

KOŞULLU DEĞİŞEN VARYANS MODELLERİ İLE TÜRKİYE ALTIN PİYASASI ENDEKSİ VOLATİLİTELERİNİN TAHMİN EDİLMESİ

Dr. İhsan Erdem Kayral*

ÖZ

Finansal zaman serilerinde görülen deęişen varyans sorununun sonucu olarak otoregresif koşullu deęişen varyans modelleri bulunmuştur. Bu kapsamda simetrik ve asimetrik modeller uygulanmıştır. Bu çalışmada, Türkiye’de altın piyasası endeksi volatiliteleri için en uygun koşullu deęişen varyans modeli araştırılmıştır. Çalışma kapsamında 27.07.1995 - 27.07.2016 tarihleri arasında altın piyasası endeksinin günlük kapanış verilerinden elde edilen getiriler kullanılmıştır. Altın piyasası endeksi volatiliteleri için en uygun deęişen varyans modeli olarak EGARCH (1,1) modeli bulunmuştur. Söz konusu modelde kaldıraç etkisi bulunmamış, ancak pozitif şokların negatif şoklara göre volatiliteyi daha fazla artırdığı sonucuna ulaşılmıştır.

Anahtar Kelimeler: Volatilite, Altın Piyasası Endeksi, Deęişen Varyans, Kaldıraç Etkisi

JEL Kodları: G12, C58, G23

ESTIMATING THE VOLATILITY OF TURKEY’S GOLD MARKET INDEX WITH CONDITIONAL HETEROSCEDASTICITY MODELS

ABSTRACT

Autoregressive conditional heteroskedasticity models are found in consequence of heteroskedasticity problem in financial time series. In this context, symmetric and asymmetric models are applied. In this study, the most appropriate autoregressive conditional heteroskedasticity model is researched in Turkey’s gold market index. In the scope of study, daily closing prices data of gold market index between the date of 07.27.1995 – 07.27.2016 are used. The most appropriate model for gold market index volatility is EGARCH (1,1). There is no leverage effect in this model, but positive shocks are the result of more volatility than negative shocks.

Keywords: Volatility, Gold Market Index, Heteroskedasticity, Leverage Effect

JEL Classification: G12, C58, G23

* Türkiye Bilimsel ve Teknolojik Araştırma Kurumu (TÜBİTAK), Ankara, erdem.kayral@tubitak.gov.tr



1. GİRİŞ

Küresel finans piyasalarındaki hızlı gelişmelere bağlı olarak sisteme entegre olan ülkemizde de finans piyasaları gelişmiştir. Bununla birlikte geleneksel bir yatırım aracı olarak altın fiyatları ekonomik göstergeler arasında önemini sürdürmektedir. Finans piyasalarındaki liberalleşmeye benzer şekilde altın piyasalarında da düzenlemeler söz konusu olmuştur. Türk Parası Kıymetini Koruma Hakkında 32 Sayılı Karar kapsamında 1993 yılında yapılan değişiklikler ile altın fiyatının belirlenmesi, ithalat ve ihracatının serbestleştirilmesi yönünde karar alınmıştır. Altın ticaretinin liberalleştirilmesine yönelik olarak atılan adımların ardından İstanbul'da bir altın borsası kurulmasına yönelik olarak ilk adım aynı yıl yayımlanan Kıymetli Madenler Borsalarının Kuruluş ve Çalışma Esasları Hakkında Genel Yönetmelik ile atılmıştır. Söz konusu yönetmeliğe istinaden 26 Temmuz 1995 tarihinde İstanbul Altın Borsası faaliyete geçmiştir. İstanbul Altın Borsası yapılan yasal düzenlemeler ile 9 Temmuz 1999 tarihi itibarıyla Kıymetli Madenler Piyasasına dönüşmüştür. Borsa İstanbul A.Ş.'nin kurulmasıyla da 03.04.2013 tarihinde kıymetli maden işlemleri Borsa İstanbul Kıymetli Madenler ve Kıymetli Taşlar Piyasasında gerçekleştirilmeye başlanmıştır (Borsa İstanbul, 2016a; Borsa İstanbul, 2016b).

Para piyasalarındaki döviz kurları ve sermaye piyasalarındaki borsa endeksine benzer şekilde altın fiyatları İstanbul Altın Borsası'nın faaliyete geçmesiyle altın piyasası endeksi ile izlenebilir bir yapıya kavuşmuştur. Bu durumun bir sonucu olarak para ve sermaye piyasalarındaki diğer göstergelere benzer şekilde altına ait volatilitenin ölçülmesi önem arz etmeye başlamıştır. Engle (1982), zaman serilerine ait hata terimlerinin sabit varyansa sahip olmadığından yola çıkarak bu durumda volatilitelere ilişkin tahminlerin otoregresif koşullu değişen varyans (ARCH) modeli ile gerçekleştirilebileceğini ortaya koymuştur.

Çalışmanın amacı altın piyasası endeksinin volatilitelerinin modellenmesinde en uygun modelin belirlenmesidir. Bu kapsamda Engle'in (1982) çalışmasıyla başlayan ve tarihsel süreçte ortaya koyulan farklı simetrik ve asimetrik otoregresif koşullu değişen varyans modelleriyle incelenerek Kıymetli Madenler ve Kıymetli Taşlar Piyasasının (kurulduğunda İstanbul Altın Borsası) kuruluşundan itibaren (1995-2016 döneminde) söz konusu endeksin volatiliteleri için en uygun model bulunmuştur. Çalışmada endeksin işlem görmeye başladığı tarihten 2016 yılına kadar 22 yıllık bir dönem incelenmektedir. İncelenen dönem açısından Türkiye'deki altın piyasası endeksinin volatilitelerinin konu alınması suretiyle alandaki literatüre katkı yapılmıştır.



Çalışmanın ikinci başlığında koşullu değişen varyans modelleri kullanılarak elde edilen volatilitelere yönelik olarak temel literatüre, üçüncü başlığında ise ampirik çalışma kapsamında kullanılan yöntemlere ilişkin genel açıklamalara yer verilmiştir. Makalenin dördüncü başlığı kapsamında altın piyasası endeksine ait volatilitelerin tahmin edilmesine yönelik olarak ampirik bir çalışma gerçekleştirilmiştir.

2. LİTERATÜR

Engle'in (1982) volatilitelerin modellenmesinde ortaya koyduğu ARCH modeli bu alanda daha sonra gerçekleştirilen birçok çalışmaya kaynaklık etmiş olmakla birlikte, şoklara geç yanıt vermesine bağlı olarak düşen tahmin performansı ile volatilitelerin negatif ve pozitif şoklara aynı düzeyde yanıt verdiğini (asimetrik etkileri yok sayması) varsayması gibi nedenlerle eleştirilmiştir. Bu eleştiriler neticesinde yeni modeller ortaya koyulmuş ve farklı seriler üzerinde volatilitelerin modellenmesinde daha iyi sonuçlar elde edildiği gösterilmiştir.

Literatürde modeller şoklara verilen tepkilerin sonuçlarına göre simetrik ve asimetrik modeller olarak iki gruba ayrılmıştır. ARCH (q) modeli asimetrik etkileri analizlere dâhil etmemesine bağlı olarak simetrik modeller arasında yer almaktadır. Bununla birlikte asimetrik etkileri dikkate almasa da, incelenen değişkene gelen şokların yanında önceki dönem/dönemlerdeki oynaklıkların cari dönem oynaklığına etkilerini analize dâhil eden genelleştirilmiş otoregresif koşullu değişen varyans (GARCH) modeli volatiliteler çalışmalarında yoğun bir şekilde kullanılmaktadır. Bollerslev (1986) tarafından ortaya koyulan GARCH (p,q) modeli gerçekleştirilen çok sayıda akademik çalışmada simetrik modeller arasında en iyi sonuç veren model olarak bulunmuştur.

Awartani ve Corradi (2005) S&P 500 endeksinin volatilitelerini tahmininde en başarılı simetrik model olarak GARCH (1,1) modelini bulmuştur. Sevüktekin ve Nargeleçekenler (2006) benzer bir çalışmayı 1987-2006 dönemi için BIST100 endeksinin volatiliteleri için gerçekleştirmiş, en başarılı model olarak GARCH (1,1) modelini tahmin etmiştir. Shamiri ve Isa (2009) Kuala Lumpur Borsasının volatilitelerini başarılı tahmin performansından yola çıkarak üç farklı dağılım altında GARCH (1,1) modeli yardımıyla tahmin etmiştir. Emenike (2010) ise Nijerya borsa volatilitelerinin tahmininde GARCH (1,1) modelini kullanmış ve anlamlı sonuçlar elde etmiştir.

Awartani ve Corradi (2005), Sevüktekin ve Nargeleçekenler (2006), Shamiri ve Isa (2009), Emenike (2010) çalışmaları gibi çok sayıda akademik çalışmada simetrik modeller arasında GARCH modelleri ARCH modellerine göre daha yüksek performans ile tahmin imkânı sağlamakla birlikte, analizlerde asimetrik etkileri dikkate almaması nedeniyle Black (1976)'in ortaya koyduğu kaldıraç etkisinin varlığını ölçmemektedir. Bu konuyla ilgili olarak gerçekleştirilen çalışmalar sonucunda

kaldıraç etkisinin ölçülebildiği Nelson (1991)'un ortaya koyduğu üssel GARCH (EGARCH), Zakoian (1994)'ın ortaya koyduğu eşik ARCH (TARCH), Ding, Granger ve Engle'm (1993) genelleştirdiği üslü ARCH (PARCH) gibi asimetrik modeller kullanılmaya başlanmıştır. Engle ve Ng (1993) yeni bilgilerin Japonya Borsasının volatilitesine etkisini EGARCH modelini kullanarak incelemiştir. Böylelikle, çalışmada haberlerin yarattığı negatif ve pozitif şokların volatiliteler üzerindeki etkilerini ayırt edebilecek sonuçlar elde edilmiştir. Bekaert ve Wu (2000) çalışmasında Engle ve Ng'ye (1993) benzer şekilde Japonya'daki Nikkei Borsasının volatilitesinin tahmininde simetrik modellerin yanında kaldıraç etkisinin varlığının incelenmesi için asimetrik modelleri kullanmıştır. Emenike (2010) Nijerya Borsasının, Parvaresh ve Bavaghar (2012) Tahran Borsasının tahmininde kaldıraç etkisinin varlığını sırasıyla GJR-GARCH ve EGARCH modelleri ile ortaya koymuştur.

Söz konusu modeller, aynı zamanda gerçekleştirilen çalışmaların büyük bir bölümünde simetrik modellerden daha başarılı sonuçlar vermiştir. Awartani ve Corradi (2005) S&P 500 endeksinin volatilitelerinin tahmininde simetrik modellerin yanında asimetrik modelleri de kullanmış, çalışmada asimetrik modellerin simetrik modellerden daha başarılı performans gösterdiği bulunmuştur. Liu ve Hung (2010) çalışmasında aynı borsa için analizlerini gerçekleştirmiş, asimetrik modellerden GJR-GARCH modelinin en iyi tahmin sonucunu verdiğini ortaya koymuştur. Fabozzi, Tunaru ve Wu (2004) çalışmasında Çin'in iki büyük borsasının volatilitelerini tahmin etmiştir. Söz konusu çalışmada Shenzhen Borsasının volatilitelerini en iyi açıklayan model GARCH (1,1); Shanghai Borsasının volatilitelerini en iyi açıklayan model ise TARCH (1,1) modeli olarak bulunmuştur. Çağlayan ve Dayıoğlu (2009) Türkiye'de döviz kuru volatilitelerinin modellenmesine ilişkin gerçekleştirdiği çalışmada 2002-2005 döneminde asimetrik modellerin simetrik modellerden daha iyi sonuçlar verdiğini bulmuştur. Karabacak, Meçik ve Genç (2014) 2003-2013 döneminde BIST100 endeksinin volatilitesinin tahmininde en başarılı model olarak TARCH (1,1) modelini bulmuştur.

Padungsaksawasdi ve Daigler (2014) zımni getiri volatilitesi ile borsa yatırım fonlarının ilişkisini inceledikleri çalışmada, aralarında altın fiyatlarının da bulunduğu çok sayıda makroekonomik göstergenin getirilerinden yola çıkarak söz konusu göstergelerin volatilitelerini hesaplamıştır. Aksoy (2013) altın ve gümüşün getiri oynaklıklarını incelemiş, altın getiri oynaklığının gümüş getiri oynaklığından fazla olduğunu; EGARCH modelinde söz konusu madenlerin olumlu ve olumsuz gelişmelere ters yönde tepki verdiklerini bulmuştur. Gencer ve Musoğlu (2014) çalışmasında 2006-2013 dönemi için İstanbul Altın Borsasında günlük spot altın fiyatlarını farklı simetrik ve asimetrik modeller kullanarak modellemiş, EGARCH ve CGARCH modellerini en iyi performans gösteren modeller olarak tespit etmiştir. Karabacak vd. (2014) borsa volatilitelerini tahmin ettikleri çalışma kapsamında aynı zamanda 2005-2013 döneminde TL/KG ağırlıklı altın fiyatlarından yola çıkarak altın

getiri volatilitésinin modellenmesini de gerçekleştirmiş, en başarılı model olarak GARCH (1,1) modelini bulmuştur. Yurdakul ve Sefa (2015) altın fiyatlarını etkileyen faktörlerin incelendiği çalışmasında İstanbul Altın Borsası'nda fiyatları etkileyen en önemli faktörün Londra Külçe Altın Piyasa Birliğinin altın fiyatları olduğunu, getirilerin modellenmesinde ise EGARCH (1,1) modelinin en başarılı model olduğunu tespit etmiştir.

Görüldüğü üzere ulusal ve uluslararası çalışmalarda genel itibariyle borsa volatilitelerinin tahminine odaklanılan söz konusu modellerin başta altın olmak üzere diğer önemli ekonomik göstergelerle ilgili modellemelerde kullanımı görece olarak sınırlı düzeyde kalmıştır.

3. OTOREGRESİF KOŞULLU DEĞİŞEN VARYANS MODELLERİ

Söz konusu bölüm kapsamında ampirik analizlerde kullanılan otoregresif koşullu değişen varyans modellerine ilişkin genel bilgiler verilmiştir.

3.1. Otoregresif Koşullu Değişen Varyans Modeli - ARCH (Autoregressive Conditional Heteroskedastic Model)

Engle (1982), zaman serilerine ait hata terimlerinin sabit varyansa sabit olmadığını belirterek, söz konusu durumda tahminlerin ARCH modeli ile gerçekleştirilebileceğini ortaya koymuştur. Koşullu varyansların tahmininde kullanılan modelde bağımlı değişkenin varyansı, bağımlı değişkenin geçmiş değerleri ve bağımsız değişkenlerce modellenebilmektedir.

Engle (1982) çalışmasında ARCH modelini aşağıdaki adımları izleyerek elde etmiştir:

İlk aşamada 1 nolu denklemde gösterilen 1. dereceden otoregresif bir model tahmin etmiştir.

$$y_t = \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Bu eşitlikte ε_t beyaz gürültü, $V(\varepsilon) = \sigma^2$ olan hata terimidir. Modelde y_t 'nin koşullu ortalaması γy_{t-1} iken, koşulsuz ortalaması 0'a eşittir. Koşullu varyansı σ^2 , koşullu olmayan varyansı ise $\frac{\sigma^2}{1-\gamma^2}$ şeklindedir. (Engle, 1982: 987-988)

Engle (1982) tahmin edilen varyansların daha gerçekçi bir tahmin aralığının bulunmasında geçmişteki bilgilerin önemli olduğunu ve elde edilebilecek ek bilgilerin tahminin kalitesini artıracaklarını belirtmiştir. Söz konusu açıklamalarından yola çıkarak öncelikle normallik varsayımını dâhil etmediği modelini ortaya koymuştur. (2 ve 3 nolu denklemlerde)

$$y_t = \varepsilon_t h_t^{1/2} \quad (2)$$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1}^2 \quad (3)$$

Hata teriminin varyansı $V(\varepsilon_t) = 1$ sağlamaktadır. Engle (1982) elde edilen bu modelin ARCH modeline örnek olduğunu belirtmiş, normallik varsayımını da modeline dahil ederek 4 ve 5 nolu denklemlerde gösterildiği şekilde ARCH modelini son haline getirmiştir.

$$y_t | \Psi_{t-1} \sim N(0, h_t) \quad (4)$$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1}^2 \quad (5)$$

4 ve 5 nolu denklemleri genelleştirerek p. dereceden α adet bilinmeyen parametre içeren eşitliği elde etmiştir. Söz konusu model 6, 7, 8 ve 9 nolu denklemlerde gösterilmiştir.

$$y_t | \Psi_{t-1} \sim N(x_t, B, h_t) \quad (6)$$

$$h_t = h(\varepsilon_{t-1}, \varepsilon_{t-2}, \varepsilon_{t-3}, \dots, \varepsilon_{t-p}, \alpha) \quad (7)$$

7 nolu denklemden yola çıkılarak 8 nolu denklem elde edilebilmektedir:

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 \varepsilon_{t-2}^2 + \alpha_3 \varepsilon_{t-3}^2 + \dots + \alpha_p \varepsilon_{t-p}^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 \quad (8)$$

$$\varepsilon_t = y_t - x_t B \quad (9)$$

ARCH regresyon modelinde h_t koşullu varyansı, Ψ_{t-1} önceki döneme ait bağımlı ve bağımsız değişkenlere ait bilgi kümesini ifade etmektedir. Koşullu varyans modellerinde kovaryans 0 olup, 8 nolu denklemde gösterilen parametrelerin toplamı $\sum_{i=1}^p \alpha_i < 1$ koşulunu sağlamalıdır. Ayrıca koşullu varyans olan h_t 'nin pozitif olması gerekliliğine bağlı olarak $\alpha_0 > 0$ ve $\alpha_i \geq 0$ kısıtlarının da karşılanması gerekmektedir. (Engle, 1982 : 993)

3.2. Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans Modeli - GARCH (Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedastic Model)

ARCH modelleri zaman serilerinin hata terimlerinin değişen varyansa sahip olabileceğinin gösterilmesi açısından önemli bir sonucu ortaya koymuştur. Bununla birlikte söz konusu modeller tarihsel süreçte sahip oldukları kısıtların çokluğu, şoklara geç tepki vermesi ve asimetric etkileri dikkate alınması nedeniyle eleştirilmiştir.

GARCH modelleri Bollerslev (1986) tarafından ortaya koyulmuş olup, ARCH modelinin eleştirileri arasında yer alan asimetrik bilgiyi ölçemese de volatilitelerin tahmininde göreceli olarak daha iyi sonuçlar verebileceği gösterilmiştir. Bunun da etkisiyle GARCH modelleri günümüzde yaygın olarak kullanılmaktadır.

Bollerslev (1986) GARCH modelini ARMA(p,q) sürecinden yola çıkarak elde etmiştir. Söz konusu model 10, 11 ve 12 nolu denklemlerde gösterilmiştir.

$$\varepsilon_t | \Psi_{t-1} \sim N(0, h_t) \quad (10)$$

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i h_{t-i} = \alpha_0 + A(L)\varepsilon_t^2 + B(L)h_t \quad (11)$$

$$\varepsilon_t = y_t - x_t' B \quad (12)$$

Söz konusu denklemlerde yer alan katsayılar için ise $p \geq 0$, $q > 0$, $\alpha_0 > 0$, $\alpha_i \geq 0$ $i = 1, 2, \dots, q$ ve $\beta_i \geq 0$ $i = 1, 2, \dots, p$ kısıtlarının sağlanması gerekmektedir. $p=0$ olması durumunda model ARCH(p) sürecine dönüşmektedir.

ARCH ve GARCH modelleri simetrik modeller olup, volatilitelere gelen pozitif ve negatif şokların etkilerinin ayrıştırılmasını mümkün kılmamaktadır. Black'in (1976) ortaya koyduğu kaldıraç etkisinin (leverage etkisi) varlığı EGARCH, TARARCH ve PARARCH gibi asimetrik modeller yardımıyla test edilebilmektedir.

3.3. Üssel Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans Modeli - E-GARCH – (Exponential Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedastic Model)

Nelson (1991) volatilitelerdeki olası asimetriyi test edebilmek için koşullu varyansa ait gecikmeli hata terimlerinin işaretlerini de dikkate alan EGARCH modelini ortaya koymuştur.

Analizlerimizde volatilitelerin elde edilmesinde kullanılan olan EGARCH modelinin genel gösterimi 13 denklemlerde yer almaktadır:

$$\log(\sigma_t^2) = \omega + \left(1 + \sum_{i=1}^p \alpha_i L^i\right) + \left(1 - \sum_{j=1}^q \alpha_j L^j\right)^{-1} \{ \theta z_{t-1} + \gamma [|z_{t-1}| - E|z_{t-1}|] \} \quad (13)$$

13 nolu denklemlerde kaldıraç etkisi γ ile temsil edilmekte olup, modelin asimetrisinin ölçülmesinde söz konusu katsayının istatistiksel olarak anlamlılığı değerlendirilmektedir.

3.4. Eşik Değerli Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans Modeli - TARCH (Threshold GARCH Model)

EGARCH modelinde kaldıraç etkisi logaritmik modellerle açıklanırken, Zakoian (1994) tarafından ortaya koyulan TARCH modellerinde söz konusu etki kuadratik formdaki modeller kullanılarak açıklanmaktadır. TARCH (p,q) modellerinin genel gösterimi 14 nolu denklemde yer almaktadır:

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j \sigma_{t-j}^2 + \sum_{k=1}^r \gamma_k \varepsilon_{t-k}^2 I_{t-k}^- \quad (14)$$

Söz konusu denklemde $\varepsilon_t < 0$ veya $=0$ olması durumunda $I_t^- = 1$ olacaktır. $\varepsilon_{t-i} > 0$ olumlu haberleri, $\varepsilon_{t-i} < 0$ ise olumsuz haberleri (gelişmeleri) temsil etmektedir. Zakoian (1994) söz konusu eşitlikleri ortaya koyarken volatilitenin gelişmelere göre asimetrik bir şekilde etkileneceğini (olumlu haberlerde α_i , olumsuz haberlerde ise $\alpha_i + \gamma_k$) belirtmiştir. Hipotez testleri sonucunda katsayının anlamlı bulunması durumunda ($\gamma_k \neq 0$) asimetrik etkinin varlığından söz edilebilmektedir.

3.5. Üslü ARCH Modeli - PARCH (Power ARCH Model)

Volatilitenin kümelenmesinin değerlendirilmesinde Taylor (1986) koşullu standart sapmayı, hata terimlerinin gecikmeli mutlak değerlerinin bir dağılımı olarak 15 nolu denklemde gösterildiği şekilde modellemiştir:

$$\sigma_t = \omega + \sum_{i=1}^p \alpha_i |\varepsilon_{t-i}| + \sum_{j=1}^q \beta_j \sigma_{t-j} \quad (15)$$

Ding vd. (1993) söz konusu denklemden yola çıkarak Üstel ARCH (PARCH) modelini 16 nolu denklemdeki şekliyle genelleştirmiştir:

$$\sigma_t^\gamma = \omega + \sum_{i=1}^p \alpha_i \left(|\varepsilon_{t-i}| - \delta_i \varepsilon_{t-i} \right)^\gamma + \sum_{j=1}^q \beta_j \sigma_{t-j}^\gamma \quad (16)$$

16 nolu denklemde δ parametresinin istatistiksel olarak anlamlı bulunması incelenen süreçteki asimetrik etkinin varlığını göstermektedir.

4. AMPİRİK ÇALIŞMA

4.1. Veriler Ve Yöntem

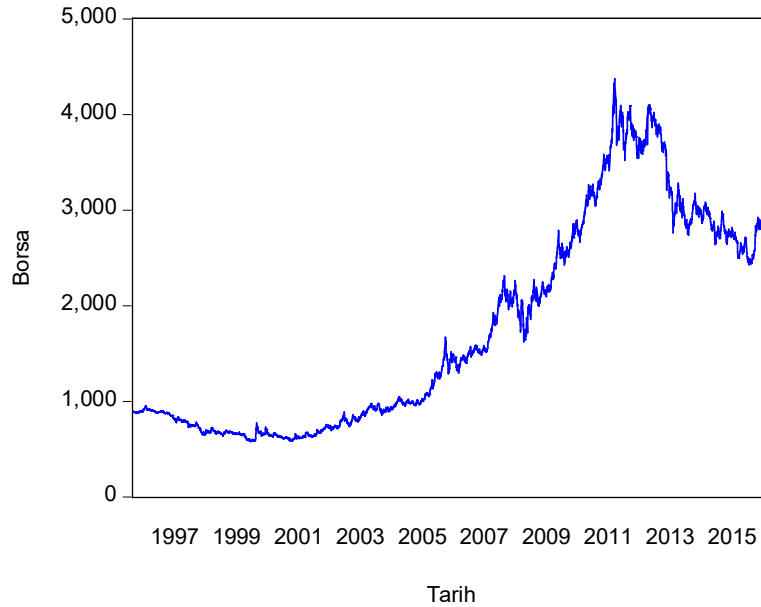
Altın ticaretinin liberalleştirilmesine yönelik adımların atılmasının ardından 26 Temmuz 1995 tarihinde İstanbul Altın Borsası faaliyete geçmiştir. Kıymetli taşlarla ilgili işlemler 03.04.2013

tarihinde Borsa İstanbul'un kurulmasıyla Kıymetli Madenler ve Kıymetli Taşlar Piyasasına geçmiştir. Bu çalışmanın amacı, Borsa İstanbul Kıymetli Madenler ve Kıymetli Taşlar Piyasasının (ilk kurulduğunda İstanbul Altın Borsası) kuruluşundan günümüze kadar olan süreçte altın piyasası endeksine ait getirilere ait volatilité yapısının modellenmesidir. Bu amaca uygun olarak endeks getirileri tek değişkenli koşullu değişen varyans süreçleri ile modellenerek, ilgili serilerdeki volatilitelerin hesaplanmasında en iyi modelin hangisinin olduğu tahmin edilmiştir.

Çalışma kapsamında borsanın ilk işlem günü olan 27.07.1995 ile 27.07.2016 arasındaki 22 yıllık analiz döneminde altın piyasası endeksi kapanış değerlerine ait günlük veriler kullanılmıştır. Veriler TCMB veri tabanından elde edilmiştir. İlgili dönemdeki tatil günleri kapsam dışında bırakılarak altın piyasası endeksi kapanış değerlerinin sürekli seriler haline getirildiği 5018 güne ait veri kullanılmıştır.

Çalışma kapsamında incelenen altın piyasası endeksi ait seri Grafik 1'de gösterilmiştir

Grafik 1. Altın Piyasası Endeksi Serisi



Altın piyasası endeksi kuruluşundan itibaren 2013 yılına kadar olan süreçte genel itibariyle artış eğilimi göstermektedir. 2013-2016 yılları arasında 3000 bandının çevresinde görece istikrarlı bir seyir izlemektedir.

4.2. Bulgular

4.2.1. Ön Testler

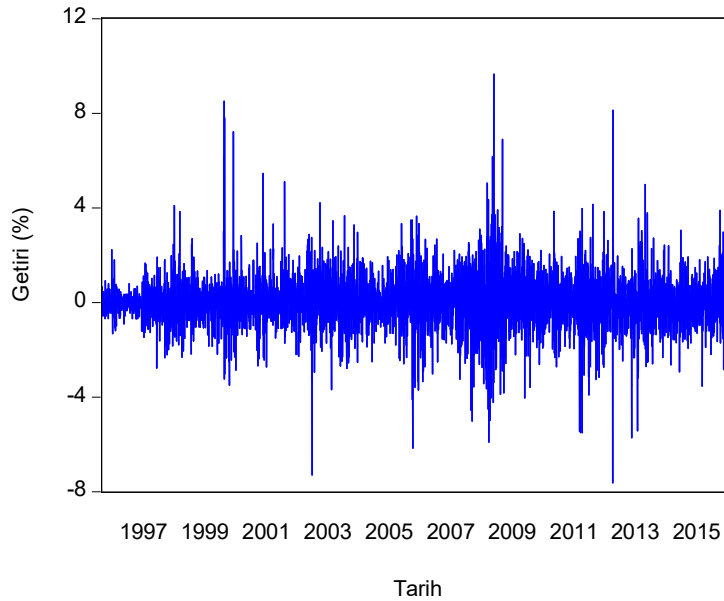
Çalışma kapsamında kullanılacak altın piyasası endeksine ilişkin getiriler 17 nolu denklemde gösterildiği şekilde doğal logaritmaları alınarak elde edilmiştir.

$$GSR_t = \ln\left(\frac{Kapanış_t}{Kapanış_{t-1}}\right) \times 100 \quad (17)$$

17. denklemde yer alan GSR_t altın piyasası endeksinin t günündeki getirisini, $Kapanış_t$ ise altın piyasası endeksinin t gününde oluşan değerini göstermektedir.

17. denklemden yola çıkılarak elde edilen altın piyasası endeksine ait getiriler (değişimler) Grafik 2’de gösterilmiştir

Grafik 2. Altın Piyasası Endeksi Getirileri



Grafik 2 incelendiğinde altın piyasası endeksi getirilerinin 2001 Ekonomik Krizi, 2008 Küresel Finans Krizi gibi dönemlerin yanı sıra 2003-2004, 2012-2013 yılları gibi farklı dönemlerde yoğun dalgalanma gösterdiği görülmektedir.

Altın piyasası endeksi getirilerine ilişkin tanımlayıcı istatistikler Tablo 1’de verilmiştir. Buna göre altın piyasası endeksine ait getirilerin sola çarpık olduğu ve normal dağılıma göre aşırı basıklığının bulunduğu tespit edilmiştir. Buna göre endeks getirilerinin finansal zaman serilerine benzer şekilde kalın kuyruk özelliği gösterdiği görülmüştür.

Tablo 1. Altın Piyasası Endeksi Getirilerinin Tanımlayıcı İstatistikleri

Ortalama	0.024
Medyan	0.000
Maksimum	9.647
Minimum	-7.624
Std. Sapma	1.101
Çarpıklık	0.216
Basıklık	10.113
Jarque-Bera	10617.300

Jarque-Bera test istatistiklerine göre altın piyasası endeksi getirilerinin normal dağılım göstermediği sonucu elde edilmiştir. Tanımlayıcı istatistiklere ilişkin sonuçlar incelenen getiri serisinin değişen varyans yapısı gösterebileceğine ilişkin güçlü işaretler vermektedir.

Tanımlayıcı istatistiklerin verilmesinin ardından volatilitelerin modellenmesinde kullanılacak altın piyasası endeksi getirilerine ilişkin durağanlıklar genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) Testleri ve Phillips-Perron (PP) Testleri kullanılarak incelenmiş, test sonuçları Tablo 2’de gösterilmiştir.

Tablo 2. Durağanlık Test Sonuçları

Testler	Model	GSR	
		Test İst.	p
ADF	Sabit Terimli	-72.193***	0.000
	Sabit Terimli ve Trendli	-72.191***	0.000
PP	Sabit Terimli	-72.195***	0.000
	Sabit Terimli ve Trendli	-72.193***	0.000

Not: H₀: Seri birim köke sahiptir. *** → %1 düzeyinde anlamlıdır.

Gerçekleştirilen birim kök testlerinde altın piyasası endeksi getirilerine ilişkin tüm hipotezler reddedilmiş olup, değişkenin birim kök içermediği ve dolayısıyla da durağan olduğu sonucu elde edilmiştir.

Getiri serisinin durağan bulunmasının ardından en uygun koşullu ortalama denkleminin tahmininde en küçük kareler yöntemi kullanılmıştır. Koşullu ortalama denkleminin tahmininde, katsayıların anlamlığı ve otokorelasyonlara bakılarak farklı modeller denenmiş, en iyi modelin ARMA (1,1) denkleminin olduğu saptanmıştır. Elde edilen ARMA (1,1) koşullu ortalama denklemi 18. denklem olarak aşağıda gösterilmiştir:

$$GSR_t = 0.024 - 0.781AR(1) + 0.764MA(1) \quad (18)$$

$$t \text{ ist.: } (1.589) \quad (-3.941) \quad (3.748)$$

Denkleimde sabit terim haricinde kalan tüm değişkenlerin katsayıları istatistiksel olarak %1 düzeyinde anlamlı bulunmuştur. Aynı zamanda $AR(1) < 1$ ve $MA(1) < 1$ koşulları denklem için sağlanmıştır.

Altın piyasası endeksi getirilerine ilişkin modelden yola çıkılarak söz konusu değişkende heteroskedastisite sorununun varlığı farklı derecelerden ARCH testi ile otokorelasyon sorununun varlığı ise Breusch-Godfrey LM test sonuçları ile incelenmiş ve test sonuçları Tablo 3'te gösterilmiştir.,

Tablo 3. ARCH-LM ve Breusch-Godfrey LM Test Sonuçları

ARCH-LM	F İst.	N*R ²	B-G LM	F İst.	N*R ²
ARCH (1)	166.519***	161.231	1	0.024	0.025
ARCH (2)	99.549***	191.605	2	0.192	0.385
ARCH (4)	74.650***	282.079	4	0.099	0.399
ARCH (8)	42.586***	319.531	8	0.451	3.617

Not: *** → %1 düzeyinde anlamlıdır.

Breusch-Godfrey LM test sonuçları incelendiğinde herhangi bir otokorelasyon sorunu tespit edilmemiştir. Bununla birlikte artıkların sabit varyanslı olduğuna ilişkin hipotez tüm dereceler açısından da reddedilmiş olup, değişen varyans sorununun ve ARCH etkisinin bulunduğu sonucuna ulaşılmıştır. Bulunan bu güçlü ARCH etkisine bağlı olarak getiri serisinin ARCH tipi modellemelere uygun olduğu bulunmuştur.

4.2.2. Volatilitelerin Tahmin Edilmesi

Çalışma kapsamında gerçekleştirilen ön testler sonucunda altın piyasası endeksine ait getirilerin koşullu değişen varyans süreçleri ile modellenmesinin uygun olduğu sonucuna varılmıştır. Buna göre altın piyasası endeksine ait getirilerin volatilitelerinin tahmin edilmesinde çok sayıda simetrik ve asimetric model kullanılmıştır. Bununla birlikte parametrelere ilişkin kısıt koşullarını karşılayan ve katsayıların anlamlı bulunduğu simetrik olarak ARCH (1), ARCH (2), ARCH (3), GARCH (1,1) ve GARCH (2,1); asimetric olarak EGARCH (1,1), TARCH (1,1) ve PARARCH (1,1) modellerine ilişkin sonuçlar gösterilmiştir. Söz konusu modeller arasında en uygun modelin belirlenmesinde en küçük Akaike bilgi kriteri ve Schwarz bilgi kriteri değerleri aranmıştır.

Volatilite tahminlerine yönelik olarak öncelikle simetrik modeller arasında yer alan ARCH (p) ve GARCH (p,q) modellerine ilişkin sonuçlar Tablo 4'te gösterilmiştir. Modeller arasında karşılaştırmaların en iyi şekilde gerçekleştirilebilmesi için benzer etkiler aynı katsayılar kullanılarak değerlendirilmiştir. Tablo 4 kapsamında incelenen tüm modellerde ω 'ler sabit terimi, α_i 'ler altın

piyasası endeksi getirilerine gelen şokları, GARCH (1,1) ve GARCH (2,1) modellerinde yer alan β_i 'ler ise önceki dönemdeki oynaklıkların cari dönemdeki oynaklığa etkisini göstermektedir.

Tablo 4. Simetrik Modellere İlişkin Test Sonuçları

	ARCH (1)	ARCH (2)	ARCH (3)	GARCH (1,1)	GARCH (2,1)
Ortalama Denklemi					
AR (1)	-0.642***	-0.732***	-0.806***	-0.829***	-0.820***
MA (1)	0.609***	0.711***	0.798***	0.815***	0.805***
Varyans Denklemi					
ω	0.941***	0.719***	0.641***	0.006***	0.006***
α_1	0.227***	0.192***	0.165***	0.058***	0.069***
α_2	-	0.254***	0.219***	-	-
α_3	-	-	0.118***	0.941***	-
β_1	-	-	-	-	0.719***
β_2	-	-	-	-	0.211***
Akaike Bilgi Kriteri	2.9626	2.9167	2.8982	2.8125	2.8119
Schwarz Bilgi Kriteri	2.9678	2.9232	2.9060	2.8190	2.8197

Not: *** → katsayı %1 düzeyinde anlamlıdır.

ARCH (p) modelleri incelendiğinde, ARCH (1), ARCH (2) ve ARCH (3) modelleri hem parametre kısıtlarının karşılandığı hem de katsayıların anlamlı bulunduğu modeller olarak tespit edilmiştir. Söz konusu modeller arasında en iyi model olarak en düşük AIC ve SC değerlerine sahip olan ARCH (3) modeli bulunmuştur.

ARCH (p) modellerine ilişkin analizlerde gecikmelere ilişkin tahminlerde ortaya çıkan sorunlar ve şokların asimetric etkilerini dikkate almaması gibi gerekçeler nedeniyle farklı modellere ilişkin çalışmalar gerçekleştirilmiştir. Asimetric etkileri analize dâhil etmemekle birlikte literatürdeki birçok çalışmada gecikmelere ilişkin tahminlerde daha başarılı sonuçlar veren GARCH (p,q) modeline ilişkin analiz sonuçları da Tablo 4 kapsamında gösterilmiştir. Çalışma kapsamında da GARCH (1,1) ve GARCH (2,1) modelleri tüm ARCH (p) modellerinden daha başarılı sonuç elde edilmiştir.

Engle'in (1982) çalışmasından yola çıkıldığında ARCH (p) kapsamındaki üç model arasında en uygun model olarak ARCH (3) modeli bulunmuştur. Söz konusu modelin varyans denklemi 19. denklemde gösterilmiştir.

$$h_t = \omega + \alpha_1 y_{t-1}^2 + \alpha_2 y_{t-2}^2 + \alpha_3 y_{t-3}^2 \quad (19)$$

Volatilitelerin tahmininde tüm simetrik modeller arasında en iyi model olarak AIC kriterine göre GARCH (2,1), SC kriterine göre ise GARCH (1,1) bulunmuş olup, söz konusu modellerin varyans denklemleri sırasıyla 20. ve 21. denklemlerde gösterilmektedir.

$$h_t = \omega + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} + \beta_2 h_{t-2} \quad (20)$$

$$h_t = \omega + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} \quad (21)$$

Her iki modelde de sırasıyla $\alpha_1 + \beta_1 + \beta_2 < 1$ ve $\alpha_1 + \beta_1 < 1$ değerlerinin 1'e çok yakın tahmin edilmiş olduğu görülmektedir. Buna göre altın piyasası endeksine ait getirilerin volatilitelerinde cari dönemdeki bilginin koşullu varyansa ait sonraki dönem tahminlerinde önem arz ettiği sonucuna ulaşılmıştır. Simetrik modellere getirilen en önemli eleştiri, pozitif ve negatif şokların volatilitelerin üzerinde benzer etkiye sahip olduğunun varsayılmasıdır.

Simetrik modellere getirilen bu eleştirilen sonucunda asimetrik modeller ortaya çıkmış ve kaldıraç etkisinin varlığı söz konusu modeller kullanılarak incelenebilmiştir. Kaldıraç etkisinin varlığı negatif şokların pozitif şoklara göre volatiliteyi daha fazla artıracığı anlamına gelmektedir. Söz konusu etkinin varlığında ilgili katsayının anlamlı olmasının yanında işareti de önem arz etmektedir. Buna göre ilgili katsayı EGARCH modelinde negatif, TARARCH ve PARARCH modellerinde pozitif olması durumunda kaldıraç etkisinin bulunduğu söylenebilmektedir.

Çalışma kapsamında incelenen asimetrik modellere ilişkin sonuçlar Tablo 5'te gösterilmiştir. Tablo 5 kapsamında ω, α_1 ve β_1 katsayıları Tablo 4 ile benzer noktaları değerlendirmekte kullanılırken, γ_1 katsayısı Tablo 5 kapsamında yer alan EGARCH (1,1) modelinde, δ_1 katsayısı ise TARARCH (1,1) ve PARARCH (1,1) modellerinde kaldıraç etkisinin varlığını incelemekte kullanılmaktadır. q katsayısı PARARCH (1,1) modelinde üstel fonksiyondaki üst sayısını ifade etmektedir.

Tablo 5. Asimetrik Modellere İlişkin Test Sonuçları

	EGARCH (1,1)	TARARCH (1,1)	PARARCH (1,1)
Ortalama Denklemi			
AR (1)	-0.751***	-0.826***	-0.809***
MA (1)	0.728***	0.811***	0.792***
Varyans Denklemi			
ω	-0.110***	0.006***	0.007***
α_1	0.152***	0.066***	0.064***
γ_1	0.020***	-	-
δ_1	-	-0.018***	-0.102***
β_1	0.983***	0.942***	0.941***
q	-	-	1.647***
Akaike Bilgi Kriteri	2.8113	2.8115	2.8116
Schwarz Bilgi Kriteri	2.8189	2.8193	2.8197

Not: *** → katsayı %1 düzeyinde anlamlıdır.

İncelenen üç asimetrik modelde de ortalama ve varyans modellerinde tüm değişkenler %1 düzeyinde anlamlı bulunmuştur. Söz konusu modellerin tümünde kaldıraç etkisini inceleyen değişkenler diğer değişkenlere benzer şekilde anlamlı bulunmuş olmakla birlikte, söz konusu katsayıların işaretleri nedeniyle kaldıraç etkinin var olmadığı görülmüştür. Bununla birlikte pozitif ve negatif şokların volatilitelere etkisinin farklılaştığı sonucu elde edilmiştir. Buna göre tüm modellerde pozitif şoklar (getiri artacak şekilde altın piyasası endeksinin değer kazanması) negatif şoklara göre (altın piyasası endeksinin değer kaybetmesi) altın piyasası endeksi getirilerine ait volatiliteleri artıracak şekilde etki göstermektedir.

Akaike ve Schwarz bilgi kriterinin en küçük olduğu EGARCH (1,1) modeli asimetrik modeller içerisinde altın piyasası endeksi volatilitelerinin tahmininde en uygun model olarak bulunmuştur. Söz konusu model aynı zamanda tüm modeller arasında da en küçük bilgi kriterine sahip olmasına bağlı olarak altın piyasası endeksi volatilitelerinin tahmininde de en iyi model olarak tespit edilmiştir. EGARCH (1,1) modeline ait varyans denklemi 22. denklemde gösterilmektedir.

$$\log(\sigma_t^2) = \omega + \alpha_1 \left| \frac{u_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right| + \gamma_1 \frac{u_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + \beta_1 \log(\sigma_{t-1}^2) \quad (22)$$

Söz konusu modelin en uygun model olarak seçilebilmesi için ARCH etkisinin ortadan kalkması ve herhangi bir otokorelasyon sorununun olmaması gerekmektedir. Bu unsurların kontrolü için, ARMA (1,1) - EGARCH (1,1) modelinden elde edilen artıklarda ARCH etkisinin ortadan kalkıp kalkmadığı ve otokorelasyon sorununun varlığı ARCH-LM ve Ljung Box Q testi kullanılarak incelenmiş ve elde edilen sonuçlar Tablo 6'da verilmiştir.

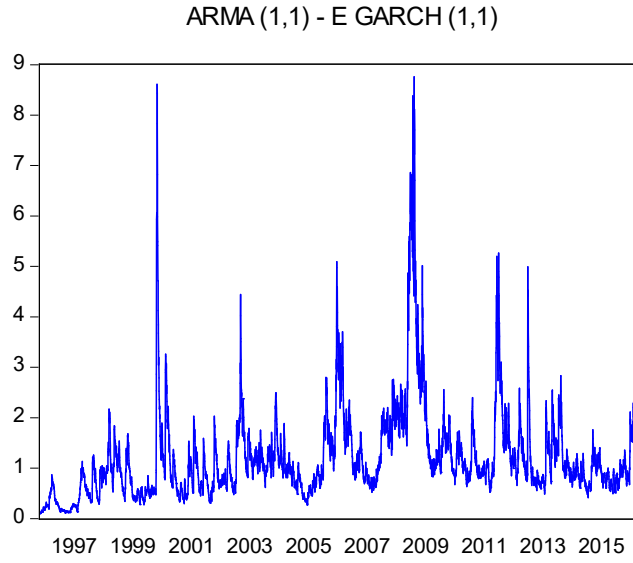
Tablo 6. Heteroskedastisite ve Otokorelasyon Test Sonuçları

Model	ARCH Testi	Q (1)	Q (2)	Q (4)	Q (8)
ARMA (1,1) - EGARCH (1,1)	1.462	1.464	1.468	1.615	5.231

Not: ARCH-LM testinde gecikme uzunluğu 1 alınmıştır. Söz konusu modelde Ljung Box Q test istatistikleri incelenmiş olup, otokorelasyon sorununun olmadığı görülmüştür.

Tablo 6 incelendiğinde altın piyasası endeksi getirilerine ait volatilitelerin tahmin edildiği en iyi model olarak belirlenen ARMA (1,1) - EGARCH (1,1) modelinde ARCH etkisinin ortadan kaldırıldığı ve herhangi bir otokorelasyon sorununun kalmadığı sonuçlarına ulaşılmıştır. Bu sonuçlara göre, altın piyasası endeksi volatilitelerinin tahmininde en iyi model olarak ARMA (1,1) - EGARCH (1,1) modelinin seçilmesinde tüm koşulların sağlandığı gösterilmiştir.

Grafik 3. Altın Piyasası Endeksi Volatilitelei



Elde edilen volatilitelei Grafik 3 kapsamında gösterilmiştir. Altın piyasası endeksi volatilitelelerinin 2001 Ekonomik Krizinin etkilerinin yoğun olarak yaşandıđı 2001-2002 yıllarında ve 2008 Küresel Finans Krizinin etkilerinin yoğun olarak görüldüğü 2009 yılında çok ciddi seviyelere ulaştığı görülmektedir. Ayrıca kriz dönemlerine göre büyük ölçüde sınırlı kalmakla birlikte, kriz dönemlerini takip eden 2003, 2012-2013 yılları ile 2008 Küresel Finans Krizi öncesi (2007 yılının sonu itibariyle) gibi farklı dönemlerde standart volatiliteler düzeylerinin üzerinde bir dalgalanma görülmüştür.

5. SONUÇ

Borsa volatilitelelerinin modellenmesinde simetrik ve asimetric varyans modelleri çok sayıda akademik çalışmada kullanılmış olmakla birlikte, başta altın olmak üzere yatırım araçları ve diđer makroekonomik göstergelerde söz konusu modeller kullanılarak yapılan çalışmalar çok sınırlı kalmıştır.

Bu çalışma kapsamında önemli yatırım araçları arasında yer alan altının 1995-2016 döneminde simetrik ve asimetric varyans modelleri kullanılarak piyasa endeksi getirilerinden volatilitelelerinin elde edilmesinde en uygun modelin belirlendiđi bir ampirik çalışma gerçekleştirilmiştir. Çalışma kapsamında Awartani ve Corradi (2005), Sevüktekin ve Nargeleçekenler (2006), Shamiri ve Isa (2009), Emenike (2010) ve Karabacak vd.'nin (2014) çalışmalarına benzer şekilde simetrik modeller arasında GARCH modelleri tüm ARCH modellerinden daha başarılı sonuçlar vermiştir. Söz konusu çalışmalarda GARCH (1,1) en başarılı model olarak bulunurken, çalışma kapsamında AIC kriterine



göre GARCH (2,1), SC kriterine göre ise GARCH (1,1) en başarılı simetrik modeller olarak bulunmuştur.

Çalışma kapsamında Awartani ve Corradi (2005), Liu ve Hung (2010), Çağlayan ve Dayıoğlu'nun (2009) gerçekleştirdiği çalışmalara benzer şekilde asimetrik modellerin simetrik modellerden daha başarılı performans gösterdiği tespit edilmiştir. Gerçekleştirilen analizler sonucunda altın piyasası endeksi volatilitelerinin tahmininde en iyi model olarak ARMA (1,1) - EGARCH (1,1) bulunmuştur. Bununla birlikte Emenike (2010), Parvaresh ve Bavaghar (2012) gibi akademisyenlerin çalışmalarının aksine ilgili katsayının işaretine bağlı olarak kaldıraç etkisi görülmemiştir. Bununla birlikte pozitif ve negatif şokların volatilitelere etkisinin farklılaştığı sonucu elde edilmiştir. Buna göre altın piyasası endeksinin değerini artıracak pozitif şokların, endeksin değerini azaltacak negatif şoklara göre altın piyasası endeksi getirilerine ait volatiliteleri daha fazla artıracak şekilde etki gösterdiği bulunmuştur.

KAYNAKÇA

- Aksoy, M. (2013) “Day of the Week Anomaly for Istanbul Gold Exchange: Gold and Silver Data”, *Muhasebe ve Finansman Dergisi*, 57: 149-152.
- Awartani, B. ve Corradi, V. (2005) “Predicting the Volatility of the S&P-500 Stock Index via GARCH models: the Role of Asymmetries”, *International Journal of Forecasting*, 21: 167-183.
- Bekaert, G. ve Wu, G. (2000) “Asymmetric Volatility and Risk in Equity”, *The Review of Financial Studies*, 13(1): 1-42.
- Black, F. (1976) “Studies of Stock Price Volatility Changes. Proceedings of the American Statistical Association”, *Business and Economic Statistics Section*, 177-181.
- Bollerslev, T. (1986) “Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity”, *Journal of Econometrics*, 31: 307-327.
- Borsa İstanbul (2016a) <http://www.borsaistanbul.com/urunler-ve-piyasalar/piyasalar/kiymetli-madenler-ve-kiymetli-taslar-piyasasi/kiymetli-madenler-piyasasi>, (23.09.2016).
- Borsa İstanbul (2016b) <http://www.borsaistanbul.com/urunler-ve-piyasalar/piyasalar/kiymetli-madenler-ve-kiymetli-taslar-piyasasi>, (23.09.2016).
- Çağlayan, E. ve Dayıoğlu, T. (2009) “Döviz Kuru Getiri Volatilitelerinin Koşullu Değişen Varyans Modelleri ile Öngörüsü”, *Ekonometri ve İstatistik*, 9: 1-16.



- Ding, Z., Granger, C.W.J. ve Engle, R.F. (1993) "A Long Memory Property Of Stock Market Returns And A New Model", *Journal of Empirical Finance*,1(1): 83-106.
- Emenike, K. (2010) "Modelling Stock Returns Volatility In Nigeria Using GARCH Models", *Munich Personal RePEc Archive*, 23432: 1-17.
- Engle, R. (1982) "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation", *Econometrica*, 50(4): 987-1007.
- Engle, R. ve Ng, V. (1993) "Measuring and Testing the Impact of News of Volatility", *The Journal of Finance*, 48(5): 1749-1778.
- Fabozzi, F. J., Tunaru, R. ve Wu, T. (2004) "Modeling Volatility for Chinese Equity Markets", *Annals of Economics and Finance*, 5: 79-92.
- Gencer, G. H. ve Musoğlu, Z. (2014) "Volatility Modeling and Forecasting of Istanbul Gold Exchange (IGE)", *International Journal of Financial Research*, 5 (2): 87-101.
- Karabacak, M., Meçik, O. ve Genç, E. (2014) "Koşullu Değişen Varyans Modelleri ile BİST 100 Endeks Getirisi ve Altın Getiri Serisi Volatilitésinin Tahmini", *Uluslararası Alanya İşletme Fakültesi Dergisi*, 6(1): 79-90.
- Liu, H.C ve Hung, J.C. (2010) "Forecasting S&P-100 Stock Index Volatility: The Role of Volatility Asymmetry and Distributional Assumption in GARCH Models", *Expert Systems with Applications*, 37: 4928-4934.
- Nelson, D.B. (1991) "Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach", *Econometrica*, 59: 347-370.
- Padungsaksawasdi, C., Daigler, R. (2014) "The Return-Implied Volatility Relation for Commodity ETFs", *Journal of Future Markets*, 34(3): 261-281.
- Parvaresh, M. ve Bavaghar, M. (2012) "Forecasting Volatility in Tehran Stock Market with GARCH Models", *Journal of Basic and Applied Scientific Research*, 2(1): 150-155.
- Sevüktekin, M. ve Nargeleçekenler, M. (2006) "İstanbul Menkul Kıymetler Borsasında Getiri Volatilitésinin Modellenmesi ve Önraporlanması", *Ankara Üniversitesi SBF Dergisi*, 61(4): 243-265.
- Shamiri, A. ve Isa, Z. (2009) "Modeling and Forecasting Volatility of the Malaysian Stock Market", *Journal of Mathematics and Statistics*, 5: 234-240.



Taylor, S. (1986) “Modelling Financial Time Series”, John Wiley and Sons Ltd., 1st edition, New York, USA.

Yurdakul, F. ve Sefa, M. (2015) “An Econometric Analysis of Gold Prices in Turkey”, *Procedia Economics and Finance*, 23: 77-85.

Zakoian, J.M. (1994) “Threshold Heteroskedasticity Models”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 15: 931-955.