

我国指数期货保证金水平设定 方法及其实证研究

——极值理论的应用

徐国祥, 吴泽智

(上海财经大学应用统计研究中心, 上海 200433)

摘要: 指数期货保证金水平是保证指数期货安全有效运行的重要因素。文章在保证金制度其他方面既定和无套利假定下, 用极值理论研究了以全国统一 300 指数为标的的指数期货的保证金水平, 并与风险价格系数、EWMA、RiskMetrics 等其他估算方法进行实证对比, 为我国开设指数期货时保证金水平的设定提供参考。

关键词: 指数期货; 保证金; 极值理论

中图分类号: F830.9 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-9952(2004)11-0063-12

一、问题的提出

1. 指数期货保证金制度。在指数期货各种风险控制制度中, 保证金制度是相当关键的一环, 同时也是影响指数期货运行效率的重要因素。保证金制度的内容主要包括保证金计算方式、保证金结算频率、保证金计算方法、保证金水平、保证金账户管理等诸多方面。

保证金计算方式是指保证金的计算基础是采用净头寸还是总头寸, 不同基础计算而得到的保证金分别称为净额保证金和总额保证金。保证金结算频率是指保证金的每日结算次数, 大多数结算机构都是每日结算一次, 即通常的逐日盯市, 而近几年许多结算机构根据交易状况, 采用盘中盯市 (intra-day mark-to-market), 也即一日之内结算两次及以上。保证金计算方法是指保证金计算所采用的数量模型和定量方法, 目前国际市场上保证金计算方法主要有两类: 一类是基于整户风险的保证金计算程序, 如风险标准组合分析

收稿日期: 2004-09-

基金项目: 国家社科基金项目, 《我国股票指数产品创新及其风险控制研究》(02BTJ011) 和教育部优秀青年教师资助计划项目, 《我国指数期货合约模式的定量研究》的研究成果之一。

作者简介: 徐国祥 (1960-), 男, 浙江绍兴人, 经济学博士, 上海财经大学应用统计研究中心主任、教授、博士生导师;

吴泽智 (1978-), 男, 安徽金寨人, 上海财经大学统计学系博士生。

(Standard Portfolio Analysis of Risk,简称SPAN)系统和理论上的市场间保证金(Theoretical Intermarket Margin System,简称TIMS)系统;另一类是采用单一模型仅计算指数期货头寸的风险,如台湾指数期货的风险价格系数法、香港清算所的指数加权移动平均法(Exponentially-Weighted Moving Average,简称EWMA)等。保证金水平是指在综合考虑保证金计算方式、结算频率的基础上,采用合适的保证金计算方法,得到的具体保证金数量。保证金账户管理则主要是保证金账户的缴纳、提取、催缴等系列制度安排。

整个保证金制度中,保证金水平是核心,最直接地影响保证金制度的有效性。在确定保证金水平时,面临着一个利弊权衡:若确定得太低,将无法涵盖指数波动风险,影响到交易的安全运行;若确定得太高,则将增加交易成本,削弱指数期货的杠杆效应,从而影响到交易的活跃性。因此,一个折中的方法就是保证金能够在一定概率下涵盖指数波动风险。从而在保证金水平的定量研究中采用了许多统计学方法。

2. 极值理论(Extreme Value Theory, EVT)。大量实证研究表明,金融资产收益率时间序列无法通过正态性检验,往往存在肥尾(fat tail)特征,在正态性假定下进行风险测度将会大大低估风险水平。因此,对金融资产收益率序列分布尾部特征的研究就显得相当重要了。许多学者提出了用具有肥尾特征的分部模型(如 t 分布、混合正态分布模型、广义误差分布模型等)试图解决肥尾问题,但这些模型的适用条件都有一定的局限性。

极值理论是测度极端市场情况下风险的一种常用方法。它更多地采用了统计理论和方法,给出了极端条件下的在险价值(Value-at-Risk,简称VaR)与概率水平的准确描述,它可以准确地描述分布尾部的分位数,并具有解析函数形式(周开国,2002)。

极值理论模型主要包括两类:一类是传统的区块极值(Block-maxima)模型,即在连续的人为划分的各个区间段中考虑其极大观察值构成的极端事件,其分布有广义极值分布(Generalized Extreme Value,简称GEV);另一类是近年来发展起来的超门限极值(Peaks Over Threshold,简称POT)模型,即观测超越了一定人为划分的门限值的观察值以及它们所构成的极端事件,其分布有广义帕雷托分布(Generalized Pareto Distribution,简称GPD)。区块极值模型是一种经常应用于季节性分析的传统方法,它是对大量同分布的观测值分块后的极值进行建模;而POT模型则更着重考虑数值本身较少考虑时间的因素(因为可以选取要求的一段时间来进行研究),可以更加有效地使用原始数据(梁园源,2004)。本文将利用广义极值分布来估算指数期货的保证金水平,并与其他估算方法进行实证对比。

3. 国内外研究综述。国外学者对指数期货保证金水平设定提出了许多模型和数量方法。Figlewski(1984)假定标的资产的价格变动服从对数扩散

过程(logarithmic diffusion process),在考虑发出追缴保证金指令的概率(即初始保证金账户余额由于标的物的价格变化而降至维持保证金的概率)和追缴指令发出至客户补足保证金这一缓冲期间(grace period)保证金余额耗尽概率基础上,提出了计算最优维持保证金水平的违约风险侦测模型 A, Figlewski 认为此方法不仅简单,在不同合约种类间具有一致性,而且可以随市场情况变化调整保证金对合约的保障程度;Gay、Hunter 和 Kolb(1986)对 Figlewski(1984)模型作了修正,提出了违约风险侦测模型 B;Fenn 和 Kupiec(1993)认为结算公司在设定保证金时是以“最小化合约成本”为优先考虑,提出了保证金波动性比率模型。随着 VaR 技术在风险控制中的应用,相关数量方法也被引入到指数期货保证金水平的设定上来,特别是近年来极值理论开始应用于保证金水平设定的研究中。Brousard 和 Booth(1998)使用 DAX 指数期货日内资料研究股价指数行为,结果发现日内价格变动服从 Frechet 极值分布,建议在设定保证金水平时应用极值理论捕捉极端价格变动的概率,作为保证金水平的决策参考。Longin(1999)研究了 1975 年 1 月 3 日至 1994 年 6 月 30 日 COMEX 白银期货的价格行为,比较了 Figlewski(1984)所提出的价格变动为正态分布、极值分布以及实际概率分布三种模型在不同违约概率下所设定的保证金水平。此外,Kearns 和 Pagan(1997)通过实证发现在非参数方法中,Hill(1975)估计式有最好的估计特性。Cotter(2001)利用 Hill 估计式估计在欧洲交易所挂牌的数个主要股价指数期货的保证金水平,实证结果发现这些指数期货的保证金水平都是非常充分的,然而,必须针对持有不同指数期货合约的头寸设定不同的保证金水平,以反映不同合约的风险程度。

国内关于指数期货的讨论和研究一度相当热烈,许多研究者都提出了我国推出指数期货的合约规格和相关风险控制制度。施红梅、施东晖(2000)对我国指数期货的开设提出了模式设计和运作构想,认为保证金的设定一般应以涵盖一日内价格波动风险的 95%来计算,鉴于我国股票市场价格波动较大,试办股指期货交易时,其保证金比率拟设定为 10%~20%,并根据市场的波动情况随时进行调整。闽发证券研究所(2000)初步研究了我国股票指数期货的设计与运作方案,但对保证金制度未做量化研究。期货交易所研究报告(2000)中采用指数加权移动平均法计算了以中信 100 指数为标的的指数期货保证金水平。陈柏翰(2002)采用极值理论研究了 Nikkei 225、S&P 500、CAC40 和 DAX 等国际著名指数期货合约保证金水平的适度性,并认为期望损失值(Expected Shortfall)法捕捉指数极端波动的能力比广义帕雷托分布(GPD)要强。林楚雄、谢秀虹(2002)应用极值理论研究了 1998 年 7 月 21 日到 2001 年 11 月 9 日台股指数期货报酬的极值行为与保证金水平估计,实证结果表明,台股指数期货价格变动符合 Frechet 极值分布,期交所应对不同交易部位设定不同的保证金水平。叶五一、缪柏其(2003)应用改进的 Hill 估计

计算了上证指数、恒生指数、道琼斯指数、纳斯达克指数和日经指数的 VaR。

二、研究方法

1. 研究假定。由于我国指数期货尚未推出,相关制度和市场信息还是空白,因此在研究指数期货保证金水平的设定时,必须进行一些假定。这些假定主要包括以下两个方面。

(1)无套利假定。在一些指数期货保证金水平研究中,往往采用的是指数期货的收益率数据。而对于尚未推出指数期货的市场,研究者则通常用指数现货价格代替指数期货价格,这其中隐含了不考虑交易成本情况下的无套利假定,因此期货价格波动等于标的指数波动。

(2)指数期货保证金制度假定。保证金水平的影响因素除了价格波动外,还与保证金制度中的其他方面有关。因此,本文的保证金水平设定是在其他制度既定的前提下进行的。我国指数期货的保证金采用总额方法计算;结算频率为每日结算。

2. 研究方法。

(1)极值理论。假定金融资产收益率为 $r_t (= \ln(P_t/P_{t-1}))$, 则最小收益率次序统计量为 $r_{(1)} = \min_{1 \leq j \leq n} \{r_j\}$, 最大收益率次序统计量为 $r_{(n)} = \max_{1 \leq j \leq n} \{r_j\}$, 标准化的最小收益率和最大收益率分别记为 $x_{(1)} \left(= \frac{r_{(1)} - \beta}{\alpha} \right)$ 和 $x_{(n)} \left(= \frac{r_{(n)} - \beta}{\alpha} \right)$ 。

最大值序列的广义极值分布模型为:

$$H_{\xi}(x) = \begin{cases} \exp(1 - (1 + \xi x)^{-1/\xi}) & \xi \neq 0 \\ \exp(-e^x) & \xi = 0 \end{cases}$$

其中, α 为尺度参数 (scaling parameter)、 β 为位置参数 (location parameter)、 ξ 为形态参数 (shape parameter)、 $\tau (= -1/\xi)$ 为尾部指数 (tail index)。当 $\xi < 0$ 、 $\xi = 0$ 或 $\xi > 0$ 时, 分别为 Weibull 分布、Gumbel 分布和 Frechet 分布。Frechet 分布具有肥尾特性, 适合拟合金融资产收益率分布。

可见拟合广义极值分布需要估计三个参数: α 、 β 和 τ , 而其中最关键的是尾部指数 τ 。估计方法主要分为两类: 参数估计方法 (如极大似然估计法和回归估计法) 和非参数估计方法 (如 Hill 法和 VaR-x 法)。由于非参数方法不需要假设服从某种确切的分布而直接估计尾部指数, 因此其估计比极大似然法更为有效 (Jansen 和 De Vries (1991))。Danielsson 和 De Vries (1997) 也指出在非正态分布条件下, 非参数方法比参数方法的偏误与均方误要小。本文将用非参数方法来估计尾部指数。

Hill 估计法对尾部指数的估计过程如下:

将期货收益率的绝对值按降序排列得到序列 $\{r_i\}$, 然后利用最大的 m 个次序统计量计算出尾部指数 τ 的一阶矩估计值, 计算公式如下:

$$\hat{\tau} = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m (\ln r_i - \ln r_m)$$

其中 m 为尾部收益率个数。该估计值计算相当简单,但其重大缺陷就是尾部指数 τ 的估计值依赖于 m 的正确选取,因此 Hill 估计对 m 的选取具有不稳健性。Phillips 等(1996)提出最合适的尾部收益率数目 m 的确定原则为使尾部指数估计值的均方误最小,其计算公式为: $m = \lceil \lambda n^{2/3} \rceil$, 其中 $\lceil \cdot \rceil$ 为高斯符号, Hall 和 Welsh(1985)证明参数可用如下公式估计:

$$\hat{\lambda} = \left| \frac{\hat{\tau}_2}{\sqrt{2} \left(\frac{n}{m_1} \right) (\hat{\tau}_1 - \hat{\tau}_2)} \right|^{\frac{2}{3}}$$

$\hat{\tau}_1$ 和 $\hat{\tau}_2$ 分别是取尾部收益率数目为 $m_1 = \lceil n^A \rceil$ ($0 < A < 2/3$) 和 $m_2 = \lceil n^B \rceil$ ($2/3 < B < 1$) 时计算出的 τ 估计值。而 Phillips 等(1996)的实证结果指出 $0.5 \leq A \leq 0.65$ 和 $0.8 \leq B \leq 0.95$ 为 m 估计的最佳区间,并建议在确定尾部观测值个数时, A 和 B 分别取 0.6 和 0.9 , Dumouchel(1983)又提出尾部观测值个数不得超过观测值总数的 10%。

Huisman、Koedijk 和 Pownall(1997, 1998)认为运用 Hill 方法估计尾部指数时,需要很大的样本资料方可获得精确的估计,在小样本情况下容易发生偏误。Huisman 等(1998)对 Hill(1997)的估计方法进行了修正,提出了 VaR-x 法。该方法假定收益率为 t 分布,且运用极值理论来估计收益率分布的尾部指数。在运用 VaR-x 法时,得到 t 分布自由度(即尾部指数的倒数)的估计后,即可获得 t 分布的尾部概率分布。该方法下尾部指数的估计方法为:

首先用下式得到 (τ, m) 序列, 然后进行回归估计以得到修正的尾部指数估计指数 τ 。

$$\tau(m) = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m (\ln R_i - \ln R_{m+1})$$

$$\tau(m) = \beta_0 + \beta_1 m + \epsilon; m = 1, 2, \dots, n/2$$

Huisman 等(1998)建议尾部指数 m 为观测值总数的一半。Huisman、Koedijk 和 Pownall(1997, 1998)等定义的尾部指数的最合适估计值即为回归方程的截距项 β_0 。在得到尾部指数估计值后,就可以对保证金水平进行估计。Hill 法和 VaR-x 法下保证金水平的估计分别为:

$$M_{\text{Hill}} = R_{(m)} \left(\frac{m}{n \times p} \right)^{\tau}$$

$$M_{\text{VaR-x}} = (\sigma t^* \sqrt{1 - 2\tau} + \mu)$$

其中, n 为收益率观测值个数; m 为尾部收益率观测值个数; p 为违约发生概率; $R_{(m)}$ 为第 m 个期货收益率; σ 为收益率分布的标准差; t^* 为一定违约概率下自由度为 $\frac{1}{\beta_0}$ 的 t 值; μ 为收益率分布的平均值。

Loretan 和 Phillips(1994)提出的统计量 V 可以检验左尾和右尾的尾部指数是否相同,如果相同,则可以对多头和空头采用相同的保证金水平;反之则应设定不同的保证金水平。 V 统计量公式如下:

$$V = \frac{(\tau_+ - \tau_-)^2}{\sqrt{\frac{\tau_+^2}{m_+} + \frac{\tau_-^2}{m_-}}}$$

(2)其他方法。

①风险价格系数法。台湾期货交易所保证金计算方法为:结算保证金=合约价格×风险价格系数;这里的风险价格系数实质上也就是保证金比率。风险价格系数用来衡量合约价格变动的大小,其估计方法为:第一取过去 30 天、60 天和 90 天三个样本区间的价格变化率;然后假定合约收益率服从的分布(如正态分布),并估计置信度 99.7% 下收益率在一天内变动的置信区间 $R_i = \max(|AX_i - 3 \times SX_i|, |AX_i + 3 \times SX_i|)$ ($i=30, 60, 90$);最后风险价格系数为 $\max(R_{30}, R_{60}, R_{90})$ 。

②EWMA 方法。2000 年 1 月 25 日香港清算所(HKCC)将确定保证金水平方法由基于变动率指标的简单移动平均法(Simple Moving Average, SMA)改为指数加权移动平均法(Exponentially Weighted Moving Average, EWMA)。该方法根据历史数据来预测期货合约的价格波动,保证金水平计算方法为:

$$M = |\mu_t| + z_{\alpha/2} \times \sigma_t$$

$$\mu_t = \frac{\sum_{i=1}^n \lambda^{i-1} r_{t-i}}{\sum_{i=1}^n \lambda^{i-1}}; \sigma_t = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n \lambda^{i-1} (r_{t-i} - \mu_t)^2}{\sum_{i=1}^n \lambda^{i-1}}}$$

其中, μ_t 为指数期货收益率的指数加权移动平均; σ_t 为收益率的波动率; λ 为衰减因子(decay factor); n 为用于估计波动性的历史交易数据的数目。香港交易所通常取值为 0.96, n 取 90 个交易日,涵盖概率为 99.74%。

③RiskMetrics 方法。RiskMetrics 模型是简单 VaR-x 法的一种,该模型假定收益率服从条件正态分布。若期货合约日收益率 r_t 的概率密度函数为 $f(x)$, 违约概率为 $1-\alpha$, 则股票指数期货保证金水平确定的基本方法为:

$$M = e^{\mu + z_{\alpha/2} \sqrt{h_t}} - 1$$

其中 h_t 为第 t 期的条件方差(conditional variance)。计算关键在于确定收益率的方差,实践中多采用 EWMA 方法和 GARCH 方法计算条件方差。

若收益率均值为 0, 则条件方差的计算方法为:

$$\text{EWMA: } h_t = \lambda h_{t-1} + (1-\lambda) r_{t-1}^2$$

$$\text{GARCH: } h_t = \alpha_0 + \alpha_1 r_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1}$$

其中 EWMA 方法可以视为 GARCH 方法在 $\alpha_0 = 0, \alpha_1 + \beta_1 = 1$ 时的特例。

3. 回测检验(backing test)。回测检验是将各种方法估算的保证金水平和实际发生的历史价格波动进行对比,这样我们可以得到各种方法下指数期货收益率溢出保证金水平的个数,从而检验保证金水平能否涵盖既定概率下的市场波动。

三、实证分析

1. 数据来源。徐国祥、檀向球(2001)研究了我国指数期货合约标的的选择,并实证编制了全国统一股价指数,认为全国统一 200 指数和全国统一 300 指数适合于作为指数期货标的指数。本文将我国指数期货标的确定为全国统一 300 指数,以便投资者可以在沪深两市进行避险操作。数据时间跨度为 1999 年 12 月 30 日到 2004 年 6 月 30 日,其走势图见图 1。

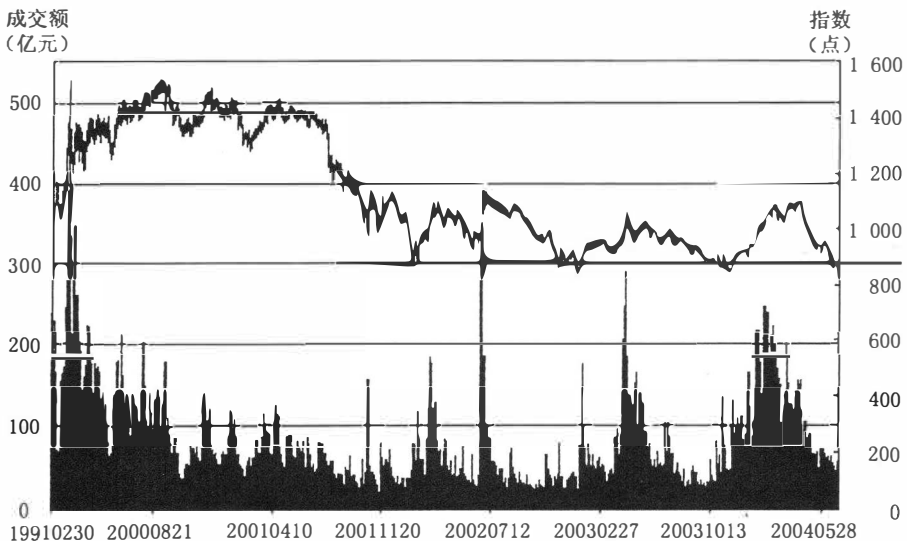


图 1 全国统一 300 指数走势图

2. 正态性检验。本文利用 EIEWS4.0 软件对全国统一 300 指数 2000 年 1 月 4 日至 2004 年 6 月 30 日一共 1 073 个日收益率数据进行研究。从图 2 中可以看出,收益率的波动存在异方差。从表 1 中列出的收益率序列的基本描述统计量可以看出,左尾和右尾的观察值分别有 535 个和 538 个,峰度值说明收益率序列分布存在尖峰(leptokurtic)特征,JB 统计量也明显拒绝了收益率序列的正态性假定,这些都是极端价格波动所引起的。若在收益率为正态分布的假定下计算保证金,则会低估保证金水平。从收益率序列的自相关(ACF)和偏自相关(PACF)图(图 3)来看,序列为平稳序列,无需差分。

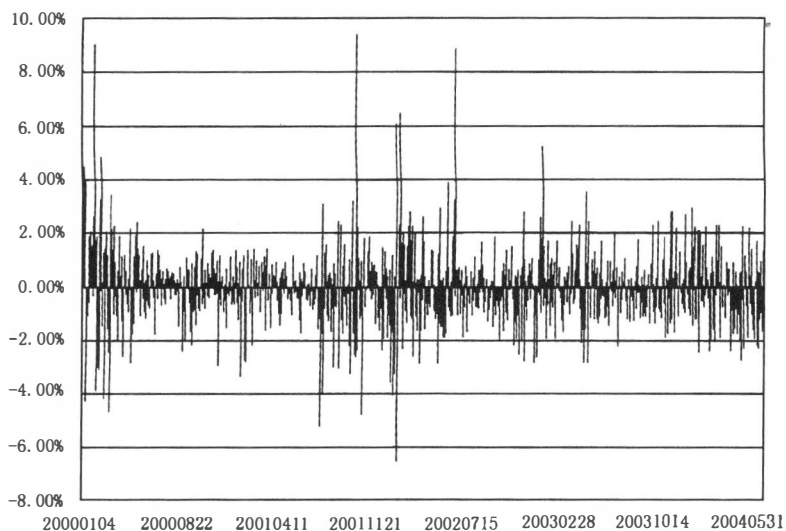


图 2 全国统一 300 指数收益率

表 1 全国统一 300 指数描述统计量

	全部	左尾	右尾
观察值数目	1 073	535	538
平均值	-0.0002	-0.0095	0.0091
标准误差	0.0135	0.0088	0.0106
最小值	-0.0657	-0.0657	0.0001
最大值	0.0938	0.0000	0.0938
全距	0.1595	0.0657	0.0938
偏度	0.8309	-1.9229	3.6803
峰度	10.3996	8.4882	24.0836
Jarque-Bera	2 571.403	1 001.137	11 179.080

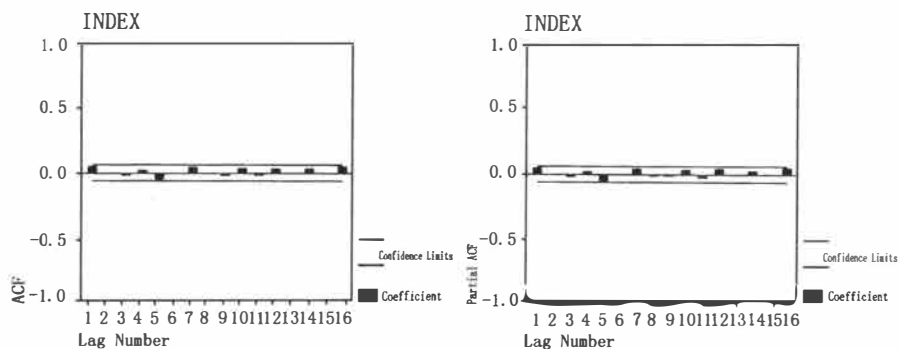


图 3 全国统一 300 指数自相关和偏自相关图

在接下来的实证研究中,本文假定违约概率为1%,即保证金水平可以涵盖99%的价格波动。

3. 用极值理论确定的保证金水平。本文利用 Phillips 等(1996)提出的 m 最佳估计区间,将 A 分别取 0.5、0.55、0.6 和 0.65, B 分别取 0.8、0.85、0.9 和 0.95,利用全部观测值,计算得到 16 个尾部指数的估计值及相应的保证金水平。从图 4 中可以看出,当 $A=0.6$ 、 $B=0.9$ 时,保证金水

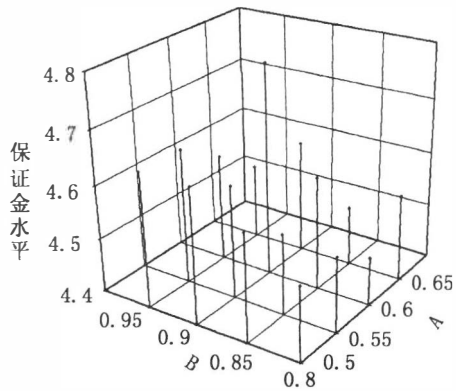


图 4 不同 AB 取值下的保证金水平

平最高,为 4.7949%,其对应的尾部收益率数目为 19。出于谨慎原则考虑,本文就采用这一 AB 值进行 Hill 方法下的保证金水平估算。而 VaR-x 方法下的尾部观测值数目则采用观测总数的一半。

表 2 为采用 Hill 估计法和 VaR-x 法估计的尾部指数及指数期货保证金水平。从估算结果可以看出,尾部指数均为正数,因此收益率分布属于 Frechet 分布,具有肥尾特征。而从左尾和右尾的保证金水平差额来看,VaR-x 方法要小一些,这是由于在样本资料不多的情况下,Hill 估计存在偏误。

表 2 尾部指数及保证金水平估计值

		m	$\hat{\tau}$	保证金水平	V 统计量
Hill	全部	19	0.3682	4.7949%	0.1473
	左尾	13	0.2994	4.2265%	
	右尾	18	0.4392	5.0309%	
VaR-x	全部	537	0.2697	5.3285%	0.4401
	左尾	268	0.2175	4.0054%	
	右尾	269	0.3193	4.6527%	

再从 V 统计量的计算结果来看,在 0.05 的显著性水平下,这两种方法计算的尾部指数在左尾和右尾之间并无显著差异,因此不必对不同交易部位设定不同的保证金水平。

4. 用其他方法确定的保证金水平。其他三种方法估算保证金水平时所涉及的参数的估计值或设定值如下:

(1)EWMA: 衰减因子 λ 取 0.96,用于估计波动性的历史交易数据的数目 n 取 90 个交易日。

(2)RiskMetrics:EWMA 法中的衰减因子 λ 取 0.96,GARCH 法中实际拟合模型为 GARCH(1,1),各参数的估计指数为 $\hat{\alpha}_0=0.000007$ 、 $\hat{\alpha}_1=0.1623$ 、 $\hat{\beta}=0.8120$ 。

其他三种方法的实际估算结果见图 5。从表 3 对比结果看,由于极值理

论方法侧重尾部行为的衡量,其估算的保证金水平明显高于其他方法。

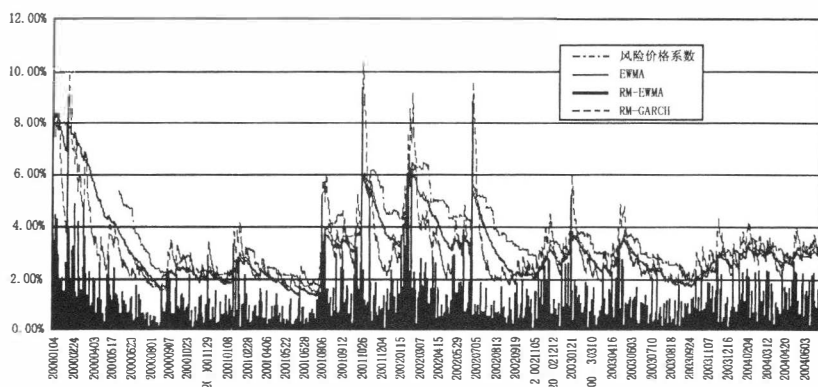


图5 其他方法估算的保证金水平

表3 各方法估算的保证金水平比较

方法	2004年6月30日保证金水平
Hill	4.7949%
VaR-x	5.3285%
风险价格系数	3.1576%
EWMA	3.1810%
RM-EWMA	2.9369%
RM-GARCH	3.1428%

5. 回测检验。表4列出了各种估算方法的2002年1月4日到2004年6月30日的回测检验结果。这一阶段左尾和右尾分别有311个和283个交易日。可见,在违约概率为1%的情况下,有正态性假定的估算方法(风险价格系数、EWMA、RiskMetrics)都低估了价格波动风险,价格波动超出保证金水平的交易日数目明显高于1%。而极值理论估算的保证金水平均很好地涵盖了99%的价格波动风险。

四、结论

本文在保证金制度其他方面既定和无套利假定下,利用2000年1月4日至2004年6月30日全国统一300指数日收益率数据,运用极值理论研究了我国指数期货保证金水平的设定,并与其他估算方法进行了实证对比。通过实证研究,本文得出以下结论:

1. 收益率序列并不服从正态分布。收益率序列的峰度值为10.3996,说明存在尖峰特征;JB统计量为2571.403,也明显拒绝了收益率序列的正态性假定。

2. Hill方法和VaR-x方法得到的尾部指数的估计值分别为0.3682和0.2697,均大于零,说明收益率序列的极值分布属于Frechet分布。

3. 极值理论的 Hill 方法和 VaR-x 方法估算的 2004 年 6 月 30 日的保证金水平分别为 4.7949% 和 5.3285%, 而其他方法的估算值在 2.9%~2.2% 之间。再从 2002 年 1 月 4 日到 2004 年 6 月 30 日的回测检验来看, 在违约概率为 1% 的情况下, 其他含有正态性假定的估算方法都低估了价格波动风险, 价格波动超出保证金水平的交易日数目明显高于 1%; 而极值理论估算的保证金水平均很好地涵盖了 99% 的价格波动风险。

4. 用 Hill 方法和 VaR-x 方法对左尾和右尾指数进行分别估计, 左尾指数分别为 0.2994 和 0.2697 (由此估算的保证金水平分别为 4.2265% 和 4.0054%), 右尾指数分别为 0.4392 和 0.3193 (由此估算的保证金水平分别为 5.0309% 和 4.6527%)。V 统计量检验表明左尾指数和右尾指数在 99% 的置信水平下并无显著差异, 因此交易所无须针对不同交易部位设定不同的保证金水平。这也是目前国际指数期货交易保证金设定的通行做法。

与其他方法相比, 极值理论方法也存在一定缺陷, 如对数据资料的需求相对较大, 尤其是 Hill 估计法需要大量的历史资料以得到较精确的尾部指数估计; 由于注重极端价格波动, 某一日价格极端波动将对保证金水平产生较长时间的影响。但是, 从安全与效率权衡的角度考虑, 极值理论方法估算的保证金水平比较稳健和有效。

最后值得强调的是, 所有这些估算方法对极端事件不可能作出预先反应, 因此虽然建立了逐日盯市制度, 设定了较谨慎的保证金水平, 但是当市场出现价格异常波动时, 交易所应在一日多次盯市, 并要制订临时提高保证金水平的应急措施, 以保障股票指数期货的安全运行。

表 4 回测检验

方 法	多 头		空 头		合 计	
	溢出 交易日数	溢出比例	溢出 交易日数	溢出比例	溢出 交易日数	溢出比例
Hill	1	0.3215% (0.8854)	4	1.4134% (0.2423)	5	0.8418% (0.6509)
VaR-x	1	0.3215% (0.8854)	3	1.0601% (0.4596)	4	0.6734% (0.7881)
风险价格系数	1	0.3215% (0.8854)	9	3.1802% (0.0001)	10	1.6835% (0.0470)
EWMA	6	1.9293% (0.0498)	14	4.9470% (0.0000)	20	3.3670% (0.0000)
RM-EWMA	2	0.6431% (0.7365)	11	3.8869% (0.0000)	13	2.1886% (0.0018)
RM-GARCH	6	1.9293% (0.0498)	11	3.8869% (0.0000)	17	2.8620% (0.0000)

注: 括号内为检验溢出比例是否为 1% 的 p 值。

参考文献:

- [1]陈柏翰. 价格极端波动下的谨慎保证金政策[C]. 台湾中央大学硕士论文, 2002.
- [2]梁园源. 引入信度理论改进 VaR 体系初探[C]. 第三届中国经济学会年会论文, 2004.
- [3]施红梅, 施东晖. 股票指数期货: 模式设计和运作构想[J]. 证券市场导报, 2000, (5).
- [4]田宏伟, 詹原瑞, 邱军. 极值理论(EVT)方法用于受险价值(VaR)计算的实证比较与分析[J]. 系统工程理论与实践, 2000, (10).
- [5]徐士敏, 徐雯岚. 融化 GOLDEN 台湾地区股价指数期货[M]. 北京: 经济科学出版社, 2002.
- [6]詹原瑞, 田宏伟. 极值理论(EVT)在汇率受险价值(VaR)计算中的应用[J]. 系统工程学报, 2000, (1).
- [7]谢秀虹. 台湾期货市场保证金水准设定之研究[C]. 台湾高雄第一科技大学硕士论文, 2002.
- [8]徐国祥, 檀向球. 全国统一指数编制研究——指数期货标的物选择实证分析[J]. 统计研究, 2001, (9).
- [9]周开国, 缪柏其. 应用极值理论计算在险价值(VaR)——对恒生指数的实证分析[J]. 预测, 2002, (3).

The Method to Set Margin Levels of Index Futures and Its Empirical Study ——The Application of EVT

XU Guo-xiang, WU Ze-zhi

*(The Research Center for Applied Statistics, Shanghai University
of Finance and Economics, Shanghai 200433, China)*

Abstract: The index futures margin level is an important factor to ensure the safe and efficient trading of index futures. On the assumption that other aspects of margin system are fixed and non-arbitrage argument is satisfied, the paper uses EVT to research the margin levels of China index futures with the China unified 300 index as tender, and makes empirical comparison with other calculation methods, such as risk coefficient, EWMA, RiskMetrics. The purpose of this study is to provide a reference to the margin setting when China index futures is launched.

Key words: index futures; margin; EVT