



## GIDA ENFLASYONUNUN BELİRLEYİCİLERİ ÜZERİNE BİR ANALİZ: TÜRKİYE ÖRNEĞİ

Özer ÖZÇELİK<sup>1\*</sup>  
Nuri USLU<sup>2</sup>

### Öz

Ekonomide fiyatlar genel seviyesinin sürekli artmasına neden olan alanlardan biri gıda sektörüdür. Dolayısıyla söz konusu artışların ortaya çıkmasına sebep olan gıda enflasyonunun nedenlerinin belirlenmesi önem arz etmektedir. Bu çalışmanın amacı, Türkiye Ekonomisi için gıda enflasyonunun belirleyicilerinin tespit edilmesidir. 2016:M1-2022:M8 dönemine ait aylık verilerin kullanıldığı Gecikmesi Dağıtılmış Oto Regresif (ARDL) modelinden elde edilen sonuçlara göre bağımlı değişken olan Gıda ve Alkolsüz İçeceklerle İlişkin Tüketici Fiyat Endeksi'ni bağımsız değişkenlerden Tarım, Ormancılık ve Balıkçılığa İlişkin Yurt İçi Üretici Fiyat Endeksi ile Elektrik, Gaz ve Diğer Yakıtlara İlişkin Tüketici Fiyat Endeksi pozitif yönde, Tüketici Fiyat Endeksi Bazlı Reel Efektif Döviz Kuru ise negatif yönde etkilemektedir. Ayrıca değişkenler arasındaki kısa dönem ilişkisinin incelendiği ARDL Hata Düzeltme Modeli sonuçlarına göre kısa dönemde meydana gelen dengesizlik uzun dönemde ortadan kalkmaktadır.

**Anahtar Kelimeler:** Gıda Enflasyonu, TÜFE, ARDL Sınır testi

**JEL Kodları:** E01, E31, C10

## AN ANALYSIS ON THE DETERMINANTS OF FOOD INFLATION: THE CASE OF TURKIYE

### Abstract

The food sector is one of the areas that causes a continuous increase in the general price level in the economy. Therefore, it is important to determine the reasons for food inflation, which lead to such increases. The aim of this study is to identify the determinants of food inflation for the Turkish economy. According to the results obtained from the Autoregressive Distributed Lag (ARDL) model using monthly data for the period 2016:M1-2022:M8, the Consumer Price Index for Food and Non-Alcoholic Beverages, which is the dependent variable, is positively affected by the Domestic Producer Price Index for Agriculture, Forestry and, Fishing and the Consumer Price Index for Electricity, Gas, and Other Fuels on the other hand, the Consumer Price Index-Based Real Effective Exchange Rate has a negative impact. Moreover, according to the results of the ARDL Error Correction Model, which analyzes the short-run relationship between the variables, the imbalance that occurs in the short run disappears in the long run.

**Keywords:** Food Inflation, CPI, ARDL Bounds Test

**JEL Codes:** E01, E31, C10

<sup>1</sup> Doç. Dr. Kütahya Dumlupınar Üniversitesi, İİBF, İktisat Bölümü, ORCID: 0000-0001-9164-5020.

\* **Sorumlu Yazar** (Corresponding Author): ozer.ozcelik@dpu.edu.tr.

<sup>2</sup> Öğr. Gör., Kütahya Dumlupınar Üniversitesi, Hisarcık MYO ORCID: 0000-0003-3244-8726.

**Başvuru Tarihi** (Received): 16.11.2023 **Kabul Tarihi** (Accepted): 26.01.2024.

## Giriş

Fiyatlar genel seviyesindeki sürekli artışlar olarak tanımlanan enflasyon oranları, hesaplamada yer alan ürün gruplarının fiyat artışlarından etkilenmektedir. Söz konusu ürün gruplarından biri gıda olup, bu grupta yer alan gıda maddelerinin fiyat artışları gıda enflasyonu olarak ifade edilmektedir. İnsan yaşamının temel gereksinimlerinden olan gıda ürünlerinde yaşanan fiyat artışları hem üreticiler hem de tüketiciler üzerinde olumsuz etkilere sahiptir (Daşdemir, 2023). 21. yüzyıla geçişle birlikte gıda fiyatlarının artış göstermesi, Türkiye dahil dünya genelindeki paydaşlar için bir endişe kaynağı olmuştur. Bu durumun birkaç temel nedeni bulunmaktadır: İlk olarak, gıda fiyatları tüketicileri doğrudan etkiler, alım güçlerini ve yaşam maliyetlerini etkiler. İkinci olarak, gıda fiyatları genellikle siyasi anlamlar taşır, hükümet politikalarını ve programları tetikler (Ismaya ve Anugrah, 2018:82).

Toplumsal bir sorun olarak karşımıza çıkan gıda enflasyonu ülke ekonomilerinin önemli konuları arasında yer almaktadır. Üretim olanakları sınırlı olan gıda maddelerinin artan nüfusun ihtiyaçlarını karşılamasına yetmesi her ülkenin önceliğidir. Artan gıda fiyatları ülke nüfusunun beslenmesinde sorunlar yaşanmasına neden olmaktadır. Aynı zamanda gıda enflasyonu ekonomik büyüme, istihdam, kamu geliri, dış ticaret ve gelir dağılımı gibi makro ekonomik değişkenler üzerinde de olumsuz etkilere sahiptir (Tunçsiper ve Süreççi Yamaçlı, 2023).

Günümüz koşulları göz önüne alındığında, küreselleşmenin etkisiyle özellikle gelişmekte olan ülkelerde gelir ve refahın artması, nüfusun ve yaşam beklentisinin artmasına yol açmıştır. Tüm bu gelişmeler, en temel ihtiyaçlardan biri olan gıda talebini artırmış, bu da üretim hızının üzerinde bir gıda tüketim oranına yol açmıştır. Bu durum özellikle 21. yüzyılın başında daha net bir şekilde gözlemlenebilir (Abbot, Hurt ve Tyner, 2008: 4-5). Gıda fiyatlarının 2007'den 2008'in ortalarına kadar olan keskin bir şekilde artması, küresel gıda krizi olarak adlandırılmıştır. Söz konusu kriz sonrası düşen gıda fiyatları 2009 yılında yeniden yükselmeye başlamış ve 2011 yılında bu artışlar yerini dalgalanmaların azaldığı istikrarlı bir duruma bırakmıştır. 2011 yılından sonra dünyada önceki yıllara nispeten gıda fiyatlarında olumlu gelişimler yaşanırken Türkiye'de gıda fiyatları artış trendine devam etmiştir (Ulusoy ve Şahingöz, 2020). Tüketici Fiyat Endeksinde (TÜFE) büyük paya sahip gıda maddelerinde yaşanan bu fiyat artışları genel enflasyonu olumsuz yönde etkilemektedir. Dolayısıyla gıda enflasyonunda meydana gelen artışlar, tüketicilerin satın alma gücü üzerinde doğrudan etki yapmaktadır (Aytekin ve Hatırlı, 2021). Bu durumlara ek olarak 2019 yılının sonlarında ortaya çıkan ve kısa sürede dünyayı etkisi altına alan Covid-19 Pandemisi gıda fiyatlarını olumsuz yönde etkilemiştir. Söz konusu pandemi nedeniyle tarım sektöründe arz, talep ve tedarik zincirinde aksamalar yaşanmış olup, bu durum gıda fiyatlarına yansımıştır (Karagöl, 2023). Son dönemlerde gıda fiyatlarında artışa neden olaylardan biri olan Rusya-Ukrayna krizi, Karadeniz bölgesinde tarımsal üretimi ve ticareti etkileyerek küresel piyasaların bu durumdan olumsuz etkilenmesine neden olmaktadır. Bu bölgeden tüm dünyaya buğday ve ayçiçek yağı gibi çeşitli tarımsal ürünlerin sevkiyatı yapılmakta olup, Rusya-Ukrayna arasında yaşanan savaş tedarik zincirinde meydana gelen aksamalara bağlı olarak tahıl krizinin ortaya çıkmasına yol açmıştır (İzgi, Mammadov ve Özçelebi, 2023).

2021'de küresel ekonomi, Covid-19 pandemisinin etkisinden yavaş yavaş kurtulurken, makroekonomik destek programları tarafından kısmen desteklenen yüksek talep ve tedarik zincirlerindeki aksaklıkların birleşimi, 2022'de devam eden fiyat artışlarına sebeptir. Daralan işgücü piyasaları ve Ukrayna'daki savaş, zaten yüksek olan gıda ve enerji fiyatları üzerinde yukarı yönlü bir baskı oluşturmuştur. Sonuç olarak, 2022'de genel TÜFE'nin yıllık enflasyon oranı küresel olarak ortalama olarak 2,9 puanlık, 2021'e göre ise 8,1 puanlık bir artışla iki katına çıkmıştır. 2022 yılı Ocak-Eylül arası dönemde, küresel genel TÜFE yıllık enflasyon oranı, yüzde 5,4'ten yüzde 10,0'a yükselmiş ve Aralık 2022'ye gelindiğinde yüzde 8,5'e gerilemiştir (FAOSTAT, 2023).

21. yüzyılın ilk çeyreği boyunca dünya genelinde gıda fiyatları artmıştır. Bu durum, gıdanın Tüketici Fiyat Endeksi (TÜFE) içinde önemli bir unsuru olması nedeniyle dünya genelinde enflasyonu etkilemiştir. Ancak, gıda fiyatlarının enflasyon üzerindeki etkisi çok çeşitli olabilir (Šoškić, 2015:41-42):

✓ İlk olarak, gelişmekte olan piyasa ekonomilerindeki ortalama enflasyonun, gelişmiş ekonomilerdeki enflasyonla karşılaştırıldığında gıda fiyatı değişikliklerinden farklı şekilde etkileneceğini belirtmek önemlidir. Bu fiyatların etkisi, ekonominin zenginlik düzeyi veya ekonomik gelişimi ile doğrudan ilgilidir, çünkü gelirin gıda harcamalarına ayrılan payı, gelir düzeyi arttıkça azalır. Bu durum TÜFE içinde tüketim öğelerine atanmış ağırlıklarla yansır. Gelişmekte olan ülkelerde, TÜFE içinde gıda fiyatlarının ortalama olarak yaklaşık %30 ağırlığı bulunmaktadır. Gelişmiş ekonomiler, gıda fiyatlarının TÜFE içindeki ağırlığı nedeniyle bu fiyat hareketlerine daha dirençlidir ve bu ağırlık bazı tahminlere göre ortalama olarak %13 seviyesindedir. Bu nedenle, genellikle aynı küresel gıda fiyat hareketinin, düşük gelirli ülkelerde enflasyon üzerinde daha yüksek bir doğrudan etkisi vardır, yüksek gelirli ülkelerde ise daha düşüktür.

✓ İkinci olarak, gıda enflasyonu, hane halkının gelirindeki artışın talebi tetiklediği ve gıda fiyatlarını yukarı yönlü ittiği durumlardan kaynaklanabilir. Gıda fiyatları nispeten esnek olduğundan, bunların yukarı yönlü hareketi, genel talepte bir artışın işareti olabilir ve bunun sonucunda genel olarak enflasyon baskılarına neden olabilir. Eğer durum buysa, gıda fiyatlarındaki artış, merkez bankası için para politikasını sıkılaştırma sinyali olmalıdır.

İktisatta teorik açıdan gıda fiyatlarının artmasına neden olan unsurlar arz ve talep kaynaklı olmak üzere iki gruba ayrılmaktadır. Gıda fiyatlarının artmasına neden olan talep yönlü etkenlerden başlıcaları nüfus ve kentleşmenin artmasına bağlı olarak artan tüketim harcamaları ve değişen beslenme alışkanlıklarıdır. Gıda fiyatlarının artmasına yol açan arz yönlü etkenlerin başında iklim değişikliği, hava koşulları ve ülkelerin uyguladığı ihracat politikaları gelmektedir. Diğer taraftan gıda fiyatlarını bazı makroekonomik değişkenler de etkilemektedir (Şahin Kutlu, 2021). Irving Fisher liderliğindeki klasik ekonomistler, fiyatların her zaman para miktarındaki değişikliğe orantılı olarak değiştiğini açıklamışlardır. O zamandan beri birçok ekonomist, bu hipotezi tarımsal fiyatlara uygulamış ve parasal değişkenlerin tarımsal fiyatlar üzerinde gerçek etkisinin olduğunu doğrulamıştır (Saghalian, Reed ve Marchant, 2002; Siddique ve Hye, 2010). Ancak gıda fiyatları üzerinde etkili olan makroekonomik değişkenlerin tespit edilmesi amacıyla yapılan çalışmalarda ele alınan faktörler farklılık göstermektedir. Bu farklılıkların temelinde incelenen ekonomi, ele alınan dönem ve modelde kullanılan açıklayıcı değişkenler yer almaktadır. Dolayısıyla gıda enflasyonunun belirleyicilerinin tespitinde ülke bazında ve dönemsel etkilere bağlı olarak farklı değişkenlerin ele alınarak değerlendirme yapılması uygun olacaktır. Söz konusu farklılıklar bağlamında bu çalışmada, Türkiye Ekonomisi için gıda enflasyonuna neden olan unsurları belirlemek amacıyla 2016:M1-2022:M8 dönemine ait aylık verilerin logaritması kullanılarak ARDL modeli uygulanmıştır.

## 1. Türkiye’de Gıda Fiyatları

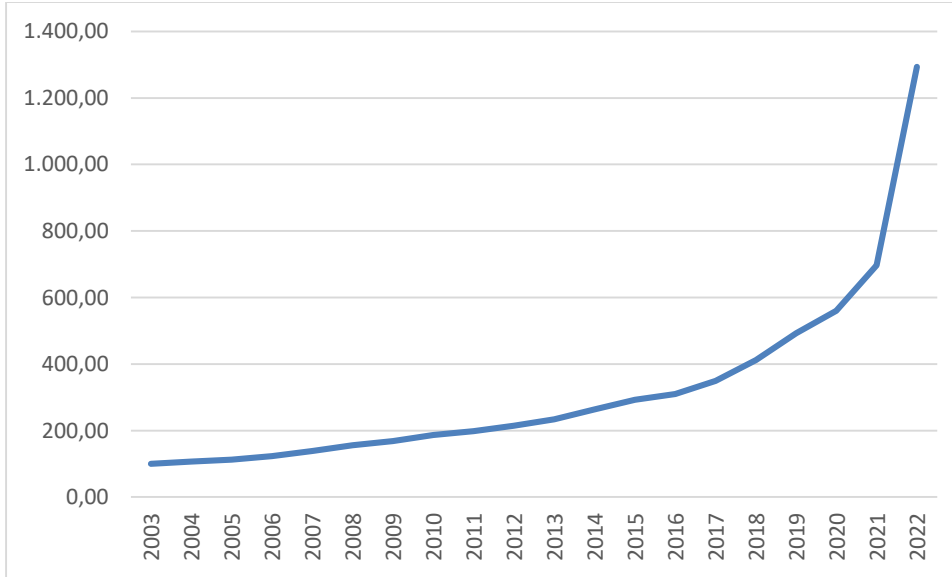
Gıda fiyatlarında artışa neden olan faktörler ülkeden ülkeye farklılık göstermekle birlikte küresel anlamda iklim değişikliği, enerji fiyatları, döviz kuru, dış ticaret politikaları ve arz-talep koşulları gıda fiyatları üzerinde etkili olmaktadır. Türkiye ekonomisinde ise gıda fiyat artışlarına neden olan unsurların başlıcaları don ve kuraklık gibi olumsuz hava koşulları, meyve-sebze ihracatında Rusya ile yaşanan kriz, azalan turizm talebine bağlı negatif arz şokları, yükselen döviz kuru ile tarımsal girdi maliyetlerinin artması, Covid-19 küresel salgınla tarımsal arzın azalması, tedarik zincirinin bozulması ve toplam talepte yaşanan artışlardır (Şahin Kutlu, 2021). Söz konusu gelişmelerin yaşandığı Türkiye Ekonomisinde gıda fiyatlarında meydana gelen değişimleri Tablo 1’deki veriler ortaya koymaktadır.

**Tablo 1:** *Gıda ve Alkolsüz İçecekler Fiyat Endeksi (2003-2022)*

Yıllar	Gıda ve Alkolsüz İçecekler Fiyat Endeksi	Yıllar	Gıda ve Alkolsüz İçecekler Fiyat Endeksi
2003	100,00	2013	233,97
2004	106,82	2014	263,49
2005	112,08	2015	292,86
2006	122,95	2016	309,81
2007	138,21	2017	349,16
2008	155,88	2018	411,87
2009	168,39	2019	492,33
2010	186,20	2020	560,52
2011	197,82	2021	696,59
2012	214,46	2022	1.293,18

**Kaynak:** (TCMB, 2023). 2003 yılı endeks değeri 100 kabul edilmiştir.

Tablo 1’deki verilere göre, 2003 yılında 100 kabul edilen Gıda ve Alkolsüz İçecekler Fiyat Endeksi devam eden yıllarda artarak 2012 yılında 214,46 değerini almıştır. Söz konusu endeks 2003-2012 yılları arasındaki on yıllık süreçte yaklaşık %114 artış kaydetmiş olup, bu dönemde endeks değeri yaklaşık 1,14 kat artmıştır. 2013 yılında 233,97 olan endeks önceki yıllara nispeten daha hızlı artış göstermiş ve 2020 yılında 560,52 değerine ulaşmıştır. Bir önceki yıla göre daha fazla artışın yaşandığı 2021 ve 2022 yıllarında endeks değerleri sırasıyla 696,59 ve 1.293,18 olmuştur. Gıda fiyatlarındaki değişimi temsil eden bu endeks 2013-2022 yılları arasındaki on yıllık süreçte yaklaşık %452 artış kaydetmiş olup, bu dönemde endeks değeri yaklaşık 4,52 kat artmıştır. Türkiye Ekonomisinde Gıda ve Alkolsüz İçecekler Fiyat Endeksinde yaşanan bu artışları grafiksel açıdan ele almak için hazırlanmış Görsel Grafik 1’de yer almaktadır.

**Grafik 1:** *Gıda ve Alkolsüz İçecekler Fiyat Endeksi (2003-2022)*

Tablo 1’deki veriler kullanılarak hazırlanan Grafik 1’e göre, 2003 yılından itibaren sürekli artış gösteren Gıda ve Alkolsüz İçecekler Fiyat Endeksi değerleri 2018 yılından sonra daha yüksek miktarlarda artış göstermiştir. Nitekim incelenen dönemde söz konusu endeks değerinde en yüksek artış 2022 yılında yaşanmıştır. Ele alınan dönem genel olarak değerlendirildiğinde 2003 yılında 100,00 Gıda ve Alkolsüz İçecekler Fiyat Endeksi 2022 yılında 1.293,18 değerine ulaşmış olup, yirmi yıllık süreçte endeks yaklaşık %1.193 artış kaydetmiştir. Diğer bir ifadeyle Türkiye

Ekonomisinde 2003 yılından 2022 yılına kadar geçen yirmi yıllık süreçte gıda ve alkolsüz içeceklerin fiyatları yaklaşık 12 kat artmıştır.

## 2. Literatür

Makroekonomik bir perspektiften bakıldığında, bu konunun geniş sosyal ve ekonomik yansımaları göz önüne alındığında gıda enflasyonunun belirleyicileri üzerine yapılan literatür oldukça sınırlıdır. Belirli düşük gelirli ülkeleri ele alan çalışmalar bulunmakla birlikte, orta ve yüksek gelirli ülkeleri kapsayan çalışmalar oldukça azdır. Ekonomideki yüksek gıda fiyatlarının nedenlerini analiz etmek üzere ulusal ve uluslararası literatür incelenmiştir.

Uluslararası literatür incelendiğinde, Abbott, Hurt ve Tyner (2008), ABD'deki artan gıda fiyatlarının arkasındaki beş faktörü belirlemişlerdir. İlk faktörün talep şokları sebebi olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Mısır'ın Çin'e ihracatını incelemişler ve biyo-yakıt üretiminin iç talebi artırdığını, bunun da fiyatları artırdığını bulmuşlardır. İkinci faktör, gelecekteki fiyat artışlarından faydalanmak için stok yapma, üçüncüsü olumsuz hava koşulları, dördüncüsü Çin'in stok politikası, beşincisi ise döviz kuru olarak belirlenmiştir.

Rangasamy (2011) çalışmasında, Güney Afrika'da gıda enflasyonundan kaynaklanan bazı makroekonomik ve politika sonuçlarını belirlemiştir. Çalışmada yapılan analizden çıkan üç ana sonuç vardır. İlk olarak, gıda fiyatlarının hareketleri Güney Afrika'da enflasyon yaratmada büyük bir rol oynamıştır. İkinci olarak, dış etkilerin önemli olduğu bir gerçek olsa da, Güney Afrika gıda fiyatlarının hareketleri çoğunlukla içsel etkilerden kaynaklanmaktadır. Bu durum ulusal politikanın içsel gıda fiyat enflasyonunu dizginlemede önemli bir rol oynadığı anlamına gelir. Üçüncü olarak, güçlü ikinci tur etkiler göz önüne alındığında, gıda fiyatlarının hareketleri, para politikası yapımında özel bir dikkati hak eder. Gıda fiyatlarını hareket ettirmeyen çekirdek enflasyon ölçüleri, ekonominin altında yatan enflasyon baskılarını doğru bir şekilde yansıtmayabilir ve fiyat istikrarı hedefine ulaşmayı tehlikeye atabilir.

Du, Yu ve Hayes (2011) çalışmalarında, tarım ürünü fiyatlarının artışına yol açan faktörleri tahmin etmeyi amaçlamış ve dalgalı petrol fiyatları ile gıda enflasyonu arasındaki bağlantıyı incelemişlerdir. 1998-2009 dönemi haftalık zaman serisi verilerini kullanarak Stokastik Volatilité Modellerini petrol, mısır ve buğday vadeli fiyatlarına uygulamıştır. Petrol fiyatlarının farklı özellikleri, ortalama-dönüş, getiriler ve volatilité arasındaki asimetrisinin, volatilitenin kümelenmesinin ve seyrek bileşik sıçramaların kullanıldığı bir dizi özellik içermiştir. Çalışmada kullanılan teknik, stokastik volatilité ile Merton dönüşte sıçrama (SVMJ) modelidir. Detaylı inceleme sonucunda, petrol fiyatlarındaki volatilitenin, mısır ve buğday da dâhil olmak üzere yükselen gıda fiyatları üzerinde önemli bir etkisi olduğu bulunmuştur.

Haji ve Gelaw (2012) çalışmalarında Etiyopya'daki gıda enflasyonunun belirleyicilerini açıklamışlardır. Etiyopya ekonomisi, gıda enflasyonu açısından istikrarsız görünürken, gıda dışı enflasyon nispeten istikrarlıydı. Gıda enflasyonu 2006'da %15,1 idi ve 2008'de %57,4'e ulaşmış, ancak 2009'da oldukça düşük bir seviyede %36,4 olarak gerçekleşmiştir. Etiyopya'nın yoksul haneleri gelirinin %55'ten fazlasını temel ihtiyaç (gıda) ürünlerine harcadıkları için temel ihtiyaç (gıda) fiyatlarının artması, yaşam standartlarını olumsuz etkilemektedir. Araştırmacılar, para arzı, döviz kuru, küresel fiyatlar ve gübre fiyatlarının gıda enflasyonundan sorumlu faktörler olduğunu belirlemişlerdir.

Davidson vd. (2012), 1990-2010 dönemi boyunca, İngiltere'deki gıda fiyat enflasyonunun başlıca nedenlerinin, dünya ham gıda fiyatları ve döviz kuru olduğunu belirtmektedirler. Petrol fiyatlarının da dolaylı olarak dünya tarım malı fiyatları üzerindeki etkileri aracılığıyla gıda enflasyonunu etkilediğini söylemektedirler. Ayrıca, dünya mal piyasalarında ortaya çıkan şokların süresine bağlı olarak iç piyasadaki perakende gıda fiyat enflasyonuna olan etkisinin değiştiğini göstermektedirler.

Ahmed ve Singla (2014) çalışmalarında, Ocak 2006 ile Aralık 2013 tarihleri arasındaki aylık verileri kullanarak, Hindistan'daki gıda enflasyonunun ana belirleyicilerini analiz etmişlerdir. Johansen eşbütünleşme analizi sonucunda, uzun vadeli perspektifte para arzı, faiz oranı, döviz kuru, ham petrol ve yağış gibi gıda enflasyonunun tüm ana belirleyicilerinin (dünya gıda fiyatları hariç) gıda enflasyonunu önemli ölçüde etkilediği gösterilmiştir. Ayrıca, Hata Düzeltme Modeli, gıda enflasyonunun ve belirleyicilerinin kısa vadeli davranışını anlamak için kullanılmıştır. İstatistiksel olarak anlamlı olan hata düzeltme terimi, uzun vadeli nedensellik ve uzun dönem denge değerine doğru yaklaşma hızının doğrulandığı bir diğer unsur olmuştur. Kısa vadeli perspektifte, yalnızca dünya gıda ve ham petrol fiyatlarının gıda enflasyonunu etkilediği sonucuna ulaşılmıştır.

Awan ve Imran (2015) çalışmalarında 1980'den 2013'e kadar olan dönemi kapsayan zaman serisi yıllık verileri kullanarak, Pakistan'da gıda fiyat enflasyonu ile ilişkilendirilen çeşitli önemli talep artışı ve maliyet artış değişkenleri olduğunu göstermişlerdir. Özellikle, gübre fiyatları, yakıt fiyatları, para arzı, kişi başına düşen gayri safi yurt içi hâsıla (GSYİH) ve yabancı yardım, gıda fiyatlarıyla pozitif bir ilişki göstermektedir. Diğer yandan, döviz kuru gıda fiyatlarıyla ters bir ilişki sergilemektedir. Ayrıca, hata düzeltme modeli istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur; bu da piyasa güçlerinin, gıda fiyatları bağlamında uzun vadeli dengeyi yeniden tesis etmeye aktif bir şekilde katkıda bulunduğunu göstermektedir. Bu, belirlenen değişkenlerin Pakistan'daki gıda fiyat enflasyonunun dinamiklerini şekillendirmede kritik roller oynadığı ve piyasa mekanizmalarının uzun vadeli dengeye yönelik sapmalara müdahale ettiği anlamına gelmektedir.

Ismaya ve Anugrah (2018) çalışmalarında; Endonezya'da gıda enflasyonunun belirleyicilerini araştırmışlardır. Üç aylık veriler ile (2008:Q1 - 2017:Q4) ve GMM tahmincisini kullanarak, geriye dönük ve ileriye dönük beklentilerin gıda enflasyonu üzerinde güçlü bir etkisi olduğunu göstermektedirler. Ek olarak, gıda üretimi, tarım sektörü üretimi, altyapı, gıda ithalatı, tarım sektörü kredisi, talep düzeyi (M1/tüketim) ve mevsimsel olay (Ramazan Ayı) gibi genel gıda fiyat enflasyonunun belirleyicilerinin oldukça önemli olduğunu belirtmektedirler. Geriye ve ileriye dönük beklentilerin, yurt içi petrol fiyatlarının ve talep düzeyinin, gıda fiyatlarının yüksek seyretmesine sebep olduğu bulunurken, genel gıda fiyat enflasyonuna ilişkin unsurların gıda fiyatlarını düşürdüğü sonucuna varmışlardır.

Norazman, Khalid ve Ghani (2018) çalışmalarında Malezya'da gıda fiyatının arz tarafındaki belirleyicilerini bir fiyat iletimi perspektifinden incelemektedirler. Yatay fiyat iletim kanalı ticaretin, taşıma maliyetinin, döviz kurlarının ve coğrafi alanlar arasındaki mesafelerin üretici fiyatlarını nasıl etkilediği ile ilgilidir. Dikey fiyat iletimi ise fiyat değişikliklerinin iç piyasa tedarik zinciri boyunca gıda işleme ve distribütör maliyetlerini yansıması ile ilgilidir. Çalışma; aylık veriler kullanılarak yapılan vektör hata düzeltme modeli (VECM) ile, 1991-2013 arası dönemde dünya gıda emtia fiyatlarının ve reel efektif döviz kuru değişikliklerinin Malezya'daki gıda fiyatlarının temel belirleyicileri olduğunu doğrulamaktadır; dikey iletim kanalındaki değişiklikler, muhtemelen hükümet fiyat kontrolleri ve sübvansiyon programları veya endüstrinin organizasyonu tarafından sınırlanmış olabilir.

Qayyum ve Sultana (2018), 1970-2017 döneminde Pakistan'daki gıda fiyatlarındaki enflasyonu etkileyen faktörleri analiz etmeyi amaçlamaktadırlar. Regresyon analizi için yıllık zaman serisi verileri kullanılmıştır. Gayri Safi Yurtiçi Hasıla (GSYİH), gıda ihracatı, gıda ithalatı, vergiler ve para arzı kullanılarak gıda enflasyonu analiz edilmiştir. Basit regresyon tekniği kullanılmış olup, tüm belirleyicilerin gıda fiyatlarını olumlu ve anlamlı bir şekilde etkilediği, ancak para arzının negatif sonuçlar gösterdiği sonucuna varılmıştır. GSYİH, gıda ihracatı/ihracatı ve vergiler, yüksek gıda enflasyonuna katkıda bulunan faktörler olmuşken, para arzı gıda fiyatlarının azalmasına neden olmaktadır. Pakistan'da gıda enflasyonunu aşmak için özellikle gıda ihracatı ve ithalatına, ayrıca aşırı para arzına özel bir dikkat gösterilmesi önerilmektedir.

Makun (2021), çalışmasında Fiji'deki gıda enflasyonunun belirleyicilerini incelemektedir. Mevcut verilere dayanarak, çalışma içsel faktör modeli ve dışsal faktör modeli olmak üzere iki enflasyon modeli geliştirmiştir. Analitik çerçeve, Otoregresif Dağılım Gecikme modeli içinde sınır testi prosedürünü benimsemekte ve hem kısa vadeli hem de uzun vadeli etkileri sunmaktadır. Çalışma, 1983-2018 dönemi için yıllık verileri kullanmaktadır. Analiz, iki modelde de değişkenler arasında uzun vadeli bir eşbütünleşme ilişkisinin varlığını göstermektedir. Ampirik tahminler, kişi başına düşen gayri safi yurtiçi hasıla ve para arzının gıda enflasyonunu olumlu yönde etkilediğini göstermektedir. Tarım kredisi, Fiji'de gıda enflasyonu ile ters orantılı bir ilişkiye sahiptir. Beklenmedik bir şekilde, içsel gıda üretim endeksinin gıda enflasyonu üzerindeki negatif etkisinin anlamsız olduğu ve düşük gıda ürünü üretimini gösterdiği belirlenmiştir. Fiji'deki gıda enflasyonunu olumlu yönde etkileyen önemli faktörler arasında petrol fiyatları, döviz kuru, dünya genelindeki gıda fiyatları ve gıda ithalatı gibi dışsal etmenler bulunmaktadır. Sonuçlar, döviz kuru dışında, içsel faktörlerin gıda enflasyonu dinamiklerinde daha baskın bir rol oynadığını göstermektedir.

Peersman'ın (2022) Euro bölgesi için SVAR-IV modeline dayanan çalışmasında; uluslararası gıda fiyatlarındaki dışsal dalgalanmaların orta vadeli Tüketici Fiyat Endeksi (CPI) volatilitésinin büyük bir kısmını açıkladığı sonucuna varmıştır.

Adjemian vd. (2023) çalışmalarında 2021 ortalarından itibaren ABD'de gıda fiyatlarının, pandemi ile ilgili tedarik zinciri ve işgücü sıkıntıları, artan taşıma maliyetleri ve ücretler, Rusya'nın Ukrayna'yı istilasından kaynaklanan gıda maddesi ve gübre şokları ve belki de son dönemdeki para ve mali teşviklerin talep tarafındaki etkileri nedeniyle son on yılın en hızlı artışını yaşadığını belirtmektedir. Bu artışların sebepleri, yurt içi gıda fiyatları ve arz veya talep odaklı faktörlere dayandırılarak ayrıma tabi tutulmuştur. Bulgular, gözlemlenen fiyat değişikliklerinin çoğunu arz tarafındaki faktörlerin açıkladığını, ancak talep tarafındaki faktörlerin - özellikle para arzının - daha güçlü bir korelasyona sahip olduğunu göstermektedir.

Ulusal literatür incelendiğinde; Başkaya, Gürgür ve Ögünç (2008) Türkiye ekonomisinde gıda fiyatlarında artışa neden olan faktörleri araştırdıkları çalışmada kuraklığa bağlı olarak ortaya çıkan arz yönlü şokların ve uluslararası gıda fiyatlarında yaşanan artışların işlenmiş gıda fiyatlarını arttırdığını tespit etmişlerdir. Ayrıca döviz kurunun, ithalat fiyatlarına nispeten işlenmiş gıda fiyatları üzerinde geçişkenlik etkilerinin daha hızlı olduğunu ve ele alınan dönemde toplam talebin düşük etkiye sahip olduğu sonucuna ulaşmışlardır.

Orman vd. (2010) Türkiye'de işlenmemiş gıda ürünlerinin fiyatlarında meydana gelen oynaklığı incelemek için bazı sektörlerden uzman kişiler ile yaptıkları mülakat sonucunda iklim koşulları, bilgi yetersizliği, fazla sayıda aracının olması, kamu desteklerindeki belirsizlikler, denetimlerdeki yetersizlikler, dış talepte ortaya çıkan dalgalanmalar ve tarımsal faaliyetlerin belli bölgelerde yoğunlaşması gıda fiyatlarda yüksek oynaklığa neden olduğu sonucuna ulaşmışlardır.

Ögünç (2010) Türkiye ile AB üyesi ülkeleri karşılaştırarak işlenmemiş gıda fiyatlarındaki oynaklığı ele aldıkları çalışmada, Türkiye'deki gıda fiyatlarında yaşanan oynaklık boyutunun diğer ülkelere nispeten daha yüksek olduğunu tespit etmişler.

Bayramoğlu ve Yurtkur (2015) VAR yöntemini kullanarak 1999: 2-2014: 6 dönemi için Türkiye ekonomisinde gıda sanayi ürünleri ile tarımsal üretici fiyatlarının belirleyicileri üzerine yaptığı çalışmada, gıda sanayi ürünleri fiyatlarını kısa vadede en önemli etkenlerin dolar ve euro kuru olduğunu, uzun vadede ise petrol fiyatı, tarımsal üretici fiyatı ve uluslararası gıda fiyatının kısıtlı etkiye sahip olduğunu tespit etmişlerdir. Diğer taraftan tarımsal ürün üretici fiyatının en önemli etkenlerinin sırasıyla gıda sanayi fiyat endeksi, petrol fiyatı, uluslararası gıda fiyatı, dolar ve euro kuru olduğu sonucuna varmışlar. Petrol fiyatı ile gıda sanayi fiyatları arasındaki ilişkinin kısa sürede hissedilir derecede olduğunu, uluslararası gıda fiyatları, euro ve dolar kurlarından kaynaklanan etkilerin ise gecikmeli olarak hissedildiğini tespit etmişlerdir.

Erdem (2017) Türkiye ekonomisinde 2005-2017 dönemini için Granger Nedensellik analizini kullanarak gıda enflasyonu ile enflasyon belirsizliği arasındaki ilişkiyi incelediği çalışmada, nedensellik ilişkisinin gıda enflasyonundan enflasyon belirsizliğine doğru tek yönlü olduğunu ve enflasyon belirsizliğinden gıda enflasyonuna doğru bir nedensellik ilişkisinin olmadığını tespit etmiştir.

Ganioğlu (2017) işlenmiş gıda ve enerji fiyatlarının çekirdek enflasyondan saptığı dönemleri belirleyip enflasyon beklentilerini incelediği çalışmada, yüksek derecede sapmaların Ocak 2003-Mart 2017 döneminde gerçekleştiğini tespit etmiştir. Ayrıca tüketicilerin enflasyon beklentilerini oluştururken makroekonomik değişkenlerin yanı sıra geçmiş enflasyona da önem verdikleri sonucuna ulaşmıştır.

Ulusoy ve Şahingöz (2020) Türkiye’de gıda enflasyonunun tüketici fiyat endeksine etkilerini inceledikleri çalışmada 2006:8-2018:01 aylık verilerin kullanarak uyguladıkları ARDL Sınır testi sonuçlarına göre uzun dönemde değişkenler arasında eş bütünleşme ilişkisinin olduğunu ve kısa dönemde gıda ürünlerinde meydana gelen fiyat artışlarının enflasyon oranlarını arttırdığı sonucuna ulaşmışlardır.

Aytekin ve Hatırlı (2021) Türkiye ekonomisinde 2016-2020 dönemi için tarım ürünleri üretici fiyat endeksi, tarımsal girdi fiyat endeksi ve gıda ürünleri imalatı ithalat birim değerinin işlenmemiş gıda enflasyonunu üzerine etkilerini incelemişler. Gecikmesi Dağıtılmış Otoregresif Model (ARDL) ve Vektör Otoregresif Model yöntemlerini kullandıkları çalışmadan elde ettikleri sonuçlara göre modele dahil edilen tüm açıklayıcı değişkenlerin işlenmemiş gıda enflasyonunu artırıcı yönde etkisi olduğunu tespit etmişler.

Şahin Kutlu (2021) Türkiye’de 2008:M8-2020:M8 dönemi için sanayi üretim endeksi, döviz kuru, gıda ürünleri ihracatı ve dünya gıda fiyat endeksinin yurtiçi gıda fiyat endeksine etkilerini SVAR modelini kullanarak incelediği çalışmada modelde yer alan değişkenlerden sadece döviz kuru ile gıda fiyat endeksi arasındaki ilişkinin istatistikî açıdan anlamlı olduğu sonucuna varılmıştır.

Daşdemir (2023) Türkiye ekonomisi için 1990 Ocak - 2023 Mart döneminde döviz kuru ile gıda fiyatları arasındaki ilişkiyi, gıda fiyat endeksinin genel fiyat endeksine oranını kullanarak ele aldığı çalışmada, döviz kurundaki artışların diğer ürün gruplarına nispeten gıda fiyatlarında daha fazla artışa neden olduğu sonucuna varmıştır.

İnal, Canbay ve Kırcı (2023) tarafından gerçekleştirilen çalışmada, Türkiye’de tüketici faiz oranları, reel efektif döviz kuru endeksi ve gıda üretim endeksinin, 2008:M04-2020:M08 tarih aralığında gıda fiyat endeksine etkileri tahmin edilmiştir. Değişkenler arasındaki ilişkiler, Fourier Engle-Granger (FEG) eşbütünleşme testi, uzun vadeli katsayı tahmincileri ve hata düzeltme modeline dayalı Fourier Granger nedensellik testleri ile araştırılmıştır. FEG eşbütünleşme testi sonuçlarına göre, tüketici faiz oranları, reel efektif döviz kuru endeksleri ve gıda üretim endekslerinin uzun vadede gıda fiyatları üzerinde önemli bir etkisi olduğu belirlenmiştir. Uzun vadede gıda üretim endeksindeki %1’lik bir artış, gıda fiyat endeksinin sırasıyla %0,39 ve %0,33 azaltmıştır. Reel döviz kuru endeksindeki %1’lik bir artış ise gıda fiyat endeksinin sırasıyla %0,26 ve %0,25 azaltmıştır. Tüketici faiz oranlarının ise önemli bir etkisi tespit edilmemiştir.

İzgi, Mammadov ve Özçelebi (2023) Panel Vektör Hata Düzeltme Modeli (VECM) kullanarak gıda güvenliği ile tarım ürünleri enflasyonu arasındaki uzun dönemli ilişkiyi inceledikleri çalışmada modelde yer alan seriler arasında eş bütünleşme ilişkisinin olduğunu tespit etmişler. Ayrıca gıda güvenliğine ilişkin seriden tarım ürünleri enflasyon serisine doğru nedensellik ilişkisini tespit etmişlerdir.

Karagöl (2023) Türkiye, Çin, Macaristan, Amerika Birleşik Devletleri, İngiltere, Güney Afrika ve Almanya’da gıda fiyatları ile ekonomik politika belirsizliği arasındaki ilişkiyi incelediği çalışmada sadece Amerika Birleşik Devletleri’nde gıda enflasyonu ile küresel ekonomik politika belirsizliği



arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi olduğunu tespit etmiş. Ayrıca ele alınan ülkelerin tamamında küresel ekonomik politika belirsizliğinden gıda enflasyonuna doğru zaman itibarıyla değişen nedensellik ilişkisinin mevcut olduğu sonucuna varmış. Aynı zamanda bu nedensellik ilişkisinin Covid-19 Pandemi döneminde arttığı belirlenmiştir.

Tunçsiper ve Sürekçi Yamaçlı (2023) Türkiye ekonomisinde 2002-2022 dönemi için gıda ve alkolsüz içecek fiyatları, petrol fiyatları, döviz kuru ve tarımsal ürün ithalatı arasındaki ilişkiyi inceledikleri çalışmada hem tarımsal mal ithalatından hem de petrol fiyatlarından gıda ve alkolsüz içecek fiyatlarına tek yönlü nedensellik ilişkisi tespit etmişler. Ayrıca tarımsal mal ithalatı uzun dönemde gıda ve alkolsüz içecek fiyatları üzerinde olumlu etkiye sahip olduğu sonucuna varmışlar. Diğer taraftan Petrol fiyatlarında yaşanan artışların gıda ve alkolsüz içecek fiyatlarını kısa dönemde artırdığı sonucuna ulaşmışlardır.

### 3. Veri Seti, Yöntem ve Bulgular

Bu çalışmada Türkiye Ekonomisi için gıda enflasyonunun belirleyicileri üzerine uygulanan analizde 2016:M1-2022:M8 dönemine ait aylık veriler kullanılmıştır. Analizde yer alan Gıda ve Alkolsüz İçeceklere ilişkin Tüketici Fiyat Endeksi (TUFEG), Tarım, Ormancılık ve Balıkçılığa ilişkin Yurt İçi Üretici Fiyat Endeksi (UFET), Elektrik, Gaz ve Diğer Yakıtlara ilişkin Tüketici Fiyat Endeksi (TUFEE), Cari Ayın Aylık Tüketici Fiyat Endeksi Beklentisi (TUFEB), Tüketici Fiyat Endeksi Bazlı Reel Efektif Döviz Kuru<sup>3</sup> (REDK) ve M1 Para Arzı (M1) serilerine ait veriler Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası'ndan (TCMB) temin edilmiştir. Söz konusu verilere ait bilgiler Tablo 2'de yer almaktadır.

Zaman serisi analizinde öncelikli durumlardan birisi modelde yer alan değişkenlere ait serilerin birim kök içerip içermediğinin araştırılmasıdır. Yani zaman serilerinin durağanlığının incelenmesidir (Gujarati, 2003). Çünkü durağan olmayan serilerin zaman serisi analizlerinde kullanılması sahte regresyon problemine neden olabilmektedir. Sahte regresyon durumunda, yüksek R2 sonuçlarına rağmen t ve f testi değerleri geçerliliğini kaybedebilmektedir. Dolayısıyla zaman serisi analizlerinde durağan olmayan serilerin modelde yer alması, analizden elde edilecek sonuçların gerçeği yansıtmama problemine neden olabilmektedir (Granger ve Newbold, 1974). Literatürde zaman serilerinin durağanlığını incelemek için sıklıkla birim kök testlerine başvurulmaktadır. Bu çalışmada serilerin durağanlığını incelemek için Augmented Dickey Fuller (ADF) ve Phillips Perron (PP) birim kök testleri kullanılacaktır.

---

<sup>3</sup> Reel efektif döviz kurundaki artış TL'nin reel olarak değer kazandığını göstermektedir (TCMB, <https://evds2.tcmb.gov.tr/index.php?/evds/dashboard/1550>).

**Tablo 2:** Değişkenlere İlişkin Temel Bilgiler

Kısaltma	Değişken	Açıklama	Kaynak
TUFEG	Gıda ve Alkolsüz İçeceklere ilişkin Tüketici Fiyat Endeksi	Düzye Değerleri (2003=100)	TCMB
UFET	Tarım, Ormancılık ve Balıkçılığa ilişkin Yurt İçi Üretici Fiyat Endeksi	Düzye Değerleri (2015=100)	TCMB
TUFEE	Elektrik, Gaz ve Diğer Yakıtlara İlişkin Tüketici Fiyat Endeksi	Düzye Değerleri (2003=100)	TCMB
TUFEB	Cari Ayın Aylık Tüketici Fiyat Endeksi Beklentisi	Düzye Değerleri (2003=100)	TCMB
REDK	Tüketici Fiyat Endeksi Bazlı Reel Efektif Döviz Kuru	Düzye Değerleri (2003=100)	TCMB
M1	M1 Para Arzı	Düzye Değerleri (1.000 TL)	TCMB

Serilerin birim kök içerip içermediğini incelemek için Dickey ve Fuller (1979) tarafından kullanılan denklemler Dickey ve Fuller (1981) tarafından genişletilerek, söz konusu denklemlere bağımlı değişkenin gecikmeli değerleri eklenmiştir. Dickey ve Fuller (1981) tarafından geliştirilen bu formülasyon uygulamada Augmented Dickey Fuller (ADF) birim kök testi olarak sıklıkla kullanılmaktadır. ADF birim kök testinde kullanılan söz konusu denklemler şu şekildedir (Gujarati, 2003):

$$\text{Sabit terimsiz ve trendsiz;} \quad \Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

$$\text{Sabit terimli ve trendsiz;} \quad \Delta Y_t = \beta_1 + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

$$\text{Sabit terimli ve trendli;} \quad \Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

Bu denklemlerde  $Y_t$  ile seriler,  $\Delta$  ile serinin birinci farkı,  $t$  ile zaman periyodu,  $\varepsilon_t$  ile hata terimi ve  $m$  ile serinin gecikme uzunluğu temsil edilmektedir. ADF birim kök testinde oluşturulan hipotezler aşağıdaki gibidir:

Temel Hipotez ( $H_0$ ):  $\delta=0$ ; seri birim kök içermektedir.

Alternatif Hipotez ( $H_1$ ):  $\delta \neq 0$ ; seri birim kök içermemektedir.

Yukarıdaki formülasyon kullanılarak ADF birim kök testi uygulanan serilerden elde edilen test istatistik değeri MacKinnon kritik değerleriyle karşılaştırılır. Eğer elde edilen test istatistik değerinin mutlağı farklı anlamlılık seviyelerinde MacKinnon kritik değerlerinin mutlağından küçükse temel hipotez reddedilemez. Yani serinin birim kök içerdiği, dolayısıyla durağan olmadığı kabul edilir. Ancak tam tersi durumda ise yani, elde edilen test istatistik değerinin mutlağı farklı

anamlılık seviyelerinde MacKinnon kritik değerlerinin mutlağından büyükse temel hipotez reddedilir ve alternatif hipotez kabul edilir. Böylece serinin birim kök içermediği, dolayısıyla durağan olduğu kabul edilir (Gujarati, 2003).

Serilerin durağanlığını incelemek için uygulamada sıklıkla kullanılan bir diğer birim kök testi ise Phillips-Perron (PP) birim kök testidir. ADF testindeki hata terimlerine ilişkin bağımsız ve sabit varyans varsayımları Phillips ve Perron (1988) tarafından geliştirilen PP testinde genişletmiştir. PP testindeki söz konusu varsayımlara göre, hata terimleri zayıf bağımlı ve heterojen dağılmaktadır. PP birim kök testinde oluşturulan hipotezler aşağıdaki gibidir:

Temel Hipotez ( $H_0$ ) : Seri birim kök içermektedir.

Alternatif Hipotez ( $H_1$ ) : Seri birim kök içermemektedir.

ADF birim kök testine benzer şekilde; PP birim kök testi uygulanan serilerden elde edilen test istatistik değeri MacKinnon kritik değerleriyle karşılaştırılarak serilerin birim kök içerip içermediğine karar verilmektedir. ADF testinde temel hipotezin kabul veya ret durumları için geçerli koşullar PP testi için de geçerlidir (Tarı, 2014).

Çalışmada kullanılan, Gıda ve Alkolsüz İçeceklere İlişkin Tüketici Fiyat Endeksi (TUFEG), Tarım, Ormancılık ve Balıkçılığa ilişkin Yurt İçi Üretici Fiyat Endeksi (UFET), Elektrik, Gaz ve Diğer Yakıtlara ilişkin Tüketici Fiyat Endeksi (TUFEE), Cari Ayn Aylık Tüketici Fiyat Endeksi Beklentisi (TUFEB), Tüketici Fiyat Endeksi Bazlı Reel Efektif Döviz Kuru (REDK) ve M1 Para Arzı (M1) serilerin logaritması alınmış olup, söz konusu değişkenlere ilişkin ADF birim kök test sonuçları Tablo 3'te ve PP birim kök test sonuçları Tablo 4'te yer almaktadır.

**Tablo 3:** ADF Birim Kök Test Sonuçları

Değişkenler	Sabitli	Sabitli Trendli	Sabitsiz Trendsiz	Bütünleşme Derecesi
LOGM1	1.7444 (0.9997)	-1.1103 (0.9205)	5.4665 (1.0000)	I(1)
ΔLOGM1	-7.3512 (0.0000)***	-7.6308 (0.0000)***	-5.7773 (0.0000)***	
LOGREDK	-0.9254 (0.7752)	-4.8232 (0.0010)***	-1.8560 (0.0608)*	I(0)
ΔLOGREDK	-7.6369 (0.0000)***	-7.5822 (0.0000)***	-7.3097 (0.0000)***	
LOGTUFEB	-3.0996 (0.0306)**	-4.5871 (0.0021)***	-3.1148 (0.0022)***	I(0)
ΔLOGTUFEB	-1.8896 (0.3352)	-2.1679 (0.4993)	-1.6707 (0.0893)*	
LOGTUFEE	3.2688 (1.0000)	0.5581 (0.9993)	4.0331 (1.0000)	I(1)
ΔLOGTUFEE	-7.6873 (0.0000)***	-8.6930 (0.0000)***	-2.5383 (0.0117)**	
LOGTUFEG	1.7831 (0.9997)	-0.7401 (0.9661)	2.9181 (0.9990)	I(1)
ΔLOGTUFEG	-5.1901 (0.0000)***	-5.7407 (0.0000)***	-4.1955 (0.0001)***	
LOGUFET	1.7118 (0.9996)	-0.4013 (0.9859)	2.2724 (0.9942)	I(1)
ΔLOGUFET	-4.0418 (0.0020)***	-4.6503 (0.0017)***	-2.4620 (0.0143)**	

**Not:** \*\*\*, \*\* ve \* işaretleri sırasıyla %1, %5 ve %10 seviyesinde istatistiksel anlamlılığı; Δ işareti ise birinci derece fark işlemcisini ifade etmektedir. Parantez içindeki değerler olasılık değerlerini yansıtmaktadır.

Tablo 3'teki ADF birim kök testi sonuçlarına göre, LOGREDK serisinin düzey değerleri Sabitli & Trendli modelde %1 anlamlılık seviyesinde ve Sabitsiz & Trendsiz modelde %10 anlamlılık seviyesinde durağandır. LOGTUFEB serisinin düzey değerleri ise Sabitli modelde %5 anlamlılık seviyesinde ve Sabitli & Trendli model ile Sabitsiz & Trendsiz modelde %1 anlamlılık düzeyinde durağandır. Fakat LOGM1, LOGTUFEE, LOGTUFEG ve LOGUFET serilerinin düzey değerleri üç modelde de birim kök içermektedir. Düzey değerlerinde durağan olmayan bu serilerin birinci

farkı alındığında elde edilen seriler %1 anlamlılık seviyesinde durağan hale gelmiştir. Bu bilgiler doğrultusunda LOGREDK ve LOGTUFEB serilerinin bütünleşme dereceleri I(0) ve LOGM1, LOGTUFEE, LOGTUFEG ve LOGUFET serilerinin bütünleşme dereceleri I(1) olmaktadır. Dolayısıyla çalışmada kullanılan serilerin hiçbirinin bütünleşme derecesi I(2) değildir.

**Tablo 4:** PP Birim Kök Test Sonuçları

Değişkenler	Sabitli	Sabitli Trendli	Sabitsiz Trendsiz	Bütünleşme Derecesi
LOGM1	1.5999 (0.9994)	-1.2548 (0.8916)	4.7587 (1.0000)	I(1)
$\Delta$ LOGM1	-7.3511 (0.0000)***	-7.6308 (0.0000)***	-5.9610 (0.0000)***	
LOGREDK	-0.6213 (0.8591)	-3.4056 (0.0578)*	-2.2791 (0.0227)**	I(0)
$\Delta$ LOGREDK	-6.7046 (0.0000)***	-6.6059 (0.0000)***	-6.0271 (0.0000)***	
LOGTUFEB	-2.9865 (0.0404)**	-4.6697 (0.0016)***	-3.0045 (0.0031)***	I(0)
$\Delta$ LOGTUFEB	-12.0026 (0.0001)***	-11.9904 (0.0001)***	-11.9078 (0.0000)***	
LOGTUFEE	3.5144 (1.0000)	0.6190 (0.9995)	3.3489 (0.9997)	I(1)
$\Delta$ LOGTUFEE	-7.9817 (0.0000)***	-8.7143 (0.0000)***	-7.1769 (0.0000)***	
LOGTUFEG	2.4665 (1.0000)	-0.4555 (0.9837)	3.6356 (0.9999)	I(1)
$\Delta$ LOGTUFEG	-5.1669 (0.0000)***	-5.7686 (0.0000)***	-4.2477 (0.0000)***	
LOGUFET	2.7974 (1.0000)	0.0928 (0.9967)	2.9416 (0.9991)	I(1)
$\Delta$ LOGUFET	-3.8629 (0.0036)***	-4.5535 (0.0024)***	-3.3712 (0.0010)***	

**Not:** \*\*\*, \*\* ve \* işaretleri sırasıyla %1, %5 ve %10 seviyesinde istatistiki anlamlılığı;  $\Delta$  işareti ise birinci derece fark işlemcisini ifade etmektedir. Parantez içindeki değerler olasılık değerlerini yansıtmaktadır.

Tablo 4'teki PP birim kök testi sonuçlarına göre, LOGREDK serisinin düzey değerleri Sabitli & Trendli modelde %10 anlamlılık seviyesinde ve Sabitsiz & Trendsiz modelde %5 anlamlılık seviyesinde durağandır. LOGTUFEB serisinin düzey değerleri ise Sabitli modelde %5 anlamlılık seviyesinde ve Sabitli & Trendli model ile Sabitsiz & Trendsiz modelde %1 anlamlılık düzeyinde durağandır. Fakat LOGM1, LOGTUFEE, LOGTUFEG ve LOGUFET serilerinin düzey değerleri üç modelde de birim kök içermektedir. Düzey değerlerinde durağan olmayan bu serilerin birinci farkı alındığında elde edilen seriler üç model de %1 anlamlılık seviyesinde durağan hale gelmiştir. Bu durumda LOGREDK ve LOGTUFEB serilerinin bütünleşme dereceleri I(0) ve LOGM1, LOGTUFEE, LOGTUFEG ve LOGUFET serilerinin bütünleşme dereceleri I(1) olmaktadır. Tablo 4'teki sonuçlara göre serilerin hiçbirinin bütünleşme derecesi I(2) değildir.

Değişkenler arasındaki ilişkiyi incelemek için zaman serisi analizlerinde kullanılan yöntemlerden birisi eş bütünleşme testleridir. Söz konusu testlerden Johansen Eş Bütünleşme Testi ve Engle-Granger Eş Bütünleşme Testi gibi yöntemlerde kullanılan serilerin durağanlık derecelerinin aynı olması gerekmektedir (Göksu ve Balkı, 2023:62). Diğer bir ifadeyle aynı derecede durağan olmayan zaman serileri ile oluşturulan modelin analizi için Johansen ve Engle-Granger testleri kullanılamamaktadır (Tarı, 2014). Fakat Pesaran, Shin, ve Smith (2001) tarafından geliştirilen ARDLmodelinde farklı durağanlık derecelerine sahip zaman serileri kullanılarak değişkenler arasındaki ilişki incelenebilmektedir. ARDL modelinde değişkenlere ait zaman serilerinin bazılarının düzey değerlerinde durağan olması (I(0)), düzey değerlerinde durağan olmayan diğer serilerin ise birinci farkta durağan hale gelmesi (I(1)) gerekmektedir. Dolayısıyla ARDL modelinde değişkenler arasındaki ilişkinin ortaya konulabilmesi için modelde yer alan serilerden hiçbirinin durağanlık seviyesinin I(2) olmama koşulu sağlanmalıdır.

Çalışmada Gıda ve Alkolsüz İçeceklere ilişkin Tüketici Fiyat Endeksi (LOGTUFEG), Tarım, Ormancılık ve Balıkçılığa ilişkin Yurt İçi Üretici Fiyat Endeksi (LOGUFET), Elektrik, Gaz ve Diğer Yakıtlara ilişkin Tüketici Fiyat Endeksi (LOGTUFEE), Cari Ayın Aylık Tüketici Fiyat Endeksi Beklentisi (LOGTUFEB), Tüketici Fiyat Endeksi Bazlı Reel Efektif Döviz Kuru (LOGREDK) ve M1 Para Arzı (LOGM1) değişkenleri arasındaki ilişki ARDL modeli kullanılarak incelenecektir. Söz konusu bu değişkenler ile oluşturulan temel ARDL (p, q1, q2, q3, q4, q5) modeli aşağıdaki gibidir:

$$\begin{aligned} \text{LOGTUFEG}_t = & \alpha + \sum_{i=1}^p \delta_i (\text{LOGTUFEG})_{t-i} + \sum_{i=0}^{q1} \beta_{1i} (\text{LOGUFET})_{t-i} + \sum_{i=0}^{q2} \beta_{2i} (\text{LOGTUFEE})_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^{q3} \beta_{3i} (\text{LOGTUFEB})_{t-i} + \sum_{i=0}^{q4} \beta_{4i} (\text{LOGREDK})_{t-i} + \sum_{i=0}^{q5} \beta_{5i} (\text{LOGM1})_{t-i} \\ & + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (1)$$

(1). eşitlikte;  $\alpha$  sabiti; p bağımlı değişkenin en uygun gecikme uzunluğunu; q1, q2, q3, q4, q5 ise bağımsız değişkenlerin en uygun gecikme uzunluklarını;  $\varepsilon_t$  ise hata terimlerinin vektörünü temsil etmektedir. Modelde yer alan p, q1, q2, q3, q4 ve q5 gecikme uzunluklarının optimal değerlerinin bulunması için modelin maksimum gecikme uzunluğunun tespit edilmesi gerekmektedir. Uygulanacak ARDL modelinde kullanılacak maksimum gecikme uzunluğu Tablo 5'te gösterilmektedir.

**Tablo 5:** Uygun Gecikme Uzunluğu

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	290.5775	NA	2.04e-11	-7.588734	-7.403335	-7.514707
1	755.5955	843.2326	2.20e-16	-19.02921	-17.73142*	-18.51102
2	816.7697	101.1413	1.14e-16	-19.70053	-17.29034	-18.73816*
3	850.6849	50.64663	1.27e-16	-19.64493	-16.12235	-18.23840
4	908.8223	77.51657	7.69e-17	-20.23526	-15.60029	-18.38457
5	953.7395	52.70289	7.09e-17	-20.47305	-14.72568	-18.17819
6	1008.480	55.47040*	5.53e-17*	-20.97280*	-14.11304	-18.23377

\*: Kriter tarafından seçilen gecikme sırasını gösterir

LR: Sıralı değiştirilmiş LR test istatistiği (her test %5 düzeyinde)

FPE: Son Tahmin Hatası

AIC: Akaike Bilgi Kriteri

SC: Schwarz Bilgi Kriteri

HQ: Hannan-Quinn Bilgi Kriteri

Tablo 5'te yer alan sonuçlar çerçevesinde LR, FPE ve AIC kriterlerine göre gecikme uzunluğu 6'dır. Bu bağlamda en uygun ARDL modelinin belirlenmesi için modelde yer alan değişkenlerin maksimum gecikme uzunluğu 6 alınmıştır. Modele dahil edilen değişkenler arasında eş bütünleşme ilişkisinin varlığını tespit etmek için uyarlanan temel ARDL (6, 1, 5, 5, 1, 6) modeli şöyledir:

$$\begin{aligned} \text{LOGTUFEG}_t = & \alpha + \sum_{i=1}^6 \delta_i (\text{LOGTUFEG})_{t-i} + \sum_{i=0}^1 \beta_{1i} (\text{LOGUFET})_{t-i} + \sum_{i=0}^5 \beta_{2i} (\text{LOGTUFEE})_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^5 \beta_{3i} (\text{LOGTUFEB})_{t-i} + \sum_{i=0}^1 \beta_{4i} (\text{LOGREDK})_{t-i} + \sum_{i=0}^6 \beta_{5i} (\text{LOGM1})_{t-i} \\ & + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (2)$$

ARDL testi varsayımlarının ARDL (6, 1, 5, 5, 1, 6) modelinde geçerli olup olmadığını belirlemek amacıyla uygulanan diagnostik (tanısal) testlerin sonuçları Tablo 6 'da gösterilmektedir.

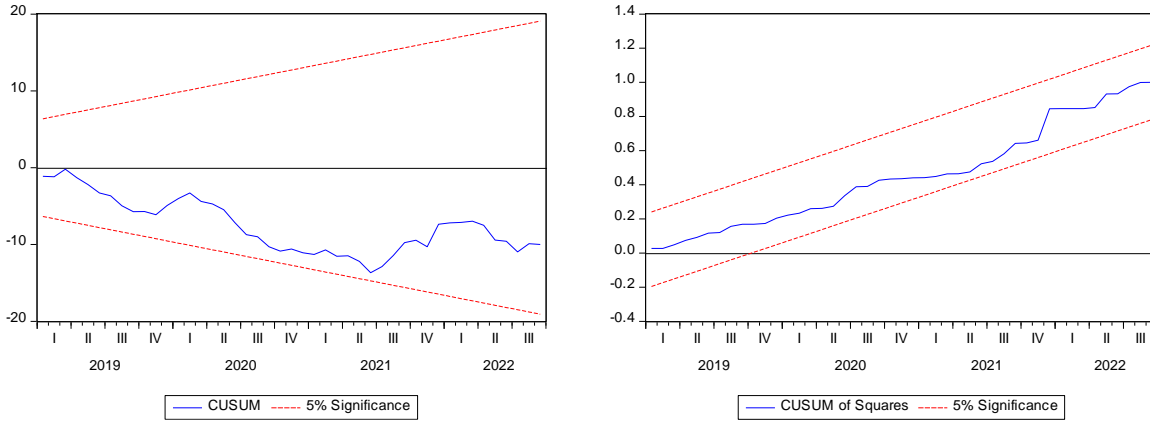
**Tablo 6:** ARDL (6, 1, 5, 5, 1, 6) Modeli Tanısal Test Sonuçları

Tanısal Testler	İstatistik	Olasılık	Sıfır Hipotezi (H <sub>0</sub> )	Sonuç
Breusch-Godfrey LM	0.127030	0.723200	Otokorelasyon yoktur.	H <sub>0</sub> Kabul
Breusch-Pagan-Godfrey	0.985303	0.507700	Değişen varyans yoktur.	H <sub>0</sub> Kabul
Jarque-Bera	0.091891	0.955094	Hatalar normal dağılmaktadır.	H <sub>0</sub> Kabul
Remsey Reset	0.819604	0.370200	Model kurma hatası yoktur.	H <sub>0</sub> Kabul
F Test İstatistiği	3155.874	0.000000		
R <sup>2</sup>	0.999509			
Düzeltilmiş R <sup>2</sup>	0.999192			

Tablo 6'da yer alan Breusch-Godfrey LM, Breusch-Pagan-Godfrey, Jarque-Bera ve Remsey Reset testlerinin olasılık değerleri 0,05'ten büyük olup, söz konusu testlerin H<sub>0</sub> hipotezleri reddedilememiştir. Bu sonuçlara göre modelde otokorelasyon ile değişen varyans sorunu bulunmamakta ve kalıntılar normal dağılmaktadır. Ayrıca model kurma hatası olmayıp, modelin R<sup>2</sup> ve Düzeltilmiş R<sup>2</sup> değerleri oldukça yüksektir.

Parametre tahmini istikrar koşulunu sağlayıp sağlamadığını tespit etmek amacıyla belirlen ARDL (6, 1, 5, 5, 1, 6) modeline CUSUM ve CUSUM of Squares testleri uygulanmış olup, elde edilen sonuçlar Grafik 2'de yer almaktadır.

**Grafik 2:** CUSUM ve CUSUM of Squares Test Sonuçları



Grafik 2'ye göre, ARDL (6, 1, 5, 5, 1, 6) modeline uygulanan CUSUM ve CUSUM of Squares testlerinin sonuçlarında modelin hata teriminin kalıntılara ilişkin grafik %95 güven aralığında (kırmızı sınır çizgileri içerisinde) bulunmaktadır. Bu sonuçlar modelin parametre tahmini istikrar koşulunu sağladığını ve modelde yapısal kırılma olmadığını göstermektedir.

Tanısal testlerin varsayımlarının geçerli olduğu ve yapısal kırılmanın olmadığı ARDL (6, 1, 5, 5, 1, 6) modelinde değişkenlerin eş bütünleşme ilişkilerini incelemek amacıyla kurulan ARDL Sınır Testi modeli aşağıda verilmiştir.

$$\begin{aligned} \Delta \text{LOGTUFEG}_t = & \alpha + \delta_1(\text{LOGTUFEG})_{t-1} + \delta_2(\text{LOGUFET})_{t-1} + \delta_3(\text{LOGTUFEE})_{t-1} + \delta_4(\text{LOGTUFEB})_{t-1} \\ & + \delta_5(\text{LOGREDK})_{t-1} + \delta_6(\text{LOGM1})_{t-1} + \sum_{i=1}^5 \beta_{1i}\Delta(\text{LOGTUFEG})_{t-i} + \sum_{i=0}^0 \beta_{2i}\Delta(\text{LOGUFET})_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^4 \beta_{3i}\Delta(\text{LOGTUFEE})_{t-i} + \sum_{i=0}^4 \beta_{4i}\Delta(\text{LOGTUFEB})_{t-i} + \sum_{i=0}^0 \beta_{5i}\Delta(\text{LOGREDK})_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^5 \beta_{6i}\Delta(\text{LOGM1})_{t-i} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (3)$$

(3.) Eşitlikte birinci dereceden fark işlemini temsil etmek için  $\Delta$  işareti kullanılmıştır. ARDL Sınır Testinde eş bütünleşme ilişkisini incelemek için oluşturulan hipotezler aşağıdaki gibidir:

$H_0$  : Eş bütünleşme yoktur. ( $\delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = \delta_5 = \delta_6 = 0$ )

$H_1$  : Eş bütünleşme vardır. ( $\delta_1, \delta_2, \delta_3, \delta_4, \delta_5$  ve  $\delta_6$ 'lardan en az biri sıfırdan farklı)

Söz konusu hipotezleri test etmek için Pesaran, Shin, ve Smith (2001) tarafından hesaplanan kritik değerler kullanılmaktadır. İki kısımdan oluşan bu kritik değerlerden alt sınır değeri modele dahil edilen tüm değişkenlerin durağanlık düzeyinin I(0) ve üst sınır değeri ise durağanlık düzeyinin I(1) olması durumunu dikkate almaktadır. Eğer modelin sınır testi ile hesaplanan F istatistik değeri üst kritik değerden yüksekse  $H_0$  hipotezi reddedilir ve modelin değişkenleri arasında eş bütünleşmenin varlığı kabul edilir. Fakat modelin F istatistik değeri alt kritik değerden düşük ise  $H_0$  hipotezi reddedilemez ve modelin değişkenleri arasında eş bütünleşmenin olmadığı kabul edilir. Eş bütünleşme ilişkisini incelemek için ARDL (6, 1, 5, 5, 1, 6) modelinin uzun dönem katsayıları ve sınır testi Tablo 7'de gösterilmektedir.

**Tablo 7:** ARDL Sınır Testi ve Uzun Dönem Katsayıları

Model: ARDL (6, 1, 5, 5, 1, 6)				
Bağımlı Değişken: $\Delta(\text{LOGTUFEG})$				
Örneklem Sınırı: n=75				
Gözlem Sayısı: 75				
Bağımsız Değişken Sayısı: k=5				
Durum 3: Sınırlanmamış Sabitli ve Trendsiz				
Sıfır Hipotez: Değişkenler arasında uzun dönemde eş-bütünleşme ilişkisi yoktur				
F – Sınır Test İstatistiği				
F İstatistik Değeri	Önem Seviyesi	Alt Sınır I(0)	Üst Sınır I(1)	
7.075196	%10	2.380	3.515	
	%5	2.802	4.065	
	%1	3.772	5.213	
Uzun Dönem Katsayıları				
Değişken	Katsayı	Standart Sapma	t-İstatistiği	Olasılık
LOGUFET	0.397772	0.099406	4.001498	0.0002***
LOGTUFEE	0.331386	0.116369	2.847712	0.0066***
LOGTUFEB	0.002490	0.023908	0.104147	0.9175
LOGREDK	-0.483510	0.080267	-6.023779	0.0000***
LOGM1	0.006345	0.042471	0.149400	0.8819
<b>Not:</b> *** işareti %1 önem seviyesinde, katsayıların istatistiki açıdan anlamlı olduğunu ifade etmektedir.				

Tablo 7'deki sonuçlara göre, ARDL (6, 1, 5, 5, 1, 6) modelinin F istatistik değeri 7.075196 olup %1, %5 ve %10 önem düzeylerinde üst sınır değerlerinden yüksek olduğu için sıfır hipotez reddedilmektedir. Dolayısıyla alternatif hipotez kabul edilmiş olup modele dahil edilen



değişkenlerin eş bütünleşme ilişkisi mevcuttur. Tablo 7'deki uzun dönem katsayılarının kullanıldığı ARDL (6, 1, 5, 5, 1, 6) modelinin uzun dönem eşitliği şu şekildedir:

$$\text{LOGTUFEG}_t = \mathbf{0.397772} * \text{LOGUFET}_t + \mathbf{0.331386} * \text{LOGTUFEE}_t + \mathbf{0.002490} * \text{LOGTUFEB}_t - \mathbf{0.483510} * \text{LOGREDK}_t + \mathbf{0.006345} * \text{LOGM1}_t$$

Tablo 7'deki sonuçlar, bu eşitlikte yer alan LOGUFET, LOGTUFEE ve LOGREDK katsayılarının %1 önem seviyesinde istatistiki açıdan anlamlı olduğunu ortaya koymaktadır. Elde edilen bu sonuçlara göre Tarım, Ormancılık ve Balıkçılığa ilişkin Yurt İçi Üretici Fiyat Endeksi (UFET) ve Elektrik, Gaz ve Diğer Yakıtlara ilişkin Tüketici Fiyat Endeksi (TUFEE) Gıda ve Alkolsüz İçeceklerle İlişkin Tüketici Fiyat Endeksi'ni (TUFEG) pozitif yönde etkilerken, Tüketici Fiyat Endeksi Bazlı Reel Efektif Döviz Kuru (REDK) ise negatif yönde bir etkiye sahiptir. Bu etkileri oransal olarak ifade etmek gerekirse, UFET ve TUFEE'deki %1'lik artışlar TUFEG'de sırasıyla %0,39 ve %0,33'lük artışlara neden olmaktadır. REDK'daki %1'lik artış ise TUFEG'de %0,48'lik bir azalışa sebep olmaktadır. Diğer taraftan Tablo 4.6'daki sonuçlar, Cari Ayın Aylık Tüketici Fiyat Endeksi Beklentisi (TUFEB) ve M1 Para Arzı'nın (M1) Gıda ve Alkolsüz İçeceklerle İlişkin Tüketici Fiyat Endeksi'ni (TUFEG) pozitif yönde etkilediğini, fakat bu etkilerin istatistiki olarak anlamlı olmadığını ortaya koymaktadır.

Modelin değişkenleri arasında tespit edilen uzun dönemli ilişkilerden elde edilen hata terimleri kullanılarak, modelde yer alan değişkenler ile bu değişkenlere ilişkin serilerin birinci dereceden farkları arasındaki kısa dönemli ilişki tahmin edilmektedir. Bu amaçla kısa dönemde ortaya çıkan bir dengesizliğin uzun dönemde ortadan kalkıp kalkmayacağını incelemek için hata düzeltme modelini temel alan ARDL yöntemi uygulanmıştır. Söz konusu hata düzeltme modeline ilişkin cebirsel denklem aşağıdaki gibidir:

$$\begin{aligned} \Delta \text{LOGTUFEG}_t = & \alpha + \sum_{i=1}^5 \beta_{1i} \Delta(\text{LOGTUFEG})_{t-i} + \sum_{i=0}^0 \beta_{2i} \Delta(\text{LOGUFET})_{t-i} + \sum_{i=0}^4 \beta_{3i} \Delta(\text{LOGTUFEE})_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^4 \beta_{4i} \Delta(\text{LOGTUFEB})_{t-i} + \sum_{i=0}^0 \beta_{5i} \Delta(\text{LOGREDK})_{t-i} + \sum_{i=0}^5 \beta_{6i} \Delta(\text{LOGM1})_{t-i} + \lambda(\text{HDT})_{t-1} \\ & + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (4)$$

(4). eşitlikte,  $\Delta$  serilerin birinci dereceden farkını, HDT modelin hata düzeltme terimini ve  $\lambda$  hata düzeltme teriminin katsayısını göstermektedir. Modelde HDT'nin katsayısı olan  $\lambda$ 'nın negatif değer alması ve istatistiki olarak anlamlı olması, kısa dönemde meydana gelen dengesizliğin uzun dönemde ortadan kalkacağı anlamına gelmektedir. Ayrıca bu koşullara ilave olarak  $\lambda$ 'nın istatistiki açıdan anlamlılığını teyit etmek adına bu katsayının t istatistik değerine sınır testi uygulanmaktadır. Eğer söz konusu katsayının ( $\lambda$ 'nın) t istatistik değeri mutlak değerce sınır testinin üst kritik değerlerinden büyük ise, modelde yer alan değişkenlerin kısa dönemli eş bütünleşme ilişkisine sahip olduğu kabul edilmektedir. Değişkenler arasında kısa dönemli bu ilişkiyi incelemek için oluşturulan ARDL Hata Düzeltme Modeli'nin tahmin sonuçları Tablo 8'de gösterilmektedir.



**Tablo 8:** ARDL Hata Düzeltme Modeli

ARDL Hata Düzeltme Modeli				
Değişken	Katsayı	Standart Sapma	t-İstatistiği	Olasılık
C	1.604285	0.232476	6.900871	0.0000
$\Delta(\text{LOGTUFEG}(-1))$	0.048695	0.101114	0.481587	0.6324
$\Delta(\text{LOGTUFEG}(-2))$	0.065600	0.076039	0.862709	0.3929
$\Delta(\text{LOGTUFEG}(-3))$	-0.046600	0.074443	-0.625985	0.5345
$\Delta(\text{LOGTUFEG}(-4))$	0.357788	0.080545	4.442092	0.0001
$\Delta(\text{LOGTUFEG}(-5))$	-0.239373	0.064457	-3.713700	0.0006
$\Delta(\text{LOGUFET})$	0.566241	0.074631	7.587183	0.0000
$\Delta(\text{LOGTUFEE})$	0.080207	0.042821	1.873079	0.0676
$\Delta(\text{LOGTUFEE}(-1))$	0.062443	0.042225	1.478819	0.1462
$\Delta(\text{LOGTUFEE}(-2))$	-0.001264	0.041992	-0.030092	0.9761
$\Delta(\text{LOGTUFEE}(-3))$	-0.000161	0.052716	-0.003057	0.9976
$\Delta(\text{LOGTUFEE}(-4))$	-0.158216	0.047869	-3.305205	0.0019
$\Delta(\text{LOGTUFEB})$	-0.004053	0.004224	-0.959488	0.3424
$\Delta(\text{LOGTUFEB}(-1))$	-0.005588	0.003279	-1.704169	0.0952
$\Delta(\text{LOGTUFEB}(-2))$	-0.007531	0.003453	-2.181108	0.0344
$\Delta(\text{LOGTUFEB}(-3))$	0.002319	0.003080	0.752812	0.4555
$\Delta(\text{LOGTUFEB}(-4))$	-0.008596	0.003344	-2.570857	0.0135
$\Delta(\text{LOGREDK})$	0.015701	0.051364	0.305675	0.7613
$\Delta(\text{LOGM1})$	0.101220	0.040186	2.518797	0.0154
$\Delta(\text{LOGM1}(-1))$	0.161716	0.039785	4.064707	0.0002
$\Delta(\text{LOGM1}(-2))$	-0.066013	0.045857	-1.439523	0.1569
$\Delta(\text{LOGM1}(-3))$	-0.076417	0.044986	-1.698678	0.0963
$\Delta(\text{LOGM1}(-4))$	-0.125055	0.042665	-2.931101	0.0053
$\Delta(\text{LOGM1}(-5))$	-0.104247	0.049184	-2.119534	0.0396
HDT(-1)	-0.389648	0.056735	-6.867895	0.0000***

**Not:**  $\Delta$ , Serilerin birinci derecen farklarını göstermektedir.

\*\*\* işareti, Hata Düzeltme Terimi (HDT) katsayısının %1 önem seviyesinde istatistiki açıdan anlamlı olduğunu ifade etmektedir.

t – Sınır Test İstatistiği			
t - İstatistik Değeri	Önem Seviyesi	Alt Sınır I(0)	Üst Sınır I(1)
-6.867895	%10	-2.57	-3.86
	%5	-2.86	-4.19
	%1	-3.43	-4.79

ARDL Hata Düzeltme Modeli tahmin sonuçlarının yer aldığı Tablo 4.7'deki verilere göre, bir gecikmeli hata düzeltme teriminin (HDT(-1)) katsayı değeri -0.389648'dir. Söz konusu katsayı negatif işaretli olup, aynı zamanda katsayının olasılık değeri 0,01'den küçük olduğu için istatistiki açıdan %1 önem seviyesinde anlamlıdır. Ayrıca bu katsayının t istatistik değeri olan -6.867895 sayısı, sınır testinin üst kritik değerlerinden mutlak değerce büyüktür. Sınır testinden elde edilen bu sonuçlar, %10, %5 ve %1 önem seviyelerinde hata düzeltme terimi katsayısının istatistiki açıdan anlamlılığını teyit etmektedir. Dolayısıyla ARDL Hata Düzeltme Modeli tahmin sonuçları, kısa dönemde ortaya çıkan bir dengesizliğin uzun dönemde düzeleceğini ortaya koymaktadır.

#### 4. Sonuç

Gelişmiş veya gelişmekte olan ülkelerde, ekonomik anlamda istikrarın yakalanması arzu edilen durumların başında gelmektedir. Bu amaçla ülkeyi yöneten hükümetler ekonomide istikrarın sağlanması adına geliştirdikleri politikaları hayata geçirmektedirler. Günümüz dünyasında söz konusu politikalara yön veren makro ekonomik değişkenlerin başında enflasyon gelmektedir. Ekonomide fiyatlar genel seviyesinin sürekli artmasına neden olan enflasyonun etkili olduğu alanlardan biri gıda sektörüdür. Dolayısıyla ekonomide yaşanan enflasyona bağlı olarak artan gıda fiyatları, bireylerin tüketim harcamalarında artışa neden olmaktadır. Söz konusu artışın ortaya çıkmasına sebep olan gıda enflasyonunun nedenleri ülkeden ülkeye farklılık göstermektedir. Bu farklılıklar çerçevesinde gıda enflasyonu üzerine iktisat literatüründe birçok çalışma yer almakta olup, son dönemde yaşanan gelişmelere bağlı olarak gıda enflasyonu araştırmacıların dikkatini çeken konulardan biri olmuştur.

Bu çalışmada Türkiye Ekonomisi için gıda enflasyonuna neden olan unsurları belirlemek amacıyla 2016:M1-2022:M8 dönemine ait aylık verilerin logaritması kullanılarak ARDL modeli uygulanmıştır. Modelin bağımlı değişkeni Gıda ve Alkolsüz İçeceklerle İlişkin Tüketici Fiyat Endeksi (TUFEG) olup, bağımsız değişkenler ise Tarım, Ormancılık ve Balıkçılığa İlişkin Yurt İçi Üretici Fiyat Endeksi (UFET), Elektrik, Gaz ve Diğer Yakıtlara İlişkin Tüketici Fiyat Endeksi (TUFEE), Cari Ayın Aylık Tüketici Fiyat Endeksi Beklentisi (TUFEB), Tüketici Fiyat Endeksi Bazlı Reel Efektif Döviz Kuru (REDK) ve M1 Para Arzı (M1)'dir. Söz konusu değişkenlerin serilerine ait veriler Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (TCMB) Elektronik Veri Dağıtım Sistemi'nden (EVDS) temin edilmiştir. Modele dahil edilen değişkenlere ilişkin serilerin durağanlık seviyelerini incelemek için Augmented Dickey Fuller (ADF) ve Phillips-Perron (PP) birim kök testleri kullanılmıştır. Söz konusu testlerden elde edilen sonuçlara göre serilerin durağanlık düzeyleri I(0) veya I(1) olup, bütünleşme dereceleri farklıdır. Bu koşullar altında uygulanabilecek ARDL modeli için uygun gecikme uzunluğu 6 seçilmiş ve temel ARDL modeli (6, 1, 5, 5, 1, 6) olarak belirlenmiştir. Uyarlanan bu modele tanısıl (diagnostik) testler uygulanmış ve ARDL modelinin (6, 1, 5, 5, 1, 6) varsayımları sağladığı tespit edilmiştir. Yani modelde otokorelasyon ve değişen varyans olmayıp, kalıntılar normal dağılmaktadır. Ayrıca model kurma hatası bulunmayıp, parametre istikrar koşulunu sağlamaktadır. Varsayımları sağlayan ARDL (6, 1, 5, 5, 1, 6) modeline uygulanan sınır testi modele dahil edilen değişkenlerin eş bütünleşme ilişkisine sahip olduğunu ortaya koymuştur. Bu sonuçlara göre modelde yer alan UFET (Tarım, Ormancılık ve Balıkçılığa İlişkin Yurt İçi Üretici Fiyat Endeksi) ve TUFEE (Elektrik, Gaz ve Diğer Yakıtlara İlişkin Tüketici Fiyat Endeksi), TUFEG'yi (Gıda ve Alkolsüz İçeceklerle İlişkin Tüketici Fiyat Endeksi) pozitif yönde etkilerken, REDK (Tüketici Fiyat Endeksi Bazlı Reel Efektif Döviz Kuru) ise TUFEG'yi negatif yönde etkilemektedir. Oransal olarak, UFET ve TUFEE'deki %1'lik artışlar TUFEG'de sırasıyla %0,39 ve %0,33'lük artışlara neden olmaktadır. REDK'daki %1'lik artış ise TUFEG'de %0,48'lik bir azalışa sebep olmaktadır. Diğer taraftan istatistiki olarak anlamlı olmamakla birlikte TUFEB (Cari Ayın Aylık Tüketici Fiyat Endeksi Beklentisi) ve M1 (M1 Para Arzı) TUFEG'yi (Gıda ve Alkolsüz İçeceklerle İlişkin Tüketici Fiyat Endeksi) pozitif yönde etkilemektedir. Son olarak ARDL Hata Düzeltme Modeli ile değişkenler arasındaki kısa dönem ilişki incelenmiş ve kısa dönemde meydana gelen dengesizliğin uzun dönemde ortadan kalkacağı sonucuna ulaşılmıştır. Sonuçların, literatürdeki (bu çalışmalar hangileri?) çalışmalar ile uyumlu olduğu görülmektedir.

Elde edilen bu sonuçlara göre, enerji fiyatları ile tarım, ormancılık ve balıkçılığa ilişkin fiyatlarda yaşanan artışlar gıda enflasyonunun ortaya çıkmasında etkili olan unsurların başında gelmektedir. Diğer taraftan Tüketici Fiyat Endeksi Bazlı Reel Efektif Döviz Kuru'nda yaşanan artışlar gıda fiyatlarında azalışa neden olmaktadır. Bu bulgular, Türkiye'de gıda enflasyonunun önüne geçmek için enerji ve tarım sektöründe fiyat artışlarını engelleyecek politikaların uygulanması gerektiğine işaret etmektedir.

**Yazar Katkı Oranı** (Authorship Contributions): Yazarlar çalışmaya eşit oranda katkı sağlamıştır.

### Kaynakça

- Abbott, P. C., Hurt, C. ve Tyner, W. E. (2008). What's driving food prices?. *Family Court Review*, 46(3), 1-40.
- Adjemian, M.K., Arita, S., Meyer, S., ve Salin, D. (2023). Factors affecting recent food price inflation in the United States. *Applied Economic Perspectives and Policy*, 1-29. <https://doi.org/10.1002/aapp.13378>
- Ahmed, M. ve Singla, N. (2014). An analysis of major determinants of food inflation in India, *Indian Journal of Economics and Development*, 10(3), 275-282.
- Awan, A. G., ve Imran, M. (2015). Food Price inflation and its impact on Pakistan's economy. *Food Science and Quality Management*, 41, 61-72.
- Aytekin, M., ve Hatırlı, S. A. (2021). Türkiye'de işlenmemiş gıda enflasyonunu etkileyen faktörlerin analizi: ARDL yaklaşımı. *Avrasya Sosyal ve Ekonomi Araştırmaları Dergisi*, 8(3), 203-216.
- Başkaya, S., Gürgür, T. ve Ögünç, F. (2008). Küresel ısınma, küreselleşme ve gıda krizi-Türkiye'de işlenmiş gıda fiyatları üzerine ampirik bir çalışma. *Central Bank Review*, 2, 1-32.
- Bayramoğlu, A. T., ve Yurtkur, A. K. (2015). Türkiye'de gıda ve tarımsal ürün fiyatlarını uluslararası belirleyicileri. *Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 15(2), 63-73.
- 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.
- Davidson, J., Halunga, A., Lloyd, T., McCorriston, S. ve Morgan, C.W., (2012). Explaining UK food price inflation. (*Transparency of Food Pricing (TRANSFOP) Working Paper 1*). Working Paper. Exeter, UK: University of Exeter.
- Dickey, D. A., ve Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), 427-431.
- Dickey, D. A., ve Fuller, W. A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1057-1072.
- Du, X., Yu, C.L. ve Hayes, D.J. (2011). Speculation and volatility spillover in the crude oil and agricultural commodity markets: a bayesian analysis. *Energy Economics*, 33, 497-503.
- Erdem, H. F. (2017). Gıda enflasyonunun enflasyon belirsizliği üzerine etkisi. *Karadeniz Teknik Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Sosyal Bilimler Dergisi*, 7(14), 425-436.
- FAOSTAT, (2023). General and food consumer price indices inflation rates, *FAOSTAT Analytical Brief 66*, Food and Agriculture Organization of the United Nations, Rome, Italy.
- Ganioğlu, A. (2017). Evidence for the explosive behavior of food and energy prices. *Implications in Terms of Inflation Expectations (No. 1717)*.
- Göksu, S. ve Balkı, A. (2023). *ARDL ve NARDL eşbütünleşme analizleri: Adım adım EWiews uygulaması*. Serüven Yayınevi, Ankara.
- Granger, C. W., ve Newbold, P. (1974). Spurious regressions in econometrics. *Journal of Econometrics*, 2(2), 111-120.
- Gujarati D. N. (2003). *Basic Econometrics Fifth Edition*. McGraw-Hill.

- Haji, J. ve Gelaw, F. (2012). Determinants of the recent soaring food inflation in Ethiopia. *Universal Journal of Education and General Studies*, 1(8), 225-233.
- Ismaya, B. I. ve Anugrah, D. F. (2018). Determinant of food inflation: the case of Indonesia. *Bulletin of Monetary Economics and Banking*, 21 (1), 81 – 94.
- İnal, V., Canbay, S., Kirca, M. (2022). Determinants of food prices in Türkiye: Fourier engle Granger cointegration test. *İktisat Politikası Araştırmaları Dergisi - Journal of Economic Policy Researches*, 10(1): 133-156.
- İzgi, M. T., Mammadov, F. & Özçelebi, O. (2023). Tarım fiyatları enflasyonunun gıda güvenliğine etkisi: karadeniz çevresindeki ülkeler üzerine bir analiz. *International Congress On Eurasian Economies*, 444-450.
- Karagöl, V. (2023). Ekonomik politika belirsizliğinin gıda fiyatlarına etkisi: seçilmiş ülkeler için zamanla değişen nedensellik analizi. *İktisat Politikası Araştırmaları Dergisi*, 10(2), 409-433.
- Kutlu, Ş. Ş. (2021). Türkiye’de gıda enflasyonunun belirleyicileri: svar modelinden kanıtlar. *Ekev Akademi Dergisi*, 87, 581-598.
- Makun, K. (2021). Food inflation dynamics in a pacific island economy-a study of Fiji: causes and policy implications. *The Journal of Developing Areas*, 55(4), 119-132.
- Norazman, U.Z., Khalid, H. ve Ghani, G.M. (2018). Food inflation: a study on key determinants and price transmission processes for Malaysia. *International Journal of Business and Society*, 19(1), 117-138.
- Orman, C., Ögünç, F., Saygılı, S., & Yılmaz, G. (2010). *İşlenmemiş gıda fiyatlarında oynaklığa yol açan yapısal faktörler*. Research and Monetary Policy Department, Central Bank of the Republic of Turkey.
- Ögünç, F. (2010). *Türkiye’de işlenmemiş gıda enflasyonunda oynaklık: Durum tespiti*, TCMB Ekonomi Notları (No: 10/05). Research and Monetary Policy Department, Central Bank of the Republic of Turkey.
- Peersman, G. (2022) International food commodity prices and missing (dis)inflation in the euro area, *Review of Economics and Statistics*. 104(1): 85-100.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326.
- Phillips, P. C., & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2), 335-346.
- Qayyum, A. ve Sultana, B. (2018). Factors of food inflation: evidence from time series of Pakistan. *Journal of Banking and Finance Management*, 1(2), 23-30.
- Rangasamy L. (2011). Food inflation in South Africa: some implications for economic policy. *South African Journal of Economics*, 79, 184-201.
- Saghaian, S.H., Hasan, M.F. ve Reed, M.R. (2002). Overshooting of agricultural prices in four Asian economies. *Journal of Agricultural and Applied Economics*. 34(1), 95-110.
- Siddiqui, M. ve Hye. Q.M. (2010). Food prices and money supply: A causality analysis for the Indian economy. *American Eurasian Journal of Agriculture and Environment Science*. 8(5), 494-496.
- Šoškić, D. (2015). Inflation impact of food prices: Case of Serbia. *Economics of Agriculture*, 62(1), 41-51.

Tarı, R. (2014). *Ekonometri*. 9. Baskı, Umuttepe Yayınları, Kocaeli.

TCMB, (2023, 23 Ekim). *Elektronik Veri Dağıtım Sistemi (EVDS)*. Erişim adresi:  
<https://evds2.tcmb.gov.tr/index.php?/evds/serieMarket>

TCMB, <https://evds2.tcmb.gov.tr/index.php?/evds/dashboard/1550>

Tunçsiper, Ç., ve Sürekçi Yamaçlı, D. (2023). Türkiye’de gıda ve alkolsüz içecek fiyatlarının analizi: 2002-2022 dönemi nedensellik ve eş bütünleşme bulguları. *Yönetim Bilimleri Dergisi*, 21(Özel Sayı), 899-918.

Ulusoy, A., ve Şahingöz, B. (2020). Türkiye’de gıda ürünleri fiyatlarının enflasyon üzerindeki etkisi. *Maliye Araştırmaları Dergisi*, 6(2), 45-56.