

宏观经济变量影响下的银行极端操作风险研究^①

杨 青¹, 张亮亮², 魏立新¹

(1. 复旦大学经济学院金融研究院, 上海 200433;
2. 光大证券股份有限公司风险管理部, 上海 200040)

摘要: 操作风险管理是当前金融和监管机构密切关注的焦点, 但其低频高危数据的严重缺失一直阻碍着极端操作风险度量模型的应用。本文构建了考虑发生频度的复合泊松过程应用模型, 从广义帕累托分布(GPD)与广义极值分布(GEV)两种角度度量商业银行的极端操作风险。通过采用国际活跃银行的资本市场数据, 基于宏观经济变量影响的 Fama-French 多因素模型, 剥离传统的市场风险、信用风险以及流动性风险等获得综合操作风险极端数据, 模拟测度外部事件影响下的银行极端操作风险发现: 基于 POT(过阈值峰值模型)方法估算的 OpCVaR(操作风险的条件在险价值)高于其累积的在险价值, 而 BMM(分块极值模型)方法提供了一定期限内金融机构的最大损失额频度; 且实证分析发现中资银行就其外部宏观经济影响下的极端操作风险而言普遍低于其国际同行, 但排除此次金融危机的系统性影响, 则国际活跃银行的风控能力更稳定, 这对改善我国银行操作风险管理及监管极具实践意义。

关键词: 极端操作风险; Fama-French 模型; OpCVaR; POT; BMM

中图分类号: O211; F831.59; F830.99 文献标识码: A 文章编号: 1007-9807(2012)06-0082-15

0 引言

作为一个高风险行业, 对风险的防范、管理和化解是银行业发展的永恒主题。操作风险的概念是在 COSO1991 年的报告中被正式提出, 但直到 20 世纪 90 年代中期, 英国巴林银行和大华证券巨额损失事件后, 国际金融机构才意识到操作风险的重要性, 并开始关注其识别、衡量和控制问题。Cruz^[1] 研究发现, 银行收益或损失的波动中, 有 50% 来自信用风险, 15% 为市场风险, 其他 35% 则主要来自于操作风险。2006 年以来的次贷危机等引发的雷曼兄弟等破产案显示了操作风险的破坏力, 并表明结构性金融资产改变了传统金

融风险特征, 操作风险衡量存在严重准备不足, 创新金融产品对银行风险管理提出了新挑战, 无论是金融监管还是金融服务机构都加大了对操作风险等的管理和控制力度。

目前, 人们对于操作风险的管理有些滞后, 但是这并不意味着操作风险所造成的损失要小于市场风险或信用风险等造成的损失。恰恰相反, 由操作风险引发的巨额损失事件层出不穷^②, 这一系列严重的操作风险事件使国际金融界认识到了操作风险对于银行业的重大意义。国际上, 自巴塞尔协议 II 提出国际活跃银行对操作风险进行资本监管协议以来, 新的巴塞尔协议 III(2010) 建议稿更加注重这一要求, 在以提高银行业的稳健性或审

① 收稿日期: 2011-03-04; 修订日期: 2012-01-04.

基金项目: 国家自然科学基金资助项目(70702028); “浦江人才”计划资助项目。

作者简介: 杨 青(1973—), 女, 湖南岳阳人, 博士, 副教授。Email: qyang@fudan.edu.cn

② 自 1995 年英国巴林银行因外汇交易欺诈事件损失 8.6 亿英镑破产之后; 大和银行因未经授权交易导致 11 亿美元的操作风险损失; 联合爱尔兰银行因外汇交易员诈骗损失约为 7.5 亿美元; 纽约银行在“9.11”事件中损失 1.4 亿美元; 法国兴业银行未经授权的交易损失 49 亿欧元; 2008 年雷曼兄弟由于采用过高的杠杆比率在金融风暴中破产以及麦道夫高达 500 亿美元的“庞氏骗局”损失案。

慎经营为目标的监管要求下,提出了对度量非正态分布如操作风险等度量模型方法改进的要求,如美国要求资产达到2500亿美元或者外汇风险暴露达100亿美元的金融机构均要执行这一协议。对操作风险进行有效监管的迫切要求成为了国际风险管理的焦点。

学术界和银行从业者对于操作风险管理的研究逐步加强,但是国内银行业还未全面引入操作风险概念,其对操作风险尚未有一个全面、系统的认识。我国由于体制、管理水平、人员素质等方面的原因以及银行内部治理结构存在的严重缺陷,国内无论是国有商业银行还是股份制银行,因内外部欺诈及内部人员违规操作、道德风险等原因造成损失的案件接连不断,每次事故给相关金融机构带来少则几十万,多则几十个亿的损失,其在商业银行风险中的比重远大于国际同行的水平^③。鉴于这些大案给银行带来的损失,我国银行业从监管当局到各大银行自身开始了对操作风险管理的应有重视。

在此背景下,无论是从国内外监管当局的要求,还是从全球银行业的风险管理趋势或是商业银行自身发展的需要来看,加强操作风险的度量与管理都具有极其重要的现实意义,为操作风险分配监管资本是大势所趋。由此,加强操作风险的研究,通过事前防范减少操作风险损失,对于我国银行业的发展具有现实而深远的意义。

1 研究综述

操作风险指“由不恰当或失败的内部处理,由人员或系统以及外部事件导致损失的风险”^④,这种损失分布存在非连续性、厚尾等特点,即一些低频/高严重程度的操作损失会对金融机构造成巨大的损失和破坏,并进而引发战略风险与声誉风险等连锁反应。当前操作风险已经引起了各金

融机构的高度关注,对操作风险的管理逐渐呈现模型化趋势;然而,鉴于操作风险的非连续性与厚尾特征,实际中高危数据量少,尤其是对非预期损失的数据难以收集和分析,如何度量并进行有效管理是当前金融机构普遍面临的难题。

国外对操作风险管理的研究主要集中在操作风险的度量技术、监管的资本要求等方面。通常而言,其度量操作风险有两种思路:一种是自上而下法,如多因素权益定价模型、资本资产定价模型、收入\支出模型和操作杠杆模型等。这种方法从宏观经济金融因素估算操作风险,不确认损失事件或损失原因,对监管者适用;另一种自下而上的方法是从企业运作微观角度识别内部事件并纳入资本要求计算的一种方法,如因果模型与贝叶斯网络模型、精算模型和过程依赖模型等,这是经营者关注的视角,适用于各金融机构风险管理与控制部门^[2]。

量化模型研究方面集中于内部操作风险度量,如Wilson^[3]提出采用JPMorgan公司开发的VaR技术及损失分布法测算操作风险的资本要求;但鉴于VaR不满足风险度量的一致性要求,难以度量操作风险的厚尾分布;对此,McNeil^[4]采用极值理论(EVT)应用于操作风险量化管理;Medova和Kyriacou^[5]进一步采用该思路对1998年俄罗斯金融危机前后欧洲投资银行的交易数据进行实证分析,验证了极值理论在度量操作风险上的准确性,但认为损失数据的不足制约了该方法的广泛应用;King^[6]提出Delta-EVT模型,运用损失分布法和极值理论来测算包括“高频低危”和“低频高危”两类事件在内的全面操作风险资本要求,对操作风险资本要求的测算进行了思路和实证上的探索;Horbenko等^[7]建议采用最优稳健性过程,如最偏稳健性估计、最优均方误差估计以及有效半径最小估计法等引入GPD后尾分布

^③ 2005年深圳发展银行总行违规贷款达15亿人民币;南海华光74.21亿元骗贷大案;工商银行上海外高桥支行姚康达7141万元个人住房贷款案,其成都某支行由于系统漏洞导致2000万人民币错误转账;交通银行锦州分行2.21亿元不良贷款案等事件。

^④ 英国银行业协会2001年提出,国际结算银行2001年采用,广泛接受的定义囊括了法律风险,但排除了战略风险和声誉风险。本文基于巴塞尔协议(2004)年的广义概念,涵盖了难以剥离的策略风险和声誉风险,并突出外部因素变化,包括外部欺诈、政策、监管等引起的经营环境的变化,自然灾害等不可预测的突发事件导致的潜在极端风险,即支持外部宏观因素影响下的以操作风险为主的综合性极端风险。

数据的模拟过程; 针对操作风险数据缺失的情形, 其他如对与 IT 相关的操作风险采用 IT 治理进行 OpRisk 风险管理的建议^[8]、综合利用银行内部信用风险, 市场风险和操作风险损失的相关度预测银行的总体风险^[9]、综合考虑损失数据的概率统计技术和极值领域的新技术^[10]以及采用指数加权分位数回归的方法度量收益率分布中的尾部期望损失^[11]等。

国内对操作风险管理量化方法的研究还处于介绍和探索阶段, 如钟伟等^[12]回顾了操作风险量化技术的发展, 对操作风险度量模型方法进行分类和评述; 陈学华等^[13]分析了 POT 模型等极值理论在商业银行操作风险度量中的应用, 对我国银行业“低频高危”型极端事件的操作风险测算提供了理论思路。宏观经济影响方面, 魏宇^[14]对我国资本市场的厚尾特性进行了分析, 认为可用极值理论模型进行相关风险测度; 林宇^[15]等指出无论是中国新兴市场还是西方成熟发达市场, 其金融收益厚尾分布特征明显, 极值理论的有效运用可测度出金融市场动态极值风险; 温红梅和姚凤阁^[16]提出采用 CVaR 度量操作风险是目前可以采用的较为有效的风险度量与控制方法; 李悦雷等^[17]基于多种极值分析方法, 计算出我国资本市场相关产品其极值相关性的强弱关系, 并给出了相应的股指期货操纵防范的策略。

考虑到数据的难获取性以及商业银行对内部操作交易数据的保密性要求, 而且内部数据主要集中于“高频低危”段数据; 对此, 本文拟采用 Allen 和 Bali^[18]建议的自上而下的操作风险度量思路。该研究考察了宏观经济环境中经济周期模式对操作风险的影响, 发现操作风险参数分布与一般美国宏观经济环境变量如汇率、股票市场指数、消费价格指数、利率、货币供应量等会同时变动且强烈相关, 从而将操作风险界定为考虑信用风险和市场风险后的其它风险。进一步地, 他们在 2007 年利用 GPD 分布与 SGED 分布模拟了全球市场中主要股票收益的操作风险尾部分布, 并利用 22 项宏观经济指标来度量信用风险、利率风险、外汇风险以及市场风险等, 则收益的误差为操

作风险。研究支持经济社会中的一些重要环境经济变量对操作风险有重要影响作用, 建议予以考虑。基于国际活跃商业银行与国内代表性商业银行的资本市场数据, 采用三因素模型, 剥离传统的市场风险、信用风险以及流动性风险, 采用 OpVaR 和 OpCVaR 等不同方法分析宏观经济因素对商业银行操作风险的影响, 以期获得有效度量我国商业银行操作风险的方法, 为改善我国银行操作风险管理提供模型支持。对此, 本文研究的贡献在于: 1) 构建了商业银行操作风险度量模型的应用模型与模拟过程, 并以 Matlab 编程实现为实践提供了事实支持; 2) 从 POT 和 BMM 两种风险管理思路建议操作风险度量模拟模型, 为我国银行实施操作风险的监管与自身风险自律管理提供了参考依据; 3) 从宏观经济变量影响着手, 基于 Fama-French 多因素模型, 借助传统的市场风险、信用风险与流动性风险代理变量分离出操作风险的思路, 解决了高危低频操作风险数据缺失难以验证度量模型的困境, 为有效实证检验并管理商业银行操作风险提供思路。

2 操作风险度量模型

2. 1 复合泊松过程模型(Compound Poisson Process Model)

假定操作风险总损失分布服从随机过程分布 $\{S_t\} \quad t \geq 0$ 则

$$S_t = \sum_{k=0}^{N(t)} X_k \quad X_k \stackrel{\text{iid}}{\sim} F(x) \quad (1)$$

其中 X_k 为单次损失, 其损失分布函数为 $F(x)$, 损失发生频度为 $N(t)$, 则一定时间区间的损失分布服从复合概率分布

$$P_r(S_t \leq s) = \sum_{n=0}^{\infty} P(N(t) = n) \times P(X = \sum_{k=1}^n X_k \leq s \mid N(t) = n), \quad s > 0 \quad (2)$$

其中 $N(t)$ 为一个 Poisson 过程, 其分布函数为

$$b(n) = \frac{(\lambda t)^n}{n!} e^{-\lambda t} \quad (3)$$

$N(t)$ 服从齐次泊松分布 (Homogeneous

Poisson Process , HPP) ($\lambda > 0$) 或非齐次泊松分布($\lambda(t) > 0$) 则其到达率 λ 的最大似然估计为

$$\lambda = \frac{\sum_k kn_k}{\phi}; k \text{ 为单周期内事件的数目 } n_k \text{ 为 } k \text{ 个}$$

事件的周期数目 ϕ 是周期总数目,且其泊松分布拟合度的 χ^2 检验统计量为

$$\chi^2 = \sum_k \frac{(n_k - \phi P_r(k; \lambda))^2}{\phi P_r(k; \lambda)} \quad (4)$$

$P_r(k; \lambda)$ 是参数为 λ 的泊松分布中 k 个事件的发生概率,自由度为 $\phi - 2$.

这里,若假定发生 n 次操作风险事件的总损失强度的条件分布为 $g^{(n)}(x)$, 其中 $g(x) = F(x)$; 则对 Bayesian 公式(2), 即把总情况分为 $N(t) = 0, 1, 2, \dots, \infty$, 再乘上相应的损失之和的条件分布就是总的概率分布, 那么式(2)等价于

$$\begin{aligned} \sum_{n=0}^{\infty} P(N(t) = n) \times P(X \leq x | N(t) = n) = \\ \sum_{n=0}^{\infty} b(n) \times g^{(n)}(x) \end{aligned} \quad (5)$$

即

$$P_r(x) = \sum_{n=0}^{\infty} \frac{(\lambda t)^n}{n!} e^{-\lambda t} \times g^{(n)}(x) \quad (6)$$

$$g^{(n)}(x) = P\left(\sum_{i=1}^n X_i < x | N(t) = n\right) \quad (7)$$

其中 $g^{(n)}(x)$ 可以从如下公式中递推得到

$$g^{(n+1)}(x) = \int_0^x g^{(n)}(x-y) g(y) dy \quad (8)$$

其意义在于

$$\begin{aligned} P\left(\sum_{i=1}^{n+1} X_i \leq x | N(t) = n+1\right) = P\left(\sum_{i=1}^n X_i + \\ X_{n+1} \leq x | N(t) = n+1\right) \end{aligned} \quad (9)$$

而概率 $P\left(\sum_{i=1}^n X_i + X_{n+1} \leq x | N(t) = n+1\right)$

正好是 $\sum_{i=1}^n X_i$ 和 X_{n+1} 的卷积, 由于假设二者独立,

所以卷积公式为式(8); 其中 $g^{(n)}(x)$ 是 $\sum_{i=1}^n X_i$ 的条件分布函数.

2. 2 模型实现

若采用非参数估计方法, OpVaR 被定义为在一定置信区间或分位数的损失, 即

$$\text{OpVaR}_p = F^{-1}(1-p) \quad (10)$$

这里 F^{-1} 是分位数函数, 即分布函数 F 的逆函数.

OpCVaR 模型是损失超过 OpVaR 的条件均值, 反映在特定置信区间内超额损失的平均水平^⑤. 若设 F 是损失函数, $x \in X$ 是决策向量, $y \in R^n$ 为一随机向量. 设 μ 为损失的阈值 $p(y)$ 为 y 的概率密度, 则一定条件(如 $L(x, y) < a$) 下损失函数的概率分布表示为 $F(a) = \int_{L(x, y) < a} p(y) dy$, 当置信水平为 β 时

$$\text{OpCVaR}(\mu, \beta, x) = \exp\{F | F \geq \text{OpVaR}\} = \\ (1-\beta)^{-1} \int_{F \geq \text{OpVaR}(\mu, \beta, x)} F p(y) dy \quad (11)$$

模拟关键是要算出 F , 然后用其逆选择分位数 F^{-1} .

若 $N(t)$ 的分布函数 $b(n)$ 已知, 则递归地求公式(7)

$$g^{(n)}(x) = P\left(\sum_{i=1}^n X_i < x | N(t) = n\right).$$

操作风险包括高频低危的日常损失事件及低频高危的极端尾部事件, 鉴于极端尾部事件难于测度, 这里主要解决极端风险度量问题, 并关注两种典型分布^⑥.

1) 采用 POT 方法的广义 Pareto 分布(GPD). 该方法强调超过某一阈值的观测值(超额值)的分布情况, 当阈值很大时, 在不考虑分布偏移的情形下, 这里 $g(X)$ 为广义 Pareto 分布^[19-20]

$$g(y) = \text{GPD}(y, \xi, \sigma) =$$

$$\begin{cases} 1 - (1 + \frac{\xi}{\sigma} y)^{-1/\xi} & \xi \neq 0 \\ 1 - e^{-y/\sigma} & \xi = 0 \end{cases} \quad (12)$$

然后根据公式(8) $g^{(n+1)}(x) = \int_0^x g^{(n)}(x -$

⑤ OpCVaR 可修正 OpVaR 在风险一致性方面的致命缺陷.

⑥ 通常对损失尾部分布的描述有 Lognormal 分布、Weibull 分布、Logweibull 分布、一般 GPD 分布和 Burr 分布等^[24].

$y) g(y) dy$, 递推算出 $g^{(n)}(x)$ 的各阶值, 则可计算出^⑦

$$F(x) = \sum_{n=0}^{\infty} b(n) g^{(n)}(x) \quad (13)$$

2) 采用 BMM 的 GEV 分布^[20]. BMM 方法考虑 X 在连续的时间段(如月或年)取得的极大值, 这些选择的观测值组成了极限事件, 记为区间最大值^[4]. 假定 k 时段内损失水平为 OpR^k , 分布函数为 $F(x)$, 则在一定置信区间有 $\text{OpR}^k = F^{-1}(1-p)$. $F(x)$ 的超额函数满足 Fisher-Tippett 的极值类型定理

$$F(x \mu \sigma \xi) = \exp\left\{-\left(1 + \xi \frac{x - \mu}{\sigma}\right)^{-1/\xi}\right\},$$

$\xi \neq 0$ 且 $1 + \xi(x - \mu)/\sigma > 0$; 或 $F(x \mu \sigma \xi) = \exp\left\{-\exp\left(\frac{x - \mu}{\sigma}\right)\right\}$, $\xi = 0$ (14)

μ 为位置参数, σ 为尺度参数, 总的分布就是广义极值分布(GEV)^⑧.

若上述 OpR^k 每个 k 时段内极端事件发生 1 次, 则有概率 $p = 1/k$, 采用对数似然法估计的模型为^[20]

$$\begin{cases} \text{OpR}^k = F_{\xi\sigma\mu}^{-1}(1 - 1/k), \text{OpR}^k = \\ \hat{\mu} - \frac{\hat{\sigma}}{\hat{\xi}}(1 - (-\log(1 - 1/k))^{-\hat{\xi}}), \xi \neq 0 \\ \hat{\mu} - \hat{\sigma}\log(-\log(1 - 1/k)), \xi = 0 \end{cases} \quad (15)$$

3 实证模型与分析

3. 1 金融风险多因素模型

Fama 和 French^[21] 指出可以建立一个三因子

模型来解释股票超额回报率, 这是对资产定价模型(CAPM)中 β 值单因素中未能反映的暴露风险因素的补偿^⑨. Ahern 等^[22] 指出 Fama-French 三因子模型与市场模型、市场调整模型相比, 其计算超额收益最准确; 我国廖理和沈红波^[23] 等也同样支持这一观点. 鉴于操作风险数据的难获取性, 采用自上而下的宏观经济变量影响的多因素模型将有助于解决这一银行操作风险度量的难题. 如 Allen 和 Bali^[18] 也曾建议一个包括多个宏观经济金融变量的多因素模型来透析操作风险; 这里将采用的宏观经济变量影响下的极端操作风险度量的数据采集模型公式界定如下^⑩

$$R_{Bank,t} = a + \beta_1 R_{HSIndex,t} + \beta_2 R_{BongIndex,t} + \beta_3 R_{Volume,t} + \varepsilon_t \quad (16)$$

其中 $R_{HSIndex}$ 为银行的市场风险变量(国内沪深 300 指数, 国外为标准普尔指数; 包含物价通胀指数(CPI)) $R_{BongIndex}$ 为信用风险变量(国内为中债总指数; 国外为全球抵押债券指数) R_{Volume} 为日相对交易量作为流动性的代理变量, 残差 ε_t 为操作风险引发的股票价格变动率, a β_i 为风险暴露回归系数.

进一步采用 OLS 方法对上市商业银行的股价收益率对市场风险、流动性风险、信用风险等的代理因子进行回归, 用超额收益减去上述风险及无风险利率部分的影响, 将所得残差序列作为操作风险的代理数据, 然后以各银行采集的残差数列作为其操作风险损失的严重程度, 根据操作风险尾部数据的时间段(如月或周)为发生频度, 与

⑦ 具体算法如取 $h = 0.001$ 为步长, 在 $[0, x]$ 中按照步长 h 取分点 y_i , 用求和式计算积分

$g^{(n+1)}(x) = \sum_{i=1}^{\lceil x/h \rceil} g^n(x - y_i) g(y_i) h$, 则对于每一个 x , 都可以计算出上述积分, 那么就求得了所有的分布函数 $g^{(n)}(x)$. 对式(13) 得其求

和式的 252 项: $F(x) = \sum_{n=0}^{252} b(n) g^{(n)}(x)$; 自行构造逆函数, 对其逆函数 $F^{-1}(p)$ 取 $p = 0.95, 0.99$ 就可以得到相应的分位数.

⑧ $\xi = \alpha^{-1}$ 时是 Frechet 分布; $\xi = -\alpha^{-1}$ 时是 Weibull 分布; $\xi = 0$ 时为 Gumbel 分布.

⑨ Fama-French 三因子回归模型表达式: $R_{it} - R_{ft} = a_i + \beta_i(R_{mt} - R_{ft}) + s_i \text{SMB}_t + h_i \text{HML}_t + \varepsilon_{it}$; 其中 R_{ft} 为 t 时的无风险收益率; R_{mt} 为 t 时的市场收益率; R_{it} 为资产 i 在 t 时的收益率; $R_{mt} - R_{ft}$ 为市场风险溢价, SMB_t 为 t 时市值因子的收益率, HML_t 为 t 时的账面市值比的收益率, β_i, s_i 和 h_i 为系数.

⑩ 除了市场风险、流动性风险和信用风险以外的其他风险都归于操作风险, 且三因素模型 VIF 测试的各变量值在 2.0 以下, 不存在共线性问题.

其损失严重程度进行卷积分,计算出累积极端操作风险值^⑪.

3.2 数据采集

由于现阶段国内外金融机构普遍面临着数据缺乏的问题,国内外商业银行操作风险内部损失事件的数据很难获得,尤其是操作风险的极端尾部事件数据量少、难以采集而缺乏研究;本研究是首次对我国上市中资银行操作尾部风险进行分析,同时对比国际活跃银行的操作风险,以发现操作风险的极端风险分布状况与规律。本研究采用银行股、沪深300指数、中债-总指数等日回报率以及当日总交易量时间序列数据。具体国内外最具有代表性的银行如下:(1)三家在上海证券交易所A股上市的国内银行所有交易日的数据,如中国银行(2006年7月6日—2010年8月23日)、招商银行(2002年4月10日—2010年8月23日)、浦发银行(2002年1月7日—2010年8月23日);(2)三家外资银行交易日数据,如花旗银行(1991年4月18日—2010年8月11日)、德意志银行

(2005年1月20日—2010年8月11日)和汇丰(控股)银行(2000年1月4日—2010年8月11日)。数据均来源于Bloomberg数据库;数据分析和编程采用Matlab。

3.3 模型测试与分析

1) 描述性统计分析

首先,考察各银行的综合风险和操作风险的分布特征。从表1的描述性统计可以明显看出,所有银行的综合风险和操作风险的峰度(kurtosis)都大于标准正态分布的峰度值3,各JB值更是远大于正态分布特征值5,其综合风险和操作风险分布呈现显著的厚尾特征,如花旗银行在研究期间的操作风险因素造成的大损失高达45%以上。其中,操作风险分布的偏度(skewness)、峰度以及JB值都普遍高于其综合风险值,显示其操作风险分布的极端情形更严重,同时除中国银行外,其他五家银行的偏度均小于零,综合风险及操作风险的分布左偏严重(除中国银行外,其它均为左偏)。

表1 银行操作风险指标的描述性统计

Table 1 Descriptive statistics of operational risk on banks

	活跃银行	最大值	最小值(除权数据)	均值	标准差	偏度	峰度	JB
$R(t)$	浦发银行	0.095 6	-0.401 9	-3.286 2* 10^{-5}	0.030 4	-2.323 5	32.530 3	7.769 5* 10^4
	招商银行	0.095 6	-0.363 1	1.409 8* 10^{-4}	0.027 0	-5.286 9	85.906 8	6.074 0* 10^5
	中国银行	0.096 8	-0.104 8	-9.593 5* 10^{-5}	0.022 4	0.245 8	6.583 2	5.465 5* 10^2
	花旗银行	0.456 3	-0.494 7	8.120 2* 10^{-5}	0.031 5	-0.432 1	40.922 6	2.910 5* 10^5
	德意志银行	0.221 7	-0.210 0	-1.568 9* 10^{-4}	0.033 3	-0.065 7	13.669 3	6.617 1* 10^4
	汇丰银行	0.134 6	-0.208 5	-8.070 9* 10^{-5}	0.019 1	-0.757 7	16.962 4	2.187 9* 10^4
$E(t)$	浦发银行	0.102 4	-0.405 0	2.010 2* 10^{-18}	0.024 0	-5.286 9	85.906 8	6.074 0* 10^5
	招商银行	0.089 4	-0.391 5	-3.479 7* 10^{-19}	0.019 7	-4.686 9	91.197 2	6.653 5* 10^5
	中国银行	0.085 9	-0.080 6	-9.601 1* 10^{-19}	0.013 7	1.084 3	9.928 3	2.205 9* 10^3
	花旗银行	0.349 1	-0.453 5	-4.412 7* 10^{-19}	0.024 1	-0.981 4	62.240 3	7.106 8* 10^5
	德意志银行	0.153 2	-0.195 3	4.423 5* 10^{-19}	0.019 9	-0.132 0	18.764 1	1.445 1* 10^4
	汇丰银行	0.088 7	-0.163 2	1.427 6* 10^{-18}	0.013 7	-1.032 4	18.859 8	2.837 5* 10^4

^⑪ POT方法:将残差序列 ε_t 排序,并令 $x_t = -100 * \varepsilon_t$,记为序列 $\{x_t^n\}$;利用平均超额函数或Hill图法确定阈值 μ ,令 $y_t = x_t^n - \mu$,并统计一定时间段内的频率 z_t ,通过靴带法(Bs)拟合 $\{y_t\}$ 操作风险强度GPD分布参数;利用 $\{z_t\}$ 拟合操作风险频度泊松分布参数,卷积后得到累积的操作风险损失,通过蒙特卡罗模拟可计算95%和99%的OpVaR_{0.05/0.01}和OpCVaR_{0.05/0.01};BMM方法采用式(15)测度操作风险的尾部损失值。

2) 阈值选取及 GPD 分布判定

图 1 给出了 6 家银行外部市场影响下的操作风险波动历史趋势图。从中看出自上市以来，国内浦发和招商两家同时期的商业呈现出较相似的整体特质(一个平稳期和 2006 年以来的较为频繁变动的波动期)；而同样国际上的活跃银行花旗、德意志与汇丰银行在同期内也表现出类似性(一个平稳期，次贷中的激烈波动期)。虽然我国市场在成长初期不很稳定，其波动具有其自发的自身特性，平时存在更大的不稳定性，但是从 2008 年至今的波动幅度来看，国际市场波动剧烈，国内市场则相对稳定，在危机时整体波动比世界活跃银行弱，可见我国金融市场的对外依存度虽然逐渐升高，但有鲜明的本国宏观经济特征。

各银行日收益的柱状图分布(histogram) 参见图 2。可以看出就标准化的收益而言，国外银行操作风险的尾部数据要比国内呈现出较明显地尖峰长尾分布特征(与 2007 年以来国际市场宏观经济波动相关)。其中，所选样本函数的左尾分布集

(5%) 见图 3。然而，为了满足 GPD 拟合分布特点，门槛值要求足够高；但是太高的阈值又会使得有效观测数据点减少而不足以估计出尾部分布函数的参数。因此，门槛值的选取至关重要。有鉴于此，这里本文给出两种确定门槛值 U 的方法：Hill 图法(见图 4，两种不同表述方式：下方考虑了阈值) 和平均样本平均超额函数(MEF) 方法(见图 5)。

各银行在一定门槛值条件下，浦发银行超越阈值的数目为 104 个($u = 2.72$)，招商银行超越阈值的数目为 102 个($u = 2.35$)，中国银行超越阈值的数目为 51 个($u = 1.76$)，花旗银行超越阈值的数目为 245 个($u = 2.68$)，德意志银行超越阈值的数目为 71 个($u = 2.36$)，汇丰银行超越阈值的数目为 133 个($u = 1.83$)，这些数据拟合的 GPD 分布显示满足假设。采用 QQ 图模拟检测样本数据点在一定分位数下 GPD 分布的拟合程度参见图 6 和图 7，可见这些在阈值之上的数据点满足 GPD 分布^⑫。

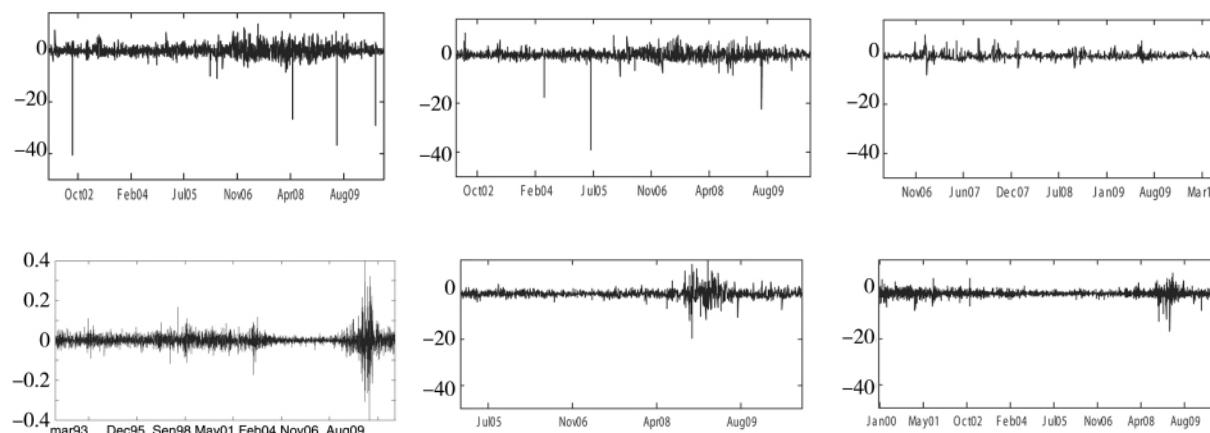


图 1 各银行操作风险收益历史趋势图(排序：浦发银行、招商银行、中国银行、花旗银行、德意志银行以及汇丰银行，后同)

Fig. 1 Historical trends of operational risk on banks (SPDB, CMB, BC, CITY, Deutsche and HSBC, the same below)

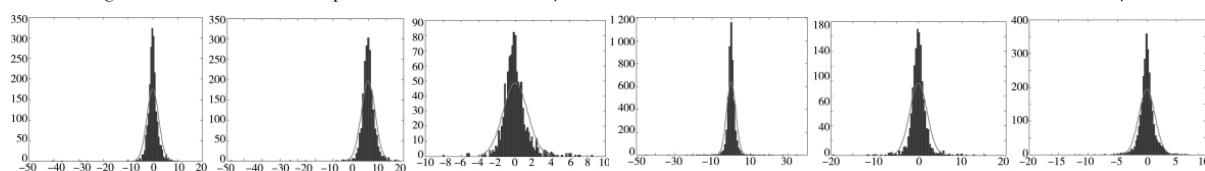


图 2 各银行日收益柱状图分布

Fig. 2 Histogram of daily revenue on banks

^⑫ Hill 图中三条线逐渐重合的 X 刻度为门槛建议值，MEF 图中其切线由平行 X 轴逐渐转到与 X 轴有正向夹角时的大致刻度为建议值(图 4 和图 5)；QQ 图如近似呈一条直线(X 和 Y 轴刻度不一)，则符合 GPD 分布；图 3 和图 7 是尾部 GPD 分布拟合(实线)和散点图；图 9 中椭圆是 GPD-Bootstrap 联合 95% 置信域的 $\hat{\alpha}$ 和 $\hat{\sigma}$ 的散点图，方框为 95% 独立置信区间(图 8、10 和 11 同)。

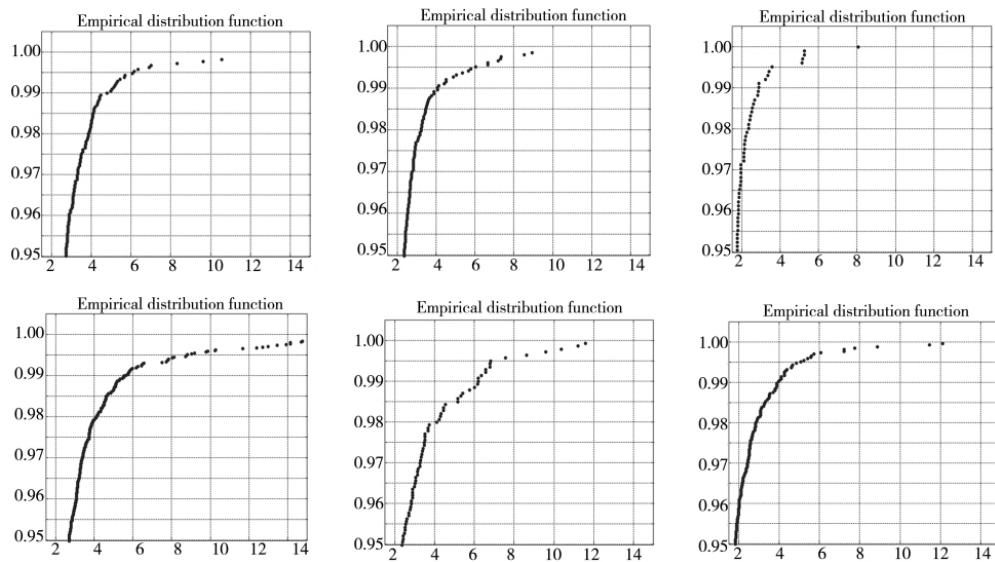


图3 各银行操作风险的左尾样本分布图(5%)

Fig. 3 Left tail distribution of extreme operational risk on banks(5%)

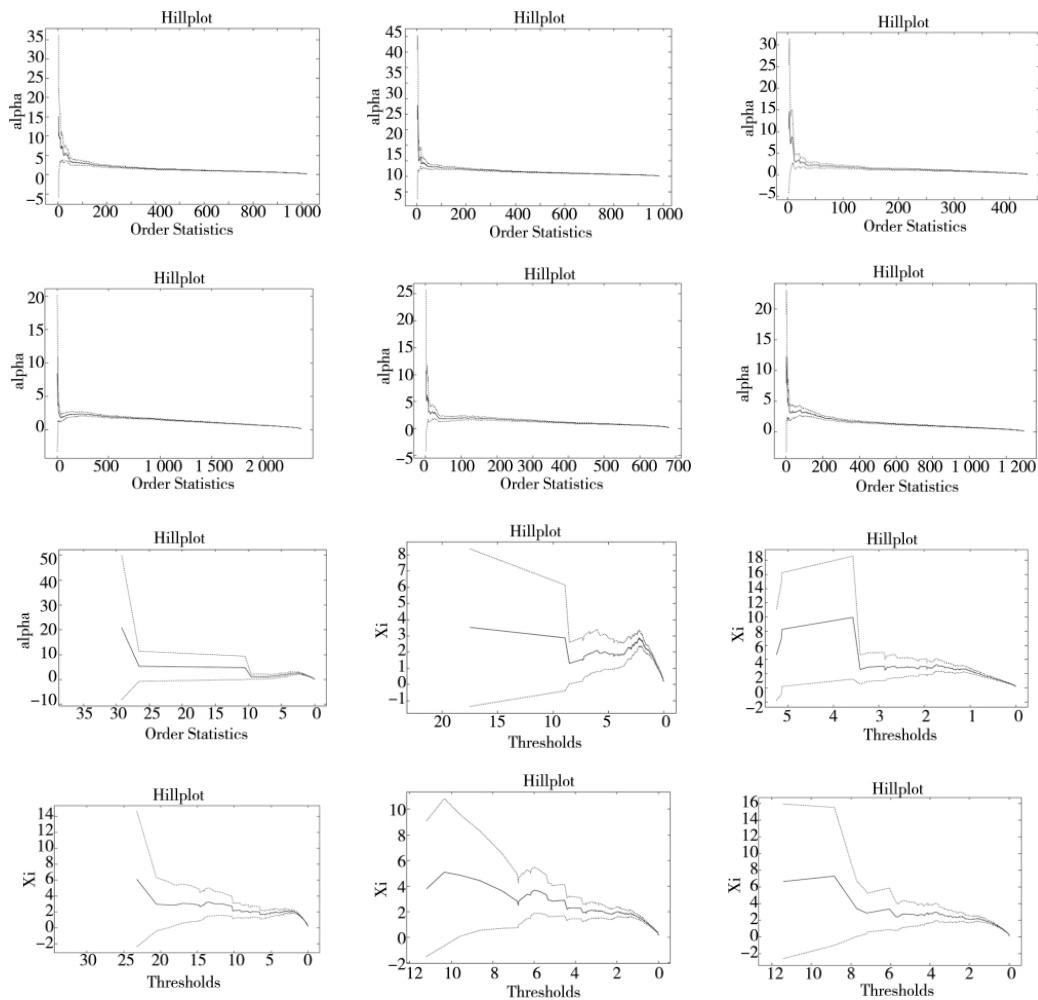


图4 银行操作风险的 Hill 图

Fig. 4 Hill curve of extreme operational risk on banks

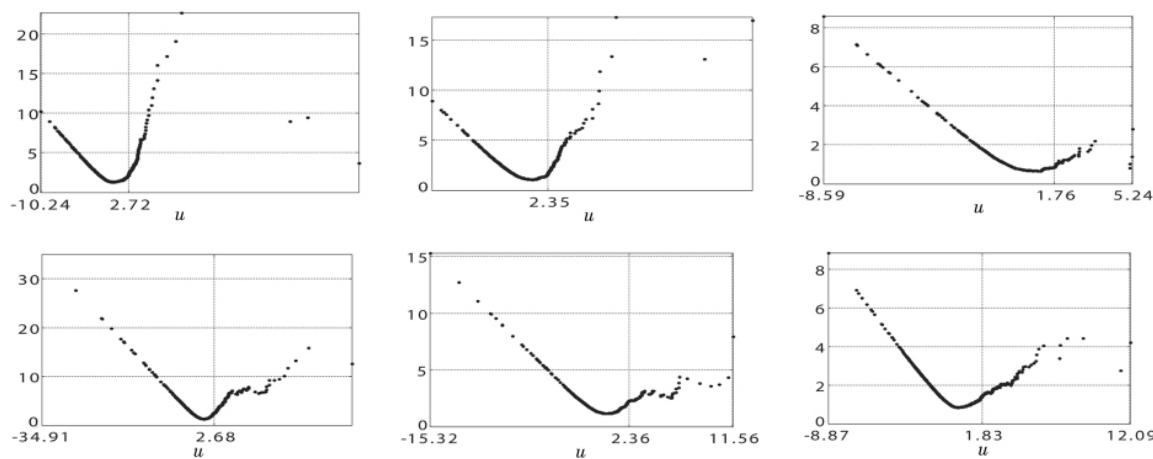


图 5 银行操作风险的样本超额均值(图 $u \cdot e(u)$) (5%)
Fig. 5 Threshold u and mean excesses $e(u)$ of operational risk on banks(5%)

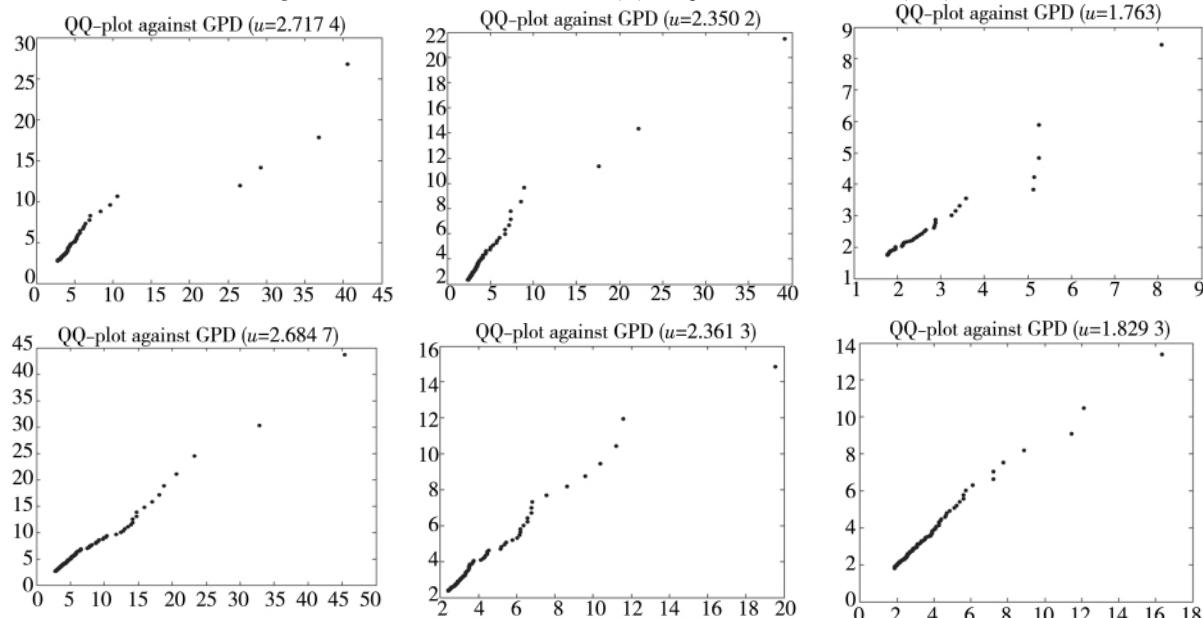


图 6 对于估计参数 GPD 分布的样本分位数 QQ 图
Fig. 6 QQ plots of estimating generalized Pareto distribution (GPD) on banks

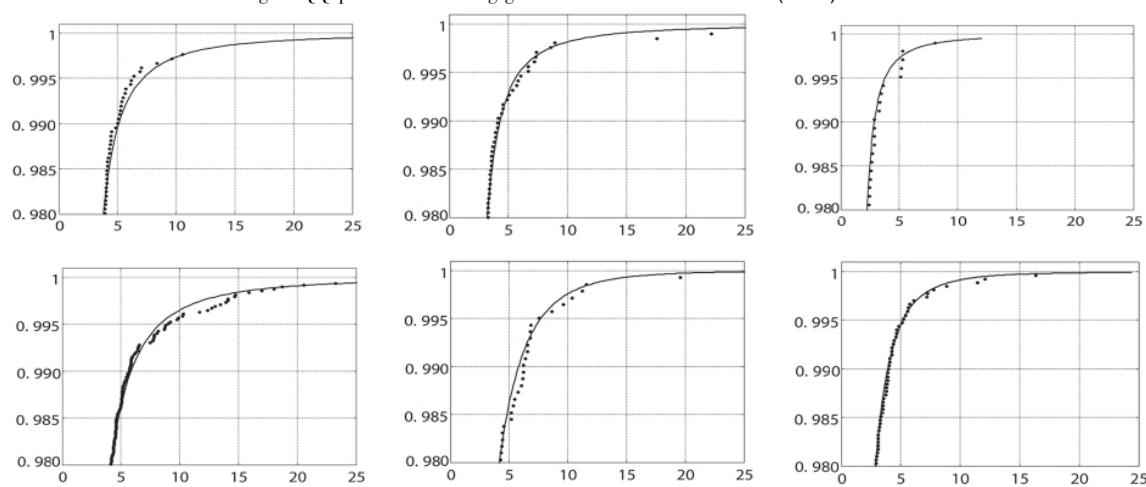


图 7 对于超过阈值的数据拟合的 GPD 分布
Fig. 7 Conditional excess distribution function (Fitting GPD) based on threshold (U)

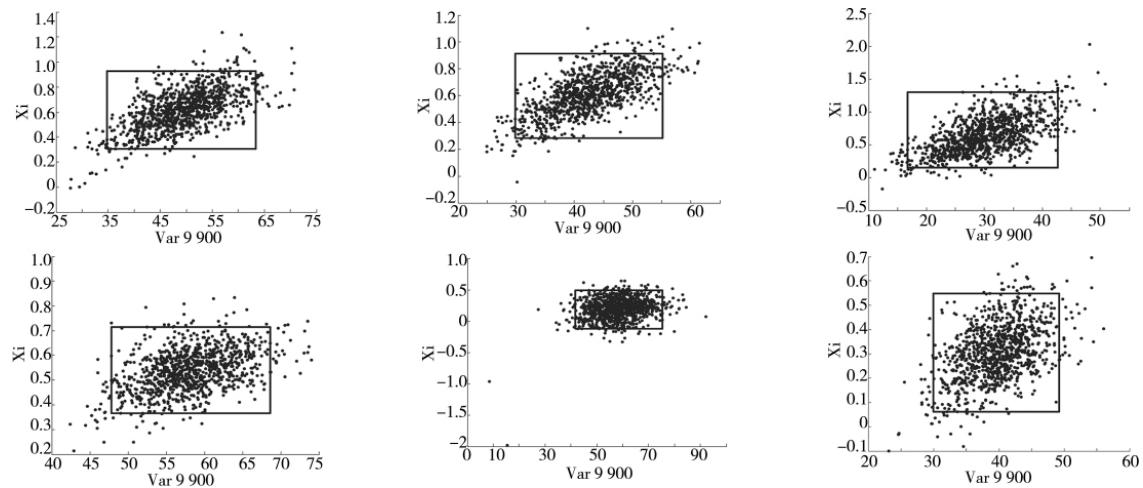


图8 95% 置信区间的参数 ξ 与 $\text{OpVaR}_{0.01}$ 估计值区间(点为1 000 靴带法估计)
Fig. 8 Diagram of estimating parameter ξ and $\text{OpVaR}_{0.01}$ under the 95% confidence (dots for Bs)

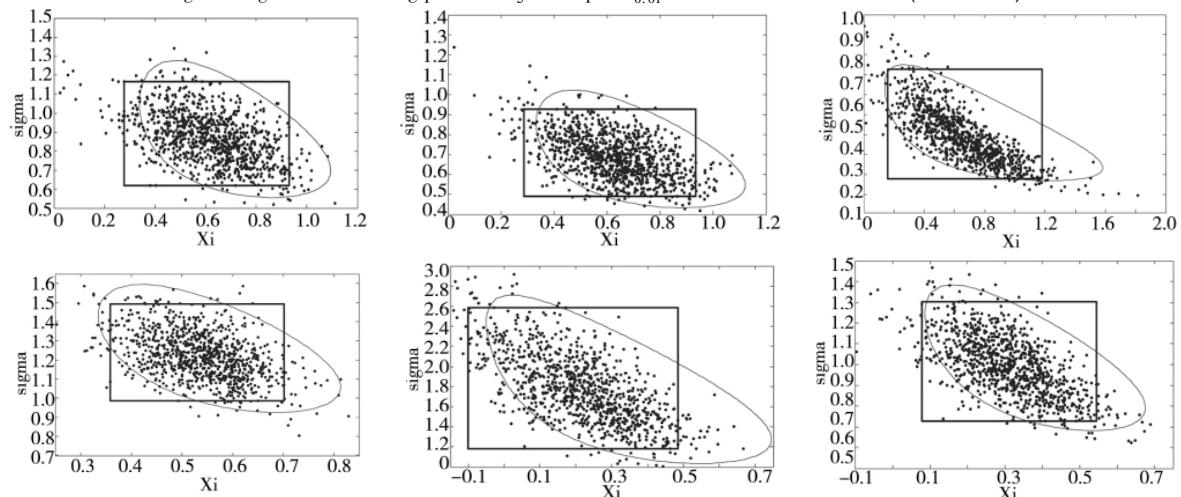


图9 基于 GPD 分布的 95% 的联合置信区间 $\text{OpVaR}_{0.01}$ 参数估计(Bs)
Fig. 9 Diagram of estimating united parameter of $\text{OpVaR}_{0.01}$ under 95% confidence level based on GPD

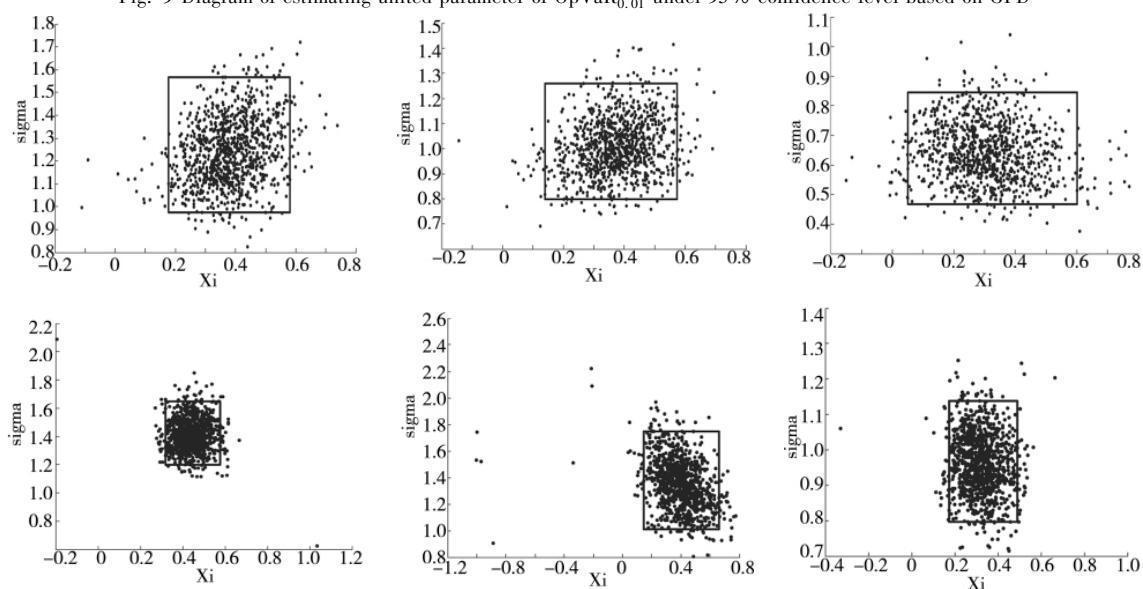
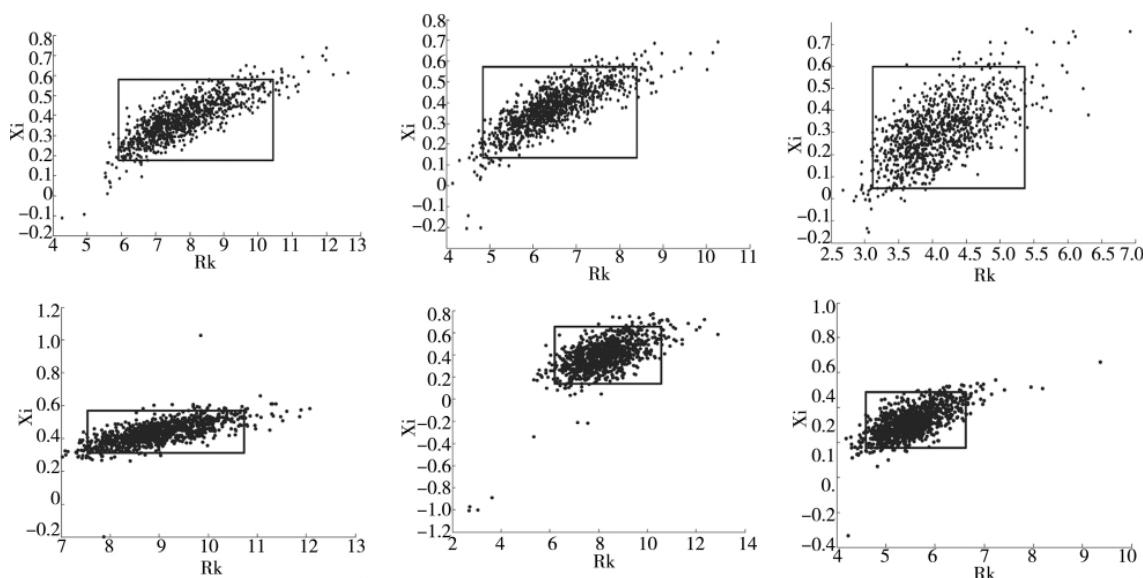


图10 95% 置信区间的 OpR^{12} 参数估计值区间(点为1 000 靴带法估计)
Fig. 10 Diagram of estimating parameter of OpR^{12} under 95% confidence level (dots for Bs)

图 11 BMM 的 OpR^{12} 估计值(95% 置信区间 GEV 分布 12 个月的最大损失值 Bs 方法)Fig. 11 Diagram of estimating OpR^{12} based on BMM (Maximum loss of 12 months under 95 % confidence level , Bs)

进一步地,估计 95% 置信区间下分位数分别为 95% ~ 99% 的 $OpVaR$ 和 $OpCVaR$ 值。同时采用最大似然法(ML)和靴带法(Bs)来估计极端操作风险的尾部风险值。其中 $OpVaR_{0.01}$ 和 $OpCVaR_{0.01}$ 的估计数值区间见表 2 以及图 8 和图 9。

从表 2 的 GPD 分布指标参数估计来看, ξ 参数的估计值大多在 0—1 之间,所有银行的极端操作风险损失分布符合厚尾或长尾分布特征。采用 ML 和 Bs 方法同时估计在 1% 概率下最大损失值和 95% 置信区间下的损失值和尾部超额平均损失值显示:中国银行未来有 1% 的概率其操作风险造成的年累积损失值超过 29.92%,且损失超过该情形下的平均损失累积值是 33.32%;在此情形下(置信区间为 95%)则其累积操作风险尾部损失均值($OpCVaR$)在 100 种情形下有 95 其值区间位于 19.32%—44.59% 之间。

比较而言,浦发银行的年累积操作风险在国内三家银行中最高,其次是招商银行,中国银行最低(当然其中模拟年限也最短);海外市场中,花旗与德意志银行较接近,在未来有 1% 的概率各自年累积操作风险的值分别为 57.86% 和 57.75%,汇丰银行最低,年累积操作风险为 39.93%(置信区间为 95%),并且它有 1% 的概率在其损失超过 39.93% 情形下的平均累积损

失是 43.65%;且其在以 ML 方法参数估计为 95% 的置信区间内,其平均超额累积操作风险的值在 1 000 种情形下有 950 次其值区间位于 27.70%—51.7% 之间。

一般而言,在极端风险度量中,无论采用最大似然估计法(ML)还是靴带法(Bs),从模拟数据值来看,在 95% 的分位数上,考虑了尾部分布均值的 $OpCVaR_{0.01}$ 的估计值均要高于其 $OpVaR_{0.01}$ 值;尤其是尾部风险波动大的银行,差额更大:如花旗银行其 $OpCVaR_{0.01}$ 与 $OpVaR_{0.01}$ 值的点估计差额为 5.19%,德意志银行约 4.68%,汇丰银行约为 4% 等;可见 $OpCVaR$ 比 $OpVaR$ 方法估计值更能反映极端操作风险的峰值,是极端风险测度方法的重要补充。由此,在未来某天,花旗银行以 1% 概率在极端情况下的平均超额损失为 63.05%,高出德意志银行 0.6%、汇丰银行近 20%、中国银行近 30%、招商银行 15.25% 和浦发银行 9.23%;从点估计来看,商业银行年累积极端操作风险排序为中国银行、汇丰银行、招商银行、浦发银行、德意志银行,最后是花旗银行。

考虑到系统性风险(systemic risk)影响^⑬本文对此次金融危机发生以前的各银行数据进行了模拟(参见表 3)。鉴于极端风险数据点减少,则采用 $OpVaR_{0.05}$ 和 $OpCVaR_{0.05}$ 的估计值将更合适。从模拟

^⑬ Kaufman^[24-25]认为系统性风险是指由某个事件引起连锁反应而给整个金融系统造成巨大损失的风险。研究发现,操作风险不仅包括企业特有的风险,也具有系统性。尤其在危机时刻,由于处置措施的缺乏和操作不当,平日经营中的一些弊端会在危机中集中爆发,如在美国市场,这些损失将直接反映在股价当中,造成股价下跌。后文的“金融系统”意指中国整个银行业的整体经营环境,如集中监管、业务种类安排和特定的国内经营环境甚至最后实际控制人等。

值来看 在95%的分位数上 分离了金融危机时期数据的国内银行尾部操作风险值($OpVaR_{0.05}$ 和 $OpCVaR_{0.05}$) 分别为: 在未来某天 浦发银行有5%概率在极端情况下的损失超过 24.66%, 平均超额损失为 29.40%、招商银行为 23.17% 和 28.12%、中国银行为 18.60% 和 22.20%; 研究显示国内银行极端风险损失与前面结论基本一致。

表2 95%置信区间下 $OpVaR_{0.01}$ 和 $OpCVaR_{0.01}$ 的参数及其估计值(%)

Table 2 Estimating parameter and value of $OpVaR_{0.01}$ & $OpCVaR_{0.01}$ (95 % confidence level)

银行及风险值	下界		点估计		上界	
	ML	Bs			ML	Bs
μ			2.72			
$\xi(\xi)$	0.09	0.26	0.62	0.66	0.98	
$\sigma(\sigma)$	0.70	0.62	0.86	1.04	1.17	
$\lambda(\lambda)$			0.05* 255			
$OpVaR_{0.01}$	21.40	35.13	49.21	56.98	65.25	
$OpCVaR_{0.01}$	23.50	38.66	53.82	63.57	70.48	
招商银行(μ)			2.35			
ξ	0.10	0.33	0.63	0.67	0.91	
σ	0.55	0.50	0.69	0.83	0.96	
λ			0.05* 255			
$OpVaR_{0.01}$	17.36	29.24	42.73	51.15	55.76	
$OpCVaR_{0.01}$	19.08	32.14	46.80	56.28	61.00	
中国银行(μ)			1.76			
ξ	0.101	0.16	00.63	0.72	1.18	
σ	0.28	0.18	0.38	0.518	0.73	
λ			0.05* 255			
$OpVaR_{0.01}$	8.697	17.14	29.92	39.98	42.39	
$OpCVaR_{0.01}$	9.67	19.32	33.32	44.59	47.21	
花旗银行(μ)			2.68			
ξ	0.10	0.36	0.54	0.56	0.701	
σ	1.08	0.99	1.22	1.389	1.49	
λ			0.05* 255			
$OpVaR_{0.01}$	34.06	47.86	57.86	64.049	68.56	
$OpCVaR_{0.01}$	37.85	52.31	63.05	70.49	74.49	
德意志银行(μ)			2.36			
ξ	0.03	-0.10	0.21	0.31	0.48	
σ	1.46	1.2	1.76	2.04	2.63	
λ			0.051* 255			
$OpVaR_{0.01}$	40.86	42.06	57.75	70.5	74.35	
$OpCVaR_{0.01}$	44.36	46.21	62.43	76.38	80.30	
汇丰银行(μ)			1.83			
ξ	0.06	0.07	0.31	0.35	0.52	
σ	0.86	0.72	1.00	1.13	1.30	
λ			0.05* 255			
$OpVaR_{0.01}$	24.94	30.34	39.93	47.10	49.14	
$OpCVaR_{0.01}$	27.71	32.97	43.65	51.71	53.73	

表3 分离了金融危机后银行的极端操作风险

(95%置信区间 ML 点估计)(%)
Table 3 Estimating operational risk on banks without crisis data
(95% confidence level)

银行名称	μ	$\xi(\xi)$	sigma	lambda	$OpVaR_{0.05}$	$OpCVaR_{0.05}$
浦发银行	3.11	0.62	0.94	0.024	24.66	29.40
招商银行	2.89	1.00	0.77	0.02	23.17	28.12
中国银行	2.74	3.29	0.02	0.01	18.60	22.20
花旗银行	3.15	0.34	0.75	0.02	13.39	16.46
德意志银行	2.12	-0.43	0.90	0.01	4.20	5.02
汇丰银行	2.09	-0.03	1.23	0.03	16.39	19.17

表4 95%置信区间 GEV 下的 OpR^k (月分段损失数据%)

Table 4 Estimating OpR^k based on GEV (95 % confidence level)

银行及参数	下界		点估计		上界	
	ML	Bs			ML	Bs
μ				2.22		
$\xi(\xi)$	0.29	-0.82	0.41/0.38	0.57	0.60	
σ	1.08	0.99	1.29/1.27	1.57	1.56	
$OpR^k(k = 12/24)$	6.22	5.91	7.67/10.62	10.0	10.43	
招商银行(μ)			2.02/2.3			
$\xi(\xi)$	0.28	0.11	0.41/0.37	0.57	0.58	
σ	0.81	0.80	0.98/1.00	1.19	1.29	
$OpR^k(k = 12/24)$	5.02	4.83	6.1/8.34	8.05	8.39	
中国银行(μ)			1.4/1.7			
$\xi(\xi)$	0.18	0.04	0.43/0.29	0.74	0.56	
σ	0.44	0.47	0.58/0.63	0.78	0.85	
$OpR^k(k = 12/24)$	3.0	3.15	3.91/5.30	6.17	5.20	
花旗银行(μ)			2.10/2.78			
$\xi(\xi)$	0.29	0.30	0.39/0.43	0.50	0.57	
σ	0.93	1.20	1.05/1.41	1.19	1.66	
$OpR^k(k = 12/24)$	5.55	7.51	6.36/8.57	7.54	10.79	
德意志银行(μ)			1.78/2.56			
$\xi(\xi)$	0.32	-0.97	0.52/0.39	0.75	0.63	
σ	0.70	1.00	0.90/1.35	1.17	1.77	
$OpR^k(k = 12/24)$	4.65	3.76	6.16/8.89	9.38	10.68	
汇丰银行(μ)			1.45/1.92			
$\xi(\xi)$	0.27	0.17	0.41/0.32	0.58	0.48	
σ	0.65	0.79	0.77/0.96	0.92	1.14	
$OpR^k(k = 12/24)$	3.88	4.54	4.68/6.42	6.06	6.62	

但是,对于国外银行,剥离危机数据后,其尾部操作风险估计值要明显低于国内银行,如未来某天,花旗银行有5%概率在极端情况下的损失为13.39%,平均超额损失为16.46%、汇丰银行为16.39%和19.17%、而德意志银行最低,仅为4.20%和5.02%。这表明危机爆发前,国际活跃银行的风险管理比国内银行更稳健,成熟,这或可

反映在业务规章或制度等系统性因素上。但是，此次金融危机对国外银行系统性风险冲击远远大于国内银行，部分原因在于流动性风险没能反映在大盘交易量上，而进入了操作风险残差项；同时危机爆发而引发的因内部管理不善、操作失误等造成操作风险损失，也反映在股价中，使得国际活跃银行风险积聚扩大。因此，仅从资本市场对宏观经济运行状态的反应而言，在极端金融危机情形下，国内商业银行整体累积极端操作风险要低于国际活跃银行；虽然这与国际商业银行从事的金融业务创新程度高有关，但更重要的可能在于我国当前的金融系统在一定程度上有利于对抗外部危机事件等系统性风险冲击。

进一步地，本文采用基于 GEV 分布的 BMM 方法估计各银行在一段时间内极端操作风险的损失情况（见表 4），其中 OpR¹² 的模拟参数及其估计值见图 10 和图 11。

根据模拟值，在 95% 的置信区间，浦发银行每年有 1 次日累积最大操作损失估计值为 7.67%，招商银行为 6.1%，中国银行为 3.91%，而且每 2 年日最大操作风险损失中国银行为 5.3%，招商银行为 8.34%，浦发银行为 10.62%，可见国内几家银行的极端操作风险中中国银行最低，其次是招商银行和浦发银行；中国银行比浦发银行的变动范围也要小很多，为 3.15%—5.20% 之间，而浦发银行波动范围值为 5.91—10.43 之间（BS 方法），几乎是中国银行的 2 倍。

在 95% 置信区间下，花旗银行的操作风险年最大损失拟合值范围为 7.51—10.79，平均每 1 年有 1 次日最大损失超过 6.36%，每 2 年日最大损失为 8.57%；德意志银行的变动范围为 3.76%—10.68%，每年有 1 次日最大损失为 6.16%，每 2 年最大日损失为 8.89%；汇丰银行为 4.54%—6.62%，每年日最大损失为 4.68%，每 2 年日最大损失为 6.42%，在外资银行中最为稳定，极端操作风险值也最低。

整体来看，外资国际活跃银行的操作风险日最大损失估计值并不一定高于中资银行，如汇丰银行的 ML 估计范围值 3.88%—6.06% 与中国银行的波动范围 3.0%—6.17% 就极为接近。因此，排除中资银行由于我国特有的制度性因素外，国际活跃银行通过良好的风险控制也是可以有效降

低其极端操作风险的，汇丰银行就是例证。

4 结束语

本研究考虑频度的复合泊松过程模型，通过卷积模拟测度商业银行的极端操作风险，分别采用最大似然估计和靴带自助法模拟了 1) 基于广义帕累托分布的 POT 方法来估算累积的极端操作风险的 OpCVaR 值和 OpVaR 值 2) 基于广义极值分布的 BMM 方法来计算一定期限内银行日最大操作风险损失；这为我国金融机构实施操作风险定量管理提供了方法模型支持。当然，可以清楚地看到基于广义帕累托分布的 POT 方法估计的极端操作风险 OpCVaR 值和 OpVaR 值，其含义完全不同于 BMM 方法估计的最大损失值，二者揭示的风险管理含义完全不同：前者揭示的是一段时间内累积的总极端操作风险值，而后者反映的是在一定战略风险管理期间，通常在 1 年以上，至少发生 1 次频率的损失最大值。

同时，本文采用 Fama-French 三因素模型的宏观经济变量影响下的银行操作风险度量剥离模型验证了极端操作风险度量模型；并分别对国内外 6 家具有代表性的银行：浦发银行、招商银行、中国银行、花旗银行、德意志银行以及汇丰银行，从宏观经济因素的影响角度实证检验了对其极端操作风险的影响。整体来看，遭受外部极端宏观经济事件影响的操作风险损失依次为中国银行、汇丰银行、招商银行、浦发银行、德意志银行，最后是花旗银行；中资银行整体优于国际活跃银行，这也许源于国内商业银行并没有遭受这次较为严重的金融危机传染有关，也体现了一定程度稳定的市场或者说有较强政府监管的市场抗极端风险的能力可能更强。

研究发现在极端外部事件影响下，尤其在考虑此次金融危机的系统性风险影响下，中资银行整体对抗极端操作风险的能力要强于国际活跃银行，但平时的高频低危内部操作风险控制国际活跃银行要优于中资银行。特别地，宏观经济影响下，国内银行的极端操作风险在 2007 年次贷之前波动大于国外市场，而在此后国外市场的操作风险出现剧烈波动，国内的银行操作风险虽也发生频繁波动，但较之前并无太大变化，这说明国内市

场银行操作风险主要源自自身风险,则国内内部风险控制还有较大的提升空间。

但是,实际工作中到底需要为操作风险分配多少监管资本,如何有效实现操作风险流程监控和管理是银行业长期以来亟待解决的问题,需要

关注操作风险的多方面特点^[8,26-28]。一方面,这需要根据历史数据建立共享的操作风险损失事件数据库,同时加强我国商业银行的操作风险的量化方法研究,建立操作风险的量化模型,也是提高我国商业银行操作风险管理能力的有效途径。

参 考 文 献:

- [1] Cruz M G. Modeling, Measuring and Hedging Operational Risk [M]. New York, Chichester: John Wiley & Sons, 2002: 97–109.
- [2] Allen L, Boudoukh J, Saunders A. Understanding Market, Credit, and Operational Risk: The Value at Risk Approach [M]. Harvard: Blackwell Publishing Ltd, 2004: 119–123.
- [3] Wilson D. VaR in operation [J]. Risk, 1995, 8(2): 24–25.
- [4] McNeil A J. Extreme Value Theory for Risk Managers [M]. Internal Modeling and CAD II Published by RISK Books, 1999: 1–23.
- [5] Medova E A, Kyriacou M N. “Extremes in Operational Risk Management” in Michael Alan Howarth Dempster (ed.), Risk Management: Value at Risk and Beyond [M]. Cambridge: Cambridge University Press, 2002: 247–274.
- [6] King J L. Operational Risk: Measurement and Modeling [M]. Chichester: John Wiley, 2001: 87–113.
- [7] Horbenko N, Ruckdeschel P, Bae T. Robust estimation of operational risk [J]. The Journal of Operational Risk, 2011, 6(2): 3–30.
- [8] Fheili M L. Information technology at the forefront of operational risk: Banks are at a greater risk [J]. The Journal of Operational Risk, 2011, 6(2): 47–67.
- [9] Rosenberg J V, Schuermann T. A general approach to integrated risk management with skewed, fat-tailed risks [J]. Journal of Financial Economics, 2006, 79(3): 569–614.
- [10] Chavez-Demoulin V, Embrechts P, Nešlehová J. Quantitative models for operational risk: Extremes, dependence and aggregation [J]. Journal of Banking & Finance, 2006, 30(10): 2635–2658.
- [11] Taylor J W. Using exponentially weighted quantile regression to estimate value at risk and expected shortfall [J]. Journal of Financial Econometrics, 2008, 6(3): 382–406.
- [12] 钟伟,王元. 略论新巴塞尔协议的操作风险管理框架 [J]. 国际金融研究, 2004, (4): 44–51.
Zhong Wei, Wang Yuan. On the new Basel accord operational risk management framework [J]. Studies of International Finance, 2004, (4): 44–51. (in Chinese)
- [13] 陈学华,杨辉耀,黄向阳. POT模型在商业银行操作风险度量中的应用 [J]. 管理科学, 2003, 16(1): 49–52.
Chen Xuehua, Yang Huiyao, Huang Xiangyang. The POT model for operational risk in banks [J]. Journal of Management Science, 2003, 16(1): 49–52. (in Chinese)
- [14] 魏宇. 股票市场的极值风险测度及后验分析研究 [J]. 管理科学学报, 2008, 11(1): 78–88.
Wei Yu. EVT risk measures and its backtesting in stock markets [J]. Journal of Management Sciences in China, 2008, 11(1): 78–88. (in Chinese)
- [15] 林宇,黄登仕,魏宇. 胖尾分布及长记忆下的动态EVT-VaR测度研究 [J]. 管理科学学报, 2011, 14(7): 71–81.
Lin Yu, Huang Dengshi, Wei Yu. Study on financial markets dynamic EVT-VaR measuring based on fated-tail distribution and long memory volatility [J]. Journal of Management Sciences in China, 2011, 14(7): 71–81. (in Chinese)
- [16] 温红梅,姚凤阁. CVaR在操作风险度量与控制中的应用分析 [J]. 哈尔滨商业大学学报(社会科学版), 2008, (1): 33–35.
Wen Hongmei, Yao Fengge. The application analysis of CVaR model in operational risk measurement and control [J]. Journal of Harbin University of Commerce (Social Science Edition), 2008, (1): 33–35. (in Chinese)
- [17] 李悦雷,张维,熊熊,等. 基于极值相关分析方法的股指期货操纵防范研究 [J]. 管理科学学报, 2010, 13(11): 104–111.
Li Yuelei, Zhang Wei, Xiong Xiong, et al. Investigation on prevention of manipulation in the stock index future markets based on method of extreme correlation [J]. Journal of Management Sciences in China, 2010, 13(11): 104–111. (in Chinese)

Chinese)

- [18]Allen L ,Bali T G. Cyclicalities in catastrophic and operational risk measurements [J]. Journal of Banking & Finance ,2007 ,31(4) : 1191 – 1235.
- [19]Pickands III J. Statistical inference using extreme order statistics [J]. Annals of Statistics ,1975 ,(3) : 119 – 131.
- [20]杨 青,曹 明,蔡天晔. CVaR-EVT 和 BMM 在极端金融风险管理中的应用研究 [J]. 统计研究 ,2010 ,27(6) : 78 – 86.
Yang Qing ,Cao Ming ,Cai Tianye. Empirical studies on the application of CVaR-EVT and BMM models in extreme financial risk management in stock markets [J]. Journal of Statistic Research ,2010 ,27(6) : 78 – 86. (in Chinese)
- [21]Fama E ,French K. Common risk factors in the returns on bonds and stocks [J]. Journal of Financial Economics ,1993 ,33: 3 – 56.
- [22]Kenneth R A. Sample selection and event study estimation [J]. Journal of Empirical Finance ,2009 ,16(3) : 466 – 482.
- [23]廖 理,沈红波. Fama-French 三因子模型与股权分置改革市场效应研究 [J]. 数量经济技术研究 ,2008 ,(9) : 117 – 125.
Liao Li ,Shen Hongbo. Fama-French three factors model and the effect of the split-share structure reform [J]. Journal of Quantitative and Technical Economics ,2008 ,(9) : 117 – 125. (in Chinese)
- [24]Kaufman G G. Bank Failures ,Systemic Risk and Bank Regulation [M]. Chicago: Federal Reserve Bank of Chicago ,1996: 96 – 102.
- [25]Kaufman G G. Banking and Currency Crisis and Systemic Risk: Lessons from Recent Events [M]. Chicago: Economic Perspectives ,Federal Reserve Bank of Chicago ,issue Q III ,2000: 9 – 28.
- [26]Neil M ,Andersen L B ,Häger D. Modelling operational risk in financial institutions using Hybrid Dynamic Bayesian Networks [J]. The Journal of Operational Risk ,2009 ,4(1) : 3 – 33.
- [27]Gillet R ,Hübner G ,Plunus S. Operational risk and reputation in the financial industry [J]. Journal of Banking & Finance ,2010 ,34(1) : 224 – 235.
- [28]Rosen D ,Saunders D. Risk factor contributions in portfolio credit risk models [J]. Journal of Banking & Finance ,2010 ,34(2) : 336 – 349.

Application of extreme operational risk measurement models for commercial banks based on macroeconomics factors in stock markets

YANG Qing¹ ,ZHANG Liang-liang² ,WEI Li-xin¹

1. Institute for Financial Studies ,School of Economics ,Fudan University ,Shanghai 200433 ,China;
2. Everbright Securities ,Co. Ltd ,Department of Risk Management ,Shanghai 200040 ,China

Abstract: Operational risk is one of the most important risks in financial institutions ,however ,traditional models couldn't measure it efficiently as a result of its fat-tail distribution and lacking of data on extreme failure events in practice. The paper introduces a Compound Poisson Process Model to measuring the aggregate extreme operational risk of commercial banks both by General Pareto Distribution(GPD) and by Generalized extreme value(GEV) distribution. Further ,it gets the operational risk data of six international banks using multi-factors Fama-French model to reduce the impact of market risk ,credit risk and liquidity risk by considering macroeconomics factors and environments in stock markets. The results show that banks' aggregate extreme operational risk in terms of Conditional Value at Risk(OpCVaR) are higher than their Value at Risk (OpVaR) in terms of Peak over Threshold(POT) ,while Block Maxima Models(BMM) can measure the possible maximum value of the loss of banks per day during certain period. Also ,we find the aggregate extreme operational risk of Chinese banks are lower than that of international banks if including the systematic crisis ,but international counterparts have a better risk management than Chinese banks before the crisis.

Key words: extreme operational risk; Fama-French model; operational conditional value-at-risk; peak-over-threshold; block maxima models