

## Türkiye ve Dünya Gıda Fiyatları İlişkisi: Dinamik Korelasyon ve Dinamik Regresyon Analizi

*Muhammed Veysel KAYA* (<https://orcid.org/0000-0001-9322-1694>), Ankara Hacı Bayram Veli University, Türkiye; [muhammed-kaya@hbv.edu.tr](mailto:muhammed-kaya@hbv.edu.tr)

*Şeyda Yıldız ERTUĞRUL* (<https://orcid.org/0009-0004-1077-6344>), Ankara Hacı Bayram Veli University, Türkiye; [ertugrul.seyda@hbv.edu.tr](mailto:ertugrul.seyda@hbv.edu.tr)

### The Relationship between Türkiye's and World Food Prices: Dynamic Correlation and Dynamic Regression Analysis

#### Abstract

The study employed a rigorous methodology to analyse the relationship between Türkiye's and international food prices. Monthly data from 2005.1 to 2023.3 was used. Initially, the linearity of the series was examined, and upon discovering its nonlinear properties, the study was completed with nonlinear time series models. The applied analysis examined the dynamic correlation between Türkiye's and world food prices using the DCC-GARCH method. This was followed by using MSR and Kalman filter models for dynamic regression analysis, providing a comprehensive understanding of the relationship.

**Keywords** : CPI, Food Price, Consumption.

**JEL Classification Codes** : Q1, E2.

#### Öz

Çalışmada Türkiye gıda fiyatları ve dünya gıda fiyatları ilişkisi 2005.1-2023.3 dönemini kapsayan aylık veriler kullanılarak analiz edilmiştir. Çalışmada önce serilerin doğrusallıkları analiz edilmiş ve serilerin doğrusal olmayan özellik taşıdıkları ortaya konulduktan sonra doğrusal olmayan zaman serisi modelleri ile uygulamalı çalışma tamamlanmıştır. Uygulamalı analizde önce Türkiye ve dünya gıda fiyatları arasındaki dinamik korelasyon ilişkisi DCC-GARCH yöntemi kullanılarak incelenmiş ardından dinamik regresyon analizi için MSR ve Kalman filtresi modelleri kullanılmıştır.

**Anahtar Sözcükler** : TÜFE, Gıda Fiyatları, Tüketim.

## 1. Giriş

Gıda fiyatları hanelerin tüketim sepetlerindeki yüksek payları sebebiyle sosyal ve ekonomik açıdan önemli bir değişken olup ülkenin ekonomisi ve hane halkının refahı üzerinde önemli bir etkiye sahiptir. Türkiye’de gıda ve alkolsüz içecekler TÜFE sepeti içerisindeki 2023 yılında %25,43’lük paya sahiptir. TÜİK tarafından gerçekleştirilen Hane Halkı Bütçe Araştırması’nın 2022 yılı sonuçlarına göre ise hane halklarının tüketim amaçlı harcamaları içinde %22,8 ile en yüksek payı gıda ve alkolsüz içecekler almaktadır (TÜİK, 2023).

Gıda fiyatlarını etkileyebilecek politikalar özellikle son dönemde gıda fiyatlarında yaşanan artışlardan sonra politika yapıcıların giderek daha fazla üzerinde durduğu konulardan birisi olmuştur. Bu durum Türkiye gibi gıda fiyatlarının oldukça dalgalı olduğu ve gıda fiyat endeksindeki artışın genellikle TÜFE ortalamasından daha fazla olduğu ülkelerde daha belirgindir (Ertuğrul & Seven, 2023). Son yıllarda küresel gıda ve enerji fiyatlarındaki dalgalanmalar dünya genelinde ciddi endişe yaratmıştır. Türkiye gibi gıda güvenliği ve enerji ihtiyaçlarının yüksek olduğu ülkelerde, dünya gıda ve enerji fiyatlarının yerel gıda fiyatları üzerindeki etkisi daha da önem kazanmaktadır.

Literatürde gıda fiyatlarının büyük ölçüde dalgalanması durumunda, düşük gelirli haneleri korumak için devlet müdahalesinin önemli hale geldiğini ifade edilmektedir (FAO, 2011). Literatürde yüksek enerji fiyatları, döviz kurları ve küresel ısınmanın uluslararası gıda fiyatlarındaki son artışların arkasındaki en önemli faktörler arasında olduğunu vurgulanmaktadır (Baffes & Dennis, 2013; Ertuğrul, 2021).

Gıda ayrıca sürdürülebilir kalkınma hedefleri (SDG) içerisinde de büyük bir öneme sahiptir. Sürdürülebilir kalkınma hedefleri arasında yer alan 2 numaralı hedef olan "Açlığa Son" hedefi açlıkla mücadele etmek ve yetersiz beslenmeyi sona erdirmek için sağlıklı, güvenli ve besleyici gıdaya erişimi ifade etmektedir.

Çalışmanın literatüre birkaç açıdan katkı sağlayacağı düşünülmektedir. Çalışmada ilk olarak örneklem dönemi literatürdeki çalışmalardan farklı olarak COVID19 salgını ve Ukrayna Rusya savaşını da kapsadığı için salgının ve Ukrayna Rusya savaşının Türkiye ve dünya gıda fiyatları ilişkisini nasıl değiştirdiği analiz edilebilecektir. İkinci olarak çalışmada doğrusal olmayan zaman serisi yöntemleri ile analiz yapılmış ve Türkiye ve dünya gıda fiyatları arasındaki dinamik korelasyon ve dinamik regresyon ilişkisi incelenmiştir. Literatürde doğrusal olmayan modellerle yapılan bir analize rastlanmamıştır.

Giriş bölümünü takip eden ikinci bölümde literatür özeti verilmiş, üçüncü bölümde uygulamalı analizde kullanılan veri seti ve metodolojiden bahsedilmiş, dördüncü bölümde ise çalışmanın bulguları sunulmuştur. Sonuç bölümünde ise genel bir değerlendirme yapılmıştır.

## 2. Literatür

Küresel finansal krizden sonra gıda fiyatlarındaki artışların ardından tarımsal emtia piyasalarının fiyat ve oynaklık dinamikleri üzerine büyüyen bir literatür mevcuttur. Çok sayıda çalışmada çeşitli emtialar, borsalar ve tahviller arasındaki uluslararası ve ulusal yayılma etkisi analiz edilmiştir.

Chan, Karuna, Brooks ve Gray (2011) çalışmalarında aylık verileri kullanarak emtialar, gayrimenkuller ve finansal varlıklar arasındaki karşılıklı bağımlılık düzeyini ölçmek için MSR modelini kullanmışlar ve petrol, emlak ve hisse senetleri arasında yayılma etkisinin olduğunu ortaya koymuşlardır. Mensi, Beljid, Boubaker ve Managi (2013), tarımsal emtia piyasası, içecekler, metal, ham petrol ve borsa arasındaki korelasyon ve yayılma etkisini incelemişler ve emtia piyasaları ile borsalar arasında volatilitede yayılma etkisi olduğunu ortaya koymuşlardır. Wen, Khalid, Mahmood ve Zakaria (2021), Çin'de ekonomi politikası belirsizliğin negatif şoklarının Çin'deki gıda fiyatları üzerinde derin bir etkiye sahip olduğu vurgulamıştır. Yao ve Cao (2015), soya fasulyesinde yerel ve uluslararası fiyatlar arasındaki ilişkiyi incelemek için eş bütünleşme analizi kullanmışlar ve ithalat miktarının ve uluslararası fiyatların yerel soya fasulyesi fiyatını tek yönlü olarak etkilediğini ortaya koymuşlardır. Koirala, Mishra, D'Antoni ve Mehlhorn (2015) çalışmalarında tarımsal ürünlerin fiyatları ile enerji fiyatları arasındaki ilişkiyi incelemişler ve sonuç olarak tarımsal emtia ve enerji vadeli işlem fiyatlarının yüksek düzeyde pozitif ilişkili olduğunu ortaya koymuşlardır. Ma ve Diao (2017), Çin'de uluslararası ve yerel soya fasulyesi fiyatlarının incelemek için MGARCH modelini kullanmışlar ve uluslararası soya fasulyesi piyasasının oynaklığının ithal soya fasulyesi piyasası üzerinde önemli bir etkisi olduğunu bulmuşlardır.

Türkiye için gıda fiyatlarının etkilerini inceleyen çalışmalara bakıldığında; örneğin Nazlıoğlu ve Soytaş (2011) çalışmalarında dünya petrol fiyatlarının Türkiye tarımsal emtia fiyatları üzerindeki etkilerini incelemişler ve Türk tarım sektörünün dünyanın enerji şoklarından korunuyor gibi görünse de dünya enerji piyasalarındaki değişiklikler ve döviz kuru değişimleri nedeniyle ortaya çıkabilecek fırsatlardan yararlanılamadığını belirtmişlerdir. Çınar ve Hushmat (2016) küresel petrol fiyatı şoklarının Türkiye'deki gıda fiyatları oynaklığı üzerindeki etkilerini analiz etmişler ve küresel petrol fiyatlarının Türkiye'deki gıda fiyatı volatilitelerini önemli ölçüde etkilediğini, petrol fiyatı şoklarının da gıda fiyatı volatilitesi üzerinde gecikmeli bir etkisi olduğunu göstermişlerdir. Uçak, Yelgen ve Arı (2022), Türkiye'de 2007-2020 döneminde enerji fiyat endeksi ile meyve-sebze fiyat endeksi arasındaki oynaklık incelenmiş ve enerji fiyat endeksinden sebze fiyat endeksine istatistiksel olarak anlamlı bir oynaklık yayılımı bulunurken, meyve fiyat endeksine istatistiksel olarak anlamlı bir oynaklık yayılımı bulunmadığını ortaya koymuşlardır. Nazlıoğlu, Erdem ve Soytaş (2013) çalışmalarında petrol ile seçilmiş tarımsal emtia fiyatları arasında oynaklık aktarımı inceleyerek, kriz öncesi dönemde petrol ile tarımsal emtia piyasaları arasında risk aktarımı olmadığı bulunurken, kriz sonrası dönemde petrol piyasası oynaklığının tarımsal piyasalara sıçradığı göstermişlerdir.

Literatürde doğrudan Türkiye ve dünya gıda fiyatları arasındaki ilişkiyi analiz eden çalışmalar olarak Ertuğrul (2021), Kartal ve Depren (2023) ve Ertuğrul ve Seven (2023) çalışmaları yer almaktadır. Ertuğrul (2021) çalışmasında, Türkiye’de yerel para birimi ile gıda ve petrol fiyatları arasındaki korelasyon ve nedensellik ilişkisi, 2003.1-2020.1 dönemi için Toda-Yamamoto ve Wavelet nedensellik testleri ile analiz edilmiştir. Çalışmada zaman içinde yerel para birimi gıda fiyatları ve petrol fiyatları arasında kuvvetli bir dinamik korelasyon olduğunu ortaya konmuştur. Çalışmada Türkiye’deki gıda fiyatlarının tahmininde petrol fiyatlarının ve döviz kurlarının önemini vurgulanmıştır.

Kartal ve Depren (2023) çalışmasında Türkiye’deki yerel gıda fiyatlarının son dönemde hızlı ve sürekli artışını dikkate alarak, küresel ve ulusal faktörler ile yerel gıda fiyatları arasındaki asimetric ilişkiyi Toda Yamamoto nedensellik testi ve Kantil Regresyon analizi kullanarak incelemişlerdir. Çalışmada, küresel ve ulusal faktörlerin yerel gıda fiyatlarıyla asimetric bir ilişkisi olduğunu ortaya konmuş ve küresel ve ulusal değişkenlerin dalgalanmalarının yerel gıda fiyatları üzerindeki etkisi olduğu ifade edilmiştir.

Ertuğrul ve Seven (2023) çalışmalarında, 2003-2019 dönemi için aylık veriler kullanarak Türkiye ve uluslararası gıda fiyatları arasındaki dinamik yayılma ilişkisini MSR ve DCC-GARCH yöntemi kullanarak, ayrıca Türkiye ve uluslararası gıda piyasaları arasında fiyat farkına neden olan faktörleri de ARDL, DOLS ve FMOLS yöntemleri kullanarak analiz etmişlerdir. Çalışmada uluslararası/yerel gıda fiyatı ilişkisinin dinamiklerinde yapısal değişimler olduğu ortaya konmuş ve ilişkinin düşük ve yüksek oynaklık rejimleri arasında değişiklik gösterdiği vurgulanmıştır. Ayrıca, döviz kurunun Türkiye ve uluslararası gıda fiyatları arasındaki artan farkı önemli ölçüde etkilediği ifade edilmiştir.

### 3. Veri Seti ve Yöntem

Uygulamalı analizde dünya gıda fiyatları ve Türkiye gıda fiyatları ilişkisi analiz edilmeye çalışılmıştır. Çalışma 2005.1-2023.3 dönemini kapsamaktadır. Böylece COVID19 salgını ve Ukrayna Rusya savaşının etkileri de analizlere dahil edilmiştir. Çalışmada kullanılan model yapısı (1) numaralı eşitlikte yer almaktadır.

$$LGIDA\_TR_t = \alpha_0 + \alpha_1 LGIDA\_FAO_t + \alpha_2 LPETROL_t + u_t \quad (1)$$

1 numaralı denklemde; *LGIDA\_TR* değişkeni TÜİK gıda fiyatları alt endeksinin doğal logaritmasını, *LGIDA\_FAO* değişkeni dünya gıda fiyatlarını gösteren FAO gıda fiyat endeksinin doğal logaritmasını ve *LPETROL* değişkeni ham petrol fiyatlarının doğal logaritmasını göstermektedir.  $u_t$  değişkeni hata terimini göstermektedir. Literatürde yer alan çalışmalara uygun olarak esneklik değerlerini elde etmek için değişkenler doğal logaritmaları ile uygulamalı analize dahil edilmiştir.

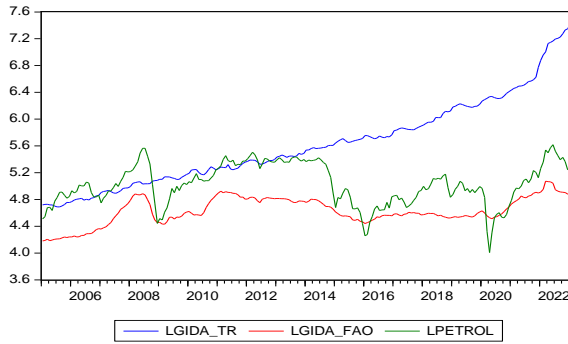
Analizde kullanılan Türkiye gıda fiyatları değişkeni TCMB, dünya gıda fiyatlarını temsil eden FAO gıda fiyat endeksi FAO ve ham petrol fiyatları IEA internet sitelerinden temin edilmiştir. Çalışmada kullanılan veriler ve açıklamaları Tablo 1’de sunulmaktadır.

**Tablo: 1**  
**Çalışmada Kullanılan Veriler ve Açıklamaları**

Veri Adı / Çalışmada Gösterimi	Veri Tanımı	Kaynak
Türkiye Gıda Fiyatları / LGIDA_TR	TÜİK gıda fiyatları alt endeksinin doğal logaritması	TCMB EVDS
Dünya Gıda Fiyatları / LGIDA_FAO	FAO gıda fiyat endeksinin doğal logaritması	FAO Veri Tabanı
Petrol Fiyatları / LPETROL	Ham petrol fiyatlarının doğal logaritması	IEA Veri Tabanı

Çalışmada kullanılan verilerin grafikleri ise aşağıda Şekil 1’de sunulmaktadır. Şekil 1 incelendiğinde 2010 yılından sonra dünya ve Türkiye gıda fiyatları arasındaki ayrışmanın artmaya başladığı özellikle Rusya-Ukrayna savaşından sonra ise ayrışmanın iyice arttığı gözlenmektedir. 2022 yılı Şubat ayında başlayan Rusya-Ukrayna savaşı ile tüm dünya ile beraber Türkiye’de de gıda fiyatları artmış ancak 2022 yılı Haziran ayında dünya gıda fiyatları azalma eğilimine girmişken Türkiye’de gıda fiyatları ayrışarak artış eğilimini devam ettirmiştir.

**Şekil: 1**  
**Çalışmada Kullanılan Değişkenlerin Grafikleri**



Uygulamalı modellemede önce serilerin durağanlıkları geleneksel, yapısal kırılmalı ve mevsimsel durağanlık testleri ile incelenmiştir. Analizde geleneksel Ng-Peron (2001) ve yapısal kırılmayı dikkate alan tek kırılmalı Zivot Andrews (1992) ve iki kırılmalı Lee-Strazicich (2003) ve mevsimselliği dikkate alan Canova-Hansen (1995) birim kök testleri kullanılmıştır.

Durağanlık analizini takiben değişkenlerin doğrusal özellikleri literatüre paralel olarak BDS (1996) testi kullanılarak incelenmiştir. BDS testi sonucunda incelenen değişkenlerin doğrusal olmadıkları görüldüğü için analize doğrusal olmayan dinamik zaman serisi yöntemleri ile devam edilmiştir. Ayrıca seriler doğrusal olmayan özellik gösterdiği için doğrusal olmamayı dikkate alan Kapetanios, Shin ve Snell tarafından geliştirilen KSS (2003) birim kök testi ile de değişkenlerin durağanlıkları analiz edilmiştir.

Uygulamalı analizde Türkiye gıda fiyatları ve dünya gıda fiyatları arasında dinamik korelasyon ve regresyon ilişkisi incelenmiştir.

Türkiye gıda fiyatları ve dünya gıda fiyatları arasındaki korelasyon analizi için önce statik korelasyon analizi ardından Dinamik Koşullu Korelasyon GARCH (DCC-GARCH) yöntemi kullanılarak dinamik korelasyon ilişkisi analiz edilmiştir.

Türkiye gıda fiyatları ve dünya gıda fiyatları arasındaki zamana göre değişen korelasyonu saptamak için DCC-GARCH metodolojisini kullanılmıştır. DCC-GARCH metodolojisi kullanılarak, iki değişken arasındaki dinamik ilişkiyi yakalanması ve korelasyonların örneklem dönemindeki davranışının analiz edilmesi amaçlanmıştır (Tekin et al., 2017). Engle (2002) tarafından ortaya atılan DCC-GARCH yöntemi, iki değişken arasındaki dinamik koşullu korelasyonu hesaplamayı amaçlamak olup, Bollerslev'in (1990) sabit koşullu korelasyon tahmincisinin geliştirilmiş halidir. Bu modeli kullanmanın en büyük avantajı, zaman içinde koşullu korelasyonlardaki olası değişimlerin tespitidir. Bu nedenle, DCC-GARCH'ın zamanla değişen doğası, iki değişken arasındaki dinamik ilişkiyi tespit etme fırsatı sunmaktadır. Ayrıca DCC-GARCH, standardize edilmiş kalıntıları korelasyon katsayıları tahmin edip değişen varyansı doğrudan hesaba katmaktadır. (Chiang et al., 2007). DCC-GARCH modeli iki adımda tahmin edilmektedir. Birinci adımda tek değişkenli bir GARCH modeli tahmin edilip ikinci adımda değişen koşullu korelasyonlar türetilmektedir<sup>1</sup>.

Dünya gıda fiyatları ve Türkiye gıda fiyatları arasındaki dinamik regresyon analizi için MSR (Markov Dönüşüm Regresyon) ve Kalman Filtresi Modelleri kullanılmıştır.

MSR modeli, rejim olasılıklarının tespiti için birinci dereceden bir Markov süreci kullanan basit dışsal olasılık modellerinin genişletilmiş bir versiyonudur (Kartal et al., 2022). MSR modelinde iki oynaklık rejimi yer almaktadır. Bunlar düşük ve yüksek oynaklık rejimleridir. MSR modelinin gösterimi denklem (2) ve (3)'te sunulmaktadır.

**Düşük Oynaklık Rejimi:**

$$LGIDA_{TR_t} = \alpha_{1,0} + \alpha_{1,1}LGIDA_{FAO_{t-i}} + \alpha_{1,2}LPETROL_{t-i} + \varepsilon_{1,t} \quad (2)$$

**Yüksek Oynaklık Rejimi:**

$$LGIDA_{TR_t} = \alpha_{2,0} + \alpha_{2,1}LGIDA_{FAO_{t-i}} + \alpha_{2,2}LPETROL_{t-i} + \varepsilon_{2,t} \quad (3)$$

Denklem (2) ve (3)'te yer alan  $\alpha_{1,0}$  ve  $\alpha_{2,0}$  değişkenleri rejim bağımlı sabit terimleri;  $\alpha_{1,1}$  ve  $\alpha_{1,2}$  ve  $\alpha_{2,1}$  ve  $\alpha_{2,2}$  değişkenleri otoregresif katsayıları ve  $\varepsilon_{1,t}$  ve  $\varepsilon_{2,t}$  ise hata terimlerini ifade etmektedir. (Kartal et al., 2022).

MSR modeli tahmininden sonra dinamik regresyon katsayılarını tahmin etmek için Kalman Filtresi modeli kullanılmıştır. Doğrusal bir durum-uzay denkleminde gözlem ve durum denklemi biçiminde iki tür denklem bulunmaktadır ve bu denklemler sırasıyla (4) ve (5) numaralı eşitliklerde sunulmaktadır.

---

<sup>1</sup> DCC-GARCH modeli için detaylı bilgi için Tekin vd. (2017) çalışması kullanılabilir.

$$y_t = Z\alpha_t + Dw_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$a_t = Ta_{t-1} + cw_t + v_t \quad (5)$$

(4) ve (5) numaralı denklemlerde  $a_t$ ; gözlenemeyen durum vektörünü;  $T$ , bilindiği varsayılan matrisi;  $c$ , katsayı matrisini;  $w_t$  ise dışsal değişkenler vektörünü ifade etmektedir. Ayrıca;  $y_t$  gözlem vektörünü,  $Z$  ise  $y_t$  vektörü ile durum vektörü ile ilişkilendirilmiş olan matrisi ve  $D$  ise katsayı matrisini göstermektedir.  $\varepsilon_t$  ve  $v_t$  ise sıfır ortalamalı vektörleri belirtmektedir. (5) numaralı denklemde,  $a_t$  durum vektörü gözlenememekte olup, gözlenemeyen durum değişkenlerinin birinci derece Markov süreciyle oluşturulduğu kabul edilmektedir (Harvey, 1990).

#### 4. Bulgular

Durağanlık analizi için serilerin durağanlıkları geleneksel, yapısal kırılmalı, mevsimsel ve doğrusal olmayan durağanlık testleri ile analiz edilmiştir. Analizde geleneksel Ng-Peron (2001) ve yapısal kırılmayı dikkate alan tek kırılmalı Zivot Andrews (1992) ve iki kırılmalı Lee-Strazicich (2003) ve mevsimselliği dikkate alan Canova-Hansen (1995) birim kök testleri kullanılmıştır. Ayrıca seriler doğrusal olmayan özellik gösterdiği için doğrusal olmamayı dikkate alan KSS (2003) birim kök testi ile de değişkenlerin durağanlıkları incelenmiştir. Geleneksel ve yapısal kırılmalı durağanlık testi bulguları Tablo 2'de yer almaktadır. Tablo 2 incelendiğinde;

- Ng-Peron (2001) testinde MZa ve MZt testleri için temel hipotez serilerde birim kök olması iken son iki testte temel hipotez serilerin durağan olduğu biçimindedir. Tablo 2'ye göre incelenen tüm serilerin düzeyde durağan olmadığı ancak birinci farkları alındıktan sonra durağanlaştığı yani I(1) oldukları görülmektedir.
- Tek içsel yapısal kırılmayı dikkate alan Zivot-Andrews (1992) testinde temel hipotez birim kök olması biçiminde kurulmaktadır. İncelenen tüm serilerde hem Model A hem de Model C için serilerin Ng-Peron testine paralel olarak düzeyde durağan olmadıkları, birinci farkları alındıktan sonra durağanlaştıkları yani I(1) oldukları görülmektedir.
- İki içsel yapısal kırılmayı dikkate alan Lee-Strazicich (2003) testinde temel hipotez birim kök olması biçiminde kurulmaktadır. İncelenen tüm serilerde hem Model A hem de Model C için serilerin Ng-Peron ve Lee-Strazicich testlerine paralel olarak düzeyde durağan olmadıkları, birinci farkları alındıktan sonra durağanlaştıkları yani I(1) oldukları görülmektedir.

Özetle hem geleneksel Ng-Peron (2001) testi hem de yapısal kırılmayı dikkate alan tek kırılmalı Zivot-Andrews (1992) ve iki kırılmalı Lee-Strazicich (2003) testleri incelenen serilerin I(1) olduklarını ortaya koymaktadır.

**Tablo 2**  
**Geleneksel ve Yapısal Kırılmalı Durağanlık Testi Sonuçları**

Ng-Perron (2001) Testi Sonuçları				
	MZA	MZT	MSB	MPT
LGIDA-TR	-1.624	-0.588	0.362	44.541
LGIDA-FAO	-6.749	-1.832	0.271	13.505
LPETROL	-9.007	-2.122	0.235	10.116
ΔLGIDA-TR	(-89.704)*	(-6.675)*	(0.074)*	(0.316)*
ΔLGIDA-FAO	(-74.895)*	(-6.095)*	(0.081)*	(0.381)*
ΔLPETROL	(-59.146)*	(-5.425)*	(0.091)*	(0.444)*
Zivot-Andrews (1992) Testi Sonuçları				
	Düzye		Birinci Fark	
	Model A	Model C	Model A	Model C
LGIDA-TR	-3.30	-4.14	(-7.64)*	(-8.78)*
LGIDA-FAO	-3.77	-3.55	(-8.28)*	(-8.55)*
LPETROL	-3.27	-3.2	(-7.21)*	(-7.18)*
Lee- Strazicich (2003) Testi Sonuçları				
	Düzye		Birinci Fark	
	Model A	Model C	Model A	Model C
LGIDA-TR	-1.18	-3.13	(-7.68)*	(-10.22)*
LGIDA-FAO	-2.21	-3.90	(-7.64)*	(-8.06)*
LPETROL	-2.34	-3.18	(-9.75)*	(-10.01)*

\*%1 anlamlılık düzeyini göstermektedir.

Mevsimsel ve doğrusal olmayan durağanlık testi sonuçları ise Tablo 3'te sunulmaktadır.

**Tablo 3**  
**Mevsimsel ve Doğrusal Olmayan Birim Kök Test Sonuçları**

Canova-Hansen (1995) Testi Sonuçları				
	Birleşik LM İstatistiği	1%	5%	
LGIDA-TR	(4.344)*	3.270	2.750	
LGIDA-FAO	(4.310)*	3.270	2.750	
LPETROL	(4.810)*	3.270	2.750	
ΔLGIDA-TR	2.348	3.270	2.750	
ΔLGIDA-FAO	1.122	3.270	2.750	
ΔLPETROL	1.819	3.270	2.750	
KSS (2003) Testi Sonuçları				
	KSS İstatistiği	1%	5%	
LGIDA-TR	-1.348	-3.480	-2.930	
LGIDA-FAO	-1.597	-3.480	-2.930	
LPETROL	-1.352	-3.480	-2.930	

Tablo 3 incelendiğinde;

- Canova-Hansen (1995) testinde temel hipotez mevsimsellik göz önüne alındığında serilerin durağan olduğu biçiminde kurulmaktadır. Tablo 3'e göre incelenen tüm seriler için düzeyde durağanlık temel hipotezi reddedilmekte, birinci farkta ise durağanlık temel hipotezi reddedilememektedir. Canova-Hansen (1995) testine göre incelenen tüm serilerin mevsimsellik göz önüne alındığında I(1) olduğu bulunmuştur.
- KSS(2003) testinde temel hipotez serinin doğrusal olmama altında birim köke sahip olmasını biçiminde kurulmaktadır. KSS(2003) testine göre tüm değişkenler için düzeyde birim kök temel hipotezi reddedilmemekte ve serilerin durağan olmadığı gözlenmektedir.



Özetle geleneksel ve yapısal kırılmalı birim kök testleri yanında, mevsimsel ve doğrusal olmayan birim kök testleri de diğer testlerle paralel olarak incelenen serilerin durağan olmadıklarını I(1) olduklarını göstermektedir.

Durağanlık analizinden sonra BDS testi ile değişkenlerin doğrusallık özellikleri analiz edilmiştir. BDS testi sonuçları Tablo 4’de yer almaktadır.

**Tablo: 4**  
**BDS Testi Sonuçları**

Boyut	LGIDA_TR	LGIDA_FAO	LPETROL
	BDS İstatistiği	BDS İstatistiği	BDS İstatistiği
2	0.198 [0.000]	0.184 [0.000]	0.157 [0.000]
3	0.333 [0.000]	0.307 [0.000]	0.258 [0.000]
4	0.427 [0.000]	0.388 [0.000]	0.321 [0.000]
5	0.493 [0.000]	0.440 [0.000]	0.358 [0.000]
6	0.541 [0.000]	0.472 [0.000]	0.376 [0.000]
Gözlem	219	219	219

*Not: Parantez içleri olasılık değerlerini ifade etmektedir.*

Tablo 4 incelendiğinde verilerin doğrusal olduğu biçiminde kurulan temel hipotezin reddedildiği görülmektedir. Dolayısıyla, BDS testi değişkenlerin doğrusal olmadığını ifade etmektedir.

BDS testi ile serilerin doğrusal olmadıkları tespit edildikten sonra uygulamalı analizde doğrusal olmayan zaman serisi modelleri kullanılmıştır. Bu amaçla korelasyon analizi için dinamik korelasyonu ölçmek için DCC-GARCH yöntemi, regresyon analizi için ise doğrusal olmayan yöntemler olan MSR ve Kalman Filtresi modelleri kullanılmıştır.

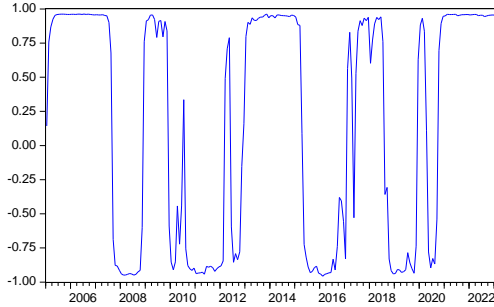
Tablo 5’te Türkiye gıda fiyatları ile dünya gıda fiyatları arasındaki statik korelasyon katsayısı sunulmaktadır.

**Tablo: 5**  
**Statik Korelasyon Katsayısı**

	LGIDA_TR	LGIDA_FAO
LGIDA_TR	1	0.493
LGIDA_FAO	0.493	1

Tablo 5’e göre örneklem döneminde Türkiye ve dünya gıda fiyatları arasındaki korelasyon katsayısı %49.3’tür. Türkiye ve dünya gıda fiyatları arasındaki zamana göre değişen korelasyonu analiz etmek amacıyla DCC-GARCH yöntemi kullanılmış olup, DCC-GARCH yöntemi kullanılarak elde edilen dinamik korelasyon katsayıları Şekil 2’de sunulmaktadır.

**Şekil: 2**  
**Dinamik Korelasyon Katsayıları**



Şekil 2 incelendiğinde Türkiye ve dünya gıda fiyatları arasındaki korelasyonun 2005.4-2007.6, 2009.1-2009.11, 2013.1-2015.3, 2017.3-2018.6 ve 2020.11-2023.3 dönemlerinde çok kuvvetli ve pozitif; 2007.11-2008.10, 2010.12-2012.12, 2015.5-2016.12, 2018.10-2020.10 dönemlerinde ise çok kuvvetli ve negatif olduğu görülmektedir. Korelasyonun negatif ve çok kuvvetli olduğu dönemler, küresel finansal kriz ve COVID19 salgını gibi küresel olaylar ile Türkiye’de kur ve petrol fiyatlarında büyük dalgalanmaların yaşandığı dönemlere denk gelmektedir<sup>2</sup>. Diğer zamanlarda genellikle korelasyonun güçlü ve pozitif olarak gerçekleştiği görülmektedir. Ayrıca dikkat çeken bir nokta COVID19 salgınında Türkiye ve Dünya gıda fiyatları arasındaki korelasyon negatife dönmüş iken, Ukrayna-Rusya savaşında tam tersi pozitif ve güçlü korelasyonun devam etmiş olmasıdır. Artan enerji fiyatları sonucunda söz konusu dönemde gıda fiyatları tüm dünyada artış gösterdiği için güçlü ve pozitif korelasyon ilişkisi değişmemiştir.

Dinamik korelasyon analizinden sonra doğrusal olmayan MSR ve Kalman Filtresi modelleri kullanılarak Türkiye ve dünya gıda fiyatları arasındaki dinamik regresyon ilişkisi analiz edilmiştir. MSR modeli sonuçları Tablo 6’te sunulmaktadır.

**Tablo: 6**  
**MSR Modeli Bulguları**

Değişken/Model	Katsayılar
Rejim 1: Düşük Oynaklık	
<i>LGIDA_FAO</i>	3.248*
<i>LPETROL</i>	0.314**
<i>C</i>	7.317*
Rejim 2: Yüksek Oynaklık	
<i>LGIDA_FAO</i>	1.558*
<i>LPETROL</i>	0.827*
<i>C</i>	2.205*

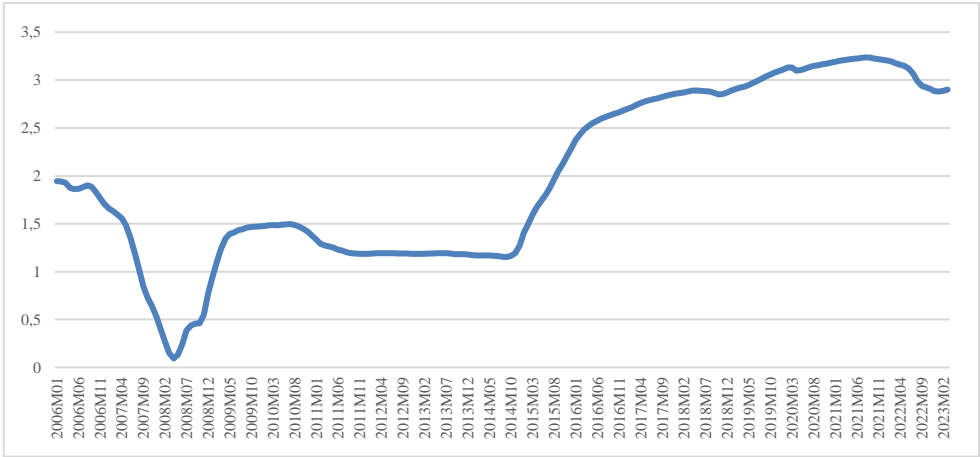
Not: \* %1 ve \*\* %5 anlamlılık düzeyini göstermektedir.

<sup>2</sup> Kasım 2010-Ekim 2011 döneminde döviz kurlarında, Aralık 2012-Ocak 2013 döneminde ise petrol fiyatlarında artış yaşanmıştır. Ocak 2015-Ocak 2017 dönemleri düşük petrol fiyatları ve yüksek kur dönemlerine karşılık gelmiştir (Ertuğrul, 2021).

Tablo 6’te sunulan MSR modeli sonuçlarına göre düşük oynaklık rejiminde sırasıyla dünya gıda fiyatları ve petrol fiyatlarındaki %1 artış Türkiye gıda fiyatlarında %3,2 ve %0,3 artışa yol açarken, yüksek oynaklık rejiminde dünya gıda fiyatlarında ve petrol fiyatlarındaki %1 artış Türkiye gıda fiyatlarında sırasıyla %1,6 ve %0,8 artışa yol açmaktadır. Yüksek oynaklık rejiminde petrol fiyatlarındaki artışın ulusal gıda fiyatları üzerindeki etkisi artar iken dünya gıda fiyatlarındaki artışın ulusal gıda fiyatları üzerindeki etkisi azalmaktadır. Bu sonuçlar uluslararası şoklardan kaynaklanan dönemlerde dinamik korelasyon katsayılarının negatif ve güçlü olduğu DCC-GARCH modeli sonuçları ile de tutarlıdır.

Son olarak Türkiye ve dünya gıda fiyatları arasındaki dinamik regresyon katsayıları Kalman Filtresi modeli kullanılarak tahmin edilmiştir. Kalman Filtresi modeli sonuçları Şekil 3’de sunulmaktadır.

**Şekil: 3**  
**Kalman Filtresi Modeli ile Elde Edilen Dinamik Regresyon Katsayıları**



Kalman Filtresi modeli ile elde edilen dinamik regresyon katsayıları incelendiğinde dünya gıda fiyatlarındaki %1 değişimin Türkiye gıda fiyatları üzerindeki etkisini gösteren esneklik değişkeni olan dinamik regresyon katsayılarının küresel finansal kriz döneminde azalarak sifira yaklaştığı ve daha sonra 2009 yılı ortasında 1.5 seviyesine ulaşarak 2009-2015 döneminde sabit kaldığı gözlenmektedir. 2015 döneminden sonra COVID19 salgınına kadar artışını devam ettiren katsayı Kovid-19 salgını başladığında 3,1 değerine ulaşmıştır. Ukrayna Rusya savaşının başladığı 2022 Şubat dönemi takiben esneklik katsayısında biraz azalma gözlenmiş ve katsayı 2.9 olarak gerçekleşmiştir. Kalman Filtresi modelinden elde edilen katsayı değerlerinin MSR modelinde elde edilen değerlerle tutarlı olduğu görülmektedir.

## 5. Sonuç

Gıda fiyatları hane halklarının tüketim sepetlerinde görece yüksek payları sebebiyle sosyal ve ekonomik açıdan önemli bir değişken olup, özellikle son dönemde gıda fiyatlarında yaşanan artışlardan sonra politika yapımcıların giderek daha fazla üzerinde durduğu konulardan birisi olmuştur.

Çalışmada Türkiye gıda fiyatları ve dünya gıda fiyatları ilişkisi 2005.1-2023.3 dönemini kapsayan aylık veriler kullanılarak dinamik korelasyon ve dinamik regresyon yöntemleri kullanılarak analiz edilmiştir.

Uygulamalı analizde durağanlık analizinde sonra BDS testi kullanılarak değişkenlerin doğrusallık özellikleri incelenmiş ve serilerin doğrusal özellik göstermedikleri ortaya konmuştur. Ardından doğrusal olmayan zaman serisi modelleri ile uygulamalı çalışma tamamlanmıştır.

Türkiye gıda fiyatları ve dünya gıda fiyatları arasındaki zamana göre değişen korelasyonu saptamak için DCC-GARCH yöntemi kullanılmıştır. DCC-GARCH modeli sonuçlarına göre, dinamik korelasyonun negatif ve çok kuvvetli olduğu dönemler olarak küresel finansal kriz ve COVID19 salgını gibi küresel olaylar ile Türkiye’de kur ve petrol fiyatlarında büyük dalgalanmaların yaşandığı dönemler ön plana çıkmıştır. Diğer zamanlarda genellikle korelasyonun güçlü ve pozitif olarak gerçekleştiği görülmüştür. Ayrıca COVID19 salgınında Türkiye ve dünya gıda fiyatları arasındaki korelasyon negatife dönmüş iken, Ukrayna-Rusya savaşında tam tersi pozitif ve güçlü korelasyonun devam ettiği gözlenmiştir. Artan enerji fiyatları sonucunda söz konusu dönemde gıda fiyatları tüm dünyada artış gösterdiği için güçlü ve pozitif korelasyon ilişkisi değişmemiştir. DCC modeli sonuçları, Cabrera ve Schulz (2016) sonuçlarıyla tutarlıdır. Cabrera ve Schulz (2016), DCC-GARCH modelini kullanarak Almanya için enerji ve tarımsal emtia fiyatları ilişkisini araştırmışlar ve uzun dönemde ortak fiyat hareketleri gözlendiğini ifade etmişlerdir.

Dinamik korelasyon analizinden sonra dinamik regresyon analizi için MSR ve Kalman filtresi modelleri kullanılmıştır. MSR modeli sonuçlarına göre yüksek oynaklık rejiminde petrol fiyatlarındaki artışın ulusal gıda fiyatları üzerindeki etkisi artar iken dünya gıda fiyatlarındaki artışın ulusal gıda fiyatları üzerindeki etkisinin azaldığı gözlenmiş ve uluslararası şoklardan kaynaklanan dönemlerde dinamik korelasyon katsayılarının negatif ve güçlü olduğu DCC-GARCH modeli sonuçları ile tutarlı sonuçlar bulunmuştur. MSR modeli sonuçları Dillon ve Barrett (2016) ve Ertuğrul (2021) ve Ertuğrul ve Seven (2023) çalışmaları ile tutarlı bulunmuştur.

Son olarak Türkiye ve dünya gıda fiyatları arasındaki dinamik regresyon katsayıları Kalman Filtresi modeli kullanılarak tahmin edilmiştir. Kalman Filtresi modeli ile elde edilen dinamik regresyon katsayıları incelendiğinde katsayının küresel finansal kriz döneminde azalarak sifıra yaklaştığı ve daha sonra 2009 yılı ortasında 1.5 seviyesine ulaşarak 2009-2015 döneminde sabit kaldığı, 2015 döneminden sonra COVID19 salgınına kadar artışını

devam ettiren katsayının COVID19 salgını başladığında 3,1 değerine ulaştığı gözlenmiştir. Ukrayna Rusya savaşının başladığı 2022 Şubat dönemi takiben esneklik katsayısında biraz azalma göstererek 2.9 olarak gerçekleştiği ortaya konmuş ve Kalman Filtresi modelinden elde edilen katsayı değerlerinin MSR modelinde elde edilen değerlerle tutarlı olduğu gözlenmiştir.

Gelecek araştırmalar için Türkiye ve dünya gıda fiyatlarında ayrışmanın arttığı özellikle Rusya-Ukrayna savaşı sonrası dönem için bu ayrışmaya sebep olan Türkiye tarım sektörü ile ilgili yapısal sorunların analiz edilmesinin literatüre katkı sağlayacağı düşünülmektedir. Ayrıca Türkiye ve dünya gıda fiyatları arasındaki ilişkinin alt ürünler bazında analiz edilmesinin ve Türkiye ve dünya gıda fiyatları arasındaki bağlantılılık ilişkisinin incelenmesinin ve geçişkenlik ilişkisinin düzey veriler yanında oynaklık üzerinden analiz edilmesinin de literatüre katkı sağlayacağı düşünülmektedir.

### Kaynaklar

- Baffes, J. & A. Dennis (2013), "Long-Term Drivers of Food Prices", World Bank Policy Research Working Paper No. 6455.
- Bollerslev, T. (1990), "Modeling the Coherence in Short-Run Nominal Exchange Rates: A Multivariate Generalized ARCH Model", *Review of Economics and Statistics*, 72, 498-505.
- Broock, W.A. et al. (1996), "A test for Independence Based on the Correlation Dimension", *Econometric Reviews*, 15(3), 197-235.
- Cabrera, B.L. & F. Schulz (2016), "Volatility Linkages Between Energy and Agricultural Commodity Prices", *Energy Economics*, 54, 190-203.
- Canova, F. & B.E. Hansen (1995), "Are seasonal patterns constant over time? A test for seasonal stability", *Journal of Business and Economic Statistics*, 13, 237-252.
- Chan, K.F. et al. (2011), "Asset Market Linkages: Evidence From Financial, Commodity and Real Estate Assets", *Journal of Banking & Finance*, 35, 1415-1426.
- Chiang, T.C. et al. (2007), "Dynamic Correlation Analysis of Financial Contagion: Evidence from Asian Markets", *Journal of International Money and Finance*, 26(7), 1026-1228.
- Chowdhury, M.A.F. et al. (2020), "Asymmetric Effect of Energy Price on Commodity Price: New Evidence from NARDL and Time Frequency Wavelet Approaches", *Energy*, 119461.
- Çınar, G. & A. Hushmat (2016), "Impact of Volatility of World Oil Prices on Turkey's Food Prices: Garch Approach", *Küresel İktisat ve İşletme Çalışmaları Dergisi*, 5(9), 1-8.
- Dillon, B.M. & C.B. Barrett (2016), "Global Oil Prices and Local Food Prices: Evidence From East Africa", *American Journal of Agricultural Economics*, 98(1), 154-171.
- Engle, R. (2002), "Dynamic Conditional Correlation: A Simple Class of Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity Models", *Journal of Business & Economic Statistics*, 20(3), 339-350.
- Ertuğrul, H.M. & Ü. Seven (2023), "Dynamic Spillover Analysis of International and Turkish Food Prices", *International Journal of Finance and Economics*, 28(2), 1918-1928.

- Ertuğrul, H.M. (2021), "The Local Currency Oil Price and Food Price Relationship for Turkey: A Dynamic Correlation and Time-Frequency Dependency Analysis", *International Journal of Monetary Economics and Finance*, 14(3), 233-248.
- FAO (2011), *The State of Food Insecurity in the World: How Does International Price Volatility Affect Domestic Economies and Food Security*, FAO.
- Harvey, A.C. (1990), *Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter*, University Press, Cambridge.
- Kartal, M.T. & Ö. Depren (2023). "Asymmetric Relationship Between Global and National Factors And Domestic Food Prices: Evidence From Turkey With Novel Nonlinear Approaches", *Financial Innovation*, 9(11).
- Koirala, K.H. et al. (2015), "Energy Prices and Agricultural Commodity Prices: Testing Correlation Using Copulas Method", *Energy*, 81, 430-436.
- Mensi, W. et al. (2013), "Correlations and Volatility Spillovers Across Commodity and Stock Markets: Linking Energies, Food, and Gold", *Economic Modelling*, 32, 15-22.
- Narayan, S. & P.K. Narayan (2004), "Determinants of Demand for Fiji's Exports: An Empirical Investigation", *The Developing Economies*, 42(1), 95-112.
- Nazlıoğlu, S. & U. Soyaş (2011), "World Oil Prices and Agricultural Commodity Prices: Evidence From an Emerging Market", *Energy Economics*, 33(3), 488-496.
- Nazlıoğlu, S. et al. (2013), "Volatility Spillover Between Oil and Agricultural Commodity Markets", *Energy Economics*, 36, 658-665.
- Ng, S. & P. Perron (2001), "Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power", *Econometrica*, 69(6), 1519-1554.
- Pesaran, M.H. et al. (2001), "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships", *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326.
- Shin, Y. et al. (2014), "Modelling Asymmetric Cointegration and Dynamic Multipliers in a Nonlinear ARDL Framework", in: R. Sickles & W. Horrace (eds.), *Festschrift in Honor of Peter Schmidt*, Springer, New York, NY.
- Tekin, H. et al. (2017), "The Relationship between Conventional Deposit and Islamic Profit Share Rates: An Analysis of the Turkish Banking Sector", *JKAU: Islamic Economics*, 30, 103-117.
- TÜİK (2023), *Hane Halkı Tüketim Harcaması Raporu 2022*, <<https://data.tuik.gov.tr/Bulten/Index?p=Hanehalki-Tuketim-Harcamasi-2022-49690>>, 25.05.2023.
- Uçak, H. et al. (2022), "The Role of Energy on the Price Volatility of Fruits and Vegetables: Evidence from Turkey", *Bio-based and Applied Economics*, 11(1), 37-54.
- Wen, J. et al. (2021), "Symmetric and Asymmetric Impact of Economic Policy Uncertainty on Food Prices in China: A New Evidence", *Resources Policy*, 74, 102247.
- Yao, Q. & B.M. Cao (2015), "Research on the Price of Soybean Affected by its Volumes of China's Export and Import", *Journal of Chuzhou University*, 1, 32-35.
- Zivot, E. & D.W.K. Andrews (1992), "Further Evidence on The Great Crash, The Oil-Price Shock and The Unit-Root Hypothesis", *Journal of Business & Economic Statistics*, 10(3), 251-270.