·经济学研究·

DOI:10. 20004/j. cnki. ujn. 2024. 06. 010

全球金融周期对我国银行业系统性风险的动态溢出效应:典型事实与实证检验

原雪梅[1,2],朱明珠[3]

(1.济南大学 商学院,山东 济南 250022;2.济南大学 金融研究院,山东 济南 250022;
3.南京财经大学 金融学院,江苏 南京 210023)

[摘　要]在美联储强力加息周期冲击下,基于2007年第四季度至2021年第四季度全球37个主要股票市场和我国14家上市银行数据,纳入全球金融周期风险状态变量构建双重条件在险价值模型(Δ*CoVaR*),考察了全球金融周期对我国银行业系统性风险的动态溢出效应。研究发现:(1)改进后的银行系统性风险指标体系测度的结果能更准确且灵敏地识别危机时期和高风险事件。(2)处于上行阶段的全球金融周期对我国银行业系统性风险的净溢出效应增加;全球金融周期平稳阶段可平抑单家银行的数量积累风险波动。(3)全球金融周期对不同类型商业银行风险的溢出效应具有异质性。其中,直接风险溢出对大型国有银行的冲击更大,而中小型股份制银行和城市商业银行更易受网络关联风险冲击。以上结果可为我国应对日益加剧的全球金融周期溢出冲击导致的银行业系统性风险提供差异化监管依据。

[关键词]银行业系统性风险;全球金融周期;动态溢出效应;ΔCoVaR模型;差异化监管

[中图分类号]F831;F832　　[文献标识码]A　　[文章编号]1671-3842(2024)06-0109-11

一、引言

伦敦经济学院埃莱娜·雷伊最早提出,在跨境资本流动、风险资产价格起伏和信贷增长变化等繁荣—萧条的轮回背后,存在一个周期性驱动因子,即全球金融周期①。对1880年以来17个发达国家的信贷、房价、股价和长期利率的研究发现,金融变量确实存在周期性的共同运动②。在近五十年的国际货币体系"中心—外围"格局下,位居中心国家的美国货币政策自然成为全球金融周期的重要驱动因素。为应对严重通胀,美联储于2022年3月至2023年7月间连续十一次累计加息525个基点,紧缩斜率异常陡峭。尽管2024年9月开始降息,但美国核心通胀粘性和加息的滞后效应将使美联储践行"在更长时间内维持高利率"的承诺,这就会影响全球金融周期走向,进而冲击各国金融体系。

[基金项目]国家社会科学基金重点项目"金融周期异步性与新兴经济体跨境资本流动失衡风险及中国对策研究"(项目编号:21AJY007)。

[作者简介]原雪梅,济南大学金融研究院、商学院教授,博士生导师,山东省"资本市场创新发展协同创新中心"首席专家;朱明珠(通讯作者),南京财经大学金融学院博士研究生,邮箱:zhumingzhu1999@gmail. com。

①REY H. , Dilemma not Trilemma: The Global Financial Cycle and Monetary Policy Independence, *NBER Working Paper*, No. 21162, 2015, pp. 1-42.

②POTJAGAILO G. , WOLTERS M. H. , Global Financial Cycles since 1880, *Journal of International Money and Finance*, Vol. 131, 2023, p. 102801.

从银行体系来看,量化宽松使银行资产快速扩大,而一旦货币条件大幅收紧,廉价资金环境发生颠覆性变化,必然导致动荡并形成涟漪效应[①]。一方面,以2023年3月硅谷银行破产为开端的美国国内银行接连倒闭和多家银行信用评级下降,激发市场对"雷曼时刻"再现的担忧。尽管美联储紧急创设的银行定期融资计划(BTFP)进行了流动性救助,但激进配置长久期利率敏感性资产的其他商业银行资产负债表也浮亏严重,其中10%的银行甚至出现比硅谷银行更大的未确认损失[②];另一方面,美联储货币政策极端转向使全球金融周期溢出冲击引发他国商业银行系统性风险骤升。例如,具有167年历史的全球系统重要性银行——瑞士信贷银行也发生了流动性危机,使欧洲银行业的诸多隐性问题显性化;作为最大新兴经济体,以银行业为主要支柱的中国金融体系对全球金融周期的敏感性在不断增强,与全球金融状况中的主要变量同频共振[③]。此外,新兴经济体还存在"原罪"下的本币边缘化及货币错配问题,而这又会通过汇率等渠道放大全球金融周期的溢出效应,加之地缘紧张局势下的巨大不确定性,本已脆弱的银行业直面系统性风险上升压力。因此,准确度量和监测全球金融周期冲击下的银行业系统性风险,特别是提高对危机事件和系统重要性银行的识别预警能力,辨识区域风险源头,应对全球金融周期对我国银行业系统性风险的溢出效应,具有极大紧迫性。

已有关于银行业系统性风险的测度方法主要包括计算边际期望损失和系统性期望损失、遇险保费、Shapley值、构造系统性风险度量指数(SRISK)、网络分析法以及条件在险价值法(Conditional Value at Risk,CoVaR)等[④]。其中,Adrian和Brunnermeier提出的引入状态变量的条件在险价值模型(ΔCoVaR)[⑤]既可以衡量系统性金融风险,又可度量单家金融机构风险对系统性风险的边际贡献,动态识别和预测系统重要性金融机构及其风险溢出效应[⑥]。但基于该方法的银行业系统性风险度量指标体系中尚未包含全球金融周期溢出冲击,因此模型和测度结果均有待修正和优化。

因此,本文构建了改进的ΔCoVaR模型,测度和比较了加入全球金融周期因素前后的银行业系统性风险变化,评估了全球金融周期的动态溢出效应;对全球金融周期净溢出冲击进行分解,测算全球金融周期对我国银行业系统和单家银行风险的冲击力度,甄别全球金融周期溢出冲击下的系统重要性银行;从银行微观层面实证检验全球金融周期对我国银行业系统性风险的作用渠道;另外,基于地缘经济视角,辨识全球金融周期对我国银行业系统性风险溢出效应的区域风险源。

本文的边际贡献在于:第一,将全球金融周期因素引入已有银行业系统性风险度量指标体系,改良后的指标体系能更有效捕捉风险事件;第二,验证了全球金融周期与我国银行业系统性风险存在动态关联,证明了全球金融周期冲击溢出方向;基于不同阶段金融周期溢出效应的典型事实,检验了银行间资产关联度和负债关联度及银行资产组合中债券投资比例等全球金融周期冲击溢出的主渠道;第三,通过将全球金融周期净溢出冲击进一步分解为直接溢出及基于网络关联和数

①熊启跃,吕昊旻,初晓:《美国硅谷银行倒闭的影响及启示》,《国际金融》,2023年第4期。

②JIANG E. X., MATVOS G., PISKORSKI T., et al., Monetary Tightening and U. S. Bank Fragility in 2023: Mark-tomarket Losses and Uninsured Depositor Runs? Stanford GSB Working Paper, No. 4080, 2023, pp. 1-18.

③李子豪,王倩倩:《数字经济发展能否改善地区银行业风险?——基于城市商业银行的考察》,《财经论丛》,2023年第12期;谭小芬,虞梦微:《全球金融周期:驱动因素、传导机制与政策应对》,《国际经济评论》,2021年第6期。

④张金清,龚懿婷,孙大钊:《我国银行业系统性风险防范研究——基于SRISK指标的修正与测度》,《复旦学报》(社会科学版),2021年第2期。

⑤ADRIAN T., BRUNNERMEIER M. K., CoVaR, *American Economic Review*, Vol. 106, No. 7, 2016, pp. 1705-1741.

⑥黄新飞,廉胜南,蔡睿思:《资本流入激增与系统性金融风险——基于ΔCoVaR方法的实证分析》,《国际金融研究》,2023年第3期。

量积累的间接溢出效应,刻画了全球金融周期对不同性质、规模的银行个体溢出效应的异质性特征,能更精准识别系统重要性银行,为制定差异化监管措施提供了决策依据。

二、文献回顾与研究假设

(一)全球金融周期对我国银行业系统性风险的溢出效应研究

美国货币政策是全球金融周期的重要推动力量,影响银行业系统性风险状况。在美国货币政策冲击下,国际投资者降低风险偏好,调整其跨境资产配置。随着资本流动以及预期变化,那些金融环境不稳定国家的"唤醒效应"被激发,市场情绪恶化,资本流出增加①。研究发现,在资本流动作用下,美国货币政策可通过融资成本及融资规模影响中国银行体系信贷供给②。一方面,美联储扩张性的数量型货币政策对中国系统性金融风险形成正向溢出,因为美元融资成本降低使短期资本涌入中国,银行跨境负债增加,影响信贷投放;另一方面,美联储紧缩性的价格型货币政策使得美元利率上升,导致中美利差缩小甚至倒挂,国际套利资本流出中国,此时银行不得不收缩信贷规模③。利率上升还可能对包括政府债券和抵押贷款在内的长期资产价值产生重大负面影响,这会给从事期限转换的银行带来损失,银行资产价值下跌④。

作为全球金融周期的重要变量,资产价格的剧烈波动会对我国银行业产生冲击。在全球金融周期下行时,国内外金融环境收紧,房地产和股市等资产价格下跌,导致银行与房地产相关的贷款不良率上升,资本比率下降,风险敞口扩大⑤。尽管中国监管政策限制银行直接投资股票市场,但资金仍可通过表外业务进入股市,银行系统性风险规制与股价波动相连。同时企业净值因股价波动而变化,若企业违约风险上升,银行业系统性风险也会随之增加⑥。

在开放经济条件下,汇率波动能显著增加我国银行业系统性风险⑦,尤其是那些资产负债表存在货币错配的银行。如果资产与负债以不同货币计价,若本币贬值时,拥有外币债务的企业偿还贷款的可能性降低,其汇率风险敞口转化为银行信贷风险,若不能及时对冲,银行风险水平会迅速提升,同理反之⑧。此外,由于各国汇率间存在波动溢出网络,汇率风险传染极易触发货币危机和银行危机等系统性金融风险⑨,尽管固定汇率制度可提供防范货币风险的隐性担保,但也伴生道德风

---

①安蕾,戴金平:《金融周期是否存在全球趋同性?:基于β收敛和两级潜在因子模型的证据》,《世界经济研究》,2020年第8期。

②LEE S., BOWDLER C., International Spillovers from US Monetary Policy: Evidence from Asian Bank Level Data, *Journal of International Money and Finance*, Vol. 127, 2022, p. 102677.

③温博慧,牛英杰:《美国货币政策对中国系统性风险产生溢出效应吗——基于反事实分析和因果中介效应检验》,《广东财经大学学报》,2021年第3期。

④JIANG E., MATVOS G., PISKORSKI T., et al., Monetary Tightening and U. S. Bank Fragility in 2023: Mark-tomarket Losses and Uninsured Depositor Runs? *NBER Working Paper*, No. 31048, 2023.

⑤ANDRIES A. M., SPRINCEAN N., Cyclical Behavior of Systemic Risk in the Banking Sector, *Applied Economics*, Vol. 53, No. 13, 2021, pp. 1463-1497.

⑥方意,陈敏,杨嫱平:《金融市场对银行业系统性风险的溢出效应及渠道识别研究》,《南开经济研究》,2018年第5期。

⑦蒋海,吴文洋,赵安然:《逆周期因子、汇率波动与银行业系统性风险》,《世界经济研究》,2023年第1期。

⑧NIEPMANN F., SCHMIDT-EISENLOHR T., Foreign Currency Loans and Credit Risk: Evidence from U. S. Banks, *Journal of International Economics*, Vol. 135, 2022, p. 103558.

⑨余博,管超:《外汇风险传染网络测度与影响机制分析——基于静态和动态的双重视角》,《国际金融研究》,2020年第2期。

险,从而增加了银行体系脆弱性[①]。同时,全球金融周期冲击与银行部门稳定性的关系还存在较强的时变性[②]。基于此,本文提出假设1:

H1:在银行业层面,全球金融周期对我国银行业系统性风险存在正向溢出效应,即全球金融周期冲击增加了银行业系统性风险,溢出效应大小存在时变性且与金融周期所处阶段相关。

(二)全球金融周期对我国银行个体的风险溢出效应研究

Anderson等研究发现,全球金融周期主要通过银行间网络关联和银行资产负债表效应对银行个体形成风险溢出[③]。在全球金融危机之前和危机期间,我国银行间关联主要集中在少数大型商业银行之间;而危机后一个显著变化是,银行间关联由危机前的"大而少"转变为危机后的"多而小"[④]。银行间关联度越高,系统性风险会越大。银行间网络关联及其结构变化可使一国金融周期波动通过资产负债表渠道传导到他国,若某国资产价格崩溃,会导致他国持有类似资产组合的银行资产负债表恶化,高金融杠杆还会成倍放大和积累风险数量。随着资产价值下降,高杠杆银行净值急剧缩水,为防止资不抵债又被迫剥离资产,而资产出售会进一步压低资产价值,导致其他金融机构的资产负债表恶化而被迫减持资产,形成了"资产负债表恶化—资产出售—资产负债表恶化"的恶性循环[⑤]。

通过银行间网络关联和资产负债表的传导,银行个体最终将吸收全球金融周期的风险溢出。然而,在相同的风险冲击下,不同类型银行对系统性风险的贡献度不同。我国国有商业银行和股份制商业银行的风险水平在2015年之后出现降低趋势,而城市商业银行对系统性风险的贡献较大[⑥],如果考察资产证券化与银行业系统性风险间的关联,股份制商业银行才是系统性风险的主要来源和传播者[⑦]。故提出假设2:

H2:在银行机构层面,全球金融周期对银行个体具有直接溢出效应及基于网络关联和数量积累风险的间接溢出效应,二者对全球金融周期净溢出效应的贡献水平因银行性质、规模不同而存在差异。

三、全球金融周期与我国银行业系统性风险的测度

(一)全球金融周期的测度

参考谭小芬和虞梦薇[⑧]及Jawadi等[⑨]的做法,采用主成分分析法从全球主要股票市场中提取全

①LEVIEUGE G., LUCOTTE Y., PRADINES-JOBET F., The Cost of Banking Crises: Does the Policy Framework Matter? *Journal of International Money and Finance*, Vol. 110, 2021, p. 102290.

②LI L., TU Y. D., The Varying Spillover of U. S. Systemic Risk: A Functional-coefficient Cointegration Approach, *Economics Letters*, Vol. 212, 2022, p. 110306.

③ANDERSON H., PADDRIK M., WANG J., Bank Networks and Systemic Risks: Evidence from the National Banking Acts, *American Economic Review*, Vol. 109, No. 9, 2019, pp. 3125-3161.

④范小云,王业东,王道平:《基于新闻大数据与机器学习的中国银行业系统性风险研究》,《世界经济》,2022年第4期。

⑤DEVEREUX M. B., YETMAN J., Leverage Constraints and the International Transmission of Shocks, *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 42, 2010, pp. 71-105.

⑥刘志东,张培元,荆中博:《跨行业风险溢出冲击下我国银行业系统性风险研究》,《中国管理科学》,2022年第12期。

⑦安丛梅:《资产证券化与银行业系统性风险——基于"去一"分析法的应用》,《金融监管研究》,2021年第5期。

⑧谭小芬,虞梦薇:《全球金融周期与跨境资本流动》,《金融研究》,2021年第10期。

⑨JAWADI F., AMEUR H. B., BIGOU S., et al., Does the Real Business Cycle Help Forecast the Financial Cycle? *Computational Economics*, Vol. 60, 2022, pp. 1529-1546.

球股票市场因子作为全球金融周期的代理变量。为保证数据的代表性和完整性，研究选取了37个主要股票市场指数的收益率[①]，数据来源于Wind数据库。假设全球主要股票指数的收益率服从如式(1)所示：

$$r_{s,t} = \omega_s FC_t + \varepsilon_{s,t} \tag{1}$$

其中，s和t分别表示股票指数和时间，$r_{s,t}$表示股票指数的收益率，FC_t表示股票指数收益率变动的共同因子，即全球金融周期，ω_s为因子载荷，$\varepsilon_{s,t}$为扰动项。对提取的全球金融周期进行镜像反转，数值越高表示国际金融风险越高。在此基础上构造全球金融周期的风险状态变量，正常状态和压力状态分别取50%和95%分位数水平。

(二)我国银行业系统性风险的测度

1. 模型构建：基于改进的$\Delta CoVaR$指标

参照方意等的处理方法[②]，即在条件在险价值模型中加入全球金融周期的风险状态变量(FC_t)，构建$\Delta CoVaR$模型，便得到改进的我国银行业系统性风险指标，计算过程为：

第一步，计算单家银行i的压力指标。以单家银行损失率($X_{i,t}$)为被解释变量，以常数项和体现外部经济金融环境的K个滞后一期的状态变量($M_{k,t-1}$)、FC_t为解释变量，在q%的分位数水平下构建分位数回归模型，得到单家银行的压力指标，即式(2)：

$$X_{i,t} = a_i + b_i \times FC_t + \sum_{k=1}^{K} c_{i,k} \times M_{k,t-1} + \varepsilon_{i,t} \tag{2}$$

第二步，计算银行系统的压力指标。以银行系统损失率($system_t$)为被解释变量，以单家银行损失率$X_{i,t}$为解释变量，加入$M_{k,t-1}$、FC_t，在q%分位数水平下构建分位数回归模型如下：

$$system_t = \alpha_i + \beta_i X_{i,t} + \gamma_i FC_t + \sum_{k=1}^{K} \delta_{i,k} \times M_{k,t-1} + \varepsilon_{i,t} \tag{3}$$

对式(2)、(3)进行回归，得到如下拟合方程：

$$VaR_{i,t}^{q|VaR_{FC,t}^{q}} = \hat{a}_i^q + \hat{b}_i^q \times FC_t + \sum_{k=1}^{K} \hat{c}_{i,k}^q \times M_{k,t-1} \tag{4}$$

$$CoVaR_{i,t}^{q|FC} = \hat{\alpha}_i^q + \hat{\beta}_{i|FC}^q \times VaR_{i,t}^{q|VaR_{FC,t}^{q}} + \hat{\gamma}_i^q \times FC_t + \sum_{k=1}^{K} \hat{\delta}_{i,k}^q \times M_{k,t-1} \tag{5}$$

全球金融周期的风险状态变量($VaR_{FC,t}^{q}$)需要通过分位数回归模型估计生成，此处模型的被解释变量为全球金融周期，解释变量仅包括常数项。由于静态模型不能得到时变的风险状态变量，需要再选择20个交易日为固定窗口滚动来实现动态化。

当全球金融周期由正常转为压力状态，单家银行受全球金融周期风险状态变化的影响也由正常转化为压力状态，全球金融周期风险状态变化对我国银行业系统性风险的贡献度即总溢出效应为：

$$\Delta CoVaR_{i,t}^{FC} = CoVaR_{i,t}^{VaR_{FC,t}^{q}\&VaR_{i,t}^{q}} - CoVaR_{i,t}^{VaR_{FC,t}^{50}\&VaR_{i,t}^{50}} = \hat{\beta}_{i|FC}^{q} \times (VaR_{i,t}^{q|VaR_{FC,t}^{q}} - VaR_{i,t}^{50|VaR_{FC,t}^{50}}) + \hat{\gamma}_i^q \times (VaR_{FC,t}^{q} - VaR_{FC,t}^{50}) \tag{6}$$

总溢出效应包含了其他因素变化导致单家银行风险实现的变动$\Delta CoVaR_{i,t}$

$$\Delta CoVaR_{i,t} = CoVaR_{i,t}^{VaR_{i,t}^{q}} - CoVaR_{i,t}^{VaR_{i,t}^{50}} = \hat{\beta}_i^q \times (VaR_{i,t}^{q} - VaR_{i,t}^{50}) \tag{7}$$

将该部分剔除，得到由全球金融周期导致的净溢出效应：

①篇幅所限，37个股票市场指数未予以列示，如有需要，请与作者联系。

②方意，陈敏，杨嫣平：《金融市场对银行业系统性风险的溢出效应及渠道识别研究》，《南开经济研究》，2018年第5期。

$$\Delta CoVaR_{i,t}^{net} = \Delta CoVaR_{i,t}^{FC} - \Delta CoVaR_{i,t} = \hat{\beta}_{i|FC}^{q} \times (VaR_{i,t}^{q|VaR_{FC,t}^{q}} - VaR_{i,t}^{50|VaR_{FC,t}^{50}}) + \hat{\gamma}_{i}^{q} \times (VaR_{FC,t}^{q} - VaR_{FC,t}^{50}) - \hat{\beta}_{i}^{q} \times (VaR_{i,t}^{q} - VaR_{i,t}^{50}) = \hat{\beta}_{i|FC}^{q} \times [VaR_{i,t}^{q|VaR_{FC,t}^{q}} - VaR_{i,t}^{50|VaR_{FC,t}^{50}} - (VaR_{i,t}^{q} - VaR_{i,t}^{50})] + (\hat{\beta}_{i|FC}^{q} - \hat{\beta}_{i}^{q}) \times (VaR_{i,t}^{q} - VaR_{i,t}^{50}) + \hat{\gamma}_{i}^{q} \times (VaR_{FC,t}^{q} - VaR_{FC,t}^{50}) \quad (8)$$

$$qu_indi_risk_{i,t} = \hat{\beta}_{i|FC}^{q} \times [VaR_{i,t}^{q|VaR_{FC,t}^{q}} - VaR_{i,t}^{50|VaR_{FC,t}^{50}} - (VaR_{i,t}^{q} - VaR_{i,t}^{50})] \quad (9)$$

$$co_indi_risk_{i,t} = (\hat{\beta}_{i|FC}^{q} - \hat{\beta}_{i}^{q}) \times (VaR_{i,t}^{q} - VaR_{i,t}^{50}),\ dire_risk_{i,t} = \hat{\gamma}_{i}^{q} \times (VaR_{FC,t}^{q} - VaR_{FC,t}^{50}) \quad (10)$$

其中，$qu_indi_risk_{i,t}$表示全球金融周期通过单家银行风险积累渠道对我国银行业系统性风险的间接效应(简称数量积累风险)，$\hat{\beta}_{i|FC}^{q}$表示将全球金融周期纳入度量指标体系后单家银行与银行系统风险关联，$[VaR_{i,t}^{q|VaR_{FC,t}^{q}} - VaR_{i,t}^{50|VaR_{FC,t}^{50}} - (VaR_{i,t}^{q} - VaR_{i,t}^{50})]$表示国际金融市场对银行机构$i$的风险净溢出；$co_indi_risk_{i,t}$表示全球金融周期通过银行间网络关联渠道对我国银行业系统性风险的间接效应(简称网络关联风险)，$(\hat{\beta}_{i|FC}^{q} - \hat{\beta}_{i}^{q})$表示全球金融周期对单家银行与银行系统间风险传染的溢出效应，$(VaR_{i,t}^{q} - VaR_{i,t}^{50})$表示单家银行的风险；$dire_risk_{i,t}$表示全球金融周期对我国银行系统风险的直接溢出效应，$\hat{\gamma}_{i}^{q}$表示全球金融周期与银行系统尾部风险关联，$(VaR_{FC,t}^{q} - VaR_{FC,t}^{50})$表示国际金融市场风险。

$\Delta CoVaR_{i,t}$、$\Delta CoVaR_{i,t}^{FC}$、$\Delta CoVaR_{i,t}^{net}$均为银行机构层面指标，将$\Delta CoVaR_{i,t}$以单家银行资产市值($A_{i,t}$)占比为权重进行加权求和，得到不考虑全球金融周期的传统银行业系统性风险度量指标$\Delta CoVaR_{t}$。$\Delta CoVaR_{i,t}^{FC}$、$\Delta CoVaR_{i,t}^{net}$从空间维度考察了全球金融周期对银行业系统性风险的影响；将$\Delta CoVaR_{i,t}^{FC}$以及$\Delta CoVaR_{i,t}^{net}$以$A_{i,t}$占比为权重进行加权求和，得到改进之后的剔除空间维度差异的系统性风险度量指标($\Delta CoVaR_{t}^{FC}$)以及全球金融周期对整个银行业系统性风险的净溢出($\Delta CoVaR_{t}^{net}$)。

$$\Delta CoVaR_{t} = \sum_{i=1}^{N} \frac{A_{i,t}}{\sum A_{i,t}} \Delta CoVaR_{i,t} \quad (11)$$

$$\Delta CoVaR_{t}^{FC} = \sum_{i=1}^{N} \frac{A_{i,t}}{\sum A_{i,t}} \Delta CoVaR_{i,t}^{FC},\ \Delta CoVaR_{t}^{net} = \sum_{i=1}^{N} \frac{A_{i,t}}{\sum A_{i,t}} \Delta CoVaR_{i,t}^{net} \quad (12)$$

2. 变量选取

考虑到2008年全球金融危机、2020年新冠疫情会影响我国银行业系统性风险并且中国农业银行和中国光大银行均于2010年上市，研究选取了中国银行、中国工商银行、中国建设银行、交通银行、浦发银行、华夏银行、中国民生银行、招商银行、平安银行、兴业银行、中信银行、宁波银行、南京银行、北京银行共14家上市银行2007年第四季度至2021年第四季度的数据。使用单家银行对数收益率的镜像反转变量来衡量单家银行损失率。将每家银行的损失率按其市值占比加权求和，得到整个银行业的损失率。

模型涉及的滞后一期的状态变量($M_{k,t-1}$)分别为：3月期国库券收益率的差分；收益率曲线斜率的差分，选择10年期国债到期收益率减3月期国债到期收益率为该变量的代理变量；短期“TED”价差，用3月期Shibor利率与3月期国债收益率之差来度量；信用价差，以10年期AAA级企业债收益率与10年期国债利率之差来衡量；股票指数收益率，以沪深300指数收益率为代理变量。

四、全球金融周期对我国银行业系统性风险的溢出效应：典型事实

(一)全球金融周期的总溢出效应与净溢出效应

为了更直观地比较纳入全球金融周期(简写为“GFC”)前后的银行业系统性风险动态，对未考虑全球金融周期因素的银行业系统性风险(简称“传统测度”)进行测算，并绘制时间趋势图(图1)。结果呈现如下特征：首先，无论是否考虑全球金融周期溢出效应，银行业系统性风险指标对危机事

件均有所反映。在次贷危机前后，两个指标都处于样本95%分位点的区间，表明系统性风险处于较高水平。在2010年第三季度两个指标均回落至低位。2015年第三季度前，系统性风险逐渐上升，随后震荡下降。特别是在2018年第一季度之前，两个指标表现出相似的波动态势。在新冠疫情发生时，考虑全球金融周期因素的系统性风险指标迅速上升，并在2020年第二季度达到了高风险阶段，而传统测度的指标则呈现平稳下降的趋势。

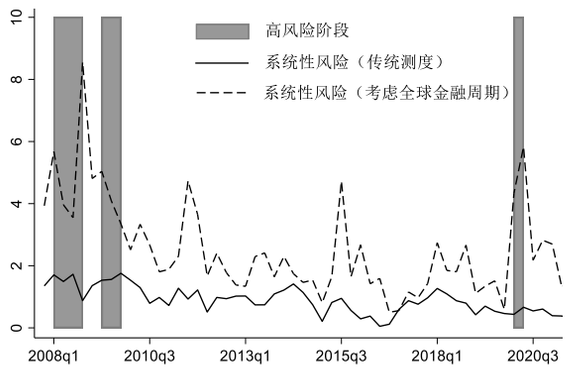


图1　加入GFC前后银行业系统性风险动态特征比较

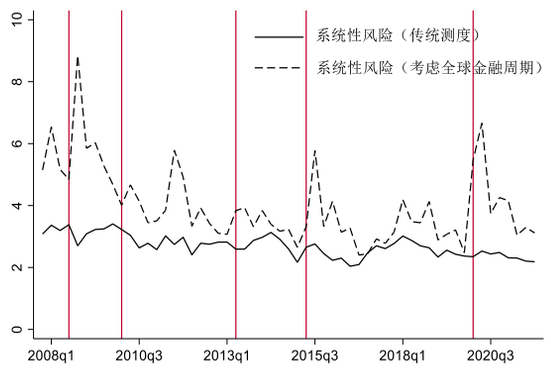


图2　加入GFC后的测度指标对于特定事件的识别

其次，加入全球金融周期后的银行业系统性风险指标能够更精确地判断高风险阶段。虽然两个指标都能反映危机前后的风险变化，但对高风险甚至危机阶段的识别能力存在差异。在全球金融危机、欧债危机、“钱荒”、股灾和新冠疫情等事件中，考虑全球金融周期的系统性风险指标对不利事件的冲击反应更为灵敏，较准确地反映了风险的动态变化；相比之下，传统测度指标的曲线变化较为平缓，未能充分展现这些事件前后风险的波动。最后，加入全球金融周期后的测度指标对于特定风险事件的识别更为精准。如图2所示，该指标相比传统测度更能准确反映全球金融危机、欧债危机、“钱荒”、股灾和新冠疫情等特定事件的发生时点（见图中竖线），甚至具备一定的预测性。

全球金融周期的净溢出效应与总溢出效应波动趋势一致。从图3可见，当全球金融周期处于高风险阶段时，净溢出效应显著上升；在风险平稳或降低时，净溢出效应相应回落。银行业系统性风险的变化与实际重大风险事件高度吻合。因此，全球金融周期对我国银行业系统性风险存在正向溢出效应，全球金融周期的不利冲击会引起银行业系统性风险的激增，同时，全球金融周期的溢出效应具有时变性且与周期所处阶段相关，由此假设H1得证。

（二）全球金融周期的净溢出效应分解

1. 全球金融周期对我国银行业系统性风险的净溢出效应分解

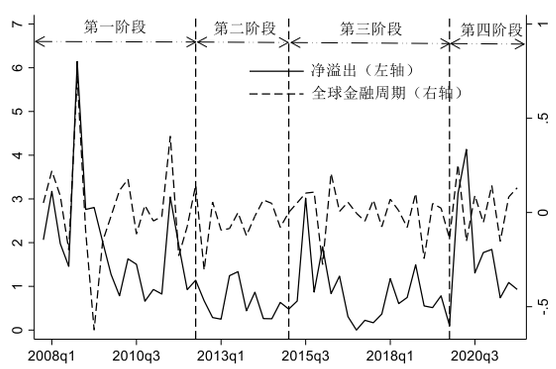


图3　净溢出风险指标走势

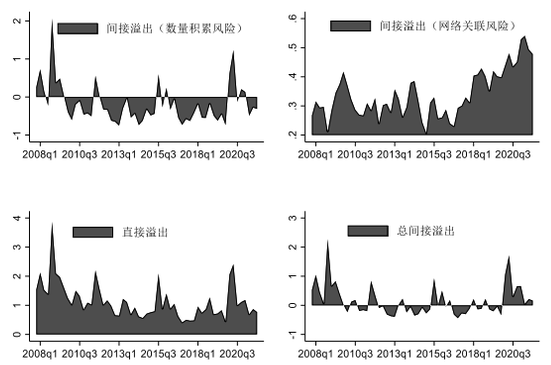


图4　基于银行业层面的净溢出效应分解

以下将全球金融周期对银行业系统性风险的净溢出效应分解为直接溢出和间接溢出效应，后者又细分为数量积累风险和网络关联风险。图4显示：（1）直接溢出效应大于间接溢出效应，二者最

高分别为3.87%和2.27%。(2)网络关联风险始终为正,表明国际金融市场风险上升会加剧银行间的风险传染,整个银行业的风险会激增。(3)数量积累风险符号不定,2008年金融危机和2020年疫情期间均为正值,说明国际金融市场发生重大不利事件时会引起单家银行风险上升进而提高银行业系统性风险水平;而在金融市场平稳时期,全球金融周期则有助于平抑单家银行的风险波动。

2. 全球金融周期对我国单家银行风险的溢出效应分解

为了验证全球金融周期对我国单家银行风险的溢出效应及其异质性,需要分别分析银行机构层面的总溢出和净溢出效应。首先,通过总溢出效应的测算结果对样本银行进行系统重要性排名(表略)[①],建设银行、中国银行、工商银行和招商银行的系统重要性排名靠前,其中,招商银行系统重要性在2015年已超过交通银行。研究结果与金融稳定理事会(Financial Stability Board,FSB)公布的全球系统重要性银行(G-SIBs)和中国人民银行与国家金融监督管理总局发布的国内系统重要性银行(D-SIBs)名单吻合。

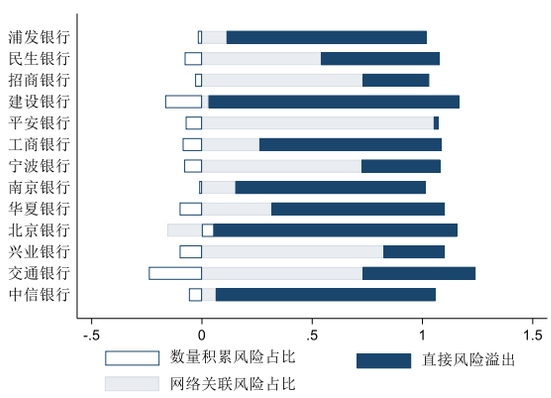


图5 基于银行机构层面的净溢出效应分解

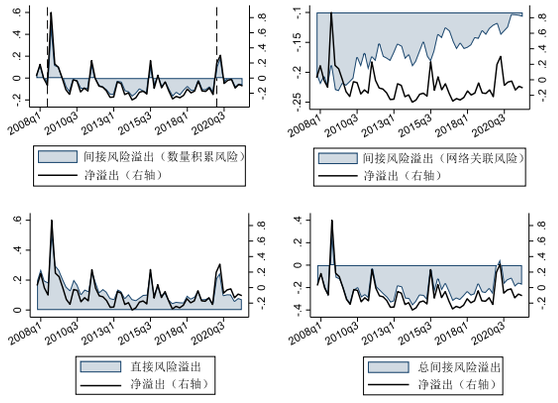


图6 全球金融周期对中国银行风险的净溢出效应分解

其次,对单家银行风险的净溢出效应进行分解。图5结果显示,在银行机构层面,直接溢出和间接溢出效应对全球金融周期净溢出效应的贡献水平存在差异。其中,直接溢出效应在9家银行中占比超过一半,表明其是全球金融周期跨境溢出的重要渠道,且在大型国有银行中更为显著。网络关联风险主要影响中小型股份制和城市商业银行,如民生银行、招商银行等,而对国有银行影响较小,验证了H2假设。这也与Zou等的结论一致[②],即通过银行网络的传染性风险贡献与银行规模负相关,国有商业银行的网络传染风险最小,股份制商业银行在风险传染方面贡献较大。数量积累风险对净溢出效应影响较小,大部分为负值,仅少数银行(如北京银行)为正。

最后,对中国银行的净溢出效应为负值的解释。与多数银行不同,中国银行的净溢出效应为负,需进一步分析其异常原因。由图6可见,网络关联风险与净溢出效应波动背离明显,而数量积累风险和直接溢出效应与净溢出的波动较为一致。计算相关系数显示,数量积累风险和直接溢出与净溢出的相关性均超过95%,表明全球金融周期溢出冲击主要通过这两条途径作用于中国银行。由于中国银行的海外业务对利润贡献显著,数量积累风险成为其净溢出效应的重要组成部分。除了2008年金融危机和2020年疫情期间全球金融周期对中国银行的数量积累风险和净溢出效应均为正值外,在正常时期多为负值,说明银行的国际化及在国际化过程中建立的相对成熟的风险防控体系有助于降低系统性风险,增强金融稳定性[③]。

①限于篇幅,排名数据未作展示,如有需要,请与作者联系。

②ZOU J., FU X., YANG J., et al., Measuring Bank Systemic Risk in China: A Network Model Analysis, *Systems*, Vol. 10, No. 1, 2022, p. 14.

③BAKKAR Y., NYOLA A. P., Internationalization, Foreign Complexity and Systemic Risk: Evidence from European Banks, *Journal of Financial Stability*, Vol. 55, 2021, p. 100892.

(三)地缘经济视域下的净溢出效应分析

地缘经济所包含的正是基于地理关系所形成的经济特征[①],由于全球金融周期是提取了具有代表性的金融市场数据所形成的指标,因此可以结合地缘经济关系将全球金融周期拆分成欧洲、亚洲以及美洲金融市场的金融周期,分析各大区域金融市场对我国银行业系统性风险的溢出效应。这里仍沿用主成分分析法提取金融周期,将其作为各大金融市场的风险指标。

计算结果表明[②],美洲和欧洲金融周期对我国银行业系统性风险的净溢出效应显著且始终为正。这表明我国银行业的系统性风险主要来源于欧美金融市场,欧美金融市场是全球金融周期冲击的主要风险源。亚洲金融周期的净溢出效应大多为负,显示出亚洲市场对我国银行业风险的影响相对较弱。随着我国金融实力的提升,我国银行业在亚洲地区更多处于风险溢出而非溢入的位置。

分解各金融市场金融周期的净溢出效应,网络关联风险在欧洲和美洲金融市场中对净溢出的贡献较大,而在亚洲为负,贡献相对较低;数量积累风险在三个市场中均为负,说明在正常时期银行国际化反而有助于系统内部的风险转移。直接溢出效应在三个市场均为正,与上文关于全球金融周期净溢出效应的结果一致,表明全球金融周期的直接风险溢出是重要的风险传导渠道。

五、全球金融周期对我国银行业系统性风险的溢出效应:实证检验

(一)基准模型检验

表1　全球金融周期对银行业系统性风险的影响

变量	(1)	(2)	(3)
	$\triangle CoVaR$	$\triangle CoVaR$	$\triangle CoVaR$
FC	0.1086***	0.1085***	
	(0.0267)	(0.0267)	
L.FC			0.0135**
			(0.0068)
控制变量	Yes	Yes	Yes
个体效应	Yes	Yes	Yes
观测值	798	798	798
R^2	0.3155	0.3150	0.3010
Hausman检验		6.44	
		(0.3763)	

注:括号内为稳健标准误,"*""**"和"***"分别表示在10%、5%、1%的显著性水平上显著,下同。

为了进一步从银行微观层面验证全球金融周期对我国银行业系统性风险的影响,设定如下模型:

$$\Delta CoVaR_{i,t} = \alpha_1 FC_t + \beta_1 Z_{i,t} + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (13)$$

其中,i和t分别表示银行个体和时间,$\Delta CoVaR_{i,t}$为银行i的系统性风险,FC_t为全球金融周期,$Z_{i,t}$为

①LUTTWAK E. N., From Geopolitical to Geo-Economic: Logic of Conflict, Grammar of Commerce, *The National Interest*, Vol. 20, 1990, pp. 17-23.

②限于篇幅,计算结果未作展示,如有需要,请与作者联系。

控制变量,μ_i代表个体异质性,$\varepsilon_{i,t}$为随时间和个体而改变的扰动项。参照张琳等[①]以及顾海峰和卞雨晨[②]的研究,将资产规模、净资产收益率、净利差、非利息收入占比、成本收入比、季度经济增速、货币供应量和存款准备金率作为控制变量。

表1第(1)(2)列分别汇报了固定效应和随机效应的回归结果,Hausman检验结果显示应使用随机效应模型。为了缓解可能存在的内生性问题,以滞后一期的全球金融周期作为解释变量进行回归,见列(3)。全球金融周期系数显著为正,说明全球金融周期对我国银行业系统性风险存在正向溢出效应,导致银行业系统性风险增加,这进一步佐证了假设1。将解释变量全球金融周期替换为VIX进行回归,替换解释变量并不改变基准回归得到的结论[③]。

(二)全球金融周期不同溢出渠道对净溢出效应的影响

表2　银行间关联度、债券投资占比对净溢出效应的影响

变量	(1)	(2)	(3)
	净溢出效应	净溢出效应	净溢出效应
IBA	0.2837*		
	(0.1366)		
IBL		0.3015*	
		(0.1534)	
BOND			0.7392**
			(0.3238)
控制变量	Yes	Yes	Yes
个体效应	Yes	Yes	Yes
观测值	798	798	210
R^2	0.1920	0.1956	0.3827

从以2023年硅谷银行为代表的银行危机及已有研究[④]来看,全球金融周期可能通过银行间关联度以及银行债券投资对我国银行个体形成风险溢出。因此,利用银行间资产关联度、银行间负债关联度和银行债券投资占比指标,从溢出渠道角度来探究全球金融周期对银行业系统性风险净溢出效应的影响因素。为了检验银行间关联度和债券投资占比对净溢出效应的影响,设定以下模型:

$$Y_{i,t} = \gamma_j X_{ji,t} + \beta_2 Z_{i,t} + \mu_i + \varepsilon_{i,t}, j = 1,2,3 \quad (14)$$

其中,$Y_{i,t}$表示净溢出效应,$X_{1i,t}$、$X_{2i,t}$、$X_{3i,t}$分别表示银行间资产关联度(IBA)、银行间负债关联度(IBL)和银行债券投资占比(BOND)。银行间资产(负债)关联度用银行间资产(负债)占总资产的比重来表示。银行间资产包括存放同业款项和拆出资金,银行间负债包括同业及其他金融机构存放款项和拆入资金。银行债券投资占比用债券投资占总资产的比例来表示。由于银行季度财务报告不公布债券投资相关的数据,因此,将数据的频率从季度改为年度,债券投资数据基于买入返售金融资产、可供出售金融资产、持有至到期投资、应收款项类投资、以公允价值计量且变动计入当期

①张琳,廉永辉,方意:《政策连续性与商业银行系统性风险》,《金融研究》,2022年第5期。

②顾海峰,卞雨晨:《数字金融会影响银行系统性风险吗?——基于中国上市银行的证据》,《中国软科学》,2022年第2期。

③限于篇幅,稳健性检验结果未作展示。

④ANDERSON H., PADDRIK M., WANG J., Bank Networks and Systemic Risks: Evidence from the National Banking Acts, *American Economic Review*, Vol. 109, No. 9, 2019, pp. 3125-3161.

损益的细分科目中披露的数据整理而得[①]。

银行间资产关联度、银行间负债关联度、债券投资占比的系数均显著为正,这表明银行间的高度关联会加大全球金融周期的风险溢出;债券投资占比越高,全球金融周期对我国银行业系统性风险的净溢出效应越大。上述结果表明全球金融周期对我国银行业系统性风险的影响与银行间关联度以及银行资产配置结构相关。稳健性检验结果同样证实了此结论[②]。

六、结论与政策建议

采用双重Δ*CoVaR*模型和分位数回归研究2007年第四季度到2021年第四季度全球金融周期对我国银行业系统性风险的溢出效应。研究结果表明,加入全球金融周期后,我国银行业系统性风险指标更加精准,其对于特定金融危机事件的敏感性更高。全球金融周期的净溢出效应与全球金融周期的运动趋势大致相同,其大小与银行间关联度和银行债券投资占比有关。网络关联风险以及直接溢出对净溢出的贡献较大。数量积累风险多为负值,在国际金融市场稳定时,全球金融周期对于平抑我国单家银行的风险波动具有积极作用。中小型股份制银行和城市商业银行易受网络关联风险的影响,而大型国有银行受直接溢出冲击更大。从地缘经济角度来考察净溢出效应发现,我国银行业系统性风险受欧美金融周期影响较大。据此得出如下政策启示:

第一,通过逆周期监管实现银行业发展和风险控制之间的动态平衡。在全球金融周期对银行业的高风险溢出阶段,可以采取收紧资本和流动性监管要求、提高银行拨备覆盖率、设定较低的不良贷款率监管指标等措施应对;在全球金融周期的低风险溢出阶段则放松监管要求,使商业银行增加信贷投放,为市场注入更多流动性。

第二,避免银行间资产负债表出现关联度过高现象。银行间关联会强化全球金融周期的溢出效应,因此,需要关注银行间的风险传染,当银行关联度过高时,可要求银行减少高风险同业业务,压缩风险资产互持头寸,还可根据关联度高低调整附加杠杆率要求和附加资本要求,减少全球金融周期溢出冲击。

第三,重点监控全球金融周期冲击下资产负债结构对风险的放大作用。由于银行债券投资占比过高会放大全球金融周期对银行业系统性风险的影响,因此,一方面,商业银行应根据资产负债结构确定债券投资规模,根据流动性风险敞口来确定债券投资结构;另一方面,应对可供出售金融资产和以公允价值计量且变动计入当期损益等项目中涉及到的债券投资业务提供更详尽的风险管理指引。

第四,对不同类型银行实施差异化监管。鉴于全球金融周期的溢出冲击对不同性质、不同规模商业银行的影响具有异质性,实施差异化监管有利于提高监管效率。使用微观和宏观审慎监管工具时需评估政策对中小股份制银行和城市商业银行网络关联风险的实施效果;由于直接风险溢出更易在大型国有银行中体现,可对直接溢出高得分组别的国有银行提出附加监管要求,同时强化对源于欧美金融市场直接溢出的管控。

[责任编辑:袁朋伟]

①赵静,陈玉婷,刘文西:《债券投资与银行风险——兼论分类债券投资的差异化影响》,《经济评论》,2022年第3期。

②限于篇幅,稳健性检验结果未作展示。