

## Endüstriyel Metal Piyasasında Piyasa Riskinin Ölçülmesi: Riske Maruz Değer (VaR) Yöntemi İle Bir Uygulama

### *Measuring Market Risk in Industrial Metal Market: An Application With Value At Risk (VaR) Method*

Samet Evcî\*

Serkan Yılmaz Kandır  
Çukurova Üniversitesi

#### ÖZ

Bu çalışmanın amacı endüstriyel metal piyasasında öngörülecek VaR değerleri için uygun modelin ve dağılımın incelenmesidir. Çalışmada, Ocak 2003-Kasım 2013 dönemlerine ait Londra Metal Borsasında işlem gören bakır ve alüminyuma ilişkin günlük getiri serileri kullanılmıştır. VaR değerleri, normal ve GED dağılımına dayanan simetrik ve asimetrik GARCH modelli Varyans-Kovaryans yöntemi ile hesaplanmıştır. Analiz sonuçları, bakır serilerinde %99 güven düzeyinde normal dağılımının; alüminyum serilerinde ise her iki dağılımın da doğru VaR öngörülerinde bulunduğunu göstermiştir.

*Anahtar Kelimeler:* Piyasa Riski, Riske Maruz Değer, Varyans-Kovaryans Yöntemi

#### ABSTRACT

Aim of this study is to investigate the appropriate distribution for VaR in the industrial metal market. Daily return data of copper and aluminium traded in London Metal Exchange are used for the period January 2003-November 2013. VaR is calculated by the Variance-Covariance method with the symmetric and asymmetric GARCH models based on normal and GED distributions. Analysis results suggest that at 99% confidence levels, the models based on normal distribution have more accurate predictions of VaR for copper, while models based on each of the two distributions for aluminium have accurate predictions.

*Key words:* Market Risk, Value at Risk, Variance- Covariance Approach

## 1. GİRİŞ

Endüstriyel metaller içerisinde yer alan alüminyum ve bakır birçok sektörde yaygın şekilde kullanılmaktadır. Alüminyum, hafif olması, korozyona karşı dayanıklılığı, şekillendirilebilmesi ve iletken olması sebepleriyle başta ulaştırma, ambalaj, inşaat, makine, elektronik ve elektrik, beyaz eşya olmak üzere pek çok sektörde kullanılmaktadır. Alüminyum teknik özelliklerinin üstünlüğü sayesinde, daha çok tüketilmeye başlanmış ve günümüzde demir-çelikten sonra en çok kullanılan metal haline gelmiştir (“2012 Çalışma Raporu”, 2012: 8). Bakır ise tel ve levha haline getirilebilmesi, ısı ve elektrik iletkenliğinin yüksek olması nedeniyle üretim miktarının %54’ü makine, teçhizat, araç-gereç yapımında kullanılırken; %32’si inşaat sektöründe, %14’ü ise alt yapı yatırımlarında kullanılmaktadır (“The World Copper Factbook”, 2012: 47). Dolayısıyla bu metallerin fiyatlarındaki volatiliteler birçok sektörde yatırım kararlarını etkilemekte, finansal piyasalarda bu emtialara yatırım yapan yatırımcıların fiyatlardaki volatiliteden kaynaklanan piyasa risklerinin artmasına yol açmakta ve maruz kalınan risk nedeniyle gereksinim duyulan sermaye miktarının yükselmesine neden olmaktadır. Bu bağlamda bakır ve alüminyum fiyatlarındaki volatilitenin öngörülmesi ve piyasa riskinin ölçülmesi önem arz etmektedir.

Riske Maruz Değer (Value at Risk, VaR) yöntemi, belli bir dönemde belli bir olasılıkla bir varlığın ya da portföyün değerinde oluşabilecek maksimum kaybı göstermektedir. VaR değerinin hesaplanmasında kullanılan farklı yöntemler bulunmaktadır. Bu yöntemlerden biri getiri serilerinin normal dağıldığı varsayımı üzerine kurulu olan Varyans-Kovaryans yöntemidir. Varyans-kovaryans yöntemi ile VaR değerinin hesaplanmasında geçmiş dönem getiri serilerine ilişkin ortalamalar ve standart sapmalar ile portföyde yer alan varlıklar arasındaki korelasyonlar dikkate alınmaktadır (Akan, Oktay, v.d., 2003: 31). Diğer bir yöntem ise Tarihi Simülasyon yöntemidir. Bu yöntemde, getirilerin dağılımı varsayımına yer vermeden geçmiş gözlemlerdeki fiyat hareketlerinin dağılımı baz alınarak öngörü modellemesi yapılmaktadır. VaR değeri hesaplamada kullanılan diğer yöntem Monte Carlo simülasyon yöntemidir. Simülasyonlar aracılığıyla portföy değeri için bir dağılım elde edilerek rastgele fiyatlar oluşturulur. Yöntem, çok sayıda varsayım içerdiği için yaygın kullanım alanı bulamamaktadır (Çifter, Özün, Yılmaz, 2007:4). Bu çalışmada literatürde ve uygulamada piyasa riskinin ölçülmesinde yaygın olarak kullanılması nedeniyle Varyans-Kovaryans yöntemi tercih edilmiştir.

Varyans-Kovaryans yöntemi ile VaR değerinin hesaplanmasında en önemli aşama getiri serilerindeki volatilitenin ölçüsü olan varyansın ya da standart sapmanın hesaplanmasıdır. Genelde bu sapmanın zaman boyunca sabit olduğu varsayılmakla birlikte bu durum gerçeği yansıtmamaktadır. Özellikle olumlu veya olumsuz haberlerin piyasaya gelmesiyle volatiliteler değişmektedir. İyi haberler sonucu gerçekleşen yüksek getirileri, yine yüksek getiriler takip ederken; kötü haber sonucu gerçekleşen büyük kayıpları, yine büyük kayıplar izlemektedir. Bu oynaklık, getirilerin dalgalanması olarak ifade edilmekte ve getirilerinin volatilitelerinin değişken olduğu anlamına gelmektedir. Standart sapmanın veya varyansın değişken olması, değişen varyansın da VaR hesaplamalarına dahil edilmesini gerektirmektedir (Korkmaz ve Bostancı, 2011: 3). Bu bağlamda alüminyum ve bakır getirilerindeki volatiliteleri modellemek için çalışmada Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (GARCH) modeli tercih edilmiştir. GARCH modeli, olumlu (pozitif şoklar) ve olumsuz haberlerin (negatif şoklar) volatiliteler üzerinde yarattığı etkiyi simetrik şekilde ele almaktadır. Fakat olumlu ve olumsuz haberlerin volatiliteler üzerinde asimetric etkisi olabilir. Genel olarak olumsuz haberler finansal piyasalara ulaştığında varlık fiyatlarının dalgalanma gösterdiği ve volatilitenin hızla arttığı gözlenirken; olumlu haberlerde volatilitenin daha yavaş olduğu gözlenmektedir (Hill, Griffiths, v.d., 2010: 527). Bu kapsamda çalışmada volatiliteleri modellemek için simetrik GARCH modelinin yanı sıra asimetric GARCH modelleri (EGARCH, GJR-GARCH) de kullanılmıştır.

GARCH modellerini esas alan VaR hesaplamalarında model kalıntılarının normal dağıldığı varsayımı yapılmaktadır. Fakat endüstriyel metallere ilişkin getiri serileri aşırı basık bir dağılıma yani normal dağılıma göre daha sivri ve daha kalın bir kuyruğa sahiptir. Bu nedenle volatilitenin modellenmesinde bu özelliğin de dikkate alınması gerekmektedir (Giot ve Laurent (2003); Hung, Lee, v.d. (2008); Fan, Zhang v.d. (2008); Cheng ve Hung (2011)). Bu kapsamda çalışmada VaR öngörülerinin, model kalıntılarının dağılımına tepkilerini ölçmek için normal dağılım, alüminyum

ve bakır getiri serilerindeki aşırı basıklığı ve kalın kuyruğu dikkate alan genelleştirilmiş hata dağılımı (GED) varsayımı (Hung, Lee, v.d. (2008); Fan, Zhang v.d. (2008)) altında modeller oluşturulmuştur. Uygun modelin belirlenmesi için bu modellerin piyasa riskini tahmin etme başarısı geriye dönük testler ile incelenmiştir. Çalışmada, piyasa riskinin farklı dağılıma dayalı varsayımlar altında hesaplanması, bu dağılımların VaR değeri üzerindeki etkisinin ortaya konulması, ayrıca örneklem döneminin 2008 finansal krizinden sonraki dönemi de kapsayacak şekilde geniş tutulması çalışmayı literatürde yer alan diğer çalışmalardan ayırmaktadır.

Çalışmanın izleyen bölümlerinde ilk olarak literatürde yer alan benzer çalışmalar özetlenmiş, ardından çalışmaya konu olan veri seti ve kullanılan yöntem açıklanmıştır. Diğer bölümlerde ise bulgular değerlendirilerek, sonuç kısmına yer verilmiştir.

## 2. LİTERATÜR

Metal piyasasında VaR yöntemi ile piyasa riskinin ölçülmesini konu alan sınırlı sayıda çalışma bulunmaktadır. Bu çalışmalar genelde VaR değeri ölçümünde kullanılan volatilitenin tahmini için uygun model ve dağılımın belirlenmesi üzerine yoğunlaşmaktadır.

Giot ve Laurent (2003) tarafından yapılan çalışmada; alüminyum, nikel ve bakır gibi metallerin yanı sıra ham petrol ile kakao ürünlerine ilişkin spot ve vadeli işlem fiyatları kullanılarak kısa ve uzun pozisyon alan yatırımcının Varyans-Kovaryans yöntemi ile piyasa riski değerlendirilmiştir. Çalışmada volatilitayı modellemek için simetrik (RiskMetrics ve student APARCH) ve asimetrik (çarpık student APARCH ve çarpık student ARCH) olmak üzere dört model oluşturulmuştur. Elde edilen bulgulara göre RiskMetrics yöntemi %1 ve daha düşük anlamlılık düzeylerinde zayıf bir performans sergilemiş ve başarı düzeyi %52,7 oranında kalmıştır. Çarpık student APARCH modeli ise piyasa riskinin ölçülmesinde gerek kısa gerekse uzun pozisyonlarda iyi sonuç vermiş ve başarı oranı %98,3 düzeyinde gerçekleşmiştir. Çarpık student ARCH modeli yüksek anlamlılık düzeyinde başarılı olamasa da Riskmetrics modeline göre iyi sonuç vermektedir. Modelin başarı oranı %63,3 olmuştur. Çarpık student APARCH modeli diğer modeller ile karşılaştırıldığında çalışmaya konu olan tüm emtialar için piyasa riskinin ölçümünde daha başarılı olmuştur.

Füss, Adams ve Kaiser (2008), 1991-2006 dönemini kapsayan çalışmalarında; endüstriyel ve kıymetli metallerin yanı sıra tarım, canlı hayvan ve enerji ürünlerinden oluşan emtia endeksi vadeli işlem sözleşmelerine ait günlük verileri kullanarak çeşitli VaR yöntemlerinin performansını incelemişlerdir. VaR değeri hesaplanmasında, normal dağılım varsayımına dayanan geleneksel VaR modeli ile normal dağılım sergilemeyen getiri serileri için VaR değerini tahmin etmeye olanak sağlayan CF-VaR (Cornish-Fisher expansion VaR) yöntemi kullanılmıştır. Ayrıca çalışmada RiskMetrics ve GARCH modellerine dayalı VaR değerleri de hesaplanmıştır. Çalışma sonucunda, dinamik VaR modelleri olarak belirtilen CAViaR ve GARCH modeline dayanan VaR yöntemlerinin geleneksel yöntemlere göre daha iyi performans gösterdiği bulgusuna ulaşılmıştır.

Cheng, Su ve Tzou (2009) tarafından yapılan çalışmada, petrol fiyatlarındaki dalgalanmalar göz önünde bulundurularak altın piyasasında VaR değeri incelenmiştir. Çalışmada altın fiyatları ile petrol fiyatlarındaki volatilitenin arasındaki ilişkinin ortaya konulması amaçlanmış ve power GARCH (PGARCH) modelleri kullanılmıştır. Altın fiyatlarındaki volatilitenin tahmini için BHK-PGARCH, BHK-PGARCH-HV ve BHK-PGARCH-HV-A olmak üzere PGARCH modeline dayanan üç model ve GARCH modelini esas alan BHK-GARCH, BHK-GARCH-HV ve BHK-GARCH-HV-A modelleri geliştirilmiştir. Bulgular, PGARCH-HV modelinin yüksek volatilitelerde esnek bir yapıya sahip olmasından dolayı VaR değerinin tahmininde en iyi model olduğunu göstermiştir.

Hammoudeha, Malik ve McAleerc (2011) tarafından yapılan çalışmada ise kıymetli metallerde maruz kalınan piyasa riskini yönetmek ve riskten korunma stratejileri geliştirmek için altın, gümüş, platinyum ve paladyum metallerinin getirilerindeki volatilitenin ve korelasyonun incelenmesi. VaR değerlerinin hesaplanması amacıyla volatilitenin tahmininde RiskMetrics, GARCH(1,1), t dağılımına

sahip GARCH (t-GARCH), GARCH'a dayalı filtreli tarihi simülasyon (GARCH-FHS) yöntemleri kullanılmıştır. Elde edilen bulgular, gerek koşullu gerekse koşulsuz kapsama testlerine göre dört metal içinde t dağılımlı GARCH modelinin en doğru VaR tahminlerini verdiğini göstermiştir.

Metal ürünlerini konu olan diğer bir çalışma Cheng ve Hung (2011) tarafından yapılmıştır. Çalışmada ham petrol, benzin, kalorifer yakıtından oluşan petrol ürünleri ile altın, gümüş ve bakırdan oluşan metallerin spot ve vadeli işlem getirilerinden hareketle, parametrik ve parameterik olmayan yöntemlerle VaR değerleri tahmin edilmiştir. Çalışmaya konu olan emtiaların getiri dağılımlarını modellemek amacıyla çarpık genelleştirilmiş t dağılımı (skewed generalized t distribution, SGT), normal dağılım ve GED dağılımına dayanan GARCH modeli kullanılmıştır. Çalışmadan elde edilen sonuçlara göre SGT dağılımını esas alan VaR modelleri ile daha doğru tahminler yapılmıştır.

### 3. ARAŞTIRMA YÖNTEMİ VE VERİLER

Çalışmada, Londra Metal Borsasında (LME) işlem gören bakır ve alüminyum endüstriyel metallere ilişkin 02.01.2003–28.11.2013 tarihleri arasındaki Usd/Ton günlük peşin fiyatları kullanılmıştır. Örneklem dönemi ikiye ayrılarak, 02.01.2003–13.12.2012 tarihleri arasındaki dönem örneklem içi olarak ifade edilmiş ve volatilitenin hesaplanmasında kullanılacak modellerin tahmini için kullanılmıştır. Örneklem dışı olarak ifade edilen 14.12.2012–28.11.2013 tarihleri arasındaki 250 iş gününden oluşan dönem ise VaR değerinin öngörülmesinde kullanılmıştır. Datastream veri tabanından sağlanan veri setinin logaritmik günlük getirileri aşağıdaki eşitlikten yararlanılarak hesaplanmıştır.

$$Y_t = \ln(p_t/p_{t-1}) \quad (1)$$

$Y_t$ : t günündeki logaritmik getiri

$p_t$ : t günündeki kapanış fiyatı

$p_{t-1}$ : t-1 günündeki kapanış fiyatı

Bakır ve alüminyum getiri serilerine ilişkin volatilitenin modellenmesinde simetrik GARCH ve asimetrik GARCH modelleri (EGARCH, GJR-GARCH) kullanılmıştır.

Bollerslev (1986) tarafından geliştirilen GARCH modeli, hata terimi varyansının sabit olmadığı ve geçmişteki bilgilerin etkisiyle koşullu olarak değiştiği varsayımına dayanmaktadır (Aksoy ve Olgun, 2009: 38).

GARCH(p,q) modeline ilişkin koşullu ortalama ve varyans denklemleri aşağıdaki gibi ifade edilmektedir (Bollerslev, 1986: 309):

$$Y_t = a + b'X_t + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t | \Psi_{t-1} \sim N(0, h_t) \quad (2)$$

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j h_{t-j} \quad (3)$$

(2) ve (3) nolu eşitlikte  $\Psi$ , bilgi setini; t, zaman indeksini;  $Y_t$  ve  $h_t$  sırasıyla, koşullu ortalama ve varyansı;  $\varepsilon_t$ , sıfır ortalamalı ve sabit varyanslı hata terimini; q, hata karelerinin gecikme uzunluğunu; p, koşullu varyansın gecikme uzunluğunu;  $X_t$  bağımsız değişken vektörünü; b, parametre vektörünü;  $\alpha_i$  ve  $\beta_j$  koşullu varyans üzerindeki ARCH ve GARCH etkilerini; a ve  $\alpha_0$  katsayıları koşullu varyans denkleminin sabit değerlerini göstermektedir.

Simetrik GARCH modeli, olumlu (pozitif şoklar,  $\varepsilon_{t-1} > 0$  olması durumu) ve olumsuz haberlerin (negatif şoklar,  $\varepsilon_{t-1} < 0$  olması durumu) volatilitenin ( $h_t$ ) üzerinde yarattığı etkiyi simetrik şekilde ele almaktadır. Başka bir ifadeyle olumlu ve olumsuz haberlerin volatilitenin üzerindeki etkisi aynı yani

$\alpha_i \varepsilon_{t-1}^2$  kadar olmaktadır. Fakat olumlu ve olumsuz haberlerin volatilité üzerinde asimétrik etkisi olabilir. Böyle durumlarda simétrik GARCH modelleri yetersiz kalmaktadır (Carter, William ve Guay, 2010: 527). Simétrik GARCH modellerinin zayıf yönlerini gidermek amacıyla Nelson (1991) tarafından geliştirilen EGARCH modeli aşağıdaki gibi ifade edilmektedir:

$$\log(h_t) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \frac{|\varepsilon_{t-i}|}{\sqrt{h_{t-i}}} + \sum_{i=1}^q \gamma_i \frac{\varepsilon_{t-i}}{\sqrt{h_{t-i}}} + \sum_{j=1}^p \beta_j \log(h_{t-j}), \varepsilon_t | \Psi_{t-1} \sim N(0, h_t) \quad (4)$$

(4) nolu eşitlikte  $\gamma$  parametresi asimétrik etkiyi yani kaldıraç etkisini göstermektedir.  $\gamma$  parametresinin negatif olması olumsuz haberlerin olumlu haberlere göre daha fazla volatilité yarattığını göstermektedir. Parametre 0 değerini aldığımda asimétrik etki ortadan kalkmakta ve model simétrik olmaktadır (Asteriou ve Hall, 2007: 269).

Asimétrik etkiyi dikkate alan diğér model ise GJR-GARCH modelidir. Glosten, Jaganathan, Runkle (1993) ve Zakoian (1994) tarafından geliştirilen model aşağıdaki gibi ifade edilmektedir:

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^q \gamma_i D_{t-i} \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j h_{t-j} \quad \varepsilon_t | \Psi_{t-1} \sim N(0, h_t) \quad (5)$$

$$D_{t-i} = \begin{cases} 1 & \varepsilon_{t-1} < 0 \text{ ise (olumsuz haberler)} \\ 0 & \varepsilon_{t-1} > 0 \text{ ise (olumlu haberler)} \end{cases}$$

(5) nolu eşitlikte görüldüğü üzere  $D_{t-i}$  değişkeni hata teriminin sıfırdan küçük olması durumunda 1 değerini alırken, sıfırdan büyük ya da eşit olması durumunda 0 değerini almaktadır. Böylece olumlu (pozitif şokların) ya da olumsuz haberlerin (negatif şokların) volatilité üzerinde farklı etki yaratması sağlanmış olmaktadır.  $\gamma_i$  parametresi asimétrik etkiyi ifade etmektedir. Parametrenin istatistiki açıdan anlamlı ve pozitif olması durumunda olumsuz haberler olumlu haberlere göre volatilité üzerinde daha fazla etki yaratmaktadır (Hill, Griffiths, v.d., 2010: 528).

Simétrik ve asimétrik GARCH modellerinin geçerliliği için denklemdé yer alan sabit parametresinin sıfırdan büyük ( $\alpha_0 > 0$ ),  $\alpha_i$  ve  $\beta_j$  parametrelerinin sıfıra eşit ya da sıfırdan büyük ( $\alpha_i \geq 0$  ve  $\beta_j \geq 0$ ), p değerinin sıfırdan büyük ve q değerinin ise sıfıra eşit ya da sıfırdan büyük olması gerekmektedir. Bunun yanı sıra simétrik GARCH modelin durağanlığı için  $\alpha_i$  ve  $\beta_j$  parametreleri toplamının birden küçük olması zorunludur (Bollerslev, 1986: 309). EGARCH modelin durağan olabilmesi için  $\beta_j$  toplamının birden küçük olması, GJR-GARCH modelin için ise  $\alpha_i + \beta_j + 0,5\gamma_i$  toplamının birden küçük olması gerekmektedir (Wang ve Wu, 2012: 2173).

Çalışmada farklı dağılımların VaR öngörülerini üzerindeki etkilerini ortaya koymak amacıyla normal dağılımın yanı sıra GED dağılımı varsayımı altında da VaR değerleri hesaplanmıştır. Nelson (1991) tarafından geliştirilen GED, getiri serilerindeki asimétrik, kalın kuyruk ve aşırı basıklığı dikkate almakta ve dağılıma ilişkin yoğunluk fonksiyonu aşağıdaki gibi ifade edilmektedir (Nelson, 1991:352):

$$f(z) = \frac{v \exp\left[-\left(\frac{1}{2}\right)\left|\frac{z}{\lambda}\right|^v\right]}{\lambda 2^{(1+\frac{1}{v})} \Gamma\left(\frac{1}{v}\right)} \quad (6)$$

$$\lambda = \left[ \frac{2^{(-\frac{2}{v})} \Gamma\left(\frac{1}{v}\right)}{\Gamma\left(\frac{3}{v}\right)} \right]^{1/2} \quad (7)$$

(6) ve (7) nolu eşitlikte  $-\infty < z < \infty$  ve  $0 < v \leq \infty$  olmak üzere; v, kuyruk kalınlığını gösteren parametredir ve aynı zamanda serbestlik derecesi olarak adlandırılmaktadır.  $v=2$  durumunda z dağılımı normal dağılıma sahip olmakta,  $v < 2$  durumunda z dağılımı normal dağılımdan daha kalın kuyruğa sahip olmakta ve  $v > 2$  durumunda z dağılımı normal dağılımdan daha ince kuyruğa sahip olmaktadır (Nelson, 1991:353).

Çalışmada normal ve GED dağılımı varsayımı altında, %99 güven aralığında, bir günlük elde tutma süresi dikkate alınarak Varyans-Kovaryans yöntemi ile VaR değerleri hesaplanmıştır. VaR

değerinin hesaplanmasında aşağıdaki eşitlik kullanılmaktadır (Cheng ve Hung, 2011:162; Fan, Zhang, Tsai ve Wei, 2008: 3159):

$$\text{VaR}_t = \mu + \hat{\sigma}_t z_\alpha \quad (8)$$

(8) nolu eşitlikte  $\text{VaR}_t$ , t dönemine ait normal dağılım ve GED dağılımı varsayımı altında öngörülen VaR değerini;  $\mu$ , koşullu ortalamayı;  $\hat{\sigma}_t$ , t dönemine ait normal ve GED dağılımı varsayımı altında GARCH modelleri kullanılarak tahmin edilen koşullu standart sapmayı;  $z_\alpha$  ise normal ve GED dağılımının sol tarafındaki  $\alpha$  yüzdelik dilimine karşılık gelen tablo değerini ifade etmektedir.

Çalışmada öngörülen VaR değerlerinin doğruluğunu test etmek için Kupiec (1995) ve Christoffersen (1998) geriye dönük testleri kullanılmıştır.

Kupiec (1995) tarafından geliştirilen koşulsuz kapsama testi, VaR modellerinin gerçek riski yeterince tahminleyip tahminlemediğini belirlemek amacıyla yaygın olarak kullanılmaktadır. 1 serbestlik derecesinde dağılımına sahip Kupiec (1995) testinde olabilirlik oranı test istatistiği ( $\text{LR}_{uc}$ ) aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır:

$$\text{LR}_{uc} = 2\ln[(1-f)^{T-N}f^N] - 2\ln[(1-\alpha)^{T-N}\alpha^N], \quad \text{LR} \sim \chi^2(1) \quad (9)$$

(9) nolu eşitlikte T, örneklem büyüklüğünü; N, aşım sayısını; f, aşım oranını yani aşım sayısının örneklem büyüklüğüne oranını ve  $1-\alpha$  güven aralığını simgelemektedir. Kupiec (1995) testinde boş hipotez  $f=\alpha$  şeklinde ifade edilmekte ve  $\text{LR}_{uc}$  istatistiği, %99 güven düzeyinde 6,64 kritik tablo değerlerini aşması durumunda boş hipotez reddedilmektedir. Bu durum VaR modelinin yeterli olmadığını göstermektedir (Fan, Zhang, v.d., 2008: 3160).

Kupiec testi sadece aşım sayısı üzerine odaklanmakta fakat aşımaların rastsal dağılıp dağılmadığını incelememektedir. Christoffersen (1998) tarafından geliştirilen koşullu kapsama testi, hem toplam aşım sayısının beklenen sayısına eşit olup olmadığını hem de aşımaların bağımsız şekilde dağılıp dağılmadığını incelemektedir (Hung, Lee, v.d., 2008:1179). Bu kapsamda 2 serbestlik derecesinde dağılıma sahip Christoffersen (1998) testinde olabilirlik oranı test istatistiği ( $\text{LR}_{cc}$ ) aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır:

$$\text{LR}_{cc} = -2\log \frac{(1-\alpha)^{n_0} \alpha^{n_1}}{(1-\hat{\pi}_{01})^{n_{00}} \hat{\pi}_{01}^{n_{01}} (1-\hat{\pi}_{11})^{n_{10}} \hat{\pi}_{11}^{n_{11}}} \sim \chi^2(2) \quad (10)$$

(10) nolu eşitlikte  $n_0$ , örneklem büyüklüğü ile aşım sayısı arasındaki farkı (T-N);  $n_1$ , aşım sayısını  $n_{i,j}$ , j değerini izleyen i değerinin gözlem sayısını ( $i,j:0,1$ );  $\pi_{01} = n_{01}/(n_{00}+n_{01})$  ve  $\pi_{11} = n_{11}/(n_{10}+n_{11})$  ifade etmektedir. Christoffersen (1998) testinde boş hipotez aşımaların bağımsız olduğunu ve beklenen aşım oranının  $\alpha$  anlamlılık düzeyine eşit olduğunu ifade etmektedir (Cheng ve Hung, 2011:164).  $\text{LR}_{cc}$  istatistiği, %99 güven düzeyinde 9,21 kritik tablo değerlerini aşması durumunda boş hipotez reddedilmektedir (Hung, Lee, v.d., 2008:1185).

#### 4. ARAŞTIRMA BULGULARI

Çalışmada kullanılan bakır ve alüminyum serilerinin logaritmik getirilerine ilişkin tanımlayıcı istatistikler Tablo 1'de yer almaktadır.

**Tablo 1:** Bakır ve Alüminyum Getiri Serilerine İlişkin Tanımlayıcı İstatistikler

	<b>BAKIR</b>	<b>ALÜMİNYUM</b>
<b>Ortalama</b>	0,000527	0,000083
<b>Medyan</b>	0,000000	0,000000
<b>Maksimum</b>	0,117259	0,060679
<b>Minimum</b>	-0,103580	-0,082551
<b>Standart Sapma</b>	0,019371	0,015080
<b>Çarpıklık</b>	-0,160983	-0,309419
<b>Basıklık</b>	6,4277	5,0702
<b>Jarque-Bera (Prob)</b>	1405,50 (0,0000)	553,62 (0,0000)

Tablo 1 incelendiğinde bakır en yüksek getiriye ve standart sapmaya sahiptir. Ayrıca, çarpıklık katsayısının sıfırdan farklı ve basıklık katsayısının 3'den büyük olduğu görülmektedir. Basıklık katsayısının 3'den büyük olması dağılımın normal dağılıma göre aşırı basık olduğunu, çarpıklık katsayısının sıfırdan küçük olması ise dağılımın sola çarpık olduğunu ifade etmektedir. Bu durumda bakır ve alüminyum getiri serilerinin aşırı basık ve sola çarpık bir dağılıma sahip olduğu belirtilebilir. Jarque-Bera test sonuçlarına göre serilerin normal dağıldığını ifade eden boş hipotez reddedilmektedir.

Getiri serilerine ilişkin volatilitenin tahmininde kullanılacak uygun koşullu ortalama ve değişen varyans modelinin belirlenebilmesi için serilerin durağan olması gerekmektedir. Bu kapsamda bakır ve alüminyum getiri serilerinin durağanlığını incelemek için literatürde yaygın olarak kullanılan ve birbirlerini tamamlayan ADF (Augmented Dickey Fuller) ve PP (Phillips Peron) birim kök testleri uygulanmıştır. Her iki birim kök testinde hesaplanan test istatistiklerinin mutlak değeri, çeşitli anlamlılık düzeylerinde MacKinnon kritik değerlerinin mutlak değerinden büyük olması durumunda serinin birim köke sahip olduğunu ifade eden boş hipotez reddedilmekte yani serinin durağan olduğu kabul edilmektedir. Bu kapsamda ADF ve PP birim kök testleri sabit terim, sabit terim ve trend içeren modeller kullanılarak gerçekleştirilmiş ve Tablo 2'de verilmiştir.

**Tablo 2:** Bakır ve Alüminyum Serilerine İlişkin Birim Kök Test Sonuçları

<b>GETİRİ SERİLERİ</b>	<b>ADF</b>		<b>PP</b>	
	<b>Sabit Terimli</b>	<b>Sabit Terimli ve Trendli</b>	<b>Sabit Terimli</b>	<b>Sabit Terimli ve Trendli</b>
Bakır	-54,5525*	-54,5791*	-54,5372*	-54,5744*
Alüminyum	-53,2959*	-53,3017*	-53,3004*	-53,3081*

Gecikme sayısının belirlenmesinde SIC bilgi kriteri kullanılmıştır.  
\* İlgili katsayılar %1 düzeyinde anlamlıdır.

Tablo 2'de yer alan ADF ve PP birim kök test sonuçlarına göre tüm katsayılar %1 düzeyinde anlamlıdır. Bu durum, bakır ve alüminyum getiri serilerinin birim kök içermediği ve serilerin durağan olduğunu ifade etmektedir.

Bakır ve alüminyum getirilerine ilişkin değişen varyansı modellemek için normal ve GED dağılımına dayanan GARCH(p,q), EGARCH(p,q) ve GJR-GARCH(p,q) modelleri kullanılmıştır. Fakat GARCH modelleri ile değişen varyans hesaplanmadan önce ARCH etkisinin varlığının test edilmesi gerekmektedir. Bu kapsamda Engle (1982) tarafından geliştirilen ARCH-LM testi uygulanmıştır.

Tablo 3’de örneklem içi döneme ait getiri serilerine ilişkin farklı gecikme düzeylerinde uygulanan ARCH-LM test sonuçları yer almaktadır. Elde edilen sonuçlara göre bütün gecikmelerde LM test istatistiği %1 anlamlılık düzeyinde  $\chi^2$  tablo değerinden daha yüksek çıkmıştır. Bu durum getiri serilerine ait hata terimlerinde ARCH etkisinin olduğunu göstermektedir. Bu bağlamda bakır ve alüminyum getiri serilerine ilişkin değişen varyans GARCH modelleri kullanılarak öngörülebilecektir.

**Tablo 3:** Bakır ve Alüminyum Getiri Serilerine İlişkin ARCH-LM Test Sonuçları

		BAKIR	ALÜMİNYUM
LM(1)	T*R <sup>2</sup>	163,4285*	10,69289*
	X <sup>2</sup>	6,634	6,634
LM(5)	T*R <sup>2</sup>	343,2785*	73,37091*
	X <sup>2</sup>	15,086	15,086
LM(10)	T*R <sup>2</sup>	401,9427*	105,6372*
	X <sup>2</sup>	23,209	23,209
LM(15)	T*R <sup>2</sup>	432,3096*	141,4981*
	X <sup>2</sup>	30,578	30,578
LM(20)	T*R <sup>2</sup>	440,0533*	147,7045*
	X <sup>2</sup>	37,566	37,566
* İlgili katsayılar %1 düzeyinde anlamlıdır,			

Literatürde volatilitenin öngörülmesinde GARCH(1,1) modelinin uygun bir model olduğu belirtilmektedir (Hung, Lee, v.d., (2008); Sadorsky (2006); Sadeghi ve Shavvalpour (2006); Enders (2004)). Bu bağlamda çalışmada bakır ve alüminyum getiri serilerine ilişkin volatilitiyi modellemek amacıyla GARCH(1,1), EGARCH(1,1,1) ve GJR-GARCH(1,1,1) koşullu değişen varyans modelleri kullanılmıştır. Bu modeller arasından da uygun olanlar, model parametrelerinin pozitif olması ( $\alpha_0 > 0$ ,  $\alpha_i \geq 0$ ,  $\beta_i \geq 0$ ), parametrelerin anlamlı olması, model durağanlık koşulunun sağlanması, AIC ve SIC bilgi kriterlerinin küçük olması dikkate alınarak seçilmiştir.

Yukarıda belirtilen kriterler göz önünde bulundurularak, bakır serileri için normal ve GED dağılımı varsayımı altında en uygun modeller GARCH(1,1), EGARCH(1,1,1), GJR-GARCH(1,1,1), GED-GARCH(1,1) ve GED-EGARCH(1,1,1) modelleri belirlenmiştir. Alüminyum için ise GARCH(1,1), EGARCH(1,1,1), GJR-GARCH(1,1,1) ve GED-GARCH(1,1) modelleri uyumluluğu en iyi modellerdir. Bu modellere ilişkin parametre tahminleri Tablo 4 ve Tablo 5’de verilmiştir.

Tablo 4’de yer alan modeller incelendiğinde,  $\alpha_1$  ve  $\beta_1$  model parametreleri toplamının 1’e çok yakın olması volatilitenin kalıcılığının yüksek olduğunu ve geçmiş dönemdeki şokların cari dönemdeki volatilitenin üzerinde etkili olduğunu göstermektedir. Asimetrik etkiyi dikkate alan modeller incelendiğinde bakır getiri serilerinde  $\gamma$  parametresi, EGARCH ve GJR-GARCH modellerinde sırasıyla negatif ve pozitif çıkmıştır. Bu durum asimetrik etkinin varlığını ve bakır getiri serilerine ilişkin volatilitenin üzerinde olumsuz haberlerin olumlu haberlere göre daha etkili olduğunu göstermektedir.



**Tablo 4:** Bakır Getiri Serilerine İlişkin Koşullu Değişen Varyans Modelleri

	GARCH(1,1)	EGARCH(1,1,1)	GJR-GARCH(1,1,1)	GED-GARCH(1,1)	GED-EGARCH(1,1,1)
$\mu$	0,000869 *	0,000848 *	0,000795*	0,000859*	0,000804 *
$\alpha_0$	4,22E-06*	- 0,200827 *	4,45E-06*	3,56E-06*	-0,185315*
$\alpha_1$	0,059538*	0,122643 *	0,051895*	0,056915*	0,123052*
$\gamma_1$		- 0,018642 *	0,015743*		-0,021725**
$\beta_1$	0,929691*	0,986610 *	0,928521*	0,934018*	0,988610*
AI		-5,2118	-5,2194	-5,2512	-5,247
C	-5,2193				
SIC	-5,2103	-5,2005	-5,2081	-5,24	-5,2334
*, **, *** İlgili katsayılar sırasıyla %1, %5, %10 düzeyinde anlamlıdır.					

Tablo 5’de yer alan alüminyum getiri serilerinde ise bakır serilerinde olduğu gibi volatilité kalıcılığının yüksek olduğu görülmektedir. Ayrıca  $\gamma$  parametresi EGARCH modelinde pozitif, GJR-GARCH modelinde negatiftir. Buna göre alüminyum getirilerinde olumlu haberler volatilité üzerinde olumsuz haberlere göre daha etkili olmaktadır.

**Tablo 5:** Alüminyum Getiri Serilerine İlişkin Koşullu Değişen Varyans Modelleri

	GARCH(1,1)	EGARCH(1,1,1)	GJR-GARCH(1,1,1)	GED-GARCH(1,1)
$\mu$	0,000207	0,000492**	0,000312	0,000254
$\alpha_0$	2,76E-06*	0,208191*	2,51E-06*	2,85E-06*
$\alpha_1$	0,038844*	0,097822*	0,052625*	0,046460*
$\gamma_1$		0,017025*	-0,022285*	
$\beta_1$	0,950046*	0,983999*	0,949350*	0,942254*
AIC	-5,6112	-5,6056	-5,6127	-5,6504
SIC	-5,6022	-5,5943	-5,6014	-5,6391
*, **, *** İlgili katsayılar sırasıyla %1, %5, %10 düzeyinde anlamlıdır.				

Bakır ve alüminyum getiri serileri için normal ve GED dağılımı varsayımları altında uygun modellerin parametreleri tahmin edildikten sonra model kalıntılarında ARCH etkisinin olup olmadığı farklı gecikme uzunluklarına göre ARCH-LM testi ile test edilmiş ve sonuçlar Tablo 6 ve Tablo 7’de verilmiştir. Elde edilen sonuçlar ARCH etkisinin ortadan kalktığını ve değişen varyans sorunun görülmediğini ortaya koymaktadır.

02.01.2003–13.12.2012 tarihlerini kapsayan örneklem içi döneme ilişkin veriler kullanılarak normal ve GED dağılımı varsayımı altında uygun koşullu ortalama ve koşullu varyans modellerinin parametreleri tahmin edilmiş ve bu tahminlerden hareketle 14.12.2012–28.11.2013 dönemine ait 250 gözleme ilişkin değişen varyans hesaplanmıştır. Hesaplanan varyans değerlerinden hareketle Varyans-Kovaryans yöntemi ile normal ve GED dağılımı varsayımı altında bir günlük VaR öngörülerinde bulunulmuştur. Örneklem dışı dönemde yer alan her bir iş günü için öngörülen VaR değerleri aynı günde gerçekleşen kazanç ve kayıplarla karşılaştırılarak aşım sayısı ve oranı

belirlenmiştir. Aşım oranının belirlenen anlamlılık düzeyinden büyük olması ya da gerçekleşen aşım sayısının beklenen aşım sayısından büyük olması (250 x anlamlılık düzeyi) modelin piyasa riskini düşük tahmin ettiğini, küçük olması ise piyasa riskinin olduğundan daha yüksek tahmin ettiğini ifade etmektedir. Gerçekleşen aşım sayısı ve oranının, beklenen aşım sayısı ve belirlenen anlamlılık düzeyine yakın olması modelin güvenilirliğini ve tahmin gücünü arttırmaktadır.

**Tablo 6:** Bakır Getiri Serilerine İlişkin ARCH-LM Test Sonuçları

ARCH-LM		GARCH(1,1)	EGARCH(1,1,1)	GJR-GARCH(1,1,1)
LM(1)	T*R <sup>2</sup>	1,390	0,424	1,219
	X <sup>2</sup>	6,634	6,634	6,634
LM(5)	T*R <sup>2</sup>	4,805	6,518	4,962
	X <sup>2</sup>	15,086	15,086	15,086
LM(10)	T*R <sup>2</sup>	7,940	10,549	8,194
	X <sup>2</sup>	23,209	23,209	23,209
LM(15)	T*R <sup>2</sup>	11,508	16,467	11,785
	X <sup>2</sup>	30,578	30,578	30,578
LM(20)	T*R <sup>2</sup>	14,574	20,131	14,994
	X <sup>2</sup>	37,566	37,566	37,566
ARCH-LM		GED-GARCH(1,1)	GED-EGARCH(1,1,1)	
LM(1)	T*R <sup>2</sup>	0,547	0,547	
	X <sup>2</sup>	6,634	6,634	
LM(5)	T*R <sup>2</sup>	6,827	6,827	
	X <sup>2</sup>	15,086	15,086	
LM(10)	T*R <sup>2</sup>	10,909	10,909	
	X <sup>2</sup>	23,209	23,209	
LM(15)	T*R <sup>2</sup>	16,885	16,885	
	X <sup>2</sup>	30,578	30,578	
LM(20)	T*R <sup>2</sup>	20,720	20,720	
	X <sup>2</sup>	37,566	37,566	

**Tablo 7:** Alüminyum Getiri Serilerine İlişkin ARCH-LM Test Sonuçları

ARCH-LM		GARCH(1,1)	EGARCH(1,1,1)	GJR-GARCH(1,1,1)	GED-GARCH(1,1,1)
LM(1)	T <sub>2</sub> *R <sup>2</sup>	0,635	0,295	0,784	0,902
	X <sup>2</sup>	6,634	6,634	6,634	6,634
LM(5)	T <sub>2</sub> *R <sup>2</sup>	1,858	3,037	2,025	1,880
	X <sup>2</sup>	15,086	15,086	15,086	15,086
LM(10)	T <sub>2</sub> *R <sup>2</sup>	3,578	6,434	4,437	3,537
	X <sup>2</sup>	23,209	23,209	23,209	23,209
LM(15)	T <sub>2</sub> *R <sup>2</sup>	7,762	13,319	9,193	6,424
	X <sup>2</sup>	30,578	30,578	30,578	30,578

LM(20) )	$T^*R_2$	8,687	14,530	10,203	7,212
	$X^2$	37,566	37,566	37,566	37,566

Çalışmada tahmin edilen VaR değerlerinin doğruluğunu ve modellerin performansını test etmek amacıyla Kupiec (1995) koşulsuz kapsama ve Christoffersen (1998) koşullu kapsama geriye dönük testleri uygulanmıştır. Bakır ve alüminyum getiri serilerine ilişkin normal ve GED dağılımı varsayımı altında tahmin edilen VaR değerlerine ilişkin özet bulgular sırasıyla Tablo 8 ve Tablo 9'de verilmiştir.

**Tablo 8:** Bakıra İlişkin Öngörülen VaR Değerleri için Temel İstatistikler ve Geriye Dönük Test Sonuçları

Dağılım	Modeller	Ortalama VaR	Aşım sayısı	Aşım oranı	%99 Güven Düzeyi	
					Lruc	Lrcc
NORMAL	GARCH(1,1)	-0,0300	2	0,008	0,108	0,137
	EGARCH(1,1,1)	-0,0298	2	0,008	0,108	0,137
	GJR-GARCH(1,1,1)	-0,0302	1	0,004	1,164	1,173
GED	GED-GARCH(1,1)	-0,0324	0	0,000	X	X
	GED-EGARCH(1,1,1)	-0,0323	0	0,000	X	X

Bakır getiri serilerine ilişkin Tablo 8'de yer alan test sonuçları incelendiğinde, GED-GARCH(1,1) ve GED-EGARCH(1,1,1) modelleri piyasa riskini olduğundan daha yüksek öngördükleri için aşım söz konusu olmamış ve geriye dönük testler uygulanamamıştır. Normal dağılıma dayalı GARCH(1,1), EGARCH(1,1,1) ve GJR-GARCH(1,1,1) modellerinde ise hem LR<sub>uc</sub> hem de LR<sub>cc</sub> test istatistikleri bu modellerin VaR öngörülerinin doğru olduğunu göstermektedir. Söz konusu modeller arasında GJR-GARCH(1,1,1) modeli dışında aşım oranı anlamlılık düzeyine çok yakındır. GED dağılımına dayalı modellerde normal dağılıma göre aşım sayısı 0 olmakla birlikte, maruz kalınan piyasa riski daha yüksek çıkmakta ve risk nedeniyle sermaye gereksinimi artmaktadır. GJR-GARCH(1,1,1) modeli dışında normal dağılıma dayalı modellerde ise hem piyasa riski daha düşük hem de aşım oranı %1 anlamlılık düzeyine daha yakındır. Buna göre normal dağılım modelinin performansının daha iyi olduğu ifade edilebilir.

Tablo 9'da yer alan alüminyum getiri serilerine ilişkin test sonuçları incelendiğinde, LR<sub>uc</sub> ve LR<sub>cc</sub> test istatistiklerine göre normal ve GED dağılımına dayanan modellerin öngörülerinin doğru olduğu görülmektedir. Ayrıca modellerin aşım oranı %1 anlamlılık düzeyine yakın olması modellerin güvenilirliğini artırmaktadır. Bu bağlamda normal dağılıma dayalı GARCH(1,1), EGARCH(1,1,1) ve GJR-GARCH(1,1,1) modelleri ile GED-GARCH(1,1) modelinin tahmin gücünün yüksek olduğu ifade edilebilir.

**Tablo 9:** Alüminyuma İlişkin Öngörülen VaR Değerleri için Temel İstatistikler ve Geriye Dönük Test Sonuçları

Dağılım	Modeller	Ortalama VaR	Aşım sayısı	Aşım oranı	%99 Güven Düzeyi	
					Lruc	Lrcc
NORMA L	GARCH(1,1)	-0,030	2	0,008	0,108	0,137
	EGARCH(1,1,1)	-0,030	2	0,008	0,108	0,137
	GJR-GARCH(1,1,1)	-0,029	3	0,012	0,095	0,172
GED	GED-GARCH(1,1)	-0,032	2	0,008	0,108	0,137

## 5. SONUÇ

Riske Maruz Değer (Value at Risk, VaR) yöntemi, belli bir dönemde, belli bir olasılıkla bir varlığın ya da portfötün değerindeki maksimum kaybı göstermekte ve finansal ve finansal olmayan kurumlar tarafından piyasa riskinin ölçülmesinde yaygın olarak kullanılmaktadır. VaR yöntemi ile piyasa riskinin ölçülmesinde en önemli aşama fiyatlardaki volatilitenin tahmini, buna ilişkin uygun modelin ve dağılımın belirlenmesidir. Uygun modelin ve dağılımın doğru belirlenmemesi piyasa riskinin olduğundan daha yüksek ya da daha düşük öngörülerek, yatırımcının maruz kaldığı piyasa riski nedeniyle gereksinim duyacağı sermaye miktarının yanlış belirlenmesine ve uygun olmayan yatırım kararlarının verilmesine neden olacaktır. Bu çalışmada, normal ve GED dağılımı varsayımı altında simetrik ve asimetrik GARCH modelleri kullanılarak, Varyans-Kovaryans yöntemi ile bakır ve alüminyum serileri için öngörülecek VaR değerlerine yönelik uygun dağılımın ve modellerin belirlenmesi ve bu modellerin piyasa riskini tahmin etme başarısının geriye dönük testler ile ortaya konulması amaçlanmıştır.

Çalışmada bakır ve alüminyum Londra Metal Borsası peşin fiyatları kullanılmıştır. Örneklem dönemi, örneklem içi ve örneklem dışı olmak üzere ikiye ayrılmıştır. Örneklem içi dönem bakır ve alüminyum serilerine ilişkin volatilitenin hesaplanmasında esas alınan uygun modellerin belirlenmesi amacıyla kullanılmıştır. Bu bağlamda, bakır için GARCH(1,1), EGARCH(1,1,1), GJR-GARCH(1,1,1), GED-GARCH(1,1), ve GED-EGARCH(1,1,1) modelleri; alüminyum için ise GARCH(1,1), EGARCH(1,1,1), GJR-GARCH(1,1,1) ve GED-GARCH(1,1) modelleri koşullu değişen varyansı modellemek için uyumluluğu en iyi modeller olarak belirlenmiştir. Ayrıca çalışmada olumlu ve olumsuz haberlerin bakır ve alüminyum serileri üzerindeki etkisi de incelenmiştir. Örneklem içi döneme ilişkin veriler kullanılarak her bir dağılım için belirlenen koşullu ortalama ve koşullu varyans modellerinin parametreleri tahmin edildikten sonra 250 gözlemden oluşan örneklem dışı döneme ilişkin değişen varyans hesaplanmıştır. Bu değerlerden hareketle Varyans-Kovaryans yöntemi ile normal ve GED dağılımı varsayımı altında %99 güven düzeyinde 1 günlük VaR öngörülerinde bulunulmuştur. Öngörülen VaR değerlerinin doğruluğunu ve modellerin performansını test etmek amacıyla Kupiec (1995) ve Christoffersen (1998) geriye dönük testleri kullanılmıştır.

Elde edilen bulgular, %99 güven düzeyinde bakır serilerinde kalın kuyruğu dikkate alan GED dağılımlarının VaR değerini olduğundan daha yüksek tahmin etme eğiliminde olduğunu göstermektedir. Bu durum gerçekleşen aşım sayısı ve oranlarının belirlenen güven düzeyinde beklenen oranların altında kalmasıyla açıklanabilir. %99 güven düzeyinde geriye dönük test

sonuçlarına göre bakır serilerinde normal dağılım, alüminyum serilerinde ise her iki dağılımda doğru öngörülerde bulunmaktadır. Bu bağlamda GED dağılımı bakır serilerinde görülen kalın kuyruk özelliğini yakalamada başarılı olmazken, alüminyum serilerinde başarılı olmaktadır. Ayrıca bakır serilerinde GED dağılımına ilişkin modellerde yatırımcı daha yüksek piyasa riskine maruz kaldığı için gereksinim duyacağı sermaye miktarı da daha yüksek olmaktadır. İlave olarak bakır ve alüminyum serilerine ilişkin volatilitenin modellenmesinde asimetrik etkiyi dikkate alan modellerin kullanılması ve bu modellerin performansının yeterli olması endüstriyel metal piyasasında olumlu ve olumsuz haberlerin volatilité üzerinde aynı etkiye sahip olmadığını göstermektedir. Bakır getiri serilerine ilişkin volatilité üzerinde, olumsuz haberler olumlu haberlere göre daha etkili olurken; alüminyum serilerinde olumlu haberler olumsuz haberlere göre daha etkili olmaktadır. Ayrıca bakır ve alüminyum piyasasında geçmiş dönemde yaşanan şokların cari dönemde etkisinin hemen ortadan kalkmadığı belirlenmiştir.

Bu çalışma endüstriyel metallere yatırım yapan yatırımcıların maruz kaldıkları piyasa riskini hesaplarken göz önünde bulundurmaları gereken hususlara dikkat çekmektedir. Elde edilen sonuçlar yatırımcılar açısından riskin ölçülmesine ilişkin önemli bilgiler içermektedir. Çalışma bakır ve alüminyum piyasasında farklı dağılıma dayanan varsayımların ve volatilitenin hesaplanmasında seçilen modelin öngörülen piyasa riski üzerindeki etkisini göstermektedir. Böylece yatırımcıların piyasa riski nedeniyle sermaye gereksinimlerinin belirlenmesine olanak sağlanmaktadır. Bunun yanı sıra çalışmada asimetrik etkiyi dikkate alan modeller kullanılarak olumlu ve olumsuz haberlerin bakır ve alüminyum fiyatları üzerindeki etkileri de belirlenmeye çalışılmıştır. Buradan hareketle yatırımcı piyasaya ulaşan haberlerin volatilité üzerinde yaratacağı etkinin gücünü tahmin ederek, piyasaya yatırım yapacağı uygun zamana karar verebilecektir.

## KAYNAKÇA

- Akan, B., Oktay, A. ve Tüzün, Y. (2003), "Parametrik Riske Maruz Değer Yöntemi ve Türkiye Uygulaması", *Bankacılar Dergisi*, 14(45), 29-40.
- Aksoy, G. ve Olgun, O. (2009), "Optimal Hedge Oranı Tahminlemesi Üzerine Amprik Bir Çalışma: VOB Örneği", *İktisat, İşletme ve Finans Dergisi*, 24(274), 33-53.
- Asteriou, D. ve Hall, S. (2007), "Applied Econometrics", New York: Palgrave Macmillan.
- Bollerslev, T. (1986), "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity", *Journal of Econometrics*, 31, 307-327.
- Carter, R., William E. & Guay C. (2010), "Principles of Econometrics", Danvers: John Wiley & Sons.
- Cheng, W. H., Su, J. B., & Tzou, Y. P. (2009), "Value-at-Risk Forecasts in Gold Market Under Oil Shocks", *Middle Eastern Finance and Economics*, 4, 48-64.
- Cheng, W. H. ve Hung, J. C. (2011), "Skewness and Leptokurtosis in GARCH-typed VaR Estimation of Petroleum and Metal Asset Returns. *Journal of Empirical Finance*", 18, 160-173.
- Christoffersen, P.F. (1998), "Evaluating Interval Forecasts", *International Economic Review*, 39, 841-862.
- Çifter, A., Özün, A., Yılmaz, S. (2007), "Beklenen Kuyruk Kaybı ve Genelleştirilmiş Pareto Dağılımı ile Riske Maruz Değer Öngörüsü: Faiz Oranları Üzerine Bir Uygulama", *Bankacılar Dergisi*, 60, 1-16.
- Enders, W. (2009), "Applied Econometric Times Series", New Jersey: John Wiley & Sons
- Engle, R., Lilien, D. M. ve Robins R. P. (1987), "Estimating time varying risk premia in the term structure: The ARCH-M model", *Econometrica*, 55, 391-407.

- 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.
- Füss, R., Adams Z., & Kaiser, D. G. (2008), "The Predictive Power of Value-At-Risk Models in Commodity Futures Markets", *Journal of Asset Management*, 11, 261– 285 .
- Giot, P. ve Laurent, S. (2003), "Market Risk in Commodity Markets: A VaR Approach" ,*Energy Economics*, 25, 435-457.
- Glosten, L. R., Jaganathan, R. ve Runkle, D. E. (1993), "On The Relation Between The Expected Value and The Volatility of The Nominal Excess Return on Stocks", *Journal of Finance*, 48(5), 1779-1801.
- Hammoudeha, S., Malikb, F., & McAleerc, M. (2011), "Risk Management of Precious Metals", *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 51(4), 435–441.
- Hill, R. C., Griffiths, W. E. ve Lim, G. C. (2010), "Principles of Econometrics", John Wiley & Sons .
- Hung, J. C., Lee, M. C. Ve Liu, H. C. (2008), "Estimation of Value-at-Risk for Energy Commodities via Fat-Tailed Garch Model", *Energy Economics*, 30, 1173-1191.
- International Copper Study Group (2012), "The World Copper Factbook", <http://www.icsg.org/> (Erişim tarihi: 16.06.2013).
- İstanbul Demir ve Demir Dışı Metaller İhracatçılar Birliği (2012), "2012 Çalışma Raporu", <http://www.immib.org.tr/files/iddmibcalismaraporu/iddmibcalismaraporu2012.pdf> (Erişim tarihi: 20.03.2013).
- Korkmaz, T. ve Bostancı, A. (2011), "RMD Hesaplamalarında Volatilite Tahminleme Modellerinin Karşılaştırılması ve Basel II Yaklaşımına Göre Geriye Dönük Test Edilmesi: İMKB 100 Endeksi Uygulaması", *Business and Economics Research Journal*, 2 (3), 1-17.
- Kupiec, P. (1995), "Techniques for Verifying The Accuracy of Risk Management Models", *Journal of Derivatives*, 3, 73–84.
- Nelson, D. B. (1991), "Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach", *Econometrica*, 59, 347-70.
- Sadeghi, M. ve Shavvalpour, S. (2006), "Energy Risk Management and Value at Risk Modeling. Energy Policy", 34, 3367–3373.
- Sadorsky, P. (2006), "Modeling and Forecasting Petroleum Futures Volatility", *Energy Economics*, 28, 467–488.
- Wang, Y. ve Wu, C. (2012), "Forecasting Energy Market Volatility Using Garch Models: Can Multivariate Models Beat Univariate Models?", *Energy Economics*, 34(6), 2167–2181.
- Zakoian, J.M. (1994), "Threshold Heteroskedastic Models", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 18, 931-55.