

I 国际货币评论

International Monetary Review

主编：张杰



新时代加强金融领域党的政治建设的三重逻辑

宜昌能

经济政策不确定性与商业银行资产避险

邓伟、宋清华、杨名

跨境资本周期性波动对中国银行部门的风险溢出机制分析

荆中博、李雪萌、方意

ESG 投资能够促进银行创造流动性吗

宋科、徐蕾、李振、王芳

外生冲击、金融参与度与居民消费

朱菲菲、陈靖、李惠璇

顾问委员会：（按姓氏拼音排序）

Edmond Alphandery	Yaseen Anwar	陈雨露	陈云贤
Steve H. Hanke	李扬	李若谷	马德伦
Robert A. Mundell	任志刚	潘功胜	苏宁
王兆星	吴清	夏斌	

编委会主任：张杰

编委会委员：（按姓氏拼音排序）

贲圣林	曹彤	陈卫东	丁剑平	丁志杰	鄂志寰
郭庆旺	焦瑾璞	Rainer Klump	IL Hounq Lee	刘珺	陆磊
David Marsh	Herbert Poenisch	瞿强	Alfred Schipke	涂永红	曾颂华
张晓朴	张之骥	赵锡军	庄毓敏		

主编：张杰

副主编：何青 苏治 宋科

编辑部主任：何青

编辑部副主任：赵宣凯 安然

责任编辑：韩美娟

栏目编辑：陈婷

美术编辑：包晗

刊名：国际货币评论

刊期：月刊

主办单位：中国人民大学国际货币研究所

出版单位：《国际货币评论》编辑部

地址：北京市海淀区中关村大街 59 号文化大厦 605 室

邮编：100872

网址：www.imi.ruc.edu.cn

电话：86-10-62516755

传真：86-10-62516725

邮箱：imi@ruc.edu.cn



IMI 更多精彩内容请登陆国际货币网
<http://www.imi.ruc.edu.cn/>

目 录

【卷首】

- 新时代加强金融领域党的政治建设的三重逻辑 ————— 宜昌能 01
- 经济政策不确定性与商业银行资产避险 ————— 邓伟、宋清华、杨名 07
- 跨境资本周期性波动对中国银行部门的风险溢出机制分析 ————— 荆中博、李雪萌、方意 24
- ESG 投资能够促进银行创造流动性吗 ————— 宋科、徐蕾、李振、王芳 50
- 外生冲击、金融参与度与居民消费 ————— 朱菲菲、陈靖、李惠璇 70
- 美国货币政策公告对中国国债收益率曲线的溢出效应 ————— 陈雷、张哲、陈平 86
- 杠杆波动、系统性金融风险与经济高质量发展 ————— 郑智勇、何剑、张梦婷 108

新时代加强金融领域党的政治建设的三重逻辑

宣昌能¹

习近平总书记强调，“必须加强党的全面领导，善于用政治眼光观察和分析经济社会问题”。在建党一百周年之际，立足新发展阶段，进一步厘清党的政治建设的理论逻辑，总结金融领域党的政治建设的历史经验，探索符合时代要求的实践路径，对新时代加强党的全面领导、深化金融改革开放发展和推进中国特色社会主义事业具有重要意义。

一、理论逻辑：习近平总书记关于加强党的政治建设的重要论述是新时代加强金融领域党的政治建设的根本遵循

（一）明确党的政治建设对党和国家事业全局的重要作用。

围绕党的政治建设，习近平总书记在中央政治局第六次集体学习时指出，“党是最高政治领导力量”。《中共中央关于加强党的政治建设的意见》进一步明确，“党的政治建设是党的根本性建设，决定党的建设方向和效果，事关统揽推进伟大斗争、伟大工程、伟大事业、伟大梦想”。这表明必须站在党和国家事业全局高度深刻认识党的政治建设的引领作用，切实把党的政治领导落实到治国理政的各领域各方面各环节，确保党和国家各项事业始终沿着正确方向前进。

（二）明确党的政治建设在党的建设总要求中的统领地位。

在党的十九大报告中，习近平总书记首次提出把党的政治建设纳入党的建设总要求，强调要“以党的政治建设为统领”。这一论断进一步深化了对马克思主义执政党建设规律的认识，明确党的其他各项建设都必须围绕党的政治建设进行，都要体现和反映党的政治建设要求。

（三）明确党的政治建设的具体要求和主要任务。

党的政治建设有其内在逻辑和规律。习近平总书记把坚决做到“两个维护”作为新时代党的政治建设的首要任务，具体为把准政治方向、坚持党的政治领导、夯实政治根基、涵养政治生态、防范政治风险、永葆政治本色和提高政治能力等 7 个方面的要求。这 7 个方面相互联系、相互促进，是一个完整的逻辑整体。聚焦首要任务，新时代加强党的政治建设具体

¹ 宣昌能，国家外汇管理局副局长。

目标任务主要包括“坚定政治信仰，强化政治领导，提高政治能力，净化政治生态，实现全党团结统一、行动一致”。

综上，习近平总书记关于加强党的政治建设的重要论述，实现党的政治建设在适用场域上从党的自身建设到党的全面领导和治国理政的飞跃，指导金融领域不断提高政治站位，从“金融是国家重要的核心竞争力，金融安全是国家安全的重要组成部分”的基本定位出发，站在加强党的领导、推进国家治理体系和治理能力现代化的战略高度，深刻认识加强金融领域党的政治建设的极端重要性，并在实践路径上更加注重全局性、系统性和针对性。

二、历史逻辑：加强党的政治建设是金融事业长足发展的坚强政治保证

（一）始终坚持党对金融工作的集中统一领导。

在革命和战争时期，党领导人民创建自己的金融系统，开展自力更生的经济建设。新中国成立后，1961年《中共中央关于调整管理体制的若干暂行规定》要求，“经济管理的大权应当集中到中央、中央局和省（市、自治区）委三级，最近两三年内，应该更多的集中到中央和中央局”，其中包括金融管理权。改革开放后，1997年底中央批准设立中共中央金融工作委员会，并同意在全国金融系统实行中央垂直领导。2017年全国金融工作会议上，习近平总书记强调，“做好新形势下金融工作，要坚持党中央对金融工作集中统一领导”。中央随后成立国务院金融稳定发展委员会，并依托人民银行和金融监管部门的地方分支机构垂直管理体系，确保纵向落实的一贯到底。

（二）始终牢固树立金融为民的价值取向。

大革命时期，党建立农民银行和信用合作社等金融机构，帮助贫农抵制地方土豪和地主的高利贷盘剥。新中国成立后，党通过银行信贷使农业生产和工商业得到快速恢复和发展。党的十八大以来，习近平总书记反复强调“金融要为实体经济服务，满足经济社会发展和人民群众需要”，要求大力发展绿色金融、普惠金融，“特别是要让农民、小微企业、城镇低收入人群、贫困人群和残疾人、老年人等及时获取价格合理、便捷安全的金融服务”。

（三）始终强调金融服务于党和国家事业大局的使命任务。

新民主主义革命时期，金融服务于根据地经济建设和保障抗战军费的筹集。新中国成立初期，金融致力于使社会经济进入稳定发展轨道。改革开放时期，金融服务于社会主义市场经济体制的建立和完善，推动市场承担政府部分原有职能并在资源配置中发挥更大作用。进入新时代，金融服务于构建更高水平开放型经济新体制，助力推动经济高质量发展和建立现

代化经济体系。

（四）始终高度重视加强金融领域全面从严治党。

金融领域权力和资源相对集中的特殊性导致其长期以来是腐败高发区。改革开放以来，特别是党的十八大以来，我们党不断加大金融反腐工作力度，2015 年中央完成对中管金融企业和金融管理部门巡视全覆盖；2019 年中央向 15 家中管金融企业派驻纪检监察组，加大政治监督力度；2021 年习近平总书记在十九届中央纪委五次全会上再次强调金融反腐的重要性。在以习近平同志为核心的党中央的坚强领导下，金融反腐始终保持零容忍的高压态势，重大金融腐败案被彻查，全面从严治党向纵深推进，政治生态明显好转。

正因为始终高度重视加强党的政治建设，面对 2020 年的风险挑战，金融系统才能交出较好答卷，金融支持稳企业保就业获得预期效果，金融风险处置取得重要阶段性成果，贸易投资便利化不断推进，国际收支维持基本平衡，外汇储备规模在逆势中实现稳中有增。同时还须看清形势挑战，当前，一方面，国际政治经济格局深刻变革，全球动荡源和风险点显著增多，金融服务实体经济发展和防范化解重大风险的任务依然艰巨。另一方面，金融领域存在的政治问题还没有得到根本解决，党的领导弱化、党的建设缺失、全面从严治党不力等问题依然存在。因此，新时代进一步加强金融领域党的政治建设具有现实必要性。

三、实践逻辑：切实增强新时代加强金融领域党的政治建设的理论自觉和行动自觉

（一）以夯实思想根基为根本，坚定金融为民的政治信仰

1. 强化理论武装，深化思想认识。

理论上清醒，政治上才能坚定。要不断完善以党组（党委）理论学习中心组学习为龙头、支部学习为主体、党小组和青年理论学习小组学习为基础的多层次学习机制，确保理论武装全覆盖。要丰富学习内容，既要系统学习马克思主义经典理论、习近平新时代中国特色社会主义思想，又要重点学习习近平总书记关于经济金融工作的重要论述、红色金融史等，引导党员干部深刻认识金融本质和规律，深刻领会金融为民的初心使命，学会用马克思主义立场观点方法分析解决金融问题，不断增强“四个意识”、坚定“四个自信”、做到“两个维护”。

2. 抓好意识形态工作，筑牢思想防线。

当前，面对复杂的国际形势，尤其是全球疫情防控形势下实体经济恢复情况的不确定性和由此导致的国际金融市场动荡，金融领域面临着金融问题向意识形态问题转变的政治风

险，关乎国家政治安全。因此，要充分认识到新形势下做好金融领域意识形态工作的极端重要性，严格落实意识形态工作责任制，加强形势研判，强化阵地管理，做好政策宣传，开展意识形态教育，定期开展意识形态风险排查，建立全方位舆情监测预警体系，引导党员干部强化风险意识，自觉抵制各种错误思潮和负面言论，坚守金融工作的政治性和人民性。

（二）以加强制度建设为支撑，强化党对金融工作的政治领导

1. 建立督办机制，坚决做到“两个维护”。

金融系统各单位党组（党委）要始终把践行“两个维护”作为最高政治原则和首要政治任务，建立督办机制，把习近平总书记关于金融工作的重要指示批示列为最重要的督办件，建立专门台账，加强督查问责，确保件件有着落、事事有回音。同时，结合“十四五”规划和国家宏观经济政策，重点加强对金融支持疫情防控、落实“六稳”“六保”任务、实施稳健的货币政策、维护金融市场稳定和外汇储备安全等党中央重大决策部署的督办落实，定期开展“回头看”，及时发现问题、校准偏差，从制度上保证党发挥总揽全局、协调各方的领导核心作用。

2. 建立融合发展机制，推动党建业务同频共振。

针对重业务轻党建、游离于业务之外抓党建等“两张皮”现象，金融系统尤其是金融监管部门和政策性金融机构要强化政治机关意识，建立健全党建和业务同谋划同部署同落实同检查的“四同”运行机制，把党建工作放到深化金融改革发展大局中谋划。对于经营性金融机构，要坚持把党的领导嵌入公司治理结构中，贯彻到经营管理全过程，保证党和国家方针政策的贯彻执行。抓牢考核评价的“牛鼻子”，推动实现党建与业务联动式评价，压实融合发展责任，真正发挥党建对金融事业发展的政治引领作用，确保党的全面领导落到实处。

（三）以强化党组织战斗力为基础，提升全系统服务国家改革开放大局的政治能力

1. 提升防范化解金融风险的管控能力。

防止发生系统性金融风险是金融工作的根本性任务，也是检验金融领域基层党组织战斗力的重要标尺。面对当前复杂严峻的国际经济金融形势，深入开展党支部标准化规范化建设，突出政治功能，着力解决软弱涣散问题，不断提升组织力，切实发挥战斗堡垒作用。深入贯彻落实党中央、国务院关于防范化解金融风险的决策部署，不断强化风险意识，加强金融监管，提升科技赋能作用，建立透明化、法治化和数字化的金融监管体系。不断完善系统性风险监测、评估和预警体系，精准处置重点领域风险，防范跨境资金流动风险，以零容忍的态势严厉打击非法集资、非法炒汇、跨境赌博、地下钱庄等违法违规行为，切实履行好宏观审慎管理和系统性风险防范职责，坚决守住不发生系统性金融风险的底线。

2. 提升支持实体经济发展的服务能力。

习近平总书记强调，“加强党的政治建设，要紧扣民心这个最大的政治”。服务实体经济既是金融的“民心”，也是金融的天职。当前，立足统筹推进疫情防控与经济社会发展大局，以党史学习教育为契机，着力推动基层党组织建立“我为群众办实事”长效机制，引导党员干部深入基层一线，认真调查研究，了解市场主体“急难愁盼”问题，加大金融政策供给，提升政策的直达性和精准性。坚持金融为民理念，不断优化差异化、特色化金融服务，引导市场主体树立汇率“风险中性”理念，帮助破解小微企业、三农、民营企业融资难融资贵问题，切实推动金融在新发展阶段更好服务实体经济。

3. 提升深化金融改革的攻坚能力。

“十四五”规划提出构建新发展格局，金融改革开放发展也迎来高质量发展新机遇。基层党组织是推进改革的“桥头堡”，党员干部是深化改革的主力军，要充分发挥基层党组织的政治引领和教育培养作用，多为青年同志搭台子、压担子，鼓励青年同志把干事热情与专业精神结合起来，勇于承担金融业高质量改革开放发展、绿色金融等重大改革任务，在敢啃“硬骨头”中提高看大势、谋全局、抓落实的政治本领，以及准确识变、科学应变、主动求变的创新能力，深入推进金融供给侧结构性改革，为服务国家改革开放大局提供金融支持。

（四）以严格监督执纪为保障，深化金融反腐净化政治生态

1. 压实管党治党政治责任。

习近平总书记在十九届中央纪委五次全会上强调，“要持续压实金融管理部门、监管机构和地方党委、政府主体责任，做好金融反腐和处置金融风险统筹衔接，强化金融领域监管和内部治理”。因此，要不断完善金融系统和地方党委、政府协同推进金融反腐的责任体系，充分发挥金融管理部门垂直管理优势和派驻纪检监察机构职能，尤其要压实党组（党委）全面从严治党的主体责任，一体谋划、协同推进，着力构建垂直管理体制下横向到边、纵向到底的管党治党责任体系，不断增强金融反腐工作的主动性、系统性和实效性。

2. 健全党内监督体系。

做实做细日常监督，党组（党委）要大力支持纪律检查部门履职，紧盯业务开展、内部管理、队伍建设等风险点，定期开展廉政风险排查，及时发现苗头性、倾向性问题，做好提醒提示，教育引导党员干部切实做到慎微慎行。做好专项督查，围绕金融系统干部职工拥有非上市公司（企业）股份或证券，领导干部配偶、子女及其配偶经商办企业行为等重点问题开展督查，梳理发现问题，抓好整改落实，实现强监督与强监管、强治理的融合。加强警示教育，建立警示教育案例库，用身边事教育身边人，引导党员干部以案为鉴，增强不想腐的

自觉。

3. 严格执纪问责。

严格查处违反中央八项规定精神问题，对违纪案件中暴露出的责任不落实、监督执纪宽松软问题，严肃问责相关领导干部，引导党员干部尤其是领导干部将政治纪律和政治规矩挺在前面。严肃查处腐败行为，聚焦金融领域政策支持力度大、投资密集、资源集中的领域和环节，持续加大反腐力度，坚决深挖重大金融风险、监管失职失守背后的腐败问题，坚决查处政治问题和经济问题交织的腐败案件，切实发挥全面从严治党引领保障作用，有力维护金融稳定、推动金融发展。

经济政策不确定性与商业银行资产避险¹

邓伟² 宋清华³ 杨名⁴

【摘要】本文基于中国银行业的数据,从外部环境变化、宏观经济政策调控、商业银行微观反应的综合视角,研究了经济政策不确定性对商业银行资产避险行为的影响。研究发现:随着经济政策不确定性的增强,中央银行通过降低法定存款准备金率的方式以增加商业银行资金供给,但释放的存款准备金主要被商业银行用于增加债券投资和超额准备金持有。商业银行还从多方面进行资产避险,将高风险资产向低风险资产转移:在贷款结构方面,个人贷款、信用贷款、中长期贷款占比显著上升;在债券投资方面,政府债券占比显著上升且企业及其他债券占比显著降低;在现金资产方面,超额存款准备金占比显著上升且存放同业款项占比显著降低。研究表明,经济政策不确定性的增强导致商业银行的资产避险行为和资产流动性囤积效应,降低了商业银行的资产收益率,不利于实体经济融资和货币政策的有效传导。本文的研究发现对于商业银行经营管理和货币政策的实施具有重要启示。

【关键词】经济政策不确定性; 商业银行; 资产避险

一、引言

党的十九大报告明确提出,要坚决打好防范化解重大风险等三大攻坚战。2018年中央经济工作会议进一步强调,打好防范化解重大风险攻坚战,重点是防控金融风险。商业银行作为金融体系的核心,其风险防控对于金融风险的防控至关重要。据《中国金融稳定报告2020》,截至2019年底,我国银行业金融机构资产规模达290万亿元,占金融业总资产的81.83%。研究表明,经济政策不确定性会对商业银行产生显著影响,不仅会导致银行业系统性风险增加(Pástor and Veronesi, 2013),还可能进一步影响跨境资本流动,甚至引发宏观经济动荡(Caldara et al., 2016; 杨子晖等, 2020),最终对宏观经济增长和就业产生严重的冲击(Baker et al., 2016; 许志伟和王文甫, 2019)。因此,就经济政策不确定性对商业银行的影响进行全面系统的研究,并分析其中的作用机理具有重要的现实意义。

¹ 本文原载于《经济学(季刊)》。

² 邓伟, 中南财经政法大学会计学院。

³ 宋清华, 中南财经政法大学金融学院。

⁴ 杨名, 中南财经政法大学会计学院。

源自文化维度理论的不确定性规避理论认为，在任何一个社会中，人们对于不确定的事件和情境都会感到是一种威胁，从而试图采取一些手段和方法来降低这些不确定性因素的危害和影响（Hofstede, 1980）。文献表明，不确定性规避理论不仅可以解释不同国家和企业间的文化差异，还可以解释国家和企业在面临不确定性的行为决策（Kim et al., 2018）。而在经济政策不确定的环境中，企业的行为决策会变得保守，这集中体现为企业会通过各种方式调整资产结构，包括通过对固定资产投资（Kang et al., 2014; Kim and Kung, 2016; 李凤羽和杨墨竹, 2015; 谭小芬和张文婧, 2017）、研发投入（孟庆斌和师倩, 2017; 张峰等, 2019）、并购投资（Nguyen and Phan, 2017）、流动资产投资（王红建等, 2014; 李凤羽和史永东, 2016; 陈胜蓝和刘晓玲, 2018; Phan et al., 2019）、金融资产投资（彭俞超等, 2018）等多方面的资产结构调整以达到不确定性规避的目的。

近年来，以商业银行为代表的金融中介在不确定性冲击影响经济活动中的角色日益受到学术界关注。经济政策不确定性会从信贷规模、贷款定价以及风险承担等方面对商业银行产生影响。随着 Baker et al. (2016) 经济政策不确定性指数的开发，大量学者开始使用这一指标研究不确定性对商业银行的影响。信贷投放规模方面，在经济政策不确定性增强的环境中，商业银行主要通过减少信贷投放的方式进行不确定性规避（Bordo et al., 2016; Valencia, 2017）。贷款定价方面，Talavera et al. (2012) 的研究表明，较高的不确定性会使银行通过提高利率的方式来识别企业的信息，从而加剧银行信贷资金配置扭曲程度，推高银行的贷款利率进而影响企业的外部融资成本。随着经济政策不确定性的升高，商业银行还会调整贷款定价策略，提高对企业的抵押品要求（谭小芬和张文婧, 2017），增加贷款的审批难度，延长企业获得贷款的等待时间以控制信贷的投放（Alessandri and Bottero, 2020），这也使得银行有动机将增加的成本转嫁给企业，导致企业的银行贷款成本上升。宋全云等（2019）研究发现，银行倾向于提高贷款利率以规避由经济政策不确定性引致的企业贷款违约风险。经济政策不确定性还会对商业银行的风险承担产生影响。顾海峰和于家珺（2019）将银行风险承担分为主动风险承担和被动风险承担，而收紧信贷发放标准正是为了应对经济政策不确定性上升的主动风险承担行为。随着经济政策不确定性升高，企业的银行贷款违约风险反而降低，这从反面印证了经济政策不确定性升高使得银行选择风险评级更低的贷款（宋全云等, 2019）。申宇等（2020）研究发现，经济政策不确定性加大，商业银行出于风险控制和收益稳定性考虑，会显著增加贷款损失准备计提，降低银行风险水平。

本文基于中国银行业的数据，从外部环境变化、宏观经济政策调控、商业银行微观反应的综合视角，研究了经济政策不确定性增强背景下商业银行的资产避险行为，主要研究贡献如下：第一，本文从资产避险的角度全面完整地揭示了商业银行资产结构调整的动机、方式和经济后果，拓展和丰富了经济政策不确定性对商业银行影响的研究。第二，本文考虑了经济政策不确定性环境中中国

货币政策调控对商业银行影响机制的独特性, 研究发现具有重要的政策价值。

二、理论基础与研究假设

(一) 经济政策不确定性对商业银行资产结构的影响机制

商业银行的资产结构是各种资产的构成及其比例关系, 主要包括信贷资产、债券投资、现金资产三类, 其不仅受到中央银行货币政策调控的影响, 还与商业银行自身经营原则及外部环境变化相关。一方面, 在经济政策不确定性增强的情况下, 商业银行的贷款投放会变得更加谨慎, 这会对商业银行的信贷投放产生负面的影响 (Bordo et al., 2016)。但另一方面, 经济政策不确定性的增强会引发经济增长放缓 (Caldara et al., 2016), 中央银行通常采取宽松的货币政策加以应对 (Bekaert et al., 2013), 刺激银行贷款发放。此外, 随着经济政策不确定性的增强, 商业银行也可能会增加现金资产、债券资产等流动性较强的资产投资 (Berger et al., 2020)。因此, 下面先从债券投资的角度分析经济政策不确定性的影响, 在后文的传导机制分析中进一步从贷款投放和现金资产的角度进行分析和检验。

经济政策不确定性增强时, 商业银行出于资产安全性的考虑会增加对债券的投资。Bordo et al. (2016) 研究发现, 经济政策不确定性的增加将极大地提高银行的信贷风险, 商业银行将持有更多的流动性资产以吸收预期贷款损失, 减少银行自身的风险暴露。当经济政策不确定性上升时, 企业为防范金融市场风险和经营风险, 会减持投机性金融资产, 并且增持保值性金融资产 (彭俞超等, 2018)。相对于贷款而言, 债券投资的风险较小。因此, 当经济政策不确定性上升时, 商业银行会缩减高风险资产的投资, 增加低风险资产的配置, 从而导致债券投资比重上升。

经济政策不确定性上升时, 商业银行出于流动性的考虑会增加对债券的投资。当经济政策不确定性上升时, 企业融资可能会更为困难, 企业会增加对流动性较强的资产的配置 (Berger et al., 2020)。Beber et al. (2009) 对欧元区债券市场研究发现, 在市场压力时期投资者更倾向于选择流动性较强的债券。债券投资是商业银行进行流动性管理的重要手段, 当出现流动性紧张时, 商业银行既可以通过质押债券等方式借入资金, 也可以直接出售债券变现, 从而起到调节商业银行流动性的作用。

从盈利性的角度来看, 经济政策不确定性上升时, 商业银行增加债券投资也是较好的选择。除安全性和流动性原则外, 商业银行资产配置还需要兼顾盈利性。对于我国商业银行而言, 资产规模降序排列依次是信贷资产、债券资产、现金资产, 这三类资产的风险与收益率也依次降低。相对于高风险的信贷资产与低收益的现金资产而言, 债券投资的风险与收益均处在适中水平, 因此出于安全性、流动性和盈利性的综合考虑, 商业银行会增加债券投资。因此本文提出如下研究假设:

H₁: 经济政策不确定性的增强会对商业银行的资产结构产生影响, 导致高风险资产向低风险资

产转移的资产避险效应，从而使得债券投资占比上升。

（二）商业银行资产结构调整与资产避险方式分析

1. 商业银行信贷资产的避险方式分析

商业银行可能通过多种方式调整信贷结构，增加风险较低的贷款投放，进行信贷资产风险规避。因此，下面从风险规避的视角分别分析经济政策不确定性对商业银行贷款的业务结构、信用结构、期限结构的影响。

其一，从业务结构来看，贷款可以分为个人贷款和公司类贷款，随着经济政策不确定性的增强，商业银行会通过增加个人贷款的比重进行贷款风险规避。这是因为就我国而言，个人贷款的风险总体低于公司类贷款。造成这一结果的主要原因在于，近年来我国新增个人贷款中近 80% 为个人住房贷款，这部分贷款由于审批严格且有住房作为抵押，加之近年来我国房价总体呈现出上涨趋势，因此住房贷款的风险明显低于其他类型的贷款，从而拉低了个人贷款的总体风险。我们统一以中国农业银行 2017 年的数据为代表进行说明¹。如中国农业银行 2017 年的个人贷款中，个人住房贷款的不良率仅为 0.36%，是所有类型贷款中不良率最低的。而同期中国农业银行公司类贷款的不良率为 2.54%，个人贷款的不良率则仅为 0.86%。随着经济政策不确定性升高，银行贷款违约风险反而降低，这表明经济政策不确定性升高使得银行选择风险评级更低的贷款（宋全云等，2019）。

其二，从信用结构来看，贷款可以分为信用贷款和担保贷款，随着经济政策不确定性的增强，商业银行会调整贷款的信用结构，信用贷款的比重可能显著上升。从贷款风险的角度来看，信用贷款的风险低于担保贷款（尹志超和甘犁，2011）。其原因在于信用贷款的发放对象主要是实力强、信用良好的大客户，商业银行会通过授信额度的方式向这部分客户提供信用贷款。尽管这部分贷款没有担保物，但由于经过了商业银行的严格审查，总体风险较低。而对于担保贷款而言，商业银行要求借款人提供担保品的主要目的在于降低事后的道德风险，防止贷款违约，但事实上这部分借款人通常风险较高。

这一推论可以通过银行的贷款实际数据得到验证。中国农业银行 2017 年担保贷款的逾期率为 2.62%，而信用贷款的逾期率则仅为 0.57%。因此，随着经济政策不确定性的增强，出于贷款风险规避的动机，商业银行会选择客户，将更高比例的贷款投放给实力强、信用良好的客户，这会使得信用贷款的占比增加。此外，刘莉亚等（2017）从银行竞争的视角发现，我国商业银行的信贷资源配置结构正从传统的担保贷款为主向信用贷款方向转移。

其三，对于贷款的期限结构而言，贷款可以分为短期贷款和中长期贷款，随着经济政策不确定性的增强，商业银行会调整贷款的期限结构，中长期贷款的比重可能显著上升。理论上来说，贷款

¹ 其他银行其他年份的数据也能说明问题，具体数据可以向作者索取。

期限越长，贷款风险越高。但从我国实际情况来看，商业银行会根据借款人的风险情况选择发放贷款的期限，从而造成了中长期贷款的违约风险明显低于短期贷款的现象。这一推论可以通过比较我国商业银行短期贷款和中长期贷款的不良贷款率得到验证。表 1 以中国农业银行和中国建设银行为代表，列出了 2009-2017 年短期贷款和中长期贷款的不良贷款率。可以看出，对于两家银行而言，每一年的中长期贷款不良率均低于短期贷款。可见，总体而言，我国商业银行的中长期贷款的实际风险明显低于短期贷款。

表 1 2009-2017 年的不良贷款率

	银行	贷款期限结构	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
不良 贷 款 率	农业银行	短期贷款	3.74%	2.74%	1.94%	1.99%	2.26%	3.57%	6.23%	6.73%	4.89%
		中长期贷款	3.61%	2.31%	1.87%	1.34%	0.89%	0.83%	1.14%	1.33%	1.13%
	建设银行	短期贷款	3.18%	1.93%	1.81%	2.34%	2.68%	3.51%	5.59%	5.18%	3.93%
		中长期贷款	1.15%	1.20%	1.28%	0.84%	0.75%	0.75%	1.08%	1.47%	1.94%

对于风险较高的借款人而言，商业银行往往仅对其发放短期贷款，而对于风险较低的优质客户而言，商业银行则较愿意发放中长期贷款以获取较高的收益，这反而造成了商业银行中长期贷款的实际风险低于短期贷款。短期贷款增加银行成本的“代理成本效应”与长期贷款留住客户的“客户争夺效应”的博弈，在金融发展程度较高的市场环境下，“客户争夺效应”占优，则银行更倾向于发放长期贷款（马君潞等，2013；刘莉亚等，2017）。

造成我国商业银行中长期贷款的实际风险远低于短期贷款的另一个重要原因，是中长期贷款中包含了大量低风险的个人住房抵押贷款。对于个人贷款而言，绝大部分是个人住房抵押贷款，正如上文所言，这部分贷款风险极低，而住房贷款均属于中长期贷款，这也使得中长期贷款的实际风险低于短期贷款。综合以上分析，本文提出如下研究假设：

H_{1a}：随着经济政策不确定性的增强，商业银行会调整信贷资产结构进行资产避险，即增加低风险贷款的投放，减少高风险贷款的投放。

2. 商业银行债券资产的避险方式分析

随着经济政策不确定性的增强，商业银行可以通过调整债券投资结构的方式，进行债券资产避险，即增加低风险债券的投资比重并减少高风险债券的投资比重。

一方面，对于政府债券而言，随着经济政策不确定性的增强，商业银行对其投资比重可能显著上升。这是因为政府债券是由中央政府或地方政府发行，以强大的政府信用和财政实力作为保障，与其他债券相比这类债券的投资风险最低。因而，本文预期随着经济政策不确定性的增强，商业银行出于债券投资避险的需要对政府债券的投资比重会显著上升。另一方面，对于企业及其他债券而

言，随着经济政策不确定性的增强，商业银行对其投资比重可能显著下降。企业及其他债券主要包含企业债券以及公司债券等，与政府债券、政策性金融债券等相比，这类债券的投资风险最高。因而本文预期随着经济政策不确定性的增强，出于对债券投资避险的需要商业银行对企业及其他债券的投资比重会显著下降。综合以上分析，本文提出如下研究假设：

H_{1b}：随着经济政策不确定性的增强，商业银行会调整债券投资结构进行资产避险，即增加低风险债券的投资比重，减少高风险债券的投资比重。

3. 商业银行“可用现金资产”的避险方式分析

由于法定存款准备金的变化主要取决于中央银行法定存款准备金率的调整，因而此处仅对商业银行“可用现金资产”结构的调整方式进行分析，其中商业银行的“可用现金资产”包含库存现金、存放同业款项、超额存款准备金。在经济政策不确定性增强的情况下，商业银行会持有更多流动性较强的资产，进行流动性囤积（Berger et al., 2020）。但由于这三类现金资产被占用的方式不同，导致其受经济政策不确定性影响的方向也不同。

随着经济政策不确定性的增强，商业银行的超额存款准备金占比可能会显著增多，且增加幅度显著高于库存现金。王红建等（2014）、李凤羽和史永东（2016）以及 Phan et al.（2019）发现，随着经济政策不确定性的上升，企业会增加现金持有。银行库存现金与超额存款准备金具有十分类似的特征和用途，可以被商业银行用于支付清算、头寸调拨或作为资产运用的备用资金，且均具有极强的流动性。从收益性的角度来看，商业银行的库存现金不能获得利息收入，而超额存款准备金则可以从央行获得一定的利息收入。长期以来，我国央行对超额存款准备金计付利息所执行的利率为 0.72%¹。因此，随着经济政策不确定性的增强，为了尽量减少现金资产的机会成本，商业银行的超额存款准备金占比会显著增多，且增加幅度高于库存现金。

对于存放同业款项，随着经济政策不确定性的增强，该部分现金资产占比可能会显著减少。与库存现金和超额存款准备金的不同之处在于，存放同业款项是商业银行被同业金融机构所占用的资金。正如在经济政策不确定性增强的情况下，企业会减少应收账款、应收票据、预付账款等商业信用供给（陈胜蓝和刘晓玲，2018），商业银行出于“预防性需求”和“流动性囤积”动机会减少存放同业款项。综合以上分析，本文提出如下研究假设：

H_{1c}：随着经济政策不确定性的增强，商业银行会调整现金资产结构进行资产避险，产生流动性囤积效应。

¹ 2008 年中国人民银行将超额存款准备金利率从 0.99% 下调至 0.72%，此后至 2020 年 4 月期间该利率一直维持不变。

三、研究设计

(一) 样本选择与模型设定

1. 样本选择

本文选取 2009-2017 年中国银行业的数据进行研究, 商业银行持有的债券资产、现金资产以及发放贷款的相关数据采用手工搜集方法获取, 主要来源于各个银行年报; 宏观经济指标以及银行层面的其他指标主要来源于 BankScope 数据库和 CSMAR 数据库等。剔除数据缺失的银行, 最终样本银行共 117 家, 其中大型国有商业银行 6 家、股份制商业银行 12 家、城市商业银行 66 家、农村商业银行 24 家及外资银行 9 家。为消除极端值影响, 对所有连续变量进行上下 1% 分位数的 Winsorize 处理。

2. 模型设定

本文采用如下控制个体固定效应的面板数据模型进行研究¹, 且所有回归结果均进行了聚类稳健标准误调整:

$$Bank_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 EPU_t + \sum controls + FirmFE + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中, 经济政策不确定性指标 EPU 是本文考察的主要自变量, 因变量 $Bank$ 为商业银行相关变量。本文考察 EPU 与商业银行变量 $Bank$ 的同期关系, 这是因为如果当年政策发生波动, 商业银行在短时间内难以判断未来走势, 因此在经营方面会更加谨慎 (张峰等, 2019), 这样更符合本文对资产避险行为的研究。为了减少模型的内生性, 商业银行个体层面的控制变量均滞后一期。

(二) 变量定义

本文分析中, 主要变量的名称、符号、含义以及计算方法如表 2 所示。对于本文的核心解释变量经济政策不确定性 (EPU), 该指标由 Baker et al. (2016) 构建并由斯坦福大学和芝加哥大学联合发布²。经济政策不确定性指数精确度很高, 被国内外研究者普遍使用 (Nguyen and Phan, 2017; 彭俞超等, 2018; 张峰等, 2019; 申宇等, 2020; 杨子晖等, 2020), 因此本文不再详细介绍。为了得到 EPU 的年度数据, 参考文献中的一般做法, 基于 Baker et al. (2016) 的月度数据简单平均再除以 100 得到年度 EPU 指标³。

在控制变量方面, 本文选择了包括商业银行总资产、资产收益率、资本充足率、净利息收入比例、不良贷款率、权益资产比等银行个体层面的控制变量; 在宏观层面, 选取了居民消费价格指数、GDP 增速、M2 增长率等时间序列控制变量, 考虑到银行的债券投资受到债券市场发行量的影响,

¹ 本文还考察了动态面板的模型设定情形, 不改变本文的结论。篇幅限制, 未展示结果。

² 本文还使用 Davis et al. (2019) 基于人民日报和光明日报构建的 EPU 数据进行了稳健性检验。篇幅限制, 未展示结果。

³ 本文还使用月度几何平均 EPU 、月度加权平均 EPU 以及年末 EPU 进行了稳健性检验。篇幅限制, 未展示结果。

还引入了债券发行增长率作为控制变量，这些宏观时间序列控制变量的引入有助于消除因变量时间趋势的影响。出于篇幅限制，本文不对其他变量进行介绍。

表 2 主要变量定义

变量类型	变量名称		变量符号	变量含义	变量计算方法
因变量	按资产结构分类		Loan	贷款占比	发放贷款及垫款净额/期末总资产
			Bond	债券资产占比	债券投资总额/期末总资产
			Cash	现金资产占比	(库存现金+法定存款准备金+超额存款准备金+存放同业款项)/期末总资产
			AvaCash	可用现金资产占比	(库存现金+超额存款准备金+存放同业款项)/期末总资产
			LDR	法定存款准备金占比	法定存款准备金/期末总资产
	贷款结构	业务结构	PerLoan	个人贷款占比	个人贷款/(个人贷款+公司类贷款)
		信用结构	CreditLoan	信用贷款占比	信用贷款/(信用贷款+担保贷款)
		期限结构	LongLoan	中长期贷款占比	中长期贷款/(中长期贷款+短期贷款)
	债券资产结构		GovBond	政府债券占比	国债及地方政府债/债券投资总额
			GbankBond	政策性金融债券占比	政策性金融债券/债券投资总额
			BankBond	其他金融债券占比	其他金融债券/债券投资总额
			CorpBond	企业及其他债券占比	企业及其他债券/债券投资总额
	可用现金资产结构		HandCash	库存现金占比	库存现金/可用现金资产
			EReserve	超额存款准备金占比	超额存款准备金/可用现金资产
			IBFund	存放同业款项占比	存放同业款项/可用现金资产
自变量	经济政策不确定性		EPU	经济政策不确定性	Baker 的 EPU 月度数据简单平均再除以 100 得出年度数据
	其他控制变量		Size	银行总资产	银行总资产的自然对数
			ROA	资产收益率	净利润/总资产
			CAR	资本充足率	资本总额对其风险加权资产的比率
			NIAR	净利息收入比例	利息净收入/总资产
			NPLR	不良贷款率	不良贷款/贷款总额
			Equi	权益资产比	所有者权益/总资产
			CPI	居民消费价格指数	年度居民消费价格指数
			GDP	GDP 增速	年度国内生产总值同比增长率
			M2	M2 增速	广义货币供应量 M2 同比增长率
Circulation	债券发行增长率	债券总发行量的年增长率			

四、实证结果分析

(一) 经济政策不确定性对商业银行资产结构的总体影响检验

表 3 是经济政策不确定性对商业银行资产结构总体影响的回归结果。对于贷款占比而言，第(1)列中 EPU 的回归系数为负，但并不显著；对于债券占比而言，第(2)列中 EPU 的回归系数显著为

正；而对于现金资产占比而言，第（3）列中 EPU 的回归系数显著为负。

表 3 经济政策不确定性对商业银行资产结构的总体影响

变量	贷款占比	债券资产占比	现金资产占比
变量符号	<i>Loan</i>	<i>Bond</i>	<i>Cash</i>
	(1)	(2)	(3)
<i>EPU</i>	-0.150	0.899***	-0.916***
	(-0.60)	(3.71)	(-3.35)
控制变量	是	是	是
个体固定效应	是	是	是
样本量	786	786	707
R-squared	0.259	0.095	0.465
银行数量	117	117	110

注：括号内的数值为经银行层面聚类调整的 t 值，*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的显著性水平上统计显著。

后文表格里含义相同，不再说明。

以上结果表明，随着经济政策不确定性的增强，商业银行会调整资产结构，债券投资占比会显著增加，即研究假设 H_1 得证。贷款的占比尽管有所减少，但变化并不显著¹，这一发现与国外研究普遍得出经济政策不确定性显著抑制了银行信贷投放的结论并不相同。这可能与经济政策不确定性对银行信贷投放的影响机制较为复杂以及我国货币政策独特的调控方式有关。尽管经济政策不确定性的增强会打击商业银行批准新贷款申请的意愿，降低商业银行通过新贷款申请的概率（Alessandri and Bottero, 2020），对商业银行的信贷投放产生负面影响（Talavera et al., 2012; Bordo et al., 2016; Valencia, 2017）。但另一方面，经济政策不确定性增强造成居民和企业搁置投资，增加银行储蓄，提高了银行净流动性头寸，从而导致银行可用于发放贷款的资金增加（郝威亚等，2017）。同时，当经济政策不确定性上升时，中央银行会实施更加宽松的货币政策，以减少不确定性带来的负面影响（Bekaert et al., 2013），货币政策的调整又会对商业银行的信贷投放产生刺激作用。据不完全统计，2019 年 5 月以来全球已有新西兰、澳大利亚、印度、韩国、俄罗斯等超过 20 个国家的中央银行宣布下调基准利率以应对不确定性环境中经济增长的下滑。且与国外不同的是，我国频繁地使用降低法定存款准备金率的方式以应对经济政策不确定性的负面影响。例如 2015 年 2 月至 2020 年 1 月期间，我国央行连续 12 次下调法定存款准备金率，其中大型金融机构的法定存款准备金率从 20% 下调至 12.5%，中小型金融机构的法定存款准备金率从 18% 下调至 10.5%，均处于历史低位。与降息相比，降准作为一种数量型的货币政策工具，会对商业银行的资产负债表产生更大的影响，降准释放的法定存款准备金直接增加了商业银行的可贷资金，更有利于促进商业银行信贷的投放。因此，这两种相反的作用力使得我国商业银行的信贷投放虽然有所放缓，但总体仍然较为稳定。

¹ 本文进一步考察了经济政策不确定性对贷款增速的影响，也得出一致的结果。篇幅限制，未展示结果。

(二) 经济政策不确定性对商业银行资产结构的影响机制检验

表 3 的回归结果表明，随着经济政策不确定性的增强，商业银行的现金资产占比显著减少而债券投资占比显著增加，这表明商业银行将部分现金资产用于增加债券投资。然而，商业银行的现金资产包含“不可用现金资产”和“可用现金资产”两部分，其中前者指法定存款准备金，后者包含库存现金、存放同业款项、超额存款准备金。对于法定存款准备金，在存款余额不变的情况下，其完全取决于央行法定存款准备金率的调整，因此是外生的；而对于库存现金、存放同业款项、超额存款准备金等现金资产，其变化则取决于商业银行自身的行为决策，即受商业银行对经济政策不确定性调整的影响。那么，进一步提出的问题是，商业银行债券投资的增加，其资金究竟来源于哪里？是央行释放的“法定存款准备金”，还是动用了商业银行的“可用现金资产”？为了考察经济政策不确定性对现金资产和债券投资的影响机制，进一步用“可用现金资产”占总资产的比（*AvaCash*）和法定存款准备金占总资产的比（*LDR*）两种指标来表示现金资产结构，对现金资产结构的变化情况进行检验，结果如表 4 的第（1）和（2）列所示。

对于“可用现金资产”占比而言，表 4 第（1）列的 *EPU* 回归系数并不显著，这表明随着经济政策不确定性的增强，商业银行“可用现金资产”在总资产中的占比并没有显著变化。同时，对于法定存款准备金占比而言，表 4 第（2）列的 *EPU* 回归系数显著为负，即随着经济政策不确定性的增强，商业银行的法定存款准备金占比显著下降，这表明商业银行现金资产占比的减少是由于法定存款准备金减少造成的。由于法定存款准备金占比取决于中央银行的法定存款准备金率，因此可以得出这样的推论：随着经济政策不确定性的增强，中央银行通过降低法定存款准备金率的方式释放商业银行的法定存款准备金，这直接导致了商业银行法定存款准备金占比的减少，进而导致了商业银行现金资产占比的减少¹。

表 4 经济政策不确定性对商业银行资产结构的影响机制检验

因变量 变量符号	现金资产结构		中介效应检验		
	可用现金资产占比	法定存款准备金占比	债券投资占比	现金资产占比	债券投资占比
	<i>AvaCash</i> (1)	<i>LDR</i> (2)	<i>Bond</i> (3)	<i>Cash</i> (4)	<i>Bond</i> (5)
<i>EPU</i>	-0.189 (-0.73)	-0.722*** (-10.95)	0.899*** (3.71)	-0.916*** (-3.35)	0.942*** (4.89)
<i>Cash</i>					-0.117** (-2.13)
控制变量	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是

¹ 由于本文考察的是法定存款准备金占比，并非绝对规模，因此存款余额的变化仅会影响法定存款准备金规模，并不会对法定存款准备金占比产生明显的影响。

样本量	707	707	786	707	707
R-squared	0.294	0.686	0.095	0.465	0.169
银行数量	110	110	117	110	110

既然释放的法定存款准备金没有导致贷款占比显著增加，那么是否导致了债券投资占比显著增加呢？表 4 进一步运用中介效应检验对此进行了论证，结果如表 4 中的（3）-（5）列所示。当因变量为债券投资占比时，第（4）列中 *EPU* 的回归系数显著为正。而当因变量为债券投资占比且在自变量中加入中介变量现金资产占比时，第（5）列中 *EPU* 的回归系数显著为正，且中介变量现金资产占比 *Cash* 的回归系数显著为负，这表明现金资产在其中发挥不完全中介效应。

结合以上分析结果可以得出如下结论：随着经济政策不确定性的增强，中央银行采取降低法定存款准备金率的操作，释放商业银行存放在中央银行的存款准备金，这使得商业银行的法定存款准备金随着 *EPU* 的上升而减少；被释放的资金并没有被商业银行以现金资产的形式持有，而是主要用于债券投资，导致商业银行债券资产占比显著增加。

（三）经济政策不确定性对商业银行资产内部结构的影响与资产避险方式检验

1. 经济政策不确定性下商业银行贷款投放的避险方式

表 5 是经济政策不确定性对商业银行贷款投放结构的影响结果。对于业务结构而言，当因变量为个人贷款占比时，第（1）列中 *EPU* 的回归系数显著为正。这表明随着经济政策不确定性的增强，个人贷款的比重显著上升。从商业银行贷款的信用结构来看，当因变量为信用贷款占比时，第（2）列中 *EPU* 的回归系数显著为正。这表明随着经济政策不确定性的上升，商业银行信用贷款的占比显著增加。从商业银行贷款的期限结构来看，当因变量为中长期贷款占比时，第（3）列中 *EPU* 的回归系数显著为正。这表明随着经济政策不确定性的上升，商业银行中长期贷款的占比显著增加。因此，随着经济政策不确定性的增强，商业银行会通过调整贷款的业务结构、信用结构、期限结构进行信贷资产避险，研究假设 H_{1a} 得证。

表 5 经济政策不确定性对商业银行贷款结构的影响

贷款结构	业务结构	信用结构	期限结构
因变量	个人贷款占比	信用贷款占比	中长期贷款占比
变量符号	<i>PerLoan</i>	<i>CreditLoan</i>	<i>Longloan</i>
	(1)	(2)	(3)
<i>EPU</i>	0.672** (2.47)	1.275*** (5.80)	2.392** (2.72)
控制变量	是	是	是
个体固定效应	是	是	是
样本量	735	735	149
R-squared	0.357	0.139	0.326
银行数量	114	114	33

2.经济政策不确定性下商业银行的债券投资避险方式

根据商业银行年报披露的分类方法，本文将商业银行的债券资产按照发行人分为4类：政府债券、政策性金融债券、其他金融债券、企业及其他债券，对这4类债券的结构变化情况进行分析，回归结果如表6所示。

表6 经济政策不确定性对商业银行债券资产结构的影响

因变量 变量符号	政府债券占比 <i>GovBond</i> (1)	政策性金融债券占比 <i>GbankBond</i> (2)	其他金融债券占比 <i>BankBond</i> (3)	企业及其他债券占比 <i>CorpBond</i> (4)
<i>EPU</i>	2.076** (2.02)	-0.149 (-0.18)	-0.00273 (-0.00)	-2.467*** (-4.60)
控制变量	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
样本量	755	755	755	755
R-squared	0.055	0.035	0.092	0.113
银行数量	116	116	116	116

从表6可以看出，当因变量为政府债券占比时，第(1)列中*EPU*的回归系数显著为正，这表明随着经济政策不确定性的上升，商业银行政府债券投资的占比显著增加；而当因变量为企业及其他债券占比时，第(4)列中*EPU*的回归系数显著为负，这表明随着经济政策不确定性的上升，商业银行企业及其他债券投资的占比显著增加。因此，从债券投资风险及其结构变化来看，低风险债券投资比重的显著上升和高风险债券投资比重的显著下降论证了商业银行通过调整债券投资结构进行资产避险，研究假设H_{1b}得证。

银行规模对于银行的经营具有重要的影响。相比小银行而言，大银行更加注重对风险的管理，且具有更多的风险管理方式和经验(Gatev and Strahan, 2010)。因此，我们进一步从银行性质的角度考察经济政策不确定性对债券投资结构的异质性影响。为此，本文将银行样本分为大型国有商业银行、股份制商业银行、城市商业银行、农村商业银行以及外资银行5类，分别进行分组回归，结果如表7所示。

从表7可以看出，当因变量为政府债券占比时，对于大型国有商业银行、股份制商业银行以及城市商业银行而言，*EPU*的回归系数均显著为正；而对于农村商业银行和外资银行而言，*EPU*的回归系数均不显著。当因变量为企业债券和其他债券占比时，对于大型国有商业银行、股份制商业银行以及城市商业银行而言，*EPU*的回归系数均显著为负；而对于农村商业银行和外资银行而言，前者*EPU*的回归系数显著为负，后者不显著。

表 7 经济政策不确定性对不同性质银行债券投资结构的异质性影响

因变量	政府债券占比	政策性金融债券占比	其他金融债券占比	企业及其他债券占比	
银行性质	变量符号	<i>GovBond</i>	<i>GbankBond</i>	<i>BankBond</i>	<i>CorpBond</i>
		(1)	(2)	(3)	(4)
大型国有商业银行	<i>EPU</i>	3.081*	-1.593	1.227	-1.671*
		(2.30)	(-1.45)	(1.14)	(-2.49)
股份制商业银行	<i>EPU</i>	6.485**	-1.309	-2.145	-1.847*
		(2.88)	(-0.69)	(-1.58)	(-1.85)
城市商业银行	<i>EPU</i>	3.429***	-2.564**	1.403	-2.393***
		(3.24)	(-2.57)	(1.23)	(-2.98)
农村商业银行	<i>EPU</i>	-2.219	3.961	0.815	-2.775**
		(-0.92)	(1.64)	(0.44)	(-2.33)
外资银行	<i>EPU</i>	1.671	4.520	-4.793	-2.298
		(0.47)	(1.21)	(-1.73)	(-0.82)

这表明经济政策不确定性的增强对大型国有商业银行、股份制商业银行以及城市商业银行的债券投资结构产生了显著影响，使得其增加低风险债券投资占比，减少高风险债券投资占比，表现出明显的风险规避效应；而经济政策不确定性对农村商业银行和外资银行的债券投资结构的影响总体而言不明显。这是因为规模较大的银行更加注重风险管理，且具有更多的风险管理方式和经验，而外资银行由于业务范围受限，因此债券投资变化不明显。如 2010 年 8 月人民银行发布了《关于境外人民币清算行等三类机构运用人民币投资银行间债券市场试点有关事宜的通知》，对相关境外机构进入银行间债券市场投资进行试点，境外机构可在核准的额度内在银行间债券市场从事债券投资业务。2015 年 2 月，中国银监会又发布《关于外资银行在银行间债券市场投资和交易企业债券有关事项的通知》，允许外资银行在全国银行间债券市场投资和交易企业债券。

3.经济政策不确定性下商业银行的现金资产避险方式

最后对商业银行现金资产的避险方式进行分析，分别以 3 类现金资产在“可用现金资产”中的占比作为因变量进行回归，其结果如表 8 所示。

表 8 经济政策不确定性对商业银行可用现金资产结构的影响

因变量	库存现金占比	超额存款准备金占比	存放同业款项
变量符号	<i>HandCash</i>	<i>EReserve</i>	<i>IBFund</i>
	(1)	(2)	(3)
<i>EPU</i>	-0.051	2.875***	-2.811***
	(-0.31)	(3.61)	(-3.29)
控制变量	是	是	是
个体固定效应	是	是	是
样本量	707	707	707
R-squared	0.051	0.164	0.171

银行数量

110

110

110

对于表 8 的第 (1) 列而言, 当因变量为库存现金占比时, *EPU* 的回归系数为-0.051, 且不显著; 而当因变量为超额存款准备金占比时, 第 (2) 列 *EPU* 的回归系数为 2.875, 且显著为正。对比这二者的系数大小和显著性程度可以得出, 随着经济政策不确定性的增强, 商业银行超额存款准备金占比的上升幅度显著高于库存现金。当因变量为存放同业款项占比时, 第 (3) 列 *EPU* 的回归系数显著为负, 这表明随着经济政策不确定性的上升, 商业银行的存放同业款项显著减少。因此, 在经济政策不确定性增强时, 商业银行会通过增加超额存款准备金并减少存放同业款项的方式囤积流动性以达到资产避险的效果, 研究假设 H_{1c} 得证。

(四) 经济政策不确定性下商业银行资产避险的经济后果

在剖析了商业银行的资产避险方式后, 进一步从商业银行资产流动性囤积和资产收益率两方面考察经济政策不确定性下商业银行资产避险的经济后果, 回归结果如表 9 所示。

表 9 经济政策不确定性对商业银行资产流动性囤积程度与收益的影响

因变量 变量符号	资产流动性囤积程度		资产收益率	净息差
	<i>AssetLH1</i>	<i>AssetLH2</i>	<i>ROA</i>	<i>NIM</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>EPU</i>	3.434*** (4.21)	1.352*** (4.09)	-0.047*** (-4.21)	-0.123*** (-4.41)
控制变量	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
样本量	707	707	786	750
R-squared	0.221	0.321	0.362	0.336
银行数量	110	110	117	117

首先分析经济政策不确定性对商业银行资产流动性囤积的影响¹。从表 9 中第 (1) 列看出, 当因变量为资产流动性囤积程度时, *EPU* 的回归系数显著为正, 这表明商业银行的资产流动性囤积程度随着经济政策不确定性的增强而上升。类似地, 第 (2) 列是更换资产流动性囤积指标权重得出的结果, *EPU* 的回归系数也显著为正。此外, 本文还考察了多种流动性囤积权重的设定方式, 结果均保持一致。由此可见, 经济政策不确定性的增强使得商业银行产生了显著的避险反应, 商业银行将更多的资金配置于流动性较强的资产, 这也导致商业银行产生了显著的资产流动性囤积效应。

商业银行将高风险资产向低风险资产转移的资产避险和资产流动性囤积也可能会对商业银行的收益率造成负面影响。因此, 表 9 以资产收益率 (*ROA*) 和净息差 (*NIM*) 作为银行收益率指标, 考察了经济政策不确定性对商业银行收益率的影响。可以看出, 当因变量为资产收益率或净息差时,

¹ 对于商业银行的资产流动性囤积程度, 借鉴 Berger et al. (2020) 的方法, 采用贷款占比、债券占比、可用现金资产占比、法定存款准备金占比的加权平均值表示, 计算公式为: $AssetLH = w_1 Loan + w_2 Bond + w_3 (AvaCash - LDR)$ 。其中 *AssetLH1* 的三个权重分别为 1、2、3, *AssetLH2* 的权重均为 1。

第(3)和(4)列中 *EPU* 的回归系数均显著为负, 这表明随着经济政策不确定性的增强, 商业银行的收益率下降。

五、研究启示

本文基于中国银行业的数据, 从外部环境变化、宏观经济政策调控、商业银行微观反应的综合视角, 研究了经济政策不确定性环境中商业银行的资产避险行为, 得出如下有价值的启示。

第一, 商业银行调整资产结构进行资产避险是其应对经济政策不确定性上升的正常反应。研究表明, 经济政策不确定性上升会增强商业银行的资产避险行为, 导致高风险资产配置比重的下降; 同时这也意味着经济政策不确定性下降又会减弱商业银行的资产避险行为, 导致高风险资产配置比重的上升。因此, 商业银行应综合权衡资产的安全性、流动性和盈利性, 合理地调整资产结构规避风险, 在控制好风险的基础上尽量减少收益损失。同时, 经济政策不确定性会对商业银行的资产结构产生显著的影响, 进而加大商业银行资产管理的难度。因此, 在我国金融监管部门出台资管新规的背景下, 应考虑监管政策不确定性可能带来的负面影响。

第二, 经济政策不确定性增强抑制了货币政策的有效传导。在我国综合运用各种手段大力促进实体经济融资的背景下, 中央银行释放的存款准备金尽管对抑制经济政策不确定环境中商业银行信贷投放的放缓具有一定的作用, 但主要流向了债券投资和超额存款准备金等方向。其中, 由于发债主体主要是中央、地方政府以及高信用等级企业, 而中小企业由于难以达到发债条件无法通过债券市场获得银行融资, 这进一步加剧了中小企业的融资困难, 因此在控制风险的前提下有必要放宽中小企业的发债条件以促进企业融资。对于超额存款准备金而言, 其规模的增加不仅抑制了银行贷款的投放, 而且加重了央行的利息负担, 因此降低超额存款准备金利率不仅可以减轻央行的利息负担, 对于商业银行的贷款投放也可以产生积极的促进作用。

【参考文献】

- [1] Alessandri, P., and M. Bottero “Bank Lending in Uncertain Times”, *European Economic Review*, 2020, 128, 103503.
- [2] Baker, S. R., N. Bloom, and S. J. Davis, “Measuring Economic Policy Uncertainty”, *The Quarterly Journal of Economics*, 2016, 131(4): 1593-1636.
- [3] Beber, A., M.W. Brandt, and K. A. Kavajecz, “Flight-to-Quality or Flight-to-Liquidity? Evidence from the Euro-Area Bond Market”, *The Review of Financial Studies*, 2009, 22(3): 925-957.
- [4] Bekaert, G., M. Hoerova, and M. L. Duca, “Risk, Uncertainty and Monetary Policy”, *Journal of Monetary Economics*, 2013, 60(7): 771-788.
- [5] Berger, A. N., O. Guedhami, H. H. Kim, and X. Li. “Economic Policy Uncertainty and Bank Liquidity Hoarding”, *Journal of Financial Intermediation*, 2020, 100893.
- [6] Bordo, M. D., J. V. Duca and C. Koch, “Economic Policy Uncertainty and the Credit Channel: Aggregate and Bank Level U.S. Evidence over Several Decades”, *Journal of Financial Stability*, 2016, 26: 90-106.
- [7] Caldara, D., C. Fuentes-Albero, S. Gilchrist, and E. Zakrajšek, “The Macroeconomic Impact of Financial and Uncertainty Shocks”, *European Economic Review*, 2016, 88: 185-207.
- [8] 陈胜蓝、刘晓玲, “经济政策不确定性与公司商业信用供给”, 《金融研究》, 2018年第5期, 第172—190页。
- [9] Davis, S.J., D. Liu, and X. S. Sheng, “Economic Policy Uncertainty in China since 1949: The View from Mainland Newspapers”, Working Paper, 2019.
- [10] Gatev, E., and P. E. Strahan, “Banks’ Advantage in Hedging Liquidity Risk: Theory and Evidence from the Commercial Paper Market”, *Journal of Finance*, 2010, 61(2), 867-892.
- [11] 顾海峰、于家珺, “中国经济政策不确定性与银行风险承担”, 《世界经济》, 2019年第42卷第11期, 第148—171页。
- [12] 郝威亚、魏玮、周晓博, “经济政策不确定性对银行风险承担的影响研究”, 《经济问题探索》, 2017年第2期, 第151—159页。
- [13] Hofstede, G., “Culture and Organizations”, *International Studies of Management & Organization*, 1980, 10(4): 15-41.
- [14] Kang, W., K. Lee, and R. A. Ratti, “Economic Policy Uncertainty and Firm-level Investment”, *Journal of Macroeconomics*, 2014, 39(3):42-53.
- [15] Kim, B., S. Lee, and K. H. Kang, “The Moderating Role of CEO Narcissism on the Relationship between Uncertainty Avoidance and CSR”, *Tourism Management*, 2018, 67: 203-213.
- [16] Kim, H., and H. Kung, “The Asset Redeployability Channel: How Uncertainty Affects Corporate Investment”, *The Review of Financial Studies*, 2016, 30(1): 245-280.
- [17] 李凤羽、史永东, “经济政策不确定性与企业现金持有策略——基于中国经济政策不确定指数的实证研究”, 《管理科学学报》, 2016年第19卷第6期, 第157—170页。
- [18] 李凤羽、杨墨竹, “经济政策不确定性会抑制企业投资吗?——基于中国经济政策不确定指数的实证研究”, 《金融研究》, 2015年第4期, 第115—129页。
- [19] 刘莉亚、余晶晶、杨金强、朱小能, “竞争之于银行信贷结构调整是双刃剑吗?——中国利率市场化进程的微观证据”, 《经济研究》, 2017年第52卷第5期, 第131—145页。
- [20] 马君潞、郭牧炫、李泽广, “银行竞争、代理成本与借款期限结构——来自中国上市公司的经验证据”, 《金融研究》, 2013年第4期, 第71—84页。
- [21] 孟庆斌、师倩, “宏观经济政策不确定性对企业研发的影响: 理论与经验研究”, 《世界经济》, 2017年第

40 卷第 9 期, 第 75—98 页。

[22] Nguyen, N. H., and H. V. Phan, “Policy Uncertainty and Mergers and Acquisitions”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2017, 52(2): 613-644.

[23] Pástor, L., and P. Veronesi, “Political Uncertainty and Risk Premia”, *Journal of Financial Economics*, 2013, 110(3): 520-545.

[24] 彭俞超、韩珣、李建军, “经济政策不确定性与企业金融化”, 《中国工业经济》, 2018 年第 1 期, 第 137—155 页。

[25] Phan, H. V., N. H. Nguyen, H. T. Nguyen, and S. Hegde, “Policy Uncertainty and Firm Cash Holdings”, *Journal of Business Research*, 2019, 95: 71-82.

[26] 申宇、任美旭、赵静梅, “经济政策不确定性与银行贷款损失准备计提”, 《中国工业经济》, 2020 年第 4 期, 第 154—173 页。

[27] 宋全云、李晓、钱龙, “经济政策不确定性与企业贷款成本”, 《金融研究》, 2019 年第 7 期, 第 57—75 页。

[28] Talavera, O., A. Tsapin, and O. Zholud, “Macroeconomic Uncertainty and Bank Lending: The Case of Ukraine”, *Economic Systems*, 2012, 36(2): 279-293.

[29] 谭小芬、张文婧, “经济政策不确定性影响企业投资的渠道分析”, 《世界经济》, 2017 年第 40 卷第 12 期, 第 3—26 页。

[30] Valencia, F., “Aggregate Uncertainty and the Supply of Credit”, *Journal of Banking & Finance*, 2017, 81: 150-165.

[31] 王红建、李青原、邢斐, “经济政策不确定性、现金持有水平及其市场价值”, 《金融研究》, 2014 年第 9 期, 第 53—68 页。

[32] 许志伟、王文甫, “经济政策不确定性对宏观经济的影响——基于实证与理论的动态分析”, 《经济学》(季刊), 2019 年第 18 卷第 1 期, 第 23—50 页。

[33] 杨子晖、陈里璇、陈雨恬, “经济政策不确定性与系统性金融风险的跨市场传染——基于非线性网络关联的研究”, 《经济研究》, 2020 年第 55 卷第 1 期, 第 65—81 页。

[34] 尹志超、甘犁, “信息不对称、企业异质性与信贷风险”, 《经济研究》, 2011 年第 46 卷第 9 期, 第 121-132 页。

[35] 张峰、刘曦苑、武立东、殷西乐, “产品创新还是服务转型: 经济政策不确定性与制造业创新选择”, 《中国工业经济》, 2019 年第 7 期, 第 101—118 页。

跨境资本周期性波动对中国银行部门的风险溢出机制分析

荆中博¹ 李雪萌² 方意³

【摘要】跨境负债和资产大幅扩张会提高银行部门风险承担，其大幅收缩则会加剧银行部门风险实现，故跨境资本周期性变化会加剧银行机构风险波动。本文从周期角度出发，构建结构模型和双重 $\Delta CoVaR$ 模型从理论和实证出发探究上述风险溢出机制。结果显示：第一，跨境资本周期性波动对银行部门具有显著的风险溢出效应。而且，跨境负债波动的溢出效应强于跨境资产。第二，跨境资本周期性波动通过影响中小银行风险承担和风险实现以及大型银行的风险放大作用影响银行部门。特别地，股份制银行在受冲击和风险放大方面均具有重要作用。第三，跨境资本扩张带来的风险承担会显著提高未来银行业系统性风险实现水平。本文为我国提高跨境资本管理质量提供科学依据。

【关键词】跨境资本；周期性；银行部门；风险承担；风险实现；双重 $\Delta CoVaR$ 模型

一、引言

习近平总书记在2018年博鳌亚洲论坛上提出，金融业要继续扩大开放，为中国金融市场走向国际化奠定基调。如何在金融开放程度不断加深、跨境资本流动波动性不断加大的背景下，牢牢守住不发生系统性金融风险的底线？这是目前我国金融工作的首要任务，也是我国“十四五”规划中的重点关注问题。鉴于银行部门在我国金融体系中居于重要地位，解决上述问题的关键在于准确理解跨境资本波动影响银行业系统性风险的作用机制。

现有文献对跨境资本流动影响金融部门稳定的机制进行了丰富的研究（马勇和王芳，2018；温兴春和梅冬州，2020等）。作为拓展，我们认为跨境资本流动对银行部门的冲击作用机制刻画

¹ 荆中博，中央财经大学管理科学与工程学院。

² 李雪萌，中国农业银行内控合规监督部全球反洗钱中心(天津)。

³ 方意，中央财经大学金融学院。

划分为空间维度和时间维度两个方面。

空间维度包括风险源、直接冲击和风险放大机制三个渠道。首先，风险源体现为跨境资本的极端波动情形。其次，直接冲击代表跨境资本大幅波动后对银行部门造成的直接冲击（温兴春和梅冬州，2020）。银行机构的跨境业务风险敞口越大，其对跨境资本波动的敏感性越高。再次，银行机构之间存在的关联性是风险由个体行为转化为群体行为的关键因素（Tressel，2010），是跨境资本波动所引发的间接冲击作用。

时间维度包括风险承担和风险实现两个渠道。跨境资本大幅流入（风险源）为银行部门提供了充足的资金支持，提升银行部门风险承担水平（Calvo *et al.*，1993）。未来跨境资本大幅流出（风险源）成为引发银行部门流动性短缺的导火索，导致银行业系统性风险实现水平大幅上升（Bruno and Shin，2015）。因此，跨境资本波动具有周期性特征，导致其驱动银行业系统性风险的作用机制具有长期性和复杂性特征。

基于上述分析，本文首先以风险源、直接冲击和风险放大机制三方面入手研究跨境资本波动对中国银行业系统性风险的影响机制。同时，从时间角度出发将风险源划分为跨境资本大幅扩张和跨境资本大幅收缩两种类型，研究跨境资本周期性波动对银行业系统性风险承担和风险实现的作用机制，以及风险承担对风险实现的前瞻性。本文的边际贡献包括如下三个方面。

第一，不同于现有研究从信贷扩张或者资产价格波动的角度研究相关问题（伍戈和严仕锋，2015 等），本文构建理论模型研究跨境资本冲击下银行业系统性风险的形成机制。然后，利用双重 $\Delta CoVaR$ 模型将上述作用机制划分为跨境资本自身风险、直接冲击和风险放大机制三个渠道进行实证分析。双重 $\Delta CoVaR$ 模型既可以利用高频数据进行研究，也可以准确刻画空间维度的三种风险驱动作用机制，比传统的尾部依赖模型和结构模型更具有优势。

第二，现有研究大多以跨境资本流出或者流入作为研究对象（Bruno and Shin，2015；何国华和陈晞，2020 等），较少研究考虑跨境资本流动的周期性特征。作为补充，本文首先从时间维度出发研究跨境资本大幅流入和大幅流出是否以及如何对银行业系统性风险承担和风险实现产生影响。然后，量化研究前期风险承担对未来风险实现的前瞻性作用，为我国及时监测银行业系统性风险提供可靠的工具。

第三，相比传统的跨境资本度量指标，本文指标更加微观，与银行部门之间的关联性更加紧

密，而且可以从跨境资产流出和流入、跨境负债流出和流入等四个维度全面刻画银行业系统性风险生成机制，有助于加深我们对跨境资本冲击银行部门作用机制的认识。

二、风险生成机理分析

（一）文献综述

1、跨境资本流动与金融稳定

20 世纪 80 年代以来，新兴国家逐步加大开放力度，导致跨境资本流动对宏观经济产生严重冲击（Goldstein, 1999）。跨境资本流动导致金融不稳定这一话题引起国内外学者广泛关注。

首先，跨境资本大幅度流入会提高金融体系脆弱性。宏观层面，新兴国家由于金融体系发展不完善，跨境资本大量流入会催生资产价格泡沫，提高金融脆弱性（Caballero and Krishnamurthy, 2006）。微观层面，金融机构尤其是银行机构是跨境资本流动的主要载体，跨境资金的大幅流入会明显提高银行机构风险承担水平和随后发生银行危机的概率（何国华和陈晞，2020）。

其次，跨境资本大幅流出会带来系统性金融风险。Joyce and Nabar（2009）基于新兴国家样本研究发现，跨境资本骤停会对国内金融部门、企业部门产生严重负面影响，甚至引发金融危机或者经济衰退。特别地，2008 年全球金融危机爆发期间，跨境资本大幅流出新兴国家，对这部分国家经济金融体系造成严重影响（Bruno and Shin, 2015）。

近年来，我国金融开放程度的不断加深，国内学者对跨境资本流动影响金融稳定的现象进行广泛研究。谭小芬和梁雅慧（2019）对我国跨境资本流动的演变历程进行回顾，认为外部不确定性、短期资本流动波动、金融开放背景下跨境资本流动冲击是中国面临的主要风险。类似研究还包括杨海珍和黄秋彬（2015）、马勇和王芳（2018）等。

2、系统性金融风险度量

目前度量系统性风险的两种主流方法为基于业务数据的网络模型和基于金融市场数据的尾部依赖模型。网络模型主要通过银行机构之间债权债务的直接关系构建模型（贾彦东，2011）或者持有共同资产的间接关系构建模型（Greenwood *et al.*, 2015；杨子暉和李东承，2018 等）。

相比之下，尾部依赖模型与本文的关系更加紧密。该模型重点刻画极端情形下机构与系统之间的相互依赖关系，以此度量系统性风险水平。该类模型的优势在于数据可得性高、风险实时监

测性强, 具有良好的应用性。当前被广泛关注的模型包括: 条件在险价值 ($\Delta CoVaR$) (Adrian and Brunnermeier, 2016)、系统性期望损失 (SES) (Acharya *et al.*, 2017)、系统性风险 (SRISK) (李政等, 2016) 以及其他模型 (项后军等, 2015; 郭晔和赵静, 2017; 童中文等, 2018)。

尽管这类方法可以较高频率地测度系统性风险, 但该类方法难以刻画具体的风险传播渠道, 不利于对风险的形成机制进行深入了解。方意等 (2018) 通过构建、求解双重 $\Delta CoVaR$ 模型得到跨市场对银行业系统性风险的关键因素, 以弥补传统 $\Delta CoVaR$ 在刻画机理方面的不足。因此, 本文构建双重 $\Delta CoVaR$ 模型从跨境资本流动周期性特征出发研究跨境资本流动对银行部门的风险溢出效应及其传导机制。

(二) 跨境资本流动冲击下银行业系统性风险生成机理

1、跨境资本指标的选择

目前, 现有研究大多使用国际收支平衡表中的数据刻画跨境资本流动, 包括总资本流动数据, 利用储备、出口、外国直接投资 (Foreign Direct Investment, FDI)、外债和对外投资等数据间接测算短期资本流动, 利用净外国直接投资 FDI 与净外国证券投资 (Foreign Portfolio Investment, FPI), 利用资本和金融账户、官方和民间外汇资产等数据以及其他方面宏观金融数据。

本文选择金融部门外汇存贷款数据进行经验研究的理由包括: 第一, 现有文献的研究对象大多为金融市场, 关于银行机构乃至银行业系统性风险的研究仍然比较少¹。第二, 银行部门跨境负债是引发银行业系统性风险的关键因素。De Haan *et al.* (2020) 研究发现, 在新兴市场国家和发展中国家, 跨境负债的大幅上升会明显提高银行部门发生危机的概率。第三, 传统类型跨境资本流动对银行机构的影响机制比较复杂。相比之下, 银行跨境负债则具有确定的负债主体, 跨境资产亦然。第四, 国际收支平衡表数据均为季度数据, 本文所选跨境借贷数据为月度数据。第五, Forbes and Warnock (2012) 将跨境资本流动的大幅波动划分为四大类: 国外主体持有国内资产大幅增加 (Surge)、国外主体持有国内资产大幅减少 (Stop)、国内持有国外资产大幅增加 (Flight) 和国内持有国外资产大幅减少 (Retrenchment)。选择上述数据可以有效探究不同类型跨境资本流动对中国银行业系统性风险的影响机制。

¹ 与本文相似, 温兴春和梅冬州 (2020) 从银行部门资产负债表出发研究银行部门对外开放而引发系统性金融风险的内在机制。

2、跨境资本大幅收缩对银行业系统性风险的影响机制

鉴于银行业系统性风险的爆发更具有破坏力，需要监管部门重点关注，本部分从风险实现的角度出发构建结构模型研究跨境资本大幅收缩对银行部门的影响机制，然后结合现有研究成果梳理跨境资本收缩的风险驱动机制。

(1) 理论模型

本文参照 Greenwood *et al.*(2015)构建模型进行理论分析。相比 Greenwood *et al.*(2015)，本文的理论贡献在于以下两点。第一，从资产和负债端出发进行风险生成机理分析。这里，两种冲击带来的区别是：跨境资产冲击提高资产降价抛售风险，跨境负债挤兑提高市场流动性风险。第二，本文后续将采用双重 $\Delta CoVaR$ 模型进行实证检验，有效结合结构模型和简化模型比较优势进行风险机理分析。

首先，本部分假定模型中有 N 家银行。对于银行 $i(i=1, \dots, N)$ ，其持有的总资产为 $asset_i$ ，权益为 $equity_i$ ，负债为 $debt_i$ 。杠杆率 $lever_i$ 为银行负债与权益之比，即 $lever_i = debt_i / equity_i$ 。银行持有 G 类资产，包括跨境资产和 $G-1$ 类境内资产，设跨境资产为 $asset^{cross}$ 。银行 i 持有的第 g 类资产占其总资产的比重为 $prop_{i,g}$ 。银行共承担两类负债，分别为跨境负债和境内负债，设跨境负债为 $debt^{cross}$ 。

其次，本部分构建两阶段模型($t=1, 2$)。在 $t=1$ 时刻，银行 n 遭遇跨境冲击 $loss_{i,1}$ 。在 $t=2$ 时刻，银行抛售资产并产生风险溢出。结合本文研究问题可知，跨境冲击包括跨境资产损失和跨境负债挤兑两种类型。当跨境资产遭受冲击时， $loss_{i,1}$ 表示在 $t=1$ 时刻银行 i 跨境资产损失率；当跨境负债遭受冲击时， $loss_{i,1}$ 表示 $t=1$ 时刻银行 i 跨境负债的挤兑率。

最后，本文模型使用权益损失比重衡量银行机构风险水平。接下来，本部分将具体介绍跨境冲击下银行部门风险上升机制。

第一、跨境资产遭遇负向冲击

在 $t=1$ 时刻，银行 i 的跨境资产遭受的损失为 $asset_i^{cross} \times loss_{i,1}$ 。此时，银行机构 i 的直接权

益损失率为:

$$DV_i = \frac{asset_i^{cross} \times loss_{i,1}}{equity_i} \quad (1)$$

在负债规模不变的前提下, 权益损失意味着杠杆率上升, 目标杠杆约束收紧。因此, 在 $t = 2$ 时刻, 银行机构需要抛售资产、偿还负债以回归目标杠杆水平。假设银行机构按照初始资产持有比例抛售资产, 则各类资产的抛售规模为:

$$\varphi_{i,g} = asset_i^{cross} \times loss_{i,1} \times lever_i \times prop_{i,g} \quad (2)$$

对于非流动性资产而言, 大规模抛售会造成资产价格下跌, 从而形成新一轮资产损失率 $loss_2^g$:

$$loss_2^g = h_g \times \sum_{i=1}^N \varphi_{i,g} \quad (3)$$

其中, h_g 表示第 g 类资产的流动性折扣率。流动性折扣率越大, 资产流动性程度越差, 同等规模抛售导致的资产损失率越大。上述损失仅存在于受冲击银行机构自身。但是, 由于银行机构均采用盯市制度, 资产价格下降使得银行部门中并未受到跨境资产冲击的银行遭受到资产减值损失。也即, 在 $t = 2$ 时刻, 其他银行机构 j 持有的非流动性资产都会遭遇负向的资产冲击 $loss_2^g$ 。因此, 银行机构 j 遭受的权益损失比率为:

$$IV_j = \frac{asset_j \times \sum_{g=1}^G prop_{j,g} \times h_g \times \sum_{i=1}^N asset_i^{cross} \times loss_{i,1} \times lever_i \times prop_{i,g}}{equity_j} \quad (4)$$

此时, 整个银行部门的权益损失比率为:

$$IV = \frac{\sum_j asset_j \times \sum_{g=1}^G prop_{j,g} \times h_g \times \sum_{i=1}^N asset_i^{cross} \times loss_{i,1} \times lever_i \times prop_{i,g}}{\sum_{j=1}^N equity_j} \quad (5)$$

综上所述, 单家银行机构面临资产损失、杠杆率上升冲击时, 会降价抛售资产以满足杠杆率约束。但是, 非流动性资产的市场流动性风险上升使得持有共同资产的其他银行机构面临损失, 导致风险在不同银行机构之间进行溢出。因此, 持有共同资产是单家机构市场流动性风险转换为银行业系统性风险的关键环节。

第二、跨境负债遭遇挤兑

与前一部分不同, 本部分负外部冲击来源于跨境负债大规模挤兑。因此, 银行机构在 $t = 1$ 时

刻的损失是来源于挤兑导致的资产抛售。具体的风险生成机制如下所示。

在 $t=1$ 时刻，银行 i 面临融资流动性风险，需要偿还比例为 $loss_{i,1}$ 的跨境负债。在 $t=2$ 时刻，银行需要卖出资产以偿还负债。假设银行按照初始资产持有比例抛售资产，则各类资产的抛售规模为：

$$\varphi_{i,g} = debt_i^{cross} \times loss_{i,1} \times prop_{i,g} \quad (6)$$

类似前一部分，抛售非流动性资产会导致资产价格下跌，从而形成新一轮的资产损失率 $loss_2^g$ ：

$$loss_2^g = h_g \times \sum_{i=1}^N \varphi_{i,g} \quad (7)$$

在盯市制度下，银行部门中所有持有共同资产的银行，即使在第一阶段没有遭遇跨境负债挤兑，在 $t=2$ 时刻同样会遭受资产降价冲击 $loss_2^g$ 。此时，银行机构 j 的权益损失比率为：

$$IV_j = \frac{asset_j \times \sum_{g=1}^G prop_{j,g} \times h_g \times \sum_{i=1}^N debt_i^{cross} \times loss_{i,1} \times prop_{i,g}}{equity_j} \quad (8)$$

最后，银行部门的权益损失比率为：

$$IV = \frac{\sum_{j=1}^N asset_j \times \sum_{g=1}^G prop_{j,g} \times h_g \times \sum_{i=1}^N debt_i^{cross} \times loss_{i,1} \times prop_{i,g}}{\sum_{j=1}^N equity_j} \quad (9)$$

综上所述，银行机构在面临融资流动性风险时需要抛售资产以偿还负债。但是，大规模抛售非流动性资产引发市场流动性风险，进而导致其他银行机构同样面临资产降价损失，并进一步通过大规模资产抛售而提高银行业系统性风险水平。因此，跨境资产或者负债的冲击导致银行机构市场流动性风险和融资流动性风险上升，并溢出至其他银行机构形成银行业系统性风险。

接下来，本文将结合现有研究成果以及理论模型梳理跨境资本大幅收缩而提高银行业系统性风险的作用机制。

(2) 风险驱动机制分析

根据上面理论模型推导可知，跨境资本大幅收缩首先对银行机构形成直接冲击，然后通过共同资产降价抛售机制对银行部门形成间接冲击。具体的风险驱动机制如下所示。

第一，跨境资本大幅收缩对银行机构的直接冲击。童中文等（2018）指出，银行业系统性风

险本质上是通过流动性波动的形式体现。类似地，跨境资本大幅收缩会通过提高市场流动性风险和融资流动性风险而提高银行机构风险。首先，银行跨境资产遭受负向外部冲击导致自身权益水平下降，为回归目标杠杆，银行机构需要收缩资产规模以回归自身目标杠杆率。非流动资产的降价抛售提高银行机构市场流动性风险。其次，跨境负债大幅流出，意味着国外资金供给主体对国内银行机构进行流动性挤提。因此，银行机构需要降价抛售资产以满足流动性需求，大规模资产抛售导致资产价格下跌，引发市场流动性风险。资产价格下跌带来的损失由银行机构自有资金吸收，导致银行机构自有资金占比下降、债务违约风险上升，提高银行融资流动性风险。因此，“融资流动性风险-市场流动性风险”螺旋强化机制导致银行机构风险的快速累积和爆发。

第二，跨境资本大幅收缩通过银行机构间直接和间接关联对银行部门的间接冲击。首先，直接关联是银行机构之间的直接债权债务关系。当银行机构面临负外部冲击时会抛售资产以回到目标杠杆或者应对挤兑风险。此时，银行间资产的抛售导致其他银行同样面临流动性短缺问题，银行业系统性风险因此而上升（Tressel, 2010）。其次，间接关联是银行机构同时持有共同资产带来的关联性。银行机构受到目标杠杆的约束，在面临外部冲击、银行资本金下降、杠杆水平上升时，银行机构需要抛售资产以回归杠杆，进而出现资产价格下降。在盯市原则下，其他金融机构由于持有资产价格下跌的资产而受到溢出损失，最终也不得不通过抛售资产以回归杠杆，最终提高银行业系统性风险。

3、跨境资本周期性波动及其风险驱动机制

跨境资本流动与经济金融发展具有较高的相关性，故跨境资本同样具有周期性波动特征（孙天琦等，2020）。这里以跨境资本扩张提高银行部门风险承担的作用机制进行介绍。目前，现有文献关于银行机构通过投资跨境资产进行风险承担的研究相对较少，主要以发达国家为研究对象。鉴于发达国家跨境资产便是新兴市场与发展中国家的跨境负债。因此，本部分以跨境负债为研究对象进行论述。

首先，跨境负债大幅增加会提高银行机构融资流动性错配水平。具体而言，存款等核心负债的行为取决于实体部门的存款决策，这类存款是银行的被动负债。银行信贷规模扩张时期，存款的被动性特征使得银行机构无法主动增加核心负债支持放贷。因此，银行机构便主动寻求境外资金进行负债以支撑快速扩张的信贷。此时，银行的非核心负债规模快速增加，意味着银行主动进

行风险承担，从而提高了银行自身的脆弱性（Shin and Shin, 2011）。

其次，跨境负债大幅增加会提高银行机构市场流动性错配水平。具体而言，跨境负债大幅增加后，银行机构需要扩大信贷规模以求在弥补负债成本的同时获取投资收益，进而提升银行机构杠杆水平和扩大国内信贷规模加剧自身市场流动性风险水平（Drehmann and Tsatsaronis, 2014）。进一步地，银行增加对实体经济信贷投放后，企业的投资需求上升，推动资产价格上涨，企业获得较高的收益，刺激更多企业进行投资，资产价格进一步上涨，形成实体经济顺周期现象（伍戈和严仕锋，2015）。

综上所述，跨境负债大幅增加会通过提高融资流动性错配和市场流动性错配进而提高银行机构风险承担。同时，结合银行机构之间的关联性会提高银行部门风险承担水平（Bruno and Shin, 2015；何国华和陈晞，2020）。特别地，跨境资本流动周期性波动在扩张阶段和收缩阶段存在非对称特征。跨境资本周期性波动对银行机构的风险溢出同样出现非对称性。目前，关于这一方面的研究十分缺少。因此，本文试图对上述问题进行回答，进一步加深对跨境资本周期性波动影响银行业系统性风险的作用机制。

特别地，目前学者对金融周期划分尚未形成共识，故本文不探讨周期识别问题，而是将跨境资本流动周期划分为扩张阶段和收缩阶段，并分别构建代理变量。首先，跨境资本扩张阶段。该阶段的代理变量包括：①跨境负债增加，代表国外资金流入国内（资本流入）。②跨境资产增加，代表银行部门增加境外投资规模（资本流出）。其次，跨境资本收缩阶段。该阶段的代理变量包括：①跨境负债减少，代表国外资金大规模挤提资产，收缩对国内银行部门的债权规模（资本流出）。②跨境资产减少，代表银行部门收缩跨境投资规模（资本流入）。

三、跨境资本周期性波动对银行部门的溢出效应模型构建

本部分构建两阶段下跨境资本流动对银行业系统性风险（或银行业系统性风险承担）的溢出效应模型，并结合机理分析和风险溢出公式进一步明确风险溢出的传导机制。为节约空间，本部分以跨境负债减少为例进行介绍。

（一）基本模型

本部分对动态双重 $\Delta CoVaR$ 模型构建过程进行具体介绍。第一，构建跨境负债减少的压力指

标。本文以跨境负债减少同比增速 (CFO_t) 作为因变量, 以 K 个宏观状态变量 (M_{t-1}^k) 为自变量, 在 $q\%$ 分位数水平下进行回归:

$$CFO_t^q = e_{CFO}^q + \sum_{k=1}^K f_{CFO,k}^q M_{t-1}^k + \varepsilon_{t-1} \quad (10)$$

然后, 利用状态变量的实际数据进行拟合, 可以得到如下跨境负债减少的压力指标。

$$VaR_{CFO,t}^q = \hat{e}_{CFO}^q + \sum_{k=1}^K \hat{f}_{CFO,k}^q M_{t-1}^k \quad (11)$$

第二, 单家银行 i 在跨境负债减少压力状态时压力指标 $VaR_{i,t}^{q|VaR_{CFO,t}^q}$ 的拟合方程为:

$$VaR_{i,t}^{q|VaR_{CFO,t}^q} = \hat{a}_i^q + \hat{b}_i^q VaR_{CFO,t}^q + \sum_{k=1}^K \hat{c}_{i,k}^q M_{t-1}^k + \sum_{l=1}^L \hat{d}_{i,l}^q N_{i,t-1}^l \quad (12)$$

与传统模型不同, 我们新加入银行层面状态变量 ($N_{i,t-1}$) 以控制银行机构个体特征¹。

第三, 银行业系统在跨境负债减少处于压力状态、银行机构处于压力状态下的条件在险价值指标 $CoVaR_{i,t}^{VaR_{CFO,t}^q \& VaR_{i,t}^q}$ 的拟合方程可以表示为:

$$CoVaR_{i,t}^{VaR_{CFO,t}^q \& VaR_{i,t}^q} = \alpha_i^q + \beta_i^q VaR_{i,t}^{q|VaR_{CFO,t}^q} + \gamma_i^q VaR_{CFO,t}^q + \sum_{k=1}^K \theta_{i,k}^q M_{t-1}^k + \sum_{l=1}^L \lambda_{i,l}^q N_{i,t-1}^l \quad (13)$$

本部分设定压力状态为 95% 分位数水平, 即 $q=95\%$; 设定正常状态为 50% 分位数水平。此时, 跨境负债减少风险状态的改变对银行业系统性风险的贡献度 $CFO_{-\Delta}CoVaR_{i,t}$ 可以表示为:

$$CFO_{-\Delta}CoVaR_{i,t} = CoVaR_{i,t}^{VaR_{CFO,t}^q \& VaR_{i,t}^q} - CoVaR_{i,t}^{VaR_{CFO,t}^{50} \& VaR_{i,t}^{50}} \quad (14)$$

将 (12) 式和 (13) 式代入到 (14) 式, 可得:

$$CFO_{-\Delta}CoVaR_{i,t} = \hat{\beta}_i^q \left(VaR_{i,t}^{q|VaR_{CFO,t}^q} - VaR_{i,t}^{50|VaR_{CFO,t}^{50}} \right) + \hat{\gamma}_i^q \left(VaR_{CFO,t}^q - VaR_{CFO,t}^{50} \right) \quad (15)$$

(15) 式得到的指标为银行机构层面指标。进一步地, 将上述指标以单家银行 i 的股票市值 ($A_{i,t}$) 占比作为权重进行加权平均可以得到时间维度跨境负债大幅减少冲击下银行业系统性风险指标:

$$CFO_{-\Delta}CoVaR_t = \sum_{i=1}^N \frac{A_{i,t}}{\sum A_{i,t}} \left[\hat{\beta}_i^q \left(VaR_{i,t}^{q|VaR_{CFO,t}^q} - VaR_{i,t}^{50|VaR_{CFO,t}^{50}} \right) + \hat{\gamma}_i^q \left(VaR_{CFO,t}^q - VaR_{CFO,t}^{50} \right) \right] \quad (16)$$

¹ 感谢审稿专家的建议。具体的单家银行层面状态变量介绍请参见下一部分。

最后，构建跨境负债扩张对银行业系统性风险承担溢出效应的模型与前一部分的模型在以下几个方面存在差异。第一，银行机构方面，本部分将银行机构风险实现指标替换为银行机构风险承担指标、将银行业系统性风险指标替换为银行业系统性风险承担指标。第二，跨境资本流动方面，将跨境负债减少指标替换为跨境负债增加指标。其他过程类似，这里不再赘述。

（二）风险溢出机制识别

根据（15）式可以看出，跨境负债减少对银行业系统风险的溢出效应可以分为三个部分：跨境负债自身的冲击（风险源）、跨境负债波动风险传导向银行（直接冲击）、银行间的风险放大过程（间接冲击）。具体作用机制如下所示。

1、风险源

风险源即为跨境负债减少水平。给定其他因子，跨境负债减少程度越高，其对银行业系统性风险造成的溢出效应越大。因此，本文采用跨境负债减少分别在 95%、50%分位数下的差值来衡量负外部冲击力度，即 $VaR_{CFO,t}^q - VaR_{CFO,t}^{50}$ 。

2、直接冲击渠道

根据溢出效应结果，跨境负债减少的直接冲击有两部分：①冲击单家银行；②冲击银行部门。首先，冲击单家银行。我们将（15）式溢出效应中的 $VaR_{i,t}^{q|VaR_{CFO,t}^q} - VaR_{i,t}^{50|VaR_{CFO,t}^{50}}$ ，分解为如下两部分之和：

$$\left(VaR_{i,t}^{q|VaR_{CFO,t}^q} - VaR_{i,t}^{q|VaR_{CFO,t}^{50}} \right) + \left(VaR_{i,t}^{q|VaR_{CFO,t}^{50}} - VaR_{i,t}^{50|VaR_{CFO,t}^{50}} \right) \quad (17)$$

这里，前一部分代表跨境负债减少对单家银行风险实现的直接冲击，后一部分代表在跨境负债处于正常状态下其他因素状态变化导致单家银行风险实现的变动。因此，前一部分是本文的考察重点。在估计模型时，前一部分可化简为：

$$VaR_{i,t}^{q|VaR_{CFO,t}^q} - VaR_{i,t}^{q|VaR_{CFO,t}^{50}} = \hat{\gamma}_i^q (VaR_{CFO,t}^q - VaR_{CFO,t}^{50}) \quad (18)$$

其次，冲击银行部门。这一机制刻画了跨境负债冲击整个银行业，导致银行系统性风险实现水平上升的作用机制。（15）式中，系数 $\hat{\gamma}_i^q$ 刻画了跨境负债减少这一风险冲击对银行部门的作用。该系数的经济含义在于：跨境负债减少自身的风险增加 1 单位，银行系统性风险实现会增加 $\hat{\gamma}_i^q$ 单

位。

3、风险放大渠道

风险放大机制主要考察一家银行机构发生风险以后对银行业系统性风险的影响程度。在（6）式中，系数 $\hat{\beta}_i^q$ 刻画了银行间的风险传染机制。该系数的经济含义在于：跨境负债减少处于压力状态时单家银行风险实现增加 1 单位，银行业系统风险实现会增加 $\hat{\beta}_i^q$ 单位。因此，该指标揭示了单家银行将跨境负债流动冲击传导和放大至整个银行系统的程度。

四、数据说明与基本结果分析

本部分首先阐述模型中变量的选取原则、数据处理方法和样本区间，然后阐述银行业系统性风险在样本区间内的基本结果，最后论述中国银行业系统性风险的走势。

（一）变量选取及数据说明

（1）**跨境资本周期两阶段特征的代理变量。**本文选择金融机构外汇贷款余额和存款余额的变动作为跨境资本流动的代理变量。然后，跨境资本扩张时期可以采用金融机构外汇贷款余额同比增速和金融机构外汇各项存款同比增速作为代理变量，而跨境资本收缩时期则可以使用以上同比增速的相反数作为代理变量。

（2）**风险承担和风险实现指标。**本文的样本开始时间点为 2007 年 9 月，即中国银行等主要大型商业银行完成上市的时间点，样本时间末为 2020 年 11 月。最终选取的样本银行包括工商银行、中国银行、建设银行、交通银行 4 家国有商业银行，招商银行、平安银行、浦发银行、华夏银行、民生银行、兴业银行、中信银行 7 家全国性股份制银行，以及宁波银行、南京银行、北京银行 3 家城商行。具体的指标构建如下所示：

①**风险实现指标**，用银行股价损失率（对数收益率的相反数）衡量。本文按照银行市值占比对单家银行损失率进行加权平均，得到银行部门损失率。

②**风险承担指标。**本文参考方意和陈敏（2019）用银行机构市场型资产变动率衡量单家银行的风险承担水平。然后，以全部样本银行的总发放贷款及垫款和资产数据计算得到银行部门的风险承担水平。为保证数据频率一致，本文采用期望最大值算法（Expectation-Maximization algorithm, EM），以中国人民银行公布的信贷收支表数据为可比指标对银行风险承担数据进行插值，以得到

月度数据。

(3) 状态变量。本文借鉴 Adrian and Brunnermeier (2016) 并结合中美两国金融体系的差异引入宏观层面状态变量，分别为：3 月期中国国库券收益率的差分，10 年期国债到期收益率与 3 月期国债的到期收益率的差分，3 月期 Shibor 利率与 3 月期国债收益率之间的差值，10 年期 AAA 级企业债收益率与 10 年期国债利率之间的差值，沪深 300 指数收益率，Wind 一级行业分类中的房地产指数收益率与银行指数收益率的差值，每月交易日沪深 300 指数收益率的波动率。此外，本文引入单家银行层面的状态变量，分别为：资产回报率，资产负债率，非利息收入占比，相对规模，成本收入比和存款占比。为降低内生性问题的影响，所有状态变量均滞后 1 期。本文所需数据均来自 Wind 数据库。

(二) 基本结果分析

相比跨境资产，跨境负债源于国外金融机构，国内银行机构面临的被动性和不确定性较大。本部分主要以跨境负债冲击对中国银行部门的溢出效应为主进行分析。限于空间限制，跨境资产冲击部分不再展示结果。

1、扩张阶段的结果分析

本部分相关指标包括三个方面。①传统风险承担指标：基于传统模型构建的银行业系统性风险承担指标。②核心风险承担指标：考虑跨境资本扩张时的银行业系统性风险承担指标。③风险承担净溢出指标：核心风险承担指标与传统风险承担指标差分后得到的净溢出指标。

根据表 1 第一部分和附表 1 第一部分可得如下结论。第一，跨境负债大幅增加会提高银行机构和银行业系统性风险承担。首先，根据表 1 第 1~3 行和第 5~7 行可知，跨境负债的大幅增加会明显提高银行机构风险承担和银行业系统性风险承担水平。其次，根据表 1 第 4 和 8 行可知，跨境负债大幅增加对银行部门的净溢出效应均值为 1.79%，说明跨境负债大幅增加会提高银行业系统性风险承担水平。第二，跨境资产大幅增加会提高银行机构自身风险承担和银行业系统性风险承担。该结论与跨境负债的冲击效应基本相似。不同的是，跨境资产大幅增加对银行部门的净溢出效应均值为 0.37%，说明跨境资产对银行部门的风险溢出效应弱于跨境负债。

2、收缩阶段的结果分析

本部分相关指标的构建方式与前面相似，这里不再赘述。本部分的结论如下所示。第一，跨

境负债大幅减少会提高银行机构风险和银行业系统性风险。首先, 根据表 1 第二部分第 1~3 行和第 5~7 行可知, 跨境负债大幅减少会明显提高银行机构自身风险实现和银行业系统性风险贡献水平。其次, 根据表 1 第 4 和 8 行可知, 跨境负债大幅减少使得银行业系统性风险实现的平均值上升 1.29%, 因此跨境负债大幅收缩对银行部门具有明显的风险溢出效应。

第二, 跨境资产大幅减少冲击下, 银行机构风险实现和银行业系统性风险实现水平反而有所下降, 且跨境资产大幅减少的净溢出效应均值为负。该结论表明, 跨境资产大幅减少反而会降低银行业系统性风险。其原因可能是: 银行机构收回境外资产以缓解自身流动性资产的需求。Giannetti and Laeven (2012) 研究发现, 国际金融危机期间, 国际资本流动市场的崩溃很大程度上来源于发达国家银行机构跨境资产的“飞回效应”(The flight home effect)。

综合跨境资本的两阶段特征及其对银行部门的溢出效应, 可以得到如下结论: 跨境负债大幅增加和减少对银行机构、银行部门具有明显的风险溢出作用; 但溢出程度并不相同, 具有一定的非对称特征。跨境资产大幅增加具有明显的溢出效应, 但是大幅减少则不具有风险溢出效应。因此, 跨境负债周期性波动对银行机构和部门的风险溢出效应要强于跨境资产。

表 1 两阶段下跨境负债流动对银行部门溢出效应指标的描述性统计

分类	指标名称	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
第一部分: 跨境资本扩张阶段的银行业系统性风险承担相关指标						
不考虑跨境 负债增加压 力的传统风 险承担指标	$VaR_{i,t}^{95}$	2164	26.89	14.35	3.65	88.55
	$VaR_{i,t}^{50}$	2164	16.88	8.31	3.83	44.32
	$\Delta CoVaR_{i,t}$	2164	2.51	2.87	-4.55	25.48
	$\Delta CoVaR_t$	155	2.11	0.52	1.02	4.49
考虑跨境负 债增加压力 的风险承担 指标	$VaR_{i,t}^{95 VaR_{CFI,t}^{95}}$	2164	29.74	15.12	3.49	98.26
	$VaR_{i,t}^{50 VaR_{CFI,t}^{50}}$	2164	16.77	8.21	3.93	43.43
	$CFI_{-\Delta CoVaR_{i,t}}$	2164	4.14	2.90	-4.24	27.32
	$CFI_{-\Delta CoVaR_t}$	155	3.90	0.93	1.42	6.45
CFI 净溢出	$\Delta COVAR_t^*$	155	1.79	0.72	0.13	4.43
第二部分: 跨境资本收缩阶段的银行业系统性风险相关指标						
不考虑跨境 负债减少压 力的传统风	$VaR_{i,t}^{95}$	2224	13.03	8.80	-6.60	51.27
	$VaR_{i,t}^{50}$	2224	-0.12	3.39	-13.75	21.97
	$\Delta CoVaR_{i,t}$	2224	8.31	5.38	-5.22	38.20

险实现指标	$\Delta CoVaR_t$	159	51.49	2.29	46.17	58.49
考虑跨境负 债减少压力 的风险实现 指标	$VaR_{i,t}^{95} VaR_{CFO,t}^{95}$	2224	14.67	9.02	-5.28	52.57
	$VaR_{i,t}^{50} VaR_{CFO,t}^{50}$	2224	-0.03	3.31	-13.43	21.73
	$CFO_ \Delta CoVaR_{i,t}$	2224	9.55	5.58	-3.97	40.42
	$CFO_ \Delta CoVaR_t$	159	52.78	2.17	47.41	59.59
CFO 净溢出	$\Delta COVAR_t^*$	159	1.29	0.50	0.13	2.62

注：除样本个数外的表中数字单位均为%。

（三）收缩阶段的银行业系统性风险动态特征

本部分重点讨论跨境资本收缩阶段银行业系统性风险的走势。图 1 展示了跨境负债大幅收缩下传统风险指标和核心风险指标的走势¹。虚直线为传统风险指标的样本均值，阴影部分为传统风险指标大于均值的期间（共 3 期，标为压力时期），此即为银行业的高风险时期。

结论如下。第一，本文构建的核心风险指标刻画风险的准确性较高。在整个样本期间内，两种风险指标的走势具有较高的一致性，说明核心风险指标同样能够准确地刻画中国银行业系统性风险。第二，核心风险指标能够准确地刻画跨境负债减少冲击下中国银行业系统性风险水平。从整个样本区间看，核心风险指标数值均高于传统风险指标，故跨境负债大幅减少对银行业系统性风险具有正向的溢出效应，这与表 1 的结论基本一致。

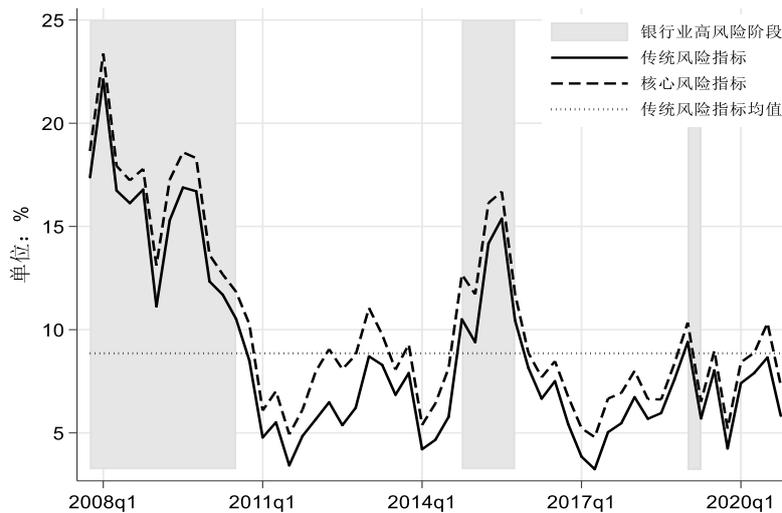


图 1 传统风险指标和核心风险指标走势

¹ 跨境资产大幅收缩下的结论与本部分一致，这里不再赘述，结果备索。

注：考虑到采用高频数据画图会导致图形波动过于剧烈，无法直观的总结规律，因此，本文选择每一季度均值数据作为本季度的数据进行展示。(1) 横轴时间跨度为 2007 年第 4 季度至 2020 年第 4 季度。纵轴为银行业系统性风险实现 ($\Delta CoVaR$) 指标值；(2) 实折线为传统风险指标，虚折线为核心风险指标，虚直线为传统风险指标的样本均值；(3) 阴影部分分别对应 2007 年第 4 季度至 2010 年第 3 季度、2014 年第 4 季度至 2015 年第 4 季度、2019 年第 1 季度至 2019 年第 2 季度，相应的传统风险指标实现高于均值。

五、风险溢出机制分析

根据 (15) 式，可以将跨境资本流动对银行部门溢出机制分为风险源、直接冲击以及风险放大机制等三个方面。接下来，本部分将对分析两阶段特征下跨境资本流动对银行部门的风险溢出机制。

(一) 风险源

本部分分别探讨扩张阶段和收缩阶段下的跨境资本流动风险源冲击。首先，图 2 展示了跨境负债大幅增加（左图）和跨境资产大幅增加（右图）的时间趋势特征。对比跨境负债（资产）大幅增加和核心风险承担指标可以发现，两者具有较一致的走势，相关系数为 0.79 (0.39)。由此可见，跨境负债（资产）大幅增加是其对银行部门风险承担进行溢出的重要组成部分。而且，相关系数的大小表明，跨境负债的冲击作用要强于跨境资产。

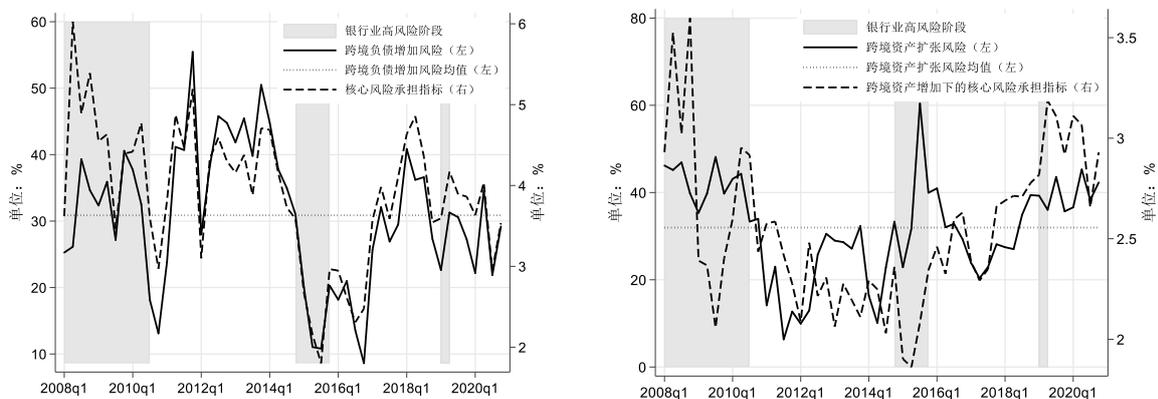


图 2 扩张阶段跨境负债和跨境资产流动自身的风险走势

注：(1) 左图实折线为跨境负债大幅增加的风险值，虚折线为跨境负债增加下的核心风险承担指标，虚直线为样本区间内跨境负债大幅增加的风险均值；(2) 右图实折线为跨境资产大幅增加的风险值，虚折线为跨境资产增加下的核心风险承担指标，虚直线为样本区间内跨境资产大幅增加的风险均值；(3) 阴影部分为压力期。

其次，图 3 展示了跨境负债大幅减少（左图）和跨境资产大幅减少（右图）的时间趋势图。可以发现，跨境负债大幅减少与核心风险实现指标的相关系数仅为 0.07，因此，跨境负债大幅减

少并非中国银行业系统性风险的主要原因。相比之下，跨境资产大幅减少与核心风险实现指标的走势基本一致，且两者之间的相关系数为 0.71，表明跨境资产减少是其对银行部门风险实现溢出的重要组成部分。综合本部分的研究结果可知，除跨境负债大幅减少以外，其他三种风险源冲击均对银行部门具有明显的冲击作用。

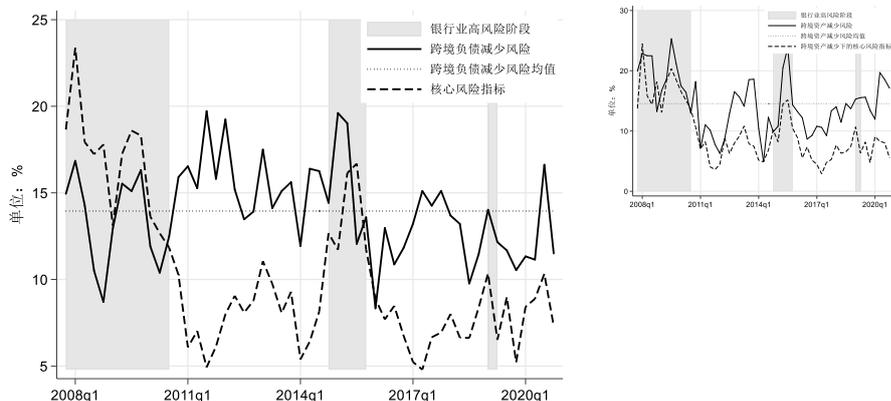


图 3 收缩阶段跨境负债和跨境资产流动自身的风险走势

注：（1）左图实折线为跨境负债减少自身风险值，虚折线为核心风险指标，虚直线为样本区间内跨境负债减少自身风险均值；（2）右图实折线为跨境资产减少自身风险值，虚折线为核心风险指标，虚直线为样本区间内跨境资产减少自身风险均值；（3）阴影部分为压力期。

（二）直接冲击结果分析

根据模型部分可知，跨境资本流动对银行部门的直接溢出效应包括冲击单家银行和银行部门两条路径。因此，本部分将分别对以上两个传导路径进行分析。

1、对单家银行的冲击

表 2 展示了扩张阶段和收缩阶段下跨境资本流动对单家银行的溢出效应（系数 \hat{b}_i^q ）。该表最后一行列出了四大国有商业银行与其他商业银行溢出系数大小差异的 t 检验 P 值。 $P < 1\%$ 表明四大国有商业银行与其他商业银行的差异度在 1% 的置信水平下显著不同。根据描述性结果，可以得到以下结论。

首先，跨境负债周期性波动对银行机构的溢出效应强于跨境资产。一方面，跨境负债大幅增加对 10 家银行机构具有正向溢出效应，仅对民生银行等 4 家银行机构风险承担产生负向溢出。该结论表明，跨境负债大幅上升会明显提高银行机构风险承担水平。相比之下，跨境资产大幅增加对 7 家银行机构具有正向溢出效应，对 7 家银行机构具有负向溢出效应。另一方面，跨境负债

大幅减少对 14 家银行机构均具有正向溢出效应，跨境资产大幅减少则仅对 6 家银行机构具有正向溢出效应。上述结果意味着，跨境负债大幅波动对银行机构的风险溢出效应强于跨境资产。该结论与表 1 基本结果一致。其次， t 检验 P 值结果表明，中小银行机构受跨境资本冲击的力度高于国有银行。一方面，跨境资产大幅增加对中小银行风险承担的溢出效应强于国有银行。另一方面，跨境负债大幅减少对中小银行风险实现的影响程度显著高于国有银行。

表 2 跨境资本波动对单家银行的溢出效应

跨境资本扩张阶段				跨境资本收缩阶段			
溢出系数-冲击银行机构				溢出系数-冲击银行机构			
简称	跨境负债	简称	跨境资产	简称	跨境负债	简称	跨境资产
兴业银行	0.355	宁波银行	0.625	北京银行	0.254	平安银行	0.237
宁波银行	0.335	招商银行	0.209	中信银行	0.195	中信银行	0.178
建设银行	0.182	华夏银行	0.171	兴业银行	0.18	招商银行	0.114
平安银行	0.18	南京银行	0.095	平安银行	0.173	建设银行	0.087
招商银行	0.167	民生银行	0.079	中国银行	0.112	交通银行	0.041
华夏银行	0.161	兴业银行	0.066	民生银行	0.103	工商银行	0.027
中国银行	0.128	北京银行	0.035	南京银行	0.076	浦发银行	-0.055
工商银行	0.077	中信银行	-0.027	浦发银行	0.071	华夏银行	-0.069
中信银行	0.069	建设银行	-0.029	建设银行	0.066	兴业银行	-0.095
交通银行	0.015	平安银行	-0.035	工商银行	0.055	宁波银行	-0.096
民生银行	-0.003	工商银行	-0.044	招商银行	0.054	北京银行	-0.129
北京银行	-0.05	交通银行	-0.075	宁波银行	0.026	中国银行	-0.149
南京银行	-0.077	中国银行	-0.134	交通银行	0.026	南京银行	-0.163
浦发银行	-0.131	浦发银行	-0.422	华夏银行	0.022	民生银行	-0.198
P 值	50%	P 值	5%	P 值	7%	P 值	34%

注：（1）银行样本按照溢出系数从大到小进行排名。（2） P 值分别为四大国有商业银行和其他样本银行的溢出系数的 t 检验结果。（3）跨境负债（资产）增加对应银行机构风险承担，跨境负债（资产）减少对应银行机构风险实现。

2、对银行部门的冲击

表 3 列出了两阶段下跨境资本流动对银行部门的风险溢出效应（系数 $\hat{\gamma}_i^q$ ）的描述性统计。最后一行列出了四大国有商业银行与其他银行的溢出系数大小差异的 t 检验 P 值结果。可以得到以下结论。首先，跨境资本大幅波动会通过大多数银行机构对银行部门产生正向风险溢出效应。而且，跨境负债波动对银行部门的风险溢出效应强于跨境资产波动。该结论与前面基本一致。其次，

t 检验 P 值结果表明，在跨境资本扩张和跨境资本收缩阶段，跨境负债和资产的大幅增加和收缩在通过不同银行而冲击银行部门的作用程度方面并无明显差异。

表 3 跨境资本波动对银行部门的溢出效应

跨境资本扩张阶段				跨境资本收缩阶段			
溢出系数-冲击银行部门				溢出系数-冲击银行部门			
简称	跨境负债	简称	跨境资产	简称	跨境负债	简称	跨境资产
平安银行	0.105	招商银行	0.138	华夏银行	0.095	中信银行	0.125
南京银行	0.091	浦发银行	0.117	工商银行	0.08	北京银行	0.061
中国银行	0.085	工商银行	0.078	平安银行	0.059	南京银行	0.054
浦发银行	0.063	北京银行	0.077	中国银行	0.051	工商银行	0.051
宁波银行	0.053	华夏银行	0.02	浦发银行	0.041	交通银行	0.045
建设银行	0.047	交通银行	0.008	兴业银行	0.021	宁波银行	0.022
中信银行	0.045	平安银行	0.000	中信银行	0.018	兴业银行	0.018
交通银行	0.032	建设银行	-0.014	民生银行	0.016	民生银行	0.012
兴业银行	0.032	兴业银行	-0.021	建设银行	0.014	建设银行	0.012
民生银行	0.025	中国银行	-0.029	交通银行	-0.007	浦发银行	0.01
北京银行	0.022	民生银行	-0.033	招商银行	-0.02	招商银行	-0.053
工商银行	-0.028	宁波银行	-0.052	北京银行	-0.025	中国银行	-0.079
华夏银行	-0.085	南京银行	-0.059	宁波银行	-0.028	平安银行	-0.104
招商银行	-0.104	中信银行	-0.113	南京银行	-0.037	华夏银行	-0.168
P 值	39%	P 值	46%	P 值	21%	P 值	41%

注：（1）银行样本按照溢出系数从大到小进行排名。（2） P 值分别为四大国有商业银行和其他样本银行的溢出系数的 t 检验结果。（3）跨境负债（资产）增加对应银行部门风险承担，跨境负债（资产）减少对应银行部门风险实现。

（三）风险放大机制分析

表 4 列出了两阶段下跨境资本流动冲击下 14 家样本银行的风险放大机制（系数 $\hat{\beta}_i^q$ ）。结果显示，在跨境资本周期性冲击下，工商银行、建设银行、中国银行和交通银行四大国有商业银行的风险放大效应均排在前列，即大型银行对银行业系统性风险实现和风险承担的传染放大作用高于小型银行机构。其原因在于：大型商业银行具有较大的资产规模、其与其他银行机构存在较多紧密的直接债权债务关系和间接的持有共同资产关系，以上三个因素导致大型商业银行在银行部门中具有较高的重要性和风险放大作用。特别地，国有商业银行的风险放大机制在跨境资本收缩阶段更加显著。

表 4 跨境资本扩张阶段下银行机构之间的风险放大机制

跨境资本扩张阶段				跨境资本收缩阶段			
风险放大机制				风险放大机制			
简称	跨境负债	简称	跨境资产	简称	跨境负债	简称	跨境资产
招商银行	0.81	招商银行	0.689	工商银行	0.999	中国银行	1.035
华夏银行	0.724	华夏银行	0.617	中国银行	0.967	工商银行	0.968
工商银行	0.571	工商银行	0.476	建设银行	0.835	建设银行	0.841
浦发银行	0.344	交通银行	0.38	北京银行	0.667	北京银行	0.651
中国银行	0.284	浦发银行	0.347	华夏银行	0.647	交通银行	0.642
交通银行	0.274	建设银行	0.347	浦发银行	0.618	浦发银行	0.623
南京银行	0.264	中国银行	0.335	交通银行	0.614	南京银行	0.589
建设银行	0.26	北京银行	0.309	南京银行	0.6	民生银行	0.585
北京银行	0.22	南京银行	0.232	宁波银行	0.591	宁波银行	0.578
民生银行	0.164	民生银行	0.169	民生银行	0.558	招商银行	0.569
平安银行	0.114	兴业银行	0.135	招商银行	0.553	华夏银行	0.537
兴业银行	0.107	平安银行	0.114	兴业银行	0.519	兴业银行	0.524
中信银行	0.04	中信银行	0.074	平安银行	0.5	平安银行	0.503
宁波银行	0	宁波银行	0.002	中信银行	0.457	中信银行	0.447
P 值	28%	P 值	8%	P 值	2%	P 值	2%

注：(1) 银行样本按照溢出系数从大到小进行排名。(2) P 值分别为四大国有商业银行和其他样本银行的溢出系数的 t 检验结果。(3) 跨境负债（资产）增加对应银行部门风险承担，跨境负债（资产）减少对应银行部门风险实现。

整体而言，跨境资本大幅波动会通过风险源、直接影响和间接影响三个渠道提高银行业系统性风险。特别地，跨境资产大幅增加会提高中小银行风险承担；跨境负债大幅减少会提高中小银行风险水平。在两个阶段中，国有银行对银行业系统性风险和风险承担的传染放大作用均明显高于中小型银行机构。

六、稳健性检验

为提高本文研究结论可靠性，本部分将分别从空间维度和时间维度两个维度出发进行稳健性检验。

（一）空间维度检验

前一部分基于单家银行机构得到上述结论。实际上，本文样本中的银行机构可以划分为国有商业银行、股份制商业银行与城商行三种类型，通过划分样本开展研究可以得到更加稳健、准确

的结果。基于此，本部分对比分析跨境资本波动对不同类型银行机构的风险溢出渠道。表 5 展示了跨境资本波动对三类银行的风险溢出系数的描述性统计结果，可以得到以下结论：

首先，股份制银行和城商行更容易受到跨境资本波动的冲击。在跨境资本扩张阶段，跨境负债大幅增加对股份制银行和城商行的风险承担产生较大正向冲击，跨境资产大幅增加对城商行的风险承担产生较大正向冲击。在跨境资本收缩阶段，跨境负债大幅收缩对股份制银行和国有商业银行的风险实现水平产生较大正向冲击，跨境资产大幅收缩对三种类型银行均具有负向溢出效应。整体而言，跨境资本周期性波动对股份制银行和城商行的冲击程度更加强烈，该结论与前一节基本一致。

其次，股份制银行和城商行同样是跨境资本波动对银行部门进行冲击的关键中介。在跨境资本扩张阶段，跨境负债大幅增加通过城商行对银行部门风险承担产生较大冲击，跨境资产大幅增加对股份制银行和国有商业银行对银行部门风险承担产生较大冲击。在跨境资本收缩阶段，跨境负债大幅收缩通过股份制银行对银行部门风险实现产生明显冲击，跨境资产大幅收缩通过城商行对银行部门风险实现产生明显冲击。

最后，股份制银行和国有商业银行是银行内部风险放大过程中的重要银行机构。在跨境资本扩张阶段，国有商业银行和股份制银行具有更加明显的风险放大作用。在跨境资本收缩阶段，国有商业银行的风险放大作用更强。相比之下，城商行在银行部门内部风险放大中的作用不强。

整体而言，跨境资本周期性波动对股份制银行和城商行具有更加明显的冲击作用，同时会通过股份制银行和城商行提高银行部门风险水平。在此基础上，股份制银行和国有商业银行在风险传染和放大的过程中发挥着更加重要的作用。

表 5 空间维度稳健性检验结果

指标			全国性股份制银行	国有商业银行	城商行
跨境资本扩张阶段	溢出系数-冲击银行机构	跨境负债增加	0.0881	0.066	0.0880
		跨境资产增加	-0.007	-0.053	0.027
	溢出系数-冲击银行部门	跨境负债增加	-0.033	0.006	0.049
		跨境资产增加	0.049	0.060	-0.001
	风险传染	跨境负债增加	0.414	0.374	0.105
		跨境资产增加	0.425	0.426	0.100
跨境资本收缩阶段	溢出系数-冲击银行机构	跨境负债减少	0.081	0.065	0.034

		跨境资产减少	-0.161	-0.086	-0.193
溢出系数-冲击银行系统		跨境负债减少	0.047	-0.009	0.003
		跨境资产减少	-0.034	-0.018	0.030
风险传染		跨境负债减少	0.521	0.756	0.578
		跨境资产减少	0.528	0.747	0.593

注：表中数据均为溢出系数。

进一步地，本部分根据国际收支平衡表 BPM6 标准，以资本和金融账户借方额的同比增速作为跨境资本流出的衡量指标，以资本和金融账户贷方额的同比增速作为跨境资本流入的衡量指标，再次进行稳健性检验。更换核心解释变量后得到的结论与前面的结论基本一致。限于空间有限，这里不再展示相关结果。

（二）时间维度检验

本部分从前瞻性角度出发，检验跨境资本扩张阶段所带来的风险承担是否对跨境资本收缩阶段的风险实现具有预警作用。为增加研究样本数量以保证研究结果的稳健性，本部分从单家银行角度出发，利用面板回归模型验证跨境资本大幅扩张影响下银行机构风险承担能否预警跨境资本大幅收缩影响下银行机构风险实现。具体的回归模型如下所示：

$$CFO_ΔCoVaR_{i,t} = u_2 CFI_ΔCoVaR_{i,t-lag} + q_i + \varepsilon_t \quad (19)$$

这里，因变量是核心风险实现指标，自变量则是核心风险承担指标。因此，该式刻画了风险承担对风险实现的前瞻性。式中滞后期 lag 依次取 0-36。也即，本部分将对上述三式分别进行 37 次回归。图 4 展示了跨境资本流动冲击下银行机构风险承担对风险实现的前瞻性回归结果。其中，上图为跨境负债冲击下的回归结果，下图为跨境资产冲击下的回归结果。横轴代表滞后期数，纵坐标轴为回归系数值，实折线代表回归系数。

首先，以跨境负债为冲击变量的回归结果显示，核心风险承担系数在滞后期为 0-32 个月时均显著为正，且在 0-15 个月时系数波动上涨，在 15-32 个月内系数波动下跌。此后，系数不再显著。该结论意味着，核心风险承担水平上升会显著提高核心风险实现水平，且该预警作用在 1 年（15 个月）左右达到顶峰后，随后开始逐渐下降，预警窗口大约为两年半（32 个月）的时间。其次，以跨境资产为冲击变量的回归结果与前面类似，核心风险承担对核心风险实现的预警作用在约 1 年（15 个月）时达到最大，预警窗口大约为两年（25 个月）。最后，本文以跨境资本流动作为状

态变量、利用跨境资本流动冲击带来的净风险溢出效应进行稳健性分析，结论基本一致（限于空间限制，这里不再展示相关结果），说明本文结论具有较高的可靠性。

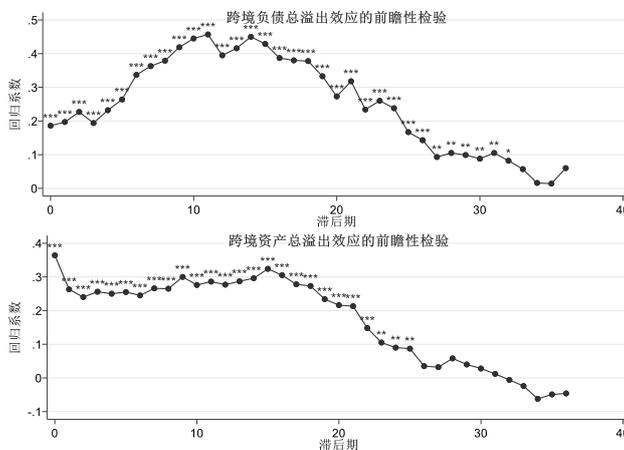


图 4 跨境资本冲击下风险承担对风险实现的前瞻性回归系数走势图

注：（1）上图为跨境负债冲击下的回归结果，下图为跨境资产冲击下的回归结果。（2）横坐标轴为核心风险承担指标的滞后期，纵坐标轴为回归系数值，实点折线为面板回归结果的回归系数值；（3）图中*、**、***分别代表系数显著性水平为 10%、5%、1%。

七、结论与政策建议

中国金融业继续深化开放，但是疫情冲击和其他因素导致国外环境面临高度不确定。此时，深刻认识跨境资本大幅波动对中国银行部门影响作用，并采取措施进行有效应对，是监管部门面临的重要挑战。本文采用双重 $\Delta CoVaR$ 模型研究跨境资本大幅收缩（扩张）对银行业系统性风险实现（风险承担）的溢出效应、量化识别风险溢出效应三个传导渠道，并深入探讨不同类型资本波动对银行部门的风险传导机制。

本文得到的结论包括以下三方面。第一，跨境资本大幅扩张会显著提高银行业系统性风险承担水平，跨境资本大幅收缩会显著提高银行业系统性风险实现水平。而且，跨境负债大幅波动的溢出效应要强于跨境资产。第二，跨境资本波动对银行部门具有明显的冲击作用。跨境资本周期性波动对股份制银行和城商行具有更加明显的冲击作用，同时会通过股份制银行和城商行提高银行部门风险水平。股份制银行和国有商业银行在风险传染和放大的过程中发挥着更加重要的作用。第三，银行业系统性风险承担会提高未来银行业系统性风险实现的水平。该结论在是否考虑跨境资本极端冲击时均成立。

结合研究结论，我们提出以下三方面政策建议。第一，我国监管部门应当密切关注国外资本，特别是国外负债的剧烈波动，防止其对银行机构产生风险溢出，提高银行业系统性风险。第二，我国监管部门应重点监控跨境资本冲击下股份制银行和城商行的风险承担和风险实现、股份制银行和国有商业银行的风险放大作用。特别地，股份制银行是更加重要的监管对象。第三，监管当局应当严格把控跨境资本的前期流入规模，降低银行机构脆弱性水平和未来发生风险的可能性。

【参考文献】

- [1] 方意、陈敏、杨熹平 (2018):《金融市场对银行业系统性风险的溢出效应及渠道识别研究》,《南开经济研究》第 203 卷第 05 期。
- [2] 方意、陈敏 (2019):《经济波动、银行风险承担与中国金融周期》,《世界经济》第 42 卷第 02 期。
- [3] 郭晔、赵静 (2017):《存款竞争、影子银行与银行系统风险——基于中国上市银行微观数据的实证研究》,《金融研究》第 6 期。
- [4] 何国华、陈晔 (2020):《跨境资本流动会加大金融波动吗?》,《国际金融研究》第 03 期。
- [5] 贾彦东 (2011):《金融机构的系统重要性分析——金融网络中的系统风险衡量与成本分担》,《金融研究》第 10 期。
- [6] 李政、梁琪、涂晓枫 (2016):《我国上市金融机构关联性研究——基于网络分析法[J].金融研究》第 8 期。
- [7] 马勇、王芳 (2018):《金融开放、经济波动与金融波动》,《世界经济》第 41 卷第 02 期。
- [8] 孙天琦、王笑笑、尚昕昕 (2020):《结构视角下的跨境资本流动顺周期性研究》,《财贸经济》第 41 卷第 09 期。
- [9] 谭小芬、梁雅慧 (2019):《我国跨境资本流动:演变历程、潜在风险及管理建议》,《国际贸易》第 07 期。
- [10] 童中文、解晓洋、邓煜利 (2018):《中国银行业系统性风险的“社会性消化”机制研究》,《经济研究》第 2 期。
- [11] 温兴春、梅冬州 (2020):《金融业开放、金融脆弱性以及危机跨部门传递》,《世界经济》第 43 卷第 10 期。
- [12] 伍戈、严仕锋 (2015):《跨境资本流动的宏观审慎管理探索——基于对系统性风险的基本认识》,《新金融》第 10 期。
- [13] 项后军、陈简豪、杨华 (2015):《银行杠杆的顺周期行为与流动性关系问题研究》,《数量经济技术经济研究》第 8 期。
- [14] 杨海珍、黄秋彬 (2015):《跨境资本流动对银行稳健性的影响:基于中国十大银行的实证研究》,《管理评论》第 27 卷第 10 期。
- [15] 杨子晖、李东承 (2018):《我国银行系统性金融风险研究——基于“去一法”的应用分析》,《经济研究》第 53 卷第 08 期。
- [16] Acharya, V. V.; Pedersen, L. H.; Philippon, T. and Richardson, M. “Measuring Systemic Risk.” *The Review of Financial Studies*, 2017, 30(1), pp. 2-47.
- [17] Adrian, T. and Brunnermeier, M. “CoVaR.” *The American Economic Review*, 2016, 106(7), pp. 1705-1741.
- [18] Bruno, V. and Shin, H. S. “Capital Flows and the Risk-taking Channel of Monetary Policy.” *Journal of Monetary Economics*, 2015, 171(2), pp.119-132.
- [19] Caballero, R. J. and Krishnamurthy, A. “Bubbles and Capital Flow Volatility: Causes and Risk Management.” *Social Science Electronic Publishing*, 2006, 1, pp. 35-53.
- [20] Calvo, G. A.; Leiderman, L. and Reinhart, C. M. “Capital Inflows to Latin America: The Role of External Factors.” *IMF Staff Papers*, 1993, 40(1), pp.108-151.
- [21] De Haan, Jakob, Fang, Yi, and Jing, Zhongbo, 2020. “Does the risk on banks’ balance sheets predict banking crises? New evidence for developing countries.” *International Review of Economics & Finance*, 2020, 68, pp. 254-268.
- [22] Drehmann, M and K. Tsatsaronis. “The Credit-to-GDP Gap and Countercyclical Capital Buffers: Questions and Answers” *BIS Quarterly Review*, 2014(3), pp.55-73.
- [23] Forbes, K. J., and Warnock, F. E. “Capital flow waves: Surges, stops, flight, and retrenchment.” *Journal of*

International Economics, 2012,88, pp.235–251.

[24] Goldstein, M. “The Asian Financial Crisis: Causes, Cure, and Systemic Implications.” *Thunderbird International Business Review*, 1999, 41(6), pp.721-728.

[25] Giannetti, M. and L. Laeven. “The Flight Home Effect: Evidence from the Syndicated Loan Market During Financial Crises.” *Journal of Financial Economics*, 2012(104), pp. 23-43.

[26] Greenwood, R.; A. Landier, and A. Thesmar. “Vulnerable Banks.” *Journal of Financial Economics*, 2015(3), pp.471-485.

[27] Joyce, J. P. and Nabar, M. “Sudden Stops, Banking Crises and Investment Collapses in Emerging Markets.” *Journal of Development Economics*, 2009, 90(2), pp.314-322.

[28] Shin, H. S. and K. Shin. “Procyclicality and Monetary Aggregates.” *NBER Working Papers*, 2011, 54(12) , pp.282-286.

[29] Tressel, T. “Financial Contagion through Bank Deleveraging: Stylized Facts and Simulations Applied to The Financial Crisis.” *IMF Working Papers*, 2010, pp.1-37.

ESG 投资能够促进银行创造流动性吗？

——兼论经济政策不确定性的调节效应¹

宋科² 徐蕾³ 李振⁴ 王芳⁵

【摘要】当前在我国致力于实现“碳达峰、碳中和”目标的大背景下，银行能否通过 ESG 投资促进流动性创造，进而推动高质量发展具有重大战略意义。本文利用 2009 年第一季度至 2020 年第二季度中国 36 家上市银行的面板数据，实证分析 ESG 投资对银行流动性创造的影响，并将其置于经济政策不确定性条件下予以讨论。研究发现：第一，ESG 投资整体上促进流动性创造，表现为对资产端和负债端流动性创造的促进作用，以及对表外流动性创造的抑制作用。从 ESG 投资结构看，环境保护投资和社会责任投资均抑制流动性创造，而公司治理投资则促进流动性创造。异质性分析表明，地方性银行和资本短缺银行的 ESG 投资对流动性创造具有更强的促进作用。第二，中介机制分析发现，ESG 投资主要通过“盈利”和“风险”渠道促进流动性创造。第三，在经济政策不确定性上升时期，ESG 投资对流动性创造的促进作用更加显著。从 ESG 投资分项看，经济政策不确定性会增强环境保护投资和社会责任投资对流动性创造的抑制作用，以及公司治理投资对流动性创造的促进作用。本文结论为充分发挥 ESG 投资作用并以此推动高质量发展提供了政策启示。

【关键词】ESG 投资；银行流动性创造；“风险”渠道；“盈利”渠道；经济政策不确定性

一、引言与文献回顾

近年来，全球极端气候频发促使国际社会越发关注环境问题带来的严峻挑战，可持续发

¹ 本文系中国人民大学国际货币研究所工作论文，论文编号：IMI Working Papers No.2210。

² 宋科，中国人民大学国际货币研究所执行理事兼副所长，中国人民大学财政金融学院、中国财政金融政策研究中心。

³ 徐蕾，中国人民大学财政金融学院。

⁴ 李振，中国人民大学国际货币研究所研究员，复旦大学大数据学院，珠海复旦创新研究院。

⁵ 王芳，中国人民大学国际货币研究所执行理事兼副所长，中国人民大学财政金融学院、中国财政金融政策研究中心。

展理念日益成为广泛共识。党的十九大报告明确指出,建设生态文明是中华民族永续发展的千年大计。为主动顺应可持续发展趋势,我国提出力争在 2030 年前实现碳达峰、2060 年前实现碳中和的目标,充分展现作为负责任大国的担当。在此过程中,以银行为代表的金融部门作为资源配置枢纽,应当充分发挥 ESG(即 Environmental, Social, and Governance)投资兼顾环境保护、社会责任和公司治理的作用,并以此推动高质量发展。

ESG 投资强调企业需充分理解自身投融资决策对生态环境、社会伦理和长期价值创造的影响(星焱, 2017),广义上可视为企业社会责任的进一步延伸。国内外大量研究围绕相关话题展开,丰富了学界对企业社会责任动机及其经济后果的认识。根据既有文献,企业社会责任是公司形象管理的重要工具,积极履行社会责任能够缓解企业与利益相关者之间的信息不对称问题(Freeman, 1984),帮助企业从外界吸收核心战略资源(Barnett, 2007;Cui et al., 2018)。李海芹和张子刚(2010)指出,良好的社会责任表现能够提高顾客的满意度和忠诚度,增强消费者购买商品和服务的意愿。Porter and Kramer(2006)认为,企业可以通过承担社会责任塑造产品和品牌形象的差异性。颜爱民和李歌(2016)发现,企业社会责任有助于增强员工的组织支持感和外部荣誉感,调动员工工作积极性。Attig et al.(2013)认为,企业社会责任通过向评级机构传达非财务信息,能够帮助企业获得更高的信用评级。Goss and Roberts(2011)则发现,较高的社会责任履行度有助于企业缓解外部融资约束。然而,也有研究基于权衡理论和代理理论认为,社会责任投资是对资源的无效利用(Friedman, 1970;Alexander and Buchholz, 1978),管理者可能为满足自利初衷,借助社会责任活动的声誉保险效应从事高风险活动(Barnea and Rubin, 2010;高勇强等, 2012)。李增福等(2016)发现,慈善捐赠会加剧企业避税行为。权小锋等(2015)指出,企业社会责任会提升股价崩盘风险。顾雷雷等(2020)认为,企业社会责任存在“金融化”效应,能够提高企业金融资产配置水平。

目前仅有少量文献关注到企业社会责任对银行经营活动的影响。例如, Wu and Shen (2013) 指出,考察企业社会责任对银行声誉的作用,有助于实现企业社会责任与现代银行理论结合。良好的社会责任形象能够提高银行声誉,赋予银行吸引高质量客户的能力,从而帮助银行改善资产质量,实现更高的绩效水平。Bolton(2013)认为,社会责任表现良好的银行不易陷入财务困境,需要政府救助的可能性也较低。Shen et al. (2016) 和 Cornett et al. (2016) 也发现,企业社会责任会提高银行财务绩效。丁宁等(2020)指出,作为践行 ESG 理念的重要途径,绿色信贷政策的声誉机制和风险管理机制将在长期内发挥主要作用,对银

行成本效率产生正向影响。Luo et al. (2021) 也指出，绿色信贷对银行总体竞争力存在积极影响。

不难看出，有关企业社会责任或 ESG 投资的既有研究尚存不足：第一，大多数研究聚焦于非金融企业，较少关注银行 ESG 投资对其经营活动的影响。第二，少量与银行相关的文献主要探究银行社会责任表现与财务绩效之间的关系。而作为银行声誉管理的重要手段，ESG 投资要求银行将 ESG 理念融入日常业务流程，能够对银行经营行为，特别是流动性创造产生多维影响。事实上，作为现代商业银行的核心职能之一(Bhattacharya and Thakor, 1993)，适度的银行流动性创造有助于改善市场融资条件，促进高质量发展(Davydov et al., 2018)。一方面，银行通过将流动性较强的负债转换为流动性较弱的资产从而在资产负债表内创造流动性(Diamond and Dybvig, 1983)，另一方面，银行通过资产负债表表外信用承诺为客户提供资金支持从而在表外创造流动性(Boot et al., 1993)。目前，已有大量文献基于 Berger and Bouwman(2009) 构建的流动性创造指标，研究流动性创造的影响因素，但尚未有研究系统分析 ESG 投资与银行流动性创造之间的关系。

有鉴于此，本文使用 2009 年第一季度至 2020 年第二季度中国 36 家上市银行的面板数据，借助华证指数 ESG 评级数据，系统探究 ESG 投资对银行流动性创造的影响及其作用机制，并进一步考察经济政策不确定性发挥的外部调节效应。研究结果表明：第一，ESG 投资产生的声誉溢出效应大于声誉约束效应，使得 ESG 投资对银行流动性创造整体表现为促进作用，但该影响存在一定的结构性差异。从流动性创造子维度看，ESG 投资在促进银行资产端、负债端流动性创造的同时，会抑制表外流动性创造。从 ESG 投资分项看，环境保护投资和社会责任投资会抑制流动性创造，而公司治理投资会促进流动性创造。异质性分析发现，ESG 投资对流动性创造的促进作用在地方性银行和资本短缺银行中更为显著。第二，中介机制分析表明，ESG 投资主要通过调整银行盈利水平和结构的“盈利”渠道，以及提升银行风险容忍度的“风险”渠道来促进流动性创造。第三，调节效应分析表明，随着经济政策不确定性增强，ESG 投资对流动性创造的正向影响更加显著。从 ESG 投资结构看，经济政策不确定性会增强环境保护投资和社会责任投资对流动性创造的负向影响，以及公司治理投资对流动性创造的正向影响。

本文可能的边际贡献主要体现在以下三个方面：第一，基于银行声誉管理视角，本文系统考察了 ESG 投资对银行流动性创造影响的理论逻辑并予以实证检验，进一步拓展了 ESG

投资与银行经营行为之间关系的相关研究。第二, 本文全面揭示了 ESG 投资影响银行流动性创造的作用机制, 基于 Baron and Kenny(1986) 提出的中介效应检验方法, 考察 ESG 投资是否通过“盈利”和“风险”渠道对流动性创造产生影响。第三, 本文进一步引入经济政策不确定性, 考察其对 ESG 投资与银行流动性创造之间关系的非对称性影响, 有助于丰富相关文献。

二、理论分析与假设提出

基于既有文献分析, 可以看到, ESG 投资作为银行声誉管理的重要手段, 可能通过声誉溢出效应促进流动性创造。从银行外部来看, 银行增加 ESG 投资, 在精准扶贫、支农支小、绿色金融以及支持国家重大发展战略等方面积极作为, 并对外披露相关信息, 能够赢得利益相关者的广泛认同, 为流动性创造营造良好的外部环境。例如, 积极维护消费者权益有助于银行改善与金融消费者之间关系, 巩固流动性创造的客户基础。员工关怀和福利计划能够调动员工工作积极性, 帮助银行提升经营效率, 增强流动性创造能力。ESG 投资理念日益受到投资者青睐, 良好的 ESG 表现有助于银行降低融资成本, 缓解流动性创造的资金约束。此外, 践行 ESG 理念符合当下监管部门倡议, 有助于银行获得监管部门信任, 减轻流动性创造的外部监管压力。从银行内部来看, 为实现 ESG 投资的长期声誉积累, 银行需要将 ESG 理念全方位融入业务流程, 这会为银行经营管理带来多维影响, 有助于改善流动性创造的内部环境。首先, ESG 投资要求银行在董事会多元化、薪酬管理、股权结构等方面改善公司治理, 随着经营效率提升, 银行流动性创造能力得以增强(Duan et al., 2021)。其次, ESG 投资要求银行员工具备更强的业务能力, 银行通过引进复合型高级管理人才和加强行内员工技能培训, 能够有效提升员工专业素养, 进一步提高流动性创造效率。最后, ESG 投资对银行授信管理提出了更高要求。为准确评估项目是否符合 ESG 投资标准, 银行需加强信息处理能力, 提升风险识别技术, 完善风险监测机制, 由此能够更好地缓解信息不对称问题, 增强自身信贷供给能力。

与 ESG 投资有关的声誉约束效应也可能为银行流动性创造带来负向影响。在推动实现高质量发展进程中, 可持续发展问题越来越受到重视, 全社会环保整治力度不断增强。为避免贷款企业的环境、社会等问题演变为银行自身的信用风险和声誉风险, ESG 投资要求银行在日常经营中将环境、社会等因素纳入风险管理全流程, 采取更为严格的项目筛选机制, 从

而将“两高一剩”企业的投资挤出，由此压缩授信范围，抑制流动性创造。同时，银行对授信主体 ESG 风险的审慎评估也会提高业务流程复杂程度，增加事前尽职调查、事中授信审批和事后贷款监督的难度。考虑到 ESG 投资在我国仍处于起步阶段，金融机构在 ESG 投资实践方面相对发达国家缺乏足够经验，短期内银行从事 ESG 投资可能会增加经营成本，降低经营效率（丁宁等，2020），对流动性创造产生负向影响。基于此，本文提出以下研究假设：

假设 1a：ESG 投资通过声誉溢出效应促进银行流动性创造。

假设 1b：ESG 投资通过声誉约束效应抑制银行流动性创造。

在“碳达峰、碳中和”背景下，越来越多的企业为谋求可持续发展开始注重 ESG 风险管理，推进绿色转型和产业优化。尽管 ESG 投资要求减少对高耗能、高污染和过剩产业等项目的投资，银行仍能通过将资金投放至其他高质量项目获得稳定的长期收益。不仅如此，随着 ESG 投资实践积累，银行开展 ESG 投资业务的流程不断完善、效率不断提升，ESG 投资对流动性创造的负向声誉约束效应将逐渐被积极的声誉溢出效应所补偿，使得 ESG 投资对流动性创造表现为净促进作用。具体来看，ESG 投资的声誉溢出效应主要通过“盈利”和“风险”渠道促进流动性创造。从“盈利”渠道来看，ESG 投资的声誉溢出效应有助于银行提升盈利水平。良好的 ESG 形象有助于银行获得利益相关者支持，为经营活动创造有利条件。同时，ESG 投资要求银行优化管理机制，提升经营效率，由此也会有效改善经营绩效。随着盈利水平提升，银行净流动性头寸增加，流动性创造的资金约束得应成本进行员工培训和风控升级，从而占用多元化业务资源，对佣金、手续费等非利息业务形成挤出效应。由于相比非利息业务，传统存贷款业务流动性更强，ESG 投资通过降低银行非利息收入占比，一定程度上能够起到促进流动性创造的作用。从“风险”渠道看，受益于声誉溢出效应，良好的 ESG 投资表现有助于银行积累声誉资本。声誉资本作为无形资产，能够在危机时期发挥声誉保险作用，缓冲负面冲击带来的不利影响(Godfrey, 2005)，强化银行对经营前景的乐观预期，增强银行流动性创造意愿。因此，ESG 投资通过提升银行风险容忍度促使银行创造更多流动性。基于此，本文提出以下研究假设：

假设 2：ESG 投资通过调整银行盈利水平和结构的“盈利”渠道，以及增强银行风险偏好的“风险”渠道促进银行流动性创造。

作为外生冲击，经济政策不确定性通过影响微观主体行为，能够放大 ESG 投资的声誉

溢出效应, 增强 ESG 投资对流动性创造的促进作用。具体来看, 随着经营环境不确定性增强, ESG 投资所积累的声誉资本能够更多地发挥其声誉保险作用, 通过缓冲外部经济波动的不利冲击维持银行稳健经营, 由此增强银行乐观预期, 提高银行风险容忍度, 促使具有较高 ESG 投资水平的银行创造更多流动性。从金融消费者角度看, 面对外生冲击的影响, 居民和企业未来收入现金流的不确定性提升, 对未来经济前景的担忧增强, 在获取金融服务时会表现出更为谨慎和保守的态度, 更愿意选择社会形象良好、经营相对稳健的银行。因此, 经济政策不确定性也会通过强化金融消费者对高 ESG 投资水平银行的信任, 来增强 ESG 投资对流动性创造的正向影响。基于此, 本文提出以下研究假设:

假设 3: 经济政策不确定性能够增强 ESG 投资对流动性创造的促进作用。

三、研究设计

(一) 模型设定

为考察 ESG 投资对银行流动性创造的影响, 本文借助普通最小二乘估计法建立基准回归模型如下:

$$LC_{bt} = \alpha + \beta \times ESG_{bt-1} + \gamma \times Controls_{bt-1} + \theta_b + \theta_t + \varepsilon_{bt} \quad (1)$$

其中, 被解释变量 LC_{bt} 表示银行 b 在 t 期的流动性创造水平。核心解释变量 ESG 以样本银行的 ESG 评级作为代理变量。 $Controls$ 是银行个体层面和宏观经济层面的一系列控制变量。 α 是模型截距项, θ_b 是银行个体固定效应, θ_t 是季度固定效应, ε_{bt} 是随机误差项。为尽可能缓解反向因果所致的内生性问题, 回归中的核心解释变量和控制变量均使用一阶滞后项。方程 (1) 中系数 β 的符号和显著性能够反映银行 ESG 投资对流动性创造的影响, 是本文关注的重点。

为检验 ESG 投资影响银行流动性创造的“盈利”渠道和“风险”渠道, 本文借鉴 Baron and Kenny (1986) 提出的中介效应检验程序进行分析, 详见方程 (1) - (3):

$$M_{bt} = \alpha + \delta \times ESG_{bt-1} + \gamma \times Controls_{bt-1} + \theta_b + \theta_t + \varepsilon_{bt} \quad (2)$$

$$LC_{bt} = \alpha + \beta_1 \times M_{bt-1} + \beta' \times ESG_{bt-1} + \gamma \times Controls_{bt-1} + \theta_b + \theta_t + \varepsilon_{bt} \quad (3)$$

其中, M 是本文选取的中介变量。根据中介效应检验程序, 本文需关注系数 β 、 δ 、 β_1 和 β' 。

为分析经济政策不确定性在 ESG 投资与银行流动性创造关系中发挥的外部调节效应, 本文在基准模型中纳入经济政策不确定性上升时期虚拟变量及其与 ESG 投资的交叉项, 回

归模型如下所示：

$$LC_{bt} = \alpha + \beta' \times ESG_{bt-1} + \beta_1 \times Dum_{bt-1} + \beta_2 \times ESG_{bt-1} \times Dum_{bt-1} + \gamma \times Controls_{bt-1} + \theta_b + \theta_t + \varepsilon_{bt} \quad (4)$$

其中， Dum 是经济政策不确定性上升时期虚拟变量。除系数 β' 的符号和显著性外，本文需重点关注系数 β_2 的符号和显著性，用以分析经济政策不确定性如何影响 ESG 投资与流动性创造之间的关系。此外，本文的异质性分析参考此方程进行估计。

（二）主要变量说明

1. 银行流动性创造

本文基于 Berger and Bouwman（2009）提出的三步法构建银行流动性创造指标¹。第一步，以到期时间、变现难易程度和成本大小为标准，将商业银行资产负债表表内外科目划分为流动性、准流动性和非流动性三类。第二步，按照流动性强弱为分类后的各项科目分配权重，其中非流动性资产、流动性负债和表外非流动性科目赋予权重 0.5，流动性资产、非流动性负债及权益和表外流动性科目赋予权重-0.5，准流动性资产、负债和表外科目赋予权重 0。第三步，在前两步基础上进行加权求和，并除以银行总资产，最终得到流动性创造指标，计算公式如下：

$$LC = LCAsset + LCLia + LCOff \quad (5)$$

$$LCEx = LCAsset + LCLia \quad (6)$$

其中， LC 和 $LCEx$ 分别表示包含和排除表外科目的银行流动性创造。 $LCAsset$ 表示资产端流动性创造，根据“发放贷款及垫款”科目是按照贷款类别还是贷款期限分类，进一步划分为基于贷款类别的流动性创造($LCCaAsset$)和基于贷款期限的流动性创造($LCMaAsset$)。 $LCLia$ 是负债端流动性创造， $LCOff$ 是表外流动性创造。本文使用的 $LCCa$ 是基于贷款类别且包含表外科目的流动性创造， $LCCaEx$ 是基于贷款类别且不含表外科目的流动性创造， $LCMa$ 是基于贷款期限且包含表外科目的流动性创造， $LCMaEx$ 是基于贷款期限且不含表外科目的流动性创造。

2. ESG 投资

本文借助华证指数的环境保护、社会责任和公司治理评级衡量银行 ESG 投资表现。华证 ESG 评级指标计算定量有据，在借鉴国外主流 ESG 体系发展经验的基础上，结合国内市场特点构建三级指标评价体系，能够同时集成传统数据和另类数据，较为全面地覆盖上市银

¹ 因篇幅所限，商业银行资产负债表表内外各科目的具体流动性分类和权重未予展示，结果备索。

行公开披露数据、社会责任报告、可持续发展报告、监管部门网站数据以及新闻媒体报道。在数据更新方面, 华证 ESG 指标采用季度定期评价和动态跟踪结合的方式进行数据调整, 时效性较强。而且该指标能够覆盖全部 A 股上市银行, 最早可回溯至 2009 年 1 季度, 具有较强的代表性。从构建方法来看, 环境维度指标基于银行环境管理体系、产品获得环境认证、环境违法违规事件等关键因子; 社会维度指标基于扶贫、社会责任报告质量、负面经营事件等重要因子; 公司治理维度囊括关联交易、董事会独立性、整体财务可信度、信息披露质量等关键变量。

3. 经济政策不确定性

既有文献关于中国经济政策不确定性的研究主要使用 Baker et al. (2016) 构造的中国经济政策不确定性指数。但是, 该指数构造参考的香港《南华早报》倾向于呈现与中国香港经济和国际经济有关的新闻报道, 在刻画中国经济不确定性方面具有一定的片面性。相比之下, Davis et al. (2019) 编制的经济政策不确定性指数以《人民日报》和《光明日报》两家大陆主流报刊作为数据源, 从经济、政策和不确定性三个层面选取关键词, 通过统计关键词出现的词频, 计算得出中国经济政策不确定性指数, 能够更为客观、全面、准确地反映中国经济政策不确定性的变化。为此, 本文在基准回归中使用 Davis et al. (2019) 指数衡量我国经济政策不确定性。

4. 控制变量

本文在基准模型中加入一系列可能影响银行流动性创造的控制变量。在银行特征层面, 本文纳入以下四组变量: (1) 银行规模 (*BankSize*), 即银行总资产的自然对数。银行规模越大, 业务多元化程度越高, 对传统存贷款业务的依赖度越低, 因此银行规模可能与流动性创造呈负相关关系; (2) 资本资产比 (*EquityAsset*), 即银行所有者权益与总资产的比值。根据“金融脆弱—挤压理论” (Diamond and Rajan, 2001), 资本会抑制流动性创造, 而根据“风险吸收理论” (Gorton and Winton, 2017), 资本通过增强银行风险缓冲能力能够促进流动性创造。(3) 存款资产比 (*DeposAsset*), 即银行总存款与总资产的比值。银行存款占比越高, 负债端流动性越强, 同时银行也能获得丰富资金进行资产端流动性创造。四是贷款资产比 (*LoanAsset*), 即银行总贷款与总资产的比值。随着贷款占比提高, 银行面对的流动性风险增加, 为避免潜在的挤兑风险, 银行可能会减少流动性创造。在宏观环境层面, 本文纳入 GDP 增速 (*GDP*)。GDP 增速越快, 银行对经济前景的预期越乐观, 流动性创造意愿越强 (宋科

等，2021）。¹

（三）样本选择

基于数据可得性，本文使用 2009 年 1 季度—2020 年 2 季度 36 家上市银行的季度面板数据作为研究样本。上市银行特征数据均来自万得数据库以及样本银行历年年报、半年报和季报，华证 ESG 评级数据来自同花顺 iFinD 数据库。此外，为编制流动性创造指标，本文对银行活期存款、企业贷款及垫款、票据贴现、一年后到期的发放贷款及垫款以及表外信用承诺等科目的缺失数据通过银行财报补齐，对部分季度缺失数据借助线性插值法予以填补。本文的样本银行涵盖 6 家国有大型商业银行、9 家股份制商业银行、13 家城市商业银行和 8 家农村商业银行，具有较强的代表性。为避免离群值对回归结果的影响，本文对所有连续变量在 1%和 99%分位数上进行缩尾处理。

四、实证结果与分析

（一）主要回归结果分析

1. 基准回归结果

根据表 1 基准回归结果，无论银行流动性创造的计算是基于贷款类别还是贷款期限，以及无论是否排除表外科目，ESG 投资对流动性创造的回归系数均显著为正，表明假设 1a 成立，即 ESG 投资的声誉溢出效应发挥主要作用，使得 ESG 投资显著促进银行流动性创造。从控制变量看，在银行特征层面，银行规模 (*BankSize*) 对基于贷款类别流动性创造 (*LCCa*、*LCCaEx*) 的回归系数显著为负，即规模较大的银行其流动性创造水平反而更低。资本资产比 (*EquityAsset*) 与流动性创造整体上呈显著的负相关关系，由此验证了银行资本对流动性创造的“金融脆弱—挤压”理论。存款资产比 (*DeposAsset*) 的回归系数显著为正，即存款资产比较高的银行会创造更多流动性。此外，与前文分析一致，贷款资产比 (*LoanAsset*) 与流动性创造呈显著的负相关关系。最后，在宏观环境层面，GDP 增速 (*GDP*) 提高会显著促进银行流动性创造。

¹ 因篇幅所限，本文回归所用的主要变量说明和描述性统计表未予展示，结果备索。

表 1 基准模型: ESG 投资与银行流动性创造

变量	(1) <i>LCCa</i>	(2) <i>LCCaEx</i>	(3) <i>LCMa</i>	(4) <i>LCMaEx</i>
<i>L.ESGRating</i>	0.0240*** (0.0045)	0.0268*** (0.0046)	0.0221*** (0.0044)	0.0256*** (0.0045)
<i>L.BankSize</i>	-0.0305*** (0.0110)	-0.0266** (0.0115)	-0.0087 (0.0101)	-0.0028 (0.0108)
<i>L.EquityAsset</i>	-1.2016** (0.4704)	-1.4083*** (0.4697)	-0.8078* (0.4289)	-1.0917** (0.4364)
<i>L.DeposAsset</i>	0.4894*** (0.0597)	0.2924*** (0.0650)	0.2322*** (0.0526)	0.0367 (0.0594)
<i>L.LoanAsset</i>	-0.4906*** (0.1050)	-0.3870*** (0.1077)	-0.3562*** (0.0979)	-0.2534** (0.1021)
<i>L.GDP</i>	0.5374*** (0.1037)	0.5649*** (0.1044)	0.4187*** (0.1033)	0.4527*** (0.1085)
常数项	0.9082*** (0.3014)	0.7465** (0.3159)	0.4226 (0.2768)	0.2074 (0.2979)
季度固定效应	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
观测值	874	874	874	874
调整 R ²	0.7478	0.6756	0.7777	0.7225

说明:“L.”代表一阶滞后项,表内数字为变量的回归系数,括号内数字为稳健标准误。***、**、*分别表示在 1%、5%、10%的水平下显著。下同。

2. 基于流动性创造子维度

为考察 ESG 投资对银行流动性创造子维度的影响,本文将基准模型中的被解释变量分别替换为银行资产端流动性创造 (*LCCaAsset*、*LCMaAsset*)、负债端流动性创造 (*LCLia*) 和表外流动性创造 (*LCOff*)。表 2 回归结果显示,ESG 投资对流动性创造各子维度的影响存在显著结构性差异,ESG 投资在促进银行资产端、负债端流动性创造的同时,会对表外流动性创造产生抑制作用。从资产端看,银行 ESG 投资能够有效提升财务绩效,增强乐观预期,提高信贷供给意愿,从而促进资产端流动性创造。从负债端看,银行进行 ESG 投资并积极对外宣传,能够产生正向的声誉溢出效应,赢得金融消费者支持,从而有效提升吸储能力,增强负债端流动性创造能力。从表外端看,考虑到表外业务具有高杠杆率等特点,其规模过度扩张会加剧银行系统性风险(王晓芳和权飞过,2019),ESG 投资要求银行更加注重治理优化和风险控制,促使银行加强对非规范表外业务的管理约束和风险隔离,由此抑制表外流动性创造。

表 2 进一步分析：基于流动性创造子维度

变量	(1) <i>LCCaAsset</i>	(2) <i>LCMaAsset</i>	(3) <i>LCLia</i>	(4) <i>LCOff</i>
<i>L.ESGRating</i>	0.0217*** (0.0040)	0.0203*** (0.0040)	0.0050*** (0.0016)	-0.0030*** (0.0011)
控制变量	是	是	是	是
季度固定效应	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
观测值	874	874	874	874
调整 R ²	0.5028	0.5902	0.7924	0.8228

3. 基于 ESG 投资分项

为考察 ESG 投资分项对银行流动性创造的影响，本文将基准模型中的核心解释变量分别替换为银行环境保护投资(*ERating*)、社会责任投资(*SRating*)和公司治理投资(*GRating*)。根据表 3 回归结果，环境保护投资和社会责任投资均对流动性创造存在显著负向影响，而公司治理投资则对流动性创造存在显著正向影响。进一步地，在同时纳入 ESG 投资三个分项指标后，只有公司治理投资的回归系数显著为正。由此可见，ESG 投资对流动性创造的整体促进作用主要由公司治理投资所驱动。银行通过公司治理投资优化治理结构，完善管理机制，有助于降低代理成本，提高经营效率，从而通过声誉溢出效应促进流动性创造。但是，如果银行过度进行环境保护投资和社会责任投资，声誉约束效应就会发挥更为显著的作用，银行通过提高信贷审批标准对贷款企业的环境和社会风险提出更严格要求，将会压缩贷款规模，抑制流动性创造。

表 3 进一步分析：基于 ESG 投资分项

变量	(1) <i>LCCa</i>	(2) <i>LCCaEx</i>	(3) <i>LCMa</i>	(4) <i>LCMaEx</i>
A 栏：环境保护				
<i>L.ERating</i>	-0.0095*** (0.0029)	-0.0120*** (0.0029)	-0.0076*** (0.0027)	-0.0096*** (0.0028)
控制变量	是	是	是	是
季度固定效应	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
观测值	874	874	874	874
调整 R ²	0.7414	0.6675	0.7716	0.7139
B 栏：社会责任				
<i>L.SRating</i>	-0.0363*** (0.0055)	-0.0444*** (0.0056)	-0.0311*** (0.0054)	-0.0383*** (0.0054)
控制变量	是	是	是	是
季度固定效应	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是

观测值	874	874	874	874
调整 R ²	0.7530	0.6882	0.7804	0.7289
C 栏：公司治理				
<i>L.GRating</i>	0.0188*** (0.0025)	0.0218*** (0.0026)	0.0163*** (0.0025)	0.0193*** (0.0026)
控制变量	是	是	是	是
季度固定效应	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
观测值	874	874	874	874
调整 R ²	0.7616	0.6991	0.7870	0.7379
D 栏：同时纳入				
<i>L.ERating</i>	0.0056 (0.0046)	0.0067 (0.0046)	0.0060 (0.0045)	0.0073 (0.0045)
<i>L.SRating</i>	-0.0353*** (0.0093)	-0.0436*** (0.0092)	-0.0319*** (0.0091)	-0.0395*** (0.0091)
<i>L.GRating</i>	0.0156*** (0.0027)	0.0178*** (0.0027)	0.0134*** (0.0027)	0.0157*** (0.0027)
控制变量	是	是	是	是
季度固定效应	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
观测值	874	874	874	874
调整 R ²	0.7696	0.7146	0.7928	0.7486

(二) 内生性分析、稳健性检验与异质性分析¹

1. 内生性分析

本文综合运用以下方法缓解模型中可能存在的内生性问题，所有结果均支持基准回归结论。(1) 工具变量法。针对反向因果带来的内生性影响，本文使用本季度总部所在省份其他上市银行 ESG 评级的算术均值作为工具变量，借助工具变量两阶段最小二乘法进行分析。

(2) 双重差分估计。2020 年 1 月，中国银保监会发布《关于推动银行业和保险业高质量发展的指导意见》，要求银行“建立健全环境与社会风险管理体系，将环境、社会、治理要求纳入授信全流程，强化环境、社会、治理的信息披露和与利益相关者的交流互动”。本文将这一事件当作“准自然实验”，将高 ESG 投资水平银行（当期 ESG 评级大于样本中位数的银行）作为处理组，构建双重差分模型，缓解由反向因果产生的内生性问题。(3) 系统 GMM 估计。本文进一步借助系统 GMM 估计法对可能存在的反向因果问题予以解决。(4) 增加遗漏变量。为缓解遗漏变量问题带来的内生性干扰，本文将反映银行贷款和股权结构的最大十家客户贷款占比、前十大股东持股占比、第 2 至第 10 大股东持股占比之和、机构持股比例，

¹ 因篇幅所限，回归结果备索。

以及宏观经济层面的银行业景气指数、CPI 增长率、城镇失业率等纳入基准模型进行回归分析。

2. 稳健性检验

本文综合运用以下方法进行稳健性检验，所得结论与基准模型均保持一致。(1) 由于同一家银行不同时期之间的误差项可能存在自相关问题，本文使用基于银行个体的聚类稳健标准误进行估计。(2) 为缓解控制变量过多带来的多重共线性问题，以及加入银行特征变量可能导致的内生性干扰，本文在回归中剔除银行特征和宏观经济变量。(3) 为进一步解决内生性问题，本文使用面板固定效应进行回归。(4) 考虑到样本选择带来的潜在偏误，本文在基准回归的基础上进行样本调整，剔除数据连续期少于 26 个季度的银行，即使用 2009 年 1 季度—2020 年 2 季度 16 家上市银行的平衡面板数据进行回归分析。(5) 为避免在更大范围上的离群值对研究结论的干扰，本文对各变量样本数据进行上下 5% 分位点缩尾处理。(6) 为避免华证 ESG 数据准确性可能带来的偏差，本文使用万得数据库编制的 ESG 评级指标进行估计。

3. 异质性分析

(1) 地方性银行。本文在基准模型中加入地方性银行虚拟变量及其与 ESG 投资的交叉项。地方性银行虚拟变量是指如果银行是城市商业银行或农村商业银行则取值为 1，否则取值为 0。回归结果表明，ESG 投资对流动性创造的促进作用在地方性银行中更加明显。地方性银行的品牌影响力往往局限在当地，即使在有限的业务辐射范围内，也面临来自全国性银行的竞争。在这种情况下，地方性银行借助 ESG 投资进行品牌宣传，能够在更大程度上从声誉溢出效应受益，从而有效获取外部利益相关者认同，为流动性创造提供更好的条件。同时，地方性银行往往规模较小、业务单一、管理不够规范，ESG 投资对地方性银行带来的治理优化作用也更为显著。

(2) 资本短缺银行。本文在基准模型中加入资本短缺银行虚拟变量及其与 ESG 投资的交叉项。资本短缺银行虚拟变量是指如果银行资本充足率小于样本中位数则取值为 1，否则取值为 0。回归结果表明，ESG 投资对流动性创造的促进作用在资本短缺银行中更为显著。银行资本水平越高意味着危机时股东以自有资本承担的损失越大 (Keeley and Furlong, 1990)，为避免潜在损失，股东有较强激励对管理层机会主义行为予以约束，促使银行在风险资产配置中表现得更为谨慎。因此，资本短缺可能会强化 ESG 投资对流动性创造的“风险”渠道，导致 ESG 投资对流动性创造的促进作用在资本短缺银行中更为显著。此外，本文进一步使用核心资本充足率替代资本充足率对资本短缺银行进行定义，所得结论保持一致。

五、基于“盈利”和“风险”渠道的中介机制分析

(一) “盈利”渠道

为检验 ESG 投资是否通过“盈利”渠道影响流动性创造, 本文以净息差 (利息净收入/生息资产, *NIM*) 作为盈利水平层面的中介变量, 以非利息收入占比 (非利息收入/营业收入, *NonintIncoR*) 作为盈利结构层面的中介变量进行中介效应检验。根据表 4 第 (1) 列回归结果, ESG 投资会显著提升银行净息差, 降低银行非利息收入占比。第 (2) - (5) 列结果显示, 银行净息差对流动性创造存在显著正向影响, 非利息收入占比则对流动性创造存在显著负向影响。在加入中介变量后, 各列回归中 ESG 投资对流动性创造的促进作用仍显著存在。由此可见, 银行盈利水平和盈利结构在 ESG 投资与流动性创造之间起到部分中介效应的作用, 即 ESG 投资通过提升银行盈利水平、改变银行盈利结构促进流动性创造, 假设 2 中的“盈利”渠道得到验证。进一步地, 本文使用净利差和收入多元化分别作为盈利水平和盈利结构层面的中介变量进行回归分析, 所得结果仍保持一致。

表 4 中介效应检验: “盈利”渠道

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
A 栏: 净息差					
变量	<i>NIM</i>	<i>LCCa</i>	<i>LCCaEx</i>	<i>LCMa</i>	<i>LCMaEx</i>
<i>L.ESGRating</i>	0.0008*** (0.0001)	0.0192*** (0.0044)	0.0216*** (0.0044)	0.0176*** (0.0043)	0.0207*** (0.0044)
<i>L.NIM</i>		6.2223*** (1.1721)	6.7483*** (1.2480)	5.8923*** (1.1515)	6.4153*** (1.2319)
控制变量	是	是	是	是	是
季度固定效应	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是
观测值	874	874	874	874	874
调整 R ²	0.9147	0.7571	0.6888	0.7859	0.7336
B 栏: 非利息收入占比					
变量	<i>NonintIncoR</i>	<i>LCCa</i>	<i>LCCaEx</i>	<i>LCMa</i>	<i>LCMaEx</i>
<i>L.ESGRating</i>	-0.0149*** (0.0033)	0.0181*** (0.0044)	0.0207*** (0.0044)	0.0172*** (0.0044)	0.0205*** (0.0044)
<i>L.NonintIncoR</i>		-0.4255*** (0.0496)	-0.4385*** (0.0519)	-0.3550*** (0.0485)	-0.3637*** (0.0508)
控制变量	是	是	是	是	是
季度固定效应	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是
观测值	874	874	874	874	874
调整 R ²	0.7527	0.7716	0.7061	0.7939	0.7419

(二) “风险”渠道

为考察 ESG 投资是否通过“风险”渠道影响流动性创造，本文选取总体违约风险（ \ln （资产利润率 5 个季度移动标准差/（资产利润率+资本资产比））， $Zscore$ ）和资产风险承担（逾期 90 天以上贷款/总贷款， $PD90ToLoan$ ）作为中介变量进行中介效应检验。根据表 5 第（1）列回归结果，ESG 投资能够显著提升银行风险偏好，表现为更高的总体违约风险和资产风险承担，第（2）-（5）列结果显示，总体违约风险和资产风险承担均与流动性创造呈正相关关系。在纳入中介变量后，ESG 投资对银行流动性创造仍存在显著正向影响。由此可见，银行风险在 ESG 投资与流动性创造之间起到部分中介效应的作用，即 ESG 投资通过提升银行风险容忍度促进流动性创造，由此验证假设 2 中的“风险”渠道。

表 5 中介效应检验：“风险”渠道

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
A 栏：总体违约风险					
变量	$Zscore$	$LCCa$	$LCCaEx$	$LCMa$	$LCMaEx$
$L.ESGRating$	0.0357*** (0.0075)	0.0167*** (0.0048)	0.0202*** (0.0050)	0.0188*** (0.0048)	0.0232*** (0.0050)
$L.Zscore$		0.1763*** (0.0223)	0.1583*** (0.0241)	0.1101*** (0.0213)	0.0907*** (0.0232)
控制变量	是	是	是	是	是
季度固定效应	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是
观测值	843	824	824	824	824
调整 R^2	0.8169	0.7500	0.6827	0.7653	0.7151
B 栏：资产风险承担					
变量	$PD90ToLoan$	$LCCa$	$LCCaEx$	$LCMa$	$LCMaEx$
$L.ESGRating$	0.0009*** (0.0002)	0.0202*** (0.0043)	0.0217*** (0.0043)	0.0186*** (0.0042)	0.0208*** (0.0043)
$L.PD90ToLoan$		5.4906*** (0.5255)	7.3343*** (0.5273)	5.1067*** (0.5021)	6.8749*** (0.5152)
控制变量	是	是	是	是	是
季度固定效应	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是
观测值	874	874	874	874	874
调整 R^2	0.6225	0.7715	0.7269	0.7978	0.7644

六、拓展讨论：引入经济政策不确定性

在当前我国经济转型的重要时期，特别是新冠肺炎疫情爆发以来，我国频繁进行经济政策调整以保障经济平稳运行，这也导致经济政策不确定性显著增强。作为宏观层面的外部冲

击, 经济政策不确定性会抑制企业投资需求, 降低居民消费意愿, 增加信贷市场上的噪声信号 (李凤羽和杨墨竹, 2015; Baker et al., 2016; 顾海峰和于家珺, 2019), 从而对银行经营产生直接或间接影响。因此, 进一步分析经济政策不确定性如何影响 ESG 投资与银行流动性创造之间的关系显得尤为重要。

本文根据方程 (4), 在回归中加入经济政策不确定性上升时期虚拟变量 ($isEPU$) 及其与 ESG 投资的交叉项。本文对 Davis et al. (2019) 编制的中国经济政策不确定性指数的季度均值取 HP 滤波, 如果所得周期值大于 0 则认为银行处于经济政策不确定性上升时期, 变量 $isEPU$ 取值为 1, 否则取值为 0。根据表 6 回归结果, $isEPU$ 系数显著为负, 表明经济政策不确定性上升对银行流动性创造存在抑制作用。具体来看, 经济政策不确定性上升会增强银行“自我保险”动机, 促使银行减少信贷供给 (Bordo et al., 2016; Valencia, 2017), 从而对银行流动性创造产生负向影响。表 6 回归中交叉项系数均显著为正, 表明在经济政策不确定性上升时期, ESG 投资对流动性创造的促进作用更加显著, 从而验证假设 3。

表 6 经济政策不确定性、ESG 投资与银行流动性创造

	(1)	(2)	(3)	(4)
变量	$LCCa$	$LCCaEx$	$LCMa$	$LCMaEx$
$L.ESGRating$	0.0158*** (0.0045)	0.0190*** (0.0046)	0.0143*** (0.0044)	0.0184*** (0.0046)
$L.isEPU$	-0.1761*** (0.0586)	-0.1683*** (0.0577)	-0.1679*** (0.0589)	-0.1562*** (0.0585)
$L.ESGRating \times L.isEPU$	0.0172** (0.0077)	0.0155** (0.0075)	0.0162** (0.0077)	0.0141* (0.0076)
控制变量	是	是	是	是
季度固定效应	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
观测值	874	874	874	874
调整 R^2	0.7745	0.7142	0.8029	0.7566

进一步地, 本文将表 6 中的 ESG 投资分别替换为银行环境保护投资 ($ERating$)、社会责任投资 ($SRating$) 和公司治理投资 ($GRating$)。根据表 7 回归结果, 经济政策不确定性会增强银行环境保护投资和社会责任投资对流动性创造的抑制作用, 以及公司治理投资对流动性创造的促进作用。从公司治理维度看, 随着经济政策不确定性增强, 居民和企业为避免潜在损失, 在获取金融服务时更倾向选择管理效率高、经营稳健的银行, 由此放大公司治理投资对流动性创造的声誉溢出效应。从环境保护和社会责任维度看, 经济政策不确定性会增强环境保护投资和社会责任投资对流动性创造的声誉约束效应。环境保护投资和社会责任投资

的提高意味着银行在授信决策时对项目提出更加严格的环境和社会标准。随着经济政策不确定性增强，信贷市场上信息不对称程度不断提高。为避免潜在损失和维护自身声誉，银行可能采取更加保守的态度，表现出更弱的信贷供给意愿。进一步地，本文使用基于贷款期限的流动性创造指标，以及 Huang and Luk (2020) 编制的中国经济政策不确定性指数替换 Davis et al. (2019) 指数进行回归分析，所得结论保持一致。

表 7 经济政策不确定性、ESG 投资分项与银行流动性创造

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
		<i>LCCa</i>			<i>LCCaEx</i>	
<i>L.ERating</i>	-0.0031 (0.0030)			-0.0047 (0.0030)		
<i>L.SRating</i>		-0.0181*** (0.0055)			-0.0241*** (0.0055)	
<i>L.GRating</i>			0.0107*** (0.0024)			0.0139*** (0.0026)
<i>L.isEPU</i>	0.0180 (0.0251)	0.2684*** (0.0502)	-0.1545*** (0.0341)	0.0247 (0.0258)	0.3015*** (0.0505)	-0.1505*** (0.0346)
<i>L.Rating</i> × <i>L.isEPU</i>	-0.0100** (0.0039)	-0.0436*** (0.0071)	0.0134*** (0.0040)	-0.0117*** (0.0041)	-0.0489*** (0.0072)	0.0124*** (0.0040)
控制变量	是	是	是	是	是	是
季度固定效应	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	874	874	874	874	874	874
调整 R ²	0.7672	0.7857	0.7871	0.7055	0.7363	0.7346

七、主要结论与政策启示

本文利用 2009 年第一季度至 2020 年第二季度中国 36 家上市银行的非平衡面板数据，实证分析 ESG 投资对流动性创造的影响。结果显示，第一，ESG 投资整体上对流动性创造产生正向影响。从流动性创造子维度来看，ESG 投资对流动性创造各子维度存在不同影响，在促进银行资产端和负债端流动性创造的同时，ESG 投资会抑制表外流动性创造。从 ESG 投资结构看，环境保护投资和社会责任投资均对银行流动性创造存在负向影响，而公司治理投资则对流动性创造存在正向影响。异质性分析表明，ESG 投资在地方性银行和资本短缺银行中对流动性创造存在更为强烈的促进作用。第二，中介效应检验表明，ESG 投资的声誉溢出效应主要通过“盈利”和“风险”渠道作用于银行流动性创造，即 ESG 投资通过提升银行盈利水平、改变盈利结构的“盈利”渠道，以及提升风险容忍度的“风险”渠道促进银行流动性创造。第三，在经济政策不确定性上升时期，ESG 投资对流动性创造

的正向影响更加明显。具体来看，经济政策不确定性会强化环境保护投资和社会责任投资对流动性创造的负向影响，以及公司治理投资对流动性创造的正向影响。

本文结论为规范发展银行 ESG 投资、推动经济高质量发展提供了有益政策启示。第一，正确认识 ESG 投资对银行流动性创造的影响。商业银行和监管部门不仅需考虑 ESG 投资的整体影响，也应关注 ESG 投资分项的结构性差异。第二，构建更加完善的银行 ESG 责任评价体系，将 ESG 表现纳入监管框架。既要引导商业银行主动加强 ESG 投资，发挥金融中介在可持续发展中的引导作用，为经济高质量发展提供合理宽裕的流动性支持，同时也要注意防范与 ESG 投资相伴的流动性风险。第三，对不同类型银行进行差异化监管。一方面，加强对地方性银行的流动性风险管理，警惕其借助 ESG 投资的声誉保险效应创造过剩流动性，对金融体系稳定性产生不利影响。另一方面，在妥善防范流动性风险的基础上，鼓励资本充足银行在增强 ESG 投资的同时增加流动性创造，以满足经济发展对流动性的必要需求。第四，在经济政策不确定性上升时期，ESG 表现良好的银行能够创造更多流动性，需关注与流动性创造相伴的期限错配问题，加强流动性风险管理。

【参考文献】

- [1] 丁宁、任亦侖和左颖, 2020, 《绿色信贷政策得不偿失还是得偿所愿?——基于资源配置视角的PSM-DID成本效率分析》, 《金融研究》第4期, 第112~130页。
- [2] 高勇强、陈亚静和张云均, 2012, 《“红领巾”还是“绿领巾”: 民营企业慈善捐赠动机研究》, 《管理世界》第8期, 第106~114页。
- [3] 顾海峰和于家珺, 2019, 《中国经济政策不确定性与银行风险承担》, 《世界经济》第11期, 第148~171页。
- [4] 顾雷雷、郭建鸾和王鸿宇, 2020, 《企业社会责任、融资约束与企业金融化》, 《金融研究》第2期, 第109~127页。
- [5] 李凤羽和杨墨竹, 2015, 《经济政策不确定性会抑制企业投资吗?——基于中国经济政策不确定指数的实证研究》, 《金融研究》第4期, 第115~129页。
- [6] 李海芹和张子刚, 2010, 《CSR对企业声誉及顾客忠诚影响的实证研究》, 《南开管理评论》第1期, 第90~98页。
- [7] 李增福、汤旭东和连玉君, 2016, 《中国民营企业社会责任背离之谜》, 《管理世界》第9期, 第136~148页。
- [8] 权小锋、吴世农和尹洪英, 2015, 《企业社会责任与股价崩盘风险: “价值利器”或“自利工具”?》, 《经济研究》第11期, 第49~64页。
- [9] 宋科、李振和尹李峰, 2021, 《市场竞争与银行流动性创造——基于分支机构的银行竞争指标构建》, 《统计研究》第11期, 第87~100页。
- [10] 王晓芳和权飞过, 2019, 《如何防范银行系统性风险: 去杠杆、稳杠杆, 还是优杠杆?——基于表外业务结构性数据的实证研究》, 《国际金融研究》第9期, 第65~75页。
- [11] 星焱, 2017, 《责任投资的理论构架、国际动向与中国对策》, 《经济学家》第9期, 第44~54页。
- [12] 颜爱民和李歌, 2016, 《企业社会责任对员工行为的跨层分析——外部荣誉感和组织支持感的中介作用》, 《管理评论》第1期, 第121~129页。
- [13] Alexander, G. J., and R. A. Buchholz. 1978. “Corporate Social Responsibility and Stock Market Performance” *Academy of Management Journal*, 21(3):479~486.
- [14] Attig, N., S. El Ghouli, O. Guedhami, and J. Suh. 2013. “Corporate Social Responsibility and Credit Ratings” *Journal of Business Ethics*, 117(4): 679~694.
- [15] Baker, S. R., N. Bloom, and S. J. Davis. 2016. “Measuring Economic Policy Uncertainty” *The Quarterly Journal of Economics*, 131(4):1593~1636.
- [16] Barnea, A., and A. Rubin. 2010. “Corporate Social Responsibility as a Conflict between Shareholders” *Journal of Business Ethics*, 97(1):71~86.
- [17] Barnett, M. L. 2007. “Stakeholder Influence Capacity and the Variability of Financial Returns to Corporate Social Responsibility” *Academy of Management Review*, 32(3):794~816.
- [18] Baron, R. M., and D. A. Kenny. 1986. “The Moderator-mediator Variable Distinction in Social Psychological Research: Conceptual, Strategic, and Statistical Considerations” *Journal of Personality and Social Psychology*, 51(6):1173~1182.
- [19] Berger, A. N., and C. H. S. Bouwman. 2009. “Bank Liquidity Creation” *The Review of Financial Studies*, 22(9):3779~3837.
- [20] Bhattacharya, S., and A. V. Thakor. 1993. “Contemporary Banking Theory” *Journal of Financial Intermediation*, 3(1):2~50.

- [21] Bolton, B. J. 2013. "Corporate Social Responsibility and Bank Performance" Available at SSRN 2277912.
- [22] Boot, A. W., S. I. Greenbaum, and A. V. Thakor. 1993. "Reputation and Discretion in Financial Contracting" *The American Economic Review*, 83(5):1165~1183.
- [23] Bordo, M. D., J. V. Duca, and C. Koch. 2016. "Economic Policy Uncertainty and the Credit Channel: Aggregate and Bank Level U.S. Evidence over Several Decades" *Journal of Financial Stability*, 26(10):90~106.
- [24] Cornett, M. M., O. Erhemjants, and H. Tehrani. 2016. "Greed or Good Deeds: An Examination of the Relation between Corporate Social Responsibility and the Financial Performance of U.S. Commercial Banks around the Financial Crisis" *Journal of Banking & Finance*, 70(9):137~159.
- [25] Cui, J., H. Jo, and H. Na. 2018. "Does Corporate Social Responsibility Affect Information Asymmetry?" *Journal of Business Ethics*, 148(3):549~572.
- [26] Davis, S. J., D. Liu, and X. S. Sheng. 2019. "Economic Policy Uncertainty in China since 1949: The View from Mainland Newspapers" Working Paper.
- [27] Davydov, D., Z. Fungáčová, and L. Weill. 2018. "Cyclicality of Bank Liquidity Creation" *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 55(3):81~93
- [28] Diamond, D. W., and P. H. Dybvig. 1983. "Bank Runs, Deposit Insurance, and Liquidity" *Journal of Political Economy*, 91(3):401~419.
- [29] Diamond, D. W., and R. G. Rajan. 2001. "Liquidity Risk, Liquidity Creation, and Financial Fragility: A Theory of Banking" *Journal of Political Economy*, 109(2):287~327.
- [30] Duan, Y., X. Fan, X. Li, Y. Rong, and B. Shi. 2021. "Do Efficient Banks Create more Liquidity: International Evidence" *Finance Research Letters*, 42(10):101919.
- [31] Freeman, R. E. 1984. "Strategic Management: A Stakeholder Approach" Cambridge University Press.
- [32] Friedman, M. 1970. "A Theoretical Framework for Monetary Analysis" *Journal of Political Economy*, 78(2):193~238.
- [33] Godfrey, P. C. 2005. "The Relationship between Corporate Philanthropy and Shareholder Wealth: A Risk Management Perspective" *Academy of Management Review*, 30(4):777~798.
- [34] Gorton, G., and A. Winton. 2017. "Liquidity Provision, Bank Capital, and the Macroeconomy" *Journal of Money, Credit and Banking*, 49(1):5~37.
- [35] Goss, A., and G. S. Roberts. 2011. "The Impact of Corporate Social Responsibility on the Cost of Bank Loans" *Journal of Banking & Finance*, 35(7):1794~1810.
- [36] Huang, Y., and P. Luk. 2020. "Measuring Economic Policy Uncertainty in China" *China Economic Review*, 59(2):101367.
- [37] Keeley, M. C., and F. T. Furlong. 1990. "A Reexamination of Mean-variance Analysis of Bank Capital Regulation" *Journal of Banking & Finance*, 14(1):69~84.
- [38] Luo, S., S. Yu, and G. Zhou. 2021. "Does Green Credit Improve the Core Competence of Commercial Banks? Based on Quasi-natural Experiments in China" *Energy Economics*, 100(5):105335.
- [39] Porter, M. E., and M. R. Kramer. 2006. "The Link between Competitive Advantage and Corporate Social Responsibility" *Harvard Business Review*, 84(12):78~92.
- [40] Shen, C., M. Wu, T. Chen, and H. Fang. 2016. "To Engage or Not to Engage in Corporate Social Responsibility: Empirical Evidence from Global Banking Sector" *Economic Modelling*, 55(6):207~225.
- [41] Valencia, F. 2017. "Aggregate Uncertainty and the Supply of Credit" *Journal of Banking & Finance*, 81(8):150~165.
- [42] Wu, M., and C. Shen. 2013. "Corporate Social Responsibility in the Banking Industry: Motives and Financial Performance" *Journal of Banking & Finance*, 37(9):3529~3547.

外生冲击、金融参与度与居民消费

朱菲菲¹ 陈靖² 李惠璇³

【摘要】居民消费作为经济发展的重要引擎，在中国经济增长中起到愈发重要的作用。以新冠肺炎疫情为例，本文基于支付宝在地级市层面的日度消费数据和一套线上问卷调查数据，对外生冲击对居民消费的影响及其金融参与度在其中发挥的作用进行了探讨。本文发现：在疫情冲击后 24 天内，居民消费平均下降 25%，疫情所造成的消费损失累计约为 1 万亿元。而金融参与度会显著缓解外生冲击对消费的负面作用。本文是国内第一篇运用移动支付数据对疫情期间短期消费受损情况进行匡算和分析的文章，分析视角与研究结论对于提振消费、促进经济稳定发展具有现实意义。

【关键词】重大突发公共卫生事件；金融参与度；居民消费；新冠肺炎疫情

引言

新冠肺炎疫情是新中国成立以来，传播速度最快、感染范围最广、防控难度最大的重大突发公共卫生事件。疫情发生以来，各地政府相继出台推迟复工、加大交通管制等严厉措施，经济增长面临前所未有的压力，尤其是消费需求受到了严重冲击。根据国家统计局数据显示，2020 年全年社会消费品零售总额为 39.20 万亿，比上年下降 3.9%。由于消费涉及众多行业，如批发零售、住宿餐饮、文化娱乐等，都是劳动密集型的行业，因此消费的下降会导致失业增加、以及经济增长率的下滑。

由于传统消费指标数据频率较低且存在统计盲区⁴，这使得评估重大突发公共卫生事件所造成的短期消费损失变得非常困难，对于后续政策的合理制定和精准实施也提出了很大挑战。在疫情最严重的期间，居民消费究竟下降了多少？什么因素影响居民消费下降的异质性？以及在疫情防控常态化之后，如何有效地刺激和提振消费？这些都是关乎中国未来经济健康

¹ 朱菲菲，中央财经大学金融学院。

² 陈靖，中国农业大学经济管理学院。

³ 李惠璇，北京工商管理大学经济学院。

⁴ “最终消费支出”、“社会零售品销售总额”等传统消费指标的数据频率较低，如“最终消费支出”的数据频率最细为“省份-年度”维度，“社会零售品销售总额”虽然在全国层面有月度数据，但是到各省市层面，只有季度或年度数据；此外，这类指标的数据来源为住户调查、零售总额调查等，如社会消费品零售额指标对限额以下社会消费品零售额采用抽样调查推算的方式进行统计，这使得该类统计指标存在对于个体工商户、诸多居民线下可选服务类消费覆盖不足等盲区。

稳定, 人民安居乐业的重要问题。

本文以新冠肺炎疫情这一重大突发公共事件为例, 基于支付宝在 325 个地级市层面的日度消费数据, 以及超过 2.4 万人的个体财富状况调查数据等, 对疫情造成的短期消费冲击进行匡算, 并对金融参与度对消费冲击的缓解作用进行探讨。本文的贡献在于: 第一, 这是国内第一篇运用线上与线下移动支付数据对疫情期间短期消费受损情况进行匡算的文章。移动支付已成为中国人最主要的支付方式之一, 其数据颗粒度更细、频率更高、覆盖面更广, 可作为对传统经济数据的重要补充。第二, 目前有关金融参与率的研究大多围绕着其影响因素展开, 而使用微观数据对其经济后果进行研究的文献较少, 本文从金融参与度入手, 分析了其对消费冲击的缓冲作用, 丰富了相关文献。第三, 本文针对外生冲击对消费的影响, 以及金融在其中发挥的作用进行了分析, 这对后疫情时代金融如何支持经济恢复和稳定发展, 以及提振消费都具有重要启示。

一、文献综述与研究假设

大量文献表明, 当不确定性增加或经济体面临负外部冲击时, 居民消费活动会相应下降 (Romer, 1990; Leduc & Liu, 2016), 该观点虽然被大量宏观研究所证实, 却缺乏较为可靠的微观证据。2020 年初爆发的新冠肺炎疫情为学者们提供了研究该问题的良好契机。基于这一外生冲击, 学者们对不同国家居民消费对疫情的反应做出了探索。如在有关美国的研究中, Baker et al. (2020) 基于一家非盈利金融科技平台上消费者的日度交易数据发现, 在 3 月末实施隔离措施之后, 总体消费支出出现大幅下降。Coibion et al. (2020) 基于 1 万多名回答者的调查问卷数据发现, 超过 50% 的受访者在疫情期间的收入和财富状况受到损失。有关中国的研究中, Chen et al., (2020) 使用银联在 214 个城市的线下交易数据, 发现在疫情期间, 线下居民消费的受损程度达到 32%, 其中餐饮娱乐、交通旅游行业受到的损失最为严重。此外, 大量学者还就英国 (Hacioglu et al., 2020)、法国 (Bounie et al., 2020)、西班牙 (Carvalho et al., 2020) 等国家的情况进行了研究。鉴于此, 本文提出如下假设 1:

假设 1: 新冠肺炎疫情的爆发对中国居民消费存在显著的负向影响。

金融参与度, 尤其是股票市场参与度, 是家庭金融领域的核心问题之一 (Campbell, 2006)。学者们围绕着金融参与度的影响因素进行了广泛的探讨, 从参与成本、社会互动、信任水平、金融知识、教育背景、家庭人口结构等多角度给出了很多深刻洞见, 如 Hong et al. (2004), 周铭山等 (2011) 发现, 社会互动推动了家庭的金融市场参与度; Guiso et al. (2008) 发现信任水平高的地方, 其居民的金融参与率会更高; 蓝嘉俊 (2018) 发现, 家庭内老年人口占比

的上升会降低金融市场参与以及风险资产配置比重。

经济后果方面，金融参与度对消费居民的消费行为存在重要影响。首先，从需求端而言，广泛的金融参与能够有效地帮助居民应对流动性约束和预算约束，实现当期和跨期的连续消费，对消费具有平滑效应。从供给端而言，金融市场和金融机构为居民提供了丰富的投资机会，降低了投资者的收入波动，有利于消费平滑（Allen et al., 2004; Guiso et al., 1996）；其次，金融资产投资能够使得消费者获得相对于传统储蓄更多的财富增值，财富效应的拉动下可以较为有力地促进居民消费（黄静和屠梅曾，2009；Gan et al., 2010）；最后，居民持有的金融资产（如保险投资等）还可以作为一项重要的风险管理工具，来应对不可预计的收入冲击，从而起到缓解外部冲击、保障消费的作用（张李义和途奔，2017；Skoufias, 2003）。鉴于此，本文提出假设 2：

假设 2：金融参与度能够在负外部冲击发生的情况下，对居民消费降低起到一定的缓解作用。

二、外生冲击下居民消费受损程度的匡算

（一）数据与描述性统计

本文从蚂蚁金服获得了支付宝在 325 个地级市的日度移动支付数据¹，样本城市在 2018 年的 GDP 规模占当年全国 GDP 总量的 93.81%，样本人口占全国总人口的 89.64%，具有极高的覆盖度。日度移动支付数据²，包括支付宝在每个城市每天的支付笔数（PayCnt）和支付金额（PayAmt），所有数据都进行了脱敏化和标准化的处理。数据时段包括 2019 年 12 月 13 日到 2020 年 2 月 17 日，即涵盖 2020 年农历春节（2020 年 1 月 24 日）前后（-42, +24）的时间窗口，以及 2018 年 12 月 24 日到 2019 年 2 月 28 日，即涵盖 2019 年农历春节（2019 年 2 月 4 日）前后（-42, +24）时间窗口。

表 1 的 Panel A 显示，支付笔数的均值和中位数分别为 0.006 和 -0.29，支付金额的均值和中位数为 0.019 和 -0.294，均值大于中位数表明存在部分消费能力较高的城市，拉高了全国的消费水平。Panel B 展示了疫情冲击前后居民消费水平的变化及其显著性。以农历除夕作为事件冲击日，对样本进行分组³，可发现：第一，在冲击前，2020 年的消费水平要高于

¹ 根据银联调查报告，移动支付已经成为中国人最主要的支付方式，在个人消费金额中的占比达到 64%。据央行数据显示，截止到 2019 年底，支付宝占据移动支付市场的 55.10%，排名第一。

² 支付数据是从 C 端消费实际发生城市进行加总统计，包含线上和线下的消费记录。如线上的电商支付、线下的码商支付、线下的扫码支付、以及经由第三方 APP（比如滴滴、大众点评）等各个途径发生的交易。简单理解，该数据是剔除用户转账、投资等交易后，所有经由支付宝过路的消费总额。

³ 如果选用武汉封城日期，即 2020 年 1 月 23 日，以及对应的 2019 年 2 月 3 日作为冲击事件日，并不会

2019 年。第二，由于春节效应，2019 和 2020 年冲击后的消费水平都显著小于冲击前。第三，2020 年冲击前后消费水平的差值要明显大于 2019 年，表明除了春节效应之外，疫情对消费还存在一个直接的负向影响。

表 1 各城市消费水平的描述性统计与均值、中位数差异检验

Panel A: 描述性统计							
变量名称	变量定义	均值	标准差	观测数	25%分位数	中位数	75%分位数
PayCnt	支付笔数	0.006	1.005	42617	-0.387	-0.29	-0.057
PayAmt	支付金额	0.019	1.028	42626	-0.407	-0.294	-0.031
Panel B: 均值与中位数差异性检验							
年份	变量	均值	中位数	均值	中位数	均值差异	中位数差异
		冲击前		冲击后		(冲击后-冲击前)	(冲击后-冲击前)
2019 年	PayCnt	0.067	-0.245	-0.087	-0.319	-0.154***	-0.074***
	PayAmt	0.025	-0.279	-0.096	-0.337	-0.121***	-0.058***
2020 年	PayCnt	0.17	-0.208	-0.236	-0.365	-0.406***	-0.157***
	PayAmt	0.209	-0.196	-0.159	-0.349	-0.368***	-0.153***

注：*，**，***分别代表在 10%，5%和 1%的水平下显著。

（二）行业差异

基于支付宝“城市-行业-周度”的支付金额数据¹，本文对疫情在不同行业造成的冲击进行了统计。每个行业消费受疫情的负面冲击程度等于如果没有疫情发生的 2020 年冲击后各行业消费水平的“反事实结果”与 2020 年冲击后各行业实际的消费水平之间的差距与反事实结果的比值。

表 2 的 Panel A 展示了细分行业的消费受影响程度。受冲击最大的行业是航旅服务、餐饮服务医疗保健等线下服务类行业，以及汽车、家具、办公用品等可选大件消费类行业。粮油、食品、饮料、烟酒类行业受到的冲击较小，仅为 0.3%。而书报杂志类和体育、娱乐用品

对本文的实证结果产生实质性影响。

¹ 在“城市-行业”维度上，支付宝的数据为周度。行业维度数据是从 B 端实际发生城市进行统计，加总了各个城市、各个行业经由支付宝发生的消费交易。支付宝参照国家统计局公布的国民经济行业分类（GB-T4754）对消费行业进行了细分，文中涉及到的细分行业为支付宝提供的全口径行业数据，作者未做任何主观筛选。

类逆势上涨，这部分消费上涨和疫情隔离下的“宅经济”密切相关。进一步的，本文根据支付对象的消费弹性和消费属性对细分行业进行了分类，将行业划分为“必需商品”、“中间商品”、“可选商品”、“必需服务”和“可选服务”五大类¹。Panel B 显示，大类行业中，按损失大小的排序为：“可选商品”>“可选服务”>“中间商品”>“必需服务”>“必需商品”。

表 2 不同行业的消费冲击

行业分类	消费冲击	行业分类	消费冲击
Panel A: 细分行业			
粮油、食品、饮料、烟酒类	-0.003	餐饮服务	-0.314
日用品类	-0.246	教育服务	0.222
化妆品类	-0.098	生活服务	-0.226
服装鞋帽、针、纺织品类	-0.428	航旅服务	-0.494
文化办公用品类	-0.558	文化娱乐服务	-0.216
书报杂志类	0.391	医疗保健服务	-0.295
体育、娱乐用品类	0.311		
通讯器材类	-0.055		
家具类	-0.435		
家用电器和音像器材类	-0.517		
汽车类	-0.503		
Panel B: 大类行业			
必需商品	-0.212	必需服务	-0.347
中间商品	-0.432	可选服务	-0.595
可选商品	-0.634		

(三) 居民消费受损情况

本文运用双重差分模型 (Difference-in-Differences, DiD)，对外生冲击对居民消费的影响程度进行匡算。模型设定如式 (1)：

$$y_{i,t} = \alpha + \beta_1 Treat_i + \beta_2 After_t + \beta_3 Treat_i * After_t + \alpha_i + \alpha_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中， $y_{i,t}$ 表示城市 i 在日期 t 的消费水平，采用支付笔数 ($PayCnt$) 和支付金额 ($PayAmt$) 替代。 $Treat_i$ 为虚拟变量，如果是 2020 年春节的数据，则取值为 1，如果是 2019 年春节的数据，则取值为 0。 $After_t$ 同样为虚拟变量，如果观测时间位于当年除夕之后，则取值为 1，否则为 0。 $Treat_i * After_t$ 是上述两个虚拟变量的乘积，其系数大小表明相比于没有发生疫情的 2019 年春节，发生疫情的 2020 年春节，在疫情发生后，居民的消费水平发生了多大幅度的变化。此外，本文还控制了一系列的固定效应，所有的标准误均在城市维度进行

¹ 行业划分标准：“必需商品”类包括：粮油，食品、饮料、烟酒类，日用品类；“中间商品”类包括：化妆品类，服装鞋帽、针、纺织品类，文化办公用品类，书报杂志类，体育、娱乐用品类，通讯器材类；“可选商品”类包括：家具类，家用电器和音像器材类，汽车类；“必需服务”类包括：餐饮服务，教育服务，生活服务；“可选服务”类包括：航旅服务，文化娱乐服务，医疗保健服务。

了聚类处理。

图 1 展示了新冠疫情冲击前后的消费变化，可发现：第一，无论是支付笔数还是支付金额，在冲击发生之前，2020 年的消费水平都要显著高于 2019 年，并且两者存在很强的平行趋势。第二，两年春节的除夕当天，居民消费水平都发生明显下降，表明存在春节效应。第三，伴随着春节假期的结束，2019 年消费水平从节后第一周就开始 V 型反转，在节后第二周基本恢复到节前水平。但在 2020 年，节后消费水平呈 L 型变化，在节后的三周之后仍与节前的消费水平存在显著差异。

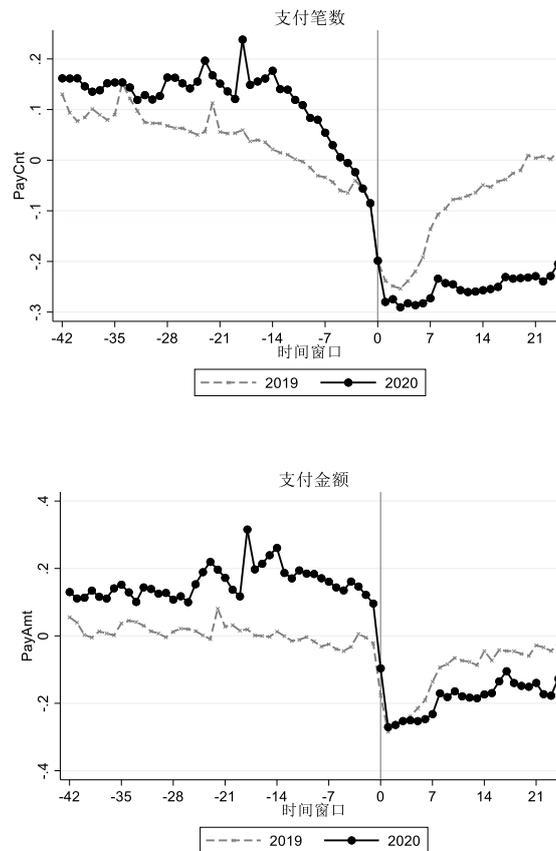


图 1 冲击前后的居民消费变化

表 3 展示了 DiD 模型的回归结果，其中列（1）-（3）和列（4）-（6）的被解释变量分别为支付笔数（PayCnt）和支付金额（PayAmt）。所有模型中 $Treat_i * After_t$ 前面的系数都为负数，且在 1% 的水平上显著。该结果表明，与没有发生疫情的 2019 年春节相比，发生疫情的 2020 年春节，在疫情发生后，居民的消费水平下降了 25%。以 2019 年的数据为基准¹，节后 24 天平均 25% 的下降幅度意味着平均每天损失 0.039 万亿元，24 天的累计损失

¹ 当年 GDP 为 99.09 万亿人民币，其中消费支出对 GDP 增长贡献率为 57.8%。

约为 1 万亿元。上述结论验证了假设 11。

表 3 外生冲击对短期消费的平均影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>PayCnt</i>	<i>PayCnt</i>	<i>PayCnt</i>	<i>PayAmt</i>	<i>PayAmt</i>	<i>PayAmt</i>
<i>Treat</i>	0.104*** (8.00)	0.103*** (8.13)	0.103*** (8.13)	0.184*** (10.01)	0.183*** (10.08)	0.184*** (10.09)
<i>After</i>	-0.154*** (-9.59)	-0.156*** (-9.67)		-0.121*** (-8.92)	-0.124*** (-9.05)	
<i>Treat*After</i>	-0.253*** (-8.04)	-0.255*** (-8.04)	-0.256*** (-8.03)	-0.246*** (-8.58)	-0.248*** (-8.57)	-0.249*** (-8.59)
<i>Constant</i>	0.067 (1.13)	0.068*** (10.03)	0.006*** (3.39)	0.025 (0.44)	0.027*** (8.87)	-0.023*** (-6.16)
<i>City FE</i>	N	Y	Y	N	Y	Y
<i>Event Window FE</i>	N	N	Y	N	N	Y
<i>Day of Week FE</i>	N	N	Y	N	N	Y
<i>Cluster</i>	City	City	City	City	City	City
<i>N</i>	42617	42617	42617	42626	42626	42626
<i>Adj.R²</i>	0.022	0.883	0.886	0.019	0.901	0.904

注：（）内为误差项经过聚类调整之后所对应的 T 统计量，*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平下显著。下同。

三、居民金融参与度对消费冲击的减震作用

上文已验证，居民消费在外生冲击下受到显著负面影响。而金融参与度在其中是否起到减震器的作用呢？下文将从城市维度和个体维度给出证据。

（一）城市维度证据

参考郭峰等（2020）研究，本文定义城市维度金融参与度（Finance）等于各个城市在 2018 年末装有理财类 APP 的人数（证券、基金、保险等理财 APP）占该城市常住人口的比例，该数据来源于香帅数字经济工作室数据中心²。

1. 面板数据分析

首先，在支付宝“城市-日度”的支付数据基础上，本文通过交叉项检验的方法对金融参与度对疫情冲击与居民消费之间的调节关系进行验证，模型如式（2）：

¹ 本文还采用每周设定一个时间虚拟变量的方式刻画了疫情对消费的动态影响，结果支持平行趋势假设并验证了假设 1。限于篇幅，该结果未予以列示，感兴趣的读者可向作者索取。

² 该数据中心的数据源自与多个互联网合作伙伴（如腾讯，蚂蚁金服等）、手机 APP 应用研究开发服务商的商业合作，将用户个人信息数据去敏后在各个维度的汇总数据。

$$y_{i,t} = \alpha + \beta_1 Treat_i + \beta_2 After_t + \beta_3 Treat_i * After_t + \beta_4 Treat_i * Finance_i + \beta_5 After_t * Finance_i + \beta_6 Treat_i * After_t * Finance_i + \alpha_i + \alpha_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

三阶交乘项前面的系数 (β_6) 衡量了金融参与度对疫情消费冲击的减震作用。

表 4 外生冲击、金融参与度与短期消费

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	PayCnt	PayCnt	PayCnt	PayAmt	PayAmt	PayAmt
<i>Treat</i>	-2.154*** (-4.98)	-0.294*** (-4.28)	-0.294*** (-4.28)	-2.217*** (-5.04)	-0.389*** (-4.09)	-0.388*** (-4.07)
<i>After</i>	-1.496*** (-5.20)	0.371*** (4.54)		-1.503*** (-5.38)	0.333*** (4.68)	
<i>Treat*After</i>	-2.572*** (-4.85)	-0.718*** (-4.29)	-0.718*** (-4.28)	-2.465*** (-4.94)	-0.641*** (-4.17)	-0.641*** (-4.16)
<i>Treat*Finance</i>	0.549*** (5.22)	0.0964*** (5.15)	0.0965*** (5.15)	0.584*** (5.42)	0.139*** (5.35)	0.139*** (5.34)
<i>After*Finance</i>	0.326*** (4.98)	-0.128*** (-5.73)	-0.128*** (-5.72)	0.335*** (5.27)	-0.111*** (-5.71)	-0.111*** (-5.70)
<i>Treat*After*Finance</i>	0.687*** (5.21)	0.236*** (5.15)	0.237*** (5.15)	0.660*** (5.32)	0.216*** (5.13)	0.216*** (5.13)
<i>Constant</i>	0.0705 (1.19)	0.0720*** (12.59)	0.221*** (5.94)	0.0290 (0.51)	0.0303*** (11.14)	0.163*** (5.41)
City FE	N	Y	Y	N	Y	Y
Event Window FE	N	N	Y	N	N	N
Day of Week FE	N	N	Y	N	N	N
Cluster	City	City	City	City	City	City
N	42268	42268	42268	42277	42277	42277
<i>Adj.R</i> ²	0.230	0.914	0.917	0.250	0.926	0.930

表 4 的回归结果显示, 所有模型中三阶交叉项 ($Treat_i * After_t * Finance_i$) 前面的系数都在 1% 的水平上显著为正。表明随着城市中居民金融参与度水平的提升, 疫情对消费的负面冲击得到了缓解, 即金融参与度在一定程度上发挥了消费减震器的作用, 验证了假设 2。

2. 截面数据分析

本文还使用城市维度截面数据对金融参与度对消费冲击的减震作用进行了验证。由于农历春节前后, 中国居民在全国范围内会发生大规模的人口迁徙 (即春运), 并且疫情的严重程度也会对居民的消费行为产生影响, 因此, 为了分析金融参与度对居民消费冲击所产生的净影响, 本文需要对每个城市的消费冲击进行人口流动和疫情严重程度的调整, 得到每个城市的人均消费净冲击 (netshock)¹。

¹ 文章篇幅有限, 具体调整方法未予以列示, 感兴趣的读者可向作者索取。

表 5 展示了城市维度的变量定义与描述性统计¹。人均消费净冲击（*netshock*）的中位数为 2.461，表明一半以上城市的人均消费都受到损失。金融参与度（*Finance*）的均值和中位数较为相似，表明大约 4.39% 的常住人口参与金融市场投资。参考江艇等（2018）郭峰等（2017）等研究，本文还控制了其他城市维度的经济变量²，如人均 GDP 水平（*GDPPerCapita*）、城市三产占比（*ServiceInd*）、城市人口密度（*Density*）、人均消费水平（*PerConsumption*）、地方政府一般公共预算支出占 GDP 比例（*FiscalExp*）、地方政府一般公共预算收入占 GDP 比例（*FiscalRev*）、教育水平（*Education*）、劳动力人口占比（*Labor*）以及常住人口规模（*Lnpop*）等。

表 5 城市维度变量定义与描述性统计

Panel A: 变量定义						
<i>netshock</i>	人均消费净冲击，考虑人口流动和疫情严重程度之后计算的城市维度人均消费净冲击					
<i>Finance</i>	城市维度金融参与度，等于各个城市在 2018 年末装有理财类 APP 的人数（证券、基金、保险等理财 APP）占该城市常住人口的比例，%					
<i>GDPPerCapita</i>	人均 GDP，该城市在 2018 年的人均国内生产总值，单位：万元					
<i>ServiceInd</i>	三产占比，该城市在 2018 年的第三产业占比，%					
<i>Density</i>	人口密度，该城市在 2018 年的人口密度，单位：人/平方公里					
<i>PerConsumption</i>	人均消费，该城市在 2018 年的人均消费水平，等于该城市在 2018 年的社会零售总额除以 2018 年末的常住人口数量，单位：万元					
<i>FiscalExp</i>	地方政府一般公共预算支出占 GDP 比例，该城市地方政府在 2018 年的一般公共预算支出占 GDP 的比重，%					
<i>FiscalRev</i>	地方政府一般公共预算收入占 GDP 比例，该城市地方政府在 2018 年的一般公共预算收入占 GDP 的比重，%					
<i>Education</i>	教育水平，专科以上教育水平的人口占常住人口的比例，%					
<i>Labor</i>	劳动力人口占比，城镇（单位、私营与个人）从业人员占常住人口的比例，%					
<i>LnPop</i>	人口规模，常住人口的自然对数值					
Panel B: 描述性统计						
变量	均值	标准差	观测数	25%分位数	中位数	75%分位数
<i>netshock</i>	0	14.02	235	-6.927	2.464	9.423
<i>Finance</i>	4.4	1.315	245	3.52	4.303	5.066
<i>GDPPerCapita</i>	6.341	3.451	238	3.772	5.301	7.845
<i>ServiceInd</i>	45.556	8.227	246	40.297	44.131	50.005
<i>Density</i>	388.28	596.352	246	101.653	194.883	390.486
<i>PerConsumption</i>	2.478	1.273	224	1.603	2.124	3.055
<i>FiscalExp</i>	21.512	9.52	245	14.623	19.075	25.652

¹ 为了避免偏远地区网络覆盖率较低以及变量缺失较为严重的问题，本文在样本中排除了六线城市，只考虑五线及以上城市。城市级别的划分采用的是香帅数字经济工作室与腾讯的合作项目《城市分级-用大数据丈量的城市级别》中的划分标准。

² 城市维度控制变量的数据来源为 wind 和中国城市统计年鉴。

<i>FiscalRev</i>	77.946	24.681	245	60.883	74.58	92.747
<i>Education</i>	1.984	2.172	214	0.688	1.172	2.194
<i>Labor</i>	27.81	16.552	224	16.294	22.01	33.905
<i>LnPop</i>	6.025	0.655	225	5.657	6.084	6.439

进一步的, 本文使用式 (3) 进行回归:

$$netshock_i = \alpha + \beta Finance_i + \gamma Controls_i + \varepsilon_i \quad (3)$$

表 6 展示城市维度的回归结果, 结果显示, 随着居民金融参与度的提升, 人均消费净冲击显著变小。经济意义上, 每 1% 的金融参与度提升, 会让人均消费净冲击相对于其标准差变化 34.85%, 验证了假设 2。此外, 考虑到金融参与度对城市消费冲击的影响可能会随着城市消费水平的不同而呈现异质性, 本文还根据城市消费支付金额将样本分为三组, 分别为: 最低组 (Low)、中间组 (Medium)、最高组 (High), 然后分别在每个子样本中进行回归, 结果表明, 金融参与度对城市消费负向冲击的缓解作用在消费水平较低的城市基本没有效果, 而随着城市消费水平的上升, 金融参与度的减震作用愈加明显。

表 6 金融参与度与消费净冲击 (城市维度)

被解释变量: netshock	(1)	(2)	(3)	(4)
	Full	Low	Medium	High
<i>Finance</i>	-4.158** (-2.53)	2.080 (1.26)	-3.312 (-1.63)	-7.356*** (-3.35)
<i>GDPPerCapita</i>	-0.545 (-0.48)	-1.845 (-1.31)	-2.983 (-1.50)	1.383 (1.24)
<i>ServiceInd</i>	-0.246 (-1.28)	-0.432* (-1.92)	-0.261 (-1.49)	0.105 (0.30)
<i>Density</i>	-0.009** (-2.09)	0.010 (0.51)	0.006 (0.57)	-0.010** (-2.70)
<i>PerConsumption</i>	2.372 (1.18)	-0.929 (-0.24)	4.411 (1.34)	2.306 (1.09)
<i>FiscalExp</i>	0.175 (1.26)	0.052 (0.35)	-0.061 (-0.22)	1.266*** (4.33)
<i>FiscalRev</i>	0.048 (0.64)	-0.039 (-0.35)	0.144* (2.05)	-0.049 (-0.64)
<i>Education</i>	-0.020 (-0.03)	0.768 (0.24)	-1.109 (-1.07)	-0.192 (-0.28)
<i>Labor</i>	-0.071 (-0.75)	-0.364 (-1.03)	-0.152 (-1.08)	0.000 (0.00)
<i>LnPop</i>	6.503*** (3.21)	1.596 (0.28)	4.548 (1.33)	4.750 (1.14)
<i>Constant</i>	-13.350 (-0.71)	21.637 (0.46)	-0.840 (-0.03)	-25.287 (-0.79)

Cluster	Province	Province	Province	Province
<i>N</i>	199	49	76	74
<i>Adj.R</i> ²	0.491	0.411	0.491	0.655

(二) 个体维度证据

个体维度上，仿照金融参与度的文献（Hong et al., 2004；吴卫星等，2011；尹志超等，2014），本文根据被调查者对“是否具有股票投资”、“是否具有债券投资”、“是否具有基金投资”、“是否具有保险投资”这些问题的回答，对个体的金融参与度进行了度量。如果回答者在上述至少一个问题中的回答为“是”，则其金融参与度为1，否则为0。个体维度检验的数据来源为2020年9月香帅数字经济工作室与“得到”¹平台联合进行的一次线上问卷调查。

表7 个体维度变量定义与描述性统计²

Panel A: 变量定义						
变量名称	变量定义					
PerShock	个体消费受冲击程度指标；数值越大，受损越严重					
PerFinance	个体维度的金融参与度指标					
Gender	性别：男性为1；女性为0					
Age	年龄区间；数值越大，年龄越高					
CityTier	过去半年的常住地城市级别					
HuKou	户口类型：农村户口为1；非农户口为0					
Education	教育程度；数值越大，教育水平越高					
JobType	工作类型：政府/公务员/事业单位人员/军人为1，其他为0					
Marital	是否已婚					
ChildBearin g	是否有抚养孩子					
Wealth	家庭财富水平					
RiskTaking	风险偏好程度；数值越大，越偏好风险					
Panel B: 描述性统计						
变量名称	均值	标准差	观测数	25%分位数	中位数	75%分位数
PerShock	0.025	0.813	21471	-1	0	1
PerFinance	0.899	0.301	21471	1	1	1
Gender	0.629	0.483	21471	0	1	1
Age	2.908	0.991	21471	2	3	3
CityTier	2.371	1.613	21471	1	3	4
HuKou	0.187	0.39	21471	0	0	0
Education	2.111	0.668	21471	2	2	2
JobType	0.057	0.565	21471	0	0	0
Marital	0.627	0.484	21471	0	1	1
ChildBearin g	0.579	0.494	21471	0	1	1

¹ “得到”是一款知识服务APP，由罗辑思维团队出品。

² 文章篇幅有限，具体问卷设定未予以列示，感兴趣的读者可向作者索取。

g						
Wealth	4.064	3.912	21471	1.05	2.3	5.5
RiskTaking	1.892	0.769	21471	1	2	2

表 7 展示了个体维度分析中所涉及的变量定义及其描述性统计。结果显示，个体消费的受冲击程度为 0.025；89.9% 的被调查者存在金融投资行为 (PerFinance)；性别分布上，62.9% 的个体为男性；平均年龄处在 30 岁左右；50% 以上的被调查者居住在三线以上或省会城市；80% 以上的回答者都拥有非农户口；50% 的被调查者教育水平在大学专科/本科以上；5.7% 的被调查者拥有行政编制；62.7% 的被调查者为已婚状态；57.9% 的被调查者家中至少有一个孩子需要抚养；家庭财富水平的中位数为 230 万元；风险偏好程度上，50% 被调查者可以忍受低于 30% 的本金亏损，风险偏好较高。

表 8 金融参与度与消费受损程度 (个体维度)

	(1)	(2)
	<i>PerShock</i>	<i>PerShock</i>
<i>PerFinance</i>	-0.061*** (-3.01)	-0.041** (-2.16)
<i>PerFinance_Robust</i>		
<i>Gender</i>		-0.098*** (-7.69)
<i>Age</i>		0.055*** (8.93)
<i>CityTier</i>		0.006 (1.10)
<i>Hukou</i>		-0.013 (-0.81)
<i>Education</i>		-0.015* (-1.76)
<i>JobType</i>		-0.055*** (-5.41)
<i>Marriage</i>		-0.055** (-2.53)
<i>HaveChild</i>		-0.151*** (-8.61)
<i>Wealth</i>		-0.006*** (-2.94)
<i>RiskTaking</i>		-0.009 (-1.20)
<i>Constant</i>	0.080*** (3.77)	0.152*** (4.48)
<i>Cluster</i>	City	City

<i>N</i>	21471	21471
<i>Adj.R</i> ²	0.001	0.018

表 8 展示了个体维度的回归结果，结果显示，当个体参与金融市场投资时，被调查者的消费受损程度更小。即在负面冲击中，金融参与度起到一定的减震作用，该结果从个体维度上再次验证假设 2。此外，控制变量的结果还表明，男性的消费受冲击程度要小于女性，年龄较大的个体受到的消费冲击更加严重，国家公职人员受到的消费冲击更小，财富水平越高的人受到的消费冲击更小等，均符合直观。

（三）稳健性分析¹

本文进行了如下稳健性检验：第一，考虑到每个省市的城市居民之间消费可能具有相关性，本文在省份维度上对误差项进行聚类处理。第二，由于居民参与股票市场投资是居民参与金融市场的最重要渠道之一，本文使用股票市场参与率作为金融参与率的替代指标。第三，在城市维度面板数据分析中，根据居民金融参与度相对于样本中位数的大小，将城市划分为“高金融参与度组”与“低金融参与度组”，并构造二元变量进行三阶交乘项检验。第四，由于金融市场的涨跌会影响居民的财富变化，在城市维度面板数据分析中进一步考虑了股票市场的表现。上述稳健性检验的结果均与正文类似。

四、结论与政策启示

基于支付宝在 325 个地级市的日度消费数据，以及一套超过 2.4 万人的线上问卷调查数据，本文对新冠肺炎疫情造成的短期消费冲击进行了匡算，并验证了金融参与度在负面冲击中对消费减少的缓解作用。本文发现，第一，新冠肺炎疫情爆发时，居民显著地降低了消费水平。在剔除春节效应、时间效应和城市效应之后，新冠肺炎疫情发生后 24 天内，平均消费水平下降为 25%。所造成的消费减少累计损失约为 1 万亿元。其中航旅服务、餐饮服务、医疗保健等线下服务类行业受到的冲击最大。第二，城市维度和个体维度的证据均表明，当负面冲击发生时，居民的金融参与度可以起到消费减震器的作用，金融参与度越高，疫情对消费所造成的负面损失越小。第三，不同消费水平的城市中，金融参与度对消费冲击的缓解作用存在异质性。消费水平越高的城市中，金融参与度对消费冲击的缓解作用越大。

本文的研究具有一定的政策启示。第一，政府部门应加大利用移动支付、基于位置的服务（LBS）等大数据，辅助自己的经济决策。相较于传统经济数据，数字化平台企业提供的大数据颗粒度更细、数据频率更高、覆盖面更广，这些数据可以作为传统经济数据的补充，

¹ 限于篇幅，稳健性检验结果均未在正文汇报，感兴趣的读者可以向作者索取。

从而提高政府部门经济分析的准确度和及时性。第二，大力推动线上线下消费有机融合，进一步培育壮大各类消费新业态新模式。新型消费的快速发展对于满足居民生活需要、释放国内消费潜力、促进经济平稳健康运行起到了重要作用。政府部门应该进一步培育壮大各类消费新业态新模式，推动线上线下融合消费双向提速，鼓励企业依托新型消费拓展新市场等。第三，进一步做好金融业服务社会民生工作，从源头上满足老百姓对于金融知识和风险意识提升的需求，建立互联网金融防风险的长效机制，从而促进居民的金融参与率，让老百姓真正感受到金融服务实体的能力。

【参考文献】

- [1] 郭峰, 孔涛, 王靖一. 互联网金融空间集聚效应分析——来自互联网金融发展指数的证据[J]. 国际金融研究, 2017 (08): 75-85
- [2] 郭峰, 王靖一, 王芳, 孔涛, 张勋, 程志云. 测度中国数字普惠金融发展: 指数编制与空间特征[J]. 经济学(季刊), 2020 (04): 1401-1418
- [3] 江艇, 孙鲲鹏, 聂辉华. 城市级别、全要素生产率和资源错配[J]. 管理世界, 2018(03): 38-50+77+183
- [4] 黄静, 屠梅曾. 房地产财富与消费: 来自于家庭微观调查数据的证据[J]. 管理世界, 2009 (07): 35-45
- [5] 蓝嘉俊, 杜鹏程, 吴泓苇. 家庭人口结构与风险资产选择——基于 2013 年 CHFS 的实证研究[J]. 国际金融研究, 2018 (11): 87-96
- [6] 吴卫星, 荣苹果, 徐芊. 健康与家庭资产选择[J]. 经济研究, 2011 (S1): 43-54
- [7] 尹志超, 宋全云, 吴雨. 金融知识、投资经验与家庭资产选择[J]. 经济研究, 2014 (04): 62-75
- [8] 张李义, 涂奔. 互联网金融对中国城乡居民消费的差异化影响——从消费金融的功能性视角出发[J]. 财贸研究, 2017 (08): 70-83
- [9] 周铭山, 孙磊, 刘玉珍. 社会互动、相对财富关注及股市参与[J]. 金融研究, 2011 (02): 172-184
- [10] Allen F, Gale D. Financial Intermediaries and Markets[J]. *Econometrica*, 2004, 72 (4): 1023-1061
- [11] Baker S R, Farrokhnia R A, Meyer S, et al. How does household spending respond to an epidemic? Consumption during the 2020 COVID-19 pandemic[J]. *The Review of Asset Pricing Studies*, 2020, 10 (4): 834-862
- [12] Bounie D, Camara Y, Galbraith J W. Consumers' Mobility, Expenditure and Online-Offline Substitution Response to COVID-19: Evidence from French Transaction Data[J]. Available at SSRN 3588373, 2020
- [13] Campbell J Y. Household finance[J]. *The Journal of Finance*, 2006, 61 (4): 1553-1604
- [14] Carvalho V M, Hansen S, Ortiz A. Tracking the COVID-19 crisis with high-resolution transaction data[J]. *Cambridge Working Papers in Economics*, 2020
- [15] Chen H, Qian W, Wen Q. The impact of the COVID-19 pandemic on consumption: Learning from high frequency transaction data[J]. Available at SSRN 3568574, 2020
- [16] Coibion O, Gorodnichenko Y, Weber M. The cost of the covid-19 crisis: Lockdowns, macroeconomic expectations, and consumer spending[J]. *National Bureau of Economic Research No. w27141*, 2020
- [17] Gan J. Housing Wealth and Consumption Growth: Evidence from a Large Panel of Households[J]. *Review of Financial Studies*, 2010, 23 (6): 2229-2267
- [18] Guiso L, Sapienza P, Zingales L. Trusting the stock market[J]. *the Journal of Finance*, 2008, 63 (6): 2557-2600
- [19] Guiso L, Terlizzese J D. Income Risk, Borrowing Constraints, and Portfolio Choice[J]. *American Economic Review*, 1996, 86 (1): 158-172
- [20] Hacıoğlu S, Känzig D R, Surico P. Consumption in the time of COVID-19: evidence from UK transaction data[J]. *CEPR Discussion Papers No. 14733*, 2020
- [21] Hong H, Kubik J D, Stein J C. Social interaction and stock - market participation[J]. *The Journal of Finance*, 2004, 59 (1): 137-163
- [22] Leduc S, Liu Z. Uncertainty shocks are aggregate demand shocks[J]. *Journal of Monetary Economics*, 2016, 82: 20-35

- [23] Romer C D. The great crash and the onset of the great depression[J]. The Quarterly Journal of Economics, 1990, 105 (3): 597-624
- [24] Skoufias E. Consumption smoothing in Russia[J]. Economics of Transition, 2003, 11 (1): 67-91

美国货币政策公告对中国国债收益率曲线的 溢出效应

陈雷¹ 张哲² 陈平³

【摘要】 本文研究了美国货币政策公告对中国的中长期国债收益率曲线的溢出渠道，以及不同汇率弹性对溢出渠道的影响。首先，本文使用仿射动态利率期限结构模型，分解中国日度频率的中长期国债收益率曲线，得到日度频率的风险中性利率和期限溢价；其次，本文采用事件分析法，以美联储 FOMC 会议前后不同期限美国国债收益率的变动衡量美国货币政策冲击，识别美国货币政策对中国国债收益率曲线溢出的信号渠道和资产组合渠道；最后，本文以 2015 年 811 汇改为自然实验，讨论不同汇率弹性对上述两个溢出渠道的影响。本文研究发现：美国货币政策对中国国债收益率曲线的溢出渠道既包括信号渠道，也包括资产组合渠道；人民币汇率弹性的增加并未能够完全吸收美国货币政策冲击，反而使得美国货币政策对中国国债收益率曲线溢出的资产组合渠道增强。在此基础上，本文提出，加强债券市场的跨境风险监控和防范，进一步完善债券市场建设从而增强市场自身的外部冲击缓冲能力，协调推进债券市场开放、汇率市场化改革和货币政策价格型转型。

【关键词】 货币政策；收益率曲线；汇率制度；二元悖论

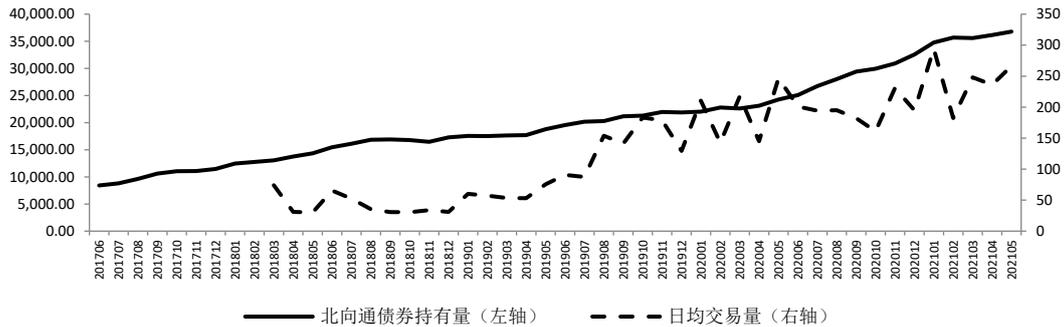
引言

自 2017 年债券通的“北向通”开通以来，境外投资者持有中国债券的规模迅速增加，日均交易量也呈现出快速增长的态势（如图 1 所示）。根据中央国债登记结算公司公布的统计月报显示，境外投资者主要持有中国国债，其次是政策性银行债。截至 2021 年 6 月，境外投资者持有中国国债 2.13 万亿元，持有政策性银行债 1.02 万亿元，分别占境外投资者持有中国债券总量的 65.21% 和 31.13%。随着中国债券市场开放水平的提高，外部因素对中国国债收益率曲线的影响可能会越来越强，特别是美国货币政策对中国国债收益率曲线的溢出效应可能会越来越强。在这一背景下，本文研究美国货币政策对中国国债收益率曲线的溢出效应，从而为开放经济下的中国货币政策价格型调控献计献策。

¹ 陈雷，广东金融学院金融与投资学院讲师。

² 张哲，中山大学岭南（大学）学院博士生。

³ 陈平，中山大学岭南（大学）学院教授。



注：单位为亿元，数据来源于 Wind。

图 1 境外投资者通过“债券通”持有中国债券情况

根据利率期限结构理论，长期利率可以分解为风险中性利率和期限溢价。相应地，美国货币政策对中国国债收益率曲线的溢出渠道有两条：其一是影响风险中性利率，即投资者对未来短期利率的预期；其二是影响期限溢价，即投资者持有长期限债券而非短期限债券所要求的补偿，上述两条渠道也被分别称为信号渠道和资产组合渠道（Bauer & Neely, 2014; Neely, 2015; Lin & Niu, 2021）。那么，美国货币政策对中国国债收益率曲线的溢出效应主要是通过影响风险中性利率，还是期限溢价呢？随着中国债券市场开放程度的增加和人民币汇率制度更加浮动，美国货币政策的溢出渠道会如何变化呢？

本文的创新之处主要在于：（1）本文构建理论模型，阐释了美国货币政策冲击对中国长期债券利率的两种溢出渠道，以及汇率弹性对该溢出渠道的影响；（2）本文重点研究了不同汇率弹性下，美国货币政策对中国的中长期国债收益率（风险中性利率和期限溢价）溢出效应的异质性，从而在一定程度上补充了对“三元悖论”和“二元悖论”的讨论；（3）本文采用函数 VAR 方法研究了美国货币政策冲击对中国的中长期国债收益率曲线影响的持续性问题，能够更好地克服新型货币政策所带来的测量误差问题。

本文的结构安排如下：第一部分为文献综述；第二部分为理论模型分析；第三部分为数据指标构建和实证分析结果；最后是本文的结论及政策建议。

一、文献综述

已有的研究美国货币政策对其他国家债券收益率溢出效应的文献，普遍认为美国货币政策对其他国家债券收益率存在显著的溢出效应（Albagli et al., 2019; Ha, 2020），其中，部分文献特别研究了美国货币政策对中国债券收益率的溢出效应（陈晓莉和刘春紫，2019；郭栋，2019；姜伟富等，2019；费兆奇和刘康，2020；Lin & Niu, 2021）。在此基础上，相关文献在两个方面进行了扩展研究：其一，将长期债券收益率分解为风险中性利率和期限溢价，以

识别美国货币政策冲击对其他国家债券收益率溢出的渠道（Albagli et al., 2019; Lin & Niu, 2021）；其二，研究该溢出效应的异质性，包括不同类型的美国货币政策冲击的溢出效应异质性，比如美联储加息和降息的异质性，或者常规货币政策和非常规货币政策的异质性等（姜富伟等，2019）；也包括不同特征的国家在不同的时间阶段受到溢出效应的异质性，比如发达国家和新兴市场国家的异质性，或者不同经济金融周期阶段的异质性等（Albagli et al., 2019; 陈晓莉和刘春紫，2019; Ha, 2020）。

然而，已有文献对汇率制度差异所导致的溢出效应异质性的研究相对不足。根据利率平价理论，国外利率、国内利率和汇率三者之间需要满足无套利条件，将这一理论扩展到长期债券，国外利率、国内长期利率和汇率三者之间也需要满足无套利条件。因此，不同的汇率制度（在多大程度上调节汇率）会影响到国外利率和国内长期利率的关系，即不同的汇率制度会影响美国货币政策对其他国家长期债券收益率的溢出效应。与这一主题相关的是“三元悖论”和“二元悖论”之争。“三元悖论”观点指出，在资本自由流动的情况下，采取浮动汇率制度的国家较之采取固定汇率制度的国家，货币政策独立性相对较高，即国外政策利率对国内政策利率的溢出效应相对较小。而 Rey（2015）等文献提出的“二元悖论”观点认为，在资本自由流动的情况下，采取浮动汇率制度的国家依然无法保有较高的货币政策独立性，即国外政策利率冲击对国内政策利率的溢出效应依然较大。那么，浮动汇率制度是否可以缓冲美国货币政策冲击对中国的中长期国债收益率曲线的溢出效应呢？

关于这一问题，已有文献提供了一些实证发现，但是并未达成一致，也缺少相应的理论解释。比如，陈雷和范小云（2017）实证发现，在汇率制度达到较高浮动水平后，汇率制度浮动水平的进一步增加反而会降低货币政策独立性。费兆奇和刘康（2020）实证发现，美国因素和欧元区因素对中国国债收益率曲线的溢出效应是显著的，而 811 汇改后，美国因素对中国短期国债的波动溢出效应显著降低，而对中国的中长期国债的波动溢出效应变化并不显著。张哲等（2021）使用因子分析方法发现，各国中长期债券收益率的共同因子解释比例较高，而美国 10 年期债券利率、美元指数和 VIX 等指标对共同因子具有较高的解释比例。在已有文献的基础上，本文构建理论模型，尝试解释汇率制度对溢出效应的异质性影响。然后，本文以中国 2015 年 8.11 汇改为自然实验，重点考察 8.11 汇改前后，美国货币政策冲击对中国的中长期国债收益率溢出效应的异质性。

此外，已有的研究美国货币政策溢出效应的文献，普遍使用联邦储备基金利率或影子利率的变化来衡量美国货币政策冲击（Bruno & Shin, 2015; Antonakakis et al., 2019; Lee & Bowdler, 2020）。这种衡量方法虽然简便，但是存在一系列的问题：其一，国际金融危机

之后, 美国联邦储备基金利率接近零利率的下限, 美联储转而较多地采用了新型货币政策, 比如扭曲操作和前瞻性指引等, 这使得采用联邦储备基金利率的变动已经无法准确刻画美国的货币政策变化 (Bernanke, 2020); 其二, 货币政策的调整会被市场提前预期到, 市场价格提前做出反应, 从而使得联邦基金利率指标或影子利率指标中包含了已被预期到的部分 (Hansen & Stein, 2015)。本文借鉴 Albagli et al. (2019) 和 Inoue & Rossi (2019), 采用美联储议息会议前后不同期限美国国债收益率的变化作为美国货币政策冲击的代理变量, 这种处理方式能够较好地解决新型货币政策和市场预期带来的测量误差问题。

二、理论模型

本文假设两期的模型 ($t = 1, 2$), 存在短期债券和长期债券这两类资产, 其中, 第 1 期短期债券利率为 r_1 , 第 2 期短期债券利率为 r_2 , 长期债券在每一期的利率均为 y 。市场中存在期限套利投资者和债券套息交易者等债券投资者¹。接下来, 本文分别对各类投资者的行为方程进行描述。

(一) 期限套利投资者

参考 Hansen & Stein (2015), 本文假设期限套利投资者通过短期债券融资, 投资于长期债券, 从而获得期限套利收益。在第 1 期, 期限套利投资者购买 b_R 单位的长期债券, 并以当期短期利率 r_1 融资相同的数量; 在第 2 期, 期限套利投资者继续持有 b_R 单位的长期债券, 并以当期短期利率 r_2 融资以偿还第 1 期的借款。那么, 在第 2 期末, 期限套利交易者的净收益为 $w_R = b_R(2y - r_1 - r_2)$ 。由于期限套利投资者需要在第 1 期做出投资决策, 那么, 在第 1 期, 期限套利投资者构建的期限套利组合的期望收益为 $E[w_R] = b_R(2y - r_1 - E[r_2])$, 期限套利组合的方差为 $\text{Var}[w_R] = b_R^2 \text{Var}[r_2]$ 。假设期限套利投资者的效用函数为均值方差形式, 即 $U_R = E[w_R] - \frac{1}{2} \gamma_R \text{Var}[w_R]$, 其中, γ_R 表示期限套利投资者的风险厌恶程度, γ_R 越大, 表示投资者越厌恶风险²。期限套利投资者通过选择 b_R , 使得效用最大化。该最优化问

¹ 郭栋 (2020a) 将银行间债券市场投资者分为两类, 即配置型投资者和交易型投资者, 其中, 配置型投资者更加倾向于持有中长期债券, 其交易行为具有处置效应 (Disposition Effect) 和“羊群效应” (Herd Effect) 特征, 而交易型投资者是具有较高自律性的市场参与者, 不存在“羊群效应”等特征。与郭栋 (2020a) 的划分有所不同, 本文是按照行为特征对投资者进行分类, 而不是按照行为主体对投资者进行分类。比如, 商业银行可能会通过买卖不同期限债券获利, 也可能通过买卖不同国家债券获利, 即同一行为主体可能既是期限套利投资者, 也是债券套息交易者。不同的划分方式帮助我们从不从不同角度去看待问题, 本文的划分方式有助于我们分析外部冲击对我国不同期限国债利率的影响, 这是因为投资者在不同期限国债和不同国家国债之间进行选择。

² Hansen & Stein (2015) 假设期限套利投资者的效用函数为 $U = E[w_2] - \frac{1}{2} \text{Var}[r_2]$, 而本文采用了更加一般化的设定 $U = E[w_2] - \frac{1}{2} \gamma \text{Var}[r_2]$, 从而将期限套利投资者的风险厌恶程度的变化纳入模型之中。

题如下：

$$\text{Max}_{\{b_R\}} U_R = E[w_R] - \frac{1}{2} \gamma_R \text{Var}[w_R] \quad (1)$$

求解以上最优化问题，可得到期限套利投资者对长期债券的需求 b_R 为：

$$b_R = \frac{2y - r_1 - E[r_2]}{\gamma_R \text{Var}[r_2]} \quad (2)$$

上式表明，期限套利投资者对长期债券的需求 b_R 受到长短期债券利率、投资者风险厌恶程度和未来短期利率方差等因素的影响。其中，期限套利投资者的风险厌恶程度越高（ γ_R 越大），其对长期债券的需求越小。

（二）债券套息交易者

接下来，本文考虑两个国家的情况。假设存在本国和外国两个国家，在第1期，外国的短期债券利率为 r_1^* ，1单位外国货币可兑换 e_1 单位本国货币；在第2期，外国的短期债券利率为 r_2^* ，1单位外国货币可兑换 e_2 单位本国货币。

参考 Lustig et al. (2019)，本文假设存在债券套息交易者，在本国短期债券和外国长期债券之间进行债券套息交易。在第1期，债券套息交易者以利率 r_1^* 借入外国货币，并以汇率 e_1 将外国货币兑换为本国货币，投资于利率为 y 的本国长期债券；在第2期，债券套息交易者继续持有利率为 y 的本国长期债券，并以利率 r_2^* 借入外国货币以归还上一期的借款；在第2期末，债券套息交易者持有的本国长期债券到期，将部分资金以 e_2 的汇率兑换为外国货币，从而归还外币借款。在第2期末，债券套息交易者的收益 $w_B = b_B \left(2y - r_1^* - r_2^* - \frac{e_2}{e_1} + 1 \right)$ 。由于债券套息交易者在第1期做决策，那么，在第1期债券套息交易者构建的投资组合的期望收益 $E(w_B) = b_B \left[2y - r_1^* - E(r_2^*) - \frac{E(e_2)}{e_1} + 1 \right]$ ，方差为 $\text{Var}(w_B) = b_B^2 \left[\text{Var}(r_2^*) + \frac{\text{Var}(e_2)}{(e_1)^2} \right]$ 。假设债券套息交易者的效用函数为均值方差形式，即 $U_B = E[w_B] - \frac{1}{2} \gamma_B \text{Var}[w_B]$ ，其中， γ_B 表示债券套息交易者的风险厌恶程度， γ_B 越大，表示债券套息交易者越厌恶风险。债券套息交易者通过选择 b_B ，使得效用最大化。该最优化问题如下：

$$\text{Max}_{\{b_B\}} U_B = E[w_B] - \frac{1}{2} \gamma_B \text{Var}[w_B] \quad (3)$$

求解以上最优化问题，可得到债券套息交易者对长期债券的需求 b_B 为：

$$b_B = \frac{2y - r_1^* - E(r_2^*) - \frac{E(e_2)}{e_1} + 1}{\gamma_B \left[\text{Var}(r_2^*) + \frac{\text{Var}(e_2)}{(e_1)^2} \right]} \quad (4)$$

上式表明，债券套息交易者对长期债券的需求 b_B 受到国内长期债券利率、国外短期债券利率、投资者风险厌恶程度和未来国外短期利率、本币汇率波动等因素的影响。其中，债

券套息交易者的风险厌恶程度越高 (γ_B 越大)、本币汇率波动越大 ($\text{Var}(e_2)$ 越大), 其对长期债券的需求越小。

假设国内长期债券的总供给为 Q , 总需求包括期限套利交易者的需求和债券套息交易者的需求。因此, 长期债券市场的出清条件为:

$$Q = b_R + b_B \quad (5)$$

综合各式, 长期债券利率 y 可表示为:

$$y = \frac{Q\gamma_R\gamma_B\text{Var}(r_2)\left[\text{Var}(r_2^*) + \frac{\text{Var}(e_2)}{(e_1)^2}\right] + \gamma_B\left[\text{Var}(r_2^*) + \frac{\text{Var}(e_2)}{(e_1)^2}\right][r_1 + E(r_2)] + \gamma_R\text{Var}(r_2)\left[r_1^* + E(r_2^*) + \frac{E(e_2)}{e_1} - 1\right]}{2\left\{\gamma_B\left[\text{Var}(r_2^*) + \frac{\text{Var}(e_2)}{(e_1)^2}\right] + \gamma_R\text{Var}(r_2)\right\}} \quad (6)$$

为了表述的简洁, 本文进一步假设期限套利交易者和债券套息交易者的风险厌恶程度相同, 即 $\gamma_R = \gamma_B = \gamma$ 。上式可以简化为:

$$y = \frac{Q\gamma\text{Var}(r_2)\left[\text{Var}(r_2^*) + \frac{\text{Var}(e_2)}{(e_1)^2}\right] + \left[\text{Var}(r_2^*) + \frac{\text{Var}(e_2)}{(e_1)^2}\right][r_1 + E(r_2)] + \text{Var}(r_2)\left[r_1^* + E(r_2^*) + \frac{E(e_2)}{e_1} - 1\right]}{2\left\{\left[\text{Var}(r_2^*) + \frac{\text{Var}(e_2)}{(e_1)^2}\right] + \text{Var}(r_2)\right\}} \quad (7)$$

同时, 根据利率平价理论得到:

$$r_1 + E(r_2) = r_1^* + E(r_2^*) + \frac{E(e_2)}{e_1} - 1 \quad (8)$$

将 (8) 式代入 (7) 式, 可得:

$$y = \frac{r_1 + E(r_2)}{2} + \frac{Q\gamma\text{Var}(r_2)\left[\text{Var}(r_2^*) + \frac{\text{Var}(e_2)}{(e_1)^2}\right]}{2\left\{\left[\text{Var}(r_2^*) + \frac{\text{Var}(e_2)}{(e_1)^2}\right] + \text{Var}(r_2)\right\}} \equiv y_{\text{netural}} + y_{\text{term}} \quad (9)$$

上式表明, 本国长期债券利率由两部分组成, 第一部分为风险中性利率 $y_{\text{netural}} \equiv \frac{r_1 + E[r_2]}{2}$, 第二部分为期限溢价 $y_{\text{term}} \equiv \frac{Q\gamma\text{Var}(r_2)\left[\text{Var}(r_2^*) + \frac{\text{Var}(e_2)}{(e_1)^2}\right]}{2\left\{\left[\text{Var}(r_2^*) + \frac{\text{Var}(e_2)}{(e_1)^2}\right] + \text{Var}(r_2)\right\}}$ 。

(三) 研究假说

接下来, 本文分别对本国的风险中性利率和期限溢价对第 1 期国外短期债券利率 r_1^* 的偏导, 可得:

$$\frac{\partial y_{\text{netural}}}{\partial r_1^*} = \frac{1}{2} \left(\frac{\partial r_1}{\partial r_1^*} + \frac{\partial E[r_2]}{\partial r_1^*} \right) \quad (10)$$

$$\frac{\partial y_{\text{term}}}{\partial r_1^*} = \frac{Q\text{Var}(r_2)\left[\text{Var}(r_2^*) + \frac{\text{Var}(e_2)}{(e_1)^2}\right]}{2\left\{\left[\text{Var}(r_2^*) + \frac{\text{Var}(e_2)}{(e_1)^2}\right] + \text{Var}(r_2)\right\}} \frac{\partial \gamma}{\partial r_1^*} \quad (11)$$

对于式 (10), $\frac{\partial r_1}{\partial r_1^*}$ 和 $\frac{\partial E[r_2]}{\partial r_1^*}$ 可以表示本国的货币政策独立性程度, 即本国货币政策短期

利率受到国外货币政策短期利率的影响程度。由于 $\frac{\partial r_1}{\partial r_1^*} > 0$ 且 $\frac{\partial E[r_2]}{\partial r_1^*} > 0$ ，那么 $\frac{\partial y_{natural}}{\partial r_1^*} > 0$ 。

因此，美国货币政策短期利率的上升（下降）会导致本国长期利率的风险中性利率部分也上升（下降）。

对于式（11），Borio & Zhu（2012）指出货币政策具有风险承担渠道的影响，而 Rey（2016）进一步指出美国货币政策具有国际风险性渠道的影响，Ilzetzki & Jin（2021）认为美国货币政策会影响到套息交易者的风险厌恶程度，即 $\frac{\partial \gamma}{\partial r_1^*} > 0$ ，这表示美国货币政策短期利率的上升（下降）会降低（提高）投资者的风险承担能力，使得 γ 增加（减小）。对于式（11），在 $\frac{\partial \gamma}{\partial r_1^*} > 0$ 成立的情况下，可得 $\frac{\partial y_{term}}{\partial r_1^*} > 0$ ，即美国货币政策短期利率的上升（下降）也会提高（降低）本国长期债券利率的期限溢价。综上所述，本文得到假说 1：

假说 1：美国货币政策短期利率的上升（下降），导致本国长期利率的风险中性利率和期限溢价部分均上升（下降）。

进一步，由式（11）可得，美国货币政策对本国长期债券期限溢价的影响大小也取决于

汇率的弹性。汇率弹性越大（ $Var(e_2)$ 越大）， $\frac{QVar(r_2) \left[Var(r_2^*) + \frac{Var(e_2)}{(e_1)^2} \right]}{2 \left\{ \left[Var(r_2^*) + \frac{Var(e_2)}{(e_1)^2} \right] + Var(r_2) \right\}}$ 越大，从而 $\frac{\partial y_{term}}{\partial r_1^*}$ 越大。

汇率弹性越大，套息交易投资者面临的汇率波动风险越大。在美国利率水平的变动对单位风险价格（风险承担系数）的影响一定的情况下，所带来的整个风险补偿价格的变化就越大，因而对期限溢价的影响越大。因此，本文得到假说 2：

假说 2：一国的汇率弹性越大，美国货币政策冲击对该国长期债券期限溢价的影响越大。

三、实证检验

（一）国债收益率曲线分解

本文采用动态利率期限结构模型（DTSM）来估计中国国债收益率曲线的风险中性利率和期限溢价，选择 6 月期、1 年期、3 年期、5 年期、7 年期、10 年期的日度中国国债即期收益率进行估计，数据来源为中央国债登记结算公司编制的国债即期收益率曲线。由于从 2006 年开始，中央国债登记结算公司改变了收益率曲线的构造方法，因此，本文的数据样本范围为 2006 年 1 月 1 日到 2018 年 12 月 31 日，共 3253 个交易日数据。

本文得到的收益率曲线拟合效果和分解结果，如图 2 所示¹。可以发现，DTSM 的模型

¹ 文章篇幅有限，1 年期、3 年期、5 年期、7 年期的结果未予以列示，感兴趣的读者可向作者索取。

拟合值与实际值差别均很小，这在一定程度上说明了模型的准确性。为了能够直观地体现美国货币政策冲击对中国国债收益率曲线的影响，本文参考 Albagli et al. (2019)，观察几个关键时间节点前后中国国债收益率曲线的变动。在 2007-2008 年国际金融危机爆发期，中国 10 年期国债收益率的期限溢价达到波峰；之后随着美国量化宽松货币政策的推出，中国 10 年期国债收益率的期限溢价达到波谷；在 2013-2014 年美国启动了加息预期，中国 10 年期国债收益率的期限溢价再次达到波峰，之后随着美国加息节奏的放缓和降息预期的增加，中国长期利率的期限溢价再次达到波谷。

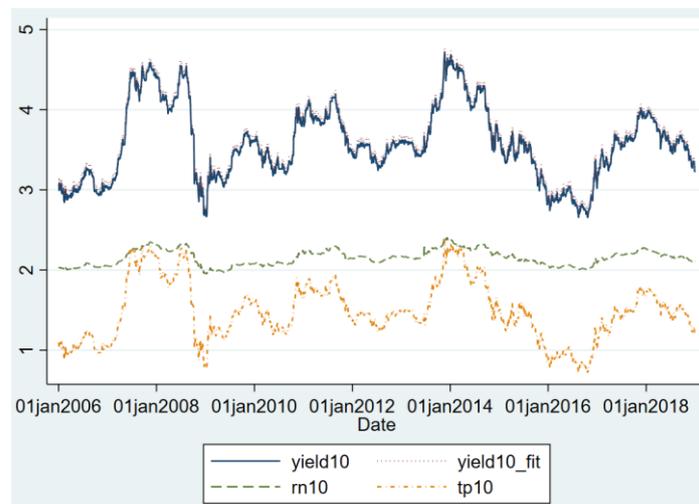


图 2 10 年期债券利率的风险中性利率和期限溢价

注：china10 表示 10 年期原始国债收益率，china10_fit 表示模型对收益率的拟合值，chinarn10 表示中国 10 年期国债的风险中性利率部分，chinatp1 表示 10 年期国债收益率的期限溢价部分。

(二) 基准回归结果

本文参考 Albagli et al. (2019)，采用事件分析法分析美国货币政策对中国的中长期国债收益率曲线的溢出效应。事件研究法的优点在于采用高频率的日度数据进行分析，能够较好地排除其他因素的干扰，也能够较好地避免反向因果关系带来的内生性问题。本文的模型设定如下：

$$\Delta y_{chn}^n = \alpha + \beta \Delta y_{US}^n + \varepsilon_t$$

其中， n 表示债券的期限， Δy_{chn}^n 表示中国各期限国债收益率（或者风险中性利率和期限溢价）在冲击发生前后的变化， Δy_{US}^n 表示美国 n 年期国债收益率曲线在美国 FOMC 会议前后的变化。本文通过将中国的中长期国债收益率分解为风险中性利率和期限溢价，来识别美国货币政策冲击对中国国债收益率曲线溢出的信号渠道和资产组合渠道。参考 Hansen & Stein (2015) 以及 Ioune & Rossi (2019)，本文使用美国 FOMC 会议前后美国国债收益率的变动，来衡量美国货币政策冲击。本文的样本时间范围是 2006 年 1 月 1 日至 2018 年 12

月 31 日，在这期间共识别 104 次美国货币政策冲击。

回归结果如表 1 所示，可以发现，美国货币政策冲击对中国的中长期国债收益率曲线存在显著的正向溢出效应，更进一步，美国货币政策冲击对中国的中长期国债收益率曲线的风险中性利率部分和期限溢价部分均存在显著的正向溢出效应。比如，美国 FOMC 会议前后美国 2 年期国债收益率降低 100 个基点，相应地，中国 3 年期国债收益率降低 18.76 个基点，其中，风险中性利率部分降低 9.74 个基点，期限溢价部分降低 9.04 个基点。这说明，美国货币政策对中国国债收益率曲线的溢出渠道既包括信号渠道，也包括资产组合渠道，这一发现与本文的假说 1 相一致。对比不同期限的中国国债收益率曲线的回归系数，可以发现，债券期限越长，美国货币政策冲击对风险中性利率的溢出效应越小。比如，美国 FOMC 会议前后美国 2 年期国债收益率降低 100 个基点，相应地，中国 3 年期、5 年期、7 年期、10 年期国债风险中性利率分别降低 9.74 个基点、5.99 个基点、4.28 个基点和 3.00 个基点。这说明美国货币政策冲击主要影响中国短期利率的当期水平或者近期的预期水平，而对较长时间的短期利率预期水平的影响相对较小。

表 1 美国货币政策对中国的中长期国债收益率曲线的溢出效应¹

	2 年期美国货币政策冲击			5 年期美国货币政策冲击			10 年期美国货币政策冲击		
	长期债券利率	风险中性利率	期限溢价	长期债券利率	风险中性利率	期限溢价	长期债券利率	风险中性利率	期限溢价
3 年期中国债券	0.1876***	0.0974**	0.0904**	0.1643***	0.1143***	0.0532***	0.1233***	0.0908***	0.0367*
	[0.0814]	[0.0359]	[0.0489]	[0.1535]	[0.1217]	[0.0416]	[0.1242]	[0.1104]	[0.0285]
5 年期中国债券	0.1018	0.0599*	0.0750*	0.1211***	0.0715***	0.0651***	0.1059***	0.0576***	0.0569***
	[0.0244]	[0.0345]	[0.0350]	[0.0850]	[0.1210]	[0.0649]	[0.0933]	[0.1130]	[0.0713]
7 年期中国债券	0.0941	0.0428*	0.0547	0.1035***	0.0513***	0.0629***	0.1022***	0.0414***	0.0636***
	[0.0242]	[0.0343]	[0.0181]	[0.0719]	[0.1208]	[0.0591]	[0.1007]	[0.1134]	[0.0867]
10 年期中国债券	0.0902*	0.0300*	0.0473	0.1137***	0.0359***	0.0696***	0.1027***	0.0290***	0.0742***
	[0.0267]	[0.0342]	[0.0121]	[0.1044]	[0.1208]	[0.0645]	[0.1224]	[0.1134]	[0.1054]

注：***、**、*分别表示系数在 1%、5%和 10%的置信水平下显著，中括号内是回归分析的 R²。

根据利率平价理论，在开放经济情况下，采取相对浮动汇率制度的国家主要通过汇率调

¹ 限于篇幅，本文未汇报 3 年期和 7 年期美国货币政策冲击的回归结果。

整来吸收美国货币政策冲击,而采取相对固定汇率制度的国家主要通过利率调整来吸收美国货币政策冲击。因此,不同的汇率制度选择可能会影响美国货币政策冲击对中国国债收益率曲线的溢出效应。在考察这一问题之前,本文首先使用事件分析法,研究美国货币政策冲击对人民币兑美元汇率的影响,从而判断人民币兑美元汇率制度的弹性,模型设定如下:

$$\Delta E/E = \alpha + \beta \Delta y_{US}^n + \varepsilon_t$$

本文选择人民币兑美元的在岸汇率 (CNY) 来衡量人民币兑美元汇率 E , $\Delta E/E$ 表示美国 FOMC 会议前后 CNY 的变化率,即汇率的升贬值幅度。分析结果如表 2 所示,可以发现,美国货币政策冲击对人民币兑美元汇率存在显著的溢出效应,美国货币政策的紧缩性(扩张性)冲击显著提高(降低)了人民币兑美元汇率,即人民币兑美元贬值(升值),这与传统理论的预测相一致。具体而言,美国 FOMC 会议前后美国 2 年期国债收益率降低 100 个基点(即 1%),人民币兑美元汇率升值 0.96%¹。

表 2 美国货币政策对人民币兑美元汇率的溢出效应

		2 年期美国货币政策冲击	5 年期美国货币政策冲击	10 年期美国货币政策冲击
cny 变化率	系数	0.9555***	0.6337***	0.3740***
	标准误	(0.2225)	(0.1408)	(0.1232)
	R ²	0.1532	0.1656	0.0829

注: ***, **, * 分别表示系数在 1%、5% 和 10% 的置信水平下显著。

2015 年 8 月 11 日,中国人民银行推动了人民币汇率中间价改革(下文简称为 811 汇改)。本文首先检验 811 汇改是否显著增强了人民币兑美元汇率的弹性,即 811 汇改是否使得人民币兑美元汇率制度更加浮动,然后检验汇改如何影响美国货币政策冲击对中国的中长期国债收益率曲线的溢出效应。为了检验 811 汇改可能带来的体制转变,本文在原模型中引入 811 汇改虚拟变量和美国货币政策冲击的交叉项,新的模型设定如下:

$$\Delta y = \alpha + \beta \Delta y_{US}^n + \gamma Dummy_{811} + \delta Dummy_{811} \Delta y_{US}^n + \varepsilon_t$$

其中, $Dummy_{811}$ 表示 2015 年 811 汇改的虚拟变量,在 811 汇改之前,记为 0; 在 811 汇改之后,记为 1。 y 既包括中国各个期限债券利率、风险中性利率和期限溢价,也包括人民币兑美元汇率的变化率。

分析结果如表 3 和表 4 所示。观察表 3 可以发现,在 811 汇改之后,美国货币政策冲击对人民币兑美元汇率的溢出效应显著增加,这表明 811 汇改增加了人民币兑美元的汇率弹性。比如美国 FOMC 会议前后美国 2 年期国债收益率降低 100 个基点(即 1%),811 汇改之前人民币兑美元汇率升值 0.6896%,而 811 汇改之后人民币兑美元汇率升值 2.1076%。这一发现与 Ahmed (2021) 通过构建新的汇率制度指标所描述的现象相一致。

¹ 本文中所使用的债券利率和汇率变化率等数据指标的量纲均为 1%。

进一步观察表 4 可以发现, 在 811 汇改之后, 美国货币政策冲击对中国的中长期国债收益率曲线的溢出效应显著增加。这表明, 尽管 811 汇改增加了人民币兑美元汇率弹性, 但是美国货币政策冲击对中国国债收益率曲线的溢出效应反而增强。这一发现与传统的“三元悖论”理论相违背, 按照“三元悖论”的观点, 人民币汇率弹性的增加会削弱美国货币政策冲击对中国债券收益率的影响。然而, 进一步观察表 4 可以发现, 811 汇改并未显著增加美国货币政策冲击对中国国债风险中性利率的影响, 而是显著增加了美国货币政策冲击对中国国债期限溢价的影响, 即 811 汇改后美国货币政策冲击对中国国债收益率曲线溢出效应增强的原因在于, 美国货币政策冲击对债券期限溢价的溢出效应增强, 这一发现与本文的假说 2 相一致。

表 3 811 汇改前后美国货币政策对人民币兑美元汇率的溢出效应

	2 年期美国货币政策冲击	5 年期美国货币政策冲击	10 年期美国货币政策冲击
us_shock	0.6896*** (0.2410)	0.4754*** (0.1471)	0.2811** (0.1245)
us_shock*dummy_811	1.4180** (0.5595)	1.1334*** (0.3908)	1.2520*** (0.4472)
dummy_811	0.0287 (0.0312)	0.0385 (0.0308)	0.0496 (0.0332)
constant	-0.0315* (0.0160)	-0.0342** (0.0156)	-0.0360** (0.0163)
R ²	0.2068	0.2347	0.1545

注: **、*、*分别表示系数在 1%、5%和 10%的置信水平下显著, 中括号内是回归系数的标准误。

表 4 811 汇改前后美国货币政策对中国的中长期国债收益率曲线的溢出效应

		2 年期美国货币政策冲击			5 年期美国货币政策冲击			10 年期美国货币政策冲击		
		长期债券利率	风险中性利率	期限溢价	长期债券利率	风险中性利率	期限溢价	长期债券利率	风险中性利率	期限溢价
3 年期国债	us_shock	0.1534**	0.0835	0.0586	0.1434***	0.1095***	0.0329	0.1069***	0.0857***	0.0237
	us_shock*dummy_811	0.1837	0.0766	0.1664	0.1493	0.0333	0.1469**	0.2183*	0.0645	0.1802**
	dummy_811	0.0022	-0.0019	0.0066	0.0041	-0.0012	0.0078	0.0071	0.0002	0.0096
	R ²	0.0932	0.0404	0.0824	0.1694	0.1235	0.0903	0.1529	0.1146	0.0883
5 年期国债	us_shock	0.0367	0.0495	0.0295	0.0873**	0.0675***	0.0391	0.0837**	0.0540***	0.0415**
	us_shock*dummy_811	0.3475**	0.0571	0.2410**	0.2421**	0.0276	0.1875***	0.2980***	0.0463	0.2120***
	dummy_811	0.0067	-0.0010	0.0070	0.0081	-0.0005	0.0082	0.0115	0.0004	0.0102*
	R ²	0.0694	0.0402	0.0980	0.1292	0.1236	0.1404	0.1498	0.1184	0.1532
7 年期	us_shock	0.0242	0.0352	0.0001	0.0668*	0.0483***	0.0329	0.0839***	0.0387***	0.0469**
	us_shock*dummy_811	0.3710**	0.0419	0.2904***	0.2647**	0.0204	0.2162***	0.2541**	0.0338	0.2288***

期 国 债	dummy_811	0.0099	-0.0007	0.0077	0.0113	-0.0004	0.0087	0.0136	0.0003	0.0109**
	R ²	0.0878	0.0401	0.1044	0.1375	0.1235	0.1543	0.1551	0.1189	0.1789
10 年 期 国 债	us_shock	0.0264	0.0246	-0.0119	0.0794**	0.0338***	0.0379	0.0816***	0.0271***	0.0569***
	us_shock*dummy_811	0.3405**	0.0294	0.3160***	0.2455***	0.0143	0.2271***	0.2840***	0.0237	0.2344***
	dummy_811	0.0065	-0.0005	0.0063	0.0079	-0.0003	0.0074	0.0109	0.0002	0.0095
	R ²	0.0867	0.0401	0.0979	0.1671	0.1235	0.1531	0.1938	0.1189	0.1868

注: **、*、*分别表示系数在 1%、5%和 10%的置信水平下显著。

(三) 稳健性分析

在上述分析中, 遗漏了资本账户开放程度的影响, 这可能会得到有偏误的结论。已有的衡量资本账户开放程度的指标主要有两种: Chinn & Ito (2008) 编制的基于法律范式的 KAOPEN 指数和 Lane & Milesi-Ferretti (2007) 编制的基于事实范式的 LM 指标。然而, 由于本文的研究样本并非是跨国面板数据, 在使用上述两种指标时均存在较大的缺陷: 一方面, 基于法律范式的 KAOPEN 指标衡量的中国资本开放程度在样本期间基本没有变化; 另一方面, 基于事实范式的 LM 指标和货币政策利率的相关性较强, 这使得本文使用这两个指标衡量中国资本账户开放程度均存在较严重的问题。同时, 观察到中国资本开放的改革是渐进式的, 本文使用时间趋势来控制资本账户开放程度的影响。因此, 本文将模型设定调整为:

$$\Delta y = \alpha + \beta_1 \Delta y_{US}^n + \beta_2 Dummy_{811} + \beta_3 Dummy_{811} \Delta y_{US}^n + \beta_4 t + \beta_5 t \Delta y_{US}^n + \varepsilon_t$$

其中, t 为时间趋势项, 用来控制资本开放程度的影响。分析结果如表 5 所示, 可以发现, 对于风险中性利率的回归结果, β_3 大部分不显著, 而 β_5 大部分显著为正; 对于期限溢价, β_3 大部分显著为正, 而 β_5 大部分不显著。这表明, 随着资本开放程度的增加, 美国货币政策冲击对中国国债收益率曲线的风险中性利率的溢出效应增强; 而 2015 年 811 汇改后 (汇率制度弹性增加), 美国货币政策冲击对中国的中长期国债收益率的期限溢价的溢出效应增强。这一发现进一步丰富了“三元悖论”和“二元悖论”的讨论, 根据这一发现, 资本账户开放程度的增加强化了美国货币政策对风险中性利率的溢出效应, 而汇率制度弹性的增加则会强化美国货币政策冲击对期限溢价的溢出效应, 从而使得汇率制度弹性的增加反而增强了美国货币政策对本国长期债券利率的溢出效应, 即本文的假说 2 成立。

表 5 考虑资本开放程度下的溢出效应

		2 年期美国货币政策冲击		5 年期美国货币政策冲击		10 年期美国货币政策冲击	
		风险中性利率	期限溢价	风险中性利率	期限溢价	风险中性利率	期限溢价
3 年期国债	us_shock	-0.1098	0.0220	-0.0912	0.0476	-0.0656	0.0649
	us_shock*dummy_811	-0.3382	0.0669	-0.2181*	0.1580	-0.1332	0.2307**
	dummy_811	-0.0066	0.0135	-0.0011	0.0140*	-0.0004	0.0145
	us_shock*t	0.0072**	0.0017	0.0053***	-0.0003	0.0041**	-0.0011
	t	0.0001	-0.0001	0.0000	-0.0001	0.0000	-0.0001
	R ²	0.1014	0.0963	0.2028	0.0994	0.1684	0.1015
5 年期国债	us_shock	-0.0706	-0.0220	-0.0567	0.0228	-0.0390	0.0763
	us_shock*dummy_811	-0.2004	0.1135	-0.1280*	0.1602**	-0.0752	0.2545**
	dummy_811	-0.0039	0.0122	-0.0005	0.0140	-0.0000	0.0148*
	us_shock*t	0.0045**	0.0022	0.0033***	0.0005	0.0025**	-0.0009
	t	0.0001	-0.0001	0.0000	-0.0001	0.0000	-0.0001
	R ²	0.1001	0.1110	0.2009	0.1481	0.1700	0.1638
7 年期国债	us_shock	-0.0509	-0.0441	-0.0407	0.0135	-0.0278	0.0818
	us_shock*dummy_811	-0.1427	0.1821	-0.0911*	0.1858*	-0.0532	0.2715***
	dummy_811	-0.0028	0.0117	-0.0004	0.0140*	-0.0000	0.0153*
	us_shock*t	0.0032**	0.0018	0.0024***	0.0006	0.0018**	-0.0009
	t	0.0000	-0.0001	0.0000	-0.0001	0.0000	-0.0001
	R ²	0.0999	0.1130	0.2006	0.1608	0.1702	0.1889
10 年期国债	us_shock	-0.0356	-0.0866	-0.0285	-0.0161	-0.0195	0.0542
	us_shock*dummy_811	-0.0998	0.1496	-0.0637*	0.1566	-0.0372	0.2293***
	dummy_811	-0.0020	0.0068	-0.0002	0.0100	-0.0000	0.0119
	us_shock*t	0.0022**	0.0029	0.0017***	0.0015	0.0013**	0.0001
	t	0.0000	-0.0000	0.0000	-0.0000	0.0000	-0.0000
	R ²	0.0999	0.1106	0.2006	0.1619	0.1702	0.1878

注：***、**、*分别表示系数在 1%、5%和 10%的置信水平下显著。

由于政策性金融债是中国利率债的重要组成部分，而且政策性金融债的流动性优于国债（郭栋，2020b），本文选择 2006-2018 年国开债即期收益率曲线数据进行稳健性检验，数据来源于中央国债登记结算公司。本文分别检验了美国货币政策冲击对国开债收益率曲线的溢出效应（如表 6），以及 811 汇改前后该溢出效应的变化（如表 7）。可以发现，与国债类似，美国货币政策冲击对不同期限的国开债的风险中性利率和期限溢价均存在显著的溢出效应；811 汇改后，美国货币政策冲击对国开债的期限溢价部分的溢出效应增强，这表明，对于国债和国开债，本文的结论均成立。与国债有所不同的是，811 汇改后，美国货币政策冲击对中长期期限的国开债的风险中性利率的溢出效应也增强，而国债的风险中性利率的溢出效应并未显著增强。这可能是因为，国开债的风险中性利率中实际包含了部分流动性溢价成分¹。

¹ 关于期限溢价和流动性溢价，两个概念既存在联系，也存在区别。一方面，根据利率期限结构理论中的流动性溢价假说，期限溢价是指投资者持有长期债券而非短期债券，所要求的补偿。投资者之所以更加偏好短期债券，是因为短期债券的流动性优于长期债券。因此，期限溢价和流动性溢价是密切相关的。另一方面，流动性溢价假说中所指的流动性溢价是片面的，在这里仅仅是长期债券和短期债券持有到期的情况下，两种债券的流动性差异。然而，另一种流动性差异是不同期限的债券在二级市场变现的难易程度的差异，这种流动性在现实世界中更加重要。因此，在本文的表述中，期限溢价主要用于不同期限的国债收益率，而流动性溢价主要用于国债和国开债的比较。

表 6 美国货币政策对国开债收益率曲线的溢出效应

	2 年期美国货币政策冲击		5 年期美国货币政策冲击		10 年期美国货币政策冲击	
	风险中性利率	期限溢价	风险中性利率	期限溢价	风险中性利率	期限溢价
3 年期国开债	0.1634***	0.0668	0.0805**	0.0608*	0.0452*	0.0470*
	[0.0986]	[0.0168]	[0.0594]	[0.0345]	[0.0269]	[0.0297]
5 年期国开债	0.1065***	0.0822	0.0534**	0.0808**	0.0305*	0.0689**
	[0.0322]	[0.0199]	[0.0609]	[0.0478]	[0.0286]	[0.0501]
7 年期国开债	0.0775***	0.0795	0.0390**	0.0921**	0.0223*	0.0814***
	[0.0974]	[0.0172]	[0.0613]	[0.0574]	[0.0289]	[0.0647]
10 年期国开债	0.0545***	0.1075*	0.0275**	0.1042***	0.0158*	0.0833***
	[0.0973]	[0.0330]	[0.0614]	[0.0771]	[0.0291]	[0.0711]

注: ***, **、* 分别表示系数在 1%、5% 和 10% 的置信水平下显著, 中括号内是回归分析的 R²。

表 7 811 汇改前后美国货币政策冲击对国开债收益率曲线的溢出效应

		2 年期美国货币政策冲击		5 年期美国货币政策冲击		10 年期美国货币政策冲击	
		风险中性利率	期限溢价	风险中性利率	期限溢价	风险中性利率	期限溢价
3 年期国开债	us_shock	0.1356**	0.0217	0.0564	0.0355	0.0302	0.0333
	us_shock*dummy_811	0.1425	0.2384**	0.1728*	0.1791*	0.2052**	0.1816*
	dummy_811	0.0059	0.0034	0.0080	0.0044	0.0100	0.0058
	R ²	0.1142	0.0498	0.0988	0.0717	0.0731	0.0624
5 年期国开债	us_shock	0.0870**	0.0333	0.0370*	0.0484	0.0204	0.0496
	us_shock*dummy_811	0.1002	0.2552*	0.1175**	0.2312**	0.1385**	0.2606**
	dummy_811	0.0041	0.0064	0.0054	0.0081	0.0068	0.0106
	R ²	0.1153	0.0520	0.1033	0.0991	0.0777	0.1056
7 年期国开债	us_shock	0.0631**	0.0237	0.0270*	0.0568	0.0149	0.0606*
	us_shock*dummy_811	0.0741	0.2899***	0.0862**	0.2519**	0.1015**	0.2841**
	dummy_811	0.0030	0.0085	0.0040	0.0102	0.0050	0.0130
	R ²	0.0888	0.0575	0.1043	0.1163	0.0787	0.1286
10 年期国开债	us_shock	0.0443**	0.0289	0.0190*	0.0620*	0.0105	0.0605**
	us_shock*dummy_811	0.0523	0.4074***	0.0608**	0.3028***	0.0716**	0.3167***
	dummy_811	0.0021	0.0125	0.0028	0.0142*	0.0035	0.0169**
	R ²	0.1157	0.1180	0.1046	0.1713	0.0790	0.1608

注: ***, **、* 分别表示系数在 1%、5% 和 10% 的置信水平下显著。

为了增强文章的现实意义, 本文补充测度了美国货币政策冲击溢出效应的时变变化。本文采用变系数模型进行研究, 如下式所示。变系数模型核心的假设在于, 回归系数是时间变量的函数, 本文通过该模型得到时变的回归系数。在时变系数模型的研究中, 除了变系数模型外, 常用的还有 TVP-VAR 方法等。本文选择变系数模型, 而没有采用 TVP-VAR 模型的原因主要是为了与前文采用的事件分析法相一致, 前文假设回归系数是常数, 而变系数模型

假设回归系数是时变的。变系数模型可以在事件分析法研究的基础上展开，从而体现出本文研究的前沿性和一致性。

$$y_t = \alpha_t + \beta_t x_t + \varepsilon_t$$

本文分别选择中国 3 年期、5 年期、7 年期和 10 年期的风险中性利率和期限溢价作为被解释变量，回归系数的时间变化特征如下图 3 和图 4 所示。可以发现，整体来看，美国货币政策冲击对中国国债长期利率的风险中性利率和期限溢价的影响逐渐增强。2013 年美国启动“削减恐慌”（Taper Tantrum），美国货币政策开始由非常规货币政策向常规货币政策转变，观察图 3 和图 4，可以发现，美国货币政策冲击对风险中性利率和 10 年期国债利率的期限溢价部分的溢出效应进一步增加。这在一定程度上表明，美国货币政策由非常规货币政策向常规货币政策的转变，增强了美国货币政策对中国国债收益率曲线的溢出效应。

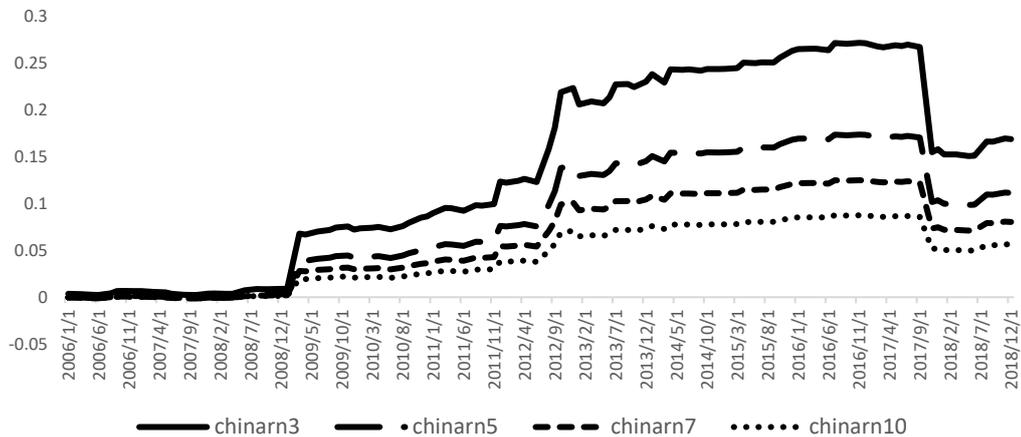


图 3 美国货币政策冲击对长期利率的风险中性利率的变系数回归结果

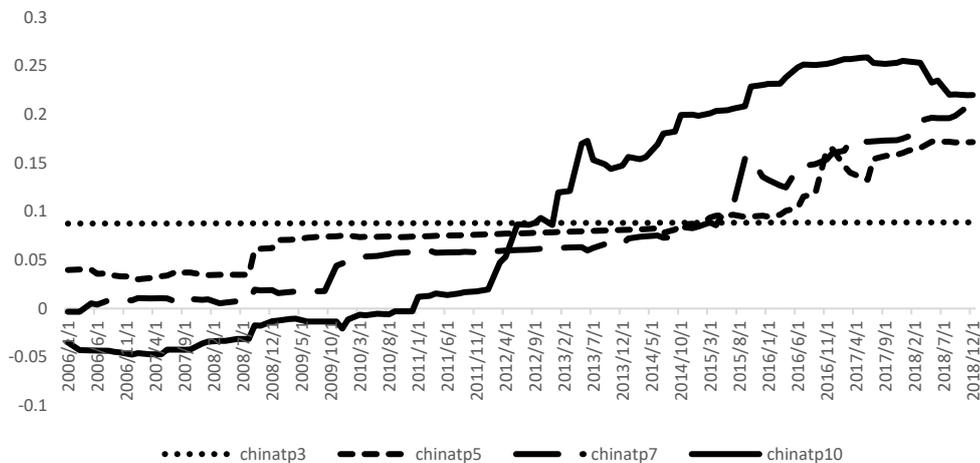


图 4 美国货币政策冲击对长期利率的期限溢价的变系数回归结果

为了进一步检验上述观点, 本文选取 2008 年 11 月至 2018 年 12 月的样本数据, 以 2013 年 6 月 19 日为时间点划分, 比较 2013 年 6 月 19 日前后美国货币政策对中国国债收益率曲线溢出效应的差异。关于时点划分标准, 主要根据美联储货币政策的变化, 2008 年 11 月 2 日, 美联储第一次实施了大规模资产购买计划 (LSAP), 研究文献大多选择这一时点作为美国非常规货币政策的开始时点 (Inoue & Rossi, 2019); 2013 年 6 月 19 日, 时任美联储主席伯南克在新闻发布会表示, 美联储将在 2013 年逐渐缩减资产购买规模, 从而开启了“削减恐慌” (Taper Tantrum), 标志着美联储货币政策由非常规向正常化转变。实证结果如表 8 所示, 观察表 8 可以发现, 美国货币政策冲击变量与时点划分虚拟变量的交叉项 (us_shock*dummy_2013) 大部分显著为正, 这表明, 美国货币政策由非常规向正常化转变之后, 美国货币政策对中国的中长期国债收益率曲线的溢出效应增强。

表 8 2013 年前后美国货币政策对中国的中长期国债收益率曲线的溢出效应

		2 年期美国货币政策冲击			5 年期美国货币政策冲击			10 年期美国货币政策冲击		
		长期 债券 利率	风险 中性 利率	期限 溢价	长期 债券 利率	风险 中性 利率	期限 溢价	长期 债券 利率	风险 中性 利率	期限 溢价
3 年 期 国 债	us_shock	0.0632	0.0153	0.0549	0.0692	0.0344	0.0398	0.0700*	0.0396	0.0348
	us_shock*dummy_2013	0.3869**	0.2975**	0.1208	0.2756***	0.2444***	0.0386	0.2640***	0.2527***	0.0180
	dummy_2013	0.0063	0.0074	0.0003	0.0027	0.0046	-0.0008	0.0031	0.0049	-0.0005
	R ²	0.1677	0.1179	0.0696	0.2989	0.2695	0.0521	0.2673	0.2699	0.0369
5 年 期 国 债	us_shock	0.0246	0.0077	0.0071	0.0610	0.0219	0.0437	0.0744**	0.0259	0.0542**
	us_shock*dummy_2013	0.3967**	0.1907**	0.2192**	0.2421***	0.1530***	0.0862	0.2184***	0.1573***	0.0498
	dummy_2013	0.0061	0.0046	0.0007	0.0024	0.0028	-0.0016	0.0022	0.0029	-0.0498
	R ²	0.1426	0.1208	0.1151	0.2290	0.2714	0.1318	0.2156	0.2727	0.1215
7 年 期 国 债	us_shock	-0.0986	0.0053	-0.0193	0.0447	0.0157	0.0432	0.0847**	0.0187	0.0622**
	us_shock*dummy_2013	0.4385***	0.1373**	0.2507**	0.1816**	0.1098***	0.0942*	0.1237	0.1128***	0.0531
	dummy_2013	0.0045	0.0033	0.0006	-0.0001	0.0020	-0.0021	-0.0013	0.0021	-0.0027
	R ²	0.1149	0.1211	0.1132	0.1472	0.2716	0.1355	0.1612	0.2731	0.1444
10 年 期 国 债	us_shock	0.0116	0.0037	-0.0315	0.0542	0.0110	0.0393	0.0703**	0.0131	0.0625**
	us_shock*dummy_2013	0.3971***	0.0961**	0.2993***	0.2293***	0.0769***	0.1302**	0.1983***	0.0790***	0.0974*
	dummy_2013	0.0027	0.0023	0.0019	-0.0008	0.0014	-0.0011	-0.0010	0.0015	-0.0018
	R ²	0.1856	0.1211	0.1332	0.2795	0.2715	0.1691	0.2570	0.2731	0.1853

在上述分析中, 本文研究的是美国货币政策冲击对中国国债收益率曲线的当期溢出效应, 而事实上美国货币政策冲击的溢出效应可能会持续多期, 接下来本文进一步研究美国货

币政策冲击对中国国债收益率曲线溢出的持续性。从有效市场假说的角度来看，溢出效应的持续性可以进一步反映中国国债市场对美国货币政策新息的敏感程度。

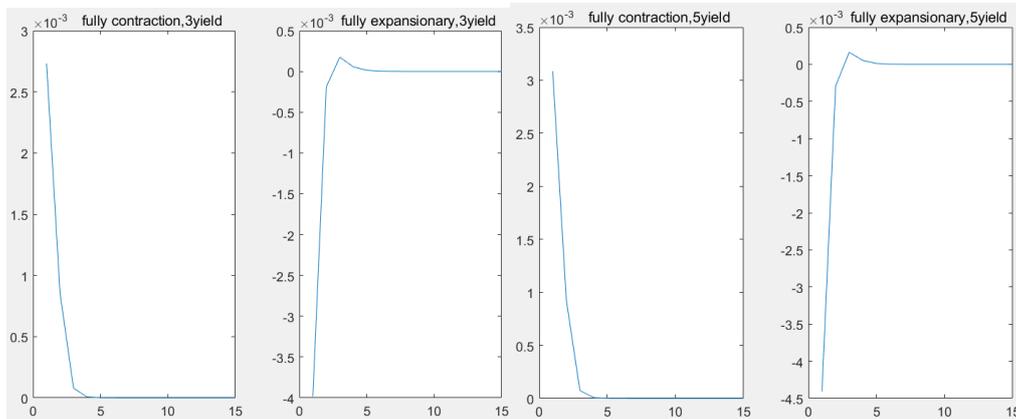
本文借鉴 Inoue & Rousi (2019)，使用函数 VAR 方法进行研究。相比于传统的 VAR 方法，本文选择的函数 VAR 方法的区别及好处在于，将美国货币政策冲击定义为各个期限美国国债收益率的共同变化，而不是单个期限国债收益率的变化。具体而言，本文定义美国货币政策冲击为 FOMC 会议期间美国 1 年期、3 年期、5 年期、7 年期、10 年期的美国国债收益率的变动。假设 d_t 表示美国 FOMC 会议的虚拟变量，FOMC 会议期间为 1，否则为 0，那么，美国货币政策冲击可以表示为 $\varepsilon_t^{mp} = \Delta y_t \times d_t = [\Delta y_{1t}, \Delta y_{3t}, \Delta y_{5t}, \Delta y_{7t}, \Delta y_{10t}] \times d_t$ 。

货币政策冲击对 h 期之后中国国债收益率（各成分）的溢出效应为

$$E(y_{c,n,t+h} | y_{US,t} + \varepsilon_t^{mp}, \xi_t) - E(y_{c,n,t} | y_{US,t}, \xi_t) = \sum_{\tau=\tau_1}^{\tau_m} E\left(\frac{\partial y_{c,n,t+h}}{\partial y_{\tau,t}} | \xi_t\right) \varepsilon_t^{mp}$$

其中， $y_{n,t+h}$ 表示第 $(t+h)$ 期 n 年期中国国债收益率， $y_{US,t}$ 表示美国国债收益率， ξ_t 表示 t 时刻的信息集， $h=0,1,2,3\dots 15$ ， $\sum_{\tau=\tau_1}^{\tau_m} E\left(\frac{\partial y_{c,n,t+h}}{\partial y_{\tau,t}} | \xi_t\right)$ 为第 t 时刻中国国债收益率对美国货币政策冲击的脉冲响应系数。对于函数 VAR 方法的求解，本文采用贝叶斯方法，以避免参数过度拟合问题。同时，本文将美国货币政策冲击分为两类：一类为完全紧缩（Fully Contraction），即美国 FOMC 会议前后国债收益率曲线的长端和短端国债收益率都增加（ $\Delta y_2 > 0, \Delta y_{10} > 0$ ）；另一类为完全宽松（Fully Expansionary），即美国国债收益率曲线的长端和短端国债收益率都减小（ $\Delta y_2 < 0, \Delta y_{10} < 0$ ）。

美国货币政策冲击对中国国债收益率曲线的溢出效应结果如图 5 所示。可以发现，完全扩张型美国货币政策冲击显著提高了不同期限的中国长期债券利率，而完全紧缩型美国货币政策冲击显著降低了不同期限的中国长期债券利率，冲击的影响在第 1 天达到峰值，之后迅速下降，在 3-4 天后趋近于零。



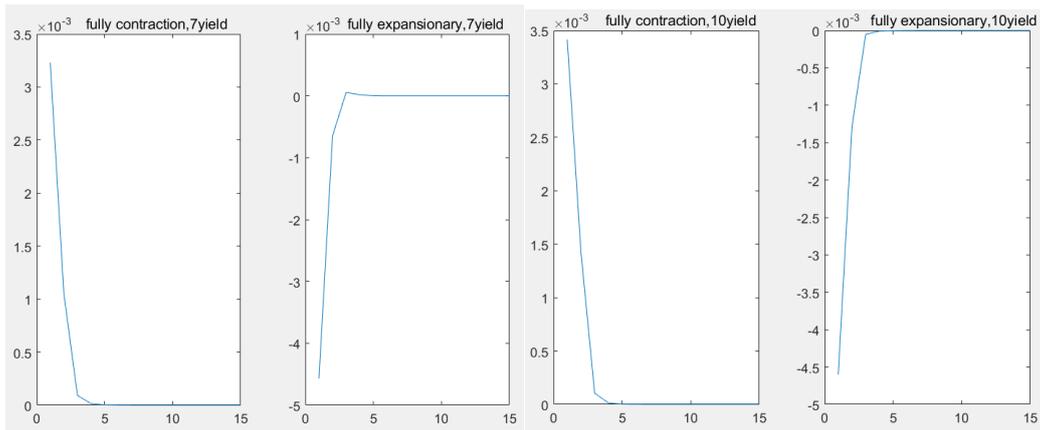


图 5 美国货币政策冲击对中国国债收益率曲线的溢出效应

然后，本文分别研究美国货币政策冲击对中国长期债券风险中性利率和期限溢价的溢出，脉冲响应结果如图 6 和图 7 所示。可以发现，对风险中性利率和期限溢价的脉冲响应函数与国债收益率类似，完全扩张型美国货币政策冲击显著提高了风险中性利率和期限溢价，而完全紧缩型美国货币政策冲击显著降低了不同期限的风险中性利率和期限溢价，冲击的影响在第 1 天达到峰值，之后迅速下降，在 3-4 天后趋近于零，而且在一定程度上表现出超调现象。这进一步验证了本文的假说 1。

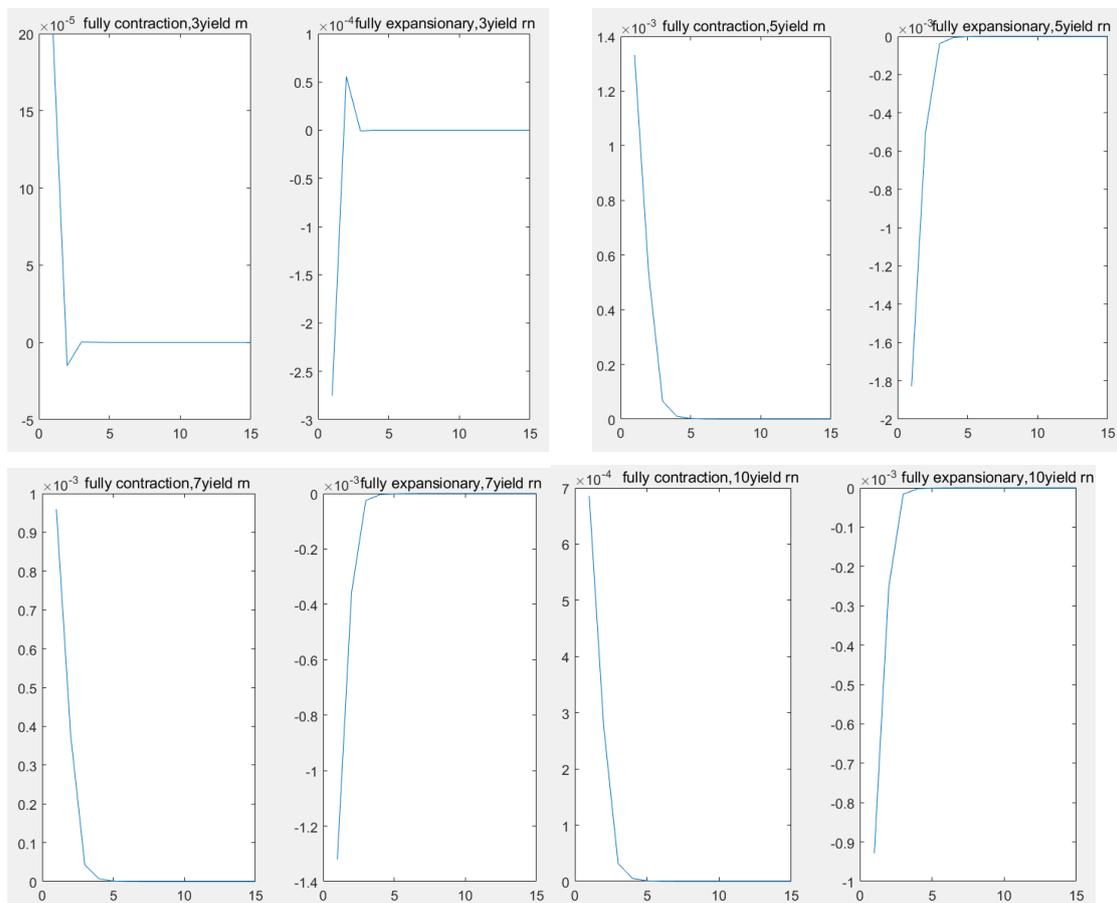


图 6 美国货币政策冲击对中国长期债券风险中性利率的溢出效应

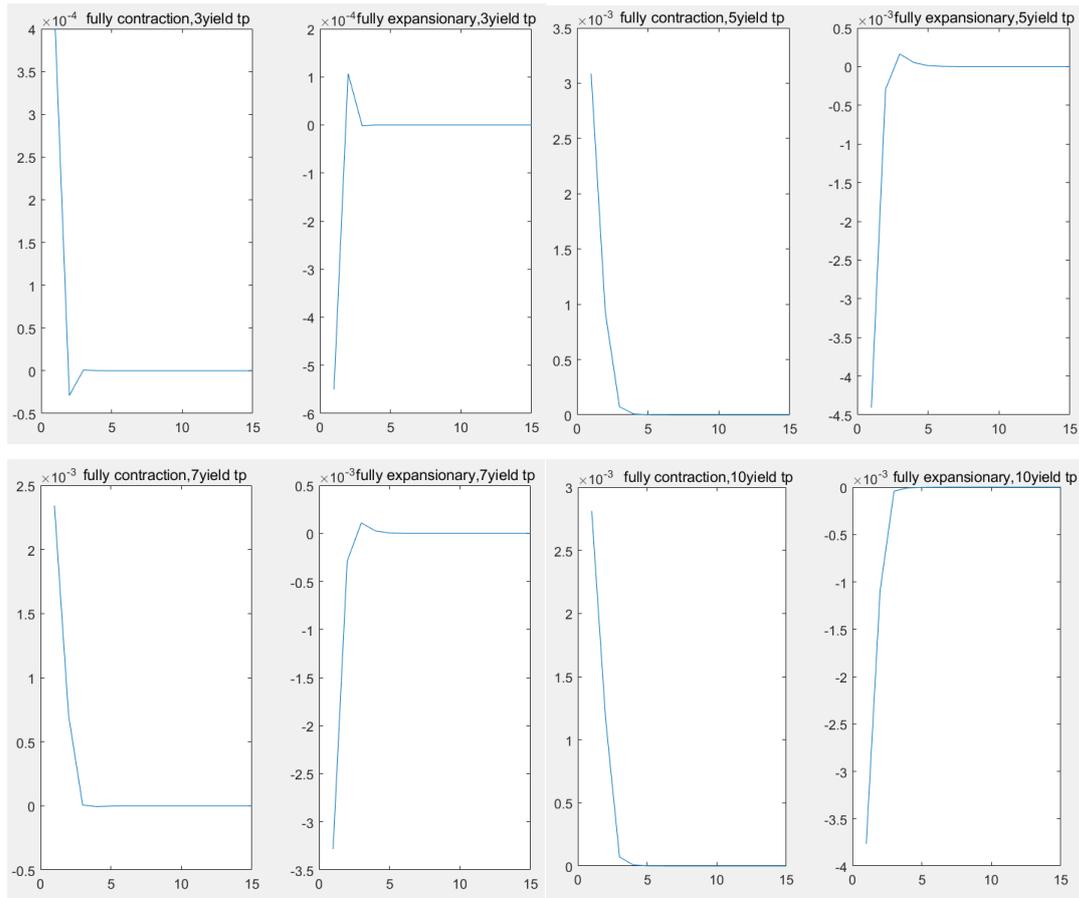


图 7 美国货币政策冲击对中国长期债券期限溢价的溢出效应

四、结论和政策建议

本文的研究发现,美国货币政策冲击对中国的中长期国债收益率的风险中性利率和期限溢价部分均存在显著的溢出效应,即美国货币政策对中国国债收益率曲线的溢出渠道既包括信号渠道,也包括资产组合渠道。2015年8月11日,中国人民银行进行了人民币汇率中间价改革,811汇改后,美国货币政策冲击对人民币兑美元汇率的溢出效应显著增强。与此同时,美国货币政策冲击对中国的中长期国债收益率的期限溢价部分的溢出效应显著增强,这表明,更加浮动的汇率制度,并没有缓冲美国货币政策冲击的影响,反而增强了资产组合渠道的溢出效应。此外,本文通过函数VAR方法进一步发现,美国货币政策冲击对中国的中长期国债收益率曲线的溢出效应在第1天达到顶峰,在3-4天内溢出效应消失,而且在这一过程中表现出超调现象。

在此基础上,本文提出,中国货币政策向价格型调控转型,除了需要疏通国内收益率曲线传导渠道之外,还需要密切关注美国货币政策冲击对中国的中长期债券利率的溢出效应。

随着中国资本账户开放程度的加深，美国货币政策冲击的溢出效应将会进一步削弱中国货币政策价格型调控的有效性。因此，中国应该加强债券市场的跨境风险监控和防范，进一步完善债券市场建设，从而增强市场自身的外部冲击缓冲能力。此外，随着人民币汇率市场化改革的推进，人民币汇率弹性进一步增加，这可能会增强美国货币政策冲击对中国债券期限溢价的溢出效应，这就要求我国协调推进债券市场开放、汇率市场化改革和货币政策价格型转型，从而更好地防范跨境金融风险，并在更大程度上保持货币政策的有效性。

【参考文献】

- [1] 陈雷, 范小云. 套息交易、汇率波动和货币政策[J]. 世界经济, 2017 (11) : :73-94
- [2] 陈晓莉, 刘春紫. 美国货币政策对中国债券市场的信息溢出效应研究[J]. 山东大学学报(哲学社会科学版), 2019 (06) : 114-125
- [3] 费兆奇, 刘康. 金融开放条件下国债市场的波动溢出和风险定价研究[J]. 经济研究, 2020(09) : 25-41
- [4] 郭栋. 美国国债利率对中国债市宏观基本面冲击及两国利率联动时变效应研究——基于 GVAR 和 TVP-VAR 模型的实证分析[J]. 国际金融研究, 2019(04):55-65
- [5] 郭栋. 货币回流视角下银行间国债价格稳定性研究——基于投资者异质性的 ABM 仿真[J]. 金融理论与实践, 2020a (10) : 19-27
- [6] 郭栋. 国债流动性判别与免税市场效应研究[J]. 国际金融, 2020b (09) : 46-51
- [7] 姜富伟, 郭鹏, 郭豫媚. 美联储货币政策对中国资产价格的影响[J]. 金融研究, 2019 (05) : 37-55
- [8] 张哲, 陈雷, 陈平. 货币政策向收益率曲线传导依然有效吗? ——基于跨国层面长期利率联动视角的分析[J]. 国际金融研究, 2021 (02) : 67-76
- [9] Ahmed R. Monetary Policy Spillovers Under Intermediate Exchange Rate Regimes[J]. Journal of International Money and Finance, 2021 (112) , 102342
- [10] Albagli E, Ceballos L, Claro S. Channels of US Monetary Policy Spillovers to International Bond Markets[J]. Journal of Financial Economics, 2019 (12) : 447-473
- [11] Antonakakis N, Gabauer D, Gupta R. International Monetary Policy Spillovers: Evidence from a Time-Varying Parameter Vector Autoregression[J]. International Review of Financial Analysis, 2019(65) : 101382
- [12] Bauer M D, Neely C J. International Channels of the Fed's Unconventional Monetary Policy[J]. Journal of International Money and Finance, 2014 (44) : 24-46
- [13] Bernanke B S. The New Tools of Monetary Policy[J]. American Economic Review, 2020, 110(04): 943-83
- [14] Borio C, Zhu H B. Capital Regulation, Risk-taking and Monetary Policy: A Missing Link in the Transmission Mechanism[J]? Journal of Financial Stability, 2012 (08) : 236-251
- [15] Bruno V, Shin H S. Capital Flows and the Risk-taking Channel of Monetary Policy[J]. Journal of Monetary Economics, 2015 (04) : 119-132
- [16] Chinn M D, Ito H. A New Measure of Financial Openness[J]. Journal of Comparative Policy Analysis, 2008 (03) : 309-322
- [17] Ha J. Nonlinear Transmission of US Monetary Policy Shocks to International Financial Markets[J]. International Finance, 2020 (03) : 350-369
- [18] Hanson S G, Stein J C. Monetary Policy and Long-term Real Rates[J]. Journal of Financial Economics, 2015 (03) : 429-448
- [19] Ilzetzi E, Jin K. The Puzzling Change in the International Transmission of US Macroeconomic Policy Shocks[J]. Journal of International Economics, 2021, 103444
- [20] Inoue A, Rossi B. The Effects of Conventional and Unconventional Monetary Policy on Exchange Rates[J]. Journal of International Economics, 2019 (05) : 419-447
- [21] Lane P L, Milesi-Ferretti G M. The External Wealth of Nations Mark II: Revised and Extended Estimates of Foreign Assets and Liabilities[J]. Journal of International Economics, 2007 (02) : 223-250
- [22] Lee S, Bowdler C. US Monetary Policy and Global Banking Flows[J]. Journal of International Money

and Finance, 2020 (103) : 102118

[23] Li X L, Si D K, Ge X. China's Interest Rate Pass-through After the Interest Rate Liberalization: Evidence From a Nonlinear Autoregressive Distributed Lag Model[J]. International Review of Economics & Finance, 2021 (73) : 257-274

[24] Lin M, Niu L. Echo over the Great Wall: Spillover Effects of QE Announcements on Chinese Yield Curve[J]. Journal of International Money and Finance, 2021 (111) : 102294

[25] Lustig H, Stathopoulos A, Verdelhan A. The Term Structure of Currency Carry Trade Risk Premia[J]. American Economic Review, 2019 (12) : 4142-4177

[26] Neely C J. Unconventional Monetary Policy Had Large International Effects[J]. Journal of Banking & Finance, 2015 (3) : 101-111

[27] Rey H. Dilemma not Trilemma: The Global Financial Cycle and Monetary Policy Independence[R]. NBER working paper, 2015

[28] Rey H. International Channels of Transmission of Monetary Policy and the Mundellian Trilemma[J]. IMF Economic Review, 2016 (1) : 6-35

杠杆波动、系统性金融风险与经济高质量发展

郑智勇¹ 何剑² 张梦婷³

【摘要】本文动态识别杠杆波动、系统性金融风险及经济高质量发展的时变关系，并选择政府三次“去杠杆化”的关键时期，详细刻画杠杆波动的传导效应。研究表明：一方面，杠杆波动在短期会显著累积系统性风险，效应受经济形势与政策干预的影响存在异质性，长期则对风险无明显影响。在间接渠道下，杠杆波动短期对高质量发展产生“正负交替”效应，但高质量发展则同步抑制了系统性风险；另一方面，“扩内需”举措能稳健抑制风险，而“防风险”则有效推动了经济高质量发展。因此，政府在扩大市场有效需求时需注重对杠杆波动的即期风险防范，进一步疏通经济金融的长期传导渠道。

【关键词】杠杆波动；经济高质量发展；系统性金融风险；SV-TVP-SVAR

一、引言

从“去杠杆”至“稳杠杆”，防范系统性金融风险一直是中央新一轮杠杆调控的重要目标。2016年以前，杠杆率三年内迅速抬升62%，企业高位举债获得充足发展资金的同时，资本的投机性与实际资产价值的约束性为社会经济发展埋下了重大风险隐患。自2015年政府经济工作会议明确“去杠杆”改革任务以来，中国纵向推进了风险重点领域——地方债务的流动限额管理，横向逐渐形成了由国家金融稳定发展委员会协调的金融监管政策。2016-2018年杠杆率年平均增速不足6%，政府“去杠杆化”操作虽获得初步成效，也抵御了经济下行局势下外部风险的冲击，但由此带来的负面影响也不断凸显。国内前期强监管政策叠加的效应与国际贸易冲击的压力，保持杠杆率稳定应是下一阶段货币政策逆周期调控的关键。从宏观层面观察，经济的平稳运行需要依靠适度合理的投融资比例，而杠杆的过度波动会使原先的投融资平衡被打破，从而造成风险的滋生（马勇、陈雨露，2017）。日益联系紧密的经济各部门间存在非线性关联特征，风险可跨区传染最终扩散至整个经济系统（杨子晖等，2020）。因此，杠杆波动可能对当前防控系统性风险带来一定的事实压力。“稳杠杆”与“防风险”不代表“抑经济”，经济高质量发展应追求目标间的动态平衡。2019年中央政治局会议指出“宏

¹ 郑智勇，石河子大学经济与管理学院金融学博士研究生。

² 何剑，新疆财经大学丝路经济与管理研究院。

³ 张梦婷，石河子大学经济与管理学院金融学博士研究生。

观经济政策制定需立足高质量发展”，那么杠杆操作的短期目标是否与长期经济政策取向相悖？所造成的经济高质量发展的波动能否进一步对系统性金融风险产生影响？杠杆波动下，探究经济高质量发展对系统性金融风险的抑制效应亦是分析“经济—金融”传导体系，为最终合力推动于经济金融的整体发展提供经验借鉴。但已有研究并未就经济高质量发展的传导效应进行解释。

因此，本文研究贡献主要体现在以下几个方面：首先，已有研究多集中于高杠杆所产生的经济影响，而聚焦于杠杆波动及其影响的研究才开始兴起。文章则基于动态视角为杠杆波动对经济金融的影响提供了现实解释，并得出不同滞后期下的差异性结论；其次，系统性金融风险受经济部门非线性关联机制的影响将长期存在，本文在论证中揭示了杠杆波动对系统性风险的直接与间接作用结果，为防范系统性金融风险提供了两种维度的经验证据；最后，中国历经几次卓有成效的“去杠杆化”改革举措。本文讨论了政府在不同时期采取的去杠杆措施，其造成的杠杆波动对经济发展与系统性风险产生了异质性的影响，这为政府在不同经济发展时期实施稳健的去杠杆政策提供了一些参考。

二、文献回顾

一方面针对杠杆波动直接影响金融风险的研究，学者肯定了高杠杆的顺周期波动是造成风险累积的主要诱因（Adrian and Shin, 2010）。市场主体前期通过扩大债务规模、提振市场等手段不断抬升杠杆率，在经济环境恶化时产生非理性市场预期（Reinhart, 2010）。廉价清算等非正常交易行为产生的风险，受金融内部联系、供应链关系的影响形成系统性金融风险（Greenlaw, 2012），但鲜有学者对可能造成的实际影响展开梳理。考虑杠杆作用领域与风险传染性特征，本文将系统性风险划分为四个部分：一是宏观经济风险。杠杆波动会涉及金融体系与实体经济所有部门，伴随市场主体的高额借债率与自身较弱的抗风险能力，可能导致宏观经济的长期不稳定（马勇等，2016）；二是货币流动风险。金融体系的“顺周期”杠杆调节会瞬时增强货币流量从而导致风险（汪莉，2017），而实体经济在“去杠杆化”进程中容易出现资不抵债等流动性不足的问题增加破产风险（杨雪峰，2018）；三是外部市场风险。高位杠杆的异常波动会引发国际投资者的悲观预期，投资中止与回流亦会导致一国汇率波动，从而引发外部风险（Cuerpo et al., 2013）；四是资产泡沫风险。加杠杆过程中资本会大量累积至回报快、投机性高的行业，当经济运行受阻时，资本短期撤出与紧缩货币政策会加速杠杆波动从而破裂资产泡沫（刘晓星与石广平，2018）。当前学者研究多基于单一风险影响面展开，且集中于案例研究、事件研究等定性方法。

另一方面讨论杠杆波动如何间接影响系统性风险，学者研究结果大相径庭。学者认为以全要素生产率为衡量核心的经济高质量发展可能影响杠杆波动间接效应的变化（高培勇等，2019）。市场悲观情绪下的杠杆波动可能导致供应链企业面临债务偿付问题，联动机制下扩大负向效应危害高质量发展（Gray et al.,2011）。而强监管的政策性去杠杆可能通过降低家庭部门市场消费需求及产生资本性投资悲观预期（Cuerpo,2013），导致经济发展疲软与产出的下降（Shilling,2012）。但另有学者提出：杠杆波动可能对高质量发展产生阶段性的积极效用：一是在经济繁荣期的杠杆快速爬升阶段，资本市场获得充足融资改善了技术水平、集约化程度等方面（Roxburgh et al.,2011）；二是政策性去杠杆阶段，资本投资信心虽趋于恢复，但谨慎性投资仍占据市场主要地位，流入经济发展中的投机性资本生存空间被压缩（陈颖、缪海斌，2018）；当前经济由最初高速增长向以知识部门为主导的新生产要素转变，经济高质量发展可防控系统性风险的滋生（中国经济增长前沿课题组，2015）。而中国经济金融传导渠道存在阻碍（中国经济增长前沿课题组，2013）、探索新兴领域的过度杠杆在“僵尸企业”积累的资产泡沫风险（Caballero et al.,2008）、服务业部门效率提速较低（Nehru and Dhareshwar,1993）等因素可能影响经济高质量发展抑制风险的稳定性（袁富华，2012）。

综上所述，一方面杠杆波动对系统性金融风险确有重要影响，但有关杠杆波动的动态传导效应缺乏实证研究。且学者多基于单一风险面展开探讨，并未宏观考虑可能造成的系统性风险；另一方面，学者证明经济高质量发展与杠杆波动、系统性金融风险存在密切联系，但探究经济高质量发展在杠杆传导渠道里的中介作用多从侧面展开。经济高质量发展是当前经济社会遵循的根本性要求，在此背景下细分杠杆波动对系统性金融风险的影响，是对杠杆传导渠道的有效补充，也是对经济高质量发展的具体作用效果进行实证检验，以更好促进经济高质量发展对金融体系的稳定作用。有鉴于此，本文构建基于SV-TVP-SVAR模型的时变框架，构建符合中国经济现实的系统性金融风险指标，动态分析“杠杆波动—系统性金融风险”的直接传导效应与“杠杆波动—经济高质量发展—系统性金融风险”的间接传导效应，并且融合中国几次“去杠杆化”的重要政策时点，充分捕捉三者的时变与结构突变特征。

三、机制提出

基于已有理论研究的梳理，应针对杠杆波动如何影响系统性金融风险进行异质性的机制分析。首先，资产价格的联动效应（李志辉等，2016）与政府宏观杠杆调控所引起的杠杆猛烈收缩（徐飘洋、王博，2020）或是破坏金融稳定从而引起系统性金融风险的重要因素。资产价格联动受企业债务水平、预期收益最大化和风险规避心理等因素的影响存在市场自主

性。杠杆率水平在经济形势向好发展或企业市场预期较为乐观时多处于上升时期, 同期企业资产净值亦能为金融系统的信贷提供足够担保资产。企业债务水平攀升至担保约束时, 资产价格会受外部融资成本的相应上升而被压低, 使得内生担保约束相应束紧, 从而紧缩银行信贷。伴随信贷市场的信息不对称所产生的“金融加速器效应”(Bernanke, 1989), 加速了金融系统的逆向选择。而企业负债与银行信贷所产生的融资约束会导致原有项目投资受阻, 经济发展的“突然性减速”将会对经济金融体系造成下行压力, 其中某一环节偿付问题引起的资金链断裂受经济各部门的非线性相关特征影响, 可能引发系统性金融风险(杨子晖等, 2020)。政府针对过高杠杆采取的“去杠杆化”措施, 对缓解经济过热、抑制通货膨胀等方面产生良性作用(张冰倩、万月, 2020), 但短期实行的紧缩性或强监管政策可能会导致原先积累的资产泡沫破裂, 产生系统性风险。中国政府历年来采取几次目的不同的去杠杆措施, 产生怎样的“双刃剑”效应应结合实证结果具体分析。

其次, 杠杆波动对经济高质量发展存在异质性的作用渠道。杠杆攀升前期实体企业获得金融体系充裕的资产融资, 生产效率与产业结构得到进一步改善。增长的全要素生产率水平决定企业可对金融资产进行足值偿付(董翔宇、赵守国, 2020), 突破了“有效市场假说”的传统资产定价方式, 将决定发展路径与效率的全要素生产率考虑进企业融资行为中。杠杆水平的前期抬升可对经济社会的高质量发展起到推动作用, 而后期受市场情绪或企业经营状况影响, 杠杆率超越企业债务偿付能力时可能加重金融错配(宁薛平、张庆君, 2020), 伴随企业破产或引发经济高质量发展的内外压力。与此同时, 实体企业受上下游供应链关系影响存在联动机制, 杠杆波动造成的某一类型企业的经营风险或产生的风险共振从而危害经济高质量发展。

最后, 作为经济高质量发展主体的企业, 受创新要素(孟庆斌等, 2019)与改革“加减速”(林慧婷, 2018)的内外因素影响, 可对系统性金融风险产生双重作用。具体来看, 以知识创新部门为主导的新要素可通过完善产业结构、提高要素供给效率及健全金融监管手段等方面, 对可能产生系统性金融风险的领域起到抑制作用。但创新需多种资源的持续性投入, 且具有滞后性特征。当前市场化改革速度的失衡使得企业难以适应产品与战略上的调整, 短期内不能有效转变业绩增长模式从而面临较高的财务与经营风险, 风险通过金融体系的传导为系统性危机的爆发埋下隐患。综合上述观点, 可得出如下传导机制图:

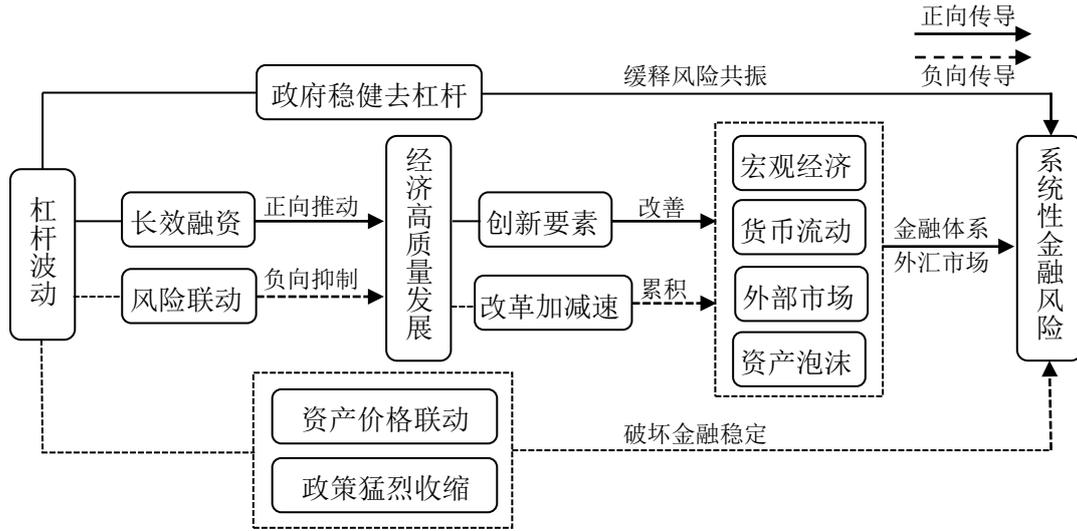


图1 杠杆波动、经济高质量发展与系统性金融风险的传导机理图

基于理论机制梳理，可得出杠杆波动对系统性风险确有直接或间接影响。但具体的传导效应如何变化？不同经济发展时期政府采取的异质性去杠杆举措，造成杠杆波动怎样的即期影响？已有研究并不能详尽论证，因此研究选用合适的实证模型，以期结合中国国情对杠杆波动、系统性风险及经济高质量发展三者之间的动态关系做进一步的解释。

四、模型构建与变量描述

（一）时变参数结构向量自回归模型（SV-TVP-SVAR）

学者虽肯定杠杆波动、经济高质量发展与系统性金融风险之间存在显著影响，但并未就具体关系形成统一看法，同时缺乏对滞后条件下的时变和突变特征进行考虑。因此，研究选用不同滞后结构下能反映时变与非线性效应的结构向量自回归模型（SV-TVP-SVAR），动态刻画杠杆波动的冲击效应及传导机制。

基于标准SVAR模型推导，可得出SV-TVP-SVAR模型的表达式：

$$y_t = X_t \beta_t + A_t^{-1} \Sigma_t e_t, \quad t = p+1, \dots, n \quad (1)$$

其中， $X_t = I_k \otimes (y'_t, \dots, y'_{t-s})$ ， \otimes 表示Kronecker乘积；系数 β_t 、联立参数矩阵 A_t 、随机波动协方差矩阵 Σ_t 均做时变处理。其波动率矩阵为 $h_t = (h_{1t}, h_{2t}, \dots, h_{kt})$ ，符合 $h_{jt} = \log \delta^2_{jt}, j=1, \dots, k$ 条件。向量矩阵是 $a_t = (a_{21}, a_{31}, a_{32}, \dots, a_{k, k-1})$ 下三角 A_t 元素组成。假定待估参数服从游走特征，且： $\beta_{t+1} = \beta_t + u_{\beta t}, a_{t+1} = a_t + u_{at}, h_{t+1} = h_t + u_{ht}$

$$\begin{bmatrix} e_t \\ u_{\beta t} \\ u_{\alpha t} \\ u_{h t} \end{bmatrix} \sim N \left(0, \begin{bmatrix} I & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \Sigma_{\beta} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \Sigma_{\alpha} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \Sigma_h \end{bmatrix} \right) \quad (2)$$

$$\text{满足 } \beta_{t+1} \sim N(\mu_{\beta_0}, \Sigma_{\beta_0}), a_{t+1} \sim N(\mu_{\alpha_0}, \Sigma_{\alpha_0}), h_{t+1} \sim N(\mu_{h_0}, \Sigma_{h_0})$$

研究选取 Nakajima (2012) 提出的 MCMC 方法对参数后验分布进行模型估计。令 $y = \{y_t\}_{t=1}^n$, $\omega = (\Sigma_{\beta}, \Sigma_{\alpha}, \Sigma_h)$ 。令 $\pi(\omega)$ 为 ω 的先验概率密度, 对后验分布 $\pi(\beta, \alpha, h, \omega / y)$ 抽样。

(二) 变量描述

基于前文分析涉及的方面与数据的可得性, 研究选取杠杆波动率 (VOL)、全要素生产率 (TFP) 及系统性金融风险综合指数 (FMSFR) 代替杠杆波动、经济高质量发展和系统性金融风险。实证分析样本数据的时间跨度为 2004 年第一季度至 2019 年第二季度, 跨度内不但包括中国“去杠杆化”进程的重要时期, 而且涉及经济运行的关键节点, 因此可据此探究杠杆波动传导的时变效应。选择季度数据频率原因有两方面: 一方面是杠杆波动对经济金融的传导存在明显的外部迟滞效应, 更高频数据的运用会在信息准则滞后 12 期的 SV-TVP-SVAR 模型中损失自由度, 估计结果会存在偏差; 另一方面, 官方公开发布的相关数据最高频率即是季度, 数据频率转换会影响实证结果的准确性。数据来源于世界银行 WDI 数据库、国际货币基金组织数据库、Wind 数据库与中国人民银行网站。

1. 杠杆波动率 (VOL)。参考刘晓星等 (2018) 学者的一般做法, 对中国私人部门信贷与 GDP 的比值进行 HP 滤波求解, 得出比值的周期波动项。接着取周期波动项的绝对值, 即为宏观杠杆波动率 (VOL), 其数值变动与杠杆不稳定程度成正比。

2. 全要素生产率 (TFP)。利用索洛余值法测度经济高质量发展水平:

$$TFP_{it} = Y_{it} / L_{it}^{\alpha} K_{it}^{1-\alpha} \quad (3)$$

上式, Y 表示经济社会总产出, 以通过通货膨胀和季节调整的当季实际 GDP 值代替; L 代表社会劳动要素的投入, 具体指标用就业人员数衡量; K 代表实际资本存量; α 为劳动产出弹性, 用劳动收入份额进行衡量。

3. 系统性金融风险综合指数 (FMSFR)。基于前文中“杠杆波动—系统性金融风险”传导机理, 结合中国系统性风险运行特点及可能涉及领域, 参考国内学者郭娜等 (2020) 研究

将其分成四个维度：宏观经济、货币流动、外部市场及资产泡沫，构建风险基础指标池如下表。而后对四个维度的基础指标进行标准化降维处理，最终合成的系统性金融风险综合指数（FMSFR）可较为全面地表示中国系统性金融风险运行情况。

表 1 系统性金融风险基础指标池

维度	指标名称	指标意义	与风险可能关系
宏观经济 (MARCO)	GDP 增长率	国家整体经济运行	反向
	预算赤字增长率	财政政策执行情况	同向
	CPI 增速	反映通货膨胀	反向
	工业增加值增速	工业生产的经济贡献	反向
	固定资产投资增速	固定资产的重复利用	反向
货币流动 (CIR)	准通货增长率	潜在货币的直接影响	反向
	一年定期存款利率	银行与客户长期资金供求	同向
	一年期贷款基准利率	银行与企业的利益分配	同向
	贷款增速	同时造成坏账产生	同向
	同业拆借利率	金融体系内的资金供求	同向
外部市场 (EXT)	M2 增速	购买力变动趋势	反向
	外商直接投资增速	资本国际化重要方式	反向
	进口额增速	反映外贸活跃度	反向
	实际有效汇率指数	本土货币的国际影响	同向
	外汇储备增长率	对冲国际货币风险	反向
	出口额增速	反映外贸活跃度	反向
资产泡沫 (BUB)	国际收支	国际贸易的资金流动	同向
	上证指数收益率	股票市场资金回报程度	同向
	上证平均市盈率	每股市价与收益比例	同向
	深证指数收益率	市场投资回报比例	同向
	深证平均市盈率	每股市价与收益比例	同向
	房地产投资增速	房地产行业投资环境	反向
	住房售价增速	房地产行业价格趋势	同向

五、实证结果与分析

（一）模型参数估计

对模型需进行后验参数估计分析，这是防止模型估计偏误的关键。根据 AIC、BIC 原则选择模型的一阶滞后，依据上节模型构建中 MCMC 方法的参数设置，进行 10000 次的抽样模拟运行，得出下图抽样结果及表中的参数估计结果。图 2 第一行表示模型的自相关系数，

呈现快速、稳健的下降趋势, 表示本文设置的 10000 次抽样次数能有效消除迭代出现的自相关特征。图中第二行表示参数的收敛路径, “白噪声”波动轨迹显示参数围绕后验均值呈现稳定独立运行。表 2 数值显示后验参数 CD 统计量均不能拒绝平稳的原假设, 且无效因子值最大为 52.73, 表示 10000 次迭代过程中最多只出现约 200 个无效样本, 有效样本数满足抽样需求。所以, 抽样结果是有效的, 模型参数设置合理。

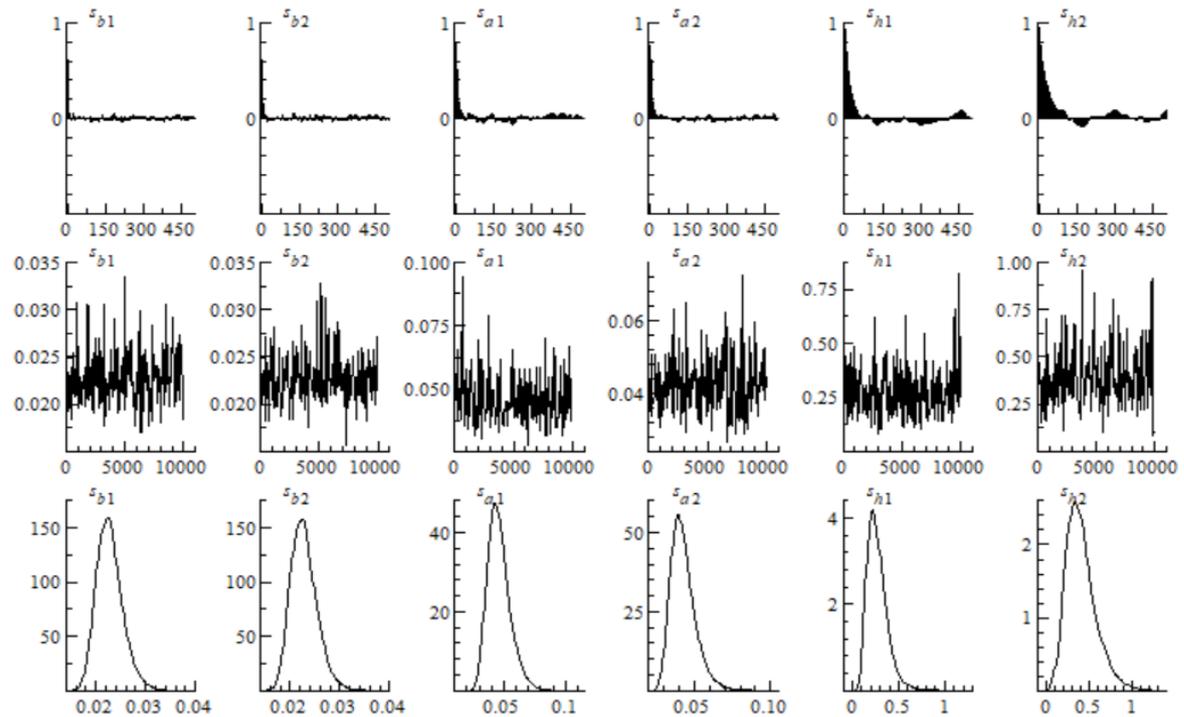


图 2 SV-TVP-SVAR 模型抽样结果

表 2 参数估计结果

参数	均值	标准差	95%置信区间	CD 统计量	无效因子
$(\sum_{\beta})_1$	0.0228	0.0026	[0.0183,0.0286]	0.681	3.44
$(\sum_{\beta})_2$	0.0228	0.0026	[0.0184,0.0286]	0.028	3.65
$(\sum_a)_1$	0.0461	0.0091	[0.0317,0.0671]	0.611	9.95
$(\sum_a)_2$	0.0426	0.0082	[0.0303,0.0618]	0.431	9.29
$(\sum_h)_1$	0.2700	0.1097	[0.1150,0.5288]	0.120	31.54
$(\sum_h)_2$	0.0886	0.0457	[0.1474,0.8114]	0.044	52.73

(二) 不同滞后期的时变分析

依据有效性检验, 实证分析变量间脉冲响应函数, 包含时变参数的 SV-TVP-SVAR 模型可分析异质性冲击的响应结果: 不同滞后期的时变分析和不同时点的脉冲分析。本节呈现不同滞后期的脉冲响应曲线, 考虑杠杆波动等变量影响的滞后性, 分别选取滞后一期、二期、

三期的约束条件，用于分析杠杆波动对系统性金融风险的直接、间接两种机制的短、中、长期脉冲响应（下示图 3）。

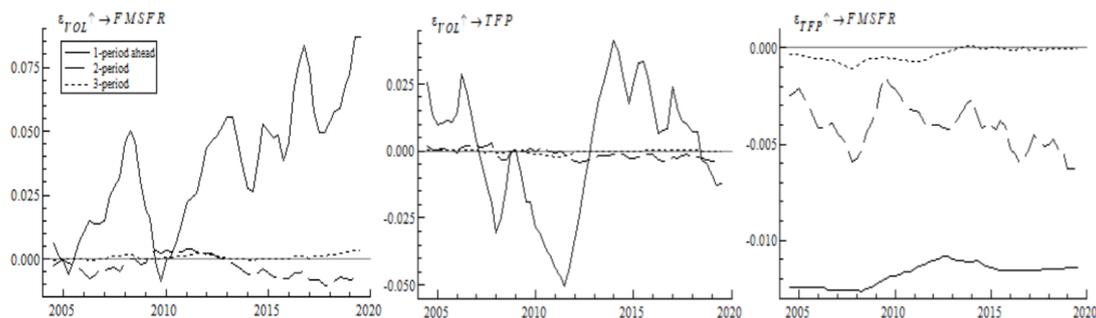


图 3 等间隔脉冲响应图

1. 杠杆波动对系统性金融风险的时变影响检验

图 3 左图显示杠杆波动对系统性金融风险的实证模拟结果。面对杠杆波动的一个标准差的正向冲击，系统性金融风险短期呈现“W”型升降交替的正向响应轨迹。表明杠杆波动可累积系统性金融风险，但受内外部因素的影响，正向效应变动明显，这与前文机制梳理的异质性结果相一致。中长滞后期脉冲响应基本趋向于零值，说明杠杆波动所产生的风险累积，经由市场风险规避意识与政府稳健的去杠杆等举措的调节，长期负面效用并不明显。因此体现杠杆波动的“双刃剑”效果需对短期实证响应结果进行具体分析。根据响应轨迹可分为三个阶段：2004-2010 年杠杆波动不断累积了金融风险，于 2008 年到达峰值后快速下降至低谷；2011-2015 年系统性金融风险水平再次攀升，自 2013 年后回落幅度显著减小；2015 年至今，杠杆波动对金融风险的累积程度呈现波动性上升的趋势，且未来预期不容乐观。纵观这三个阶段中国的发展现实，变量间的作用机制可阐释如下：

第一阶段发生在 2008 年全球次贷危机爆发前，经济面临过热的宏观压力，资本持有者对预期市场收益存在盲目乐观，杠杆率的增幅远超出企业可承受的偿付水平，而且金融加速器理论中“市场信息的不对称性”也促使系统性金融风险不断攀升。期间，中国政府虽实施适度从紧的货币政策与积极的财政政策进行“去杠杆化”操作，包括多次上调存款准备金率与利率、财政支出偏向民生服务范围等措施削弱了杠杆对系统性金融风险的负面效果，但并未有效阻止风险的持续性上升。危机爆发后，全球金融机构普遍降低杠杆率水平，实行较为紧缩的货币政策。中国为刺激低迷市场经济、稳定资产价格，于 2008 年 11 月提出四万亿“促增长、扩内需”的经济政策，实现杠杆由过快增长至平稳运行的艰难过渡，风险压力逐步缓释；但 2010 年以后的第二阶段，经济通胀压力与房地产泡沫快速上涨，导致系统性金融风险持续累积。政府在实施积极财政政策与适度收紧货币政策的同时，严格规范商业银行信贷

行为,防止地方融资平台的杠杆率不良抬升。财政部等监管机构接连颁布《关于制止地方政府违法违规融资行为的通知(2012)》等一系列管理办法抑制隐性债务的风险融资,风险水平再一次趋于稳定状态;第三阶段是2015年以后,中国杠杆波动的风险压力不断增大,原因可能在于两方面:一方面,当前金融创新工具本质多为杠杆的过度利用,伴随影子银行的发展,杠杆水平不仅不断升高且难以全面监管;另一方面,中国经济结构存在结构性扭曲的现象,国有重企及地方政府产能扩张受信贷优势影响缺乏约束,加至市场化出清困难,增加系统性风险隐患。因此,如何从市场端与监管端同时发力,才是解决当前杠杆波动加剧系统性金融风险问题的重要举措。

2. 杠杆波动对经济高质量发展的时变影响检验

图3中图显示杠杆波动对经济高质量发展的实证模拟结果。从响应强度来看,短期时变特征最为显著,中长期响应程度基本在零值附近波动,这与前文杠杆波动对风险的影响结论基本一致,表明杠杆波动对经济社会多作用于短期渠道;从响应方向来看,经济高质量发展的运动轨迹呈现交替升降的“双驼峰”式特征,表明杠杆波动可能对经济高质量发展产生异质性的影响,这与前文理论机制结果相符。但杠杆波动的正负性影响在不同时期存在差异,因此需要根据实证模拟结果分段解读:(1)良性推动阶段。2008年以前与2013年以后,两个时间段内杠杆波动促进了经济高质量发展。危机爆发前全球经济处于持续繁荣状态,实体经济的快速融资改善其生产结构与效率,为经济高质量发展赋能。而经济危机过后中国经历抑制通货膨胀的“去杠杆化”阶段,投资市场信心也逐渐恢复。但杠杆波动的推动作用在各阶段的后期均出现弱化现象,甚至于2018年以后出现“由正转负”。分析原因可能在于中国多基于行政手段调节杠杆波动水平,虽可短期迅速调节资产价格水平,但长期不利于僵尸企业退出及去产能化进程。党的十九大亦提出“市场化去产能”的改革措施,培育企业自负盈亏的市场意识应成为杠杆合理促进经济高质量发展的重要举措;(2)负向抑制阶段。2008-2013年期间,杠杆波动的抑制效应呈“V”型变动。可能导致原因可分为内外两方面:内部原因是实体经济收益多具备可预期性、可计划性特征,危机环境下杠杆异常波动易导致企业偿付困难,同时伴随供应链经济的机制联动,负向效应会产生共振从而危害经济高质量发展;外部原因在于政策性去杠杆的双面冲击。强监管政策在金融危机时期能迅速调整市场供需结构,防止经济环境的进一步恶化,因此出现图中危机期间抑制效应的显著削弱。但调节后导致融资约束收紧、不良信贷扩张等叠加效应也会加重杠杆波动的经济负担。

3. 经济高质量发展对系统性金融风险的时变影响检验

图3右图表示经济高质量发展对系统性金融风险的时变影响。图形显示在不同滞后期内

响应轨迹多在负向区间变动，且趋势较为稳健。模拟结果表明经济高质量发展可对系统性金融风险起到一定程度的抑制作用，这与前文“完善产业结构、提高要素供给效率等手段提高全要素生产率从而抑制风险”的作用机制相符合。且对比间接传导图发现，杠杆波动抑制经济高质量发展时期，高质量发展对系统性金融风险的化解效应亦会削弱，验证其传导的一致性。经济高质量发展的短期时变特征最为显著，且抑制效应稳健。但伴随滞后期数的增加，抑制风险能力逐渐弱化与不稳定，甚至长期无明显影响。说明中国经济高质量发展的确起到了抑制系统性金融的作用，但受“经济—金融”的传导机制不畅通及风控机制不健全等因素影响，对于风险的长期抑制效应并不稳定。

分析以上等间隔脉冲响应图。响应方向上，杠杆波动整体抬升了系统性金融风险，抬升程度受经济变动与政策干预等因素影响并不稳定，且预期影响不容乐观。杠杆波动间接传导框架下，经济繁荣期杠杆波动能促进经济高质量发展，危机时期则抑制其发展，这也与西方宏观经济中“金融加速器”理论假设相一致，但政策性去杠杆措施影响了作用效果。经济高质量发展整体也抑制系统性金融风险的滋生，且与杠杆波动的影响存在同步效应；响应的时滞性上，杠杆波动对系统性金融风险与经济高质量发展的影响具备明显的滞后性特征，短期内（一个季度）的冲击效应最为显著，中（两个季度）长期（三个季度）的冲击效应基本削弱为零。经济高质量发展对系统性金融风险的中长期冲击亦不稳定，间接传导渠道存在阻碍。

（三）不同时点的脉冲分析

据上，滞后期不同的脉冲分析可有效解释杠杆波动传导机制的时变特征。但伴随历年来中国政府主导的几次“去杠杆化”改革，造成的杠杆波动是否对系统性金融风险传导效应产生了即期显著的变化？已有研究并未给出准确证实。探究不同去杠杆政策造成的影响，前提需对中国杠杆波动及相关政策颁布的情况做必要梳理。

中国杠杆率自 1999 年至今出现四次阶段性高峰，政府基于高位杠杆的产生原因开展颇有成效的“去杠杆化”操作（张冰倩、万月，2020）：第一阶段在 1999 年前后，受亚洲金融危机与国内经济增速放缓的影响，实体企业陷入“通缩—债务”的恶性循环，政府围绕国有企业改革逐步推行去杠杆举措（蒋灵多、张航，2019）。由于政府该轮举措主要针对企业部门杠杆，且该阶段数据存在缺失的情况，研究并未展开讨论；第二阶段政府“去杠杆化”举措主要在 2004 年前后施行，固定资产的飞速投资使得社会需求与供给不匹配，资产价格上涨、宏观经济过热使得杠杆率呈现上升的趋势，为此政府展开以“扩内需”为主的去杠杆操作（申广军等，2018）：包括增值税转型改革试点（2004 年 7 月）、央行上调短贷利率与存款准备金利率（2004 年 10 月）等一系列政策措施。有效改善了供给需求的结构，缓释了

高位杠杆的潜在风险；第三阶段集中于 2011 年前后政府针对通货膨胀的去杠杆举措。2010 年 1 月至 2011 年 7 月 CPI 增幅高达 4.95%，政府于 2011 年第二季度通过上调准备金率、存贷款基准利率（2011 年 4 月、7 月）等紧缩性货币政策与房地产市场的严格调控（2011 年 5 月），展开以“抑通胀”为核心的一系列去杠杆操作（张翼、徐璐，2012）；第四阶段系列去杠杆举措集中于 2017 年前后，分业监管与影子银行规模的快速扩张，在抬升宏观杠杆率的同时也累积了系统性金融风险（汤铎铎、张莹，2017）。2017 年 10 月，党的十九大提出“防范系统性金融风险”，同年 11 月政府成立金融稳定发展委员会全面统筹负责“防风险”的去杠杆操作。图 4 杠杆率变动图显示在 2004 年、2011 年及 2017 年中国杠杆率出现阶段性峰值。同时在几轮“去杠杆化”进程的关键时点，杠杆率出现明显下降，波动值出现了显著抬升，表明政府开展的去杠杆举措切实有效，这也为后文实证展开提供了依据。

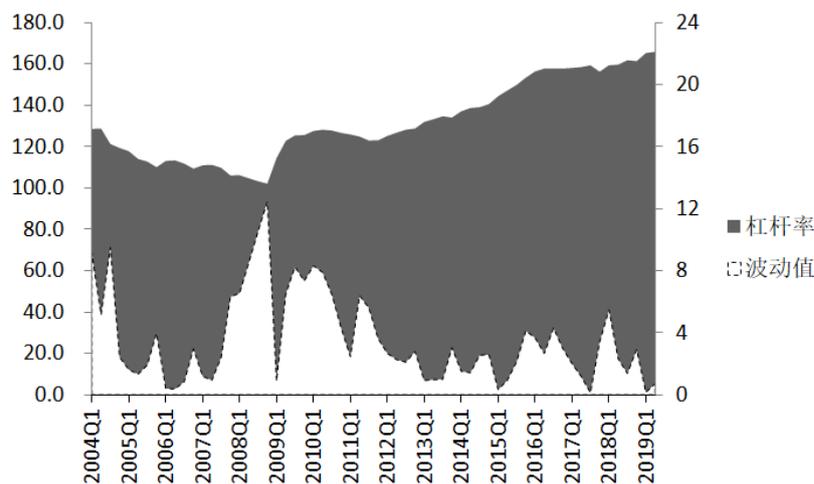


图 4 样本期内杠杆率变动图

因此，研究选择政府几次“去杠杆化”举措颁布较为集中的 2004 年第三季度、2011 年第二季度及 2017 年第四季度作为改革的典型起始时点，为体现政策效用的延续性，利用脉冲响应函数识别政策颁布长期的变动趋势，以期较为完整的展现杠杆波动的传导效应，不同时点的观察结果如图 5 所示。

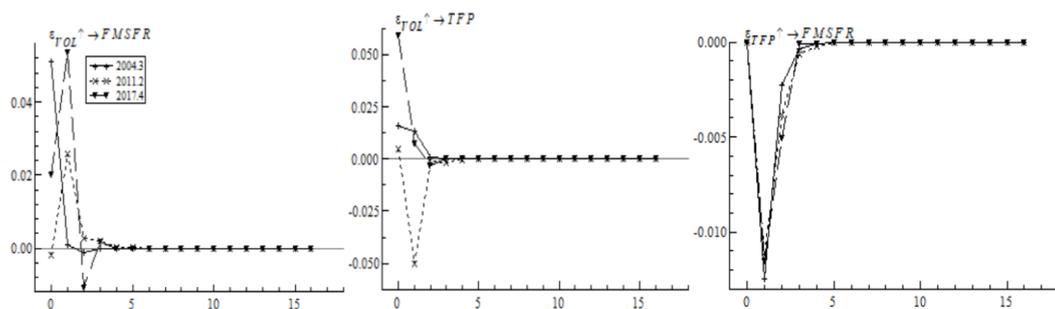


图 5 不同时点的脉冲响应图

1. 杠杆波动对系统性金融风险的时点影响检验

图 5 左图对图 3 左图形成良好的补充说明, 杠杆波动虽对系统性金融风险的直接影响在滞后三期后也渐趋于零, 但不同时点的冲击效应却存在显著差异。2004 年第三季度实行“扩内需”的去杠杆操作, 即期内可快速压抑杠杆波动对系统性金融风险的扩张。表明主要通过扩大内需缓释经济过度杠杆化, 一定时期内可稳健抑制系统性风险的滋生。2011 年第二季度“抑通胀”的去杠杆进程却在短期内加剧杠杆波动的负向影响, 随着改革进程的进一步深入, 负向影响逐渐趋零, 这与 2017 年第四季度“防风险”的去杠杆响应轨迹基本一致。但后者响应程度更为剧烈, 且在中后期甚至化解了系统性金融风险。表明这两次去杠杆操作初期由于政策搭配不协调或市场性恐慌等因素, 风险爆发可能性达到峰值, 中长期来看仍达到维护金融体系安全的目的。

2. 杠杆波动对经济高质量发展的时点影响检验

图 5 中图表明不同时点的杠杆波动对经济高质量发展的影响, 时滞特征与前文一致, 滞后两期后无显著冲击。2004 年第三季度政府采取以“扩内需”为核心的去杠杆操作, 在滞后期内对经济高质量发展起到推动作用, 但正向影响逐渐衰弱。作为经济增长的主引擎, 内需的拉动可通过改善产品结构、保持经济平衡等方面推动经济高质量发展 (江小涓, 2010)。但受收入分配差距、经济结构性改革周期的内外因素影响, “扩内需”为核心的去杠杆操作对经济高质量发展的长期推动效果仍存在一定阻碍 (何代欣, 2017); 而 2011 年第二季度“抑通胀”的去杠杆操作, 在初期正向影响经济发展后出现了短暂的负向“V”型变动。可能原因在于较为紧缩型货币政策的实施, 在缓释通胀带来的高杠杆风险的同时, 会通过资产负债表的衰退与金融摩擦的机制对实体企业投融资带来短暂的抑制性影响 (汪勇和李雪松, 2019)。而后经济环境运行逐渐平稳、货币政策的适度宽松调整, 则对经济高质量发展起到良性助力作用; 2017 年第四季度杠杆波动对经济高质量发展的正向作用即期较为明显。表明“防风险”的去杠杆举措通过强化资本市场风险管制、改善经济运行环境等渠道促进了经济高质量发展。不同时点杠杆波动的异质性冲击, 验证完善了前文图 3 中经济高质量发展“正负交替”的响应轨迹。

3. 经济高质量发展对系统性金融风险的时点影响检验

应对经济高质量发展不同时点的脉冲冲击, 图 5 右图系统性金融风险呈现一致性响应轨迹, 即负向波动后快速收敛。一方面, 经济高质量发展虽可抑制系统性金融风险的滋生, 但效用随时间推移不断弱化; 另一方面, 经济高质量发展对系统性金融风险的抑制效应, 短期不受各类去杠杆举措影响而波动。表明中国经济发展存在较大韧性, 应对负面冲击有一定的

包容性。

以上不同时点的脉冲分析可知，政策冲击具备明显的迟滞特征。杠杆波动直接传导效应下，三次去杠杆进程中长期均可缓释系统性风险的压力。其中，“扩内需”的去杠杆操作抑制风险最为稳健，“抑通胀”与“防风险”的改革措施短期会引起风险回弹；杠杆波动间接传导效应下，“防风险”的改革措施对经济高质量发展有明显促进作用，但效用衰减迅速。其余改革措施无显著正向影响，甚至存在负向抑制。经济高质量发展对系统性金融风险的抑制效应短期不受政策影响波动，但长期受“经济—金融”渠道阻碍等因素影响并不明显。

六、结论与启示

研究构建 2004 年第一季度至 2019 年第二季度中国杠杆波动值、全要素生产率及系统性金融风险指数，利用具有随机波动率的时变参数结构向量自回归模型（SV-TVP-SVAR），结合去杠杆政策的关键时点对杠杆波动的直接与间接传导渠道进行动态分析。主要结论表明：一方面，杠杆波动对风险的直接影响存在显著的时变特征。短期累积了系统性风险，但效应受经济波动与政策干预的影响会出现明显差异。“扩内需”可稳健缓释风险，而其余的去杠杆措施短期易造成风险上扬，中长期则起到抑制风险的作用；另一方面，杠杆波动在不同经济环境下会对经济高质量发展产生“正负交替”的显著影响。经济繁荣时促进，危机时则抑制其发展。其中，“防风险”的去杠杆举措正向作用更为突出。经济高质量发展有效抑制了系统性风险的滋生，且与杠杆波动的影响存在同步效应。受经济发展韧性的支持，异质性的去杠杆举措均无法改变其效应的变化，但抑制强度伴随滞后期的延长出现衰弱。

本文研究结论可得出较为清晰的政策启示。首先，防范系统性金融风险的关键时点多发生在杠杆波动初期，应注重托底有效需求与结构性货币政策相结合，同时配套积极财税制度改革与监管体系完善，防止出现由于政策配合不协调或“一刀切”产生的负向叠加效应；其次，强监管的“去杠杆”政策需向结构性“稳杠杆”过渡，加强直接融资比重，疏通货币政策至实体经济融资渠道。同时引入市场竞争机制，对“僵尸”企业与影子银行等风险领域进行杠杆管理；最后，针对当前经济金融传导渠道不畅的问题，央行应注重结构化货币政策的使用，疏通利率传导机制。短中期借贷便利的搭配使用可弥补数量型操作工具提供的直接流动性，有效避免杠杆的过度波动。而通过逐步放松存款利率的隐性约束、升级货币政策工具等方式完善不同市场间的利率传导机制，可增强多层次资本市场的发展韧性，形成对系统性金融风险的长期抑制效应。

【参考文献】

- [1] 陈颖、缪海斌, 2018. 降杠杆会抑制经济增长吗?——国际实证与中国观察. 国际金融研究, (08): 3-12.
- [2] 董翔宇、赵守国, 2020. 中国经济增长与杠杆率的非线性关系研究——基于制造业面板数据门限回归分析. 系统工程理论与实践, (02): 343-354.
- [3] 高培勇、杜创、刘霞辉、袁富华、汤铎铎, 2019. 高质量发展背景下的现代化经济体系建设:一个逻辑框架. 经济研究, (04): 4-17.
- [4] 郭娜、祁帆、李金胜, 2020. 中国系统性金融风险度量与货币政策影响机制分析. 金融论坛 (04): 49-60.
- [5] 何代欣, 2017. 大国转型与扩大内需:中国结构性改革的内在逻辑. 经济学家, (08) : 19-26.
- [6] 江小涓, 2010. 大国双引擎增长模式——中国经济增长中的内需和外需. 管理世界, (06): 1-7.
- [7] 蒋灵多、张航, 2019. 国有企业改制重组与企业杠杆率. 中南财经政法大学学报, (09): 1-14.
- [8] 刘晓星、石广平, 2018. 杠杆对资产价格泡沫的非对称效应研究. 金融研究, (03): 53-70.
- [9] 李志辉、王近、李源, 2016. 银行信贷、资产价格与债务负担. 国际金融研究, (09):38-50.
- [10] 林慧婷、何玉润、王茂林, 2018. 市场化改革速度与企业 R&D 投入——基于中国 A 股非金融类上市公司的实证分析. 会计研究, (08):28-34.
- [11] 马勇、陈雨露, 2017. 金融杠杆、杠杆波动与经济增长. 经济研究, (06):31-45.
- [12] 马勇、田拓、阮卓阳、朱军军, 2016. 金融杠杆、经济增长与金融稳定. 金融研究, (06) : 37-51.
- [13] 孟庆斌、侯粲然、鲁冰, 2019. 企业创新与违约风险. 世界经济, (10):169-192.
- [14] 宁薛平、张庆君, 2020. 企业杠杆率水平、杠杆转移与金融错配——基于我国沪深 A 股上市公司的经验证据. 南开管理评论, (02):98-120.
- [15] 申广军、张延、王荣, 2018. 结构性减税与企业去杠杆. 金融研究, (12): 105-122.
- [16] 汤铎铎、张莹. 实体经济低波动与金融去杠杆——2017 年中国宏观经济中期报告. 经济学动态, (08): 4-17.
- [17] 汪莉, 2017. 隐性存保、“顺周期”杠杆与银行风险承担. 经济研究, (10): 67-81.
- [18] 汪勇、李雪松, 2019. 紧缩性货币政策的宏观经济效应——基于“资产负债表衰退”与“金融摩擦”双重机制. 上海经济研究, (07): 88-101.
- [19] 徐飘洋、王博, 2020. 结构性去杠杆对中国宏观经济的影响——基于杠杆转移的视角. 金融论坛, (09):40-53.
- [20] 杨雪峰, 2018. 去杠杆背景下的流动性危机研究. 世界经济研究, (11) : 44-50.
- [21] 杨子暉、陈里璇、陈雨恬, 2020. 经济政策不确定性与系统性金融风险的跨市场传染——基于非线性网络关联的研究. 经济研究, (01): 65-81.
- [22] 袁富华, 2012. 长期增长过程的“结构性加速”与“结构性减速”:一种解释. 经济研究, (03): 127-140.
- [23] 中国经济增长前沿课题组: 张平、刘霞辉、袁富华、陈昌兵, 2015. 突破经济增长减速的新要素供给理论、体制与政策选择. 经济研究, (11): 4-19.
- [24] 中国经济增长前沿课题组: 张平、刘霞辉、袁富华, 2013. 中国经济转型的结构性特征、风险与效率提升路径. 经济研究 (10): 4-17.
- [25] 张冰倩、万月, 2020. 我国四次“去杠杆”政策比较研究. 商业经济研究, (01): 188-192.
- [26] 张翼、徐璐, 2012. 杠杆率监管及其对我国银行业的影响研究. 财经问题研究, (06): 62-67.
- [27] Adrian and Shin., 2010. Financial Intermediaries and Monetary Economics, Federal Reserve Bank of New

York Staff Reports.

[28] Bernanke, G., 1989. Agency Costs, Net Worth, and Business Fluctuations. *American Economic Review*, 1 :14-31.

[29] Bhattacharya, S., Goodhart, C., Tsomocos, D., and Vardoulakis, A., 2011. Minsky's Financial Instability Hypothesis and the Leverage Cycle. LSE Financial Markets Group Paper Series Special Paper, 202-213.

[30] Cuerpo, C., Drumond, I., Lendvai, J., and Raciborski., 2013. Indebtedness,Deleveraging Dynamics and Macroeconomic Adjustment. *European Economy, Economic Papers*, 477-482.

[31] Cuerpo, C., Drumond, I., Lendvai, P., Pontuch,and Raciborski., 2013. Indebtedness,Deleveraging Dynamics and Macroeconomic Adjustment. *European Economy, Economic Paper*, 477-479.

[32] Caballero, R., Hoshi, T., and A.Kashyap, 2008. Zombie Lending and Depressed Restructuring in Japan. *American Economic Review*, 5 :1943—1977.

[33] Greenlaw, D., Kashyap, A., and Schoenholtz, K., 2012. Stressed Out: Macroprudential Principles for Stress Testing. *Chicago Booth Paper*, 1:2 -8.

[34] Jouchi Nakajima., 2012. Bayesian Analysis of Multivariate Stochastic Volatility with Skew Return Distribution. *Econometric Reviews*, 2 :47-59.

[35] Nehru, V., and Dhareshwar, A., 1993. A New Database on Physical Capital Stock: Sources, Methodology and Results. *Revista De Anausis Economico*, 1:37—59.

[36] Roxburgh, C., Lund, S., Wimmer, T., and J. Manyika., 2011. Debt and Deleveraging: The Global Credit Bubble And Its Economic Consequences. *McKinsey Global Institute, Working Paper*, 4:18-32.

[37] Reinhart, C., Rogoff, K.,2010. Growth in a Time of Debt. *American Economic Review*, 2:573 -578.

[38] Simon Gray., Joshua Felman., and Ana Carvajal., Developing Asean5 Bond Markets, 2011. What Still Needs to Be Done?, 1:10-12.

[39] Shilling, A., 2012. *The Age of Deleveraging, Updated Edition: Investment Strategies for a Decade of Slow Growth and Deflation*. New York: John Wiley Press, 2:13-18.

征稿启事



《国际货币评论》系中国人民大学国际货币研究所主办的学术交流内刊。以兼容中西的战略思维与严谨求实的学术精神为指导，《评论》重点研究人民币国际化、国际货币体系改革以及中国国际金融战略等宏观金融领域的前沿问题。

自 2010 年度创刊以来，得到了社会各界人士的广泛认同和大力支持。刊热诚欢迎专家、学者以及广大金融从业人员踊跃投稿。投稿文章应紧密围绕宏观金融领域的重点、难点问题，论证严密，方法科学，并符合相关要求和学术规范。刊欢迎基于扎实数据分析与理论模型的高质量稿件，也欢迎有较强思想性同时行文规范的高质量稿件。

作品要求：

- 1、稿件要求选题新颖、积极健康、表述鲜明、具有一定的学术交流价值。
- 2、作者确保稿件不涉及保密、署名无争议，文责自负。刊有权对来稿进行必要的删改，如不同意删改者，请在投稿时说明。因编辑部工作量较大，请作者自留底稿，恕不退稿。
- 3、题名（文章标题）应简明、确切、概括文章要旨，一般不超过 20 字，必要时可加副标题名。文标明作者单位及联系地址、邮编、电话、传真、电子邮箱。如为基金资助项目应加以注明，并提供项目编号。
- 4、来稿最低不少于 6000 字以上。文内计量单位、数字和年代表示等请采用国际标准或按国家规定书写，如有引文请注明出处。文章内容摘要、注释与参考文献等要求请参见“《经济理论与经济管理》投稿格式要求”。

投稿方式：

来稿请首选 E-mail，请通过电子邮箱将论文电子版（word 格式）发送至 imi@ruc.edu.cn，并在邮件标题上注明“投稿”字样和作者姓名及文章标题。如条件受限，可邮寄。投稿请使用 A4 纸打印注明“《国际货币评论》投稿”，并注明作者姓名、联系地址、邮编、电话。

邮寄地址：

北京市海淀区中关村大街 59 号中国人民大学文化大厦 605 室 邮编：100872

《国际货币评论》编辑部

1937

HDFH
瀚信网



Global FinTech Lab
全球金融科技实验室

HDFH
瀚德科技

国金ABS云



FINCHAIN
金融联盟链



扫码关注