

货币政策、宏观审慎监管与银行系统性风险承担

陈国进

(厦门大学经济学院金融系 王亚南经济研究院 福建 361005)

蒋晓宇

(厦门大学经济学院金融系 福建 361005)

赵向琴

(厦门大学经济学院金融系 福建 361005)

作者简介:

陈国进，厦门大学经济学院和王亚南经济研究院教授、博士生导师，闽江学者特聘教授，曾在《经济研究》、《世界经济》、《金融研究》、《经济学动态》、《数量经济技术经济研究》和 China Economic Review 等发表论文多篇，研究方向为资产定价、金融计量经济学和宏观经济学。邮箱：gjchen@xmu.edu.cn，联系电话：18959281069，通讯地址：厦门大学经济楼 A305，邮政编码：361005。

蒋晓宇，厦门大学经济学院金融系博士研究生。邮箱：Email: xmujxy@gmail.com，联系电话：18106988975，通讯地址：福建省厦门市思明南路 422 号厦门大学经济学院 N408，邮政编码：361005。

赵向琴，厦门大学经济学院教授，曾在《经济研究》、《世界经济》、《金融研究》、《经济学动态》、《数量经济技术经济研究》等发表论文多篇，研究方向为金融学和宏观经济学。邮箱：xqzhao@xmu.edu.cn，联系电话：18959285083，通讯地址：厦门大学经济楼 D204，邮政编码：361005。

基金项目：国家社会科学基金一般项目《预期灾难冲击、宏观经济波动与中国财政货币政策工具选择研究》，批准号：16BJ52028；国家自然科学基金面上项目《罕见灾难风险与资产定价：理论拓展与基于我国股市实证研究》，批准号：71471154；国家自然科学基金面上项目《经济政策不确定性与资产定价》，批准号：71771193。

文章所属议题：系统性风险与经济政策

货币政策、宏观审慎监管与银行系统性风险承担

摘要：本文是系统性层面的货币政策风险承担渠道（Systemic RTC）研究，在构建监管当局与商业银行的道德风险理论模型的基础上，选取 2007-2018 年中国 16 家大型上市商业银行为样本，利用 CCA 和 CoVaR 方法实证研究了货币政策对中国银行系统性风险承担的影响以及与宏观审慎杠杆要求的协调。结果发现：（1）宽松的货币政策（立场）、高杠杆会显著提高银行系统性风险承担；（2）宏观审慎杠杆监管与货币政策立场“紧紧”组合对降低系统性风险的政策效果比“紧松”组合更优。利率政策对宏观审慎杠杆的关注不足，通过紧缩的利率政策“去杠杆”无效；（3）利用货币政策、宏观审慎杠杆管理限制系统性风险在正常经济时期是有效的，而在危机时期可能是无效的。

关键词：货币政策；宏观审慎杠杆要求；系统性风险

JEL 分类号：E40; E52; G21

一、引言与文献综述

2007-2009 年全球金融危机爆发后，各国监管当局开始致力于恢复金融稳定性和防范系统性风险¹。一方面，全球宏观审慎的政策工具体系亟待完善，还不足以遏制风险累积和预防金融危机；另一方面，长期宽松的货币政策在诱发金融危机上难辞其咎，是否有必要在货币政策目标中加入金融稳定的因素、将货币政策作为宏观审慎的有效补充还存在争议（Woodford, 2012; Stein, 2014）。

宏观审慎政策与货币政策影响信贷和金融系统的渠道不同，二者之间存在复杂的相互作用。宏观审慎通过要求金融中介资本缓冲、杠杆等指标来增强金融体系抵御冲击的能力，货币政策则直接影响短期的实际和预期利率、长期的期限溢价以及金融机构的风险承担。利用货币政策影响风险承担激励以维护金融稳定和防范金融风险可能是有效的，可以作为宏观审慎政策的合理补充。然而，货币政策对诸如资产、期限错配、杠杆等宏观审慎政策目标的影响以及诱发系统性金融风险的机制上还很模糊，错误的政策协调反而可能加剧金融波动。

防范化解重大风险是决胜小康社会的三大攻坚战之首，其重点在于守住不发生系统性风险的底线。中国人民银行早在 2016 年就已将原先的差别准备金动态调整和协议贷款管理机制升级为宏观审慎评估体系（MPA），对商业银行资本、杠杆等提出明确要求。与此同时，在中国寻求“去杠杆”的过程中，中国人民银行试图通过实施中性趋紧的货币政策达到目的（盛松成, 2016）。目前，健全货币政策和宏观审慎双支柱的调控框架已成为我国监管改革的重点。在此背景下，货币政策与宏观审慎监管的协调及其诱发系统性金融风险的机制是重要的研究课题。

从全球范围看，各国在防范系统性金融风险中遭遇了不同的挑战。因此，宏观审慎按政策目标可分为结构性与周期性政策两方面。例如，美国大型金融机构间存在严重的交叉持有现象，欧盟区金融体系流动性严重不足，中国面临的则是高杠杆问题。结构性宏观审慎旨在减轻大型金融机构破产的外部性以及过度关联造成的系统性风险，周期性宏观审慎则旨在降低杠杆周期的放大机制和金融状况急剧逆转的风险。由于周期性宏观审慎政策与实体经济的关系紧密、对经济增长的影响深远，因而更受关注。

传统观点认为货币政策与宏观审慎政策在价格稳定和金融稳定各有侧重并且是分离的，即货币政策不应被用于金融稳定。最近，一些研究发现低利率可能会刺激金融中介选择高杠杆和过度风险承担（Adrian & Shin, 2009; Borio & Zhu, 2012），为金融危机的爆发埋下种子

¹ 国际上普遍认为金融稳定即不存在系统性金融风险，也即金融体系具有长期为实体经济提供信贷支持的能力（Adrian, 2017）。

(Farhi & Tirole, 2012)。这促使了全球金融监管体系的新一轮变化,一是货币政策在金融危机中的作用愈发受到重视,二是大型银行因其关联性和复杂性远超其他金融机构而迅速成为防范系统性风险的核心(FRB, 2015)。

货币政策的风险承担渠道(RTC, Risk-taking Channel)理论认为政策利率变动会影响金融机构的风险认知和风险忍受,进而影响其投资组合、资产定价和融资成本的风险程度(Borio & Zhu, 2012),这为货币政策影响金融稳定提供了理论依据。利率政策对银行风险承担的负向效应机制包括逐利效应(Rajan, 2005)、央行交互效应(Diamond & Rajan, 2009)、资产替代(De Nicolò et al., 2010)、杠杆顺周期效应(Adrian & Shin, 2010)等。与风险承担渠道理论相反,风险转移渠道理论(Acharya & Viswanathan, 2011)则认为政策利率与银行风险承担的正向效应,该效应依赖于银行的资本结构(Dell'Ariccia, 2014)。总体而言,货币政策对银行风险承担的影响是以上多种效应共同作用的结果。越来越多的实证研究从个体风险承担(信用风险)的角度为货币政策风险承担渠道提供了证据,包括 Z 值(Laeven & Levine, 2009;王晋斌, 2017)、风险资产占比和不良贷款率(Delis & Kouretas, 2011;方意, 2012)、贷款审批和风险评级(金鹏辉等, 2014; Dell'Ariccia, 2017)等。并且,一些研究发现货币政策的个体风险承担效应还依赖于银行的资产规模、流动性资产比例、资本充足率等(徐明东等, 2012; Dell'Ariccia et al., 2017)。然而,从金融危机和系统性层面进行研究的文献还很少。

系统性风险具有外部性和关联性²的特点,金融机构破产³随即会诱发一系列对手方的损失和违约,引起市场崩溃和金融危机。外部性使得只从信用风险层面看待金融稳定必然导致对整体风险的低估(Bernake, 2009),而道德风险更使得系统性风险难以事前观察。美国次贷危机的爆发,不仅源于银行信用风险,大型银行的过度关联和交叉持有才是罪魁祸首。个体层面上的政策评估已经无法有效维护金融稳定和防范系统性风险,从整体风险的层面研究货币政策的系统性风险承担变得愈来愈重要(Farhi & Tirole, 2012; Shin, 2017)。

货币政策系统性风险承担渠道(Systemic RTC, Martinez-Miera & Suarez, 2014; Colletaz, 2018)是对货币政策风险承担渠道理论的拓展。系统性风险可以通过合同联系、资产价格、信用紧缩、流动性螺旋被直接和间接诱发(Adrian et al., 2016)。货币政策宽松造成银行等金融机构对风险的低估和监管激励的降低(Martinez-Miera & Repullo, 2015),这在高杠杆、高风险投资组合、大量交叉持有等的驱动下,可能会提升整体或系统性风险和引发银行部门破产(ECB, 2016)。Martinez-Miera & Repullo (2015)建立了银行损失与利率政策的 DSGE 模型并引入系统性风险的考量,发现低利率会降低监管激励从而提高系统性风险。而从系统性风险累积的复杂机制中找出重要的诱发因素并纳入监管无论是从提高宏观审慎有效性的角度还是加强宏观审慎与货币政策的协调的角度都是必要的,如资产泡沫(Brunnermeier et al., 2017)、跨国资本流动(Karolyi et al., 2017)、影子银行(郭晔和赵静, 2017)等。目前,通过杠杆要求减少杠杆周期对冲击的放大作用是防范系统性风险的主要手段。

全球范围来看,日本、美国金融危机爆发的导火索分别是公司、家庭部门的持续加杠杆(债务累积),欧债危机则是银行持有主权债务占比极高,经济部门高杠杆最终从金融部门杠杆周期中得到体现(Shin, 2017)。最近,杠杆周期在中国愈来愈受到重视。2015年券商和场外资金的加杠杆加速了资产抛售,这直接诱发了“股灾”(Bian et al., 2018)。2016年提出的中国宏观审慎评估体系(MPA),将银行杠杆作为一票否决权的考核指标。已有文献中支持银行杠杆是系统性风险的关键因素的文献有很多(Mayordomo et al., 2014; Hovakimian et al., 2014),也有少数文献提出质疑(Weilβ et al., 2014; Faia & Karau, 2017)。Mayordomo et

² 例如,外部性可以从大型银行与实体经济部门的复杂信贷关系中体现,关联性则包括大型银行的交叉持有、资产组合高度重合等。

³ 大型金融机构的破产可以由特定事件引发,如金融机构的偿付能力或流动性缓冲不足等(Blancher et al., 2013)。

al.(2014)基于美国银行的证据发现杠杆、不良贷款率严重影响系统性风险，而持有金融衍生品、利率衍生品分别对系统性风险有正向和负向的影响。Hovakimian et al(2014)也认为银行规模、杠杆以及资产风险是系统性风险的关键驱动因素。另一方面，Weiß et al.(2014)则认为银行规模、杠杆、非利息收入以及银行的信贷组合并不是系统性风险的决定因素。Faia & Karau(2017)通过构建 29 家全球系统性重要银行（GSIBs）的系统性风险指标 CoVaR 和 LMRES，发现利率降低会提高系统性风险，但市场杠杆的约束作用并不明显。

综合上述文献，我们发现（1）已有文献从信用风险角度讨论了货币政策的个体银行风险承担，但对货币政策在整体或系统性层面风险承担⁴的研究还很少。（2）货币政策的宽松会提升系统性风险的证据主要来自宏观长期因果关系分析。货币政策对银行系统性风险承担影响的微观证据较少。（3）基于 DSGE 系统性层面的货币政策风险承担理论模型的相关研究很难克服模型设定错误的缺点，从道德风险角度研究货币政策与宏观审慎杠杆协调的理论模型比较少。（4）有关货币政策（立场）、宏观审慎杠杆对系统性风险承担影响的机制以及协调关系的研究还很少。

区别于已有文献相比，本文的贡献在于：（1）从社会福利角度加入系统性风险、宏观审慎监管成本的设定，将 DLM 道德风险模型的货币政策风险承担渠道拓展到系统性层面（SRTC）。（2）跳出“信用风险”的窠臼，在计算多种系统性风险指标和货币政策立场判定标准的基础上，研究货币政策（立场）、宏观审慎杠杆与银行系统性风险承担的关系及其机制。（3）研究银行系统性风险承担下的货币政策与宏观审慎杠杆协调问题（调节作用、中介作用）。（4）研究不同时期下货币政策、宏观审慎杠杆在系统性风险管理中的有效性。

本文分为七个部分：第二部分为理论模型与研究假设；第三部分为样本说明与指标测度；第四部分为货币政策与系统性风险承担的实证设计与计量结果；第五部分为银行杠杆对系统性风险承担的机制分析；第六部分为稳健性检验；第七部分为简要结论。

二、理论模型与研究假设

金融危机显示，许多全球大型商业银行或金融机构通过担保、金融合同网络等造成过度关联。大型金融机构破产会迅速蔓延，导致其他机构的连环损失或“倒闭潮”，引发金融系统瘫痪和系统性风险。“大而不能倒”或系统性重要机构（SIFIs）则进一步加剧了金融中介的道德风险（Acharya, 2009; Farhi & Tirole, 2012）。为了研究货币政策与系统性风险承担，我们基于道德风险下的监管部门和银行的最优化问题构建理论模型。我们在 DLM 模型（Allen, 2011; Dell’Ariccia et al., 2014, 2017）的基础上，从贷款信用风险的角度转为银行破产的系统性风险层面的研究⁵。中国商业银行在数量上相较于西方国家较少，但无论是规模还是系统性的排名上都处于前列。系统性风险指标如 CCA 方法也是基于破产概率的测度。因此，我们在理论模型中用银行不破产的概率来刻画系统性风险水平是合适的，货币政策则表现为政策利率和准备金率。

监管成本包括两部分，一是监管当局宏观审慎的实施成本，这部分是关于银行杠杆要求付出的外部成本；二是银行自身付出的内部成本，这部分体现的是银行对自身系统性风险承担的监管。考虑到宏观审慎政策（例如 MPA）的现实情况普遍是以要求银行杠杆率为核心，我们认为外部成本与银行杠杆相关。内部成本的设定上，指银行为确保继续或不发生破产的内部风控或监管激励⁶。外部的监管成本由监管当局承担，反映在社会福利中；内部监管成本由银行承担，反映在银行的预期利润中。

（一）模型设定

⁴ 在时间维度上，个体风险偏向于事前风险承担，但系统性风险承担却无法预测属于事后型。

⁵ DLM 模型将银行个体风险承担采用贷款信用风险的形式引入银行最优化问题，被广泛用于研究货币政策的个体风险承担渠道问题。

⁶ 信用风险方面的理论模型中，一般认为银行的贷款有一定概率发生违约，贷款违约风险反映在银行监督成本中是银行监督的努力程度（Allen, 2011; Dell’Ariccia et al., 2014）。

假设条件一是银行具备有限责任和监督成本，社会福利包含宏观审慎监管成本。模型中的系统性风险设为银行破产概率，银行需要负担一定的内部监管成本。宏观审慎监管成本作为外部成本反映在社会福利函数中，与杠杆水平正相关。假设条件二是存款者的机会成本等于无风险利率，不存在存款保险制度⁷。假设条件三是银行存在道德风险，宏观审慎杠杆用银行的借入资本与自有资本的比例来刻画。

设银行不发生重大损失的概率是 q ，否则银行破产、无法获得利润⁸。银行面临的贷款需求函数 $L(r_L) = a - b \times r_L, L \geq 0$ ， r_L 、 r_D 分别表示银行收取全部贷款的利率和偿付全部存款的利率， $r_E = (r^* + \xi) / q$ ，表示银行自有资本的收益率。其中 $\xi \geq 0$ ，为权益风险溢价，与政策利率无关； r^* 为政策利率。参考已有文献的一般设定，银行负债端自有资本比例设为 k ，存款等借入资本比例设为 $1 - k$ ，($0 < k < 1$)。银行需要付出监督成本来影响银行不破产的概率，对风险损失的内部监督成本设为每单位 $Cost_{Intern} = cq / 2$ 。监管当局的宏观审慎的监督成本是每单位信贷 $Cost_{Macro} = d(1 - k)^2$ ，($0 < d < \xi$)。在模型中对杠杆要求付出的宏观审慎成本的设定是合理的，因为在银行杠杆越高时，对杠杆监管的标准会更加严格，监管当局需要付出的外部成本也更大。反之，银行杠杆水平较低的情况下，监管当局可能会忽视或者放松宏观审慎中对杠杆的要求，外部成本也相应减小。

该模型是在银行选择系统性风险承担时产生的道德风险问题。对于系统性风险的监管银行需要付出一定的成本，宏观审慎政策成本则与银行杠杆相关。由于系统性风险承担不可被其他代理人观察，银行在投入监管成本时缺少激励。政策利率 r^* 给定，政策利率变动会影响存款者的机会成本。银行通过最优决策实现预期利润最大化，监管部门的目标则是社会福利的最优，包括银行预期利润、借款者剩余和宏观审慎政策成本三部分。

(二) 模型求解

1、基准模型

模型有 0、1、2 三个阶段，政策利率 r^* 外生，杠杆水平 k 内生。在第 0 期，监管当局根据面临的政策利率 r^* 来选择最优杠杆水平 k 实现社会福利最大化。在第 1 期，银行在杠杆要求 \hat{k} 下选择最优贷款利率 r_L 。存款利率由存款者的机会成本决定， $r_D E[q|k] = r^*$ 。在第 2 期，银行在杠杆要求 \hat{k} 和最优贷款利率 \hat{r}_L 条件下选择监督成本以决定系统性风险承担 q ，从最后一期开始使用逆向归纳法对模型进行求解。假定银行贷款利率随无风险利率的增加而增加⁹，即 $dr_L / dr^* > 0$ 。

银行的预期利润可以表示为：

$$\Pi = q \times [r_L - r_D(1 - k) - r_E k - (cq/2)] \times L(r_L) = [q \times (r_L - r_D(1 - k)) - (r^* + \xi)k - cq^2/2] \times L(r_L) \quad (1)$$

监管当局的社会福利函数 SW 如下，其中 BS 为借款者剩余、R 为借款人的保留贷款利率（最大可以接受的贷款利率）：

$$SW = BS + \Pi - Cost_{Macro} \quad (2)$$

$$= q(R - r_L)L(r_L) + q[r_L - r_D(1 - k) - r_E k - (cq/2)]L(r_L) - d(1 - k)^2 L(r_L)$$

存在以下约束条件：

$$\Pi = q(r_L - r_D(1 - k) - d(1 - k)^2 / 2q - (cq/2))L(r_L) \geq (r^* + \xi)kL(r_L) \quad (3)$$

$$r_D E[q|k] = r^* \quad (4)$$

约束条件 (3) 式使股权投资者有动机成立银行中介，约束条件 (4) 式指存款者的机会成本等于无风险利率。

在模型的第 2 期，银行令预期利润最大化，对 q 的求一阶条件：

$$\partial \Pi / \partial q = (r_L - r_D(1 - k) - cq)L(r_L) = 0 \quad (5)$$

$$\hat{q} = \min\{(r_L - r_D(1 - k)) / c, 1\} \quad (6)$$

⁷ 与西方发达国家相比，中国的存款保险制度推行时间较晚，于 2015 年 5 月 1 日出台，存款人可以在银行破产时获得最高 50 万元的赔付额。本文的数据区间是 2007 年至 2017 年，在模型不加入存款保险制度的设定并不影响模型得出的结论。

⁸ 关于破产成本的设定可以参考 Allen et al.(2015)，本文的模型不加入银行破产成本的设定。

⁹ 银行贷款利率对政策利率变动的反应可以由货币政策的利率传导渠道得到。

均衡状态下有 $E[q|k] = \hat{q}$ ，由此可得：

$$r_D = r^* / E[q|k] = r^* / \hat{q} \quad (7)$$

将 r_D 的表达式代入到 (6) 式可得：

$$\hat{q} = \left(r_L + (r_L^2 - 4cr^*(1-k))^{1/2} \right) / 2c \quad (8)$$

我们将 (8) 式中 \hat{q} 的表达式代入到 (1) 式有：

$$\Pi(\hat{q}) = [(r_L - r_D(1-k))^2 / 2c - (r^* + \xi)k]L(r_L) \quad (9)$$

在模型的第 1 期，最优系统性风险承担 \hat{q} 下的预期利润对 r_L 求一阶条件并化简得：

$$\begin{aligned} \partial \Pi(\hat{q}) / \partial r_L &= (\hat{q}r_L - r^*(1-k) - (r^* + \xi)k - c\hat{q}^2 / 2) \partial L(r_L) / \partial r_L \\ &+ qL(r_L) + \partial \Pi / \partial q^* \partial q / \partial r_L = 0 \end{aligned} \quad (10)$$

$$\begin{aligned} \partial \Pi(\hat{q}) / \partial r_L &= [(r_L - r_D(1-k))^2 / 2c - (r^* + \xi)k] \partial L(r_L) / \partial r_L \\ &+ [(r_L - r_D(1-k)) / c] L(r_L) = 0 \end{aligned} \quad (11)$$

第 0 期，给定第 1、2 期的最优选择 $\hat{q} = \hat{q}(r_L; k)$ $r_L = r_L(k)$ $r_D = r^* / \hat{q}$ ，社会福利对 k 求一阶条件决定最优杠杆要求：

$$SW = \hat{q}(R - r^*(1-k)) / \hat{q} - (r^* + \xi)k / \hat{q} - d(1-k)^2 / 2\hat{q} - c\hat{q}^2 / 2) L(r_L) \quad (12)$$

$$= (\hat{q}R - r^*(1-k) - (r^* + \xi)k - d(1-k)^2 / 2 - c\hat{q}^2 / 2) L(r_L)$$

$$dSW / dk = \partial SW / \partial k + \partial SW / \partial r_L^* dr_L / dk + \partial SW / \partial q^* dq / dk = \partial SW(\hat{q}) / \partial k = 0 \quad (13)$$

$$dSW / dk = \partial SW / \partial k = [\partial q / \partial k^* (r_L - cq) - \xi + d(1-k)] L(r_L) = 0 \quad (14)$$

由 $L(\hat{r}_L) \geq 0$ 可得 $[d^*(1-k) - \xi] + \partial \hat{q} / \partial k^* (r_L - c\hat{q}) = 0$ ，利用包络引理， $\xi - d + dk > 0$ 以及 (5) 式中的 $\hat{r}_L - c\hat{q} = r_D(1-k) > 0$ ，可知 $\partial \hat{q} / \partial k > 0$ 。利用 (14) 式对 r^* 求导可得：

$$d(\partial SW / \partial k) / dr^* = \partial \hat{q} / \partial k (dr_L / dr^* - c^* d\hat{q} / dr^*) + \partial q^2 / \partial k \partial r^* (r_L - c\hat{q}) = 0 \quad (15)$$

由 (15) 式结合 $r_L - c\hat{q} > 0$ 和 $dr_L / dr^* > 0$ 可知 $d\hat{q} / dr^* > 0$ ，据此我们可以找出政策利率对系统性风险承担的影响，得到定理 1。

定理 1：给定最优宏观审慎杠杆要求 \hat{k} 的情况下，政策利率会影响系统性风险的监督成本，银行系统性风险承担 q 总是随着政策利率 r^* 的上升而下降。

2、宏观审慎杠杆的影响

为了研究宏观审慎杠杆对系统性风险承担的影响，以及货币政策与宏观审慎杠杆的协调，在这一部分银行杠杆必须由模型之外决定。因此，我们在基准模型中将银行杠杆外生，则模型有 0、1 两期，政策利率 r^* 和银行杠杆水平 k 均为外生。在第 0 期，银行根据面临的政策利率 r^* 和杠杆水平 k 来选择最优贷款利率 r_L 。政策利率等于存款者机会成本的约束条件仍然成立， $r_D^* E[q|k] = r^*$ 。在第 1 期，银行在最优贷款利率 r_L 条件下选择监督成本以决定系统性风险承担 q ，同样使用逆向归纳法对模型进行求解。

利用基准模型的结果 (8) 式对银行杠杆 k 求偏导可得定理 2：

$$\partial \hat{q}(r_L; k) / \partial k = \partial r_L / \partial k + (\partial r_L / \partial k^* r_L + 4cr^*) / (r_L^2 - 4cr^*(1-k))^{1/2} > 0 \quad (16)$$

定理 2：相同政策利率 r^* 下，银行杠杆水平越高 (k 越小)，最优系统性风险承担也越大 (\hat{q} 越小)，银行系统性风险承担总是随着杠杆水平的上升而增加。

接下来，我们研究货币政策与宏观审慎杠杆的协调，也即货币政策系统性风险承担渠道是否依赖于银行杠杆。为此，我们需要先求解最优贷款利率对银行杠杆的反应，也即 $\partial r_L / \partial k$ 。利用逆向归纳法，在第 0 期，存在最优系统性风险承担 \hat{q} 的条件下，令 $Z \equiv \partial \Pi(\hat{q}) / \partial r_L$ ，则 Z 是 r_L 和 k 的隐函数。利用隐函数定理可知 $\partial k / \partial r_L = -\partial Z / \partial k / \partial Z / \partial r_L$ 。

$$Z \equiv \partial \Pi(\hat{q}) / \partial r_L$$

$$\begin{aligned} &= [\hat{q}r_L - r^*(1-k) - (r^* + \xi)k - d(1-k)^2 / 2 - c\hat{q}^2 / 2] \partial L(r_L) / \partial r_L \\ &+ qL(r_L) + \partial \Pi / \partial q^* \partial q / \partial r_L = 0 \end{aligned} \quad (17)$$

$$\partial Z / \partial k = \partial \hat{q} / \partial k L(r_L)$$

$$+ \partial L(r_L) / \partial r_L^* [r^* - (r^* + \xi) + d(1-k)] + [r_L - c\hat{q}]^* \partial \hat{q} / \partial k^* \partial L(r_L) / \partial r_L$$

$$= \partial \hat{q} / \partial k * L(r_L) + \partial L(r_L) / \partial r_L * \{[d(1-k) - \xi] + \partial \hat{q} / \partial k * (r_L - c\hat{q})\} \quad (18)$$

利用 (18) 式可知 $\partial Z / \partial k = \partial \hat{q} / \partial k * L(r_L) > 0$ 。

$$\begin{aligned} & \partial Z / \partial r_L \\ &= \partial \{(\hat{q}r_L - r^*(1-k) - (r^* + \xi)k - d(1-k)^2 / 2 - c\hat{q}^2 / 2) * \partial L(r_L) / \partial r_L + qL(r_L)\} / \partial r_L \\ &= 2\hat{q}\partial L(r_L) / \partial r_L + (\hat{q}r_L - r^*(1-k) - (r^* + \xi)k - d(1-k)^2 / 2 - c\hat{q}^2 / 2) \partial^2 L(r_L) / \partial r_L^2 \\ & \quad + L(r_L) \partial \hat{q} / \partial r_L \end{aligned} \quad (19)$$

银行在最优 r_L 下实现利润最大化时, $\partial Z / \partial r_L = \partial^2 \Pi / \partial r_L^2 < 0$, 由 (18)、(19) 可知 $\partial r_L / \partial k > 0$, 利用 (8) 式对最优系统性风险承担 \hat{q} 求 r_L 、 k 的二阶偏导:

$$\partial \hat{q} / \partial r^* = \{\partial r_L / \partial r^* + [2r_L \partial r_L / \partial r^* - 4c(1-k)] / [r_L^2 - 4cr^*(1-k)]^{1/2}\} / (2c) \quad (20)$$

$$\begin{aligned} \partial \hat{q}^2 / \partial r^* \partial k &= \partial \{(k-1) / [r_L^2 - 4cr^*(1-k)]^{1/2}\} / \partial k \\ &= 1 / [r_L^2 - 4cr^*(1-k)]^{1/2} + (1-k)(r_L \partial r_L / \partial k + 4cr^*) / [r_L^2 - 4cr^*(1-k)]^{3/2} \end{aligned} \quad (21)$$

由于 $\partial r_L / \partial k > 0$, 所以 $\partial \hat{q}^2 / \partial r^* \partial k > 0$, 我们得到定理 3。

定理 3: 政策利率对系统性风险承担会依赖于银行杠杆水平, $\partial \hat{q}^2 / \partial r^* \partial k > 0$ 。高杠杆下 (k 越大), 政策利率的系统性风险承担渠道 (SRTC) 越明显, 也即政策利率下降更容易造成银行系统性风险承担的上升。

3、加入存款准备金率的系统性风险承担模型

我们在基准模型的基础上引入存款准备金率 e , 讨论存准率对系统性风险承担的影响, 以及银行杠杆的调节作用, 其余设定与基准模型一致。政策利率 r^* 以及存款准备金率 e 外生, 杠杆水平内生。银行根据面临的存款准备金率 e 先后在第 0、1、2 三期分别选择最优杠杆水平 k 、最优贷款利率 r_L 、最优系统性风险承担 q 。银行贷款利率随存款准备金率的增加而增加¹⁰, 即 $dr_L / de > 0$ 。加入存准率后的预期利润为:

$$\begin{aligned} \Pi &= q\{[r_L - r_D(1-k) / (1-e)] - r_E k - d(1-k)^2 / 2q - (cq / 2)\}L(r_L) \\ &= [qr_L - qr_D(1-k) / (1-e) - (r^* + \xi)k - (cq^2 / 2) - d^*(1-k)^2 / 2]L(r_L) \end{aligned} \quad (22)$$

在模型的第 2 期, 令预期利润最大化, 对 q 的求一阶条件, 再次使用(6)式:

$$\partial \Pi / \partial q = [r_L - r_D(1-k) / (1-e) - cq]L(r_L) = 0 \quad (23)$$

$$\hat{q} = \min\{[r_L - r_D(1-k) / (1-e)] / c, 1\} \quad (24)$$

$$\hat{q} = \{r_L + [r_L^2 - 4cr^*(1-k) / (1-e)]^{1/2}\} / 2c \quad (25)$$

在模型的第 1 期, 银行选择最优贷款利率 \hat{r}_L 。在模型的第 0 期, 给定最优 \hat{q} 、 \hat{r}_L , 均衡条件下 $r_D = r^* / \hat{q}$, 选择最优宏观审慎杠杆 k :

$$\begin{aligned} \Pi &= \hat{q}[r_L - r^*(1-k) / \hat{q}(1-e) - (r^* + \xi)k - \hat{q} - d(1-k)^2 / 2\hat{q} - (c\hat{q} / 2)]L(r_L) \\ &= [\hat{q}r_L - r^*(1-k) / (1-e) - (r^* + \xi)k - d(1-k)^2 / 2 - c\hat{q}^2 / 2]L(r_L) \end{aligned} \quad (26)$$

$$\partial \Pi / \partial k = [er^* / (1-e) + d(1-k) - \xi] + \partial \hat{q} / \partial k (r_L - c\hat{q}) \quad (27)$$

$$d(\partial \Pi / \partial k) / de = r^* / (1-e)^2 + \partial \hat{q} / \partial k (dr_L / de - cd\hat{q} / de) + \partial \hat{q}^2 / \partial k \partial e (r_L - c\hat{q}) = 0 \quad (28)$$

利用 $\partial \hat{q} / \partial k > 0$ 、 $r_L - c\hat{q} > 0$ 、 $r^* / (1-e)^2 > 0$ 和 $dr_L / de > 0$ 可知 $d\hat{q} / de > cd r_L / de > 0$, 据此我们可以得到定理 4。

定理 4: 在银行选择最优杠杆水平 k 、最优贷款利率 \hat{r}_L 的条件下, 银行系统性风险承担水平随存款准备金率的上升而下降, $dq / de > 0$ 。

$$\begin{aligned} Z \equiv \partial \Pi(\hat{q}) / \partial r_L &= [\hat{q}r_L - r^*(1-k) - (r^* + \xi)k - d(1-k)^2 / 2 - c\hat{q}^2 / 2] \partial L(r_L) / \partial r_L \\ & \quad + qL(r_L) + \partial \Pi / \partial \hat{q} * \partial \hat{q} / \partial r_L = 0 \end{aligned} \quad (29)$$

以上结果从理论上支持了货币政策与银行系统性风险承担负相关关系, 这种关系依赖于银行资本结构的中介作用。根据以上分析, 我们从理论模型中得到如下的研究结论:

¹⁰ 银行贷款利率对政策利率、存款准备金率反应的设定分别参考货币政策传导机制中的货币渠道 (古典主义) 和信贷渠道 (非古典主义) 理论 (盛松成和谢洁玉, 2016)。

结论一：货币政策宽松（利率下降、准备金下调等）会带来银行系统性风险承担的上升。

结论二：宏观审慎杠杆在货币政策系统性风险承担渠道中存在调节效应，宏观审慎杠杆对银行系统性风险承担的影响在货币政策宽松（政策利率、准备金率下降）时会更强。

结论三：货币政策、宏观审慎杠杆在不同经济环境、政策环境下对系统性风险承担的影响可能存在差异。

三、指标测度与变量统计

（一）样本选取与数据来源

本文采用面板数据进行分析，样本跨度为2007年9月26日-2018年11月30日，共计135个月、45个季度，包括样本区间内中国A股共计16家大型上市银行，所有银行的财务数据与股票交易数据均来自Wind。其中证券市场数据包括银行个体的股票市值、收益率日度数据，银行财务数据包括总资产、杠杆、非利息收入、资本充足率、贷款存款比、资产收益率的季度数据。货币政策数据来自中国人民银行、Wind和BIS，包括政策利率、存贷基准利率、大型机构存款准备金率的月度、季度数据。宏观数据来源于国家统计局、OECD和BIS，包括CPI同比月度数据，实际GDP同比季度增长率、非金融机构信贷与GDP比值的季度数据。

后续的主要回归中，考虑到控制变量中的银行个体特征以及宏观变量频度，我们基于季度数据进行研究。此外，鉴于我们集中于考察货币政策是否以及如何影响到银行系统性风险，是否存在中介效应。因此我们依次加入核心变量，进行分阶段和分样本回归。为了排除极端值的影响，我们对所有变量连续变量在前后1%的水平上进行缩尾（winsorize）处理。

（二）变量定义

1、被解释变量：银行系统性风险承担

系统性风险的有效测度必须充分反映各种可能导致金融危机因素，并且在全球的金融监管实践中具备稳健性，这里我们选用条件风险价值法（CoVaR, Adrian & Brunnermeier, 2016）、未定权益法（CCA, Gray & Jobst, 2010）两种主流方法进行测度。

（1） ΔCoVaR 条件风险价值

自2008年全球金融危机爆发以来，许多学者就系统性风险的度量问题进行了研究。其中 ΔCoVaR （Adrian & Brunnermeier, 2016）是被广泛应用的系统性风险指标。我们采用分位数回归计算得到 ΔCoVaR 的周度数据，对于银行系统使用沪深300金融行业指数表示，银行周收益率由收盘价向前复权取对数变化获得。计算过程如下：

$$R_t^i = \alpha^i + \beta^i M_{t-1} + \varepsilon_t^i \quad (30)$$

$$R_t^{\text{system}} = \alpha^{\text{system}i} + \gamma^{\text{system}i} R_t^i + \beta^{\text{system}i} M_{t-1} + \varepsilon_t^{\text{system}i} \quad (31)$$

其中， R_t^i 代表银行*i*在*t*周的收益率； R_t^{system} 表示银行系统在*t*周的收益率，采用沪深300金融行业指数代理。在状态变量 M_t 的设定上，我们参考郭晔和赵静（2017）的做法，数据频度为周度。具体包括使用沪深300指数来度量中国股市收益率，沪深300指数的30日滚动历史波动率衡量市场波动，3月期周度国债利率来估计利差趋势，3月期银行质押回购与3月期国债利率之差来衡量短期流动性趋势，使用中国10年期与3月期国债收益率之差衡量中国信用利差，使用美国10年期与3月期国库券收益率之差衡量美国信用利差。

将 $q = 0.05$ 下分位数回归得到的系数估计值代入方程(17)、(18)得到所有银行的 $\text{CoVaR}_t^i(q)$ 和 $\Delta\text{CoVaR}_t^i(q)$ 周度数据，求平均得到对应的季度指标。 $\Delta\text{CoVaR}_t^i(q)$ 通常为负，我们取绝对值进行后续分析，绝对值越大表示系统性风险水平越高，后续分析用 ΔCoVaR 表示。

$$\text{VaR}_t^i(q) = \alpha_q^i + \beta_q^i M_{t-1} \quad (32)$$

$$CoVaR_t^i(q) = \alpha_q^{system^i} + \gamma_q^{system^i} VaR_t^i(q) + \beta_q^{system^i} M_{t-1} \quad (33)$$

$$\Delta CoVaR_t^i(q) = CoVaR_t^i(q) - CoVaR_t^i(0.5) \quad (34)$$

(2) CCA 违约距离

CCA 方法的分析框架由 Gray et al. (2007, 2010) 完善并应用于系统性风险的相关研究, 主要是利用公司账面及市场信息估计隐含资产价值和隐含波动率, 进而计算系统性风险指标违约距离 (Distance to Default)。

$$E = AN(d_1) - Be^{-rT} N(d_2) \quad (35)$$

$$E\sigma_E = A\sigma_A N(d_1) \quad (36)$$

$$d_1 = \frac{\ln(A/B) + (r + \sigma_A^2/2)T}{\sigma_A T^{1/2}} \quad (37)$$

$$d_2 = d_1 - \sigma_A \sqrt{T} \quad (38)$$

在 Black-Shole 模型中将股票市值 E 视为买权则有式 (19), 其中违约边界为执行价格, 到期时间 $T = 1$ 。此外, 我们还需要结合权益收益率与资产收益率的关系式 (36) (Leland, 2002): 数据选取上我们参考吴恒煜 (2013) 的设定, E 、 σ_E 、 B 、 r 分别为银行 i 在 t 期的总市值、股票 GARCH (1,1) 波动率、总负债和资产收益率, 利用牛顿迭代法由以上非线性方程组解出隐含资产价值和隐含波动率 A 、 σ_A , 进一步可通过 (37)、(38) 式计算出 d_2 , 即为违约距离 DD (Default Distance)。违约距离越大, 代表系统性风险越小, 后续分析用 DD 表示。

上述指标估计所需变量说明如表 1 所示, 具体包括 $\Delta CoVaR$ 指标中状态变量的设定以及 CCA 方法中 Black-Shole 模型中各变量的定义。

表 1 系统性风险相关变量说明

$\Delta CoVaR$ / CCA 方法	定义	数据来源
M_{t-1} 状态变量		
股市收益率	沪深 300 指数收益率	WIND
市场波动	沪深 300 指数的 30 日滚动历史波动率	WIND
利差趋势	3 月期周度国债利率	WIND
短期流动性趋势	3 月期银行质押回购与 3 月期国债利率差	WIND
信用利差	中国 10 年期与 3 月期国债收益率之差	WIND
美国信用利差	美国 10 年期与 3 月期国库券收益率之差	FRED
BSM 模型变量		
买权价格 E	总权益市值: 总股本*股价	WIND
权益波动率 σ_E	股票 GARCH (1,1) 波动率	作者计算
违约界限 B	账面总负债	WIND
资产收益率 r	股票收益率	WIND

注: FRED: 美联储经济数据库。

2、核心变量: 货币政策 (立场)

目前国内外有关货币政策风险承担和系统性风险承担的研究中, 一般使用政策利率、泰勒缺口等作为货币政策、货币政策立场的代理 (张雪兰, 2012; Dell'Ariccia, 2017; Colletaz et al., 2018)。与发达国家相比, 中国市场化程度不高, 货币政策处于数量型到价格型的转变中。基于中国的实际情况, 这里我们同时考虑价格型、数量型货币政策, 具体指标包括政策利率、中央银行一年期存款基准利率、M2 月度同比增长率、存款准备金率, 分别用 PolicyRate、Interest、M2、RRR 表示。

进一步的, 我们研究货币政策立场对银行系统性风险承担的影响。根据 Adrian &

Shin(2008)的研究，当政策利率实际值低于目标值也即负的缺口时意味着货币政策立场是宽松的，反之亦然。而货币政策立场往往被认为是中央银行对金融市场干预的信号，商业银行在政策利率低于目标利率时往往会选择更加冒险。本文分别通过政策利率的 HP 滤波残差、常系数泰勒缺口和时变系数泰勒缺口对货币政策立场进行判断，结果与中国人民银行每季度公布的《货币政策执行报告》基本一致。具体而言，在货币政策宽松的判定中，我们分别利用三种方法对政策利率进行处理得到政策利率的目标值，当政策利率实际值 i_t 与目标值 i_t^* 之差为负时认为货币政策立场宽松，而当广义信贷增长实际值 $M2_t$ 与目标值 $M2_t^*$ 之差为正时认为货币政策立场宽松，具体方法如表 2 示。数据频度为季度，数据来源于国际结算银行(BIS)和中国人民银行。

表 2 货币政策立场的判断标准

定义	模型形式	货币政策立场
常系数泰勒	$i_t^* = 0.9i_t^* + 0.1\{rr_t^* + \bar{\pi} + 1.5(\pi_t - \bar{\pi}) + 0.5(y_t - y_t^*)\}$	Taylor Gap
时变泰勒	$i_t^* = \rho_i i_{t-1}^* + (1 - \rho_i)[i_{0,t} + \gamma_{1,t}(\pi_t - \pi_t^*) + \gamma_{2,t}(y_t - y_t^*)]$	Tvp Gap
利率缺口	$i_t^* = HP(i_t)$	Po Gap
M2 缺口	$M2_t^* = HP(M2_t)$	M2 Gap

注：HP(x)指对 x 变量使用 HP 滤波， $rr_t^* = \Delta y_t^*$ ， $y_t^* = HP(y_t)$ ， $\pi_t^* = HP(\pi_t)$ 。实际利率与目标利率的差越小，说明实际利率低于目标利率越多，货币政策立场越宽松。实际 M2 与目标 M2 的差越大，说明实际广义信贷高出目标值越多，货币环境越越宽松。 $\bar{\pi}$ 为样本区间内通货膨胀率的均值。时变泰勒规则中对应参数取各时变系数在全样本下估计值的均值。

3、中介变量：宏观审慎的杠杆要求

杠杆要求是中国的宏观审慎政策核心指标，MPA 宏观审慎评估体系规定杠杆率享有一票否决权。本文重点关注的中介变量是宏观审慎杠杆要求。杠杆周期是金融周期的主要表现，也是债务的周期。而银行杠杆可以有效反映债务水平，常用的包括权益乘数、资产负债率、股东权益比例等，本质相同。本文使用银行季报的总资产与总权益之比作为杠杆倍数指标 (Delis et al., 2017)。

4、控制变量：宏观经济及银行特征变量

为了确定货币政策的系统性风险承担渠道，我们需要控制一些可能也会影响系统性风险的因素。本文基于已有文献加入了以下控制变量。控制变量可分为两类：银行个体特征和宏观经济。银行个体特征包括银行规模、贷款存款比例、非利息收入、净息差、资本充足率、净资产收益率；宏观经济变量包括 CPI、GDP 和信贷 GDP 比重的季度同比增长。相关变量均为连续变量，经过 winsorize 1%和 99%处理。各变量名称、定义、文献出处和数据来源的整理如表 3 所示：

表 3 变量的定义和说明

变量名称	定义	文献出处	数据来源
被解释变量			
Log(Δ CoVaR)	条件在险价值绝对值的对数	Brunnermeir et al. (2017)	作者计算
Δ CoVaR	条件在险价值的绝对值	Brunnermeir et al. (2017)	作者计算
DD	CCA 违约距离	Brogaard et al.(2017)	作者计算
货币政策			
Policyrate	中央银行政策利率	Dell’Ariccia et al. (2017)	BIS
RRR	存款准备金率	王晋斌和李博 (2017)	中国人民银行
Interest	一年期存款基准利率	王晋斌和李博 (2017)	中国人民银行
货币政策立场			
Po Gap	利率趋势缺口	Colletaz et al. (2018)	作者计算
M2 Gap	M2 趋势缺口	王晋斌和李博 (2017)	作者计算
Taylor Gap	常系数泰勒 Gap 缺口	Colletaz et al. (2018)	作者计算

宏观审慎杠杆	Tvp Gap 时变泰勒规则缺口	陈创练等（2016）	作者计算
银行个体特征	Lev 杠杆倍数：总资产/总权益	Delis et al.（2017）	WIND
	Assets 银行规模：总资产对数	Dell’Ariccia et al.（2017）	WIND
	LDR 贷款存款比例	郭晔和赵静（2017）	WIND
	NII 非利息收入对数	Engel et al.（2014）	WIND
	NIM 净息差	郭晔和赵静（2017）	WIND
	CAR 资本充足率	王晋斌和李博（2017）	WIND
	ROA 净资产收益率	Karolyi et al.（2017）	WIND
宏观经济变量	GDP 实际 GDP 季节同比增长	Brunnermeir et al. (2017)	国家统计局
	Inflation 消费价格指数月同比增长	Brunnermeir et al. (2017)	中国人民银行
	Credit_to_GDP 非金融信贷总量/GDP 同比增长	Brunnermeir et al. (2017)	BIS

注：以上变量绝对值均作对数处理，相对比率的单位统一为百分比。

本文主要关注的核心问题是货币政策与系统性风险的关系。在上述计算的基础上，图 1 所示为政策利率、存款准备金率（大型商业银行）、存款准备金率、M2 同比增长与 16 家中国上市商业银行的 ΔCoVaR 值的历史走势，时间频度为季度。其中商业银行的 ΔCoVaR 值和政策利率参照左侧坐标轴，政策利率的单位为百分比；存款准备金率（大型商业银行）、存款准备金率、M2 同比增长率参照右侧坐标轴，单位为百分比。我们的样本时间跨度包含了 2008 年全球金融危机和 2015 年“股灾”两次极端金融风险事件。由图 1 我们发现 ΔCoVaR 可以很好的刻画商业银行的系统性风险承担。中国商业银行的系统性风险水平在 2009 年三季度、2015 年三季度达到样本内极大值，随后大幅下降并于 2017 年后再次上升。政策利率在整个样本时期变化幅度相对较小，自 2008 年出现大幅下降以来长期稳定偶有回升，并且在 2014 年底再次出现下降并于 2016 年后趋于平稳。M2 同比增长率的变化则相对频繁，在 2008 至 2009 年出现了大幅上升，之后在波动中长期趋于下降。政策利率、M2 同比增长率与 ΔCoVaR 在历史变动中关联性明显。

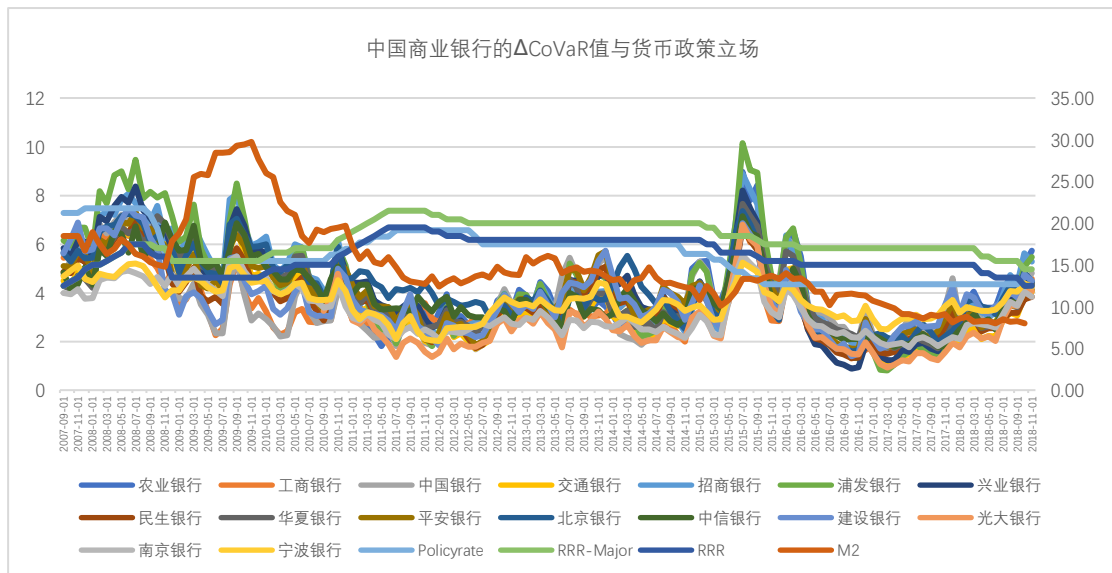


图 1 中国 16 家商业银行的 CoVaR 值与货币政策走势图

来源：CoVaR 来自作者计算，Policyrate 来源于 BIS，M2 同比增长来源于中国人民银行。

为了判断货币政策立场，我们首先需要计算政策利率实际值与目标值的缺口。图 2 分别

是政策利率/M2 同比增长的实际值与目标值以及缺口的历史走势图。其中，Policyrate、Policyrate(Taylor)、Policyrate(Tvp)、Policyrate(HP)分别代表政策利率的实际值、常数泰勒规则下政策利率的目标值、时变系数泰勒规则下政策利率的目标值、HP 滤波处理的目标值。M2、M2(HP)分别代表 M2 同比增长的实际值、HP 滤波处理的 M2 同比增长目标值。可以看出货币政策立场在不同识别方法下的结果是一致的。货币政策缺口无论价格型还是数量型都呈现越来越小的趋势，这说明中国货币政策立场的偏离已经有所减小。中国货币政策立场在 2008-2009、2015-2016 期间为宽松，其余时期则为紧缩。

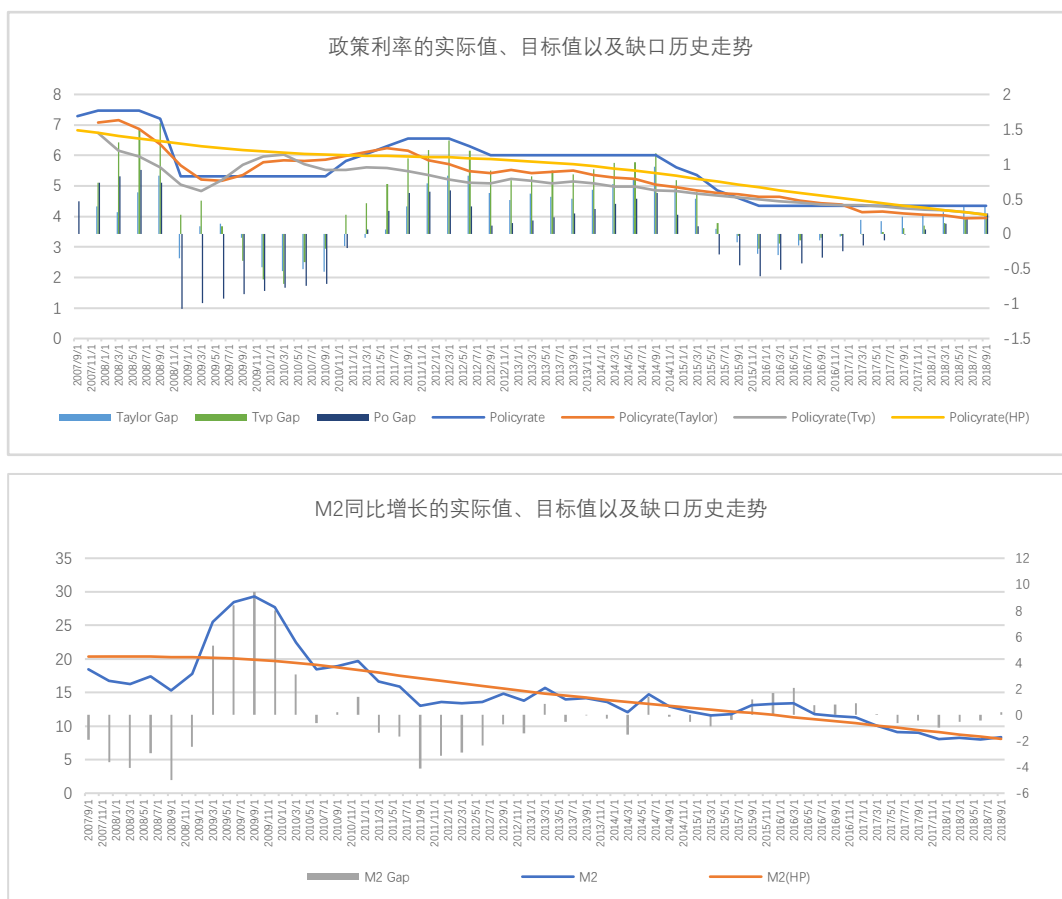


图 2 中国货币政策立场变化图

来源：Policyrate 来源于 BIS，M2 同比增长来源于中国人民银行，各目标值以及缺口的计算来自作者计算。

4、主要变量的描述性统计

表 4 描述性统计

变量名称	样本	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
Log(Δ CoVaR)	694	1.25	0.38	0.29	1.25	2.24
Δ CoVaR	694	3.81	1.53	1.07	3.51	9.40
Default Distance	694	3.66	1.69	1.27	3.27	9.51
Policy Rate	45	5.61	0.95	4.35	5.6	7.47
Interest	45	2.58	0.83	1.5	2.635	4.14
M2 Growth	45	15.19	5.01	8.1	13.8	29.74
RRR	45	17.96	2.08	12.5	17.5	21.5
Lev	720	16.96	4.96	7.65	16.16	32.00
Assets	720	28.69	1.28	25.05	28.43	30.91
LDR	709	70.87	9.55	47.53	71.23	96.67
NII	720	24.97	1.29	21.71	25.06	27.27
NIM	720	2.53	0.41	1.52	2.51	3.54

ROA	720	0.72	0.34	0.09	0.71	1.72
GDP	45	8.51	2.03	6.40	7.60	14.30
Inflation	45	2.71	2.11	-1.80	2.15	8.70
Credit_to_GDP	43	164.69	31.46	114.20	158.80	211.10

注：变量经过 winsorize 1%和 99%处理。

四、货币政策与银行系统性风险承担

(一) 实证设计

根据理论模型，为检验研究假设，我们建立基准模型。这一部分，我们讨论的属于货币政策的系统性风险承担渠道的存在性问题。基于已有文献，我们发现固定效应面板模型已被广泛运用于系统性风险的相关研究中（Brunnermeir et al.,2017 ; Karolyi et al.,2017），我们将基准模型设定为固定效应面板的形式：被解释变量为系统性风险，核心解释变量为货币政策，中间变量为宏观审慎杠杆。为了控制可能来源于其他个体特征、宏观经济等的影响，我们的控制变量包括上述的银行特征和宏观经济变量。模型形式如下：

$$Systemic_{i,t} = \alpha_0 + \beta PolicyRate_t + \delta Lev_{i,t} + \gamma Control_{i,t} + \varphi_i + \varepsilon_{i,t} \quad (39)$$

其中，被解释变量 $Systemic_{i,t}$ 是银行*i*在第*t*个季度的 $\Delta CoVaR$ 绝对值的对数，用来代理银行的系统性风险承担；核心变量 $PolicyRate_t$ 是第*t*个季度的政策利率，用来代理中国的货币政策，稳健性检验部分使用货币政策的其它代理变量替代； $Lev_{i,t}$ 是银行*i*在第*t*个季度的杠杆，由季报中的总资产与总权益之比计算而得； $Control_{i,t}$ 控制变量包括第*t*个季度的宏观经济变量（GDP 同比增长、CPI 同比增长、非金融部门信贷占 GDP 比例的同比增长）、银行*i*在第*t*个季度的个体特征（银行规模、净息差、净资产收益率等）。

为了研究货币政策与系统性风险的非线性关系，我们首先在方程（23）的基础上加入货币政策与宏观审慎杠杆的交互项 $Lev_{i,t} \times PolicyRate_t$ ，并且剔除 $PolicyRate_t$ 和控制时间效应。如果 θ 显著则说明政策利率与宏观审慎杠杆间存在调节效应，宏观审慎杠杆在不同的政策利率下效应不同。模型形式如下：

$$Systemic_{i,t} = \alpha_0 + \delta Lev_{i,t} + \theta Lev_{i,t} \times PolicyRate_t + \gamma Control_{i,t} + \varphi_i + \tau_t + \varepsilon_{i,t} \quad (40)$$

考虑到货币政策、宏观审慎杠杆的影响在不同经济时期可能存在差异，我们参考 Berger & Bouwman（2013）的研究，分别对危机时期和正常时期进行研究。我们的样本中包括 2008 年全球金融危机以及 2015 年“股灾”。

$$Systemic_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 PolicyRate_t \times Both + \beta_2 PolicyRate_t \times Normal + \delta_1 Lev_{i,t} \times Both + \delta_2 Lev_{i,t} \times Normal + \gamma Control_{i,t} + \varphi_i + \varepsilon_{i,t} \quad (41)$$

其中 $Both$ 为虚拟变量，当处于危机时期时（包括 2007 年三季度至 2009 年三季度、2015 年二季度至 2016 年一季度）为 1，其余时期为 0。 $Normal$ 为虚拟变量，当处于危机时期时为 0，其余时期为 1。

此外，我们还按照 NBER 对全球经济萧条周期的划分，对萧条期和非萧条期进行研究。模型设计如下：

$$Systemic_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 PolicyRate_t \times Recess + \beta_2 PolicyRate_t \times Nonrec + \delta_1 Lev_{i,t} \times Recess + \delta_2 Lev_{i,t} \times Nonrec + \gamma Control_{i,t} + \varphi_i + \varepsilon_{i,t} \quad (42)$$

其中 $Recess$ 为虚拟变量，当处于萧条期时（2007 年四季度至 2009 年二季度）为 1，其余时期为 0。 $Nonrec$ 为虚拟变量，当处于萧条期时为 0，其余时期为 1。

(二) 实证结果与分析

我们首先对基准模型进行回归，研究货币政策对银行系统性风险承担的影响。表 4 中的结果（1）-（2）是全样本下的回归，核心变量分别包括宏观审慎杠杆、货币政策，依次加入银行个体特征以及宏观经济控制变量。由于核心变量中的货币政策只存在于时间维度，所有

个体面临的货币政策立场是同质的，因此，我们固定了个体效应但不固定时间效应。在（3）中，我们加入宏观审慎的杠杆要求与货币政策利率的交互项，同时固定了个体效应和时间效应。控制变量中加入银行个体特征，不加入宏观经济变量。这是因为，宏观经济变量同样只存在于时间维度，加入时间固定效应后无法有效估计。类似的，我们剔除四家大型商业银行后进行回归，得到结果（4）-（6）。

表 5 货币政策与系统性风险承担

被解释变量: 解释变量:	全样本			股份制商业银行		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
PolicyRate	-0.133*** (0.033)	-0.108*** (0.031)		-0.147*** (0.0371)	-0.134*** (0.037)	
Lev	0.014** (0.005)	0.017** (0.006)	0.020** (0.009)	0.014** (0.00491)	0.015** (0.00694)	0.018** (0.008)
Lev × PolicyRate			-0.002* (0.001)			-0.002* (0.001)
Assets	-0.440*** (0.083)	-0.612*** (0.128)	-0.180* (0.086)	-0.526*** (0.074)	-0.664*** (0.160)	-0.042 (0.104)
ROA	-0.080 (0.059)	-0.062 (0.062)	0.058 (0.057)	-0.135** (0.053)	-0.112 (0.068)	0.042 (0.060)
LDR	-0.011*** (0.003)	-0.018*** (0.003)	-0.009*** (0.002)	-0.015*** (0.002)	-0.022*** (0.003)	-0.009** (0.003)
NII	0.056 (0.038)	0.038 (0.039)	-0.038 (0.026)	0.085** (0.032)	0.061 (0.039)	0.022 (0.027)
NIM	0.250** (0.087)	0.281*** (0.090)	0.055 (0.047)	0.161* (0.077)	0.193** (0.080)	0.041 (0.051)
CAR	0.006 (0.007)	0.005 (0.008)	-0.005 (0.006)	-0.001 (0.009)	0.001 (0.010)	-0.010 (0.007)
GDP		0.003 (0.009)			0.006 (0.011)	
Inflation		-0.004 (0.007)			-0.005 (0.007)	
Credit/GDP		0.004** (0.002)			0.004 (0.003)	
常数项	13.29*** (1.918)	18.05*** (3.268)	7.634*** (2.428)	15.51*** (1.703)	19.52*** (4.279)	2.752 (2.733)
个体固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
年季固定效应	N	N	Y	N	N	Y
Obs	684	652	684	520	496	520
银行数量	16	16	16	12	12	12
Adj-R ²	0.421	0.470	0.704	0.486	0.542	0.750

注：*，**和***分别代表在 10%，5%和 1%的水平上显著。（）中为标准误。

我们发现货币政策与系统性风险呈现显著的负向关系，政策利率的上升会显著降低系统性风险水平。这说明货币政策的系统性风险承担渠道是存在的。值得注意的是，（3）和（6）中，政策利率与宏观审慎杠杆的交互项系数显著为负，说明在越高的杠杆水平下货币政策对银行系统性风险承担的负向影响越大。这与我们的直觉和经济现实是符合的。另外，银行杠杆的上升也导致系统性风险水平的显著提高。分类回归结果表明，虽然不同类型银行存在一定的异质性，但在货币政策系统性风险渠道存在性、杠杆的关键驱动性以及货币政策与宏观审慎杠杆的协调上是一致的。值得注意的是，欧美商业银行的系统性风险一般随着规模的扩大而增加，非利息收入比例高的银行系统性风险承担也更高（Brunnermeier et al., 2014）。而本文控制变量中总资产的系数为负。这说明中国商业银行系统性风险承担不会随着银行规模扩大而增加，我们的发现与杨子暉（2018）的结论相一致。已有文献对中国商业银行规模的解释相对谨慎，规模越大的银行系统性风险承担更低可能是因为监管标准更加严格也可能是因为经营更加保守。银行的利差外业务规模的扩大没有带来系统性风险的增加。这可能是由于，发达国家的商业银行非利息收入来自金融衍生品、风险资产的交易等。而持有金融资产

比例高的商业银行显然无法在抛售（Fire-Sale）和流动性螺旋中独善其身。而中国商业银行的非利息收入目前主要来自国债承销、结算业务等，交易业务受到极大限制。

表 6 货币政策立场与银行系统性风险承担

被解释变量:	Log(Δ CoVaR)							
解释变量:	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Taylor Gap	-0.174*** (0.036)				-0.207*** (0.040)			
Tvp Gap		-0.142*** (0.033)				-0.201*** (0.042)		
Po Gap			-0.132*** (0.035)				-0.181*** (0.039)	
M2 Gap				0.028*** (0.006)				0.040*** (0.006)
Lev	0.017** (0.006)	0.018** (0.006)	0.015* (0.007)	0.015* (0.007)	0.017** (0.007)	0.019** (0.007)	0.017** (0.007)	0.017* (0.007)
银行特征控制	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
宏观经济控制	N	N	N	N	Y	Y	Y	Y
个体固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
年季固定效应	N	N	N	N	N	N	N	N
Obs	679	679	682	682	647	647	647	647
个体	16	16	16	16	16	16	16	16
Adj-R ²	0.410	0.413	0.409	0.417	0.476	0.477	0.465	0.458

注：*，**和***分别代表在 10%，5%和 1%的水平上显著。()中为标准误。

表 6 中研究的是货币政策立场与银行系统性风险承担的关系。其中，在结果（1）-（4）中不控制宏观经济变量、时间固定效应，核心变量分别是常系数泰勒规则、时变系数泰勒规则、政策利率 HP 滤波、M2 同比增长 HP 滤波判定规则下的缺口值以及宏观审慎杠杆。（5）-（8）则在（1）-（4）的基础上控制宏观经济变量。我们发现所有的回归结果是一致的，多种货币政策立场判定标准下，无论是价格型还是数量型的宽松货币政策立场都会带来银行系统性风险承担的上升。利率规则下负的缺口值越小（价格型货币政策立场越宽松）时，银行系统性风险承担水平越高；M2 规则下正的缺口值越大（数量型货币政策立场越宽松）时，银行系统性风险承担水平越高。并且宏观审慎杠杆对银行系统性风险承担的影响显著的，杠杆水平越高的银行其系统性风险承担越大。

表 7 货币政策立场与宏观审慎杠杆的调节效应

被解释变量:	Log(Δ CoVaR)			
解释变量:	(1)	(2)	(3)	(4)
判断基准:	Taylor Gap	Tvp Gap	Po Gap	M2 Gap
Lev × Gap	-0.011 *** (0.001)	-0.010*** (.0014)	-0.009*** (0.001)	0.001*** (0.001)
Lev	0.010 (0.006)	0.013* (0.007)	0.007 (0.006)	0.007 (0.007)
银行特征控制	Y	Y	Y	Y
宏观经济控制	N	N	N	N
个体固定效应	Y	Y	Y	Y
年季固定效应	Y	Y	Y	Y
Obs	647	647	647	647
个体	16	16	16	16
Adj-R ²	0.723	0.720	0.722	0.716

注：*，**和***分别代表在 10%，5%和 1%的水平上显著。()中为标准误。

表 7 中研究的是宏观审慎杠杆在不同货币政策立场下对银行系统性风险承担影响的差

异，也即宏观审慎杠杆与货币政策立场的调节效应。(1) - (4) 中，核心变量分别是常系数泰勒规则、时变系数泰勒规则、政策利率 HP 滤波、M2 同比增长 HP 滤波判定规则下的缺口值与宏观审慎杠杆的交互项以及宏观审慎杠杆本身，控制了时间固定效应。结果发现，货币政策缺口越大，宏观审慎杠杆对银行系统性风险承担的影响会被放大。货币政策立场越宽松，宏观审慎杠杆的上升会带来越大的银行系统性风险承担；货币政策立场越紧缩，宏观审慎杠杆对银行系统性风险承担的正效应越会受到限制。这说明，从降低系统性风险的角度来看，严格的杠杆监管（要求更低的宏观审慎杠杆水平）与紧缩的货币政策立场组合的政策效果与严格的杠杆监管（要求更低的宏观审慎杠杆水平）与宽松的货币政策立场组合相比更优。

表 8 不同经济时期下的货币政策与宏观审慎杠杆效应

被解释变量： 解释变量：	Log(Δ CoVaR)			
	(1)	(2)	(3)	(4)
PolicyRate \times Both	0.076 (0.109)	0.013 0.122		
PolicyRate \times Normal	-0.212** (0.094)	-0.221** (0.112)		
Lev \times Both	0.030 (0.025)	0.026 (0.025)		
Lev \times Normal	0.042* (0.021)	0.054** (0.025)		
PolicyRate \times Recess			-0.083** (0.0339)	-0.110 ** (0.042)
PolicyRate \times NonRec			-0.156*** (0.028)	-0.176*** (0.034)
Lev \times Recess			0.006 (0.005)	0.010 (0.006)
Lev \times NonRec			0.017** (0.006)	0.018** (0.007)
银行特征控制	Y	Y	Y	Y
宏观经济控制	N	Y	N	Y
个体固定效应	Y	Y	Y	Y
年季固定效应	N	N	N	N
Obs	684	652	682	647
个体	16	16	16	16
Adj-R ²	0.646	0.671	0.459	0.510

注：*，**和***分别代表在 10%，5%和 1%的水平上显著。()中为标准误。

表 8 是分时期下政策利率、宏观审慎杠杆对银行系统性风险承担的影响。(1)、(2) 是区分危机时期与非危机时期下的回归结果，(3)、(4) 是区分萧条期与非萧条期的回归结果。我们发现不同时期下，政策利率、宏观审慎杠杆对银行系统性风险承担的影响存在差异。利率政策在正常经济时期对银行系统性风险承担存在显著的负效应，但在危机时期不显著；并且政策利率这种负效应的强度在萧条期弱于非萧条期。这与经济现实是相符的，面对同样的利率宽松，正常经济时期/非萧条期银行选择提高风险敞口的意愿更强，提升系统性风险承担的空间也更大。而危机时期/萧条期，银行普遍面临资产暴跌和通缩、对风险的容忍降低，监管政策的执行更加严格，银行很难有空间从货币政策宽松中提升系统性风险承担。另一方面，杠杆水平对系统性风险承担的驱动作用在正常经济时期/非萧条期是显著的，而在危机时期/萧条期不显著。这充分表明，正常经济时期/非萧条期杠杆水平越高的商业银行系统性风险承担越高，遭受的损失越大。通过杠杆管理限制系统性风险在正常经济时期/非萧条期是有效的，而在危机时期/萧条期可能是无效的。这一发现从系统性风险管理的角度给目前中国宏观审慎杠杆监管的有效性提供了参考。

五、宏观审慎杠杆要求的中介效应

(一) 实证设计

中国人民银行在“去杠杆”过程中表示将确立中性偏紧的货币政策方向，宏观审慎杠杆在货币政策的系统性风险承担中存在的可能是中介效应。为了从系统性风险承担渠道的角度研究中货币政策“去杠杆”的有效性，我们借助中介效应的方法进行。

最近，中介效应的研究方法开始应用于经济问题分析（黄晓薇等,2017;邓向荣等,2018）。我们构建以下模型来研究货币政策系统性风险承担渠道中宏观审慎杠杆的间接作用，相关系数采用 Bootstrap 联合检验（Zhao,2010）。结果通过了依次检验和 Sobel-Z 检验并报告间接效应、直接效应的显著性。本文中中介效应模型的具体形式和说明如下：

$$Systemic_{i,t} = \alpha_{1,0} + \beta_{1,i}PolicyRate_{t-1} + \delta_1Control_{i,t-1} + \varphi_{1,i} + \varepsilon_{1,i,t} \quad (43)$$

$$Lev_{i,t-1} = \alpha_{2,0} + \beta_{2,i}PolicyRate_{t-1} + \delta_2Control_{i,t-1} + \varphi_{2,i} + \varepsilon_{2,i,t} \quad (44)$$

$$Systemic_{i,t} = \alpha_{3,0} + \beta_{3,i}PolicyRate_{t-1} + \gamma_{3,i}Lev_{i,t-1} + \delta_3Control_{i,t-1} + \varphi_{3,i} + \varepsilon_{3,i,t} \quad (45)$$

其中， $PolicyRate_t$ 货币政策为核心解释变量， $Lev_{i,t}$ 设定为中间变量。如果 $\beta_{1,i} \neq 0$ 且 $\beta_{2,i} * \gamma_{3,i} \neq 0$ 显著，则存在中介效应。 $\beta_{3,i}$ 显著则中间变量部分中介， $\beta_{3,i}$ 不显著则完全中介。通过 $\beta_{2,i} * \gamma_{3,i} / \beta_{3,i}$ 比值的正负来确定存在的中介效应的方向。比值为正称为中介效应，比值的绝对值代表间接效应占直接效应的比重。

(二) 实证结果与分析

这一部分，我们讨论银行资本结构在货币政策系统性风险承担渠道中的作用。我们分别从价格型货币政策和数量型货币政策的角度进行研究。首先选取政策利率研究货币政策系统性风险承担渠道中银行杠杆的中介作用，结果如表 6 示。固定效应面板与 OLS 的结果是高度一致的，银行杠杆对货币政策的系统性风险承担存在显著的中介效应。从 $\beta_{2,i} * \gamma_{3,i} / \beta_{3,i}$ 系数的方向为负。

货币政策的系统性风险承担中，利率政策通过银行杠杆影响系统性风险的间接效应占直接效应的比例约为 6.8%，间接效应与直接效应的方向相反。这说明政策利率的上升并不能显著降低杠杆水平。许多基于欧洲和美国市场的研究结论则不同，低利率会刺激金融中介选择高杠杆（Adrian & Shin, 2009; Borio & Zhu, 2012）。这种结果与中国的实际情况是相符的，原因可能是两方面的。一方面，中国货币市场发展还不完善，政策利率调整与收益率、资产价格以及银行信贷的变化不一致，货币市场与央行的联系不够紧密。利率政策在货币市场的传导受阻必然导致中国基于利率的常规货币政策失效。政策利率下降对银行资金成本的降低影响有限，反之亦然；另一方面，中国的利率政策到目前为止对宏观审慎杠杆的关注还不够，导致利率政策的失效，同时造成流动性溢价的飙升和套利交易的减少。这说明，试图通过紧缩货币政策来降低杠杆水平在中国不仅不可行，还可能会带来相反的结果。

表 9 价格型货币政策下的杠杆中介效应

模型形式	Panel FE		
	1 st stage	2 nd stage	3 rd stage
	Log(Δ CoVaR)	Lev	Log(Δ CoVaR)
Policyrate	-0.106*** (0.027)	0.484** (0.222)	-0.114*** (0.005)
Lev			0.016*** (.005)
银行特征控制	Y	Y	Y
宏观经济控制	Y	Y	Y
个体固定效应	Y	Y	Y
年季固定效应	N	N	N
常数项	17.918*** (2.088)	136.582*** (17.321)	15.797*** (2.174)

Obs	650	650	650
个体	16	16	16
Adj-R ²	0.505	0.725	0.508
Sobel 检验	Z=1.81>0.97, 中介效应显著		

注：*，**和***分别代表在 10%，5%和 1%的水平上显著。()中为标准误。

与价格型货币政策部分相比，我们选取存款准备金率作为数量型货币政策的代理变量进行同样的回归，研究数量型货币政策下银行杠杆的中介效应，结果如表 7 示。数量型货币政策下，间接效应与直接效应方向相同，宏观审慎杠杆在货币政策的系统性风险承担渠道中存在稳健的中介效应，间接效应占直接效应的比例约为 4.3%。可以看出，存准率的上升会显著降低杠杆水平。这说明中国货币政策对杠杆水平的影响更多是通过数量型而非价格型来实现的。

表 10 数量型货币政策下的杠杆中介效应

模型形式	Panel FE		
	1 st stage	2 nd stage	3 rd stage
	Log(Δ CoVaR)	Lev	Log(Δ CoVaR)
RRR	-0.049*** (.007)	-0.145*** (.056)	-0.047*** (.007)
Lev			0.014*** (.005)
银行特征控制	Y	Y	Y
宏观经济控制	Y	Y	Y
个体固定效应	Y	Y	Y
年季固定效应	N	N	N
常数项	14.706*** (2.142)	88.308*** (15.585)	13.463*** (2.187)
Obs	650	650	650
个体	16	16	16
Adj-R ²	0.505	0.753	0.509
Sobel 检验	Z=1.83>0.97, 中介效应显著		

注：*，**和***分别代表在 10%，5%和 1%的水平上显著。()中为标准误。

综上所述，宏观审慎杠杆在货币政策的系统性风险承担中存在显著的中介作用。具体而言，宏观审慎杠杆在价格型、数量型货币政策下的间接效应比例不同、方向相反。利率政策传导受阻，杠杆调整对于利率政策变动反应不理想。存准率的信贷渠道传导顺畅，数量型货币政策对于“去杠杆”更有效。进一步的，在维护金融稳定的背景下，目前利率政策与宏观审慎政策的协调的有效性不足，传导效果弱于数量型货币政策。货币政策当局需要继续推进货币政策由数量型到价格型的转变，加强政策利率传导的货币渠道。

六、稳健性检验

在本文的第四部分基准模型中，被解释变量我们选用了系统性风险代理变量 Δ CoVaR的绝对值对数，而核心解释变量货币政策的代理变量为政策利率。在主要结果中，我们已经发现货币政策、宏观审慎杠杆对银行系统性风险承担的影响。稳健性检验部分，我们分别替换系统性风险和货币政策的相关代理变量并进行基准回归，结果是一致的，具体如表 11 示。在表 11 中的 (1) - (3) 中，我们剔除 2007 年之后上市的商业银行，选用 CCA 方法的衍生指标违约距离 DD (Default Distance) 作为被解释变量系统性风险的代理指标，核心解释变量货币政策的代理变量分别用存款准备金率和政策利率来反映数量型和价格型货币政策。在表 11 的 (4) - (5) 中，我们仍然使用 Δ CoVaR的绝对值对数作为系统性风险指标，同时将主回归中货币政策的代理变量由政策利率替换为存款准备金率和一年期存款基准利率。在表

11 的（6）-（7）中，我们使用 ΔCoVaR 的绝对值作为系统性风险指标，分别用政策利率和一年期存款基准利率作为货币政策代理变量进行回归。

表 11 稳健性检验

被解释变量	DD (1)	DD (2)	DD (3)	Log(ΔCoVaR) (4)	Log(ΔCoVaR) (5)	ΔCoVaR (6)	ΔCoVaR (7)
Lev	-0.041** (0.018)	-0.048** (0.016)	-0.045 (0.027)	0.014* (0.007)	0.018** (0.008)	0.082** (0.033)	0.081** (0.033)
RRR	0.153*** (0.050)			-0.047*** (0.008)			
Interest					-0.110*** (0.033)		-0.514*** (0.124)
Policyrate		0.252* (0.135)				-0.501*** (0.118)	
Lev × PolicyRate			0.004** (0.002)				
银行特征控制	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
宏观经济控制	Y	Y	N	Y	Y	Y	Y
个体固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
时间固定效应	N	N	Y	N	N	N	N
Obs	578	578	590	650	650	650	650
个体	14	14	14	16	16	16	16
Adj-R ²	0.326	0.312	0.582	0.486	0.468	0.459	0.458

注：*，**和***分别代表在 10%，5%和 1%的水平上显著。()为标准误。

需要注意的是 DD 与 ΔCoVaR 意义的不同，DD 越大则系统性风险水平越低， ΔCoVaR 越大则系统性风险水平越高。结合对货币政策、系统性风险的代理变量分别替换后的回归结果，（1）-（3）中我们发现存款准备金率、政策利率的上升提高了违约距离 DD，也即降低了银行系统性风险承担。政策利率与杠杆水平的交互项为正，说明高杠杆水平下政策利率下调对银行系统性风险承担的提升作用更强，这与前文是一致的。（4）-（5）中，存款准备金率、一年期存款基准利率的下降会提高 ΔCoVaR 绝对值对数，仍然支持了货币政策与银行系统性风险承担的负向关系。（6）-（7）中，我们发现结果仍然一致。数量型和价格型货币政策的宽松、杠杆水平的提升都显著增加了银行系统性风险承担水平，反之亦然。这些结果为货币政策系统性风险承担渠道的存在性、货币政策作为宏观审慎政策补充的有效性提供了实证的支持。

七、结论与政策建议

本文从系统性风险层面对货币政策风险承担渠道（RTC）理论进行拓展，选取 2007-2018 年 16 家上市银行的个体数据为样本，对中国商业银行多个系统性风险指标进行测算的基础上，研究了中国价格型、数量型货币政策系统性风险承担渠道（Systemic RTC）的存在性以及货币政策与宏观审慎杠杆的协调。我们的研究发现：第一，宽松的货币政策（立场）、高杠杆会显著提高银行系统性风险承担；第二，宏观审慎杠杆监管与货币政策立场“紧紧”组合对降低系统性风险的政策效果比“紧松”组合更优。但利率政策对宏观审慎杠杆的关注不足，通过紧缩的利率政策“去杠杆”无效；第三，利用货币政策、宏观审慎杠杆管理限制系统性风险在正常经济时期是有效的，而在危机时期可能是无效的。

根据我们的研究结果，货币政策（立场）与银行系统性风险承担呈负向关系。区别于已有文献中的“信用风险”视角，本文是货币政策与金融稳定的关系在系统性层面的事后风险承担研究。同时，我们在研究中关注了货币政策与宏观审慎杠杆的协调问题，对货币政策“去杠杆”有效性提供了证据。本文的研究对中国健全货币政策与宏观审慎监管政策的双支柱调控框架提供了支持，对防范系统性风险中货币政策、宏观审慎监管政策的制定具有重要的参考

意义。

从金融稳定的角度看，宽松货币政策（立场）会带来银行的系统性风险承担的提升，因此货币政策当局应当避免过度宽松的货币政策，在货币政策调整中尽量保持与预期政策目标的一致性。宏观审慎杠杆要求对银行系统性风险承担的影响是显著的，高杠杆水平可能会带来更大的银行系统性风险承担，极大的破坏金融稳定。这要求宏观审慎监管当局对杠杆水平进行正确的逆周期管理，减少杠杆周期的影响。在经济状况较好的时候对杠杆水平进行限制，而在经济萧条时鼓励维持杠杆和流动性稳定。

从货币政策目标的角度看，货币政策制定应适当考虑金融稳定或系统性风险方面的因素，这是因为货币政策（立场）确实显著影响了银行的系统性风险承担。因此，利用货币政策工具作为宏观审慎政策的补充进而对系统性风险进行限制是合理的。中国经济目前处于下行杠杆周期，利用紧缩利率政策“去杠杆”可能无效。面对利率政策传导受阻，必须加快货币政策由数量型到价格型的转变，完善货币市场和资产价格管控。政策当局在利率、存准率的调整上应当是稳健的，更多的通过非常规货币政策考虑杠杆目标，不仅要避免“矫枉过正”和过度、无序去杠杆，更要避免金融机构资产负债表突然和无序的调整。

参考文献

- 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(4):0-0.
- 方意, 赵胜民, 谢晓闻. 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[J]. 管理世界, 2012(11):9-19.
- 郭晔, 赵静. 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[J]. 金融研究, 2017(6):81-94.
- 金鹏辉, 张翔, 高峰. 银行过度风险承担及货币政策与逆周期资本调节的配合[J]. 经济研究, 2014(6):73-85.
- 盛松成, 谢洁玉. 社会融资规模与货币政策传导——基于信用渠道的中介目标选择[J]. 中国社会科学, 2016(12):60-82.
- 王晋斌, 李博. 中国货币政策对商业银行风险承担行为的影响研究[J]. 世界经济, 2017, 40(1):25-43.
- 吴恒煜, 胡锡亮, 吕江林. 我国银行业系统性风险研究——基于拓展的未定权益分析法[J]. 国际金融研究, 2013(7):85-96.
- 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(7):48-62.
- 张雪兰, 何德旭. 货币政策立场与银行风险承担——基于中国银行业的实证研究(2000—2010)[J]. 经济研究, 2012(5):31-44.
- Acharya V V, Viswanathan S. Leverage, Moral Hazard, and Liquidity[J]. Journal of Finance, 2011, 66(1):99-138.
- Adrian T, Brunnermeier M K. CoVaR[J]. Staff Reports, 2014, 106(7):1705-1741.
- Adrian T, Estrella A, Shin H S. Monetary Cycles, Financial Cycles and the Business Cycle[J]. Social Science Electronic Publishing, 2010(421).
- Adrian T, Shin H S. Money, Liquidity, and Monetary Policy[J]. American Economic Review, 2009, 99(2):600-605.
- Allen F, Carletti E, Marquez R. Credit Market Competition and Capital Regulation[J]. Review of Financial Studies, 2011, 24(4):983-1018.
- Barroso J B R B, Souza S R S D, Guerra S M. Systemic Risk-Taking Channel of Domestic and Foreign Monetary Policy[J]. Working Papers, 2016.
- Ben Bernanke C S. Financial Reform to Address Systemic Risk[J]. Speech at the Council on Foreign

Relations, 2009.

Martinez-Miera D, Suarez J. Banks' Endogenous Systemic Risk Taking [J]. CEMFI Working Paper, 2014.

Borio C, Zhu H. Capital regulation, risk-taking and monetary policy: A missing link in the transmission mechanism? [J]. Bis Working Papers, 2008, 8(4):236-251.

Brunnermeier, Markus K, Gang Dong, and Darius Palia. Banks' Non-Interest Income and Systemic Risk[J]. Princeton University Working Paper, 2014.

Brunnermeier M K, Rother S C, Schnabel I. Asset Price Bubbles and Systemic Risk[J]. Cepr Discussion Papers, 2017.

Colletaz G, Leveuge G, Popescu A. Monetary Policy and Long-Run Systemic Risk-Taking[J]. Journal of Economic Dynamics & Control, 2018, 86.

Dell'Ariccia G, Laeven L, Marquez R. Real interest rates, leverage, and bank risk-taking ☆[J]. Journal of Economic Theory, 2014, 149(149):65-99.

Dell'Ariccia G, Laeven L, Suarez G A. Bank Leverage and Monetary Policy's Risk-Taking Channel: Evidence from the United States[J]. Journal of Finance, 2017, 2(4):613-654.

Dell'Ariccia G, Marquez R. Lending Booms and Lending Standards[J]. Journal of Finance, 2006, 61(5):2511-2546.

Diamond D W, Rajan R G. The Credit Crisis: Conjectures About Causes and Remedies[J]. Nber Working Papers, 2009, 99(2):606-610.

Farhi E, Tirole J. Collective Moral Hazard, Maturity Mismatch, and Systemic Bailouts[J]. American Economic Review, 2012, 102(1):60-93.

Galí J. Monetary Policy and Rational Asset Price Bubb[J]. Working Papers, 2014, 104(3):721-752.
Hellmann T F, Murdock K C, Stiglitz J E. Liberalization, Moral Hazard in Banking, and Prudential Regulation: Are Capital Requirements Enough?[J]. American Economic Review, 2000, 90(1):147-165.

Karolyi G A, Sedunov J, Taboada A G. Cross-Border Bank Flows and Systemic Risk[J]. Social Science Electronic Publishing, 2017.

Laeven L, Levine R. Bank governance, regulation and risk taking[J]. Journal of Financial Economics, 2009, 93(2):259-275.

Martinez-Miera D, Repullo R. Search for Yield[J]. Econometrica, 2017, 2(5):351-378.

Rajan R G. Has Financial Development Made the World Riskier?[J]. Social Science Electronic Publishing, 2005(11728):371-379.

Stein J C. Incorporating Financial Stability Considerations into a Monetary Policy Framework : a speech at the International Research Forum on Monetary Policy, Washington, D.C. March 21, 2014[J]. Speech, 2014.

Woodford M. Inflation Targeting and Financial Stability[J]. Nber Working Papers, 2012, 52(35):171-192.

Monetary policy, Leverage Cycle and Systemic Risk

Abstract: This article is a study about risk-taking channel of the monetary policy on systemic level (Systemic RTC). On the basis of building the theoretical model, collecting 16 big listed commercial bank in 2007-2018 of China as samples, using the method of CCA and CoVaR, we take an empirical research the influence of monetary policy on systemic risk-taking of banks and coordination with macro-prudential leverage requirements. The results show that: (1) loose monetary policy (stance) and high leverage can significantly increase the systemic risk of Banks; (2) the combination of tight leverage regulation and tight monetary policy stance is more effective in reducing systemic risk. Interest rate policies pay insufficient attention to macro-prudential leverage, and the "deleveraging" by tightening interest rate policies is ineffective. (3) monetary policy and macro-prudential leverage management is effective in normal economic times but may be ineffective in crisis times to limit systemic risk..

Key words: Monetary Policy; Leverage; Systemic risk.