



## Küresel Gıda ve Petrol Fiyatlarının Enflasyon Üzerindeki Etkisi: Türkiye'den Ampirik Kanıtlar\*

Hatice Bozkurt<sup>1</sup>

**Öz:** Enflasyon makroekonomik istikrarı bozan en önemli istikrarsızlık göstergelerinden biridir. Bu çalışmada Türkiye ekonomisinde küresel gıda fiyatlarının, petrol fiyatlarının, döviz kurunun (₺/TL satış kuru) ve para arzının enflasyon üzerindeki etkileri incelenmiştir. 2010M01-2021M09 dönemi için aylık veriler kullanılarak kesirli frekanslı Fourier fonksiyonlu bootstrap ARDL yaklaşımı ile değişkenler arasındaki eşbütünleşme ilişkileri test edilmiştir. Bulgular; tüketici fiyat endeksi, küresel gıda fiyat endeksi, petrol fiyatları, döviz kuru ve para arzı değişkenlerinin uzun dönemli ilişkiye sahip olduklarını göstermektedir. Uzun dönemde enflasyon üzerinde en güçlü etkiye sahip olan değişkenin döviz kuru olduğu tespit edilmiştir. Kısa dönemde ortaya çıkan dengeden sapmaların yaklaşık beş buçuk ayda uzun dönem dengesine döndüğü ortaya konmuştur. Elde edilen bulgular hata düzeltme tabanlı Granger nedensellik test sonuçları ile tutarlıdır. Bu sonuçlara göre Türkiye'de enflasyonun temel belirleyicilerinin döviz kuru ve para arzı olduğu, küresel gıda ve petrol fiyatlarının enflasyon üzerinde nispeten düşük etkiye sahip olduğu belirlenmiştir.

### Anahtar Sözcükler:

Enflasyon, Küresel Gıda Fiyatları, Petrol Fiyatları, Döviz Kuru, Kesirli Frekanslı Fourier Bootstrap ARDL Yaklaşımı

JEL: E31, E37

Geliş : 17 Ekim 2024  
Düzeltilme : 26 Kasım 2024  
Kabul : 26 Aralık 2024

Tür : Araştırma

## The Effect of Global Food and Oil Prices on Inflation: Empirical Evidence from Türkiye

**Abstract:** Inflation is one of the most important instability indicators that disrupts macroeconomic stability. In this study, the effects of global food prices, oil prices, exchange rates (US\$/TRY), and money supply on inflation in the Turkish economy are examined. Using monthly data for the period 2010M01-2021M09, the cointegration relationships between variables were tested with the fractional frequency Fourier bootstrap ARDL approach. The findings showed that the consumer price index, global food price index, oil prices, exchange rate, and money supply variables have a cointegration relationship. The exchange rate is the variable that has the strongest effect on inflation in the long term. Short-term deviations from the balance return to the long-term balance in approximately five and a half months. The findings are consistent with the error correction-based Granger causality test results. Based on the results, it can be argued that inflation in Türkiye is caused by the exchange rate and money supply rather than global food and energy prices.

**Keywords:** Inflation, Global Food Prices, Oil Prices, Exchange Rate, Fractional Frequency Fourier Bootstrap ARDL Approach

JEL: E31, E37

Received : 17 October 2024  
Revised : 26 November 2024  
Accepted : 26 December 2024

Type : Research

**Cite this article as:** Bozkurt, H. (2025). Küresel gıda ve petrol fiyatlarının enflasyon üzerindeki etkisi: Türkiye'den ampirik kanıtlar. *Business and Economics Research Journal*, 16(1), 21-41. <http://dx.doi.org/10.20409/berj.2025.455>

**Copyright:** © 2025 by the author(s). This is an open access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution 4.0 (CC BY-NC) International License.

<sup>1</sup> Asst. Prof., PhD., Ordu University, Ünye Faculty of Economics and Administrative Sciences, Department of Economics, Ordu, Türkiye, haticeozakan@gmail.com

## 1. Giriş

Enflasyon, temel iktisadi sorunun iki ayağı olan üretim ve bölüşüm dinamiklerinin oluşturulmasında ve sürdürülmesinde yapısal dengesizliklere yol açarak istikrarsızlığın bizatihi kaynağı olmaktadır. Ortodoks iktisat düşüncesinde enflasyon parasal bir olgu olarak kabul edilse de geniş bir literatürde enflasyonun sadece parasal bir olgu olduğu iddiası reddedilmektedir. Enflasyonun nedenlerini parasal genişleme ya da nominal ücret artışları gibi reel olmayan alanlarda arama geleneğine sahip ortodoks iktisadi öğretinin enflasyon pratiği ile organik bir nedensellik bağı kuramadığı söylenebilir (Boratav vd., 2023: 8-9).

Ortodoks iktisadın temelinde kamu kesiminin mal ve hizmet üretiminin sınırlı tutulması, piyasanın üretime hâkim olması düşüncesi vardır. İdeal piyasa ekonomilerinde fiyat, ücret ve kurlarda çok hızlı yükselişler olmaz. Eğer fiyatlar, ücretler ve kurlar hızla yükseliyorsa iktisat politikalarında yanlış uygulamalar yapıldığı düşünülmelidir. Piyasa ekonomisinin işlerliği gerekli yapısal reformların yapılmasına ve doğru iktisat politikalarının uygulanmasına bağlıdır. Pratikte piyasa ekonomilerinde dengeden sapmalar olduğunda heterodoks uygulamalara başvurulması sıkça görülen bir uygulamadır. Dengeden sapmalara çözüm önerisi olarak sıkı para ve maliye politikaları önerilmekte, bu sayede yükselen fiyat ve ücretlerin düşürüleceği düşünülmektedir. Devletin hakimiyetinin arttığı heterodoks iktisat düşüncesinde ise; asgari ücret uygulaması, kamunun destekleme harcamaları, kamu mallarının ve doğal tekel konumundaki malların devlet tarafından fiyatlandırılması gibi uygulamalar söz konusudur (Eğilmez, 2022). Enflasyonun nedenlerini farklı yerlerde arayan iktisadi yaklaşımlar, aynı sebepten çözümleri de farklı yerlerde aramaktadırlar. Son dönemlerde IMF’in de içinde bulunduğu bazı araştırmalar ücret artışlarından ziyade kâr artışlarının enflasyona neden olduğunu ileri sürmektedir. Bu nedenle enflasyonla mücadelede sıkı para ve kemer sıkma politikalarına alternatif politikaların üretilmesi gerektiği vurgulanmaktadır.

Dünya Bankası tarafından hazırlanan gıda güvenliği endeksi verilerine göre, özellikle pandemi sonrasında gelişmiş ve gelişmekte olan pek çok ülke ekonomilerinde dikkat çeken ortak husus enflasyonun gıda enflasyonu kanalından beslendiğidir. Gelişmekte olan birçok ülke, petrol ve gıda fiyatlarındaki hızlı artıştan dolayı yüksek enflasyonla karşı karşıya kalmıştır. Gıda ve enerji harcamaları gelişmekte olan ülkelerdeki ortalama hanehalkı bütçesinin gelişmiş ülkelere kıyasla çok daha büyük bir kısmını oluşturmaktadır (Stiglitz, 2018: 317, 339).

2000’li yıllardan itibaren dünya çapında yaşanmaya başlanan gıda krizi, pandemi döneminin yarattığı arz daralması ve tedarik zinciri aksaklıkları nedeniyle koşulları ağırlaşarak devam etmiştir. Gıda fiyatlarındaki artışın temelde iki ayırt edici özelliği vardır. Öncelikle gıda fiyatları tedarik zinciri boyunca dalgalanarak seyreder. Bu durum temel gıda ürünlerinin perakende fiyatlarında artışa neden olur. İkinci olarak gıda fiyatları yüksek fiyat oynaklığına sahiptir. Fiyat oynaklığının nedeni olarak arz daralması gösterilse de küreselleşen dünyada tarımsal emtia piyasaları ile diğer piyasaların entegrasyon derecesinin artması temel nedendir. Girdi maliyetlerindeki artış ve nakliye giderlerinin yükselmesi, ayrıca tarımsal ürünlerin alternatif enerji kaynakları için hammadde olarak talep edilmesi yüksek gıda fiyatlarının sebepleri arasındadır. Diğer bir talep unsuru, hızlı refah artışı dolayısıyla gıda tüketim talebindeki değişimlerin etkisidir. Özellikle Çin ve Hindistan gibi yüksek nüfusa sahip ve hızla büyüyen ülkelerde gıda ürünleri tüketim kalıplarının hayvancılığa ve tarım ürünleri lehine değişmesi talep kaynaklı fiyat artışlarının nedenleri arasındadır (Imai vd., 2008: 3-5).

Baffes (2007)’a göre tahıl emtiaları biyoyakıtlara yönelik türetilmiş taleple rekabet etmektedir. Petrol fiyatındaki artış tarımsal emtia fiyatlarındaki artışı hızlandırmaktadır. Petrol fiyatlarındaki artış sonucunda mısır bazlı etanol ve soya fasulyesi bazlı biyodizel üretim artışını sağlamak amacıyla mısır ve soya fasulyesine olan talebin artması, buğday ve pirinç ekmek için kullanılan alanların azalması sonucunu doğuracaktır. Dünyanın sahip olduğu ekilebilir arazi kaynaklarının kıt olması nedeniyle, küresel gıda rezervleri hızla azalmaktadır.

Enflasyon makroekonomik istikrarı ölçen temel göstergelerden biridir. Özellikle Türkiye gibi girdi bağımlısı olan ülkeler açısından değerlendirildiğinde ise en önemlisi olduğu söylenebilir. Enflasyonun neden olduğu belirsizlik ortamında yatırımların reel getirileri düşer, yatırım kararları ötelenir. Ekonomik faaliyet sonucu elde edilecek kazanç ve kayıplar, üretkenlik çabalarından ziyade enflasyondaki değişim tarafından belirlenir (Kotler vd., 2000: 252). Ekonominin tasarruf düzeyi düşer ve faizler artar, yerli para değer kaybeder.

Ekonomik büyüme stratejisi girdi ithalatına bağlı olan Türkiye’de kur artışları maliyet kanalıyla enflasyonu besler. İthal girdi fiyatlarındaki artışlar, pandemi dönemindeki tedarik zincirindeki aksaklıklar ve iklim değişikliği nedeniyle yaşanan arz daralmaları maliyet itişli enflasyona neden olur (Yavuz, 2021; Yıldırım, 2019).

Fiyatlama mekanizmasının bozulduğu bu ortamda temel iktisadi sorunun ana parçalarından biri olan bölüşüm mekanizması bozulur, ekonomik aktörler arasında haksız gelir transferi yaşanır. Türkiye’nin demografik yapısı göz önünde bulundurulduğunda, hanehalklarının önemli bir bölümünün sabit gelirli, ücretli çalışanlar olduğu görülmektedir. Enflasyon gelir dağılımını sabit gelirliler aleyhine bozar. Fiyatlama davranışlarının bozulması yüksek kâr güdüsüyle hareket eden bazı satıcıların fiyatları daha da artırmasıyla sonuçlanabilir. Fiyat enflasyonu veya satıcı enflasyonu olarak adlandırılan bu enflasyon türü de enflasyonu beslemeye katkıda bulunur. Enflasyonun yarattığı olumsuz beklentiler nedeniyle hanehalkları tasarruflarını erteler ve tüketim harcamalarını artırır. Böylece enflasyon üçüncü bir kanal olan talep enflasyonu yoluyla da artmaya devam eder. Böylece her üç kanaldan beslenen bir enflasyon sarmalı oluşur. Enflasyonun makroekonomik tahribatı düşünülürse enflasyon olgusunun nedenlerinin doğru analiz edilmesi ve gerekli önlemlerin alınması elzemdir.

Türkiye ekonomisinde enflasyon sorununa yapısal nedenler ihmal edilerek, kısa vadeli çözüm arandığı söylenebilir. Bu yaklaşımın pratiğini son dönemde uygulanan para politikalarında gözlemlemek mümkündür. Yapısal faktörlerle yükselen fiyatlar genel seviyesi politika faizi kanalıyla düşürülmeye çalışılmıştır. Taylor (1993) gelişmiş ekonomileri ele alarak yaptığı çalışmada makroekonomik politika yapıcılar açısından geniş anlamda tercih edilen bir politika kuralı önermiştir. Kurala göre merkez bankaları kısa vadeli faiz oranlarını kullanarak enflasyonu düşürmeye katkı sağlayabileceklerdir. Piyasa ekonomilerinde Taylor kuralına uygun olarak enflasyonun yükseldiği dönemlerde faiz oranları artırılarak enflasyon düşürülmeye çalışılmaktadır. 2021 yılı Eylül ayı itibarıyla Türkiye ekonomisinde enflasyonla mücadele kapsamında düşük politika faizi bir para politikası enstrümanı olarak kullanılmıştır. Taylor kuralının aksine uygulanan bu politika sonucu enflasyon amaçlananın ötesinde ivmelenerek artmıştır.

Bu çalışmada, genel tüketici fiyat endeksiyle etkileşim içinde olduğu düşünülen bazı değişkenlerin kısa ve uzun dönemli etkileri ortaya konulmaya çalışılmıştır. Türkiye ekonomisinde 2010M01-2021M09 dönemine ait aylık veriler kullanılmak suretiyle küresel gıda fiyat endeksi, petrol fiyatı, döviz kuru (ABD Doları/TL satış kuru) ve M3 para arzı değişkenlerinin genel tüketici fiyat endeksi (TÜFE) üzerindeki etkileri kesirli frekanslı esnek Fourier bootstrap ARDL (FARDL) yaklaşımı çerçevesinde analiz edilmiştir. Literatüre yeni kazandırılan Fourier ARDL yöntemi verinin yapısal değişimlerle ve doğrusal olmayan özelliklerle modellenmesine imkân tanıyarak, daha doğru tahminlerin elde edilmesini mümkün kılar. Geleneksel ARDL modelinde bu tür dönemsel etkiler ardı ardına gözlenebilir, ancak Fourier ARDL bu etkilerin dağılımında başarılıdır ve elde edilen tahminler daha güvenilirdir. Bu model değişkenlere ait zamanı, sayısı ve şiddeti önceden bilinmeyen hem kademeli hem de keskin yapısal kırılmaları göz önüne aldığı için tercih edilen bir modeldir (Becker vd., 2006: 382). Türkiye ekonomisi özelinde makroekonomik verilerin sıklıkla yapısal değişimler geçirdiği göz önünde bulundurulduğunda, Fourier ARDL yöntemi daha tutarlı sonuçlar elde etmek açısından tercih edilen bir yöntem olmuştur. Bu nedenlerle bu çalışmada analiz yöntemi olarak Fourier ARDL yöntemi benimsenmiş ve bu sayede çalışmanın önemi artmıştır. Çalışmada ayrıca değişkenler arasındaki kısa ve uzun dönemli nedensellik ilişkilerinin ortaya konması amacıyla ARDL model tahmininin ardından hata düzeltme tabanlı Granger nedensellik testi uygulanmıştır. Son dönemlerde yapılan çalışmalarda ARDL modellerinin ardından nedenselliğin test edilmesi için hata düzeltme tabanlı nedensellik testlerinin kullanılması öne çıkmaktadır.

Değişkenler arasında uzun dönemli ilişkilerin test edildiği eşbütünleşme analizi çerçevesinde anlamlı ilişkiler tespit edilmiştir. Eşbütünleşme ilişkisinin varlığının tespit edilmesinden sonra uzun dönem eşbütünleşme katsayıları ve kısa dönem katsayıları tahmin edilmiş ve kısa dönemli şokların uzun döneme uyarlanma süreci belirlenmiştir. Sonrasında elde edilen tahmin sonuçlarının sağlamlığının test edilmesi amacıyla FMOLS, DOLS ve CCR testleri yapılarak uzun dönem katsayıları karşılaştırılmıştır. Elde edilen katsayı tahminleri kesirli frekanslı esnek Fourier bootstrap ARDL yaklaşımı ile elde edilen katsayı tahminleri ile örtüşmektedir. Çalışmada ayrıca hata düzeltme tabanlı Granger nedensellik analizi yapılmıştır. Uzun dönem nedensellik analizi bulguları daha önce elde edilen tahminlerle tutarlıdır. Uzun dönemde bütün değişkenler ile TÜFE arasında nedensellik ilişkisinin varlığı tespit edilmiştir. Kısa dönemde petrol fiyatı dışındaki

değişkenlerden TÜFE’ye doğru nedensellik ilişkilerinin olduğu görülmüştür. Bulgulara dayanarak Türkiye ekonomisinde enflasyon üzerinde en güçlü etkiye sahip değişkenin döviz kuru olduğu söylenebilir. Para arzının da fiyatlar genel seviyesinin yükselmesinde önemli bir katkısının olduğu tespit edilmiştir. Küresel gıda ve benzin fiyatının enflasyon üzerindeki etkisi nispeten sınırlı düzeyde kalmıştır.

Türkiye’de yurtiçi gıda enflasyonunun genel enflasyonun lokomotifi konumunda olduğu verilerle sabittir. Bu çalışma ile enflasyonun küresel gıda enflasyonundaki artıştan kısıtlı ölçüde etkilendiği, enflasyonun esas belirleyicisinin kur ve para politikalarının sonucu olarak yükselen döviz kuru değişkeni olduğu ortaya konmuştur. Gıda enflasyonunun diğer alt enflasyon gruplarına nazaran daha fazla yükselmesinin nedeni olarak zorunlu tüketim malı olması, özellikle geniş hanehalklarının bütçesinin önemli bir kısmını kapsamaması gösterilebilir.

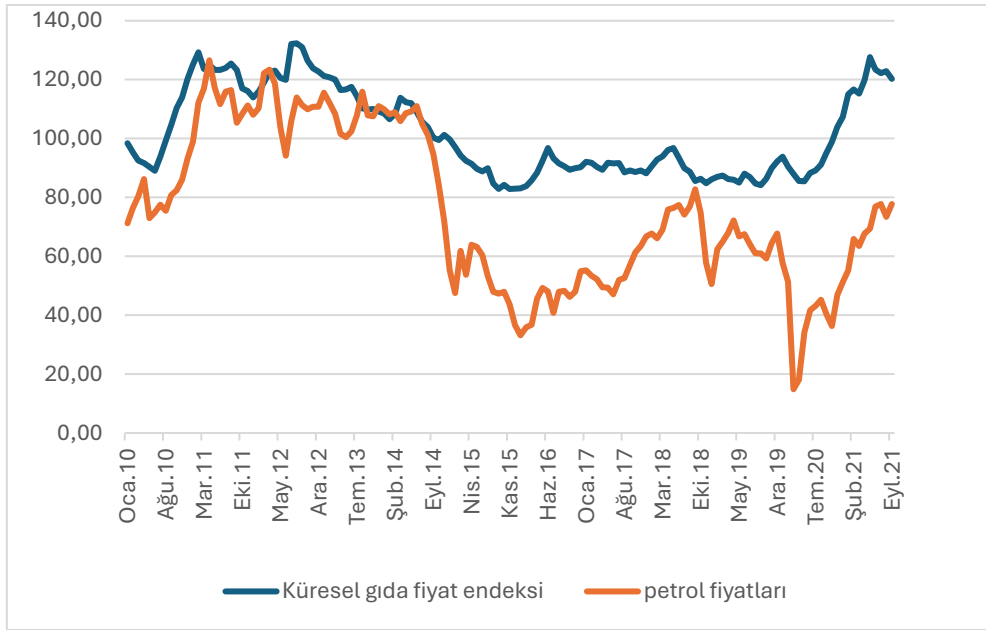
Bu çalışma, Türkiye ekonomisinde son dönemde kronik hale gelen yüksek enflasyon sarmalının kaynaklarını seçilmiş bazı küresel ve yerel faktörleri göz önünde bulundurarak analiz etmektedir. Enflasyonun küresel gıda fiyatlarından ayrılan, yerel dinamiklerden ve ekonominin kendine has yapısal özellikleri ile iktisat politikası tercihlerinden kaynaklanan genel çerçevesi çizilmektedir. Bu çalışmada enflasyonun kaynakları son dönemde öne çıkan ampirik analiz yöntemleri kullanılarak sonuçların tutarlılığı birkaç kanaldan teyit edilmiş olarak ortaya konulmuştur.

Çalışmanın ikinci bölümünde dünyada ve Türkiye’de gıda ve enerji fiyatlarının gelişimi incelenmektedir. Üçüncü bölümde enflasyon ve gıda enflasyonu etkileşimlerini analiz eden ampirik çalışmalar kısaca tanıtılmakta, dördüncü bölümde çalışmada kullanılan veriler ile bootsrap FARDL yöntemi ve hata düzeltme tabanlı Granger nedensellik analizi tanıtılmakta, beşinci bölümde ise ampirik bulgular açıklanmaktadır. Son kısımda ise çalışmanın sonucu ve öneriler yer almaktadır.

## 2. Dünyada ve Türkiye’de Gıda ve Enerji Fiyatlarının Gelişimi

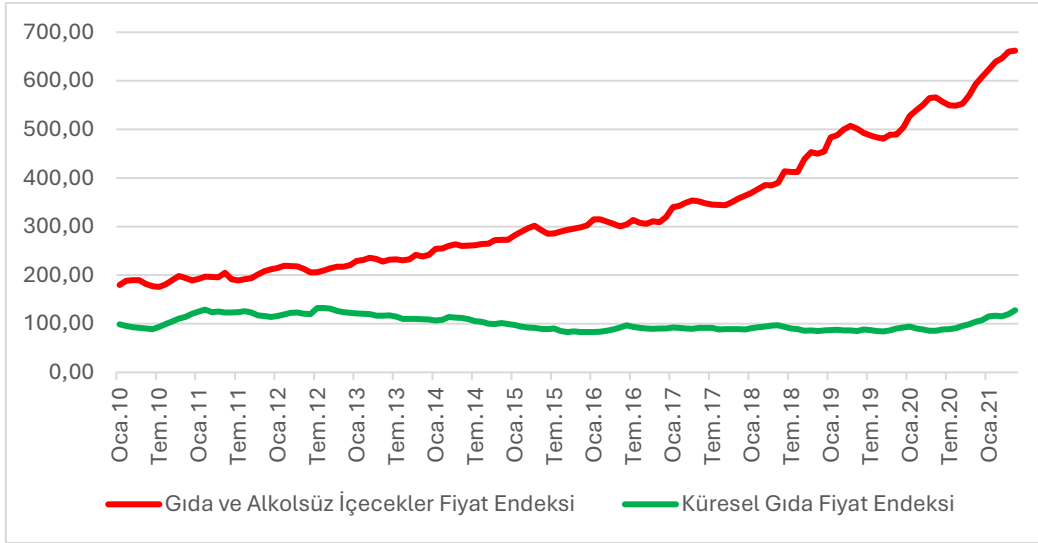
2000’li yıllardan sonra tüm dünyada gıda ürünleri fiyatlarında dalgalanmalar yaşanmaya başlamıştır. Bu dalgalanmaların temel nedeni olarak küresel ısınma sonucu ürün arzının daralması gösterilmektedir (Erdal vd., 2008: 66). Türkiye ekonomisi de dünyada yaşanan tarım ve gıda fiyatlarındaki artış eğiliminden payına düşeni almıştır. Yaşanan küresel krizler, iklim değişiklikleri ve enerjide dışa bağımlılık gibi sorunlar bu durumu kaçınılmaz kılmıştır. Ancak burada dikkat çeken unsur dünya gıda fiyatları azalış trendine girdiğinde önemli gıda hammadde üreticisi olan Türkiye’nin fiyat artış sürecini devam ettirerek dünyadan ayrışmasıdır. Türkiye’de tüketici fiyatlarını en güçlü şekilde etkileyen nedenlerden biri de üretici fiyatlarındaki artış ve iç piyasa için yapılan üretim miktarının iyi planlanamaması sonucu oluşan arz-talep uyumsuzluğudur (Eren vd., 2017: 9).

Özellikle pandemi ile başlayan dönemi sıra dışı kılan özellik hem düşük hem de yüksek gelirli ülkeleri etkileyen fiyat baskılarının genişliğidir. Bu gelişmeler enflasyonun sınırlar arasında giderek daha fazla senkronize olduğunu göstermektedir (Algieri vd., 2024). Dönemin başından pandemiye kadar olan zaman aralığında küresel gıda ve petrol fiyatları aynı yönde hareket etmiştir. Pandemi dönemi küresel gıda ve enerji fiyatlarının arasındaki ilişkiyi değiştirmiştir. Pandemi döneminde petrol fiyatları düşerken, küresel gıda fiyatları yükselmiştir. İki değişken arasındaki fark pandemi öncesi döneme nazaran artmıştır (Şekil 1). Bu değişimde pandemi süresinde yaşanan arz daralması ve tedarik zinciri aksaklıklarının payı olabilir.

**Şekil 1.** Küresel Gıda Fiyat Endeksi ile Petrol Fiyatlarının Seyri

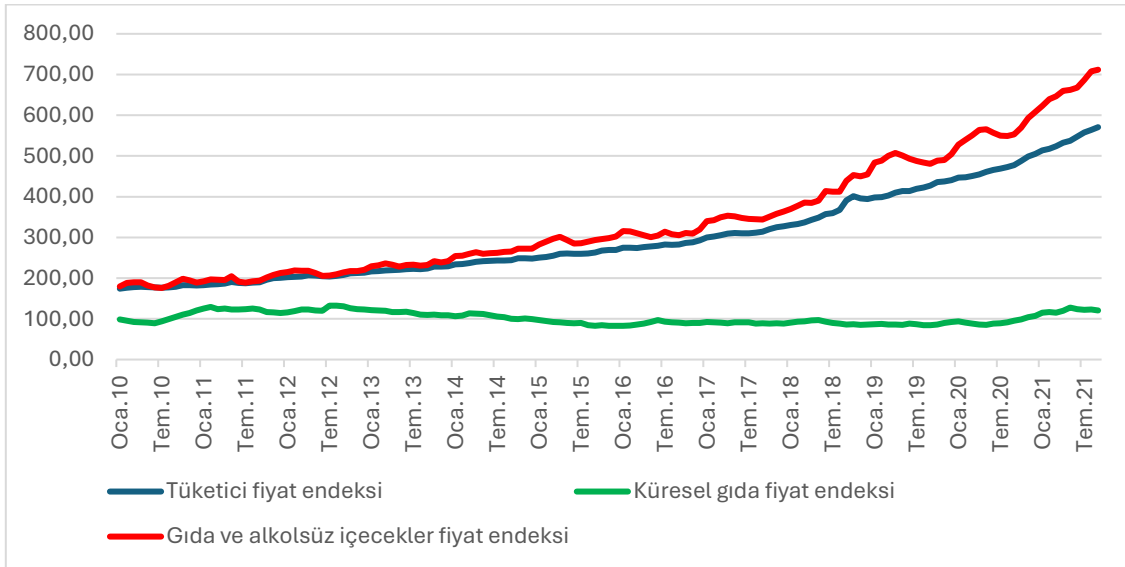
**Kaynak:** Avrupa Brent petrol spot (varil başına ABD Doları) fiyat serisi TCMB (EVDS) veri tabanından, küresel gıda fiyat endeksi (ABD Doları cinsinden) World Bank Commodity Price Data (The Pink Sheet) veri tabanından yararlanılarak hazırlanmıştır.

Türkiye ekonomisi söz konusu olduğunda ise, onu hem gelişmiş hem de gelişmekte olan ülkelerden ayıran kendine özgü yapısal dinamiklere sahip olduğunu belirtmek gerekir. Türkiye'deki gıda fiyat endeksi ile küresel gıda fiyat endeksi verileri karşılaştırıldığında yerel gıda fiyat endeksinin sürekli artış trendinde olduğu, 2018 yılından sonra endeksin hızlanarak arttığı görülmektedir. Küresel gıda fiyat endeksi ise, dönemin başında artış yönünde hareket ederken, 2011 ile 2013 yılları arasında belirli bir ortalama etrafında salınmış, 2013'ten sonra düşmeye başlamış ve 2020 yılına dek yeni ortalama etrafında seyretmiştir. 2020 yılından itibaren pandemi etkisi ile önce yükselmiş, ardından düşmeye başlamış görünmektedir. Yerel gıda fiyat endeksi ise 2018 yılı itibarıyla belirgin şekilde istikrarsızlaşmaya başlamış, pandemi süreciyle birlikte söz konusu artış ivmelenecek devam etmiş ve sonrasında süreklilik kazanmıştır. Şekil 2 küresel ve yerel gıda fiyat endekslerinin gelişimini göstermektedir. Burada gözden kaçırılmaması gereken durum, endeks değerleri arasındaki farktır. Küresel gıda fiyat endeksi yaklaşık 80,00-130,00 endeks değer aralığı içinde hareket ederken, yerel gıda fiyat endeksi 180,00 ile 700,00 endeks değer aralığında hareket etmektedir. Bu endeks değeri farklılığı Türkiye ekonomisindeki fiyat istikrarsızlığının boyutunu da gözler önüne sermektedir. Elbette küresel ve yerel fiyat endekslerinin hesaplanma farklılıkları mevcuttur ve birebir bir ilişkiyi göstermemektedir ancak küreselde ve yerelde gıda fiyatlarındaki gelişmeler ve genel eğilim hakkında panoramik bir çerçeve sunmaktadır. İki endeks değeri arasındaki hem kantitatif hem de kalitatif ayrışma; Türkiye ekonomisi açısından gıda enflasyonunun enflasyonu açıklamakta çok önemli ve özel bir konuma sahip olduğunu, ancak bu durumun büyük oranda küresel gıda fiyatlarının etkisi dışında gerçekleştiğini göstermektedir. Birleşmiş Milletler Gıda ve Tarım Örgütü (FAO)'nın 2024 yılı verileri de 2022-2023 yılları arasında gıda fiyatlarının dünyada %26,7 oranında azalırken, Türkiye'de %176,7 oranında arttığını göstermektedir.

**Şekil 2.** Gıda ve Alkolsüz İçecekler Fiyat Endeksi ve Küresel Gıda Fiyat Endeksi

**Kaynak:** Gıda ve alkolsüz içecekler fiyat endeksi TÜİK veri tabanındaki Tüketici Fiyat Endeksi (2003=100) içinde yer alan fiyat serilerinden, küresel gıda fiyat serisi World Bank Commodity Price Data (The Pink Sheet) veri tabanından yararlanılarak hazırlanmıştır.

Türkiye ekonomisinde enflasyon kronik olarak hemen hemen her dönemin temel sorunu olagelmıştır. Kuşkusuz ki gıda fiyat hareketleri genel enflasyonun ayrılmaz bir parçasıdır. Araştırmanın açıklanan değişkeni olan genel tüketici fiyat endeksinin küresel ve yerel gıda fiyatlarının 2010 yılından itibaren izlediği yol Şekil 3'ten izlenebilir. Grafik incelendiğinde, enflasyonu etkileyen yurtdışı gıda fiyat endeksinin küresel gıda fiyat endeksinin çok üstünde seyrettiği ve küresel faktörlerden önemli ölçüde ayrıştığı gözlemlenmektedir. Gıda ve alkolsüz içecekler fiyat endeksinin tüketici fiyat endeksinin üzerinde seyretmesi ise Türkiye ekonomisinde gıda enflasyonunun genel enflasyonun lokomotifi konumunda olduğunu ifade etmektedir.

**Şekil 3.** Tüketici Fiyat Endeksi ile Gıda ve Petrol Fiyat Endekslerinin Seyri

**Kaynak:** Küresel gıda fiyat serisi World Bank Commodity Price Data (The Pink Sheet) veri tabanından, gıda ve alkolsüz içecekler fiyat endeksi ve genel tüketici fiyat endeksi TÜİK veri tabanındaki Tüketici Fiyat Endeksi (2003=100) içinde yer alan fiyat serilerinden, Avrupa Brent petrol spot (varil başına ABD Doları) fiyat serisi TCMB (EVDS) veri tabanından yararlanılarak hazırlanmıştır.

TÜFE sepetinin içinde gıda ve alkolsüz içeceklerin payı yüksektir. Bu durum gıda fiyatlarındaki artışın enflasyonun önemli belirleyicilerinden biri olduğu hipotezini desteklemektedir. Gıda fiyatları Türkiye ekonomisinin kendine has dinamikleri nedeniyle sürekli artış göstermektedir. Gıda ürünleri özellikle sabit ve düşük gelirli hane halklarının bütçelerinde önemli bir paya sahip olduğu ve inelastik bir yapı sergilediği için toplumsal refah kaybını yansıtan önemli bir göstergedir.

Enflasyonist sürecin hızlanmasında döviz kurunun yükselmesi nedeniyle ithal girdi fiyatlarının artması, pandemi döneminde yaşanan tedarik zincirindeki kesintiler ve iklim değişikliği gibi arz yönlü daralmaların sebep olduğu maliyet itişli enflasyon etkili olmuştur (Yavuz, 2021; Yıldırım, 2019). Gıda ürünleri arzında bir genişleme yaşanmaksızın yerli nüfusun artması ve sığınmacı nüfusun ve yabancı turistlerin de buna eklenmesi sonucu talebin genişlemesiyle talep kaynaklı enflasyon da enflasyonu beslemiştir (Uysal, 2023). Türkiye ekonomisinde uygulanan para politikalarının ve müdahaleci kur politikalarının etkisi genel fiyat enflasyonuna yön veren temel bileşenlerden olmuştur. Fiyatlama mekanizmasının bozulması ile nihai ürün fiyatlarına eklenen yüksek kâr marjları sonucu oluşan fiyat kaynaklı enflasyon talep ve maliyet unsurlarına ilaveten enflasyonun yükselmesine katkı sağlamıştır. Dolayısıyla enflasyon üç kanaldan da beslenerek bir sarmal halinde sürekli yükselmiştir.

### 3. Literatür

Fiyat istikrarının temel makroekonomik istikrar göstergelerinden biri olması sebebiyle enflasyon sorunsalı literatürde çok sayıda çalışma ile incelenmiştir. Bu çalışmada enflasyon, gıda enflasyonu ve aralarındaki etkileşimi inceleyen ulusal ve uluslararası literatürde öne çıkan ampirik çalışmalardan bazıları irdelenmiştir. İlgili literatüre yapılan uluslararası katkılar öncelikle gelişmiş ve gelişmekte olan ülke ayrımına gidilerek özetlenmiştir. Bazı çalışmalar ise, her iki ülke grubunu da içeren geniş bir yelpazede gerçekleştirilmiştir. Ulusal literatür çalışmalarda kullanılan yöntem ve bulgular üzerinden gruplandırılarak incelenmiştir. Çalışmaların bütünde ulaşılan bulgular gıda fiyatlarındaki artışın genel enflasyonu artıracığı yönündedir. Çalışmaların bir kısmı uzun dönemli ilişkileri analiz etmeye yönelirken, bir kısmı da nedensellik ilişkileri üzerine yoğunlaşmıştır.

Gelişmiş ülkeler üzerine yapılan çalışmalardan biri, Cutler (2001)'in Birleşik Krallık'ta perakende fiyat endeksinin bileşenleri arasında enflasyonun kalıcılığını test ettiği çalışmadır. Enerji ve mevsimlik gıda maddeleri fiyatlarının kalıcı olmadığını, mevsimlik olmayan gıda maddeleri fiyatlarının nispeten kalıcı olduğunu ileri sürerek çekirdek enflasyon hesaplamasında enerji ve gıda fiyatlarının kalıcılıkları ölçüsünde ağırlık kazanmaları gerektiğine dikkat çekmiştir. Bir diğer gelişmiş ülke analizi Álvarez vd. (2005) tarafından gerçekleştirilmiştir. Araştırmacılar Euro bölgesi ile Amerika Birleşik Devletleri'nde (ABD) enflasyonun kalıcılığını test etmişler ve daha önce yapılan çalışmalarla karşılaştırmışlardır. Araştırma bulguları hem Euro bölgesinde hem de ABD'de gıda fiyatlarının gıda dışı fiyatlardan daha az kalıcı olduğunu, Euro bölgesindeki fiyatların ABD'deki fiyatlardan çok daha kalıcı olduğunu göstermektedir. Gıda dinamiklerinin genel enflasyon dinamiklerinden nispeten az öneme sahip olmasının beklendiği gelişmiş ekonomilerdeki bu heterojenlik göz önüne alındığında, gelişmekte olan ekonomilerde gıda fiyat enflasyonunun genel enflasyonu belirleme düzeyi gözden kaçırılmamalıdır.

Gelişmekte olan ülke örneklerinden biri olan Sahra altı Afrika ülkelerinden Etiyopya'da yaşanan tarihinin en büyük enflasyonunun nedenleri Loening vd. (2009) tarafından araştırılmıştır. Çalışmada genel enflasyon, tahıl fiyatları, gıda fiyatları ve gıda dışı fiyatlar arasındaki ilişki hata düzeltme modelleri ile tahmin edilmiştir. Araştırma bulgularına göre uzun dönemde yerel gıda ve gıda dışı fiyatlar, döviz kuru ve uluslararası gıda ve mal fiyatları tarafından belirlenmektedir. Kısa dönemde ise enflasyon tarımsal arz şokları ve enflasyon ataleti tarafından önemli ölçüde etkilenmektedir. Hanif (2012) 2008'de yaşanan küresel gıda ve ham petrol fiyatlarındaki artışın Pakistan'da tarihsel ortalamanın üzerinde seyreden gıda enflasyonuna yol açması sebebiyle Pakistan ekonomisinde yaşanan enflasyonu yapısal VAR (SVAR) metodu ile analiz etmiştir. Analiz sonucunda Pakistan'da küresel gıda enflasyonunun yerel enflasyonun nedeni olduğu ancak, gıda enflasyonunun yayılıma hızının nispeten gıda dışı enflasyondan düşük olduğu bulunmuştur. Pakistan'da gıda enflasyonunun oynaklığının küresel enflasyondan düşük olduğu ve küresel gıda enflasyonunun sürekliliğiyle karşılaştırıldığında süreklilik arz etmediği sonucuna ulaşılmıştır. Norazman vd.'nin (2018) çalışmalarının

motivasyonu Malezya ekonomisinde gıda enflasyonunun genel enflasyona kıyasla çok yüksek seviyelere çıkmış olmasıdır. Çalışma, gıda fiyatının arz yanlı belirleyicilerini fiyat iletimi perspektifinden araştırmaktadır. Malezya gıda fiyat endeksi, dünya gıda fiyat endeksi, imalat sektöründeki reel işgücü maliyeti, reel efektif döviz kuru ve petrol fiyatları vektör hata düzeltme modeli ve Granger nedensellik testi ile analiz edilmiştir. Araştırma bulgularına göre Malezya gıda fiyat enflasyonunun öncelikli belirleyicileri dünya gıda emtia fiyatları ve reel efektif döviz kurudur. Petrol fiyatları gıda enflasyonu artışına uzun dönemde dünya gıda emtia fiyatları üzerindeki etkisi nedeniyle dolaylı katkıda bulunmaktadır. İşgücü maliyetlerinin kısa ve uzun dönemde gıda fiyat enflasyonunu etkileme gücü oldukça zayıftır. Tüketici gıda fiyatları açısından yatay fiyat iletim sürecinin dikey fiyat iletim sürecine kıyasla daha önemli olduğu ifade edilmiştir. Fiji'deki gıda enflasyonunun belirleyicileri Makun (2021) tarafından yerel ve dışsal faktör modelleri oluşturularak ARDL sınır testi prosedürü ile analiz edilmiştir. Çalışmanın bulguları gıda enflasyonunun yerel belirleyicilerinden olan kişi başına düşen GSYİH ve para arzının gıda enflasyonunu artırdığını göstermektedir. Ancak tarım kredisindeki artışların gıda enflasyonunu ters yönde etkilediği bulunmuştur. Dünya gıda fiyatı, petrol fiyatı, gıda ithalatı ve döviz kuru gibi dış faktörlerin ise Fiji ekonomisinde gıda enflasyonunu artırdığı ifade edilmiştir. Sonuç olarak döviz kuru değişkeni dışında, gıda enflasyonunun temel belirleyicilerinin yerel faktörler olduğu tespit edilmiştir.

Cecchetti ve Moessner (2008) gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerde emtia fiyatlarındaki artışın genel enflasyon üzerindeki etkilerini incelemişlerdir. Küresel gıda ve emtia fiyatlarında sürekli bir artışın gıda dışı fiyatlar üzerinde de etkili olabileceği, bu durumun, gıdanın genel tüketim sepetinde ağırlıklı paya sahip olduğu ülkelerde nispeten etkili olabileceği ifade edilmiştir. Algieri vd. (2024) gelişmiş ve gelişmekte olan çeşitli ülke gruplarını ele almışlardır. Çalışmalarında enflasyonun teorik nedenlerini, zaman içinde ülkeler arasındaki fiyat değişimlerini ve gıda fiyat artışına neden olan faktörleri araştırmışlardır. Pandeminin yayılması, küresel tedarik zincirindeki kesintiler, girdi ve taşıma maliyetlerindeki artışlar, Afrika, Asya ve Amerika'nın bazı bölgelerinde yaşanan kuraklıklar, Rusya-Ukrayna savaşı nedeniyle tahıl ihracatına uygulanan ticaret ablukası, finansal piyasalardaki spekülasyon faaliyetleri, merkez bankaları tarafından ivedi ve yeterli kısıtlayıcı para politikası tedbirlerinin alınmaması gibi bir dizi karmaşık faktörün gıda enflasyonuna yol açtığı ifade edilmiştir. Söz konusu değişkenlerle FAO gıda fiyat endeksi arasındaki uzun dönemli ilişki test edilmiştir. Gıda fiyatlarının farklı belirleyicilerinin etkisini ölçmek için yapılan ampirik analizde, FAO gıda fiyat endeksi, talep, arz, parasal ve iklim değişkenleri, küresel talebin bir ölçüsü olarak dünya konteyner endeksi, nominal ABD efektif döviz kuru, ham petrol fiyatları, ABD parasal toplamı M2, ABD hazine getirisi, spekülasyon endeksi değişkenleri arasında eşbütünlük regresyon analizi yapılmıştır. Değişkenler arasındaki eşbütünlük ilişkiyi test etmek için Johansen ve Juselius ve Engel-Granger iki adımlı prosedürü kullanılmıştır. Analiz sonuçları kısa dönemde dünya konteyner endeksinin, gübre fiyatının, petrol fiyatının, döviz kurunun ve M2'nin gıda fiyatları üzerinde etkili olduğunu göstermektedir. Uzun dönemde dünya gıda fiyatlarının artmasında girdi maliyetlerinin en yüksek itici güç olduğu, küresel talep ve spekülasyon faaliyetlerinin girdi maliyetlerini izlediği, ardından ABD hazine tahvil getirileri, parasal durumu ve nominal efektif döviz kurunun geldiği ifade edilmiştir.

Ulusal literatürde ilk olarak eşbütünlük ilişkilerini sınavan çalışmalara yer verilmiştir. Erdal vd. (2008) enflasyon ile gıda ve tarım fiyatları belirsizliği arasındaki ilişkiyi Türkiye ekonomisi için araştırmışlardır. Araştırmacılar çalışmalarında GARCH modellerini kullanarak Johansen eşbütünlük testi ve etki-tepki analizleri yapmışlardır. Türkiye'de gıda ve tarım fiyatlarındaki belirsizliğin uzun dönemde enflasyonu artırdığı yönünde bulgulara ulaşılmıştır. Eren vd. (2017) Türkiye ekonomisinde TÜFE mal sepetinde yer alan ürünlerde meydana gelen fiyat artışlarının sebeplerini incelemişlerdir. Panel vektör otoregresyon yönteminin kullanıldığı çalışmada üreticiye ödenen fiyat, üretim, ihracat ve ithalat miktarlarının tüketici fiyatları üzerindeki etkileri incelenmiştir. Gıda fiyat artışlarının en önemli belirleyicisi olarak arz yetersizliğine işaret edilmiştir. Eştürk ve Albayrak (2018) Türkiye ekonomisinde tarım ürünleri fiyatları ile gıda fiyatlarının enflasyon üzerindeki etkilerini analiz etmişlerdir. Çalışmada; enflasyon ve gıda ürünleri tüketici fiyat endeksi, döviz kuru, petrol fiyatları ve tarım ürünleri üretici fiyat endeksi değişkenleri arasındaki uzun dönemli ilişki ARDL modeli ile test edilmiştir. Çalışmanın bulguları modelde kullanılan değişkenlerin uzun dönemli ilişkiye sahip olduklarını göstermiştir.



Ulusal literatürde değişkenler arasındaki nedensellik ilişkilerini test eden çalışmalar da mevcuttur. Erdem (2017) Türkiye ekonomisi için gıda enflasyonu ile enflasyon belirsizliği arasındaki nedensellik ilişkisini analiz etmiştir. Çalışmada enflasyon belirsizliği Box Jenkins modeli kapsamında Kalman filtre tekniği algoritması ile değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisi Granger nedensellik testi ile analiz edilmiştir. Çalışmanın bulguları, Türkiye ekonomisinde gıda enflasyonundan enflasyon belirsizliğine doğru tek yönlü nedensellik ilişkisinin varlığını göstermiştir. Barbaros vd. (2018) Türkiye’de gıda ihracatı, gıda enflasyonu ve genel enflasyon değişkenleri arasındaki ilişkileri Granger nedensellik ve etki-tepki analizleri ile test etmişlerdir. Çalışmanın bulgularına göre, ekonomik büyümeyi ve döviz girişini artırmak amacıyla yapılan gıda ihracatı, gıda fiyatlarını artırarak enflasyonun yükselmesi sonucunu doğurmuştur. Ulusoy ve Şahinöz (2020) gıda ürünlerinde yaşanan fiyat artışlarının tüketici fiyat endeksi üzerindeki etkisini araştırmışlardır. Çalışmada, ARDL sınır testi ve Toda-Yamamoto nedensellik testi kullanılarak gıda ürünleri fiyatlarının enflasyon üzerindeki kısa ve uzun dönem etkisi test edilmiştir. Kısa dönemde gıda ürünleri fiyat artışlarının enflasyonu artırdığı, uzun dönemde ise birlikte hareket ettikleri bulgusuna ulaşılmıştır.

Küresel çapta yaşanan gıda krizi ve ardından gelen pandemi sonrasında gıda enflasyonunun enflasyonun önemli belirleyicilerinden biri olduğu düşüncesi yaygın hale gelmiştir. Bu nedenle literatürde gıda enflasyonunun enflasyon üzerindeki belirleyici rolüne odaklanan ve gıda enflasyonuna neden olan faktörleri tespit etmeye yönelik çalışmalar artmıştır. Bu çalışmalar hem gelişmiş hem de gelişmekte olan ülkeleri kapsayan, ortak bir sorunun analizine ve çözümüne odaklanan çalışmalardır.

#### 4. Veri ve Yöntem

##### 4.1. Veri

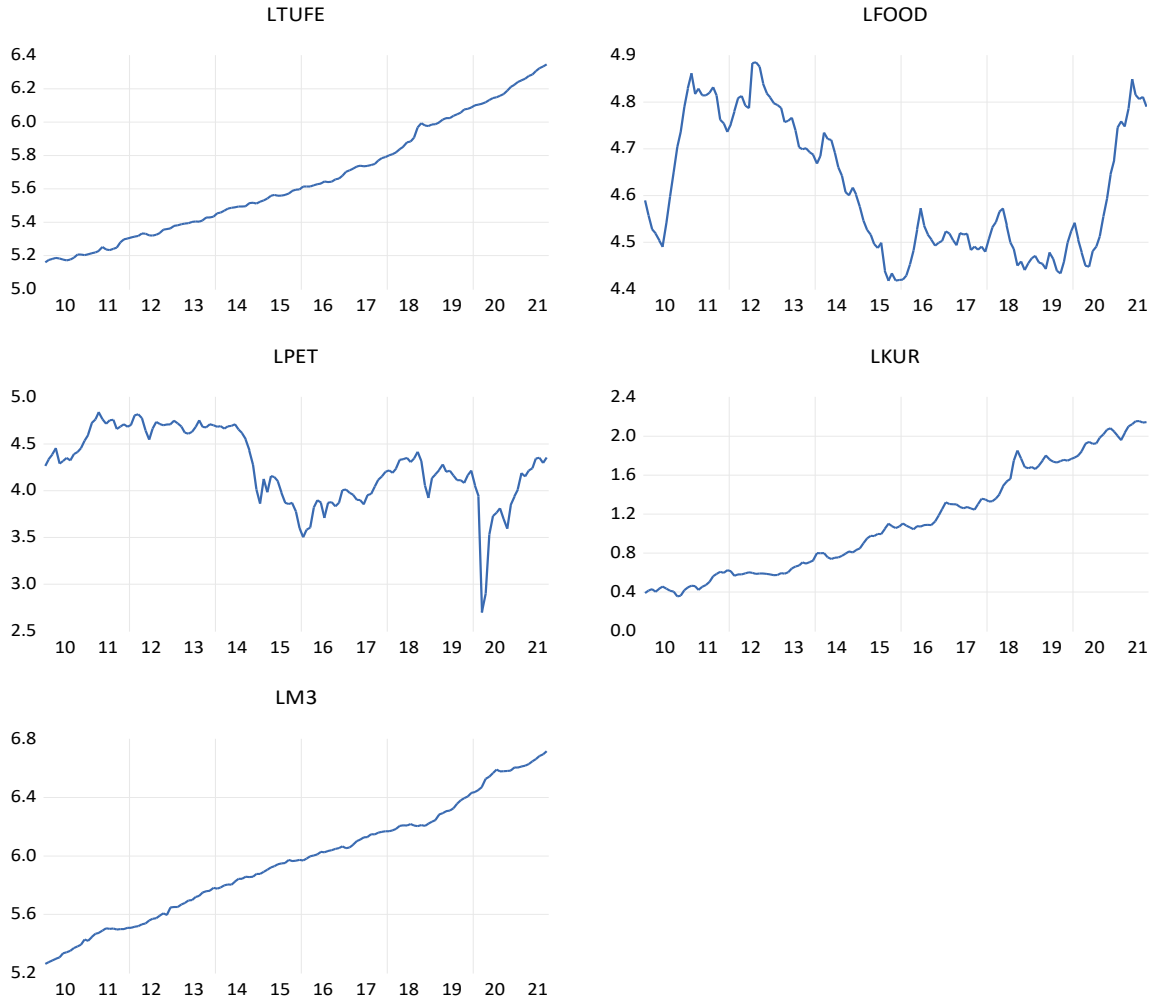
Bu çalışmada, 2010M01-2021M09 dönemi için Türkiye ekonomisinde enflasyonun küresel gıda ve petrol fiyatları, döviz kuru ve para arzı değişkenleri ile olan etkileşimi incelenmiştir. Çalışmada küresel gıda fiyatlarının tüketici fiyat enflasyonu üzerindeki etkisini ortaya koymak amacı ile literatür taraması yapılarak sınırlı sayıdaki değişkenler belirlenmiştir. Çalışmada tüketici fiyat endeksi (TÜFE) bağımlı değişken olmak üzere, küresel gıda fiyat endeksi, petrol fiyatları, döviz kuru (\$/TL satış kuru) ve M3 para arzı açıklayıcı değişkenler olarak kullanılmıştır (Tablo 1). Türkiye ekonomisinde Ağustos 2018’de yaşanan kur şoku Türk Lirasının yabancı paralar karşısında aşırı değer kaybetmesi ile sonuçlanmıştır. Kur şokunun neden olduğu yapısal değişimi temsil etmek üzere oluşturulan kukla değişken d2018m08 ile sembolize edilmiştir. Ayrıca pandemi sürecinde yaşanan küresel gıda krizini temsilen oluşturulan bir diğer kukla değişken d2020m05 sembolü ile belirtilmiştir. Tüketici fiyat endeksi, petrol fiyatları, döviz kuru ve M3 para arzı değişkenlerine ait veriler TCMB veri tabanından (elektronik veri dağıtım sistemi) temin edilmiştir. Küresel gıda fiyat endeksi verisi ise Dünya Bankası veri tabanından (World Bank Commodity Price Data, The Pink Sheet) elde edilmiştir. Çalışmada kullanılan veriler STL Decomposition yöntemiyle mevsimsellikten arındırılmıştır. Bütün değişkenlerin logaritmik dönüşümleri yapılmıştır.

**Tablo 1.** Değişkenler ve Tanımları

<b>Bağımlı Değişken</b>	
tufe	Tüketici fiyat endeksi (TCMB)
<b>Açıklayıcı Değişkenler</b>	
food	Küresel gıda fiyat endeksi (World Bank)
pet	Avrupa Brent Petrol Spot FOB Fiyatı (Varil Başına Dolar) (TCMB)
kur	ABD Doları/TL satış kuru (TCMB)
m3	M3 Para arzı tutar endeksi (TCMB)
d2018m08	Türkiye ekonomisinde yaşanan döviz kuru şokunu temsil eden kukla değişken
d2020m05	Pandemi sürecinde yaşanan küresel gıda krizini temsil eden kukla değişken

Değişkenlere ait zaman serisi grafikleri Şekil 4'te yer almaktadır. TÜFE, kur ve para arzı değişkenlerinin küçük dalgalanmalarla sürekli artış eğiliminde olduğu görülmektedir. Ayrıca ve 2018 sonrasında TÜFE ve kur değişkenlerinde yapısal değişim yaşandığı gözlemlenebilmektedir. Küresel gıda fiyat endeksi ve petrol fiyatı değişkenlerinin ise yurtdışı değişkenlerden farklı bir seyir izlediği görülmektedir. Her iki değişkenin de 2020 yılında pandemi etkisiyle keskin bir kırılma yaşadığı ve sonrasında sürekli artış trendine girdiği görülmektedir. Tüm değişkenlerin dalgalanmalar ve yapısal kırılmalar içerdiği görülmektedir. Çalışma analiz sonuçlarının daha güvenilir ve tutarlı olması için değişkenlerin bu özellikleri dikkate alınarak yürütülmüştür.

**Şekil 4. Değişkenlerin Zaman Serisi Grafikleri**



## 4.2. Yöntem

### 4.2.1. Fourier Fonksiyonlu Bootstarp ARDL Modeli

Bu çalışmada tüketici fiyat endeksinin belirleyen küresel gıda fiyatları, petrol fiyatı, döviz kuru ve para arzı değişkenleri arasındaki kısa ve uzun dönemli ilişkiyi belirlemek üzere McNown vd. (2018) tarafından geliştirilen Fourier fonksiyonu eklenmiş bootstrap ARDL (Autoregressive Distributed Lag Bound Test) modeli (Bootstrap FARDL) kullanılmıştır. McNown ve arkadaşları Pesaran vd.'nin (2001) otoregresif gecikmesi dağıtılmış (ARDL) modeline Fourier fonksiyonu eklemek suretiyle bootstrap FARDL modelini geliştirmişlerdir. Bu model, modelde kullanılan tüm değişkenlerin durağanlık koşulunu sağlama zorunluluğu olmaksızın eşbütünlük ilişkisinin varlığının test edilmesine olanak sağlamaktadır. Bootstrap ARDL yönteminin geleneksel ARDL sınır testine üstünlüğü, sisteme bağımsız değişkenin gecikmeli seviyelerinde ek bir eşbütünlük testini daha dahil etmesidir. Bu sayede F testinin gücü daha da artırılarak eşbütünlük

sınaması hakkında daha güçlü sonuçlar elde edilebilmektedir (Goh vd., 2017; McNown vd., 2018). Küçük örneklemeler içeren çalışmalarda da detaylı inceleme yapılabilmesi avantajı sağlayan bu yöntem keskin kırılmaları kukla değişken kullanarak, yumuşak kırılmaları ise Fourier fonksiyonu ekleyerek tespit edebilmektedir. Bu yöntem ile yapılan eşbütünleşme sınavında değişkenler arasındaki geçici ve kalıcı kırılmalar dikkate alınmaktadır (Elbadri vd., 2023: 399). Bootstrap FARDL eşbütünleşme test modelinde hesaplanan frekansın değerinin hem tamsayı hem de kesirli değerlerini dikkate almaktadır. Kesirli frekanslar kalıcı kırılmaları, tam sayı frekansları ise geçici kırılmaları göstermektedir (David vd., 2023: 9). Fourier fonksiyonu yapısal kırılmaları bulmak için kırılmaların kesin frekansının, zamanının ve biçiminin önceden bilinmesi gerekmemektedir (Solarin, 2019: 2878). Ayrıca, Fourier yaklaşımıyla, modele çok fazla parametre ekleme ihtiyacı ortadan kalkmakta yani testin güç ve boyut özelliği artmaktadır (Enders ve Lee, 2012: 196). Ayrıca bootstrap ARDL yönteminde, önyükleme prosedürü kapsamında her verinin spesifik entegrasyon özelliklerine göre kritik değerler türetilmekte ve bu sayede sınır testinin kararsızlığı elimine edilmektedir (McNown vd., 2018: 1521). Bu çalışmada, söz konusu avantajları nedeniyle Yılcı vd. (2020) tarafından literatüre kazandırılan kesirli frekanslı esnek Fourier formülü bootstrap ARDL yöntemi tercih edilmiştir.

Fourier yaklaşımı az sayıda düşük frekanslı bileşenin hem yumuşak hem de keskin yapısal kırılmaların önceden bilinmeyen sayıda kırılmasını yakalayabildiği için, Eşitlik 1'deki Fourier fonksiyonunu kullanılmıştır:

$$d_t = \sum_{k=1}^n a_k \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \sum_{k=1}^n b_k \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) \quad (1)$$

Eşitlik 1'de n, frekans sayısını, t, eğilimi ve T, örneklem büyüklüğünü, k seçilen belirli bir frekansı ifade etmektedir. Tek bir frekansa izin veren model Eşitlik 2'deki gibi ifade edilmektedir:

$$d(t) = \gamma_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \gamma_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) \quad (2)$$

McNown vd.'nin (2018) bootstrap ARDL sınır testi prosedürünü takip ederek model tahmini yapıldıktan sonra eşbütünleşmenin varlığı üç hipotez ile test edilmektedir.

$H_0: \lambda_1 = \lambda_2 = \lambda_3 = \lambda_4 = 0$  tüm değişkenlerin gecikmeli değerleri için genel F testi ( $F_1$ )

$H_0: \lambda_1 = 0$  bağımlı değişkenin gecikmeli değeri için t-testi

$H_0: \lambda_2 = \lambda_3 = \lambda_4 = 0$  açıklayıcı değişkenlerin gecikmeli değerleri için F-testi ( $F_2$ )

$F_1$ ,  $F_2$  ve t testi sonuçları dört ayrı duruma neden olabilir (McNown vd., 2018: 1512):

1. Durum:  $F_1$ ,  $F_2$  ve t anlamlı ise eşbütünleşme ilişkisi vardır.
2. Durum:  $F_1$ ,  $F_2$  ve t anlamsız olduğunda, eşbütünleşme ilişkisi yoktur.
3. Durum:  $F_1$ ,  $F_2$  anlamlı; t anlamsız ise 1. dejenere durum söz konusudur, eşbütünleşme ilişkisi yoktur.
4. Durum:  $F_1$ , t anlamlı;  $F_2$  anlamsız ise 2. dejenere durum söz konusudur, eşbütünleşme ilişkisi yoktur.

Pesaran vd. (2001) çalışmalarında FA ve t testleri kritik değerleri hesaplamışlardır. Hesaplanan test istatistikleri üst ve alt sınır kritik değerleri arasında kalıyorsa, eşbütünleşmenin varlığı konusunda karar verilemez. Ancak McNown vd. (2018) tarafından yapılan çalışmada üç test için önyükleme simülasyonları ile kritik değerler hesaplanmıştır. Kritik değerler ampirik verilerin belirli entegrasyon özelliklerine göre hesaplandığından, kararsızlık ihtimali yok olur. Üç hipotezin test istatistiklerinin mutlak değeri bootstrap kritik değerlerinden büyükse değişkenler arasında eşbütünleşmenin varlığı kabul edilir (David vd., 2023: 8; Yılcı vd., 2020: 6). Eşbütünleşmenin varlığı kabul edilmiş ise modelin kısa ve uzun dönem tahminleri elde edilir. Tahmin sonuçlarının güvenilirliği tanı testleriyle ispat edilirse sonuçlar anlamlıdır ve yorumlanabilir.

Araştırmada kullanılan bootstrap FARDL modeline ait matematiksel formülasyon Eşitlik 3'te yer almaktadır:

$$\begin{aligned} \Delta ltufe_t = & \lambda_0 + \lambda_1 ltufe_{t-1} + \lambda_2 lgtufe_{t-1} + \lambda_3 lfood_{t-1} + \lambda_4 lenr_{t-1} + \\ & \sum_{j=1}^{p1} \beta_{1j} \Delta ltufe_{t-j} + \sum_{i=1}^{p2} \beta_{2i} \Delta lgtufe_{t-i} + \sum_{i=1}^{p3} \beta_{3i} \Delta lfood_{t-i} + \\ & \sum_{i=1}^{p4} \beta_{4i} \Delta lenr_{t-i} + \sum_{i=1}^{p5} \beta_{5i} \Delta d_{t-i} + \varepsilon_{1t} \end{aligned} \quad (3)$$

Eşitlik 3’te,  $\lambda_0$  sabit terimi,  $\beta_i$  kısa dönem katsayılarını,  $\lambda_i$  uzun dönem katsayılarını,  $p_i$  optimal gecikme uzunluklarını ve  $d_{t-i}$  yapısal kırılmayı temsil eden kukla değişkeni göstermektedir. Model seçiminde Akaike bilgi kriteri (AIC) kullanılmıştır. Çalışmada aylık verilerle analiz yapıldığı için maksimum gecikme uzunluğu 12 olarak belirlenmiş ve FARDL (9,1,2,0,6) modeli tahmin edilmiştir. Optimal gecikme uzunluğu olarak, bilgi kriterini minimize eden optimal kesirli Fourier frekansı ( $k^*$ ) hesaplanmıştır. Frekans değerinin tam sayılı ifadeleri yapısal kırılmaların geçici kırılmaları, ondalıklı değerleri ise kalıcı kırılmaları temsil ettiğini ifade etmektedir. Eşbütünleşmenin var olduğunu 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) bootstrap kritik değerleri ile karşılaştırılmıştır.  $F_1$ , genel olarak gecikmeli seviye değişkenleri için F istatistiğini,  $F_2$ , bağımsız değişkenlerin gecikmeli seviyesi için F istatistiğini, t ise bağımlı değişkenin gecikmeli seviyesi için t istatistiğini temsil eder. Üç teste ait değerler, bootstrap kritik değerlerini aşarsa değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığı kabul edilmektedir (David vd., 2023; Yılcı vd., 2020).

#### 4.2.2. Hata Düzeltme Tabanlı Granger Nedensellik Analizi

Bağımsız değişkenlerden tüketici fiyat endeksine doğru anlamlı eşbütünleşme ilişkisinin varlığı değişkenler arasında nedensellik ilişkilerinin olduğunu düşündürür. Bu nedenle değişkenler arasındaki nedensellik ilişkilerini araştırmak için ECM (Error Correction Model) tabanlı Granger nedensellik testleri kullanılabilir. Değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığı tespit edildiği için, Granger nedensellik testleri Eşitlik 4’te sunulan hata düzeltme eşitliklerine dayanır.

$$\begin{aligned} \Delta ltufe_t = & \lambda_0 + \sum_{j=1}^{p1} \beta_{1j} \Delta ltufe_{t-j} + \sum_{i=1}^{p2} \beta_{2i} \Delta lgtufe_{t-i} + \sum_{i=1}^{p4} \beta_{4i} \Delta lenr_{t-i} \\ & + \beta_5 ECM_{t-1} + \varepsilon_{2t} \end{aligned} \quad (4)$$

Eşitlikte kısa dönem katsayılarının sıfıra eşit olup olmadığı test edilerek kısa dönemli nedensellik ilişkisine karar verilir. Temel hipotez bağımsız değişkenlerden bağımlı değişkene doğru kısa dönemli nedensellik ilişkisinin olmadığı yönündedir.

$H_0: \beta_{1i} = 0, \beta_{2i} = 0, \beta_{3i} = 0, \beta_{4i} = 0$  (lgtufe’den, lfood’dan, lenr’den ltufe’ye doğru kısa dönemli nedensellik ilişkisi yoktur.)

$H_1: \beta_{1i} \neq 0, \beta_{2i} \neq 0, \beta_{3i} \neq 0, \beta_{4i} \neq 0$  (lgtufe’den, lfood’dan, lenr’den ltufe’ye doğru kısa dönemli nedensellik ilişkisi vardır.)

Uzun dönem nedenselliğine ise, bağımsız değişkenlerden bağımlı değişkene olan nedensellik, ECT(-1) katsayısı olan  $\beta_5$ ’in sıfıra eşit olup olmadığı test edilerek karar verilir. Hipotez sınamalarında F testi kullanılır (Canbay ve Kırcı, 2020: 167; Gülmez vd., 2020: 757-758).

$H_0: \beta_5 = 0$  (lgtufe’den, lfood’dan, lenr’den ltufe’ye doğru uzun dönemli nedensellik ilişkisi yoktur.)

$H_1: \beta_5 \neq 0$  (lgtufe’den, lfood’dan, lenr’den ltufe’ye doğru uzun dönemli nedensellik ilişkisi yoktur.)

## 5. Bulgular

Çalışmada öncelikle modelde kullanılan değişkenlerin durağanlık sınamasının yapılması gerekmektedir. Bu amaçla değişkenlere ilk olarak geleneksel birim kök testleri içinde öne çıkan Augmented Dickey Fuller (ADF) ve Phillips-Perron (PP) birim kök testleri uygulanmıştır. Serilerin grafiksel incelemeleri

sonucunda yapısal kırılma içerdikleri öngörülmüştür. Bu nedenle yapısal kırılmaları da dikkate alabilen, daha güçlü bir test olan Zivot-Andrews (ZA) yapısal kırılmalı birim kök testi uygulanmıştır. Sonrasında tespit edilen yapısal kırılmalar da dahil edilerek model tahmin edilmiş, kısa ve uzun dönem analizleri yapılmıştır.

### 5.1. Durağanlık Analizi

Değişkenlerin durağanlık sınavının yapılması amacıyla uygulanan ADF ve PP test sonuçları Tablo 2’de sunulmuştur. Test sonuçlarına göre değişkenlerin tamamı seviye değerlerinde birim kök içermektedir, yani durağan değildir. Değişkenlerin birinci farkları alınarak test tekrarlandığında bağımlı değişken olan tüketici fiyat endeksinin ADF testinde sabitsiz ve trendsiz modelde %10 anlamlılık düzeyinde, para arzı değişkeni ise sabitsiz ve trendsiz modelde %5 anlamlılık düzeyinde durağan olduğu görülmektedir. Her iki değişken de diğer bütün modellerde %1 anlamlılık düzeyinde durağandır. Diğer değişkenlerin tamamının birinci farkları alındığında ise, her üç modele göre de %1 anlamlılık düzeyinde durağan oldukları görülmektedir. Geleneksel birim kök testlerinin her ikisine göre de değişkenlerin tamamının birinci farkında durağan olduğu kabul edilmiştir.

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

	ADF			PP		
	Sabitli	Sabitli ve trendli	Sabitsiz ve trendsiz	Sabitli	Sabitli ve trendli	Sabitsiz ve trendsiz
<i>Düzeyde</i>						
ltufe	3,5057	-0,1804	5,9324	4,0026	-0,2506	10,1583
lfood	-1,5769	-1,6366	0,4389	-1,4261	-1,2977	0,385
lpet	-2,259	-2,8112	-0,1548	-2,2269	-2,8727	-0,0784
lkur	0,7754	-2,5905	3,5297	0,8891	-2,3411	4,421
lm3	0,5915	-1,0516	11,2056	0,5086	-1,3285	10,2184
<i>Birinci Farkında</i>						
ltufe	-4,5808***	-7,6044***	-1,8186*	-8,6536***	-9,2817***	-5,7206***
lfood	-7,7532***	-7,7264***	-7,7594***	-7,7284***	-7,7037***	-7,7546***
lpet	-9,5869***	-9,5556***	-9,6224***	-11,2138***	-11,2237***	-11,2787***
lkur	-9,0844***	-9,1948***	-7,9974***	-7,655***	-7,8441***	-7,3577***
lm3	-12,2994***	-12,301***	-2,2814**	-12,3555***	-12,3526***	-8,4785***

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

Durağanlık sınavı için değişkenlere uygulanan geleneksel birim kök testlerinin ardından yapısal kırılmaları dikkate alabilen Zivot ve Andrews (2002) tarafından geliştirilen ZA yapısal kırılmalı birim kök testine başvurulmuştur (Tablo 3). Değişkenlerin durağanlık sınavları farklı bir birim kök testi ile de tekrarlanmış olacaktır. Bu sayede yapısal kırılmaları da göz önüne alabilen daha güçlü bir model elde edilebilecektir. ZA test sonuçlarına göre değişkenlerin tamamının yapısal kırılma içerdiği ve birinci farklarında durağanlaştıkları gözlemlenmektedir. Türkiye ekonomisinde döviz kurunun hızla yükseldiği 2018 yılı değişkenlerde yaşanan yapısal kırılma dönemleri dikkate alındığında ön plana çıkmaktadır.

**Tablo 3.** Zivot Andrews (ZA) Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi

Sabit Terimli Model				
Değişkenler	Minimum test istatistiği (Düzy)	Kırılma Tarihleri	Minimum test istatistiği (Birinci Fark)	Kırılma Tarihleri
ltufe	-2,213918	2018m04	-5,920006***	2017m10
lfood	-3,165350	2014m04	-8,410999***	2012m08
lpet	-4,125058	2014m10	-7,980150***	2016m04
lkur	-4,423896	2018m05	-9,603860***	2018m10
lm3	-3,863534	2019m08	-5,749955***	2018m12
Trendli Model				
Değişkenler	Minimum test istatistiği (Düzy)	Kırılma Tarihleri	Minimum test istatistiği (Birinci Fark)	Kırılma Tarihleri
ltufe	-4,304752	2016m12	-5,650879***	2015m07
lfood	-3,490091	2019m06	-8,257009***	2013m08
lpet	-3,053022	2016m04	-7,938289***	2014m12
lkur	-4,171645	2014m06	-9,230095***	2018m09
lm3	-3,895350	2018m12	-5,085688***	2016m12
Sabitli ve Trendli Model				
Değişkenler	Minimum test istatistiği (Düzy)	Kırılma Tarihleri	Minimum test istatistiği (Birinci Fark)	Kırılma Tarihleri
ltufe	-4,287561	2016m08	-5,961176***	2012m05
lfood	-3,481959	2018m06	-8,370684***	2012m08
lpet	-3,947057	2014m10	-8,167858***	2016m02
lkur	-4,244345	2018m05	-9,611513***	2018m10
lm3	-4,555840	2018m06	-5,750967***	2018m12

**Not:** ZA yapısal kırılmalı birim kök testi sabit terimli, trendli, sabitli ve trendli modellerle yapılmıştır. ZA sabit terimli modele ait kritik değerler; -5,34 (%1), -4,93 (%5), -4,58 (%10)'dir. ZA trendli modele ait kritik değerler; -4,80 (%1), -4,42 (%5), -4,11 (%10)'dir. ZA sabitli ve trendli modele ait kritik değerler; -5,57 (%1), -5,08 (%5), -4,82 (%10)'dir. \*\*\*:%1, \*\*:%5 ve \*:%10 anlamlılık düzeylerini göstermektedir.

İlaveten bağımlı değişkene iki kırılmaya izin veren Lee Strazicich (LS) yapısal kırılmalı birim kök testi uygulanmıştır (Tablo 4). LS test sonuçları da kırılma tarihi olarak 2018 yılını işaret etmektedir. ZA yapısal kırılmalı birim kök test sonuçları LS yapısal kırılmalı birim kök test sonuçları ile desteklenmektedir.

**Tablo 4.** Lee Strazicich (LS) Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi

Değişken	Minimum test istatistiği (Düzy)	Kırılma Tarihleri	Minimum test istatistiği (Birinci Fark)	Kırılma Tarihleri
ltufe	-5,45217	2017M02 - 2018M11	-9,404478***	2018M05- 2018M12

**Not:** LS için kritik değerler; -6,301287 (%1), -5,713980 (%5), -5,401953 (%10)'dir. \*\*\*: %1, \*\*: %5 ve \*: %10 anlamlılık düzeylerini göstermektedir.

Test sonuçlarına dayanarak ve ulusal ekonomideki gelişmeler dikkate alınarak modele yapısal kırılmayı dahil etmek üzere, kur şokunun başladığı tarih olan 2018 yılı ağustos ayını temsilen bir kukla değişken atanmıştır. Küresel boyutta yaşanan önemli yapısal değişim ise pandemi sürecinde yaşanan küresel gıda ve tedarik zinciri krizidir. Küresel yapısal değişimi temsil etmek üzere 2020 yılı mayıs ayı ikinci kukla değişken olarak tercih edilmiştir. Bu tarihin tercih edilme nedeni hem küresel gıda fiyat endeksi hem de küresel enerji fiyat endeksi değişkenlerinde ortak olması ve en fazla sayıda tahmin edilen dönem olmasıdır. Bu nedenle

değişkenler arasındaki kısa ve uzun dönemli ilişkilerin test edileceği modele kukla değişkenler eklenmiştir (d2020m05, d2018m08).

## 5.2. Model Tahmini ve Eşbütünlüşme Analizi

Her bir serinin durağanlık sınaması yapıldıktan sonra, çalışmada kullanılan değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkinin tespit edilmesi amacıyla bootstrap FARDL yöntemi kullanılmıştır. Akaike bilgi kriterinin işaret ettiği optimal gecikme uzunluğu kullanılarak ARDL (9,1,2,0,6) modeli tahmin edilmiştir. Modele ait optimal kesirli Fourier frekans değeri  $k^* = 2,28$  olarak bulunmuştur. Sonrasında  $k^*$  değeri modele dahil edilerek bootstrap süreci uygulanmıştır. Eşbütünlüşmenin olmadığını ifade eden sıfır hipotezini sınamak için Overall-F ( $F_1$ ), Exogenous-F ( $F_2$ ) ve bağımlı değişkenin t test istatistik değerleri bulunmuştur. Bulunan  $F_1$ ,  $F_2$  ve t istatistik değerleri ile bootstrap kritik değerleri Tablo 5'te gösterilmiştir. Bulgulara göre, üç test de bootstrap kritik değerlerini %10 anlamlılık düzeyinde aşmaktadır. Bu sebeple seriler arasında eşbütünlüşmenin olmadığını iddia eden sıfır hipotezi reddedilir. Çalışmada kullanılan seriler arasında eşbütünlüşme ilişkisinin varlığı tespit edilmiştir.

**Tablo 5.** Bootstrap Fourier ARDL Eşbütünlüşme Testi Sonuçları

Gecikme Uzunluğu	İstatistikler	Değerler	Bootstrap kritik değerleri (cv)		
			%1	%5	%10
(9,1,2,0,6)	$F_1$	22,919	16,707	13,194	11,776
	$F_2$	24,634	15,535	12,562	11,231
	t	-5,949	-6,848	-6,027	-5,402
$k^* = 2,279999999999995$					

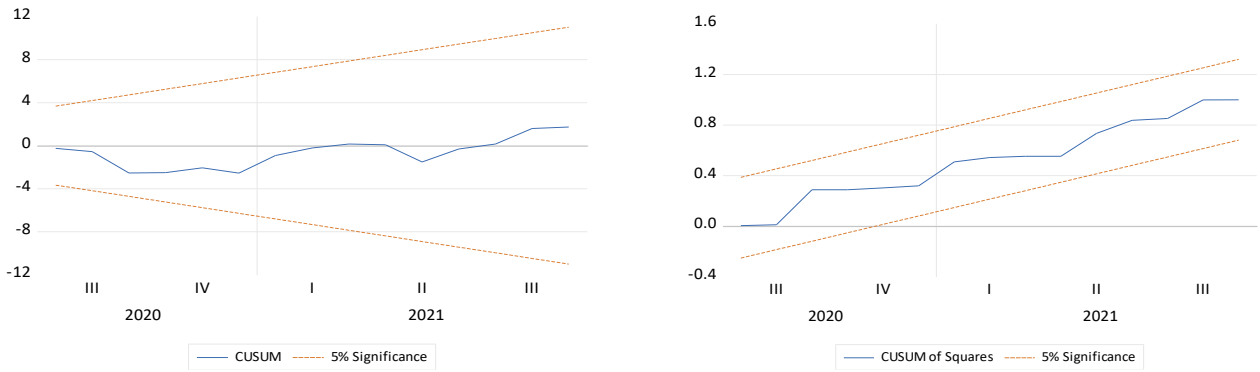
Model tahmininin ardından modelin güvenilirliğinin sınanması amacıyla tanı testleri yapılmıştır (Tablo 6). Ramsey Reset fonksiyonel form testi sonuçları modelin fonksiyonel formunun doğru oluşturulduğunu göstermektedir. Breusch-Godfrey LM seri korelasyon testi sonuçlarına göre hata terimleri arasında ilişki yoktur. Harvey değişen varyans testi sonuçları modelin değişen varyans sorunu içermediğini ima etmektedir.

**Tablo 6.** FARDL Modeli Tanı Testleri Sonuçları

Tanı Testi	Test İstatistik Değeri	P Olasılık Değeri
Ramsey Reset	0,973353 (F-istatistiği)	0,3261
Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test	0,009520 (F-istatistiği)	0,9905
	0,023932 ( $n \cdot R^2$ )	0,9881
Heteroskedasticity Test: Harvey	1,264508 (F-istatistiği)	0,2070
	29,16647 ( $n \cdot R^2$ )	0,2139

Türkiye ekonomisinde yaşanan yapısal kırılmalar, tahmin edilen modelin katsayılarının zaman içinde istikrarsızlaşmasına neden olmaktadır. Bu sorunu dikkate almak üzere Brown vd. (1975) yaptıkları çalışmalarında CUSUM ve CUSUMSQ testleri uygulayarak model katsayılarının kararlılığının test edilmesini önermişlerdir. Bu çalışmada tahmin edilen modele ait Cusum ve CusumQ parametre kararlılığı analiz sonuçları Şekil 5'te gösterilmektedir. Cusum ve CusumQ grafikleri modelin parametrelerinin kararlılığını, hata terimlerinin %95 güven aralıkları içinde olduğunu ifade etmektedir. Tanı testi sonuçları FARDL (9,1,2,0,6) modeli için eşbütünlüşmenin var olduğunu ve parametre tahminlerinin uygun olduğunu ifade etmektedir.

Şekil 5. Cusum ve CusumQ Test Sonuçları



### 5.3. Kısa ve Uzun Dönem Analizleri

Modelde kullanılan değişkenlerin uzun dönemli eşbütünlük ilişkileri tespit edildikten sonra modele ait kısa dönem ve uzun dönem tahmin sonuçları yorumlanmıştır.

Uzun döneme ait tahmin sonuçlarına göre modelde kullanılan tüm değişkenler istatistiksel olarak anlamlıdır (Tablo 7). Küresel gıda fiyat endeksinde yaşanan %1’lik artış TÜFE’yi yaklaşık %0,12 artırmaktadır. Petrol fiyatındaki %1’lik artışın tüketici fiyat endeksinin %0,05 oranında artırdığı tespit edilmiştir. Döviz kurunda meydana gelen %1’lik artış tüketici fiyat endeksinin %0,49 oranında artırmaktadır. Para arzında oluşan %1’lik artış ise tüketici fiyat endeksinin %0,31 oranında artırmaktadır. Elde edilen bulgular; Türkiye ekonomisinde enflasyonun yükselmesinde küresel gıda ve petrol fiyatının etkisinin nispeten sınırlı olduğunu, döviz kuru ve para arzındaki değişimlerin ise daha yüksek etkiye sahip olduğunu ifade etmektedir. Sabit terimin %1 düzeyinde anlamlı ve pozitif işaretli olması, bağımsız değişkenlerde herhangi bir değişiklik olmaması halinde dahi tüketici fiyat endeksinin artacağını göstermektedir.

Tablo 7. Uzun Dönem Tahmin sonuçları

Değişken	Katsayı	Standart hata	t-istatistiği	Olasılık
lfood	0,118002	0,052243	2,258714	0,0259
lpet	0,051608	0,017843	2,892365	0,0046
lkur	0,486837	0,084067	5,791063	0,0000
lm3	0,308933	0,087352	3,536635	0,0006
c	2,599125	0,466877	5,567047	0,0000

Kısa döneme ait bulgular Tablo 8’de verilmiştir. Genel tüketici fiyat endeksi kısa dönemde kendi bir, üç ve beş ay önceki geçmiş değerleri ile istatistiksel olarak anlamlı ve pozitif bir ilişki içindedir. TÜFE değişkeninin gecikmeli değerlerinde meydana gelen %1’lik artışların istatistiksel olarak anlamlı bulunduğu dönemlerde tüketici enflasyonunu sırasıyla %0,3, %0,2, %0,1 ve %0,15 oranında azalttığı bulgusu elde edilmiştir. Para arzı değişkeninin istatistiksel olarak anlamlı bulunduğu dönemlerde gecikmeli değerlerinde meydana gelen %1’lik bir artış TÜFE’yi %1 azaltmaktadır. Modele ait hata düzeltme katsayısı istatistiksel olarak anlamlıdır ve ekonometrik beklentiyle uyumlu bir şekilde 0 ile -1 arasında yer alan -0,16 değerini almıştır. Bu sonuç genel tüketici fiyat enflasyonundaki kısa dönemdeki sapmaların uzun vadede aylık yaklaşık %16’sının düzeltileceği anlamına gelmektedir. Dolayısıyla kısa vadedeki sapmalar yaklaşık beş buçuk ayda uzun dönem denge değerine ulaşacaktır.



**Tablo 8.** Kısa Dönem Tahmin Sonuçları

Değişken	Katsayı	Standart hata	t-istatistiği	Olasılık
D(LTUFE_SA(-1))	0,083347	0,069897	1,192419	0,2357
D(LTUFE_SA(-2))	-0,3264	0,0679	-4,80712	0,0000
D(LTUFE_SA(-3))	0,063678	0,07405	0,859932	0,3917
D(LTUFE_SA(-4))	-0,24577	0,073826	-3,32902	0,0012
D(LTUFE_SA(-5))	-0,04623	0,074308	-0,6221	0,5352
D(LTUFE_SA(-6))	-0,12771	0,073209	-1,74444	0,0840
D(LTUFE_SA(-7))	-0,06487	0,071468	-0,90766	0,3661
D(LTUFE_SA(-8))	-0,15063	0,063047	-2,38913	0,0186
D(LFOOD_SA)	-0,0219	0,018787	-1,16581	0,2463
D(LM3)	0,031034	0,041697	0,744281	0,4583
D(LM3(-1))	-0,06235	0,041473	-1,50331	0,1357
D(LM3(-2))	0,02624	0,042498	0,617429	0,5383
D(LM3(-3))	-0,10235	0,04207	-2,43285	0,0166
D(LM3(-4))	-0,10745	0,041914	-2,56362	0,0117
D(LM3(-5))	-0,06357	0,042203	-1,50624	0,135
D2018M08	0,003545	0,001662	2,133053	0,0352
D2020M05	-0,00271	0,002064	-1,3135	0,1918
CointEq(-1)*	-0,16273	0,013438	-12,1094	0,0000
R <sup>2</sup>	0,671873			
Düzeltilmiş R <sup>2</sup>	0,616209	Durbin-Watson istatistiği		1,952711
F-SınırTesti				
Test İstatistiği	Değer	Anlamlılık	I(0)	I(1)
F-istatistiği	23,3487	10%	2,2	3,09
k	4	5%	2,56	3,49
		2,50%	2,88	3,87
		1%	3,29	4,37

Uzun dönemli eşbütünlüşme katsayılarını tahmin eden FMOLS, DOLS ve CRR tahmincilerinden elde edilen sonuçların (Tablo 9) kesirli frekanslı esnek Fourier Bootstarp ARDL yöntemi ile elde edilen katsayı tahminlerine yakın olması tahmin sonuçlarının güvenilirliğini artırmaktadır.

**Tablo 9.** Eşbütünlüşme Parametre Tahminleri

Değişken	FMOLS			
	Katsayı	Standart hata	t istatistiği	Olasılık
lfood	0,041055	0,029313	1,400551	0,1636
lpet	0,037533	0,011916	3,149733	0,002
lkur	0,422850	0,024166	17,49765	0,000
lm3	0,313004	0,034822	8,988688	0,000
c	2,959863	0,198941	14,87812	0,000

**Tablo 9.** Eşbütünleşme Parametre Tahminleri (Devam)

CCR				
Değişken	Katsayı	Standart hata	t istatistiği	Olasılık
lfood	0,018455	0,028202	0,654367	0,5141
lpet	0,050119	0,012147	4,125881	0,0001
lkur	0,404089	0,02201	18,35907	0,0000
lm3	0,340875	0,03208	10,62577	0,0000
c	2,854695	0,178877	15,95900	0,0000
DOLS				
Değişken	Katsayı	Standart hata	t istatistiği	Olasılık
lfood	0,040106	0,030155	1,330000	0,1858
lpet	0,037962	0,012102	3,136739	0,0021
lkur	0,419713	0,022608	18,56505	0,0000
lm3	0,317190	0,0327	9,699912	0,0000
c	2,940811	0,18842	15,60774	0,0000

FMOLS (Full Modified Ordinary Least Square): Tam Düzeltilmiş En Küçük Kareler; CCR (Canonical Cointegrating Regression): Kanonik Koentegrasyon Regresyonu; DOLS (Dynamic Ordinary Least Square): Dinamik En Küçük Kareler

Çalışmada ayrıca değişkenler arasındaki nedensellik ilişkilerini ortaya koymak amacıyla hata düzeltme modeline dayalı Granger nedensellik prosedürü uygulanmıştır. Tablo 10’dan izlenebileceği üzere, kısa dönemde gıda TÜFE’nin geçmiş değerlerinden kendisine doğru %1 anlamlılık düzeyinde nedensellik ilişkisi mevcuttur. Küresel gıda fiyat endeksinden TÜFE’ye doğru %5 anlamlılık düzeyinde nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Kurlan ve para arzından TÜFE’ye %1 anlamlılık düzeyinde nedensellik ilişkisi olduğu görülmektedir. Kısa dönemde petrol fiyatından TÜFE’ye doğru bir nedensellik ilişkisi yoktur. Uzun dönem nedensellik ilişkisini gösteren ECT katsayısı ise, bütün değişkenlerden TÜFE’ye doğru nedensellik ilişkisi olduğunu ifade etmektedir.

**Tablo 10.** Hata Düzeltme Modeline Dayalı Granger Nedensellik Sonuçları

Nedensellik Periyodu	Kısa Dönem					Uzun Dönem
	DLTUFÉ	DLFOOD	DLPET	DLKUR	DLM3	ECT(-1)
Bağımlı Değişken	52,27656***	6,320941**	3,862725	34,21356***	15,76543***	52,11880***
DLTUFÉ	(0,00001)	(0,0424)	(0,1450)	(0,0001)	(0,0075)	(0,0001)

Not: \*\*\*: %1, \*\*: %5 anlamlılık düzeyinde önemli nedensellik ilişkisini ifade eder. Parantez içindeki sayılar olasılık değerleridir.

## 6. Sonuç

Bu çalışmada, tüketici fiyat endeksiyle etkileşim içinde olduğu düşünülen faktörlerin kısa ve uzun dönemli etkileri ortaya konulmaya çalışılmıştır. Türkiye ekonomisinde 2010M01-2021M09 dönemine ait aylık veriler kullanılmak suretiyle küresel gıda fiyat endeksinin, petrol fiyatının, döviz kurunun ve para arzının tüketici fiyat endeksi üzerindeki etkileri kesirli frekanslı esnek Fourier yaklaşımı çerçevesinde analiz edilmiştir. Fourier fonksiyonu eklenmiş bootstrap ARDL (FARDL) eşbütünleşme testi kullanılarak tüketici fiyat endeksi, küresel gıda fiyat endeksi, petrol fiyatı, döviz kuru ve para arzı arasında uzun vadede anlamlı ilişkiler tespit edilmiştir. Modelin sağlamlığının ortaya konması amacıyla uzun dönemli eşbütünleşme katsayılarını tahmin eden FMOLS, DOLS ve CRR tahminleri yapılmıştır. Elde edilen sonuçlar FARDL modeli ile tahmin edilen katsayılarla örtüşmekte ve çalışmanın bulgularının güvenilirliğini artırmaktadır. Çalışmada ayrıca değişkenler arasındaki kısa ve uzun dönemli nedensellik ilişkilerinin ortaya konması amacıyla ARDL model tahminin ardından hata düzeltme tabanlı Granger nedensellik testi uygulanmıştır.

Tahmin sonuçları incelenen dönem kapsamında döviz kurunda yaşanan gelişmelerin tüketici fiyat endeksi üzerinde çok güçlü etkiye sahip olduğu göstermektedir. Enflasyon üzerinde döviz kurundan sonra

para politikasının etkili olduğu, küresel gıda ve petrol fiyatlarının etkisinin ise nispeten düşük kaldığı ortaya konmuştur. FAO ve WB tarafından sunulan gıda fiyatlarına ait veriler incelendiğinde, küresel ve yerel gıda fiyatlarında pandemi döneminden sonra ayrışma yaşandığı gözlemlenmektedir. İncelenen dönemde yurtiçi gıda fiyatları sürekli artarken, küresel gıda fiyatları dalgalanmalar yaşamıştır. Küresel gıda fiyat endeksi kriz dönemlerinde artışlar sergilese de pandemi sonrasında belirli bir ortalama dönmeyi başarmış ve son dönemde sürekli bir azalış trendine girmiştir.

Türkiye’de yurtiçi gıda enflasyonunun genel enflasyonun lokomotifi konumunda olduğu verilerle sabittir. Bu çalışma ile enflasyonun küresel gıda enflasyonundaki artıştan kısıtlı ölçüde etkilendiği, enflasyonun esas belirleyicisinin kur ve para politikalarının sonucu olarak yükselen döviz kuru değişkeni olduğu ortaya konmuştur. Gıda enflasyonunun diğer alt enflasyon gruplarına nazaran daha fazla yükselmesinin nedeni olarak zorunlu tüketim malı olması, özellikle geniş hanehalklarının bütçesinin önemli bir kısmını kapsamaması gösterilebilir.

Çalışmanın bulguları, incelenen değişkenler içinde Türkiye ekonomisinde tüketici fiyat endeksine yön veren temel faktörün döviz kuru olduğunu ortaya koymuştur. Türkiye ekonomisi küresel gıda ve enerji fiyatlarının etkisinden ziyade para ve kur politikaları nedeniyle enflasyon yaratıcı bir ekonomik döngü içine girmiş görünmektedir. Enflasyon sorunsalına konjonktürel, geçici çözümler aramak yerine kalıcı ve yapısal düzenlemeler getirilmelidir. Enflasyonun kaynaklarının talep-maliyet dar çerçevesi içinde değil yapısal sorunlara odaklanan bir perspektifle analiz edilmesi gerektiği düşünülmektedir. Teşhisin doğru konması, reçetenin doğru hazırlanması için elzemdir. Enflasyonun bileşenleri analiz edildiğinde en büyük katkının gıda fiyatlarından geldiği görülmektedir. Ancak küresel gıda fiyatlarının etkisi sınırlı düzeydedir. Bu nedenle yurtiçi gıda fiyatlarının artışını önlemek için tarım ve gıda sektöründe acil yapısal reformlar yapılması gerekmektedir. Tarım sektöründe girdi maliyetlerini düşürücü vergi ve teşvik politikaları uygulanabilir. Tarım piyasasında aracı sayısının azaltılması, lojistik zincirinin kısaltılması ve fiyatlandırma mekanizmasının kur müdahaleleriyle manipülasyona açık hale getirilmemesi gerektiği düşünülmektedir. Enflasyon sorunu ortaya çıktıktan sonra daraltıcı para ve maliye politikaları uygulamak suretiyle toplumsal refah kaybına neden olunarak değil, öncesinde kontrol altında tutularak yönetilmelidir. Ancak bu koşulla uygulanacak para ve maliye politikaları etkin sonuçlar doğurabilecektir.

Enflasyonun belirleyicilerine dair yapılan bu çalışmada kullanılan değişkenler sınırlı tutulmuştur. Çalışma kapsamı dışında bırakılan faktörlerden ithal girdi maliyetleri, ithalat fiyat endeksi, ihracat fiyat endeksi gibi değişkenlerin enflasyon üzerindeki etkilerini araştıran çalışmalarla literatür genişletilebilir. Ayrıca yurtiçi gıda enflasyonunun enflasyona yön veren en önemli faktör olduğu düşünüldüğünde, enflasyonun küresel gıda ve enerji gibi faktörlerden ziyade ülke ekonomisinin iç dinamikleri tarafından belirlendiği anlaşılmaktadır. Bu nedenle ekonomi politikası tercihinin enflasyona verdiği yön üzerine yapılan çalışmaların artması, enflasyonun nedenlerinin daha iyi anlaşılmasına katkı sunacaktır.

## **Beyan ve Açıklamalar (Declarations and Disclosures)**

**Yazarların Etik Sorumlulukları (Ethical Responsibilities of Authors):** Bu çalışmanın yazarı, araştırma ve yayın etiği ilkelerine uyduğunu kabul etmektedir.

**Çıkar Çatışması (Conflicts of Interest):** Yazar tarafından herhangi bir çıkar çatışması beyan edilmemiştir.

**Finansal Destek (Funding):** Yazar, çalışmanın hazırlanması ve/veya yayınlanması sürecinde herhangi bir finansal destek almamıştır.

**Yazar Katkı Oranı (Author Contributions):** Yazar; kavramlaştırma ve çalışma dizaynı, verilerin toplanması, verilerin analizi ve sonuçların yorumlanması, çalışmanın ilk/taslak halinin yazılması, çalışmanın gözden geçirilmesi ve düzenlenmesi/düzeltilmesi aşamalarından tek başına sorumlu olduğunu beyan etmektedir.

**İntihal Denetimi (Plagiarism Checking):** Bu çalışma, intihal tarama programı kullanılarak intihal taramasından geçirilmiştir.

**(\*) İlave Açıklama (Additional Disclosure):** Bu çalışma, 22-24 Kasım 2024 tarihlerinde Osmaniye, Türkiye’de düzenlenen III. Uluslararası Korkut Ata Bilimsel Araştırma Konferansı’nda özet bildiri olarak sunulmuştur.

**Kaynaklar**

- Algieri, B., Kornher, L., & von Braun, J. (2024). *The changing drivers of food inflation: Macroeconomics, inflation, and war*. ZEF-Discussion Papers on Development Policy No. 339. <https://ssrn.com/abstract=4748639>
- Álvarez, L. J., Dhyne, E., Hoeberichts, M., Kwapil, C., Le Bihan, H., Lünemann, P., Martins, F., Sabbatini, R., Stahl, H., Vermeulen, P., Vilmunen, J. (2005). *Sticky prices in the Euro area: A summary of new micro evidence*. ECB Working Paper, 563, European Central Bank, Brussels.
- Baffes J. (2007), Oil spills on other commodities. *Resources Policy*, 32(30), 126-34. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2007.08.004>
- 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. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9892.2006.00478.x>
- Boratav, K., Köse, A. H., & Yeldan, A. E. (2023). Türkiye'de derinleşen yapısal kriz eğilimi ve kâr itilimli enflasyonun dinamikleri. *İktisat ve Toplum Dergisi*, 158, 8-30.
- Brown, R. L., Durbin, J., & Evans, J. M. (1975). Techniques for testing the consistency of regression relations over time. *Journal of the Royal Statistical Society*, 37, 149-192.
- Canbay, Ş., & Kirca, M. (2020). Türkiye'de doğrudan yabancı sermaye yatırımlarının işsizlik üzerine etkileri: 1991-2016 dönemi. *Süleyman Demirel Üniversitesi Vizyoner Dergisi*, 11(26), 154-163. <https://doi.org/10.21076/vizyoner.657256>
- Cecchetti, S. G., & Moessner, R. (2008). Commodity prices and inflation dynamics. *BIS Quarterly Review*, 55-66.
- Cutler, J. (2001). *Core inflation in the UK*. External Monetary Policy Committee Unit Discussion Paper No. 03, Bank of England, London.
- David, J., Abu, N., & Owolabi, A. (2023). The moderating role of corruption in the oil price-economic growth relationship in an oil-dependent economy: Evidence from bootstrap ARDL with a Fourier function. *Alternative Economics*, Forthcoming.
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366a), 427-431.
- Eğilmez, M. (2022). *Ortodoks ve heterodoks ekonomi ayrımı*. <https://www.mahfiegilmez.com/2022/06/ortodoks-ve-heterodoks-ekonomi-ayrm.html> (Erişim Tarihi: 06.12.2024).
- Elbadri, M., Bsikre, S., Alamari, O., & Balcılar, M. (2023). *Nexus between renewable energy consumption, economic growth, and CO<sub>2</sub> emissions in Algeria: New evidence from the Fourier-bootstrap ARDL approach*. *Natural Resources Forum* (47(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. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2012.04.081>
- Erdal, G., Esengün, K., & Erdal, H. (2008). Türkiye'de tarım ve gıda ürünleri fiyatlarındaki belirsizliğin enflasyon üzerindeki etkileri. *Karamanoğlu Mehmetbey Üniversitesi Sosyal ve Ekonomik Araştırmalar Dergisi*, 2008(2), 65-79.
- Erdem, H. F. (2017). Gıda enflasyonunun enflasyon belirsizliği üzerine etkisi. *Karadeniz Teknik Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Sosyal Bilimler Dergisi*, 7(14), 425- 436.
- Eren, O., Kal, H. S., & Özmen, M. U. (2017). *Türkiye'de gıda enflasyonunun belirleyicileri*. Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası Araştırma Genel Müdürlüğü Ekonomi Notları, 17(15), 1-16.
- Eştürk, Ö., & Albayrak, N. (2018). Tarım ürünleri-gıda fiyat artışları ve enflasyon arasındaki ilişkinin incelenmesi. *International Journal of Economic and Administrative Studies*, 18, 147-158. <https://doi.org/10.18092/ulikidince.353991>
- FAO, (2024). World Food Situation Food Price Index. United Nations Food and Agriculture Organization (FAO). <https://www.fao.org/worldfoodsituation/foodpricesindex/en/> (Erişim Tarihi: 18 Temmuz 2024).
- Granger, C. W. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 424-438.
- 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>

- Gülmez, A., Altıntaş, N., & Kahraman, Ü. O. (2020). A puzzle over ecological footprint, energy consumption and economic growth: The case of Turkey. *Environmental and Ecological Statistics*, 27, 753-768. <https://doi.org/10.1007/s10651-020-00465-1>
- Hanif, M. N. (2012). A note on food inflation in Pakistan. *Pakistan Economic and Social Review*, 50(2), 183-206.
- Imai, K., Gaiha, R., & Thapa, G. (2008). *Food and oil prices*. Economics Discussion Paper Series EDP-0801 (Manchester, UK: University of Manchester).
- Kotler P., Jatusripitak, S., & Maesincee, S. (2000). *Ulusların pazarlanması* (Çev. A. Buğdaycı). İş Bankası Kültür Yayınları.
- Loening, J. L., Durevall, D., & Birru, Y. A. (2009). *Inflation dynamics and food prices in an agricultural economy: The case of Ethiopia*. World Bank Policy Research Working Paper, (4969), 57.
- 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.
- 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>
- Nazlıoğlu, Ş., Görmüş, N. A., & Soytaş U. (2016). Oil prices and real estate investment trusts (reits): Gradual-shift causality and volatility transmission analysis. *Energy Economics*, 60, 168-175. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2016.09.009>
- 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), 117-138.
- 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. <https://doi.org/10.1002/jae.616>
- Phillips, P. C., & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2), 335-346.
- Solarin, S. A. (2019). Modelling the relationship between financing by Islamic banking system and environmental quality: evidence from bootstrap autoregressive distributive lag with Fourier terms. *Quality and Quantity*, 53(6), 2867-2884. <https://doi.org/10.1007/s11135-019-00904-7>.
- Stiglitz, J. E. (2018). *Eşitsizliğin bedeli: Bugünün bölünmüş toplumu geleceğimizi nasıl tehlikeye atıyor?* (Çev. O. İşler). İletişim Yayınları.
- Taylor, J. (1993), *Discretion versus policy rules in practice*. Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy, 39, 195-214.
- 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
- Yavuz, F. (2021). *Türkiye'de gıda enflasyonu: Tarladan çatala sorunların bir göstergesi*. SETA Yayınları.
- Yılandıcı, 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? Dünya Gazetesi Haber Bülteni. <https://www.dunya.com/ekonomi/enflasyon-duserken-gida-fiyatlari-neden-artti-haberi-436339> (Erişim Tarihi: 20 Eylül 2024).
- Zivot, E., & Andrews, D. W. K. (2002). Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis. *Journal of Business & Economic Statistics*, 20(1), 25-44. <https://doi.org/10.1198/073500102753410372>

**This Page Intentionally Left Blank**