CVaR、VaR 应用在 RAROC 的比较研究

方毅 张屹山

(吉林大学商学院,长春,130012)

摘要: 本文将CVaR引入到RAROC(Risk-Adjusted Return on Capital)中,进行绩效评价。而且,将CVaR与VaR的结果进行了比较。在正态分布的情况下,CVaR与VaR的RAPM(Risk-Adjusted Performance Measure)对于绩效评价都是充分的、可靠的、有效的,且两者是等价的。但在非正态的情况下,CVaR的RAPM相对于VaR的RAPM更加充分、谨慎、可靠、有效。我们运用Bootstrap方法进行了实证研究。

关键词: CVaR; VaR; RAROC; RAPM; Bootstrap

中图分类号: F830.9

文献标识码: A

RAROC: Using CVaR and Using VaR

Fang Yi, Zhang Yishan

(Business School of Jilin University, Chang Chun, 130012)

Abstract: The paper introduces CVaR into RAROC (Risk-Adjusted Return on Capital) to evaluate performance. And it compares the results of RAROC by using CVaR and using VaR. It can learn from that, in the condition of normal distribution, both the RAPM (Risk-Adjusted Performance Measure) by using CVaR and that by using VaR are sufficient, reliant and effective, and the two measures are equivalent. But the RAPM by using CVaR is more sufficient, more conservative and more reliant than that by using VaR in the condition of abnormal distribution. What's more, we do empirical study.

Key words: CVaR; VaR; RAROC; RAPM; Bootstrap

现在主要银行和金融机构都开发 RAROC(Risk-Adjusted Return on Capital),用以评估各种业务,其核心目标是通过风险因素评估商业活动的经济回报率。在各种情形中利润和亏损的分布蕴含了深刻含义[1]。首先,预计损失可衡量预防未来损失所需准备金。至少产品定价可以为预计损失提供缓冲。其次,意外损失可以衡量支持银行和金融机构财务风险所必需的经济资本数量。这一资本被称为风险资本(Risk Capital),通常是衡量蒙受的 VaR(Value at Risk)。因为,VaR 相对于传统风险度量有其优点。第一、VaR 风险计算结果比 σ 和 β 表示的风险值更直观。VaR 提供了用货币度量风险的方法,风险管理者和交易员较容易理解,便于判断是否应调整业务,重新配置资源。而 σ 值和 β 值无法直接告诉风险管理者面临的风险究竟多大。第二、VaR 计算方法较客观。VaR 风险值是依据客观概率,避免其他风险度量中模型选择的主观性,不存在型误差。第三、利用 VaR 技术能有效控制风险,使决策者或交易单位确切了解业务的风险大小,设置 VaR 限额,以防止过度投机行为。了解这一信息后,机构便可以对业务种类做出更充分可靠的决定。每种经营活动都应提供充分的利润以补偿风险。每项投资都需要一定的风险资本,该风险资本反过来要求相应的投资回报率。这就是 RAROC 的本质。

RAROC 衡量方法的步骤是:

第一、风险衡量。该步骤要求衡量风险因素的波动率及其相关性造成的投资组合风险。

第二、资本分配。该步骤要求选择一个执行水平和风险资本水平,该指标被转换为风险 资本。如果条件允许,交易也可能会要求满足一定的监管资本要求。 第三、业绩衡量。该步骤要求为风险资本调节业绩,这里的已调整风险业绩衡量方法 RAPM(Risk-Adjusted Performance Measure)可以被认为是业务部门(包括放款)的一种 Sharpe 比率,其分子是未来的一段时期(下一年)或过去的一段时期(上一年)的调整后收入的某种度量; 分母是未预料到的损失或风险险经济资本的度量。RAPM=利润/风险资本。

可见,其中风险资本的度量是关键,它直接影响到最后结果的可靠性。而通常的 VaR 度 风险度量,存在着以下缺陷:

第一, VaR 不满足次可加性(Artzner et al. 1999), 也就是投资组合的风险不一定小于各成分的风险的和,从而不满足风险度量的属性,度量风险可能会出现问题^[2]。

第二, VaR 是一个分位数,并不一定具有连续性。可以想象,在不连续分布中,如果置信水平改变时, VaR 数值会发生很大的变动,将导致不同置信水平下,评价结果差异很大。

第三,VaR 将注意力集中在一定置信度下的分位点上(即最大的预计损失),而该分位点下面的情况则完全被忽略了。这将使这种方法不能防范某些极端事件,个别极端事件发生概率虽小,可一旦发生,将使金融机构出现灭顶之灾。

虽然存在一些缺陷,但由于 VaR 所具有的优点,它代表未来金融风险度量和管理的方向。 基于 VaR 技术的 CVaR(Conditional Value-at-Risk),作为另外一种新度量风险的方法,不仅吸收了 VaR 的直观、客观、有效等特点,还克服了 VaR 的一些缺陷。本文首先比较将 VaR、CVaR 用来 RAPM 的一些性质,然后通过中国股市的数据,应用了 Bootstrap 方法进行实证研究。

1 RAPM 的 CVaR 方法

1.1 CVaR、VaR 的 RAROC 定义

x是决策向量, $x \in X$; y是代表不确定因素的随机向量, $y \in Y$ 。对每一个x ,相应y 的 损失函数是 f(x,y) ,那么 f(x,y) 不超过阙值 ξ 的概率为:

$$\psi(x,\xi) = \int_{f(x,y) \le \xi} p(y) dy \tag{0}$$

若置信水平为 α , $\alpha \in (0,1)$, $\alpha - VaR$ 可表示为:

$$\xi^{\alpha}(x) = \min\{\xi \in R : \psi(x,\xi) \ge \alpha\}$$
 (2)

VaR 表示的是最大损失超过或等于的数值的概率为 $(1-\alpha)$ 的最小损失值。而 CVaR 定义的是最大损失值超过或等于的数值的概率为 $(1-\alpha)$ 的平均损失值, $\alpha-CVaR$ 可表示为:

$$\phi^{\alpha}(x) = (1 - \alpha)^{-1} \int_{f(x,y) \ge \mathcal{E}^{\alpha}(x)} f(x,y) p(y) dy$$
(3)

首先, VaR 不具有次可加性,而 CVaR 具有次可加性。也就是说,VaR 不能体现组合投资分散风险的特性,不是一个度量组合风险的有效指标,但 CVaR 能够体现这一特征。

其次,相对于 VaR 来说,CVaR 刻画风险更加稳定、一致。从(2)可知,VaR 是一个分位数,在一些间断的或变化较大的分布中,对于不同的 α ,VaR 可能是跳跃的,不具有连续性。同时,相对于 α ,(3)是连续函数,CVaR 具有连续性,变化较小。

最后,相对于 VaR 来说,CVaR 刻画风险更谨慎、充分。从(2)可知,VaR 是一个阙值,并不能反映概率小于 α 的损失,而这种损失大于 VaR,也就是它忽视了发生更小概率的更大损失,而这些损失可能是巨大的,VaR 的值甚至会使人们产生误解。但从(3)可得出 CVaR 正是包括 VaR 和大于 VaR 的损失的一个平均值,更加保守,也体现了更多的信息。

调整后的收入为RI,则基于 VaR 和 CVaR 的已调整风险业绩衡量指标分别为:

$$P_i^{VaR}(\alpha) = RI_i / \xi_i^{\alpha} \tag{4}$$

$$P_i^{CVaR}(\alpha) = RI_i / \phi_i^{\alpha} \tag{5}$$

1.2 正态分布下的 RAPM 绩效评价

假定,业务i的收益满足正态分布,即 $RI_i \sim N(\mu_i, \sigma_i^2)$ 。定义 $c(\alpha) = \sqrt{2}erf^{-1}(2\alpha - 1)$,

$$d(\alpha) = \left\{ \sqrt{2\pi} \exp[erf^{-1}(2\alpha - 1)]^2 (1 - \alpha) \right\}^{-1}, \quad erf(x) = \frac{2}{\sqrt{\pi}} \int_0^x e^{-t^2} dt , \quad \overline{i} = 0$$

$$\xi_i^{\alpha} = -\mu_i + c(\alpha)\sigma_i \tag{6}$$

$$\phi_i^{\alpha} = -\mu_i + d(\alpha)\sigma_i \tag{7}$$

置信区间一般不小于 95%,且 $\frac{\partial erf(x)}{\partial x} > 0$,则 $d(\alpha) > c(\alpha) > 1$, $\frac{\partial d(\alpha)}{\partial \alpha} > \frac{\partial c(\alpha)}{\partial \alpha} > 0$ 。因

为
$$P_i^{VaR}(\alpha) = \frac{1}{-1 + c(\alpha) \cdot (\sigma_i / \mu_i)}$$
 , $P_i^{CVaR}(\alpha) = \frac{1}{-1 + d(\alpha) \cdot (\sigma_i / \mu_i)}$; 所以当 $P_i^{VaR}(\alpha_1) > P_j^{VaR}(\alpha_1)$,

可得
$$P_i^{VaR}(\alpha_2) > P_i^{VaR}(\alpha_2)$$
。同理,当 $P_i^{CVaR}(\alpha_1) > P_i^{CVaR}(\alpha_1)$,有 $P_i^{CVaR}(\alpha_2) > P_i^{CVaR}(\alpha_2)$ 。不难

发现在收益正态分布下, P^{VaR} 和 P^{CVaR} 是稳定的。且由于正态分布时,随机变量的分布是对称的、平滑的,方差与 VaR、CVaR 有着明确的线性关系。同时,均满足次可加性。因此,这两种评价绩效的方法反映风险的信息是充分的、可靠的、有效的,也是等价的。

1.3 非正态分布下的绩效评价

在非正态分布情况下,风险可能存在不对称、有偏、厚尾、跳跃等。这时方差不能很好的刻画风险。同时,VaR 本身不满足次可加性、连续性,不充分性的不足就有可能暴露、甚至是完全暴露出来,从而导致 P^{VaR} 评价不可靠,甚至失效。但是 CVaR 满足次可加性、连续性和风险度量的其它属性,而且比 VaR 更加充分、谨慎。因此,在评价管理绩效时, P^{CVaR} 相对于 P^{VaR} 会更加有效,在不同的置信度下更具有一致性。

2 基金绩效评价的实证研究

本文研究的目的在于考察和比较 CVaR、VaR 进行 RAROC 评价的效果,主要是它们的稳定性和可靠性。这里采用基金绩效进行评价,不仅能够对各个基金自身进行比较还能够在不同基金之间进行比较。而且,用这种办法进行基金的评价,相对于传统的方法更直观、客观^①。考虑到计算 VaR 的置信度大多不小于 95%,所以对 95%、97.5%、99%三种概率下的结果加以

[©] 传统业绩评估大都是基于资本资产定价模型(CAPM) 建立的,使用标准方差或β值来衡量风险。首先,这些方法在基准组合(或市场组合)的选择具有较大的主观性,且选择难度较大。其次,无风险利率的确定存在不合理之处。另外,资本资产定价模型(CAPM)的有效性值得进一步的验证。无论是詹森方法还是特纳方法都是建立在该定价模型上的,但是资本资产定价模型可能并不是一个正确的定价模型,即某些资产可能需要利用其它的模型来定价。最后,当基金的收益不是对称分布的时候,用标准差衡量风险可能是危险的。

比较。对n个基金进行绩效评价,定义在不同的概率下单个基金的差别度为 $d_i = \left|k_{\alpha 1}^i - k_{\alpha 2}^i\right|$,其中 k_{α}^i 在该率为 α 时,基金i的排名,它表明了单个基金采用不同概率下的变动。当两种方法进行基金评价的结果一致时, $d_i = 0$;当发生最小的变动,即在不同的评价中出现了相邻的两个排名时,则 $d_i = 1$;当发生最大的变动时, $d_i = n - 1$ 。

所有基金的总体差别度 D 为:

$$D = \sum_{i=1}^{48} \left| k_{\alpha 1}^i - k_{\alpha 2}^i \right| \tag{8}$$

可见,D越大,基金排名的变动越大,表明这种方法评价基金绩效的主观性越大、越不稳定;D越小,基金排名的变动越小,表明这种方法评价基金绩效的主观性越小、越稳定。因此,我们可以将D作为一个比较不同方法的统计量。

实证中,可由收益率的历史值得到概率为 $(1-\alpha)$ 的最小损失值 ξ^{α} ,即 VaR 值。而 CVaR 的数值,根据 Rockafellar(1970)可由(3)将 T 个时期的损失分段处理^[3,4],离散化得到:

$$\phi^{\alpha}(x,\xi) = \xi + \left[(1-\alpha)T \right]^{-1} \sum_{x} \left[f(x,y) - \xi \right]^{+}$$
(9)

为增强实证的可信度,本文想选取的基金作为样本。购买基金是一种中长期投资,所以对基金的评价的期限相对较长,而开放基金成立的时间较短,造成可选的样本不多,所以这里以封闭基金为研究对象。

虽然封闭基金到期之前不存在因为要接受投资者的赎回而必须变现的压力,往往资产净值与己实现净收益的不一致,导致用基金净值来进行 RAPM 出现偏差。但基金净值比较容易获得、数据更客观,而且用其它的方法估计基金的在险资本也并不一定准确,另外本文的主要目的在于比较不同方法的差别,所以仍然用基金净值进行 RAPM[®]。选取 2002 年 1 月 4 日~2004 年 12 月 31 日总共 3 年的封闭基金净值进行季度(12 周)评价,包括在允许的范围内的、2002 年以前上市的所有 48 个基金[®]。数据来源于华安基金网站(www.huaan.com.cn)。

VaR、CVaR的计算一般有三种方法,即历史模拟法、方差-协方差法和蒙特卡洛法。其中,历史模拟法是一种非参数方法不用收益的分布,不存在模型风险和参数估计风险;但应用历史模拟法时,单个数据一般不少于1500个。可评价基金公司的数据太长,旧的信息影响会很大,并不能很客观的评价现实的基金表现。Bootstrap 方法在小样本情况下,可以通过重复再抽样得到性质优良的统计量,是一种不假设任何分布通过数据说话的非参数方法,非常适合于收益率分布非正态的金融市场,是近年国外研究这一领域的流行方法。由48个基金3年中的周累积净值可以得到各自156个周收益率,我们这里将这156个周收益率作为历史样本。

2.1 Bootstrap 方法

Bootstrap 既可用于数据自助,也可用于残差自助。这里要对基金绩效进行比较,考虑到

② 我国从1998年10月9日,开始在每周公布证券投资基金的周净值。

[®] 基金金泰、基金泰和、基金安信、基金汉盛、基金裕阳、基金景阳、基金兴华、基金安顺、基金金元、基金金鑫、基金安瑞、基金汉兴、基金裕元、基金景业、基金兴和、基金普润、基金金鼎、基金汉鼎、基金兴业、基金科讯、基金汉博、基金通乾、基金同德、基金开元、基金普惠、基金同益、基金景宏、基金裕隆、基金普丰、基金景博、基金裕华、基金天元、基金同盛、基金鸿飞、基金景福、基金同智、基金金盛、基金裕泽、基金天华、基金兴科、基金安久、基金隆元、基金普华、基金科汇、基金科翔、基金兴安、基金鸿阳、基金通宝。

它们收益的横向相关性是主要因素,采用数据自助的方法。Bookstaber & McDonld(1987),从 21 只股票的 500 个日收益率随机重复抽样 250000 次; 自助样本生成了 250000 个日收益率, 再将不交叠的每 250 个日收益率相乘,这样就形成了一个具有 1000 个观测值的 250 日收益率的样本,并重复这一抽样 1000 次对广义分布进行研究^[5]。B-M 方法可以保持股票间的横向相关性,同时由短期的收益生成了长期的收益;但是这种方法对于观测有 IID 的要求,而现实中收益率时间序列上存在较强相关性,这样抽样就割裂了这种关系。本文在 B-M 方法的基础上加以修改进而形成季度收益率,并且由于研究的目的不同,抽样的次数更多,具体如下:

步骤 1:由 48 个基金横向 156 个周收益率形成样本,对前 145 周收益率进行标记,每次从前 145 周收益率中随机抽出一个收益,同时将其后 11 周的收益顺次抽出,这样一次就抽出 12 周收益,将它们合成一个季度收益,这样就保持了周收益间的相关性。如此重复 1000 次,形成 1000 个季度收益的自助样本,由 Bootstrap 子样本估计基金 i 的参数 RI_i 、 ξ_i^{α} 、 ϕ_i^{α} 。

步骤 2: 重复步骤 1 共 1000 次,得到
$$\hat{RI}_i = \sum_{j=1}^{1000} \hat{RI}_{ij}$$
 、 $\hat{\xi}_i^{\alpha} = \sum_{j=1}^{1000} \hat{\xi}_{ij}^{\alpha}$ 、 $\hat{\phi}_i^{\alpha} = \sum_{j=1}^{1000} \hat{\phi}_{ij}^{\alpha}$,从而计

算 \hat{P}_{ij}^{CVaR} 、 \hat{P}_{ij}^{VaR} , 基金的排名 \hat{k}_i 和差别度 \hat{D} 。

步骤 3: 将步骤 1 和步骤 2 再重复 1000 次,进一步考察有步骤 2 得到各估计量的性质和不同方法进行基金绩效评价的稳定性。

一般的 Bootstrap 方法,只是进行步骤 1、步骤 2 的两轮抽样,考察估计量的性质,这实际上是针对步骤 1 的估计的,它并不是针对步骤 2 的估计的。例如,这里的 \hat{P}_{ij}^{CVaR} 、 \hat{P}_{ij}^{VaR} 、 \hat{k}_i 、 \hat{D} ,如果在步骤 1 就对它们进行估计,那么考察它们的性质时就只是针对步骤 1 的估计的。但它们是基于 $R\hat{I}_i$ 、 $\hat{\xi}_i^{\alpha}$ 、 $\hat{\theta}_i^{\alpha}$ 的结果的,如果用步骤 2 得到的 $R\hat{I}_i$ 、 $\hat{\xi}_i^{\alpha}$ 、 $\hat{\theta}_i^{\alpha}$ 的点估计的结果计算得到 \hat{P}_{ij}^{CVaR} 、 \hat{P}_{ij}^{VaR} 、 \hat{k}_i 、 \hat{D} ,就使得它们的估计更加充分反映总体,真正体现了用步骤 2 进行估计得到的统计量的性质。本文就是用步骤 2 得到的 $R\hat{I}_i$ 、 $\hat{\xi}_i^{\alpha}$ 、 $\hat{\theta}_i^{\alpha}$ 的点估计的结果计算得到 \hat{P}_{ij}^{CVaR} 、 \hat{P}_{ij}^{VaR} 、 \hat{k}_i 、 \hat{D} ,并讨论它们的性质,从而进行了步骤 3 的第 3 轮抽样。同时,由于进行了步骤 3,所以从原始样本抽样次数由原来的 1 百万次,增加到 10 亿次,估计的步骤也更加复杂,使得计算工作十分巨大,大大加大了软件实现的难度。

2.2 结果及其分析

Bootstrap 方法是否可靠,在于其由总体生成的样本是否形状与母体相似,从而反映其特征。这里用步骤 2 产生的 48 个基金各自的 1000 个样本与历史样本中的 156 个周收益率生成交叠的 48 个基金的各自 145 个 12 周收益样本进行 Kolmogorov-Sminov 两样本检验,P 值最小为 0.615,92.43%的 P 值大于 0.99,可见这种方法有着良好的近似特征。

对 48 个基金收益的历史数据进行 Shapiro-Wilk 正态检验,平均 P 值是 0.071,共 36 个基金的 P 值小于 0.05,也就是说 75%的基金收益在 0.05 的水平下拒绝正态分布的假设。

	VaR 方法			CVaR 方法			VaR 方法-CVaR 方法		
	99%-97. 5%	99%-95%	97. 5%-95%	99%-97.5%	99%-95%	97. 5%-95%	99%	97. 5%	95%
D	46	72	40	26	36	22	26	32	44

表 1 历史模拟法的差别度

表 1 给出了直接用历史数据计算相关参数得到在同一方法下不同概率的差别度,同时也给出了在相同概率下分别采用 VaR 和 CVaR 方法的差别度。可见,用 CVaR 方法在不同概率下的差别度小于 VaR 方法的差别度。而且,在同一概率下两种方法的评价也是有差别的,这种差别是由于 VaR 与 CVaR 的计量不同造成的;由于一般情况下 VaR 与 CVaR 之间并不存在单调关系,它们之间的差别会造成评价结果的不同。

历史数据样本容量较小,估计量可能并不可靠;而且只排名一次,不具有说服力。我们用 Bootstrap 方法,首先通过步骤 1 和步骤 2 对各统计量加以估计,评价基金的绩效。这样就能得到不同方法之间的差别度,对它们加以比较。然后,通过步骤 3,可以得到由步骤 2 估计出的不同统计量的各 1000 个值,对基金进行 1000 次排名,计算 1000 次差别度。这样就可以对步骤 2 产生的估计量加以评价,考察由步骤 1 和步骤 2 得到的方法比较的结论的可靠性。

	均值	标准差	峰度	偏度	极差
$R\hat{I}_i$	0.00797	0.00007	-0.07499	0.00474	0.00042
$\hat{\xi}_i^{\alpha}$	0.10024	0.00016	-0.09996	0.03089	0.00101
$\hat{\pmb{\phi}}_i^{lpha}$	0.11576	0.00012	-0.00004	0.02827	0.00074
\hat{P}^{VaR}_{ij}	0.08777	0.00077	-0.04153	-0.00101	0.00484
\hat{P}^{CVaR}_{ij}	0.07313	0.00062	-0.03577	0.00264	0.00392

表 2 估计量的描述性统计

表 2 中给出了,步骤 2 产生的 $R\hat{I}_i$ 、 $\hat{\xi}_i^{\alpha}$ 、 $\hat{\phi}_i^{\alpha}$ 、 \hat{P}_{ij}^{VaR} 、 \hat{P}_{ij}^{CVaR} 描述性统计,标准差与极差相对于均值不是很大,说明估计值的变动较小,所有 48 个基金中这 5 个参数变异系数的平均值是 0.3166,大于 5 的只有 14 个占总体的 5.83%;峰度和偏度也不大,说明估计量的分布集中、均匀,可见这些估计量是相当稳定的。单个基金的排名也是稳定的,其中 81.6%的基金的排名没有发生变化,13.9%的基金出现了两个相邻的名次,4.5%的基金出现了三个相邻的名次。

在表 3 中给出相关方法差别度的统计描述,从中可以发现标准差、极差、双侧 95%置信 区间等指标相对于均值很小,峰度也很小。所以结果的变化范围不大,是比较集中、均匀的 分布。所以总体估计比较稳定,具有一定的可靠性。VaR 的差别度明显大于 CVaR 的差别度,而且在同一概率下两者的排名也不同。

方法 概率 均值 标准差 偏度 峰度 极差 双侧 95%置信 99%-97. 5% 38.004 1.9255 -0.0714 0.0460 12 (34, 42) VaR 99%-95% 63.13 1.8747 -0.2621 -0.0400 10 (60, 66) 97. 5%-95% 37.658 1.5471 0.0057 -0.6940 8 (36, 40)	
VaR 99%-95% 63.13 1.8747 -0.2621 -0.0400 10 (60, 66)	
97 5%-95% 37 658 1 5471 0 0057 -0 6940 8 (36, 40)	
31. 30 30 31.030 1.5471 0.0037 0.0040 0 (30, 40)	
99%-97. 5% 21.28 2.2625 -0.2166 -0.0457 12 (16, 26)	
CVaR 99%-95% 37.238 1.9378 -0.4276 -0.1270 10 (34, 40)	
97. 5%–95% 23.216 2.0488 0.0458 -0.2868 10 (20, 28)	
99% 23.954 2.4609 -0.3471 -0.1846 14 (18, 28)	
VaR -CVaR 97.5% 30.758 1.8398 0.0379 -0.1524 10 (28, 34)	
95% 39.176 1.1672 0.1539 -0.3623 8 (38, 42)	

表 3 Bootstrap 法的差别度

图 1 绘出用步骤 3 估计出的在相同概率下 CVaR 均值相对 VaR 均值的差别的百分比。随

着概率减小,CVaR 与 VaR 的相对差别越大,在 99.9%时平均 7.51%,97.5%时平均 17.84%,95%时平均 25.67%。在同一概率下不同基金差距也不同,例如在 95%时,CVaR 值与 VaR 值最大差别达到 47.2%,最小差别只有 7.8%。作为一个分位数,在不同概率下 VaR 变化较大,使其评价结果变化大,一致性差。而 VaR 是一个阙值,它忽略了大于这个值的更极端的损失,而这些极端损失一旦发生可能会对金融机构产生重大影响,所以仅从 VaR 值来判断风险,可能会误导投资者。因此,VaR 用来进行基金绩效评价的不稳定性,也是其对于信息反映的不充分性的表现; VaR 不够谨慎,使得它显得不可靠。而 CVaR 是最大损失值超过或等于一定概率的平均损失值,它保留了所有极大损失信息,能使评价结果变化较小,一致性更强。因此,相对而言,将 CVaR 用来进行基金绩效评价,能更充分反映信息、更加谨慎、更加可靠。

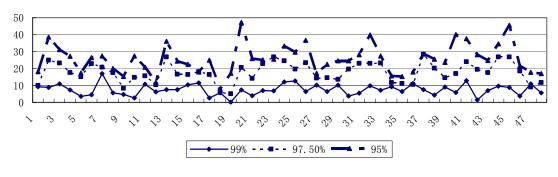


图 1 VaR 与 CVaR 的差别

3 结论

本文是将 CVaR、VaR 应用在 RORAC 进行比较研究,认为对于风险业绩的衡量,在险资本的确定是关键,它应该充分体现风险,使衡量结果更加谨慎和可靠。在正态分布的情况下,CVaR 与 VaR 的评价结果是等效的。在非正态的情况下,用 Bootstrap 方法对两种方法进行比较,得出 CVaR 的绩效评价相对于 VaR 进行绩效评价更加充分、谨慎、可靠。因此,建议将 CVaR 度量风险资本,它相对于 VaR 而言更加合适于 RORAC。

[参考文献]

[1](美)飞利浦. 乔瑞(Philippe Jorion)著, 张伟陶译. 金融风险管理手册[M]. 北京: 中国人民大学出版社, 2004: 441-445。

[2]Artzner, P., Delbaen, F., Eber, J.-M., Heath, D.. Coherent measures of risk[J]. Mathematical Finance, 1999, 9: 203-228.

[3]Rockafellar R.T. and S. Uryasev. Conditional Value-at-Risk for General Loss Distributions[J]. Journal of Banking and Finance, 2002, 7: 1443-1471.

[4]方毅, 张屹山. CVaR 在金融工具复制上的应用[J]. 系统工程理论与实践, 2004(8): 38-43.

[5]Bookstaber, R. M. and J. B. McDonald. A General Distribution for Describing Security Price Returns[J]. Journal of Business, 1987, 7: 401-424.