

# Türkiye’de Tarım Ürünleri Üretici Enflasyonunun Belirleyicileri: Fourier Bootstrap ARDL Yaklaşımı

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

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

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

**Öz:** Türkiye ekonomisinde 2018 yılında belirginleşmeye başlayan talep, maliyet ve fiyat kaynaklı enflasyonist bir süreç yaşanmaktadır. Ekonominin tüm sektörlerinde olduğu gibi tarım sektöründe de ciddi enflasyon düzeylerine ulaşılmıştır. Bu çalışmada 2010:M1 ile 2024:M2 tarihleri arasında tarım ürünleri üretici fiyat endeksi üzerinden enflasyonun belirleyicileri incelenmiştir. Açıklayıcı değişkenler; gıda tüketici fiyat endeksi, dolar kuru, rafine petrol fiyatı, kimyasal gübre ve azot fiyatı verileridir. Ayrıca yapısal kırılmayı temsil eden kukla değişken, Türkiye’de para politikasında faiz yoluyla yapılan radikal değişimi içerecek şekilde oluşturulmuştur. Değişkenler arasındaki ilişkiler Fourier fonksiyonlu Bootstrap ARDL modeli kullanılarak analiz edilmiştir. Kullanılan model sonucunda değişkenler arasında eşbütünlük ilişkisi bulunmuştur. Uzun ve kısa dönemde, gıda ürünleri tüketici fiyat endeksindeki artışlar tarımsal üretici fiyat endeksinde pozitif yönde etkilemiştir. Para politikasındaki değişim hem kısa hem de uzun dönemde anlamlı ve pozitif etkiye sahiptir. Bu durum faiz politikasının enflasyonist etkisinin var olduğunu göstermektedir. Kimyasal gübre ve azot fiyatlarındaki yükseliş, tarım ürünleri üretici fiyat endeksinde artırmıştır. Kısa dönem analiz sonuçlarına göre Tarım-ÜFE, rafine petrol fiyatlarının gecikmeli değerlerinden pozitif etkilenmiştir. Döviz kuru değişkeni kısa dönemde anlamlı ve pozitif etkiye sahip çıkmıştır. Model, tarım ürünleri üretici fiyat endeksindeki kısa dönemli sapmaların yaklaşık 3,5 ay gibi bir sürede dengeye ulaşacağını göstermektedir. Bu analiz sonuçları Tarım-ÜFE enflasyonunun para politikası, döviz kuru, tarımsal girdi ve tüketici fiyatlarındaki istikrarsızlıktan kaynaklandığını göstermektedir.

**Anahtar Kelimeler:** Tarım ÜFE, Para Politikası, Fourier Bootstrap ARDL

**Jel Kodları:** E31, Q11, O13, E52

**Atf:** Bozkurt, H.; Çamoğlu Mutlu, S. (2024). Türkiye’de Tarım Ürünleri Üretici Enflasyonunun Belirleyicileri: Fourier Bootstrap ARDL Yaklaşımı, *Politik Ekonomik Kuram*, 8(3), 620-636.  
<https://doi.org/10.30586/pek.1499667>

Geliş Tarihi: 11.06.2024  
Kabul Tarihi: 14.08.2024



**Telif Hakkı:** © 2024. (CC BY)  
(<https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>).

## *Determinants of Producer Inflation of Agricultural Products in Turkey: Fourier Bootstrap ARDL Approach*

**Abstract:** The Turkish economy is experiencing an inflationary period driven by demand, cost and price inflation since 2018. As in all sectors of the economy, serious inflation levels have been reached in the agricultural sector. In this study, the determinants of inflation were examined through the producer price index of agricultural products between 2010:M1 and 2024:M2. Explanatory variables are food consumer price index, dollar exchange rate, refined oil price, chemical fertilizer and nitrogen price. In addition, the dummy variable representing the structural break was created to include the radical change in monetary policy in Türkiye through interest rates. These variables were analyzed using the Bootstrap ARDL model with Fourier functions. The cointegration relationship between the variables was determined in the model. In the long and short term, increases in the consumer price index of food products have positively affected the agricultural producer price index. The change in monetary policy has a significant and positive effect in both the short and long term. This implies that interest policy has an inflationary effect. The rise in chemical fertilizer and nitrogen prices increased the producer price index of agricultural products. Agriculture-PPI was positively affected by the lagged values of refined oil prices in the short-term. The exchange rate variable had a significant and positive effect in the short term. The model indicates that short-term deviations in the agriculture-PPI will reach equilibrium in approximately 3.5

months. Agricultural-PPI inflation in Türkiye is caused by instability in monetary policy, exchange rate, input and consumer prices.

**Keywords:** Agricultural PPI, Monetary Policy, Fourier Bootstrap ARDL

**Jel Codes:** E31, Q11, O13, E52

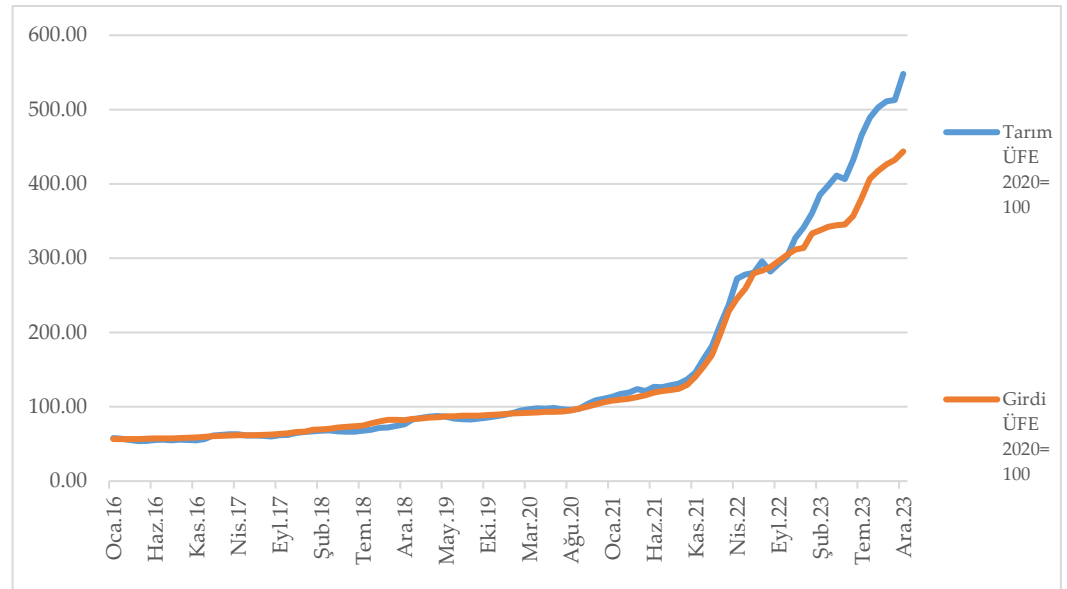
## 1. Giriş

Sürekli fiyat artışı veya paranın değer kaybetme süreci olarak tanımlanabilecek enflasyonun, literatürde nedenlerini ve sonuçlarını dikkate alan tanımlamaları söz konusudur. Bir tanımlamaya göre enflasyon, paranın satın alma gücünün düşmesi şeklinde ifade edilirken, bir diğer tanımlamaya göre para stokunda ya da parasal gelirlerdeki artış olarak ifade edilmektedir. Başka bir tanıma göre ise, enflasyon paranın döviz kuru veya altın fiyatıyla ölçülen dış değerinin düşmesi olarak da yorumlanmaktadır. Enflasyon nedenlerine göre talep, maliyet ve fiyat enflasyonu şeklinde sınıflandırılabilir. Toplam talebin toplam arzı aşması durumunda genel fiyat düzeyinin yükselmesi talep enflasyonu olarak adlandırılır. Üretimde kullanılan girdilerin fiyat artışları sonucu genel fiyat düzeyinin yükselmesi durumunda maliyet enflasyonu ortaya çıkar. Temel hammadde fiyatlarının ve ücretlerin yükselmesi gibi arz şokları maliyet enflasyonuna yol açabilir. Fiyat enflasyonunda ise, bazı piyasa aktörlerinin gelirlerini artırmak amacıyla üretilen ürünleri gerçek piyasa değerinin üzerinde satması sonucu yükselen nihai fiyat enflasyona neden olabilir. Bu üç enflasyon türü birbirini etkilemektedir. Ekonomi enflasyonist sürece girdikten sonra her üç kanaldan beslenerek fiyat düzeyi yükselir (Yıldırım vd., 2014, s.62). Enflasyon ile firma kârları arasında nedensel bir ilişki kurulabilir. Farklı üretim kollarındaki kâr artırıcı fiyatlandırma davranışları enflasyona neden olmaktadır. Son dönemde yapılan ulusal ve uluslararası araştırmalarda enflasyonun kaynağı olarak kâr itilimli enflasyondan bahsedilmekte ve fiyatlar genel düzeyi artışında talep ve maliyet enflasyonu gibi kar itilimli enflasyon da belirleyici olabilmektedir (Boratav vd., 2023, s.10).

Üretici fiyat endeksleri, ticari işlemlerin ilk aşamasındaki fiyatlara göre düzenlenmektedir. Bu nedenle üretici fiyat endeksi nispeten esnek bir endekstir ve fiyatlar genel düzeyindeki değişikliklerin ilk habercisidir. Dolayısıyla üretici fiyat endeksleri ve bunların alt endeksleri konjonktür dalgalanmalarının ilk göstergesi olarak kullanılmaktadır. Tarım ürünleri üretici fiyat endeksi sepeti, üretimde ağırlık alan ürünler ile il ve bölge ayırımına gitmeden tüm Türkiye için oluşturulmuştur. Endekste yer alan fiyatlar; üreticiler tarafından satılan tarımsal ürünlerin bedeli olarak alınan vergiler, ulaştırma masrafları, perakende ve toptan ticaret payı hariç fiyatları temsil etmektedir. Ürün seçiminde ürünün yurtiçi satışta yeterli pay alması, üretiminin sürekli olması ve fiyatının izlenebilir nitelikte olması gerekmektedir (Parasız, 2006, ss.38-45) Tüketici fiyat endeksi ise kentlerdeki hanehalkının sabit bir mal ve hizmet sepetini satın alma maliyetindeki zamansal değişimi ölçer. Bu nedenle ortalama hanehalkının yaşam maliyetini gösteren bir endekstir (Yıldırım vd., 2014, s.62).

Bu çalışmada tarım ürünleri üretici fiyatlarını etkileyen önemli faktörlerin belirlenmesi ve bu faktörlerin ne derece etkili olduğunun saptanması amaçlanmıştır. Öncelikle tarım ürünleri üretici fiyatlarını etkileyebilecek değişkenler literatür taramasıyla tespit edilmiştir. Tarım ürünleri üretici fiyatlarını etkileyen en önemli faktörün perakende fiyatları yansıtan gıda ürünleri tüketici fiyat endeksi olduğu düşünülmektedir. Bunun yanı sıra girdi fiyatlarının da tarım ürünleri fiyatlarında önemli belirleyiciliği olması nedeniyle bu çalışmada girdi fiyatlarını temsilen özellikle makineleşmenin artmasıyla önem kazanan rafine petrol ile gübre ve azot fiyatları ele alınmıştır. Ayrıca Türkiye ekonomisinin girdi bağımlısı olması nedeniyle önemli bir makro belirleyici olan döviz kuru değişkeni analize dahil edilmiştir. Tüm bu belirlenen

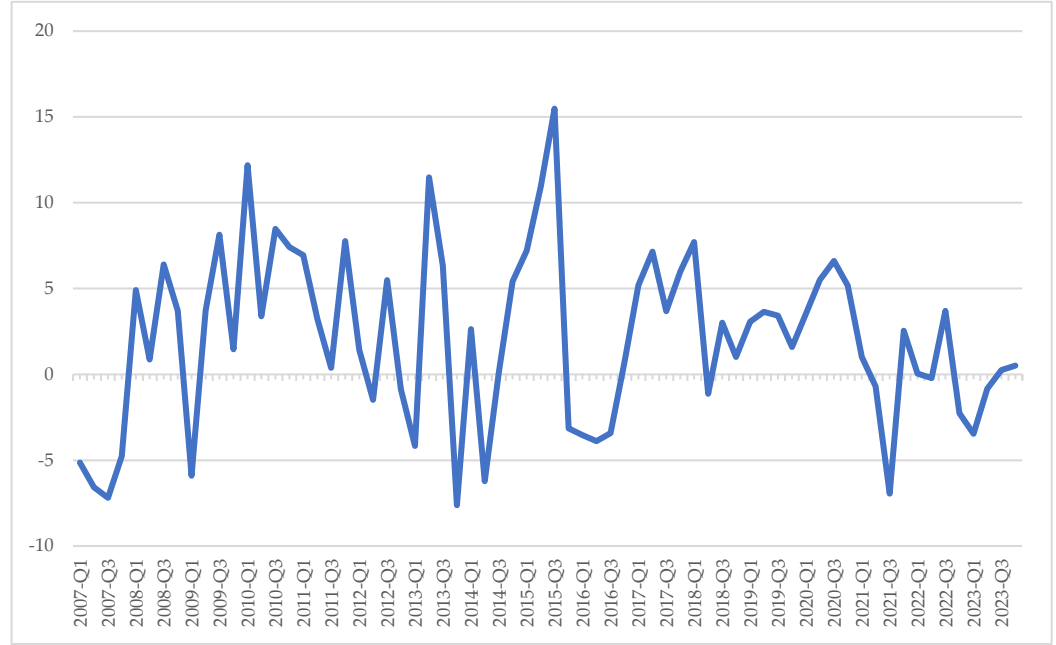
faktörlerin öncelikle grafiksel incelemesi yapılmıştır. Bu değişkenlerin grafikleri incelendiğinde özellikle 2018 yılı itibariyle tüm serilerin artış eğilimine girdiği gözlenmektedir. Yıldırım (2019), gıda fiyatlarındaki artışın temel nedenleri olarak artan girdi fiyatları ve iklim değişimlerinin tarımsal üretimi azaltması olduğunu belirtmiştir. Türkiye İstatistik Kurumu (TÜİK, 2018) tarafından hazırlanan “2018 Bitkisel Üretim” verileri tarımsal üretimin azaldığını göstermektedir. Üretim düşüşüne ek olarak özellikle aynı yılın ikinci yarısından itibaren dövizdeki artış nedeniyle üretimin ihracata yönelmesi gıda fiyatlarını artıran başka bir etken olarak ortaya çıkmıştır. Şekil 1’de görülebileceği üzere tarımsal girdi fiyat endeksi, 2018 Nisan’dan yıl sonuna kadar tarım ürünleri üretici fiyat endeksinin üzerinde seyretmiştir. Bu dönem Türkiye ekonomisinde döviz kurunda yaşanan yükselişin başladığı döneme denk gelmektedir. Nisan 2022 tarihine kadar aynı seviyelerde hareket etmiş, hatta aynı yılın Temmuz, Ağustos, Eylül, Ekim aylarında tarımsal girdi fiyat endeksinin tarım ürünleri üretici fiyat endeksinin geçtiği gözlenmiştir. Tarım ürünleri fiyatları girdi maliyetlerindeki artışa gecikmeli olarak uyum sağlamıştır. İzleyen dönemde tarım ürünleri üretici fiyatlarındaki artışın tarımsal girdi fiyatlarının üzerinde gerçekleşmesinde kâr marjının korunması ve arz artışındaki yetersizlik etkili olmuştur (Uysal, 2023, s.4). Türkiye ekonomisinde üretici fiyatlarının ardındaki dinamiklerde kâr itilimli baskıların yattığı gözlenebilmektedir. Kuşkusuz ki, “satıcı enflasyonu” süreci olarak nitelendirilebilecek bu durum son dönemde ekonominin enflasyonist gidişatında önemli rol oynamaktadır (Boratav vd., 2023, s.22). Ancak şunu da belirtmek gerekir ki bu son dönemdeki enflasyondan kaynaklanan kâr marjı daha çok tarımsal araçlara yansımıştır. Gerçek tarımsal üreticinin bu durumdan faydalandığını söylemek zordur. Tarımsal girdilerdeki fiyat artışının önemli bir bölümü de söz konusu dönemde döviz kurunda yaşanan oynaklıktan kaynaklanmıştır. Tarımsal girdilerin ithalata bağımlılığı ise girdi fiyatlarının artmasına neden olmuştur.



Şekil 1. Tarımsal girdi ve tarım ürünleri üretici fiyat endeksleri gelişimi (TÜİK, 2024)

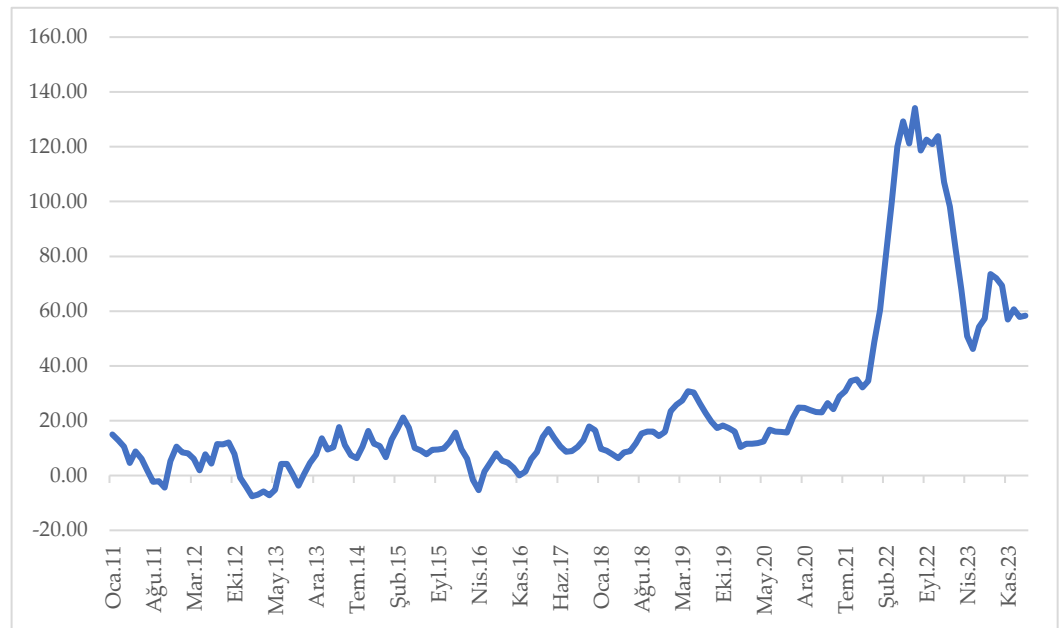
Gayrisafi yurtiçi hasılanın tarımsal üretimdeki artış oranı bir önceki yılın aynı dönemine göre hesaplanmış ve Şekil 2’deki grafikte sunulmuştur. Birçok dönem tarımsal büyümenin sıfırın altında kaldığı görülmektedir. Bu durum iklim, doğa koşullarına bağımlılık gibi tarımın kendine has özelliklerinden kaynaklanmakla birlikte girdi maliyetlerindeki artıştan da etkilenmiştir. Tarım ürünleri üretici fiyatları üzerindeki yükselişte maliyetlerdeki artışın yanı sıra Türkiye’deki gıda ürünleri talebindeki artışın ve arzdaki daralmanın da katkısı olmuştur. Ülke nüfus artışına göçmen-sığınmacı nüfusunun da eklenmesi ve her yıl gelen yabancı turist sayısının da dikkate alınması ile

Türkiye’de gıda ürünlerine olan talep son dönemde hızlı bir artış trendine girmiştir (Uysal, 2023). Talepteki hızlı artış ve arzdaki yetersizlik dikkate alındığında tarım ürünleri fiyatlarının artması son derece doğaldır.



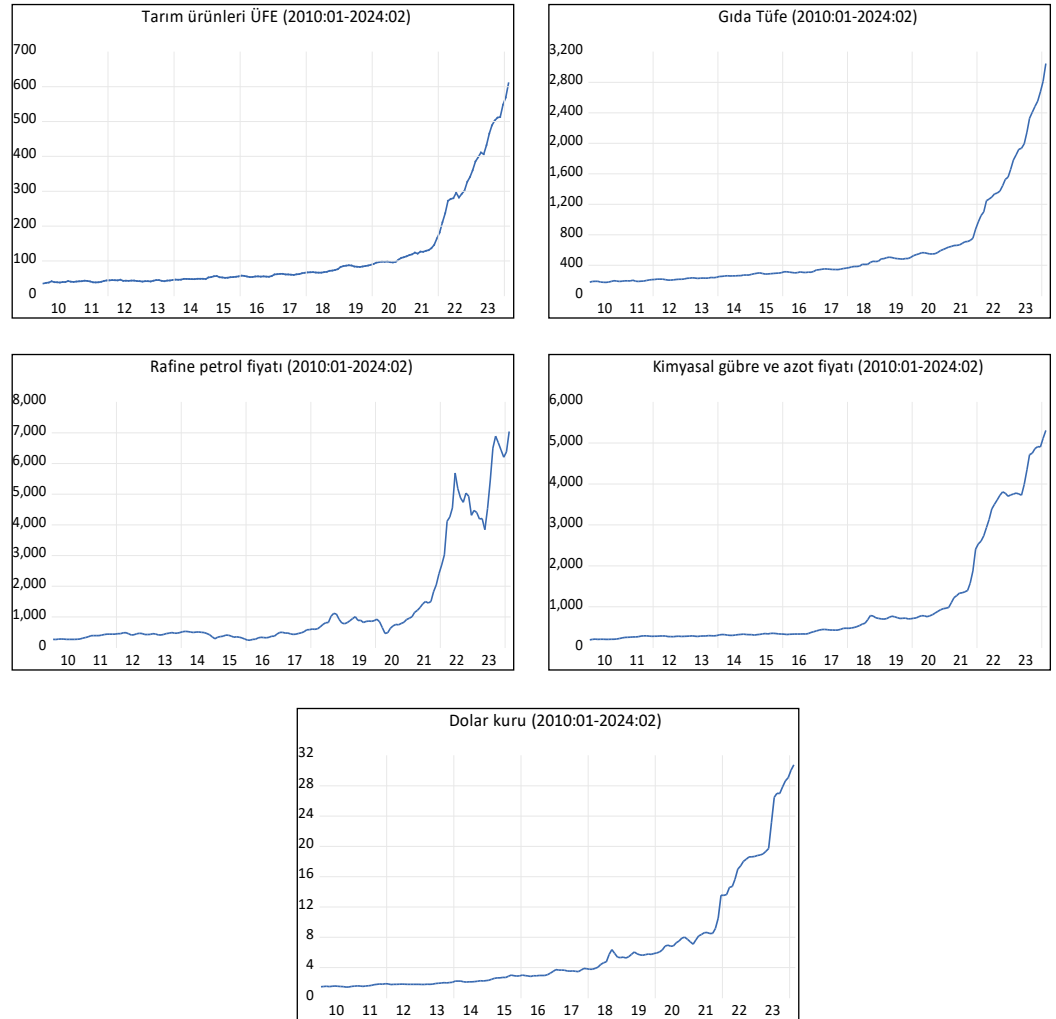
**Şekil 2.** Tarım, Ormanlık ve Balıkçılık İktisadi Faaliyet Kollarına Göre GSYİH Artış Oranı (%) - Zincirlenmiş Hacim (Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası [TCMB], 2024)

Kasım 2021 tarihinde %34,5 olan tarım ürünleri üretici fiyat endeksi artış oranı sürekli yükselerek Temmuz 2022’de %134,1 ile zirve yapmıştır. Tarım ÜFE’de yaşanan yüksek enflasyonist süreç toparlanamamış Şekil 3’te görüleceği üzere halen devam etmektedir. Bu yüksek enflasyon dönemi para politikasındaki radikal değişimle aynı döneme denk gelmektedir. Bu nedenle çalışmaya para politikasını temsil eden kukla değişken eklenmiştir.



**Şekil 3.** Bir önceki yılın aynı ayına göre değişim Tarım ÜFE Artış Oranı (%), (TÜİK, 2024)

Araştırmada kullanılan değişkenlere ait grafikler Şekil 4'te verilmiştir. Tarım ürünleri üretici fiyat endeksi (TÜİK), gıda ve alkolsüz içecekler tüketici fiyat endeksi (2003=100) (TÜİK), rafine petrol üretici madde fiyatı (TÜİK), kimyasal gübre ve azot üretici madde fiyatı (TÜİK) ve dolar kuru (TCMB) grafikleri incelendiğinde tüm değişkenlerin 2018 yılından itibaren istikrarsızlaşmaya başladığı görülmüştür.



Şekil 4. Araştırmada Kullanılan Değişkenlere Ait Grafikler

## 2. Literatür İncelemesi

Bu çalışmanın literatür taraması gıda enflasyonunun belirleyicilerini içeren teorik ve bu araştırma ile benzer metodu kullanan ampirik çalışmalar olmak üzere iki boyutlu olarak incelenmektedir. Gıda enflasyonunun belirleyicileri ve etkili değişkenleri inceleyen birçok çalışma bulunmaktadır.

Literatür taramasında Türkiye özelinde yapılan çalışmalardan bazıları ele alınmıştır. Canbay vd. (2022) çalışmalarında Brezilya, Rusya, Hindistan, Çin, Güney Afrika ve Türkiye (BRICS+T) ülkelerinde 2000-2020 dönemi için tarımsal destekler, iktisadi kalkınma ve enflasyon arasında Bootstrap Panel Nedensellik testi ile Çin ve Hindistan haricindeki ülkelerde nedensellik ilişkileri tespit etmişlerdir. Ayrıca İnal vd. (2023) tüketici kredi faiz oranları, reel efektif döviz kurları ve gıda üretim endeksinin uzun vadede gıda fiyatlarını önemli ölçüde etkilediğini bulmuşlardır. Erdem (2017), Türkiye ekonomisinde enflasyon belirsizliği değişkeni için Kalman filtre analizi uygulamış ve gıda enflasyonundan enflasyon belirsizliğine doğru nedensellik ilişkisi bulmuştur. Barbaros

vd. (2019) nedensellik ilişkisini gıda ihracatı ile gıda fiyatları ve gıda fiyatları ile enflasyon değişkenleri arasında tespit etmiştir. Oral (2021) gıda enflasyonu, döviz kuru ve gıda ithalatı değişkenleri arasında uzun dönemde denge ilişkisine ulaşmıştır. Ulusoy ve Şahingöz (2020) gıda ürünleri fiyat artışları ile enflasyon arasında uzun dönemde eşbütünleşik ilişki, kısa dönemde de nedensellik ilişkisi olduğu sonucuna varmıştır. Aytekin ve Hatırlı (2021) tarım ürünleri üretici fiyat endeksi, gıda ürünleri imalatı, tarımsal girdi, ithalat birim değer endeksinin işlenmemiş gıda enflasyonu üzerinde artırıcı yönde etkilerini bulmuşlardır.

Gıda enflasyonu konusu üzerine yapılan uluslararası literatür de incelenmiştir. Tarımsal emtia fiyatlarındaki artışın temel etkenlerinden birinin biyoyakıt üretimi olduğu, bunun da araçların kâr farkını artırdığı ve aynı zamanda küresel açlığı da derinleştirdiği belirtilmiştir. Bu bulgular gıda fiyat enflasyonunun bir yeniden dağıtım mekanizması olduğunun göstergesi olarak kabul edilebilir (Baines, 2014, s.79). 2001'de başlayan ve 2007/08 gıda kriziyle doruğa ulaşan gıda emtia fiyatlarındaki artışların, ekonomik büyüme, biyoyakıt kullanımı, döviz kuru dalgalanmaları ve enerji fiyatlarındaki artış da dahil olmak üzere birçok faktörün birleşimini yansıttığı belirtilmiştir. Gıda emtia fiyatlarındaki artışın sorumlusu olabilecek diğer faktörler ise spekülasyonlar, ticaret politikaları ve hava koşullarıdır (Hochman vd., 2011). Üretici fiyatları, tarımsal üretim maliyetleri ile perakende gıda fiyatları arasındaki ilişki sıklıkla araştırma konusu olmaktadır. Pappas ve Papadas (2015), bu değişkenler arasında uzun dönemli denge ilişkisinin olduğu ve üretim maliyetleri ile üretici fiyatlarının perakende gıda fiyatlarını kısa ve uzun dönemde etkilediği sonucuna varmışlardır. Jongwanich ve Wongcharoen (2019), petrol ve gıda fiyatları gibi dışsal maliyet itici faktörlerin üretici fiyat enflasyonunu açıklamada tüketici enflasyonundan daha önemli olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Norazman vd. (2018), gıda fiyatının arz yönlü belirleyicilerini fiyat aktarımı perspektifinden incelemişlerdir. Yatay fiyat aktarım kanalı coğrafi alanlar arasındaki mesafelerin, döviz kurlarının, ticaretin, ulaştırma maliyetinin üretici fiyatlarını nasıl etkilediğiyle ilgilidir. Öte yandan dikey fiyat aktarımı, yurt içi tedarik zinciri boyunca fiyatların gıda işleme ve dağıtım maliyetlerini nasıl yansıttığıyla ilgilidir. Araştırma, reel efektif döviz kuru ve dünya gıda emtia fiyatlarının gıda fiyatlarının temel belirleyicileri olduğunu vurgulamaktadır.

Kullanılan ekonometrik modeli "Bootstrap Fourier Autoregressive Distributed Lag (Bootstrap FARDL)" içeren ampirik çalışmalara ilişkin bilgiler Tablo 1'de sunulmuştur.

Tablo 1. Bootstrap FARDL modeli kullanılan bazı ampirik çalışmalar

Yazar(lar), Tarih	Araştırma Yeri ve Dönemi	Değişkenler	Temel Bulgular
Nawaz, K., Lahiani, A., Roubaud, D., (2019)	Pakistan, 1972–2017	Finansal gelişme, doğal kaynaklar, sermaye, emek, ekonomik büyüme	Değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi vardır. Finansal gelişme Pakistan'da yerli üretimi artırmaktadır.
Goh, S. K., Sam, C. Y., McNown, R., (2017)	Asya ekonomileri, 1970–2012	GSYİH, ihracat ve doğrudan yabancı yatırımlar (DYY)	Değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi yoktur. Asya ekonomilerinde doğrudan yabancı yatırım ve ihracatın ekonomik büyümenin tek kaynağı olmadığı sonucu çıkarılmıştır.
Tong, T., Ortiz, J., Xu, C., Li, F., (2020)	E7 ülkeleri, 1975- 2001	GSYİH, birincil enerji tüketimi ve CO <sub>2</sub> emisyon	Ekonomik büyüme, enerji tüketimi ve CO <sub>2</sub> arasında bir eşbütünleşme yoktur.
Yurtkuran, S., (2021)	Türkiye, 1970-2017	Karbondiyoksit emisyonları, yenilenebilir enerji üretimi, tarımın GSYİH'deki payı, ekonomik, sosyal ve politik küreselleşme endeksleri	Eşbütünleşme ilişkisi yalnızca tarım, yenilenebilir enerji üretimi ve ekonomik küreselleşme arasında bulunmuştur.
Yılancı, V., Bozoklu, S., Gorus, M. S., (2020)	BRICS ülkeleri, 1982-2014	Kişi başına ayak izi, kişi başına enerji tüketimi ve doğrudan yabancı yatırım	21 modelde değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi bulunmuştur.
Goh, S. K., Tang, T. C., Sam, C., Y. (2020)	ABD ve 8 büyük ticaret ortağı ülke, 1967-1989	Ihracat ve ithalat	İkili ticaret için ihracat bağımlı değişken olarak kullanıldığında eşbütünleşme ilişkisi bulunmuştur.
David, J., Abu, N., Owolabi, A., (2023)	Nijerya, 1996Q1-2021Q4	Petrol fiyatı, ekonomik büyüme, yolsuzluk	Değişkenler arasındaki eşbütünleşmeye dair kanıtlar sunmaktadır. Petrol fiyatı ve yolsuzluğun büyüme artırıcı olduğunu ancak petrol fiyatının büyüme üzerindeki etkisinin yolsuzluğun düzeyine bağlı olduğunu göstermektedir.
Pata, U. K., Aydın, M., (2020)	Brezilya, Çin, Kanada, Hindistan, Norveç, ABD, 1965-2016	GSYİH, ekolojik ayak izi, hidroelektrik enerji tüketimi	Hidroelektrik enerji tüketimi ile ekolojik ayak izi arasında nedensel bir bağlantı yoktur.
Ozer, M.O., (2022)	Türkiye, 2005: Q1-2021: Q1	Büyüme, işsizlik oranı	Ekonomik büyümedeki artışın Türkiye'de işsizlik oranında önemli bir düşüşe yol açtığını ortaya koymaktadır. Ancak ekonomik büyümenin işsizlik oranı üzerindeki etkisi kısa vadede son derece sınırlıdır.
Elbadri, M., Bsikre, S., Alamari, O., Balcılar, M., (2023)	Cezayir, 1990-2018	Ekonomik büyüme, CO <sub>2</sub> emisyonları ve yenilenebilir enerji kullanımı	Yenilenebilir enerji kullanımı ve büyümenin, CO <sub>2</sub> emisyonları ile uzun vadeli bir ilişkisi vardır. Kısa vadede bulgular, yenilenebilir enerji kullanımının CO <sub>2</sub> emisyonlarını azalttığını göstermektedir.
Inal, V., Canbay, Ş., Kırca, M., (2023)	Türkiye, 2008M04-2020M08	Tüketici kredisi, reel efektif döviz kuru, gıda fiyat endeksi, faiz oranları, gıda üretim endeksi	Tüketici kredi faiz oranları, reel efektif döviz kurları ve gıda üretim endeksinin uzun vadede gıda fiyatlarını önemli ölçüde etkilediği tespit edilmiştir.

### 3. Yöntem

Tarım ürünleri üretici fiyat endeksini belirleyen olası değişkenler arasındaki kısa ve uzun dönem ilişkisi incelemek için bu çalışmada Fourier fonksiyonlu Bootstrap ARDL modeli kullanılmıştır. Bu model değişkenlere ait zamanı, sayısı ve şiddeti önceden bilinmeyen yapısal kırılmaları göz önüne aldığı için tercih edilen bir modeldir.

Öncelikle serilerin durağanlığının test edilmesi için Enders ve Lee (2012) tarafından geliştirilen Fourier ADF birim kök testi uygulanmıştır. Bu testte birinci adımda  $1 \leq k \leq 5$  olacak şekilde k'nin tüm tamsayı değerleri için tahmin yapılır (Denklem 1). Kalıntı korelasyon gösteriyorsa,  $\Delta y_t$ 'nin gecikmeli değerleri artırılır. İkinci adımda: Doğrusal olmayan durumlar için ön test yapılır. Bunun için,  $c_3 = c_4 = 0$  sıfır hipotezi için olağan F testi uygulanır. Enders ve Lee (2012) makalesinde verilen kritik değerleri,  $F(k)$ 'nin kritik değerleri olarak kullanabiliriz. F istatistiğinin değeri kritik değerden küçükse, doğrusal bir eğilimin sıfır hipotezi reddedilmez. Enders ve Lee (2012) bu durumda geleneksel doğrusal Dickey-Fuller testinin yapılmasını önermektedir. Eğer  $c_3 = c_4 = 0$  ise süreç doğrusaldır ve geleneksel birim kök test metodolojileri uygundur. Ancak bir kırılma veya

doğrusal olmayan bir eğilim söz konusu ise veri oluşturma sürecinde en az bir Fourier frekansının mevcut olması gerekir. Bir  $k$  frekansı kullanıldığı varsayımı altında test regresyonu aşağıda verilmiştir.

$$\Delta Y_t = \rho \Delta Y_{t-1} + c_1 + c_2 t + c_3 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + c_4 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + e_t \quad (1)$$

Denklem 1'de;  $k$  belirli bir frekansı,  $t$  trendi,  $T$  gözlem sayısını temsil eder. Bu çalışmada her bir değişken için ADF modelinin içine trigonometrik terimleri içeren Fourier fonksiyonu dahil edilmiştir (Denklem 2).

$$\Delta Y_t = \rho \Delta Y_{t-1} + c_1 + c_2 t + c_3 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + c_4 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \delta_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + \delta_{p-1} \Delta Y_{t-p+1} + e_t \quad (2)$$

$p$ , otoregresif sürecin gecikme sayısını göstermektedir. Uygun frekans değerini bulmak için yalnızca tamsayılar dikkate alınmak kaydıyla kalıntı kareleri toplamını (KKT) minimum yapan frekans değeri tercih edilmiştir. Daha sonra frekans değeri belirlenen modelin uygun gecikme uzunluğu tespit edilmiştir. İzleyen aşamada modele dahil edilen trigonometrik terimlerin anlamlılığı  $F$  testi aracılığıyla Enders ve Lee (2012)'nin makalesinde verilen kritik değerler ile sınanmıştır (Özer, 2022, s.281). Doğrusal olmayan bir eğilimin yokluğu hipotezi reddedilirse FADF birim kök testi kullanılabilir; aksi takdirde doğrusal olmayan bir eğilim içermeyen geleneksel birim kök testleri kullanılır (Yılancı ve Tunalı, 2014, s.22).

McNown vd. (2018), değişkenler arasındaki eşbütünlüşme ilişkisini araştırmak için Pesaran vd. (2001)'in otoregresif dağıtılmış gecikmeli (ARDL) modeline bir Fourier fonksiyonu ekleyerek Bootstrap FARDL sınır testi yaklaşımını geliştirmiştir. Bu yöntemin geleneksel eşbütünlüşme testlerine göre bazı avantajları vardır. Bootstrap FARDL modeli açıklayıcı değişkenlerin durağanlık şartı aranmaksızın değişkenler arasındaki eşbütünlüşme ilişkisinin sınanmasına izin vermektedir. Bootstrap testinin performansı boyut ve güç özellikleri sorunlarının üstesinden gelmek için daha başarılıdır. Fourier yaklaşımı hem kademeli hem de keskin bilinmeyen sayıdaki yapısal kırılmaları hesaba katabilir (Becker vd., 2006). Fourier fonksiyonlu Bootstrap ARDL eşbütünlüşme test modelinde hesaplanan frekansın değerinin hem tamsayı hem de kesirli değerlerini dikkate almaktadır (David vd., 2023). Geleneksel ARDL sınır testine göre Bootstrap ARDL testi örnekleme prosedürü doğru uygulandığında önyükleme testi, asimptotik testten daha iyi performans gösterir (Lin vd., 2018). Bootstrap ARDL yönteminde, önyükleme prosedürü kullanılarak her verinin spesifik entegrasyon özelliklerine göre kritik değerler üretilmekte ve böylece sınır testinin kararsızlığı ortadan kaldırılmaktadır (McNown vd., 2018; Pata, 2021).

Bu çalışmanın Fourier fonksiyonlu Bootstrap ARDL Denklemi (3) aşağıda gösterilmektedir.

$$\begin{aligned} \Delta \text{Iftarufe}_{sa_t} = & \alpha_1 + \gamma_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \gamma_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \lambda_1 \text{Iftarufe}_{sa_{t-1}} + \lambda_2 \text{Igtufe}_{sa_{t-1}} \\ & + \lambda_3 \text{Ildolar}_{t-1} + \lambda_4 \text{Ipetrol}_{t-1} + \lambda_5 \text{Igubre}_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \delta_1 \Delta \text{Iftarufe}_{sa_{t-j}} + \sum_{i=1}^{q_1} \beta_1 \Delta \text{Igtufe}_{sa_{t-i}} \\ & + \sum_{i=1}^{q_2} \beta_2 \Delta \text{Ildolar}_{t-i} + \sum_{i=1}^{q_3} \beta_3 \Delta \text{Ipetrol}_{t-i} + \sum_{i=1}^{q_4} \beta_4 \Delta \text{Igubre}_{t-i} + \sum_{i=1}^{q_5} \beta_5 \Delta D_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3) \end{aligned}$$

Denklem 3'te,  $D_{t-i}$  yapısal değişiklikleri gösteren kukla değişkeni,  $\alpha_1$  sabit terimi,  $\delta_1$  ve  $\beta_i$  kısa dönem katsayılarını,  $\lambda_i$  uzun dönem katsayılarını ve  $p_i$  ve  $q_i$  optimal gecikme uzunluklarını temsil eder. Bu yaklaşımın temel avantajı, analize dahil edilen değişkenlerin farklı durağanlık derecelerine sahip olmasıdır.

McNown vd. (2018)'in Bootstrap ARDL sınır testi prosedürünü takiben, Denklem (3)'teki seriler arasında eşbütünlüşme ilişkisinin varlığı, aşağıdaki üç boş hipoteze karşılık gelen alternatiflerinin test edilmesiyle belirlenmektedir:

$H_0: \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = \beta_5 = 0$  modeldeki tüm değişkenlerin gecikmeli düzeyine ilişkin genel  $F$  testi ( $F_1$ ),



$H_0: \beta_1 = 0$  bağımlı değişkenin gecikmeli düzeyine ilişkin t-testi

$H_0: \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = \beta_5 = 0$  açıklayıcı değişkenlerin gecikmeli düzeyine ilişkin F-testi ( $F_2$ )

Kesirli frekanslar kalıcı kırılmalara, tamsayı frekanslar ise geçici kırılmalara işaret ettiğinden (Christopoulos ve Leon-Ledesma, 2011; Omay, 2015), birçok çalışmada kesirli frekanslı esnek Fourier formlu Bootstrap ARDL yaklaşımı takip edilmiştir (Yılancı vd., 2020; David vd., 2023, s.9).

Araştırmanın verileri, aylık olduğu için maksimum gecikme uzunluğu (maxlag) 12 olarak belirlenmiştir. Model seçiminde bilgi kriteri olarak Akaike info criterion (AIC) kullanılmıştır. Bu çalışmada FARDL (6, 1, 1, 5, 2) modeli tahmin edilmiştir. Önerilen optimal gecikme uzunluğu, AIC'yi en aza indiren optimal kesirli Fourier frekansı ( $k^*$ ) hesaplanmıştır. Eşbütünleşmenin olup olmadığını ifade eden sıfır hipotezini sınamak için tahmin edilen  $k^*$  değeri Fourier fonksiyonlu ARDL modeli içinde düzenlenmiş ve Bootstrap ARDL simülasyonu yapılmıştır. Sıfır hipotezini sınamak için Overall-F ( $F_1$ ), Exogenous-F ( $F_2$ ) ve t test istatistikleri (üç test) ve bunlara karşılık gelen Bootstrap tarafından oluşturulan kritik değerler ile karşılaştırılmıştır.  $F_1$ , genel olarak gecikmeli seviye değişkenleri için F istatistiğini temsil eder.  $F_2$ , bağımsız değişkenlerin gecikmeli seviyesi için F istatistiğini, t ise bağımlı değişkenin gecikmeli seviyesi için t istatistiğini temsil eder. Bu üç teste ait değerler, Bootstrap tarafından oluşturulan kritik değerleri aşıyorsa değişkenler arasında eşbütünleşmenin varlığı kabul edilmektedir (Pesaran vd., 2001; David vd., 2023; Yılancı vd., 2020).

Bootstrap ARDL modeli tahmin sonucu Overall-F, Exogenous-F ve bağımlı değişken (Itarufe\_sa) %10 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığını göstermektedir. Daha sonra modelin tanı testleri yapılmıştır.

### 3.1 Araştırma Verileri

Bu çalışmada 2010 yılı ocak ayı ile 2024 yılı şubat ayı aralığındaki aylık zaman serisi verileri (2010:01- 2024:02) kullanılmaktadır. Tarım ürünleri üretici fiyat endeksi "Tarım ÜFE" (Itarufe\_sa), bağımlı değişken olarak belirlenmiştir. Açıklayıcı değişkenler olarak tarım ürünleri üretici fiyatlarını etkileyebilecek piyasa verileri alınmıştır. Bu değişkenler; gıda ve alkolsüz içecekler tüketici fiyat endeksi (Igtufe\_sa), dolar satış kuru (Idolar), rafine petrol üretici madde fiyatı (Ipetrol), kimyasal gübre ve azot üretici madde fiyatı (Igubre) verileridir (Tablo 2). Tarımsal üretimde daha çok motorin kullanılmaktadır. TÜİK yurt içi üretici fiyat endeksi kapsamında rafine petrol üretici madde fiyatı içinde yer alan motorini de temsil eden rafine petrol ürünleri fiyat endeksi kullanılmıştır. Bu nedenle rafine petrol üretici madde fiyatı verisi motorin fiyatlarını temsilen kullanılmıştır. Dolar satış kuru Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (TCMB) elektronik veri dağıtım sisteminden, diğerleri ise Türkiye İstatistik Kurumu'ndan (TÜİK) alınmıştır.

Fourier ARDL modelinde sabit açıklayıcı terim olarak Fourier modelinin sinüs ve kosinüs terimleri ve yapısal kırılmayı temsil eden kukla değişken kullanılmıştır. Yapısal kırılmayı temsil eden kukla değişken (d2021m09), Türkiye'de para politikasında faiz yoluyla yapılan değişimi içerecek şekilde oluşturulmuştur. 2021 yılı Eylül ayı itibarıyla politika faizinde radikal bir değişime gidilmiş faizlerin sürekli olarak indirildiği bir döneme girilmiş ve bu dummy değişken modelde gösterilmiştir.

Araştırmada kullanılan serilerin ilk olarak logaritmik dönüşümleri yapılmıştır. Ardından tarım ve gıda ürünleri fiyat serilerinin tarım sektörünün kendine has mevsimsel yapısı nedeniyle "Seasonally adjusted data from STL Decomposition" yöntemiyle mevsimsellikten arındırma işlemi uygulanmıştır. Bu yöntem herhangi bir veri frekansı üzerinde çalışabilme ve düzensiz kalıplara ve eksik değerlere sahip zaman serisi verileri üzerinden hesaplanabilme avantajlarına sahiptir (E-views, 2019).

**Tablo 2.** Araştırmada Kullanılan Değişkenler

<i>Bağımlı Değişken</i>	
tarufe	Tarım ürünleri üretici fiyat endeksi (TÜİK)
<i>Açıklayıcı Değişkenler</i>	
gtufe	Gıda ve alkolsüz içecekler tüketici fiyat endeksi (2003=100) (TÜİK)
petrol	Rafine petrol üretici madde fiyatı (TÜİK)
gubre	Kimyasal gübre ve azot üretici madde fiyatı (TÜİK)
dolar	Dolar kuru satış (TCMB)
d2021m09	2021 Ekim ayından itibaren 1 değerini alan kukla değişken (para politikası değişkeni)

#### 4. Analiz Bulguları

Araştırmada kullanılan veriler zaman serisi yapılarını anlayabilmek için birim kök testlerine tabi tutulmuştur. Bu çalışmada öncelikle modelin değişkenlerine Fourier birim kök testi (FADF) uygulanmıştır. Tablo 3'te verildiği üzere tüm değişkenlerin FADF Test İstatistikleri kritik değerlerin (Enders ve Lee, 2012, s.197) altında kaldığı için trigonometrik terimler anlamlı bulunmamıştır. Bu nedenle geleneksel (ADF) birim kök testine başvurulmuştur.

**Tablo 3.** Fourier Birim Kök Testi Sonuçları

	Trendsiz				Trendli			
	k	min KKT	FADF Test İstatistiği	Uygun Gecikme Uzunluğu	k	min KKT	FADF Test İstatistiği	Uygun Gecikme Uzunluğu
ltarufe_sa	4	0,141	3,887	4	1	0,139	4,130	11
lgtufe_sa	4	0,079	2,570	8	1	0,078	4,041	1
lpetrol	3	1,174	2,634	2	4	1,160	2,150	7
lgubre	4	0,213	5,298	2	4	0,211	5,295	2
ldolar	4	0,275	3,776	2	1	0,268	3,837	2

**Not:** FADF test istatistikleri trendsiz model kritik değerleri: 10,02(%1), 7,41(%5), 6,25(%10); trendli model kritik değerleri: 11,70 (%1), 8,88(%5), 7,62(%10) (Enders ve Lee, 2012)

Tablo 4'te kullanılan değişkenlerin ADF birim kök test sonuçları verilmiştir. Bu sonuçlara göre tüm değişkenlerin seviye değerlerinde birim kök içerdiği, birinci farkında durağan seriler olduğu I(1) tespit edilmiştir.

**Tablo 4.** Değişkenlerin ADF Birim Kök Test Sonuçları

	Düzeyde			Birinci Farkında		
	Sabitli	Sabit ve trend	Sabitsiz ve trendsiz	Sabitli	Sabit ve trend	Sabitsiz ve trendsiz
ltarufe_sa	3.9923	0.9851	3.5014	-3.6956***	-7.1007***	-1.7875*
lgtufe_sa	5.2103	2.1395	3.1685	-2.0749	-9.7893***	-1.1174
lpetrol	0.7760	-0.9198	2.1591	-8.062***	-8.2421***	-7.7156***
lgubre	2.1068	-0.4042	3.7415	-7.0202***	-7.5622***	-2.2885**
ldolar	2.4796	-0.6879	4.8831	-9.066***	-9.6634***	-5.5623***

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

Geleneksel birim kök testleri sonuçları serilerin seviyede durağan olmadığını göstermektedir. Diğer taraftan serilerin, eşbütünleşme analizinin güvenilir sonuçlar doğurması için olası ve uygun yapısal kırılmaların değerlendirilmeye dahil edilmesi gerekebilir. Bu nedenle Lee-Strazicich (LS) ve Zivot ve Andrews (ZA) yapısal kırılmalı birim kök testleri kullanılmıştır. Tablo 5'te verilen LS yapısal kırılmalı birim kök testi sonuçlarına göre "Minimum test statistic (*tau*)" mutlak değeri, kritik değerlerin altında çıkmıştır. Bu durumda değişkenlerin birim köke sahip olduğunu ifade eden  $H_0$  hipotezi kabul edilmekte ve serilerin birim kök içerdiği anlaşılmaktadır. LS analizinde seviyede lgtufe\_sa ve lgubre değişkeninde %5 düzeyinde, ldolar değişkeninde %10 düzeyinde düşük düzeyli durağanlık görülmektedir. İstatistiksel olarak %1 anlamlılıkta serilerin I(1)

düzeyinde yapısal kırılma içerdiği bulunmuştur. LS yapısal kırılmalı birim kök testi sonucunda ağırlıklı olarak kırılmaların 2021 sonbahar aylarında yoğunlaştığı görülmektedir. 2021 Eylül ayı itibariyle politika faizinin düzenli olarak indirilmeye başlandığı dönem olduğu dikkati çekmektedir. Buradan hareketle para politikasının etkisinin gıda ürünleri tüketici fiyatları üzerinde yansımalarının görüldüğü söylenebilir. ZA yapısal kırılmalı birim kök testi sonucunda düzeyde yapılan testlerde t değeri kritik değerlerden küçük çıktığı için birim kök içermektedir. Serinin farkı alınarak birim kök sınaması yapıldığında %1 anlamlılık düzeyinde durağanlaştığı sonucuna ulaşılmıştır. LS yapısal kırılmalı birim kök testi gibi ZA testi sonucunda da çok daha net olarak 2021 sonbahar aylarında yapısal kırılmaların varlığı görülmektedir. Bu testler sonucunda tüm değişkenlerin yapısal kırılmalarla I(1) olması nedeniyle serilerin arasında eşbütünleşmenin varlığını incelemek için Fourier fonksiyonlu ARDL Eşbütünleşme yönteminin kullanılması uygun bulunmuştur.

**Tablo 5.** Değişkenlerin Yapısal Kırılmalı Birim Kök Test Sonuçları (LS ve ZA)

	LS				ZA			
	Düzyey	Kırılma Tarihleri	Birinci Fark	Kırılma Tarihleri	Düzyey	Kırılma Tarihleri	Birinci Fark	Kırılma Tarihleri
ltarufe_sa	-4,781	2016M05 2021M10	-8,518***	2021M04 2022M01	-3,867	2021M11	-8,209***	2021M10
lgtufe_sa	-5,923**	2017M04 2021M10	-10,964***	2020M10 2022M03	-3,699	2021M12	-11,546***	2021M11
lpetrol	-4,726	2015M05 2021M11	-9,264***	2019M10 2022M05	-3,207	2021M09	-8,797***	2020M05
lgubre	-5,993**	2015M07 2021M09	-8,586***	2020M08 2022M05	-3,578	2021M03	-8,020***	2020M07
ldolar	-5,620*	2014M09 2020M12	-10,251***	2021M05 2022M02	-4,213	2021M10	-9,976***	2021M10

**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.

Serinin durağanlık seviyesini belirlenmesinin ardından, Fourier fonksiyonlu bir Bootstrap ARDL yöntemi kapsamında sınır testi prosedürü kullanılarak değişkenler arasındaki uzun dönemli eşbütünleşme ilişkisi incelenmektedir. Model seçimi bilgi kriteri olarak AIC (6, 1, 1, 5, 2) tarafından önerilen optimal gecikme uzunluğu, AIC'yi en aza indiren optimal kesirli Fourier frekansı  $k^*=0,62$  olarak bulunmuştur. Eşbütünleşmenin olmadığını ifade eden sıfır hipotezini sınamak için Overall-F (F1), Exogenous-F (F2) ve bağımlı değişkenin t test istatistikleri (ltarufe\_sa-t) ve bunlara karşılık gelen Bootstrap tarafından oluşturulan kritik değerler Tablo 6'da özetlenmiştir. Araştırma sonuçları, bu üç testin Bootstrap tarafından oluşturulan kritik değerleri %10 anlamlılık düzeyinde aştığını göstermektedir. Dolayısıyla seriler arasında eşbütünleşmenin olmadığını ifade eden sıfır hipotezi reddedilebilir. Araştırmada kullanılan seriler eşbütünleşme ilişkisine sahiptir.

**Tablo 6.** Bootstrap Fourier ARDL Eşbütünleşme Testi Sonuçları

Gecikme Uzunluğu	İstatistikler	Değerler	Bootstrap kritik değerleri (cv)		
			%1	%5	%10
(6, 1, 1, 5, 2)	$F_1$	4,969	4,636	3,827	3,381
	$F_2$	5,920	5,347	4,285	3,811
	$t$	-3,606	-4,352	-3,714	-3,359
$k^*$	0,6200000000000005				

Model tahmin sonucu elde edilen Fourier Bootstrap ARDL (6, 1, 1, 5, 2) eşbütünleşme denklemi aşağıda sunulmuştur.

$$\begin{aligned} \text{ltarufe\_sa} = & c(1)*\text{ltarufe\_sa}(-1) + c(2)*\text{ltarufe\_sa}(-2) + c(3)*\text{ltarufe\_sa}(-3) + c(4)*\text{ltarufe\_sa}(-4) + \\ & c(5)*\text{ltarufe\_sa}(-5) + c(6)*\text{ltarufe\_sa}(-6) + c(7)*\text{lgufe\_sa} + c(8)*\text{lgufe\_sa}(-1) + c(9)*\text{ldolar} + \\ & c(10)*\text{ldolar}(-1) + c(11)*\text{lpetrol} + c(12)*\text{lpetrol}(-1) + c(13)*\text{lpetrol}(-2) + c(14)*\text{lpetrol}(-3) + \\ & c(15)*\text{lpetrol}(-4) + c(16)*\text{lpetrol}(-5) + c(17)*\text{lgubre} + c(18)*\text{lgubre}(-1) + c(19)*\text{lgubre}(-2) + \\ & c(20)*\cos(2*\text{acos}(-1)*0.6200000000000005*\text{obsnum}/\text{obssmpl}) + c(21)*\sin(2*\text{acos}(-1) \\ & *0.6200000000000005*\text{obsnum}/\text{obssmpl}) + c(22)*\text{d2021m09} + c(23) \end{aligned}$$

Fourier fonksiyonlu Bootstrap ARDL modeli ile değişkenler arasında eşbütünlüşme varlığı tespit edildikten sonra seçilen ARDL modelinin uzun dönem tahminlerinin sonuçları Tablo 7'de sunulmaktadır. Uzun dönem katsayıları test istatistik değerleri, döviz kuru değişkeni dışında istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. İncelenen dönemde uygulanan döviz kurunun uzun dönemde tarım ürünleri üretici enflasyonu üzerinde etkisi olmadığı sonucu bulunmuştur. Bu durumun nedeni olarak, uygulanan kur politikaları ile yüksek miktarda döviz alımı yapılmasının döviz kurundaki dikey hareketliliği sınırlandırma etkisi olduğu düşünülebilir. Uzun dönemde, gıda ürünleri tüketici fiyat endeksinde %1'lik bir artış, teorik beklentiye uyumlu olarak, tarımsal üretici fiyat endeksini %0,79 artırmış ve %1 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı çıkmıştır. 2021 yılı para politikasındaki radikal değişimi ifade eden kukla değişken istatistiksel olarak %1 anlamlılık düzeyinde pozitif ve %0,05'lik etkiye sahiptir. Bu durum faiz politikasının enflasyonist etkisinin var olduğunu göstermektedir. Analiz sonucunda elde edilen sabit terimin negatif işaretli ve %10 düzeyinde anlamlı olması, bağımsız değişkenlerde değişiklik olmaması durumunda tarım ürünleri üretici fiyat endeksinin azalacağını da göstermektedir. Rafine petrol fiyatlarında meydana gelen %1'lik bir artış, tarımsal üretici fiyat endeksini beklentinin aksine %0,14 azaltmıştır ve %1 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlıdır. Bu beklenti dışı tahminde petrol fiyatlarındaki uluslararası politika ve Covid-19 pandemi sürecinden kaynaklı dalgalanmaların etkili olabileceği düşünülmektedir. Kimyasal gübre ve azot fiyatlarındaki %1'lik bir artış, beklentiye uygun olarak tarımsal üretici fiyat endeksini %0,28 artırmış ve %5 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Bu da tarım ürünleri üretici enflasyonun, perakende ve tarımsal girdi fiyatlarındaki istikrarsızlık kaynaklı olduğunu kanıtlamaktadır.

**Tablo 7.** Fourier-Bootstrap ARDL Modelinin Uzun Dönem Tahmin Sonuçları

Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t-istatistiği	Olasılık (P)
lgufe_sa	0,788	0,107	7,391	0,000
ldolar	-0,013	0,128	-0,103	0,919
lpetrol	-0,145	0,049	-2,951	0,004
lgubre	0,282	0,125	2,257	0,026
c	-1,160	0,620	-1,872	0,063
d2021m09	0,046	0,015	3,147	0,002

Açıklayıcı değişkenlerin tarım ürünleri üretici fiyat endeksi üzerindeki kısa dönemli etkisi Tablo 8'de sunulmuştur. Tarım ÜFE, rafine petrol fiyatlarının mevcut değerinden etkilenmemiş ancak gecikmeli değerlerinden ekonomik beklentiye uyumlu olarak pozitif etkilenmiş ve istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Tarımda makineleşmenin artmasıyla motorin kullanımı tarım sektörünün vazgeçilmez girdilerinden biri haline gelmiştir (Aktaş vd., 2020, s.128). Rafine petrol fiyatlarının tarım ürünleri üretici fiyatlarına net etkisi kısa dönemde ortaya çıkmaktadır.

Uzun dönemle uyumlu olarak, kısa dönemde de gıda ürünleri tüketici fiyat endeksindeki %1'lik bir artış, tarım ÜFE'yi pozitif yönde %0,74 artırmış ve %1 düzeyinde anlamlı bulunmuştur. Hem uzun hem de kısa dönemde tüketici fiyatlarındaki artış etkisi üretici fiyatları üzerinde dominant etkiye sahiptir. Bu durum Türkiye'de fiyat

enflasyonun etkisinin yoğun olduğunu göstermektedir. Döviz kuru değişkeni uzun dönemin aksine kısa dönemde %5 düzeyinde anlamlı çıkmış ve tarımsal ürün üretici fiyat endeksini pozitif yönde etkilemiştir. Kurdaki değişimin tarım ÜFE üzerindeki etkisi kısa dönemde gözlenmekte, uzun dönemde kurun dikey hareketliliği belirli bir aralıkta tutulduğu için ortadan kaybolduğu düşünülmektedir. Kimyasal gübre ve azot fiyatlarındaki değişim kısa dönemde istatistiksel olarak anlamlı çıkmış olmakla beraber teorik beklentinin tersine tarım ÜFE'yi negatif yönde etkilemektedir. Para politikasına tahsil eden kukla değişken istatistiksel olarak %1 düzeyinde anlamlı bulunmuş ve tarım ürünleri üretici fiyat endeksine pozitif yönde etkisi tespit edilmiştir.

İstatistiksel olarak anlamlı ve negatif işaretli ECT katsayısı, tarım ürünleri üretici fiyat endeksinde kısa vadeden uzun vadeye sapsmaları aylık olarak neredeyse %29 oranında düzeltildiğini göstermektedir. Bu durum kısa vadedeki sapsmaların yaklaşık 3,5 ay gibi bir kısa süre içinde uzun dönem dengesine ulaşacağını göstermektedir.

**Tablo 8.** Fourier-Bootstrap ARDL modelinin kısa dönem tahmin sonuçları

Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t-istatistiği	Olasılık (P)
d(lgtufe_sa)	0.743	0.081	9.163	0.000
d(ldolar)	0.157	0.068	2.291	0.023
d(lpetrol)	0.010	0.022	0.464	0.643
d(lpetrol(-1))	0.089	0.025	3.579	0.001
d(lpetrol(-2))	0.011	0.023	0.462	0.645
d(lpetrol(-3))	0.004	0.022	0.203	0.839
d(lpetrol(-4))	0.065	0.020	3.192	0.002
d(lgubre)	-0.178	0.085	-2.095	0.038
d(lgubre(-1))	-0.228	0.057	-4.024	0.000
cos(2*@acos(-1))	0.022	0.005	4.853	0.000
*k*@obsnum/@obssmpl)				
sin(2*@acos(-1))	-0.032	0.005	-5.845	0.000
*k*@obsnum/@obssmpl)				
d2021m09	0.046	0.009	5.349	0.000
CointEq(-1)*	-0.291	0.040	-7.240	0.000
<hr/>				
R <sup>2</sup>	0.701			
Düzeltilmiş R <sup>2</sup>	0.666			
<hr/>				
	Değerler	Anlamlılık Düzeyi	I(0)	I(1)
<hr/>				
<i>F-Sınır Testi</i>	8.437	10%	2.20	3.09
		5%	2.56	3.49
		2.5%	2.88	3.87
		1%	3.29	4.37

Bootstrap FARDL modeli ile değişkenler arasında eşbütünleşmenin varlığı ve uzun-kısa dönem ilişkileri incelendikten sonra model için tanı testleri yapılmıştır. Tüm tanı testlerinin sonuçları, tahminlerin güvenilirliğini ve geçerliliğini doğrulamaktadır.

Modelin fonksiyonel formunu inceleyen, Ramsey Reset tanı testine göre t, F ve LR sonuçları olasılık değerleri 0,10'un üzerinde olduğu için oluşturulan model anlamlıdır (Tablo 9). Cusum ve CusumQ test sonuç grafikleri, tahmin edilen modelin hata terimlerinin %95 güven aralıkları içinde kaldığını göstermektedir. Bu durum kullanılan modelin katsayılarının anlamlı olduğunu ifade etmektedir (Şekil 5). LM test sonuçlarına göre modelin hata terimleri arasında ilişki olmadığı görülmektedir. Bu durum otokorelasyon sorunu olmadığını göstermektedir (Tablo 10). F-stat ve n\*R<sup>2</sup> test istatistikleri olasılık değerleri 0,10'un üzerinde olduğu için değişen varyans (Heteroskedasticity) sorununun olmadığı gözlenmiştir (Tablo 11). Bu tanı testleri sonuçları, Bootstrap FARDL(6, 1, 1, 5, 2) modeli tahmin katsayılarının eşbütünleşik ilişkinin yorumlanması için uygun olduğunu göstermektedir.

**Tablo 9.** Ramsey Reset Tanı Testi Sonuçları

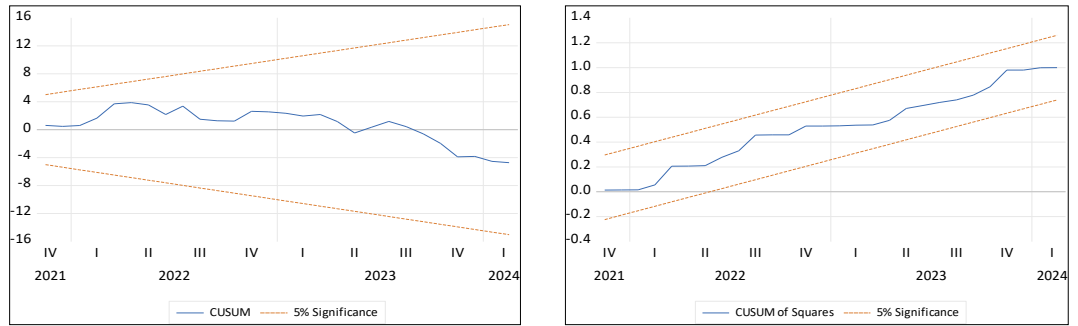
	Değer	df	Olasılık (P)
t-istatistik	0.203	140	0.839
F- istatistik	0.041	(1, 140)	0.839
Likelihood ratio (LR)	0.048	1	0.826

**Tablo 10.** Breusch-Godfrey LM Test Sonuçları

F-istatistiği	0.975197	Olasılık F(2,139)	0.3797
n*R <sup>2</sup>	2.269341	Olasılık Ki-kare(2)	0.3215

**Tablo 11.** Breusch-Pagan-Godfrey Değişen Varyans (Heteroskedasticity) Test Sonuçları

F-istatistiği	1.396368	Prob. F (22,141)	0.1258
n*R <sup>2</sup>	29.33900	Prob. Chi-Square(22)	0.1354

**Şekil 5.** Cusum ve CusumQ Test Sonuç Grafikleri

## 5. Sonuçlar

Türkiye ekonomisinde 2018 yılında belirginleşmeye başlayan talep, maliyet ve kâr itilimli fiyat artışından beslenen enflasyonist bir süreç yaşanmaktadır. Ekonominin tüm sektörlerinde olduğu gibi tarım sektöründe de ciddi enflasyon düzeylerine ulaşılmıştır. Bu çalışmada 2010:M1 ile 2024:M2 tarihleri arasında tarım ürünleri üretici fiyat endeksi üzerinden enflasyonun belirleyicileri incelenmiştir. Tarım ürünleri üretici fiyatlarını etkileyebileceği düşünülen değişkenler tercih edilmiştir. Bu değişkenler; gıda ve alkolsüz içecekler tüketici fiyat endeksi, dolar kuru, rafine petrol üretici madde fiyatı, kimyasal gübre ve azot üretici madde fiyatı verileridir. Ayrıca yapısal kırılmayı temsil eden kukla değişken, Türkiye’de para politikasında faiz yoluyla yapılan değişimi içerecek şekilde oluşturulmuştur. 2021 yılı Eylül ayı itibariyle politika faizinde radikal bir değişime gidilmiş faizlerin sürekli olarak indirildiği bir döneme girilmiş ve bu durum dummy değişkenle modele dahil edilmiştir. Bu değişkenler Fourier fonksiyonlu Bootstrap ARDL modeli kullanılarak analiz edilmiştir.

Bu model ile değişkenler arasındaki eşbütünlük ilişkisinin varlığı tespit edilmiştir. Uzun dönem tahmin sonuçlarına göre gıda ürünleri tüketici fiyat endeksindeki artışlar teorik beklentiye uyumlu olarak tarımsal üretici fiyat endeksinde pozitif yönde etkilemiştir. Uzun dönemde, döviz kurunun tarım ürünleri üretici enflasyonu üzerinde etkisi olmadığı sonucu bulunmuştur. Bu durum uygulanan ekonomi politikalarının döviz kurundaki hareketliliği sınırlandırmasından kaynaklanıyor olabilir. 2021 yılı para politikasındaki radikal değişimi ifade eden kukla değişken anlamlı ve pozitif etkiye sahiptir. Bu durum faiz politikasının enflasyonist etkisinin var olduğunu göstermektedir. Analiz sonucunda sabit terimin negatif işaretli olması bağımsız değişkenlerde değişiklik olmaması durumunda tarım ürünleri üretici fiyat endeksinin azalacağına işaret etmektedir. Rafine petrol fiyatlarında meydana gelen artış, uzun dönemde tarım ürünleri üretici fiyat

endeksini beklentinin aksine azaltmıştır. Bu beklenti dışı tahminde petrol fiyatlarındaki uluslararası politika faktörü ve Covid-19 pandemi sürecinden kaynaklı dalgalanmaların etkili olabileceği düşünülmektedir. Kimyasal gübre ve azot fiyatlarındaki artış, beklentiye uygun olarak tarım ürünleri üretici fiyat endeksini artırmıştır. Bu analiz sonuçları tarım ÜFE enflasyonunun para politikaları, perakende ve tarımsal girdi fiyatlarındaki istikrarsızlıktan kaynaklandığını göstermektedir.

Kısa dönem analiz sonuçlarına göre Tarım-ÜFE, rafine petrol fiyatlarının mevcut değerinden etkilenmemiş ancak gecikmeli değerlerinden ekonomik beklentiyle uyumlu olarak pozitif etkilenmiştir. Uzun dönemle uyumlu olarak, kısa dönemde de gıda ürünleri tüketici fiyat endeksindeki artış, Tarım ÜFE'yi pozitif olarak etkilemiştir. Hem uzun hem de kısa dönemde tüketici fiyatlarındaki artış üretici fiyatları üzerinde baskın etkiye sahiptir. Bu durum Türkiye'de fiyat enflasyonunun etkisinin yoğun olduğunu göstermektedir. Döviz kuru değişkeni uzun dönemin aksine kısa dönemde anlamlı ve tarım ürünleri üretici fiyat endeksi üzerinde pozitif etkiye sahip çıkmıştır. Kurdaki değişimin tarım ÜFE üzerindeki etkisi kısa dönemde gözlenmekte, uzun dönemde kurun dikey hareketliliği belirli bir aralıkta tutulduğu için ortadan kaybolduğu düşünülmektedir. Para politikasını temsil eden kukla değişken anlamlı bulunmuş ve üretici enflasyonunda pozitif yönde etkisi tespit edilmiştir. Modelin hata düzeltme terimi, tarım ürünleri üretici fiyat endeksinde kısa dönemdeki sapmaların yaklaşık %29'unun sonraki dönemlerde düzelebileceğini öngörmektedir. Bu durum uzun dönemden sapmaların yaklaşık 3,5 ay gibi bir sürede dengeye ulaşacağını göstermektedir.

Bu çalışmanın sonuçları hem kısa dönemde hem de uzun dönemde makro ekonomik değişkenlerin tarım sektörünü etkilediğini göstermektedir. Makro düzeyde alınan ekonomi politika kararları mikro düzeyde fiyatlar kanalıyla tarım ürünleri üreticisine ve tüketicisine yansımaktadır. Tarım ürünleri piyasasında talep, maliyet ve fiyat enflasyonları incelenen dönemde piyasa fiyatının belirlenmesinde birbirinden bağımsız hareket etmezler. Ekonomi enflasyonist sürece girdikten sonra fiyatlar her üç kanaldan beslenerek fiyatlar genel düzeyi yükselmektedir. Yatay ve dikey fiyat aktarım kanalları ile üretici fiyat artışları diğer piyasa arz zincirinin aktörlerine yansımaktadır. Tarım ürünleri piyasasında üretici enflasyonu fiyatların artış eğiliminin öncü göstergesidir. Tüketici enflasyonu gecikmeli olarak üretici enflasyonun asimetric bir şekilde takip etmektedir. Tarım sektöründe enflasyonla mücadele kapsamında tarımsal regülasyonlar yapılmalı ve fiyat istikrarını sağlayabilmek için yapısal politikalar uygulanmalıdır. Para politikasının tek başına uygulanması fiyatlar genel düzeyindeki artışları önlemekte yetersiz kalmaktadır. Enflasyon sorunsalı sonuçlardan hareketle değil, nedenleri ortadan kaldırarak çözümlenmelidir. Bu çalışma kapsamı dışında tutulan ve tarımsal üretici fiyatlarını etkileyen diğer unsurların da bilimsel anlamda incelenmesi gerekmektedir. Tarımsal üretici fiyatlarının artışında iklim değişimine bağlı arz daralmaları ve küresel ticaretin gelişmesiyle beraber ihracat ve ithalat kanallarının tarım piyasalarındaki yoğunluğu gibi faktörleri de dikkate alan araştırmaların yapılması önerilmektedir.

## Kaynakça

Aktaş, E.; Değirmen, S.; Sofracı, İ.E.; Songur, M. (2020). How Do Diesel Price Fluctuations Affect Economic Convergence over Agriculture Sector among OECD Countries?. *Bulletin of Economic Theory and Analysis*, 5(2), 115-131.

Aytekin, M.; Hatırlı, S. A. (2021). Türkiye'de işlenmemiş gıda enflasyonunu etkileyen faktörlerin analizi: ARDL yaklaşımı. *Avrasya Sosyal ve Ekonomi Araştırmaları Dergisi*, 8(3), 203-216.

Baines, J. (2014). Food price inflation as redistribution: towards a new analysis of corporate power in the world food system. *New Political Economy*, 19(1), 79-112. <https://doi.org/10.1080/13563467.2013.768611>

- 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.
- 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 İtilimli Enflasyonun Dinamikleri. *İktisat ve Toplum Dergisi*, 158, 8-30.
- Canbay, Ş.; İnal, V.; Kırca, M. (2022). Tarımsal destek, iktisadi kalkınma ve enflasyon arasındaki ilişkilerin bootstrap panel nedensellik testi ile analizi. *Akademik Hassasiyetler*, 9(19), 347-364.
- 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.
- Elbadri, M.; Bsikre, S.; Alamari, O.; Balçılar, M. (2023). Nexus between renewable energy consumption, economic growth, and CO2 emissions in Algeria: New evidence from the Fourier-Bootstrap ARDL approach. In *Natural Resources Forum* (Vol. 47, No. 3, pp. 393-412). Oxford, UK: Blackwell Publishing Ltd. <https://doi.org/10.1111/1477-8947.12292>
- Enders, W.; Lee, J. (2012). The flexible Fourier form and Dickey–Fuller type unit root tests. *Economics Letters*, 117(1), 196-199.
- Erdem, H. F. (2017). Gıda Enflasyonunun Enflasyon Belirsizliği Üzerine Etkisi. *Karadeniz Teknik Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Sosyal Bilimler Dergisi*, 7(14), 425-436.
- E-views, (2019). EViews 10 New Econometrics and Statistics: Computation, Season Adjustment Methods. (2024, 30 Mayıs). Erişim adresi: [https://www.eviews.com/EViews10/ev10ecomp\\_n.html](https://www.eviews.com/EViews10/ev10ecomp_n.html)
- Goh, S. K.; Sam, C. Y.; McNown, R. (2017). Re-examining foreign direct investment, exports, and economic growth in Asian economies using a bootstrap ARDL test for cointegration. *Journal of Asian Economics*, 51, 12-22. <https://doi.org/10.1016/j.asieco.2017.06.001>
- Goh, S. K.; Tang, T. C.; Sam, C. Y. (2020). Are major US trading partners’ exports and imports cointegrated? Evidence from bootstrap ARDL. *Margin: The Journal of Applied Economic Research*, 14(1), 7-27. <https://doi.org/10.1177/0973801019886481>
- Hochman, G.; Rajagopal, D.; Timilsina, G. R.; Zilberman, D. (2011). The role of inventory adjustments in quantifying factors causing food price inflation. *World Bank Policy Research Working Paper*, (5744).
- İnal, V.; Canbay, Ş.; Kırca, M. (2023). Determinants of food prices in Türkiye: Fourier Engle-Granger cointegration test. *Journal of Economic Policy Researches*, 10(1), 133-156. <https://doi.org/10.26650/JEPR1132061>
- Jongwanich, J.; Park, D.; Wongcharoen, P. (2019). Determinants of Producer Price versus Consumer price inflation in emerging Asia. *Journal of the Asia Pacific Economy*, 24(2), 224-251.
- 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 Explore Exploit* 36(3), 450-463. <https://doi.org/10.1177/0144598717741031>
- 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>
- Nawaz, K.; Lahiani, A.; Roubaud, D. (2019). Natural resources as blessings and finance-growth nexus: A bootstrap ARDL approach in an emerging economy. *Resources Policy*, 60, 277-287. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2019.01.007>
- Norazman, U. Z., Khalid, H.; Ghani, G. M. (2018). Food Inflation: a Study on Key Determinants and Price Transmission Processes for Malaysia. *International Journal of Business Society*, 19(1).
- Oral, E. (2021). Türkiye’de Gıda Enflasyonunu Etkileyen Faktörler, Yüksek Lisans Tezi. Tekirdağ Namık Kemal Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, İktisat ABD.
- Özer, M. O. (2022). Ekonomik Büyüme ve İşsizlik Oranı Arasındaki İlişki: Kesirli Frekanslı Fourier ARDL Sınır Testi Yaklaşımı. *İstanbul İktisat Dergisi*, 72(1), 269-292.
- Pappas, C.; Papadas, C. (2015). Farm Production Costs, Producer Prices and Retail Food Prices: A Cointegration Analysis. *Bulletin of Political Economy*, 9(2), 127-143.
- Parasız, İ., (2006). *Makro Ekonomi Teori ve Politika*, Bursa: Ezgi Kitabevi.
- Pata, U. K.; Yılancı, V. (2020). Financial development, globalization and ecological footprint in G7: Further evidence from threshold cointegration and fractional frequency causality tests. *Environmental and Ecological Statistics*, 27, 803-825. <https://doi.org/10.1007/s10651-020-00467-z>



- Pata, U. K. (2019). Environmental Kuznets curve and trade openness in Turkey: bootstrap ARDL approach with a structural break. *Environmental Science and Pollution Research*, 26(20), 20264-20276.
- 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.
- TCMB, (2024). GSYİH-İktisadi Faaliyet Kollarına (A10) Göre-Zincirlenmiş Hacim, (2024, 3 Haziran), Erişim adresi: <https://evds2.tcmb.gov.tr/index.php?evds/serieMarket>
- TCMB, (2021). Faiz Oranlarına İlişkin Basın Duyurusu, (2024, 10 Mayıs), Erişim adresi: <https://www.tcmb.gov.tr/wps/wcm/connect/TR/TCMB+TR/Main+Menu/Duyurular/Basin/2021/DUY2021-42>
- TCMB, (2023). Faiz Oranlarına İlişkin Basın Duyurusu. <https://www.tcmb.gov.tr/wps/wcm/connect/TR/TCMB+TR/Main+Menu/Duyurular/Basin/2023/DUY2023-22>
- Tong, T.; Ortiz, J.; Xu, C.; Li, F. (2020). Economic Growth, Energy Consumption, And Carbon Dioxide Emissions in the E7 Countries: a Bootstrap ARDL Bound Test. *Energy, Sustainability and Society*, 10(1), 1-17. <https://doi.org/10.1186/s13705-020-00253-6>
- TÜİK, (2018). Bitkisel Üretim İstatistikleri, 2018, "Tahıllar ve diğer bitkisel ürünler ile sebzelerde üretim azaldı." (2024, 25 Mayıs). 28 Aralık 2018 tarihli Haber Bülteni (Sayı: 27635), Erişim adresi: <https://data.tuik.gov.tr/Bulten/Index?p=Bitkisel-Uretim-Istatistikleri-2018-27635>.
- TÜİK, (2024). Tarım Ürünleri Üretici Fiyat Endeksi ve Tarımsal Girdi Fiyat Endeksi, (2024, 3 Haziran) Erişim adresi: <https://data.tuik.gov.tr/Kategori/GetKategori?p=enflasyon-ve-fiyat-106&dil=1>
- 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.
- Yılcı, V.; Tunalı, Ç. B. (2014). Are Fluctuations in Energy Consumption Transitory or Permanent? Evidence from a Fourier LM Unit Root Test. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 36, 20-25.
- Yılcı, 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?" (2024, 28 Mayıs). 03 Ocak 2019 tarihli Dünya Gazetesi Haber Bülteni (Sayı: 436339), Erişim adresi: <https://www.dunya.com/ekonomi/enflasyon-duserken-gida-fiyatlari-neden-artti-haberi-436339>
- Yıldırım, K.; Karaman D.; Taşdemir, M. (2014). *Makro Ekonomi*, Ankara: Seçkin Yayıncılık.
- Yurtkuran, S. (2021). The Effect of Agriculture, Renewable Energy Production, and Globalization on CO2 Emissions in Turkey: A Bootstrap ARDL Approach. *Renewable Energy*, 171, 1236-1245. <https://doi.org/10.1016/j.renene.2021.03.009>

---

**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%)

---