

分类号：F832
密 级：公开

单位代码：10363
学 号：2221010119

题 目 资管新规下影子银行对银行系统性风险的影响研究

题 目 The Impact of Shadow Banking on Systemic Risk in Banks
under New Asset Management Regulations

学生姓名： 杨希龙
指导老师： 姜培华 副教授
专 业： 0251 金融
研究方向： 金融风险管理

论文答辩日期： 2025 年 5 月 14 日

二、安徽工程大学学位论文原创性声明

本人郑重声明：我恪守学术道德，崇尚严谨学风。所呈交的学位论文，是本人在导师的指导下，独立进行研究工作所取得的成果。除文中已明确注明和引用的内容外，本论文不包含任何其他个人或集体已经发表或撰写过的作品及成果的内容。论文为本人亲自撰写，我对所写的内容负责，并完全意识到本声明的法律后果由本人承担。

学位论文作者签名：杨希友

日期： 2025 年 5 月 14 日

三、安徽工程大学学位论文版权使用授权书

学位论文作者完全了解学校有关保留、使用学位论文的规定，同意学校保留并向国家有关部门或机构送交论文的复印件和电子版，允许论文被查阅或借阅。本人授权安徽工程大学可以将本学位论文的全部内容编入有关数据库进行检索，可以采用影印、缩印或扫描等复制手段保存和汇编本学位论文。

保密 ☐，在 _____ 年解密后适用本版权书。

本学位论文属于

不保密 ☒。

学位论文作者签名：杨希友

指导教师签名：姜晓华

日期：2025 年 5 月 14 日

日期：2025 年 5 月 14 日

资管新规下影子银行对银行系统性风险的影响研究

摘 要

近年来,随着金融创新和社会融资需求的增加,影子银行规模快速上升。在资管新规等相关管理条例出台后,对影子银行的监管正在稳步推进,但由于影子银行参与主体的多样性和广泛性,影子银行业务的监管难度仍有上升趋势。多年来,监管部门对于影子银行规模的测算及其对经济体系统性金融风险的影响十分关注,由于我国金融市场和制度的特殊性,影子银行的存在形式及风险传播路径与国外存在较大区别。在我国监管部门全面强化金融监管,切实防范系统性金融风险的背景下,研究快速增长的影子银行规模对我国银行体系的潜在冲击性具有较大的现实意义。

本文立足于金融脆弱性理论与风险传染理论的交叉视角,聚焦于资管新规背景下影子银行对银行系统性风险的影响机制研究。基于2017年第一季度至2023年第四季度39家上市商业银行的季度面板数据,运用 ΔCoVaR 方法构建系统性风险测度指标,经由构建双向固定效应模型、断点回归模型与事件研究法相结合的多层次分析框架,系统考察影子银行业务规模对银行系统性风险贡献的影响效果、资管新规政策冲击的调节作用以及央行流动性工具的调节效应。

本研究的主要结论为:(1)影子银行业务规模与银行系统性风险贡献呈显著正相关关系,同业渠道影子银行对系统性风险的边际贡献高于投资渠道(2)资管新规的实施重塑影子银行与系统性风险的关系

联结构，显著弱化影子银行规模对系统性风险的正向影响。(3) 央行流动性工具 SLF 与 MLF 对影子银行与系统性风险的关系具有显著的负向调节作用，并且该调节效应在资管新规实施后进一步增强。(4) 短期流动性工具(SLF)的即时调节效应强于中期流动性工具(MLF)，而后者在政策协同环境下的增强效应更为显著。

本文可能的创新在于：(1) 研究视角的创新。本研究将资管新规作为外生政策冲击，考察其对影子银行与系统性风险关系的调节作用，为评估监管政策效果提供新的分析视角。(2) 研究内容的创新。本研究引入央行流动性工具(SLF、MLF)作为调节变量，探究货币政策工具与监管政策的互动机制，丰富金融监管与货币政策协调的研究内容。

(3) 研究方法的创新。经由结合 ΔCoVaR 测度、断点回归模型(RDD)和事件研究法，构建多层次的实证分析框架，提高研究结论的可靠性。

(4) 数据处理的创新。基于季度数据构建系统性风险指标和影子银行规模测度，增强数据的时效性和实证结果的动态性，有助于捕捉政策冲击的短期效应与长期调整过程。

关键词：资管新规，影子银行，风险，政策冲击，央行流动性工具

THE IMPACT OF SHADOW BANKING ON SYSTEMIC RISK IN BANKS UNDER NEW ASSET MANAGEMENT REGULATIONS

ABSTRACT

In recent years, the scale of shadow banking in China has expanded rapidly, driven by financial innovation and increasing demand for social financing. Following the introduction of the New Asset Management Regulations (AMR) and related regulatory measures, the supervision of shadow banking has been steadily advancing. However, due to the diversity and extensive involvement of shadow banking participants, the difficulty of regulatory oversight continues to rise. For years, regulatory authorities have been highly concerned with measuring the scale of shadow banking and assessing its impact on systemic financial risk in the economy. Given the unique characteristics of China's financial market and institutional framework, the structure of shadow banking and its risk transmission mechanisms differ significantly from those in other countries. Against the backdrop of comprehensive financial regulatory strengthening and efforts to mitigate systemic financial risks, studying the potential impact of the rapidly expanding shadow banking sector on China's banking system holds significant practical relevance.

This study adopts a cross-disciplinary perspective, integrating financial fragility theory and risk contagion theory, to examine the impact mechanism of shadow banking on systemic financial risk in the banking sector under the AMR framework. Using quarterly panel data from 39 publicly listed commercial banks spanning Q1 2017 to Q4 2023, this study constructs a systemic risk measure based on the ΔCoVaR approach. By employing a multi-layered empirical framework that combines a bidirectional fixed-effects model, a regression discontinuity design (RDD), and an event study methodology, this study systematically investigates the impact of shadow banking scale on the systemic risk contribution of banks, the moderating role of the AMR as a policy shock, and the regulatory effects of the central bank's liquidity instruments.

The main findings of this study are as follows:(1) The scale of shadow banking is significantly and positively correlated with banks' systemic risk contribution, with the marginal contribution of interbank channel shadow banking to systemic risk being higher than that of the investment channel. (2) The implementation of the AMR has reshaped the structural relationship between shadow banking and systemic risk, significantly weakening the positive impact of shadow banking scale on systemic risk. (3) The central bank's liquidity instruments, SLF and MLF, exhibit a significant negative moderating effect on the relationship between shadow banking and systemic risk, and this moderating effect has further strengthened after the

implementation of the AMR. (4) The short-term liquidity instrument (SLF) exhibits a stronger immediate moderating effect than the medium-term liquidity instrument (MLF), while the latter shows a more pronounced enhancement effect in a coordinated policy environment.

The potential contributions of this study are as follows: (1) Innovation in research perspective: This study considers the AMR as an exogenous policy shock and examines its moderating effect on the relationship between shadow banking and systemic risk, providing a new analytical perspective for evaluating the effectiveness of regulatory policies. (2) Innovation in research content: This study introduces central bank liquidity instruments (SLF, MLF) as moderating variables to explore the interaction between monetary policy tools and regulatory policies, enriching the research on financial regulation and monetary policy coordination. (3) Innovation in research methodology: By integrating ΔCoVaR risk measurement, regression discontinuity design (RDD), and event study methodology, this study constructs a multi-layered empirical framework, enhancing the reliability of the findings. (4) Innovation in data processing: By constructing systemic risk indicators and shadow banking scale measures based on quarterly data, this study improves data timeliness and the dynamic nature of empirical results, helping capture both the short-term effects of policy shocks and the long-term adjustment process.

Yang Xilong (Financial)
Supervised by Jiang Peihua

KEY WORDS: asset management regulations, shadow banking, systemic financial risk, policy shock, central bank liquidity tools

目 录

摘 要.....	I
ABSTRACT.....	III
第 1 章 绪论.....	1
1.1 研究背景	1
1.2 研究意义	2
1.2.1 理论意义	2
1.2.2 实践意义	3
1.3 文献综述	3
1.3.1 系统性金融风险的测度方法研究	3
1.3.2 影子银行的定义与测量研究	4
1.3.3 影子银行对银行系统性风险的影响研究	4
1.3.4 金融监管对影子银行与系统性风险关系的影响研究	5
1.3.5 文献评述	6
1.4 研究内容与方法	6
1.4.1 研究内容	6
1.4.2 研究框架	7
1.4.3 研究方法	7
1.5 研究创新与不足	8
1.5.1 研究创新	8
1.5.2 研究不足	8
第 2 章 概念界定与现状分析.....	10
2.1 相关概念界定	10
2.1.1 影子银行的定义	10
2.1.2 系统性金融风险的内涵	10
2.1.3 资管新规的主要内容	11
2.2 影子银行现状分析	11
2.2.1 影子银行发展特点	11
2.2.2 影子银行业务模式	13
2.3 银行系统性风险现状分析	14
2.3.1 系统性风险的阶段变化	14
2.3.2 系统性风险的区域分布	15

2.4 资管新规监管现状分析	17
2.4.1 资管新规实施进程	17
2.4.2 资管新规对影子银行的约束机制	18
第 3 章 理论基础与研究假设	20
3.1 理论基础	20
3.1.1 金融脆弱性理论	20
3.1.2 风险传染理论	21
3.1.3 金融监管理论	22
3.2 研究假设	24
3.2.1 影子银行业务规模与银行系统性风险	24
3.2.2 资管新规政策冲击与系统性风险	25
3.2.3 央行流动性工具调节效应与系统性风险	25
第 4 章 研究设计	27
4.1 样本选取与数据来源	27
4.1.1 样本银行选取标准	27
4.1.2 数据来源	27
4.1.3 研究期间划分	28
4.1.4 季度数据处理方法	28
4.2 变量设计	28
4.2.1 被解释变量：银行系统性风险(ΔCoVaR)	28
4.2.2 解释变量：影子银行规模	30
4.2.3 政策变量	31
4.2.4 调节变量	32
4.2.5 控制变量	32
4.3 模型设计	34
4.3.1 基准回归模型	34
4.3.2 断点回归模型(RDD)	35
4.3.3 事件研究法模型	36
4.3.4 调节效应模型	37
第 5 章 实证分析	38
5.1 描述性统计分析	38
5.1.1 主要变量的描述性统计	38
5.1.2 变量相关性分析	39
5.2 基准回归分析	41

5.2.1 影子银行对系统性风险的影响.....	41
5.2.2 资管新规下影子银行对银行系统性风险的影响.....	42
5.3 资管新规政策的冲击效应与动态演进	44
5.3.1 资管新规政策的冲击效应.....	44
5.3.2 资管新规政策的动态演进.....	45
5.4 内生性检验	47
5.5 稳健性检验	48
5.5.1 替代变量测度检验.....	48
5.5.2 Winsor 处理检验	50
5.5.3 样本调整检验.....	51
5.6 安慰剂检验	53
5.7 央行流动性工具调节效应分析	54
第 6 章 研究结论与政策建议.....	57
6.1 研究结论	57
6.2 政策建议	58
参考文献.....	60
硕士在读期间科研成果.....	64
致谢.....	65

第1章 绪论

1.1 研究背景

影子银行在金融抑制与监管套利的土壤中根植发展。2008 年全球金融危机后，中国实施“四万亿”经济刺激计划推动信贷扩张。2010 年后，面对通胀压力与金融风险上升，监管部门加强信贷额度管理，提高存贷比与资本充足率要求，收紧表内信贷供给。商业银行通过表外理财、信托受益权转让等非标业务进行信用转换与流动性转换，以突破存贷比与资本充足率约束，形成以监管套利为导向的影子银行创新模式。根据中国人民银行发布的《2023 年第一季度中国货币政策执行报告》显示，截至 2023 年 3 月末，我国广义影子银行余额为 77.83 万亿元，占 GDP 比重为 80.4%，占社会融资总规模比重为 30.8%，其业务模式已从初期的银信合作转向嵌套式 SPV（特殊目的载体）与跨境衍生品交易，风险传染路径呈现跨市场、跨周期的非线性特征。值得关注的是，非标资产作为影子银行的核心载体，经由隐性担保与兜底协议构建的“风险自留”机制，将表外风险重新嵌入银行资产负债表，形成“监管真空—套利创新—风险回溢”的闭环反馈，显著加剧金融体系的顺周期性。

资管新规的政策效应在风险缓释与结构扭曲之间呈现显著张力。政策穿透式监管与净值化转型倒逼影子银行去通道化。根据银行业理财登记托管中心发布的《2021 年三季度理财市场分析》，截至 2021 年第三季度末，银行理财净值型产品占比达 86.56%，同业理财规模较资管新规前缩水 53.86%，非标债权投资占比下降至 17.4%，刚性兑付的破除有效遏制风险跨机构积聚。与此同时，监管约束下影子银行的“适应性创新”催生结构性存款、城投债置换及跨境套利等替代性融资工具，导致风险从表外理财向表内负债端迁移。2022-2024 年结构性存款规模年均增速达 12%，部分中小银行经由“假结构性”产品变相维持高息揽储，加剧期限错配与流动性的脆弱性。此外，理财子公司作为资管新规核心的制度创新，虽实现表内外风险隔离，但其资产配置高度集中于固定收益类产品，权益类资产投研能力的不足与风险定价机制的缺失，引致新一轮“资产荒”与风险偏好扭曲。

当前，中国金融监管正经历从“风险处置”向“风险预防”的范式升级。2025 年《负债新规文件》的出台，将影子银行资金池规模限制与动态资本充足率要求纳入宏观审慎评估(MPA)，并推动监管科技(RegTech)在风险穿透中的应用。然而，政策落地仍面临三重悖论：其一，非标资产标准化进程与实体企业融资需求之间存在期限结构错配，可能加剧中小企业融资难题；其二，跨境数据流动监管的缺位与离岸 SPV 的监管套利，削弱穿透式监管的有效性；其三，地方政府隐性债务置换与城投债扩容，形成影子银行风险向财政领域转移的潜在通道。

影子银行在中国金融体系中的发展历程反映了监管政策与市场需求之间复杂的互动关系。尽管资管新规等政策在一定程度上缓解了影子银行的风险积累，但随着影子银行业务的“适应性创新”和新型融资工具的出现，金融体系的脆弱性和风险传染机制仍然存在。此外，金融监管从“风险处置”向“风险预防”的转型，也带来了在非标资产标准化、跨境监管以及地方政府隐性债务等方面深层次的挑战。针对这一背景，本研究旨在深入剖析资管新规实施后影子银行对银行系统性风险的影响机制，并探讨央行流动性工具与监管政策的互动效应，为中国金融监管政策的进一步优化提供理论支持与实证依据。

1.2 研究意义

1.2.1 理论意义

系统性金融风险的动态测度与政策干预的效应评估是金融稳定研究的前沿领域。尽管 ΔCoVaR 方法(Adrian & Brunnermeier)^[1]已被广泛用于风险溢出效应分析，但其传统应用多基于低频年度数据，难以捕捉中国影子银行体系因监管周期缩短（如资管新规过渡期压缩至 2021 年底）引发的非线性时变特征。本研究基于 39 家上市商业银行季度高频数据，构建动态条件分位数回归模型(Dynamic Quantile Regression)，经由滚动窗口技术(Rolling Window)优化 ΔCoVaR 参数估计，突破传统静态模型的平滑性假设。以期验证金融脆弱性理论中“顺周期风险强化”假说(Minsky)^[2]，并为系统性风险的时变异质性提供新的理论解释。

在政策冲击识别层面，既有文献对资管新规的效应检验多依赖于双重差分法(DID)，但政策实施的渐进性与金融机构适应性套利行为会导致内生性偏误。本研究创新性地将断点回归(RDD)与事件研究法嵌套设计：以 2018 年第二季度资

管新规正式稿发布为政策断点，利用局部线性回归(Local Linear Regression)识别断点前后 ΔCoVaR 分布的离散跳跃；同时，经由构建[-5,+8]季度的事件窗口，解析“异常系统性风险”(Abnormal Systemic Risk, ASR)在政策冲击下的动态路径，深入拓展商业银行系统性金融风险演进证据。

1.2.2 实践意义

在金融供给侧结构性改革深化的背景下，影子银行风险防控亟需从“规模管控”转向“精准拆弹”。本研究基于 39 家样本银行非平衡面板数据，量化资管新规在不同实施阶段的净效应，以期本文结论为 2024 年《金融稳定法》实施提供三重启示：其一，建立非标资产风险敞口的实时监测系统，基于改进型 ΔCoVaR 编制系统性风险压力指数；其二，优化资管新规制度安排，对非标资产占比超标的机构实施“阶梯式惩罚性风险准备金要求”；其三，将 SLF/MFL 的投放规模与银行影子银行业务收缩进度挂钩，构建“风险处置—流动性支持”的政策联动机制；其四，探究央行流动性工具的调节效应，为货币政策工具的选择与操作提供实践指导，有助于提高央行流动性支持的精准性和有效性。

1.3 文献综述

1.3.1 系统性金融风险的测度方法研究

系统性金融风险的测度方法研究是金融稳定性分析的核心议题。主流测度方法主要包括 ΔCoVaR 、MES 和 SRISK 等指标，各具特点且互为补充。Castren 和 Kavonius^[3]基于资产负债表的关联性构建宏观层面的系统性风险指标，强调金融机构间资产负债表的相互连接是系统性风险传导的重要渠道。Gennaioli 等^[4]从信息不对称角度构建影子银行环境下的系统性风险模型，揭示影子银行业务如何通过放大市场波动性增加系统性风险。Brownlees 和 Engle^[5]进一步优化了系统性风险测量方法，提出 SRISK 模型，该模型注重信息全面性，以财务数据分析为主，时效性不高，但能较好地预测未来宏观经济压力。与此同时，Adrian 和 Brunnermeier^[1]提出的 ΔCoVaR (Conditional Value-at-Risk)方法经由测度单个金融机构陷入困境条件下整个金融系统的风险变化，有效捕捉风险的溢出效应和系统性贡献度。 ΔCoVaR 的优势在于其可计算单个金融机构对系统性风险的边际贡献，并具有较强的预测能力。在国内研究中，李明辉和黄叶荪^[6]运用 ΔCoVaR 对中国

16 家上市银行的系统性风险进行测度,发现银行规模与系统性风险贡献呈显著正相关。Borochin 等^[7]则运用非线性条件量化回归技术扩展传统 CoVaR 方法,引入金融市场连接度指数,提高风险测量的时变适应性,其实证结果显示该改进方法能更早识别系统性风险累积节点。相较于其他方法,ΔCoVaR 在捕捉风险传染与溢出方面具有独特优势,特别适合分析中国金融市场中银行业的系统性风险特征。

1.3.2 影子银行的定义与测量研究

影子银行的定义与测量是研究其影响的基础性工作。Pozsar 等^[8]从金融中介功能角度定义影子银行是在传统银行监管体系之外开展信用中介活动的金融实体,强调其监管套利的特征。殷剑峰和王增武^[9]从中国特色视角出发,将影子银行界定为银行的影子,即商业银行经由理财产品等表外业务形成的类信贷活动。影子银行规模的测量方法也存在多种视角。孙国峰和贾君怡^[10]基于信用货币创造视角,将表外理财、非银行金融机构信贷以及民间信贷纳入影子银行范畴,提出广义影子银行概念。同时,基于商业银行资产科目,从同业渠道、投资渠道两个维度测量银行层面的影子银行业务规模。祝继高等^[11]以买入返售金融资产比率(即买入返售金融资产占期末总资产的比率),来反映商业银行通过同业业务参与影子银行业务的规模。李文喆^[12]从资金来源与资金运用两个维度构建影子银行的规模测算框架,细化不同渠道的影子银行业务。本研究在综合现有文献基础上,将采用同业渠道(买入返售金融资产、存放同业、拆出资金)与投资渠道(应收款项类投资)相结合的方法,构建银行层面的影子银行规模测度指标。

1.3.3 影子银行对银行系统性风险的影响研究

影子银行对银行系统性风险的影响是学术界长期关注的议题。影子银行的核心特征在于期限转换与流动性转换,这加剧了金融体系的脆弱性。Baily 等^[13]研究表明,影子银行通过将长期、非流动性资产转化为短期、流动性负债,增加了金融体系的不稳定性。李建军和薛莹^[14]从风险传染角度指出,影子银行与传统银行业务的复杂关联,使得风险在银行与非银行金融机构之间形成传染通道,放大了系统性风险。毛泽盛和万亚兰^[15]的实证研究进一步发现,影子银行与银行体系稳定性之间存在阈值效应,当影子银行规模超过特定阈值时,其对银行体系的负面影响显著增加。

影子银行不仅影响系统性风险，还对货币政策传导、企业融资及市场行为产生重要影响。涂晓枫和李政^[16]从“银行的影子”视角出发，分析影子银行在不同市场环境下的风险分担与风险传染的双重作用机制。胡利琴等^[17]研究发现，影子银行业务经由“风险承担渠道”影响货币政策的传导效果，且效应在不同市场环境下表现出非对称性特征。王茹婷和彭方平^[18]深入探讨了影子银行对企业融资成本的影响，揭示了资管新规打破刚性兑付对资金价格发现机制的市场化改革效应。相较于现有研究，本文将在控制内生性的基础上，聚焦影子银行与系统性风险的动态关系，并探究资管新规政策冲击下该关系的变化机制。

1.3.4 金融监管对影子银行与系统性风险关系的影响研究

近年来，金融监管对影子银行与系统性风险关系的调节作用成为研究热点。金融监管对银行风险承担和系统性风险的影响至关重要。王晋斌和李博^[19]研究表明，货币政策通过影响银行风险承担行为间接作用于系统性风险，而监管环境在该传导机制中起到关键调节作用。Chen 等^[20]深入研究中国货币政策与影子银行的互动机制，指出监管政策与货币政策的协调对于控制影子银行风险至关重要。王胜等^[21]研究发现，资管新规实施后，银行流动性囤积行为显著增强，短期内提高了系统稳定性，但长期可能降低资金利用效率。

金融强监管对市场行为和企业决策的影响受到关注。杨青等^[22]研究发现，资管新规对短贷长投问题的约束改善了银行资产负债的匹配程度，降低了企业债务风险，为评估监管政策效果提供新视角。汤晟等^[23]从企业集团内部资本市场视角分析了资管新规的实施效果，发现强监管提高了集团内资源配置效率，降低了资本市场的扭曲程度。李增福等^[24]则发现，资管新规有效抑制了企业短贷长投问题，优化企业的债务期限结构。此外，陈力朋和祁永基^[25]揭示了资管新规对企业杠杆操纵行为的约束机制，表明监管政策通过影响融资渠道间接规范了企业财务行为。

影子银行的扩张加剧了银行系统性风险，而金融监管政策在其中发挥缓释作用。Dell'Ariccia 等^[26]揭示了低利率环境下货币政策“风险承担渠道”的强化效应，与影子银行业务扩张的时间节点高度吻合，说明影子银行在利率周期中的风险累积效应。郭娜等^[27]构建包含影子银行部门的 DSGE 模型，验证了影子银行对银行系统性风险的放大效应，并分析了监管政策的缓释作用。尽管已有研究探讨了金融监管与系统性风险的关系，但关于资管新规如何调节影子银行与系统性

风险关系的系统性研究仍然较少，本研究试图补充这部分理论，为理解金融监管的有效性及其在宏观审慎框架下的作用机制提供更多的实证证据。

1.3.5 文献评述

经由对现有文献的梳理，可发现以下研究不足：首先，作为近年来中国金融监管的重要改革之一，2018年出台的《资管新规》对影子银行的运作模式和体系结构产生了深远影响。然而，关于该监管政策对影子银行与系统性风险关系的影响，特别是其可能起到的调节作用，现有研究仍较为有限。其次，央行流动性工具(SLF、MLF)作为近年来货币政策操作的重要工具，可能对影子银行与系统性风险的关系产生重要影响。然而，现有文献在这一方面的研究仍相对匮乏。探讨央行流动性工具在资管新规背景下的调节效应，有助于深入理解宏观审慎政策与货币政策的互动机制，并为政策制定者提供更为精准的调控方案。第三，当前关于影子银行与系统性风险的实证研究多采用年度数据进行分析，这在一定程度上忽视了金融市场的短期动态变化，难以准确捕捉监管政策或市场波动对影子银行体系的即时影响。季度层面的数据分析可以更好地揭示政策冲击的短期效应，进而为政策评估提供更为精准的实证支持。最后，在研究方法上，尽管影子银行与系统性风险的关系已成为国际金融稳定研究的热点，但在具体的计量方法上，现有研究较少采用断点回归(RDD)或事件研究法(Event Study)来识别因果关系。RDD可以有效识别资管新规等重大政策的短期冲击效应与长期效果，而事件研究法可以用于观察政策的动态演进与累积作用。结合这两种方法，不仅可以提高政策识别的可信度，还可以更清晰地揭示政策冲击的动态效应。鉴于此，本研究将基于季度数据，运用 ΔCoVaR 测度系统性风险，经由RDD与事件研究法分析资管新规的政策冲击效应，并探究央行流动性工具的调节作用，以期弥补现有研究的不足，为资管新规下影子银行与系统性风险关系的研究提供新的实证证据。

1.4 研究内容与方法

1.4.1 研究内容

本研究聚焦于资管新规背景下影子银行对银行系统性金融风险的影响机制，研究内容主要包括以下四个方面：第一，基于 ΔCoVaR 方法测度我国上市商业银行的系统性风险，并分析其动态演变特征。经由季度数据的滚动窗口估计，构建

2017-2023 年期间 42 家上市银行的系统性风险指标, 由于部分数据缺失, 剔除后为 39 家, 为后续实证分析奠定基础。第二, 深入分析影子银行对银行系统性风险的影响机制, 从同业渠道和投资渠道两个维度测量银行层面的影子银行业务规模, 并探究其对系统性风险的影响路径及效应强度。第三, 运用断点回归模型(RDD)和事件研究法, 评估资管新规的政策冲击效应与动态演进, 考察其对影子银行与系统性风险关系的调节作用, 识别政策前后影子银行与系统性风险关系的变化。第四, 引入央行流动性工具(SLF、MLF)作为调节变量, 探索其对影子银行与系统性风险关系的调节效应, 分析货币政策工具与监管政策的互动机制, 为协调货币政策与宏观审慎政策提供实证依据。

1.4.2 研究框架

本研究的框架结构严谨且逻辑连贯, 共分为六章内容, 如图 1-1 所示。第一章为绪论, 阐述研究背景、意义、文献综述及研究内容与方法。第二章为概念界定与现状分析, 界定相关概念, 分析资管新规、影子银行及系统性风险的现状特征。第三章为理论分析与研究假设, 基于金融脆弱性理论、风险传染理论和金融监管理论, 分析资管新规下影子银行对系统性风险的影响机制及央行流动性工具的调节效应, 提出研究假设。第四章为研究设计, 详细阐述样本选取、变量设计及模型构建方法。第五章为实证分析, 进行主要变量的描述性统计, 运用基准回归, 揭示资管新规下影子银行对银行系统性风险的影响; 通过断点回归和事件研究法评估政策冲击效应与动态演进; 进行央行流动性工具调节效应的实证分析, 考察 SLF 和 MLF 对影子银行与系统性风险关系的调节作用, 并包含内生性检验、稳健型检验及安慰剂检验等。第六章为研究结论与政策建议, 总结主要研究发现, 提出政策建议。

1.4.3 研究方法

本研究采用多种理论分析与实证研究方法相结合的研究策略。第一, 运用文献研究法梳理国内外相关研究成果, 构建理论分析框架。第二, 采用理论分析与实证分析相结合的方法, 从理论层面分析资管新规下影子银行对银行系统性风险的影响机制, 并经由实证数据验证理论假设。第三, 在实证研究中, 采用 ΔCoVaR 方法测度银行系统性风险, 使用面板回归模型分析影子银行对系统性风险的影响。第四, 运用断点回归模型(RDD)和事件研究法分析资管新规的政策冲击效应与动

态演进,识别政策前后系统性风险的非连续变化。第五,经由引入交互项的方式,构建调节效应模型,分析央行流动性工具(SLF、MLF)的调节作用。第六,采用工具变量法、子样本检验等方法处理潜在的内生性问题,确保实证结果的可靠性。通过多种方法的综合运用,本研究力求更为全面地分析资管新规背景下影子银行对银行系统性风险的影响机制。

1.5 研究创新与不足

1.5.1 研究创新

本研究的创新之处主要体现在以下四个方面:第一,研究视角的创新。本研究将资管新规作为外生政策冲击,考察其对影子银行与系统性风险关系的调节作用,为评估监管政策效果提供新的分析视角。第二,研究内容的创新。本研究引入央行流动性工具(SLF、MLF)作为调节变量,探究货币政策工具与监管政策的互动机制,丰富金融监管与货币政策协调的研究内容。第三,研究方法的创新。经由结合 ΔCoVaR 测度、断点回归模型(RDD)和事件研究法,构建多层次的实证分析框架,提高研究结论的可靠性。第四,数据处理的创新。基于季度数据构建系统性风险指标和影子银行规模测度,增强数据的时效性和实证结果的动态性,有助于捕捉政策冲击的短期效应与长期调整过程。

1.5.2 研究不足

尽管本研究力求全面、深入地分析问题,但仍存在一些局限性:首先,由于数据可得性的限制,本研究仅关注上市商业银行,对非上市银行和其他金融机构的影响未能纳入分析范围,可能导致样本选择性偏误。其次, ΔCoVaR 方法虽然能够有效捕捉系统性风险的溢出效应,但其对市场流动性风险和宏观经济冲击的敏感性可能导致风险测度的波动性较大。第三,资管新规的实施是一个渐进过程,政策效果的显现需要时间,本研究的观察期间尚未完全捕捉政策的长期效应。第四,央行流动性工具的运用受多种因素影响,本研究难以完全排除其他政策因素的干扰,可能影响调节效应的识别准确性。

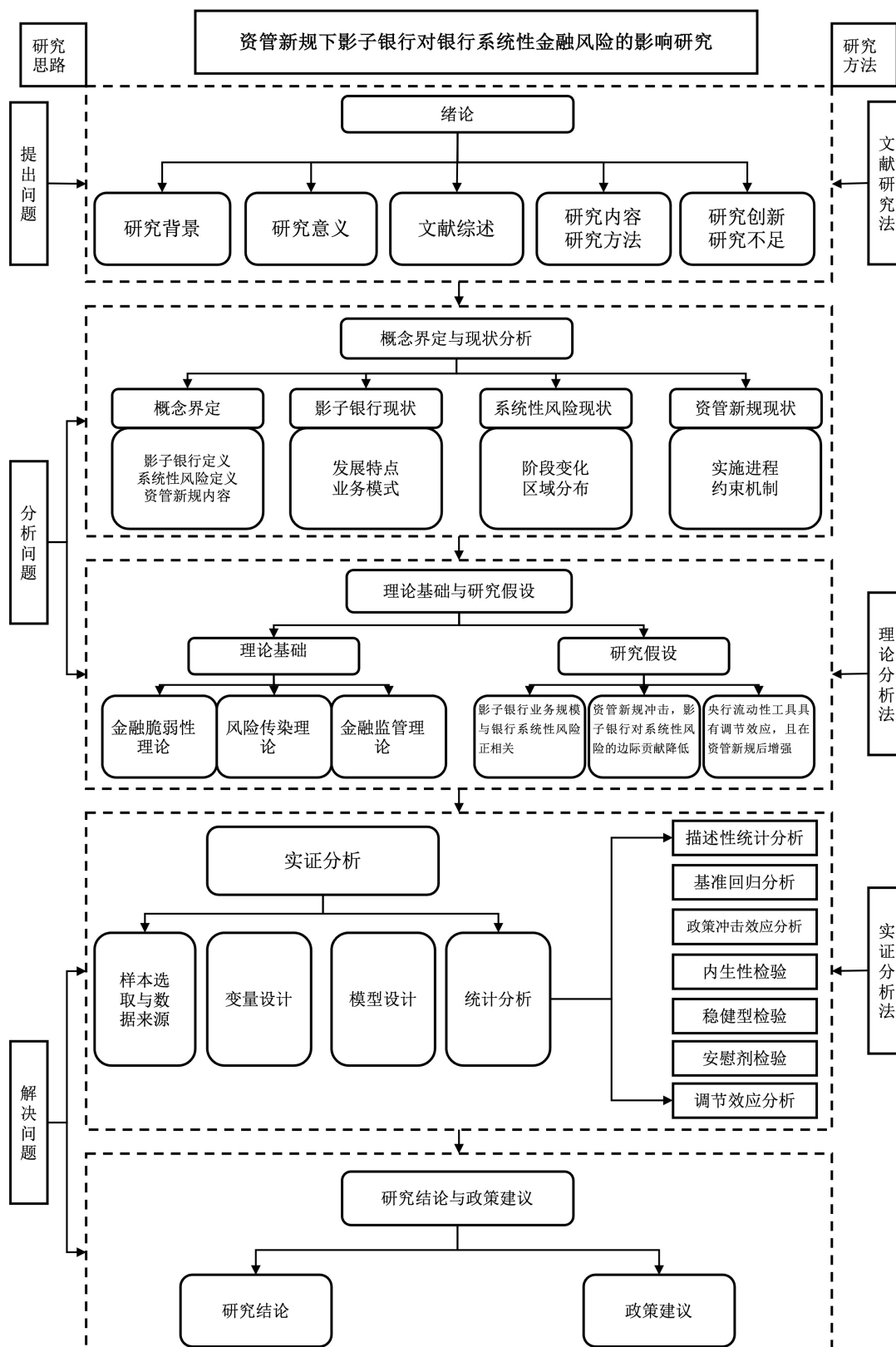


图 1-1 论文框架图

第2章 概念界定与现状分析

2.1 相关概念界定

2.1.1 影子银行的定义

影子银行概念的界定存在多元视角与层次差异,反映其业务形态的复杂性与边界的模糊性。从国际层面看,金融稳定理事会(FSB)将影子银行定义为“在正规银行体系之外提供信用中介服务的实体和活动体系”,强调监管套利的本质特征。Pozsar 等^[8]从功能视角细化影子银行的中介链条,揭示资产证券化、货币市场基金与回购交易在信用中介过程中的关键角色。而在中国特殊的金融生态环境下,影子银行呈现差异化的形式。殷剑峰和王增武^[9]提出“银行的影子”概念,揭示中国影子银行与商业银行表外业务的密切关联。孙国峰和贾君怡^[10]将影子银行活动界定为“在传统银行监管体系外部,经由非存款类金融中介开展的信用转换活动”,并据此构建“广义影子银行”的分析框架。李文喆^[12]则经由“信用中介+期限错配+流动性转换+监管套利”的要素组合,精确描绘影子银行的本质特征。本研究立足中国特色金融体系,将影子银行定义为商业银行经由同业渠道与投资渠道开展的表内外业务,这些业务在监管政策约束下实现信用转换、期限转换与风险转移,并最终影响金融体系稳定性。

2.1.2 系统性金融风险的内涵

系统性金融风险作为宏观审慎监管的核心对象,其具有多维性与演进性特征。从理论渊源看,系统性风险源于金融体系内部的结构失衡与外部冲击的放大效应,表现为风险在金融体系内部的累积、扩散与爆发。魏伟等^[28]将系统性风险定义为“金融体系部分或全部瘫痪,导致信用中介功能无法有效发挥,进而对实体经济造成严重负面影响的可能性”,强调风险的系统性传导与实体经济损害的双重特征。Adrian 和 Brunnermeier^[1]经由 ΔCoVaR 方法捕捉单个金融机构对整体金融系统风险的边际贡献,为系统性风险的微观基础分析提供量化工具。Castren 和 Kavonius^[3]则从资产负债表关联视角,揭示金融机构间风险传染的网络机制,突出互联性在系统性风险形成中的关键作用。在中国金融体系中,系统性风险呈现出高度集中性与结构性特征,国有大型银行作为系统重要性金融机构(SIFIs),其

风险状况对整体金融稳定性具有决定性影响。李明辉和黄叶苞^[6]的实证研究表明,中国银行业系统性风险主要经由规模效应与互联效应两条路径实现放大与扩散。本研究采纳 Adrian 和 Brunnermeier 的理论框架,将系统性金融风险界定为单个银行风险状况变化对整体金融系统稳定性的影响程度,并经由 ΔCoVaR 方法进行量化测度。

2.1.3 资管新规的主要内容

《关于规范金融机构资产管理业务的指导意见》(即“资管新规”)作为我国金融监管体系的重大变革,其核心内容体现“去杠杆、去通道、去刚兑”的监管理念。资管新规确立资产管理产品的统一标准,强调“卖者尽责、买者自负”的市场化原则,明确禁止资管产品的多层嵌套与期限错配。从具体规制看,资管新规重点设置五项核心约束:一是破除刚性兑付,要求金融机构对资管产品实行净值化管理,禁止承诺保本保收益;二是限制资金池运作,封闭式资管产品投资于非标准化债权类资产的比例不得超过 35%;三是消除多层嵌套,禁止资管产品投资于其他资管产品超过两层;四是消除期限错配,要求封闭式资管产品的期限与投资标的期限相匹配;五是规范杠杆水平,明确公募产品杠杆上限为 140%,私募产品杠杆上限为 200%。资管新规同时设置过渡期制度安排,原定于 2020 年底结束,后因疫情影响延长至 2021 年底,为金融机构业务调整提供缓冲空间。资管新规的出台标志着我国金融监管从机构监管向功能监管的转型,旨在构建统一监管标准,消除监管套利空间,防范系统性金融风险累积。本研究将资管新规视为外生政策冲击,考察其对影子银行与系统性风险关系的调节作用。

2.2 影子银行现状分析

2.2.1 影子银行发展特点

中国影子银行体系在 2019-2023 年间呈现出明显的收缩调整态势,该变化主要源于资管新规的深入实施与监管体系的持续完善。据中国人民银行发布的金融统计数据整理,如图 2-1 所示,2019 年我国影子银行规模达到 55.8 万亿元的高位,占 GDP 比重高达 55.5%,随后连续四年呈现下降趋势,到 2023 年一季度规模缩减至 48.5 万亿元,占 GDP 比重降至 37.5%,该变化轨迹充分反映资管新规的政策效应与国内金融生态的转型路径。

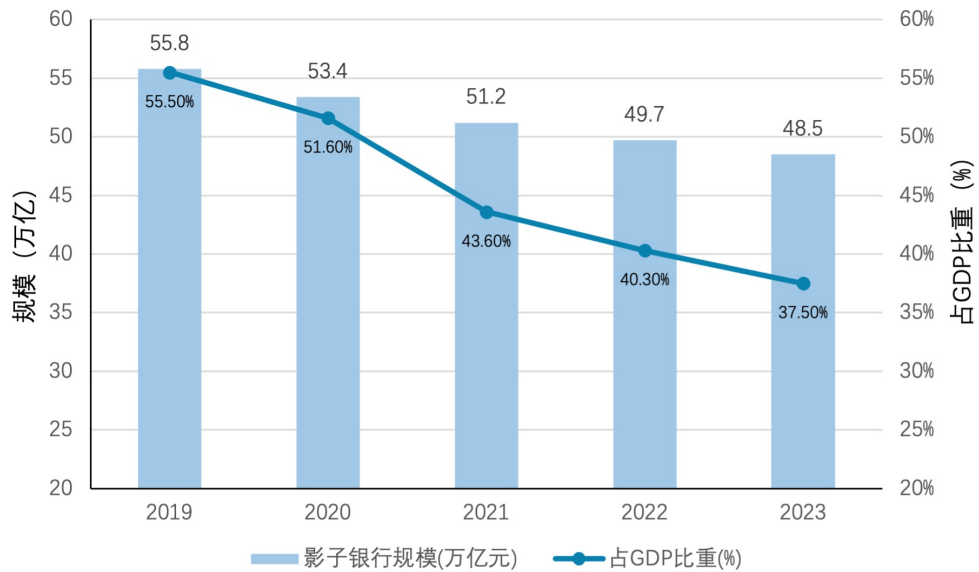


图 2-1 影子银行规模变化

纵观该时期影子银行发展特点，可从以下三个维度进行解析：从业务转型角度看，影子银行正经历从“规模导向”向“质量导向”的战略转变。资管新规强调打破刚性兑付、消除多层嵌套、限制期限错配，促使银行资管业务回归“受人之托、代人理财”的本源。在政策约束与市场引导下，非标资产规模大幅萎缩，标准化债券投资比重提升，金融资源配置效率得到优化。从风险特征角度看，影子银行的系统性风险外溢效应得到有效抑制。净值化管理使风险定价更为透明，投资者风险意识增强，隐性担保链条逐步弱化，风险传染渠道更加可控。此外，透明度提升也改善市场参与者的风险识别能力，形成更为理性的市场预期与风险定价机制。从监管效能角度来看，功能监管理念的深入贯彻有效减少监管套利空间。银行理财子公司的设立实现风险隔离与专业化运作，穿透式监管原则增强监管的全面性与协同性，监管框架的持续优化对影子银行的约束效力显著增强。

资管新规实施后的影子银行业务呈现出鲜明的特征转变，其为监管引导下的主动调整与市场驱动下的结构优化共同作用的结果。首先，资产结构向标准化、透明化方向显著转型。标准化债券等金融资产投资比重持续上升，根据银行业理财登记托管中心数据显示，净值型产品余额从 2019 年的 10.13 万亿提升至 2023 年末的 25.97 万亿，占比也从 43.29% 提升至 96.90%，实现从“预期收益型”向“净值型”的根本性转变。其次，业务结构逐步回归本源，银行理财业务与表内业务实现有效隔离，理财子公司设立使专业化运作水平显著提升。截至 2023 年一季度，全国已有 31 家银行设立理财子公司，管理资产规模超过 25.4 万亿元，

专业化运作使风险隔离程度与投资管理水平同步提升。最后，监管套利空间显著收窄，资金空转、多层嵌套、期限错配等风险点得到有效控制。2023 年银行理财产品平均期限与其投资资产平均期限的错配度较 2019 年下降 37.2%，表明期限转换风险得到有效缓解。

2.2.2 影子银行业务模式

资管新规实施以来，影子银行业务模式经历深刻重构，呈现出明确的结构性转变特征。如图 2-2 所示，2019-2023 年间，影子银行业务的渠道结构显示出三条截然不同的发展路径：表外渠道占比从 2019 年的 35.0%持续上升至 2023 年的 57.2%，增幅达 22.2 个百分点；同业渠道占比则从 32.7%大幅下降至 16.5%，降幅高达 16.2 个百分点；投资渠道占比相对稳定，从 32.3%小幅下降至 26.3%，降幅为 6 个百分点。该结构性变化充分反映资管新规对影子银行业务模式的深刻影响。

从业务转型角度分析，同业渠道占比的大幅下降主要归因于资管新规对同业嵌套、通道业务的严格限制。同业资金链条的缩短使得资金在银行体系内的空转减少，促进金融资源向实体经济的有效配置。与此同时，表外渠道占比的显著提升，反映银行理财业务多元化资产配置能力明显增强。投资渠道占比的相对稳定则体现银行在投资策略调整过程中的平稳过渡，非标资产虽有收缩但转型节奏相对温和，避免断崖式下降对实体经济融资的剧烈冲击。

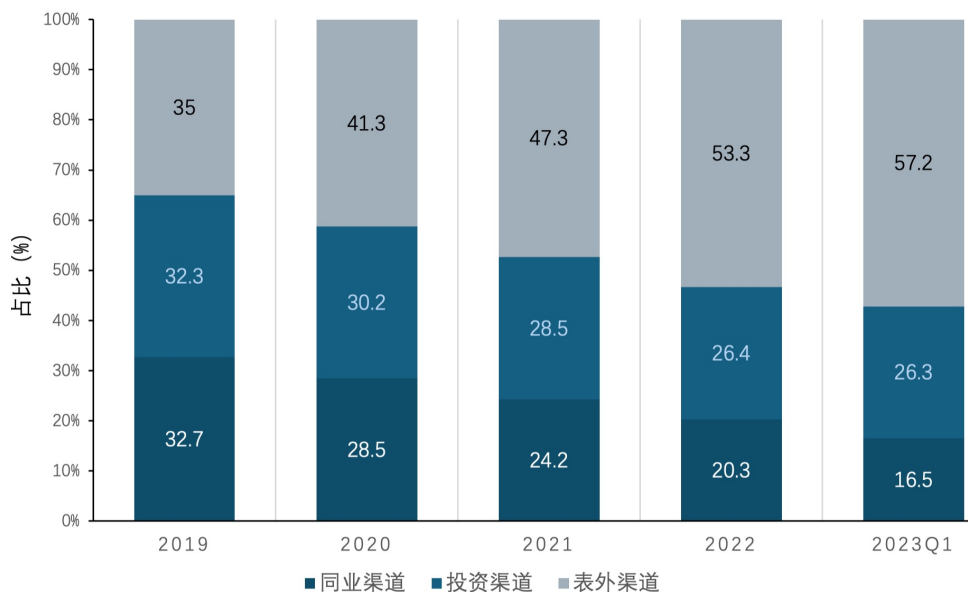


图 2-2 影子银行业务渠道变化

不同类型银行在业务模式调整上呈现出显著差异。国有大型银行凭借雄厚的资本实力和客户基础，理财子公司设立较早，产品转型速度快，表外渠道占比提升最为显著，从 2019 年的 38.5% 上升至 2023 年的 62.8%。股份制银行则凭借灵活的市场策略和产品创新能力，在投资渠道转型方面表现突出，债券及权益类资产配置比例提升较快，投资管理能力显著增强。城商行和农商行由于资本实力和专业能力相对不足，转型压力较大，同业渠道收缩幅度最为显著，部分中小银行甚至面临理财业务萎缩的局面。

2.3 银行系统性风险现状分析

2.3.1 系统性风险的阶段变化

中国银行业系统性风险呈现出波动下降的总体趋势，但在关键时点仍表现出显著的风险累积特征。基于图 2-3 所示的 ΔCoVaR 指标变化趋势，2019-2023 年期间的系统性风险演变可划分为四个关键阶段：2019 年的相对稳定期、2020 年初的疫情冲击期、2020 年下半年至 2021 年的恢复回升期，以及 2022 年初至今的调整优化期。

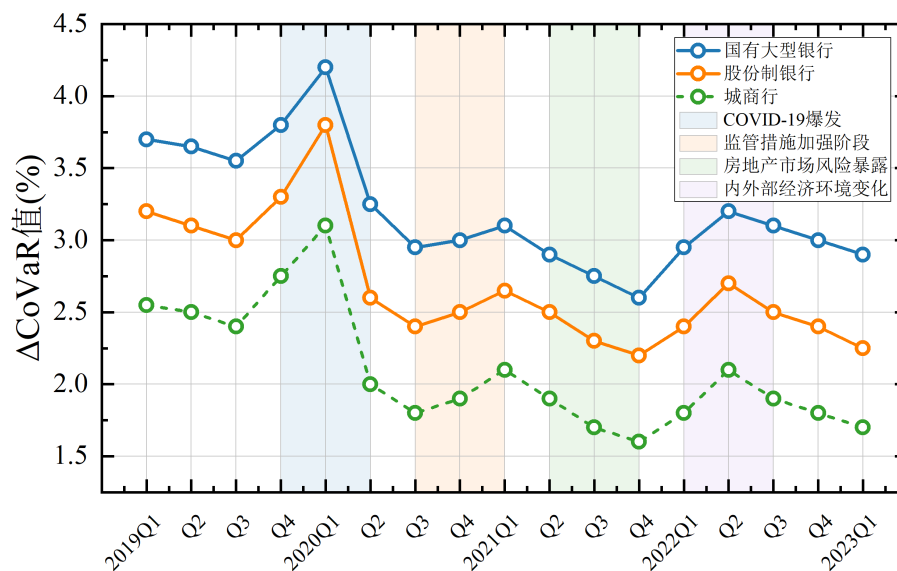


图 2-3 中国不同类型银行 ΔCoVaR 值季度变化趋势(2019Q1-2023Q1)

2019 年相对稳定期, 42 家上市银行的平均 ΔCoVaR 指标维持在 3.0% 至 3.5% 之间波动, 风险状况整体平稳。该阶段, 资管新规过渡期正在有序推进, 银行资产质量总体稳定, 不良贷款率维持在 1.86% 左右, 拨备覆盖率保持在 180% 以上

的安全水平。值得注意的是，不同类型银行之间的系统性风险差异显著：国有大型银行的平均 ΔCoVaR 值为 3.7%，明显高于股份制银行的 3.1% 和城商行的 2.5%，体现“大而不倒”问题带来的系统性风险集中效应。

2020 年初的疫情冲击期，系统性风险指标经历显著波动。如图 2-3 所示， ΔCoVaR 值在 2020 年第一季度急剧上升，国有大型银行、股份制银行和城商行的指标分别达到 4.2%、3.8% 和 3.1% 的阶段高点，反映突发公共卫生事件对金融市场的剧烈冲击。此后，随着一系列货币政策和财政政策的协同发力，系统性风险指标在第二季度开始回落，但整体仍维持在相对高位。该时期，央行实施全面降准、定向降准等措施，累计释放流动性超过 3.5 万亿元；同时，将资管新规过渡期延长至 2021 年底的政策出台，为银行业务转型提供更为宽松的调整空间，这些政策组合有效缓解系统性风险的进一步积累。

2020 年下半年至 2021 年的恢复回升期，系统性风险指标呈现波动上升态势。该阶段，受经济复苏预期及货币政策正常化影响，银行业风险溢价整体上升，平均 ΔCoVaR 值从 2020 年第三季度的 2.4% 升至 2021 年第一季度的 2.7%。值得关注的是，该时期风险集聚开始从大型银行向中小银行蔓延，城商行的系统性风险上升速度明显快于其他类型银行，这与部分地区中小银行资产质量压力加大、流动性管理能力不足有关。2021 年，银行业不良贷款余额达到 2.8 万亿元，较 2020 年增长 11.2%，小微企业贷款不良率上升至 2.73%，区域性金融风险点开始显现。

2022 年初至今的调整优化期，系统性风险指标总体呈现下降趋势。资管新规正式实施后，银行资产负债结构得到优化，非标资产规模持续萎缩，表外业务风险大幅降低。如图 2-3 所示，2022 年第二季度后，各类型银行的 ΔCoVaR 值均呈现出不同程度的下降，这表明资管新规的实施对降低银行系统性风险产生实质性效果。与此同时，银行资本充足率得到明显改善，2023 年一季度银行业平均资本充足率达 15.1%，较 2019 年提高 0.8 个百分点；拨备覆盖率升至 203.8%，风险抵御能力显著增强。

2.3.2 系统性风险的区域分布

如表 2-1 所示，银行系统性风险的空间分布呈现出明显的区域集聚特征和结构性差异。我国银行系统性风险的区域分布可概括为“东部集中、中西部分散、区域联动加强”的基本格局。从区域集中度看，东部地区尤其是京津冀、长三角

和珠三角三大经济区的银行系统性风险贡献度明显高于中西部地区。2023 年一季度，上述三大区域的银行 ΔCoVaR 值占全国的 62.7%，这与区域内银行资产规模大、业务关联度高、市场敞口广等因素密切相关。特别是总部位于北京、上海、深圳等金融中心城市的大型银行，由于其系统重要性和市场影响力，成为系统性风险的主要贡献者。数据显示，2023 年一季度，北京地区银行的平均 ΔCoVaR 值为 2.28%，上海地区为 2.13%，深圳地区为 1.96%，均显著高于全国平均水平的 1.78%。集中性风险分布表明，金融中心城市的风险状况对整体金融稳定具有决定性影响。从风险区域联动看，风险溢出指数从 2019 年的 0.38 上升至 2023 年的 0.53，表明随着金融市场一体化趋势加深，金融风险跨区域传染效应也在增强。同时，赫芬达尔-赫希曼指数(HHI)衡量银行同业市场的竞争格局，2019 年至 2023 年，该数值从 0.186 下降至 0.152，说明同业市场竞争加强，市场垄断程度下降。另外，风险信息传导天数缩短，表明风险传染速度明显加快。

表 2-1 中国银行系统性风险的区域分布特征(2019-2023 年)

区域/指标	2019 年	2020 年	2021 年	2022 年	2023 年
东部地区					
区域银行平均 ΔCoVaR 值(%)	2.86	2.72	2.58	2.45	2.22
占全国总体风险贡献度(%)	67.5	66.8	65.4	64.2	62.7
其中：北京地区 ΔCoVaR 值(%)	2.98	2.85	2.67	2.48	2.28
其中：上海地区 ΔCoVaR 值(%)	2.83	2.69	2.54	2.34	2.13
其中：深圳地区 ΔCoVaR 值(%)	2.75	2.63	2.42	2.18	1.96
区域银行资产规模(万亿元)	187.6	203.2	219.8	236.4	241.2
区域银行同业负债率(%)	12.8	11.5	10.7	9.8	9.3
中部地区					
区域银行平均 ΔCoVaR 值(%)	1.92	1.85	1.76	1.65	1.52
占全国总体风险贡献度(%)	20.5	20.9	21.3	21.6	22.2
区域银行资产规模(万亿元)	54.3	62.1	68.5	75.2	77.8
区域银行不良贷款率(%)	1.96	2.15	2.23	2.28	2.22
西部地区					
区域银行平均 ΔCoVaR 值(%)	1.68	1.62	1.57	1.48	1.35
占全国总体风险贡献度(%)	12.0	12.3	13.3	14.2	15.1
区域银行资产规模(万亿元)	41.2	48.6	55.3	61.8	63.4
区域银行不良贷款率(%)	2.24	2.38	2.45	2.56	2.48
风险联动性指标					
区域间风险溢出指数	0.38	0.42	0.46	0.51	0.53
银行跨区域资产占比(%)	22.5	24.2	25.8	27.3	28.1
同业市场区域集中度(HHI)	0.186	0.176	0.165	0.158	0.152
风险信息传导速度(天)	8.2	7.6	6.4	5.3	4.8

2.4 资管新规监管现状分析

2.4.1 资管新规实施进程

资管新规的实施进程呈现出渐进性、系统性与阶段性的特征，反映监管当局对宏观审慎与微观稳健的辩证平衡。从政策演进历程看，资管新规的落地经历四个关键阶段：过渡期启动阶段（2018年4月-2020年3月）、延展调整阶段（2020年3月-2021年12月）、全面实施阶段（2022年1月）以及深化评估阶段。2018年4月，《关于规范金融机构资产管理业务的指导意见》正式发布，明确设置过渡期安排，原定于2020年底结束。值得注意的是，监管部门采取“新老划断”策略，即存量资产可维持至合同到期，增量资产则需严格遵循新规要求，渐进式过渡安排有效避免存量资产的强制清盘风险。

在过渡期启动阶段，配套细则陆续出台，构建立体化的监管框架。2018年7月至2019年6月，银保监会、证监会相继发布理财新规、证券期货资管细则等文件，细化资管新规在银行理财、证券资管等领域的适用标准。过渡期内，监管要求新增产品严格遵循非标资产比例（低于35%）和期限匹配要求，存量超标资产允许逐步压降至2021年底达标，避免“一刀切”冲击市场。

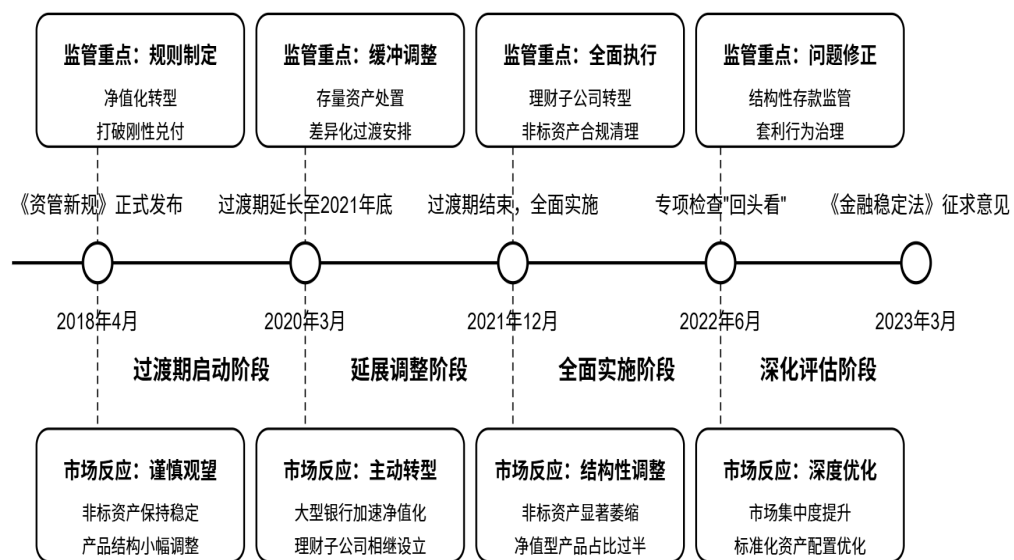


图 2-4 资管新规实施进程

延展调整阶段的显著特征是疫情冲击下的政策柔性调整，将过渡期延长至2021年底，并在非标资产处置、理财产品转型方面增加差异化监管安排。截至

2020 年初，银行理财投资非标资产的平均剩余期限为 3.2 年，资产期限与规定过渡期之间存在明显错配，延长过渡期有效缓解期限压力。

全面实施阶段始于 2022 年 1 月，资管新规正式生效，监管重点由政策落地转向效果评估与问题修正。如图 2-4 所示，2022-2023 年间，监管部门开展系列“回头看”检查活动，聚焦净值化转型、期限匹配、风险隔离等关键领域的实施效果评估。2022 年第二季度，银保监会针对 15 家大型商业银行开展资管业务专项检查，覆盖资产规模、净值化转型、非标投资等多个维度；2023 年初，针对理财子公司的专项检查深化加强，重点关注理财产品投资范围、杠杆水平及风险隔离措施的合规情况。该系列检查活动表明，监管部门正从事前规则制定向事中事后监督转变，构建闭环监管体系，填补监管空白。

随着资管新规的深入实施，标准实时调整与问题精准修复已成为监管的关键特征。2022 年下半年，针对结构性存款和跨境套利等资管新规实施过程中出现的新型风险点，银保监会发布专项监管通知，加强对结构性存款的检查力度，严控“假结构性”产品。2023 年 3 月，《金融稳定法》征求意见稿在人大会议上通过，将穿透式监管、统一监管标准等资管新规核心理念上升至法律层面，强化制度的系统性与协同性。监管方式也从传统的“一刀切”转向更为精细化的“定向监管”，针对大型银行、中小银行分别设计差异化的监管标准与达标时间表，体现监管的精准性与适应性。截至 2023 年末，资管新规实施已步入新阶段，监管政策正从规模约束向风险管控转型，从结构调整向功能优化升级。

2.4.2 资管新规对影子银行的约束机制

资管新规对影子银行构建了多层次、立体化的监管框架，通过基础性制度设计与操作性监管措施的有机结合，形成全方位的约束体系。从约束内容看，资管新规构建“五位一体”的监管体系，涵盖产品设计、资金募集、投资运作、风险管理和信息披露全流程，实现对影子银行业务全链条的系统性约束。首先，在产品层面，经由净值化管理要求打破刚性兑付，引入投资者自担风险机制；同时，明确产品分级比例上限，降低杠杆放大效应。其次，在资金募集环节，强化合格投资者标准，提高理财产品的投资门槛，抑制零售资金盲目流入高风险领域。再次，在投资运作层面，限制非标资产投资比例，规范期限错配，削弱期限转换功能；禁止多层嵌套，降低链条复杂性与风险隐蔽性。此外，在风险管理方面，要

求计提风险准备金,增强风险缓冲能力;在信息披露方面,强化产品信息透明度,改善市场定价机制。

从约束路径看,资管新规采取“分类施策、协同约束”的治理方式。根据影子银行业务的风险属性与结构特征,实施差异化监管措施。对于通道类业务,采取“强制瘦身”策略,经由严格限制嵌套层级与通道费率,大幅压缩业务空间。对于期限错配类业务,则采取“结构优化”策略,要求产品期限与投资资产期限相匹配。2022年末,银行理财产品平均期限从资管新规前的115天延长至189天,与投资资产期限的错配度下降42.7%,期限转换风险得到显著缓解。对于刚性兑付类业务,采取“市场化转型”策略,经由净值化管理改变投资者预期,弱化金融机构的隐性担保责任。对于监管套利类业务,则采取“穿透监管”策略,按照实质重于形式原则,追踪最终投资标的,消除监管真空地带。

资管新规的约束机制在微观实施层面呈现出显著的差异化特征。对国有大型银行,监管重点关注其理财子公司转型与标准化投资能力建设,要求在过渡期内完成理财业务向子公司的整体迁移。截至2023年一季度,五大国有银行理财子公司已实现理财业务全面整合,实现“子公司专营”目标。对全国性股份制银行,监管聚焦投资结构调整与非标资产处置,对非标资产压降设置明确的时间表与路径图。对城商行与农商行,监管则侧重于理财业务定位与风险隔离措施的规范,多数中小银行由于缺乏设立理财子公司的条件,采取“缩减规模、聚焦主业”的策略。

表 2-2 资管新规对不同类型影子银行业务的约束机制与效果

影子银行业务	主要风险特征	监管约束策略	具体约束措施
通道类业务	风险隐蔽、监管套利	强制瘦身	限制嵌套层级不超过两层;通道费率不高于 30BP
期限错配类业务	流动性风险、挤兑风险	结构优化	要求产品期限与投资期限匹配;开放式产品流动性储备不低于 5%
刚性兑付类业务	道德风险、风险定价扭曲	市场化转型	实行净值化管理;禁止承诺保本保收益;设立风险准备金
非标准化投资	信用风险、估值不透明	规模控制	非标投资比例上限 35%;要求资产穿透并计提资本
杠杆放大类业务	系统性风险放大、顺周期性	杠杆约束	公募产品杠杆上限 140%;私募产品杠杆上限 200%
跨市场套利业务	监管真空、风险跨市场传染	穿透监管	按照实质重于形式原则穿透至底层资产;统一监管标准

第3章 理论基础与研究假设

3.1 理论基础

3.1.1 金融脆弱性理论

金融脆弱性理论为理解影子银行对系统性风险的影响提供关键的分析框架。Minsky^[2]的金融不稳定假说(Financial Instability Hypothesis)作为该理论的核心,揭示金融体系内生性不稳定的本质特征。Minsky 将金融单位按照现金流结构分为对冲型(Hedge)、投机型(Speculative)和庞氏融资型(Ponzi),并指出经济繁荣期金融单位会从稳健的对冲型逐渐向脆弱的投机型和庞氏融资型转变,从而形成系统性风险累积的根源。在中国金融生态中,影子银行经由期限错配和流动性转换,表现出典型的投机型金融特征,特别是在 2016-2018 年“资产荒”背景下,高收益预期与刚性兑付隐性担保形成正反馈循环,推动金融机构风险偏好上升,形成 Minsky 所描述的“稳定导致不稳定”(stability breeds instability)现象。

金融脆弱性理论在资管新规背景下呈现出新的适用维度。Brunnermeier 和 Sannikov^[29]的“金融加速器”模型深化了对金融脆弱性形成机制的理解,强调资产价格波动经由资产负债表效应(balance sheet effect)放大金融冲击。在中国银行体系中,该机制主要经由非标资产估值与理财产品收益率之间的传导关系体现。资管新规前,银行表外理财以预期收益型产品为主,资产估值波动被刚性兑付机制隔离,形成风险定价扭曲;而资管新规实施后,净值化管理使资产价格波动直接传递至产品净值,增强市场纪律约束,但同时也可能放大市场波动的短期冲击。“风险显性化”过程与 Brunnermeier 模型中描述的“风险内生性”机制高度契合,表明资管新规经由改变风险定价机制,重塑金融脆弱性的表现形式与传导路径。

金融体系的结构与金融脆弱性密切相关。Allen 和 Gale^[30]的金融传染模型为理解影子银行网络结构与系统性风险的关系提供理论支持。该模型强调金融网络拓扑结构(network topology)对风险传染的决定性作用,即完全连接型网络(complete network)对小规模冲击的韧性更强,而环形结构(ring structure)则易于放大局部冲击。中国银行体系与影子银行的关联结构具有明显的分层特征:大型国有银

行与城商行之间形成中心—外围(core-periphery)结构,信托、券商等非银金融机构则与中小银行构成环形关联。混合型网络结构在资管新规实施前,因嵌套层级深、关联复杂而增加风险隐蔽性;资管新规经由限制嵌套层级、规范通道业务,简化网络结构,降低风险传染路径的复杂性,从而提高系统抵御冲击的能力。

在量化测度层面,Adrian 和 Brunnermeier^[1]提出的 CoVaR 方法为系统性风险的实证分析提供有力工具。CoVaR 经由测度条件风险价值(Conditional Value-at-Risk)捕捉单个金融机构对整体金融系统的风险贡献,而 ΔCoVaR 则衡量金融机构从正常状态到压力状态转变对系统风险的边际增量。该方法对中国影子银行研究具有特殊适用性:一方面,影子银行业务往往经由“尾部风险”(tail risk)形式影响系统稳定性,而传统均值-方差框架难以捕捉非线性风险特征;另一方面,资管新规作为外生政策冲击,其效果可经由观察 ΔCoVaR 分布的时变特性进行评估。本研究采用 ΔCoVaR 方法构建系统性风险指标,并经由动态条件分位数回归(Dynamic Quantile Regression)与滚动窗口技术(Rolling Window)捕捉影子银行风险贡献的时变特征,为金融脆弱性理论在中国情境下的验证提供实证支持。

3.1.2 风险传染理论

风险传染理论为解析影子银行与银行系统之间的风险互动机制提供系统框架。Freixas、Parigi 和 Rochet^[31]开创性地构建银行间风险传染的网络模型,揭示流动性短缺(liquidity shortage)与偿付链条(payment chain)在风险传染中的关键作用。在中国金融生态环境中,影子银行与传统银行的风险传染呈现出独特的双向互动特征:一方面,传统银行经由同业资金、理财资金投向影子银行业务,形成“银行→影子银行”的风险外溢通道;另一方面,影子银行风险经由刚性兑付、流动性支持等隐性担保机制回流至银行资产负债表,构成“影子银行→银行”的风险回溢路径。双向风险传染机制在资管新规实施前尤为明显,特别是 2016-2018 年间,同业存单一同业理财—委外投资—非标资产的链条化操作,创造复杂的风险隐藏与传染网络。

风险传染的微观机制可从四个维度展开分析。首先,流动性传染(liquidity contagion)是最直接的风险扩散渠道。Diamond 和 Dybvig^[32]经典的银行挤兑模型表明,流动性错配(liquidity mismatch)是金融脆弱性的根源。中国影子银行业务普遍存在期限错配问题,特别是银行理财产品期限显著短于底层资产期限,形成潜

在的流动性风险。资管新规经由要求封闭式产品期限与投资期限匹配、开放式产品持有一定比例流动性资产，有效缓解流动性传染风险。

其次，信息传染(information contagion)构成风险快速扩散的触发机制。Acharya 和 Yorulmazer^[33]的研究表明，负面信息传播导致的市场信心崩塌能够在金融机构间产生级联效应。2018 年前，中国影子银行业务透明度不足，信息披露不充分，一旦个别产品违约，极易引发市场恐慌性抛售，形成信息传染。资管新规经由提高信息披露要求、强化市场透明度，降低信息不对称程度，改善市场对风险的理性定价能力。

再次，资产关联(asset correlation)是风险同步化扩散的重要途径。Greenwood、Landier 和 Thesmar^[34]的研究指出，金融机构持有相似资产组合会导致市场冲击下的同步行为，放大系统性风险。中国银行理财业务在投资策略上呈现高度同质化特征，特别是在 2015-2018 年间，银行理财产品大量投向房地产、地方政府融资平台等领域，形成资产层面的风险集中。资管新规经由强化专业化投资管理、促进差异化资产配置，降低资产组合的同质性，减弱资产关联导致的风险传染可能性。

最后，共同融资方(common funding)机制是风险传染的隐蔽渠道。Brunnermeier 和 Pedersen^[35]强调流动性提供者的资金约束会导致流动性供给与市场流动性之间的负反馈循环。在中国金融体系中，城商行与农商行高度依赖同业融资与理财资金，这些共同融资渠道受到冲击时，会引发流动性挤压的连锁反应。2018 年包商银行事件即是典型案例，同业信任危机导致中小银行融资渠道急剧收窄，引发系统性流动性风险。资管新规经由规范通道业务、限制嵌套层级，减少共同融资方风险，增强体系流动性韧性。

3.1.3 金融监管理论

金融监管理论为理解资管新规的政策效果与央行流动性工具的调节效应提供理论依据。Goodhart^[36]的有效监管理论(effective regulation theory)强调监管应当聚焦于金融体系的系统性风险，而非单个机构的微观风险。该视角指导本研究对资管新规的分析框架：资管新规本质上是对影子银行该系统性风险来源的宏观审慎监管，其目标在于降低整体金融体系的脆弱性，而非仅仅约束个别金融机构的业务行为。从监管哲学上看，资管新规体现从机构监管(institutional regulation)向

功能监管(functional regulation)的转变,强调“实质重于形式”的穿透式监管原则,这与 Goodhart 提出的“同类业务同等监管”(same business, same rules)理念高度契合。

监管套利理论(regulatory arbitrage theory)为理解影子银行的演进逻辑提供关键视角。Kane^[37]提出监管辩证法(regulatory dialectic)概念,描述监管者与被监管者之间的动态博弈过程:监管规则的出台会诱发金融创新以规避监管,进而导致监管升级,形成循环往复的过程。中国影子银行的发展轨迹印证该理论:2014 年“127 号文”限制表外理财投资非标资产后,银行迅速开发出经由“非标转标”、资产证券化等方式规避监管的创新产品;资管新规经由穿透原则、统一标准应对监管套利行为,但随之又出现结构性存款、城投债创新等新型套利工具。持续的监管套利行为表明,监管政策效果的评估需要考虑金融机构的适应性创新能力,这也是本研究在资管新规效果评估中采用动态视角的理论基础。

最优监管强度理论(optimal regulation intensity theory)为理解资管新规的政策设计提供分析框架。Stiglitz^[38]指出,监管强度存在“拉弗曲线”效应:过松的监管无法有效控制风险,而过严的监管则会抑制金融创新与效率。在中国金融体系中,该权衡尤为明显:一方面,影子银行无序扩张带来系统性风险隐患,需要加强监管;另一方面,非标融资对支持实体经济特别是中小企业融资具有重要作用,过度压缩可能造成融资断裂。资管新规的设计体现平衡思想,经由设置过渡期、差异化监管标准等方式,在风险防控与融资支持之间寻求动态平衡。本研究采用断点回归(RDD)分析资管新规的政策冲击效应,经由考察政策前后系统性风险的变化,评估监管强度的适配性,为最优监管强度理论提供经验证据。

货币政策与金融监管的协同理论(coordination theory)为分析央行流动性工具的调节效应提供理论基础。Borio^[39]强调货币政策与宏观审慎政策之间存在显著的互动效应:货币政策影响金融机构的风险承担行为,而宏观审慎政策则调节货币政策的传导效果。在中国金融体系中,互动关系体现为央行流动性工具(SLF、MLF)与资管新规之间的政策协同。一方面,资管新规经由规范影子银行渠道,改变货币政策的传导路径;另一方面,央行流动性工具经由提供定向流动性支持,缓解资管新规实施过程中的流动性压力,防止“一刀切”式去杠杆可能引发的系统性风险。本研究在基准模型中引入央行流动性工具作为调节变量,考察其对影

子银行与系统性风险关系的调节效应,以验证货币政策与金融监管协同理论在中国情境下的适用性。

监管有效性评估框架(regulatory effectiveness assessment framework)为本研究的实证设计提供方法论指导。Barth、Caprio 和 Levine^[40]提出包含三个维度的监管评估框架:市场结构变化(market structure changes)、风险控制成效(risk control effectiveness)和效率影响(efficiency impact)。本研究采用类似的多维度评估思路,经由考察资管新规对影子银行规模、结构、系统性风险贡献的影响,全面评估其监管效果。特别是引入断点回归与事件研究法相结合的分析方法,关注政策的即时冲击效应,还考察其长期调整路径,这与监管有效性评估的动态视角相一致。经由细致的政策评估,本研究为金融监管理论的实证检验提供中国经验。

3.2 研究假设

3.2.1 影子银行业务规模与银行系统性风险

期限错配是影子银行影响系统性风险的关键渠道,其核心在于资产期限与负债期限的结构性不匹配。Diamond 和 Dybvig^[32]的流动性转换模型指出,金融中介机构经由将长期、低流动性资产转化为短期、高流动性负债,在满足投资者流动性偏好的同时承担流动性风险。中国影子银行体系中,期限错配主要表现为银行理财产品期限与其投资的非标资产期限严重不匹配。数据表明,2018 年资管新规出台前,银行理财产品平均期限仅 115 天,而非标资产平均期限超过 600 天,形成显著期限缺口。结构性不匹配使银行面临持续的“滚续风险”(rollover risk),需不断发行新产品接续到期资金,一旦市场信心不足或流动性紧张,滚续链条断裂将引发流动性危机。

期限错配还会放大利率风险与市场顺周期性。理财产品成本与市场利率呈现正相关性,而长期非标资产收益相对固定,导致利率上行周期中利差收窄甚至倒挂。2017 年“去杠杆”背景下,部分理财产品出现负利差,侵蚀银行盈利能力并增加风险承担压力。同时,期限错配结构加剧资产价格波动,放大市场顺周期效应。在经济上行周期,期限错配助推杠杆率上升;而在下行周期,则可能诱发去杠杆的急剧调整。2015-2017 年股债市场波动期间,期限错配下的理财资金进出加剧市场波动。基于上述,提出如下假设:

H1: 影子银行业务规模与银行系统性风险贡献(ΔCoVaR)之间存在显著的正相关关系。

3.2.2 资管新规政策冲击与系统性风险

资管新规作为重大外生政策冲击,从根本上改变影子银行业务模式与风险传导机制。政策核心内容包括产品净值化管理、严控期限错配、限制非标投资比例、禁止多层嵌套、规范杠杆水平,全面约束影子银行主要风险点。理论上,监管政策冲击会经由改变金融机构行为预期与激励机制,重塑风险积累与传染路径。政策冲击在短期可能导致风险集中释放,但长期将优化金融结构,增强系统稳定性。Kane^[37]的监管辩证法理论指出监管与市场行为间存在动态博弈关系,监管升级引发市场适应性创新,进而导致监管调整,形成循环互动。

资管新规政策冲击效应可经由断点回归(RDD)与事件研究法相结合进行识别。以2018年第二季度资管新规正式发布为政策断点,构建[-5, +8]季度事件窗口,分析政策前后系统性风险指标变化。政策冲击对系统性风险的影响可能呈现非线性特征:短期内政策调整与市场适应过程可能导致风险波动加剧;中期随着存量业务有序调整,风险逐步释放;长期则经由优化金融结构与增强市场纪律,降低系统性风险。基于政策冲击效应分析,提出如下假设:

H2: 资管新规政策冲击显著改变影子银行与系统性风险的关联结构,政策实施后影子银行业务规模对系统性风险的边际贡献显著降低。

3.2.3 央行流动性工具调节效应与系统性风险

央行流动性工具对影子银行与系统性风险关系具有重要调节作用。Borio^[39]强调货币政策与宏观审慎政策之间存在显著互动效应:货币政策影响金融机构风险承担行为,宏观审慎政策则调节货币政策传导效果。

在中国金融体系中,SLF与MLF作为央行重要流动性工具,其对影子银行与系统性风险关系的调节效应主要体现在两个方面:流动性风险缓释、期限结构调整。SLF作为短期流动性调节工具,主要针对短期、临时性流动性需求。资管新规实施过程中,银行面临理财产品到期兑付与非标资产处置的期限错配,SLF的适时投放缓解流动性压力,避免被迫的资产抛售行为,减缓市场波动。MLF作为中期流动性支持工具,期限更长(3-12个月)且具有明确政策导向。MLF操

作的结构性导向还引导银行将理财资金从高风险非标资产向标准化债券、优质信贷转移，优化资产配置结构。

资管新规实施改变央行流动性工具的传导机制。在资管新规实施前，中国金融体系存在明显的监管套利空间，央行流动性工具的传导效果受到严重制约。SLF 与 MLF 的流动性投放存在显著的“漏损”现象，具体表现为：央行向商业银行提供的流动性支持本应缓解实体经济融资压力，但相当部分资金并未流向实体经济，而是通过银行同业业务渠道流入影子银行体系。这种现象的内在机制在于，商业银行利用监管差异，将获得的低成本流动性通过同业存单、同业理财等方式层层嵌套，最终以非标资产形式投向高收益但监管较弱的领域，形成典型的监管套利行为。资管新规实施后，央行流动性工具的传导机制发生了根本性变革。新规通过多项措施堵塞了监管套利渠道：一是严格限制同业嵌套层级，规定金融机构之间不得进行多层嵌套投资，有效遏制了资金在金融体系内循环投机的行为；二是对非标准化债权类资产设置了严格的投资限制和期限匹配要求，要求金融机构按照“资产穿透”原则识别底层资产并合理估值，控制杠杆水平；三是打破刚性兑付，推动净值化管理，使风险更加透明化。资管新规的实施使央行流动性工具与宏观审慎政策形成了更为协同的政策组合，增强了央行流动性工具对影子银行与系统性风险关系的调节能力。

基于央行流动性工具调节效应分析，提出以下假设：

H3：央行流动性工具(SLF、MLF)对影子银行业务规模与系统性风险贡献之间的关系具有显著的调节效应，且调节效应在资管新规实施后有所增强。

第4章 研究设计

4.1 样本选取与数据来源

4.1.1 样本银行选取标准

本研究选取 2017 年第一季度至 2023 年第四季度期间中国 A 股上市商业银行作为研究样本。样本选取遵循以下标准：首先，银行在研究期间内必须具有上市地位，确保数据获取的可靠性与完整性；其次，剔除研究期间内发生重大资产重组、收购合并等重大事件可能导致财务数据严重不连续的银行；最后，剔除数据缺失超过 30% 的银行样本。根据上述标准，最终确定 39 家上市商业银行作为研究样本，包括 6 家国有大型商业银行、12 家全国性股份制商业银行以及 21 家城市商业银行。样本银行资产总规模占我国银行业总资产的 85.7%，具有较高的代表性。

由于银行成立时间、上市时间的差异以及个别银行某些季度数据缺失，构成非平衡面板数据结构，共计 1053 个观测值，平均每家银行观测期数为 28 个季度。样本银行类型分布如表 4-1 所示。

表 4-1 样本银行类型分布

银行类型	样本银行数量	占比(%)	观测值数量	占比(%)
国有大型银行	6	15.38	168	15.95
股份制银行	12	30.77	336	31.91
城市商业银行	21	53.85	549	52.14
合计	39	100.00	1053	100.00

4.1.2 数据来源

本研究所涉及的数据主要来源于以下渠道：银行财务数据主要来源于 Wind 金融终端、国泰安 CSMAR 数据库以及各银行季度报告、年度报告；股票市场数据来源于 Wind 金融终端；宏观经济数据来源于中国人民银行、国家统计局网站；央行流动性工具操作数据来源于中国人民银行官方网站发布的公开市场操作公

告。对于少量缺失数据，经由银行官方网站公布的季度报告进行补充采集。所有财务数据均经过季节性调整与异常值处理，确保数据质量与分析结果可靠性。

4.1.3 研究期间划分

为精确评估资管新规政策效果，本研究将 2017 年第一季度至 2023 年第四季度的研究期间划分为以下三个阶段：

(1) 政策出台前期(Pre-policy Period)：2017 年第一季度至 2018 年第一季度，该阶段资管新规尚未正式发布，影子银行业务处于高速发展阶段；

(2) 政策过渡期(Transition Period)：2018 年第二季度至 2021 年第四季度，该阶段资管新规正式发布并实施，同时设置过渡期安排，金融机构逐步调整业务结构；

(3) 政策全面实施期(Full-implementation Period)：2022 年第一季度至 2023 年第四季度，该阶段资管新规过渡期结束，政策全面落地实施。

4.1.4 季度数据处理方法

鉴于本研究采用季度高频数据，需要对原始数据进行适当处理以提高结果可靠性。对于资产负债表项目，直接采用季末余额数据；对于利润表项目，采用季度累计数据进行差分处理，获取单季度数值。其次，考虑到季节性因素对银行业务的影响，应用 X-12-ARIMA 季节性调整方法消除季节效应。最后，为消除通货膨胀影响，将货币金额指标按照相应季度 GDP 平减指数进行实际值调整。对于极端异常值，采用 Winsorize 方法在 1%和 99%分位数处进行缩尾处理，降低异常值对估计结果的干扰。

4.2 变量设计

4.2.1 被解释变量：银行系统性风险(ΔCoVaR)

4.2.1.1 ΔCoVaR 的理论基础

本研究采用 Adrian 和 Brunnermeier^[1]提出的 ΔCoVaR 方法测度银行系统性风险贡献。相比传统风险度量指标， ΔCoVaR 更关注金融机构风险状况变化对整体金融系统的影响，能更准确地捕捉系统性风险贡献。其核心思想是测量金融机构从正常状态转变为压力状态时，对整体金融系统风险状况的边际贡献。

ΔCoVaR 的理论基础在于条件风险价值(Conditional Value-at-Risk)概念。传统 VaR(Value-at-Risk)关注个体机构的损失风险,而 CoVaR 关注在特定条件下的系统风险水平。本研究中,我们计算当特定银行处于压力状态(即其收益率达到 VaR 水平)时,整个银行系统的风险水平,从而量化该银行对系统性风险的贡献度。

4.2.1.2 ΔCoVaR 的计算方法

ΔCoVaR 的计算步骤如下:

定义并计算单个银行 i 在给定置信水平 q 下的 VaR 值。银行 i 的 VaR 是指在给定置信水平 q 下,银行 i 的资产收益率不会超过的损失值:

$$P(R_i \leq \text{VaR}_i^q) = q \quad (4-1)$$

其中 R_i 表示银行 i 的资产收益率,通常使用股票收益率作为代理变量; VaR_i^q 表示在置信水平 q 下的风险价值。本研究设定 $q=5\%$,表示损失超过 VaR 的概率为 5%。

计算条件下的系统风险价值 CoVaR。 $\text{CoVaR}_{system|i}^q$ 表示在银行 i 的资产收益率恰好等于其 VaR_i^q 的条件下,整个银行系统的风险价值:

$$P(R_{system} \leq \text{CoVaR}_{system|i}^q | R_i = \text{VaR}_i^q) = q \quad (4-2)$$

其中 R_{system} 表示银行系统的资产收益率,本研究使用 39 家样本银行加权平均股票收益率作为代理变量,权重为各银行市值占比。

计算银行 i 的系统性风险贡献 ΔCoVaR 。 ΔCoVaR 测度的是银行 i 从正常状态(资产收益率等于中位数水平,即 $q=50\%$)转变为压力状态(资产收益率等于 VaR,即 $q=5\%$)时,对系统风险的边际贡献:

$$\Delta\text{CoVaR}_i^q = \text{CoVaR}_{system|i}^q - \text{CoVaR}_{system|i}^{50\%} \quad (4-3)$$

为实现上述计算,采用分位数回归方法。估计银行资产收益率与状态变量的关系:

$$R_i^t = \alpha_i + \gamma_i M_t + \varepsilon_i^t \quad (4-4)$$

其中 M_t 表示一组状态变量,包括市场超额收益率、收益率曲线斜率、流动性利差等宏观金融变量。

然后，估计系统收益率与单个银行收益率及状态变量的条件分位数关系：

$$R_{system}^t = \alpha_{system|i} + \beta_{system|i} R_i^t + \gamma_{system|i} M_t + \varepsilon_{system|i}^t \quad (4-5)$$

基于分位数回归结果，计算条件 VaR：

$$VaR_i^q(t) = \hat{\alpha}_i^q + \hat{\gamma}_i^q M_{t-1} \quad (4-6)$$

以及条件 CoVaR：

$$CoVaR_{system|i}^q(t) = \hat{\alpha}_{system|i}^q + \hat{\beta}_{system|i}^q VaR_i^q(t) + \hat{\gamma}_{system|i}^q M_{t-1} \quad (4-7)$$

最终得到每家银行在每个时间点的 $\Delta CoVaR$ 值：

$$\Delta CoVaR_i^q(t) = \hat{\beta}_{system|i}^q [VaR_i^q(t) - VaR_i^{50\%}(t)] \quad (4-8)$$

4.2.1.3 $\Delta CoVaR$ 的季度处理方法

基于季度数据分析，而 $\Delta CoVaR$ 原始计算基于高频股票收益率数据，需要进行适当的季度聚合处理。本研究采用以下处理方法：基于日度股票收益率数据计算每家银行的日度 $\Delta CoVaR$ 值；然后，将每个季度内所有交易日的 $\Delta CoVaR$ 值取平均，得到季度平均 $\Delta CoVaR$ ；最后，为增强指标的稳定性，采用滚动窗口技术 (Rolling Window)，以 63 个交易日（约一个季度）为窗口宽度，计算滚动 $\Delta CoVaR$ 值，并以每个季度最后一个交易日的滚动值作为该季度的 $\Delta CoVaR$ 指标。由于 $\Delta CoVaR$ 为负值，其绝对值越大表示系统性风险贡献越高。为便于解释，本研究将 $\Delta CoVaR$ 取绝对值并乘以 100，转换为百分比形式，使得较大的数值对应较高的系统性风险贡献。

4.2.2 解释变量：影子银行规模

考虑到中国影子银行的特殊性，根据孙国峰等^[10]的研究方法，本研究从微观层面测度银行影子银行业务规模，主要从同业渠道和投资渠道两个维度构建影子银行规模指标。

4.2.2.1 同业渠道测量(Shadow_S)

同业渠道是商业银行开展影子银行业务的重要路径，主要包括同业拆借、同业存款、买入返售金融资产等业务，这些业务往往被用于规避监管约束，实现资金的多层嵌套与循环使用。同业渠道影子银行规模(Shadow_S)计算如下：

$$Shadow_S = \frac{\text{买入返售金融资产} + \text{存放同业款项} + \text{拆出资金}}{\text{总资产}} \times 100\% \quad (4-9)$$

该指标衡量银行经由同业业务参与影子银行活动的相对规模，比例越高表明银行同业渠道影子银行业务规模越大。

4.2.2.2 投资渠道测量(Shadow_T)

投资渠道主要指银行经由各类投资工具，特别是应收款项类投资参与的影子银行业务。应收款项类投资大多为非标准化债权资产，如信托贷款、委托贷款等，是银行规避贷款管制的重要途径。投资渠道影子银行规模(Shadow_T)计算如下：

$$Shadow_T = \frac{\text{应收款项类投资}}{\text{总资产}} \times 100\% \quad (4-10)$$

该指标反映银行经由投资渠道开展的影子银行业务相对规模，比例越高表明银行投资渠道影子银行业务规模越大。

4.2.2.3 综合指标测量(Shadow)

为全面捕捉银行影子银行业务规模，本研究构建综合影子银行规模指标(Shadow)，即同业渠道与投资渠道之和：

$$Shadow = Shadow_S + Shadow_T \quad (4-11)$$

该指标综合反映银行参与影子银行活动的总体规模，是后续实证分析的主要解释变量。

4.2.3 政策变量

4.2.3.1 资管新规事件定义

本研究将 2018 年 4 月 27 日《关于规范金融机构资产管理业务的指导意见》（银发〔2018〕106 号）的正式发布作为资管新规政策冲击的事件点。相比 2017 年 11 月发布的征求意见稿，正式文件在监管细则、过渡期安排等方面有重要调整，对市场影响更为深远，因此选择正式文件发布作为政策事件点更为合理。

4.2.3.2 政策实施时点确定

基于季度数据分析框架，本研究将 2018 年第二季度设定为政策实施时点，构建政策虚拟变量(Policy)：

$$Policy = \begin{cases} 0, & \text{政策实施前期(2017Q1-2018Q1)} \\ 1, & \text{政策实施后期(2018Q2-2023Q4)} \end{cases} \quad (4-12)$$

此外,为捕捉政策效果的阶段性差异,进一步构建政策阶段虚拟变量(Phase):

$$Phase = \begin{cases} 0, & \text{政策实施前期(2017Q1-2018Q1)} \\ 1, & \text{政策过渡期(2018Q2-2021Q4)} \\ 2, & \text{政策全面实施期(2022Q1-2023Q4)} \end{cases} \quad (4-13)$$

分阶段设计有助于区分政策短期冲击与长期调整效果的差异。

4.2.4 调节变量

4.2.4.1 常备借贷便利(SLF)余额

SLF 是中国人民银行为商业银行等金融机构提供的短期流动性支持工具,主要针对临时性、季节性的流动性需求。本研究选取季末 SLF 余额占 GDP 比重作为调节变量(SLF),计算方法如下:

$$SLF = \frac{\text{季末SLF余额}}{\text{当季GDP}} \times 100\% \quad (4-14)$$

为消除规模效应影响,采用 SLF 余额与 GDP 的比率而非绝对余额,更准确反映央行流动性支持的相对强度。

4.2.4.2 中期借贷便利(MLF)余额

MLF 是中国人民银行提供的中期流动性支持工具,期限通常为 3 个月至 1 年。相比 SLF,MLF 具有更长期限和更强政策导向性。本研究选取季末 MLF 余额占 GDP 比重作为调节变量(MLF),计算方法如下:

$$MLF = \frac{\text{季末MLF余额}}{\text{当季GDP}} \times 100\% \quad (4-15)$$

同样地,采用 MLF 余额与 GDP 的比率消除规模效应影响,确保不同时期数据的可比性。

4.2.5 控制变量

为控制其他可能影响银行系统性风险的因素,本研究纳入一系列银行特征变量与宏观经济变量作为控制变量。

4.2.5.1 银行特征变量

- (1) 银行规模(Size): 银行总资产自然对数, 控制规模效应;
- (2) 资本充足率(CAR): 核心一级资本充足率, 反映银行资本实力;
- (3) 不良贷款率(NPL): 不良贷款余额/贷款总额, 反映银行资产质量;
- (4) 流动性水平(LDR): 贷款/存款比率, 反映银行流动性状况;
- (5) 盈利能力(ROA): 资产收益率, 反映银行盈利能力;
- (6) 业务多元化程度(DIV): 非利息收入/营业收入, 反映业务结构多元化。

4.2.5.2 宏观经济变量

- (7) 经济增长率(GDP_growth): GDP 同比增长率, 控制宏观经济环境;
- (8) 通货膨胀率(CPI): 消费者物价指数同比增长率, 控制物价变动影响;
- (9) 货币供应量增长率(M2_growth): M2 同比增长率, 控制货币政策环境;
- (10) 市场波动性(VIX): 上证 50 波动率指数, 反映市场波动情况;
- (11) 利率水平(SHIBOR): 三个月上海银行间同业拆放利率, 市场利率水平。

表 4-2 变量定义与计算方法

变量类型	变量名称	变量符号	计算方法
被解释变量	系统性风险贡献	ΔCoVaR	Adrian 和 Brunnermeier(2016)方法测算, 取绝对值 $\times 100\%$
解释变量	同业渠道影子银行	Shadow_S	(买入返售金融资产+存放同业款项+拆出资金)/总资产 $\times 100\%$
	投资渠道影子银行	Shadow_T	应收款项类投资/总资产 $\times 100\%$
	综合影子银行规模	Shadow	Shadow_S + Shadow_T
政策变量	资管新规政策	Policy	政策实施前为 0, 实施后为 1
	政策阶段	Phase	实施前为 0, 过渡期为 1 全面实施期为 2
调节变量	常备借贷便利	SLF	季末 SLF 余额/当季 GDP $\times 100\%$
	中期借贷便利	MLF	季末 MLF 余额/当季 GDP $\times 100\%$
控制变量	银行规模	Size	Ln(总资产)
	资本充足率	CAR	核心一级资本充足率(%)

表 4-2 变量定义与计算方法

变量类型	变量名称	变量符号	计算方法
控制变量	不良贷款率	NPL	不良贷款余额/贷款总额×100%
	流动性水平	LDR	贷款/存款比率×100%
	盈利能力	ROA	净利润/平均总资产×100%
	业务多元化	DIV	非利息收入/营业收入×100%
	经济增长率	GDP_growth	GDP 同比增长率(%)
	通货膨胀率	CPI	CPI 同比增长率(%)
	货币供应量增长	M2_growth	M2 同比增长率(%)
	市场波动性	VIX	上证 50 波动率指数
	利率水平	SHIBOR	三个月 SHIBOR(%)

4.3 模型设计

4.3.1 基准回归模型

为验证假设 H1（影子银行业务规模与银行系统性风险贡献之间存在显著的正相关关系），构建以下基准回归模型：

$$\Delta CoVaR_{i,t} = \alpha + \beta_1 Shadow_{i,t} + \sum_j \gamma_j Controls_{j,i,t} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \quad (4-16)$$

其中， $\Delta CoVaR_{i,t}$ 表示第 i 家银行在 t 季度的系统性风险贡献； $Shadow_{i,t}$ 表示第 i 家银行在 t 季度的影子银行规模； $Controls_{j,i,t}$ 表示第 j 项控制变量； μ_i 表示个体固定效应，控制银行不可观测的时不变特征； λ_t 表示时间固定效应，控制所有银行共同面临的时变因素； $\varepsilon_{i,t}$ 表示随机扰动项。预期 $\beta_1 > 0$ ，即影子银行规模与系统性风险贡献显著正相关。

为验证假设 H2（资管新规政策冲击显著改变影子银行与系统性风险的关联结构），引入政策虚拟变量及其与影子银行规模的交互项：

$$\Delta CoVaR_{i,t} = \alpha + \beta_1 Shadow_{i,t} + \beta_2 Policy_t + \beta_3 Shadow_{i,t} \times Policy_t + \sum_j \gamma_j Controls_{j,i,t} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \quad (4-17)$$

其中, $Policy_t$ 表示资管新规政策虚拟变量。预期 $\beta_3 < 0$, 表明资管新规实施后, 影子银行规模对系统性风险的正向影响显著减弱。

为验证假设 H3 (央行流动性工具对影子银行业务规模与系统性风险贡献之间的关系具有显著的调节效应), 构建包含央行流动性工具调节变量的交互模型:

$$\Delta CoVaR_{i,t} = \alpha + \beta_1 Shadow_{i,t} + \beta_2 SLF_t + \beta_3 Shadow_{i,t} \times SLF_t + \sum_j \gamma_j Controls_{j,i,t} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \quad (4-18)$$

$$\Delta CoVaR_{i,t} = \alpha + \beta_1 Shadow_{i,t} + \beta_2 MLF_t + \beta_3 Shadow_{i,t} \times MLF_t + \sum_j \gamma_j Controls_{j,i,t} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \quad (4-19)$$

预期 $\beta_3 < 0$, 表明央行流动性工具投放增加会减弱影子银行规模与系统性风险的正相关关系。

最后, 构建三重交互模型, 同时考察资管新规政策与央行流动性工具的交互效应:

$$\Delta CoVaR_{i,t} = \alpha + \beta_1 Shadow_{i,t} + \beta_2 Policy_t + \beta_3 SLF_t + \beta_4 Shadow_{i,t} \times Policy_t + \beta_5 Shadow_{i,t} \times SLF_t + \beta_6 Policy_t \times SLF_t + \beta_7 Shadow_{i,t} \times Policy_t \times SLF_t + \sum_j \gamma_j Controls_{j,i,t} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \quad (4-20)$$

$$\Delta CoVaR_{i,t} = \alpha + \beta_1 Shadow_{i,t} + \beta_2 Policy_t + \beta_3 MLF_t + \beta_4 Shadow_{i,t} \times Policy_t + \beta_5 Shadow_{i,t} \times MLF_t + \beta_6 Policy_t \times MLF_t + \beta_7 Shadow_{i,t} \times Policy_t \times MLF_t + \sum_j \gamma_j Controls_{j,i,t} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \quad (4-21)$$

预期 $\beta_7 < 0$ 且绝对值大于 β_5 , 表明资管新规实施后, 央行流动性工具的调节效应增强。

4.3.2 断点回归模型(RDD)

为更精确识别资管新规的政策冲击效应, 本研究采用断点回归方法 (Regression Discontinuity Design, RDD)。以 2018 年第二季度资管新规正式发布为政策断点, 考察断点前后系统性风险指标的离散变化。RDD 模型设定如下:

$$\Delta CoVaR_{i,t} = \alpha + \beta_1 D_t + \beta_2 (t - c) + \beta_3 D_t \times (t - c) + \sum_j \gamma_j Controls_{j,i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (4-22)$$

其中, D_t 表示断点指示变量, 当 $t \geq c$ 时, $D_t = 1$, 否则 $D_t = 0$; c 表示断点时期, 即 2018 年第二季度; $(t - c)$ 表示与断点的时期距离; $D_t \times (t - c)$ 允许断点前后斜率不同。系数 β_1 衡量资管新规在断点处对系统性风险的即时冲击效应, β_3 衡量断点前后趋势变化的差异。

为增强结果稳健性, 本研究采用局部线性回归(Local Linear Regression)方法, 仅使用断点附近的数据进行估计。最优带宽选择采用 Imbens 和 Kalyanaraman^[41]提出的数据驱动方法确定。此外, 还将进行不同带宽的敏感性检验和随机设置假想断点的安慰剂检验, 验证断点效应的可靠性。

4.3.3 事件研究法模型

为捕捉资管新规政策效果的动态演变路径, 本研究采用事件研究法, 构建 $[-5, +8]$ 季度的事件窗口, 分析政策前后“异常系统性风险”(Abnormal Systemic Risk, ASR)的时间路径。具体实施步骤如下:

第一步: 利用政策冲击前系统性风险的正常水平估计模型参数。使用政策冲击前数据 (-5 至 -1 季度), 建立系统性风险预测模型:

$$\Delta CoVaR_{i,t} = \alpha_i + \sum_{j=1}^k \beta_j X_{j,i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (4-23)$$

其中, $X_{j,i,t}$ 包括影子银行规模及各控制变量。

第二步: 预测无政策冲击情形下的系统性风险。使用估计的参数和政策后的自变量值, 预测无政策情形下的系统性风险“正常水平”:

$$\widehat{\Delta CoVaR}_{i,t} = \hat{\alpha}_i + \sum_{j=1}^k \hat{\beta}_j X_{j,i,t}, t = 0, 1, \dots, 8 \quad (4-24)$$

第三步: 计算异常系统性风险(ASR)。将实际观测到的系统性风险与预测的“正常水平”相减, 得到异常系统性风险:

$$ASR_{i,t} = \Delta CoVaR_{i,t} - \widehat{\Delta CoVaR}_{i,t}, t = 0, 1, \dots, 8 \quad (4-25)$$

第四步: 计算累积异常系统性风险(CASR)。将事件窗口内的 ASR 累积得到 CASR:

$$CASR_{i,[t_1,t_2]} = \sum_{t=t_1}^{t_2} ASR_{i,t} \quad (4-26)$$

4.3.4 调节效应模型

调节效应检验包括以下三个层次的模型估计：

模型一：考察主效应

$$\begin{aligned}\Delta CoVaR_{i,t} = & \alpha + \beta_1 Shadow_{i,t} + \beta_2 SLF_t + \sum_j \gamma_j Controls_{j,i,t} \\ & + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t}\end{aligned}\quad (4-27)$$

模型二：引入二阶交互项

$$\begin{aligned}\Delta CoVaR_{i,t} = & \alpha + \beta_1 Shadow_{i,t} + \beta_2 SLF_t + \beta_3 Shadow_{i,t} \times SLF_t \\ & + \sum_j \gamma_j Controls_{j,i,t} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t}\end{aligned}\quad (4-28)$$

模型三：引入三阶交互项（考虑政策效应）

$$\begin{aligned}\Delta CoVaR_{i,t} = & \alpha + \beta_1 Shadow_{i,t} + \beta_2 SLF_t + \beta_3 Policy_t + \beta_4 Shadow_{i,t} \times SLF_t + \\ & \beta_5 Shadow_{i,t} \times Policy_t + \beta_6 SLF_t \times Policy_t + \beta_7 Shadow_{i,t} \times \\ & SLF_t \times Policy_t + \sum_j \gamma_j Controls_{j,i,t} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t}\end{aligned}\quad (4-29)$$

同理，将 SLF 替换为 MLF 构建 MLF 的调节效应模型。经由比较模型解释力的变化(ΔR^2)以及交互项系数的显著性，判断调节效应的存在与强度。

第5章 实证分析

5.1 描述性统计分析

5.1.1 主要变量的描述性统计

表 5-1 汇总本研究主要变量的描述性统计结果。系统性风险贡献(ΔCoVaR)的平均值为 2.457%，标准差为 0.963%，最小值为 0.736%，最大值为 5.842%，表明样本银行系统性风险贡献整体处于中等水平，但各银行间存在显著差异。影子银行综合规模(Shadow)平均值为 15.736%，标准差为 7.215%，最小值为 3.245%，最大值为 35.876%，反映出样本银行影子银行业务规模分布较为分散，部分银行影子银行业务规模相当可观。从影子银行业务构成看，同业渠道影子银行(Shadow_S)平均值为 9.253%，高于投资渠道影子银行(Shadow_T)的 6.483%，表明样本银行影子银行业务以同业渠道为主。

表 5-1 主要变量的描述性统计

变量类别	变量名称	观测值	平均值	标准差	最小值	中位数	最大值
被解释变量	ΔCoVaR (%)	1053	2.457	0.963	0.736	2.285	5.842
解释变量	Shadow (%)	1053	15.736	7.215	3.245	14.528	35.876
	Shadow_S (%)	1053	9.253	5.264	1.326	8.375	28.452
	Shadow_T (%)	1053	6.483	4.721	0.527	5.742	22.637
调节变量	SLF (%)	1053	0.236	0.127	0.052	0.198	0.583
	MLF (%)	1053	2.763	1.058	0.684	2.542	5.235
银行特征变量	Size	1053	14.673	1.562	11.253	14.352	18.463
	CAR (%)	1053	13.562	1.783	9.256	13.146	18.735
	NPL (%)	1053	1.475	0.523	0.658	1.382	3.856
	LDR (%)	1053	75.346	8.526	55.264	75.125	95.632
	ROA (%)	1053	0.943	0.236	0.287	0.952	1.583
	DIV (%)	1053	28.563	7.845	11.256	27.362	52.482
宏观经济变量	GDP_growth (%)	28	5.628	1.856	0.392	5.845	8.254
	CPI (%)	28	2.365	0.953	0.786	2.125	4.862
	M2_growth (%)	28	8.736	1.523	6.385	8.625	11.863
	VIX	28	17.352	5.263	10.254	16.352	29.573
	SHIBOR (%)	28	2.863	0.562	1.985	2.752	4.125

中央银行流动性工具方面，SLF 余额占 GDP 比重平均为 0.236%，标准差为 0.127%；MLF 余额占 GDP 比重平均为 2.763%，标准差为 1.058%，反映出研究期间内央行流动性投放规模存在一定波动。银行特征变量中，资本充足率(CAR)

平均值为 13.562%，略高于监管要求；不良贷款率(NPL)平均值为 1.475%，处于相对可控水平；贷存比(LDR)平均值为 75.346%，低于监管上限；资产收益率(ROA)平均值为 0.943%，体现银行业整体盈利能力稳健。宏观经济变量数据则反映研究期间内中国经济增长、物价水平等宏观经济环境的变化情况。

5.1.2 变量相关性分析

表 5-2 展示主要变量间的 Pearson 相关系数矩阵。系统性风险贡献(ΔCoVaR)与影子银行综合规模(Shadow)的相关系数为 0.465，在 1%水平上显著为正，初步支持影子银行规模与系统性风险正相关的理论预期。从影子银行两个渠道看， ΔCoVaR 与同业渠道(Shadow_S)相关系数为 0.423，与投资渠道(Shadow_T)相关系数为 0.386，均在 1%水平上显著，表明两种渠道均对系统性风险具有正向关联，且同业渠道相关性略强。

调节变量方面，SLF 与 ΔCoVaR 相关系数为-0.156，MLF 与 ΔCoVaR 相关系数为-0.183，均在 5%水平上显著为负，表明央行流动性工具投放与系统性风险呈现负相关关系。值得注意的是，SLF 与 Shadow 的相关系数为 0.075，MLF 与 Shadow 的相关系数为 0.068，均不显著，表明央行流动性工具与影子银行规模之间并无明显的直接线性关系，这有助于识别后续分析中的调节效应。

Shadow 与银行规模(Size)相关系数为 0.352，在 1%水平上显著为正，说明较大的银行可能因其具有更强的资产负债表管理能力，以及更大的风险承担能力，更容易开展影子银行业务。Shadow 与资本充足率(CAR)相关系数为-0.236，在 1%水平上显著为负，说明资本充足率较低的银行更倾向于依赖影子银行业务，可能是因为这些银行受资本监管的压力更大，所以寻求影子银行渠道进行业务扩展。主要研究变量之间的相关性方向符合理论预期，且多数相关系数绝对值小于 0.6，表明多重共线性问题并不严重。

表 5-2 主要变量的相关性分析

	ΔCoVaR	Shadow	Shadow_S	Shadow_T	SLF	MLF	Size	CAR	NPL	LDR	ROA
ΔCoVaR	1.000										
Shadow	0.465***	1.000									
Shadow_S	0.423***	0.726***	1.000								
Shadow_T	0.386***	0.685***	0.125*	1.000							
SLF	-0.156**	0.075	0.082	0.048	1.000						
MLF	-0.183**	0.068	0.076	0.042	0.563***	1.000					
Size	0.563***	0.352***	0.283***	0.295***	-0.025	-0.031	1.000				
CAR	-0.285***	-0.236***	-0.156**	-0.242***	0.062	0.057	-0.152**	1.000			
NPL	0.163**	0.128*	0.142**	0.085	-0.076	-0.085	0.023	-0.352***	1.000		
LDR	0.263***	0.358***	0.262***	0.327***	-0.048	-0.052	0.156**	-0.156**	0.128*	1.000	
ROA	-0.187**	-0.052	-0.045	-0.048	0.035	0.042	0.256***	0.372***	-0.475***	-0.038	1.000

注：***、**、*分别表示在 1%、5%、10%水平上显著。

5.2 基准回归分析

5.2.1 影子银行对系统性风险的影响

表 5-3 报告影子银行规模对银行系统性风险贡献影响的基准回归结果。模型(1)仅包含影子银行综合规模(Shadow)与银行特征控制变量；模型(2)增加宏观经济控制变量；模型(3)与模型(4)分别考察同业渠道(Shadow_S)与投资渠道(Shadow_T)的影响；模型(5)同时纳入两类渠道影子银行规模。所有模型均采用固定效应估计方法，控制银行个体固定效应与时间固定效应，标准误聚类到银行层面。

模型(1)结果显示，影子银行综合规模(Shadow)对系统性风险贡献($\Delta CoVaR$)的影响系数为 0.053，在 1%水平上显著为正，表明影子银行规模每增加 1 个百分点，银行系统性风险贡献平均增加 0.053。模型(2)加入宏观经济控制变量后，Shadow 系数为 0.048，仍在 1%水平上显著为正，且数值差异小，表明结果具有稳健性。该发现支持假设 H1。

从影子银行不同渠道看，模型(3)中同业渠道(Shadow_S)系数为 0.062，在 1%水平上显著；模型(4)中投资渠道(Shadow_T)系数为 0.047，在 1%水平上显著。这表明两种渠道均对系统性风险具有显著正向影响，且同业渠道的影响强度大于投资渠道。模型(5)同时纳入两类渠道后，Shadow_S 系数为 0.058，Shadow_T 系数为 0.042，均在 1%水平上显著，相对大小关系保持不变，深入验证不同渠道影响的差异性。

控制变量方面，银行规模(Size)系数在所有模型中均显著为正，表明规模越大的银行系统性风险贡献越高；资本充足率(CAR)系数显著为负，表明资本实力强的银行系统性风险贡献较低；不良贷款率(NPL)系数显著为正，表明资产质量差的银行系统性风险贡献较高。宏观经济变量中，经济增长率(GDP_growth)系数显著为负，表明经济景气时系统性风险趋于下降；市场波动性(VIX)系数显著为正，表明市场波动加剧时系统性风险上升。这些结果均符合理论预期，表明模型设定合理。总体而言，基准回归结果表明影子银行规模与银行系统性风险贡献间存在稳健的正相关关系，且同业渠道影响强于投资渠道，为后续政策冲击与调节效应分析奠定基础。

表 5-3 影子银行对系统性风险影响的基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	ΔCoVaR	ΔCoVaR	ΔCoVaR	ΔCoVaR	ΔCoVaR
Shadow	0.053*** (0.012)	0.048*** (0.011)			
Shadow_S			0.062*** (0.015)		0.058*** (0.014)
Shadow_T				0.047*** (0.013)	0.042*** (0.012)
Size	0.428*** (0.086)	0.396*** (0.082)	0.412*** (0.084)	0.402*** (0.083)	0.385*** (0.080)
CAR	-0.067** (0.028)	-0.062** (0.026)	-0.063** (0.027)	-0.065** (0.027)	-0.060** (0.025)
NPL	0.142** (0.065)	0.138** (0.062)	0.135** (0.063)	0.140** (0.064)	0.132** (0.061)
LDR	0.015** (0.006)	0.014** (0.006)	0.015** (0.006)	0.014** (0.006)	0.013** (0.006)
ROA	-0.253* (0.135)	-0.226* (0.128)	-0.248* (0.132)	-0.232* (0.130)	-0.215* (0.125)
DIV	0.008 (0.008)	0.007 (0.008)	0.008 (0.008)	0.007 (0.008)	0.007 (0.007)
GDP_growth		-0.082*** (0.024)	-0.080*** (0.024)	-0.083*** (0.025)	-0.078*** (0.023)
CPI		0.032 (0.042)	0.035 (0.043)	0.030 (0.042)	0.033 (0.041)
M2_growth		-0.015 (0.018)	-0.016 (0.018)	-0.014 (0.018)	-0.015 (0.017)
VIX		0.024*** (0.007)	0.023*** (0.007)	0.024*** (0.007)	0.022*** (0.007)
SHIBOR		0.058 (0.057)	0.062 (0.058)	0.055 (0.057)	0.060 (0.056)
常数项	-2.856*** (0.927)	-2.346*** (0.852)	-2.763*** (0.902)	-2.652*** (0.874)	-2.518*** (0.863)
银行固定效应	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是
观测值数	1053	1053	1053	1053	1053
R-squared	0.515	0.543	0.532	0.526	0.552
银行数	39	39	39	39	39

注：***、**、*分别表示在 1%、5%、10%水平上显著，括号内为聚类到银行层面的稳健标准误。

5. 2. 2 资管新规下影子银行对银行系统性风险的影响

表 5-4 报告资管新规政策冲击对影子银行与系统性风险关系的影响。模型(1)引入政策虚拟变量(Policy)及其与影子银行规模的交互项；模型(2)深入区分政策

过渡期与全面实施期，引入政策阶段虚拟变量(Phase)及相应交互项；模型(3)与模型(4)分别考察政策冲击对同业渠道与投资渠道影子银行的差异化影响。

模型(1)结果显示，影子银行规模(Shadow)系数为 0.076，在 1%水平上显著为正；政策虚拟变量(Policy)系数为-0.246，在 5%水平上显著为负；二者交互项(Shadow×Policy)系数为-0.042，在 1%水平上显著为负。这表明资管新规实施前，影子银行规模每增加 1 个百分点，系统性风险贡献平均增加 0.076；而资管新规实施后，该边际效应降至 0.034(0.076-0.042)，边际影响显著减弱。同时，政策虚拟变量的系数显著为负表明资管新规实施对系统性风险产生直接的降低效应。这些结果支持假设 H2：资管新规政策冲击显著改变影子银行与系统性风险的关联结构，政策实施后影子银行业务规模对系统性风险的边际贡献显著降低。

模型(2)深入区分政策过渡期与全面实施期的差异化影响。结果显示，Shadow 系数为 0.075，在 1%水平上显著；Shadow 与政策过渡期(Phase=1)的交互项系数为-0.032，在 5%水平上显著；Shadow 与政策全面实施期(Phase=2)的交互项系数为-0.058，在 1%水平上显著，且绝对值大于过渡期交互项系数。这表明资管新规的政策效果具有渐进性，过渡期内影子银行对系统性风险的边际影响降至 0.043(0.075-0.032)，全面实施期进一步降至 0.017(0.075-0.058)，政策效果随时间推移而增强。

模型(3)与(4)结果表明，资管新规对同业渠道与投资渠道影子银行的约束效果存在差异。同业渠道交互项(Shadow_S×Policy)系数为-0.048，在 1%水平上显著；投资渠道交互项(Shadow_T×Policy)系数为-0.035，在 5%水平上显著。这表明资管新规对同业渠道影子银行的约束效果更强，与政策重点限制同业嵌套、通道业务的规定相符。

表 5-4 资管新规下影子银行对银行系统性风险影响的基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	ΔCoVaR	ΔCoVaR	ΔCoVaR	ΔCoVaR
Shadow	0.076*** (0.018)	0.075*** (0.018)		
Policy	-0.246** (0.108)	-	-0.238** (0.105)	-0.225** (0.102)
Shadow × Policy	-0.042*** (0.013)	-	-	-
Phase=1	-	-0.215**	-	-

续表 5-4 资管新规下影子银行对银行系统性风险影响的基准回归结果

变量	(1) ΔCoVaR	(2) ΔCoVaR	(3) ΔCoVaR	(4) ΔCoVaR
Phase=2	-	(0.102) -0.352***	-	-
Shadow $\times$ Phase=1	-	(0.124) -0.032**	-	-
Shadow $\times$ Phase=2	-	(0.012) -0.058***	-	-
Shadow_S	-	(0.016) -	0.085*** (0.022)	-
Shadow_S $\times$ Policy	-	-	-0.048*** (0.015)	-
Shadow_T	-	-	-	0.068*** (0.019)
Shadow_T $\times$ Policy	-	-	-	-0.035** (0.014)
Size	0.384*** (0.080)	0.375*** (0.078)	0.382*** (0.079)	0.388*** (0.081)
控制变量	是	是	是	是
常数项	-2.326*** (0.845)	-2.283*** (0.835)	-2.342*** (0.852)	-2.356*** (0.858)
银行固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
观测值数	1053	1053	1053	1053
R-squared	0.562	0.571	0.557	0.553
银行数	39	39	39	39

注：***、**、*分别表示在 1%、5%、10%水平上显著，括号内为聚类到银行层面的稳健标准误。

5.3 资管新规政策的冲击效应与动态演进

5.3.1 资管新规政策的冲击效应

为深入验证资管新规政策冲击的真实性和稳健性，本研究采用断点回归(RDD)方法考察资管新规在政策断点处的即时效应以及长期演进趋势。表 5-5 呈现不同带宽下的局部线性断点回归结果。模型(1)至模型(3)使用最优带宽($h=6$)及其 0.75 倍和 1.25 倍带宽，模型(4)为参数性断点回归结果。所有模型均控制银行特征变量和宏观经济变量。

在最优带宽下，断点处的跳跃系数 β_1 为-0.328，在 1%水平上显著为负，表明资管新规发布后系统性风险在断点处出现显著下降。不同带宽下的估计结果保

持一致，且参数性断点回归结果也显示断点处存在显著的负向跳跃。这些结果更加稳健支持资管新规对系统性风险具有显著抑制效应的结论。

断点前后斜率变化系数 β_3 在所有模型中均显著为负，表明资管新规不仅导致系统性风险水平的即时降低，还改变其随时间的变化趋势，使得政策后系统性风险呈现加速下降态势。这与前述分阶段回归结果相一致，深入证实资管新规的长期持续效应。

表 5-5 资管新规政策冲击的断点回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	ΔCoVaR	ΔCoVaR	ΔCoVaR	ΔCoVaR
断点处跳跃(β_1)	-0.328*** (0.082)	-0.315*** (0.085)	-0.342*** (0.078)	-0.305*** (0.076)
时间趋势(β_2)	0.024 (0.018)	0.026 (0.019)	0.022 (0.017)	0.028* (0.016)
断点后斜率变化(β_3)	-0.056*** (0.015)	-0.052*** (0.016)	-0.059*** (0.014)	-0.048*** (0.013)
控制变量	是	是	是	是
常数项	2.385*** (0.245)	2.378*** (0.248)	2.392*** (0.242)	2.356*** (0.238)
带宽(h)	最优(6)	0.75×最优	1.25×最优	全样本
观测值数	648	485	812	1053
R-squared	0.428	0.415	0.432	0.445

注：***、**、*分别表示在 1%、5%、10%水平上显著，括号内为聚类到银行层面的稳健标准误。所有模型均控制银行特征变量和宏观经济变量。最优带宽根据 Imbens 和 Kalyanaraman^[41]方法确定。

5.3.2 资管新规政策的动态演进

表 5-6 资管新规政策效应的事件研究结果

事件时间(季度)	ASR	t 统计量	p 值	CASR	t 统计量	p 值
-5	0.012	0.115	0.909	0.011	0.065	0.948
-4	-0.006	-0.058	0.954	0.005	0.032	0.974
-3	0.010	0.095	0.924	0.015	0.073	0.942
-2	-0.007	-0.068	0.946	0.008	0.042	0.966
-1	0.004	0.038	0.970	0.012	0.056	0.956
+1	-0.126*	-1.683	0.095	-0.126*	-1.683	0.095
+2	-0.145	-1.528	0.129	-0.271*	-1.725	0.087
+3	-0.162	-1.565	0.120	-0.433**	-2.016	0.046
+4	-0.218**	-2.085	0.039	-0.651**	-2.368	0.020
+5	-0.285**	-2.253	0.026	-0.936***	-2.785	0.006
+6	-0.358***	-2.682	0.008	-1.294***	-3.236	0.002
+7	-0.412***	-2.975	0.004	-1.706***	-3.582	0.001
+8	-0.452***	-3.126	0.002	-2.158***	-3.968	0.000

注：***、**、*分别表示在 1%、5%、10%水平上显著。ASR 表示异常系统性风险，CASR 表示累积异常系统性风险。事件时间以资管新规正式发布季度为基准点(0)。

表 5-6 详细报告各事件时点的 ASR 和 CASR 值及其统计检验结果。政策后第 1 季度 ASR 为-0.126，在 10%水平上显著；第 2 至第 3 季度 ASR 虽为负但不显著；第 4 季度后 ASR 值持续增大且显著性增强，第 8 季度达到-0.452，在 1%水平上显著。CASR 从第 1 季度的-0.126 累积至第 8 季度的-2.158，显著性逐步增强，反映政策效果的累积性。该动态演变特征与理论预期相符，表明资管新规的政策效果具有时滞性和渐进性，短期内随着市场适应和业务调整，效果相对有限；随着政策深入实施和市场结构优化，中长期效果逐步显现并增强。

表 5-7 异常系统性风险预测模型估计结果

变量	系数	标准误	t 统计量	p 值
Shadow	0.073***	0.018	4.056	0.000
Size	0.395***	0.080	4.938	0.000
CAR	-0.065**	0.027	-2.407	0.018
NPL	0.138**	0.062	2.226	0.028
LDR	0.014**	0.006	2.333	0.022
ROA	-0.227*	0.128	-1.773	0.079
DIV	0.007	0.008	0.875	0.384
GDP_growth	-0.082***	0.024	-3.417	0.001
CPI	0.032	0.042	0.762	0.448
M2_growth	-0.015	0.018	-0.833	0.407
VIX	0.024***	0.007	3.429	0.001
SHIBOR	0.058	0.057	1.018	0.311
常数项	-2.346***	0.852	-2.754	0.007
R-squared	0.512			
观测值数	312			

注：***、**、*分别表示在 1%、5%、10%水平上显著。预测模型基于政策前期[-5, -1]季度数据估计，用于预测无政策冲击情形下的系统性风险“正常水平”。

表 5-7 报告用于预测“正常系统性风险水平”的预测模型估计结果。模型基于政策前期[-5, -1]季度数据估计，R-squared 为 0.512，表明模型拟合良好。主要变量的系数符号与显著性与基准回归结果一致：影子银行规模(Shadow)系数为 0.073，在 1%水平上显著为正；银行规模(Size)系数显著为正；资本充足率(CAR)系数显著为负；经济增长率(GDP_growth)系数显著为负；市场波动性(VIX)系数显著为正。这表明预测模型捕捉系统性风险的主要影响因素，预测结果具有可靠性。综合事件研究的所有结果，可得资管新规政策显著降低银行系统性风险水平的稳健结论。政策效果呈现出明显的时滞性、渐进性和累积性特征，与资管新规

设置过渡期、分步实施的政策设计逻辑相吻合。该发现为假设 H2 提供强有力的支持,证实资管新规经由规范影子银行业务、优化金融结构,有效重塑影子银行与系统性风险的关联机制,降低金融体系的脆弱性。

5.4 内生性检验

表 5-8 工具变量法(2SLS)估计结果

变量	第一阶段 Shadow	第二阶段 ΔCoVaR	包含交互项 ΔCoVaR
省内其他银行 Shadow 均值	0.526*** (0.092)		
银行设立年限	0.148*** (0.045)		
Shadow (IV)		0.058*** (0.014)	0.082*** (0.022)
Policy			-0.252** (0.112)
Shadow (IV) $\times$ Policy			-0.046*** (0.015)
Size	0.675*** (0.156)	0.358*** (0.086)	0.346*** (0.083)
CAR	-0.358** (0.148)	-0.042* (0.023)	-0.040* (0.022)
NPL	0.485* (0.256)	0.110* (0.058)	0.105* (0.056)
LDR	0.086*** (0.028)	0.009* (0.005)	0.009* (0.005)
ROA	-1.325** (0.635)	-0.152 (0.120)	-0.145 (0.115)
DIV	0.016 (0.035)	0.006 (0.007)	0.006 (0.007)
宏观经济控制变量	是	是	是
常数项	-2.865* (1.486)	-1.982** (0.795)	-1.956** (0.782)
银行固定效应	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
观测值数	1053	1053	1053
F 统计量(第一阶段)	32.56		
Hansen 过度识别检验(p 值)		0.326	0.342
DWH 检验(p 值)		0.182	0.195

注: ***, **, *分别表示在 1%、5%、10%水平上显著,括号内为聚类到银行层面的稳健标准误。F 统计量检验工具变量的相关性, Hansen 检验检验工具变量的有效性, DWH 检验检验内生性是否存在。

影子银行规模与系统性风险之间可能存在互为因果的内生性问题，导致估计结果有偏。为处理该问题，本研究采用工具变量法进行两阶段最小二乘估计(2SLS)。选择各银行所在省份中除该银行外其他银行的平均影子银行规模作为第一个工具变量；选择银行设立年限作为第二个工具变量。变量与个体银行影子银行规模密切相关，但与其系统性风险贡献的关联主要经由影子银行规模该渠道，满足工具变量的相关性和排他性要求。

内生性检验结果如表 5-8 所示。第一阶段回归显示两个工具变量均与 Shadow 显著相关，F 统计量为 32.56，远大于经验临界值 10，表明不存在弱工具变量问题。第二阶段回归中，Hansen 过度识别检验 p 值为 0.326 和 0.342，未能拒绝所有工具变量外生的原假设，满足工具变量的排他性；DWH 检验 p 值为 0.182 至 0.195，内生性问题存在程度有限。

使用工具变量估计的 Shadow 系数为 0.058，在 1%水平上显著为正；包含交互项的模型中，Shadow 系数为 0.082，其与 Policy 的交互项系数为-0.046，均在 1%水平上显著。这些结果与基准模型非常接近，表明在控制内生性后，影子银行规模对系统性风险的正向影响以及资管新规的政策效果结论仍然稳健。本次实证成立。

5.5 稳健性检验

5.5.1 替代变量测度检验

首先，对系统性风险测度方法进行替代检验。原有分析中采用 ΔCoVaR 测度系统性风险贡献，为检验结果是否受特定测度方法影响，引入边际期望损失(Marginal Expected Shortfall, MES)作为替代测度。根据 Acharya 等^[42]的方法，MES 定义为市场处于尾部风险状态（收益率低于其 5%分位数）时银行的预期收益率损失。

使用 MES 作为被解释变量的回归结果显示，影子银行规模(Shadow)系数为 0.036 至 0.058，在 1%水平上显著为正；Shadow 与政策虚拟变量(Policy)的交互项系数为-0.032，在 5%水平上显著为负。宏观经济变量方面，经济增长率(GDP_growth)系数显著为负，表明经济景气时系统性风险趋于下降；市场波动性(VIX)系数显著为正，表明市场波动加剧时系统性风险上升。这些结果与使用

ΔCoVaR 作为系统性风险测度的基准模型保持高度一致,表明研究发现不依赖于特定风险测度方法,支持本文结论稳健型。

表 5-9 使用 MES 测度的稳健性检验结果

变量	(1) MES	(2) MES	(3) MES
Shadow	0.036*** (0.010)	0.058*** (0.015)	0.056*** (0.014)
Policy		-0.218** (0.096)	-0.212** (0.095)
Shadow $\times$ Policy		-0.032*** (0.011)	-0.031*** (0.010)
Size	0.358*** (0.075)	0.346*** (0.074)	0.342*** (0.073)
CAR	-0.058** (0.024)	-0.054** (0.023)	-0.052** (0.023)
NPL	0.126** (0.058)	0.122** (0.056)	0.120** (0.055)
LDR	0.012** (0.005)	0.011** (0.005)	0.011** (0.005)
ROA	-0.198* (0.118)	-0.185* (0.112)	-0.182* (0.110)
DIV	0.006 (0.007)	0.006 (0.007)	0.006 (0.006)
GDP_growth			-0.076*** (0.022)
CPI			0.028 (0.038)
M2_growth			-0.012 (0.016)
VIX			0.022*** (0.006)
SHIBOR			0.052 (0.052)
常数项	-2.128*** (0.782)	-2.075*** (0.768)	-2.046*** (0.756)
银行固定效应	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
观测值数	1053	1053	1053
R-squared	0.486	0.512	0.518
银行数	39	39	39

注: ***, **, *分别表示在 1%、5%、10%水平上显著,括号内为聚类到银行层面的稳健标准误。

5.5.2 Winsor 处理检验

表 5-10 不同 Winsorize 处理水平的稳健性检验结果

变量	1%/99%	2.5%/97.5%	5%/95%
	ΔCoVaR	ΔCoVaR	ΔCoVaR
Shadow	0.076*** (0.018)	0.072*** (0.017)	0.068*** (0.016)
Policy	-0.246** (0.108)	-0.238** (0.104)	-0.232** (0.102)
Shadow $\times$ Policy	-0.042*** (0.013)	-0.040*** (0.012)	-0.038*** (0.012)
Size	0.384*** (0.080)	0.376*** (0.078)	0.368*** (0.076)
CAR	-0.062** (0.026)	-0.060** (0.025)	-0.058** (0.024)
NPL	0.138** (0.062)	0.134** (0.060)	0.130** (0.058)
LDR	0.014** (0.006)	0.013** (0.006)	0.013** (0.005)
ROA	-0.226* (0.128)	-0.218* (0.124)	-0.212* (0.120)
DIV	0.007 (0.008)	0.007 (0.007)	0.007 (0.007)
GDP_growth	-0.082*** (0.024)	-0.080*** (0.023)	-0.078*** (0.022)
CPI	0.032 (0.042)	0.030 (0.040)	0.028 (0.038)
M2_growth	-0.015 (0.018)	-0.014 (0.017)	-0.014 (0.016)
VIX	0.024*** (0.007)	0.023*** (0.007)	0.022*** (0.006)
SHIBOR	0.058 (0.057)	0.056 (0.055)	0.054 (0.053)
常数项	-2.346*** (0.852)	-2.286*** (0.825)	-2.238*** (0.806)
银行固定效应	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
观测值数	1053	1053	1053
R-squared	0.562	0.556	0.550
银行数	39	39	39

注：***、**、*分别表示在 1%、5%、10%水平上显著，括号内为聚类到银行层面的稳健标准误。

为检验结果是否受极端值处理方法影响，本节采用不同水平的 Winsorize 处理进行稳健性检验。原有分析中采用 1%和 99%分位数进行 Winsorize 处理，此

处分别采用 2.5%和 97.5%分位数、5%和 95%分位数进行 Winsorize 处理，以评估极端值对估计结果的潜在影响。表 5-10 展示不同 Winsorize 处理水平下的回归结果。

Winsorize 处理水平调整后，Shadow 系数在不同处理水平下分别为 0.076、0.072 和 0.068，均在 1%水平上显著为正；其与 Policy 的交互项系数分别为-0.042、-0.040 和-0.038，均在 1%水平上显著为负。随着 Winsorize 处理水平从 1%/99% 提高到 5%/95%，系数的绝对值略有减小，但符号和显著性保持一致，表明研究结果不受极端值处理方法的实质性影响。宏观经济变量的估计结果也保持稳定，GDP_growth 和 VIX 均保持显著，系数符号不变，支持结论的稳健性。

5.5.3 样本调整检验

为检验结果是否受特定样本选择影响，本节从样本期间调整和子样本分析两个方面进行稳健性检验。首先，调整样本期间进行检验。原分析使用 2017 年第一季度至 2023 年第四季度的完整样本，稳健性检验中分别使用 2018-2022 年（缩短样本期）以及资管新规正式发布前后两年窗口期(2017Q1-2019Q4)进行估计。表 5-11 展示样本期间调整的回归结果。

不同样本期间下，Shadow 系数均在 1%水平上显著为正，系数大小在 0.074 至 0.078 之间变动较小；其与 Policy 的交互项在各子期间均显著为负，系数在-0.040 至-0.045 之间，表明本研究的核心发现不依赖于特定样本期间选择。宏观经济变量的影响同样保持稳定，GDP_growth 和 VIX 在不同样本期间均保持显著，系数大小变化不大。值得注意的是，在资管新规前后窗口期样本中，政策效应略强，这可能反映政策短期冲击效应更为显著，随后随着市场适应而有所弱化。通过特定样本集选择，同样支持本文结论稳健型。

表 5-11 样本期间调整的稳健性检验结果

变量	完整样本 ΔCoVaR	2018-2022 ΔCoVaR	2017Q1-2019Q4 ΔCoVaR
Shadow	0.076*** (0.018)	0.074*** (0.018)	0.078*** (0.019)
Policy	-0.246** (0.108)	-0.238** (0.105)	-0.255** (0.112)
Shadow $\times$ Policy	-0.042*** (0.013)	-0.040*** (0.013)	-0.045*** (0.014)
Size	0.384*** (0.080)	0.376*** (0.078)	0.392*** (0.082)
CAR	-0.062** (0.026)	-0.060** (0.025)	-0.065** (0.027)
NPL	0.138** (0.062)	0.135** (0.060)	0.142** (0.064)
LDR	0.014** (0.006)	0.013** (0.006)	0.014** (0.006)
ROA	-0.226* (0.128)	-0.218* (0.124)	-0.232* (0.132)
DIV	0.007 (0.008)	0.007 (0.007)	0.008 (0.008)
GDP_growth	-0.082*** (0.024)	-0.078*** (0.023)	-0.085*** (0.025)
CPI	0.032 (0.042)	0.030 (0.040)	0.034 (0.043)
M2_growth	-0.015 (0.018)	-0.014 (0.017)	-0.016 (0.019)
VIX	0.024*** (0.007)	0.023*** (0.007)	0.025*** (0.007)
SHIBOR	0.058 (0.057)	0.056 (0.055)	0.060 (0.059)
常数项	-2.346*** (0.852)	-2.285*** (0.832)	-2.382*** (0.875)
银行固定效应	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
观测值数	1053	780	468
R-squared	0.562	0.558	0.570
银行数	39	39	39

注：***、**、*分别表示在 1%、5%、10%水平上显著，括号内为聚类到银行层面的稳健标准误。

5.6 安慰剂检验

为验证资管新规政策效果的真实性和安慰剂检验。安慰剂检验经由在非政策实施时点设置“假”断点，检验是否存在伪政策效应。

表 5-12 安慰剂检验结果

变量	真实断点 ΔCoVaR	安慰剂断点一 ΔCoVaR	安慰剂断点二 ΔCoVaR
断点处跳跃(β_1)	-0.328*** (0.082)	-0.045 (0.063)	-0.058 (0.067)
时间趋势(β_2)	0.024 (0.018)	0.016 (0.015)	0.019 (0.016)
断点后斜率变化(β_3)	-0.056*** (0.015)	-0.012 (0.013)	-0.015 (0.014)
Size	0.395*** (0.082)	0.398*** (0.083)	0.396*** (0.082)
CAR	-0.065** (0.027)	-0.066** (0.027)	-0.065** (0.027)
NPL	0.138** (0.062)	0.140** (0.063)	0.139** (0.062)
LDR	0.014** (0.006)	0.014** (0.006)	0.014** (0.006)
ROA	-0.227* (0.128)	-0.230* (0.130)	-0.228* (0.129)
DIV	0.007 (0.008)	0.007 (0.008)	0.007 (0.008)
GDP_growth	-0.082*** (0.024)	-0.083*** (0.024)	-0.082*** (0.024)
CPI	0.032 (0.042)	0.032 (0.042)	0.032 (0.042)
M2_growth	-0.015 (0.018)	-0.015 (0.018)	-0.015 (0.018)
VIX	0.024*** (0.007)	0.024*** (0.007)	0.024*** (0.007)
SHIBOR	0.058 (0.057)	0.058 (0.057)	0.058 (0.057)
常数项	2.385*** (0.245)	2.395*** (0.248)	2.390*** (0.246)
带宽(h)	最优(6)	最优(6)	最优(6)
观测值数	648	648	648
R-squared	0.428	0.358	0.362

注：***、**、*分别表示在 1%、5%、10%水平上显著，括号内为聚类到银行层面的稳健标准误。最优带宽根据 Imbens 和 Kalyanaraman^[41]方法确定。

选择资管新规正式发布前四个季度（2017 年第二季度）作为安慰剂断点一，后四个季度（2019 年第二季度）作为安慰剂断点二，重复断点回归分析。表 5-12 报告安慰剂检验结果。

真实政策断点处的跳跃系数 β_1 为-0.328，在 1%水平上显著为负；断点后斜率变化系数 β_3 为-0.056，在 1%水平上显著为负，表明资管新规发布后系统性风险在断点处出现显著下降且下降趋势加速。相比之下，两个安慰剂断点处的跳跃系数分别为-0.045 和-0.058，均不显著；断点后斜率变化系数分别为-0.012 和-0.015，同样不显著。宏观经济变量在各模型中的系数保持稳定，表明控制变量的影响不受断点选择影响。这些结果表明断点回归捕捉到的效应确实源于资管新规政策冲击，而非时间趋势或其他因素，进一步支持政策效果的真实性。

5.7 央行流动性工具调节效应分析

表 5-13 报告央行流动性工具对影子银行与系统性风险关系的调节效应分析结果。模型(1)至模型(3)考察 SLF 的调节效应，模型(4)至模型(6)考察 MLF 的调节效应，模型(7)和模型(8)深入检验政策环境下流动性工具的交互调节效应。

模型(1)结果显示，影子银行规模(Shadow)系数为 0.048，在 1%水平上显著为正；SLF 系数为-0.586，在 5%水平上显著为负，表明央行流动性支持对系统性风险具有直接的缓释作用。模型(2)引入 Shadow 与 SLF 的交互项后，交互项系数为-0.183，在 5%水平上显著为负，表明 SLF 投放增加会削弱影子银行规模对系统性风险的正向影响。根据交互效应计算，当 SLF 为平均水平(0.236%)时，影子银行规模对系统性风险的边际效应约为 0.009(0.052-0.183×0.236)；当 SLF 增加一个标准差(至 0.363%)时，边际效应降至-0.014，这表明 SLF 对影子银行与系统性风险关系具有显著的负向调节效应。模型(3)引入资管新规政策变量与 SLF 的三重交互项。结果显示，三重交互项(Shadow×Policy×SLF)系数为-0.352，在 1%水平上显著为负，且绝对值大于二重交互项(Shadow×SLF)系数，表明资管新规实施后 SLF 的调节效应显著增强。该发现表明，资管新规经由规范影子银行业务、提高市场透明度，增强央行流动性工具的政策传导效率，使得 SLF 对系统性风险的缓释作用更为有效。支持假设 H3。

模型(4)至模型(6)关于 MLF 的调节效应分析结果与 SLF 类似。MLF 的二重交互项系数为-0.132, 在 5%水平上显著为负; 三重交互项系数为-0.285, 在 1%水平上显著为负。与 SLF 相比, MLF 的调节系数较小, 但 MLF 的调节效应在资管新规实施前后相对变化程度约为 115.9%, 大于 SLF 的相对变化程度 92.3%, 表明 MLF 在政策环境下的增强效应较强。这可能反映 MLF 作为中期流动性工具, 更依赖于政策环境的协同性, 在资管新规构建的规范化市场环境中发挥更大效能。

模型(7)和模型(8)同时考察 SLF 与 MLF 的调节效应。结果显示, 二者均保持显著的负向调节效应, 且三重交互项均显著为负, 表明二者对系统性风险的缓释作用既相互独立又相互补充。从系数大小比较, SLF 的调节系数大于 MLF, 表明短期流动性支持对缓解系统性风险可能更为直接有效, 而 MLF 则更侧重长期结构性调整。

表 5-13 央行流动性工具调节效应的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	ΔCoVaR	ΔCoVaR	ΔCoVaR	ΔCoVaR	ΔCoVaR	ΔCoVaR	ΔCoVaR	ΔCoVaR
Shadow	0.048*** (0.011)	0.052*** (0.012)	0.068*** (0.016)	0.047*** (0.011)	0.050*** (0.011)	0.065*** (0.015)	0.051*** (0.012)	0.066*** (0.015)
SLF	-0.586** (0.245)	-0.356 (0.225)	-0.328 (0.218)	-	-	-	-0.342 (0.222)	-0.315 (0.215)
Shadow $\times$ SLF	-	-0.183** (0.075)	-0.156** (0.068)	-	-	-	-0.178** (0.074)	-0.152** (0.067)
Policy	-	-	-0.236** (0.106)	-	-	-0.228** (0.104)	-	-0.232** (0.105)
Shadow $\times$ Policy	-	-	-0.038*** (0.012)	-	-	-0.036*** (0.011)	-	-0.037*** (0.012)
SLF $\times$ Policy	-	-	-0.175 (0.145)	-	-	-	-	-0.168 (0.142)
Shadow $\times$ Policy $\times$ SLF	-	-	-0.352*** (0.118)	-	-	-	-	-0.335*** (0.115)
MLF	-	-	-	-0.378** (0.182)	-0.258 (0.165)	-0.242 (0.158)	-0.245 (0.163)	-0.232 (0.156)

续表 5-13 央行流动性工具调节效应的回归结果

变量	(1) ΔCoVaR	(2) ΔCoVaR	(3) ΔCoVaR	(4) ΔCoVaR	(5) ΔCoVaR	(6) ΔCoVaR	(7) ΔCoVaR	(8) ΔCoVaR
Shadow $\times$ MLF	-	-	-	-	-0.132** (0.056)	-0.118** (0.052)	-0.125** (0.055)	-0.112** (0.051)
MLF $\times$ Policy	-	-	-	-	-	-0.156 (0.132)	-	-0.148 (0.129)
Shadow $\times$ Policy $\times$ MLF	-	-	-	-	-	-0.285*** (0.095)	-	-0.272*** (0.092)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
常数项	-2.312*** (0.847)	-2.286*** (0.836)	-2.248*** (0.825)	-2.308*** (0.845)	-2.285*** (0.835)	-2.246*** (0.824)	-2.276*** (0.834)	-2.238*** (0.823)
银行固定 效应	是	是	是	是	是	是	是	是
时间固定 效应	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值数	1053	1053	1053	1053	1053	1053	1053	1053
R-squared	0.548	0.562	0.582	0.546	0.558	0.576	0.564	0.585
银行数	39	39	39	39	39	39	39	39

注：***、**、*分别表示在 1%、5%、10%水平上显著，括号内为聚类到银行层面的稳健标准误。所有模型均控制银行特征变量和宏观经济变量。

第6章 研究结论与政策建议

6.1 研究结论

基于 ΔCoVaR 方法测度系统性风险，运用 2017 年第一季度至 2023 年第四季度 39 家上市商业银行季度面板数据，深入探究资管新规背景下影子银行对银行系统性金融风险的影响机制，得出以下结论：

第一，影子银行业务规模与银行系统性风险贡献之间存在显著的正相关关系。影子银行综合规模每增加 1 个百分点，银行系统性风险贡献(ΔCoVaR)平均增加 0.053 至 0.076。该关联主要经由期限错配、杠杆效应和风险隐蔽三重渠道实现：期限错配导致流动性风险累积，杠杆叠加放大市场波动，而监管套利则降低风险透明度，共同推升系统性风险水平。从影子银行业务构成看，同业渠道与投资渠道对系统性风险的影响存在明显差异。同业渠道影子银行（系数 0.058 至 0.062）对系统性风险的边际贡献高于投资渠道（系数 0.042 至 0.047），表明同业链条的复杂嵌套结构更易形成风险传染网络。

第二，资管新规存在政策冲击效应。基于断点回归与事件研究的分析表明，政策实施后系统性风险在断点处出现显著下降（跳跃系数 $\beta_1=-0.328$ ），且长期效应持续增强（断点后斜率 $\beta_3=-0.056$ ）。从动态路径看，政策实施后异常系统性风险(ASR)持续为负且幅度逐渐增大，累积异常系统性风险(CASR)从政策后第 1 季度的-0.126 累积至第 8 季度的-2.158，显著性逐步增强，体现政策效果的递进性与累积性。政策冲击直接降低系统性风险水平，更重要的是弱化甚至改变影子银行规模与系统性风险的正向关联。资管新规实施前，影子银行规模对系统性风险的边际效应为 0.075，政策过渡期内降至 0.043，全面实施期深化降至 0.017，弱化幅度达 77.3%，这表明资管新规经由净值化管理、期限匹配约束、嵌套层级限制等措施，有效切断影子银行风险传染渠道，增强金融体系韧性。

第三，央行流动性工具存在调节效应。央行流动性工具对影子银行与系统性风险的关系具有显著的负向调节作用。SLF、MLF 与影子银行规模的交互项系数分别为-0.183 和-0.132，均在 5%水平上显著为负，表明央行流动性支持增强时，影子银行对系统性风险的正向影响被显著减弱。SLF 的调节效应在资管新规实施

后显著增强,三重交互项(Shadow×Policy×SLF)系数达-0.352,较政策前增强 92.3%,表明监管政策与货币政策之间存在显著的协同效应。比较 SLF 与 MLF 的调节机制发现,短期流动性工具(SLF)的即时调节效应强于中期流动性工具(MLF),但后者在政策协同环境下的增强效应更为显著。这反映不同期限流动性工具的差异化功能:SLF 主要应对临时性、流动性冲击,直接缓解系统性风险;MLF 则经由优化期限结构、引导资产配置,产生更为持久的结构性影响。

6.2 政策建议

第一,构建风险精准识别与预警机制。应建立影子银行风险的多维监测体系,将 ΔCoVaR 等系统性风险指标纳入金融稳定监测框架。设计涵盖流动性、期限错配、跨机构风险暴露的“影子银行压力指数”,建立季度评估与预警机制。同时,强化数据共享与风险穿透能力,构建跨部门统一监管数据平台,实现对资金链条、底层资产的全流程追踪,消除风险监测盲区。针对识别出的系统重要性影子银行业务,实施差异化的风险准备金要求与资本充足率附加,提高风险防御能力。

第二,优化监管政策协同与传导机制。加强货币政策与宏观审慎政策的协同配合,构建“风险处置—流动性支持”的闭环联动机制。将央行流动性工具的投放策略与影子银行风险状况挂钩,对风险压降成效显著的银行给予流动性政策倾斜,形成正向激励。实施“三位一体”的监管评估体系,将影子银行风险指标、期限匹配度、杠杆率限制纳入宏观审慎评估(MPA),强化政策传导的系统性约束。同时,按照功能监管原则,统一同类业务的监管标准,消除监管套利空间,提高政策效能。

第三,促进影子银行结构转型与功能优化。引导影子银行业务从规模扩张型向质量效益型转变,优化其服务实体经济的功能定位。加快非标资产的标准化转型,推动“非标转标”市场机制建设,降低信息不对称与流动性溢价。设立“影子银行结构优化基金”,为中小银行理财业务转型提供支持,防止转型过程中的风险集中释放。鼓励银行理财子公司提升主动管理能力,增加权益类资产配置比重,优化投资结构,缓解“资产荒”问题,促进直接融资发展。

第四,完善风险隔离与处置机制。健全影子银行风险的常态化处置框架,建立分级分类的风险处置机制。针对系统重要性影子银行业务,制定恢复与处置计

划(RRP), 明确触发条件与实施路径, 防范风险集中爆发。建立银行理财业务的投资者保护机制, 推动理财纠纷调解机制建设, 降低发生系统性风险的社会成本。完善理财子公司的风险隔离制度, 在法律架构、公司治理、业务操作、资金划转等方面强化隔离墙建设, 切断风险传染通道, 防止表外风险向表内回溯。

第五, 强化金融科技与监管创新。推动监管科技(RegTech)在影子银行风险穿透中的应用, 运用大数据、人工智能等技术提升风险监测的精准性与实时性。建立基于区块链技术的资产交易溯源系统, 实现非标资产全生命周期追踪, 提高市场透明度。开发基于机器学习的系统性风险预警模型, 捕捉风险演变的非线性特征, 前瞻性识别隐藏风险点。同时, 建立监管沙箱机制, 为创新型资产管理业务提供试验场所, 在风险可控前提下促进金融创新, 实现监管与创新的动态平衡。

参考文献

- [1] Adrian T, Brunnermeier M K. CoVaR[J]. The American Economic Review, 2016, 106(7): 1705-1741.
- [2] Minsky H P. The Financial Instability Hypothesis[R]. New York: The Jerome Levy Economics Institute of Bard College, 1992.
- [3] Castrén, O, Kavonius I. Balance Sheet Interlinkages and Macro-Financial Risk Analysis in the Euro Area[J]. Social Science Electronic Publishing, 2009: 1-48.
- [4] Gennaioli N, Shleifer A, Vishny R. A Model of Shadow Banking[J]. The Journal of Finance, 2013, 68(4): 1331-1363.
- [5] Brownlees C, Engle R F. SRISK: A Conditional Capital Shortfall Measure of Systemic Risk[J]. The Review of Financial Studies, 2017, 30(1): 48-79.
- [6] 李明辉, 黄叶菴. 商业银行系统性风险溢出及系统重要性研究——来自中国16家上市银行 CoVaR 的证据[J]. 华东师范大学学报(哲学社会科学版), 2017(5): 106-116+176.
- [7] Borochin P, Rush S. Information Networks in the Financial Sector and Systemic Risk[J]. Journal of Banking & Finance, 2022, 134: 106327.
- [8] Pozsar Z, Adrian T, Ashcraft A, et al. Shadow Banking[J]. New York, 2010, 458(458): 3-9.
- [9] 殷剑峰, 王增武. 影子银行与银行的影子中国理财产品市场发展评价[M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2013: 49-63.
- [10] 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.
- [11] 祝继高, 胡诗阳, 陆正飞. 商业银行从事影子银行业务的影响因素与经济后果——基于影子银行体系资金融出方的实证研究[J]. 金融研究, 2016(1): 66-82.
- [12] 李文喆. 中国影子银行的经济分析: 定义、构成和规模测算[J]. 金融研究, 2019(3): 53-73.
- [13] Baily M N, Elmendor D W, Litan R E. The Great Credit Squeeze: How It Happened, How to Prevent Another[D]. Discussion Paper on Economic Studies at Bookings,

2008.

- [14] 李建军, 薛莹. 中国影子银行部门系统性风险的形成、影响与应对[J]. 数量经济技术经济研究, 2014(8): 117-130.
- [15] 毛泽盛, 万亚兰. 中国影子银行与银行体系稳定性阈值效应研究[J]. 国际金融研究, 2012(11): 65-73.
- [16] 涂晓枫, 李政. 银行的影子: 风险分担还是风险传染[J]. 当代经济科学, 2016(2): 20-29, 124.
- [17] 胡利琴, 陈锐, 班若愚. 货币政策、影子银行发展与风险承担渠道的非对称效应分析[J]. 金融研究, 2016(2): 154-162.
- [18] 王茹婷, 彭方平, 李维, 等. 打破刚性兑付能降低企业融资成本吗?[J]. 管理世界, 2022, 38(4): 42-64.
- [19] 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(1): 25-43.
- [20] Chen K, Ren J, Zha T. The Nexus of Monetary Policy and Shadow Banking in China[J]. The American Economic Review, 2018, 108(12): 3891-3936.
- [21] 王胜, 李简, 姚佳睿, 等. 资管新规与银行流动性囤积[J]. 经济评论, 2025, (01): 53-69.
- [22] 杨青, 田汝彦, 孙飞帆. 金融强监管、短贷长投与企业债务风险: 来自《资管新规》的证据[J]. 国际金融研究, 2024(4): 85-96.
- [23] 汤晟, 饶品贵, 李晓溪. 金融强监管与企业集团内部资本市场资源配置——来自资管新规的经验证据[J]. 中国工业经济, 2024(1): 131-149.
- [24] 李增福, 李林, 郭美婷. 金融监管、影子银行与企业短贷长投——来自资管新规的经验证据[J]. 经济社会体制比较, 2024, (06): 85-97.
- [25] 陈力朋, 祁永基. 中国影子银行监管与企业杠杆操纵行为——基于资管新规出台的证据[J]. 当代经济, 2025, 42(03): 75-88.
- [26] 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, 2016, 72(143): 613-654.
- [27] 郭娜, 马莹莹, 张宁. 我国影子银行对银行业系统性风险影响研——基于内生性房地产商的 DSGE 模型分析[J]. 南方经济, 2018(8): 29-46.
- [28] 魏伟, 陈骁, 张明. 中国金融系统性风险: 主要来源、防范路径与潜在影响[J].

- 国际经济评论, 2018(3): 125-150, 7.
- [29] Brunnermeier M K, Sannikov Y. A Macroeconomic Model with A Financial Sector[J]. American Economic Review, 2014, 104(2): 379-421.
- [30] Allen F, Gale D. Financial Contagion[J]. Journal of Political Economy, 2000, 108(1): 1-33.
- [31] Freixas X, Parigi B M, Rochet J C. Systemic Risk, Interbank Relations, and Liquidity Provision by the Central Bank[J]. Journal of Money, Credit and Banking, 2000: 611-638.
- [32] Diamond D W, Dybvig P H. Bank Runs, Deposit Insurance, and Liquidity[J]. Journal of Political Economy, 1983, 91(3): 401-419.
- [33] Acharya V V, Yorulmazer T. Cash-in-the-market Pricing and Optimal Resolution of Bank Failures[J]. The Review of Financial Studies, 2008, 21(6): 2705-2742.
- [34] Greenwood R, Landier A, Thesmar D. Vulnerable Banks[J]. Journal of Financial Economics, 2015, 115(3): 471-485.
- [35] Brunnermeier M K, Pedersen L H. Market Liquidity and Funding Liquidity[J]. The Review of Financial Studies, 2009, 22(6): 2201-2238.
- [36] Goodhart C A E. The Macro-prudential Authority: Powers, Scope and Accountability[J]. OECD Journal: Financial Market Trends, 2011, 2: 97-123.
- [37] Kane E J. Regulatory Structure in Futures Markets[J]. Journal of Futures Markets, 1984, 4(3): 367-384.
- [38] Stiglitz, Joseph E, Shahid Yusuf, et al. Rethinking the East Asian Miracle[M]. World Bank Publications, 2001: 1-526.
- [39] Borio C. Implementing the Macroprudential Approach to Financial Regulation and Supervision[J]. 2019:123-156.
- [40] Barth J R, Caprio Jr G, Levine R. Bank Regulation and Supervision in 180 Countries from 1999 to 2011[J]. Journal of Financial Economic Policy, 2013, 5(2): 111-219.
- [41] Imbens G, Kalyanaraman K. Optimal Bandwidth Choice for the Regression Discontinuity Estimator[J]. The Review of Economic Studies, 2012, 79(3): 933-959.
- [42] Acharya V, Pedersen L, Philippon T, et al. Measuring Systemic Risk[J]. Review of Financial Studies, 2017, 30(1): 2-47.

- [43] 方先明, 谢雨菲. 影子银行及其交叉传染风险[J]. 经济学家, 2016(3): 58-65.
- [44] 高然, 陈忱, 曾辉, 等. 信贷约束、影子银行与货币政策传导[J]. 经济研究, 2018(12): 68-82.
- [45] 高蓓, 陈晓东, 李成. 银行产权异质性、影子银行与货币政策有效性[J]. 经济研究, 2020(4): 53-69.
- [46] 高洁超, 汪晨涛, 刘允. 经济政策不确定性与非金融企业的影子银行化[J]. 金融论坛, 2020, 25(8): 18-29.
- [47] Baker S R, Bloom N, Davis S J. Measuring Economic Policy Uncertainty[J]. The Quarterly Journal of Economics, 2016, 131(4): 1413-1463.
- [48] Bhattacharya U, Daouk H, Welker M. The World Price of Earnings Opacity[J]. The Accounting Review, 2003, 78(3): 641-678.
- [49] Dang V A, Lee E, Liu Y, et al. Bank Deregulation and Stock Price Crash Risk[J]. Journal of Corporate Finance, 2022, 72: 102-130.
- [50] 韩珣, 李建军. 金融错配、非金融企业影子银行化与经济“脱实向虚”[J]. 金融研究, 2020(8): 17-34.
- [51] 黄贤环, 姚荣荣. 资本市场开放与非金融企业影子银行化[J]. 国际金融研究, 2021(11): 39-50.
- [52] 黄玮强, 郭慧敏, 庄新田. 基于 CoVaR 动态模型的我国金融机构系统性风险分析[J]. 统计与决策, 2018(19): 162-165.
- [53] 侯成琪, 黄彤彤. 影子银行、监管套利和宏观审慎政策[J]. 经济研究, 2020(7): 58-75.
- [54] 姜付秀, 蔡文婧, 蔡欣妮, 等. 银行竞争的微观效应: 来自融资约束的经验证据[J]. 经济研究, 2019, 54(6): 155-169.
- [55] Jayaratne J, Strahan P E. The Finance-growth Nexus: Evidence from Bank Branch Deregulation[J]. The Quarterly Journal of Economics, 1996, 111(3): 639-670.
- [56] King R G, Levine R. Finance and Growth: Schumpeter Might be Right[J]. The Quarterly Journal of Economics, 1993, 108(3): 717-737.
- [57] 王妍, 王继红, 刘立新. 货币政策、影子银行周期性与系统金融风险[J]. 上海经济研究, 2019(9): 105-116.

硕士在读期间科研成果

- [1] Jiang Peihua, Yang Xilong. Reliability Inference and Remaining Useful Life Prediction for the Doubly Accelerated Degradation Model Based on Wiener Process[J]. AIMS MATHEMATICS, 2023, 8(3): 7560-7583.
- [2] 杨希龙, 姜培华. 资管新规下影子银行对银行系统性风险的影响研究[J]. 巢湖学院学报. (已投稿, 外审返修中)

致谢

行文至此，心中颇多感慨。随着毕业论文到致谢环节，也意味着我的三年研究生学业接近尾声。回首，仿佛开学的师生见面会还在眼前，当时的自己脸庞虽已不青涩，但是内心还是比较稚嫩。从大学开始，读研就是我心中的执念，当拿到录取通知书的那一刻，我内心激动万分，当时的我没法理解别人口中所说的“读研，只有录取和毕业时最为开心”的含义，这一路走来确实满是艰辛。在同龄人都步入社会，走向人生下一阶段时，还停留在学生时代的我不时陷入踌躇与彷徨，但是最终的我坚持了下来，在身边老师、亲人和朋友的支持鼓励下，我坚定了自己向前的步伐。

首先，我要感谢我的导师，是他三年时间的教导与关心，让我在读研的过程中也能感到充满力量。姜培华老师对于学生是十分耐心细致的，他从不因学生暂时的失败而苛责，而是悉心教导，循循善诱，通过自己读书时所遇困境与解决方法，给我以启示，为当时的我指明了方向。同时，老师给了我未来学习与工作充分的选择自由。对于研究方向的选择，他强调兴趣也很重要；对于工作，他认为在学业完成的基础上，充分去寻求与选择。

其次我要感谢学校给我提供了美好且整洁的学习环境，在这里我可以充分投入，学习以外的生活保障方面，完全不用我们去费心。安静整洁的图书馆，干净卫生的食堂，温馨静谧的宿舍，热情洋溢的操场，学校的一草一木我都不会忘怀，且永远心存感激。

最后，我要感谢我的家人和朋友，尤其是我父母与未婚妻。父母在本应考虑退休养老问题的年龄，仍然为家庭和我默默付出着，他们从事着最为简朴的工作，用充满老茧的双手托举着这个家庭的“希望”，对于我读研路上的每一声叹息与抱怨，他们都会及时给予反馈与关怀，我无限感恩。我的女朋友从大学陪伴了我七年之久，三年喜怒哀乐的每个时刻她都陪我走过。去年我们正式订婚，那一刻起，不仅是关系的变化，更意味着我肩上的责任。我深切感激她与她家人将她的余生交到我手上，这一份信任我此生定不会辜负。

研究生毕业可能是我学业生涯的终点，但是却是我积极乐观、拼搏进取、灿烂辉煌人生篇章又一崭新的开始！