



## Uzun Hafızalı Asimetrik Oynaklık Modelleri ile Riske Maruz Değer(VaR) Tahmini: Covid-19 Dönemi Altın Piyasası

Serpil TÜRKYILMAZ\*

### Öz

Piyasa riski ve belirsizliği yatırımcıların kararları için tahmin edilmesi gerekli en temel risk faktörüdür. En yaygın biçimde kullanılan risk ölçüm yöntemlerinden birisi de riske maruz değer(VaR) tahminidir. Bu çalışmada Türkiye’de Covid-19 sürecini kapsayan 02.01.2019-22.08.2022 dönemindeki günlük altın fiyatları getiri serisi elde edilerek piyasa riski tahmini için riske maruz değer (VaR) yaklaşımı kullanılmıştır. Altın fiyatları getiri oynaklığındaki uzun hafıza ve asimetri karakteristiklerini de dikkate alan ARMA(1,1)-FIEGARCH(1,d,1) ve ARMA(1,1)-FIAPARCH(1,d,1) modelleri farklı dağılımlı (Normal, Student-t, GED ve Çarpık Student-t) olarak tahmin edilmiştir. Model tahmin sonuçlarına göre altın getiri serisinin oynaklığında uzun hafızanın ve asimetrik etkilerin varlığı istatistiksel anlamlı bulunmuştur. Model seçim kriterlerine göre Çarpık Student-t Dağılımlı ARMA(1,1)-FIEGARCH(1,d,1) ve Normal Dağılımlı ARMA(1,1)-FIAPARCH(1,d,1) modeli getiri serisi oynaklığı için uygun model olarak tahmin edilmiştir. Altın piyasası riski için riske maruz değer (VaR) tahminleri her iki modele dayalı kısa ve uzun pozisyonda elde edilmiştir. Çalışma bulguları, altın piyasası piyasa riski için uzun hafıza ve asimetrik etkileri dikkate alan oynaklık modellerine dayalı riske maruz değer(VaR) tahminlerinin uygun olduğunu desteklemektedir.

**Anahtar Kelimeler:** Altın Piyasası, Riske Maruz Değer (VaR), FIEGARCH Modeli, FIAPARCH Modeli, Kupiec-LR Testi.

**Makale Türü:** Araştırma Makalesi

## Value-at-Risk (VaR) Estimation with Long-Memory Asymmetric Volatility Models: Gold Market in the Covid-19 Period

### Abstract

Market risk and uncertainty are the most fundamental risk factors that need to be estimated for investors' decisions. One of the most widely used risk measurement methods is the value-at-risk (VaR) estimation. In this study, the Value-at-Risk (VaR) approach was used for market risk estimation by obtaining the daily gold price return series for the period 02.01.2019-22.08.2022 covering the Covid-19 process in Turkey. The ARMA(1,1)-FIEGARCH(1,d,1) and ARMA(1,1)-FIAPARCH(1,d,1) models, which take into account the long memory and asymmetry characteristics in the return volatility of gold prices, was estimated with different distributions (Normal, Student -t GED and Skewed Student-t). According to the model estimation results, the existence of long memory and asymmetric effects in the volatility of the gold return series were found to be statistically significant. According to the model selection criteria, ARMA(1,1)-FIEGARCH(1,d,1) with the Skewed Student-t Distribution and ARMA(1,1)-FIAPARCH(1,d,1) with Normal Distribution has been estimated as suitable models for the return series volatility. Value-at-risk (VaR) estimates for gold market risk are obtained in short and long positions based on both models. The study findings support that value-at-risk (VaR) estimates based on volatility models that take long memory and asymmetric effects into account are appropriate for gold market risk.

**Keywords:** Gold Market, Value-at-Risk (VaR), FIEGARCH Model, FIAPARCH Model, Kupiec-LR Test.

**Article Type:** Research Article

\* Doç. Dr., Bilecik Şeyh Edebali Üniversitesi, Fen Fakültesi, İstatistik ve Bilgisayar Bilimleri Bölümü, [serpil.turkyilmaz@bilecik.edu.tr](mailto:serpil.turkyilmaz@bilecik.edu.tr), ORCID iD: 0000-0002-7193-4148

## 1. GİRİŞ

Kıymetli metaller, ender bulunan oluşumu doğal ve yüksek ekonomik değere sahip altın, gümüş, platin ve paladyum gibi metallerdir. Tarihte madeni para olarak kullanımları yanı sıra endüstri ve yatırım aracı olarak ayrı bir öneme sahip olmuşlardır. Söz konusu kıymetli metaller, üretimlerine dahil eden maden, metalürji alanındaki şirketler tarafından ve özellikle altın, gümüş gibi madenlerin tercih edildiği mücevher endüstrisi tarafından artan bir ilgi odağı olmuştur. Finansal piyasaların gelişimi ile altın, gümüş, platin ve paladyum gibi başlıca kıymetli metaller yatırımcılar ve piyasa katılımcılarının portföy çeşitlendirmesi için uygun bulduğu ve talep ettiği emtialar olarak karşımıza çıkmaktadır. Fiziksel ve kimyasal özellikleri ile birlikte endüstriyel alanda yaygın kullanıma sahip olan altın bir yatırım aracı olarak da en çok tercih edilen kıymetli metal sınıfında önemini korumaktadır.

Altın özellikle ekonomik kriz dönemlerinde son yıllarda finansal piyasalardaki dalgalanmalara karşı daha az değişken pozisyonlara sahip olması sebebiyle piyasa katılımcıları, portföy yöneticileri ve yatırımcılar tarafından önemli bir riskten korunma aracı olarak kabul edilmiştir. Diğer yatırım araçlarına göre daha az riskli kabul edilmesi, enflasyona karşı korunma aracı olarak görülmesi ve sınırlı kaynaklı kıymetli metal sınıfında olması altının piyasalarda en çok işlem gören emtialardan birisi haline gelmesine neden olmuştur. Dolayısıyla altının risk yönetimindeki olumsuz finansal piyasa şoklarına karşı dengeleyici rolü ve finansal gelişmelere duyarlı olması, araştırmacıları altın piyasalarının davranışını incelemeye yönlendirmiştir. Küresel ekonomik krizlerin sebep olduğu finansal piyasalardaki dalgalanmaların makroekonomik değişkenler üzerindeki etkileri, güvenli bir liman olarak uzun dönemde değerini koruyan altın piyasalarının şoklara tepkilerinin ele alınması ihtiyacını doğurmuştur. Bu anlamda altın piyasalarında risk yönetimi, riskleri belirlemek, analiz etmek, yönetmek ve piyasalarda oluşan riskleri tahmin ederek en aza indirmek için kullanılmaktadır.

Ekonomik krizlerin sıklıkla yaşandığı ekonomiler için risk faktörlerinin çeşitli istatistiksel yöntemlerle belirlenmesi, ölçülmesi ve değerlendirilmesi gerekmektedir. Küreselleşme ile birlikte finansal krizlerin global krizlere dönüşmesi, özellikle ülkelerin, ekonomik açıdan faaliyet gösteren kurum ve kuruluşların dünya ekonomisindeki piyasalarda meydana gelen değişim ve dalgalanmalardan etkilenmelerine sebep olmaktadır. Bu açıdan finans piyasaları, genel olarak etkin bir risk yönetiminin bulunmayışı sebebiyle en çok etkilenen piyasaların başında yer almaktadır. Küresel ekonomik krizler sebebiyle finansal piyasalarda meydana gelen dalgalanmalardaki artış piyasa riskinin belirlenmesine ve analizine olan ilgiyi de artırmış, finans kurum ve kuruluşlarını risklerin istatistiksel yöntemlerle daha sistematik biçimde analizine yönlendirmiştir.

Altın yatırımcısının piyasa riskini yönetebilmesi için, uygun risk yönetim tekniğini belirleyebilmesi, en uygun yatırım kararını verebilmesi ve maruz kalınan risk sebebiyle ihtiyaç duyulan sermaye miktarını tespit edebilmesi için altın piyasa riskini tutar olarak belirleyebilmesi gerekmektedir. Bu amaçla Riske Maruz Değer (Value at Risk-VaR) adı verilen yöntem yatırımcının belirli bir süre için elinde tuttuğu portföy ya da varlığın değerinde piyasalarda meydana gelen dalgalanmalar sebebiyle oluşacak azami değer kaybını ölçmektedir (Evcı ve Kandır, 2015:54). Bir başka ifade ile Riske Maruz Değer, belirli bir güven düzeyi ile ve normal piyasa koşullarında belirli bir dönemde oluşabilecek maksimum zararın tahmini değeri olarak tanımlanmaktadır (Hardiyanti ve Darnius, 2021:9). Riske Maruz Değer (VaR) gibi risk yönetimi araçları, serinin dağılım özelliklerine de büyük ölçüde bağlıdır. Bu sebeple, altın piyasası gibi finansal zaman serilerinin tüm özelliklerini en iyi şekilde yakalayabilecek bir dağılım ile oynaklığının (volatilité) modellenmesi hem yatırımcılara hem de risk yöneticilerine önemli avantajlar sağlayabilmektedir (Chinhamu ve Chikobvu, 2017: 508). Yatırımcılar için gösterge olan bir emtianın oynaklığı (volatilité) ve riske maruz değeri (VaR), riske karşı tutumlarında dikkate değer bir rol oynamaktadır. Piyasa katılımcıları için uygun risk ölçümünün belirlenmesi oldukça

önemlidir. Piyasa riskinin ölçülmesi amacıyla oynaklık, riske maruz değer (VaR) ve beklenen eksiklik (ESF) gibi farklı yaklaşımlar kullanılmaktadır (Kaya ve Güloğlu, 2017:10). Herhangi bir emtianın fiyatında meydana gelen ani iniş çıkışlar olarak ifade edilebilen oynaklık (volatilite), finansal piyasalarda karar alıcıların süreçlerini etkileyen belirsizlik ölçüsü olarak tanımlanabilmektedir. Oynaklık yayılımı ise, bir finansal piyasada meydana gelen bir şokun diğer piyasaları etkileyerek oynaklığını artırması olarak tanımlanmakta ve bazı faktörler sebebiyle piyasaların karşılıklı bağımlı hale gelmesi söz konusu piyasalar arasında oynaklık yayılımına sebep olmaktadır (Değirmenci ve Abdioğlu, 2017:105).

Bu anlamda oynaklığın değerlendirilmesi piyasa katılımcılarının olası risklere karşı finansal getirilerin davranışını tahmin edebilmeleri açısından önem taşımaktadır. Literatürde pek çok çalışma altın piyasalarındaki oynaklığın modellenmesi, makroekonomik değişkenlerle ilişkisi, enflasyona karşı korunma rolüne ve risk tahminine odaklanmıştır. Bu çalışmalardan bazıları izleyen bölümde özet olarak sunulmaktadır.

## 2. LİTERATÜR

Kıymetli metallerin piyasa davranışlarına özellikle altın piyasasına yönelik ilgili literatürde ampirik çalışmalar mevcuttur.

Demireli ve Torun (2011) çalışmalarında Türkiye ve İngiltere için 17.07.2003-06.08.2009 döneminde serbest piyasa altın fiyatlarındaki kırılma dönemlerini, ekonomik, politik ve sosyal olayların etkilerini incelemiş ve CGARCH modelini kullanmışlardır. Bulguları Türkiye ve İngiltere serbest piyasa altın fiyatlarının döviz ve faiz değişkenlerindeki değişimlerden etkilendiğini göstermiştir. Ayrıca kırılmaların da dikkate alındığı CGARCH modeli bulguları ile oynaklıkta meydana gelen şokların altın piyasası fiyat hareketlerinde dalgalanmalar meydana getirdiğini göstermişlerdir.

Contuk, Burucu ve Güngör'ün (2013) çalışmalarında altın piyasasındaki dalgalanmaların İMKB 100 endeksi üzerindeki etkileri 01.01.2009-31.12.2012 tarihleri arasındaki günlük fiyatlar ve endeks verileri kullanılarak incelenmiştir. ARCH etkileri test edilerek anlamlı bulunmuş ve MGARCH model tahmini sonuçları, altın ve borsa verilerinin kendi şoklarından ve birbirlerinin şoklarından etkilendiğini göstermiştir.

Lili ve Chengmei (2013) çalışmalarında küresel makroekonomik göstergeleri, finansal piyasa endekslerini, enerji ürünleri miktarlarını ve fiyatlarını içeren bir veri seti kullanmış ve New York' taki altın piyasasının dinamiklerini FAVAR (Factor-Augmented Vector Autoregression) modeli ile incelemiştir. Sonuç olarak finansal piyasa endekslerinin ve makroekonomik göstergelerin altın fiyatına etkisini negatif, altın rezervinin ve enerji fiyatlarının altın fiyatına etkisini pozitif bulmuştur.

Tokat'ün (2013) çalışmasında çok değişkenli GARCH modeli (MGARCH) yaklaşımı ile altın, döviz ve hisse senedi piyasalarındaki oynaklık etkileşimi incelenmiştir. Global altın ve dolar piyasasındaki şok ve oynaklık değişimlerine karşı İMKB 100 endeksinin dirençli bir davranış göstermesi önemli bir bulgu olarak sunulmuştur.

Demiralay ve Ulusoy (2014) çalışmalarında, Londra Külçe Piyasası ve Londra Platinum-Paladyum Piyasasında işlem gören dört değerli metalin (altın, gümüş, platin ve paladyum) günlük spot fiyatlarını kullanarak dört temel değerli metalin (altın, gümüş, platin ve paladyum) riske maruz değer tahminlerini normal ve student t dağılımlı FIGARCH, FIAPARCH ve HYGARCH uzun hafıza volatilité modellerini VaR tahmininde kullanmıştır. Bulguları uzun hafıza ve asimetri ile büyük kuyrukları birlikte yakalayan student-t dağılımına sahip FIAPARCH modelinin VaR tahmininde diğer modellerden daha iyi performans gösterdiğini desteklemiştir.

Chinhamu (2015) çalışmalarında, altın piyasasındaki aşırı getirileri modellemek için genelleştirilmiş Pareto dağılımının (GPD), riske maruz değer (VaR) ve beklenen eksiklik (ES)' ye göre risk ölçümü için daha etkili bir araç olduğunu gösteren bulgular elde edilmiştir. Ayrıca çalışma sonuçları, GPD' nin VaR ve ES tahminleri için kullanılan Normal ve Student-t dağılımlarına göre üstün olduğunu da göstermiştir.

Evcı ve Kandır (2015), çalışmalarında 2003-2013 dönemi için Borsa İstanbul ve Londra altın piyasası günlük verilerini kullanarak riske maruz değerleri (VaR), normal ve student-t dağılımlı simetrik ve asimetrik GARCH modeli varyans-kovaryans yaklaşımı ile elde etmişlerdir. Bulguları, %99 güven düzeyinde kalın kuyruklu ve aşırı basık dağılım özelliğine sahip altın getiri serilerinin riske maruz değerleri için student-t dağılımına dayalı modellerin daha uygun olduğunu göstermiştir.

Schlender, Righi ve Ceretta (2015), altın için, riske maruz değer (VaR) ve beklenen eksiklik (ES) risk ölçümlerini tahmin etmek ve yatırım riski için bir model bulmak amacıyla farklı dağılımlara sahip koşullu modellerde bir geriye dönük test uygulamışlardır. Uç değer (EVT) yaklaşımının, ekstrem durumlarda değişken risk tahminlerine sahip olduğunu göstermişlerdir.

Yurdakul ve Sefa'nın (2015) çalışmalarında Türkiye Altın Borsası'nda altın fiyatlarını etkileyen faktörler belirlenmeye çalışılmış ve Londra altın fiyatları, Brent petrol fiyatları, ABD doları, Amerikan Dow Jones Sanayi Endeksi, Toptan Eşya Fiyatları Endeksi, İstanbul Menkul Kıymetler Borsası 100 Endeksi ve aylık ortalama vadeli mevduat faiz oranları gibi değişkenler seçilmiştir. Söz konusu değişkenlerin etkileri en uygun ARCH türü model olarak seçilen EGARCH(1,1) modeli ile incelenmiştir. Bulguları İstanbul Altın Borsası'ndaki altın fiyatlarının Dow Jones Sanayi Endeksi' nden negatif yönde, Londra Külçe Piyasası Birliği'nin altın fiyatlarından pozitif yönde, Toptan Eşya Fiyatları Endeksinden pozitif fakat oynaklığından negatif yönde etkilendiğinin kanıtlarını sunmuştur.

Bildirici, Kayıkcı ve Onat (2016)'ın çalışmalarında Birleşik Devletler için baltık kuru yük endeksi, altın fiyatları ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkileri MS-VAR modeli ile incelenmiştir. Bulgular, değişkenlerin eşbütünleşik olduğunu, ekonominin kriz rejiminin tutarlı olduğunu ve baltık kuru yük endeksi ile altın fiyatlarının, Birleşik Devletler'in büyümesinde kriz göstergesi olarak kullanılabileceğini desteklemiştir.

Gangopadhyay, Jangir ve Sensarma (2016), çalışmalarında altın fiyatlarındaki değişimleri açıklamak ve öngörmek için VECM (vektör hata düzeltme) modeli kullanmışlardır. Altın, borsa endeksi, döviz kuru, ABD tahvil oranları, petrol fiyatları ve tüketici fiyat endeksi değişkenleri arasında uzun dönemli anlamlı bir ilişkinin kanıtını sunmuşlardır.

Kaya ve Güloğlu (2017)'nin çalışmalarında 02/01/2002 - 29/04/2016 döneminde altı temel emtia (ham petrol, bakır, altın, gümüş, paladyum ve platin) zaman serisi için oynaklık, riske maruz değer (VaR) ve beklenen açık risk (ES) yaklaşımları ile piyasa riskleri modellenmiştir. Çalışma bulguları, serilerin oynaklık modellerinin öngörü performansı açısından ve VaR için yapılan geri testlere dayanarak en uygun modelin FIAPARCH modeli olduğunu göstermiştir. Ayrıca tahmin sonuçları ham petrolün diğer emtialara göre daha riskli olduğunu destekleyen bulgular sunmuştur.

Kurt Cihangir ve Uğurlu (2017), Türkiye'de 01.01.2010 – 28.10.2016 döneminde altın fiyatlarındaki oynaklık için asimetrik oynaklık modellerinden APARCH, TARARCH ve EGARCH modelleri ve GARCH modelini tahmin etmiş ve altın fiyatlarının getiri oynaklığını en iyi açıklayan model olarak APARCH modelini belirlemiştir. Bulguları Türkiye altın piyasasındaki oynaklığın pozitif şoklardan negatif şoklara göre daha fazla etkilendiği sonucunu desteklemiştir.

Türkyılmaz, S. (2023). Uzun Hafızalı Asimetrik Oynaklık Modelleri ile Riske Maruz Değer (VaR) Tahmini: Covid-19 Dönemi Altın Piyasası. *KMÜ Sosyal ve Ekonomik Araştırmalar Dergisi*, 25(44), 66-86.

Li vd. (2017)'nin çalışmalarında altın piyasası için riske maruz değeri (VaR), stokastik oynaklık (SV) modeli ile uç değer analizi birleştirilerek ölçülmüştür. Altın fiyatına ilişkin önerilen birleşik model aracılığıyla elde edilen sonuçlar, sunulan modelin altın piyasasının riske maruz değerinin etkili bir şekilde ölçebildiğini, tahmin edebildiğini, yatırımcıların altın piyasasının aşırı riskini daha iyi anlamalarını ve aktif olarak başa çıkma stratejilerini almalarını sağladığını göstermiştir.

Díaz-Hernández, Sánchez ve Flores (2018), 1995 ve 2017 yılları arasında logaritmik altın getirilerinin davranışı için Student t dağılımlı AR(1)-GARCH(1,1) modelinin uygun bir model olduğunu göstermişlerdir.

Moralı ve Uyar (2018)'in çalışmalarında kıymetli madenler (altın, gümüş, platin ve paladyum) piyasasında fraktal yapının varlığı araştırılmış ve incelenen kıymetli madenler piyasalarının fraktal bir yapıya sahip olabilecekleri gösterilmiştir. Sonuç olarak kıymetli madenlerin yatırımcılar tarafından elde tutulma süreleri uzadıkça, getirilerin pozitif veya negatif geçmiş dönem dalgalanmalarına daha bağımlı hale geldiği bulgusuna ulaşılmıştır.

Pratiwi, Iswahyud ve Safitri'nin (2019) çalışmalarında uç değer teorisinde (EVT) kullanılan genelleştirilmiş uç değer (GEV) yaklaşımı ile altın fiyatları için risk tahmininde bulunmuşlar ve çalışma sonuçları, %95 güven düzeyinde gelecek bir dönem için yatırımcıların yaşayabileceği maksimum kaybın toplam yatırımın %0.899'u olacağı tahminini göstermiştir.

Türkyılmaz (2020) çalışmasında Türkiye' de 08.2005-02.2018 dönemi aylık ağırlıklı ortalama altın fiyatlarını kullanarak simetrik ve asimetrik (GARCH ve EGARCH) türü model tahminleri ile ortalama ve koşullu varyansındaki uzun hafıza özelliğini de dikkate alan (ARFIMA-FIGARCH) model tahminleri ile karşılaştırmıştır. Bulguları seride uzun hafıza özelliğinin bulunduğunu ve seri için ARFIMA(1,ξ,1)-FIGARCH(1,d,1) modelinin uygun model olduğunu göstermiştir.

Hardiyanti ve Darnius (2021), tarım sektörü (tarım dışı istihdam) dışındaki ücret gelir verilerini kullanarak altın alım satım vadeli işlemleri için temel analiz, teknik analiz ve riske maruz değer (VaR) kullanarak risk değerini analiz etmişlerdir. %95 güven düzeyi ile yapılan riske maruz değer (VaR) hesaplaması ile en düşük altın fiyat tahmininin 1 Ağustos 2018 ile 31 Temmuz 2019 tarihleri arasında elde edildiği bulgusuna ulaşmışlardır.

Chinhamu vd. (2022) çalışmalarında uzun hafızalı genelleştirilmiş otoregresif koşullu değişen varyans (GARCH) modellerini, üç değerli metal (platin, altın, gümüş) fiyatından günlük getiriler için VaR'yi tahmin etmedeki performanslarını bir dizi koşullu varsayım altında değerlendirmiştir. Çalışmada VaR modellerinin göreceli performanslarını karşılaştırmak için Kupiec olabilirlik oranı testi kullanılmıştır. Geriye dönük test sonuçları farklı hata dağılımlarına sahip ARFIMA-FIGARCH, ARFIMA-HYGARCH ve ARFIMA-FIAPARCH modellerinin değerli metal fiyatlarının aşırı risk durumunu göstermek için uygun olduğunu ve VaR tahmininde kullanılabileceğini göstermiştir.

Dünya altın fiyatlarındaki artışlar son yıllarda altını, sanayi ve sermaye piyasalarındaki yatırımlara kıyasla en yüksek yatırım talebi olan bir piyasa haline getirmiş ve bu durum enflasyona karşı iyi bir koruma sağlayan, portföy performansını arttıran altını bir yatırım aracı olarak değerlendiren araştırmalara ilgiyi de arttırmıştır (Pratiwi vd., 2019:2).

Türkiye' de ise finansal varlık ya da mal olarak kullanılan altın, finans sektöründeki gelişmeler ile önemli bir yatırım aracı olarak da farklı bir boyut kazanmıştır. Özellikle serbest piyasa ekonomisine geçiş politikası kapsamında alınan yapısal değişiklik kararları Türkiye' de altın piyasasının gelişimi açısından önemli sonuçlar ortaya çıkarmıştır. 1995 yılı başlarında İstanbul altın borsası ile altın, ekonominin kurumsal mali değerleri arasında yerini almış ve 2013 yılında altın borsası Borsa İstanbul

(BİST) bünyesine alınmıştır (Özkan ve Kolay, 2016: 573-574). Türkiye’de finans sektöründeki gelişme ve düzenlemelerle altına dayalı finansal yatırım araçlarının çeşitlendirilmesi sağlanmış ve altın piyasasının küresel anlamda rekabet edilebilirliği için alt yapı oluşturulmuştur.

Altın piyasalarında oluşabilecek oynaklıkların, portföy kazanım kayıplarını arttırması sebebiyle altın piyasa etkinliğinin ölçülmesi ve kontrol edilmesi önemlidir. Bu anlamda gelecekte belirli bir zaman dilimi için belirli bir güven düzeyindeki finansal varlıkların maksimum kayıp seviyesini gösteren Riske Maruz Değer (Value at Risk-VaR) yöntemi risk yönetimi için kullanılan en popüler araçlardan birisidir.

Uluslararası pek çok finansal kuruluş tarafından yaygın biçimde kullanılan Riske maruz değer (VaR) yöntemleri ayrıca riske maruz değer ölçülmesinde Basel<sup>1</sup> standartlarında kullanılması önerilen ve yapılan düzenlemelerle birlikte kullanımı yaygınlaşan risk ölçüm yöntemlerinden biri olması açısından önemlidir. Özellikle finansal piyasalardaki dalgalanmalarla birlikte risk faktörlerinin varlığı etkin bir risk yönetimini gerekli kılmaktadır.

Belirli bir olasılıkla belirlenen bir zaman diliminde bir portföyün veya finansal bir varlığın değerinde meydana gelebilecek en fazla kayıp olarak tanımlanan Riske Maruz Değer (VaR)’ın doğru tahmini finansal risklere karşı korunma açısından önemli bir avantaj sağlamaktadır. Riske Maruz Değer (VaR), piyasa faktörlerindeki değişimlerden etkilenen finansal bir varlığın beklenen toplam zararını ifade etmekte olduğundan önemlidir (Demireli ve Taner, 2009:127-148).

Bu çalışmada; Türkiye’ de Covid-19 sürecini içeren 02.01.2019-22.08.2022 dönemi için altın piyasa riskinin riske maruz değer (VaR) yaklaşımı ile tahmini amaçlanmıştır. Çalışmada altın fiyatlarındaki belirsizliğin bir ölçüsü olarak öncelikle serinin oynaklığı modellenmiştir. Bu amaçla getiri serisi elde edilerek oynaklığındaki uzun hafıza karakteristiğini de dikkate alan asimetrik GARCH türü modellerden FIEGARCH ve FIAPARCH model tahminleri elde edilmiştir. Model tahminleri  $p, q=0,1,2$  gecikme değerlerinde farklı kuyruk dağılımlı (normal, student-t, GED ve çarpık student-t) olarak yapılmış ve sonuçları karşılaştırılmıştır. Kriterlere göre seçilen en uygun uzun hafızalı asimetrik oynaklık modellerine dayalı riske maruz değer (VaR) tahminleri için model performansları karşılaştırılmıştır.

Gerek altının finansal piyasa şoklarına karşı dengeleyici rolü sebebiyle güvenilir bir yatırım aracı olarak değerlendirilmesi gerekse Türkiye’ de altın piyasası varyansındaki oynaklık ve uzun hafızanın varlığında Riske Maruz Değer (VaR) tahminine yönelik yeterli çalışmaların bulunmaması sebebiyle bu çalışmanın altın piyasa riskinin ekonometrik bir yaklaşımla ölçüldüğü bir çalışma olarak literatüre katkı sağlaması beklenmektedir. Ayrıca Covid-19 sürecinde altın getiri fiyatları oynaklığındaki olası uzun hafıza karakteristikleri farklı dağılımlarla göz önünde bulundurularak, altın piyasa riskinin Riske Maruz Değer (VaR) yaklaşımı için model performanslarının karşılaştırılması çalışmanın özgün değeridir.

Çalışmanın planı şu şekildedir: Genel bilginin verildiği birinci bölüm olarak giriş bölümünü, ikinci bölümde literatür izlemektedir. Üçüncü bölümde metodoloji ile ilgili kısa bilgiler sunulmaktadır. Dördüncü bölüm olan analiz bölümünde veri ile ilgili tanımlayıcı bilgilere, tahmin edilen model sonuçları ile yorumlara yer verilmektedir. Sonuç ve değerlendirme beşinci bölümdedir. Altıncı bölüm yararlanılan kaynakların sunulduğu bölümdür.

<sup>1</sup> Basel standartları, finansal istikrarı artırmak amacıyla uluslararası düzeyde bankaların düzenleme, denetim ve uygulamalarını güçlendirmek ve üye ülkeler arasında tutarlı ve karşılaştırılabilir bir bankacılık düzenleme çerçevesi oluşturmayı amaçlayan standartlardır (Bkz: www.bddk.org.tr).

### 3. YÖNTEM

Bu bölümde altın fiyatları oynaklığı için tahmin edilecek modeller ve riske maruz değer (VaR) hakkında kısa bilgiler verilecektir. Altın risk yönetimindeki rolü kapsamında piyasalardaki kaldıraç etkilerine karşı diğer kıymetli metallere göre daha kalıcı ve daha az duyarlı olmasına rağmen son yıllarda özellikle çalkantılı dönemlerde zaman içinde değişen bir dağılım göstermektedir. Chkili vd. (2014)' de önerildiği üzere altın piyasaları için asimetriyi dikkate alan modellerin uygunluğu ile ilgili kanıtlar bulunmaktadır. Bu amaçla altın piyasası getirilerinin oynaklığındaki asimetri ve uzun hafıza özelliğinin değerlendirilmesi için gerekli modellere ilişkin ve risk yönetimi performansı için uygun riske maruz değer (VaR) ile ilgili bilgiler sunulmaktadır.

#### 3.1. FIEGARCH Modeli

Bollerslev ve Mikkelsen (1996) kesirli bütünleşik süreçlerinin S&P borsa endeksi getirileri için daha uygun olduğunu önermişler ve bu süreçlere ilişkin modellerin GARCH (p, q) ve IGARCH (p, q) modellerinden daha iyi tahminler vereceğini bulmuşlardır. Ayrıca asimetrik etkileri de dikkate alan FIEGARCH modeli özelliklerinin FIGARCH sürecine göre daha uygun olduğunu önermişlerdir. Bollerslev ve Mikkelsen (1996) ayrıca FIEGARCH sürecinin, şokun etkilerinin kalıcılığı yanı sıra oynaklık üzerindeki asimetrik etkilerini de ölçmeye yardımcı olduğunu ve simetrik EGARCH ve IEGARCH modellerinden daha güvenilir ve tutarlı olduğunu kanıtlamışlardır. Bu bağlamda GARCH ve EGARCH süreçlerini oynaklıktaki uzun hafıza özelliğini de dikkate alacak şekilde genişletmişlerdir.

Uzun hafıza özelliğini yakalamak için bir FIGARCH(p, d, q) modeli Baillie, Bollerslev ve Mikkelsen (1996) tarafından denklem (1)' deki gibi geliştirilmiştir.

$$\phi(L)(1-L)^d \varepsilon_t^2 = \omega + [1 - \beta(L)]v(t) \quad (1)$$

Burada d parametresi 0 ile 1 arasında değer alan uzun hafıza parametresidir ve  $\phi(L)$ ' nin tüm kökleri ve  $[1 - \beta(L)]$ ' nin kökleri birim çemberin dışındadır. Uzun hafıza parametresi d=0 olduğunda GARCH modeline, d=1 için IGARCH modeline indirgenmektedir. FIGARCH modelinin durağanlığı ve koşullu varyansın pozitifliği için modelin katsayılarında kısıtlamalar söz konusudur (Goudarzi, 2010: 233). Bollerslev ve Mikkelsen (1996)' in önerdiği FIEGARCH modelinin genel ifadesi (2)' deki gibidir.

$$\ln \sigma_t^2 = \omega_t + (1 + \psi L)(1 - \phi L)^{-1}(1 - L)^{-d} g(\varepsilon_t) \quad (2)$$

$$\phi(L)(1-L)^d \ln \sigma_t^2 = \alpha + \sum_{j=1}^q (b_j |x_{t-j}| + \gamma_j x_{t-j}) \quad (3)$$

Burada  $\phi(L)$ , FIGARCH modelindeki gibidir.  $\gamma_j \neq 0$  olduğunda kaldıraç etkilerinin varlığı söz konusudur. d uzun hafıza parametresi ile ilgili olarak eğer  $0 < d < 1$  ise FIEGARCH modeli durağandır (Bollerslev ve Mikkelsen, 1996:160).

#### 3.2. FIAPARCH Modeli

Tse (1998), FIGARCH modelini asimetri özelliğini de dikkate alacak şekilde ve koşullu varyanstaki uzun hafızayı da değerlendirecek Kesirli bütünleşik asimetrik güç ARCH modeli (FIAPARCH) modeline genişletmiştir. FIAPARCH(p, d, q) modeli (4)' deki gibi ifade edilmektedir (Chinhamu, Chifurira ve Ranganai, 2022:92; Tse, 1998: 51-52).

$$\sigma_t^\delta = \omega [1 - \beta(L)]^{-1} + \left\{ 1 - [1 - \beta(L)]^{-1} \phi(L)(1-L)^d \right\} (|a_t| - \gamma a_t)^\delta \quad (4)$$

Burada  $\omega > 0$ ,  $\beta < 1$ ,  $\delta > 0$  dır. Asimetri parametresi  $-1 < \delta < 1$  koşulunu sağlamaktadır.  $\delta > 0$  ise, negatif şokların oynaklık üzerindeki etkisi eşit büyüklükteki pozitif şoklardan daha fazladır. Eğer  $0 < \delta < 1$  ise FIAPARCH modeli koşullu varyanstaki uzun hafıza özelliğini yakalamaktadır.  $\delta = 0$  ve  $\delta = 2$  ise model FIGARCH modeline indirgenmektedir.  $\delta$  parametresi oynaklık için güç parametresidir.

### 3.3. Riske Maruz Değer (VaR (Value-at-Risk))

Finansal piyasalardaki ekonomik kayıplar için riski değerlendirmek üzere kullanılan en yaygın ölçütlerden birisi de riske maruz değer (VaR)' dir. Bir portföyün belirli bir risk seviyesi verilen belirli bir süre boyunca olası maksimum kaybını değerlendirmeyi amaçlamaktadır ve hesaplamalar için kuyruk dağılımına odaklanmaktadır. Bu nedenle, VaR tahmininin doğruluğu, seçilen bir modelin uç veri gözlemlerini ne kadar iyi yansıttığına bağlıdır.

Finansal bir zaman serisi  $Y$ ' nin  $f$  yoğunluk fonksiyonunun  $p$ . kantili olarak tanımlanabilen riske maruz değer (VaR), denklem (5)' deki gibi gösterilmektedir (Chinhamu, Chifurira ve Ranganai, 2022:94; Tang ve Shieh: 2006:440).

$$\text{VaR}_p = f^{-1}(1-p) \quad (5)$$

Burada  $f^{-1}$  kantil yoğunluk fonksiyonudur. Varsayılan dağılımın  $p$ -kantili için riske maruz değer (VaR) denklem (6)' daki gibi hesaplanabilmektedir.

$$\text{VaR}_p = \mu + f^{-1}(1-p)\sigma \quad (6)$$

Burada  $\mu$  koşullu ortalama ve  $\sigma$  koşullu standart sapmadır. Buna göre kısa ve uzun pozisyonlar için  $p$ -kantilinin riske maruz değeri (VaR) (Chinhamu, Chifurira ve Ranganai, 2022:94);

$$\text{VaR}_{\text{UZUN}} = \mu + f^{-1}(1-p)\sigma \quad (7)$$

$$\text{VaR}_{\text{KISA}} = \mu + f^{-1}(p)\sigma \quad (8)$$

Modele dayalı riske maruz değer (VaR) tahminlerinin yeterliliğini ve performansını incelemek için Kupiec (1995) tarafından  $\chi^2$  dağılımına sahip Kupiec LR testi (9) geliştirilmiştir.

$$\text{LR}_{\text{Kupiec}} = 2 \ln \left( \left( \frac{x^p}{N} \right)^{x^p} \left( 1 - \frac{x^p}{N} \right)^{N-x^p} \right) - 2 \ln \left( \alpha^{x^p} (1-p)^{N-x^p} \right) \quad (9)$$

LR testi, getirilerin  $p$  düzeyinde VaR değerinin altına (uzun pozisyon) veya üstüne (kısa pozisyon)  $x^p$  kez düşme sayısını hesaplar ve  $p$  düzeyindeki başarısızlık oranlarını karşılaştırmaktadır. Test 1 serbetlik dereceli  $\chi^2$  dağılımı göstermektedir. LR test istatistiği kritik değerden büyükse sıfır hipotezi reddedilmekte ve riske maruz değer (VaR) modelinin yeterli olmadığına karar verilmektedir (Fan vd., 2008: 3160).

## 4. ANALİZ

Bu bölümde veri tanıtılarak tanımlayıcı istatistiklere, birim kök testlerine yer verilecek ve asimetrik uzun hafıza model tahmin sonuçları ile en uygun modele dayalı kısa ve uzun pozisyonlar için riske maruz değer tahminleri sunulacaktır.

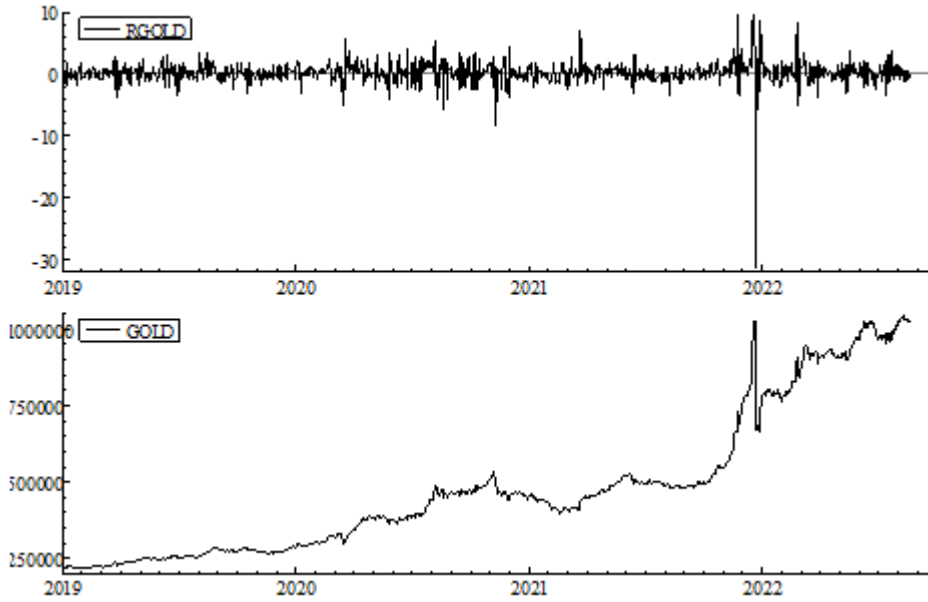


#### 4.1. Veri ve Tanımlayıcı İstatistikler

Çalışmada Türkiye’de Covid-19 sürecinin altın fiyatları üzerindeki etkisini de göz önünde bulundurmak amacıyla 02.01.2019-22.08.2022 dönemi için günlük altın fiyatları(TL/Kg) Borsa İstanbul veri tabanından (<https://borsaistanbul.com/tr/sayfa/316/metal-fiyatlari>) elde edilmiştir. Riske maruz değer (VaR) tahmini uzun hafıza ve asimetri karakteristiklerinin de değerlendirildiği oynaklık modellerine dayalı olarak yapılmıştır. Altın fiyatlarındaki oynaklık özelliğinin izlenebilmesi için logaritmik dönüşümlü fiyat serisi getirileri elde edilmiştir. Analiz bulguları için EViews9 ve OxMetrics7 programları kullanılmıştır. Buna göre t dönemi için altın fiyatları getiri serisi (RGOLD);

$$RGOLD_t = \text{Log}(GOLD_t / GOLD_{t-1}) * 100, t=1,2,\dots,T \quad (10)$$

şeklinindedir. Burada  $GOLD_t$ , t dönemindeki altın fiyatlarını ve  $GOLD_{t-1}$  ise bir önceki dönem için altın fiyatlarını göstermektedir. Şekil 1’de altın fiyatları serisi(GOLD) ve altın fiyatları getiri serisi(RGOLD) grafikleri verilmiştir.



Şekil 1. Altın Fiyatları Serisi(GOLD) ve Getiri Serisi(RGOLD) Grafiği

Şekil 1’ de görüldüğü üzere altın fiyatları incelenen dönem için 2019 yılından 2020 başlarına kadar normal artan bir trende sahipken 2020 başlarından itibaren artan yükseliş hızıyla birlikte iniş çıkışlar sergilemektedir. 2021 yılı sonlarına doğru ani bir yükseliş ve takip eden sert düşüşle birlikte altın fiyatları 2022 yılı başlarından itibaren sert düşüş ve yükselişlerin olmadığı fakat devam eden dalgalanmalarla genel yükselen bir eğilim göstermektedir.

Küresel piyasalarda altının ons fiyatındaki gerileme ve doların TL karşısında değer kaybetmesi iç piyasalara da düşüş olarak yansımaktadır. Küresel anlamda ise altının ons fiyatının, doların düşmesi, ve faizlerin yüksek olması altının TL bazında düşmesine neden olmaktadır. Altın fiyatlarındaki sert gerilemenin sebeplerini; pandemi döneminde merkez bankalarının altına fiziksel talebinin düşmesi, Covid-19 pandemisi sebebiyle kişilerin tasarruf tedbirleri amacıyla mücevher alımını azaltmaları ve yatırımcıların altın alma konusundaki ilgisizlikleri ile açıklamak da mümkün olmaktadır (BoFA, 2021).

Covid-19 süreci ile birlikte değerlendirilirse 2019 sonu itibariyle ortaya çıkan ve 2020 Mart ayı itibariyle küresel pandemi olarak ilan edilen salgının Türkiye’ de finansal piyasalarda da etkilerinin görülmeye başladığını söylemek mümkündür. Şekil 1’ deki grafikten 2020 başları itibariyle devam eden

dalgalanmalar gözlenebilmektedir. Getiri serisinin grafiği de oynaklık kümelenmelerinin varlığı ile ilgili görsel bir kanıt sunmaktadır. Tablo 1’ de altın fiyatları getiri serisinin (RGOLD) tanımlayıcı istatistikleri verilmektedir.

**Tablo 1.** Tanımlayıcı İstatistikler

| RGOLD   |                        |
|---|------------------------|
| Ortalama  | 0.169268               |
| Medyan  | 0.194202               |
| Maksimum  | 9.702398               |
| Minimum   | -31.40318              |
| Std. Sapma  | 1.899189               |
| Çarpıklık   | -4.777940              |
| Basıklık  | 89.72693               |
| Jarque-Bera<br>(p-Değeri)   | 285482.8<br>(0.000000) |
| ARCH (2)  | 10.987**               |
| ARCH (5)  | 4.5285**               |
| ARCH (10)   | 2.7858**               |
| Q(5)  | 4.32159                |
| Q(10)   | 22.6824 *              |
| Q(20)   | 42.0841**              |
| Q(50)   | 77.1343**              |
| Q <sup>2</sup> (5)  | 23.8032**              |
| Q <sup>2</sup> (10)   | 29.1975**              |
| Q <sup>2</sup> (20)   | 37.0449*               |
| Q <sup>2</sup> (50)   | 42.4489                |
| Lo R/S test statistics (getiri)   | 1.13042                |
| Hurst-Mandelbrot R/S test statistics(getiri)  | 1.14458                |
| Lo R/S test statistics(kareli getiri)   | 2.13042**              |
| Hurst-Mandelbrot R/S test statistics(kareli getiri)   | 2.15437**              |
| Hurst-Mandelbrot ve Lo R/S Test Kritik Değerleri<br>95%: [0.809, 1.862]<br>H <sub>0</sub> : Hurst-Mandelbrot = Otokorelasyon Yok (Kısa Hafıza)<br>H <sub>0</sub> : Lo = Uzun Dönem Bağımlılık Yok (Kısa Hafıza) |                        |

\*, \*\* sırasıyla %1, %5 istatistiksel anlamlılığı ifade etmektedir.

Tablo 1’ de verilen altın fiyatları getiri serisinin tanımlayıcı istatistikleri incelendiğinde; serinin asimetrisi negatif ve aşırı basıklık değerine sahip normale göre sivri (leptokurtic) bir dağılım özelliği gösterdiğini söylemek mümkündür. Farklı gecikme değerleri (2, 5, 10) için hesaplanan ARCH-LM testi sonuçları standartlaştırılmış hatalarda ARCH etkilerinin varlığını desteklemektedir. Altın getiri ve kareli getiri hata serileri için Ljung-Box istatistikleri (Q ve Q<sup>2</sup>) farklı gecikme değerlerinde (5, 10, 20, 50) hesaplanmıştır. Ljung-Box istatistiklerine göre, getiri hatalarındaki bağımlılık (10, 20 ve 50). gecikmelerde ve kareli getiri hatalarında bağımlılık ise (5, 10, 20). gecikmelerde istatistiksel anlamlıdır. Tablo 1’ deki Lo R/S ve Hurst-Mandelbrot R/S test istatistiklerine göre kareli getiri hatalarında kısa hafıza sıfır hipotezi %5 anlamlılık düzeyinde reddedilmektedir. Buna göre sonuçlar altın fiyatları kareli getiri serisinin uzun hafıza özelliği taşıdığına ilişkin kanıt niteliğindedir.

Tablo 2’ de getiri serisi (RGOLD)’ nin birim kök test sonuçları verilmektedir.

**Tablo 2.** Birim Kök Test Sonuçları

| Testler | RGOLD                |
|---------|----------------------|
| ADF     | -30.69767 (0.0000)** |

|  |                      |
|--|----------------------|
| PP   | -31.17327 (0.0000)** |
| KPSS   | 0.095240**           |
| **, %5 anlam düzeyinde istatistiksel anlamlılığı göstermektedir. |                      |

Tablo 2'deki altın fiyatları getiri serinin (RGOLD) birim kök test sonuçları serinin düzeyde durağan olduğunu göstermektedir. Bu sebeple riske maruz değer (VaR) tahmini öncesi getiri serisi oynaklığı için asimetri ve uzun hafıza karakteristiğine izin veren modeller tahmin edilerek performansları karşılaştırılmaktadır.

#### 4.2. Altın Fiyatları Getiri Serisi Oynaklığı için Model Tahminleri

Bu bölümde getiri serisi (RGOLD) oynaklığındaki asimetrik ve uzun hafıza karakteristikleri için tahmin edilen farklı (p, q) gecikme değerleri için Normal (N), Student-t (ST), Çarpık Student-t (SST) ve GED dağılımlı model sonuçları Tablo 3-4' de verilmektedir.

**Tablo 3. ARMA-FIEGARCH Modeli Tahmin Sonuçları**

| ARMA(1,0)-FIEGARCH (1, d, 1) |                                      |                                       |                                       |                                       |
|------------------------------|--------------------------------------|---------------------------------------|---------------------------------------|---------------------------------------|
|                              | N                                    | ST                                    | GED                                   | SST                                   |
| $\theta_1$                   | -0.15266**<br>[0.051393]<br>(0.0031) | -0.151790**<br>[0.044236]<br>(0.0006) | -0.132676**<br>[0.065109]<br>(0.0419) | -0.150443**<br>[0.021959]<br>(0.0000) |
| $\theta_2$                   | -                                    | -                                     | -                                     | -                                     |
| $\omega$                     | 0.105833**<br>[0.029475]<br>(0.0003) | 0.143255**<br>[0.047932]<br>(0.0029)  | 0.160964**<br>[0.065454]<br>(0.0141)  | 0.107650**<br>[0.016289]<br>(0.0000)  |
| $\beta_0$                    | 1.180009***<br>[0.69825]<br>(0.0914) | -0.151790**<br>[0.044236]<br>(0.0006) | 0.536213<br>[0.61032]<br>(0.3799)     | 0.138252**<br>0.01195<br>(0.0372)     |
| $\beta_1$                    | 0.476486**<br>[0.10595]<br>(0.0000)  | 0.349751***<br>[0.20938]<br>(0.0952)  | 0.513594**<br>[0.11867]<br>(0.0000)   | 0.534838**<br>[0.20064]<br>(0.0078)   |
| (Egarch)<br>$\gamma_1$       | 0.062955**<br>[0.031937]<br>(0.0490) | 0.020360<br>[0.034180]<br>(0.5516)    | 0.043979<br>[0.032835]<br>(0.1808)    | 0.011792**<br>[0.136895]<br>(0.0493)  |
| (Egarch)<br>$\gamma_2$       | 0.422750**<br>[0.088416]<br>(0.0000) | 0.372456**<br>[0.084847]<br>(0.0000)  | 0.412814**<br>[0.075154]<br>(0.0000)  | 0.424731**<br>[0.089612]<br>(0.0000)  |
| d                            | 0.546881**<br>[0.064235]<br>(0.0000) | 0.452935**<br>[0.083834]<br>(0.0000)  | 0.452350**<br>[0.078727]<br>(0.0000)  | 0.292732**<br>[0.087233]<br>(0.0008)  |
| v                            | -                                    | 4.651761**<br>[0.61607]<br>(0.0000)   | 1.130056**<br>[0.073437]<br>(0.0000)  | 4.314085**<br>[0.60974]<br>(0.0000)   |
| $\ln(\zeta)$                 | -                                    | -                                     | -                                     | -0.071782**<br>[0.025992]<br>(0.0059) |
| Log(L)                       | -1600.138                            | -1546.239                             | -1547.145                             | -1543.510                             |
| AIC                          | 3.571417                             | 3.458260                              | 3.455879                              | 3.452244                              |
| SIC                          | 3.608769                             | 3.506284                              | 3.498566                              | 3.505604                              |
| Çarpıklık                    | -0.051369                            | -0.17573                              | -0.11256                              | -0.23715                              |
| Aşırı Basıklık               | 2.4516                               | 4.1750                                | 3.4205                                | 4.7419                                |
| J-B                          | 225.78                               | 658.27                                | 440.66                                | 851.63                                |
| Q(5)                         | 9.37844 ***<br>[0.0523059]           | 2.41331<br>[0.6602229]                | 2.47364<br>[0.6493628]                | 2.46306<br>[0.6512616]                |
| Q(10)                        | 22.7955**<br>[0.0066722]             | 12.3761<br>[0.1929256]                | 12.8586<br>[0.1691084]                | 12.7843<br>[0.1726115]                |
| Q(20)                        | 30.7467**<br>[0.0430316]             | 21.1694<br>[0.3275178]                | 20.9700<br>[0.3384612]                | 21.9647<br>[0.2860177]                |

|                     |                          |                           |                          |                          |
|---------------------|--------------------------|---------------------------|--------------------------|--------------------------|
| Q(50)               | 53.2303<br>[0.3147078]   | 43.4428<br>[0.6970880]    | 42.5745<br>[0.7296203]   | 44.8432<br>[0.6422600]   |
| Q <sup>2</sup> (5)  | 5.65771<br>[0.2262108]   | 9.63069**<br>[0.0219810]  | 7.20012<br>[0.1256833]   | 9.47255**<br>[0.0236252] |
| Q <sup>2</sup> (10) | 8.67939<br>[0.4673796]   | 14.0578***<br>[0.0802714] | 10.6679<br>[0.2991581]   | 16.8348**<br>[0.0318760] |
| Q <sup>2</sup> (20) | 22.8540<br>[0.2438319]   | 49.8382**<br>[0.0000799]  | 37.6289<br>[0.0066141]** | 54.0146**<br>[0.0000183] |
| Q <sup>2</sup> (50) | 68.1895**<br>[0.0362093] | 101.175**<br>[0.0000115]  | 90.7866**<br>[0.0002653] | 106.955<br>[0.0000022]** |
| ARCH(2)             | 1.2290<br>[0.2931]       | 3.0562**<br>[0.0476]      | 2.2302<br>[0.1081]       | 2.9426***<br>[0.0532]    |
| ARCH(5)             | 1.1629<br>[0.3256]       | 2.0611***<br>[0.0681]     | 1.5670<br>[0.1668]       | 2.0203***<br>[0.0735]    |
| ARCH(10)            | 0.86890<br>[0.5622]      | 1.4534<br>[0.1522]        | 1.1002<br>[0.3588]       | 1.7509***<br>[0.0657]    |

\*\* ,\*\*\* sırasıyla %5 ve %10 istatistiksel anlamlılığı ifade etmektedir.

Tablo 3’de altın fiyatları getirisi (RGOLD) için tahmin edilen, oynaklıktaki uzun hafıza karakteristiğini değerlendiren Normal, Student-t, GED ve Çarpık Student-t kuyruk dağılımlı ARMA(1,0)-FIEGARCH(1,d,1) tahmin sonuçları verilmektedir. Bulgulara göre; getiri serisi için uzun hafıza parametresi (d) tüm dağılımlar için %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel anlamlıdır. Benzer biçimde (Egarch)  $\gamma_2$  asimetri parametresinin de tüm dağılımlar için anlamlılıkları görülmektedir. Student-t, GED ve Çarpık Student-t dağılımlarının v parametresi %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı bulunmuş ve getirilerin hata dağılımının kalın kuyruklu olasılık yoğunluğuna sahip olduğu görülmüştür.  $\ln(\zeta)$  parametresi Çarpık Student-t dağılımının asimetri parametresidir, %5 anlamlılık düzeyinde negatif olarak istatistiksel anlamlıdır ve sola çarpık bir dağılım sergilemektedir. AIC, SC ve LogL kriterlerine göre ARMA(1,0)-FIEGARCH(1,d,1) modelinin asimetrik karakteristiklerin anlamlılığı da göz önünde bulundurularak Çarpık Student-t dağılımlı tahminin uygun olduğunu söylemek mümkündür.

**Tablo 4.** ARMA-FIAPARCH Modeli Tahmin Sonuçları

| ARMA(1,0)-FIAPARCH (1, d, 1) |                                       |                                       |                                       |                                       |
|------------------------------|---------------------------------------|---------------------------------------|---------------------------------------|---------------------------------------|
|                              | N                                     | ST                                    | GED                                   | SST                                   |
| $\theta_1$                   | -0.161983**<br>[0.056505]<br>(0.0042) | -0.143025**<br>[0.046571]<br>(0.0022) | -0.130947**<br>[0.065687]<br>(0.0465) | -0.149400**<br>[0.042597]<br>(0.0005) |
| $\theta_2$                   | -                                     | -                                     | -                                     | -                                     |
| $\omega$                     | 0.122808**<br>[0.036492]<br>(0.0008)  | 0.149417**<br>[0.048354]<br>(0.0021)  | 0.160968**<br>[0.021007]<br>(0.0000)  | 0.133104**<br>[0.056016]<br>(0.0177)  |
| $\beta_0$                    | -0.294233***<br>[0.15745]<br>(0.0620) | -0.053940<br>[0.27720]<br>(0.8458)    | -0.157010<br>[0.20762]<br>(0.4497)    | 0.793308**<br>[0.077428]<br>(0.0000)  |
| $\beta_1$                    | -0.079905***<br>[0.14699]<br>(0.0868) | 0.015076<br>0.28657<br>(0.9581)       | -0.043262<br>0.20341<br>(0.8316)      | 0.530613**<br>[0.088237]<br>(0.0000)  |
| (Aparch) $\gamma$            | -0.172428**<br>[0.080271]<br>(0.0320) | -0.177036<br>[0.11126]<br>(0.1119)    | -0.187098**<br>[0.093877]<br>(0.0466) | 0.000689<br>0.11490<br>(0.9952)       |
| (Aparch) $\delta$            | 2.053689**<br>[0.13850]<br>(0.0000)   | 2.063003**<br>[0.11271]<br>(0.0000)   | 2.041692**<br>[0.095378]<br>(0.0000)  | 1.980385**<br>[0.46735]<br>(0.0000)   |
| d                            | 0.428427**<br>[0.089016]<br>(0.0000)  | 0.282295**<br>[0.071914]<br>(0.0001)  | 0.328631**<br>[0.076030]<br>(0.0000)  | 0.025008<br>[0.035146]<br>(0.4769)    |
| v                            | -                                     | 4.603430**<br>[0.64108]<br>(0.0000)   | 1.129624**<br>[0.073065]<br>(0.0000)  | 4.026391**<br>[0.60683]<br>(0.0000)   |

|                     |                           |                           |                          |                                     |
|---------------------|---------------------------|---------------------------|--------------------------|-------------------------------------|
| ln(Ç)               | -                         | -                         | -                        | -0.034958<br>[0.041239]<br>(0.3968) |
| Log(L)              | -1598.418                 | -1556.457                 | -1554.206                | -1541.977                           |
| AIC                 | 3.569819                  | 3.478793                  | 3.454165                 | 3.451061                            |
| SIC                 | 3.612507                  | 3.526817                  | 3.507525                 | 3.509757                            |
| Çarpıklık           | -0.12330                  | -0.087345                 | -0.10149                 | -0.14739                            |
| Aşırı Basıklık      | 2.3324                    | 3.7881                    | 3.0909                   | 4.8122                              |
| J-B                 | 206.29                    | 539.25                    | 359.81                   | 871.67                              |
| Q(5)                | 9.15463***<br>[0.0573486] | 2.03734<br>[0.7288914]    | 2.45450<br>[0.6528022]   | 2.25518<br>[0.6889407]              |
| Q(10)               | 23.8528**<br>[0.0045402]  | 12.3754<br>[0.1929645]    | 13.0539<br>[0.1601803]   | 12.2999<br>[0.1969260]              |
| Q(20)               | 32.3700**<br>[0.0283836]  | 21.1417<br>[0.3290253]    | 20.9741<br>[0.3382311]   | 21.2550<br>[0.3228818]              |
| Q(50)               | 53.2010<br>[0.3157016]    | 40.0499<br>[0.8152440]    | 43.0022<br>[0.7137588]   | 44.6995<br>[0.6479926]              |
| Q <sup>2</sup> (5)  | 3.28468<br>[0.3497810]    | 6.28468***<br>[0.0985520] | 5.57155<br>[0.1344215]   | 9.30852**<br>[0.0254581]            |
| Q <sup>2</sup> (10) | 5.90503<br>[0.6578696]    | 8.89543<br>[0.3511939]    | 7.71779<br>[0.4615113]   | 11.3109<br>[0.1846997]              |
| Q <sup>2</sup> (20) | 20.5410<br>[0.3031987]    | 38.0374 **<br>[0.0038295] | 30.9668**<br>[0.0290424] | 51.9211**<br>[0.0000385]            |
| Q <sup>2</sup> (50) | 57.8168<br>[0.1567790]    | 71.1198 **<br>[0.0167199] | 77.7622**<br>[0.0042064] | 109.846**<br>[0.0000009]            |
| ARCH(2)             | 0.55939<br>[0.5718]       | 2.0427<br>[0.1303]        | 1.6193<br>[0.1986]       | 2.0585<br>[0.1282]                  |
| ARCH(5)             | 0.66317<br>[0.6515]       | 1.3344<br>[0.2473]        | 1.1868<br>[0.3137]       | 1.9527<br>[0.0834]                  |
| ARCH(10)            | 0.56133<br>[0.8460]       | 0.86130<br>[0.5695]       | 0.76632<br>[0.6616]      | 1.1387<br>[0.3298]                  |

\*\*, \*\*\* sırasıyla %5 ve %10 istatistiksel anlamlılığı ifade etmektedir.

Tablo 4' deki model tahmin sonuçları incelendiğinde uzun hafıza parametresi d' nin, Çarpık Student-t dağılımı haricinde diğer dağılımlar için %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel anlamlı olduğu görülmektedir. Benzer şekilde asimetri parametresi (Aparch)  $\gamma$ , Normal ve GED dağılımı için %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel anlamlı ve negatiftir. Buna göre altın fiyatları getiri oynaklığı üzerindeki iyi haber etkileri (pozitif şok) kötü haberlerden (negatif şok) daha fazladır.

Kareli hata terimlerinin getiri oynaklığını tanımlamada uygunluğunu ifade eden (Aparch)  $\delta$  güç parametresi de tüm dağılımlar için %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel anlamlı bulunmuştur. AIC, SC ve LogL kriterleri Çarpık Student-t dağılımını desteklemesine rağmen parametre anlamlılıkları açısından Normal dağılımlı ARMA(1,0)-FIAPARCH (1, d, 1) modelinin altın getiri serisi (RGOLD) için uygun olduğunu söylemek mümkündür.

Tablo 5' de altın fiyatları getiri serisinin oynaklığı için tahmin edilen modellerin karşılaştırılması özet olarak verilmektedir.

**Tablo 5. Model Karşılaştırma Sonuçları**

| Kriterler | ARMA(1,0)-FIEGARCH (1, d, 1)<br>(SST) | ARMA(1,0)-FIAPARCH (1, d, 1)<br>(N)  |
|-----------|---------------------------------------|--------------------------------------|
| AIC       | 3.452244                              | 3.569819                             |
| SC        | 3.505604                              | 3.612507                             |
| LogL      | -1543.510                             | -1598.418                            |
| d         | 0.292732**<br>[0.087233]<br>(0.0008)  | 0.428427**<br>[0.089016]<br>(0.0000) |

\*\*, %5 istatistiksel anlamlılığı ifade etmektedir.

Tablo 5’ de getiri serisi için tahmin edilen oynaklık modelleri karşılaştırıldığında küçük AIC, SC kriterlerine sahip olan model Çarpık Student-t dağılımlı ARMA(1,0)-FIEGARCH(1,d,1) modelidir. Oynaklıktaki uzun hafıza parametresi  $d$ , (0.292732) olarak tahmin edilmiştir ve %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel anlamlıdır.

Şokların oynaklık üzerindeki etkisinin uzun dönemde kalıcı olduğunun göstergesi olan  $d$  parametresi  $0 < d < 1$  ile sürecin durağan olduğunu göstermektedir. Buna göre riske maruz değer için her iki modelin de örneklem içi tahmin değerleri elde edilmektedir.

### 4.3 Riske Maruz Değer (VaR) Tahmini

Türkiye’ de Covid-19 sürecini içeren (02.01.2019-22.08.2022) döneminde altın piyasası için ARMA(1,0)-FIEGARCH(1,d,1) ve ARMA(1,0)-FIAPARCH(1,d,1) modellerine dayalı kısa ve uzun pozisyonda<sup>2</sup> riske maruz değer (VaR) tahminleri Tablo 6-7’ de verilmektedir.

**Tablo 6.** RGOLD için Riske Maruz Değer (VaR) Tahminleri [ARMA(1,0)-FIEGARCH(1,d,1)]

| Kısa Pozisyon                             |                    |                 |          | Uzun Pozisyon |                    |                 |          |
|---|--------------------|-----------------|----------|---------------|--------------------|-----------------|----------|
| Çarpık Student-t Dağılımlı VaR Tahminleri |                    |                 |          |               |                    |                 |          |
| $\alpha$                                  | Başarısızlık Oranı | Kupiec LR Testi | p-Değeri | $\alpha$      | Başarısızlık Oranı | Kupiec LR Testi | p-Değeri |
| 0.95000                                   | 0.93556            | 3.6372          | 0.056502 | 0.050000      | 0.042222           | 1.2074          | 0.27186  |
| 0.97500                                   | 0.96889            | 1.2811          | 0.25769  | 0.025000      | 0.027778           | 0.27516         | 0.59989  |
| 0.99000                                   | 0.98889            | 0.10833         | 0.74205  | 0.010000      | 0.0088889          | 0.11659         | 0.73276  |
| 0.99500                                   | 0.99333            | 0.45470         | 0.50011  | 0.0050000     | 0.0033333          | 0.56972         | 0.45037  |
| 0.99750                                   | 0.99667            | 0.22672         | 0.63397  | 0.0025000     | 0.0022222          | 0.028937        | 0.86492  |

Tablo 6’ da ARMA(1,0)-FIEGARCH(1,d,1) modeline dayalı riske maruz değer (VaR) bulguları %5 anlamlılık düzeyinde incelenirse kısa ve uzun pozisyonlar için tüm  $\alpha$  değerlerinde Kupiec-LR testine göre “ $H_0$ :Model yeterlidir” sıfır hipotezi reddedilememektedir. Kısa pozisyonda  $\alpha$ =%99, %99.5 ve %99.750 için ARMA(1,0)-FIEGARCH(1,d,1) modeli en yüksek p-değerlerini verirken uzun pozisyonda  $\alpha$ =%0.25, %1 ve %2.5 için en yüksek p-değerleri elde edilmiştir.

**Tablo 7.** RGOLD için Riske Maruz Değer (VaR) Tahminleri [ARMA(1,0)-FIAPARCH(1,d,1)]

| Kısa Pozisyon                   |                    |                 |          | Uzun Pozisyon    |                    |                 |                   |
|---------------------------------|--------------------|-----------------|----------|------------------|--------------------|-----------------|-------------------|
| Normal Dağılımlı VaR Tahminleri |                    |                 |          |                  |                    |                 |                   |
| $\alpha$                        | Başarısızlık Oranı | Kupiec LR Testi | p-Değeri | $\alpha$         | Başarısızlık Oranı | Kupiec LR Testi | p-Değeri          |
| 0.95000                         | 0.94889            | 0.023229        | 0.87886  | 0.050000         | 0.050000           | -0.00006        | 0.09980           |
| 0.97500                         | 0.96778            | 1.7675          | 0.18369  | 0.025000         | 0.027778           | 0.27516         | 0.59989           |
| 0.99000                         | 0.98333            | 3.3653          | 0.066585 | <b>0.010000</b>  | 0.021111           | <b>8.5068**</b> | <b>0.0035382</b>  |
| 0.99500                         | 0.99000            | 3.4993          | 0.061395 | <b>0.0050000</b> | 0.014444           | <b>10.664**</b> | <b>0.0010926</b>  |
| 0.99750                         | 0.99556            | 1.1063          | 0.29288  | <b>0.0025000</b> | 0.010000           | <b>11.504**</b> | <b>0.00069440</b> |

\*\*, %5 istatistiksel anlamlılığı ifade etmektedir.

Tablo 7’ de altın fiyatları getiri serisinin %5 anlamlılık düzeyinde ARMA(1,0)-FIAPARCH(1,d,1) modeline dayalı riske maruz değer (VaR) tahminleri için kısa pozisyonda tüm  $\alpha$

<sup>2</sup> Kısa pozisyon: Bir piyasadaki mal, menkul kıymet veya finansal varlığın değerinin ilerideki bir dönemde düşmesi beklentisiyle satışının yapılarak beklenen pozisyonudur. Yatırımcılar ilgili varlığın fiyatının düşeceği beklentisi ile kısa pozisyon (short) almaktadırlar. Uzun pozisyon: Bir piyasadaki mal, menkul kıymet veya finansal varlığın değerinin artacağı düşünülerek, ilgili varlık satın alındığı zaman uzun pozisyon (long) alınmış olur. Yatırımcılar uzun pozisyonda, ilgili varlığın fiyatı yükseldiğinde kar elde etmiş olurlar (<https://www.ekonomist.com.tr> (Erisim Tarihi:31.08.2022)).

değerlerinde Kupiec-LR test istatistikleri “ $H_0$ : Model yeterlidir” sıfır hipotezini reddetmemektedir. Model kısa pozisyonda  $\alpha=95$  olasılığında en yüksek p-değerini vermektedir.

Benzer biçimde uzun pozisyonda  $\alpha=1$ , %0.5 ve %0.25 için Kupiec-LR test istatistikleri sıfır hipotezini reddetmektedir. Normal dağılımlı ARMA(1,0)-FIAPARCH(1,d,1) modelinin uzun pozisyonda altın getiri serisi (VaR) tahmini için  $\alpha=1$ , %0.5 ve %0.25 olasılıklarında uygun bir model olmadığını söylemek mümkündür. Benzer biçimde uzun pozisyonda %5 anlamlılık düzeyinde  $\alpha=5$  ve  $\alpha=2.5$  olasılıklarında sıfır hipotezi reddedilememekte ve model  $\alpha=2.5$  olasılığında en yüksek p-değerini elde etmektedir.

Buna göre, altın fiyatları getiri serisi için riske maruz değer (VaR) tahmininde uzun hafıza ve asimetri etkilerini göz önünde bulunduran çarpık student-t dağılımlı [ARMA(1,0)-FIEGARCH(1,d,1)] ve normal dağılımlı [ARMA(1,0)-FIAPARCH(1,d,1)] modellerinin her ikisi de kısa pozisyonlar için uygun model olarak görülmektedir.  $\alpha=95$  olasılığı için [ARMA(1,0)-FIAPARCH(1,d,1)] modelinde en yüksek p-değeri (0.87886) elde edilmektedir. Uzun pozisyonlar için Normal dağılımlı [ARMA(1,0)-FIAPARCH(1,d,1)] modeli sadece  $\alpha=5$  ve  $\alpha=2.5$  olasılıklarında, çarpık student-t dağılımlı [ARMA(1,0)-FIEGARCH(1,d,1)] modeli ise tüm  $\alpha$  oranları için yeterli bir modeldir.

## 5. DEĞERLENDİRME VE SONUÇ

Bu çalışmada özellikle Covid-19 sürecini kapsayan 02.01.2019-22.08.2022 dönemi için riske maruz değer (VaR) yaklaşımı ile Türkiye altın piyasasında piyasa riskinin ölçülmesi amaçlanmıştır. Borsa İstanbul veri tabanından günlük frekansta elde edilen altın fiyatları (TL/Kg) kullanılarak  $RGOLD_t = \text{Log}(GOLD_t / GOLD_{t-1}) * 100$  ile hesaplanan getiri serisi kullanılmıştır. İlk olarak altın fiyatları getiri serisinin tanımlayıcı istatistikleri ile durağanlık analizi için ADF, PP ve KPSS birim kök test sonuçları elde edilmiştir. Test istatistikleri altın fiyatları getiri serisinin düzeyde durağan olduğunu destekleyici sonuçlar vermiştir.

Altın piyasası getiri oynaklığının finansal piyasa şoklarının da etkisi altında olması sebebiyle riske maruz değer (VaR) tahmini için uzun hafıza karakteristiğini de göz önünde bulunduran asimetrik oynaklık modellerinin tahmini uygun görülmüştür. Bu amaçla getiri serisi oynaklığı için farklı kuyruk dağılımlı (Normal, Student-t, GED ve Çarpık Student-t) ve p,q=0,1,2 gecikmeli ARMA-FIEGARCH ve ARMA-FIAPARCH modelleri tahmin edilmiştir. Parametre anlamlılıkları ve AIC, SC ve LogL model seçim kriterlerine göre altın fiyatları getiri serisi oynaklığı için uzun hafıza parametresinin de istatistiksel anlamlı bulunduğu Çarpık Student-t dağılımlı ARMA(1,1)-FIEGARCH(1,d,1) ve Normal dağılımlı ARMA(1,1)-FIAPARCH(1,d,1) modeli uygun model olarak seçilmiştir. Seçilen uygun modellerin sırasıyla “d” uzun hafıza parametreleri ARMA(1,1)-FIEGARCH(1,d,1) için 0.292732, ARMA(1,1)-FIAPARCH(1,d,1) için 0.428427 olarak tahmin edilmiştir. Ayrıca asimetrinin değerlendirilmesi ile ilgili olarak Çarpık Student-t dağılımlı ARMA(1,1)-FIEGARCH(1,d,1) modeli için (Egarch)  $\gamma_2$  asimetri parametresi pozitif ve istatistiksel anlamlı, Normal dağılımlı ARMA(1,1)-FIAPARCH(1,d,1) modeli için (Aparch)  $\gamma$  parametresi ise negatif ve istatistiksel anlamlı bulunmuştur. Asimetri parametrelerinin anlamlılığı pozitif şokların (olumlu haber) altın piyasası oynaklığı üzerinde negatif şoklara (olumsuz haber) göre daha fazla etkili olduğunu göstermektedir. Bulgulara göre asimetri ve kesirli bütünleşmenin altın piyasası için anlamlı olduğunu ve modellerin etkin Riske Maruz Değer (VaR) tahminleri sağladığını söylemek mümkündür.

İncelenen dönemde Türkiye altın piyasası piyasa riski için riske maruz değer (VaR) tahminleri kısa ve uzun pozisyonlarda söz konusu iki modele dayalı elde edilmiştir. Bulgular %5 anlamlılık düzeyinde Kupiec-LR test istatistiğine göre; kısa pozisyonda tüm  $\alpha$  değerleri (%95, %97.5, %99, %99.5

ve %99.750) için riske maruz değer(VaR) tahmininde Çarpık Student-t dağılımlı ARMA(1,1)-FIEGARCH(1,d,1) ve Normal Dağılımlı ARMA(1,1)-FIAPARCH(1,d,1) modelinin yeterli olduğunu göstermektedir. Uzun pozisyonda ise %5 anlamlılık düzeyinde riske maruz değer (VaR) tahmininde Çarpık Student-t dağılımlı ARMA(1,1)-FIEGARCH(1,d,1) modeli, tüm  $\alpha$  değerleri (%5, %2.5, %1, %0.5 ve %0.25) için yeterli model iken sadece  $\alpha$ =%5 ve  $\alpha$ =%2.5 olasılığında riske maruz değer (VaR) tahmini için ARMA(1,1)-FIAPARCH(1,d,1) modelinin uygun olduğunu söylemek mümkündür.

Altın fiyatları getiri serisinin Covid-19 sürecindeki riske maruz değer(VaR) tahmini için iki model tahmin performansları karşılaştırıldığında kısa pozisyon için Kupiec-LR testi sonuçları  $\alpha$ =%95 olasılığında en yüksek p-değerini (0.87886) Normal Dağılımlı ARMA(1,1)-FIAPARCH(1,d,1) modeli için elde etmektedir. Benzer biçimde kısa pozisyonda Çarpık Student-t Dağılımlı ARMA(1,1)-FIEGARCH(1,d,1) modeline dayalı VaR tahmini bulgularına göre, en yüksek p-değeri (0.74205) ile  $\alpha$ =%99 için elde edilmiştir. Uzun pozisyonda ise en yüksek p-değeri (0.73276) ile  $\alpha$ =%1 için ARMA(1,1)-FIEGARCH(1,d,1) modeline dayalı tahmin edilirken, ARMA(1,1)-FIAPARCH(1,d,1) modeli için  $\alpha$ =%2.5 olasılığında en yüksek p-değeri 0.59989'dur. Çalışma sonuçları, Chingham vd. (2022)'nin çalışmalarındaki altının da içinde bulunduğu üç değerli metalin (altın, platin, gümüş) günlük getirileri için Riske Maruz Değer (VaR) tahmin bulguları ile uyumludur. Benzer şekilde bu çalışmada, Demiralay ve Ulusoy (2014)'ün Londra külçe piyasasındaki dört değerli metal (altın, gümüş, paladyum, platin) için uzun hafızalı ve asimetriyi değerlendiren modellerin, Riske Maruz Değer (VaR) tahmini için uygun modeller olduğunu gösterdikleri çalışmalarıyla da uyumlu sonuçlar elde edilmiştir.

Buna göre çalışma bulguları, altın piyasası piyasa riskinin değerlendirilmesinde uzun hafıza ve asimetrik şok etkilerini dikkate alan oynaklık modellerine dayalı Riske Maruz Değer(VaR) tahminlerinin uygun olacağını destekleyici kanıtlar sunmaktadır. Çalışmanın temel amacı, Türkiye' de altın piyasası için doğru risk yönetimi veya risk değerlendirmesi yapabilmek için Riske Maruz Değer (VaR) tahmininde kullanılabilecek bir model önermektir. Yazarın araştırmalarına göre, Türkiye' de Covid-19 pandemi sürecini dikkate alarak özellikle altın piyasasına yönelik Riske Maruz Değer (VaR) tahmini için getirilerde uzun hafıza ve asimetriyi değerlendiren model yaklaşımı ile ilgili bir çalışmaya rastlanmamıştır. Yatırımcılar veya portföy yöneticilerinin, en iyi VaR modelini kullanarak olası kayıplarını doğru bir şekilde tahmin etmeleri mümkündür. Bu anlamda çalışma bulgularının finansal risk yöneticilerine, yatırımcılara, söz konusu alana ilgi duyan araştırmacılara ve akademisyenlere katkı sağlaması beklenmektedir.

### **Etik Beyan**

“Uzun Hafızalı Asimetrik Oynaklık Modelleri ile Riske Maruz Değer(VaR) Tahmini: Covid-19 Dönemi Altın Piyasası” başlıklı çalışma için etik kurul izni gerekmemektedir.

### **Katkı Oranı Beyanı**

Çalışmadaki yazar çalışmanın yazılmasından taslağın oluşturulmasına kadar tüm süreçlere katkı yapmış ve nihai halini okuyarak onaylamıştır.

### **Çatışma Beyanı**

Yapılan bu çalışma gerek bireysel gerekse kurumsal/örgütsel herhangi bir çıkar çatışmasına yol açmamıştır.

### **KAYNAKÇA**

Baillie, R.T., Bollerslev, T. ve Mikkelsen, H.O. (1996). Fractionally Integrated Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 74, 3-30.



- Türkyılmaz, S. (2023). Uzun Hafızalı Asimetrik Oynaklık Modelleri ile Riske Maruz Değer (VaR) Tahmini: Covid-19 Dönemi Altın Piyasası. *KMÜ Sosyal ve Ekonomik Araştırmalar Dergisi*, 25(44), 66-86.
- Bildirici, M., Kayıkçı, F. ve Onat, I.Ş. (2016). Gold Price and Economic Growth. *Procedia Economics and Finance*, 38, 280-286.
- Bollerslev, T. ve Mikkelsen, H.O. (1996). Modeling and Pricing Long Memory in Stock Market Volatility. *Journal of Econometrics*, 73, 151-84.
- BofA, 2021. Finansal Raporlar, <https://www.ml.com.tr/> (Erişim tarihi: 09.04.2023).
- Chinhamu, K. ve Chikobvu, D. (2017). Value-At-Risk Estimation of Gold Market with Stable And Generalised Hyperbolic Distributions. *Journal of Economic and Financial Sciences*, 10(3), 508-521.
- Chinhamu, K., Chifurira, R. ve Ranganai, E. (2022). Value-at-Risk Estimation of Precious Metal Returns using Long Memory GARCH Models with Heavy-Tailed Distribution. *J. Stat. Appl. Pro.*, 11(1), 89-107.
- Chinhamu, K., Huang, C-K., Huang, C-S. ve Chikobvu, D. (2015). Extreme Risk, Value-At-Risk And Expected Shortfall in the Gold Market. *International Business & Economics Research Journal*, 14(1), 107-122.
- Chkili, W., Hammoudeh, S. ve Nguyen, D.K. (2014). Volatility Forecasting and Risk Management for Commodity Markets in the Presence of Asymmetry and Long Memory. *Ipag Business School Working Paper Series*, 325, 1-36.
- Contuk, F.Y., Burucu, H. ve Güngör, B. (2013). Effect of Gold Price Volatility On Stock Returns: Example of Turkey. *International Journal of Economics and Finance Studies*, 5(1), 119-140.
- Değirmenci, N. ve Abdioğlu, Z. (2017). Finansal Piyasalar Arasındaki Oynaklık Yayılımı. *Dumlupınar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 54, 104-125.
- Demireli, E. ve Torun, E. (2011). Alternatif Piyasa Oynaklıklarında Meydana Gelen Kırımların ICSS Algoritmasıyla Belirlenmesi ve Sürengeliğe Etkileri: Türkiye ve Londra Örneği. *Muhasebe ve Finansman Dergisi*, 46, 129-145.
- Díaz-Hernández, A., Sánchez, J.C.R. ve Flores, Y.S. (2018). Determinants of Changes in Gold Returns. *Contaduría y Administración*, 65(2), 1-27.
- Ding, Z.C., Granger, W.J., ve Engle, R.F. (1993) A long memory property of stock market returns and a new model. *Journal of Empirical Finance*, 1, 83-106.
- Evcı, S. ve Kandır, S.Y. (2015). Altın Piyasasında Piyasa Riskinin Ölçülmesi: Riske Maruz Değer (VAR) Yöntemi ile Bir Uygulama. *Bankacılar Dergisi*, 2015(92), 53-70.
- Demiralay, S. ve Ulusoy, V. (2014). Value-at-risk Predictions of Precious Metals with Long Memory Volatility Models. *Munich Personal RePEc Archive (MPRA)*, MPRA Paper No. 53229, 1-25.
- Demireli, E. ve Taner, B. (2009). Risk Yönetiminde Riske Maruz Değer Yöntemleri ve Bir Uygulama. *Süleyman Demirel Üniversitesi İİBF Dergisi*, 14(3), 127-148.
- Fan, Y., Zhang, Y. J., Tsai, H. T. ve Wei, Y. M. (2008). Estimating Value at Risk of Crude Oil Price and its Spillover Effect Using The Ged-Garch Approach. *Energy Economics*, 30, 3156-3171.
- Gangopadhyay, K., Jangir, A. ve Sensarma, R. (2016). Forecasting the price of gold: An error correction approach. *IIMB Management Review*, 28, 6-12.

Türkyılmaz, S. (2023). Uzun Hafızalı Asimetrik Oynaklık Modelleri ile Riske Maruz Değer(VaR) Tahmini: Covid-19 Dönemi Altın Piyasası. *KMÜ Sosyal ve Ekonomik Araştırmalar Dergisi*, 25(44), 66-86.

- Goudarzi, H. (2010). Modeling Long Memory in The Indian Stock Market using Fractionally Integrated Egarch Model. *International Journal of Trade, Economics and Finance*, 1(3), 231-237.
- Hardiyanti, W. ve Darnius, O. (2021). Risk Value Analysis of Gold Futures Trading Investment Using Fundamental Analysis, Technical Analysis, and Value at Risk. *Journal of Research in Mathematics Trends and Technology (JoRMTT)*, 3,(1), 8-19.
- Kaya, P. ve Güloğlu, B. (2017). Modeling and Forecasting the Markets Volatility and VaR Dynamics of Commodity. *Journal of BRSA Banking and Financial Markets*, 11(1), 9-49.
- Kupiec, P. (1995). Techniques for Verifying The Accuracy of Risk Measurement Models. *Journal of Derivatives*, 2, 173-184.
- Kurt Cihangir, Ç. ve Uğurlu, E. (2017). Altın Piyasasında Asimetrik Oynaklık: Türkiye İçin Model Önerisi. *İşletme Araştırmaları Dergisi*, 9(3), 284-299.
- Li, F., Wang, J., Su, L. and Yang, B. (2017). Dynamic VaR Measurement of Gold Market with SV-T-MN Model. *Hindawi Discrete Dynamics in Nature and Society*, 1-10.
- Lili, L. ve Chengmei, D. (2013). Research of the Influence of Macro-Economic Factors on the Price of Gold. *Procedia Computer Science*, 17, 737-743.
- Moralı, T. ve Uyar, U. (2018). Kıymetli Metaller Piyasasının Fraktal Analizi. *Hitit Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 11(3), 2203-2218.
- Özkan, T. ve Kolay, Ç. (2016). Türkiye’de Altın Fiyatlarına Etki Eden Temel Faktörlerin Analizi. *International Conference On Eurasian Economies 2016, Session 1d: Finans I*, 573-582.
- Pratiwi, N., Iswahyud, C. ve Safitri, I. (2019). Generalized Extreme Value Distribution for Value at Risk Analysis on Gold Price. *IOP Conf. Series: Journal of Physics: Conf. Series*, 1217, 1-9.
- Schlender, S.G., Righi, M.B. ve Ceretta, P.S. (2015). Performance of Conditional Models in Gold Risk Management. *Revista Eletrônica de Administração*, 21(3), 648-658.
- Tang, T.L ve Shieh S.J. (2006). Long Memory in Stock Index Futures Markets: A Value-At-Risk Approach. *Physica A*, 366, 437-448.
- Tokat, H.A. (2013). Altın, Döviz ve Hisse Senedi Piyasalarında Oynaklık Etkileşimi Mekanizmasının Analizi. *İ.Ü. Siyasal Bilgiler Fakültesi Dergisi*, 48, 151-162.
- Tse, Y.K. (1998). The Conditional Heteroscedasticity of the Yen-Dollar Exchange Rate. *Journal of Applied Econometrics*, 13, 49-55.
- Türkyılmaz, S. (2020). *A Research on Long Memory of Volatility and Return in The Gold Market in Turkey*. M. Özmen ve S. Yılmaz Kandır (Ed.), *Current Economics and Business Studies II* içinde (ss.15-29), Ankara: Akademisyen Kitabevi A.Ş.
- Yurdakul, F. ve Sefa, M. (2015). An Econometric Analysis of Gold Prices in Turkey. *Procedia Economics and Finance*, 23, 77-85.

---

#### Genişletilmiş Öz

---

#### Uzun Hafızalı Asimetrik Oynaklık Modelleri ile Riske Maruz Değer(VaR) Tahmini: Covid-19 Dönemi Altın Piyasası

---

**Amaç:** Piyasa riski ve belirsizliği yatırımcıların kararları için tahmin edilmesi gerekli en temel risk faktörüdür. En yaygın biçimde kullanılan risk ölçüm yöntemlerinden birisi de riske maruz değer(VaR) tahminidir. Bu çalışmada amaç; Türkiye’de Covid-19 sürecini kapsayan 02.01.2019-22.08.2022 dönemindeki günlük altın fiyatları getiri serisi elde edilerek riske maruz değer (VaR) yaklaşımı ile piyasa riski tahminidir. Altın, risk

---

yönetimindeki rolü kapsamında piyasalardaki kaldıraç etkilerine karşı diğer kıymetli metallere göre daha kalıcı ve daha az duyarlı olmasına rağmen son yıllarda özellikle çalkantılı dönemlerde zaman içinde değişen bir dağılım göstermektedir. Chkili vd. (2014)' de önerildiği üzere altın piyasaları için asimetriyi dikkate alan modellerin uygunluğu ile ilgili kanıtlar bulunmaktadır. Bu amaçla altın piyasası getirilerinin oynaklığındaki asimetri ve uzun hafıza özelliğinin değerlendirilmesi için gerekli modellere ilişkin ve risk yönetimi performansı için uygun riske maruz değer (VaR) ile ilgili bilgiler kısaca Yöntem kısmında sunulmaktadır.

**Yöntem:** Çalışmada altın piyasası getiri oynaklığı FIEGARCH ve FIAPARCH modelleri ile tahmin edilmiştir. Bollerslev ve Mikkelsen (1996)' in önerdiği FIEGARCH modelinin genel ifadesi (1)' deki gibidir.

$$\ln \sigma_t^2 = \omega_t + (1 + \psi L)(1 - \phi L)^{-1}(1 - L)^{-d} g(\varepsilon_t) \quad (1)$$

$$\phi(L)(1 - L)^d \ln \sigma_t^2 = \alpha + \sum_{j=1}^q \left( b_j |x_{t-j}| + \gamma_j x_{t-j} \right) \quad (2)$$

Burada  $\phi(L)$ , FIGARCH modelindeki gibidir.  $\gamma_j \neq 0$  olduğunda kaldıraç etkilerinin varlığı söz konusudur. d uzun hafıza parametresi ile ilgili olarak eğer  $0 < d < 1$  ise FIEGARCH modeli durağandır (Bollerslev ve Mikkelsen, 1996:160). Tse (1998), FIGARCH modelini asimetri özelliğini de dikkate alacak şekilde ve koşullu varyanstaki uzun hafızayı da değerlendirecek Kesirli bütünlük asimetrik güç ARCH modeli (FIAPARCH) modeline genişletmiştir. FIAPARCH(p, d, q) modeli (3)' deki gibi ifade edilmektedir (Chinhamu, Chifurira ve Ranganai, 2022:92; Tse, 1998: 51-52).

$$\sigma_t^\delta = \omega [1 - \beta(L)]^{-1} + \left\{ 1 - [1 - \beta(L)]^{-1} \phi(L)(1 - L)^{d_v} \right\} \left( |a_t| - \gamma a_t \right)^\delta \quad (3)$$

Burada  $\omega > 0$ ,  $\beta < 1$ ,  $\delta > 0$ ' dir. Asimetri parametresi  $-1 < \delta < 1$  koşulunu sağlamaktadır.  $\delta > 0$  ise, negatif şokların oynaklık üzerindeki etkisi eşit büyüklükteki pozitif şoklardan daha fazladır. Eğer  $0 < d_v < 1$  ise FIAPARCH modeli koşullu varyanstaki uzun hafıza özelliğini yakalamaktadır.  $\delta = 0$  ve  $\delta = 2$  ise model FIGARCH modeline indirgenmektedir.  $\delta$  parametresi oynaklık için güç parametresidir.

Finansal piyasalardaki ekonomik kayıplar için riski değerlendirmek üzere kullanılan en yaygın ölçütlerden birisi de riske maruz değer (VaR)' dir. Finansal bir zaman serisi Y' nin f yoğunluk fonksiyonunun p. kantili olarak tanımlanabilen riske maruz değer (VaR), denklem (4)' deki gibi gösterilmektedir (Chinhamu, Chifurira ve Ranganai, 2022:94; Tang ve Shieh: 2006:440). Varsayılan dağılımın p-kantili için riske maruz değer (VaR) denklem (4)' daki gibi hesaplanabilmektedir.

$$\text{VaR}_p = \mu + f^{-1}(1 - p)\sigma$$

(4)

Burada  $\mu$  koşullu ortalama ve  $\sigma$  koşullu standart sapmadır. Buna göre kısa ve uzun pozisyonlar için p-kantilinin riske maruz değeri (VaR) (Chinhamu, Chifurira ve Ranganai, 2022:94);

$$\text{VaR}_{\text{UZUN}} = \mu + f^{-1}(1 - p)\sigma \quad (5)$$

$$\text{VaR}_{\text{KISA}} = \mu + f^{-1}(p)\sigma \quad (6)$$

Modele dayalı riske maruz değer (VaR) tahminlerinin yeterliliğini ve performansını incelemek için Kupiec (1995) tarafından  $\chi^2$  dağılımına sahip Kupiec LR testi (7) geliştirilmiştir.

$$\text{LR}_{\text{Kupiec}} = 2 \ln \left( \left( \frac{x^p}{N} \right)^{x^p} \left( 1 - \frac{x^p}{N} \right)^{N - x^p} \right) - 2 \ln \left( \alpha^{x^p} (1 - p)^{N - x^p} \right) \quad (7)$$

LR testi, getirilerin p düzeyinde VaR değerinin altına (uzun pozisyon) veya üstüne (kısa pozisyon)  $x^p$  kez düşme sayısını hesaplar ve p düzeyindeki başarısızlık oranlarını karşılaştırmaktadır. Test, 1 serbetlik dereceli  $\chi^2$  dağılımı göstermektedir. LR test istatistiği kritik değerden büyükse sıfır hipotezi reddedilmekte ve riske maruz değer (VaR) modelinin yeterli olmadığına karar verilmektedir (Fan vd., 2008: 3160).

**Bulgular:** Altın fiyatları getiri serisinin oynaklığı için tahmin edilen, oynaklıktaki uzun hafıza ve asimetri karakteristiklerini de dikkate alan ARMA(1,1)-FIEGARCH(1,d,1) ve ARMA(1,1)-FIAPARCH(1,d,1) modelleri farklı dağılımlı (Normal, Student-t, GED ve Çarpık Student-t) olarak tahmin edilmiştir. Söz konusu model tahmin bulgularına göre altın getiri serisinin oynaklığında uzun hafızanın ve asimetrik etkilerin varlığı istatistiksel anlamlı bulunmuştur. Model seçim kriterlerine göre Çarpık Student-t Dağılımlı ARMA(1,1)-FIEGARCH(1,d,1) ve Normal Dağılımlı ARMA(1,1)-FIAPARCH(1,d,1) modeli getiri serisi oynaklığı için uygun model olarak belirlenmiştir. Buna göre, altın fiyatları getiri serisi için riske maruz değer (VaR) tahmininde uzun hafıza ve asimetri etkilerini göz önünde bulunduran çarpık student-t dağılımlı [ARMA(1,0)-FIEGARCH(1,d,1)] ve normal dağılımlı [ARMA(1,0)-FIAPARCH(1,d,1)] modellerinin her ikisi de kısa pozisyonlar için uygun model olarak görülmektedir.  $\alpha = \%95$  olasılığı için [ARMA(1,0)-FIAPARCH(1,d,1)]

modelinde en yüksek p-değeri (0.87886) elde edilmektedir. Uzun pozisyonlar için Normal dağılımlı [ARMA(1,0)-FIAPARCH(1,d,1)] modeli sadece  $\alpha=5\%$  ve  $\alpha=2.5\%$  olasılıklarında, çarpık student-t dağılımlı [ARMA(1,0)-FIEGARCH(1,d,1)] modeli ise tüm  $\alpha$  oranları için yeterli bir modeldir.

**Sonuç:** Türkiye’ de altın piyasası için doğru risk yönetimi veya risk değerlendirmesi yapabilmek için Riske Maruz Değer (VaR) tahmininde kullanılabilen bir model öneren çalışma bulguları, altın piyasası riskinin değerlendirilmesinde uzun hafıza ve asimetrik şok etkilerini dikkate alan oynaklık modellerine dayalı Riske Maruz Değer(VaR) tahminlerinin uygun olacağını destekleyici kanıtlar sunmaktadır. Bu anlamda çalışma bulgularının, finansal risk yöneticilerine, yatırımcılara, söz konusu alana ilgi duyan araştırmacılara ve akademisyenlere katkı sağlaması beklenmektedir.

### Extended Abstract

#### Value-at-Risk (VaR) Estimation with Long-Memory Asymmetric Volatility Models: Gold Market in the Covid-19 Period

**Aim:** Market risk and uncertainty are the most fundamental risk factors that need to be estimated for investors' decisions. One of the most widely used risk measurement methods is the value-at-risk (VaR) estimation. The aim of this study; It is a market risk estimation using the Value at Risk (VaR) approach by obtaining the daily gold price return series for the period 02.01.2019-22.08.2022 covering the Covid-19 process in Turkey. Although gold is more permanent and less sensitive to the leverage effects in the markets compared to other precious metals within the scope of its role in risk management, it has shown a changing distribution over time, especially in turbulent times. Chkili et al. There is evidence for the appropriateness of models that take into account asymmetry for gold markets, as suggested in (2014). For this purpose, information on the models required to evaluate the asymmetry in the volatility of gold market returns and the long memory feature and the appropriate value-at-risk (VaR) for risk management performance is briefly presented in the Method section.

**Method:** In the study, gold market return volatility was estimated with FIEGARCH and FIAPARCH models. The general expression of the FIEGARCH model proposed by Bollerslev and Mikkelsen (1996) is as in (1).

$$\ln \sigma_t^2 = \omega_t + (1 + \psi L)(1 - \phi L)^{-1}(1 - L)^{-d} g(\varepsilon_t) \quad (1)$$

$$\phi(L)(1 - L)^d \ln \sigma_t^2 = \alpha + \sum_{j=1}^q (b_j |x_{t-j}| + \gamma_j x_{t-j}) \quad (2)$$

Here  $\phi(L)$  is as in FIGARCH model. when leverage effects exist. Regarding the long memory parameter  $d$ , if  $0 < d < 1$ , the FIEGARCH model is stationary (Bollerslev and Mikkelsen, 1996:160). Tse (1998) extended the FIGARCH model to the Fractional integrated asymmetric power ARCH model (FIAPARCH) model, which would also consider the asymmetry feature and evaluate long memory in the conditional variance. The FIAPARCH( $p, d, q$ ) model is expressed as in (3) (Chinhamu, Chifurira and Ranganai, 2022:92; Tse, 1998: 51-52).

$$\sigma_t^\delta = \omega [1 - \beta(L)]^{-1} + \left\{ 1 - [1 - \beta(L)]^{-1} \phi(L)(1 - L)^{d_v} \right\} (|a_t| - \gamma a_t)^\delta \quad (3)$$

Here  $\omega > 0$ ,  $\beta < 1$ ,  $\delta > 0$ . The asymmetry parameter satisfies the  $-1 < \delta < 1$  condition. If  $\delta > 0$ , negative shocks have a greater effect on volatility than positive shocks of equal size. If  $0 < d_v < 1$ , the FIAPARCH model captures the long memory feature in conditional variance. If  $\delta = 0$  and  $\delta = 2$ , the model is reduced to the FIGARCH model.  $\delta$  parameter is the power parameter for volatility.

One of the most common metrics used to assess risk for economic losses in financial markets is value at risk (VaR).  $p$  of the density function  $f$  of a financial time series  $Y$ . Value at risk (VaR), which can be defined as a quantile, is shown as in equation (4) (Chinhamu, Chifurira and Ranganai, 2022:94; Tang and Shieh: 2006:440). The value at risk (VaR) for the  $p$ -quantile of the assumed distribution can be calculated as in equation (4).

$$\text{VaR}_p = \mu + f^{-1}(1 - p)\sigma \quad (4)$$

where  $\mu$  is the conditional mean and  $\sigma$  is the conditional standard deviation. Accordingly, the value-at-risk (VaR) of  $p$ -quantile for short and long positions (Chinhamu, Chifurira and Ranganai, 2022:94)

$$\text{VaR}_{\text{LONG}} = \mu + f^{-1}(1 - p)\sigma \quad (5)$$

$$\text{VaR}_{\text{SHORT}} = \mu + f^{-1}(p)\sigma \quad (6)$$

Kupiec LR test (7) with  $\chi^2$  distribution was developed by Kupiec (1995) to examine the adequacy and performance of model-based value-at-risk (VaR) estimates.

$$LR_{Kupiec} = 2 \ln \left( \left( \frac{x^p}{N} \right)^{x^p} \left( 1 - \frac{x^p}{N} \right)^{N-x^p} \right) - 2 \ln \left( \alpha^{x^p} (1-p)^{N-x^p} \right) \quad (7)$$

The LR test calculates the number of times that returns fall below (long position) or above (short position) VaR at p level and compares failure rates at p level. The test shows the  $\chi^2$  distribution with 1 degree of freedom. If the LR test statistic is greater than the critical value, the null hypothesis is rejected and it is decided that the value-at-risk (VaR) model is not sufficient (Fan et al., 2008: 3160).

**Findings:** ARMA(1,1)-FIEGARCH(1,d,1) and ARMA(1,1)-FIAPARCH(1,d,1) models, which take into account the long memory and asymmetry characteristics in volatility, estimated for the volatility of the gold price return series. It was estimated as with different distributions (Normal, Student-t, GED and Skewed Student-t). According to the model estimation findings, the existence of long memory and asymmetric effects in the volatility of the gold return series were found to be statistically significant. According to the model selection criteria, the Skewed Student-t Distribution ARMA(1,1)-FIEGARCH(1,d,1) and Normally Distributed ARMA(1,1)-FIAPARCH(1,d,1) models are determined as suitable models for the return series volatility. Accordingly, skewed student-t distribution [ARMA(1,0)-FIEGARCH(1,d,1)] and normally distributed [ARMA(1,0)-FIAPARCH(1,d,1)] models, which takes into account the effects of long memory and asymmetry in estimating the value-at-risk (VaR) for the gold price return series are both seen as suitable models for short positions. For the probability of  $\alpha=95\%$ , the highest p-value (0.87886) is obtained in the [ARMA(1,0)-FIAPARCH(1,d,1)] model. Normally distributed [ARMA(1,0)-FIAPARCH(1,d,1)] model for long positions only at probabilities of  $\alpha=5\%$  and  $\alpha=2.5\%$ , with skewed student-t distribution [ARMA(1,0)-FIEGARCH(1,d,1)] is a sufficient model for all  $\alpha$  ratios.

**Conclusion:** Study findings suggesting a model that can be used in estimating Value at Risk (VaR) in order to make accurate risk management or risk assessment for the gold market in Turkey provide supporting evidence that Value at Risk (VaR) estimations based on volatility models that take long memory and asymmetric shock effects into account in the assessment of gold market risk will be appropriate. In this sense, it is expected that the findings of the study will contribute to financial risk managers, investors, researchers and academicians interested in the field.

---