

doi:10.19920/j.cnki.jmsc.2025.03.007

# 双支柱调控与银行风险承担<sup>①</sup>

## ——微观机制及结构-时序异质性

顾海峰,于家珺

(东华大学旭日工商管理学院,上海 200051)

**摘要:** 双支柱政策是危机后金融稳定治理框架的顶层设计,深入考察其对银行风险承担的影响对于完善双支柱调控框架及防控银行业风险具有重大意义。本文分析了双支柱政策对银行风险承担的微观影响机制,在此基础上选取 2007 年—2020 年中国 262 家银行的面板数据进行实证检验。研究表明:紧缩性货币政策与宏观审慎监管均能抑制银行风险;宽松货币政策对银行产生风险溢出,宏观审慎监管则能削弱这一风险溢出,由此发挥双支柱政策的协同治理效应。机制检验表明,宏观审慎监管通过减弱宽松货币政策对银行特许权价值的负向冲击及减弱银行顺周期杠杆,削弱了宽松货币政策的风险溢出,由此形成政策互补。在结构维度,同业关联对双支柱政策的协同治理效应具有非对称影响,其弱化了宏观审慎监管对宽松货币政策风险溢出的抑制作用,放大了宏观审慎监管对紧缩性货币政策风险治理效果的削弱作用。此外,双支柱政策对规模更大、非利息业务占比更低的银行具有更好的协同治理效应。在时间维度,利率市场化推进与货币政策不确定性上升对双支柱政策的协同治理效应分别具有积极与消极的影响。

**关键词:** 双支柱调控; 银行风险承担; 宏观审慎监管; 货币政策

**中图分类号:** F830.5    **文献标识码:** A    **文章编号:** 1007-9807(2025)03-0116-32

## 0 引言

全球金融危机后,建立货币政策与宏观审慎政策双支柱调控框架成为国家及国际层面的普遍共识;十九大报告将之作为中国金融改革发展顶层设计的重要部分予以提出。理论层面,丁伯根法则与政策比较优势学说均表明,有必要引入宏观审慎政策作为新的政策支柱,充分发挥其针对金融部门的结构性调整能力,从而修正基于总量调控的货币政策对实体部门和金融部门产生的“一刀切”式影响、对货币政策的风险溢出及时纠偏。实践层面,随着新冠疫情的爆发,政策当局实施极宽松的货币政策以刺激经济,长期社会融资攀升

至十年新高;在此背景下,宏观审慎政策有必要及时跟进,以防范局部性失衡发展为系统性风险。综上,理论与实践层面的事实均表明,完善双支柱调控框架对于统筹协调“稳增长”和“防风险”目标具有重大意义。

在中国金融系统中,银行部门占据核心地位,其资金体量庞大、业务关联广泛,是联系实体部门与金融部门的关键枢纽。为此,深入考察双支柱调控对银行风险承担的作用规律与影响机制,并以之为基础探讨合理的政策协调模式,具有重要的理论与现实意义。在此背景下,本文基于微观视角、针对双支柱调控对银行风险承担的影响效果与作用机制展开系统深入的考察,以期为完善双

① 收稿日期: 2022-01-15; 修订日期: 2023-06-30.

基金项目: 国家社会科学基金资助项目(13BGL041); 教育部人文社会科学研究规划基金资助项目(20YJA790014); 东华大学人文社科繁荣计划预研究重大项目(2022Z001).

作者简介: 顾海峰(1972—),男,江苏苏州人,博士,教授,博士生导师。Email: guhaifeng@dhu.edu.cn

支柱调控框架和防控银行业风险提供重要的理论指导与决策参考。

既有文献大多在包含金融摩擦的 DSGE 模型中引入双支柱政策规则, 通过数值模拟分析, 考察双支柱政策效果并提出政策搭配模式。在政策的总体协调模式及调控效果方面, 苏嘉胜和王曦<sup>[1]</sup>指出, 货币政策与宏观审慎部门协调施政可减少福利损失。马勇和付莉<sup>[2]</sup>指出, 双支柱调控比单一货币政策具有更好的稳定效应。李天宇等<sup>[3]</sup>发现, 双支柱调控框架能够缓解抵押约束机制对经济周期的放大效应, 但难以解决异质性企业对经济结构的扭曲。在具体政策工具的搭配方式方面, Angeloni 和 Faia<sup>[4]</sup>发现, 应将盯住银行杠杆或资产价格的货币政策与力度温和的逆周期资本监管协调搭配。刘子禹和杨艳琳<sup>[5]</sup>发现, 盯住资本价格偏离的宏观审慎监管能降低货币宽松时银行风险偏好的上升幅度。此外, 部分文献关注了面临特定类型冲击时政策工具的有效性。Quint 和 Rabanal<sup>[6]</sup>发现, 面临技术冲击时, 货币政策与宏观审慎政策会发生冲突。Tayler 和 Zilberman<sup>[7]</sup>发现, 面临信贷冲击时, 应使用宏观审慎政策, 面临供给冲击时, 应协调使用反通胀的货币政策和宏观审慎政策。王爱俭和王璟怡<sup>[8]</sup>发现, 面临金融冲击时, 宏观审慎工具有利于提升货币政策有效性。范从来和高洁超<sup>[9]</sup>构建引入异质性金融冲击的 DSGE 模型, 发现, 外源性金融冲击下货币政策力度与资本监管强度应高低搭配, 内源性金融冲击下应考虑采用从紧的资本监管与灵活的货币政策。徐海霞和吕守军<sup>[10]</sup>发现, 面临需求冲击时, 双支柱政策能够形成合力, 而面临供给冲击时, 两政策存在冲突。部分文献重点关注了开放经济环境下的双支柱政策搭配问题。芦东等<sup>[11]</sup>构建考虑银行部门与货币错配的开放宏观经济模型, 发现, 对跨境融资进行双支柱调控能抑制外部加息和本币贬值冲击下产出、通胀与资产价格的波动。张泽华和周闯<sup>[12]</sup>构建开放 DSGE 模型, 发现, 将传统泰勒规则与基于外资总产出比的宏观审慎政策搭配, 能有效缓解由资本账户开放引发的经济金融波动。黄益平等<sup>[13]</sup>构建包含非对称效应的两国 DSGE 模型, 发现, 货币政策与以跨境资本流入税为代表的宏观审慎政策搭配, 可有效缓解金融顺周期性。新近研究进一步区分不同冲击类型、不同政策工

具、不同政策目标, 对双支柱政策搭配的效果展开了更细粒度的比较研究<sup>[14, 15]</sup>。

基于真实数据展开经验研究并据之分析双支柱调控效果的文献相对较少。宏观层面, Beau 等<sup>[16]</sup>基于美欧数据发现, 在应对资产价格泡沫时双支柱政策存在冲突。Himino<sup>[17]</sup>基于美日两国数据发现, 在货币政策遏制信贷过快增长的基础上引入贷款价值比工具可有效稳定资产价格。Gelain 和 Ilbas<sup>[18]</sup>基于美国数据发现, 双支柱政策协调的潜在效益取决于宏观审慎政策对产出缺口的重视程度。Klingelhöfer 和 Sun<sup>[19]</sup>基于中国宏观经济数据构建 VAR 模型, 发现, 宏观审慎政策能降低宽松货币政策引致的金融脆弱性累积。Vollmer<sup>[20]</sup>以及 Takáts 和 Temesvary<sup>[21]</sup>基于跨境借贷数据考察了双支柱政策的跨国溢出效应, 发现跨境资本流入国的宏观审慎政策会削弱跨境资本流出国货币政策的实施效果及跨国溢出效应。马勇和黄辉煌<sup>[22]</sup>基于全球 42 个主要经济体 1991 年—2016 年的面板数据发现, 双支柱调控能缓解金融风险顺周期性, 且对于发达国家, 政策合力在上行期更强。微观层面, 少数学者基于中国银行业微观面板数据展开经验研究。黄继承等<sup>[23]</sup>、马勇和姚弛<sup>[24]</sup>、陈国进等<sup>[25]</sup>检验了双支柱政策对银行风险承担的协同影响效果。祁敬宇和刘莹<sup>[26]</sup>、赵胜民和张博超<sup>[27]</sup>探讨了协同影响效果是否因宏观审慎工具类型不同而存在差异。

由文献梳理可知, 既有研究尚存在如下几方面可改进之处:首先, 大多数研究均基于 DSGE 框架构建宏观经济模型, 或基于宏观加总层面的样本数据识别双支柱政策对经济金融稳定性的影响。而基于中国银行业微观层面真实数据, 对双支柱政策影响银行风险承担行为的微观作用机制进行分析、识别与检验的研究尚较匮乏。其次, 在为数不多的微观经验研究中, 结论分歧较为明显。黄继承等<sup>[23]</sup>、马勇和姚弛<sup>[24]</sup>、祁敬宇和刘莹<sup>[26]</sup>发现, 宏观审慎政策能减弱宽松货币政策对银行的风险溢出, 但会削弱紧缩货币政策的边际稳定效应;而陈国进等<sup>[25]</sup>、赵胜民和张博超<sup>[27]</sup>基于上市银行的检验则得到相反结论, 因而有必要基于更为完备的样本数据对影响效应进行再检验。第三, 既有的“双支柱—中国商业银行风险承担”微观经验研究对双支柱政策与银行风险承担之间的潜

在内生性问题重视不足,绝大多数文献未对内生性问题进行处理,这为研究结果的可靠性带来疑虑。第四,针对中国银行业的微观实证研究中,对于影响传导机制的检验尚较匮乏。马勇和姚弛<sup>[24]</sup>、黄继承等<sup>[23]</sup>以及赵胜民和张博超<sup>[27]</sup>分别检验了双支柱政策对银行单体风险及系统性风险的影响效应,但他们并未对其中的作用机制进行检验。陈国进等<sup>[25]</sup>利用中介效应模型检验了“货币政策→杠杆率→银行系统性风险”这一传导路径,但并未对双支柱调控协同影响银行风险承担的传导路径进行检验;祁敬宇和刘莹<sup>[26]</sup>则仅基于指标拆解思想,依据计算公式直接将 z-score 拆分为资产回报率、权益比率、资产回报率的标准差三个部分,检验了双支柱调控如何通过影响这三个部分对 z-score 产生影响,但他们的研究并未提供理论逻辑推演与数理模型推导,使得这一机制检验缺乏理论基础。最后,对于双支柱政策调控效果对时间及结构维度重要异质性因素的条件依赖性,尚缺乏细致探讨。黄继承等<sup>[23]</sup>、祁敬宇和刘莹<sup>[26]</sup>考察了银行产权性质及经济周期异质性的影响;赵胜民和张博超<sup>[27]</sup>考察了银行产权性质、房地产周期及经济波动特征异质性的影响;马勇和姚弛<sup>[24]</sup>考察了银行产权性质异质性的影响。而对于以利率市场化水平与货币政策不确定性为代表的货币政策实施环境(属于时间维度异质性因素)、及以银行同业关联特征与业务结构差异为代表的结构维度异质性因素则鲜有考察。

鉴此,本文做出如下几方面有针对性的改进,以此形成文章的边际贡献:1)聚焦于双支柱政策影响银行风险承担的微观作用机制,基于理论逻辑推演与数理模型推导,深入剖析了双支柱政策对银行风险承担行为的边际治理机制与协同治理机制。在此基础上,利用 2007 年—2020 年 262 家中国商业银行这一更为全面的样本数据进行了实证检验;2)区别于以往有关双支柱政策对银行风险承担影响的微观实证研究,本文使用多种方法对回归中的内生性问题进行了细致处理,增强了研究结果的可靠性;3)系统检验了宏观审慎监管影响货币政策风险效应的具体传导渠道,从微观层面识别了宏观审慎监管调节效应的作用靶向及双支柱政策的协同机制;4)深入考察了时间维度与结构维度的关键异质性因素

对双支柱政策效果的影响,为全面理解政策效果的结构性差异及优化双支柱政策运行环境提供了重要启示。

## 1 理论模型与机制分析

本文在 Dell'Arricia 等<sup>[28]</sup>研究的基础上引入货币政策与宏观审慎监管双支柱政策,分析其对银行风险承担行为的微观影响机制;同时进一步引入银行同业关联水平这一结构维度特征,考察其对双支柱政策协调配合的影响。与既有文献类似,模型以四个基本假定为基础<sup>[28, 33, 42]</sup>: 1) 银行及投资者均为风险中性。银行受有限责任保护,仅在非破产状态下对债权人进行偿付。不存在全额存款保险制度,故存款投资者在选择存款资金保留价格时,会考虑银行的风险承担水平;2) 银行通过对贷款进行监督以提高贷款获得偿付的概率,因此银行选择的监督水平即反映其实际风险承担水平;3) 根据不对称信息理论,银行资本可视作银行对全体债权人的抵押品,更高的资本水平意味着银行具有更高的风险内部化程度,以此对银行形成更强的内部纪律约束,使得银行进行高风险承担的激励降低,也即使其风险承担意愿降低<sup>[29]</sup>。因此,可以认为银行通过持有更高的自有资本向市场传递更不愿进行高风险承担的信号<sup>[28, 36, 42]</sup>。理性的客户存款投资者虽然无法直接观测银行的风险承担水平,但可通过观测银行的自有资本水平对银行的均衡监督水平形成准确预期;同业资金供给者则具有信息生产优势,其能够观测到银行选择的风险水平,并据之进行风险定价;4) 政策利率为无风险利率,其变动可影响银行负债成本。

### 1.1 模型设定

#### 1.1.1 企业部门

企业部门向银行部门借款以获取项目融资,设其具有线性的贷款需求函数  $L = l_0 - l_1 r_L(l_0, l_1 > 0)$ , 其中  $r_L$  为贷款利率,  $l_1$  为利率敏感系数,反映企业的信贷需求弹性,  $l_1$  越大, 表明银行面对的贷款市场竞争水平越高<sup>[30, 31]</sup>;  $l_0$  为常数, 主要用以保证  $L > 0$ <sup>[32, 33]</sup>。企业投资的项目存在失败的可能性,也即企业存在违约风险。

### 1.1.2 银行部门

银行以最大化预期利润为目标。银行资产仅包含贷款。贷款资金来源由两部分构成。一是投资者部门的债务资金，二是银行的自有资金（即银行资本）。每单位贷款由 $1 - k$ 单位债务资金和 $k$ 单位自有资金提供支持， $k \in (0, 1)$ 。设贷款风险权重为1，则 $k$ 即为银行资本充足率。单位贷款对应的资本成本为 $r_E k$ ，其中 $r_E = r + e$ ， $r$ 为无风险利率， $e$ 为股权风险溢价。进一步将债务资金区分为客户存款与同业负债，设 $\theta \in (0, 1)$ 为同业负债占总负债比重，也即银行对同业负债的依赖程度，以此刻画代表性银行的同业关联水平<sup>②</sup>。

单位存款资金成本为 $r_D$ ，因此，单位贷款所产生的存贷利差收益为 $\varepsilon \equiv r_L - (1 - k)(1 - \theta)r_D$ ，表征银行在存贷款市场开展主营业务时的实际价格加成能力。银行在存贷款市场具有特许经营权，银行凭借特许经营权在不完全竞争市场获取的经济租金即为银行特许权价值<sup>[34]</sup>，出于简化考虑，采用银行在存贷款市场的价格加成能力<sup>[35]</sup>，即存贷利差 $\varepsilon$ ，来反映其特许权价值，即有 $d\varepsilon/dcv > 0$ 。

银行发放贷款存在违约风险，故通过对贷款进行监督来提高贷款获得偿付的概率。设银行监督水平为 $q \in (0, 1)$ ，银行以概率 $q$ 收回贷款并取得收益，以概率 $1 - q$ 无法收回贷款，银行监督水平越高，贷款如期收回的概率越高，也即意味着银行风险承担水平越低。由于贷款是银行的唯一资产，无法收回贷款即表明银行破产，故可将监督水平 $q$ 等价于银行生存概率，将 $1 - q$ 等价于银行破产概率。银行的监督技术使单位贷款具有边际递增的监督成本 $C(q) = cq^2/2$  ( $c > 0$ )。

### 1.1.3 投资者部门

客户存款供给者为居民及非金融企业构成的实体部门，该类投资者风险敏感度相对较低、不具备专业化的信息生产技术、且分散度较高因而难以进行集中化的信息共享，故无法直接观测到银行风险水平。但由于银行通过更高的自有资本持有水平向市场传递更不愿进行风险承担的信号

（且银行最优资本水平决策发生在客户存款投资者决策之前），理性的客户存款投资者能够通过观测银行自有资本水平对银行均衡监督水平形成准确预期 $E(q | k)$ ，并据之选择存款资金的保留价格 $r_D$ 。当且仅当预期收益率不小于无风险收益率时，客户存款投资者才愿意提供存款资金，故其参与约束为 $r_D E(q | k) \geq r$ 。

同业资金供给者为金融机构，该类投资者风险敏感度较高、在信息生产及监督技术方面相对于客户存款供给者具有比较优势。机构投资者不仅可基于互联网技术以极低的成本以及更高的频率与及时性获取银行财务、信用评级、交易数据等硬信息<sup>③</sup>，还可基于机构间通讯网络及面对面交流获取关于银行风险的软信息。故假设其能直接观测到银行风险水平，从而能够依据银行的实际监督水平 $q$ 选择资金的保留价格 $r_D^0$ ，其参与约束为 $r_D^0 q \geq r$ 。

两类投资者保留定价的区别在于，客户存款投资者的保留定价无法随银行实际风险选择的改变而改变，仅为一个依据资本水平信号生成的固定期望值；而同业资金供给者的保留定价能够随银行实际风险选择的改变而改变，也即能够在实际上对银行风险进行保留定价。

### 1.1.4 双支柱政策

1) 货币政策：以央行设定的政策利率 $r$ 刻画货币政策干预。与既有文献一致，假设其等于无风险利率。

2) 宏观审慎监管：宏观审慎评估体系（MPA）构成了我国现行宏观审慎监管的核心框架，其通过七大类十六项指标约束银行经营行为、以期提高银行安全性及系统稳定性。依据其评分方法，在七类指标中，“资本和杠杆情况”与“定价行为”两类指标为“一票否决项”，这两类指标任一类不合格者即被视作未达标机构并予以惩罚。而其余五大类指标任两类及以上不合格者才被视作未达标机构。据此，现行宏观审慎监管体系的硬约束集中表现为该两类指标，故在理

<sup>②</sup> 本文考虑一种前定的银行同业负债结构特征，其由同业市场发达程度、银行物理网点分布特征等因素决定，即该特征外生于双支柱政策调控下银行的主动负债结构选择，以便考察这种同业关联特征对双支柱政策效果的潜在影响。

<sup>③</sup> 例如：银行间市场数据接口、全国银行间同业拆借中心提供的机构信息披露数据等。这些数据通常仅对机构投资者公开，而对实体部门可得性较差（且后者对于该类信息通常缺乏信息搜集动机与信息加工技术）。

论推导中以这两类指标为代表刻画宏观审慎监管的影响效应。

“资本和杠杆情况”包含“资本充足率”与“杠杆率”两项指标,均是对银行资本水平进行约束,故引入资本监管约束  $k \geq k$ . “定价行为”通过行业自律机制对银行存贷款定价行为进行约束,以规避由银行恶性竞争引致的系统性风险;此外,“资本充足率”和“广义信贷增速”指标分别对银行广义信贷扩张施加了间接和直接的限制,从而协同约束了银行在信贷市场的竞争行为。考虑到贷款需求函数中的参数  $l_1$  刻画了银行面临的贷款市场竞争水平,据此,引入  $h$  表征广义信贷增速约束与定价行为监管的强度,其直接效果为  $dl_1/dh < 0$ .

### 1.1.5 决策时序

第一阶段,给定政策利率  $r$  及同业关联水平,银行选择最优资本水平  $k$ . 第二阶段,客户存款投资者观测到银行自有资本水平  $k$ ,基于这一信号形成风险预期  $E(q|k)$  并据之选择存款资金的保留价格  $r_D$ . 第三阶段,给定最优资本水平  $k$  与客户存款投资者选择的存款资金保留价格  $r_D$ ,银行选择最优贷款利率  $r_L$ . 第四阶段,给定最优决策  $k, r_L$  及  $r_D$ ,银行选择最优监督水平  $q$ .

## 1.2 模型求解

基于上述设定,银行的最大化问题为

$$\begin{aligned} \max_{k, r_L, q} \pi &= \pi_0 L(r_L) \\ \pi_0 &\equiv q[r_L - (1-k)(1-\theta)r_D - (1-k)\theta r_D^0] - r_E k - cq^2/2 \end{aligned} \quad (1)$$

根据逆向归纳法,在第四阶段,银行在给定自有资本水平  $k$ 、贷款利率  $r_L$ 、存款利率  $r_D$  及其他外生变量的前提下,选择最优监督水平  $q$  以实现预期利润最大化,其一阶条件为

$$\begin{aligned} \partial\pi/\partial q &= [r_L - (1-k)(1-\theta)r_D - cq] \times \\ L(r_L) &= 0 \end{aligned} \quad (2)$$

由于总可以找到一个  $c$  使内点解存在,求解上述一阶条件可得

$$\hat{q} = [r_L - (1-k)(1-\theta)r_D]/c = \varepsilon/c \quad (3)$$

由于  $d\varepsilon/dcv > 0$ ,结合式(3)可得定理 1.

**定理 1** 在最优资本水平  $\hat{k}$  及最优贷款利率  $\hat{r}_L$  附近,最优监督水平  $\hat{q}$  随银行特许权价值  $cv$  的增加而增加  $d\hat{q}/dcv|_{\hat{k}, \hat{r}_L} > 0$ .

定理 1 的经济含义为:银行特许权价值上升使得银行选择冒险所面临的机会成本上升,由此

导致银行风险内部化程度上升,使其更有动机降低道德风险、提高监督水平,最终使自身破产风险下降.因此,特许权价值是风险治理型外部政策的重要作用靶向.

在第三阶段,银行在给定自有资本水平  $k$ 、存款利率  $r_D$  及其他外生变量的前提下,选择最优贷款利率  $r_L$ ,其一阶条件为

$$\begin{aligned} F &\equiv d\pi/dr_L = \partial\pi/\partial r_L + (\partial\pi/\partial\hat{q}) \times \\ (\partial\hat{q}/\partial r_L) &= 0 \end{aligned} \quad (4)$$

由包络定理知  $\partial\pi/\partial\hat{q} = 0$ ,因此

$$F \equiv d\pi/dr_L = \hat{q}L'(r_L) + L''(r_L)\pi_0 = 0 \quad (5)$$

在第二阶段,客户存款投资者选择存款资金的保留价格  $r_D = r/E(q|k)$ . 由于理性投资者总能通过观测银行自有资本水平对银行均衡监督水平形成准确预期,故均衡时  $E(q|k) = \hat{q}$  成立. 将之代入式(4)可解得

$$\hat{q} = (r_L + \lambda)/2c, \lambda = \sqrt{r_L^2 - 4cr(1-k)(1-\theta)} \quad (6)$$

基于式(6)可得

$$\partial\hat{q}/\partial r = -(1-k)(1-\theta)/\lambda \quad (7)$$

$$\partial\hat{q}/\partial r_L = (1+r_L/\lambda)/2c \quad (8)$$

$$\partial\hat{q}/\partial k = r(1-\theta)/\lambda \quad (9)$$

$$\partial\hat{q}/\partial\theta = r(1-k)/\lambda \quad (10)$$

将  $F$  对  $r_L$  求导得

$$\begin{aligned} F'_{r_L} &= L(r_L) \times \partial\hat{q}/\partial r_L + \hat{q}L'(r_L) + \\ L'(r_L)[\hat{q} + (\partial\pi_0/\partial q) \times (\partial\hat{q}/\partial r_L)] &+ L''(r_L)\pi_0 \end{aligned} \quad (11)$$

由包络定理知  $\partial\pi_0/\partial q = 0$ ,将式(5)及  $L''(r_L) = 0$  代入得

$$F'_{r_L} = -l_1[3\hat{q}^2/2 + ((1-k)\theta r + r_E k)/c]/\hat{q} < 0 \quad (12)$$

将  $F$  对  $r$  求导并将式(6)~式(8)代入得

$$F'_r = \frac{l_1}{4\lambda r} \times [(r_L + \lambda)r(1+\theta) + (r_L + \lambda)kr(1-\theta) + 2ek(r_L - \lambda)] > 0 \quad (13)$$

$$(r_L + \lambda)kr(1-\theta) + 2ek(r_L - \lambda) > 0$$

结合式(7)、式(8)、式(12)、式(13)及隐函数求导法则可得

$$\begin{aligned} dcv/dr|_{\hat{k}} &= \frac{1}{d\varepsilon/dcv} \times \\ \left[ \underbrace{(\partial\varepsilon/\partial r_L) \times (dr_L/dr|_{\hat{k}})}_{>0} + \underbrace{(\partial\varepsilon/\partial r)}_{<0} \right] \end{aligned} \quad (14)$$

式(14)表明: 宽松货币政策对银行特许权价值的影响至少包含两个部分, 一是在给定贷款利率下通过直接影响存款端利率, 提高银行利差收益; 二是在给定存款利率下, 基于利率传导效应降低银行单位贷款收入, 压缩利差收益<sup>[37]</sup>; 后者侵蚀了银行特许权价值, 从而导致银行监督激励下降。

将  $F$  对  $h$  求导, 结合包络定理并将式(5)、式(6)及  $L = l_0 - l_1 r_L$  代入可得

$$\begin{aligned} F'_h &= [-qr_L + L(r_L) \times (\hat{\partial q}/\partial l_1) - \pi_0 - \\ &\quad l_1(\partial\pi_0/\partial q) \times (\hat{\partial q}/\partial l_1)] \times (dl_1/dh) \\ &= -(l_0/l_1)\hat{q}(dl_1/dh) > 0 \end{aligned} \quad (15)$$

结合式(12)及式(15)可得式(16), 据之可得定理2.

$$\begin{aligned} dcv/dh|_{\hat{k}} &= \frac{1}{d\varepsilon/dcv} \times (\partial\varepsilon/\partial r_L) \times \\ &\quad (dr_L/dh|_{\hat{k}}) > 0 \end{aligned} \quad (16)$$

**定理2** 给定银行最优资本水平, 广义信贷增速约束与定价行为监管的强度上升有助于提高银行特许权价值  $dcv/dh|_{\hat{k}} > 0$ .

结合定理2及式(14)可知: 货币政策趋于宽松时, 广义信贷增速约束与定价行为监管的强度上升有助于减弱宽松货币政策对银行特许权价值的侵蚀作用, 从而降低宽松货币政策对银行监督激励的负向影响, 由此抑制宽松货币政策对银行的风险溢出。

将  $F$  对  $k$  求导得

$$\begin{aligned} F'_k &= L(r_L)\hat{\partial q}/\partial k + L'(r_L) \times \\ &\quad [-e + (\partial\pi_0/\partial q)(\hat{\partial q}/\partial k)] \\ &= L(r_L) \times r(1-\theta)/\lambda + l_1 e > 0 \end{aligned} \quad (17)$$

结合式(12)及式(17), 由隐函数求导法则可得

$$dr_L/dk = -F'_k/F'_{r_L} > 0 \quad (18)$$

式(18)表明: 由于权益资本相对于负债具有更高的资金成本, 给定其他条件不变时提高自有资本水平将增加综合资金成本并传导至贷款端, 从而推升贷款利率。

结合式(8)、式(9)、式(18)可得式(19). 据

之可得定理3.

$$\hat{\partial q}/\partial k = \hat{\partial q}/\partial k + (\hat{\partial q}/\partial r_L)(dr_L/dk) > 0 \quad (19)$$

**定理3** 银行最优监督水平  $\hat{q}$  随自有资本水平  $k$  的增加而增加  $d\hat{q}/dk > 0$

定理3及式(19)的经济含义为: 提高自有资本水平将增加银行监督激励、降低其风险承担。首先, 自有资本水平上升将通过风险共担效应直接降低银行道德风险 ( $\hat{\partial q}/\partial k > 0$ )。其次, 资本水平上升将推升银行综合资金成本并传导至贷款利率、使得单位贷款收入上升 ( $dr_L/dk > 0$ ), 间接增加银行监督激励 ( $\hat{\partial q}/\partial r_L > 0$ )。此外, 资本水平  $k$  确有显示银行风险的信号作用; 结合  $r_D = r/E(q|k)$  可知, 对于自有资本水平更高的银行, 客户存款投资者根据观测到的  $k$  而选择的保留价格更低, 这意味着银行可以通过提高资本水平释放低道德风险的积极信号, 从而降低外部融资成本, 使得银行特许权价值及监督激励随之上升。据此, 收紧宏观审慎监管约束、尤其是资本监管约束有助于抑制银行风险承担、提高银行稳定性。

继续考虑第一阶段, 银行选择最优资本水平  $k$ , 其最大化问题为

$$\max_k \pi(\hat{q}, \hat{r}_L) = (\hat{q}r_L - r - ek - cq^2/2)L(\hat{r}_L) \quad (20)$$

对  $k$  求导得到一阶条件并记为  $G$

$$\begin{aligned} G &\equiv d\pi/dk = (\partial\pi/\partial k)|_{\hat{q}} + (\partial\pi/\partial r_L) \times \\ &\quad (dr_L/dk) = 0 \end{aligned} \quad (21)$$

由包络定理知  $\partial\pi/\partial r_L = 0$ , 因此

$$\begin{aligned} G &\equiv d\pi/dk = [(\hat{r}_L - cq) \times \hat{\partial q}/\partial k - e] \times \\ &\quad L(\hat{r}_L) = 0 \end{aligned} \quad (22)$$

由式(22)知

$$(\hat{r}_L - cq) \times \hat{\partial q}/\partial k - e = 0 \quad (23)$$

$$\hat{r}_L - cq > 0 \quad (24)$$

将  $G$  对  $k$  求导得

$$\begin{aligned} G'_k &= \left[ \frac{\partial}{\partial k} \left( \frac{\hat{\partial q}}{\partial k} \right) (\hat{r}_L - cq) + \frac{\partial \hat{q}}{\partial k} \left( \frac{dr_L}{dk} - c \frac{dq}{dk} \right) \right] \times \\ &\quad L(\hat{r}_L) + L'(\hat{r}_L) \frac{dr_L}{dk} \left[ (\hat{r}_L - cq) \times \frac{\hat{\partial q}}{\partial k} - e \right] \end{aligned} \quad (25)$$

其中根据式(9)可得

$$\frac{\partial}{\partial k} \left( \frac{\partial \hat{q}}{\partial k} \right) = \frac{\partial}{\partial k} \left( \frac{r(1-\theta)}{\lambda} \right) = -\frac{2cr^2(1-\theta)^2}{\lambda^3} < 0 \quad (26)$$

根据式(6)、式(18)可得

$$\begin{aligned} \frac{d\hat{r}_L}{dk} - c \frac{d\hat{q}}{dk} &= \frac{d\hat{r}_L}{dk} - \frac{1}{2} \times \left( \frac{d\hat{r}_L}{dk} + \frac{2cr(1-\theta)}{\lambda} + \frac{\hat{r}_L}{\lambda} \times \frac{d\hat{r}_L}{dk} \right) \\ &= \frac{1}{2} \times \frac{d\hat{r}_L}{dk} \left( 1 - \frac{\hat{r}_L}{\lambda} \right) - \frac{cr(1-\theta)}{\lambda} < 0 \end{aligned} \quad (27)$$

结合式(9)、式(23)、式(24)、式(26)、式(27)可知

$$G'_k < 0 \quad (28)$$

将  $G$  对  $r$  求导得

$$\begin{aligned} G'_r &= \left[ \frac{\partial}{\partial r} \left( \frac{\partial \hat{q}}{\partial k} \right) (\hat{r}_L - c\hat{q}) + \frac{\partial \hat{q}}{\partial k} \left( \frac{\partial \hat{r}_L}{\partial r} \Big|_{\hat{k}} - c \frac{\partial \hat{q}}{\partial r} \Big|_{\hat{k}} \right) \right] L(\hat{r}_L) + \\ &\quad L'(\hat{r}_L) \frac{\partial \hat{r}_L}{\partial r} \Big|_{\hat{k}} \left[ (\hat{r}_L - c\hat{q}) \times \frac{\partial \hat{q}}{\partial k} - e \right] \end{aligned} \quad (29)$$

其中根据式(9)可得

$$\begin{aligned} \frac{\partial}{\partial r} \left( \frac{\partial \hat{q}}{\partial k} \right) &= \frac{\partial}{\partial r} \left( \frac{r(1-\theta)}{\lambda} \right) \\ &= (1-\theta) \times \frac{r_L^2 - 2cr(1-\theta)(1-k)}{\lambda^3} > 0 \end{aligned} \quad (30)$$

结合式(7)、式(9)、式(14)、式(23)、式(24)、式(30)可知

$$G'_r > 0 \quad (31)$$

由式(28)、式(31)可得式(32), 据之可得定理4.

$$dk/dr = -G'_r / G'_k > 0 \quad (32)$$

**定理4** 银行最优资本水平随政策利率上升而上升  $dk/dr > 0$ .

定理4表明:银行存在内生的顺金融周期杠杆调整行为. 具体而言, 政策利率下降将导致银行资产价值及净值上升, 进而导致负债不变时, 银行杠杆下降、资本充足率上升、资产负债表改善, 致使银行有动机扩大杠杆、扩张资产规模. 此外, 政策利率下调降低了银行资金成本, 使得银行通过增持自有资本、释放信号以降低外部融资成本的动机下降<sup>[36]</sup>.

结合式(14)、式(18)、式(32)可知

$$dr_L/dr = \partial r_L/\partial r \Big|_{\hat{k}} + (\partial r_L/\partial k) \times (dk/dr) > 0 \quad (33)$$

式(33)表明:政策利率上升不仅能通过利率传导效应推升贷款利率, 还能通过顺周期杠杆调整效应推升资本水平、增加综合资金成本, 从而传导至贷款端、间接推升贷款利率.

由式(23)知

$$S \equiv (\hat{r}_L - c\hat{q}) \times \partial \hat{q}/\partial k - e \Big|_{\hat{k}} \equiv 0 \quad (34)$$

因而有

$$\begin{aligned} \left( \frac{dS}{dr} \right)_{\hat{k}} &= \frac{\partial \hat{q}}{\partial k} \left( \frac{d\hat{r}_L}{dr} - c \frac{d\hat{q}}{dr} \right) + \frac{\partial}{\partial r} \left( \frac{\partial \hat{q}}{\partial k} \right) \times \\ &\quad (\hat{r}_L - c\hat{q}) = 0 \end{aligned} \quad (35)$$

结合式(9)、式(24)、式(30)、式(33)、式(35)可得式(36), 据之可得定理5.

$$\begin{aligned} \frac{d\hat{q}}{dr} &= \frac{\partial \hat{q}}{\partial r} + \frac{\partial \hat{q}}{\partial r_L} \left( \frac{\partial r_L}{\partial r} \Big|_{\hat{k}} + \frac{\partial r_L}{\partial k} \frac{dk}{dr} \right) + \\ &\quad \frac{\partial \hat{q}}{\partial k} \frac{dk}{dr} > 0 \end{aligned} \quad (36)$$

**定理5** 具有内生资本结构的银行, 其监督水平随政策利率的上升而上升  $d\hat{q}/dr > 0$ .

定理5表明:货币政策趋于宽松将导致银行监督水平下降、破产风险上升, 也即宽松货币政策具有风险溢出效应. 因此, 若实体经济稳定目标要求货币宽松, 则需配合引入其他政策工具以克服宽松货币政策对金融稳定性的负面影响.

进一步结合定理4及式(36)可知:银行顺周期杠杆调整这一内生机制从直接与间接两大渠道引发宽松货币政策的风险溢出, 且这一机制足够强, 能够逆转宽松货币政策下风险转移效应的风险抑制作用. 具体而言, 由于存在内生的顺周期杠杆调整行为, 货币政策趋于宽松将促使银行下调资本水平. 直接渠道方面, 资本水平下降通过弱化风险共担引致银行监督激励下降( $(\partial q/\partial k) \times (dk/dr) > 0$ ). 间接渠道方面, 更低的自有资本水平带来更低的综合资金成本, 并基于信贷扩张动机传导至银行贷款端, 使得贷款利率下降, 给定存款利率下单位贷款收益下降通过特许权价值效应间接引致银行监督激励下降( $(\partial \hat{q}/\partial r_L) \times (\partial r_L/\partial k) \times (dk/dr) > 0$ ).

**定理6** 引入资本监管约束  $k \geq k$ , 则

$$\frac{dk}{dr} \begin{cases} = 0, & k \in (0, \underline{k}] \\ > 0, & k \in (\underline{k}, 1] \end{cases} \quad (37)$$

定理6表明: 收紧资本监管约束能够收窄存在顺周期杠杆调整机制的区制, 抑制银行顺周期杠杆调整行为, 从而降低宽松货币政策通过这一机制产生风险溢出的可能性。然而, 顺周期杠杆调整受到抑制也意味着紧缩性货币政策的传导渠道受阻。因此, 资本监管对宽松货币政策风险溢出的抑制作用是以牺牲紧缩性货币政策的部分风险治理效果为代价的。总体而言, 宏观审慎监管对货币政策对银行体系的影响具有平抑效果。

进一步考虑银行同业关联特征的影响。将  $F$  对同业负债占比  $\theta$  求导得

$$\begin{aligned} F'_\theta &= L(r_L) \partial \hat{q} / \partial \theta + L'(r_L) (\partial \pi_0 / \partial q) \times (\partial q / \partial \theta) \\ &= L(r_L) r(1 - k) / \lambda > 0 \end{aligned} \quad (38)$$

由式(11)、式(38)得

$$dr_L / d\theta \Big|_{\hat{k}} = -F'_\theta / F'_{r_L} > 0 \quad (39)$$

将  $G$  对  $\theta$  求导得

$$\begin{aligned} G'_\theta &= \left[ \frac{\partial}{\partial \theta} \left( \frac{\partial \hat{q}}{\partial k} \right) (\hat{r}_L - c\hat{q}) + \frac{\partial \hat{q}}{\partial k} \left( \frac{\partial \hat{r}_L}{\partial \theta} \Big|_{\hat{k}} - c \frac{\partial \hat{q}}{\partial \theta} \Big|_{\hat{k}} \right) \right] \times \\ &\quad L(\hat{r}_L) + L'(\hat{r}_L) \frac{\partial \hat{r}_L}{\partial \theta} \Big|_{\hat{k}} \left[ (\hat{r}_L - c\hat{q}) \frac{\partial \hat{q}}{\partial k} - e \right] \end{aligned} \quad (40)$$

其中根据式(9)可得

$$\begin{aligned} \frac{\partial}{\partial \theta} \left( \frac{\partial \hat{q}}{\partial k} \right) &= \frac{\partial}{\partial \theta} \left( \frac{r(1 - \theta)}{\lambda} \right) \\ &= -\frac{r}{\lambda^3} [r_L^2 - 2cr(1 - k)(1 - \theta)] < 0 \end{aligned} \quad (41)$$

根据式(6)、式(39)可得

$$\begin{aligned} \frac{\partial \hat{r}_L}{\partial \theta} - c \frac{\partial \hat{q}}{\partial \theta} &= \frac{\partial \hat{r}_L}{\partial \theta} - \left[ \frac{1}{2} \frac{\partial \hat{r}_L}{\partial \theta} + \frac{2cr(1 - k) + \hat{r}_L \times \partial \hat{r}_L / \partial \theta}{2\lambda} \right] \\ &= \frac{1}{2} \times \frac{\partial \hat{r}_L}{\partial \theta} \left( 1 - \frac{\hat{r}_L}{\lambda} \right) - \frac{cr(1 - k)}{\lambda} < 0 \end{aligned} \quad (42)$$

结合式(9)、式(23)、式(24)、式(41)、式(42)可知

$$G'_\theta < 0 \quad (43)$$

结合式(28)、式(43)及隐函数求导法则可得定理7。

**定理7** 银行最优资本水平随同业关联水平的上升而下降  $dk/d\theta < 0$ 。

定理7表明: 同业负债对银行资本具有挤出效应。根据定理4, 货币政策紧缩将导致银行上调资本水平, 此时, 同业关联水平上升将削弱顺周期杠杆调整效应, 由此放大宏观审慎监管对紧缩货币政策风险治理效果的削弱作用。货币政策宽松导致银行下调资本水平; 此时, 同业关联水平上升将加剧顺周期杠杆调整效应, 由此削弱宏观审慎监管对宽松货币政策风险溢出的抑制作用。因此, 同业关联水平对宏观审慎监管调节效果的影响在货币政策紧缩与宽松立场下具有非对称性; 总体而言, 其对宏观审慎监管的风险治理效应具有负面影响。

基于定理1~定理7以及前文分析, 得出如下推论:

**推论1** 紧缩性货币政策与宏观审慎监管对银行风险承担均具有边际治理作用。

**推论2** 宏观审慎监管能够抑制宽松货币政策的风险溢出, 以此发挥双支柱政策对银行风险承担的协同治理效应。

**推论3** 宏观审慎监管通过减弱宽松货币政策对银行特许权价值的负向冲击降低宽松货币政策的风险溢出。

**推论4** 宏观审慎监管通过减弱银行顺周期杠杆调整行为降低宽松货币政策的风险溢出。

**推论5** 宽松货币政策立场下, 同业关联水平上升将削弱宏观审慎监管对宽松货币政策风险溢出的抑制作用; 紧缩货币政策立场下, 同业关联水平上升将放大宏观审慎监管对紧缩货币政策风险治理效果的削弱作用。

## 2 研究设计与数据变量

### 2.1 数据来源

本文所使用的微观银行数据整合自国泰安银行研究数据库及 Bankfocus 数据库; 宏观及区域经济数据整合自国泰安经济研究数据库、EIU Countrydata 数据库以及 EPS 数据平台; 宏观审慎监管变量则采用 IMF 发布的中国宏观审慎政策指数。

对样本按如下程序进行筛选: 1) 剔除政策性

银行及外资银行; 2) 剔除资产总额、权益总额、净利润、存贷款总额等主要变量缺失的样本, 其余变量前推一期补漏; 3) 剔除存续期小于三年的样本。经上述处理, 最终得到 2007 年—2020 年 262 家银行的非平衡面板数据, 包括 5 家国有银行、12 家大型股份制银行、107 家城商行及 138 家农商行(含农信社、农合行), 共计 1 889 个年度观测值。与既有文献相比, 该样本所覆盖的银行范围与类型更广, 因而能在更大程度上降低样本选择偏误。

## 2.2 实证模型

### 2.2.1 基准回归

为检验推论 1~推论 2, 设定如下基准回归方程, 考察双支柱政策对银行风险承担的影响效应

$$\begin{aligned} Risk_{it} = & \beta_0 + \beta_1 MP_t + \beta_2 MPI_t + \beta_3 MP_t \times \\ & MPI_t + \beta_4 X_{it} + \beta_5 M_t + a_i + u_{it} \end{aligned} \quad (44)$$

其中被解释变量  $Risk_{it}$  为银行风险承担水平。核心解释变量为货币政策  $MP_t$ 、宏观审慎监管  $MPI_t$  以及二者的交互项  $MP_t \times MPI_t$ ; 交互项系数  $\beta_3$  代表宏观审慎监管对货币政策风险效应的调节效果, 也即双支柱协调配合对银行风险承担的影响, 是本文关心的系数。 $X_{it}$  代表时变的银行层面控制变量;  $a_i$  是银行固定效应, 用以控制不随时间变化的个体层面特征, 以缓解遗漏变量问题。由于核心解释变量为时间序列数据, 故无法控制时间固定效应, 为此进一步控制一系列宏观层面因素( $M_t$ )以期尽可能减少内生性问题。 $u_{it}$  为随机误差项,  $\beta_0$  为截距项。为控制扰动项异方差或自相关对检验统计量产生的干扰, 本文对所有回归系数均进行银行层面的聚类稳健标准误调整。

### 2.2.2 机制检验

为检验推论 3~推论 4, 建立回归方程(45)~回归方程(46), 考察宏观审慎监管是否通过“减弱宽松货币政策对银行特许权价值的负向冲击”与“减弱银行顺周期杠杆”两大渠道削弱宽松货币政策的风险溢出效应

$$\begin{aligned} cv_{it} = & \alpha_0 + \alpha_1 MP_t + \alpha_2 MPI_t + \alpha_3 MP_t \times \\ & MPI_t + \alpha_4 X_{it} + \alpha_5 M_t + a_i + u_{it} \end{aligned} \quad (45)$$

$$\begin{aligned} lev_{it} = & \alpha_0 + \alpha_1 MP_t + \alpha_2 MPI_t + \alpha_3 MP_t \times \\ & MPI_t + \alpha_4 X_{it} + \alpha_5 M_t + a_i + u_{it} \end{aligned} \quad (46)$$

方程(45)用于检验“宏观审慎监管  $\times$  货币政策  $\rightarrow$  特许权价值  $\rightarrow$  银行风险承担”这一传导路径。其中  $cv_{it}$  代表银行特许权价值。方程(46)用于检验“宏观审慎监管  $\times$  货币政策  $\rightarrow$  顺周期杠杆调整  $\rightarrow$  银行风险承担”这一传导路径。其中  $lev_{it}$  代表银行杠杆。若交互项系数  $\alpha_3$  显著, 则可为传导路径的存在性提供佐证。

### 2.2.3 同业关联水平的非对称性影响检验

为检验推论 5, 在估计双支柱调控对银行风险承担影响的基础上, 进一步设定如下扩展回归方程, 以考察银行同业关联水平这一结构维度特征的非对称性调节效应

$$\begin{aligned} Risk_{it} = & \beta_0 + \beta_1 MPloose_t \times MPIloose_t \times lbblob_{it} + \\ & \beta_2 CX_{it} + \beta_3 X_{it} + \beta_4 M_t + a_i + u_{it} \\ Risk_{it} = & \beta_0 + \beta_1 MPtight_t \times MPItight_t \times lbblob_{it} + \\ & \beta_2 CX_{it} + \beta_3 X_{it} + \beta_4 M_t + a_i + u_{it} \end{aligned} \quad (47)$$

参考黄继承等<sup>[23]</sup>, 为保持样本完整性, 结合货币政策松紧立场虚拟变量, 在原有解释变量的基础上构建一组新的解释变量  $MPloose = MP \times loose$ ,  $MPtight = MP \times tight$ ;  $MPIloose = MPI \times loose$ ,  $MPItight = MPI \times tight$ .  $lbblob_{it}$  代表同业关联水平; 将之分别与  $MPloose_t \times MPIloose_t$  和  $MPtight_t \times MPItight_t$  交互, 以分别考察宽松与紧缩货币政策立场下, 同业关联水平对宏观审慎监管调节效果的非对称性影响。三次交互项系数  $\beta_1$  反映了  $lbblob_{it}$  每变化一个单位, 宏观审慎监管对货币政策风险效应调节效果的改变幅度;  $\beta_1$  是本文关心的系数。各回归方程中,  $CX_{it}$  控制了三次交互项的全部低次项, 以期得到三次交互项系数的一致估计。计量方法上, 继续使用基准回归中的固定效应法, 以控制个体固有特征的影响。

## 2.3 变量设计

### 2.3.1 被解释变量: 银行风险承担水平

在理论模型中, 本文参照 Dell'Arriccia 等<sup>[28]</sup>的简化做法, 将银行监督水平与银行生存概率相关联, 以此反映银行风险承担水平; 其中, 生存概率的反面即为破产概率。对此, 选取  $z$ -score 度量银行风险承担水平。该指标表征银行破产概率, 是银行风险承担后果的综合反映<sup>[29]</sup>。在考虑数据可得性

的前提下,尽管难以找到指标直接测度银行的监督努力水平或风险承担意愿,但这些因素均综合反映于表征银行风险承担后果的破产概率 *z-score* 之中。该指标的计算公式如下

$$z\text{-score} = \frac{\sigma_i(ROA_u)}{ROA_u + CAR_u} \quad (48)$$

其中  $ROA_u$  为资产回报率,  $CAR_u$  为资本资产比,  $\sigma_i(ROA_u)$  为  $ROA$  的标准差。 $z\text{-score}$  越大, 银行生存概率越低、破产风险越高。该指标的核密度分布图显示其尖峰厚尾、高度有偏, 故对之取自然对数( $\ln z$ )。

### 2.3.2 核心解释变量

1) 货币政策。依据理论模型与既有文献<sup>[29, 37]</sup>, 选取一年期存款基准利率(*rated*)作为货币政策的代理变量, 并选取一年期贷款基准利率(*ratel*)作为稳健性检验。

2) 宏观审慎监管。参考陈国进等<sup>[25]</sup>, 选取IMF发布的中国宏观审慎政策指数(*mpi*)<sup>[38]</sup>进行度量。该指标将宏观审慎工具划分为12类, 通过虚拟变量累计加总法得到综合指数<sup>(4)</sup>, 能够更为全面地反映宏观审慎政策运行状况。

### 2.3.3 银行层面控制变量

参考银行风险领域的微观实证研究, 设定如下控制变量:

1) 盈利能力。以“营业利润/总资产”(*pro-past*)反映剔除财务杠杆和税制框架的影响后, 银行从事主营业务获取利润的能力。

2) 经营效率。以成本收入比(*opcopr*)度量, 是经营效率的反向指标。

3) 流动性。以贷存比(*loandp*)度量, 是银行流动性水平的反向指标, 该指标越大, 表明单位存款对应的贷款资产越多、银行流动性水平越低、流动性风险越大。

4) 分别以总资产的自然对数( $\ln ast$ )、“存款总额/负债总额”(*dplb*)来控制银行规模与负债结构。

### 2.3.4 宏观层面控制变量

1) 宏观经济发展水平。以实际人均GDP增速

(*rgdperg*)与宏观经济景气指数(*macdex*)进行刻画。

2) 金融市场发展水平。以上证综指的自然对数值( $\ln stkdex$ )度量。

3) 地区银行体系发展水平(*dbank*)。对于城农商行, 以“银行所在省份贷款总额/该省GDP”来度量; 对于国有银行及股份制银行, 考虑到其业务范围遍及全国, 以“全国年度贷款总额/全国GDP”来度量。

4) 物价水平。以通货膨胀率(*infl*)进行刻画。

### 2.3.5 机制变量

1) 特许权价值。特许权价值指银行拥有的金融特许经营牌照的价值, 反映了银行的市场势力与风险内部化程度。较高的特许权价值将增加银行由于破产而失去特许经营权的机会成本, 因而与银行风险承担具有反向关系。考虑到数据可得性, 基于理论模型及李艳<sup>[39]</sup>提出的超额利润法, 剔除银行杠杆行为的影响, 构建如下指标进行度量

$$cv = prex / (1 + \delta) \quad (49)$$

其中 *prex* 代表超额利润率, 以银行税前总资产收益率与无风险利率之差度量;  $\delta$  代表贴现率, 以一年期贷款基准利率度量。

2) 杠杆率。以“总资产/总权益”(*lev*)度量。

### 2.3.6 调节变量: 同业关联水平

依据理论模型, 以“同业负债/总负债”(*lbb*)度量, 表征银行间直接借贷关系的密切程度, 反映了银行体系的结构维度特征。

进一步构建货币政策松紧立场虚拟变量, 以分析其在不同货币政策立场下的非对称影响。参照徐明东和陈学彬<sup>[29]</sup>, 对样本期内M2增长率进行HP滤波, 得到周期项; 分别构建宽松立场(*loose*)和紧缩立场(*tight*)虚拟变量, 若周期项 $> 0$ , 则 *loose* 取值为 1, *tight* 取值为 0; 若周期项 $< 0$ , 则 *loose* 取值为 0, *tight* 取值为 1。

基于上述说明, 将主要变量及含义总结如下。

<sup>(4)</sup> 具体构造方法为: 对各宏观审慎工具设置虚拟变量, 工具生效或收紧记为 +1, 未发生变化记为 0, 失效或放松记为 -1; 将样本起始期至当期的虚拟变量取值进行加总, 得到累计值; 加总每期全部工具的累计值, 得到综合指数。12类宏观审慎工具分别为: 贷款价值比、债务收入比、信贷增长率约束、杠杆率、广义逆周期资本要求、动态贷款损失准备、准备金要求、系统重要性机构额外资本要求、同业交易限制、集中度限制、对金融机构征税、外汇贷款限制。结合我国的宏观审慎评估体系(MPA)及理论模型中的设定与分析, 本文在指标构建时进一步加入了“定价行为”类工具。

表 1 主要变量名称及定义

Table 1 Notation and definition of main variables

变量名称	变量代码	变量定义
被解释变量		
银行风险承担	$\ln z$	破产风险 $z$ -score 的自然对数值
核心解释变量		
货币政策	<i>rated</i>	一年期存款基准利率
	<i>ratel</i>	一年期贷款基准利率
宏观审慎监管	<i>mpi</i>	IMF 发布的中国宏观审慎政策指数
银行层面控制变量		
银行规模	$\ln ast$	总资产的自然对数值
流动性	<i>loandp</i>	贷存比 = 贷款总额 / 存款总额
负债结构	<i>dplb</i>	存款总额 / 负债总额
盈利能力	<i>propast</i>	营业利润 / 总资产
经营效率	<i>opcopr</i>	成本收入比 = 营业成本 / 营业收入
宏观层面控制变量		
经济发展水平	<i>rgdperg</i>	实际人均 GDP 增速
	<i>maddex</i>	宏观经济景气指数
金融市场发展水平	$\ln stkdex$	上证综指的自然对数值
地区银行体系发展水平	<i>dbank</i>	银行业务所在地贷款总额 / 该地区 GDP
物价水平	<i>infl</i>	通货膨胀率
机制变量		
特许权价值	<i>cv</i>	(税前总资产收益率 - 无风险利率) / (1 + 一年期贷款基准利率)
杠杆率	<i>lev</i>	总资产 / 总权益
调节变量		
同业关联水平	<i>lbbib</i>	同业负债 / 负债总额
非对称性分析		
货币政策立场	<i>loose</i>	宽松的货币政策立场
	<i>tight</i>	紧缩的货币政策立场

## 2.4 变量描述性统计

表 2 列示了主要变量的描述性统计结果。图 1 显示了 2007 年—2020 年中国银行业特许权价值的变化情况。既有研究表明,银行业特许权价值下跌通常与经济发展滞缓、金融危机爆发等外部不利因素相关<sup>[35]</sup>。图 1 表明,2008 年全球金融危机、2011 年欧债危机与 2014 年国内经济增速持续放缓所引致的银行体系不景气分别对应着特许权价值下跌的三个重要拐点,与文献观点相吻合,佐证了度量指标的合理性。

表 2 主要变量描述性统计结果

Table 2 Descriptive statistics of main variables

变量	定义	均值	标准差	最小值	最大值
<i>z-score</i>	<i>z-score</i>	0.034	0.019	0.010	0.332
<i>rated</i>	一年期存款基准利率 / %	2.013	0.719	1.500	4.140
<i>ratel</i>	一年期贷款基准利率 / %	4.914	0.794	4.350	7.470
<i>mpi</i>	宏观审慎政策指数	9.353	2.296	5.000	11.000
$\ln ast$	$\ln$ 总资产	25.010	1.949	19.060	31.140
<i>loandp</i>	贷存比	0.692	0.194	0.182	3.689
<i>dplb</i>	存款总额 / 负债总额 / %	80.520	12.930	28.620	99.500
<i>propast</i>	营业利润 / 总资产 / %	3.270	0.832	-2.770	9.490

续表2

Table 2 Continues

变量	定义	均值	标准差	最小值	最大值
<i>opcopr</i>	成本收入比	0.522	0.206	0.004	2.026
<i>rgdperv</i>	实际人均 GDP 增速/%	6.551	1.803	2.190	13.64
<i>macdex</i>	宏观经济景气指数/100	0.995	0.046	0.925	1.106
<i>ln_stkdex</i>	<i>ln</i> 股票市场综合指数	8.026	0.189	7.562	8.616
<i>dbank</i>	地区银行体系发展水平	1.256	0.325	0.414	3.001
<i>infl</i>	通货膨胀率/%	2.329	1.092	-0.729	5.909
<i>cv</i>	特许权价值/%	2.828	1.302	-0.965	10.18
<i>lev</i>	杠杆率	13.510	3.687	2.156	45.15
<i>lbbllb</i>	同业关联水平	0.121	0.102	0.000	0.912
<i>imkt</i>	利率市场化水平	0.528	0.087	0.213	0.687
<i>mpu</i>	货币政策不确定性	1.241	0.395	0.809	2.279
<i>nirpc</i>	非利息收入/营业收入	0.199	0.183	-0.215	2.027

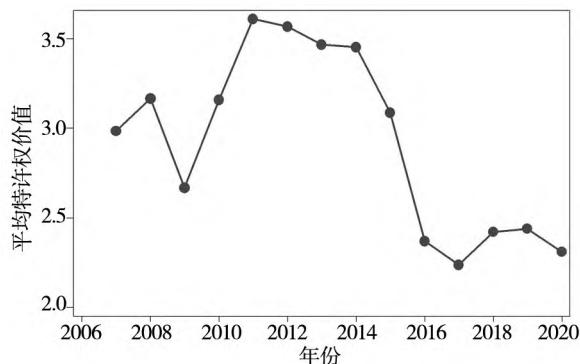


图1 中国银行业特许权价值变动情况

Fig. 1 Dynamics of bank charter value of Chinese commercial banks

### 3 经验结果分析

#### 3.1 基准回归结果

基于回归方程(44),运用固定效应法(Fixed Effects, FE),考察双支柱政策对银行风险承担的

影响. 表3 第(1)列显示, *rated* 的系数为 -0.065, 且在 1% 的水平上显著; 由于被解释变量为对数形式, 该系数表示给定其他条件不变时, 一年期存款基准利率每上升 1 个百分点, 银行破产概率下降 6.5 %. *mpi* 的系数为 -0.049, 表明宏观审慎政策指数每上升 1 个单位, 银行破产概率下降 4.9 %. 表3 第(2)列显示 *rated* × *mpi* 交互项系数为 0.013, 且在 5% 的水平上显著; 其符号与 *rated* 系数符号相异, 表明宏观审慎政策指数每上升 1 个单位, 一年期存款基准利率下降 1 个百分点对银行破产风险产生的加剧作用下降 1.3 %. 表3 第(3)列~第(4)列各关键变量系数方向与前述结果一致且均显著, 表明基准回归结果稳健. 采用个体效应 Wald 检验与 Hausman 检验判别模型优劣; 前者表明基准回归中个体效应显著; 后者拒绝原假设, 表明 FE 优于随机效应方法.

表3 双支柱调控对银行风险承担的影响

Table 3 The effect of two-pillar policies on bank risk-taking

变量	(1) <i>ln z</i>	(2) <i>ln z</i>	(3) <i>ln z</i>	(4) <i>ln z</i>
<i>rated</i>	-0.065 *** (0.02)	-0.163 *** (0.06)		
<i>ratel</i>			-0.058 *** (0.02)	-0.128 ** (0.05)
<i>mpi</i>	-0.049 *** (0.01)	-0.077 *** (0.02)	-0.048 *** (0.01)	-0.094 *** (0.03)
<i>rated</i> × <i>mpi</i>		0.013 ** (0.01)		

续表 3

Table 3 Continues

变量	(1) $\ln z$	(2) $\ln z$	(3) $\ln z$	(4) $\ln z$
$ratel \times mpi$				0.009 * (0.00)
$\ln ast$	0.119 ** (0.05)	0.131 ** (0.05)	0.115 ** (0.05)	0.123 ** (0.05)
$loandp$	-0.278 *** (0.09)	-0.275 *** (0.09)	-0.276 *** (0.09)	-0.273 *** (0.09)
$dplb$	-0.006 *** (0.00)	-0.006 *** (0.00)	-0.006 *** (0.00)	-0.006 *** (0.00)
$propast$	-0.049 *** (0.02)	-0.050 *** (0.02)	-0.051 *** (0.02)	-0.052 *** (0.02)
$opcopr$	0.080 *** (0.03)	0.086 *** (0.03)	0.077 ** (0.03)	0.080 *** (0.03)
$rgdperg$	0.020 *** (0.01)	0.024 *** (0.01)	0.021 *** (0.01)	0.025 *** (0.01)
$\ln stkdex$	0.103 *** (0.03)	0.127 *** (0.04)	0.100 *** (0.03)	0.120 *** (0.03)
$infl$	0.0002 (0.01)	0.008 (0.01)	5.58e - 05 (0.01)	0.006 (0.01)
$dbank$	-0.052 (0.06)	-0.053 (0.06)	-0.050 (0.06)	-0.050 (0.06)
$macdex$	0.219 * (0.12)	0.311 ** (0.13)	0.252 ** (0.13)	0.331 ** (0.14)
常数项	-6.294 *** (1.55)	-6.678 *** (1.64)	-6.063 *** (1.52)	-6.157 *** (1.54)
样本容量	1 889	1 889	1 889	1 889
银行数	262	262	262	262
调整后的 $R^2$	0.257	0.261	0.254	0.256
Wald 检验	71.28 ***	71.66 ***	71.06 ***	71.25 ***
Hausman 检验	66.98 ***	84.22 ***	60.42 ***	72.32 ***

注: \*、\*\*、\*\*\* 分别表示估计值在 10%、5%、1% 的水平上显著; 括号内为经银行层面聚类调整的稳健标准误。下表同。

由基准回归结果可知: 边际影响方面, 紧缩性货币政策与宏观审慎监管均能降低银行破产风险, 故二者对银行风险承担均具有边际治理效应, 推论 1 得到支持。协同影响方面, 宏观审慎监管能够削弱货币政策对银行体系的风险溢出, 由此发挥双支柱政策对银行风险的协同治理效应: 宽松货币政策在刺激实体经济增长的同时, 将通过特许权价值效应与顺周期杠杆调整效应增加银行风险承担, 从而对银行体系稳定性构成负外部性。旨

在实现实体经济稳定目标的货币政策难以同时兼顾金融稳定, 而宏观审慎监管则能削弱前述负外部性, 有效抑制宽松货币政策对银行体系的风险溢出, 从而对宽松货币政策形成有益补充, 推论 2 由此得到支持。注意到, 交互项系数与货币政策系数符号相异也意味着紧缩性货币政策的部分风险治理效果将被宏观审慎监管抵消; 然而, 宏观审慎监管自身的风险治理作用有助于弥补上述不利影响, 以此协同维护金融稳定。综上可知, 宏观审慎

监管在实现金融稳定目标方面具有比较优势,其与货币政策协调配合能够平抑货币政策对银行风险的影响,有利于货币当局专注实体经济稳定目标,从而缓解货币当局的政策负担。此外,上述经验结果也表明,在我国,宏观审慎监管与货币政策“双紧”叠加导致政策超调的可能性较低,因而能规避不必要的经济金融波动<sup>⑤</sup>。

此外,回归结果显示,ln *ast* 与 *z-score* 正相关,这与大型银行因“大而不倒”隐性担保而存在更高道德风险的基本直觉相一致。*opcopr* 与 *z-score* 显著正相关,*propast* 与 *z-score* 显著负相关,这与经营效率更高、盈利能力更强的银行通常具有更完善的公司治理架构、运营管理体系与风险识别技术以及更快的资本积累速度,因而内部操作风险更低、贷款回收率更高、风险内部化程度更高、风险抵御能力更强的基本直觉相一致。*dplb* 与 *z-score* 负相关,表明银行负债结构中存款占比越高,银行资金稳定性越强,破产风险越低。*loandp* 与 *z-score* 负相关,表明贷存比监管压力越大的银行,承担更高风险的激励越低。

### 3.2 稳健性检验

#### 3.2.1 被解释变量的不同度量方式

在基准回归中,本文采用综合反映银行风险承担后果的破产概率 *z-score* 度量银行风险承担水平。进一步引入表征银行加权平均风险评级状况的风险加权资产比率(*rwar*)作为被解释变量的替代性指标进行稳健性检验。参照马勇和姚弛<sup>[24]</sup>,引入规模(总资产的自然对数)、盈利能力(总资产收益率)、银行效率(成本收入比)、收益结构(非利息收入占比)作为银行层面控制变量,宏观层面控制变量与基准回归保持一致。结果报告于表4。其中,核心解释变量系数方向与基准回归一致且均显著,表明结果稳健性良好。

表4 稳健性检验:被解释变量的不同度量方式

Table 4 Robustness check with a different measurement of dependent variable

变量	(1) <i>rwar</i>	(2) <i>rwar</i>
<i>rated</i>	-5.923 *** (1.463)	
<i>mpi</i>	-1.633 *** (0.591)	-3.785 *** (0.918)
<i>ratel</i>		-5.509 *** (1.312)
<i>rated</i> × <i>mpi</i>	0.843 *** (0.165)	
<i>ratel</i> × <i>mpi</i>		0.779 *** (0.150)
ln <i>ast</i>	-6.751 *** (1.949)	-6.827 *** (1.952)
<i>roa</i>	2.528 ** (1.079)	2.483 ** (1.075)
<i>opcopr</i>	4.524 *** (1.602)	4.431 *** (1.599)
<i>nirpc</i>	-8.758 *** (1.947)	-8.769 *** (1.948)
<i>rgdperg</i>	1.023 *** (0.250)	1.048 *** (0.252)
ln <i>stkdex</i>	2.320 * (1.215)	2.504 ** (1.192)
<i>infl</i>	1.131 *** (0.193)	1.131 *** (0.191)
<i>dbank</i>	6.238 ** (2.638)	6.268 ** (2.631)
<i>macdex</i>	-16.533 *** (4.684)	-16.236 *** (4.744)
常数项	122.561 *** (40.821)	137.976 *** (40.563)
样本容量	1 889	1 889
银行数	262	262
调整后的 <i>R</i> <sup>2</sup>	0.187	0.187
Wald 检验	9.93 ***	9.94 ***
Hausman 检验	499.27 ***	94.20 ***

<sup>⑤</sup> 一方面,回归结果显示宏观审慎政策和货币政策交互项的系数与货币政策系数相异,表明紧缩性货币政策的部分风险治理效果将被宏观审慎政策抵消,使得紧缩性货币政策叠加收紧的宏观审慎监管时,政策效应相互强化从而引致过度调控的可能性较低。另一方面,早期的利差保护与国际收支顺差所形成的原始资本积累以及市场改革诱发的逐利动机使得国内银行具有普遍而持续的信贷扩张冲动;信贷扩张冲动与扩张性货币政策激励相容,与紧缩性货币政策以及通过资本监管对广义信贷增速施加间接约束的宏观审慎监管激励不相容,由此使得紧缩性政策的效果往往弱于扩张性政策<sup>[29]</sup>。这一基本事实同样佐证了“宏观审慎监管与货币政策‘双紧’叠加导致政策超调的可能性较低”这一观点。

### 3.2.2 内生性问题

在基准回归中,本文在银行层面及宏观层面添加了较多控制变量,且控制了个体固定效应,尽可能缓解了遗漏变量带来的内生性干扰;此外,由于本文的核心解释变量为加总层面的货币政策及宏观审慎政策,单家银行的经营及风险承担行为将很难对之产生系统且重要的影响,因此,银行层面变量成为混淆因素或产生反向因果的可能性较为有限。在此基础上,本文进一步采用多种方法来缓解潜在内生性问题。

1)引入被解释变量滞后项。参考田国强和李双建<sup>[40]</sup>的做法,在基准回归方程中引入被解释变量的滞后项,以控制上期单体银行风险承担行为

对当期加总层面双支柱政策变量的影响,从而缓解潜在反向因果偏误。这一做法在缓解内生性偏误的同时也考虑了银行风险承担的动态持续性特征。分别采用差分 GMM 方法与系统 GMM 方法估计这一动态面板模型,回归结果列示于表 5。各回归模型的 Wald 检验值均显著,表明回归结果总体显著;Sargan 检验值显示所有回归模型均未能在 10% 的显著性水平上拒绝“工具变量有效”这一原假设,表明工具变量选取合理;AR(1) 和 AR(2) 检验分别拒绝和接受了“模型不存在序列相关”的原假设,表明模型不存在二阶序列相关。各列中,核心解释变量估计系数的方向与显著性与基准回归一致,表明结果稳健性良好。

表 5 引入被解释变量滞后项  
Table 5 Tests with lagged dependent variable

变量	FD-GMM		SYS-GMM		FD-GMM		SYS-GMM	
	(1) $\ln z$	(2) $\ln z$	(3) $\ln z$	(4) $\ln z$	(5) $rwar$	(6) $rwar$	(7) $rwar$	(8) $rwar$
$L. \ln z$	0.409 ** (0.196)	0.415 ** (0.205)	0.717 *** (0.086)	0.688 *** (0.122)				
$L. rwar$					0.177 (0.161)	0.181 (0.160)	0.570 *** (0.085)	0.572 *** (0.085)
$rated \times mpi$	0.033 *** (0.011)		0.052 *** (0.014)		0.925 *** (0.323)		0.873 *** (0.281)	
$ratel \times mpi$		0.027 ** (0.011)		0.063 *** (0.016)		0.835 *** (0.295)		0.800 *** (0.264)
$rated$	-0.376 *** (0.129)		-0.621 *** (0.163)		-5.820 * (3.492)		-5.585 * (2.941)	
$ratel$		-0.316 ** (0.136)		-0.780 *** (0.198)		-4.968 (3.316)		-5.047 * (2.816)
$mpi$	-0.098 *** (0.035)	-0.161 ** (0.068)	-0.154 *** (0.042)	-0.379 *** (0.100)	-1.884 * (1.123)	-4.117 ** (1.886)	-1.949 * (1.008)	-4.166 ** (1.682)
$\ln ast$	-0.072 *** (0.024)	-0.069 *** (0.025)	-0.032 * (0.017)	-0.020 (0.023)	0.976 *** (0.291)	0.941 *** (0.294)	0.846 *** (0.266)	0.828 *** (0.264)
$loandp$	-0.515 *** (0.197)	-0.479 ** (0.196)	-0.734 *** (0.161)	-0.641 *** (0.213)				
$dplb$	-0.008 ** (0.003)	-0.007 ** (0.003)	-0.006 * (0.003)	-0.002 (0.005)				
$propast$	-0.025 (0.039)	-0.039 (0.041)	0.062 (0.047)	0.099 (0.061)				
$opcopr$	-0.051 (0.052)	-0.070 (0.053)	0.017 (0.079)	0.172 (0.134)	5.641 * (3.003)	6.121 ** (3.037)	6.509 ** (3.310)	6.808 ** (3.256)
$roa$					-1.183 (4.479)	-1.264 (4.492)	1.924 (3.259)	1.796 (3.240)

续表5

Table 5 Continues

变量	FD-GMM		SYS-GMM		FD-GMM		SYS-GMM	
	(1) $\ln z$	(2) $\ln z$	(3) $\ln z$	(4) $\ln z$	(5) $rwar$	(6) $rwar$	(7) $rwar$	(8) $rwar$
<i>nirpc</i>					-6.898 ** (2.991)	-7.191 ** (2.975)	-3.619 * (1.999)	-3.694 * (1.997)
<i>rgdperg</i>	-0.007 (0.010)	-0.007 (0.011)	-0.016 * (0.009)	-0.016 (0.011)	0.964 * (0.518)	0.894 * (0.541)	1.283 *** (0.383)	1.268 *** (0.386)
<i>ln stkdex</i>	-0.021 (0.026)	-0.028 (0.030)	-0.035 (0.041)	-0.070 (0.052)	-0.970 (1.522)	-0.692 (1.470)	-2.175 (1.818)	-1.890 (1.766)
<i>infl</i>	0.037 ** (0.017)	0.031 * (0.018)	0.073 *** (0.021)	0.104 *** (0.029)	0.780 ** (0.368)	0.731 ** (0.363)	0.791 *** (0.297)	0.779 *** (0.288)
<i>dbank</i>	-0.189 (0.118)	-0.227 * (0.127)	-0.172 * (0.104)	-0.206 (0.152)	-6.040 (13.382)	-3.671 (13.814)	-5.631 (8.340)	-4.788 (8.454)
<i>macdex</i>	0.077 (0.236)	0.070 (0.254)	0.284 (0.297)	0.571 (0.390)	-17.020 * (9.295)	-17.162 * (9.107)	-6.350 (7.045)	-6.545 (7.044)
常数项	2.251 ** (1.069)	3.027 ** (1.344)	2.454 *** (0.951)	4.198 *** (1.488)	-5.941 (29.719)	7.078 (27.669)	-34.418 (31.337)	-22.011 (29.216)
样本容量	1 533	1 533	1 533	1 533	1 533	1 533	1 533	1 533
银行数	245	245	245	245	245	245	245	245
Wald 检验值	273.16 ***	275.77 ***	557.20 ***	556.03 ***	178.14 ***	178.41 ***	324.79 ***	323.93 ***
<i>Sargan</i>	19.225 7	20.461 5	32.879 4	16.607 2	33.060 5	33.119 5	45.772 3	46.146 5
<i>Sarganp</i>	0.203 7	0.154 9	0.134 1	0.411 4	0.275 3	0.272 9	0.245 0	0.233 1
<i>AR(1)</i>	0.002 6 ***	0.003 2 ***	0.000 0 ***	0.000 0 ***	0.005 2 ***	0.004 7 ***	0.000 0 ***	0.000 0 ***
<i>AR(2)</i>	0.429 5	0.327 9	0.829 8	0.716 2	0.064 6	0.058 6	0.482 4	0.468 3

注: GMM 估计过程均采用“两步法”(two-step),且均采用 Windmeijer(2005)纠偏估计量计算标准误。

2) 样本切分法检验。参考 Dell' Ariccia 等<sup>[41]</sup>、李双建和田国强<sup>[42]</sup>的研究,采用样本切分方法进一步缓解反向因果困扰,回归结果列示于表 6。首先,考虑到系统重要性银行具有业务规模大、系统关联性强等特点,其风险承担行为能够反映全国层面银行风险承担的变化<sup>[43]</sup>,故双支柱政策的制定可能受系统重要性银行风险承担行为的反向影响。为此,从样本中剔除系统重要性银行并重新进行回归<sup>⑥</sup>,结果列示于表 6 第(1)列和第(3)列。其次,考虑到货币政策主要

对全国宏观经济状况做出反应,因此在与全国经济状况相关性更低的地区,货币政策的外生性相对更强<sup>[41-43]</sup>。为此,仅保留银行业务所在城市与全国经济运行状况相关性更低的样本并重新进行回归<sup>⑦</sup>,结果列示于表 6 第(2)列和第(4)列。可以看出,在基于样本切分法的回归中,货币政策与宏观审慎监管交互项系数仍保持显著为正,表明双支柱政策对银行风险承担的协同治理效应由反向因果导致的可能性较为有限。

⑥ 参考李双建和田国强<sup>[42]</sup>,将“工农中建交”五大国有银行划分为系统重要性银行。

⑦ 在 Dell' Ariccia 等<sup>[41]</sup>及李双建和田国强<sup>[42]</sup>做法的基础上,构建如下更为细化的指标以刻画银行业务所在城市与全国经济运行状况的相关性:首先,采用城市 GDP 增速与全国 GDP 增速的相关系数表征该城市与全国经济运行状况的相关性;其次,以银行在各城市的分支机构分布比例为权重计算其加权平均值,得到银行业务所在城市与全国经济状况的平均相关性。保留该指标取值低于中位数的样本并重新进行回归。

表 6 样本切分法检验

Table 6 Tests with the method of sample segmentation

变量	(1) $\ln z$	(2) $\ln z$	(3) $rwar$	(4) $rwar$
<i>rated</i>	-0.153 ** (0.062)	-0.172 *** (0.062)	-6.296 *** (1.581)	-6.723 *** (1.843)
<i>mpi</i>	-0.072 *** (0.022)	-0.091 *** (0.022)	-1.674 *** (0.635)	-2.070 *** (0.791)
<i>rated</i> × <i>mpi</i>	0.012 * (0.006)	0.014 ** (0.007)	0.865 *** (0.176)	1.066 *** (0.234)
$\ln ast$	0.125 ** (0.057)	0.107 * (0.055)	-7.536 *** (2.067)	-7.344 *** (2.293)
<i>loandp</i>	-0.272 *** (0.093)	-0.209 ** (0.083)		
<i>dplb</i>	-0.006 *** (0.001)	-0.009 *** (0.001)		
<i>propast</i>	-0.050 *** (0.017)	-0.071 *** (0.017)		
<i>opcopr</i>	0.082 *** (0.031)	0.086 * (0.048)	4.556 *** (1.628)	3.786 (2.607)
<i>roa</i>			2.657 ** (1.097)	1.918 (1.356)
<i>nirpc</i>			-8.854 *** (1.963)	-8.807 *** (3.029)
<i>rgdperg</i>	0.024 *** (0.008)	0.023 *** (0.008)	1.043 *** (0.256)	1.109 *** (0.392)
$\ln stkdex$	0.128 *** (0.038)	0.118 *** (0.038)	2.164 * (1.267)	2.699 * (1.617)
<i>infl</i>	0.008 (0.006)	0.012 (0.007)	1.212 *** (0.201)	1.262 *** (0.257)
<i>dbank</i>	-0.047 (0.057)	0.006 (0.063)	6.172 ** (2.654)	6.068 * (3.192)
<i>macdex</i>	0.337 ** (0.137)	0.213 (0.177)	-17.205 *** (4.868)	-21.842 *** (7.812)
常数项	-6.578 *** (1.686)	-5.611 *** (1.469)	136.144 *** (42.534)	132.735 ** (52.874)
调整后的 $R^2$	0.249	0.328	0.187	0.254
样本容量	1 821	933	1 821	933
银行数	219	215	219	215

3) 工具变量法检验。参考黄继承等<sup>[23]</sup>的做法,采用政策变量的滞后项作为工具变量,在基准回归的基础上进行两阶段最小二乘法(2SLS)估计,以期进一步缓解内生性困扰。检验结果如表 7

所示,识别不足与弱工具变量检验统计量均显示工具变量有效;各列中,核心解释变量估计系数的方向与基准回归一致且均显著,表明结果稳健性良好。

表7 稳健性检验：工具变量法检验

Table 7 Robustness test: Tests with instrumental variables

变量	(1) $\ln z$ (2SLS)	(2) $\ln z$ (2SLS)	(3) $rwar$ (2SLS)	(4) $rwar$ (2SLS)
<i>rated</i>	-0.597 *** (0.116)		-9.004 * (5.060)	
<i>ratel</i>		-0.694 *** (0.126)		-8.689 * (4.868)
<i>mpi</i>	-0.213 *** (0.034)	-0.443 *** (0.074)	-2.229 (1.614)	-5.257 (3.203)
<i>rated</i> × <i>mpi</i>	0.062 *** (0.011)		1.137 * (0.630)	
<i>ratel</i> × <i>mpi</i>		0.069 *** (0.012)		1.050 * (0.575)
$\ln ast$	0.120 *** (0.041)	0.102 ** (0.040)	-6.074 *** (2.334)	-6.107 *** (2.340)
<i>loandp</i>	-0.471 *** (0.079)	-0.480 *** (0.079)		
<i>dplb</i>	-0.008 *** (0.001)	-0.008 *** (0.001)		
<i>propast</i>	-0.046 *** (0.014)	-0.044 *** (0.014)		
<i>opcopr</i>	0.145 *** (0.034)	0.150 *** (0.035)	3.280 * (1.858)	3.289 * (1.832)
<i>roa</i>			3.877 ** (1.704)	3.917 ** (1.673)
<i>nirpc</i>			-6.974 *** (2.142)	-6.981 *** (2.144)
<i>rgdperv</i>	0.002 (0.005)	0.004 (0.006)	0.830 * (0.454)	0.828 * (0.441)
$\ln stkdex$	0.052 * (0.027)	0.032 (0.027)	0.355 (1.412)	0.382 (1.404)
<i>infl</i>	0.038 *** (0.011)	0.051 *** (0.012)	1.169 *** (0.256)	1.174 *** (0.256)
<i>dbank</i>	-0.007 (0.063)	-0.018 (0.063)	3.492 (3.053)	3.438 (3.040)
<i>macdex</i>	0.060 (0.109)	0.155 (0.114)	-16.159 ** (8.168)	-16.438 ** (7.733)
常数项	-4.079 *** (1.157)	-1.221 (1.192)	130.079 *** (48.516)	156.592 *** (50.773)
调整后的 $R^2$	0.129	0.103	0.087	0.086
样本容量	1 256	1 256	1 256	1 256
银行数	224	224	224	224
识别不足检验	112.774 ***	120.988 ***	107.494 ***	109.594 ***
弱工具变量检验	332.457 ***	323.556 ***	130.144 ***	147.339 ***

注：识别不足检验报告 Kleibergen-Paap rk LM 统计量，弱工具变量检验报告 Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量。在独立同分布假设不成立的情况下，Anderson LM 统计量与 Cragg-Donald 统计量不再有效，故汇报 KP 统计量。

4) 安慰剂检验. 参考 Berger 等<sup>[44]</sup>的做法构造安慰剂检验, 以判断双支柱政策对银行风险承担的协同影响效应是否由其他随机性因素引致. 具体而言, 在货币政策与宏观审慎政策的样本分布中随机抽取 1 000 个伪样本并进行 1 000 次回归, 汇总各次回归中货币政策与宏观审慎政策的交互项系数, 据

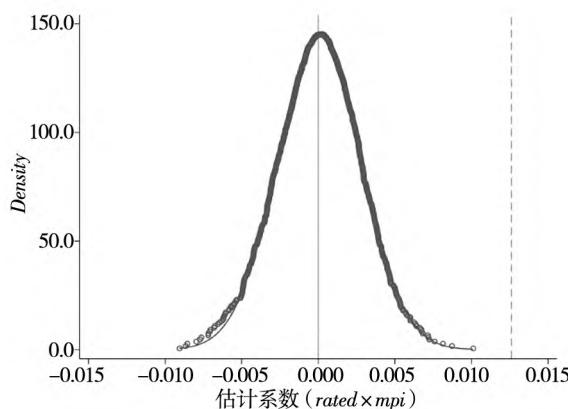


图 2 对 rated 和 mpi 随机抽样(被解释变量:  $\ln z$ )

Fig. 2 Random sampling on rated and mpi (dependent variable:  $\ln z$ )

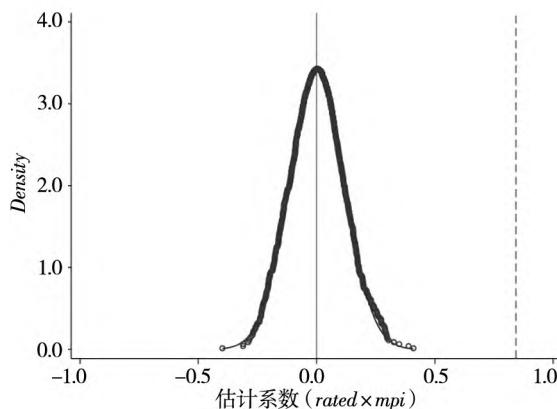


图 4 对 rated 和 mpi 随机抽样(被解释变量:  $rwar$ )

Fig. 4 Random sampling on rated and mpi (dependent variable:  $rwar$ )

### 3.3 机制检验

#### 3.3.1 特许权价值渠道

表 8 报告了方程(45)的检验结果. 其中第(2)列显示  $rated \times mpi$  的系数显著为负, 而  $rated$  的系数显著为正, 二者异号, 表明宏观审慎监管能够减弱宽松货币政策对银行特许权价值的负向冲击, 这一结果为传导路径“宏观审慎监管  $\times$  货币政策  $\rightarrow$  特许权价值  $\rightarrow$  银行风险承担”的存在性提供了佐证. 进一步地, 参考 Alesina 和 Zhuravskaya<sup>[45]</sup> 的识别思路, 若银行特许权价值是宏观审慎监管

之绘制概率密度图, 并与真实样本回归得到的交互项系数进行比较(如图 2 至图 5 所示). 结果显示, 随机模拟得出的回归系数分布在 0 值附近, 而表 3 及表 5 中的真实回归系数基本独立于该系数分布之外. 这表明, 双支柱政策对银行风险承担的协同治理效应是稳健的, 并非由随机性因素引致.

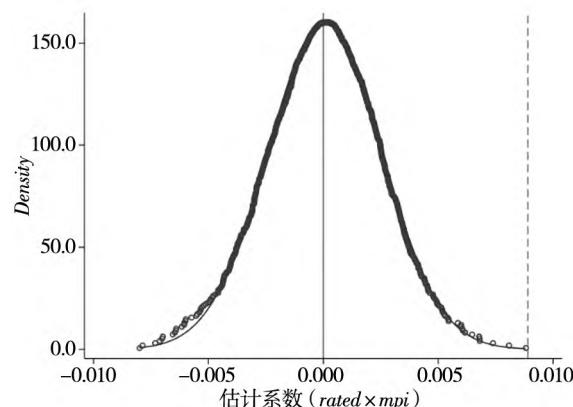


图 3 对 rated 和 mpi 随机抽样(被解释变量:  $\ln z$ )

Fig. 3 Random sampling on rated and mpi (dependent variable:  $\ln z$ )

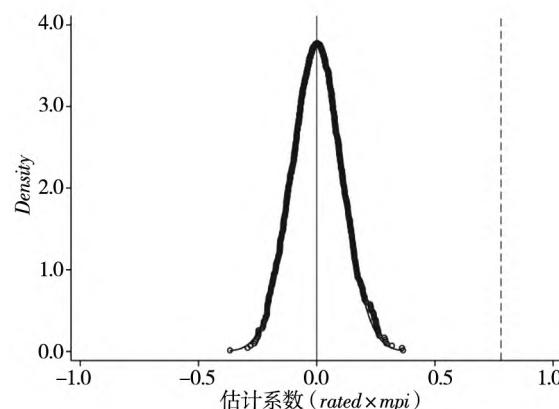


图 5 对 rated 和 mpi 随机抽样(被解释变量:  $rwar$ )

Fig. 5 Random sampling on rated and mpi (dependent variable:  $rwar$ )

影响货币政策风险效应的传导渠道, 则  $cv$  不仅应与宏观审慎监管与货币政策的交互项相关, 还应与银行风险承担水平相关, 且在基准回归中纳入特许权价值变量后, 宏观审慎监管与货币政策交互项的估计系数绝对值应出现下降. 为此, 在基准回归方程中纳入  $cv$  进行回归, 表 8 第(3)列显示  $cv$  的系数显著为负, 表明特许权价值上升显著降低了银行风险承担;  $rated \times mpi$  的系数绝对值相较于表 8 第(1)列中未纳入  $cv$  时的系数出现了一定程度的下降, 表明  $cv$  对银行风险承担行为具有

较好的解释力,这一结果为传导路径的存在性提供了辅助性的佐证。表8第(4)列~第(6)列显示了使用 *ratel* 的回归结果,各关键变量系数在显著性

与方向上与第(1)列~第(3)列相同,且 *ratel* × *mpi* 系数绝对值在第(6)列中较第(4)列更小,表明结果稳健性良好。

表8 传导机制检验:特许权价值

Table 8 Influence mechanisms identification: Bank charter value

变量	(1) <i>ln z</i>	(2) <i>cv</i>	(3) <i>ln z</i>	(4) <i>ln z</i>	(5) <i>cv</i>	(6) <i>ln z</i>
<i>cv</i>			-0.034 *** (0.01)			-0.034 *** (0.01)
<i>rated</i>	-0.163 *** (0.06)	0.475 *** (0.13)	-0.147 ** (0.06)			
<i>ratel</i>				-0.128 ** (0.05)	0.462 *** (0.10)	-0.114 ** (0.05)
<i>mpi</i>	-0.077 *** (0.02)	-0.010 (0.05)	-0.078 *** (0.02)	-0.094 *** (0.03)	0.089 (0.07)	-0.093 *** (0.03)
<i>rated</i> × <i>mpi</i>	0.013 ** (0.01)	-0.032 * (0.02)	0.012 ** (0.01)			
<i>ratel</i> × <i>mpi</i>				0.009 * (0.00)	-0.030 ** (0.01)	0.008 * (0.00)
常数项	-6.678 *** (1.64)	3.383 (3.29)	-6.564 *** (1.65)	-6.157 *** (1.54)	3.314 (2.98)	-6.094 *** (1.55)
样本容量	1 889	1 889	1 889	1 889	1 889	1 889
银行数	262	262	262	262	262	262
调整后的 <i>R</i> <sup>2</sup>	0.261	0.434	0.278	0.256	0.434	0.274

注:所有回归均包括基准回归中的其他控制变量,下表同。

上述结果表明,宏观审慎监管能够通过减弱宽松货币政策对银行特许权价值的负向冲击削弱宽松货币政策的风险溢出。推论3由此得到支持。首先,根据理论分析提出的定理2,货币宽松条件下,宏观审慎监管对银行广义信贷扩张与定价行为约束强度的上升有助于抑制流动性宽松条件下银行的激进信贷扩张与无序竞争行为,由此弱化宽松货币政策对银行特许权价值的削减作用。其次,根据理论分析提出的定理3,货币宽松条件下,宏观审慎监管趋严将促使银行增加自有资本水平、提升风险抵御能力,释放出低道德风险的积极信号;这将降低债权人对流动性宽松条件下银行进行过度信贷扩张与过度风险承担的担忧,降低债权人与银行之间的信息不对称、提高债权人对银行监督水平的估计,从而降低银行外部融资成本、对冲宽松货币政策通过利率传导效应对贷款利率形成的负向冲击,从外源层面弱化了宽松

货币政策对银行特许权价值的削减作用。最后,在实践层面,构建完善宏观审慎考核体系将倒逼商业银行改善内部治理结构、提高银行经理人的努力水平与管理效率、降低管理成本,从而提高银行对宽松货币政策对银行特许权价值不利冲击的抵御能力、从内源层面弱化了宽松货币政策对银行特许权价值的削减作用<sup>[35]</sup>。综上,加强宏观审慎监管将从内源与外源两大层面减弱宽松货币政策对银行特许权价值的负向冲击,进而抑制宽松货币政策对银行体系的风险溢出。

### 3.3.2 顺周期杠杆调整渠道

表9报告了方程(46)的检验结果。其中第(2)列显示 *rated* 的系数为负,表明政策利率下降在助推银行净值上升、资产负债表改善的同时,也将引发银行杠杆率上调,也即银行存在顺周期杠杆调整行为; *rated* × *mpi* 的系数显著为正,与 *rated* 系数异号,表明宏观审慎监管能够抑制宽松货

币政策对银行杠杆的助推作用,也即抑制银行顺周期杠杆调整行为,这一结果为传导路径“宏观审慎监管  $\times$  货币政策  $\rightarrow$  顺周期杠杆调整  $\rightarrow$  银行风险承担”的存在性提供了证据。进一步地,若顺周期杠杆调整是宏观审慎监管影响货币政策风险效应的传导渠道,则  $lev$  不仅应与宏观审慎监管与货币政策的交互项相关,还应与银行风险承担水平相关,且在基准回归中纳入  $lev$  后,宏观审慎监管与货币政策交互项的估计系数绝对值应出现下降。为此,在基准方程中纳入  $lev$  进行回归,表 9 第(3)列显示  $lev$  的系数显著为正,表明杠杆上升显著加剧了银行风险承担;

$rated \times mpi$  的系数绝对值相较于第(1)列中未纳入  $lev$  时的系数出现了一定程度的下降,表明  $lev$  对银行风险承担行为具有较好的解释力,这一结果为传导路径的存在性提供了辅助性的佐证。表 9 第(4)列~第(6)列显示了使用  $ratel$  的回归结果,各关键变量系数方向及显著性与第(1)列~第(3)列一致,且第(6)列中  $ratel \times mpi$  系数绝对值同样较第(4)列中  $ratel \times mpi$  系数更低,这表明稳健性良好。上述结果表明,宏观审慎监管能够通过抑制银行顺周期杠杆调整来削弱宽松货币政策的风险溢出效应。推论 4 由此得到支持。

表 9 传导机制检验: 顺周期杠杆调整

Table 9 Influence mechanisms identification: Procyclical leverage adjustment

变量	(1) $\ln z$	(2) $lev$	(3) $\ln z$	(4) $\ln z$	(5) $lev$	(6) $\ln z$
$lev$			0.060 *** (0.00)			0.060 *** (0.00)
$rated$	-0.163 *** (0.06)	-2.323 *** (0.79)	-0.024 (0.02)			
$ratel$				-0.128 ** (0.05)	-1.832 ** (0.71)	-0.018 (0.02)
$mpi$	-0.077 *** (0.02)	-1.181 *** (0.29)	-0.006 (0.01)	-0.094 *** (0.03)	-1.444 *** (0.46)	-0.007 (0.01)
$rated \times mpi$	0.013 ** (0.01)	0.185 ** (0.08)	0.002 (0.00)			
$ratel \times mpi$				0.009 * (0.00)	0.134 ** (0.07)	0.001 (0.00)
常数项	-6.678 *** (1.64)	-24.970 (21.22)	-5.181 *** (0.49)	-6.157 *** (1.54)	-17.630 (20.06)	-5.099 *** (0.45)
样本容量	1 889	1 889	1 889	1 889	1 889	1 889
银行数	262	262	262	262	262	262
调整后的 $R^2$	0.261	0.239	0.921	0.256	0.235	0.920

注意到,低利率环境下银行杠杆率上调引发的综合资金成本下降将基于信贷扩张动机传导至贷款端、导致单位贷款收益下降,由此,宏观审慎监管通过抑制银行顺周期杠杆调整弱化了低利率环境下单位贷款收益受到的负面影响,从而通过特许权价值渠道削弱了宽松货币政策下银行降低监督水平、提高风险承担的激励。因此,顺周期杠杆调整渠道与特许权价值渠道间存在串联式动态传导关系。

### 3.4 同业关联水平的非对称性影响检验

#### 3.4.1 基准检验

基于回归方程(47),检验同业关联水平这一结构维度特征的非对称性影响。表 10 第(1)列显示  $ratedloose \times mpiloose \times lbblob$  系数显著为负,与基准回归方程中  $rated \times mpi$  系数符号相异,表明货币政策趋松时,同业关联水平上升弱化了宏观审慎监管对宽松货币政策风险溢出的抑制作用。表 10 第(2)列显示  $ratedtight \times mpitight \times lbblob$  系

数显著为正,与基准回归方程中  $rated \times mpi$  系数符号相同,表明货币政策趋紧时,同业关联水平上升放大了宏观审慎监管对紧缩性货币政策风险治理效果的削弱作用.

表 10 第(3)列 ~ 第(4)列报告了使用替代性指标  $ratel$  的回归结果,各关键变量系数方向与第(1)列 ~ 第(2)列一致且均显著,表明稳健性良好,推论 5 由此得到支持. 依据理论分析,同业关联水平上升会挤出银行资本,在货币政策趋松与趋紧时分别加剧和减弱银行顺周期杠杆调整,从而削弱了利率宽松时宏观审慎监管的稳定效应、加剧了利率收紧时宏观审慎监管的政策冲突问题. 此外,在实践层面,同业负债在高资金成本驱动下往往基于逐利动机通过表内通道展开具有高

风险高收益特征的影子银行业务. 该类通道业务虽本质为信贷业务,但却具有更低的风险权重<sup>[46~48]</sup>,从而客观上减少了资本消耗、名义上提高了银行资本充足率、弱化了资本监管约束,但实质上却增加了银行的隐性加杠杆空间,由此促使银行增加隐性杠杆、降低真实资本充足水平,致使其风险共担效应减弱、风险承担激励上升<sup>[49]</sup>. 因此,在货币政策趋于宽松时,以同业负债占比刻画的同业关联水平上升引致影子银行业务规模上升,使得银行的隐性杠杆增大,实质上放大了银行隐性杠杆的顺周期调整,由此削弱了宏观审慎监管对宽松货币政策溢出的治理效果. 综上,同业关联水平上升客观上增加了宏观审慎监管难度、降低了微观金融稳定性,从而削弱了宏观审慎监管的风险治理效果.

表 10 同业关联水平的非对称调节效应

Table 10 Asymmetric moderation effect of interbank connection

变量	(1) $\ln z$	(2) $\ln z$	(3) $\ln z$	(4) $\ln z$
$ratedloose \times mpiloose \times lbblob$	-0. 955 * (0. 53)			
$ratedtight \times mpitight \times lbblob$		0. 114 *** (0. 03)		
$ratelloose \times mpiloose \times lbblob$			-0. 623 * (0. 36)	
$rateltight \times mpitight \times lbblob$				0. 094 5 *** (0. 03)
常数项	-5. 888 *** (1. 48)	-4. 882 *** (1. 42)	-5. 888 *** (1. 48)	-5. 113 *** (1. 43)
样本容量	1 847	1 847	1 847	1 847
银行数	253	253	253	253
调整后的 $R^2$	0. 252	0. 249	0. 252	0. 250

说明: 所有回归均包括基准回归中的控制变量与三次交互项的全部低次项,下表同.

### 3.4.2 工具变量法检验

进一步使用工具变量法,以期尽可能分离出银行同业关联特征中的外生性成分,减少交互项的内生性困扰. 参考陈云松<sup>[50]</sup>、Shin 和 Shin<sup>[51]</sup>的思路,本文基于银保监会公开的金融许可证信息爬取银行物理网点分布数据,并采用银行物理网点的空间分散度及同业负债占比的滞后项作为工具变量进行回归<sup>⑧</sup>. 相关性方面,物理网点空间分散度更高的银行通常在吸收存款方面

具有更高的先天资源禀赋,其存款资金对贷款发放与资产扩张的支撑力度较强,因而对同业资金的依赖度相对更低. 外生性方面,银行物理网点分散度上升主要由准入管制放松政策驱动,在短期视国内受双支柱政策调控下银行主动负债结构选择行为及风险承担行为影响的可能性较低. 工具变量法的检验结果如表 11 所示,识别不足与弱工具变量检验统计量均拒绝原假设, Sargan 检验值显示所有回归方程均未

⑧ 银行物理网点的空间分散度 = 1 - 银行在各城市开设分支机构比例的平方和.

能在 10% 的显著性水平上拒绝“工具变量有效”这一原假设, 表明工具变量选取具有一定的合

理性; 各列估计系数方向均与表 10 一致, 表明结果稳健.

表 11 同业关联水平的非对称调节效应: 工具变量法

Table 11 Asymmetric moderation effect of interbank connection: Tests with instrumental variables

变量	(1) $\ln z$	(2) $\ln z$	(3) $\ln z$	(4) $\ln z$
$ratedloose \times mpiloose \times lbblob$	-2.617 * (1.470)			
$ratedtight \times mpitight \times lbblob$		0.119 *** (0.029)		
$ratelloose \times mpiloose \times lbblob$			-1.731 * (1.011)	
$rateltight \times mpitight \times lbblob$				0.104 *** (0.024)
常数项	-4.110 *** (1.322)	-4.347 *** (1.389)	-4.105 *** (1.324)	-4.814 *** (1.400)
样本容量	1 501	1 501	1 501	1 501
银行数	235	235	235	235
调整后的 $R^2$	0.298	0.294	0.298	0.297
识别不足检验	27.875 ***	39.283 ***	27.545 ***	37.365 ***
弱工具变量检验	6.749 ***	10.480 ***	6.657 ***	10.602 ***
Sargan	5.409	3.961	5.496	3.526
Sarganp	0.144 2	0.411 4	0.138 9	0.474 0

## 4 进一步研究与发现

理论模型及扩展回归方程分析并检验了双支柱政策对银行风险承担的协同治理机制及同业关联水平的非对称调节效应. 在此基础上, 进一步设定如下回归方程, 针对双支柱政策调控效果对结构维度及时间维度关键异质性因素的条件依赖性展开考察, 以识别政策效果的结构性差异并为优化双支柱政策运行环境提供启示.

建立回归方程(50) ~ 回归方程(51), 考察结构维度、也即银行个体层面的异质性因素对双支柱政策效果的影响

$$\begin{aligned} Risk_{it} = & \beta_0 + \beta_1 MP_t \times MPI_t \times size_{it} + \\ & \beta_2 CX_{it} + \beta_3 X_{it} + \beta_4 M_t + a_i + u_{it} \end{aligned} \quad (50)$$

$$\begin{aligned} Risk_{it} = & \beta_0 + \beta_1 MP_t \times MPI_t \times nirpc_{it} + \\ & \beta_2 CX_{it} + \beta_3 X_{it} + \beta_4 M_t + a_i + u_{it} \end{aligned} \quad (51)$$

方程(50)和方程(51)分别考察了双支柱政策效果是否会因银行规模及业务结构异质性而产生结构性差异. 其中  $size_{it}$  为银行规模虚拟变量;

参照申创和赵胜民<sup>[52]</sup>, 将 5 家国有银行与 12 家大型股份制银行划分为大型银行, 将城农商行划分为中小型银行, 以中小型银行为参照组构建虚拟变量.  $nirpc_{it}$  表示非利息业务占比(非利息收入/营业收入), 反映银行业务结构差异; 非利息收入占比越高, 表明银行业务多元化程度越高, 对传统存贷业务的依赖程度越低. 将  $size_{it}$ 、 $nirpc_{it}$  分别与  $MP_t \times MPI_t$  交互, 分别考察不同银行规模与不同业务结构下, 双支柱调控效果是否存在差异. 各方程中,  $CX_{it}$  控制了三次交互项的其他全部低次项;  $\beta_1$  是本文关心的系数.

建立回归方程(52) ~ 回归方程(53), 考察时间维度、也即货币政策实施环境层面的异质性因素对双支柱政策效果的影响

$$\begin{aligned} Risk_{it} = & \beta_0 + \beta_1 MP_t \times MPI_t \times imkt_t + \\ & \beta_2 CX_{it} + \beta_3 X_{it} + \beta_4 M_t + a_i + u_{it} \end{aligned} \quad (52)$$

$$\begin{aligned} Risk_{it} = & \beta_0 + \beta_1 MP_t \times MPI_t \times mpu_t + \\ & \beta_2 CX_{it} + \beta_3 X_{it} + \beta_4 M_t + a_i + u_{it} \end{aligned} \quad (53)$$

方程(52)和方程(53)分别考察了利率市场化推进的不同阶段与货币政策不确定性的不同水

平对双支柱政策效果具有何种影响。方程(52)中,  $imkt_t$  表示利率市场化水平;参考黄晓薇等<sup>[53]</sup>,基于三项子指标的极差标准化值构建利率市场化综合指数。子指标1( $imkt_{1t}$ )为实际利率,由“名义利率(一年期存款基准利率) - 通胀率”计算得到;实际利率越大,表明金融抑制程度越低,因而是利率市场化水平的正向指标。子指标2( $imkt_{2t}$ )为 shibor7 d 利率月度数据的年度标准差;该指标越大,表明利率波动性越强,因而是利率市场化水平的正向指标。子指标3( $imkt_{3t}$ )为中国利率市场化实践的直接反映。具体而言,参照蒋海等<sup>[54]</sup>,依据层次分析法确定各利率指标权重;依据中国利率市场化进程中的重要政策与改革实践,对各利率指标按7级赋值标准进行赋值<sup>⑨</sup>;最终对12个利率指标进行加权平均<sup>⑩</sup>。该指标为利率市场化水平的正向指标。对上述三个子指标进行极差标准化,并取算术平均,即得到利率市场化综合指数。该指数综合考虑了利率市场

化的多个维度,是对中国利率市场化进程不同演化阶段的客观反映。方程(53)中,  $mpu_t$  表示货币政策不确定性;选取 Huang 和 Luk<sup>[55]</sup>基于中国十大主流报刊、采用文本分析法构建的货币政策不确定性指数进行度量<sup>⑪</sup>。报刊文本不仅涵盖了主要货币政策操作工具的调整信息与货币政策中介目标变量的变化信息,而且能够通过带有倾向性的表述反映公众对货币政策不确定性的感知,因而能够同时刻画货币政策操作层面的不确定性与预期层面的不确定性,是合理的综合性度量指标。由于该指数为月度数据,对之取算术平均得到年度数据。将  $imkt_t$ 、 $mpu_t$  分别与  $MP_t \times MPI_t$  交互,分别考察利率市场化推进的不同阶段以及货币政策不确定性的不同水平下,宏观审慎监管对货币政策风险效应的影响是否存在差异。各回归方程中,  $CX_{it}$  控制了三次交互项的全部低次项;  $\beta_1$  是本文关心的系数。

异质性变量的描述性统计结果列示于表12。

表12 异质性变量描述性统计结果

Table 12 Descriptive statistics of heterogeneity variables

变量	定义	均值	标准差	最小值	最大值
$imkt$	利率市场化水平	0.528	0.087	0.213	0.687
$mpu$	货币政策不确定性	1.241	0.395	0.809	2.279
$nirpc$	非利息收入/营业收入	0.199	0.183	-0.215	2.027

## 4.1 结构维度异质性分析

### 4.1.1 银行规模异质性

基于回归方程(50),检验双支柱调控效果是否因银行规模异质性而产生结构性差异。表13第(1)列显示  $rated \times size$  系数显著为负,与基准回归中  $rated$  系数同号,表明对于规模更大的银行,紧缩性货币政策具有更强的风险治理效果。大型银行、特别是国有银行的高管层通常由行政任命,有更强的动机与能力领会并贯彻货币当局的政策意图,从而具有更强的政策敏感性。

$mpi \times size$  系数显著为负、 $rated \times mpi \times size$  系

数显著为正,分别与基准回归中  $mpi$  及  $rated \times mpi$  系数符号相同,表明对于规模更大的银行,宏观审慎监管的边际治理效应及其对宽松货币政策风险溢出的削弱作用均更强。我国大型银行所受监管更为严格、监管密度与监管指标要求通常高于中小型银行,因而宏观审慎监管对其具有更强的风险治理效果。此外,大型银行有条件采用风险权重的内部评级法以节省资本占用;而小型银行鲜少具备该条件,因而更有动机进行监管套利以节省资本占用<sup>[56]</sup>,从而削弱了宏观审慎监管对其风险承担的边际治理效果与

⑨ 7级赋值标准为:完全管制[0]、极弱(0, 0.25)、较弱[0.25, 0.5]、半市场化[0.5]、较强(0.5, 0.75]、极强(0.75, 1)、完全市场化[1]。

⑩ 12个利率指标为:存贷款利率:人民币贷款、人民币存款、外币贷款、外币存款;货币市场利率:同业拆借、票据贴现;债券市场利率:债券发行、债券回购、现券交易;理财产品收益率:理财产品、货币基金、信托产品。

⑪ 数据公示于如下网站并定期更新:<https://economicpolicyuncertaintyinchina.weebly.com/>。

协同治理效果。表 13 第(2)列显示前述变量系数符号在使用 *ratel* 的回归结果中保持不变、且均显著;表 13 第(3)列进一步使用“总资产的自然对数”这一连续变量替代虚拟变量 *size* 进行回

归,各关键变量系数符号保持不变、且均显著,表明结果稳健性良好。综上,对于规模更大的银行,双支柱政策对银行风险承担的边际治理效应与协同治理效应更强。

表 13 结构维度异质性: 银行规模异质性

Table 13 Cross-sectional heterogeneity: Different bank sizes

变量	(1) $\ln z$	(2) $\ln z$	(3) $\ln z$
<i>rated</i> × <i>size</i>	-0.264 *** (0.08)		
<i>ratel</i> × <i>size</i>		-0.247 *** (0.08)	
<i>mpi</i> × <i>size</i>	-0.107 *** (0.02)	-0.207 *** (0.05)	
<i>rated</i> × <i>mpi</i> × <i>size</i>	0.038 *** (0.01)		
<i>ratel</i> × <i>mpi</i> × <i>size</i>		0.035 *** (0.01)	
<i>rated</i> × $\ln ast$			-0.046 *** (0.02)
<i>mpi</i> × $\ln ast$			-0.019 *** (0.01)
<i>rated</i> × <i>mpi</i> × $\ln ast$			0.008 *** (0.00)
常数项	-6.372 *** (1.64)	-6.013 *** (1.53)	-9.771 *** (1.87)
样本容量	1 889	1 889	1 889
银行数	262	262	262
调整后的 <i>R</i> <sup>2</sup>	0.284	0.282	0.287

#### 4.1.2 银行业务结构异质性

基于回归方程(51),检验双支柱政策效果是否因银行业务结构异质性而产生结构性差异。表 14 第(1)列显示 *rated* × *nirpc* 系数显著为正,与基准回归中 *rated* 系数异号,表明对于非利息业务占比更高的银行,紧缩性货币政策的风险治理效果更弱。非利息业务对传统存贷利差业务具有“挤出效应”,降低了利差收益对银行利润的贡献权重<sup>[57]</sup>,使得银行特许权价值及其带来的监督激励对政策利率变化的敏感性降低。

*rated* × *mpi* × *nirpc* 系数显著为负,与基准回归中 *rated* × *mpi* 系数符号相异,表明对于非利息

业务占比更高的银行,宏观审慎监管对宽松货币政策风险溢出的抑制效果更弱。非利息收入占比更高意味着业务结构中手续费及佣金业务以及与信贷衍生品、理财产品交易相关的其他非利息业务占比更高;后者所受市场纪律约束更少、信息披露程度更低,从而增加了宏观审慎监管难度。表 14 第(2)列显示,前述变量系数符号在使用 *ratel* 的回归结果中保持不变、且均显著,表明结果稳健性良好。综上,银行业务多元化程度上升对于发挥紧缩性货币政策的风险治理效果与宏观审慎监管对货币政策风险效应的平抑效果均具有不利影响。

表14 结构维度异质性：业务结构异质性

Table 14 Cross-sectional heterogeneity: Different business structures

变量	(1) $\ln z$	(2) $\ln z$
$rated \times nirpc$	0.705 * (0.42)	
$ratel \times nirpc$		0.732 * (0.40)
$mpi \times nirpc$	0.179 (0.12)	0.438 * (0.24)
$rated \times mpi \times nirpc$	-0.084 2 * (0.05)	
$ratel \times mpi \times nirpc$		-0.083 6 * (0.04)
常数项	-6.402 *** (1.60)	-5.555 *** (1.50)
样本容量	1 889	1 889
银行数	262	262
调整后的 $R^2$	0.267	0.264

## 4.2 时间维度异质性分析

### 4.2.1 利率市场化推进的不同阶段

基于回归方程(52),检验利率市场化推进的不同阶段对双支柱政策效果具有何种影响。表15第(1)列显示  $rated \times imkt$  系数显著为负,与基准回归中  $rated$  系数同号,表明利率市场化推进能够加强紧缩性货币政策的风险治理效应。具体而言,利率市场化水平上升有助于提高政策利率传导效率,使得政策利率上升能够更加有效地传导至银行贷款利率,从而增强银行基于特许权价值效应提高监督激励的反应敏感度。

$mpi \times imkt$  系数显著为负、 $rated \times mpi \times imkt$  系数显著为正,分别与基准回归中  $mpi$  及  $rated \times mpi$  的系数符号相同,表明利率市场化推进有助于加强宏观审慎监管对银行风险的边际治理效应及其对宽松货币政策风险溢出的削弱作用。一方面,利率市场化推进加剧了市场利率的波动性,这不仅通过降低银行参与金融市场短期资金借贷的“安全感”削弱了银行借短贷长的加杠杆动机,也弱化了银行的困境救助预期<sup>[29]</sup>,增强了外部监管

政策与银行自身风险管理政策的激励相容性,使得旨在增强银行风险抵御能力的宏观审慎考核体系得以更好落实,从而发挥出更强的政策效应。另一方面,利率市场化推进有助于改善资本市场信息结构,强化信号传递效率<sup>[58]</sup>,使宏观审慎监管通过促进银行资本增持强化低道德风险信号传递、进而降低银行资金成本、并由此减弱宽松货币政策对银行特许权价值负向冲击的效应传导机制得到更好发挥。

表15第(2)列报告了使用替代性指标  $ratel$  的回归结果,前述变量系数符号保持不变、且均显著,表明结果稳健性良好。综上,利率市场化推进有助于发挥双支柱政策对银行风险承担的边际治理效应及协同治理效应。

表15 时间维度异质性：利率市场化的不同阶段

Table 15 Time dimension heterogeneity: Different levels of interest rate marketization

变量	(1) $\ln z$	(2) $\ln z$
$rated \times imkt$	-1.732 ** (0.81)	
$ratel \times imkt$		-1.441 * (0.75)
$mpi \times imkt$	-0.431 * (0.25)	-1.176 ** (0.58)
$rated \times mpi \times imkt$	0.326 ** (0.14)	
$ratel \times mpi \times imkt$		0.291 ** (0.12)
常数项	-8.460 *** (1.95)	-10.270 *** (2.54)
样本容量	1 889	1 889
银行数	262	262
调整后的 $R^2$	0.279	0.278

### 4.2.2 货币政策不确定性的不同水平

基于回归方程(53),检验货币政策不确定性的不同水平对双支柱政策效果具有何种影响。表16第(1)列显示  $rated \times mpu$  系数显著为正,与基准回归中  $rated$  系数异号,表明货币政策不确定性上升会削弱紧缩性货币政策的风险治理效果。具体而言,货币政策不确定性上升会弱化政策预期、降低政策利率传导效率,使得政策利率上升难以有效传导至银行贷款利率,从而降低了货币政策收紧时单位贷款收益的上升幅度,由此减弱银行

基于特许权价值效应提高监督水平的激励.

$mpi \times mpu$  系数显著为正,  $rated \times mpi \times mpu$  系数显著为负, 分别与基准回归中  $mpi$  及  $rated \times mpi$  系数符号相异, 表明货币政策不确定性上升将削弱宏观审慎监管对银行风险的边际治理效应及其对宽松货币政策风险溢出的削弱作用. 一方面, 货币政策不确定性带来的政策噪音信号会对银行决策产生干扰, 同时降低企业信息披露意愿与信息披露易读性, 加剧信息不对称水平<sup>[59, 60]</sup>, 由此削弱银行的风险识别能力, 弱化宏观审慎考核体系对银行风险管理能力的倒逼改善效应, 从而削弱宏观审慎监管的风险治理效果. 另一方面, 货币政策不确定性上升会加剧政策噪音信号对资金市场的干扰, 降低信号传递效率, 弱化宏观审慎监管基于信号传递机制对银行资金成本产生的节省效应, 由此减弱宏观审慎监管对宽松货币政策对银行特许权价值负向冲击的削弱作用.

表 16 第(2)列报告了使用替代性指标  $ratel$  的回归结果, 各关键变量系数符号保持不变、且均显著, 表明稳健性良好. 综上, 货币政策不确定性上升对于发挥双支柱政策对银行风险承担的边际治理效应及协同治理效应均具有不利影响.

表 16 时间维度异质性: 货币政策不确定性的不同水平  
Table 16 Time dimension heterogeneity: Different levels of monetary policy uncertainty

变量	(1) $\ln z$	(2) $\ln z$
$mpu$	-0.771 ** (0.34)	-1.234 * (0.69)
$rated \times mpu$	0.338 ** (0.17)	
$ratel \times mpu$		0.114 ** (0.05)
$mpi \times mpu$	0.178 ** (0.08)	0.426 ** (0.19)
$rated \times mpi \times mpu$	-0.095 * (0.05)	
$ratel \times mpi \times mpu$		-0.095 ** (0.05)
常数项	-5.968 *** (1.75)	-5.235 *** (1.88)
样本容量	1 889	1 889
银行数	262	262
调整后的 $R^2$	0.275	0.273

## 5 结束语

本文基于 2007 年—2020 年 262 家银行的非平衡面板数据, 考察了双支柱调控对银行风险承担的影响效应及作用机制. 研究发现: 1) 政策的边际影响方面, 紧缩性货币政策与宏观审慎监管均能抑制银行风险承担; 政策的协同影响方面, 宏观审慎监管通过“减弱宽松货币政策对银行特许权价值的负向冲击”以及“减弱银行顺周期杠杆”两大渠道, 削弱了货币政策对银行体系的风险溢出, 虽然这一削弱作用以牺牲紧缩性货币政策的部分风险治理效应为代价, 但宏观审慎监管自身的风险治理效应有助于弥补上述不利影响, 由此发挥出双支柱政策对银行风险的协同治理效应; 2) 在结构维度: 考察同业关联对双支柱政策效应的影响发现, 同业关联水平上升弱化了宏观审慎监管对宽松货币政策风险溢出的抑制作用, 加剧了宏观审慎监管对紧缩性货币政策风险治理效果的削弱作用. 考察银行规模对双支柱政策效应的影响发现, 对于规模更大的银行, 紧缩性货币政策与宏观审慎监管均具有更好的风险治理效果, 且宏观审慎监管对宽松货币政策风险溢出的削弱作用也更强. 考察业务结构对双支柱政策效应的影响发现, 对于非利息业务占比更高的银行, 紧缩性货币政策的风险治理效果更弱, 且宏观审慎监管对宽松货币政策风险溢出的削弱作用也更弱; 3) 在时间维度: 利率市场化加强了紧缩性货币政策与宏观审慎监管对银行风险的边际治理效应, 同时也加强了宏观审慎监管对宽松货币政策风险溢出的削弱作用. 而货币政策不确定性则减弱了紧缩性货币政策与宏观审慎监管的边际治理效应, 同时也减弱了宏观审慎监管对宽松货币政策风险溢出的削弱作用.

本文的结论具有如下三方面启示: 1) 旨在维护产出稳定的货币政策难以同时兼顾金融稳定, 在货币政策调控的基础上引入宏观审慎监管协调配合, 有利于缓解货币当局政策负担、破解二元目标困境. 总体而言, 货币政策与宏观审慎监管应分别侧重产出稳定与金融稳定, 发挥各自的政策比较优势, 以此构建完善双支柱调控框架; 2) 双支

柱政策效果具有截面分配效应,这为基于政策效果的结构性差异有针对性地完善调控框架提供了启示:首先,同业关联对双支柱政策的协同影响效应具有不利影响。对此,可考虑提高同业业务的操作成本及其面临的监管成本、扩大对同业负债项目的监管范围、增加宏观审慎考核体系中同业负债指标所占权重,以期将银行同业负债占比控制在合理范围。其次,对于规模更大的银行,双支柱政策具有更好的协同治理效应,这与重点关注系统重要性金融机构以防范系统性风险的要求相一致。但与此同时,也不应忽视“小广散”型机构的系统脆弱性所引发的风险累积与关联传染。对此,可考虑通过科学设计考核指标以倒逼中小型银行优化内部治理制度、信息披露质量及风险管理技术;同时,应针对中小型银行制定更为明确的政策目标、加强政策沟通传达,以使其做出更好的政策响应。最后,银行业务多元化对于发挥双支柱政策

的协同治理效应具有消极影响。对此,监管当局可考虑引导银行关注主营业务、注重传统存贷利差业务与非利息业务协调发展;3)双支柱政策效果对时间维度异质性因素具有条件依赖性,这为优化双支柱政策的运行环境提供了启示:首先,利率市场化推进有助于发挥双支柱政策对银行风险承担的边际治理效应及协同治理效应。对此,应进一步深化落实利率市场化的阶段性成果,提高政策利率向市场利率传导的效率,完善金融市场机制,合理引导存贷款市场良性竞争。其次,货币政策不确定性上升对于发挥双支柱政策对银行风险承担的边际治理效应与协同治理效应均具有不利影响。对此,应加强央行沟通、强化政策预期、健全货币政策传导机制,以提高货币政策传导效率、降低不确定性噪音对银行风险识别能力的削弱程度。同时,也应弱化银行对货币当局的救助预期,提高其自身的风险抵御能力。

## 参 考 文 献:

- [1] 苏嘉胜,王 曦. 宏观审慎管理的有效性及其与货币政策的协调[J]. 财贸经济, 2019, 40(9): 65–83.  
Su Jiasheng, Wang Xi. A research of the effectiveness of macroprudential management and its coordination with monetary policy[J]. Finance & Trade Economics, 2019, 40(9): 65–83. (in Chinese)
- [2] 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.  
Ma Yong, Fu Li. The ‘two pillar’ framework, policy coordination and macroeconomic stability[J]. Journal of Financial Research, 2020, (8): 1–17. (in Chinese)
- [3] 李天宇,孟宪春,冯 叶. 信贷扭曲下系统性风险形成和“双支柱”政策协调问题研究——基于异质性企业的视角[J]. 中国管理科学, 2021, 29(1): 12–23.  
Li Tianyu, Meng Xianchun, Feng Ye. The formation of systemic risk and the coordination of ‘double pillar’ policy under credit distortion: Based on the perspective of heterogeneous enterprises[J]. Chinese Journal of Management Science, 2021, 29(1): 12–23. (in Chinese)
- [4] Angeloni I, Faia E. Capital regulation and monetary policy with fragile banks[J]. Journal of Monetary Economics, 2013, 60(3): 311–324.
- [5] 刘子禹,杨艳琳. 银行业竞争、风险承担与货币政策——兼论“双支柱”协同问题[J]. 宏观经济研究, 2020, (10): 17–31.  
Liu Ziyu, Yang Yanlin. Bank competition, bank risk-taking and monetary policy: In terms of two-pillar policy coordination [J]. Macroeconomics, 2020, (10): 17–31. (in Chinese)
- [6] Quint M D, Rabanal P. Monetary and Macroprudential Policy in An Estimated DSGE Model of The Euro Area[M]. Washington: International Monetary Fund, 2013.
- [7] Tayler W J, Zilberman R. Macroprudential regulation, credit spreads and the role of monetary policy[J]. Journal of Financial Stability, 2016, (26): 144–158.
- [8] 王爱俭,王璟怡. 宏观审慎政策效应及其与货币政策关系研究[J]. 经济研究, 2014, 49(4): 17–31.  
Wang Aijian, Wang Jingyi. Effect of the macro-prudential policy and the relationship between monetary policy and macro-

- prudential policy[J]. Economic Research Journal, 2014, 49(4): 17–31. (in Chinese)
- [9] 范从来, 高洁超. 银行资本监管与货币政策的最优配合: 基于异质性金融冲击视角[J]. 管理世界, 2018, 34 (1): 53–65, 191.
- Fan Conglai, Gao Jiechao. The optimal coordination of banking capital regulation and monetary policy: From the perspective of heterogeneous financial shocks[J]. Journal of Management World, 2018, 34(1): 53–65, 191. (in Chinese)
- [10] 徐海霞, 吕守军. 我国货币政策与宏观审慎监管的协调效应研究[J]. 财贸经济, 2019, 40(3): 53–67.
- Xu Haixia, Lü Shoujun. Coordination between monetary policy and macro-prudential supervision in China[J]. Finance & Trade Economics, 2019, 40(3): 53–67. (in Chinese)
- [11] 芦东, 周梓楠, 周行. 开放经济下的“双支柱”调控稳定效应研究[J]. 金融研究, 2019, (12): 125–146.
- Lu Dong, Zhou Zinan, Zhou Xing. Stabilization effects of the two-pillar framework in an open economy[J]. Journal of Financial Research, 2019, (12): 125–146. (in Chinese)
- [12] 张泽华, 周闯. 资本账户开放下的宏观审慎政策和货币政策组合研究[J]. 世界经济研究, 2019, (4): 3–16, 58, 134.
- Zhang Zehua, Zhou Chuang. Research on macro-prudential policy and monetary policy combination under the capital account openness[J]. World Economy Study, 2019, (4): 3–16, 58, 134. (in Chinese)
- [13] 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.
- Huang Yiping, Cao Yujing, Tao Kunyu, et al. The support of monetary policy and macroprudential on macroeconomic stability[J]. Journal of Financial Research, 2019, (12): 70–91. (in Chinese)
- [14] Revelo J D G, Levieuge G. When could macroprudential and monetary policies be in conflict? [J]. Journal of Banking & Finance, 2022, (139): 106484.
- [15] 方意, 张瀚文, 荆中博. “双支柱”框架下中国式宏观审慎政策有效性评估[J]. 经济学(季刊), 2022, 22(5): 1489–1510.
- Fang Yi, Zhang Hanwen, Jing Zhongbo. The evaluation of China's style macro-prudential policy based on the framework of 'double pillars' [J]. China Economic Quarterly, 2022, 22(5): 1489–1510. (in Chinese)
- [16] Beau D, Clerc L, Mojon B. Macro-Prudential Policy and The Conduct of Monetary Policy[R]. Working Papers, Santiago: Central Bank of Chile, 2012.
- [17] Himino R. Japanese responses to asset price bubbles: Comparison with the US[J]. Public Policy Review, 2016, 12(2): 253–290.
- [18] Gelain P, Ilbas P. Monetary and macroprudential policies in an estimated model with financial intermediation[J]. Journal of Economic Dynamics and Control, 2017, (78): 164–189.
- [19] Klingelhöfer J, Sun R. Macroprudential policy, central banks and financial stability: Evidence from China[J]. Journal of International Money and Finance, 2019, (93): 19–41.
- [20] Vollmer U. Monetary policy or macroprudential policies: What can tame the cycles? [J]. Journal of Economic Surveys, 2022, 36(5): 1510–1538.
- [21] Takáts E, Temesvary J. How does the interaction of macroprudential and monetary policies affect cross-border bank lending? [J]. Journal of International Economics, 2021, (132): 103521.
- [22] 马勇, 黄辉煌. 双支柱调控的金融稳定效应研究[J]. 经济理论与经济管理, 2021, 41(9): 35–54.
- Ma Yong, Huang Huihuang. The financial stability effects of the two-pillar adjustment[J]. Economic Theory and Business Management, 2021, 41(9): 35–54. (in Chinese)
- [23] 黄继承, 姚驰, 姜伊晴, 等. “双支柱”调控的微观稳定效应研究[J]. 金融研究, 2020, (7): 1–20.
- Huang Jicheng, Yao Chi, Jiang Yiqing, et al. The micro-stabilization effect of the two-pillar adjustment framework[J]. Journal of Financial Research, 2020, (7): 1–20. (in Chinese)
- [24] 马勇, 姚驰. 双支柱下的货币政策与宏观审慎政策效应——基于银行风险承担的视角[J]. 管理世界, 2021, 37(6): 51–69, 3.

- Ma Yong, Yao Chi. The effects of monetary and macro-prudential policies under the two-pillar adjustment framework: From the perspective of bank risk-taking[J]. Chinese Journal of Management Science, 2021, 37(6) : 51 – 69, 3. (in Chinese)
- [25]陈国进,蒋晓宇,赵向琴.货币政策、宏观审慎监管与银行系统性风险承担[J].系统工程理论与实践,2020,40(6):1419–1438.
- Chen Guojin, Jiang Xiaoyu, Zhao Xiangqin. Monetary policy, macro-prudential regulation and bank systemic risk-taking [J]. Systems Engineering: Theory & Practice, 2020, 40(6) : 1419 – 1438. (in Chinese)
- [26]祁敬宇,刘莹.“双支柱”调控对商业银行风险承担的影响[J].国际金融研究,2021,(9):55–64.
- Qi Jingyu, Liu Ying. The influence of two-pillar adjustment framework on risk taking of commercial banks[J]. Studies of International Finance, 2021, (9) : 55 – 64. (in Chinese)
- [27]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.
- Zhao Shengmin, Zhang Bochao. Two-pillar regulatory framework and systemic risk: An empirical analysis based on SRISK [J]. Studies of International Finance, 2022, (1) : 50 – 61. (in Chinese)
- [28]Dell’Ariccia G, Laeven L, Marquez R. Monetary policy, leverage, and bank risk-taking[J]. Journal of Economic Theory, 2010, (149) : 65 – 99.
- [29]徐明东,陈学彬.货币环境,资本充足率与商业银行风险承担[J].金融研究,2012,385(7):48–62.
- Xu Mingdong, Chen Xuebin. Monetary environment, capital adequacy ratio and commercial bank risk-taking[J]. Journal of Financial Research, 2012, 385(7) : 48 – 62. (in Chinese)
- [30]Berger A N, Hannan T H. The price-concentration relationship in banking[J]. The Review of Economics and Statistics, 1989, 71(2) : 291 – 299.
- [31]Davis R G, Korobow L, Wenninger J. Bankers on pricing consumer deposits[J]. Federal Reserve Bank of New York Quarterly Review, 1986, (11) : 6 – 13.
- [32]Peek J, Rosengren E. The capital crunch: Neither a borrower nor a lender be[J]. Journal of Money, Credit and Banking, 1995, 27(3) : 625 – 638.
- [33]蒋海,张小林,唐坤峰,等.货币政策、流动性与银行风险承担[J].经济研究,2021,56(8):56–73.
- Jiang Hai, Zhang Xiaolin, Tang Shenfeng, et al. Monetary policy, liquidity and bank risk-taking[J]. Economic Research Journal, 2021, 56(8) : 56 – 73. (in Chinese)
- [34]Guttentag J, Herring R. The Insolvency of Financial Institutions: Assessment and Regulatory Disposition[R]. Working Paper, Philadelphia: White Center for Financial Research, 1981.
- [35]项后军,张清俊,于洋.金融深化改革如何影响银行特许权价值——基于利率市场化和存款保险制度的研究[J].国际金融研究,2020,(4):76–86.
- Xiang Houjun, Zhang Qingjun, Yu Yang. How does the financial deepening reform affect the bank charter value: Based on interest rate liberalization and deposit insurance system[J]. Studies of International Finance, 2020, (4) : 76 – 86. (in Chinese)
- [36]汪莉.隐性存保、“顺周期”杠杆与银行风险承担[J].经济研究,2017,52(10):67–81.
- Wang Li. Implicit deposit insurance, pro-cyclical leverage and bank risk-taking[J]. Economic Research Journal, 2017, 52 (10) : 67 – 81. (in Chinese)
- [37]邓向荣,张嘉明.货币政策,银行风险承担与银行流动性创造[J].世界经济,2018,41(4):28–52.
- Deng Xiangrong, Zhang Jiaming. Monetary policy, bank risk taking and bank liquidity creation[J]. The Journal of World Economy, 2018, 41(4) : 28 – 52. (in Chinese)
- [38]Cerutti E, Claessens S, Laeven L. The use and effectiveness of macroprudential policies: New evidence[J]. Journal of Financial Stability, 2017, (28) : 203 – 224.
- [39]李艳.中国商业银行特许权价值:1994—2003[J].上海金融,2006,(2):26–30.
- Li Yan. Bank charter value of Chinese commercial banks: 1994 – 2003[J]. Shanghai Finance, 2006, (2) : 26 – 30. (in Chinese)

- [40] 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, 55(11): 19–35.  
Tian Guoqiang, Li Shuangjian. Economic policy uncertainty and the creation of bank liquidity: Empirical evidence from China[J]. Economic Research Journal, 2020, 55(11): 19–35. (in Chinese)
- [41] Dell’Ariccia G, Laeven L, Suarez G A. Bank leverage and monetary policy’s risk-taking channel: Evidence from the United States[J]. The Journal of Finance, 2017, 72(2): 613–654.
- [42] 李双建, 田国强. 银行竞争与货币政策银行风险承担渠道: 理论与实证[J]. 管理世界, 2020, 36(4): 149–168.  
Li Shuangjian, Tian Guoqiang. Bank competition and bank risk-taking channel of monetary policy: Theoretical and empirical analysis[J]. Journal of Management World, 2020, 36(4): 149–168. (in Chinese)
- [43] 金春雨, 张龙, 贾鹏飞. 货币政策规则、政策空间与政策效果[J]. 经济研究, 2018, 53(7): 47–58.  
Jin Chunyu, Zhang Long, Jia Pengfei. Monetary policy rules, policy space and policy effects[J]. Economic Research Journal, 2018, 53(7): 47–58. (in Chinese)
- [44] Berger A N, Guedhami O, Kim H H, et al. Economic policy uncertainty and bank liquidity hoarding[J]. Journal of Financial Intermediation, 2020, (49): 100893.
- [45] Alesina A, Zhuravskaya E. Segregation and the quality of government in a cross section of countries[J]. American Economic Review, 2011, 101(5): 1872–1911.
- [46] 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, 24(6): 22–41.  
Zhao Jing, Guo Ye. Deposit insurance, shadow banking and bank systemic risk[J]. Journal of Management Sciences in China, 2021, 24(6): 22–41. (in Chinese)
- [47] 项后军, 周雄. 流动性囤积视角下的影子银行及其监管[J]. 经济研究, 2022, 57(3): 100–117.  
Xiang Houjun, Zhou Xiong. Shadow banking and its supervision from the perspective of liquidity hoarding[J]. Economic Research Journal, 2022, 57(3): 100–117. (in Chinese)
- [48] 孙国峰, 贾君怡. 中国影子银行界定及其规模测算——基于信用货币创造的视角[J]. 中国社会科学, 2015, (11): 92–110, 207.  
Sun Guofeng, Jia Junyi. Defining China’s shadow banking and assessing its scale: Seen in term of the creation of credit money[J]. Social Sciences in China, 2015, (11): 92–110, 207. (in Chinese)
- [49] 马勇, 吕琳. 影子银行、金融监管与宏观稳定[J]. 管理科学学报, 2022, 25(6): 1–21.  
Ma Yong, Lü Lin. Shadow banking, financial regulation and macro stability[J]. Journal of Management Sciences in China, 2022, 25(6): 1–21. (in Chinese)
- [50] 陈云松. 逻辑、想象和诠释: 工具变量在社会科学因果推断中的应用[J]. 社会学研究, 2012, 27(6): 192–216, 245–246.  
Chen Yunsong. Logic, imagination and interpretation: The application of instrumental variables for causal inference in the social sciences[J]. Sociological Studies, 2012, 27(6): 192–216, 245–246. (in Chinese)
- [51] Shin H S, Shin K. Procyclicality and Monetary Aggregates[R]. Working Paper, Boston: National Bureau of Economic Research, 2011.
- [52] 申创, 赵胜民. 市场竞争度、非利息收入对银行收益的影响研究[J]. 南开经济研究, 2018, (1): 50–66.  
Shen Chuang, Zhao Shengming. The study on the impact of market competition degree and non-interest income on bank returns[J]. Nankai Economic Studies, 2018, (1): 50–66. (in Chinese)
- [53] 黄晓薇, 郭敏, 李莹华. 利率市场化进程中银行业竞争与风险的动态相关性研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2016, 33(1): 75–91.  
Huang Xiaowei, Guo Min, Li Yinghua. Study of the relationship between industry competition and bank risk-taking considering the interest rate marketization[J]. Journal of Quantitative & Technological Economics, 2016, 33(1): 75–91. (in Chinese)
- [54] 蒋海, 张小林, 陈创练. 利率市场化进程中商业银行的资本缓冲行为[J]. 中国工业经济, 2018, (11): 61–78.  
Jiang Hai, Zhang Xiaolin, Chen Chuanglian. Behavior of bank’s capital buffer under liberalization of interest rate[J].

- China Industrial Economics, 2018, (11) : 61 – 78. (in Chinese)
- [55] Huang Y, Luk P. Measuring economic policy uncertainty in China[J]. China Economic Review, 2020, (59) : 101367.
- [56] Hakenes H, Schnabel I. Bank size and risk-taking under Basel II[J]. Journal of Banking & Finance, 2011, 35(6) : 1436 – 1449.
- [57] DeYoung R, Torna G. Nontraditional banking activities and bank failures during the financial crisis[J]. Journal of Financial Intermediation, 2013, 22(3) : 397 – 421.
- [58] 田国强, 赵禹朴, 宫汝凯. 利率市场化、存款保险制度与银行挤兑[J]. 经济研究, 2016, 51(3) : 96 – 109.  
Tian Guoqiang, Zhao Yupu, Gong Rukai. Market-oriented interest rate, deposit insurance system and bank runs[J]. Economic Research Journal, 2016, 51(3) : 96 – 109. (in Chinese)
- [59] Jiang L, Pittman J A, Saffar W. Policy uncertainty and textual disclosure[J]. Accounting Horizons, 2022, 36(4) : 113 – 131.
- [60] Nagar V, Schoenfeld J, Wellman L. Economic policy uncertainty and information asymmetry[EB/OL]. Ross School of Business Paper, 2017:1333. <https://ssm.com/abstract=2841442>.

## Two-pillar regulation and bank risk-taking: Micro mechanisms and cross-sectional-and-time heterogeneity

GU Hai-feng, YU Jia-jun

Glorious Sun School of Business and Management, Donghua University, Shanghai 200051, China

**Abstract:** Two-pillar policies constitute a crucial part of the post-crisis financial stabilization framework. As regards ameliorating the two-pillar regulatory framework and mitigating banking sector risks, it is crucial to examine the effect of two-pillar policies on bank risk-taking in a systematical way. Hence, this paper analyzes the transmission mechanism between the two-pillar policies and bank risk-taking from a micro perspective. Based on this, an empirical study is conducted using bank-level panel data from 262 commercial banks in China from 2007 to 2020, to test the effects. The findings are as follows: Contractionary monetary policy and macro-prudential regulation both exert a marginal reducing effect on bank risk-taking, while loose monetary policy exerts a risk spillover effect on banks, which can be mitigated by macro-prudential regulation. Mechanism analysis shows that macro-prudential regulation mitigates the spillover effect of monetary policy by alleviating the negative impact of low-interest rate monetary policy on bank charter value and by attenuating the procyclical adjustment of bank leverage, thereby performing a coordinated risk-abating effect. In terms of cross-sectional dimension, interbank connection exerts an asymmetric influence on the coordination effect of two-pillar policies on bank risk-taking. In a monetary-easing environment, an increase in the interbank connection level weakens the mitigating effect of macro-prudential regulation on the risk spillover generated by loose monetary policy. In a monetary-tightening environment, an increase in interbank connection level worsens the weakening effect of macro-prudential regulation on the risk-reducing effect of contractionary monetary policy. Besides, two-pillar policies generate a better coordinated risk-abating effect on larger banks or those with a lower proportion of non-interest rate revenue. In terms of the time dimension, interest rate marketization strengthens the coordinated risk-abating effect of two-pillar policies, while increased monetary policy uncertainty weakens that effect.

**Key words:** two-pillar regulatory framework; bank risk-taking; macro-prudential regulation; monetary policy