

理论方法 · 文章编号:1002-980X(2006)12-0001-06

中国股票市场 ES 和 VaR 的实证比较分析

徐绪松, 王 频

(武汉大学 经济与管理学院, 武汉 430072)

摘要:以我国股票收益率为研究对象,分别在正态分布和非正态稳定分布条件下对 ES 和 VaR 的凸性、次可加性和有效性进行了实证比较分析,发现:在非正态稳定分布条件下 VaR 不满足凸性和次可加性,ES 满足凸性和次可加性,在正态分布条件下 VaR 和 ES 都满足凸性和次可加性;在两种分布条件下 ES 的有效性都高于 VaR 的有效性,而在非正态稳定分布条件下 ES 的优势更加明显。由于本文的收益率分布拟合检验表明我国的股票收益率服从非正态稳定分布,所以在我国股票市场上 ES 是比 VaR 更好的风险度量。

关键词:一致性风险度量;VaR;ES;正态分布;非正态稳定分布

中图分类号:F830.59 **文献标志码:**A

Artzner, Delbaen, Ebner & Heath^[1-2]提出了一致性风险度量理论(coherent measure of risk),将满足单调性、次可加性、正齐次性和平移不变性的风险度量称为一致性风险度量,将满足单调性、凸性、正齐次性和平移不变性的风险度量称为弱一致性风险度量。一个好的风险度量应该是一致性风险度量,至少应该是弱一致性风险度量。

作为目前最流行的金融市场风险度量,受险价值(Value at Risk, VaR)^[3-4]在非正态分布条件下不满足次可加性和凸性^[5],也就是说 VaR 在非正态分布条件下不是一致性风险度量,而国内外大量实证研究都表明现实中的风险证券收益率不服从正态分布。此外, VaR 仅关心在最坏的 100a%(a 为显著性水平)情形中最好的情形,不关心更坏的情形,必将系统性的低估风险。这表明, VaR 作为一个风险度量存在一些缺陷。

鉴于 VaR 的这些缺陷,一些新的风险度量被提出,目前讨论最多的是尾部条件期望(Tail Conditional Expectation, TCE)^[2]、条件 VaR(Conditional VaR, CVaR)^[6-7]和期望损失(Expected Shortfall, ES)^[8]。TCE、CVaR 和 ES 之间存在如下关系^[9]:

(1) 不管风险资产的收益率服从什么类型的概

率分布(连续分布或者离散分布), ES 和 CVaR 都是一致性风险度量;而 TCE 只有在风险资产的收益率服从连续分布时才是一致性风险度量;

(2) 不管风险资产的收益率服从什么类型的概率分布, CVaR 和 ES 都是等价的;而在风险资产的收益率服从连续分布的条件下, TCE、CVaR 和 ES 是等价的。

因此,从理论上说,在一致性风险度量的评判标准下, ES(鉴于 ES 和 CVaR 是等价的,将之统称为 ES)优于 VaR,是目前最好的金融市场风险度量。而本文将通过实证分析来检验在我国股票市场上 ES 是否优于 VaR。

一、实证分析的方法

为了克服我国股票市场历史短、可供使用的样本数据少这一问题,本文拟通过蒙特卡罗模拟来计算 ES 和 VaR。蒙特卡罗模拟的关键步骤之一是确定生成收益率序列的参数模型,在本文中就是确定我国股票收益率的概率分布。目前常用正态分布来描述股票收益率的概率分布,而股票收益率的经验分布所具有的偏态和过度峰态等特征说明正态分布并不是一个好的选择。非正态稳定分布能够很好的

收稿日期:2006-09-11

基金项目:国家自然科学基金(70440003)

作者简介:徐绪松(1945—),女,湖北嘉鱼人,武汉大学经济与管理学院教授,博士生导师,研究方向为复杂科学管理、投资科学;王频(1976—),女,武汉大学经济与管理学院博士生,研究方向为风险管理。

描述股票收益率所具有的偏态和过度峰态等非正态分布特征,因此本文将采用非正态稳定分布来拟合我国股票收益率的概率分布。

从理论上说,在正态分布条件下,ES 和 VaR 都是一致性风险度量;在非正态稳定分布条件下 ES 是一致性风险度量而 VaR 不是一致性风险度量。因此,为了更深刻的揭示 ES 和 VaR 之间的差异,本文将分别在正态分布和非正态稳定分布条件下(也就是在蒙特卡罗模拟中分别假设股票收益率服从正态分布和非正态稳定分布),比较 ES 和 VaR 的凸性、次可加性和有效性,然后将正态分布条件下的比较结果和稳定分布条件下的比较结果进一步进行比较。这样,一种分布是理想化的分布—正态分布,一种分布是现实的分布—非正态稳定分布,将有助于我们对 ES 和 VaR 进行更深入的比较分析。

计算 ES 和 VaR 的蒙特卡罗模拟方法如下(以稳定分布条件下的蒙特卡罗模拟为例):

(1) 以某股票从 1997. 1. 1 到 2006. 6. 30 的日连续复利收益率为样本数据,估计稳定分布的参数;

(2) 应用估计出的稳定分布的参数,分别产生该股票日收益率的 5000 个稳定分布随机数,计算相应的 ES 和 VaR;

(3) 对过程(2)重复进行 100 次,分别求出该股票 100 个日收益率的 ES 和 VaR 值,以这 100 个 ES 和 VaR 各自的均值作为该股票日收益率的 ES 和 VaR 的值。

正态分布条件下 ES 和 VaR 的计算方法与稳定分布条件下 ES 和 VaR 的计算方法类似,不再重复。

二、稳定分布的拟合优度检验

除了正态分布和柯西分布等少数特例外,一般很难给出稳定分布的密度函数和分布函数,对其性质的研究常通过其特征函数来进行。Nolan 给出了四种稳定分布的特征函数的表示方法,其中,Zolotarev(M)形式的特征函数多应用于稳定分布的数值分析和统计推断^[10]。本文在实证分析中将采用 Zolotarev(M)形式的特征函数。

定义 Zolotarev(M)形式的特征函数:如果随机变量 x 具有如下形式的特征函数

$$\phi_x(t) = E[\exp(itx)] = \begin{cases} \exp(i\delta t - \gamma |t|^\alpha [1 + i\beta(\tan \frac{\alpha\pi}{2}) \operatorname{sign}(t) (|t|^{1-\alpha} - 1)]) & \alpha \neq 1 \\ \exp(i\delta t - \gamma |t| [1 + i\beta \frac{2}{\pi} \operatorname{sign}(t) \ln |t|]) & \alpha = 1 \end{cases}$$

则称 x 服从稳定分布,记为 $x \sim S_0(\alpha, \beta, \gamma, \delta)$ 。

从稳定分布的特征函数可以看出,对于一个服从稳定分布的随机变量,其分布需要 4 个参数来描述:特征指数(characteristic exponent) $\alpha \in (0, 2]$,描述尖峰厚尾的程度,越小,尾部越厚峰部越尖;偏斜指数(index of skewness) $\beta \in [-1, 1]$,描述偏态, $\beta = 0$ 时分布是对称的, $\beta > 0$ 时分布右偏, $\beta < 0$ 时分布左偏;尺度参数(scale parameter) $\gamma > 0$,表示随机变量尺度的变化;位置参数(local parameter) $\delta \in R$ 表示均值的位置。特别的,当 $\alpha = 2$ 且 $\beta = 0$ 时为正态分布。

非正态稳定分布(此时 $\alpha \in (0, 2)$, 且 $\beta \neq 0$)表现出偏态和过度峰态: $\alpha \in (0, 2)$ 时分布的尾部较正态分布厚、峰部较正态分布尖,表现出尖峰厚尾的分布特征; $\beta \neq 0$ 时分布是偏态的。因此,非正态稳定分布能够很好的描述风险证券收益率的经验分布所具有的偏态和过度峰态等非正态分布特征。

本节采用如下的思路来检验我国的股票收益率是否服从非正态稳定分布:首先以各只股票的历史收益率为样本数据,采用极大似然法估计非正态稳定分布的四个参数;然后采用估计出的分布参数值模拟出理论上的非正态稳定分布,与样本数据进行拟合优度检验。如果拟合优度比较好,则认为我国的股票收益率服从非正态稳定分布;如果拟合优度不好,则认为我国的股票收益率不服从非正态稳定分布。

本节分别用上证指数和深证成指代表上海股市和深圳股市的整体,并从上证 180 指数的成分股中任选 10 只股票代表上海股市的个股,从深证 100 指数的成分股中任选 10 只股票代表深圳股市的个股,以 1997. 1. 1 ~ 2006. 6. 30 的日连续复利收益率为样本数据。

(一) 参数估计结果

表 1 是采用极大似然法估计出的上证指数、深证成指以及 20 只个股的日收益率的稳定分布参数

存在三种常用的稳定分布的参数估计方法: McCulloch 提出的基于分位数的参数估计方法^[11]; Koutrouvelis 和 Kogon & Williams 提出的基于特征函数的参数估计方法^[12-13]; 基于 Mittnik, Doganoglu & Chenyao 提出的快速傅立叶变换法^[14]和 Nolan 提出的直接积分法的极大似然估计方法^[15]。在这三种参数估计方法中,极大似然参数估计方法准确度最高。本文采取极大似然参数估计方法。

由于极大似然估计需要很大的样本容量,而我国股市的历史较短,所以没有对周收益率和月收益率进行非正态稳定分布检验。

值。从表 1 中的数据可以看出,这 22 只股票的尾部指数 α 和偏斜指数 β 都分别满足 $\alpha \in (0,2)$,且 $\beta \neq 0$,说明上证指数和深证成指以及 20 只个股的日收益率都服从非正态稳定分布。

表 1 我国股票非正态稳定分布的参数估计

上海股市	α	β	γ	δ	深圳股市	α	β	γ	δ
上证指数	1.6592	0.0767	0.0081433	- 0.000196776	深证成指	1.6345	0.1370	0.0086956	- 0.000639949
夏新电子	1.5981	0.1397	0.1466970	- 0.001194000	深发展 A	1.5599	0.3059	0.0107969	- 0.002544510
五矿发展	1.6948	0.2247	0.0148605	- 0.001306640	深康佳 A	1.6480	0.1594	0.0135686	- 0.001489640
海信电器	1.6602	0.0905	0.0116150	- 0.000804497	深能源 A	1.6384	0.3488	0.0138463	- 0.001981840
双鹤药业	0.3266	- 0.0013	0.0086869	0.000272139	盐田港 A	1.5989	0.1983	0.0108735	- 0.000857938
江南重工	1.7182	0.0960	0.0139281	- 0.000967010	深纺织 A	1.6523	0.1920	0.0169151	- 0.001312500
上电股份	1.6642	0.1150	0.0170642	- 0.000574338	G 辽通	1.6864	0.1571	0.0143585	- 0.001250610
南京重工	1.6425	0.2196	0.0133067	- 0.001826850	G 中金	1.6787	0.1856	0.0141424	- 0.000842553
中视传媒	1.5661	0.1463	0.0147155	- 0.001521630	G 中兴	1.6744	0.2986	0.0136323	- 0.001104240
华源股份	1.6884	- 0.0050	0.0115204	- 0.000490727	中集集团	1.5745	0.2768	0.0141667	- 0.001581050
东方航空	1.6641	0.2079	0.0124046	- 0.001997220	冀东水泥	1.7309	0.0074	0.0118948	- 0.000852808

(二) 拟合优度检验结果

采用最直观的拟合优度检验方法 - - PP 图来检验样本数据和理论分布的拟合优度。检验结果见图 1 和图 2(篇幅所限,仅给出上证指数和深证成指的日收益率拟合优度检验的 PP 图)。检验结果显示:这 22 只股票的样本数据与理论上的非正态稳定分布拟合的很好。因此,可以认为我国的股票收益率服从非正态稳定分布。

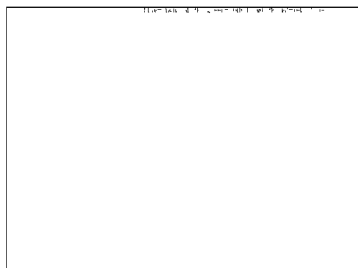


图 1 上证指数日收益率的 PP 图



图 2 深证成指日收益率的 PP 图

三、ES 和 VaR 的凸性检验

金融头寸的集合 X 用表示。对于任意的 $x \in K$, x 是一个表示金融头寸期末价值的随机变量。对于风险度量 $\rho: X \rightarrow (-\infty, +\infty)$,凸性(convexity)表示为

$$\rho(\lambda x + (1 - \lambda)y) \leq \lambda \rho(x) + (1 - \lambda)\rho(y) \quad 0 \leq \lambda \leq 1$$

在理论上,ES 满足凸性,而 VaR 在非正态分布条件下不满足凸性。对于投资组合优化问题,凸性是必不可少的。组合投资分散风险指的就是投资组合的风险小于等于投资组合内各个证券风险的组合,如果风险度量不满足凸性,则组合投资将不能分散风险,而是增加风险。而且,在投资组合优化问题中采用非凸的风险度量,优化问题将有多个局部最优解,不存在唯一的全局最优解。因此,在投资组合收益率服从非正态分布的条件下,ES 能够作为收益 - 风险型投资组合模型的风险度量,但是 VaR 不能作为收益 - 风险型投资组合模型的风险度量。

本文拟采用如下方法对 ES 和 VaR 进行凸性检验:以上证指数和深证成指为两个独立的风险资产,建立权重分别为 $(0,1)$ 、 $(0.25,0.75)$ 、 $(0.5,0.5)$ 、 $(0.75,0.25)$ 和 $(1,0)$ 的五个投资组合,分别计算这五个投资组合的风险以及相应的风险的组合。如果组合的风险小于等于风险的组合,则说明所使用的风险度量满足凸性。例如,以 x 、 y 分别表示上证指数和深证成指的收益率, ρ 表示相应的风险度量,对应于组合 $(0.25,0.75)$ ，“组合的风险”为 $\rho(0.25x + 0.75y)$ ，“风险的组合”为 $0.25\rho(x) + 0.75\rho(y)$ 。检验结果见表 2。

首先需要说明的是,表中风险对应的值表示投资人民币 1 元,在相应的置信水平下,在投资期限为一天时的风险度量的值。例如表 2 中的 0.0487 表示投资人民币一元,在投资期限为一天时有 1 % 的可能性损失超过人民币 0.0487 元。

由表 2 中的数据可以看出,在非正态稳定分布条件下,当显著性水平 α 分别为 0.01 和 0.05 时,以

VaR 度量的投资组合的风险都大于或等于单个投资的风险的组合;而以 ES 度量的投资组合的风险都小于或等于单个投资的风险的组合。说明在非正

态稳定分布条件下,VaR 并不满足凸性,而 ES 满足凸性。

表 2 ES 和 VaR 的凸性检验结果

分布	组合	a = 0. 01				a = 0. 05			
		VaR		ES		VaR		ES	
		组合的 风险	风险的 组合	组合的 风险	风险的 组合	组合的 风险	风险的 组合	组合的 风险	风险的 组合
稳定分布	(0,1)	0. 0487	0. 0487	0. 1130	0. 1130	0. 0234	0. 0234	0. 0474	0. 0474
	(0. 25,0. 75)	0. 0471	0. 0429	0. 0943	0. 0960	0. 0221	0. 0217	0. 0392	0. 0418
	(0. 5,0. 5)	0. 0455	0. 0371	0. 0771	0. 0789	0. 0218	0. 0201	0. 0345	0. 0362
	(0. 75,0. 25)	0. 0429	0. 0313	0. 0596	0. 0619	0. 0214	0. 0184	0. 0287	0. 0305
	(1,0)	0. 0255	0. 0255	0. 0449	0. 0449	0. 0168	0. 0168	0. 0249	0. 0249
正态分布	(0,1)	0. 0390	0. 0390	0. 0449	0. 0449	0. 0275	0. 0275	0. 0345	0. 0345
	(0. 25,0. 75)	0. 0372	0. 0381	0. 0428	0. 0438	0. 0263	0. 0268	0. 0330	0. 0337
	(0. 5,0. 5)	0. 0360	0. 0372	0. 0412	0. 0427	0. 0256	0. 0261	0. 0320	0. 0329
	(0. 75,0. 25)	0. 0355	0. 0363	0. 0404	0. 0417	0. 0250	0. 0254	0. 0314	0. 0320
	(1,0)	0. 0354	0. 0354	0. 0406	0. 0406	0. 0247	0. 0247	0. 0312	0. 0312

而在正态分布条件下,当显著性水平 a 分别为 0. 01 和 0. 05 时,无论是以 VaR 为风险度量还是以 ES 为风险度量,每个组合的风险都小于或等于单个投资的风险的组合。说明在正态分布条件下,ES 和 VaR 都满足凸性。

四、ES 和 VaR 的次可加性检验

金融头寸的集合用 X 表示。对于任意的 x X , x 是一个表示金融头寸期末价值的随机变量。对于风险度量 $\rho: X \rightarrow (-\infty, +\infty)$, 次可加性 (sub-additivity) 表示为

$$\rho(x+y) \leq \rho(x) + \rho(y)$$

在理论上,ES 满足次可加性, VaR 在非正态条件下不满足次可加性,而次可加性对于银行监管中的资本充足率要求是必不可少的。假设一个银行有几个分支机构,如果每个分支机构都满足资本充足

率要求,则该银行也应该满足资本充足率要求。但是,如果在资本充足率中用一个不满足次可加性的风险度量来衡量风险,会出现在银行的每个分支机构都满足资本充足率要求时该银行却不满足资本充足率要求。这显然是不合理的。

本文采用如下的方法对 ES 和 VaR 进行次可加性检验:以上证指数和深证成指为两个独立的风险资产,首先分别计算这两个风险资产的风险并求和,记为“风险的和”,然后计算将上证指数和深证成指合为一体时的风险,记为“和的风险”。如果上证指数和深证成指和的风险小于上证指数和深证成指的风险的和,则说明所使用的风险度量满足次可加性。例如,以 x 、 y 分别表示上证指数和深证成指的收益率,“和的风险”为 $\rho(x+y)$,”风险的和”为 $\rho(x) + \rho(y)$ 。检验结果见表 3。

表 3 ES 和 VaR 的次可加性检验结果

	稳定分布				正态分布			
	a = 0. 01		a = 0. 05		a = 0. 01		a = 0. 05	
	VaR	ES	VaR	ES	VaR	ES	VaR	ES
和的风险	0. 0888	0. 1399	0. 0435	0. 0707	0. 0725	0. 0833	0. 0513	0. 0645
风险的和	0. 0742	0. 1579	0. 0402	0. 0723	0. 0743	0. 0853	0. 0522	0. 0656

由表 3 中的数据可以看出,在非正态稳定分布条件下,当显著性水平 a 分别为 0. 01 和 0. 05 时,以 VaR 度量的和的风险都大于风险的和。因此,在非正态稳定分布条件下,VaR 并不满足次可加性。而以 ES 为风险度量时,当显著性水平 a 分别为 0. 01

和 0. 05 时,和的风险都小于风险的和,这说明 ES 在非正态稳定分布条件下 ES 满足次可加性。

而在正态分布条件下,当显著性水平分别为 0. 01 和 0. 05 时,ES 和 VaR 都满足次可加性。

五、ES 和 VaR 的有效性检验

本节借鉴返回检验的原理,对 ES 和 VaR 的有效性进行实证比较分析。返回检验又称为事后检验,是一种建立在失效率基础上的检验方法,主要用于检验实际观测到的结果与所定义的风险度量的置信水平是否一致。例如,假设模型中定义了 99% 置信度(对应于 1% 的显著性水平)下的风险水平,就通过考察这个风险水平是否真的覆盖了真实损失的 99% 来判断这一模型是否有效。

本文采用如下的方法对 ES 和 VaR 进行有效性检验(以 VaR 的有效性检验为例):首先,用某只股票 1997. 1. 1 ~ 2006. 6. 30 期间所有的日收益率数据

为样本数据,采用蒙特卡罗模拟方法估计出该股票的日收益率在给定显著性水平下的 VaR 值;其次,将 1997. 1. 1 ~ 2006. 6. 30 期间所有交易日的实际损失额与估计出的 VaR 值进行比较,计算并记录各交易日的实际损失高于 VaR 的天数,得到失效数;最后,计算实际损失超出 VaR 值的交易天数与整个考察期天数的比值即失效率,如果失效率小于给定的显著性水平则表明 VaR 是有效的,否则表明 VaR 是无效的。

ES 和 VaR 有效性的实证比较分析的结果见表 4。表中数据为百分数,表示失效率; α 为显著性水平。失效率越高,说明该风险度量在相应的显著性水平下有效性越差。

表 4 ES 和 VaR 有效性的实证比较分析结果

	稳定分布				正态分布			
	$\alpha = 0.01$		$\alpha = 0.05$		$\alpha = 0.01$		$\alpha = 0.05$	
	VaR	ES	VaR	ES	VaR	ES	VaR	ES
上证指数	0.83	0.14	5.53	1.15	1.34	1.06	3.55	1.80
夏新电子	0	0	0	0	1.76	1.37	4.30	2.29
五矿发展	1.17	0	5.07	1.07	1.56	1.02	3.75	2.14
海信电器	0.96	0	5.89	1.01	1.63	1.05	4.36	2.25
双鹤药业	1.02	0	5.53	1.02	2.38	1.94	3.97	2.71
江南重工	1.21	0	5.39	1.31	1.55	1.07	4.03	2.18
上电股份	1.35	0	5.90	1.53	1.67	1.11	4.64	2.41
南京重工	0.72	0	5.12	1.16	1.54	1.11	3.81	2.12
中视传媒	0.54	0	5.14	0.44	1.67	1.42	4.36	2.20
华源股份	0.79	0	5.02	1.13	1.82	0.98	4.19	2.66
东方航空	0.26	0	1.54	0.31	1.13	0.56	4.10	2.00
深证成指	1.11	0	5.07	1.15	1.52	1.15	3.60	1.84
深发展 A	0.61	0	4.79	0.80	1.31	0.99	3.24	1.64
深康佳 A	0.74	0	5.02	0.65	1.77	1.40	4.00	2.37
深能源 A	0.97	0	5.75	1.44	1.21	0.93	3.39	1.81
盐田港 A	0.99	0	5.40	0.99	0.69	0.40	1.93	1.04
深纺织 A	1.26	0	5.52	1.64	1.64	1.17	4.44	2.52
G 辽通	1.23	0	4.50	0.71	1.28	0.76	3.08	1.66
G 中金	0.86	0	4.94	1.19	0.90	0.76	2.90	1.66
G 中兴	0.73	0.05	5.40	1.21	1.21	0.89	3.35	1.94
中集集团	0.74	0	5.12	0.61	3.03	2.23	6.38	3.96
冀东水泥	0.70	0	5.16	1.07	1.90	1.21	4.60	2.37

由表 4 中的数据可以看出,在我国股票市场上,无论在稳定分布条件下还是在正态分布条件下,ES 的失效率都低于 VaR 的失效率,且 ES 总是有效的而 VaR 有时是失效的,这说明 ES 能比 VaR 更有效的度量市场风险;此外,在稳定分布条件下,VaR 和 ES 之间失效率的差距远高于在正态分布条件下二者失效率的差距,说明在我国股票收益率服从厚尾

分布的情况下,VaR 低估风险的问题更加突出,ES 的优势更加明显。

六、结论

本文采用实证分析的方法,以我国的股票收益率为研究对象,分别在正态分布和非正态稳定分布条件下对 ES 和 VaR 的凸性、次可加性和有效性进

行了比较分析,发现:

(1)在非正态稳定分布条件下,VaR 不满足凸性和次可加性,ES 满足凸性和次可加性;在正态分布条件下,VaR 和 ES 都满足凸性和次可加性。

(2)无论在正态分布条件下还是在非正态稳定分布条件下,ES 的有效性都高于 VaR 的有效性;而在非正态稳定分布条件下,VaR 低估风险的问题更加突出,ES 的优势更加明显;

由于本文的分布检验表明我国的股票收益率服从非正态稳定分布,所以在我国股票市场上 ES 是比 VaR 更好的风险度量。

参考文献

- [1] Artzner P, Delbaen F, Eber J-M, Heath D. Thinking Coherently[J]. Risk, 1997, 10(11): 68 - 71.
- [2] Artzner P, Delbaen F, Eber J-M, Heath D. Coherent Measures of Risk[J]. Mathematical Finance, 1999, 9(3): 203 - 228.
- [3] Jorion P-H. Measuring the Risk in Value at Risk[J]. Financial Analysts Journal, 1996, 6(1): 47 - 56.
- [4] Jorion P-H. Value at Risk: A New Benchmark for Measuring Derivatives Risk [M]. Irwin Professional Publishers, New York, 1996.
- [5] Brendan O, Bradley Murad S, Taqqu. Financial Risk and Heavy Tails[M]. in "Heavy-tailed distributions in Finance", Svetlozar, T., Rachev, editor, North Holland, 2002.
- [6] Uryasev S. Conditional Value-at-Risk: Optimization Algorithms and Applications [J]. Financial Engineering News, 2000, 2 (3).
- [7] Pflug G. Some Remarks on the Value at Risk and the Conditional Value at Risk[M]. in "Probabilistic Constrained Optimization: Methodology and Applications", Uryasev, S(Ed.). Kluwer Academic Publishers, Dordrecht, 2000.
- [8] Acerbi C, Tasche D. On the Coherence of Expected Shortfall [J]. Journal of Banking & Finance, 2002, 26: 1487 - 1503.
- [9] 王频. 厚尾分布条件下的金融市场风险度量研究[D]. 武汉大学硕士学位论文, 2005.
- [10] Nolan John P. Stable Distributions: Models for Heavy Tailed Data [M]. Birkhauser Boston Inc, 2003.
- [11] McCulloch J H. Simple Consistent Estimators of Stable Distribution Parameters[J]. Communications in Statistics - Simulations, 1986, 15: 1109 - 1136.
- [12] Koutrouvelis I A. Regression-Type Estimation of the Parameters of Stable Laws [J]. Journal of the American Statistical Association, 1980, 75: 918 - 928.
- [13] Kogon S M, D B Williams. Characteristic Function Based Estimation of Stable Parameters [C]// R Adler, R Feldman, M Taqqu (eds.), A Practical Guide to Heavy Tails. Birkhäuser, 1998.
- [14] Mittnik S, S T Rachev, T Doganoglu, D Chenyao. Maximum Likelihood Estimation of Stable Paretian Models [J]. Mathematical and Computer Modelling, 1999, 29: 275 - 293.
- [15] Nolan J P. Maximum Likelihood Estimation and Diagnostics for Stable Distributions [C]// O E Barndorff-Nielsen, T Mikosch, S Resnick (eds.), Lévy Processes. Birkhäuser, Boston, 2001.

An Empirically Comparative Analysis Between ES and VaR on China Stock Market

XU Xu-song, WANG Pin

(Economy and Management School of Wuhan University, Wuhan 430072, China)

Abstract: This paper empirically compares ES with VaR from aspects of convexity, subadditivity and validity on condition of normal distribution and non-normal stable distribution on China Stock Market, and finds: ES satisfies convexity and subadditivity but VaR do not on condition of non-normal stable distribution, and both of them satisfy convexity and subadditivity on condition of normal distribution; whether on condition of normal distribution or non-normal stable distribution, ES is more effective than VaR, and the problem of underestimating risk of VaR is more serious on condition of non-normal stable distribution. Because the distribution of rate of return on China Stock Market is non-normal stable, ES is a better risk measurement than VaR on China Stock Market.

Key words: coherent risk measurement; VaR; ES; normal distribution; non-normal stable distribution