

Türkiye’de Zeytin Fiyatı ile Zeytin Üretim Alanı ve Üretim Miktarı Arasındaki İlişkinin Toda-Yamamoto Testi ile Belirlenmesi

Determination of the Relationship between Olive Price and Olive Production Area and Production Amount in Turkey by Toda-Yamamoto Test

Kaan KAPLAN¹, Halil KIZILASLAN¹

¹Tokat Gaziosmanpaşa Üniversitesi, Ziraat Fakültesi, Tarım Ekonomisi Bölümü, Tokat, Türkiye

Öz

Dünyada yaklaşık 30 farklı ülkede yetiştirilen zeytin, ülkelerin dış ticaretleri açısından önem arz etmektedir. Bu ticaretin etkileri Akdeniz havzasındaki ülkelerin zeytin üretimini tetiklemektedir. Bu sebeple uluslararası zeytin fiyatları ticarete önemli rol oynamaktadır ve Türkiye zeytin üretiminde bu havzada önemli bir konumdadır. Bu amaçla 1991-2022 yılları arasındaki Türkiye’deki zeytin ürün fiyatı (\$/ton), zeytin üretim alanı (ha) ve zeytin üretim miktarı (ton) arasındaki ilişkinin tespit edilmesi amaçlanmıştır. Çalışmada öncelikle serilerin durağanlığının test edilmesi amacıyla birim kök testlerine bakılmış ve serilerin hem düzeyde hem birinci farkta durağan olduğu tespit edilmiştir. Farklı seviyelerde durağanlığın olması sebebiyle uygun yöntem olarak Toda-Yamamoto nedensellik testi belirlenmiştir. Toda-Yamamoto nedensellik testinin yapılabilmesi için uygun VAR modeli Akaike Bilgi Kriteri (AIC) göz önünde bulundurularak oluşturulmuştur. VAR Modeli gecikme uzunluğu Schwarz Bilgi Kriteri (SC) hariç diğer bilgi kriterleri göz önünde bulundurularak 2 gecikme uzunluğu olarak yeniden belirlenmiştir. Modelin geçerliliğini sınamak adına öncelikle AR Karakteristik Polinomlarının ters köklerine bakılmış, daha sonrasında ise LM Otokorelasyon Testi ve White Değişen Varyans Testleri uygulanmıştır. Buna göre oluşturulan VAR Modelinin geçerlilik sınamalarına göre LM Otokorelasyon Test İstatistiği olasılık değeri 0.0829, White Değişen Varyans olasılık değeri ise 0.0035 olarak tespit edilmiştir. Toda-Yamamoto Nedensellik testi sonuçlarına göre ise ürün fiyatı ile üretim alanı arasındaki wald test 10.29723, olasılık değeri 0.0162 olarak tespit edilmiş, üretim fiyatı ile ekili alan arasındaki wald test 10.69738 ve olasılık değeri 0.0135 olarak bulunmuştur. Tüm sonuçlara göre zeytin ürün fiyatı (\$/ton) ile zeytin üretim alanı (ha) ve zeytin üretim miktarı (ton) arasında bir nedensellik ilişkisinden söz edilmektedir.

Anahtar Kelimeler: Zeytin Fiyatı, Toda-Yamamoto, VAR Modeli, Türkiye

Abstract

Olives, which are grown in about 30 different countries around the world, are important for the foreign trade of countries. The effects of this trade trigger the olive production of the countries in the Mediterranean basin. For this reason, international olive prices play an important role in trade and Turkey has an important position in olive production in this basin. For this purpose, it is aimed to determine the relationship between olive product price (\$/ton), olive production area (ha) and olive production amount (tons) in Turkey between 1991-2022. In the study, firstly, unit root tests were used to test the stationarity of the series and it was found that the series were stationary both at level and at first difference. Due to the different levels of stationarity, Toda-Yamamoto causality test was determined as the appropriate method. In order to conduct the Toda-Yamamoto causality test, the appropriate VAR model was constructed by considering the Akaike Information Criterion (AIC). The lag length of the VAR model was re-determined as 2 lags by taking into account the information criteria other than the Schwarz Information Criterion (SC). In order to test the validity of the model, firstly, the inverse roots of the AR Characteristic Polynomials are examined, and then the LM Autocorrelation Test and White Variance Tests are applied. According to the validity tests of the VAR Model, the probability value of the LM Autocorrelation Test Statistic is 0.0829 and the probability value of the White Changing Variance is 0.0035.

Keywords: Olive Price, Toda-Yamamoto, VAR Model, Türkiye

I. GİRİŞ

Zeytin Ağacı, Akdeniz Havzası’nda ve dünya genelinde bilinen en eski ekili ağaçlardan biridir [1]. Zeytin ağacı, Oleaceae familyasına ait bir bitkidir ve yaklaşık olarak 20-29 ana cins içerisinde yer alır. Olea cinsi içindeki tek yenilebilir meyve olan zeytin ağacının tarımının Akdeniz havzasında başladığı bilinmektedir [2]. Türkiye’nin

güneyi, Lübnan, Suriye, Filistin ve İsrail’de eski yazılı tabletlerde zeytin çukurlarından bahsedilmekte ve antik mezarlarda bulunan odun parçaları, zeytin meyvesinin kökeninin bu bölgede olduğunu göstermektedir [3].

Zeytin, dünyada yaklaşık 30 ülkede ticari olarak yetiştirilmektedir. Özellikle Akdeniz havzası en fazla zeytin ağacına sahip bölge konumundadır ve bu sebeple bu havzadaki ülkeler için öneme sahiptir. Örneğin yarım milyon kadar çiftçi İspanya’da zeytin yetiştiriciliği yapmaktadır. Zeytin ağacı geçmişten günümüze tüm Akdeniz havzasına yayılmış durumdadır ve günümüzde Tunus’ta da üretilmektedir. Tunus’ta zeytin yetiştiriciliğinden gelir elde eden nüfus, ülke nüfusunun onda birinden fazlasını oluşturmaktadır. Küresel zeytinyağı pazarı 2021 yılında 13.8 milyar Dolar değerindeyken, 2029 yılında bu değer 17.8 milyar ABD Dolarına ulaşması beklenmektedir [4].

Dünyada 2022 yılı verilerine göre 10.948.521 hektarlık alanda zeytin üretimi yapılmaktadır. Yine 2022 yılı verilerine göre 21.449.867 ton üretim gerçekleştirilmiştir [5]. Zeytin üretimi haricinde zeytinyağı da önemli bir konudur. Genel olarak zeytinyağı, Akdeniz ülkelerinde üretilmekte ve tüketilmektedir. Ancak son yıllarda oluşan trendler, sağlıklı ve dengeli beslenme konuları ile birlikte geleneksel olmayan bir pazarda Avrupa dışında büyümektedir. Güney Amerika’da Şili, Arjantin, Uruguay gibi ülkelerde, Okyanusya’da Avustralya, Yeni Zelanda gibi ülkelerde ve Kuzey Amerika’da Amerika Birleşik Devletleri gibi ülkelere yayılmıştır.

2021/2022 döneminde dünya sofralık zeytin ithalatı 767.500 ton olarak gerçekleşmiştir. Sofralık zeytinde dünya ithalatının yaklaşık %60’dan fazlası ABD, Brezilya, AB, Kanada ve Rusya tarafından talep edilmektedir. Türkiye, sofralık zeytin ithalatı olmayan ülke konumundadır.

Türkiye, zeytin üretimi için uygun iklim koşullarına sahip olması nedeniyle dünya genelinde önemli bir konuma sahiptir hem sofralık zeytin hem de zeytinyağı üretimi açısından. Food and Agricultural Organization of the United Nations (FAOSTAT) verilerine göre, zeytin üretim alanı 1991 yılında 543.467 hektardan 2022 yılında 901.126 hektara yükselmiştir.

Yapılan literatür taramasında çalışma konusu ile ilgili birtakım araştırmalar bulunmaktadır. Şengül, “Türkiye’de Sofralık Zeytin Fiyatlarındaki Dalgalanmalar: ARIMA-GARCH Yaklaşımıyla Volatilité Araştırması” isimli çalışmada Ocak 2008 – Aralık 2022 dönemine ait verileri kullanmış ve 9 aylık dönemde 2 aylık tahminler orta vadeli planlamalar için güvenilir sonuçlar verdiğini ortaya koymuştur [6]. Kılıç

ve Turhan ise Türkiye’de sofralık zeytin yağı ihracatının ve ihracat değerinin 1982-2019 yılları arasındaki uzun ve kısa dönem etkilerini incelemek amacıyla ARDL modeli uygulamışlardır. Çalışma sonuçlarına göre hata düzeltme katsayısı anlamlı bulunmuş ve ihracat miktarının ihracat değeri üzerinde etkisi olduğu sonucuna ulaşılmıştır [7]. Bulut ve arkadaşları elektrik tüketiminin ekonomik büyüme üzerindeki etkilerini araştırmak amacıyla Toda-Yamamoto nedensellik testi kullanmışlardır ve test sonuçlarına göre elektrik tüketiminden büyümeye doğru bir nedensellik sonucuna ulaşılmıştır [8]. Özçelik, Rusya-Ukrayna Savaşı süresince dünyadaki gıda fiyatlarının durumunu analiz etmek amacıyla Fourier Bootstrap ARDL ve Fourier Bootstrap Toda-Yamamoto testlerinden yararlanmışlardır [9]. Okur ve Çiçek, Türkiye’de kırmızı et fiyatları ile besi yemi fiyatları arasındaki nedensellik ilişkisinin belirlenmesi amacıyla Toda-Yamamoto nedensellik ilişkisinden faydalanmışlardır. Çalışmada Ocak 2008 – Aralık 2022 dönemine ait veri setiyle çalışılmış ve besi yemi fiyatlarından kırmızı et fiyatlarına doğru %1 anlamlılık düzeyinde nedensellik ilişkisi tespit edilmiş ancak kırmızı et fiyatlarından besi fiyatlarına doğru anlamlı bir ilişki tespit edilememiştir [10].

Bu çalışmanın sonraki bölümleri şu şekilde düzenlenmiştir. Öncelikle 2. Başlıkta çalışmanın ana materyali ve çalışmada kullanılan yöntemlerin detaylı açıklamasına yer verilmiştir. 3. Başlıkta ise araştırma bulgularına yer verilmiş ve öncelikle serilerin durağanlığının test edildiği birim kök testlerine yer verilmiştir. Daha sonrasında Toda-Yamamoto nedensellik testinin yapılabilmesi için uygun VAR modeli oluşturulmuştur. VAR modelinin gecikme uzunluğu belirlenmiş, uygun gecikme uzunluğu ile model yeniden tespit edilmiştir ve gecikme uzunluğu Tablo 2’de verilmiştir. Modelin geçerliliği için gerekli sınamalar yapıldıktan sonra Toda-Yamamoto nedensellik testi için gerekli olan Wald Testinin yapılabilmesi adına Görünürde İlişkisiz Regresyon Modeli oluşturulmuş ve Toda-Yamamoto nedensellik analizine yer verilmiştir. Zeytin fiyatları ve üretimine yönelik daha önce böyle bir çalışmanın yapılmamış olması sebebiyle literatüre ışık tutacağı düşünülmektedir

II. MATERYAL VE METOD

2.1. Materyal

Çalışmada zeytin fiyatları ile zeytin üretim miktarı ve zeytin üretim alanı arasındaki ilişkiyi belirlemek amacıyla 1991 – 2022 yılları arasındaki veri seti kullanılmıştır. Veriler FAOSTAT [11] kayıtlarından elde edilmiştir. Ürün fiyatlarında belirli aralıklarla eksik olması sebebiyle 1991 sonrası tercih edilmiştir.

2.2. Yöntem

Çalışmanın yöntem kısmında öncelikle uygun model seçiminin yapılması amacıyla belirlenen değişkenlerin analizleri yapılmıştır. Buna göre zeytin fiyatları, zeytin üretim alanı ve zeytin üretim miktarı değişkenlerinin durağanlık yapısı incelenmiştir. Seriler farklı seviyelerde durağanlık içermektedirler ancak çalışma için seçilen model seriler arasında aynı seviyede durağanlık koşulu aramamaktadır. Durağanlık yapısının ortaya koymak için Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) [12] ve Phillips-Perron (PP) [13] birim kök testlerinden yararlanılmıştır.

Toda ve Yamamoto'nun [14] nedensellik testi, klasik nedensellik testlerinden farklı olarak birkaç önemli özellik taşır. İlk olarak, seriler arasında aynı seviyede durağanlık şartı veya değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi gerekliliği bulunmamaktadır. Bu, testin daha esnek ve geniş bir uygulama alanına sahip olmasını sağlar. İkinci olarak, bu nedensellik testinde değişkenlerin düzey değerleri kullanılır; böylece seriler üzerinde herhangi bir bilgi kaybı yaşanmaz. Toda ve Yamamoto yöntemi için (k+dmax) gecikmeli bir VAR modeli geliştirilir. Burada 'k', klasik VAR modelinde kullanılan gecikme sayısını ifade ederken, 'dmax' değişkenlerin maksimum bütünleşme derecesini gösterir. Bu model, nedensellik ilişkilerini daha doğru bir şekilde belirlemek için önemlidir.

Daha sonra, Toda ve Yamamoto tarafından geliştirilen ileri bir Wald (MWALD) test istatistiği, k gecikmeli VAR modeli parametrelerine uygulanarak nedensellik varlığını test eder. Wald testinin uygulanabilmesi için ise değişkenler arasındaki nedensellik modeli için Görünürde İlişkisiz Regresyon (GİR) modeli kullanılır. Bu yöntem, Zellner tarafından ilk olarak geliştirilmiş olup, regresyon sistemlerinde denklemleri ayrı ayrı tahmin etmek yerine Genelleştirilmiş En Küçük Kareler Yöntemi (GEKK) ile bir arada tahmin etmenin daha etkin sonuçlar verdiğini göstermiştir.

MWALD test istatistiği χ^2 dağılım sergiler. Test istatistiğinin anlamlı olması durumunda değişkenler

arasında bir nedensellik ilişkisinin varlığı sonucuna ulaşılmaktadır [15]. Kurulan VAR modeline ait denklemler eşitlik (1) ve eşitlik (2) de belirtilmiştir.

$$Y_{t-v_0} + \sum_{i=1}^{k+dmax} \alpha 1i y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k+dmax} \beta 1i x_{t-1} + e_{1t} \quad (1)$$

$$X_{t-v_0} + \sum_{i=1}^{k+dmax} \alpha 2i y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k+dmax} \beta 2i x_{t-1} + e_{2t} \quad (2)$$

Toda ve Yamamoto'nun (1995) çalışmasında öne sürülen nedensellik testi, Granger nedenselliğini Wald testi kullanarak değerlendirir. İki değişken arasındaki nedensellik ilişkisini test etmek için şu adımlar izlenir: Denklem 1 (x değişkeni ile y değişkeni): Sıfır hipotez, "x değişkeninin y değişkeninin Granger nedeni olmadığıdır." şeklinde formüle edilir. Yani, $H_0: \beta_1 = 0$, burada β_1 denklem 1'in x değişkenine ait gecikme terimi katsayısıdır. Denklem 2 (y değişkeni ile x değişkeni): Sıfır hipotez, "y değişkeninin x değişkeninin Granger nedeni olmadığıdır." şeklinde ifade edilir. Yani, $H_0: \beta_1 = 0$, burada β_1 denklem 2'nin y değişkenine ait gecikme terimi katsayısıdır.

Her iki durumdada, Wald testi kullanılarak ilgili gecikme terimi katsayısının sıfır olup olmadığı test edilir. Eğer gecikme terimi katsayısı istatistiksel olarak anlamlı bulunursa, Granger nedenselliği varlığı kabul edilir. Bu yöntem, değişkenler arasındaki nedensellik ilişkilerini belirlemek için kullanılan yaygın bir yöntem olup, Toda ve Yamamoto'nun önerisi doğrultusunda ileri bir istatistiksel analiz sunar.

III. SONUÇLAR VE TARTIŞMA

3.1. Bulgular

Serilerin durağanlığının test edildiği Genişletilmiş Dickey-Fuller testi (ADF) ve Phillips-Perron (PP) Birim Kök sınamaları Tablo 1'de verilmiştir. Buna göre ele alınan değişkenlerden sadece üretim miktarı değişkeni PP birim kök testinde düzeyde sabit ve düzeyde sabit+trend'de durağanlaşmıştır. Diğer iki değişken düzeyde birim kök içermekte ancak birinci farkları alındığında tüm değişkenler durağanlık göstermektedir.

Tablo 1. ADF ve PP birim kök sınaması sonuçları

		Değişkenler		ADF	PP			Değişkenler		ADF	PP	
Düzyey	Sabit	Ekili Alan (ha)	-	-0.8154	-6.6405	Birimci Farklar	-	Ekili Alan (da)	-6.5108***	-6.7569***		
				Ürün Fiyatı (\$/ton)	-1.3542				-1.3323	Üretim Miktarı (ton)	-2.8317**	-5.5383***
					Üretim Miktarı (ton)				-1.1834		-5.8716***	Ürün Fiyatı (TL/kg)
	Sabit+Trend	Ekili Alan (ha)	-	-2.1099	-2.5019	Ekili Alan (da)	-6.4210***	-6.6652***				
				Ürün Fiyatı (\$/ton)	-1.1708	-1.0869	Üretim Miktarı (ton)	-5.5055***	-5.5528***			
				Üretim Miktarı (ton)	-3.5095*	-12.9306***	Ürün Fiyatı (TL/kg)	-3.9767***	-57.9563***			

*, **, *** sırasıyla %10, %5 ve %1 düzeylerinde anlamlılığı ifade etmektedir.

Tablo 2'de VAR modeli için optimum gecikme uzunluklarına yer verilmiştir. Yalnızca Schwarz Bilgi

Kriterine göre bir gecikme uzunluğu varken, LR Test İstatistiği, Son Tahmin Hatası (FPE), Akaike Bilgi

Kriteri ve Hannan-Quinn Bilgi Kriterine göre iki gecikme uzunluğu belirlenmiştir. Bu sebeple yeniden

VAR modeli oluşturulmuş ve model oluşturulurken iki gecikme uzunluğu alınmıştır.

Tablo 2. VAR modelinde optimum gecikme uzunluğu sonuçları

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-12.80429	NA	0.0000576	1.053619	1.193739	1.098445
1	74.13823	150.7004	3.20e-06	-4.142549	-3.582070*	-3.963247
2	86.33922	18.70818*	2.64e-06*	-4.355948*	-3.375110	-4.042169*

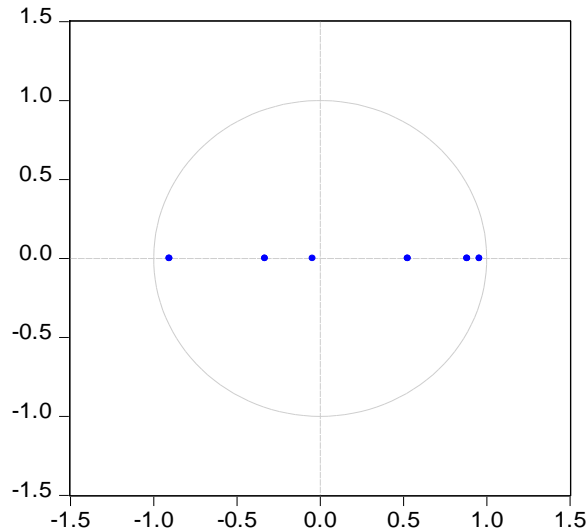
Oluşturulan VAR modelinin geçerliliğinin sınanması için yapılmış olan testler Tablo 3'te verilmiştir. Modelin geçerliliği için Lagrange Çarpanı (LM) Otokorelasyon Testi ve White Değişen Varyans Testi (With Cross) yapılmıştır. Toda-Yamamoto nedensellik testinde gecikme uzunluğunu $k+d_{max}$ olarak alacağımız için bu sınamalarda da gecikme uzunluğu 3 olarak alınmıştır. Buna göre LM Test İstatistiği

15.35607 ve olasılık değeri 0.0829 bulunmuştur. White Değişen Varyans testi ise 50.93871 ve olasılık değeri 0.0035 olarak bulunmuştur. Her iki sınamada olasılık değerleri 0.05'ten büyüktür ve her iki sınamada da %5 anlamlılık düzeyine göre ters hipotez geçerli olduğu için serilerde otokorelasyon ve değişen varyans sorununa rastlanmamıştır. Seriler analizler için uygundur.

Tablo 3. Otokorelasyon ve değişen varyans testi sonuçları

Lagrange Çarpanı (LM) Otokorelasyon Testi		
Gecikme Uzunluğu	LM-Test İstatistiği	Olasılık Değeri
3	15.35607	0.0829
White Değişen Varyans Testi (With Cross)		
Gecikme Uzunluğu	F-Test İstatistiği	Olasılık Değeri
3	50.93871	0.0035

Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial



Şekil 1. AR karakteristik polinomialinin ters kökleri

Şekil 1'de AR karakteristik polinomlarının ters köklerine yer verilmiştir. Burada önemli olan nokta Modulus değerlerinin çember içerisinde kalması veya tüm değerlerin 1.00'dan düşük olması beklenir.

Şekil'de görüldüğü gibi tüm Modulus değerleri çember içerisindedir ve seriler analiz için uygundur.

Tablo 4. Görünürde ilişkisiz regresyon modeli sonuçları

Equation: LUF = C(1)*LUF(-1) + C(2)*LUF(-2) + C(3)*LUF(-3) + C(4)*LUM(-1) + C(5)*LUM(-2) + C(6)*LUM(-3) + C(7)*LEA(-1) + C(8)*LEA(-2) + C(9)*LEA(-3) + C10	
R-squared	0.887863
Adjusted R-squared	0.834745
S.E. of regression	0.177912
Equation: LUM = C(11)*LUF(-1) + C(12)*LUF(-2) + C(13)*LUF(-3) + C(14)*LUM(-1) + C(15)*LUM(-2) + C(16)*LUM(-3) + C(17)*LEA(-1) + C(18)*LEA(-2) + C(19)*LEA(-3) + C(20)	
R-squared	0.843006
Adjusted R-squared	0.768640
S.E. of regression	0.206624
Equation: LEA = C(21)*LUF(-1) + C(22)*LUF(-2) + C(23)*LUF(-3) + C(24)*LUM(-1) + C(25)*LUM(-2) + C(26)*LUM(-3) + C(27)*LEA(-1) + C(28)*LEA(-2) + C(29)*LEA(-3) + C(30)	
R-squared	0.979202
Adjusted R-squared	0.969351
S.E. of regression	0.028651

Tablo 4'te görünürde ilişkisiz regresyon modeline yer verilmiştir. Toda-Yamamoto Nedensellik testini uygulayabilmek amacıyla Wald testine ihtiyaç duyulmaktadır. Wald testinin uygulanabilmesi amacıyla görünürde ilişkisiz regresyon analizinin C katsayılarına ihtiyaç duyulmaktadır. LUF; üretim fiyatını, LUM; üretim miktarını ve LEA; ekili alanı vermektedir.

Tablo 5. Toda-Yamamoto nedensellik testi sonuçları

Model	Gecikme Uzunluğu	Wald Test	Olasılık Değeri
UM=f(UF)	k = 2	10.29723	0.0162
	d _{max} = 1		
EA=f(UF)	k = 2	10.69738	0.0135
	d _{max} = 1		

Tablo 5'da Toda-Yamamoto nedensellik testine yer verilmiştir. Ürün fiyatını ile üretim miktarı ve ekili alan arasındaki nedensellik ilişkileri UM=f(UF) ve EA=f(UF) şeklinde iki model oluşturulmuştur. Gecikme uzunluğu uygun wald testi için k+dmax olduğu için 3 olarak belirlenmiştir. Buna göre ürün fiyatı ile üretim alanı arasındaki wald test 10.29723, olasılık değeri 0.0162 olarak tespit edilmiş, üretim fiyatı ile ekili alan arasındaki wald test 10.69738 ve olasılık değeri 0.0135 olarak bulunmuştur. Buna göre %5 anlamlılık düzeyine göre ürün fiyatı ile üretim miktarı ve ekili alan arasında bir nedensellik ilişkisinin varlığından söz edilebilir. Yani ürün fiyatı ve üretim miktarını hem de üretim alanını ele alınan dönem içerisinde etkilemiştir.

IV. SONUÇ

Bu çalışmada, Türkiye'de 1991-2022 yılları arasında zeytin ürün fiyatı, zeytin üretim miktarı ve zeytin üretim alanı arasındaki nedensellik ilişkisi test edilmiştir. Serilerin uygunluğu birim kök sınaması ile test edilmiş, gecikme uzunluğu belirlenmiş ve uygun VAR modeli tespit edilmiştir. Toda-Yamamoto nedensellik testinin belirlenebilmesi amacıyla gerekli sınamalar yapılmış ve nedensellik ilişkisi ortaya konmuştur. Ürün fiyatındaki yıllar itibarıyla oluşan değişiklik hem ürün miktarını hem de üretim alanını %5 anlamlılık düzeyinde etkilemektedir. Buna göre Toda Yamamoto nedensellik testine göre ürün fiyatı ile üretim miktarı ve ekili alan arasında bir nedensellik ilişkisinin varlığından söz edilebilir.

Türkiye zeytin üretimi açısından Akdeniz Havzasında önemli bir ülke konumundadır. Türkiye dünyada zeytin üretim alanında beşinci sırada yer almasına rağmen üretiminde İspanya'dan sonra ikinci sırada gelmektedir. Dünyada ihracatçı bir konumda bulunan Türkiye açısından zeytin üzerine yapılan politikalar önem arz etmektedir. Marmara bölgesinde birçok zeytin ağacı finansal sürdürülebilirlik sağlanamadığı gerekçesiyle sökülüştür. Zeytin ve zeytin yağındaki iç ve dış pazar potansiyeli dikkate alındığında zeytin yetiştiriciliğinin finansal açıdan sürdürülebilirliğinin artırılması Türkiye ekonomisi açısından önemli katkılar sağlayabilir.

Son yıllarda Türkiye'nin Uluslararası Zeytin Konseyi'nde aktif olması, zeytin ve zeytinyağının tanıtımında Ulusal Zeytin ve Zeytinyağı Konseyi (UZZK) ile İzmir Ticaret Borsası'nın iş birliği yapması dış ticaret açısından önemlidir.

Sonuç olarak yıllar itibarıyla üretim alanı ve üretim miktarı artış göstermiş ancak ürün fiyatı yıllar itibarıyla değişkenlik göstermektedir. Fiyat dengesizlikleri üreticilerin zeytin üretiminde kararsız kalması, üretime devam etmeme isteği olarak geri dönüş sağlamaktadır. Dünyada en önemli ihracatçılardan birisi konumunda olan Türkiye'nin bu konuda yeni tarımsal politikalar geliştirerek konumu koruma ve birinci sıraya yükselme şansı bulunmaktadır.

Çalışmanın gerek tarım sektöründe gerekse bu ürün özelinde birbirini etkileyen değişkenlerin belirlenip nedenselliğinin belirlenmiş olması önemlidir. Gelecek çalışmalarda bu nedensellik ilişkisi yanında geleceğe yönelik projeksiyonlarla sonraki yıllar için tahminleme yapılması önem arz etmektedir. Bu sayede zeytin üretimi ve fiyatları üzerine gelecek yıllara yönelik bir fikir oluşması açısından önemlidir.

TEŞEKKÜR

Bu çalışma 21-23 Mayıs 2024 tarihleri arasında Marmara Üniversitesi'nde düzenlenen Uluslararası Uygulamalı İstatistik Kongresi (UYİK-2024)'de sözlü bildiri olarak kabul edilmiş ve sözlü bildiri olarak sunulmuştur.

KAYNAKLAR

- [1] Liphshitz, N., Gophna, R., Hartman, M. ve Biger, G. (1991). The Beginning of Olive (*Olea europaea*) Cultivation in the Old World: A reassessment. *Journal of Archaeological Science*, 18, 441-453.
- [2] Kestelenos, G., Kiritsakis, A. (2017). Olive Tree History and Evolution. Kiritsakis A ve Shahidi F. *Olives and Olive Oil as Functional Foods: Bioactivity, Chemistry and Processing*, 1-12. John Wiley & Sons.
- [3] Vossen, P. (2007). Olive Oil: History, Production and Characteristics of the World's Classic Oils, *Hort Sciences*, 42(5): 1093-1100.
- [4] Fortune Business Insights, (2022). Olive Oil Market, Global Market Analysis, *Insights and Forecast*.
- [5] FAOSTAT, 2024. Erişim Adresi: <https://www.fao.org/faostat/en/#data>
- [6] Şengül, Z. (2023). Türkiye'de Sofralık Zeytin Fiyatlarındaki Dalgalanmalar: ARIMA-GARCH Yaklaşımıyla Volatilité Araştırması. *ANADOLU Ege Tarımsal Araştırma Enstitüsü Dergisi*, 33(2), 281-295.
- [7] Kılıç, T.M., Turhan, Ş. (2023). Türkiye'nin Sofralık Zeytin İhracatı ve Değeri Arasındaki İlişki: ARDL Sınır Testi Yaklaşımı. *Türk Tarım ve Doğa Bilimleri Dergisi*, 10(2), 206-213.
- [8] Bulut, Ö.U., Aykırı M., Balcı, Ö. (2022). Elektrik Tüketiminin Ekonomik Büyüme Üzerindeki Asimetrik Etkisi: NARDL ve Toda-Yamamoto Yöntemlerinden Kanıtlar. *Uluslararası Ekonomi ve Yenilik Dergisi*, 8(2), 99-119.
- [9] Özçelik, O. (2023). Rusya-Ukrayna Savaşı Gölgesinde Dünyadaki Gıda Fiyatlarının Belirleyicileri: Fourier Bootstrap ARDL ve Fourier Bootstrap Toda-Yamamoto Yaklaşımlarından Kanıtlar. *Tarım Ekonomisi Dergisi*, 29(1), 29-47.
- [10] Okur, M.G., Çiçek, A. (2023). Türkiye'de Kırmızı Et Fiyatları ile Besi Yemi Fiyatları Arasındaki Nedensellik İlişkisinin Toda-Yamamoto Testi ile Belirlenmesi. *ÇOMÜ Ziraat Fakültesi Dergisi*, 11(2), 368-376.
- [11] Dickey, D.A., Fuller, W.A. (1981). Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Econometrica*, 49(4): 1057-1072.
- [12] Perron, P. (1997). Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables. *Journal of Econometrics*, 80 (2): 355-385.
- [13] Toda, H.Y., Yamamoto, T. (1995). Statistical Inferences in Vector Autoregression with Possible Integrates Processes. *Journal of Econometrics*, 66(1): 225-250.
- [14] Çetin, M., Saygın, S., Demir, H. (2020). Tarım Sektörünün Çevre Kirliliği Üzerine Etkisi: Türkiye Ekonomisi için Bir Eşbütünleşme ve Nedensellik Analizi. *Tekirdağ Ziraat Fakültesi Dergisi*, 17(3), 329-345.