

I 国际货币评论

International Monetary Review

主编：张 杰



中国金融扶贫经验和推进乡村振兴的思考

利率市场化改革与货币政策银行利率传导

信用货币创造机制的历史演进逻辑

金融科技、银行风险与经营业绩

货币政策、经济不确定性与企业投资效率

潘功胜

陆 军、黄 嘉

张成思、尹学钰、刘泽豪

郭丽虹、朱柯达

李小林、常诗杰、司登奎

顾问委员会：（按姓氏拼音排序）

Edmond Alphandery	Yaseen Anwar	陈雨露	陈云贤
Steve H. Hanke	李 扬	李若谷	马德伦
Robert A. Mundell	任志刚	潘功胜	苏 宁
王兆星	吴 清	夏 斌	

编委会主任：张 杰

编委会委员：（按姓氏拼音排序）

贲圣林	曹 彤	陈卫东	丁剑平	丁志杰	鄂志寰
郭庆旺	焦瑾璞	Rainer Klump	IL HOUNG Lee	刘 珺	陆 磊
David Marsh	Herbert Poenisch	瞿 强	Alfred Schipke	涂永红	曾颂华
张晓朴	张之骥	赵锡军	庄毓敏		

主 编：张 杰

副 主 编：何 青 苏 治 宋 科

编辑部主任：何 青

编辑部副主任：赵宣凯 安 然

责任编辑：韩美娟

栏目编辑：陈 婷

美术编辑：包 晗

刊 名：国际货币评论

刊 期：月 刊

主办单位：中国人民大学国际货币研究所

出版单位：《国际货币评论》编辑部

地 址：北京市海淀区中关村大街 59 号文化大厦 605 室

邮 编：100872

网 址：www.imi.org.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.org.cn/>

目 录

【卷 首】

中国金融扶贫经验和推进乡村振兴的思考	潘功胜	01
利率市场化改革与货币政策银行利率传导	陆军、黄嘉	06
信用货币创造机制的历史演进逻辑	张成思、尹学钰、刘泽豪	23
金融科技、银行风险与经营业绩		
——基于普惠金融的视角	郭丽虹、朱柯达	44
货币政策、经济不确定性与企业投资效率	李小林、常诗杰、司登奎	58
“中国方案”果真布局了债务陷阱吗		
来自“一带一路”倡议的经验证据	邱煜、潘攀、张玲	73
非金融企业影子银行化与股价崩盘风险	司登奎、李小林、赵仲匡	95

中国金融扶贫经验和推进乡村振兴的思考

潘功胜¹

党的十八大以来，以习近平同志为核心的党中央把脱贫攻坚摆到治国理政突出位置，全面打响脱贫攻坚战。经过8年努力，我国如期全面完成脱贫攻坚目标任务，谱写了人类反贫困历史新篇章。全国金融系统按照习近平总书记关于“做好金融扶贫这篇文章”的重要指示精神和党中央、国务院系列决策部署，聚焦贫困主体，创新体制机制，深耕普惠金融，逐步形成具有中国特色、可推广、可持续的金融精准扶贫模式。

8年来，作为金融行业扶贫和中央金融单位定点扶贫“双牵头”单位，人民银行积极践行金融为民理念，构建完善金融精准扶贫政策、产品、服务和工作体系，全面落实精准扶贫方略，着力解决贫困地区资金要素流通不畅、金融资源供需不匹配等难题。银行、证券、保险等金融机构把金融精准扶贫工作作为构建现代金融服务体系、提高金融服务实体经济效能的具体实践，聚焦贫困主体，强化要素投入，精准滴灌，不断增强贫困地区和贫困群众内生发展动力，为改变我国贫困地区落后面貌、提高贫困群众生活水平、推动农村经济社会发展作出了积极贡献，为全面建设社会主义现代化国家、实现第二个百年奋斗目标提供了有力支撑。

一、坚持把支持脱贫攻坚放到党和人民事业大局中谋划，

中国金融扶贫取得积极成效

8年来，人民银行始终坚持以人民为中心的发展思想，紧紧围绕“精准扶贫、精准脱贫”基本方略，从国家战略和社会发展全局出发，构建完善金融精准扶贫政策体系、组织体系和工作体系，调动全金融系统力量集中攻坚，加大对贫困地区的金融资源投入，金融扶贫工作取得了历史性成就。

构建完善金融扶贫政策的顶层设计。金融扶贫是新时期党中央扶贫开发的重要制度安排，是脱贫攻坚的重要组成部分。人民银行坚持金融政策与扶贫政策相协调，通过完善顶层设计，统筹创新发展与风险防范，全面规划金融支持建档立卡贫困户、易地扶贫搬迁、深度贫困地区、产业扶贫、基础设施建设等脱贫攻坚重点领域的政策措施。特别是为有效发挥货币政策

¹ 潘功胜，中国人民大学国际货币研究所顾问委员会主任、中国人民银行副行长。

工具的引导撬动作用，人民银行创设并完善扶贫再贷款，让低成本资金精准流向扶贫开发领域，降低贫困地区社会融资成本。打响脱贫攻坚战以来，扶贫再贷款累计发放 6688 亿元，金融精准扶贫贷款发放 9.2 万亿元。真金白银的投入为打赢脱贫攻坚战提供了强大资金保障。

大幅拓宽贫困地区金融服务覆盖面。弱势群体和贫困人群平等享受现代金融服务的机会和权利，是金融扶贫的内在要求。人民银行有效发挥各类金融机构的互补优势，形成开发性、政策性、商业性、合作性等金融机构共同参与的金融扶贫工作格局，推动金融机构深入贫困地区“最后一公里”。综合采取降低信贷准入条件、提高风险容忍度等措施，对贫困地区金融服务实行差异化管理，有效解决贫困地区金融市场发展不充分、金融服务供给能力不足的问题。同时，通过巩固银行卡助农取款服务、创建“信用用户”“信用村”“信用乡（镇）”、开展“金融消费者权益日”等金融知识普及活动、实施农村金融教育“金惠工程”等一系列举措，大幅提高贫困地区金融服务的普惠性和可得性。2020 年末，原贫困地区支付服务村级行政区覆盖率达 99.7%，全国累计为近 1.9 亿农户建立了信用档案。

有效激发贫困地区发展内生动力。发展产业是稳定脱贫的根本之策，金融支持产业扶贫的着力点是帮助贫困地区培育和发展产业。各金融机构以市场需求为导向，发挥政府、社会、市场协同作用，平衡好商业利益和社会责任，根据贫困地区带贫益贫成效，因地制宜创新产品服务，形成“银行让利、企业带动、贫困户受益”的带贫益贫机制，增强金融资源承载力。通过金融扶贫和产业扶贫的融合发展，构建利益联结机制，有效带动贫困户共同融入扶贫产业、共享发展成果、提高内生发展动力。2016 年以来，累计发放贫困人口贷款近 3 万亿元和产业精准扶贫贷款 4 万亿元，累计支持贫困人口 9000 多万人次。

围绕金融支持和风险防范实现高质量可持续脱贫。加强多元化融资支持和金融扶贫领域风险防范，是实现高质量可持续脱贫的重要保障。一方面，创新差异化金融产品服务，加大扶贫小额信贷、创业担保贷款、助学贷款等的实施力度，创新易地扶贫搬迁专项金融债券、扶贫票据等多元化产品，满足贫困地区产业发展以及贫困人口创业就业就学等方面的金融需求；另一方面，协同多方构建金融扶贫风险防范、分担和补偿机制，规范以扶贫融资为名违规举债、“户贷企用”等行为，防止金融资金偏离政策目标，促进贫困地区经济金融实现可持续发展。

二、深刻把握中国贫困特点和减贫规律，形成中国金融扶贫经验

在解决贫困问题的金融实践中，国际上类似孟加拉国格莱珉银行等形成了一些各具特色

的减贫模式，但未能形成全方位、系统性的金融支持体系，也未能很好地满足贫困人口多元化的金融需求。与之形成鲜明对比的是，在以习近平同志为核心的党中央坚强领导下，我国立足不同地区贫困实际，主动适应经济高质量发展要求，坚持可持续性原则，因时因势因地制宜，创新金融扶贫政策工具，积极推进农村金融改革发展，不断增强金融服务普惠性，形成了具有中国特色的金融精准扶贫成功经验，为金融支持人类减贫探索了新路径。

一是坚持党的全面领导，走中国特色金融扶贫道路。脱贫攻坚战取得全面胜利，彰显了中国共产党始终坚守的初心使命和强大政治领导力、思想引领力、群众组织力、社会号召力，彰显了中国特色社会主义制度集中力量办大事的优势。在党中央坚强领导下，金融系统牢牢把握金融服务实体经济的本质要求，将脱贫攻坚既作为义不容辞的重大政治任务，也作为开拓新领域、培育新优势的重要途径。中国金融扶贫充分发挥社会主义市场经济制度优势，在我国经济社会快速发展、金融市场不断开放的背景下，解决了农村贫困地区金融资源供给不足、城乡资源要素流通渠道不畅通的问题，极大增强了人民群众金融服务的获得感。

二是牢牢把握精准要义，为贫困地区提供高质量金融服务。我国在脱贫攻坚实践中，创造性地提出精准扶贫方略，这是中国减贫理论和实践的重大创新。在金融助推脱贫攻坚过程中，牢牢把握“精准识别扶持对象、精准定位扶贫主体、精准实施帮扶手段”的原则，系统解决“扶持谁”“谁来扶”“怎样扶”等问题。一方面，人民银行、原扶贫办、银保监会、证监会等部门联合建立了金融精准扶贫信息对接共享机制，实现了金融信息与建档立卡贫困人口、贫困村、贫困县等扶贫基础信息的对接共享；建立金融精准扶贫专项统计制度，定期开展金融精准扶贫政策效果评估，确保金融扶贫政策精准有效。另一方面，深化农村金融改革，有效发挥差别存款准备金率、再贷款、再贴现等货币政策工具的激励撬动作用，引导金融资金由“大水漫灌”转为“精准滴灌”，提高金融资源配置效率。

三是尊重市场规律，构建金融支持长效机制。由于在资金来源、运作方式等方面的差异，金融扶贫与财政等其他扶贫开发方式相比，更加注重在稳增长的基础上防风险。各金融机构充分发挥市场在金融资源配置中的决定性作用，把握好贫困地区经济发展的市场规律，以“保本微利”和“可持续”原则，结合贫困群众实际资金需求、产业项目情况和还款能力，因地制宜提供支持，有效防止片面追求贷款规模造成违规举债、过度负债等现象，形成真正可持续的金融支持长效机制。

四是深化金融扶贫多方协作，完善多层次金融支持体系。金融扶贫工作是一项系统工程，不仅需要金融系统自身的努力，也需要金融系统与各级政府和部门的通力合作。人民银行充分调动各方资源、凝聚各方力量，形成跨地区、跨部门的多元化金融扶贫体系。推动财政资

金发挥“四两拨千斤”的杠杆作用，强化政府性融资担保公司对扶贫信贷的风险分担能力，加大扶贫贷款贴息力度，降低融资成本。健全与发展改革、农业农村、原扶贫等部门的合作机制，加强各方在信息共享、政策制定、创新发展等方面的协调联动，为金融机构扶贫项目遴选以及风险管理提供便利条件。牵头 22 家中央金融单位定点扶贫，把定点扶贫“责任田”打造成“示范田”，形成金融行业扶贫和定点扶贫良性互动、相互助力的良好格局。

三、持续深化金融供给侧结构性改革，

做好巩固拓展脱贫攻坚成果和全面推进乡村振兴金融服务

党中央要求，打赢脱贫攻坚战后，要在巩固拓展脱贫攻坚成果的基础上，做好乡村振兴这篇大文章，接续推进脱贫地区发展和群众生活改善。要逐步实现由集中资源支持脱贫攻坚向全面推进乡村振兴平稳过渡，推动三农工作重心历史性转移。下一步，应准确把握新发展阶段，深入贯彻新发展理念，加快构建新发展格局，坚持共同富裕方向，坚定不移深化金融供给侧结构性改革，构建更高水平的金融支持乡村振兴体系，进一步提升金融服务实体经济的水平，奋力开创金融支持乡村振兴新局面，推动“十四五”时期金融服务乡村振兴高质量发展。

一是全面贯彻落实中央决策部署，巩固拓展脱贫攻坚成果。严格落实过渡期内“四个不摘”的要求，在保持主要金融帮扶政策总体稳定的基础上，分层次、有梯度地优化调整，以市场化、可持续的方式，从金融集中支持脱贫攻坚转向巩固拓展脱贫攻坚成果和全面推进乡村振兴。继续发挥再贷款的精准滴灌和正向激励作用，引导金融机构优化信贷资源配置，加大对脱贫地区特别是国家乡村振兴重点帮扶县三农、小微等普惠领域信贷投放力度。落实好创业担保贷款、助学贷款、脱贫人口小额信贷等政策，做好易地搬迁后续金融服务，加大定点帮扶工作力度，强化金融支持脱贫地区政策效果，激发脱贫地区和脱贫群众内生发展能力，接续推进脱贫地区经济社会发展和脱贫群众生产生活改善。

二是深化农村金融改革，构建农村金融服务新机制。坚持市场驱动和政策支持相结合，进一步完善与乡村振兴发展相适应的农村金融供给体系。深化涉农金融机构体制机制改革，推动开发性、政策性金融机构加大对三农领域中长期信贷支持，鼓励商业银行为三农领域提供差异化金融服务，保持县域法人金融机构总体稳定，完善农村金融资源回流机制，增加农村金融资源有效供给。运用金融科技手段赋能乡村振兴金融服务，统筹推动农村金融服务数字化转型，发展农村数字普惠金融。积极发挥保险、资本市场等各类渠道支持乡村振兴的作

用，形成与农村经济高质量发展相适应的金融服务新机制。

三是坚持以市场需求为导向，聚焦重点产业发展农村经济。精准把握农村地区特别是脱贫地区产业发展的金融需求，以市场化、可持续的措施加大金融支持力度，丰富金融产品，促进县域经济发展。聚焦国家粮食安全和乡村产业发展，加大对高标准农田建设、粮食全产业链、种业发展等重点领域的融资支持，支持农村地区培育和发展特色优势产业，推动农村三次产业融合发展和绿色发展，着力增强三农领域对金融资源的承载力。围绕新型农业经营主体和小农户、脱贫人口等重点群体，鼓励金融机构开发针对性强、可持续的金融产品和服务模式，通过拓宽农业农村抵质押物范围、积极发展信用贷款等，为新型农业经营主体和小农户等群体发展生产、增收致富提供金融支撑。

四是有效完善融资配套机制，构建金融服务乡村振兴的可持续运作模式。更好地发挥金融与财政、农业农村、乡村振兴等部门的工作合力，打通金融支农政策落实落地的堵点、难点。推动搭建金融支持农业产业对接平台，加大财政奖补政策支持力度，提高金融机构开展涉农信贷业务的积极性和服务能力。强化涉农金融风险防控，充分发挥全国农业信贷担保体系、国家融资担保基金作用，深化银担合作，持续提升农业保险保障水平，坚决守住不发生系统性金融风险底线。

利率市场化改革与货币政策银行利率传导

陆军¹ 黄嘉²

【摘要】现代货币政策框架的内涵之一是畅通的货币政策传导机制。在货币政策对银行利率的传导中,政策利率尤其是再融资工具利率能够通过市场利率向贷款利率和存款利率顺畅传导。本文构造了一个多部门局部均衡模型,刻画利率市场化程度的时变特征,从理论上讨论利率市场化程度与货币政策银行利率传导之间的内生关系,两者共同决定了利率市场化改革的成效。基于时变因子扩展向量自回归模型,本文进一步验证了理论分析的结论。研究发现:(1)利率市场化改革具有阶段性波动特征,利率市场化程度不是一直上升的,改革可能会曲折迂回。(2)利率市场化改革具有动态政策效应,多种改革政策共同推动渐进的利率市场化,但从货币政策银行利率传导的有效性进行考察,利率市场化改革仍然存在进一步推进的空间。因此,有必要进一步完善贷款市场报价利率的形成、传导与调控机制,理顺不同利率之间的联动关系,疏通货币政策对银行利率的传导,充分发挥利率市场化改革的潜力。

【关键词】银行利率;利率市场化改革;货币政策

一、引言

2015 年 10 月 23 日,中国人民银行取消金融机构的存款利率浮动上限,标志着完全放开利率行政管制。然而,利率管制的取消并不意味着利率市场化改革的最终完成,也不意味着金融体系中的价格扭曲完全消除。2020 年 10 月 29 日,十九届五中全会通过的《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十四个五年规划和二〇三五年远景目标的建议》明确指出,要建设现代中央银行制度,健全市场化利率形成和传导机制。可见,利率市场化改革的根本目标不仅包括放开利率管制,还应涵盖构建市场化利率形成和传导机制,疏通货币政策传导机制,健全现代货币政策框架。

中国的利率体系大致分为:银行的资产负债业务利率、市场利率和政策利率。其中,银行的资产负债业务利率主要包括存款利率和贷款利率;市场利率主要包括银行间同业市场利率、债券市场利率以及贷款市场报价利率(LPR);政策利率是货币政策的主要实施手段之一,譬如对银行产生重要影响的政策利率主要包括基准利率、存款准备金利率、再融资工具利率等。经过二十多年的利率市场化改革,随着存款利率、贷款利率、市场利率、政策利率之间的联动性增强,在我国货币政策调控中形成了独特且极为重要的银行利率传导渠道,即

¹ 陆军,中山大学岭南学院。

² 黄嘉,中山大学岭南学院。

中央银行的政策利率通过市场利率向贷款利率和存款利率传导。银行利率传导渠道的形成与客观的金融现实密不可分。在以银行为主的中国金融体系中，金融中介部门在货币政策传导中具有举足轻重的地位。2019 年末，金融机构的人民币贷款规模和表外融资规模在社会融资规模的占比为 69.15%。因此，中国货币政策的研究应当充分关注银行利率传导渠道。

银行利率传导渠道也是货币政策传导的一种方式。一方面，银行利率传导渠道与货币政策信贷渠道相互补充。在 2008 年国际金融危机后，货币政策信贷渠道的研究向更深层次延伸。Gertler and Karadi (2011) 发现了传统分析框架缺失的金融摩擦因素——利差。利差扭曲可能会带来信贷资源错配，挤压资本积累与投资，导致金融市场非效率出清，带来社会经济福利损失（何国华等，2017；Chen and Lin, 2019）。而且，利差扭曲往往伴随着货币政策银行利率传导的失效，进一步阻塞了信贷渠道。另一方面，银行利率渠道是传统利率传导渠道的进一步细化。对于传统利率传导渠道，需要厘清两个问题：其一，能够影响企业筹资成本的实际利率不一定是债券利率，银行的贷款利率同样重要，越来越多国外研究发现货币政策对银行利率具有传导性（Weth, 2002；Chong et al., 2006；Banerjee et al., 2013）。其二，在短期名义利率到实际利率之间的传导过程中，摩擦因素可能会阻塞甚至中断传导链条。对于中国而言，货币政策银行利率传导的摩擦因素包括利率管制，以及经济中其他降低市场利率传导性与政策利率引导作用的摩擦因素（刘明康等，2018）。在放开管制之后，货币政策传导的体制性和机制性梗阻更多地表现在利率双轨制，即存贷款基准利率与市场利率并存。在利率双轨制下，信贷控制在一定程度上缓解了价格扭曲（He and Wang, 2012），但弊端愈发突显。为了顺利完成利率市场化改革的“最后一公里”，中国人民银行于 2019 年 8 月着手 LPR 形成机制改革，以贷款利率为突破口，加快利率“两轨合一轨”，进一步打通货币政策利率传导的堵点。

在货币政策利率传导过程中，银行的存贷款利率与市场利率、政策利率息息相关。如果中央银行的政策利率能够通过市场利率向贷款利率和存款利率顺畅传导，那么利率市场化有效地发挥其在金融资源配置中的重要作用。基于此，本文将从货币政策银行利率传导的角度，考察利率市场化改革成效。

已有研究主要通过度量利率市场化程度来考察改革的成效。关于利率市场化程度的度量，国内外研究以测算金融市场化程度为主，仅将利率市场化作为其中一个组成部分（Bandiera et al., 2000；Laeven, 2000；Abiad et al., 2010；周业安和赵坚毅，2005；庄晓玖，2007；陆军和梁静瑜，2007；王维国等，2011；徐国祥和郑雯，2013）。由于金融市场化程度难以合理量化改革的成效，越来越多的学者尝试单独度量利率市场化程度。比较常见的做法是采用（0，1）虚拟变量（Chong, 2010；张宗益等，2012；许月丽等，2017），定义虚拟变量在管制放开前为 0，管制放开后为 1。考虑到中国利率市场化改革是逐步推进的过程，也有学者采用动态方法度量利率市场化程度，主要包括：（1）通过基准利率构造指标，张孝岩和梁琪（2010）利用的是 3—6 个月短期贷款基准利率的乘积；（2）根据利率是否自

由浮动, 通过专家打分法、区间分等赋值法或层次分析法进行直接赋值, 加权平均求和计算利率市场化程度 (顾海兵等, 2013; 陶雄华和陈明珏, 2013; 王舒军和彭建刚, 2014; 彭建刚等, 2016); (3) 通过考察利率市场化程度的真实经济效应来构造指标, 战明华和李欢 (2016) 基于货币政策信贷传导效果的角度, 建立辅助回归估计利率市场化程度。

总而言之, 已有研究对利率市场化改革给予了关注, 为如何度量利率市场化程度提供了许多颇具有参考价值的思路和方法。但是, 中国利率市场化改革具有渐进性和复杂性。不仅要考虑存款利率、贷款利率、市场利率和政策利率等方面综合客观地度量利率市场化程度, 还应考虑货币政策银行利率传导的有效性, 更加全面地评价利率市场化改革, 这恰恰是当前继续深化利率市场化改革值得深思的问题。因此, 本文尝试从利率市场化程度和货币政策银行利率传导两个方面系统全面地考察利率市场化改革的成效, 为改革向更深层次的推进提供思路。本文具有以下两个方面的边际贡献: (1) 在马骏和王洪林 (2014) 的基础上, 引入影响存款利率、贷款利率、市场利率和政策利率的摩擦因素, 构建一个多部门局部均衡模型, 从理论上讨论了如何客观全面地评价利率市场化改革的成效。(2) 进一步丰富刘明康等 (2018) 的思路, 从宏观层面考察在渐进的利率市场化改革进程中货币政策银行利率传导的动态政策效应, 从而为改革如何向更深层次推进提供参考。

二、理论基础

(一) 模型设定

1. 银行部门

假设经济体中的银行是相互独立且同质的。¹在每一期, 代表性银行吸收存款 D_{jt} 和发放贷款 L_{jt} , 同时在中央银行存放法定存款准备金 αD_{jt} 与超额准备金 E_{jt} , 并持有债券 B_{jt} 、银行间同业拆借净头寸 NI_{jt} 以及来自央行的短期借款 NB_{jt} 。²在同业拆借市场上, NI_{jt} 等于银行的拆入资金与拆出资金之差。在债券市场上, 银行持有以及可供居民投资的债券由厂商发行。代表性银行的利润最大化问题如下:

$$\max_{D_{jt}, L_{jt}, E_{jt}, NI_{jt}, NB_{jt}} E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta_t \left\{ (1+r_{lt-1})L_{jt-1} - L_{jt} - (1+r_{dt-1})D_{jt-1} + \alpha(1+r_{rt-1})D_{jt-1} + (1-\alpha)D_{jt} + (1+r_{et-1})E_{jt-1} - E_{jt} \right. \\ \left. + (1+r_{bt-1})B_{jt-1} - B_{jt} - (1+r_{nt-1})NI_{jt-1} + NI_{jt} - (1+r_{pt-1})NB_{jt-1} + NB_{jt} - C(D_{jt}, L_{jt}, E_{jt}, NI_{jt}, NB_{jt}) \right\} \quad (1)$$

其中, $0 < \alpha < 1$ 是法定存款准备金率, r_{lt} 是贷款利率, r_{dt} 是存款利率, r_{bt} 是债券利率,

¹ 出于简化求解的目的, 不失一般性地假设经济体中的银行是独立同质的。本文将非完全竞争的银行业结构应用到模型中, 结果表明引入垄断因素后模型的主要结论没有发生变化。

² 在进行资产负债管理时, 假定银行在存款、同业拆借、向中央银行借款之间进行融资决策。这一假定符合我国商业银行在进行外部融资时的现实情况。向中央银行进行短期借款成为商业银行进行再融资的重要渠道。2013 年以来, 除了传统的再贷款和再贴现业务, 人民银行还创设了非常规货币政策工具, 更好地满足了中小银行的再融资需求。在研究非常规货币政策时, 往往假定中央银行提供贷款便利 (Gertler and Karadi, 2011; etc.)。因此, 本文假设除了存款准备金利率, 央行短期借款利率也是影响商业银行的主要政策利率, 其具有再融资工具利率的性质。

r_{nt} 是银行间同业拆借净利率, r_{rt} 和 r_{et} 分别是法定准备金利率和超额准备金利率, r_{pt} 是央行短期借款利率。 r_{bt} 和 r_{nt} 共同组成市场利率, r_{rt} 、 r_{et} 和 r_{pt} 共同构成政策利率。银行面临的资产负债平衡约束条件为:

$$B_{jt} = (1 - \alpha)D_{jt} + NI_{jt} + NB_{jt} - L_{jt} - E_{jt} \quad (2)$$

假定银行的总成本等于其所开展的存款、贷款、同业拆借、超额准备金和央行短期借款等业务的成本总和, 即 $C(D_{jt}, L_{jt}, E_{jt}, NI_{jt}, NB_{jt}) = C(D_{jt}) + C(L_{jt}) + C(E_{jt}) + C(NI_{jt}) + C(NB_{jt})$, $C(D_{jt}, L_{jt}, E_{jt}, NI_{jt}, NB_{jt})$ 满足严格凸性且二阶连续可导。借鉴 Mishra et al. (2014) 的做法, 在银行成本函数中引入边际递增的摩擦成本, 以体现中国经济体系存在着影响银行利率定价与货币政策银行利率传导的诸多摩擦因素。

具体而言, 存款、贷款、同业拆借、超额准备金和央行短期借款的业务成本分别定义为:

$$C(D_{jt}) = \frac{1}{2} \left[\delta_D D_{jt}^2 + \gamma_{Dt} (D_{jt} - D_t^*)^2 \right], C(L_{jt}) = \frac{1}{2} \left[\delta_L L_{jt}^2 + \gamma_{Lt} (L_{jt} - L_t^*)^2 \right], C(NI_{jt}) = \frac{1}{2} \left[\delta_{NI} NI_{jt}^2 + \gamma_{NIt} (NI_{jt} - NI_t^*)^2 \right], \\ C(NB_{jt}) = \frac{1}{2} \left[\delta_{NB} NB_{jt}^2 + \gamma_{NBt} (NB_{jt} - NB_t^*)^2 \right], C(E_{jt}) = \frac{1}{2} \left[\delta_E E_{jt}^2 + \gamma_{Et} (E_{jt} - E_t^*)^2 \right]。其中, $D_{jt} - D_t^*$ 、 $L_{jt} - L_t^*$ 、 $NI_{jt} - NI_t^*$ 、 $NB_{jt} - NB_t^*$ 、 $E_{jt} - E_t^*$ 分别为摩擦因素导致存款、贷款、同业拆借、央行短期借款、超额准备金对其无摩擦情形下均衡水平的偏离程度。 $(\delta_D, \delta_L, \delta_{NI}, \delta_{NB}, \delta_E)$ 为存款、贷款、同业拆借、央行短期借款和超额准备金等业务的营运成本参数, 反映了银行的营运成本随着业务规模的扩大而增加。 $(\gamma_{Dt}, \gamma_{Lt}, \gamma_{NIt}, \gamma_{NBt}, \gamma_{Et})$ 为摩擦成本参数, 假定其服从 AR(1) 过程, 平滑系数分别为 ρ_D 、 ρ_L 、 ρ_{NI} 、 ρ_{NB} 、 ρ_E , 该参数可以刻画在利率市场化改革过程中摩擦因素的变化对货币政策银行利率传导的动态影响。$$

将约束条件式 (2) 代入式 (1), 银行的跨期优化问题转换为最大化各期利润:

$$\max_{D_{jt}, L_{jt}, E_{jt}, NI_{jt}, NB_{jt}} r_{lt} L_{jt} + \alpha r_{rt} D_{jt} + r_{et} E_{jt} + r_{bt} B_{jt} - r_{dt} D_{jt} - r_{nt} NI_{jt} - r_{pt} NB_{jt} - C(D_{jt}, L_{jt}, E_{jt}, NI_{jt}, NB_{jt}) \\ s.t. B_{jt} = (1 - \alpha)D_{jt} + NI_{jt} + NB_{jt} - L_{jt} - E_{jt} \quad (3)$$

2. 厂商部门

假设经济体中的厂商是相互独立且同质的。厂商通过银行贷款 L_{jt}^F 与发行债券 B_{jt}^F 进行融资, r_{lt} 和 r_{bt} 分别表示贷款成本和发行债券成本。借鉴马骏和王洪林 (2014) 的做法, 假定厂商将融资所得的资金全部投入生产, 生产函数 Y_{jt} 表示为 L_{jt}^F 和 B_{jt}^F 的函数, 即 $Y_{jt} = \varphi_F (L_{jt}^F + B_{jt}^F)$, 其中 $\varphi_F \geq 1$ 为资本的产出回报率, 由技术等外部因素决定。厂商的资金管理成本函数为 $\frac{1}{2} \left[\delta_{FL} (L_{jt}^F)^2 + \delta_{FB} (B_{jt}^F)^2 \right]$, δ_{FL} 和 δ_{FB} 分别为贷款与发行债券的管理成本系数。在既定成本下追求生产最大化, 代表性厂商的优化问题如下:

$$\Pi_t^F = \max_{L_{jt}^F, B_{jt}^F} \left\{ Y_{jt} - r_{lt} \cdot L_{jt} - r_{bt} \cdot B_{jt} - \frac{1}{2} \left[\delta_{FL} (L_{jt}^F)^2 + \delta_{FB} (B_{jt}^F)^2 \right] \right\}$$

$$s.t. Y_{jt} = \varphi_F (L_{jt} + B_{jt}) \quad (4)$$

3. 居民部门

假定经济体中的居民是相互独立且同质的。借鉴马骏和王洪林 (2014) 的做法, 假设可供居民投资的资产包括存款和债券, 存款是无风险资产, 债券是风险资产, r_{dt} 和 r_{bt} 分别表示存款收益率和债券投资收益率。由于债券面临着信用风险、利率风险和市场风险, 持有债券的风险成本随着债券持有量增加而非线性上升, 假定持有债券的风险成本为 $\frac{1}{2}\varphi_H (B_{jt}^H)^2$, 其中 φ_H 为债券风险系数。同时, 债券还会产生交易成本, 令 $0 < k < 1$ 表示交易成本参数, 反映了交易成本的存在对债券收益的抵消影响。居民面临着投资预算约束 $\bar{W}_{jt}$, $\bar{W}_{jt}$ 等于外生给定的居民可用于投资的财富总额。在既定预算下追求投资收益最大化, 代表性居民的优化问题如下:

$$\begin{aligned} \Pi_t^H = \max_{D_{jt}, B_{jt}} & \left\{ r_{dt} D_{jt}^H + k r_{bt} B_{jt}^H - \frac{1}{2} \varphi_H (B_{jt}^H)^2 \right\} \\ s.t. & D_{jt}^H + B_{jt}^H \leq \bar{W}_{jt} \end{aligned} \quad (5)$$

(二) 模型的求解与利率市场化程度 $IRLI$

模型包括存款市场、贷款市场、债券市场、银行间同业拆借市场、央行短期借款市场和超额准备金市场。在实现局部均衡时, 我们求解得到各个利率的显式解, 且摩擦成本参数 ($\gamma_{Dt}, \gamma_{Lt}, \gamma_{Nt}, \gamma_{NBt}, \gamma_{Et}$) 进入显式解。而在无摩擦情形下, 相应的显式解仅受到营运成本参数 ($\delta_D, \delta_L, \delta_{NI}, \delta_{NB}, \delta_E$) 的影响。据此, 我们将各个利率与其在无摩擦情形下均衡水平的偏离进行加权平均, 得到利率市场化程度 $IRLI$:

$$\begin{aligned} IRLI_t = & w_{dt} (r_{dt} - \bar{r}_{dt}) + w_{lt} (r_{lt} - \bar{r}_{lt}) + w_{bt} (r_{bt} - \bar{r}_{bt}) + w_{nt} (r_{nt} - \bar{r}_{nt}) \\ & + w_{pt} (r_{pt} - \bar{r}_{pt}) + w_{et} (r_{et} - \bar{r}_{et}) + w_{rt} (r_{rt} - \bar{r}_{rt}) \end{aligned} \quad (6)$$

其中, $r_{dt} - \bar{r}_{dt}$ 、 $r_{lt} - \bar{r}_{lt}$ 、 $r_{bt} - \bar{r}_{bt}$ 、 $r_{nt} - \bar{r}_{nt}$ 、 $r_{pt} - \bar{r}_{pt}$ 、 $r_{et} - \bar{r}_{et}$ 、 $r_{rt} - \bar{r}_{rt}$ 分别是存款利率缺口、贷款利率缺口、债券利率缺口、银行间同业拆借利率缺口、央行短期借款利率缺口、超额准备金利率缺口和法定准备金利率缺口; 相应利率缺口权重分别是 $w_{dt} = 1 - \left(\frac{1}{\varphi_H} + \frac{1-\alpha}{\delta_D + \gamma_{Dt}} \right) \gamma_{Bt}$,

$$w_{lt} = 1 - \frac{1}{\delta_L + \gamma_{Lt}} \gamma_{Bt}, \quad w_{bt} = - \left(2 + \frac{\delta_{FL}}{\delta_L + \gamma_{Lt} + \delta_{FL}} + \frac{(1-\alpha)\varphi_H + k\delta_D + k\gamma_{Dt}}{\delta_D + \gamma_{Dt} + \varphi_H} \right), \quad w_{nt} = 1 - \frac{1}{\delta_{NI} + \gamma_{Nt}} \gamma_{Bt},$$

$$w_{pt} = 1 - \frac{1}{\delta_{NB} + \gamma_{NBt}} \gamma_{Bt}, \quad w_{et} = 1 - \frac{1}{\delta_E + \gamma_{Et}} \gamma_{Bt}, \quad w_{rt} = \frac{\alpha(1-\alpha)}{\delta_D + \gamma_{Dt}} \gamma_{Bt} - \frac{\alpha\varphi_H}{\delta_D + \gamma_{Dt} + \varphi_H};$$

$$\gamma_{Bt} = \frac{1}{\frac{(1-\alpha)^2}{\delta_D + \gamma_{Dt}} + \frac{1}{\delta_L + \gamma_{Lt}} + \frac{1}{\delta_E + \gamma_{Et}} + \frac{1}{\delta_{NI} + \gamma_{Nt}} + \frac{1}{\delta_{NB} + \gamma_{NBt}} + \frac{k}{\varphi_H} + \frac{1}{\delta_{FB}}} \quad \text{反映了由债券市场产生的摩}$$

擦成本， γ_{Bt} 受到其他摩擦成本参数的共同影响。

（三）模型结果的分析

1. 具有时变特征的 $IRLI$ 与渐进的利率市场化改革

由式（6）可知， $IRLI$ 具有时变特征，其反映了不同改革阶段的利率市场化程度，受到各个利率缺口和摩擦成本参数的影响。 $r_{dt} - \bar{r}_{dt}$ 、 $r_{lt} - \bar{r}_{lt}$ 、 $r_{bt} - \bar{r}_{bt}$ 、 $r_{nt} - \bar{r}_{nt}$ 、 $r_{pt} - \bar{r}_{pt}$ 、 $r_{et} - \bar{r}_{et}$ 、 $r_{rt} - \bar{r}_{rt}$ 越小， $IRLI_t$ 越小，利率市场化程度越高。随着摩擦成本参数的降低，利率市场化程度也在上升。由于摩擦成本参数服从 $AR(1)$ 过程，说明上一期摩擦因素的变化会影响当期利率市场化程度，这种动态影响取决于摩擦成本的平滑系数 ρ_D 、 ρ_L 、 ρ_{NI} 、 ρ_{NB} 、 ρ_E 。

时变 $IRLI$ 意味着利率市场化改革不是一蹴而就的。在第 t 期，改革政策不仅影响 $IRLI_t$ ，还会通过 ρ_D 、 ρ_L 、 ρ_{NI} 、 ρ_{NB} 、 ρ_E 作用于 γ_{Dt+1} 、 γ_{Lt+1} 、 γ_{NIt+1} 、 γ_{NBt+1} 、 γ_{Et+1} ，进而影响下一期的 $IRLI_{t+1}$ 。因此，具有时变特征的 $IRLI$ 能够体现利率市场化改革的动态演化。

2. 利率市场化改革的动态政策效应与货币政策银行利率传导

根据无摩擦情形下的求解结果，货币政策对银行利率的传导机理如下： $0 < \partial \bar{r}_{bt} / \partial \bar{r}_{nt} < 1$ ， $0 < \partial \bar{r}_{bt} / \partial \bar{r}_{pt} < 1$ ， $0 < \partial \bar{r}_{bt} / \partial \bar{r}_{et} < 1$ ，说明债券利率能够对政策利率的变动做出反应，并将货币政策信号传递到其他市场利率；又因为 $0 < \partial \bar{r}_{dt} / \partial \bar{r}_{bt} < 1$ ， $0 < \partial \bar{r}_{dt} / \partial \bar{r}_{rt} < 1$ ， $0 < \partial \bar{r}_{lt} / \partial \bar{r}_{bt} < 1$ ，表明通过市场利率与政策利率，存贷款利率较好地央行的利率政策做出响应。在无摩擦情形下，货币政策对银行利率的传导主要受到营运成本参数的影响。但是，在经济体系中存在较多摩擦因素情形下， r_d 、 r_l 、 r_b 、 r_n 、 r_p 、 r_e 将偏离其无摩擦情形下的最优水平，降低不同利率之间的联动性，进而在一定程度上阻塞货币政策对银行利率的传导。

利率市场化改革本身是一个多种政策综合作用的制度变迁过程。假定摩擦因素对利率市场化程度的冲击是相互独立的，改革政策在相当程度上可以视为外生变量，其形成的利率市场化冲击取决于摩擦成本参数 $(\gamma_{Dt}, \gamma_{Lt}, \gamma_{NIt}, \gamma_{NBt}, \gamma_{Et})$ 。以放开利率管制为例，讨论利率市场化改革的政策效应。对于存款利率而言， $\partial IRLI_t / \partial \gamma_{Dt} > 0$ ，且 $\partial r_{dt} / \partial r_{bt} \partial \gamma_{Dt} < 0$ ， $\partial r_{dt} / \partial r_{rt} \partial \gamma_{Dt} < 0$ 。对于贷款利率而言，有 $\partial IRLI_t / \partial \gamma_{Lt} > 0$ ， $\partial r_{lt} / \partial r_{bt} \partial \gamma_{Lt} < 0$ 。因此，放松管制在一定程度上提高利率市场化程度，进而增强债券利率的传导性和法定存款准备金利率的引导作用。对于市场利率和政策利率的相关改革政策，也可以得到类似的结论。比如，改变不完全竞争同业市场的政策减小 γ_{NIt} ，又因为 $\partial IRLI_t / \partial \gamma_{NIt} > 0$ ，且 $\partial r_{bt} / \partial r_{nt} \partial \gamma_{NIt} < 0$ ，说明改革政策增强了债券利率与银行间同业拆借利率之间的联动性。规范影子银行发展的相关政策降低了 γ_{Et} 和 γ_{NBt} ，又因为 $\partial r_{bt} / \partial r_{pt} \partial \gamma_{NBt} < 0$ 、 $\partial r_{bt} / \partial r_{et} \partial \gamma_{Et} < 0$ ，且 $\partial IRLI_t / \partial \gamma_{Et} > 0$ ， $\partial IRLI_t / \partial \gamma_{NBt} > 0$ ，说明改革政策增大了市场利率对政策利率的敏感性。¹ LPR 改革能够提高贷款市场报价利率的市场化程

¹ 在中国影子银行具有表外信用创造功能的情况下（孙国峰和贾君怡，2015），商业银行可能会通过

度, 增强不同市场利率之间的联动性, 债券利率更加迅速地将货币政策信号传递到其他市场, 导致 γ_{Bt} 降低, 又因为 $\partial\gamma_{Bt}/\partial\gamma_{Lt} > 0$, $\partial r_{lt}/\partial r_{bt}\partial\gamma_{Lt} < 0$, 市场利率对银行贷款利率的传导效率得以提高; 同时, 通过 LPR 与中期借贷便利利率直接挂钩, 政策利率与市场利率的联动性增强, 使得 γ_{Et} 和 γ_{NBt} 减小, 由于 $\partial r_{bt}/\partial r_{pt}\partial\gamma_{NBt} < 0$ 、 $\partial r_{bt}/\partial r_{et}\partial\gamma_{Et} < 0$, 且 $\partial IRLI_t/\partial\gamma_{Lt} > 0$, $\partial IRLI_t/\partial\gamma_{Et} > 0$, $\partial IRLI_t/\partial\gamma_{NBt} > 0$, LPR 改革以贷款利率为牵引, 较好地提高了政策利率的引导作用, 进而改善了货币政策对银行利率的传导。

货币政策对银行利率的传导是价格型货币政策的核心要义。如果改革是颇有成效的, 则 $IRLI_t$ 减小, 利率市场化程度提高, 且货币政策对银行利率的传导比较有效, 价格型货币政策的效果也较好。如果考虑摩擦成本参数的平滑性, 利率市场化改革具有动态政策效应, 时变 $IRLI$ 对货币政策银行利率传导产生持续性影响。

3. 时变 $IRLI$ 与货币政策银行利率传导的内生关系

由于 $(\gamma_{Dt}, \gamma_{Lt}, \gamma_{NBt}, \gamma_{NBt}, \gamma_{Et})$ 越大, $IRLI$ 越大, 利率市场化程度越低, 导致不同利率之间的联动性降低, 进而阻塞货币政策对银行利率的传导。如果考虑摩擦成本参数的平滑性, $(\gamma_{Dt-1}, \gamma_{Lt-1}, \gamma_{NBt-1}, \gamma_{NBt-1}, \gamma_{Et-1})$ 影响当 $\partial r_{lt}/\partial r_{bt}$ 、 $\partial r_{dt}/\partial r_{bt}$ 、 $\partial r_{dt}/\partial r_{rt}$ 、 $\partial r_{bt}/\partial r_{nt}$ 、 $\partial r_{bt}/\partial r_{pt}$ 、 $\partial r_{bt}/\partial r_{et}$ 。反之, 如果货币政策对银行利率的传导是有效的, 不同利率之间的联动性将趋近于无摩擦情形下的最优水平, 意味着经济体系中的摩擦因素减少, 各个利率缺口逐渐收窄, 利率市场化程度较高。在 $(\gamma_{Dt}, \gamma_{Lt}, \gamma_{NBt}, \gamma_{NBt}, \gamma_{Et})$ 服从 $AR(1)$ 过程的条件下, 货币政策对银行利率的传导会进一步作用于 $IRLI_{t+1}$ 。因此, 时变 $IRLI$ 与货币政策银行利率传导之间存在相互影响、相互反馈的内生关系, 货币政策银行利率传导的有效性同样体现了利率市场化改革的成效。

三、实证框架与变量选取

(一) 实证框架

由理论分析可知, 客观全面地评价利率市场化改革的成效需要兼顾利率市场化程度和货币政策银行利率传导。因此, 借鉴陈创练和戴明晓 (2018), 我们构建一个时变参数的内生模型系统, 模型系统包括度量利率市场化程度的 $IRLI$, 反映价格型货币政策的自然利率 r^* , 以及控制数量型货币政策的货币供给 m 。考虑到利率市场化程度以及货币政策的平滑性特征, 时变参数向量自回归模型的具体形式如下:

$$\begin{bmatrix} y_t \\ IRLI_t \end{bmatrix} = c_t + B_{t,1} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ IRLI_{t-1} \end{bmatrix} + \dots + B_{t,p} \begin{bmatrix} y_{t-p} \\ IRLI_{t-p} \end{bmatrix} + e_t \quad (7)$$

其中, y_t 是模型中 r^* 和 m 组成宏观经济变量向量; $(B_{t,1}, \dots, B_{t,p})$ 是系数矩阵, c_t 是截距项向量; e_t 为对角矩阵, 服从均值为 0、协方差矩阵为 Q_t 的正态分布。

影子银行业务弥补资金缺口, 进而降低政策利率尤其是再融资工具利率的调控效果 (刘明康等, 2018)。

考虑到现实中存款利率、贷款利率、市场利率和政策利率对其均衡水平的偏离包括向上偏离和向下偏离，可以将式（6）写成如下形式：

$$IRLI_t = \sum_{i=1} w_{it} x_{it}, \quad i = \{d, l, b, n, p, e, r\} \quad (8)$$

其中， x_{it} 表示在第 t 期第 i 个利率缺口的绝对值，即 $|r_{dt} - \bar{r}_{dt}|$ 、 $|r_{lt} - \bar{r}_{lt}|$ 、 $|r_{bt} - \bar{r}_{bt}|$ 、 $|r_{nt} - \bar{r}_{nt}|$ 、 $|r_{pt} - \bar{r}_{pt}|$ 、 $|r_{et} - \bar{r}_{et}|$ 、 $|r_{rt} - \bar{r}_{rt}|$ ； w_{it} 表示第 i 个利率缺口的权重系数， w_{it} 具有时变性。

由于各个利率缺口的变化会影响不可观测的 $IRLI_t$ ，进而通过相互反馈的内生关系作用于 y_t ，参考 Bernanke et al.（2005）的做法，将影响利率市场化程度的各个利率缺口表示成关于 $IRLI_t$ 和 y_t 的正交因子模型，具体形式如下：

$$X_t = \lambda_t^y y_t + \lambda_t^f IRLI_t + u_t \quad (9)$$

其中， $X_t, t=1, \dots, T$ 是由构成 $IRLI_t$ 的各个利率缺口变量所组成的 $n \times 1$ 维列向量， λ_t^y 是在 X_t 的回归方程中关于 y_t 的 $n \times S$ 维系数矩阵； λ_t^f 是关于 $IRLI_t$ 的 $n \times 1$ 维因子载荷矩阵； u_t 为对角矩阵，服从均值为 0、协方差矩阵为 V_t 的正态分布。

至此，本文构建了由式（7）和式（9）组成的时变因子扩展向量自回归模型（TVP-FAVAR）。对于 $IRLI_t$ 和时变参数的估计，采用的是 Koop and Korobilis（2014）的双重条件线性滤波/平滑算法。对于时变误差项协方差矩阵 V_t 和 Q_t 的估计，采用的是 Koop and Korobilis（2013）的指数加权移动平均法。在进行估计之前，需要对初始条件和参数进行设定。为了避免数据挖掘偏误，我们采用的是无信息先验分布原则。对于控制误差协方差矩阵时变速度的衰减因子 κ_1 和 κ_2 ，以及控制系数时变速度的遗忘因子 κ_3 和 κ_4 ，参考 Primiceri（2005）、Korobilis（2013）、Koop and Korobilis（2014）， κ_1 和 κ_2 取 0.96， κ_3 和 κ_4 取 0.99。

在实证分析的过程中，研究思路如下：（1）利用 TVP-FAVAR 模型估计得到时变 $IRLI$ ，将利率市场化改革划分不同阶段，分析不同改革阶段的特征以及利率市场化程度的动态变化。（2）通过 TVP-FAVAR 模型的时点脉冲响应函数、提前期脉冲响应函数，分析利率市场化改革对货币政策银行利率传导的动态政策效应。在政策效应分析中，识别改革过程中导致摩擦因素减少的政策时点，将不同时点的一个负向 $IRLI$ 冲击视为改革过程中降低摩擦成本的某一种政策形成利率市场化冲击，考察 r^* 对负向 $IRLI$ 冲击的时点脉冲响应函数。在政策效应的动态特征分析中，将多种政策综合作用下的改革作为一个利率市场化冲击，考察 r^* 对负向 $IRLI$ 冲击的提前期脉冲响应。（3）通过时变预测方差分解，进一步检验利率市场化改革的动态政策效果。由式（7）计算得到 r^* 关于 $IRLI$ 的时变预测方差分解 $\sum_{h=0} (\Gamma_{t+h-1|IRLI_t})^2 / MSFE(\hat{r}_{t+h}^*)$ ，其中 $MSFE(\hat{r}_{t+h}^*)$ 是 r^* 提前 h 期的预测均方误差， Γ_t 是 $IRLI$ 正交化冲击的脉冲响应函数， h 为预测长度。

（二）变量选取

研究样本为 1996 年 6 月至 2019 年 9 月的季度数据, 来源于中国金融统计年鉴、中经网统计数据库、Wind 数据库和 Bankscope 数据库 (更名为 Moody's Analytics BankFocus), 并以银行年报为补充。通货膨胀因素根据定基 2010 年的居民消费价格指数计算。

1. 利率缺口变量

实际贷款利率缺口 gap_r_{lt} 和实际存款利率缺口 gap_r_{dt} 。首先, 参考 Weth (2002)、Gambacorta (2008)、刘明康等 (2018), 定义贷款利率等于当期贷款利息收入/贷款总额, 当期贷款利息收入等于当期利息总收入 $\times$ 贷款/生息资产; 定义存款利率等于当期存款利息支出/客户存款总额, 当期存款利息支出等于当期利息总支出 $\times$ 存款/付息负债。其次, 选取 1996—2019 年 90 家商业银行作为中国银行业的代表性样本, 包括大型国有银行、股份制商业银行、城市商业银行和地方农商银行。最后, 利用线性插值法将年度贷款利率和年度存款利率转化为季度贷款利率和季度存款利率, 扣除通货膨胀因素, 经 X13 法季节调整后, 利用 HP 滤波得到的循环成分作为 gap_r_{lt} 和 gap_r_{dt} 。

实际银行间同业拆借利率缺口 gap_r_{nt} 。将银行间 7 天同业拆借利率扣除通货膨胀因素, 经 X13 法季节调整后, 利用 HP 滤波得到的循环成分作为 gap_r_{nt} 。¹

实际债券利率缺口 gap_r_{bt} 。将银行间 7 天债券质押式回购利率扣除通货膨胀因素, 经 X13 法季节调整后, 利用 HP 滤波得到的循环成分作为 gap_r_{bt} 。

实际央行短期借款利率缺口 gap_r_{pt} 。选择期限为 1 个月和 6 个月的人民银行对金融机构贷款利率作为央行短期借款利率的度量指标, 扣除通货膨胀因素, 经 X13 法季节调整后, 利用 HP 滤波得到的循环成分作为 $gap_r_{pt}^{1m}$ 和 $gap_r_{pt}^{6m}$ 。

实际超额准备金利率缺口 gap_r_{et} 和实际法定准备金利率缺口 gap_r_{rt} 。将超额存款准备金利率和法定存款准备金利率扣除通货膨胀因素, 经 X13 法季节调整后, 利用 HP 滤波得到的循环成分作为 gap_r_{et} 和 gap_r_{rt} 。

2. 自然利率与货币供给

(1) 自然利率 r^* 。基于新凯恩斯一般均衡模型, 我们将 IS 曲线、新菲利普斯曲线和考虑了基准利率的货币政策反应函数, 转换为半结构模型, 据此构建状态空间模型, 采用卡尔曼滤波和极大似然法对状态空间模型进行估计, 进而得到 r^* 。与李宏瑾等 (2016) 的研究相比, 本文的不同之处在于: 第一, 在新凯恩斯一般均衡模型中, 家庭持有的金融资产为存款, 中央银行采用的政策利率为更加符合中国实际情况的基准利率。第二, 在状态空间模型中, 将基准利率引入量测方程, 并将存款利率作为外生变量。

根据 r^* 的估计结果, 对 r^* 与产出缺口、通货膨胀进行了滞后阶数为 4 的 Granger 因果检验, 结果发现: r^* 与产出缺口互为 Granger 原因, r^* 与通货膨胀互为 Granger 原因, 即 r^*

¹ 本文使用的是银行间 7 天债券质押式回购利率 (R007)。R007 和银行间 7 天存款类机构质押式回购利率 (DR007) 同属市场利率。由于 DR007 数据样本区间较短, 故没有使用。

降低，产出缺口、通货膨胀减小。同时，还对 r^* 与贷款基准利率、存款基准利率进行了滞后阶数为 1 的 Granger 因果检验，结果表明： r^* 与存贷款基准利率均互为 Granger 原因，如果货币政策对银行利率传导比较有效，随着实体经济状况恶化，政策利率下降，通过市场利率向存贷款利率传导，最终将引起 r^* 下降，产出缺口、通货膨胀减小。因此， r^* 可以较好地反映货币政策银行利率传导的有效性。

(2) 货币供给 m 。将名义货币供给，扣除通货膨胀因素，对其取自然对数并经 X13 法季节调整，得到 m 。

3. 单位根检验

本文采用 ADF 法进行单位根检验，结果表明：各个利率缺口均是平稳的时间序列，在 5% 显著性水平上拒绝原假设； r^* 是平稳的时间序列，在 1% 显著性水平上拒绝原假设； m 为含有单位根的 $I(1)$ 过程，对其进行一阶差分得到相应的平稳序列。

(三) 模型结构判断

根据 Geweke and Amisano (2011) 的做法，本文采用对数预测似然值作为模型结构的评价准则，对数预测似然值越小，预测表现越好。对于滞后阶数 1—4 期的 TVP-FAVAR 模型和 FAVAR 模型，提前 1 期对数预测似然值的估计结果表明：(1) 在参数特征上，结果支持模型存在时变性。(2) 在阶数上，最终确定模型的滞后阶数为 4 阶。

四、实证结果及分析

(一) 利率市场化改革的动态演化

基于 TVP-FAVAR 模型，本文估计得到利率市场化程度 $IRLI$ ，如图 1 所示。 $IRLI$ 越小，利率市场化程度越高。总体上看，中国利率市场化改革大致可以划分为六个阶段：(1) 第一个阶段是 1996 年第 2 季度至 2000 年第 2 季度，这一阶段是改革启动阶段，改革同时触及贷款利率、银行间同业拆借利率、债券市场利率。利率市场化改革初见成效， $IRLI$ 平均值为 1.65。(2) 第二个阶段是 2000 年第 3 季度至 2004 年第 3 季度，这一阶段为改革先行阶段，改革着力于外币贷款利率、农村信用社利率浮动区间、人民币贷款利率浮动区间以及再贷款浮息制度等方面。但是，由于 2004 年以后缺乏后续有力措施的刺激，这一阶段的市场化程度上升乏力， $IRLI$ 平均值为 1.59。(3) 第三个阶段是 2004 年第 4 季度至 2008 年第 1 季度，这一阶段是改革推进阶段，改革主要涉及存贷款利率浮动区间、银行间同业存款利率、银行间债券市场远期交易、存款准备金利率形成机制等方面。但是，银行间同业拆借市场垄断程度较高、债券利率结构不够合理等现实问题仍没有得到解决。与改革初期相比，这一阶段的利率市场化程度降低， $IRLI$ 平均值为 2.14。(4) 第四个阶段是 2008 年第 2 季度至 2010 年第 3 季度，这一阶段为改革迂回阶段，受累于全球性金融危机爆发与蔓延，国内宏观经济不确定性持续增大，利率市场化程度进一步降低， $IRLI$ 平均值攀升至 4.42。(5) 第五个阶

段是 2010 年第 4 季度至 2015 年第 4 季度, 这一阶段为改革加速阶段, 随着宏观经济形势趋稳, 利率市场化改革重新提上日程。在完全放开存贷款利率、扩容银行间同业拆借市场、创新货币政策操作工具、建立 LPR 集中报价和发布机制的共同作用下, 利率市场化程度得到明显改善。这一阶段的利率市场化程度要高于前四个改革阶段, $IRLI$ 平均值为 1.40。(6) 第六个阶段是 2016 年以来的改革深化阶段, 进一步解决掣肘利率市场化改革的更深层次问题。在这一阶段, 改革尤为显著提高了利率市场化程度, $IRLI$ 平均值仅为 0.53。在 2019 年 LPR 形成机制改革的刺激下, 贷款利率逐步向市场利率收敛, 推动存款利率市场化, $IRLI$ 出现明显的下降趋势, 反映了 LPR 形成机制改革是有益的, 利率市场化程度存在进一步提高的可能。

概括而言, 中国利率市场化改革具有以下特征: 第一, 利率市场化改革是一个多种因素综合作用的结果, 存款利率、贷款利率、市场利率和政策利率同样是利率市场化程度的重要影响因素。第二, 利率市场化改革是一个动态演进过程, 改革具有阶段性波动特征, 并不是一直处于不断上升趋势中, 改革可能会曲折迂回, 需要继续深化改革。

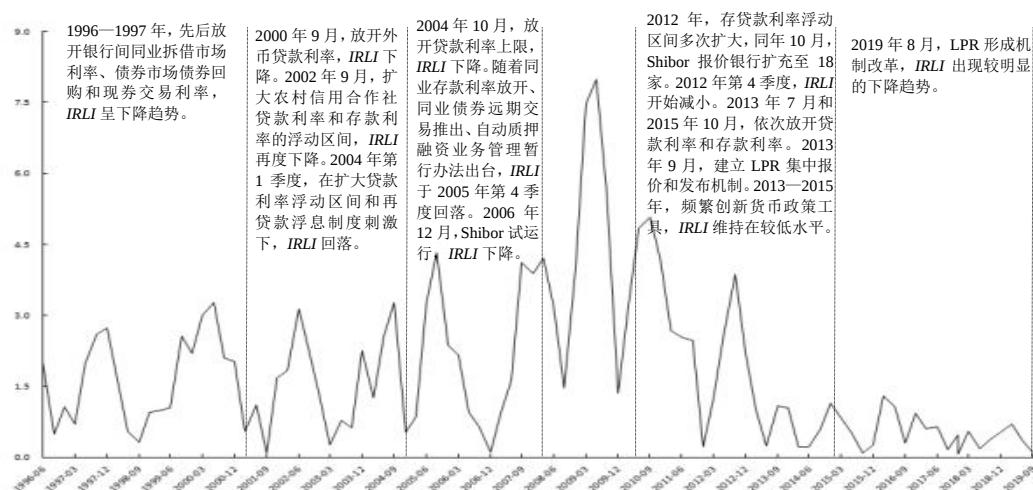


图 1 时变 $IRLI$ 的估计结果

(二) 利率市场化改革的动态政策效应

本文将基于 TVP-FAVAR 模型的时变脉冲响应函数, 考察利率市场化改革的动态政策效应。在此基础上, 本文通过时变预测方差分解进一步分析利率市场化改革是否改善了货币政策银行利率传导的有效性。

1. 时点脉冲响应分析

对于存款利率和贷款利率而言, 改革重点在于放开金融机构的利率管制, 主要的政策时点包括: (1) 2004 年第 3 季度, 放开贷款利率上限, 同时允许存款利率下浮; (2) 2013 年第 3 季度, 放开贷款利率下限; (3) 2015 年第 4 季度, 放开存款利率上限。

对于市场利率而言, 改革侧重于培育对银行利率具有基准性的市场利率, 主要的政策时点包括: (1) 1997 年第 2 季度, 放开银行间债券市场债券回购和现券交易利率。(2) 2006

年第 4 季度，上海银行间同业拆借利率（Shibor）在全国银行间市场试运行。（3）2012 年第 4 季度，Shibor 报价银行的数目扩充至 18 家。

对于政策利率而言，改革着重构建对银行利率具有良好引导作用的政策利率，主要的政策时点包括：（1）2004 年第 1 季度，实行再贷款浮息制度。（2）2013 年第 1 季度，进行货币政策工具创新，创设常备借贷便利和短期流动性调节工具。（3）2016 年第 3 季度，开展金融去杠杆政策，银监会发布《关于进一步加强信用风险管理的通知》，规范影子银行业务。（4）2019 年第 3 季度，中国人民银行宣告改革 LPR 形成机制。

图 2 给出了在不同政策时点 r^* 对一个单位负向 $IRLI$ 冲击的脉冲响应轨迹。对于存款利率和贷款利率而言，与 2013 年第 3 季度相比，在 2015 年第 4 季度 r^* 对负向 $IRLI$ 冲击的脉冲响应强度减小，反映了当改革到达一定程度之后，放松管制对货币政策银行利率传导的影响存在边际递减效应。对于市场利率而言，2012 年第 4 季度扩充 Shibor 报价银行数目的效果比较明显，有力地佐证了银行间同业市场的垄断程度是制约市场利率传导性的一个重要摩擦因素。对于政策利率而言，政策利率的市场化改革提高了利率市场化程度，使得 r^* 下降，有利于减小产出缺口和通胀缺口。在 2013 年第 1 季度和 2016 年第 3 季度的政策时点，货币政策再融资工具创新和金融去杠杆政策的影响比较显著；与前述两个政策时点比较，在 2019 年第 3 季度 r^* 对负向 $IRLI$ 冲击的脉冲响应强度相对较小，反映了亟需继续推进 LPR 改革，进一步提高货币政策对银行利率的传导。

以上时点脉冲响应结果印证了利率市场化改革具有政策效应。存贷款利率、市场利率和政策利率的相关改革政策能够通过减小相应的摩擦因素，提高利率市场化程度。在放开管制后，改革应向更深层次推进，着力解决市场利率和政策利率传导不够顺畅的现实问题。

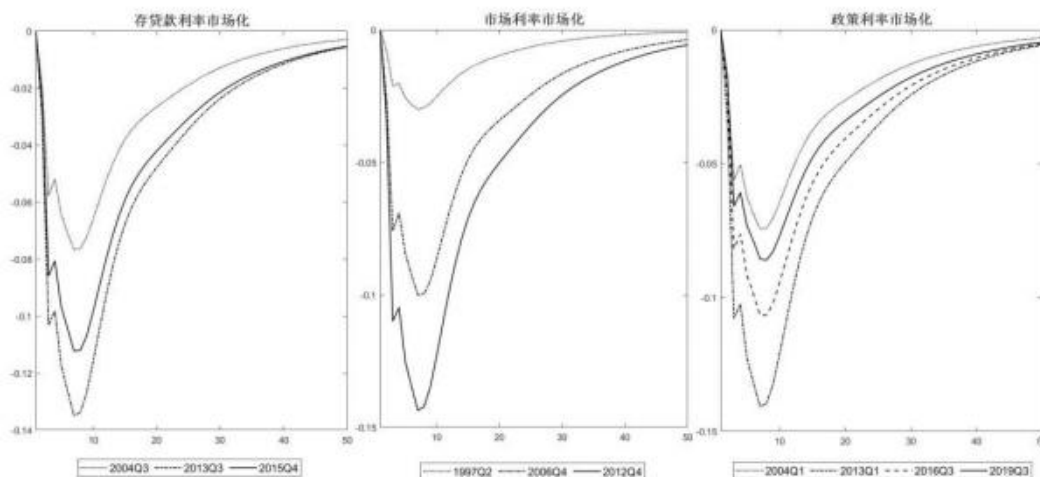


图 2 r^* 对负向 $IRLI$ 冲击的时点脉冲响应

2. 提前期脉冲响应分析

图 3 给出了在负向 $IRLI$ 冲击下 r^* 的提前期脉冲响应轨迹，可以发现不同提前期下 r^* 的脉冲响应趋势基本一致。从短期来看，随着利率市场化程度的提高， r^* 下降，进而利于产

出缺口和通胀缺口减小, 即利率市场化改革是有益的, 其较好地改善了货币政策银行利率传导的产出效应和价格效应。从长期来看, 不同提前期脉冲响应轨迹呈现阶段性波动的特征, 在前文分析提及的改革启动阶段、改革先行阶段、改革推进阶段、改革迂回阶段、改革加速阶段和改革深化阶段均发生了时点突变性。

但是, 改革的成效不一定总是边际递增。利率市场化改革本身是一个动态演进的过程, 其所产生的政策效应亦是如此。正如图 3 所示, 2010 年以来 r^* 对负向 $IRLI$ 冲击的脉冲响应强度明显减弱, 尤其是 2015 年利率管制放开之后。一个可能的解释是: 利率双轨问题及其产生的市场利率传导不顺和政策利率引导性不强等问题在一定程度上阻碍了改革成效的进一步提高。

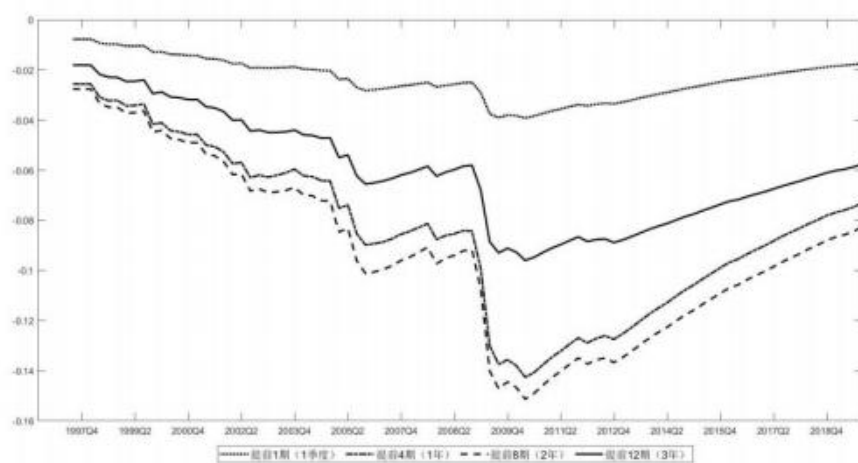


图 3 r^* 对负向 $IRLI$ 冲击的提前期脉冲响应

3. 时变预测方差分解分析

图 4 给出了负向 $IRLI$ 冲击对提前 1 期 r^* 的时变预测方差分解结果。总体上看, $IRLI$ 冲击对 r^* 波动的平均解释力度为 11.27%, 反映利率市场化改革对于改善货币政策银行利率传导的作用仍待提高。进一步分析, 可以发现: $IRLI$ 冲击对 r^* 波动的解释力度呈现出时变特征, 利率市场化改革的动态政策效应并不总是边际递增的, 在改革启动阶段、改革先行阶段、改革推进阶段、改革迂回阶段、改革加速阶段和改革深化阶段, $IRLI$ 冲击对 r^* 波动的平均解释力度分别为 5.71%、4.90%、8.54%、5.13%、21.80%、14.82%。

结合时变 $IRLI$ 与利率市场化改革的动态政策效应, 可以发现: 经过多年的探索与推进, 利率市场化改革颇具成效, 在放开管制之后利率市场化程度有了较大幅度的提高; 在 2019 年 LPR 形成机制改革启动之际, r^* 对负向 $IRLI$ 冲击的时点脉冲响应强度和提前期脉冲响应强度响度较小, $IRLI$ 冲击对 r^* 波动的平均解释力度较低。因此, 利率市场化改革仍存在进一步推进的空间, 要把握好市场化程度较高的改革深化阶段这个窗口期, 解决利率市场化进程中存在的问题。

究其原因, 根源主要在于利率双轨问题, 其模糊了中央银行政策利率的信号。再者, 在

利率双轨下，诸如“类贷款”和“类存款”的影子银行过快发展，进一步削弱超额准备金利率、再融资工具利率等部分政策利率的调控作用。因此，在改革向更深层次推进的过程中，亟需进一步增强存款利率、贷款利率、市场利率和政策利率的联动性，打通货币政策利率传导的堵点，进一步深化 LPR 机制改革。

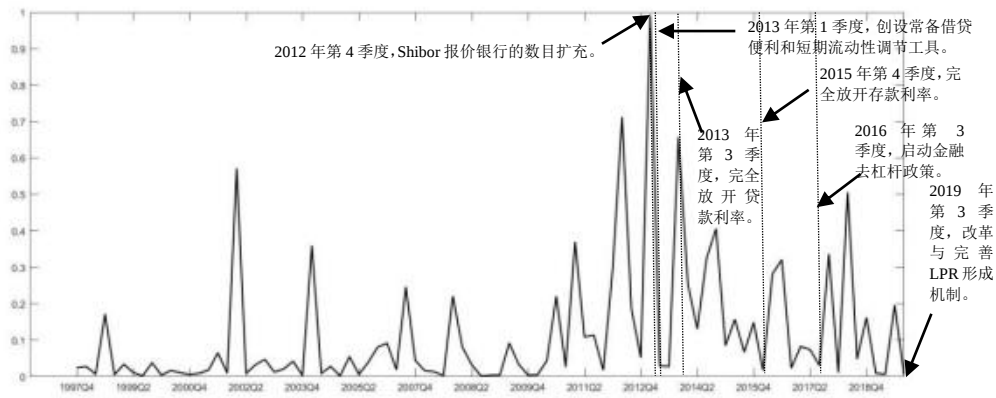


图 4 r^* 关于 IRLI 冲击的时变预测方差分解

(三) 稳健性检验¹

1. 利率市场化程度的再测算

度量利率市场化程度的 IRLI 是本文重点关注的核心变量。为了保证估计的稳健性以及据此划分利率市场化改革不同阶段的合理性，参考彭建刚等（2016）的研究，我们基于层次分析法对 IRLI 进行了重新测算，并将其数据样本区间扩展至 2019 年。

估计结果表明，不同方法估计得到的 IRLI 具有相似之处。基于层次分析法与基于 TVP-FAVAR 模型估计的 IRLI 在总体上呈现出相似的阶段性波动特征，且在 2016 年以前所划分的改革阶段基本吻合。但是，在 2015 年存款利率管制完全放开后，基于层次分析法的 IRLI 不再变化，而本文基于 TVP-FAVAR 模型的时变 IRLI 依然表现出明显的下行趋势，反映了放开利率管制后央行积极推动基准利率并轨、创设货币政策工具、完善 LPR 形成机制等改革实践，更加符合继续深化利率市场化改革的现实需求。

2. 调整时变模型中衰减因子和遗忘因子的参数值

Primiceri（2005）指出，超参数的先验信息设定可能改变时变 VAR 模型的估计结果。为了保证实证结果的稳健性，本文设定 TVP-FAVAR 模型中衰减因子 κ_1 和 κ_2 取值为 $\{0.96, 0.97, 0.98\}$ ，遗忘因子 κ_3 和 κ_4 取值为 $\{0.98, 0.99\}$ 。结果表明：时变 IRLI 的估计结果是稳健的，时点脉冲响应函数、提前期脉冲响应函数以及时变预测方差分解的结论也基本一致。

¹ 稳健性检验结果，有兴趣的读者请向作者索要。

五、结论与启示

放开利率管制并不意味着我国利率市场化的最终完成, 改革还应向更深层次推进。基于这一现实背景, 本文构造了一个多部门局部均衡模型, 刻画利率市场化程度的时变特征, 从理论上阐释利率市场化改革的成效需要兼顾利率市场化程度和货币政策银行利率传导。然后, 本文利用 TVP-FAVAR 模型, 进一步验证理论分析的结论。结果表明: 利率市场化改革是一个阶段性波动的过程, 利率市场化程度并不是一直处于不断上升趋势中, 改革可能会曲折迂回; 改革具有动态政策效应, 随着利率市场化程度的提高, 银行利率在货币政策中的作用得以改善; 从货币政策银行利率传导的有效性进行考察, 改革仍然存在进一步推进的空间, 2019 年启动 LPR 形成机制改革是拓展利率市场化深度的契机。

对于如何以完善 LPR 机制为抓手、进一步深化利率市场化改革, 本文提出了一些可供参考的思路: 第一, 有序推进 LPR 传导机制的改革, 完善适应市场需求的银行内部转移定价机制 (Funds Transfer Pricing, FTP)。在银行利率决定以 FTP 定价机制为主的条件下, 逐步实现基准利率和市场利率的并轨, 将 LPR 利率嵌入贷款 FTP 定价中, 进一步提高贷款利率的市场化程度。同时, 协调推进加强存款利率自律管理、优化存款竞争结构等相关措施, 形成合理的负债端计息业务 FTP 定价曲线, 逐步带动存款利率市场化。

第二, 持续深化 LPR 形成机制和调控机制的改革, 理顺不同利率之间的联动机制。从完善 LPR 形成机制着手, 进一步提高市场利率的弹性和敏感性, 鼓励更多具有代表性的金融机构参与 LPR 报价, 创新与丰富 LPR 衍生产品, 增强 LPR 利率与银行间同业市场利率、债券利率等其他市场利率之间的联动性, 培育更加具备基准性的 LPR 形成机制。同时, 积极探索一个行之有效的 LPR 调控机制, 在中央银行货币政策工具箱中选择合适的政策利率, 增加较长期限的 LPR 报价参考利率, 细化较短期限的 LPR 报价参考利率, 形成更加完备的 LPR 曲线, 健全利率走廊机制, 扭转中长期政策利率引导不够顺畅的困局。此外, 还可以在宏观审慎监管政策的配合下进一步优化 LPR 调控机制, 实施影子银行业务差异化分类审慎监管, 抑制影子银行对政策利率的消极影响, 着力提高再融资工具利率的引导作用。

【参考文献】

- [1] 陈创练和戴明晓, 2018,《货币政策、杠杆周期与房地产市场价格波动》,《经济研究》第9期,第54~69页。
- [2] 顾海兵、夏梦和张安军, 2013,《1996-2010年中国利率市场化程度的测定》,《价格理论与实践》第2期,第27~28页。
- [3] 何国华、李洁和刘岩, 2017,《金融稳定政策的设计:基于利差扭曲的风险成因考察》,《中国工业经济》第8期,第26~44页。
- [4] 李宏瑾、苏乃芳和洪浩, 2016,《价格型货币政策调控中的实际利率锚》,《经济研究》第1期,第42~54页。
- [5] 刘明康、黄嘉和陆军, 2018,《银行利率决定与内部资金转移定价——来自中国利率市场化改革的经验》,《经济研究》第6期,第4~20页。
- [6] 陆军和梁静瑜, 2007,《中国金融状况指数的构建》,《世界经济》第4期,第13~24页。
- [7] 马骏和王红林, 2014,《政策利率传导机制的理论模型》,《金融研究》第12期,第1~22页。
- [8] 彭建刚、王舒军和关天宇, 2016,《利率市场化导致商业银行利差缩窄吗?——来自中国银行业的经验证据》,《金融研究》第7期,第48~63页。
- [9] 孙国峰和贾君怡, 2015,《中国影子银行界定及其规模测算——基于信用货币创造的视角》,《中国社会科学》第11期,第92~110+207页。
- [10] 陶雄华和陈明珏, 2013,《中国利率市场化的进程测度与改革指向》,《中南财经政法大学学报》第3期,第74~79页。
- [11] 王舒军和彭建刚, 2014,《中国利率市场化进程测度及效果研究——基于银行信贷渠道的实证分析》,《金融经济研究》第6期,第75~85页。
- [12] 王维国、王霄凌和关大字, 2011,《中国金融条件指数的设计与应用研究》,《数量经济技术经济研究》第12期,第115~131页。
- [13] 徐国祥和郑雯, 2013,《中国金融状况指数的构建及预测能力研究》,《统计研究》第8期,第17~24页。
- [14] 许月丽、李文和肖奎喜, 2017,《渐进利率市场化改革是否打破了“利率限制铁律”?——来自中国农户田野调查的证据》,《金融研究》第6期,第50~63页。
- [15] 战明华和李欢, 2018,《金融市场化进程是否改变了中国货币政策不同传导渠道的相对效应?》,《金融研究》第5期,第20~36页。
- [16] 张孝岩和梁琪, 2010,《中国利率市场化的效果研究——基于我国农村经济数据的实证分析》,《数量经济技术经济研究》第6期,第35~46页。
- [17] 张宗益、吴恒宇和吴俊, 2012,《商业银行价格竞争与风险行为关系——基于贷款利率市场化的经验研究》,《金融研究》第7期,第1~14页。
- [18] 中国人民银行政策分析小组, 2020,《有序推进贷款市场报价利率改革》,《中国货币政策执行报告》增刊。
- [19] 周业安和赵坚毅, 2005,《我国金融市场化的测度、市场化过程和经济增长》,《金融研究》第4期,第68~78页。
- [20] 庄晓玖, 2007,《中国金融市场化指数的构建》,《金融研究》第11期,第180~190页。
- [21] Abiad, A., E. Detragiache and T. Tresselt, 2010, "A New Database of Financial Reforms", *IMF Staff Papers*, 57(2): 281~302.

- [22] Bandiera, O. and F. Schiantarelli, 2000, “Does Financial Reform Raise or Reduce Saving?”, *Review of Economics & Statistics*, 82(2): 239~263.
- [23] Banerjee, A., V. Bystrov and P. Mizen, 2013, “How Do Anticipated Changes to Short-Term Market Rates Influence Banks' Retail Interest Rates? Evidence from the Four Major Euro Area Economies”, *Journal of Money Credit & Banking*, 45(7): 1375~1414.
- [24] Bernanke, B. S., J. Boivin and P. Eliaz, 2005, “Measuring the Effects of Monetary Policy: A Factor-Augmented Vector Autoregressive (FAVAR) Approach”, *Quarterly Journal of Economics*, 120(1): 387~422.
- [25] Chen, S. and B. Lin, 2019, “Dual-track Interest Rates and Capital Misallocation”, *China Economic Review*, 57, Article 101338.
- [26] Chong, B. S., M. H. Liu and K. Shrestha, 2006, “Monetary Transmission via the Administered Interest Rates Channel”, *Journal of Banking & Finance*, 30(5): 1467~1484.
- [27] Chong, B. S., 2010, “Interest Rate Deregulation: Monetary Policy Efficacy and Rate Rigidity”, *Journal of Banking & Finance*, 34(6): 1299~1307.
- [28] Gambacorta, L., 2008, “How do Banks Set Interest Rates?”, *European Economic Review*, 52(5): 792~819.
- [29] Gertler, M. and P. Karadi, 2011, “A Model of Unconventional Monetary Policy”, *Journal of Monetary Economics*, 58(1): 17~34.
- [30] Geweke, J. and G. Amisano, 2011, “Hierarchical Markov Normal Mixture Models with Applications to Financial Asset Returns”, *Journal of Applied Econometrics*, 26 (1): 1~29.
- [31] He, D. and H. Wang, 2012, “Dual-track Interest Rates and the Conduct of Monetary Policy in China”, *China Economic Review*, 23(4): 928~947.
- [32] Koop, G. and D. Korobilis, 2014, “A New Index of Financial Conditions”, *European Economic Review*, 71: 101~116.
- [33] Koop, G. and D. Korobilis, 2013, “Large Time-varying Parameter VARs”, *Journal of Econometrics*, 177(2): 185~198.
- [34] Korobilis, D., 2013, “Assessing the Transmission of Monetary Policy Shocks Using Time-varying Parameter Dynamic Factor Models”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 75(2): 157~179.
- [35] Laeven, L., 2000, “Does Financial Liberalization Relax Financing Constraint on Firms?”, World Bank Working Paper, No. 2467.
- [36] Mishra, P., P. Montiel, P. Pedroni and A. Spilimbergo, 2014, “Monetary Policy and Bank Lending Rates in Low-income Countries: Heterogeneous Panel Estimates”, *Journal of Development Economics*, 111(C): 117~131.
- [37] Primiceri, G., 2005, “Time Varying Structural Vector Autoregressions and Monetary Policy”, *Review of Economic Studies*, 72: 821~852.
- [38] Weth, M. A., 2002, “The Pass-Through from Market Interest Rates to Bank Lending Rates in Germany”, Economic Research Centre Discussion Paper, No. 2002/11.

信用货币创造机制的历史演进与逻辑

张成思¹ 尹学钰² 刘泽豪³

【摘要】本文对“存款创造贷款”和“贷款创造存款”两种信用货币创造机制的历史演进和逻辑进行详尽阐释，阐明“创造”一词只体现存款和贷款数量增加的发生顺序，而不代表两种业务之间具有绝对的逻辑先后关系。本文强调两种机制的核心差异在于贷款的自主性，与银行的经营决策、所处的监管环境等多种因素有关，这一结论对两种机制在实践中的适用性具有启发。金融监管政策约束较松时，银行可以按客户的借款意愿提供贷款并直接创造出存款。然而金融监管政策约束较紧时，银行需要在存款侧进行监管套利才能发放贷款，此时的贷款只能创造出流动性和安全性都要劣于银行存款的“影子负债”。因此，忽视金融监管环境对银行贷款自主性的限制容易导致流动性风险扩散和系统性风险积聚。

【关键词】信用货币；货币创造；金融监管；影子银行

一、引言

信用货币是币材本身并无内在价值而以信用为基础发行的货币。1945年开始的“布雷顿森林体系”和1976年开始的“牙买加体系”分别切断了黄金与纸币在国内和国际上的自由兑换关系，成为信用货币制度在全球范围推行的分水岭。“信用”一词原本用于描述信誉程度，在经济学语境下常用于概括借贷关系，参与主体的信誉和社会关系决定了信用活动的产生，信用关系赋予了债权人未来从债务人处获得一定数量商品和服务的权利。而通常认为货币产生于商品交换过程中，是可以被普遍接受并用于购买商品服务的一般化媒介。所以，当某种信用代表的权利具备了一般性，持有这种债权购买商品和服务也可以被普遍接受时，信用就具备了成为信用货币的条件。

中央银行和商业银行的信用具有较高认可度，是合适的信用货币发行方。20世纪初期，资本主义银行自主发行的可兑换银行券和中央银行集中发行的可兑换中央银行券都是信用货币。现代中央银行发行的信用货币一般是不兑现的法定货币，但货币发行仍是中央银行的负债。现代商业银行发行的信用货币主要是存款货币，存款人是银行的债权人，有权向银行

¹ 张成思，中国人民大学国际货币研究所学术委员，中国人民大学财政金融学院教授。

² 尹学钰，中国人民大学财政金融学院博士研究生。

³ 刘泽豪，经济学博士，中国人民大学财政金融学院讲师。

兑换中央银行货币。

存款货币是现代信用货币体系中最重要的一部分，从货币统计的角度来看，IMF 和世界各国央行对货币的定义主要就是指银行存款。而究其根本原因，一是银行发行的信用能够被普遍认可，二是社会支付习惯的改变和清算体系的发展提升了使用银行存款购买商品服务的便利性。将中央银行发行的现金存入银行可以创造出新的银行存款，但在这一过程中，存款人持有的现金置换了等额的存款货币。因此，信用货币的创造主要是指存款货币的增加大于流通中现金的减少，从而使货币总量增加的过程。当然，发行现金能够直接增加货币供应量，但由于现金在货币供给中的份额越来越小，且不具有派生功能，其创造机制的探究价值不高。而存款货币的供给与银行的经营决策和经济体内生的货币需求紧密相连，也使得商业银行在货币体系中的重要地位愈发凸显。因此，现代信用货币创造机制主要是指银行存款货币的创造机制（张成思，2019）。

存款货币的创造机制可以分为“存款创造贷款”（Deposits Creates Loans, DCL）和“贷款创造存款”（Loan Creates Deposit, LCD）两种。本文系统梳理两种机制在标准文献中的出处和演进逻辑，阐明“创造”一词只体现了存款和贷款在会计记账时的顺序，而不代表二者之间具有绝对的逻辑先后关系，两种机制的核心思想在于解释银行资金的来源和运用。LCD 机制是指银行在贷款或购买资产时可以直接创造出相应的存款，原因是银行自身就是存款货币的发行方，但这并不意味着在实践中，银行不会因为存款增加而扩张贷款。DCL 机制是指银行发放贷款的资金来自于存款或其他负债，同样，这一机制的存在也不意味着发放贷款不会增加存款。事实上在后文对 DCL 机制的详细介绍中，我们会看到贷款创造存款的过程恰恰构成了这一机制实现多倍存款派生并创造存款货币的一个必要环节。

因此，不能仅从字面含义来理解以上两种机制的内涵，而是要区分相应的底层逻辑。通过梳理相关文献并进行系统阐释，本文提炼出 DCL 和 LCD 两种机制的核心差异——银行贷款业务的自主性。贷款自主性弱的银行（或者银行处于贷款自主性较弱的周期时）需要从存款中创造贷款，此时主要体现为贷款受到存款约束。而银行的贷款自主性越强，越有可能直接以贷款方式创造出存款。因此，如果过度局限于 DCL 的逻辑，容易忽视银行贷款的自主扩张，导致信贷总量失控。贷款业务的自主性受到多种因素的影响。一方面，存款人的存款意愿、贷款人的贷款需求和银行的经营决策等都可能影响银行存贷款业务之间的关系，进而影响贷款自主性。另一方面，来自外部的金融监管政策也强有力地约束着银行的业务实践，进而限制贷款自主性。

本文进一步将 DCL 和 LCD 两种机制与实践中国银行面临的监管相结合，考虑为规避监管

而产生的影子银行体系，分析了银行监管政策的严格程度对两种机制适用性的影响。结果表明，当所受监管约束较松时，银行可以按客户的借款意愿提供贷款，呈现出“贷款创造存款”。而在所受监管约束（例如存款准备金要求）较紧时，银行需要在存款侧进行监管套利才能发放贷款，此时的贷款无法创造出真正的存款，而只能创造出流动性和安全性都要劣于银行存款的“影子负债”。因此，忽视银行面临的金融监管等实际经营约束，而过度强调“贷款创造存款”，容易导致流动性风险扩散和系统性风险积聚。

二、存款创造贷款机制的文献演进

在“存款创造贷款”机制中，发放贷款以吸收存款为前提。这一机制的核心在于将存款视为银行的资金来源，贷款视为银行的资金运用，因此存款能够约束贷款。如果将概念抽象化，DCL 的逻辑内核实质上源于早期的信用中介论（张成思，2020），即银行业务是在信用出让者和信用受让者之间的融通，前者和后者可分别对应于存款人和贷款人。

信用中介论产生于 18—19 世纪金本位货币制度的背景下，主要代表包括亚当·斯密（1776）、大卫·李嘉图（1817）和约翰·穆勒（1848）等（李扬和周莉萍，2014）。信用中介论认为银行的功能是吸收消费剩余的储蓄，并转移给需要投资的借款人。在这一过程中，银行仅充当储蓄和投资的中介，促进了资本的分配和转移，能够提高资本的利用效率，但不能创造出新的资本。信用中介论的观点基于对商业银行起源的认识，“金匠论”认为西方商业银行的前身是保管金子的金匠铺，因此银行的出现是从储蓄功能开始的。

在 19 世纪初，就有学者认识到银行存款的数量是现金的数倍（Humphrey，1987）。然而早期的信用中介论只体现了吸收存款和发放贷款两种行为的简单承接关系，无法解释银行体系内存款总量的增加。银行在接受一笔初始存款后，会将其中一部分留作准备金，余下的部分用来发放贷款。而 Pennington（1826）指出借款人会将这笔贷款资金再存回本行或转入另一家银行，导致存款总量在初始存款上的增加，将存款串联在了贷款业务之后，解释了银行体系派生存款的具体方式。由此，多倍存款派生理论得以在信用中介论的基础上发展起来，成为 DCL 机制的新框架。一般以“部分存款准备金理论”（fractional reserve theory of banking）、“多倍存款派生”（multiple deposit expansion）等类似词汇进行概括的理论，在内容上都支持 DCL 的观点，因为它们的分析都从银行获得一笔新的存款出发。

Pennington（1826）仅分析了一家银行的业务，而没有完整地阐释整个银行体系实现多倍存款派生的全过程。在获得由贷款资金形成的新存款之后，银行仍会将多于准备金的资金贷出。Torrens（1837）认为银行“接受存款-留存准备-发放贷款-形成存款”的过程会一直持

续下去, 直到所有银行作为一个整体共同达到总存款派生乘数 (总存款量/初始存款量) 的上限 (准备金比率的倒数)。Joplin (1841) 进一步具体描述了各银行接受存款和发放贷款的过程, 将整个银行体系实现的存款派生具化到了单个银行的操作之上。

Marshall (1926) 提炼出了完整的数学表示。假设存款准备金率为 r , 某银行在接收了数量为 X 的初始存款后, 将其中 rX 留作准备金, 将剩余 $(1-r)X$ 贷出。借款人将收到的 $(1-r)X$ 用于生产经营, 这部分资金会转化为另一家银行的存款, 该银行收到数量为 $(1-r)X$ 的存款, 再将其中 $r(1-r)X$ 留作准备金, 将剩余部分 $(1-r)^2X$ 贷出。一直重复下去, 则最后所有银行的存款量之和为 $D = X + (1-r)X + (1-r)^2X + \dots = X/r$ 。Moulton (1918) 认为这正是商业银行最突出的特点, 整体个银行体系汇集了一国的大部分货币, 并以一种使可贷资金成倍增加的方式来组织这些货币。

Samuelson (1948) 在经典教材《经济学》中将这一过程体现在了银行资产负债表的变化之上, 这种表述方式也成为了主流教材的通用框架。假设 A 银行新增加了来自外部的 1000 元现金存款, 法定存款准备金率为 20%。A 银行需保留 200 元以满足存款准备要求, 只能贷出剩余的 800 元。体现在资产负债表上, 负债侧“存款”增加 1000 元, 资产侧“现金储备”和“贷款和投资”两个科目各增加 200 和 800 元。由于 200 元现金退出了流通, 存款货币增加了 1000 元, 货币总量增加了 800 元。

然而在整个银行体系中, A 银行的借款人将收到的 800 元现金存到 B 银行, 由此 B 银行可以贷出 $800 \times (1-20\%) = 640$ 元现金, B 银行的借款人再将这 640 元现金其存到 C 银行……无限循环下去的结果是整个银行体系的总存款增加为 $1000/20\% = 5000$ 元, 总现金储备为 1000 元。整个银行体系资产负债表的结果如表 1 所示, 实现了从 A 银行初始接受的 1000 元存款, 到整个银行体系内共 5000 元存款的多倍派生。从货币总量的角度看, 初始 1000 元流通中的现金变为了 5000 元存款货币。

除此之外, Samuelson (1948) 还强调表 1 是单个银行不可能实现的情形。虽然 A 银行发放贷款可以增加整体货币量, 但存款货币的增加仅限于初始存款增加 (1000 元) 扣除存款准备 (200 元) 的部分, 即 800 元, 单个银行无法达成多倍存款派生。即使 A 银行按照表 1 以存款的形式发放了 4000 元贷款, 表面上看, 资产和负债的增加相等, 现金储备也满足存款量 20% 的要求, 但是这 4000 元存款可以随时被借款人取走使用, 存款余额并不能维持, 因此银行不可能“凭空创造货币” (create money out of thin air)。

表 1 整个银行体系的资产负债表

资产	负债
----	----

现金储备	+1,000	存款	+5,000
贷款和投资	+4,000		
总计	+5,000	总计	+5,000

资料来源：Samuelson（1948）。

得出这一结论的关键在于，在 Samuelson（1948）的模型中，从储户收到的原始存款数量严格限制了单个银行的贷款业务。然而贷款资金不一定会全部离开银行，如果只有一家垄断银行，那么其贷出款项全部留在本银行，该行不会向其他银行损失准备金，因而可以独立完成存款派生（Davenport, 1919）。因此，贷出款项中存回本银行的比例能够影响该银行自身的存款派生能力，Samuelson（1948）与 Davenport（1919）分别考虑了这一比例为 0 和为 1 的两种极端情况。Phillips（1920）则将这一比例设为 k ，推导出了单个小银行的存款派生乘数，同时也对整个银行体系呈现出的存款派生能力给出了完备的解释。

除了单个银行和银行体系的区别，为避免理解偏差，还需要辨析存款准备金率和现金漏损的含义。准备金率的大小不仅受法定要求的影响，还与银行主观的选择有关。在 Samuelson（1948）的模型中， r 代表“法定存款准备金要求”（legal reserve requirement），但 Marshall（1926）、Davenport（1919）和 Phillips（1920）只将 r 解释为“准备金率”，并无“法定”的限制。因此 r 是银行可以选择的结果，而不是固定的数值。当然，以法定存款准备金率进行推导的常见模型也并非错误，只不过这是一种理论上的极端假设，法定存款准备金率是银行持有准备金的最低限度，因而其倒数是银行存款派生的最高限度。

此外，前文提及的模型都假设银行贷出的资金依然是整个银行体系存款的一部分，要么存回本银行，要么存入其他银行。但在现金经济中，借款人很有可能将所得资金的一部分以现金形式提取，此时这笔资金不再属于银行体系，它既不构成银行的准备金也不构成存款，从而无法支持下一步贷款，在这笔钱上银行的存款派生能力显然无从发挥，这就是“现金漏损”（cash drain）的现象。这一问题可以通过在存款创造过程中加入一个新的参数来解决，设现金漏损量对贷出资金量的比率为现金比率（ c ），那么 $D = X/(c + r)$ 。

至此，多倍存款派生过程的核心内容已经足够明确，后续的研究主要致力于两个方面。一是继续细化模型内容，如将准备金分为法定和超额两部分，区分活期和定期存款，增加不同参数以丰富存款乘数本身的形式（Shelby, 1958）。二是将存款派生与广义的货币问题相结合。以存款乘数为基础，货币乘数等于货币供应量（流通中的现金与银行存款的总和）与基础货币（流通中的现金与存款准备金的总和）之比。由于融合了流通中的现金、商业银行在中央银行的存款准备金和银行存款三大关键的货币元素，货币乘数对研究宏观货币问题做

出了基础性的贡献。

此外,随着金融创新的发展,利率在金融市场中的核心地位日益凸显。为追求更高收益,银行存款资金不断流向其他新型金融产品,这就是“金融脱媒”的现象。与现金漏损相似,其他金融产品对银行存款的替代也会限制银行的存款派生能力(Tobin, 1963)。李宏瑾、苏乃芳(2017)在传统的多倍存款派生模型中引入了金融脱媒比率,发现金融脱媒使货币乘数的形式变得更为复杂,降低了货币数量的可控性,而这直接影响了现代中央银行对货币调控模式的选择。

除了影响银行创造存款货币的能力之外,金融创新和金融脱媒还改变了金融体系的整体格局。从货币问题的角度来看,一些由其他非银行金融中介创造的信用工具(吸收的存款或发行的凭证等)也具备了一定程度的货币职能。因此,受关注的不再仅有商业银行的存款货币创造能力,而是各类金融中介的流动性资产创造能力,存款乘数被拓展为流动性资产乘数(Smith, 1959)。这种拓展仍以商业银行 DCL 机制为基础,只是视角更广阔,认为其他金融中介机构的资产业务也来自于已有的负债,而这正是以 Gurley & Shaw (1956)为代表的金融中介理论的出发点,即银行和其他金融中介都是间接融资的实现渠道。

在现代银行体系中,金本位制度下的全现金收付假设显然不再成立,不仅贷款不一定被提取为现金,存款增加也不一定以现金形式取得,而是大量以同业资金划转的方式完成。与 Samuelson (1948) 的原版教材相比,第 19 版《经济学》(Samuelson & Nordhaus, 2010) 改善了现金收支假设,将表 1 中“现金储备”(Cash Reserves)科目的名称改为了“储备”(Reserves)。客户从其他银行的账户转入存款,使银行准备金增加,借款人将贷款资金转移至其他银行使用,银行准备金随之减少。虽然准备金划转已经取代现金收付成为现代银行面临的主要约束,但另一方面,发达的银行间拆借市场也使银行可以及时弥补短期准备金的不足。然而,银行拆借的便利性不能否定准备金数量约束的存在性。因此,作为现代银行的重要业务之一,银行间拆借并不与 DCL 机制的核心逻辑冲突。

因此,存款货币的多倍派生不是简单由“存款创造贷款”完成的,而是由“存款-贷款-存款”的循环串连起来的。事实上这一循环已经包含了 LCD 的机制,因为派生出的存款货币是由贷款过程创造出来的。第 19 版《经济学》教材(Samuelson & Nordhaus, 2010)还删去了对 LCD 观点的批判,表 1 不再作为单个银行不可能实现的错误示范。总的来看,DCL 机制在近代主要以多倍存款派生模型和金融中介理论为载体,本文通过系统梳理文献揭示了相关理论模型假设的精简之处。这有助于在使用 DCL 机制解释现实存贷款现象时,透彻认识单个银行和银行体系的实际情况,从而灵活应用,避免错失理论本意。

三、贷款创造存款机制的演进逻辑

“贷款创造存款”机制的特色在于银行“先有贷款、后有存款”，即存款不会制约贷款。底层逻辑在于银行发放贷款的同时会创造出等额的存款，因此贷款并非源于已有的存款，而是来自于银行创造存款货币的能力。这种思想可以追溯到早期的信用创造论，是解释银行能够“创造”信用的关键所在。信用创造论的代表性人物之一 MacLeod（1856）提出：银行业不是在经营资本，而是增加了资本；银行的业务不是贷款，而是创造信用，这些信用按需支付且能履行等量现金的所有职能。更早地，Law（1750）切断了货币与商品价值之间的必然联系，认为由政府集中发行信用货币有利于经济的全局调控，被 Schumpeter（1954）称为信用创造论思想先驱，但其研究针对政府的法定货币发行，而本文主要研究现代信用货币的另一种形式——银行存款货币。

银行创造信用货币的特殊之处在于：一方面，与中央银行发行法定信用货币相比，发行存款信用货币是银行自主决策的行为；另一方面，与私人信用相比，银行信用可以创造出新的购买力。在一般的信用关系中，债权人牺牲了当前享有的权利，但在银行信用关系中，由于存款在流通中与等额现金的作用相同，存款人没有做出牺牲，因此银行发行的流通信用（circulation credit）与交易过程中产生的商品信用（property credit）不能混为一谈（Mises，1912）。在极端的“纯信用经济”中，所有收支都通过唯一一家银行的存款转账进行，那么该银行发行的信用媒介是唯一的货币，其信贷扩张不受任何限制（Wicksell，1898）。然而在现实经济中，现金与存款同时存在，银行发行信用货币的能力割裂了借出资金的货币利率与投资实物资本的利润率（即自然利率）之间的联系，Wicksell（1907）由此将银行信用、利率和物价变化联系了起来。

如前文所述，信用中介论认为银行是收集储蓄并进行投资的信用融通者，而信用创造论认为银行可以在储蓄者“无需付出任何代价或牺牲”的情况下，创造出“对资本的支配权”，也可以称其为“货币方式”（money means）。由此，经济中的储蓄可以分为自愿储蓄（voluntary savings）和强制储蓄（forced savings）两个部分（Hayek，1931），自愿储蓄来自于当期放弃消费产生的剩余，而强制储蓄来自于银行信用创造产生的存款。银行信用创造形成的资本激活了之前未被使用的经济资源，增加了生产活动和收入，将银行信贷与商业周期联系在了一起（Hahn，1920）。但同时这也更可能带来不稳定性，在经济上行时期，现金支付需求增加，银行的信用创造能力下降，生产经营难以扩张，导致价格出现波动（Hayek，1933）。

Schumpeter（1934）还将投资也分为了“循环中的当前信贷”（current credit in the circular

flow) 和“信贷现象”(credit phenomenon) 两类。在“循环”中, 贵金属是唯一的交易货币, 银行发行的信用媒介只是对已有商品和过去服务的一种凭证。在企业销货收款、购货生产的循环中, 信贷以经济发展已经产生的购买力为限, 从而只会产生与已存在的货币或商品相对应的交换媒介, 当前的信贷供需决定信贷关系的形成, 重新分配现有购买力的归属。但“信贷现象”不是简单地转移了现有的购买力, 而是为企业家创造出了新的购买力, 提供了在尚未实际拥有商品权利的情况下获得商品的渠道。企业家的信贷需求不是由现有的信贷供给满足的, 而是内生地使银行创造出了新的信贷供给。然而与 Hayek (1933) 主张银行发放信贷驱动经济周期不同, Schumpeter (1934) 认为银行信贷被动地服务于企业家的需要, 是生产部门的创新驱动了经济发展。在这一逻辑下, 熊彼特还指出了银行信贷扩张的天然限制, 一是资本利润率的下降会降低信贷需求, 二是银行可以根据对借款人偿付能力的预期决定信贷投放与否。

在 19 世纪末 20 世纪初, 将货币和银行信贷引入主流的静态均衡分析框架并不影响商品交换的基本特征。而信用创造论的支持者认为, 一旦在模型中引入银行信贷, 经济体系的运行就会发生根本变化, 银行的信用创造使货币不再外生, 信贷资金的新生和内生性质改变了储蓄-投资均衡的条件。事实上, 这一思路对于货币是否为中性的问题也有所启示。在 Wicksell (1898) 的“纯现金经济”、Mises (1912) 的“商品信用”、Hayek (1931) 的“自愿储蓄”、Schumpeter (1934) 的“循环”中, 货币只承担了商品交易背后的媒介作用, 对经济体系的内在均衡不产生任何影响。然而货币也可以是“非中性”的, 充分条件之一就是存在有组织的银行信用体系, 银行贷款创造信用使货币量增加, 进而商品供需和储蓄-投资的均衡都会随之发生改变。Wicksell (1898) 首次提出了这种理念, 解释了储蓄和投资的动态均衡过程及条件, 对 Mises (1912) 和 Schumpeter (1934) 的理论都产生了影响 (Festré, 2002)。

到了 20 世纪中叶, 美国的非银行金融机构快速发展, 金融中介理论框架在相关研究中的地位不断上升。然而, Pritchard (1947) 批评了 Poindexter (1946) 的研究, 指出其论述建立在了商业银行只能作为信用中介的错误基础之上, 事实是活期存款中只有一部分代表了储蓄, 大部分则是反映了存款人持有“支付手段”而非现金的意愿, 因此存款人是否“贷出”资金给银行的决定不会直接影响银行放贷的能力。Culbertson (1958) 与 Hayek (1933) 的观点类似, 认为银行信贷扩张的自主性会引致不稳定因素, 并由此质疑金融机构只能融通已有的储蓄和投资是 Gurley & Shaw (1956) 无法解释美国经济波动的原因。Brunner (1961) 以一种新的视角推导了货币供给的表达式, 从银行主动开展资产业务出发, 将创造出的存款分为被提取现金、转存他行、转为定期和维持不变四种去向, 以 LCD 机制看待问题, 而不

以存款制约资产业务为前提。

同一时期，以弗里德曼为代表的货币主义学派（Friedman, 1956）也取得了发展。根据货币乘数的公式，货币供应量的影响因素有由中央银行直接决定的基础货币数量，由银行在法定要求下自主决定的准备金率和由公众决定的现金比率。货币主义认为由后两者构成的货币乘数可以维持稳定，因此中央银行可以通过改变基础货币数量有效控制货币供应量，并基于货币数量论中货币与收入的直接关系调控实体经济，这种货币供给外生的假设对现代宏观经济学框架产生了深远的影响。然而在 1957 年，拉德克利夫报告（the Radcliffe Report）基于英国货币政策实践指出，对货币供给的控制应附属于利率政策，因为难以通过调整货币量监控总需求，货币当局在管理经济方面是被动的。

货币主义的主要反对者托宾（Tobin, 1963）提出了一种“新观点”：一方面，银行先通过成本收益分析确定最佳业务规模，然后再与央行交易或者在同业市场将持有的准备金调整至所需水平，因此存款供给不受限于准备金额；另一方面，从存款人的角度出发，替代资产的收益率和个体偏好等多种因素共同决定了存款需求；因此，银行存款的数量是由微观个体的经济行为内生决定的。非银行金融机构的竞争凸显了微观层面上银行业务经营决策的重要性。在利润和规避监管的驱动下，层出不穷的金融创新使中央银行对商业银行的控制不断弱化，外生货币供给假设的可信度逐渐降低（Tobin & Brainard, 1963）。早在 19 世纪中叶，通货学派和银行学派就曾对货币供给是经济活动的原因还是结果各执己见，而弗里德曼和托宾在货币理论上的分歧正式开启了有关货币供给内生性与外生性的学术争论（Arestis & Howells, 2001）。

到了 20 世纪 70 年代，后凯恩斯主义形成了一种新的范式，将货币供给内生性的观点内化为完整经济理论的一部分，其关键特征之一是生产经济的货币化，金融活动的重要地位使货币具有极强的内生性，区分于主流的新古典主义。具体地，货币供给由银行体系发放信贷驱动，由经济中的需求决定，货币当局则负责按一定利率向银行体系提供相应的基础货币。因此，贷款产生存款，存款产生准备金；货币不仅仅是一个余额、一种媒介，货币供给能够适应货币需求；中央银行不能直接影响实体经济（Lavoie, 1984）。表 2 列示了后凯恩斯主义与主流经济学在诸多方面的理论区别。

表 2 后凯恩斯主义与主流经济学的区别

特征	后凯恩斯学派	主流
货币供给	内生，需求决定	外生
货币	有相应的记录	从直升机上掉落
货币是关于	生产	交易

主要关注	债务，信贷	资产，货币
关于货币的因果关系	信贷直接产生存款	有存款才能允许信贷发生
起作用的准备金制度	除数效应	乘数效应
信贷配给的原因	信心缺失	信息不对称
利率	是分布变量	是市场规律的结果
基础利率	由中央银行设定	受市场力量影响
流动性偏好	决定利率与基础利率 之间的差额	决定利率
自然利率	可能取多个值或不存在	唯一，取决于 储蓄率和生产率
Schumpeter 的区分	货币分析	真实分析
金融扰动	对短期和长期都有影响	只对短期有影响
关于通胀的因果关系	产出和物价的增长 导致货币总量的增长	通货膨胀来源于 货币供应过量
关于宏观经济的因果关系	投资决定储蓄	储蓄（可贷资金） 决定投资

资料来源：Lavoie（2011）。

在货币如何具有内生性的问题上，后凯恩斯主义内部又分为水平主义（horizontalists，也称 accommodationists）和结构主义（structuralists）两派，就货币内生性的本质和机制问题展开了争论。具体地，二者在信贷和准备金市场、利率决定、中央银行提供准备金的意愿、商业银行提供贷款的意愿、金融市场的角色、经济主体调整投资组合的行为等方面存在分歧。

水平主义认为中央银行外生地设定利率，并在这一利率上“水平地”提供银行所需的准备金数量，货币供给是完全弹性的（Kaldor, 1970; Moore, 1979; Weintraub, 1978）。中央银行适应性供应（accommodate）货币的基本观点得到了普遍认同，但结构主义认为货币供给完全弹性并不现实，一方面中央银行不会随时提供所需流动性，另一方面商业银行不会完全被动且无限地按需供给信用，中央银行、商业银行、企业基于各自的流动性偏好和平衡资产负债表的需要相互制约。结构主义强调银行业务经营的主动性和逐利性，比如通过创新金融工具缩减准备金量（Minsky, 1977）以规避 Q 条例的存款利率管制，以及通过资产出表以规避资本充足率要求（Wray, 1990）等行为，因此“银行适应公众”和“央行适应银行”的关系过于简化。结构主义认为利率是由市场供求内生决定的，货币供给曲线向上倾斜（Dow, 1996; Goodhart, 1989; Wray, 1992），但在长期内仍是趋于水平的（Arestis & Howells, 1996）。

这两种分析方法虽然在基础观点上相关且互补，但也存在着差异。有观点（Pollin, 1996）认为这些差异是不可调和的，也有观点（Lavoie, 1996; Moore, 1988）认为二者主要是强调重点而非实质不同，差异并不鲜明。在此基础上，环流主义者（circuitists）结合了水平主

义和结构主义的观点，以货币被创造、进入市场循环、转化为存量、被销毁的过程连接起宏观经济结构，以循环流动的货币来解释信贷的内生性、生产的过程和利润的形成（Arena，1996；Fontana，2000；Gnos，2003；Graziani，1989；Parguez，2001；Rochon，1999）。

货币供给的内生性特征不仅丰富了货币理论研究，而且对货币政策的实施具有启示意义。如果货币供给是内生的，那么以货币数量论为基础的货币调控模式是无效的，货币当局应以利率为中间目标调控宏观经济，社会经济活动决定货币供给。事实上，新凯恩斯主义框架对中央银行以利率政策调控物价的设定也可以视作由货币主义向 Wicksell（1907）思想的一种回归。Woodford（2000）还提出了“新 Wicksell”（neo-Wicksellian）框架，设定了一种类似于“纯信用经济”的“完全无现金经济”，其中所有支付都通过转移金融资产完成，融合了资产定价理论且更贴近现代金融体系，并在此基础上研究了基于利率调控的“没有货币的货币政策”。Borio（2014）也指出不应以真实经济刻画货币经济，须认识银行信用创造导致的实体经济扭曲，才能充分认识货币政策在宏观经济中的作用。还有一些其他学者（Turner，2013；Werner，2014，2016）直接通过重温 Wicksell、Mises 和 Schumpeter 等人的信用创造思想，来强调货币创造过程的内生性。

在实践层面，包括欧洲央行（ECB，2011）、英格兰银行（Jakab & Kumhof，2018；McLeay et al.，2014）、德意志联邦银行（Deutsche Bundesbank，2017）在内的多个货币当局也不断强调以 LCD 机制认识银行信贷和货币发行的正确性和重要性。现代经济中大多数货币都以银行存款形式存在，但这些银行存款是如何产生的却常被误解，McLeay et al.（2014）指出主要方式是通过商业银行发放贷款，每当银行发放贷款时，它同时在借款人的银行账户上创建一笔相应的存款，从而创造新的货币。Jakab & Kumhof（2018）批评大多数经济学教科书中使用的存款乘数模型与现实严重脱节，并提出了一个银行通过货币创造提供融资（Financing through Money Creation，FMC）的框架，模型中银行贷款的变化比动态一般均衡模型（DSGE）模拟的结果更为剧烈，与现实中银行资产负债体现出的高波动性相符，因此 LCD 机制对预期货币政策效果具有重要影响。

从纯技术角度来说，在以资产负债为基础的复式记账体系下，银行可以无限地发放贷款创造存款。但 LCD 机制的本意不是为了阐释这种资产和负债同时等额增加的会计现象，而是选择以贷款业务为起点的视角，通过说明银行在资产业务上的自主权和存款货币的创造过程，分析银行信贷和新增货币供给对经济产生的影响。虽然 LCD 机制否认贷款受存款约束，但在实际操作中，贷款还是会受到其他外在约束和个体决策的自然限制。首先，发放贷款虽然增加了存款，但法定存款准备金制度，存款人提存和跨行转账的行为都要求银行预留更多

的准备金。虽然银行不必先吸收存款, 将一部分留作准备金后再贷出剩余资金, 但监管机构的考核和客户的行为都决定了银行仍然要考虑已有的或可得的准备金量。其次, 贷款过度扩张还可能动摇银行的经营信誉, 影响经营的稳定性。最后, 借款人的偿债能力和抵押品价值等因素都会影响银行的贷款决策。

纵观 LCD 机制的演进历程, 其被提出时并非是一个货币问题, 而是一种对银行业务本质的理解, 是研究银行信贷对宏观经济影响的副产物。自 Wicksell (1907) 明确阐释 LCD 机制至今已经过去了一个世纪有余, 与后续逐渐公式化和完善化的 DCL 机制相比, LCD 更多体现为一种抽象的逻辑。金融市场已经发生了深刻的变化, 如果只局限在贷款和存款业务上, 会导致对 LCD 机制的片面认识。Turner (2013) 强调信用创造理论对现代金融实践具有重要启示, 但需要明晰三个现状: 一是经济整体杠杆率升高, 信贷余额迅猛增长, 信贷投向种类繁多复杂; 二是金融市场的发展消除了之前信贷周期的许多自然限制; 三是金融机构的负债形式发生了变化, 只从交易需求的角度关注货币不足以理解经济动态。

四、影子银行与两种机制的适用性评述

Schumpeter (1954) 指出, 在第一次世界大战之前, 人们到银行存取款仍须使用铸币, 所以信用中介的思想诞生于极强的现金收支约束背景下。Schumpeter (1954) 还对 Crick (1927) 正确地认识到银行贷款能够创造出存款表示肯定, 但我们发现 Crick (1927) 的底层逻辑实际上并不是 LCD, 反而是 DCL, 他表述的“贷款创造存款”现象只是将“存款-贷款-存款”中的第二环节分解了出来。对于银行贷款数量可以超过新接受的现金, Crick (1927) 给出的解释是贷出资金不会被全部取走。这本质上还是来自于对现金约束根深蒂固的认识, 所谓不被提取的存款也只是在银行以现金方式给出资金后, 借款人又存回了其中的一部分, 而没能透彻地看到银行存款作为信用货币的作用。所以, 不能断章取义地以“贷款创造存款”的表述辨析 LCD 机制, 而是要认识到两种机制最根本的逻辑差别。

即便实践中银行可以通过同业拆借或向央行借款的方式补足所需准备金, 使贷款业务不受存款量的严格约束, 借入资金可得性的约束仍然存在, 这也是 DCL 机制中负债约束资产逻辑的体现。DCL 的约束不严格不等同于约束不存在, 而只要约束存在, 银行贷款的自主性就会受到影响。相似地, 只要银行处在竞争环境之中, LCD 过程创造出的存款就可能被转移走, 这也不等同于银行贷款就不会创造出存款。存款准备金率只是事后计算的结果, 发放贷款增加等量存款也只是会计记账的结果。所以, 本文强调二者不是逻辑互斥的理论, 而都只能被理解为不同的机制。在不同的理论土壤与实践背景中, 银行信贷的主要作用不同,

因而两种机制的重要性有着不同的排序。

虽然二者以存款和贷款的关系命名，但实质上是两种理解银行资金来源和运用的逻辑。因此，DCL 机制仍可以成为研究非银行金融中介借贷业务的理论基础，而 LCD 机制在复杂的金融市场中仍可以用于说明货币供给的内生性。随着银行与其他中介的业务边界越来越模糊，市场竞争刺激了金融创新的发展，影子银行业务也逐渐稳定成为现代金融市场的一个重要层次。金融稳定理事会将影子银行体系定义为由正规银行系统以外的实体和活动构成的，能够引发系统性风险或带来监管套利的信贷中介体系（FSB，2011）。之所以用“影子”一词修饰，是因为它游离于监管体系之外，业务的透明性较传统银行更差。之所以被冠以“银行”的名称，是因为它具有诸如期限、信用和流动性转换等曾专属于银行的功能。从基础分类上来说，对非银行中介的研究均以金融机构实体为单位，而影子银行不仅包括实体，还包括以产品和业务为单位的各类借贷活动。

Pozsar et al. (2012) 将美国的影子银行体系分为有官方隐形担保的政府支持企业（房利美等），官方间接担保的“内部”信用中介（与银行紧密关联、受同一金融控股公司影响的资产管理公司等）以及无法受益于官方担保的“外部”信用中介（相对独立于银行的多元化经纪自营商）三个子系统。“外部”信用中介可以进行类似于银行的借贷转换，只是在具体的负债和资产形式上更为多元化，主要通过资产支持证券（ABS）、资产支持商业票据（ABCP）、债务抵押债券（CDOs）和回购协议（repos）等证券化和担保融资技术提供中间信贷，将不透明的、有风险的长期资产转换成类似货币的短期负债，搭建起错综复杂的证券化链条。Gorton & Metrick (2012) 以“证券化银行”描述了美国影子银行的业务，负债端是回购融资，资产端是用以抵押的各类证券，以类似银行存款挤兑的模式分析了回购工具的挤兑。影子银行发行的信用工具是自己的负债，也是证券持有人的资产，而其他影子银行可以以这笔资产为基础再次进行证券化。

美国影子银行业务的发展得益于其处理次级贷款上具有比较优势（Pozsar et al., 2012），而在我国的信贷政策和金融监管抑制下，影子银行更体现为对商业银行融资的补充，也是传统银行用来绕过监管的渠道。我国影子银行的证券化比例较低且链条更短，负债端的产品种类也更为单调，主要包括非保本的理财产品¹和信托公司发行的信托产品（Torsten et al.,

¹ 在影子银行的语义下，处理银行理财产品要格外小心。一是区分保本与非保本产品，因为银行在发行保本产品时自身承担了大量风险，这类产品直接进表，可以被监管，不属于影子银行的范畴。二是产品投资去向，理论上来说投向股票市场的理财产品只是完成了直接股权融资的中介，没有信用转换，自然算不上是影子银行。但实际中各类理财产品的投资标的一般较为多元化，难以进行细致区分。不过，辨析这一概念是有必要的。

2018)。因此影子银行信用的质量一般较差, 通常面临更高的违约风险和流动性风险。2018 年 4 月末正式印发的《关于规范金融机构资产管理业务的指导意见》(简称“资管新规”) 统一了针对影子银行的监管标准, 以消除多层嵌套, 减少监管套利。而我国 M2 (广义货币) 的统计口径包含非存款类金融机构在存款类金融机构的存款。因此, 资管新规有效消除了金融体系内部的资金往来, 导致 2018 年 6 月中国 M2 同比增速放缓, 从而暗示出影子银行与信用货币创造之间的密切关联。

具体来说, 通过将表内的贷款资产转换为同业资产或其他投资, 如信托受益权和资管产品, 银行可以在一定程度上突破与贷款余额相关的监管边界。举例说明, 某银行 A 欲向企业 B 贷款, 但受信贷政策或自身指标的限制无法实现, 银行 A 求助于另一家机构 C。C 代替 A 向 B 贷款, 但这笔资金实际上是由 A 支持的。A 的资产端新增拆放同业或信托受益权, 负债端新增存款。C 的资产负债表上除了新增的贷款资产外, 还有对 A 的同业拆入或信托负债。结果是 A 和 C 共同完成了这笔实质上的贷款。在这种情况下, 银行创造存款货币不由客户的存款意愿决定, 而是更加依赖于借款人的需求。只要不恰好处于监管要求的边界上, 例如有超额的存款准备金, 或是可以在同业市场上或向央行借入准备金, 那么银行就可以直接开展资产业务创造存款, 此时 LCD 可以更好地刻画信用货币的创造。

但在金融监管政策 (例如存款准备金要求) 较紧时, 银行的边际决策会受到影响, 此时贷款或者其他资产业务无法创造出真正的存款, 而只能创造出流动性和安全性都要劣于银行存款的“影子证券”。设想银行受到最基础的存款准备金率的监管要求, 且实际的存款准备金率已经处于监管的临界值上。此时, 即便可以通过同业或者信托业务规避与贷款余额相关的监管, 银行仍然缺乏与这笔业务新创造出的存款相对应的准备金。那么, 银行必须在存款侧也进行监管套利, 通过阻止存款余额增加来避免寻求新的准备金, 例如将这部分新增的存款转化为同业负债, 或者将其彻底移出资产负债表, 例如发行理财产品。

影子银行业务使得银行即便没有多余的准备金, 也可以通过发行理财产品募集资金贷给企业, 或者说先给企业发放贷款, 然后让其购买理财产品。虽然在实践中, 银行很少处于存款准备金约束的临界值上, 但是存款侧的监管套利行为有助于银行降低所需的准备金量, 增强资产的盈利能力, 同时还有助于银行规避利率限制、存贷比要求等其他与存款相关的监管。为了分析银行的监管套利动机, 我们不妨在此处假设准备金率恰好处于边界值。

然而, 存款在银行负债结构中的地位和作用是无法被轻易替代的, 即便转换科目可以规避相关的监管指标, 这些行为一定会对银行的资产负债结构以及风险管理现状产生影响。首先, 由于同业负债的额度大、期限短, 参与银行众多且关系复杂交错, 在市场遇到流动性冲

击时，其稳定性明显较存款更差。例如在 2019 年 5 月 24 日包商银行被接管后，同业存单市场的融资功能被迅速冻结，与接管前一周（5.20—5.24）相比，5 月 27 日至 31 日的同业存单发行量下降了 78.6%，发行成功率由 87.9% 降至 73.5%，AAA 级同业存单的平均发行利率则下降了 4.25BP¹。

同样，理财产品与存款也不是等价的。一方面，从流动性的角度看，理财产品的流动性显然要逊色于存款。在产生系统性流动性冲击时，变现理财产品类资产需要承受折价。另一方面，从风险的角度看，虽然此前刚性兑付的现象曾普遍存在，但由于理财产品不受到存款保险的保障，所以其隐含风险也是更大的。在当前打破刚性兑付的背景下，如果银行出现经营困难，存款偿付的保障是要优于理财产品的。因此，在受到监管严格约束的情况下，银行贷款创造出的不是真正的存款，而是流动性和安全性均劣于存款的“影子负债”。然而反过来，存款创造出的总是真正的贷款。

这一结论有着深刻的政策含义。因为在危机中，市场的流动性恰恰是由真正的存款所保障的。真正的存款由于有存款保险机制，是流动性的供给方，而“影子负债”是流动性的需求方。贷款直接创造出的“影子负债”如果总规模过大，会加剧市场的流动性短缺，放大危机的严重程度。因此，从宏观审慎的角度思考这一问题，如果过度强调“贷款创造存款”，会忽视可能引起的风险扩散和风险积聚机制，对整个市场的稳定造成不利影响。相反，“存款创造贷款”实际上突出了存款作为市场流动性来源的作用，从这一角度出发制定政策可能更加符合防范化解重大风险的政策目标。

五、总结

本文阐释了 DCL 和 LCD 两种不同的信用货币创造机制，追溯其思想可分别对应于早期的信用中介论和信用创造论。但两种早期理论的发展都局限在当时的时代背景下，而 DCL 和 LCD 的核心逻辑可以应用于不断变化的金融环境。在信用中介论诞生的时代，交易以贵金属货币为媒介，银行对存入的贵金属发行等额的银行券。而到了信用创造论诞生之时，经济已经取得了进一步的发展，此时银行券或银行存款已经可以替代贵金属，在日常支付中有了更高的地位。不同的时代背景造就了两种机制对银行资金来源和运用的不同解释。

通过梳理与 DCL 和 LCD 机制相关的文献可以看到，二者的差异不在于一方能否创造另一方，在实践中也不是互斥的关系，存贷款业务发生的先后关系只是一种表象，根本差异在

¹ 数据来源为 Wind，经作者自行整理计算。

于银行贷款业务的自主性。DCL 机制强调银行业务所面临的收支约束, 而 LCD 主张银行可以突破现金或实物商品的限制创造信贷; DCL 认为银行将储蓄者牺牲的当期购买力转向投资, 而 LCD 认为储蓄不代表着当期的牺牲, 因为银行存款完全可以代表同样的购买力; DCL 认为存款是银行借入的一种资金来源, 而 LCD 强调银行存款因可以成为货币而具有特殊性; DCL 认为银行是借入资金后贷出的信用中介, 而 LCD 认为银行发行信用货币的信用创造功能更为突出。

在 DCL 和 LCD 机制的早期演进过程中, 对两种逻辑的讨论主要局限于银行的存贷款业务。然而随着金融创新的发展, 金融市场更为复杂多元, 金融监管的要求也催生了“影子银行体系”。在资产端, 银行以同业债权或信托受益权等资产掩藏贷款, 规避与贷款质量和数量有关的监管。在负债端, 银行以同业负债和理财产品替代存款, 规避与存款利率和数量有关的监管。因此, 金融监管政策的严格程度使我们需要重新考虑 DCL 和 LCD 机制的适用性。当金融监管政策约束较松时, 银行可以通过创造存款的方式直接发放贷款, 或者为规避监管通过其他资产科目发放实质上的贷款, 银行开展贷款业务具有较高的自主性, 因此 LCD 可以更好地刻画信用货币的创造。而当金融监管政策约束较紧时, 银行发放贷款必须通过同业负债和理财产品等“影子负债”替代存款进行监管套利, 规避准备金比率、存款利率限制和存贷比等监管要求, 增强资产的盈利性, 因此贷款无法创造出真正的存款。

在影子银行体系存在的环境下, 借鉴 LCD 逻辑中资产和负债的同时等量变化关系, 可以从存款端入手, 更全面地找到可能隐藏在各个资产科目下的影子银行贷款业务。然而 LCD 逻辑的成立并不代表着贷款一定会创造存款, 贷款还可能创造出流动性和安全性都要劣于真正存款的“影子负债”。由于在危机期间, “影子负债”会加剧流动性短缺, 忽视金融监管的作用而过度强调“贷款创造存款”可能会导致流动性风险扩散和系统性风险积聚。因此, 需要运用动态变化的理念来正确理解两种机制的逻辑内涵与实践启示。

【参考文献】

- [1] 大卫·李嘉图. 政治经济学及赋税原理 [M]. 南京: 译林出版社, 1817 (2011 年中译版)
- [2] 李宏瑾, 苏乃芳. 金融创新、金融脱媒与信用货币创造[J]. 财经问题研究, 2017 (10): 40-50
- [3] 李扬, 周莉萍. 信用创造[J]. 金融评论, 2014, 6 (1): 1-12+123
- [4] 亚当·斯密. 国民财富的性质和原因的研究 [M]. 北京: 商务印书馆, 1776 (2008 年中译版)
- [5] 约翰·穆勒. 政治经济学原理 [M]. 北京: 华夏出版社, 1848 (2009 年中译版)
- [6] 张成思. 现代金融学: 货币银行、金融市场与金融定价[M]. 北京: 中国金融出版社, 2019
- [7] 张成思. 现代金融学的历史演进逻辑[J]. 金融评论, 2020 (3), 1-20
- [8] Arestis P, Howells P. Theoretical Reflections on Endogenous Money: The Problem with “Convenience Lending” [J]. Cambridge Journal of Economics, 1996 (20): 539-551
- [9] Arestis P, Howells P. The 1520-1640 “Great Inflation”: An Early Case of Controversy on the Nature of Money[J]. Journal of Post Keynesian Economics, 2001, 24 (2): 181-203
- [10] Borio C. The Financial Cycle and Macroeconomics: What Have We Learnt?[J]. Journal of Banking and Finance, 2014 (45): 182-198
- [11] Brunner K. A Schema for the Supply Theory of Money[J]. International Economic Review, 1961, 2 (1): 79-109
- [12] Crick W F. The Genesis of Bank Deposits[J]. Economica, 1927 (20): 191-202
- [13] Culbertson J M. Intermediaries and Monetary Theory: A Criticism of the Gurley-Shaw Theory[J]. American Economic Review, 1958, 48 (1): 119-131
- [14] Davenport H J. The Economics of Enterprise[M]. New York: Macmillan Company, 1919
- [15] Deleplace G, Nell E J. Money in Motion: The Post Keynesian and Circulation Approaches[M]//Arena R. Investment decisions in circuit and post Keynesian approaches: a comparison. London: Palgrave Macmillan, 1996
- [16] Deleplace G, Nell E J. Money in Motion: The Post Keynesian and Circulation Approaches[M]//Moore B J. The money supply process: a historical reinterpretation. London: Palgrave Macmillan, 1996
- [17] Deleplace G, Nell E J. Money in Motion: The Post Keynesian and Circulation Approaches[M]//Pollin R. Money supply endogeneity: what are the questions and why do they matter? London: Palgrave Macmillan, 1996
- [18] Deutsche Bundesbank. The Role of Banks, Non-banks and the Central Bank in the Money Creation Process[R]. Deutsche Bundesbank Monthly Report, 2017, 69 (4): 13-33
- [19] Dow S C. Horizontalism: A Critique[J]. Cambridge Journal of Economics, 1996, 20 (4): 497-508
- [20] Earley J, Evans G. The Problem is Bank Liability Management[J]. Challenges, 1982 (25), 54-56
- [21] Ely R T. Outlines of Economics. New York: Hunt and Eaton, 1893
- [22] European Central Bank (ECB). The Supply of Money—Bank Behaviour and the Implications for Monetary Analysis[R]. Monthly Bulletin, 2011, No. 63
- [23] Festré A. Money, Banking and Dynamics: Two Wicksellian Routes from Mises to Hayek and Schumpeter[J]. American Journal of Economics and Sociology, 2002, 61 (2): 439-480
- [24] Financial Stability Board (FSB). Shadow Banking: Scoping the Issues[J]. A Background Note of the Financial Stability Board, 2011 (12)
- [25] Fontana G. Post Keynesians and Circuitists on Money and Uncertainty: An Attempt at Generality[J].

Journal of Post Keynesian Economics, 2000 (23): 27-48

[26] Friedman M. Studies in the Quantity Theory of Money[M]/Friedman M. The quantity theory of money - a restatement. Chicago: University of Chicago Press, 1956

[27] Goodhart C. Has Moore Become Too Horizontal?[J]. Journal of Post Keynesian Economics, 1989, 12 (1): 29-34

[28] Gorton G, Metrick A. Securitized Banking and the Run on Repo[J]. Journal of Financial Economics, 2012, 104 (3): 425-451

[29] Graziani A. The Theory of the Monetary Circuit[J]. Thames Papers in Political Economy, 1989

[30] Gurley J G, Shaw E S. Financial Intermediaries and the Saving-Investment Process[J]. Journal of Finance, 1956, 11 (2): 257-276

[31] Hahn L A. Economic Theory of Bank Credit[M]. Oxford: Oxford University Press, 1920

[32] Hayek F A. Prices and Production[M]. New York: Augustus M. Kelly, 1931

[33] Hayek F A. Monetary Theory and the Trade Cycle[M]. New York: Harcourt, Brace & Co, 1933

[34] Hein E, Stockhammer E. A Modern Guide to Keynesian Macroeconomics and Economic Policies[M]/Lavoie M. Money, credit and central banks in post-Keynesian economics. Cheltenham: Edward Elgar Publishing Press, 2011

[35] Holdsworth J T. Money and Banking[M]. New York: D. Appleton And Company, 1914

[36] Humphrey T M. The Theory of Multiple Expansion of Deposits: What It Is and Whence It Came[J]. FRB Richmond Economic Review, 1987 Mar, 73 (2): 3-11

[37] Jakab Z, Kumhof M. Banks Are Not Intermediaries of Loanable Funds — Facts, Theory and Evidence[R]. Bank of England Working Paper Series, 2018, No.761

[38] Joplin T. The Cause and Cure of Our Commercial Embarrassments. London: J. Ridgway, 1841

[39] Kaldor N. The New Monetarism[M]. Lloyds Bank Review, 1970 (97): 1-17

[40] Laughlin J L. Banking Reform[M]. Chicago: The National Citizens' League for the Promotion of a Sound Banking System, 1912

[41] Lavoie M. Horizontalism, Structuralism, Liquidity Preference and the Principle of Increasing Risk[J]. Scottish Journal of Political Economy, 1996, 43 (3): 275-300

[42] Lavoie M. The Endogenous Flow of Credit and the Post Keynesian Theory of Money[J]. Journal of Economic Issues, 1984, 18 (3): 771-797

[43] Law J. Money and Trade Considered With a Proposal for Supplying the Nation with Money[M]. Edinburgh: Heirs and Successors of Andrew Anderson, 1750

[44] MacLeod H D. The Theory and Practice of Banking[M]. London: Longman, Greens and Co, 1856

[45] Marshall A. Official Papers[M]. London: Macmillan, 1926

[46] McLeay M, Radia A, Thomas R. Money Creation in the Modern Economy[R]. Bank of England Quarterly Bulletin, 2014 (Q1): 14-27

[47] Minsky H P. The Financial Instability Hypothesis: An Interpretation of Keynes and an Alternative to “Standard” Theory[J]. Nebraska Journal of Economics and Business, 1977, 16 (1): 5-16

[48] Mises L. The Theory of Money and Credit[M]. Indianapolis: Liberty Fund, 1912

[49] Moore B J. The Endogenous Money Stock[J]. Journal of Post Keynesian Economics, 1979, 2 (1): 49-70

- [50] Moore B J. Horizontalists and Verticalists: The Macroeconomics of Credit Money[M]. Cambridge: Cambridge University Press, 1988
- [51] Moulton H G. Commercial Banking and Capital Formation: I[J]. Journal of Political Economy, 1918, 26 (5), 484-508
- [52] Palle T I. Accommodationism versus Structuralism: Time for an Accommodation[J]. Journal of Post Keynesian Economics, 1996, 18 (4), 585-594
- [53] Phillips C A. Bank Credit. New York: Macmillan, 1920
- [54] Poindexter J C. A Critique of Functional Finance Through Quasi-Free Bank Credit. American Economic Review, 1946, 36 (3), 311-323
- [55] Pozsar Z, Adrian T, Ashcraft A B, Boesky H. Shadow Banking. Federal Reserve Bank of New York Staff Report, 2012, No.458
- [56] Pritchard L J. The Nature of Bank Credit: A Comment[J]. American Economic Review, 1949, 37(3): 399-402
- [57] Rochon L P. The Creation and Circulation of Endogenous Money: A Circuit Dynamique Approach[J]. Journal of Economic Issues, 1999, 33 (1): 1-21
- [58] Rochon L P, Rossi S. Studies in Modern Theories of Money[M]//Gnos C. Circuit theory as an explanation of the complex real world. London: Routledge, 2003
- [59] Rochon L P, Vernegno M. Credit, Interest Rates and the Open Economy: Essays on Horizontalism[M]//Parguez A. Money without scarcity: from the horizontalist revolution to the theory of the monetary circuit. Chaltenham: Edward Elgar, 2001
- [60] Samuelson P A. Economics[M]. New York: McGraw-Hill, 1948
- [61] Samuelson P A, Nordhaus W D. Economics, 19th ed. Boston: McGraw-Hill Irwin, 2010
- [62] Sayers R S. Economic Writings of James Pennington[M]. London: The London School of Economics and Political Science (1963) //Pennington J. Observations on the Private Banking Establishments of the Metropolis: First Memorandum to Huskisson, 1826
- [63] Schumpeter J A. The Theory of Economic Development: An Inquiry into Profits, Capital, Credit, Interest, and the Business Cycle[M]. Cambridge, MA: Harvard University Press, 1934
- [64] Schumpeter J A. History of Economic Analysis[M]. New York: Oxford University Press, 1954
- [65] Shelby D. Some Implications of the Growth of Financial Intermediaries[J]. Journal of Finance, 1958, 13 (4): 527-541
- [66] Smith W L. Financial Intermediaries and Monetary Controls[J]. Quarterly Journal of Economics, 1959, 73: 533-553
- [67] Tobin J. Commercial Banks as Creators of "Money"[R]. Cowles Foundation Discussion Papers, 1963, No. 159
- [68] Tobin J, Brainard W C. Financial Intermediaries and the Effectiveness of Monetary Controls[J]. American Economic Review, 1963, 53 (2): 383-400
- [69] Torrens R. A Letter to the Right Honourable Lord Viscount Melbourne on the Causes of the Recent Derangement in the Money Market and on Bank Reform[M]. London: Longman, Rees, Orme, Brown, and Green, 1837
- [70] Torsten E, Steven K, Feng Z. Mapping Shadow Banking in China: Structure and Dynamics[R]. BIS

Working Papers, 2018, No. 701

[71] Turner A. Credit, Money and Leverage: What Wicksell, Hayek and Fisher Knew And Modern Macroeconomics Forgot[C]. Towards a Sustainable Financial System Conference Stockholm School of Economics Stockholm, 12th September, 2013

[72] Weintraub S. Keynes, Keynesians, and Monetarists[M]. Philadelphia: University of Pennsylvania Press, 1978

[73] Werner R A. How Do Banks Create Money, and Why Can Other Firms Not Do the Same? An Explanation for the Coexistence of Lending and Deposit-Taking[J]. International Review of Financial Analysis, 2014 (36): 71-77

[74] Werner R A. A Lost Century in Economics: Three Theories of Banking and the Conclusive Evidence[J]. International Review of Financial Analysis, 2016 (46): 361-379

[75] Wicksell K. Geldzins und Güterpreise[M]. Jena: Fischer, 1898

[76] Wicksell K. The Influence of the Rate of Interest on Prices[J]. Economic Journal, 1907, 17 (66): 213-220

[77] Woodford M. Monetary Policy in a World Without Money[J]. International Finance, 2000, 3 (2): 229-260

[78] Wray L R. Money and Credit in Capitalist Economies: The Endogenous Money Approach[M]. Aldershot, UK: Edward Elgar Publishing, 1990

[79] Wray L R. Alternative Approaches to Money and Interest Rates[J]. Journal of Economic Issues, 1992, 26 (4): 1145-1178

The Historical Evolution Logic of Credit Money

Creation Mechanism

Abstract: This paper sorts out the literature and evolution logic of the two credit money creation mechanisms, “Deposit Creates Loan” (DCL) and “Loan Creates Deposit” (LCD). The term “create” only reflects the order of deposits and loans in accounting, and does not represent an absolute logical relation. The core difference between the two mechanisms lies in the autonomy of loans, which is related to factors including the bank's business decision and the regulatory environment. This conclusion has enlightened the practical applicability of the two mechanisms. When regulatory constraints are loose, banks can provide loans directly according to customers' willingness to borrow. Therefore, the LCD mechanism can better describe the process of credit money creation. However, when regulatory constraints (such as reserve requirements) bind, banks need to carry out regulatory arbitrage on the deposit side of their balance sheets to issue loans. Under this circumstance, loans cannot create real deposits, but can only create “shadow liabilities” whose liquidity and safety are both inferior to those of bank deposits. Therefore, ignoring the financial regulatory environment and overemphasizing the LCD mechanism can easily lead to the spread of liquidity risks and the accumulation of systemic risks.

Key words: Credit Money, Money Creation, Financial Regulation, Shadow Banking

金融科技、银行风险与经营业绩

——基于普惠金融视角

郭丽虹¹ 朱柯达²

【摘要】近年来, 金融科技与普惠贷款融合发展较快, 银行业务模式和经营情况同步发生较大变化。本文分析金融科技对银行风险业绩的影响, 发现: 第一, 金融科技提升银行发放普惠贷款意愿。第二, 银行运用金融科技手段, 降低普惠贷款带来的风险, 提升业绩, 在小微企业普惠贷款方面作用尤为明显。第三, 在金融地理异质性上, 随着分支行与总行距离增加, 金融科技可有效提升远距离分支行普惠贷款经营表现和风控能力, 发挥积极调节作用。本文认为, 数字普惠金融对银行稳健经营具有积极影响; 银行可借力金融科技实现普惠金融“数智化”, 提高业务效率, 降低风险承担, 扩大盈利空间; 银行应坚持“审慎稳健”风险偏好和“小额分散”授信原则, 向各类市场主体提供安全、便捷、公平的普惠金融服务。而总行在贯彻落实普惠金融发展战略过程中需考虑各分支行因金融地理不同带来的执行效果差异, 对不同经济区域分支行出台差异化考核政策与激励政策, 减少政策溢出效应。

【关键词】金融科技; 数字普惠金融; 普惠贷款; 银行风险; 经营业绩

一、引言

“十四五”规划指出, 新发展阶段经济社会发展要实现“市场主体更加充满活力”目标, “加快数字化发展, 建设数字中国”。作为中国金融体系重要组成部分, 银行业积极贯彻《金融科技(FinTech)发展规划(2019—2021年)》, 以数字银行为转型方向, 运用金融科技实践数字普惠金融³, 拓展服务范围、精简审批流程、降低融资成本、提高风控能力, 提升服务市场主体质效。截至2019年末⁴, 普惠小微贷款余额11.59万亿元, 同比增长23.1%, 支持小微经营主体2704万户; 人均个人消费贷款余额3.14万元, 同比增长15.96%; 2019年新发放普惠小微企业贷款平均利率6.7%, 较2018年下降0.69个百分点, 其中国有银行新

¹ 郭丽虹, 经济学博士, 上海财经大学金融学院教授, 博士生导师。

² 朱柯达, 上海财经大学金融学院博士研究生。

³ 如建设银行推出“小微快贷”, 工商银行推出工银小微金融服务平台和经营快贷、网贷通、线上供应链融资三大产品相结合的普惠金融服务体系。

⁴ 数据来源于中国人民银行《中国普惠金融指标分析报告(2019年)》。

发放普惠小微企业贷款平均利率 4.7%。截至 2019 年 6 月末¹，普惠型小微企业贷款不良率 3.75%。可以说，银行普惠贷款实现“增量、扩面、降价、控险”均衡发展，优化金融资源在市场主体间配置。但《中国金融稳定报告 2020》显示，截至 2019 年末，银行不良贷款余额 2.41 万亿元，同比增加 3881 亿元；不良贷款率 1.86%，同比上升 0.03 个百分点。日渐增长的普惠贷款规模与不断下降的贷款利率是否会对银行风险与业绩产生影响，是一个值得思考的问题。普惠贷款超常规发展的资产质量有待时间检验。在此过程中，金融科技运用是否有助于银行控制风险？是否能够降低普惠贷款成本，提升其经营业绩呢？

本文可能的贡献主要体现在以下几个方面：第一，现有研究多以“北京大学数字普惠金融指数²（PKU-DFIIC）”作为区域层面金融科技代理变量，本文采用微观层面数据构建金融科技运用指标，更能刻画银行金融科技水平，同时为量化银行金融科技创新提供新思路。第二，现有文献集中研究金融科技影响经济发展、银行竞争、金融监管等宏观议题，对银行微观领域研究相对较少。本文从银行角度考察金融科技对其风险和业绩的影响，既能反映银行金融科技运用情况，又能为数字普惠金融实施效果提供实证依据，具有较强的现实意义和参考价值。第三，基于分支行与总行距离远近，本文检验了金融地理在金融科技影响银行风险和业绩方面的异质性，从经济地理学视角为金融结构理论提供新解释，也为金融供给侧结构性改革提供新见解。

二、文献综述与研究假设

随着金融科技的不断发展运用，金融服务的边际成本递减，边际收益递增，银行经济效用得益于客户连接行为及带来的规模经济与正外部性，形成网络效应（Shy，2001）。网络效应隐含的经济意义是金融科技具有规模效应。首先，信息技术是网络效应的促进者。随着连接客户的成本越来越低，能够吸引大量客户的金融科技变得非常有价值。其次，金融科技有助于扩大金融服务总量。随着数字技术和金融服务的扩大，银行将占领更多市场。第三，网络效应创造金融科技的竞争优势。金融服务在每个新客户中的价值不断提高，越来越多客户被激励加入，形成积极的反馈循环与多重均衡。

作为新型市场参与者，金融科技能为社会提供更加高效的金融服务，并使用更全面的数据来降低交易成本与改善决策，提高金融包容性（Barberis，2017）。Stulz（2018）指出，银行传统优势在于拥有庞大的客户基础、种类繁多的产品组合和与监管部门打交道的经验，金融科技提高银行与客户的互动便利性，并以当前成本结构保持盈利。Ilievski（2020）发现马其顿银行业运用金融科技创新以应对金融环境和消费者需求变化，保持业务量和客户群。Zetzsche et al.（2017）指出，银行与替代性贷款服务商开展金融科技合作，弥补地区信贷缺口，拓宽金融服务覆盖面，“联合贷款”模式和全数字化流程降低客户开发成本，优化财务

¹数据来源于中国人民银行《2019 年中国普惠金融发展报告》。

²北京大学互联网金融研究中心与蚂蚁科技集团股份有限公司（简称蚂蚁集团）联合编制。

表现。这一现象在巴基斯坦也存在 (Butt & Khan, 2019)。银行应在客户基础庞大、金融资源量大廉价及市场信任等传统优势基础上, 加大信息技术运用力度。大型银行可发挥在数字化改革与深度使用方面的后发优势, 运用金融科技为客户提供安全灵活的金融服务 (尹应凯和艾敏, 2020)。基于此, 本文提出假设 1:

假设 1: 金融科技有助于提升银行普惠贷款发放意愿。

利率市场化使银行面对更大的破产风险与不良资产风险 (吴诗伟等, 2015), 银行通过选择高风险资产来弥补负债成本高企损失 (邱晗等, 2018), 银行自身互联网化可适当抵消这一风险。孟娜娜和栗勤 (2020) 指出, 数字普惠金融通过产业竞争机制给传统普惠金融带来“挤出效应”, 同时通过技术溢出机制激发银行业竞争带来“鲶鱼效应”。银行运用互联网技术或金融科技有助普惠金融健康发展 (宋晓玲和侯金辰, 2017), 既能提高获客能力、降低经营成本 (张德茂和蒋亮, 2018), 又可推动产品创新、优化服务水平、强化风险控制 (金洪飞等, 2020), 还将提升金融透明度 (李建军和王德, 2015)。

从信息不对称角度看, 金融科技有效降低普惠贷款尤其是小微企业普惠贷款风险。在传统金融模式下, 小微企业财务制度不健全、信息披露不透明等问题造成银行对其真实信用状况缺乏了解。在大数据技术帮助下, 银行可通过与各类外部平台进行数据相互验证, 获得借款人真实资信情况, 减少欺诈行为 (Ahn & Cho, 2019)。依托与互联网公司合作, 银行从共享流量中筛选出最需要贷款且符合准入的客户, 进行点对点营销, 既减轻信息不对称, 还能匹配优质客户降低贷款风险¹。Berg et al. (2020) 通过对 25 万个数字轨迹观测值的研究, 发现数字轨迹变量与征信机构评分相匹配, 数字轨迹是对征信机构评分的补充而非替代, 同时使用两种信息的贷款方可以做出更优决策, 违约率显著下降。基于上述分析, 本文提出假设 2:

假设 2: 金融科技有助于降低银行贷款风险。

除长尾效应与网络效应带来营业收入增加外, 金融科技降低交易成本不容忽视。首先, 以往银行若要为更多客户提供金融服务, 只能依靠设立更多物理网点开拓市场, 随之提高场所租赁、设备购置、办公运营及团队配备等成本。在金融科技赋能下, 银行可不受时间、空间限制, 通过线上模式 24 小时为客户提供服务, 降低网点布局成本与运营成本 (李建军, 2014), 同时流程简化为客户节约成本 (Ahn & Cho, 2019)。其次, 由于信息不对称, 银行在传统信贷模式中需耗费大量信息搜集与贷前评估成本, 贷后风险跟踪与坏账处置环节成本同样较高。在金融科技模式下, 大数据和云计算使银行对客户进行数字轨迹 (Berg et al., 2020) 验证, 信用评估、授信审批、贷后管理成本下降。此外, 银行与互联网公司开展“联合贷款”等创新措施, 一方面, 提高客户和信息可得性, 降低评估和决策成本; 另一方面,

¹通过大数据手段, 银行实现对客户有关工商税务、婚姻状态、涉讼涉案等信息的交叉校验, 了解抵押物是否安全、是否存在假离婚、是否被列入失信人执行名单等情况, 以把握客户准入门槛并准确判断客户申贷资料真实性。在接入外部非金融数据库后, 银行可通过共享数据对客户进行精准画像, 运用大数据有效筛选出符合风控要求的普惠金融目标客户。

提升客户体验与便利，有效提升业绩（Stulz，2018）。所有银行都能受益于技术进步（张健华和王鹏，2010），金融科技更是如此。基于上述分析，本文提出假设 3：

假设 3：金融科技有助于提振银行经营业绩。

三、研究设计

（一）样本数据

本文以 2016—2019 年某全国性股份制银行中国境内近 300 家分支行月度经营数据为研究样本，剔除因设立时间存在先后造成指标值缺失较多的机构。经营数据、宏观指标、距离变量分别来自该银行、万得（Wind）、地理信息系统（ArcGIS）。因监管部门对普惠金融统计口径¹并不一致，本文采用覆盖两者口径并加上个人贷款（个人住房贷款除外）的广义口径，即单户授信总额 1000 万元以下（含）的小微企业贷款与个人贷款（个人住房贷款除外）。

（二）变量

1. 被解释变量

（1）普惠贷款发放意愿。分别由普惠贷款占各项贷款比重（Inclusive）、小微企业普惠贷款占各项贷款比重（SME）、个人普惠贷款占各项贷款比重（Individual）来衡量银行发放普惠贷款的意愿（Willingness）。

（2）银行风险。普惠贷款主要风险源于客户违约，与 Z 值、预期违约概率等指标相比，不良贷款率直观反映银行信用风险。本文借鉴王秀丽等（2014）的研究，选择不良贷款率（Non-Perform）作为银行风险的代理变量。出于稳健性考虑，本文参考张宗益等（2012）、沈悦和郭品（2015）的研究，选择贷款拨备率（Provision）作为银行风险的辅助代理变量。

（3）银行业绩。存贷款息差历来是中国银行业主要利润来源，即使在利率市场化进程中，利息收入依旧在银行主营业务收入中占绝对地位。本文选择主营业务收入（Income）作为银行经营业绩的代理变量。鉴于普惠贷款的“惠”涉及资金价格与业务成本，本文选择利润总额（Profit）进行再次检验。

2. 核心解释变量

（1）普惠贷款。本文以普惠贷款占各项贷款比重（Inclusive）作为普惠金融的代理变量，衡量银行在普惠金融领域的信贷资源投放力度。为分析客户主体异质性，本文分别以小微企业普惠贷款占比（SME）与个人普惠贷款占比（Individual）进行对比回归。

¹中国人民银行定向降准政策考核普惠金融统计口径为：单户授信小于 500 万元的小微企业贷款、单户授信小于 500 万元的微型企业贷款、个体工商户经营性贷款、小微企业主经营性贷款、农户生产经营贷款、创业担保（下岗失业人员）贷款、建档立卡贫困人口消费贷款和助学贷款。原银监会自 2018 年起，对银行普惠金融的统计指标调整为，单户授信总额 1000 万元以下（含）的小微企业贷款，包括小型微型企业贷款、个体工商户贷款、小微企业主贷款。

(2) 金融科技。本文运用主成分分析法, 根据科技岗位人员占比、电子渠道用户占比¹、电子渠道活跃用户占比²、个人客户在线渠道³审贷占比、小微企业在线渠道审贷占比等五项指标, 构建分支行个体层面金融科技运用指标 (FinTech)。为体现外部金融科技发展环境影响, 本文还选用 PKU-DFIIC 进行再次检验。

3. 控制变量

银行往往“大而不倒” (Beck 等, 2013), 银行规模越大经营越稳定, 风险越低。而银行所处经济环境越好, 受到宏观因素冲击的风险越小 (张文菲和金祥义, 2020)。宽松的货币政策鼓励银行承担更多风险 (陈玉婵和钱利珍, 2012)。本文借鉴现有研究方法, 控制各项贷款增速 (Loan)、资产规模 (Asset)、存贷比 (Loan-to-Deposit)、总行距离 (Distance) 等银行特征变量, 以及货币政策 (M2)、地方经济增速 (Economy)、通货膨胀率 (CPI) 等宏观经济变量。变量定义见表 1。

表 1 变量定义

变量名称	变量代码	变量定义
不良贷款率	Non-Perform	不良贷款占各项贷款的比重
贷款拨备率	Provision	贷款损失准备计提与各项贷款的比率
营业收入	Income	主营业务收入的对数
利润总额	Profit	利润总额的对数
普惠贷款	Inclusive	普惠贷款占各项贷款的比重
	SME	小微企业普惠贷款占各项贷款的比重
	Individual	个人普惠贷款占各项贷款的比重
金融科技	FinTech	银行金融科技运用水平, 由主成分分析法根据银行五项指标计算得到
数字普惠金融指数	PKU-DFIIC	银行所在地“北京大学数字普惠金融指数”
普惠贷款创收能力	Earning	每万元普惠贷款创造的营业收入=(小微企业普惠贷款营业收入+个人普惠贷款营业收入)/(小微企业普惠贷款余额+个人普惠贷款余额)×10000
普惠贷款创利能力	Profitability	每万元普惠贷款创造的利润总额=(小微企业普惠贷款利润总额+个人普惠贷款利润总额)/(小微企业普惠贷款余额+个人普惠贷款余额)×10000
各项贷款增速	Loan	各项贷款的同比增长率
资产规模	Asset	银行总资产的对数
存贷比	Loan-to-Deposit	各项贷款与各项存款的比率
总行距离	Distance	各分支行所在地与总行的地理距离(公里)取对数
货币政策	M2	广义货币供应量同比增速
地方经济增速	Economy	GDP 增速
通货膨胀率	CPI	消费者物价指数

本文对所有连续变量进行上下 1% 缩尾处理, 以排除极值影响。主要变量的描述性统计⁴显示, 该银行不良贷款率均值 0.99%, 贷款拨备率均值 3.02%, 整体风险可控且优于行业水

¹指开通手机银行 App 或网上银行功能的客户占所有客户数的比重。

²当月登录手机银行 App 或网上银行办理业务并触发账户余额变动的客户占所有客户数的比重。

³在线渠道包括手机银行 App、网上银行、营销 HTML5 链接。

⁴文章篇幅有限, 变量描述性统计未予以列示, 感兴趣的读者可向作者索取。

平¹，分支行之间差异明显。在普惠贷款方面，除小微专营机构的普惠贷款占比达 100%外，其余分支行的普惠贷款占比均处于较高水平，均值 39.17%。电子渠道用户与活跃用户占比均值分别为 72.81%与 43.65%，小微企业与个人客户在线渠道审贷占比均值分别为 45.36%和 35.14%。基于主成分分析法得出的金融科技指标均值 0.49。较低的在线渠道用户占比与审贷占比，对应较低的金融科技水平。小微企业普惠贷款创收、创利能力好于个人普惠贷款。

（三）计量模型

模型（1）用于检验假设 1，模型（2）、（3）考察金融科技对银行风险与业绩的作用。Hausman 检验结果拒绝不存在固定效应假设，怀特检验（White Test）和伍德里奇检验（Wooldridge Test）发现不同分支行的扰动项存在异方差，而同一机构不同月份的扰动项存在自相关。本文在控制固定效应基础上，采用分支行层面聚类稳健标准误差。为减少内生性影响，所有解释变量均滞后一期。

$$\begin{aligned} Willingness_{i,t} = & \alpha + \beta FinTech_{i,t-1} + \gamma Earning_{i,t-1} + \delta Profitability_{i,t-1} \\ & + \mu \sum Controls_{i,t-1} + u_i + v_t + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (1)$$

$$\begin{aligned} Risk_{i,t} = & \alpha + \beta_1 Inclusive_{i,t-1} + \beta_2 FinTech_{i,t-1} + \beta_3 FinTech_{i,t-1} \times Inclusive_{i,t-1} \\ & + \gamma \sum Controls_{i,t-1} + u_i + v_t + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (2)$$

$$\begin{aligned} Performance_{i,t} = & \alpha + \beta_1 Inclusive_{i,t-1} + \beta_2 FinTech_{i,t-1} + \beta_3 FinTech_{i,t-1} \times Inclusive_{i,t-1} \\ & + \gamma \sum Controls_{i,t-1} + u_i + v_t + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (3)$$

四、实证结果分析

（一）金融科技是否提高银行发放普惠贷款意愿

模型（1）回归结果见表 2。结果显示，银行自身金融科技水平提高银行发放普惠贷款意愿，这一正向促进作用在小微企业和个人两类客户中均显著存在。创收能力在不同程度上强化银行普惠贷款发放意愿，创利能力则无显著影响。普惠贷款因成本收益不对称而出现“增量少增利，甚至不增利”现象，“亏本做生意”常有发生。银行发放普惠贷款的动力主要是在监管考核驱动下完成业务规模目标，创利能力不是首要考虑问题。金融科技与银行信贷结合后，天生具有普惠基因。借助金融科技手段，银行能收获更多长尾客户以提升营收空间，

¹中国银保监会公布的《银行业监管统计指标季度情况表（2019 年）》显示：截至 2019 年末，国有银行、股份制银行、城商行的不良贷款率分别为 1.38%、1.64%、2.32%。

这一变化将吸引银行增加普惠贷款供给, 并引致产生新的金融需求。数字普惠金融促进银行与客户之间从物理网点高接触 (High-Touch) 转向线上渠道无接触 (No-Touch), 通过智能手机或其他终端设备打破地理限制后, 银行扩大客户人群覆盖面, 客户提高金融服务可得性。创利能力没有显著影响的原因在于, 股份制银行负债成本与内部资金转移定价 (FTP) 相对较高, 与普惠贷款利率之间的息差空间不大, 加上分支业务受限于地区市场与客户容量, 较难形成规模效应。

表 2 金融科技与银行普惠贷款发放意愿

变量	(1) 普惠贷款意 愿	(2) 小微企业普 惠贷款意愿	(3) 个人普惠贷 款意愿	(4) 普惠贷款意 愿	(5) 小微企业普 惠贷款意愿	(6) 个人普惠贷 款意愿
金融科技水平	8.3608*** (13.3118)	4.0226*** (6.9157)	3.2508*** (17.1918)			
数字普惠金融				0.1056*** (3.2783)	0.1975*** (6.5190)	-0.0240** (-2.3450)
普惠贷款创收能力	0.2702*** (8.0871)			0.7494*** (10.3657)		
普惠贷款创利能力	-0.0160 (-1.3563)			-0.0148 (-1.0577)		
小微企业普惠贷款 创收能力		0.0129* (1.6777)			-0.0388 (-0.6924)	
小微企业普惠贷款 创利能力		0.0137* (1.8096)			0.0225 (1.1931)	
个人普惠贷款创收 能力			0.1780*** (13.7586)			0.1024*** (5.5131)
个人普惠贷款创利 能力			0.0048 (1.4734)			0.0352*** (6.0923)
R ²	0.1689	0.1222	0.1770	0.2264	0.1599	0.1221

注: 篇幅有限, 仅列示主要变量回归结果; 括号内为 t 值, ***, **, * 分别表示 1%、5%、10% 水平显著。

下同。

数字普惠金融对小微企业普惠贷款发放意愿的影响积极, 但对个人普惠贷款发放意愿具有负向作用。PKU-DFIIC 指数越高, 代表地区数字普惠金融服务发展程度和活跃程度越高, 银行发放普惠贷款时面临的信息不对称现象大大减轻。银行在信息相对充分、金融科技发展水平较高地区, 更愿意为小微企业提供资金支持。这些地区的个人可通过支付宝花呗借呗、微信微粒贷等在线借贷产品获得资金, 而这类借贷产品的本质是互联网公司与银行合作“联合贷款”¹, 银行通过“联合贷款”可获得比普通个人贷款更高收益², 对个人直接发放普惠贷款动力不足, 形成一定替代。截至 2020 年 6 月末, 银行发放“联合贷款”余额约 1.43 万

¹蚂蚁集团在科创板上市招股书披露, 截至2020年6月30日, 公司平台促成的消费信贷、小微经营者信贷余额分别为1.73万亿元、0.42万亿元, 其中98%的信贷余额由约100家银行合作伙伴实际进行贷款发放。

²蚂蚁集团在科创板上市招股书披露, 花呗、借呗日利率可低至约万分之二, 大部分贷款的日利率为万分之四左右或以下。即年化利率分别为 7.3%、14.6%, 远远高于银行个人贷款年化利率水平; 后者接近以 2019 至 2020 年期间一年期贷款市场报价利率 (LPR) 最低值 3.85% 为例 4 倍计算的民间借贷利率司法保护上限 15.4%。

亿元¹，同期存款类金融机构²短期消费贷款余额为 8.06 万亿元，意味着银行“联合贷款”占其短期消费贷款比重已超过 17%。

控制变量回归系数均显著，唯正负性有所不同³。中国人民银行虽在 2018—2019 年激励引导金融机构加大对实体经济尤其是对小微企业和民营企业的信贷支持力度，但样本期内 M2 同比增速总体呈平滑放缓趋势，货币政策保持稳健中性。贷款增速回归系数为负：若银行已实现较大规模信贷投放，受制于信贷配额和风险敞口管控考虑，将适当放缓各类贷款包括普惠贷款的新增意愿。存贷比回归系数为正：存贷比越高，贷款收益与存款成本之间的差额越大，在不考虑贷款损失情况下，意味着银行盈利能力越强，银行有动力发放贷款。总行距离回归系数为负，说明分支行距离总行越远，执行总行普惠贷款政策越宽松。在职务晋升、绩效考核、属地监管等因素作用下，总行政策对分支行本身存在溢出效应。而在总行对分行、分行对支行的分级授权经营体制下，总行距离客观上影响分支行落实总行政策力度。距离越近，分支行面对的市场与客户情况与总行更加趋同，政策更易被贯彻；对距离越远的分支行，因当地经济结构、客户融资需求存在差异，总行政策未能完全适用。

（二）金融科技对银行风险与业绩的影响

表 3 列（1）以不良贷款率为被解释变量，普惠贷款占比与金融科技水平的交乘项系数为-0.0029，在 10%水平上显著；列（2）以贷款拨备率为被解释变量，交乘项系数为-0.0032，在 5%水平上显著。上述结果说明金融科技运用显著降低普惠贷款给银行带来的风险。列（3）和列（4）分别以营业收入和利润总额为被解释变量，交乘项系数分别为 0.0033 和 0.0005，前者在 5%水平上显著，后者不显著。这说明运用金融科技手段开展普惠贷款业务有助于提升银行营业收入，但对利润的影响不明显。

表 3 金融科技水平、普惠贷款与银行的风险、业绩（总体）

变量	(1) 不良贷款率	(2) 贷款拨备率	(3) 营业收入	(4) 利润总额
普惠贷款	0.0081*** (4.2254)	0.0047*** (2.9878)	-0.0042*** (-2.9144)	-0.0072*** (-3.0216)
金融科技水平	-0.3553* (-1.7657)	-0.8596*** (-3.4386)	1.7489*** (7.3968)	1.7124*** (4.2294)
普惠贷款×金融科技水平	-0.0029* (-1.7520)	-0.0032** (-2.3785)	0.0033** (2.1690)	0.0005 (0.2156)
R ²	0.6493	0.7347	0.5213	0.3678

在风险方面，金融科技赋能后，银行风险识别与处置能力大大提升。在授信评审环节，银行借助自动信用评分与信贷决策系统，对所有关键指标进行赋分估算，并与系统预设的银行风险偏好进行匹配，综合评判后得出信贷额度。在贷后管理环节，大数据风险预警与管理

¹“联合贷款”余额数据来源于 2020 年 10 月 14 日中国人民银行 2020 年第三季度金融统计数据新闻发布会。

²存款类金融机构包括银行、储蓄机构、信用合作社等。

³文章篇幅有限，其他变量的回归结果未予以列示，感兴趣的读者可向作者索取。

平台, 提高对资金流向、交易对手等环节的跟踪与风险把控, 可将风险识别关口前移, 及时发现资金用途违规或潜在违约, 采取措施应对。在风险处置环节, 银行运用机器学习技术替代传统风险处置技术, 对不同类型的风险形成特定化解方案, 并借助反信贷欺诈引擎提高追讨效率。

在收入方面, 银行运用金融科技, 发挥信贷市场长尾效应, 扩大产品覆盖面和基础客户群。如“联合贷款”能使银行以更快速度、更高效率获客, 带动业务量。普惠金融客户以往不太了解银行贷款手续, 因担心拒贷而转向资金中介或非正规金融, 在融资成本之外承担额外费用。在大数据流量帮助下, 银行可以精准细分客户, 针对不同客群独特需求进行产品推送, 从传统生硬的营销手段转变为灵活敏捷的互动方式, 真正做到以客户为中心。金融科技通过增加客户自主性和参与度来提升客户体验感与满意度, 拉动业务量。此外, 金融科技发挥较强外部性, 潜移默化地提升银行透明、高效、安全的品牌, 获得客户尤其是年轻客户信赖后, 将产生大量引致需求。当新的需求与现有业务互补形成交叉销售合力时, 银行营业收入将随之增加。

在成本方面, 金融科技降低银行开展普惠金融的经营成本, 线上化、全自动贷款审批流程缩短业务办理时效, 并将员工从传统线下材料准备、报表审核、流程处理中解放出来, 通过数字化运营节约业务成本与人力成本。银行围绕客户需求与体验感, 在各类运用场景中嵌入金融服务, 从产品驱动到客户驱动改造业务流程, 降低运营成本。尽管金融科技提振收入, 降低成本, 但没有显著提升样本期内的利润水平。原因在于, 金融科技初始投入成本较高, 在行业竞争加剧背景下, 各类系统与技术的迭代更新造成银行需不定期投入一定资源。不过, 金融科技的网络效应与正外部性, 让银行之间可以快速学习借鉴, 中小银行从头部银行复制相关技术的壁垒较低, 后期边际投入相对较小, 但短期内无法明显增利。当银行借助金融科技实现智慧经营后, 更多科技成果被应用于经营管理中, 最终实现金融科技投入虽大但可改善全行成本收益率的积极局面。

客户主体异质性回归结果见表 4。列(1)显示, 小微企业普惠贷款占比与金融科技水平的交乘项系数为-0.0069, 在 5%水平上显著, 个人普惠贷款占比与金融科技水平的交乘项系数为-0.0039, 在 1%水平上显著, 两者绝对值均大于表 3 列(1)中交乘项绝对值。列(2)显示, 小微企业普惠贷款占比与金融科技水平的交乘项系数为-0.0084, 在 1%水平上显著, 绝对值大于表 3 列(2)中交乘项绝对值, 个人普惠贷款与金融科技水平的交乘项不显著。运用金融科技开展小微企业普惠贷款业务对银行风险的冲抵效应更大。另外, 列(3)、列(4)结果中, 仅小微企业普惠贷款占比与金融科技水平的交乘项系数(0.0018)在 5%水平上显著, 说明运用金融科技提升银行营业收入的主要来源为小微企业普惠信贷增长。

表 4 金融科技水平、普惠贷款与银行风险、业绩(小微企业、个人)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	不良贷款率	贷款拨备率	营业收入	利润总额

金融科技水平	-0.3042* (-1.8774)	-0.7634*** (-2.9904)	1.6529*** (6.8512)	1.5202*** (3.6802)
小微企业普惠贷款	0.0124*** (5.3528)	0.0070*** (3.7014)	-0.0040** (-2.2788)	-0.0065** (-2.2687)
小微企业普惠贷款×金融科技水平	-0.0069** (-2.0252)	-0.0084*** (-3.0116)	0.0018** (1.9968)	-0.0050 (-1.1866)
个人普惠贷款	0.0087** (1.9898)	0.0046* (1.7391)	0.0041 (0.9951)	-0.0037 (-0.5268)
个人普惠贷款×金融科技水平	-0.0039*** (-2.9574)	-0.0026 (-1.4678)	0.0046 (1.3435)	0.0017 (0.2995)
R ²	0.6504	0.73533	0.52100	0.36768

五、稳健性检验

普惠贷款不仅受银行自身金融科技运用影响，还受所处金融科技环境影响，但地区间存在异质性。从环境角度来看，良好的金融生态将帮助银行减少被骗贷、欺诈的概率，在发展普惠金融与把控风险方面具有领先优势。从需求角度来看，金融科技发展运用程度较高地区客户对普惠金融具有更好的理解与接纳程度，清楚地认识产品适应性和守约重要性。从供给角度来看，金融科技发展运用程度较高地区银行拥有较强产品服务创新、迭代能力，可增加低风险普惠金融产品有效供给。

同一银行各分支行在经营管理导向和业务结构上存在相似性，金融科技运用情况受总行统一指导而差异较小。本文将解释变量金融科技水平替换为外部指标 PKU-DFIIC，用以检验分支行所处金融科技环境对普惠贷款带来的风险和业绩的影响。回归结果¹显示，金融科技环境不仅显著降低普惠贷款风险，而且提升银行收入和利润水平。普惠贷款占比与数字普惠金融的交乘项系数绝对值与表 3 对应相比较小，说明数字普惠金融作为外部因素能够对风险和业绩产生一定影响，但银行自身金融科技运用更能发挥相应作用。运用金融科技后，产生风险的主客观因素得以有效控制。从客户角度，客户通过金融科技掌握更全面的融资信息，并在其中选择合适的融资产品以匹配融资需求，用贴合自身情况的资金降低融资成本。从银行角度，银行运用生物识别技术如人脸识别，减少以往冒充他人信息办理业务的漏洞。而银行及其员工运用移动展业终端设备，将业务过程全流程“双录”，员工和客户内外勾结、串供骗贷概率大大减少。在客户异质性方面，交乘项系数情况与表 4 类似，主要解释变量结果与上文基本保持一致，表明实证结果稳健。

六、金融地理异质性检验

经济地理靠近存在毗邻效应（梁琦，2010）。陶锋等（2017）指出地理距离对金融交易

¹文章篇幅有限，稳健性结果未予以列示，感兴趣的读者可向作者索取。

的影响主要为“地理距离抬升交易成本”与“信息不对称阻碍风险控制”。梁榜和张建华(2020)运用 PKU-DFIIC 研究数字普惠金融的空间集聚效应,认为城市距离杭州(金融科技中心)越近,距离北京(政治中心)越远,将更多地受到互联网技术而非政治关联驱动,数字普惠金融发展水平越高。基于以上背景,本文推测,本文研究的银行总行位于东部沿海城市,距离总行距离越远意味着该地更大可能位于经济相对欠发达地区。随着分支行与总行距离增加,普惠贷款管理难度、经营风险会相应上升,而金融科技可以有效提升银行普惠贷款的经营表现和风控能力。即分支行距离总行越远,金融科技在普惠贷款影响风险与业绩方面更能发挥积极调节作用¹。按照上述分析逻辑,本文根据分支行与总行间地理距离,将样本等分为近、中、远三组子样本,分别研究金融地理异质性对金融科技影响银行风险和业绩的调节作用。

回归结果²显示,对于距离总行越远的分支行,不论是内部金融科技运用,还是外部金融科技环境,都能有效降低普惠贷款风险。距离总行³较近的分支行大多处于金融发展良好、市场化程度较高地区,普惠贷款风险较低,金融科技对银行风险的调节作用较小。距离总行较远的分支行多数处于金融科技发展相对保守地区,借助金融科技力量将有效发挥风险调节作用,增强普惠贷款风险管控水平。少数与总行所在地金融科技发展水平相似的远距离分支行,受益于其他银行总行金融科技辐射,共享技术溢出效应而增强风控水平。对远距离分支行来说,金融科技显著促进营业收入增长。一方面,金融科技打破金融服务空间界限,消除物理距离,不同地区之间客户享受一致的金融服务。金融科技让跨区域联合授信⁴和贷款成为现实,远距离分支行亦可在风险可控与合规前提下实现融资服务同城化,推动信贷资源流动与优化配置。另一方面,偏远地区客户对普惠贷款的认识程度相对保守,金融科技作为远距离分支行普及金融知识的有效载体,将帮助银行在开展普惠贷款时覆盖更多客户与更广领域,发挥“长尾效应”增加营业收入。

七、结论

金融科技蓬勃发展,不仅提升金融要素市场优化配置,还为银行赋予全新能量,推动银行在开展普惠贷款时兼顾“控险”与“增效”。本文分析金融科技对银行发放普惠贷款意愿的影响,在此基础上进一步探讨金融科技对银行风险与经营业绩的影响,并结合分支行距离总行远近检验上述影响的金融地理异质性。研究表明:第一,金融科技提升银行发放普惠贷款意愿,普惠贷款创收能力比普惠贷款创利能力更明显。第二,银行自身金融科技运用,能有效降低普惠贷款带来的风险,提升银行业绩,并且在小微企业普惠贷款方面的作用尤为明显。第三,在金融地理异质性上,随着分支行与总行距离增加,普惠贷款管理难度、经营风

¹在行业适用性上存在总行与远距离分支行同处金融发达地区的特例,如总行在北京、分行在深圳。

²文章篇幅有限,金融地理异质性的检验结果未予以列示,感兴趣的读者可向作者索取。

³6 家国有银行与 12 家股份制银行的总行分别位于北京、天津、山东、上海、浙江、福建、广东等东部沿海经济发达省市,金融科技发展水平普遍较高。

⁴如长三角跨省(市)联合授信机制。

险会相应上升，金融科技则可以有效提升远距离分支行普惠贷款的经营表现和风控能力，发挥积极的调节作用。

研究结论具有一定启示：一是银行可实行内部资金转移定价优惠政策降低分支行资金来源成本，完善小微专营机构经营机制降低业务成本，加大金融科技投入与运用，加快成熟场景复制推广，逐步推动普惠金融由“数字化”向“数智化”升级，实现规模化、专业化、智能化集约运作，提高业务效率，降低风险承担，扩大盈利空间。二是“联合贷款”虽有助于拓展普惠金融的“普”，但未真正践行普惠金融的“惠”，银行不应在盈利驱动下，违背普惠金融“可负担的成本”原则；银行发放普惠贷款应以服务实体经济、满足弱势群体融资需求为根本出发点，以小微企业为重点服务客群，坚持“审慎稳健”风险偏好和“小额分散”授信原则，借力金融科技，向各类市场主体提供安全、便捷、公平的普惠金融产品。三是总行在贯彻落实国家普惠金融发展战略过程中，需考虑各分支行因金融地理不同带来的执行效果差异。一方面，对不同经济区域分支行出台差异化考核政策与激励政策，畅通传导机制，强化监督跟踪，从制度层面减少政策溢出效应；另一方面，对偏远地区分支行倾斜资源，单列授信计划，鼓励发达地区分支行进一步自主探索金融科技运用，协同释放更多信贷资源，推动普惠贷款业务稳健发展。

【参考文献】

- [1] 金洪飞, 李弘基, 刘音露. 金融科技、银行风险与市场挤出效应[J]. 财经研究, 2020 (5): 52-64
- [2] 李建军, 王德. 搜寻成本、网络效应与普惠金融的渠道价值——互联网借贷平台与商业银行的小微融资选择比较[J]. 国际金融研究, 2015 (12): 56-64
- [3] 梁榜, 张建华. 中国城市数字普惠金融发展的空间集聚及收敛性研究[J]. 财经论丛, 2020 (1): 54-64
- [4] 孟娜娜, 栗勤. 挤出效应还是鲶鱼效应: 金融科技对传统普惠金融影响研究[J]. 天津财经大学学报, 2020 (1): 56-70
- [5] 邱晗, 黄益平, 纪洋. 金融科技对传统银行行为的影响——基于互联网理财的视角[J]. 金融研究, 2018 (11): 17-29
- [6] 沈悦, 郭品. 互联网金融、技术溢出与商业银行全要素生产率[J]. 金融研究, 2015 (3): 160-175
- [7] 宋晓玲, 侯金辰. 互联网使用状况能否提升普惠金融发展水平? ——来自 25 个发达国家和 40 个发展中国家的经验证据[J]. 管理世界, 2017 (1): 172-173
- [8] 陶锋, 胡军, 李诗田, 韦锦祥. 金融地理结构如何影响企业生产率? ——兼论金融供给侧结构性改革[J]. 经济研究, 2017 (9): 55-71
- [9] Barberis N. Behavioral Finance: Asset Prices and Investor Behavior [R]. American Economic Association, 2017, January
- [10] Stulz R. FinTech, BigTech, and the Future of Banks [J]. Journal of Applied Corporate Finance, 2018, 31 (4): 86-97
- [11] Zetsche D, Buckley R, Arner D, Barberis N. From Fintech to Techfin: The Regulatory Challenges of Data-Driven Finance [R]. The European Banking Institute Working Paper, 2017, Series No.6

FinTech, Bank Risks and Performance —Based on the perspective of Inclusive Finance

Abstract: In recent years, FinTech (Financial Technology) and Inclusive Loans have integrated developed rapidly, banking business models and operating situations have undergone major changes simultaneously. Using the monthly operating data of nearly 300 branches of a national joint-stock bank in China from 2016 to 2019 as research sample, this paper analyzes the impact of FinTech on banks' willingness to issue Inclusive Loans, then explores the influence of FinTech on bank risks and performance, and finally examines the financial geographic heterogeneity of the above effects based on the distance between the branches and the head office.

The research results show that: Firstly, FinTech has increased the willingness of banks to issue Inclusive Loans. The income-generating ability of Inclusive Loans is more obvious than the profit-generating ability of Inclusive Loans. Secondly, the application of FinTech by banks can effectively lower the risks brought by Inclusive Loans and improve performance. This phenomenon is particularly effective for Inclusive Loans of SMEs. Thirdly, in terms of financial geographic heterogeneity, as the distance between the branches and the head office increases, the management difficulty and operational risk of Inclusive Loans will increase accordingly. FinTech can positively improve the operating efficiency and risk control capabilities of long-distance branches, and place an active adjust effect.

This paper demonstrates that Digital Inclusive Finance has a positive impact on the steady operation of banks. Therefore, banks can achieve the digital and smart model of Inclusive Loans under the help of FinTech, aiming to improve business efficiency, reduce risk exposure, and expand profitability. Banks should adhere to the “prudent and steady” risk preference policy and “small and decentralized” credit granting principle to provide safe, convenient and fair inclusive financial services to all market entities. The head office of a bank needs to consider the different execution results due to geographic distances during the process of implementing the National Inclusive Finance Development Strategy. It is necessary to introduce differentiated assessment and incentive policies for branches in different economic regions to reduce the spillover effects.

Key words: FinTech; Digital Inclusive Finance; Inclusive Loans; Bank Risks; Bank Performance

货币政策、经济不确定性与企业投资效率

李小林¹ 常诗杰² 司登奎³

【摘要】本文采用 2003—2019 年我国 A 股非金融上市公司的年度数据, 深入研究了货币政策对企业投资效率 (包括投资过度和投资不足) 的影响, 重点探讨了这一影响在异质性经济不确定性环境下的潜在差异。研究发现, 宽松的货币政策通过增加企业的信贷可得性及降低现金流不确定性两种机制改善投资不足企业的投资效率, 但同时会降低投资过度企业的投资效率, 而较高的经济不确定性会显著弱化这两种机制的潜在作用, 由此降低货币政策对投资效率的影响。特别地, 经济不确定性会在更大程度上弱化宽松货币政策对高融资约束和高治理水平企业投资不足的影响, 但会缓解低融资约束和低治理水平企业投资过度的风险。本文在丰富企业投资效率相关研究的同时, 也为经济不确定性条件下完善货币政策调控以促进企业有效投资提供参考。

【关键词】货币政策; 经济不确定性; 投资过度; 投资不足; 投资效率

一、引言

优化投资结构、提高投资效率是新常态背景下推动我国经济发展方式转变、提高经济发展质量的重要内容。党的十九大报告指出, 粗放型经济增长模式存在投入产出效率低下等弊端, 要实现经济高质量发展, 必须推动深刻的质量变革、效率变革、动力变革。2019 年 9 月 4 日, 李克强总理在国务院常务会议上提出, 要加大力度推进“六稳”工作, “稳投资”便为其中之一。“稳投资”不仅要增加投资规模, 还需保证投资方向正确, 引导企业选择最有效率的投资方向和领域, 积极扩大有效投资。然而, 从我国的发展现实来看, 实体企业普遍存在非效率投资问题, 极大地阻碍了企业自身的有序运营和经济高质量发展。如何提高我国实体企业投资效率一直是政府部门、学术界关注的重点话题。

2008 年全球金融危机爆发以前, 我国固定资产投资长期保持高速增长态势, 投资过度增长已成为经济健康发展的潜在风险。危机爆发后, 政府出台“四万亿”投资计划提振经济, 投资过度问题开始显现, 由此引发的产能过剩、杠杆率过高等结构性问题进一步影响经济可

¹ 李小林, 经济学博士, 中国海洋大学经济学院副教授。

² 常诗杰, 中国海洋大学经济学院硕士研究生。

³ 司登奎, 经济学博士, 青岛大学经济学院副教授, 山东省青年泰山学者。

持续发展。投资过度问题引起国内学者广泛关注。但自迈入新常态阶段以来，我国经济增速呈现持续下滑趋势，实体经济投资回报率及其引致的投资需求明显下降。国家统计局数据显示，我国固定资产投资同比增速从 2011 年的 23.76% 下降至 2018 年的 0.69%，2019 年甚至出现负增长。可见，近年来实体经济的投资不足问题日趋明显，对投资效率问题的研究重点有必要向投资不足转移。

作为宏观调控的重要工具之一，货币政策会通过信贷渠道、利率渠道等多种渠道对企业投资效率产生影响。但需注意的是，复杂的内外部经济环境可能导致货币政策无法达到预期的调控目标。特别是后金融危机时期，国际经济金融形势错综复杂，国内各种深层次结构性问题交织叠加，我国面临的经济不确定性持续攀升。不同于因政策取向或政策传导的不可预期而产生的政策不确定性，经济不确定性是指非政策冲击所导致的宏观经济形势不明朗，会通过干扰价格信号或市场因素等方式影响市场主体的风险偏好及投融资决策（刘海明和曹廷求，2017），影响货币政策作用于微观企业行为的效果。鉴于此，本文对不同经济不确定性环境下货币政策影响企业投资效率的潜在机制和效应展开理论与实证分析。

本文的边际贡献主要体现为：第一，区别于单一探究货币政策对企业投资效率影响的研究，本文引入经济不确定性因素，着重探讨经济不确定性如何影响货币政策与企业投资效率的关系，对货币政策和经济不确定性的微观经济效应及企业投资效率决定因素的研究形成有益补充。第二，已有文献侧重于研究投资效率中的过度投资问题，对投资不足的关注不够。本文立足于我国实体企业投资效率问题的实际演变，更为细致地揭示了经济不确定性环境下货币政策对投资过度与投资不足的潜在异质性影响。第三，文章还探究了货币政策和经济不确定性作用于不同融资约束及治理水平企业投资效率的潜在差异，为中央银行实施更精准的政策调控以提高企业投资效率提供参考。

二、文献综述

现有研究在货币政策对投资效率的影响方向上仍存在分歧。喻坤等（2014）指出，宽松货币政策通过降低融资约束，提高民营企业投资效率。靳庆鲁等（2012）认为，货币政策对投资效率的影响是非线性的。张前程和杨德才（2015）及耿中元和朱植散（2018）则认为，货币政策对企业投资不足和投资过度的影响具有非对称性特征。此外，一些学者还发现，货币政策对投资效率的影响在投资机会（靳庆鲁等，2012）、所有制结构（喻坤等，2014）、内外部管理能力（韩东平和张鹏，2015）和短期借款占比（刘海明和李明明，2020）不同的企业中存在异质性。陪他 5 额

现有研究证实, 经济不确定性增加倾向于抑制企业投资。Bernanke (1983) 认为, 经济不确定性使企业延缓当期投资, 以期在未来获取更大的期权价值。Han & Qiu (2007) 指出, 经济不确定性引发的未来现金流不确定性增加促使企业放弃当前投资机会而增持现金。Christiano et al. (2014) 指出, 经济不确定性会增加企业融资成本, 抑制企业投资。国内学者也就经济不确定性对企业投资行为的影响展开多维研究, 得到类似结论(谭小芬和张文婧, 2017; 刘贯春等, 2019)。而具体到经济不确定性如何影响投资效率的问题, 现有文献尚未形成共识。申慧慧等 (2012) 指出, 环境不确定性对国有和非国有公司投资效率存在异质性影响。徐倩 (2014) 研究发现, 环境不确定性上升与投资不足和投资过度均呈正相关关系。饶品贵等 (2017) 认为, 经济政策不确定性增加促使企业更多利用市场信息判断经济走势, 从而提高投资效率。

部分文献聚焦经济不确定性对货币政策有效性的影响。在宏观效应方面, 经济不确定性的增加会带来产出和投资下降等负面效应 (Bloom, 2009), 并显著影响货币政策效果 (Aastveit et al., 2017)。类似地, 苏治等 (2019) 研究发现, 经济不确定性虽不会改变货币政策的作用方向, 但会降低其有效性。在微观方面, 刘海明和曹廷求 (2017) 探讨了宏观经济不确定性在信贷供给政策影响企业投资效率过程中的调节作用, 发现较高的经济不确定性会抑制信贷供给, 从而对投资效率产生负向冲击。

现有文献围绕货币政策、经济不确定性和投资效率的关系取得了富有价值的研究成果, 这为本研究提供了较好的参照基础, 但是仍在以下层面待于改进: 一方面, 现有研究对货币政策影响投资效率的具体作用方向尚未达成一致, 在货币政策影响企业投资不足和投资过度的微观作用方向和作用机理方面仍存在探讨空间; 另一方面, 学者更多地从宏观视角考察经济不确定性对货币政策有效性的影响, 缺乏从微观企业层面, 尤其是从投资效率角度探析经济不确定性影响货币政策有效性的直接经验证据。

三、理论分析与研究假说

现实中, 信息不对称及代理冲突等问题交织导致企业实际投资偏离最优投资规模, 造成非效率投资 (Jensen & Meckling, 1976; Jensen, 1986), 且融资约束是影响企业投资效率的重要因素 (喻坤等, 2014)。一方面, 融资约束程度较高会限制企业获取信贷资金的能力, 而资金缺乏进一步迫使企业被动放弃新增的优质投资机会, 从而造成投资不足。另一方面, 当企业面临较低的融资约束时, 充裕的资金为企业管理层扩大投资提供了更大的可能性 (申慧慧等, 2012)。特别是当股东无法对管理者进行有效监督时, 管理者倾向于扩大投资来提

升企业短期业绩，以实现自身利益最大化，投资过度风险加剧（Jensen，1986）。

宽松的货币政策有助于缓解企业融资约束，提高企业信贷资源可得性（供给观）。一方面，以银行为代表的间接融资体系是我国金融发展的主导模式，银行信贷仍是企业外部融资的主要来源。宽松货币政策可增加银行信贷供给总量，提高银行的贷款积极性，改善企业面临的融资环境（盛天翔和张勇，2019；江振龙，2021）。另一方面，依据“金融加速器”理论，宽松货币政策可改善企业资产负债表，企业抵押品价格随之上升，由此企业更容易获得银行贷款用于扩大投资（Mishkin，1996）。如上所述，融资约束程度下降使得企业原本无法实现的优质投资机会得以实施，投资不足有所缓解，但宽松的资金环境也可能激发管理者过度投资的动机，导致投资过度加剧。

宽松的货币政策还可通过刺激总需求，特别是增加产品市场有效需求，提高企业获利能力，降低企业经营风险（需求观）（钟凯等，2016）。企业的投资决策不仅需要考虑当前的经营状况，而且需要结合对未来经营风险的预期与判断。当企业面临的经营风险相对较小时，企业的预期现金流不确定性也会随之降低，这不仅能够进一步缓解企业面临的融资约束，而且对提振企业家信心也具有正向影响（张成思和孙宇辰，2018），有助于促使企业扩大投资规模，进而弱化投资不足等问题（Keefe & Tate，2013）。但值得注意的是，宽松货币政策下企业经营风险的下降也可能致使管理层过度自信。管理层信心过度高涨将会提高企业的风险容忍度，使管理层在投资决策上更加激进，过度投资问题可能更加严重（张前程和杨德才，2015）。

在经济不确定性较高时期，货币政策实施效果可能发生显著改变。高经济不确定性引发的价格信号扭曲使金融中介对经济前景的判断模糊，商业银行风险厌恶程度增加，向实体经济投放流动性的动机被抑制，导致货币政策信贷传导渠道的有效性下降（刘海明和曹廷求，2017）。此外，基于实物期权理论，经济不确定性干扰公众对未来政策走向的判断，调整成本和投资不可逆的存在促使管理层推迟投资并等待更准确信息（Bernanke，1983），这种谨慎策略导致企业对货币政策的调整反应迟钝，会弱化货币政策的有效性（Aastveit et al.，2017）。当企业面临的不确定性增加时，投资项目的高风险特征增加了管理层投资决策所需承担的私人成本和个人职业风险，企业投资动机进一步受到抑制（徐倩，2014）。结合上述分析，本文推断经济不确定性会影响货币政策对企业投资效率的调控强度，并提出如下研究假设。

假设 1：经济不确定性的上升会削弱宽松的货币政策改善投资不足企业投资效率和降低投资过度企业投资效率的作用效果。

在经济不确定性较高时期,企业的要素价格和资产价格面临较高的波动风险(刘海明和曹廷求, 2015), 银行对企业投资项目未来盈利及偿债能力的判断难度增加。银企间的信息不对称问题加剧促使银行趋同性地加大对企业贷款的审查力度, 增加企业贷款融资成本, 减少企业贷款规模, 从而影响企业投资决策(Christiano et al., 2014; 谭小芬和张文婧, 2017)。因此在经济不确定性较高的环境下, 即使宽松货币政策旨在扩大银行信贷供给总量, 银行亦可能缺乏足够的动力增加贷款额度, 致使宽松货币政策提高企业信贷可得性以缓解融资约束的政策效果被弱化。对于投资不足的企业而言, 由于无法获得投资所需资金, 其投资不足问题的改善受到抑制; 而对于投资过度企业, 管理层也无法以较低的成本获取所需资金, 企业过度投资动机降低。

经济不确定性上升可能导致企业准确判断投资项目未来成本与收益的难度增加, 加剧企业未来现金流的不确定性(Han & Qiu, 2007)。出于预防性储蓄动机, 企业管理层会自主放弃当前的一些投资机会(刘贯春等, 2019), 而选择持有现金等流动性资产, 对投资机会的敏感性进一步下降。由此, 在较高的经济不确定性环境下, 即使宽松的货币政策带来了良好的融资环境和扩张投资规模的动机, 但由于经济前景模糊, 未来现金流不确定性增加, 企业的投资需求会被部分抑制, 宽松的货币政策缓解投资不足的效果受限, 过度投资问题也会在一定程度上得以缓解。基于上述分析, 本文提出如下研究假设。

假设 2: 经济不确定性通过信贷可得性和现金流不确定性两种机制, 弱化货币政策对投资效率的影响, 且这一影响在投资不足和投资过度企业中存在差异。

四、研究设计

(一) 研究模型

为验证不同经济不确定性条件下货币政策对企业投资效率的影响, 本文借鉴刘贯春等(2019)及刘海明和李明明(2020)等研究的建模思路, 构建如下计量模型:

$$\text{Efficient}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{MP}_t + \beta_2 \text{MP}_t \times \text{EU}_t + \beta_3 \text{EU}_t + \sum \beta_n \text{Control}_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, i 和 t 分别为企业和时期; Efficient 为企业投资效率。在实证部分, 本文还将其细分为投资不足(Underinvest)和投资过度(Overinvest)。MP 为货币政策; EU 为经济不确定性; Control 为企业层面控制变量。进一步地, 模型控制了个体固定效应 μ_i , 并对所有回归结果的标准误进行企业层面的聚类处理。

(二) 指标选取

本文采用 Richardson (2006) 的模型测度企业投资效率。模型的回归残差 ε_{it} 即为投资效

率指标，代表实际新增投资与预期投资之间偏离程度。为便于后文实证分析，本文对残差 ε_{it} 取绝对值，记为 *Efficient*。*Efficient* 越大，投资效率越低；对负（正）的残差项取绝对值，记为 *Underinvest*（*Overinvest*）。*Underinvest*（*Overinvest*）越大，投资不足（过度）越严重。

在样本期内，货币供应量是我国货币政策的主要中介目标。特别地，借鉴喻坤等（2014）的研究，相对于广义货币供给（ M_2 ）而言，狭义货币供给量（ M_1 ）特指中央银行为实现稳定经济的目的而调节的货币供给，更能代表货币政策的中介目标，也能在较大程度上刻画实际购买力。相反， M_2 的统计口径易受经济发展和金融创新因素的影响，无法较好地反映货币政策的松紧状态。因此，本文采用 M_1 增长率作为货币政策的代理指标，记为 M_1 。

学术界主要采用宏观经济金融变量的波动率作为经济不确定性的代理变量。特别地，基于 GARCH 模型计算的条件方差应用较广泛（刘海明和曹廷求，2017）。然而，一旦数据中存在异常观测值时，GARCH 模型的稳定性和长期预测能力将会大幅降低。在这一情形下，随机波动率模型（Stochastic Volatility, SV）能够有效克服这一缺陷（刘玉荣等，2019）。鉴于此，本文首先采用 SV 模型测算季度实际 GDP 增速的条件方差。其次，将测算出的条件方差取年度均值，记为 EU1。最后，将每年度的 EU1 与 EU1 在整个样本期内的均值进行比较，若 EU1 高于样本均值，则该年份经济不确定性指数 EU 取值为 1，否则，为 0。

控制变量的度量方式依次为：企业规模（Size），为总资产的自然对数值；资产收益率（ROA），为净利润/总资产；销售增长率（Salesgrowth），为（本年销售收入-上年销售收入）/上年销售收入；资产负债率（Leverage），为总负债/总资产；现金持有量（Cash），为货币资金/总资产；托宾 Q 值（Tobinq），为总资产市场价值/总资产账面价值；前十大股东持股比例（Top10），为前十大股东持股数/总股份数。

（三）数据来源

本文选取 2003—2019 年我国 A 股上市公司的年度数据作为研究样本，并剔除 ST、*ST 及金融行业的样本。为消除离群值的影响，本文对公司层面的连续变量进行了前后 1% 的缩尾处理。公司层面数据来自 CSMAR 数据库，货币政策与实际 GDP 数据源自 Wind 数据库¹。

表 1 汇报了样本期内我国企业投资不足、投资过度及投资效率的演化趋势。2010 年之前，投资过度的企业占据多数，但此后投资不足的企业明显增多。从均值看，*Overinvest* 均值于 2007 年上升至峰值 0.149 后转而下降，说明全球金融危机以前，我国企业投资过度现象严重，此后开始有所改观。*Underinvest* 均值的绝对值于 2012 年达到峰值后虽有所下降，

¹ 篇幅所限，主要变量的描述性统计结果未予以列示，感兴趣的读者可向作者索取。

但仍停留在危机前水平, 说明投资不足问题并未有效缓解, 仍有潜在恶化的趋势。2008 年后 Efficient 均值呈波动下降趋势, 2011 年后多次由正转负, 揭示了投资不足是导致企业投资效率下降的重要原因, 对投资效率问题的研究有必要区分投资不足和投资过度。

表 1 2003—2019 年我国上市公司投资效率的变化趋势¹

年份	Overinvest			Underinvest			Efficient		
	观测值	均值	标准差	观测值	均值	标准差	观测值	均值	标准差
2003	91	0.108	0.115	107	-0.102	0.092	198	-0.005	0.147
2004	168	0.135	0.127	165	-0.091	0.079	333	0.023	0.155
2005	321	0.136	0.124	249	-0.099	0.090	570	0.034	0.160
2006	435	0.139	0.132	342	-0.097	0.083	777	0.035	0.163
2007	418	0.149	0.140	373	-0.119	0.095	791	0.023	0.180
2008	452	0.141	0.128	315	-0.105	0.084	767	0.040	0.165
2009	573	0.144	0.126	498	-0.103	0.082	1071	0.029	0.164
2010	593	0.143	0.131	587	-0.116	0.090	1180	0.014	0.171
2011	564	0.141	0.131	866	-0.121	0.091	1430	-0.018	0.168
2012	475	0.133	0.123	1329	-0.154	0.098	1804	-0.078	0.164
2013	872	0.133	0.117	1099	-0.109	0.085	1971	-0.002	0.157
2014	924	0.130	0.116	1214	-0.115	0.089	2138	-0.009	0.158
2015	916	0.128	0.116	1070	-0.109	0.087	1986	0.000	0.155
2016	885	0.139	0.127	1104	-0.112	0.085	1989	0.000	0.164
2017	1021	0.120	0.102	1014	-0.097	0.074	2035	0.012	0.141
2018	1228	0.113	0.101	1587	-0.110	0.088	2815	-0.013	0.145
2019	1148	0.122	0.106	1652	-0.116	0.090	2800	-0.018	0.152

四、实证结果分析

(一) 基准回归结果分析

表 2 第 (1) —第 (3) 列汇报了货币政策对投资效率的影响。可以看出, 在 1% 的水平下, M_1 与 Overinvest 显著正相关; 而与 Underinvest 和 Efficient 显著负相关。该结果表明, 宽松货币政策有助于改善投资不足企业的投资效率, 但会进一步降低投资过度企业的投资效率, 而对投资不足的影响大于对投资过度的影响, 整体上改善了实体企业的投资效率。第 (4) —第 (6) 列为纳入货币政策与经济不确定性交互项的估计结果。 $M_1 \times EU$ 的系数在投资过度子样本中显著为负, 而在投资不足子样本及全样本中显著为正。这意味着, 当经济不确定性程度较高时, 货币政策与投资过度的正相关关系及与投资不足的负相关关系均被减弱, 最终

¹ 为便于数据对比, 此处 Underinvest 和 Efficient 指标均未取绝对值。

降低宽松货币政策对投资效率的改善作用。据此，研究假设 1 得证。

表 2 货币政策、经济不确定性对企业投资效率的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Efficient	Overinvest	Underinvest	Efficient	Overinvest	Underinvest
M_1	-0.050*** (-5.68)	0.149*** (12.20)	-0.190*** (-24.48)	-0.087*** (-5.49)	0.151*** (6.55)	-0.230*** (-13.96)
$M_1 \times EU$				0.096*** (4.72)	-0.081*** (-2.75)	0.185*** (8.61)
EU				-0.016*** (-5.02)	0.022*** (4.71)	-0.037*** (-11.46)
控制变量	是	是	是	是	是	是
个体效应	是	是	是	是	是	是
调整 R^2	0.070	0.174	0.268	0.071	0.177	0.277
观测值	24114	10914	13200	24114	10914	13200

注：括号内为 t 值，并经 Cluster 修正。***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著。下同。

(二) 作用机制检验

结合理论分析可知，货币政策和经济不确定性可能通过影响企业信贷可得性和现金流不确定性作用于投资效率。为此，借鉴刘海明和曹廷求（2017）的研究，本文采用长期借款与短期借款增量之和除以年初总资产衡量企业信贷可得性（Bankloan）；借鉴钟凯等（2016）的设定，采用六期经营性现金流的滑动窗口标准差（Cvcf）衡量企业现金流不确定性。

表 3 第（1）—第（3）列汇报了信贷可得性机制的检验结果。由第（1）列可知， M_1 的系数显著为正， $M_1 \times EU$ 的系数显著为负，表明在经济不确定性较高时期，宽松货币政策增加企业信贷可得性的作用效果会被弱化。第（2）和第（3）列的结果显示，信贷可得性增加可以有效降低投资不足，但同时也为投资过度营造了宽裕的资金环境，从而加剧投资过度。至此，信贷可得性机制得到证实。第（4）—第（6）列为现金流不确定性机制的检验结果。第（4）列结果显示， M_1 系数显著为负，而 $M_1 \times EU$ 的系数在 1% 的水平下显著为正，说明经济不确定性冲击会导致货币政策对现金流不确定性的负向影响受抑制。进一步结合第（5）和第（6）列的结果可知，当现金流不确定性增加时，投资过度得到缓解，但潜在的投资不足会进一步加剧。由此，研究假设 2 得证。

表 3 货币政策、经济不确定性影响企业投资效率的机制分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	信贷可得性机制			现金流不确定性机制		
	Bankloan	Overinvest	Underinvest	Cvcf	Overinvest	Underinvest
M_1	0.100*** (4.52)			-0.135*** (-2.94)		

$M_1 \times EU$	-0.099*** (-3.05)			0.160*** (3.29)		
EU	0.008 (1.53)			-0.014*** (-4.38)		
Bankloan		0.296*** (18.65)	-0.053*** (-6.32)			
Cvcf					-0.135*** (-2.60)	0.067*** (2.75)
控制变量	是	是	是	是	是	是
个体效应	是	是	是	是	是	是
调整R ²	0.076	0.138	0.176	0.065	0.034	0.451
观测值	17967	8835	9132	20186	9441	10745

五、进一步分析

(一) 异质性分析

融资约束水平不同的企业即便面临同一货币政策和相同的经济不确定性环境,所做出的投资决策亦会有所不同。鉴于此,本文以企业规模和现金流水平为融资约束的分组变量。具体而言,取规模最大的 25%样本为大规模组,规模最小的 25%样本为小规模组;取高于样本经营性现金流中位数的企业为高现金流组,其余为低现金流组。由表 4 第 (1)—第 (4) 列可知,对于 Overinvest, M_1 和 $M_1 \times EU$ 的系数仅在大规模企业中显著;对于 Underinvest, M_1 及 $M_1 \times EU$ 的系数仅在小规模企业中通过了既定水平的显著性检验。第 (5)—第 (8) 列结果显示,对 Overinvest 而言, M_1 及 $M_1 \times EU$ 系数的绝对值在高现金流企业均明显大于低现金流企业,而对于 Underinvest, 两者系数的绝对值在低现金流企业中更大。上述差异均通过了 Bootstrap 组间系数差异检验。该结果表明,在经济不确定性较高时期,宽松货币政策对高融资约束企业投资不足的改善效应更容易被抑制,而对低融资约束企业投资过度的加剧效应更容易被缓解。

表 4 异质性分析一: 基于融资约束的分组检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	大规模		小规模		高现金流		低现金流	
	Overinvest	Underinvest	Overinvest	Underinvest	Overinvest	Underinvest	Overinvest	Underinvest
M_1	0.221*** (6.56)	-0.127 (-1.07)	0.082 (0.36)	-0.276*** (-10.43)	0.194*** (6.45)	-0.149*** (-5.22)	0.080* (1.95)	-0.249*** (-12.00)
$M_1 \times EU$	-0.126*** (-2.87)	0.239 (1.30)	0.147 (0.51)	0.228*** (6.69)	-0.105*** (-2.68)	0.094** (2.41)	-0.018 (-0.34)	0.209*** (7.69)
EU	0.030*** (4.34)	-0.044 (-1.39)	-0.032 (-0.72)	-0.046*** (-9.06)	0.026*** (4.34)	-0.022*** (-3.74)	0.004 (0.53)	-0.042*** (-10.07)

控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
个体效应	是	是	是	是	是	是	是	是
调整R ²	0.162	0.088	0.218	0.212	0.219	0.142	0.117	0.294
观测值	5533	555	492	5434	7441	4685	3473	8515

良好的公司治理可更好地发挥监督机制作用,抑制信息不对称和代理问题引发的非效率投资。鉴于此,本文从股权制衡度和独立董事占比双重视角探究不同治理水平下货币政策和经济不确定性影响投资效率的潜在异质性。本文采用第二至第十大股东的持股数与第一大股东持股数之比衡量股权制衡度,以独立董事占董事总人数之比衡量独立董事占比,并将超过中位数的样本归类为股权制衡度高组(独立董事占比高组),其余样本归类为股权制衡度低组(独立董事占比低组)。如表5所示,对Overinvest而言, M_1 和 $M_1 \times EU$ 系数的绝对值在股权制衡度低(独立董事占比低)的企业明显大于股权制衡度高(独立董事占比高)的企业;而对于Underinvest, M_1 及 $M_1 \times EU$ 系数的绝对值在股权制衡度高(独立董事占比高)的企业均明显大于股权制衡度低(独立董事占比低)企业,且这种差异通过了Bootstrap组间系数差异检验。这意味着,宽松货币政策更加有助于改善高治理水平企业的投资不足并加剧低治理水平企业的投资过度,但这一效果在经济不确定性较高时期会在更大程度上被弱化。

表5 异质性分析二:基于治理水平的分组检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	股权制衡度高		股权制衡度低		独立董事占比高		独立董事占比低	
	Overinvest	Underinvest	Overinvest	Underinvest	Overinvest	Underinvest	Overinvest	Underinvest
M_1	0.140*** (4.06)	-0.243*** (-10.76)	0.162*** (5.03)	-0.192*** (-7.86)	0.146*** (4.24)	-0.232*** (-9.90)	0.151*** (4.24)	-0.196*** (-8.00)
$M_1 \times EU$	-0.053 (-1.21)	0.198*** (6.99)	-0.094** (-2.26)	0.155*** (4.49)	-0.071 (-1.60)	0.186*** (6.03)	-0.085* (-1.87)	0.150*** (4.73)
EU	0.015** (2.14)	-0.036*** (-8.31)	0.026*** (3.98)	-0.036*** (-6.61)	0.021*** (3.16)	-0.036*** (-7.34)	0.022*** (2.97)	-0.035*** (-7.57)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
个体效应	是	是	是	是	是	是	是	是
调整R ²	0.163	0.300	0.174	0.214	0.148	0.284	0.219	0.243
观测值	5059	6966	5855	6234	5584	6453	5330	6747

(二) 稳健性检验¹

1. 替换货币政策度量方式

本文采用法定存款准备金率和银行间市场7日回购利率的年度均值作为货币政策的两个替代性指标。基本结论依然稳健。

¹ 篇幅所限,除双重差分外的稳健性检验结果均未予以列示,感兴趣的读者可向作者索取。

2. 替换经济不确定性度量方式

第一, 遵循 Bloom (2009) 和刘玉荣等 (2019) 的研究, 采用上证综合指数月收益率波动率的年度均值作为替代指标。第二, 选取 Ahir et al. (2018) 构建的中国不确定性指数, 并对该指数加 1 后取自然对数。重新回归后结果并未发生实质性变化。

3. 内生性问题

考虑到我国货币政策调控以微观主体整体表现为依据, 与企业投资效率间可能存在双向因果关系。鉴于此, 本文将所有解释变量均滞后一期。同时, 借鉴刘海明和李明明 (2020) 的检验方法, 取 M_1 对 GDP 增速和 CPI 增长率的回归残差代表外生于宏观经济形势的货币政策部分。前文核心结论并未发生显著变化。

进一步地, 本文构造双重差分模型 (DID) 解决内生性问题。2013 年 1 月中国人民银行先后创设公开市场短期流动性调节工具和常备借贷便利为金融机构提供流动性支持, 同年 7 月, 全面放开了对金融机构贷款利率的管制, 为支持实体经济提供了良好的政策条件。因此, 本文以 Efficient 为被解释变量, 选取 2013 年为货币政策宽松的事件年, 并将国有企业设定为对照组, 非国有企业设定为实验组。

考虑到处理组和对照组间样本选择可能存在偏差, 本文还采用了倾向得分匹配与双重差分相结合 (PSM-DID) 及使用 Bootstrap 对样本进行 1000 次随机抽样的方式重新回归。如表 6 所示, $Treat \times Post$ 的估计系数始终在 1% 的水平下显著为负, 说明宽松货币政策显著提高了实体企业的投资效率, 与前文分析结论保持一致。

表 6 DID 估计结果

变量	(1)	(2)	(3)
	DID	PSM-DID	Bootstrap DID
$Treat \times Post$	-0.010*** (-3.69)	-0.009*** (-3.33)	-0.010*** (-3.50)
Post	-0.017*** (-8.10)	-0.018*** (-8.35)	-0.017*** (-7.94)
Treat	-0.004* (-1.74)	-0.006*** (-2.74)	-0.004* (-1.68)
控制变量	是	是	是
个体效应	是	是	是
调整 R^2	0.106	0.105	0.106
观测值	24114	22994	24114

本文还进一步构造虚假处理组和政策年份进行反事实检验。仅采用国有企业样本, 令小

规模国有企业为虚假处理组，其余企业仍为控制组¹。此外，选择 2004、2010、2016 年作为虚假政策实施年份重新回归，以排除投资效率的改善是受其他政策或随机性因素影响的可能性。反事实检验结果充分说明了前文 DID 分析结果的稳健性。

六、主要结论与政策建议

当前，我国经济面临的不确定性、复杂性不断上升，实体企业也面临投资增速放缓、投资不足程度加深的现实问题，这些极大地影响了企业的有序运营和经济的高质量发展。在此背景下，文章实证考察了货币政策对企业投资效率（包括投资过度和投资不足）的影响，并重点检验了这一影响在经济不确定性环境下的潜在差异。结果表明，宽松的货币政策有利于提升投资不足企业的投资效率，但会降低投资过度企业的投资效率，而较高的经济不确定性会显著弱化这一效应。进一步的机制检验表明，信贷可得性和现金流不确定性是货币政策和经济不确定性影响投资效率的潜在作用渠道。特别地，经济不确定性会更大程度上削弱宽松货币政策改善高融资约束和高治理水平企业投资不足的作用效果，但更易缓解低融资约束和低治理水平企业投资过度的风险。本文在丰富企业投资效率相关研究的同时，也为经济不确定性条件下完善货币政策调控以促进企业有效投资提供参考。

本文的政策建议有以下三个方面。第一，中央银行在进行货币政策调控时，要综合考量货币政策对微观企业行为的异质性影响。一方面，采取渐进式调整策略以便于企业适应和及时调整投资策略；另一方面，要避免“一刀切”的政策执行方式，可使用结构性货币政策进行精准调控，以达到全方位提高企业投资效率的目的。第二，鉴于经济不确定性会弱化货币政策对投资效率的影响，中央银行在制定和调整货币政策时，要充分考虑经济中各种不确定性因素对货币政策实施效果的潜在影响。同时，也要注重预期管理，提高政策导向的公开化和透明化，引导公众对未来政策走向形成较为稳定的预期。第三，政府可通过出台相应法规并完善企业的信息披露制度，构建更加有效的信息共享机制，以缓解银行与企业、股东与管理层之间的信息不对称，提高企业投资效率。

¹ 此处划分依据在于，前文异质性分析中货币政策对小规模企业投资不足的改善更为明显，而对投资过度的加剧作用并不显著。因此，本文认为，宽松货币政策对小规模国有企业投资效率的影响更明显。

【参考文献】

- [1] 耿中元, 朱植散. 货币政策、企业家信心与上市公司投资效率[J]. 经济理论与经济管理, 2018(12): 33-46
- [2] 韩东平, 张鹏. 货币政策、融资约束与投资效率——来自中国民营上市公司的经验证据[J]. 南开管理评论, 2015, 18(4): 121-129
- [3] 江振龙. 破解中小企业融资难题的货币政策选择与宏观经济稳定[J]. 国际金融研究, 2021(4): 23-32
- [4] 靳庆鲁, 孔祥, 侯青川. 货币政策、民营企业投资效率与公司期权价值[J]. 经济研究, 2012, 47(5): 96-106
- [5] 刘贯春, 段玉柱, 刘媛媛. 经济政策不确定性、资产可逆性与固定资产投资[J]. 经济研究, 2019, 54(8): 53-70
- [6] 刘海明, 曹廷求. 宏观经济不确定性、政府干预与信贷资源配置[J]. 经济管理, 2015(6): 1-11
- [7] 刘海明, 曹廷求. 信贷供给周期对企业投资效率的影响研究——兼论宏观经济不确定条件下的异质性[J]. 金融研究, 2017(12): 80-94
- [8] 刘海明, 李明明. 货币政策对微观企业的经济效应再检验——基于贷款期限结构视角的研究[J]. 经济研究, 2020, 55(2): 117-132
- [9] 刘玉荣, 查婷俊, 刘颜, 杨柳. 金融市场波动、经济不确定性与城镇居民消费——基于 SV 模型的实证研究[J]. 经济学(季刊), 2019, 18(2): 551-572
- [10] 饶品贵, 岳衡, 姜国华. 经济政策不确定性与企业投资行为研究[J]. 世界经济, 2017, 40(2): 27-51
- [11] 申慧慧, 于鹏, 吴联生. 国有股权、环境不确定性与投资效率[J]. 经济研究, 2012, 47(7): 113-126
- [12] 盛天翔, 张勇. 货币政策、金融杠杆与中长期信贷资源配置[J]. 国际金融研究, 2019(5): 55-64
- [13] 苏治, 刘程程, 位雪丽. 经济不确定性是否会弱化中国货币政策有效性[J]. 世界经济, 2019, 42(10): 49-72
- [14] 谭小芬, 张文婧. 经济政策不确定性影响企业投资的渠道分析[J]. 世界经济, 2017, 40(12): 3-26
- [15] 徐倩. 不确定性、股权激励与非效率投资[J]. 会计研究, 2014(3): 41-48
- [16] 喻坤, 李治国, 张晓蓉, 徐剑刚. 企业投资效率之谜: 融资约束假说与货币政策冲击[J]. 经济研究, 2014, 49(5): 106-120
- [17] 张成思, 孙宇辰. 中国货币政策的信心传导机制[J]. 财贸经济, 2018, 39(10): 59-74
- [18] 张前程, 杨德才. 货币政策、投资者情绪与企业投资行为[J]. 中央财经大学学报, 2015(12): 57-68
- [19] 钟凯, 程小可, 张伟华. 货币政策适度水平与企业“短贷长投”之谜[J]. 管理世界, 2016(3): 87-98
- [20] Aastveit K A, Natvik G J, Sola S. Economic Uncertainty and the Influence of Monetary Policy[J]. Journal of International Money and Finance, 2017, 76: 50-67
- [21] Ahir H, Bloom N, Furceri D. The World Uncertainty Index[R]. SSRN Working Paper, No.3275033, 2018
- [22] Bernanke B S. Irreversibility, Uncertainty, and Cyclical Investment[J]. The Quarterly Journal of Economics, 1983, 98(1): 85-106
- [23] Bloom N. The Impact of Uncertainty Shocks[J]. Econometrica, 2009, 77(3): 623-685

- [24] Christiano L J, Motto R, Rostagno M. Risk Shocks[J]. American Economic Review, 2014, 104 (1): 27-65
- [25] Han S, Qiu J. Corporate Precautionary Cash Holdings[J]. Journal of Corporate Finance, 2007, 13 (1): 43-57
- [26] Jensen M C, Meckling W H. Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure[J]. Journal of Financial Economics, 1976, 3 (4): 305-360
- [27] Jensen M C. Agency Costs of Free Cash Flow, Corporate Finance, and Takeovers[J]. The American Economic Review, 1986, 76 (2) : 323-329
- [28] Keefe M O, Tate J. Is the Relationship between Investment and Conditional Cash Flow Volatility Ambiguous, Asymmetric or Both?[J]. Accounting & Finance, 2013, 53 (4): 913-947
- [29] Mishkin F S. The Channels of Monetary Transmission: Lessons for Monetary Policy[R]. National Bureau of Economic Research, 1996
- [30] Richardson S. Over-Investment of Free Cash Flow[J]. Review of Accounting Studies, 2006, 11 (2-3): 159-189

Monetary Policy, Economic Uncertainty and Firms' Investment Efficiency

Li Xiaolin¹, Chang Shijie¹ and Si Dengkui²

(1. School of Economics, Ocean University of China; 2. School of Economics, Qingdao University)

Abstract: Since China's economy entered the new normal status, the problem of investment insufficiency for Chinese firms has become increasingly prominent, and therefore it cannot be ignored in the investment efficiency research field. This paper aims to explore the internal mechanism of the impact of monetary policy on firms' investment efficiency with economic uncertainties.

Using the annual data of Chinese A-share listed non-financial companies spanning from 2003 to 2019, this paper constructs a fixed effect model to explore the impact of monetary policy on firms' investment efficiency including overinvestment and underinvestment, and to capture the potential heterogeneity under economic uncertainty.

The results show that expansionary monetary policy will improve the investment efficiency of underinvested firms, but reduce the investment efficiency of overinvested firms through the two mechanisms of increasing firms' credit availability and reducing cash flow uncertainty. Moreover, high economic uncertainty will weaken the impact of monetary policy on overinvestment and underinvestment by significantly weakening these two mechanisms. In particular, economic uncertainty weakens the role of expansionary monetary policy in improving the underinvestment to a greater extent especially for firms with high financing constraints and good governance, but it is easier to alleviate the risk of overinvestment for firms with low financing constraints and poor governance.

Based on the above conclusions, this paper puts forward three policy suggestions. Firstly, we should gradually adjust the monetary policy, while using structural monetary policy at the same time for precise control. Secondly, we should fully consider the potential impact of various economic uncertainties on the effectiveness of monetary policy, pay attention to expectation management, and improve the openness and transparency of monetary policy. Thirdly, we should improve the enterprise information disclosure system and build an effective information sharing mechanism.

Keywords: Monetary Policy; Economic Uncertainty; Overinvestment; Underinvestment; Investment Efficiency

“中国方案”果真布局了债务陷阱吗？ ——来自“一带一路”倡议的经验证据

邱煜¹ 潘攀² 张玲³

【摘要】借着新冠肺炎疫情的爆发，西方反复挑起针对“中国方案”的阴谋论，试图抹黑中国形象，损害中国国际地位。在此背景下，文章考察了世界热议的“中国方案”即“一带一路”倡议对沿线国家债务风险的影响，研究发现：（1）“一带一路”倡议显著降低了沿线国家债务风险；（2）“一带一路”倡议对发达沿线国家、政局动荡沿线国家债务风险的抑制作用尤为突出，彰显了“中国方案”助强扶弱、造福世界的发展理念；（3）积极参与共建“一带一路”有助于强化“一带一路”倡议对沿线国债务风险的抑制作用，并且积极性越高，这种抑制作用越强。此外，进一步研究发现，“一带一路”倡议有助于拉动沿线国家经济增长，但这种积极影响存在滞后效应。文章为反击“中国方案”阴谋论，维护国家形象提供了一定经验证据，也为世界各国正确认知与理解“中国方案”提供了更多参考借鉴。

【关键词】“中国方案”；“一带一路”倡议；债务风险；助强扶弱；参与积极性

一、引言

2020年初，突如其来的新冠疫情对本就下行的世界经济造成了空前冲击，全球需求减少，国际贸易和跨境资本流动断崖式下滑，一些国家经济陷入了停顿甚至倒退，主权债务问题已成为国际社会高度关注的议题之一（周梅芳等，2020；张宇燕和徐秀军，2020）。作为世界经济的稳定之锚，中国持续为全球抗疫和经济发展贡献了一系列“中国方案”，一些西方国家却借机反复炒作中国方案阴谋论，意图打压中国。近年来国际最热议的话题之一便是中国刻意利用“一带一路”项目引诱沿线国家欠下中国巨额债务，再以此逼迫其屈从中国地缘政治要求，即所谓的债务陷阱论，这一论调与中国方案构建人类命运共同体的核心理念大相径庭。那么，中国“一带一路”倡议究竟是否如阴谋论所言，会提高沿线国债务风险，令其落入债务陷阱？

事实上，中国旨在将“一带一路”打造成与世界的共建共享之路。由于很多沿线国家受

¹ 邱煜，西南财经大学财税学院。

² 潘攀，四川农业大学管理学院。

³ 张玲，对外经济贸易大学英语学院。

基础设施建设进程相对落后的影响, 经济发展缓慢, 所以“一带一路”倡议力图以基础设施建设为着眼点, 通过建设开放的区域合作平台, 加强国际合作、整合各方资源, 以实现优势互补, 促进共同发展(王桂军和卢潇潇, 2019)。然而, 基础设施建设周期长、回报低、风险高, 沿线国家在加强“一带一路”基础设施建设合作的过程中需要筹措大量资金, 短期内可能在一定程度上增加国家债务规模, 但这并不一定意味着中国方案会扩大沿线国的债务风险。研究表明, 国家债务是一国调控经济运行、弥补财政赤字的重要手段, 合理的国家债务有利于促进经济增长(毛捷和黄春元, 2018)。换言之, 一国债务风险扩大的主要原因并非表面上债务规模的增长, 更深层次的原因是国家经济发展跟不上债务规模增长, 即国家偿债能力低下。因参与“一带一路”建设而负担的债务则恰恰有助于沿线国完善自身基础设施建设, 促进资本积累和就业创造, 进而拉动经济增长。基于上述分析, 本文预期“一带一路”倡议没有布局债务陷阱, 反而有助于降低沿线国债务风险。

中国方案强调平等观, 积极倡导各国无论国别、大小、贫富要平等相待、同舟共济, 那么“一带一路”对沿线国债务风险的影响是否如平等观所言, 不因国家强大而忽视, 不因国家弱势而轻视, 造福各个国家尤其是面临较高债务风险的国家同样值得探讨。我们认为, 经济和政局是影响一国债务风险非常重要的两个方面。第一, 发达国家经济发展水平较高、技术先进, 是传统意义上的强国, 但从偿债压力来看, 发达国家债务负担普遍较重。加之近年来劳动力成本攀升, 虚拟经济逐步取代实体经济成为发达国家经济发展支柱, 在虚拟经济异常繁荣和实体经济空洞化的双重压力下, 金融泡沫隐患凸显, 一旦泡沫破灭可能会对经济产生巨大危害, 影响国家偿债能力, 因而相比其他国家, 发达国家债务风险更高(沈钧, 2009); 第二, 政局不稳国家的政策普遍缺乏连贯性, 经济建设相应受阻, 极有可能面临经济下滑、融资困难、资金撤离等困境(Noorbakhsh等, 2001; Asiedu, 2006), 从而导致国家偿债能力大幅下滑, 债务风险加大, 在国际竞争中占弱势地位。可见, 无论“强国”还是“弱国”, 都可能遭遇债务困境, 这种情况下, “一带一路”是否秉承中国方案公平观, 在对沿线国家债务风险的影响中展现助强扶弱效应呢? 针对参与国众多、差异性较大的特点, 本文从沿线国家经济发展程度和政局稳定性两个方面研究这一问题, 该问题的解答对于世界各国更客观地正视中国对世界发展的贡献具有一定现实意义。

假定“一带一路”有助于缓解沿线国家债务风险, 并且这种影响可能呈现助强扶弱的效应, 这引发了另一个值得深入思考的问题, 即沿线国对“一带一路”建设的配合能否更加发挥“一带一路”的积极效应? 研究表明, 真合作带来真发展, 良好的合作意愿和信任关系是合作项目成败的关键(Korsgaard等, 1995; 刘群慧等, 2014)。但至今仍有部分沿线国家受

阴谋论影响，对中国方案甚至对中国信任不足，不愿积极投身“一带一路”建设。因此，本文进一步考察沿线国响应倡议的积极程度如何影响“一带一路”与东道国债务风险之间的关系。

为回答上述问题，本文手工搜集了沿线国家最高领导人变更、与中国建立伙伴关系的沿线国等相关数据，以 2010—2017 年“一带一路”沿线国家为样本进行了回归分析，研究发现：（1）从整体视角来看，中国“一带一路”倡议不但没有设置债务陷阱，反而能够帮助沿线国家降低债务风险；（2）相比发展中沿线国家，“一带一路”倡议对发达沿线国家债务风险的抑制作用更强，另一方面，相比政局稳定的沿线国家，“一带一路”倡议对政局动荡沿线国家债务风险的抑制作用更强，以上结果综合表明“一带一路”秉承了中国方案的公平观，在对沿线国家债务风险的作用中展现了助强扶弱的效应；（3）从沿线国家参与“一带一路”建设的积极性而言，积极投身建设有助于强化“一带一路”对该沿线国债务风险的抑制作用，并且积极性越高，“一带一路”对该沿线国债务风险的抑制作用越强。在内生性处理方面，上述结论在重新定义沿线国债务风险指标，以及对解释变量取滞后项后依然稳健。进一步研究发现，“一带一路”倡议对沿线国家经济增长的影响存在滞后效应，即在“一带一路”倡议实施的第一年，沿线国家的经济会出现短暂性下滑，不过最终“一带一路”倡议会在第三年演变为对沿线国家经济发展的促进效应，这表明“一带一路”建设是一项长期系统性工程，需要各方目光长远，坚持循序渐进、持续推动，才能为沿线国家创造更大的经济价值，同时也间接为回击阴谋论提供了更多经验证据。

本文的贡献主要在于：（1）丰富和发展了“中国方案”世界贡献的相关研究。已有研究大多聚焦于中国方案对中国经济建设（刘钻扩和辛丽，2018；田晖等，2018）、东道国产业升级（贾妮莎和雷宏振，2019）、贸易潜力（汤春玲等，2018）和国家减贫（张原，2018）等的影响，但探讨中国方案对东道国债务风险影响的文献却较为罕见。本文通过探讨“一带一路”倡议如何影响沿线国债务风险，以及沿线国异质性和参与建设的积极性对这种效应的作用，深化了对中国方案世界贡献的认识，扩展了中国方案的相关研究；（2）将会计上普遍用于测度企业杠杆率的资产负债率指标沿用到国家债务风险的衡量上，更直接、准确地测度了沿线国家债务风险水平。以往研究在测度国家债务风险时，多采用国家债务与 GDP 的比值，但该指标实质上测度的是国家债务率，而非债务风险。恰当的衡量方式无疑有助于减少以往指标的噪音，能更准确地探讨“中国方案”对沿线国债务风险的影响；（3）扩展了国家债务风险影响因素的相关研究。本文发现，中国“一带一路”倡议非但没有布局债务陷阱，反而有助于降低沿线国债务风险，并且一方面这种抑制效应彰显了中国方案助强扶弱的发展

理念, 另一方面沿线国家响应倡议越积极, 这种抑制效应越强。这一研究展现了中国的大国担当, 也为世界各国正确认知与理解中国方案, 以及鼓励各国通力协作, 参与共建“一带一路”提供了一定经验证据。

二、理论分析与研究假设

国家产生债务风险并非在于债务本身, 而是源自偿债能力无法满足债务清偿的需要 (Jobst和Gray, 2013; 叶永刚等, 2016)。刺激经济发展、拓宽融资渠道则是提高偿债能力, 降低债务风险最根本和最有效的方式。除此之外, 债务管理能力也会对国家债务风险产生重要作用。因此, 本文主要从经济发展、融资渠道、债务管理能力三个视角提出“一带一路”倡议如何影响沿线国债务风险的命题假说。具体而言, “一带一路”倡议对沿线国债务风险的影响可能主要体现在如下三个方面。

其一, “一带一路”倡议有助于推动沿线国经济社会发展, 提升偿债能力。Pollutants (1994) 在世界发展报告指出, 基础设施是推动国家经济发展的关键要素。完善的基础设施不但能通过降低交易成本和要素生产成本提升经济运行效率并扩大再生产 (Gunasekera等, 2008), 而且能形成市场一体化效应, 通过促进区域间要素流动强化竞合关系 (Donaldson, 2018), 还能创造就业机会, 优化收入分配机制 (Hong等, 2011), 显著促进一国经济发展 (Lucas, 1988; Storeygar, 2016)。沿线各国普遍存在基础设施发展不平衡, 互联互通水平较低等问题, “一带一路”倡议正是以基础设施建设为着眼点, 通过为沿线国家提供资金和技术支持, 不断完善基础设施建设, 促进资本积累和就业创造, 这对提高沿线国家偿债能力, 降低债务风险而言具有十分重要的意义; 其二, 中国方案历来强调世界经济社会的可持续发展, 在共建“一带一路”过程中, 中国持续加强与各国财政部门、多边开发银行、各类金融机构等合作, 着力推动建设长期、稳定、可持续、风险可控的融资体系, 发布了《“一带一路”债务可持续性分析框架》等一系列有助于提高沿线国融资决策科学性和债务管理水平的方案, 积极帮助沿线国强化债务管理能力, 防范债务风险; 其三, 根据基础设施的正向溢出效应理论, 完善的基础设施有助于国家吸纳更多外资 (Cheng和Kwan, 2000), 从而进一步促进贸易流通和国家经济发展。在此良性循环下, “一带一路”倡议帮助沿线国家建设的基础设施又会通过吸收更多外资来进一步提高国家经济实力, 降低债务风险。基于上述分析, 本文提出如下假设:

H1: 中国“一带一路”倡议有助于降低沿线国债务风险。

理论上, 受经济发展模式影响, 发达国家的债务风险普遍高于发展中国家。随着经济全

球一体化，发达国家的生产资本大多流向劳动成本相对较低的发展中国家。为维持本国财政收入，服务业特别是金融服务业等虚拟经济逐步取代实体经济成为发达国家经济发展的主导产业。但随着金融过度创新、金融衍生品泛滥，虚拟资本迅速膨胀成巨大的金融泡沫，在虚拟经济异常繁荣和实体经济空洞化的双重压力下，发达国家“造血能力”受创，债务风险扩大（沈钧，2009；简新华和于海淼，2009）。对于如何化解发达国家的高债务风险，国务院发展研究中心课题组（2013）强调，唯有加强基础设施建设，改善实体经济发展，才能有效降低虚拟经济过度繁荣带来的巨大债务风险。“一带一路”倡议的着眼点恰恰就在于为沿线国家提供基础设施建设相关的资金和技术支持，换言之，“一带一路”倡议有助于引导发达沿线国家将资金和技术集中到实体经济上，帮助发达沿线国家完善基础设施，实现再制造业化战略，从而降低沿线国债务风险。此外，相比发展中国家，发达国家掌握着先进的科学技术和管理经验，拥有更充裕的资金，能更大程度地配合“一带一路”建设，相应的“一带一路”建设发挥的债务风险治理作用也更强。基于上述两方面分析，本文提出“一带一路”建设的“助强效应”。

H2：相比发展中沿线国家，发达沿线国家的债务风险更大，“一带一路”倡议对发达沿线国家债务风险的抑制作用也更强。

邓小平在政局稳定观中反复强调，稳定的政局是国家发展的基本保障。政局不稳定必然影响政策连续性，国家首脑轮替频繁、党派斗争激烈等因素使国家新任领导人无法将主要精力集中于贯彻经济纲领，同时，新出台或即将出台的政策又极有可能因政府更迭被迫停滞，国家经济波动风险急剧扩大（冯存诚和高晓川，1994），这将激发国内外投资者的避险行为，国家面临巨大偿付压力，债务风险相应增大。具体而言，没有稳定政局的国家一方面将无法吸引大量投资，不利于经济发展，债务清偿能力随之减弱，另一方面将面临投资者大量撤出，偿付压力激增的困境。由于大部分中国“一带一路”投资受到中国政府支持和补贴，其主要目标并非仅仅是利益问题，更在于肩负大国责任，在不干涉别国内政的前提下，尽可能通过“一带一路”建设帮助沿线国解决困境，最终实现共建人类命运共同体的宏伟蓝图。因而在沿线国政局动荡的复杂局面下，中国对“一带一路”投资尤其是官方援助将更多出于大国责任，帮助政局动荡沿线国家稳定经济。换言之，相比其他国家，政局动荡沿线国家经济发展对“一带一路”资本和技术的依赖更强，因而债务风险受“一带一路”影响也更大。基于此，本文提出“一带一路”建设的“扶弱效应”。

H3：相比政局稳定的沿线国家，政局动荡沿线国家的债务风险更大，“一带一路”倡议对政局动荡沿线国家债务风险的抑制作用也更强。

尽管“一带一路”建设在世界各国,尤其是在中国不懈努力下取得了良好效果,但也面临一些困难和挑战,例如地缘政治冲突、大国之间紧张关系、区域内部缺乏信任,以及经济治理与安全治理矛盾等。这些困难或许会在一定程度上阻碍“一带一路”建设,影响对沿线国债务风险的作用。若东道国政府积极参与“一带一路”建设,应该能为“一带一路”建设中的潜在阻力提供一种特定形式的保障。具体而言,一方面,积极参与“一带一路”建设的东道国政府会极力推动合作国之间的文化经济交流,建立并加强国家之间的信任关系,消除战略疑虑。根据关系交换理论,信任关系有助于加强交易双方的忠诚性和友善度,使双方更乐意信息共享、风险共担、合作共赢(Kumar 和 Steenkamp, 1995; Selnes 和 Sallis, 2003; Lui, 2009),如此将更有助于发挥“一带一路”对沿线国债务风险的抑制作用;另一方面,积极参与“一带一路”建设的东道国政府在制度安排上,例如贸易政策、安全建设、技术支援等方面会更多向“一带一路”项目倾斜,客观上有利于促进“一带一路”建设顺利推行,进而推动沿线国家经济发展,降低债务风险。基于上述分析,本文提出如下假说:

H4: 沿线国参与“一带一路”建设的积极性越高,“一带一路”对东道国债务风险的抑制作用越强。

三、研究设计

(一) 样本选择与数据来源

本文以2010—2017年“一带一路”沿线国家⁴作为研究样本,在剔除了数据缺失的观测值后,最终得到263个有效观测值,共涉及35个沿线国。本文所用数据主要来源于CSMAR数据库、全球竞争力报告和宾州世界表(PWT 9.1),借助中国一带一路网、国家统计局官网、世界银行官网手工搜集整理而成。此外,为控制极端值对回归结果的影响,本文还对所有连续变量在1%的水平进行Winsorize处理。

(二) 模型设定与变量定义

(1) 本文通过构建模型(1)考察中国“一带一路”倡议如何影响沿线国债务风险,构建模型(2)考察沿线国经济发展程度如何影响中国“一带一路”倡议与沿线国债务风险之间的关系,构建模型(3)考察沿线国家政局稳定性如何影响中国“一带一路”倡议与沿线国债务风险之间的关系,构建模型(4)考察沿线国参与“一带一路”建设积极性如何影响

⁴ 由于沿线国政局稳定性指标采用前瞻5期(*Stability5*)和前瞻3期(*Stability3*)的沿线国最高国家领导人是否变更衡量,因而2010年*Stability5*用到了2006、2007、2008、2009和2010年的国家领导人数据,即数据选取区间为2006—2017年,实际衡量的是2010—2017年的*Stability5*;同理,*Stability3*的数据选取区间为2006—2017年,实际衡量的是2010—2017年的沿线国政局稳定性指标。

中国“一带一路”倡议与沿线国债务风险之间的关系。其中，模型（1）以“一带一路”倡议（*BeltRoad*）为主要解释变量，模型（2）以“一带一路”倡议与沿线国经济发展程度的交互项（*BeltRoad*×*Dumdev*）为主要解释变量，模型（3）以“一带一路”倡议与沿线国政局稳定性（*BeltRoad*×*Stability5* 或 *BeltRoad*×*Stability3*）的交互项为主要解释变量；模型（4）以“一带一路”倡议与沿线国参与建设积极性的交互项（*BeltRoad*×*Dumenthu* 或 *BeltRoad*×*Enthdegree*）为主要解释变量。其他变量是基于现有文献设定的控制变量，具体定义及衡量方式详见表 1。

$$Debtcrisis_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 BeltRoad_{i,t} + \beta ControlVariable_{i,t} + e_{i,t} \quad (1)$$

$$Debtcrisis_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 BeltRoad_{i,t} + \beta_2 Dumdev_{i,t} + \beta_3 BeltRoad_{i,t} \times Dumdev_{i,t} + \beta ControlVariable_{i,t} + e_{i,t} \quad (2)$$

$$Debtcrisis_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 BeltRoad_{i,t} + \beta_2 Stability5_{i,t} (Stability3_{i,t}) + \beta_3 BeltRoad_{i,t} \times Stability5_{i,t} (BeltRoad_{i,t} \times Stability3_{i,t}) + \beta ControlVariable_{i,t} + e_{i,t} \quad (3)$$

$$Debtcrisis_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 BeltRoad_{i,t} + \beta_2 Dumenthu_{i,t} (Enthdegree_{i,t}) + \beta_3 BeltRoad_{i,t} \times Dumenthu_{i,t} (BeltRoad_{i,t} \times Enthdegree_{i,t}) + \beta ControlVariable_{i,t} + e_{i,t} \quad (4)$$

（2）沿线国债务风险（*Debtcrisis*）的衡量。借鉴刘晓光和刘元春（2018）的方式，我们选取宏观层面的资产负债率指标即国家外债总额存量/资本存量来衡量一国债务风险。*Debtcrisis*取值越大，表明该国的主权债务风险越大，陷入债务危机的可能性相应越大。其中，国家债务数据来源于世界银行，资本存量数据来源于宾州世界表（PWT9.0 版本）。

（3）中国“一带一路”倡议（*BeltRoad*）的衡量。2013年9月和10月，中国国家主席习近平分别提出了共建“丝绸之路经济带”和“21世纪海上丝绸之路”的重大倡议。因此对于中国“一带一路”倡议的衡量，本文以2014年作为时间节点，对2014年及以后的年份取1，否则取0。

（4）本文从沿线国是否积极参与“一带一路”建设（*Dumenthu*）和积极程度（*Enthdegree*）两个维度衡量沿线国参与“一带一路”建设的积极性。考虑到中国是“一带一路”的倡导者和推动者，也是最先付诸行动的经济强国。因此，本文分别沿线国是否与中国签订涉及“一带一路”的双边友好文件和签订涉及“一带一路”双边友好文件的数量来衡量。具体而言，我们借助中国一带一路网，手工整理中国与别国签订的友好合作双边文件，若沿线国与中国签订了涉及“一带一路”的双边文件，则 *Dumenthu* 取 1，否则取 0。此外，我们采用沿线国与中国签订涉及“一带一路”友好合作双边文件的数量（*Enthdegree*）来衡量沿线国参与

“一带一路”建设的积极程度。

其五, 沿线国经济发展程度 (*Dumdev*) 的衡量。若沿线国属于发达经济体, 则 *Dumdev* 取1, 否则取0。

最后, 沿线国政局稳定性 (*Stability5*、*Stability3*) 的衡量。本文侧重以国家最高领导人是否频繁轮替测度政局稳定性, 鉴于国家最高领导人任期一般为5年, 我们以每五年为一个观测时段, 若一国首脑5年内 ($t-4$ 年至 t 年) 发生至少两次变更, 则认为该国缺乏稳定性, *Stability5*取1, 否则取0。同时, 我们还以每三年为一个观测时段, 用一国首脑3年内 ($t-2$ 年至 t 年) 是否发生至少两次变更再次测度国家稳定性, 若是, 则 *Stability3*取1, 否则取0。

表1 变量说明表

变量名称	变量定义
因变量	
<i>Debtcrisis</i>	沿线国债务风险, 等于国家外债总额存量/国家资本存量。
核心解释变量	
<i>BeltRoad</i>	中国“一带一路”倡议, 2014年及以后的年份取1, 否则取0。
调节变量	
<i>Dumdev</i>	沿线国经济发展程度, 若该国属于发达经济体, 则取1, 否则取0。
<i>Stability5</i>	沿线国政局稳定性, 以国家最高领导人是否频繁轮替衡量, 若该国首脑5年内 ($t-4$ 年至 t 年) 发生至少两次变更, 则取1, 否则取0。
<i>Stability3</i>	沿线国政局稳定性, 以国家最高领导人是否频繁轮替衡量, 若该国首脑3年内 ($t-2$ 年至 t 年) 发生至少两次变更, 则取1, 否则取0。
<i>Dumenthu</i>	沿线国是否积极参与“一带一路”建设, 若沿线国曾与中国签订“一带一路”相关双边友好文件则取1, 否则取0。
<i>Enthdegree</i>	沿线国参与“一带一路”建设的积极程度, 以截至当年该沿线国与中国签订涉及“一带一路”双边友好文件的数量衡量。
控制变量	
<i>Inflation</i>	沿线国通货膨胀率。
<i>lnGDP</i>	沿线国GDP的自然对数。
<i>Market</i>	沿线国外部市场竞争, 以国外对沿线国的市场竞争指数衡量。
<i>Polstab</i>	沿线国政策稳定性, 等于该国政治稳定指数。

<i>ExpImpo</i>	沿线国对外开放程度，等于国家进出口总额与该国GDP的比值。
<i>FDIindex</i>	沿线国外资引进程度，外商直接投资和转让指数
<i>Govexp</i>	沿线国基础设施投入水平，以政府支出效率指数衡量。
<i>YEAR</i>	年度虚拟变量。
<i>COUNTRY</i>	国家虚拟变量。
<i>REGION</i>	地区虚拟变量。

（三）主要变量的描述性统计和相关性分析

表 2 列示了主要变量的描述性统计结果。从表中可知，“一带一路”沿线国债务风险（*Debtcrisis*）平均值为 0.068，最小值仅 0.001，但最大值达到 0.185，国家间差异较大。根据沿线国发展程度（*Dumdev*）的描述性统计结果可知，大部分沿线国家属于发展中国家，说明这些国家亟需加大对外引资促发展，而中国“一带一路”倡议的提出恰好为这些国家提供了绝佳机会。同时，*Stability5* 和 *Stability3* 的结果也意味着“一带一路”沿线国家政局相对较为动荡，样本期有 92.8% 的国家领导人在五年任期内发生至少两次变更，有 86.3% 的国家领导人在三年内发生至少两次变更。此外，*Dumenthu* 的结果意味着，自中国 2013 年提出“一带一路”倡议以来，样本内已有过半沿线国积极参与“一带一路”建设，但参与积极性（*Enthdegree*）有所差异，因为 *Enthdegree* 最小值为 0，最大值高达 8。

表2 主要变量的描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	MIN	p25	P50	p75	MAX
<i>Debtcrisis</i>	263	0.068	0.046	0.001	0.032	0.055	0.092	0.185
<i>BeltRoad</i>	263	0.510	0.501	0	0	1	1	1
<i>Dumdev</i>	263	0.061	0.239	0	0	0	0	1
<i>Stability5</i>	263	0.072	0.259	0	0	0	0	1
<i>Stability3</i>	263	0.137	0.344	0	0	0	0	1
<i>Dumenthu</i>	263	0.388	0.488	0	0	0	1	1
<i>Enthdegree</i>	263	0.749	1.280	0	0	0	1	8
<i>Inflation</i>	263	6.425	6.309	-8.855	2.314	4.723	8.098	39.183
<i>lnGDP</i>	263	15.553	1.772	12.052	13.920	15.401	16.891	18.854
<i>Market</i>	263	4.292	0.572	2.473	4.001	4.373	4.689	5.452
<i>Polstab</i>	263	-0.613	0.811	-2.810	-1.134	-0.606	0.047	1.128
<i>ExpImpo</i>	263	0.907	0.394	0.260	0.552	0.860	1.233	2.226
<i>FDIindex</i>	263	4.252	0.504	2.684	3.920	4.235	4.689	5.180

<i>Govexp</i>	263	3.074	0.678	1.438	2.528	3.071	3.513	5.021
---------------	-----	-------	-------	-------	-------	-------	-------	-------

表3展示了主要变量的相关性分析结果。结果显示, *BeltRoad*与*Debtcrisis*呈负相关关系, 这为中国“一带一路”倡议有助于降低沿线国债务风险提供了初步证据。当然, 表3的相关性分析只是单变量之间简单的相关关系, 变量之间关系的强度和方向, 以及“一带一路”倡议对沿线国债务风险的影响是否会因沿线国异质性而产生差异还需进一步实证检验。此外, 其他变量的相关性系数分析结果表明, 变量之间的相关系数均在合理范围之内, 多重共线性存在的可能性较小, 模型构建较为合理。

表3 变量相关系数分析

变量	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14
1. <i>Debtcrisis</i>	1.000													
2. <i>BeltRoad</i>	-0.051	1.000												
3. <i>Dumdev</i>	0.189* **	-0.005	1.000											
4. <i>Stability5</i>	0.099* **	-0.020	-0.071 ***	1.000										
5. <i>Stability3</i>	0.183* **	0.059	0.223* **	0.530* **	1.000									
6. <i>Dumenthu</i>	0.034	0.438* **	-0.105 *	-0.132 **	-0.135 **	1.000								
7. <i>Enthdegree</i>	0.159* **	0.373* **	-0.112 *	-0.118 **	-0.147 **	0.736* **	1.000							
8. <i>Inflation</i>	-0.135 **	-0.266 ***	-0.156 **	0.110* **	0.005	-0.108 *	-0.074	1.000						
9. <i>lnGDP</i>	-0.406 ***	-0.017	0.062	-0.135 **	-0.147 **	0.168* **	0.078	0.138* *	1.000					
10. <i>Market</i>	0.469* **	-0.105 *	0.196* **	-0.059	0.011	-0.207 ***	-0.160 ***	-0.325 ***	-0.395 ***	1.000				
11. <i>Polstab</i>	0.354* **	0.093	0.253* **	-0.057	-0.102	0.041	0.120* **	-0.232 ***	-0.437 ***	0.431 ***	1.000			
12. <i>ExpImpo</i>	0.414* **	-0.042	0.185* **	0.081	0.154* *	-0.199 ***	-0.165 ***	-0.129 **	-0.462 ***	0.676 ***	0.500 ***	1.000		
13. <i>FDIindex</i>	-0.098	-0.145 **	0.077	-0.215 ***	-0.203 ***	-0.056	-0.092	-0.193 ***	0.203* **	0.395 ***	0.234 ***	0.062	1.000	
14. <i>Govexp</i>	-0.143 **	-0.001	-0.160 ***	-0.161 ***	-0.256 ***	0.157* *	0.176* **	-0.137 **	-0.055	0.056	0.281 ***	-0.15 1**	0.425 ***	1.00 0

注: *、**和***分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平。

四、实证结果分析

(一) 多元回归分析结果

1. 基本回归结果分析

表 4 报告了主效应检验的 OLS 回归结果, 表中回归 (1) 报告不考虑沿线国家特征因素

的回归结果，回归（2）报告了考虑沿线国家特征因素的回归结果，两个回归所得结果一致显示，*BeltRoad* 与 *Debtcrisis* 在 1%水平上显著负相关。这表明，中国“一带一路”倡议有助于降低沿线国家的债务风险，支持了假设 H1。同时，我们的结论也说明，国外媒体对中国“一带一路”倡议的指责有悖事实。

表4 “一带一路”倡议如何影响沿线国债务风险的回归结果

变量	(1)	(2)
	<i>Debtcrisis</i>	<i>Debtcrisis</i>
<i>Constant</i>	0.133*** (8.53)	-0.030 (-0.36)
<i>BeltRoad</i>	-0.008*** (-3.55)	-0.011*** (-6.24)
<i>Inflation</i>		-0.000 (-1.10)
<i>lnGDP</i>		0.012** (2.23)
<i>Market</i>		-0.024*** (-3.62)
<i>Polstab</i>		0.004 (1.29)
<i>ExpImpo</i>		0.025** (2.02)
<i>FDIindex</i>		-0.013*** (-3.03)
<i>Govexp</i>		0.009*** (2.98)
<i>YEAR</i>	Yes	Yes
<i>COUNTRY</i>	Yes	Yes
<i>REGION</i>	Yes	Yes
<i>Adj. R²</i>	0.920	0.937
<i>Obs.</i>	263	263

注：（1）括号内为 t 值；（2）*、**和***分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平；（3）标准误经异方差（heteroskedasticity）调整。

2. 基于中国方案“助强扶弱”视角的回归结果分析

表 5 的回归（1）—（2）列示了“一带一路”倡议对沿线国债务风险的影响是否呈现出助强效应的回归结果，回归（3）—（6）列示了“一带一路”倡议对沿线国债务风险的影响是否呈现出扶弱效应的回归结果。

基于助强效应视角，表 5 的回归（1）—（2）显示，无论是在回归（1）中仅控制年度、

国家和地区固定效应, 还是在回归 (2) 中同时控制年度、国家、地区固定效应和沿线国家特征对国家债务风险的影响, *Dumdev* 系数均在 1% 的显著性水平为正, 这表明沿线发达国家相比沿线发展中国家的债务风险更大; 同时, *BeltRoad* 系数依旧在 1% 水平上显著为负, “一带一路” 倡议与沿线国家经济发展程度的交互项 (*BeltRoad*×*Dumdev*) 系数在 1% 水平上显著为负。综合上述结果表明, 相比发展中沿线国家, 实力更强的发达沿线国家的债务风险却更大, “一带一路” 倡议对发达沿线国家债务风险的抑制作用也更强。可见, 表 5 回归 (1) — (2) 的结论验证了中国 “一带一路” 倡议的助强效应, 支持了假设 H2。

基于扶弱效应视角, 表 5 的回归 (3) — (6) 将研究视角深入到沿线国家内部, 考察沿线国政局稳定性在其中的作用。为此, 本文侧重以沿线国最高领导人是否发生频繁变更衡量国家政局稳定性, 在模型 (1) 的基础上分别加入了沿线国政局稳定性与 “一带一路” 倡议的交互项 (*BeltRoad*×*Stability5*、*BeltRoad*×*Stability3*)。回归 (3) — (6) 的结果显示, 无论加入 *BeltRoad*×*Stability5* 还是 *BeltRoad*×*Stability3*, 交互项系数均显著为负, 结合 *Stability5* 或 *Stability3* 系数显著为正的结果分析, 这意味着政局不稳定国家的债务风险会明显加大, 但 “一带一路” 倡议的提出会显著削弱这类沿线国家的债务风险。表 5 的回归 (3) — (6) 结论表明, 受政局动荡影响, 国家经济阻滞, 从而导致偿债能力降低、偿债压力扩大, 债务风险攀升, 因而对 “一带一路” 倡议带来的资本和技术有更强的依赖, 验证了中国 “一带一路” 倡议的扶弱效应, 支持了假设 H3。

表5 “一带一路” 倡议与沿线国债务风险: 基于 “中国方案” 助强扶弱的视角

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Debtcrisis</i>	<i>Debtcrisis</i>	<i>Debtcrisis</i>	<i>Debtcrisis</i>	<i>Debtcrisis</i>	<i>Debtcrisis</i>
<i>Constant</i>	0.132*** (8.62)	0.038 (0.41)	0.133*** (8.67)	0.067 (0.71)	0.132*** (8.72)	0.018 (0.20)
<i>BeltRoad</i>	-0.006*** (-2.70)	-0.009*** (-4.97)	-0.007*** (-3.23)	-0.010*** (-5.45)	-0.004** (-2.03)	-0.007*** (-4.15)
<i>Dumdev</i>	0.103*** (18.28)	0.068*** (9.32)				
<i>BeltRoad</i> × <i>Dumdev</i>	-0.032*** (-4.74)	-0.023*** (-3.12)				
<i>Stability5</i>			0.015*** (3.55)	0.010** (2.13)		
<i>BeltRoad</i> × <i>Stability5</i>			-0.024*** (-3.20)	-0.016** (-2.19)		
<i>Stability3</i>					0.009** (2.33)	0.006* (1.69)

<i>BeltRoad×Stability3</i>				-0.026***	-0.019***
				(-5.23)	(-4.05)
<i>Inflation</i>		-0.000	-0.000		-0.000
		(-1.01)	(-0.96)		(-0.95)
<i>lnGDP</i>		0.013**	0.013**		0.016***
		(2.60)	(2.44)		(2.95)
<i>Market</i>		-0.021***	-0.023***		-0.020***
		(-2.98)	(-3.49)		(-3.07)
<i>Polstab</i>		0.003	0.003		0.003
		(1.02)	(0.85)		(0.82)
<i>ExpImpo</i>		0.029**	0.021*		0.020*
		(2.34)	(1.69)		(1.66)
<i>FDIindex</i>		-0.010**	-0.012***		-0.010**
		(-2.45)	(-2.91)		(-2.54)
<i>Govexp</i>		0.008**	0.009***		0.007**
		(2.54)	(2.85)		(2.31)
<i>YEAR</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>COUNTRY</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>REGION</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Adj. R²</i>	0.928	0.941	0.924	0.939	0.930
<i>Obs.</i>	263	263	263	263	263

注：（1）括号内为 t 值；（2）*、**和***分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平；（3）标准误经异方差（heteroskedasticity）调整。

3. 基于沿线国参与“一带一路”建设积极性视角的回归分析

针对部分沿线国家对“中国方案”心存疑虑，不参与、不配合的现状，表 6 报告了沿线国参与“一带一路”建设的积极性如何影响“一带一路”倡议对沿线国债务风险抑制效应的回归结果。其中，表 6 的回归（1）—（2）加入了“一带一路”倡议与沿线国是否积极参与“一带一路”建设（*BeltRoad×Dumenthu*）的交互项，回归（3）—（4）加入了“一带一路”倡议与沿线国参与建设积极程度（*BeltRoad×Enthdegree*）的交互项，进一步考察加入“一带一路”建设积极性对“一带一路”倡议与沿线东道国债务风险之间关系的影响。

从表 6 的结果来看，无论是 *BeltRoad×Dumenthu* 还是 *BeltRoad×Enthdegree* 都与 *Debtcrisis* 呈显著正相关关系。表 6 的结果说明，沿线国“一带一路”建设积极性的差异会对“一带一路”倡议与国家债务风险之间的关系造成较大影响。具体而言，积极投身建设有助于强化“一带一路”对该沿线国债务风险的抑制作用，并且积极性越高，“一带一路”对该沿线国债务风险的抑制作用越强，支持了假设 H4。这也表明，真合作带来真发展，“一带一路”倡议带来的债务风险抑制效应唯有在双方通力协作的前提下才能发挥更大效用。

表6 “一带一路”倡议与国家债务风险：基于沿线国参与积极性的视角

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Debtcrisis</i>	<i>Debtcrisis</i>	<i>Debtcrisis</i>	<i>Debtcrisis</i>
<i>Constant</i>	0.130*** (8.71)	0.144 (1.61)	0.129*** (9.09)	0.161* (1.84)
<i>BeltRoad</i>	-0.012*** (-4.64)	-0.010*** (-4.36)	-0.010*** (-4.22)	-0.011*** (-4.81)
<i>Dumenthu</i>	0.017*** (4.56)	0.012*** (2.82)		
<i>BeltRoad×Dumenthu</i>	-0.008** (-2.31)	-0.009** (-2.55)		
<i>Enthdegree</i>			0.015*** (4.77)	0.012*** (4.06)
<i>BeltRoad×Enthdegree</i>			-0.011*** (-5.30)	-0.009*** (-4.29)
<i>Inflation</i>		-0.000 (-1.34)		-0.000 (-1.33)
<i>lnGDP</i>		0.008 (1.44)		0.006 (1.21)
<i>Market</i>		-0.021*** (-3.08)		-0.020*** (-3.12)
<i>Polstab</i>		0.003 (1.03)		0.003 (0.80)
<i>ExpImpo</i>		0.020 (1.54)		0.021* (1.70)
<i>FDIindex</i>		-0.014*** (-3.22)		-0.014*** (-3.43)
<i>Govexp</i>		0.009*** (3.05)		0.009*** (3.03)
<i>YEAR</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>COUNTRY</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>REGION</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Adj. R²</i>	0.926	0.939	0.929	0.942
<i>Obs.</i>	263	263	263	263

注：（1）括号内为 t 值；（2）*、**和***分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平；（3）标准误经异方差（heteroskedasticity）调整。

（二）稳健性检验

本部分，本文通过重新定义沿线国债务风险指标，对解释变量滞后一期来缓解可能存在的内生性问题，验证实证结果的稳健性。

1. 重新定义沿线国债务风险指标

为缓解可能存在的变量衡量偏误影响,我们以国家资本存量与国家外债总额存量差额的自然对数 (*Debtcrisis2*) 重新定义了沿线国债务风险指标, *Debtcrisis2* 值越大沿线国债务风险越小。将 *Debtcrisis2* 作为被解释变量,其余所有变量保持不变,重新对模型 (1) — (4) 进行多元回归分析 (表 7)。表 7 的回归第 (1) 列报告了“一带一路”倡议如何影响沿线国债务风险,回归第 (2) 列报告了沿线国经济发展程度如何影响“一带一路”倡议与沿线国债务风险之间的关系,回归第 (3) 列—第 (4) 列报告了沿线国政局稳定性如何影响“一带一路”倡议与沿线国债务风险之间的关系,回归第 (5) 列—第 (6) 列报告了沿线国“一带一路”建设积极性如何影响“一带一路”倡议与沿线国债务风险之间的关系。总得来说,表 7 的回归结果显示,在改变核心变量衡量方式后本文的结论仍然成立。

表7 重新定义沿线国债务风险变量

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Debtcrisis2</i>	<i>Debtcrisis2</i>	<i>Debtcrisis2</i>	<i>Debtcrisis2</i>	<i>Debtcrisis2</i>	<i>Debtcrisis2</i>
<i>Constant</i>	23.003*** (25.71)	21.643*** (23.98)	22.164*** (24.55)	22.300*** (24.44)	21.030*** (26.60)	20.642*** (28.33)
<i>BeltRoad</i>	0.224*** (13.68)	0.238*** (13.36)	0.210*** (12.46)	0.206*** (11.17)	0.183*** (7.71)	0.173*** (9.38)
<i>Dumdev</i>		-0.363*** (-5.90)				
<i>BeltRoad×Dumdev</i>		0.130** (2.56)				
<i>Stability5</i>			-0.049 (-0.95)			
<i>BeltRoad×Stability5</i>			0.168** (2.47)			
<i>Stability3</i>				-0.062 (-1.52)		
<i>BeltRoad×Stability3</i>				0.083* (1.69)		
<i>Dumenthu</i>					-0.221*** (-4.88)	
<i>BeltRoad×Dumenthu</i>					0.215*** (5.04)	
<i>Enthdegree</i>						-0.146*** (-5.28)
<i>BeltRoad×Enthdegree</i>						0.150*** (6.31)
<i>Inflation</i>	0.001 (0.55)	0.001 (0.65)	0.001 (0.33)	0.001 (0.39)	0.003* (1.72)	0.003* (1.95)

<i>lnGDP</i>	0.213*** (3.39)	0.222*** (3.62)	0.199*** (3.16)	0.195*** (3.10)	0.286*** (5.35)	0.314*** (6.64)
<i>Market</i>	0.170*** (3.08)	0.188*** (3.41)	0.160*** (3.16)	0.152*** (2.88)	0.111* (1.97)	0.095* (1.71)
<i>Polstab</i>	-0.016 (-0.52)	-0.021 (-0.67)	-0.009 (-0.27)	-0.014 (-0.44)	-0.003 (-0.11)	-0.009 (-0.35)
<i>ExpImpo</i>	-0.291*** (-3.16)	-0.271*** (-2.94)	-0.236*** (-2.75)	-0.260*** (-2.95)	-0.220** (-2.47)	-0.242*** (-2.79)
<i>FDIindex</i>	0.040 (1.07)	0.059 (1.54)	0.031 (0.89)	0.026 (0.70)	0.069* (1.91)	0.087** (2.41)
<i>Govexp</i>	-0.023 (-0.79)	-0.030 (-1.05)	-0.020 (-0.70)	-0.015 (-0.52)	-0.032 (-1.15)	-0.025 (-0.96)
<i>YEAR</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>COUNTRY</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>REGION</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Adj. R²</i>	0.996	0.996	0.997	0.996	0.997	0.997
<i>Obs.</i>	263	263	263	263	263	263

注：（1）括号内为 t 值；（2）*、**和***分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平；（3）标准误经异方差（heteroskedasticity）调整。

2. 对解释变量取滞后项

考虑到“一带一路”倡议导致国家债务风险的变化可能存在时间滞后效应，同时也为避免国家债务风险与沿线国经济发展、对外开放程度等因素之间可能存在的双向因果关系引致的内生性问题，本文借鉴邵帅等（2019）和张海峰等（2019）的方式，对被解释变量进行了超前一期处理，并对模型（1）—（4）重新进行拟合。表 8 的回归结果总体上支持了本文的研究结论。

表8 解释变量滞后一期

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Debtcrisis_t</i>	<i>Debtcrisis_t</i>	<i>Debtcrisis_t</i>	<i>Debtcrisis_t</i>	<i>Debtcrisis_t</i>	<i>Debtcrisis_t</i>
<i>Constant</i>	-0.287 (-1.55)	-0.198 (-1.03)	-0.294 (-1.59)	-0.294 (-1.63)	-0.267 (-1.47)	-0.152 (-0.73)
<i>BeltRoad_{t-1}</i>	-0.012*** (-3.92)	-0.009*** (-3.21)	-0.011*** (-3.80)	-0.009*** (-3.12)	-0.011*** (-3.36)	-0.010*** (-3.92)
<i>Dumdev_{t-1}</i>		0.051*** (2.79)				
<i>BeltRoad_{t-1}×Dumdev_{t-1}</i>		-0.029*** (-4.53)				
<i>Stability5_{t-1}</i>			0.006 (1.37)			
<i>BeltRoad_{t-1}×Stability5_{t-1}</i>			-0.012			

注：（1）括号内为 t 值；（2）*、**和***分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平；（3）标准误经异方差（heteroskedasticity）调整。

沿线国在响应“一带一路”建设的过程中，会在一定程度上增加向中国的贷款，这也是西方国家炮制出中国方案阴谋论的主要依据。但“一带一路”倡议下中国为沿线国家提供的用于经济建设的债务不是负担，而是希望和发展。已有研究表明，国家债务与经济增长之间呈倒 U 形关系，也即适当举债能促进国家经济增长（郭步超和王博，2014；毛捷和黄春元，2018）。上文我们已经验证了中国提出的“一带一路”倡议能有效降低沿线国债务风险，本

部分则进一步探究中国“一带一路”倡议能否拉动沿线国经济增长, 希望为驳斥中国阴谋论提供更多经验证据。

为此, 我们参考郭步超和王博(2014)的方式, 以沿线国实际人均 GDP 的自然对数衡量一国经济增长 (*Ecodevelop*)。接着, 以 *BeltRoad* 为解释变量, 分别以 *Ecodevelop* 的当期值、下一期、第三期作为被解释变量, 其余所有变量保持不变, 重新进行拟合, 具体结果见表 9。回归结果显示, 表 9 的回归 (1) 中, *BeltRoad* 系数在 10% 的显著性水平为负; 在回归 (2) 中, *BeltRoad* 系数为正, 但不显著异于 0; 在回归 (3) 中, *BeltRoad* 系数在 5% 的显著性水平为正。结果表明, “一带一路”倡议对沿线国家经济发展的影响存在滞后效应, 具体而言, 在“一带一路”倡议实施初期, 沿线国家的经济会出现短暂性下滑, 但从长远来看, “一带一路”倡议会显现出对沿线国家经济发展的促进效应, 并且这种效应逐年增强。这也表明“一带一路”建设是一项长期系统性工程, 需要各方目光长远, 坚持循序渐进、持续推动, 参与国切勿拘泥于暂时的得失而放弃长远发展。

表9 中国“一带一路”倡议与沿线国经济发展

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>Ecodevelop_t</i>	<i>Ecodevelop_{t+1}</i>	<i>Ecodevelop_{t+2}</i>
<i>Constant</i>	-1.987*** (-5.04)	-0.783** (-2.13)	0.012 (0.03)
<i>BeltRoad</i>	-0.030* (-1.88)	0.009 (1.12)	0.016** (2.13)
<i>ControlVariable</i>	Yes	Yes	Yes
<i>YEAR</i>	Yes	Yes	Yes
<i>COUNTRY</i>	Yes	Yes	Yes
<i>REGION</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Adj. R²</i>	0.973	0.964	0.965
<i>Obs.</i>	254	248	241

注: (1) 括号内为 t 值; (2) *、**和***分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平; (3) 标准误经异方差 (heteroskedasticity) 调整。

五、研究结论与启示

在国外媒体对“中国方案”提出诸多质疑的背景下, 本文以 2010—2017 年“一带一路”沿线国家为样本, 考察中国提出的“一带一路”倡议如何影响沿线国家债务风险, 并在此基础上, 从沿线国家经济发展程度和政局稳定性两个维度, 深入考察了“一带一路”倡议

对沿线国债务风险的影响是否秉承中国方案的助强扶弱理念。不仅如此，本文更基于部分沿线国家对“中国方案”心存疑虑，不参与、不配合的现状，研究了沿线各国参与“一带一路”建设的积极性如何影响“一带一路”倡议对沿线国债务风险的效应。

研究发现：（1）中国“一带一路”倡议有助于降低沿线国家债务风险，这表明国外媒体对中国“一带一路”倡议的指责有悖事实；（2）从国家异质性角度而言，一方面，发达沿线国家更容易在虚拟经济异常繁荣和实体经济空洞化的双重压力下陷入债务困境，“一带一路”倡议通过加强基础设施建设，能够帮助发达沿线国家正确平衡实体经济与虚拟经济的关系，这对缓解发达国家债务风险至关重要。我们的结果表明，“一带一路”倡议对发达沿线国家债务风险的抑制作用更强。另一方面，若沿线国家发生政局动荡，则国家经济阻滞会导致该国偿债能力降低、偿债压力扩大，债务风险攀升，因而对“一带一路”倡议带来的资本和技术有更强的依赖。我们发现，“一带一路”倡议对政局动荡沿线国家债务风险的抑制作用更强。以上结果综合表明“中国方案”的确践行了助强扶弱、惠及世界的主张；（3）真合作带来真发展，本文还发现，沿线国家若能积极配合“一带一路”建设，则有助于强化“一带一路”对该沿线国债务风险的抑制作用，并且积极性越高，“一带一路”倡议对债务风险的抑制作用越强。上述结论通过了一系列稳健性检验。进一步，本文考察了中国“一带一路”倡议对沿线国经济发展的作用，结果显示，在“一带一路”倡议实施的第一年，沿线国家的经济会出现短暂性下滑，不过最终“一带一路”倡议会在第三年演变为对沿线国家经济发展的促进效应。这表明，“一带一路”建设是一项有极高价值的长期系统性工程，需要各方共同努力、持续推动。

本文的研究结论具有重要的理论与现实意义。首先，从“一带一路”视角扩展了“中国方案”经济后果的研究。这对于深入理解“中国方案”对世界的贡献具有重要的意义；其次，本文的研究表明，当前国外媒体宣扬的“中国方案”阴谋论有悖事实。同时也说明，世界各国唯有和平协作、共商共建，才能共享“中国方案”丰硕成果。政府相关部门应积极开展对外宣传和舆论引导，一方面在国家间高层交往中、对外媒体报道中积极宣传“中国方案”的原则主张和“一带一路”建设实实在在的成果，使“一带一路”倡导的合作共赢理念更加深入人心。另一方面，鼓励科研机构加强“中国方案”相关研究，为“中国方案”的持续推进提供更坚实的理论支撑。

【参考文献】

- [1] Noorbakhsh F, Paloni A, Youssef A. Human Capital and FDI Inflows to Developing Countries: New Empirical Evidence[J]. World Development, 2001, 29(9):1593-1610.
- [2] Asiedu E. Foreign Direct Investment in Africa: The Role of Natural Resources, Market Size, Government Policy, Institutions and Political Instability[J]. World Economy, 2006, 29(1):63-77.
- [3] Korsgaard A M, Schweiger D M, Sapienza H J. Building Commitment, Attachment, and Trust in Strategic Decision Making Teams[J]. The Academy of Management Journal, 1995, 38:60-84.
- [4] Jobst A A, Gray D F. Systemic Contingent Claims Analysis - Estimating Market-Implied Systemic Risk[J]. IMF Working Papers, 2013: 1-93.
- [5] Pollutants P A. World Development Report 1994: Infrastructure for Development. Executive Summary[J]. Washington D, 1994, 29(100):53.
- [6] Gunasekera K, Anderson W, Lakshmanan T R. Highway-Induced Development: Evidence from Sri Lanka[J]. World Development, 2008, 36(11):2371-2389.
- [7] Donaldson D. Railroads of The Raj: Estimating The Impact of Transportation Infrastructure[J]. American Economic Review, 2018, 4(6):899-934.
- [8] Hong J, Chu Z, Wang Q. Transport Infrastructure and Regional Economic Growth: Evidence from China[J]. Transportation, 2011, 38(5):737-752.
- [9] Lucas R. On the Mechanics of Economic Development[J]. Journal of Monetary Economics, 1988, 22(1):3-42.
- [10] Storeygard A. Farther on Down the Road: Transport Costs, Trade and Urban Growth in Sub-Saharan Africa[J]. Review of Economics Studies, 2016, 83, 1263-1295
- [11] Cheng L K, Kwan Y K. What are the Determinants of the Location of Foreign Direct Investment? The Chinese Experience[J]. Journal of International Economics, 2000, 51(2):379-400.
- [12] Kumar N, Steenkamp S J B E M. The Effects of Perceived Interdependence on Dealer Attitudes[J]. Journal of Marketing Research, 1995, 32(3):348-356.
- [13] Selnes F, Sallis J. Promoting Relationship Learning[J]. Journal of Marketing, 2003, 67(3):80-95.
- [14] Lui S S. The Roles of Competence Trust, Formal Contract, and Time Horizon in Interorganizational Learning[J]. Organization Studies, 2009, 30(4): 333-353.
- [15] 周梅芳, 刘宇, 张金珠, 崔琦. 新冠肺炎疫情的宏观经济效应及其应对政策有效性研究 [J]. 数量经济技术经济研究, 2020, 8: 24-41.
- [16] 张宇燕, 徐秀军. 亚洲经济运行的现状、挑战与展望[J]. 东北亚论坛, 2020, 29(04):3-14.
- [17] 王桂军, 卢潇潇. “一带一路”倡议可以促进中国企业创新吗?[J]. 财经研究, 2019, 45(01):20-35.
- [18] 毛捷, 黄春元. 地方债务、区域差异与经济增长——基于中国地级市数据的验证[J]. 金融研究, 2018(05):5-23.
- [19] 沈钧. 美国式资本主义会不会寿终正寝? [N]. 经济学消息报, 2009-03-13.
- [20] 刘群慧, 胡杨, 刘二丽. 环境压力、企业家网络与合作创新意愿的关系[J]. 科研管理, 2014, 35(12):103-111.
- [21] 刘钻扩, 辛丽. “一带一路”建设对沿线中国重点省域绿色全要素生产率的影响[J]. 中国人口·资源与环境, 2018, 28(12):90-100.
- [22] 田晖, 宋清, 楚恬思. 制度因素与我国对外直接投资区位关系研究——“一带一路”倡议的调节效应[J]. 经济地理, 2018, 38(12):34-41.
- [23] 贾妮莎, 雷宏振. 中国 OFDI 与“一带一路”沿线国家产业升级——影响机制与实证检验[J]. 经济科学, 2019(1): 44-56.

- [24] 汤春玲, 邵敬岚, 李若昕, 王帅. 中国对“一带一路”沿线国家货物出口贸易潜力[J]. 经济地理, 2018, (9): 30-37.
- [25] 张原. 中国对“一带一路”援助及投资的减贫效应——“授人以鱼”还是“授人以渔”[J]. 财贸经济, 2018, 39(12):113-127.
- [26] 叶永刚, 杨飞雨, 郑小娟. 国家信用风险的传导与影响研究——以欧元区债务危机为例[J]. 金融研究, 2016(2):172-179.
- [27] 简新华, 于海淼. 世界金融和经济危机的根源、新特征、影响与应对[J]. 中国工业经济, 2009(6):27-35.
- [28] 国务院发展研究中心“发达国家再制造业化战略及对我国的影响”课题组. 发达国家再制造业化战略及对我国的影响[J]. 管理世界, 2013(2):13-17.
- [29] 冯存诚, 高晓川. 东欧国家经济滑坡,政局动荡[J]. 世界经济, 1992(4):33-38.
- [30] 刘晓光, 刘元春. 杠杆率重估与债务风险再探讨[J]. 金融研究, 2018(8): 33-50.
- [31] 邵帅, 张可, 豆建民. 经济集聚的节能减排效应: 理论与中国经验[J]. 管理世界, 2019(1): 36-60.
- [32] 张海峰, 林细细, 梁若冰, 蓝嘉俊. 城市生态文明建设与新一代劳动力流动——劳动力资源竞争的新视角[J]. 中国工业经济, 2019(4): 81-97.
- [33] 郭步超, 王博. 政府债务与经济增长:基于资本回报率的门槛效应分析[J]. 世界经济, 2014, (9):95-118.

Did the China Program Create Debt Trap: Evidence from the Belt and Road Initiative

Qiu Yu Pan Pan Zhang Ling

Abstract: With the outbreak of COVID-19 epidemic, the West has repeatedly provoked so many conspiracy theories about Chinese programs, trying to discredit China's image and damage China's international status. For this reason, we examine how the Belt and Road Initiative affect the national debt risk of countries along the routes. We find that, firstly, the Belt and Road Initiative lower the debt risk of the countries along the routes. Secondly, the inhibition of the Belt and Road Initiative on national debt risk is stronger in developed countries and politically unstable countries along the routes. The result demonstrates the China Program's development concept of helping the strong and assisting the weak. Thirdly, take an active part in the Belt and Road Initiative helps to strengthen the inhibitory effect of the Belt and Road Initiative on debt risk, and the higher the initiative, the stronger the inhibition effect. In addition, further study finds that the Belt and Road Initiative helps to stimulate the national economic growth along the routes, but this influence has a lag effect. This study provides theoretical support for the China program, and gives important implications to the countries all over the world understand the China program.

Key words: China Program; the Belt and Road Initiative; National Debt Risk; Help The Strong and Assist The Weak; Initiative

非金融企业影子银行化与股价崩盘风险

司登奎¹ 李小林² 赵仲匡³

【摘要】资本“脱实向虚”及非金融企业利润越来越依赖金融渠道是当前阶段中国经济发展进程中最为突出的结构性矛盾。本文以非金融企业之间的类金融行为作为出发点，选取2007—2018年A股上市公司为研究样本，揭示了非金融企业从事影子银行业务影响股价崩盘风险的逻辑及其潜在的捂盘动机。结果表明：①非金融企业从事影子银行业务每增加1单位标准差，其股价崩盘风险平均增加1.90%单位的标准差，研究结论对于替换核心指标、改变参数估计方法、控制其他冲击和工具变量保持稳健。②企业投资影子银行业务会恶化信息质量；同时，该行为会降低企业主营业务盈利能力，提升非主营业务盈利能力，但总盈利能力下降。特别地，企业从事影子银行业务对股价崩盘风险的影响在短期投资者为主的股东结构和市场竞争更激烈的行业中尤为明显，这意味着企业出于迎合股东利益等动机选择短视性的影子银行业务，在主营业务利润下滑后进行捂盘。③非金融企业影子银行化对股价崩盘风险的影响在外部监督较弱、内部治理较差和投资机会较低的企业中尤为显著。本文为影子银行业务形成的企业捂盘动机及其经济后果提供了新的经验证据，也为加强外部监督和完善公司治理从而缓解管理层短视行为提供了政策启示。

【关键词】影子银行；股价崩盘风险；公司治理；信息不对称

一、引言

自2008年全球金融危机以来，世界各国纷纷采取宽松的宏观政策应对金融危机的不利冲击。截至2020年12月，中国金融机构各项人民币贷款余额同比增长率高达12.82%。然而从中国的发展现实看，金融市场犹存的资源错配还会对中小企业和民营企业形成较为明显的预算硬约束（陈斌开和林毅夫，2012；沈永建等，2018），这为企业绕开正规的金融机构进行融资以及促进影子银行规模快速增长提供了环境和条件支撑。截至2019年底，中国狭义的影子银行规模已经增至39.14

¹ 司登奎，青岛大学经济学院副教授，经济学博士，山东省青年泰山学者。

² 李小林，中国海洋大学经济学院副教授，经济学博士。

³ 赵仲匡，武汉大学经济与管理学院特聘副研究员，经济学博士。

万亿元，而广义的影子银行规模更是增至84.80万亿元。对于有资金投向影子银行业务的非金融上市企业，影子银行业务投资占总资产的比重平均高达19.07%，由此可见，影子银行业务俨然已成为非金融企业的重要投资渠道。然而，由于影子银行中的集合投资较多为风险较高的结构化和资产证券化等金融创新工具，在交易过程中很容易出现挤兑现象，而且其特有的结构化投资方式所呈现的期限错配特征会在很大程度上引发其内在的不稳定进而加剧风险的演化。此外，影子银行业务背后的隐性债务和担保网络，还可能放大金融风险的传播效应。一旦金融资产大幅减值及泡沫破裂，又会致使企业陷入财务困境，并引发不良贷款及违约率的上升，进而通过“多米诺”效应引发整个金融体系的不稳定。为有效抑制风险演化并维护实体经济的平稳健康及有序发展，中国政府在深化供给侧结构性改革的基础上，还持续推出多轮政策予以调控。特别地，党的十九大报告明确指出“健全金融监管体系，守住不发生系统性金融风险的底线”。随后，党的十九届五中全会通过的《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十四个五年规划和二〇三五年远景目标的建议》中亦明确要求“坚持把发展经济着力点放在实体经济上，构建金融有效支持实体经济的体制机制”。可见，厘清并识别影子银行业务的经济后果及其潜在传导机理不仅对于遏制影子银行的成长空间具有重要作用，还能够在新时代条件下有序完善金融市场体系建设以消除系统性金融风险的潜在威胁，因而具有重要的理论启示与现实意义。

影子银行规模的快速扩张不仅引起了决策部门的重视，更是引起了学术界的持续性关注。特别地，现有研究对影子银行的考察，较多着眼在游离于监管体系之外的金融机构，并重点探究其背后所隐含的风险演化特征及形成机制，且核心逻辑在于影子银行业务不受巴塞尔协议的监管，形成了监管套利（Fostel and Geanakoplos, 2008; Serletis and Xu, 2019）。其中，信息披露质量的下降形成了监管上的困难，其产品多为结构化和资产证券化等金融创新工具，往往具有高杠杆率和期限错配等特性（Reinhart and Rogoff, 2008）。还需提及的是，当企业从事委托贷款业务时，尽管风险“储存”在表外，但当实际风险发生时金融机构仍需要承担债务和担保责任，造成表内风险的上升和银行挤兑风险的提高（Richard, 2009）。此外，影子银行规模的不断扩张还可能削弱货币政策的有效性，这在一定程度上会加剧金融市场波动并威胁经济与金融系统的平稳、健康及有序发展（钱雪松等，2017）。

服务实体经济发展是金融体系的根本目的。然而，实体经济“冷”与虚拟经济“热”是现阶

段中国经济发展的典型特征。金融市场犹存的抑制现象以及影子银行等金融活动监管不健全，引发了越来越多的非金融企业绕开日益监管严格的正规金融体系而从事隐蔽性较强的影子银行业务。与此同时，资本“脱实向虚”、非金融企业杠杆率居高不下及非金融企业利润越来越依赖金融渠道是当前阶段中国经济发展进程中最为突出的结构性问题。因此，探讨非金融企业影子银行化对股价崩盘风险的影响不仅有助于理解中国经济发展现状，同时也为供给侧结构性改革提供了必要的微观基础。与以往学者关注金融机构风险的视角不同，本文聚焦于影子银行作为非金融企业占比高达19.07%的重要投资渠道如何影响企业基本面和金融风险。现有对非金融企业影子银行业务投资的研究表明，非金融企业投资于影子银行业务，会造成其信息披露质量下降，恶化企业的信息环境，企业掩盖不良信息的行为会加剧股价崩盘风险；在企业捂盘动机的机制上，彭俞超等（2018）指出了从事金融业务投资的非金融企业会加剧其利润波动，从而形成了捂盘动机，这也是仅有的研究为非金融企业脱实向虚的经济后果提供直接的经验证据。但是上述研究有两个重要问题未能得到充分解决：①如果从事影子银行业务对企业业绩和信息披露质量均有负面影响，那么企业为什么还要继续从事影子银行业务？②如果企业真的存在掩盖负面信息的捂盘动机，那么企业掩盖的信息到底是什么？

关于股价崩盘风险的演化成因，目前，学术界主要从代理问题、信息环境等多维视角探究股价崩盘风险的决定因素，且研究观点基本形成共识，即股价崩盘风险的核心成因在于管理层对特质信息流的操纵行为（Kim et al., 2011；林乐和郑登津，2016），换言之，企业掩盖特定不良信息的动机是导致股价崩盘风险的根源。但需要指出的是，上述研究在考察企业究竟掩盖何种特定信息及其动因上所得结论却不尽一致。为此，本文在阐释影子银行业务恶化信息质量并引发股价崩盘风险后果的基础上，进一步研究了非金融企业在从事影子银行业务后究竟需要掩盖何种信息，从而探究企业捂盘行为的真正动因。特别地，本文首次从利润结构性变动的视角证实了基于追求短期利益的目的，企业将注意力从主营业务转向非主营业务，在造成其基本面恶化的同时也放大了企业掩盖不良信息的动机，并最终在金融市场上带来了崩盘风险的加剧。因此，本文的研究结果为理解影子银行业务投资如何与企业的短视化治理问题相互作用提供了新的经验证据。

与已有的研究相比，本文的边际贡献与主要工作体现在以下两点：

（1）丰富了对企业从事影子银行业务的动因和经济后果的研究。现有研究指出了非金融企

业从事影子银行业务会放大企业利润波动率, 并导致信息质量下降。但上述结果仅强调了影子银行业务对企业的负面作用, 无法解释企业为何会从事对其各方面都产生不利影响的影子银行业务。本文在与之前文献中影子银行会恶化企业基本面结论保持一致的基础上, 通过区分利润的结构性变化, 论证了企业投资影子银行业务实际上是管理层短视的一种结果, 这种行为很可能是迎合现有短期投资者的利益, 因此其根源在于弱化公司内部股东和外部股东之间的利益冲突, 从而揭示了企业为何要从事对其产生不利影响的影子银行业务的深层次原因。

(2) 深化了股价崩盘风险决定因素的研究, 尤其是企业究竟要掩盖什么样的信息从而造成了股价崩盘风险的提高。如前文所言, 既有文献从内部治理(如管理层结构、薪酬、独立董事等)和外部监督(如审计师、分析师等)层面讨论了股价崩盘风险的决定因素, 但股价崩盘风险产生的核心前提还是在于企业掩盖的负面信息在短时间内集中释放所造成的股价迅速下跌(Kim et al., 2011; 周泽将等, 2018)。因此, 企业掩盖的信息究竟是什么不失为一个重要的研究问题, 本文指出, 在影子银行对股价崩盘风险的影响链条上, 影子银行规模扩张对企业利润率产生的结构性冲击构成了企业掩盖信息的重要动因。

二、文献回顾与研究假说

影子银行主要从事资金借贷业务, 借助信用和担保链条延伸, 具有“类银行”功能(王永钦等, 2015; 王晋斌和李博, 2017)。目前, 关于影子银行的研究, 学术界主要锚定游离于监管体系之外的金融机构, 重在强调金融机构在为企业发放委托贷款而不承担其风险的行为, 也即“中国式影子银行”, 这无疑会加剧影子银行的金融风险效应(Fostel and Geanakoplos, 2008; Serletis and Xu, 2019)。为了解释中国影子银行规模扩大的原因, 一些学者通过比较中小规模银行与大规模银行的业务差异, 并发现监管套利、流动性充足要求以及存款竞争是影子银行规模扩张的重要原因。还有学者发现, 企业所面临的融资约束和投资机会不足是非金融企业从事影子银行业务的重要动机, 同时亦是影子银行规模扩大的重要诱因(Chen et al., 2001)。此外, 学者还从政策调控视角考察了影子银行扩张的潜在原因, 研究观点也基本形成共识, 认为在政策收紧背景下, 规模较小的金融机构倾向于通过委托贷款的形式进行投资(Chen et al., 2001)。

关于影子银行所形成金融风险效应, 现有研究主要将其逻辑概述为: ①影子银行不受巴塞尔

协议的监管，因此从事影子银行的金融机构的信息披露质量有所下降（Allen et al., 2019）；②信息披露质量的下降形成了监管上的困难，其产品多为结构化和资产证券化等金融创新工具，往往具有高杠杆率和期限错配等特性（Reinhart and Rogoff, 2008）；③尽管风险“储存”在表外，但当实际风险发生时金融机构仍需要承担债务和担保责任，造成表内风险的上升和银行挤兑风险的提高（Richard, 2009）；④影子银行还可能削弱政策调控的有效性，这在一定程度上会加剧金融市场波动以及放大金融市场与实体经济之间的正反馈效应，进而威胁经济与金融系统健康与稳定发展（钱雪松等，2017）。

需要说明的是，上述研究主要基于金融机构视角考察影子银行规模扩大的成因及其潜在经济效应。事实上，伴随着近年来政策不确定性的增加以及实体经济“脱实向虚”的日益凸显，非金融企业开始不断涉足高风险的金融投资活动，这不仅会滋生股票市场泡沫，还会加剧股价崩盘风险的形成压力。同时，由于影子银行业务规避了表内业务的监管，这种监管套利形成了超额利润，吸引了非金融企业脱离主营业务，取而代之的是通过超募资金、集合投资、结构化投资等多元化渠道涉足影子银行业务，影子银行取得了长足发展（刘珺等，2014；李建军和韩珣，2019）。特别地，隐藏着高额风险的影子银行投资会恶化企业的基本面并进而加剧企业本身利润波动（彭俞超等，2018），同时股价崩盘风险产生的一个重要原因是企业管理层出于自利动机而隐藏坏消息的行为（Jin and Myers, 2006；Hutton et al., 2009）。一个典型的特征事实是，当企业盈利能力下降并导致资产负债表恶化时，管理层为迎合投资者利益，倾向于从事短期收益率较高的影子银行业务以达到隐藏负面信息的目的。然而，伴随着不良信息的日益累积，一旦超过企业的容忍阈值时，此时企业所从事的投机活动将会失效，负面信息也将会集中释放，这会导致投资者大量抛售该公司股票，进而引发股价的大幅下降甚至会演化为股价崩盘风险（Jin and Myers, 2006；彭俞超等，2018）。基于上述逻辑，本文提出：

假说1：非金融企业从事影子银行业务会加剧其股价崩盘风险。

非金融企业的主体业务在于物质资料的生产，是实体经济的代表和支柱。然而，伴随着宏观经济的下行、政策不确定性的提升以及经济结构的变迁，实体企业的投资出现持续下滑迹象（张成思和刘贯春，2018；彭俞超等，2018；司登奎等，2020）。与此同时，金融业的资本和规模却不断增加，且金融业收益率远高于实体行业，使得企业更是缺乏内生动力进行实体投资，并将注

注意力从实体经济向金融业转变。根据有限注意理论可知, 由于时间和信息处理能力有限, 个体往往只关注引起注意的信息, 即个体注意力具有排他性 (Hirshleifer and Teoh, 2009)。因此, 如果非金融企业将有限的资源投入至影子银行等地下金融业务, 不仅会忽视主营业务的存续和创新, 还会降低主营业务的投资效率并伴随主营业务利润的下降, 进而对其资产负债表产生不利冲击。特别地, 企业主营业务利润下降会通过信号传导渠道释放强烈的负向信息, 引发投资者对于企业经营状况的担忧。在这一背景下, 管理层出于自利动机, 往往会通过盈余管理以试图提升短期业绩, 从而会隐藏企业主营业务所呈现的真实信息, 这无疑为管理层掩盖不良信息提供了潜在渠道 (Dewally and Shao, 2013; 彭俞超等, 2018)。

一个值得深思的问题是, 既然影子银行业务会导致业绩下滑, 那么企业又为何从事影子银行业务呢? 一方面, 尽管影子银行业务会挤出主营业务投资并不利于企业业绩的提升, 但由于内部股东和外部股东之间利益不一致且存在信息不对称, 管理层为了追逐岗位晋升、薪酬激励计划等私利会从事相关机会主义行为, 通过不受监管的影子银行业务以实现捂盘的持续性和隐瞒性 (Jin and Myers, 2006; Kim et al., 2011); 另一方面, 为避免主营业务利润下滑等不良信息导致企业价值损失, 管理层会考虑通过提升其他业务利润以迎合股东利益并遏制内部股东和外部股东之间的潜在利益冲突。需要指出的是, 由于影子银行业务的本质属于金融投资, 业绩下滑会在一定程度上诱导企业从事高风险的金融投资活动以调节其利润。换言之, 虽然非金融企业从事影子银行业务会降低主营业务利润, 但由于可能会提升非主营业务利润, 进而促使管理层通过从事影子银行业务而强化捂盘动机。为此, 本文提出:

假说2: 影子银行业务会导致企业利润结构性变化, 且对股价崩盘风险的影响在短期投资者为主的股票中更显著。

需要指出的是, 投资者实现有效投资的重要依据体现于其所依赖的企业财务信息披露, 特别地, 高质量的信息披露不仅有利于外部投资者对投资项目的事前评估和事后监督 (Beyer et al., 2010), 还有利于降低企业与外部投资者之间的信息不对称性, 进而实现资金流向和流量的最优配置。与此同时, 对于股权投资者而言, 高质量的信息披露有助于其合理评估投资对风险的响应弹性, 对于其优化资源配置具有重要启示。诚如前文所言, 信息环境和治理机制是股价崩盘风险演化的前提条件和制约因素。特别地, 由于从事影子银行业务的公司倾向于长时间只披露好消息

而隐藏不良消息，导致负面消息在公司内部不断积聚，一旦累积的负面消息超过公司容忍上限并集中释放时，将会对股价造成重大冲击，甚至会引发股价崩盘风险（Jin and Myers, 2006）。与此同时，有效的内部治理和外部监督机制不仅能够降低企业与投资者之间的信息不对称程度，还能改善企业的外部融资环境，如内控信息披露、审计师行业专长能够在较大程度上提高企业信息披露质量，在降低信息不对称性的基础上有效抑制管理层掩盖不良信息的潜在动机，进而降低其股价崩盘事件发生的概率（Bhattacharya et al., 2012；叶康涛等，2015）。为此，本文提出：

假说3：外部监督和内部治理可以缓解影子银行对股价崩盘风险的影响。

三、模型设定及指标选取

（一）模型设定

由上述理论分析可知，非金融企业影子银行化会恶化信息披露质量、导致企业利润的结构性变动，诱发管理层捂盘而加剧股价崩盘风险。为验证上述理论假说，本文以股价崩盘风险 *Risk* 为主要被解释变量，以影子银行规模为核心解释变量，构建模型如下：

$$Risk_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln shban_{i,t} + \alpha_2 Control_{i,t} + u_i + \gamma_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中，下标 *i* 表示上市公司，*t* 表示时间；*Risk*、*lnshban* 分别代表股价崩盘风险与影子银行规模，*Control* 为控制变量。在此基础上，本文还纳入企业固定效应 u_i 以及时间固定效应 γ_t 分别控制仅随企业个体变化和时间变化的因素。 α_1 是本文关注的重点，描述了非金融企业影子银行化对股价崩盘风险的影响，依据前文理论分析，本文预期 α_1 的符号为正。还需提及的是，式（1）是本文的基准模型，后文会在该模型的基础上进一步拓展。

（二）指标选取

关于被解释变量股价崩盘风险（*Risk*）的刻画，借鉴彭俞超等（2018）的研究，采用两个基于股票周收益率的指标予以刻画。特别地，为了实现对股价崩盘风险的准确测度，本文首先基于如下模型并排除市场因素后对个股股票的特有收益率进行测算，具体如下：

$$r_{i,j} = \beta_0 + \beta_1 r_{m,j-2} + \beta_2 r_{m,j-1} + \beta_3 r_{m,j} + \beta_4 r_{m,j+1} + \beta_5 r_{m,j+2} + \varepsilon_{i,j} \quad (2)$$

其中， $r_{i,j}$ 为股票 *i* 在第 *j* 周的收益率， $r_{m,j}$ 为第 *j* 周的流通市值 *m* 的加权平均市场收益率。通过上述回归能够获取到残差项 $\varepsilon_{i,j}$ ，该残差项代表了企业股票收益率无法被市场所解释的部分。

本文可进一步得出股票 i 在第 j 周的特有收益率, 具体如式 (3) 所示:

$$w_{i,j} = \ln(1 + \varepsilon_{i,j}) \quad (3)$$

进一步地, 本文基于股票特有收益率构建收益上下波动比率 $Duval$ 和负收益偏态系数 $Ncskew$, 计算方式分别如式 (4)、(5) 所示:

$$Duval_{i,t} = \log\{[(n_u - 1) \sum_{Down} w_{i,j}^2] / [(n_d - 1) \sum_{Up} w_{i,j}^2]\} \quad (4)$$

$$Ncskew_{i,t} = -[n(n-1)^{\frac{3}{2}} \sum w_{i,j}^2] / [(n-1)(n-2)(\sum w_{i,j}^2)^{\frac{3}{2}}] \quad (5)$$

其中, n 为股票 i 在当季度交易的天数, n_u 或 n_d 分别为股票 i 的周回报率高于或低于当年回报率均值的周数。需要指出的是, 式 (4) 与式 (5) 中的 $Duval_{i,t}$ 与 $Ncskew_{i,t}$ 均为正向指标, 即 $Duval_{i,t}$ 与 $Ncskew_{i,t}$ 越大, 隐含着股价崩盘风险越高。

关于影子银行规模 ($lnshban$) 的计算, 本文借鉴李建军和韩珣 (2019) 的研究, 采用委托贷款、委托理财和民间借贷三者之和的自然对数进行衡量。其中, 对于委托贷款数据的统计, 本文手动查询了沪深上市公司所发布的委托贷款公告, 并详细整理了委托贷款的每笔具体业务数据, 委托理财数据来自于 CSMAR 数据库中的中国对外投资子数据库。而对于民间借贷的刻画, 遵照 Jiang et al. (2010) 的研究, 本文采用“其他应收款科目”衡量企业之间资金漏损并以此作为民间借贷的代理变量, 数据来自于 CSMAR 数据库中的上市公司资产负债表¹。

参考彭俞超等 (2018)、刘贯春等 (2019) 的研究, 本文所涉及的控制变量及其度量方式具体阐述如下: ①企业规模 ($lnsize$), 采用企业总资产的自然对数来衡量; ②企业年龄 (age), 采用企业成立年限进行衡量; ③总资产收益率 (ROA), 用净利润与企业总资产之比进行衡量; ④资产负债率 ($leverage$), 选取企业负债总额与总资产之比进行衡量; ⑤管理层持股比例 (MH), 采用公司管理层持股数量占总股本百分比表示; ⑥企业成长机会 ($tobinq$), 采用股票市值与债务总额之和与总资产的比例刻画; ⑦公司治理效率 ($govern$), 借鉴伊志宏等 (2010) 及李建军和韩珣 (2019) 的研究, 选取产权性质、独董占比、高管持股三个指标联合判断公司治理效率的状况。

基于数据可得性和研究的时效性, 本文的实证样本为 2007—2018 年中国非金融类上市公司数据, 除企业委托贷款、贷款期限以及关联交易数据为手动整理之外, 其余数据来源于 CSMAR

¹相关变量的详细说明及汇总请参见《中国工业经济》网站 (<http://ciejournal.ajcass.org>) 附件。

数据库。同时，本文还对样本进行如下处理：①删除金融及保险行业的上市公司，因为其财务与其他公司存在较大差异；②删除 ST 和*ST 的公司；③删除重要财务指标缺失的样本。此外，为了避免异常值（Outlier）对参数估计的有效性和一致性的不利影响，本文对所有的连续变量在 1%和 99%分位数上实施了缩尾处理（Winsorize）。本文最终构建出的包含所有主要变量的样本中共有 19970 个企业一年份观测值。

表 1 汇报了主要变量的描述性统计结果，可以发现，股价崩盘风险的均值为-0.1198，从 25%—75%的分位（P25—P75）的变动趋势看，股价崩盘风险渐进增加，90%分位值（P90）为 0.9748，表明企业普遍存在较为明显的股价崩盘风险。核心解释变量影子银行规模的统计结果显示，影子银行规模的均值为 17.9589，25%分位值（P25）为 16.3768，50%分位值（P50）为 17.7857，75%分位值（P75）为 19.5429，90%分位值（P90）为 21.1179，且标准差为 2.3450，由此可以看出影子银行规模整体呈现渐进的增加态势，这与中国的发展现实相吻合。同时，控制变量的描述性统计结果与现有文献基本一致，表明本文的研究样本选择具有一定的代表性。此外，从研究变量的 Pearson 相关系数矩阵可以看出¹，股价崩盘风险与企业规模、企业年龄、总资产利润率、成长机会、管理层持股比例均具有显著关系²。需要指出的是，在各研究变量的两两相关系数中，最大的相关系数取值为 0.3113，表明各变量之间不存在严重的多重共线性问题。为了进一步使得多重共线性检验结果更为稳健，本文还计算了方差膨胀因子，结果发现所有变量中方差膨胀因子（VIF）的最大值为 2.04，小于 10，进一步体现了本文研究变量之间并不存在多重共线性。

表 1 主要变量的描述性统计检验

变量	均值	标准差	P25	P50	P75	P90
<i>Risk</i>	-0.1198	0.8518	-0.6744	-0.1580	0.4010	0.9748
<i>lnshban</i>	17.9589	2.3450	16.3768	17.7857	19.5429	21.1179
<i>lnsize</i>	22.0629	1.3012	21.1664	21.9017	22.7892	23.7350
<i>age</i>	16.3859	5.4867	13.0000	16.0000	20.0000	24.0000
<i>ROA</i>	0.0365	0.5992	0.0143	0.0364	0.0657	0.1000

¹变量的 Pearson 相关系数矩阵及方差膨胀因子结果请参见《中国工业经济》网站（<http://ciejournal.ajcass.org>）附件。

²此处的 Pearson 相关系数矩阵显示股价崩盘风险与影子银行业务、杠杆率、公司治理效率不显著，但后续经验研究结果揭示均存在显著相关，本文认为两者结果之所以不一致，是因为相关系数矩阵的结果是在没有控制其他影响股价崩盘风险的因素下回归所得（如企业固定效应等）。因此，后续经验研究结果的结论更具有稳健性。

<i>leverage</i>	0.4731	1.1210	0.2805	0.4450	0.6102	0.7315
<i>tobinq</i>	2.2606	3.0039	1.3004	1.7093	2.4612	3.6839
<i>MH</i>	0.1111	0.1912	0.0000	0.0004	0.1501	0.4517
<i>govern</i>	0.9177	0.2749	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000

四、实证结果与分析

结合研究目的, 本文的实证策略主要分为四步: ①基于全样本数据, 从整体层面考察非金融企业影子银行化对企业股价崩盘风险的影响; ②对前文实证结果进行稳健性检验, 包括替换解释变量和被解释变量的度量方式、改变参数估计方法、内生性处理等, 以确认研究结论的可靠性; ③分别从信息质量和捂盘动机双视角深入探究非金融企业影子银行化影响股价崩盘风险的潜在机制; ④在机制分析的基础上, 进一步从外部监督、内部治理和投资机会等层面并利用分样本数据考察非金融企业从事影子银行业务对股价崩盘风险影响的异质性, 同时也为机制分析提供必要的辅助性证据支撑。

(一) 非金融企业影子银行化与股价崩盘风险: 整体影响

为考察非金融企业影子银行化对股价崩盘风险的潜在影响, 本文首先对如式(1)所示的基准模型进行参数估计, 回归结果见表2所示。从第(1)列可以发现, 在不加入任何控制变量时, 非金融企业影子银行化对股价崩盘风险的影响系数为0.0080, 由于该系数显著为正, 表明在不考虑其他控制变量的情况下, 非金融企业从事影子银行业务能够显著加剧股价崩盘风险。第(2)—(5)列为逐步加入不同控制变量后的参数估计结果, 本文发现, 在逐步加入控制变量过程中, 非金融企业从事影子银行业务对股价崩盘风险的影响系数依然显著, 且符号未发生变化, 这意味着非金融企业影子银行化能够加剧股价崩盘风险的结论依然稳健。从统计学上讲, 非金融企业影子银行化每增加10%, 股价崩盘风险平均增加0.07%; 从经济意义上而言, 非金融企业影子银行化每增加1单位标准差(2.3450), 使得股价崩盘风险的平均提升幅度相当于样本标准差的1.90% ($0.0069 \times 2.3450 / 0.8518$)。

表2 非金融企业影子银行化影响股价崩盘风险的基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>lnshban</i>	0.0080**	0.0079**	0.0079**	0.0070**	0.0069**

	(0.0034)	(0.0035)	(0.0035)	(0.0034)	(0.0034)
<i>lnsize</i>		0.0060	0.0084	-0.0656***	-0.0656***
		(0.0142)	(0.0143)	(0.0158)	(0.0158)
<i>age</i>		-0.0251***	-0.0256***	-0.0219***	-0.0222***
		(0.0074)	(0.0074)	(0.0073)	(0.0073)
<i>ROA</i>			-0.0222*	-0.1221***	-0.1215***
			(0.0130)	(0.0245)	(0.0245)
<i>leverage</i>			0.0139*	0.0047	0.0048
			(0.0074)	(0.0166)	(0.0166)
<i>tobinq</i>				-0.0421***	-0.0419***
				(0.0033)	(0.0033)
<i>MH</i>				-0.4011***	-0.4027***
				(0.1026)	(0.1026)
<i>govern</i>					-0.0477*
					(0.0270)
截距项	0.0328	0.1642	0.1144	1.8201***	1.8676***
	(0.0279)	(0.2924)	(0.2952)	(0.3291)	(0.3302)
时间固定效应	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是
<i>R</i> ²	0.1272	0.1272	0.1275	0.1379	0.1380
<i>N</i>	19894	19894	19894	19291	19291

注：小括号内数值为标准误，***、**、*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著，以下各表同。

（二）稳健性检验

接下来，本文将通过替换股价崩盘风险与影子银行指标的度量方式、控制其他冲击、改变参数估计方法以及考虑内生性问题等多个维度进行辅助验证。

（1）替换变量的度量方式、控制其他冲击和参数估计方法。在前文实证分析中，本文采用收益上下波动比率 *Duvol* 对股价崩盘风险予以刻画。为进一步体现该结果的稳健性，本文遵照彭俞超等（2018）的研究，采用负收益偏态系数 *Ncskew* 对股价崩盘风险进行度量（结果见表3第(1)列）。此外，在影子银行规模测算中，由于委托贷款业务占据较大比例，借鉴钱雪松等（2017）的研究，本文选取委托贷款的变化值并从动量效应上进一步对上述结论进行再检验（结果见表3第(2)列）。需要提及的是，为应对2008年全球金融危机的不利冲击，中国政府还实施了包括“四万亿”刺激计划在内的多项救助政策，这无疑为影子银行业务的快速衍生提供了一定的环境支持。

因此,为排除金融危机事件对本文研究结果的影响,同时考虑到上述救助政策效果可能存在滞后性,本文进一步剔除 2008—2009 年的观测值,并重新进行参数估计(结果见表 2 第(3)列)。从表 3 中第(1)—(3)列可以看出,在替换股价崩盘风险变量指标、影子银行指标以及改变样本区间时,核心解释变量系数的显著性和正负号并没有发生根本变化,表明非金融企业从事影子银行业务会加剧股价崩盘风险的研究结论依然稳健。此外,为进一步减少因样本自选择而引起的统计结果偏差,区别于前文的最小二乘估计方法,本文还采用 *Bootstrap* 自抽样法进行参数估计,该估计方法通过对原始样本进行多次重复抽样,实现无偏渐进总体的分布,可以提高参数估计结果的有效性和一致性。从表 3 中第(4)列可以发现,影子银行业务对股价崩盘风险的影响系数显著为正,再次证明非金融企业从事影子银行业务能够显著加剧股价崩盘风险。

为进一步排除其他因素对本文的因果识别带来的干扰,本文需要考虑这样一种可能的内生性问题,即参与影子银行业务的企业,可能与没有参与影子银行业务的企业有本质区别。如果选择参与影子银行业务的企业,本身就具备一些能够加剧股价崩盘风险的特征(例如,规模较大、股票波动率较高等),那么有可能是这些因素给股价崩盘风险带来了正向影响,从而会高估企业从事影子银行业务所造成的潜在后果。因此,本文借鉴彭俞超等(2018)的研究,从不涉及影子银行业务的企业中选取与参与影子银行业务的企业在一些主要财务指标上尽量相似的个体,在通过倾向得分匹配遴选出合适的对照组后,本文基于新样本并采取收益上下波动比率 *Duval* 进行再检验,回归结果如表 3 第(5)列所示。可以看出,非金融企业影子银行化对股价崩盘风险的影响系数依然显著为正,这表明在控制了从事影子银行业务样本和没有从事影子银行业务样本之间可能存在的系统性差异后,非金融企业影子银行化对股价崩盘风险确实具有正向的边际效应,这也进一步验证了本文结论具有稳健性。

表 3 替换变量度量方式、样本区间和参数估计方法

	替换崩盘风险指标	影子银行变动值	变换样本区间	<i>Bootstrap</i> 估计	PSM参数估计
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>lnshban</i>	0.0077* (0.0043)	0.0065** (0.0030)	0.0069* (0.0037)	0.0069** (0.0035)	0.0064* (0.0035)
截距项	1.6558*** (0.4068)	1.9040*** (0.4050)	1.9764*** (0.3666)	1.8676*** (0.4354)	1.8571*** (0.3337)

控制变量	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是
R ²	0.0932	0.1422	0.1393	0.1380	0.1391
N	19304	15476	17285	19291	18907

注：此处的 *Bootstrap* 参数估计是基于抽样 500 次获得。

（2）工具变量检验。在上文的稳健性检验中，尽管本文采用影子银行规模的变动值并从动量效应视角来考察其对股价崩盘风险的影响程度，能够在一定程度上弱化选择性偏误所带来的内生性问题，但依然存在的如下内生性问题很有可能对研究结果带来干扰：一方面，企业的股价崩盘风险可能在不同年份当中具有延续性，特别地，股价崩盘风险相对较高的企业可能会出于维护内部股东利益，倾向于主动从事影子银行业务，从这一角度讲，股价崩盘风险也会反过来对企业影子银行化产生影响；另一方面，企业影子银行化在对股价崩盘风险产生影响的过程中，还存在一些不可观测的变量会同时对企业影子银行化与股价崩盘风险产生影响，由此带来的遗漏变量问题也会引发本文研究问题的内生性。在这一部分中，本文将通过引入合适的工具变量弱化潜在的内生性问题。具体而言，本文借鉴 Faccio et al.（2006）和彭俞超等（2018）的研究，选取与该企业同一行业的其他企业从事影子银行业务投资的平均值作为工具变量 *Shban_IV*。特别地，基于同行业其他非金融企业影子银行化的平均值所构建的工具变量与该企业影子银行化的水平相关，但与该企业的其他行为并不存在直接的相关关系。本文采用两阶段最小二乘法（2SLS）对工具变量进行参数估计，结果如表 4 所示，其中，第(1)列为两阶段最小二乘法第一阶段的回归结果。容易发现，工具变量的估计系数显著为正，且通过了 1%水平的显著性检验。同时，第一阶段 Wald F 统计量为 20.0700，大于 10，表明本文选择的工具变量与内生解释变量高度相关，并不存在弱工具变量问题。第(2)列汇报了 2SLS 第二阶段的回归结果，由于核心解释变量的系数依然显著为正，体现了非金融企业从事影子银行业务与股价崩盘风险之间的正相关关系仍然成立。由此可见，这些结果再次为非金融企业影子银行化所引起的股价崩盘风险提供了稳健的经验证据。

表 4 基于工具变量检验的回归结果

	第一阶段 (1)	第二阶段 (2)
--	-------------	-------------

<i>lnshban</i>		0.1626*
		(0.0934)
<i>Shban_IV</i>	0.1440***	
	(0.0321)	
截距项	-2.2176***	1.7243***
	(0.3104)	(0.2528)
控制变量	是	是
时间固定效应	是	是
企业固定效应	是	是
F-test (1st stage)	20.0700	
LM 统计量 (p 值)	0.0000	
R ²		0.0085
N	19220	19220

五、机制检验

（一）信息质量

非金融企业影子银行化影响股价崩盘风险的潜在机制是什么？正如前文所言，掩盖不良信息是影子银行规模扩张加剧企业股价崩盘风险的重要作用渠道。特别地，考虑到影子银行游离于监管体系之外，企业管理层出于私利动机会掩盖相关的负面不良信息，而对负面信息的长期隐瞒则会使得风险不断积聚。然而，当风险积聚程度超过管理层的容忍上限时，会引发资本市场尾部风险的集中爆发并引起崩盘事件。从这一角度而言，信息质量是非金融企业从事影子银行业务影响股价崩盘风险的潜在作用机制。为此，本文借鉴周开国等（2014）的研究，采用分析师盈余预测偏差（ANAR）刻画信息质量，并以此作为影子银行影响股价崩盘风险的机制变量。其中，当分析师盈余预测偏差越小时，意味着信息质量越高，反之亦反之。表 5 Panel A 中第(1)列显示了非金融企业影子银行化对企业信息质量的影响。特别地，影子银行业务一方面收益高且周期短，另一方面也具有风险高的特征，因此企业具有隐藏相关负面信息的动机，并加剧了企业的崩盘风险。企业会计信息质量越高，则依赖于从企业获取信息的分析师的预测偏差相对更低。实证结果与本文的预测一致，非金融企业从事影子银行业务对分析师预测偏差的影响显著为正，这意味着非金融企业影子银行化会降低信息质量并进而加剧股价崩盘风险。

在信息披露质量较低的企业中，由于投资者难以了解其内部的真实信息，股价与企业的经营

情况偏离程度更高，因此非金融企业影子银行化对股价崩盘风险的影响在信息披露质量较低的企业中尤为明显。为检验这一逻辑，借鉴 Kim and Zhang（2014）的研究，采用盈余管理水平刻画信息披露质量。其中，在刻画盈余管理水平上，为了避免单一指标对计量结果可能造成的潜在偏误，借鉴陆瑶等（2017）的研究，本文分别采用应计盈余管理和真实盈余管理予以刻画。而对于应计盈余管理的度量，本文采用修正琼斯模型对盈余管理水平进行度量，盈余管理水平越高，信息披露质量越低。从表 5 Panel A 中第(2)–(5)列回归结果可以发现，在盈余管理水平较高的样本中，影子银行业务规模的扩大倾向于加剧股价崩盘风险。而在盈余管理水平较低的样本中，非金融企业影子银行化对股价崩盘风险的影响并不显著，这也进一步验证了非金融企业从事影子银行业务对股价崩盘风险的影响在信息质量较低的企业中尤为明显，即信息质量是影子银行业务加剧股价崩盘风险的重要机制。

表 5 非金融企业影子银行与股价崩盘风险机制分析

Panel A: 信息质量机制					
	信息质量渠道	修正盈余管理		真实盈余管理	
	(1) ANAR	(2) 低	(3) 高	(4) 低	(5) 高
<i>lnshban</i>	0.0005** (0.0002)	0.0063 (0.0064)	0.0124* (0.0065)	0.0023 (0.0057)	0.0166** (0.0074)
截距项	-0.2704*** (0.0163)	1.9556*** (0.5397)	1.3430 (0.7836)	1.7076*** (0.5256)	2.7951*** (0.8497)
控制变量	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是
R ²	0.0987	0.0946	0.1012	0.0895	0.1082
N	12542	10199	9101	11841	7459

Panel B: 掩盖信息动机				
	主营业务利润率	非主营业务利润率	总利润率	投资效率
	(6)	(7)	(8)	(9)
<i>lnshban</i>	-0.0008*** (0.0002)	0.0008*** (0.0002)	-0.0029** (0.0012)	0.0182** (0.0074)
截距项	0.2987*** (0.0214)	-0.2987*** (0.0214)	1.1658*** (0.1140)	2.9668*** (0.5586)
控制变量	是	是	是	是

时间固定效应	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
R ²	0.0660	0.9793	0.4138	0.0250
N	19310	19310	19310	18240

（二）捂盘动机

正如前文所言，既然影子银行业务会加剧股价崩盘风险，那么企业还为何要从事该业务呢？本文认为，非金融企业从事影子银行业务虽然会挤出主营业务并降低主营业务利润率，但很有可能会提升非主营业务利润率。为进一步揭示非金融企业从事影子银行业务并进行捂盘的动机，本文创新性地将企业利润率分解为主营业务利润率和非主营业务利润率以刻画利润的结构性变动，并分别考察企业影子银行化对企业主营业务利润率、非主营业务利润率和总利润率的影响，结果见表5 Panel B中第(6)一(8)列所示。不难发现，影子银行业务每增加1单位，企业主营业务利润率下降约0.08%，非主营业务利润率增加约0.08%，总利润率下降约0.29%。为验证影子银行规模的扩张降低投资效率并进而伴随主营业务利润率的下降，借鉴Richardson（2006）的研究，基于残差法刻画企业的投资过度抑或投资不足。若残差为正，代表投资过度；而取值为负则代表投资不足。本文对残差部分取绝对值，该值越大，表明投资效率越小。从表5 Panel B中第(9)列可以看出，企业从事影子银行业务显著降低了投资效率，因而能在一定程度上为影子银行挤出主营业务提供辅助性经验证据。

进一步而言，企业为什么要从事会造成主营业务利润率和总利润率下降，而非主营业务利润率上升的影子银行业务呢？本文认为，主营业务可能代表一个企业的长期利益，因此企业将注意力转向影子银行业务可能是为了迎合短期投资者的利益，从而弱化内部股东和外部股东之间的潜在利益冲突，也即非金融企业从事影子银行业务可能是管理层短视的结果。为了验证这一推断，本文从管理层迎合短期股东利益的视角为上述分析提供一定的辅助性经验证据支撑。具体地，本文借鉴刘京军和徐浩萍（2012）的研究，将投资者分为长期投资者和短期机会主义投资者。从表6第(1)、(2)列可以发现，当现有股东为长期投资者时，影子银行业务对崩盘风险的影响不显著，而在短期机会主义投资者的子样本中则显著为正，这也进一步体现了基准回归结果基本上是由股东为短期投资者的子样本而构成。

此外，当行业面临较为激烈的竞争时，经营绩效较差的企业所承受的压力相对较大，此时其

更有动机掩盖主营业务利润下降的不良信息，且该效应高于竞争不激烈行业的样本，这一推断在表6第(3)、(4)列的估计结果中得到印证。上述结果表明，为了追求短期影子银行业务的高收益，企业将注意力转向非主营业务的行为，很有可能是企业内部股东和外部股东利益冲突的结果。值得注意的是，由于影子银行会造成盈余操纵行为的增加，上述结果均是基于已经“操纵”过的利润指标，即上述结果被低估，进一步验证了管理层短视是引发影子银行业务增加的重要诱因。

表6 非金融企业影子银行与股价崩盘风险：捂盘动机

	长期投资者 (1)	短期投资者 (2)	竞争程度高 (3)	竞争程度低 (4)
<i>lnshban</i>	0.0018 (0.0058)	0.0164** (0.0070)	0.0088* (0.0051)	0.0043 (0.0049)
截距项	-0.8382 (0.6348)	1.7911*** (0.6688)	1.5789*** (0.5064)	1.5228*** (0.4773)
控制变量	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
R ²	0.1020	0.1280	0.1207	0.1640
N	9677	9605	9261	10026

六、拓展性分析

(一) 外部监督视角

诚如上文所言，影子银行规模扩张倾向于促使管理层隐藏负面消息，由此加剧的信息不对称不仅会影响投资决策和股价信息的真实有效性，还会导致不良信息的风险不断累积，由此演化为股价崩盘风险。特别地，在外部监督不足的企业中，由于投资者难以了解企业内部的真实信息，股价与公司的经营情况偏离程度更高，因此非金融企业影子银行化对股价崩盘风险的影响在外部监督不足的企业中尤为明显。借鉴 Kim and Zhang (2014) 的研究，本文分别采用分析师关注度和研报关注度衡量外部监督程度，其中，对于分析师关注度而言，本文采用一年内公司被分析师跟踪分析的数量予以刻画；而对于研报关注度指标而言，本文采用一年内公司被证券公司研究报告跟踪分析的数量予以刻画。需要指出的是，企业被分析师和研报关注的数量越高，表明外部监督程度越高，反之亦反之。借鉴张成思和刘贯春 (2018) 的研究，基于该指标的年度中位数作为

临界值进行分组, 异质性回归结果见表 7 Panel A 所示。不难发现, 在分析师关注度和研报关注度较低的样本中, 影子银行业务规模的扩大倾向于加剧股价崩盘风险。而在分析师关注度和研报关注度较高的企业中, 影子银行业务对股价崩盘风险的影响则不显著, 这也进一步验证了非金融企业从事影子银行业务对股价崩盘风险的影响在外部监督环境较差的企业中尤为明显。

表 7 非金融企业影子银行化与股价崩盘风险: 外部监督及内部治理

Panel A: 外部监督视角				
	分析师关注度高	分析师关注度低	研报关注度高	研报关注度低
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>lnshban</i>	0.0024	0.0157***	0.0026	0.0144**
	(0.0046)	(0.0060)	(0.0046)	(0.0063)
截距项	1.1452**	4.3881***	1.0436**	4.5018***
	(0.4468)	(0.6283)	(0.4415)	(0.6337)
控制变量	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
R ²	0.1337	0.1748	0.1354	0.1664
N	11832	7455	11966	7321
Panel B: 内部治理视角				
	公司治理效率较高	公司治理效率较低	二职合一	二职分离
	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>lnshban</i>	0.0099	0.0072*	0.0102***	-0.0079
	(0.0120)	(0.0037)	(0.0038)	(0.0087)
截距项	3.0355*	1.7029***	2.4355***	1.8817**
	(1.6977)	(0.3474)	(0.4046)	(0.8541)
控制变量	是	是	是	是
时间效应	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
R ²	0.1128	0.1449	0.1285	0.2100
N	1591	17696	14784	4503

(二) 内部治理视角

在公司治理效率较低的企业中, 为避免内部人和外部人之间的潜在利益冲突, 管理层更倾向于出于私利动机从事不被监管的影子银行业务以掩盖不良信息, 因而会加剧其股价崩盘风险。然而, 良好的公司治理则有助于缓解信息不对称和委托代理问题, 能够在一定程度上有效抑制股价

崩盘事件的发生。鉴于此，为考察公司治理效率存在差异的企业中，影子银行业务与股价崩盘风险的关系是否显著相异，本文借鉴伊志宏等(2010)及李建军和韩珣(2019)的研究，将产权性质、独董占比和高管持股作为判别公司治理效率的潜在依据。特别地，当企业是非国有企业，独立董事占比高于行业中位数以及高管持股高于同行业同年度中位数时，则将其视为公司治理效率较高的企业，反之亦反之。从表7 Panel B中第(5)、(6)列的回归结果可以发现，影子银行规模对股价崩盘风险的影响在公司治理效率较低的企业中显著为正，而在公司治理效率较高的企业中则不明显。该结果所隐含的潜在经济学含义可进一步概述为，治理效率较高的企业对影子银行风险分散的反应和调节能力更快，资源的配置效率相对较高，因而非金融企业影子银行化对股价崩盘风险的影响在治理效率较高的企业中并不显著。相反，由于治理效率较低的企业资源配置效率相对较低，且不能较好地分散影子银行业务的潜在风险效应，这使得非金融企业从事影子银行业务所带来的股价崩盘风险效应在治理效率较低的企业中相对明显。

根据王珏和祝继高(2015)的研究，董事会结构对企业的决策会产生非常重要的影响。特别地，当总经理和董事长二职合一时，隐含着管理层在董事会中具有最高职位，无疑会影响企业的战略抉择并控制企业决策过程，且在很大程度上不利于企业实施有效的投资决策。为间接验证这一逻辑，本文与大多数文献保持一致，采取董事长和总经理二职合一作为刻画企业内部治理效率的代理变量，其中，当董事长和总经理二职合一时，视为企业的内部治理效率较低。反之，当董事长和总经理二职分离时，认为企业的内部治理效率相对较高。表7 Panel B中第(7)、(8)列报告了董事长和总经理二职合一的异质性分析结果。本文发现，影子银行规模扩张在二职合一的企业中显著为正，而在二职分离的企业中不明显，意味着相对于二职分离的企业而言，非金融企业从事影子银行业务对股价崩盘风险的影响在二职合一的企业中尤为显现。该结果所隐含的潜在的原因可概述为，对于二职分离的企业而言，由于管理层对公司治理效率相对较高，能更准确地对投资项目做出恰当的判断，因而具有足够的能力控制不利事件的发生，这对于降低影子银行规模扩张及其所引致的股价崩盘风险具有重要的缓释作用。

(三) 投资机会视角

诚如前文所言，当实体经济投资机会不足时，企业亦无法对经营性现金流、投资收益率等自身财务状况及成长机会、融资成本等外在环境形成稳定的一致预判。与此同时，管理层难以准确

预测企业自身的财务状况,从而表现出趋同的投融资决策,资金配置效率有所恶化。为避免实体经济投资机会不足所带来的冲击,一方面,企业会通过持有期限较短的金融资产并在需要进行交易,这有助于缓解高昂的外部融资成本并降低财务困境,从而解决投资不足的问题(Kim et al., 1998; Han and Qiu, 2007)。换言之,企业从事影子银行业务的潜在动机之一是出于“预防性储蓄”动机;另一方面,面临实体投资机会的不足以及实体投资收益率较低的情形,加上固定资产投资一般是多期完成,此时非金融企业倾向于从事影子银行业务以配置收益率较高的金融资产,因而会对固定资产投资产生挤出效应,即企业从事影子银行业务呈现为“投资替代”动机,这不仅会恶化资产负债表并加剧不良信息的不断累积,甚至会形成股价崩盘风险。为此,借鉴 Dickinson (2011)、杨兴全等(2016)、刘贯春等(2019)的研究,本文分别采用生命周期中的成长期、投资机会和成长机会刻画企业所面临的投资机会。其中,本文采用现金流组合的方式对企业生命周期进行划分并识别出成长期,采用销售收入增长率刻画企业投资机会,并采用 *tobinq* 反映企业的成长机会。特别地,当企业生命周期处于成长期、销售收入增长率和 *tobinq* 高于行业中位数时,隐含着企业具有较高的投资机会,反之则意味着投资机会较低。基于投资机会的异质性实证分析结果见表 8 所示,可以发现,在面临投资机会(包括非成长期和成长机会)较低时,非金融企业从事影子银行业务会加剧股价崩盘风险,而对于面临投资机会较高的企业而言,其所从事的影子银行业务对股价崩盘风险的影响并不明显,这也进一步印证了在面临外界投资环境较差时,非金融企业从事影子银行业务会加剧股价崩盘风险,换言之,投资机会在影子银行规模扩张对股价崩盘风险的影响中发挥着重要作用。

表 8 非金融企业影子银行化与股价崩盘风险:投资机会视角

	成长期	非成长期	投资机会高	投资机会低	成长机会高	成长机会低
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>lnshban</i>	-0.0024 (0.0052)	0.0140*** (0.0053)	-0.0001 (0.0051)	0.0119** (0.0053)	0.0008 (0.0060)	0.0085* (0.0045)
截距项	2.3689*** (0.5743)	2.0580*** (0.5376)	1.2105** (0.5188)	0.8777 (0.5552)	1.0095** (0.4579)	1.4103** (0.6219)
控制变量	是	是	是	是	是	是
时间效应	是	是	是	是	是	是
个体效应	是	是	是	是	是	是

R ²	0.1421	0.1475	0.1239	0.1575	0.1511	0.1318
N	9216	10071	9676	9611	10238	9651

七、研究结论和启示

不同于以往文献将影子银行聚焦于金融机构的表外业务，本文以非金融企业之间的类金融行为作为出发点，尝试从非金融企业影子银行化视角探究股价崩盘风险的演化特征及成因。特别地，在系统梳理股价崩盘风险形成逻辑的基础上，本文重点阐释非金融企业影子银行化通过恶化信息质量、引发利润结构性变动及迎合短期投资者利益实施捂盘行为而加剧股价崩盘风险，并提出三个待检验的研究假说。结合理论分析，深入探究了非金融企业从事影子银行业务的动机以及掩盖信息的内容，并从管理层短视这一角度深入挖掘企业捂盘动机的真正诱因。进一步地，本文在手动查询了沪深上市公司所发布的委托贷款公告并详细整理委托贷款具体业务数据的基础上，结合2007—2018年A股非金融上市公司财务数据，实证探索了非金融企业影子银行化对股价崩盘风险的影响，并围绕外部监督、内部治理和投资机会三个维度展开经验分析，以期考察非金融企业影子银行化对股价崩盘风险的影响所呈现的潜在异质性特征。

本文研究结果表明，非金融企业从事影子银行业务会恶化信息质量并加剧股价崩盘风险，且非金融企业涉足影子银行业务每增加1单位标准差，其股价崩盘风险将平均增加1.90%单位的标准差。通过替换核心变量的指标、改变参数估计方法、控制其他冲击及考虑潜在的内生性问题后，上述研究结论依然稳健。尽管非金融企业从事影子银行业务会降低其投资效率并伴随主营业务利润的下降，但同时也会提高非主营业务利润，隐含着企业管理层出于迎合短期投资者利益的动机，实施了对主营业务利润下降信息的捂盘行为。因此，本文揭示了非金融企业从事对其各方面都不利的影子银行业务实际上是管理层短视的一种结果。进一步区分股东类型发现，当现有股东为短期机会主义投资者时，影子银行对股价崩盘风险的影响显著；而当现有股东为长期投资者时，影子银行对股价崩盘风险的影响并不显著。同时，当行业面临的竞争程度相对较高时，企业更有动机掩盖主营业务利润下降的不良信息，且该效应明显高于竞争程度较低的行业。此外，本文的研究结果还表明，非金融企业影子银行化对股价崩盘风险的影响在外部监督较弱、内部治理效率较低和投资机会较低的企业中尤为凸显，表明较强的外部监督和较好的内部治理以及促进实体经济投资能有效遏制非金融企业从事影子银行业务的短视化行为，对于扭转企业的“脱实向虚”、降

低股价崩盘风险并维护经济与金融稳定发展具有重要作用。

结合上述研究结论, 本文提出如下政策建议:

(1) 由于非金融企业部门承担着物质生产的职责, 如果将其有限的资本转移到高风险的金融资产投资业务之中, 势必会导致企业的主营业务等长期行为受到抑制。而且非金融企业从事影子银行业务极易加剧实体部门空心化趋势, 通过强化企业部门之间、企业部门与金融市场之间的风险交叉传染效应, 进而对实体经济产生系统影响。因此, 稳慎并有序推进金融市场化改革, 从顶层设计上消除融资优势企业和融资弱势企业之间的资金配置失衡和低效的现象, 对于从根源上遏制非金融企业过度从事影子银行业务等金融投资行为, 进而维持金融市场和实体经济的平稳、健康及有序发展具有重要作用。

(2) 为弱化内部股东和外部股东之间的利益冲突, 管理层出于迎合短期投资者利益而从事短视化投资行为, 由此导致影子银行业务加剧金融风险的重要根源。因此, 优化投资者结构、注重引入长期投资者并强化外部监督力量及提高内部治理效率, 能够在一定程度上扼制内部股东和外部股东之间的潜在利益冲突, 对于抑制影子银行业务的规模扩张及其形成的负面影响具有重要意义。同时, 外部投资机会匮乏也在一定层面上构成了非金融企业涉足影子银行业务的重要动因, 因而在产业转型升级的背景下, 决策部门应不断完善实体投资环境, 引导经济活动重心从“虚拟经济”向“实体经济”过渡, 即扭转资本的“脱实入虚”态势, 同时促进实体投资并提高企业的主营业务能力, 增强企业内部“造血”功能是合理化解金融风险的重要保证。

(3) 加强功能性金融监管, 有效提高企业的信息披露质量, 降低投资者、企业、市场与监管当局之间的信息不对称程度, 从而缓解非金融企业以地下融资等非合规渠道开展影子银行业务并进而引致的股价崩盘风险不断积聚等不利冲击。一方面, 高质量的信息披露能够为投资者提供更加有效的信息, 这对于引导投资者合理、规范投资并促进资本市场有序运营与健康发展具有重要的作用; 另一方面, 提高企业的信息披露质量能够降低企业管理层掩盖不良信息及从事私利行为的动机, 从而降低“坏消息”的不断积累导致的股价崩盘发生的概率, 这对于提高企业的内部治理效率、降低信息不对称及其形成的股价崩盘风险并进而维护金融市场稳定具有重要的作用。

(4) 进一步提高以银行为代表的正规金融服务实体经济的辐射能力, 决策部门应持续深化金融市场竞争体系的塑造, 完善要素价格市场化体制机制, 依据经济的发展现实采取有效的宏观

经济政策予以合理调控。一方面，货币当局可考虑以定向政策抑制商业银行对金融化企业的资金供给，并从源头上维持信贷的最优规模、提升信贷的质量以及优化信贷配置的结构，纾解资源错配并降低金融摩擦，进而最大程度地发挥金融服务实体经济的结构性调节功能；另一方面，通过加强金融基础设施建设和覆盖并实现充分的良性竞争，逐步形成层次分明和功能互补的现代金融体系，提升正规金融服务实体经济的深度，降低资源配置失衡和低效的现象，从而健全影子银行治理的长效机制，这对于抑制非金融企业涉足影子银行业务并进而促进实体企业有序发展具有帕累托改进效应，因而具有非常重要的实践指导意义。

（5）现阶段，在全球经济政策不确定性的背景下，特别是面临新冠肺炎疫情的不利冲击，企业更有可能过度从事影子银行业务，包括以较高成本进行委托贷款，并导致企业更严重的捂盘行为以及加剧公司治理问题。在当前形势下，影子银行业务带来的股价崩盘风险的经济后果可能愈加严重。因此，继续深化供给侧结构性改革，矫正要素配置扭曲，力求以高质量的金融发展持续深化金融体制改革并强化服务实体经济发展的功能，在实现经济稳定增长的过程中不断完善实体经济投资环境，增加实体企业投资机会，促进产业结构升级，降低企业从事影子银行业务的动机，为引导非金融企业从事具有长期价值的实体主营业务提供相应的环境和条件支撑，对于促进实体经济稳定发展具有重要的现实启示意义。

本文首次从利润结构性变动的视角证实了基于追求短期利益的目的，企业将注意力从主营业务转向非主营业务中的影子银行投资行为，在造成其基本面恶化的同时也放大了企业掩盖不良信息的动机，并最终在金融市场上带来了股价崩盘风险的加剧。然而，本文的研究依然存在一定的局限性。①受限于数据的限制，本文无法将企业层面上的委托贷款与银行资产负债表中的具体表外业务充分匹配，因而无法准确考察企业与金融机构之间的风险交叉传染及其潜在的动态反馈机制。②尽管当前影子银行治理的短期成效已经显现，但其分类治理措施和长效机制尚未健全，因而难以从根源上遏制影子银行的成长空间以消除系统性金融风险的潜在威胁。因此，探讨影子银行治理的长效机制除了关注治理的持续性和稳定性之外，更需要关注其根源性，特别地，金融市场作为经济发展新格局的重要着力点，深化金融体制改革并健全其有效支持实体经济发展的机制，不仅有利于提高金融服务实体经济的结构性调节功能以及培育新形势下我国参与国际合作和竞争新优势，还有助于提高供给质量和水平，对于递进深化金融供给侧结构性改革及保持我国经济平

稳健康发展至关重要。然而, 囿于本文研究主题的范围有限, 这一问题在本文尚未得到充分研究, 但这将是本文后续研究的重点方向。

【参考文献】

- [1] 陈斌开, 林毅夫. 金融抑制、产业结构与收入分配[J]. 世界经济, 2012, (1):3-23.
- [2] 李建军, 韩珣. 非金融企业影子银行化与经营风险[J]. 经济研究, 2019, (8):21-35.
- [3] 林乐, 郑登津. 退市监管与股价崩盘风险[J]. 中国工业经济, 2016, (12):58-74.
- [4] 刘贯春, 段玉柱, 刘媛媛. 经济政策不确定性、资产可逆性与固定资产投资[J]. 经济研究, 2019, (8):53-70.
- [5] 刘京军, 徐浩萍. 机构投资者: 长期投资者还是短期机会主义者[J]. 金融研究, 2012, (9):141-154.
- [6] 刘珺, 盛宏清, 马岩. 企业部门参与影子银行业务机制及社会福利损失模型分析[J]. 金融研究, 2014, (5):96-109.
- [7] 陆瑶, 施新政, 刘璐瑶. 劳动力保护与盈余管理——基于最低工资政策变动的实证分析[J]. 管理世界, 2017, (3):146-158.
- [8] 彭俞超, 倪晓然, 沈吉. 企业“脱实向虚”与金融市场稳定——基于股价崩盘风险的视角[J]. 经济研究, 2018, (10):50-66.
- [9] 钱雪松, 谢晓芬, 杜立. 金融发展、影子银行区域流动和反哺效应——基于中国委托贷款数据的经验分析[J]. 中国工业经济, 2017, (6):60-78.
- [10] 沈永建, 徐巍, 蒋德权. 信贷管制、隐性契约与贷款利率变相市场化——现象与解释[J]. 金融研究, 2018, (7):49-68.
- [11] 司登奎, 赵冰, 刘喜华, 李小林. 汇率政策不确定性与企业杠杆率[J]. 财经研究, 2020, (12):124-137.
- [12] 王晋斌, 李博. 中国货币政策对商业银行风险承担行为的影响研究[J]. 世界经济, 2017, (1):25-43.
- [13] 王珏, 祝继高. 基金参与公司治理: 行为逻辑与路径选择[J]. 中国工业经济, 2015, (5):135-147.
- [14] 王永钦, 刘紫寒, 李嫦, 杜巨澜. 识别中国非金融企业的影子银行活动——来自合并资产负债表的证据[J]. 管理世界, 2015, (12):24-40.
- [15] 杨兴全, 齐云飞, 吴昊旻. 行业成长性影响公司现金持有吗[J]. 管理世界, 2016, (1):153-169.
- [16] 叶康涛, 曹丰, 王化成. 内部控制信息披露能够降低股价崩盘风险吗[J]. 金融研究, 2015, (2):192-206.
- [17] 伊志宏, 姜付秀, 秦义虎. 产品市场竞争、公司治理与信息披露质量[J]. 管理世界, 2010, (1):133-141.
- [18] 张成思, 刘贯春. 中国实业部门投融资决策机制研究——基于经济政策不确定性和融资约束异质性视角[J]. 经济研究, 2018, (12):51-67.
- [19] 周开国, 应千伟, 陈晓娴. 媒体关注度、分析师关注度与盈余预测准确度[J]. 金融研究, 2014, (2):139-152.
- [20] 周泽将, 马静, 胡刘芬. 高管薪酬激励体系设计中的风险补偿效应研究[J]. 中国工业经济, 2018, (12):152-169.
- [21] Allen, F., Y. Qian, G. Tu, and F. Yu. Entrusted Loans: A Close Look at China's Shadow Banking System [J]. *Journal of Financial Economics*, 2019, 133(1):18-41.
- [22] Beyer, A., D. A. Cohen, T. Z. Lys, and B. R. Walther. The Financial Reporting Environment: Review of the Recent Literature [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2010, 50(2-3):296-343.
- [23] Bhattacharya, U., A. Hackethal, S. Kaesler, B. Loos, and S. Meyer. Is Unbiased Financial Advice to Retail Investors Sufficient? Answers from a Large Field Study [J]. *Review of Financial Studies*, 2012, 25(4):975-1032.
- [24] Chen, J., H. Hong, and J. C. Stein. Forecasting Crashes: Trading Volume, Past Returns, and Conditional Skewness in Stock Prices [J]. *Journal of Financial Economics*, 2001, 61(3):345-381.
- [25] Dewally, M., and Y. Shao. Financial Derivatives, Opacity, and Crash Risk: Evidence from Large U.S. Banks [J]. *Journal of Financial Stability*, 2013, 9(4):565-577.
- [26] Dickinson, V. Cash Flow Patterns as a Proxy for Firm Life Cycle [J]. *Accounting Review*, 2011,

86(6):1969-1994.

[27] Faccio, M., R. W. Masulis, and J. J. McConnell. Political Connections and Corporate Bailouts [J]. *Journal of Finance*, 2006, 61(6):2597-2635.

[28] Fostel, A., and J. Geanakoplos. Leverage Cycles and the Anxious Economy [J]. *American Economic Review*, 2008, 98(4):1211-1244.

[29] Han, S., and J. Qiu. Corporate Precautionary Cash Holding [J]. *Journal of Corporate Finance*, 2007, (1):43-57.

[30] Hirshleifer, D., and S. H. Teoh. Driven to Distraction: Extraneous Events and Under Reaction to Earning News [J]. *Journal of Finance*, 2009, (5):2289-2325.

[31] Hutton, A. P., A. J. Marcus, and H. Tehranian. Opaque Financial Reports, R2, and Crash Risk [J]. *Journal of Financial Economics*, 2009, 94(1):67-86.

[32] Jiang, G., C. M. C. Lee, and H. Yue. Tunneling through Intercorporate Loans: The China Experience [J]. *Journal of Financial Economics*, 2010, 98(1):1-20.

[33] Jin, L., and S. C. Myers. R2 Around the World: New Theory and New Tests [J]. *Journal of Financial Economics*, 2006, 79(2):257-292.

[34] Kim, C., D. C. Mauer, and A. E. Sherman. The Determinants of Corporate Liquidity: Theory and Evidence [J]. *Journal of Corporate Finance*, 1998, (3):335-359.

[35] Kim, J. B., and L. Zhang. Financial Reporting Opacity and Expected Crash Risk: Evidence from Implied Volatility Smirks [J]. *Contemporary Accounting Research*, 2014, 31(3):851-875.

[36] Kim, J. B., Y. Li, and L. Zhang. Corporate Tax Avoidance and Stock Price Crash Risk: Firm-level Analysis [J]. *Journal of Financial Economics*, 2011, 100(3):639-662.

[37] Reinhart, C. M., and K. S. Rogoff. This Time is Different: A Panoramic View of Eight Centuries of Financial Crises [R]. National Bureau of Economic Research, 2008.

[38] Richard, J. R. Too Much Right Can Make a Wrong: Setting the Stage for the Financial Crisis [R]. Federal Reserve Bank of Chicago, 2009.

[39] Richardson, S. Over-investment of Free Cash Flow [J]. *Review of Accounting Studies*, 2006, 11(2-3):159-189.

[40] Serletis, A., and L. Xu. The Demand for Banking and Shadow Banking Services [J]. *North American Journal of Economics and Finance*, 2019, (47):132-146.

Non-financial Enterprises' Shadow Banking Business and Stock Price Crash Risk

SI Deng-kui LI Xiao-lin ZHAO Zhong-kuang

Abstract: The most prominent structural contradiction in the process of China's economic development at the present stage is that the capital "goes from real to virtual" and the profits of non-financial enterprises are increasingly dependent on financial channels. Based on the financial like behavior among non-financial enterprises, this paper aims to explore the motivation of non-financial enterprises to invest in shadow banking business and its impact on the risk of stock price crash in China, using the yearly data from the Chinese A-share listed non-financial enterprises spanning from 2007 to 2018. The results show that: ①Non-financial enterprises' involvement in shadow banking significantly increases the risk of stock price crash. The average risk of stock price crash increases by 1.90% with the increase of one standard deviation when non-financial enterprises are involved in shadow banking business. After replacing core indicators, changing estimate method, control other shocks and tackling endogenous problems, the conclusion is still valid. ②Enterprises' investment in shadow banking will worsen the information quality of enterprises. Furthermore, the behavior will worsen the profitability of main business and enhance the profitability of non main business, but the total profitability will decline. At the same time, the impact on the crash risk is particularly obvious in the short-term investor dominated shareholder structure and the industry with more fierce market competition. This means that the enterprises choose the short-sighted shadow banking business to cater the interest of shareholders, and cover the market after the main business declines. ③The impact of shadow banking on crash risk is particularly significant in enterprises with weak external supervision, poor internal governance and low investment opportunities. This paper not only provides new empirical evidence for the motives and economic consequences of shadow banking business, but also provides policy implications for strengthening external supervision and improving corporate governance so as to alleviate the short-term behavior of management.

Key Words: shadow banking; stock price crash risk; corporate governance; information asymmetry

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



元素征信 专业的信用大数据服务商

北京|上海|深圳|辽宁|陕西|云南|山西|天津|河北|湖北
山东|广西|贵州|南京

地址：北京市海淀区北坞村路23号创新园北区5号楼
电话：010-82602070