

TÜRKİYE’DE GIDA FİYATLARI ENDEKSİ İLE TARIM ÜRÜNLERİ ÜRETİCİ FİYATLARI ENDEKSİ ARASINDAKİ İLİŞKİNİN ENGLE-GRANGER YÖNTEMİ İLE İNCELENMESİ

INVESTIGATION OF THE RELATIONSHIP BETWEEN FOOD INDEX AND AGRICULTURAL PRODUCTS PRODUCER INDEX IN TURKEY BY ENGLE-GRANGER METHOD

İsmet DEMİRAĞ¹,

¹ İskenderun Teknik Üniversitesi, Ekonomi ve Finans Bölümü, ismetdemirag@gmail.com - [0000-0001-8091-4993](tel:0000-0001-8091-4993)

Murat SAĞIR²

² İskenderun Teknik Üniversitesi, Ekonomi ve Finans Bölümü, murat.sagir@iste.edu.tr- [0000-0001-7567-9327](tel:0000-0001-7567-9327)

ÖZET

Son yıllarda enflasyonda yaşanan artış hanehalklarının temel tüketim harcamalarından biri olan gıda konusunda yoğun olarak tartışılmaktadır. Gıda fiyatlarında yaşanan yükselmenin nedenleri incelendiğinde araştırmalar Dünyada ve Türkiye’de iklim koşulları, tarımsal üretim faktörleri, Rusya-Ukrayna savaşından kaynaklı lojistik aksamalar gibi ortak sorunlara odaklanırken, yerelde Türkiye açısından şehirleşme, göç ve gelir dağılımı gibi faktörlerin tarımsal üretime dolayısıyla gıda fiyatlarına etkisini ön plana çıkarmaktadır. Son dönemde gıdanın üreticiden tüketiciye ulaşma sürecinde yüksek oranda fiyat değişimine uğradığı görüşü tartışılmaktadır. Bu noktada tarım ürünleri fiyatlarında yaşanan artışların gıda fiyatlarına nasıl yansdığı araştırmanın odak konusu olmuştur. Çalışma kapsamında çiftçinin üretilen piyasaya sürdüğü mal ve hizmetlerin fiyatlarında yaşanan değişimleri aylık olarak ölçmeyi hedefleyen Tarım Ürünleri Üretici Fiyat endeksi (TARIM-ÜFE) ile hanehalklarının tüketim kalıplarına göre oluşturulan ve enflasyonu ölçmek için aylık yayımlanan Tüketici Fiyat Endeksinin alt endeksi olan Gıda Fiyatları Endeksi (GFE) arasında bilimsel olarak bir ilişkinin varlığı araştırılmak istenmiştir. Yapılan analizler sonucu uzun dönemde Gıda fiyatları ile Tarım ürünleri fiyatları arasında bir ilişkinin olduğu Engle-Granger yöntemi kullanılarak tespit edilmiştir. TARIM-ÜFE’de yaşanacak %1’lik bir artış GFE’ye uzun dönemde %0,70 oranında artırmaktadır. İki seri arasında kurulan hata düzeltme modeli ile kısa dönemde yaşanan bozulmaların uzun dönemde her ay %21 oranında düzeltildiği sonucuna ulaşılmıştır.

Anahtar Kelimeler: Gıda Fiyatları Endeksi, Engle-Granger Eşbütünleşme Testi, Tarım Ürünleri Üretici Fiyat Endeksi, Zaman Serileri

ABSTRACT

The increase in inflation in recent years has been heavily discussed under the heading of food, which is one of the main consumption expenditures of households. When the reasons for the increase in food prices are examined, studies focus on common problems such as climate conditions and agricultural production factors in the world and in Turkey, while the effects of factors such as urbanization, migration and income distribution on agricultural production and thus food prices for Turkey at the local level. Recently, the view that food has undergone high price changes in the process of reaching the consumer from the producer has been discussed. At this point, how the increases in agricultural product prices reflected on food prices has been the focus of the research. Within the scope of the study, the existence of a scientific relationship between the Agricultural Products Producer Price Index, which aims to measure the monthly changes in the prices of the goods and services produced by the farmer and the Food Price Index, which is the sub-index of the Consumer Price Index, which is created according to the consumption patterns of the households and published monthly to measure inflation, is aimed to be investigated. As a result of the analyzes made, it has been determined by using the Engle-Granger method that there is a long-term relationship between the food prices and the prices of agricultural products. A series of 1% to be experienced in AGRICULTURE-PPI is reflected in the FPIE at a rate of 0,70% in the long run. With the error correction model established between the two series, it was concluded that the short-term deteriorations were corrected by 20% every month in the long-term.

Keywords: Food prices Index, Engle-Granger Cointegration Test, Agricultural Products Producer Pricing, Time series

1.GİRİŞ

Gıda fiyatları her insanın gündelik yaşamında yüzleşmek zorunda olduğu önemli bir ekonomik olgudur. Ekonomi bilimi literatüründe gıda fiyatlarında yaşanan değişimleri inceleyen birçok çalışma bulunmaktadır. Bu çalışmalar incelendiğinde arz açısından gıda fiyatlarında yaşanan artışlarda; tarım arazilerinde yaşanan azalma, girdi maliyetleri, iklim koşulları, savaş gibi faktörlerin etkisinin olduğu görülmüştür. Gıda talebi tarafında ise nüfus artışı en büyük riski oluşturmaktadır. Bahsedilen faktörlerin etkisi Birleşmiş Milletler Gıda ve Tarım Örgütü(FAO)'nün yayımladığı gıda fiyatları endeksinde görülmektedir. Endeks 2020 yılında 98,1iken, 2022 yılı Ekim ayı itibariyle 135,9'a ulaşmıştır (FAO, 2022). Türkiye açısından gıda fiyatlarına etki eden faktörlere göç ve değişen işgücü yapısı eklenebilir. Uzun yıllar tarım ülkesi olma niteliği taşıyan Türkiye'de tarımsal istihdam rakamları düşerken sanayi ve hizmetler sektöründe istihdam edilenlerin oranları artmıştır. İstatistikler incelendiğinde gününüzde %17,8 olan tarımsal istihdam rakamının 2000 yılında %36,3 düzeyinde olduğu görülmektedir (FAO, 2022). Nüfus rakamları incelendiğinde 1980 yılından 2020 yılına yaklaşık 38 milyon artış vardır (Türkiye İstatistik Kurumu, 2022). Şehirleşmenin ve gelir düzeyinin artması da gıda talebinde yaşanan bozulmanın nedenleri arasında sayılabilir. Arzın azalarak talebin yükselmesi gıda fiyatlarında sürekli yükselme haline dolayısıyla gıda fiyatları enflasyonuna yol açmaktadır. Enflasyon oldukça geniş kapsamlı bir ekonomik kavramdır. Ekonomik Kalkınma ve İş Birliği Örgütü (OECD), TÜFE ile ölçülen enflasyonu hanehalkları tarafından satın alınan mal ve hizmetlerden oluşan bir sepetin fiyatında zaman içerisinde oluşan değişim olarak tanımlamaktadır (OECD, 2021). Ekonomi literatüründe enflasyon fiyatlar genel seviyesinde yaşanan sürekli artış olarak tanımlanmaktadır. Enflasyonla ilgili yapılan sınıflamaların genelde talep ve maliyet enflasyonu üzerinde yoğunlaştığı görülmektedir. Talep enflasyonu para arzı ile ilişkili olarak az malın peşindeki çok para olarak özetlenebilir. Mal ve hizmetleri arz edenlerin talep değişmediği halde maliyetlerde yaşanan artışları fiyatlara yansıtması maliyet enflasyonunu doğurmaktadır (National Council on Economic Education, 1995, s. 33).

Gıda enflasyonu resmi olarak TÜİK'in aylık olarak gerçekleştirdiği Tüketici Fiyat Endeksi (TÜFE) kapsamında bir alt endeks olarak yayımlanan Gıda Fiyatları Endeksi (GFE) yardımıyla hesaplanmaktadır. Gıda fiyatlarına etkisi olduğu düşünülen bir başka faktör yine TÜİK'in aylık olarak hesapladığı Çiftçinin piyasaya sunduğu mal ve hizmetlerin fiyatını ölçen Tarım Ürünleri Üretici Fiyat Endeksidir. (TARIM-ÜFE) Bahsedilen ve literatürde araştırılan faktörlerin dışında bu araştırma kapsamında gıda fiyatlarına çiftçinin piyasaya sürdüğü mal ve hizmetlerin fiyatlarının etkisinin olup olmadığı varsa ne düzeyde olduğu zaman serileri analizi ile araştırılacaktır.

2.LİTERATÜR

Yapılan literatür incelemesinde Üretici Fiyatları ile Tüketici Fiyatları Endeksi arasında olası ilişkileri araştıran birçok çalışma olduğu görülmüştür. Tekin (2019) çalışmasında TÜFE ve Yurtiçi ÜFE arasındaki ilişkileri Engle-Granger yöntemi ile incelenmiştir. Yurt içi üretici fiyat endeksinde yaşanacak bir birimlik artışın TÜFE'de 0,42 artışa neden olacağı bulunmuştur. Abdioğlu ve Korkmaz (2012) çalışmalarında TÜFE ve ÜFE'ye ait alt endeksleri kullanarak ilişki analizlerini Engle-Granger ve Johansen yöntemleri ile gerçekleştirmiştir. Bu çalışmada alt endeksler arasında ilişkiler söz konusuysen TÜFE ve ÜFE arasında uzun dönemli ilişki tespit edilmemiştir. Kofoglu, Küçükale, & Yamak (2018) çalışmalarında TÜİK tarafından hesaplanan özel endeksler ile faiz ve döviz kuru arasındaki ilişkiler Johansen yöntemi ile incelenmiştir. Ulusoy & Şahingöz (2020) çalışmalarında Gıda Fiyatları Endeksinin TÜFE ile ilişkisi Toda-Yamamoto yöntemi ile analiz edilmiştir. Sonuç olarak gıda fiyatları ile TÜFE arasında uzun dönemli bir ilişki tespit edilmiştir. Eştürk & Albayrak (2018) çalışmalarında gıda fiyatlarının TÜFE, döviz kuru, petrol fiyatları ve TARIM-ÜFE ile ilişkileri araştırılmıştır. Gıda Fiyatları Endeksi ile TÜFE ve petrol fiyatları arasında istatistiksel olarak anlamlı ilişki bulunurken TARIM-ÜFE ve döviz kuru arasında bir ilişki bulunmamıştır. Ghazali, Muhammad, & Ooi (2008) çalışmalarında Maleyezya için ÜFE ve TÜFE serileri için olası ilişkiler

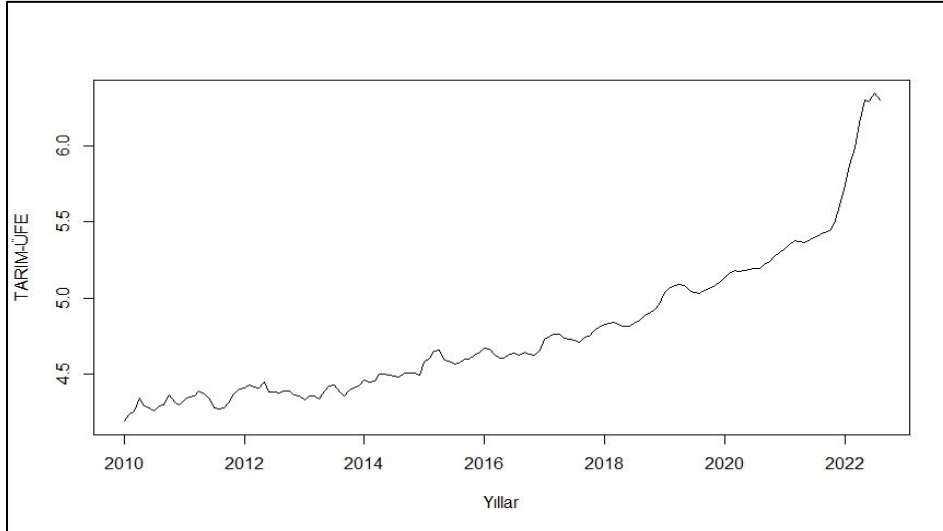
Johansen yöntemi ile araştırılmıştır. Seriler arasında uzun dönemli ilişki tespit edilmiştir. Pappas & Papadas (2015) araştırmalarında Yunanistan için Tarımsal girdi, tüketici fiyat ve perakende gıda fiyat endeksi arasındaki ilişkiler Johansen yöntemi ile incelenmiştir. Uzun dönemde değişkenler arasında ilişki olduğu tespit edilmiştir.

3.VERİ SETİ VE YÖNTEM

Çalışmada TÜİK internet sitesinden alınan 2010 Ocak-2022 Ağustos dönemi 2003=100 temelli GFE ile 2015=100 temel yıllık TARIM-ÜFE serileri kullanılmıştır. GFE ve TARIM-ÜFE arasında bulunan temel yıl farklılıklarını gidermek amacıyla seriler 2015=100 temel yıllık olarak yeniden hesaplanmıştır. Öncelikle serilerin durağanlığı ADF birim kök testi uygulanarak test edilmiş ardından Engle-Granger yöntemi kullanılarak eşbütünlük ve hata düzeltme modelleri elde edilmiştir. Analizlerin ve grafiklerin yapılmasında R (R 4.2.2, 2022) ve Eviews (EViews 13, 2022) programlarından faydalanılmıştır.

4.BULGULAR

Öncelikle serilere ait verilerin logaritmaları alınarak analiz ve yorumlama kolaylığı sağlanması amaçlanmıştır. TARIM-ÜFE serisine ait grafik Şekil 1’de verilmektedir. Buna göre önsel olarak serinin trendi olduğu ve durağan olmadığı söylenebilir.



Şekil 1. Tarım Ürünleri Üretici Fiyat Endeksi grafiği

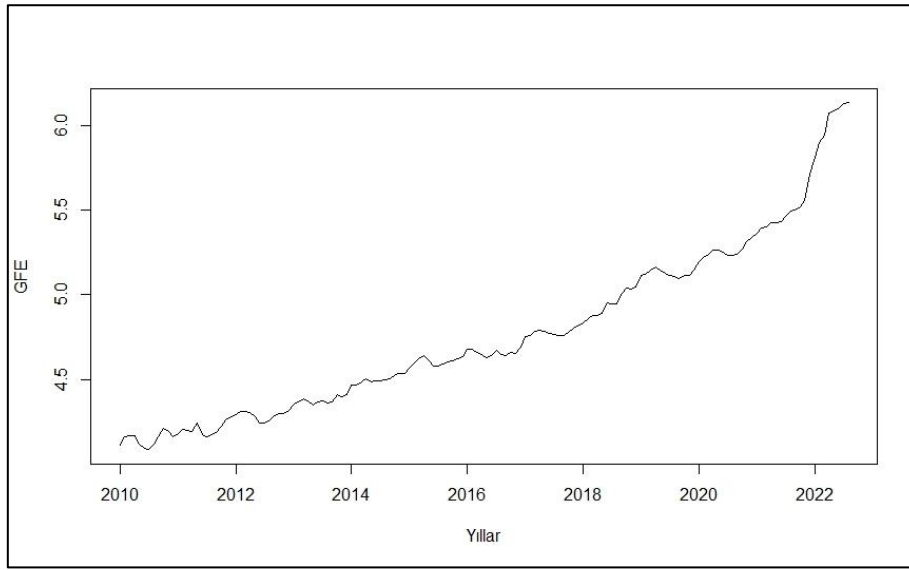
TARIM-ÜFE serisine ADF birim kök testi uygulanmıştır. Sabitli ve sabitli-trendli kurulan modellerde AIC bilgi kriterine göre 4’üncü gecikmede artıklar akgürültü varsayımını sağlamıştır. Alınan sonuçlara göre H_0 : TARIM-ÜFE serisi birim kök içermektedir. Hipotezi test edilmiştir. Sabitli modelde $\tau_{hesap}=2,3887 > \tau_{tablo}=-2,8811$ olduğundan %5 anlamlılık seviyesinde yokluk hipotezi reddedilemez. Sabitli-trendli modelde ise $\tau_{hesap}=0,8555 > \tau_{tablo}=-3,4406$ olduğundan %5 anlamlılık seviyesinde benzer biçimde yokluk hipotezi reddedilemez. Sonuç olarak TARIM-ÜFE serisinin birim kök içerdiği, istatistiksel olarak durağan olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

Serinin birinci farkı alınarak birim kök testi yeniden uygulanmıştır. Serinin birinci farkı alındığında sabitli-trendli model sabitli modele, sabitli modelde sabitsiz-trendsiz modele dönüşür. Tablo 1’de alınan sonuçlara göre göre sabitli model için $\tau_{hesap}=-5,1262 < \tau_{tablo}=-2,8808$ olduğundan %5 anlamlılık seviyesinde yokluk hipotezi reddedilir. Yani orijinal olarak belirlenen sabitli-trendli modelin birinci farkı birim kök içermemektedir. Benzer şekilde sabitsiz-trendsiz model için $\tau_{hesap}=-4,6944 < \tau_{tablo}=-1,942982$ olduğundan benzer biçimde %5 anlamlılık seviyesinde yokluk hipotezi reddedilir. Özetle TARIM-ÜFE serisinin birinci farkı birim kök içermemektedir. Serinin birinci farkında istatistiksel olarak durağan olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Tablo 1. TARIM-ÜFE serisinin birinci farkı için ADF test sonuçları

Sabitli		t-istatistiği	Sabitsiz-trendsiz	t-istatistiği
ADF test istatistiği		-5,1262		-4.6944
Kritik değerler	%1	-3,4745	%1	-2.5805
	%5	-2,8808	%5	-1.9429
	%10	-2,5771	%10	-1.6152

Gıda Fiyatları Endeksine ait grafik Şekil 2’de verilmektedir. Buna göre önsel olarak serinin trendi olduğu ve durağan olmadığı söylenebilir.

**Şekil 2. Gıda Fiyatları Endeksi grafiği**

GFE serisine ADF birim kök testi uygulanmıştır. Sabitli ve sabitli-trendli kurulan modellerde AIC bilgi kriterine göre 5’inci gecikmede artıklar akgürültü varsayımını sağlamıştır. Alınan sonuçlara göre “ H_0 : GFE serisi birim kök içermektedir.” hipotezi test edilmiştir. Sabitli modelde $\tau_{hesap}=2,7784 > \tau_{tablo}=-2,8812$ olduğundan yokluk hipotezi %5 anlamlılık seviyesinde reddedilemez. Sabitli-trendli modelde ise $\tau_{hesap}=1,62229 > \tau_{tablo}=-3,4415$ olarak bulunduğu benzer biçimde yokluk hipotezi %5 anlamlılık seviyesinde reddedilemez. Sonuç olarak GFE serisinin birim kök içerdiği, istatistiksel olarak durağan olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

Serinin birinci farkı alınarak birim kök testi yeniden uygulanmıştır. Serinin birinci farkı alındığında sabitli-trendli model sabitli modele, sabitli modelde sabitsiz-trendsiz modele dönüştüğü göz önünde tutularak birim kök analizine devam edilmiştir. Tablo 2’de alınan sonuçlara göre göre sabitli model için $\tau_{hesap}=-5,2702 < \tau_{tablo}=-2,8812$ olduğundan yokluk hipotezi %5 anlamlılık seviyesinde reddedilir. Sabitsiz-trendsiz modelde ise $\tau_{hesap}=0,49388 > \tau_{tablo}=-1,9431$ olarak bulunduğu yokluk hipotezi reddedilemez. GFE serisinin sabitli modeli için (birinci farkı alındığında sabitsiz-trendsiz model) birinci farkta dahi birim kök içerdiği sonucuna ulaşılmaktadır. Fakat GFE’nin grafiği incelendiğinde serinin bir trende sabit olduğu aşıkardır. Dolayısı ile sabitli trendli model seriyi daha iyi temsil edeceği için birinci fark alındığında sabitli model için elde edilen sonuçlar kabul edilmelidir. Sonuç olarak GFE serisi I(1)’dir.

Tablo 2. GFE serisinin birinci farkı için ADF test sonuçları

Sabitli		t-istatistiği	Sabitsiz-trendsiz	t-istatistiği
ADF test istatistiği		-5,2702		0.49388
Kritik değerler	% 1	-3,4785	% 1	-2.5817
	% 5	-2,8825	% 5	-1.9431
	% 10	-2,5780	% 10	-1.6151

Yapılan analizler sonucunda TARIM-ÜFE ve GFE serilerinin I(1) serisi olduğu tespit edilmiştir. İki serisinde birinci dereceden farklarının durağan olması Engle-Granger yöntemi ile eşbütünleşme analizi yapılmasını mümkün kılmaktadır. Çalışmaya ait uzun dönem model:

$$GFE = \alpha_0 + \alpha_1(t) + \alpha_2(\text{TARIM_ÜFE}) + u_t.$$

Bu modeli tahmin etmek için veri setine ilk olarak En küçük kareler yöntemi uygulanmış ardından modelin uygunluğu için kalıntıların incelenmesine geçilmiştir. Tablo 3'te kurulan modele ilişkin katsayıların tahmini verilmektedir. p değerleri incelendiğinde modele dahil olan değişkenlerin istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmüştür.

Tablo 3. GFE ve TARIM-ÜFE modeli katsayıları

Değişken	Katsayı	Std Hata	t-istatistiği	p-değeri
TARIM-ÜFE	0.70677	0.01323	53.4231	0,0000
Sabit	1.0855	0.05369	20.2167	0,0000
Trent	0.00404	0.00014	28.4888	0,0000
R^2	0,9959			
\bar{R}^2	0.9959			

Seriler arasında eşbütünleşmenin varlığı modelin kalıntıları yardımıyla hesaplanan Engle-Granger Tau istatistiği ile test edilmiştir. Tau istatistiğine ait p değeri=0,0046<0,05 olduğundan “ H_0 : GFE ve TARIM-ÜFE serileri arasında eşbütünleşme yoktur.” hipotezi reddedilir. Buna göre incelenen seriler arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığından söz edilebilir. Uzun dönemli model denklemi,

$$\widehat{GFE} = 1,0855 + 0,00404(t) + 0,7067(\text{TARIM_ÜFE}) \quad (1)$$

olarak tahmin edilmiştir. TARIM-ÜFE’de yaşanacak %1’lik bir artış GFE’yi uzun dönemde yaklaşık binde 7 oranında artırmaktadır.

Modelin kısa dönemli ilişkilerinin ortaya çıkarılması için Hata düzeltme modeli kurulmuştur. Çizelge 4’te kurulan modele ilişkin katsayılar ve p değerleri verilmiştir. Buradan elde edilen sonuçlara göre hata düzeltme modeli,

$$\Delta GFE = 0,0049 + 0,6090(\Delta \text{TARIM_ÜFE}) - 0,1988\varepsilon_{t-1} \quad (2)$$

biçimde tahmin edilmiştir.

Tablo 4. GFE ve TARIM-ÜFE için Hata düzeltme modeli katsayıları

Değişken	Katsayı	Std Hata	t-istatistiği	p-değeri
Δ TARIM-ÜFE	0.60908	0.04859	12.5337	0,0000
Sabit	0.00491	0.00176	2.78506	0.0061
Kalıntılar(-1)	-0.1988	0.05566	-3.57160	0.0005
R^2	0.51789			
\bar{R}^2	0.51138			
Durbin-Watson	1,8916			

Hata düzeltme modelinden elde edilen hata düzeltme teriminin -1 ile 0 aralığında ve istatistiksel olarak anlamlı olması beklenmektedir. Çünkü hata düzeltme terimi uzun dönem ile kısa dönem arasında bir bilgi köprüsü kurar. Hata düzeltme teriminin katsayısı incelendiğinde şunlar ifade edilebilir: İki seri arasında kısa dönemde oluşan dengesizliklerin aylık olarak yaklaşık %20'si düzelerek uzun dönemde dengeye gelir. Son olarak model varsayımlarının incelenmesi için tanısal testler yapılmıştır.

Tablo 5. GFE ve TARIM-ÜFE modeli tanısal test sonuçları

Tanımsal Testler	F istatistiği	F(p-değeri)	Ki-Kare	Ki-Kare(p-değeri)
Otokorelasyon	1,33	F(2,146)=0,3249	2,3079	Ki-kare(2)=0,3154
Değişen varyanslılık	0,5076	F(1,148)= 0,4773	0,51271	Ki-kare(1)= 0,4740

Not: p-değerleri %95 güven düzeyinde anlamdır. Serisel Korelasyon için Breush-Godfrey, Değişen varyanslılık için ARCH testleri uygulanmıştır.

Serilere ait hata düzeltme modelinin otokorelasyon ve değişen varyanslılık sorunu olmadığı ancak normallik varsayımının sağlanmadığı Tablo 5'te verilen sonuçlarda görülmektedir. Çalışmada 152 ay dikkate alındığından merkezi limit teoremine göre (Ovla, Türkegün, Özdemir, Özcömert, & Taşdelen, 2017) normallik varsayımının sağlandığı kabul edilmektedir.

5.SONUÇ

Gıda fiyatlarının yükselmesi ülkede yaşayan her bireyi etkileyen bir olgudur. Gıda fiyatlarının yükselmesinde yapısal bazı faktörler olabileceği gibi çevresel ve bölgesel faktörlerde arz ve talep arasında dengenin bozulmasına yol açmaktadır. Çiftçilerin üretmek piyasaya sürdüğü mal ve hizmetlerin fiyatlarında yaşanan artışların ne ölçüde gıda fiyatlarına yansıdığı bu araştırmanın konusunu oluşturmaktadır. TÜİK tarafından gıda fiyatlarında yaşanan değişimler TÜFE'nin bir alt endeksi olarak aylık hesaplanmaktadır. Çiftçilerin ürettiği mal ve hizmetler için hesaplanan TARIM-ÜFE'de benzer biçimde aylık olarak hesaplanan bir endekstir. Bu iki serinin arasında uzun ve kısa dönemli ilişkilerin varlığı Eşbütünleşme analizi ile incelenmiştir. İki serinin durağanlık analizleri yapılmış, her iki serisinde birinci farklarında durağan olduğu tespit edilmiştir. En küçük kareler yöntemine göre kurulan regresyon modelinden alınan sonuçlara göre GFE ile TARIM-ÜFE serileri arasında uzun dönemli bir ilişki olduğu TARIM-ÜFE'de yaşanan %1'lik artışın GFE'ye %0,69 oranında yansıdığı tespit edilmiştir. Modele ilişkin hata düzeltme modeli kurularak kısa dönemli

ilişkiler analiz edilmiştir. Kısa dönemde seriler arasında ilişki olduğu yaşanacak dengesizliklerin aylık %21 oranında düzelerek uzun dönemde dengeye geldiği sonucuna ulaşılmıştır.

KAYNAKÇA

- Abdioğlu, Z., & Korkmaz, Ö. (2012). Tüketici ve Üretici Fiyat Endekslerinde Fiyat Geçişkenliği: Alt Sektörler. *Çukurova Üniversitesi İİBF Dergisi*, 16(2), 65-81.
- Eştürk, Ö., & Albayrak, N. (2018). Tarım Ürünleri-Gıda Fiyatları Artışları ve Enflasyon Arasındaki İlişkinin İncelenmesi. *Uluslararası İktisadi ve İdari İncelemeler Dergisi*(18. EYİ Özel Sayısı), 147-158.
- EViews 13. (2022, 10). *EViews*. EViews Web Sitesi: <https://www.eviews.com/home.html> adresinden alındı
- FAO. (2021, 8). *İşgücü Göstergeleri*. Birleşmiş Milletler Gıda ve Tarım Örgütü Web Sitesi: <http://www.fao.org/faostat/en/#data/OE> adresinden alındı
- FAO. (2022, 11). *Gıda Fiyatları Endeksi*. Birleşmiş Milletler Gıda ve Tarım Örgütü Web Sitesi: <http://www.fao.org/worldfoodsituation/foodpricesindex/en/> adresinden alındı
- FAO. (2022, 11). *İşgücü Göstergeleri*. Birleşmiş Milletler Gıda ve Tarım Örgütü Web Sitesi: <http://www.fao.org/faostat/en/#data/OE> adresinden alındı
- 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.
- Kofoğlu, İ. H., Küçükkale, Y., & Yamak, R. (2018). Faiz Oranları, Döviz Kurları ve Çekirdek Fiyat Endeksleri Arasındaki Dinamik İlişkiler: Türkiye Örneği. *Anemon Muş Alparslan Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 6(6), 1111-1118.
- National Council on Economic Education. (1995). *A Framework for Teaching Basic Economic Concepts*. Council for Economic Educat.
- OECD. (2021, 10 17). *CPI İnfation*. Ekonomik Kalkınma ve İş Birliği Örgütü Web Sitesi: <https://data.oecd.org/price/inflation-cpi.htm> adresinden alındı
- Ovla, D., Türkegün, M., Özdemir, A. A., Özcömert, B. V., & Taşdelen, B. (2017, 6). Parametrik olmayan yöntemlerin yanlış kullanımı ve doğurabileceği sonuçlar: simülasyon çalışması. *Çukurova Medical Journal*, s. 241-248.
- Pappas, C., & Papadas, C. (2015). Farm Production Costs, Producer Prices and Retail Food Prices: A Cointegration Analysis. *Working Papers*, 2015(1).
- R 4.2.2. (2022, 10). *The R Project for Statistical Computing*. R Web Sitesi: <https://cran.r-project.org/mirrors.html> adresinden alındı
- Tekin, Ü. S. (2019). *Bazı Makroekonomik Göstergelerle Tüketici Fiyat Endeksi Arasındaki İlişkinin İncelenmesi: Türkiye Örneği*. Hacettepe Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü, Ankara.
- Türkiye İstatistik Kurumu. (2022, 11). *Nüfus ve Demografi*. TÜİK Web Sitesi: <https://data.tuik.gov.tr/Kategori/GetKategori?p=nufus-ve-demografi-109&dil=1> adresinden alındı

Ulusoy, A., & Şahingöz, B. (2020). Türkiye’de Gıda Ürünleri Fiyatlarının Enflasyon Üzerindeki Etkisi. *Maliye Araştırmaları Dergisi*, 6(2), 45-55.