

Makroekonomik Faktörlerin Türkiye’de Gıda Enflasyonu Üzerindeki Etkisinin Rals Yaklaşımıyla İncelenmesi

Ayşegül Han¹

Gökhan Konat²

Özet

Bu çalışma, 2016:Q1-2025:Q3 dönemi için Türkiye’de makroekonomik faktörlerin gıda enflasyonu üzerindeki etkilerini incelemeyi amaçlamaktadır. Analizde gıda ve alkolsüz içecekler üretici fiyat endeksi bağımlı değişken olarak kullanılmış; tarım, ormancılık ve balıkçılığa ilişkin üretici fiyat endeksi, GSYİH, TÜFE bazlı reel efektif döviz kuru ve Avrupa Brent petrol fiyatları bağımsız değişkenler olarak modele dahil edilmiştir. Çalışmada serilerin durağanlıkları RALS-ADF birim kök testi ile, uzun dönem ilişkiler ise RALS-ADL eşbütünleşme testi ile analiz edilmiştir. Eşbütünleşme varlığı tespit edilen modelde uzun dönem katsayılar FMOLS, DOLS ve CCR tahmincileri ile elde edilmiştir. Bulgular, tarım ürünleri üretici fiyatları ve GSYİH artışlarının gıda enflasyonunu artırıcı; reel efektif döviz kuru artışının düşürücü yönde etkide bulunduğunu göstermektedir. Petrol fiyatlarındaki yükselişler ise gıda enflasyonunu sınırlı düzeyde artırmaktadır. Bulgular, gıda fiyatlarındaki istikrarın sağlanması için tarımsal üretimin güçlendirilmesi ve döviz kuru hareketlerinin etkilerinin yakından izlenmesi gerektiğini vurgulamaktadır.

GİRİŞ

Enflasyon, ekonomide fiyatlar genel seviyesinin sürekli artışı olarak tanımlanmakta ve özellikle gelir dağılımı, tüketim ve tasarruf kararları üzerinde önemli etkiler yaratmaktadır. Bu bağlamda gıda fiyatları, hane halklarının bütçesinde önemli bir paya sahip olması nedeniyle enflasyonist süreçlerde kritik bir rol oynamaktadır. Türkiye’de düşük ve orta gelirli haneler

1 İnönü Üniversitesi, aysegullhann@gmail.com, <https://orcid.org/0000-0002-3390-2129>

2 Bolu Abant İzzet Baysal Üniversitesi, gokhan.konat@inonu.edu.tr,
<https://orcid.org/0000-0002-0964-7893>

için gıda harcamalarının toplam harcamalar içindeki payı yüksek olup, gıda fiyatlarındaki artışlar bu hanelerin alım gücünü doğrudan etkilemektedir (TÜİK, 2024).

Gıda enflasyonu hem arz hem de talep yönlü faktörlerle şekillenmektedir. Arz yönlü etkenler, tarımsal üretim maliyetleri, üretim hacmi, iklim koşulları ve enerji fiyatları üzerinden gıda fiyatlarını doğrudan etkiler (Orman vd., 2010; Tunçsiper ve Sürekçi Yamaçlı, 2023). Özellikle enerji ve girdi maliyetlerindeki artışlar, üretici fiyatlarına yansıyor nihai tüketici fiyatlarını yükseltebilmektedir (Yavuz, 2021; Boratav vd., 2023). Talep yönlü ve dışsal etkiler ise döviz kuru dalgalanmaları, uluslararası gıda fiyatları ve genel ekonomik büyüme göstergeleri aracılığıyla fiyatlar üzerinde belirleyici olabilmektedir (Başkaya vd., 2008; Daşdemir, 2023; Demirağ ve Sağır, 2024).

Türkiye özelinde gıda fiyatları, 2010 sonrası dönemde küresel gıda fiyatlarından bağımsız bir seyir izlemiş ve yapısal özellikler ile iç ekonomik koşulların etkisiyle daha yüksek oynaklık göstermiştir. Özellikle ithal girdi fiyatları, döviz kuru hareketleri ve arz yönlü daralmalar gıda üretim maliyetlerini artırarak fiyatları yukarı çekmiştir (Ulusoy ve Şahingöz, 2010). Bu durum, özellikle sabit gelirli ve düşük gelirli hane halkları üzerinde gıda güvenliği açısından risk yaratmaktadır.

Bu çalışmanın amacı, 2016:Q1–2025:Q3 döneminde Türkiye’de makroekonomik değişkenlerin gıda enflasyonu üzerindeki etkilerini RALS (Residual Augmented Least Squares) yöntemleri kullanarak analiz etmektir. Önceki çalışmalardan farklı olarak, bu araştırma RALS tahmincilerini kullanarak uzun dönem etkileri güvenli bir şekilde değerlendirirken, 2016 sonrası dönemdeki güncel ekonomik şokları ve yüksek enflasyon ortamını dikkate almaktadır.

Çalışmanın geri kalan bölümleri, önce literatür taramasıyla konuya ilişkin önceki araştırmaların incelenmesini, ardından veri seti ve metodoloji kısmında kullanılan değişkenler ve yöntemlerin açıklanmasını, bulgular bölümünde elde edilen analiz sonuçlarının sunulmasını ve sonuç bölümünde değerlendirme ve politika önerilerini içermektedir.

LİTERATÜR TARAMASI

Gıda enflasyonu, Türkiye ekonomisinde hem politika yapıcılar hem de piyasa aktörleri için kritik öneme sahip bir konu olup, son yıllarda yapılan birçok çalışma bu sorunun çeşitli belirleyicilerini farklı dönemler, veri setleri ve yöntemler çerçevesinde incelemiştir.

Başkaya vd. (2008) çalışması, Türkiye’de gıda enflasyonunun belirleyicilerini incelemeyi amaçlamış ve dönem olarak 1990–2005 yıllarını kapsayan zaman serisi verilerini kullanmıştır. Çalışmada eşbütünleşme ve hata düzeltme modelleri gibi ekonometrik yöntemler uygulanmış ve sonuçlar, gıda fiyatlarındaki dalgalanmaların hem arz yönlü faktörlerden (tarımsal üretim maliyetleri ve iklim koşulları) hem de döviz kuru ve uluslararası gıda fiyatları gibi talep ve dışsal şoklardan etkilendiğini göstermiştir. Bulgular, döviz kuru ve uluslararası fiyat etkilerinin gıda enflasyonu üzerinde hızlı ve anlamlı bir geçişkenlik sergilediğini ortaya koymuştur.

Orman vd. (2010) çalışması, Türkiye’de işlenmemiş gıda ürünleri fiyatlarının yüksek oynaklık nedenlerini incelemeyi amaçlamıştır. Çalışmada sektördeki farklı kesimlerden uzmanlarla gerçekleştirilen mülakatlar kullanılarak niteliksel bir analiz yapılmış ve üretimin iklim koşullarına bağımlılığı, aracı sayısının fazlalığı, kamu desteklerindeki belirsizlikler ve tarımsal üretimin bölgesel yoğunlaşması gibi yapısal faktörlerin fiyat dalgalanmalarına yol açtığı tespit edilmiştir.

Bayramoğlu ve Koç Yurtkur (2015) çalışması, Türkiye’de gıda sanayi ürünleri ve tarımsal üretici fiyatlarını etkileyen uluslararası ekonomik değişkenleri incelemeyi amaçlamıştır. 1999:2–2014:6 dönemine ilişkin veriler kullanılarak VAR yöntemi uygulanmış ve dolar kuru, Euro kuru, petrol fiyatı ile uluslararası gıda fiyat endeksinin etkileri analiz edilmiştir. Bulgular, kısa vadede gıda sanayi fiyatlarını en çok döviz kurlarının etkilediğini, uzun vadede ise petrol fiyatı, uluslararası gıda fiyatı ve tarımsal üretici fiyatının sınırlı ölçüde etkili olduğunu; tarımsal üretici fiyatlarının ise öncelikli olarak gıda sanayi fiyatları ve petrol fiyatından etkilendiğini göstermekte ve Türkiye’deki ithalat bağımlılığına işaret etmektedir.

Erdem (2017) çalışması, Türkiye ekonomisinde gıda enflasyonu ile enflasyon belirsizliği arasındaki nedensellik ilişkisini incelemeyi amaçlamıştır. Çalışma, 2005–2017 dönemine ilişkin aylık verileri kullanmış ve enflasyon belirsizliğini ölçmek için Kalman Filtre tekniği ile Box-Jenkins modeli uygulanmıştır; ardından Granger nedensellik testi ile olası ilişkiler analiz edilmiştir. Bulgular, Türkiye’de gıda enflasyonundan enflasyon belirsizliğine doğru tek yönlü bir nedensellik bulunduğunu, buna karşın belirsizlikten gıda enflasyonuna doğru anlamlı bir nedensellik olmadığını ortaya koymaktadır.

Ganioğlu (2017) çalışması, işlenmiş gıda ve enerji fiyatlarının çekirdek enflasyondan ani ve patlayıcı sapmalarını belirlemeyi ve bu dönemlerin enflasyon beklentileri üzerindeki etkilerini incelemeyi amaçlamıştır. Çalışma, 2003:01–2017:03 dönemine ilişkin verileri kullanmış ve patlayıcı sapmaları tespit etmek için Phillips vd. (2015) tarafından geliştirilen birim kök testleri

uygulanmıştır. Bulgular, tüketicilerin enflasyon beklentilerini söz konusu patlayıcı dönemlerde revize ettiklerini göstermekte olup, politika yapıcılar için işlenmiş gıda ve enerji fiyatlarındaki ani sapmaların izlenmesinin önemini vurgulamaktadır.

Barbaros vd. (2019) çalışması, Türkiye’de gıda ihracatı, gıda fiyatları ve genel enflasyon arasındaki ilişkileri incelemeyi amaçlamıştır. Çalışma, 2003:02–2018:11 dönemine ait verileri kullanarak ADF birim kök testi, VAR modeli, Granger nedensellik testi ve etki-tepki analizleri ile değişkenler arasındaki dinamik ilişkileri değerlendirmiştir. Bulgular, gıda ihracatı ile gıda fiyatları ve gıda fiyatları ile genel enflasyon arasında anlamlı nedensellik ilişkilerinin var olduğunu göstermektedir.

Ulusoy ve Şahingöz (2020) çalışması, Türkiye’de gıda ürünleri fiyatlarının tüketici fiyat endeksi üzerindeki etkilerini incelemeyi amaçlamıştır. Çalışma, 2006:08–2018:01 dönemine ilişkin aylık veriler kullanılarak, uzun dönem etkilerini ARDL sınır testi ile, kısa dönem etkilerini ise Toda-Yamamoto nedensellik testi ile analiz etmiştir. Bulgular, serilerin uzun dönemde eşbütünleşik olduğunu gösterirken, kısa dönemde gıda ürünleri fiyat artışlarının enflasyonu artırıcı etkide bulunduğunu ortaya koymaktadır.

Aytekin ve Hatırlı (2021) çalışması, Türkiye’de işlenmemiş gıda enflasyonunu etkileyen faktörleri analiz etmeyi amaçlamıştır. Çalışma, 2016–2020 dönemine ilişkin aylık veriler kullanılarak, gıda ürünleri imalatı ithalat birim değeri, tarımsal girdi fiyat endeksi ve tarım ürünleri üretici fiyat endeksini içeren bir model çerçevesinde VAR ve ARDL yöntemleriyle analiz edilmiştir. Bulgular, tüm bağımsız değişkenlerin işlenmemiş gıda enflasyonu üzerinde istatistiksel olarak anlamlı ve artırıcı etkiler gösterdiğini ve en yüksek etkinin gıda ürünleri imalatının ithalat birim değerinden kaynaklandığını ortaya koymaktadır.

Şahin Kutlu (2021) çalışması, Türkiye ekonomisinde gıda enflasyonuna yol açan makroekonomik faktörleri incelemeyi amaçlamıştır. Çalışma, 2008:08–2020:08 dönemine ilişkin aylık veriler kullanılarak dünya gıda fiyat endeksi, döviz kuru, sanayi üretim endeksi ve gıda ürünleri ihracatının gıda fiyat endeksi üzerindeki etkilerini SVAR modeli ile analiz etmiştir. Bulgular, yalnızca döviz kurunun gıda fiyatları üzerinde istatistiksel olarak anlamlı etkisi olduğunu, diğer değişkenlerin etkisinin ise anlamlı olmadığını ortaya koymuştur.

Daşdemir (2023) çalışması, Türkiye’de döviz kurunun gıda fiyatlarına etkisini, gıda fiyatlarını genel fiyat endeksine oranlayarak analiz etmeyi amaçlamıştır. Çalışma, 1990:01–2023:03 dönemine ilişkin aylık

veriler kullanılarak Newey-West tahmincileri ile zaman serisi analizi gerçekleştirilmiştir. Bulgular, gıda fiyatlarının gecikmeli değerlerinin cari değerleri üzerinde düşürücü etkisi olduğunu ve döviz kuru artışlarının gıda fiyatlarını diğer ürün gruplarına göre daha fazla yükselttiğini göstermekte olup, üreticilerin fiyat değişimlerine duyarlı davranarak piyasayı dengeye yönlendirdiğini ortaya koymaktadır.

İnal vd. (2023) çalışması, Türkiye’de gıda fiyat endeksini etkileyen faktörleri; tüketici faiz oranları, reel efektif döviz kuru endeksi ve gıda üretim endeksi üzerinden incelemeyi amaçlamıştır. Çalışma, 2008:04–2020:08 dönemine ilişkin verileri kullanarak Fourier Engle-Granger eşbütünleşme testi, uzun dönem katsayı tahminleri ve hata düzeltme modeli tabanlı Fourier Granger nedensellik testleri uygulamıştır. Bulgular, uzun dönemde gıda üretim endeksi ve reel efektif döviz kurunun gıda fiyatları üzerinde anlamlı etkiler gösterdiğini ve her iki değişkenden gıda fiyat endeksine doğru nedensellik ilişkisi bulunduğunu ortaya koyarken, tüketici faiz oranlarının etkisinin istatistiksel olarak anlamlı olmadığı tespit edilmiştir.

İzgi vd. (2023) çalışması, Karadeniz çevresindeki ülkelerde (Bulgaristan, Gürcistan, Romanya, Rusya, Türkiye ve Ukrayna) tarımsal fiyat enflasyonunun gıda güvenliği üzerindeki etkilerini incelemeyi amaçlamıştır. Çalışma, FAO tarafından yayımlanan tarımsal ürün üretici fiyat endekslerini ve kişi başına düşen gıda arzı değişkenliğini kullanarak panel vektör hata düzeltme modeli ile analiz gerçekleştirmiştir. Bulgular, tarımsal ürün fiyatlarındaki artışların gıda güvenliği üzerinde önemli ve karmaşık etkiler yarattığını göstermektedir.

Karagöl (2023) çalışması, ekonomik politika belirsizliği ile gıda fiyatları arasındaki ilişkiyi incelemeyi amaçlamıştır. Çalışma, Çin, İngiltere, Almanya, Macaristan, Güney Afrika, Türkiye ve ABD’nin gıda enflasyonları ile küresel ekonomik politika belirsizliği arasındaki nedensellik ilişkilerini simetrik ve zamanla değişen nedensellik analizleri ile değerlendirmiştir. Bulgular, ABD’de iki yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğunu ve Covid-19 Pandemisi döneminde ekonomik politika belirsizliğinin gıda fiyatları üzerindeki etkisinin yoğunlaştığını göstermekte olup, politika yapıcıların uygun müdahalelerle gıda fiyatlarında istikrar sağlayabileceğini ortaya koymaktadır.

Tunçsiper ve Sürekçi Yamaçlı (2023) çalışması, Türkiye’de gıda ve alkolsüz içecek fiyatlarını etkileyen faktörleri tarımsal ürünler ithalatı, petrol fiyatları ve döviz kuru üzerinden incelemeyi amaçlamıştır. Çalışma, 2002–2022 dönemine ait çeyrek dönem verilerini kullanarak Granger nedensellik analizi, Johansen eşbütünleşme ve hata düzeltme modelleri ile uzun ve kısa dönem ilişkilerini analiz etmiştir. Bulgular, tarımsal mallar ithalatı ile

gıda ve alkolsüz içecek fiyatları arasında uzun ve kısa dönemde çift yönlü, petrol fiyatları ile gıda fiyatları arasında ise kısa dönemde tek yönlü bir etki olduğunu; yerli üretimin artırılması ve enerji bağımlılığının azaltılmasının fiyat istikrarı için kritik olduğunu ortaya koymaktadır.

Demirağ ve Sağır (2024) çalışması, Türkiye’de gıda fiyatları, tarım ürünleri üretici fiyatları ve döviz kuru arasındaki ilişkileri incelemeyi amaçlamıştır. Çalışma, 2010:01–2022:08 dönemine ait aylık verileri kullanarak serilerin durağanlığı, Granger nedensellik analizleri ve ARDL sınır testi ile uzun dönem ilişkilerini değerlendirmiştir. Bulgular, gıda fiyatlarının uzun dönemde hem tarım üretici fiyatlarından hem de döviz kurundan etkilendiğini, ancak döviz kuru etkisinin tarım üretici fiyatlarından daha güçlü olduğunu göstermektedir; bu da gıda fiyatlarını kontrol altına almak için Türk lirasının değer kazanmasını hedefleyen ekonomi politikalarının önemini vurgulamaktadır.

Özçelik ve Uslu (2024) çalışması, Türkiye’de gıda enflasyonunun belirleyicilerini incelemeyi amaçlamıştır. Çalışma, 2016:01–2022:08 dönemine ait aylık veriler kullanılarak Gecikmeli Dağıtılmış Otoregresif (ARDL) modeli ve ARDL Hata Düzeltme Modeli ile uzun ve kısa dönem ilişkileri analiz etmiştir. Bulgular, gıda ve alkolsüz içecekler fiyat endeksinin, tarım, ormancılık ve balıkçılık ÜFE ile elektrik, gaz ve diğer yakıtlar fiyat endeksinin artırıcı; reel efektif döviz kurunun ise azaltıcı yönde etkilediğini ve kısa dönemde meydana gelen dengesizliklerin uzun dönemde ortadan kalktığını göstermektedir.

Bozkurt ve Mutlu Çamoğlu (2025) çalışması, Türkiye’de gıda enflasyonunu etkileyen faktörleri incelemeyi amaçlamıştır. Çalışma, gıda tüketici fiyat endeksi, gıda üretici fiyat endeksi, gıda sanayi üretim endeksi, dolar kuru ve politika faizi değişkenlerini kullanarak Fourier Bootstrap ARDL modeli ile kısa ve uzun dönem ilişkilerini analiz etmiştir. Bulgular, gıda üretici fiyat endeksi ve döviz kurundaki artışların gıda enflasyonunu artırıcı yönde güçlü etkiler gösterdiğini, tüketici fiyatlarının kısa dönemde kendi geçmiş değerlerinden etkilendiğini ve politika faizindeki düşüşlerin fiyat seviyelerine gecikmeli artış yönünde yansıdığını ortaya koymaktadır; ayrıca kısa vadeli sapmaların yaklaşık üç ayda dengeye geleceği tespit edilmiştir.

VERİ SETİ VE METODOLOJİ

Bu çalışmanın temel amacı, 2016:Q1–2025:Q3 dönemi için Türkiye’de makroekonomik faktörlerin gıda enflasyonu üzerindeki etkilerini RALS

yöntemleri aracılığıyla analiz etmektir. Bu doğrultuda araştırmada kullanılan model şu şekilde ifade edilmektedir:

$$LNGIDA_t = \alpha_0 + \alpha_1 LNTARIM_t + \alpha_2 LNGSYIH_t + \alpha_3 LNDK_t + \alpha_4 LNPETROL_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

Burada α_0 sabit katsayısı, ε_t ise hata terimini belirtmektedir.

Modelde gıda enflasyonunu temsilen gıda ve alkolsüz içeceklerle ilişkin yurt içi üretici fiyat endeksi (ÜFE) değişkeni kullanılmıştır. Makroekonomik faktörler olarak ise tarım, ormancılık ve balıkçılığa ilişkin ÜFE, gayrisafi yurtiçi hasıla (GSYİH) (bin TL), Tüketici fiyat endeksi (TÜFE) bazlı reel efektif döviz kuru, Avrupa Brent petrol spot FOB fiyatı (varil başına dolar) değişkenleri kullanılmıştır. Çalışmada kullanılan tüm veriler T.C. Merkez Bankası Elektronik Veri Dağıtım Sistemi (EVDS) veri tabanından temin edilmiştir. Tüm değişkenler modele logaritmik formda dahil edilmiştir.

Gıda ve alkolsüz içecekler ÜFE, tarım, ormancılık ve balıkçılığa ilişkin ÜFE ve GSYİH değişkenleri TRAMO/SEATS yöntemi ile mevsimsellikten arındırılmıştır. Öte yandan, Avrupa Brent petrol fiyatları ve TÜFE bazlı reel efektif döviz kuru serileri doğrudan piyasa kaynaklı veriler olduğundan ve düzenli mevsimsel paternlere sahip olmadığından, bu seriler üzerinde mevsimsellikten arındırma uygulanmamıştır. TRAMO/SEATS yöntemi, Gómez ve Maravall (1998) tarafından geliştirilmiş olup, zaman serilerinde mevsimsel dalgalanmaların etkisini ayırmak için yaygın şekilde kullanılmaktadır. TRAMO (Time Series Regression with ARIMA Noise, Missing Observations, and Outliers) serideki eksik gözlemleri ve uç değerleri tespit edip düzelterek veri setini hazırlar; SEATS (Signal Extraction in ARIMA Time Series) ise seriyi trend, mevsimsel ve rastgele bileşenlere ayırmaktadır. Bu sayede, analizde kullanılan veriler mevsimsel etkilerden arındırılarak daha güvenilir ve doğru sonuçlar elde edilmesi mümkün olmaktadır. TRAMO/SEATS yaklaşımı, serideki öngörülemeyen değişimleri filtreleyerek temel dinamiklerin daha net biçimde ortaya konmasına olanak sağlar (Maravall, 2006: 2171).

Değişkenlere ilişkin tanımlayıcı istatistikler Tablo 1’de sunulmaktadır.

Tablo 1. Tanımlayıcı İstatistikler

	GIDA	TARIM	GSYİH	DK	PETROL
Ortalama	1319.109	285.444	4.00E+09	73.252	68.158
Medyan	590.180	149.140	1.44E+09	70.000	68.150
Maksimum	4432.040	930.950	1.52E+10	103.060	119.780
Minimum	303.520	94.470	5.71E+08	50.280	14.850
Std. Sapma	1308.074	252.292	4.51E+09	14.082	19.882
Çarpıklık	1.248	1.292	1.289	0.610	-0.044
Basıklık	3.140	3.324	3.244	2.479	3.727
Jarque-Bera	10.163	11.023	10.898	2.862	0.873
Olasılık	0.006	0.004	0.004	0.238	0.646

Tanımlayıcı istatistikler incelendiğinde, gıda fiyat endeksi ile tarım ÜFE ve GSYH serilerinde ortalama ile standart sapma değerleri arasındaki fark oldukça yüksek olduğu görülmektedir; bu durum söz konusu serilerin belirgin bir oynaklık sergilediğine işaret etmektedir. Buna karşılık döviz kuru ve petrol fiyatları nispeten daha istikrarlı bir seyir izlemektedir. Çarpıklık ve basıklık katsayıları, özellikle gıda, tarım ve GSYİH serilerinin simetrik normal dağılımdan sapma eğiliminde olduğunu ortaya koyarken, Jarque-Bera test sonuçları da bu serilerde normal dağılım varsayımının reddedildiğini teyit etmektedir. Döviz kuru ve petrol fiyatı serilerinde ise normal dağılımdan anlamlı bir sapma tespit edilmemiştir.

RALS-ADF Birim Kök Testi

ADF testinde artıkların durağanlığına ilişkin herhangi bir özel varsayım bulunmamaktadır. Bu nedenle artıkların durağan olup olmaması testin uygulanabilirliği açısından bir engel teşkil etmez. Ancak literatürde, artıkların normal dağılmaması durumunda testlerin daha güçlü ve etkin hale gelebileceği vurgulanmaktadır (Lee vd., 2015). Bu noktada RALS yaklaşımı, normal dağılımdan sapmaları dikkate alarak artıkların etkilerini düzeltmekte ve böylece daha güvenilir sonuçlar elde edilmesine olanak sağlamaktadır. Dolayısıyla, özellikle normal dağılım göstermeyen ekonomik seriler üzerinde RALS tabanlı analizlerin, klasik yöntemlere kıyasla daha isabetli sonuçlar üreteceği ifade edilmektedir.

Geleneksel ADF birim kök testi kapsamında dikkate alınan model şu şekildedir:

$$\Delta Y_t = \alpha_1 + \beta Y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \delta_j \Delta Y_{t-j} + e_t \quad (2)$$

Bu modelde temel varsayım, Y_{t-1} 'in anlamlılığı üzerinden serinin durağan olup olmadığının test edilmesidir. Im vd. (2014) ise literatüre katkı olarak, artıkların dağılımına ilişkin bilgiyi kullanarak ADF testini genişletmeyi önermiştir. Böylelikle normal olmayan artıkların barındırdığı bilgi modele entegre edilmekte ve testlerin gücü artırılmaktadır. Im vd. (2014) tarafından geliştirilen RALS-ADF birim kök testinin matematiksel yapısı şu şekilde ifade edilmektedir:

$$\Delta Y_t = \alpha_1 + \alpha_2 t + \beta Y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \delta_j \Delta Y_{t-j} + \hat{w}_t' \gamma + v_t \quad (3)$$

Burada \hat{w}_t , artıkların yüksek dereceden momentlerini içeren bileşenler aracılığıyla tanımlanır:

$$\hat{w}_t = h(\hat{e}_t) - \hat{K} - \hat{e}_t \hat{D}_t, h(\hat{e}_t) = [\hat{e}_t^2, \hat{e}_t^3]'$$

$$\hat{w}_t = [\hat{e}_t^2 - m_2, \hat{e}_t^3 - m_3 - 3m_2 \hat{e}_t]' \quad (4)$$

Buradaki ilk bileşen ($\hat{e}_t^2 - m_2$), hata terimlerinin varyansının sabit olması varsayımıyla ilgilidir ve özellikle heteroskedastisite durumunda tahminlerin etkinliğini artırmaktadır. İkinci bileşen ($\hat{e}_t^3 - m_3 - 3m_2 \hat{e}_t$) ise dağılımın simetrik olmaması veya yüksek momentlerde sapmalar bulunması halinde daha doğru sonuçlar elde edilmesini sağlar. Dolayısıyla, RALS-ADF testinde kullanılan \hat{w}_t vektörü, klasik ADF testinin göz ardı ettiği normal dağılmayan artık bilgisini içermektedir.

ADF ve RALS-ADF testlerinde temel hipotez değişmemektedir: seri birim köke sahiptir. Ancak RALS-ADF t-istatistiği şu şekilde tanımlanmaktadır (Im vd., 2014):

$$\tau_{RALS-ADF} = \rho \tau_{ADF} + \sqrt{1 - \rho^2} z \quad (5)$$

Burada τ_{ADF} , standart ADF test istatistiğini; Z, standart normal dağılan bir rastgele değişkeni göstermektedir. ρ^2 , ADF ve RALS-ADF artıklarının korelasyon katsayısını ifade eder. Eğer $\rho^2 = 1$ ise, her iki testin sonuçları

birbirine eşit olmaktadır. Bu nedenle, kritik değerlere ulaşabilmek için ADF ve RALS-ADF testlerinden elde edilen hata varyansları kullanılarak ρ^2 katsayısının hesaplanması gerekmektedir.

RALS-ADL Eşbütünleşme Testi

Lee vd. (2015) tarafından geliştirilen RALS-ADL eşbütünleşme testi, normal dağılım göstermeyen artıkların dikkate alınmasıyla daha güvenilir sonuçlar elde edilmesine imkân tanımaktadır. Lee vd. (2015) çalışmalarında, kalıntı-yardımlı artırılmış en küçük kareler (RALS) eşbütünleşme testini uygulamış ve testin tercih edilme nedenlerini üç başlık altında açıklamışlardır. İlk olarak, geleneksel testlerin göz ardı ettiği normal dağılmayan hatalar RALS yaklaşımı ile modele dâhil edilmektedir. Böylece, normal dağılıma uymayan serilerde RALS tabanlı tahminlerin daha güçlü bir performans sergilediği ifade edilmektedir. İkinci olarak, RALS testleri belirli bir fonksiyonel forma bağlı kalmadan uygulanabilmektedir. Çünkü normal olmayan hata yapısı, standart testlerin varsaydığı fonksiyonel formdan sapmalara yol açarak test gücünü azaltabilmektedir. Son olarak, normal olmayan dağılımlara ilişkin bilgi sınırlı olsa bile, RALS tabanlı testlerin gücü geleneksel eşbütünleşme testlerinin açıklayıcılığına yaklaşmaktadır. Buna karşın, artıkların dağılım özellikleri modele dâhil edildiğinde RALS testleri daha üstün bir açıklama gücü sunmaktadır.

Lee vd. (2015) tarafından önerilen RALS eşbütünleşme testinde dört farklı test regresyonu dikkate alınmıştır. Bu bağlamda kullanılan testlerden biri RALS-ADL modelidir. Geleneksel ADL testi şu şekilde ifade edilmektedir:

$$\Delta y_t = d_t + \delta_1 y_{t-1} + \gamma' x_{t-1} + \phi' \Delta x_t + u_t \quad (6)$$

Burada d_t , sabit veya deterministik trendi gösteren bileşenleri ifade etmektedir. Ancak, hata terimlerinin normal dağılıma uymadığı durumlarda bu model yetersiz kalabilmektedir. Lee vd. (2015) bu sorunu gidermek amacıyla RALS-ADL testini geliştirmiştir. İlgili model şu şekilde tanımlanır:

$$\Delta y_t = d_t + \delta_1 y_{t-1} + \gamma' x_{t-1} + \phi' \Delta x_t + \theta_2 \hat{w}_{2t} + \theta_3 \hat{w}_{3t} + v_t \quad (7)$$

Bu denklemden $\delta_1 = 0$ eşbütünleşme ilişkisinin bulunmadığı boş hipotezi iken, $\delta_1 < 0$ seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığını göstermektedir. Modelin tahmin edilmesinin ardından test istatistikleri aşağıdaki formül yardımıyla elde edilmektedir:

$$\tau_{ADL}^* = \rho \tau_{ADL} + \sqrt{1 - \rho^2} Z \quad (8)$$

Burada τ_{ADL} , Denklem (6)'dan elde edilen test istatistiğini; $\rho = corr(\hat{v}_t, \hat{u}_t)$, hata terimleri arasındaki uzun dönem korelasyon

katsayısını göstermektedir. Z ise ortalaması sıfır ve varyansı sabit olan rastgele bir değişkendir.

BULGULAR

Tablo 2’de, değişkenlerin durağanlık özelliklerini sınamak amacıyla gerçekleştirilen RALS-ADF birim kök testine ilişkin bulgular sunulmaktadır.

Tablo 2. RALS-ADF Birim Kök Testi Sonuçları

		l	ρ^2	RALS-ADF
C	LNGIDA	9	0.386	0.689
	Δ LNGIDA	8	0.377	-7.618***
	LNTARIM	1	0.318	0.793
	Δ LNTARIM	1	0.359	-8.521***
	LNGSYIH	4	0.619	-0.624
	Δ LNGSYIH	3	0.757	-6.623***
	LNDK	1	0.543	-1.026
	Δ LNDK	1	0.616	-11.096***
	LNPETROL	1	0.328	-0.107
	Δ LNPETROL	1	0.368	-15.226***
C+T	LNGIDA	9	0.541	0.251
	Δ LNGIDA	8	0.544	-6.58***
	LNTARIM	1	0.309	1.847
	Δ LNTARIM	1	0.320	-6.744***
	LNGSYIH	4	0.123	0.469
	Δ LNGSYIH	3	0.659	-6.49***
	LNDK	1	0.556	-0.493
	Δ LNDK	1	0.677	-7.866***
	LNPETROL	1	0.319	0.866
	Δ LNPETROL	1	0.358	-8.300***

Not: ***, %1 anlamlılık düzeyini belirtmektedir. C sabitli modeli, C+T sabitli ve trendli modeli belirtmektedir. RALS-ADF birim kök testi için kullanılan kritik değerler Hansen (1995) çalışmasında bulunmaktadır.

Test sonuçları gerek yalnızca sabitli gerekse sabit ve trend içeren modellerde, incelenen tüm serilerin seviyelerinde durağan olmadığını; ancak birinci farkları alındığında durağan hale geldiklerini ortaya koymaktadır. Bu durum, değişkenlerin zaman serisi analizlerinde kullanılabilmesi için gerekli olan durağanlık koşulunun fark alma yoluyla sağlandığını göstermektedir. Durağanlık koşulunun sağlanmasının ardından, seriler arasındaki uzun dönemli ilişkiyi araştırmak amacıyla RALS-ADL eşbütünlük testi uygulanmıştır. Bu analizden elde edilen sonuçlar Tablo 3’te sunulmuştur.

Tablo 3. RALS-ADL Eşbütünlük Testi Sonuçları

	ρ^2	RALS-ADL
$LNGIDA_t = f(LNTARIM_t, LNGSYIH_t, LNDK_t, LNPETROL_t)$	C	0.600 -11.141***
	C+T	0.800 -11.396***

Not: *** sembolü, %1 anlamlılık düzeyini göstermektedir. C sabitli modeli, C+T sabitli ve trendli modeli belirtmektedir. RALS-ADL eşbütünlük testine ait kritik değerler Lee vd. (2015) çalışmasında yer almaktadır.

Tablo 3’te verilen bulgular, modelde yer alan değişkenler arasında uzun dönemde istatistiksel olarak anlamlı bir eşbütünlük ilişkisinin var olduğunu ortaya koymaktadır. Değişkenler arasında uzun vadeli ilişkinin tespit edilmesinin ardından, söz konusu ilişkinin yönünü ve büyüklüğünü ortaya koymak amacıyla uzun dönem katsayı tahminleri yapılmıştır. Bu tahminlere ilişkin sonuçlar Tablo 4’te raporlanmıştır:

Tablo 4. Uzun Dönem Katsayı Tahmin Sonuçları

Bağımlı Değişken: $LNGIDA$	Katsayı	Std. Sapma	t İst. Değeri	Olasılık	
FMOLS	$LNTARIM$	0.244	0.066	3.691***	0.001
	$LNGSYIH$	0.680	0.051	13.313***	0.000
	$LNDK$	-0.258	0.097	-2.666**	0.012
	$LNPETROL$	0.167	0.036	-4.668***	0.000
	Sabit Terim	-7.373	1.206	-6.113***	0.000
DOLS	$LNTARIM$	0.155	0.068	2.291**	0.034
	$LNGSYIH$	0.752	0.049	15.315***	0.000
	$LNDK$	-0.232	0.095	-2.450**	0.024
	$LNPETROL$	0.221	0.056	-3.944***	0.001
	Sabit Terim	-8.302	1.185	-7.006***	0.000
CCR	$LNTARIM$	0.254	0.071	3.595***	0.001
	$LNGSYIH$	0.673	0.054	12.375***	0.000
	$LNDK$	-0.269	0.110	-2.443**	0.020
	$LNPETROL$	0.184	0.046	-3.963***	0.000
	Sabit Terim	-7.176	1.332	-5.388***	0.000

Not: *** ve ** sembolleri sırasıyla %1 ve %5 anlamlılık düzeyini belirtmektedir.

Tablo 4'te raporlanan uzun dönem katsayı tahminlerine göre, tarım, ormancılık ve balıkçılığa ilişkin ÜFE'de meydana gelen %1'lik artış, FMOLS tahmincisine göre gıda enflasyonunu %0.24, DOLS tahmincisine göre %0.15 ve CCR tahmincisine göre %0.25 oranında yükseltmektedir. Benzer şekilde, GSYİH'deki %1'lik artış, FMOLS ve CCR tahmincilerine göre gıda enflasyonunu %0.67, DOLS tahmincisine göre ise %0.75 oranında artırmaktadır. Reel efektif döviz kurunda yaşanan %1'lik artış ise tüm yöntemlerde gıda enflasyonunu düşürücü etki göstermekte; bu etki FMOLS için %0.25, DOLS için %0.23 ve CCR için %0.26 olarak tahmin edilmiştir. Son olarak, petrol fiyatlarındaki %1'lik artışın gıda enflasyonunu artırıcı yönde etkide bulunduğu görülmekte; bu etkinin büyüklüğü FMOLS tahminine göre %0.16, DOLS tahminine göre %0.22 ve CCR tahminine göre %0.18 düzeyindedir.

SONUÇ VE TARTIŞMA

Bu çalışmada, Türkiye ekonomisinde 2016:Q1–2025:Q3 dönemi için makroekonomik faktörlerin gıda enflasyonu üzerindeki etkileri RALS yöntemi kullanılarak analiz edilmiştir. Bulgular, tarım, ormancılık ve balıkçılığa ilişkin ÜFE'deki %1'lik artışın gıda enflasyonunu %0,15–0,25 oranında artırdığını; GSYİH'deki %1'lik artışın gıda enflasyonunu %0,67–0,75 oranında artırdığını göstermektedir. Bunun yanı sıra, reel efektif döviz kurundaki %1'lik artış gıda enflasyonunu %0,23–0,26 oranında düşürücü etki yaparken, petrol fiyatlarındaki %1'lik artışın gıda enflasyonunu %0,16–0,22 oranında artırdığı gözlemlenmiştir.

Bu bulgular, literatürdeki birçok çalışmanın sonuçları ile uyum göstermektedir. Özellikle Erdem (2017) ve Ulusoy ve Şahingöz (2020) çalışmalarında gıda fiyatlarının arz yönlü faktörlerden etkilendiği ve kısa dönemde fiyat artışlarının enflasyonu artırdığı tespit edilmiş; çalışmamızın ÜFE ve GSYİH etkilerine ilişkin bulguları bu sonuçlarla tutarlıdır. Aytekin ve Hatırlı (2021) ile Daşdemir (2023) çalışmaları da döviz kurunun ve ithalat fiyatlarının gıda fiyatları üzerinde belirleyici etkilerini vurgulamakta olup, bizim çalışmamızda da reel efektif döviz kurunun düşürücü etkisi literatürle örtüşmektedir.

Buna karşın bazı farklılıklar da gözlemlenmektedir. Örneğin, Şahin Kutlu (2021) çalışmasında dünya gıda fiyatları ve sanayi üretiminin gıda fiyatları üzerinde anlamlı bir etkisi olmadığı belirtilirken, çalışmamızda GSYİH (talep baskısı göstergesi) gıda enflasyonunu anlamlı şekilde artırmaktadır. Bu farklılık, çalışmamızın daha güncel dönemi kapsamı ve RALS yöntemiyle uzun dönem etkilerin daha esnek bir şekilde ölçülmüş olmasından

kaynaklanabilir. Ayrıca, Bozkurt ve Mutlu Çamoğlu (2025) çalışmasında politika faizinin kısa dönemdeki etkileri incelenmiş, ancak çalışmamızda doğrudan politika faizine yer verilmemiştir; bunun yerine makroekonomik talep ve maliyet göstergeleri ön plana çıkmaktadır.

Teorik açıdan değerlendirildiğinde, gıda enflasyonu hem arz hem de talep yönlü mekanizmalarla açıklanabilir. ÜFE’deki artış, üretim maliyetlerinin yükselmesini ve dolayısıyla fiyatlara yansımaları ifade ederken, GSYİH’deki artış talep baskısını temsil etmektedir. Döviz kuru artışı, ithal girdi maliyetlerini etkileyerek fiyatları düşürücü yönde etki yapabilir; petrol fiyatlarının artışı ise enerji maliyetleri aracılığıyla gıda fiyatlarını yükseltmektedir. Bu bulgular, gıda enflasyonunun çok boyutlu yapısını ve maliyet ile talep şoklarına karşı kırılabilirliğini ortaya koymaktadır.

Çalışma bulguları doğrultusunda, Türkiye’de gıda enflasyonunu kontrol altına almak için bazı politika önlemleri önerilmektedir. Öncelikle tarım, ormancılık ve balıkçılık sektörlerinde üretim maliyetlerini azaltacak ve verimliliği artıracak desteklerin sağlanması, gıda enflasyonunun yükselmesini sınırlayabilir. GSYİH kaynaklı talep baskısının etkilerini hafifletmek amacıyla makroekonomik talep yönetimi ve tüketici harcamalarını dengeleyici politikalar uygulanabilir. Döviz kuru istikrarının sağlanması, ithal girdi maliyetlerinin öngörülebilir hale gelmesi ve kur şoklarının piyasaya geçişini sınırlayacak önlemler gıda fiyatlarının istikrarlı seyretmesini destekleyebilir. Ayrıca, petrol fiyatlarındaki dalgalanmaların gıda fiyatları üzerindeki etkilerini azaltmak için enerji maliyetlerinin kontrol altında tutulması ve alternatif enerji kaynaklarının kullanımının teşvik edilmesi önemlidir. Bu kapsamda maliye, para ve enerji politikalarının koordineli bir şekilde yürütülmesi, gıda enflasyonunun uzun vadede istikrarlı bir düzeyde seyretmesine katkı sağlayacaktır.

Kaynaklar

- Aytekin, M. ve Hatırlı, S. A. (2021). Türkiye’de işlenmemiş gıda enflasyonunu etkileyen faktörlerin analizi: ARDL yaklaşımı. *Avrasya Sosyal ve Ekonomi Araştırmaları Dergisi*, 8(3), 203-216.
- Barbaros, M., Kalaycı, S. ve Bakır, D. (2019). Türkiye’de gıda ihracatı, gıda fiyatları ve enflasyon arasındaki nedenselliğin analizi. *Avrasya Uluslararası Araştırmalar Dergisi*, 7(18), 537-548. <https://doi.org/10.33692/avrasyad.595750>.
- Başkaya, S., Gürgür, T. ve Ögünç, F. (2008). Küresel ısınma, küreselleşme ve gıda krizi Türkiye’de işlenmiş gıda fiyatları üzerine ampirik bir çalışma. *Central Bank Review*, 2, 1- 32.
- Bayramoğlu, A. T. ve Koç Yurtkur, A. (2015). Türkiye’de gıda ve tarımsal ürün fiyatlarını uluslararası belirleyicileri. *Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 15(2), 63-73. <https://doi.org/10.18037/ausbd.84248>.
- Boratav, K., Köse, A. H., and Yeldan, A. E. (2023). Türkiye’de derinleşen yapısal kriz eğilimi ve kâr itilimli enflasyonun dinamikleri. *İktisat ve Toplum Dergisi*, 158, 8-30.
- Bozkurt, H. ve Çamoğlu, S. M. (2025). Türkiye’de Gıda Enflasyonu Sorunsalı: Fourier Bootstrap ARDL. *Fiscaoeconomia*, 9(1), 372-390. <https://doi.org/10.25295/fsecon.1519572>.
- Daşdemir, E. (2023). Türkiye ekonomisinde döviz kurunun gıda fiyatlarına etkisi ve döviz kurunun sürdürülebilir gıda güvencesi için önemi. *Tarım Ekonomisi Araştırmaları Dergisi*, 9(1), 14-26.
- Demirağ, İ. ve Sağır, M. (2024). Gıda Fiyatları Neden Yükseliyor? Türkiye’de Üretici ve Döviz Kuru Etkisinin ARDL ile İncelemesi. *Hacettepe Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 42(1), 33-46. <https://doi.org/10.17065/huniibf.1288378>
- Erdem, H. F. (2017). Gıda enflasyonunun enflasyon belirsizliği üzerine etkisi. *Karadeniz Teknik Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Sosyal Bilimler Dergisi*, 7(14), 425-436.
- Ganioğlu, A. (2017). Evidence for the explosive behavior of food and energy prices. *Implications in Terms of Inflation Expectations* (No. 17/17).
- Gómez, V. and Maravall, A. (1998). Seasonal Adjustment and Signal Extraction in Economic Time Series. *Bank of Spain Working Paper*, No. 9809.
- Hansen, B. (1995). Rethinking the Univariate Approach to Unit Root Testing. *Econometric Theory*, 11(5), 1148-1171. <https://doi.org/10.1017/S0266466600009993>.
- Im, K. S., Lee, J. and Tieslau, M. A. (2014). More powerful unit root tests with non-normal errors. In: *Festschrift in Honor of Peter Schmidt* (Sick-

- les, R., and Horrace, W. (eds)). Springer, New York. https://doi.org/10.1007/978-1-4899-8008-3_10.
- İnal, V., Canbay, S. ve Kirca, M. (2022). Determinants of food prices in Türkiye: Fourier engle Granger cointegration test. *İktisat Politikası Araştırmaları Dergisi - Journal of Economic Policy Researches*, 10(1), 133-156.
- İzgi, M. T., Mammadov, F., and Özçelebi, O. (2023). Tarım fiyatları enflasyonunun gıda güvenliğine etkisi: karadeniz çevresindeki ülkeler üzerine bir analiz. *International Congress On Eurasian Economies*, 444-450.
- Karagöl, V. (2023). Ekonomik politika belirsizliğinin gıda fiyatlarına etkisi: seçilmiş ülkeler için zamanla değişen nedensellik analizi. *İktisat Politikası Araştırmaları Dergisi*, 10(2), 409- 433. <https://doi.org/10.26650/JEPR1212094>.
- Lee, H., Lee, J. and Im, K. (2015). More powerful cointegration tests with non-normal errors. *Studies In Nonlinear Dynamics & Econometrics*, 19(4), 397-413. <https://doi.org/10.1515/snde-2013-0060>.
- Maravall, A. (2006). An Application of the TRAMO-SEATS Automatic Procedure; Direct Versus Indirect Adjustment. *Computational Statistics & Data Analysis*, 50(9), 2167-2190. <https://doi.org/10.1016/j.csda.2005.07.006>.
- Orman, C., Ögünç, F., Saygılı, S. ve Yılmaz, G. (2010). İşlenmemiş gıda fiyatlarında oynaklığa yol açan yapısal faktörler. Research and Monetary Policy Department, Central Bank of the Republic of Turkey.
- Özçelik, Ö. ve Uslu, N. (2024). Gıda enflasyonunun belirleyicileri üzerine bir analiz: Türkiye örneği. *Dumlupınar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, (79), 289-309. <https://doi.org/10.51290/dpusbe.1391994>.
- Şahin Kutlu, Ş. (2021). Türkiye’de gıda enflasyonunun belirleyicileri: SVAR modelinden kanıtlar. *EKEV Akademi Dergisi*, 87, 581-598.
- Tunçsiper, Ç. ve Sürekçi Yamaçlı, D. (2023). Türkiye’de gıda ve alkolsüz içecek fiyatlarının analizi: 2002-2022 dönemi nedensellik ve eş bütünleşme bulguları. *Yönetim Bilimleri Dergisi*, 21(Özel Sayı), 899-918. <https://doi.org/10.35408/comuybd.1288569>.
- TÜİK (2024). Hanehalkı tüketim harcaması, 2023. Haber Bülteni, Sayı: 53801. Erişim Tarihi:15.09.2024, Erişim adresi: <https://data.tuik.gov.tr/Bulten/Index?p=Hanehalki-Tuketim-Harcamasi-2023-53801>.
- Ulusoy, A. ve Şahingöz, B. (2020). Türkiye’de gıda ürünleri fiyatlarının enflasyon üzerindeki etkisi. *Maliye Araştırmaları Dergisi*, 6(2), 45-56.
- Yavuz, F. (2021). *Türkiye’de gıda enflasyonu: Tarladan çatala sorunların bir göstergesi*. İstanbul: SETA Yayınları.