



Araştırma Makalesi / Research Article

Gıda Fiyatları Neden Yükseliyor? Türkiye’de Tarım Ürünleri Üretici Fiyatları ve Döviz Kuru Etkisinin ARDL İle İncelenmesi*

İsmet Demirağ¹, Murat Sağır²

Öz

Gıda fiyatları enflasyon kavramının önemli alt başlıklarından biridir. Bu araştırma ile gıda fiyatları odağında, Türkiye’de tarım ürünleri üretici fiyatları ve döviz kuru değişkenleri arasında bilimsel bir ilişkinin varlığı ve boyutunun ortaya konması hedeflenmiştir. Çalışmada gıda fiyatlarını temsilen Gıda Fiyatları Endeksi, tarım ürünleri üretici fiyatlarını temsilen de Tarım Ürünleri Üretici Fiyat Endeksi serileri analize dahil edilmiştir. Değişkenlerin 2010 Ocak ayından 2022 Ağustos ayına kadar olan aylık verileri kullanılmıştır. Serilerin durağanlıkları ve Granger Nedensellikleri incelenmiş ardından seriler arasında olası ilişkiler ARDL sınır testi ile analiz edilmiştir. Sonuç olarak Gıda Fiyatları Endeksi, Tarım Ürünleri Üretici Fiyat Endeksi ve Dolar kuru serileri arasında uzun dönem bir ilişki tespit edilmiştir. Bu bağlamda, Gıda fiyatlarının uzun dönemde tarım üretici fiyatlarından ve dolar kurundan etkilendiği ancak kur etkisinin tarım üretici fiyatlarından daha fazla gıda fiyatlarını artırdığı bulunmuştur. Dolayısı ile gıda fiyatlarındaki artışlarla mücadelede en etkin yol dolar karşısında Türk lirasının değer kazanması için uygulanacak ekonomi politikası olacaktır.

Anahtar Kelimeler: Döviz Kuru, Gıda Fiyatları, Tarım Ürünleri Üretici Fiyatları, ARDL.

Why Are Food Prices Rising? An Ardl Model Analysis of Agricultural Producer Prices and Exchange Rate Effect in Turkey

Abstract

Food prices are one of the important subheadings of the concept of inflation. This study aims to reveal the existence and size of a scientific relationship between agricultural producer prices and exchange rate variables, focusing on food prices. In the study, the Food Price Index series, representing food prices, and the Agricultural Producer Price Index series, representing producer prices of agricultural products, are included in the analysis. The data belonging the period 2010M01-2022M08 are used. The stationarity and Granger Causality of the series are examined, and then the possible relationships between the series are analysed using the ARDL cointegration method. As a result, a long-run relationship was found between the Food Price Index, Agricultural Producer Price Index, and Dollar exchange rate series. In this context, it is concluded that food prices are affected by the product prices offered by the producer to the market and the dollar exchange rate in the long run. Still, the exchange rate effect increases food prices more than agricultural producer prices. Therefore, the most effective way to combat food price increases is to implement a policy which helps Turkish lira gain value against the dollar exchange rate.

Keywords: Exchange Rate, Food Prices, Agricultural Producer Prices, ARDL.

*Bu çalışma "Türkiye’de gıda fiyatları endeksinin tarım ürünleri üretici fiyat endeksi ve döviz kuru arasındaki ilişkinin analizi: ARDL modeli" başlıklı Yüksek Lisans tezinden üretilmiştir.

¹ Sorumlu Yazar (Corresponding Author), Yüksek Lisans, Türkiye İstatistik Kurumu, Hatay Bölge Müdürlüğü, Ekonomik Araştırmalar Grubu, ismetdemirag@tuik.gov.tr, <https://orcid.org/0000-0001-8091-4993>.

² Dr. Öğr. Üyesi, Iskenderun Teknik Üniversitesi, İşletme ve Yönetim Bilimleri Fakültesi, Ekonomi Bölümü, murat.sagir@iste.edu.tr, <https://orcid.org/0000-0001-7567-9327>

Atıf/Cite as: Demirağ, İ., Sağır, M. (2024). Gıda fiyatları neden yükseliyor? Türkiye’de tarım ürünleri üretici fiyatları ve döviz kuru etkisinin ARDL ile incelenmesi. *Hacettepe Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 42 (1), 33-46.

GİRİŞ

Dünyada gıda arzı konusunda yapılan araştırmaların ortaya koyduğu bazı riskler; tarıma elverişli arazilerin azalması, girdi maliyetlerinin artması, küresel ısınmaya bağlı değişen iklim koşulları, yağış rejimi dengesi, savaş ve doğal afetler olarak sayılmaktadır. Talep tarafında ise özellikle son yüzyılda artan nüfus en büyük risk faktörü olarak görülmektedir. 2050 yılında dünya nüfusunun yaklaşık 10 milyara ulaşması ve 2013 yılına göre tarımsal talebin en iyimser büyüme tahminleriyle %50 artması beklenmektedir. Çatışmalar, krizler ve doğal afetlerin artması gıdaya erişimi sekteye uğratmaktadır. Bu etkenler yoksulluğa neden olarak göçü tetiklemektedir. İklim değişikliği bitkisel ve hayvansal üretimi, balıkçılığı tehdit etmektedir. Düşük ve orta gelirli ülkelerdeki gelir artışı beslenme tercihlerini değiştirerek doğal kaynakları baskı altına almaktadır. Çeşitli nedenlerle yaşanan gıda kayıpları ve israfı tarımsal üretimin önemli bir bölümünü kullanılsız hale getirmektedir. Ayrıca gıda sistemi tedarikten dağıtıma kadar sermaye yoğun bir hale gelmektedir. Bu durum küçük üreticileri tarım dışı istihdama iterek göçe neden olmaktadır (Birleşmiş Milletler Gıda ve Tarım Örgütü [FAO], 2017). Bahsedilen risklerin önemli ekonomik yansımalarından biri de tüketicinin günlük yaşamında doğrudan karşılaştığı gıda fiyatlarında gerçekleşmektedir. FAO uluslararası piyasaları temsil edecek biçimde et, süt ürünleri, hububat, bitkisel yağ ve şeker fiyatlarını ağırlıklı olarak kapsayan bir gıda fiyatları endeksi yayımlamaktadır. Küresel anlamda ekonomik gelişmelerin gıda fiyatlarını nasıl etkilediğinin bir göstergesi olarak değerlendirilen bu endeksin 2020 yılı ortalaması 98.1 iken, 2023 yılı şubat ayı değeri 129.8 olarak hesaplanmıştır (FAO, 2023). Türkiye özelindeki literatür incelendiğinde gıda fiyatlarını; yüksek kur, tarımsal girdiler, istihdam yapısı, göç, nüfus, gelir koşulları gibi yerel faktörlerle ilişkilendirilen araştırmalar bulunmaktadır. İstatistiklere göre ülkede ekilebilir arazilerin alanı 1980 yılından 2020 yılına kadar tahminen 5,768 bin hektar gerilemiştir (FAO, 2023). Nüfus rakamları incelendiğinde, TÜİK verilerine göre 1980 yılında 2022 yılına yaklaşık 40 milyon kişilik artış söz konusudur. Ayrıca demografik olarak nüfusun %77.9'u büyükşehirlerde, %30.5'i ise üç büyükşehir olan İstanbul, Ankara ve İzmir'de yaşamaktadır (Türkiye İstatistik Kurumu [TÜİK], 2022). Ülkenin gelir sınıflamasının elde edildiği Gelir ve Yaşam Koşulları Anketinden elde edilen verilere göre Türkiye'de 2006 yılında yoksulluk sınırı altında yaşayanların oranı %12.8'den, 2019 yılı rakamlarına göre %8.9'a gerilemiştir (TÜİK, 2021). 1970'li yıllardan itibaren hızla artan ve büyükşehirlere göç eden nüfus, sanayi ve turizm hamleleri, üretim tercihleri, tarım politikaları ve küreselleşme gibi nedenler işgücü yapısını değiştirmiştir. Bu doğrultuda sanayi ve hizmet sektöründe istihdam artarken tarım sektöründe belirgin biçimde gerileme görülmektedir. Tarımsal istihdam rakamları 2000 yılında %36.3'e 2010 yılında ise %23.7'ye düşmüştür. (FAO, 2021) 2022 yılı dördüncü çeyrek işgücü verilerine göre ise tarım sektöründe istihdam edilenlerin oranı %14.7 olarak gerçekleşmiştir (TÜİK, 2021).

Çalışmada gıda fiyatlarının değişiminde etkili olduğu düşünülen küresel ve yerel etkenlerin oluşturduğu çerçeve dahilinde, bu etkenlerin önemli sonuçlarından biri olan gıda enflasyonu üzerine odaklanılmıştır. Enflasyon geniş kapsamlı bir ekonomik kavramdır. Ekonomik Kalkınma ve İş Birliği Örgütü (OECD, 2021), Tüketici Fiyat Endeksi (TÜFE) ile ölçülen enflasyonu, hane halkları tarafından satın alınan mal ve hizmetlerden oluşan bir sepetin fiyatında zaman içerisinde oluşan değişim olarak tanımlamaktadır. Literatürde enflasyon genel olarak talep ve maliyet enflasyonu olarak sınıflandırılmaktadır. Talep enflasyonu, mevcut piyasa koşullarında toplam talebin toplam arzdan daha hızlı arttığı durumda ortaya çıkmaktadır. Ekonomi tam istihdamda ya da buna yakınken talep enflasyonu meydana gelme eğilimindedir. Diğer taraftan piyasaya mal ve hizmetleri arz edenlerin iş yapma maliyetlerinde yaşanacak artışlar, kısmen ya da tamamen

tüketiciye yansıtılırsa fiyatlarda yukarı yönlü bir baskı oluşacak, bu durum süreklilik arz ettiğinde maliyet enflasyonuna sebep olacaktır (Welch ve Welch, 2009). Enflasyonun hesaplanmasında fiyat endekslerinden faydalanılmaktadır. Türkiye’de birçok ülke gibi enflasyon hesaplamalarında Zincirleme Laspeyres Endeks yöntemini tercih etmektedir. Çalışmada ilgilenilen ve bir alt ana grup olan Gıda Fiyatları Endeksi TÜİK tarafından TÜFE kapsamında yayımlanan 581 alt endeksten biridir (TÜİK, 2022). Araştırmaya dahil edilen bir diğer fiyat endeksi Tarım Ürünleri Üretici Fiyat Endeksidir (TARIM-ÜFE). Çiftçilerin piyasaya yaptığı ilk elden satış fiyatlarını temsil eden endeksin bilimsel çalışmalar da gıda arz ve talebi dengesizliklerine sebep olarak kabul edilen girdi fiyatları, döviz kuru gibi faktörlerle ilişkilendirildiği görülmektedir. Bu bağlamda şu soruların araştırma kapsamında sorulması hedeflenmiştir: Tüketicinin yüksek gıda fiyatlarıyla karşılaşmasının arka planında tarımsal ürün üretici fiyatlarının yükselmesi mi vardır? TARIM-ÜFE ve gıda fiyatları arasında nasıl ve hangi boyutta bir ilişki olabilir? Döviz kurunun bu ilişkide etkisi var mıdır? Gıda fiyatlarının artmasında döviz kurunun etkisinin TARIM-ÜFE’nin etkisine nispeten az ya da çok mudur?

Yapılan literatür taramasında Üretici Fiyat Endeksi (ÜFE) ile Tüketici Fiyat Endeksi (TÜFE) arasında olası ilişkileri araştıran birçok çalışma ile karşılaşılmıştır. Literatürde yer alan konuyla ilgili çalışmaların bir kısmı özetlenmiştir.

Ghazali vd. (2008), Malezya’nın 1986-2007 yılları arası TÜFE ve ÜFE verilerini kullanarak seriler arasındaki ilişkiyi araştırmıştır. Johansen eşbütünleşme analizi ve modifiyeli Wald testi sonucuna göre iki seri arasında uzun dönemde ilişki bulunmuştur. Hye vd. (2009), Bangladeş’te 1971-2007 dönemine ait verilerle Gıda Fiyatları Endeksi ve para arzı serileri arasındaki nedenselliği ARDL yöntemi ile araştırmıştır. Sonuç olarak para arzından gıda fiyatlarına tek yönlü nedensellik bulunmuştur. Saraç ve Karagöz (2010), TÜFE ile ÜFE arasındaki ilişkiyi ARDL sınır testi, eşbütünleşme ve yapısal kırılma analizleri dahilinde 1994-2009 dönemi verileri ile incelemiştir. Sonuç olarak kısa ve uzun dönemde ÜFE’den TÜFE’ye doğru nedensellik olduğu bulunmuştur. Abdioğlu ve Korkmaz (2012), TÜFE ve ÜFE ‘nin alt sektörler bazında geçişkenlik ilişkilerini 2003-2012 dönemi verileri ile incelemiştir. Johansen, Johansen-Juselius ve Engle-Granger eşbütünleşme analizleri ile nedensellik testleri uygulanmıştır. Sonuç olarak TÜFE ile ÜFE arasında uzun dönemde ilişki olmadığı, giyim, sağlık, eğitim, haberleşme ve kültür alt başlıklarında ise ilişki olduğu bulunmuştur. Erdem ve Yamak (2014), ÜFE ile TÜFE arasındaki geçişkenliğin zamana bağlı değişimini araştırmıştır. 1987-2012 dönemi verileri kullanılarak Kalman filtre analizi uygulanmış, 1987, 1994, 2003 dönemi için bulunan sonuçlar karşılaştırılmıştır. ÜFE’den TÜFE’ye geçişkenliğin 2002 sonrası azaldığı TÜFE’den ÜFE’ye ise bu dönem için büyük bir geçişkenliğin olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. Pappas ve Papadas (2015), Yunanistan’a ait Tarımsal girdi, tüketici fiyat ve perakende gıda fiyat endeksi verileri arasındaki ilişkileri, Johansen eşbütünleşme ve hata düzeltme modeli analizleri ile incelemiştir. Analizler sonucunda değişkenler arasında uzun dönemde pozitif denge ilişkisi bulunmuştur. Hata düzeltme modeline göre ise kısa dönemde gıda fiyat endeksi girdi ve çıktı fiyat endeksleriyle birlikte hareket etmektedir. Tay vd. (2015), çalışmaları ile 1999-2014 dönemi verilerini kullanarak TARIM-ÜFE ve ulusal gıda sanayi fiyatları ile petrol fiyatları, dolar kuru, Euro kuru, uluslararası gıda fiyatı endeksi değişkenleri arasındaki ilişkileri VAR analizi ile incelemiştir. Sonuç olarak gıda sanayi ürünleri fiyatlarının kısa vadede dolar ve euro ile ilişkili olduğu, uzun vadede ise petrol, TARIM-ÜFE ve uluslararası gıda fiyat endeksinden etkilendiği görülmüştür. TARIM-ÜFE’nin ise kısa vadede gıda sanayi fiyat endeksi ve petrol fiyatı; uzun vadede uluslararası gıda fiyatı, dolar ve euro kuru ile ilişkili olduğu bulunmuştur. Terzi ve Tütüncü (2017), 2010-2016 yılları

arası aylık TÜFE ve ÜFE verilerini kullanarak iki seri arasındaki ilişkilerin ortaya konulmasını amaçlamıştır. Birim kök testleri uygulanan verilere ARDL analizi uygulanmış ve sonuç olarak ÜFE'den TÜFE'ye ve TÜFE'den ÜFE'ye istatistiksel olarak anlamlı uzun dönemli nedensellik bulunmuştur. Kısa dönemli ilişkiler Wald testi ile araştırılmış ve aynı biçimde çift yönlü nedensellik tespit edilmiştir. Kofoğlu vd. (2018), çalışmaları ile Türkiye İstatistik Kurumu tarafından özel olarak hesaplanan Tüketici Fiyat Endeksleriyle (A, B, C, D) faiz oranları ve döviz kurları arasında kısa ve uzun dönemde oluşabilecek ilişkileri araştırmıştır. 2003-2016 yıllarına ait verilerin kullanıldığı çalışmada Johansen-Juselius eşbütünleşme analizi, Vektör Hata Düzeltme ve VAR modeli ardından nedensellik incelemesi yapılmıştır. Sonuç olarak dolardan faize doğru bir nedensellik bulunurken, dolar kuru ile çekirdek enflasyon tipleri ile bir nedensellik ilişkisi bulunmamıştır. Euro ile olan ilişkiler incelendiğinde ise Euro'dan çekirdek enflasyon türlerine nedensellik bulunmuştur. Eştürk ve Albayrak (2018), çalışmaları ile gıda fiyatları, döviz kuru, petrol fiyatları ve TARIM-ÜFE'nin TÜFE, üzerine etkilerini 2003-2017 dönemi verileri yardımıyla incelemiştir. Uzun dönemli ilişkilerin tespiti için ARDL sınır testi yaklaşımı uygulanmıştır. Sonuç olarak TÜFE ile Gıda Fiyatları Endeksi ve petrol fiyatları arasında istatistiksel olarak anlamlı ilişki bulunurken TARIM-ÜFE ve döviz kuru arasında bir ilişki tespit edilememiştir. Gıda fiyatlarında yaşanacak %1'lik artış sırasıyla enflasyona %0.79; petrolde yaşanacak %1'lik artışına %0.07'lik bir enflasyon artışına neden olduğu bulunmuştur. Kılıcı (2019), 2003-2018 dönemi verilerini kullanarak reel efektif döviz kuru ve TÜFE arasındaki kısa ve uzun dönemli olası ilişkileri, Fourier-Shin eşbütünleşme ve Fourier-Granger nedensellik testleriyle araştırmıştır. Sonuç olarak reel efektif döviz kuru ile TÜFE arasında uzun dönemli bir ilişki bulunmuştur. Ayrıca reel efektif kur değişkeninden TÜFE'ye doğru tek yönlü bir nedensellik tespit edilmiştir. Ulusoy ve Şahingöz (2020), çalışmalarında Gıda Fiyatları Endeksi'nin TÜFE ile olan ilişkisini araştırmıştır. 2006-2018 dönemine ait verilerin durağanlık ve mevsimsellik incelemeleri yapılmış, sınır testi ile Toda-Yamamoto testi ile analizler yapılmıştır. Sonuç olarak Gıda Fiyatları Endeksi ile TÜFE arasında uzun dönemli ilişki bulunmuştur. Gıda fiyatlarında yaşanan artışların neredeyse aynı oranda TÜFE'yi arttırdığı tespit edilmiştir. Nedensellik sonuçlarına göre gıda fiyatlarından TÜFE'ye doğru tek yönlü ilişki bulunmuştur. Koçak (2021), çalışmasında TÜFE, Yİ-ÜFE ve TARIM-ÜFE serileri aralarındaki ilişkilerin tespit edilmesi amacıyla durağanlık testleri ile standart, yapısal kırılmalı Johansen ve yapısal kırılmalı Lutkepöl eşbütünleşme analizleri uygulamıştır. Analizler sonucu endeksler arasında kısa ve uzun dönemde ilişkinin varlığı tespit edilmiştir. Genellediğinde bu çalışma ile üretici ve tüketici fiyat endeksleri arasında iki yönlü, kısa ve uzun dönemli anlamlı ilişkiler bulunmuştur.

Yukarıdaki literatür dikkate alındığında üretici fiyatları ile tüketici fiyatları arasındaki ilişkinin ulusal ve uluslararası pek çok çalışmanın konusu olduğu söylenebilir. Bu çalışmada özel bir üretici fiyat endeksi olan TARIM-ÜFE ile döviz kurunun, TÜFE 'nin ana grup endekslerinden biri olan Gıda Fiyatları Endeksi (GFE)'ne etkisi araştırılmıştır. Saf gıda enflasyonunun tarımsal üretici enflasyonu ile ilişkilendirilmesi, ilgilenilen problem için daha spesifik değişkenlerin kullanılması anlamına gelir ve bu çalışmayı literatürdeki diğer çalışmalardan farklı kılar. Bu detay endekslerin kullanılması sayesinde gıda fiyatlarında ve tarım üretici fiyatlarında meydana gelen değişikliklerin aylık olarak incelenmesi ve analize dahil edilmesi mümkün hale gelmiştir. Bu çalışmada 2010-2022 yıllarını kapsayan aylık GFE, TARIM-ÜFE ve Döviz kuru zaman serilerinden bir veri seti oluşturulmuştur. Tüm seriler için birim kök analizi yapılmış ve serilerin tamamı fark durağan olarak elde edilmiştir. GFE, TARIM-ÜFE ve Döviz kuru seriler arasında uzun vadede nasıl bir ilişki olduğunu anlayabilmek ve gıda fiyatlarının artmasında tarım üretici fiyatlarının mı yoksa döviz kurunun mu daha etkili olduğunu araştırmak için ARDL yöntemi tercih edilmiştir. Nitekim

bu yöntem ile ilgili değişkenler arasında uzun dönem bir denge denkleminin elde edilmesi sağlanmaktadır.

Çalışmanın devamı şu şekilde düzenlenmiştir: İkinci bölümde veri seti ve yöntem tanıtılmıştır. Üçüncü bölümde veri setine ilgili yöntemler uygulanmış ve bulgular verilmiştir. Dördüncü bölümde ise sonuçlar ve öneriler tartışılmıştır.

1. VERİ SETİ VE YÖNTEM

Çalışma kapsamına 2010 Ocak-2022 Ağustos dönemi 2003=100 temelli TÜFE, GFE, 2015=100 temel yıllık TARIM-ÜFE ve Merkez Bankası aylık ortalama dolar alış kuru serileri alınmıştır. Araştırmada TÜİK ve Merkez Bankası internet sitelerinden derlenen veriler kullanılmıştır. TÜFE, GFE ve TARIM-ÜFE arasında bulunan temel yıl farklılıklarını gidermek amacıyla seriler 2015=100 temel yıllık olarak yeniden hesaplanmıştır. Ardından veri setinin logaritması alınarak çarpıklığın azaltılması, sonuçların açık ve kolay yorumlanabilir olması amaçlanmıştır. Bu bölümden sonra TÜFE, GFE, TARIM-ÜFE, DOLAR ifadeleri logaritması alınmış serileri temsil etmektedir.¹

Zaman serileri ile modelleme gerçekleştirilirken durağan olmayan serilerin durağanlaştırılmasına ihtiyaç duyulmaktadır. Bu sayede seriye ait değerlerin zamana bağlı olarak değişmediği varsayımı ile sabit katsayılarla bir model elde edilebilir. Durağanlık koşullarının sağlanıp sağlanmadığının tespiti için birim kök testleri uygulanmaktadır. Sıkça kullanılan birim kök testlerinden biri de Genişletilmiş Dickey-Fuller testidir (Sevüktekin ve Çınar, 2017, s.63).

Dickey-Fuller sürecinde olduğu gibi birinci farkı alınan denklem,

$$\Delta y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_{2i} \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

halinde ifade edilir. Burada p değerinin ne olacağına belirlenmesinde Akaike bilgi kriteri (AIC) ya da Schwarz bilgi kriteri (SC) kullanılmaktadır. Test istatistikleri Dickey-Fuller testi için kullanılan kritik değerlerle aynıdır (Kadılar, 2000).

Granger nedenselliği, bir değişkene ait tahminlerin başka bir değişkenle yapıp yapılamayacağını istatistiksel olarak sınamasıdır. X serisinin değerleri Y serisinin gelecek değerleri hakkında anlamlı bilgiler veriyorsa X serisi Y serisinin Granger nedenidir şeklinde ifade edilmektedir (Granger, 1969).

Eşbütünleşme analizi iki veya daha fazla durağan olmayan zaman serisi arasında durağan bir ilişkinin araştırılması sürecidir. Bu yöntem dahilinde değişkenler arasında uzun dönemli ilişkilerin varlığı ortaya konmaya çalışılmaktadır. Hata Düzeltme modelleri ile de kısa dönemli dalgalanmalar tespit edilmektedir. Değişkenlerin gecikmeli değerlerinin dikkate alınmasının önerildiği ARDL yönteminde,

$$Y_t = \sum_{j=1}^k a_j Y_{t-j} + \sum_{j=0}^k \beta_j X_{t-j} + \varepsilon_t \quad (2)$$

denkleme eklenecek gecikme sayıları AIC, SIC ve LM gibi kriterler ile belirlenir. Uzun dönem dengesinde tüm değişkenlerin aynı değeri alacağı varsayımı altında denge,

$$Y^* = \frac{\alpha}{1 - \sum_{j=1}^k a_j} + \frac{\sum_{j=0}^k \beta_j}{1 - \sum_{j=1}^k a_j} X^* = \alpha^* + \beta^* X^* \quad (3)$$

biçiminde olacaktır. Uzun dönem çözümü için $\sum_{j=1}^k a_j < 1$ olmalıdır. Eşbütünleşme vektörü $[1 - \alpha^* - \beta^*]$ olacaktır. Uzun dönem tahmininden sonra kalıntılar,

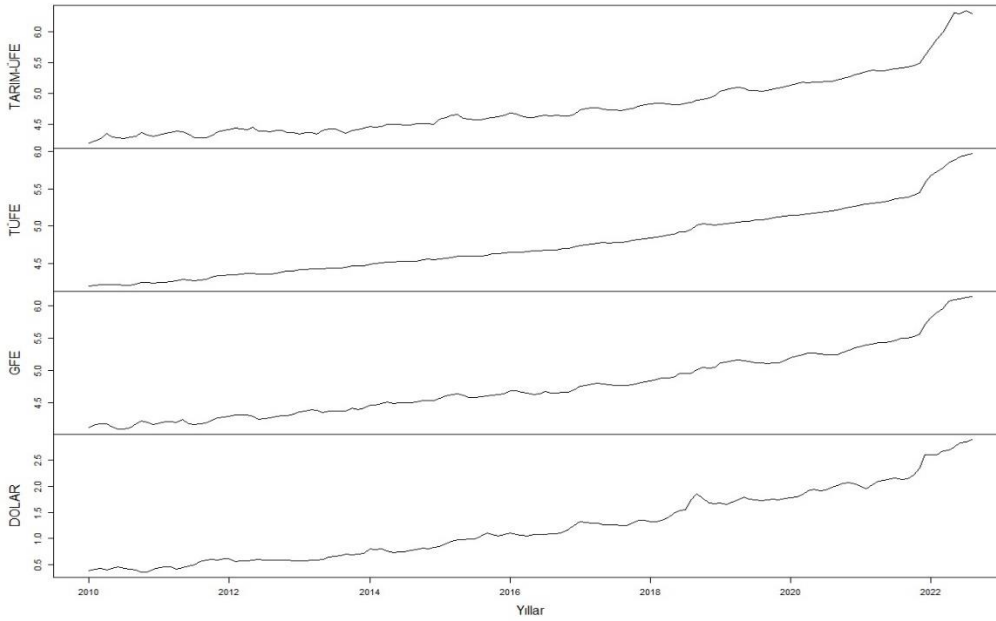
$$\hat{\varepsilon}^* = Y^* - \hat{\alpha}^* - \hat{\beta}^* X^* \quad (4)$$

ile elde edilir. Ardından kalıntıların durağanlığı test edilir (Sevüktekin ve Çınar, 2017, s. 576).

2.BULGULAR

TARIM-ÜFE, TÜFE, GFE ve DOLAR kuru serilerin durağanlık analizlerine geçmeden serilerin deterministik trendinin olup olmadığı grafiksel olarak kontrol edilmiştir. Çalışmada kullanılan zaman serileri Şekil 1'deki gibidir. Buna göre önsel olarak tüm serilerin deterministik trendinin olduğu söylenebilir.

Şekil 1: Çalışmada Kullanılan Seriler



Çalışmada kullanılan serilerin uzun dönem ilişki analizlerine geçilmeden önce durağanlık analizleri Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) testi kullanılarak incelenmiştir. Tablo 1'de verilen sonuçlara göre tüm serilerin seviyesinde durağan olmadığı, birinci farklarında ise durağanlık koşulunun sağlandığı tespit edilmiştir.

Tablo 1: Durağanlık Analizi*

Değişkenler	ADF	
	Sabitli Model	Sabitli ve Trendli Model
GFE	2.7784(5)	2.2299(8)
D(GFE)	-5.2702(4)	-5.8852(4)
TARIM-ÜFE	2.3887(4)	0.8555(4)
D(TARIM-ÜFE)	-5.1262(1)	-5.4954(3)
TÜFE	2.7515(7)	2.3568(7)
D(TÜFE)	-2.9309(4)	-3.9280(6)
DOLAR	2.4162(2)	-0.3799(2)
D(DOLAR)	-8.5555(1)	-9.0949(1)

*Parantez içindeki değerler Akaike Bilgi Kriterine göre optimal gecikme uzunluklarını göstermektedir. D serilerin birinci farklarını ifade etmektedir. Seriler ve birinci farkları için tüm tablo %95 güven düzeyinde test edilmiştir.

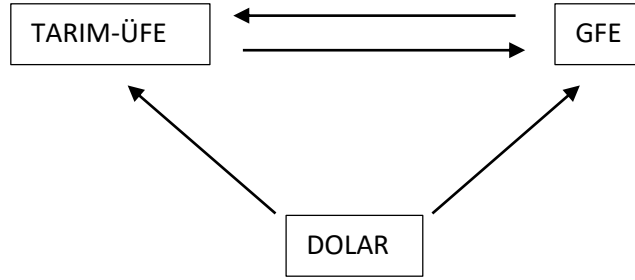
Serilere ilişkin eşbütünleşme analizlerine geçilmeden önce durağanlaştırılan serilere Granger nedensellik analizi yapılmıştır. Optimal gecikme sayısı 5 olarak belirlendi. Tablo 2’de verilen sonuçlara göre TARIM-ÜFE ve GFE serileri arasında karşılıklı nedensel ilişkiler mevcuttur. Ayrıca DOLAR serisinden TARIM-ÜFE ve GFE serilerine tek yönlü nedensellik söz konusudur.

Tablo 2: Granger Nedensellik Analiz Sonuçları

Sıfır Hipotezi	F istatistiği	p-değeri	Karar
TARIM-ÜFE, GFE’ye neden olmaz	4.2329	0.0013	H_0 ret
GFE, TARIM-ÜFE’ye neden olmaz	4.2195	0.0014	H_0 ret
DOLAR, GFE’ye neden olmaz	8.1047	0.0000	H_0 ret
GFE, DOLAR’a neden olmaz	1.5003	0.1938	H_0 reddedilemez
DOLAR, TARIM-ÜFE’ye neden olmaz	4.3996	0.0010	H_0 ret
TARIM-ÜFE, DOLAR’a neden olmaz	0.8967	0.4853	H_0 reddedilemez

Tespit edilen nedenselliklere ilişkin alış diyagramı Şekil 1’de verilmektedir.

Şekil 2: Granger Nedensellik Akış Şeması



GFE, TARIM-ÜFE, DOLAR serileri ARDL yaklaşımı ile incelenmiştir. Durağanlık analizlerinde GFE'nin 5'inci; TARIM-ÜFE, DOLAR serilerinin ise en fazla 4'üncü gecikmeleri ile kurulan modellerde akgürültü varsayımını sağladığı sonucuna ulaşılmıştır. Yapılan denemelerden edinilen bilgiye göre Sabitli ve trendsiz model seçimi yapılarak Schwarz kriterine göre model kurma işlemine devam edilmiştir. Bu doğrultuda programa en büyük gecikme sayısı sırasıyla 5 ve 4 olarak girilmiştir. Hesaplanan AIC, SIC ve LM kriterleri ile eklenen gecikmelerin anlamlılığı değerlendirilmiştir. Sonuç olarak kurulan ARDL(1,2,0) modelinin optimal model olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Kurulan model ile seriler arasında eşbütünlük olduğu tespit için, seriler arasında eşbütünlüğün olmadığı yokluk hipotezi test edilmiştir. Tablo 3'te verilen sonuçlara göre F test istatistiği %95 güven düzeyinde $I(1)$ 'den daha büyük olduğundan hipotez reddedilir. Seriler arasında eşbütünlük olduğu istatistiksel olarak %95 güven düzeyinde söylenebilir.

Tablo 3: GFE, TARIM-ÜFE ve DOLAR ARDL(1,2,0) Modeli F Sınır Testi Sonuçları

Sabitli	Değer	Anlamlılık	$I(0)$	$I(1)$
F test istatistiği	9.0250	%1	5.15	6.36
		%5	3.79	4.85
		%10	3.17	4.14

Tablo 4'te verilen sonuçlara göre kurulan modeline giren parametreler ve katsayıları verilmiştir. Modele giren parametrelerin p değerlerine göre TARIM-ÜFE(-2) %90 güven düzeyinde diğer tüm parametreler ise %95 güven düzeyinde anlamlı bulunmuştur.

Tablo 4: ARDL(1,2,0) Model Tahminleri

Bağımlı Değişken: GFE	Parametre	Standart Hata	t-istatistiği	p-değeri
Sabit	0.4686	0.0962	4.8698	0.0000
TARIM-ÜFE	0.4576	0.0509	8.9773	0.0000
TARIM-ÜFE(-1)	-0.3196	0.0868	-3.6804	0.0003
TARIM-ÜFE(-2)	-0.1021	0.0555	-1.8390	0.0680
DOLAR	0.0953	0.0186	5.1173	0.0000
GFE(-1)	0.8419	0.0370	22.7513	0.0000
R2	0.9985			
Durbin-Watson	1.8039			

Kurulan ARDL(1,2,0) modeli için varsayımlarının incelenmesi amacıyla tanısal testler yapılmıştır. Tablo 5'te verilen sonuçlara göre modelde otokorelasyon, model kurma hatası ve değişen varyanslılık sorunları olmadığı bulunmuştur. Artıklar tahmin edilen bir modelin veride bulunan bilgileri yeterince yakalayıp yakalamadığını kontrol etmek açısından önemlidir. İyi bir tahmin denkleminin artıkları, ilişkisiz ve sıfır ortalamalı olmalıdır. Artıkların sabit varyanslı ve normal dağılması varsayımları ise zorunlu olmayan ancak tahmin aralıklarının hesaplanması açısından kullanışlıdır (Hyndman ve Athanasopoulos, 2018). Bu aşamada kurulan modelin yapılan testlere göre otokorelasyon, model kurma hatası ve değişen varyans varsayımlarını sağladığı ancak normal dağılıma uymadığı bulunmuştur. Artıkların normallik varsayımı Merkezi Limit Teoremine göre sağlandığından kurulan modelin uygun olduğu söylenebilir.

Tablo 5: ARDL(1,2,0) Modeli Tanısal Test Sonuçları*

Tanımsal Testler	F istatistiği	F(p-değeri)	Ki-Kare	Ki-Kare(p-değeri)
Otokorelasyon	1.6055	F(2,142)=0.2044	3.3170	Ki-kare(2)=0.1904
Fonksiyonel form	0.0284	F(1,143)=0.8664	0.0297	Ki-kare(1)=0.8630
Normallik	-	-	16.0050	Ki-kare(1)=0.0003
Değişen varyanslılık	3.4874	F(1,146)=0.0638	3.4529	Ki-kare(1)=0.0631

*p-değerleri %95 güven düzeyinde anlamdır. Serisel Korelasyon için Breush-Godfrey, model kurma hatası için Ramsey Reset, Normallik için Jarque-Bera, Değişen varyanslılık için ARCH testleri uygulanmıştır.

Model için uzun dönem katsayıların tespitine geçilmiştir. Eşbütünlük denklemi Tablo 6'da verilen sonuçlara göre,

$$GFE_t = u_t + 0.2270 * (TARIM_ÜFE)_t + 0.6032 * DOLAR_t \quad (5)$$

biçiminde elde edilmiştir. TARIM-ÜFE ve DOLAR değişkenine ait katsayılar istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. ARDL yöntemine göre TARIM-ÜFE'de yaşanan %1'lik artış GFE'ye uzun dönemde %0.22; DOLAR'da yaşanan %1'lik artış ise GFE'ye %0.60 oranında yansımaktadır.

Tablo 6: ARDL(1,2,0) Modeli Uzun Dönem Tahminleri

Değişken	Katsayı	Standart Hata	t-istatistiği	p-değeri
TARIM-ÜFE	0.2270	0.1144	1.9832	0.0492
DOLAR	0.6032	0.0794	7.5903	0.0000

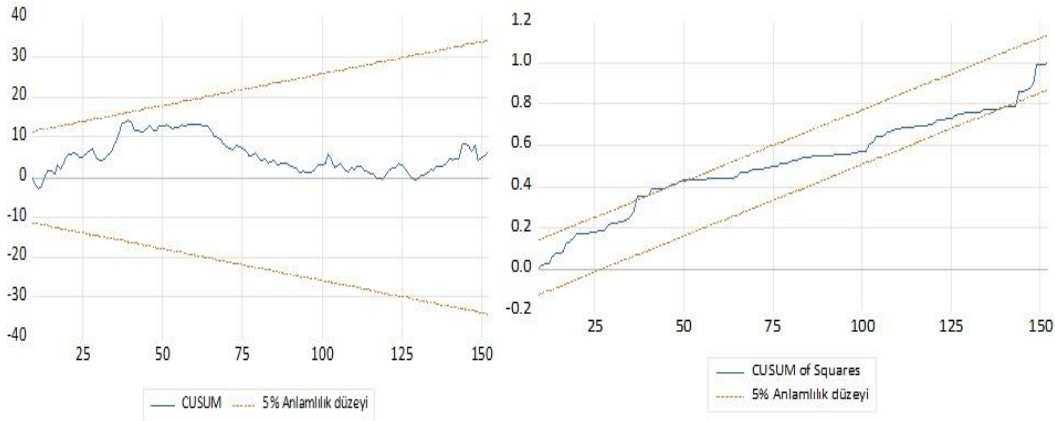
Kısa dönem katsayıların tahmini için hata düzeltme modeli oluşturulmuştur. Tablo 7'de verilen sonuçlara göre Modelin hata düzeltme terimi "CointEq1" -0.1580 olarak bulunmuştur. Katsayının t-istatistiği -5.2393 olduğundan oluşturulan model için hata düzeltme terimi istatistiksel olarak anlamlıdır. Kısa ve uzun dönem arasında oluşan dengesizliklerin her ay yaklaşık %15'inin düzelerek dengelendiğini göstermektedir.

Tablo 7: ARDL(1,2,0) Modeli Kısa Dönem Tahminleri

Değişken	Parametre	Standart Hata	t-istatistiği	p-değeri
Sabit	0.4686	0.0884	5.2959	0.0000
Δ TARIM-ÜFE	0.4576	0.0491	9.3201	0.0000
Δ TARIM-ÜFE(-1)	0.1021	0.0489	2.0886	0.0385
CointEq(-1)	-0.1580	0.0301	-5.2393	0.0000
R2	0.5644			
Durbin-Watson	1.8039			

Kurulan modele ait hata terimlerinin %95 güven düzeyinde istenilen sınırlar içinde olup olmadığı CUSUM VE CUSUM-SQ grafikleri ile incelenmiştir.

Şekil 3: ARDL(1,2,0) Modeli CUSUM ve CUSUM-SQ Grafikleri



Şekil 3 incelendiğinde CUSUM grafiği kontrol sınırları içinde kalmaktadır. Ancak CUSUM-SQ grafiğinde güven sınırlarının dışına çıktığı görülmektedir. Modelde kırılmaların görüldüğü gözlem aralıkları CUSUM-SQ grafiği aracılığı ile belirlenmiş ilgili aralıkların 2013 ocak, 2014 mart ve 2021 ağustos, 2021 aralık dönemlerine karşılık geldiği görülmüştür.

3. SONUÇ

Çalışma ile insanın gündelik hayatı için kritik öneme sahip gıda fiyatlarının bazı önemli makroekonomik zaman serileri ile ilişkilerinin incelenmesi, değişkenler arasında olası ilişkilerin ortaya çıkarılması hedeflenmiştir. GFE, TARIM-ÜFE ve DOLAR değişkenlerinin ait 2010 ocak ayından 2022 ağustos ayına kadar olan aylık verileri kullanılarak seriler arasında olası uzun dönemli bir ilişkinin varlığı ARDL yöntemi ile araştırılmıştır. Durağanlık analizleri kapsamında incelenen serilerin yıllara göre artan deterministik trendi olduğu görülmüştür. Uygulanan birim kök testleri sonucu tüm serilerin birinci farkı alındığında durağan oldukları sonucu elde edilmiştir. Ardından serilere Granger Nedensellik analizi yapılmıştır. Birden fazla zaman serisi arasında olası uzun dönem ilişkilerin araştırılmasında genel adıyla Eşbütünleşme analizleri kullanılmaktadır. Çalışmada kullanılan ARDL yöntemi serilerin gecikmeli değişkenlerini modele eklemektedir. GFE, TARIM-ÜFE, DOLAR serileri için kurulan ARDL(1,2,0) modelinin %95 güven düzeyinde anlamlı

olduğu sonucuna ulaşılmıştır. TARIM-ÜFE’de yaşanan %1’lik artış GFE’ye uzun dönemde %0.22; DOLAR’da yaşanan %1’lik artış ise GFE’ye %0.60 oranında yansımaktadır. Hata düzeltme modeli kısa ve uzun dönem arasında oluşan dengesizliklerin her ay yaklaşık %15’inin düzelerek dengelendiğini göstermektedir.

Kurulan modelde oluşan yapısal kırılmaların 2013 Ocak, 2014 Mart ve 2021 Ağustos, 2021 Aralık dönemlerine karşılık geldiği tespit edilmiştir. Bu kırılmaların gerekçelerini tespit etmek amacıyla 2013 yılı ocak ayı fiyat gelişmeleri incelendiğinde, aylık TÜFE %1.65 olarak gerçekleşirken gıda ve alkolsüz içecekler grubunda aylık enflasyon %4 olmuştur. Alt gruptan taze meyve-sebze fiyatlarında %19.69 ile oldukça yüksek bir artış görülmüştür (Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası [TCMB], 2013). Modelde yaşanan diğer kırılmalar incelendiğinde de aylık enflasyonu aşan gıda fiyat artışlarıyla karşılaşılmıştır.

GFE, TARIM-ÜFE ve DOLAR serileri ile kurulan modelde TARIM-ÜFE’de yaşanan artışların uzun dönemde gıda fiyatlarına olan etkisinin, döviz kuruna nispeten daha düşük düzeyde kaldığı bulunmuştur. Bu noktada gıda fiyatlarında yaşanan yükselişin önüne geçebilmek için öncelikli ele alınması gereken konunun döviz kurlarında yaşanan artışlar olduğu söylenebilir. Döviz kuru artışlarının petrol, gübre, yem, tohum, elektrik, nakliye, işleme fiyatlarına doğrudan yansıdığı ve tarımsal girdi maliyetlerini dolaylı yoldan arttırdığı bilinmektedir. Ancak üreticinin maliyet artışlarını gıda fiyatlarına kur artışına nispeten daha düşük düzeyde yansıtılabildiği bulgular dahilinde görülmektedir. Bu durum uzun vadede üreticinin faaliyetlerini sürdürmesini ve yurtdışı üreticileri ile rekabetini olanaksızlaştırmaktadır. Sonucunda da üreticinin üretimden vazgeçmesine neden olma riski taşımaktadır. Etkili tarımsal üretim politikaları oluşturularak çiftçiye dünya çiftçileriyle rekabet gücü kazandırılması gereklidir. Ayrıca üreticiye yapılan teşvik ve desteklemelerin artırılmasının faydalı olacağı düşünülmektedir.

Dünya Bankası verilerine göre Türkiye’nin yaptığı mal ithalatları içinde, gıda malları ithalatının oranı 2010 yılında %3.9 iken, 2021 yılında %6.4 olmuştur (World Bank, 2021). Kur artışlarının gıda fiyatlarına yüksek derecede yansımalarının altında yatan bir nedenin de ülke içi üretimin yetersiz kalması nedeniyle ihtiyaç duyulan stokların yurtdışından ithal edilmesinin olduğu bulgularla desteklenmektedir. Gıda fiyatlarında yaşanan kur kaynaklı artışların önüne geçilmesi, dış alımdaki bağımlılığın azaltılarak yurtiçi üretimin desteklenmesi ile mümkün görünmektedir.

YAZAR BEYANI

Araştırma ve Yayın Etiği Beyanı

Bu çalışma bilimsel araştırma ve yayın etiği kurallarına uygun olarak hazırlanmıştır.

Etik Kurul Onayı

Bu araştırma etik kurul izni gerektiren analizleri kapsamadığından etik kurul onayı gerekmemektedir

Yazar Katkıları

Yazarlar çalışmaya eşit oranda katkıda bulunmuştur.

Çıkar Çatışması

Yazarlar açısından ya da üçüncü taraflar açısından çalışmadan kaynaklı çıkar çatışması bulunmamaktadır.

NOTLAR

¹Analizlerin gerçekleştirilmesinde ve grafiklerin çiziminde R, EViews ve Ms Excel programlarından faydalanılmıştır.

KAYNAKÇA

Abdioğlu, Z., & Korkmaz, Ö. (2012). Tüketici ve üretici fiyat endekslerinde fiyat geçişkenliği: Alt sektörler. *Çukurova Üniversitesi İİBF Dergisi*, 16(2), 65-81.

Birleşmiş Milletler Gıda ve Tarım Örgütü [FAO]. (2017). *The future of food and agriculture – Trends and challenges*. Rome. 08.01.2023 tarihinde <https://www.fao.org/3/i6583e/i6583e.pdf> adresinden alınmıştır.

Erdem, F., & Yamak, R. (2014). Üretici fiyat endeksi ve tüketici fiyat endeksi arasındaki geçişkenliğin derecesi. *Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Üniversitesi*, 14(4), 1-13. <https://doi.org/10.18037/ausbd.25661>

Eştürk, Ö., & Albayrak, N. (2018). Tarım ürünleri-gıda fiyatları artışları ve enflasyon arasındaki ilişkinin incelenmesi. *Uluslararası İktisadi ve İdari İncelemeler Dergisi* (18. EYİ Özel Sayısı), 147-158. <https://doi.org/10.18092/ulikidince.353991>

Birleşmiş Milletler Gıda ve Tarım Örgütü [FAO]. (2021). İşgücü göstergeleri. 12.01.2023 tarihinde <http://www.fao.org/faostat/en/#data/OE> adresinden alınmıştır.

Birleşmiş Milletler Gıda ve Tarım Örgütü [FAO]. (2021). İşgücü göstergeleri. 12.01.2023 tarihinde <http://www.fao.org/faostat/en/#data/OE> adresinden alınmıştır.

Birleşmiş Milletler Gıda ve Tarım Örgütü [FAO]. (2023). Land use. 30.03.2023 tarihinde <http://www.fao.org/faostat/en/#data/RL> adresinden alınmıştır.

- Birleşmiş Milletler Gıda ve Tarım Örgütü [FAO]. (2023). World food situation. 30.03.2023 tarihinde <http://www.fao.org/worldfoodsituation/foodpricesindex/en/> adresinden alınmıştır.
- Ghazali, M. F., Muhammad, M. Z., & Ooi, A. Y. (2008). Do producer prices cause consumer prices? Some empirical evidence. *International Journal of Business and Management*, 3(11), 78-82. <https://10.5539/ijbm.v3n11p78>
- Granger, C. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica*, 37(3), 424-438. <https://doi.org/10.2307/1912791>
- Hye, Q., Imran, K., & Anwar, S. (2009). Food prices and money supply: A causality analysis for Bangladesh economy. *Journal of Social and Economic Policy*, 6(2), 1-6. <https://10.2139/ssrn.1328214>
- Hyndman, R.J., & Athanasopoulos, G. (2018). Forecasting: Principles and practice. Melbourne, Australia. 31.10.2022 tarihinde <https://otexts.com/fpp2/residuals.html> adresinden alınmıştır.
- Kadılar, C. (2000). *Uygulamalı çok değişkenli zaman serileri analizi*. Ankara: Bizim Büro Basımevi.
- Kılıcı, E. N. (2019). Türkiye enflasyon görünümüne ilişkin bir değerlendirme; reel efektif döviz kuru ile tüketici fiyat endeksi arasındaki ilişkinin analizi. *Anemon Muş Alparslan Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 7(6), 219-227. <https://doi.org/10.18506/anemon.522678>
- Koçak, N. A. (2021). Türkiye'de tüketici ve üretici fiyatları arasındaki ilişkinin alternatif tahmin yöntemleri kullanılarak analizi. *Business and Economics Research Journal*(12), 33-47. <https://dx.doi.org/10.20409/berj.2021.309>
- Kofođlu, İ. H., Küçükkale, Y., & Yamak, R. (2018). Faiz oranları, döviz kurları ve çekirdek fiyat endeksleri arasındaki dinamik ilişkiler: Türkiye örneđi. *Anemon Muş Alparslan Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 6(6), 1111-1118. <https://doi.org/10.18506/anemon.444755>
- Ekonomik Kalkınma ve İş Birliđi Örgütü [OECD]. (2021, 10 17). CPI inflation. <https://data.oecd.org/price/inflation-cpi.htm> adresinden alınmıştır.
- Pappas, C., & Papadas, C. (2015). Farm production costs, producer prices and retail food prices: A cointegration analysis. *Bulletin of Political Economy*, 9(2), 127-143.
- Saraç, T. B., & Karagöz, K. (2010). Türkiye'de tüketici ve üretici fiyatları arasındaki ilişki : Yapısal kırılma ve sınır testi. *Maliye Dergisi*, (159), 220-232.
- Sevüktekin, M., & Çınar, M. (2017). *Ekonometrik zaman serileri analizi*. Bursa: Dora Yayıncılık.
- Tay Bayramođlu, A., & Koç Yurtkur, A. (2015). Türkiye'de gıda ve tarımsal ürün fiyatlarının uluslararası belirleyicileri. *Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 15(2), 63-74. <https://doi.org/10.18037/ausbd.84248>
- Terzi, H., & Tütüncü, A. (2017). Türkiye'de üretici fiyat endeksi ve tüketici fiyat endeksi arasındaki ilişkinin incelenmesi: ARDL sınır testi yaklaşımı. *Sosyoekonomi*, 25(34), 173-186. <https://10.17233/sosyoekonomi.289926>

- Türkiye İstatistik Kurumu [TÜİK]. (2021). Gelir, yaşam, tüketim ve yoksulluk. 18.01.2023 tarihinde <https://data.tuik.gov.tr/Kategori/GetKategori?p=gelir-yasam-tuketim-ve-yoksulluk-107&dil=1> adresinden alınmıştır.
- Türkiye İstatistik Kurumu [TÜİK]. (2021). İşgücü istatistikleri, II. çeyrek: Nisan - Haziran, 2021, Haber Bülteni. 02.03.2021 tarihinde <https://data.tuik.gov.tr/Bulten/Index?p=Isgucu-Istatistikleri-II.-Ceyrek:-Nisan---Haziran,-2021-37546> adresinden alınmıştır.
- Türkiye İstatistik Kurumu [TÜİK]. (2022). Enflasyon ve fiyat. 12.12.2022 tarihinde <https://data.tuik.gov.tr/Kategori/GetKategori?p=enflasyon-ve-fiyat-106&dil=1> adresinden alınmıştır.
- Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası[TCMB]. (2013, Ocak). Ocak ayı fiyat gelişmeleri. 26.04., 2023 tarihinde <https://www.tcmb.gov.tr/wps/wcm/connect/c1eaa6e5-c2bb-4c13-9225-ad1746212665/AFiyatOcak13.pdf?MOD=AJPERES&CACHEID=ROOTWORKSPACE-c1eaa6e5-c2bb-4c13-9225-ad1746212665-m3fBcoz> adresinden alınmıştır.
- Türkiye İstatistik Kurumu [TÜİK]. (2022). Nüfus ve demografi. 31.03.2023 tarihinde <https://data.tuik.gov.tr/Kategori/GetKategori?p=nufus-ve-demografi-109&dil=1> adresinden alınmıştır.
- Ulusoy, A., & Şahingöz, B. (2020). Türkiye’de Gıda Ürünleri Fiyatlarının Enflasyon Üzerindeki Etkisi. *Maliye Araştırmaları Dergisi*, 6(2), 45-55.
- Welch, P. J., & Welch, G. F. (2009). *Economics: Theory and practice*. John Wiley & Sons.
- World Bank (2021). Food imports. 05.04.2023 tarihinde World Bank: <https://data.worldbank.org/indicator/TM.VAL.FOOD.ZS.UN?locations=AF> adresinden alınmıştır.