

## ***Türkiye'de Sofralık Zeytin Fiyatlarındaki Dalgalanmalar: ARIMA-GARCH Yaklaşımıyla Volatilité Araştırması***

Zekiye ŞENGÜL \* 

***\*Siirt Üniversitesi, Ziraat Fakültesi, Tarım Ekonomisi Bölümü, Siirt/TÜRKİYE***

*\*<https://orcid.org/0000-0002-2496-2867>*

*\*Corresponding author (Sorumlu yazar): zekiye.sengul@siirt.edu.tr*

*Received (Geliş tarihi): 02.11.2023*

*Accepted (Kabul tarihi):15.12.2023*

*Online:29.12.2023*

**ÖZ:** Bu çalışmada, Ocak 2008-Aralık 2022 döneminde Türkiye'de sofralık zeytin fiyatlarının volatilitésini analiz etmek amacıyla ARIMA-GARCH modeli kullanılmıştır. Çalışma zeytin piyasasının volatilité dinamiklerini derinlemesine anlamayı ve piyasa katılımcıları için stratejik yaklaşımlar geliştirmeyi hedeflemektedir. ARIMA modeli, finans ve ekonomi literatüründe zaman serilerinin ortalama yapısının tahmin edilmesi için, GARCH modeli ise volatilitenin tahmin edilmesi için sıkça başvurulan metotlardır. Bu iki modelin entegrasyonu hem ortalama hem de volatilitenin kapsamlı bir analizini sağlamaktadır. Analiz süresinde farklı volatilité modelleri kullanılarak optimal model, Akaike (AIC), Schwarz (SIC) Bilgi Kriterleri ve Log likelihood değeri ile belirlenmiştir. Seçilen modelin performansı, gerçekleşen volatilité değerleriyle karşılaştırılarak değerlendirilmiştir. Sonuçlara göre, zeytin fiyatlarında belirgin bir düzeltme eğilimi gözlemlenmiş, bu da piyasa katılımcılarının fiyat hareketlerine hızla tepki verdiğini göstermiştir. Diğer taraftan zeytin piyasasında volatilitenin uzun süre devam edebileceği ve fiyat şoklarının uzun vadeli etkiler yaratabileceği belirlenmiştir. Kısa dönem tahminlerinde (3 ve 6 aylık), tahmin süresine bağlı olarak hata oranlarının arttığı, 1-2 aylık tahmin ufkunda modelin güvenilir sonuçlar verdiği saptanmıştır. Sonuçlara göre 9 aylık dönemde 2 aylık tahminler, orta vadeli planlamalar için güvenilir sonuçlar sunmuştur. 12 aylık tahminlerde ise, modelin uzun vadeli planlamalar için istikrarlı sonuçlar sağladığı belirlenmiştir.

**Anahtar kelimeler:** Sofralık zeytin fiyatı, volatilité analizi, ARIMA-GARCH modeli, tahmin performansı.

### ***Fluctuations in Table Olive Prices in Türkiye: Volatility Investigation with the ARIMA-GARCH Approach***

**ABSTRACT:** In this study, ARIMA-GARCH model was used to analyze the volatility of table olive prices in Türkiye during the period 2008M01-2022M12. The study aimed to provide an in-depth understanding of the volatility dynamics of the olive market and to develop strategic approaches for market participants. The ARIMA model is widely used in the finance and economics literature for estimating the mean structure of time series and the GARCH model for estimating volatility. The integration of these two models provides a comprehensive analysis of both mean and volatility. In the analysis process, different volatility modeling techniques are used and the optimal model is determined by Akaike (AIC), Schwarz (SIC) Information Criteria and Log likelihood values. The performance of the selected model is evaluated by comparing it with the realized volatility values. According to the results, a significant correction trend was observed in olive prices, indicating that market participants react quickly to price movements. On the other hand, it was determined that volatility in the olive market may continue for a long time and price shocks may have long-term effects. In the short-term forecasts (3 and 6 months), it was found that the error rates increased with the forecast period, while the model gave reliable results at a forecast horizon of 1-2 months. According to the results, 2-month forecast horizon in the 9-month period provided reliable results for medium-term planning. In the 12-month forecasts, it was determined that the model provided stable results for long-term planning.

**Keywords:** Table olive price, volatility analysis, ARIMA-GARCH model, prediction performance.

## GİRİŞ

Avrupa ve Asya'nın kesişim noktasında yer alan Türkiye, küresel zeytin sektöründe, özellikle sofralık zeytin açısından merkezi bir konuma sahiptir. Ülkenin zeytin yetiştiriciliği kökleri antik zamanlara dayanmakta olup, yüzyıllar boyunca zeytin tarımı pratiğini geliştirmiş, böylece küresel pazarda önemli bir oyuncu durumuna gelmiştir (Kaplan ve Karaöz Arıhan, 2012). Uluslararası Zeytin Konseyi (IOC) verilerine göre, global sofralık zeytin üretimi 2012/13 üretim sezonundan bu yana geçen on yıl içinde dalgalanmalar gösterse de genel bir artış eğilimi sergilemektedir. 2021/22 üretim sezonunda, dünya genelinde 2.88 milyon ton sofralık zeytin üretimi gerçekleştirildiği tahmin edilmektedir. İspanya ve Mısır'dan sonra, dünya sofralık zeytin üretiminde üçüncü sırada yer alan Türkiye'nin payı ise 2021/22 üretim sezonunda %15.59 olarak kaydedilmiştir (TEPGE, 2022).

Türkiye İstatistik Kurumu (TÜİK) verilerine göre 2004 yılında 1.60 milyon ton olan zeytin üretimi 2022 yılında %86'lık bir artışla, 2.98 milyon tona yükselmiştir. Üretilen toplam zeytinin ise %31.53'ü sofralık zeytinden oluşmaktadır (TÜİK, 2023). Bu zeytin üretimindeki artış, sadece yerel tüketimi kapsamamakta, aynı zamanda Türkiye'nin ihracat portföyünü genişletmekte ve uluslararası pazarda daha görünür kılmaktadır.

Türkiye'deki zeytin yetiştiriciliğinin coğrafi dağılımı geniş bir yelpazeyi kapsamaktadır; 2022 yılında 81 ilin 38'inde zeytin üretimi yapılmaktadır. Zeytin üretiminin bölgesel dağılımı, ağırlıklı olarak Ege, Akdeniz Marmara bölgelerinde olup, zeytin üretiminin Marmara Bölgesinde %43.30'u, Akdeniz Bölgesinde %36.20'si ve Ege Bölgesinde %25.53'ü sofralık zeytinden oluşmaktadır. Bu durum Türkiye'nin zeytin endüstrisinde sofralık zeytinin önemini vurgulamaktadır (TÜİK, 2023).

İhracat açısından bakıldığında, 2021/22 pazarlama döneminde global sofralık zeytin ihracatı 719 bin ton olarak gerçekleşmiştir. Bu, son on yılda %7.31 ve bir önceki yıla kıyasla %1.55'lik bir artışı temsil etmektedir. Dünya sofralık zeytin ihracatında lider

konumda olan ülkeler arasında İspanya, Türkiye, Yunanistan, Fas ve Mısır bulunmaktadır. Türkiye, 110 bin tonluk ihracatla global ihracatın %15.30'unu karşılamaktadır (TEPGE, 2022).

Birçok tarım ürünü olduğu gibi sofralık zeytin fiyatları da çeşitli faktörlere bağlı olarak belirgin dalgalanmalar veya oynaklıklar göstermektedir. Bir değişkenin oynaklığı veya volatilitesi, belirli bir ekonomik değişken ya da bu değişkenin bir fonksiyonunun potansiyel varyansını veya değişimini belirtmektedir (Piot-Lepetit ve M'Barek, 2011). Zeytin ve zeytinyağı gibi ürünlerin fiyatlandırılması; iklim koşulları, arz ve talep dinamikleri, küresel ticaret dinamiklerindeki değişiklikler, döviz kuru ve hükümet politikaları dahil olmak üzere bir dizi faktörden etkilenmektedir. Zeytin söz konusu olduğunda, agronomik faktörler, olumsuz hava koşulları, zararlılar ve hastalıklar verimi önemli ölçüde etkileyebilir, böylece arzı ve dolayısıyla fiyat seviyelerini etkilemektedir (Rallo ve ark., 2018; Acar, 2021). Talep ise tüketicilerin tercihlerinde, sağlık algılarında ve ekonomik koşullardaki değişikliklerle dalgalanabilmektedir. Tüketici talebi, üretim yeri, coğrafi köken belirtimi ve organik sertifikasyon gibi çeşitli faktörler tarafından etkilenmektedir (Tempesta ve Vecchiato, 2019). Diğer taraftan birçok tarım ürününün fiyatı, hasat döneminde mevsimsel olarak en düşük seviyelere ulaşmakla birlikte, hasat sonrası süreçte karakteristik bir mevsimsel trend izleyerek artış göstermektedir (Dahal, 2020). Talepte fiyat esnekliğinin inelastik olması, arz değişikliklerinin etkilerini daha da belirgin duruma getirebilmektedir. Özellikle tarım ürünleri gibi, talebin fiyat esnekliğinin nispeten düşük olduğu durumlarda, piyasa arzındaki volatil hareketler, denge miktarı üzerinde önemli bir değişikliğe neden olmadan, denge fiyatında kayda değer dalgalanmalara yol açabilmektedir. Ek olarak, spekülörlerin piyasada gerçekleştirdiği faaliyetler, fiyat oynaklığını daha belirgin hale getirebilmektedir. Bu tür spekülatif hareketler, özellikle belirli emtiaların stoklarının sınırlı olduğu zamanlarda, fiyatların yukarı yönlü

hareketine ivme kazandırabilmektedir (Piot-Lepetit ve M'Barek, 2011).

IOC verilerine göre dünya çapındaki sofralık zeytin ithalatının önemli bir bölümü ABD, Brezilya ve Avrupa Birliği dahil olmak üzere beş pazar tarafından domine edilmektedir (IOC, 2022). Küresel ticaret dinamiklerindeki değişiklikler, bu pazarlarda fiyat dalgalanmalarına yol açabilmektedir. Tunalioglu ve ark. (2013) tarafından yapılan bir çalışma, döviz kuru dalgalanmasının yanı sıra yerel ve küresel zeytinyağı fiyatlarının Türk zeytinyağı ihracatını olumlu bir şekilde önemli derecede etkilediğini vurgulamıştır. Ek olarak, girdi sübvansiyonları, destekleme alımları, prim ödemeleri, doğrudan ödemeler gibi hükümet politikaları fiyat dalgalanmasını etkilemektedir (Özden, 2006).

Yüksek fiyat oynaklığı, özellikle küçük ve orta ölçekli üreticiler için gelir belirsizliğine yol açmakta, tüccarlar ve işleyiciler açısından karlılığın azalmasına veya maliyetlerin artmasına neden olmakta ve ulusal ve uluslararası ticaret dengelerini etkilemektedir. Öte yandan, bu dalgalanmalar tüccarların çiftlik düzeyinde fiyat bilgilerini manipüle etme olanağı sağlamaktadır. Bu durum, tüketici pazarındaki fiyat değişimlerinin çiftçilere asimetrik bir şekilde iletilmesine neden olmaktadır. Eğer tüketici düzeyinde bir fiyat artışı gerçekleşirse, bu fiyat artışı tam ve hızlı bir şekilde çiftçilere yansıtılmamakta; aksine, fiyat düşüşü durumunda bu durum daha da belirginleşmektedir (Mgale ve Yunxian, 2021). Fiyat riskini yönetmek ve fiyat dalgalanmasına katkıda bulunan faktörleri anlamak, zeytin endüstrisinin sürdürülebilirliği ve karlılığı için hayati önem taşımaktadır. Vadeli işlem sözleşmeleri, opsiyonlar ve diğer finansal türevler gibi çeşitli risk yönetimi stratejileri, hükümet müdahalesi ve uluslararası anlaşmalar ile birlikte, fiyat dalgalanmasının olumsuz etkilerini hafifletmek amacıyla kullanılmaktadır (İlter Küçükçolak, 2022; Sediqi, 2021).

Tarımsal ürünlerdeki fiyat oynaklığını incelemek, gıda değer zinciri içerisindeki birçok aktörü doğrudan etkileyen karmaşık bir süreçtir. İncelenen

araştırmalar, bu konuyu farklı açılardan ele alarak, her biri kendine özgü metodolojik yaklaşımlarla ve çeşitli bulgularla bu konuyu çözümlenmektedir. Bazı çalışmalar, fiyat oynaklığına etki eden faktörleri ve bu oynaklığın tarımsal pazarlar için ne anlama geldiğini incelemiştir. Bir çalışmada, HAR-RV modeli kullanılarak, buğday ve mısır dahil olmak üzere 15 önemli tarımsal üründe iklim-risk faktörlerinin tarımsal emtia fiyat oynaklığını tahmin etmede ne ölçüde etkili olabileceğini incelemiştir. Araştırmanın temel bulgusu, iklim-risk faktörlerinin, özellikle daha uzun tahmin ufukları (bir ay veya daha uzun süreler) bakımından HAR-RV modelinin tahminleme performansını önemli ölçüde iyileştirdiğini göstermektedir (Gupta ve Pierdzioch, 2023). Ojogho ve Egware (2014), Nijerya tarım ürünleri piyasasındaki fiyat oynaklığına etki eden faktörleri incelerken, fiyat oynaklığını tarım piyasalarının doğal bir özelliği olarak değerlendirmekte ve bu durumu mevsimsellik, fiyat esnekliği göstermeyen talep ve arz fonksiyonları, üretim belirsizliği ve birçok tarım ürününün çabuk bozulabilir niteliği gibi faktörlere bağlamaktadırlar. Gontijo ve ark. (2020) tarafından yapılan çalışmada, Uluslararası Para Fonu (IMF) istatistiklerinden toplanan aylık veriler kullanılarak zeytinyağı fiyatlarının oynaklığı Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (ARCH) ve Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (GARCH) modelleri ile değerlendirilmiştir. Bulgular, zeytinyağı fiyatlarındaki oynaklığın uzun sürmediğini, bu nedenle zeytinyağı üretiminin, fiyat oynaklığından önemli ölçüde etkilenmediği için yeni üretici pazarları için cazip bir seçenek olabileceğini göstermektedir. Ayrıca, bu çalışmada, veri ve metodoloji sınırlamalarına işaret edilmiş ve daha kapsamlı araştırmaların gerçekleştirilmesi ile farklı istatistiksel yaklaşımların kullanılmasının gerekliliği vurgulanmıştır.

Fiyat oynaklığı iletim mekanizmaları, literatürde bu konuda incelenen anahtar konulardan birisidir. Yapılan bir çalışma, yüksek frekanslı veri setlerini kullanarak, Çin'de liçi meyvesi ve elma pazarlarındaki farklı pazar segmentleri arasında fiyat oynaklığının nasıl iletiliğini derinlemesine

analiz etmiştir. Çalışmada çeşitli MGARCH modelleri ve oynaklık etki tepki fonksiyonları kullanılmıştır. Bu inceleme, üretim, toptan ve perakende aşamaları arasında fiyat oynaklığının iletiminin farklılık gösterdiğini, ürünün bozulabilirliği arttıkça fiyat oynaklığı iletiminin de arttığını ortaya koymaktadır (Pan ve Zheng, 2023). Bir diğer çalışma, Türkiye'de Ocak 2005'ten Aralık 2020'ye kadar olan dönemde badem, fındık ve antep fıstığı reel fiyatlarının oynaklık ve geçişkenlik dinamiklerini Diagonal BEKK-GARCH (1,1) denklem modeli aracılığıyla analiz etmiştir. Elde edilen bulgular, badem piyasasında meydana gelecek şokların, kendi piyasasındaki belirsizliği artırdığını ifade etmektedir. Benzer biçimde, fındık piyasasındaki bir şokun hem kendi piyasasındaki hem de antep fıstığı piyasasındaki belirsizliği artırdığı gözlemlenmiştir, buna karşın antep fıstığı piyasasındaki bir şok yalnızca kendi piyasasındaki belirsizliği artırmıştır. Ek olarak, badem ve fındık piyasalarındaki şokların etkileri, kısa ve uzun vadede bu piyasalarda kalıcı olarak tespit edilmişken, antep fıstığı piyasasındaki şokların kısa ve uzun vadede kalıcı bir etkisi belirlenmemektedir (Özdemir ve ark., 2022).

Diğer taraftan tarımsal ürün fiyatlarındaki oynaklık ve finansal piyasaların dinamikleri arasındaki ilişkilerin incelenmesi, ekonomi literatüründe önemli bir yer tutmaktadır. Türkiye'de buğday, arpa, benzin fiyatları ve reel döviz kuru getirileri arasındaki oynaklık ve geçişkenlik ilişkisinin incelenmesi amacıyla yapılan bir çalışmada VAR(1) - Asimetrik BEKK - GARCH(1,1) modellemesi aracılığıyla kısa dönemde buğday, arpa, benzin ve reel döviz kuru getirilerinin koşullu varyanslarının doğrudan ve dolaylı şoklardan istatistiksel olarak etkilenmediği, ancak, uzun dönemde bu getiri serilerinin koşullu varyansları, diğer getiri serilerinin belirsizliğinden doğrudan ve dolaylı olarak etkilendiği ortaya konulmuştur (Urak ve ark., 2018).

Bu araştırmanın temel amacı ise Türkiye'deki sofralık zeytin fiyatlarındaki volatilité ve piyasa dengesizliğini, ARIMA-GARCH modelleri aracılığıyla değerlendirmek ve bu yöntemin fiyat

volatilitesi tahminindeki etkinliğini araştırmaktır. Zaman serisi verileri, genellikle hem ortalama hem de volatilité dinamiklerine sahip karmaşık yapılar içermektedir. ARIMA modeli, finans ve ekonomi literatüründe zaman serilerinin ortalama yapısının tahmin edilmesi için, GARCH modeli ise volatilitenin tahmin edilmesi için sıkça başvurulan metotlardır (Mutlu Çamoğlu, 2017; Urak ve ark., 2018; Saner ve ark., 2018; Gontijo ve ark., 2020; Göksu ve Saner, 2021; Çukur ve Çukur, 2021; Özdemir ve ark., 2022; Pan ve Zheng, 2023). Bu iki modelin birleştirilmesi, bu iki bileşeni de dikkate alarak daha kapsamlı bir analiz yapma olanağı sunmaktadır. Bu çalışma, istatistiksel analizlerin sunduğu derin bilgi ışığında, sofralık zeytin sektöründeki paydaşlara piyasa belirsizlikleri karşısında daha bilinçli ve stratejik kararlar almak için öneriler sunmayı hedeflemektedir.

## MATERYAL VE YÖNTEM

Bu çalışmanın ana materyalini, Ocak 2008- Aralık 2022 dönemine ilişkin TÜİK tarafından sağlanan Türkiye sofralık zeytin üretici fiyatları oluşturmaktadır. TÜİK'ten temin edilen bu veriler, Yurt İçi Üretici Fiyat Endeksi (2003=100) referans alınarak reel değerlere dönüştürülmüştür. Volatilité analizinde, bu reel fiyatların getiri serisi esas alınmıştır. Reel fiyatların getiri değerleri aşağıda belirtilen eşitlik yardımıyla elde edilmiştir (Güler, 2021).

$$R_{i,t} = Ln \left( \frac{P_t}{P_{t-1}} \right)$$

Bu denklemde,  $R_{i,t}$ : t zamanındaki reel fiyat getirisini ifade ederken,  $P_t$ : ilgili dönemin (t zamanındaki) reel fiyatlarını,  $P_{t-1}$ : ise bir önceki dönemin (t-1 zamanındaki) reel fiyatlarını temsil etmektedir.

**ARIMA modeli:** Zaman serileri analizi ve tahmini için yaygın olarak kullanılan bu model, bir zaman serisinin kendi geçmişi ile ilişkisini ve rastgele hataların etkisini tanımlamak için kullanılmaktadır. ARIMA modeli AR (Oto-Regressif), I (Entegre) ve MA (Hareketli Ortalama) bileşenlerinden

oluşmaktadır. AR (p) bileşeni zaman serisinin kendi geçmişini tanımlamakta olup; p derecesi, kullanılacak gecikme sayısını temsil etmektedir. I(d) bileşeni zaman serisini durağan hale getirmek için yapılan fark alma işlemlerinin sayısını temsil etmektedir. MA (q) bileşeni ise hatanın geçmiş değerleri ile ilişkisini tanımlayıp; q derecesi, kullanılacak gecikme sayısını temsil etmektedir (Saner ve ark., 2018). Bir ARIMA (p, d, q) modeli, bu üç bileşenin birleştirilmesiyle oluşmaktadır. d kere farkı alınarak durağanlaştırılan ARIMA modelinin genel denklemi aşağıda verilmiştir (Göksu ve Saner, 2021).

$$Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \theta_2 \varepsilon_{t-2} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q}$$

Bu denklemde  $Y_t$  : t zamanındaki gerçek değer,  $\varepsilon_t$  hata terimi,  $\phi_p$  ve  $\theta_q$  modeli parametreleridir.

Geleneksel zaman serisi modelleri, zamanla değişkenlik göstermeyen sabit bir varyans varsayımı üzerinde kuruludur. Ancak, finansal zaman serileri başta olmak üzere, birçok zaman serisi bu varsayımı karşılayamamaktadır. Bu bağlamda, ARCH ve GARCH gibi modeller, finans literatüründe riske ilişkin oynaklığı modellemek amacıyla başvurulan parametrik bir yöntem olarak ön plana çıkmaktadır (Çam ve ark., 2017). Bu modeller, finansal zaman serisi verilerinde sıkça gözlemlenen volatilité kümeleşmesi olgusunu tespit ve analiz etme noktasında kritik bir rol oynamaktadır. Volatilité kümeleşmesi, yüksek volatilité dönemlerinin düşük volatilité dönemlerini takip ettiği ve bu durumun tersinin de geçerli olduğu durumları temsil etmektedir (Deistler ve Scherrer, 2022).

**ARCH Modeli:** 1982 yılında Engle tarafından zaman serisi analizinde, hata terimleri olan  $u_t$ 'nin t dönemindeki varyansının, geçmiş dönemlerdeki  $u_t$ 'nin varyansı ile otokorelasyonlu olduğunu belirtmiş ve bu fikirle ARCH modelini geliştirmiştir (Özden, 2008). ARCH (q) modeli

$$\omega > 0; \alpha_i \geq 0; \sum_{i=1}^q \alpha_i < 1$$

Koşulları altında, aşağıdaki biçimde ifade edilmektedir.

$$h_t = \text{Var}(u_{tq}) = \sigma_t^2 = \omega + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \alpha_2 u_{t-2}^2 + \dots + \alpha_q u_{t-q}^2 = \omega + \sum_{i=1}^q \alpha_i u_{t-i}^2$$

Bu denklemde  $h_t$ : t zamanındaki koşullu varyans,  $u_t$ : t zamanındaki hata terimi,  $\omega, \alpha_1, \alpha_2 \dots \alpha_q$  : model parametreleri ve q: ARCH modelinin derecesini göstermektedir.

**GARCH Modeli:** Tim Bollerslev tarafından 1986 yılında tanıtılmıştır ve ARCH modelinin bir genelleştirmesidir. GARCH modeli, geçmiş hata karelerinin yanı sıra, geçmiş koşullu varyansları da dikkate alarak koşullu varyansı tahmin etmektedir (Özden, 2008).

$$\text{GARCH (p,q) modeli}$$

$$\omega > 0; \alpha_i \geq 0; \beta_j \geq 0, \quad \sum_{i=1}^q \alpha_i + \sum_{j=1}^p \beta_j < 1$$

Koşulları altında, aşağıdaki biçimde ifade edilmektedir.

$$h_t = \omega + \sum_{j=1}^p \beta_j h_{t-j} + \sum_{i=1}^q \alpha_i u_{t-i}^2$$

Bu denklemde  $h_t$ : t zamanındaki koşullu varyans,  $u_t$ : t zamanındaki hata terimi,  $\omega, \alpha_1, \alpha_2 \dots \alpha_q$  ve  $\beta_1, \beta_2 \dots \beta_p$  : model parametreleri ve p ve q: Sırasıyla GARCH modelinin geçmiş koşullu varyansları ve hata karelerini dikkate alma derecelerini göstermektedir.

**TGARCH (Threshold GARCH) Modeli:** Finansal zaman serilerinde pozitif ve negatif haberlerin veya şokların koşullu varyans üzerinde eşit olmayan etkilerini modellemek için tasarlanmıştır. Bu asimetric etkiyi modellemek için TGARCH modelinde  $D_{t-i}$  adında bir kukla değişkeni kullanılmaktadır (Özden, 2008).

$$h_t = \omega + \sum_{j=1}^p \beta_j h_{t-j} + \sum_{i=1}^q \alpha_i u_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^q \gamma_i D_{t-i} u_{t-i}^2$$

Bu denklemde  $D_{t-i}$  kukla değişkeni,  $u_{t-i} < 0$  olduğunda 1 değerini,  $u_{t-i} \geq 0$  olduğunda ise 0 değerini almaktadır.

Volatilité modellemesi yapmadan önce, analiz edilen veri setinin durağanlık özellikleri detaylı bir

şekilde incelenmiştir. Aylık logaritmik getiri verilerinin durağanlık analizi gerçekleştirilirken, ilk adım olarak birim kök testi uygulanmıştır. ARIMA-GARCH modelleme sürecinde, çeşitli ARIMA modelleri denenerek en uygun modelin seçilmesi amaçlanmıştır. Bu aşamaların ardından, potansiyel ARCH etkisinin varlığını belirlemek amacıyla ARCH-LM testi uygulanmıştır. Volatilité modelleme sürecinde, ARIMA-ARCH, ARIMA-GARCH, ARIMA-TGARCH, ARCH, GARCH ve TGARCH gibi farklı modelleme teknikleri kullanılarak zaman serisinin ortalama ve koşullu varyans yapıları tahmin edilmiştir. Optimal model seçiminde, model parametrelerinin istatistiksel anlamlılığının yanı sıra Akaike (AIC), Schwarz (SIC) Bilgi Kriterleri ve Log olabilirlik değeri dikkate alınmış, en düşük AIC ve SIC değerlerine ve en yüksek Log olabilirlik değerine sahip model en uygun model olarak kabul edilmiştir (Gontijo ve ark., 2020). Tahmin edilen volatilité modelinin performansı, 3, 6, 9 ve 12 aylık dönemlerdeki farklı tahmin ufukları için gerçekleşen volatilité değerleriyle karşılaştırılarak değerlendirilmiştir.

Volatilité modellerinin performans değerlendirmesinde; Ortalama Mutlak Hata (MAE), Hata kareler ortalaması (MSE) ve Hata kareler ortalamasının karekökü (RMSE) olmak üzere üç ölçüt kullanılmıştır (Güler ve ark., 2017; Aker, 2022). Bu ölçütlerin matematiksel ifadeleri aşağıda verilmiştir.

$$MAE = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N |y_i - \hat{y}_i|, \quad MSE = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (y_i - \hat{y}_i)^2, \quad RMSE = \sqrt{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (y_i - \hat{y}_i)^2}$$

Bu denklemlerde, örneklem kümesi N ile ifade edilmekte,  $y_i$  gözlemlenen değerleri ve  $\hat{y}_i$  ise tahmin edilen değerleri temsil etmektedir. Çalışmanın metodolojik çerçevesinde, volatilité modellerinin analizi için Eviews yazılımı kullanılmıştır.

## BULGULAR VE TARTIŞMA

Çalışma kapsamında incelenen sofralık zeytin fiyatları Ocak 2008- Aralık 2022 dönemini kapsamakta olup, 180 gözlemden oluşmaktadır.

Reel verilerin tanımlayıcı istatistikleri Çizelge 1’de verilmiştir. Sofralık zeytinin reel fiyatları, ortalama olarak 1.507 TL/kg’dır. Bu ortalamaya oldukça yakın olan medyan değeri (1.523 TL/kg), fiyat dağılımının dengeli olduğuna işaret etmektedir. Fiyatlar en düşük 0.755 TL/kg’dan en yüksek 2.149 TL/kg’a kadar değişmektedir. Standart sapma değeri 0.266 TL/kg olarak bulunmuş olup, bu fiyatların ortalamaya göre ne kadar değişken olduğunu gösterir ve bu değer orta seviyede bir değişkenliğe işaret etmektedir. Çarpıklık değeri 0.193’tir, bu negatif değer fiyat dağılımının hafifçe sola çarpık olduğunu göstermektedir. Basıklık değeri 2.966 ile dağılımın normal dağılıma göre biraz daha basık olduğunu ve kuyruklarının biraz daha ince olduğunu göstermektedir.

Sofralık zeytin reel fiyatları ve reel fiyat getirisinin zamana bağlı değerleri Şekil 1’de verilmiştir. 2008 yılından itibaren reel fiyat getirisinin oldukça dalgalı olduğu, bu dönemde yüksek pozitif ve negatif değerlere sahip olduğu görülmektedir. Bu durum, bu dönemde getiri volatilitésinin yüksek olduğunu göstermektedir. 2014 ve 2018 yılları arasında getirinin daha stabil olduğunu, 2019’dan itibaren tekrar dalgalı bir hareket gösterdiği görülmektedir. Yapılan çalışmalarla karşılaştırıldığında sofralık zeytin fiyatına benzer bir şekilde zeytinyağı fiyatlarının da büyük dalgalanmalar gösterdiği belirtilmiştir (Maesano ve ark., 2021). Yapılan bir çalışmada, 1980-2017 yılları arasında zeytinyağı fiyatları ve getiri serileri incelenmiştir. Bu dönemde, zeytinyağı fiyatlarının yıllara göre değişkenlik gösterdiği tespit edilmiştir. Özellikle 1995-1996 ve 2004-2006 yıllarında iki belirgin zirve gözlemlenmiştir. 1995-1996 döneminde zirvenin, üretim ve talep arasındaki denge bozuklukları olarak belirlenmiştir (Gontijo ve ark., 2020).

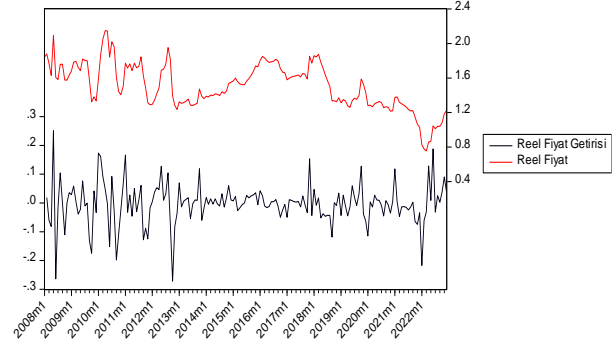
Volatilité modellerinin doğru bir şekilde tahmin yapabilmesi için, öncelikle reel fiyat getirisinin durağan olup olmadığının belirlenmesi gerekmektedir (Göksu ve Saner, 2021). Bu bağlamda, durağanlık durumunun incelenmesi amacıyla Augmented Dickey-Fuller (ADF) testi



uygulanmıştır. Bu test; sabitsiz, sadece sabitli ve hem sabit hem de trendli olmak üzere üç farklı model yapılandırmasıyla gerçekleştirilebilmektedir. Getiri serisinin grafiğine yapılan incelemede, belirgin bir trend bulunmadığı belirlenmiştir. Bu nedenle, ADF testi uygulanırken sabitsiz ve sadece sabitli model yapılandırmaları tercih edilmiştir (Çizelge 2). Elde edilen analiz sonuçlarına göre, modelde dışsal değişkenin (sabit terim) varlığı veya yokluğu durumu gözetilerek yapılan değerlendirmede, reel fiyat getirisinin durağan bir yapıya sahip olduğu belirlenmiştir. Fındık reel fiyat serisinin durağanlık durumunu test eden bir çalışmada, sabit terim içeren ADF testi uygulanmış ve test sonucuna göre fındık reel fiyatlarının kendi seviyesinde durağan olduğu tespit edilmiştir (Mutlu Çamoğlu, 2017).

ARMA-GARCH modellemesinin uygun parametrelerini belirlemek amacıyla, çeşitli p ve q

değer kombinasyonları için ARMA modelleri test edilmiştir. Model seçimi sürecinde parametrelerin anlamlılığı, Akaike Bilgi Kriteri (AIC) ve Schwarz Bilgi Kriteri (SIC) temel alınmıştır. Bu kriterler temelinde elde edilen sonuçlar doğrultusunda, en optimal değerleri ARMA (2,2) modelinin sağladığı gözlemlenmiştir (Çizelge 3).



Şekil 1. Sofralık zeytin reel fiyatları ve reel fiyat getirisinin zamana bağlı değerleri.

Figure 1. Time series values of real table olive prices and real price returns.

Çizelge 1. Sofralık zeytin reel fiyatları ile ilgili tanımlayıcı istatistikler.

Table 1. Descriptive statistics related to real prices of table olives.

	Sofralık zeytin reel fiyatları (TL/kg) (Real table olive prices (TL/kg))
Ortalama (Mean)	1.507
Medyan (Median)	1.523
Maksimum (Maximum)	2.149
Minimum (Minimum)	0.755
Standart sapma (Standard Deviation)	0.266
Çarpıklık (Skewness)	-0.193
Basıklık (Kurtosis)	2.966
Jarque-Bera	1.130

Çizelge 2. Durağanlık analiz sonucu.

Table 2. Results of the stationarity analysis.

	Dışsal Değişken: Yok (Exogenous Variable: None)		Dışsal Değişken: Sabit (Exogenous Variable: Constant)	
	t-istatistiği (t-statistic)	Olasılık (Probability)	t-istatistiği (t-statistic)	Olasılık (Probability)
Reel Fiyat Getirisi (Real Price Return)	-12.053	0.000	-12.032	0.000

Çizelge 3. Uygun ARIMA modelinin tespiti.

Table 3. Determination of the appropriate ARIMA model.

Katsayı (Coefficient.)	ARMA (1,1)	ARMA (2,1)	ARMA (2,1)	ARMA (2,2)	ARMA (2,2)	ARMA (2,2)
Sabit	-0.0022	-2.4095*	-	-0.0023	-	-
AR (1)	0.1624	1.0323***	0.9872***	-	-	1.6488***
AR (2)	-	-0.1548***	-0.1760***	-0.4511	-0.1325	-0.7895***
MA (1)	-0.0663	-1.0000	-0.9225***	-	0.0933*	-1.6208***
MA (2)	-	-	-	0.5037	0.1737	0.6903***
Akaike Bilgi Kriteri (AIC)	-2.4384	-2.4852	-2.4815	-2.3611	-2.4388	-2.5020
Schwarz Bilgi Kriteri (SIC)	-2.3672	-2.3962	-2.4103	-2.3611	-2.3676	-2.4130

Volatilite modellerinde ortalama denklemin belirlenmesi sürecinde hem ARMA modellemesi için hem de önceki dönem getirisi serisi bağlamında ARCH etkisinin varlığına dair LM testi uygulanmıştır. Yapılan bu testler, her iki durumda da belirgin bir ARCH etkisinin mevcut olduğunu göstermektedir (Çizelge 4).

Sofralık zeytinin reel fiyat getirisinin volatilitesi analiz etmek amacıyla, çeşitli ARCH tipi modeller değerlendirilmiştir. Model seçiminde, en düşük AIC ve SIC değerleri ile en yüksek Log Likelihood değerini esas alarak ARMA (2,2)-GARCH (1,1) modelinin en uygun olduğu sonucuna ulaşılmıştır (Çizelge 5). Benzer şekilde Ray ve ark. (2023) tarafından yapılan çalışmada ARIMA-GARCH modeli, volatil tarım fiyat serilerini tahmin etmek için ARIMA modeline göre daha uygun bulunmuş ve ARIMA-GARCH modeli, ARIMA modeline göre daha düşük AIC ve SIC değerleri ile daha üstün performans göstermiştir. Türkiye’de buğday ve mısır fiyat oynaklığı araştıran çalışmanın sonucunda ise buğday ekmeçlik için ARMA (0, 2) - EGARCH (1,1), buğday makarnalık için ARMA (2, 0) - EGARCH (1,1) ve mısır için ARMA (0, 2) - EGARCH (1,1) modelinin en uygun model olduğu tespit edilmiştir (İlter Küçükçolak, 2022).

ARMA (2,2)-GARCH (1,1) modelinin tahmin sonuçları Çizelge 6’da verilmiştir. Bu tahmin sonucunda ortalama denklemi, sofralık zeytin fiyatlarının getirisinin geçmiş getirilere ve hatalara bağlı olarak nasıl değiştiğini açıklamaktadır. Bu denklemdeki AR (1) ve AR (2) terimleri, geçmiş gözlemlerin (getirilerin) mevcut gözlem üzerindeki etkisini ifade etmektedir. Sonuçlara göre zeytin fiyatlarının getirileri, bir önceki dönemin getirisi ve iki dönem önceki getiri ile negatif ilişkilidir. Bu, fiyatların bir önceki dönemde artarsa, mevcut dönemde düşme eğiliminde olabileceğini göstermektedir. Benzer şekilde Urak ve ark. (2018) tarafından yapılan çalışmada buğdayın hem kendi hem de arpa getirisinin bir dönem gecikmesinden istatistiki açıdan anlamlı bir şekilde etkilendiği ortaya konulmuştur.

MA (1) ve MA (2) terimleri, bir zaman serisinin ortalama denklemindeki hata terimlerinin (artıkların) geçmiş değerlerinin mevcut dönem üzerindeki etkisini temsil etmektedir. Pozitif MA terimleri, zeytin fiyatlarında beklenenden sapmaların (hataların) kısa vadeli momentum yaratabileceğini göstermektedir. Örneğin, fiyatlar beklenenden daha yüksek bir artış gösterdiyse, bu artışın bir sonraki dönemde de devam etmesi muhtemeldir.

Çizelge 4. Getiri serisi için ARCH etki test sonuçları.  
Table 4. ARCH effect test results for the return series.

Ölçüt (Criterion)	ARMA Modellenmesi Üzerinden (Based on ARMA Modeling)		Önceki Dönem Getirisi Üzerinden (Based on Previous Period Return)	
	İstatistik değeri (Statistical value)	Olasılık (Probability)	İstatistik değeri (Statistical value)	Olasılık (Probability)
F istatistiği (F-statistic)	11.248	0.001	9.455	0.002
ObsxR <sup>2</sup>	10.692	0.001	9.073	0.003

Çizelge 5. Farklı modellerin performans karşılaştırılması.  
Table 5. Comparison of the performance of different models.

	Akaike Bilgi Kriteri (AIC)	Schwarz Bilgi Kriteri (SIC)	Log likelihood
ARCH (1)	-2.537	-2.465	229.766
GARCH (0,1)	-2.626	-2.554	237.702
GARCH (1,1)	-2.633	-2.544	239.357
TGARCH (1,1)	-2.625	-2.518	239.651
ARMA (2,2)-ARCH (1)	-2.599	-2.492	236.034
ARMA (2,2)-GARCH (0,1)	-2.649	-2.541	240.420
ARMA (2,2)-GARCH (1,1)	-2.711	-2.585	246.917
ARMA(2,2)-TGARCH (1,1)	-2.670	-2.526	244.261



Çizelge 6. ARMA (2,2)-GARCH (1,1) modelinin tahmin sonuçları.

Table 6. Forecast results of the ARMA (2,2)-GARCH (1,1) model.

Değişken (Variable)	Katsayı (Coefficient)	Std. Hata (Standard Error)	z-İstatistiği (z-statistic)	Olasılık (Probability)
Ortalama Denklemi (Mean Equation)				
AR (1)	-1.4554	0.0360	-40.4048	0.0000
AR (2)	-0.8054	0.0393	-20.4785	0.0000
MA (1)	1.5905	0.0055	289.6335	0.0000
MA (2)	0.9725	0.0073	133.1451	0.0000
Varyans Denklemi (Variance Equation)				
$\omega$	0.0005	0.0002	3.0731	0.0021
$\alpha$	0.3434	0.1199	2.8652	0.0042
$\beta$	0.5763	0.1142	5.0444	0.0000
Tamı testleri (Diagnostic tests)				
Kalıcılık ( $\alpha + \beta$ )	0.9197	Log likelihood		246.9174
L-B Q (5)	4.5721**	L-B <sup>2</sup> Q (5)		2.0546
L-B Q (10)	10.9500*	L-B <sup>2</sup> Q (10)		4.4327
L-B Q (15)	13.1940	L-B <sup>2</sup> Q (15)		9.8451
ARCH-LM	0.4497	Jarque-Bera		41.4284***

L-B Q: Kalıntılar için Ljung-Box Q istatistiği, L-B<sup>2</sup> Q: Kalıntı kareler için Ljung-Box Q istatistiği\*\*\*, \*\* ve \* sırasıyla %1 ve %5 ve %10 düzeyinde anlamlılığı göstermektedir. L-B Q: Ljung-Box Q statistic for residuals, L-B<sup>2</sup> Q: Ljung-Box Q statistic for squared residuals, \*\*\*, \*\*, and \* indicate significance at the 1%, 5%, and 10% levels, respectively.

AR ve MA terimlerinin karşıt işaretlere sahip olması fiyatların kısa vadeli dalgalanmalarını veya tepkilerini temsil edebilmektedir. Örneğin, bir haber veya olay nedeniyle fiyatlar ani bir artış gösterdiyse (pozitif MA etkisi), bu artışın bir sonraki dönemde kısmen düzeltildiğini (negatif AR etkisi) görülebilmektedir.

Varyans denklemi ise, zeytin fiyatlarının volatilitésinin nasıl değiştiğini ve bu değişikliklerin geçmiş fiyat şoklarına ve volatiliteye ne ölçüde bağlı olduğunu açıklamaktadır. Varyans denkleminde sabit terim, volatilité şokları olmaksızın (yani diğer faktörler sabitken) beklenen uzun vadeli volatilitenin bir ölçüsüdür. Anlamlı bir sabit, fiyat volatilitésinin zaman içinde bir temel seviyede olduğunu göstermektedir. Ayrıca 0.0005 değeri, oldukça düşük, bu da sofralık zeytin fiyatlarının genel olarak düşük bir volatiliteye sahip olduğunu göstermektedir.

ARCH Terimi ( $\alpha$ ), bir önceki dönemdeki fiyat şoklarının (artıkların karelerinin) bugünkü volatilité üzerindeki etkisini ölçmektedir. 0.3434 değeri, geçmiş fiyat şoklarının mevcut dönem volatilitésini üzerinde önemli bir etkiye sahip olduğunu göstermektedir.

GARCH Terimi ( $\beta$ ), bir önceki dönemin volatilitésinin bugünkü volatilité üzerindeki etkisini

ölçmektedir. 0.5763 değeri, geçmiş volatilitenin mevcut dönem volatilitésini üzerinde güçlü bir etkiye sahip olduğunu göstermektedir. Bu, volatilitenin zaman içinde oldukça kalıcı olabileceğini ve şokların etkisinin uzun süre devam edebileceğini göstermektedir.

Toplam Etki ( $\alpha + \beta$ ):  $0.3434 + 0.5763 = 0.9197$  olarak hesaplanmıştır. Bu değer, volatilitenin kalıcılığını göstermektedir. Bu toplam 1'e yakınsa, volatilitenin şoklardan sonra uzun süre etkilenmeye devam edeceğini göstermektedir (Gontijo ve ark., 2020). 0.9197 değeri 1'e oldukça yakın ve bu, sofralık zeytin fiyatlarında bir şok yaşandığında bu etkinin uzun süre devam edebileceğini göstermektedir.

ARMA (2,2)-GARCH (1,1) modelinin tahmin sonuçlarının istatistiksel olarak güvenilirliğini değerlendirmek amacıyla çeşitli tanı testleri gerçekleştirilmiştir. Modelin kalıntılarında otokorelasyonun varlığını incelemek için Ljung-Box Q testi uygulanmış ve 7. gecikme (lag) sonrası için p-değerleri %5 anlamlılık düzeyinin üzerinde bulunmuştur. Bu, 7. gecikmeden itibaren kalıntıların otokorelasyon içermediğini, yani birbirleriyle bağlantısız olduğunu göstermektedir. Kalıntı kareleri üzerinde yapılan Ljung-Box Q testi

anamlı bir sonuç vermemiştir, bu da modelin volatilitiyi uygun bir şekilde yakaladığını ve volatiliti dalgalanmalarını etkili bir şekilde tahmin ettiğini göstermektedir.

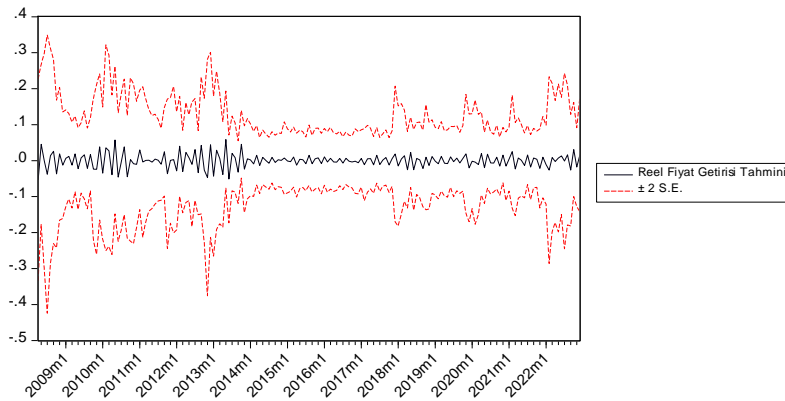
Kalıntılarda ARCH etkilerini tespit etmek için ARCH-LM testi uygulanmış ve bu testin p-değeri %5 anlamlılık düzeyinin üzerinde çıkmıştır. Bu sonuç, modelin kalıntılarında volatiliti kümelenmesi veya ARCH etkileri olmadığını, yani GARCH modelinin veri setindeki volatiliti kümelenmesini başarıyla yakaladığını göstermektedir. Benzer şekilde Çam ve ark. (2017) tarafından petrol fiyatlarındaki oynaklığı inceleyen çalışmada GARCH (1,1) modelinin kalıntılarında değişen varyans ARCH testi uygulanmıştır ve GARCH modeli ile modellenen oynaklık değerlerinin kalıntılarında ARCH etkileri olmadığı tespit edilmiştir.

Jarque-Bera testi sonuçları, kalıntıların normal dağılımdan sapma gösterdiğini ortaya koymuştur; bu durum p-değerinin %1'den küçük olmasıyla belirlenmiştir. Finansal zaman serilerinde bu tür bir sapma yaygın olarak gözlemlenmektedir (Driksaki, 2018). Bu durum, modelin tahmin hatalarının belirli bir yapıya sahip olabileceğine işaret etmektedir.

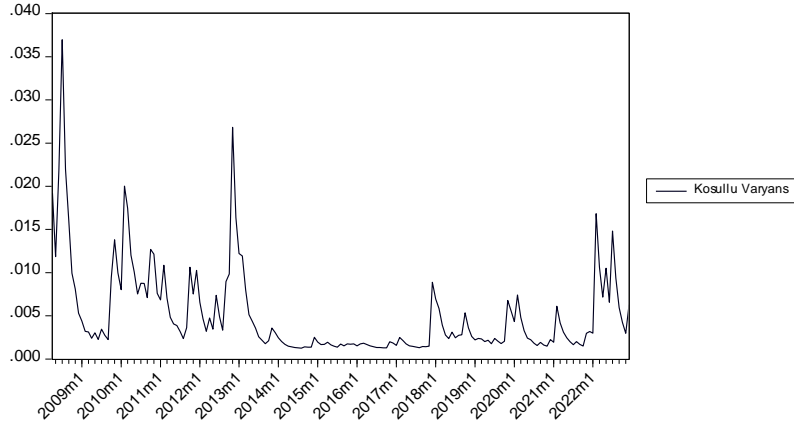
Sofralık zeytin reel fiyat getirisi için ARMA (2,2)-GARCH (1,1) modelinin tahmin edilmesinin ardından, bu model üzerinden "static forecast" yöntemiyle volatiliti tahminleri yapılmıştır (Şekil 2 ve Şekil 3). Şekil 3, zeytin fiyat getirisinin koşullu varyansının zaman içerisindeki değişimini

ortaya koymaktadır. Bu şekilde, belirli zaman dilimlerinde volatilitenin arttığı, ancak sonrasında azaldığı açıkça görülmektedir. Finansal zaman serilerinde bu tür bir davranış oldukça yaygın bir durumdur. ARMA (2,2)-GARCH (1,1) modelinin volatiliti tahmin yeteneğini ölçmek için, bu modelle elde edilen volatiliti tahminleri; 3, 6, 9 ve 12 aylık dönemlerde 1-6 aylık tahmin ufuklarında gerçekleşen volatiliti değerleriyle kıyaslanmıştır. Bu karşılaştırma, modelin volatilitiyi ne derece doğru tahmin edebildiğini değerlendirmek amacıyla yapılmıştır.

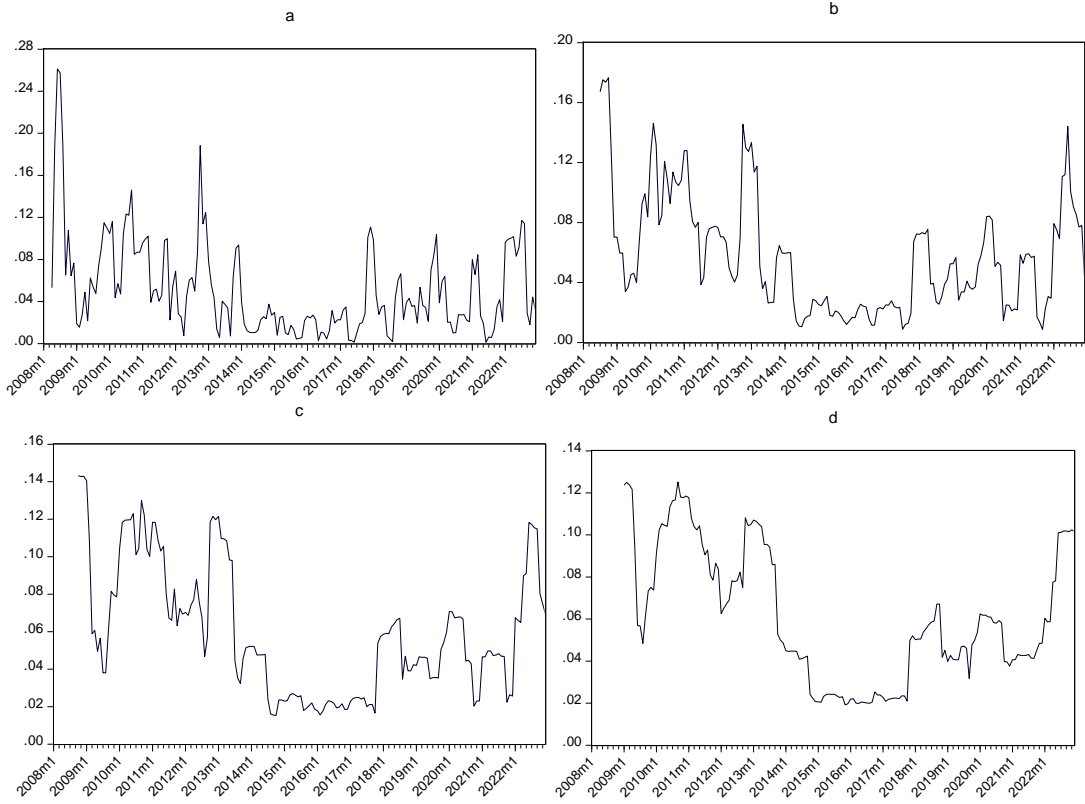
Aylık getiri verilerini temel alarak gerçekleşen volatiliti değerlerini belirlemek üzere 3, 6, 9 ve 12 aylık dönemler için hareketli volatiliti hesaplamaları yapılmıştır (Şekil 4). Bu hesaplamalarda, belirtilen dönem büyüklüklerine göre log getirilerin standart sapmaları kullanılmıştır. Kısa vadeli volatiliti değişimlerini tespit etmek amacıyla 3 veya 6 aylık dönem büyüklükleri önerilirken, uzun vadeli trend analizleri için 12 aylık dönem daha uygun sonuçlar verebilmektedir. Zaman aralığı seçimi, volatiliti hesaplamalarının istatistiksel doğruluğunda kritik bir rol oynamaktadır. Uzun aralıklar, kısa vadeli dalgalanmaları filtreleyip, daha stabil tahminler sunmaktadır; fakat hızlı değişimleri göz ardı edebilmektedir. Kısa aralıklar ise volatilitiye hızlı tepki vermekte, ancak ölçümde gürültü artışına neden olabilmektedir. Bu dengeyi sağlamak adına, çeşitli zaman aralıklarının değerlendirilmesi önem arz etmektedir (Sørensen, 2023).



Şekil 2. Static forecast yöntemiyle sofralık zeytin reel fiyat getirisinin tahmini.  
Figure 2. Forecast of real table olive price returns using the static forecast method.



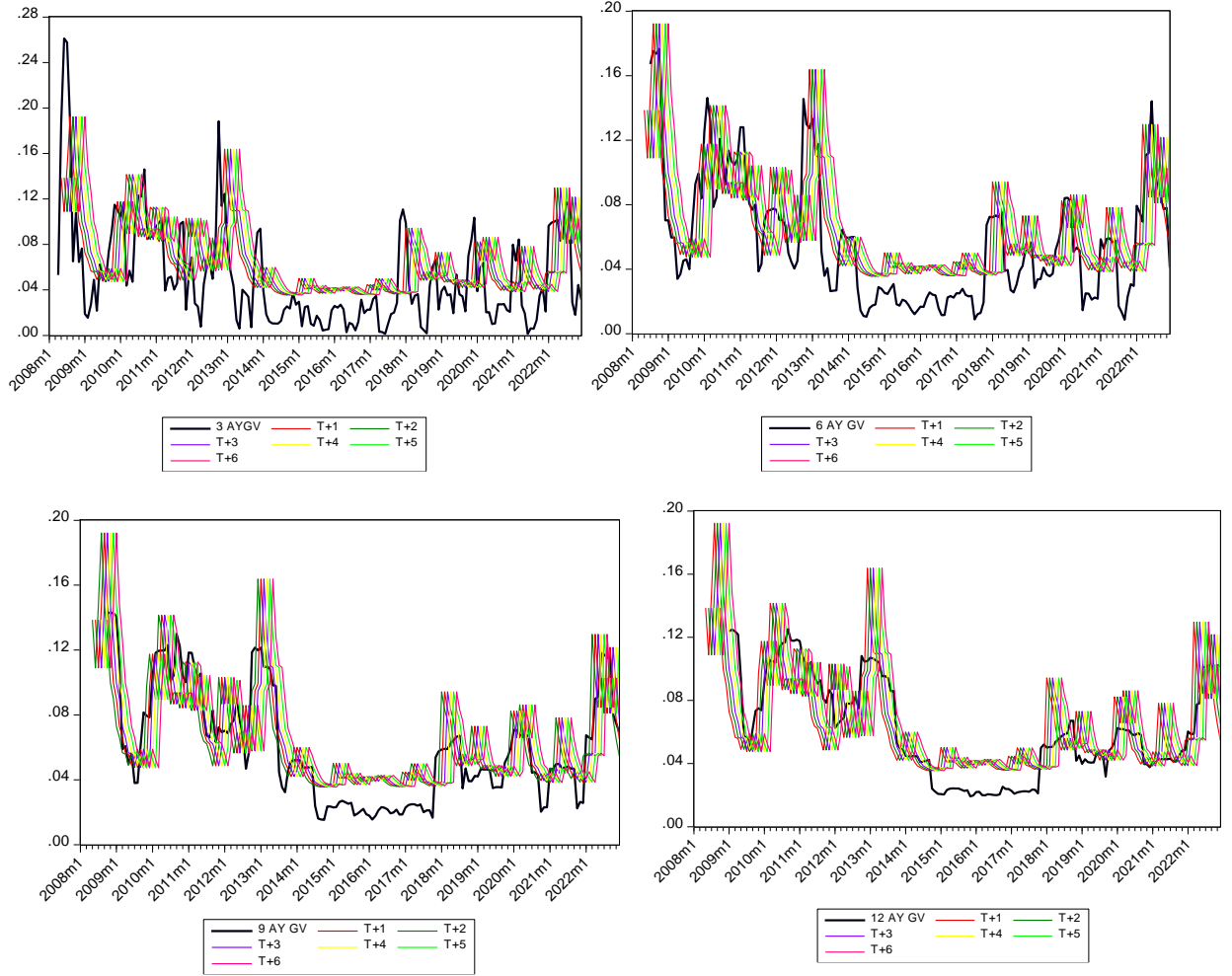
Şekil 3. Sofralık zeytin reel fiyat getirisinin koşullu varyansı.  
Figure 3. Conditional variance of real table olive price returns.



Şekil 4. Sırasıyla a. 3 aylık, b. 6 aylık, c. 9 aylık ve d. 12 aylık gerçekleşen hareketli volatilité.  
Figure 4. Moving volatility for a. 3-month, b. 6-month, c. 9-month, and d. 12-month periods, respectively.

1, 2, 3, 4, 5, 6 aylık tahmin ufukları için ARMA (2,2)-GARCH (1,1) modelinden elde edilen koşullu volatilité tahminleri ile gerçekleşen volatilité (hareketli volatilité) değerlerinin karşılaştırılması Şekil 5'te verilmiştir. Bu karşılaştırmaya ilişkin performans kriterleri ise

Çizelge 7'de verilmiştir. Performans kriterlerinin hesaplanmasında 1 aylık tahmin ufku için,  $t$  zamanındaki tahmin edilen volatilité değeri ile  $t+1$  zamanındaki gerçekleşen volatilité değeri arasındaki hata değeri dikkate alınmıştır (Sørensen, 2023).



Şekil 5. 3,6,9,12 Aylık dönemde, farklı tahmin ufuklarında tahmin edilen volatilité ile gerçekleşen volatilité.  
Figure 5. Forecasted volatility versus realized volatility for 3, 6, 9, and 12-month periods at different forecasting horizons.

Çizelge 7. 3,6,9,12 Aylık dönemde, farklı tahmin ufuklarında ARMA (2,2)-GARCH (1,1) modelinin tahmin performansı.  
Table 7. Forecasting performance of the ARMA (2,2)-GARCH (1,1) model at different forecasting horizons for 3, 6, 9, and 12-month periods.

	3 Aylık Dönem (3-Month Period)			6 Aylık Dönem (6-Month Period)			9 Aylık Dönem (9-Month Period)			12 Aylık Dönem (12-Month Period)		
	MAE	MSE	RMSE	MAE	MSE	RMSE	MAE	MSE	RMSE	MAE	MSE	RMSE
1 Aylık Ufuk (1-Month Horizon)	0.0294	0.0013	0.0367	0.0188	0.0005	0.0220	0.0163	0.0004	0.0200	0.0173	0.0005	0.0221
2 Aylık Ufuk (2-Month Horizon)	0.0339	0.0018	0.0425	0.0202	0.0006	0.0241	0.0159	0.0004	0.0191	0.0164	0.0004	0.0206
3 Aylık Ufuk (3-Month Horizon)	0.0347	0.0018	0.0429	0.0227	0.0007	0.0266	0.0165	0.0004	0.0198	0.0159	0.0004	0.0197
4 Aylık Ufuk (4-Month Horizon)	0.0354	0.0019	0.0436	0.0259	0.0010	0.0309	0.0177	0.0004	0.0210	0.0153	0.0003	0.0187
5 Aylık Ufuk (5-Month Horizon)	0.0362	0.0021	0.0457	0.0300	0.0014	0.0374	0.0200	0.0006	0.0241	0.0160	0.0004	0.0192
6 Aylık Ufuk (6-Month Horizon)	0.0364	0.0021	0.0461	0.0313	0.0015	0.0389	0.0217	0.0007	0.0267	0.0168	0.0004	0.0207

3 Aylık dönem için tahmin ufku uzadıkça hem MAE, MSE, hem de RMSE değerleri artmaktadır. Özellikle, 1 aylık ufuktan 6 aylık ufka geçişte MAE %24, MSE %58 ve RMSE %26 artmıştır. Bu durum, kısa dönem tahminlerin daha uzun dönem tahminlere göre daha doğru olduğunu göstermektedir. 6 Aylık dönem de 3 aylık döneme benzer şekilde, tahmin ufku uzadıkça MAE, MSE ve RMSE değerleri artmaktadır. Ancak bu artış 3 aylık döneme göre daha belirgindir. 1 aylık ufuktan 6 aylık ufka geçişte MAE %67, MSE %213 ve RMSE %77 artmıştır.

9 Aylık dönemde, 2 aylık ufuk için en düşük hata hesaplanmıştır. Ancak, 1 aylık ufuktan 6 aylık ufka geçişte MAE %33.1, MSE %78 ve RMSE %33 artmıştır. 12 Aylık dönemde, 4 aylık ufuk için en düşük hata değeri hesaplanmıştır. Ancak, 1 aylık ufuktan 6 aylık ufka geçişte MAE %3 azalırken, MSE %13 ve RMSE %12 azalmıştır. Bu, modelin 12 aylık dönem için daha stabil tahminler yaptığını göstermektedir.

## SONUÇ VE ÖNERİLER

Bu çalışmada, Ocak 2008- Aralık 2022 döneminde sofralık zeytin reel fiyatlarının volatilitesi ARMA (2,2)-GARCH (1,1) modeli kullanılarak incelenmiştir. Bulgular, fiyatların önceki dönem hareketlerine negatif bir düzeltme eğilimi gösterdiğini ve piyasa katılımcılarının hızlı tepki verdiğini ortaya koymuştur. Model, kısa vadeli şoklara ve uzun vadeli faktörlere duyarlılığı, özellikle mevsimsel ve çevresel faktörler açısından değerlendirmiştir. Başka bir ifadeyle çalışma sonuçları örneğin bir kuraklık veya hastalık salgını gibi beklenmedik bir olayın, sofralık zeytin piyasada hızla fiyat dalgalanmalarına neden olabileceğini göstermiştir. Modelin yüksek kalıcılık değeri, zeytin piyasasında volatilitenin uzun süreli olabileceğini ve fiyat şoklarının uzun vadeli etkileri olabileceğini göstermektedir. Bu durum, üreticilerin, tedarikçilerin ve tüketicilerin kararlarını şekillendirirken önem taşımaktadır.

Ayrıca, Jarque-Bera testi, fiyatların aşırı veya beklenmedik hareketler gösterebileceğini, bu yüzden risk yönetimi ve fiyat koruma stratejilerinin hayati olduğunu ortaya koymaktadır.

Diğer taraftan modelin volatilité tahmin performansı, 3, 6, 9 ve 12 aylık dönemlerde, farklı tahmin ufuklarında değerlendirilmiştir. Kısa dönem tahminleri (3 ve 6 aylık) için modelin hata oranları, tahmin süresi uzadıkça artmakta; bu, kısa vadeli üretim ve pazarlama planlamalarında dikkate alınmalıdır. Özellikle 1 veya 2 aylık tahminler daha güvenilir bulunurken, 6 aylık ve üzeri tahminlerde risk artmaktadır. 9 aylık dönemde ise 2 aylık tahminler, orta vadeli planlamalar için güvenilir sonuçlar sunmaktadır. 12 aylık tahminlerde, model uzun vadeli planlamalar için istikrarlı sonuçlar sağlamaktadır.

Sonuç olarak, zeytin piyasasının hem kısa hem de uzun dönemli faktörlere duyarlı, dinamik ve reaktif bir yapıya sahip olduğu görülmektedir. Bu durum, piyasa katılımcıları için hem fırsatlar hem de riskler yaratmaktadır. Zeytin üreticileri, tedarikçileri ve ihracatçıları, piyasa volatilitesine karşı etkili korunma stratejilerini geliştirmeli ve piyasa hareketlerini yakından izlemeliler.

Yüksek volatilité, fiyat dalgalanmalarına karşı hedging stratejilerinin önemini artırmakta, ileri tarihli sözleşmeler ve opsiyonlar gibi finansal araçlar bu stratejilerin bir parçası olabilmektedir. Uzun vadeli volatilité göz önüne alındığında, stok yönetimi ve sürekli piyasa izleme ve analizi, üreticiler ve distribütörler için kritik hale gelmektedir. Diğer taraftan hava koşulları ve uluslararası piyasalardaki gelişmeler gibi faktörlerin fiyatlar üzerindeki etkilerinin tahmin edilmesi de önem taşımaktadır.

Bunlarla beraber üreticiler, riski azaltmak için ürün portföylerini çeşitlendirebilir. Eğitim programları ve hükümet tarafından uygulanan fiyat stabilizasyon programları, devlet destekli krediler veya sigorta mekanizmaları da bu süreçte yardımcı olabilmektedir.

**LİTERATÜR LİSTESİ**

- Acar, N. K. 2021. Zeytin ve zeytinyağı piyasa fiyatı oluşumunda etkili olan faktörlerin belirlenmesi: Muğla ili örneği. Yüksek Lisans Tezi. A. Ü. Fen Bil. Ens. Tarım Ekonomisi Bölümü. Bornova- İzmir.
- Aker, Y. 2022. Analysis of price volatility in BIST 100 index with time series: comparison of Fbprophet and LSTM model. *Avrupa Bilim ve Teknoloji Dergisi* (35): 89-93.
- Çam, S., E. Ballı ve Ç. Sigeze. 2017. Petrol fiyatlarındaki oynaklığın Arch/Garch modelleri ve yapay sinir ağları algoritması ile tahmini. *Uluslararası Yönetim İktisat ve İşletme Dergisi* 13(13): 588-597.
- Çukur, T. ve F. Çukur. 2021. ARIMA modeli ile Türkiye bal üretim öngörüsü, *Tarım Ekonomisi Araştırmaları Dergisi*, 7 (1): 31-39.
- Dahal, S. 2020. Seasonal price variability and temporal business opportunities for lime and sweet oranges in Nepal. *Economic Affairs* 65(3): 323-331.
- Deistler, M., and W. Scherrer. 2022. ARCH and GARCH Models. In: *Time Series Models. Lecture Notes in Statistics*, vol 224. Springer, Cham.
- Dritsaki, C. 2018. The performance of hybrid ARIMA-GARCH modeling and forecasting oil price. *Int. J. Energy Econ. Policy* 8: 14-21.
- Gontijo, T. S., A. D. C. Rodrigues, C. F. De Muylder, J. L. L. Falce, and T. H. M. Pereira. 2020. Analysis of olive oil market volatility using the arch and garch techniques. *International Journal of Energy Economics and Policy* 10(3): 423-428.
- Göksu, E. ve G. Saner. 2021. Çam balı üretici satış fiyatlarının Box-Jenkins modeli ile öngörüsü. *Turkish Journal of Forestry* 22(2): 111-116.
- Gupta, R., and C. Pierdzioch. 2023. Climate risk and the volatility of agricultural commodity price fluctuations: A prediction experiment. In: D. Bourghelle, P. Grandin, F. Jawadi, P. Rozin (Eds.). *Behavioral Finance and Asset Prices. Contributions to Finance and Accounting*. Springer, Cham.
- Güler, D. 2021. Tarım sektörü hisse senetlerinden oluşan portföy riskinin Monte Carlo simülasyonu ile hesaplanması. *Journal of the Institute of Science and Technology*. 11(1): 699-708.
- Güler, D., G. Saner ve Z. Naseri. 2017. Yağlı tohumlu bitkiler ithalat miktarlarının arıma ve yapay sinir ağları yöntemleriyle tahmini Balkan ve Yakın Doğu Sosyal Bilimler Dergisi. 3(1): 60-70.
- IOC. 2022. World Trade in Table Olives. From: <https://www.internationaloliveoil.org/world-trade-in-table-olives/#:~:text=MADRID%20%2F%2001,2021%2F2022>
- İlter Küçükçolak, N. 2022. Ürün ihtisas borsacılığının gıda fiyat istikrarına katkısı. *Pamukkale Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi* (49): 325-339.
- Kaplan, M. ve S. Karaöz Arıhan. 2012. Antik çağdan günümüze bir şifa kaynağı: Zeytin ve zeytinyağının halk tıbbında kullanımı. *Ankara Üniversitesi Dil ve Tarih-Coğrafya Fakültesi Dergisi* 52(2): 1-15.
- Maesano, G., G. Chinnici, G. Falcone, C. Bellia, M. Raimondo, and M. D'Amico. 2021. Economic and environmental sustainability of olive production: A case study. *Agronomy* 11(9): 1753.
- Mgale, Y. J., and Y. Yunxian. 2021. Price risk perceptions and adoption of management strategies by smallholder rice farmers in Mbeya region, Tanzania. *Cogent Food & Agriculture* 7(1).
- Mutlu Çamoğlu, S., 2017. Türkiye fındık üretici fiyatlarındaki dalgalanmaların analizi. *Ünye İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi* 1(2): 54-62.
- Ojogho, O., and R. A. Egware. 2014. Price generating process and volatility in the Nigerian agricultural commodities market. *Agro-Science* 13(2): 1-6.
- Özdemir, F. N., H. Ç. Kaymak, and A. Aksoy. 2022. Prediction of conditional variance volatility of real price of almond, hazelnut, and pistachio by the diagonal BEKK-GARCH (1,1) equation model. *Scientific Papers: Management, Economic Engineering in Agriculture & Rural Development* 22(4).
- Özden, F. 2006. Türkiye'de zeytinyağı dış ticareti, uygulanan politikalar, karşılaşılan sorunlar ve çözüm önerileri. Yüksek Lisans Tezi. E. Ü. Fen Bil. Ens. Tarım Ekonomisi Bölümü. Bornova- İzmir.
- Özden, Ü. H., 2008. İMKB bileşik 100 endeksi getiri volatilitésinin analizi. *İstanbul Ticaret Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi* 7(13): 339-350.
- Pan, Z., and X. Zheng. 2023. Price volatility transmission of perishable agricultural products: evidence from China. *Economic Research-Ekonomiska Istraživanja* 36(1): 2180058.
- Piot-Lepetit, I., and R. M'Barek. 2011. Methods to analyse agricultural commodity price volatility. pp. 1-11. In: *Methods to Analyse Agricultural Commodity Price Volatility*. Springer. e-ISBN 978-1-4419-7634-5, Chapter 1.
- Rallo, L., C. M. Díez, A. Morales-Sillero, H. Miho, F. Priego-Capote, and P. Rallo. 2018. Quality of olives: A focus on agricultural preharvest factors. *Scientia Horticulturae* 233: 491-509.
- Ray, S., A. Lama, P. Mishra, T. Biswas, S. S. Das, and B. Gurung. 2023. An ARIMA-LSTM model for predicting volatile agricultural price series with random forest technique. *Applied Soft Computing* 110939.
- Saner, G., H. Adanacioğlu, ve Z. Naseri. 2018. Türkiye'de bal arzı ve talebi için öngörü. *Tarım Ekonomisi Dergisi* 24(1): 43-52.
- Sediqi, S. 2021. Vadeli işlem piyasalarının tarımsal ürün fiyatları üzerinde etkisi. Yüksek Lisans Tezi. İ. K. Ü. İstanbul.



- Sørensen, N. H. 2023. Comparing GARCH and NN for forecasting TTF volatility. Master Thesis. Aalborg University Business School.
- Tempesta, T., and D. Vecchiato. 2019. Analysis of the factors that influence olive oil demand in the Veneto Region (Italy). *Agriculture* 9(7): 154.
- TEPGE. 2022. Zeytinyağı ve sofralık zeytin ürün raporu. Yayın No: 371. ISBN: 978-625-8451-84-9. 44s.
- Tunalioglu, R., O. O. Ozer, and Z. Bayramoglu. 2013. Effect of volatility in real exchange rates and price changes on Turkey's olive oil export: An empirical study. *Actual Problems of Economics* 3 (141): 448-458.
- TÜİK. 2023. From: <https://biruni.tuik.gov.tr/medas/?kn=92&locale=tr>
- Urak, U. R. A. K., G. Bozma ve A. Bilgiç. 2018. Türkiye'de buğday, arpa, benzin reel fiyatlarının ve döviz kurunun koşullu varyanslarındaki oynaklığın VAR (1)-Asimetrik BEKK-GARCH (1, 1) modeli ile tahmin edilmesi. *Kahramanmaraş Sütçü İmam Üniversitesi Tarım ve Doğa Dergisi* 21(4): 565-579.