

商业银行流动性创造与系统性风险

——基于中国32家上市银行的经验证据

华仁海, 许克

(南京财经大学金融学院, 江苏南京210023)

摘要:立足我国商业银行流动性创造的现实环境以及不同银行的实际状况,运用国外先进理论梳理我国银行流动性创造影响系统性风险的内在机理,探索其政策价值。基于我国32家上市商业银行的季度数据,运用非平衡面板对理论假说进行实证研究。研究表明:在我国特殊国情下,银行流动性创造会抑制系统性风险;进一步研究发现,我国流动性创造与系统性风险的负相关性由尾部风险驱动。在异质性分析中发现,银行流动性创造对全国性银行、低股东权益银行、低存款银行的负向影响更为明显。研究结论对于我国审慎监管选择与协调具有一定的参考价值,对于防止银行脆弱性聚集、金融高质量运行和维护金融稳定有一定的启示作用。

关键词:流动性创造;金融风险;极值理论;银行异质性

中图分类号:F832 **文献标志码:**A **文章编号:**1672-6049(2023)01-0001-11

一、引言与文献评述

2008年金融危机给世界金融体系与实体经济带来了不可估量的伤害,各国监管当局逐渐认识到了金融机构的集体脆弱性对金融体系有着巨大的影响。在极端事件概率不断提高且其影响范围不断扩大的背景下,习总书记不断强调,防止发生系统性金融风险是金融工作的永恒主题。2018年,中央经济工作会议将“防范系统性金融风险”作为三大攻坚战之首;2019年,中国银行保险监督管理委员会召开了银行业和保险业监督工作会议,指出必须把防范系统性风险与服务实体经济紧密结合起来,防止局部风险蔓延。在现代金融中介理论中,商业银行是金融的核心,商业银行的流动性创造主要服务实体经济^[1]。商业银行创造的良好流动性是现代金融稳定的基础,同时也是经济繁荣、持续增长的必要条件^[2]。单一银行破产会通过多米诺骨牌效应导致银行系统陷入极端环境,进而引发系统性风险。同时,在商业银行流动性创造的过程中风险在不断溢出,非银行金融机构的溢出强于银行业,系统性风险具有明显周期性^[3]。若形成连锁效应,会给金融体系带来不可估量的后果。由此提出的问题是:我国商业银行流动性创造可以有效影响系统性风险吗?这种影响是否会因为不同银行主体而存在较大差异性呢?本文针对这一现实问题进行研究,对缓解实体经济的融资约束、深化金融供给侧改革以及经济可持续增长具有重要意义。

纵观以往研究可以发现,银行流动性创造的影响效应逐渐成为学术界关注的热点话题,但大量

收稿日期:2022-08-15;修回日期:2023-01-25

基金项目:国家自然科学基金面上项目“新闻媒体对我国期货市场价格的影响效应研究”(71973063)

作者简介:华仁海(1964—),男,江苏江都人,经济学博士,南京财经大学金融学院教授,研究方向为资本市场;许克(1997—),男,江苏宿迁人,南京财经大学金融学院硕士研究生,研究方向为金融工程。

研究主要关注流动性创造与宏观经济之间的联系,国外学者集中研究了银行流动性创造与金融危机^[4]、宏观经济^[2]、经济增长^[5]等的关系,研究发现流动性创造对于经济有积极作用。并且,流动性创造顺经济周期,可以放大经济周期的波动^[6]。此外,国内学者如宋琴等^[7]认为流动性创造总量以及银行表内的流动性创造都对我国整个实体经济有着较为显著的促进作用。更进一步地,韩扬和何建敏^[8]对我国实体经济进行细分,发现相较第一产业,表内流动性创造对第二产业增长的促进作用较为明显。但是,忽视宏观经济积极增长背后系统性风险的做法可能会造成我们对流动性创造影响效应的认知存在一定程度的偏差。

为了解决认知偏差,Fidrmuc *et al.*^[5]、Davydov *et al.*^[9]、Zheng *et al.*^[10]从不同角度探讨银行流动性创造影响金融风险以及银行倒闭的问题。国内学者如吴成颂和唐越^[11]基于利率市场化的视角,发现表内外流动性创造与系统性风险呈“U”形非线性关系。进一步地,研究者将目光放在研究银行特定属性下的系统性风险。Fina Kamani^[12]衡量银行规模、非传统银行活动以及欧洲银行系统性风险敞口之间的关系。卢露和杨文华^[13]探索杠杆率约束下的风险传染机制与效应。王道平^[14]发现利率市场化与银行发生系统性危机呈现正相关,存款保险制度的优势在于其能够发挥金融稳定作用和能够有效避免银行道德风险问题。但遗憾的是,对系统性风险的测度较为模糊。

纵观上述研究不难发现,国外学者对此问题的研究较为成熟,而国内虽然在既有文献中得到验证,但是已有研究较为粗糙,不能较深入地探索以下几个问题:(1)相较国外的银行业,我国银行业是否存在流动性创造对系统性风险显著影响的类似规律?如果我国银行业存在类似规律,那么此规律由何种因素驱动?(2)不同银行特定属性之间的差异性对本文的研究有何影响?基于此,运用定量的研究方法,对上述问题进行全面的回答,拓宽金融机构缓解实体经济融资困境的思路。

针对系统性风险测度较为模糊的问题,本文引入国外系统性风险测度方法,以32家上市商业银行收盘价及季度财务数据为基础,运用非平衡面板回归对我国商业银行流动性创造能否对系统性风险产生有效影响这一问题进行实证研究,探索背后的驱动因素,进一步分析不同特定属性银行主体之间的差异性。相较于以往研究,本文可能的贡献在于:第一,将系统性风险测度与流动性创造应用领域延伸至国内,该方法运用极值理论对系统性风险进行测度,该方法目前国内研究较少,拓展和丰富了现有文献的维度,为后续学者提供了新的研究视角。第二,采用国外学者的理论对系统性风险分解后,发现我国流动性创造对系统性风险的影响也是由尾部风险驱动。第三,立足我国银行业实际经营环境,在独立测算系统性风险的基础上,本文分别从银行区域性、银行权益资本以及银行存款等方面,深入探索不同特定属性银行主体间流动性创造对系统性风险影响的异质性,进一步地,为处于不同环境下的金融监管者提供丰富的政策选择。

本文的结构如下:第二部分介绍研究假说以及相应的理论分析,第三部分主要说明本文的研究设计与研究数据,第四部分为本文的实证结果与分析,第五部分为本文的研究结论和政策启示。

二、理论分析与研究假说

(一) 商业银行流动性创造与系统性风险

全球金融危机证实了银行流动性创造是产生危机的核心,鉴于我国商业银行的体量巨大,商业银行流动性创造的质量是我国金融稳定的核心。商业银行流动性创造是一种改变银行资产负债配置的行为,通过资产、负债端的改变,为商业银行交易过程配备资金,但过多或过少的资金会导致银行流动性危机,引起银行的破产。在突如其来的疫情侵袭下,实体经济多元化资金需求不断增长。面对外界大量资金需求的诱惑,银行主体放贷意愿不断增强的同时,银行的选择对于金融稳定具有不可忽视的作用。一方面,当商业银行的流动性创造规模较小时,人民银行释放适量的流动性,调动金融市场参与者活力,让资源配置效率提高,金融体系的流动性趋于均衡,此时有助于减少系统性风险^[11]。也就

是说,满足社会流动性需求可以很好地缓解资金压力。相反,注入社会的流动性减少,企业资金链紧张,资金压力大,金融不稳定。另一方面,过剩的流动性使得银行低估货币政策下行风险。如果存款流入银行,贷款标准恶化,银行流动性的创造可能会产生资产价格泡沫,并增加银行业系统的脆弱性^[15]。再者,虽然高水平的流动性创造可能导致银行清算,但流动性创造的短缺与银行倒闭的关联性更强^[5]。基于以上分析,本文提出假说1。

假说1:银行流动性创造水平的增加有助于降低系统性风险。

(二) 银行异质性与系统性风险

在我国特殊的银行体系中,银行体量差异较大,这种差异会导致银行流动性创造对系统性风险的敏感性不尽相同。主要原因在于:(1)银行业遭遇外部或者宏观经济冲击,对大量金融机构产生了巨大的负面影响,而外部极端冲击会使银行资产受损,削弱了整个银行系统的偿付能力,部分相对脆弱的银行会出现偿付能力危机^[16]; (2)全国性大型商业银行风险加权资产以及银行间负债数额巨大,在极端风险下,对手金融机构在银行间市场的违约风险增大,会发生连锁反应,进而发生系统性风险^[17]。这种反应让大型全国性银行的脆弱性凸显,使得流动性创造在一定程度上对系统性风险的影响相对较大。基于以上分析,本文提出假说2。

假说2:相较区域性银行,全国性大型银行随着流动性创造的减少其系统性风险的增加程度较大。

探究银行流动性创造对系统性风险的影响,自然绕不开因银行权益资本不同造成的差异性。一方面,从“风险吸收假说”的角度来看,资本监管是银行监管的核心,提高权益资本可以增强银行抵御风险的能力。在改变银行资本的情况下,可以改变银行的风险权重,可以稳定银行正常经营,避免银行倒闭;在提高银行资本要求时,会相应降低银行风险水平,银行资本成本相应提高^[18-19]。这种风险吸收的作用,使高权益资本银行流动性创造对系统性风险的影响相对较小。另一方面,对银行资本的监管是银保监会微观审慎监管的核心,当银行的资本较高时,高于监管要求的资本可以视为“缓冲垫”^[20];在银行资本较低时,银行面临较大的资本补充压力,影响银行经营^[21]。可以看出,高权益资本是银行的“防护服”,稀释了流动性创造对系统性风险的影响。基于以上分析,本文提出假说3。

假说3:相较低股东权益银行,高股东权益银行随着流动性创造的减少其系统性风险的增加程度较小。

不同存款结构的银行在资产负债配置行为上存在明显差异,探索银行流动性创造对系统性风险的影响,不能割裂银行存款结构的差异性。其一,银行存款占比是银行系统性风险的主要因素,若银行对金融衍生产品增持,则违约风险扩大,银行间资产负债关联程度上升,集体违约性增加^[22]。在违约性增加的情况下,使得拥有较低存款的银行其流动性创造的增加对系统性风险的影响程度较大。其二,目前,银行持有金融衍生品的投资组合对系统性风险的贡献程度超出了银行规模等因素的影响^[23],金融衍生品的预期高收益,使银行从事大量高风险交易,银行内外部风险敞口不断加大。这使得银行存款减少且风险敞口提升,使得流动性创造对系统性风险变得更为敏感。基于以上分析,本文提出假说4。

假说4:相较低存款银行,高存款银行随着流动性创造的减少其对系统性风险的增加程度较小。

三、研究设计与研究数据

(一) 变量选择的数据来源和样本结构

考虑在计算系统性风险时以八个季度为一个观测期以及选取银行时间的跨度,在我国42家上市银行中剔除了上市时间在2019年1月1日至2021年12月31日的上市银行。具体为兰州银行、苏州银行、重庆农村商业银行、厦门银行、瑞丰银行、邮储银行、齐鲁银行、上海农村商业银行、浙商银行、重庆银行。故本文的研究对象为我国32家上市银行。

用来测度单个商业银行系统性风险的数据来源于Wind。表1所示为测度系统性风险的整个时间跨度,以每个交易日的收盘价作为银行原始数据,用上证指数的每日收盘价作为市场整体的原

始数据,并对上述每日收盘价进行对数变换得到每日收益率,转换公式为 $R_t^i = \log(p_t^i) - \log(p_{t-1}^i)$ 。此外,在整个时间跨度内,以八个季度为一个观测期,运用 MATLAB 滚动计算银行季度系统性风险。

表 1 32 家银行研究时间跨度

银行	时间跨度
华夏银行、民生银行、平安银行、浦发银行、招商银行、中国银行	2006 年 10 月 9 日—2021 年 12 月 31 日
北京银行、建设银行、交通银行、南京银行、宁波银行、兴业银行、中信银行	2007 年 10 月 8 日—2021 年 12 月 31 日
贵阳银行、常熟银行、江苏银行、无锡银行、江阴银行	2016 年 10 月 10 日—2021 年 12 月 31 日
光大银行、农业银行	2010 年 10 月 8 日—2021 年 12 月 31 日
杭州银行、上海银行、江苏苏州农村商业银行	2017 年 1 月 3 日—2021 年 12 月 31 日
长沙银行、郑州银行	2018 年 10 月 8 日—2021 年 12 月 31 日
青岛银行、青岛农村商业银行、西安银行	2019 年 4 月 1 日—2021 年 12 月 31 日
成都银行	2018 年 4 月 2 日—2021 年 12 月 31 日
工商银行	2007 年 1 月 4 日—2021 年 12 月 31 日
张家港银行	2017 年 4 月 5 日—2021 年 12 月 31 日
紫金银行	2019 年 1 月 4 日—2021 年 12 月 31 日

在构建银行流动性创造指标时,我们使用了 Wind 数据库,并计算表 1 的整个时间跨度中的个体银行季度流动性创造。

(二) 计量模型设定和策略

为探索流动性创造对系统性风险、尾部风险以及“银行连接性”的关系,使用了以下模型。根据测度系统性风险的内在逻辑,对自变量使用 $t-1$ 期,以缓解内生性问题。

$$\begin{aligned} \text{Log}(SR_{i,t}) = & \alpha_1 + \beta_1 LC_{i,t-1} + \gamma_1 DeposAsset_{i,t} + \gamma_2 Nointerest_{i,t} + \gamma_3 lsize_{i,t} + \gamma_4 NPL_{i,t} + \gamma_5 ROA_{i,t} \\ & + \gamma_6 EquityAsset_{i,t} + P_{i,t} + \theta_{i,t} + \mu_{i,t} \end{aligned} \quad (1)$$

$$\begin{aligned} \text{Log}(TR_{i,t}) = & \alpha_2 + \beta_2 LC_{i,t-1} + \gamma_7 DeposAsset_{i,t} + \gamma_8 Nointerest_{i,t} + \gamma_9 lsize_{i,t} + \gamma_{10} NPL_{i,t} + \gamma_{11} ROA_{i,t} \\ & + \gamma_{12} EquityAsset_{i,t} + P_{i,t} + \theta_{i,t} + \mu_{i,t} \end{aligned} \quad (2)$$

$$\begin{aligned} \text{Log}(BSL_{i,t}) = & \alpha_3 + \beta_3 LC_{i,t-1} + \gamma_{13} DeposAsset_{i,t} + \gamma_{14} Nointerest_{i,t} + \gamma_{15} lsize_{i,t} + \gamma_{16} NPL_{i,t} + \gamma_{17} ROA_{i,t} \\ & + \gamma_{18} EquityAsset_{i,t} + P_{i,t} + \theta_{i,t} + \mu_{i,t} \end{aligned} \quad (3)$$

其中,因变量为 i 银行在 t 期的 SR 、 TR 以及 BSL 的自然对数, SR 为 i 银行的系统性风险, TR 为 i 银行的尾部风险, BSL 为 i 银行的“银行连接性”。解释变量 $LC_{i,t-1}$ 表示 i 银行在 $t-1$ 期的流动性创造, α_1 、 α_2 、 α_3 为常数, $DeposAsset$ 、 $Nointerest$ 、 $lsize$ 、 NPL 、 ROA 、 $EquityAsset$ 为控制变量, $P_{i,t}$ 表示银行固定效应, $\theta_{i,t}$ 表示时间固定效应, $\mu_{i,t}$ 代表随机误差项。为避免极端值的影响,在进行回归时,对变量进行上下 1% 的缩尾处理。

(三) 变量测度

1. 流动性创造

本文采用传统 Berger and Bouwman^[1] 流动性创造度量的方法,考虑郭晔等^[24]、项后军和曾琪^[25]、喻微锋和向玲^[26] 的做法,且我国银行业表外季度数据公布有限,故本文并不包含表外业务的流动性创造。具体步骤如下:第一步,将银行资产负债表中的项目分为流动性、半流动性、非流动性三类;第二步,对流动性资产赋予权重 -0.5,半流动性资产赋予权重 0,非流动性资产赋予权重 0.5,非流动性负债赋予权重 -0.5,半流动性负债赋予权重 0,流动性负债赋予权重 0.5;第三步,总的流动性创造 = $(-0.5 \times \text{流动性资产} + \text{半流动性资产} \times 0 + \text{非流动性资产} \times 0.5 + \text{非流动性负债} \times (-0.5) + \text{半流动性负债} \times 0 + \text{流动性负债} \times 0.5) / \text{总资产}$ 。具体的分类见表 2。

表2 流动性创造构建

流动性分类	资产	权益及负债
流动性	现金及存放中央银行款项、存放同业和其他金融机构款项、以公允价值计量且其变动计入当期损益的金融资产、衍生金融资产(权重-0.5)	向中央银行借款、吸收存款、同业和其他金融机构存放款项、以公允价值计量且其变动计入当期损益的金融负债、衍生金融负债(权重0.5)
半流动性(权重0)	应收银行及其他金融机构款项、拆出资金、个人其他贷款	拆入资金、定期存款、应付银行及其他金融机构款项
非流动性	贵金属、持有至到期投资、长期股权投资、应收款项类投资、买入返售金融资产、发放贷款及垫款、投资性房地产、固定资产、无形资产、商誉、递延所得税资产、其他资产(权重0.5)	递延所得税负债、卖出回购金融资产款、预计负债、其他负债、所有者权益合计(权重-0.5)

2. 系统性风险

基于 Van Oordt and Zhou^[27] 的开发模型来测度单家银行的系统性风险,其所提出的指标 β 可以研究在市场处于极端不利条件下个体银行的收益率相对于市场的敏感程度。具体如下:

$$\begin{cases} R_{ibank} = \beta_{ibank} R_{market} + \eta_i \\ R_{market} < -VaR_{\alpha} \end{cases} \quad (4)$$

其中, VaR_{α} 表示市场在显著性水平为 α 下的在险值, R_{ibank} 表示单家银行的每日收益率, R_{market} 表示市场收益率, η_i 表示影响 R_{ibank} 的因素, β_{ibank} 表示单家银行的系统性风险, β_{ibank} 越高表示单家银行在面临市场冲击时,所遭受的损失就越严重。为了更好地在实际中运用,利用极限理论将其运用到肥尾环境,对 β_{ibank} 进一步刻画,表示如下:

$$\beta_{ibank} = \lim_{(k/T) \rightarrow 0} \tau_{ibank}(k/T)^{1/\zeta_{market}} \frac{VaR_{ibank}(k/T)}{VaR_{market}(k/T)} \quad (5)$$

其中, T 指一个观测期中,股价收益率的天数; k 是一个观测期内,股价收益率最差 k 天的天数。 $VaR_{ibank}(k/T)$ 和 $VaR_{market}(k/T)$ 分别指 R_{ibank} 和 R_{market} 在置信水平 k/T 下的在险值, ζ_{market} 是市场尾部指数, $\tau_{ibank}(k/T)$ 刻画的是个股银行收益率与市场收益率尾部的依赖关系,具体的定义如下:

$$\tau_{ibank}(k/T) = Pr(R_{ibank} < -VaR_{ibank}(k/T) | R_{market} < -VaR_{market}(k/T)) \quad (6)$$

设在 T 期有观测序列 $(X_1, Y_1), \dots, (X_T, Y_T)$, X 表示市场收益率, Y 表示单家银行收益率。 ζ_{market} 采用 Hill^[28] 的方法估计,将观测值 X 排序为 $X_{(1)} \leq X_{(2)} \leq \dots \leq X_{(k)} \leq X_{(T)}$, 则:

$$\frac{1}{\zeta_{market}} = \frac{1}{k} \sum_{i=1}^k \log\left(\frac{X_{(i)}}{X_{(k+1)}}\right) \quad (7)$$

Embrechts *et al.*^[29] 对 $\tau(k/T)$ 进行估计:

$$\tau_{ibank}(k/T)^{1/\zeta_{market}} = \frac{1}{k} \sum_{t=1}^T 1\{Y_t < Y_{(k+1)}, X_t < X_{(k+1)}\} \quad (8)$$

其中, $Y_{(k+1)}$ 和 $X_{(k+1)}$ 分别表示银行 i 的收益率及市场收益率中最差的第 $k+1$ 天的收益率,且 $VaR_{ibank}(k/T)$ 用 $Y_{(k+1)}$ 估计, $VaR_{market}(k/T)$ 用 $X_{(k+1)}$ 估计。在一个观测期内, k/T 约在 4% 到 5% 的估计结果较好,基于八个季度的观测期,我们设定 $k = 22$ 。

在式(5)中 $\tau_{ibank}(k/T)^{1/\zeta_{market}}$ 衡量的是单家银行发生极端损失与市场发生极端损失之间的联系,其越大,说明银行尾部风险对于市场发生的极端损失很敏感,银行就越容易受到市场极端条件的冲击,将其称为“银行连接性”,与宏观审慎有关。 $\frac{VaR_{ibank}(k/T)}{VaR_{market}(k/T)}$ 为单家银行在险值与市场在险值的比值,从横截面来看,分母为市场的在险值,故比值可衡量单家银行的尾部风险,与宏观审慎和微观审慎均有关系。 β 指标包含微观和宏观维度,便于监管者更加准确识别风险^[30]。

对式(5)取自然对数得到式(9),以探索流动性创造对系统性风险的驱动因素。

$$\text{Log}\beta_{ibank} = \log(\tau_{ibank}(k/T)^{1/\zeta_{market}}) + \log\left(\frac{\text{VaR}_{ibank}(k/T)}{\text{VaR}_{market}(k/T)}\right) \quad (9)$$

在基准回归中将银行系统性风险、“银行连接性”以及银行尾部风险作为因变量。

3. 控制变量

基准模型中加入了可能影响流动性创造的变量,以减少内生性问题。(1) 银行规模(*Size*),在回归中用银行资产(亿)的自然对数(*lsize*)表示。银行规模越大,银行融资多元化程度越高,传统存贷款业务的依赖性较少,因此银行规模可能与流动性创造呈负相关关系^[31]。(2) 股东权益比率(*EquityAsset*),即股东权益总额/资产总额。“风险吸收理论”认为资本的增加会使得银行抵御风险的能力上升,进而促进流动性创造^[31]。(3) 总资产净利率(*ROA*),即净利润/平均资产总额。银行利润水平提升,使得银行资产增加,流动性创造的能力增强。(4) 存款总资产比(*DeposAsset*),即银行存款/总资产。银行存款资产比越高,负债端流动性越强,相应的银行资产端的流动创造也会变得富余^[31]。(5) 非利息收入占比(*Nointerest*),即非利息收入/各项收入。银行非利息收入增加,则银行业务多元化趋势增强,银行对传统业务依赖较低,流动性创造减少。(6) 不良贷款率(*NPL*),即不良贷款占总贷款余额的比值。银行不良贷款率升高,意味着银行流动负债减少,负债端流动性创造在减少。为保证数据完整性,对银行存款、非利息收入占比、不良贷款率缺失的个别值分组使用未缺失的均值来填补。

四、实证结果与分析

(一) 描述性统计以及相关分析

表3是主要变量的描述性结果。可以看出,我国上市银行的系统性风险差距较大,从最小的0.330到最大的1.969,平均值为0.963。尾部风险最大值约为最小值的7.5倍左右,“银行连接性”从最小的0.448到最大的0.925,平均值为0.747。流动性创造在0.318到0.806之间变动。流动性创造没有出现极端负值,说明我国上市银行在一定程度上不会破坏流动性。从控制变量发现,我国银行规模最小为755.1亿元,最大为320944.78亿元,银行规模差距很大。总的来看,我国银行业,股东权益比率平均约为6.57%,总资产净利率平均约为0.67%,非利息收入占比平均约为23.3%,不良贷款率平均约为1.32%,存款总资产比平均约为68.5%。

表3 描述性统计

变量	均值	标准差	最小值	中位数	最大值	样本量
<i>SR</i>	0.963	0.267	0.330	0.971	1.969	961
<i>TR</i>	1.296	0.369	0.507	1.275	3.784	961
<i>BSL</i>	0.747	0.0901	0.448	0.753	0.925	961
<i>LC</i>	0.606	0.0859	0.318	0.624	0.806	961
<i>Size</i>	52573	66087	755.1	24263.660	320944.780	961
<i>EquityAsset</i>	0.0657	0.0140	0.0220	0.0651	0.131	961
<i>ROA</i>	0.0067	0.0033	0.0009	0.0066	0.0172	961
<i>Nointerest</i>	0.233	0.101	-0.0159	0.223	0.572	961
<i>NPL</i>	0.0132	0.0063	0.0034	0.0129	0.0798	961
<i>DeposAsset</i>	0.685	0.128	0.432	0.690	2.547	961

表4表述变量之间的相关性,可以发现流动性创造与系统性风险、尾部风险的自然对数呈现负相关。与“银行连接度”的自然对数呈正相关,并且控制变量之间也有一定的相关性,其中非利息收入占比与银行规模自然对数的相关系数最高,达到了0.545。

表4 变量相关性

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
$\text{Log}(SR)$	1.000								
$\text{Log}(TR)$	0.903***	1.000							
$\text{Log}(BSL)$	0.359***	-0.072***	1.000						
<i>LC</i>	-0.118***	-0.251***	0.275***	1.000					
<i>lsize</i>	-0.649***	-0.616***	-0.161***	0.355***	1.000				

表 4(续)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
<i>EquityAsset</i>	-0.205***	-0.074**	-0.329***	-0.463***	0.009	1.000			
<i>ROA</i>	-0.043	-0.105***	0.128***	0.079**	0.128***	0.058*	1.000		
<i>Nointerest</i>	-0.462***	-0.315***	-0.380***	-0.181***	0.545***	0.319***	-0.139***	1.000	
<i>NPL</i>	-0.234***	-0.181***	-0.162***	0.025	0.115***	0.186***	-0.149***	0.204***	1.000
<i>DeposAsset</i>	0.055*	-0.085***	0.296***	0.448***	0.068**	-0.153***	0.107***	-0.414***	0.028

注:Log(*SR*)、Log(*TR*)、Log(*BSL*)和*lsize*分别是对*SR*、*TR*、*BSL*和*Size*取自然对数,所有变量进行上下1%的缩尾处理,***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著。

(二) 基准回归结果

表 5 报告了流动性创造与系统性风险的基准回归结果。在回归中我们控制了季度与银行个体的固定效应以控制系统性偏差。其中列(1)是流动性创造对系统性风险影响的回归结果,可以发现流动性创造的回归系数在1%的水平下显著为负,表明流动性创造的上升会抑制系统性风险,支持假说1。以此为基础,列(2)和列(3)分别进一步探索我国流动性创造与尾部风险以及“银行连接性”之间的关系。结果显示,流动性创造的系数都在1%的水平下显著,这意味着银行流动性创造增加,使银行尾部风险降低,“银行连接性”上升。尾部风险降低表明列(1)中的负相关关系主要由尾部风险驱动。“银行连接性”的上升,意味着银行流动性创造的增加,使得银行越容易受到市场极端条件的冲击,这与 Davydov *et al.*^[9]的结论一致。

(三) 异质性分析

1. 银行规模异质性

为了考察区域性银行以及全国性银行中的银行流动性创造对系统性风险的影响,我们将传统银行工、农、中、建、交划分为全国性银行,由于我国全国性银行样本较少,且近几年股份制银行发展较为迅速,为使得分组更加合理,按照总市值排名^[30],将股份制银行中的招商银行、浦发银行、中信银行以及兴业银行并入全国性银行一组中。表 6 中的列(1)和列(2)给出了相应结果。结果显示,全国性银行流动性创造的回归系数显著为负,且全国性银行的系数绝对值大于区域性银行。这意味着全国性银行流动性创造对系统性风险影响显著。故假说 2 成立。

2. 银行资本结构的异质性

为了研究在不同银行的资本结构下,银行流动性创造对银行系统性风险之间的异质性,本文将给定季度的股东权益与总资本的比值其底部的 1/2 为低股东权益银行,顶部的 1/2 为高股东权益银行。表 6 的列(3)和列(4)为相应结果。结果显示,流动性创造的回归系数显著为负,且高股东权益银行

表 5 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
<i>LClag</i>	-0.7002*** (0.1457)	-0.9189*** (0.1298)	0.2193*** (0.0635)
<i>DeposAsset</i>	1.3382*** (0.1507)	1.4500*** (0.1328)	-0.1189* (0.0632)
<i>Nointerest</i>	-0.3030*** (0.1153)	-0.1163 (0.1075)	-0.1706*** (0.0442)
<i>lsize</i>	0.0989** (0.0390)	0.0640* (0.0368)	0.0390*** (0.0134)
<i>NPL</i>	-0.8457 (1.6200)	-0.8560 (1.4666)	0.0772 (0.6519)
<i>ROA</i>	4.6521 (7.0401)	7.9511 (6.6029)	-3.4310 (2.4996)
<i>EquityAsset</i>	0.6845 (0.8451)	-0.6574 (0.7367)	1.3503*** (0.3096)
常数项	-2.0008*** (0.4946)	-1.3307*** (0.4587)	-0.7162*** (0.1720)
季度固定效应	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes
观测值	929	929	929
调整 R ²	0.6910	0.6971	0.7317

注:*LClag*为滞后一期的*LC*,***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著,括号内为稳健标准误。

系数绝对值小于低股东权益银行的系数。这一结果意味着在低股东权益银行中,流动性创造对系统性风险的影响更为明显,表明流动性创造对系统性风险的影响在不同银行资本之间存在显著差异。故假说3成立。

3. 银行存款结构的异质性

为分析不同存款结构下,商业银行流动性创造对系统性风险的异质性,本文将给定季度银行存款与银行资产的比值其底部的1/2作为低存款银行,顶部的1/2为高存款银行。表6中的列(5)和列(6)为相应结果。结果显示,在不同存款规模的银行中,银行流动性创造与系统性风险的负相关关系始终存在,高存款银行系数的绝对值小于低存款银行。这表明低存款银行的流动性创造对系统性风险影响的效果更为明显,说明流动性创造对不同存款银行系统性风险的确产生了差异性影响。故假说4成立。

表6 异质性分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	区域银行	全国银行	低股东权益银行	高股东权益银行	低存款银行	高存款银行
<i>LClag</i>	-0.3512** (0.1575)	-1.1865*** (0.3435)	-0.6578*** (0.2120)	-0.4412* (0.2250)	-0.5557*** (0.1842)	-0.4941** (0.2212)
<i>DeposAsset</i>	0.8961*** (0.1656)	1.3437*** (0.3318)	1.0265*** (0.2366)	1.0140*** (0.2811)	1.1701*** (0.2745)	0.5755* (0.3261)
<i>Nointerest</i>	0.2042* (0.1233)	-1.1337*** (0.2688)	0.0143 (0.1624)	-1.1887*** (0.2016)	0.3102** (0.1539)	-0.0911 (0.1991)
<i>lsize</i>	0.5629*** (0.0693)	-0.0193 (0.1175)	0.3215*** (0.0739)	0.1217 (0.0988)	0.4503*** (0.0790)	0.1050* (0.0622)
<i>NPL</i>	7.0206*** (2.2253)	2.9764 (4.6500)	-0.4043 (2.5923)	9.5069** (4.0662)	2.5672 (3.7349)	2.4453 (2.5391)
<i>ROA</i>	-1.5680 (7.8396)	26.9302* (14.4541)	12.4933 (9.1095)	19.8486 (12.5630)	-0.0362 (10.2083)	2.5856 (8.3317)
<i>EquityAsset</i>	3.6793*** (0.9447)	0.6904 (1.8726)	3.6828** (1.8574)	5.2052** (2.0306)	1.7287 (1.2716)	0.1764 (1.3242)
常数项	-5.1660*** (0.6138)	-0.3631 (1.3179)	-2.9435*** (0.6793)	-2.4172** (1.1676)	-6.0560*** (0.8673)	-1.6424** (0.7981)
季度固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	485	444	471	458	470	459
调整 R ²	0.6968	0.6661	0.6635	0.7723	0.7221	0.8144
Chow 检验 P 值	0.000		0.000		0.000	

注:*LClag*为滞后一期的*LC*,***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著,括号内为标准误。

(四) 稳健性检验

考虑到银行流动性创造可能会影响当期系统性风险,且银行流动性创造与银行个体特征变量(如存款总资产比)之间可能存在互为因果的内生关系。故本文在基准模型中引入被解释变量的一阶滞后项,建立动态面板计量模型来解决内生性问题。具体如下:

$$\begin{aligned} \text{Log}(SR_{i,t}) = & \alpha_4 + \alpha_5 L \cdot \text{Log}(SR_{i,t}) + \beta_4 LC_{i,t-1} + \gamma_{19} DeposAsset_{i,t} + \gamma_{20} Nointerest_{i,t} + \gamma_{21} lsize_{i,t} \\ & + \gamma_{22} NPL_{i,t} + \gamma_{23} ROA_{i,t} + \gamma_{24} EquityAsset_{i,t} + P_{i,t} + \theta_{i,t} + \mu_{i,t} \end{aligned} \quad (10)$$

其中, $L \cdot \text{Log}(SR)$ 是 $\text{Log}(SR)$ 的一阶滞后项, α_5 为滞后项的系数。表 7 给出了相应的结果。结果显示, 在引入被解释变量一阶滞后项后, 流动性创造的系数在 1% 的显著性水平下显著, 故可以很好解决内生性问题。

由于同一家银行在不同的时期的误差可能存在自相关性, 故在稳健性检验时, 使用基于银行个体的聚类稳健标准误进行检验^[31]。如表 8 所示, 列(1)、列(2)和列(3)流动性创造的回归系数显著, 与上文的回归模型一致。

考虑到样本的本身带来的偏差, 剔除 32 家样本银行中时间跨度低于 5 年的银行, 在剔除了杭州银行、上海银行、江苏苏州农村商业银行、长沙银行、郑州银行、青岛银行、青岛农村商业银行、西安银行、成都银行、张家港银行、紫金银行后, 实证结果依然稳健。回归结果如表 9 所示。

表 8 聚类稳健标准误稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)
<i>LClag</i>	-0.7002** (0.2997)	-0.9189*** (0.2447)	0.2193* (0.1110)
<i>DeposAsset</i>	1.3382*** (0.2282)	1.4500*** (0.1846)	-0.1189 (0.1164)
<i>Nointerest</i>	-0.3030 (0.2725)	-0.1163 (0.2403)	-0.1706** (0.0813)
<i>lsize</i>	0.0989 (0.1204)	0.0640 (0.1030)	0.0390 (0.0362)
<i>NPL</i>	-0.8457 (2.8171)	-0.8560 (2.6141)	0.0772 (1.1955)
<i>ROA</i>	4.6521 (12.6605)	7.9511 (15.2868)	-3.4310 (3.7255)
<i>EquityAsset</i>	0.6845 (2.3426)	-0.6574 (1.7396)	1.3503* (0.6964)
常数项	-2.0008 (1.4161)	-1.3307 (1.1255)	-0.7162 (0.4491)
季度固定效应	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes
观测值	929	929	929
调整 R ²	0.6910	0.6971	0.7317

注: *LClag* 为滞后一期的 *LC*, ***, ** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著性水平下显著, 括号内为聚类标准误。

五、研究结论与政策启示

基于我国 32 家上市银行的季度非平衡面板数据, 实证检验了中国上市银行流动性创造与系统性风险之间的关系, 探究是何种因素驱动流动性创造与系统性风险之间的关系, 并进一步探究不同区域、不同股东权益、不同存款银行的流动性创造与系统性风险之间的差异性。检验结果表明: (1) 银行流动性创造与系统性风险之间存在负相关关系, 经过一系列稳健性检验发现负相关关系依然存在, 流动性创造与系统性风险之间的负相关关系由银行尾部风险驱动, 但流动性创造与“银行连接性”正相关。即在一定程度上, 流动性创造的增加会降低系统性风险, 背后内在逻辑在于降低了尾部风险, 但

表 7 动态面板

变量	(1)
<i>L.lsystemicrisk</i>	0.8299*** (0.0571)
<i>LClag</i>	-0.2484*** (0.0763)
观测值	929
AR(1)的 P 值	0.0001
AR(2)的 P 值	0.6113
Sargan 检验 P 值	1.00

注: *L.lsystemicrisk* 为 $L \cdot \text{Log}(SR)$, *LClag* 为滞后一期的 *LC*, ***, ** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著性水平下显著, 括号内为标准误。

表 9 剔除样本稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)
<i>LClag</i>	-0.7291*** (0.1546)	-0.8896*** (0.1347)	0.1861*** (0.0683)
<i>DeposAsset</i>	1.3376*** (0.1555)	1.4395*** (0.1368)	-0.1135* (0.0634)
<i>Nointerest</i>	-0.3701*** (0.1219)	-0.1590 (0.1133)	-0.1944*** (0.0460)
<i>lsize</i>	0.1041*** (0.0399)	0.0644* (0.0374)	0.0413*** (0.0135)
<i>NPL</i>	-0.4116 (1.6313)	-0.6764 (1.4664)	0.1924 (0.6450)
<i>ROA</i>	3.4156 (7.2062)	6.7153 (6.7280)	-3.6805 (2.5518)
<i>EquityAsset</i>	0.7670 (0.8574)	-0.6847 (0.7448)	1.4536*** (0.3088)
常数项	-2.0303*** (0.5097)	-1.3330*** (0.4723)	-0.7257*** (0.1721)
季度固定效应	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes
观测值	852	852	852
调整 R ²	0.6893	0.6831	0.7374

注: *LClag* 为滞后一期的 *LC*, ***, ** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著性水平下显著, 括号内为稳健标准误。

尾部风险降低的同时,银行在面临外部冲击时变得更加脆弱,对冲击更加敏感。(2)对我国银行进行异质性分析发现,全国性大型银行流动性创造减少,系统性风险的增加程度较大,高存款银行、高股东权益银行流动性创造减少,系统性风险增加程度较小。

基于此,本文有如下政策启示:(1)在短期内,监管当局须控制银行信贷的规模,提高政策的指导性,便于银行主体充分理解监管当局的政策预期。(2)从长期看,监管者可以拓宽银行征信平台,加大银企融合深度,从本质上激发银行流动性创造,缓解银企之间的摩擦。(3)银行应加强自身面对外部冲击的能力,加大对内部高技能劳动的配置^[32],在考虑多方面因素的条件下优化金融配置^[33],以便润滑实体经济。此外研究结果表明,不同类型的银行流动性创造对系统性风险的影响差异较为明显,存款较低、权益资本较少的银行要完善自身系统性风险的管理机制。对全国性大型银行要采取加大贷款审批力度、严格审批过程、约束信贷规模等措施。

参考文献:

- [1] BERGER A N, BOUWMAN C H S. Bank liquidity creation[J]. *The review of financial studies*,2009,22(9):3779-3837.
- [2] BERGER A N, SEDUNOV J. Bank liquidity creation and real economic output[J]. *Journal of banking and finance*,2017,81:1-19.
- [3] 宫晓莉,熊熊,张维. 我国金融机构系统性风险度量与外溢效应研究[J]. *管理世界*,2020(8):65-83.
- [4] BERGER A N, BOUWMAN C H S. Bank liquidity creation, monetary policy, and financial crises[J]. *Journal of financial stability*,2017,30:139-155.
- [5] FIDRMUC J, FUNGÁČOVÁ Z, WEILL L. Does bank liquidity creation contribute to economic growth? Evidence from Russia[J]. *Open economies review*,2015,26(3):479-496.
- [6] DAVYDOV D, FUNGÁČOVÁ Z, WEILL L. Cyclicity of bank liquidity creation[J]. *Journal of international financial markets, institutions & money*,2018,55:81-93.
- [7] 宋琴,汤桂丹,郭晶晶. 银行流动性创造对实体经济的影响——基于2011—2016年中国商业银行面板数据的实证分析[J]. *河北经贸大学学报*,2019(3):47-55.
- [8] 韩扬,何建敏. 流动性创造对实体经济增长的影响及其调整空间分析——来自中国商业银行的经验证据[J]. *财经论丛*,2018(11):40-50.
- [9] DAVYDOV D, VÄHÄMAA S, YASAR S. Bank liquidity creation and systemic risk[J]. *Journal of banking and finance*,2021,123(C):1-17.
- [10] ZHENG C, CHEUNG A, CRONJE T. The moderating role of capital on the relationship between bank liquidity creation and failure risk[J]. *Journal of banking and finance*,2019,108(C):1-22.
- [11] 吴成颂,唐越. 流动性创造导致商业银行系统性风险增加吗? ——基于利率市场化视角的实证分析[J]. *管理现代化*,2019(4):13-17.
- [12] FINA KAMANI E. The effect of non-traditional banking activities on systemic risk: does bank size matter? [J]. *Finance research letters*,2019,30(C):297-305.
- [13] 卢露,杨文华. 杠杆率监管能有效降低银行体系系统性风险吗? ——基于内生性网络模型的模拟分析[J]. *财经研究*,2020(2):52-66.
- [14] 王道平. 利率市场化、存款保险制度与系统性银行危机防范[J]. *金融研究*,2016(1):50-65.
- [15] ACHARYA V, NAQVI H. The seeds of a crisis: a theory of bank liquidity and risk taking over the business cycle[J]. *Journal of financial economics*,2012,106(2):349-366.
- [16] 徐国祥,吴婷,王莹. 基于共同冲击和异质风险叠加传导的风险传染研究——来自中国上市银行网络的传染模拟[J]. *金融研究*,2021(4):38-54.
- [17] 杨子晖,李东承. 我国银行系统性金融风险研究——基于“去一法”的应用分析[J]. *经济研究*,2018(8):36-51.

- [18] KIM D, SANTOMERO A M. Risk in banking and capital regulation[J]. *The journal of finance*, 1988, 43(5): 1219 – 1233.
- [19] BAKER M, WURGLER J. Do strict capital requirements raise the cost of capital? Bank regulation, capital structure, and the low-risk anomaly[J]. *American economic review*, 2015, 105(5): 315 – 320.
- [20] 田国强, 李双建. 经济政策不确定性与银行流动性创造: 来自中国的经验证据[J]. *经济研究*, 2020(11): 19 – 35.
- [21] 张琳, 廉永辉. 我国商业银行资本缓冲周期性研究——基于银行资本补充能力的视角[J]. *管理世界*, 2015(7): 42 – 53.
- [22] BATTISTON S, GATTI D D, GALLEGATI M, et al. Liaisons dangereuses: increasing connectivity, risk sharing, and systemic risk[J]. *Journal of economic dynamics and control*, 2012, 36(8): 1121 – 1141.
- [23] MAYORDOMO S, RODRIGUEZ-MORENO M, PEÑA J. Derivatives holdings and systemic risk in the US banking sector [J]. *Journal of banking and finance*, 2014, 45: 84 – 104.
- [24] 郭晔, 程玉伟, 黄振. 货币政策、同业业务与银行流动性创造[J]. *金融研究*, 2018(5): 65 – 81.
- [25] 项后军, 曾琪. 期限错配、流动性创造与银行脆弱性[J]. *财贸经济*, 2019, (8): 50 – 66.
- [26] 喻微锋, 向玲. 竞争对商业银行流动性创造的影响研究——基于城市商业银行放松管制的再检验[J]. *金融发展研究*, 2021(9): 21 – 31.
- [27] VAN OORDT M R, ZHOU C. Estimating systematic risk under extremely adverse market conditions [J]. *Journal of financial econometrics*, 2019, 17(3): 432 – 461.
- [28] HILL B M. A simple general approach to inference about the tail of a distribution [J]. *The annals of statistics*, 1975, 3(5): 1163 – 1174.
- [29] EMBRECHTS P, DE HAAH L, HUANG X. Modelling multivariate extremes [J]. *Extremes and integrated risk management*, 2000, 59 – 67.
- [30] 杨丞琳. 我国上市商业银行系统性风险计量 [D]. 北京: 北京交通大学, 2021.
- [31] 宋科, 徐蕾, 李振, 等. ESG 投资能够促进银行创造流动性吗? ——兼论经济政策不确定性的调节效应 [J]. *金融研究*, 2022(2): 61 – 79.
- [32] 钱程, 方军雄. 经济政策不确定性会影响劳动收入占比吗? ——基于中国上市公司的证据 [J]. *南京财经大学学报*, 2021(1): 56 – 67.
- [33] 蔡晓陈, 徐红霞. 经济政策不确定性与绿色经济效率 [J]. *南京财经大学学报*, 2022(1): 54 – 63.

(责任编辑: 刘淑浩; 英文校对: 谈书墨)

Liquidity Creation and Systemic Risk: Empirical Evidence based on 32 Listed Banks in China

HUA Renhai, XU Ke

(School of Finance, Nanjing University of Finance and Economics, Nanjing 210023, China)

Abstract: Based on the realistic environment of liquidity creation in China and the actual situation of different banks, this paper cites advanced foreign theories in order to explore the internal mechanism of China's bank liquidity creation and the way in which it affects systemic risk, while also assessing whether this mechanism can provide policy value to China's bank regulators. To test the theoretical hypothesis, we analyze unbalanced panel data based on the quarterly data of 32 listed commercial banks in China. The empirical results show that in the special case of China, the creation of bank liquidity restrains systemic risk. Moreover, it is found that the negative correlation between liquidity creation and systemic risk in China is also driven by tail risk, and in the heterogeneity test it is found that the impact of bank liquidity creation on national banks, low shareholders' equity banks, and low deposit banks is more pronounced. The conclusions of this study has certain reference value for the selection and coordination of prudential supervision in China, and has certain enlightenment for preventing bank vulnerability agglomeration, high-quality financial operation and maintaining financial stability.

Key words: liquidity creation; financial risk; extreme value theory; banking heterogeneity