

中美证券市场在险价值比较分析

赵振全, 周佰成, 丁志国

(吉林大学 数量经济学研究中心 吉林大学商学院, 吉林 长春, 130012)

摘要: VaR 作为金融行业计量市场风险的一种工具, 已经被广泛接受。本文通过对中美证券市场 VaR 的统计特征分析得出以下结论: 从投资风险角度来看, 中国证券市场的投资风险高于美国证券市场; 在中国证券市场中, 上海证券市场的投资风险略高于深圳证券市场, 但相差甚微; 就美国证券市场而言投资风险最近十年低于整个 100 年的风险。从在险价值 (VaR) 的分布特征来看, 中国证券市场自成立以来季度 VaR 整体服从 Γ 分布; 美国整个 100 年道琼斯工业指数的季度 VaR 不服从 Γ 分布, 但其近 10 年的季度 VaR 服从 Γ 分布。

关键词: VaR; EVaR; Γ 分布

中图分类号: 224.0 **文献标识码:** A

1 引言

在险价值 (VaR) 产生于 1994 年, 作为金融行业计量市场风险的一种工具, VaR 已经被广泛接受。今天, 许多银行、经纪公司和共同基金的管理层都能以在险价值 (VaR) 为基础确定自己所面临的风险及资本的充足性要求, 并开始逐步强制实施这种体系。VaR 简要地给出了在一定的置信水平下与一定的目标水平之上, 预期的最大损失(或最坏的损失)。但是要想更好的研究证券市场的风险, 仅研究 VaR 是不够的, 因为 VaR 的动态性决定了它只能反映证券市场的瞬时风险, 而不能反映证券市场的整体风险。因而将不同时间段上的 VaR 作为 VaR 的样本来研究它的某些统计特征如期望、方差及分布特征等, 对于研究证券市场的风险显得更有意义。在本文, 我们将 VaR 的期望称为期望在险价值 (EVaR)。

下面我们简要的说明一下 VaR 的计算。VaR 最普通的形式可从未来投资组合价值 w 的概率分布中 $f(w)$ 获得。在给定的置信水平 c 下, 我们试图找到单边置信下限 W^* , 使超出这一下限的概率为 c , 即 $c = \int_{W^*}^{\infty} f(w)dw$ 或者表述为低于 W^* 的概率 $p = P(W \leq W^*)$ 为

$$1 - c = \int_{-\infty}^{W^*} f(w)dw = P(w \leq W^*) = p$$

VaR 的计算方法有多种, 使用于不同的情形。大体可归为以下三类方法: (1) 历史-模拟法(the Historical Simulation Approach); (2) 方差-协方差方法(the VaRiance-CoVaRiance Approach); (3)蒙特·卡罗模拟法(Monte Carlo Simulation Approach)。历史-模拟法提供了一种简单的完全估值的实施工具, 这种方法包括回溯过去的时间, 如最近的 90 天, 并且将当前的权数应用到历史资产收益的时间序列中, 从假定收益的整个分布中, 我们可以得到 VaR 值。方差-协方差方法假定所有资产收益是正态分布, 于是有价证券组合收益是正态变量的线性组合, 因此, 它也是正态分布。这样, 风险可由假定服从正态分布的诸多因子的线性组合以及估计的协方差阵获得, 这种方法包含了对价格变动的局部近似, 它能适用于数量较大的资产,

且其运用十分简单。蒙特·卡罗方法包含了金融变量广泛的可能值，并且可完全解释相关性。简单说来，这种方法分两步进行。第一步，风险管理者设定了金融变量的一个随机过程和其过程参数，其中风险和相关系数等参数可从历史数据或期权数据中得出；第二步，针对所有利息变量，模拟虚拟价格走势。对每一时段，可以从一天到几个月，利用完全估值方法可以随行就市地确定投资组合的价格走势。然后，每一个“假”的收益实现值可用于编制收益分布，由此，VaR 的大小也能被度量出。

本文通过对中美证券市场 VaR 的统计特征分析得出以下结论：从投资风险角度来看，中国证券市场的投资风险高于美国证券市场；在中国证券市场中，上海证券市场的投资风险略高于深圳证券市场，但相差甚微；就美国证券市场而言投资风险最近十年低于整个 100 年的风险。从在险价值 (VaR) 的分布特征来看，中国证券市场自成立以来季度 VaR 整体服从 Γ 分布；美国整个 100 年的道琼斯工业指数的季度 VaR 不服从 Γ 分布，但其近 10 年的季度 VaR 服从 Γ 分布。

2 中美证券市场 VaR 比较分析

本文采用方差-协方差方法来计算中美证券市场的 VaR，对于上述 VaR 来说，我们通过样本求出的只是一个数值（在特定置信水平下），它的可靠性比较差，如果换个角度来看：我们计算在同一个置信水平下，将历史数据或其他相关数据划分成多个样本，计算出每个样本的 VaR 值，这样就形成了一个新的关于 VaR 的样本，我们假设 VaR 为新的随机变量，那么我们将 VaR 的期望称为期望在险价值（简称 EVaR）。我们下面研究中美证券市场 VaR 的期望、方差及其分布。

对于本文，我们用上证指数、深成指数和 DOWJONES 工业指数来研究中美证券市场的在险价值，并对这三个证券市场的风险进行比较分析。下面图形 1-3 分别为上证指数（1991 年 1 月-2001 年 9 月）、深成指数（1991 年 4 月-2001 年 9 月）和 DOWJONES 工业指数（1896 年 10 月-2001 年 9 月）的走势。图。

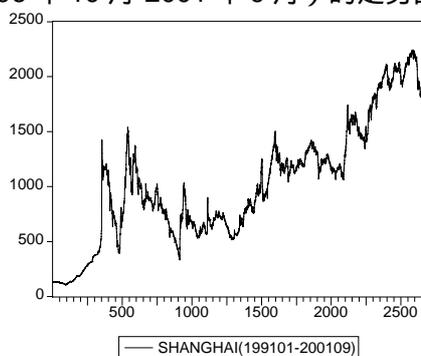


图 1



图 2

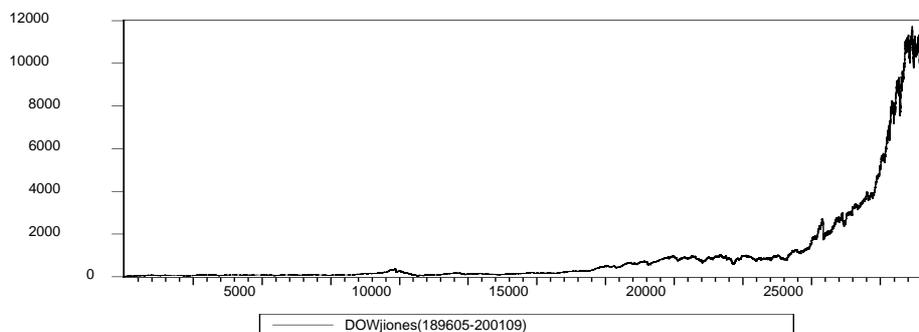


图 3

上述三个指数的季度 $VaR(1-c=0.01)$ 图形如下面图 4-图 6。

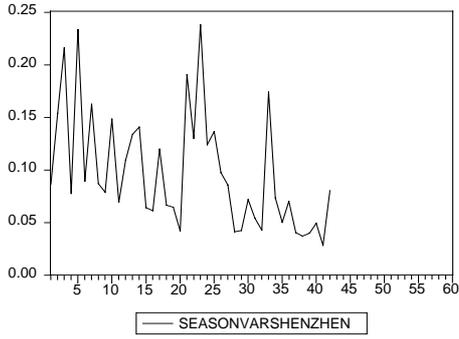


图 4

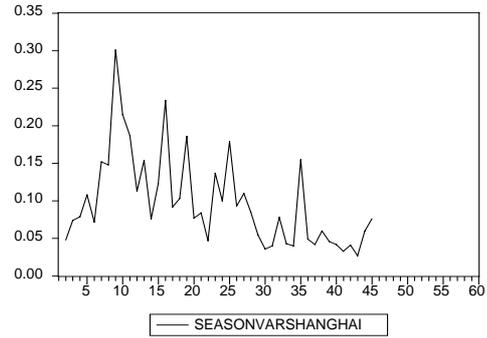


图 5

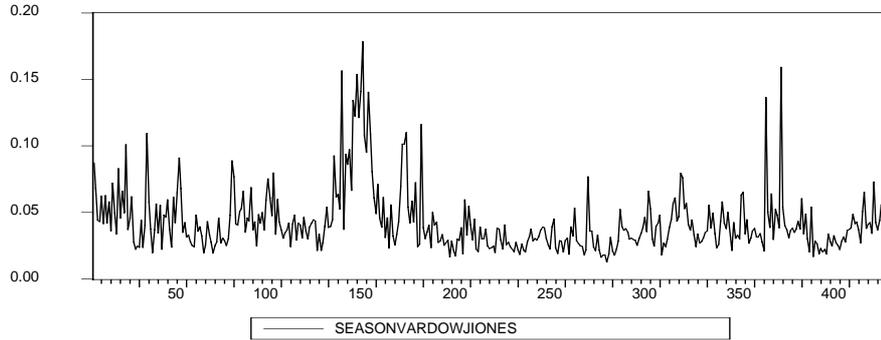


图 6

上述三个指数的季度 VaR 的分布密度图形如图 7-图 9。

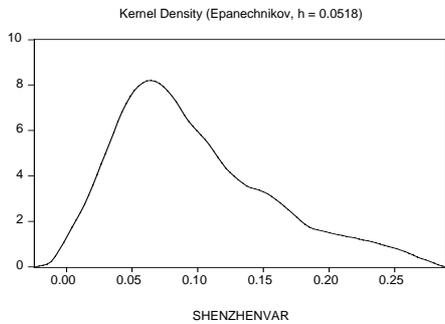


图 7

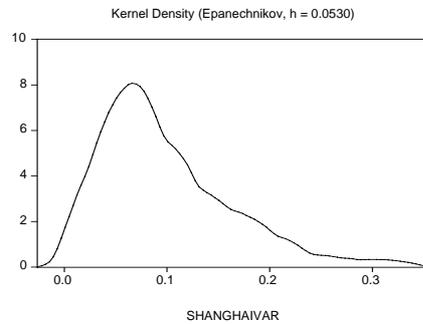


图 8

鉴于上述密度函数图象与 Γ 分布密度函数图象相似，因此，我们尝试使用 Γ 分布来刻画 VaR 的分布。 Γ 分布表示如下：假设 $X \sim \Gamma(\alpha, \lambda)$ ， $\alpha > 0, \lambda > 0$ 。其分布密度函数如下：

$$f(x, \alpha, \lambda) = \begin{cases} \frac{\lambda^\alpha}{\Gamma(\alpha)} x^{\alpha-1} e^{-\lambda x} & x > 0 \\ 0 & x \leq 0 \end{cases}$$

Γ 分布的具有如下性质： $E(X) = \frac{\alpha}{\lambda}$ ， $Var(X) = \frac{\alpha}{\lambda^2}$ ，

参数估计如下：
$$\hat{\alpha} = \frac{(\bar{X})^2}{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2}, \quad \hat{\lambda} = \frac{\bar{X}}{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2}。$$

经计算我们可以得出上述指标的参数估计。

$$\hat{\alpha}_{shenzhen} = 3.00, \quad \hat{\lambda}_{shenzhen} = 30.93; \quad \hat{\alpha}_{shanghai} = 2.58, \quad \hat{\lambda}_{shanghai} = 26.34;$$

$$\hat{\alpha}_{dowjones} = 3.21, \quad \hat{\lambda}_{dowjones} = 74.65。$$

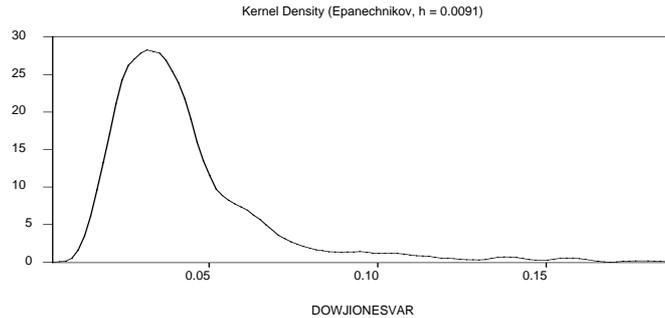


图 9

下面，我们要检验 Var 的总体分布是否为 Γ 分布，这里我们采用 χ^2 -检验法。假设样本来自分布函数为 $F(x)$ 的样本。首先，根据样本的范围，把 $(-\infty, +\infty)$ 分成 k 个不相交的区间： $-\infty = t_0 < t_1 < \dots < t_k = +\infty$ （组距可以相等也可以不相等，组数一般是 7-14 个）。并且要求落入每个区间的样品个数不少于 5 个。以 v_i 记落入区间 (t_{i-1}, t_i) 的样品个数，并计算出各组的理论概率 p_i ：

$$p_i = F(t_i) - F(t_{i-1})$$

这里

$$p_1 + p_2 + \dots + p_k = 1; v_1 + v_2 + \dots + v_k = n$$

我们选取统计量 $\chi^2 = \sum_{i=1}^k \frac{(v_i - np_i)^2}{np_i}$ 来作差异的度量。可以证明：当 $n \rightarrow \infty$ 时不论 $F(x)$ 是

什么样的分布函数，统计量 $\chi^2 = \sum_{i=1}^k \frac{(v_i - np_i)^2}{np_i}$ 的极限分布是自由度为 $k-1$ 的 χ^2 分布。当 n

充分大时，可近似地认为 $\chi^2 = \sum_{i=1}^k \frac{(v_i - np_i)^2}{np_i}$ 是服从 $\chi^2(k-1)$ 分布的。于是可作检验如下：

给定显著性水平 α ，查表得到 $\chi^2_\alpha(k-1)$ ，使

$$P\{\chi^2 < \chi^2_\alpha(k-1)\} = 1 - \alpha$$

然后把根据样本值算出的 $\chi^2(k-1)$ 值与 χ^2 比较，如果 $\sum_{i=1}^k \frac{(v_i - np_i)^2}{np_i} < \chi^2_\alpha(k-1)$ ，则

认为 ξ 以 $F(x)$ 为分布函数，否则拒绝。另外，在实际问题中，完全给定分布函数 $F(x)$ 是较

少的，往往需要从样本值中确定分布的某些参数。例如，上面的 Γ 分布，常常要从样本值确定分布参数 α, λ ，就是说 α, λ 也是样本值的函数，这时极限分布是自由度为 $k-3$ 的 χ^2 分布。

上面，我们已经通过样本确定了 α, λ ，其他计算结果如下：

(1) 深证指数 (表 1)：自由度 $8-3=5$ 。给定 $\alpha = 0.05$ ，查 χ^2 分布表可得： $\chi^2_{\alpha}(n) = \chi^2_{0.05}(5) = 11.071$ ，现在由样本计算得到 $\chi^2 = 4.609 < 11.071$ ，故可以认为深成指数 VaR 服从 Γ 分布，分布参数 $\hat{\alpha}_{shenzhen} = 3.00$ ， $\hat{\lambda}_{shenzhen} = 30.93$ 。

(2) 上证指数 (表 2)：自由度 $7-3=4$ 。给定 $\alpha = 0.05$ ，查 χ^2 分布表可得： $\chi^2_{\alpha}(n) = \chi^2_{0.05}(4) = 9.488$ ，现在由样本计算得到 $\chi^2 = 8.826 < 9.488$ ，故可以认为上证指数 VaR 服从 Γ 分布，分布参数 $\hat{\alpha}_{shanghai} = 2.58$ ， $\hat{\lambda}_{shanghai} = 26.34$ 。

(3) 道琼斯工业指数 (表 3)：用同样方法，我们对 103 年的道琼斯工业指数进行了计算，我们取 $k=10$ ，同样，自由度 $10-3=7$ 。给定 $\alpha = 0.05$ ，查 χ^2 分布表可得 $\chi^2_{\alpha}(n) = \chi^2_{0.05}(7) = 14.067$ ，现在由样本计算得到 $\chi^2 = 385.18 > 14.067$ ，故可以认为道琼斯工业指数 VaR 不服从 Γ 分布。但是我们对 1991 年 4 月至 2001 年 9 月约 10 年共 42 个季度的数据进行了检验结果如表 3。

自由度 $8-3=5$ 。给定 $\alpha = 0.05$ ，查 χ^2 分布表可得： $\chi^2_{\alpha}(n) = \chi^2_{0.05}(5) = 11.071$ ，现在由样本计算得到 $\chi^2 = 6.136 < 11.071$ ，故可以认为道琼斯工业指数近 10 年的季度 VaR 服从 Γ 分布，经过样本估计，得分布参数 $\hat{\alpha}_{dowjiones} = 6.62$ ， $\hat{\lambda}_{dowjiones} = 182.41$ 。

表 1

l	区间	频数 v_i	理论概率 p_i	$\frac{(v_i - np_i)^2}{np_i}$
1	0.027 - 0.041	5	0.0836	0.474833
2	0.041 - 0.050	5	0.06794	1.614712
3	0.050 - 0.070	7	0.1671	4.72E-05
4	0.070 - 0.080	5	0.0829	0.661994
5	0.080 - 0.100	5	0.1505	0.27607
6	0.100 - 0.135	5	0.1939	1.21362
7	0.135 - 0.170	5	0.1125	0.016005
8	0.170 - 0.250	5	0.0914	0.351252
总计				4.608534

表 2

l	区间	频数 v_i	理论概率 p_i	$\frac{(v_i - np_i)^2}{np_i}$
1	0.021 - 0.041	6	0.1025	0.492262
2	0.041 - 0.051	6	0.0655	3.373325
3	0.051 - 0.075	5	0.1645	0.691993
4	0.075 - 0.081	7	0.0793	3.532534
5	0.081 - 0.109	6	0.1601	0.154842
6	0.109 - 0.180	9	0.2231	0.067897
7	0.180 - 0.302	5	0.0826	0.513115
总计				8.825968

表 3

l	区间	频数 v_i	理论概率 p_i	$\frac{(v_i - np_i)^2}{np_i}$
1	0.016 - 0.022	5	0.1079	0.047625
2	0.022 - 0.027	6	0.1381	0.006682
3	0.027 - 0.030	6	0.0944	1.044247
4	0.030 - 0.036	5	0.1896	1.103334
5	0.036 - 0.038	5	0.0585	2.625496
6	0.380 - 0.0428	5	0.1296	0.036479
7	0.0428 - 0.055	5	0.1863	1.021783
8	0.055 - 0.074	5	0.0952	0.250456
总计				6.1361

综上，上述三个证券市场的期望在险价值估计值分别为：

$$EVa\hat{R}_{shenzhen} = 0.097; EVa\hat{R}_{shanghai} = 0.098; EVa\hat{R}_{dowjiones} = 0.036 ;$$

在险价值的方差估计值分别为：

$$VVa\hat{R}_{shenzhen} = 0.0031; VVa\hat{R}_{shanghai} = 0.0037; VVa\hat{R}_{dowjiones} = 0.0002。$$

3 结 论

通过以上对深证指数、上证指数和道琼斯工业指数的 VaR 定量分析,我们可以得出如下结论:(1)从投资风险角度来看,中国证券市场的投资风险明显高于美国证券市场;(2)中国证券市场中上海证券市场的投资风险略高于深圳证券市场,但相差甚微;(3)就美国证券市场而言投资风险最近十年低于整个 100 年的风险(其在险价值的样本均值为 0.043)。从 VaR 的分布特征来看,(1)中国证券市场自成立以来季度 VaR 整体服从 Γ 分布;(2)美国整个 100 年的道琼斯工业指数的季度 VaR 不服从 Γ 分布,但近 10 年的季度 VaR 服从 Γ 分布。

参考文献

- [1] 汉密尔顿著,刘明志译. 时间序列分析 [M]. 中国社会科学出版社, 1999.
- [2] 米尔斯著,俞卓菁译. 金融时间序列的经济计量学模型 [M]. 经济科学出版社, 2002.
- [3] SAUNDERS A. Credit Risk Measurement: New Approaches to Value at Risk and Others Paradigms [M]. Wiley&Sons, 1999.
- [4] BENNINGA S, WIENER Z. Value-at-Risk [J]. Mathematica in Education and Research, 1998, 7(4).

Comparative Study of VaR in US and China Security Markets

ZHAO Zhenquan, ZHOU Baicheng, DING Zhiguo

(Quantitative Research Center of Economics, Jilin University, Changchun 130012, China)

Abstract: Nowadays, VaR has widely been accepted as an important risk measurement in financial markets. This paper emerges three statistical characteristics by using VaR to compare the security markets in US and China. In the term of investment, the risk in Chinese stock market was higher than in US; The risk in Shanghai Stock Market slightly exceeded in Shenzhen throughout the period chosen; US was experiencing a lower risk in the recent decade than the average within last 100 years. The biggest surprising is the quarterly VaR of Chinese stock markets follow Γ distribution during the entire life, whilst, VaR of DJIA 30 within recent 10 years follows Γ distribution but whole 100 years.

Key wards: VaR; EvaR; Γ distribution

收稿日期: 2003-07-06

基金项目: 国家自然科学基金项目(70173043)、教育部重大项目(2000ZDXM790010)、教育部重点项目(02JAZ790005)和教育部重大项目(02JAZJD790007)

作者简介: 赵振全(1943-),男,吉林大学数量经济研究中心主任,教授,博士生导师。