

RİSK ÖLÇÜMÜNDE ALTERNATİF YAKLAŞIMLAR: RİSKE MARUZ DEĞER (VaR) ve BEKLENEN KAYIP (ES) UYGULAMALARI

Sezer Bozkuş*

ÖZET

Bu çalışma, uygulamadaki en yeni risk ölçüm tekniği olan Riske Maruz Değer (VaR), şişman kuyruk özelliğine sahip portföy verileri için kullanıldığında pozitif bir sapma göstermektedir. Yöntemin nasıl kullanıldığını açıkça göstermek için, Amerikan Doları/Euro günlük fiyatları ve ISE-100 Endeksi finansal serilerden yararlanılmıştır. Çalışmada VaR yöntemine uygun bir alternatif olarak tutarlı bir risk ölçüm aracı olarak Beklenen Kayıp (ES) ve geleneksel VaR yöntemleri tanımlanmıştır. VaR ve ES yöntemlerinin özellikleri tartışılmakta ve söz konusu yöntemler kuyruk riski (istatistiki dağılım yapısına bağlı risk), güçlü yönler ve zayıf yönlerin vurgulanması suretiyle karşılaştırılmaktadır. ES yönteminin kuyruk riski taşımaması ve VaR yöntemine göre tutarlı olması dolayısıyla daha uygulanabilir olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Anahtar Kelimeler: Riske maruz değer, beklenen kayıp, riske maruz değer, tutarlı risk ölçümü

1. Giriş

Bu çalışmada, Riske Maruz Değer (VaR-Value at Risk) Yöntemi ile Beklenen Kayıp (ES –Expected Shortfall) Yöntemi'nin karşılaştırması yapılarak finansal risk yönetimindeki uygulama önerilerine yer verilmektedir. Ayrıca, risk hesaplamaları sırasında karşılaşılan kuyruklu yapılara (tail risk) yoğunlaşarak bu durumun uygulamada ne tür sorunlar ortaya çıkabileceği üzerinde durulmaktadır.

Riske Maruz Değer (VaR) Yöntemi finansal risklerin yönetiminde standart ölçü birimi olarak uzun zamandan beri kullanılmaktadır. Bunda en büyük etken, Riske Maruz Değer (VaR) Yöntemi'nin kavramsal basitliği ve kolaylığıdır. Ancak, VaR Yöntemi çoğu araştırmacılar tarafından eleştirilerek pek çok kavramsal problemi olduğu iddia edilmektedir. Örneğin, Artzner Riske Maruz Değer (VaR) Yöntemi ile ilgili şu eksikliklerden bahsetmektedir: (i) VaR kar/zarar dağılımının sadece belirli bir yüzdesini ölçmektedir. Eğer kuyruklu bir yapı (tail risk) varsa,

* Dokuz Eylül Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, Ekonometri bölümü, ABD.

VaR yönteminde buradaki riskler gözardı edilmektedir. (ii) VaR alt katmanlara ayrıldığında uyumlu değildir. Bu nedenle de, VaR ile ilgili uyumsuzluk problemlerini hafifletmek için Beklenen Kayıp (ES-Expected Shortfall) Yöntemi önerilmektedir (Yasuhiro ve Toshinao,2002:186).

Beklenen Kayıp (ES) Yöntemi, Riske Maruz Değer (VaR) Yöntemindeki risk seviyesini aşan şartlı beklenen kayıplar olarak tanımlanmaktadır. Buna göre, tanımı gereği Beklenen Kayıp (ES) Yöntemi, VaR'ın ötesindeki kayıplarla ilgilidir. Ayrıca, Beklenen Kayıp (ES) Yöntemi alt katmanlarında uyumludur. Bu nedenle, uygulamada yöneticilerin VaR Yöntemine ilave olarak ES yöntemine yöneldikleri görülmektedir.

Bu çalışma kapsamındaki araştırmalarımız sonucunda elde edilen bulguları şu şekilde özetleyebiliriz:

(i) Rasyonel karar alarak maksimum kar beklentisini gerçekleştirmek isteyen yatırımcılar açısından VaR Yöntemi yanıltıcı sonuçlar verebilmektedir. Özellikle, risk ölçüm tekniği olarak sadece VaR'ı uygulayan yatırımcıların ters pozisyona düşmeleri durumunda, VaR seviyesini aşan pozisyonlarında beklediklerinden daha büyük kayıplarının olması muhtemeldir.

(ii) Yatırımcıların bu tür bir zararı hafifletmek için Beklenen Kayıp (ES) Yöntemi'ni kullanmaları tavsiye edilmektedir. Tanımı gereği ES, finansal kayıpların ölçümünde VaR'dan daha fazlasını dikkate almaktadır.

(iii) Bununla birlikte, ES Yöntemi'nin etkinliği tahmin yönteminin dengesine veya durağanlığına (stability) ve verimli test metodolojisinin kullanılmasına bağlıdır.

2. Riske Maruz Değer (VaR)

Belirli bir güven aralığında muhtemel maksimum zarar miktarını ölçen yöntem Riske Maruz Değer (VaR) denmektedir. İstatistiki açıdan VaR, bir örneklem üzerinde hesaplanan "portföy zarar dağılımı" olarak ifade edilmektedir (Artzner ve vd,1999). VaR yöntemini ($VaR_{\alpha}(X)$), $100(1-\alpha)\%$ güven aralığı için şöyle tanımlamaktadır(Yasuhiro ve Toshinao,2002:182;):

$$VaR_{\alpha}(X) = -\inf\{x|P[X \leq x] > \alpha\}^* \quad (1)$$

VaR hesaplama yöntemleri genel olarak üç ana grupta toplanmaktadır. Bunlar sırasıyla, parametrik metod, Monte Carlo metodu ve tarihi veriler metodudur.

Parametrik metodun özünde belirli bir dağılım varsayımı yapılmaktadır. Finansal kurumlar genellikle bu amaçla *Varyans-Kovaryans* metodunu uygulamakta ve hesaplamalarında getirilerin normal dağılacığını varsaymaktadır. Normal dağılım varsayımına bağlı olarak, portföy getirisinin VaR değerini, varlık getirilerinin standart sapmalarının lineer fonksiyonu şeklinde hesaplamak mümkündür. Ancak, 1998 yılında ABD’de hedge fonları ile ilgili yaşanan “Uzun Vadeli Sermaye Yönetim Hatası- *LTCM Failure*” olarak anılan 3.625 milyar ABD dolarlık’lık finansal kayıptan sonra, bu yaklaşımın kısıtları tartışılmaya başlanmıştır (Report of the President’s Working Group,1999). Çünkü, normalite varsayımı portföyde kuyruklu yapı ve doğrusal olmayan (non-lineer) dağılım olduğunda, VaR hesaplamaları gerçek risk seviyesini tam olarak yansıtamamaktadır.

Monte Carlo metodu, portföy fiyatlama sürecinin belirli bir model izlediği varsayımına dayanarak oluşturulmuştur. Modelin uygun dizayn edilmesi halinde portföy dağılımı durağan (stable) olacaktır. Bu metodla asimptotik doğru VaR değeri hesaplanabilmektedir. Ancak, model dizaynının uygun olup olmadığını kimse tam olarak garanti edemez. Ayrıca, Monte Carlo metodunu uygulamak için kullanılan durağan verileri elde etmek için, uzun ve zahmetli bir tahminleme sürecine gereksinim vardır.

Tarihi veriler metodunda ise, tarihi verilerden faydalanarak deneysel dağılım oluşturulur ve buna bağlı olarak VaR tahminlemesi yapılır. Tarihi verilerin örnekleminin özdeş olduğu ve bağımsız (*IID*^{*}) dağılıma sahip olduğu düşünülmektedir. Tarihi veriler metodunu uygulamak için bunun dışında herhangi bir varsayımına gerek yoktur. Kısaca, bu metod model riski içermez ve hesaplaması

* X : belirli bir portföy için kar-zarar değeri, $\inf\{x|A\}$: A olayının x alt limiti, $\inf\{x|P[X \leq x] > \alpha\}$: kar-zarar dağılımının 100α alt limitindeki değeridir. Zararlar (-) ile ifade edildiğinden, VAR değeri (-) ile çarpılarak yazılmaktadır.

* *IID*-independently identically distributed

oldukça basittir. Bu nedenle, başlangıçta kullanıcıların çoğunluğu tarafından tarihi verilere dayanan simülasyonlarla VaR hesaplaması yapılmaktadır.

Tarihi veriler metodunda en temel konu örneklem büyüklüğüdür. Her ne kadar örneklemin özdeş ve bağımsız (IID) dağılıma sahip olduğu varsayılsa da, örneklem adedi küçük olduğunda hesaplanan VaR değeri istatistiki açıdan yeterli tatmini sağlayamayacaktır. Bu kısıtı çözmek için, Sheater ve Maron, örneklem etkinliğinin önerdikleri model (*L-Estimator*¹) ile iyileştigini göstermişlerdir (Sheater ve Maron,1990) Ayrıca, Mausser (2001) *Harrell-Davis estimator*² yöntemini kullandığı çalışmasında, daha güçlü tahminleme sonucunu elde ettiği marjinal VaR hesaplamasını önermektedir.

VaR hesaplama yöntemi, şişman kuyruklu dağılımlarda tutarsız (non-coherent) risk ölçüm sonuçları verdiğinden genellikle eleştirilmektedir., risk ölçümündeki tutarlılığı tanımlarken dört temel kavrama dayanılmaktadır(Artzner ve vd, 1999). Bunlar sırasıyla, serinin zamana göre değişmeyen ortalama ve varyansı (monoton), alt katmanlara ayrılması, pozitif homojenlik ve sapmasızlıktır³. Yapılan analizlerde genellikle VaR yönteminin alt katmanlarına ayrılma koşulunu sağlayamadığı gözlenmektedir.

VaR'ın bu eksikliğini gidermeye yönelik son zamanlarda çeşitli araştırma ve analizlerin yapıldığı görülmektedir. Bu kapsamda, şişman kuyruklu portföy dağılımlarına yönelik bazı öneriler geliştirilmiştir. Örneğin, Pant ve Chang (2001) ve Heikkinen ve Kanto (2002) finansal piyasalarda portföy risk ölçümünde *t*-dağılımının kullanılabilceğini belirtmektedir. *t*-dağılımı görüntü olarak şişman kuyruk modelindeki dağılımına benzediğinden, gerçek piyasa verilerini normal

¹ *L-estimator*: linear combination of order statistics

² *Harrell-Davis estimator*: Harrell ve Davis tarafından 1982 yılında geliştirilmiş olup, L-estimator'un bir versiyonu olarak bilinmektedir (Harrell ve Davis, 1982). Sheater ve Marron (1990)'a göre, tarihi veriler metodunun uygulamasında uygun hesaplama sağladığı belirtilmektedir.

³ $\rho : V \rightarrow \mathfrak{R}$ ve \mathfrak{R} risk ölçüm değeri olsun. Buna göre;

1. monotonluk: $X \in V, X \geq 0 \Rightarrow \rho(X) \leq 0$
2. alt katmanlara ayrılması
(subadditive): $X, Y, X + Y \in V \Rightarrow \rho(X + Y) \leq \rho(X) + \rho(Y)$
3. pozitif homojenlik: $X \in V, h > 0, hX \in V \Rightarrow \rho(hX) = h\rho(X)$
4. sapmasızlık: $X \in V, a \in \mathfrak{R} \Rightarrow \rho(X + a) = \rho(X) - a$

dağılıma göre daha iyi açıklayabileceği düşünülmektedir. Bu görüşü, Platen ve Stahl global piyasalardaki menkul kıymet getirileri üzerinde test etmiş ve istatistiki verilere dayanarak portföy getirilerinin dağılımının *t*-dağılımına yakınsadığı sonucuna ulaşmışlardır (Platen ve Stahl,2003).

3. Beklenen Kayıp (ES)

Beklenen Kayıp (ES) Yöntemi, Artzner (1997) tarafından “koşullu VaR”, “kuyruklu VaR” veya “ortalamayı aşan kayıp” şeklinde ifade edilmekte olup, VaR’ın yapısındaki zayıflıkları hafifletmek için önerilmektedir.

Beklenen Kayıp (ES), VaR dağılımını aşan durumlarda portföydeki koşullu kayıp beklentisini ölçmek için kullanılmaktadır. Literatürde ES risk ölçüm hesaplamasına benzer matematiksel ifadeler ilk olarak çalışmasında görülmektedir (Fishburn,1977). Buna göre, Denklem 1’deki VaR tanımından yola çıkarak, ES tanımını aşağıdaki gibi ifade etmek mümkündür:

$$ES_{\alpha}(X) = E[-X | -X \geq VaR_{\alpha}(X)]^4 \quad (2)$$

Rockafeller ve Uryasev Beklenen Kayıp (ES) yönteminin portföy optimizasyonunu sağlamada VaR yönteminden daha başarılı olduğu sonucuna ulaşmışlardır(Rockafeller ve Uryasev,2000). Bu sonucun nedeni, ES’nin konveks (dış bükey) olmasına rağmen, VaR’ın konveks olmamasına bağlanmaktadır.

ES’nin etkin risk ölçümlemesi yapabilmesi için verilerin durağanlığı önem taşımaktadır. Ayrıca, uygun backtesting metodunun seçimi de, ES etkinliğini belirleyen faktörlerden biridir. ES hesaplamasında ihtiyaç duyulan koşulları sağlamak kolay değildir. Bu nedenle, uygulamada VaR ile risk ölçümü daha pratik olduğundan, geniş kitlelerce eksiklikleri bilinmesine rağmen hala tercih edilmektedir.

Genellikle tek bir risk ölçüm metodu tek başına tüm yönleriyle risk analizi yapmaya yetmeyebilir. Bu nedenle, risk yöneticilerinin pratikte tek bir yöntemle bağımlı kalmaksızın uygun metodları kullanması ve risk ölçümünde gözden kaçabilecek halleri iyi yorumlaması beklenmektedir.

Risk yöneticilerinin dikkat etmesi gereken konuları baz alarak, ES ile VaR’ın karşılaştırması Tablo-1’de özetlenmiştir:

Tablo-1: VaR – ES için Zayıf ve Güçlü Yönlerin Karşılaştırması

⁴ $E[-X|B]$: B olayı altında , -X için şartlı beklenen değerdir.

	VaR	ES
Güçlü Yönleri	<ul style="list-style-type: none">Doğrudan kurumun kendi temerrüt (default) olasılığı ile ilişkilidir.Backtesting uygulamak kolaydır.Risk ölçüm tekniği olarak yaygın kullanılmakta olup, software ve sistem desteğiyle altyapısı mevcuttur.	<ul style="list-style-type: none">VaR'ı aşan seviyedeki kayıplarla ilgilidir.Yatırımcıları ters pozisyona düşürme olasılığı daha düşüktür.Alt katmanlarına ayrılabilir (subadditive).Portföy optimizasyonunda kolaylıkla kullanılmaktadır.
Zayıf Yönleri	<ul style="list-style-type: none">Şişman kuyruklu dağılımlarda kayıpları ölçmede yetersizdir.Yatırımcıları manipülatif işlemler yaşandığından ters pozisyona düşürme olasılığı vardır.Alt katmanlarına ayrılabilir (not subadditive).Portföy optimizasyonunda kullanılması zordur.	<ul style="list-style-type: none">Doğrudan kurumun kendi temerrüt (default) olasılığı ile ilişkili değildir.Etkin backtesting uygulamasına elverişli değildir.Durağan veri tahminlemesini sağlamak her zaman kolay değildir.ES ölçümü için yeterli sistem desteği ve altyapı henüz mevcut değildir.

Buna göre, Risk Yöneticilerinin VaR risk ölçüm metodunu kullanmaları halinde hesaplama kriterlerine özen göstermeleri ve çok yönlü analiz yapmaları tavsiye edilmektedir.

4. Uygulama

Çalışmada kullanılan yöntemler finansal ekonometri ile ilgili literatürde son on yıl içinde gelişim göstermiştir. Genel olarak finansal zaman serilerini ele alan gerek teorik gerekse ampirik çalışmalar oynaklığı ve zaman içinde değişen varyansı dikkate alan çalışmalardır. Bu açıdan söz konusu yöntemlerin ayrıca açıklanması konun anlaşılması açısından önemlidir.

4.1. Yöntem ve Model

Bu ampirik çalışmanın amacı, VaR ile ES yöntemlerinin karşılaştırmasını yaparak risk yöneticilerini ve yatırımcıları kullanılan risk ölçüm tekniğinin etkinliği konusunda bilgilendirmektir.

Risk yöneticileri için portföylerinin maruz kaldığı riskleri hesaplarken kullandıkları yöntemin uygunluğu oldukça önemlidir. Yukarıda açıklandığı gibi, VaR'ın uygulanabileceği veri seti ile ES'nin uygulanabileceği veri setinin dağılımları farklıdır. Bu nedenle, risk ölçümüne ilk olarak verilerin tanımlayıcı istatistiklerine bakarak başlamak gerekir. Özellikle, verilerin normal dağılıp dağılmadığı incelenmelidir. Eğer veriler normal dağılıma sahipse, VaR ve ES ile hesaplanan risk ölçüm sonuçları aynı çıkacaktır. Ancak, dağılımın normalden farklı

olması halinde, VaR ile yapılan risk ölçümü risk yöneticileri ve yatırımcılar açısından yanıltıcı sonuçlar verebilir.

Normal dağılım birçok deneysel çalışma tarafından genellikle reddedilmesine rağmen, finansal uygulayıcılar tarafından en çok tercih edilen dağılımdır. Normal dağılım simetrik olduğundan, bu standart modeller ile finansal krizlerin açıklanması mümkün değildir. Shephard (1996) çalışmalarında finansal mal veya portföy getirilerinin genellikle belirli bir asimetrik eğilim gösterdiğini, finansal zaman serilerinin $x \rightarrow \mp\infty$ 'a yaklaşması halinde, normal dağılımın daha kalın kuyruklu bir dağılım ile yer değiştirdiğini vurgulamaktadır. Bu durum, finansal piyasaların olumsuz bilgiye farklı pozitif reaksiyon göstermesi ile açıklanabilir.

Bollerslev (1986), ARCH modeline bir alternatif olmaktan çok, modelin eksikliklerini gidermeyi amaçlayan “Genelleştirilmiş ARCH (GARCH) modelini önermektedir. GARCH modeli, hem daha fazla geçmiş bilgiye dayanan, hem de daha esnek bir gecikme yapısına sahiptir ve ARCH (p) sürecinde koşullu varyans, sadece geçmiş örneklem varyanslarının doğrusal bir fonksiyonu iken, GARCH (p,q) sürecinde, koşullu varyansın gecikmeli değerleri de modele dahil edilmektedir. Bir GARCH (p,q) süreci aşağıdaki şekilde ifade edilebilir:

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

(3) no’lu denklemde, belirtilen gerekli koşullar sağlanmalıdır:

$$p > 0, \quad q \geq 0$$

$$\alpha_0 > 0, \quad \alpha_i \geq 0, \quad i = 1, \dots, p$$

$$\beta_j \geq 0, \quad j = 1, \dots, q$$

$\alpha_1 + \beta_1 < 1$ (GARCH (1,1) sürecinin durağanlığının sağlanması için)

ARCH ve GARCH modellerinde varyansın etkisinin simetrik olduğu varsayılmaktadır. Bunun anlamı, pozitif ve negatif şokların oynaklığa etkisi aynıdır. Bununla birlikte, finansal piyasalarda genel olarak pozitif şoklara (iyi haber) göre negatif şokların (kötü haber) oynaklığı daha fazla artırdığı sık sık gözlenmektedir. GARCH modelinin türevlerinden biri olan APARCH

modelinde ise, pozitif ve negatif şokların oynaklık üzerindeki etkisi ayrıştırılabilmektedir.

Ding, Granger ve Engle (1993) ile Giot ve Laurant (2001), asimetrik dağılımla karşılaştığında APARCH* modelini kullanarak risk ölçümü yapılmasını önermektedirler. Böylece yaptıkları analizlerde çarpık dağılım ve kuyruklu yapılar için daha gerçekçi risk ölçüm sonucu elde etmişlerdir. APARCH modeli, GARCH modelinin geliştirilmesiyle (Bollerslev,1986) ortaya çıkmış olup oldukça esnek bir özelliktedir. Ding, Granger ve Engle tarafından kullanılan APARCH(1,1) modeli aşağıdaki gibi ifade edilebilir:

$$\sigma_t^\delta = \omega + \alpha_1 \left(|\varepsilon_{t-1}| - \alpha_n \varepsilon_{t-1} \right)^\delta + \beta_1 \sigma_{t-1}^\delta \quad (4)$$

$\omega, \alpha_1, \alpha_n, \beta_1, \delta$ parametreleri tahmin edilir. Parametre $\delta (\delta > 0)$, σ_t parametresinin *Box-Cox transformasyonu* olarak bilinmektedir. $\alpha_n (-1 < \alpha_n < 1)$ parametresi kaldıraç etkisini (*leverage effect*) ifade eder. Bunun anlamı ise, α_n pozitif (negatif) bir değer aldığı anda, geçmişteki negatif (pozitif) şoklar serinin bugünkü şartlı varyansı üzerinde geçmişteki aynı büyüklükteki pozitif (negatif) şoklara nazaran daha derin bir etkiye neden olur* (Ding, Granger ve Engle,1993).

4.2. Veriler ve Bulgular

Bu çalışmada, Reuters ekranından alınan 30.12.2005 tarihinde gerçekleşen USD/Euro paritesinin anlık fiyat verileri ile İMKB-100 Endeksinin Ocak1997-Aralık2005 dönemindeki aylık getirileri kullanılmıştır. Bu serilerin logaritmaları alındıktan sonra birinci farklarının modellenmesi yapılmıştır.

VaR ve ES hesaplamak için piyasada çeşitli software programları bulunmaktadır. Örneğin, CVaR Expert, PCGive ve RiskMetrics bunlardan en yaygın olanlarıdır. Bu çalışmada USD/Euro anlık fiyatları ile İMKB-100 aylık getirilerinden oluşan veri seti, PCGive programı kullanılarak analiz edilmiştir. Buna göre elde edilen bulgular aşağıda özetlenmiştir.

USD/Euro paritesinin 30.12.2005 tarihli anlık fiyat verilerinin logaritması ve fark denklemleri (Dlpar) hesaplanmıştır. USD/Euro paritesinin (Dlpar)

* Asymmetric Power ARCH-(APARCH)

* Eğer $\alpha_n = 0$ ve $\delta = 2$ olduğunda, GARCH(1,1) modelini elde ederiz.

tanımlayıcı istatistik değerleri Tablo-1'deki gibidir. USD/Euro paritesi birinci fark modelinde, risk ölçütü olan “basıklık” değeri (kurtosis = 30,5), 3'ün oldukça üzerinde hesaplanmıştır*. Bu değer, dağılımın ortalamadan aşırı sivrilik gösterdiğini ve serinin leptokurtotik dağılım (şişman kuyruk) özelliğine sahip olduğunu göstermektedir. Ayrıca, serinin ortalaması etrafında dağılımının asimetri ölçüsü olan “çarpıklık” (skewness = 0,11) değerinin pozitif olması ise, dağılımın uzun sağ kuyruğa sahip olduğunu ve seriye gelen şokların yapısında bir asimetri olduğunu göstermektedir.

Özetle, seride “leptokurtotik dağılım” ve “asimetrik etki”nin bulunduğu ve bu yönüyle USD/Euro paritesinin finansal zaman serilerinin istatistiksel özelliğine uygun bir yapı gösterdiğini söylemek mümkündür. Büyük basıklık değerine sahip olan serilerin dağılımında ekstrem değerlerin olması beklenir. İşte USD/Euro paritesinin bütün bu özellikleri, Şekil-1 ve 2'deki grafiklerde de açıkça görülmektedir.

Benzer yöntemle, İMKB-100 Endeksi aylık getirilerinin logaritmasının birinci farkı alınarak model oluşturulduktan sonra, tanımlayıcı istatistikler hesaplanmıştır. İMKB-100 Endeksi birinci farkın serisinin de normal dağılmadığı görülmektedir. Şöyle ki; serinin basıklık değeri (kurtosis = 1,15) pozitif ve 3'den küçük olduğundan, serinin normal dağılıma göre daha ince bir kuyruk yapısı vardır. Bunun anlamı, serideki gözlemlerin çoğunluğu ortalama civarında kümelenmiştir ve ekstrem değerlerin gözlenme olasılığı düşüktür. Serinin asimetri ölçüsü olan çarpıklık değerinin (skewness = 0,11) pozitif olması ise, dağılımın uzun sağ kuyruğa sahip olduğunu ifade etmektedir. Tablo 1'deki tanımlayıcı istatistikler ve Şekil 4 ve 5'deki grafikte açıkça görülmektedir.

Eğer, normal dağılıma sahip olmayan bu iki veri setine ES yerine VaR metodu uygulanarak risk ölçümü yapılırsa, Şekil 1-4'de görülen kuyruklu alana düşen riskleri hesaba katmama durumu sözkonusu olacaktır. Bu da yanıltıcı tahmin yapmaya ve dolayısıyla, yanlış portföy yönetim stratejisine ve beraberinde öngörülmeven finansal kayıplara neden olabilecektir.

*“Basıklık”, ortalama etrafında dördüncü momentin, ortalama etrafında ikinci momentin karesine bölünmesidir (Westerfield, 1977);

$$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})^4 / \left[\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})^2 \right]^2$$

İkinci aşama olarak, normal olmadığı anlaşılan her iki seri için de risk ölçümünde ES yönteminin kullanılması uygun görünmektedir. Buna göre, her iki seri için hesaplanan APARCH(1,1) değerleri Tablo-2’de sırasıyla belirtilmektedir.

Hem USD/Euro paritesi, hem de İMKB-100 Endeksi için, serilerin ARCH ve GARCH değerleri toplamı birden küçük olduğundan $(\alpha_1 E(|z| - \alpha_n z)^\delta + \beta_1 < 1)$, seri durağandır diyebiliriz.

Ayrıca (USD/Euro paritesi = 0,71 ve İMKB-100 Endeksi = 0,97) olarak hesaplanan β değerleri, her iki seride de güçlü hafıza etkisinin (strong memory effect) olduğunu göstermektedir. α değeri, USD/Euro Paritesi için negatif çıkmasına rağmen, İMKB-100 Endeksinde pozitif hesaplanmıştır. Buna göre, pozitif (negatif) ve istatistiki olarak anlamlı α değeri, negatif (pozitif) şoklar karşısında daha belirgin kaldıraç etkisi olduğu anlamına gelmektedir. Finansal piyasalardaki kötü haberlerden (negatif) İMKB-100 Endeksi getirilerinin iyi haberlere nazaran daha fazla etkilendiğini söyleyebiliriz. Ancak, USD/Euro Paritesi fiyatları üzerindeki kötü haberlerin (negatif) etkisinin ise, tam tersi yönde olduğu gözlenmektedir.

APARCH (δ) değeri USD/Euro Paritesinde 2 olarak hesaplanırken, İMKB-100 Endeksi için 2’den oldukça büyük bir değer olarak hesaplanmıştır. Bunun anlamı, USD/Euro Paritesi serisinde şartlı varyans etkisi görülmezken, İMKB-100 Endeksi getirilerinin şartlı varyans etkisinde olduğu belirlenmiştir. Bu durum Şekil 3 ve 6’deki grafiklerde açıkça görülmektedir.

Çalışmadan elde edilen bulgulara göre, risk yöneticileri verilerin dağılımını ve tanımlayıcı istatistiklerini dikkatli inceledikten sonra uygun risk ölçüm metodunu tercih etmeleri önerilmektedir. Aksi takdirde, öngörmedikleri risklere maruz kalarak ters pozisyona düşmeleri söz konusu olabilecektir.

5. Sonuç

Herşeye rağmen, finansal piyasalarda VaR ile risk ölçümü yaygın bir şekilde kullanılmaya devam etmektedir. Risk yöneticilerinin VaR ve ES’nin zayıf ve güçlü yönlerini bilerek uygun risk ölçme metoduna yoğunlaşmaları halinde daha istikrarlı tahminler elde edebileceklerdir. Özellikle şişman kuyruklu (fat tail) portföy dağılım yapılarından kaynaklanabilecek sorunları doğru anlamak ve ölçmek gerekir.

VaR'ı aşan seviyedeki finansal kayıpları tahminlemek için stres testlerinden faydalanmak mümkündür. Böylece, farklı risk limitleri altında muhtemel en kötü senaryolar simüle edilerek etkin risk ölçümü sağlanabilir. Uygulamada risk yöneticilerinin sadece tek bir risk ölçüm tekniğine bağımlı kalmadıkları gözlenmektedir. Özellikle, BIS Komitesi'nin (2000) Global Finansal Sistem için önerdiği finansal kurumlarda stres testi uygulamaları raporu bu konunun uluslararası boyuttaki yaygın kullanım alanlarını ve faydalarını açıklamaktadır.

Durağan olmayan ve volatilitenin fazla olduğu gelişmekte olan piyasa ekonomilerinde VaR yöntemine dayalı risk hesaplamalarının yetersiz kalabileceği çalışmamızın bulgularında da açıkça görülmektedir. Bu nedenle, risk ölçümünde ters pozisyona düşmemek için risk yöneticilerinin ve yatırımcıların daha hassas hesaplamalar yapması ve uygun metodu kullanması önerilmektedir. Doğru metodun belirlenmesinde veri setinin nasıl dağıldığına dikkat etmek gerekmektedir.

Risk yöneticilerinin portföylerinin maruz kaldığı riskleri ölçmekte kullanabileceği istatistiki teknikler çeşitli olmakla birlikte, hiç birisi tek başına problemsiz ve yeterli değildir. Önümüzdeki dönemde yapılacak araştırmalarla mevcut yöntemlerin eksikliğini giderecek yeni modellerin geliştirilmesini umuyoruz.

Abstract

This article shows that Value-at-Risk (VaR), the most popular risk measure in practice, has a considerable positive bias when used for a portfolio with fat-tail distribution. Numerical examples, i.e. USD/Euro daily prices and ISE-100 Index monthly returns, are given to demonstrate the use of our method. In the search for a suitable alternative to VaR, Expected Shortfall (ES) or conditional VaR has been characterized as the coherent risk measure to dominate VaR. We discuss properties of VaR and ES and compare them in terms of consistency with elimination of tail risk, strengths and weaknesses. We conclude that ES is more applicable than VaR since ES is free of tail risk and consistent under more lenient conditions than VaR is.

Key words: Value-at-Risk, Expected Shortfall, tail risk, coherent risk measure

KAYNAKÇA

- ACERBI, Carlo ve Dirk TASCHE, “On the coherence of expected shortfall”, *Journal of Banking ve Finance*, 26, 2002, <http://www-m4.ma.tum.de/pers/tasche/shortfall.pdf>.
- AKSEL, K. H. (2001), “Riske Maruz Değerin Özellikleri”, *Active Dergisi*, Mart - Nisan, 15, http://www.makalem.com/Search/ArticleDetails.asp?bWhere=true&nARTICLE_id=426.
- ARTZNER, P., F. DELBAEN, J. M. EBER ve D. HEATH (1999), “Coherent Measures of Risk,” *Mathematical Finance*, 9 (3), 203–228, <http://www.math.ethz.ch/~delbaen/ftp/preprints/CoherentMF.pdf>.
- BECKER, R., W. ENDERS ve S. HURN, “A General Test For Time-dependence in Parameters”, The University of Alabama, *Working Paper*, (01/02/05).
- BOLLERSLEV, T. (1986), “Generalized autoregressive conditional heteroscedasticity”, *Journal of Econometrics*, 307–327.
- COURVOISIER, N. ve R. SCHRANER (2005), “Composition Of Fund Of Hedge Funds: A Mean Cvar Allocation With An Option Based Constraint”, *Master Thesis, University of Lausanne directed by Prof Neftci*.
- DING, Z., C.W.J. GRANGER ve R. F. ENGLE (1993), “A Long Memory Property Of Stock Market Returns and A New Model”, *Journal of Empirical Finance*, 1, 83-106.
- FERMANIAN, J. ve O. SCAILLET (2005), “Sensitivity Analysis of VaR and Expected Shortfall For Portfolios Under Netting Agreements”, *Journal of Banking ve Finance*, 927-958.
- FINGER, C.C. (2005), “What is The Worst That Could Happen?”, *RiskMetrics, Research Monthly*, March, <http://www.gloriamundi.org/picsresources/cfwtw.pdf>.
- FISHBURN, P. C. (1977), "Mean-Risk Analysis with Risk Associated with Below-Target Returns" *American Economic Review*, 67: 116-126.
- FREY, R. ve J. A. MCNEIL (2002), “VaR and expected shortfall in portfolios of dependent credit risks: conceptual and practical insights”, *Journal of Banking ve Finance*, 26, 1317-1334.

- GIOT, P., ve S. LAURENT (2001), "Value-At-Risk For Long And Short Positions", *Journal of Applied Econometrics*, 18(6), 641 – 663.
- GUIDOLIN, M. ve T. ALLAN (2005), "Term Structure Of Risk Under Alternative Econometric Specifications", *Journal of Econometrics*, <http://research.stlouisfed.org/wp/2005/2005-001.pdf>.
- HARRELL, E. F. ve C. E. DAVIS (1982), "A New Distribution-Free Quantile Estimator", *Biometrika*, 69(3), 635-640.
- HEIKKINEN, V. P., ve KANTO, A. (2002), "Value-at-Risk estimation Using Non-Integer Degree of Freedom of Student's Distribution, *Journal of Risk*, 4 (4), 77-84, <http://www.imes.boj.or.jp/english/publication/mes/2002/me20-3-6.pdf> .
- INUİ K. ve M. KİJİMA, (2005), "On the Significance of Expected Shortfall As A Coherent Risk Measure", *Journal of Banking ve Finance*, 853-864 *Journal of Risk*, 2(3), 21-41.
- KİTONA, A., INUİ K. ve KİJİMA M., (2003), "VaR is Subject To A Significant Positive Bias", *Statistics ve Stability Letters*, Dec 5, 1-14.
- Long-Term Capital Management and the Report of the President's Working Group on Financial Markets, October 6, 1999.
- NOYAK, S. Y. ve BEİRLANT J., (2006), "The magnitude of a market crash can be predicted", *Journal of Banking ve Finance*, 30(2), 453-462.
- ÖNALAN, Ö., *Finans Mühendisliğinde Matematiksel Modelleleme*, Avcıol Basım Yayın, 2004.
- PANT, V. ve W. CHANG (2001), "An Empirical Comparison Of Methods For Incorporating Fat Tails Into Var Models". *Journal of Risk*, 3, 1-21.
- PLATEN, E., ve G. STAHL (2003), "A Structure for General and Specific Market Risk", *Computational Statistics*, 18, 355 – 373.
- ROCKAFELLER, T., ve S. URYASEV, (2000) "Optimization of Conditional Value-at-Risk", <http://www.smartquant.com/references/VaR/var20.pdf>.
- SALTOĞLU, B., "Risk Yazılım Teknolojileri", *Risiktürk Eğitim Notları*, 25 Kasım 2004.

- SHEATER, S. J. ve J. S. MARRON, (1990), “Kernel Quantile Estimator”, *Journal of American Statistical Association*, 85 (410), 410-416.
- SHEPHARD, N. G. (1996), “Statistical Aspects of ARCH and Stochastic Volatility.” In D. R. Cox, D. V. Hinkley, and O. E. Bardorff-Nielsen (eds.), *Time Series Models in Econometrics, Finance, and Other Fields*. London: Chapman and Hall. 1-67.
- SZEGÖ, G. (2005), “Measures of risk”, *European Journal of Operational Research*, 163, 5-19.
- TASCHE, D., (2002), “Expected Shortfall and beyond”, *Journal of Banking ve Finance*, 519-1533.
- TELATAR, E. ve BINAY S., (2002), “APARCH Modelling of the İMKB Index”, *Akdeniz İ.İ.B.F. Dergisi*, 3, 114-121.
- YAMAİ Y. ve T. YOSHİBA (2005), “Value at risk versus expected shortfall: a practical perspective”, *Journal of Banking ve Finance*, 29, 997-1015.
- YOSHİBA, T. ve Y. YAMAİ, (2001), “On the Validity of Value at Risk: Comparative Analysis with Expected Shortfall”, *Institute for Monetary and Economic Studies*, Discussion Paper, -E-4.
- YOSHİBA, T. ve Y. YAMAİ (2002) “Comparative Analysis of Expected Shortfall and Value at Risk”, *Institute for Monetary and Economic Studies*, 181-238.

EKLER

Tablo 1: USD/Euro ve İMKB-100 Endeksi Tanımlayıcı İstatistik Bilgileri

Değişkenler	USD/Euro Paritesi	İMKB-100 Endeksi
Gözlem Sayısı	4172	108
Ortalama	-7,69E-03	0.033771
Standart Sapma	0.00012724	0.12429
Skewness	0.11572	0.14415
Excess Kurtosis	30.564	11.579
Minimum	-0.0017704	-0.35228
Maksimum	0.0018547	0.42460
Asymptotic test: $\chi^2(2) =$	1.6239e+005 [0.0000]**	6.4070 [0.0406]*

Normality test: $\chi^2(2) =$	14854. [0.0000]**	8.2789 [0.0159]*
-------------------------------	-------------------	------------------

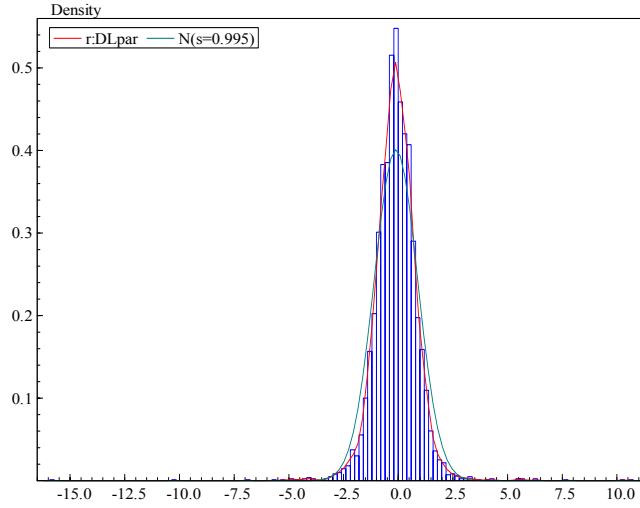
(*)İMKB 100 Endeksi için, % 95 güven aralığında istatistiki olarak anlamlılığı ifade etmektedir.

(**) USD/Euro Paritesi için, % 95 güven aralığında istatistiki olarak anlamlılığı ifade etmektedir.

Tablo 2: USD/Euro ve İMKB-100 Endeksi APARCH (1,1) Yapısı

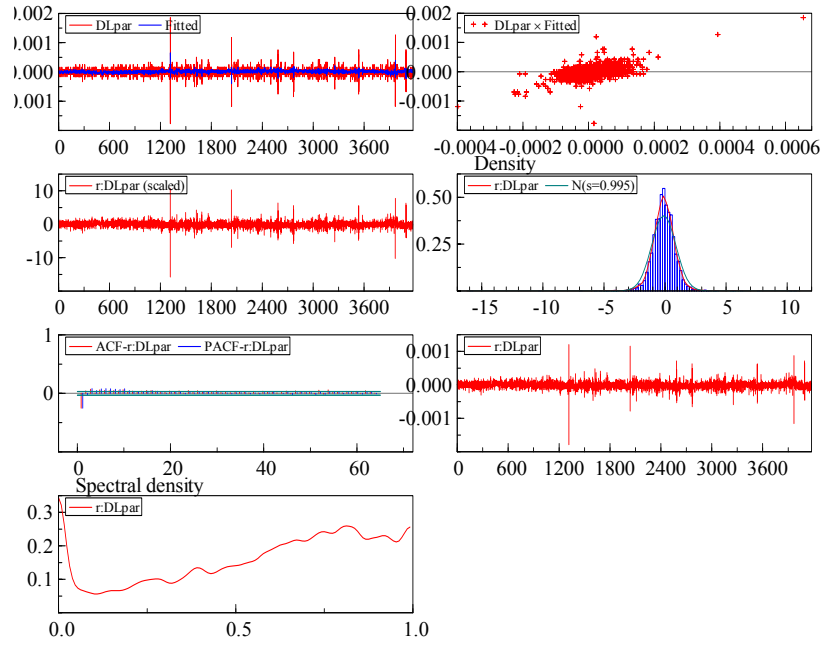
Değişkenler	USD/Euro Paritesi	İMKB-100 Endeksi
Cst(M)	-0.000001	0.042921
Cst(V)	0.024911	-0.000111
ARCH(Alpha1)	-0.058147	0.011565
GARCH(Beta1)	0.71305	0.970722
APARCH(Gamma1)	-0.021441	-0.801646
APARCH(Delta)	2.012559	2.317884
Asimetri	-0.004789	0.074847
Tail	2.00098	8.508056

Şekil 1: USD/Euro Paritesi Dağılımı

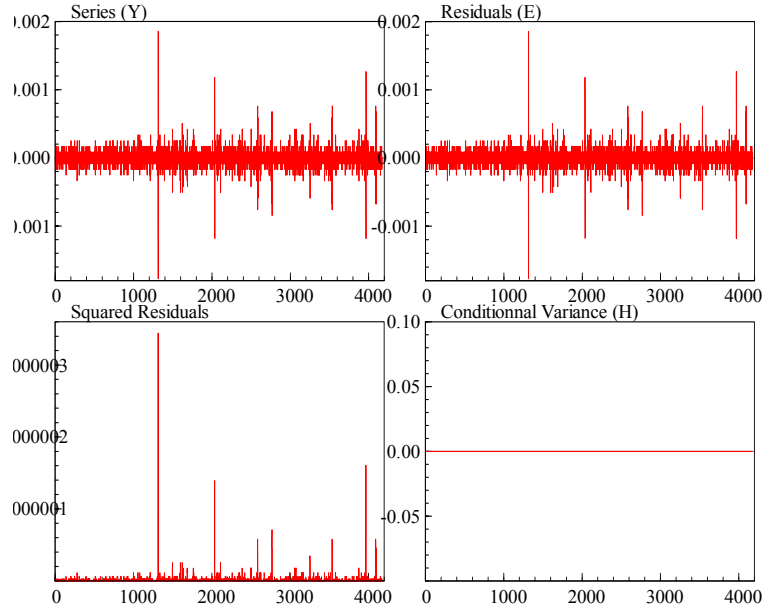


Sezer Bozkuş

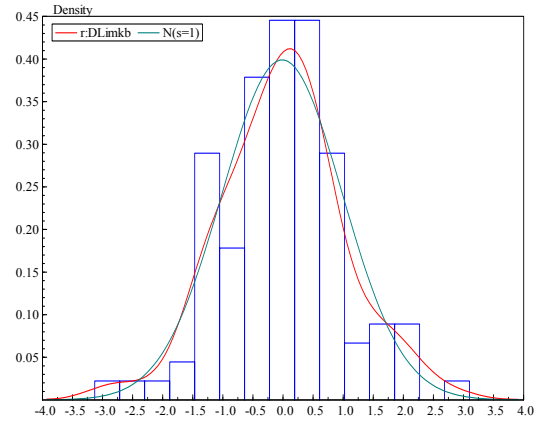
Şekil 2: USD/Euro Paritesi ve Hata Terimleri Dağılımı



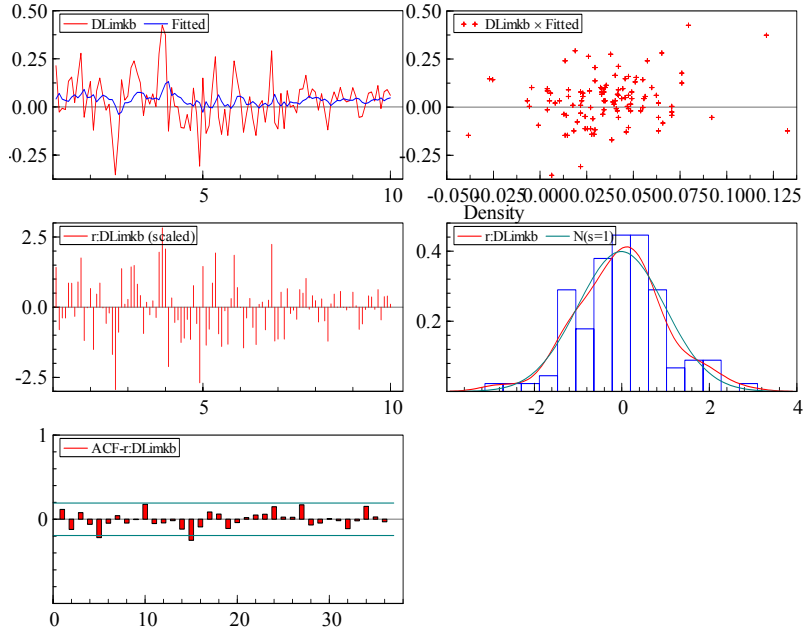
Şekil 3: USD/Euro Paritesi -Hata Terimleri ve ES Yapısı



Şekil 4: IMKB-100 Endeksi Dağılımı



Şekil 5: IMKB-100 Endeksi Getirileri ve Hata Terimleri Dağılımı



Şekil 6: IMKB-100 Endeksi Getirileri-Hata Terimleri ve ES Yapısı

