

“双支柱”调控框架与影子银行风险溢出： 抑制缓释还是累积加剧

孙志红^{1,2} 王心怡¹ 琚望静³

(1.石河子大学经济与管理学院,新疆石河子832000;2.石河子大学兵团金融发展研究中心,
新疆石河子832000;3.南开大学金融学院,天津300350)

摘要:如何搭建货币政策和宏观审慎政策“双支柱”调控框架,有效防范化解重大风险,是我国现阶段的重要任务。基于我国上市银行数据,本文采用CoVaR方法衡量影子银行导致的银行系统性风险,系统考察“双支柱”调控框架对影子银行风险溢出的影响。结果显示,针对借款人和银行信贷的宏观审慎政策工具与货币政策配合,对影子银行风险溢出起到显著的“抑制缓释”作用;影子银行规模是“累积加剧”和“抑制缓释”效应的渠道,流动性分层则是“累积加剧”效应的渠道。结合银行性质、房地产周期与经济周期的异质性分析结果显示,在不同情景下,“双支柱”调控框架对影子银行风险溢出的有效性存在较大差异。本文结论对于“防风险”目标下“双支柱”调控框架的完善具有一定的指导意义。

关键词:“双支柱”调控框架;影子银行;银行系统性风险;宏观审慎政策工具;CoVaR方法

中图分类号:F299;F832 **文献标识码:**A **文章编号:**1003-5230(2024)02-0081-15

一、引言

影子银行业务的发展有助于推动金融体系创新,然而其无序的扩张也加剧了金融机构间的风险传染,成为触发系统性风险的潜在诱因。2008年金融危机以来,依附于商业银行的影子银行体系随着资金供需矛盾激化呈迅速扩张之态,不仅使得金融领域高杠杆经营行为逐渐深化,更是催生了金融机构间负反馈机制,加剧了金融风险的跨部门溢出^{[1][2]}。不同于发达国家的影子银行,我国影子银行的起步较晚且本土化特征明显,商业银行在实体经济面临下行压力时,出于规避监管的目的而倾向于将表内业务调整为表外业务^[2],使影子银行成为“银行的影子”。影子银行业务对银行信贷的替代效应弱化了货币政策的有效传导^[3],同时其复杂性、传染性使得单一机构的微观审慎监管也难以继,这从理论上对货币政策与宏观审慎政策的协同监管提出了现实要求。国家“十四五”规划明确提出

收稿日期:2023-08-19

基金项目:国家自然科学基金项目“跨境资本流动与银行稳定:促进还是抑制?——兼论多政策协同促稳效应”(72263029)

作者简介:孙志红(1977—),女,河南汝南人,石河子大学经济与管理学院、兵团金融发展研究中心教授;

王心怡(1998—),女,河北唐山人,石河子大学经济与管理学院博士生,本文通讯作者;

琚望静(1998—),女,山西长治人,南开大学金融学院博士生。

“守住不发生系统性风险的底线,完善宏观审慎管理体系,防范化解影子银行风险”。如何发挥货币政策稳健与宏观审慎政策协同优势,特别是以此防范影子银行风险溢出,成为我国面临的重大挑战,亦是学界亟需探讨的重要现实问题。

2022年10月《国务院关于金融工作情况的报告》明确强调,要“继续实行稳健的货币政策”。在维持货币政策的立场下,以宏观审慎监管化解金融结构性、周期性问题,对于实现兼顾“防风险”目标的高质量经济增长尤为重要。自党的十九大确立货币政策与宏观审慎政策“双支柱”调控框架以来,相关政策逐渐成为优化金融结构、防范系统性金融风险的重要工具箱^[3]。伴随着影子银行的快速发展,如何更好地防控影子银行风险也成为“双支柱”调控框架下政策施行的重中之重。2017年,我国宏观审慎评估体系将表外理财、同业存单等业务纳入考核,重点加强对影子银行领域的监管,取得一系列显著成效,我国影子银行的迅猛增长态势得到有效控制,截至2021年底,影子银行资产占名义GDP比例降至49.8%。但受国内外复杂形势影响,经济下行压力可能逐步映射到金融领域,高风险影子银行或出现“伪创新”类新式业务,导致新旧问题交织重叠,防范影子银行风险“卷土重来”任重道远。党的二十大报告提出,要“强化金融稳定保障体系,依法将各类金融活动全部纳入监管”,对“双支柱”调控框架提出了更全面更详尽的改革要求。有鉴于此,在当前国家金融发展与金融安全的复杂博弈背景下,研究如何将影子银行风险溢出纳入“双支柱”调控框架,推动形成更加健全有效的宏观经济治理体系,对于抑制系统性金融风险具有重要的理论与现实意义。

从围绕影子银行治理与宏观经济调控的相关研究来看,“双支柱”调控框架下的政策工具能更好地限制影子银行扩张,从而弱化货币政策银行风险承担渠道,降低银行系统性风险^[4]。但针对影子银行风险外溢、传染治理成效的研究结论仍不明确,且货币政策与宏观审慎政策由于目标、权责划分的差异,在银行信贷传导、资产价格预期维度上存在摩擦和冲突^{[5][6]},可能导致影子银行“逆向选择”问题^{[7][8]}。与此同时,受金融结构特征、经济周期阶段等影响,货币政策与宏观审慎政策最终的协调效果是不确定的^[9],也存在加剧影子银行风险溢出的可能。那么,货币政策与宏观审慎政策“双支柱”调控框架在协同治理影子银行风险溢出时,究竟是发挥“抑制缓释”作用,还是发挥“累积加剧”作用,具体的影响通过什么渠道实现?进一步考虑,我国正处于转变发展方式、优化经济结构、转换增长方式的攻关期,“双支柱”调控框架在“结构性”和“周期性”背景下的有效性能否维持?这些是本文尝试回答的研究问题。

本文可能存在以下边际贡献。第一,拓展了系统性风险的量化思路。从“双支柱”调控框架的有效性研究来看,相关研究多聚焦银行系统性风险,论证资本监管、综合宏观审慎政策与货币政策协同的正面性和必要性,但银行系统性风险并不仅限于传统银行业务的衍生风险,且不同目标下政策组合的促稳力度、负面隐患也并不统一。因此,不能简单使用“双支柱”政策对银行系统性风险的调控效应推导其对影子银行风险溢出的影响。实证方法方面,以往研究在量化系统性风险时通常仅考虑银行体系波动,对此本文运用双重条件风险价值(CoVaR)方法将非银金融机构波动纳入测度模型,得到影子银行风险溢出值,以拓展系统性风险的量化思路。

第二,深化了“双支柱”调控框架传导机制的认知。从“双支柱”政策传导机制的探讨现状来看,江振龙(2023)等通过构建动态一般均衡模型刻画了“双支柱”调控框架下影子银行扩张的内生机制^[4],并着重探讨了影子银行规模扩张引起的社会福利变化,还有学者基于回归模型验证了“影子银行规模”在“双支柱”调控框架对银行系统性风险影响中的作用^[8]。这些研究一定程度上对本文逻辑构建和理论阐释起到启示作用,但均未从市场结构出发进一步厘清金融机构间流动性分层这一政策扭曲机制。本文基于影子银行规模扩张和流动性分层两种影子银行风险溢出的形成机制展开政策渠道研究,为强化影子银行监管提供实证依据。

第三,为健全重大领域风险的跨周期调控框架提供经验借鉴。目前我国总体购房需求下滑,投资、投机性购房需求撤离市场,这些现象是当前供求关系转变的重要体现。影子银行存量风险的延迟爆发是现阶段防范重大领域风险痛点所在,需要避免过严的政策叠加加速风险暴露。而从“双支柱”

框架调控效应的异质性研究来看,肖忠意等(2022)发现“双支柱”调控框架“稳金融”效应在经济下行期存在优势^[10],但未过多考虑房地产市场状况变化,为本文研究留出了空间。本文借助 BSADF 方法识别房地产周期,并分析周期变动背景下影子银行风险溢出的政策防范效果,为增强“双支柱”调控框架逆周期、跨周期调节能力提供政策参考,更契合“防范化解重大风险”的现实需求。

二、理论分析

(一)影子银行风险溢出的形成机制

我国影子银行发展有其特殊的制度背景,影子银行业务起源于商业银行与金融监管的博弈过程,因而其风险会大量向传统正规金融体系溢出^{[2][11]}。

就规模溢出而言,商业银行增持影子银行资产,导致其稳定性受影子银行风险反噬。我国影子银行扩张主要源于商业银行为规避信贷约束而拓展表外业务。在我国现有的分业管理制度下,传统商业银行不允许涉足证券投资,于是便借助金融创新、借助金融衍生工具、通过资产证券化等方式与非银金融机构合作,为资产负债表之外的资产背书。影子银行业务客观上确实一定程度地缓解了企业的融资困难,但影子银行业务具有杠杆高、信用链条长、刚性兑付等隐患,不仅自身风险概率较高,还会对商业银行经营产生外溢效应^[12]。一方面,影子银行扩张使得银行与非银金融机构在资产负债上关联,从而导致非银金融机构流动性损失通过金融账户向银行系统溢出;另一方面,过高杠杆的影子银行业务作为非理性行为的风险加速器,经由金融市场投资者情绪波动而被放大,易引发资金撤出、挤兑浪潮等问题,影响银行经营稳定^[13]。

就结构性溢出而言,虽然非银金融机构与商业银行间存在流动性分层,但影子银行的存在使得流动性损失可以向正规信贷渠道溢出。非银金融机构无法效仿商业银行从央行获取可靠流动性,而是依赖结构性存款、债券发行、同业拆借等较不稳定的手段进行市场融资。这种金融机构间的流动性分层一定程度上丰富了融资渠道,有助于分散风险。但影子银行作为金融创新产物的同时亦存在“脱媒”效应,即影子银行会弱化传统间接融资渠道在政策传导中的作用。因此,当影子银行风险爆发时,流动性分层不可再被视为一种常规变化,而变成了结构失衡问题。当非银金融体系出现严重的流动性缺口时,由于影子银行的存在,非银金融机构信贷收缩或违约现象加剧,商业银行系统也会面临更大的信贷违约问题和资产质量问题,风险最终会在银行系统内累积^[14]。

(二)“双支柱”调控框架对影子银行风险溢出的影响

2011年以来,我国货币政策始终坚持“稳”字当头。但近年的政府工作报告、货币政策执行报告开始强调,要在“稳”的基础上,适度创新货币政策工具以统筹优化供给和扩大内需。我国实际的货币环境整体也开始呈现出稳健中性、适度宽松态势。低利率货币政策在影子银行业务的作用下会引起银行风险承担上升,影子银行对货币政策的银行风险承担效应具有“推波助澜”的作用^[15]。同时,紧缩的货币政策由于缺乏对不同金融机构的个性化考量,易导致部分银行的监管规避行为,对影子银行贷款规模和市场利率的调控效果比较有限^[16]。可见,以方向调控为主的单一货币政策工具难以有效调控金融局部失衡、金融周期性波动等问题^[17]。

2017年,我国宏观审慎评估体系(MPA)将表外理财等影子银行业务纳入广义信贷指标,同期影子银行风险及其对商业银行的外溢效应得到有效遏制^[12],体现出相关政策工具在“稳金融”问题上发挥的效果符合货币政策“精准有力”的诉求。黄益平等(2019)、马勇和付莉(2020)的研究表明,“双支柱”调控框架较单一政策工具有更好的经济和金融稳定效应^{[18][19]}。因此,在“防范影子银行风险溢出”这一目标上,货币政策与宏观审慎政策可能存在一定的协同空间,即在货币政策通过总量调节货币环境时,宏观审慎政策定向解决局部的金融失衡问题,形成“双支柱”调控框架。结合影子银行风险溢出的形成机制,紧缩的“双支柱”调控框架经由两种溢出渠道产生的政策效应具有不确定性。一方面,紧缩的宏观审慎政策能干预影子银行信贷增长并削弱影子银行融资对其他金融机构的依赖,且与紧缩型货币政策叠加时限制效果更强^[16],有助于抑制影子银行无序扩张引发的风险外溢,对影子银

行风险溢出具有“抑制缓释”效应。另一方面,以“堵”为主的宏观审慎监管逻辑会忽视市场客观的资金供求,过严的流动性宏观审慎政策会约束银行表外信贷的必要性扩张^[4],抑或造成商业银行体系表内流动性过剩,使得低评级非银金融机构、企业融资成本增加,导致流动性分层进一步扩大^[20]。此外,从影子银行“普惠性”来看,紧缩的“双支柱”政策还会弱化影子银行在缓解实体经济融资约束的功效,从而加速影子银行风险溢出。此时紧缩的“双支柱”调控会强化监管套利动机和流动性结构失衡,对影子银行风险溢出具有“累积加剧”效应。

三、研究设计

(一)样本与数据说明

本文以上市金融机构季度频率的面板数据为研究样本。考虑数据可得性与完整性,在剔除数据缺失严重的样本后,样本包括 16 家影子银行和 2016 年及以前上市的银行^①,回归分析基于 30 家商业银行 2016 年第 1 季度至 2021 年第 4 季度数据。数据来自 iMapp 数据库、中国债券信息网和 Wind 数据库。

(二)变量定义

1.影子银行风险溢出(SRISK)

本文运用条件风险值法(CoVaR)计算影子银行风险溢出。在 Adrian 和 Brunnermeier(2014)的研究基础上^[21],本文将影子银行风险价值作为条件纳入 CoVaR 模型,结合分位数回归估计量化影子银行对我国传统银行系统的风险溢出。

(1)测度过程。第一阶段,计算各影子银行机构对银行 i 的风险溢出值 $Shadow_{i,t}$ 。根据式(1)、式(2)进行分位数回归:

$$R_{q,t}^i = \alpha_q^i + \gamma_q^i M_t + \epsilon_{j,t} \quad (1)$$

$$R_{q,t}^i = \alpha_q^{ij} + \beta_q^{ij} R_t^j + \gamma_q^{ij} M_t + u_t^{ij} \quad (2)$$

式(1)、式(2)中, R_t^j 为影子银行机构 j 日收益率(采用收盘价计算), $R_{q,t}^i$ 为银行 i 日收益率, M_t 为状态变量,兼顾资本市场特征实际与模型自由度,选取流动性利差、期限利差和信用利差。 $\epsilon_{j,t}$ 为随机扰动项,q 为分位数,取 0.05 和 0.5。利用状态变量数据拟合得到分位数水平下影子银行机构 j 的风险价值 VaR_t^j 及其作为条件时银行 i 的风险价值 $CoVaR_t^i$:

$$VaR_t^j(q) = \hat{\alpha}_q^j + \hat{\gamma}_q^j M_t \quad (3)$$

$$CoVaR_t^{i|j}(q) = \hat{\alpha}_q^{ij} + \hat{\beta}_q^{ij} VaR_t^j(q) + \hat{\gamma}_q^{ij} M_t \quad (4)$$

以式(4)在 q 分位数与中位数水平下的计算结果为基础,得到 $\Delta CoVaR_t^{i|j}(q)$:

$$\Delta CoVaR_t^{i|j}(q) = CoVaR_t^{i|j}(q) - CoVaR_t^{i|j}(50\%) \quad (5)$$

$\Delta CoVaR_t^{i|j}(q)$ 表示影子银行机构 j 在极端状态下对银行 i 的风险价值的贡献,即影子银行机构 j 对银行 i 的风险溢出值。在此基础上,各影子银行机构对银行 i 的风险溢出值取算数平均值得到银行的影子银行风险价值 $Shadow_{i,t}$ 。

第二阶段,计算银行 i 的影子银行风险价值对银行系统风险的溢出值 $SRISK_{i,t}$ 。以银行 i 的影子银行风险价值 $Shadow_{i,t}$ 为因变量,以市场状态变量 M_t 为自变量,进行 0.05 分位数和 0.5 分位数回归:

$$Shadow_{i,t}^i = \alpha_q^i + \gamma_q^i M_t + \epsilon_t \quad (6)$$

利用状态变量数据拟合,得到银行 i 的影子银行风险溢出在市场状态下的压力指标:

$$VaR_{Shadow,t}^i(q) = \hat{\alpha}_q^i + \hat{\gamma}_q^i M_t \quad (7)$$

银行 i 风险价值在自身受到影子银行风险溢出时,其压力指标的拟合模型为:

$$VaR_t^i | VaR_{Shadow,t}^i(q) = \alpha_q^i + \theta_q^i VaR_{Shadow,t}^i(q) + b_q^i N_{q,t}^i + \gamma_q^i M_t + \epsilon_t \quad (8)$$

与传统模型不同,本文模型引入银行自身风险价值 $N_{q,t}^i$ 以控制银行层面状态,同时引入银行的影

子银行风险价值 $VaR_{Shadow,t}^i(q)$ 作为压力指标的计算条件。对银行系统 system 波动进行分位数回归：

$$R_{q,t}^{system} = \alpha_q^{*system|i} + \theta_q^{*system|i} VaR_t^i | VaR_{Shadow,t}^i(q) + \delta_q^{*system|i} VaR_{Shadow,t}^i + b_q^{*system|i} N_t + \gamma_q^{*system|i} M_t + u_t^{*system|i} \quad (9)$$

式(9)中, $R_{q,t}^{system}$ 为银行系统日收益率, 选取申万银行指数日收益率(收盘价计算), 其他变量涵义同前式。特别地, 区别于传统模型, 本文模型引入银行 i 的影子银行风险价值压力指标 $VaR_{Shadow,t}^i(q)$ 及其作为条件时的银行风险价值压力指标 $VaR_t^i | VaR_{Shadow,t}^i(q)$ 条件指标, 以期计算银行 i 的系统性风险贡献时涵盖银行自身风险价值及其受到影子银行风险溢出价值两种信息。银行系统在影子银行风险溢出价值处于压力状态、银行机构处于压力状态下的条件在险价值指标可以表示为：

$$CoVaR_{i,t}^{VaR_t^i \& VaR_{Shadow,t}^i}(q) = \hat{\alpha}_q^{*system|i} + \hat{\theta}_q^{*system|i} VaR_t^i | VaR_{Shadow,t}^i(q) + \hat{\delta}_q^{*system|i} VaR_{Shadow,t}^i + \hat{b}_q^{*system|i} N_t + \hat{\gamma}_q^{*system|i} M_t \quad (10)$$

以式(10)在 q 分位数与中位数水平下的计算结果为基础, 根据式(5)得到 $\Delta CoVaR_i(q)$ ：

$$\Delta CoVaR_{i,t}^{VaR_t^i \& VaR_{Shadow,t}^i}(q) = CoVaR_{i,t}^{VaR_t^i \& VaR_{Shadow,t}^i}(q) - CoVaR_{i,t}^{VaR_t^i \& VaR_{Shadow,t}^i}(50\%) \quad (11)$$

$\Delta CoVaR_{i,t}^{VaR_t^i \& VaR_{Shadow,t}^i}(q)$ 取每季度的日算数平均值得到影子银行风险溢出 SRISK_{i,t}, 其值越小, 影子银行风险溢出值越大。

(2) 测度结果有效性^②

原 CoVaR 模型测算银行系统性风险贡献时仅依靠单一银行特质信息即银行风险价值, 而本文的修正结果同时考虑传统银行风险价值及其受到的影子银行风险溢出价值两类特质信息对银行系统性风险的影响, 因此若两个模型的经验数据计算结果在统计上存在显著差异, 则可以证明影子银行业务波动带来的系统性风险贡献变化显著。为验证表外业务带来的银行系统性风险贡献的影响及测度结果有效性, 参考王道平等(2022)研究进行配对检验^[22]。结果表明, 无论是单家银行还是 30 家银行总体, t 值在 1% 水平下拒绝原假设, 影子银行带来的风险变化显著。

2. 宏观审慎政策指数(mpp_I)

根据 17 种宏观审慎政策工具在我国的使用情况, 当某种政策工具紧缩时加 1, 当某种政策工具放松时减 1, 政策工具无变化时取值为 0, 构造宏观审慎政策指数^[23]。同时, 借鉴 Fendoglu(2017)的研究^[24], 将宏观审慎政策工具进行分类汇总, 检验不同类型宏观审慎政策工具的作用(详见表 1)。

表 1 宏观审慎变量说明

变量名	含义	定义	说明
mpp_I_bor	借款人	LTV+DSTI+TAX	LTV 为贷款价值比; DSTI 为贷款收入比; TAX 为特定交易税费
mpp_I_ins	银行总体	CCB+CSV+CAP+LVR+LLP+LCG+LOAN+LFC+LIQ+LTD+LFX+SIFI+OT	CCB 为逆周期资本缓冲要求; CSV 为储备资本要求; CAP 为最低资本要求; LVR 为杠杆率要求; LLP 为贷款损失准备; LCG 为对信贷总量的要求; LOAN 为对贷款的特定要求; LFC 为对外币贷款的要求; LIQ 为流动性要求; LTD 为贷存比; LFX 为外汇风险要求; SIFI 为对系统重要性银行的要求; OT 为其他措施。
mpp_I_inslq	银行流动性	LIQ	
mpp_I_inscap	银行资本	CCB+CSV+CAP+LVR	
mpp_I_insloa	银行信贷	LLP+LCG+LOAN+LFC+LTD	
mpp_I_sum	综合工具	mpp_I_bor+mpp_I_ins+RR	RR 为法定存款准备金率。

3. 货币政策(MP)

参考赵胜民和张博超(2022)的研究^[25], 本文选择银行间市场存款类机构以利率债为质押的 7 天期回购利率(DR007)衡量货币政策。在稳健性检验中, 本文还选择了其他利率衡量货币政策。

4. 控制变量

参考赵静和郭晔(2021)的研究^[26], 本文引入如下控制变量。银行规模(Size): 银行总资产的自然对数; 杠杆率(Leverage): 总资产/所有者权益; 盈利性(Roa): 净利润/总资产; 存款占比(Deposit): 总存款/

总资产;拨备覆盖率(Pcr):(一般准备+专项准备+特种准备)/(次级类贷款+可疑类贷款+损失类贷款);货币供应(MGDP):M2 供应/GDP;实际 GDP 增长率(GDPR)。

(三)回归模型

银行风险的政策反馈会受到不可观测因素影响,产生内生性问题,本文通过控制银行个体效应缓解。使用 Hausman 统计量进一步检验“个体效应控制”适用性,各模型检验 P 值均小于 0.05,表明有必要对银行个体进行控制。为考察宏观审慎政策和“双支柱”调控框架对影子银行风险溢出的影响,建立以下模型:

$$SRISK_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 MP_t + \beta_2 mpp_I_t + \beta_3 MP_t \times mpp_I_t + \sum \gamma macro_t + \sum \delta bank_{i,t} + \mu_i + \epsilon_{i,t} \quad (12)$$

式(12)中, β_2 和 β_3 依次表示宏观审慎政策对影子银行风险溢出的边际影响和“双支柱”调控框架对影子银行风险溢出的边际影响; $i=1,2,\dots,30;t=2010,2011,\dots,2021;\epsilon_{i,t}$ 为随机扰动项; $SRISK_{i,t}$ 表示第 t 年第 i 家银行的影子银行风险溢出,由 0.05 分位数下系统性风险测度; MP_t 为货币政策变量; mpp_I_t 为宏观审慎政策相关变量; μ_i 为个体固定效应; $\epsilon_{i,t}$ 为随机扰动项。

(四)描述性统计

描述性统计结果如表 2 所示,不同银行产生的系统性风险(SRISK)差别较大。就宏观审慎政策变量而言,多数变量均值为正值,样本期内宏观审慎调控略偏紧缩。控制变量方面,银行特征变量标准差和极差普遍较大,银行微观行为离散趋势较强。根据 GDP 指数,样本包含经济高速增长时期与增速“换挡”时期。

表 2 描述性统计结果

变量	Mean	Std.dev	Min	Max	Obs
SRISK	-0.946	0.436	-2.675	-0.121	720
MP	2.439	0.303	1.663	2.885	720
mpp_I_bor	-0.833	0.493	-2.000	1.000	720
mpp_I_ins	0.417	1.256	-2.000	4.000	720
mpp_I_inslq	0.167	0.373	0.000	1.000	720
mpp_I_inscap	0.167	0.472	0.000	2.000	720
mpp_I_insloa	-0.083	0.493	-1.000	1.000	720
mpp_I_sum	0.458	1.732	-2.000	6.000	720
Size	9.719	1.742	6.657	12.777	720
Leverage	0.150	0.200	0.002	0.849	720
Roa	0.006	0.002	0.001	0.013	720
Deposit	0.655	0.115	0.492	1.275	720
Pcr	241.350	96.799	132.440	567.710	720
MGDP	8.099	0.717	7.058	10.139	720
GDPR	2.380	1.594	0.115	4.655	720

四、实证结果分析

(一)基准回归结果

表 3 报告了基准模型的回归结果。整体来看,各宏观审慎政策工具与货币政策相配合对影子银行风险溢出的政策效果不尽相同,既存在“累积加剧”效应,也存在“抑制缓释”效应,回归结果表明“双支柱”调控框架的有效性对于使用不同类型的宏观审慎政策工具存在差异。第(1)(5)列交乘项系数为正且均在 1%水平下显著,说明针对借款人和银行信贷的宏观审慎政策工具,单独与货币政策相互配合,对影子银行风险溢出发挥显著的抑制作用;第(2)~(4)列交乘项系数为负且均在 1%水平下显著,说明针对银行、银行流动性和银行资本的宏观审慎政策工具配合货币政策,反而会加剧影子银行风险溢出。另外,第(6)列交乘项系数为负且不显著,说明综合宏观审慎政策工具与货币政策相配合

没有起到显著影响,不同宏观审慎政策工具与货币政策协同效应此消彼长,可能掩盖“双支柱”调控与影子银行风险溢出的实质性关联。根据既有研究,不同宏观审慎政策工具与货币政策工具的市场反馈与银行特征、宏观环境密切相关^[25],因此有必要结合二者进一步讨论。

表 3 不同类别宏观审慎政策工具与货币政策的配合对影子银行风险溢出的影响

变量	SRISK (1)	SRISK (2)	SRISK (3)	SRISK (4)	SRISK (5)	SRISK (6)
MP	-0.072 *** (0.020)	-0.052 ** (0.026)	-0.043 ** (0.018)	-0.020 ** (0.021)	-0.038 ** (0.017)	-0.049 ** (0.018)
mpp_I_bor×MP	0.206 *** (0.053)					
mpp_I_ins×MP		-0.042 *** (0.015)				
mpp_I_inslq×MP			-0.337 *** (0.060)			
mpp_I_inscap×MP				-0.213 *** (0.004)		
mpp_I_insloa×MP					0.300 *** (0.065)	
mpp_I_sum×MP						-0.021 (0.014)
控制变量	是	是	是	是	是	是
Observations	720	720	720	720	720	720
R-squared	0.239	0.215	0.216	0.204	0.209	0.203

注:括号内为 t 统计量的聚类稳健标准误;***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平下显著;限于篇幅,控制变量的结果未列示,留存备案。下表同。

为进一步验证各宏观审慎政策与货币政策协调配合的效果,本文基于不同货币政策状态(利率由低到高),刻画了不同宏观审慎政策与货币政策交乘项的边际效应(详见图 1、图 2)。图中横轴表示 DR007 利率取值;纵轴表示当利率取值变化时,相应宏观审慎政策变动 1 单位对影子银行风险溢出的作用强度。

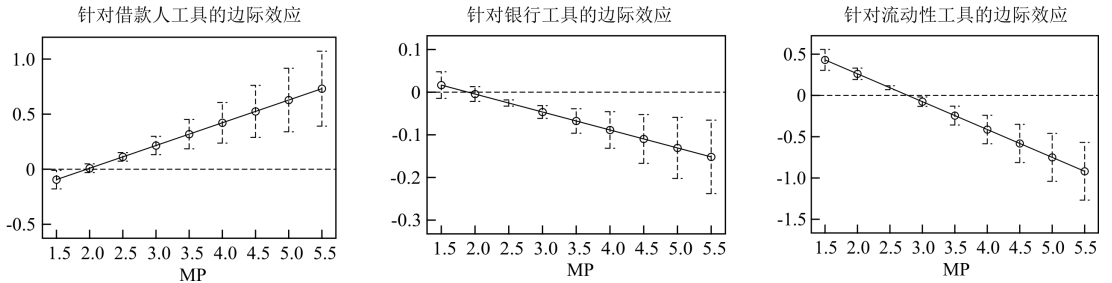


图 1 边际效应——针对借款人、流动性及银行的宏观审慎政策工具

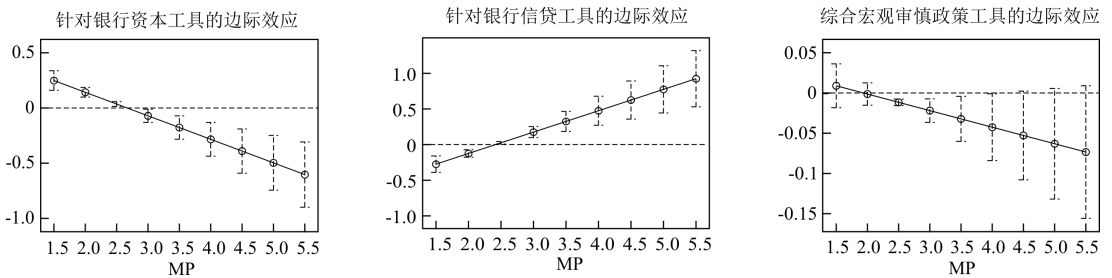


图 2 边际效应——针对银行资本、银行信贷的工具和综合宏观审慎政策工具

如图所示,当利率逐渐升高时,针对借款人和针对银行信贷的宏观审慎政策工具的作用逐渐明显,且值为正,说明当货币政策宽松时,宏观审慎政策紧缩对影子银行风险溢出的影响不明显;当货币

政策紧缩时,针对借款人和针对银行信贷的宏观审慎政策工具对影子银行风险溢出具有抑制作用。其他宏观审慎政策工具的边际效应图显示,当货币政策紧缩时,针对银行的综合宏观审慎政策、针对流动性以及针对资本的宏观审慎政策会加剧影子银行风险溢出。另外,综合宏观审慎政策对影子银行风险溢出的作用效果不明显。

以上结果表明,部分宏观审慎政策工具与货币政策相互配合、协同实施可以达到抑制影子银行风险溢出目的,但“双支柱”框架对影子银行风险的综合效果并不显著。从“抑制缓释”效应看,针对银行信贷的“双支柱”政策有效性最强。这可能是因为针对借款人工具、信贷类工具可以通过直接影响信贷条件更好地监管具有“类信贷”特征的影子银行扩张,抑制影子银行风险向银行系统积聚。从“累积加剧”效应看,针对银行、银行资本和银行流动性的“双支柱”政策与调控初衷相悖,可能在于这些工具在提高银行表内资本充足性时忽略了客观融资需求,引发监管套利、市场流动性分配失衡,加剧影子银行风险溢出。多类宏观审慎政策工具叠加时,由于正负效应此消彼长、相互抵消,没有起到明显的作用。当然,这些发现需要后续更严谨的影子银行规模、市场流动性等数据进一步验证。

(二)稳健性检验^③

1. 替换货币政策变量(MP)

参考方意和陈敏(2019)等研究^[27],选取7天银行间质押式回购利率(R007)、7天银行间回购定盘利率(FR007)替换货币政策变量。根据估计结果,核心解释变量回归系数方向均与表3基本一致,其中 $mpp_I_sum \times MP$ 的系数显著为正,表明综合宏观审慎政策与考虑非银金融机构以及非金融性机构的货币政策相配合发挥了“抑制缓释”效应,一定程度上佐证了识别银行系统性风险考虑非银金融机构风险的必要性。

2. 替换影子银行风险溢出变量(SRISK)

部分银行日收益率存在波动集聚现象,影子银行风险向银行系统的溢出的实际过程也可能呈现时变、非线性特征,鉴于此,本文使用DCC-GARCH-CoVaR模型和copula-CoVaR模型测度结果对影子银行风险溢出变量进行替换(部分银行样本因日收益率数据不存在ARCH效应,故剔除)。根据估计结果,核心解释变量回归系数方向均与表3基本一致,其中 $mpp_I_sum \times MP$ 显著为正,表明综合宏观审慎政策与货币政策的协同效应包括但不限于呈现中性,意味着其“对症”金融惯性波动,在跨周期调节上存在优势。

3. 动态面板模型再估计

考虑到银行系统性风险具有连续性,而静态模型无法刻画这一特征,本文在模型(12)的基础上加入影子银行风险溢出滞后项 $L.SRISK$,构建动态面板模型;与此同时,由于宏观审慎政策及“双支柱”调控框架的推出并非随机,而是政府对于经济金融稳定状况的相机决策,可能存在反向因果问题,本文使用系统GMM估计方法缓解内生性。估计结果显示:AR(1)统计量均在5%的水平下显著,AR(2)统计量均不显著,表明残差不存在二阶序列相关;Hansen检验的P值均大于0.1,工具变量相对有效;核心解释变量回归系数方向与原始结果相符,即考虑影子银行风险溢出的连续性时,相关结论不变。

(三)作用渠道检验

根据基准回归结果,“双支柱”调控框架可能抑制或加剧影子银行风险溢出。而结合影子银行风险溢出机理看,影子银行规模和流动性分层作为重要溢出介质,亦是“双支柱”调控框架致力防范风险溢出时理应考虑的重要渠道。为明晰传导机制,本文构建有中介的调节效应检验模型:

$$SRISK_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 MP_t + \beta_2 mpp_I_t + \beta_3 MP_t \times mpp_I_t + \sum \gamma macro_t + \sum \delta bank_{i,t} + \mu_i + \epsilon_{i,t} \quad (13)$$

$$M_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 MP_t + \alpha_2 mpp_I_t + \alpha_3 MP_t \times mpp_I_t + \sum \lambda_{1,t} macro_t + \sum \lambda_{2,t} bank_{i,t} + \mu_i + \epsilon_{i,t} \quad (14)$$

$$SRISK_{i,t} = \varphi_0 + \varphi_1 MP_t + \varphi_2 mpp_I_t + \varphi_3 MP_t \times mpp_I_t + \theta M_{i,t} + \sum \omega_{1,t} macro_t + \sum \omega_{2,t} bank_{i,t} + \mu_i + \epsilon_{i,t} \quad (15)$$

若有中介效应存在,首先,式(13)中系数 β_3 应显著,较大程度上表明“双支柱”调控框架对影子银行风险溢出具有调控作用,这一项已在基准回归得到验证;其次,式(14)中系数 α_3 应显著,表明“双支柱”调控框架对中介变量具有调控作用;最后,式(15)中系数 θ 应显著且 φ_3 的绝对值小于 β_3 的绝对值,则可以表明“双支柱”调控框架通过中介变量 $M_{i,t}$ 影响影子银行风险溢出。中介变量影子银行规模 SS 的计算方式参考王艳艳等(2020)的研究^[28],中介变量流动性分层 HL 的计算方式参考胡悦等(2022)的研究^[29],均为正向指标。

表 4 至表 5 报告了“影子银行规模”渠道的检验结果。表 4 第(3)列交乘项系数显著为负,表 4 第(4)列 SS 系数显著为负,交乘项系数绝对值小于表 3 第(5)列交乘项系数,表明基于银行信贷的“双支柱”调控框架能通过限制影子银行规模扩张,抑制影子银行风险溢出。影子银行规模作为“抑制缓释”效应的渠道得以验证。此外,尽管表 4 第(1)列交乘项的系数不显著,但应注意到表 4 第(2)列 SS 回归系数显著为正,表明影子银行存在风险分散的功能倾向。这一结果有助于验证影子银行的普惠功能,对影子银行规模的过分约束可能导致政策减效。

表 4 渠道检验——针对借款人和银行信贷的宏观审慎政策工具

变量	SS (1)	SRISK (2)	SS (3)	SRISK (4)
MP	-1.455*** (0.115)	0.010 (0.036)	-1.342*** (0.105)	0.048 (0.035)
SS		0.057*** (0.011)		-0.064*** (0.012)
mpp_l_bor×MP	-0.472 (0.384)	0.233** (0.108)		
mpp_l_insloa×MP			-2.597*** (0.338)	0.134 (0.104)
控制变量	是	是	是	是
Observations	720	720	720	720
R-squared	0.666	0.824	0.691	0.819

表 5 渠道检验——针对银行、银行资本、银行流动性的宏观审慎政策工具

变量	SS (1)	SRISK (2)	SS (3)	SRISK (4)	SS (5)	SRISK (6)	HL (7)	SRISK (8)
MP	-1.564*** (0.114)	0.044 (0.038)	-0.043 (0.033)	0.020 (0.035)	-0.905*** (0.106)	0.036 (0.035)	-1.147*** (0.107)	0.020 (0.035)
SS		-0.061*** (0.011)		-0.056*** (0.012)		-0.063*** (0.012)		
HL								-0.056*** (0.012)
mpp_l_ins×MP	0.479*** (0.070)	-0.013 (0.021)						
mpp_l_inslq×MP			8.894*** (0.947)	-0.153 (0.116)			3.308*** (0.362)	-0.153 (0.116)
mpp_l_inscap×MP					0.257*** (0.309)	-0.039 (0.102)		
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
Observations	720	720	720	720	720	720	720	720
R-squared	0.680	0.820	0.702	0.819	0.716	0.817	0.580	0.819

表 5 第(1)(3)(5)列交乘项系数均显著为正,第(2)(4)(6)列 SS 系数均显著为负,交叉项系数绝对值均小于表 3 相应回归结果,表明基于银行、银行资本和银行流动性工具的“双支柱”调控框架会激励银行表外业务扩张,加剧影子银行风险溢出。影子银行规模作为“累积加剧”效应的渠道得以验证。表 5 第(7)(8)列简要报告了流动性分层渠道的检验结果,仅基于银行流动性的“双支柱”调控框架通过检验。表 5 第(7)列交乘项系数显著为正,第(8)列 HL 系数显著为负,交叉项系数绝对值小于表 3

回归结果且失去显著性,表明宏观审慎政策工具与货币政策直接限制银行流动性资产配置时会加大金融机构间流动性分层,加剧影子银行风险溢出。流动性分层作为“累积加剧”效应的渠道得以验证。

综合以上结果,从“抑制缓释”机制来看,针对银行信贷的宏观审慎政策工具与货币政策配合会降低影子银行规模,抑制影子银行风险溢出。从“累积加剧”机制来看,针对银行、银行资本和银行流动性的宏观审慎政策工具配合货币政策的作用机制不尽相同,尽管这些工具都通过影响银行名义资本充足性引起监管套利,加剧影子银行风险溢出,但针对银行和银行资本的宏观审慎政策工具仅通过影子银行规模加剧影子银行风险溢出,针对流动性的宏观审慎政策工具则通过扩大影子银行规模与流动性分层加剧影子银行风险溢出,同时覆盖系统性风险的规模性溢出渠道与结构性溢出渠道。

五、异质性分析

根据前文分析结果,综合宏观审慎政策工具与货币政策相配合对影子银行风险溢出未起到显著影响,宏观审慎政策子工具与货币政策的协同效应具有明显的方向性,但方向却并不相同。综合宏观审慎工具是否无效,部分单一工具的负面影响主要在于哪处薄弱环节?其他有效的宏观审慎政策工具在不同情况下是否仍然有效?为深入分析这些问题,本文结合多种情境进行异质性探讨。

(一)针对银行性质的异质性分析

综合全球系统重要性金融机构名单和2021年我国系统重要性银行名单^④,本文剔除系统重要性银行作为其他银行组进行分样本分析,并引入“双支柱”调控变量与系统重要性银行虚拟变量(system,系统重要性银行取值为1,其他银行取值为0)交乘项进行组间差异检验^⑤。回归结果见表6和表7。整体来看,各宏观审慎政策工具与货币政策的作用倾向在不同银行体系间均能保持一致,但效应程度上呈现非对称性。

表6 分银行性质的回归结果——针对贷款人和银行信贷的宏观审慎政策工具

变量	剔除系统重要性银行 (1)	剔除系统重要性银行 (2)
MP	-0.057 *** (0.022)	-0.026 (0.020)
mpp_I_bor×MP	0.183 *** (0.059)	
mpp_I_insloa×MP		0.329 *** (0.061)
控制变量	是	是
Observations	624	624
R-squared	0.197	0.164

从相对有效的子工具看,表6第(1)列交乘项系数显著为正,较全样本系数绝对值下降,初步表明,针对贷款人的宏观审慎政策配合货币政策在除系统重要性银行以外的其他银行内能更好地阻断影子银行风险向商业银行系统溢出。表6第(2)列交乘项系数显著为正,较全样本系数绝对值升高,表明针对银行信贷的宏观审慎政策工具与货币政策相配合更能抑制其他银行的影子银行风险溢出。

从相对薄弱的子工具看,剔除系统重要性银行后,表7第(1)列交乘项系数显著为负,较全样本系数绝对值降低,表明针对银行的综合工具与货币政策协同下,加剧影子银行风险溢出现象在其他银行体系有所弱化。类似地,基于银行流动性工具、银行资本工具的“双支柱”调控加剧了其他银行内的影子银行风险溢出,且“累积加剧”效应可能在系统重要性银行更明显。

从综合宏观审慎政策工具看,表7第(4)列交乘项系数显著为负,说明其他银行的影子银行风险溢出被显著提升。相对于全样本系数由不显著到显著这一转变,侧面说明动态综合宏观审慎政策工具和货币政策配合,通过稳定系统重要性银行这一重要节点补充系统流动性,一定程度保持了调控的中性,减少了系统波动。

表 7 分银行性质的回归结果——针对银行、银行流动性、银行资本的政策工具以及综合宏观审慎工具

变量	剔除系统重要性银行 (1)	剔除系统重要性银行 (2)	剔除系统重要性银行 (3)	剔除系统重要性银行 (4)
MP	-0.034 (0.030)	-0.029 (0.020)	-0.008 (0.023)	-0.035 (0.021)
mpp_I_ins×MP	-0.034* (0.017)			
mpp_I_inslq×MP		-0.309*** (0.066)		
mpp_I_inscap×MP			-0.202*** (0.054)	
mpp_I_sum×MP				-0.027* (0.015)
控制变量	是	是	是	是
Observations	624	624	624	624
R-squared	0.174	0.173	0.163	0.163

以上结果一定程度上证明了现行的综合宏观审慎政策与货币政策组合的有效性,而针对银行、银行资本和银行流动性的宏观审慎政策与货币政策组合的负面影响主要体现在有附加资本要求的系统重要性银行体系。其他有效的宏观审慎政策与货币政策相配合,在各类银行体系均起到有力的“抑制缓释”作用。其中,基于银行信贷的“双支柱”政策明显在其他银行间效果更好,这可能与中小银行“小微金融领域主力军地位”和“流动性传导末端”的矛盾身份有关。中小银行倾向于服务信用等级较差的中小企业、个人用户,并偏好在本地区域内开展业务,集中的次质贷款供给使其“借道”影子银行的诉求更强,因而系统性风险变化对特定贷款要求、贷款损失准备等优化信贷结构的规制约束更敏感。

(二)基于房地产周期的异质性分析

借鉴 Phillips 等(2015)的研究^[30],使用 BSADF 技术识别资产价格的“泡沫期”与“非泡沫期”(详见图 3)。本文使用全国商品房销售额除以全国商品房销售面积得到的当月平均销售价格(2002 年 1 月—2022 年 3 月)作为房价数据。分时期回归的结果见表 8 和表 9。

整体来看,除针对借款人的宏观审慎政策工具外,其余类型的宏观审慎政策工具与货币政策交乘项系数在“非泡沫期”均显著为正,表明在“非泡沫期”两类政策的配合效果更好,但在“泡沫期”效果欠佳。可能原因在于,资产泡沫期房价上升会推升影子银行信贷而降低银行信贷^[30],房地产市场内过剩融资需求催生的

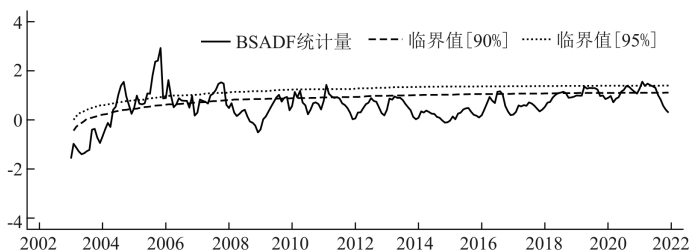


图 3 房价的 BSADF 估计结果

影子银行扩张是系统性风险增加的主要因素。针对借款人、银行信贷的宏观审慎政策工具从贷款、“类信贷”增量风险上进行限制,且前者配合货币政策,使得借款人抵押资产、收入波动更紧密地关联房地产开发贷敞口,“抑制缓释”效应更显著。而资本管理类及包含资本管理类的宏观审慎政策工具在表外业务领域不同程度地存在盲区,具有监管套利的隐患。非泡沫期,银行顺周期行为导致的增量风险相对不严重。影子银行逆周期发展附带的风险传染是防范重点,银行通过资产配置优化释放流动性,资本充足性相对重要。包含针对银行的宏观审慎政策工具政策收缩力度相对泡沫期较小,有助于从银行资产配置优化的源头,减少冗余影子银行资产扩张,强化货币政策银行信贷渠道传导,发挥“抑制缓释”作用。考虑到逆周期调控规则可能导致样本选择偏差,引入 $mpp_I \times MP \times House$ (房地产泡沫期, $House=1$; 房地产非泡沫期, $House=0$) 进行组间差异检验^⑥。除 $mpp_I_bor \times MP \times House$ 系

数显著为正,其他交乘项系数均显著为负,“双支柱”调控框架在“非泡沫期”的“抑制缓释”效应更强,与分样本回归结果的逻辑相符。

表 8 基于房地产周期的异质性分析结果——针对借款人、银行信贷以及综合的宏观审慎政策工具

变量	泡沫期 (1)	非泡沫期 (2)	泡沫期 (3)	非泡沫期 (4)	泡沫期 (5)	非泡沫期 (6)
MP	0.161 (0.044)	0.188 * (0.097)	0.146 *** (0.052)	-0.487 *** (0.095)	0.156 *** (0.043)	0.336 *** (0.077)
mpp_I_bor×MP	0.352 *** (0.102)	-0.473 *** (0.086)				
mpp_I_insloa×MP			0.013 * (0.012)	1.028 *** (0.196)		
mpp_I_sum×MP					0.030 (0.026)	0.433 *** (0.060)
控制变量	是	是	是	是	是	是
Observations	450	270	450	270	450	270
R-squared	0.385	0.511	0.356	0.459	0.388	0.454

表 9 基于房地产周期的异质性分析结果——针对银行、银行流动性、银行资本的宏观审慎政策工具

变量	泡沫期 (1)	非泡沫期 (2)	泡沫期 (3)	非泡沫期 (4)	泡沫期 (5)	非泡沫期 (6)
MP	-0.039 (0.072)	-0.207 ** (0.089)	0.077 (0.047)	-0.516 *** (0.103)	0.144 *** (0.046)	-0.516 *** (0.104)
mpp_I_ins×MP	-0.211 *** (0.040)	0.255 *** (0.036)				
mpp_I_inslq×MP			-1.101 *** (0.185)	0.180 *** (0.060)		
mpp_I_inscap×MP					-0.217 ** (0.095)	0.196 * (0.105)
控制变量	是	是	是	是	是	是
Observations	450	270	450	270	450	270
R-squared	0.457	0.493	0.400	0.331	0.356	0.331

(三)基于经济波动的异质性分析

本文借鉴 Hamilton(2017)的研究^[31],对经过季度调整的 GDP 指数剔除趋势项,得到 GDP 增长率缺口,据此区分经济收缩波动期与经济扩张波动期,进行分组回归。回归结果见表 10 和表 11。

表 10 基于经济周期的异质性分析结果——针对借款人、银行信贷以及综合的宏观审慎政策工具

变量	扩张波动 (1)	收缩波动 (2)	扩张波动 (3)	收缩波动 (4)	扩张波动 (5)	收缩波动 (6)
MP	-0.235 (0.178)	0.045 *** (0.016)	-0.112 (0.096)	0.119 *** (0.026)	-0.265 (0.159)	0.110 *** (0.025)
mpp_I_bor×MP	0.310 *** (0.112)	-0.280 (0.294)				
mpp_I_insloa×MP			0.369 *** (0.019)	0.358 ** (0.151)		
mpp_I_sum×MP					0.004 (0.062)	0.341 *** (0.081)
控制变量	是	是	是	是	是	是
Observations	330	390	330	390	330	390
R-squared	0.350	0.501	0.344	0.485	0.372	0.485

表 11 基于经济周期的异质性分析结果——针对银行、银行流动性、银行资本的宏观审慎政策工具

变量	扩张波动 (1)	收缩波动 (2)	扩张波动 (3)	收缩波动 (4)	扩张波动 (5)	收缩波动 (6)
MP	-0.039 (0.072)	-0.207** (0.089)	-0.077 (0.114)	-0.001 (0.016)	-0.052 (0.114)	0.024 (0.018)
mpp_I_ins×MP	0.211*** (0.040)	0.255*** (0.036)				
mpp_I_inslq×MP			-0.024* (0.012)	0.418** (0.153)		
mpp_I_inscap×MP					-0.357** (0.130)	0.891*** (0.261)
控制变量	是	是	是	是	是	是
Observations	390	210	330	390	330	390
R-squared	0.457	0.493	0.360	0.395	0.360	0.384

经济环境处于不同时期，“双支柱”调控框架的效应结构基本背离。除基于银行、银行信贷和综合宏观审慎政策工具的“双支柱”调控框架，其他宏观审慎政策工具与货币政策相配合在不同阶段的效应倾向相反。经济扩张时期，针对借款人、针对银行信贷或针对银行的宏观审慎政策工具与货币政策配合，能显著抑制影子银行风险溢出。这可能是由于经济扩张时期银行信贷风险包容度提高，包含银行信贷的宏观审慎政策工具有效抑制银行“类信贷”业务过度扩张的同时，对盈利结构的影响较小。针对借款人的宏观审慎政策工具则会通过降低某类借款人抵押贷款资产价值，倒逼银行提升对借款人的信用要求，抑制影子银行非理性扩张。交乘项系数中，针对银行信贷的宏观审慎政策工具与货币政策交乘项系数绝对值最高，可见各工具中，直接阻断影子银行信贷渠道传染的风险控制效率最高。另外，综合其他针对银行的子工具与货币政策的协同效果看，单一流动性或银行资本工具与货币政策交乘项系数均显著为负，其原因可能在于经济上行期的政策力度整体较小，针对银行行为的单一宏观审慎政策工具效果较差，侧面证明多重工具叠加使用更具现实意义。

经济收缩时期，针对银行类的宏观审慎政策工具与货币政策相配合能够抑制影子银行风险溢出，其原因可能在于此类政策直接以银行为对象，在疏通和修正货币政策银行信贷传导渠道方面存在优势。资本流动管理类宏观审慎政策工具通过增强跨周期设计，如上调外汇存款准备金率、下调跨境融资参数、严查资本外逃等方式，可以减少跨境监管套利，增强货币政策独立性。另外，综合宏观审慎工具与货币政策交乘项系数显著为正，尽管较前述子工具系数绝对值较低，政策敏感度较低，但保留了扩张波动时期的稳定作用，彰显综合宏观审慎工具与货币政策“双支柱”政策的全局稳健性。

考虑到样本偏差，引入 $mpp_I \times MP \times macro$ （经济扩张波动期， $macro = 1$ ；经济收缩波动期， $macro = 0$ ）进行组间差异检验^⑥。针对借款人、银行信贷的宏观审慎政策工具与货币政策配合在经济上行期的“抑制缓释”效应更强，其他组合效果在经济下行期有更强的“抑制缓释”效应，与分样本回归结果逻辑相符。另外，经济周期的异质性分析结果与房地产泡沫周期的异质性分析结果存在共性，由此可知，房地产市场对于经济影响程度较深，其周期性演变与经济周期存在共振现象，“双支柱”调控框架存在应对经济金融周期叠加下的“防风险”意义。

六、结论与启示

在当前我国金融机构监管趋严、竞争加剧的背景下，影子银行风险构成的系统性风险隐患较大。科学测度和管控影子银行风险溢出，对于防范化解系统性风险意义重大。本文拓展 CoVaR 模型计算影子银行风险对银行系统的溢出，并基于此分析“双支柱”调控框架的实施效果。本文的主要结论如下。第一，总体上同时紧缩宏观审慎政策与货币政策对影子银行风险溢出存在“抑制缓释”效应。其中，针对借款人和针对银行信贷的“双支柱”政策工具的“抑制缓释”效应较为明显。渠道检验结果表明，影子银行规模是“累积加剧”和“抑制缓释”双重效应的渠道，流动性分层则是“累积加剧”效应的

渠道。第二,银行异质性分析结果显示,针对贷款人和针对银行信贷的“双支柱”政策能够抑制各类银行风险溢出,后者效果在除系统重要性银行以外的其他银行尤为明显。综合宏观审慎工具与货币政策相配合通过作用于系统重要性银行抑制风险实现系统稳定的目标。第三,房地产周期异质性分析结果显示,“双支柱”政策在非泡沫期的调控难度较大,此时应综合运用多种宏观审慎政策工具,着重使用针对贷款人和针对银行信贷的工具。第四,对于逆经济周期调控而言,经济上行期的调控难度较大,同样需要综合宏观审慎政策工具与货币政策相配合,着重使用针对银行信贷的工具。

基于上述研究结论,本文得到以下启示。“双支柱”调控框架下不同的子工具会存在“抑制缓释”与“累积加剧”效应。因此,为更好地实现“防风险”目标,监管机构应关注不同宏观审慎政策在影子银行风险溢出方面的效果差异,可考虑银行特征、经济金融周期特征,针对性地运用“双支柱”调控框架。第一,应形成动态宏观审慎监管框架。在对商业银行行为进行约束时,应赋予银行合理的风险定价和盈利空间,对于资本、流动性等附加要求要适度减负,强化政策结构性,防止监管套利、流动性分层隐患的风险反噬。同时,不拘泥于表内业务规制及市场约束,从影子银行业务活动规范化、持牌化和透明化入手,加快引导表外业务的创新,促进差异化竞争,提高非银金融机构流动性对金融系统的“反哺”能力,平衡经济发展与安全目标。第二,应增强“双支柱”调控框架逆周期和跨周期调控能力。综合性宏观审慎政策与货币政策的调控效应应做到全面而稳健。随着影子银行逐步被纳入监管体系,影子银行在货币政策传导中的角色愈加明确,运用多种宏观审慎监管政策相搭配有利于实现对影子银行业务全覆盖、穿透式监管以及长效调节。第三,注重拓展银行信贷工具。针对银行信贷的宏观审慎监管政策与货币政策协同较为“对症”我国影子银行“类信贷”的特征,在除系统重要性银行以外的其他银行体系、经济扩张期和房地产泡沫期尤为凸显。针对金融创新活动发展与新型监管套利方式,监管当局可以着重关注银行信贷领域,如搭建大数据金融征信系统,拓展宏观审慎政策工具体系,侧面监视影子银行动态。

注释:

①样本包括:陕国投 A、ST 安信、东北证券、广发证券、国海证券、国元证券、中信证券、国金证券、海通证券、鲁信创投、渤海租赁、香溢融通、爱建集团、ST 熊猫、民生控股、平安银行、宁波银行、江阴银行、张家港行、郑州银行、青岛银行、浦发银行、华夏银行、民生银行、招商银行、无锡银行、江苏银行、杭州银行、南京银行、常熟银行、兴业银行、北京银行、上海银行、农业银行、交通银行、工商银行、长沙银行、光大银行、成都银行、紫金银行、建设银行、中国银行、贵阳银行、中信银行和苏农银行。

②③因篇幅所限,结果未展示,留存备案。

④中国银行、建设银行、农业银行和工商银行为全球系统重要性银行,并被列入 2021 年我国系统重要性银行名单第 4 组,处于最严监管环境,作为本文选取的系统重要性银行。

⑤⑥⑦因篇幅所限,结果未展示,留存备案。

参考文献:

- [1] Financial Stability Board. Shadow Banking: Scoping the Issues [Z]. FSB Working Paper, 2011.
- [2] Pozsar, Z., Adrian, T., Ashcraft, A., et al. Shadow Banking [J]. Economic Policy Review, 2013, 19(2): 1—16.
- [3] 马勇,姚驰.外生冲击下双支柱调控框架的稳定效应——理论建模及基于全球样本的实证检验[J].中国工业经济, 2022(12): 14—32.
- [4] 江振龙.房地产市场波动、宏观审慎政策有效性与双支柱调控[J].统计研究, 2023(2): 101—116.
- [5] 张晓燕,郭莹.双支柱政策的时变效应研究[J].宏观经济研究, 2023(5): 4—19.
- [6] Kannan, P., Rabanal, P., Scott, A. Monetary and Macroprudential Policy Rules in a Model with House Price Booms[J]. The B. E. Journal of Macroeconomics, 2012, 12(1): 1—44.
- [7] Bekiros, S., Nilavongse, R., Uddin, G. S. Expectation driven House Prices and Debt Defaults; The Effectiveness of Monetary and Macroprudential Policies[J]. Journal of Financial Stability, 2020, 49(2): 1—19.
- [8] 佟孟华,于建玲,费威.“双支柱”调控框架、影子银行与商业银行风险承担[J].财经问题研究, 2022(7): 57—65.
- [9] Fisher, T., Gouirio, F. Krane, S. D., Changes in the Risk-management Environment for Monetary Policy[J]. Federal Reserve Bank of Chicago Fed Letter, 2017.
- [10] 肖忠意,陈海涛,梁洪.“双支柱”政策的周期性和结构性调控效应——基于企业商业风险的视角[J].财经研究, 2022(9): 63—78.
- [11] 高蓓,陈晓东,李成.银行产权异质性、影子银行与货币政策有效性[J].经济研究, 2020(4): 53—69.
- [12] 潘超,刘丽洁,程均丽,等.宏观审慎政策能否降低影子银行风险溢出[J].金融经济研究, 2023(3): 3—19.
- [13] 张金林,孙凌芸.复杂网络理论下跨市场金融风险传染机制与路径研究[J].中南财经政法大学学报, 2020

(2):110—121.

[14] 温信祥,苏乃芳.大资管、影子银行与货币政策传导[J].金融研究,2018(10):38—54.

[15] 张晶,陈帅,刘超,等.影子银行、货币政策与银行风险承担[J].经济与管理评论,2023(3):68—87.

[16] 兰晓梅,杨胜刚,杨申燕.货币政策与宏观审慎政策协调对影子银行的影响[J].国际金融研究,2020(9):23—33.

[17] 贾妍妍,武坤,杨涛.系统性金融风险对经济增长的影响及政策调控效果[J].中南财经政法大学学报,2023(6):52—65.

[18] 黄益平,曹裕静,陶坤玉,等.货币政策与宏观审慎政策共同支持宏观经济稳定[J].金融研究,2019(12):70—91.

[19] 马勇,付莉.“双支柱”调控、政策协调搭配与宏观稳定效应[J].金融研究,2020(8):1—17.

[20] 倪宣明,王江伟,赵慧敏.影子银行、流动性分层与政策利率传导[J].系统工程理论与实践,2022(10):2589—2602.

[21] Adrian, T., Brunnermeier, M.K. CoVaR[J]. American Economic Review, 2014, 106(7):1705—1741.

[22] 王道平,徐宇轩,刘杨婧卓.影子银行、系统性风险与监管政策研究——基于纳入表外业务扩展后的 CCA 模型[J].金融监管研究,2022(3):36—53.

[23] Alam, Z., Alter, A., Eiseman, J., et al. Digging Deeper-Evidence on the Effects of Macroprudential Policies from a New Database[Z]. IMF Working Papers, 2019.

[24] Fendoglu, S. Credit Cycles and Capital Flows; Effectiveness of the Macroprudential Policy Framework in Emerging Market Economies[J]. Journal of Banking & Finance, 2017(79):110—128.

[25] 赵胜民,张博超.“双支柱”调控与银行系统性风险——基于 SRISK 指标的实证分析[J].国际金融研究,2022(1):50—61.

[26] 赵静,郭晔.存款保险制度、影子银行与银行系统性风险[J].管理科学学报,2021(6):22—41.

[27] 方意,陈敏.经济波动、银行风险承担与中国金融周期[J].世界经济,2019(2):3—25.

[28] 王艳艳,王成龙,于李胜,等.银行高管薪酬延付政策能抑制影子银行扩张吗? [J].管理世界,2020(12):175—185.

[29] 胡悦,吴文锋,石川林.货币市场流动性分层:度量、成因和影响[J].管理科学学报,2022(8):104—126.

[30] Phillips, P.C.B., Shi, S., Yu, J. Testing for Multiple Bubbles: Limit Theory of Real-time Detectors[J]. International Economic Review, 2015, 56(4): 1079—1134.

[31] Hamilton, J. D. Why You Should Never Use the Hodrick Prescott Filter[Z]. NBER Working Paper, 2017.

"Dual-Pillar" Regulatory Framework and Shadow Banking Risk Spillover: Inhibition or Aggravation

SUN Zhihong^{1,2} WANG Xinyi¹ JU Wangjing³

(1.School of Economic and Management, Shihezi University, Shihezi 832000, China; 2.Corps Financial Development Research Center, Shihezi University, Shihezi 832000, China; 3.School of Finance, Nankai University, Tianjin 300350, China)

Abstract: Perfecting the "dual-pillar" regulatory framework composed of monetary policy and macroprudential policy to prevent and resolve the major risks is an important task in China. Based on the data from listed banks in China, this paper adopts the CoVaR method to measure the systemic risk of banks caused by the shadow banking, and systematically examines the impact of the "dual-pillar" regulatory framework on the spillover of shadow banking risks. The results show that, macroprudential policy tools targeting borrowers and bank credit, in coordination with monetary policy, have a significant "inhibition" effect on the spillover of shadow banking risks; The scale of shadow banking is the key channel of the effect of "aggravation" or "inhibition", and the stratification of liquidity is the channel of and "inhibition" effect. The heterogeneity analysis results based on the characteristics of banks, real estate cycle and economic cycle show that the effectiveness of the "dual-pillar" regulatory framework in controlling the spillover of shadow banking risks varies across different scenarios. The current findings have certain implications for the improvement of the "dual-pillar" regulatory framework under the goal of "risk prevention".

Key words: "Dual-Pillar" Regulatory Framework; Shadow Banking; Banking Systemic Risk; Macroprudential Policy Tool; CoVaR Method

(责任编辑:郭 策)