

结构性货币政策与银行系统性风险承担： 基于 LPR 改革实验的证据*

李炳念 王小雪 樊 茜

〔摘要〕银行系统性风险承担是目前市场对结构性货币政策的主要担忧之一。本文利用 2015~2020 年我国 16 家上市商业银行月度数据考察了结构性货币政策对银行系统性风险承担的影响。研究发现：以 MLF 为主的结构性货币政策不仅没有导致我国银行系统性风险过度承担，反而显著抑制了商业银行系统性风险，说明目前我国稳健的结构性货币政策是适度的，但 SLF 和 PSL 却没有这一效果。考虑到内生性问题，文章以 LPR 改革作为准自然实验验证了结论的稳健性，并且在排除其他政策和冲击影响之后研究结果依然稳健。最后从市场经营环境、监管压力和风险管理等角度分析结构性货币政策的作用渠道。本文首次从银行系统性风险角度分析结构性货币政策的作用机制和后果，这有助于回应市场对结构性货币政策的担忧和质疑，为结构性货币政策的进一步完善提供借鉴和参考。

关键词：结构性货币政策 系统性风险承担 LPR 改革

JEL 分类号：E52 E61 G21

一、引言

银行风险承担 (risk-taking) 水平是评估货币政策的重要内容之一，体现着货币政策对银行风险感知、风险容忍度和风险决策行为 (Rajan, 2006; Borio and Zhu, 2012)。既有文献从货币政策影响银行风险承担渠道的存在性、机制、效果，以及货币政策与其他政策间的互动关系等视角进行了大量研究 (Ngambou and Joslem, 2022)，尤其是自 2008 年国际金融危机以后，各国采取的非传统货币政策更是加大了市场对于银行风险承担水平的担忧，一些学者从量化宽松 (Kurtzman et al., 2018; Chakraborty et al., 2020)、负利率 (Heider et al., 2019) 和前瞻指引 (Delis et al., 2022) 等角度对此进行了研究。然而，上述无论是关注传统货币政策还是非传统货币政策对银行风险承担的影响，都是针对单一信贷风险、流动性风险或经营风险的分析，测度和识别的主要是银行个体风险承担行为 (Colletaz et al., 2018)，都缺乏对银行系统性风险 (systemic risk) 的探讨。

毫无疑问，对超越银行个体的系统性风险承担的研究是必要且重要的 (Faia and Karau, 2019)。系统性风险并非简单个体风险的加总，而是银行间相互关联、传染和放大效应的体现 (Gai et al., 2011; Elliott et al., 2021)，意味着金融市场功能的紊乱或崩溃，甚至会对实体经济产生显著的负外

* 李炳念，天津财经大学金融学院，讲师，清华大学国家金融研究院，研究员（兼），经济学博士；王小雪（通信作者），天津财经大学金融学院，党委副书记，副教授，硕士生导师，经济学博士；樊茜，天津财经大学金融学院，硕士研究生。本文受国家自然科学基金青年项目《我国经济持续稳定发展的投资-储蓄-增长机制研究》（项目批准号：18CJL013）的资助。作者感谢张曙光教授、匿名审稿专家和编辑部的宝贵修改意见，文责自负。

部性影响(Kaufman and Scott, 2003; Bernanke, 2009; Faia and Karau, 2019)。货币政策作为影响金融市场的重要系统性因子,能够直接或间接地影响银行系统性风险承担水平,而非传统货币政策由于是对传统货币政策的突破,其形成的超低利率环境更是系统性风险的温床(He and Krishnamurthy, 2014; Dewachter and Wouters, 2014),甚至部分学者认为危机之后的超宽松、非传统货币政策已经“为下一次危机埋下了种子”(Farhi and Tirole, 2012)。因此,目前理论和政策制定者普遍担忧非传统货币政策对银行系统性风险承担的影响, Faia and Karau (2019)运用股票回报波动率、边际损失和边际条件风险价值($\Delta CoVaR$)三个系统性风险指标研究货币政策对银行系统性风险承担的影响,发现货币紧缩(加息)有利于降低银行系统性风险; Colletaz et al. (2018)区分了货币政策长期和短期的影响,发现宽松货币政策在短期内对银行系统性风险影响不显著,但在长期将显著提升银行系统性风险;而 Bubeck et al. (2020)也从负利率政策的角度研究了其对银行系统性风险的影响。国内研究方面主要都是从银行风险承担的角度进行分析,如方意等(2012)、胡利琴等(2016)、项后军等(2018)、马勇和王莹曼(2022)等大量文献从传统货币政策角度分析银行风险承担,而周晶和陶士贵(2019)等文献从结构性货币政策的视角分析其对银行风险承担的影响。与本文较为相关的陈国进等(2020)虽然运用 $CoVaR$ 和 CCA 方法研究银行系统性风险承担,但主要是从传统货币政策角度进行分析,因此目前鲜有文献直接实证检验我国结构性货币政策对银行系统性风险承担的影响。

然而,银行系统性风险承担是目前市场对我国结构性货币政策的最主要担忧之一。结构性货币政策已然是我国央行货币政策的主要选择,结构性货币政策是非常规货币政策的一种^①,是对常规货币政策调控框架的有益补充和完善^②。理论上,结构性货币政策存在广义与狭义之分:广义而言,由货币当局实施的,任何具有结构性目的或结构性后果的货币政策皆可称之为结构性货币政策;狭义而言,结构性货币政策特指央行直接为定向支持特定领域而采取的货币调控措施,如专项再贷款、定向降息、定向降准和担保便利性融资工具等^③。传统理论一般认为,货币政策是总量政策,不能解决结构性问题,而且经济结构是长期问题,以短期流动性调节为主的货币政策更是难以解决长期问题。因此识别和分析我国结构性货币政策是否会扭曲金融市场风险定价和风险配置,是否会激励银行等金融机构过度冒险从而形成系统性风险,对于理解结构性货币政策作用机理和后果具有重要的理论和现实意义。

本文以 2015~2020 年我国 16 家主要上市商业银行月度数据为样本,基于 $\Delta CoVaR$ 等系统性风险指标分析结构性货币政策的影响,研究发现:总体而言,我国稳健的结构性货币政策不仅没有扭曲市场金融风险定价和风险配置,增加银行系统性风险承担,反而有利于降低商业银行系统性风险,这反映了我国结构性货币政策适度稳健的重要特点,与国际市场的非传统货币政策存在明显差别。为弱化内生性问题,我们利用贷款市场报价利率(LPR)形成机制改革作为准自然实验,进一步验证了结论的稳健性。文章主要边际贡献如下:第一,既有文献多从信用风险、流动性风险和经营风险等角度分析常规或非常规货币政策对商业银行个体风险承担的影响,陈国进等(2020)分析银行系统性风险承担也是仅仅基于传统货币政策视角,而鲜有文献实证考察我国结构性货币政策对

① 巴曙松等(2018)认为结构性货币政策是指中央银行为调整商业银行资产结构与宏观经济结构所采用的货币政策,属于非传统货币政策的一种。彭俞超和方意(2016)认为结构性货币政策包括三类:汇率政策、量化宽松政策和商业银行信贷资产结构调整政策。刘冲等(2022)认为非传统货币政策都具有结构性特点,都被称为结构性货币政策。基于此,大部分文献将结构性货币政策与非传统货币政策混用。

② 传统货币政策工具主要是公开市场业务、存款准备金和再贴现等,非传统货币政策是指货币当局(央行)在传统货币政策濒临失效条件下而采取的特殊调控政策,包括量化宽松、前瞻指引(董响等,2015;刘澜飏等,2017;Kuttner, 2018)、负利率、定向信用宽松、财政赤字货币化等。

③ 包括期限拍卖融资便利(TAF)、融资换贷款计划(FLS)、定向长期再融资操作(TLTROs)、常备借贷便利(SLF)、中期借贷便利(MLF)、补充抵押贷款(PSL)和定向中期借贷便利(TMLF)等。

银行系统性风险的影响,因此本文所作的讨论是现有文献中首次实证检验我国结构性货币政策对银行系统性风险的影响,丰富了结构性货币政策后果和银行系统性风险承担方面的研究;第二,与 Faia and Karau(2019)等主流非传统货币政策影响银行系统性风险承担的文献结论不同,本文证实了 2015 年以来我国适度稳健的结构性货币政策不仅没有增加银行系统性风险承担,反而有利于降低银行系统性风险承担,这体现了中国结构性货币政策与其他国家的非传统货币政策的重要差异,具有鲜明的“中国故事”特色背景;第三,与大量运用宏观时间序列或者简单相关性研究风险承担的文献不同,本文采用银行-月度级别数据,以 LPR 形成机制改革作为准自然实验,识别了结构性货币政策对商业银行系统性风险影响的因果效应。

二、政策背景与理论分析

(一) 政策背景

结构性失衡作为市场摩擦条件下经济秩序的表达,在现实经济中普遍且持久存在。结构性矛盾始终是长期制约我国经济金融高质量发展的关键性问题,随着 2008 年国际金融危机后总量宽松型货币政策副作用的显现,叠加我国经济进入“新常态”,结构性矛盾变得更加突出。城乡区域、产权偏向、劳资分配等问题相互交织、错综复杂,给总量型货币调控政策带来若干两难困境,深度影响着货币政策传导和调控效果。

针对我国经济的结构性矛盾,在借鉴国外定期拍卖便利(TAF)、长期再融资计划(TLTROs)、扭转操作(Operation Twist)等结构性货币政策实践的基础上,我国中央银行从 2013 年开始不断进行货币政策工具创新,创设了定向调控、流动性便利等一系列结构性货币政策工具。整体而言,我国结构性货币政策工具大致可分为两类:一是直接定向性调整工具,如定向支持农业、绿色发展或小微企业的再贷款,支持特定行业的定向降准和定向降息,还有普惠小微企业的贷款延期支持及信用贷款支持计划等;另一类是再融资类工具,如 SLF、MLF 和 PSL 等,此类货币政策工具的结构主要表现在担保抵押品和期限结构两个方面。前者是指央行通过调整担保抵押品结构定向提供信用和流动性支持,如 2018 年 6 月 MLF 担保品再次扩容,新纳入了不低于 AA 级的小微企业、绿色和“三农”金融债券,AA+、AA 级公司信用类债券,以及优质的小微企业贷款和绿色贷款等。MLF 扩容是央行承载的国家信用对企业信用的直接支持,有利于提高扩容债券的流动性,降低相关行业和企业的融资成本。后者而言,更加体现央行金融工具的多样化,籍此满足金融机构在期限、利率等方面的差异化需求,不仅通过基础货币投放渠道补充了市场的流动性缺口,还丰富和优化了金融市场产品和期限结构,疏导货币政策短期向长期传导的障碍,维持金融市场稳定。

贷款市场报价利率(LPR)改革是近年来我国央行进行的最重要改革之一。为疏通货币政策传导和促进利率市场化,国务院常务会议于 2019 年 8 月宣布改革完善贷款市场报价利率(LPR)形成机制。LPR 改革的核心是将利率锚由贷款基准利率转向 MLF 利率,籍此疏通货币政策传导渠道,提高商业银行定价效率。贷款市场报价利率由各报价行于每月 20 日,以 0.05 个百分点为步长,向全国银行间同业拆借中心提交报价,全国银行间同业拆借中心去掉最高和最低报价后算术平均得到 LPR,目前报价行由 18 家代表性银行组成。LPR 改革为我们识别结构性货币政策对商业银行影响提供了较好的准自然实验环境:一是 LPR 换锚 MLF,强化了 MLF 等结构性货币政策工具作用,有助于识别政策前后 MLF 等结构性货币政策作用效果;二是 LPR 机制存在报价行和非报价行的区别,相对于非报价行,报价行具备更大的基础定价优势。LPR 报价行和非报价行的区别帮助我们实现对政策发生后处理组的非处理效应进行估计,因此我们设定报价行作为处理组,非报价行作为对照组进行准自然实验检验。

(二)理论机理与研究假设

货币政策影响银行风险承担的主要作用机制有估值效应(或价值、收入和现金流效应)、逐利效应、中央银行沟通及其反应等(Borio and Zhu, 2012),还包括杠杆率等作用机制(Adrain and Shin, 2010;张强等,2013)。银行系统性风险作用机制与上述机制既有关联又有一定的区别。系统性风险通常可分解为两部分,一是宏观系统性因子直接决定的系统性风险敞口,二是由银行个体间关联和传染造成的系统性风险(Benoit et al., 2017),其中关联和传染在系统性风险形成中具有重要作用。无论是直接决定部分,还是关联和传染部分,货币政策的影响都可能产生正反两方面的效应,最终净效应取决于货币政策力度和具体经济金融监管环境。

结构性货币政策可能会促进银行系统性风险承担,主要有以下几方面的原因。首先,从投资组合渠道来看,宽松的结构性货币政策改变了风险资产与无风险资产之间的相对价格,一方面会促使商业银行增加风险资产敞口,提高风险资产配置水平,另一方面也会通过流动性供给缓解企业融资约束,激励企业风险投资,企业资产负债表内风险会向银行转移,导致银行更多的风险承担,而当所有商业银行一致行动时,便形成了银行系统性风险承担(Faia and Karau, 2019)。其次,从逐利效应渠道来看,结构性货币政策是否会导致银行更多的系统性风险承担取决于利率传递(pass-through),如果宽松结构性货币政策带来的资产端利率下降不能有效地传导至负债端,将直接压缩银行利润,银行为了保持适度利润和声誉会提高冒险行为,银行间的这种共同竞争将增加系统性风险承担(Colletaz et al., 2018)。再次,从结构性货币政策信号渠道来看,央行的结构性货币政策具有硬性或软性的结构性信号导向,这种导向信号可能导致银行降低贷款标准引发道德风险,并且促使银行进行巨额且相互关联的押注,最终带来银行系统性风险承担的增加(Benoit et al., 2017)。最后,从实体经济角度来看,结构性货币政策定向支持的中小微等民营企业本身可能存在抵押不足、经营数据不完善、盈利能力差异较大等问题,信用风险较高,增加了商业银行风险管理的压力,甚至部分企业为了满足央行和监管部门的指标规定弄虚作假,进一步加剧商业银行系统性风险。当然,系统性风险积聚的过程往往是非线性的,银行间的相互风险关联与依赖通过外溢机制能够在银行体系内发酵,甚至可能在没有任何基本面冲击的条件下,因为负面预期冲击导致银行额外的系统性风险承担,导致银行挤兑(Martinez-Miera and Suarez, 2014; Diamond and Dybvig, 1983)。基于此,本文提出如下假设。

H1a:结构性货币政策可能提升商业银行系统性风险。

然而,结构性货币政策对银行系统性风险承担的影响存在时间和环境双维度上的依赖性,货币政策究竟是提升还是抑制银行系统性风险承担主要取决于政策环境和政策力度,过度宽松的货币政策能够促进银行系统性风险承担,而适度稳健的货币政策可能有利于抑制银行系统性风险承担。第一,融资便利类结构性货币政策工具存在重要的担保与增信机制,其实质是实现风险由商业银行向中央银行的转移(Fang et al., 2020),适度的结构性货币政策有利于风险在公共部门与私人部门之间的再配置,而其操作对象是符合规定的所有银行,因此可能有利于整体上降低商业银行系统性风险承担。第二,宽松的结构性货币政策存在风险转移(risk-shifting)效应,与银行资产端的利率不完全传递不同,负债端利率下降也可能并不完全传递到资产端,因为一方面资产端的长期契约往往阻碍利率传递,另一方面我国融资约束长期存在,资产端竞争压力不大,因此负债端利率不完全传递可能增加银行利润,减弱银行间竞争,进而降低银行系统性风险承担(DeMenna, 2020; 储德银和费冒盛, 2021)。第三,从流动性的角度来看,当货币市场流动性紧张时,银行将更加依赖银行间的相互拆借形成系统性关联,宽松的结构性货币政策给货币市场带来的流动性令商业银行之间的相互依赖减弱,降低银行间的关联和外部溢出,有利于降低银行系统性风险承担。最后,从企业基本面角度来看,结构性货币政策通过央行的导向信号引导商业银行资金流向(王永钦和吴嫻, 2019),

优化和缓解流动性过剩与不足并存的结构性矛盾,克服商业银行个体理性障碍,减少商业银行之间的不当竞争与机会主义行为,有利于提高资源配置效率,从而降低实体企业金融化风险和信用风险,也从根本上有利于降低商业银行系统性风险承担。基于此,本文提出如下竞争性假设。

H1b:结构性货币政策可能抑制商业银行系统性风险。

货币政策影响银行系统性风险承担的作用会受到银行外部环境的影响。首先,从政策可信性角度来看,当外部环境相对不利、银行业整体风险水平相对较高,以及市场监管压力较大时,市场对宏观形势的预期相对悲观,而经济主体对结构性货币政策力度和可持续性的预期会随之增强,政策不一致性减弱,政策可信度明显增加,经济主体对政策的稳定预期有利于提高结构性货币政策效果。其次,从监管效率的角度来看,我国商业银行体系是以国有企业为主的银行体系,过度风险承担并不能完全内化为银行管理者个人收益,所以当外部环境较差和监管压力较大的时候,理性管理者会倾向于顺应央行结构性货币政策调整方向,压缩风险承担,以规避风险,从而提高了结构性货币政策效果。再次,从银行自身风险管理的角度来看,在外部环境较差和监管压力较大的情况下,风险资产成本上升,低风险或低风险资产价值提高,银行会通过调整资产组合风险配置,降低风险资产持有,而且为了进一步规避风险,银行会进行更为广泛的风险分散化管理,也降低了银行间的关联,从而降低银行系统性风险承担。

H2:在外部环境较差和监管风险更高时,结构性货币政策抑制银行系统性风险的作用效果更显著。

商业银行风险管理能力是影响商业银行系统性风险的重要因素,本文将进一步分析结构性货币政策是否能够促进商业银行增强经营稳健性,以应对风险压力和提高风险管理能力。一方面,结构性货币政策要求商业银行定向支持风险相对较高的中小微等民营企业,给商业银行带来风险管理压力,商业银行只有加强贷前信息收集与分析,强化贷中管理,集中降低商业银行逾期贷款率等风险指标,才能够应对结构性货币政策带来的风险管理压力。另一方面,结构性货币政策引导金融资源向实体经济配置,相对于金融市场,实体企业资产流动性更差,变现能力更低,因此当违约发生时往往面临更高的违约损失率,这也激励商业银行提高风险准备等,以降低银行风险承担的影响。由此本文提出如下假设。

H3:结构性货币政策对商业银行系统性风险的影响也会通过提高银行的风险管理能力发挥作用。

三、研究设计与变量定义

(一)实证设计

结构性货币政策通过资产组合、逐利效应和信号机制等影响银行系统性风险承担,为识别和验证结构性货币政策究竟是否促进银行系统性风险承担,借鉴祝继高等(2016)的研究设计,本文设定实证模型如下

$$CoVaR_{i,t}/\Delta CoVaR_{i,t} = \alpha + \beta_1 Stru_t + \beta_2 Control_{i,t} + \varepsilon_i + v_{i,t} \quad (1)$$

其中,下标*i*代表银行个体,*t*代表时间。*CoVaR*和*Stru*分别是银行系统性风险承担和结构性货币政策变量,*Control*是控制变量,由于货币政策是宏观时间序列数据,仅以个体固定效应 ε_i 吸收不可观测的银行个体差异, $v_{i,t}$ 是残差项。如果系数 β_1 为正,则说明结构性货币政策促进银行系统性风险承担,如果系数 β_1 为负,则说明结构性货币政策能够抑制银行系统性风险承担。

然而,结构性货币政策与银行系统性风险之间可能存在内生性问题。一是宏观金融稳定已经是现行央行主要关注的目标之一,银行系统性风险的增加可能是引发央行实施结构性货币政策的

重要原因,反向因果的可能性是识别上述关系的首要障碍;二是结构性货币政策和银行系统性风险可能是由共同宏观经济因素影响的,因此还存在混淆因素干扰的可能性。为弱化上述内生性问题,一方面通过个体固定效应吸收不可观测的因素的影响,另一方面利用 LPR 换锚改革的准自然实验识别二者因果效果。LPR 改革政策时间为 2019 年 8 月,因此设定 2019 年 8 月以后 $Post$ 为 1,否则为 0;是否为报价行决定着银行的基础定价能力,因此将报价行作为处理组 $Treated = 1$,而非报价行为对照组 $Treated = 0$,于是得到 $DID = Post * Treated$ 。作为准自然实验,本文将考察 LPR 换锚 MLF 对结构性货币政策效果的影响,因此参考刘冲等(2022)用交乘方式构建实证模型如下

$$CoVaR_{i,t}/\Delta CoVaR_{i,t} = \alpha + \beta_1 Post_t + \beta_2 DID_{i,t} + \beta_3 Stru_t + \beta_4 DID_{i,t} * Stru_t + \beta_5 Control_{i,t} + \varepsilon_i + v_{i,t} \quad (2)$$

如果 LPR 换锚改革强化了结构性货币政策效果,那么预期 β_4 显著为正,说明换锚 MLF 之后,结构性货币政策效果更加明显,印证了结构性货币政策与银行系统性风险之间的因果性关系。关于模型(2)需要说明的是由于已经控制不可观测的个体固定效应,故回归方程已吸收 $Treated$ 变量;同样由于结构性货币政策作为宏观时间序列数据,为避免严重的共线性问题,没有控制时间固定效应。

1. 银行系统性风险

基于全局角度度量系统性金融风险的指标主要有系统性预期损失值(SES)、系统性风险指标($SRISK$)、金融系统压力指标($CISS$)、或有权益(CCA)和条件风险价值($CoVaR$)等几种方法。本文借鉴 Adrian and Brunnermeier(2008,2016)提出的条件风险价值指标测度商业银行系统风险,通过捕捉特定银行与银行系统间的双边尾部依赖关系,表征单个银行对银行业尾部系统性风险的溢出贡献,评估单一银行极端风险对金融系统的影响。与评估单个机构 VaR 不同, $CoVaR$ 代表当机构 i 处于风险状态($R^i = VaR_q^i$)时,机构 j 的风险价值,即

$$Pr[R^j \leq CoVaR_q^{j|i} | R^i = VaR_q^i] = 1 - q \quad (3)$$

其中, R_t 表示金融机构或金融业整体的股票市场损失率(负收益率),收益率是考虑现金红利收入的对数收益率,即 $R_t = -\ln\left(\frac{P_t + D_t}{P_{t-1}}\right)$ 。

本文利用分位数回归法对 $CoVaR$ 进行估计,借鉴 Adrian and Brunnermeier(2008)及白雪梅和石大龙(2014)的研究,设定分位数回归方程如下

$$R_t^i = \alpha^i + \beta^i M_{t-1} + \varepsilon_t^i \quad (4)$$

$$R_t^{system} = \alpha^{system} + \gamma^{system} R_t^i + \beta^{system} M_{t-1} + \varepsilon_t^{system} \quad (5)$$

其中,银行系统收益率 R_t^{system} 是上市银行加权平均损失率,权重为各银行流通市值, M_{t-1} 代表滞后一期的宏观状态因子。参考白雪梅和石大龙(2014)以及郭晔和赵静(2017)选择宏观状态因子($M1 - M6$)包括市场平均回报率、利差趋势变量、短期流动性趋势变量、国房景气指数、美国收益率曲线变化以及中国收益率曲线变化等,具体设定见表 1。

表 1 宏观因子变量定义

| 状态变量 | 变量符号 | 变量描述及表示 |
|-----------|------|---|
| 市场平均回报率 | $M1$ | 用沪深 300 指数波动率表示 |
| 利差趋势变量 | $M2$ | 用 3 个月期国债利率的变化表示 |
| 短期流动性趋势变量 | $M3$ | 代表金融市场短期流动性紧缩程度,用 3 个月期银行质押回购利率和 3 个月期中国国债利率差表示 |
| 国房景气指数 | $M4$ | 反映房地产市场的价格波动 |

续表

| 状态变量 | 变量符号 | 变量描述及表示 |
|-----------|------|--|
| 美国收益率曲线变化 | M5 | 代表世界经济周期的变化,用 10 年期和 3 个月期美国国库券收益率利差表示 |
| 中国收益率曲线变化 | M6 | 代表中国经济周期的变化,用 10 年期和 3 个月期中国国债收益率利差表示 |

然后,利用月度数据进行分位数回归得到相应拟合方程,根据式(3)和式(4)计算得到银行风险价值和条件风险价值

$$VaR_t^i(q) = \hat{\alpha}_q^i + \hat{\beta}_q^i M_{t-1} \quad (6)$$

$$CoVaR_t^i(q) = \hat{\alpha}_q^{system^i} + \hat{\gamma}_q^{system^i} VaR_t^i(q) + \hat{\beta}_q^{system^i} M_{t-1} \quad (7)$$

其中,符号“ $\hat{\cdot}$ ”表示回归后估计系数或拟合值。最后,根据银行 i 处于危机状态下($q = 5\%$)与处于正常状态下($q = 50\%$)银行系统的条件风险价值之差,求得银行 i 对系统风险的边际贡献 $\Delta CoVaR$

$$\Delta CoVaR_t^i(q) = CoVaR_t^i(q) - CoVaR_t^i(50\%) \quad (8)$$

由于 R 代表损失率,显然 $CoVaR$ 和 $\Delta CoVaR$ 越大意味着银行系统性风险贡献越高。

2. 结构性货币政策 ($Stru$)

结构性货币政策是针对我国经济步入新常态的现实,党中央国务院为应对结构调整需求而进行的重大战略性创新,是旨在支持特定产业与企业流动性采取的差别性货币调控政策。前述可知,我国结构性货币政策工具主要包括直接定向性调整工具和再融资类工具,本文着重考察再融资类结构性货币政策工具对商业银行系统性风险的影响。出于数据可得性和指标有效性的考虑,选择 SLF、MLF 和 PSL 之和作为结构性货币政策的代理变量,由于 MLF 是再融资类结构性货币政策的主要部分,因此进一步直接对 MLF 进行回归以体现结果的稳健性。

3. 其他变量

为控制其他因素的影响,借鉴郭晔和赵静(2017)、李炳念等(2021),选择主要控制变量包括:银行规模、银行成长性、股市收益率、每股收益、利息收入、银行杠杆率、银行不良率和广义货币发行等(李炳念等,2022)。表 2 展示了所有变量的名称、符号以及定义。

表 2 变量及其定义

| 变量名 | 符号 | 定义 |
|----------|----------------|------------------|
| 条件风险价值 | $CoVaR$ | 根据公式计算 |
| 边际条件风险价值 | $\Delta CoVaR$ | 根据公式计算 |
| 结构性货币政策 | $Stru$ | MLF、PSL 和 SLF 之和 |
| 中期借贷便利 | MLF | 月度中期借贷便利余额 |
| 补充抵押贷款 | PSL | 月度补充抵押贷款余额 |
| 常备借贷便利 | SLF | 月度常备借贷便利余额 |
| 银行规模 | $size$ | 总资产对数 |
| 银行成长性 | $growth$ | 主营收入增长率 |
| 股市收益率 | $mretwd$ | 股票市场收益率 |

续表

| 变量名 | 符号 | 定义 |
|----------------|-------------|------------|
| 每股收益 | <i>EPS</i> | 每股收益 |
| 利息收入 | <i>lixi</i> | 利息收入/总资产 |
| 银行杠杆率 | <i>lev</i> | 负债合计/资产总计 |
| 银行不良率 | <i>rd</i> | 不良贷款/总贷款余额 |
| 货币发行 <i>M2</i> | <i>M2</i> | 广义货币发行数量 |
| 逾期贷款 | <i>yq</i> | 逾期贷款/总贷款余额 |
| 一般风险准备 | <i>zb</i> | 一般风险准备对数值 |

(二)数据来源与变量统计

2013年开始我国央行创设常备借贷便利(SLF)开启了结构性货币政策历程,2014年10月创设中期借贷便利(MLF),较完整的数据始于2015年,因此本文选取2015~2020年月度数据作为研究样本。为计算条件风险价值,借鉴郭晔等(2019)以及方意等(2020),本文选取16家上市商业银行周收益率数据进行计算,宏观因子周数据以月度或季度值填充,16家上市商业银行包括中农工建交5家国有大型银行和以平安银行为代表的8家股份制银行,还包括宁波银行、南京银行和北京银行在内的3家城市商业银行,其中结构性货币政策和宏观因子数据主要来源于Wind数据库,商业银行相关数据来源于国泰安数据库。

表3是对本文主要变量的描述性统计结果。在样本期内16家上市银行中,总体而言我国银行业系统性风险水平相对不高,不同银行的系统性风险有一定的差异,但是标准差相对不高。结构性货币政策最小值为0.204,最大值为2.160,平均值为1.674,说明结构性货币政策在样本期内得到了监管部门的重视,其他变量分布均在合理范围以内。

表3 主要变量描述性统计

| 变量 | N | Mean | SD | Min | p25 | p50 | p75 | Max |
|----------------|------|--------|-------|--------|--------|--------|--------|--------|
| <i>CoVaR</i> | 1088 | 0.048 | 0.026 | 0.010 | 0.027 | 0.045 | 0.062 | 0.176 |
| $\Delta CoVaR$ | 1088 | 0.018 | 0.014 | -0.017 | 0.008 | 0.015 | 0.025 | 0.084 |
| <i>Stru</i> | 1088 | 1.674 | 0.555 | 0.204 | 1.376 | 1.948 | 2.035 | 2.160 |
| <i>MLF</i> | 1088 | 1.045 | 0.685 | -0.968 | 0.696 | 1.320 | 1.476 | 1.683 |
| <i>size</i> | 1088 | 29.440 | 0.978 | 27.300 | 28.740 | 29.430 | 30.230 | 31.140 |
| <i>growth</i> | 1088 | 1.082 | 0.080 | 0.889 | 1.034 | 1.072 | 1.125 | 1.428 |
| <i>mretwd</i> | 1088 | 0.004 | 0.063 | -0.256 | -0.036 | 0.000 | 0.043 | 0.317 |
| <i>EPS</i> | 1088 | 1.379 | 0.777 | 0.540 | 0.845 | 1.090 | 1.820 | 3.790 |
| <i>lixi</i> | 1088 | 0.039 | 0.004 | 0.031 | 0.035 | 0.039 | 0.041 | 0.053 |
| <i>lev</i> | 1088 | 0.926 | 0.008 | 0.911 | 0.919 | 0.925 | 0.932 | 0.945 |
| <i>rd</i> | 1088 | 1.501 | 0.324 | 0.780 | 1.400 | 1.560 | 1.680 | 2.390 |
| <i>m2</i> | 1088 | 14.350 | 0.147 | 14.070 | 14.240 | 14.360 | 14.470 | 14.600 |
| <i>yq</i> | 1088 | 24.850 | 1.210 | 21.720 | 24.610 | 24.980 | 25.820 | 28.260 |
| <i>zb</i> | 1088 | 24.940 | 1.010 | 22.340 | 24.270 | 25.030 | 25.710 | 26.580 |

表 4 报告了主要变量的相关性结果,根据表中数据初步判断结构性货币政策和银行系统性风险之间存在负相关关系,但大量因素尚未考虑,需要进一步验证。总体而言变量间的相关性不高,不存在严重的共线性问题。

表 4 主要变量相关性分析

| | <i>CoVaR</i> | $\Delta CoVaR$ | <i>Stru</i> | <i>MLF</i> | <i>size</i> | <i>growth</i> | <i>mretwd</i> | <i>EPS</i> | <i>lixi</i> | <i>lev</i> | <i>rd</i> | <i>m2</i> | <i>yq</i> |
|----------------|--------------|----------------|-------------|------------|-------------|---------------|---------------|------------|-------------|------------|-----------|-----------|-----------|
| <i>CoVaR</i> | 1.00 | | | | | | | | | | | | |
| $\Delta CoVaR$ | 0.62 | 1.00 | | | | | | | | | | | |
| <i>Stru</i> | -0.08 | -0.10 | 1.00 | | | | | | | | | | |
| <i>MLF</i> | -0.12 | -0.13 | 0.99 | 1.00 | | | | | | | | | |
| <i>size</i> | -0.06 | -0.29 | 0.12 | 0.11 | 1.00 | | | | | | | | |
| <i>growth</i> | 0.20 | 0.23 | -0.23 | -0.29 | -0.42 | 1.00 | | | | | | | |
| <i>mretwd</i> | 0.04 | 0.04 | 0.08 | 0.08 | -0.03 | 0.04 | 1.00 | | | | | | |
| <i>EPS</i> | 0.06 | 0.16 | -0.01 | -0.01 | -0.33 | 0.26 | 0.08 | 1.00 | | | | | |
| <i>lixi</i> | -0.01 | 0.09 | -0.29 | -0.31 | -0.58 | 0.47 | -0.04 | 0.26 | 1.00 | | | | |
| <i>lev</i> | 0.01 | 0.19 | -0.47 | -0.41 | -0.61 | 0.09 | -0.01 | 0.20 | 0.35 | 1.00 | | | |
| <i>rd</i> | -0.08 | -0.15 | -0.04 | -0.02 | 0.47 | -0.36 | -0.08 | -0.21 | 0.02 | -0.13 | 1.00 | | |
| <i>m2</i> | 0.00 | -0.05 | 0.82 | 0.74 | 0.14 | -0.03 | 0.05 | 0.03 | -0.20 | -0.61 | -0.10 | 1.00 | |
| <i>yq</i> | -0.04 | -0.25 | 0.06 | 0.06 | 0.85 | -0.36 | -0.05 | -0.34 | -0.34 | -0.58 | 0.67 | 0.06 | 1.00 |
| <i>zb</i> | -0.07 | -0.29 | 0.13 | 0.12 | 0.99 | -0.43 | -0.03 | -0.34 | -0.54 | -0.61 | 0.50 | 0.15 | 0.87 |

四、实证结果与分析

(一) 基准回归

为体现结构性货币政策与银行系统性风险的基本关系,避免模型操纵的可能性,本文首先仅就结构性货币政策与银行系统性风险两个变量在控制个体固定效应基础上进行聚类稳健标准误回归,结果见表 5。列(1)和列(2)是分别针对结构性货币政策指标 *Stru* 与 *MLF* 的回归结果,可见结构性货币政策 *Stru* 和 *MLF* 回归系数均在 1% 统计水平上显著,说明结构性货币政策的实施有利于降低商业银行系统性风险,初步证明 H1b 假设成立。列(3)和列(4)是更换银行系统性风险指标 $\Delta CoVaR$ 进行的回归,回归结果与 *CoVaR* 基本类似,*Stru* 和 *MLF* 系数分别在 5% 和 1% 统计水平上显著为负,说明结构性货币政策有利于降低商业银行系统性风险,而非扭曲市场造成过度银行系统性风险承担。

表 5 基准回归结果

| 变量 | (1) <i>CoVaR</i> | (2) <i>CoVaR</i> | (3) $\Delta CoVaR$ | (4) $\Delta CoVaR$ |
|-------------|-------------------------|---------------------|------------------------|-----------------------|
| <i>Stru</i> | -0.0037*** (-3.4462) | | -0.0026** (-2.8125) | |

续表

| 变量 | (1) CoVaR | (2) CoVaR | (3) Δ CoVaR | (4) Δ CoVaR |
|--------|------------------------|-------------------------|------------------------|-------------------------|
| MLF | | -0.0046*** (-5.4748) | | -0.0027*** (-3.4260) |
| 常数项 | 0.0540*** (30.0215) | 0.0526*** (59.5514) | 0.0227*** (14.5478) | 0.0211*** (25.9834) |
| 控制变量 | NO | NO | NO | NO |
| 个体固定效应 | YES | YES | YES | YES |
| 调整 R2 | 0.0054 | 0.0142 | 0.1036 | 0.1096 |
| 样本量 | 1088 | 1088 | 1088 | 1088 |

注:括号内是t值,***、**、*分别表示在1%、5%、10%统计水平上显著。

为进一步控制重要的银行个体特征,加入控制变量进行回归,回归结果见表6。可以看出结构性货币政策确实有利于降低商业银行系统性风险,说明我国稳健的结构性货币政策是适度的,没有造成市场扭曲,究其原因可能包括以下几点。第一,担保和增信机制发挥了作用,融资便利类货币政策工具其实质是央行向商业银行提供信用和流动性支撑,风险由银行向央行发生了转移,在央行风险承担不高的情况下,风险的再配置有利于降低系统性风险。第二,从利率传递的角度看,负债端向资产端不完全传递效应占据了主导地位,这有利于增加银行利润,降低银行间的竞争,从而降低了银行系统性风险。第三,结构性货币政策提供的流动性,使银行避免过分依赖银行间拆借市场,降低了银行间的相互依赖关系,也降低了银行间的相互关联和传染。最后,结构性货币政策还能够发挥信号效应影响金融市场,稳定金融市场信息,也通过结构优化作用部分纠正了金融市场资源错配,提高金融服务实体经济效率,有利于建立银行与企业间的正向循环机制,降低银行系统性风险承担。

在控制变量方面:商业银行规模与银行系统性风险成反比,与前述简单的描述性统计结果基本一致;银行成长性主要体现为规模扩张,因此可能增加系统性风险;股市收益率和每股收益影响基本不显著,说明金融因素影响较弱;利息收入显著为负,说明着力于发展主营业务有利于降低商业银行系统性风险;而银行杠杆率与银行系统性风险在10%统计水平上显著为负,说明杠杆率风险信息没有充分体现在银行系统性风险上,可能主要表现为杠杆率的收益放大效应。另外,传统货币政策变量具有重要影响,因此我们控制了广义货币M2,发现传统货币政策扩张行为增加了商业银行系统性风险,这与主流文献结果一致,也进一步验证了结构性货币政策的有效性。

表6 控制其他变量的基准回归

| 变量 | (1) CoVaR | (2) CoVaR | (3) Δ CoVaR | (4) Δ CoVaR |
|------|-------------------------|-------------------------|------------------------|-------------------------|
| Stru | -0.0123*** (-3.4239) | | -0.0064** (-2.7666) | |
| MLF | | -0.0117*** (-4.8612) | | -0.0057*** (-3.7692) |

续表

| 变量 | (1) CoVaR | (2) CoVaR | (3) Δ CoVaR | (4) Δ CoVaR |
|--------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|
| size | -0.0359 (-1.4078) | -0.0382 (-1.5148) | -0.0259* (-1.9318) | -0.0266* (-2.0166) |
| growth | 0.0810*** (3.9877) | 0.0730*** (3.7238) | 0.0367** (2.5098) | 0.0334** (2.3608) |
| mretwd | 0.0099 (1.4755) | 0.0108 (1.6409) | 0.0037 (0.5597) | 0.0040 (0.6160) |
| EPS | 0.0010 (0.1613) | 0.0001 (0.0085) | 0.0071* (2.0443) | 0.0067* (1.9256) |
| lixi | -3.0805*** (-3.9115) | -3.3012*** (-4.1287) | -2.0861*** (-3.8330) | -2.1673*** (-4.0102) |
| lev | -0.7054* (-1.8021) | -0.7229* (-1.9318) | -0.3518* (-1.8431) | -0.3556* (-1.9460) |
| rd | 0.0061 (0.5113) | 0.0061 (0.4844) | 0.0058 (0.9723) | 0.0058 (0.9429) |
| M2 | 0.0333* (2.0099) | 0.0361** (2.4026) | 0.0167 (1.0536) | 0.0164 (1.0656) |
| 常数项 | 1.3226 (1.4437) | 1.3733 (1.5108) | 0.9004** (2.6079) | 0.9291** (2.7429) |
| 个体固定效应 | YES | YES | YES | YES |
| 调整 R2 | 0.0833 | 0.0973 | 0.2015 | 0.2098 |
| 样本量 | 1088 | 1088 | 1088 | 1088 |

注:括号内是 t 值,***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 统计水平上显著。

(二) 稳健性检验

1. 内生性处理

随着金融市场发展,金融稳定的重要性愈加凸显,越来越多的央行将其视为货币政策关注的目标之一。因此,结构性货币政策能够导致银行系统性风险变化,但银行系统性风险同样可能是央行实施货币政策的原因。为识别二者的因果关系,本文以 LPR 改革作为准自然实验进行分析。首先,LPR 改革是央行近几年货币政策改革的重要举措,LPR 换锚 MLF 强化了 MLF 等融资便利类政策工具的政策导向性和直接作用效果,有利于识别改革前后 MLF 对银行系统性风险的因果性影响。其次,LPR 机制存在报价行与非报价行的差异,报价行拥有基于 MLF 进行基础定价的优势和能力,而非报价行只能在 LPR 基础上进行风险定价,因此 LPR 改革显然对报价行更为有利,对非报价行的作用较小,这为构建不可识别的处理组非处理效应提供了可能。最后,LPR 改革是通过强化 MLF 作用影响银行系统性风险承担,因此模型设计上采取交乘体现改革对结构性货币政策作用的协同效果。表 7 列示了回归结果,Panel A 结果显示 DID 与 Stru 的交乘项显著为负,说明了 LPR 改革之后确实有利于强化报价行的结构性货币政策调控效果,进而说明结构性货币政策与银行系统性风险下降之间确实存在一定的因果关系。Panel B 是针对 MLF 的回归,结果同样显著。

表7 LPR改革对结构性货币政策的影响

| Panel A:Stru | (1) | (2) | (3) | (4) |
|--------------|--------------------------|---------------------------|--------------------------|--------------------------|
| | CoVaR | CoVaR | Δ CoVaR | Δ CoVaR |
| DID | 0.1002 ** (2.5491) | 0.1647 *** (3.8629) | 0.1000 ** (2.6159) | 0.0817 * (2.1129) |
| Stru | -0.0021 * (-2.0189) | -0.0461 *** (-12.6721) | -0.0030 *** (-3.0718) | -0.0067 ** (-2.1888) |
| DID * Stru | -0.0472 ** (-2.4625) | -0.0799 *** (-3.8667) | -0.0481 ** (-2.5659) | -0.0399 * (-2.0614) |
| 控制变量 | NO | YES | NO | YES |
| 个体固定效应 | YES | YES | YES | YES |
| 调整 R2 | 0.0142 | 0.2101 | 0.1110 | 0.2034 |
| 观测值 | 1088 | 1088 | 1088 | 1088 |
| Panel B:MLF | (1) | (2) | (3) | (4) |
| | CoVaR | CoVaR | Δ CoVaR | Δ CoVaR |
| DID | 0.0443 *** (3.0792) | 0.0564 *** (3.3847) | 0.0421 ** (2.8622) | 0.0348 ** (2.2997) |
| MLF | -0.0036 *** (-4.4777) | -0.0325 *** (-13.4758) | -0.0028 *** (-3.4090) | -0.0063 *** (-3.3502) |
| DID * MLF | -0.0285 ** (-2.9001) | -0.0379 *** (-3.3889) | -0.0283 ** (-2.7715) | -0.0243 ** (-2.1752) |
| 控制变量 | NO | YES | NO | YES |
| 个体固定效应 | YES | YES | YES | YES |
| 调整 R2 | 0.0228 | 0.2287 | 0.1204 | 0.2147 |
| 观测值 | 1088 | 1088 | 1088 | 1088 |

注:括号内是t值,***、**、*分别表示在1%、5%、10%统计水平上显著。

双重差分估计有效的前提是平行趋势假设成立。由于月度数据的短期扰动性影响检验政策前处理组与对照组的趋势性差异,本文按照三个月(季度)进行平均处理构建回归模型

$$CoVaR_{i,t}/\Delta CoVaR_{i,t} = \alpha + \beta_1 Post_t + \beta_2 DID_{i,t} + \beta_3 Stru_t + \sum_{k=-2}^2 \beta_k Post_t^k * treated * Stru_t + \beta_5 Control_{i,t} + \varepsilon_i + v_{i,t} \quad (9)$$

其中, $Post_t^k$ 为时间虚拟变量,改革当期 t_0 的三个月为2018年6-8月,设其为1,其他时间为0, t_{-2} 、 t_{-1} 、 t_1 、 t_2 依次类推。图1可以看出,LPR改革之前,在5%的显著水平下,LPR改革的影响系数不能拒绝零假设,而在改革当期和之后LPR改革影响系数显著异于零,表明改革之前结构性货币政策的影响在报价行和非报价行之间趋势基本一致,但是改革之后结构性货币政策影响在二者之间产生了较为明显的差异。

2. 细分政策异质性

众所周知,样本期内我国结构性货币政策实施的主要工具是MLF,上述回归也主要是针对MLF,但SLF和PSL也是重要的政策工具,仅就 $\Delta CoVaR$ 变量,针对此两类不同细分工具进行回归

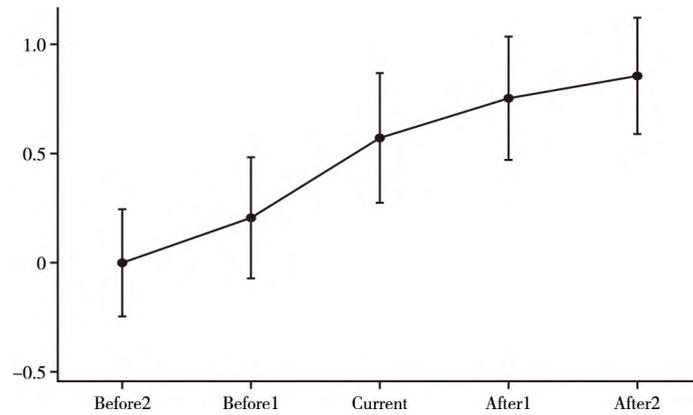


图 1 平行趋势检验

结果见表 8,可以看出,SLF 和 PSL 政策工具与 MLF 工具明显不同。表 8 列(1)显示 SLF 可能促进银行系统性风险承担,列(2)表明 LPR 改革之后也强化了这种促进效应,显然这与 SLF 的短期性有关,说明过于频繁依赖短期性政策工具可能导致银行更高的期限错配,增加银行系统性风险承担。就 PSL 而言,列(3)显示 PSL 政策工具对银行系统性风险的影响虽然为正,但不显著,说明 PSL 未能促进银行系统性风险下降,如列(4)所示,改革之后反而使得其产生促进效应,这主要是源自 PSL 工具设置的特殊性,PSL 设置的主要目的不是普通的货币政策目标,而是为了支持国民经济重点领域、薄弱环节和社会事业发展,主要体现为政策性而非商业性,所以也无法产生 MLF 一样的抑制性效果。由此更进一步证实了结构性货币政策抑制银行系统性风险承担的主要作用源自 MLF。

表 8 细分政策异质性检验

| 变量 | (1) ΔCoVaR | (2) ΔCoVaR | (3) ΔCoVaR | (4) ΔCoVaR |
|-----------|------------------------|-----------------------|--------------------|-----------------------|
| SLF | 0.0604 *** (3.1989) | 0.0193 (0.9849) | | |
| DID * SLF | | 0.2573 ** (2.5187) | | |
| PSL | | | 0.0049 (1.6682) | 0.0023 (0.7185) |
| DID * PSL | | | | 0.0243 ** (2.4542) |
| 控制变量 | YES | YES | YES | YES |
| 个体固定效应 | YES | YES | YES | YES |
| 调整 R2 | 0.2072 | 0.2355 | 0.1984 | 0.2004 |
| 观测值 | 1088 | 1088 | 1088 | 1088 |

注:括号内是 t 值,***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 统计水平上显著。

3. 安慰剂检验和其他检验

(1) 安慰剂检验

首先,为了检验结论的稳健性,将冲击提前6期分别进行检验。由于政策出台之前经历过一定的讨论期,形成了一定的预期,提前两个月之内交互项还显著,但是提前3个月以上系数虽然还是负值,但是已经不显著,再次体现LPR改革政策对结构性货币政策影响效果具有强化作用。

表9 安慰剂检验:政策提前

| 提前期 | ΔCoVaR | | | | | |
|------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|------------------------|------------------------|
| | t-6 | t-5 | t-4 | t-3 | t-2 | t-1 |
| DID * Stru | -0.0155 (-0.9479) | -0.0164 (-0.9699) | -0.0236 (-1.3424) | -0.0309 (-1.7347) | -0.0394** (-2.1737) | -0.0396** (-2.1865) |
| 其他变量 | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 个体固定效应 | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 调整R2 | 0.278 | 0.280 | 0.266 | 0.242 | 0.215 | 0.205 |
| 观测值 | 1088 | 1088 | 1088 | 1088 | 1088 | 1088 |

注:括号内是t值,***、**、*分别表示在1%、5%、10%统计水平上显著。

(2) MLF 扩容政策冲击

LPR改革确实有利于强化结构性货币政策的作用,但同时期可能存在其他政策冲击,其中最主要的是MLF扩容政策。因此我们控制2018年6月MLF担保品扩容政策之后进行回归,发现虽然MLF扩容小微企业、绿色和“三农”金融债等更高风险的债券增加了商业银行系统性风险,可能弱化LPR改革效果,但LPR政策与结构性货币政策交叉项依然显著为负,进一步说明结论的稳健性。

表10 MLF 扩容政策影响

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) |
|------------|--------------------------|-----------------------|--------------------------|------------------------|
| | CoVaR | CoVaR | ΔCoVaR | ΔCoVaR |
| DID | 0.1136** (2.8821) | 0.0678* (1.8421) | 0.0407** (2.5912) | 0.0312* (2.1263) |
| Stru | -0.0362*** (-10.7496) | -0.0040 (-1.2847) | | |
| DID * Stru | -0.0548** (-2.8708) | -0.0331* (-1.7941) | | |
| MLF | | | -0.0264*** (-12.4660) | -0.0049** (-2.6160) |
| DID * MLF | | | -0.0270** (-2.5652) | -0.0218* (-2.0086) |
| MLF 扩容 | 0.0219*** (6.3647) | 0.0059** (2.6077) | 0.0206*** (6.4975) | 0.0047** (2.2221) |
| 控制变量 | NO | YES | NO | YES |

续表

| 变量 | (1) CoVaR | (2) CoVaR | (3) Δ CoVaR | (4) Δ CoVaR |
|--------|--------------|--------------|-----------------------|-----------------------|
| 个体固定效应 | YES | YES | YES | YES |
| 调整 R2 | 0.2436 | 0.2109 | 0.2583 | 0.2193 |
| 观测值 | 1088 | 1088 | 1088 | 1088 |

注:括号内是 t 值,***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 统计水平上显著。

(3) 剔除股市震荡和疫情冲击

最后因为计算条件风险价值是基于股票市场数据,为了排除宏观金融条件的影响,我们进一步剔除 2015 年股市大幅震荡和 2020 年的新冠肺炎疫情冲击,分别构造股市震荡和疫情冲击的虚拟变量再次进行回归,发现结构性货币政策(Stnu 和 MLF)与银行系统性风险之间的回归系数符号和显著性都没有发生变化,再次证明结论的稳健性。

表 11 剔除股市震荡和疫情冲击影响

| 变量 | (1) CoVaR | (2) Δ CoVaR | (3) CoVaR | (4) Δ CoVaR |
|--------|---------------------------|--------------------------|---------------------------|--------------------------|
| Stnu | -0.0747 *** (-25.9165) | -0.0269 *** (-8.5771) | | |
| MLF | | | -0.0452 *** (-23.3476) | -0.0168 *** (-9.0604) |
| 股市震荡 | -0.0477 *** (-11.1215) | -0.0181 *** (-3.0468) | -0.0424 *** (-9.0476) | -0.0169 ** (-2.7914) |
| 疫情冲击 | -0.0634 *** (-30.4485) | -0.0192 *** (-4.8528) | -0.0519 *** (-24.5107) | -0.0153 *** (-4.0940) |
| 控制变量 | YES | YES | YES | YES |
| 个体固定效应 | YES | YES | YES | YES |
| 调整 R2 | 0.4040 | 0.3061 | 0.3787 | 0.3011 |
| 观测值 | 1088 | 1088 | 1088 | 1088 |

注:括号内是 t 值,***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 统计水平上显著。

五、进一步异质性和调节效应检验

(一) 内外部环境异质性检验

为进一步考察银行业内外部环境对结构性货币政策与银行系统性风险之间关系的影响,本文分别就银行业不良率走势和存贷比进行异质性分析。根据我国商业银行不良率总体水平可见,样本期内中位数大概接近 1.8%;而从我国银行业整体不良率走势可见,2018 年 3 月以前我国银行业平均不良率相对较低,基本低于 1.8%,而 2018 年 3 月以后银行业平均不良率明显上升,普

遍高于 1.8%,因此本文以 2018 年 3 月为界构建虚拟变量 BL 进行回归。结果如表 12 列(1)和列(2)所示;无论是针对 $CoVaR$ 还是 $\Delta CoVaR$,结构性货币政策作用效果都是在银行业整体不良率较高的时候更明显,而在银行不良率走低时,结构性货币政策的作用效果减弱。这说明在银行业整体不良率较高时,银行业整体风险暴露也相对较高,银行面临的外部经营环境的结构性矛盾也更为突出,加之经济主体对政策不一致性预期的减弱和银行业竞争的下降,结构性货币政策优化金融错配带来的边际效果就会更加明显,从而验证了假设 H2 成立。

表 12 外部经营环境和银行监管异质性

| 变量 | (1) CoVaR | (2) $\Delta CoVaR$ | (3) CoVaR | (4) $\Delta CoVaR$ |
|-----------|------------------------|-----------------------|--------------------------|--------------------------|
| Stru | -0.0087 (-0.5569) | -0.0025 (-0.3677) | -0.0071 ** (-2.3650) | -0.0044 * (-1.8426) |
| BL | 0.0008 * (2.0515) | 0.0001 (0.4571) | | |
| Stru * BL | -0.0225 * (-1.9545) | -0.0057 (-1.1726) | | |
| CD | | | 0.2850 *** (9.7794) | 0.1134 *** (5.2742) |
| Stru * CD | | | -0.1307 *** (-9.3468) | -0.0544 *** (-5.0735) |
| 控制变量 | YES | YES | YES | YES |
| 个体固定效应 | YES | YES | YES | YES |
| 调整 R2 | 0.1551 | 0.3284 | 0.1526 | 0.2295 |
| 观测值 | 1088 | 1088 | 1088 | 1088 |

注:括号内是 t 值,***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 统计水平上显著。

借鉴郭晔和赵静(2017)的研究,商业银行存贷比能够反映银行面临的监管水平,因此根据存贷比中位数将样本分为两组,存贷比高的一组为 1,低的一组为 0,设置存贷比虚拟变量 CD。表 12 列(3)和列(4)展示了异质性回归结果,当商业银行存贷比较高时,面临的监管约束更强,所以结构性货币政策产生的效果更明显,与前述不良率走势的回归结果逻辑一致。在存贷比较高的商业银行中,面临的结构性问题更为突出,系统性风险相对较高,银行管理者面临惩罚的可能性较高,作为理性经济人的管理者风险规避意愿增加,因此结构性货币政策优化效果相对明显,再次验证假设 H2 成立。

(二) 风险管理能力调节效应

上述回归说明结构性货币政策有利于降低商业银行系统性风险,实现风险相容。结构性货币政策如何对商业银行系统性风险产生影响?其作用机制是什么?接下来,本文以逾期贷款率(yq)和一般风险准备(zb)两个变量进行调节效应回归。理论上,商业银行风险管理能力提高显然会降低银行系统性风险,结构性货币政策是否激励商业银行加强风险管理,降低风险承担水平?逾期贷款率是指本期贷款余额中逾期贷款余额所占的比重,也是商业银行风险管理能力的重要体现,表

13 列(1)和列(2)回归结果可见,逾期贷款水平越高的企业,结构性货币政策效果越显著,与上述异质性分析的基本逻辑一致。而一般风险准备也是商业银行进行风险管理的重要指标,如果一般风险准备较高,商业银行风险吸收能力相对较强,有利于结构性货币政策发挥作用。上述回归结果验证了假设 H3 成立。

表 13 风险管理能力调节效应

| 变量 | (1) CoVaR | (2) Δ CoVaR | (3) CoVaR | (4) Δ CoVaR |
|-----------|------------------------|-----------------------|-------------------------|------------------------|
| Stru | 0.0614* (1.7987) | 0.0229 (1.2954) | 0.1015** (2.3596) | 0.0482** (2.1706) |
| yq | 0.0107*** (3.5675) | 0.0027* (1.7442) | | |
| Stru * yq | -0.0030** (-2.1754) | -0.0012* (-1.6667) | | |
| zb | | | 0.0283 (1.5647) | 0.0103 (1.1073) |
| Stru * zb | | | -0.0046*** (-2.6687) | -0.0022** (-2.4749) |
| 控制变量 | YES | YES | YES | YES |
| 个体固定效应 | YES | YES | YES | YES |
| 调整 R2 | 0.0929 | 0.2025 | 0.0885 | 0.2048 |
| 观测值 | 1088 | 1088 | 1088 | 1088 |

注:括号内是 t 值,***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 统计水平上显著。

六、结论与政策建议

结构性货币政策是党中央国务院基于我国经济进入“新常态”的重大战略判断,对政府宏观经济管理思路和方式进行的重大创新。本文选取 16 家上市商业银行月度数据为样本,研究结构性货币政策与银行系统性风险之间的关系,结果发现我国结构性货币政策显著降低了商业银行系统性风险,本文为从银行系统性风险角度理解结构性货币政策作用机制和效应提供了新的证据,为探讨结构性货币政策是否扭曲市场的质疑和担忧提供经验证据。

当下结构性货币政策已经是我国央行对市场流动性注入的重要渠道,在实施结构性货币政策的同时降低商业银行系统性风险还应从以下几方面着手。第一,进一步推动完善结构性货币政策目标体系,着力提高结构性货币政策的公平性、包容性和战略发展性。与传统货币政策四大目标体系不同,结构性货币政策的目标体系应以公平、包容和战略发展性为主。具体而言,就是要通过建立对居民直达的救助机制以提高政策的公平性;通过对农业和小微企业等薄弱环节的精准救助以提高政策的包容性;通过完善芯片(鞠建东和李思佳,2022)、绿色发展等部门和产业的支持机制以提高政策的战略发展性。第二,在清醒认知结构性货币政策与传统货币政策关系的基础上,通过两

类政策的协调配合使用以提高政策组合的实施效率、放大组合政策的实施效果,传统货币政策工具仍然是非常重要的货币政策工具,是央行对流动性总量控制的关键“阀门”,但结构性货币政策同样具有独特的优势和能力,二者缺一不可,需分工协作共同引导金融服务实体经济。第三,强化MLF工具的同时,持续创新结构性货币政策工具,降低短期和非商业性金融工具操作比例,更多地运用长期化市场化手段优化结构性货币政策工具,提高调控能力和效果。

参考文献

- 巴曙松、曾智、王昌耀(2018):《非传统货币政策的理论、效果及启示》,《国际经济评论》,第2期。
- 白雪梅、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。
- 陈国进、蒋晓宇、赵向琴(2020):《货币政策、宏观审慎监管与银行系统性风险承担》,《系统工程理论与实践》,第6期。
- 储德银、费昌盛(2021):《地方政府竞争、支出行为调整与经济高质量发展》,《江南大学学报(人文社会科学版)》,第5期。
- 董响、郭强、李向前(2015):《美国的非传统货币政策:文献述评》,《金融评论》,第5期。
- 方意、赵胜民、谢晓闻(2012):《货币政策的银行风险承担分析——兼论货币政策与宏观审慎政策协调问题》,《管理世界》,第11期。
- 方意、荆中博、吴姬、李政(2020):《非核心负债、尾部依赖与中国银行业系统性风险》,《世界经济》,第4期。
- 郭晔、徐菲、舒中桥(2019):《银行竞争背景下定向降准政策的“普惠”效应——基于A股和新三板三农、小微企业数据的分析》,《金融研究》,第1期。
- 郭晔、赵静(2017):《存款竞争、影子银行与银行系统风险——基于中国上市银行微观数据的实证研究》,《金融研究》,第6期。
- 胡利琴、陈锐、班若愚(2016):《货币政策、影子银行发展与风险承担渠道的非对称效应分析》,《金融研究》,第2期。
- 鞠建东、李思佳(2022):《县里办大学:产业升级与货币产业政策》,《清华金融评论》,第4期。
- 李炳念、王淳祥、杨光(2021):《股票回购与股价崩盘风险:稳定器还是加速器》,《现代财经(天津财经大学学报)》,第4期。
- 李炳念、王小雪、章辉(2022):《债市信用评级为何加剧股价崩盘风险——基于过度杠杆冲击视角的解释》,《南开经济研究》,第6期。
- 刘冲、庞元晨、刘莉亚(2022):《结构性货币政策、金融监管与利率传导效率——来自中国债券市场的证据》,《经济研究》,第1期。
- 刘澜飏、尹海晨、张靖佳(2017):《中国结构性货币政策信号渠道的有效性研究》,《现代财经(天津财经大学学报)》,第3期。
- 马勇、王莹曼(2022):《货币政策及其稳定性对银行风险承担的影响》,《金融评论》,第2期。
- 彭俞超、方意(2016):《结构性货币政策、产业结构升级与经济稳定》,《经济研究》,第7期。
- 王永钦、吴嫻(2019):《中国创新型货币政策如何发挥作用:抵押品渠道》,《经济研究》,第12期。
- 项后军、郜栋玺、陈昕朋(2018):《基于“渠道识别”的货币政策银行风险承担渠道问题研究》,《管理世界》,第8期。
- 张强、乔煜峰、张宝(2013):《中国货币政策的银行风险承担渠道存在吗?》,《金融研究》,第8期。
- 祝继高、胡诗阳、陆正飞(2016):《商业银行从事影子银行业务的影响因素与经济后果——基于影子银行体系资金金融出方的实证研究》,《金融研究》,第1期。
- 周晶、陶士贵(2019):《结构性货币政策对中国商业银行效率的影响——基于银行风险承担渠道的研究》,《中国经济问题》,第3期。
- Adrian, T. and H. Shin (2010): “Liquidity and Leverage”, *Journal of Financial Intermediation*, 19, 418–437.
- Adrian, T. and M. Brunnermeier (2008): “CoVaR: A Method for Macroprudential Regulation”, Federal Reserve Bank of New York Staff Report, No. 348.
- Adrian, T. and M. Brunnermeier (2016): “CoVaR”, *American Economic Review*, 106, 1705–1741.
- Benoit, S., J. Colliard, C. Hurlin and C. Pérignon (2017): “Where the Risks Lie: A Survey on Systemic Risk”, *Review of Finance*, 21, 109–152.
- Bernanke, B. (2009): *Essays on the Great Depression*, Princeton University Press.
- Borio, C. and H. Zhu (2012): “Capital Regulation, Risk-taking and Monetary Policy: A Missing Link in the Transmission Mechanism”, *Journal of Financial Stability*, 8, 236–251.
- Bubeck, J., A. Maddaloni and J. Peydr (2020): “Negative Monetary Policy Rates and Systemic Banks’ Risk-taking: Evidence from the Euro Area Securities Register”, *Journal of Money, Credit and Banking*, 52, 197–231.

- Chakraborty, I. , I. Goldstein and A. MacKinlay (2020): “Monetary Stimulus and Bank Lending”, *Journal of Financial Economics*, 136, 189–218.
- Colletaz, G. , G. Leveigue and A. Popescu (2018): “Monetary Policy and Long-run Systemic Risk-taking”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 86, 165–184.
- Delis, M. , S. Hong, N. Paltalidis and D. Philip (2022): “Forward Guidance and Corporate Lending”, *Review of Finance*, 26, 899–935.
- Dewachter, H. and R. Wouters (2014): “Endogenous Risk in a DSGE Model with Capital-constrained Financial Intermediaries”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 43, 241–268.
- DeMenna, B. (2020): “Monetary Policy’s Risk-taking Channel and Leverage in Bank-based Financial Systems: Evidence from the Post-GFC Euro Area”, Available at SSRN 3524518.
- Diamond, D. and P. Dybvig (1983): “Bank Runs, Deposit Insurance, and Liquidity”, *Journal of Political Economy*, 91, 401–419.
- Elliott, M. , C. Georgbc and J. Hazell (2021): “Systemic Risk Shifting in Financial Networks”, *Journal of Economic Theory*, 191, 105–157.
- Faia, E. and S. Karau (2019): Banks’ Systemic Risk and Monetary Policy, Centre for Economic Policy Research Discussion Paper, DP13456.
- Fang, H. , Y. Wang and X. Wu (2020): “The Collateral Channel of Monetary Policy: Evidence from China”, National Bureau of Economic Research, No. 26792.
- Farhi, E. and J. Tirole (2012): “Collective Moral Hazard, Maturity Mismatch, and Systemic Bailouts”, *American Economic Review*, 102, 60–93.
- Gai, P. , A. Haldane and S. Kapadia (2011): “Complexity, Concentration and Contagion”, *Journal of Monetary Economics*, 58, 453–470.
- He, Z. and A. Krishnamurthy (2014): “A Macroeconomic Framework for Quantifying Systemic Risk”, National Bureau of Economic Research, No. 19885.
- Heider, F. , F. Saidi, and G. Schepens (2019): “Life Below Zero: Bank Lending under Negative Policy Rates”, *Review of Financial Studies*, 32, 3728–3761.
- Kaufman, G. and K. Scott (2003): “What is Systemic Risk, and do Bank Regulators Retard or Contribute to it”, *Independent Review*, 7, 371–391.
- Kurtzman, R. , S. Luck and T. Zimmermann (2018): “Did QE Lead Banks to Relax their Lending Standards? Evidence from the Federal Reserve’s LSAPs”, *Journal of Banking and Finance*, No. 105403.
- Kuttner, K. (2018): “Outside the Box: Unconventional Monetary Policy in the Great Recession and Beyond”, *Journal of Economic Perspectives*, 32, 121–146.
- Martinez-Miera D. , J. Suarez (2014): “Banks’ Endogenous Systemic Risk Taking”, Manuscript, CEMFI, No.42.
- Ngambou, D. and M. Joslem (2022): “Monetary Policy, Prudential Policy and Bank’s Risk-taking: A Literature Review”, *Journal of Economic Surveys*, 36, 1559–1590.
- Rajan, R. (2006): “Has Finance Made the World Riskier”, *European Financial Management*, 12, 499–533.

(责任编辑:张 策)

Cross-border Financing, Leverage Fluctuation and Macroprudential Adjustment

CAO Chunyu

(School of Finance, Shanghai Lixin University of Accounting and Finance, Shanghai 201209, China)

Abstract: This article presents a research that focuses on the relationship between cross-border financing, leverage fluctuation, and macro-prudential adjustment. The COVID – 19 pandemic and the normalization of global monetary policy, along with China’s stable economic environment, have attracted continuous cross-border capital inflows. The study uses a dynamic stochastic general equilibrium model to analyze the impact of cross-border capital inflows on the leverage ratio of the real sector (households, real estate firms, and local government), and its transmission mechanisms. The results suggest that cross-border capital inflows can increase mortgage borrowing and bond issuing capacity in the real sector by boosting land and housing prices, and in turn raise the macro leverage ratio, leading to passive deleveraging. Additionally, changes in asset allocation by households with borrowing constraints can drive up stock market prices. The study argues that a combination of macro-prudential policy measures, such as loan-to-value ratio rules and countercyclical reserve requirement ratio for local currency and foreign exchange deposits, along with cross-border financing adjustment, can reduce the impact of cross-border capital inflows on domestic currency appreciation and leverage fluctuations, restrain excessive borrowing by the real sector, and promote financial stability and the steady growth of the real economy. The article concludes that a dynamic adjustment of counter-cyclical capital adequacy ratio and reserve requirement ratio for foreign exchange deposits can achieve better welfare outcomes.

Keywords: Cross-border Financing; Leverage Fluctuation; Macroprudential Adjustment

JEL Codes: E58; F31; F34

Structural Monetary Policy and Systemic Risk-taking of Banks: Evidence from the LPR Reform

LI Bingnian WANG Xiaoxue FAN Qian

(School of Finance, Tianjin University of Finance and Economics, Tianjin 300204, China)

Abstract: The systemic risk taken on by the banking system is one of the main concerns of the market regarding structural monetary policy. This article examines the impact of structural monetary policy on the systemic risk taken on by the banking system using monthly data from 16 listed commercial banks in China from 2015 to 2020. The study finds that the structural monetary policy primarily based on the MLF (Medium-term Lending Facility) has not led to excessive systemic risk taken on by the banks in China, but instead has significantly suppressed systemic risk, indicating that the current prudent structural monetary policy in China is appropriate. However, the SLF (Standing Lending Facility) and PSL (Policy-based Support Loan) do not have this effect. Considering the endogeneity issue, the article uses the LPR (Loan Prime Rate) reform as a quasi-natural experiment to verify the robustness of the conclusion, and it remains significant even after controlling for other policy and shock influences. Finally, the study analyzes the channels through which structural monetary policy works from the perspectives of market operating environment, regulatory pressure, and risk management. This is the first time that the impact of structural monetary policy on systemic risk in the banking system has been analyzed, which helps to address market concerns and questions about structural monetary policy and provides reference for further improvement of structural monetary policy.

Keywords: Structural Monetary Policy; Systemic Risk-taking; LPR Reform

JEL Codes: E52; E61; G21