

微观层面系统性金融风险指标的比较与适用性分析

——基于中国金融系统的研究

陈湘鹏 周皓 金涛 王正位

(清华大学五道口金融学院 北京 100083)

摘要: 准确测度金融机构对整体系统性金融风险的边际贡献是加强宏观审慎监管的基本前提。本文对常用的系统性金融风险指标进行了比较分析,并以“能否涵盖规模、高杠杆率和互联紧密性三方面信息”、“排序结果是否与银保监会认定的系统重要性银行名单相吻合”、“是否具有宏观经济活动预测力”三方面对上述指标在我国金融体系的适用性进行了综合评价。结果显示,SRISK更适于作为我国微观层面系统性金融风险的测度。同时,本文发现,“LRMES约等于 $1 - \exp(-18 * MES)$ ”的经验关系不具有普适性,不适用于我国金融体系。

关键词: 系统性金融风险; SRISK; 宏观经济预测能力

JEL 分类号: G01, G32 **文献标识码:** A **文章编号:** 1002-7246(2019)05-0017-20

一、引言

2008年全球金融危机对实体经济造成了巨大的负外部性(Stiglitz, 2016),从而引起国际社会空前重视系统性金融风险(Systemic Risk)。当前我国宏观杠杆率增速过快、信用风险高企等不稳定因素突出,加之美国“加息”、“缩表”和“贸易保护主义抬头”等政策可能形成外溢效应,监管部门已致力于实施宏观审慎政策以确保不发生系统性风险。

收稿日期: 2017-10-25

作者简介: 陈湘鹏 经济学博士 清华大学五道口金融学院, E-mail: chenxp.12@pbcfs.tsinghua.edu.cn.

周皓 经济学博士 教授 清华大学五道口金融学院, E-mail: zhouh@pbcfs.tsinghua.edu.cn.

金涛(通讯作者) 经济学博士 助理教授 清华大学五道口金融学院、清华大学恒隆房地产研究中心, E-mail: jint@pbcfs.tsinghua.edu.cn.

王正位 经济学博士 助理教授 清华大学五道口金融学院, E-mail: wangzhw@pbcfs.tsinghua.edu.cn.

* 本文感谢国家自然科学基金(项目编号: 71673166、71828301)、清华大学自主科研计划项目(20151080450)资助。感谢匿名审稿人的宝贵意见。文责自负。

实施宏观审慎政策的基本前提是准确测度微观金融机构对整体系统性金融风险的边际贡献。截至当前,国内关于微观层面系统性金融风险的研究多集中于应用国际上受认可程度最高的几类风险指标(如 MES、SES、 ΔCoVaR 和 SRISK 等)来度量微观机构的系统性金融风险边际贡献值,进而实现系统重要性的排序。例如,(1) MES 和 SES(方意等,2012;赵进文等,2013);(2) ΔCoVaR (白雪梅等,2014);(3) SRISK(梁琪等,2013;王广龙等,2014;王周伟等,2014);(4) 违约风险概率(李志辉等,2016;苟文均等,2016)¹。

总结而言,国内现有文献存在以下不足:首先,多位学者应用了不同的风险指标测度我国微观机构的系统性金融风险边际贡献值,但尚未有文章综合性评价上述指标在我国金融体系的适用性。例如,方意等(2012)运用 MES(边际预期损失)评价金融机构的系统性金融风险边际贡献值时发现,证券公司的 MES 值高于保险公司,商业银行的 MES 值最低,其中城商行较高、股份行次之、四大行较低。白雪梅和石大龙(2014)的 ΔCoVaR (条件在险价值)结果显示,保险公司和证券公司的 ΔCoVaR 值较小,商业银行的 ΔCoVaR 值最大,其中兴业银行、北京银行和浦发银行的 ΔCoVaR 值显著高于交通银行、建设银行和招商银行。梁琪等(2013)的 SRISK 结果则显示,四大行、中国平安、中国人寿及中信银行等股份制银行是排序最靠前的系统重要性金融机构。上述比较结果显示,基于 MES、 ΔCoVaR 和 SRISK 的系统重要性排序存在很大的差异,尤其是 MES 与 SRISK 之间。那么应该如何评价上述指标在我国金融体系的适用性?(2)国内文献尚未从负外部性角度回溯检验上述风险指标的有效性。(3)部分学者直接套用 Acharya et al. (2012) 所提出的基于美国金融体系的近似经验关系——“LRMES 等于 $1 - \exp(-18 * \text{MES})$ ”——来计算各机构的 SRISK 值,但事先并未厘清该式的推导原理及其在我国金融体系的有效性。(4)过往学者在确定不同行业金融机构的审慎资本比例时,或统一采用巴塞尔协议 II 的资本充足率(8%),或采用各机构审慎资本比例的历史均值,未能有效考虑我国的金融监管实际。

本文主要结论如下,(1) SRISK 更适用于评价我国微观机构的系统重要性。首先,上述风险指标中,只有 SRISK 综合反映了规模、杠杆率和互联紧密性三个层面的信息。同时,根据 SRISK 排序的前 20 家的系统重要性金融机构与银保监会认定的名单十分吻合,而根据其他指标排序的结果与银保监会名单存在较大出入。此外,“整体 SRISK 值”能够有效预测我国宏观经济活动趋势,而“整体 MES 值”、“整体 SES 值”不具备预测性;(2)若以 MES 或 ΔCoVaR 为评价指标,随着市场尾部风险的加大,监管部门更应该关注市值规模小、波动率较大、互联紧密性较强的金融机构,这与审慎监管实务严重背离;(3)“LRMES 等于 $1 - \exp(-18 * \text{MES})$ ”的经验关系不适用于中国金融体系,以“上证综指在连续六个月内出现 40% 的跌幅”定义我国金融机构 SRISK 的危机事件更合适。

¹ 有关国外在系统性金融风险方面的研究介绍,可参见陈湘鹏等(2018)。

二、研究框架及风险指标的相关推论

Hansen(2012)和Benoit et al.(2017)指出,受认可程度最高的微观层面系统性金融风险指标分别是MES(Acharya et al.,2017)、SES(Acharya et al.,2017)、DIP(Huang et al.,2009)、SRISK(Brownlees and Engle,2016)和 ΔCoVaR (Adrian and Brunnermeier,2017)¹。限于数据可得性,截至目前,国内学者主要应用MES、SES、SRISK和 ΔCoVaR 等评价金融机构的系统性金融风险边际贡献值。因此,本文将以MES、SES、SRISK、 ΔCoVaR 和 $\Delta\text{CoVaR}_{\text{size}}$ ²为例评价微观层面系统性金融风险指标在我国金融体系的适用性。

需要指出的是,现有文献多在不同的研究框架下测度上述指标,如Acharya et al.(2017)采用历史条件均值计算MES和SES,Adrian and Brunnermeier(2017)主要采用分位数回归法构造 ΔCoVaR ,Brownlees and Engle(2016)和Banulescu and Dumitrescu(2015)应用DCC-GARCH模型计算LRMES和SRISK,赵进文等(2013)应用DCC-GARCH模型计算MES和 ΔCoVaR ,梁琪等(2013)则使用“LRMES等于 $1 - \exp(-18 * \text{MES})$ ”这一近似关系计算SRISK。考虑到可比性、波动率的非对称性等,本文将在二元GJR-GARCH模型下推证上述风险指标的相关特性,并提出相关推论。

(一)“ $\text{LRMES} \approx 1 - \exp(-18 * \text{MES})$ ”近似关系不适用于中国金融体系

Acharya et al.(2012)分别对MES和LRMES进行如下定义: $\text{MES} = -E_t(R_{i,t+1} | R_{m,t+1} < -2\%)$ 、 $\text{LRMES} = -E_t(R_{i,t+1:t+h} | R_{m,t:t+h} < -40\%)$,其中 h 等于6个月,并提出LRMES与MES之间的近似关系——“LRMES约等于 $1 - \exp(-18 * \text{MES})$ ”,但并未提供证明。此后大量文献引用该式计算LRMES和SRISK,如Bierth et al.(2014)、梁琪等(2013)、王广龙等(2014)。那么,上述近似关系是如何得到的?是否适用于中国金融体系?

同时,Brownlees and Engle(2016)将2012年工作论文中的系统性事件“ $R_{m,t:t+h} < -40\%$ (h 等于6个月(下称长事件))”修改为“ $R_{m,t:t+h} < -10\%$ (h 等于1个月)(下称短事件)”。那么,事件修改后,上述近似转换关系是否改变?哪类系统性事件定义更适用于A股市场?

本文推证发现:(1)上述关系式的推证并不严谨且不具备普适性,直接套用于我国金股市场存在严重偏误;(2)长事件和短事件对应我国以后的近似关系分别为“LRMES约等于 $1 - \exp(-13 * \text{MES})$ ”、“LRMES约等于 $1 - \exp(-3.5 * \text{MES})$ ”;(3)由于A股市场存在投机性强、波动率大等特点,本文认为,长事件的发生概率(4.76%)较小,更符合我国市场系统性事件的定义³。

另外,在二元DCC-GJR-GARCH模型下,LRMES并不存在显性表达式,过往文献

1 上述五类指标是目前引用率最高的微观层面系统性金融风险指标。

2 采纳匿名评审人的意见,本文将 $\Delta\text{CoVaR}_{\text{size}}$ ($\Delta\text{CoVaR}_{\text{size}} = \Delta\text{CoVaR}_{\text{size}} * \text{Size}$)纳入到比较中。

3 限于篇幅,未给出具体推证过程,留存备索。

多采用蒙特卡洛仿真算法、静态正态法和动态 Copula 方法等进行计算。由于主要目标不是比较和优化 LRMES 的估计算法,出于简便,本文参照 Brownlees and Engle (2016) 在静态二元正态分布的假定下估计 LRMES:

$$LRMES_{it}^{stat} = -\exp\left\{\frac{h}{2}(\beta^2\sigma_m^2 + (1-\rho^2)\sigma_i^2)\right\} \frac{\Phi\left(\frac{\beta\log(1+C) - h\beta^2\sigma_m^2}{\sqrt{2}\sqrt{h}\beta\sigma_m}\right)}{\frac{1}{2} + \frac{1}{2}\operatorname{erf}\left(\frac{\beta\log(1+C)}{\sqrt{2}\sqrt{h}\beta\sigma_m}\right)} + 1 \quad (2-1)$$

(二) 市场尾部风险与基于 MES、 ΔCoVaR 的系统重要性金融机构排序

Benoit et al. (2017)、赵进文等(2013)均推证,在二元 GJR - DCC - GARCH 模型下, MES 与系统风险 $\beta_{i,t}$ 存在近似线性关系,即

$$\begin{aligned} MES_{i,t}(C) &= E_{t-1}(r_{i,t} | r_{m,t} < C) \\ &= \beta_{i,t}E_{t-1}(r_{m,t} | r_{m,t} < C) + \sigma_{i,t}\sqrt{1-\rho_{i,t}^2}E_{t-1}(\xi_{i,t} | \varepsilon_{m,t} < \frac{C}{\sigma_{m,t}}) \end{aligned} \quad (2-2)$$

其中 $r_{i,t}$ 、 $r_{m,t}$ 表示个股 i 与市场组合的日收益率, $\xi_{i,t}$ 、 $\varepsilon_{m,t}$ 表示 $r_{i,t}$ 和 $r_{m,t}$ 的残差, C 表示左尾阈值。假定 $\varepsilon_{m,t}$ 、 $\xi_{i,t}$ 关联性较弱,可以得到 $MES_{i,t}(C) = \beta_{i,t}ES_{m,t}(C)$ 近似成立。截面上, $ES_{m,t}(C)$ 既定,式(2-2)表明 MES 与 $\beta_{i,t}$ 存在近线性关系,基于 MES 的系统重要性排序与基于 $\beta_{i,t}$ 的排序高度相关¹,即 MES 表征的是系统风险而非系统性金融风险。

Andreev et al. (2005) 指出,在预设分布下, $ES_{m,t}$ 与 $VaR_{m,t}(\alpha)$ 存在严格对应关系,因此进一步对式(2-2)推演: $MES_{i,t}(C) = \beta_{i,t}f(VaR_{m,t}(\alpha))$, 其中 $f(\cdot)$ 为正向非线性函数。

若 $\beta_{i,t}$ 与 $VaR_{m,t}(\alpha)$ 呈正向关系,那么随着市场下行压力(以 $VaR_{m,t}(\alpha)$ 度量)上升,金融机构 i 对系统性金融风险的边际贡献值(以 MES 度量)也将增大,若基于 MES 排序,机构 i 的系统重要性将上升。但事实上, $VaR_{m,t}(\alpha)$ 描述的是常态下的市场尾部风险,在 $VaR_{m,t}(\alpha)$ 上升时, $\beta_{i,t}$ 越大的企业更可能是市值小、成长性强、易受市场高估的机构,而非被监管机构认定的系统重要性金融机构。因此,若以 MES 为评价基准,随着 $VaR_{m,t}(\alpha)$ 或 $ES_{m,t}$ 上升,小市值金融机构的系统重要性将相对上升,那么,基于 MES 排序的前 N 家系统性重要性金融机构的市值权重将会降低²。即在市场尾部风险加剧上升时, MES 将提示监管机构更多地关注市值小、成长性强、易受市场高估的金融机构,而非大型金融机构。

若假定 $\text{Median}(r_{i,t}) = VaR_{0.5,t}^i$, Benoit et al. (2017) 推导得到:

$$\Delta\text{CoVaR}_{i,t}(\alpha) = \frac{\rho_{i,t}\sigma_{m,t}}{\sigma_{i,t}}(VaR_{\alpha,t}^i - VaR_{0.5,t}^i) = \frac{(\rho_{i,t})^2}{\beta_{i,t}}(VaR_{\alpha,t}^i - VaR_{0.5,t}^i)$$

1 具体过程请联系作者获取。

2 N 的取值通常为 10、15 或 20。

$$SRISK_{it} = kD_{it} - (1 - k)W_{it}(1 - LRMES_{it}) = W_{it}[kLVG_{it} + (1 - k)LRMES_{it} - 1]$$

$$LRMES_{it} = -E_t(R_{i,t+1:t+h} | R_{m,t+1:t+h} < C) \quad (2-3)$$

类似地,若 $\rho_{i,j}$ 、 $VaR_{\alpha_j}^i$ 与 VaR_{m_j} 呈正向关系,随着市场下行压力上升,金融机构 i 对系统性金融风险的边际贡献值(以 $\Delta CoVaR$ 度量)将增大。即在其他机构边际贡献值不变的情况下,基于 $\Delta CoVaR$ 排序,机构 i 的系统重要性将上升。同样,在 $VaR_{m_j}(\alpha)$ 上升时, $\rho_{i,j}$ 和 $VaR_{\alpha_j}^i$ 越大的企业更可能是市值小、成长性强、易受市场高估的机构。因此,若以 $\Delta CoVaR$ 为评价基准,随着 $VaR_{m_j}(\alpha)$ 或 ES_{m_j} 上升,市值小、成长性强、易受市场高估机构的系统重要性将相对上升, $\Delta CoVaR$ 也将提示监管机构更多地关注市值小、成长性强、易受市场高估的金融机构,而非大型金融机构。

因此,本文可以形成推论:随着市场下行压力上升, MES 和 $\Delta CoVaR$ 均更倾向于认定市值小、成长性强、易受市场高估的机构为系统重要性更强的机构,基于 MES 和 $\Delta CoVaR$ 认定的系统重要性金融机构的截面市值权重将会降低。

(三) 不同风险指标的特性对比

不同的微观层面系统性金融风险指标在构建理念和建模方法上存在差异,这直接造成各风险指标在危机条件设置、冲击作用方向等方面存在较大的不同。但 Huang et al. (2012) 和 Brownlees and Engle (2016) 均指出,规模、杠杆率和互联紧密性是系统性金融风险最重要的决定因素,这与 Benoit et al. (2017) 分解系统性金融风险来源所得结论是一致的,同时也与国际监管机构评选全球系统重要性金融机构的主要参考指标相吻合 (FSB et al., 2011)。因此,本小节主要比较各指标在危机条件设置、冲击作用方向、可加性、规模、高杠杆率和互联紧密性等方面的区别(如表 1 所示)。

表 1 微观层面系统性金融风险指标的特性对比

	MES	SES	SRISK	$\Delta CoVaR$	$\Delta CoVaR_{size}$
危机条件阈值	$r_{m,t} < c$	$W < zA$	$r_{m,t+h} < c$	$r_{i,t} < c$	$r_{i,t} < c$
作用方向	系统→机构	系统→机构	系统→机构	机构→系统	机构→系统
建模方法	条件均值	条件均值	条件均值	条件分位数	条件分位数
可加性	包含	包含	包含	不包含	不包含
规模	不包含	包含	包含	不包含	包含
杠杆率	不包含	包含	包含	不包含	不包含
互联紧密性	包含	包含	包含	包含	包含

首先, MES 以市场组合日收益率低于预设阈值为危机条件, $\Delta CoVaR$ 和 $\Delta CoVaR_{size}$ 以日收益率低于阈值为危机条件, SRISK 和 SES 分别以“市场收益率在较长时间内出现大幅下滑”、“金融系统出现资本短缺”为危机条件。直观上,“日收益率低于预设阈值”与实际的系统性事件相距较大,且易受市场噪音干扰,而后者更接近于现实中的危机事件。

其次,在冲击的作用方向上,MES、SES、SRISK均以市场出现尾部事件对金融机构冲击的大小来判断机构的系统重要性,而 ΔCoVaR 和 $\Delta\text{CoVaR}_{\text{size}}$ 则以机构出现尾部事件对市场VaR值冲击的影响来判断系统重要性。

其三,就建模方法而言,MES、SES、SRISK采用的是条件均值法,而 ΔCoVaR 和 $\Delta\text{CoVaR}_{\text{size}}$ 采用的则是条件分位数,二者的差异性主要体现在条件均值考虑了极端条件且具有次可加性的特点,而条件分位数不具备。

其四,MES、SES、SRISK具有可加性,而 ΔCoVaR 和 $\Delta\text{CoVaR}_{\text{size}}$ 并不具备¹,这也就使得我们难于通过分析指标截面加总值与宏观经济变量之间的关系来验证 ΔCoVaR 和 $\Delta\text{CoVaR}_{\text{size}}$ 的有效性,也缺乏更直接政策操作性。

最后,SES和SRISK直接包含了规模、高杠杆率和互联紧密性三个方面, $\Delta\text{CoVaR}_{\text{size}}$ 包含了规模和互联紧密性两个方面,而MES和 ΔCoVaR 仅包含了互联紧密性一个方面。

因此,综合第(二)、(三)小节,本章节提出以下推论:

推论一:随着市场下行压力上升,MES和 ΔCoVaR 更倾向于认定市值小、成长性强、易受市场高估的机构为系统重要性更强的机构,基于MES和 ΔCoVaR 认定的系统重要性金融机构的截面市值权重将会降低;

推论二:基于 $\Delta\text{CoVaR}_{\text{size}}$ 的排序倾向于认定互联紧密性强、市值较大的机构为系统重要性金融机构;

推论三:基于SES和SRISK的排序倾向于认定互联紧密性强、市值较大、杠杆率较高的机构为系统重要性金融机构。

三、模型估计与实证分析

前文对微观层面风险指标形成了一系列推论,本章将从实证角度对上述推论进行检验。同时,由于SRISK与审慎资本比例 k 、系统性事件阈值设定关系较大,本小节还将对SRISK在参数取值方面做稳健性检验。本文选取了截至2016年9月A股市场上全部182家金融与房地产类上市企业²,其中,银行机构21家,证券机构27家,保险机构6家,房地产机构128家。数据来源于Wind和国泰安数据库,时间跨度为2007年1月至2017年12月。需要说明的是,本文应用第 t 期以前的信息集估计第 t 期参数值,继而实现风险指标的滚动估计。本文的滚动期为过去5年,若滚动期不足5年则应用最大样本信息。

(一) SRISK 审慎资本比例和系统性事件的选定

如Brownlees and Engle(2016)所述,SRISK和LRMES可分别表达为:

$$SRISK_{it} = kD_{it} - (1 - k)W_{it}(1 - LRMES_{it}) = W_{it}[kLVG_{it} + (1 - k)LRMES_{it} - 1]$$

¹ 详细过程请联系作者获取。

² 本文采取“证监会上市公司行业分类(2012年修订)”标准对房地产与金融类上市公司进行分类。出于稳健性考虑,本文剔除了证监会上市公司行业分类下的“其他金融业”上市机构。

$$LRMES_{it} = -E_t(R_{i,t+1:t+h} | R_{m,t+1:t+h} < C) \quad (3-1)$$

其中 D_{it} 、 W_{it} 、 LVG_{it} 分别表示金融机构 i 在第 t 期的账面负债、市值规模和近似杠杆率 k 表示审慎资本比例。式(3-1)显示,审慎资本比例 k 和系统性事件($R_{m,t+1:t+h} < C$)是 LRMEs 和 SRISK 的主要决定因素。那么应如何选取审慎资本比例和系统性事件?

审慎资本比例方面,Brownlees and Engle(2016)中统一的审慎资本比例(8%)对证券、保险和房地产机构而言显著偏高,这会造成不同行业横向对比的结果存在较大偏误。梁琪等(2014)认为,子行业机构内部也存在差异,因此其采用各机构在2011Q1至2012Q1期间的权益资产比率均值作为各机构的审慎资本比例。本文认为,该方法同样存在较大的偏误,一是金融机构净资产相较于历史杠杆率所对应资本额的变动没有直接的经济意义;二是“金融机构的净资产减去历史杠杆率所对应资本额”在长期趋近于零。

基于上述考虑,本文以监管机构关于各子行业不同的审慎资本要求为参考设定了不同的审慎资本比例: $k_{\text{商业银行}}=0.115$ $k_{\text{证券业}}=0.18$ $k_{\text{保险业}}=0.15$ $k_{\text{房地产业}}=0.2$ 。依据如下:(1)原银监会颁布的《商业银行资本管理办法(试行)》规定,大型银行和中小银行的资本充足率要求分别为11.5%和10.5%(资本充足率要求8%、储备资本要求2.5%、系统重要性银行1%),因此,本文设定上市银行的审慎资本比例为11.5%;(2)证监会颁布的《证券公司风险控制指标管理办法》规定“净资产与总资产的比例不得低于40%、净资产与负债的比例不得低于8%”,据此可以得到,净资产/总资产比例不得低于16.67%,因此,本文设定证券公司的审慎资本比例为18%;(3)《金融资产管理公司监管办法(银监发(2014)41号)》规定,资管公司母公司的资本充足率不得低于12.5%,我国上市保险公司均设立了资管子公司,因此,本文设定12.5%为保险公司审慎资本比例是相对合理的;(4)房地产业不存在具体的资本监管要求,考虑到2012-2017年间该行业运营相对稳健,房地产企业的资产负债率多处于60%-80%的区间内,因此,本文将房地产公司审慎资本比例为20%是合理的。

另外,这里采用前文结论以“ $R_{m,t,t+h} < -40\%$ h 等于6个月”定义系统性事件。

(二) 市场尾部风险与基于MES、 ΔCoVaR 的系统重要性排序

上一章节形成推论,随着金融市场的尾部风险上升,基于MES和 ΔCoVaR 排序的前N家系统性重要性金融机构的市值权重将会降低,本小节将实证检验该推论。

前文提到,N可以是10、15和20等整数,本小节首先以N=20为例。由于多家大型金融机构上市较晚,如农业银行、光大银行、新华保险和华泰证券等,本节的样本期选定为2013年1月-2017年12月。此外,考虑到审慎监管实际,本小节剔除了房地产企业。

图1显示市场组合预期损失值与基于MES、 ΔCoVaR 排序的系统重要性最强的20家机构的市值权重存在负相关关系。以MES为例,在市场组合预期损失值达到最高水平的股市异常波动时期(2015.06-2016.01),基于MES排序的市值权重降低到了最低值(约为5%)。由于样本量不超过45家,可以得到,基于MES认定的前20家系统性重要性金融机构的市值占比均值约为0.4%,即被认定的系统重要性金融机构主要为市值较小、波动率较大的机构,这与审慎监管实际情况相悖。反过来,基于MES排序的市值权重处于较

高水平的时期多为市场组合尾部风险较低的时期。

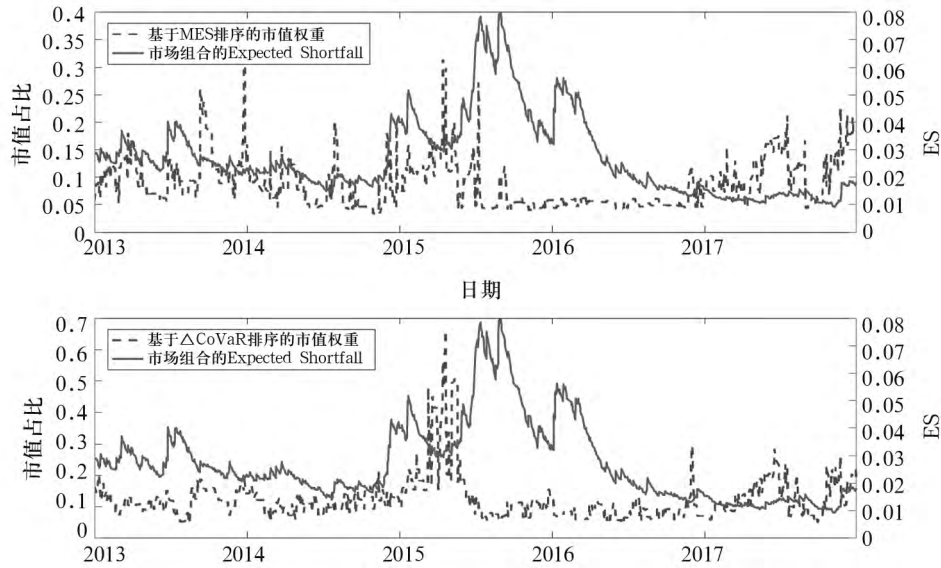


图1 市场尾部风险与基于MES、 ΔCoVaR 排序的关系

注 “基于MES、 ΔCoVaR 排序的市值权重”表示基于二者排序的前20家系统重要性机构的截面市值权重。

出于稳健性考虑,本文进一步研究,随着市场组合尾部风险的增大,基于MES、 ΔCoVaR 排序的市值权重与它的负向关系是否存在增强的趋势?表2显示,(1) $ES_{m,t}$ 与基于MES、 ΔCoVaR 排序的系统重要性最强的N家机构的市值权重的负相关系数对N=10、N=15和N=20均成立。也就是说,随着金融市场尾部风险上升,基于MES、 ΔCoVaR 认定的最重要10家、15家和20家的系统重要性金融机构的市值占比降低,小市值机构进入到系统重要性金融机构行列,而较大市值机构退出了系统重要性金融机构行列;(2)随着市场尾部风险增大,基于MES、 ΔCoVaR 排序的市值权重与它的负向关系存在增强的趋势。

表2 $ES_{m,t}$ 与基于MES、 ΔCoVaR 排序市值权重的相关系数

Panel A: $ES_{m,t}$ 与基于MES排序市值权重的相关系数			
$ES_{m,t}$ 阈值	N = 10	N = 15	N = 20
0%	-0.06	-0.07	-0.08
1%	-0.06	-0.07	-0.07
2%	-0.13	-0.13	-0.14
3%	-0.34	-0.39	-0.40
4%	-0.38	-0.41	-0.42
5%	-0.26	-0.27	-0.35

续表

Panel B: $ES_{m,j}$ 与基于 $\Delta CoVaR$ 排序市值权重的相关系数			
$ES_{m,j}$ 阈值	N = 10	N = 15	N = 20
0%	-0.11	-0.13	-0.15
1%	-0.10	-0.12	-0.14
2%	-0.22	-0.22	-0.26
3%	-0.34	-0.32	-0.38
4%	-0.24	-0.19	-0.22
5%	-0.16	-0.17	-0.19

注: (1) “基于 MES 、 $\Delta CoVaR$ 排序的市值权重”表示基于 MES 、 $\Delta CoVaR$ 排序的前 N 家系统重要性金融机构的截面市值权重; (2) “ $ES_{m,j}$ 阈值等于 0”事实上表示不设阈值。

总结而言,本小节证实了以 MES 或 $\Delta CoVaR$ 来认定系统重要性金融机构的缺陷。若以 MES 或 $\Delta CoVaR$ 为评价指标,随着市场尾部风险增大,金融监管部门更应该关注市值规模极小、波动率较大的金融机构,这与审慎监管实务存在严重背离。当市场尾部风险加剧时,监管部门通常重点防范大机构的风险隐患,因为这类机构的业务规模大、错综复杂,一旦出现风险事件,传染效应和放大效应极可能引发金融地震。

(三) 风险指标的特性比较与系统重要性机构的排序

国际监管机构在 2011 年认定全球系统重要性金融机构主要侧重于规模、杠杆率、互联紧密性、功能可替代性和复杂程度等指标。Huang et al. (2012)、Brownlees and Engle (2016) 和 Benoit et al. (2017) 亦指出,规模、高杠杆率和互联紧密性是系统性金融风险最重要的因素。因此,本节将通过斯皮尔曼等级相关系数分析各风险指标是否包含了互联紧密性¹、规模和杠杆率等层面的信息。同时,在推定中国银保监会所认定的系统重要性银行名单的基础上,本文进一步比较了上述指标排序结果的可靠性。

监管部门暂未公布系统重要性金融机构名单,但银保监会在 2014 年发布的《商业银行全球系统重要性评估指标披露指引》中要求下列银行披露全球系统重要性评估指标: (1) 上一年度被巴塞尔委员会认定为全球系统重要性银行的银行; (2) 上一年年末调整后的表内外资产余额为 1.6 万亿元人民币以上的银行。一方面,FSB 在 2017 年底公布的全球系统重要性银行名单中包括四大国有银行;另一方面,银保监会颁布的《商业银行杠杆率管理办法(修订)》对杠杆率的定义如下: 杠杆率 = 一级资本净额 / 调整后的表内外资产余额。因此,本文可以根据杠杆率和一级资本净额反推出表内外资产余额。表 3 显示,2016 年和 2017 年调整后的表内外资产余额均超过 1.6 万亿的银行包括 4 大国有银行、8 家股份制银行和 3 家城商行。本文认为,这 15 家银行可被视为银保监会认定的系统重要性银行,并将以该名单为对照,检验上述风险指标对我国系统重要性金融机构排序与认定

¹ 本文参照 Engle (2014) 以动态条件贝塔值来捕捉机构与市场组合之间的互联紧密性。

的有效性。

表 3 部分商业银行调整后的表内外资产余额

商业银行	资产余额(万亿元)		商业银行	资产余额(万亿元)	
	2016 年	2017 年		2016 年	2017 年
工商银行	25.89	28.1	兴业银行	6.69	7.09
建设银行	22.33	23.55	浦发银行	6.6	6.86
农业银行	20.91	22.79	光大银行	4.57	4.7
中国银行	19.61	20.93	平安银行	3.46	3.59
交通银行	9.16	9.73	北京银行	2.49	2.67
中信银行	7	6.53	上海银行	1.9	1.98
招商银行	6.76	7.31	江苏银行	1.83	1.93
民生银行	6.73	6.63			

表 4 结果显示 (1) 基于 MES、 ΔCoVaR 排序之间的斯皮尔曼等级相关系数在 2011 年、2013 年、2015 年和 2017 年均大于 0.80 且在 99% 的置信度上显著; (2) 基于 MES、 ΔCoVaR 的排序与基于 LRMES 的排序具有极强的相似性, 秩相关系数几乎均大于 0.85 且在 99% 的置信度上显著; (3) 基于 MES、 ΔCoVaR 的排序与基于动态条件贝塔值的排序的秩相关系数均大于 0.8 且在 99% 的置信度上显著; (4) 基于 MES、 ΔCoVaR 的排序与基于规模、杠杆率的排序的秩相关系数为负数, 且多在 95% 的置信度上显著。即基于 MES、 ΔCoVaR 的排序包含了互联紧密层面的信息, 而规模、杠杆率与系统重要性排序负相关。

表 4 基于 MES、 ΔCoVaR 等指标排序的秩比较

MES							
	ΔCoVaR	LRMES	动态条件贝塔	账面资产	市值规模	账面债务	近似杠杆率
2011/12/31	0.87***	0.89***	0.88***	-0.14*	-0.2***	-0.14*	-0.10
2013/12/31	0.84***	0.85***	0.85***	-0.19***	-0.16***	-0.2***	-0.18***
2015/12/31	0.81***	0.83***	0.82***	-0.16***	-0.13	-0.16***	-0.15*
2017/12/31	0.82***	0.85***	0.84***	-0.21***	-0.20**	-0.22***	-0.21***
ΔCoVaR							
	MES	LRMES	动态条件贝塔	账面资产	市值规模	账面债务	近似杠杆率
2011/12/31	0.87***	0.95***	0.95***	-0.10	-0.15*	-0.10	-0.05
2013/12/31	0.84***	0.97***	0.97***	-0.23***	-0.20***	-0.23***	-0.18***
2015/12/31	0.81***	0.96***	0.94***	-0.20***	-0.17***	-0.2***	-0.17***
2017/12/31	0.82***	0.97***	0.94***	-0.15*	-0.14*	-0.15*	-0.11

具体到排序细节¹,以MES、 ΔCoVaR 为排序基准,在2011年、2013年、2015年和2017年排在前20位的系统重要性金融机构以京投发展、中天城投、浦东金桥等房地产企业为主,而鲜见传统金融企业,这与监管机构对系统重要性金融机构的认定严重相悖。表5结果显示:(1)基于 $\Delta\text{CoVaR}_{\text{size}}$ 的排序并未充分反映规模和杠杆率层面的信息。类似于 ΔCoVaR ,基于 $\Delta\text{CoVaR}_{\text{size}}$ 的排序与基于动态条件贝塔、LRMES的排序具有很高的相似性,而与基于账面资产、市值规模、账面债务和近似杠杆率排序的秩相关系数普遍不显著;(2)基于SES的排序并未充分反映互联紧密性层面的信息。基于SES的排序与基于账面资产、市值规模、账面债务和近似杠杆率排序的秩相关系数普遍较高,但基于SES的排序与基于动态条件贝塔、LRMES的排序并不具有相似性,系数绝对值很低且多不显著;(3)基于SRISK的排序综合反映了规模、杠杆率和互联紧密性三个维度的信息。一方面,基于SRISK的排序与基于市值规模、账面债务、近似杠杆率排序的斯皮尔曼等级相关系数位于0.2-0.55区间内,且均在95%的置信度上显著。另一方面,基于SRISK排序与基于动态条件贝塔、LRMES等指标排序的相似度也较高,斯皮尔曼等级相关系数多处于0.3-0.5区间内,且均在99%的置信度上显著。

表5 基于 $\Delta\text{CoVaR}_{\text{size}}$ 、SES、SRISK等指标排序的秩比较

Panel a: $\Delta\text{CoVaR}_{\text{size}}$						
	账面资产	市值规模	账面债务	近似杠杆率	动态条件贝塔	LRMES
2011/12/31	0.03	-0.01	0.03	0.01	0.82***	0.83***
2013/12/31	-0.12	-0.09	-0.13*	-0.13*	0.89***	0.9***
2015/12/31	0.06	0.12	0.06	0.03	0.86***	0.86***
2017/12/31	0.04	0.15	0.12	0.02	0.80***	0.88***
Panel b: SES						
	账面资产	市值规模	账面债务	近似杠杆率	动态条件贝塔	LRMES
2011/12/31	0.55***	0.26***	0.59***	0.9***	0.06	0.06
2013/12/31	0.59***	0.22***	0.64***	0.94***	-0.08	-0.08
2015/12/31	0.41***	0.10	0.43***	0.65***	-0.01	-0.01
2017/12/31	0.48***	0.14*	0.53***	0.79***	0.05	0.05
Panel c: SRISK						
	账面资产	市值规模	账面债务	近似杠杆率	动态条件贝塔	LRMES
2011/12/31	-0.03	0.33***	0.26**	0.39***	0.43***	0.43***
2013/12/31	0.15*	0.32**	0.19**	0.53***	0.35***	0.34***
2015/12/31	-0.02	0.26**	0.21**	0.21**	0.42***	0.42***
2017/12/31	-0.10	0.38**	0.34**	0.29***	0.49***	0.42***

1 由于篇幅限制,本文并未列出具体排序结果,下同。感兴趣的读者可以联系本文作者。

进一步发现 (1) 基于 $\Delta\text{CoVaR}_{\text{size}}$ 排序的前 20 家系统重要性金融机构中, 商业银行约占 20%, 证券公司约占 20%, 保险公司约占 10%, 房地产机构约占 50%, 且排名前 5 的机构多为证券公司和房地产机构。这与监管机构对系统重要性金融机构的认定严重相悖; (2) 基于 SES 的排序的前 20 家系统重要性金融机构中, 商业银行约占 70%, 证券公司约占 10%, 保险公司约占 10%, 房地产机构约占 10%。而且, 排名前 10 的机构多为股份制银行, 大型银行的排序多在 11 - 20 之间。这与国际监管机构和银保监会对系统重要性金融机构的认定存在较大的差异; (3) 基于 SRISK 排序在前 20 家系统重要性金融机构中, 商业银行约占 70%, 证券公司、保险公司和房地产机构均为 10%, 且排序依次是四大行、股份行、保险公司、城商行、房地产公司和证券公司, 这与银保监会对系统性金融风险的普遍认知相吻合。

总而言之, SRISK 更适用于我国金融机构系统重要性的排序与认定。(1) 只有 SRISK 综合反映了规模、杠杆率和互联紧密性三个层面的信息; (2) 根据 SRISK 排序的前 20 家系统重要性金融机构依次是大型银行、股份行、保险公司、城商行、房地产公司和证券公司, 这与银保监会认定的系统重要性银行名单十分吻合。相反, 根据其他指标排序的前 20 家系统重要性金融机构与该名单吻合度较低。(1) 基于 MES、 ΔCoVaR 排序的结果多为波动性大的中小型房地产公司; (2) 基于 $\Delta\text{CoVaR}_{\text{size}}$ 排序的结果多为证券公司和房地产公司; (3) 基于 SES 排序的结果多为商业银行, 但股份行的排序远高于四大行。

四、微观层面指标能否预测宏观经济走势?

截至目前, 国内文献尚未回溯检验上述指标的有效性。Huang et al. (2012) 和 Brownlees and Engle (2017) 主要通过与美国 19 家银行控股公司的压力测试结果进行比较来评价系统性金融风险指标的有效性¹, 但我国尚未出现过实质的金融危机, 且监管机构从未公开披露金融机构的压力测试结果。因此, 如何进一步回溯检验各微观层面系统性金融风险指标在中国金融体系的有效性一直是学术界未曾解决的难题之一。我们知道, 系统性金融风险的关键属性在于风险上升对宏观经济的巨大负外部性 (FSB et al., 2011; Hansen, 2012; Benoit et al., 2017)。鉴于此, Allen et al. (2012)、Engle et al. (2014)、Giglio et al. (2016) 和 Brownlees and Engle (2016) 等研究从指标能否有效预测宏观经济走势的角度回溯检验其有效性, 其中 Allen et al. (2012)、Giglio et al. (2016) 是从宏观层面系统性金融风险指标出发, Engle et al. (2014) 和 Brownlees and Engle (2016) 则是从微观层面系统性金融风险指标出发。

前文从“能否涵盖规模、高杠杆率和互联紧密性三方面信息”和“排序结果是否与银保监会认定的系统重要性银行吻合”两个角度评价, 发现 SRISK 更适用于认定和排序我国系统重要性金融机构。在此基础上, 本部分将参照上述方法, 在控制信用利差、期限利

¹ 该压力测试结果由美联储运用非公开数据测试得到, 数据结果于 2009 年 5 月公布。

差、市场组合收益率、货币供给增速、固定资产投资增速以及全社会消费增速等变量的条件下,检验上述微观层面系统性金融风险指标是否对我国实体经济活动(例如工业增加值增速、CPI和PPI等)具有预测能力,进一步回溯验证上述指标在我国金融体系的有效性。

本文推导得到,MES、SES、SRISK具有可加性,而 ΔCoVaR 和 $\Delta\text{CoVaR}_{\text{size}}$ 不具备,因此,本节仅选用MES、SES和SRISK研究系统性金融风险与实体经济活动的交互作用。

(一) 样本与数据选取

我国金融机构的上市时间差异性较大,如平安银行、浦发银行、中国银行、工商银行等分别于2006年前后在A股上市,但农业银行、国泰君安和申万宏源等则在2010年后才上市,因此,将截面上已上市金融房地产企业的风险指标值加总作为“整体系统性金融风险(Aggregate Systemic Risk, ASR)”来表示微观机构的整体系统性金融风险,易出现“虚假式”¹截断性变化。同时为保证数据长度,本文以2008年9月30日为上市时间截点,从已上市的银行、证券公司、保险公司和房产公司中分别选取最具有代表性的24家机构(如表6所示),并以上述机构的风险指标值截面加总和作为ASR的表示。

表6 纳入“整体系统性金融风险”计算的24家机构

序号	机构名称	上市日期	序号	机构名称	上市日期	序号	机构名称	上市日期
1	万科A	1991/1/29	9	广发证券	1997/6/11	17	中国平安	2007/3/1
2	泛海控股	1994/9/12	10	长江证券	1997/7/31	18	交通银行	2007/5/15
3	保利地产	2006/7/31	11	浦发银行	1999/11/10	19	工商银行	2006/10/27
4	华夏幸福	2003/12/30	12	民生银行	2000/12/19	20	中国太保	2007/12/25
5	金地集团	2001/4/12	13	中信证券	2003/1/6	21	中国人寿	2007/1/9
6	绿地控股	1992/3/27	14	招商银行	2002/4/9	22	建设银行	2007/9/25
7	陆家嘴	1993/6/28	15	海通证券	1994/2/24	23	中国银行	2006/7/5
8	平安银行	1991/4/3	16	兴业银行	2007/2/5	24	中信银行	2007/4/27

(二) 模型设定

结合经济指标的频率、可得性及经济意义等,本文将以工业增加值增速、CPI和PPI来表示宏观经济运行状况,原因如下:(1)上述三个经济指标数据长度足够且频率与ASR的频率一致,而GDP为季度数据;(2)工业仍在国民经济中扮演着举足轻重的作用,工业增加值增速能较好地衡量经济的建设规模和活跃度;(3)PPI与CPI能较好地描述上游工业品生产和下游消费品生产活跃程度(侯成琪等,2017)。

本文采用月度数据对下述一般形式的“领先h期的预测模型(h-step-ahead

¹ 尽管宏观层面相对稳定,若大型金融机构上市,该机制下的整体SRISK值也会大幅上升。

Predictive Regression) ”进行回归分析:

$$y_{t+h} = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i y_{t-i+1} + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta ASR_{t-i+1} + \delta' x_t + \mu_t \quad (4-1)$$

其中 y_{t+h} 表示领先 h 期的工业产值增长率、CPI 或 PPI 增速 ΔASR_{t-i+1} 表示 ASR 的变化率 x_t 表示控制变量 μ_t 表示扰动项,且假定 u_t 与 y_{t-i+1} 、 $\Delta SRISK_{t-i+1}$ 和 x_t 均不相关。

控制变量集 x_t 包括: (1) 市场组合(上证综指) 月度收益率 Ret_t ; (2) 期限利差变化率 TS_t 。本文以 10 年期中债国债到期利率减去 1 个月期中债国债到期利率的差值代表期限利差; (3) 信用利差变化率 CS_t 。考虑到交易所固定收益产品的交易量较低,而银行间市场目前是我国交易最密集的债券市场,因此本文以 AA-中短期票据发行利率减去 AAA+中短期票据发行利率来代表信用利差; (4) 固定资产投资完成额同比增长率 ΔFlt_t ; (5) 货币供应量变化率。本小节以 M_2 同比增长率 ΔM_t 代表货币供应量变化率。

本文设定 h 为 1 到 12,即预测区间为领先 1 个月到领先 12 个月,上述预测方程将分别针对 $h=1$ 到 $h=12$ 进行回归。ASR 的滞后期数 p 则设定为 3(一个季度),这样在一定程度上消除了宏观变量预测中的季节因素。本文选用上述变量在 2008 年 9 月-2017 年 12 月间的全部月度数据,同时模型回归结果采用 Newey-West 异方差自相关稳健的标准误。

(三) 实证分析与结果

本小节分别以“整体 MES 值”、“整体 SES 值”和“整体 SRISK 值”为自变量对工业产值增长率(或称 IP 增速)、CPI 增速和 PPI 增速等变量从领先期 $h=1$ 到 $h=12$ 回归。结果显示,SRISK 对 IP 增速、CPI 增速和 PPI 增速具有显著的预测力,而 MES 和 SES 不具备。为节约篇幅,正文部分只列示了“整体 SRISK 值”的回归结果。

表 7-9 分别是“整体 SRISK 值”对领先 h 期的 IP 增速、CPI 增速和 PPI 增速的回归结果。结果显示: (1) 在控制了市场组合收益率、期限溢价、信用风险溢价、固定资产投资以及货币供给量增速的条件下,“整体 SRISK 值”对工业产值的增长率具有显著的负向预测能力; IP_1 、 IP_{1-1} 和 IP_{1-2} 对工业产值增速的预测领先期主要集中在第 1-4 个月内,“整体 SRISK 值”的预测领先期集中在第 7-12 个月内,即“整体 SRISK 值”对工业产值增长率具有领先 2-4 个季度的预测能力。同时, TS_t (期限溢价) 对工业产值增长率在领先 2 到 3 期具有显著的正向预测作用,这符合利率期限溢价对宏观经济的预测性假说。另外,调整 R 平方在领先 1 期到 12 期均保持在 0.5-0.6 左右,未出现大幅变化,这说明上述模型在 1 年内具有较稳定的预测能力,不随领先期的增加而减少; (2) 整体 SRISK 的上升对应着未来 1-2 个季度内 CPI 的下降。原因是,一方面,“整体 SRISK 值”上升对应着系统性金融风险的上升。该情形下,监管机构可能采取“强监管”措施或收紧货币政策,继而引起社会融资总量的下降和 CPI 增速的下滑;另一方面,上升的系统性金融风险强化了市场关于“强监管”和紧缩货币政策的预期,从而提前起到了降杠杆或降低货币乘数的作用。相反,货币供给量对 CPI 增速的预测能力主要集中在第 7-12 期。另外,调整 R 平方从领先 1 期时的 0.81 单调递减到领先 12 期时的 0.51,这显示出上述预测模型对 CPI 增速的预测能力随着领先期的增加而快速降低; (3) 与 CPI 增速的回归结果类似,“整体 SRISK

值”对 PPI 增速的预测能力集中在领先 5-8 期; (4) 无论以“整体 MES 值”、“整体 SES 值”还是“整体 SRISK 值”为自变量,市场组合收益率 Ret_t 对工业产值增长率、CPI 增速和 PPI 增速都不具有显著的预测性。

另外,若将 SRISK 的参数值设定为第三部分第一节中的较高或较低状态时,“整体 SRISK 值”能有效预测我国未来宏观经济变动的结论仍成立,表 7-9 的结果变化较小。但按照 Brownlees and Engle (2016) 采用巴塞尔协议 II 中的资本充足率(8%)作为各机构统一的审慎资本比例时,“整体 SRISK 值”对宏观经济活动预测能力将变得很弱。原因可能是,当统一设定审慎资本比率为 8% 时,各机构常态下的 SRISK 值较小、甚至为零值,“整体 SRISK 值”难以捕捉到系统性金融风险的变化。由于篇幅原因,本文并未列示上述结果。

(四) 非金融企业与未来宏观经济走势

一般认为,相较于金融机构,房地产企业对实体经济的外部性明显更弱,前文结果更显示,房地产企业的市值规模远小于上市金融机构。那么,如果从横截面样本中剔除纯金融企业而只保留房地产企业,“整体 SRISK 值”对宏观经济走势的预测效力是否会明显减弱?本小节将借此研究非金融企业 SRISK 值与宏观经济活动之间的关系。

为了固定横截面样本,以上市时间在 2008 年 1 月 1 日之前为截点,从样本中筛选出 127 家房地产企业,并以此为样本计算“房地产业整体 SRISK 值”。与上一节的实证分析类似,以“房地产业整体 SRISK 值”为自变量分别对 IP 增速、CPI 增速和 PPI 增速等因变量从领先期 $h=1$ 到 $h=12$ 逐一进行回归分析。

回归结果显示¹,相较于“整体 SRISK 值”,在控制了一系列经济金融变量,“房地产业整体 SRISK 值”对工业产值增长率、CPI 增速和 PPI 增速的预测能力显著下降。例如,(1)“房地产业整体 SRISK 值”对工业产值增长率的显著预测性仅出现在 $h=11$,且回归系数为正;(2)“房地产业整体 SRISK 值”对 CPI 增长率的预测能力集中在领先期 $h=11$ 和 $h=12$,回归系数同样为正;(3)“房地产业整体 SRISK 值”对未来 PPI 增长率的回归系数均不显著,且多为正数,这与表 9 的结果相反。

总之,本文发现“房地产业整体 SRISK 值”无法有效预测宏观活动的走势,本文以此做进一步推测,非金融企业 SRISK 值无法预测我国宏观活动的走势。

表 7 SRISK 对工业产值的预测能力

领先期	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
常数项	-1.24	-1.72	-1.91*	-2.20**	-2.01***	-2.14**	-1.30	-1.56	-1.98	-0.74	0.41	-0.03
SRISK _t	-0.05	-0.12*	-0.09	-0.02	-0.11	-0.10	-0.23	0.21	-0.06**	-1.10*	-0.93***	-0.48**
SRISK _{t-1}	-0.27*	-0.04*	-0.03	0.16	-0.10	-0.04*	-0.27**	0.14**	-0.86*	-0.13*	-0.67*	-0.11

1 限于篇幅,未列示详细回归结果,请联系作者索取。

续表

领先期	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
SRISK _{t-2}	0.04	-0.08	0.10	0.08	-0.06 [*]	-0.03 ^{**}	-0.32 ^{**}	-1.13 [*]	-0.10 ^{**}	0.01	-0.25	-0.2
IP _t	0.06	0.18 ^{**}	0.15 ^{***}	0.13 ^{**}	0.01	0.01	-0.06	-0.10 [*]	-0.15	-0.06	-0.02	-0.32 ^{**}
IP _{t-1}	0.33 ^{***}	0.14 ^{***}	0.14 ^{***}	0.06	0.01	0.01	-0.05	-0.05	-0.14	0.07	-0.40	0.06
IP _{t-2}	0.26 ^{***}	0.13 ^{**}	0.06	0.04	0.04	0.03	0.02	-0.01	0.12	-0.3	0.20	0.17
TS _t	0.03 [*]	0.03 ^{***}	0.04 ^{***}	0.03 ^{**}	0.04 [*]	0.02	0.05	0.04	0.04	-0.03	0.03	0.02
CS _t	-0.22	-0.82	-0.62 ^{**}	-0.65	-0.03	1.42	-1.78	-0.03	-0.91	-1.28	1.11	1.86
FI _t	9.42	11.39 [*]	18.84 ^{***}	23.36 ^{***}	26.97 ^{***}	28.75 ^{***}	29.13 ^{***}	34.71 ^{***}	32.92 ^{***}	36.81 ^{***}	26.75 ^{**}	27.52 ^{**}
Ret _t	7.81 ^{**}	-6.08	-4.60	0.65	-9.01	4.1	-3.07	1.76	-0.34	6.74	-4.15	-0.69
ΔM_t	16.87 [*]	27.09 ^{***}	28.6 ^{***}	31.14 ^{***}	34.62 ^{***}	37.30 ^{***}	34.8 ^{***}	40.32 ^{***}	40.38 ^{***}	27.57 ^{**}	36.66 ^{**}	37.17 ^{***}
\hat{R}^2	0.48	0.52	0.59	0.60	0.62	0.61	0.60	0.58	0.56	0.61	0.51	0.48

表 8 SRISK 对消费者物价指数的预测能力

领先期	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
常数项	-0.29	-0.14	-0.06	0.01	-0.38	-0.62	-0.90	-0.91	-1.32	-1.12	-0.84	-1.39
SRISK _t	-0.06	-0.07	-0.03 ^{**}	-0.08 ^{**}	-0.09 [*]	-0.10 [*]	-0.05	0.01	0.07	-0.04	0.06	0.01
SRISK _{t-1}	-0.05	-0.02	-0.12 [*]	-0.13 [*]	-0.14 ^{**}	-0.13 [*]	-0.06	-0.01	-0.07	-0.05	-0.05	-0.03
SRISK _{t-2}	-0.02	-0.11 [*]	-0.14 ^{***}	-0.15 ^{**}	-0.15 ^{**}	-0.13	-0.05	-0.10	-0.07	-0.11	-0.07	-0.06
CPI _t	0.88 ^{***}	1.19 ^{***}	1.31 ^{***}	1.24 ^{***}	1.47 ^{***}	1.15 ^{***}	1.13 ^{***}	1.06 ^{***}	0.99 ^{***}	0.72 ^{***}	0.87 ^{***}	0.35 ^{**}
CPI _{t-1}	0.39 ^{***}	0.24 ^{**}	0.32	0.14	0.16	0.27 [*]	0.23	0.36 ^{**}	0.04	0.46 ^{***}	-0.21	0.29 [*]
CPI _{t-2}	-0.30 ^{**}	-0.45 ^{***}	-0.62 ^{***}	-0.68 ^{***}	-0.75 ^{***}	-0.76 ^{**}	-0.75 ^{**}	-0.73 ^{***}	-0.40	-0.63 ^{***}	-0.19	-0.22
TS _t	0.00	0.00	0.00	0.01 [*]	0.00	0.00	0.01	0.01	0.01 [*]	0.02 ^{***}	0.02 ^{**}	0.02 ^{**}
CS _t	-0.11	-0.28	-0.44	-0.21	-0.42	-0.45	-0.24	-0.62	-0.6	-0.48	-0.33	-0.35
FI _t	-0.66	1.08	1.36	3.17	2.27	0.27	-0.91	-2.68	-6.52 [*]	-7.02 [*]	-5.9	-5.91
Ret _t	-0.94	0.14	-1.46	-2.10 [*]	-1.85	-2.29 [*]	-1.47	-0.9	-0.35	-0.18	0.39	-0.05
ΔM_t	3.17	1.21	1.81	0.92	4.85	9.85	13.75 [*]	17.8 ^{**}	21.21 ^{***}	24.52 ^{***}	18.95 ^{***}	23.59 ^{***}
\hat{R}^2	0.81	0.74	0.72	0.64	0.65	0.55	0.55	0.57	0.52	0.52	0.53	0.51

表 9 SRISK 对生产者价格指数的预测能力

领先期	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
常数项	-0.65	-1.02	-1.82	-2.54	-3.85 ^{**}	-4.52 ^{***}	-5.74 ^{**}	-8.31 ^{***}	-9.18 ^{***}	-9.70 ^{**}	-10.12 ^{**}	-10.32 ^{**}
SRISK _t	0.04	0.12	-0.16	-0.20	-0.30 [*]	-0.36 [*]	-0.25 [*]	-0.10 [*]	0.00	0.01	0.03	0.03

续表

领先期	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
SRISK _{t-1}	0.05	0.02	-0.11	-0.22**	-0.33	-0.42*	-0.18*	-0.07	-0.05	-0.07	-0.03	0.05
SRISK _{t-2}	-0.06	-0.15	-0.24*	-0.35*	-0.41*	-0.31**	-0.14	-0.05	-0.03	-0.05	-0.03	0.03
PPI _t	1.84**	2.27**	2.17**	2.20***	2.04**	1.68**	1.25**	0.80	0.51	0.50	0.61	0.26
PPI _{t-1}	1.02**	1.46***	1.48***	1.51*	1.31	-0.85	-0.61	-0.81	0.26	-0.45	-0.21	-0.42
PPI _{t-2}	0.162*	0.22	0.06	-0.02	-0.07	-0.18	-0.25	-0.30	-0.18	0.20	0.74*	0.91**
TS _t	0.00	-0.01	-0.01	-0.02	-0.02	-0.02	-0.01	0.00	0.01	0.02	0.04	0.072***
CS _t	0.04	0.27	0.52	0.56	0.82	0.73	0.24	-0.20	-1.52	-1.20	-0.89	-0.50
FI _t	-0.79	-1.40	-0.73	1.70	2.66	2.06	0.56	-3.67	-10.90	-17.10	-21.30*	-23.32**
Ret _t	1.25*	1.52	-0.83	-3.23	-4.29	-4.35	-5.85*	-5.49	-3.86	-2.61	-1.22	-2.54
ΔM _t	3.44*	8.88*	14.71	19.49	26.57	36.01*	46.94*	60.15**	73.75**	84.47**	92.40*	98.99**
\hat{R}^2	0.86	0.79	0.73	0.72	0.70	0.65	0.60	0.58	0.52	0.55	0.57	0.60

五、结论与政策建议

本文以 MES、SRISK 等风险指标来分析我国微观层面系统性金融风险指标的特点和适用性问题。首先,本文以“能否涵盖规模、高杠杆率和互联紧密性三方面信息”和“排序结果是否与银保监会认定的系统重要性银行吻合”两个标准来评价上述指标对我国金融机构系统重要性认定的适用性。然后,考虑到系统性金融风险的巨大负外部性,本文以指标截面加总值能否预测未来经济活动来回溯检验指标的有效性。最后,通过在横截面样本中剔除金融企业,本文探究了非金融企业的 SRISK 值与我国宏观活动走势之间的关系。

本文主要结论如下:(一) SRISK 更适用于测度微观机构的系统性金融风险边际贡献值。首先,只有 SRISK 综合反映了规模、杠杆率和互联紧密性三个层面的信息。同时,根据 SRISK 排序的前 20 家系统重要性金融机构依次是大型商业银行、股份制银行、保险公司、城商行、大型房地产公司和证券公司,这与银保监会认定的系统重要性银行名单十分吻合,而其他指标的排序结果与银保监会名单存在较大出入;(二)“整体 SRISK 值”能够有效预测我国宏观经济活动,而“整体 MES 值”、“整体 SES 值”不具备预测性;(三)若以 MES 或 ΔCoVaR 为评价指标,随着市场尾部风险的加大,监管部门更应该关注市值规模极小、波动率较大、互联紧密性较强的金融机构,这与审慎监管实务存在严重背离。考虑到以下方面:(一)规模、高杠杆率和互联紧密性是系统性金融风险最重要的因素;(二)基于风险指标的排序结果是否与银保监会认定的名单相吻合是验证其能否有效认定我国系统性金融机构的重要标准;(三)是否对实体经济活动具有预测能力是回溯验证微观层面指标在我国金融体系的有效性的主要手段,本文认为,SRISK 更适用评价我国微观机构的系统重要性。

本文认为,为了有效防范系统性金融风险,在依靠行政手段定期获取各金融机构的非公开数据进行风险评判之外,金融监管部门可考虑以 SRISK 为主要指标,基于市场公开数据实时监测微观机构对整体系统性金融风险边际贡献的动态变化,实时有效识别与排序我国的系统重要性金融机构,继而有差别地对微观机构实施宏观审慎和微观审慎监管。

参考文献

- [1]白雪梅和石大龙 2014,《中国金融体系的系统性风险度量》,《国际金融研究》第 6 期,第 75 ~ 85 页。
- [2]陈湘鹏、金涛、何碧清和贾彦东 2018,《系统性金融风险研究进展》,《金融科学》第 1 期,74 ~ 93 页。
- [3]方意、赵胜民和王道平 2012,《我国金融机构系统性风险测度——基于 DGC - GARCH 模型的研究》,《金融监管研究》第 11 期,第 26 ~ 42 页。
- [4]苟文均、袁鹰和漆鑫 2016,《债务杠杆与系统性风险传染机制——基于 CCA 模型的分析》,《金融研究》第 3 期,第 74 ~ 91 页。
- [5]侯成琪、罗青天和吴桐 2017,《PPI 和 CPI: 持续背离与货币政策的选择》,《世界经济》第 7 期,第 49 ~ 74 页。
- [6]李志辉、李源和李政 2016,《中国银行业系统性风险监测研究——基于 SCCA 技术的实现与优化》,《金融研究》第 3 期,第 92 ~ 106 页。
- [7]梁琪、李政和郝项超 2013,《我国系统重要性金融机构的识别与监管——基于系统性风险指数 SRISK 方法的分析》,《金融研究》第 9 期,第 56 ~ 70 页。
- [8]覃邑龙和梁晓钟 2014,《银行违约风险是系统性的吗》,《金融研究》第 9 期,第 82 ~ 98 页。
- [9]陶玲和朱迎 2016,《系统性金融风险的监测和度量》,《金融研究》第 6 期,第 18 ~ 36 页。
- [10]王广龙、熊利平和王连猛 2014,《SRISK 测算方法、结果及评述》,《投资研究》第 4 期,63 ~ 73 页。
- [11]赵进文、张胜保和韦文彬 2013,《系统性金融风险度量方法的比较与应用》,《统计研究》第 10 期,第 46 ~ 53 页。
- [12]Acharya, V., Engle, R., and Richardson, M. 2012. "Capital Shortfall: A New Approach to Ranking and Regulating Systemic Risks". *American Economic Review*, 102(3), 59 ~ 64.
- [13]Acharya, Pedersen, and Philippon, et al. 2017. "Measuring Systemic Risk". *The Review of Financial Studies*, 30(1), 2 ~ 47.
- [14]Adrian, T., and Brunnermeier, M. K. 2016. "CoVaR". *American Economic Review*, 106(7), 1705 ~ 1741.
- [15]Allen, L., Bali, T. G., and Tang, Y. 2012. "Does Systemic Risk in the Financial Sector Predict Future Economic Downturns?" *Review of Financial Studies*, 25(10), 3000 ~ 3036.
- [16]Banulescu, G. -D., and Dumitrescu, E. I. 2015. "Which Are the SIFIs? A Component Expected Shortfall Approach to Systemic Risk". *Journal of Banking and Finance*, 50, 575 ~ 588.
- [17]Benoit, S., Colliard, J. E., Hurlin, C., et al. 2017. "Where the Risks Lie: A Survey on Systemic Risk". *Review of Finance*, 21(1), 109 ~ 152.
- [18]Bierth, Irresberger and Wei?. 2015. "Systemic Risk of Insurers Around the Globe". *Journal of Banking & Finance*, 55, 232 ~ 245.
- [19]Brownlees, C., and Engle, R. F. 2016. "SRISK: A Conditional Capital Shortfall Measure of Systemic Risk". *The Review of Financial Studies*, 30(1), 48 ~ 79.
- [20]FSB, IMF and BIS., 2011. "Macprudential Policy Tools and Frameworks. Update to G20 Finance Ministers and Central Bank Governors.
- [21]Giglio, S., Kelly, B., and Pruitt, S. 2016. "Systemic Risk and the Macroeconomy: An Empirical Evaluation".

Journal of Financial Economics ,119(3) ,457 ~ 471.

[22]Huang , X. , Zhou , H. , and Zhu , H. 2009. “A Framework for Assessing the Systemic Risk of Major Financial Institutions”. *Journal of Banking and Finance* ,33(11) ,2036 ~ 2049.

Comparison and Applicability Analysis of Micro – level Systemic Risk Measures: A Study Based on China’s Financial System

CHEN Xiangpeng ZHOU Hao JIN Tao WANG Zhengwei

(PBC School of Finance , Tsinghua University)

Summary: The 2008 global financial crisis had a significantly negative effect on the real economy , and the systemic risk in the financial sector attracted unprecedented attention from academics and policy makers. The high macro leverage and credit risk are currently prominent financial issues in China. Moreover , the interest rate hike and balance sheet reduction of the Federal Reserve and the U. S. -China Trade War are having negative spillover effects. As a result , China’s regulatory bodies have begun implementing a macro prudential policy to defend the bottom line of no systemic risk.

Although numerous studies have examined the systemic risk in China , the literature in this area has several shortcomings. First , although studies have used several risk indicators , such as MES , SES , ΔCoVaR , and SRISK , to quantify the marginal contribution that a single financial institution makes to the overall systemic risk , no studies have comprehensively evaluated the applicability of these indicators to China’s financial system. Moreover , we find that there are prominent differences in the systemic importance rankings based on MES , ΔCoVaR , and SRISK. Second , studies have not back-tested the effectiveness of the above risk indicators from the perspective of negative externality , which is the most essential characteristic of systemic risk. Third , several studies simply use the empirical approximation “ $\text{LRMES} = 1 - \exp (- 18 * \text{MES})$ ” proposed by Acharya et al. (2012) to quantify the SRISK of individual financial institutions in China. However , the approximation is based on the U. S. financial system and compatibility with China’s financial system has not been seriously explored. Lastly , the literature uses either the capital adequacy ratio minimum requirement (8%) under Basel II or the historical average of prudent capital of various institutions to determine the proportion of prudent capital for all of China’s financial institutions , which include commercial banks , security companies , and insurance companies , and has not carefully considered China’s financial regulations. Therefore , we aim to fill these gaps by constructing micro-level systemic risk indicators that are applicable to China’s financial system.

To solve the aforementioned problems , we address the following issues. First , we examine whether the empirical approximation “ $\text{LRMES} = 1 - \exp (- 18 * \text{MES})$ ” is applicable to China’s financial system and if not , whether it is possible to derive a similar approximation for China. Second , we attempt to determine the proportion of prudent capital for China’s financial institutions , and evaluate the applicability of the aforementioned systemic risk indicators to China’s financial system.

First , using the derivation of the principle of the above approximation , we find that “ $\text{LRMES} = 1 - \exp (- 18 * \text{MES})$ ” is not applicable to China for the following reasons: (1) the approximation , which is derived

from the U. S. financial system , is not universal for all the economies; (2) if we define a systemic event as a stock market decline of 40% over 6 months , the approximation “ $LRMES = 1 - \exp (- 13 * MES)$ ” is applicable to China; (3) if we define a systemic event as a stock market decline of 10% over 1 month , the approximation “ $LRMES = 1 - \exp (- 3. 5 * MES)$ ” is applicable to China.

Second , we determine the prudential capital ratios for banks , securities , insurance , and real estate companies as 11. 5% , 18% , 15% , and 20% , respectively. It is not reasonable to determine the same prudential capital ratio for all financial and real estate institutions because institutions in different sub-industries have different operating features and capital adequacy ratios. Thus , we need to determine specific prudential capital ratios for these institutions according to the relevant supervision requirements.

Last and most importantly , based on the above findings , we conclude that SRISK is more effective than the other indicators in measuring marginal contributions that financial institutions make to the systemic risk in China for the following reasons. First , only SRISK can simultaneously cover information on the size , leverage , and interconnectedness of firms. Second the top 20 SIFIs identified and sorted by SRISK are in line with the list of SIFIs identified by the CBIRC , while the results based on the other indicators are very different from the CBIRC list. Third , the back - testing results indicate that the “overall SRISK value” can effectively predict China’s macroeconomic activities. Fourth , the results based on MES and $\Delta CoVaR$ suggest that the regulatory authorities should pay more attention to financial institutions with small market capitalization , large volatility , and strong interconnection when the market tail risk is rising , which obviously deviates from the prudential regulatory practice.

Keywords: Systemic Risk , SRISK , Macroeconomic Predictability

JEL Classification: G01 , G32

(责任编辑: 林梦瑶) (校对: ZL)