

I 国际货币评论

International Monetary Review

主编：张杰



做好科技金融这篇大文章

陈雨露

央行担保品政策如何支持实体经济？

邓伟、杨红霞、刘冲

双向金融开放与信贷资金配置效率

刘瑶、潘松李江、路先锋等

央行数字货币与现金：替代还是共存

宋科、孙翼

美联储加息下跨境资本流动监管的“双支柱”调控研究

胡小文、项后军

顾问委员会：（按姓氏拼音排序）

Edmond Alphandery	Yaseen Anwar	陈雨露	Steve H. Hanke
李 扬	李若谷	任志刚	

编委会主任：张 杰

编委会委员：（按姓氏拼音排序）

贡圣林	曹 彤	陈卫东	丁剑平	鄂志寰	郭庆旺
焦瑾璞	Rainer Klump	IL Houng Lee	David Marsh	庞 红	Herbert Poenisch
瞿 强	Alfred Schipke	谭松涛	涂永红	汪昌云	王国刚
王 芳	肖 耿	杨 涛	曾颂华	张成思	张之骧
赵锡军	周道许	庄毓敏			

主 编：张 杰

副 主 编：何 青 宋 科

编辑部主任：何 青

编辑部副主任：赵宣凯 安 然

责任编辑：吴晓桐

栏目编辑：张思瑾

美术编辑：陈一欣

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】

做好科技金融这篇大文章 ————— 陈雨露 01

央行担保品政策如何支持实体经济？

——基于商业信用的视角 ————— 邓伟、杨红霞、刘冲 04

双向金融开放与信贷资金配置效率 ————— 刘瑶、潘松李江、路先锋、张明 23

央行数字货币与现金：替代还是共存 ————— 宋科、孙翼 39

美联储加息下跨境资本流动监管的“双支柱”调控研究 ————— 胡小文、项后军 49

“一带一路”倡议对非洲国家主权债务水平的影响

——基于准自然实验的检验 ————— 王珊珊、黄梅波 65

我国行业间尾部风险溢出的测度及时空驱动因素研究 ————— 李政、李丽雯、刘淇 79

做好科技金融这篇大文章¹

陈雨露²

【摘要】金融是国民经济的血脉，是国家核心竞争力的重要组成部分，要为经济社会发展提供高质量服务。习近平总书记在省部级主要领导干部推动金融高质量发展专题研讨班开班式上强调：“统筹推进经济和金融高质量发展”。去年底举行的中央经济工作会议提出：“引导金融机构加大对科技创新、绿色转型、普惠小微、数字经济等方面的支持力度。”中央金融工作会议提出：“做好科技金融、绿色金融、普惠金融、养老金融、数字金融五篇大文章。”当今世界，科技创新已经成为提高综合国力的关键支撑，成为社会生产方式和生活方式变革进步的强大动力。我们要深入学习贯彻习近平总书记重要讲话和中央经济工作会议、中央金融工作会议精神，做好科技金融这篇大文章，助力以中国式现代化全面推进强国建设、民族复兴伟业。

一、深刻把握发展科技金融的重要意义

科技创新离不开金融支持。从我国历史看，宋诞生世界上最早的纸币交子，对当时的技术创新和经济繁荣起到了推动作用；从世界范围看，现代商业银行、现代投资银行和现代创业投资的诞生，为几次科技革命和产业变革提供了重要支撑。新时代新征程，发展科技金融既是推动金融高质量发展、加快建设金融强国的重要内容，也是推动经济高质量发展、夯实全面建成社会主义现代化强国物质技术基础的迫切需要。

有助于以科技现代化助力中国式现代化。习近平总书记指出：“中国式现代化关键在科技现代化。”当前，新一轮科技革命和产业变革突飞猛进，科技创新成为国际战略博弈的主要战场。我国要建设世界科技强国，必须努力在原始创新上取得新突破，在重要科技领域实现跨越发展，推动关键核心技术自主可控。发展科技金融，推动金融资源向科技创新领域倾斜，加强对基础研究和关键核心技术攻关的金融支持，为科技型企业提供多元化接方式金融服务，有利于推动创新链产业链资金链人才链深度融合，为实施创新驱动发展战略、加快实现高水平科技自立自强提供有力支撑，为更好发挥科技作为第一生产力的作用、以科技现代化助力中国式现代化建设奠定坚实基础。

有助于促进现代化产业体系建设。实体经济是一国经济的立身之本。加快建设以实体经济为支撑的现代化产业体系，是加快构建新发展格局、着力推动高质量发展的必然选择，关系我们在未来发展和国际竞争中能否赢得战略主动。金融业坚持把服务实体经济作为根本宗旨，全面提升服务效率和水平，有利于更好促进金融资源向先进生产力转化。发展科技金融，从资金链的角度支持原创性、颠覆性科技创新，及时将科技创新成果应用到具体产业和产业链上，完善现代化产业体系，能够有效提高金融服务实体经济的能力和效率，以金融与科技深度融合促进现代化产业体系建设，为全面建成社会主义现代化强国夯实物质技术基础。

有助于加快建设金融强国。中央金融工作会议提出加快建设金融强国的目标，习近平总书记在省部级主要领导干部推动金融高质量发展专题研讨班开班式上对金融强国作出深入阐述。发展科技金融，是以金融赋能科技创新、推进金融高质量发展，加快建设金融强国的重要举措。深化金融供给侧结构性改革，以金融体系结构调整优化为重点，优化融资结构和金融机构体系、市场体系、产品体系，能够激发资本要素活力，为科技创新提供有力支持，同时还能防范化解金融风险提供金融工具及制度安排，助力加快建设金融强国。

¹ 原文刊载于《人民日报》

² 陈雨露，南开大学党委副书记、校长

二、推动科技金融沿着正确方向发展

中央金融工作会议强调“坚定不移走中国特色金融发展之路”“加强对新科技、新赛道、新市场的金融支持，加快培育新动能新优势”，提出“要在金融系统大力弘扬中华优秀传统文化”。习近平总书记在省部级主要领导干部推动金融高质量发展专题研讨班开班式上发表的重要讲话，深化了对金融工作本质规律和发展道路的认识，并强调“认真落实中央金融工作会议的各项决策部署”。这为我们推动科技金融沿着正确方向发展提供了根本遵循。

坚持走中国特色金融发展之路。中国特色金融发展之路是我们党把马克思主义金融理论同当代中国具体实际相结合、同中华优秀传统文化相结合，不断推进金融实践创新、理论创新、制度创新而取得的重要成果。其“八个坚持”的基本要义，明确了新时代新征程金融工作怎么看、怎么干，是体现中国特色金融发展之路基本立场、观点、方法的有机整体。中国特色金融发展之路，既遵循现代金融发展的客观规律，更具有适合我国国情的鲜明特色。只有坚定不移走中国特色金融发展之路，才能确保科技金融发展的正确方向。

牢牢抓住新一轮科技革命和产业变革重大机遇。当前，全球科技创新进入空前密集活跃的时期，信息、生命、制造、能源、空间、海洋等领域的原创突破为前沿技术、颠覆性技术提供了更多创新源泉。必须牢牢把握机遇，坚持面向世界科技前沿、面向经济主战场、面向国家重大需求、面向人民生命健康，突出重点、分类施策，为科技创新及其产业化提供广渠道、多层次、全覆盖、可持续的金融服务，支持补短板、锻长板，助力把科技的命脉牢牢掌握在自己手中，催生新产业、新模式、新动能，不断提升我国发展的独立性、自主性、安全性。

弘扬中国特色金融文化。推动金融高质量发展，离不开文化的滋养浸润。习近平总书记强调“积极培育中国特色金融文化”，要求做到“诚实守信，不逾越底线；以义取利，不唯利是图；稳健审慎，不急功近利；守正创新，不脱实向虚；依法合规，不胡作非为”。这五个方面既汲取中华优秀传统文化精髓，又彰显现代金融元素、金融理念、金融精神。我们要深入学习贯彻，努力为金融高质量发展夯实文化之基、铸牢文化之魂。发展科技金融，必须弘扬中国特色金融文化，把这五个方面落实到具体行动中。

三、牢牢把握发展科技金融的着力点

一分部署，九分落实。我们要切实增强做好新时代金融工作的责任感使命感，以奋发有为的精神状态、扎实有效的工作举措，加快推进科技金融服务体系建设，推动建设金融强国，服务和支撑中国式现代化建设。

把党的领导的政治优势、制度优势转化为金融治理效能。党的领导是中国特色社会主义最本质的特征，是中国特色社会主义制度的最大优势。必须把加强党的领导贯穿金融工作的全过程各方面，完善党领导金融工作的体制机制，坚决落实党中央重大决策部署，推动有为政府与有效市场更好结合。要增强政策的精准性和直达性，用好支小再贷款、科技创新再贷款等货币政策工具，提升对科技型中小企业的信贷配置效率；将支持初创期科技型企业作为重中之重，加快形成以股权投资为主、“股贷债保”联动的金融服务支撑体系；完善政府性融资担保体系，健全风险分担补偿机制，强化科技金融风险分担和补偿；规范发挥政府投资基金支持科技型企业融资作用，有效撬动社会资本参与。要处理好风险防控与创新发展的关系，依法将所有科技金融活动全部纳入监管，健全权责一致、激励约束相容的风险处置责任机制，具有硬约束的金融风险早期纠正机制，切实提高金融监管的有效性。

充分发挥银行业金融机构作用。银行业是我国金融体系的主体，在促进科技金融发展中具有重要作用。要鼓励银行根据不同发展阶段科技型企业的需求，针对性提供覆盖企业全生命周期的多元化金融服务。支持开展信用贷款、知识产权和股权质押贷款等业务，推动银行机构提高科技型企业“首贷率”。鼓励银行机构在科技资源集聚的地区设立科技金融专营机构，适当下放授信审批和产品创新权限。

充分发挥资本市场作用。资本市场健康发展对发展科技金融具有重要作用。要尊重资本市场发展规律，

立足我国实际，借鉴国际先进经验，完善资本市场支持科技创新的体制机制。优化融资服务机制，针对科技型企业实行“即报即审、审过即发”的“绿色通道”政策，支持符合条件的企业发行“双创”专项债务融资工具。优化创业投资基金营商环境，鼓励发展创业投资、股权投资，有效增强创业投资资本服务科技创新的能力。

优化科技金融发展生态。加强科技创新评价标准、知识产权交易、信用信息系统等基础设施建设，强化科技金融动态分析评价，探索开展科技金融统计监测分析，推动各类金融业态标准化、精准化支持科技型企业发展。完善科技金融服务体系，营造市场化、法治化、国际化一流营商环境，健全更加开放透明、规范高效的经营主体准入和退出机制，积极支持科技咨询、技术转移、创业孵化、知识产权等专业科技服务和综合科技服务发展，加快建设区域性技术交易市场、知识产权交易平台等，为科技型企业的投融资活动提供高效服务支撑。

加强信息技术支撑。充分利用新一代信息技术推进数据归集、共享、分析等，实现大数据赋能科技型企业信用体系建设、构建守信激励和失信惩戒机制，为科技型企业尤其是中小微企业增信。以数字化风控体系提升金融风险识别及处置能力，支持金融机构与科技型企业利用大数据、人工智能等技术，建立符合科技型企业特征的风险防控模型，为提高金融监管有效性提供技术支撑。

央行担保品政策如何支持实体经济？

——基于商业信用的视角¹

邓伟² 杨红霞³ 刘冲⁴

【摘要】2023年中央金融工作会议指出，要坚持把金融服务实体经济作为根本宗旨。因此，在我国构建基于担保品的货币政策框架背景下，科学地评价我国央行担保品政策的有效性对于更好地发挥货币政策服务实体经济高质量发展具有重要意义。本文基于银行间市场的AAA级公司信用类债券被首次纳入货币政策担保品范围这一制度背景，利用双重差分模型从企业商业信用融资微观视角对央行担保品政策支持实体经济及其作用机制进行研究。研究表明，央行担保品政策可以显著改善企业的商业信用融资，且这一结论在多种稳健性检验下都成立。作用机制检验发现，将公司信用类债券纳入央行担保品范围不仅会通过债券市场和银行信贷市场对企业融资产生促进作用，该效应还会进一步传导至产品市场，并对企业商品采购、产品销售、投资规模以及盈利水平产生积极影响，这表明央行担保品政策可以通过金融市场有效服务于实体经济。本文对于构建和完善基于担保品的货币政策调控框架，加快现代中央银行制度建设，构建中国特色现代金融体系，增强货币政策服务实体经济的质量，提高货币政策的资金配置效率具有重要启示。

【关键词】央行担保品政策 实体经济商业信用 债券市场 信贷市场

引言

自2008年全球金融危机以来，基于担保品的货币政策调控模式越来越受到包括美联储和欧洲央行在内的主要经济体中央银行青睐。这是因为在低利率的环境中，基于担保品的货币政策调控模式便于直接向特定金融机构和金融市场注入流动性，可以缩短货币政策的传导路径，增强货币政策的有效性。尤其是在金融机构担保品不足的危机背景下，通过扩大合格担保品范围的方式进行货币政策调控，已成为美国、欧盟等主要经济体应对负面冲击、刺激经济增长的普遍做法（费特等，2016；宾德塞尔等，2017；范贝库姆等，2018；崔等，2021）。在全球合作应对气候变暖的背景下，中国央行还通过扩大绿色担保品范围的方式进行货币政策调控，促进企业绿色投资和转型（王永钦、吴娴，2019；郭晔、房芳，2021；麦凯尔、纳伊夫，2021；陈国进等，2021）。

2023年10月底召开的中央金融工作会议指出，要坚持把金融服务实体经济作为根本宗旨。中国人民银行行长潘功胜指出，中国人民银行正全面推动现代中央银行制度建设，加快构建中国特色现代金融体系，以金融高质量发展服务中国式现代化⁵。事实上，为了适应货币政策调控以及建设现代中央银行制度等方面的需要，我国央行已着手构建基于担保品的货币政策框架（易纲，2021）。代表性的举措是央行首次将企业部门在银行间市场发行的AAA级公司信用类债券纳入货币政策担保品范围（黄振、郭晔，2021），允许商业银行利用公司信用类债券作为担保品向央行融资。但不同于已经构建成熟的货币政策担保品框架的欧美发达经济体，我国央行在常态环境下将包括AAA级公司信用类债券在内的优质资产纳入货币政策担保品范围，既考虑了控制信用风险的需要也考虑了担保品不足的问题，既是构建货币政策担保品框架的一部分，也是建设现代中央银行制度的重要举措。因此，在我国货币政策框架转型的背景下，央行将企业部门发行的公司信用类债券纳入货币政策担保品范围，对于构建和完善基于担保品的货币政策调控框架，加快

¹ 原载于《管理世界》2024年第2期

² 邓伟，中南财经政法大学会计学院

³ 杨红霞，中南财经政法大学会计学院

⁴ 刘冲，上海财经大学金融学院

⁵ 见《人民日报》2023年12月4日9版

现代中央银行制度建设，构建中国特色现代金融体系，增强货币政策服务实体经济的针对性和有效性，提高货币政策的资金配置效率具有重要意义。

值得注意的是，我国传统货币政策工具从未直接与企业挂钩，而 AAA 级公司信用类债券被纳入货币政策担保品范围则首次将央行的货币政策操作与企业的债券发行这一公司信用行为直接挂钩。需要指出的是，从制度设计上来看，2016 年欧洲央行推出的企业部门购买计划这一量化宽松的货币政策，与我国央行首次将银行间市场的 AAA 级公司信用类债券纳入央行担保品范围这一央行担保品政策存在很大的相似之处。2016 年 3 月，欧洲央行宣布推出企业部门购买计划，与此前推出的担保债券购买计划、公共部门购买计划等资产购买计划不同的是，该计划首次将资产购买范围扩大到企业部门发行的公司债券（格罗斯-鲁斯坎普等，2019；托多洛夫，2020；德桑蒂斯、扎吉尼，2021；阿德里诺等，2023），因此也被称为“企业版量化宽松”（阿尔塞等，2021）。而 2013 年我国央行将 AAA 级公司信用类债券纳入货币政策担保品范围这一央行担保品政策，也使得企业部门发行的债券首次与央行的货币政策操作相挂钩。但企业部门购买计划的有效性却受到很大质疑：尽管企业的债券融资成本降低且债券融资规模上升，但所筹集的资金被企业主要用于支付股利，企业部门购买计划在改善企业融资的同时还诱发企业增加金融投资（托多洛夫，2020；德桑蒂斯、扎吉尼，2021）。

更为重要的是，现阶段无论是对于我国基础货币投放模式，还是对于利率形成机制，央行担保品政策都承担着关键作用。从基础货币投放模式来看，在货币政策担保品框架下，利用借贷便利工具向商业银行提供流动性已成为我国央行基础货币投放的主要方式（王永钦、吴娴，2019；邓伟等，2021，2022）。中国货币政策执行报告显示，2014~2020 年期间，中期借贷便利的年均余额为 32943.7 亿元，常备借贷便利、中期借贷便利和抵押补充贷款 3 种借贷便利工具的年均投放规模达 49976.5 亿元，三者余额占央行对其他存款性公司债权的比重高达 60%~80%⁶。我国基础货币发行机制的改革，不仅有效地满足了银行体系创造广义货币的需要，也为加快推进货币政策调控框架从数量型调控为主向价格型调控为主转变创造了条件。而从我国利率形成机制来看，在货币政策担保品框架下，通过中期借贷便利利率引导贷款市场报价利率，并以此引导信贷市场利率，已成为我国利率体系的关键一环。2019 年 8 月央行决定改革完善贷款市场报价利率形成机制，明确指出贷款市场报价利率与中期借贷便利利率直接挂钩，并要求各银行在新发放的贷款中主要参考贷款市场报价利率定价，这意味着中期借贷便利利率被正式赋予了中期政策利率的地位，贷款市场报价利率已取代贷款基准利率，成为金融机构贷款利率定价的主要参考基准（易纲，2021）。

尽管我国央行担保品政策的推出时间较早，但其能否有效支持实体经济仍然未被深入研究。这主要是由于缺乏较好的政策反事实和因果关系识别策略，现有实证研究尚难以较好地将央行担保品政策与同时期出台的其他宏观调控政策的影响分离开来。特别是对于中国而言，多种货币政策工具并存并用的复杂货币政策环境，使得各种货币政策工具的政策效果相互重叠、相互影响，给检验央行担保品政策的作用效果增加了挑战。除此之外，对于我国央行担保品政策的作用机制，尽管央行将公司信用类债券纳入货币政策担保品范围使得我国货币政策操作与企业的债券发行这一公司信用行为直接挂钩，但鲜有研究从企业微观视角揭示央行担保品政策的作用机制。商业信用在货币政策传导渠道中扮演着重要角色（陆正飞、杨德明，2011；饶品贵、姜国华，2013；王彦超，2014），包括放开贷款利率上限和下限这一利率市场化改革（陈胜蓝、马慧，2018）、定向降准这一结构性货币政策（孔东民等，2021）以及数字普惠金融（钟凯等，2022）均会通过商业信用渠道进行传导，但现有研究结论仅适用于传统的货币政策，我国央行担保品政策作为一种新型货币政策如何通过商业信用渠道传导支持实体经济仍然有待探索。

鉴于此，本文基于公司信用类债券被纳入央行担保品范围这一制度设计，利用双重差分模型从企业微观视角研究央行担保品政策能否有效支持实体经济及其作用机制。具体地，本文利用在银行间债券市场发行了公司信用类债券的公司样本，依据政策冲击发生时公司是否属于担保品债券发行企业构造实验组和对照组，以企业商业信用融资为主线，运用双重差分模型研究央行担保品政策的作用效果及其影响机制。研究发现，央行将银行间市场的 AAA 级公司信用类债券纳入货币政策担保品范围显著促进了企业的商业信用融资，且这一结论在多种稳健性检验下都成立。

⁶ 除此之外，再贷款也是我国基础货币投放的重要方式，但投放规模相对较小，2014~2020 年年均余额 5726 亿元

进一步地，本文从债券市场、银行信贷市场以及产品市场多种渠道检验了央行担保品政策的作用路径和经济后果。研究发现，将银行间市场的 AAA 级公司信用类债券纳入货币政策担保品范围这一央行担保品政策，显著促进了信用评级较低的企业发行新增担保品债券，这表明央行担保品政策可以释放积极的政策信号。进一步地，央行担保品政策还有助于从银行信贷市场改善企业的债务融资，并在产品市场上传递企业融资约束程度较低的有利信号，提升企业市场地位，使得供应商更愿意放松信用条件，从而提升企业的商业信用获取能力。

本文的主要创新与贡献体现在如下方面。第一，本文从商业信用的视角拓展了央行担保品政策的研究范畴，为我国新型货币政策有效性提供了更深层次的实证证据。本文发现，央行将银行间市场的 AAA 级公司信用类债券纳入担保品范围可以显著改善企业商业信用融资，不仅拓展和丰富了我国创新型货币政策的研究范畴（王永钦、吴娴，2019；黄振、郭晔，2021；陈国进等，2021；麦凯尔、纳伊夫，2021），也为新型货币政策有效支持实体经济提供了企业微观层面的实证证据。

第二，本文从债券市场渠道、银行信贷市场渠道和产品市场渠道多方面检验了央行担保品政策的作用路径和经济后果，对于更好地利用新型货币政策服务实体经济具有重要启示。本文的研究发现丰富了邓伟等（2021，2022）以及刘冲等（2022）关于我国新型货币政策作用机制的研究，对于构建和完善基于担保品的货币政策调控框架，增强货币政策服务实体经济的有效性具有重要启示。

第三，本文为银行信贷与商业信用融资存在互补关系提供了实证证据，对于厘清中国新型货币政策的传导机制，提高货币政策的资金配置效率具有重要启示。本文发现，将 AAA 级公司信用类债券纳入货币政策担保品范围这一央行担保品政策会释放积极的政策信号，在改善企业信贷融资的同时增强企业获取商业信用融资的能力，从而使得银行信贷和商业信用融资呈现出互补关系，丰富了关于商业信用和银行信贷关系的研究（梅尔泽，1960；彼得森、拉詹，1997；库里巴利等，2013；比亚斯、戈利尔，1997；伯卡特、埃林森，2004）。因此，央行应关注新型货币政策的资金配置问题，提高货币政策的资金配置效率。

一、制度背景、研究现状与研究假说

（一）制度背景与研究现状

1. 非常规货币政策的国际经验

合格担保品是指在货币政策操作过程中，中央银行允许或要求商业银行等交易对手提供的作为直接交易或偿债的担保资产的统称。受全球金融危机的影响，美联储大量采用扩大合格担保品范围的方式实施非常规货币政策（沙卢等，2008；库里舍尔、斯特鲁文，2014；费特等，2016；纽伯格，2017；崔等，2021）。如对于定期证券借贷便利而言，美联储原先仅接受美国政府公债、AAA 级公司债等作为担保品，但 2008 年美联储将担保品范围扩大至汽车、投资级房屋净值抵押贷款与学生、信用卡贷款，后来进一步将商业房地产贷款也纳入担保品范围。类似地，2008 年 9 月 14 日美联储又对一级交易商信贷便利的合格担保品范围进行了扩容，以提高一级交易商从央行融资的能力和规模。与美联储类似，全球金融危机期间欧洲央行也大量使用扩大担保品范围的方式进行货币政策调控，2008 年 10 月欧洲央行将合格担保品的评级要求由 A-降至 BBB-，2010 年 5 月~2011 年 7 月期间，欧洲央行陆续宣布暂停对希腊、爱尔兰和葡萄牙实施合格担保品最低评级要求。

尽管以美联储和欧洲央行为代表的中央银行大量采用扩大担保品范围的方式进行货币政策调控，但其政策效果颇受争议。部分研究认为，扩大担保品范围会增加担保品供给，能够起到降低利率，缓解信贷紧缩并促进产出的作用（库里舍尔、斯特鲁文，2014）。比如央行扩大绿色行业的担保品规模，可以起到引导银行信贷投放并促进企业绿色投资的作用（麦康奈尔等，2022）。梅索尼耶等（2022）利用法国的数据考察了 2012 年 2 月欧洲央行将合格抵押品范围扩展到中等质量的企业贷款的政策效应，发现该政策显著降低了银行贷款利率，但该效应仅对事先抵押了较多新增担保品的银行有效。部分研究发现，扩大担保品范围会引发非流动性实物资产过度生产，并导致实体经济中资金错配，加剧商业周期波动，对金融和经济造成扭曲效应（沃尔夫，2014），这是因为央行扩大担保品范围实质上可能会降低担保品要求，对金融稳定产生

影响（纽伯格，2017）。对德国银行业的研究表明，欧洲央行扩大担保品范围使得银行贷款主要流向低质量担保品的企业，助长了企业的资本套利行为（费特等，2016）。荷兰银行业的数据也表明，扩大住房抵押贷款支持证券的合格担保品范围，虽然发挥了促进银行信贷投放、降低贷款利率的作用，但以新发行的住房抵押贷款支持证券为担保品发放的贷款还款表现较差，推升了主权信用风险（范贝库姆等，2018）。

2. 新型货币政策的中国创新

近年来，我国货币政策调控模式发生了重要转变，代表性举措是央行创设了以中期借贷便利为代表的一系列借贷便利工具，并基于此构建了货币政策担保品框架。央行利用借贷便利工具可以向商业银行提供流动性，但与此同时面临着提供流动性是采用信用方式还是担保方式的选择。为控制信用风险并促进经济高质量发展，央行要求商业银行利用借贷便利工具向央行融资时均需提供合格担保品，基于担保品的货币政策调控框架正是在这一背景下构建的。

我国货币政策担保品框架引人关注的举措是央行首次将 AAA 级公司信用类债券纳入合格担保品范围，这意味着公司信用类债券可被商业银行用作合格担保品向央行融资。事实上，在货币政策担保品框架正式创设之前，央行借助公开市场操作这一货币政策工具也可以实现向商业银行提供流动性的目的。从商业银行的角度来看，将国债等有价值证券出售给央行则达到了向央行融资的目的。但在货币政策担保品框架下，商业银行通过借贷便利工具向央行融资与公开市场操作的显著区别在于，公开市场操作中商业银行能使用的合格担保品通常为国债、央行票据、政策性金融债等国家主体发行的债券，并未包含企业部门发行的公司信用类债券（黄振、郭晔，2021）。

值得注意的是，与美联储、欧洲央行等国外央行在危机期间的担保品政策相比，我国央行担保品政策在实施背景、支撑工具、政策定位等方面存在显著差异。首先，从实施背景来看，美联储、欧洲央行等央行的担保品政策主要是在全球金融危机、欧洲债务危机的背景下实施的，而我国央行担保品政策是在经济新常态背景下实施的。其次，从支撑工具来看，美联储、欧洲央行等央行担保品政策主要是基于临时性的、非常规货币政策工具创设的，而我国央行担保品政策主要是基于借贷便利工具创设的，属于我国央行常态化操作的常规工具。最后，从政策定位来看，美联储、欧洲央行等央行担保品政策主要定位于危机期间对金融市场临时性的流动性救助目的，而我国央行推出的央行担保品政策是货币政策体系的重要组成部分，承担着改善货币政策的有效性，有效服务实体经济等重要使命。因此，深入地研究我国央行担保品政策能否有效支持实体经济，特别是该政策能否通过企业商业信用渠道发挥作用，以及通过哪些市场路径发挥作用，对于构建和完善基于担保品的货币政策调控框架，加快现代中央银行制度建设，构建中国特色现代金融体系，增强货币政策服务实体经济的针对性和有效性，提高货币政策的资金配置效率具有重要意义。

（二）研究假说

央行首次将银行间市场的 AAA 级公司信用类债券纳入货币政策担保品范围，会通过债券市场、信贷市场以及产品市场渠道，最终对企业商业信用融资产生影响（如图 1 所示），具体分析如下。

一方面，央行将银行间市场的 AAA 级公司信用类债券纳入担保品范围，使得企业有能力和动机获取商业信用融资。这是因为，央行将银行间市场的 AAA 级公司信用类债券纳入担保品范围会释放出积极的信号，有助于提高合格担保品债券发行企业的买方市场地位，从而更有利于其获取商业信用。具体而言，将银行间市场的 AAA 级公司信用类债券纳入担保品范围，使得担保品债券发行企业的公司信用行为与央行货币发行这一国家信用行为相挂钩，这会释放出积极的政策信号，使得供应商更愿意和这类企业建立良好的合作关系，改善企业市场地位（江伟等，2021），增加对企业的商业信用供给，提升企业获取商业信用的能力。同时，由于商业信用融资属于无息负债，企业获取商业信用可以实现以经营风险微弱上升为代价，实现企业总盈利水平大幅上升的目的（彭俞超等，2022）。因此，受央行担保品政策的影响，企业出于提升盈利水平的需要，有能力和动力利用政策创造的优势获取商业信用融资。

此外，央行将银行间市场的 AAA 级公司信用类债券纳入担保品范围，还有助于从债券市场和银行信贷市场上改善企业的债务融资，并在产品市场上传递企业融资约束程度较低的有利信号，使得供应商更愿意放松信用条件，从而对企业商业信用融资产生促进作用。这是因为银行信贷和商业信用融资具有互补关系（比亚斯、戈利尔，1997），公司使用商业信用融资可以向银行传递公司质量的积极信号，有利于降低公

司内部人转移现金的动机（伯卡特、埃林森，2004），从而对企业获取银行贷款产生积极的促进作用（普西拉基、埃莱夫瑟里奥，2015）。具体而言，央行将银行间市场的 AAA 级公司信用类债券纳入担保品范围不仅提升了该类债券的稀缺性，还会对该类债券产生增信效应，缓解该类债券的违约风险，从而降低企业的债券融资成本（王永钦、吴娴，2019；黄振、郭晔，2021）。同时，将银行间市场的 AAA 级公司信用类债券纳入担保品范围，可以缓解金融市场上担保品不足造成的流动性紧张问题，引导商业银行增加对企业的信贷投放（库里舍尔、斯特鲁文，2014；范贝库姆等，2018），通过银行信贷市场增强企业的贷款可获得性（邓伟等，2023）。因此，受央行担保品政策的积极影响，银行信贷融资、债券融资的改善可能反过来对企业商业信用融资产生积极的促进作用。

在典型事实方面，银行信贷可以对商业信用融资产生促进作用的案例在中国屡见不鲜，这体现为公司 在较容易获取银行贷款的情况下，仍然会利用商业信用获取大量融资。以 A 股上市公司格力电器为例，2023 年第二季度该公司负债总额为 2884 亿元，其中长短期借款合计 922.8 亿元，占公司负债总额的 32%；而在商业信用融资方面，该公司从供应商获取的商业信用融资主要表现为应付账款和应付票据，合计 692.7 亿元，从经销商获取的商业信用融资以销售返利为主，体现为其他流动负债，为 628.7 亿元，从客户获取的商业信用融资主要表现为合同负债，为 289.7 亿元，这 3 种来源的商业信用融资占公司总负债的比重高达 55.86%。由此可见，从中国现实情况来看，银行贷款可能对企业获取商业信用融资具有促进作用。基于以上分析，本文提出如下研究假说。

研究假说 H1：将银行间市场的 AAA 级公司信用类债券纳入担保品范围这一央行担保品政策，会显著提升企业的商业信用融资规模。

但另一方面，从替代性融资的角度来看（梅尔泽，1960；彼得森、拉詹，1997；库里巴利等，2013；陆正飞、杨德明，2011；饶品贵、姜国华，2013；王彦超，2014；陈胜蓝、马慧，2018；孔东民等，2021），将银行间市场的 AAA 级公司信用类债券纳入担保品范围，也可能降低企业的商业信用融资规模。这是因为，央行担保品政策如果通过债券市场和银行信贷市场渠道缓解了企业融资约束，这会降低企业对商业信用融资的依赖。同时，从企业上游供应商的角度来看，由于向下游客户提供商业信用不仅承担着资金被占用的成本，还承担着账款无法收回的风险，在客户融资约束缓解的情况下，上游供应商会要求客户及时付款，压缩对客户的商业信用供给以减少资金占用。此外，受央行担保品政策的积极影响，企业甚至可能放松对下游客户的信用条件，通过增加商业信用供给的方式将富余资金转移给下游客户（林、叶，2018；阿德里诺等，2023），这会降低企业的商业信用融资规模。基于以上分析，本文提出如下竞争性研究假说。

研究假说 H2：将银行间市场的 AAA 级公司信用类债券纳入担保品范围这一央行担保品政策，会显著降低企业的商业信用融资规模。

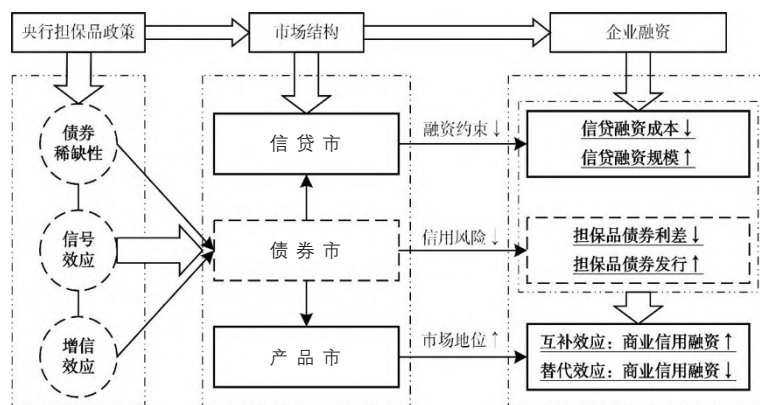


图 1 央行担保品政策的作用机制

二、样本选取与研究设计

（一）样本选取

对于样本区间的选择，本文选取公司 2008~2017 年作为研究区间。这主要基于以下原因：一是公司信用类债券被实质性纳入担保品范围始于 2013 年，该区间包含了这一政策实施前后各 5 年的数据；二是新会计准则实施于 2007 年，使用该年份后的样本在数据统计口径上更具有一致性；三是 2018 年 6 月央行扩大了中期借贷便利的担保品范围，进一步将 AA、AA+ 级公司信用类债券纳入央行担保品范围，选择 2018 年前的数据可以避免担保品扩容产生的干扰。

本文选取在银行间债券市场发行了公司信用类债券的公司作为研究样本。具体而言，本文首先从 Wind 数据库下载在银行间债券市场的债券发行数据，选取其中的企业债券和中期票据作为债券样本，然后根据债券发行情况匹配发行公司及其财务数据。在此基础上进一步对数据进行以下处理：（1）剔除主要财务数据缺失的样本；（2）剔除金融行业的样本。经以上处理，本文最终得到 2936 家公司共计 24234 个有效样本。本文在回归前，对所有连续变量进行了上下 1% 分位数的缩尾处理以减轻异常值的影响。

（二）研究设计

1. 研究模型

银行间市场的 AAA 级公司信用类债券被纳入货币政策担保品范围是一个难得的准自然实验，利用双重差分法研究央行担保品政策对实验组和对照组公司影响的差异，可以较好地克服干扰因果关系的其他因素以及遗漏变量的影响。具体而言，本文采用控制双向固定效应的双重差分模型（1）开展实证研究：

$$Creditit = \alpha_0 + \alpha_1 Treati \times Postt + \sum Controls + YearFE + FirmFE + \epsilon_{it} \quad (1)$$

其中，因变量 *Credit* 是待研究的公司变量，包括公司商业信用获取、商业信用供给和商业信用融资等指标，*Treat* 是公司分组虚拟变量，*Post* 是政策实施年份虚拟变量，*Controls* 为公司层面的控制变量，*YearFE* 和 *FirmFE* 分别表示年份固定效应和公司个体固定效应。变量的具体定义如后文表 1 所示。本文主要关注交乘项的回归系数，它衡量了央行担保品政策带来的净效应。具体而言，对于公司商业信用融资而言，如果交乘项的回归系数显著为正，则表明央行担保品政策能发挥改善公司商业信用融资的作用。

2. 识别策略

对于政策推出起始年份，根据《中国人民银行再贷款与常备借贷便利抵押品管理指引（试行）》（银发〔2015〕42 号）以及黄振和郭晔（2021）的研究，本文将 2013 年作为银行间市场的 AAA 级公司信用类债券被首次纳入合格担保品范围的起始年。对于实验组和对照组的划分标准，本文借鉴类似文献中的一般做法，以政策推出时公司是否属于担保品债券发行企业为标准（格罗斯-鲁斯坎普等，2019；托多洛夫，2020；德桑蒂斯、扎吉尼，2021；阿德里诺等，2023）。具体而言，本文将 2012 年底在银行间债券市场有存续的 AAA 级企业债或中期票据的公司划分为实验组，没有存续的 AAA 级企业债或中期票据的公保品政策的作用效果。这是因为，央行担保品政策将发行了担保品债券的公司“圈定”为合格担保品的供给者，而非担保品债券发行公司则不满足这一要求。因此，本文实验组和对照组的划分符合央行担保品政策的制度设计，可以较好地排除公开市场操作和再贴现等传统货币政策工具的干扰。这是因为尽管公开市场操作和再贷款两种传统的货币政策工具也涉及合格担保品，但由于均不包含公司信用类债券，且这两种传统货币政策工具并非在央行担保品政策推出后创设的，时间维度上的差分可以消除该干扰。

表 1 变量定义

变量	变量名称	变量定义	
	UpCredit1	商业信用获取	(应付账款+应付票据)/期末总资产
	UpCredit2		(应付账款+应付票据+预收账款)/期末总资产
	DownCredit1	商业信用供给	(应收账款+应收票据)/期末总资产
			(应收账款+应收票据+预付账款)/期末总资产
	NetCredit1	商业信用融资	(应付账款+应付票据-应收账款-应收票据)/
			期末总资产
NetCredit2		(应付账款+应付票据+预收账款-应收账款-应收票据-预付账款)/期末总资产	
自变量	Treat	实验组	当公司为实验组时, $Treat=1$, 否则为对照组, $Treat=0$
	Post	政策实施起始年	2013年及以后年份, $Post$ 取值为1, 否则为0
控制变量	Cash	现金及现金等价物增长率	现金及现金等价物增加额/总资产
	PPE	固定资产比率	固定资产/总资产
	Size	公司规模	总资产的自然对数
	Lev	资产负债率	总负债/总资产
	ROA	资产收益率	净利润/总资产
	Growth	营业收入增长率	(本年营业收入-上年营业收入)/上年营业收入
	CFO	经营现金流比率	经营活动现金流量净额与总资产之比

3. 变量定义

本文借鉴文献中的一般做法, 对于商业信用的获取, 采用 $UpCredit1 = (\text{应付账款} + \text{应付票据}) / \text{总资产}$ (彼得森、拉詹, 1997; 吉安纳蒂等, 2011; 吴等, 2014; 晏等, 2016; 王永进、盛丹, 2013; 孙浦阳等, 2014; 何威风、刘巍, 2018), 以及 $UpCredit2 = (\text{应付账款} + \text{应付票据} + \text{预收账款}) / \text{总资产}$ (陆正飞、杨德明, 2011) 两种指标衡量; 对于商业信用供给, 采用 $DownCredit1 = (\text{应收账款} + \text{应收票据}) / \text{总资产}$, 以及 $DownCredit2 = (\text{应收账款} + \text{应收票据} + \text{预付账款}) / \text{总资产}$ (龙、张, 2011) 两种指标衡量; 对于商业信用融资, 采用商业信用获取与供给之差表示, 即 $Net-Credit1 = UpCredit1 - DownCredit1$, 以及 $NetCredit2 = UpCredit2 - DownCredit2$ 两种指标衡量 (胡悦、吴文锋, 2022)。

本文的主要自变量是公司分组虚拟变量 ($Treat$) 与政策实施年份虚拟变量 ($Post$) 的交乘项 $Treat \times Post$ 。按照本文的分组标准, 当公司为实验组时, $Treat=1$, 而当公司为对照组时, $Treat=0$ 。 $Post$ 为央行将银行间市场的 AAA 级公司信用类债券纳入货币政策担保品范围起始时间的虚拟变量, 即当年份为 2013 年及以后时, $Post=1$, 否则 $Post=0$ 。对于控制变量, 本文采用相关文献中的一般做法, 控制了现金及现金等价物增长率 ($Cash$)、固定资产比率 (PPE)、公司规模 ($Size$)、资产负债率 (Lev)、资产收益率 (ROA)、营业收入增长率 ($Growth$) 以及经营现金流比率 (CFO) 这些公司层面的重要变量 (陆正飞、杨德明, 2011; 陈胜蓝、刘晓玲, 2018; 阿德里诺等, 2023)。主要变量定义如表 1 所示, 在回归前对所有百分数变量均乘以 100。

三、实证结果分析

（一）基准回归

在平行趋势检验的基础上，本文利用双重差分模型就央行担保品政策对企业商业信用融资的影响进行检验，回归结果如表2所示。可以看出，当因变量为 NetCredit1 时，第（1）列中交乘项的回归系数显著为正，这表明央行担保品政策显著促进了企业商业信用融资规模的增长。类似地，当因变量为 NetCredit2 时，基于第（2）列的回归结果也可以得出一致的结论。

进一步地，表2还考察了央行担保品政策实施的动态效应。具体而言，本文在模型（1）的基础上引入政策实施后年份虚拟变量与分组变量 Treat 的交乘项，结果如表2第（3）~（4）列所示。可以看出，当因变量为 NetCredit1 时，第（3）列中政策实施后交乘项的回归系数显著为正，且系数大小呈现出上升趋势。类似地，当因变量为 NetCredit2 时，基于第（4）列的回归结果也可以得出一致的结论。由此可见，央行担保品政策确实发挥了促进企业商业信用融资的作用，且政策效果随时间呈现增强趋势。

表2 央行担保品政策对企业商业信用融资的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
变量名称	商业信用融资	商业信用融资	商业信用融资	商业信用融资
变量符号	NetCredit1	NetCredit2	NetCredit1	NetCredit2
Treat×Post	0.706*** (6.24)	0.541*** (3.66)		
Treat×Year2 013			0.350** (2.11)	0.122 (0.55)
Treat×Year2 014			0.597*** (3.67)	0.459** (2.27)
Treat×Year2 015			0.576*** (3.40)	0.381* (1.74)
Treat×Year2 016			1.063*** (5.84)	0.910*** (3.94)
Treat×Year2 017			1.033*** (5.09)	0.936*** (3.55)
Cash	0.020*** (3.21)	0.022** (2.56)	0.020*** (3.20)	0.022** (2.55)
PPE	0.013*** (3.27)	0.027*** (4.57)	0.013*** (3.30)	0.027*** (4.59)
Size	0.143 (1.38)	-0.101 (-0.73)	0.168 (1.61)	-0.073 (-0.52)
Lev	0.055*** (15.31)	0.084*** (16.54)	0.055*** (15.38)	0.084*** (16.60)
ROA	-0.136*** (-6.46)	-0.141*** (-4.97)	-0.137*** (-6.47)	-0.141*** (-4.99)
Growth	0.001* (1.87)	0.002** (2.44)	0.001* (1.85)	0.002** (2.43)
CFO	0.067*** (10.93)	0.178*** (20.78)	0.068*** (10.97)	0.178*** (20.81)

Constant	-5.685** (-2.34)	-2.058 (-0.63)	-6.296** (-2.57)	-2.747 (-0.84)
年份固定效应	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
样本量	24234	24234	24234	24234
R ²	0.766	0.780	0.766	0.780

注：括号内数值为经聚类标准误调整的 t 值，*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的显著性水平上统计显著。下表同，不再一一说明。

（二）稳健性检验

1. 调整实验组分组标准

考虑到实验组中部分公司虽然发行了 AAA 级债券，但可能即将到期，因此本文将实验组定义为在政策推出前后 2 年均有存续的 AAA 级债券的公司，即担保品债券发行年度早于 2011 年且到期年度晚于 2015 年的公司，重新对主回归模型（1）进行检验，结果如表 3 所示。可以看出，第（1）~（2）列交乘项的回归系数均显著为正，因此表 2 的研究结论是稳健的。

表 3 调整实验组的分组标准

	(1)	(2)
变量符号	NetCredit1	NetCredit2
Treat×Post	0.295*** (2.92)	0.281** (2.11)
控制变量	是	是
年份固定效应	是	是
个体固定效应	是	是
样本量	24234	24234
R ²	0.766	0.780

2. 随机分组检验

为了充分说明本文依据公司是否有存续的 AAA 级债券划分实验组和对照组这一识别策略的有效性，本文对实验组和对照组进行随机分组，并基于随机分组后的样本重新回归。如果随机分组的结果不显著，则表明基于公司是否有存续的 AAA 级债券分组这一识别策略是有效的。为了便于对检验结果进行分析，本文考察了 500 次重复回归的交乘项回归系数及其 t 值的分布情况。

结果表明，当因变量为 NetCredit1 时，交乘项的回归系数总体位于 0 附近，且回归系数的 t 值分布也位于 0 附近。在 500 次重复回归中，交乘项回归系数的 t 值大于 2 的次数为 15，随机分组检验犯第二类错误的概率仅为 3%，即可以拒绝交乘项回归系数显著为正的假设。类似地，基于 NetCredit2 为因变量的随机分组检验结果也可以得出一致的结论。由此可见，本文对实验组和对照组的识别策略是有效的。

3. 剔除主体评级低于 AA 级的公司样本

考虑到债券信用评级很大程度上取决于发债公司的主体信用评级，即有存续的 AAA 级债券的实验组公司的主体信用评级可能整体高于对照组公司，为此，本文剔除主体信用评级较低的公司样本，仅保留主体信用评级较高的公司样本进行重新回归。具体而言，本文剔除主体信用评级低于 AA 级的公司样本，仅保留公司主体信用评级为 AA 级及以上的公司样本。重新回归的结果如表 4 所示，可以看出，第（1）~（2）列交乘项的回归系数均显著为正，因此表 2 的研究结论是稳健的。

表 4 剔除主体评级低于 AA 公司样本

	(1)	(2)
变量符号	NetCredit1	NetCredit2
Treat×Post	0.816*** (6.64)	0.419*** (2.64)
控制变量	是	是
年份固定效应	是	是
个体固定效应	是	是
样本量	19946	19946
R2	0.768	0.783

4. 采用熵平衡法调整对照组

本文参考文献中的一般做法，进一步采用熵平衡法调整对照组，该方法的优势在于可以实现实验组和对照组在多个维度上的平衡，并避免样本删失（查希内等，2020；麦克米林、舍恩伯格，2020）。具体而言，本文首先选择回归模型（1）中所有的控制变量作为特征变量，并利用熵平衡法计算出使实验组样本和对照组样本的特征变量达到均值、方差、偏度 3 个维度无差异的权重，使实验组样本和对照组样本实现精确匹配，最后采用加权最小二乘法进行回归。表 5 展示了采用熵平衡法调整对照组后的回归结果。可以看出，第（1）~（2）列交乘项的回归系数都在 1% 的水平上显著为正，这表明表 2 的研究结论是稳健的。

表 5 采用熵平衡法后的回归结果

	(1)	(2)
变量符号	NetCredit1	NetCredit2
Treat×Post	0.529*** (4.54)	0.368*** (2.64)
控制变量	是	是
年份固定效应	是	是
个体固定效应	是	是
样本量	24234	24234
R2	0.922	0.937

5. 利用交易所发债公司构造对照组

为了消除因实验组和对照组在债项评级上的差异造成的内生性问题，本文借鉴王永钦和吴嫻（2019）的思路，选取仅在交易所存续的 AAA 级公司信用类债券的公司作为对照组。由于央行规定可用作合格担保品的公司信用类债券仅限于银行间市场发行的债券，而交易所发行的公司信用类债券不满足要求，因此在交易所存续的 AAA 级公司信用类债券的公司是合适的对照组。

具体地，本文选取只在交易所发行且在 2012 年底仍然存续的 AAA 级公司信用类债（公司债和企业债）的公司作为对照组。表 6 是利用了交易所样本公司构造对照组的回归结果，可以看出，表 6 第（1）~（2）列交乘项的回归系数都在 1% 的水平上显著为正，这表明表 2 的研究结论是稳健的。

表 6 利用交易所发债公司构造对照组

	(1)	(2)
变量符号	NetCredit1	NetCredit2
Treat×Post	0.934*** (2.89)	1.258*** (3.25)

控制变量	是	是
年份固定效应	是	是
个体固定效应	是	是
样本量	3660	3660
R2	0.758	0.816

6. 剔除信用评级下调的债券

考虑到部分 AAA 级债券会发生评级被下调的情况，本文剔除实验组样本中评级被下调的债券样本重新进行回归，结果如表 7 所示。可以看出，表 7 第 (1) ~ (2) 列交乘项的回归系数都在 1% 的水平上显著为正，这表明表 2 的研究结论是稳健的。

表 7 剔除评级下调的实验组债券

	(1)	(2)
变量符号	NetCredit1	NetCredit2
Treat×Post	0.870*** (7.68)	0.741*** (5.00)
控制变量	是	是
年份固定效应	是	是
个体固定效应	是	是
样本量	23966	23966
R2	0.768	0.780

7. 剔除“踩线”发行的 AAA 级债券

考虑到部分公司也许会提前了解到央行担保品政策会推出，进而对债券进行增信以达到 AAA 级债券发行要求的可能，即部分公司会提前“踩线”发行 AAA 级担保品债券。为此，本文剔除政策推出前一年发行 AAA 级担保品债券的公司样本，即从实验组样本中剔除 2012 年发行 AAA 级担保品债券的公司样本，共 190 个样本，重新回归的结果如表 8 所示。可以看出，交乘项的回归系数仍然显著为正，与原回归结果保持一致。

表 8 剔除“踩线”发行的 AAA 债券

	(1)	(2)
变量符号	NetCredit1	NetCredit2
Treat×Post	0.719*** (6.30)	0.546*** (3.63)
控制变量	是	是
年份固定效应	是	是
个体固定效应	是	是
样本量	24044	24044
R2	0.766	0.779

(三) 作用机制检验

1. 债券市场渠道检验

基于前文的理论分析，央行将银行间市场的 AAA 级公司信用类债券纳入货币政策担保品范围会首先

作用于债券市场，因此本文先对央行担保品政策作用机制的债券市场渠道进行检验。研究假设指出，央行担保品政策可以通过债券市场渠道进行传导，并对企业发挥积极的信号效应。一个合理的推测是，企业会增加 AAA 级担保品债券发行以获得政策红利，特别是信用评级较低的公司。为此，本文通过检验企业是否增加了担保品债券发行以对央行担保品政策是否具有信号效应这一债券市场传导渠道进行论证。具体地，本文利用如下模型（2）进行检验：

$$AAAbondit = \beta_0 + \beta_1 FirmRating_i \times Postt + \beta_2 FirmRating_i + \beta_3 Postt + \beta_4 X_{it} + \epsilon_{it} \quad (2)$$

其中，因变量 AAAbond 表示 AAA 级担保品债券发行。具体地，本文用企业当年是否发行 AAA 级担保品债券（AAAbondIssue）和发行金额（AAAbondAmount）两种指标进行度量，其中当年发行了 AAA 级担保品债券时，AAAbond-Issue 取值为 1，否则取值为 0，发行金额（AAAbondAmount）用债券发行金额除以公司总资产表示。自变量（FirmRating）表示公司 i 的主体信用评级，若公司信用评级较低为 AA 级（包含 AA+、AA、AA-），FirmRating 取值为 1，若公司信用评级较高为 AAA 级，则 FirmRating 取值为 0。其他变量与前文一致。本文预期，在 AAA 级公司信用类债券纳入货币政策担保品范围后，AA 级低评级公司更有动力发行 AAA 级担保品债券以获得政策红利，即模型（2）中交乘项的回归系数预期为正。

基于模型（2）的回归结果如表 9 所示。可以看出，当因变量为企业是否发行 AAA 级担保品债券（AAAbondIssue）时，第（1）列中基于 Logit 模型的交乘项的回归系数显著为正，这表明相对于 AAA 级的高评级公司而言，信用评级较低的 AA 级公司在政策推出后更可能发行 AAA 级担保品债券。类似地，当因变量为 AAA 级担保品债券发行金额（AAAbondAmount）时，第（2）列的回归结果也可以得出一致的结论。由此可见，将银行间市场的 AAA 级公司信用类债券纳入货币政策担保品范围这一央行担保品政策，显著促进了信用评级较低的公司发行 AAA 级担保品债券，这表明央行担保品政策可以释放积极的政策信号，从而起到改善企业商业信用融资的作用。

表 9 债券市场渠道检验

	(1)	(2)
变量名称	是否发行担保品债券	担保品债券发行金额
变量符号	AAAbondIssue	AAAbondAmount
FirmRating ×Post	0.140* (1.91)	0.566*** (10.61)
FirmRating	0.388*** (6.08)	
Post	-0.068 (-0.89)	
控制变量	是	是
年份固定效应	否	是
个体固定效应	否	是
样本量	23498	23498
PseudoR2	0.335	0.155

2. 银行信贷市场渠道检验

进一步地，本文对央行担保品政策能否改善企业的银行信贷融资，以发挥对商业信用融资的互补作用进行检验。具体而言，本文用借款与总资产之比作为企业信贷融资规模（LoanScale）的度量指标，用财务费用与长短期借款之比作为企业信贷融资成本（LoanCost）的度量指标，以此检验央行担保品政策对银行信贷市场的影响，回归结果如表 10 所示。

可以看出，对于企业信贷融资规模而言，第（1）列中交乘项的回归系数显著为正。类似地，对于信贷融资成本而言，第（2）列中交乘项的回归系数显著为负。这表明央行担保品政策不仅显著扩大了企业的信

贷融资规模，还可以起到降低企业信贷融资成本的作用。这一发现表明，央行担保品政策可以向商业银行释放积极的政策信号，通过银行信贷市场渠道，发挥改善企业信贷融资的作用，进而对企业商业信用融资产生进一步的促进作用。

3. 产品市场渠道检验

最后，本文对央行担保品政策能否通过产品市场提升企业市场地位，从而促进企业的商业信用融资进行检验。受央行担保品政策的影响，在企业银行信贷融资改善的情况下，如果供应商更愿意和企业建立良好的合作关系，放松对企业的信用条件，增加对企业的赊销，这会促进企业商业信用融资增长。为此，本文从商业信用融资中分离出从上游供应商获取的商业信用，对企业是否在产品市场上从上游供应商获取了更多的商业信用这一传导渠道进行检验，结果如表 11 所示。可以看出，当因变量为企业商业信用获取时（Up-Credit1），表 11 中交乘项的回归系数显著为正，这表明央行担保品政策发挥了促进企业获取商业信用的作用。类似地，当因变量为 UpCredit2 时，基于第（2）列的回归结果也可以得出一致的结论。由此可见，受央行担保品政策的影响，上游供应商放松了对企业的信用条件，增加了对企业的赊销，从而促进了企业商业信用融资增长。

进一步地，本文还考察了企业市场地位的变化，以论证央行担保品有助于提高企业的市场地位，从而使得上游供应商更愿意提供赊销。为此，本文用勒纳指数（Lerner）和市场份额（MarketShare）作为企业市场地位的度量指标（陈志斌、王诗雨，2015；袁靖波等，2019），以考察企业市场地位的变化，回归结果如表 12 所示，其中，勒纳指数利用公式（营业收入-营业成本-销售费用-管理费用）/营业收入计算，市场份额用企业营业收入除以行业所有企业营业收入总和计算。可以看出，当因变量为 Lerner 时，第（1）列中交乘项的回归系数显著为正，这表明央行担保品政策显著提升了企业市场地位。类似地，当因变量为 MarketShare 时，第（2）列的回归结果也可以得出一致的结论。由此可见，央行将银行间市场的 AAA 级公司信用类债券纳入货币政策担保品范围这一央行担保品政策，释放了积极的政策信号，有利于提高企业市场地位，从而使得上游供应商更愿意在产品市场上为企业提供赊销，从而改善了企业的商业信用融资。

（四）异质性分析

1. 基于企业年龄的异质性检验

本文从企业年龄大小的角度，考察央行担保品政策对企业商业信用融资的异质性影响。为此，本文以公司存续年限的自然对数作为公司年龄的基准度量指标，并根据政策实施前一年该指标是否大于当年所有公司的年龄中位数，将公司分为成熟企业和年轻企业两组。利用模型（1），本文基于企业年龄大小进行分组回归和检验。回归结果表明，与成熟企业相比，央行担保品政策更有效地改善了年轻企业的商业信用融资。详见《管理世界》网络发行版附录 A 附表 1。

2. 基于企业规模的异质性检验

本文从企业规模的角度，检验央行担保品政策对企业商业信用融资的异质性影响。为此，本文以公司总资产的自然对数作为公司规模度量指标，并根据政策实施前一年该指标是否大于当年所有公司规模的中位数，将公司分为大规模企业和小规模企业两组。利用模型（1），本文基于企业规模大小进行分组回归和检验。回归结果表明，与大规模企业相比，央行担保品政策更有效地改善了小规模企业的商业信用融资。详见《管理世界》网络发行版附录 A 附表 2。

3. 基于企业议价能力的异质性检验

本文从企业议价能力的角度，检验央行担保品政策对企业商业信用融资的异质性影响。为此，本文以公司销售收入行业占比作为公司议价能力的度量指标，并根据政策实施前一年该指标是否大于当年该行业所有公司的销售收入行业占比中位数，将公司分为高议价能力和低议价能力两组。利用模型（1），本文基于公司议价能力进行分组回归和检验。回归结果表明，与高议价能力企业相比，央行担保品政策更有效地改善了低议价能力企业的商业信用融资。详见《管理世界》网络发行版附录 A 附表 3。

4. 基于企业上市与否的异质性检验

本文从企业上市与否的角度，检验央行担保品政策对企业商业信用融资的异质性影响。为此，本文以公司是否上市为标准，将公司分为上市企业与非上市企业两组，并利用模型（1）进行分组回归和检验。回

归结果表明，与上市企业相比，央行担保品政策更有效地改善了非上市企业的商业信用融资。详见《管理世界》网络发行版附录 A 附表 4。

（五）进一步讨论

1. 央行担保品政策对企业投资的影响

担保品债券发行企业不仅利用政策优势从银行和债券市场增加债务融资，还从产品市场获取商业信用融资，这表明企业面临着较强的融资需求。但由此而提出的问题是，企业筹集的资金究竟用在何处？为此，本文从企业投资的角度考察央行担保品政策的作用效果。

具体地，本文用实体资产（固定资产、在建工程、工程物资、开发支出和无形资产）占总资产的比例作为企业实体投资（PIhold）的度量指标，考察央行担保品政策对企业实体投资的影响。回归结果表明，央行担保品政策不仅促进了企业实体投资增长，还降低了企业的金融投资，发挥了服务实体经济的作用。详见《管理世界》网络发行版附录 B 附表 5。

2. 央行担保品政策对企业盈利水平的影响

本文以资产收益率（ROA）和净利润增长率（Earning）作为企业盈利水平的度量指标，从企业盈利水平的角度考察央行担保品政策作用效果。结果显示，对于资产收益率和净利润增长率而言，交乘项的回归系数均显著为正，这表明央行担保品政策显著提高了企业的盈利水平，这也表明企业投资的改善对企业盈利水平产生了积极影响。详见《管理世界》网络发行版附录 B 附表 6。

3. 央行担保品政策对企业产品销售的影响

受央行担保品政策的影响，企业是否也会将商业信用转移给下游客户企业而增加商业信用供给？为此，本文进一步考察央行担保品政策对企业产品销售的影响。在存货规模以及经营风险不发生明显变化的情况下，如果企业确实通过商业信用将富余资金转移给下游客户企业，意味着企业增加了赊销，这往往会促进产品销售，导致销售收入增加。因此，本文通过检验企业销售规模的变化，论证企业是否通过商业信用将富余资金转移给下游客户从而增加商业信用供给。为此，本文用销售收入与总资产之比作为企业销售规模（Sales）的度量指标，考察央行担保品政策对企业销售规模的影响，表 13 第（1）列的结果表明，央行担保品政策并未显著促进企业销售规模增长，即企业并未通过商业信用将富余资金转移给下游客户企业。进一步地，本文还考察了央行担保品政策对企业商业信用供给的影响，表 13 第（2）~（3）列的结果表明，受央行担保品政策的影响，企业对下游客户的商业信用供给反而减少，即企业减少了对下游客户的赊销。

表 13 央行担保品政策与企业产品销售

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
变量名称	销售规模	商业信用供给	商业信用供给	存货规模	经营风险
变量符号	<i>Sales</i>	<i>DownCredit1</i>	<i>DownCredit2</i>	<i>Inventory</i>	<i>Risk</i>
<i>Treat</i> × <i>Post</i>	-0.302 (-0.69)	-0.266*** (-2.90)	-0.322** (-2.53)	-0.139 (-0.59)	-0.024 (-0.80)
控制变量	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是
样本量	24234	24234	24234	23833	24234
R ²	0.936	0.842	0.823	0.876	0.569

一个值得关注的发现是，前文发现受央行担保品政策的影响，企业市场地位上升了，但企业的销售规模并没有显著增长。合理的解释是，受央行担保品政策的积极影响，企业市场地位得到提升，但出于经营风险等方面的考虑企业的信用条件收紧，减少了对客户的赊销，从而抑制了企业销售规模的增长，此处对销售规模和商业信用供给的检验正好验证这一推论。

进一步地，本文还对企业的存货规模和经营风险进行了考察，以排除这些因素对销售规模的干扰。具体而言，本文用存货与总资产之比作为企业存货规模（Inventory）的度量指标，用资产收益率（ROA）连

续 3 年的滚动标准差作为经营风险的度量指标（彭俞超等，2022）。表 13 第（4）~（5）列的结果表明，企业的存货规模和经营风险均没有发生显著变化。

综上所述可以得出，央行将 AAA 级债券纳入货币政策担保品范围这一央行担保品政策，不仅通过债券市场和银行信贷市场改善了企业债务融资，还有助于担保品债券发行企业利用政策优势增加商业信用融资。进一步地，在融资得到改善后，企业压缩金融投资并增加实体投资，盈利水平也得到了改善。综上，央行担保品政策可以通过金融市场有效服务于实体经济，起到增强货币政策有效性的作用。

四、结论与启示

本文基于银行间市场的 AAA 级公司信用类债券被首次纳入货币政策担保品范围这一重要制度设计，从企业商业信用融资微观视角为央行担保品政策有效支持实体经济提供了实证证据，对于我国构建和完善基于担保品的货币政策调控框架，提高货币政策服务实体经济的针对性和有效性，促进经济高质量发展具有重要启示。

第一，央行构建基于担保品的货币政策调控框架，有利于增强货币政策服务实体经济的针对性和有效性。将公司信用类债券纳入央行担保品范围不仅会通过包括债券市场和银行信贷市场在内的金融市场对企业融资产生促进作用，还会进一步传导至产品市场，并对企业商品采购、产品销售、投资规模以及盈利水平产生积极影响，这表明央行担保品政策可以通过金融市场有效服务于实体经济。同时，从异质性效果来看，将公司信用类债券纳入央行担保品范围这一央行担保品政策更有利于成立时间较短、规模较小、议价能力较低以及非上市的企业，这对促进包括中小微企业在内的弱势企业发展具有重要意义。因此，在我国大力推动增强货币政策服务实体经济的进程中，央行构建基于担保品的货币政策调控框架，有利于增强货币政策服务实体经济的有效性，同时对于缓解包括中小微企业在内的弱势企业的融资难、融资贵问题也具有针对性。

第二，央行应关注新型货币政策的资金配置问题，提高货币政策的资金配置效率。资本市场的特殊性在于资本要素除存在替代关系外，还可能存在互补或促进效应，即企业在某一市场获得融资能够对在其他市场的融资产生促进作用。与传统货币政策的一个显著不同在于，央行将公司信用类债券纳入货币政策担保品范围这一央行担保品政策，使得央行的货币政策与企业信用行为直接相挂钩，这一方面对企业释放出积极的政策信号，不仅有利于改善企业的银行信贷、债券发行等正式融资，还会对企业的商业信用融资这一非正式融资产生促进作用。但另一方面，央行担保品政策也会加剧担保品债券发行企业对其他企业金融资源的挤占，特别是对银行信贷资源的挤占，促使其他企业增加担保品债券发行以获得政策红利。因此，央行应关注央行担保品政策的资金配置问题，避免资金过度流向某些领域而产生挤出效应，提高货币政策的资金配置效率。此外，由于非担保品债券发行企业为了获得政策红利会增加担保品债券发行，这可能会诱发低评级公司为了发行担保品债券操纵评级，增加央行面临的信用风险。除此之外，我国近年来还陆续不断推出包括碳减排支持工具以及各种指向性的再贴现、再贷款等结构性货币政策工具，这些货币政策工具均具有较强的指向性，是否也会带来类似问题也值得研究。

第三，鉴于中国债券市场的评级膨胀问题，央行有必要加强债券信用评级体系建设，以促进债券市场高质量发展，防范央行面临的信用风险，强化金融稳定保障体系。实际上，对于同样被纳入央行担保品范围的信贷资产评级，央行内部（企业）评级系统结合了央行评级和市场评级机构评级的优势。具体地，2014 年第四季度

《中国货币政策执行报告》指出，2014 年人民银行总行在山东、广东开展信贷资产质押和央行内部评级试点，将经人民银行内部评级的金融机构优质信贷资产纳入央行合格担保品范围，完善中央银行担保品管理框架。2015 年央行又进一步下发了《关于推广信贷资产质押再贷款试点的通知》，提出了包括对纳入质押范围的非金融企业开展央行内部评级、采用预先备案制、结合地方法人金融机构评级结果等确定金融机构的授信额度等建议⁷。从信贷资产的评级流程来看，央行内部（企业）评级系统由央行组织、指导，征

⁷ 除此之外，再贷款也是我国基础货币投放的重要方式，但投放规模相对较小，2014~2020 年间年均余额为 5726 亿元

信中心联合上海资信及汇达资产托管有限公司进行数据的采集和评级，央行分支配合试点及向金融机构推广的方式开展。因此，鉴于中国债券市场的信用评级膨胀问题，针对 2023 年中央金融工作会议提出的促进债券市场高质量发展的要求，对于纳入央行担保品范围的债券，可以借鉴央行内部（企业）评级体系的做法，由人总行组织、指导，依托央行征信中心的信息和资源优势，加强债券评级机构对债券评级的自律管理，要求评级机构对纳入央行担保品范围的债券进行审慎评级，推动现代金融机构和市场体系建设⁸。

⁸ 中外文人名（机构名）对照：费特（Fecht）；宾德塞尔（Bindseil）；范贝库姆（VanBekkum）；崔（Choi）；麦凯尔（Macaire）；纳伊夫（Naef）；格罗斯-鲁斯坎普（Grosse-Rueschkamp）；托多洛夫（Todorov）；德桑蒂斯（DeSantis）；扎吉尼（Zaghini）；阿德里诺（Adelino）；阿尔塞（Arce）；梅尔泽（Meltzer）；彼得森（Petersen）；拉詹（Rajan）；库里巴利（Coulibaly）；比亚斯（Biais）；戈利尔（Gollier）；伯卡特（Burkart）；埃林森（Ellingsen）；沙卢（Chailloux）；库里舍尔（Koulischer）；斯特鲁文（Struyven）；纽伯格（Nyborg）；麦康奈尔（McConnell）；梅索尼耶（Mésonnier）；沃尔夫（Wolff）；普西拉基（Psillaki）；埃莱夫瑟里奥（Eleftheriou）；林（Lin）；叶（Ye）；吉安纳蒂（Giannetti）；吴（Wu）；晏（Yan）；龙（Long）；张（Zhang）；查希内（Chahine）；麦克米林（McMullin）；舍恩伯格（Schonberger）

【参考文献】

- [1] 陈国进、丁赛杰、赵向琴、蒋晓宇：《中国绿色金融政策、融资成本与企业绿色转型——基于央行担保品政策视角》，《金融研究》，2021年第12期。
- [2] 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。
- [3] 陈胜蓝、马慧：《贷款可获得性与公司商业信用——中国利率市场化改革的准自然实验证据》，《管理世界》，2018年第11期。
- [4] 陈志斌、王诗雨：《产品市场竞争对企业现金流风险影响研究——基于行业竞争程度和企业竞争地位的双重考量》，《中国工业经济》，2015年第3期。
- [5] 邓伟、李语彤、刘敏、杨国超：《央行担保品政策创新的信贷融资效应研究》，《财经研究》，2023年第5期。
- [6] 邓伟、欧阳志刚、杨国超、肖赛：《中国借贷便利工具有效性研究——来自银行信贷投放的证据》，《经济学（季刊）》，2022年第6期。
- [7] 邓伟、宋敏、刘敏：《借贷便利创新工具有效影响了商业银行贷款利率吗？》，《金融研究》，2021年第11期。
- [8] 郭晔、房芳：《新型货币政策担保品框架的绿色效应》，《金融研究》，2021年第1期。
- [9] 何威风、刘巍：《商业信用中的管理者效应：基于管理者能力的视角》，《会计研究》，2018年第2期。
- [10] 胡悦、吴文锋：《商业信用融资和我国企业债务的结构性问题》，《经济学（季刊）》，2022年第1期。
- [11] 黄振、郭晔：《央行担保品框架、债券信用利差与企业融资成本》，《经济研究》，2021年第1期。
- [12] 江伟、底璐璐、刘诚达：《商业信用与合作型客户关系的构建——基于提供给大客户应收账款的经验证据》，《金融研究》，2021年第3期。
- [13] 孔东民、李海洋、杨薇：《定向降准、贷款可得性与小微企业商业信用——基于断点回归的经验证据》，《金融研究》，2021年第3期。
- [14] 刘冲、庞元晨、刘莉亚：《结构性货币政策、金融监管与利率传导效率——来自中国债券市场的证据》，《经济研究》，2022年第1期。
- [15] 陆正飞、杨德明：《商业信用：替代性融资，还是买方市场？》，《管理世界》，2011年第4期。
- [16] 彭俞超、王南莹、邓贵川、顾雷雷：《数字经济时代的流量思维——基于供应链资金占用和金融获利的视角》，《管理世界》，2022年第8期。
- [17] 饶品贵、姜国华：《货币政策对银行信贷与商业信用互动关系影响研究》，《经济研究》，2013年第1期。
- [18] 孙浦阳、李飞跃、顾凌骏：《商业信用能否成为企业有效的融资渠道——基于投资视角的分析》，《经济学（季刊）》，2014年第4期。
- [19] 王彦超：《金融抑制与商业信用二次配置功能》，《经济研究》，2014年第6期。
- [20] 王永进、盛丹：《地理集聚会促进企业间商业信用吗？》，《管理世界》，2013年第1期。
- [21] 王永钦、吴娴：《中国创新型货币政策如何发挥作用：抵押品渠道》，《经济研究》，2019年第12期。
- [22] 易纲：《中国的利率体系与利率市场化改革》，《金融研究》，2021年第9期。
- [23] 袁靖波、周志民、周南、周晨：《管制放松后的企业竞争行动、竞争对手分类与销售绩效》，《管理世界》，2019年第6期。
- [24] 钟凯、梁鹏、董晓丹、王秀丽：《数字普惠金融与商业信用二次配置》，《中国工业经济》，2022年第1期。
- [25] Adelino, M., Ferreira, M. A., Giannetti, M. and Pires, P., 2023, "Trade Credit and the Transmission of Unconventional Monetary Policy", *The Review of Financial Studies*, vol.36 (2), pp.775~813.
- [26] Arce, O., Mayordomo, S. and Gimeno, R., 2021, "Making Room for the Needy: The Credit-Reallocation Effects of the ECB's Corporate QE?", *Review of Finance*, vol.25 (1), pp.43~84.

- [27] Biais, B. and Gollier, C., 1997, "Trade Credit and Credit Rationing", *The Review of Financial Studies*, vol.10 pp.903~937.
- [28] Bindseil, U., Corsi, M., Sahel, B. and Visser, A., 2017, "The Eurosystem Collateral Framework Explained", ECB Occasional Paper, No.189.
- [29] Burkart, M. and Ellingsen, T., 2004, "In-kind Finance: A Theory of Trade Credit", *American Economic Review*, vol.94, pp.569~590.
- [30] Chahine, S., Colak, G., Hasan, I. and Mazboudi, M., 2020, "Investor Relations and IPO Performance", *Review of Accounting Studies*, vol.25 (2), pp.474~512.
- [31] Chailloux, A., Gray, S. T. and McCaughrin, R., 2008, "Central Bank Collateral Frameworks: Principles and Policies", IMF Working Papers, pp.1~67.
- [32] Choi, D. B., Santos, J. A. C. and Yorulmazer, T., 2021, "A Theory of Collateral for the Lender of Last Resort", *Review of Finance*, vol.25 (4), pp.973~996.
- [33] Coulibaly, B., Sapriza, H. and Zlate, A., 2013, "Financial Frictions, Trade Credit and the 2008~2009 Global Financial Crisis", *International Review of Economics and Finance*, vol.26, pp.25~38.
- [34] De Santis, R. A. and Zaghini, A., 2021, "Unconventional Monetary Policy and Corporate Bond Issuance", *European Economic Review*, vol.135, 103727.
- [35] Fecht, F., Nyborg, K. G., Rocholl, J. and Woschitz, J., 2016, "Collateral, Central Bank Repos, and Systemic Arbitrage", Swiss Finance Institute Research Paper, pp.16~66.
- [36] Giannetti, M., Burkart, M. and Ellingsen, T., 2011, "What You Sell Is What You Lend? Explaining Trade Credit Contracts", *The Review of Financial Studies*, vol.24 (4), pp.1261~1298.
- [37] Grosse-Rueschkamp, B., Steffen, S. and Streitz, D., 2019, "A Capital Structure Channel of Monetary Policy", *Journal of Financial Economics*, vol.133 (2), pp.357~378.
- [38] Koulischer, F. and Struyven, D., 2014, "Central Bank Liquidity Provision and Collateral Quality", *Journal of Banking & Finance*, vol.49 (12), pp.113~130.
- [39] Lin, S. and Ye, H., 2018, "FDI, Trade Credit, and International Transmission of Liquidity Shocks: Evidence from Chinese Manufacturing Firms", *The Review of Financial Studies*, vol.31 (1), pp.206~238.
- [40] Long, C. and Zhang, X., 2011, "Cluster-Based Industrialization in China: Financing and Performance", *Journal of International Economics*, vol.84 (1), pp.112~123.
- [41] Macaire, C. and Naef, A., 2021, "Impact of Green Central Bank Collateral Policy: Evidence from the People's Bank of China", SocArXiv.
- [42] McConnell, A., Yanovski, B. and Lessmann, K., 2022, "Central Bank Collateral as a Green Monetary Policy Instrument", *Climate Policy*, vol.22 (3), pp.339~355.
- [43] McMullin, J. L. and Schonberger, B., 2020, "Entropy-Balanced Accruals", *Review of Accounting Studies*, vol.25 (1), pp.84~119.
- [44] Meltzer, A. H., 1960, "Mercantile Credit, Monetary Policy and Size of Firms", *The Review of Economics and Statistics*, vol.42, pp.429~437.
- [45] Mésonnier, J., O'Donnell, C. and Toutain, O., 2022, "The Interest of Being Eligible", *Journal of Money, Credit and Banking*, vol.54 (2~3), pp.425~458.
- [46] Nyborg, K. G., 2017, "Central Bank Collateral Frameworks", *Journal of Banking & Finance*, vol.76 (3), pp.198~214.
- [47] Petersen, M. A. and Rajan, R. G., 1997, "Trade Credit: Theories and Evidence", *The Review of Financial Studies*,

vol.10 (3), pp.661~691.

[48] Psillaki, M. and Eleftheriou, K., 2015, “Trade Credit, Bank Credit, and Flight to Quality: Evidence from French SMEs”, *Journal of Small Business Management*, vol.53 (4), pp.1219~1240.

[49] Todorov, K., 2020, “Quantify the Quantitative Easing: Impact on Bonds and Corporate Debt Issuance”, *Journal of Financial Economics*, vol.135 (2), pp.340~358.

[50] Van Bakkum, S., Gabarro, M. and Irani, R. M., 2018, “Does a Larger Menu Increase Appetite? Collateral Eligibility and Credit Supply”, *The Review of Financial Studies*, vol.31 (3), pp.943~979.

[51] Wolff, G. B., 2014, “Eurosystem Collateral Policy and Framework: Was It Unduly Changed? ”, *Bruegel Policy Contribution*.

[52] Wu, J., Ouyang, L. Y., Cárdenas-Barrón, L. E., Leopoldo, E. and Goyal, S. K., 2014, “Optimal Credit Period and Lot Size for Deteriorating Items with Expiration Dates under Two-Level Trade Credit Financing”, *European Journal of Operational Research*, vol.237 (3), pp.898~908.

[53] Yan, N., Sun, B., Zhang, H. and Liu, C. Q., 2016, “A Partial Credit Guarantee Contract in a Capital-Constrained Supply Chain: Financing Equilibrium and Coordinating Strategy”, *International Journal of Production Economics*, vol.173 (3), pp.122~133.

The Effectiveness of the Central Bank's Collateral Policy in China: Trade Credit Perspective

Deng Weia, Yang Hongxia and Liu Chongb

Abstract: Since entering the new normal economy, the People's Bank of China (PBOC) has been building a collateral-based monetary policy framework for the improvement of monetary policy effectiveness and construction of a modern central banking system. Therefore, it is of great significance to study the effectiveness of the PBOC's collateral policy. This paper examines the effectiveness of the PBOC's collateral policy and its mechanism based on the quasi-natural experiment of including AAA-rated corporate bonds in the interbank market in the scope of monetary policy collateral from a firm-level perspective. The study finds that the PBOC's collateral policy can significantly improve eligible firms' trade credit financing and this finding is consistent with a variety of robustness tests. The transmission mechanism shows that including corporate bonds in the central bank's collateral scope improves corporate financing through the bond and bank loan markets. The effect is further transmitted to the product market and has a positive impact on firms' commodity purchases, product sales, investment, and profitability. This shows that central bank collateral policy can effectively serve the real economy through the financial market. This paper has important policy implications for constructing and improving the framework of collateral-based monetary policy, building a modern central banking system, constructing a modern financial system with Chinese characteristics, enhancing the ability of monetary policy to serve the real economy, and improving the efficiency of monetary policy resource allocation.

Keywords: central bank collateral policy; corporate bonds; trade credit; bond market; credit market

双向金融开放与信贷资金配置效率¹

刘瑶² 潘松李江³ 路先锋⁴ 张明⁵

【摘要】中国金融开放已步入全面深化阶段，然而在开放速度、福利效应与路线图方面依然存在较大争议。本文运用2001-2019年48个重要经济体的面板数据，考察了双向金融开放（资本流出端开放、资本流入端开放、利率市场化改革）对信贷资金配置效率的非对称影响与传导渠道。实证结果发现：第一，提高资本流出端开放程度对信贷资金配置效率发挥先提升后降低的非线性作用；第二，提高资本流入端开放程度将有效提升各经济体信贷资金配置效率；第三，利率市场化改革对信贷资金配置效率发挥先提升后降低的非线性作用；第四，信贷约束渠道与金融竞争渠道均是双向金融开放影响信贷资金配置效率的主要渠道。进一步的探索发现，经济体类型与金融危机的阶段性划分对信贷资金配置效率发挥异质性驱动作用。本文最重要的政策建议是中国应积极推进双向资本开放，可在加快资本流入端开放的同时对资本流出端开放保持较为审慎态度，适当加快利率市场化改革进程，积极改善“信贷偏向”的不平等现状。

【关键词】双向金融开放 信贷资金配置效率 资本流出端开放 资本流入端开放 利率市场化改革

引言

金融开放是一国（或地区）金融由封闭状态向开放状态的动态调整过程。Bekaert等（2011）界定了金融开放更加细分的七个维度，包括资本账户开放、股票市场开放、金融业改革、国家基金发行、私有化、跨境资本自由流动和国际直接投资开放，涵盖了国内金融抑制的缓解与对外金融开放的扩大。李晓（2021）指出金融开放由“门槛式”向“制度式”转变的关键在于构建一个具有广度和深度的国内金融市场。因此，实现金融开放意味着破解国内与国外金融市场要素流动壁垒，即放松国内及区域内金融市场监管与扩大对外资本账户开放的双向过程。

随着金融开放外延的扩大，相关研究也愈加丰富。从已有成果来看，关于金融开放的讨论主要集中在下列四类文献。第一类文献着眼于金融开放与系统性金融风险的关系，发现扩大金融开放程度将导致信贷膨胀（Gozgor, 2013）、银行非核心资产比例上升（Camara等, 2020）、资产价格震荡（于春海和张斌, 2020）、汇率波动性上升（钱晓霞和王维安, 2016），进而触发系统性金融风险。第二类文献分析了金融开放与金融危机的关系，发现金融开放与国内货币危机、银行危机、债务危机等密切相关（Reinhart和Rogoff, 2009）。第三类文献讨论了金融开放的福利效应，不过金融开放能否改善国家或居民的福利效应存在着巨大的争议（谭小芬和邵涵, 2021；王伟等, 2020）。第四类文献探讨了金融开放背景下各类金融管制政策的有效性，包括资本管制政策的有效性（李婧和刘瑶, 2019）、宏观审慎政策的有效性（郭子睿和张明, 2017）、宏观审慎政策的溢出与漏损（方意等, 2023）等。在上述文献中，第三类文献——金融开放福利效应的探索则相对不足。

在现有研究中，金融开放福利效应的探索主要集中于资本账户开放的经济福利效应及某项开放政策、单个金融市场开放的经济影响分析上，研究方法多为开放条件下的DSGE模拟或基于企业微观数据的实证分析，并且得到了莫衷一是的结论。例如，Chang等（2015）构建了开放经济的两国模型，发现一国实施浮动汇率制度并且取消资本管制时，经济体福利水平最高；陆磊等（2017）模拟了融入中国经济特征的各种金融改革情景，发现在资本账户开放情景下的最优外汇储备规模显著低于资本管制情景下，社会福利也

¹ 原载于《财贸经济》2024年第3期

² 刘瑶，中国社会科学院财经战略研究院助理研究员，国家金融与发展实验室研究员

³ 潘松李江，北京大学国家发展研究院博士后、助理研究员

⁴ 路先锋，中国社会科学院大学应用经济学院博士研究生

⁵ 张明，中国社会科学院金融研究所副所长、研究员，国家金融与发展实验室副主任

明显优于资本管制条件下。又如，在基于企业微观层面的实证探索中，Karolyi（2004）的研究表明，资本市场开放同时加剧了国内宏观经济波动风险；Larrain 和 Stumpner（2014）则发现资本账户自由化将通过资本在公司间更有效地配置这一中间渠道，提高国家层面的全要素生产率。

自 1978 年改革开放至今，中国金融开放进程已历经四十余年。从 2013 年起，中国金融开放进入“全面发展期”，在双向金融开放的诸多领域上均取得了重要进展：中国在国内利率市场化改革领域步伐显著加快，目前已基本构建了市场化的利率形成与传导机制以及较为完整的利率市场化体系。然而，中国在对外资本账户开放的速度上却明显放缓，事实上，在跨境资本流动管理方面，中国政府一直采取“宽进严出”的跨境资本流动管理策略（张明，2022），大多数不可兑换项目集中在流出端，并且设置了一定数目的额度限制。伴随着中国金融开放进程的推动，未曾终止的是关于中国金融开放路线图的讨论。例如，2012 年中国人民银行调查统计司课题组的一篇研究报告⁶引发了中国国内是否应该加快资本账户开放的热烈讨论。其中，争论主要聚焦于三点：一是中国资本账户开放的战略机遇期何时开始，中国宏观经济、金融体系、外汇储备及金融风险状况是否已经满足开放的先决条件；二是利率市场化改革、汇率改革与资本账户开放是否应遵循着相应顺序；三是中国金融管制效率是否在持续下降。至今，这三点争端依旧在学术界与政策界广泛存在。

资金配置效率是福利效应的集中代表。对于诸多尚未实现金融完全开放的转型经济体而言，以银行部门为主导的间接融资依旧是私人部门最重要的资金来源，因此信贷资金配置效率关乎整个金融体系的运行效率。中国以间接融资为主体的金融结构同样决定着信贷资金占据市场主导。党的二十大报告指出，要“推进高水平对外开放，依托我国超大规模市场优势，以国内大循环吸引全球资源要素，增强国内国际两个市场两种资源联动效应”。这意味着，对内亟需打破要素流动的壁垒，对外亟需加快开放步伐，鼓励资金“引进来”与“走出去”，稳慎推进双向金融开放进程。因此，在双循环背景下探讨双向金融开放对信贷资金配置效率的影响具有重要意义。在国家层面，提高信贷资金配置效率体现于优化资金在不同类型企业的分配比例上。Bolton 和 Huang（2018）应用公司金融理论分析国家资本结构的尝试为本文的探索提供了新视角：如果将国家比作企业，资金在不同所有制类型企业的配置比例可视为信贷资金在公司内部不同部门的可获得程度，相对而言，民企获得资金比例的相对提升将改善金融体系效率，优化信贷资金配置效率，这为本文讨论的宏观问题提供了微观视角。

为深入量化双向金融开放的福利效应，本文通过构建理论模型，探索了双向金融开放对信贷资金配置效率的驱动作用，随后运用 2001-2019 年 48 个重要经济体的面板数据，考察了双向金融开放（资本流出端开放、资本流入端开放、利率市场化改革）对信贷资金配置效率的非对称影响与传导渠道。本文可能的边际贡献在于：第一，丰富了金融开放福利效应的定量研究，从国际视角出发，全面刻画双向金融开放对信贷资金配置效率的影响，为中国金融开放的时机与路线图提供新证据；第二，从宏观层面上对信贷资金配置效率指标进行刻画与构建；第三，提出双向金融开放通过信贷约束渠道与金融竞争渠道交互传导的作用机制。

一、理论模型与研究假说

（一）理论模型

由于企业投融资决策受到双向金融开放影响，本文参考 Liu 等（2021）的研究，构建比较静态一般均衡模型阐明双向金融开放对信贷资金配置效率的影响。假定存在竞争性企业部门，划分为国企部门与民企部门，民企部门平均生产率相对较高⁷；存在完全竞争的商业银行，给定存款与贷款市场利率，商业银行以低于市场利率的优惠利率向部分国企提供信贷支持，以市场利率向其余国企与全部民企提供信贷；在开放经济条件下，政府对跨境资金流入端与流出端实行价格型资本管制政策，国企只需使用国内资金进行融资，

⁶ 中国人民银行调查统计司课题组：《我国开放资本账户调节基本成熟》，《中国证券报》2012 年 2 月 23 日

⁷ 参考 Bartelsman 等（2013）、Chang 等（2019）等的研究，在经验证据和数值模拟中均做出此假设

而民企可使用国内资金与外部资金进行融资。具体模型如下：

1. 消费者部门

消费者进行投资决策，可以购买国内外债券。政府以 τ_d 税率对跨境资金流出端进行征税， R 为国内平均利率， R^* 为外部利率，其中 $\tau_d > 0, R \geq 1, R^* \geq 1$ 。消费者在青年时消费，并将数量为 D 的储蓄存入国内银行，将数量为 B_f 的储蓄存入国外银行，在老年时消费依靠国内存款 RD 、以及国外存款 $(1-\tau_d)R^*B_f$ 。消费者部门对国内债券与国外债券投资决策遵循着无套利条件：

$$R = (1 - \tau_d)R^* \quad (1)$$

2. 企业部门

生产企业划分为国企和民企，各类型厂商 $j \in (s, p)$ 使用同质性资本 K_j 与劳动 H_j 作为投入要素进行生产，厂商 j 生产函数可以表示为：

$$Y_j = A_j(K_j)^{1-\alpha}(H_j)^\alpha \quad (2)$$

其中， A_j 代表各类型企业的全要素生产率， $\alpha \in (0,1)$ 为劳动投入的弹性， s 表示国企， p 表示民企。同时各类型企业面临营运资本的约束：

$$B_j = wH_j + r^k K_j \quad (3)$$

其中， w 为单位工资， r^k 为资本租金， B_j 为 j 类型企业以国内市场利率 R 在银行获得的营运资本。

对于企业部门而言，通过加总国企与民企产出，总产出可以表示为：

$$Y = Y_s^\phi Y_p^{1-\phi} \quad (4)$$

其中， Y 为企业部门总产出， Y_s 与 Y_p 分别为国企和民企产出， $\phi \in (0,1)$ 代表来自国企产出的支出份额。

3. 银行部门

银行部门内为竞争性商业银行，银行以 R 的市场利率向家庭部门取得存款，并将 B_s 和 B_p 数额的贷款提供给国企与民企，银行资金流满足以下约束条件：

$$D \geq B_s^d + B_p^d \quad (5)$$

假设金融市场存在一定程度的金融抑制（差别利率），政府规定银行将比例 γ 的贷款以低于国内平均利率 R 提供给部分国企，假定优惠利率为 1，即提供无息贷款，剩余贷款以市场利率 R 贷给其余国企和民企， d 为国内银行可贷资金。优惠贷款 B_g 满足：

$$B_g \geq \min\{\gamma(B_s^d + B_p^d), B_s^d\} \quad (6)$$

银行部门将贷款作为资产，存款作为负债，以最大化利润为目标，收益函数可以表示为：

$$B_g + R_l(B_s^d + B_p^d - B_g) - RD \quad (7)$$

由于银行是风险中性的，银行零利润均衡条件可表示为：

$$R = \frac{B_g}{B_s^d + B_p^d} + (1 - \frac{B_g}{B_s^d + B_p^d})R_l \quad (8)$$

式(8)意味着,在存在金融抑制(利率抑制)的条件下,国内平均利率小于国内市场利率。

4. 国外部门

在资本完全流动情景下,国外投资者可以以利率 R_l 向国内公司贷款。但本国政府以 τ_l 税率征收资本流入税,国外投资者税后收益率可表示为 $(1-\tau_l)R_l$,外部借款具有一定风险溢价,则有:

$$(1-\tau_l)R_l = R^* \Phi(\frac{B_f^l}{Y}) \quad (9)$$

$$\Phi(\frac{B_f^l}{Y}) = \exp[\Phi_b(\frac{B_f^l}{Y} - \kappa_f)] \quad (10)$$

其中, Φ 表示基于外部借款相对规模的风险溢价, Φ_b 为外债对产出的风险弹性, B_f^l 为国外贷款, κ_f 代表无风险贷款(常数)。资本流入管制与风险溢价导致利率平价理论并不成立。依照上式,反解出资本流入相对规模,即其所占产出比例,即表示为:

$$b_f \equiv \frac{B_f^l}{Y} = \kappa_f + \frac{1}{\Phi_b} \ln[\frac{(1-\tau_l)R_l}{R^*}] \quad (11)$$

5. 市场出清条件

在均衡条件下,可贷资金、资本、劳动市场全部出清。由于国企全部使用国内贷款进行融资,民企则需使用国内和外部贷款,因此可贷资金市场出清条件可以表示为:

$$B_s = B_s^d, B_p = B_p^d + B_f^l \quad (12)$$

资本和劳动要素可以跨国企和民企部门自由流动,因此资本与劳动市场出清条件可以分别表示为:

$$K=K_s+K_p, H=H_s+H_p \quad (13)$$

6. 企业投融资行为与信贷资金配置效率

依据民企部门平均生产率较高的假设,在给定总资本的情况下,民企获得资本相对比例越高,则信贷资金配置效率就越高。本文首先定义国家层面的信贷资金配置效率,用国企相对于民企配置资本占比 S 表示, S 受到资本流入端、流出端开放程度及利率抑制程度的影响,根据经济涵义, S 降低,则信贷资金配置效率相对提升:

$$S(\tau_d, \tau_l, \gamma) = \frac{K_s}{K_p} = \frac{R_p}{R_s} \frac{\phi}{1-\phi} \quad (14)$$

将国企有效融资利率表示为 R_s ,民企有效融资利率表示为 R_p ,其中 B_s 为国企获得总贷款, B_g 为国企获得的无息优惠贷款, (B_s-B_g) 为国企以市场利率获得的其余贷款:

$$R_s = \frac{B_g + R_l(B_s - B_g)}{B_s} = \frac{\frac{B_g}{Y} + R_l(\frac{B_s}{Y} - \frac{B_g}{Y})}{\frac{B_s}{Y}} \quad (15)$$

$$R_p = R_l \quad (16)$$

以存款总额/GDP、贷款总额/GDP 分别表示国内银行存款与贷款的相对规模, 将国企获得贷款、民企获得贷款、居民存款、无息优惠贷款、外部资金贷款的相对规模依次代入, 得到 S 的变形式:

$$S(\pi_d, \pi_l, \gamma) = \frac{\phi}{1-\phi} \left[1 + \frac{R-1}{R} \frac{\gamma}{1-\gamma} \frac{1}{\phi} (1-R_l b_f) \right] \quad (17)$$

其中, 民企以市场贷款利率进行融资, 该利率通过银行盈亏平衡与国内平均利率 R 相关:

$$R_l = \frac{R-\gamma}{1-\gamma}, R = (1-\tau_d)R^*, R_l = \frac{(1-\tau_d)R^* - \gamma}{1-\gamma} \quad (18)$$

(二) 研究假说

根据理论模型推导结果, 本文主要关注信贷资金配置效率 S 的决定方程。由推导过程可知, 提升双向金融开放程度 (资本流入端、流出端开放程度提高、推进利率市场化改革) 将通过改变不同类型企业投融资行为, 调整资本配置结构与比例, 从而影响信贷资金配置效率。⁸

首先, 本文考察提高跨境资本流出端开放程度对信贷资金配置效率的影响, 用 τ_d 表示资本流出端管制程度 (τ_d 越大, 管制强度越高), 将 S 对其求导, 发现资本流出端管制与 S 呈现非线性关系, 反之, 资本流出端开放对信贷资金配置效率可能呈现非线性作用:

一方面, 提高资本流出端开放程度将降低信贷资金配置效率。这是因为对于一个强资本管制的国家而言, 提高资本流出端开放程度将导致部分资金流出, 首先将推升国内市场利率, 由于国企对市场利率敏感程度小于民企, 放松资本流出管制将使民企资金配置比例下降, 降低信贷资金配置效率。本文将该渠道称为信贷约束渠道。

另一方面, 提高资本流出端开放程度将提升信贷资金配置效率。这是因为持续放松资本流出端管制导致资金持续流出, 提升了国内借款利率, 当国内借款利率与国外利率差额持续扩大时, 反而吸引境外资金流入国内市场, 这将提高民企可贷资金比重与来源。提高资本流出端开放程度会提升信贷资金配置效率主要是由于国内外金融竞争力的差异驱动信贷利率差异, 因此, 本文将该渠道称为金融竞争渠道。综合分析, 本文提出假设 H1:

H1: 提高资本流出端开放程度对信贷资金配置效率呈现非线性作用, 随着资本流出端开放程度提高, 信贷资金配置效率可能呈现先降低后提升的趋势。

其次, 考察资本流入端开放程度对信贷资金配置效率的影响, 用 τ_l 表示资本流入端管制程度, 将 S 对其求偏导, 发现资本流入端开放程度与信贷资金配置效率呈现单调关系, 资本流入端开放程度提高, 将通过国内外金融竞争力的差异, 驱动资金跨境流入, 增加国内市场可贷资金数量, 导致民企获得资金相对比例显著上升 (金融竞争渠道); 资本流入端开放程度提高还可以降低国内利率水平, 缓解信贷约束, 将资金引向私人部门, 从而提升信贷资金配置效率 (信贷约束渠道)。因此, 本文提出假设 H2:

H2: 提高资本流入端开放程度将提升信贷资金配置效率。

最后, 本文讨论金融抑制程度降低 (利率市场化程度提高) 对信贷资金配置效率的影响, 用 γ 表示利率管制程度, 将 S 对其求导, 可知利率市场化改革对信贷资金配置效率发挥非线性作用:

一方面, 放松利率管制程度 (加强利率市场化改革) 将提高信贷资金配置效率。这是因为放松利率管制将首先降低国内平均利率, 民企对利率敏感程度更高, 这将降低民企融资成本, 导致部分资本和劳动力流向民营企业, 提升信贷资金配置效率。该渠道为信贷约束渠道。

另一方面, 放松利率管制 (加强利率市场化改革) 将降低信贷资金配置效率。这是因为降低市场利率将缩小境内外利差, 逐渐减少跨境资本流入, 将削减民企获得更多外部资金, 相对降低信贷资金配置效率。

⁸ 篇幅限制, 此部分推导过程省略, 如有需要, 可来信索取

该渠道为金融竞争渠道。

因此，本文提出假设 H3：

H3：加快利率市场化改革将对信贷资金配置效率发挥非线性作用。随着利率市场化程度的提高，信贷资金配置效率可能出现先提升后降低的趋势。

二、计量模型构建与数据来源

（一）计量模型构建

下面实证检验资本流出端开放、资本流入端开放、利率市场化改革对信贷资金配置效率的影响。首先，依据前文假设，资本流出端开放程度对信贷资金配置效率发挥非线性影响，利率市场化改革对信贷资金配置效率也发挥非线性作用。因此，本文在线性模型的基础上加入政策变量的二次项，检验是否存在非线性影响：

$$SOE_{it} = \alpha_0 + \beta_1 KAO_{it} + \beta_2 KAOsq_{it} + \beta_3 IRC_{it} + \psi X_{it} + \eta_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (19)$$

$$SOE_{it} = \alpha_0 + \beta_1 IRC_{it} + \beta_2 IRCsq_{it} + \beta_3 KAI_{it} + \psi X_{it} + \eta_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (20)$$

在式（19）和（20）式中， i 表示经济体， t 表示年份，被解释变量 SOE_{it} 为国企与民企信贷比⁹，反映信贷资金配置效率，解释变量 KAO_{it} 表示资本流出端开放程度，解释变量 $KAOsq_{it}$ 表示资本流出端开放程度的平方项，解释变量 IRC_{it} 表示利率市场化改革，解释变量 $IRCsq_{it}$ 表示利率市场化改革的平方项，解释变量 KAI_{it} 表示双向资本开放程度（资本流出端、流入端开放程度的汇总指标）， X_{it} 为一系列控制变量， η_i 和 μ_t 分别为经济体和年份固定效应， ε_{it} 为残差项。

其次，为检验资本流入端开放程度对信贷资金配置效率的作用，本文设立如下模型：

$$SOE_{it} = \alpha_0 + \beta_1 KAI_{it} + \beta_2 IRC_{it} + \psi X_{it} + \eta_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (21)$$

其中， KAI_{it} 表示资本流入端开放程度。

（二）变量选取

1. 信贷资金配置效率

本文将非金融国有企业的信贷资金作为国企信贷规模的度量指标，私人部门信贷资金作为民企信贷规模的度量指标，并将国企与民企信贷相对比重（`soe_priv`）作为上文假设中信贷资金配置效率 S 的代理变量。国企与民企获得信贷相对比重降低，表明一国信贷资金更多地流向生产率相对较高的民企，信贷资金配置效率就相对越高。数据来自 IMF 的 IFS 数据库。

2. 双向资本开放程度

双向资本开放程度是本文的主要解释变量，本文分别考察资本流入端开放程度与资本流出端开放程度的影响，用 1 减去资本管制（包括流入、流出）指数，将其转换为资本开放程度指数，包括资本流入端开放程度（`kai`）、资本流出端开放程度（`kao`）和双向资本开放程度（`ka`），数值范围依然介于 0 和 1 之间，其数值越大，表明资本开放程度越大，反之则越小。数据来自 Fernández 等（2016）。

3. 利率市场化改革

参考 Jafarov 等（2019），本文构建了扩展后的利率抑制指数，将利率抑制指数作为利率市场化改革（`irc`）的代理变量，并标准化为 0~1，其数值越大，表明利率受抑制程度越小，也即利率市场化改革程度越高，反之，表明利率受抑制的程度越大，也即利率市场化改革程度越低。

4. 其他控制变量

参考 Jeanne 和 Korinek（2010）和 Jafarov 等（2019）的经验研究，选取一系列可能影响信贷资金配置效率的变量作为控制变量。包括国内信贷利率水平（`lir`）、短期资本流动（`sfa`）¹⁰、广义货币占 GDP 比重

⁹ SOE 的比值越大，表示国企获得相对资金占比越高，信贷资金配置效率越低

¹⁰ 短期资本流动指标用短期资本流入表示，短期资本流入（SFA）= 外汇储备增量 - 贸易顺差 - 外商直接投资净流入，数据来源于 WDI 数据库

(m2)、固定资产投资增速(gfcfg)、产权保护(legal)、商业监管(regulator)、制度质量(lando)。数据来自世界经济自由报告(Economic Freedom of the World)2021年版、国际国家风险指南(ICRG)及世界银行的WDI数据库。

(三) 数据说明与描述性统计

本文选取48个重要经济体作为样本¹¹，基于2001-2019年¹²的年度数据进行实证检验。本文的描述性统计显示¹³，信贷资金配置效率用国企与民企获得信贷相对比重来衡量，均值为0.195，这说明整体来看国企信贷量约为民企信贷量的五分之一。资本流入端开放程度和资本流出端开放程度的均值分别为0.635和0.571，这表明，相比于资本流出端管制，各经济体对资本流入管制相较而言更为宽松。利率市场化改革的均值为0.914，这意味着在此过程中大多数经济体均经历了利率市场化改革。

三、主要实证结果分析

本文基准回归结果见表1。模型1、3、5为无控制变量的基准回归，模型2、4、6为控制所有变量的基准回归。

在模型1和2中，资本流出端开放程度的一次项显著为负，二次项显著为正，这表明资本流出端开放程度与信贷资金配置效率存在着显著的非线性关系，验证了假设H1前半部分。然而，随着资本流出端开放程度提高，国企与民企获得信贷相对比重呈现先降低后提高的情况，也就意味着加强资本流出端开放程度对信贷资金配置效率起到先提高后降低的驱动作用，这与理论模型假说存在着一定差异。究其原因，一是发现2008年金融危机后，出于审慎监管的考虑，相当一部分经济体资本流出端开放出现了反复甚至倒退，二是当放松资本流出端开放伊始，出逃的更可能是短期资本，从而在导致利率上升的同时，可贷资金池的数额并无出现显著下降。

同时，当资本流出端开放程度为0.612时到达拐点。在2019年的全样本48个经济体中，有22个经济体资本流出管制放松程度大于0.612，占全样本的45.8%，大多数新兴和发展中经济体的资本流出管制放松程度低于0.612，仍处于提高资本流出端开放程度能够改善信贷资金配置效率的区间。中国资本账户流出端管制在1995~2012年几乎维持在1的最高管制水平，2013~2015年资本流出管制逐步放松到0.8，2016~2019年资本账户流出管制再次加强，资本账户流出管制指数回升到0.9，也即资本流出端开放程度仅为0.1，这意味着提升中国资本流出端开放程度以改善信贷资金配置效率存在着较大的政策空间。

¹¹ 样本包括含有国有经济成分、由国企信贷数据的经济体48个。本文依据国际货币基金组织(IMF)的划分标准，将这48个经济体划分为发达经济体与新兴和发展中经济体。其中，发达经济体有澳大利亚、捷克、中国香港、以色列、日本、韩国、新西兰、挪威、瑞典；新兴和发展中经济体有孟加拉国、格鲁吉亚、印度尼西亚、吉尔吉斯斯坦、马来西亚、巴基斯坦、菲律宾、斯里兰卡、泰国、中国内地、越南、阿尔及利亚、布基纳法索、科特迪瓦、埃及、肯尼亚、尼日利亚、南非、坦桑尼亚、乌干达、玻利维亚、巴西、智利、哥伦比亚、哥斯达黎加、多米尼加、危地马拉、牙买加、墨西哥、尼加拉瓜、巴拉圭、秘鲁、乌拉圭、委内瑞拉、保加利亚、匈牙利、罗马尼亚、俄罗斯、乌克兰。该样本包含了拥有国有经济成分的全球重要经济体及最主要的转型经济体，符合研究假说

¹² 基于数据质量和可获得性，选取2001-2019年年度数据进行检验，该区间多个经济体经历了资本账户自由化、金融自由化和国有企业改革

¹³ 篇幅限制，描述性统计表格省略，如有需要可来信备索

表 1 基准回归结果

变量	<i>soe_priv</i>					
	提高资本流出端开放程度		提高资本流入端开放程度		利率市场化改革	
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
<i>kao</i>	-1.761***	-1.365***				
	(-6.074)	(-4.970)				
<i>kaosq</i>	1.230***	1.115***				
	(5.350)	(5.147)				
<i>kai</i>			-0.427***	-0.223*		
			(-3.420)	(-1.835)		
<i>irc</i>		-0.643***		-0.575***	-3.677***	-3.588***
		(-6.724)		(-5.885)	(-10.317)	(-10.229)
<i>ircsq</i>					2.269***	2.227***
					(8.747)	(8.883)
<i>ka</i>						-0.133
						(-1.046)
控制变量	未控制	控制	未控制	控制	未控制	控制
经济体/年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	912	910	912	910	912	910
R ²	0.075	0.214	0.047	0.192	0.163	0.261
经济体数	48	48	48	48	48	48

注：括号中为 t 值，*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%的显著性水平下显著。下同。

模型 3 和 4 检验了资本流入端开放程度对信贷资金配置效率的线性驱动作用。可以发现，提升资本流入端开放程度能够提升民企获得信贷相对比重，提高信贷资金配置效率，尽管显著性程度低于资本流出端开放程度，但也验证了假设 H2。

模型 5 和 6 检验了利率市场化改革对信贷资金配置效率可能发挥非线性作用。不难发现，利率市场化改革的一次项显著为负，二次项显著为正，证明了非线性作用的存在，这意味着利率市场化改革对信贷资金配置效率起到先提升后降低的驱动作用，验证了假设 H3。

同时，当利率市场化改革的程度达到 0.806 时到达拐点。在 2019 年的全样本 48 个经济体中，有 13 个经济体的利率市场化改革程度低于 0.806，且全部为新兴和发展中经济体。回顾中国利率市场化进程，1995~2001 年，中国利率抑制指数为 0，表示此区间利率受到严格控制，这一时期中国利率市场化改革主要集中在货币市场；2002~2012 年，中国存贷款利率波幅逐步放开，利率抑制指数上升到 0.33；2013~2019 年中国存贷款利率限制陆续全面放开，利率抑制指数上升到 0.67。0.806 这一拐点也意味着，中国利率市场化改革还需要在现有基础上再迈进一小步。

四、异质性分析

首先，全球金融危机对资本账户开放与金融改革产生着显著的异质性驱动作用，因此，本文分别构建政策变量与全球金融危机 (*global*) 和非全球金融危机 (*nonglobal*) 的交互项，检验是否存在金融危机爆发时段的异质性。其次，新兴和发展中经济体与发达经济体之间经济、制度、历史等环境不同，因此本文构建政策变量与新兴和发展中经济体 (*emerging*)、发达经济体 (*developed*) 的交互项，检验是否存在经济体经济发展程度的异质性。最后，转型经济体经历了从计划经济向市场经济的转变，政策变量对信贷资金配置效率的作用也可能与其他经济体有所不同。基于此，本文分别构建政策变量与狭义转型经济体 (*tran*)

和广义转型经济体 (trang)¹⁴ 的交互项，检验是否存在经济体经济体制层面的异质性。

(一) 资本流出端开放程度与信贷资金配置效率

资本流出端开放程度与信贷资金配置效率的异质性分析见表 2。可以发现，资本流出端开放程度对信贷资金配置效率的影响并没有因全球金融危机 (2007-2008 年) 的爆发而发生显著差异。可能的原因在于，自亚洲金融危机后，各国对跨境资本流出的管理持审慎态度，并未因全球金融危机的爆发出现显著调整。

资本流出端开放程度对信贷资金配置效率的影响在新兴和发展中经济体与发达经济体之间可能存在差异。由模型 3 和 4 可以看出，资本流出端开放程度及其二次项与新兴和发展中经济体、发达经济体交互项的系数均显著。分组回归结果显示¹⁵，新兴和发展中经济体的非线性驱动作用更为陡峭，其可能原因在于发达经济体多数早已实现资本账户完全开放，信贷资金配置效率相对较高，提升空间也显著小于新兴和发展中经济体。

资本流出端开放对信贷资金配置效率的影响在转型经济体和非转型经济体之间可能存在差异。在模型 5 和 6 中，资本流出端开放程度及其二次项与狭义转型经济体、广义转型经济体交互项的系数均显著。但分组回归结果显示，二次曲线的拐点与斜率不同，这表明转型经济体与非转型经济体资本流出端开放对信贷资金配置效率的影响存在异质性。与非转型经济体相比，狭义转型经济体的“U 型”非线性作用最陡峭，广义转型经济体的“U 型”非线性作用较陡峭，狭义转型经济体的拐点基本未发生变化，广义转型经济体的拐点左移至 0.586，这可能与转型经济体在经济转型过程中适当推动资本流出端开放、鼓励私人部门“走出去”有关。

表 2 资本流出端开放程度与信贷资金配置效率的异质性分析

变量	soe_priv					
	金融危机	非金融危机	新兴和发展中经济体	发达经济体	狭义转型经济体	广义转型经济体
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
<i>kao</i> × <i>global</i>	0.067					
	(0.188)					
<i>kaosq</i> × <i>global</i>	-0.126					
	(-0.368)					
<i>kao</i> × <i>nonglobal</i>		-0.067				
		(-0.188)				
<i>kaosq</i> × <i>nonglobal</i>		0.126				
		(0.368)				
<i>kao</i> × <i>emerging</i>			-2.930*			
			(-1.769)			
<i>kaosq</i> × <i>emerging</i>			2.183*			
			(1.908)			
<i>kao</i> × <i>developed</i>				2.930*		
				(1.769)		
<i>kaosq</i> × <i>developed</i>				-2.183*		
				(-1.908)		

¹⁴ 狭义转型经济体指经历了从计划经济向市场经济转型的经济体，本文样本中包括保加利亚、捷克、匈牙利、罗马尼亚、格鲁吉亚、吉尔吉斯斯坦、俄罗斯、乌克兰、中国和越南，共 10 个经济体。广义转型经济体除涵盖上述 10 个经济体外，还包括从军事独裁经济转向市场经济的经济体，即玻利维亚、巴西、智利、哥伦比亚、哥斯达黎加、多米尼加、危地马拉、牙买加、墨西哥、尼加拉瓜、巴拉圭、秘鲁、乌拉圭和委内瑞拉，共 24 个经济体

¹⁵ 本文同时做了分组回归。受篇幅限制，该结果省略，如有需要可来信索取。下同

<i>kao</i> × <i>tran</i>					-5.500***	
					(-8.797)	
<i>kaosq</i> × <i>tran</i>					3.961***	
					(8.202)	
<i>kao</i> × <i>trang</i>						-1.843***
						(-3.314)
<i>kaosq</i> × <i>trang</i>						1.288***
						(2.965)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
经济体/年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	910	910	910	910	910	910
R-squared	0.215	0.215	0.218	0.218	0.281	0.224
经济体数	48	48	48	48	48	48

注：回归结果省略构成乘项的变量本身系数。下同。

（二）资本流入端开放与信贷资金配置效率

资本流入端开放与信贷资金配置效率的异质性分析见表 3。由模型 1 和 2 不难发现，资本流入端开放对信贷资金配置效率的影响并未因全球金融危机的爆发而发生显著差异。其可能的原因在于，跨境资本流入对资本接受国的正面影响大于负面影响，各国对资本流入开放一直持放松态度，并未因全球金融危机爆发而产生显著的政策转向。

资本流入端开放程度对信贷资金配置效率的影响在新兴和发展中经济体与发达经济体之间并未存在显著差异。由模型 3 和 4 可以看出，资本流入端开放程度与新兴和发展中经济体与发达经济体交互项的系数均不显著，表明资本流入端开放程度提高对信贷资金配置效率的影响在新兴和发展中经济体与发达经济体之间不存在显著的异质性。

资本流入端开放对信贷资金配置效率的影响在转型经济体和非转型经济体之间可能存在差异。模型 5 和 6 中资本流入端开放与狭义转型经济体的交互项系数显著，而与广义转型经济体的交互项系数并不显著，这表明狭义转型经济体与非狭义转型经济体相比，资本流入管制放松提高民企获得信贷资金相对比重，加快提升信贷资金配置效率。这可能与狭义转型经济体早前开放程度更低，在经济转型中大力推动资本流入开放切实改善信贷资金配置效率有关。而广义转型经济体与非转型经济体相比，两者对信贷资金配置效率的影响没有显著区别。

表 3 资本流入端开放程度与信贷资金配置效率的异质性分析

变量	<i>soe_priv</i>					
	金融危机	非金融危机	新兴和发展中经济体	发达经济体	狭义转型经济体	广义转型经济体
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
<i>kai</i> × <i>global</i>	-0.115					
	(-1.083)					
<i>kai</i> × <i>nonglobal</i>		0.115				
		(1.083)				
<i>kai</i> × <i>emerging</i>			-0.004			
			(-0.011)			
<i>kai</i> × <i>developed</i>				0.004		

				(0.011)		
<i>kai</i> × <i>tran</i>					-0.859***	
					(-2.949)	
<i>kai</i> × <i>trang</i>						-0.171
						(-0.648)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
经济体/年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	910	910	910	910	910	910
R-squared	0.193	0.193	0.192	0.192	0.201	0.193
经济体数	48	48	48	48	48	48

(三) 利率市场化改革与信贷资金配置效率

利率市场化改革与信贷资金配置效率的异质性分析见表 4。由模型 1 和 2 可以发现，利率市场化改革对信贷资金配置效率的影响因为全球金融危机的爆发而发生了显著差异。分组回归结果显示，与非爆发危机年份相比，爆发金融危机年份中利率市场化改革对国企民企信贷比的“U 型”非线性作用更加陡峭，且拐点相对于全样本略右移到 0.810。其可能的原因在于，全球金融危机的爆发促使各国加速国内金融改革，以缓释金融危机对宏观经济产生的不利影响。

利率市场化改革对信贷资金配置效率的影响在新兴和发展中经济体与发达经济体之间并不存在显著差异。这说明利率市场化改革对信贷资金配置效率的驱动影响在新兴和发展中经济体、发达经济体中均确存在。

由模型 5 和 6 可知，利率市场化改革对信贷资金配置效率的影响在转型经济体和非转型经济体之间可能存在着一定差异。模型 5 和 6 中利率市场化改革及其二次项与狭义转型经济体和广义转型经济体的交互项系数均显著。但分组回归结果显示，二次曲线的拐点和斜率不同，表明转型经济体与非转型经济体利率市场化改革对信贷资金配置效率的影响存在异质性。分组回归结果显示，与非转型经济体相比，狭义转型经济体的“U 型”非线性作用最陡峭，拐点右移至 0.829；广义转型经济体的“U 型”非线性作用较陡峭，拐点右移至 0.814。这可能与转型经济体在经济转型中加速利率市场化改革并取得成效有关。

表 4 利率市场化改革与信贷资金配置效率的异质性分析

变量	<i>soe_priv</i>					
	金融危机	非金融危机	新兴和发展中经济体	发达经济体	狭义转型经济体	广义转型经济体
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
<i>irc</i> × <i>global</i>	-9.372***					
	(-4.975)					
<i>ircsq</i> × <i>global</i>	5.424***					
	(4.475)					
<i>irc</i> × <i>nonglobal</i>		9.372***				
		(4.975)				
<i>ircsq</i> × <i>nonglobal</i>		-5.424***				
		(-4.475)				
<i>irc</i> × <i>emerging</i>			-0.416			
			(-0.707)			
<i>ircsq</i> × <i>emerging</i>			-			

<i>irc</i> × <i>developed</i>				0.416		
				(0.707)		
<i>ircsq</i> × <i>developed</i>				-		
<i>irc</i> × <i>tran</i>					-16.239***	
					(-25.579)	
<i>ircsq</i> × <i>tran</i>					9.946***	
					(21.976)	
<i>irc</i> × <i>trang</i>						-3.837***
						(-3.771)
<i>ircsq</i> × <i>trang</i>						2.434***
						(3.543)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
经济体/年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	910	910	910	910	910	910
R-squared	0.297	0.297	0.261	0.261	0.609	0.274
经济体数	48	48	48	48	48	48

注：-表示因多重共线性没有估计系数。

六、机制检验

为研究双向金融开放影响信贷资金配置效率的作用机制，本文对理论模型中提出的信贷约束渠道与金融竞争渠道分别进行机制检验，选取交互项模型，并构建如下检验方程：

$$Y_{it} = \alpha_0 + \nu D_{it} + \delta M_{it} + \psi D_{it} \times M_{it} + \varepsilon_{it} \quad (22)$$

其中， Y_{it} 表示被解释变量，代表信贷资金配置效率， D_{it} 表示各种政策变量，包括资本流出端开放程度、资本流入端开放程度和利率市场化改革， M_{it} 表示待检验的调节变量，在影响信贷资金配置效率的调节效应检验中代表信贷约束和金融竞争¹⁶。 ψ 为调节变量M如何调节政策变量D和被解释变量Y的关系。

首先检验信贷约束渠道。如表5所示，由模型1、3、5可知，在1%的显著水平下，提高资本流入端开放程度、资本流出端开放程度、利率市场化改革均将改善信贷资金配置效率。同时，信贷约束与资本流出端开放程度、资本流入端开放程度交互项的系数均显著为正，这意味着在信贷约束较强的经济体中，双向金融开放对提升信贷资金配置效率的作用更强。总体而言，资本流出端开放程度、资本流入端开放程度和利率市场化改革影响信贷资金配置效率的信贷约束渠道均显著存在。

接下来对金融竞争渠道进行检验。如表5所示，由模型2、4、6可知，在1%的显著水平下，提高资本流入端开放程度、资本流出端开放程度、利率市场化改革均将改善信贷资金配置效率。同时，金融竞争与资本流出端开放程度、资本流入端开放程度交互项的系数显著为正，这意味着在金融竞争较弱的经济体中，双向金融开放对改善信贷资金配置效率的作用更强。总体而言，资本流出端开放程度、资本流入端开放程度和利率市场化改革影响信贷资金配置效率的金融竞争渠道也均显著存在。

¹⁶ 本文选用 Fraiser Institute 的 EFW 数据库中的信贷市场控制 (cmc) 指标衡量信贷约束渠道，选用 EFW 的竞争自由度 (foc) 指标衡量金融竞争渠道，两个指标得分均为 0-10，分数越高表明控制越弱，自由程度越高。本文同时进行了中介效应检验，检验同样通过，结果留待备索。

表5 影响信贷资金配置效率的机制检验

变量	<i>soe_priv</i>					
	提高资本流出端开放程度		提高资本流入端开放程度		利率市场化改革	
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
<i>kao</i>	-1.075***	-1.185***				
	(-3.360)	(-6.276)				
<i>kao</i> × <i>cmc</i>	0.121***					
	(3.331)					
<i>kao</i> × <i>foc</i>		0.176***				
		(6.807)				
<i>kai</i>			-0.935***	-1.638***		
			(-2.740)	(-7.883)		
<i>kai</i> × <i>cmc</i>			0.093**			
			(2.184)			
<i>kai</i> × <i>foc</i>				0.264***		
				(8.347)		
<i>irc</i>					-1.450***	-2.683***
					(-4.774)	(-11.832)
<i>irc</i> × <i>cmc</i>					0.123***	
					(3.139)	
<i>irc</i> × <i>foc</i>						0.421***
						(10.251)
<i>cmc</i>	-0.054**		-0.047		-0.092***	
	(-2.275)		(-1.614)		(-2.604)	
<i>foc</i>		-0.169***		-0.228***		-0.463***
		(-8.399)		(-9.788)		(-11.677)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
经济体/年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	907	910	907	910	907	910
R-squared	0.182	0.258	0.180	0.279	0.183	0.305
经济体数	48	48	48	48	48	48

七、稳健性检验

上文实证结果表明，资本流出端开放与信贷资金配置效率之间呈现非线性关系，提高资本流出端开放程度对信贷资金配置效率起到先提升后降低的驱动作用。提升资本流入端开放程度显著提升了民企获得信贷相对比重，提高了信贷资金配置效率。而利率市场化改革对信贷资金配置效率起到先提升后降低的驱动作用。本文采取以下两种方法进行稳健性检验：一是排除异常值，二是对潜在的内生性进行分析，并加以缓解。¹⁷

（一）排除异常值

本文采用两种方法排除异常值进行稳健性检验。第一，排除国企与民企获得信贷相对比重（*soe_priv*）

¹⁷ 限于篇幅，稳健性检验表格未在正文列出，留待备索

取值为 0 的样本观测值。第二，排除金融危机年份的样本观测值。估计结果与基准回归结果基本一致。

（二）内生性检验

本文潜在的内生性来源于遗漏变量与反向因果可能产生的内生性，而潜在的内生性问题可能对本文回归估计结果带来偏误。因此，本文采取以下方式进行内生性检验，并缓解潜在内生性。

1. 遗漏变量的安慰剂检验

参考 Altonji 等（2005）的研究，本文使用可观察变量的选择来评估不可观察变量潜在偏差的方法，评估遗漏变量可能带来的偏误大小，考虑了两组受限的控制（一组没有控制，另一组有较少的控制），包括国内信贷利率、广义货币增量和固定资产投资增速三个控制变量。结果表明，遗漏变量所导致的估计偏误并不严重。

2. 工具变量检验

为了缓解反向因果可能造成的内生性，同时也为了克服未被观测到的遗漏变量的影响，本文使用工具变量法进行分析，即找到能够影响双向金融开放但不直接影响信贷资金配置效率的外生变量。根据金融开放类别，本文分别构建影响资本流入端开放程度（kai）、资本流出端开放程度（kao）、利率市场化改革（irc）的工具变量。

一是资本流入端开放程度（kai）与资本流出端开放程度（kao）工具变量的选取。参考 Furceri 等（2019）的研究，本经济体资本开放进程与当期或滞后期其他经济体资本账户开放程度密切相关，本文选取其他经济体（贸易依存度较高、陆地接壤、区域体制类似、经济规模和经济发展水平类似的经济体）资本流入端、流出端开放程度作为 kai、kao 的工具变量。

二是利率市场化改革（irc）工具变量的选取。根据 Abiad 和 Abdul（2005）的研究，政治稳定性在各国历次重大金融改革中尤为重要。国际国家风险指南（ICRG）数据库构建了多维度多层次的政治风险指标，本文选取边境冲突（BC）作为利率市场化改革的工具变量。

工具变量 I 阶段回归结果表明，本文所构造的工具变量 IV 满足较强的相关性条件。¹⁸同时，过度识别检验均通过，显示工具变量为外生，因此，满足与误差项无关的条件。II 阶段回归结果也表明，提高资本流出端开放程度对信贷资金配置效率发挥先提升后降低的非线性作用；提高资本流入端开放程度将有效提升各经济体信贷资金配置效率；利率市场化改革对信贷资金配置效率发挥先提升后降低的非线性作用，且显著性水平与基准回归结果较为类似，这同时表明了本文的研究结论较为稳健。

八、结论与政策建议

本文讨论了双向金融开放（资本流出端开放、资本流入端开放、利率市场化改革）对信贷资金配置效率的驱动影响，通过 2001-2019 年 48 个重要经济体的面板数据进行实证检验，结果发现：第一，提高资本流出端开放程度对信贷资金配置效率发挥先提升后降低的非线性作用；第二，提高资本流入端开放程度将有效提升各经济体信贷资金配置效率；第三，利率市场化改革对信贷资金配置效率发挥先提升后降低的非线性作用；第四，信贷约束渠道与金融竞争渠道均是双向金融开放影响信贷资金配置效率的主要渠道。进一步的探索发现，经济体类型与金融危机的阶段性划分对信贷资金配置效率发挥异质性驱动作用。总体而言，本文为双向金融开放的福利效应提供了国别层面的新经验证据。

本文提出如下政策建议：一是应积极推进双向资本开放，鉴于资本流入端开放对信贷资金配置效率呈现单调的驱动作用且更为直接，可在加快资本流入端开放的同时对资本流出端开放保持较为审慎的态度；二是可适当加快利率市场化改革进程，积极改善“信贷偏向”的不平等现状；三是应积极拓宽企业融资渠道，打破资金在境内外、区域间的流通壁垒，缓解企业部门面临的融资约束。

¹⁸ 需要指出的是，对于资本流出端开放（kao）、利率市场化改革（irc）非线性关系的工具变量检验，则所选的 IV 对应解释变量一次项的工具变量，IV 的平方对应解释变量二次项的工具变量

【参考文献】

- [1] 方意、欧阳辉、贾妍妍、张碧琼:《国际监管合作下的流动性风险监管政策溢出效应研究》,《财贸经济》2023年第4期。
- [2] 郭子睿、张明:《货币政策与宏观审慎政策的协调使用》,《经济学家》2017年第5期。
- [3] 李晓:《“双循环”需要更高水平的对外开放》,《南开大学学报(哲学社会科学版)》2021年第1期。
- [4] 李婧、刘瑶:《托宾税与跨境资本流动管理:国别实践及对中国的启示》,《首都经济贸易大学学报》2019年第4期。
- [5] 陆磊、李宏瑾、苏乃芳:《最优外汇储备与金融对外开放改革》,《财贸经济》2017年第12期。
- [6] 钱晓霞、王维安:《金融开放进程下中国汇率波动、短期资本和股价的联动效应研究》,《国际经贸探索》2016年第12期。
- [7] 谭小芬、邵涵:《资本市场对外开放与企业股权融资》,《中央财经大学学报》2021年11期。
- [8] 王伟、谭娜、王建玲:《汇率稳定能否促进跨境金融资产投资》,《国际金融研究》2020年第12期。
- [9] 于春海、张斌:《金融开放、货币政策调控效力与经济稳定》,《国际金融研究》2020年第11期。
- [10] 张明:《跨境资本流动新特征与资本账户开放新讨论》,《财经智库》2022年第1期。
- [11] Abiad, A. & Ashoka M., Financial Reform: What Shakes It? What Shapes It? *American Economic Review*, Vol.95, No.2, 2005, pp.66-88.
- [12] Altonji, J. G., Elder, T. E., & Taber, C. R., Selection on Observed and Unobserved Variables: Assessing the Effectiveness of Catholic Schools. *Journal of Political Economy*, Vol.113, No.1, 2005, pp.151-184.
- [13] Bartelsman E J., Haltiwanger J. C., & Scarpetta S., Cross-Country Differences in Productivity: The Role of Allocation and Selection. *American Economic Review*, Vol. 103, No.1, 2013, pp.305-334.
- [14] Bekaert G., Harvey C. R., & Lundblad C., Financial Openness and Productivity. *World Development*, Vol. 39, No.1, 2011, pp.1-19.
- [15] Bolton, P., & Huang, H., The Capital Structure of Nations. *Review of Finance*, Vol.22, No.1, 2018, pp.45-82.
- [16] Camara, A., Davidson, T., & Fodor, A., Bank Asset Structure and Deposit Insurance Pricing. *Journal of Banking & Finance*, Vol.114, No.5, 2020, pp.1058-1105.
- [17] Chang, C., Liu, Z., & Spiegel, M., Capital Controls and Optimal Chinese Monetary Policy. *Journal of Monetary Economics*, Vol.74, No.1, 2015, pp.1-15.
- [18] Chang, C., Liu, Z., Spiegel, M. M., & Zhang, J., Reserve Requirements and Optimal Chinese Stabilization Policy. *Journal of Monetary Economics*, Vol.103, No.1, 2019, pp.33-51.
- [19] Fernández, A., Klein, M. W., Rebucci, A., Schindler, M., & Uribe, M., Capital Control Measures: A New Dataset. *IMF Economic Review*, Vol.64, No.3, 2016, pp.548-574.
- [20] Furceri, D., Loungani, P., & Ostry, J. D., The Aggregate and Distributional Effects of Financial Globalization: Evidence from Macro and Sectoral Data. *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol 51, No.S1, 2019, pp.163-198.
- [21] Gozgor G., The New Keynesian Phillips Curve in an Inflation Targeting Country: The Case of Turkey. *International Journal of Business and Economic Sciences Applied Research (IJBESAR)*, Vol.6, No.1, 2013, pp.575-585.
- [22] Jafarov, M. E., Maino, M. R., & Pani, M. M., Financial Repression is Knocking at the Door Again. *IMF Working Paper*, 2019.
- [23] Jeanne, O., & Korinek, A., Excessive Volatility in Capital Flows: A Pigouvian Taxation Approach. *American Economic Review*, Vol.100, No.2, 2010, pp.403-407.
- [24] Karolyi, G. A., The Role of American Depositary Receipts in the Development of Emerging Equity Markets. *Review of Economics and Statistics*, Vol.86, No.3, 2004, pp.670-690.
- [25] Larrain, M., & Stumpner, S., Capital Account Liberalization and Aggregate Productivity: The Role of Firm Capital Allocation. *Journal of Finance*, Vol.72, No.4, 2014, pp.1825-1858.
- [26] Liu, Z., Spiegel, M. M., & Zhang, J., Optimal Capital Account Liberalization in China. *Journal of Monetary Economics*, Vol.117, No.2, 2021, pp.1041-1061.

[27] Reinhart, Carmen M., & K. S. Rogoff., *This Time Is Different: Eight Centuries of Financial Folly*. Princeton: Princeton University Press, 2009, pp.191-194.

Two-way Financial Opening-up and Credit Funds Allocation Efficiency

LIU Yao PAN Songlijiang LU Xianfeng ZHANG Ming

Summary: China has entered the stage of opening its financial sector in all respects, but there are still a lot of disputes over the speed of opening-up, welfare effects and road maps. Given that China's financial system is dominated by indirect financing such as banking financing, it is obviously of great significance for China to study the impacts of two-way financial opening-up in other countries on the credit funds allocation efficiency and how.

This paper constructs a comparative static general equilibrium model that integrates corporate financing behavior, and discusses driving effects of two-way financial opening-up (capital-outflow opening, capital-inflow opening, interest rate liberalization) on the allocation efficiency of credit funds. Based on the panel data of 48 economies from 2001 to 2019, the study led to the following conclusions. First, improving the capital-outflow opening-up degree plays a nonlinear role as it first promoted and then inhibited the allocation efficiency of credit funds. Second, increasing capital-inflow opening-up effectively improves the allocation efficiency of credit funds in all sample economies. Third, interest rate liberalization plays a nonlinear role as it first improved and then restrained the allocation efficiency credit funds. Fourth, credit constraints channels and financial competition channels are the main transmission channels. Further exploration shows that the country type and the stage division of financial crisis have a heterogeneous driving effect on the allocation efficiency of credit funds. Overall, this paper provides new empirical evidence on the welfare effects of two-way financial opening-up at the country level.

These conclusions have important policy implications for the further opening-up of China's financial sector. First, it should actively promote two-way capital opening-up. Since capital-inflow opening only drives up the allocation efficiency of credit funds and in a direct way, it is possible to speed up capital-inflow opening while practicing more prudence in capital-outflow opening, so as to obtain more benefits of capital account liberalization. Second, interest rate liberalization can be appropriately accelerated to actively improve the unequal status quo of "credit bias." Third, we should actively expand the financing channels of enterprises, remove the barriers hindering flows between countries and regions, and alleviate the financing constraints facing the business sectors.

Keywords: Two-Way Financial Opening-up; Credit Funds Allocation Efficiency; Capital-outflow Opening; Capital-inflow Opening; Interest Rate Liberalization

央行数字货币与现金：替代还是共存¹

宋科² 孙翼³

【摘要】在数字化时代的货币新格局下，本文重点探讨央行数字货币的兴起与现金的未来，并基于零售型央行数字货币对现金的不同替代程度系统分析其形成的经济效应。结果表明：第一，央行数字货币的产生是由数字化时代内在需求推动的，是技术进步和中央银行发展的必然结果，其中零售型央行数字货币将与现金长期共存，并对现金需求和经济金融体系产生深远影响；第二，零售型央行数字货币对现金需求的影响存在不确定性。基于支付工具选择理论，从交易便利性和持有收益性来看，零售型央行数字货币将对现金产生替代，但考虑到匿名性与普惠性需求，零售型央行数字货币难以完全替代现金；第三，通过不完全替代现金和银行存款，零售型央行数字货币将对银行体系、金融稳定、货币政策等方面产生影响，而在完全替代条件下，负利率政策的可行性与有效性需要重新评估。基于此，各国应该充分认识央行数字货币发行可能带来的利与弊，更为准确把握零售型央行数字货币及其与现金的关系，并在试点中基于本国实际不断进行检验和修正，以逐步形成更为科学合理的货币新格局。

【关键词】央行数字货币 现金需求 经济效应 匿名性 移动支付

一、问题提出

近年来，虚拟货币和稳定币等私人数字货币的出现与发展极大地刺激了各国对于央行数字货币（CBDC）的研究与试点。据国际清算银行（BIS）调查，近年来各国对央行数字货币的态度普遍从谨慎保守转变为积极探索，热情不断高涨。截至2023年初，全球93%的中央银行都在积极从事央行数字货币的研究工作，超过一半的央行正在开展试验和试点工作。⁴其中，零售型央行数字货币最初被定位为数字化时代替代现金的支付工具，至少在88个国家和地区已经开展了相关项目。那么，潜在的问题在于，随着零售型央行数字货币逐渐普及，能否在未来新的货币格局下完全替代现金？抑或与现金长期共存？厘清上述问题，对于正确把握并分析央行数字货币未来走势及其宏观经济效应，科学有效进行现金管理具有重要理论价值与现实意义。

从更为广泛的历史经验来看，银行卡、移动支付等非现金支付方式的普及并未对现金形成完全替代。⁵例如，自2011年我国移动支付加速发展以来，M0依然保持每年5%左右增长，基于小额支付场景的移动支付对现金形成一定程度的增量替代而非总量替代，且以替代现金交易媒介职能为主，而非价值贮藏职能。近年来，在非现金支付冲击下，美元、欧元、日元、英镑、韩元等货币的现金流通量不降反升。⁶目前，相对比较统一的认识在于，零售型央行数字货币作为现金的补充，两者将在相当长时间内并行使用、逐步替代、长期共存⁷⁸，尚无法在短期内实现完全替代。

事实上，零售型央行数字货币与现金都是货币当局的负债，以国家信用作为支撑，具有法偿性和强制

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 Paper NO. 2322

² 宋科，中国人民大学国际货币研究所副所长，财政金融学院教授

³ 孙翼，中国人民大学财政金融学院、中国人民大学金融科技研究所副研究员

⁴ Anneke Kosse, Ilaria Mattei, “Making Headway: Results of the 2022 BIS Survey on Central Bank Digital Currencies and Crypto”, BIS Papers, No.136, 2023.

⁵ Marc Glowka, Anneke Kosse and Robert Szemere, “Digital Payments Make Gains but Cash Remains”, CPMI Briefs, No 1, 2023.

⁶ 王信、郭冬生：《现金需求判断及影响因素》，《中国金融》2018年第11期。

⁷ 中国人民银行：《法定数字货币的中国之路》，《中国金融》2016年第17期。

⁸ Bank for International Settlements, “Central Bank Digital Currencies: Foundational Principles and Core Features”, Joint report by The Bank of Canada, European Central Bank, Bank of Japan, Sveriges Riksbank, Swiss National Bank, Bank of England, Board of Governors of the Federal Reserve, 2020.

性，且大都采用“中央银行-商业银行”的二元模式进行发行与回笼。零售型央行数字货币能够“复制”现金的绝大部分功能，但两者差异性又决定了既存在替代逻辑又有共存的必要。从替代逻辑看，基于效率提升与成本节约取向的现金形态转变，使得零售型央行数字货币相较于现金具有显著的交易便利性与持有收益性，进而能够在很大程度上替代现金，即使对于是否要对零售型央行数字货币持有计付利息尚未定论。此外，借助零售型央行数字货币的技术可控性，又能够使得监管部门更好管控洗钱、恐怖融资等风险，符合政策替代逻辑。

从共存逻辑看，作为典型的零息匿名债券，现金的匿名性与价值贮藏便利性功能无法被零售型央行数字货币完全“复制”。实际上，现金具有“两个80%”的特征，即美国、中国、日本等国家约80%以上纸币都以大面值纸币形式存在，⁹全球范围内约80%以上现金职能体现在价值贮藏而非交易媒介。¹⁰除了满足基本的交易性现金需求和预防性现金需求之外，大量现金需求来自于避税、腐败、非法移民和恐怖融资等非法地下经济活动。¹¹在这些逃避国家监管的非正式经济中，现金成为重要媒介。¹²此外，居民在合规交易中也同样需要匿名性。¹³许多国家一直将合理的隐私保护作为零售型央行数字货币设计的关键特征，¹⁴但这种匿名都是以风险可控为前提的有限匿名，完全匿名的央行数字货币是不可行的。¹⁵值得一提的是，2020年3—11月的疫情初期，M0平均同比增长在10%以上，远高于近年的5%，表现出明显的“异常增长”，而且公众取现频率更低、额度更大，2020年中国现金取现额度全球最高¹⁶。可能的原因除了公众在危机时期的避险需求之外，也与2020年初以来数字人民币加速推进，其强监管性、可控匿名等特征改变了公众对于现金替代的监管预期有关。

可以看到，尽管匿名性对于央行数字货币的研发与推广非常重要，但是央行数字货币的匿名探索不能违反反洗钱、反恐怖融资及反逃税等监管规定。零售型央行数字货币与非正式经济和资产的匿名性需求产生冲突，使得现金无法被完全替代，存在长期共存的客观趋势。此外，现金作为现代社会最基础的货币形态，是无门槛的支付手段，与用户身份没有关联，可随时随地完成交易，具有最广泛的适用性。¹⁷而且能够满足支付基础设施水平较低地区以及老年人、残障人士等特殊群体的支付需要，可以作为预防技术失灵的应急工具，使得现金具有不可替代性。

当前，在新型技术加速迭代并不断赋能货币形态转变的大背景下，无论是基于零售型央行数字货币与现金共存（不完全替代），还是极端情况下完全替代的情形，有必要对其可能带来的宏观经济效应进行准确分析与预判，进而在无损经济秩序和金融稳定的条件下审慎推进现金数字化与现金管理。

二、央行数字货币：数字经济时代的现金数字化

（一）央行数字货币的界定与分类

近年来，信息技术发展引起了支付方式的巨大变化，支付的无现金化和数字化趋势明显。以比特币为代表的虚拟货币和 Libra 为代表的稳定币相继出现，刺激了各国对央行数字货币的研究。不同于由私人机构设计并发行的虚拟货币，央行数字货币（CBDC）由官方发行。从具体界定看，国际清算银行支付和市场基础设施委员会强调，CBDC 是央行货币的一种新形式，即以现有账户单位计价，既充当交换手段又充

⁹ Kenneth S. Rogoff, "The Curse of Cash", Princeton and Oxford, Princeton University Press, 2016.

¹⁰ Alejandro Zamora-Perez, "The Paradox of Banknotes: Understanding the Demand for Cash Beyond Transactional Use", ECB Economic Bulletin, Issue 2, 2021.

¹¹ Kenneth S. Rogoff, "Costs and Benefits to Phasing Out Paper Currency", NBER Working Paper 20126, 2014.

¹² Roger Gordon, Wei Li, "Tax Structures in Developing Countries: Many Puzzles and a Possible Explanation", Journal of Public Economics, vol.93, no.7-8, 2009, pp.855-866.

¹³ Charles M. Kahn, "Payment Systems and Privacy", Federal Reserve Bank of St. Louis, vol.100, no.4, 2018.

¹⁴ Federal Reserve System, "Money and Payments: The U.S. Dollar in the Age of Digital Transformation", Research & Analysis, 2022.

¹⁵ Agustín Carstens, "Digital Currencies and the Future of the Monetary System", BIS speech, 2021.

¹⁶ Bank for International Settlements, "Covid-19 Accelerated The Digitalisation of Payments", Bank For International Settlements Statistics, 2021.

¹⁷ 中国人民银行：《现阶段保留现金使用的必要性研究——基于普惠金融和消费者保护视角》，《中国人民银行政策研究》2020年第5期。

当价值存储的中央银行负债。¹⁸国际货币基金组织（IMF）给出了相似定义，认为央行数字货币是司法辖区的中央银行或其他金融机构发行的主权货币的数字表示形式，并作为中央银行负债。¹⁹可见，法定性和数字性是央行数字货币最突出的两个基本特征。

由于使用场景、应用技术、运营安排等设计差异，央行数字货币还可以进一步细分。首先，根据使用场景不同，央行数字货币通常被分为批发型和零售型两种。批发型央行数字货币主要面向银行间结算，如跨境结算等。零售型央行数字货币主要面向公众发行，以期对现金形成补充，提供具有法偿性的电子支付方式。²⁰其次，根据验证方式和匿名程度不同，可以进一步分为基于代币（Token-based）和基于账户（Account-based）两种。²¹在具体设计中，基于代币和基于账户并不是完全对立的，而是可分层并用而设法共存的。²²成为“类现金且类存款”的数字货币，这一设想兼顾了基于账户和基于代币的优势，又在一定程度上平衡了公众匿名交易需求和政府监管。针对零售型央行数字货币，根据法律债权结构和中央银行保留数据的不同，可以将其进一步划分为直接 CBDC（direct CBDC）、间接 CBDC（indirect CBDC）和混合 CBDC（hybrid CBDC）三种。²³直接 CBDC 是由中央银行运营支付系统、提供零售服务并储存全部数据，类似于“中央银行—用户”的单层运营体系。间接 CBDC 和混合 CBDC 则类似于“中央银行—中介机构—用户”的双层运营体系，但在数据存储方面有所不同。

整体上讲，各国虽然在央行数字货币设计上各有不同，但初步达成了一些共识：第一，央行数字货币作为法定货币，是中央银行对社会公众的负债，应由中央银行或指定商业银行集中发行，以国家信用担保作为价值基础。第二，发行机构须确保央行数字货币币值稳定。第三，对于零售型央行数字货币，双层运营体系是其发行模式的首要选择。这种设计符合大多数国家现行的货币发行流通体系，不会对现有银行体系造成过大的冲击，同时也能够充分利用现有基础设施和商业银行服务优势。²⁴

（二）零售型央行数字货币与现金的异同

现金由各国货币当局统一发行，是典型的零息匿名债券。从价值属性看，现金是货币当局的负债，以国家信用作为支撑，具有法偿性和强制性，且现金的实物化特性使得其具有较高的匿名性。从发行方式看，各国现金发行普遍采用双层模式，中央银行是基础货币供应者和货币流通调节者，商业银行负责发行之后的货币投放、流通和回笼，并面向公众提供现金存取服务。从管理方式看，全球各主要经济体的货币当局对现金发行和流通均实行中心化管理。可见，区别于移动支付等以商业银行信用和公司信用为支撑的支付方式，也不同于去中心化发行的虚拟货币，面向公众发行的零售型央行数字货币与现金具有较高的相似性。目前，各国大都计划采用双层模式进行零售型央行数字货币的发行与投放，并由中央银行进行集中管理，这使其具有和现金相同的地位和相似的流通体系。但在计付利息和匿名性层面，各国安排有所不同。进一步地，Wong and Maniff 通过雷达图从支付便利性、服务可用性、匿名性、可编程性等维度对现金、移动支付和不同类型的零售型央行数字货币进行对比。结果显示，现金与央行数字货币的区别主要在于便利性和匿名性。现金是匿名性最好的支付方式，但在支付便利性上不如央行数字货币和移动支付，央行数字货币在服务可用性上优于移动支付，且在支付便利性上优于现金，但任何一种零售型央行数字货币都无法完全替代现金或移动支付。²⁵

¹⁸ Committee on Payments and Market Infrastructures, “Central Bank Digital Currencies”, CPMI, Markets Committee Papers, No.174, 2018.

¹⁹ John Kiff, Jihad Alwazir, Sonja Davidovic, Aquiles Farias, Ashraf Khan, Tanai Khiaonrong, Majid Malaika, Hunter Monroe, Nobu Sugimoto, Hervé Tourpe, Peter Zhou, “A Survey of Research on Retail Central Bank Digital Currency”, IMF Working Papers, No.2020/104, 2020.

²⁰ 王鹏、边文龙、纪洋：《“央行数字货币”的概念框架与国际进展》，《产业经济评论》2020年第5期。

²¹ Alexander Lee, Brendan Malone, Paul Wong, “Tokens and Accounts in the Context of Digital Currencies”, FEDS Notes, Washington: Board of Governors of the Federal Reserve System, 2020.

²² 姚前：《数字货币与银行账户》，《清华金融评论》2017年第7期。

²³ Raphael Auer, Rainer Böhme, “Central Bank Digital Currency: The Quest for Minimally Invasive Technology”, BIS Working Papers, No.948, 2021.

²⁴ Gabriel Soderberg, John Kiff, Herve Tourpe, Marianne Bechara, Stephanie Forte, Kathleen Kao, Ashley Lannquist, Tao Sun, Akihiro Yoshinaga, “How Should Central Banks Explore Central Bank Digital Currency?”, IMF Fintech Notes, No.2023/008, 2023.

²⁵ Paul Wong, Jesse Leigh Maniff, “Comparing Means of Payment: What Role for a Central Bank Digital Currency?”, FEDS Notes. Washington: Board of Governors of the Federal Reserve System, August 13, 2020.

三、零售型央行数字货币与现金需求

(一) 央行数字货币对现金的替代逻辑

经典的现金需求理论关注收入、利率、风险偏好等因素对公众持有现金的影响，主要针对公众在现金和债券、银行存款等具有潜在收益的产品之间的选择，并将现金需求划分为交易性现金需求和预防性现金需求两部分。在交易性现金需求方面，以 Baumol-Tobin 模型为代表的存货模型通过“最小化现金持有成本”来求得交易性现金需求。在此基础上，Alvarez and Lippi 发现，给定固定的取现成本，消费者使用现金支付的边际成本仅包含持有现金的机会成本。²⁶在这一背景下，取现最低门槛将影响居民的现金持有。此外，在存货模型基础上提出的“立方根模型”被认为是一种资产组合模型 (Portfolio Model)。存货模型认为，在现金和银行存款之间的分配取决于利率和将金融资产转换为货币的成本，而资产组合模型则进一步提出居民感知到的存款收益和风险变化会引起存款减少和现金持有增加。

在预防性现金需求方面，Alvarez and Lippi 将预防性动机引入经典的 Baumol-Tobin 模型，认为支付技术进步不仅降低每次取款的成本，而且增加低成本取款的机会，从而导致现金需求下降。但由于现金需求中预防性动机占比同时与每次取款成本和低成本取款机会呈现正向关系，技术进步对现金需求结构的影响并不明确。²⁷此外，现金的预防性需求与消费者感知的不确定性相关，而这种不确定性可能来源于经济危机、自然灾害以及对货币政策和监管政策预期的变化等。²⁸新冠疫情期间，防疫措施导致物理阻隔和网上购物的增加，现金作为交易媒介的职能被替代，但恐慌导致居民囤积现金，使得全球现金需求从交易性需求向预防性需求转移，整体呈现现金需求增加的趋势。²⁹值得注意的是，中国现金提取的总额度占到 GDP 的 39%，远高于其他国家 (BIS, 2021)，可能并不能完全用预防性现金需求变化来解释。

不难看出，从传统的现金需求理论来看，现金需求的影响因素较为复杂，但技术进步推动的非现金支付方式对现金的替代，可以从交易便利性和持有收益性两方面进行分析。在交易便利性层面，卡支付、移动支付等无现金支付方式的出现提高了支付效率，并通过降低交易成本对现金需求产生巨大冲击。³⁰同时，借记卡使用量增加将显著降低居民对低面值纸币和硬币的需求，但对高面值纸币的需求影响较小，这表明高面值纸币主要用于非交易目的。³¹2010 年以来，我国移动支付快速兴起，其较低的交易成本降低了家庭现金需求。³²同时，由于网络规模效应存在，当移动支付使用人数足够多时，其交易成本会进一步降低，使得其对现金的替代作用更加显著。实证研究表明，在使用移动支付的家庭中，现金在金融资产的占比下降约 25%，而移动支付的低成本是导致现金需求减少的重要原因。³³可以看到，无现金支付相较于现金具有更低的成本，能提供更便利的支付服务，并且会模糊 M0 与 M1 的界限，从而对于各层次的货币需求产生负向影响。

基于此，部分研究也关注到零售型央行数字货币的便利性及其对现金需求的影响。Bijlsma et al. 指出，在零售型央行数字货币与现金之间的转换较为灵活且在交易中与借记卡便利性趋同的情况下，居民会增加零售型央行数字货币使用并同时减少现金和借记卡使用。³⁴Huynh et al. 也发现，如果零售型央行数字货币

²⁶ Fernando Alvarez, Francesco Lippi, "Cash Burns: An Inventory Model with a Cash-credit Choice", *Journal of Monetary Economics*, vol.90, 2017, pp.99-112.

²⁷ Fernando Alvarez, Francesco Lippi, "Financial Innovation and the Transactions Demand for Cash", NBER Working Paper 13416, 2007.

²⁸ Case Sprenkle, Merton Howard Miller, "The Precautionary Demand for Narrow and Broad Money", *Economica*, vol.47, 1980, pp.407-421.

²⁹ Jonathan Ashworth, Charles Goodhart, "The Surprising Recovery of Currency Usage", *International Journal of Central Banking*, vol.16, 2020, pp.239-277.

³⁰ Helmut Stix, "How Do Debit Cards Affect Cash Demand? Survey Data Evidence", *Economic Change and Restructuring*, vol.31, no.2, 2004, pp.93-115.

³¹ Bounie David, François Abel, Waelbroeck Patrick, "Debit Card and Demand for Cash", *Journal of Banking & Finance*, vol.73, 2016, pp.55-66.

³² 谢平、刘海二：《ICT、移动支付与电子货币》，《金融研究》2013 年第 10 期。

³³ 尹志超、公雪、潘北啸：《移动支付对家庭货币需求的影响——来自中国家庭金融调查的微观证据》，《金融研究》2019 年第 10 期。

³⁴ Michiel Bijlsma, Carin van der Cruisjen, Nicole Jonker, Jelmer Reijerink, "What Triggers Consumer Adoption of Central Bank

具有类似于借记卡的功能, 12%用户将放弃使用现金交易而使用零售型央行数字货币交易, 若在便利性等方面具有优于借记卡的功能, 其使用概率可达到所有交易的 25%左右。³⁵此外, 有学者基于美国零售数据进行了估计, 如果所有零售交易都被零售型央行数字货币取代, 可以减少交易接收方数亿美元的成本,³⁶这也使得商家有足够动力配合零售型央行数字货币推广, 并进一步促进其对现金的替代。

此外, 尽管目前对于是否应该对零售型央行数字货币持有计付利息尚未有定论, 但是如果对其计付利息, 这不仅会给货币政策制定和实施带来影响, 也将对居民现金需求形成冲击。³⁷中央银行对持有零售型央行数字货币设置正的利率, 将促进居民将现金兑换为零售型央行数字货币, 且利率上升对现金需求会产生进一步的抑制作用。³⁸值得注意的是, 如果央行发行央行数字货币是为了实施负利率政策或未来很可能基于央行数字货币实施负利率政策, 那么央行数字货币的公众接受度可能会降低, 这将削弱其对现金需求的影响。³⁹

(二) 央行数字货币与现金的共存(不完全替代)逻辑

事实上, 交易性现金需求和预防性现金需求并不能给予现金需求完整的解释。从现金使用的实际情况来看, 移动支付的广泛普及并未导致 M0 的减少, 基于小额支付场景的移动支付对于现金形成一定程度的增量替代而非总量替代, 并且这种替代以替代现金的交易媒介职能为主, 而非替代价值贮藏职能。在全球范围内, 将各国央行统计的流通中现金除以总人口数计算得到的人均现金持有量比较大, 但部分调查报告的居民现金持有量仅能解释 5%—10%的流通中现金存量。⁴⁰基于此, Masciandaro 提出评估货币职能的新角度, 认为除了传统货币理论所关注的交换媒介与价值贮藏等属性外, 信息储存属性也是决定资产能否作为货币的重要决定因素。⁴¹这种信息储存属性可以被解读为匿名性, 匿名性很可能是影响现金需求的重要因素。Rogoff (2014) 通过对现金的持续研究发现, 现金具备的较强匿名性, 经常与逃税、违禁品交易等违法犯罪行为联系起来, 这使得现金需求伴随着非正式经济发展而长期存在。Wright et al. 通过研究发现, 随着联邦政府要求各州将发放福利的方式从现金和纸质支票转变为电子货币, 总体犯罪率以及入室盗窃等事件出现的频率有显著下降, 由此认为犯罪行为与现金的匿名性相关。⁴²Ren et al. 基于中国超过 1.65 亿张银行卡的现金取现数据的实证分析发现, 深夜取现次数与犯罪活动也存在较大关联。⁴³

除了地下经济对交易媒介的匿名性有需求, 居民在合规交易中也同样需要匿名性, 这主要是防止交易对手或支付服务提供商的渎职或疏忽造成数据的过度使用。原因在于, 企业可能通过收集支付数据来对潜在的消费者进行价格歧视, 从而获得更多利益。Agur et al. 认为, 居民在日常交易中对匿名性的偏好存在异质性, 同等条件下居民也可能会选择不同匿名性的交易媒介, 而不总是偏好匿名性更高的交易媒介, 因此可能存在一个最优匿名性水平, 居民更偏好匿名性接近该水平的交易媒介。⁴⁴虽然目前还没有能够很好地解释这一问题的模型, 但可以预见的是, 在数字化时代, 随着隐私问题愈发受到重视, 匿名性导致的现金

Digital Currency?”, De Nederlandsche Bank Working Paper, No.709, 2021.

³⁵ Kim P. Huynh, Jozsef Molnar, Oleksandr Shcherbakov, Qinghui Yu, “Demand for Payment Services and Consumer Welfare: The Introduction of a Central Bank Digital Currency”, Bank of Canada Staff Working Papers 20-7, 2020.

³⁶ Tanai Khiaonrong, David Humphrey, “Falling Use of Cash and Demand for Retail Central Bank Digital Currency”, IMF Working Papers, No.22-27, 2022.

³⁷ Noriyuki Yanagawa, Hiromi Yamaoka, “Digital Innovation, Data Revolution and Central Bank Digital Currency”, Bank of Japan Working Paper, No.19-E-2, 2019.

³⁸ Jiaqi Li, “Predicting the Demand for Central Bank Digital Currency: A Structural Analysis with Survey Data”, Journal of Monetary Economics, vol.134, 2023, pp.73-85.

³⁹ Michael Bordo, Andrew Levin, “Central Bank Digital Currency and the Future of Monetary Policy”, NBER Working Papers 23711, 2017.

⁴⁰ Kenneth S. Rogoff, “The Surprising Popularity of Paper Currency”, Finance and Development, International Monetary Fund, vol.39, no.01, 2002, pp.56-57.

⁴¹ Donato Masciandaro, “Central Bank Digital Cash and Cryptocurrencies: Insights from a New Baumol - Friedman Demand for Money”, Australian Economic Review, vol.51, 2018, pp.540-550.

⁴² Richard Wright, Erdal Tekin, Volkan Topalli, Chandler McClellan, Timothy Dickinson, Richard Rosenfeld, “Less Cash, Less Crime: Evidence from the Electronic Benefit Transfer Program”, NBER Working Paper 19996, 2014.

⁴³ Haohan Ren, Kemin Wang, Bohui Zhang, Fan Zhang, “Cash in the Darkness”, SSRN Electronic Journal, 2023.

⁴⁴ Itai Agur, Anil Ari, Giovanni Dell’Ariccia, “Designing Central Bank Digital Currencies”, Journal of Monetary Economics, vol.125, 2021, pp.62-79.

需求问题愈发不可忽视，这也将成为推广新型交易媒介所必须考虑的问题。

聚焦于零售型央行数字货币，其本身所具有的中心化管理特点使得匿名性的影响更为突出。非正式经济的广泛存在代表了公众对于匿名交易的需求与偏好，也显示了公众在便利支付和匿名支付之间的权衡。⁴⁵支持完全匿名支付是消费者使用私人数字货币的重要原因。⁴⁶但从监管视角来看，中央银行不会选择完全匿名的央行数字货币，且央行数字货币的交易数据要由政府机构进行监管。各国央行也希望以此降低反洗钱和打击资助恐怖主义（AML/CFT）规则的实施成本，进而减少非正式经济活动。⁴⁷在监管与匿名性冲突的情况下，公众可能并不会很快接受零售型央行数字货币，现金需求也将受到公众对央行数字货币监管预期的影响，由此导致现金需求具有零售型央行数字货币所难以替代的部分。

基于此，Young and Zhang 从公众角度构建了具有正式和非正式经济的两部门交易模型，结果发现，在均衡状态下，零售型央行数字货币的特征导致公众在成本效率和匿名性之间进行权衡，并最终决定现金和央行数字货币之间的最佳分配；分国别来看，各国非正式经济与零售型央行数字货币的使用呈 L 形关系，即非正式经济占全国经济比重越大，该国越难以广泛应用央行数字货币。⁴⁸这表明，非正式经济所代表的匿名性需求将很难被央行数字货币替代，并会对央行数字货币的推广产生阻力。Li（2023）发现，相较于完全不匿名的央行数字货币，如果在设计中加入隐私保护措施以提升匿名性，能够增加公众对央行数字货币的接受度。Choi et al.通过样本调查方式得到的结果⁴⁹也支持这一结论，并认为接受度的提升主要是源于部分日常交易的匿名性需求。对此，为了满足公众对一定程度匿名交易的需要，进而提升公众对央行数字货币的接受程度，一些学者提出在央行数字货币设计中加入保护用户隐私的方案。例如，数字人民币的“可控匿名”设计，通过“小额匿名，大额实名”和“前台自愿，后台实名”两大措施来保护用户隐私，⁵⁰即公众日常的小额零售支付可以匿名进行，同时以推送子钱包的方式确保电商平台不能获取用户详细的身份信息，保证对用户核心信息的隐私保护。不过，这些方案主要为了满足合法交易中的匿名性需求，可能在一定程度上增加央行数字货币对现金需求的替代程度，但与非正式经济中广泛存在的价值贮藏的匿名性需求仍有较大冲突，非正式经济的现金需求依然会存在。

从使用场景、使用人群的支付普惠性上，现金还具有保留的必要性。作为一种数字化支付方式，央行数字货币具有内在的普惠价值，部分国家也在央行数字货币的项目中加入了离线支付、加载智能合约等设计，以提升央行数字货币支付的普惠性。但这并不能完全替代现金在支付体系中最广泛的基础性作用。首先，现金作为现代社会最基础的货币形态，有效承担了交换媒介职能，可随时随地完成交易，具有较高的接受度和最普遍的适用性。（中国人民银行，2020）其次，现金是无门槛的支付手段，能够满足支付基础设施薄弱地区的支付需要。由于发展水平差异，部分国家或地区在现阶段难以满足无现金支付所需的网络、支付设备等基础设施要求，现金在这种环境下具有存在的必要性。第三，现金能够满足特殊群体的支付需要。受限于教育水平、长期形成的习惯或自身条件，老年人、残障人士等群体接触移动支付、央行数字货币等无现金支付方式成本较高，部分人存在难以替代的现金需求。完全的“无现金化”会引发“数字鸿沟”等问题，并产生金融排斥现象。⁵²第四，现金是预防技术失灵的应急工具。在支付过程中，由于网络信号波动、设备损坏或失灵等原因，无现金支付方式存在短期内难以使用的可能，现金是这种情况下必要的应急支付手段。因此，考虑到最广泛的支付场景、支付环境和参与群体，包括零售型央行数字货币在内的各种无现金支付方式都很难完全替代现金，更多是以互补关系与现金共存，为不同群体提供多样的支付选择。

⁴⁵ Alessandro Acquisti, Curtis Taylor, Liad Wagman, “The Economics of Privacy”, *Journal of Economic Literature*, vol.54, no.2, 2016, pp.442-92.

⁴⁶ Olivier Armantier, Sebastian Doerr, Jon Frost, Andreas Fuster, Kelly Shue, “Whom Do Consumers Trust with Their Data: US Survey Evidence”, *BIS Bulletin*, No.42, 2021.

⁴⁷ Hossein Nabilou, “Central Bank Digital Currencies: Preliminary Legal Observations”, SSRN, 2019.

⁴⁸ Eun Young Oh, Shuonan Zhang, “Informal Economy and Central Bank Digital Currency”, *Working Papers in Economics & Finance*, University of Portsmouth, 2020.

⁴⁹ Syngjoo Choi, Bongseob Kim, Young-Sik Kim, Ohik Kwon, “Central Bank Digital Currency and Privacy: A Randomized Survey Experiment”, *BIS Working Papers*, No.1147, 2023.

⁵⁰ 姚前、汤莹玮：《关于央行法定数字货币的若干思考》，《金融研究》2017年第7期。

⁵¹ 穆长春：《顺应技术演进和经济发展趋势，积极推进以我为主的法定数字货币》，《旗帜》2020年第11期。

⁵² 董希淼：《警惕“无现金社会”五种倾向》，《中国金融》2017年第16期。

四、零售型央行数字货币对现金替代的经济效应

(一) 不完全替代下的宏观经济效应

在当前多个国家将零售型央行数字货币视为现金补充而非完全替代的情况下,零售型央行数字货币与现金、银行存款三者之间的相互转换会对宏观经济产生直接影响。从对商业银行的影响来看,不同发行方式会使得零售型央行数字货币对银行体系的影响有所差别。直接 CBDC 的方案提出,应允许公民和企业向中央银行开设账户来发行央行数字货币,而不是将资金存入商业银行。Bordo and Levin (2017) 认为,让非银行公众直接访问中央银行资产负债表能够使中央银行更多地参与到金融活动中,对商业周期做出更好的干预,简化货币政策传导流程。同时,由于中央银行依靠国家信用,向所有公众开放的数字货币账户将在可能出现的任何金融危机中提供“避风港”,确保存入资金的安全。但这种方式的负面效应也显而易见。一方面,中央银行直接向公众提供金融服务,将承受更大的业务压力和运行成本,另一方面,商业银行将很难在金融体系中发挥货币创造的作用,即造成银行体系缩窄,进而成为“狭义银行”。⁵³“狭义银行”降低了货币创造和市场定价的作用,可能导致资产配置失灵,对金融市场运行、宏观审慎政策等都造成不利影响。⁵⁴

尽管针对“狭义银行”的利弊还未有一致意见,但各国中央银行普遍认为,从架构设计上直接造成银行体系缩窄是不可取的,将对现有金融体系产生较大冲击,因此需要采用间接 CBDC 或混合 CBDC,即“中央银行—商业银行”双层模式。(BIS, 2020) 这仍不能完全打消对于“狭义银行”的担忧。由于中央银行的信用等级高于商业银行,大量用户将从银行账户将存款转向央行数字货币账户,从而发生银行挤兑的问题。即使不发生挤兑,央行数字货币普及也将导致金融资产间转换速度加快,给现有银行体系带来压力。⁵⁵Mancini-Griffoli et al. 强调,如果不采取任何措施,在危机时期就会有大量存款转换为现金或央行数字货币,这将给金融危机的解决造成极大的负面影响。⁵⁶Kumhof and Noone 指出,中央银行和商业银行应该重视这一问题,并在发行央行数字货币的同时配合其他政策以削弱这种冲击。例如,通过调整存贷款利率来提高银行存款的吸引力并扩大存款客户基础等。⁵⁷

事实上,央行数字货币对银行存款的挤出并不是完全的,其对宏观经济的影响也和挤出的存款规模有关。Barrdear and Kumhof 构建动态随机一般均衡模型 (DSGE) 发现,零售型央行数字货币对银行的影响与发行方式和发行规模有关,如果中央银行仅通过购买政府债券发行零售型央行数字货币,利率随着发行量增加会先提高后降低,对银行的影响也有限。⁵⁸姚前基于中国经济实际在模型中加入利率走廊机制,研究发现,发行央行数字货币对银行系统和金融结构的冲击可控,且长期来看有助于提高经济产出。⁵⁹Andolfatto 发现,引入央行数字货币会影响存款的均衡利率,但不会影响银行贷款利率或投资水平。⁶⁰Keister and Sanches 通过研究证明,央行数字货币会削弱银行的中介地位,但提高了整体的交易效率且保留了银行在资源配置中的作用。在削弱作用有限的情况下,交易效率提升的益处将大于脱媒成本。⁶¹Chiu et al. 基于美国数据的模拟发现,在央行数字货币可计息且利率固定、存款市场不完全竞争的情况下,央行数字货币利率对银行体系的影响是非线性的。如果央行数字货币利率处于特定区间 (0.30%—1.32%), 引

⁵³ Ben Broadbent: 《中央银行与数字货币》,《中国金融》2016年第8期。

⁵⁴ 温信祥、张蓓:《数字货币对货币政策的影响》,《中国金融》2016年第17期。

⁵⁵ 刘凯、郭明旭:《央行数字货币的发行动机、设计方案及其对中国的启示》,《国际经济评论》2021年第3期。

⁵⁶ Tommaso Mancini-Griffoli, Maria Soledad Martinez Peria, Itai Agur, Anil Ari, John Kiff, Adina Popescu, Celine Rochon, “Casting Light on Central Bank Digital Currencies”, IMF Staff Discussion Notes, No.2018/008, 2018.

⁵⁷ Michael Kumhof, Clare Noone, “Central Bank Digital Currencies: Design Principles and Balance Sheet Implications”, Bank of England Staff Working Paper, No.725, 2018.

⁵⁸ John Barrdear, Michael Kumhof, “The Macroeconomics of Central Bank Issued Digital Currencies”, Journal of Economic Dynamics and Control, vol.142, 2022, pp.104148.

⁵⁹ 姚前:《法定数字货币的经济效应分析:理论与实证》,《国际金融研究》2019年第01期。

⁶⁰ David Andolfatto, “Assessing the Impact of Central Bank Digital Currency on Private Banks”, The Economic Journal, Royal Economic Society, vol.131, 2021, pp.525-540.

⁶¹ Todd Keister, Daniel Sanches, “Should Central Banks Issue Digital Currency?”, The Review of Economic Studies, vol.90, no.1, 2023, pp.404-431.

入央行数字货币可以增加总产出，并拓展银行的存贷业务；过高的利率会给银行业务造成不利影响，甚至冲击银行体系；低于无风险利率则不会带来明显影响。⁶²进一步地，其通过扩展该模型，认为央行数字货币对银行体系影响与内在设计有关，设计上类似于现金的央行数字货币在缓解对银行消极影响的同时，还可能增加公众消费和福利。⁶³

为了尽量降低央行数字货币对商业银行体系可能造成的负面影响，中央银行可以在发行央行数字货币后采取一系列措施来限制银行存款向现金或央行数字货币转移，包括设置限额和提高用户的大额转移成本等方式，具体措施包括但不限于：管控央行数字货币的大额持有、对银行存款向央行数字货币每日转账施加限额、对限额以上的央行数字货币收取管理费、引入央行数字货币大额取款通知期限等。⁶⁴此外，中央银行也可以在央行数字货币的发行方式上进行调整。Bindseil、⁶⁵Mishra and Prasad⁶⁶指出，有序发行央行数字货币也可有效控制其给商业银行体系带来的不利影响，主要包括四个原则：对央行数字货币采用浮动利率；不允许将央行数字货币转换为准备金；中央银行不保证按需将银行存款转换为央行数字货币；中央银行仅针对合格债券（主要是政府债券）发行央行数字货币。以上原则旨在严格控制中央银行向经济体发行央行数字货币的数量，保证央行数字货币的总量始终处于可控范围。

除了对商业银行体系的影响，零售型央行数字货币也将对传统货币政策与非常规货币政策产生显著影响。在保留现金情况下，不同类型的零售型央行数字货币会对货币政策产生不同的影响，区别主要在于是否保留银行存款与现行的货币创造机制。如果采用直接 CBDC，货币体系将发生极大简化，货币供给将直接受货币需求支配，货币政策也将不再依赖存款准备金率调整与商业银行货币创造之间的间接因果关系。如果选择间接 CBDC 或混合 CBDC，央行数字货币将与银行存款共存，其发行不会改变货币政策实施的基本机制。中央银行仍然能够使用公开市场操作、再贴现等货币政策工具，利用双层机制进行货币创造。而且，计息的央行数字货币能为中央银行提供更丰富的政策工具，央行数字货币利率高低以及其与市场利率的差额会通过多种渠道对宏观经济产生影响。（Yanagawa and Yamaoka, 2019）在引入零售型央行数字货币后，如果公众减少持有银行存款而更多地持有现金或央行数字货币，那么货币乘数将变小，货币供应量也受此影响而产生大幅波动，其作为中介指标的地位将受到挑战。基于此，姚前和李连三指出，虽然央行数字货币发行将对货币乘数产生影响，但央行能够通过央行数字货币比较准确地测算货币流通的平均速率，进而能更精确地调控央行数字货币投放数量和投放频率，货币政策工具使用也将更精准。⁶⁷进一步地，央行数字货币发行还将扩大货币政策的选择范围，有利于实施非常规货币政策。其中，较为典型的就“直升机撒钱”。“直升机撒钱”最早由 Friedman 提出，即政府以财政补贴或其他理由将新发行的货币直接分发给公众，以此刺激消费。但在实施过程中，由于现金分配成本过高，刺激效果并不显著。央行数字货币使得中央银行能够直接刺激个人层面的消费，减少了量化宽松和前瞻指引等非常规货币政策在传导中的不确定性。⁶⁸在特定情况下，中央银行还可以设计智能合约，实现定向补贴、条件支付、约时支付等。（穆长春，2020）

央行数字货币发行还能够为金融稳定和金融监管带来积极影响。从中央银行的角度来看，零售型央行数字货币发行能够从分散现有风险、提出无风险替代方案和增强金融监管三个层面增强金融稳定性。首先，在现行金融系统中，主要的支付服务提供商都需要连接到经济体中的大型银行来开展业务，技术隐患和金融风险过于集中，形成“大而不倒”问题。央行数字货币发行将形成由中央银行管控的新支付网络，分散了支付系统集中化风险。其次，央行数字货币以国家信用作为担保，降低了对商业银行存款保险的需求，

⁶² Jonathan Chiu, Mohammad Davoodalhosseini, Janet Hua Jiang, Yu Zhu, “Bank Market Power and Central Bank Digital Currency: Theory and Quantitative Assessment”, Bank of Canada Staff Working Papers, No.19-20, 2019.

⁶³ Jonathan Chiu, Mohammad Davoodalhosseini, “Central Bank Digital Currency and Banking: Macroeconomic Benefits of a Cash-Like Design”, Management Science, vol. 69, no. 11, 2023, pp. 6708-6730.

⁶⁴ Ulrich Bindseil, “Tiered CBDC and the Financial System”, ECB Working Paper, 2020.

⁶⁵ Ulrich Bindseil, “Central Bank Digital Currency: Financial System Implications and Control”, International Journal of Political Economy, vol.48, 2019, pp.303-335.

⁶⁶ Bineet Mishra, Eswar S. Prasad, “A Simple Model of a Central Bank Digital Currency”, NBER Working Paper 31198, 2023.

⁶⁷ 姚前、李连三：《大数据分析在数字货币中的应用》，《中国金融》2016年第17期。

⁶⁸ Michael Bordo, Andrew Levin, “Digital Cash: Principles and Practical Steps”, NBER Working Papers 25455, 2019.

同时提供了危机状态下优于实物现金的无风险资产。最后，央行数字货币为中央银行提供了新的监管工具，依托大量准确交易数据和金融科技手段，提前识别金融风险 and 快速开展金融犯罪溯源变得更加容易。⁶⁹此外，根据不同设计，央行数字货币还可以解决现金使用量减少带来的问题，通过替代一部分商业银行存款和非存款金融资产，保证中央银行的铸币税收益，同时减少与实物货币相关的犯罪，并能在一定程度上缩减影子银行规模，有效实施反周期政策等（Barrdear and Kumhof, 2022）。当然，央行数字货币发行可能引发的金融不稳定性同样值得关注，如加载智能合约可能引发的问题、央行数字货币系统的网络安全问题等。⁷⁰目前，央行数字货币发行引发金融不稳定的担忧更多是出于可能性的猜测，实际情况需要各国根据具体设计开展试点项目或监管沙盒进行验证，从而充分了解运营、网络、支付和结算的收益和风险。

（二）完全替代下的宏观经济效应

更进一步地，考虑到零售型央行数字货币完全替代现金的极端情况，上述对于宏观经济的影响会被进一步放大。在完全替代现金情况下，“负利率”政策将得以实施。在现行货币体系中，持有现金相当于持有零利率的存款，即存在货币政策的“零利率下限”（Zero Lower Bound, ZLB）。零利率下限是流动性陷阱存在的根源，需要通过废除大额现金、对现金征税、提高通胀目标等消除零利率下限带来的影响。⁷¹从现金流通角度来看，正是法定纸币的存在及其被广泛接受，使得中央银行的货币政策在很大程度上受制于零利率下限的约束。早在大萧条时期，凯恩斯等就提出，如果政府能对公众持有的现金支付负收益，那么扩张性货币政策将能够把世界经济从衰退中拉出来。

央行数字货币的出现能够在一定程度上消除零利率下限的影响，真正释放负利率政策空间。在央行数字货币全面替代现金或者央行数字货币不能自由兑换为现金的情况下，对其收取负利率或管理费将实现负利率政策效果，这有助于在经济周期的各个阶段建立最佳通胀目标，从而消除流动性陷阱（Bordo and Levin, 2019）。同时，利用央行数字货币可以稳定负利率政策带来的经济波动。⁷²但是，如果央行发行央行数字货币只是为了实施负利率政策或未来很可能基于央行数字货币实施负利率政策，那么公众对央行数字货币的接受程度可能会降低。基于此，Bindseil（2019）提出，央行应当根据公众持有的央行数字货币数额制定分级利率政策，并对公众承诺不对小额持有采取负利率政策，而在面临萧条时优先对大额持有实施负利率，以此削弱央行数字货币的储蓄功能，进一步刺激消费活动。这种分层负利率政策能够提升公众的接受度，也能够有效防止资金大规模从银行存款流入央行数字货币，从而维持银行体系稳定。

五、结论性评价

本文在数字化时代的货币新格局背景下，重点探讨了央行数字货币兴起与现金的未来，并基于央行数字货币对现金的不同替代程度系统分析其形成的经济效应。结果表明：第一，央行数字货币的产生是由数字化时代内在需求推动的，是技术进步和中央银行发展的必然结果，其中零售型央行数字货币将与现金长期共存，并对现金需求和经济金融体系产生深远影响。第二，零售型央行数字货币对现金需求的影响存在不确定性。基于支付工具选择理论，从交易便利性和持有收益性来看，零售型央行数字货币将对现金产生替代，而考虑到匿名性与普惠性需求，零售型央行数字货币难以完全替代现金。第三，通过对现金和银行存款的不完全替代，零售型央行数字货币将对商业银行体系、金融稳定、货币政策等方面产生影响，而在完全替代条件下，“负利率”政策的可行性与有效性需要重新评估。

基于此，本文对央行数字货币发展具有明确的政策启示：一是要重视央行数字货币发行的现金层面问题，加强现金需求等相关方面的理论研究，为零售型央行数字货币发行后的现金管理、数币推广、货币政

⁶⁹ 盛松成、蒋一乐：《货币当局为何要发行央行数字货币》，《清华金融评论》2016年第12期。

⁷⁰ Tarik Hansen, Katya Delak, “Security Considerations for a Central Bank Digital Currency”, FEDS Notes. Washington: Board of Governors of the Federal Reserve System, 2022.

⁷¹ Stanley Fischer, “Monetary Policy, Financial Stability, and the Zero Lower Bound”, American Economic Review, vol.106, no.5, 2016, pp.39-42.

⁷² Baogui Xin, Kai Jiang, “Central Bank Digital Currency and the Effectiveness of Negative Interest Rate Policy: A DSGE Analysis”, Research in International Business and Finance, vol.64, 2023, 101901.

策、金融稳定与监管等问题提供理论指导；二是要进一步加强央行数字货币方面的国际合作与多行业合作，凝聚共识，并进一步讨论央行数字货币的设计框架，为研究和试点夯实基础；三是围绕央行数字货币研究目前面临着数据缺乏、定量分析较少的问题，要尽快推进零售型央行数字货币试点项目或在监管沙盒中进行验证，以充分收集相关测试数据，修正优化预测模型，尽量准确地评估零售型央行数字货币实际发行对现金需求乃至宏观经济可能产生的影响，从而为货币当局提供可靠的政策建议与决策参考。

Central bank digital currencies and cash: substitution or coexist?

Song Ke Sun Yi

Abstract: Under the new pattern of money in the digital era, this paper focuses on the rise of central bank digital currency (CBDC) and the future of cash, and systematically analyzes the economic effects of central bank digital currency based on the different degrees of substitution of cash by central bank digital currency. The results show that: first, the emergence of central bank digital currency is driven by the inherent demand in the digital era, which is the inevitable result of technological progress and the development of central banks, in which retail central bank digital currency will coexist with cash for a long time and have a profound impact on cash demand and economic and financial system; Second, there is uncertainty about the impact of retail central bank digital currencies on cash demand. Based on the theory of payment instrument selection, from the perspective of transaction convenience and holding income, retail central bank digital currency will have a substitution effect on cash, but considering the need for anonymity and inclusiveness, retail central bank digital currency is difficult to completely replace cash. Third, by not completely replacing cash and bank deposits, retail central bank digital currency will have an impact on the commercial banking system, financial stability, monetary policy, etc., and under the condition of complete replacement, the feasibility and effectiveness of the "negative interest rate" policy needs to be re-evaluated. Based on this, countries should fully understand the possible advantages and disadvantages of central bank digital currency issuance, more accurately grasp the retail central bank digital currency and its relationship with cash, and continuously test and revise based on their own actual conditions in the pilot, so as to gradually form a more scientific and reasonable new pattern of currency.

Keywords: Central bank digital currency Cash demand Anonymity Mobile payments

美联储加息下跨境资本流动监管的“双支柱”调控研究¹

胡小文² 项后军³

【摘要】后疫情时期美联储开启史诗级加息周期，引发我国短期跨境资本流出的规模增大、波动增强，其潜在风险不容忽视，需要积极妥善应对。基于此，本文构建一个包含无息外汇准备金逆周期调节跨境资本流动的动态随机一般均衡框架，研究美联储加息下跨境资本流动监管的“双支柱”调控效果，并给出相关政策建议。研究发现：第一，美联储加息冲击下，国内产出和通胀下滑，人民币贬值；降低外汇存款准备金政策能稳定汇率和降低经济波动，主要机制是下调外汇存款准备金能增加国内金融机构外汇贷款的资金供给，降低国内企业的融资成本。第二，提升利率虽然能够稳定汇率，但是会增大经济波动且削弱货币政策有效性；而“双支柱”政策不仅能降低产出和汇率波动，还不影响货币政策效果。第三，“双支柱”政策的最优组合是，货币政策盯住国内产出和通胀波动，宏观审慎政策盯住跨境资本流动波动。据此，我国应采用“双支柱”调控应对美联储激进加息，降低利率以应对通胀和产出下滑，降低外汇存款准备金率以促进汇率稳定。

【关键词】加息周期 跨境资本流动 双支柱 动态随机一般均衡

引言

在通胀持续高企的态势下，美联储自2022年3月启动加息周期。截至2023年7月底，本轮加息已经结束。在此时间段内，美联储共加息11次，累计加息525个基点。相比以往，此次加息幅度大、速度快。激进加息引起美元指数一度突破114点，创近20年新高。大量国际资本从发展中国家流回美国，亚洲经济体成为重灾区。来自中国台湾、印度、菲律宾、越南、泰国、韩国和印度尼西亚的证券交易所数据显示，2022年这些地区交易所境外客户抛售这些地区股票合计约570亿美元，为2008年以来最大的一次资金外流。2022年中国跨境资本由净流入转为净流出，外资流出规模高达6235亿美元，超过2015年的4813亿美元。跨境资本大幅快速流出，全球一揽子主要货币对美元都出现不同程度贬值，土耳其里拉、埃及镑、匈牙利福林跌幅均超过20%，智利、南非等国的货币跌至历史低位，人民币汇率低位时跌破7.3，为近14年的新低。随着我国金融对外开放进程持续深入，跨境资本流动规模不断扩大，波动性不断加强，已经成为影响金融稳定的重要因素之一。因此，必须密切关注美联储加息引发的跨境资本流动，防范潜在的金融风险。党的二十大报告强调，加强和完善现代金融监管，强化金融稳定保障体系，守住不发生系统性金融风险底线。此背景下，研究美联储加息冲击下跨境资本流动监管的“双支柱”调控具有重要意义。

一、文献综述

政策溢出效应的研究最早可见于“米德冲突”（Meade, 1951），其强调一国内部的政策间存在冲突。随后，Cooper(1968)、Hamada(1976)等将政策溢出效应拓展至国与国之间。当前，学者特别重视美联储货币政策溢出效应及其背后的传导机制。如Kim and Roubini (2000)、Kazi et al. (2013)基于利差变动渠道，发现美联储宽松的货币政策会引起国际资本流出美国，导致流入国发生通货膨胀与资产价格泡沫。Lagana and Sgro (2013)、Dongchul and Chang(2013)、马理和余慧娟(2015)从汇率波动渠道，发现美联储

¹ 原载于《国际金融研究》2024年第3期

² 胡小文，安徽师范大学经济管理学院教授

³ 项后军，广东金融学院金融与投资学院教授

宽松型货币政策推动了发展中国家的货币升值，对新兴经济体的贸易有显著压制作用，并推动其虚拟经济出现繁荣。Ehrmann and Fratzscher (2010)、余振等 (2015)、Nagar et al.(2019)从资产价格变动渠道，发现美国紧缩性货币政策降低了亚太经济体的资本回报率，对股市和房价的收益率具有负向影响。

针对以上传导路径，学者认为可以从资本管制 (Lucio et al., 1999; Helder and Manoel, 2007; Armagan, 2010)、利率调控 (Kumhof, 2014; 李力等, 2016)、汇率管制 (Chang et al., 2015; Bens et al., 2015) 等政策能抑制美联储货币政策的负向影响。由于宏观审慎政策在防控金融风险方面的显著优势，学术界开始探讨如何使用该政策调控跨境资本异常流动。IMF (2011) 在反思 2008 年全球经济危机时，提出要积极构建跨境资本流动的宏观审慎政策体系。Ozkan and Unsal (2014) 吸收了 Tobin(1978)对跨境资本征税以提升交易成本的思想，研究证实宏观审慎政策确实会增加国际资本交易成本，减小国际资本冲击力。Ouyang and Guo (2019) 实证表明，对外币存款征收准备金可缓解跨境资本流动下的汇率风险。从国内来看，近两年相关研究明显增多，多是构建包含资本流动审慎监管的动态随机一般均衡模型，分析宏观审慎政策有效性及“双支柱”政策协调。张泽华和周闯 (2019) 分析了外资总债务占比逆周期调控政策的有效性；赵胜民和张翰文 (2020) 探究了托宾税和资本充足率逆周期监管政策效果的差异性；胡小文 (2020) 比较了上调外汇交易风险准备金和托宾税的差异，并讨论了两大政策与货币政策的协调搭配；兰晓梅等 (2022) 研究了不同强度的本币存款准备金利率的差异性及与货币政策的搭配效果；易宇寰和潘敏 (2022) 分析了差别存款准备金动态调整效果及与货币政策的协调；喻海燕和赵晨 (2022) 比较了托宾税和杠杆率调控政策的政策效果差异，并分析了两类政策与货币政策的搭配选择。

梳理发现，美联储货币政策调整引起的跨境资本的扰动已经成为诱发系统性金融风险的重要因素，使用“双支柱”政策防控跨境资本的流动风险已成为共识。近两年来，关于跨境资本监管的“双支柱”调控研究已取得一些成果，但仍存在一些不足之处：一方面，跨境资本流动的宏观审慎政策工具较多，现有研究已经探讨了一些政策工具的有效性，但是还没有涉及无息外汇存款准备金的逆周期调控研究。现实层面，2022 年 4 月和 9 月中国人民银行两次下降外汇存款准备金以应对美联储加息冲击，因此有必要研究无息存款准备金下调的效果。另一方面，当前关于跨境资本流动监管的“双支柱”政策协调研究中，对政策间协调不当的具体分析较少。

基于此，本文将降低无息外汇存款准备金应对美联储加息，纳入小型开放动态一般均衡模型，分析美联储加息冲击下，宏观审慎政策的有效性及其“双支柱”政策的调控效果。

与已有研究相比，本文的边际贡献在于：第一，理论上，本文从微观角度将跨境资本流动与宏观审慎政策纳入利率平价等式，拓展了利率平价理论。第二，政策工具上，采取无息外汇准备金率调控，更贴近我国近年来跨境资本流动的宏观审慎政策实践。第三，研究内容上，比较了提升利率与跨境资本流动的“双支柱”调控在应对美联储加息的效果差异，与不少经济体跟进加息而我国以宏观审慎政策应对美联储加息的现实对照；第四，研究结论上，发现宏观审慎政策盯住跨境资本流动，而货币政策关注国内产出和通胀波动；此组合能降低居民的社会福利损失，为我国政策的现实操作提供了依据。

文章后续安排为：第三部分，利用 VAR 模型分析美联储加息的溢出效应；第四部分，构建理论分析框架，并对模型进行参数估计和适用性分析；第五部分，分析无息外汇存款准备金逆周期调控跨境资本流动的政策机制与效果；第六部分，分析跨境资本流动监管的“双支柱”调控效果；最后一部分为结论。

二、美联储加息的溢出效应分析

基于我国 2000Q1-2022Q4 数据，采用 VAR 模型分析美联储加息的溢出效应。由于本文采用无息外汇准备金调控跨境资本波动，影响国内经济的一条重要路径是企业信贷渠道。涉及的变量包括国内产出、信贷、国内利率、美国联邦利率、跨境资本流动规模、人民币兑美元汇率，分别与图 1 中的 Y、L、R、RF、DF 和 S 相对应。

以国内 GDP、累积人民币贷款规模、我国银行间 7 天同业拆借利率、美国联邦基准利率、美元兑人

人民币汇率作为国内产出、银行信贷余额、国内利率、美国利率、人民币汇率的代理变量，短期跨境资本规模采用间接法估算得到（张明，2019）。数据来自于中国人民银行网站、国家统计局网站和 Wind 数据库。数据需要经过处理转化成波动变量，才能进行 VAR 分析。

图 1 显示：美联储加息冲击下，国内产出下降，利率上升，信贷余额下降，跨境资本流出，人民币贬值。利率上升的主要原因有：一是跨境资本流出，结售制下货币供给下降；二是对人民币贬值进行适度干预。还可以看出，加息冲击对产出的负向影响时间长达 10 期，对跨境资本流动的影响时间超过 10 期还没有明显的收敛趋势。

总体上，美联储加息对我国经济产生了负面影响，加剧了经济波动与汇率风险。此时，货币政策调控陷入保增长与稳汇率的两难选择。若提升利率，虽然能缓解跨境资本流出、稳定汇率，但是会加剧经济下滑。如何实现保增长与稳汇率的双重目标，“双支柱”政策调控是一个可行的选择。下面构建一个包含无息外汇准备金逆向调控跨境资本流动的“双支柱”调控框架，分析美联储加息下“双支柱”的调控效果。

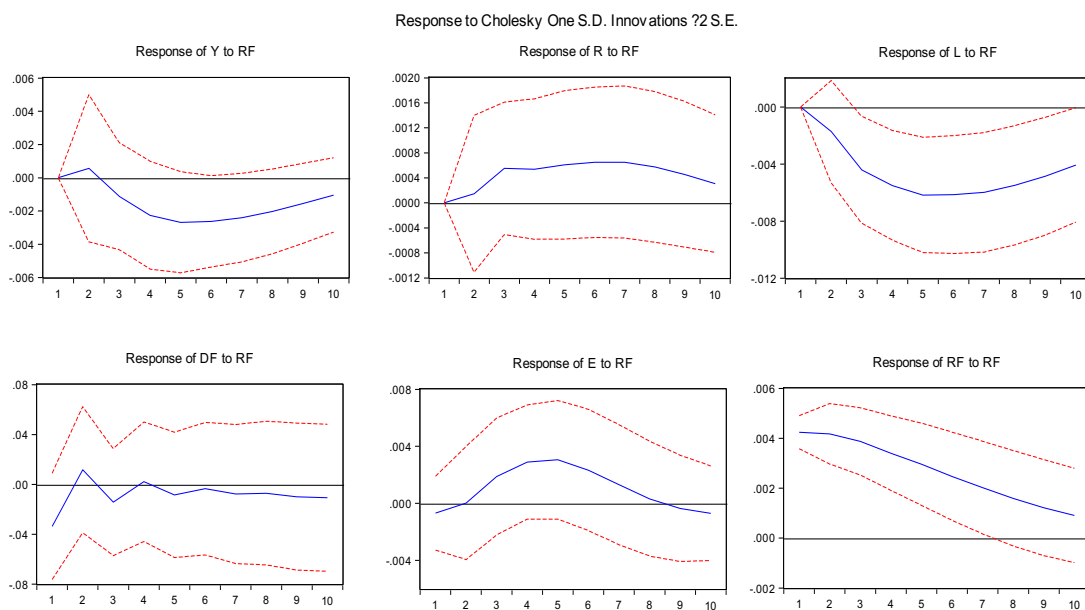


图 1 美联储加息的溢出效应

三、模型构建与适用性分析

（一）模型框架

基于 Galí and Monacelli (2005)，构建包含跨境资本流动审慎监管的“双支柱”调控的小型开放 DSGE 框架。与现有模型不同的是，本文设定中间品厂商雇用劳动、资本和向商业银行贷款来生产中间品；商业银行吸收国内家庭存款和向国外筹资，放贷给中间品厂商。此设置本质上表明，国内企业和商业银行的外部融资均受到宏观审慎政策的影响。

1. 国内家庭部门

假定市场上存在大量无差异家庭，家庭需要消费、货币、休闲来满足其需求。代表性家庭的效用函数为 MIU 形式，预期效用贴现如下式：

$$\max : E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[\frac{c_t^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \frac{h_t^{1+\varphi}}{1+\varphi} + \frac{m_t^{1-\tau}}{1-\tau} \right] \quad (1)$$

其中： β 为贴现因子， c_t, h_t, i_t, m_t 分别为消费、投资、劳动供给和实际货币持有量。家庭消费包括国内外商品 $c_t = [\gamma^\eta (c_{h,t})^{\frac{\eta-1}{\eta}} + (1-\gamma)^\eta (c_{f,t})^{\frac{\eta-1}{\eta}}]^{\frac{\eta}{\eta-1}}$ ，国内商品价格 $p_t = [\gamma(p_{h,t})^{1-\eta} + (1-\gamma)(p_{f,t})^{1-\eta}]^{\frac{1}{1-\eta}}$ ， γ 为国内消费品占比， η 为国内外商品间的替代弹性。家庭部门的预算约束为：

$$p_t c_t + d_t + i_t + M_t = W_t h_t + r_t^k k_{t-1} + R_{t-1} d_{t-1} + M_{t-1} + \Pi_t \quad (2)$$

资本转移方程为：
$$k_t = (1-\delta)k_{t-1} + i_t \quad (3)$$

其中： W_t 为名义工资、 B_t 为居民存款量、 R_t 为存款利息、 M_t 为名义货币量、 Π_t 为零售部门转移的利润。为实现预期效用贴现和最大，选择最优的消费、劳动、资本存量、存款和货币持有量，得到如下等式：

$$c_t^\sigma h_t^\varphi = \frac{W_t}{P_t} \quad (4)$$

$$\beta R_t E_t \left[\left(\frac{c_{t+1}}{c_t} \right)^{-\sigma} \frac{1}{\pi_{t+1}} \right] = 1 \quad (5)$$

$$\beta E_t \left[\left(\frac{c_t}{c_{t+1}} \right)^{-\sigma} (1-\delta + r_{t+1}^k) \right] = 1 \quad (6)$$

$$\frac{c_t^\sigma}{m_t^\tau} = \frac{R_t}{R_t - 1} \quad (7)$$

2. 国内中间品厂商

参考 Atta-Mensah and Dib(2008)、许伟和陈斌开（2009），设定中间品企业生产要素包括资本、劳动和贷款，生产函数为：

$$y_t = z_t [k_{t-1}^\alpha h_t^{1-\alpha}]^{1-\nu} \chi_t^\nu \quad (8)$$

其中 k_{t-1}, h_t, χ_t 分别代表中间品厂商生产过程中使用的资本、劳动力和贷款。如此设置，中间品厂商必须通过商业银行贷款进行生产，此时 χ 和 k 不能相互替代。 χ 为金融资本， k 为实物资本。

通过优化求解，得到代表性厂商的三个要素需求方程为：

$$w_t h_t = \langle \langle 1-\nu \rangle \rangle (1-\alpha) m c_t y_t \quad (9)$$

$$r_t^k k_{t-1} = \langle \langle 1-\nu \rangle \rangle \alpha m c_t y_t \quad (10)$$

$$r_{t,t} \chi_t = \nu m c_t y_t \quad (11)$$

其中 $m c_t$ 为实际边际成本。

3. 国内零售商

参照 Calvo（1983），国内生产的商品价格波动满足 $\lambda_t^h = \lambda^h \xi_t^h + \beta E_t \pi_{t+1}^h$ ，国外商品的价格波动满足 $\lambda_t^f = \lambda^f \xi_t^f + \beta E_t \pi_{t+1}^f$ ，国内消费品价格波动满足 $\lambda_t = \gamma \lambda_t^h + (1-\gamma) \lambda_t^f$ 。其中 ρ 表示每期零售商保持价格不变

概率, $\xi_t^h = p_{w,t} / p_{h,t}$, $\lambda^h = (1-\rho)(1-\beta\rho) / \rho$, $P_{w,t}$ 为国内中间商品价格。

4. 国内商业银行

国内商业银行通过吸收国内家庭存款和向国外银行融资, 向国内中间品企业提供贷款。参考 Jermann and Quadrini(2012), 国内银行在国外融资规模为 $d_{f,t}$, 其以外币计价且在融资过程中存在可调成本 $0.5\mathcal{G}(d_{f,t} / d_f - 1)^2$, 其中 d_f 表示其稳态值。假定国外监管机构没有实施宏观审慎政策, 为简洁起见, 设定国外融资成本为国外利率 R_t^f 。于是, 商业银行的最优化问题为:

$$\text{Max } E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \lambda_t^R (R_{t,t} l_t - R_t d_t - R_{f,t} d_{f,t} E_t s_{t+1} - \frac{1}{2} \mathcal{G}(\frac{d_{f,t}}{d_f} - 1)^2 E_t s_{t+1}) \quad (12)$$

满足约束: $l_t = (1-e)d_t + (1-u_t)d_{f,t}s_t$ 。其中 $l_t = \chi_t - \chi_{t-1}$, $R_{t,t} = r_{t,t} + \pi_t$, e 为本币的准备金率, $d_{f,t}$ 为外币计价的国际资本债务, S_t 为直接标记法汇率, u_t 为无息准备金率。对国内存款和国外借款求导得到:

$$R_{t,t} = \frac{R_t}{1-e} \quad (13)$$

$$R_t \lambda_t (1-u_t) s_t = R_{f,t} E_t s_{t+1} + \mathcal{G}(\frac{d_{f,t}}{d_f} - 1) E_t s_{t+1} \quad (14)$$

(14) 式表明: 其他条件不变时, 国外利率 $R_{f,t}$ 上升, 会增大企业融资利率 $R_{t,t}$; 无息准备金率 u_t 下降, 会降低企业融资利率 $R_{t,t}$ 。对数线性化得到:

$$\widehat{d}_{f,t} = \frac{R_t S}{\mathcal{G}} (\widehat{R}_{t,t} + \widehat{s}_t - \widehat{R}_{f,t} - E_t \widehat{s}_{t+1} - \widehat{u}_t) \quad (15)$$

上式变量带帽符号表示该变量的波动, 变量不带时间下标表示该变量的稳态值。需要说明的是, 对数线性化过程中设定稳态 $u=0$, 因此 $u_t = \widehat{u}_t$ 。 $u=0$, 意味着通常情况下, 中国人民银行不对国际资本征收准备金, 这符合我国的政策现实。可以看出: 国内企业融资利率、国外利率、人民币汇率、预期汇率和无息准备金率等因素会影响国际资本流动。当其他条件不变时, 国外利率上升, 引起国际资本流入规模下降; 无息准备金率下降, 引起国际资本流入规模上升。(15) 式中, 若不存在无息准备金和可调成本即 $u_t=0$ 、 $\mathcal{G}=0$, 则该式即为传统的利率平价理论。因此, 该式为利率平价的拓展等式, 融入了跨境资本和对其进行监管的宏观审慎政策。

5. 中国人民银行

(1) 货币政策

设定货币政策满足以下泰勒规则:

$$\hat{R}_t = \rho_R \hat{R}_{t-1} + (1-\rho_R)(\rho_\pi E_t \hat{\pi}_{t+1} + \rho_y \hat{y}_t + \rho_s \hat{s}_t) + \varepsilon_t^R \quad (16)$$

其中 $E_t^j \pi_{t+1}^j, \hat{y}_t, \hat{s}_t$ 分别表示预期通胀、产出和汇率的波动， ρ_π, ρ_y, ρ_s 为货币政策对各目标的调控系数， ε_t^R 表示利率冲击。

(2) 跨境资本监管的宏观审慎政策

中国人民银行通过改变无息准备金率 u_t 来逆风向干预跨境资本流动：

$$\hat{u}_t = \varphi_u \hat{d}_{f,t} \quad \varphi_u > 0 \quad (17)$$

结合 (15) 和 (17) 式可知：美联储加息，引起跨境资本流出；而此时采取降低无息准备金率的宽松型审慎政策，可拟制跨境资本流出，缓解跨境资本波动。

6. 产品市场出清与国际收支平衡

(1) 产品市场出清。国内产出包含国内消费、投资、出口和信贷：

$$y_t = c_{h,t} + i_t + ex_t + l_t \quad (18)$$

参考 Gertler et al. (2007)，设定 $ex_t = [p_{h,t} / (s_t p_t^*)]^{-\phi} y_t^*$ ， p_t^* 和 y_t^* 分别为国外总价格水平和产出水平， ϕ 刻画了出口商品的价格弹性。设定国外通胀和产出外生且满足 AR(1) 过程。

(2) 国际收支平衡。央行资产与负债平衡，资产端为外汇增量，负债端为货币增量：

$$M_t - M_{t-1} = d_{f,t} s_t - d_{f,t-1} R_{f,t-1} s_{t-1} - C(d_{f,t}) s_t - u_t d_{f,t} s_t + ex_t p_{h,t} - c_{f,t} p_{f,t} \quad (19)$$

7. 模型冲击

模型包含四个外生冲击：国内技术冲击、国内利率冲击、美国利率冲击和跨境资本冲击。国内技术冲击满足 $\hat{a}_t = \rho_a \hat{a}_{t-1} + \varepsilon_t^a$ ，国内利率冲击见 (16) 式，美国利率冲击满足 $\hat{R}_{f,t} = \rho_{Rf} \hat{R}_{f,t-1} + \varepsilon_t^{R,f}$ ，跨境资本冲击在 (15) 式右边外生增加 $\varepsilon_t^{d,f}$ 。

(二) 参数估计

表 1 静态参数的校准值

参数	含义	校准值	参考来源
R	国内利率稳态值	1.03	样本均值
π	国内通胀稳态值	1.02	样本均值
β	居民的贴现率	0.99	(5) 式计算得到
r^k	资本的收益率	0.035	(6) 式计算得到
R_l	贷款利率稳态值	1.055	样本均值
σ	消费的跨期替代弹性倒数	1.5	张卫平 (2010)
τ	货币需求对利率的弹性倒数	2	张卫平 (2010)
φ	劳动供给对真实工资的弹性倒数	1	刘斌 (2014)
γ	本国消费品在篮子中的比重	0.74	刘斌 (2014)

η	国内产品与国外产品的替代弹性	0.6	刘斌（2014）
δ	季度折旧率	0.025	按年度折旧 10%计算
α	资本份额	0.49	许伟和陈斌开（2009）
ν	信贷份额	0.2	许伟和陈斌开（2009）
ρ	不能调整价格的厂商比重	0.75	刘斌（2014）
ϕ	出口需求的价格弹性	1.5	芦东等（2019）
\mathcal{G}	可调成本参数	0.1	Jermann and Quadrini(2012)

下面给出稳态值求解过程。需要说明的是，变量不加时间下标表示该变量的稳态值。由 $mc_t = (1-\nu)^{\nu-1} \nu^{-\nu} \alpha^{\alpha(\nu-1)} (1-\alpha)^{(1-\alpha)(1-\nu)} a_t^{-1} (r_t^k)^{\alpha(1-\nu)} w_t^{(1-\alpha)(1-\nu)} r_{l,t}^{\nu}$ ，在设置稳态值 $mc = 0.91$ 、 $a = 1$ 条件下，可计算得

到 $w = 1.21$ 。由（9）式得 $h/y = 0.3$ ，（11）式得 $k/y = 10.4$ ，（3）式得 $i/y = \delta k/y = 0.26$ 。根据袁申国等

（2012）、许伟和陈斌开（2009）设定 $ex/y = 0.24$ 、 $l/y = 0.2$ ，则 $c_h/y = 0.3$ ， $c/y = c_h/(y\gamma) = 0.41$ 。

设置 $h = 0.33$ ，则得到 $y = 1.1$ 、 $i = 0.286$ 、 $ex = 0.264$ 、 $c = 0.451$ 、 $c_h = 0.324$ 、 $c_f = 0.126$ 、 $m = 0.55$ 。

基于文中四个冲击，选择对应的国内产出、国内利率、美国利率和跨境资本数据进行贝叶斯估计，样本期为 2000Q1-2022Q4。采用国内生产总值、银行间 7 天同业拆借利率、美联储联邦基准利率分别表示国内产出、国内利率和美国利率。跨境资本数据采用短期跨境资本代替并使用间接法测算。文中数据来自于国家统计局网站、中国人民银行网站和 Wind 数据库。各数据需要先转换成波动数据，才能代入模型进行参数估计。产出数据需要先转化为实际经济数据，然后对数化、季节性调整和 HP 滤波，最终转化成波动数据；利率波动由其 HP 滤波获得；跨境资本波动数据采用各值除以其中的最大绝对值，然后 HP 滤波得到。

表 2 动态参数的贝叶斯估计结果

参数	含义	先验分布	后验均值	90%后验区间
ρ_R	国内利率平滑系数	Beta[0.75, 0.1]	0.56	[0.44, 0.68]
ρ_π	利率对通胀波动的响应系数	Gamma[1.5, 0.1]	1.60	[1.44, 1.74]
ρ_y	利率对产出波动的响应系数	Beta[0.5, 0.1]	0.79	[0.71, 0.87]
ρ_s	利率对汇率波动的响应系数	Beta[0.5, 0.1]	0.20	[0.11, 0.30]
ρ_a	技术冲击的持续性	Beta[0.9, 0.1]	0.88	[0.79, 0.97]
$\rho_{R,f}$	国外利率冲击的持续性	Beta[0.9, 0.1]	0.91	[0.85, 0.97]
σ_a	技术冲击的标准差	$\Gamma \llbracket 0.01 \llbracket \infty \rrbracket$	0.018	[0.012, 0.023]
σ_R	国内利率冲击的标准差	$\Gamma \llbracket 0.01 \llbracket \infty \rrbracket$	0.014	[0.010, 0.018]
$\sigma_{R,f}$	国外利率冲击的标准差	$\Gamma \llbracket 0.01 \llbracket \infty \rrbracket$	0.0042	[0.0037, 0.0047]

参数	含义	先验分布	后验均值	90%后验区间
$\sigma_{d,f}$	跨境资本冲击的标准差	$\Gamma(0.01, \infty)$	0.089	[0.078, 0.103]

(三) 模型适用性分析

通过分析模型模拟出来的变量波动是否符合我国的经济现实，考察模型的适用性。

考虑到国内产出、国内利率、国外利率和跨境资本已经作为观测数据进行模拟估计，因此这些数据是真实数据，与经济发展趋势一致。下面选取与本研究密切相关的其他几个模拟变量：消费、通胀、货币工具、信贷规模、投资和汇率。图 1 中横轴代表时间，从 1 至 92 期对应 2000Q1-2022Q4，其中 33 为 2008Q1、61 代表 2015Q1、89 代表 2022Q1；符号 c、pai、m、l、i、s 分别表示消费、通胀、货币供给、贷款规模、投资和汇率。

受 1998 年亚洲金融危机的影响，我国经济增速下滑。为刺激经济发展，中国人民银行实施了宽松的货币政策，国内经济开始反弹。如图 2 所示，2000 年开始，货币供给充足，消费增长强劲，投资逐渐恢复，人民币汇率升值。2006-2007 年开始出现经济过热，表现为第 24 期左右，货币供给和贷款规模开始上行，投资和消费变量也呈现上升趋势。

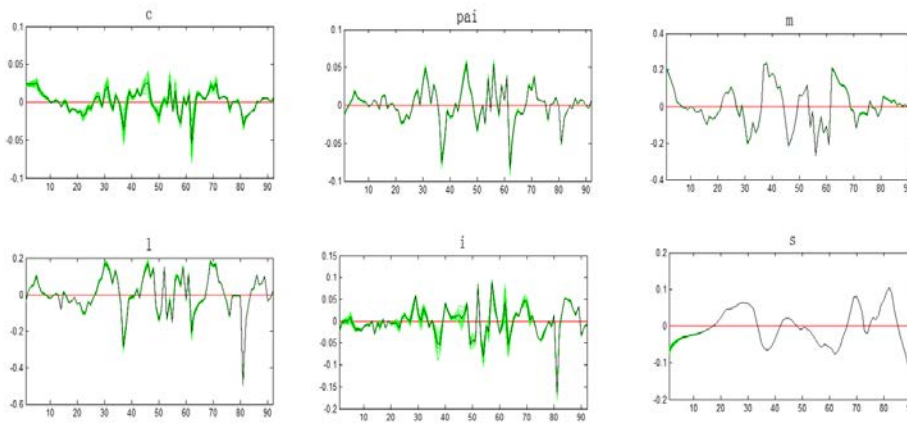


图 2 模型模拟的主要经济变量波动

2008 年，全球金融危机爆发，显著拖累了中国宏观经济，表现为图中 33 期左右消费、货币供给和通胀下跌，企业投资和银行信贷大幅下降。由于美联储实施了极度宽松货币政策，国际资本大幅流入我国，引起人民币升值，对应图 2 中第 33 期后汇率开始下行。但是由于我国监管部门积极干预，人民币汇率很快发生转向。为刺激经济，中国人民银行实施了“四万亿”刺激政策、多次降低利率。2009 年中国经济迅速反弹，表现为图中第 37 期附近消费、投资、信贷、通胀等变量呈现 V 型反转，尤为突出的是货币供给大幅上升。由于前期大量的货币发行、信贷投放和长期顺差导致货币流动性过剩，表现为 2011 年图中第 44 期附近通胀高企，消费、投资和信贷等变量上升。

2012 年，中国经济真正意义的衰退开始，至 2015 年到达低谷。表现为图中 55 期附近消费、通胀、货币供给、投资和信贷等变量开始下降，至 62 期到达最低点。2015 年“811”汇改改变了人民币汇率中间报价机制，在国际游资炒作下汇率出现一段时间的贬值，表现为图中 63 期附近，汇率开始上行贬值。2016 年，随着中国实施供给侧改革，经济向好，表现为图中第 65 期后消费、投资、信贷、通胀等由负转正，逐渐上行。

2020 年初，全球新冠疫情冲击对中国经济的影响超过 2008 年全球金融危机，GDP 增长率由前一年的 6.1% 断崖式下降至 2.3%。此时，对应图中第 80 期附近消费下跌，投资和信贷断崖式下滑。在精准有效的宏观政策调控下，2021 年 GDP 增长率反弹至 8.1%，图中 80 期后各经济变量出现深度 V 型反弹。与应对 2008 年金融危机不同的是，此次中国人民银行并没有实施超级宽松货币政策，因此疫情期间我国的货币供给和通胀走势较为平稳。2022 年，疫情出现反复，宏观经济失去活力，GDP 增长率下降至 3%，表现

为 88 期后各变量又开始下行。但由于中国疫情防控政策越来越精准与有效，经济下行程度并不是很明显。由于本年 3 月开始，美联储开启了加息周期，影响后果是图中 90 期左右人民币汇率贬值。

可以看出，上述模型模拟的变量走势基本能反映我国经济发展形势。这表明，本文构建的 DSGE 模型具有适用性。

四、下调无息外汇存款准备金的机制与效果

面对美联储加息冲击，降低无息外汇存款准备金政策会增加国内商业银行的外汇流动性，提升商业银行信贷额度，缓解国内企业的融资约束。为分析以上机制与效果，下面采用脉冲模拟，比较实施与不实施无息准备金政策下，传导机制上的关键变量受到的影响差异。

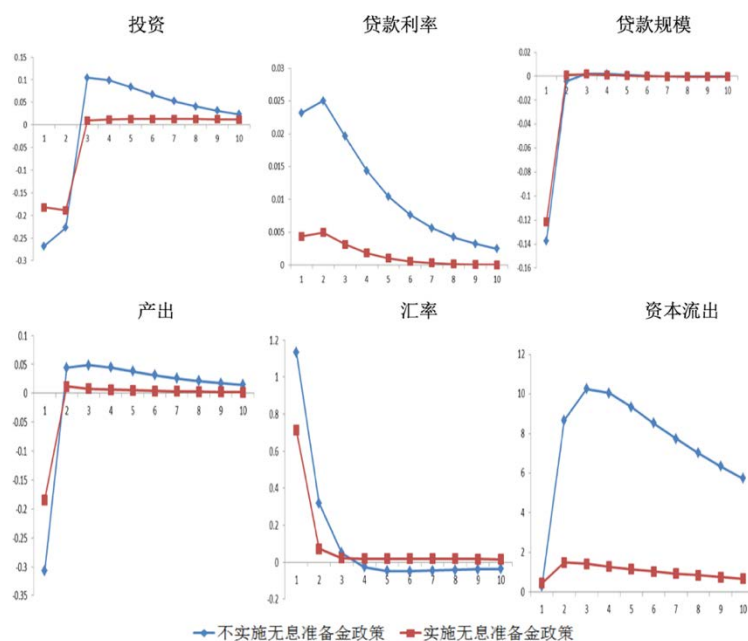


图 3 降低无息外汇准备金政策应对美联储加息的效果

图 3 显示：不实施无息准备金政策下，美联储加息冲击引起国内企业的融资成本上升，企业的投资规模下降、贷款利率上升、贷款规模下降、产出减少；加息还导致跨境资本流出增大，人民币汇率贬值；而降低无息准备金显著降低了各经济变量的波动，尤其是降低了资本流出的规模。这说明，面对美联储加息，降低无息准备金能稳定汇率和产出波动。

影响机制为：面对美联储加息，降低无息准备金可增加外汇市场上的美元流动规模，有利于稳定人民币汇率预期；同时还增加了商业银行的信贷资金，能降低国内企业融资成本，稳定企业贷款规模和投资。

以上结论印证了我国的典型事实和政策效果。2022 年，受美联储加速收紧货币政策影响，人民币汇率被动贬值。中国人民银行在当年 4 月和 9 月份分别下调 1% 和 2% 的外汇存款准备金率，稳定了汇率贬值预期。

五、“双支柱”政策的调控效果

面对美联储加息，不少经济体选择跟进加息，以保持汇率稳定；而中国人民银行采取了降低利率以促进经济增长，同时降低外汇存款准备金以稳定汇率波动。显然，我国政策具有“双支柱”特征，且货币政策“以我为主”。下面分析，这两类政策的效果差异，目的是凸显“双支柱”政策的优势。参照政策

系数的经济意义，设置“以我为主”的货币政策参数 $\rho_R=0.56$ 、 $\rho_\pi=1.6$ ；提升利率稳定汇率的货币政策参数 $\rho_R=0.56$ 、 $\rho_\pi=1.6$ 、 $\rho_s=0.2$ ；“双支柱”政策参数 $\rho_R=0.56$ 、 $\rho_\pi=1.6$ 、 $\rho_\mu=0.2$ 。

（一）“双支柱”政策应对美联储加息冲击的效果

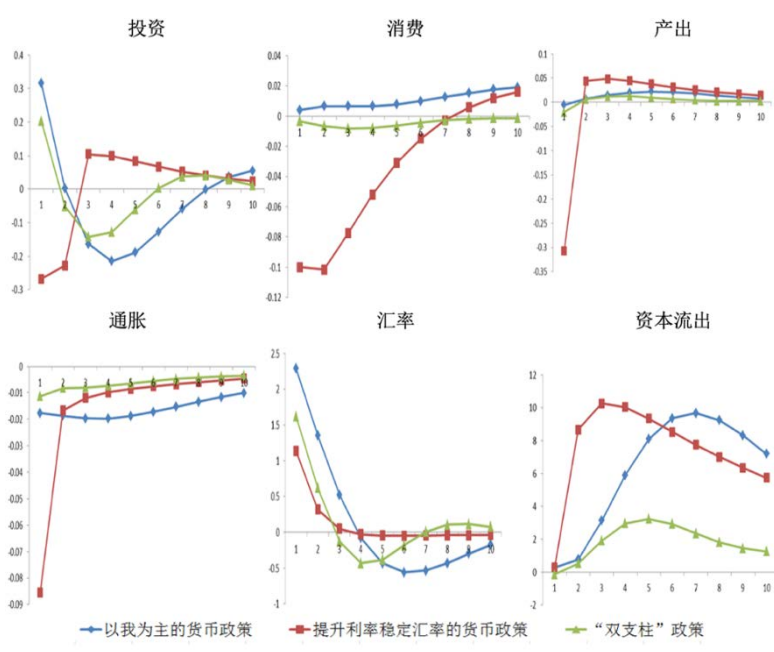


图 4 不同政策应对美联储加息的效果

图 4 显示：面对美联储加息冲击，以我为主的货币政策下的经济波动较大；若此时提升利率，确实能大幅稳定汇率波动，但代价是各个经济变量的波动进一步增大，尤其是产出、消费、通胀波动性增大；而若实施“双支柱”调控，能一定程度上稳定汇率，且能稳定经济波动，特别是抑制跨境资本流出。

提升利率能稳定汇率，但加剧了经济波动。原因是：国内利率关注汇率波动，会缩小国内外利差，导致人民币汇率的贬值幅度明显降低。然而，由于国内利率上升幅度增大，会增大国内企业的融资成本，抑制企业投资和生产，导致投资和产出等变量大幅下降。

“双支柱”调控能同时实现汇率、产出和通胀的稳定。原因是：“双支柱”调控下，外汇存款准备金下调，引起商业银行的信贷资金供给增加，部分抵消加息冲击对各变量的负向影响；而国内利率下降以稳定产出和通胀波动，并能缓解企业的融资约束，进一步抵消美联储加息的负向影响。

（二）“双支柱”调控下货币政策的有效性

考虑到我国货币政策调控的主要目标是经济增长和物价稳定，下面给出不同政策调控下的产出和通胀波动。

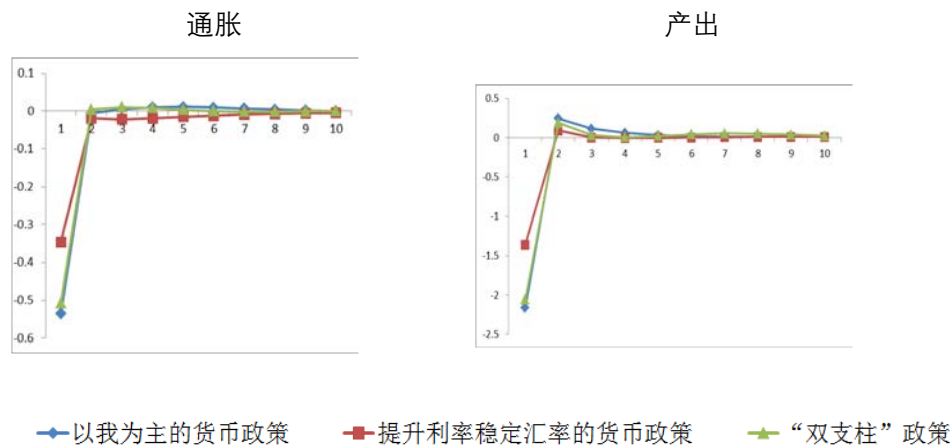


图 5 不同政策下利率调控的效果

图 5 显示：以我为主的货币政策下，利率冲击对通胀和产出波动的初始效应最大，即调控能力最强；提升利率稳定汇率时，会明显降低对通胀和产出波动的初始效应的调控，削弱货币政策有效性；“双支柱”调控下，利率调控对产出和通胀波动的初始效应与以我为主的货币政策基本一致，即此时货币政策有效性并没有削弱。

产生以上结果的原因是：实施提升利率稳定汇率波动的货币政策，此时货币政策对其他重要调控目标如经济增长和通货膨胀的调控能力下降，因为采用一个政策工具利率来调控多目标会顾此失彼。“双支柱”调控时，货币政策与宏观审慎政策的目标和工具之间都较为独立，两大政策之间保持了良好的独立性，使得实施宏观审慎政策对货币政策的影响很小。

综合图 4 和图 5 表明：面对美联储加息冲击，提升利率稳定汇率的货币政策虽然能稳定汇率，但是会增大产出等变量波动，还会降低货币政策有效性；而实施“双支柱”调控，能同时稳定汇率、产出等变量波动，还不影响货币政策有效性。

（三）“双支柱”政策的协调效应

1、政策目标的协调

跨境资本宏观审慎政策具有稳定汇率的作用，而货币政策也可关注汇率波动。那么，实施了跨境资本流动的宏观审慎政策后，货币政策是否还需要关注汇率波动？下面通过比较不同“双支柱”政策目标下的社会福利损失值，对以上问题进行分析。

参考 Woodford(2003)，将家庭效用函数进行二阶泰勒展开，得到社会福利损失函数：

$$Loss = \frac{1-\sigma}{2} \text{var}(c_t) + \frac{U_l l}{U_c c} \frac{1+\phi}{2} \text{var}(h_t) + \frac{U_m m}{U_c c} \frac{1-\tau}{2} \text{var}(m_t) \quad (20)$$

根据上式计算得到各种组合下的社会福利损失值，见下表 3。

表 3 不同政策组合下美联储加息引起的社会福利损失

政策组合	政策参数值				变量波动			社会福利损失
	ρ_π	ρ_y	ρ_s	ρ_u	c_t	h_t	m_t	
组合 1	1.6	0.79	0	0	0.0043	0.0038	0.7374	0.3208
组合 2	1.6	0.79	0.2	0	0.0357	0.2305	0.9532	0.6238
组合 3	1.6	0.79	0	0.2	0.0003	0.0008	0.1126	0.0491
组合 4	1.6	0.79	0.2	0.2	0.0096	0.1003	0.0472	0.1122

表 3 显示：相比组合 3 和组合 4，组合 1 和组合 2 下的社会福利损失较大，表明实施“双支柱”调控能够有效降低社会福利损失。相比组合 2，组合 1 下的社会福利损失较小为 0.3208；表明货币政策盯住汇

率波动会影响其应对美联储加息冲击的效果，保持适度汇率弹性有助于吸收美联储冲击的负面影响。相比组合 4，组合 3 下的社会福利损失仅为 0.491；表明“双支柱”调控中货币政策仅盯住产出和通胀波动，而不需要关注汇率波动，体现了“以我为主”的特征。

因此，面对美联储加息冲击，最优的“双支柱”政策搭配是：货币政策盯住产出和通胀波动，宏观审慎政策盯住跨境资本波动，即两大政策都采取简单的政策目标规则。

“双支柱”政策的协调效果不仅与两个政策的目标选择有关，还与政策力度大小相关。下面从不同政策力度方面，分析社会福利损失的变化。

2、政策力度的协调

表 4 不同政策力度下美联储加息引起的社会福利损失

参数	政策组合	政策参数值				变量波动			社会福利损失
		ρ_π	ρ_y	ρ_s	φ_u	c_t	h_t	m_t	
	基准情形	1.6	0.79	0	0.2	0.0003	0.0008	0.1126	0.0491
增大 ρ_s	情形 1	1.6	0.79	0.1	0.2	0.0046	0.0399	0.0471	0.0570
	情形 2	1.6	0.79	0.3	0.2	0.0142	0.1594	0.0448	0.1652
	情形 3	1.6	0.79	0.5	0.2	0.0216	0.2589	0.0403	0.2540
增大 ρ_y	情形 4	1.6	1	0	0.2	0.0004	0.0013	0.2179	0.0947
	情形 5	1.6	1.2	0	0.2	0.0005	0.0015	0.3382	0.1466
	情形 6	1.6	1.4	0	0.2	0.0007	0.0015	0.4713	0.2037
增大 ρ_π	情形 7	1.8	0.79	0	0.2	0.0002	0.0003	0.0716	0.0310
	情形 8	2	0.79	0	0.2	0.0002	0.0002	0.0460	0.0200
	情形 9	2.2	0.79	0	0.2	0.0002	0.0002	0.0370	0.0161
增大 φ_u	情形 10	1.6	0.79	0	0.3	0.0004	0.0008	0.0813	0.0357
	情形 11	1.6	0.79	0	0.4	0.0006	0.0009	0.0658	0.0292
	情形 12	1.6	0.79	0	0.5	0.0007	0.0009	0.0567	0.0253

表 4 显示，增大货币政策对汇率的调控力度 ρ_s ，社会福利损失先从 0.049 增加 0.1652。这表明，“双支柱”调控过程中货币政策不需要对汇率波动进行调控，关注汇率波动反而适得其反。货币政策增大对产出缺口的调控参数 ρ_y ，福利损失也出现了明显上升；而增大货币政策对通胀波动的调控力度 ρ_π ，降低了社会福利损失。从消费、劳动供给和货币持有量的波动中，发现货币政策对产出波动关注程度上升，导致利率下降幅度增大，引起货币持有量的波动增大，从而增大了社会福利损失；而货币政策对通胀波动的调控力度提升，实质上是提升了居民货币持有量的稳定性，从而降低社会福利损失。

表 4 还显示，当只增大宏观审慎政策调控参数 φ_u ，社会福利损失降低且降幅较大。这表明，宏观审慎政策能显著降低社会福利损失。

六、结论

本文研究了美联储加息冲击下，“双支柱”政策的调控效果。首先，构建包含无息准备金调控跨境资本流动的动态随机一般均衡框架；然后，分析宏观审慎政策的机制与效果，模拟提升利率与“双支柱”调控在应对美联储加息冲击时的效果差异；最后，分析“双支柱”政策的协调搭配。得到结论如下：

第一，面对美联储加息冲击，降低无息准备金政策能够有效地稳定汇率预期，因为其能够在国内释放更多的美元流动性，用以平衡人民币的供求关系；而且降低无息准备金还有助于缓解国内企业的融资

约束，能减少美联储加息造成的信贷供给不足，避免投资剧烈波动。

第二，美联储加息冲击，短时间内造成跨境资本流出、人民币贬值、国内经济下滑；此时，可采取加息政策以抑制跨境资本流出，缓解人民币贬值，但要承受经济进一步下滑的风险；还可采取降息政策以促进经济增长，同时采用宏观审慎政策来缓解跨境资本流出以稳定汇率。两种政策存在明显的差异，第一种政策的本质是单一工具调控多种政策目标，会陷入顾此失彼的境地；而第二种政策具有“双目标双工具”的特征，具有良好的调控效果并降低社会福利损失。

第三，“双支柱”调控过程中，要避免政策力度协调不当。货币政策可根据国内产出和通胀形势进行调控以促进经济增长，不需要跟进美联储加息；宏观审慎政策可根据汇率波动风险加大对跨境资本流动的管控，这并不影响货币政策调控效果，也不会增大社会福利损失。

结论带来的启示是：第一，货币政策和跨境资本宏观审慎政策目标要相对独立。货币政策要减少对汇率波动的干预，增大对通胀波动与经济增长目标的调控，坚持“以我为主”；而跨境资本宏观审慎政策要盯住跨境资本的波动。第二、货币政策与跨境资本流动监管的宏观审慎政策力度要合理把握。当前美联储加息周期下，不能盲目跟随美联储加息政策调整国内利率，而要根据国内的经济现实状况进行调控。针对美联储引起的产出和通胀下行，可采取降低利率政策以促进经济增长。但是，利率的下降幅度和过程要循序渐进，避免利率下降过大过快引起银行产生过度借贷倾向，出现信贷风险。针对跨境资本流动引起的汇率波动，可下调无息外汇存款准备金，渐进式增大政策力度。若跨境资本流动风险过大甚至可能引发系统性风险时，可实施暂时性资本管制，以防止汇率暴跌、外汇储备急剧下跌等灾难性后果。第三，加强部门协同，协调推进跨境资本流动监管的“双支柱”调控。考虑到跨境资本流动风险具有跨市场传染性；以及金融市场创新发展下各行业间金融产品和服务界限日益模糊，仅靠分业监管会面临监管重叠与监管真空并存、监管标准不够统一、监管效果不理想等现实困难。因此，中央金融委员会负责金融稳定和发展的顶层设计、统筹协调、整体推进、督促落实；中国人民银行、国家金融监督管理总局、外汇管理局等部门加强金融风险数据共享，常态化沟通审慎管理措施，构建一个多部门、多层次、多环节联动的监管调控体系。

【参考文献】

- [1] 胡小文. 跨境资本宏观审慎工具选择及货币政策搭配研究[J]. 国际金融研究, 2020(11):55-65
- [2] 芦东, 周梓楠, 周行. 开放经济下的“双支柱”调控稳定效应研究[J]. 金融研究, 2019(12):125-146
- [3] 刘斌. 动态随机一般均衡模型及其应用(第二版)[M]. 北京: 中国金融出版社, 2014
- [4] 李力, 王博, 刘潇潇, 郝大鹏. 短期资本、货币政策和金融稳定[J]. 金融研究, 2016(09):18-32
- [5] 兰晓梅, 杨胜刚, 陈百助. 货币政策与宏观审慎政策协调对跨境资本流动的影响: 基于商业银行跨境融资与企业外币借贷视角[J]. 世界经济研究, 2022(5):26-41
- [6] 马理, 余慧娟. 美国量化宽松货币政策对金砖国家的溢出效应研究. 国际金融研究, 2015(3):13-22
- [7] 许伟, 陈斌开. 银行信贷与中国经济波动: 1993—2005[J]. 经济学(季刊), 2009(3):969-994
- [8] 余振, 张萍, 吴莹. 美国退出 QE 对中美两国金融市场的影响及中国的对策——基于 FAVAR 模型的分析[J]. 世界经济研究, 2015(4):24-32
- [9] 易宇寰, 潘敏. 美联储加息冲击下中国双支柱调控政策的协调研究——基于“稳增长”与“防风险”的视角, 财贸经济, 2022(11): 75-90
- [10] 喻海燕, 赵晨. 双支柱”调控框架下跨境资本流动宏观审慎政策工具的有效性及其适用性[J]. 国际金融研究, 2022(10):3-14
- [11] 袁申国, 陈平, 刘兰凤. 汇率制度、金融加速器和经济波动[J]. 经济研究, 2011(1): 59-72
- [12] 张泽华, 周闯. 资本账户开放下的宏观审慎政策和货币政策组合研究[J]. 世界经济研究, 2019(4):3-16
- [13] 张瀚文, 赵胜民. 资本流动宏观审慎政策有效性研究——基于包含国内外金融机构的 DSGE 分析, 财经研究, 2020(8):156-169
- [14] 张卫平. 货币政策理论——基于动态一般均衡方法[M]. 北京大学出版社, 2012
- [15] 张明. 中国的跨境资本流动: 规模测算、驱动因素与管理策略[M], 2019, 中国金融出版社
- [16] Am A, Ad B. Bank lending, credit shocks, and the transmission of Canadian monetary policy[J]. International Review of Economics & Finance, 2008, 17(1):159-176
- [17] Armagan Gezici, Distributional Consequences of Financial Crises: Evidence from Recent Crises[J], Review of Radical Political Economics. 2010(7): 374-382
- [18] Benes J., Berg A., Portillo R. A., Vavra D. Modeling Sterilized Interventions and Balance Sheet Effects of Monetary Policy in a New-Keynesian Framework[J]. Open Econ Review, 2015, 26(1):81-108
- [19] Meade J E. The balance of payments : mathematical supplement[M]. Oxford University Press, 1951
- [20] Calvo G A. Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework[J], Journal of Monetary Economics, 1983, 12(3):383-398
- [21] Chang, C, Liu, Zh, Spiegel, M., Capital controls and optimal Chinese monetary policy [J], Journal of Monetary Economics, 2015, 74(4):1-15
- [22] Cooper R N. The economics of interdependence[J]. The International Executive, 1968, 10(4): 3-5
- [23] Dongchul, C., R. Changyong. Effects of Quantitative Easing on Asia: Capital Flows and Financial Markets. ADB Economics Working Paper Series, 2013
- [24] Ehrmann M, Fratzscher M. Global Financial Transmission of Monetary Policy Shocks[J]. Oxford Bulletin of Economics & Statistics, 2010, 71(6):739-759
- [25] Gali J, Monacelli T. Monetary policy and exchange rate volatility in a small open economy[J], The Review of Economic Studies, 2005, 72(3):707-734.
- [26] Gertler M., S. Gilchrist, and F. Natalucci, External Constraints on Monetary Policy and the Financial Accelerator[J], Journal of Money Credit and Banking, 2007, 39(2-3), 295-330

- [27] Hamada, K. A Strategic Analysis of Monetary Interdependence. *Journal of Political Economy*, 1976, 84(6): 67-700
- [28] Helder Ferreira de Mendonca and Manoel Carlos de Castro Pires. *Capital account liberalization and inflation: evidence from Brazil* [M], Routledge, Jun 2007
- [29] IMF. *Recent Experiences in Managing Capital Inflows--Cross Cutting Themes and Possible Policy Framework* [R]. IMF Policy Paper, 2011
- [30] Jermann, Urban J., and Vincenzo Quadrini, *Macroeconomic Effects of Financial Shocks* [J]. *American Economic Review*, 2014, 102(1): 238-271
- [31] Kim, S., Roubini, N. *Exchange Rate Anomalies in the Industrial Countries: A Solution with a Structural VAR Approach* [J]. *Journal of Monetary Economics*, 2000(3): 561-586
- [32] Kazi I., Wagan H., F. Akbar. *The Changing International Transmission of US Monetary Policy Shocks: Is There Evidence of Contagion Effect on OECD Countries?* *Economic Modeling*, 2013, 30(1): 90-116
- [33] Kumhof Michael. *Sterilization of Short-term Capital Inflows—Through Lower Interest Rates* [J]. *Journal of International Money and Finance*, 2004, 23(4): 1209-1221
- [34] Lagana G., Sgro P. *North American Trade and US Monetary Policy* [J]. *Economic Modeling*, 2013, 30(1): 698-705
- [35] Lucio Sarno, Mark P. Taylor. *Hot money, accounting labels and the permanence of capital flows to developing countries: an empirical investigation* [J]. *Journal of Development Economics*, 1999(59): 337-364
- [36] Nagar V, Schoenfeld J, Wellman L. *The Effect of Economic Policy Uncertainty on Investor Information Asymmetry and Management Disclosure* [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2019, 67(1): 36-57
- [37] Ouyang A. Y., Guo S. *Macro-prudential policies, the global financial cycle and the real exchange rate* [J]. *Journal of International Money and Finance*, 2019 (96): 147-167
- [38] Ozkan F G, Unsal D F. *On the use of Monetary and Macroprudential Policies for Small Open Economies* [J]. *Imf Working Papers*, 2014
- [39] Tobin J. *A proposal for international monetary reform* [J]. *Eastern economic journal*, 1978, 4(3): 153-159
- [40] Woodford M. *Interest and prices: foundations of a theory of monetary policy* [M]. Princeton University Press, 2003

Study on the "Dual Pillar" regulation of cross-border capital flow regulation under the interest rate hike of the Federal Reserve

Hu Xiaowen Xiang Houjun

Summary: In the post-pandemic period, the US Federal Reserve started an epic rate hike cycle, which has led to increased pressure on short-term cross-border capital outflows and increased volatility, which needs to be actively and properly addressed. Based on this, this paper constructs a dynamic stochastic general equilibrium framework that includes non-interest-bearing foreign exchange reserves for counter-cyclical regulation of cross-border capital flows, studies the "two-pillar" regulation effect of cross-border capital flow regulation under the Federal Reserve's interest rate hike, and gives relevant policy suggestions. The findings are as follows: First, under the impact of the Fed's interest rate hike, domestic output and inflation decline, and the RMB depreciates; The policy of reducing the foreign exchange deposit reserve can stabilize the exchange rate and reduce economic fluctuations. The main mechanism is that lowering the foreign exchange deposit reserve can increase the fund supply of foreign exchange loans by domestic financial institutions and reduce the financing cost of domestic enterprises. Second, although raising interest rates can stabilize the exchange rate, it will increase economic volatility and weaken the effectiveness of monetary policy. The "two-pillar" policy can not only reduce output and exchange rate fluctuations, but also do not affect the effect of monetary policy. Third, the optimal combination of "two-pillar" policies is one in which monetary policy targets fluctuations in domestic output and inflation, and macro-prudential policy targets fluctuations in cross-border capital flows. Therefore, China should adopt "two-pillar" regulation to cope with the Fed's aggressive interest rate increase, reduce interest rates to cope with inflation and output decline, and reduce the foreign exchange reserve ratio to promote exchange rate stability.

Key words: rate hike cycle; cross-border capital flow; two-pillar; dynamic stochastic general equilibrium

“一带一路”倡议对非洲国家主权债务水平的影响

——基于准自然实验的检验¹

王珊珊² 黄梅波³

【摘要】 本文基于 2011—2019 年 54 个非洲国家的面板数据，利用渐进双重差分法（DID）检验“一带一路”倡议对非洲主权债务占 GDP 比重的影响。研究发现：“一带一路”倡议显著降低了参与该倡议非洲国家外债流量占 GDP 的比重，且该结论通过了多种形式的稳健性检验，包括时间异质性检验、安慰剂检验、倾向得分匹配双重差分法（PSM-DID）等；对于多样化经济体、经济增长速度较慢和金融发展水平较低的非洲国家，加入“一带一路”倡议后，债务占 GDP 的比重下降更多；“一带一路”倡议主要通过经济增长、出口、投资、基础设施等中介效应，降低非洲国家主权债务占 GDP 的比重。

【关键词】 “一带一路”倡议 债务陷阱论 非洲主权债务 双重差分

引言

非洲国家是我国“一带一路”倡议的重要参与者。其中，东部和南部非洲国家是海上丝绸之路的历史和自然延伸，是“一带一路”全球建设的重要节点，也是中国向西推进“一带一路”建设的重要方向和落脚点。随着“一带一路”倡议在国际社会中的逐步推进，越来越多的非洲国家与我国开展深度合作。截至 2022 年 7 月，已有 52 个非洲国家与我国签署了共建“一带一路”政府间谅解备忘录。在“一带一路”倡议的框架下，中非合作不断深化。

在国际上，中非共建“一带一路”合作正面临着不少非议。其中，被广泛传播的一种观点为“债务陷阱论”，认为中国的“一带一路”倡议造成非洲国家债务飙升，使它们陷入债务危机。然而，图 1 数据显示，在加入“一带一路”倡议后，非洲各主要国家的外债流量并没有显著增加。2012—2019 年外债额均值最大的 10 个非洲国家，外债流量并没有因为“一带一路”倡议而显著增加，有些国家反而显著下降（如安哥拉）。此外，从加入“一带一路”倡议前后年非洲国家的平均债务水平看，加入倡议后的债务流量占 GDP 的比重整体低于加入倡议前的水平（见图 2）。

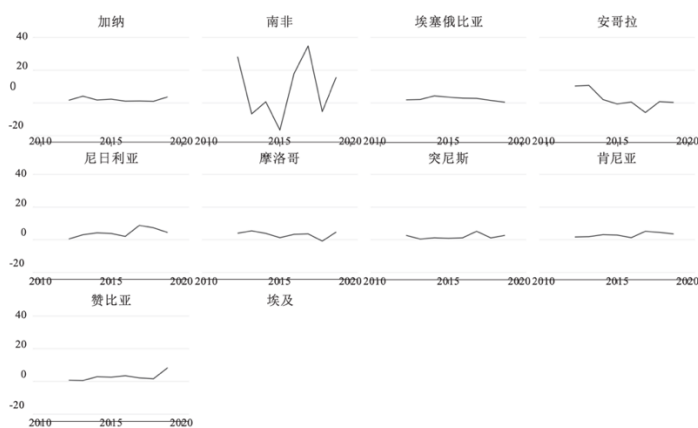


图 1 2012—2019 年非洲国家的外债流量情况（外债流量前十的非洲国家，单位：10 亿美元）

¹ 原载于《国际金融研究》2024 年第 3 期

² 王珊珊，厦门理工学院经济与管理学院副教授，硕士生导师

³ 黄梅波，上海对外经贸大学国际发展合作研究院教授，博士生导师

资料来源：根据世界银行数据整理而成

注：选择国家的步骤和依据是先计算所有非洲国家在样本期间的外债流量均值，然后选择该时期平均外债流量均值最多的10个国家，绘制外债流量的时间序列图。其中，纵轴为某一年的外债流量，横轴为年份，2013年为“一带一路”倡议提出的时间。

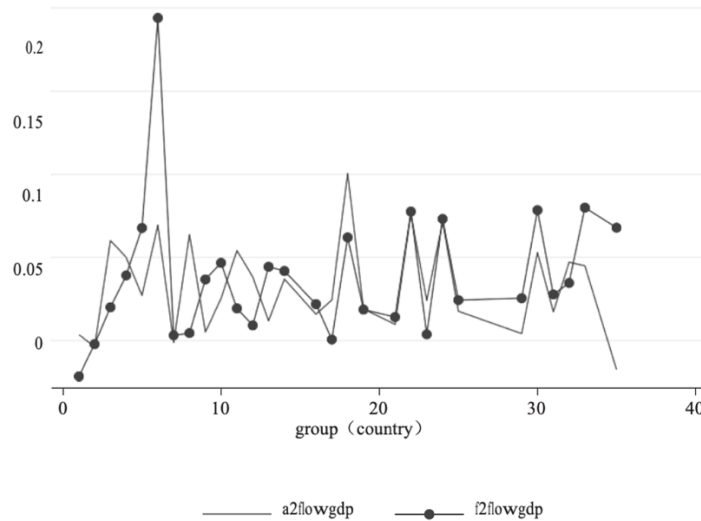


图2 加入“一带一路”倡议前后2年主要非洲国家的平均债务占比

注：a2flowgdp表示加入倡议之后两年的平均值或者之后1年的值（因为部分国家加入倡议的时间比较晚，没有近2年的数据，只有近1年的数据），f2flowgdp表示加入倡议之前2年的平均值；横轴表示国家，不同的国家赋予不同的序号，纵轴表示不同国家的外债流量占GDP的比重。

“一带一路”倡议使非洲国家短期内获得更多的主权债务融资，导致其债务总额有所上升，但这些资金主要用于生产性投资，促进经济增长，有利于降低债务流量占比。根据Chinese Loans to Africa Database公布的数据，2000—2020年，中国向非洲提供了1599亿美元贷款，项目数为1188。这些贷款主要流向了较落后国家的交通、电力、ICT（Information and Communication Technology，信息技术）、水力等基础设施部门（见表1）。

表1 2000—2020年中国对非洲的贷款情况

投资行业	贷款项目数 (个)	承诺金额 (10亿)	主要流向国家
交通	288	46.8	苏丹、几内亚
电力	176	40.5	刚果金、埃及
ICT	148	13.5	赞比亚、毛里求斯
水力	93	7.4	赞比亚、科特迪瓦
政府	24	3.5	安哥拉、赤道几内亚、莫桑比克
农业	41	2.2	苏丹、赞比亚、加纳

资料来源：根据Chinese Loans to Africa Database数据库整理计算

以上事实表明，“一带一路”倡议引起非洲国家主权债务问题的论断是缺少事实根据的。该倡议对债务占GDP比重影响几何，还需进行严谨的论证。本文将基于客观数据，在确保“一带一路”倡议外生性影响的前提下，评估“一带一路”倡议对非洲国家债务可持续性的影响。

本文的边际贡献主要有：第一，研究方法上，使用渐进双重差分方法检验“一带一路”倡议对非洲主权债务的影响。这能够在克服内生性问题的基础上，较好地评估“一带一路”倡议对参与国的影响。现有文献

虽也有基于双重差分法研究“一带一路”倡议对共建国家债务的影响,但是未能充分地排除相关干扰因素。第二,研究视角上,从非洲国家自身特点出发,深入考察“一带一路”倡议对非洲主权债务水平的异质性影响。因为各个区域和国家之间存在异质性,对照组的选择可能会存在一些偏差,有必要进行异性检验。第三,影响机制上,分析“一带一路”倡议框架下中国与非洲经济合作的特点,探索该倡议减轻参与国债务风险的机制。

一、文献综述和研究假说

现有文献关于“一带一路”倡议对债务水平的影响从多个维度展开,与本研究相关的主要包括两类文献。

第一类文献探究“一带一路”倡议是否加剧了债务风险。一些文献从理论或者实证出发,论证了“一带一路”倡议对政府债务风险的影响。Hurley et al. (2019)发现,10~15个“一带一路”共建国家可能因为参与“一带一路”相关的项目融资而陷入债务困境,包括吉布提在内的8个国家的债务困境尤其严重。但由于选择的研究对象本身均是高风险国家,存在选择偏误问题,同时文中的论证也缺少有力的论据,得出的结论并不完全可靠。Abdilahi (2020)认为,“一带一路”倡议增加了“非洲之角”六个国家⁴的对外债务压力,但他忽视了基础设施和出口对这些非洲国家经济的长期影响。另一些文献应用双重差分(鲍洋,2020)、合成控制法(杨权和汪青,2021)、最小二乘法(邱煜和潘攀,2019),基于不同的时间跨度和样本进行实证研究,发现“一带一路”倡议显著降低了(或者不增加)共建国家的公共债务风险,论证方法较为科学。据此,本文提出如下假设。

假设1:在“一带一路”倡议实施后,相比于没有加入倡议的非洲国家(控制组),加入倡议的非洲国家(处理组)外债流量占比明显下降。

第二类文献聚焦于“一带一路”倡议通过何种机制影响债务负担。综合国内外的研究发现,“一带一路”倡议主要通过经济增长、贸易、投资、基础设施建设等影响债务可持续性。

一是经济增长机制。“一带一路”倡议有效促进了共建国家特别是与中国经济联系紧密的经济体的经济增长(Clements et al., 2019)。关于经济增长对债务风险的影响,伍戈等(2020)发现,当贷款不超过一定的门槛值时,因债务而实施的积极财政政策在短期有利于熨平经济波动,助力经济增长,从而降低危机发生的概率。同时,Clements et al. (2005)、Checherita-Westphal & Rother (2012)也认为,在债务水平较低的情况下,外国借款可以刺激经济增长,因为借款提供了额外资本,可以提高该国的生产能力,进而提升偿债能力。此外,刘晓光等(2018)认为,政府债务占GDP比重的上升既可通过增发国债或通货膨胀熨平债务压力,也可以通过积极的财政政策刺激经济,进而减少危机发生的可能性。

二是贸易机制。一些文献结合定性和定量的方式研究加入该倡议后中国与共建国家的贸易活动显著增加的现象,包括中国与东盟(Foo, 2020),中国与南亚(Zhou et al., 2023),中国与共建国家(Boffa, 2018)。关于贸易对债务的影响,Megersa & Cassimon (2017)基于SSA(撒哈拉以南的非洲)对OECD国家、SSA对金砖国家的出口数据,证明了增加出口贸易有利于减轻SSA国家的债务负担,增强其债务可持续性。Edwards (2010)也认为,贸易改革的重要目标之一是减少债务风险。因此,作为稳定经济的重要举措,贸易自由化和贸易水平的提高是削减政府财政赤字、缓解债务危机的重要手段。

三是投资机制。这里的投资包括直接投资和非直接投资。Du & Zhang (2018)指出,在“一带一路”倡议影响下,中国在“一带一路”共建国家的海外直接投资(OFDI),特别是全资或控股式并购大幅增长。郭建峰和杨治廷(2019)直接考察了中国OFDI对共建国家政府债务的影响,指出OFDI能微弱地降低共建国家的负债水平,但这一研究并未充分识别相关效应的作用机制。关于直接投资对债务的影响,Fuentes (2012)认为,拉美国家接受的外国直接投资在一定程度上降低了这些国家的主权债务风险,这是因为直接投资不仅提高了东道国的税收,也降低了债务偿还的利率,进一步减轻了东道国的债务风险。此外,钟红(2021)基于实证分析发现,非直接投资债务型跨境资本流动也会降低新兴市场经济体主权债务违约风险。

⁴ “非洲之角”六个国家分别是:索马里、苏丹、埃塞俄比亚、厄立特里亚、肯尼亚和吉布提

四是基础设施机制。基础设施投资可以通过提高财政收入和违约成本、降低贸易成本等渠道降低债务风险。Calderón et al. (2011) 基于统计数据评估了“一带一路”倡议下基础设施投资对“一带一路”共建国家债务脆弱性的影响，发现在持续负利率和负增长差异的假设下，“一带一路”倡议在长期有利于公共债务的偿还，也不会造成财政风险。Chen & Li (2021) 基于 CGE 模拟评估了基础设施投资的区域经济效应，发现该倡议下的交通基础设施投资降低了贸易成本，提高了共建国家的 GDP、就业和经济福利水平，进而减轻了这些国家的债务负担。Karayalcin et al. (2002) 发现，在规模经济的环境下，基础设施融资除降低贸易成本外，还将改善投资环境，提升违约成本。Car-ranza et al. (2011) 研究了拉美基础设施投资和财政可持续性问题的，指出财政可持续与基础设施投资之间存在互补关系。据此，本文提出如下假设。

假设 2：“一带一路”倡议通过经济增长、出口、投资、基础设施建设等正向中介效应，降低了非洲各国主权债务流量占 GDP 的比重。

二、计量模型与数据描述

(一) 模型的构建

本文将加入“一带一路”倡议视为一项准自然实验，采用 DID 方法评估“一带一路”倡议对非洲主权债务情况的影响。双重差分方法的核心在于，将受到政策影响的样本作为处理组，基于反事实框架将未受到政策影响的样本作为对照组，通过比较处理组和对照组的差异来评估政策实施后的效果。基于 DID 模型，本文将从两个维度衡量“一带一路”倡议对于非洲主权债务的影响：一是衡量非洲地区同一国家在接受“一带一路”倡议前后两个时期的债务流量占 GDP 比重情况；二是衡量同一时间不同非洲国家是否接受“一带一路”倡议对其债务的影响。

由于各国不是在同一时期加入“一带一路”倡议，时间分组变量既随时间变化，也随个体变化，本文采用渐进双重差分的方法检验加入“一带一路”倡议对非洲主权债务占比的影响，借鉴 Du & Zhang (2018) 的研究，具体模型设定如下：

$$\text{flowgdp}_{it} = \beta_0 + \beta_1 (\text{treat}_i \times \text{post}_{it}) + \alpha \times \text{control}_{it} + v_t + \mu_i + \xi_{it} \quad (1)$$

$$\text{control}_{it} = \text{export}_{it} + \text{invest}_{it} + \text{cab}_{it} + \text{rate}_{it} + \text{odi}_{it} + \text{oreandmetals}_{it} + \text{ppg}_{it} + \text{mp}_{it} + \text{empl}_{it} + \text{infla}_{it} + \text{poli}_{it} \quad (2)$$

其中， $i=1, 2, \dots, 54$ ， i 表示非洲国家， $t=2011, 2013, \dots, 2019$ 。

被解释变量： flowgdp_{it} 表示非洲国家公共债务流量占 GDP 的比重。考虑到 GDP 是流量的概念，本文选取非洲外债流量占 GDP 的比重而非外债总额存量占 GDP 的比重作为被解释变量，来衡量国家债务风险情况。

核心解释变量： treat_i 为分组虚拟变量，若非洲国家 i 加入了“一带一路”倡议，对应的 treat_i 取值为 1；若非洲国家 i 未加入“一带一路”倡议，则对应的 treat_i 取值为 0。 post_{it} 为时间分组变量，在政策冲击前的年份取值为 0，之后的年份取值为 1。分组虚拟变量与政策实施虚拟变量的交互项系数（即 $\text{treat}_i \times \text{post}_{it}$ 的系数 β_1 ）反映了政策实施的净效应， $\beta_1 > 0$ 表明“一带一路”倡议增加了共建国家的外债流量占 GDP 的比重， $\beta_1 < 0$ 表明“一带一路”倡议降低了共建国家的外债流量占 GDP 的比重。 ξ_{it} 为随机扰动项。 μ_i 为个体固定效应，可以更精确地反映时间特征。 v_t 为时间固定效应，可以更为精确地反映时间特征。

控制变量：本文进一步控制可能干扰“一带一路”倡议对债务影响的因素，以确保政策冲击发生的随机性和估计系数的无偏性。这些因素包括“一带一路”共建国家的出口（ export ）和就业（ empl ）情况（卢凌宇和古宝密，2020；孙云鹏，2021）、投资（ invest ）（Alden & Jiang, 2019）、国家健康指数（ cab ）（Battaile et al., 2023）、汇率波动（ rate ）（Bataka, 2023）、援助（ odi ）（陈旻辉，2018）、矿石和金属出口（ oreandmetal ）（周文和赵方，2017）、通胀（ infla ）（陈静和倪鹏，2012）、军费开支（ mp ）（Dunne et al., 2019）、政治稳定性（ poli ）（张冲等，2023）等。

（二）数据来源与变量说明⁵

本文实证分析中涉及的非洲各国外债流量占 GDP 的比重、货物和服务出口（现价美元）、GDP、直接投资占比、国家健康指数（经常账户余额占 GDP 的比重）、通货膨胀等数据来源于世界银行数据库，汇率波动率来源于 IMF 数据库，官方发展援助总额来自 OECD 数据库。本文中缺失的数据用均值法补齐，即用同一变量下的所有国家的数据加总除以国家总个数，得到均值。最终得到 54 个非洲国家 2011—2019 年的平衡面板数据。

三、计量结果与分析

（一）基准回归

对式（1）进行计量回归，得到的基准模型回归结果如表 2 所示，did 的影响均为显著负向且数值稳定，表明该倡议不仅没有增加非洲国家的债务负担，反而显著减少了非洲国家的对外债务占比。为克服模型内生性问题，基准回归中变量的取值均是取非洲国家加入“一带一路”倡议前一年的值，避免受到其他因素的变动带来的影响。

表 2 基准模型回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
did	-0.026** (0.011)	-0.029** (0.012)	-0.029** (0.012)	-0.026** (0.011)	-0.029** (0.012)
控制变量	是	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是	是
国家固定	是	是	是	是	是
N	342	360	342	360	342
R ²	0.3398	0.3398	0.3557	0.3410	0.3398

（二）稳健性检验

1. 时间异质性检验

为了评估加入“一带一路”倡议是否会增加非洲国家的外债流量，也即加入“一带一路”倡议前后，参与国的债务是否有明显的变化，本文在式（1）的基础上，设定如下计量模型来检验非洲国家外债流量的时间异质性，并进行共同趋势检验：

$$\text{flowgdp}_{it} = \beta_0 + \sum_{n=-6}^1 \beta_n D_{it}^{n=t-k} + \alpha \times \text{control}_{it} + v_i + \varepsilon_i + \mu_{it} \quad (3)$$

式 3 中 $D_{it}^{n=t-k}$ 为“一带一路”倡议的虚拟变量，其上标中的年份， n 为“一带一路”倡议提出前（后）第 n 期， $n < 0$ 表示倡议提出前， $n = 0$ 表示倡议提出当期， $n > 0$ 表示倡议提出后。系数可用于描述加入“一带一路”倡议对非洲主权债务流量占比的影响，样本国家加入“一带一路”倡议最早为 2016 年，最晚为 2019 年，同时为平衡时间跨度，在研究窗口期取“一带一路”倡议提出前 6 年至提出后 4 年。D 的取值方式为：就某个样本而言，若 $t-k$ 与 n 相等，则取值为 1，否则为 0。在具体的回归分析中，本文以“一带一路”倡议提出当年作为基准期。通过比较式（3）中参数的经济 and 统计显著性，检验“一带一路”倡议效应的时间变化。

本文通过绘制处理组和对照组的债务流量差异相对于两组在基期差异的变化趋势进行平行趋势检验（见图 3）。横轴的 -5 为加入该倡议前的第 5 年，-4 为加入该倡议前的第 4 年，纵轴的估计系数代表各个时期组间差异相对于基期的差异，具体而言，加入“一带一路”倡议之前，债务流量系数在 95% 的置信水平上不显著，但加入倡议后第一至第三年，对债务流量的影响开始转变为负向显著，这表明处理组和对照组的债务流量整体上保持平行的变化趋势，满足双重差分法模型的平行趋势假设。从图 3 中还可以看出，在加入“一带一路”倡议之后，处理组整体的债务流量下降趋势明显。

⁵ 篇幅所限，变量的具体衡量标准未予以列示，感兴趣的读者可向作者索取

为了确保回归结果的准确性，本文对基准回归的结果进行稳健性检验，使用的方法主要包括安慰剂检验和倾向得分匹配法。

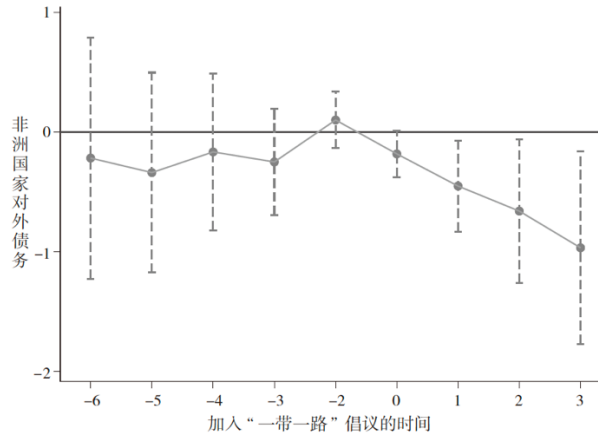


图3 非洲国家加入“一带一路”倡议的时间异质性

2. 安慰剂检验

安慰剂检验主要包括两种方法：一是改变不同的冲击年份，二是随机改变抽取的控制组样本。为进一步考察“一带一路”倡议对非洲主权债务的影响，本文采用第二种方法。从原有的样本中随机抽取 30 个国家的样本作为新的处理组，并在原来的基础上加入不同控制变量、年份固定效应和企业固定效应。将上述过程重复 600 次，得到 600 个 $trade \times post$ 的估计系数，结果如图 4 所示。

图 4 显示，估计系数大都集中在零点附近，呈正态分布，且绝大多数估计值的 P 值都大于 0.1，这表明其他偶然抽样的实证分析结果大多是不显著的，基准回归结果是稳健的。

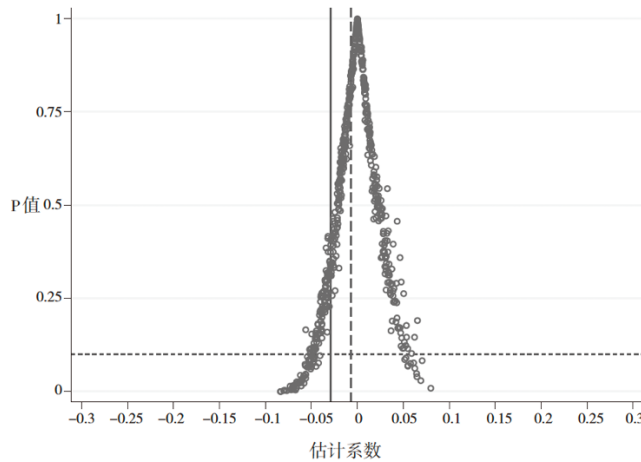


图4 随机抽取处理组的安慰剂检验

注：纵轴实线表示 DID 估计系数的真实值，纵轴虚线表示安慰剂检验估计系数的平均值。横轴虚线为 P 值=0.1 的分界点。

3. PSM-DID (倾向得分匹配-双重差分)

考虑到一些“一带一路”共建国家的经济发展和债务负担减轻可能主要得益于本国采取的政策或其他自身因素，为克服这一选择性偏误引起的内生性问题，本文使用倾向得分匹配法进行估计。同时，因为样本量较小，为确保样本能够找到匹配对象，本文选择半径匹配和核匹配方法。估计结果显示，不同匹配方法下，核心解释变量的估计系数、符号和显著性水平与基准回归相比无实质性差异。在 PSM-DID 估计下，“一带一路”倡议影响的外生性得到进一步验证。

表 3 PSM-DID 回归结果

	半径匹配	核匹配
did	-0.0290* (-2.37)	-0.0258* (-2.34)
控制变量	是	是
时间固定	是	是
年份固定	是	是
N	343	342
R ²	0.665	0.398

(三) 异质性分析

现有的相关研究为本文的异质性检验提供了理论基础。鲍洋（2020）、杨权和汪青（2021）提出，“一带一路”倡议对政府债务的削减作用会受到国家的收入水平、金融发展水平、外交或者政治稳定性的影响。同时，Eden & Kraay（2014）也明确指出，政府债务对经济发展水平较低的经济体的经济增长刺激作用较为明显，表现为“挤入效应”。

为考察“一带一路”倡议对非洲国家主权债务的影响作用是否在不同非洲国家中存在差异，本文将检验不同类型经济体、不同经济增长速度和不同金融发展水平的非洲国家受“一带一路”倡议影响的差异。根据Mckinsey Global Insitute（2010）的分类方法，本文将样本划分为多样化经济体和非多样化经济体。非洲多样化经济体的特点是市场规模大、政局稳定和经济发展平稳，这一类型的经济体更易获得更多的投资。因此，本文构建衡量经济类型的虚拟变量 *cty*（多样化经济体取值为 1，非多样化经济体取值为 0）。此外，设定虚拟变量 *dfd* 用于衡量金融发展水平，*ppg*（私人信贷）小于样本中位数时取 1，否则取 0。设定虚拟变量 *dincome* 衡量经济增长速度，*gdpr*（经济增长水平）小于样本中位数时取 1，否则取 0。异质性检验结果表明，非洲多样化经济体、经济增长速度较慢和金融发展水平较低的经济体，在加入“一带一路”倡议后，债务占 GDP 的比重下降得更多（见表 4）。

表 4 异质性检验

	(1) 不同类型的经济体	(2) 不同金融发展水平	(3) 不同经济增长水平
did	-0.0320* (0.0195)	-0.003 (0.025)	-0.015 (0.018)
<i>cty</i>	-0.0895*** (0.096)		
<i>c.did</i> × <i>c.cty</i>	-0.0612* (0.0368)		
<i>dfd</i>		0.021 (0.014)	
<i>c.did</i> × <i>c.dfd</i>		-0.052* (0.030)	
<i>dincome</i>			0.035* (0.018)
<i>c.did</i> × <i>c.dincome</i>			-0.057** (0.024)

_cons	-0.341*** (0.022)	0.122*** (0.026)	0.099*** (0.035)
控制变量	是	是	是
年份固定	是	是	是
国家固定	是	是	是
N	271	262	262
R ²	0.398	0.455	0.457

四、作用机制分析

(一) 中介效应模型的构建

“一带一路”倡议通过什么路径减轻非洲国家的主权债务负担？结合前文的理论分析，同时借鉴白俊红等（2022）的研究，本文构建如下中介效应模型进一步检验“一带一路”倡议影响非洲国家主权债务的机制：

$$\text{mediate}_{it} = \alpha + \varphi \text{did}_{it} + \beta \text{control}_{it} + v_i + \varepsilon_t + \mu_{it} \quad (4)$$

$$\text{debt}_{it} = \alpha + \theta \text{did}_{it} + \gamma \text{mediate}_{it} + \beta \text{control}_{it} + v_i + \varepsilon_t + \mu_{it} \quad (5)$$

其中，*mediate* 为中介变量，包括经济增长（*gdpr*、*mvadd*）、货物和服务的出口（*export*）、接受的外商直接投资（*invest*）、基础设施投资（*mcsp*、*rail*）等变量。其他变量与前文一致。如果系数 φ 与 γ 均显著，表明中介效应成立。根据上文提出的研究假设， φ 与 γ 的预期符号分别是正向和负向， θ 为负向。另外，控制变量的选择与基准模型保持一致。

(二) 影响机制检验

1. 经济增长效应

如前文所述，“一带一路”倡议下的中非经济合作促进了非洲经济发展，进而降低了其债务风险。本文采用非洲国家的 *gdp* 增长率（*gdpr*）和工业增加值（*mvadd*）来衡量经济增长效应。从经济增长的部门来看，对非洲产业带动作用最大的是工业部门。“一带一路”倡议下，非洲国家可以从中国提供的资金、技术和经验中获益，并借此推动国内制造业结构升级（Uchenna et al., 2019）。由此，文中进一步加入工业增加值中介变量。借鉴 Efobi et al.（2019）的实证研究，用制造业增加值来衡量非洲国家的工业化水平。

如表 5 Panel A 中列（1）和列（3）所示，以 *gdp* 增长率和制造业增加值为被解释变量，且保持年份、国家双向固定时，*did* 的影响系数均显著为正。这表明该倡议会显著提升非洲地区的经济发展速度和工业增加值，提高政府收入。进一步地，以债务流量占 GDP 比重为被解释变量时，*did* 的影响系数显著为负，*gdpr* 和 *mvadd* 也显著为负，如表 5 Panel A 中列（2）和列（4）所示，表明该倡议通过提高非洲地区的经济发展水平，降低了该地区的债务负担。

2. 出口增长效应

表 5 Panel A 中列（5）显示，以 *export* 为被解释变量，且保持年份、国家双向固定时，*did* 影响系数显著为正，表明该倡议会显著增加非洲地区出口总值，提高政府收入。表 5 Panel A 中列

（6）显示，以债务流量占 GDP 比重为被解释变量时，*did* 和 *export* 的影响系数显著为负，表明该倡议显著减轻了非洲地区的债务负担。据此，非洲国家出口对债务负担的影响机制得到进一步验证。“一带一路”倡议通过提高非洲国家的出口额，提高政府财政收入，减轻了该地区的债务负担。

表5 机制检验结果

Panel A: 经济增长、出口和投资的中介效应检验结果

	(1) gdpr	(2) flowgdp	(3) mvadd	(4) flowgdp	(5) export	(6) flowgdp	(7) invest	(8) flowgdp
did	1.823*** (0.516)	-0.029** (0.012)	0.977*** (0.222)	-0.026** (0.012)	0.391* (0.222)	-0.029** (0.012)	0.011* (0.007)	-0.029** (0.012)
mvadd				-4.555*** (0.352)				2.035*** (0.008)
invest						4.838*** (0.013)		-7.647*** (0.038)
gdpr		-0.083*** (0.001)						
export						-0.103*** (0.000)		
_cons	7.838*** (1.030)	-0.397*** (0.021)	2.1e+14*** (829.447)	-0.172*** (0.022)	-0.735*** (0.049)	-0.060*** (0.020)	0.224*** (0.010)	-0.438*** (0.021)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
年份	是	是	是	是	是	是	是	是
国家	是	是	是	是	是	是	是	是
N	262	262	207	171	207	162	162	162
R ²	0.445	0.455	0.765	0.565	0.655	0.765	0.465	0.455

Panel B: 基础设施投资（含通信设施）的中介效应检验结果

	(1) mcsp	(2) flowgdp	(3) rail	(4) flowgdp
did	0.197 (5.413)	-0.029** (0.012)	26.498 (35.857)	-0.014* (0.008)
mcsp		-0.001*** (0.000)		
rail				-0.051*** (0.000)
_cons	37.796 (25.972)	-0.111*** (0.020)	-5.83*** (0.557)	-0.273*** (0.021)
控制变量	是	是	是	是
年份	是	是	是	是
国家	是	是	是	是
N	223	162	159	181
R ²	0.656	0.223	0.447	0.554

3. 直接投资增长效应

“一带一路”倡议下投资便利措施的进一步落实，促进了中国对非洲的直接投资，增加了非洲国家的税收收入，提高非洲国家吸引外资的能力，进而提升非洲国家的偿债能力。表 5 Panel A 中列（7）显示，以 invest 为被解释变量，且保持年份和国家双向固定时，did 的影响系数为正，但未通过显著性检验。表 5 Panel A 中列（8）显示，以债务流量占 GDP 比重为被解释变量时，did 和 invest 的影响系数显著为负，表明该倡议显著降低了非洲地区的债务负担，据此，非洲国家接受投资的中介效应是部分成立的。“一带一路”倡议可在一定程度上增加非洲国家吸收的外商直接投资，提高政府财政收入，减轻该地区的债务负担。

4. 基础设施建设促进效应

考虑到“一带一路”倡议可能会直接影响非洲参与国的通信设施水平，本文借鉴 Donaubauer et al. (2016) 的研究，选取每 100 人中拥有的移动电话用户数（mcsp）来衡量通信设施水平。

基础设施建设的机制检验结果如表 5panelB 所示，以 mcsp 和 rail 作为被解释变量，且保持年份、国家双向固定时，did 的影响系数为正，但没有通过显著性检验。进一步地，表 5PanelA 中列（2）和列（4）显示，以债务流量占 GDP 比重为被解释变量时，did 影响系数显著为负，mcsp 和 rail 的影响系数也为负，表明该倡议显著降低了非洲主权债务负担。据此，非洲国家接受投资的中介效应是部分成立的。“一带一路”倡议可在一定程度上改善非洲国家的基础设施建设和服务水平，更好地服务其国内经济发展，促进贸易投资便利化，提高政府财政收入，减轻该地区的债务负担。

“一带一路”倡议的这一积极作用也在中非合作中得到印证。在通信设施建设方面，2015 年中国对非洲 ICT（Information and Communication Technology）基础设施的投资超过 10 亿美元。在能源供应设施建设方面，中国和肯尼亚分别在 2005 年和 2010 年签订优惠贷款协议，为肯尼亚配电系统现代化建设和建造地热发电厂提供资金。加入“一带一路”倡议后，双边地热发电开发合作持续推进，2015 年地热对肯尼亚国家能源结构的贡献增长至 51%。

五、结论与政策建议

本文基于 2011—2019 年 54 个非洲国家的面板数据，利用渐进双重差分方法评估“一带一路”倡议对非洲主权债务风险的影响。从“一带一路”倡议框架下中非合作的内容看，中国的贷款主要投入基础设施等生产性行业，有利于提升非洲各国的自主发展能力，长远来看，不但不会增加非洲国家的债务负担，还将为非洲的经济社会发展注入活力。本文主要得出三点结论：第一，“一带一路”倡议显著降低了共建国家外债流量占 GDP 的比重；第二，“一带一路”倡议主要通过经济增长、出口、投资、基础设施等正向中介效应，降低了共建国家债务流量占 GDP 的比重；第三，“一带一路”倡议对于共建国家的减债效果存在异质性，非洲多样化经济体、经济增长速度较慢和金融发展水平较低的非洲国家，在加入“一带一路”倡议后，债务负担下降更显著。基于上述研究结论，本文提出如下政策建议。

第一，提高偿债能力是缓解非洲国家债务风险的关键，根本之策是促进非洲经济发展。中国应主动作为，事先做好对贸易投资环境、基础设施建设条件等的调查研究，在“一带一路”倡议的框架下，进一步丰富中非在相关领域的合作成果。此外，引导企业主动对接非洲发展战略，将自身优势与非洲国家发展的需求深入对接。2018 年，习近平主席指出，在共建“一带一路”完成总体布局之后，要进一步使该倡议精准对接非洲国家的发展战略。同时，考虑到非洲国家债务风险与自身的问题密切相关，中非应该加强双方在产业发展、公共财政和债务管理上的合作，同时帮助非洲国家挖掘自身金融资源和潜能，有效降低债务风险。

第二，加强贷款风险的防范，建立风险预警机制。在高质量建设“一带一路”和《中非合作 2035 愿景》的背景下，我国对非洲的贷款不会因为西方“债务陷阱论”的质疑而搁浅。为此，无论我国提供的是援助性政府贷款还是开发性贷款，都要做好贷款的可行性研究、严格审批，还要在贷款落地后，及时追踪贷款对象的宏观经济环境及项目落实等可能面临的风险，同时建立相应的监督机制，确保项目融资能够用于发展实体经济。

第三，构建多元化和创新性的融资机制。一是引入市场力量参与融资。通过展现“一带一路”的丰硕成果，吸引更多的国际资本共同参与“一带一路”建设和融资。二是注重融资方式和主体创新，例如，中国对

非洲石油输出国的贷款，可以结合“石油+信贷+工程”的模式；大型基础设施项目可以结合优惠性贷款和商业贷款，同时将保险机构纳入整体的融资框架和风险分担机制。

第四，加强与国际组织和机构的合作，缓解非洲国家债务问题，助力“一带一路”建设高质量可持续发展。中国与世界银行、IMF 等国际组织在缓解非洲国家债务问题上有着利益共同点。在贷款标准与债务救济条件的标准制定上，可以借鉴多边开发机构的经验，通过协商合作，确定不同国家优惠贷款条件、优惠规模等的统一标准。这将降低中国贷款机构与国际机构的沟通成本，提高我国参与国际信贷市场的竞争力。此外，可在风险预警和风险评估信息共享方面建立合作机制。

【参考文献】

- [1] 白俊红, 张艺璇, 卞元超. 创新驱动政策是否提升城市创业活跃度——来自国家创新型城市试点政策的经验证据[J]. 中国工业经济, 2022 (6): 61-78
- [2] 黄梅波, 张晓倩, 邓昆. 非洲国家的债务可持续性及其对策分析[J]. 国际经济评论, 2020 (4): 84-97
- [3] 金刚, 沈坤荣. 中国企业对“一带一路”共建国家的交通投资效应: 发展效应还是债务陷阱[J]. 中国工业经济, 2019 (9): 79-97
- [4] 李慧征. “一带一路”背景下的中非经济合作: 现状、挑战及前景[J]. 北方经济, 2019 (10): 48-50
- [5] 刘晨, 葛顺奇. 中国贷款与非洲债务可持续性: 现实与前景[J]. 国际经济评论, 2022 (4): 1-28
- [6] 刘铭, 乔桂明, 程然. 基于 Logit 模型的新兴经济体主权债务危机预警研究[J]. 国际金融研究, 2020 (3): 55-64
- [7] 刘晓光, 刘元春, 王健. 杠杆率、经济增长与衰退[J]. 中国社会科学, 2018 (6): 50-70+205
- [8] 卢凌宇, 古宝密. 怀璧其罪: 中国在非洲推行“债务陷阱式外交”? [J]. 西亚非洲, 2020 (1): 27-46
- [9] 邱煜, 潘攀. “一带一路”倡议与沿线国家债务风险: 效应及作用机制[J]. 财贸经济, 2019 (12): 96-111
- [10] 孙云鹏. “一带一路”对沿线国家公私外债的结构性影响[J]. 财经问题研究, 2021 (2): 99-108
- [11] 伍戈, 李斌, 戴雨汐等. 债务与经济危机——基于分部门债务及债务波动性视角[J]. 国际金融研究, 2020 (9): 44-55
- [12] 杨宝荣. “债务视角”看非洲“可持续发展议程”融资困境——兼论“一带一路”对非洲发展支持[J]. 学术探索, 2021 (12): 67-75
- [13] 钟红, 刘家琳. 债务型资本流动对主权债务违约风险影响研究[J]. 国际金融研究, 2021 (4): 43-56
- [14] 周文, 赵方. 中国“一带一路”倡议下的中非合作是“新殖民主义”吗? [J]. 马克思主义研究, 2017 (1): 129-142
- [15] 周玉渊. 中国在非洲债务问题的争论与真相[J]. 西亚非洲, 2020 (1): 3-26
- [16] 张冲, 杨洁, 张明. 政治稳定性影响货币国际化的机制研究[J]. 世界经济与政治, 2023 (3): 32-57
- [17] Abdilahi A L. The Geopolitics and Impacts of China's "One Belt, One Road" Initiatives in the Horn of Africa[J]. European Journal of Political Science Studies, 2020, 3 (2): 86-94
- [18] Abramovitz M. Resource and Output Trends in The United States Since 1870[J]. American Economic Review, 1956, 46 (2): 5-23
- [19] Alden C, Jiang L. Brave New World: Debt, Industrialization and Security in China-Africa Relations[J]. International Affairs, 2019, 95 (3): 641-657
- [20] Anzette W. Debt Trap? Chinese Loans and Africa's Development Options[J]. SAIIA Policy Insights 66, 2018, 8: 1-13
- [21] Appiah-Kubi S N K, Malec K, Phiri J, et al. Key Drivers of Public Debt Levels: Empirical Evidence from Africa [J]. Sustainability, 2022 (14): 1-15
- [22] Boffa M. Trade Linkages Between the Belt and Road Economies[R]. Policy Research Working Paper, No. 8423, 2018
- [23] Brautigam D. A Critical Look at Chinese "Debt-Trap Diplomacy": The Rise of a Meme[J]. Area Development and Policy, 2020, 5 (1): 1-14
- [24] Calderón C, Moral-Benito E, Servén L. Is Infrastructure Capital Productive? A Dynamic Heterogeneous Approach [R]. The World Bank, Working Paper Series, 2011
- [25] Cardona M, Kretschmer T, Strobel T. ICT and Productivity: Conclusions from the Empirical Literature[J]. Information Economics and Policy, 2013, 25 (3): 109-125
- [26] Checherita-Westphal C, Rother P. The Impact of High Government Debt on Economic Growth and Its Channels: An Empirical Investigation for the Euro Area[J]. European Economic Review, 2012, 56: 1392-1405
- [27] Chen X, Fang H, Liu Y, et al. Does Chinese Policy Banks' Overseas Lending Favor Belt Road Initiative Countries? [J]. International Studies of Economics, 2022, 117 (4): 430-458

- [28] Clements B, Bhattacharya R, Nguyen T Q. Can Debt Relief Boost Growth in Poor Countries? [R]. IMF Working Paper, 2005, No.34
- [29] Du J, Zhang Y. Does One Belt One Road Initiative Promote Chinese Overseas Direct Investment? [J]. China Economic Review, 2018, 47: 189-205
- [30] Dunne P, Nikolaidou E, Chiminya A. Military Spending, Conflict and External Debt in Sub-Saharan Africa[J]. Defence and Peace Economics, 2019, 30 (4): 462-473
- [31] Efobi S, Asongu C, Okafor C, et al. Remittances, Finance and Industrialization in Africa[J]. Journal of Multinational Finance Management, 2019 (9): 54-66
- [32] Foo N, Lean H, Salim R. The Impact of China's One Belt One Road Initiative on International Trade in the ASEAN Region[J]. The North American Journal of Economics and Finance, 2020, 54, 101089
- [33] Fuentes O I. The Effects of Foreign Direct Investment on Sovereign Debt Sustainability in Latin America[R]. Syracuse University Honors Program Capstone Projects, 2012
- [34] Hart-Landsberg M. A Critical Look at China's One Belt, One Road Initiative [J]. Committee for the Abolition of Illegitimate Debt, 2018: 1-11
- [35] Hurley J, Morris S, Portelance G. Examining the Debt Implications of the Belt and Road Initiative from a Policy Perspective[J]. Journal of Infrastructure, Policy and Development, 2019, 3 (1): 139-175
- [36] Kang S J, Lee H. Foreign Direct Investment and Deindustrialisation [J]. World Economy, 2011, 34 (2): 313-329
- [37] Megersa K, Cassimon D. Debt Sustainability and Direction of Trade: What Does Africa's Shifting Engagement with BRIC and OECD Tells Us? Foreign Capital Flows and Economic Development in Africa[M]. London: Palgrave Macmillan, 2017: 449-475
- [38] Mukwaya R, Mold A. Modelling the Economic Impact of the China Belt and Road Initiative on East Africa[R]. IDEAS Working Paper, 2018
- [39] Niebel T. ICT and Economic Growth-Comparing Developing, Emerging and Developed Countries[J]. World Development, 2018, 104: 197-211
- [40] Ostadi H, Samin A. The Relationship Between External Debt and Foreign Direct Investment in D8 Member Countries (1995-2011) [J]. Walia Journal, 2014, 30: 18-22
- [41] Perez A, Wilson S. Export Performance and Trade Facilitation Reform: Hard and Soft Infrastructure[J]. World Development, 2012, 40 (7): 1295-1307
- [42] Puga D. European Regional Policies in Light of Recent Location Theories[J]. Journal of Economic Geography, 2002, 2 (4): 373-406
- [43] Risberg P. The Give-And-Take of BRI in Africa[J]. New Perspectives in Foreign Policy, 2019, 17: 43-47
- [44] Sun Y, Lu Z, Bao Q, et al. The Belt & Road Initiative and the Public and Private Debts of Participating Countries: The Role of China's Economic Policy Uncertainty[J]. Structural Change and Economic Dynamics, 2022, 60: 179-193
- [45] Wang X, Zhu K, Li Y, et al. Applicability and Prospect of China's Development Zone Model in Africa[J]. Chinese Geography Science, 2017, 27 (6): 860-874
- [46] Wulandari D A, Inayah A. The Impact of China's Belt and Road Initiative on Indonesia's Export to China[J]. Journal of World Trade Studies, 2021, 6 (1): 1-14
- [47] Yang G, Huang X, Huang J, et al. Assessment of the Effects of Infrastructure Investment Under the Belt and Road Initiative[J]. China Economic Review, 2020 (60): 101418

The Impact of the Belt and Road Initiative on the Level of African Sovereign Debt — An Empirical Test Based on Difference-in-Difference

Wang Shanshan Huang Meibo

Summary: In the process of China-Africa cooperation in the Belt and Road Initiative, there are some international criticisms about the impact of the initiative on the sovereign debt of African countries, especially the “debt trap theory” which has been widely spread in the international community. In the face of various skeptical voices, this study will assess the impact of the Belt and Road Initiative on Africa's debt from the perspective of objective data to respond.

This study tests the impact of the Belt and Road Initiative on African debt based on panel data from 54 countries from 2011 to 2019. Research findings are as follows. Firstly, China's Belt and Road Initiative has a significant negative impact on China's external debt ratio, which significantly reduces the proportion of foreign debt flows to GDP. The results were furtherly tested by a variety of robustness tests, including temporal heterogeneity test, placebo test and propensity score Matching difference in difference method (PSM-DID). Secondly, for African participating countries with low GDP growth rate and financial development level, or diversified economies. Thirdly, the Belt and Road Initiative has reduced the debt ratio of African countries mainly through positive intermediation effects such as economic growth, exports, investment and infrastructure.

An accurate understanding and comprehensive assessment of the impact of the Belt and Road Initiative on the debt sustainability of African countries is conducive to policymakers making informed external borrowing decisions, ensuring debt sustainability and macroeconomic stability. It is also an important guarantee for high-quality cooperation, and is related to the further implementation of Vision 2035 for China-Africa Cooperation and the United Nations 2030 Sustainable Development Goals.

Keywords: The Belt and Road Initiative; Debt Trap Theory; African Sovereign Debt; Difference-in-Difference

我国行业间尾部风险溢出的测度及时空驱动因素研究¹

李政² 李丽雯³ 刘淇⁴

【摘要】基于经济金融的共生共荣关系, 本文采用 LASSO 分位数回归构建我国金融与实体行业间的尾部风险网络, 利用复杂网络分析法对行业间尾部风险溢出进行测度分析, 并从时空两个维度探讨行业尾部风险溢出的驱动因素。研究结果显示, 第一, 我国经济金融系统中的 31 个行业形成了“牵一发而动全身”的尾部关联网络, 金融行业间、实体行业间以及金融与实体行业之间均存在密切的尾部关联, 而且在与实体行业的互动中, 金融行业内部存在结构性不平衡。第二, 经济金融系统中的风险传染源既可能来自金融行业, 也有可能来自实体行业, 银行、医药生物、计算机和建筑装饰是经济金融系统中重要的“风险驱动者”。第三, 在空间维度上, 行业间投入产出关联越密切, 其尾部风险溢出水平越高, 且相比前向关联, 后向关联对行业间尾部风险溢出的解释力更强, 即尾部风险主要沿产业链从下游向上游行业进行逆向传导; 两两行业间的收益相关性和波动相关性越高, 尾部风险溢出越强; 行业自身风险水平越高, 其接收其他行业的尾部风险溢出越强。在时间维度上, 宏观经济环境和融资环境是行业尾部风险溢出动态变化的主要驱动因素。

【关键词】尾部风险溢出 驱动因素 投入产出关联 LASSO 分位数回归

引言和文献综述

防范化解金融风险, 特别是防止发生系统性金融风险, 是金融工作的根本性任务, 也是金融工作的永恒主题。党的二十大报告更是明确指出, 目前我国“防范金融风险还须解决许多重大问题”, 并提出“强化金融稳定保障体系, 依法将各类金融活动全部纳入监管, 守住不发生系统性风险底线”的要求。防范化解系统性风险必须准确把握经济与金融二者之间的共生共荣关系, 立足于经济金融系统的全局。同时, 在现代化经济体系中, 各个行业间的业务往来、资金借贷愈发频繁, 整个经济金融系统形成了紧密、复杂的网络关联关系。防范化解系统性风险不仅需要立足于经济金融系统的全局, 而且必须准确把握其网络关联特征, 明确各个行业在风险网络中扮演的角色和地位, 有效识别风险生成源头和传递路径, 深入考察风险传染的机制。

目前, 大量学者基于行业关联视角, 从均值(乔海曙等, 2016; 叶五一等, 2018)、波动(朱波和马永谈, 2018; 贾妍妍等, 2020; 黄昌利等, 2021; 李政等, 2022)和尾部(李政等, 2019; 杨子晖和王姝黛, 2020; 马亚明和胡春阳, 2021; 赵飞, 2021)等多个层面, 针对我国行业间的关联性和风险溢出效应开展研究, 取得了较为丰硕的研究成果。与此同时, 部分学者研究了美国行业间的波动和尾部风险溢出效应(Chiu 等, 2015; Ngene, 2021; Nguyen 等, 2021; Mensi 等, 2021; Naeem 等, 2022)。对比国内外研究可知, 虽然国内外文献的研究对象有所不同, 但是在以下方面存在相似之处: 其一, 现有研究重在从均值、波动和尾部等层面测度行业间的关联性和风险溢出水平, 在时间维度上考察其时变特征, 在空间维度上识别各个行业扮演的角色和地位; 其二, 研究行业关联和风险溢出影响因素的文献相对较少, 且已有研究存在明显缺陷, 目前还未有文献从时空两个维度考察行业尾部风险溢出的驱动因素⁵。

¹ 原载于《统计研究》2024年第2期

² 李政, 天津财经大学金融学院副院长、教授、博士生导师

³ 李丽雯, 天津财经大学金融学院博士研究生

⁴ 刘淇, 南开大学经济学院财金研究所博士研究生

⁵ 除了乔海曙等(2016)、Nguyen 等(2021)等少数文献考察了两两行业间的投入产出关系对行业间联动和风险溢出的影响, 其余文献均是总溢出或者行业方向性溢出作为被解释变量, 考察行业特征、宏观经济金融因素对行业间波动和尾部风险溢出的影响, 并且还未有文献从时空两个维度探讨我国行业尾部风险溢出的驱动因素

进一步考虑到相比均值和波动层面，系统性风险更加关注极端情形下的尾部风险溢出。因此，本文采用 LASSO (Least Absolute Shrinkage and Selection Operator) 分位数回归筛选影响每个行业风险的因素，识别行业间的风险溢出关系，进而构建起行业间尾部风险网络，并通过复杂网络分析法对各个行业在尾部风险网络中的角色和地位进行深入分析。而且，本文从时空两个维度探讨我国行业尾部风险溢出的驱动因素。空间维度上，利用 QAP (Quadratic Assignment Procedure) 分析方法考察两两行业间的投入产出关联、收益和波动相关性以及行业自身风险水平对尾部风险跨行业溢出的影响；时间维度上，从宏观经济环境、融资环境以及金融市场波动三个方面考察行业尾部风险溢出动态变化的影响因素。

本文的创新与贡献主要体现在以下两个方面：其一，基于经济金融的共生共荣关系，采用 LASSO 分位数回归方法构建行业间尾部风险网络，有助于监管当局立足全局视角来防范化解系统性风险，从风险源头和传递路径两个方面强化风险防控能力建设；其二，本文从空间和时间两个维度考察行业尾部风险溢出的驱动因素，尤其是从行业间的实际业务联系切入，考察其对两两行业间尾部风险溢出的影响，弥补了现有研究的不足，有助于明晰尾部风险跨行业传染的机制，为构建有效的宏观审慎监管框架提供实证支持。

一、研究方法 with 数据说明

(一) 行业尾部风险网络的构建

本文采用线性分位数回归估计单个行业的在险价值 VaR:

$$X_{i,t} = \alpha_i + \beta_i^T R_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中， $X_{i,t}$ 是行业 i 在 t 期的收益率， $R_{i,t} \equiv \{X_{i,t-1}, E_{-i,t}\}$ 为行业 i 风险的潜在影响因子，包括行业 i 滞后一期的收益率 $X_{i,t-1}$ 以及来自其他行业的影响 $E_{-i,t}$ 。参照 Hautsch 等 (2015)、刘晓东和欧阳红兵 (2019) 等研究，本文利用损失超出量衡量其他行业的影响。 $E_{j,t} = X_{j,t} \cdot I(X_{j,t} \leq Q_j^{0.1})$ 为行业 j 的损失超出量， $Q_j^{0.1}$ 表示 $X_{j,t}$ 的 10% 无条件样本分位数， $I(\cdot)$ 为指示函数，当 $X_{j,t} \leq Q_j^{0.1}$ 时， $I(\cdot)$ 为 1，否则为 0。 $E_{-i,t} \equiv (E_{1,t}, E_{2,t}, \dots, E_{K,t})$ 表示除了行业 i 以外其他行业的损失超出量，这意味着其他行业处于困境时，可能会影响行业 i 的在险价值，即行业间存在尾部风险溢出效应。此外， α_i 为截距项， $\beta_i \equiv \{\beta_{i1}, \beta_{i-1}\}^T$ 为 $R_{i,t}$ 的影响系数， $\beta_{i-1} = \{\beta_{i1}, \beta_{i2}, \dots, \beta_{iK}\}$ 表示其他行业对行业 i 的尾部风险溢出强度。

相比两两分位数回归下，孤立地测度行业 j 对行业 i 的风险溢出，式 (1) 是在考虑所有可能的交互影响下测度行业间的尾部风险溢出，其度量结果更为真实可靠。但当行业数目较多时， $R_{i,t}$ 中的变量个数过多，传统分位数回归面临过度拟合和多重共线性问题 (蒋海和张锦意, 2018)，即在高维环境下传统分位数回归会遭遇“维度诅咒”难题，而且现实中并非任意两个行业之间都具有尾部风险溢出关系。将 LASSO 算法与传统分位数回归相结合的 LASSO 分数回归，不仅可以较好地解决多重共线性问题，而且能够甄别出影响每个行业尾部风险的因素，识别行业间的尾部风险溢出效应。因此，本文对式 (1) 进行 LASSO 分位数回归，对解释变量集合 $R_{i,t}$ 降维精简并同时估计其影响系数 β_i ，进而识别行业间真实的风

险溢出关系。

对于式 (1)，其 LASSO 分位数回归的目标函数如下：

$$\arg \min_{\alpha_i, \beta_i} \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \rho_q(X_{i,t} - \alpha_i - \beta_i^T R_{i,t}) + \lambda_i \|\beta_i\|_1 \quad (2)$$

其中，损失函数 $\rho_q(u) = u \times (q - I(u < 0))$ ， $I(\cdot)$ 为指示函数，当 $u < 0$ 时， $I(\cdot)$ 为 1，否则为 0。式 (2) 的前半部分为传统分位数回归的目标函数，后半部分 $\lambda_i \|\beta_i\|_1$ 为新加入的 LASSO 惩罚项。惩罚参数 $\lambda_i \geq 0$ 调节惩罚力度， $\|\beta_i\|_1$ 为待估参数的 ℓ_1 范数，本文采用主流的十折交叉验证来选择最优的惩罚参数 λ_i 。

通过对式 (1) 进行 $q = 5\%$ 的 LASSO 分位数回归，可以筛选出影响行业 i 风险的因素。

$\hat{\beta}_{i \cdot i} = \{\hat{\beta}_{i1}, \hat{\beta}_{i2}, \dots, \hat{\beta}_{iK}\}$ 给出了其他行业对行业 i 的尾部风险溢出强度；若行业 j 不是行业 i 风险的影子因子，则 $\hat{\beta}_{ij} = 0$ 。对于每个行业 ($i = 1, \dots, K$) 重复上述过程，则可以构建起行业间的尾部风险网络。该网络为加权有向网络，可由邻接矩阵 W 来表示：

$$W = \begin{pmatrix} 0 & \hat{\beta}_{12} & \hat{\beta}_{13} & \cdots & \hat{\beta}_{1K} \\ \hat{\beta}_{21} & 0 & \hat{\beta}_{23} & \cdots & \hat{\beta}_{2K} \\ \hat{\beta}_{31} & \hat{\beta}_{32} & 0 & \cdots & \hat{\beta}_{3K} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \hat{\beta}_{K1} & \hat{\beta}_{K2} & \hat{\beta}_{K3} & \cdots & 0 \end{pmatrix}_{K \times K} \quad (3)$$

矩阵 W 的第 i 行给出了行业 i 接受其他行业的尾部风险溢出，第 i 列给出了行业 i 对其他行业的尾部风险溢出。本文采用加权度中心性考察各个行业在网络中扮演的角色和地位，通过复杂网络分析方法对行业间的尾部风险溢出效应进行分析。

(二) 研究样本与数据说明

与已有研究相同，本文采用行业指数来代表各个行业，进而考察我国行业间尾部风险溢出效应。本文选取 31 个申万一级行业作为研究对象。其中，银行和非银金融归属为金融行业，其余 29 个行业归属为实体行业。鉴于 2006 年底股权分置改革任务基本完成，本文提取了 2007 年 1 月至 2023 年 6 月间 31 个行业指数的周度收盘价并计算对数收益率，最终得到 843 组观测值。所有数据均来自 Wind 数据库。

二、实证结果与分析

(一) 行业尾部风险溢出效应分析

1. 尾部风险网络的构建

基于全样本的 LASSO 分位数回归结果，本文构建了我国 31 个行业的尾部风险网络⁶，每个行业的影响因子⁷，即为尾部风险网络中的边。

⁶ 因篇幅所限，我国 31 个行业的尾部风险网络以附图 1 展示，见《统计研究》网站所列附件。下同

⁷ 因篇幅所限，LASSO 分位数回归筛选的影响因子以附表 1 展示

研究表明，第一，我国经济金融系统中的 31 个行业形成了“牵一发而动全身”的尾部关联网，每个行业都受到众多其他行业风险溢出的影响。具体而言，全样本尾部风险网络中共有 401 条边，包括 117 对双向溢出关系（即 234 条边）和 167 条单向溢出关系，表明 31 个行业间双向与单向风险传染并存，没有行业处于绝对的“孤立点”。31 个行业平均的影响因子数量接近 13，影响因子最少的为 5 个，最多则高达 21 个，表明 31 个行业间存在密切的尾部风险关联，这使得单个行业的局部风险能够在行业间迅速传播扩散，放大风险的破坏程度和影响范围，甚至诱发系统性风险。

第二，我国经济金融系统中，金融行业间（银行与非银金融）、实体行业间以及金融与实体行业间均存在密切的尾部关联。具体来看，在 31 个行业的尾部风险溢出网络中，银行与非银金融之间的双向溢出强度最高⁸，是网络中最核心的两条边。其原因主要在于，金融行业内部不仅存在传统的债权债务直接关联和持有共同资产间接关联（方意，2016；方意和黄丽灵，2019），趋势愈发明显的混业经营也使得金融行业间实际关联程度加深。另外，29 个实体行业之间也形成了密如蛛网的尾部风险溢出网络，实体行业间尾部风险关联性反映了行业间的实际关联，不仅包括上下游行业间通过产品贸易、资金借贷等直接业务联系形成的产业链关联、投资关联和信用关联等（赵飞，2021），还包括宏观经济政策共同冲击导致的间接关联（乔海曙等，2016）。

金融与实体行业之间，银行和非银金融分别对 14 和 13 个实体行业存在尾部风险溢出，并分别受到 4 个和 13 个实体行业尾部风险溢出的影响，这表明金融与实体行业之间通过资金借贷、金融资产配置等渠道形成了密切的尾部关联（马亚明和胡春阳，2021）。值得注意的是，在与实体行业的互动中，金融行业内部存在结构性不平衡。一方面，银行对实体行业的风险溢出强度达到 1.7979，而且还是交通运输、房地产、煤炭、机械设备、钢铁和石油石化行业的重要风险来源；相较于银行，非银金融对实体行业的溢出强度低很多，只有 0.9379，且仅为有色金属、石油石化和建筑材料行业的重要风险来源。这与我国以银行间接融资为主导的金融体系现状相吻合。另一方面，相较于银行，非银金融接收实体行业风险溢出的强度较高⁹，而且从数量上来看，非银金融的实体行业影响因子数量（13 个）远高于银行（4 个）。总之，在与实体行业互动中银行和非银金融表现出明显差异。

第三，金融行业对绝大多数实体行业（18 个）存在尾部风险溢出。那么，没有受到金融行业尾部风险溢出的行业，其特征也值得关注。一方面，农林牧渔、传媒、商贸零售、医药生物、基础化工和纺织服饰等行业，由于缺少合格抵押物、研发风险高、产能过剩等原因，难以获得金融行业有效的融资支持，与金融行业的实际关联度相对较低，这种弱关联性被动隔离了金融行业的尾部风险溢出。这一结果再次佐证了行业间的尾部风险溢出是由于行业间的实际关联。另一方面，公用事业、国防军工、电力设备和计算机等行业，受益于国家产业政策支持，表现出明显的成长性优势，对金融行业融资依赖性较弱，从而有效抵御了金融行业的尾部风险溢出，这表明实体行业保持持久的成长能力才是主动抵御金融行业尾部风险溢出的根本所在。因此，无论是被动隔离还是主动抵御，与金融行业的实际关联度越低，金融行业对其尾部风险溢出越弱，这与 Chiu 等（2015）针对美国金融与实体行业的研究发现相一致¹⁰。

2. 单个行业的中心性分析

为进一步考察各个行业在尾部风险网络中扮演的角色和地位，本文计算了 31 个行业的输出和输入度中心性并进行排序。为了保证研究结论的稳健性，本文在全样本静态分析的基础上，采用滚动估计方法构建时变的行业尾部风险网络并计算每个行业的度中心性¹¹。其中，滚动窗口为 102 周，包含约 2 年的观测数据。

借鉴 Hautsch 等（2015）、刘海云和吕龙（2018）、刘晓东和欧阳红兵（2019）等研究，本文根据每个行业输出和输入度中心性的排名，识别其在尾部风险网络中的角色和地位。具体标准如下：若行业的输入度中心性排名在后 50%且输出度中心性排名在前 50%，表明这类行业自身较少受到其他行业尾部风险

⁸ 非银金融对银行的溢出强度为 0.5951，银行对非银金融的溢出强度为 0.4872，在 401 条边中分别位列第 1 和第 3。

⁹ 银行和非银金融接收实体行业风险溢出的强度分别为 0.4203 和 0.8453

¹⁰ Chiu 等（2015）研究发现，实体行业的债务融资（debt financing）越低，金融行业对其波动和尾部风险溢出越小。

¹¹ 因篇幅所限，全样本和滚动样本下 31 个行业的度中心性以附表 2 展示

溢出的影响,但其对外风险溢出能力较强,属于“风险驱动者”;若行业的输入度中心性排名在前50%且输出度中心性排名在后50%,表明这类行业易受其他行业尾部风险溢出的影响,但其自身风险对其他行业的影响较小,扮演着“风险接收者”角色;若行业的输入和输出度中心性排名均在前50%,说明这类行业的尾部风险溢入和溢出均较强,在网络中较为活跃,既充当风险接收者又充当风险驱动者,属于经济金融系统中的“风险传播者”;若行业的输入和输出度中心性排名均在后50%,表明其与其他行业的风险关联程度较低,可视为“独行侠”。

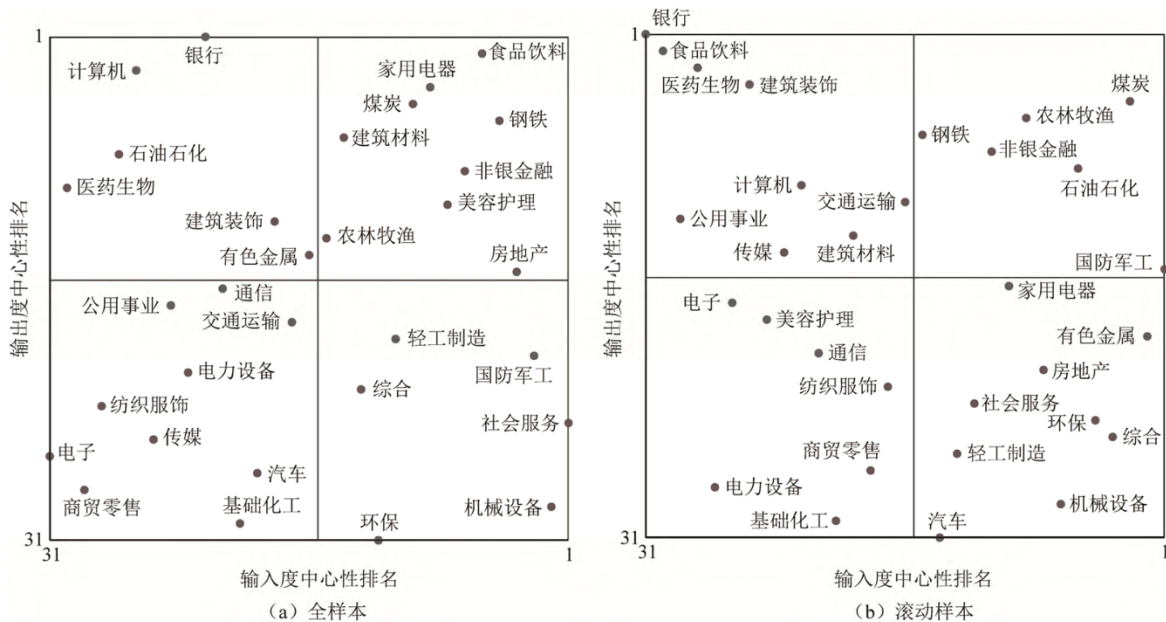


图1 全样本和滚动样本下31个行业的角色识别结果

图1给出了全样本和滚动样本下31个行业的角色识别结果。四宫格左上方内的行业是“风险驱动者”,右上方内的行业是“风险传播者”,右下方内的行业是“风险接收者”,左下方内的行业是“独行侠”。对比全样本与滚动样本的识别结果,12个行业的角色发生变化,分别是交通运输、传媒、公用事业、国防军工、家用电器、建筑材料、房地产、有色金属、汽车、石油石化、美容护理、食品饮料。除了石油石化、美容护理、食品饮料外,角色变化的9个行业都是因为输出度中心性或输入度中心性排名在临界值附近,排名的微小变动容易引发其角色转变。其他19个行业的角色均未发生变化,这说明本文的角色识别标准具有较好的稳健性。

综合考虑全样本和滚动样本的结果,19个行业的角色识别结果具体如下:“风险驱动者”包括银行、医药生物、计算机、建筑装饰;“风险接收者”包括机械设备、环保、社会服务、综合、轻工制造;“风险传播者”包括非银金融、农林牧渔、煤炭、钢铁;“独行侠”包括商贸零售、基础化工、电力设备、电子、纺织服饰、通信。

根据上述角色识别结果可知,经济金融系统中的风险传染源既可能来自金融行业,也有可能来自实体行业。银行在全样本和滚动样本下的输出度中心性排名均为第一,输入度中心性的排名则均较为靠后,是最具代表性的“风险驱动者”,是经济金融系统中重要的风险传染源。同时,实体行业中,医药生物、计算机和建筑装饰也是重要的“风险驱动者”。这三个行业涉及产业升级和消费升级,是引领我国经济走向高质量发展的重点产业,因此在制定相关产业政策时应做好“促升级”与“防风险”的平衡。

此外,经济金融系统中的“风险传播者”,可能会在系统中进一步扩散风险,从而放大系统中的尾部风险,是网络中的重要节点,应该受到相应的监督。比如,非银金融在经济金融系统中是典型的“风险传播者”,风险的溢入和溢出排名均居前列。而且,非银金融接受13个实体行业的尾部风险溢出,并对13个实体行业存在尾部风险溢出,其与实体行业具有密切的尾部风险关联性。尽管银行仅受4个实体行

业的影响，但是由于银行与非银金融极强的风险关联性，实体行业的尾部风险会通过非银金融传导至银行，同时非银金融也是银行尾部风险在网络中进一步扩散的重要节点。

（二）两两行业间尾部风险溢出的驱动因素

1. 理论分析、变量选择和分析方法

随着生产技术的提高和专业化分工程度加深，行业间形成了稳定的依存关系和技术经济联系（赵飞，2021），其实际业务关联愈发紧密复杂，单个行业已无法脱离其他行业完成所有的经济活动。其中，上下游行业存在着直接提供和被提供产品、技术和服务等业务方面的联系，单个行业的尾部风险将通过这种产业链、供应链关联在行业间传递扩散，即投入产出关联对行业间尾部风险溢出具有显著正向影响。而且，行业在产业链、供应链中的角色地位影响行业间的风险溢出，当一个行业是其他行业的大客户时，前者对后者具有更强的尾部风险溢出（Nguyen 等，2021），即尾部风险主要沿产业链从下游行业向上游行业进行逆向传导。基于以上分析，提出本文假设 1。

假设 1：两两行业间投入产出关联越密切，其尾部风险溢出水平越高，且相比前向关联，后向关联对行业间尾部风险溢出的解释能力更强。

在多样化的经济活动中，行业间的互动关系并不是单一的，除了产品贸易、资金借贷等直接业务联系，行业还因宏观经济政策冲击、共同债权债务等产生间接联系（乔海曙等，2016）。基于行业指数等市场数据的关联性度量并不拘泥于某一特定的关联形式，综合考虑了各种潜在的关联渠道，能够更为全面地衡量行业间的关联关系。其中，收益率相关性反映了行业间的一体化水平，波动率相关性衡量了行业波动风险的关联程度，前者关注于一阶矩，后者关注于二阶矩（李红权等，2011；杨子晖等，2022）。行业在均值和波动层面的相关性越高，表明其实际业务关联越强，在极端情形下尾部风险跨行业溢出的可能性和水平也就越高。基于以上分析，提出本文假设 2。

假设 2：两两行业间的收益相关性和波动相关性越高，尾部风险溢出越强。

各个行业通过直接关联、间接关联和信息关联等多种渠道形成了错综复杂的关联关系，是尾部风险在行业间传递和扩散的基础。自身风险较高的行业，一旦其发生极端风险事件，将通过上述关联渠道对其他行业造成巨大的负面冲击，比如通过产业链、资金链冲击上下游行业，导致相关行业也陷入困境。因此，行业自身风险水平越高，对其他行业的尾部风险溢出越强（赵飞，2021）。同时，自身风险水平较高的行业，其脆弱性较高、抗风险能力较差，对来自其他行业的负向冲击更为敏感，容易受到其他行业的风险传染，即行业自身风险水平越高，接收其他行业的尾部风险溢出也越强（赵飞，2021）。基于以上分析，提出本文假设 3。

假设 3：行业自身风险水平越高，对其他行业和接收其他行业的尾部风险溢出越强。

基于上述理论分析，本文建立如下模型：

$$W = f(A, B, D, R, V, S, T) \quad (4)$$

式（4）显示的是关系数据之间的关系，实证数据是一系列的矩阵（李敬等，2014）。因变量 W 为行业尾部风险的空间关联关系，其第 i 行第 j 列元素为行业 j 对行业 i 的尾部风险溢出水平，来自全样本 LASSO 分位数回归构建的尾部风险网络。自变量包含直接消耗系数 A 、完全消耗系数 B 、分配系数 D 三个投入产出指标，两两行业间的收益率相关系数 R 和波动率相关系数 V 以及输出行业的风险水平 S 和输入行业的风险水平 T 。其中， A 、 B 和 D 反映了两两行业间的投入产出关系¹²， R 和 V 代表了两两行业在均值和波动层面的相关性，这 5 个指标反映了行业在空间上的关联关系； S 第 i 行第 j 列元素为行业 j 的股指波动率，代表输出行业自身的风险水平， T 第 i 行第 j 列元素为行业 i 的股指波动率，代表输入行业自身的风险水平。上述变量的主要含义、计算方法和数据来源具体可见表 1。

¹² 本文基于 2002 年、2007 年、2012 年、2017 年、2018 年和 2020 年的全国投入产出表，计算了 31 个行业两两间的直接消耗系数、完全消耗系数和分配系数，并取 6 次的均值衡量两两行业间的投入产出关系

表 1 空间维度分析的因变量和自变量

变量	主要含义	计算方法	数据来源
尾部风险溢出水平 (W_{ij})	行业 j 对行业 i 的尾部风险溢出	式 (3)	Wind
直接消耗系数 (A_{ij})	生产单位行业 j 产品所直接消耗行业 i 产品的数量	$A_{ij} = \frac{x_{ij}}{X_j}$	国家统计局投入产出表
完全消耗系数 (B_{ij})	生产单位行业 j 产品所直接和间接消耗行业 i 产品的数量之和	$B = (I - A)^{-1} - I$	
分配系数 (D_{ij})	行业 i 的产品分配使用在行业 j 生产用途上的比重	$D_{ij} = \frac{x_{ij}}{X_i}$	
收益率相关系数 (R_{ij})	行业 j 与行业 i 股指收益率的相关系数	先计算各行业股指的周度收益率，再计算两两间的相关系数	Wind
波动率相关系数 (V_{ij})	行业 j 与行业 i 股指波动率的相关系数	先计算各行业股指的已实现波动率，再计算两两间的相关系数	Wind
起点的风险水平 (S_{ij})	行业 j 的股指波动率	行业 j 股指波动率的样本均值	Wind
终点的风险水平 (T_{ij})	行业 i 的股指波动率	行业 i 股指波动率的样本均值	Wind

注： x_{ij} 表示行业 j 生产中消耗行业 i 货物或服务价值量， X_j 和 X_i 表示行业 j 和行业 i 的总投入。

由于在关系数据（即矩阵）中同一行（或同一列）的观测存在显著的正相关，这会导致常规的回归分析标准误过小，无法正确判断系数的显著性。因此，本文采用 QAP 方法考察两两行业间尾部风险溢出的影响因素。该方法是网络分析中检验不同关系数据（即矩阵）之间是否具有显著关系的常用方法，被广泛用于研究关联网络的影响因素（李敬等，2014；刘海云和吕龙，2018；李政等，2020）。

QAP 方法分为 QAP 相关分析和 QAP 回归分析，二者在原理上基本相同。以 QAP 回归分析为例，首先，对因变量矩阵和多个自变量矩阵的对应元素进行常规的回归分析；其次，对因变量矩阵的行和相应的列同时进行随机置换，然后重新回归并保存所有系数的估计值，重复这一步骤上千次；最后，对于每一个系数来说，计算在全部随机置换中产生的系数大于等于（或小于等于）第一步计算得到的系数的比例，从而对其显著性加以判断。

2. QAP 分析结果

接下来，本文采用 QAP 相关分析和回归分析考察两两行业间尾部风险溢出的驱动因素。表 2 列出了 QAP 相关分析的结果，可以发现，第一，收益率相关系数 R_{ij} 、波动率相关系数 V_{ij} 与尾部风险溢出水平 W_{ij} 均在 1% 的水平下显著正相关，且 R_{ij} 与 W_{ij} 的相关性更高。第二，行业 j 消耗行业 i 的三个投入产出指标与 W_{ij} 的相关系数均显著为正。其中，直接消耗系数 A_{ij} 、完全消耗系数 B_{ij} 和分配系数 D_{ij} 均在 1% 的水平下显著，且相关系数从大到小依次是 A_{ij} 、 D_{ij} 和 B_{ij} 。这表明后向投入产出关联¹³越紧密，行业间尾部风险溢出水平越高。第三，在行业 i 消耗行业 j 的三个投入产出指标中，直接消耗系数 A_{ji} 、分配系数 D_{ji} 与尾部风险溢出水平 W_{ij} 均在 1% 的水平下显著正相关，且后者与 W_{ij} 的相关性更强，完全消耗系数 B_{ji} 与 W_{ij} 在 5%

¹³ 前向和后向投入产出关联均是针对风险输出行业 j 而言，在后向关联中 j 为下游行业，i 为上游行业，行业 j 消耗行业 i；在前向关联中 j 为上游行业，i 为下游行业，行业 j 被行业 i 消耗

的水平下显著正相关。因此，前向投入产出关联与行业间尾部风险溢出也具有正向相关性。第四，相比后向关联，三个前向关联指标与 W_{ij} 的相关系数都有所降低，且一个指标的显著性水平下降，表明后向投入产出关联与行业间尾部风险溢出有更强的相关性，尾部风险主要沿产业链从下游行业向上游行业进行逆向传导。第五，输出行业 j 和输入行业 i 自身的风险水平与尾部风险溢出 W_{ij} 的相关系数均不显著。因此，从相关性来看，行业间尾部风险溢出与行业自身的风险水平无关。

表 2 两两行业间尾部风险溢出的 QAP 相关分析结果

影响因素	QAP 相关系数	影响因素	QAP 相关系数
直接消耗系数 (A_{ij})	0.1828***	直接消耗系数 (A_{ji})	0.1231***
完全消耗系数 (B_{ij})	0.1206***	完全消耗系数 (B_{ji})	0.0702**
分配系数 (D_{ij})	0.1392***	分配系数 (D_{ji})	0.1311***
收益率相关系数 (R_{ij})	0.1605***	起点的风险水平 (S_{ij})	0.0061
波动率相关系数 (V_{ij})	0.1360***	终点的风险水平 (T_{ij})	0.0137

注：QAP 分析随机置换的次数为 2000；其中，*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平下显著。下同。

表 3 进一步给出了 QAP 回归分析结果。表 3 的列 (1) ~ (3) 中投入产出指标是行业 j 对行业 i 的消耗，代表后向关联；列 (4) ~ (6) 中投入产出指标是行业 j 被行业 i 消耗，代表前向关联。除了投入产出指标，表 3 每一列的回归中都将收益率相关系数 R_{ij} 、波动率相关系数 V_{ij} 、起点的风险水平 S_{ij} 和终点的风险水平 T_{ij} 作为解释变量。

根据表 3 可知，第一，行业间的收益相关性、波动相关性对行业间尾部风险溢出均具有解释力。列

(1) ~ (6) 中，收益相关性 R_{ij} 的回归系数 6 次都在 1%的水平下显著为正，波动相关性 V_{ij} 的回归系数均在 5%的水平下显著为正。因此，收益相关性和波动相关性对行业间尾部风险溢出都有解释力，行业间收益相关性和波动相关性越高，尾部风险溢出水平越强，假设 2 得以验证。

第二，后向投入产出关联对行业间尾部风险溢出具有较强的解释力。列 (1) ~ (3) 给出了行业 j 消耗行业 i 的三个投入产出指标的影响，直接消耗系数 A_{ij} 、完全消耗系数 B_{ij} 和分配系数 D_{ij} 的回归系数均在 1%的水平下显著为正。上述结果表明，行业间真实的投入产出关系能够解释行业间尾部风险传染，后向投入产出关联越密切，行业间尾部风险溢出水平越高。

第三，前向投入产出关联对行业间尾部风险溢出也具有一定的解释力。列 (4) ~ (6) 给出了行业 j 被行业 i 消耗的三个投入产出指标的影响，直接消耗系数 A_{ji} 和分配系数 D_{ji} 的回归系数在 1%的水平下显著为正，完全消耗系数 B_{ji} 在 10%的水平下显著为正。三个前向投入产出指标均能显著影响行业间尾部风险溢出，这说明前向投入产出关联对尾部风险跨行业传染也具有一定的解释能力，前向投入产出关联越密切，行业间尾部风险溢出水平也越高。

表 3 两两行业间尾部风险溢出的 QAP 回归分析结果

影响因素	W_{ij}					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
直接消耗系数 (A_{ij})	0.4309***					
完全消耗系数 (B_{ij})		0.1134***				
分配系数 (D_{ij})			0.2327***			
直接消耗系数 (A_{ji})				0.2714***		
完全消耗系数 (B_{ji})					0.0553*	
分配系数 (D_{ji})						0.2194***
收益率相关系数 (R_{ij})	0.0646***	0.0660***	0.0721***	0.0697***	0.0723***	0.0725***
波动率相关系数 (V_{ij})	0.0716**	0.0750**	0.0670**	0.0714**	0.0730**	0.0672**
起点的风险水平 (S_{ij})	0.1202	0.1293	0.1869	0.2133*	0.1882	0.1159
终点的风险水平 (T_{ij})	0.2802***	0.2614***	0.1399**	0.1544**	0.1621***	0.2101***

第四，相比前向投入产出关联，后向投入产出关联的解释力更强，尾部风险主要沿产业链逆向传导。对比列（1）与列（4）、列（2）与列（5）、列（3）与列（6）的回归结果，可以发现，从显著水平来看，三个投入产出指标中，直接消耗系数和分配系数的显著性没有降低，完全消耗系数的显著性从 1% 变为 10%；从回归系数大小来看，列（4）~（6）中投入产出指标的回归系数均小于列（1）~（3）中对应的回归系数。通过对比可知，相比前向关联，后向关联更能解释行业间尾部风险溢出，尾部风险主要沿产业链从下游行业向上游行业进行逆向传导。这与 Nguyen 等（2021）针对美国行业间尾部风险溢出的研究发现相一致。综合第二、第三和第四的分析，假设 1 得以完全验证。

第五，在三类投入产出指标中，直接消耗系数的影响最大，其次是分配系数，最后是完全消耗系数。结合列（1）~（3）和列（4）~（6）的结果可知，无论是前向关联还是后向关联，在三类投入产出指标中，直接消耗系数的回归系数都是最大的，其次是分配系数，最后是完全消耗系数。因此，相比分配系数和完全消耗系数，直接消耗系数对行业间尾部风险溢出的影响更大，更适合作为产业链关联测度指标，捕捉尾部风险沿产业链的跨行业传染。

第六，两两行业间尾部风险溢出受输入行业自身风险水平的影响。在列（1）~（6）中，终点风险水平 T_{ij} 的回归系数至少在 5% 的水平下显著为正，但起点风险水平 S_{ij} 的系数仅有 1 次在 10% 的水平下显著。

输入行业自身的风险水平能显著影响行业间尾部风险溢出 W_{ij} ，说明行业自身风险水平越高，其接收其他行业的尾部风险溢出越强，越容易受到其他行业的风险传染，假设 3 得到部分验证。

（三）行业尾部风险溢出动态变化的驱动因素

1. 理论分析、变量选择和分析方法

行业尾部风险溢出受到两个方面因素的影响：一是行业自身风险水平，二是行业间关联性（张琳等，2022）。宏观经济金融环境的变化不仅能够影响各个行业的风险状况，而且会对行业间关联水平产生冲击。一方面，宏观经济金融环境的变动会直接影响行业的流动性状况和信用状况，并通过影响总需求间接导致行业产出和经营利润变化。而且，宏观经济金融环境会影响行业市场对未来经济形势的预期，从而导致其主动调整生产规模。因此，宏观经济金融环境的变化会直接或间接影响行业的实际经营活动，对其风险水平产生冲击。另一方面，宏观经济金融环境的变动将对所有行业产生不同程度的冲击，从而影响行业间的共同风险敞口，促使行业的间接关联水平发生变化。因而，宏观经济金融环境的变动会影响行业间关联性。基于以上分析，提出本文假设 4。

假设 4：宏观经济金融环境是行业尾部风险溢出动态变化的驱动因素。

本文将行业尾部风险方向性溢出指标作为被解释变量，考察行业尾部风险溢出在时间维度上动态变

化的驱动因素。关于宏观经济金融因素的选择，马亚明和胡春阳（2021）纳入的宏观变量是国内生产总值（GDP）同比增长率和上证指数波动率，黄昌利等（2021）一文的宏观变量有工业产出增长率、期限利差和信用利差，赵飞（2021）则考虑了 GDP 同比增长率和货币供应量 M2 同比增长率。上述变量包含了 GDP 同比增长率和工业产出增长率等宏观经济环境变量，期限利差和信用利差等融资环境变量，以及上证指数波动率等金融市场波动变量。已有研究选取的宏观经济金融因素虽然类型较为全面，但是每一类的代表性指标相对较少，本文借鉴 Prokopczuk 等（2019）、Yang 等（2021）的研究，选取了 12 个宏观经济金融变量作为解释变量¹⁴。其中，反映宏观经济环境的指标包括居民消费价格指数（CPI）波动、工业产出波动、M2 波动、进出口波动、人民币汇率波动和宏观经济景气指数；反映融资环境的指标包括期限利差、信用利差、TED 利差和违约利差；反映金融市场波动的指标包括债券市场和股票市场波动。

表 4 给出了上述变量的含义以及计算方法。其中，CPI 波动、工业产出波动、M2 波动和进出口波动采用两步非参数方法（Prokopczuk 等，2019；Yang 等，2021）进行估计。第一步，构建 12 阶自回归模型，并且为了考虑截距项的时变特征，加入月份虚拟变量。

$$R_t = \sum_{i=1}^{12} a_i M_{i,t} + \sum_{j=1}^{12} b_j R_{t-j} + e_t \quad (5)$$

其中， R_t 为相关变量的同比增长率， $M_{i,t}$ 为月份虚拟变量， e_t 为残差项。第二步，利用第一步回归得到的残差序列计算其波动率。

$$RV_t = \sqrt{\frac{\pi}{2}} \times \left(\frac{1}{12} \sum_{p=1}^{12} |e_{t-p+1}| \right) \quad (6)$$

基于滚动样本分析，本文得到行业尾部风险方向性溢出的动态度量，考虑到解释变量的频率为月频，本文将行业尾部风险方向性溢出的月度均值作为被解释变量，从 2008 年 12 月至 2022 年 12 月共计 169 个月的月度观测值。此外，在回归分析时，本文对所有波动率指标均进行了自然对数变换。

与 Yang 等（2021）等研究相同，本文采用 Newey-West 的异方差自相关一致（HAC）标准误进行统计推断，且每次回归时均控制行业固定效应，以考察时间维度上行业尾部风险溢出动态变化的驱动因素。此外，为了剔除新冠肺炎疫情的潜在影响，每次回归时均加入代表新冠肺炎疫情的时间虚拟变量，本文将 2020 年 1 月至 2022 年 12 月设为新冠肺炎疫情时期。

表 4 行业尾部风险溢出动态变化的潜在驱动因素

变量	主要含义	计算方法
IE vol.	进出口总额（同比）的波动率	原始数据为月频，借鉴 Prokopczuk 等（2019）、Yang 等（2021）等研究，采用两步非参数方法估计其波动率
CNY vol.	人民币汇率波动率	先计算人民币对美元即期汇率的日度变动率，再计算月度已实现波动率
Business Index	宏观经济景气指数	宏观经济景气指数中的一致指数
Term spread	期限利差	10 年期国债即期收益率与 1 年期国债即期收益率之差
Credit spread	信用利差	10 年期企业债即期收益率（AAA）与 10 年期国债即期收益率之差
TED spread	TED 利差	1 年期 Shibor 利率与 1 年期国债即期收益率之差
Default spread	违约利差	10 年期企业债即期收益率（A）与企业债即期收益率（AAA）之差
Bond vol.	债券市场波动率	先计算中债新综合净价指数的日度收益率，再计算月度已实现波动率
Stock vol.	股票市场波动率	先计算上证综指的日度收益率，再计算月度已实现波动率

¹⁴ 由于我国的方差风险溢价（Variance Risk Premium, VRP）可获的样本数据过短，因此本文未将其纳入

2. 回归分析结果

表5为行业输入度中心性的月度均值作为被解释变量的分析结果。本文先对宏观经济环境、融资环境和金融市场波动三类变量进行单独回归，然后进行联合回归。此外，行业输出度中心性作为被解释变量的回归系数与表5类似，仅部分变量的显著性略有差异。

表5的列(1)给出了宏观经济环境因素对行业尾部风险溢出的影响，回归结果显示，在6个宏观经济变量中，4个变量具有很强的解释力。其中，M2波动在1%的水平下显著，CPI波动、人民币汇率波动和宏观经济景气指数3个变量在5%的水平下显著。列(2)给出了融资环境因素的回归结果，4个变量中有1个变量具有解释力，信用利差在1%的水平下显著。列(3)给出了金融市场波动因素的回归结果，股票市场波动和债券市场波动的影响系数并不显著。

列(4)则将上述三类因素共计12个变量同时放入模型，回归结果显示：第一，宏观经济环境因素显著的变量由4个变为2个，且其系数符号均保持不变；第二，在融资环境变量中，信用利差的回归系数仍在1%的水平下显著；第三，两个金融市场波动变量对行业尾部风险溢出动态变化仍不具有解释能力。因此，宏观经济环境和融资环境是行业尾部风险溢出在时间维度变化的主要驱动因素，假设4得以验证。

表5 行业尾部风险溢出动态变化的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
CPI vol.	-0.1098** (-2.3039)			0.0054 (0.1130)
IP vol.	0.0115 (0.5483)			0.0006 (0.0257)
M2 vol.	0.0857*** (3.1702)			0.0613** (2.2613)
IE vol.	-0.0600 (-1.4262)			-0.0001 (-0.0021)
CNY vol.	0.0217** (2.3233)			0.0174* (1.9053)
Business Index	0.0032** (2.1650)			0.0008 (0.4794)
Term spread		0.0052 (0.3468)		0.0176 (0.9386)
Credit spread		-0.2007*** (-7.1350)		-0.1618*** (-5.4323)
TED spread		0.0018 (0.1143)		-0.0130 (-0.8184)
Default spread		-0.0071 (-0.8711)		0.0061 (0.6258)
Bond vol.			0.0019 (0.2090)	0.0056 (0.6821)
Stock vol.			-0.0023 (-0.1823)	-0.0195 (-1.5716)
行业固定效应	YES	YES	YES	YES
行业	31	31	31	31
时间	169	169	169	169
Adj-R ²	0.1466	0.1714	0.1344	0.1738

注：括号内为采用异方差自相关一致（HAC）标准误计算的t统计量，其中自相关的最高滞后阶数为6；*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平下显著。

三、研究结论与政策启示

基于经济金融的共生共荣关系，本文采用 LASSO 分位数回归构建了我国金融与实体行业间的尾部风险网络，并利用复杂网络分析法对行业间尾部风险溢出效应进行分析，从时空两个维度探讨行业尾部风险溢出的驱动因素。

本文研究发现，第一，我国经济金融系统中的 31 个行业形成了“牵一发而动全身”的尾部关联网，每个行业都受到众多其他行业风险溢出的影响。金融行业间、实体行业间以及金融与实体行业之间均存在密切的尾部关联，而且在与实体行业的互动中，金融行业内部存在结构性不平衡。

第二，经济金融系统中的风险传染源既可能来自金融行业，也有可能来自实体行业，银行、医药生物、计算机和建筑装饰均是经济金融系统中重要的“风险驱动者”。此外，非银金融等经济金融系统中的“风险传播者”，可能会在系统中进一步扩散风险，从而放大系统中的尾部风险，是网络中的重要节点。

第三，关于行业尾部风险溢出的驱动因素，在空间维度上，行业间投入产出关联越密切，其尾部风险溢出水平越高，且相比前向关联，后向关联对行业间尾部风险溢出的解释力更强，即尾部风险主要沿产业链从下游向上游行业进行逆向传导。此外，两两行业间的收益相关性和波动相关性越高，尾部风险溢出越强；行业自身风险水平越高，越容易受到其他行业的风险传染，接收其他行业的尾部风险溢出越强。在时间维度上，宏观经济环境和融资环境是行业尾部风险溢出动态变化的主要驱动因素。

上述结论对我国防范化解系统性风险具有如下政策启示。第一，应依据各行业在经济金融系统中的角色和地位，选择针对性的监管目标和政策工具，进行差异化监管和防控。对于“风险驱动者”的相关行业，监管部门要做好前瞻性调控，降低风险外溢水平，从根源上消除源头行业过度波动引致的系统性风险；对于“风险传播者”的相关行业，应在风险爆发初期及时切断风险溢入溢出的路径、渠道，避免风险在系统进一步的扩散蔓延。

第二，自身风险水平高的行业，接收其他行业的风险外溢水平更高，因此需要加强行业内部风险管理、提高抵御风险的能力。各行业的管理者应当提高风险防范意识，尤其是自身风险水平高的行业，需加强风险内控，实时监测和化解自身风险，不断提高行业韧性。

第三，监管者在评估、控制行业的产业链风险时，需要关注产业链上下游行业风险可能引起的冲击，尤其要重点关注来自下游行业的风险传染。为避免由单个行业引发的系统性风险，一方面，可以构筑优势互补、结构合理的产业链集群，增强产业链的韧性；另一方面，可以提高产业链上下游行业的信息共享机制，降低信息不对称性，更加精准地把握行业的风险状况并及时化解风险。

第四，宏观经济环境和融资环境是行业尾部风险溢出动态变化的主要驱动因素，稳定的宏观经济金融环境有利于防范化解系统性风险。在政策操作层面上，要严格落实“以经济高质量发展化解系统性金融风险”的要求，加强经济运行调控，引导经济发展水平保持在合理区间，防止宏观经济大起大落。注重保持宏观政策的连续性、稳定性、可持续性，巩固经济平稳运行和融资成本稳定变化的良好格局，降低外部变化对行业的冲击。

【参考文献】

- [1] 方意. 系统性风险的传染渠道与度量研究: 兼论宏观审慎政策实施[J]. 管理世界, 2016(8):32-57.
- [2] 方意, 黄丽灵. 系统性风险、抛售博弈与宏观审慎政策[J]. 经济研究, 2019, 54(9):41-55.
- [3] 黄昌利, 尚友芳, 刘向丽. 行业特征、实体经济与金融业风险溢出[J]. 宏观经济研究, 2021(3):5-24.
- [4] 贾妍妍, 方意, 荆中博. 中国金融体系放大了实体经济风险吗[J]. 财贸经济, 2020, 41(10):111-128.
- [5] 蒋海, 张锦意. 商业银行尾部风险网络关联性与系统性风险: 基于中国上市银行的实证检验[J]. 财贸经济, 2018, 39(8):50-65.
- [6] 李红权, 洪永淼, 汪寿阳. 我国 A 股市场与美股、港股的互动关系研究: 基于信息溢出视角[J]. 经济研究, 2011(8):15-25.
- [7] 李敬, 陈澍, 万广华, 付陈梅. 中国区域经济增长的空间关联及其解释: 基于网络分析方法[J]. 经济研究, 2014, 49(11):4-16.
- [8] 李政, 刘洪, 梁琪. 基于经济金融关联网络的中国系统性风险防范研究[J]. 统计研究, 2019, 36(2):23-37.
- [9] 李政, 刘洪, 鲁晏辰. 主权债务风险跨国溢出研究: 来自频域的新证据[J]. 金融研究, 2020(9):59-77.
- [10] 李政, 石晴, 温博慧, 刘洪. 好坏波动、行业关联与中国系统性风险防范[J]. 财贸经济, 2022, 43(9):53-68.
- [11] 刘海云, 吕龙. 城市房价泡沫及其传染的“波纹”效应[J]. 中国工业经济, 2018(12):42-59.
- [12] 刘晓东, 欧阳红兵. 中国金融机构的系统性风险贡献度研究[J]. 经济学(季刊), 2019, 18(4):1239-1266.
- [13] 马亚明, 胡春阳. 脱实向虚和金融强监管对金融实体行业间极端风险关联的影响[J]. 统计研究, 2021, 38(4):74-88.
- [14] 乔海曙, 李颖, 欧阳昕. 产业关联、共同信息溢出与行业股指联动[J]. 系统工程理论与实践, 2016(11):2737-2751.
- [15] 杨子晖, 李东承, 王姝黛. 合成网络新视角下的输入性金融风险研究[J]. 中国工业经济, 2022(3):38-56.
- [16] 杨子晖, 王姝黛. 行业间下行风险的非对称传染: 来自区间转换模型的新证据[J]. 世界经济, 2020, 43(6):28-51.
- [17] 叶五一, 谭軻祺, 缪柏其. 基于动态因子 Copula 模型的行业间系统性风险分析[J]. 中国管理科学, 2018, 26(3):1-12.
- [18] 张琳, 廉永辉, 方意. 政策连续性与商业银行系统性风险[J]. 金融研究, 2022(5):95-113.
- [19] 赵飞. 实体行业风险溢出机制与特征分析[J]. 财经论丛, 2021(9):49-59.
- [20] 朱波, 马永谈. 行业特征、货币政策与系统性风险: 基于“经济金融”关联网络的分析[J]. 国际金融研究, 2018(4):22-32.
- [21] Chiu W, Peña J I, Wang C. Industry Characteristics and Financial Risk Contagion [J]. Journal of Banking & Finance, 2015, 50:411-427.
- [22] Hautsch N, Schaumburg J, Schienle M. Financial Network Systemic Risk Contributions[J]. Review of Finance, 2015, 19(2):685-738.
- [23] Mensi W, Nekhili R, Vo X V, et al. Asymmetric Volatility Connectedness among U.S. Stock Sectors [J]. North American Journal of Economics and Finance, 2021, 56: Article 101327.
- [24] Naeem M A, Karim S, Tiwari A K. Quantifying Systemic Risk in US Industries Using Neural Network Quantile Regression [J]. Research in International Business and Finance, 2022, 61: Article 101648.
- [25] Ngene G M. What Drives Dynamic Connectedness of the U.S Equity Sectors during Different Business Cycles? [J]. North American Journal of Economics and Finance, 2021, 58: Article 101493.
- [26] Nguyen L H, Nguyen L X, Tan L. Tail Risk Connectedness between US Industries [J]. International Journal of Finance & Economics, 2021, 26(3):3624-3650.
- [27] Prokopczuk M, Stancu A, Symeonidis L. The Economic Drivers of Commodity Market Volatility [J]. Journal of International Money and Finance, 2019, 98: Article 102063.
- [28] Yang J, Li Z, Miao H. Volatility Spillovers in Commodity Futures Markets: A Network Approach [J]. Journal of Futures Markets, 2021, 41(12):1959-1987.

The Measurement and Spatial-Temporal Driving Factors of China's Inter-Industry Tail Risk Spillovers

Li Zheng Li Liwen Liu Qi

Abstract: Since that the real economy and finance are interdependent and should grow and thrive together, the paper uses LASSO quantile regression technique to construct a tail risk network of the whole China's industry system which includes the financial and real industries. We use complex network analysis method to measure and analyze the tail risk spillover among industries and investigate the driving factors of tail risk spillover in the time-series and cross-sectional dimensions. We find that, firstly, the 31 industries in China's economic and financial system have formed a close tail risk connected network. There are close tail connectedness among financial industries, among real industries, and between the financial and real industries. Moreover, in the interaction with the real industries, there is a structural imbalance within the financial industries. Secondly, the source of risk in the economic and financial system may come from the financial industry or real industry. Banks, Pharmaceutical Biology, Computer, Construction Decoration Materials are identified as important "tail-risk drivers" in the economic and financial system. Thirdly, in the cross-sectional dimension, the closer the input-output linkage between industries, the higher the level of tail risk spillover, and compared with forward linkage, backward linkage has stronger explanatory power for tail risk spillover between industries, that is, tail risk mainly transmits from downstream to upstream industries along the industrial chain. In addition, the higher the return correlation and volatility correlation between the two industries, the stronger the tail risk spillover, and the higher the industry's own risk level, the stronger the received tail risk spillover from other industries. In the time-series dimension, the macroeconomic conditions and financial conditions are the main driving factors for the dynamic changes of the industry's tail risk spillover.

Key words: Tail Risk Spillover; Driving Factors; Input-Output Linkage; LASSO Quantile Regression

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