

# I 国际货币评论

## International Monetary Review

主编：张杰

新质生产力：理论创新、形成机理与未来展望

张东刚

央行沟通公告有助于提升政策利率的传导效率吗？

欧阳志刚、胡雯华

开放条件下的双支柱调控效应：跨国实证研究

马勇、郭锐、章洪铭

跨境资本流动、国内信贷周期与汇率制度选择

芦东、刘家琳

纳斯达克指数波动与风险分析：AI 技术革新与宏观经济的关联性影响

朱民、杨斯亮、巩冰

顾问委员会：（按姓氏拼音排序）

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

编委会主任：张 杰

编委会委员：（按姓氏拼音排序）

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

主 编：张 杰

副 主 编：何 青 宋 科

编辑部主任：何 青

编辑部副主任：赵宣凯 安 然

责任编辑：黄昱洲

栏目编辑：刘彦杉

美术编辑：陈一欣

刊 名：国际货币评论

刊 期：月 刊

主办单位：中国人民大学国际货币研究所

出版单位：《国际货币评论》编辑部

地 址：北京市海淀区中关村大街 59 号文化大厦 605 室

邮 编：100872

网 址：[www.imi.ruc.edu.cn](http://www.imi.ruc.edu.cn)

电 话：86-10-62516755

传 真：86-10-62516725

邮 箱：[imi@ruc.edu.cn](mailto:imi@ruc.edu.cn)



**IMI**

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

# 目录

## 【卷首】

新质生产力：理论创新、形成机理与未来展望	张东刚	01
央行沟通公告有助于提升政策利率的传导效率吗？	欧阳志刚、胡雯华	07
开放条件下的双支柱调控效应：跨国实证研究	马勇、郭锐、章洪铭	27
跨境资本流动、国内信贷周期与汇率制度选择	芦东、刘家琳	42
纳斯达克指数波动与风险分析：AI 技术革新与宏观经济的关联性影响	朱民、杨斯尧、巩冰	98
商品房预售与商业银行的信用风险承担		
——来自我国地方性银行的经验证据	李志辉、朱明皓	110
跨境人民币新观察：特点、问题与对策		
——基于企业问卷调查	涂永红、陆利平、吴翌琳、陈昭晶、王景业	123

# 新质生产力：理论创新、形成机理与未来展望<sup>1</sup>

张东刚<sup>2</sup>

**【摘要】**新质生产力丰富了马克思主义生产力理论，改造了生产函数理论，是习近平经济思想的最新创新成果和理论飞跃，回答了高质量发展面临的问题，为以中国式现代化全面推进强国建设、民族复兴提供了科学指引。新质生产力的形成机理符合创新的一般规律，具有创新性、包容性、先进性、绿色性和开放性的属性，将为人口规模巨大、共同富裕、物质文明和精神文明协调、人与自然和谐共生、和平发展的中国式现代化奠定重要的物质与技术基础。对照中国式现代化的本质要求，加快发展新质生产力尚存在理论认知局限和实践挑战。加快发展新质生产力，需要构建以创新为核心的产业政策体系，增强国家创新体系的战略支撑作用，畅通教育科技人才的良性循环，发挥超大规模市场优势，深化要素市场化改革。为此，要进一步解放思想，从中国式现代化全局的高度推动理论创新，深入研究新质生产力发展对社会主要矛盾演变带来的影响；要形成与新质生产力相适应的新型生产关系，高质量推动国家治理体系与治理能力现代化。

**【关键词】**新质生产力 形成机理 重点发展领域 战略构想 中国特色政治经济学

从2023年9月在地方考察时首次提出“新质生产力”这一创新性的经济学概念，到2023年12月在中央经济工作会议上强调“发展新质生产力”，再到2024年1月在中共中央政治局第十一次集体学习时提出新质生产力的内涵特征和发展重点，以及2024年全国两会强调“因地制宜发展新质生产力”，习近平总书记以深邃的历史眼光、宽广的时代视野、前瞻的战略思维，就什么是新质生产力，为什么要发展新质生产力，以及如何发展新质生产力作出了重要论述和战略部署。<sup>3</sup>新质生产力总结了新时代新征程中国发展的实践经验，是对人类发展规律的最新概括，为推动构建人类命运共同体指明了前进方向，贡献了人类文明增量，也是建构中国经济学自主知识体系的重要思想指导。在新发展阶段推动高质量发展，必须把握好生产力与生产关系的矛盾运动规律，坚持全面深化改革，破除思想障碍和制度藩篱，形成与新质生产力发展相适应的管理体制和运行机制，让各类优质生产要素向发展新质生产力顺畅流动，以新质生产力发展新成效激发推进中国式现代化新动能。

## 一、新质生产力优在何处？

新质生产力坚持和发展了马克思主义生产力理论，是中国特色社会主义政治经济学的重要组成部分，为以高质量发展推进中国式现代化提供了思想指引。

### (一)开创了中国特色政治经济学新境界

新质生产力理论是对马克思主义生产力理论的创新和发展，<sup>4</sup>改造了生产函数理论，开创了中国特色政治经济学的新境界。

首先，新质生产力丰富发展了马克思主义生产力理论。生产力理论是马克思主义政治经济学的重要基础和鲜明特色。<sup>5</sup>马克思和恩格斯批判吸收了英法古典政治经济学的生产理论，发展了德国历史学派的生产

<sup>1</sup> 原载于《应用经济学评论》2024年3月期

<sup>2</sup> 张东刚，中国人民大学党委书记

<sup>3</sup> 《习近平在黑龙江考察时强调，牢牢把握在国家发展大局中的战略定位，奋力开创黑龙江高质量发展新局面》，《人民日报》2023年9月9日；《习近平在中共中央政治局第十一次集体学习时强调，加快发展新质生产力，扎实推进高质量发展》，《人民日报》2024年2月2日；《中央经济工作会议在北京举行》，《人民日报》2023年12月13日。

<sup>4</sup> 刘伟：《科学认识与切实发展新质生产力》，《经济研究》2024年第3期。

<sup>5</sup> 张辉、唐琦：《新质生产力形成的条件、方向及着力点》，《学习与探索》2024年第1期。

力学说，总结人类社会发展历史规律，指出生产力决定生产关系，生产关系反作用于生产力，生产力与生产关系相互作用是人类社会的基本矛盾。新中国成立以来，特别是改革开放以来，我国逐步探索出一条独特的发展道路，形成和不断发展中国特色社会主义政治经济学，指出社会发展的根本任务是解放和发展生产力，为当代中国创造“两个奇迹”提供了理论指引。

科技进步永无止境，生产力在不同时代具有不同的内涵和特征，需要立足实践进展及时进行理论创新。进入新时代新征程，解决我国发展不平衡不充分问题，以高质量发展推动中国式现代化，归根结底是要以发展作为解决一切问题的基础和关键，必须进一步解放和发展生产力。全球新一轮科技革命和产业变革方兴未艾，世界主要国家战略博弈激化，关键是抢占科技创新制高点，重塑国家产业竞争优势，提高产业链供应链韧性。

新质生产力坚持解放社会生产力这一马克思主义政治经济学的基本命题，同时紧扣我国新时代新征程社会主要矛盾的实质，总结了在习近平新时代中国特色社会主义思想，特别是习近平经济思想指引下，我国在现代化产业体系建设、科技创新、改革开放、安全发展、民生保障等方面取得的实践成就，科学把握了人工智能等颠覆性技术蕴藏的强大发展动能，为推动高质量发展提供了科学的理论支撑。

其次，新质生产力改造了生产函数理论和经济增长理论。生产函数通常假设在技术水平不变的情况下，生产中使用的生产要素与最大产量之间的函数关系，并将经济增长归因于生产要素投入贡献以及全要素生产率。在新一轮科技革命与产业变革背景下，新技术、新要素对经济增长的贡献明显增强。新质生产力锚定提升全要素生产率，既体现了经济增长的一般规律，又突出了新技术、新要素、新的组合方式等赋予生产函数和增长模型的全新内涵，为培育壮大新兴产业和未来产业，推动传统产业向高端化、智能化、绿色化转型升级提供了系统指导，符合我国加快建设教育强国、制造强国、科技强国、人才强国的战略需要，彰显了我国在全球经济新格局中的理论自觉和战略主动。

总的来看，新质生产力是习近平总书记立足中国现阶段基本国情、国际政治经济环境和科技发展新动向，提出的一个具有鲜明科学性、时代性、先进性和实践性的创新概念，是在坚持马克思主义政治经济学基本原理和吸收借鉴西方经济学有益成分的基础上、在深刻总结新时代中国发展实践基础上作出的重要理论创新。

## (二)新质生产力为推动高质量发展和重塑国际竞争优势提供理论指引

首先，新质生产力为推动高质量发展提供了理论指引。2023年12月，中央经济工作会议提出，“必须把坚持高质量发展作为新时代的硬道理”。我国建设社会主义现代化强国还面临一系列挑战和困难。一是对颠覆性技术的基础理论研究仍存在短板弱项，同时科研成果的转化利用率仍有待提升，科技自立自强水平有待进一步提高。二是传统产业比较优势减弱，产业竞争力亟须重塑，需要解决产业大而不强的问题，防范产业链供应链风险。三是劳动生产率提升和居民收入增长趋缓，启动内需基础不稳固，供给与需求相互促进面临堵点。四是亟须转变高资源消耗和高碳排放的传统发展模式，减少对生态环境造成不可逆的破坏。新质生产力以创新为主要特征，以现代化产业体系建设为重点领域，以数字化、绿色化为新增投资主要方向，有助于促进劳动生产率，将推动形成创新驱动发展格局，提高生产性投资的收益率，实现居民收入与经济增长同步，为中国式现代化提供坚实的物质技术基础。新质生产力理论还为提高各类政策取向的一致性指明了方向，财政、货币、就业、产业、区域、科技、环保都要围绕加快形成新质生产力统筹部署。

其次，新质生产力为塑造国际竞争新优势提供了理论指引。人类历史发展证明，科技革命带来产业变革，进而带来世界格局的调整。<sup>6</sup>英国借助第一次工业革命的先发优势建立了“日不落帝国”；美国、德国、日本等国家利用第二次工业革命的契机实现了赶超，特别是美国成为世界头号工业强国；美国凭借第三次工业革命的主导权巩固了自己的霸权地位，一跃成为“超级大国”。当前，人工智能、云计算等新兴技术正引领新一轮科技革命和产业变革催生的第四次工业革命，将推动着国际格局的重塑。在某种程度上，谁掌握了关键核心技术的先发优势，谁就掌握了国际竞争的主动权。新质生产力有助于中国把握世界百年未有之大变局的主动权。新质生产力抓住科技创新这个“牛鼻子”，突破关键核心技术的“卡脖子”问题，并且

<sup>6</sup> 《求是》杂志评论员：《深刻认识和加快发展新质生产力》，《求是》2024年第5期。

实现科技创新成果向现实生产力的有效转化。面对国际竞争对中国科技发展的挑战，新质生产力将进一步推动中国科技自立自强，打破西方国家的技术封锁。因此，形成新质生产力是在世界百年未有之大变局的背景下确保中国独立自主、赢得战略主动的现实需要。

### (三)为推动构建人类命运共同体提供理论支撑

新质生产力升华了对人类经济发展规律的普适性认识，为推动构建人类命运共同体提供理论支撑。

首先，新质生产力升华了对人类经济发展规律的普适性认识。纵观人类发展历史，前三次工业革命为人类的生产活动提供了机械化、标准化和自动化的技术条件，但是始终没有跳出规模经济这一传统路径。驱动新质生产力的新兴技术主要源于“第四次工业革命”中的颠覆性技术，其打破了原有的技术路径。第四次工业革命不再仅仅关注生产环节，而是引导了一场复合性的技术变革。新质生产力是对传统经济发展动能的接续与革新，是传统生产力和生产关系辩证发展量变积累的结果。进入新发展阶段，经济增长传统“三驾马车”的推力逐渐衰减，而脱胎于传统生产力的新质生产力可以依托新兴技术“基础创新”“广泛渗透”和“多维赋能”的特点实现质态跃升，成为推动经济社会发展的变革性力量。

其次，新质生产力有助于推动构建人类命运共同体。思想是行动的指引，新质生产力的发展必然要求进一步完整、准确、全面地贯彻新发展理念，将“创新、协调、绿色、开放和共享”的发展理念扎扎实实地贯穿于实际工作中。通过强化理论指导、创新驱动、政策支持与系统构建，新质生产力为中国提供了向新发展范式转变的路径与方案，同时为全球提供了中国智慧和方案，将推动世界生产力的发展。

总之，新质生产力概念的提出，是习近平总书记对人类社会一般规律的深刻认识，也是对马克思主义唯物史观的继承和发展。人类文明新形态的到来，迫切要求社会生产力从低质向高质、从旧质向新质转型升级，归根结底要使社会生产力自身“实现质的有效提升”<sup>7</sup>。习近平总书记关于新质生产力重要论述作为习近平经济思想的又一重要内容，它的生成既是建立在马克思主义生产力理论基础之上，更是基于历史之变、世界之变、时代之变的全球性理论创新。这一概念是中国提供的重要的全球知识公共产品，为人类哲学社会科学的发展提供了中国话语、中国概念，是中国文化自信和文化自觉的生动体现。

## 二、新质生产力的形成机理与重点发展领域

历次重大生产力飞跃，都呈现出颠覆性技术创新、先导产业成长、核心要素成本下降、配套基础设施升级、产业组织方式变革等五个方面形成的协同效应，为认识新质生产力的形成机理提供了历史经验借鉴和理论指引。

### (一)新质生产力的形成机理

近年来，以马克思的生产力理论为指导，创新经济学综合了“创造性毁灭”理论，对工业革命以来的历次生产力飞跃形成了规律性认识，即每次重大生产力的飞跃均由“技术创新—先导产业—核心要素—基础设施—组织方式”形成协同创新：(1)“颠覆性技术”创新取得重大进展，率先在少数“先导产业”实现产业化；(2)先导产业发展所需的“核心要素”价格大幅下降，配套“基础设施”得以建成，新的“企业组织”建立起来，共同促进“先导产业”快速成长；(3)“先导产业”对传统产业形成示范效应，并加快改造提升传统产业，使得新技术、新要素、新的基础设施和新的组织方式被广泛采用，实现全要素生产率的大幅提升。一次完整的生产力飞跃，通常要经历新产业体系的“导入期”和“拓展期”，需要40~60年的时间，表现为一次技术“长波”。

工业革命史和产业经济研究已表明，自18世纪的工业革命以来，人类社会先后形成了五次生产力的重大飞跃：(1)工业水利机械化阶段，形成了“棉纺织业—棉、铁、煤—运河—工厂制”协同创新；(2)工业交通蒸汽机械化阶段，形成了“机床—铁、煤—铁路、电报—股份制”协同创新；(3)工业运输家庭电气化阶段，形成了“电气设备、重化工—钢、铜—钢轨、电话、泰勒制”协同创新；(4)交通、军民摩托化阶段，形成了

<sup>7</sup> 顾海良：《新质生产力是新时代实践和理论创新的集成》，《经济日报》2024年3月19日。

“发动机—石油、天然气、合成材料—无线电、高速公路—福特制”协同创新；(5)国民经济计算机化阶段，形成了“软件、信息通信技术—芯片—信息高速公路—互联网”协同创新<sup>8</sup>。按照 40~60 年的技术长波周期预计，第五次生产力飞跃大约将在 21 世纪前 20 年结束，并引来第六次生产力飞跃，表现为过去十余年来的新一轮科技革命与产业变革。

新质生产力是创新起主导作用，新质生产力的形成机理应符合创新的一般规律。新质生产力是新一轮科技革命和产业变革加速演进的必然结果，其形成机理突出表现为以下五方面。第一，在颠覆性技术创新方面，以新一代信息技术、生命科学技术、先进制造技术、能源技术、空间和海洋技术加速突破应用。第二，在先导产业成长方面，数字化和绿色化成为开辟新赛道最重要的战略方向，智能制造、绿色制造将引领产业体系重构。第三，在核心要素价格下降方面，数据要素化成为新型要素是新质生产力最突出的特征，数据要素价格下降将成为新兴产业和未来产业成长，产业高端化、智能化、绿色化转型的关键因素。第四，在基础设施升级方面，数字基础设施建设和传统基础设施的数字化、绿色化改造，对现代化产业体系建设的支撑作用远超传统交通基础设施。第五，在产业组织方式变革方面，大规模生产转向大规模定制，平台型组织、社会化生产逐渐取代流水线生产。

## (二)加快发展新质生产力的重点领域

新质生产力形成机理的分析，为明确加快发展新质生产力的重点领域提供了理论指导。按照上述新质生产力形成机理的五个方面，加快发展新质生产力要分别从五个领域重点突破。

第一，发挥科技创新主导作用，形成高科技的生产力。紧密围绕颠覆性技术健全创新体系，加快科技创新成果向现实生产力转化。一是颠覆性创新具有高度的不确定性，要发挥市场在配置创新要素、分散创新风险中的优势，充分激发并保护企业家精神，强化企业创新主体地位，加强知识产权保护，引导各类型企业积极参与国家重大科技攻关。二是增强国有企业科技创新的动力，在考核机制上将科技投入和产出作为创新型国有企业的重要考核内容。三是在战略性、关键性、前瞻性领域建立开放协同的国家实验室和国家科研机构，解决科技创新领域的市场失灵，组织实施重大科技攻关，推动公共科研机构开放共享和组织创新。

第二，发力新赛道与推动产业转型升级，形成新质生产力的主导产业。重点围绕数字化和绿色化两个战略方向，加快主导产业的迭代升级。一是积极培育战略性新兴产业和未来产业，打造具有国际竞争力的数字产业集群，推动以“新三样”为代表的新能源产业高质量发展。二是利用新技术改造提升传统产业，应用数字化技术为其他领域提供转型升级的解决方案，推动产业加速向高端化、智能化、绿色化转型发展，提高产业链供应链韧性和现代化水平。三是要全面审视区位产业禀赋条件，因地制宜发展新质生产力。遵循产业发展和地区空间成长规律，通过分区域施策、分产业施策，因地制宜统筹各类产业发展。

第三，发挥数据要素放大、叠加、倍增作用，筑基新质生产力。加快数据要素化、资本化，建设数据要素市场，降低数据要素成本，发挥数据要素对其他要素的赋能作用。一是聚焦重点行业和领域，挖掘高价值数据要素应用场景，培育数据商，繁荣数据产业生态，激励多方主体积极参与数据要素开发利用。二是完善多样化、可持续的数据要素价值释放机制，推动数据资源丰富、作用效益明显的领域率先突破，发挥示范引领作用。三是充分发挥市场机制作用，推动数据资源有效配置，强化企业在激活数据要素价值中的主体地位。加快构建全国一体化的数据交易市场体系，促进数据要素的充分有序流通和赋能传统要素。

第四，大力发展数字基础设施，筑牢发展新质生产力的关键底座。以云网融合为核心特征的数字基础设施加速演进，成为发展新质生产力的关键驱动力。一是构建全国一体化算力网，整合和优化全国范围内的算力资源。降低算力使用成本和使用门槛，助力我国在量子信息等前沿技术领域实现关键技术研究突破，赋能新兴产业和未来产业，推动新质生产力加快发展。二是加快推进行业工程数据库的建设，探索政府出资与市场化运营相结合的方式，带动企业间数据共享共用。建设低成本、高效快捷和安全可靠的工业互联网，针对各类企业的多样化需求制定可负担的工业互联网套餐。构建机器学习所需的工业大数据库，逐步形成自主标准体系，提高人工智能的安全性和稳定性。按照现代化产业体系建设要求，加快传统基础设施

<sup>8</sup> 方敏、杨虎涛：《政治经济学视域下的新质生产力及其形成发展》，《经济研究》2024 年第 3 期。

改造升级。

第五，加快产业政策和监管体系创新，适应新质生产力带来的组织方式变革。对新业态新模式采取包容审慎原则，鼓励企业探索更具效率的组织方式。一是优化企业发展环境，鼓励各方主体进入生产环节，促进工厂制造向社会化制造转变，从而向全社会疏散产能，有效防范产能的集中和过剩风险，帮助解决产能过剩问题、促进制造业转型升级。在培育新质生产力的过程中，防范和降低技术变革带来的负面影响。二是要加快监管体系建设和创新，加强全链条竞争监管执法，依法查处平台经济领域垄断和不正当竞争等行为，推动平台经济规范健康持续发展，强化反垄断和防止资本无序扩张。

### 三、发展新质生产力的挑战、政策措施与战略构想

当前，新质生产力的发展还存在一些挑战，需要通过切实可行的政策措施和引领性的战略构想明确新质生产力发展的重点方向。

#### (一)新质生产力发展面临的挑战

首先，对现代化理论和新质生产力认知的挑战。人类现有的现代化主要包括西方现代化与中国式现代化两种模式。西方现代化是建立在旧有的生产力和生产关系基础上的，因为思维惯性和制度刚性，以西方现代化为基础的现代化理论面临新质生产力带来的理论挑战。<sup>9</sup>中国式现代化是对西方现代化实践的飞跃、理论的超越，但也面临如何将新质生产力转化为中国式现代化发展的强大动力和引擎的现实挑战。未来一段时间，全球都将面临新质生产力对现代化理论的冲击与反思。新质生产力尚处于快速发展、迭代甚至质变的过程中，尤其是人工智能、大语言模型、生物技术、脑机接口等颠覆性技术，对人类知识、伦理、情感、思维的冲击远超历史上蒸汽机、电力、互联网等技术所带来的影响。对新质生产力未来的发展，大多数国家尚缺乏足够的经验认知、理论构建、制度建设和政策准备。

其次，对中国式现代化实践的挑战。新质生产力最大的核心和特征是创新，而创新往往与稀缺的企业家精神、资本紧密相关。发展新质生产力离不开资本的投资，但也可能出现新兴产业的重复建设和产能过剩问题，同时使得传统产业转型升级失去必要的要素支撑，阻滞现代化产业体系的建设。新质生产力带来劳动生产率大幅提升，将劳动者从简单重复的生产活动中解放出来，为人的全面发展创造条件，但也可能造成社会群体间收入分配差距的恶化。部分不掌握新质生产力的社会群体将面临失业、财富缩水、精神贫困等问题，对扎实推进全体人民共同富裕的本质要求带来新挑战。新质生产力将带来全要素生产率大幅提升，也造成更多的资源能源消耗。在新质生产力不断发展的趋势下，满足人们对美好生活的追求需要更多的资源能源支撑。新质生产力还大幅提升了人类开发利用自然界的能力，对人与自然的和谐共生提出新的挑战。新质生产力还带来国家力量的深刻变化，加速全球竞争格局调整。全球科技创新和产业结构调整，将带来资源要素、产品服务、信息知识在更大范围内流通和配置，这将加剧全球治理赤字、信任赤字、和平赤字和发展赤字，对我国走和平发展的现代化道路构成威胁。

#### (二)新质生产力发展的政策举措

发展新质生产力，在以上重点突破的基础上推动五个方面形成协同创新，关键点在于构建有利于新质生产力发展的体制机制与政策体系。

一是加快推动产业政策向创新政策转型。以新质生产力发展的重点领域作为产业政策制定的依据。以产业政策统领财政、货币、就业、区域、科技、环保等宏观调控政策的取向，加强宏观需求管理政策优先支持先导产业成长、新型基础设施建设、要素市场建设等重点领域发展，形成新质生产力的政策合力。

二是增强国家创新体系的战略支撑作用。按照主导产业和关键核心技术特征，分产业完善新型举国体制优势的具体实现形式，鼓励各地区、各领域因地制宜、分级分类探索符合实际的新质生产力发展体系，建立促进先进适用技术推广的全国性技术转移平台，保持创新体系的全球开放性。

<sup>9</sup> 黄群慧、李芳芳：《中国式现代化语境下推进新型工业化的逻辑与路径》，《财贸经济》2024年第4期。

三是畅通教育、科技、人才的良性循环。建立新质生产力人才需求与培养调查制度，统筹产业基础人才培养与紧缺人才培养，实施面向新质生产力发展需要的科学、技术、工程和数学教育(STEM)人才项目，支持建立“社区职业大学”“企业大学”“园区大学”“集群大学”，为海外产业人才在华工作提供具有国际竞争力和吸引力的环境条件。

四是发挥超大规模市场优势。健全收入分配制度，有效增加居民收入，真正发挥超大规模市场、丰富应用场景对新质生产力的拉动效应和消纳功能。加强需求政策与产业政策协同发力，以国家战略需求为导向，充分发挥用户规模巨大的网络效应，引领科技攻关，为新质生产力提供可持续的有效需求。通过政府采购、早期使用者补贴、示范项目等拉动需求，引导先导产业进入市场化商业化阶段。

五是深化要素市场化改革。推动要素市场一体化建设，健全要素参与收入分配机制，激发劳动、资本、知识、技术、管理和数据等生产要素活力，更好体现知识、技术、人力资本导向。加快形成数据要素基础制度，构建全国统一的数据要素登记与交易制度，探索数据权益分配方式，建立数据价格体系，实现数据要素充分流动。

### (三)新质生产力发展的战略构想

发展新质生产力，首先需要解放思想与理论创新。深入研究现代化国家生产力发展历史进程对西方现代化模式、理论、观念的形成机制，反思新质生产力对西方现代化的解构与重构，深化新质生产力推进中国式现代化的规律性认识，为人类现代化这一共同追求提供中国理论。加强对新质生产力实践进展、形成机制、演进规律、发展趋势等进行及时总结归纳，就颠覆性技术对物质文明和精神世界带来的多重冲击开展理论研究，通过提炼新事实、揭示新关系、估计新参数、提出新假说、构建新理论，为治理体系与治理能力现代化提供智力支持。

其次，发展新质生产力需要构建新型生产关系。人才是创新的第一要素和核心动力，要尊重和激发人民群众的首创精神，弘扬企业家精神，调动最广大人民参与新质生产力的发展。根据新质生产力形成不同阶段的风险特征，充分发挥有效市场、有为政府的作用，突出各地的资源禀赋、科研条件和潜在优势，因地制宜、加强统筹。更高素质的劳动者是新质生产力的第一要素，<sup>10</sup>要以人的全面发展为中心。按照新质生产力的要求，加快教育体系现代化，构建终身学习型社会。完善三次分配体系，根据新质生产力发展，健全民生福祉保障。发展社会主义先进文化，提高全民数字素养，积极应对新质生产力带来的伦理挑战，丰富人民精神需求。新质生产力本身就是绿色生产力，坚持绿色发展理念，加快形成绿色生产与绿色生活方式，促进经济社会全面绿色转型。健全现代环境治理体系，完善绿色低碳政策体系，健全资源环境要素市场化配置体系，强化生态环境保护治理。积极参与和推动全球气候治理，促进人与自然和谐共生。践行人类命运共同体理念，落实“三大倡议”，积极参与人工智能、气候变化等全球治理议题的对话交流与规则制定，推动适应新质生产力发展的全球治理体系变革。加强新质生产力能力建设国际合作，促进全球技术共享，努力弥合数字鸿沟，增进人类文明进步，提升人类共同福祉。

<sup>10</sup> 习近平经济思想研究中心：《新质生产力的内涵特征和发展重点》，《人民日报》2024年3月1日。

# 央行沟通公告有助于提升政策利率的传导效率吗？<sup>1</sup>

欧阳志刚<sup>2</sup> 胡雯华<sup>3</sup>

**【摘要】**政策利率向货币市场短期利率的传导效率是央行实施货币政策调控的关键环节，针对这一关键环节，本文将央行沟通公告区分为明确政策操作目标的定量公告和未明确操作目标的定性公告，实证研究不同形式的央行沟通公告对政策利率传导效率的影响。研究发现：定量公告有助于提升政策利率的传导效率，定性公告影响不显著。在所有定量公告中，“小纸条”对政策利率传导效率的提升作用最显著。本文进一步构建沟通语调变化和文本相似度指标检验“小纸条”提升政策利率传导效率的路径。结果表明：“小纸条”沟通语调变化通过制造“新信息”提高公共信息精度，增强公众对公开市场操作政策的信任度，对政策利率传导效率产生影响。相邻“小纸条”间相似的沟通习惯和表达方式有助于公众准确理解货币当局意图，提高公众对公共信息的理解准确度，提升政策利率的传导效率。上述结果证明，定量公告有助于提升政策利率的传导效率，且央行沟通精度越高，政策利率引导效果越明显，“小纸条”具有常规货币政策沟通工具的效果。

**【关键词】**央行沟通公告 政策利率传导 “小纸条”信息

## 引言

党的二十届三中全会通过的《中共中央关于进一步全面深化改革、推进中国式现代化的决定》明确提出，“深化金融体制改革，加快完善中央银行制度”。完善中央银行制度的核心是以利率市场化改革为抓手，畅通货币政策传导机制。在货币政策传导机制中，政策利率向货币市场短期利率的传导是初始环节也是关键环节，因为货币市场短期利率是市场利率的基础，政策利率对其传导效率直接关系货币政策的有效性。因此，提高政策利率向货币市场短期利率的传导效率就成为完善中央银行制度的核心内容。然而，中国货币市场短期利率在很多时期并未完全遵循央行政策利率的变化，尤其是在 2015 年前，部分时期甚至出现明显偏离政策利率的趋势，例如 2013 年“钱荒”时期，短期市场利率波动明显脱离政策利率。2016 年起，为提高政策利率传导效率，中国央行开始每日连续发布公开市场业务交易公告，并首次在公告中添加解释当前公开市场操作合理性和判断银行体系流动性状况的文本信息（俗称“小纸条”<sup>4</sup>）。这项央行沟通措施改善了政策利率的传导效率，受此影响，2016 年后货币市场短期市场利率对央行政策利率的偏离现象得到显著改善。当货币市场短期利率未按照政策利率调控方向变化时，政策利率传导效率显著下降，货币政策调控的有效性将受到制约。因此，提高政策利率向货币市场短期利率的传导效率，对于疏通货币政策传导机制，提高货币政策有效性具有重要的现实意义。

当前，在传统货币政策有效性下降的背景下，央行预期管理已成为重要议题（Ehrmann 和 Wabitsch, 2022；郑挺国等，2023）。相较于传统货币政策工具，央行沟通预期管理具有调控成本低、时滞短的优点。中国央行逐渐意识到沟通的重要性，不仅多次通过《货币政策执行报告》以及公开市场操作公告等渠道积极开展货币政策预期管理，同时在重大突发事件发生时，善用网络媒介与公众沟通，引导公众形成合理预期。例如，2020 年新冠疫情爆发期间，央行持续在其官网“新闻发布”专栏内披露央行行长及重要官员接受媒体采访的专稿，就金融支持疫情防控的一系列重要举措进行了重点解读，这大大提高了公众对相关政策的解读能力。

<sup>1</sup> 原载于《数量经济技术经济研究》2024 年第 7 期

<sup>2</sup> 欧阳志刚，教授，华东交通大学经济管理学院、中南财经政法大学金融学院

<sup>3</sup> 胡雯华，博士研究生，中南财经政法大学金融学院

<sup>4</sup> “小纸条”是货币政策操作预调微调的风向标，也是央行与市场高频对话、不断提高货币政策透明度的重要举措（张晓慧等，2020）。

关于政策利率向市场利率的传导，已有研究主要从制度约束（郭豫媚等，2018）、流动性分层（刘喜和和霍振先，2022；倪宣明等，2022）以及影子银行业务扩张（张晓慧等，2020）等角度分析政策利率传导的阻滞因素。遗憾的是，上述传导阻滞因素分析均是基于传统货币政策工具对政策利率传导产生的影响，忽视了央行沟通对政策利率向市场利率传导效率的影响。在政策利率变化之前，央行往往通过公告的形式向市场传递有效信息，引导市场对政策利率变化形成预期。在政策利率被充分预期的假设下，市场利率理应围绕政策利率中枢运行，即市场利率与政策利率的利差很小（Nautz 和 Scheithauer，2011）。这就意味着，现有研究传统货币政策工具对政策利率传导效率的文献忽视了央行沟通管理预期的作用。

现有关于央行沟通对利率市场影响的国内研究聚焦于央行沟通对利率期限结构的影响（张一帆等，2022；王博和高青青，2022）。国外学者则聚焦于央行沟通影响长期利率的路径，发现央行沟通能够通过改变期限溢价（Hansen 等，2019）以及风险溢价（Leombroni 等，2021）影响长期利率。这部分文献忽视了央行沟通对政策利率传导链条上的初始环节，即政策利率向货币市场短期利率传导的影响。有关央行沟通公告传导机制的研究，大部分学者认为央行通过向市场和公众释放对当前宏观经济形势的判断以及未来货币政策走向等信号，提高货币政策透明度，增强公众对货币政策的理解，达到引导公众形成一致性预期和稳定金融市场的作用（Nakamura 和 Steinsson，2018）。一部分学者认为央行沟通还可以通过扩大公众可获得信息集来影响公众的学习过程，该过程不仅能够纠正公众预期中出现的偏差，还能够降低这部分偏差（Marzioni，2014；郭豫媚和周璇，2018）。上述文献多从理论阐述和构建数理模型角度分析沟通传导机制，较少结合实证检验分析央行沟通公告产生效果的作用路径。本文将从提高公共信息精度和增强公众理解准确度两个角度实证检验央行沟通公告对政策利率向货币市场短期利率传导效率的影响。

现有央行沟通文献均基于《货币政策执行报告》、《金融稳定报告》等影响中长期政策倾向的沟通样本研究其金融市场效应（邹文理等，2020），这类沟通文本量大、发布频率低，鲜有文献针对文本量小、发布频率高的沟通公告展开研究。Mc Mahon 等（2018）关注到公开市场业务交易公告，但在实证中仅对公告事件本身做虚拟变量处理，而缺乏对其文本信息（即“小纸条”）的量化挖掘。区别于传统央行沟通文本，“小纸条”主要描述市场流动性状况和解释当前公开市场操作合理性，具有发布频率高、主题单一等特点。为此，本文构建基于“小纸条”信息特征的专用词典，利用文本挖掘技术，提取“小纸条”沟通语调变化和文本相似度指标，探究“小纸条”这一新颖沟通方式对政策利率传导效率的影响。本文试图回答的问题是：央行沟通公告能否提升政策利率的传导效率？央行沟通公告通过何种路径提升利率引导能力？本文锚定于政策利率向货币市场短期利率传导这一货币政策传导链条的关键环节，考察“小纸条”这一央行沟通公告对政策利率传导效率的影响，并从沟通语调变化和文本相似度两个维度进一步探究央行通过提高公共信息精度和公众理解准确度提升政策利率传导效率的有效路径。

与现有研究相比，本文的贡献主要体现在两个方面：第一，拓展了央行沟通政策效果的相关研究。现有关于央行沟通公告金融市场效应的研究均以《货币政策执行报告》等低频率文本沟通公告或行长口头沟通等不定期沟通为样本，未涉及发布频率高、针对性强的沟通公告样本，而此类沟通公告是央行预调微调货币政策的重要措施。本文重点研究“小纸条”这类定期、高频率沟通公告对政策利率传导效率的影响，有助于进一步评价央行沟通的政策效果以及理解沟通策略的选择，为完善制度化的货币政策沟通机制提供新的探索视角。第二，拓展了政策利率向市场利率传导效率的相关研究。目前，有关政策利率传导效率的研究均从传统货币政策视角分析其影响，鲜有文献从预期管理的角度分析央行沟通对政策利率传导效率的影响，而在当前传统货币政策有效性降低的背景下（陈小亮等，2023），预期管理因其操作成本低、时滞短的优点被国内外央行重视并采纳。本文重点关注常态化的“小纸条”公告通过提高公共信息精度和公众理解准确度，减少央行与市场预期期间的偏差，从而提升政策利率向货币市场短期利率的传导效率，为优化央行沟通策略提供了经验证据。

## 一、理论分析

沟通是央行向市场释放货币政策信号并调整市场预期过程，本质而言，要解决的是公共信息的社会价值问题。Morris 和 Shin（2002）运用一个凯恩斯“选美比赛”模型论证了当公共信息精度高于个人信息精度时，进一步提高公共信息精度能够正确引导公众预期并影响公众决策。本文主要讨论央行沟通公告对政策利率向市场利率传导效率的影响，为理论解析这一问题，本文对经典 M-S 模型进行拓展研究。首先，M-S 模型将央行释放的所有信息未加以区分，事实上，央行沟通公告信息和货币政策实际操作信息对金融市场的影响机制和影响效果均不同，在货币政策效果研究中应准确识别沟通和实际操作带来的影响。因此，本文将 M-S 模型中公共信息部分细化为货币政策实际操作与央行沟通公告，比较仅包含货币政策实际操作的公共信息以及同时包含货币政策实际操作与央行沟通公告的公共信息两种情形下，信息披露对政策利率传导效率的影响差异。分析在央行沟通公告的影响下，政策利率对市场利率的引导作用是否得到提高。其次，M-S 模型假设每个市场主体都能准确理解公共信息，事实上，不同市场主体因知识储备的不同，对于同一公共信息的理解能力存在差异（隋建利等，2023），并非所有个体都能充分理解公共信息。因此，本文在 M-S 模型中引入关于市场对公共信息理解准确度的变量，更贴近现实情况。

### （一）模型设定

模型由商业银行  $i$  和央行两个部门组成，假设商业银行均匀分布在  $[0,1]$  之间并用  $a_i$  代表商业银行  $i$  的人民币同业拆出利率报价<sup>5</sup>，参考 Morris 和 Shin（2002）模型，商业银行  $i$  的效用函数假定为：

$$u(a_i, \theta) = -(1-r)(a_i - \theta)^2 - r(L_i - \bar{L})$$

$$L_i = \int_0^1 (a_j - a_i)^2 dj, \bar{L} = \int_0^1 L_j dj \quad (1)$$

其中， $r$  是外部性影响商业银行  $i$  效用的权重，一般为  $0 \leq r \leq 1$ 。参数  $\theta$  用于刻画经济基本面。通过式（1）发现，商业银行  $i$  的效用水平取决于两个方面：一方面，利率  $a_i$  与经济基本面  $\theta$  的偏差。这是因为商业银行同业拆出利率报价  $a_i$  一般是以央行再贷款和再贴现利率为基准，依据本行对社会资金的松紧程度和市场供求关系的判断而设定。由于商业银行对社会资金和市场供求关系的判断来源于银行自身对经济基本面的认知，因此，利率  $a_i$  的形成受到商业银行  $i$  对经济基本面  $\theta$  认知的影响。若银行  $i$  对经济基本面  $\theta$  的认知偏差越大，则该银行承担的资金使用成本就越大，从而导致效用降低。另一方面，利率  $a_i$  与其他商业银行拆出利率报价的偏差，即商业银行都有一种试图推测其他银行报价利率并尽量与大众保持一致利率的动机（卞志村和张义，2012），若商业银行  $i$  的报价利率偏离市场平均水平，会造成自身的资金成本过高，导致效用降低。

商业银行  $i$  在决策利率时，会同时考虑自身信息与央行提供的公共信息。其中，商业银行  $i$  自身信息的表达式为：

$$x_i = \theta + \varepsilon_i, \varepsilon_i \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad (2)$$

其中， $x_i$  为自身信息； $\varepsilon_i$  为商业银行  $i$  对经济基本面  $\theta$  的认知偏差； $\sigma_\varepsilon^2$  为方差，衡量商业银行  $i$  对

<sup>5</sup> 本文选取上海银行间同业拆放利率（Shibor）作为市场利率的代表利率开展后续分析。Shibor 是根据信用等级高的 18 家报价银行自主报出人民币同业拆出利率计算的算数平均利率，作为中国货币市场的基准利率，它能充分反映市场供求关系和货币政策意图，在金融市场的利率结构中具有导向作用。央行政策利率通过影响同业拆放利率、进而引导其他市场利率，这意味着政策利率能否有效影响同业拆放利率是整个政策利率传导渠道的关键一环。

经济基本面  $\theta$  的了解程度，方差越大，表明商业银行  $i$  对经济基本面认知偏误就越大。参照 Baeriswyl 等（2020）的做法，本文将商业银行私人信息精度设为  $1/\sigma_\epsilon^2$ ，即方差的倒数， $\sigma_\epsilon^2$  越小，说明商业银行私人信息精度越高。

同样地，央行对经济基本面的认知也会受到白噪声干扰，因此央行的认知行为是：

$$p = \theta + \xi, \xi \sim N(0, \sigma_\xi^2) \quad (3)$$

其中， $\xi$  表示央行对经济基本面的认知存在偏误，这与现实一致。 $\sigma_\xi^2$  反映央行对经济基本面的认知程度，方差越大，央行的掌握程度越低。本文将公共信息精度设为  $1/\sigma_\zeta^2$ ，即方差的倒数， $\sigma_\zeta^2$  越小，说明公共信息精度越高。

本文基于 Morris 和 Shin（2002）模型做进一步拓展，将央行提供的公共信息分解为货币政策实际操作信息  $y$  以及央行沟通公告信息  $z$ ，得到：

$$\begin{aligned} y &= p + \eta, \eta \sim N(0, \sigma_\eta^2) \\ z &= p + e, e \sim N(0, \sigma_e^2) \end{aligned} \quad (4)$$

其中， $\eta$ 、 $e$  是市场接受这些公共信息时存在的额外噪声， $1/\sigma_\eta^2$  和  $1/\sigma_e^2$  分别表示市场对货币政策实际操作的理解准确度以及对央行沟通公告的理解准确度。将式（3）代入式（4）发现：

$$z = \theta + \xi + e, \xi \sim N(0, \sigma_\xi^2), e \sim N(0, \sigma_e^2)$$

其中， $1/\sigma_\zeta^2$  表示公共信息精度， $1/\sigma_e^2$  表示市场对公共信息的理解准确度。由于不同市场主体对于相同公共信息的理解能力存在差异，因此，本文引入关于信息理解准确程度的变量，即市场对央行发布信息  $z$  的理解准确度  $1/\sigma_\epsilon^2$ 。本文重点关注央行沟通公告信息  $z$  的精度，不仅包括央行释放公共信息的精度  $1/\sigma_\zeta^2$ ，还包括市场对公共信息的理解准确度  $1/\sigma_e^2$ 。

## （二）模型求解

商业银行  $i$  的最优利率报价由下式决定：

$$a_i = (1-r)E_i(\theta) + rE_i(\bar{a}) \quad (5)$$

该式由商业银行  $i$  效用函数式（1）求一阶导得到。其中， $E_i(\theta)$  表示商业银行  $i$  对  $\theta$  的预期， $\bar{a} = \int_0^1 a_j dj$  为全体商业银行的利率平均值， $E_i(\bar{a})$  表示商业银行  $i$  对利率平均值  $\bar{a}$  的预期。式（5）表明商业银行的报价利率  $a_i$  取决于两个方面：一是对经济基本面  $\theta$  的预期，二是对利率平均值  $\bar{a}$  的预期。由于  $E_i(\theta)$ 、 $E_i(\bar{a})$  的具体形式未知，因此要想确定  $a_i$  的具体形式，还需要进一步确定  $E_i(\theta)$  与  $E_i(\bar{a})$  的表达式。

依据 Morris 和 Shin（2002）、Baeriswyl 等（2020）， $E_i(\theta)$  的最优形式是商业银行  $i$  的自身信息  $x_i$ 、央行提供的公共信息  $y$  与  $z$  的线性组合，其条件均值表达式如下：

$$E_i(\theta) = E(\theta | z, y, x_i) = (1-\beta)x_i + \beta[\lambda z + (1-\lambda)y] \quad (6)$$

其中， $\beta$  代表商业银行  $i$  的自身信息  $x_i$  与央行提供的公共信息间的权重； $\lambda$  代表货币政策实际操作信息  $y$  与央行沟通公告信息  $z$  间的权重。因此，式（6）就转变为求解最优权重  $\beta$  与  $\lambda$  的最优化问题。依据最优预测是使得预测误差方差最小原则，则有如下的优化问题：

$$\min_{\beta} \text{Var}((1-\beta)x_i + \beta[\lambda z + (1-\lambda)y] - \theta) \quad (7)$$

可得一阶条件为：

$$\lambda = \frac{\sigma_{\eta}^2 + \sigma_{\xi}^2}{\sigma_{\eta}^2 + \sigma_e^2}$$

$$\beta = \frac{\sigma_e^2}{\sigma_e^2 + \alpha}$$

$$\alpha = \lambda^2(\sigma_{\xi}^2 + \sigma_e^2) + (1-\lambda)^2(\sigma_{\xi}^2 + \sigma_{\eta}^2) + 2\lambda(1-\lambda)\sigma_{\xi}^2 \quad (8)$$

基于上述分析，可进一步求得均衡解。假设商业银行  $i$  的利率决策函数是：

$$a_i = k_1 x_i + k_2 y + k_3 z, \sum_{i=1}^3 k_i = 1 \quad (9)$$

其中， $k$  为常数，由于  $\varepsilon_i$  属于白噪声过程，均值为 0，故  $\int_0^1 \varepsilon_i di = 0$ 。对式（9）两边同时求积分有：

$$\bar{a} = k_1 \theta + k_2 y + k_3 z \quad (10)$$

对式（10）取期望，则有：

$$E_i(\bar{a}) = E(\bar{a} | x_i, y, z) = k_2 y + k_3 z + k_1((1-\beta)x_i + \beta[\lambda z + (1-\lambda)y]) \quad (11)$$

将式（11）、（6）代入式（5）并简化，得到：

$$a_i = [(1-r)(1-\beta) + rk_1(1-\beta)]x_i + [(1-r)\beta\lambda + rk_3 + rk_1\beta\lambda]z + [(1-r)(1-\lambda)\beta + rk_2 + rk_1\beta(1-\lambda)]y \quad (12)$$

利用待定系数法，将式（12）与式（9）结合，则会解出  $k_1$ 、 $k_2$ 、 $k_3$  的表达式为：

$$\begin{aligned} k_1 &= \frac{(1-r)(1-\beta)}{1-r(1-\beta)} \\ k_2 &= \frac{(1-\lambda)\beta[(1-r) + rk_1]}{1-r} \\ k_3 &= \frac{\beta\lambda[(1-r) + rk_1]}{1-r} \end{aligned} \quad (13)$$

### （三）均衡分析

央行通过货币政策工具和利率走廊机制引导市场利率围绕央行政策利率为中枢运行（张晓慧，2020）。在这一传导过程中，如果市场利率与政策利率的偏差较小，则说明政策利率向市场利率的传导效率越高<sup>6</sup>。反之，如果市场利率长期高于或低于政策利率，则说明政策利率对市场利率的传导效率低。基于此，本文将政策利率对市场利率的引导作用定义为政策利率与市场利率间的偏差的波动程度。其中，政策利率

<sup>6</sup> 这是因为市场利率是以央行基准利率（政策利率）为基础、依据商业银行对经济基本面的认知水平加点报价并平均得到的利率。当银行对经济基本面的认知充分、市场利率能够充分反映当前经济基本面变化时，市场利率将围绕央行政策利率中枢运行，此时政策利率与市场利率的偏差较小。

是指央行基于经济基本面  $\theta$  的认知而设定的基准利率  $p$ ，而市场利率是市场利率平均值  $\bar{a}$ ，即：

$$q \square \text{Var}(\bar{a} - p) \quad (14)$$

其中， $q$  表示政策利率对市场利率的引导作用，若值趋于 0，则说明市场利率越接近于政策利率，政策利率的传导效率越高<sup>7</sup>；反之，则表明市场利率与政策利率的偏离波动越大，政策利率传导效率越低。

本文还计算了不存在央行沟通公告信息  $z$  的情形，表达式如下：

$$\begin{aligned} a_i &= b_1 x_i + b_2 y \\ \bar{a}_0 &= (b_1 + b_2)\theta + b_2(\xi + \eta) \\ b_1 &= \frac{(1-r)\mu}{1-r\mu} \\ b_2 &= \frac{(1-\mu)(1-r+rb_1)}{1-r} \\ \mu &= \frac{\sigma_\eta^2 + \sigma_\xi^2}{\sigma_\eta^2 + \sigma_\xi^2 + \sigma_\varepsilon^2} \end{aligned} \quad (15)$$

类似地，定义  $q_0 \square \text{Var}(\bar{a}_0 - p)$  为不存在央行沟通公告信息、仅包含货币政策实际操作信息的情况下政策利率的传导效率。

将式 (14)、(15) 进一步展开，得到：

$$\begin{aligned} q &= \text{Var}(\bar{a} - p) = \text{Var}(\bar{a}) + \text{Var}(p) - 2\text{Cov}(\bar{a}, p) = k_2^2 \sigma_\eta^2 + (k_2 + k_3)^2 \sigma_\xi^2 + k_3^2 \sigma_\varepsilon^2 - 2(k_2 + k_3 - \frac{1}{2})\sigma_\xi^2 \\ q_0 &= \text{Var}(\bar{a}_0 - p) = \text{Var}(\bar{a}_0) + \text{Var}(p) - 2\text{Cov}(\bar{a}_0, p) = (b_2^2 - 2b_2)\sigma_\xi^2 + b_2^2 \sigma_\eta^2 \end{aligned} \quad (16)$$

其中， $q$  表示同时包含货币政策实际操作信息与央行沟通公告信息的情况下，政策利率对市场利率的引导作用； $q_0$  则表示不存在央行沟通公告信息、仅包含货币政策实际操作信息的情况下，政策利率的传导效率。直观地看，当央行释放公共信息的偏误  $\sigma_\xi^2$  以及市场对公共信息理解的偏误  $\sigma_\varepsilon^2$  都很小时，依据式 (8) 中  $\lambda$  的表达式可知，央行沟通公告信息所占的最优权重  $\lambda$  也越高。这说明了当央行沟通精度很高时，央行沟通公告释放的信息越多，最终产生的政策利率引导效果也越强 (Gómez-Cram 和 Grotteria, 2022)。

进一步比较仅包含货币政策实际操作信息  $y$  的公共信息与同时包含  $y$  与央行沟通公告信息  $z$  的公共信息这两种情况下政策利率传导效率的差异，得到：

$$q - q_0 = [(k_2 + k_3)^2 - 2(k_2 + k_3 - \frac{1}{2}) - (b_2^2 - 2b_2)]\sigma_\xi^2 + (k_2^2 - b_2^2)\sigma_\eta^2 + k_3^2 \sigma_\varepsilon^2 \quad (17)$$

化简后可以得到关于  $\sigma_\xi^2$ 、 $\sigma_\eta^2$ 、 $\sigma_\varepsilon^2$  以及  $r$  的函数，即  $q - q_0 = f(\sigma_\xi^2, \sigma_\eta^2, \sigma_\varepsilon^2, r)$ 。由于式 (17) 参数设置复杂，较难直观的得到方程解析解，本文采用数值模拟方法做进一步分析，比较存在央行沟通公告信息的情况下政策利率传导效率  $q$  与不存在央行沟通公告信息的政策利率传导效率  $q_0$  的差异。如果央行沟通公告的存在提高了政策利率传导效率，则数值模拟的结果应满足  $q - q_0 < 0$ 。

#### (四) 数值模拟

对于模型涉及的相关参数，本文依据相关文献及模型的实际意义进行赋值。首先，沿用 Morris 和 Shin (2002) 的方法，将商业银行  $i$  的外部性福利损失函数权重  $r$  参数设定为 0.85。其次，考虑到商业银

<sup>7</sup> 此时政策利率传导效率由方差衡量，方差越小，即效率越高。

行认知存在偏误的现实意义，参照郭豫媚和周璇（2018）的做法，将商业银行私人信息的噪声方差  $\sigma_\epsilon^2$  设定为 0.005。同时，假定央行公共信息精度高于商业银行私人信息精度，在参考郭豫媚和周璇（2018）将公共信息噪声方差设定为私人信息噪声方差的 1/4 的基础上，考虑到央行沟通公告的出现会进一步提高公共信息精度，本文分别设定噪声方差  $\sigma_\xi^2$ 、 $\sigma_\eta^2$ 、 $\sigma_\epsilon^2$  为 0.0005、0.0003、0.0002。在后续数值模拟实验中通过多次改变参数值以检验结果稳健性。数值模拟分析结果详见附图 1<sup>8</sup>。

到的公共信息精度提高，增强了公众对相关政策的信任程度，进而提高政策利率传导效率。其二，公众对公共信息的理解准确度是指公众对接收到的公共信息的理解程度。因知识储备的不同，不同个体对于相同公共信息的认知水平存在差异（隋建利等，2023），并非所有个体都能充分理解公共信息。在此情况下，通过优化沟通策略可以提高公众对公共信息的理解准确度，如相似的沟通习惯和表达方式有助于公众理解政策意图，引导公众形成与央行一致预期，从而提升政策利率向市场利率的传导效率。基于此，本文提出以下假设：

**假设：**央行沟通精度越高，政策利率的传导效率越高。

## 二、数据来源、模型设定与变量说明

### （一）样本选择与数据处理

本文选取的沟通公告分为定量公告和定性公告，其中，定量公告是指公告中同时披露货币政策实际操作信息、带有明确操作目标的货币政策工具公告，而定性公告不包括操作信息，未明确操作目标。参照 Sun（2020）的设定，定量公告选取贷款基准利率（*loan*）、存款准备金率（*rrr*）以及公开市场业务交易公告（*omo*）<sup>9</sup>，定性公告选取货币政策委员会季度例会新闻稿（*news*）。公开市场业务交易公告“小纸条”为非结构化数据，需对原始文本进行预处理，包括去除标点符号、停用词等。本文基于 Python 中 jieba 分词模块进行分词，最终得到词语集合矩阵，矩阵的行表示文档，列表示词语，元素表示各文档中出现的词语频率。市场利率以及宏观经济数据来源于 CSMAR 数据库，样本期为 2012~2022 年，剔除缺失值后，共 3715 个交易日数据。为消除极端值影响，回归前对所有连续变量进行上下 1% 分位数缩尾处理。

### （二）模型设定

本文分两部分验证研究假设。首先，考察不同形式的沟通公告对政策利率传导效率的影响。参照林木材和牛霖琳（2020），选取事件研究法分析各沟通公告对政策利率传导效率产生的异质性影响。事件研究法将公告的事件窗口缩小到一个短期区间，旨在将公告的影响与市场利率的其他决定因素隔离开来。从技术上讲，如果区间足够短，则可以保证经典正交性假设的有效性，从而得到无偏估计结果。本文构建 1 天事件窗口，模型设定如下：

$$Gap_t = \alpha + \beta D_{com} + \gamma_1 D_{ratechange} + \gamma_2 D_{macro} + \gamma_3 D_{cewc} + \epsilon_t \quad (18)$$

其中，*Gap* 是货币市场短期利率与政策利率的差值。*D<sub>com</sub>* 是央行沟通公告虚拟变量，虚拟变量在公告日当天取 1，其他时间取 0。*D<sub>ratechange</sub>*、*D<sub>macro</sub>*、*D<sub>cewc</sub>* 是分别控制利率变化、宏观经济释放以及经济政策方向的虚拟变量。其中，*D<sub>ratechange</sub>* 是货币政策实际操作控制变量，主要控制基准利率、存款准备金率、公开市场操作利率以及其他利率变化<sup>10</sup>，虚拟变量在利率变化日取 1，其他时间取 0；*D<sub>macro</sub>* 是宏观经济指标控

<sup>8</sup> 本文附录详见《数量经济技术经济研究》杂志官网，下同。

<sup>9</sup> 公开市场业务交易公告是对公开市场操作（OMO）的公告，从 2012 年开始保持着按日宣布的频率；而贷款基准利率自 2019 年 8 月 20 日起改为市场报价机制，保持着按月公告的频率。

<sup>10</sup> 如常备借贷便利、中期借贷工具和质押补充借贷等。

制变量，表示主要宏观经济指标的发布日期，包括居民消费价格指数、官方采购经理指数以及国民经济运行情况新闻发布会召开日期，虚拟变量在指标发布日和会议召开日取 1，其他时间取 0； $D_{cewc}$  在政府年度中央经济工作会议召开日取 1，该会议决定下一年经济政策发展方向，其他时间取 0。 $\varepsilon_t$  为残差项。在上述回归中， $\beta$  反映了央行沟通公告对政策利率传导效率的影响，如果  $\beta$  显著为负，说明与理论分析假设一致。

其次，本文验证央行沟通精度的提高是否有助于提升政策利率传导效率。基于式 (18) 可以得到央行沟通公告的异质性影响，对于那些能够提升政策利率传导效率的沟通公告，本文将进一步利用文本挖掘技术，通过提取沟通语调变化与文本相似度指标，从公共信息精度和公众理解准确度两个维度探究央行沟通公告影响政策利率传导效率的路径。回归检验方程如下：

$$Gap_t = \alpha_0 + \alpha_1 |\Delta Tone_t| + \alpha_2 Similarity + \alpha_3 X_t + \varepsilon_t \quad (19)$$

其中， $Gap$  表示货币市场短期利率与政策利率的差值； $|\Delta Tone|$  表示央行沟通语调变化； $Similarity$  表示文本相似度； $X_t$  表示控制变量集合，控制货币政策实际操作与宏观经济形势变化的影响； $\varepsilon_t$  为残差项。

### (三) 主要变量说明

#### 1. 被解释变量

本文实证检验央行沟通公告对政策利率传导效率的影响，着重刻画政策利率对货币市场短期利率的引导能力。在利率市场化背景下，央行主要通过货币政策工具和利率走廊机制引导货币市场利率向央行的政策利率靠拢，如果货币市场短期利率长期高于或低于政策利率，即货币市场短期利率与政策利率的差值较大，说明政策利率对货币市场短期利率的引导作用较弱。反之，引导作用较强。因此，货币市场短期利率与央行政策利率的差值是评估央行政策利率引导能力的重要维度 (Nautz 和 Scheithauer, 2011; 倪宣明等, 2022)。考虑到近年来公开市场操作产品的期限品种以 7 天和 14 天为主，本文选取 7 天和 14 天期限的银行间同业拆放利率 (Shibor) 作为货币市场短期利率的代理变量，选取 7 天和 14 天逆回购利率作为政策利率的代理变量，使用货币市场短期利率与政策利率之间差额的绝对值作为被解释变量 ( $Gap$ )。

#### 2. 解释变量

本文利用文本挖掘技术，通过提取沟通语调变化和文本相似度指标，进一步分析央行沟通公告对政策利率传导效率的影响及其作用路径。具体解释变量说明如下：

##### (1) 沟通语调变化

本文将前后两期沟通公告语调指标的差值反映沟通语调变化。首先，参照林建浩等 (2021) 的方法计算公告中情绪词语的  $TF-IDF$  系数，计算公式为：

$$TF-IDF_{k,t} = TF \times IDF_{k,t} = \frac{f_{k,t}}{\sum_{j=1}^d f_j} \times \log \frac{n}{1+n_k}$$

其中， $TF$  是词频，表示一个给定词语在一个文档中出现的频率； $IDF$  是逆文本频率指数，表示出现该词语的文档占语料库所有文档的比例。一方面，词语出现的频率越高，说明该词语越重要；另一方面，词语并非出现在所有文档中，越少的文档中包含该词语，说明该词语具有良好的区分能力 (Hansen 等, 2018)。 $f_{k,t}$  是词语  $k$  在第  $t$  期公告中出现的次数， $\sum_{j=1}^d f_j$  是第  $t$  期公告中所有词语  $d$  出现的次数总和； $n$  是语料库中所有公告总期数， $n_k$  是出现词语  $k$  的公告个数。

其次，参照曾庆生等 (2018) 定义净语调的方法计算沟通语调指标。特别地，一个沟通公告中除了包含情绪词语，还可能包含否定词，因此，本文参照姜富伟等 (2021) 的做法，加入否定指数  $sig(n_t)$ ，计算公式为：

$$Tone_t = sig(n_t) \times \frac{\sum_{h=1}^d idf_{h,t} - \sum_{l=1}^d idf_{l,t}}{\sum_{h=1}^d idf_{h,t} + \sum_{l=1}^d idf_{l,t}}$$

$$sig(n_t) = (-1)^{n_t}$$

其中， $n_t$ 为第  $t$  期央行沟通公告中否定词出现次数， $idf_{h,t}$ 为第  $t$  期公告内积极词语  $TF-IDF$  系数， $idf_{l,t}$ 表示为消极词语  $TF-IDF$  系数。加入否定指数后的沟通语调变量不仅能够识别中文词语搭配中引申义，还能识别上下文语境中“双重否定表肯定”的中文语义。为了能够更直接地体现央行沟通语调倾向，也便于讨论实证分析的结果，本文参照姜富伟等（2021）的做法，对初始文本语调指标进行 Z 值标准化处理，并将标准化后的文本语调指标用于后文的实证分析。此外，参照 Ehrmann 和 Talmi（2020）的做法，在没有央行沟通公告的交易日，本文将沟通语调设置为 0。

最后，本文将沟通语调变化指标 $|\Delta Tone_t|$ 表示为第  $t$  期央行沟通语调与上一期沟通语调的差值绝对值，即： $|\Delta Tone_t| = |Tone_t - Tone_{t-1}|$ 。明显的沟通语调变化意味着央行向市场传递清晰明确的政策倾向，通过制造“新信息”的方式提高公共信息精度，增强公众对央行政策的信任度，进而提升政策利率的传导效率。

### （2）文本相似度

本文将央行沟通公告前后相邻日期文本进行比较，通过逐项对比发现央行在表达习惯上的变化。参照 Acosta 和 Meade（2015）的做法，采用余弦相似度方法计算沟通文本相似度，计算公式为：

$$Similarity_{t,t-1} = \frac{\int_{k=1}^d f_{k,t} \times f_{k,t-1}}{(\sqrt{f_{k,t}^2})(\sqrt{f_{k,t-1}^2})}$$

其中， $f_{k,t}$ 以及 $f_{k,t-1}$ 分别表示词语  $k$  在第  $t$  期及第  $t-1$  期中出现的频率。同样地，参照 Ehrmann 和 Talmi（2020）的做法，在没有沟通公告的交易日，本文将文本相似度设置为 1。前后文本相似度程度高意味着央行沟通公告的表达习惯较一致，有助于公众对比当期和历史沟通信息，快速定位当期沟通公告变化所在位置，提高公众对公共信息的理解准确度，进而提升政策利率的传导效率。

### 3.控制变量

参照 Gürkaynak 等（2010）、Ehrmann 和 Talmi（2020）的设定，本文加入货币政策意外变量（*Surprise*）、央行每日净投放量（*Netvolume*）、逆回购利率变化虚拟变量（*D\_rror*）以控制货币政策实际操作对金融市场产生的影响。参照王博和高青青（2022）的设定，本文加入经济增长指标（*gdp*）和通胀指标（*inf*）以控制宏观经济形式变化带来的影响。各变量的具体含义详见附表 1。各变量描述性统计如表 1 所示。

表 1 数据描述性统计

变量	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
$Gap^{7d}$	3715	0.312	0.342	0.002	1.742
$Gap^{14d}$	3715	0.579	0.577	0.006	3.233
$ \Delta Tone $	2008	0.407	0.703	0.000	3.372
<i>Similarity</i>	2008	0.801	0.240	0.169	1.000
<i>Surprise</i>	3715	-0.003	0.221	-0.771	0.853
<i>Netvolume</i>	3715	0.841	2.293	0.000	8.622
<i>D_rror</i>	3715	0.013	0.112	0.000	1.000
<i>gdp</i>	3715	0.185	1.165	-2.900	14.100
<i>inf</i>	3715	0.001	0.169	-2.500	3.400

注：本文对公开市场业务交易公告中“小纸条”提取沟通语调变化和文本相似度指标，而“小纸条”样本观测时间为 2017~2022 年，因此样本观测值不同。

## 三、实证结果与分析

### (一) 央行沟通公告对政策利率传导效率的影响

表 2 结果 (1) 至 (6) 列报告了定量公告的回归结果, 公开市场业务交易公告 ( $D_{omo}$ ) 与贷款基准利率公告 ( $D_{loan}$ ) 的回归系数  $\beta$  显著为负, 即在控制了宏观经济数据与货币政策实际操作的情况下, 定量公告的宣布有助于降低政策利率与货币市场短期利率之间的差值, 提升政策利率传导效率。这可能是因为央行沟通公告传达了央行预期利率水平的强烈信号, 帮助公众形成关于市场利率的有效预期, 使市场利率与央行发布的政策利率尽可能保持一致。存款准备金率公告 ( $D_{rrr}$ ) 的影响不显著。进一步比较回归系数发现, 公开市场业务交易公告对市场利率的引导能力强于其他类型沟通公告, 这可能是因为该公告发布频率最高, 于 2017 年起保持着日更新公告的频率。一方面公告频率越高, 对市场释放有效信息越多, 另一方面公告效应也越受利率变化的影响, 央行能及时依据市场变化调整货币政策信息, 引导市场预期能力增强。

表 2 第 (7)、(8) 列报告了定性公告的结果。货币政策委员会季度例会新闻稿 ( $D_{news}$ ) 对政策利率传导未产生显著影响, 这一点与 Sun (2020) 结论一致。这可能是因为新闻稿主要概述央行对当前和未来经济状况的判断, 缺少具体操作目标, 也并未提及下一季度将使用何种货币政策操作工具来实施不同立场的货币政策, 因缺少明确指向而对短期利率水平的影响不显著。此外, 央行在货币政策季度例会召开一周内发布新闻稿, 有关货币政策立场的决定是在公告日之前的货币政策季度例会上做出的, 央行很可能在这一周时间内已经调整了利率, 市场对利率产生了即时反应, 进而导致对随后发布的公告信息反应较小。综合来看, 定量公告对货币政策利率传导效率的提升作用要强于定性公告。

表 2 央行沟通公告对政策利率传导效率的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	$D_{omo}$ $Gap^{7d}$	$Gap^{14d}$	$D_{loan}$ $Gap^{7d}$	$Gap^{14d}$	$D_{rrr}$ $Gap^{7d}$	$Gap^{14d}$	$D_{news}$ $Gap^{7d}$	$Gap^{14d}$
$\beta$	-0.186*** (0.012)	-0.221*** (0.020)	-0.138*** (0.064)	-0.315*** (0.109)	-0.005 (0.083)	0.155 (0.141)	0.041 (0.054)	0.102 (0.092)
$\gamma_1$	0.061** (0.031)	0.117** (0.052)	0.029 (0.038)	0.130** (0.064)	-0.018 (0.034)	-0.003 (0.057)	-0.019 (0.031)	0.022 (0.052)
$\gamma_2$	-0.017 (0.019)	-0.029 (0.033)	-0.036* (0.020)	-0.054 (0.034)	-0.035* (0.020)	-0.052 (0.034)	-0.035* (0.020)	-0.050 (0.034)
$\gamma_3$	-0.022 (0.105)	-0.186 (0.180)	-0.052 (0.108)	-0.226 (0.182)	-0.047 (0.108)	-0.213 (0.183)	-0.047 (0.108)	-0.214 (0.183)
常数项	0.374*** (0.007)	0.653*** (0.012)	0.316*** (0.006)	0.584*** (0.010)	0.315*** (0.006)	0.584** (0.010)	0.315*** (0.006)	0.582*** (0.010)
样本量	3715	3715	3715	3715	3715	3715	3715	3715
调整 R <sup>2</sup> 值	0.064	0.032	0.003	0.002	0.002	0.002	0.002	0.002

注: \*, \*\*, \*\*\*分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著, 括号内为标准误。

### (二) “小纸条”对政策利率传导效率的影响

前文已证实定量公告有助于提升政策利率的传导效率, 接下来, 本文进一步探究沟通公告影响政策利率传导效率的路径。通过构建沟通语调变化和文本相似度指标刻画央行沟通精度, 检验理论分析得到的假设, 即是否央行沟通精度越高, 政策利率向货币市场短期利率的传导效率越高。由于定量公告中贷款基准利率 ( $D_{loan}$ ) 与存款准备金率 ( $D_{rrr}$ ) 公告内容仅包含对下一期操作信息的客观描述, 文本挖掘信息较少, 因此, 本文选取公开市场业务交易公告 ( $D_{omo}$ ) 做进一步分析。在众多央行沟通公告中, 公开市场业务交易公告具有一定特殊性。自 2016 年起, 央行会在该公告中添加描述市场流动性与波动性的额外信息以解释当前公开市场操作的原因, 包含流动性注入和退出的原因, 这些解释信息被视为央行向市场传递的“小纸条”(Mc Mahon 等, 2018; 张晓慧, 2020)<sup>11</sup>。公开市场业务交易公告“小纸条”信息结构

<sup>11</sup> 如“为对冲税期高峰等因素的影响, 维护月末流动性平稳, 2022 年 2 月 23 日人民银行以利率招标方式开展了 2000 亿元逆回购操作。”

及发布情况详见附图 2、附图 3。本文将“小纸条”视为一种新颖的央行沟通方式，该方式相较于传统的央行文本沟通，具有高频率、定期、针对性强、文本篇幅短等特点，能够向市场传递关于当前市场流动性判断和政策思路的信号，提高货币政策透明度和沟通精度。本文依据“小纸条”信息特征构建专用词典，构建过程详见附图 4 和附表 2。并在此基础上计算沟通语调变化和文本相似度指标，详见附图 5、附图 6。

表 3 第 (1)、(4) 列表明“小纸条”沟通语调变化对政策利率传导效率的影响显著为负，说明“小纸条”语调波动越大，政策利率与货币市场短期利率水平的偏离程度越低，政策利率的传导效率越显著。

“小纸条”包括解释当期公开市场操作理由以及对市场流动性的判断，其沟通语调变化意味着政策倾向发生改变，语调变化越大说明倾向越清晰明确，这部分代表政策倾向的“新信息”提高了公众接收到的公共信息精度，增强了公众对公开市场操作政策的信任程度，进而提高政策利率向市场利率的传导效率。

“小纸条”文本相似度对政策利率传导效率的影响显著负相关，说明前后文本相似度越高，政策利率向市场利率的传导效率越高。相似的沟通习惯和表达方式有助于公众对比当期和历史沟通信息，迅速定位当期信息变化所在位置，提高公众的理解准确度，减少歧义和理解偏差，从而提升政策利率传导效率<sup>12</sup>。

特别地，因为“小纸条”向市场释放过高流动性以及不足流动性的信号对市场预期的影响是非对称的，本文以“小纸条”语调指标的正负为标准，将“小纸条”划分为过高流动性方向和不足流动性方向，进一步分析不同语调环境下政策利率传导效率的异质性。当指标大于 0 时，表明央行对市场流动性的判断是充足的，或是过高的，此时语调是积极的；指标小于 0 时，表明央行对市场流动性的判断是不足的，此时语调是消极的。表 3 第 (2)、(5) 列表示积极语调更能引导市场利率向政策利率靠近。表 3 第 (3)、(6) 列表示消极语调对政策利率传导效率的影响并不显著。这可能是因为反映流动性不足的“小纸条”必然伴随着明确地公开市场操作（如逆回购）<sup>13</sup>，而反映流动性充足或过高的“小纸条”往往伴随着无具体公开市场操作<sup>14</sup>。因此，流动性充足和过高状态下“小纸条”传递的额外信息更多，能够在央行不采取公开市场操作时帮助市场对当期流动性形成合理预期判断，其发挥的政策利率引导能力也越强。

<sup>12</sup> “小纸条”前后文本高度相似性（经计算“小纸条”相似度指标在 0.7 至 0.95 区间内浮动）使得公告传递的增量信息有限，当沟通语调未发生变化时公告主要通过规范表述用语来提高内容清晰度，提升公众理解政策意图的能力，降低分歧。此外，“小纸条”主题单一，仅包含央行对市场流动性判断的情绪词语，词语搭配有限，在主题单一的情况下，使用同一词语有助于公众快速聚焦到变化词语，理解和掌握沟通信息，减少歧义。

<sup>13</sup> 如“目前仍处于税期，银行体系流动性总量下行较快，为维护银行体系流动性合理充裕，2019 年 1 月 17 日人民银行以利率招标方式开展了 4000 亿元逆回购操作。”

<sup>14</sup> 从 2015 年 5 月起，央行不再使用正回购主动回收流动性，而通过不再续作逆回购等方式回收流动性。如“考虑到季末财政支出推动银行体系流动性总量处于较高水平，可吸收国庆前现金投放等因素的影响，2018 年 9 月 30 日人民银行不开展公开市场操作。”

表3 “小纸条”对政策利率传导效率的影响检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$Gap^{7d}$	$Gap^{7d}$	$Gap^{7d}$	$Gap^{14d}$	$Gap^{14d}$	$Gap^{14d}$
$ \Delta Tone $	-0.044*** (0.005)			-0.121*** (0.015)		
<i>Poss</i>		-0.148*** (0.009)			-0.390*** (0.024)	
<i>Negs</i>			0.003 (0.020)			0.009 (0.053)
<i>Similarity</i>	-0.105*** (0.016)	0.016 (0.015)	-0.047*** (0.015)	-0.325*** (0.044)	0.002 (0.039)	-0.165*** (0.040)
<i>Surprise</i>	0.039 (0.039)	0.022 (0.037)	0.029 (0.039)	0.155 (0.104)	0.109 (0.099)	0.126 (0.105)
<i>Netvolume</i>	0.003 (0.002)	-0.003 (0.002)	0.001 (0.002)	0.009* (0.005)	-0.005 (0.005)	0.003 (0.005)
<i>D_rror</i>	0.130*** (0.030)	0.122*** (0.029)	0.104*** (0.031)	0.105 (0.081)	0.080 (0.077)	0.031 (0.082)
<i>gdp</i>	-0.006* (0.003)	-0.005 (0.003)	-0.006* (0.004)	-0.013 (0.009)	-0.010 (0.009)	-0.011 (0.009)
<i>inf</i>	-0.018** (0.008)	-0.021*** (0.008)	-0.017** (0.008)	-0.031 (0.022)	-0.039* (0.021)	-0.028 (0.022)
常数项	0.295*** (0.015)	0.277*** (0.012)	0.232*** (0.013)	0.784*** (0.039)	0.729*** (0.032)	0.609*** (0.034)
样本量	2008	2008	2008	2008	2008	2008
调整 R <sup>2</sup> 值	0.041	0.131	0.010	0.039	0.125	0.006

注：同表2。

以上结论表明，“小纸条”是一种重要的沟通方式，其沟通语调变化以及文本相似度高低会对政策利率向货币市场短期利率的传导效率产生显著影响。当沟通语调发生变化时，“小纸条”通过信息机制影响政策利率传导效率，这是因为沟通语调变化意味着政策倾向发生转变，而政策倾向转变这一信号传递的“新信息”提高了公共信息精度，进而提升政策利率的传导效率；当沟通语调不变时，“小纸条”通过协同机制影响政策利率传导效率，这是因为前后文本相似度高意味着公告措辞习惯较为一致，而相似的沟通习惯和表达方式有助于提高公众对信息的理解准确度，减少央行与公众预期期间的偏差，进而提升政策利率传导效率。沟通语调变化和文本相似度高分别通过提高公共信息精度和提高公众理解准确度两条路径提高了央行沟通精度，达到提升政策利率传导效率的目的。由于沟通语调变化和文本相似度高指标分别反映不同政策倾向状态时的信息特征，进而导致影响路径存在差异，因此，本文划分分子样本，分别检验政策倾向变化时期“小纸条”沟通语调变化的影响以及政策倾向不变时期文本相似度的影响，相关结果详见附表3。

### （三）内生性问题

#### 1. 准自然实验的识别

包含“小纸条”的公开市场业务交易公告是一个难得的准自然实验，因为“小纸条”是央行依据当前银行体系流动性做出

的判断，其内容取决于央行，对于本文研究的货币市场短期利率样本而言，“小纸条”属于外生事件。双重差分法通过比较外生事件对实验组和对照组施加影响产生的差异，控制除事件冲击外其他影响因果关系的遗漏变量，准确识别本文关注变量的因果关系。因此，本文采用双重差分（Difference-in-Differences, DID）模型识别“小纸条”对政策利率传导效率的影响，研究模型设定如下：

$$Gap_{it} = \alpha_0 + \beta_1 Treat_i \times Post_t + \beta_2 X_t + \mu_i + \xi_t + \varepsilon_{it} \quad (20)$$

其中， $i$ 表示不同期限的市场利率， $t$ 表示年份。 $Gap_{it}$ 表示市场利率与政策利率的差值。 $Treat_i$ 是利率分组虚拟变量，存款类机构质押式回购利率（DR）作为实验组变量取值为1，银行间拆借利率（IBO）

作为对照组变量取值为 0。 $Post_t$  是政策实施年份虚拟变量，当样本处于“小纸条”起始年份及以后取值为 1，反之取值为 0。 $X_t$  为相关控制变量，主要控制货币政策实际操作以及宏观经济形势变化。 $\mu_i$  表示利率个体固定效应， $\xi_t$  表示时间固定效应， $\varepsilon_{it}$  为扰动项。

本文以市场利率受“小纸条”政策影响程度构造实验组和对照组。首先，依据中国基本形成的利率体系和调控框架，公开市场操作 7 天逆回购利率是央行短期政策利率。央行通过每日开展公开市场操作，保持银行体系流动性充裕，释放短期政策利率信号，引导存款类金融机构质押式回购利率等短期市场利率围绕政策利率为中枢波动。存款类金融机构质押式回购利率作为市场基准利率，具有引导其他货币市场利率向央行政策利率靠拢的能力，因此，在公开市场每日操作中，7 天逆回购利率的传导机制应先影响市场基准利率（DR007）再影响其他货币市场利率。而随着传导链条的增加，经济中降低政策利率引导作用的摩擦因素也会增多<sup>15</sup>，“小纸条”的利率引导效果也会随着传导链条的增加而逐渐削弱。基于此，合理推断“小纸条”对存款类金融机构质押式回购利率的影响要大于其他货币市场利率。此外，“小纸条”沟通的目标是引导市场形成对银行间市场流动性的一致预期，而银行间拆借利率是反映市场资金供需情况和流动性状况最直接且最真实的指标，因此，合理推测银行间拆借利率是对“小纸条”反应最为直接的货币市场利率。同时，央行通过改变预期和风险溢价，实现短期利率向中长期利率的传导，货币市场短期利率受“小纸条”冲击的影响要大于中长期利率。基于上述特征事实，本文以受到“小纸条”影响程度高低作为划分实验组和对照组的依据，认为“小纸条”对存款类机构质押式回购利率的影响要强于银行间拆借利率，设定存款类机构质押式回购利率为实验组，银行间拆借利率为对照组。特别地，“小纸条”首次发布于 2016 年 2 月，但该年仅公告 3 次，公告频率低，造成的影响较小，因此本文采用常态化披露“小纸条”年份 2017 年作为政策起始年。

表 4 结果显示交乘项回归系数显著为负，说明“小纸条”的出现降低了货币市场短期利率与政策利率之间的差距，能显著提高政策利率传导效率，这与基准模型结论一致，表示基准回归结果稳健。相关平行趋势检验和安慰剂检验结果详见附图 7、附图 8。

表 4 双重差分回归结果

变量	$Treat \times Post$	控制变量	时间固定	个体固定	样本量	调整 R <sup>2</sup> 值
Gap	-0.505*** (0.117)	是	是	是	20315	0.258

注：选取存款类机构质押式回购 7 天、14 天、21 天、1 个月短期利率作为实验组样本，银行间拆借利率 3 个月、6 个月、9 个月、1 年中长期利率作为对照组样本，共计 20315 样本观测值。其他同表 2。

## 2. 提高数据频率进行识别

本文采用高频数据事件研究法，确保在相对狭窄的事件窗口期内识别沟通公告冲击，以区分“小纸条”与事件日其他干扰信息的影响，进一步验证基于日度数据的回归分析结果。参照 Gürkaynak 等（2005）设立分钟窗口期识别货币政策冲击对金融市场影响的方法，本文使用日内 5 分钟数据<sup>16</sup>识别“小纸条”沟通效果。由货币政策利率传导机制可知，央行通过在市场间的沟通与操作改变短期利率水平，并通过影响预期和风险溢价实现利率从货币市场向债券市场的传导。因此，如果央行沟通公告提升了政策利率传导的准确性，公告对债券市场的作用效率也会增强。考虑到高频交易数据的可得性，本文采用上海证券交易所国债指数日内 5 分钟交易数据（GZ）作为市场利率的代理变量<sup>17</sup>。为了更广泛地考察，本文将事件窗口分别定义为公告发布后 5 分钟、10 分钟、15 分钟、20 分钟、30 分钟以及 40 分钟共计 6 个时间窗口。

<sup>15</sup> 如不完全竞争的同业拆借市场以及影子银行业务（刘明康等，2018）。

<sup>16</sup> 交易日内 5 分钟数据来源于 RESSET 高频系列数据库，样本期为 2019~2022 年。

<sup>17</sup> 该国债指数是中国首个国债指数，于 2003 年 1 月推出，旨在反映上交所上市的所有固定利率国债的表现，因此，可以作为代表债券市场变化的指标。

回归结果如表 5 所示。基于国债指数 5 分钟数据的估计，公告沟通语调变化的系数与文本相似度的系数在 6 个窗口期内均显著为负，均与前文得到的央行沟通公告提升政策利率传导效率的结论一致。如前所述，本文设置的 5 至 40 分钟时间窗口隔离了其他信息的干扰，有效解决了遗漏变量和反向因果内生性的问题。总体来说，不论是从日度数据和交易日内 5 分钟数据结果来看，均能证实央行沟通公告能够起到提升政策利率传导效率的作用。

表 5 日内分钟数据回归结果

变量	GZ_5	GZ_10	GZ_15	GZ_20	GZ_30	GZ_40
$ \Delta Tone $	-0.006*** (0.000)	-0.006*** (0.000)	-0.017** (0.000)	-0.011** (0.000)	-0.023** (0.000)	-0.020*** (0.000)
Similarity	-0.028*** (0.000)	-0.035*** (0.000)	-0.012** (0.000)	-0.034*** (0.000)	-0.029** (0.000)	-0.021** (0.000)
控制变量	是	是	是	是	是	是
样本量	837	837	837	837	837	837
调整 R <sup>2</sup> 值	0.002	0.002	0.002	0.003	0.004	0.004

注：同表 2。

#### （四）稳健性检验

本文进行了一系列稳健性检验。（1）替换被解释变量：采用 7 天和 14 天存款类金融机构质押式回购利率进行回归。（2）替换解释变量：采用人工赋值法重新计算“小纸条”沟通语调变化指标并回归。（3）去除文本相似度时间趋势：央行沟通公告会随着时间推移而日益成熟与规范（张一帆等，2022），逐渐形成较统一的公告模式，此时文本相似度可能存在与经济形势变化无关的变动趋势，表现为文本相似度的上升趋势。本文采用剔除这一线性趋势后的文本相似度指标进行回归。（4）子样本回归：宏观经济指标的发布可能会对货币政策和市场利率产生重要影响，本文将同时发布央行沟通公告和宏观经济指标的日期从样本中剔除，用剩余子样本进行回归。（5）新冠疫情影响：2020 年，受新冠疫情冲击影响，央行加大逆周期调节力度，通过公开市场操作、再贷款再贴现等多种货币政策工具，保持金融市场流动性合理充裕、维护货币市场利率平稳运行。由此看来，突发事件导致的流动性需求高涨给“小纸条”沟通语调带来影响。本文排除受新冠疫情冲击影响的样本，用剩余子样本进行回归。（6）日历效应：为全面控制时间序列数据的时间趋势，参照 Ehrmann 和 Wabitsch（2022），本文控制年、月、周的固定效应，以及时间趋势的二次项进行回归。（7）多重共线性检验：考虑到核心解释变量央行沟通语调变化和文本相似度的指标构建均基于情绪词语的出现频率，可能存在多重共线性问题，本文使用方差膨胀因子（VIF）对基准模型的共线性进行检验。上述稳健性检验的回归结果详见附表 4。

#### （五）作用渠道检验

前文已证实，央行沟通公告有助于提升政策利率向货币市场短期利率的传导效率。接下来，本文将结合理论分析检验上述作用的具体渠道。央行沟通公告之所以能够提升政策利率传导效率，是因为其释放的有效公共信息不仅能够增强公众对公共信息的理解程度，引导公众形成合理预期；还能够减少市场噪声和不确定性，降低市场预期差异。因此，本文将分别从投资者意见分歧渠道和市场预期差异渠道检验央行沟通公告对政策利率传导效率的提升作用。

##### 1. 投资者意见分歧渠道

影响市场利率与政策利率之间差值的关键是投资者能否形成较为一致的预期。当投资者对经济基本面意见一致时，市场利率将围绕政策利率运行。而央行沟通公告之所以能提高政策利率传导效率，很重要的一个渠道是央行通过释放关于当前货币政策变化和经济运行情况的补充信息，增强投资者对相应政策的理解，减少意见分歧，引导其形成较为一致的预期。现有文献普遍证实了意见分歧对市场异动的影 响（肖争艳等，2019），而市场异动的减少能够提高利率传导效率（刘冲等，2022；倪宣明等，2022）。为了检验央行沟通公告减少投资者意见分歧这一渠道，本文选取金融业个股的分析师预测分歧程度来衡量“小纸条”影响的投资者意见分歧。分析师预测分歧是衡量意见分歧的主流指标之一，该指标能较好地体现投资者对股票收益率预测的分歧程度。选取金融业个股而非整个市场股票的原因是本文主要研究

的“小纸条”是有关央行对银行间市场流动性的判断，银行等金融机构受“小纸条”的影响是最直接且程度最深，在样本期内“小纸条”对金融业股票价格产生了重要影响。而其他行业受到的微弱影响导致“小纸条”并非这些行业预测分歧产生的主要原因。本文将第  $t$  日股票  $i$  的分析师预测分歧  $Disp_{it}$  表述为所有分析师在第  $t$  日对股票  $i$  进行的每股收益预测值的标准差除以其预测均值的绝对值，再将各只股票在第  $t$  日的总市值作为权重进行加权平均计算，得到第  $t$  日分析师意见分歧度  $Disp$ 。特别地，对于没有分析师预测报告发布的样本期， $Disp$  设定为 0。表 6 第 (1) 列报告了“小纸条”对分析师意见分歧指标的回归结果。观察结果发现， $|\Delta Tone|$  的系数显著为负，意味着“小纸条”沟通语调变化减少了分析师对金融业个股收益预期的分歧。这可能是因为沟通语调变化向市场提供了更多关于市场流动性的“新信息”，提高了公共信息精度，使得市场关于公开市场业务的预期判断逐渐统一，进而减少了分析师对金融业预期收益的分歧。 $Similarity$  系数也显著为负，这说明沟通公告文本相似性的提高有助于公众准确理解政策意图，自然也降低了分析师预测的分歧程度。

## 2. 市场预期差异渠道

市场预期差异反映市场对政策和经济运行情况的理解程度，市场预期差异越小，市场对公共信息的理解程度越高，市场利率与政策利率的差值越小。央行通过统一沟通用语，减少市场噪声，降低市场不确定性。现有文献普遍认为市场预期的统一会降低市场不确定性（刘金全和刘文轩，2023），而不确定性的降低会提升政策利率向市场利率的传导效率（田国强和李双建，2020）。为此，本文选取上海证券交易所国债指数收益波动率（ $\sigma$ ）作为市场预期差异的代理变量，这是因为相较于噪声较多的股票市场，国债市场能更好地体现货币政策信号的影响。“小纸条”向市场释放带有明确政策倾向的流动性信息，有效减少债券市场噪声，降低市场预期差异。市场资产收益波动率  $\sigma$  值越小，说明市场预期差异越小，市场越稳定，市场利率越接近政策利率水平。表 6 第 (2) 列报告了“小纸条”对债券指数收益波动率的回归结果。观察结果发现， $|\Delta Tone|$  系数显著为负， $Similarity$  系数也显著为负，这说明沟通语调变化和沟通公告相似性的提高均减少了市场预期差异。

表 6 作用渠道检验

变量	(1) $Disp$	(2) $\sigma$
$ \Delta Tone $	-0.003* (0.002)	-0.001** (0.000)
$Similarity$	-0.044*** (0.006)	-0.004*** (0.000)
控制变量	是	是
样本量	2008	2008
调整 $R^2$ 值	0.042	0.117

注：同表 2。

## 四、结论与启示

本文实证研究不同形式的央行沟通公告对政策利率传导效率的影响。实证结果表明，定量公告有助于提升政策利率的传导效率，而定性公告的效率不显著。在所有定量公告中，“小纸条”对政策利率传导效率的提升作用最显著。本文进一步构建沟通语调变化和文本相似度指标，研究“小纸条”提升政策利率传导效率的有效路径。结果表明：“小纸条”沟通语调变化通过制造“新信息”提高公共信息精度，增强公众对公开市场操作政策的信任度，对政策利率传导效率产生影响。相邻“小纸条”间相似的沟通习惯和表达方式有助于公众准确理解货币当局意图，提高公众对公共信息的理解准确度，提升政策利率的传导效率。由此证明，“小纸条”通过提高沟通精度提升政策利率向市场利率的传导效率。

本文对于完善央行沟通策略具有一定政策启示意义。第一，在当前传统货币政策有效性下降的背景下，央行沟通预期管理因低廉的调控成本和较短的传导时滞等优点成为央行采取的调控手段之一，有必要重视央行沟通，充分发挥央行沟通在货币政策调控中的作用。本文研究表明，央行沟通公告有助于提

升政策利率向货币市场短期利率的传导效率。央行作为政策的制定者，应不断优化沟通策略，维护与市场的顺畅沟通，这对于疏通货币政策传导机制、提高货币政策有效性具有重要意义。

第二，央行应注重沟通公告的信息质量，提高沟通内容的明确性和可理解性。一方面，央行可适当在沟通公告中释放清晰政策倾向，以提高公共信息的明确性。本文研究表明，相较于定性公告，定量公告对政策利率传导效率的提升作用显著。这是因为定性公告缺少明确政策指向，而定量公告锚定政策操作目标，政策指向清晰。同时，包含清晰政策倾向的沟通公告能够提高公共信息精度，增强公众对央行政策的信任度，引导公众形成与央行一致预期，进而提升政策利率传导效率。因此，央行应避免在沟通公告中出现让市场难以判断政策倾向的词语，可通过向市场传递量化目标和明确政策倾向的方式提高沟通效率。另一方面，央行应保持一致措辞习惯，减少因沟通公告措辞差异造成的市场分歧，提高沟通内容的可理解性。本文研究表明，前后文本相似的沟通习惯和表述方式有助于公众对比当前和历史沟通信息，迅速定位当期变化信息，提高公众对公共信息的理解准确度，减少公众与央行预期之间的偏差，提高政策利率向货币市场短期利率的传导效率。因此，央行在通过沟通公告释放信息的同时，应减少措辞上的大幅变动，在遣词造句和表达含义上做到一致且清晰，逐步建立标准化央行沟通机制。

第三，央行应完善沟通方式，建立常态化沟通机制。央行可通过报告公告、新闻发布等多种沟通渠道权威发声，分析当前经济运行状况和解读各项政策举措，针对市场和公众关切的热点问题及时回应，巩固与市场之间稳定的沟通关系，强化预期管理，提升央行公信力。本文研究表明，公开市场业务交易公告中“小纸条”有助于提升政策利率向货币市场短期利率的传导效率，这是因为常态化、制度化的公开市场操作“小纸条”模式能够及时反映市场资金供求状况，向市场持续释放短期政策利率信号，有效管理市场预期并引导公众预期，提升政策利率的传导效率。因此，央行应充分发挥公开市场操作在调节市场短期流动性与引导市场预期方面的重要作用，将“小纸条”纳入常态化沟通机制，形成定期的政策沟通渠道，这对于提高央行公开市场操作政策透明度、增强市场对央行政策信任度有重要现实意义。

## 参考文献

- [1] 卞志村,张义.央行信息披露、实际干预与通胀预期管理[J].经济研究,2012,47(12):15~28.
- [2] 陈小亮,陈伟泽,陈彦斌.全要素生产率对货币政策有效性的影响研究——理论机制与数值模拟[J].数量经济技术经济研究,2023,40(4):203~224.
- [3] 郭豫媚,戴贇,彭俞超.中国货币政策利率传导效率研究:2008-2017[J].金融研究,2018,(12):37~54.
- [4] 郭豫媚,周璇.央行沟通、适应性学习和货币政策有效性[J].经济研究,2018,53(4):77~91.
- [5] 林建浩,陈良源,罗子豪,张一帆.央行沟通有助于改善宏观经济预测吗?——基于文本数据的高维稀疏建模[J].经济研究,2021,56(3):48~64.
- [6] 林木材,牛霖琳.基于高频收益率曲线的中国货币政策传导分析[J].经济研究,2020,55(2):101~116.
- [7] 刘冲,庞元晨,刘莉亚.结构性货币政策、金融监管与利率传导效率——来自中国债券市场的证据[J].经济研究,2022,57(1):122~136.
- [8] 刘金全,刘文轩.央行沟通与经济不确定性预期管理——基于大数据文本分析的研究[J].中央财经大学学报,2023,(8):31~41.
- [9] 刘明康,黄嘉,陆军.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[J].经济研究,2018,53(6):4~20.
- [10] 刘喜和,霍振先.流动性分层、《资管新规》与政策利率传导[J].国际金融研究,2022(5):13~22.
- [11] 倪宣明,王江伟,赵慧敏.影子银行、流动性分层与政策利率传导[J].系统工程理论与实践,2022,42(10):2589~2602.
- [12] 姜富伟,胡逸驰,黄楠.央行货币政策报告文本信息、宏观经济与股票市场[J].金融研究,2021(6):95~113.
- [13] 姜富伟,孟令超,唐国豪.媒体文本情绪与股票回报预测[J].经济学(季刊),2021,21(4): 1323~1344.
- [14] 隋建利,刘碧莹,刘金全.央行沟通的有效路径:基于内容与形式的识别[J].当代财经,2023,(1):57~69.
- [15] 田国强,李双建.经济政策不确定性与银行流动性创造:来自中国的经验证据[J].经济研究,2020,55(11):19~35.
- [16] 王博,高青青.央行沟通语义的金融市场响应[J].经济动态,2022(3):35~55.
- [17] 肖争艳,黄源,王兆瑞.央行沟通的股票市场稳定效应研究——基于事件研究法的分析[J].经济动态,2019(7):80~93.
- [18] 曾庆生,周波,张程,陈信元.年报语调与内部人交易:“表里如一”还是“口是心非”?[J].管理世界,2018,34(9):143~160.
- [19] 张一帆,林建浩,杨扬,邓益萌.央行沟通、信息冲击与国债市场波动[J].系统工程理论与实践,2022,42(3):575~590.
- [20] 张晓慧.多重约束下的货币政策传导机制[M].中国金融出版社,2020.
- [21] 郑挺国,靳炜,方匡南,林洪伟.媒体信息、预期冲击与经济周期波动——基于中文财经类报刊数据[J].数量经济技术经济研究,2023,40(2):202~220.
- [22] 邹文理,王曦,谢小平.中央银行沟通的金融市场响应——基于股票市场的事件研究[J].金融研究,2020(2):34~50.
- [23] Acosta M., Meade E., 2015, *Hanging on Every Word: Semantic Analysis of the FOMC's Postmeeting Statement* [R], FEDS Notes. DOI:10.17016/2380-7172.1580.
- [24] Baeriswyl R., Cornand C., Ziliotto B., 2020, *Observing and Shaping the Market: The Dilemma of Central Banks*[J], Journal of Money, Credit and Banking, 52(8), 1973~2005.
- [25] Ehrmann M., Talmi J., 2020, *Starting from ABlank Page? Semantic Similarity in Central Bank Communication and Market Volatility* [J],Journal of Monetary Economics,111, 48~62.
- [26] Ehrmann M., Wabitsch, A., 2021. *Central Bank Communication with Non-Experts: A Road to Nowhere?* [J],Journal of Monetary Economics,127, 69~85.
- [27] Gómez-Cram R., Grotteria M., 2022, *Real-time Price Discovery via Verbal Communication: Method and Application to FedSpeak* [J], Journal of Financial Economics, 143(3), 993~1025.
- [28] Gürkaynak R., Levin A., Swanson E., 2010, *Does Inflation Targeting Anchor Long-run Inflation Expectations? Evidence from the U.S., UK, and Sweden* [J], Journal of the European Economic Association, 8(6), 1208~1242.
- [29] Gürkaynak R., Sack B., Swanson E., 2005, *Do Actions Speak Louder than Words? The Response of Asset Prices to Monetary Policy Actions and Statements* [J], International Journal of Central Banking, 1(1), 55~93.

- [30] Hansen S., McMahon M., Prat A., 2018, *Transparency and Deliberation within the FOMC: A Computational Linguistics Approach* [J], *The Quarterly Journal of Economics*, 133(2), 801~870.
- [31] Hansen S., McMahon M., Tong M., 2019, *The Long-Run Information Effect of Central Bank Communication* [J], *Journal of Monetary Economics*, 108, 185~202.
- [32] Leombroni M., Vedolin A., Venter G., Whelan P., 2021, *Central Bank Communication and the Yield Curve* [J]. *Journal of Financial Economics*, 141(3), 860~880.
- [33] Marzioni S., 2014, *Learning and Signals under Discretionary Monetary Policy* [J], *Journal of Macroeconomics*, 43(3), 211~231.
- [34] McMahon M., Schipke A., Li X., 2018, *China's Monetary Policy Communication: Frameworks, Impact, and Recommendations* [R], IMF working paper, No. 244.
- [35] Morris S., Shin H. S., 2002, *Social Value of Public Information* [J], *American Economic Review*, 92(5), 1521~1534.
- [36] Nakamura E., Steinsson J., 2018, *High-frequency Identification of Monetary Non-Neutrality: The Information Effect* [J], *Quarterly Journal of Economics*, 133(3), 1283~1330.
- [37] Nautz D., Scheithauer J., 2011, *Monetary Policy Implementation and Overnight Rate Persistence* [J], *Journal of International Money and Finance*, 30(7), 1375~1386.
- [38] Sun R., 2020, *Monetary Policy Announcements and Market Interest Rates' Response: Evidence from China* [J], *Journal of Banking and Finance*, 113, 105766.

# Can Central Bank Communication Announcements Enhance the Efficiency of Policy Interest Rate Transmission?

OUYANG Zhigang HU Wenhua

**Summary:** The Third Plenary Session of the 20th CPC Central Committee emphasized "deepening the reform of the financial system, accelerating the improvement of the central banking system, and improving the monetary policy transmission mechanism". The initial and key link in the transmission of monetary policy process is the transmission of policy interest rates to short-term interest rates in the money market. Therefore, the main goal of developing a modern central bank is to enhance the efficiency of the transmission of policy interest rates to short-term interest rates. Nevertheless, the short-term interest rate in China's money market have not fully followed the changes in the central bank's policy interest rate in certain periods, especially before 2015. For example, during the "Money Shortage" period in 2013, the short-term market interest rates were detached from policy interest rates. To enhance the efficiency of policy interest rate transmission, the People's Bank of China has been regularly releasing daily announcements since 2016, and for the first time added textual content explaining the rationality of the current Open Market Operations and evaluating the liquidity status of the banking system. This central bank communication strategy has improved the efficiency of policy interest rate transmission, and as a result, narrowing the gap between short-term market interest rates and policy interest rates after 2016. The efficacy of regulating monetary policy would be limited if the short-term interest rate does not shift in the direction of policy interest rate regulation. Therefore, it is of great practical significance to enhance the transmission efficiency of policy interest rate to the short-term interest rate in the money market for improving the effectiveness of monetary policy.

This study divides announcements texts into quantitative text and qualitative text. It uses big data text technology to extract the above two kinds of announcements for empirical studying on the impact of central bank communication announcements on the efficiency of policy interest rates to the transmission of short-term market interest rates. The findings show that quantitative announcements with clear policy operation targets enhance the efficiency of policy interest rate transmission, while qualitative announcements are not significant. Among all quantitative announcements, Open Market Operation notices (so-called "small notes") have the most significant effect on the transmission efficiency of policy interest rates. Furthermore, this paper builds communication tone changes and text similarity index for analyzing the effectiveness of "small notes". The results indicate that by generating "new information", the tone changes of the "small note" enhances public trust in the open market operating policy and influences the policy interest rate's transmission efficiency. Adjacent "small notes" with similar communication patterns and phrases enhance public comprehension of public information, increase the correctness of monetary authorities' intentions, and increase the effectiveness of policy interest rate transmission.

The main contributions are as follows. First, most existing studies used low-frequency text announcements, like the Monetary Policy Implementation Report or irregular communication, like the governor's oral communication, as samples. This study focuses on the effects of regular, high-frequency announcements like Open Market Operation notices, which is useful to further evaluate the effects of the central bank communication and comprehend the choice of communication mode. It also provides fresh insight into how to enhance the institutionalized monetary policy communication mechanism. Second, the majority of studies analyze the effects from the perspective of traditional monetary policy, this study focuses on improving the accuracy of public information and the accuracy of the public understanding, reducing the deviation between the central bank and the public expectations, helping the public to form consistent expectations, enhancing the efficiency of policy interest rate transmission and offering empirical data to support the central bank's optimization of its communication strategy.

**Keywords:** Central Bank Communication Announcements; Policy Interest Rate Transmission; “Small Notes”

# 开放条件下的双支柱调控效应：跨国实证研究<sup>1</sup>

马勇<sup>2</sup> 郭锐<sup>3</sup> 章洪铭<sup>4</sup>

**【摘要】**本文基于全球95个经济体1990-2020年的非平衡面板数据，系统考察了经济开放、金融开放对双支柱政策调控效应的影响。实证结果表明：从主效应的角度，双支柱政策确实能够在产出稳定、物价稳定、信贷稳定和资产价格稳定上发挥逆周期的调控作用，从而促进经济和金融体系的共同稳定；但从调节效应的角度，随着经济和金融开放程度的提高，双支柱政策的调控效应在不同条件下均出现了一定程度的下降。进一步的分析表明，在中低程度的开放水平下，双支柱政策通过适度的力度搭配就能实现经济和金融的共同稳定；而在较高的开放水平上，宏观审慎政策由于面临较强的负向调节效应，这意味着随着经济和金融开放程度的上升，宏观审慎政策可能需要相对更大的实施力度来实现金融稳定。本文的分析结论不仅为理解双支柱政策在开放条件下的调控效应及其政策间的相互影响提供了一些基础性的经验证据，同时启示我们：双支柱政策的实施力度和组合模式的选择需要与一个国家的经济和金融开放程度予以结合考虑。

**【关键词】**双支柱政策 经济开放 金融开放

## 引言与文献综述

自党的“十八大”以来，通过持续深化金融供给侧结构性改革，制度性金融开放取得了重大进展。然而，在冷战思维影响下，西方世界以加征不合理关税、实施无端制裁、控制金融机构行为等方式加剧了世界经济金融活动的摩擦，世界范围内经济金融形势恶化，中国的经济开放与金融开放面临新的挑战。在此背景下，2020年5月14日，中共中央政治局常委会会议提出“构建国内国际双循环相互促进的新发展格局”，习近平总书记在党的“二十大”报告中同样强调“推进高水平对外开放”。这对当下的宏观调控政策提出了更高要求，宏观调控政策需要更好地平衡经济开放、金融开放与经济金融风险之间的关系，而双支柱政策作为宏观调控领域最重要的政策抓手之一，我们有必要对经济开放、金融开放与双支柱政策调控效应之间进行系统性的研究。有鉴于此，本文基于95个经济体1990-2020年的面板数据进行实证分析，系统考察经济开放、金融开放对双支柱政策调控效应的影响，并尝试讨论经济开放、金融开放与双支柱政策的协调搭配问题。

“货币政策+宏观审慎政策”的调控框架已经成为发达经济体和很多新兴市场经济体兼顾经济稳定和金融稳定的重要手段（范小云和王道平，2012；Kim and Mehrotra，2017）。双支柱政策的有效性在理论层面上已得到较多文献验证（马勇和姚驰，2022；Greenwood et al，2015），在实证层面上也获得了一定的文献支持（马勇和黄辉煌，2021），但现有文献并未充分讨论经济开放、金融开放对双支柱政策调控效应的影响，特别是在实证层面上。在经济开放方面，有关经济开放与经济增长、经济波动的研究汗牛充栋，也有不少研究发现经济开放会对金融稳定产生明显的影响（王聪和张铁强，2011）。在此基础上，由于货币政策可以促进经济增长、控制通货膨胀和稳定就业情况，其被广泛认为是中央银行维护经济稳定的重要工具，因此一支重要的文献是讨论经济开放如何影响货币政策的经济稳定作用（马勇和陈雨露，2014；Gali and Monacelli，2005；Romer，1993）。但在2008年金融危机之前，物价稳定被认为是实现经济金融稳定的关键，而金融稳定问题被长期忽略，因此尽管货币政策也具有金融稳定作用，但已有文献较少专门讨论经济开放对货币政策金融稳定作用的影响。同时，经济全球化浪潮与宏观审慎政策推出在时间上的错位，导致少有专门讨论宏观审慎政策与经济开放的研究。少数有关二者的研究基本是在引入金融开放条件的DSGE模型中（Ghilaridi and Peiris，2016；Unsal，2011），但这些研究大多未深入讨论经济开放对宏观审慎政策作

<sup>1</sup> 本文系中国人民大学国际货币研究所（IMI）工作论文，编号 IMI Working Paper No.2413

<sup>2</sup> 马勇，中国人民大学国际货币研究所（IMI）特约研究员，经济学博士，教授，中国人民大学财政金融学院

<sup>3</sup> 郭锐，博士研究生，西南财经大学中国金融研究中心。

<sup>4</sup> 章洪铭，博士研究生，中国人民大学财政金融学院。

用的影响，这使得经济开放如何影响宏观审慎政策的经济稳定作用和金融稳定作用仍不明确。因此，在经济开放与货币政策金融稳定作用、宏观审慎政策经济稳定作用、宏观审慎政策金融稳定作用之间，无论是在理论上还是在实证上均存在一定程度的研究空白。

当前，中国仍处于资本账户渐进式开放的进程中，金融开放问题长期被学术界关注。金融开放的主要目的是利用金融自由化产生的增长效应，但资本的自由流动令金融开放过程中常伴随着经济金融不稳定。为应对金融开放后的潜在冲击，近年来的一大重要研究问题是讨论金融开放对货币政策与宏观审慎政策的影响，而这一研究目前主要基于理论模型展开（Korinek and Sandri, 2016; Unsal, 2011），少有文献利用大规模的实证数据来系统讨论金融开放对双支柱政策调控效应的影响。并且，由于理论模型中货币政策一般不直接兼顾金融稳定，因此关于金融开放如何影响货币政策的金融稳定作用在理论模型中鲜有讨论。同时，此情景下的宏观审慎政策多是盯住跨境资本流动的跨境宏观审慎政策（温兴春和梅冬州，2020；喻海燕和赵晨，2022），主要被用于讨论宏观审慎政策与资本管制政策的差异，金融开放对宏观审慎政策调控效应的影响在理论研究中暂未得到确切的回答。整体来看，已有研究在金融开放与货币政策金融稳定作用、宏观审慎政策经济稳定作用、宏观审慎政策金融稳定作用这三个问题上同样存在相当程度的研究空白，因此我们有必要通过实证研究方法对上述内容进行补充。

总体来看，现有关于经济开放、金融开放与双支柱政策调控效应的研究较为零散，少有研究对该问题进行系统性的分析，且尤其缺少基于可靠数据集开展的实证研究结果。同时，已有的实证研究并未深入讨论经济开放、金融开放与双支柱政策的协调问题，难以为政策实践提供可靠的建议。有鉴于此，本文基于95个经济体1990-2020年的跨国面板数据，对经济开放、金融开放与双支柱政策的经济金融稳定效应进行实证研究。较之已有文献，本文的主要边际贡献包括：（1）本文着重讨论了经济开放、金融开放对双支柱政策经济稳定作用和金融稳定作用的影响，并且通过使用主体范围广、时间跨度大和政策工具多的数据集，为双支柱政策的经济金融稳定效应提供了更加可靠的估计结果；（2）本文对开放条件下的双支柱政策调控效应进行了细致讨论，不仅详细分析了不同侧重目标下经济开放、金融开放与双支柱政策的政策选择方案，还利用门槛效应分析了经济开放和金融开放动态变化对双支柱政策调控能力的影响；（3）本文在考虑组合门槛效应与政策组合效应的基础上，不仅深入分析了不同经济金融开放组合对双支柱政策有效性的影响，还进一步讨论了不同双支柱政策有效性恢复措施的差异，从而有利于强化对经济开放、金融开放与双支柱政策调控效应三者关系的理解。概要言之，本文的分析结论不仅为理解双支柱政策在开放条件下的调控效应及其政策间的相互影响提供了一些新的经验证据，而且为双支柱政策在开放条件下的实施方式的选择提供了一些新的启示。

## 一、理论分析与实证设计

### （一）理论分析

#### 1. 经济开放削弱双支柱政策调控效应的理论机制

在经济开放条件下，货币政策与宏观审慎政策的制定与执行不仅需要考虑国内经济金融形势，还会受到外部因素的干扰与制约，因此理论上经济开放会削弱双支柱政策的经济稳定作用和金融稳定作用，而这种削弱主要通过实体经济渠道发挥作用。从产出维度看，随着经济开放水平的提高，出口对一国产出的影响将显著上升，这意味着国内生产不仅取决于国内需求，还会受到外部需求的影响。当全球经济低迷时，国内宽松的双支柱政策难以直接刺激国外市场需求并拉动本国出口增长，而当全球经济繁荣时，国内紧缩的双支柱政策也不能抑制国外市场需求。同时，经济开放使国内产业往往从属国际分工体系，相关产业供应链调整会冲击国内生产，而这种冲击很大程度上独立于国内的双支柱政策。此外，国际大宗商品价格变动将通过企业生产成本和居民生活成本两条途径影响产出，而国内的双支柱政策同样难以直接影响国际大宗商品价格。从物价维度看，经济开放使一国物价水平更易受到国际价格波动的影响。国际大宗商品价格的大幅上涨会通过进口渠道迅速传导至国内，引发输入型通货膨胀，而双支柱政策难以直接影响国际大宗商品价格。此外，海外需求变化也会通过影响国内收入和需求来间接影响物价水平，而双支柱政策也难以直接调控海外需求。从信贷维度看，经济开放使出口成为拉动信贷需求的重要力量，并削弱了双支柱政策对企业融资行为的引导作用。通过影响企业盈利和居民收入，外需变化可以影响居民信贷需求，进而削弱双支柱政策的调控效果。同时，紧缩的双支柱政策与旺盛的融资需求之间的矛盾可能催生影子银行，而影子银行信贷投放的波动同样会削弱双支柱政策的信贷稳定作用。从资产价格维度看，当外需旺盛时，实际收入的提高将带动居民部门风险偏好上升，进而助推资产价格上涨，此时紧缩的双支柱政策并不能抑制旺盛的外需；而当外需萎靡时，实际收入的下降令居民投资需求萎靡并导致资产价格承压，而宽松的双支柱

政策也难以直接提振居民的资产配置需求。

## 2. 金融开放削弱双支柱政策调控效应的理论机制

利率的变动是跨境资本流动的重要动因，货币政策与宏观审慎政策的调整往往会对利率产生不可忽视的影响，而金融开放恰恰为跨境资本的自由流动提供了制度条件。因此，在金融开放条件下，跨境资本流动在理论上会导致双支柱政策的调控效果被削弱。从产出维度看，在经济增长强劲时，紧缩的双支柱政策会使国内利率水平升高并刺激跨境资本流入，过剩的流动性会抵消其对产出的调控效果。在经济增长疲软时，宽松的双支柱政策会导致资本流出，反而导致国内信贷供给下降、资产价格下跌，无法有效刺激产出。此外，发达经济体的货币政策会对新兴市场经济体产生明显溢出效应，压缩新兴市场经济体的政策自主空间。从物价维度看，若紧缩的双支柱政策刺激了跨境资本流入，货币供给的增加和资产价格的上涨反而会加剧通胀压力。反之，若宽松的双支柱政策引发大量资本外流，货币供给收缩和负向财富效应则会加剧通缩压力。从信贷维度看，当国内的资金价格因紧缩的双支柱政策而上升时，大量跨境资本的流入不仅会直接增加信贷投放力度，还会通过推高资产价格进一步刺激信贷扩张，反之则有可能导致信贷供给收紧，并通过资产价格下跌进一步紧缩信贷。此外，金融开放还使企业融资渠道多样化，削弱了双支柱政策对企业融资的引导作用。从资产价格维度看，当紧缩的双支柱政策刺激跨境资本大量流入时，强劲的资产配置需求不仅会引发资产价格快速上涨，产生的超额回报还会刺激更多的资金绕过监管以获取利润，从而大大削弱双支柱政策的有效性。类似的，当宽松的双支柱政策引发资本外逃时，投资者会加速抛售资产，从而导致资产价格下跌，甚至引发系统性风险。

### (二) 模型设定与估计方法

由于宏观经济变量一般具有较强的持续性，因此宏观数据间大多存在动态关系，如果在模型中不考虑这种动态关系，很有可能会产生遗漏变量偏差。因此，本文参考已有文献（马勇和黄辉煌，2021；Alam et al., 2019；Cerutti et al., 2017）的做法，使用动态面板模型来考察经济开放、金融开放对双支柱政策调控效应的影响，同时本文采用滞后一期的解释变量与控制变量，以缓解反向因果产生的内生性问题。基准模型设定如下：

$$\Delta y_{i,t} = \beta_0 \Delta y_{i,t-1} + \beta_1 MP_{i,t-1} + \beta_2 MAP_{i,t-1} + \beta_3 Tr_{i,t-1} + \beta_4 MP_{i,t-1} * Tr_{i,t-1} / \beta_4 MAP_{i,t-1} * Tr_{i,t-1} + \gamma X_{i,t-1} + \mu_i + \varepsilon_{i,t}$$

$$\Delta y_{i,t} = \beta_0 \Delta y_{i,t-1} + \beta_1 MP_{i,t-1} + \beta_2 MAP_{i,t-1} + \beta_3 Ka_{i,t-1} + \beta_4 MP_{i,t-1} * Ka_{i,t-1} / \beta_4 MAP_{i,t-1} * Ka_{i,t-1} + \gamma X_{i,t-1} + \mu_i + \varepsilon_{i,t}$$

其中，下标  $i$  和  $t$  分别代表个体和时间， $\Delta y_{i,t}$  表示  $i$  经济体的变量  $y$  在  $t$  时期相较上一期的变动， $Tr_{i,t}$  表示经济开放度， $Ka_{i,t}$  表示金融开放度， $MP_{i,t}$  表示货币政策立场， $MAP_{i,t}$  表示宏观审慎政策立场， $X_{i,t}$  为控制变量， $\mu_i$  表征国家异质性， $\varepsilon_{i,t}$  为残差项。在第五部分，本文进一步考察了开放条件下的组合门槛效应和政策组合效应，用于分析组合门槛效应和政策组合效应的模型设定如下：

$$\Delta y_{i,t} = \beta_0 \Delta y_{i,t-1} + \beta_1 MP_{i,t-1} + \beta_2 MAP_{i,t-1} + \beta_3 Tr_{i,t-1} + \beta_4 Ka_{i,t-1} + \beta_5 MP_{i,t-1} * Tr_{i,t-1} / \beta_5 MAP_{i,t-1} * Tr_{i,t-1} + \beta_6 MP_{i,t-1} * Ka_{i,t-1} / \beta_6 MAP_{i,t-1} * Ka_{i,t-1} + \gamma X_{i,t-1} + \mu_i + \varepsilon_{i,t}$$

$$\Delta y_{i,t} = \beta_0 \Delta y_{i,t-1} + \beta_1 MP_{i,t-1} + \beta_2 MAP_{i,t-1} + \beta_3 Tr_{i,t-1} / \beta_3 Ka_{i,t-1} + \beta_4 MP_{i,t-1} * MAP_{i,t-1} * Tr_{i,t-1} / \beta_4 MP_{i,t-1} * MAP_{i,t-1} * Ka_{i,t-1} + \gamma X_{i,t-1} + \mu_i + \varepsilon_{i,t}$$

在估计方法上，由于固定效应估计法会产生动态面板偏误，加之跨国宏观面板数据的时间跨度往往不够长，“小 T 大 N”型面板数据也会导致估计结果有偏且不一致，本文采用系统 GMM 估计方法来缓解这一问题，并展示 AR(2) 检验和过度识别检验结果以验证结果的稳健性。此外，在关于 CPI 增速的相关回归中，为消除模型二阶自相关性以使模型设定正确，模型中加入了  $CPI_{i,t-2}$ 。

### (三) 变量选取与构造

#### 1. 被解释变量

经济稳定和金融稳定是宏观调控的两大目标，经济稳定通常是指一个国家或地区在一定时期内，经济运行的各项指标（如物价、就业、产出等）保持在一个相对平稳的状态，避免出现剧烈波动；而金融稳定更侧重金融市场、金融机构和金融体系整体运行的平稳，体现为金融系统可以有效应对各类风险与冲击，并保持金融中介功能的正常发挥。

在经济稳定方面，由于泰勒规则下的货币政策一般盯住产出与通胀，因此一般从产出稳定和物价稳定两个维度来衡量经济稳定，本文使用实际 GDP 增速与 CPI 增速作为产出水平和物价水平的代理变量。而在金融稳定方面，已有文献测度金融稳定的方式较为多样，龙海明和吴迪（2022）对金融稳定的测度方式进行了较为全面的总结。为了尽可能避免在时空维度上产生样本选择偏误，本文主要采用单一金融风险指标来衡量金融稳定。与已有文献一致（Cerutti et al., 2017；Fendoğlu, 2017；Ostry et al., 2012），本文使用

信贷增速衡量金融系统的顺周期风险积累，以从信贷维度衡量金融稳定。同时，由于银行信用创造过程中抵押品渠道的存在，金融风险的积累还与抵押品的资产价格密切相关，因此本文还选择实际房价增速，以从资产价格维度衡量金融稳定。

## 2. 主要解释变量

在货币政策方面，政策利率或短期市场利率是常见的货币政策代理变量。为缓解零利率下限约束、及时体现货币政策变化和控制不同国家货币政策框架与金融体系的差异，本文参考中国人民银行货币政策委员会的做法<sup>5</sup>，使用短期市场利率作为跨国研究中货币政策的代理变量。短期市场利率上升代表货币政策收紧，短期市场利率下降代表货币政策放松。在宏观审慎政策方面，本文使用 Alam et al. (2019) 提供的跨国宏观审慎政策数据库 (iMaPP) 来构建政策虚拟变量，该变量在一国宏观审慎政策收紧时被赋值为+1，而在放松时被赋值为-1。与标准文献做法一致 (马勇和黄辉煌, 2021; Alam et al., 2019)，由于直接使用政策虚拟变量无法准确体现宏观审慎政策的取向，本文将最近 4 个季度的政策虚拟变量加总结果  $MAP_{it}$  作为本季度宏观审慎政策的代理变量。在经济开放与金融开放方面，一般可以根据事实开放水平与法定开放水平进行测度。事实开放度的测算主要基于国际收支平衡表的数据，而法定开放度的测算主要根据一国相关法律法规进行估计所得，两种衡量方式各有优劣并均在文献中广泛使用。考虑到事实开放水平在短期内对政策调控效果的影响更为主要，本文使用来自 Gygli et al. (2019) 计算的事实开放水平作为代理变量。

## 3. 控制变量

引入控制变量是缓解内生性问题的有效手段。在跨国面板数据中，由于国家异质性较强，个体固定效应的纳入可以有效吸收各国在制度方面的异质性，以及其余不随时间变化的遗漏变量。同时，由于直接控制时间固定效应很有可能导致政策效应被错误吸收，进而产生错误的估计结果 (Brunnermeier et al., 2020)，与已有文献一致 (Galati and Moessner, 2018; Nakatani, 2020)，本文通过引入 CBOE 恐慌指数 ( $vix$ ) 来代替时间固定效应，吸收不随个体变化而随时间变化的因素。同时，本文参考陈雨露等 (2016) 的做法，在模型中引入国内储蓄率 ( $saving$ ) 和人口增长率 ( $population$ ) 来控制相关因素，以更好地关注经济开放、金融开放对双支柱政策调控效应的影响。

### (四) 数据来源与描述

当下，跨国宏观实证研究越来越倾向使用包含更广泛经济体的样本，一方面数据可得性的增强使得运用包含更广泛经济体的样本成为可能，另一方面使用包含广泛经济体的样本可以显著增强研究的普适性和稳健性，避免因使用特定样本而产生特定的研究结果。特别是在 IMF 对宏观审慎政策数据库进行更新与完善后，基于时间跨度长、国家范围广的样本开展更稳健的双支柱政策研究成为可行。尽管 IMF 提供了 134 个经济体的宏观审慎政策数据，但由于其他相关数据的可得性限制，本文最终获得了包含 35 个发达经济体和 60 个新兴市场经济体 1990 年 1 季度至 2020 年 4 季度的跨国非平衡面板季度数据，数据主要来源于 IMF、BIS、WB、CEIC 和 KOF 瑞士经济研究所 (KOF Swiss Economic Institute)。与主流文献做法一致，本文对所有连续变量进行上下 1% 缩尾处理与标准化处理，以缓解异常值影响。

## 二、经济开放、金融开放与双支柱政策的经济稳定效应

### (一) 基本回归

为考察双支柱政策在经济开放和金融开放条件下的经济稳定效应，本部分基于式 (1) 和 (2) 设定的基准模型进行系统 GMM 估计<sup>6</sup>。在产出稳定上，货币政策、宏观审慎政策对实际 GDP 增速的主效应至少在 5% 水平上显著为负，货币政策、宏观审慎政策与经济开放度交乘项的回归系数至少在 5% 水平上显著为正，货币政策、宏观审慎政策与金融开放度交乘项的回归系数也至少在 5% 水平上显著为正，这意味着双支柱政策对产出的调控作用将随经济开放和金融开放水平的提高而减弱。而在物价稳定上，货币政策、宏观审慎政策对 CPI 增速的主效应大多显著为负，货币政策、宏观审慎政策与经济开放度交乘项的回归系数至少在 5% 水平上显著为正，货币政策、宏观审慎政策与金融开放度交乘项的回归系数也至少在 5% 水平上显著为正，这同样意味着经济开放与金融开放水平的提高会削弱双支柱政策对 CPI 增速的主效应。

<sup>5</sup> 参考中国人民银行货币政策委员会讨论论文《国际金融危机冲击的预期传导和政策共振》。

<sup>6</sup> 由于篇幅所限，第三部分与第四部分的基本回归、内生性检验与稳健性检验结果未列示，如有需要可向作者索取。

## （二）开放条件下以经济稳定为目标的政策选择

为提炼开放条件下以经济稳定为目标的政策选择方案，本部分采用 HP 滤波提取实际 GDP 增速和 CPI 增速的周期项作为因变量进行回归分析，检验开放条件下双支柱政策在周期不同阶段的效果差异。本部分采用如下形式的回归模型：

$$\begin{aligned} \Delta y_{i,t} &= \beta_0 \Delta y_{i,t-1} + \beta_1 MP_{i,t-1} + \beta_2 MAP_{i,t-1} + \beta_3 Tr_{i,t-1} + \beta_4 MP_{i,t-1} * Tr_{i,t-1} / \beta_4 MAP_{i,t-1} * Tr_{i,t-1} \\ &+ \beta_5 MP_{i,t-1} * Tr_{i,t-1} * Boom_{i,t-1} / \beta_5 MAP_{i,t-1} * Tr_{i,t-1} * Boom_{i,t-1} + \gamma X_{i,t-1} + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \\ \Delta y_{i,t} &= \beta_0 \Delta y_{i,t-1} + \beta_1 MP_{i,t-1} + \beta_2 MAP_{i,t-1} + \beta_3 Ka_{i,t-1} + \beta_4 MP_{i,t-1} * Ka_{i,t-1} / \beta_4 MAP_{i,t-1} * Ka_{i,t-1} \\ &+ \beta_5 MP_{i,t-1} * Ka_{i,t-1} * Boom_{i,t-1} / \beta_5 MAP_{i,t-1} * Ka_{i,t-1} * Boom_{i,t-1} + \gamma X_{i,t-1} + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \end{aligned}$$

$BOOM$  表示是否为上行周期，当周期项大于 0 时  $BOOM$  取值为 1。此时， $\beta_4$  为下行周期时开放条件对双支柱政策的调节作用，而  $\beta_4 + \beta_5$  为上行周期时开放条件对双支柱政策的调节作用。当  $\beta_4$  与  $\beta_4 + \beta_5$  同号时， $\beta_4 > \beta_4 + \beta_5$  意味着开放条件对双支柱政策的调节作用在下行周期更强，反之则意味着调节作用在上行周期更强；当  $\beta_4$  与  $\beta_4 + \beta_5$  异号时，意味着开放条件对双支柱政策的调节作用在上下行周期相反。

表 1 的结果（1）和（2）表明，在产出稳定上，经济开放对货币政策的负向调节作用在产出上行期较弱、在产出下行期较强，而对宏观审慎政策的负向调节作用则在产出上行期较强、在产出下行期较弱。因此，为抑制产出过热，政策当局可以优先考虑运用货币政策，并配合经济开放水平的适当降低。降低经济开放水平不仅可以直接抑制产出过热，还可以提升双支柱政策效果，避免双支柱政策“急转弯”对经济造成额外影响。而当政策当局希望避免产出过冷时，选择不同的经济开放水平实际上是在选择通过经济开放实现产出稳定，还是通过双支柱调控来实现产出稳定。在产出下行时，解决需求不振一般是宏观政策发挥作用的重要前提。在存在旺盛海外需求的情况下，提高经济开放水平可以有效提振产出，但在海外需求不振时，运用双支柱政策来实现经济稳定可能是更好的选择。但由于双支柱政策更多针对供给侧，往往还需要财政政策配合。在中国应对 2008 年金融危机的过程中，地方政府运用庞氏融资能力产生了类似双支柱政策和财政政策配合的“宽信用”效果，从而降低了经济波动（马勇和章洪铭，2023）。当下，我国经济正处于“三重压力”和“三期叠加”的特殊时期，“稳增长”是当前宏观政策的重要目标。但在海外需求同样低迷的背景下，当下的政策选择应更加注重国内政策的发力，上述研究结果为当前中国采取以国内大循环为主体的“双循环”战略提供了实证支持。

表 1 的结果（3）和（4）表明，经济开放对双支柱政策物价稳定的负向调节作用主要存在于物价上行期，而在物价下行期没有明显的负向调节作用。因此，为稳定物价水平，政策当局同样可以考虑适当调整经济开放水平。调整经济开放水平意味着调整本国经济与外部经济的关系，也可以在一定程度上控制国际产品价格对国内物价的影响。在物价上行期，经济开放水平的适当降低在某些情况下可以弱化国际价格上涨对国内物价的影响，同时其对双支柱政策的负向调节作用将被弱化。而在物价下行期，如果可以通过增加商品出口缓解生产过剩带来的通缩压力，那么通过提升经济开放水平来避免通货紧缩是一个有意义的选择，否则降低经济开放水平以增强双支柱政策效力可能更加合适。在现实中，中国在 20 世纪 90 年代后期出现了经济增速下滑、消费需求不振和通货紧缩问题，加入 WTO 一般被认为是中国扭转该情况的重要因素之一，这为本文的分析提供了有力的事实证据。

表 1 经济开放条件下，双支柱政策的产出稳定效应和物价稳定效应（区分周期）

	产出稳定		物价稳定	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>L.MP</i>	-0.1588*** (0.0306)	-0.4028*** (0.0630)	-0.0904*** (0.0320)	-0.0325* (0.0167)
<i>L.MAP</i>	-0.0246** (0.0100)	-0.1904*** (0.0627)	-0.0111** (0.0054)	-0.0279*** (0.0094)
<i>L.Tr</i>	0.0906*** (0.0348)	0.1343* (0.0750)	0.0931*** (0.0253)	0.0602*** (0.0167)
<i>L.Tr*L.MP</i>	0.2220*** (0.0533)		0.0309 (0.0376)	
<i>L.Tr*L.MP*L.BOOM</i>	-0.1717** (0.0756)		0.1797*** (0.0656)	
<i>L.Tr*L.MAP</i>		0.1826** (0.0717)		0.0218 (0.0145)
<i>L.Tr*L.MAP*L.BOOM</i>		0.1738*** (0.0615)		0.0392* (0.0221)
控制变量	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制
N	6735	6735	7297	7297
N_group	85	85	87	87
AR(1)_p	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
AR(2)_p	0.4221	0.5156	0.8115	0.5477
Hansen_p	0.4677	0.1808	0.2779	0.4787

注：括号内为回归系数标准误，\*、\*\*、\*\*\*分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。下表同。

表 2 的结果表明，金融开放对双支柱政策产出稳定和物价稳定的负向调节作用在上行期会明显加强，这意味着大规模的资本流动会显著削弱双支柱政策的经济稳定作用。显然，政策当局不应该允许大规模资本流动的出现，尤其需要防范大规模“热钱”在产出上行期和物价上行期内涌入。但这并不意味着政策当局要“因噎废食”，而应该更加审慎地把握金融开放的程度。正如 McKinnon（1993）所表明的，金融开放的前提是要有较为稳定的宏观经济和较为完善的金融体系。从本文的研究结果来看，金融开放程度的提高不仅会直接影响经济稳定，还会削弱双支柱政策调控作用，这意味着如果经济体在宏观经济情况不佳的情况下进行金融开放，经济体可能因无法承受和无法化解潜在风险而产生剧烈波动。换言之，当需要运用双支柱政策工具来稳定国内经济情况时，政策当局应当尽量降低金融开放水平。

表 2 金融开放条件下，双支柱政策的产出稳定效应和物价稳定效应（区分周期）

	产出稳定		物价稳定	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>L.MP</i>	-0.5206*** (0.1043)	-0.0845*** (0.0296)	-0.1385*** (0.0464)	-0.0216* (0.0117)
<i>L.MAP</i>	-0.1000*** (0.0309)	-0.5251*** (0.1424)	-0.0068* (0.0036)	-0.1104*** (0.0417)
<i>L.Ka</i>	-0.3645** (0.1677)	-0.3372** (0.1711)	0.0633 (0.0625)	0.0559 (0.0397)
<i>L.Ka*L.MP</i>	0.2202** (0.1062)		0.1041** (0.0511)	
<i>L.Ka*L.MP*L.BOOM</i>	0.2676** (0.1266)		0.1590*** (0.0508)	
<i>L.Ka*L.MAP</i>		0.3177** (0.1260)		0.0837** (0.0409)
<i>L.Ka*L.MAP*L.BOOM</i>		0.2614*** (0.0520)		0.0665*** (0.0226)
控制变量	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制
N	6735	6735	7297	7297
N_group	85	85	87	87
AR(1)_p	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
AR(2)_p	0.2290	0.8067	0.7006	0.9227
Hansen_p	0.1142	0.4574	0.6294	0.8922

### （三）稳健性检验

本部分使用国家治理水平变量作为工具变量进行内生性检验，并进行了如下稳健性检验：（1）使用政策利率与 MCI 指数作为货币政策测度；（2）使用不同类型的宏观审慎政策工具作为宏观审慎政策测度；（3）使用法定开放度作为开放水平的测度。以上稳健性检验结果与基本回归结果保持一致。

## 三、经济开放、金融开放与双支柱政策的金融稳定效应

### （一）基本回归

为考察双支柱政策在经济开放和金融开放条件下的金融稳定效应，本部分同样基于式（1）和（2）设定的基准模型进行系统 GMM 估计。在信贷稳定上，货币政策、宏观审慎政策对信贷增速的主效应至少在 10% 水平上显著为负，货币政策、宏观审慎政策与经济开放度交乘项的回归系数分别在 1%、5% 水平上显著为正，货币政策、宏观审慎政策与金融开放度交乘项的回归系数均在 1% 水平上显著为正，这意味着经济开放与金融开放会削弱双支柱政策的主效应。在资产价格稳定上，货币政策、宏观审慎政策对实际房价增速的主效应显著为负，货币政策、宏观审慎政策与经济开放度交乘项的回归系数至少在 10% 水平上显著为正，而货币政策、宏观审慎政策与金融开放度交乘项的回归系数也至少在 10% 水平上显著为正，这同样意味着经济开放与金融开放会削弱双支柱政策的主效应。

### （二）开放条件下以金融稳定为目标的政策选择

为提炼开放条件下以金融稳定为目标的政策选择方案，本部分同样采用 HP 滤波提取信贷增速和实际房价增速的周期项作为因变量进行回归分析，基于式（5）和（6）检验开放条件下双支柱政策在周期不同阶段的效果差异。

表 3 的结果（1）和（2）表明，在信贷周期上行时，经济开放水平的提高会削弱双支柱政策的效果。因此，在避免信贷过度扩张的调控目标下，政策当局需考虑适当降低经济开放水平。而在信贷周期下行时，经济开放水平的提高反而可以增强货币政策的效果，但会削弱宏观审慎政策的作用。因此，在避免信贷萎缩和严重金融去杠杆的调控目标下，政策当局可以更多依靠货币政策进行调控，并适当提高经济开放水平以增强货币政策效果。这种增强可能源自本币贬值对出口的刺激，出口增加会带动国内生产并增加信贷需求，从而产生信贷稳定效应。从结果（3）和（4）来看，在资产价格周期上行时，经济开放水平的提高会削弱货币政策的效果，但反而会增强宏观审慎政策的效果。这可能是因为经济开放水平的提高会促使企业增加对实体经济的投资，将信贷资金从房地产市场分流至实体经济中，这相当于在宏观审慎政策限制信贷资金供给的基础上，进一步限制了信贷资金的用途，从而增强了宏观审慎政策的调控效果。因此，在避免资产价格过快上涨的调控目标下，政策当局可以更多依靠宏观审慎政策，此时也可以更加自由地调整经济开放水平。如需要使用货币政策，政策当局可能需要考虑适当降低经济开放水平。在资产价格周期下行时，经济开放水平的提高会削弱宏观审慎政策的作用，因此，在避免资产价格崩溃的调控目标下，政策当局一方面可以适当降低经济开放水平，避免宏观审慎政策失效，另一方面可以考虑优先使用货币政策。

表 4 的结果（1）和（2）表明，在信贷周期上行时，降低金融开放水平有利于降低其对双支柱政策的负向调节作用。这与现实情况一致，当一国金融形势较好时，政策当局往往还会强化对跨境资本流动的监管，以避免热钱大量流入。因此，在避免信贷过度扩张的调控目标下，政策当局最好加强对跨境资本流动的监管以强化双支柱政策的调控效果，进而根据本国情况选择双支柱政策组合。而在信贷周期下行时，提高金融开放会削弱宏观审慎政策的作用，但似乎可以通过加强货币政策效果以改善金融形势。然而，金融开放水平大幅提高与货币政策宽松带来的金融形势改善，本质是流动性宽松产生的金融泡沫，金融泡沫一旦破裂会对经济金融体系产生严重伤害。总体上看，政策当局不应在信贷周期下行时大幅提高金融开放水平，反而需要加强资本管制，谋求其他手段来避免产生严重的金融去杠杆。从结果（3）和（4）来看，金融开放对双支柱政策的负向调节作用在资产价格上行周期和下行周期没有明显差异，较高的金融开放水平在不同时期均会大幅削减双支柱政策的主效应。因此，无论在资产价格的上行周期还是下行周期中，都不应该盲目增加金融开放水平，而应该根据国内经济金融体系的具体情况选择合适的金融开放水平，在有条件和有节制的金融开放下充分发挥外部资本的正向影响，同时通过双支柱政策来控制 and 减轻可能伴随而来的风险。

表 3 经济开放条件下，双支柱政策的信贷稳定效应和资产价格稳定效应（区分周期）

	信贷稳定		资产价格稳定	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>L.MP</i>	-0.1327*** (0.0497)	-0.0410** (0.0192)	-0.1141*** (0.0366)	-0.1102*** (0.0224)
<i>L.MAP</i>	-0.0180** (0.0084)	-0.0531*** (0.0182)	-0.0727*** (0.0172)	-0.0596** (0.0292)
<i>L.Tr</i>	-0.0323 (0.0538)	-0.0162 (0.0301)	0.0008 (0.0575)	-0.0478 (0.0555)
<i>L.Tr*L.MP</i>	-0.2193** (0.1044)		-0.0851 (0.0813)	
<i>L.Tr*L.MP*L.BOOM</i>	0.6712*** (0.1298)		0.4276*** (0.1565)	
<i>L.Tr*L.MAP</i>		0.0497* (0.0255)		0.1446*** (0.0498)
<i>L.Tr*L.MAP*L.BOOM</i>		0.0247 (0.0425)		-0.1832** (0.0760)
控制变量	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制
N	6024	6024	4489	4489
N_group	86	86	60	60
AR(1)_p	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
AR(2)_p	0.9631	0.8181	0.3578	0.2693
Hansen_p	0.1064	0.2467	0.6495	0.4569

表 4 金融开放条件下，双支柱政策的信贷稳定效应和资产价格稳定效应（区分周期）

	信贷稳定		资产价格稳定	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>L.MP</i>	-0.1411** (0.0659)	-0.1753*** (0.0344)	-0.7444*** (0.1720)	-0.3163*** (0.0731)
<i>L.MAP</i>	-0.0147* (0.0085)	-0.1674** (0.0686)	-0.0326*** (0.0112)	-0.3575** (0.1716)
<i>L.Ka</i>	-0.0014 (0.0737)	0.1317* (0.0705)	-0.0117 (0.1405)	-0.1717 (0.1870)
<i>L.Ka*L.MP</i>	-0.2554** (0.1296)		0.5764*** (0.1790)	
<i>L.Ka*L.MP*L.BOOM</i>	0.6952*** (0.1382)		-0.0932 (0.2116)	
<i>L.Ka*L.MAP</i>		0.2275*** (0.0679)		0.3470** (0.1666)
<i>L.Ka*L.MAP*L.BOOM</i>		-0.1402*** (0.0483)		-0.1006 (0.0840)
控制变量	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制
N	6024	6024	4489	4489
N_group	86	86	60	60
AR(1)_p	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
AR(2)_p	0.1108	0.7438	0.9300	0.9395
Hansen_p	0.4688	0.1438	0.2169	0.1527

结合第三部分的分析，本文尝试提炼在经济金融开放条件下的政策选择方案。对于经济开放而言，在经济稳定和金融稳定的双重目标下，政策当局在上行周期中不仅可以选择不收紧双支柱政策，在必要时还可以降低经济开放程度进行配合；而在下行周期中，由于经济开放水平的提高在大多数情况下会削弱双支柱政策的效果，此时政策当局需要选择是主要通过经济开放还是双支柱调控来改善宏观经济形势，这一选择取决于经济开放是否可以带来强劲的海外需求。而对于金融开放而言，不论经济金融体系处于何种周期阶段，政策当局都应当对金融开放的选择保持慎重，尤其要对程度较高的金融开放保持高度警惕。换言之，金融开放不应成为调节国内宏观经济形势的主要手段，恰恰相反，在国内宏观经济形势稳定或双支柱政策具有较强调控能力时，金融开放才应是可考虑的政策选择。一般情况下，保持较高水平的资本管制更加有利于实现经济稳定与金融稳定，并且此时双支柱政策遭受的负向调节效应较弱，其较强的宏观调控能力可以成为政策当局的重要抓手。

### （三）稳健性检验

本部分使用国家治理水平变量作为工具变量进行内生性检验，并进行了如下稳健性检验：（1）使用政策利率与 MCI 指数作为货币政策测度；（2）使用不同类型的宏观审慎政策工具作为宏观审慎政策测度；（3）使用法定开放度作为开放水平的测度；（4）采用金融稳定指数作为金融稳定测度。以上稳健性检验结果与基本回归结果保持一致。

## 四、经济开放、金融开放与双支柱政策的有效性

本文在前文中分别讨论了双支柱政策在经济金融开放条件下的经济稳定效应和金融稳定效应，并初步讨论了经济金融开放政策与双支柱政策的组合选择问题。然而，由于经济金融开放程度会影响双支柱政策的调控效力，开放政策与双支柱政策进行组合的前提应当是政策有效，因此有必要从不同角度讨论经济金融开放与双支柱政策的有效性。

### （一）单一门槛效应

一般而言，双支柱政策需要同时兼顾经济稳定和金融稳定目标，由于经济开放和金融开放的变动将同时影响双支柱政策的产出稳定效应、物价稳定效应、信贷稳定效应和资产价格稳定效应，因此本文首先尝试在双目标下讨论双支柱政策的有效性。为了便于讨论，本文将基于式（1）和（2）所设定的模型视作线性门槛模型，根据基本回归结果计算出货币政策和宏观审慎政策稳定效应的经济开放门槛值与金融开放门槛值，表 5 展示了门槛值的计算结果。当经济开放水平和金融开放水平小于门槛值时，货币政策和宏观审慎政策有效。

从单一门槛效应来看，经济开放的逐步提升将首先令货币政策物价稳定能力失效，进而带来宏观审慎政策信贷稳定能力的丧失，此时货币政策的信贷稳定作用也在濒临失效的边缘，但当经济开放水平较高时，货币政策仍可能具有产出稳定能力和资产价格稳定能力。而金融开放的逐步提升将首先令货币政策物价稳定能力失效，进而导致双支柱政策基本丧失物价稳定能力和信贷稳定能力。需要特别注意的是，由于货币政策和宏观审慎政策在四个维度上的金融开放门槛值大多较为接近，金融开放水平的选择不当有可能直接导致双支柱政策失去绝大部分的调控能力。

表 5 双支柱政策经济金融稳定效应的单一门槛值

		产出稳定	物价稳定	信贷稳定	资产价格稳定
货币政策	经济开放门槛值	1.6545	0.5000	0.9424	2.9806
	金融开放门槛值	1.0448	0.4238	0.8889	1.6696
宏观审慎政策	经济开放门槛值	1.0458	0.8710	0.8421	1.1860
	金融开放门槛值	1.2769	0.9938	1.0236	1.1383

### （二）组合门槛效应

在前文分析中，本文发现经济开放和金融开放对双支柱政策的调控作用均存在显著的单一门槛效应（即有显著的调节效应），而在宏观调控过程中经济开放和金融开放的选择有可能并不独立，经济金融不同开放程度的组合可能会对双支柱政策的有效性产生影响，因此有必要同时刻画经济开放和金融开放对双支柱政策调控效应的影响。为此，本文参考王曦等（2021）的方法设计组合门槛模型（式（3）），同时考察经济开放和金融开放对双支柱政策的影响，结果如表 6 和表 7 所示。

表 6 和表 7 结果表明，对于双支柱政策的产出稳定效应和信贷稳定效应，经济开放和金融开放存在明显的组合门槛现象，并会对双支柱政策的主效应产生负向调节作用，而对于物价稳定效应和资产价格稳定效应则不存在明显的组合门槛现象，主要体现为金融开放的单一门槛效应。为了更直观地体现经济开放和金融开放对双支柱政策调控效应的影响，根据组合门槛模型的结果，本文进一步绘制了双支柱政策产出稳定效应和信贷稳定效应的有效边界，结果如图 1 所示。

在图 1 中，由于货币政策和宏观审慎政策本身主效应的差异，以及经济开放和金融开放门槛效应的不同，货币政策和宏观审慎政策的有效边界在图中形成四个区域。可以看出，一个经济体如果要同时追求高水平的经济开放和金融开放，就要面对货币政策和宏观审慎政策失效的局面。而一个经济体如果希望双支柱政策均有效，在经济开放水平和金融开放水平中至少有一个需保持在中低水平。利用中国 2020 年的开放度数据进行测算可以发现，中国的双支柱政策在产出稳定上处于双有效的状态，而在信贷稳定上临近宏

观审慎政策失效的边界。由于不同国家双支柱政策的真实主效应和门槛效应并不直接等于本文的估计结果，图中位置并不能完全反映中国双支柱政策的有效性，但我们应当对临近边界的情况保持警惕。

本文进一步尝试分析如何令双支柱政策恢复有效。直观来看，要令双支柱政策恢复有效可以从三个方面入手，分别是增强主效应、调整经济金融开放水平和削弱调节效应。毫无疑问，增强双支柱政策的主效应可以有效提升政策有效性（体现为直线往外移动），这依赖于构建畅通的政策传导过程以及搭建更加完善的金融体系。在调整经济金融开放水平上（图2），由于金融开放对宏观审慎政策的负向调节作用比经济开放对宏观审慎政策的负向调节作用强得多，导致宏观审慎政策线在产出稳定和信贷稳定中都较为平坦，因此降低金融开放水平的方式更有利于避免宏观审慎政策失效。而不论在产出稳定还是在信贷稳定上，经济开放和金融开放对货币政策的负向调节作用差异较小，因此降低经济开放或金融开放都可以较为有效地避免货币政策失效。而在削减调节效应上（以削减经济开放和金融开放对宏观审慎政策信贷稳定效应的负向调节效应为例，图3）<sup>7</sup>，削弱经济开放调节效应将带动曲线绕点（0，主效应/金融开放调节效应）逆时针旋转，而削弱金融开放调节效应将带动曲线绕点（主效应/经济开放调节效应，0）顺时针旋转，这意味着削减调节效应的效果依赖于经济体的经济开放状态和金融开放状态。与直觉一致，削弱经济开放的调节效应更有利于经济开放水平高的经济体，而削弱金融开放的调节效应更有利于金融开放水平高的经济体。

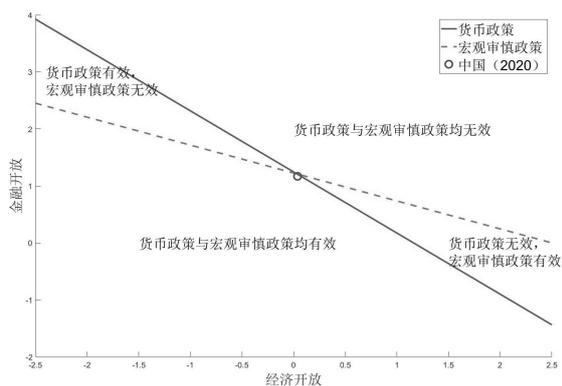
表6 经济金融开放条件下，双支柱政策的组合门槛效应（经济稳定）

	产出稳定		物价稳定	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>L.MP</i>	-0.1884*** (0.0710)	-0.0532* (0.0293)	-0.0572* (0.0316)	-0.0064 (0.0252)
<i>L.MAP</i>	-0.0302** (0.0137)	-0.2554*** (0.0890)	-0.0060* (0.0035)	-0.2196*** (0.0714)
<i>L.Tr</i>	0.0409 (0.0417)	0.0326 (0.0535)	0.0160 (0.0236)	0.0293 (0.0595)
<i>L.Tr * L.MP</i>	0.1617*** (0.0520)		0.0265 (0.0248)	
<i>L.Tr * L.MAP</i>		0.1016** (0.0400)		0.0230 (0.0211)
<i>L.Ka</i>	-0.0931 (0.1028)	-0.2436* (0.1432)	0.0415 (0.0368)	0.0927 (0.0851)
<i>L. Ka * L.MP</i>	0.1510* (0.0907)		0.1074** (0.0425)	
<i>L. Ka * L.MAP</i>		0.2084** (0.0867)		0.2029*** (0.0729)
控制变量	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制
N	6735	6735	7297	7297
N_group	85	85	87	87
AR(1)_p	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
AR(2)_p	0.1482	0.8458	0.5359	0.8175
Hansen_p	0.2203	0.9004	0.8169	0.3774

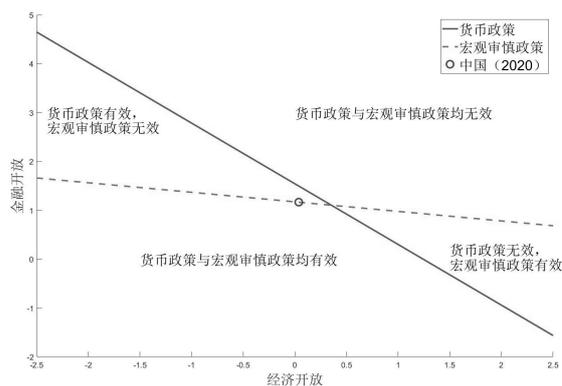
<sup>7</sup> 为避免调节效应出现符号变化，本处令调节效应减少为原来的80%。

表 7 经济金融开放条件下，双支柱政策的组合门槛效应（金融稳定）

	信贷稳定		资产价格稳定	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>L.MP</i>	-0.1587*** (0.0508)	-0.0747*** (0.0285)	-0.3382*** (0.0985)	-0.2155*** (0.0454)
<i>L.MAP</i>	-0.0099* (0.0056)	-0.2641*** (0.0777)	-0.0209*** (0.0072)	-0.2529*** (0.1288)
<i>L.Tr</i>	0.0485 (0.0372)	0.0079 (0.0395)	-0.0679 (0.0616)	-0.0446 (0.0417)
<i>L.Tr * L.MP</i>	0.1279*** (0.0438)		0.0156 (0.0674)	
<i>L.Tr * L.MAP</i>		0.0437* (0.0234)		0.0139 (0.0253)
<i>L.Ka</i>	0.0614 (0.0815)	0.0220 (0.0698)	-0.0785 (0.1225)	-0.1649 (0.1145)
<i>L.Ka * L.MP</i>	0.1029* (0.0582)		0.2080* (0.1197)	
<i>L.Ka * L.MAP</i>		0.2247*** (0.0756)		0.2131* (0.1245)
控制变量	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制
N	6024	6024	4489	4489
N_group	86	86	60	60
AR(1)_p	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
AR(2)_p	0.8027	0.5745	0.9603	0.9283
Hansen_p	0.7873	0.3052	0.4280	0.7664

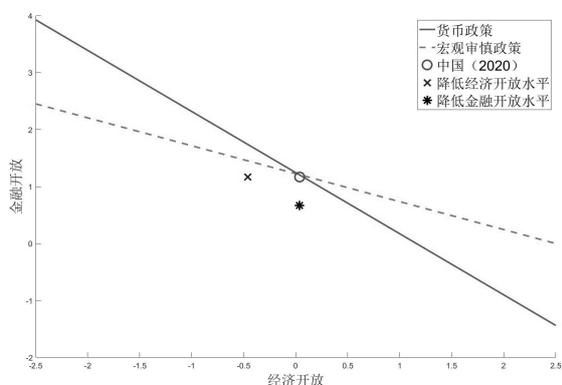


(a) 产出稳定

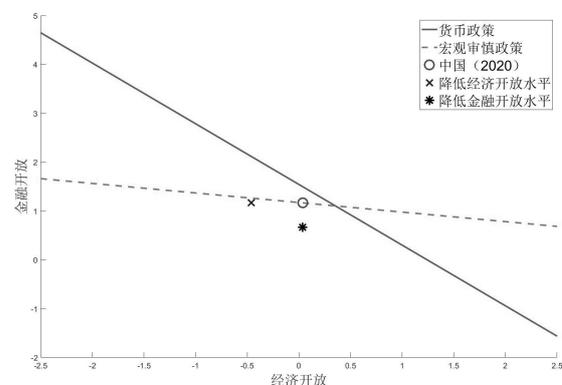


(b) 信贷稳定

图 1 双支柱政策稳定效应的组合门槛图



(a) 产出稳定



(b) 信贷稳定

图 2 双支柱政策稳定效应的组合门槛图（降低开放度）

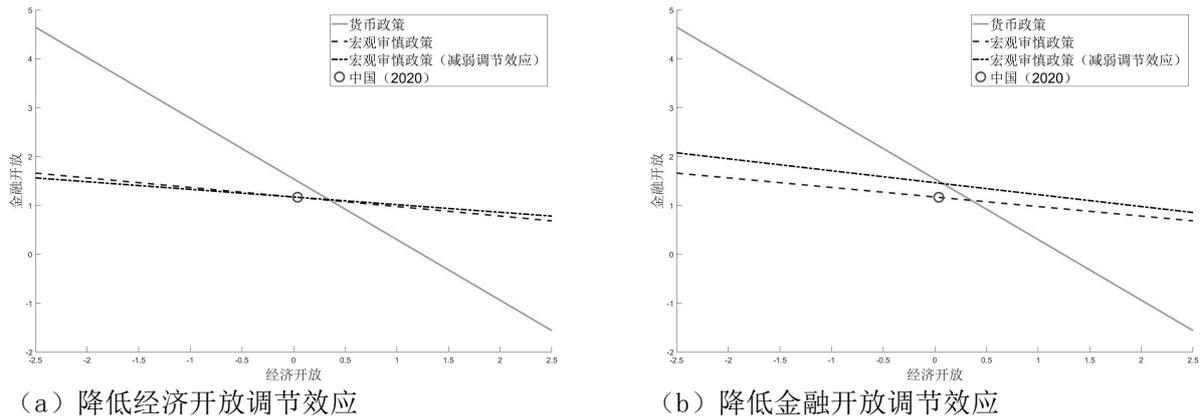


图3 双支柱政策稳定效应的组合门槛图（降低调节效应，以信贷稳定效应为例）

### （三）政策组合效应

本部分基于式（4）探讨在考虑组合效应后双支柱政策调控效应的有效性，结果如表8和表9所示。同时，为了更好地展现与分析双支柱政策的总效应，本文将经济开放和金融开放的25%、50%和75%分位数作为高中低三种开放水平的取值，绘制了双支柱政策在四个维度上的总效应图<sup>8</sup>。在考虑了政策组合效应后，本文的实证结果仍表明，经济体不应盲目追求较高的经济开放水平和金融开放水平，尤其是不应过分追求金融开放水平的提高。较高的金融开放水平将严重削弱双支柱政策的调控效应，并有可能导致政策当局失去重要的宏观调控抓手。而在中低水平的金融开放下，双支柱政策要同时维护好经济稳定和金融稳定仍有一定难度但存在一定的政策选择空间，通过对货币政策和宏观审慎政策力度的合理搭配，政策当局仍有可能同时实现经济稳定和金融稳定目标。

表8 经济金融开放条件下，双支柱政策的经济稳定效应（考虑政策组合效应）

	产出稳定		物价稳定	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>L.MP</i>	-0.0942*** (0.0259)	-0.0522** (0.0213)	-0.0192 (0.0185)	-0.0049 (0.0119)
<i>L.MAP</i>	-0.0759** (0.0310)	-0.0243 (0.0225)	-0.0118** (0.0058)	-0.0132* (0.0069)
<i>L.Tr</i>	0.0823** (0.0399)		0.0490* (0.0256)	
<i>L.Tr*L.MP*L.MAP</i>	-0.0969** (0.0388)		-0.0237** (0.0106)	
<i>L.Ka</i>		-0.2141*** (0.0730)		0.0036 (0.0503)
<i>L.Ka*L.MP*L.MAP</i>		0.0380* (0.0197)		-0.0198** (0.0083)
控制变量	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制
N	6735	6735	7297	7297
N_group	85	85	87	87
AR(1)_p	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
AR(2)_p	0.1346	0.1013	0.4847	0.3682
Hansen_p	0.1304	0.9227	0.4060	0.5333

<sup>8</sup> 在计算总效应时，不显著的系数取值为0。货币政策和宏观审慎政策的取值范围根据数据的最值对称后得到。由于篇幅所限，总效应图与对应分析未列示，如有需要可向作者索取。

表9 经济金融开放条件下，双支柱政策的金融稳定效应（考虑政策组合效应）

	信贷稳定		资产价格稳定	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>L.MP</i>	-0.0508** (0.0213)	-0.0533* (0.0276)	-0.3171*** (0.0681)	-0.1297*** (0.0295)
<i>L.MAP</i>	-0.0226** (0.0113)	-0.0038 (0.0082)	-0.0248* (0.0132)	-0.0229*** (0.0087)
<i>L.Tr</i>	0.0021 (0.0259)		0.0649 (0.0524)	
<i>L.Tr*L.MP*L.MAP</i>	0.0301** (0.0134)		-0.0577** (0.0291)	
<i>L.Ka</i>		-0.0155 (0.0549)		-0.1272 (0.1083)
<i>L.Ka*L.MP*L.MAP</i>		0.0185* (0.0106)		0.0217* (0.0125)
控制变量	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制
N	6024	6024	4489	4489
N_group	86	86	60	60
AR(1)_p	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
AR(2)_p	0.8626	0.7851	0.7040	0.9747
Hansen_p	0.7320	0.6824	0.2286	0.7617

## 五、主要结论与政策建议

本文基于全球 95 个主要国家（经济体）1990-2020 年的非平衡面板数据，系统考察了经济开放、金融开放与双支柱政策的调控效应。实证结果表明：一方面，从主效应的角度，双支柱政策确实能够在产出稳定、物价稳定、信贷稳定和资产价格稳定上发挥逆周期的调控作用，从而促进经济和金融体系的共同稳定；另一方面，从调节效应的角度，随着经济和金融开放程度的提高，双支柱政策的调控效应在不同条件下均出现了一定程度的下降。进一步的分析表明，在中低程度的开放水平下，双支柱政策通过适度的力度搭配就能实现经济和金融的共同稳定；而在较高的开放水平上，宏观审慎政策由于面临较强的负向调节效应，这意味着随着经济和金融开放程度的上升，宏观审慎政策可能需要相对更大的实施力度来实现金融稳定。本文的分析结论不仅为理解双支柱政策在开放条件下的调控效应及其政策间的相互影响提供了一些基础性的经验证据，同时启示我们：双支柱政策的实施力度和组合模式的选择需要与一个国家的经济和金融开放程度予以结合考虑。

基于本文结论，我们对对应得到以下三个方面的政策启示：首先，注重经济开放、金融开放与双支柱政策之间的协调。经济开放、金融开放与双支柱政策协调的最终目标都是经济稳定，这为三者间的协调提供了重要基础，在必要时可以通过加强资本管制来有效提升双支柱政策效力，也可以暂时容忍双支柱政策效力降低来换取经济开放对经济的提振作用。其次，金融开放应追求高水平开放而非大规模开放。政策当局应始终把握金融开放的重要前提是稳定的国内宏观环境，而金融开放的目的也是为了国内经济的高质量发展，这不仅意味着政策当局需要把握好外资进入中国的门槛和节奏，找出愿意长期参与并分享中国经济金融发展成果的外资机构，还需要通过打造更加具有长期性的制度型开放来吸引积极的外资机构进入中国市场，从而在最大程度地利用金融开放好处的同时降低其不利影响。最后，要通过进一步完善双支柱框架建设，提升双支柱政策的调控效力。具体而言，提升双支柱政策的效果可以从提高主效应和弱化调节效应两个方面入手：一方面，政策当局应通过疏通双支柱政策的传导渠道和完善现有的制度体系，逐步提升双支柱政策的主效应，从而有效扩充经济开放、金融开放与双支柱政策之间的协调空间；另一方面，随着开放水平的提高，政策当局应考虑建立相应的风险监控体系，并积极扩充双支柱政策工具箱，根据可能的风险传导机制来开发针对性的政策工具，从而有效识别与阻断风险传导的关键节点，提升政策的综合调控效果。

## 参考文献:

- [1] 陈雨露、马勇和阮卓阳, 2016, 《金融周期和金融波动如何影响经济增长与金融稳定》, 《金融研究》第2期, 第1~22页。
- [2] 范小云和王道平, 2012, 《巴塞尔III在监管理论与框架上的改进:微观与宏观审慎有机结合》, 《国际金融研究》第1期, 第63~71页。
- [3] 龙海明和吴迪, 2022, 《实体杠杆对经济增长的影响研究——基于金融稳定的调节效应》, 《金融研究》第8期, 第38~54页。
- [4] 马勇和陈雨露, 2014, 《经济开放度与货币政策有效性:微观基础与实证分析》, 《经济研究》第3期, 第35~46页。
- [5] 马勇和黄辉煌, 2021, 《双支柱调控的金融稳定效应研究》, 《经济理论与经济管理》第9期, 第35~54页。
- [6] 马勇和姚驰, 2022, 《外生冲击下双支柱调控框架的稳定效应——理论建模及基于全球样本的实证检验》, 《中国工业经济》第12期, 第14~32页。
- [7] 马勇和章洪铭, 2023, 《地方融资平台债务风险传导机制与政策应对》, 《中国工业经济》第8期, 第42~60页。
- [8] 王聪和张铁强, 2011, 《经济开放进程中金融危机冲击比较研究》, 《金融研究》第3期, 第97~110页。
- [9] 王曦、李佳阳和陈中飞, 2021, 《资本账户开放促进经济增长的组合门槛条件分析——兼论中国局部开放策略》, 《统计研究》第3期, 第89~106页。
- [10] 温兴春和梅冬州, 2020, 《金融业开放、金融脆弱性以及危机跨部门传递》, 《世界经济》第10期, 第144~168页。
- [11] 喻海燕和赵晨, 2022, 《“双支柱”调控框架下跨境资本流动宏观审慎政策工具的有效性及其适用性》, 《国际金融研究》第10期, 第3~14页。
- [12] Alam, Z., M. A. Alter, J. Eiseman, M. R. Gelos, M. H. Kang, M. M. Narita, E. Nier and N. Wang, 2019, “Digging Deeper – Evidence on the Effects of Macroprudential Policies from a New Database”, IMF Working Paper, No.2019/066.
- [13] Brunnermeier, M., S. Rother and I. Schnabel, 2020, “Asset Price Bubbles and Systemic Risk”, *The Review of Financial Studies*, 33(9), pp.4272~4317.
- [14] Cerutti, E., S. Claessens and L. Laeven, 2017, “The Use and Effectiveness of Macroprudential Policies: New Evidence”, *Journal of Financial Stability*, 28, pp.203~224.
- [15] Fendoğlu, S., 2017, “Credit Cycles and Capital Flows: Effectiveness of the Macroprudential Policy Framework in Emerging Market Economies”, *Journal of Banking & Finance*, 79, pp.110~128.
- [16] Galati, G. and R. Moessner, 2018, “What do We Know about the Effects of Macroprudential Policy”, *Economica*, 85(340), pp.735~770.
- [17] Gali, J. and T. Monacelli, 2005, “Monetary Policy and Exchange Rate Volatility in a Small Open Economy”, *The Review of Economic Studies*, 72(3), pp.707~734.
- [18] Ghilardi, M. F. and S. J. Peiris, 2016, “Capital Flows, Financial Intermediation and Macroprudential Policies”, *Open Economies Review*, 27, pp.721~746.
- [19] Greenwood, R., A. Landier and D. Thesmar, 2015, “Vulnerable Banks”, *Journal of Financial Economics*, 115(3), pp.471~485.
- [20] Gygli, S., F. Haelg, N. Potrafke and J. E. Sturm, 2019, “The KOF Globalisation Index—revisited”, *The Review of International Organizations*, 14, pp.543~574.
- [21] Kim, S. and A. Mehrotra, 2017, “Managing Price and Financial Stability Objectives in Inflation Targeting Economies in Asia and the Pacific”, *Journal of Financial Stability*, 29, pp.106~116.
- [22] Korinek, A. and D. Sandri, 2016, “Capital Controls or Macroprudential Regulation”, *Journal of International Economics*, 99, pp.27~42.
- [23] McKinnon, R. I., 1993, *The Order of Economic Liberalization: Financial Control in the Transition to a Market Economy*, Baltimore and London: JHU Press.
- [24] Nakatani, R., 2020, “Macroprudential Policy and the Probability of a Banking Crisis”, *Journal of Policy Modeling*, 42(6), pp.1169~1186.
- [25] Ostry, J. D., A. R. Ghosh, M. Chamon and M. S. Qureshi, 2012, “Tools for Managing Financial-stability Risks from Capital

Inflows”, *Journal of International Economics*, 88(2), pp.407~421.

[26] Romer, D., 1993, “Openness and Inflation: Theory and Evidence”, *The Quarterly Journal of Economics*, 108(4), pp.869~903.

[27] Unsal, F. D., 2011, “Capital Flows and Financial Stability: Monetary Policy and Macprudential Responses”, IMF Working Papers, No.2011/189.

# 跨境资本流动、国内信贷周期与汇率制度选择<sup>1</sup>

芦东<sup>2</sup> 刘家琳<sup>3</sup>

**【摘要】**汇率是全球金融周期与国内金融周期联动的纽带。本文基于 28 个新兴市场经济体数据研究了跨境资本流动与国内信贷周期之间的实证关系。研究发现：债务型资本流入，尤其是跨国银行资本流入，与国内信贷繁荣和紧缩呈顺周期关系。相较固定汇率制，浮动汇率制国家的跨国银行资本流入与国内信贷周期的关联减弱，即浮动汇率起到了稳定器作用，但债券资本流入与国内信贷周期的关联反而有所增强。进一步分析显示，浮动汇率能稳定那些未触发银行危机的“好的”信贷繁荣，但并不能抑制以银行危机结束的“坏的”信贷繁荣，需要与较强的宏观审慎政策配合才能降低银行危机发生概率。本文为我国汇率制度选择和系统性金融风险防范提供了理论基础和经验依据。

**【关键词】**资本流入 国内信贷周期 信贷繁荣 汇率制度

## 引言

近年来，金融全球化使得一国金融部门和金融市场逐渐与国际接轨。新兴市场经济体各部门可以通过外商直接投资、跨境银行贷款和国际证券市场等渠道开展境外投融资。跨境资本流动波动更加频繁，各国金融变量联动性加强，全球金融周期特征明显（Rey, 2015; Miranda-Agrippino and Rey, 2022）。从历史经验看，信贷繁荣往往是银行危机等金融动荡的前兆（Barajas et al., 2009; Lane and Milesi-Ferretti, 2011; Lane and McQuade, 2014）。因此，降低信贷波动幅度是防范金融风险的有效途径，是守住不发生系统性风险底线的关键所在。在此背景下，本文深入研究跨境资本流动、国内信贷周期与银行危机之间的关系。

事实上，汇率是连接跨境资本流动、国内信贷周期和银行危机三者关系的重要纽带。经典的国际金融理论认为，在资本自由流动的条件下，浮动汇率制能稳定外部冲击，保证央行的货币政策独立性。近年来，由于全球金融周期的存在，国内外研究者对于浮动汇率制度是否发挥稳定器作用（如 Rey, 2015; Han and Wei, 2018; Obstfeld et al., 2019; 刘元春和林垚, 2020）以及我国该如何抉择汇率制度和进行高质量开放（彭红枫等, 2018）进行了热烈讨论，但尚未有统一定论。一部分学者仍然认为汇率弹性越大越有利于隔离外部冲击，维持国内金融稳定，即浮动汇率制具有稳定器作用。例如，Obstfeld et al. (2019) 发现浮动汇率制下新兴市场经济体国内信贷受外部冲击影响更小。另一部分学者认为由于全球金融周期，浮动汇率制也无法隔离外部冲击（Rey, 2015）。例如，Edwards (2015) 基于拉丁美洲国家数据发现即使一国采取浮动汇率制，该国仍会受到主要经济体货币政策的影响。此外，还有一部分学者认为以管理浮动为代表的中间汇率制能更好地实现跨境资本流动和国内金融的稳定（梅冬州和龚六堂, 2011; 张礼卿和钟茜, 2020; 芦东等, 2021）<sup>4</sup>。因此，有必要探究不同汇率制度下跨境资本流动、国内信贷周期以及银行危机之间的关系，为人民币汇率形成机制改革和系统性金融风险防范提供经验指导。

基于此，本文收集 28 个新兴市场经济体国内信贷和跨境资本流动数据，划分信贷繁荣与紧缩周期，

<sup>1</sup> 本文系中国人民大学国际货币研究所（IMI）工作论文，编号 IMI Working Paper No.2410

<sup>2</sup> 芦东，中国人民大学国际货币研究所（IMI）研究员，中国人民大学财政金融学院副教授

<sup>3</sup> 刘家琳，中国人民大学财政金融学院博士，北京大学国家发展院和数字金融研究中心博士后

<sup>4</sup> Rey (2015) 发现随着全球金融联动性增强，采取浮动汇率制无法维持国内信贷或资产价格稳定。梅冬州和龚六堂 (2011)、张礼卿和钟茜 (2020) 和芦东等 (2021) 均指出管理浮动汇率制度更适合新兴市场经济体。

研究跨境资本流入与国内信贷繁荣或紧缩周期的实证关系，并重点探讨浮动汇率制能否在此过程中发挥稳定器作用<sup>5</sup>。研究发现，非直接投资债务型资本流入增加，国内信贷繁荣（紧缩）周期概率增大（减少），二者之间有明显的顺周期关系。从流入类型看，相对于债券资本流入而言，跨国银行资本流入与国内信贷之间的顺周期关系更显著。对浮动汇率制国家，跨国银行资本流入与其国内信贷之间的顺周期性减弱，即浮动汇率起到了稳定器作用，但债券资本流入与其国内信贷之间的顺周期性反而有所增强。考虑到潜在的内生性问题，本文将全球金融周期的共同因子（Miranda-Agrippino and Rey, 2022）和各国金融账户开放程度交互，作为跨境资本流入的工具变量，使用 IV-Probit 模型重新估计，以上发现仍然成立。此外，本文还采取了更换模型、重新划分信贷周期、更换资本流入数据来源、考虑资本流出和汇率制度划分方法等稳健性检验，实证结果保持稳健。异质性分析表明，浮动汇率制更有利于稳定银行部门间资本流入与国内信贷之间的顺周期，对非银行部门间资本流入与国内信贷之间关系的稳定器作用较弱；相比完全浮动，爬行盯住和管理浮动汇率制更利于降低债券资本流入与国内信贷的顺周期关系，发挥稳定器作用。

进一步地，本文探究跨境资本流入、国内信贷繁荣和银行危机之间的关系，发现国内信贷繁荣更易导致银行危机的发生，这与 Gourinchas and Obstfeld（2012）、Schularick and Taylor（2012）等经典文献的结论一致。相比债券资本流入，跨国银行资本流入与银行危机之间的关系更显著。从信贷繁荣类型看，并不是所有的信贷繁荣都引发了银行危机。本文根据 Gorton and Ordonez（2020）将信贷繁荣按照是否引发危机划分为“好的”信贷繁荣（Good Boom）和“坏的”信贷繁荣（Bad Boom）。研究发现，对于“好的”信贷繁荣，浮动汇率制能起到稳定器作用，平滑信贷周期；但对于“坏的”信贷繁荣，其未能起到稳定器作用。不过，汇率政策和宏观审慎政策配合情况下，浮动汇率制可以降低银行危机发生概率，发挥稳定器作用。因此，汇率政策与宏观审慎等政策配合可以更有效防范系统性金融风险的爆发。

本文的贡献主要在于：第一，不同于既有研究从单方面考虑资本流入如何影响信贷增速或从债务结构方面分析资本流入如何影响信贷周期，本文在一个统一的框架内，分析跨境资本流入、国内信贷周期和银行危机之间的关系。更为重要的是，本文从汇率制度的视角研究三者之间的关系，探究浮动汇率制度能否起到稳定器作用。第二，既有研究发现非直接投资债务型资本流入更易影响国内信贷波动（Lane and McQuade, 2014），但鲜有按照类型和借贷部门进一步细分。虽然 Avdjiev et al.（2021）发现国内信贷周期与外债类型和借贷部门有关，但并未继续探究不同类型和部门债务引发的信贷繁荣是否对银行危机有不同影响，也未探究浮动汇率制在其中的作用。本文发现浮动汇率制度的稳定器作用取决于资本流入类型和部门。第三，既有文献根据金融危机是否发生提出信贷繁荣具有不同类型，但并未探究汇率制度在稳定不同类型信贷繁荣和防范危机中的作用。本文发现浮动汇率制只能稳定“好的”信贷繁荣，但无法稳定那些引发危机的“坏的”信贷繁荣，需与宏观审慎等政策配合才能更好的发挥稳定器作用，表明浮动汇率制不是“万能药”，需要其他政策配合以防范银行危机等系统性金融风险。

本文其余部分安排如下：第二部分为文献综述；第三部分为理论分析与研究假设；第四部分为研究设计，包括模型设定、指标选取与数据来源；第五部分为实证结果分析，包括基准结果、内生性检验和稳健性检验以及异质性分析等；第六部分为进一步分析，研究信贷繁荣和银行危机的关系；第七部分为结论与建议。

## 一、文献综述

与本文紧密相关的文献主要有以下三类。

第一类文献从整体上讨论资本流动对国内信贷波动或危机的影响。在信贷方面，一直以来，资本流动（Kaminsky and Reinhart, 1999）和外部不平衡（Jordà et al., 2011）被认为是影响一国信贷的重要因素。进一步地，Borio and Disyatat（2011）、Gourinchas and Obstfeld（2012）以及 Obstfeld（2012a, 2012b）指出

<sup>5</sup> 浮动汇率制度的稳定器作用指的是浮动汇率制度会降低跨境资本流入增加（减少）时，国内信贷繁荣（紧缩）概率增加幅度，从而有利于国内信贷回归正常水平。

即使经常账户均衡，全球化仍然通过跨境金融资本流动引发国内信贷波动，因此跨境资本流入对国内信贷波动起到主要影响作用。美元贬值（Bruno and Shin, 2015a; 2017; Avdjiev et al., 2019; Ca' Zorzi et al., 2020）以及美国宽松货币政策（Georgiadis, 2016; Georgiadis and Mehl, 2016; Jordà et al., 2019）会引起资本流入世界各国，并引起流入国信贷繁荣。然而，Blanchard et al.（2017）认为资本流入既会通过汇率引起信贷收缩，也会通过资本流入降低国内融资成本导致信贷扩张，当后者效应强于前者时，资本流入才会引起国内信贷扩张。

在危机方面，跨境资本流动是引起危机的重要因素，Caballero（2016）发现债务型资本流入骤增会伴随着国内信贷扩张增大系统性银行危机的发生概率。然而，对于信贷繁荣是否一定会引发系统性危机，目前学术界尚未有统一定论。一方面，Gourinchas and Obstfeld（2012）、Schularick and Taylor（2012）、Boissay et al.（2016）提出信贷快速增长和货币升值往往会导致金融脆弱性，是危机的前兆。另一方面，Tornell and Westermann（2002）、Barajas et al.（2009）、Mendoza and Terrones（2012）、等认为信贷繁荣并不一定引起银行危机。Jordà et al.（2016）就发现发达经济体在发生危机之前公共部门杠杆率并未很高。由此可见，并不是所有的信贷繁荣均会导致危机。Calderon and Kubota（2012）、Gorton and Ordonez（2020）提出如果信贷繁荣伴随着生产率的下降，则这类信贷繁荣会引发银行危机。同样地，Gertler et al.（2020b）提出银行部门对未来基本面具有积极预期会形成信贷繁荣，增加金融脆弱性。若预期实现则不会导致银行危机，若预期未实现则会导致产出下降，从而发生银行挤兑，最终导致银行危机。进一步地，Coimbra and Rey（2023）发现信贷繁荣若引起金融资产的风险溢价下降，则容易引发银行危机。既有文献鲜有将资本流入、国内信贷以及银行危机放在统一框架进行讨论，而且跨境资本流入与信贷繁荣，以及信贷繁荣与银行危机之间的关系并无定论。本文对这两方面继续进行详细分析，弥补相关研究。

第二类文献考察不同类型资本流动对流入国信贷或危机的异质性影响。首先，从净资本流动和总资本流动角度，Mendoza and Terrones（2012）、Ostry et al.（2012）发现国内信贷繁荣都与净资本流入激增息息相关。Lane and McQuade（2014）进一步发现净债务资本流动和净股权资本流动对境内信贷增长的影响具有非对称性，净债务型资本流入会显著促进境内信贷增长。由于净资本流入难以反映总资本流入和总资本流出各自影响，越来越多学者从总资本流动角度分析其对国内信贷波动的影响。Calderon and Kubota（2012）发现私人部门总资本流入激增预示着一国信贷繁荣。其次，从资本流动类型角度，金融市场和金融机构的开放已使得跨境资本流动结构发生改变，“资本流动并不都是一样的”这一观点逐渐在学术界达成了共识。诸多文献发现总资本流入规模增加更容易导致信贷繁荣，尤其是债务型资本流入（Calderon and Kubota, 2012; Lane and McQuade, 2014）<sup>6</sup>。Calderon and Kubota（2012）指出相比于股权资本流入，债务型资本流入对信贷繁荣的预示作用更加显著。而且，其他投资项目下资本流入激增对引发“坏的”信贷繁荣以及引发危机具有显著作用，直接投资和证券组合投资项目下资本流入增加会减少“坏的”信贷繁荣发生概率。进一步地，Bruno and Shin（2015b）提出经跨国银行形成的资本流入会显著促进境内信贷扩张，Caballero（2016）发现债务型资本流入骤增会通过引起信贷繁荣引发系统性银行危机，而股权资本流入可以通过资产价格的流动性机制在未引起信贷繁荣时仍引发系统性银行危机（Calvo, 2012a; 2012b）。Avdjiev et al.（2021）发现通过国际债券市场形成的借贷比例增加更容易引起信贷繁荣，经跨国银行形成的借贷比例减少则对信贷紧缩的影响更大，然而其并未探究不同汇率制度下的差异。最后，从资本流动部门角度，Hahm et al.（2013）提出当国内存款不足时，银行部门会通过增加境外借款进行融资来支持国内信贷，银行部门这一行为更易导致国内信贷繁荣。进一步地，Giovanni et al.（2022）提出国内银行部门对国际资本市场暴露程度更高，是国际国内金融变量连接的主要渠道。既有研究并未探究经跨国银行和国际债券市场形成的债务型资本流入对国内信贷周期以及银行危机影响的差异。本文按照债务工具和流入部门划分债务型资本流入，对比不同类型资本流入的影响。

<sup>6</sup> 从资本流入类型来看，跨国银行资本流入增加导致的信贷繁荣容易导致金融危机的爆发。随着金融市场的进一步开放，国际资本市场也成为发达国家资本流入新兴市场经济体的重要渠道（Shin, 2014; 葛奇, 2017）。Blanchard et al.（2017）对比了非债券型资本流入与债券型资本流入对国内信贷的影响，发现非债券型资本流入更易引起国内信贷扩张。

第三类文献探讨国内外金融因素联动性增强背景下浮动汇率制的稳定器作用。一方面, 根据“三元悖论”理论, 金融账户开放时, 浮动汇率制更有利于维持货币政策独立性 (Klein and Shambaugh, 2015) 和经济金融稳定 (Obstfeld, 2021)。Furceri et al. (2011)、Magud et al. (2014)、Obstfeld et al. (2019) 发现固定汇率制下跨境资本流动、信贷增长等受外部因素影响程度更大, 汇率越浮动越有利于缓解外部冲击的影响。另一方面, “二元悖论”假说 (Rey, 2015) 的提出引起研究者对浮动汇率制稳定器作用的质疑。Edwards (2015) 对智利、哥伦比亚与墨西哥三个实行浮动汇率制度、资本自由流动程度高的发展中国家货币政策进行研究, 发现浮动汇率制度并不能保持货币政策独立性。Passari and Rey (2015) 基于 53 个经济体数据发现全球金融周期对各国金融状况的影响程度与汇率制度无关。由此可见, 既有研究对浮动汇率制是否能发挥稳定器作用尚未有定论, 并鲜有从国内信贷周期和银行危机的角度进行讨论。本文强调由于不同类型资本流入与国内信贷关系不同, 因而浮动汇率制稳定器作用也有差异。

进一步地, 最近有研究者发现中间汇率制在新兴市场经济体中可能发挥更好的稳定器作用。梅冬州和龚六堂 (2011) 构建了包括金融加速器的 DSGE 模型, 发现外汇资产过多的国家采取浮动汇率制会导致产出损失较大, 因而有管理的浮动汇率制最适合新兴市场经济体。张礼卿和钟茜 (2020) 提出虽然采取管理浮动汇率制的经济体利率也需与美国利率同步, 但管理浮动汇率制下产能过剩情况和政策利率下降压力都要小于浮动汇率制下。芦东等 (2021) 从浮动汇率制能否稳定跨境资本流入角度出发, 发现浮动汇率制稳定器作用会受到全球避险情绪的影响, 管理浮动汇率制稳定器作用更稳健。不同于上述文献, 本文综合分析不同汇率制下各类资本流入与信贷周期和银行危机的关系。

## 二、理论分析与研究假设

跨境资本流入影响一国信贷的机制包括以经常账户为主的贸易渠道和以金融账户为主的金融渠道 (Avdjiev et al., 2019; Ca' Zorzi et al., 2020)。贸易渠道中, 跨境资本流入主要通过影响需求端来影响信贷。政策利率一定时, 跨境资本流入将导致汇率升值, 出口下降, 进而引起净出口和产出下降, 降低国内信贷需求, 引起国内信贷紧缩<sup>7</sup>。金融渠道又可细分为银行信贷渠道、融资约束渠道和资产价格渠道。一方面, 银行信贷渠道下, 资本流入通过增加一国银行可贷资金进而增强一国银行贷款能力 (Bruno and Shin, 2015b), 有利于降低信贷融资成本 (Chari and Henry, 2004)。另一方面, 融资约束渠道中, 由于货币外部性和货币错配情况存在, 汇率变化将引起借款者融资约束改变 (Lane and McQuade, 2014), 也会改变其国内借款能力。同理, 资产价格渠道中, 资本流入将引发流入国资产 (以本币计价) 价格上升进而影响国内信贷市场 (Reinhart and Reinhart, 2009)。根据 Calderon and Kubota (2012)、Lane and McQuade (2014)、Bruno and Shin (2015b) 研究发现, 非直接投资债务型资本流入更易引起国内信贷繁荣, 而且在低收入国家, 二者顺周期性更加明显 (Araujo et al., 2017a; Araujo et al., 2017b)。近期研究中, Bruno and Shin (2023) 发现基于汇率的金融渠道效应要强于贸易渠道效应。基于此, 本文提出以下假设:

**假设 1:** 非直接投资债务型资本流入与国内信贷周期之间的关系取决于贸易渠道效应与金融渠道效应相对大小。当金融渠道效应大于贸易渠道效应时, 资本流入规模增加 (减少), 国内信贷繁荣 (紧缩) 概率增大。

从非直接投资债务型资本流入类型来看, 跨国银行资本流入<sup>8</sup>和债券资本流入<sup>9</sup>与国内信贷之间关系可能不同。具体地, 跨国银行资本流入规模增加, 一方面会通过银行信贷渠道增加国内金融机构可贷资金, 降低融资利率 (Giovanni et al., 2022), 使得更多借款者出现 (Hahm et al., 2013), 引起信贷繁荣; 另一方面会通过资产负债表渠道缓解借款者融资约束, 增大信贷需求。因此, 跨国银行资本流入规模增加 (减少) 可能会引起国内信贷繁荣 (紧缩)。债券资本流入规模增加可能对国内信贷产生两种相反效应。一方面, 债

<sup>7</sup> Blanchard et al. (2017) 认为只有当利率下降时, 信贷需求才不会降低。

<sup>8</sup> 主要包括跨国银行对流入国银行部门和非银行部门的存贷款规模变动形成的资本流入。

<sup>9</sup> 主要包括外部投资者持有银行部门和非银行部门发行的本币债券和国际债券头寸变动形成的资本流入。

券资本流入规模增加可能会引起国内信贷繁荣。一是债券资本流入与跨国银行资本流入具有相似性，也会缓解借款者融资约束，增大其国内信贷需求；二是对于外部投资者来说，持有债券相比于跨国银行存款受到的监管更弱，灵活性更强，监督成本更低，因而更易频繁调整对一国国际债券的配置头寸。这对于资本流入国来说，债券资本大幅流入可能与信贷繁荣更为相关（Avdjiev et al., 2021）。另一方面，债券资本流入规模增加也可能不会引起国内信贷繁荣。一是国外投资者增持流入国债券会降低国内投资者的债券持有头存，因而对资本流入国信贷繁荣影响有限（Blanchard, 2021）；二是随着债券市场流动性提高，国内借款者接触国际债券市场交易成本下降，国际债券融资可被用于偿还国内信贷，降低借款者对国内信贷需求（Balloch, 2018）。当前者效应大于后者效应时，债券资本流入也会引发信贷繁荣；当前者效应小于后者效应时，债券资本流入不会引发信贷繁荣，即债券资本流入与国内信贷可能表现出“替代效应”。因此，总体上债券资本流入规模增加对国内信贷周期影响具有不确定性。基于此，本文提出以下假设：

**假设 2：**跨国银行资本流入增加（减少），会提高国内信贷繁荣（紧缩）发生概率，即与国内信贷表现出顺周期性；相比而言，债券资本流入与国内信贷关系不确定。

汇率会通过资产负债表效应影响国内借款者融资需求（Gourinchas, 2018），因而不同汇率制度下跨境资本流入与国内信贷的关系不同。固定汇率制下，资产负债表效应消失，资本流入国会通过降低政策利率或进行冲销维持汇率稳定，如果降低政策利率则会引起国内信贷扩张。浮动汇率制下，资产负债表效应存在，这会缓解流入国借款者的融资约束，借款者可同时增加国内外融资。但流入国央行货币政策有更多自主性，为了维持经济金融稳定，流入国可以提高政策利率抑制信贷扩张。

对于跨国银行资本流入来说，上述理论机制成立，浮动汇率制度下国内信贷扩张幅度要小于固定汇率制下。对于债券资本流入来说，国际债券市场是直接融资市场，当债券资本流入增加时，往往意味着国外利率要低于国内利率<sup>10</sup>（Huang et al., 2018），国际债券市场流动性和交易量都较高，国内借款者接触国际债券市场成本降低，更倾向于发行美元债。因此，除上述机制外，债券资本流入与国内信贷之间可能存在“替代效应”，且在固定汇率制下该效应更加明显。浮动汇率制下，企业接触国际市场的汇率风险管理成本也增加，这可能增大企业对国内信贷的需求，促进国内信贷扩张，债券资本流入与国内信贷之间的“替代效应”减弱。基于此，本文提出以下假设：

**假设 3：**对于跨国银行资本流入，浮动汇率制发挥稳定器作用。对于债券资本流入来说，固定汇率制下债券资本流入与国内信贷之间“替代效应”明显；浮动汇率制下汇率波动引起汇率风险管理成本上升，债券资本流入对国内信贷的“替代效应”减弱，因此浮动汇率制稳定器作用较弱。

信贷稳定对金融体系和实体经济稳定具有重要意义。信贷存在周期性和跨境资本流入规模持续增加可能会增大银行危机发生概率，进而影响实体经济。一方面，从信贷渠道看，信贷繁荣往往是危机发生的前兆（Lane and Milesi-Ferretti, 2011；Lane and McQuade, 2014），尤其是跨国银行资本流入引发的信贷繁荣（Calderon and Kubota, 2012）。跨国银行资本流入会形成新兴市场经济体金融机构的非核心负债，而来自境外部门的非核心负债是引发国内银行危机的重要指标（Hahm et al., 2013）。另一方面，从资产价格渠道看，跨境资本流入极速增加会引起金融资产价格上升，资产价格变化引起投资者对流动性资产的需求（Calvo, 2012a；2012b），在不伴随信贷繁荣的情况下增大资产泡沫引发银行危机。此效应在股权资本流入中更为明显，而且资本流入规模越大，引发银行危机概率越大（Caballero, 2016）。从新兴市场经济体特征看，一是跨国银行资本流入规模仍较多，波动性仍更大；二是金融市场发展程度低于发达国家，金融摩擦较大，资本流入对金融资产价格和流动性的影响较弱，资本流入的资产价格渠道效应较弱。基于此，本文提出以下假设：

**假设 4：**相比于债券资本流入，跨国银行资本流入会通过增大信贷繁荣进而增大银行危机发生概率。

<sup>10</sup> Huang et al. (2018) 提到企业只有在国外利率低于国内利率时才会国际市场发行美元债券。

### 三、研究设计

#### (一) 模型设定

本文使用 Probit 模型探究不同类型跨境资本流动对信贷周期的影响。主要模型如下：

$$\text{Prob}(\text{Credit\_cycle}_{it} = 1 | \text{Capitalflow}, X_{it-1}) = \Phi(\beta_1 * \text{Capitalflow}_{it-1} + \Gamma X_{it-1} + \mu_i + \eta_t) \quad (1)$$

本文在考虑不同汇率制度的稳定器作用时，在模型中加入资本流入与汇率制交互项。模型如下所示：

$$\text{Prob}(\text{Credit\_cycle}_{it} = 1 | \text{Capitalflow}, \text{Fixed}, \text{Int}, X_{it-1}) = \Phi(\beta_1 * \text{Capitalflow}_{it-1} + \beta_2 * \text{Int}_{it} + \beta_3 * \text{Float}_{it} + \beta_4 * \text{Capitalflow}_{it-1} * \text{Int}_{it} + \beta_5 * \text{Capitalflow}_{it-1} * \text{Float}_{it} + \Gamma X_{it-1} + \mu_i + \eta_t) \quad (2)$$

其中  $\text{Credit\_cycle} = \{\text{Boom}, \text{Bust}\}$ ，表示信贷处于繁荣期或衰退期。 $\beta$ 和 $\Gamma$ 为待估计参数， $\text{Prob}$ 指概率， $\Phi$ 是正态分布累积分布函数。具体方程结构如下：

$$\text{Credit\_cycle}_{it}^* = \beta_1 * \text{Capitalflow}_{it-1} + \Gamma X_{it-1} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$\text{Credit\_cycle}_{it}^* = \beta_1 * \text{Capitalflow}_{it-1} + \beta_2 * \text{Int}_{it} + \beta_3 * \text{Float}_{it} + \beta_4 * \text{Capitalflow}_{it-1} * \text{Int}_{it} + \beta_5 * \text{Capitalflow}_{it-1} * \text{Float}_{it} + \Gamma X_{it-1} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$\text{Credit\_cycle}_{it} = 1$  如果  $\text{Credit\_cycle}_{it}^* > 0$ ，反之为 0。 $\text{Credit\_cycle}_{it}^*$ 是潜在变量， $i$ 指新兴市场经济体， $t$ 指时期：1998Q1-2019Q4。 $\text{Capitalflow}_{it-1}$ 为各种类型资本流入。 $\text{Int}_{it}$ 为中间汇率制虚拟变量， $\text{Float}_{it}$ 为浮动汇率制虚拟变量。控制变量 $X_{it-1}$ 包括实际经济增长率 ( $Rgdpth$ )、外债占 GDP 比重 ( $Exdebt$  (%GDP))、跨国银行贷款占总外部债务比例 ( $Bank\_ratio$ )、国内政策利率 ( $Interest$ ) 和金融开放程度 ( $Openness$ ) 这些国内影响因素，也包括美国实际联邦基金利率 ( $Rshadow$ )、全球避险情绪 ( $LnVXO$ )、金融危机 ( $GFC$ ) 这些国外影响因素<sup>11</sup>。为了缓解内生性影响，这里将资本流入变量以及控制变量滞后一期。 $\mu_i$ 为国家固定效应， $\eta_t$ 为时间固定效应， $\varepsilon_{it}$ 表示残差。

本文在分析跨境资本流入、信贷繁荣和银行危机之间的关系时，采用 Probit 模型如下：

$$\text{Prob}(\text{Bankcrisis}_{it} = 1 | \text{Boom}, \text{Capitalflow}, X_{it-1}) = \Phi(\beta_1 * \text{Boom}_{it-1} + \beta_2 * \text{Capitalflow}_{it-1} + \Gamma X_{it-1} + \mu_i + \eta_t) \quad (5)$$

其中，第  $i$  个经济体若在第  $t$  期发生银行危机，则  $\text{Bankcrisis}_{it}$  取 1，反之则为 0。 $\text{Boom}_{it}$  表示第  $i$  个经济体若在第  $t$  期发生信贷繁荣。其他变量含义同上。

本文按照银行危机是否发生划分不同类型的信贷繁荣，采用 Probit 模型如下：

$$\text{Prob}(\text{Boom\_type}_{it} = 1 | \text{Capitalflow}, \text{Fixed}, \text{Int}, X_{it-1}) = \Phi(\beta_1 * \text{Capitalflow}_{it-1} + \beta_2 * \text{Int}_{it} + \beta_3 * \text{Float}_{it} + \beta_4 * \text{Capitalflow}_{it-1} * \text{Int}_{it} + \beta_5 * \text{Capitalflow}_{it-1} * \text{Float}_{it} + \Gamma X_{it-1} + \mu_i + \eta_t) \quad (6)$$

其中， $\text{Boom\_type}_{it} = \{\text{Good Boom}, \text{Bad Boom}\}$ ，表示信贷繁荣为“好的”信贷繁荣或“坏的”信贷繁荣。若第  $i$  个经济体若在第  $t$  期处于“好的”信贷繁荣状态，则  $\text{Good Boom}_{it}$  取 1，反之则为 0。若第  $i$  个经济体若在第  $t$  期处于“坏的”信贷繁荣状态，则  $\text{Bad Boom}_{it}$  取 1，反之则为 0。其他变量含义同上。

#### (二) 指标选取与数据来源

##### 1. 信贷周期

本文信贷数据是参考 Obstfeld et al. (2019) 来自国际货币基金 (IMF) 和世界银行 (World Bank) 的私人部门信贷。既有文献主要以信贷增长率或信贷占 GDP 比例衡量信贷扩张或紧缩。其中，仅用信贷增长率容易忽略 GDP 增长的影响。从历史来看，促使危机发生的信贷过度繁荣往往发生在信贷增长与实体经济增长不匹配时期，因而对信贷扩张或收缩的判断要考虑其与经济增长匹配度，用信贷规模与 GDP 比例衡量更为合理。然而，单以信贷占 GDP 比例容易忽略周期因素的影响。为了避免这两种方法的缺点，本文使用国内信贷占 GDP 比例作为信贷代理变量，并参考 Grintzalis et al. (2017) 用 HP 滤波法获得信贷长期变动趋势，在此基础上划分信贷周期。具体地：第一，本文在获得信贷占 GDP 比例数据  $y$  后，采取 HP 滤波法对信贷占 GDP 比例进行平滑处理获得信贷占 GDP 比例的长期趋势  $x$ 。第二，对  $x$  划分信贷增长阶段

<sup>11</sup> 国外影响因素只有时间维度上的变化，没有国家层面的变化。因此，加入时间固定效应时，不再加入只随时间变化的变量。

( $\Delta x > 0$ ) 和下降阶段 ( $\Delta x < 0$ )。第三, 参考 Avdjiev et al. (2021) 分别计算增长和下降阶段的累计增长率, 若信贷在一段时间内的累计增长(下降)率超过某一水平时, 即  $\frac{y_T - y_{T-L}}{y_{T-L}} > z$  ( $\frac{y_T - y_{T-L}}{y_{T-L}} < -z$ ) 时判定出现信贷繁荣(紧缩)。这里 T 为增长阶段或下降阶段最后时刻, 即信贷增长高峰(peak)或下降低谷(trough), L 为上升或下降开始超过 z 水平的时刻, z 为相应增长阶段或下降阶段的平均累计增长率水平。本文分别对每个经济体进行上述操作。此方法可分别获得信贷繁荣或紧缩阶段, 并发现信贷繁荣之后不一定立刻出现信贷紧缩, 信贷可能会在正常范围内波动。此外, 在稳健性检验部分, 本文也按照累计增长率的中位数水平划分信贷繁荣或紧缩(z取中位数)周期, 并使用三季度移动平均法对信贷变量进行平滑。

对于不同类型信贷繁荣, 本文参考 Calderon and Kubota (2012), 将“坏”的信贷繁荣定义为信贷繁荣结束后两年(8个季度)窗口期内发生系统性银行危机的信贷繁荣。反之, 本文将未以银行危机结束的信贷繁荣定义为“好的”信贷繁荣。

## 2. 资本流动

本文主要研究经跨国银行或国际债券市场形成的非直接投资债务型资本流入, 如国际银行的存贷款, 国际债券等。基准回归中资本流入数据主要来源于国际清算银行(BIS)的 LBS 数据库(Locational Banking Statistics, LBS)和 IDS 数据库(International Debt Securities Statistics, IDS)。LBS 数据库记录了一国接收的跨国银行存贷款数据, IDS 数据库记录了一国通过国际债券市场的融资规模。前者变化可代表跨国银行资本流入, 后者变化可代表债券资本流入。除了按照债务工具划分之外, BIS 数据库也按照借贷部门对数据进行划分, 有利于本文深入探究不同部门资本流入与国内信贷周期之间的关系。本文获得资本流动数据后均除以 GDP 进行规模化。

本文对跨国银行资本流入和债券资本流入构建如下:

跨国银行资本流入:  $Bankloan\ inflow = (\Delta cross\ border\ bank\ loan\ lending / GDP) * 100\%$

债券资本流入:  $Bond\ inflow = (\Delta international\ debt\ securities / GDP) * 100\%$

非直接投资债务型资本流入:  $Debt\ inflow = Bankloan\ inflow + Bond\ inflow$

在异质性分析中, 本文将跨国银行资本流入和债券资本流入均按照银行部门和非银行部门进行划分。具体构建如下:

跨国银行对银行部门资本流入:  $Bank\ to\ bank\ inflow = (\Delta cross\ border\ bank\ to\ bank\ loan\ lending / GDP) * 100\%$

跨国银行对非银行部门资本流入:  $Bank\ to\ nonbank\ inflow = (\Delta cross\ border\ bank\ to\ nonbank\ loan\ lending / GDP) * 100\%$

非银行部门对银行部门资本流入:  $Nonbank\ to\ bank\ inflow = (\Delta international\ debt\ securities\ to\ bank / GDP) * 100\%$

非银行部门对非银行部门资本流入:  $Nonbank\ to\ nonbank\ inflow = (\Delta international\ debt\ securities\ to\ nonbank / GDP) * 100\%$

为消除数据来源对结果的影响, 本文以国际货币基金(IMF)数据库构建的资本流入数据进行稳健性检验。IMF 数据库与 BIS 数据库均按照居民和非居民的统计口径编制数据。IMF 数据库收录国际收支账户金融账户及其子项的资本流入数据, 其中证券投资组合项目主要记录通过股权、债权等形式产生的资本流动, 本文以通过债券资产形成的资本流入作为债券资本流入代理变量。其他投资项目主要记录通过跨国银行产生的资本流动, 本文将其作为跨国银行资本流入代理变量。

## 3. 汇率制度

本文主要采用 IMF 编制的汇率制度, 该汇率制度在官方汇率制基础上考虑经济体实际情况, 反映新兴市场经济体在各个时期内采取的实际汇率制。该汇率制度为年度频率, 由于汇率制度在季度层面的变动并不频繁, 本文将年度数据与季度数据所在年份进行匹配。这种分类和做法在 Ghosh et al. (2015)、Obstfeld et al. (2019) 等研究中广泛使用。该汇率制度可以分为三大类: 固定汇率制、中间汇率制和浮动汇率制。具体地, 根据 IMF 汇率制度编制规则, 固定汇率制一般指硬盯住, 中间汇率制包括一篮子盯住制、水平带

盯住制、爬行盯住制、类爬行盯住制、管理浮动汇率制等，其余为浮动汇率制。在基准回归中，本文主要应用大类分类，若经济体在某时期汇率制为固定汇率制，则固定汇率制虚拟变量取值为1，否则为0。中间汇率制和浮动汇率制虚拟变量同理设定。本文以固定汇率制为参照项，在模型中只加入中间汇率制和浮动汇率制虚拟变量及其与资本流入交互项。此外，在稳健性检验部分，本文也使用 Shambaugh (2004) 和 Ilzetki et al. (2019) 编制的 RR 汇率制度划分固定、中间和浮动汇率制度与资本流入进行交互。

#### 4. 宏观审慎

本文使用 Alam et al. (2019) 基于 IMF 宏观审慎政策调查等数据库收集的各经济体采取宏观审慎政策数据。该数据包括各个经济体 2001-2015 年间 17 项宏观审慎政策措施收紧 (+1)、宽松 (-1) 以及不采取该措施 (0) 情况，本文选取 17 项宏观审慎政策收紧和宽松指示变量的加总变量构建政策收紧或未收紧分组变量 *MP*，若加总变量大于 1 则表示政策收紧，否则表示政策未收紧。对于该年度数据，本文匹配做法与汇率制度相同。

#### 5. 银行危机

本文参考 Caballero (2016)，使用 Laeven and Valencia (2020) 中收集的全国性银行危机信息构建银行危机发生虚拟变量。Laeven and Valencia (2020) 收集整理了 151 个经济体 1970—2017 年间发生银行危机、货币危机等危机的具体时期。具体地，全国性银行危机发生时具有两个特征，一是银行系统中存在严重的财务危机（如银行发生挤兑、出现损失和发生清算等）；二是经济体为应对银行系统的损失，采取重大银行政策干预措施。对于该年度数据，本文匹配做法与汇率制度相同。

#### 6. 控制变量

控制变量主要包括影响一国信贷周期的其他国内外因素。国外因素中，本文参考 Ghosh et al. (2014)，控制美国实际联邦基金利率（联邦基金利率为零时用 Wu and Xia (2016) 计算的影子利率代替），代表全球避险情绪的 VIX 指标（取对数）以及表示全球金融危机发生的虚拟变量<sup>12</sup>。国内因素中控制实际经济增长率、外债占 GDP 比重、国内政策利率和金融开放程度。此外，本文参考 Avdjiev et al. (2021) 从银行贷款和债券形式占比角度探究其对国内信贷周期的影响，因而也控制跨国银行贷款占总外部债务比例<sup>13</sup>。为了避免极值影响，本文将外债占 GDP 比重、国内政策利率上下缩尾 1%。本文还控制国家固定效应排除国家个体差异的影响。

为了保证经济体有一定金融开放程度，本文选择金融开放程度高于其范围内的 25% 分位数样本<sup>14</sup>。而且，一国发生银行危机、货币危机时期容易引起汇率制度调整，为减少危机对汇率制度选择的影响导致的内生性问题，本文在分析跨境资本流动与国内信贷周期时在样本中去掉一国发生危机时期的观测值<sup>15</sup>。本文最终收集 28 个新兴市场经济体<sup>16</sup> 1986—2019 年季度数据。各变量构建详见表 1，主要变量描述性统计详见表 2。

<sup>12</sup> 模型中控制时间固定效应后，只随时间变化但不随个体变化的控制变量由于共线性无法估计。

<sup>13</sup> 由于跨国银行贷款占总外部债务比例与债券债务占总外部债务比例相加为 100%，所以本文这里只跨国银行贷款占总外部债务比例。

<sup>14</sup> 这里金融开放程度以 Quinn and Toyoda (2008) 和 Fernández et al. (2016) 金融开放指数来共同衡量。

<sup>15</sup> 在分析跨境资本流入、信贷繁荣和银行危机关系时，本文不再去掉发生银行危机时期的观测值。

<sup>16</sup> 本文参照 IMF 报告、摩根斯坦利指数 (MSCI)、摩根大通编制的 EMBIG 指数、主流文献 Passari and Rey (2015) 和 Obstfeld et al. (2019) 中包含的新兴市场经济体，并结合数据可得性，最终选定 28 个新兴市场经济体，具体详见附表 1。

表 1 变量构建和来源

Gou jia	变量名称	变量描述及构建	来源
信贷周期 Credit_cycle	Boom	高于增长阶段累计增长率平均值为信贷繁荣, 取值为 1, 否则为 0	IMF, WB, Obstfeld et al. (2019):1986 Q1-2019Q4
	Bust	低于下降阶段累计增长率平均值为信贷紧缩, 取值为 1, 否则为 0	
	Good Boom	信贷繁荣结束后未发生银行危机, 取值为 1, 否则为 0	
	Bad Boom	信贷繁荣结束后两年内发生银行危机, 取值为 1, 否则为 0	
资本流入 Capital flow	Debt inflow	季度数据, 除以 GDP (%)	BIS ; WDI ; IMF's BOP (BPM6 presentation) 1986Q1—2019Q4
	Bankloan inflow		
	Bond inflow		
	Bank-to-bank inflow		
	Bank-to-nonbank inflow		
	Nonbank-to-bank inflow		
	Nonbank-to-nonbank inflow		
汇率制度	Int	为中间汇率制度时为 1, 否则为 0	Ghosh et al. (2015) ; Obstfeld et al. (2019) ; IMF, Updated data from <a href="https://www.elibrary-areaer.imf.org/Pages/Home.aspx">https://www.elibrary-areaer.imf.org/Pages/Home.aspx</a> 1986-2019
	Float	为浮动汇率制度时为 1, 否则为 0	
银行危机	Bankcrisis	若发生银行危机为 1, 否则为 0	Laeven and Valencia (2020) 1970—2017
实际经济增长率	Rgdpth	实际 GDP 增长率, 同比 (%)	IMF's IFS 1986Q1—2019Q4
外债占 GDP 比重	Exdebt (%GDP)	外债占 GDP 比例 (%)	BIS 1986Q1—2019Q4
美国实际联邦基金利率	Rshadow	美国利率 (%)	Wu and Xia (2016) ; FRED 1986Q1—2019Q4
国内利率	Interest	各国国债利率, 货币市场利率, 折现率 (%)	IMF's IFS 1986Q1—2019Q4
跨国银行贷款占总外部债务比例	Bank_ratio	跨国银行贷款占总外部债务比例 (%)	BIS; IMF's BOP (BPM6 presentation) 1986Q1—2019Q4
全球避险情绪	LnVXO	芝加哥期权交易所波动率指数 (CBOE Volatility Index) ; 月度数据取季度平均, 取对数	Bloomberg 1986Q1—2019Q4
全球金融危机	GFC	2008 年第四季度和 2009 年第一季度取 1, 否则取 0	Obstfeld et al. (2019)

金融开放程度	Openness	指数越高，金融开放程度越大 指数越小，金融开放程度越大	Quinn and Toyoda (2008) : 1986-2013 Fernández et al. (2016) : 2014-2019
--------	----------	--------------------------------	--

表 2 主要变量描述性统计

变量名	观测值	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
Boom	2856	0.3564	0.4790	0.0000	0.0000	1.0000
Bust	2856	0.1450	0.3521	0.0000	0.0000	1.0000
Debt inflow	2200	1.8310	6.9597	-56.1991	1.3513	80.1189
Bankloan inflow	2280	0.7302	5.4073	-56.1991	0.5204	51.4261
Bond inflow	2624	1.2250	6.7752	-51.3644	0.0532	211.2728
Bank-to-bank inflow	2280	0.3457	4.0000	-43.8424	0.2417	32.6802
Bank-to-nonbank inflow	2280	0.3839	3.2746	-55.3461	0.2592	49.3541
Nonbank-to-bank inflow	2932	0.0752	0.7243	-11.9683	0.0000	21.1046
Nonbank-to-nonbank inflow	2624	1.1409	6.7392	-51.3644	0.0000	211.1078
Fixed	2928	0.2104	0.4076	0.0000	0.0000	1.0000
Int	2928	0.6161	0.4864	0.0000	1.0000	1.0000
Float	2928	0.1735	0.3787	0.0000	0.0000	1.0000
Rgdpth	1730	4.1848	5.5110	-22.7513	4.6418	15.3863
Exdebt (%GDP)	2224	88.2540	44.4590	18.5375	82.0916	242.0366
Interest	2349	15.6865	26.6006	0.0208	7.4000	176.3000
Bank_ratio	2244	56.2399	21.2582	9.5135	56.0764	99.8787
LnVXO	2952	2.9049	0.3541	2.1517	2.8526	4.1095
GFC	2952	0.0166	0.1278	0.0000	0.0000	1.0000
Rshadow	2943	0.2636	2.3846	-5.0370	0.1946	4.9212
Openness	2160	0.3799	0.3282	0.0000	0.3000	1.0000
MP	2952	0.2249	0.4176	0.0000	0.0000	1.0000

## 四、实证结果分析

### (一) 跨境资本流入与国内信贷周期

表 3 报告了非直接投资债务型资本流入，跨国银行资本流入和债券资本流入与国内信贷周期之间的关系。表 3A 报告了跨境资本流入与国内信贷繁荣周期之间的关系。第 (1) 列结果显示，非直接投资债务型资本流入系数显著为正，表明其规模增加，国内信贷繁荣概率显著增加。第 (2) 列结果显示 probit 模型的边际效应也显著为正，非直接投资债务型资本流入规模（占 GDP 比例）增加 1%，国内信贷繁荣发生概率增加 1.79%。从标准差来看，非直接投资债务型资本流入规模（占 GDP 比例）增加 1 标准差，国内信贷繁荣发生概率增加 9.90%。表 3B 报告了跨境资本流入与国内信贷紧缩周期之间的关系，从第 (1)、(2) 列来看，非直接投资债务型资本流入规模（占 GDP 比例）增加 1%，国内信贷紧缩发生概率显著降低 3.90%（若增加 1 单位标准差，则降低 25.21%）。因此，跨境资本流入与国内信贷之间的金融渠道效应大于贸易渠道效应，二者之间呈顺周期性。假设 1 成立。

分不同类型资本流入来看：表 3A 和表 3B 的 (3)、(4) 列结果显示，跨国银行资本流入与国内信贷周期的关系与非直接投资债务型资本流入相同。跨国银行资本流入规模增加 1%，国内信贷繁荣发生概率显著增加 3.01%，国内信贷紧缩发生概率显著降低 4.06%。从标准差来看，跨国银行资本流入规模增加 1 单位标准差，国内信贷繁荣发生概率和信贷紧缩发生概率分别增加 12.86%和减少 19.65%。表 3A 和表 3B 第

(5)、(6)列中,债券资本流入系数和边际效应均不显著。这表明相比于债券资本流入,跨国银行资本流入与国内信贷顺周期性更强,非直接投资债务型资本流入与国内信贷之间的顺周期关系主要受跨国银行流入驱动。假设2成立。

表3 跨境资本流入与国内信贷周期

表 A	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Boom	Boom(ME)	Boom	Boom(ME)	Boom	Boom(ME)
L.Debt inflow	0.0039* (0.0020)	0.0179* (0.0101)				
L.Bankloan inflow			0.0065** (0.0027)	0.0301** (0.0131)		
L.Bond inflow					0.0004 (0.0032)	0.0020 (0.0162)
L.Rgdpth	0.0004 (0.0006)	0.0017 (0.0032)	0.0004 (0.0006)	0.0017 (0.0031)	0.0003 (0.0006)	0.0014 (0.0031)
L.Interest	0.0013 (0.0019)	0.0059 (0.0098)	0.0011 (0.0019)	0.0050 (0.0098)	0.0010 (0.0019)	0.0044 (0.0097)
L.Exdebt (%GDP)	0.0020*** (0.0005)	0.0093*** (0.0025)	0.0021*** (0.0005)	0.0096*** (0.0024)	0.0020*** (0.0005)	0.0089*** (0.0024)
L.Bank_ratio	0.0009 (0.0010)	0.0042 (0.0053)	0.0008 (0.0010)	0.0036 (0.0053)	0.0010 (0.0010)	0.0045 (0.0053)
L.Openness	-0.3884*** (0.1089)	-1.7908*** (0.5009)	-0.3965*** (0.1093)	-1.8314*** (0.5013)	-0.4186*** (0.1089)	-1.8982*** (0.4877)
观测值	997	997	998	998	1,003	1,003
国家固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
最大似然值	-423.4981	-423.4981	-423.4555	-423.4555	-434.3307	-434.3307
Pseudo-R <sup>2</sup>	0.3662	0.3662	0.3667	0.3667	0.3545	0.3545
表 B	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Bust	Bust(ME)	Bust	Bust(ME)	Bust	Bust(ME)
L.Debt inflow	-0.0055* (0.0030)	-0.0390** (0.0165)				
L.Bankloan inflow			-0.0058* (0.0034)	-0.0406** (0.0205)		
L.Bond inflow					-0.0045 (0.0034)	-0.0318 (0.0248)
L.Rgdpth	0.0002 (0.0011)	0.0013 (0.0058)	0.0003 (0.0011)	0.0018 (0.0059)	-0.0000 (0.0011)	-0.0000 (0.0056)
L.Interest	-0.0033 (0.0026)	-0.0237* (0.0129)	-0.0029 (0.0025)	-0.0206 (0.0128)	-0.0034 (0.0026)	-0.0239* (0.0128)
L.Exdebt (%GDP)	0.0017** (0.0008)	0.0119*** (0.0030)	0.0016** (0.0008)	0.0115*** (0.0029)	0.0017* (0.0008)	0.0117*** (0.0029)
L.Bank_ratio	-0.0019	-0.0135	-0.0016	-0.0114	-0.0023	-0.0159

	(0.0015)	(0.0105)	(0.0014)	(0.0101)	(0.0016)	(0.0106)
L.Openness	-0.1748	-1.2409*	-0.1602	-1.1280*	-0.1616	-1.1409*
	(0.1098)	(0.6657)	(0.1062)	(0.6611)	(0.1059)	(0.6557)

观测值	577	577	577	577	577	577
国家固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
最大似然值	-234.3738	-234.3738	-235.7254	-235.7254	-237.2627	-237.2627
Pseudo-R <sup>2</sup>	0.3231	0.3231	0.3192	0.3192	0.3148	0.3148

注：L代表滞后1期，括号内为稳健标准误，\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%和1%水平上显著。常数项都包括在方程中。下表同。

## （二）汇率制度稳定器作用

表4报告了不同汇率制下跨境资本流入与国内信贷周期之间关系。表4A报告了跨境资本流入与国内信贷繁荣周期之间的关系。第(1)、(2)列结果显示，非直接投资债务型资本流入系数和边际效应在1%水平上显著为正，浮动汇率制与其交互项的系数和边际效应为负，说明与固定汇率制相比，浮动汇率制下非直接投资债务型资本流入可能引起国内信贷繁荣概率下降，但该系数和边际效应在统计意义上不显著。从不同类型跨境资本流入来看，如第(3)列结果所示，跨国银行资本流入系数显著为正，与浮动汇率制交互项系数显著为负。如第(4)列边际效应结果显示，跨国银行资本流入规模增加1%，固定汇率制下国内信贷繁荣发生概率增加10.93%（跨国银行资本流入规模1单位标准差带来的变化为46.67%），浮动汇率制下国内信贷繁荣发生概率相比固定汇率制降低10.28%（跨国银行资本流入规模增加1单位标准差使得浮动汇率制下国内信贷繁荣发生概率下降23.66%），表明当跨国银行资本流入规模增加时，相比于固定汇率制，浮动汇率制有利于抑制国内信贷繁荣，使国内信贷处于正常状态，即浮动汇率制度具有抑制国内信贷繁荣的稳定器作用。对于债券资本流入而言，如第(5)、(6)列结果所示，债券资本流入系数显著为负，与中间、浮动汇率制交互项系数显著为正。从边际效应看，债券资本流入规模增加1%，相比固定汇率制度，中间和浮动汇率制下国内信贷繁荣发生概率分别增加7.19%和15.20%（债券资本流入增加1单位标准差使得概率分别增加19.74%和23.10%）。因此，固定汇率制下债券资本流入规模增加会显著降低国内信贷繁荣发生概率，债券资本流入与国内信贷表现出明显的“替代效应”；而中间或浮动汇率制会放大债券资本流入与国内信贷之间的顺周期关系，不利于国内信贷回归正常水平。不过，从影响幅度来看，中间汇率制下的放大效应要小于浮动汇率制下。对比跨国银行资本流入和债券资本流入可以发现，浮动汇率制更有利于稳定跨国银行资本流动国内信贷之间的顺周期性，却更易放大债券资本流动与国内信贷的顺周期性。假设3成立。

表4B报告了跨境资本流入与国内信贷紧缩周期之间的关系。从结果来看，各种类型跨境资本流入与中间或浮动汇率制交互项系数和边际效应均不显著，表明跨境资本流入与国内紧缩周期的关系在不同汇率制下并无显著差异。

表4 汇率制度对国内信贷周期的稳定器作用

表 A	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Boom	Boom(ME)	Boom	Boom(ME)	Boom	Boom(ME)
L.Debt inflow	0.0108*** (0.0038)	0.0510*** (0.0190)				
L.Debt inflow*Int	-0.0100** (0.0046)	-0.0475** (0.0234)				
L.Debt inflow*Float	-0.0062	-0.0292				

	(0.0049)	(0.0257)				
L.Bankloan inflow			0.0227***	0.1093***		
			(0.0059)	(0.0276)		
L.Bankloan inflow*Int			-0.0210***	-0.1014***		
			(0.0068)	(0.0337)		
L.Bankloan inflow*Float			-0.0213***	-0.1028***		
			(0.0071)	(0.0355)		
L.Bond inflow					-0.0145**	-0.0682**
					(0.0067)	(0.0339)
L.Bond inflow*Int					0.0153*	0.0719*
					(0.0079)	(0.0405)
L.Bond inflow*Float					0.0324***	0.1520***
					(0.0106)	(0.0521)
Int	-0.0950	-0.4451	-0.0595	-0.2834	-0.1931**	-0.9245**
	(0.0944)	(0.5020)	(0.0951)	(0.5090)	(0.0779)	(0.4609)
Float	0.0522	0.2433	0.0963	0.4516	-0.0649	-0.3163
	(0.1035)	(0.5378)	(0.1041)	(0.5457)	(0.0860)	(0.4989)
L.Rgdpth	0.0005	0.0022	0.0003	0.0016	0.0004	0.0017
	(0.0006)	(0.0033)	(0.0006)	(0.0032)	(0.0006)	(0.0033)
L.Interest	0.0011	0.0054	0.0009	0.0044	0.0005	0.0021
	(0.0019)	(0.0100)	(0.0019)	(0.0100)	(0.0019)	(0.0099)
L.Exdebt (%GDP)	0.0017***	0.0081***	0.0018***	0.0087***	0.0016***	0.0077***
	(0.0005)	(0.0025)	(0.0005)	(0.0025)	(0.0005)	(0.0024)
L.Bank_ratio	0.0010	0.0046	0.0012	0.0057	0.0012	0.0055
	(0.0010)	(0.0054)	(0.0010)	(0.0056)	(0.0010)	(0.0053)
L.Openness	-0.2625***	-1.2447***	-0.2824***	-1.3612***	-0.3336***	-1.5671***
	(0.1011)	(0.5108)	(0.1017)	(0.5181)	(0.1030)	(0.5023)

观测值	997	997	998	998	1,003	1,003
国家固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
最大似然值	-411.7010	-411.7010	-405.7397	-405.7397	-419.0557	-419.0557
Pseudo-R <sup>2</sup>	0.3838	0.3838	0.3932	0.3932	0.3772	0.3772

表 B	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Bust	Bust(ME)	Bust	Bust(ME)	Bust	Bust(ME)

L.Debt inflow	-0.0109	-0.0778				
	(0.0087)	(0.0621)				
L.Debt inflow*Int	0.0055	0.0389				
	(0.0077)	(0.0658)				
L.Debt inflow*Float	0.0066	0.0467				
	(0.0081)	(0.0676)				
L.Bankloan inflow			-0.0125	-0.0883		
			(0.0089)	(0.0571)		

L.Bankloan inflow*Int			0.0048 (0.0076)	0.0338 (0.0658)		
L.Bankloan inflow*Float			0.0114 (0.0092)	0.0806 (0.0653)		
L.Bond inflow					0.0044 (0.0070)	0.0310 (0.0639)
L.Bond inflow*Int					-0.0074 (0.0080)	-0.0528 (0.0699)
L.Bond inflow*Float					-0.0175 (0.0115)	-0.1242 (0.0795)
Int	2590.2150*** (3.0506)	3.1048 (351.3706)	1879.7820*** (2.9863)	3.1366 (363.8281)	83952.7600*** (1.5182)	3.8705 (388.4540)
Float	5.9877 (4.3653)	3.0541 (351.3707)	6.1171 (4.4300)	3.0820 (363.8281)	28.5585*** (2.1678)	3.9217 (388.4540)
L.Rgdpth	0.0007 (0.0012)	0.0048 (0.0063)	0.0009 (0.0012)	0.0064 (0.0065)	0.0001 (0.0011)	0.0004 (0.0057)
L.Interest	-0.0033 (0.0028)	-0.0235* (0.0136)	-0.0027 (0.0027)	-0.0193 (0.0136)	-0.0031 (0.0026)	-0.0222* (0.0134)
L.Exdebt (%GDP)	0.0017** (0.0008)	0.0120*** (0.0033)	0.0016** (0.0008)	0.0116*** (0.0033)	0.0016** (0.0008)	0.0112*** (0.0033)
L.Bank_ratio	-0.0020 (0.0016)	-0.0144 (0.0107)	-0.0019 (0.0015)	-0.0131 (0.0105)	-0.0023 (0.0016)	-0.0165 (0.0106)
L.Openness	-0.1862 (0.1137)	-1.3247* (0.6773)	-0.1678 (0.1081)	-1.1860* (0.6707)	-0.1468 (0.1001)	-1.0444 (0.6654)
观测值	577	577	577	577	577	577
国家固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
最大似然值	-233.3353	-233.3353	-233.3652	-233.3652	-234.5892	-234.5892
Pseudo-R2	0.3261	0.3261	0.3260	0.3260	0.3225	0.3225

注：下表均报告边际效应。

### （三）内生性检验

本文主要从反向因果和遗漏变量两方面来考虑内生性问题。对国内信贷与跨境资本流入之间潜在反向因果问题，本文通过工具变量的方式缓解该问题。具体地，本文以代表全球金融周期的全球共同因子变量与各经济体资本流入端的金融开放程度交互（Globalfactor\*inflow\_Openness）作为资本流入的工具变量。Miranda-Agrippino and Rey（2022）根据全球风险资产价格变化提取全球共同因子变量，与资本流动相关性较强，但是作为全球金融周期的核心指标，其受到新兴市场经济体国内信贷的反向影响较小，具有一定的外生性。同样地，各国金融开放程度也与资本流入相关，但是金融开放程度作为新兴市场经济体的对外制度特征具有很强的持续性（persistent），其变动往往受一国政治制度、对外关系、历史演进等影响，变动频率较低，国内信贷等金融变量的变动频率较高，国内信贷对其反向影响较小，也具有一定的外生性。因此，该工具变量满足相关性和外生性，是有效的工具变量。

表5的（1）、（4）列显示第一阶段回归结果，工具变量对解释变量效应显著，即全球共同因子增大（即全球风险资产价格上涨，全球避险情绪下降），且金融开放程度越大时，资本流入规模越多。第（2）、（3）

列的第二阶段回归结果显示非直接投资债务型资本流入对信贷繁荣和信贷紧缩的边际效应分别显著为正和负，即国内信贷繁荣（紧缩）周期概率增大（减小），与基准结论一致。分资本流入类型来看，第（5）、（6）、（8）、（9）列结果显示跨国银行资本流入规模增加，国内信贷繁荣（紧缩）周期概率显著增大（减小），债券资本流入对国内信贷周期影响不显著，仍与基准结论一致。从工具变量的检验来看，第一阶段的 F 统计量均大于 10，即工具变量满足相关性。Wald 检验统计量在 10% 水平内显著，表明确实需要缓解内生性问题。使用 IV-Probit 模型与工具变量缓解该问题后，结论仍稳健。

表 5 内生性检验：工具变量法

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	L.Debt inflow	Boom (ME)	Bust (ME)	L.Bankloan inflow	Boom (ME)	Bust (ME)	L.Bond inflow	Boom (ME)	Bust (ME)
L.Debt inflow		0.7401*	-0.8290**		0.7589**	-1.0477**		20.6526	-4.1762
		(0.4312)	(0.3814)		(0.3708)	(0.4474)		(210.1276)	(6.8657)
Globalfactor*inflow	1.2334*			1.1870*			0.0421		
w_Openness	(0.6628)			(0.5150)			(0.4286)		
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是	是
国家固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	941	941	520	942	942	520	947	947	520
F 统计值	14.45	—	—	14.33			13.97		
F 统计值(p 值)	0.0002			0.0002			0.0002		
Wald 检验(p 值)	—	0.0001	0.0000	—	0.0001	0.0000	—	0.0001	0.0000

在遗漏变量方面，本文已在基准回归中控制国家固定效应和去掉危机时期观测值以排除国内特征的影响。这里主要再考虑两方面潜在因素的影响。首先，Calderon and Kubota（2012），Magud et al.（2014）发现外币贷款占总外债比例不同，资本流入对信贷波动影响不同，而且，谭小芬等（2023）发现汇率对资本流入国借款者的影响与外币贷款占比有关。因此本文进一步控制外币贷款占外债的比例（US\_debt\_ratio）<sup>17</sup>。表 6 第（1）-（4）列结果显示非直接投资债务型资本流入与跨国银行资本流入规模增加，国内信贷繁荣发生概率仍会增加，而债券资本流入与国内信贷之间的关系不显著。考虑汇率制后，相比固定汇率制下，浮动汇率制下跨国银行资本流入与国内信贷之间的顺周期关系减弱，但债券资本流入与国内信贷之间的顺周期关系增强，浮动汇率制无法发挥稳定器作用。其次，本文在基准回归中控制了如经济增速、利率等表示国内经济金融特征的变量，但未控制市场流动性方面的影响。货币供应量和利率均和货币政策目标相关，但货币供应量也直接关乎市场流动性，因而本文这里控制广义货币占 GDP 比例（M2/GDP）滞后项。结果如表 6 第（5）-（8）列结果所示，本文主要结论不变。因此，本文基准结果稳健。

<sup>17</sup> 由于新兴市场经济体中美元外债占比高达 80% 以上，所以这里外币外债只用美元外债来代替。为缓解内生性，加入变量时滞后一期。

表 6 内生性检验：控制遗漏变量<sup>18</sup>

	控制外币贷款占比				控制广义货币占比			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	Boom(ME)	Bust(ME)	Boom(ME)	Bust(ME)	Boom(ME)	Bust(ME)	Boom(ME)	Bust(ME)
L.Debt inflow	0.0177*	-0.0396**	0.0522***	-0.0922	0.0175*	-0.0405**	0.0514***	-0.0785
	(0.0101)	(0.0165)	(0.0191)	(0.0647)	(0.0102)	(0.0169)	(0.0190)	(0.0629)
L.Debt inflow*Int			-0.0486**	0.0541			-0.0519**	0.0391
			(0.0235)	(0.0684)			(0.0236)	(0.0664)
L.Debt inflow*Float			-0.0323	0.0603			-0.0237	0.0450
			(0.0258)	(0.0700)			(0.0258)	(0.0683)
L.Bankloan inflow	0.0284**	-0.0438**	0.1079***	-0.1028*	0.0301**	-0.0418**	0.1109***	-0.0887
	(0.0132)	(0.0208)	(0.0275)	(0.0589)	(0.0133)	(0.0209)	(0.0277)	(0.0573)
L.Bankloan inflow*Int			-0.1022***	0.0465			-0.1102***	0.0339
			(0.0338)	(0.0673)			(0.0342)	(0.0658)
L.Bankloan inflow*Float			-0.1046***	0.0918			-0.0963***	0.0802
			(0.0354)	(0.0666)			(0.0359)	(0.0655)
L.Bond inflow	0.0027	-0.0307	-0.0644*	0.0371	0.0013	-0.0324	-0.0707**	0.0322
	(0.0162)	(0.0246)	(0.0340)	(0.0680)	(0.0162)	(0.0251)	(0.0343)	(0.0651)
L.Bond inflow*Int			0.0678*	-0.0576			0.0735*	-0.0545
			(0.0406)	(0.0733)			(0.0409)	(0.0711)
L.Bond inflow*Float			0.1483***	-0.1293			0.1572***	-0.1270
			(0.0523)	(0.0829)			(0.0526)	(0.0808)

注：控制变量、国家固定效应和时间固定效应均进行控制。下表同。

#### (四) 稳健性检验<sup>19</sup>

为验证实证结果的可靠性，本文从更换模型、信贷周期再划分、更换资本流动数据来源、考虑资本流出影响、使用其他汇率制分类和样本再选择进行稳健性检验。

##### 1. 更换模型

Probit 模型为非线性模型，便于研究跨境资本流入对国内信贷过度扩张和过度收缩概率的研究。为了避免模型选择对结果的影响，本文运用线性模型——面板固定效应回归模型进行稳健性检验，以控制模型选择的影响。表 7 中可以看出，浮动汇率制下非直接投资债务型资本流入、跨国银行资本流入与国内信贷之间的顺周期关系减弱，稳定器作用显著，但债券资本流入与国内信贷之间的顺周期性增强。该结论与基准回归结果一致。

<sup>18</sup> 完整回归结果请见附录。

<sup>19</sup> 稳健性检验完整回归结果请见附录。

表 7 稳健性检验：面板固定效应模型

	(1)	(2)
	Boom(ME)	Bust(ME)
L.Debt inflow	0.0148*** (0.0023)	-0.0045** (0.0021)
L.Debt inflow*Int	-0.0151*** (0.0031)	0.0002 (0.0038)
L.Debt inflow*Float	-0.0078 (0.0058)	-0.0015 (0.0047)
L.Bankloan inflow	0.0245*** (0.0045)	-0.0055* (0.0028)
L.Bankloan inflow*Int	-0.0238*** (0.0059)	-0.0005 (0.0042)
L.Bankloan inflow*Float	-0.0214** (0.0086)	0.0018 (0.0055)
L.Bond inflow	-0.0145* (0.0081)	0.0005 (0.0042)
L.Bond inflow*Int	0.0135 (0.0099)	-0.0026 (0.0059)
L.Bond inflow*Float	0.0356*** (0.0087)	-0.0147* (0.0079)

## 2. 信贷周期再划分

为去除信贷周期划分标准对结果的影响，本文采取两种方式进行检验。第一，根据信贷上升（下降）阶段内累计增长率的中位数划分信贷繁荣或紧缩。具体地，若上升阶段内累计增长率高于中位数，则处于信贷繁荣，若下降阶段内累计增长率低于中位数，则处于信贷紧缩。如表 8 第（1）-（2）列所示，浮动汇率制可通过减弱顺周期性来发挥稳定器作用。但随着汇率弹性增加，债券资本流入国内信贷的顺周期增强，即此时浮动汇率制不利于发挥稳定器作用，与主要结论基本一致。第二，本文采用三季度移动平均法平滑信贷变量，再继续使用累计增长率划分信贷周期。结果如表 8 第（3）-（4）列所示，非直接投资债务型资本流入和跨国银行资本流入与国内信贷之间具有显著的顺周期性，浮动汇率制可通过减弱顺周期性来发挥稳定器作用，与主要结论基本一致。

表 8 稳健性检验：信贷周期再划分

	按照中位数划分		按照移动平均法平滑	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	Boom(ME)	Bust(ME)	Boom(ME)	Bust(ME)
L.Debt inflow	0.0541*** (0.0189)	-0.0472 (0.0386)	0.0554** (0.0243)	0.0479 (0.0454)
L.Debt inflow*Int	-0.0627*** (0.0238)	0.0040 (0.0427)	-0.0364 (0.0265)	-0.0684 (0.0463)
L.Debt inflow*Float	-0.0421 (0.0259)	0.0054 (0.0451)	-0.0601* (0.0313)	-0.0549 (0.0501)
L.Bankloan inflow	0.0881*** (0.0245)	-0.0486 (0.0406)	0.1128*** (0.0358)	0.0384 (0.0529)

L.Bankloan inflow*Int	-0.0978*** (0.0312)	0.0000 (0.0475)	-0.0674* (0.0392)	-0.0682 (0.0544)
L.Bankloan inflow*Float	-0.1053*** (0.0334)	0.0270 (0.0499)	-0.0923** (0.0430)	-0.0338 (0.0587)
L.Bond inflow	-0.0501 (0.0360)	0.0039 (0.0388)	-0.0279 (0.0384)	0.0542 (0.0748)
L.Bond inflow*Int	0.0438 (0.0433)	-0.0312 (0.0500)	0.0285 (0.0413)	-0.0664 (0.0775)
L.Bond inflow*Float	0.1465*** (0.0535)	-0.1010* (0.0606)	-0.0484 (0.0606)	-0.0962 (0.0877)

### 3. 更换数据来源

为去除数据来源对结果的影响，本文基于 IMF 数据库构建债券资本流入和跨国银行资本流入。从表 9 可以看出，浮动汇率制度仍能缓解非直接投资债务型资本流入、跨国银行资本流入与国内信贷之间的顺周期性，但会显著增大债券资本流入与国内信贷之间的顺周期性，与基准结论一致。

表 9 稳健性检验：IMF 数据

	(1) Boom(ME)	(2) Bust(ME)
L.Debt inflow	0.1170*** (0.0299)	-0.1405 (0.0905)
L.Debt inflow*Int	-0.1109*** (0.0330)	0.0364 (0.0960)
L.Debt inflow*Float	-0.1027*** (0.0382)	0.1035 (0.0951)
L.Bankloan inflow	0.1777*** (0.0357)	-0.1014 (0.0929)
L.Bankloan inflow*Int	-0.1706*** (0.0407)	0.0238 (0.0995)
L.Bankloan inflow*Float	-0.1664*** (0.0453)	0.1082 (0.0991)
L.Bond inflow	-0.1070** (0.0465)	-0.0848 (0.1187)
L.Bond inflow*Int	0.1101** (0.0531)	0.0173 (0.1268)
L.Bond inflow*Float	0.1470** (0.0594)	-0.0207 (0.1265)

### 4. 考虑资本流出影响：净资本流入

在资本流入增加时，资本流出往往也会增加。为去除资本流出的影响，本文继续分析了净资本流入与国内信贷周期之间的关系。本文基于 IMF 数据库构建各种类型净资本流入变量。从表 10 可以看出，非直接投资债务型净资本流入和跨国银行净资本流入都与国内信贷有显著的顺周期关系，债券资本流入与国内信贷之间的顺周期关系增强。考虑汇率制度后，浮动汇率制仍能显著缓解跨国银行净资本流入与国内信贷之间顺周期性，并导致债券净资本流入与国内信贷之间的顺周期性。因此，浮动汇率制度作用的主要结论

不受资本流出端的影响<sup>20</sup>。

表 10 稳健性检验：净资本流入

	(1)	(2)
	Boom(ME)	Bust(ME)
L.Debt netflow	0.0646*** (0.0237)	-0.0382 (0.0484)
L.Debt netflow*Int	-0.0550** (0.0268)	0.0040 (0.0549)
L.Debt netflow*Float	-0.0183 (0.0327)	-0.0068 (0.0560)
L.Bankloan netflow	0.0788*** (0.0236)	-0.0075 (0.0454)
L.Bankloan netflow*Int	-0.0717** (0.0292)	-0.0199 (0.0521)
L.Bankloan netflow*Float	-0.0502 (0.0337)	0.0030 (0.0528)
L.Bond netflow	-0.0648* (0.0380)	-0.1372 (0.0992)
L.Bond netflow*Int	0.0767* (0.0452)	0.0714 (0.1079)
L.Bond netflow*Float	0.1236** (0.0500)	0.0245 (0.1063)

## 5.其他汇率制度分类

为消除汇率制度分类方法对实证结果的影响，本文使用 Shambaugh (2004) 以及 Ilzetki et al. (2019) 编制的 RR 汇率制度进行稳健性检验。从表 11 可以看出，固定汇率制下，非直接投资债务型资本流入、跨国银行资本流入与国内信贷顺周期关系显著，汇率弹性增加会降低国内信贷繁荣发生概率，发挥稳定器作用。不过，汇率弹性增加会放大债券资本流入与国内信贷繁荣之间的顺周期性。基准结果稳健。

<sup>20</sup> 本文也对资本流出与国内信贷周期的关系进行检验，结果请详见附表 2。非直接投资债务型资本流出和跨国银行资本流出与国内信贷周期关系显著性下降。

表 11 稳健性检验：其他汇率制度

	Shambaugh(ME)		Ilzetzki: RR(ME)	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	Boom	Bust	Boom	Bust
L.Debt inflow	0.0394** (0.0173)	-0.1086* (0.0576)	0.0386* (0.0203)	-0.0820 (0.0605)
L.Debt inflow*Int	-0.0481** (0.0234)	0.0778 (0.0605)	-0.0302 (0.0234)	0.0595 (0.0632)
L.Debt inflow*Float	-0.0160 (0.0254)	-0.0159 (0.0709)	-0.1325 (0.1065)	—
L.Bankloan inflow	0.0854*** (0.0232)	-0.0877* (0.0513)	0.1140*** (0.0304)	-0.1044* (0.0550)
L.Bankloan inflow*Int	-0.0914*** (0.0314)	0.0554 (0.0584)	-0.1156*** (0.0357)	0.0910 (0.0616)
L.Bankloan inflow*Float	-0.0846** (0.0341)	-0.0225 (0.0704)	-0.2228* (0.1184)	—
L.Bond inflow	-0.0714** (0.0331)	0.0206 (0.0887)	-0.1052*** (0.0368)	0.0372 (0.0569)
L.Bond inflow*Int	0.0627 (0.0438)	-0.0477 (0.0924)	0.1285*** (0.0418)	-0.0716 (0.0634)
L.Bond inflow*Float	0.1420*** (0.0516)	-0.2007* (0.1144)	0.1616 (0.4326)	—

注：“—”表示由于共线性无法估计出系数。下表同。

## 6. 样本再选择

为排除样本选择对结果的影响。本文首先参照 Passari and Rey (2015) 选取主要新兴市场经济体<sup>21</sup>，重新估计式 (2)，结果如表 12 第 (1)、(2) 列所示。跨国银行资本流入时，浮动汇率制与资本流入交互项系数与资本流入自身系数方向相反，说明浮动汇率制相比于固定汇率制有利于缓解信贷繁荣。同理，债券资本流入与国内信贷之间的关系与基准回归保持一致，浮动汇率制下其规模增加更易引发信贷繁荣。因此，本文关于资本流入和浮动汇率制作用的结论稳健，不受样本选择的影响。

其次，本文进一步放开对金融开放程度的限制，结果如表 12 第 (3)、(4) 列所示。相比固定汇率制，浮动汇率制可以缓解跨国银行资本流入与国内信贷之间的顺周期关系，即发挥稳定器作用。但对于债券资本流入来说，浮动汇率制稳定器作用减弱。本文主要结论不受金融账户开放程度的影响。

接着，为排除极端值对结果的影响，对资本流入数据进行上下缩尾 1%，结果如表 12 第 (5)、(6) 列所示，主要结论依然成立。

最后，本文重新选择样本区间。Kalemli-Özcan (2019) 指出 20 世纪 80 年代跨境资本流动以政府债务 (sovereign borrowing) 为主，之后发生了结构方面的重大变化，到 20 世纪 90 年代中后期之后，私人资本流动占据主导。因此，本文选择 1998-2019 年间季度数据样本重新回归，结果如表 12 第 (7)、(8) 列所示，主要结论依然稳健，即本文结论不受样本时间跨度的影响。

<sup>21</sup> 这里的经济体包括：土耳其、智利、墨西哥、印度尼西亚、韩国、泰国、保加利亚、俄罗斯、捷克共和国、波兰。

表 12 稳健性检验：样本再选择

	主要新兴市场经济体		全样本（不限定金融开放程度）				上下缩尾 1% 样本区间	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	Boom(ME)	Bust(ME)	Boom(ME)	Bust(ME)	Boom(ME)	Bust(ME)	Boom(ME)	Bust(ME)
L.Debt inflow	0.0461** (0.0205)	-0.1299 (0.0862)	0.0504*** (0.0188)	-0.0711 (0.0610)	0.0517*** (0.0193)	-0.0777 (0.0619)	0.0483*** (0.0184)	-0.0257 (0.0285)
L.Debt inflow*Int	-0.0282 (0.0285)	0.0482 (0.1021)	-0.0449** (0.0228)	0.0331 (0.0647)	-0.0441* (0.0256)	0.0363 (0.0657)	-0.0107 (0.0203)	-0.0174 (0.0315)
L.Debt inflow*Float	-0.0152 (0.0284)	0.0836 (0.1016)	-0.0344 (0.0252)	0.0367 (0.0664)	-0.0296 (0.0259)	0.0465 (0.0675)	-0.0392 (0.0254)	-0.0031 (0.0366)
L.Bankloan inflow	0.1197*** (0.0311)	-0.0960 (0.0774)	0.1065*** (0.0273)	-0.0845 (0.0563)	0.1132*** (0.0276)	-0.0943 (0.0606)	0.1013*** (0.0258)	-0.0764* (0.0418)
L.Bankloan inflow*Int	-0.1118*** (0.0388)	0.0218 (0.0993)	-0.1042*** (0.0331)	0.0295 (0.0651)	-0.0989*** (0.0349)	0.0387 (0.0687)	-0.0476* (0.0282)	-0.0133 (0.0461)
L.Bankloan inflow*Float	-0.0962** (0.0402)	0.0984 (0.1028)	-0.1050*** (0.0349)	0.0732 (0.0645)	-0.1059*** (0.0354)	0.0864 (0.0684)	-0.1153*** (0.0341)	0.0576 (0.0507)
L.Bond inflow	-0.0885** (0.0362)	0.0113 (0.0709)	-0.0560* (0.0321)	0.0324 (0.0622)	-0.0618 (0.0400)	0.0187 (0.0942)	-0.0634* (0.0325)	0.0419 (0.0399)
L.Bond inflow*Int	0.1744*** (0.0674)	-0.1987 (0.1693)	0.0687* (0.0379)	-0.0529 (0.0684)	0.0594 (0.0535)	-0.0433 (0.1005)	0.0928** (0.0371)	-0.0394 (0.0471)
L.Bond inflow*Float	0.1723*** (0.0592)	-0.1559 (0.1194)	0.1270** (0.0498)	-0.1283* (0.0779)	0.1449*** (0.0560)	-0.1113 (0.1054)	0.1510*** (0.0519)	-0.1033* (0.0596)

## （五）异质性分析<sup>22</sup>

前文分析了不同类型跨境资本流入与国内信贷周期之间的关系以及不同汇率制的作用，发现跨境资本流入对国内信贷周期的影响与汇率制度和资产类型有关。本文继续探究这两方面。一方面，从资本流入底层的资产类型来看，跨国银行资本流入和债券资本流入对国内信贷周期的影响相反。根据 Hahm et al. (2013)、Avdjiev et al. (2021) 研究可知，不同的借贷部门，如银行部门和非银行部门对国内信贷周期影响也可能有所差异。因而有必要按照借贷部门划分资本流入，继续探究其对国内信贷周期的影响。另一方面，从汇率制度来看，中间汇率制和浮动汇率制都会导致债券资本流入与国内信贷周期之间的顺周期性。而中间汇率制包括种类较多，有必要进一步按照类固定和类浮动进行细分，详细探究其对国内信贷的稳定器作用，明确不同中间汇率制的作用。

### 1. 不同借贷部门分析

表 13 报告了三种汇率制下不同借贷部门资本流入对国内信贷周期的影响。对于国内信贷繁荣，从跨国银行资本流入来看，以第（1）列结果为例，经跨国银行流入银行部门和非银行部门的资本流入边际效应显著为正，浮动汇率制交互项边际效应显著为负，说明浮动汇率制下两部门跨国银行资本流入与国内信贷繁荣的顺周期性减弱，即浮动汇率制可发挥稳定器作用。从债券资本流入来看，两部门债券资本流入与国内信贷顺周期性关系都不显著。从汇率制度看，非银行部门债券资本流入与中间、浮动汇率制交互项边际

<sup>22</sup> 异质性分析完整实证结果详情请见附录。

效应显著为正，说明浮动汇率制下，国内信贷繁荣发生概率上升。相对于银行部门，非银行部门汇率风险管理成本较高，汇率波动产生的资产负债表效应更小，因此浮动汇率制下，非银行部门债券资本流入与国内信贷的顺周期性增强，浮动汇率制稳定器作用减弱。

表 13 汇率制度的稳定器作用：银行部门和非银行部门

	(1)	(2)
	Boom(ME)	Bust(ME)
L.Bank-to-bank inflow	0.1304*** (0.0400)	-0.1164 (0.0784)
L.Bank-to-bank inflow*Int	-0.1211*** (0.0461)	0.0721 (0.0880)
L.Bank-to-bank inflow*Float	-0.1055** (0.0493)	0.1305 (0.0878)
L.Bank-to-nonbank inflow	0.1540*** (0.0428)	-0.0271 (0.1270)
L.Bank-to-nonbank inflow*Int	-0.1550*** (0.0593)	-0.0573 (0.1386)
L.Bank-to-nonbank inflow*Float	-0.2003*** (0.0641)	-0.0435 (0.1400)
L.Nonbank-to-bank inflow	0.6644** (0.3238)	-0.2337 (1.4481)
L.Nonbank-to-bank inflow*Int	-0.6454* (0.3493)	0.1691 (1.4774)
L.Nonbank-to-bank inflow*Float	-0.3618 (0.3803)	1.0742 (1.4785)
L.Nonbank-to-nonbank inflow	-0.0713** (0.0331)	0.0325 (0.0641)
L.Nonbank-to-nonbank inflow*Int	0.0751* (0.0402)	-0.0538 (0.0699)
L.Nonbank-to-nonbank inflow*Float	0.1520*** (0.0532)	-0.1500* (0.0808)

## 2.中间汇率制细分

本文将中间汇率制中的一篮子盯住汇率制和水平带盯住汇率制划分为类固定汇率制 (*Peg like*)，将爬行盯住汇率制 (包括类爬行盯住汇率制) 和管理浮动汇率制划分为类浮动汇率制度 (*Float like*)，分别加入模型进行估计。

表 14 报告了细分中间汇率制下跨国银行资本流入、债券资本流入与国内信贷周期之间的关系。从第 (1) 列可以看出，跨国银行资本流入边际效应显著为正，类浮动汇率制和浮动汇率制与跨国银行资本流入交互项边际效应显著为负，表明相比于固定汇率制，弹性汇率制下跨国银行资本流入与国内信贷顺周期性减弱，类浮动以及完全浮动汇率制有利于稳定国内信贷。债券资本流入系数显著为负，浮动汇率制与债券资本流入交互项边际效应也显著为正，表明相比于固定汇率制，浮动汇率制会导致债券资本流入与国内信

贷之间的顺周期性，不利于国内信贷回归正常水平。然而，类浮动汇率制与债券资本流入交互项边际效应不显著，说明类浮动汇率制度可能不会导致债券资本流入与国内信贷之间的顺周期性。因此，相比浮动汇率制度，中间汇率制下的类浮动汇率制，即爬行盯住汇率制和管理浮动汇率制更有利于稳定债券资本流入与国内信贷之间的顺周期性。结合理论分析可知，在爬行盯住汇率制和管理浮动汇率制下，债券资本流入对借款者管理汇率风险成本影响可能较小。

表 14 中间汇率制度细分

	(1)	(2)
	Boom(ME)	Bust(ME)
L.Bankloan inflow	0.1090*** (0.0275)	-0.0900 (0.0579)
L.Bankloan inflow*Peg like	-0.0852 (0.0626)	— —
L.Bankloan inflow*Float like	-0.1067*** (0.0345)	0.0272 (0.0678)
L.Bankloan inflow*Float	-0.1013*** (0.0353)	0.0854 (0.0661)
L.Bond inflow	-0.0711** (0.0340)	0.0316 (0.0650)
L.Bond inflow*Peg like	0.4861 (0.3403)	— —
L.Bond inflow*Float like	0.0637 (0.0416)	-0.0568 (0.0716)
L.Bond inflow*Float	0.1531*** (0.0525)	-0.1270 (0.0802)

## 六、进一步分析:信贷繁荣与银行危机

跨境资本流入与国内信贷之间的顺周期性可能会通过金融部门，影响到银行系统的稳定。信贷快速扩张并在较长时间内处于高增速，往往意味着银行风险承担程度更大，这会导致银行不良贷款率上升，银行风险增大，甚至会导致银行危机。本文继续探究跨境资本流入、信贷繁荣与银行危机等系统性金融风险之间的关系，并探究浮动汇率制是否能发挥稳定器作用。

考虑 20 世纪 90 年代中后期资本流动结构发生重大变化 (Kalemli-Özcan, 2019)，本文分别从 1986-2019 年全样本时期和 1998—2019 年样本时期对模型进行估计。表 15 报告了信贷繁荣与银行危机之间的关系。第 (1) - (4) 列显示，全样本期内，信贷繁荣可能会增加银行危机发生的概率，但是该效应并不显著。从资本流入类型来看，跨国银行资本流入增加会显著增大银行危机发生的概率，而债券资本流入不会显著改变银行危机发生的概率。第 (5) - (10) 列显示，1998-2019 年样本区间内，相比信贷紧缩和信贷正常时期，信贷繁荣会显著增加银行危机发生的概率，这与 Gourinchas and Obstfeld (2012)、Schularick and Taylor (2012) 等经典文献的结论一致。从资本流入类型来看，跨国银行资本流入增加仍会显著增大银行危机发生的概率。结合前文结论来看，跨国银行资本流入若伴随着国内信贷繁荣发生，往往更容易导致银行危机，且该效应在 20 世纪 90 年代后期以来更为明显。假设 4 成立。

表 15 信贷繁荣、跨境资本流入与银行危机

	1986Q1-2019Q4				1998Q1-2019Q4			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(8)	(9)
	Bankcrisis (ME)	Bankcrisis (ME)	Bankcrisis( ME)	Bankcrisis (ME)	Bankcrisis (ME)	Bankcrisis (ME)	Bankcrisis (ME)	Bankcrisis (ME)
L.Boom	0.2581 (0.5607)	0.4982 (0.6719)	0.2721 (0.5788)	0.7641 (0.7483)	0.8897** (0.4199)	6.3984*** (2.0758)	0.8469** (0.4271)	1.8008* (0.9365)
L.Rshadow	0.1190 (0.0972)	0.3090 (0.2091)	0.1324 (0.1004)	0.3191 (0.2327)	0.1398 (0.1593)	3.3945*** (0.8285)	0.1386 (0.1591)	0.7217*** (0.2170)
L.LnVXO	0.9990*** (0.3362)	-0.4221 (0.6623)	1.1488*** (0.4372)	-0.4862 (0.8278)	2.4528*** (0.9123)	-9.3065*** (1.5197)	2.4971*** (0.8397)	-1.3012 (0.8268)
L.Exdebt (%GDP)	0.0081** (0.0040)	0.0159 (0.0101)	0.0095** (0.0043)	0.0210* (0.0108)	0.0083 (0.0052)	0.1204*** (0.0266)	0.0082 (0.0055)	0.0292** (0.0114)
L.Openness	1.0175 (1.3719)	2.7639 (3.4019)	1.2612 (1.4526)	4.2685 (3.4143)	-0.0406 (1.1580)	16.7966** (6.9168)	0.0057 (1.0652)	-3.8079 (9.0757)
L.Bank_ratio	0.0348** (0.0152)	0.0798** (0.0388)	0.0295** (0.0133)	0.0569*** (0.0217)	0.0109 (0.0198)	0.0715 (0.0544)	0.0125 (0.0208)	0.0704 (0.0830)
L.Debt inflow	0.0315 (0.0237)	0.0229 (0.0169)			0.1050** (0.0493)	1.1872*** (0.2813)		
L.Bankloan inflow			0.0684* (0.0359)	0.1678*** (0.0538)			0.1003* (0.0519)	0.1631** (0.0710)
L.Bond inflow			0.0224 (0.0227)	— —			0.1257 (0.0980)	— —
观测值	732	178	732	178	411	76	411	76
国家固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	否	是	否	是	否	是	否	是
最大似然值	-40.9432	-27.0090	-40.1709	-24.6642	-19.7470	-6.0417	-19.6944	-11.4943
Pseudo-R <sup>2</sup>	0.2829	0.2986	0.2964	0.3595	0.3694	0.7122	0.3711	0.4524

注：(1) 控制国家固定效应和时间固定效应后，probit 模型估计中只包括被解释变量有 0, 1 变化的国家的观测值，因而观测值较未加入固定效应下降。(2) 由于样本为年-季数据，但控制年-季时间固定效应后模型不收敛，无法估计，因而这里时间固定效应仅控制年度固定效应，下同。(3) 相对于基准回归，该部分新加入美国联邦基金利率 (Rshadow)、全球避险情绪 (LnVXO) 和金融危机 (GFC) 虚拟变量 (该变量有时会因共线性无法估计) 来控制外部因素随时间变化的影响，下同。

非直接投资债务型资本流入会通过引发信贷繁荣进而增大银行危机发生概率。但是，并不是所有的信贷繁荣一定会发生银行危机。根据 Calderon and Kubota (2012)、Gorton & Ordonez (2020)，信贷繁荣可以按照是否会引发银行危机划分为“好的”信贷繁荣 (Good Boom) (不引发银行危机) 和“坏的”信贷繁荣 (Bad Boom) (引发银行危机)。因此，本文继续划分信贷繁荣类型进行探究。

表 16A 和表 16B 分别报告了跨境资本流入与“好的”信贷繁荣和“坏的”信贷繁荣之间的关系。表 16A 显示无论在全样本还是 20 世纪 90 年代后期样本中，非直接投资债务型资本流入与跨国银行资本流入系数显著为正，表明跨境资本流入持续增加，尤其是跨国银行资本流入规模持续增加会增大“好的”信贷繁荣发生概率。表 16B 显示 20 世纪 90 年代后期样本非直接投资债务型资本流入与跨国银行资本流入系数显著为负，表明跨境资本流入持续增加，不会增大“坏的”信贷繁荣发生概率。

表 16 资本流入与不同类型信贷繁荣<sup>23</sup>

表 A:	1986Q1-2019Q4				1998Q1-2019Q4			
	(1)	(2)	(2)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	Good Boom (ME)	Good Boom (ME)	Good Boom (ME)	Good Boom (ME)	Good Boom (ME)	Good Boom (ME)	Good Boom (ME)	Good Boom (ME)
L.Debt inflow	0.0176** (0.0082)	0.0199** (0.0086)			0.0265** (0.0113)	0.0366*** (0.0121)		
L.Bankloan inflow			0.0309** (0.0145)	0.0265 (0.0169)			0.0447*** (0.0169)	0.0469*** (0.0173)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	1,161	1,114	1,162	1,115	1,479	1,209	1,479	1,209
国家固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	否	是	否	是	否	是	否	是
最大似然值	-570.9310	-475.0839	-569.8392	-476.2020	-738.0832	-613.9970	-734.1305	-614.3824
Pseudo-R <sup>2</sup>	0.2626	0.3671	0.2645	0.3661	0.2188	0.2504	0.2230	0.2500
表 B:	1986Q1-2019Q4				1998Q1-2019Q4			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	Bad Boom	Bad Boom	Bad Boom	Bad Boom	Bad Boom	Bad Boom	Bad Boom	Bad Boom
L.Debt inflow	0.0471 (0.0416)	0.0048 (0.0229)			-0.0996* (0.0590)	-0.9809*** (0.0277)		
L.Bankloan inflow			0.0012 (0.0402)	-0.0622** (0.0292)			-0.2400** (0.1101)	-1.1624* (0.6800)
控制变量	是	是	是	是	是	否	是	否
观测值	292	191	292	191	160	22	160	22
国家固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	否	是	否	是	否	是	否	是
最大似然值	-88.3726	-45.0807	-89.8509	-44.4203	-17.7706	-2.1272	-14.7336	-2.5746
Pseudo-R <sup>2</sup>	0.5163	0.6565	0.5082	0.6615	0.6842	0.8597	0.7382	0.8302

注：(1) 由于 HP 滤波法对数据在样本期内的连续性要求较高，且 1998-2019 年间数据连续性更强，因此表 A 中 1998-2019 年间样本数据包含更多经济体，观测值更多。(2) 对于“坏的”信贷繁荣 (Bad Boom)，第 (6)、(8) 列中，由于 1998-2019 年区间内无法同时估计加入时间固定效应和控制变量的模型，因此在加入时间固定效应后不再加入控制变量。详细结果见附表 15A-15B。

本文进一步考察浮动汇率制度对两类信贷繁荣的影响是否存在差异。由于跨境资本流入通过引发信贷繁荣进而引发银行危机的情况在 20 世纪 90 年代末以来更明显，因此本文接下来主要对 1998—2019 年间样本进行分析。表 17 报告了考虑汇率制度的结果。对于“好的”信贷繁荣，浮动汇率制度与跨国银行资本流入交互项边际效应显著为负，表明汇率自由浮动可以缓解资本流入和“好的”信贷繁荣之间的顺周期关系，烫平信贷周期，这与 Obstfeld et al. (2019) 发现的浮动汇率制下国内信贷较为稳定的结果一致。根

<sup>23</sup> 根据表 17，债券资本流入与不同类型信贷繁荣之间无显著关系，因此本文不再讨论债券资本流入。

据 Gorton & Ordenez (2020), “好的”信贷繁荣是由正向生产率冲击带来的, 最终生产率缓慢下降, 信贷繁荣结束, 但没有触发金融危机, 这个过程中弹性汇率能够稳定信贷周期, 而僵化的固定汇率会放大信贷周期。这是因为, 对于国内经济的真实冲击 (real shocks), 例如生产率冲击等, 国际金融传统理论 (Moosa, 2006) 认为浮动汇率能够更好地吸收此类真实冲击。

对于“坏的”信贷繁荣, 浮动汇率制度与跨国银行资本流入交互项边际效应不显著, 表明浮动汇率制无法起到稳定器作用。Gorton & Ordenez (2020) 提出“坏的”信贷繁荣中生产率下降会触发危机, 这可能是由于存在金融摩擦, 汇率浮动导致银行部门资产负债表受到负向冲击, 进而增大了银行危机发生的概率。

表 17 资本流入与不同类型信贷繁荣: 汇率制度

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Good Boom	Good Boom	Bad Boom	Bad Boom
	(ME)	(ME)	(ME)	(ME)
Int	0.6046 (0.5256)	0.6112 (0.5633)	-0.0090 (0.0123)	-0.0091 (0.0119)
Float	0.8769 (0.8230)	0.9365 (0.8494)	-0.0311 (0.0266)	-0.0304 (0.0257)
L.Debt inflow	0.0527*** (0.0093)		0.0000 (0.0002)	
L.Debt inflow*Int	-0.0123 (0.0163)		-0.0006 (0.0006)	
L.Debt inflow*Float	-0.0455*** (0.0113)		0.0010 (0.0009)	
L.Bankloan inflow		0.1008*** (0.0175)		-0.0003 (0.0003)
L.Bankloan inflow *Int		-0.0491 (0.0323)		-0.0008 (0.0009)
L.Bankloan inflow *Float		-0.1203*** (0.0257)		0.0011 (0.0010)
L.Rgdpth	-0.0378 (0.0369)	-0.0409 (0.0373)		
L.Rshadow	-0.0278 (0.0305)	-0.0214 (0.0287)	0.0005 (0.0005)	0.0005 (0.0005)
L.LnVXO	-0.0924 (0.1513)	-0.1557 (0.1574)	0.0005 (0.0034)	0.0009 (0.0042)
L.Exdebt (%GDP)	0.0018 (0.0071)	0.0022 (0.0071)	-0.0001 (0.0002)	-0.0001 (0.0002)
L.Openness	2.1863* (1.3229)	2.1518* (1.2830)	-0.0285 (0.0275)	-0.0267 (0.0264)
L.Bank_ratio	0.0113 (0.0155)	0.0118 (0.0150)	0.0007 (0.0006)	0.0007 (0.0006)
观测值	1,209	1,209	2,180	2,183
国家固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是

最大似然值	-610.2231	-604.6177	-	-
Pseudo-R <sup>2</sup>	0.2551	0.2619	0.1725	0.1728

注：第（3）（4）列中由于被解释变量为 bad boom 时观测值较少，加入汇率制度后 probit 模型无法估计相应参数，因而采用面板固定效应模型进行估计。相应地，面板固定效应模型下无最大似然值，R<sup>2</sup> 为调整后 R<sup>2</sup>。同时，面板固定效应模型不要求被解释变量在样本期间内有 0, 1 变化，因而观测值也相应变多。

表 18 继续报告了不同汇率制度情况下跨境资本流入与银行危机之间的关系。可以看出，非直接投资债务型资本流入、跨国银行资本流入与中间或浮动汇率制度交互项边际效应显著为正，说明浮动汇率制度下，跨境资本流入更易导致银行危机，即浮动汇率制此时无法发挥稳定器作用。因此，只靠浮动汇率无法防范银行危机，需要其他政策，如宏观审慎政策的配合（Gertler et al., 2020a; Gertler et al., 2020b）。

表 18 跨境资本流入与银行危机：汇率制度

	(1)	(2)
	Bankcrisis	Bankcrisis
	(ME)	(ME)
L.Boom	1.1908** (0.5681)	0.9579** (0.4237)
L.Rshadow	0.2736* (0.1510)	0.1837 (0.1402)
LnVXO	3.4028** (1.3942)	2.3319*** (0.8841)
L.Exdebt (%GDP)	0.0197 (0.0137)	0.0102* (0.0061)
Openness	-0.8467 (1.3843)	0.4721 (1.7738)
L.Bank_ratio	0.0247 (0.0349)	0.0171 (0.0227)
Int	0.4683 (0.5697)	0.5172 (0.3877)
Float	-0.6651 (1.3909)	1.6507 (1.2898)
L.Debt inflow	-0.0720*** (0.0085)	
L.Debt inflow*Int	0.2191*** (0.0715)	
L.Debt inflow*Float	0.6775*** (0.1700)	
L.Bankloan inflow		-0.0787*** (0.0099)
L.Bankloan inflow*Int		0.1742** (0.0701)
L.Bankloan inflow*Float		0.2216** (0.1013)

观测值	411	411
国家固定效应	是	是
最大似然值	-13.8914	-18.7898
Pseudo-R <sup>2</sup>	0.5564	0.4000

注：(1) 加入汇率制度交互项后继续控制时间固定效应模型无法估计，因此本文以面板固定模型加入时间固定效应进行估计，结果见附表 16。(2) 若将 LnVXO 滞后项加入模型不收敛，因此这里未将 LnVXO 变量滞后。

本文继续考虑宏观审慎政策收紧和未收紧情况下浮动汇率制度作用的异质性。结果如表 19 所示。当宏观审慎政策未收紧时，如第 (1) 列所示，浮动汇率制与非直接投资债务型资本流入交互项边际效应显著为正，说明浮动汇率制下跨境资本流入规模增加更易引发银行危机。然而，当宏观审慎政策收紧时，如第 (2) 列所示，浮动汇率制与非直接投资债务型资本流入交互项边际效应显著为负，说明浮动汇率制下跨境资本流入与银行危机顺周期关系减弱，即浮动汇率制可以发挥稳定器作用。因此，浮动汇率制确实需要与宏观审慎政策配合才能更好的防范银行危机。

表 19 跨境资本流入与银行危机：汇率制度与宏观审慎政策

	(1)	(2)
	Bankcrisis (ME)	Bankcrisis (ME)
	MP low	MP high
Float	0.1480 (0.6166)	-2.5452*** (0.4879)
L.Debt inflow	0.0065 (0.0062)	0.0555 (0.0511)
L.Debt inflow*Float	0.0774*** (0.0112)	-0.6843*** (0.2328)
观测值	914	27
国家固定效应	是	是
最大似然值	-165.2164	-5.4423
Pseudo-R <sup>2</sup>	0.0472	0.2366

注：(1) 对宏观审慎政策分组后，若加入控制变量，则宏观审慎政策收紧组由于观测值太少而无法估计，宏观审慎政策未收紧组结果仍然稳健，因此这里统一汇报未加入控制变量的结果。(2) 加入时间固定效应后无法估计，本文以面板固定模型加入时间固定效应进行估计，结果见附表 17。(3) 由于细分三种汇率制度会导致中间汇率制度被共线，因此这里只估计浮动汇率制系数，对比浮动和非浮动汇率制情况。

## 六、结论与建议

本文通过收集 28 个新兴市场经济体跨境资本流入与国内信贷季度数据，实证分析发现：第一，非直接投资债务型资本流入与国内信贷之间的金融渠道效应强于贸易渠道效应，资本流入规模增加，国内信贷繁荣发生概率显著增大，即非直接投资债务型资本流入与国内信贷之间呈顺周期性。第二，从不同类型资本流入看，跨国银行资本流入与国内信贷之间的顺周期性更强。债券资本流入与国内信贷之间具有“替代效应”，因而与国内信贷之间的顺周期关系不明显。第三，从汇率制度稳定器作用看，浮动汇率制相比固定

汇率制更有利于稳定跨国银行资本流入与国内信贷之间的顺周期性，但会增强债券资本流入与国内信贷之间的顺周期性。异质性分析发现：第一，由于汇率波动情况下非银行部门汇率风险管理成本更高，因而相对于银行部门间资本流入，浮动汇率制对非银行部门间资本流入与国内信贷之间顺周期性的稳定器作用较弱。第二，相比于浮动汇率制度，中间汇率制度中的类浮动汇率制，如爬行盯住汇率制、管理浮动汇率制更有利于稳定债券资本流入与国内信贷之间的顺周期关系。进一步分析发现：第一，国内信贷繁荣和跨国银行资本流入与银行危机密切相关。第二，从信贷繁荣类型看，跨国银行资本流入持续增加主要增大（减小）“好的”（“坏的”）信贷繁荣，浮动汇率制度对“好的”信贷繁荣具有显著的稳定器作用，但无法平滑“坏的”信贷繁荣。第三，浮动汇率制度需与宏观审慎政策配合才能更好的防范银行危机。本文研究不仅从国内外金融联动角度回答了金融开放对金融稳定的影响这一问题，也为国内借贷部门融资方式选择提供了经验证据，同时也从浮动汇率制稳定器作用角度回应了关于“三元悖论”和“二元悖论”的争论，具有一定的理论意义。

本文研究对新兴市场经济体和中国维持金融稳定和金融开放具有重要的政策价值。第一，要实现高质量金融开放，必然要求对外实施有效的资本管理措施。鉴于跨境资本流动，尤其是跨国银行资本流动与国内信贷之间顺周期性特征明显，与银行危机关系密切，新兴市场经济体和中国应密切关注并避免跨国银行资本大幅流动。第二，要实现高质量金融开放，必然要求对内建立高效的金融市场和完善的金融基础设施。新兴市场经济体和中国在推进金融开放和维持金融稳定过程中，各部门要做到有效防范汇率风险，合理选择对外融资方式。在增加国内非银行部门通过国际债券市场融资时，要通过完善金融基础实施，降低非银行部门的汇率风险管理成本。第三，要实现高质量金融开放，必然要求在推进金融开放和维持金融稳定过程中对汇率制度的选择做出权衡。以中国为例，中国在金融开放模式上逐渐加大金融市场开放力度，进一步放宽外资购买国内债券限制，并鼓励国内企业通过国际债券市场融资。由本文对汇率制度稳定器作用研究可知，浮动汇率制下债券资本流入与国内信贷顺周期性增强，因此，自由浮动汇率制度可能不适合中国，中间汇率制，尤其是爬行盯住汇率制和管理浮动汇率制应是更好的汇率制度选择。第四，要同时实现高质量金融开放和防范系统性金融风险，需要汇率制度和宏观审慎政策的配合。在保持汇率双向波动的同时，加强对银行部门的宏观审慎监管。

## 参考文献:

- [1] 葛奇, 2017, 《宏观审慎管理政策和资本管制措施在新兴市场国家跨境资本流出入管理中的应用及其效果——兼析中国在资本账户自由化过程中面临的资本流动管理政策选择》, 《国际金融研究》第3期, 第3-14页。
- [2] 刘元春和林垚, 《“不可能三角”还是“不可能二元”——评述传统开放宏观理论面临的新挑战》, 《国际金融研究》第7期, 第3-12页。
- [3] 芦东、刘家琳和周行, 2021, 《浮动汇率制能有效降低跨境资本流动波动吗?》, 《国际金融研究》第11期, 第43-54页。
- [4] 梅冬州和龚六堂, 2011, 《新兴市场经济国家的汇率制度选择》, 《经济研究》第11期, 第73-88页。
- [5] 彭红枫、肖祖沔和祝小全, 2018, 《汇率市场化与资本账户开放的路径选择》, 《世界经济》第8期, 第26-50页。
- [6] 谭小芬、曹倩倩、苟琴和李想, 2023, 《美元汇率对企业投资的影响及其传导机制》, 《财贸经济》第3期, 第55-70页。
- [7] 张礼卿和钟茜, 2020, 《全球金融周期、美国货币政策与“三元悖论”》, 《金融研究》第2期, 第15-33页。
- [8] Alam, Z., M. A. Alter, J. Eiseman, M. R. Gelos, M. H. Kang, M. M. Narita, ..., and N. Wang, 2019, “Digging deeper--Evidence on the effects of macroprudential policies from a new database.” *International Monetary Fund*.
- [9] Araujo, J., A. David, C. van Hombecck and C.Papageorgiou, 2017a, “Joining the Club? Procyclicality of Private Capital Inflows in Lower Income Developing Countries.” *Journal of International Money and Finance*, 70. pp.157~182.
- [10] Araujo, J., A. David, C. van Hombecck, and C.Papageorgiou, 2017b, “Non-FDI Capital Inflows in Low-Income Countries: Catching the Wave?” *IMF Economic Review*, 65(2), pp.426~465.
- [11] Avdjiev, S., S. Binder and R. Sousa, 2021, “External Debt Composition and Domestic Credit Cycles.” *Journal of International Money and Finance*, 115, 102377.
- [12] Avdjiev, S., V. Bruno, C. Koch and H. S. Shin, 2019, “The Dollar Exchange Rate as A Global Risk Factor: Evidence from Investment.” *IMF Economic Review*, 67, pp.151~173.
- [13] Balloch, C.M., 2018, “Inflows and spillovers: Tracing the impact of bond market liberalization.”, Unpublished working paper, Columbia University.
- [14] Barajas, A., G. Dell’Ariccia and A. Levchenko, 2009, “Credit booms: The good, the bad, and the ugly.”, Washington, DC: IMF, manuscript.
- [15] Blanchard, O., J. D. Ostry, A. R. Ghosh and M. Chamon, 2017, “Are Capital Inflows Expansionary or Contractionary? Theory, Policy Implications, and Some Evidence.” *IMF Economic Review*, 3, pp.563~585.
- [16] Blanchard, O., 2021, “Currency wars, coordination, and capital controls.” *In The Asian Monetary Policy Forum: Insights for Central Banking*, pp.134~157.
- [17] Boissay, F., F. Collard and F. Smets, 2016, “Booms and banking crises.” *Journal of Political Economy*, 124(2), pp.489~538.
- [18] Borio, C. and P. Disyatat, 2011, “Global Imbalances and the Financial Crisis: Link or No Link?” BIS Working Paper, No.346.
- [19] Bruno, V. and H. S. Shin, 2023, “Dollar and Exports.” *The Review of Financial Studies*, 36(8), pp.2963~2996.
- [20] Bruno, V. and H. S. Shin, 2015b, “Cross-Border Banking and Global Liquidity.” *The Review of Economic Studies*, 82, pp.535~564.
- [21] Bruno, V. and H. S. Shin, 2015a, “Capital Flows and the Risk-Taking Channel of Monetary Policy.” *Journal of Monetary Economics*, 71, pp.119~132.
- [22] Caballero, J. A., 2016. “Do surges in international capital inflows influence the likelihood of banking crises?.” *The Economic Journal*, 126(591), pp. 281~316.
- [23] Ca’ Zorzi, M., L. Dedola, G. Georgiadis, M. Jarocinski, L. Stracca and G. Strasser, 2020, “Monetary Policy and its Transmission in A Globalised World.” *ECB Working Papers*, No.2407.
- [24] Calderon, C. and M. Kubota, 2012, “Gross Inflows Gone Wild: Gross Capital Inflows, Credit Booms and Crises.” *World Bank Policy Research Working Paper*, No.6270.
- [25] Calvo, G., 2012a, “Financial crises and liquidity shocks: a bank - run perspective.” *European Economic Review*, 56(3), pp.317~26.
- [26] Calvo, G., 2012b, “On capital inflows, liquidity and bubbles.”, mimeo, Columbia University.
- [27] Chari, A. and P. B. Henry, 2004, “Risk Sharing and Asset Prices: Evidence from A Natural Experiment.” *The Journal of Finance*,

59(3), pp.1295~1324.

[28] Coimbra, N. and H. Rey, 2023, “Financial Cycles with Heterogeneous Intermediaries.” *The Review of Economic Studies*.

[29] Giovanni, D. J., Ş. Kalemli-Özcan, M. F. Ulu and Y. S. Baskaya, 2022, “International Spillovers and Local Credit Cycles.” *The Review of Economic Studies*, 89(2), pp.733~773.

[30] Edwards, S., 2015, “Monetary Policy Independence under Flexible Exchange Rates: An Illusion?” *The World Economy*, 38(5), pp.773~787.

[31] Fernández, A., M. W. Klein, A. Rebucci, M. Schindle and M. Uribe, 2016, “Capital Control Measures: A New Dataset.” *IMF Economic Review*, 64, pp.548~574.

[32] Furceri, D., S. Guichard and E. Rusticelli, 2011, “The Effect of Episodes of Large Capital Inflows on Domestic Credit.” *The North American Journal of Economics and Finance*, 23(3), pp.325~344.

[33] Georgiadis, G., 2016, “Determinants of Global Spillovers from US Monetary Policy.” *Journal of International Money and Finance*, 67, pp.41~61.

[34] Georgiadis, G. and A. Mehl, 2016, “Financial Globalisation and Monetary Policy Effectiveness.” *Journal of International Economics*, 103, pp.200~212.

[35] Gertler, M., N. Kiyotaki and A. Prestipino, 2020a, “Banking panics as endogenous disasters and the welfare gains from macroprudential policy.” In *AEA Papers and Proceedings*, 110, pp.463~469.

[36] Gertler, M., N. Kiyotaki and A. Prestipino, 2020b, “Credit booms, financial crises, and macroprudential policy.” *Review of Economic Dynamics*, 37, pp.S8~S33.

[37] Ghosh, A. R., M. S. Qureshi, J. I., Kim and J. Zalduendo, 2014, “Surges.” *Journal of International Economics*, 92, pp.266~285.

[38] Ghosh, A. R., J. Ostry and M. Qureshi, 2015, “Exchange Rate Management and Crisis Susceptibility: A Reassessment.” *IMF Economic Review*, 63, pp.238~276.

[39] Gorton, G. and G. Ordóñez, 2020, “Good booms, bad booms.” *Journal of the European Economic Association*, 18(2), pp.618~665.

[40] Gourinchas, P. O., 2018, “Monetary policy transmission in emerging markets: an application to Chile.” *Series on Central Banking Analysis and Economic Policies*, No. 25.

[41] Gourinchas, P. O. and M. Obstfeld, 2012, “Stories of the Twentieth Century for the Twenty-First.” *American Economic Journal: Macroeconomics*, 4(1), pp.226~65.

[42] Grintzalis, I., D. Lodge and A. S. Manu, 2017, “The Implications of Global and Domestic Credit Cycles for Emerging Market Economies: Measures of Finance-Adjusted Output Gaps.” *ECB Working Paper*, No.2034.

[43] Hahm, Joon-Ho, H. S. Shin and K. Shin, 2013, “Non-Core Bank Liabilities and Financial Vulnerability.” *Journal of Money, Credit and Banking*, 45, pp.3~36.

[44] Han, X., and S. J. Wei, 2018, “International transmissions of monetary shocks: Between a trilemma and a dilemma.” *Journal of International Economics*, 110, pp.205~219.

[45] Huang, Y., U. Panizza and R. Portes, 2018, “Corporate foreign bond issuance and interfirm loans in China.” *NBER Working Paper*, No. 24513.

[46] Ilzetzki E., C. M. Reinhart and K. S. Rogoff, 2019, “Exchange Arrangements Entering the Twenty-First Century: Which Anchor Will Hold?” *The Quarterly Journal of Economics*, 134(2), pp.599~646.

[47] Jordà, Ò., M. Schularick and A. M. Taylor, 2011, “Financial Crises, Credit Booms, and External Imbalances: 140 Years of Lessons.” *IMF Economic Review*, 59(2), pp.340~378.

[48] Jordà, Ò., M. Schularick and A. M. Taylor, 2016, “Sovereigns versus banks: credit, crises, and consequences.” *Journal of the European Economic Association*, 14(1), pp.45~79.

[49] Jordà, Ò.; M. Schularick, A. M. Taylor and F. Ward, 2019, “Global Financial Cycles and Risk Premiums.” *IMF Economic Review*, 67(1), pp.109~150.

[50] Kalemli-Özcan, Ş., 2019, “US monetary policy and international risk spillovers.” *National Bureau of Economic Research*, (No. w26297).

[51] Kaminsky, G. L. and C. M. Reinhart, 1999, “The Twin Crises: The Causes of Banking and Balance-Of-Payments Problems.”

*American Economic Review*, 89(3), pp.473~500.

[52] Klein, M. W. and J. C. Shambaugh, 2015, "Rounding the Corners of the Policy Trilemma: Sources of Monetary Policy Autonomy."

*American Economic Journal: Macroeconomics*, 7, pp.33~66.

[53] Laeven, L. and F. Valencia, 2020, "Systemic Banking Crises Database II." *IMF Economic Review*, 2, pp.307~361.

[54] Lane, P. R. and P. McQuade, 2014, "Domestic Credit Growth and International Capital Flows." *The Scandinavian Journal of Economics*, 1, pp.218~252.

[55] Lane, P. R. and G. M. Milesi-Ferretti, 2011, "The Cross-Country Incidence of the Global Crisis." *IMF Economic Review*, 1, pp.77~110.

[56] Magud, N. E., C. M. Reinhart and E. R. Vesperoni, 2014, "Capital Inflows, Exchange Rate Flexibility and Credit Booms." *Review of Development Economics*, 3, pp.415~430.

[57] Mendoza, E. G. and M. E. Terrones, 2012, "An Anatomy of Credit Booms and their Demise." NBER Working Paper, No. w18379.

[58] Miranda-Agrippino, S., and H. Rey, 2022, "The global financial cycle." In Handbook of international economics, 6, pp.1~43.

[59] Moosa, I., 2006, "Exchange rate regimes: fixed, flexible or something in between?", Springer.

[60] Obstfeld, M., 2012b, "Financial Flows, Financial Crises, and Global Imbalances." *Journal of International Money and Finance*, 31(3), pp.469~480.

[61] Obstfeld, M., 2012a, "Does the Current Account Still Matter?" *American Economic Review*, 102(3), pp.1~23.

[62] Obstfeld, M., 2021, "Trilemmas and tradeoffs: living with financial globalization." In *The Asian Monetary Policy Forum: Insights for Central Banking*, pp.16~84.

[63] Obstfeld, M., J. D. Ostry and M. S., Qureshi, 2019, "A Tie that Binds: Revisiting the Trilemma in Emerging Market Economies." *Review of Economics and Statistics*, 101, pp.279~293.

[64] Ostry, J. D., A. R. Ghosh, M. Chamon and M. S. Qureshi, 2012, "Tools for Managing Financial-Stability Risks from Capital Inflows." *Journal of International Economics*, 2, pp.407~421.

[65] Passari, E. and H. Rey, 2015, "Financial Flows and the International Monetary System." *The Economic Journal*, 125, pp.675~698.

[66] Quinn, D. and A. Toyoda, 2008, "Does Capital Account Liberalization Lead to Economic Growth?" *Review of Financial Studies*, 21, pp.1403~1449.

[67] Reinhart, C. M. and V. R. Reinhart, 2009, "Capital Flow Bonanzas: An Encompassing View of the Past and Present.", Published by The University of Chicago Press.

[68] Rey, H., 2015, "Dilemma not Trilemma: The Global Financial Cycle and Monetary Policy Independence." NBER Working Paper, No. w21162.

[69] Schularick, M. and A. M. Taylor, 2012, "Credit booms gone bust: monetary policy, leverage cycles, and financial crises, 1870–2008." *American Economic Review*, 102(2), pp.1029~1061.

[70] Shambaugh, J., 2004, "The Effect of Fixed Exchange Rates on Monetary Policy." *The Quarterly Journal of Economics*, 119(1), pp.301~352.

[71] Shin, H. S., 2014, "The Second Phase of Global Liquidity and its Impact on Emerging Economies. In *Volatile Capital Flows in Korea*." Palgrave Macmillan, New York.

[72] Tornell, A. and F. Westermann, 2002, "Boom-bust cycles in middle income countries: Facts and explanation." IMF Staff Papers, 49(Suppl 1), pp.111~155.

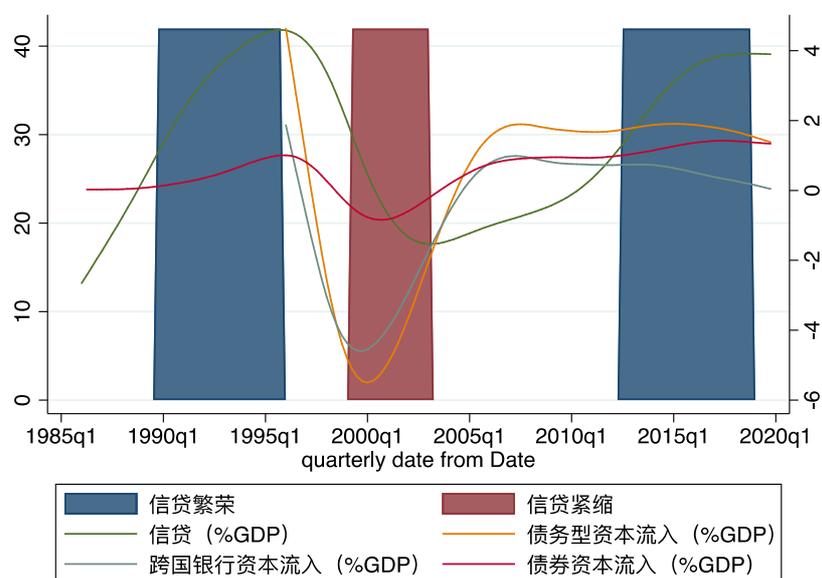
[73] Wu, J. C. and F. D. Xia, 2016, "Measuring the Macroeconomic Impact of Monetary Policy at the Zero Lower Bound." *Journal of Money, Credit and Banking*, 48, pp.253~291.

## Cross-border Capital Flows, Domestic Credit Cycles, and Exchange Rate Regimes Choice

**Abstract:** The exchange rate is an important link between global financial cycles and domestic financial cycles. Based on the data of 28 emerging market economies, this paper examines empirical relationship between cross-border capital flows and domestic credit cycles. We find that: the debt capital inflows, especially cross-border bank loan inflows, are pro-cyclical to domestic credits. Compared with fixed exchange rate regimes, the pro-cyclical relationship between cross-border bank loan inflows and domestic credits is weaker in economies with float exchange rate regimes, demonstrating a stabilization role of the float exchange rate regime. However, the pro-cyclical relationship between bond inflows and domestic credits strengthens with float exchange rate regimes. Further analysis shows that for those credit booms (Good booms) that don't lead to a bank crisis, the float exchange rate regime will play a stabilization role. However, the stabilizing effect fades for credit booms (Bad booms) those trigger a bank crisis. This paper provides a theoretical and empirical basis for exchange rate regime selection and containing systemic financial risks in China.

**Key Words:** capital inflows; domestic credit cycles; credit booms; exchange rate regimes

附录：



附图 1 国内信贷与跨境资本流入：印度尼西亚 1986Q1-2019Q4

附表 1 新兴市场经济体列表

土耳其	斯里兰卡	厄瓜多尔	摩洛哥
南非	印度	危地马拉	保加利亚
巴西	印度尼西亚	墨西哥	俄罗斯
智利	韩国	秘鲁	中国大陆
哥伦比亚	马来西亚	乌拉圭	捷克共和国
哥斯达黎加	菲律宾	牙买加	匈牙利
多米尼加共和国	泰国	罗马尼亚	波兰

附表 2 资本流出与国内信贷周期

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Boom(ME)	Bust(ME)	Boom(ME)	Bust(ME)	Boom(ME)	Bust(ME)
L.Rgdpth	0.0031 (0.0034)	0.0002 (0.0063)	0.0036 (0.0035)	0.0045 (0.0064)	0.0030 (0.0034)	-0.0001 (0.0062)
L.Interest	0.0066 (0.0106)	-0.0247 (0.0151)	0.0087 (0.0107)	-0.0186 (0.0138)	0.0068 (0.0105)	-0.0231 (0.0148)
L.Exdebt (%GDP)	0.0092*** (0.0029)	0.0041 (0.0048)	0.0075*** (0.0026)	0.0123*** (0.0041)	0.0085*** (0.0029)	0.0042 (0.0048)
L.Openness	-1.4732*** (0.5400)	-1.1308 (0.7433)	-1.1830** (0.5217)	-0.7470 (0.7131)	-1.4863*** (0.5354)	-0.9991 (0.7326)
L.Bank_ratio	0.0061 (0.0057)	-0.0281** (0.0134)	0.0049 (0.0057)	-0.0122 (0.0115)	0.0057 (0.0056)	-0.0321** (0.0133)

Int	-1.0798**	4.4235	-1.1634**	3.4050	-1.1445**	4.5826
	(0.5228)	(379.6313)	(0.5133)	(503.2504)	(0.5219)	(749.5298)
Float	-0.2476	4.3062	-0.3808	3.2384	-0.3708	4.4670
	(0.5594)	(379.6315)	(0.5504)	(503.2505)	(0.5577)	(749.5299)
L.Debt outflow	-0.0370	0.0150				
	(0.0290)	(0.0545)				
L.Debt outflow*Int	0.0563	0.0342				
	(0.0404)	(0.0684)				
L.Debt outflow*Float	0.0978**	-0.0517				
	(0.0402)	(0.0667)				
L.Bankloan outflow			-0.0512*	0.0568		
			(0.0310)	(0.0699)		
L.Bankloan outflow*Int			0.0560	0.0034		
			(0.0440)	(0.0815)		
L.Bankloan outflow*Float			0.0947**	-0.0837		
			(0.0434)	(0.0814)		
L.Bond outflow					0.0676	-0.1488
					(0.0783)	(0.1423)
L.Bond outflow*Int					0.0098	0.1380
					(0.1058)	(0.1857)
L.Bond outflow*Float					0.0315	0.0442
					(0.0979)	(0.1620)
观测值	893	466	909	521	893	466
国家固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
最大似然值	-387.2246	-202.7374	-392.9440	-221.5323	-388.4765	-203.2668
Pseudo-R <sup>2</sup>	0.3651	0.2983	0.3650	0.3123	0.3631	0.2965

附表3 总资本流动与国内信贷周期

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Boom(ME)	Bust(ME)	Boom(ME)	Bust(ME)	Boom(ME)	Bust(ME)
L.Gross Debt flow	0.0646***	-0.0506				
	(0.0189)	(0.0464)				
L.Gross Debt flow*Int	-0.0643***	-0.0081				
	(0.0231)	(0.0529)				
L.Gross Debt flow*Float	-0.0839***	0.0478				
	(0.0248)	(0.0512)				
L.Gross Bankloan flow			0.1149***	-0.0731		
			(0.0251)	(0.0554)		
L.Gross Bankloan flow*Int			-0.1131***	0.0175		
			(0.0304)	(0.0609)		
L.Gross Bankloan flow*Float			-0.1279***	0.0864		

			(0.0313)	(0.0615)		
L.Gross Bond flow					-0.0988**	0.0129
					(0.0389)	(0.1024)
L.Gross Bond flow*Int					0.0914**	-0.0606
					(0.0456)	(0.1121)
L.Gross Bond flow*Float					0.0944*	-0.0652
					(0.0490)	(0.1084)
Int	-0.0766	4.4002	0.0928	2.7393	-1.2629**	4.6765
	(0.6067)	(947.9360)	(0.5913)	(377.0485)	(0.5189)	(383.7325)
Float	0.7974	4.2358	0.9296	2.5502	-0.4948	4.6460
	(0.6433)	(947.9361)	(0.6306)	(377.0486)	(0.5576)	(383.7326)
L.Rgdpth	0.0056	-0.0006	0.0058	0.0047	0.0025	-0.0007
	(0.0036)	(0.0062)	(0.0038)	(0.0064)	(0.0035)	(0.0060)
L.Interest	0.0099	-0.0291*	0.0143	-0.0225	0.0053	-0.0261*
	(0.0117)	(0.0150)	(0.0118)	(0.0137)	(0.0106)	(0.0148)
L.Exdebt (%GDP)	0.0100***	0.0047	0.0074**	0.0130***	0.0090***	0.0038
	(0.0033)	(0.0049)	(0.0029)	(0.0041)	(0.0029)	(0.0048)
L.Bank_ratio	0.0040	-0.0307**	0.0045	-0.0137	0.0067	-0.0324**
	(0.0056)	(0.0135)	(0.0060)	(0.0119)	(0.0056)	(0.0134)
L.Openness	-0.7131	-1.2056	-0.5156	-0.8085	-1.5426***	-1.0719
	(0.6065)	(0.7595)	(0.6042)	(0.7201)	(0.5376)	(0.7375)
观测值	704	466	710	521	893	466
国家固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
最大似然值	-346.7112	-199.7307	-344.5617	-218.7882	-387.3582	-202.7035
Pseudo-R <sup>2</sup>	0.2810	0.3087	0.2905	0.3208	0.3649	0.2984

附表 4A 内生性检验：控制遗漏变量（外债占比）

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Boom(ME)	Boom(ME)	Boom(ME)	Bust(ME)	Bust(ME)	Bust(ME)
L.Rgdpth	0.0029	0.0029	0.0026	0.0009	0.0014	-0.0002
	(0.0035)	(0.0034)	(0.0034)	(0.0057)	(0.0058)	(0.0056)
L.Interest	0.0096	0.0091	0.0082	-0.0206	-0.0170	-0.0211
	(0.0104)	(0.0104)	(0.0102)	(0.0136)	(0.0136)	(0.0135)
L.Exdebt (%GDP)	0.0098***	0.0099***	0.0094***	0.0126***	0.0122***	0.0123***
	(0.0025)	(0.0025)	(0.0024)	(0.0031)	(0.0030)	(0.0030)
L.Openness	-1.8402***	-1.8465***	-1.9433***	-1.4035**	-1.3185**	-1.2764*
	(0.5058)	(0.5073)	(0.4927)	(0.6768)	(0.6720)	(0.6661)
L.Bank_ratio	0.0069	0.0058	0.0071	-0.0069	-0.0032	-0.0102
	(0.0057)	(0.0058)	(0.0056)	(0.0123)	(0.0123)	(0.0124)
L.US_debt_ratio	0.0072	0.0066	0.0074	0.0105	0.0118	0.0092

# 国际货币评论

International Monetary Review

	(0.0064)	(0.0064)	(0.0063)	(0.0098)	(0.0096)	(0.0097)
L.Debt inflow	0.0177*			-0.0396**		
	(0.0101)			(0.0165)		
L.Bankloan inflow		0.0284**			-0.0438**	
		(0.0132)			(0.0208)	
L.Bond inflow			0.0027			-0.0307
			(0.0162)			(0.0246)
观测值	997	997	1,003	577	577	577
国家固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
最大似然值	-422.7526	-421.8534	-433.5245	-233.9782	-235.2187	-236.9725
Pseudo-R <sup>2</sup>	0.3673	0.3686	0.3557	0.3242	0.3207	0.3156

附表 4B 内生性检验：控制遗漏变量（外债占比）：加入汇率制度

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Boom(ME)	Boom(ME)	Boom(ME)	Bust(ME)	Bust(ME)	Bust(ME)
L.Rgdpth	0.0039	0.0033	0.0031	0.0044	0.0058	0.0004
	(0.0036)	(0.0036)	(0.0036)	(0.0063)	(0.0064)	(0.0058)
L.Interest	0.0105	0.0099	0.0068	-0.0208	-0.0159	-0.0195
	(0.0106)	(0.0106)	(0.0104)	(0.0143)	(0.0143)	(0.0141)
L.Exdebt (%GDP)	0.0086***	0.0090***	0.0082***	0.0128***	0.0124***	0.0118***
	(0.0025)	(0.0025)	(0.0024)	(0.0035)	(0.0033)	(0.0033)
L.Openness	-1.2848**	-1.3638***	-1.5968***	-1.4943**	-1.3797**	-1.1606*
	(0.5150)	(0.5237)	(0.5059)	(0.6890)	(0.6822)	(0.6742)
L.Bank_ratio	0.0081	0.0085	0.0086	-0.0078	-0.0048	-0.0109
	(0.0058)	(0.0060)	(0.0057)	(0.0125)	(0.0126)	(0.0125)
L.US_debt_ratio	0.0098	0.0091	0.0087	0.0113	0.0126	0.0088
	(0.0066)	(0.0067)	(0.0065)	(0.0102)	(0.0100)	(0.0099)
Int	-0.4697	-0.2842	-0.9502**	2.8252	2.8646	3.8119
	(0.4995)	(0.5095)	(0.4591)	(343.4308)	(362.3502)	(502.4310)
Float	0.2336	0.4656	-0.3316	2.8088	2.8440	3.8886
	(0.5361)	(0.5469)	(0.4976)	(343.4309)	(362.3502)	(502.4310)
L.Debt inflow	0.0522***			-0.0922		
	(0.0191)			(0.0647)		
L.Debt inflow*Int	-0.0486**			0.0541		
	(0.0235)			(0.0684)		
L.Debt inflow*Float	-0.0323			0.0603		
	(0.0258)			(0.0700)		
L.Bankloan inflow		0.1079***			-0.1028*	
		(0.0275)			(0.0589)	
L.Bankloan inflow*Int		-0.1022***			0.0465	

	(0.0338)	(0.0673)		
L.Bankloan inflow*Float	-0.1046***	0.0918		
	(0.0354)	(0.0666)		
L.Bond inflow			-0.0644*	0.0371
			(0.0340)	(0.0680)
L.Bond inflow*Int			0.0678*	-0.0576
			(0.0406)	(0.0733)
L.Bond inflow*Float			0.1483***	-0.1293
			(0.0523)	(0.0829)

观测值	997	997	1,003	577	577	577
国家固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
最大似然值	-410.4300	-403.4765	-418.0314	-232.9041	-232.8765	-234.3785
Pseudo-R <sup>2</sup>	0.3857	0.3961	0.3787	0.3273	0.3274	0.3231

附表 5A 内生性检验：控制遗漏变量（广义货币占比）

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Boom(ME)	Boom(ME)	Boom(ME)	Bust(ME)	Bust(ME)	Bust(ME)
L.Rgdpth	0.0022	0.0022	0.0020	0.0018	0.0022	0.0001
	(0.0033)	(0.0033)	(0.0033)	(0.0058)	(0.0059)	(0.0057)
L.Interest	0.0078	0.0068	0.0066	-0.0233*	-0.0202	-0.0237*
	(0.0101)	(0.0101)	(0.0100)	(0.0130)	(0.0130)	(0.0129)
L.Exdebt (%GDP)	0.0090***	0.0093***	0.0086***	0.0124***	0.0118***	0.0118***
	(0.0024)	(0.0024)	(0.0023)	(0.0031)	(0.0030)	(0.0031)
L.Openness	-1.2487**	-1.2683**	-1.3251**	-1.2891*	-1.1575*	-1.1546*
	(0.5714)	(0.5714)	(0.5637)	(0.6737)	(0.6676)	(0.6613)
L.Bank_ratio	0.0036	0.0027	0.0039	-0.0113	-0.0097	-0.0152
	(0.0056)	(0.0056)	(0.0055)	(0.0115)	(0.0114)	(0.0115)
L.M2/GDP	0.0127	0.0134*	0.0127	-0.0074	-0.0049	-0.0027
	(0.0081)	(0.0081)	(0.0078)	(0.0161)	(0.0156)	(0.0157)
L.Debt inflow	0.0175*			-0.0405**		
	(0.0102)			(0.0169)		
L.Bankloan inflow		0.0301**			-0.0418**	
		(0.0133)			(0.0209)	
L.Bond inflow			0.0013			-0.0324
			(0.0162)			(0.0251)
观测值	994	995	1,000	577	577	577
国家固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
最大似然值	-418.6914	-418.5156	-429.1955	-234.2665	-235.6827	-237.2563

# 国际货币评论

International Monetary Review

Pseudo-R <sup>2</sup>	0.3719	0.3727	0.3607	0.3234	0.3193	0.3148
附表 5B 内生性检验: 控制遗漏变量 (广义货币占比): 加入汇率制度						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Boom(ME)	Boom(ME)	Boom(ME)	Bust(ME)	Bust(ME)	Bust(ME)
L.Rgdpth	0.0029 (0.0035)	0.0023 (0.0034)	0.0024 (0.0035)	0.0053 (0.0064)	0.0065 (0.0065)	0.0007 (0.0058)
L.Interest	0.0077 (0.0103)	0.0068 (0.0103)	0.0046 (0.0102)	-0.0231* (0.0138)	-0.0191 (0.0138)	-0.0219 (0.0135)
L.Exdebt (%GDP)	0.0079*** (0.0024)	0.0084*** (0.0025)	0.0075*** (0.0023)	0.0124*** (0.0035)	0.0117*** (0.0034)	0.0115*** (0.0034)
L.Openness	-0.6407 (0.5996)	-0.7550 (0.6079)	-0.9471 (0.5933)	-1.3655** (0.6852)	-1.1953* (0.6781)	-1.0672 (0.6708)
L.Bank_ratio	0.0041 (0.0057)	0.0052 (0.0059)	0.0049 (0.0056)	-0.0125 (0.0117)	-0.0125 (0.0118)	-0.0152 (0.0115)
L.M2/GDP	0.0130 (0.0080)	0.0130 (0.0081)	0.0130* (0.0077)	-0.0064 (0.0162)	-0.0017 (0.0158)	-0.0045 (0.0155)
Int	-0.4258 (0.5030)	-0.2560 (0.5105)	-0.9092** (0.4627)	3.1515 (400.9989)	3.1362 (363.7739)	3.8883 (388.4531)
Float	0.2626 (0.5397)	0.4778 (0.5480)	-0.2899 (0.5019)	3.0987 (400.9989)	3.0811 (363.7740)	3.9389 (388.4532)
L.Debt inflow	0.0514*** (0.0190)			-0.0785 (0.0629)		
L.Debt inflow*Int	-0.0519** (0.0236)			0.0391 (0.0664)		
L.Debt inflow*Float	-0.0237 (0.0258)			0.0450 (0.0683)		
L.Bankloan inflow		0.1109*** (0.0277)			-0.0887 (0.0573)	
L.Bankloan inflow*Int		-0.1102*** (0.0342)			0.0339 (0.0658)	
L.Bankloan inflow*Float		-0.0963*** (0.0359)			0.0802 (0.0655)	
L.Bond inflow			-0.0707** (0.0343)			0.0322 (0.0651)
L.Bond inflow*Int			0.0735* (0.0409)			-0.0545 (0.0711)
L.Bond inflow*Float			0.1572*** (0.0526)			-0.1270 (0.0808)
观测值	994	995	1,000	577	577	577
国家固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是

最大似然值	-406.2325	-400.2857	-413.4974	-233.2617	-233.3647	-234.5663
Pseudo-R <sup>2</sup>	0.3906	0.4000	0.3841	0.3263	0.3260	0.3225

附表6 稳健性检验：面板固定效应模型

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Boom(ME)	Bust(ME)	Boom(ME)	Bust(ME)	Boom(ME)	Bust(ME)
L.Rgdpth	0.0001 (0.0009)	-0.0027** (0.0010)	0.0000 (0.0009)	-0.0028** (0.0010)	0.0001 (0.0009)	-0.0028** (0.0010)
L.Interest	-0.0005 (0.0040)	-0.0069 (0.0046)	-0.0007 (0.0040)	-0.0068 (0.0046)	-0.0007 (0.0040)	-0.0068 (0.0046)
L.Exdebt (%GDP)	0.0018 (0.0011)	0.0022** (0.0010)	0.0018* (0.0010)	0.0021** (0.0009)	0.0017 (0.0011)	0.0020** (0.0010)
L.Openness	-0.3790* (0.2204)	-0.3489 (0.3127)	-0.3937* (0.2193)	-0.3440 (0.3146)	-0.4318* (0.2176)	-0.3190 (0.3034)
L.Bank_ratio	0.0011 (0.0019)	-0.0004 (0.0014)	0.0010 (0.0019)	-0.0003 (0.0014)	0.0015 (0.0019)	-0.0006 (0.0014)
Int	-0.0182 (0.1192)	0.0015 (0.0641)	-0.0335 (0.1254)	0.0085 (0.0624)	-0.1270 (0.1528)	0.0188 (0.0654)
Float	0.1293 (0.1768)	0.0141 (0.0989)	0.1250 (0.1773)	0.0174 (0.0979)	0.0049 (0.2049)	0.0488 (0.1012)
L.Debt inflow	0.0148*** (0.0023)	-0.0045** (0.0021)				
L.Debt inflow*Int	-0.0151*** (0.0031)	0.0002 (0.0038)				
L.Debt inflow*Float	-0.0078 (0.0058)	-0.0015 (0.0047)				
L.Bankloan inflow			0.0245*** (0.0045)	-0.0055* (0.0028)		
L.Bankloan inflow*Int			-0.0238*** (0.0059)	-0.0005 (0.0042)		
L.Bankloan inflow*Float			-0.0214** (0.0086)	0.0018 (0.0055)		
L.Bond inflow					-0.0145* (0.0081)	0.0005 (0.0042)
L.Bond inflow*Int					0.0135 (0.0099)	-0.0026 (0.0059)
L.Bond inflow*Float					0.0356*** (0.0087)	-0.0147* (0.0079)
Constant	0.5621 (0.4104)	0.2270 (0.3233)	0.5702 (0.4071)	0.2167 (0.3242)	0.7473* (0.4200)	0.0673 (0.2726)
观测值	1,235	1,235	1,236	1,236	1,241	1,241
国家固定效应	是	是	是	是	是	是

时间固定效应	是	是	是	是	是	是
Adj-R <sup>2</sup>	0.4521	0.2653	0.4565	0.2643	0.4456	0.2613

注：面板固定效应模型估计下观测值多于 probit 模型是因为 probit 模型加入国家个体固定效应后，只包含被解释变量在样本期内有 0, 1 变化的经济体观测值。下同。

附表 7 稳健性检验：信贷周期再划分（按照中位数划分）

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Boom(ME)	Bust(ME)	Boom(ME)	Bust(ME)	Boom(ME)	Bust(ME)
L.Rgdpth	0.0013 (0.0034)	0.0001 (0.0053)	0.0010 (0.0034)	0.0006 (0.0054)	0.0010 (0.0034)	-0.0010 (0.0052)
L.Interest	-0.0000 (0.0102)	-0.0189 (0.0125)	-0.0001 (0.0103)	-0.0162 (0.0125)	-0.0025 (0.0102)	-0.0178 (0.0125)
L.Exdebt (%GDP)	0.0087*** (0.0024)	0.0072** (0.0029)	0.0087*** (0.0024)	0.0070** (0.0029)	0.0080*** (0.0023)	0.0062** (0.0029)
L.Openness	-1.7003*** (0.4992)	-1.6996** (0.7040)	-1.7542*** (0.5025)	-1.5097** (0.6938)	-1.9478*** (0.4854)	-1.4902** (0.6973)
L.Bank_ratio	0.0046 (0.0057)	-0.0116 (0.0076)	0.0050 (0.0058)	-0.0113 (0.0075)	0.0052 (0.0056)	-0.0144** (0.0074)
Int	-0.3305 (0.4682)	3.6611 (123.1017)	-0.2713 (0.4603)	3.6146 (128.9270)	-0.8252* (0.4352)	4.1537 (158.1063)
Float	0.2403 (0.5070)	3.4040 (123.1019)	0.3243 (0.5013)	3.3583 (128.9272)	-0.3384 (0.4759)	4.0165 (158.1064)
L.Debt inflow	0.0541*** (0.0189)	-0.0472 (0.0386)				
L.Debt inflow*Int	-0.0627*** (0.0238)	0.0040 (0.0427)				
L.Debt inflow*Float	-0.0421 (0.0259)	0.0054 (0.0451)				
L.Bankloan inflow			0.0881*** (0.0245)	-0.0486 (0.0406)		
L.Bankloan inflow*Int			-0.0978*** (0.0312)	0.0000 (0.0475)		
L.Bankloan inflow*Float			-0.1053*** (0.0334)	0.0270 (0.0499)		
L.Bond inflow					-0.0501 (0.0360)	0.0039 (0.0388)
L.Bond inflow*Int					0.0438 (0.0433)	-0.0312 (0.0500)
L.Bond inflow*Float					0.1465*** (0.0535)	-0.1010* (0.0606)
观测值	995	607	995	607	1,001	607

国家固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
最大似然值	-406.9018	-257.3084	-401.8790	-259.2903	-413.8395	-259.6415
Pseudo-R <sup>2</sup>	0.4008	0.3059	0.4082	0.3006	0.3946	0.2996

附表8 稳健性检验：信贷周期再划分（按照移动平均划分法平滑）

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Boom(ME)	Bust(ME)	Boom(ME)	Bust(ME)	Boom(ME)	Bust(ME)
L.Rgdpth	0.0143 (0.0113)	-0.0158 (0.0110)	0.0133 (0.0116)	-0.0155 (0.0106)	0.0119 (0.0109)	-0.0162 (0.0119)
L.Interest	-0.0402*** (0.0096)	0.0208*** (0.0069)	-0.0419*** (0.0098)	0.0214*** (0.0069)	-0.0393*** (0.0096)	0.0210*** (0.0069)
L.Exdebt (%GDP)	-0.0082*** (0.0019)	0.0114*** (0.0022)	-0.0077*** (0.0019)	0.0109*** (0.0022)	-0.0072*** (0.0018)	0.0118*** (0.0023)
L.Openness	0.7876** (0.3403)	-0.1761 (0.3512)	0.7329** (0.3427)	-0.1495 (0.3517)	0.6898** (0.3345)	-0.1116 (0.3456)
L.Bank_ratio	0.0072 (0.0045)	0.0045 (0.0060)	0.0061 (0.0046)	0.0052 (0.0059)	0.0077* (0.0044)	0.0040 (0.0059)
Int	-0.0555 (0.3606)	0.6544 (0.5620)	-0.0785 (0.3533)	0.4900 (0.5052)	-0.3668 (0.3428)	0.6083 (0.5383)
Float	0.1370 (0.4081)	0.1136 (0.5904)	0.1193 (0.4011)	-0.0310 (0.5383)	-0.1817 (0.3911)	0.1051 (0.5696)
L.Debt inflow	0.0554** (0.0243)	0.0479 (0.0454)				
L.Debt inflow*Int	-0.0364 (0.0265)	-0.0684 (0.0463)				
L.Debt inflow*Float	-0.0601* (0.0313)	-0.0549 (0.0501)				
L.Bankloan inflow			0.1128*** (0.0358)	0.0384 (0.0529)		
L.Bankloan inflow*Int			-0.0674* (0.0392)	-0.0682 (0.0544)		
L.Bankloan inflow*Float			-0.0923** (0.0430)	-0.0338 (0.0587)		
L.Bond inflow					-0.0279 (0.0384)	0.0542 (0.0748)
L.Bond inflow*Int					0.0285 (0.0413)	-0.0664 (0.0775)
L.Bond inflow*Float					-0.0484 (0.0606)	-0.0962 (0.0877)
观测值	1,168	1,107	1,169	1,107	1,174	1,112

国家固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
最大似然值	-513.2041	-386.7839	-508.3448	-386.8344	-523.3662	-391.1308
Pseudo-R <sup>2</sup>	0.2658	0.3080	0.2731	0.3079	0.2573	0.3033

附表9 稳健性检验：IMF数据

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Boom(ME)	Bust(ME)	Boom(ME)	Bust(ME)	Boom(ME)	Bust(ME)
L.Rgdpth	0.0065* (0.0035)	0.0008 (0.0061)	0.0059* (0.0035)	0.0037 (0.0062)	0.0027 (0.0037)	0.0021 (0.0061)
L.Interest	0.0169 (0.0116)	-0.0287** (0.0138)	0.0172 (0.0117)	-0.0228* (0.0136)	0.0081 (0.0107)	-0.0217 (0.0138)
L.Exdebt (%GDP)	0.0059** (0.0027)	0.0130*** (0.0042)	0.0064** (0.0028)	0.0130*** (0.0041)	0.0068*** (0.0025)	0.0122*** (0.0041)
L.Openness	-0.3135 (0.5905)	-0.9583 (0.7275)	-0.5084 (0.5984)	-0.7509 (0.7112)	-1.3003** (0.5269)	-0.6025 (0.7079)
L.Bank_ratio	0.0023 (0.0056)	-0.0210* (0.0126)	0.0052 (0.0059)	-0.0143 (0.0119)	0.0059 (0.0056)	-0.0192 (0.0126)
Int	-0.0647 (0.5875)	2.3756 (384.6631)	0.1797 (0.5857)	2.6700 (442.0084)	-1.3890*** (0.5077)	3.5969 (437.7677)
Float	0.7269 (0.6290)	2.1228 (384.6632)	1.0233 (0.6273)	2.4912 (442.0085)	-0.7076 (0.5477)	3.4852 (437.7678)
L.Debt inflow	0.1170*** (0.0299)	-0.1405 (0.0905)				
L.Debt inflow*Int	-0.1109*** (0.0330)	0.0364 (0.0960)				
L.Debt inflow*Float	-0.1027*** (0.0382)	0.1035 (0.0951)				
L.Bankloan inflow			0.1777*** (0.0357)	-0.1014 (0.0929)		
L.Bankloan inflow*Int			-0.1706*** (0.0407)	0.0238 (0.0995)		
L.Bankloan inflow*Float			-0.1664*** (0.0453)	0.1082 (0.0991)		
L.Bond inflow					-0.1070** (0.0465)	-0.0848 (0.1187)
L.Bond inflow*Int					0.1101** (0.0531)	0.0173 (0.1268)
L.Bond inflow*Float					0.1470** (0.0594)	-0.0207 (0.1265)
观测值	714	521	714	521	910	521

国家固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
最大似然值	-354.0414	-215.8476	-344.4208	-220.2054	-392.5707	-219.0139
Pseudo-R <sup>2</sup>	0.2755	0.3300	0.2952	0.3164	0.3661	0.3201

附表 10 稳健性检验：净资本流入

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Boom(ME)	Bust(ME)	Boom(ME)	Bust(ME)	Boom(ME)	Bust(ME)
L.Rgdpth	0.0048 (0.0034)	-0.0017 (0.0059)	0.0054 (0.0038)	0.0035 (0.0061)	0.0020 (0.0034)	-0.0020 (0.0061)
L.Interest	0.0092 (0.0116)	-0.0266* (0.0148)	0.0155 (0.0116)	-0.0167 (0.0137)	0.0051 (0.0105)	-0.0281* (0.0149)
L.Exdebt (%GDP)	0.0083** (0.0033)	0.0047 (0.0048)	0.0057** (0.0028)	0.0125*** (0.0040)	0.0084*** (0.0029)	0.0041 (0.0049)
L.Openness	-0.9102 (0.6079)	-1.1908 (0.7409)	-0.4642 (0.5904)	-0.6438 (0.7046)	-1.6141*** (0.5440)	-1.0406 (0.7468)
L.Bank_ratio	0.0037 (0.0055)	-0.0325** (0.0134)	0.0031 (0.0056)	-0.0120 (0.0111)	0.0066 (0.0056)	-0.0408*** (0.0142)
Int	-0.1558 (0.6098)	4.0710 (380.7391)	-0.3328 (0.5742)	3.4707 (503.9456)	-1.2229** (0.5211)	4.6147 (481.1785)
Float	0.6142 (0.6456)	3.9676 (380.7393)	0.4530 (0.6141)	3.3025 (503.9457)	-0.5151 (0.5575)	4.5902 (481.1786)
L.Debt netflow	0.0646*** (0.0237)	-0.0382 (0.0484)				
L.Debt netflow*Int	-0.0550** (0.0268)	0.0040 (0.0549)				
L.Debt netflow*Float	-0.0183 (0.0327)	-0.0068 (0.0560)				
L.Bankloan netflow			0.0788*** (0.0236)	-0.0075 (0.0454)		
L.Bankloan netflow*Int			-0.0717** (0.0292)	-0.0199 (0.0521)		
L.Bankloan netflow*Float			-0.0502 (0.0337)	0.0030 (0.0528)		
L.Bond netflow					-0.0648* (0.0380)	-0.1372 (0.0992)
L.Bond netflow*Int					0.0767* (0.0452)	0.0714 (0.1079)
L.Bond netflow*Float					0.1236** (0.0500)	0.0245 (0.1063)

观测值	704	466	710	521	893	466
国家固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
最大似然值	-348.2885	-201.9963	-354.3309	-223.6598	-387.5160	-197.8052
Pseudo-R <sup>2</sup>	0.2777	0.3009	0.2704	0.3057	0.3646	0.3154

附表 11A 稳健性检验：其他汇率制度 (Shambaugh)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Boom(ME)	Bust(ME)	Boom(ME)	Bust(ME)	Boom(ME)	Bust(ME)
L.Rgdpth	0.0043 (0.0035)	-0.0171 (0.0130)	0.0046 (0.0035)	-0.0160 (0.0115)	0.0038 (0.0034)	-0.0157* (0.0085)
L.Interest	0.0088 (0.0101)	-0.0245* (0.0146)	0.0071 (0.0101)	-0.0233 (0.0144)	0.0072 (0.0100)	-0.0254* (0.0142)
L.Exdebt (%GDP)	0.0104*** (0.0026)	0.0150*** (0.0032)	0.0107*** (0.0026)	0.0148*** (0.0031)	0.0101*** (0.0025)	0.0147*** (0.0032)
L.Openness	-1.7076*** (0.5401)	-0.6445 (0.7653)	-1.8991*** (0.5510)	-0.5386 (0.7543)	-2.0667*** (0.5344)	-0.5308 (0.7388)
L.Bank_ratio	0.0026 (0.0057)	-0.0073 (0.0122)	0.0032 (0.0059)	-0.0056 (0.0118)	0.0020 (0.0056)	-0.0118 (0.0117)
Int	0.2927 (0.3102)	1.9567*** (0.4942)	0.4492 (0.3044)	1.9244*** (0.4982)	0.2878 (0.3046)	1.8995*** (0.4782)
Float	1.1503*** (0.3549)	0.3939 (0.5473)	1.3649*** (0.3526)	0.3715 (0.5468)	1.1604*** (0.3568)	0.3838 (0.5324)
L.Debt inflow	0.0394** (0.0173)	-0.1086* (0.0576)				
L.Debt inflow*Int	-0.0481** (0.0234)	0.0778 (0.0605)				
L.Debt inflow*Float	-0.0160 (0.0254)	-0.0159 (0.0709)				
L.Bankloan inflow			0.0854*** (0.0232)	-0.0877* (0.0513)		
L.Bankloan inflow*Int			-0.0914*** (0.0314)	0.0554 (0.0584)		
L.Bankloan inflow*Float			-0.0846** (0.0341)	-0.0225 (0.0704)		
L.Bond inflow					-0.0714** (0.0331)	0.0206 (0.0887)
L.Bond inflow*Int					0.0627 (0.0438)	-0.0477 (0.0924)
L.Bond inflow*Float					0.1420*** (0.0516)	-0.2007* (0.1144)

观测值	965	557	966	557	971	557
国家固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
最大似然值	-384.4631	-182.1806	-380.0217	-185.6377	-390.3498	-186.9674
Pseudo-R <sup>2</sup>	0.4053	0.4516	0.4126	0.4412	0.4006	0.4372

附表 11B 稳健性检验：其他汇率制度 (Ilzetki: RR)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Boom(ME)	Bust(ME)	Boom(ME)	Bust(ME)	Boom(ME)	Bust(ME)
L.Rgdpth	0.0045 (0.0041)	-0.0104 (0.0071)	0.0032 (0.0038)	-0.0102 (0.0073)	0.0045 (0.0042)	-0.0096 (0.0061)
L.Interest	0.0175 (0.0132)	-0.0050 (0.0161)	0.0149 (0.0129)	-0.0033 (0.0161)	0.0173 (0.0135)	-0.0046 (0.0157)
L.Exdebt (%GDP)	0.0133*** (0.0030)	0.0131*** (0.0034)	0.0140*** (0.0030)	0.0125*** (0.0033)	0.0124*** (0.0030)	0.0127*** (0.0034)
L.Openness	-2.1166*** (0.5680)	0.0698 (0.8337)	-2.2832*** (0.5744)	0.1384 (0.8288)	-2.3623*** (0.5640)	0.2017 (0.8255)
L.Bank_ratio	0.0107* (0.0064)	-0.0133 (0.0114)	0.0134** (0.0066)	-0.0144 (0.0113)	0.0116* (0.0062)	-0.0158 (0.0110)
Int	-10.7938 (287.7521)	3.8085 (476.9894)	-10.6143 (284.2042)	3.8580 (485.1194)	-11.2711 (252.7030)	4.4593 (385.3977)
Float	-13.5456 (287.7527)	— —	-13.4066 (284.2048)	— —	-14.4382 (252.7041)	— —
L.Debt inflow	0.0386* (0.0203)	-0.0820 (0.0605)				
L.Debt inflow*Int	-0.0302 (0.0234)	0.0595 (0.0632)				
L.Debt inflow*Float	-0.1325 (0.1065)	— —				
L.Bankloan inflow			0.1140*** (0.0304)	-0.1044* (0.0550)		
L.Bankloan inflow*Int			-0.1156*** (0.0357)	0.0910 (0.0616)		
L.Bankloan inflow*Float			-0.2228* (0.1184)	— —		
L.Bond inflow					-0.1052*** (0.0368)	0.0372 (0.0569)
L.Bond inflow*Int					0.1285*** (0.0418)	-0.0716 (0.0634)
L.Bond inflow*Float					0.1616	—

(0.4326)

—

观测值	897	475	898	475	903	475
国家固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
最大似然值	-321.0447	-188.8299	-314.4099	-188.6538	-324.3828	-189.5664
Pseudo-R <sup>2</sup>	0.4611	0.3520	0.4727	0.3526	0.4599	0.3495

附表 12A 稳健性检验：样本再选择（主要新兴市场经济体）

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Boom(ME)	Bust(ME)	Boom(ME)	Bust(ME)	Boom(ME)	Bust(ME)
L.Rgdpth	0.0109** (0.0054)	-0.0053 (0.0075)	0.0102* (0.0054)	-0.0057 (0.0073)	0.0097* (0.0055)	-0.0088 (0.0070)
L.Interest	0.0308** (0.0135)	-0.0349* (0.0210)	0.0310** (0.0136)	-0.0341* (0.0206)	0.0254* (0.0131)	-0.0384* (0.0196)
L.Exdebt (%GDP)	0.0126*** (0.0033)	0.0218** (0.0105)	0.0134*** (0.0034)	0.0219** (0.0095)	0.0123*** (0.0032)	0.0213** (0.0088)
L.Openness	-0.2184 (0.6435)	-2.7786*** (0.9327)	-0.3443 (0.6642)	-2.7564*** (0.9229)	-0.6843 (0.6281)	-2.3754*** (0.8874)
L.Bank_ratio	-0.0012 (0.0066)	0.0197 (0.0298)	0.0010 (0.0069)	0.0177 (0.0277)	0.0002 (0.0065)	0.0204 (0.0275)
Int	-3.2702** (1.2720)	0.9220 (0.0000)	-3.3530*** (1.2979)	0.7459 (0.0000)	0.4116 (0.5444)	0.6414 (0.0000)
Float	-2.6133** (1.2653)	0.9938* (0.5688)	-2.6218** (1.2924)	0.8160 (0.5515)	1.0150* (0.5233)	0.9154* (0.5307)
L.Debt inflow	0.0461** (0.0205)	-0.1299 (0.0862)				
L.Debt inflow*Int	-0.0282 (0.0285)	0.0482 (0.1021)				
L.Debt inflow*Float	-0.0152 (0.0284)	0.0836 (0.1016)				
L.Bankloan inflow			0.1197*** (0.0311)	-0.0960 (0.0774)		
L.Bankloan inflow*Int			-0.1118*** (0.0388)	0.0218 (0.0993)		
L.Bankloan inflow*Float			-0.0962** (0.0402)	0.0984 (0.1028)		
L.Bond inflow					-0.0885** (0.0362)	0.0113 (0.0709)
L.Bond inflow*Int					0.1744*** (0.0674)	-0.1987 (0.1693)
L.Bond inflow*Float					0.1723***	-0.1559

观测值	762	265	762	265	766	265
国家固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
最大似然值	-301.7932	-91.4307	-293.3863	-94.4999	-304.9831	-96.4382
Pseudo-R <sup>2</sup>	0.4265	0.4730	0.4425	0.4553	0.4235	0.4442

附表 12B 稳健性检验：样本再选择（全样本）

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Boom(ME)	Bust(ME)	Boom(ME)	Bust(ME)	Boom(ME)	Bust(ME)
L.Rgdpth	0.0012 (0.0031)	0.0087 (0.0066)	0.0007 (0.0030)	0.0103 (0.0068)	0.0007 (0.0031)	0.0023 (0.0058)
L.Interest	0.0037 (0.0096)	-0.0226* (0.0128)	0.0027 (0.0097)	-0.0183 (0.0128)	0.0007 (0.0096)	-0.0210* (0.0126)
L.Exdebt (%GDP)	0.0081*** (0.0023)	0.0117*** (0.0032)	0.0088*** (0.0023)	0.0114*** (0.0032)	0.0079*** (0.0022)	0.0110*** (0.0032)
L.Openness	-1.4872*** (0.4865)	-1.3483** (0.6716)	-1.6104*** (0.4955)	-1.2107* (0.6648)	-1.7122*** (0.4788)	-1.0642 (0.6600)
L.Bank_ratio	0.0057 (0.0054)	-0.0141 (0.0106)	0.0072 (0.0055)	-0.0127 (0.0104)	0.0078 (0.0052)	-0.0164 (0.0105)
Int	-0.3015 (0.5038)	3.1899 (353.6855)	-0.1425 (0.5106)	3.1890 (364.7291)	-0.8201* (0.4543)	3.9799 (502.1803)
Float	0.2519 (0.5388)	3.1006 (353.6856)	0.4335 (0.5461)	3.0913 (364.7291)	-0.3262 (0.4930)	3.9985 (502.1803)
L.Debt inflow	0.0504*** (0.0188)	-0.0711 (0.0610)				
L.Debt inflow*Int	-0.0449** (0.0228)	0.0331 (0.0647)				
L.Debt inflow*Float	-0.0344 (0.0252)	0.0367 (0.0664)				
L.Bankloan inflow			0.1065*** (0.0273)	-0.0845 (0.0563)		
L.Bankloan inflow*Int			-0.1042*** (0.0331)	0.0295 (0.0651)		
L.Bankloan inflow*Float			-0.1050*** (0.0349)	0.0732 (0.0645)		
L.Bond inflow					-0.0560* (0.0321)	0.0324 (0.0622)
L.Bond inflow*Int					0.0687* (0.0379)	-0.0529 (0.0684)
L.Bond inflow*Float					0.1270**	-0.1283*

(0.0498) (0.0779)

观测值	1,044	581	1,045	581	1,051	581
国家固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
最大似然值	-432.1829	-236.0760	-426.5766	-236.1761	-440.8054	-237.1826
Pseudo-R <sup>2</sup>	0.3868	0.3226	0.3952	0.3223	0.3791	0.3194

附表 12C 稳健性检验：样本再选择（上下缩尾 1%）

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Boom(ME)	Bust(ME)	Boom(ME)	Bust(ME)	Boom(ME)	Bust(ME)
L.Rgdpth	0.0022 (0.0033)	0.0045 (0.0063)	0.0016 (0.0032)	0.0069 (0.0065)	0.0017 (0.0033)	0.0004 (0.0058)
L.Interest	0.0055 (0.0100)	-0.0234* (0.0136)	0.0044 (0.0100)	-0.0193 (0.0136)	0.0021 (0.0099)	-0.0219 (0.0135)
L.Exdebt (%GDP)	0.0081*** (0.0025)	0.0118*** (0.0033)	0.0087*** (0.0025)	0.0116*** (0.0033)	0.0077*** (0.0024)	0.0110*** (0.0032)
L.Openness	-1.2402** (0.5102)	-1.3344** (0.6769)	-1.3582*** (0.5176)	-1.1961* (0.6707)	-1.5435*** (0.5006)	-1.0475 (0.6680)
L.Bank_ratio	0.0046 (0.0054)	-0.0145 (0.0107)	0.0057 (0.0056)	-0.0129 (0.0104)	0.0053 (0.0053)	-0.0164 (0.0106)
Int	-0.4506 (0.5024)	3.1294 (353.1573)	-0.2739 (0.5092)	3.1174 (364.0153)	-0.9180** (0.4620)	3.8368 (388.3887)
Float	0.2453 (0.5377)	3.0816 (353.1574)	0.4715 (0.5459)	3.0619 (364.0154)	-0.3158 (0.4995)	3.8917 (388.3888)
L.Debt inflow	0.0517*** (0.0193)	-0.0777 (0.0619)				
L.Debt inflow*Int	-0.0441* (0.0256)	0.0363 (0.0657)				
L.Debt inflow*Float	-0.0296 (0.0259)	0.0465 (0.0675)				
L.Bankloan inflow			0.1132*** (0.0276)	-0.0943 (0.0606)		
L.Bankloan inflow*Int			-0.0989*** (0.0349)	0.0387 (0.0687)		
L.Bankloan inflow*Float			-0.1059*** (0.0354)	0.0864 (0.0684)		
L.Bond inflow					-0.0618 (0.0400)	0.0187 (0.0942)
L.Bond inflow*Int					0.0594 (0.0535)	-0.0433 (0.1005)

L.Bond inflow*Float					0.1449***	-0.1113
					(0.0560)	(0.1054)

观测值	997	577	998	577	1,003	577
国家固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
最大似然值	-411.7951	-233.4806	-405.5570	-233.2736	-420.1157	-234.8514
Pseudo-R <sup>2</sup>	0.3837	0.3257	0.3935	0.3263	0.3756	0.3217

附表 12D 稳健性检验：样本再选择（1998Q1-2019Q4）

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Boom(ME)	Bust(ME)	Boom(ME)	Bust(ME)	Boom(ME)	Bust(ME)
L.Rgdpth	-0.0267*	0.0205	-0.0314**	0.0259	-0.0185	0.0188
	(0.0139)	(0.0157)	(0.0142)	(0.0160)	(0.0137)	(0.0155)
L.Interest	0.0334*	-0.0054	0.0308*	-0.0040	0.0372**	-0.0057
	(0.0180)	(0.0108)	(0.0183)	(0.0109)	(0.0178)	(0.0108)
L.Exdebt (%GDP)	0.0038*	0.0013	0.0041*	0.0022	0.0038*	0.0004
	(0.0023)	(0.0026)	(0.0023)	(0.0026)	(0.0023)	(0.0025)
L.Openness	1.9292***	-2.8206***	1.8439***	-2.7396***	1.9454***	-2.7356***
	(0.5384)	(0.4999)	(0.5423)	(0.4964)	(0.5335)	(0.4989)
L.Bank_ratio	0.0034	0.0080	0.0035	0.0118*	0.0059	0.0049
	(0.0055)	(0.0061)	(0.0056)	(0.0064)	(0.0055)	(0.0060)
Int	0.5584	0.1461	0.5782	-0.0880	0.3011	-0.2089
	(0.4237)	(0.5232)	(0.4128)	(0.5288)	(0.4025)	(0.2147)
Float	0.5957	0.2117	0.6800	-0.0508	0.1513	-0.0258
	(0.4732)	(0.5473)	(0.4643)	(0.5567)	(0.4534)	(0.0000)
L.Debt inflow	0.0483***	-0.0257				
	(0.0184)	(0.0285)				
L.Debt inflow*Int	-0.0107	-0.0174				
	(0.0203)	(0.0315)				
L.Debt inflow*Float	-0.0392	-0.0031				
	(0.0254)	(0.0366)				
L.Bankloan inflow			0.1013***	-0.0764*		
			(0.0258)	(0.0418)		
L.Bankloan inflow*Int			-0.0476*	-0.0133		
			(0.0282)	(0.0461)		
L.Bankloan inflow*Float			-0.1153***	0.0576		
			(0.0341)	(0.0507)		
L.Bond inflow					-0.0634*	0.0419
					(0.0325)	(0.0399)

L.Bond inflow*Int					0.0928**	-0.0394
					(0.0371)	(0.0471)
L.Bond inflow*Float					0.1510***	-0.1033*
					(0.0519)	(0.0596)

观测值	1,091	780	1,091	780	1,091	780
国家固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
最大似然值	-562.0495	-315.2930	-554.9246	-308.2483	-567.4838	-319.3491
Pseudo-R <sup>2</sup>	0.2443	0.3120	0.2538	0.3274	0.2369	0.3032

注：观测值变多是因为 1998-2019 年数据连续性更强，划分信贷周期丢失的国家个数较少。

附表 13 借贷部门对汇率制度稳定器作用的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	Boom(ME)	Bust(ME)	Boom(ME)	Bust(ME)	Boom(ME)	Bust(ME)	Boom(ME)	Bust(ME)
L.Rgdpth	0.0018	0.0179**	0.0020	0.0007	0.0025	0.0006	0.0017	0.0004
	(0.0033)	(0.0075)	(0.0032)	(0.0059)	(0.0032)	(0.0059)	(0.0032)	(0.0057)
L.Interest	0.0051	-0.0192	0.0041	-0.0200	0.0042	-0.0210	0.0025	-0.0221*
	(0.0100)	(0.0136)	(0.0100)	(0.0135)	(0.0099)	(0.0138)	(0.0099)	(0.0134)
L.Exdebt (%GDP)	0.0086***	0.0116***	0.0083***	0.0106***	0.0095***	0.0116***	0.0077***	0.0115***
	(0.0025)	(0.0033)	(0.0025)	(0.0032)	(0.0024)	(0.0032)	(0.0024)	(0.0033)
L.Openness	-1.3072**	-1.1956*	-1.3757***	-1.1114*	-1.5757***	-1.0572	-1.5537***	-1.0302
	(0.5155)	(0.6718)	(0.5145)	(0.6644)	(0.4970)	(0.6618)	(0.5022)	(0.6665)
L.Bank_ratio	0.0056	-0.0137	0.0055	-0.0128	0.0066	-0.0126	0.0055	-0.0165
	(0.0055)	(0.0104)	(0.0055)	(0.0102)	(0.0053)	(0.0104)	(0.0054)	(0.0106)
Int	-0.3546	3.1519	-0.5449	3.5772	-0.9364**	3.4617	-0.9170**	3.9067
	(0.5076)	(355.0689)	(0.4894)	(385.5777)	(0.4684)	(501.8591)	(0.4609)	(387.9385)
Float	0.3642	3.1210	0.1840	3.5714	-0.2154	3.4410	-0.2917	3.9657
	(0.5434)	(355.0690)	(0.5255)	(385.5778)	(0.5045)	(501.8591)	(0.4986)	(387.9385)
L.Bank-to-bank inflow	0.1304***	-0.1164						
	(0.0400)	(0.0784)						
L.Bank-to-bank inflow*Int	-0.1211***	0.0721						
	(0.0461)	(0.0880)						
L.Bank-to-bank inflow*Float	-0.1055**	0.1305						
	(0.0493)	(0.0878)						
L.Bank-to-nonbank inflow			0.1540***	-0.0271				
			(0.0428)	(0.1270)				
L.Bank-to-nonbank inflow*Int			-0.1550***	-0.0573				
			(0.0593)	(0.1386)				
L.Bank-to-nonbank inflow*Float			-0.2003***	-0.0435				
			(0.0641)	(0.1400)				
L.Nonbank-to-bank inflow					0.6644**	-0.2337		
					(0.3238)	(1.4481)		

L.Nonbank-to-bank inflow*Int					-0.6454*	0.1691		
					(0.3493)	(1.4774)		
L.Nonbank-to-bank inflow*Float					-0.3618	1.0742		
					(0.3803)	(1.4785)		
L.Nonbank-to-nonbank inflow							-0.0713**	0.0325
							(0.0331)	(0.0641)
L.Nonbank-to-nonbank inflow*Int							0.0751*	-0.0538
							(0.0402)	(0.0699)
L.Nonbank-to-nonbank inflow*Float							0.1520***	-0.1500*
							(0.0532)	(0.0808)
观测值	998	577	998	577	1,004	577	1,003	577
国家固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
最大似然值	-410.2650	-233.4399	-407.8531	-235.2405	-422.0195	-232.7934	-419.0827	-233.2980
Pseudo-R <sup>2</sup>	0.3864	0.3258	0.3900	0.3206	0.3733	0.3277	0.3772	0.3262

附表 14 中间汇率制度细分

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Boom(ME)	Bust(ME)	Boom(ME)	Bust(ME)
L.Rgdpth	0.0021 (0.0033)	0.0053 (0.0064)	0.0022 (0.0033)	-0.0000 (0.0057)
L.Interest	0.0054 (0.0100)	-0.0181 (0.0136)	0.0035 (0.0099)	-0.0214 (0.0134)
L.Exdebt (%GDP)	0.0095*** (0.0025)	0.0115*** (0.0033)	0.0081*** (0.0024)	0.0111*** (0.0033)
L.Openness	-1.4116*** (0.5198)	-1.1287* (0.6723)	-1.5703*** (0.5063)	-0.9944 (0.6673)
L.Bank_ratio	0.0043 (0.0056)	-0.0187* (0.0113)	0.0041 (0.0053)	-0.0226* (0.0117)
Peg like	-1.1552* (0.6825)	—	-1.7743** (0.7583)	—
Float like	-0.2789 (0.5112)	3.1696 (358.4085)	-0.9311** (0.4618)	3.9866 (501.9497)
Float	0.3421 (0.5516)	3.0903 (358.4085)	-0.4434 (0.5036)	4.0179 (501.9497)
L.Bankloan inflow	0.1090*** (0.0275)	-0.0900 (0.0579)		
L.Bankloan inflow*Peg like	-0.0852 (0.0626)	—		
L.Bankloan inflow*Float like	-0.1067*** (0.0345)	0.0272 (0.0678)		

L.Bankloan inflow*Float	-0.1013*** (0.0353)	0.0854 (0.0661)		
L.Bond inflow			-0.0711** (0.0340)	0.0316 (0.0650)
L.Bond inflow*Peg like			0.4861 (0.3403)	— —
L.Bond inflow*Float like			0.0637 (0.0416)	-0.0568 (0.0716)
L.Bond inflow*Float			0.1531*** (0.0525)	-0.1270 (0.0802)

观测值	998	568	1,003	568
国家固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
最大似然值	-403.3273	-230.9618	-414.5141	-232.1738
Pseudo-R <sup>2</sup>	0.3968	0.3270	0.3840	0.3234

附表 15A 资本流入与不同类型信贷繁荣: “好的”信贷繁荣

	1986Q1-2019Q4				1998Q1-2019Q4			
	(1)	(2)	(2)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	Good Boom (ME)	Good Boom (ME)	Good Boom (ME)	Good Boom (ME)	Good Boom (ME)	Good Boom (ME)	Good Boom (ME)	Good Boom (ME)
L.Debt inflow	0.0176** (0.0082)	0.0199** (0.0086)			0.0265** (0.0113)	0.0366*** (0.0121)		
L.Bankloan inflow			0.0309** (0.0145)	0.0265 (0.0169)			0.0447*** (0.0169)	0.0469*** (0.0173)
L.Rgdpth	-0.0012 (0.0023)	-0.0019 (0.0029)	-0.0014 (0.0023)	-0.0018 (0.0028)	-0.0127 (0.0161)	-0.0392 (0.0386)	-0.0188 (0.0154)	-0.0423 (0.0380)
L.Rshadow	-0.1216* (0.0687)	0.0085 (0.0257)	-0.1255* (0.0691)	0.0085 (0.0249)	-0.2017*** (0.0596)	-0.0356 (0.0293)	-0.2094*** (0.0583)	-0.0370 (0.0264)
L.LnVXO	-0.9569*** (0.3474)	0.1408 (0.1415)	-0.9525*** (0.3471)	0.0973 (0.1442)	-0.9154*** (0.2930)	-0.0985 (0.1576)	-0.9286*** (0.2928)	-0.1792 (0.1641)
L.Exdebt (%GDP)	0.0084** (0.0041)	0.0083* (0.0050)	0.0091** (0.0042)	0.0086* (0.0049)	0.0061 (0.0049)	0.0020 (0.0070)	0.0066 (0.0050)	0.0025 (0.0070)
L.Openness	-1.2715 (1.0609)	-1.2338 (1.4269)	-1.2877 (1.0720)	-1.2612 (1.4057)	0.4586 (0.8665)	2.0613 (1.3306)	0.4535 (0.8767)	2.0740 (1.2989)
L.Bank_ratio	0.0127 (0.0125)	0.0152 (0.0124)	0.0121 (0.0124)	0.0148 (0.0120)	0.0091 (0.0118)	0.0105 (0.0156)	0.0080 (0.0115)	0.0091 (0.0153)
GFC	0.7172*** (0.2050)	0.0673 (0.1038)	0.7278*** (0.2050)	0.0958 (0.1318)	0.6063** (0.2929)	0.2391 (0.1680)	0.6147** (0.2936)	0.2710 (0.1752)
观测值	1,161	1,114	1,162	1,115	1,479	1,209	1,479	1,209

国家固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	否	是	否	是	否	是	否	是
最大似然值	-570.9310	-475.0839	-569.8392	-476.2020	-738.0832	-613.9970	-734.1305	-614.3824
Pseudo-R <sup>2</sup>	0.2626	0.3671	0.2645	0.3661	0.2188	0.2504	0.2230	0.2500

附表 15B 资本流入与不同类型信贷繁荣：“坏的”信贷繁荣

	1986Q1-2019Q4				1998Q1-2019Q4			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	Bad Boom	Bad Boom	Bad Boom	Bad Boom				
	(ME)	(ME)	(ME)	(ME)	(ME)	(ME)	(ME)	(ME)
L.Debt inflow	0.0471 (0.0416)	0.0048 (0.0229)			-0.0996* (0.0590)	-0.9809*** (0.0277)		
L.Bankloan inflow			0.0012 (0.0402)	-0.0622** (0.0292)			-0.2400** (0.1101)	-1.1624* (0.6800)
L.Rshadow	0.2722** (0.1353)	0.2048 (0.2523)	0.2577* (0.1349)	0.2154 (0.2411)	-0.0372 (0.0560)		-0.0211 (0.0151)	
L.LnVXO	2.1852*** (0.1069)	0.6887 (1.2465)	2.0395*** (0.1178)	0.4778 (1.1662)	2.9884** (1.2450)		3.2461*** (0.9831)	
L.Exdebt (%GDP)	-0.0367** (0.0175)	-0.0274*** (0.0042)	-0.0346** (0.0176)	-0.0259*** (0.0056)	0.0036 (0.0148)		0.0019 (0.0187)	
L.Openness	11.5013*** (4.0204)	6.8098 (6.6749)	10.6301*** (3.9745)	5.8736 (6.9467)	-14.7132*** (4.2250)		-15.9786* (8.4701)	
L.Bank_ratio	0.0435 (0.0333)	0.0488 (0.0630)	0.0454 (0.0325)	0.0603 (0.0601)	0.1113*** (0.0339)		0.1508 (0.0999)	
GFC	-0.4620 (0.3269)	0.2636 (0.2655)	-0.6043* (0.3351)	0.1388 (0.2303)	—		—	
观测值	292	191	292	191	160	22	160	22
国家固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	否	是	否	是	否	是	否	是
最大似然值	-88.3726	-45.0807	-89.8509	-44.4203	-17.7706	-2.1272	-14.7336	-2.5746
Pseudo-R <sup>2</sup>	0.5163	0.6565	0.5082	0.6615	0.6842	0.8597	0.7382	0.8302

附表 16 跨境资本流入与银行危机：汇率制度

	(1)	(2)
	Bankcrisis (ME)	Bankcrisis (ME)
L.Boom	0.0046 (0.0029)	0.0050* (0.0029)
L.Rshadow	0.0039*** (0.0013)	0.0040*** (0.0013)

L.LnVXO	0.0096 (0.0069)	0.0084 (0.0069)
L.Exdebt (%GDP)	0.0000 (0.0000)	0.0001 (0.0000)
L.Openness	0.0008 (0.0093)	0.0011 (0.0093)
L.Bank_ratio	0.0001 (0.0001)	0.0001 (0.0001)
Int	-0.0062 (0.0074)	-0.0056 (0.0074)
Float	-0.0041 (0.0084)	-0.0024 (0.0084)
L.Debt inflow	-0.0003 (0.0003)	
L.Debt inflow*Int	0.0006 (0.0004)	
L.Debt inflow*Float	0.0019*** (0.0006)	
L.Bankloan inflow		-0.0003 (0.0005)
L.Bankloan inflow*Int		0.0007 (0.0006)
L.Bankloan inflow*Float		0.0016* (0.0008)
观测值	2,196	2,199
国家固定效应	是	是
时间固定效应	是	是
Adj-R <sup>2</sup>	0.0152	0.0124

附表 17 跨境资本流入与银行危机：汇率制度与宏观审慎政策

	(1) Bankcrisis (ME)	(2) Bankcrisis (ME)
	MP low	MP high
Float	0.0096 (0.0266)	0.0017 (0.0244)
L.Debt inflow	0.0004 (0.0002)	0.0004 (0.0003)
L.Debt inflow*Float	0.0065* (0.0037)	-0.0034 (0.0031)

---

观测值	2,646	556
国家固定效应	是	是
时间固定效应	是	是
Adj-R <sup>2</sup>	0.1379	0.0227

---

## 纳斯达克指数波动与风险分析： AI 技术革新与宏观经济的关联性影响<sup>1</sup>

朱民<sup>2</sup> 杨斯尧<sup>3</sup> 巩冰<sup>4</sup>

**【摘要】** 美国纳斯达克综合指数 2023 年涨幅超 40%，并在 2024 年第一季度维持强劲表现，其背后主要由市场对人工智能投资热潮持续、美联储重启宽松货币政策、美国经济“软着陆”的预期推动。但人工智能技术的进步和应用推广或不及预期、通胀持续影响美联储降息进程、美国财政和债务风险等因素可能导致上述预期难以实现，纳斯达克指数存在大幅下跌的风险。以科技股为主的纳斯达克指数在全球金融和经济领域的影响日益显著。我国需要密切关注纳斯达克指数大幅波动可能给国内金融市场带来的外溢风险。

**【关键词】** 纳斯达克 人工智能 通货膨胀 美联储 风险

### 引言

2022 年年末，以 ChatGPT 为代表的人工智能（Artificial Intelligence, AI）科技取得了跨越式进步，AI 技术在全球经济发展中的作用突显，在全球主要经济体间的竞争与合作中发挥关键作用。同时，AI 技术的革新对金融投资领域产生了显著影响，引发了投资者对相关科技股的高度关注。美国纳斯达克证券交易所作为全球数字科技和人工智能领域上市公司的核心交易平台，集合了微软、英伟达、谷歌等顶尖科技企业。美国纳斯达克综合指数（简称“纳斯达克指数”）是反映全球“新经济”动态的重要指标，对全球金融领域的影响日益加深。通过对纳斯达克指数走势的分析，不仅可以深入了解科技行业的发展状况、市场情绪和风险偏好，也可以观察货币政策对市场的传导作用，研判市场对经济环境的反应。

2023 年，纳斯达克指数在宏观环境持续收紧的背景下大幅反弹上涨，较 2022 年涨幅为 43.4%，成为同期全球表现最好的股票指数之一。在 2024 年年初继续保持上涨势头，截至 2024 年 4 月 26 日，已较 2023 年上涨 6.1%。总体来看，ChatGPT 引领的人工智能热潮是推动纳斯达克指数自 2023 年年初至今强劲表现的主要因素。美联储货币政策及其预期变化、美国经济发展及“软着陆”预期，也为市场的上涨提供了重要支撑。然而，上述驱动因素在 2024 年仍存在较大不确定性，这些不确定性或将成为诱发纳斯达克指数及全球金融市场风险的关键因素。全球投资者和政策制定者需密切关注上述关键因素的动态变化，以便更好地评估和管理潜在的市场波动与风险。

## 一、2023 年纳斯达克指数上涨分析和风险

### （一）纳斯达克指数上涨推动因素分析

2023 年纳斯达克指数反弹上涨，主要得益于 ChatGPT 的技术红利、美联储宽松货币政策和降息预期、美国经济“软着陆”的预期等因素的交织推动。虽然由于 2023 年美联储加息、银行业危机、通胀下行预

<sup>1</sup> 原载于《国际金融研究》2024 年第 6 期

<sup>2</sup> 朱民，中国国际经济交流中心副理事长

<sup>3</sup> 杨斯尧（通讯作者），清华大学五道口金融学院博士后

<sup>4</sup> 巩冰，中国社会科学院大学国际政治经济学院讲师

期、全球股市波动等事件，纳斯达克指数曾出现多次波动，但其整体的反弹表现未受影响。

第一，ChatGPT引领的投资潮和七大科技公司股价的大幅飙升，是2023年纳斯达克指数快速上涨的首要推动因素。一方面，2022年年末至2023年年初，ChatGPT面市引发了投资者对生成式人工智能（Generative AI）概念推动科技股上涨的高度预期，激发了大规模的市场涌入。一级市场对以ChatGPT为代表的生成式AI领域投资大幅增加：2023年，全球新兴“独角兽”公司中超60%出现于AI行业，进一步引发了风投资金的高度关注，预计未来十年，AI行业的相关投资将达8000亿美元（Accel, 2023）。在上述背景下，2023年纳斯达克指数累计上涨43%，实现了自2003年以来最大的年度涨幅。另一方面，七大科技公司股价的上涨推动了纳斯达克指数在震荡中强势反弹。2023年2月以来，纳斯达克指数经历了地区银行业危机引发的避险情绪上升、美联储加息抑制通胀上行风险导致全球经济不确定性增加，以及市场预期美联储将进一步加息导致的全球股市下跌等一系列冲击（Schroders, 2023），纳斯达克指数多次出现波动下跌。在此过程中，得益于美联储采取激进的货币刺激政策、疫情防控期间线上服务需求增加，以及AI概念兴起等因素，七大科技公司的股票涨幅远超纳斯达克指数涨幅，对拉动纳斯达克指数短期强势上涨发挥了关键作用：2023年英伟达、Meta（脸书）、特斯拉的股票分别上涨245.9%、183.8%和129.9%；苹果的年末市值增加9400亿美元，总市值超过3万亿美元。此外，七大科技公司占纳斯达克指数整体市值的比重持续上升，到2023年年末已达51%，较疫情前增长11%（见图1）

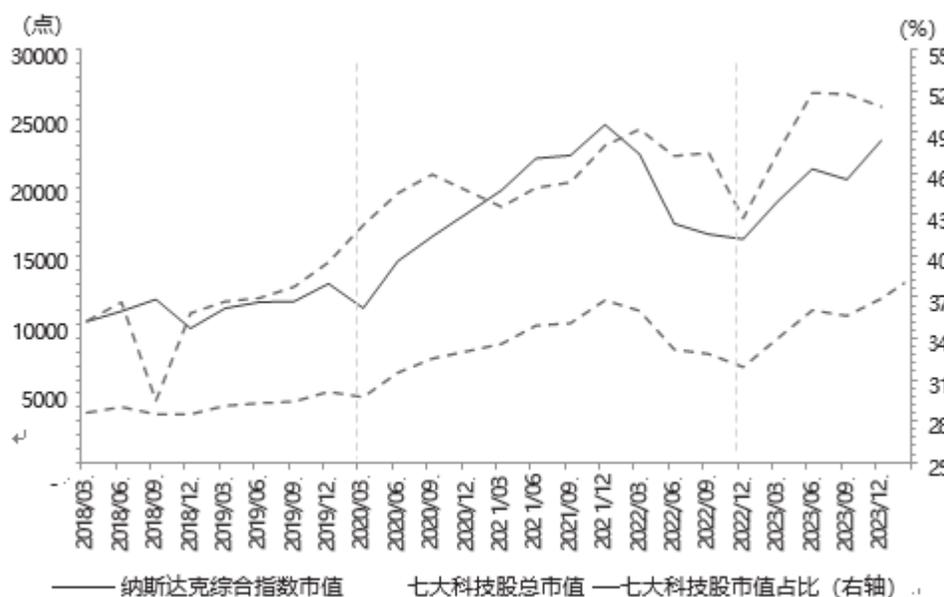


图1 七大科技股与纳斯达克指数市值对比

数据来源：Macrotrends 数据库

第二，纳斯达克指数对美联储政策变化高度敏感，是导致其在2023年呈现“间断波动、整体强劲”走势的根本原因。2023年，纳斯达克指数的显著上行与美联储的政策变化密切相关：2023年3—6月，美国CPI与PCE同比分别从5.0%和4.4%大幅降至3%和3.2%，通胀放缓，美联储关于利率触顶、暂停加息等消息逐步释放，经济预期普遍提升，投资者风险偏好逐步回暖，美国10年期国债收益率大幅下跌，使市场再度聚焦AI领域，截至2023年7月末，纳斯达克指数较同年3月末上涨17.4%。2023年11—12月，美国PCE与核心PCE同比回落，美联储暗示加息结束，市场对美联储2024年开启降息进程的预期使得纳斯达克指数在2023年最后两个月大涨近17%，同时，科技行业信心从宏观环境改善和借贷成本降低的前景中得到提振，市场情绪得到进一步鼓励，对AI的发展预期加倍乐观。在上述因素的共同作用下，纳斯达克指数的反弹势头持续增强，并

保持稳定上升的趋势。

值得关注的是，美联储 2023 年年内货币政策的收紧调整，使得纳斯达克指数的上涨行情出现两次明显的波动回调：一次是 2023 年第一季度，美国通胀超预期，CPI、PCE 月环比涨幅分别达 0.8%、0.6%，同时劳动力市场需求仍强劲，失业率超预期降至 3.4%，美联储由此连续加息，持续缩表。这使得市场普遍上调加息预期。此外，2023 年 3 月银行业破产危机导致美国国债等安全资产的市场比重增加，全球股市出现大幅回调。在上述因素影响下，纳斯达克指数一度跌至年内低点（3 月 13 日，11189 点），月内跌幅达 4.5%。另一次是 2023 年 8—10 月，美联储进一步加息以抑制通胀上行风险，推动 10 年期国债收益率快速上升，涨幅最高超过 90 个基点。纳斯达克指数再次出现波动下跌，10 月末收盘较 7 月末下跌 10.4%。但总体来看，上述回调均未能影响到纳斯达克指数的整体反弹（见图 2）。

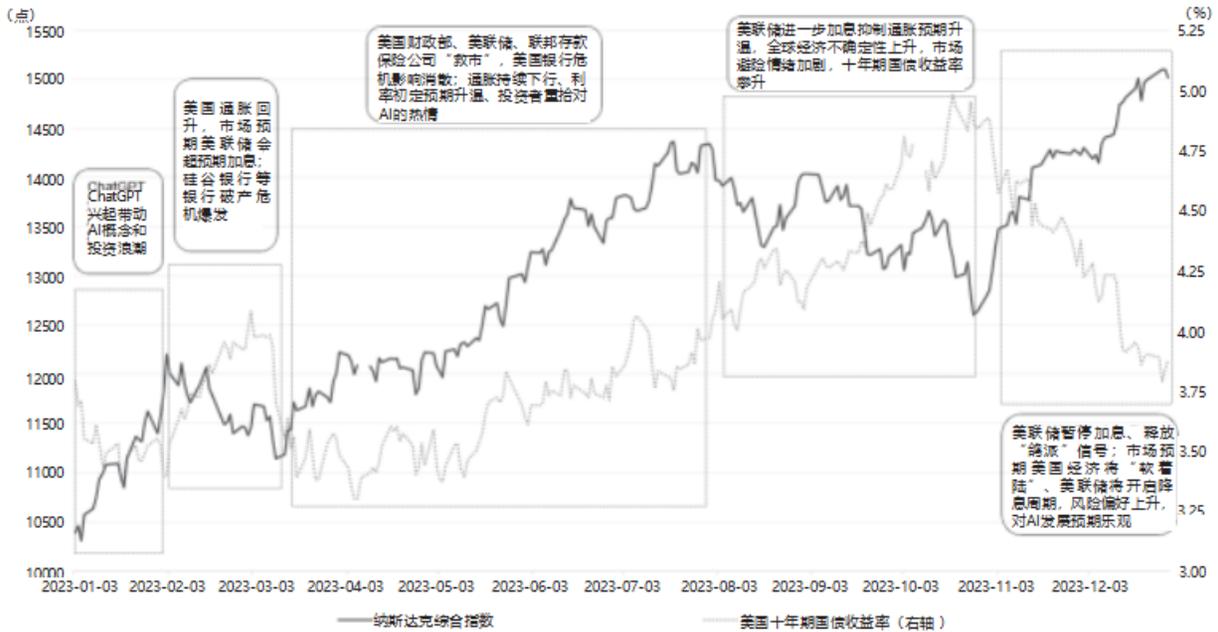


图 2 2023 年纳斯达克综合指数与美国 10 年期国债收益率走势

数据来源：Wind 数据库、纳斯达克交易所、美国财政部

第三，美国经济的“软着陆”预期激发了市场风险偏好，是推动纳斯达克指数年末大涨的主要原因。2023 年 11—12 月，市场对美国经济“软着陆”的预期升高：2023 年第三季度，美国经济增长超预期，达 4.9%，较前两季度分别上升了 2.7%和 2.8%。劳动力市场供需状况继续趋于平衡，失业率在 10 月仍维持了 3.8%的低位，较新冠疫情前增加约 200 万个空置岗位。标普 500 指数权重股公司 2023 年第三季度业绩也远超预期（Ephraim, 2023），整体营收和盈利同比增速分别达 5.9%和 3.0%。此外，自 2022 年 9 月起，美国核心 PCE 与核心 CPI 连续 12 个月同比回落，分别降至 3.7%和 4.0%，使得美国通胀预期降温。上述情况，成为市场在 2023 年年底判断美国经济将“软着陆”的主要依据。市场对于美国经济成功“软着陆”和未来前景的乐观预期，刺激了投资者风险偏好的提升，也提振了投资者对于科技和成长型行业的信心。而美联储在 2023 年年底释放的降息信号也进一步推动了这一趋势。纳斯达克指数在 2023 年最后两个月大涨近 17%，并在年底最终收盘于 15011 点的年内高点，较 2022 年年末上涨 43.4%。

综上，市场对 AI 技术的突破和大规模发展的预期是支撑纳斯达克指数在美联储加息、通胀持续高位、银行业危机等扰动下仍能结构性走强的主要驱动力。在美国通胀走势和美联储货币政策操作符合市场预期、经济未出现衰退迹象的条件下，市场对生成式 AI 技术的快速发展和大规模应用表现出显著的乐观情绪，推动纳斯达克指数上涨，导致纳斯达克指数较其他主要股指出现明显的超额收益。

## （二）纳斯达克指数的风险

纳斯达克指数在 2023 年整体表现强劲，但也出现了结构性变化，使得价格泡沫风险、行业与企业集中度风险上升，导致指数脆弱性增加。具体来看：

一是股价泡沫风险。因为 ChatGPT 所引领的 AI 行业投资热潮可能会导致投资者过度追捧相关领域的股票，引发股价快速上涨，形成泡沫。无论是市场对上述高估值股票大幅调整估价，还是投资者对 AI 热情减退，都将造成大量抛售，使得泡沫破裂，引发纳斯达克指数整体的剧烈波动，并对整个科技股市场造成连锁影响。

二是对行业和企业市场集中度的风险。一方面，在发达经济体货币政策持续收紧的宏观环境下，投资者面临资金短缺和借贷成本上升的压力，而 AI 行业的指数走强、预期看涨对其他科技领域的投资形成了“挤出”效应，造成纳斯达克指数对 AI 行业依赖。同时，纳斯达克指数还过度依赖于七大科技公司的股价表现。对比纳斯达克 100 的“市值加权指数”和“等权重指数”发现：2023 年市值加权指数收益率高达 53.8%，而等权重指数收益率仅为 32.6%（见图 3）。这是由于七大科技公司股价的拉动作用。上述局面将导致市场集中度过高，纳斯达克指数作为衡量市场整体表现的基准功能减弱，风险分散功能下降以致脆弱性上升。

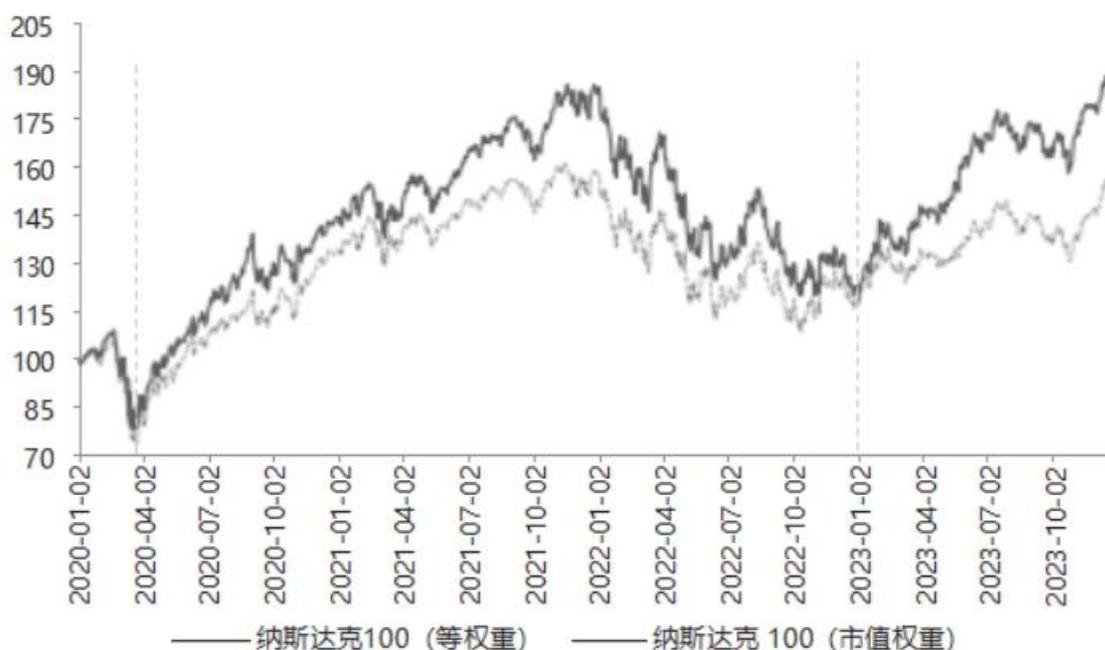


图 3 纳斯达克 100 等权重与市值加权指数走势对比

数据来源：Wind 数据库、纳斯达克交易所注：2020 年 1 月 2 日指数为基准调整。

此外，纳斯达克指数对 AI 行业和七大科技公司股价的依赖也将反向影响市场参与者的行为。随着纳斯达克指数对 AI 行业和大型科技公司的依赖不断加深，机构投资者为避免投资收益落后于指数，将倾向增加对上述行业和企业股票的资金配置。这种趋势将进一步推动相关股票价格上涨，形成泡沫，并加剧纳斯达克指数的风险。

## 二、2024 年纳斯达克指数的市场预期及支持条件

### （一）2024 年市场预期及主要假设

对于纳斯达克指数在 2024 年的走势预期，市场尚存在分歧，但多数主流金融机构保持了乐观态度。其中，

高盛（GoldmanSachs）、亚德尼研究公司（YardeniResearch）等机构认为，2024年市场将维持“牛市”的整体表现。尽管指数整体较难像2023年一样强劲，但随着新冠疫情扰动效应的消失、经济复苏，以及AI投资势头延续等因素助推，纳斯达克指数及美股整体表现大概率会“均值回归”，趋同于历史长期收益率（Lehtonen, 2024）。判断因素如下：一是美国经济将在2024年保持温和增长，公司盈利将保持可观增速，对生成式AI技术和应用的需求也将继续推动科技公司营收增长；二是2023年七大科技公司股票价格大涨将产生溢出效应，带动更多科技公司股价上涨；三是2024年3月美国消费者支出数据强劲，2024年美国通胀或可在经济保持良好增速的同时逐渐降至美联储政策目标，预计美联储将开启宽松货币政策，公司现金流压力将减小；四是AI技术将有新突破并向更多领域渗透，将显著提升生产率和经济增长潜力（Yardeni, 2023；OppenheimerAssetManagement, 2024；Mutikani, 2024；Glover, 2023）。

摩根士丹利（MorganStanley）等部分机构持中性预期，认为货币政策不确定性会是影响2024年上半年美国股市走势的最主要因素，将影响经济增长和公司营收，从而对股市上涨形成阻力。但预计下半年低通胀将引领美联储重启宽松货币政策进程，结合AI技术突破对生产率和公司盈利的正面影响，可能推动股市重新上涨（MorganStanley, 2023）。

摩根大通（J.P.Morgan）等少数机构持谨慎预期，认为虽然美国经济在2024年陷入衰退的概率较低，但通胀持续将使美联储降息进程和幅度低于市场预期，而七大科技公司股票对纳斯达克指数及美股整体影响过大、全球地缘政治冲突风险上升等因素将成为美股面临的风险和挑战（J.P.Morgan, 2023）。

综上所述可看出，华尔街主流金融机构对2024年纳斯达克指数及美股整体的走势仍持乐观预期，其预期形成基于的假设为：美国经济将成功“软着陆”，企业营收和盈利持续增长；通胀将逐渐向美联储政策目标下降，美联储将在年内重启宽松货币政策；AI热度持续并继续快速发展，带动生产率和企业利润上升，推动经济增速上升。

## （二）支持2024年市场预期和假设的主要条件

基于对2023年纳斯达克指数上涨经验的分析，要实现2024年美股走势乐观的预期，需以下条件充分兑现并发挥支持作用：一是AI持续取得新进展，实现面向企业和个人AI应用的大规模突破；二是美国通胀保持回落趋势，美联储重启宽松货币政策；三是美国经济实现“软着陆”。

### 1. AI技术领域持续发展，应用范围和规模有大规模突破

一是AI技术继续迎来新突破，驱动科技企业估值增长。根据AI和科技领域的专家及投资机构预测，2024年将见证AI技术在多个领域取得重大进展，在多领域的应用路径将进一步清晰，主要体现在多模态模型、演绎推断功能、AI协作机器人（AICo-Bot）以及开源AI模型等领域（Sachdeva, 2024）。上述进展将对相关科技企业的盈利能力和市值增长产生直接作用。例如，英伟达在2024年年初发布关于加速计算和生成式AI技术的突破性成果后，股价创下700美元的历史新高（见图4）。韦德布什证券预测英伟达股价有望在2024年年内翻倍。上述情况将显著激发企业加大AI和科技投资，支撑纳斯达克指数在2024年保持强劲走势。高德纳IT咨询公司预测，2024年全球IT投资将达约5万亿美元，较2023年增长6.8%。

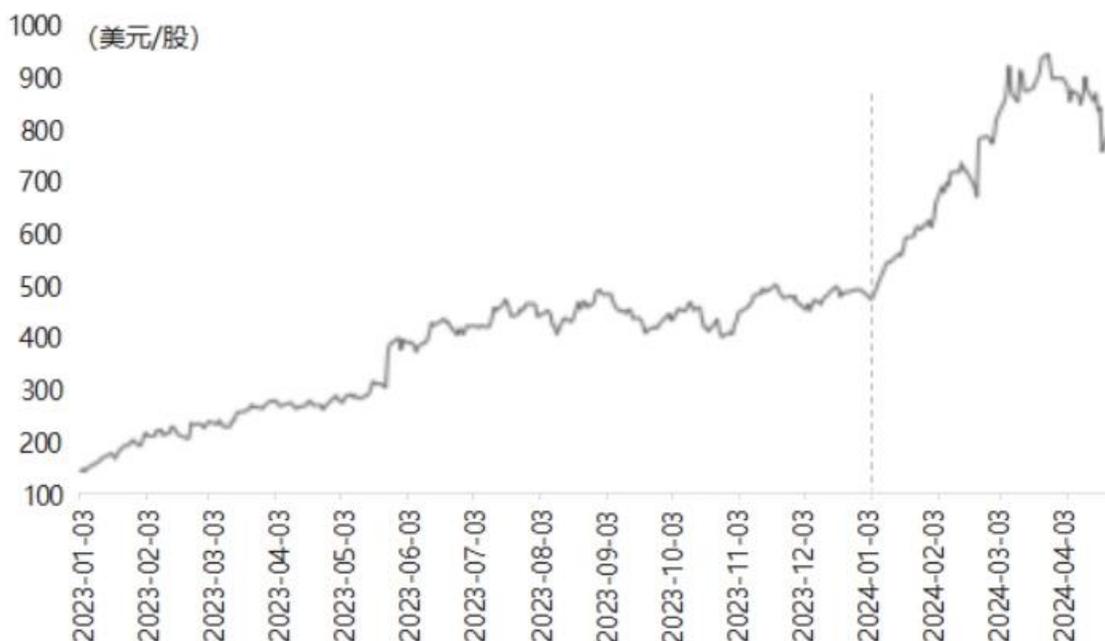


图4 英伟达股价走势（2023年1月—2024年4月）

数据来源：Wind 数据库

二是 AI 技术的适用范围和领域不断扩大，将引发大规模个人和企业应用的突破。这得益于以下技术的进步：首先，单模态 AI 模型向多模态 AI 模型的演进，后者在信息模态转化方面具备了更大的灵活性和多样性；其次，AI 演绎推断技术的突破，使得模型对数据的应用速度和效率得到提升，可拓展多类潜在使用场景(Jacobs, 2024)；最后，AI 协作机器人技术对传统工业协作机器人的替代，将在制造业领域、私人应用领域有广泛的应用需求(Campbell, 2023)。在此进程中，新产品、新服务和新商业模式会不断涌现，引发企业和个人对 AI 应用需求的大规模增加。美国市场研究公司预测，全球 AI 市场规模将从 2022 年的 1366 亿美元迅速扩张至 2030 年的 1.81 万亿美元，复合年增长率预计达 37.3%。此外，AI 技术对硬件产品的需求，也将推动企业对半导体和芯片等相关科技领域的投资。在上述情况下，科技股表现将逐步上升，对纳斯达克指数形成正向影响。

## 2. 美联储在年内重启宽松货币政策

2023 年年末，主流金融机构普遍预测美联储 2024 年将重启宽松货币政策，进行多轮降息。这是基于对美国通胀走势、美国经济增长和美联储货币政策态度的判断得出的。虽然 2024 年第一季度美国通胀降速放缓，且部分指标出现反弹，但市场仍预计通胀朝美联储政策目标滑落的方向未变，美联储也将在下半年开始降息并重启宽松货币政策。

从通胀走势看，美国 CPI、核心 CPI、PCE、核心 PCE 等主要物价指数同比自 2022 年 9 月起持续下降。特别是进入 2023 年来，CPI 和 PCE 同比降速加快，使得美国私营部门对通胀进一步下降的预期增强。同时，高盛等认为，驱动通胀上行的关键因素在减弱：新冠疫情导致的负面冲击已经消失，劳动力市场的过热状态得到缓解，工资增速有望继续下降，汽车和住房市场的“再平衡”进程将带动价格持续下降(Hatzius, 2023)。进入 2024 年后，美国通胀降速放缓，CPI 和 PCE 月同比变化出现反复，通胀粘性加强。但 2024 年 3 月核心 CPI 与核心 PCE 同比均较年初有所下降，使市场仍保持通胀将朝美联储政策目标方向下降的预期。

从增长形势看，部分主流机构认为，随着劳动力市场紧张状态逐渐缓解、工资增速放缓，紧缩性货币政策对美国经济的负面影响开始显现。信用卡逾期率上升、家庭实际可支配收入降低、借贷条件收紧等因素交织，将成为 2024 年拖累美国经济的主要风险(Fox, 2023)。因此，美国经济的潜在风险和陷入衰退的顾虑或将推动美联储进行货币政策转向，开启降息。

从货币政策看，自 2023 年 9 月至 2024 年 4 月，美联储已连续六次暂停加息，释放“鸽派”信号。尽管 2024

年以来美国通胀下降速度放缓，CPI 和 PCE 同比存在反复，美联储在 2024 年 3 月议息会议表示，美国降息步伐更趋谨慎，市场由此判断美联储或将延长高利率政策持续时间。但从会后美元指数走低、美股和黄金价格上涨等市场反应看，市场仍预期美联储将在年内重启宽松货币政策。美国债券市场 2024 年 4 月数据显示，市场参与者预期美联储将于 2024 年 9 月启动降息（Morn-ingstar, 2024），并对货币政策宽松的总体前景持乐观态度。

从债务成本看，2023 年美国国债收益率曲线高企，1 月期国债收益率超过 5.5%。由于美国政府债务规模处于历史高位，高市场利率使得政府难以承受付息成本，美联储也将在货币政策的决策中面临额外的压力。尤其是在通胀呈现出强粘性的环境下，政府需在通胀压力和债务支付承受能力之间做好权衡。由此，政府债务的付息成本将成为促使美联储采取降息措施的重要杠杆力量（朱民等，2024）。

综上，预计宽松货币政策的重启将对经济和股市发挥刺激作用。此外，利率下降也将鼓励投资者将资金转向股票等高回报资产。这种资金转移的趋势将增加高增长科技股的市场吸引力，推动纳斯达克指数进一步走强。

### 3. 美国经济实现“软着陆”

2024 年美国将实现“软着陆”已成为市场共识。2023 年，美国实际 GDP 增速达 2.5%，核心通胀降至 3.9%，失业率维持在 3.6% 的低位，经济表现出超预期的韧性。国际货币基金组织（IMF）已将美国 2024 年经济增速预测上调至 2.1%（IMF, 2024），接近美国经济的长期增速水平。

## 三、三大支持条件存在不确定性

上述支撑 2024 年纳斯达克指数保持强劲的重要条件未必能够如期实现，纳斯达克指数存在未来走势不及预期，甚至发生逆转的风险。同时，纳斯达克指数过度依赖少数科技股和科技企业，面临较高的集中度风险，可能会引发指数剧烈波动和下跌。

### （一）AI 领域进展不及预期的风险

一方面，目前美联储货币政策前景尚不明朗，美国经济面临着衰退风险，这给企业在 2024 年能否继续扩大对 AI 领域的投资带来了较大的不确定性。这种不确定性可能导致 2024 年 AI 技术的发展不及市场预期。当前关于 AI 技术进展、市场规模和应用范围等方面的预测主要来自行业内部，存在认知偏差风险。

另一方面，即使市场对 AI 技术和市场发展的预测足够准确，投资者对 AI 领域的潜力充满信心，但在市场发展初期，特别是在围绕创新技术建立的新兴市场中，投资者往往容易陷入“大市场错觉”，高估市场规模并形成过高定价（Cornell&Damodaran, 2020）。这种情况也可能进一步加剧投资预期与实际表现之间的不一致性，导致科技股估值调整，产生对科技股的卖出压力，影响纳斯达克指数的整体表现，增加指数下行压力。

### （二）美联储货币政策不及预期的风险

根据美联储 2024 年 3 月消息，在美国通胀持续下降并接近或达到 2% 的目标之前，美联储将对降息持谨慎态度（FOMC, 2024）。如图 5 所示，自 2022 年 9 月以来，主要通胀衡量指标同比持续下降，核心 PCE 通胀指标也于 2024 年 2 月开始降温，2 月环比上涨 0.3%，较 1 月环比涨幅下降 0.1%；但核心 CPI 同比自 2023 年 9 月以来降速减慢，并在 3.9%~4.1% 区间内波动。上述情况可见，新冠疫情期间美联储“过急过大”的货币宽松政策对高通胀的推动作用已经显露，且 2022 年后的紧缩政策在抑制通胀方面效果有限（张晓晶等, 2023）。以上政策长期副作用形成的“伤疤效应”，使得美联储对本轮加息周期末期的货币政策选择更加谨慎，尤其是在通胀尚未降至美联储目标，以及经济和劳动力市场形势较好的情况下，美联储将优先选择预期管理的政策工具，并不急于在年内重启降息政策。

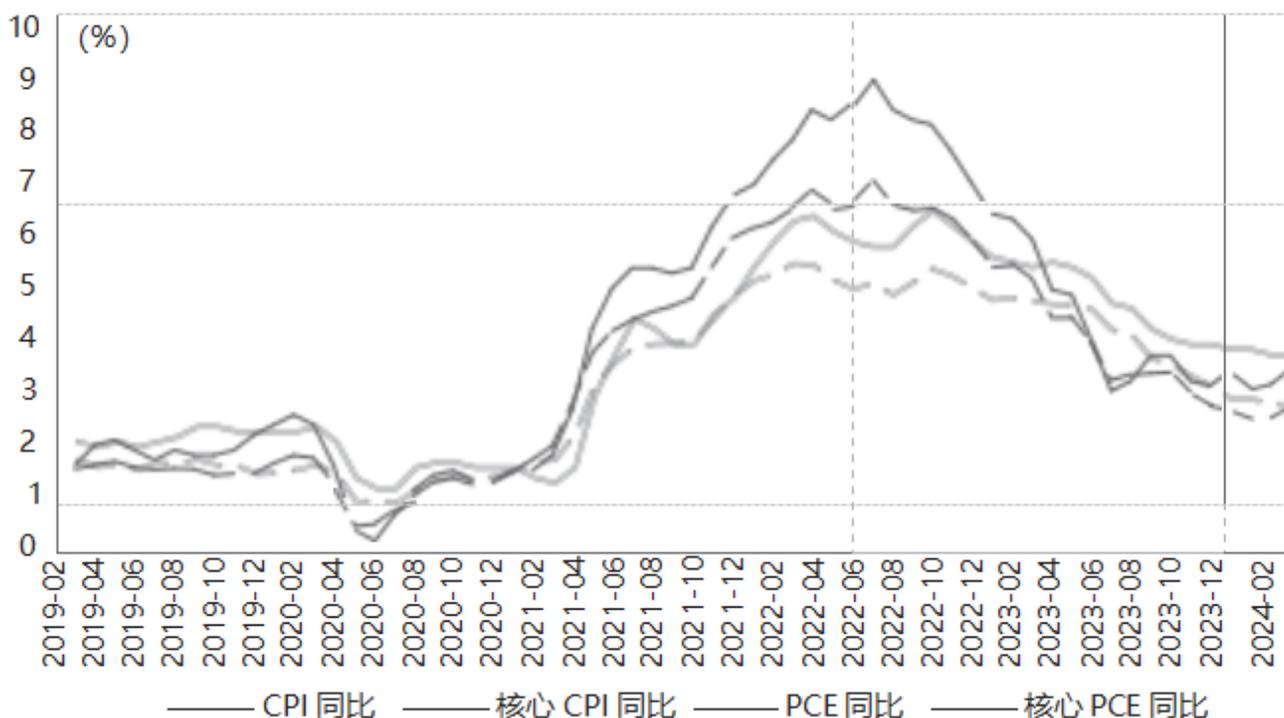


图5 美国主要通胀指标走势

数据来源：Wind 数据库、美国劳工部、美国经济分析局

进一步对美国各主要领域的通胀分析显示，能源、食品、耐用品和非耐用品价格的大幅下降是驱动CPI同比大幅下降的主要因素。但自美联储开启本轮加息进程以来，服务、住宅价格一直下降缓慢，并在2023年9月回升后停滞，导致核心CPI同比难以下降（见图6）。

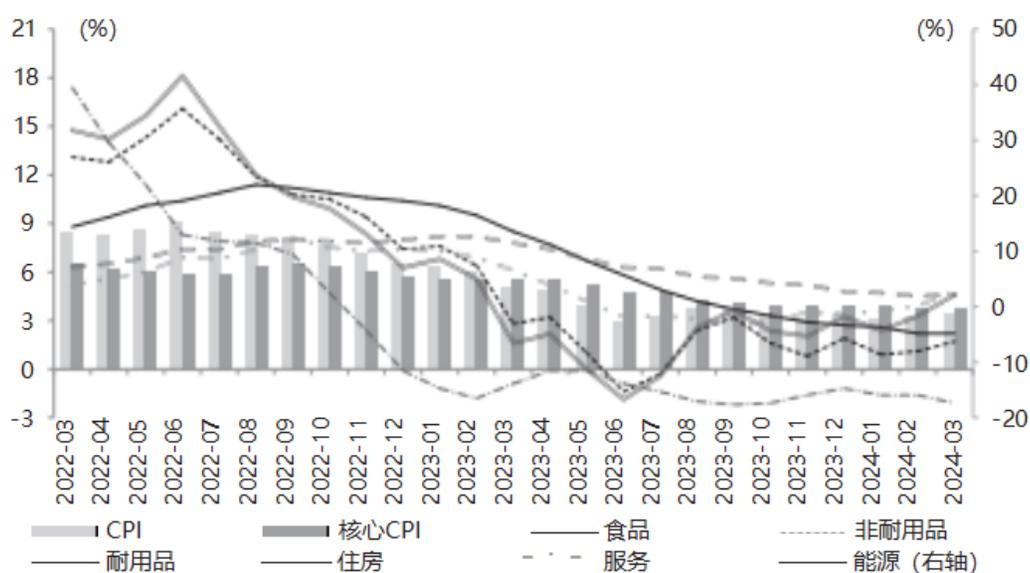


图6 美国CPI及其主要组成部分同比变化

数据来源：Wind 数据库、美国劳工部

全球大宗商品以及中国出口产品价格的走低是促使美国商品价格大幅下降的主要原因之一。因此，如果

2024 年大宗商品与中国产品价格回升，美国 CPI 同比下降的可能性将降低。加之美国目前就业形势良好、工资持续上涨，可能增加服务业的价格粘性。以上因素共同出现，将加大美国通胀降至 2% 目标的难度。

在上述背景下，美国通胀尚未回落至美联储目标区间，且通胀下降过程有停滞的迹象。为抑制通胀，2024 年美联储难以大幅降息。预计美联储将至少维持 5.5% 左右的利率水平至 2024 年年中，随后才可能开始缓缓下降（朱民等，2024）。

### （三）美国经济仍有陷入衰退的风险

自 2020 年以来，美国激进的财政政策导致现金大量增加，随着疫情后的需求释放，形成了“需求反弹—供给恢复—就业增加”的正向循环。由于刺激政策效应逐渐消退以及美联储开启加息进程，企业现金余额增加。尽管劳动力市场继续向好，工资持续上升，且拜登政府的国内产业投资政策成为保障美国经济在本轮加息中持续增长的主要因素，但美国居民存款尚未恢复到疫情前水平（见图 7）。这导致强劲需求难以维持，正向循环逐渐减弱，经济活动放缓。同时，根据纽约联邦储备银行数据，2023 年美国居民信用卡还款逾期率较前一年上升超 50%，截至 2023 年第四季度，已有 6.4% 的信用卡贷款出现逾期未还情况，进一步抑制了总需求的扩张。

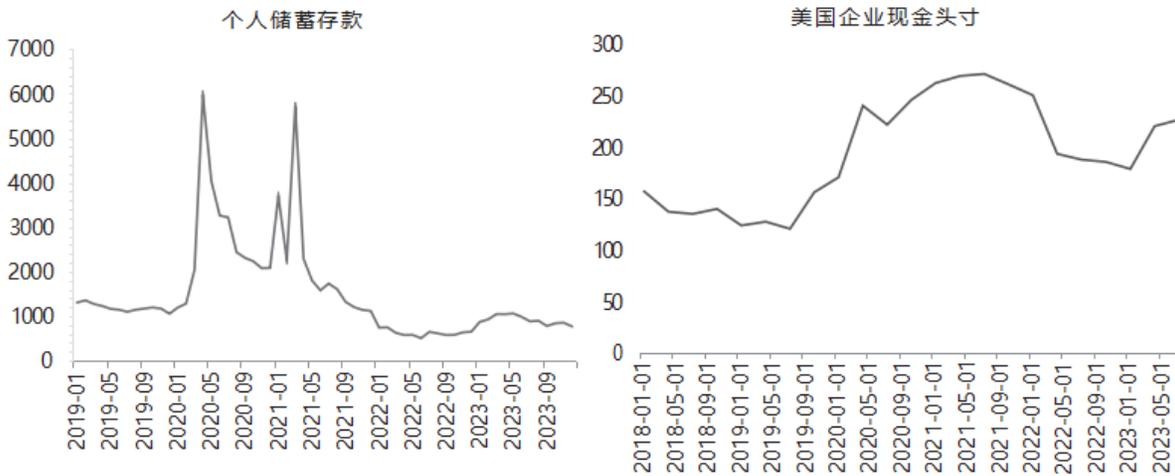


图 7 美国居民储蓄与企业现金头寸 (十亿美元)

数据来源：Wind 数据库、美国经济分析局、圣路易斯联储

由于美联储激进加息，美国企业的贷款成本急剧上升，企业违约压力日益增加。根据标准普尔全球评级（S&P Global Ratings）的数据，2023 年美国企业债务违约规模超 910 亿美元，较前一年增加 139.5%；企业违约率达 5.6%，违约企业数量增长 80%，是自 2016 年以来除疫情之外的最高水平。

美联储 2024 年的降息前景不能在短期内改善企业融资成本，美国企业大规模违约将对区域性银行造成严重冲击，导致信贷紧缩，进一步影响企业的融资活动（Olya, 2024）。

同时，美国财政赤字仍在持续扩大。根据美国国会预算办公室数据，美国 2024 年财政赤字已达 GDP 总量的 5.6%，预计该比例将于 2025 年上升至 6.1%（Congressional Budget Office, 2024）。2023 年，在美联储货币政策收紧的背景下，财政部为避免国债长端利率上升过快，发行短期国债融资。但随着赤字增加叠加基于债务期限管理的需求，预计 2024 年美国财政部将不得不发行长期国债。这将会推升 10 年期美国国债收益率，并传导至个人和企业贷款利率，使其债务负担难以减轻。

上述多重因素的共同作用，将对 2024 年美国经济的“软着陆”造成负面影响，导致美国经济的衰退风险加大。

## 四、结论

总体来看，2023 年纳斯达克指数在宏观货币环境继续紧缩的大背景下，仍然走出了“牛市”行情。市场和投

资者对 2024 年美国科技股的乐观情绪也在 2023 年年末和 2024 年年初纳斯达克指数的走势中得到充分体现。而上述走势若要在 2024 年得到延续，需要三个重要条件的支撑：AI 的技术和应用继续取得进展甚至突破、美联储在通胀持续回落背景下重启货币宽松政策并大幅降息，以及美国经济成功“软着陆”。

上述条件也存在难以实现的风险：一是 AI 领域的技术突破和规模扩张可能显著低于预期，紧缩环境下企业对该领域投资也可能不及预期。二是通胀粘性增大，美联储在高通胀冲击后实施货币政策的态度更加谨慎，可能使其 2024 年仅缓慢小幅降息；三是新冠疫情后美国需求端动能逐渐消失，叠加信用卡逾期率大幅上升、商业地产风险加剧、10 年期国债收益率上升等风险，使得美国经济 2024 年成功“软着陆”的可能性减小。同时，考虑到全球地缘政治风险、纳斯达克指数集中度风险等因素，市场的乐观预期可能落空。

截至 2024 年 2 月末，七大科技公司的市值已超过日本、法国和英国股市市值的总和。若上述公司股价出现大幅下挫，将会导致纳斯达克指数甚至美国及全球其他主要股指大幅波动。因此，我国应加强对纳斯达克指数走势的追踪和风险研判，提早制定针对纳斯达克指数大幅下跌导致风险外溢的应对预案。一是可建立由多个金融领域主管部门组成的工作组和协调机制，深入研究潜在外溢风险对我国金融市场的影响；二是加强对资本市场“北向资金”流向和流量的监控和分析，提早进行风险识别；三是提前做好货币政策和资本市场流动性管理的应对措施，缓解因美股大跌诱发的全球资本市场美元回流对我国汇率和股市的冲击。

同时，高盛等华尔街机构认为，通胀回落和劳动力市场的良好状态将为消费增长提供支撑，全球经济的复苏也将推动美国出口需求的增长，抵消潜在投资下降和政府支出减少的影响（Goldman Sachs, 2023）。预计美国经济的实际增速和潜在增速将趋于一致，使得 2024 年美国保持稳健增长，为 2024 年纳斯达克指数的未来走向和市场表现提供基础支撑。

## 参考文献

- [1] 张晓晶, 江振龙. 全球滞胀风险的成因、演进路径及对中国的影响[J]. 国际金融研究, 2023 ( 11): 3-15
- [2] 朱民, 余永定, 刘俏, 管涛, 杰弗里·萨克斯, 杰拉德·里昂斯. 世界经济与中国 2024: 聚焦全球经济复苏与金融发展新动能[J]. 国际金融, 2024 ( 2): 3-9
- [3] Accel. Euroscope 2023 Generation AI[EB/OL]. ( 2023-10-17) [2024-04-02].<https://www.accel.com/euroscope>
- [4] Chavez, D. 2024 US Equity Outlook: “All You Had To Do Was Stay” [EB/OL], (2023-11-15) [2024-04-02]. Goldman Sachs Portfolio Research Strategy, <https://www.goldmansachs.com/intelligence/pages/goldmansachs-research/2024-us-equity-outlook-all-you-had-to-do-was-stay/report.pdf>
- [5] Campbell J. Four Ways AI Boosts Cobot Performance[N]. Tech Briefs, 2023, 4
- [6] CBO's Panel of Economic Advisers. The Budget and Economic Outlook: 2024-2034[R]. Congressional Budget Office, 2024, 2
- [7] Cornell B, Damodaran A. The Big Market Delusion: Valuation and Investment Implications[J]. Financial Analysts Journal, 2020, 76 (2): 15-25
- [8] Ephraim N. S&P 500 Q3 2023 Sector Earnings & Revenue Data[N]. S&P Global, 2023, 12
- [9] FOMC. Minutes of the Federal Open Market Committee [N]. Board of Governors of the Federal Reserve System Press Release, 2024-04-10, 2024
- [10] Fox M. The Federal Reserve Will Cut Interest Rates 6 Times in 2024 as the Economy Shows Clear Sign of Cooling Down[N]. Business Insider, 2023, 12
- [11] Goldman Sachs. The US Economy is on Its Final Descent to a Soft Landing[EB/OL]. ( 2023-11-15) [2024-03-28]. <https://www.goldmansachs.com/intelligence/>
- [12] Glover, G. The S&P 500 Will Roar to a New Record High Next Year, Says Bank of America, in Wall Street's Latest Bullish Stock-Market Prediction[N]. Markets Insider, 2023, 11
- [13] Hatzius J, Phillips A, Mericle D, et al. 10 Questions for 2024[EB/OL]. ( 2023-12-26) [2024-04-02]. Goldman Sachs, <https://www.gspublishing.com/content/research/en/reports/2023/12/26/d9f6b14a-3edc-4b3e-869d-c882670cce98.html>
- [14] IMF. World Economic Outlook Update[R]. International Monetary Fund, 2024, 1
- [15] J.P. Morgan. Global inflation forecast : Will Prices Come Down in 2024? [EB/OL]. ( 2024-02-07) [2024-03-09]. <https://www.jpmorgan.com/insights/global-research/economy/global-inflation-forecast#global>
- [16] Lehtonen, S. Stock Market Forecast 2024: A Soft Landing May Not Bring the Gains You Expect[N]. Investor's Business Daily, 2024, 1
- [17] Morgan Stanley. 2024 Investment Outlook: Threading the Needle[EB/OL]. ( 2023-11-02) [2024-04-01]. <https://www.morganstanley.com/ideas/global-investment-strategy-outlook-2024>
- [18] Morningstar. 4 Charts on Plunging Expectations for US Fed Rate Cuts[EB/OL]. ( 2024-04-11) [2024-04-20]. <https://www.morningstar.co.uk/uk/news/248135/4-charts-on-plunging-expectations-for-us-fed-rate-cuts.aspx>
- [19] Mutikani L. US Inflation Rises In Line With Expectations ; Consumer Spending Strong[N]. Reuters, 2024, 4
- [20] Olya G. Kevin O'Leary Says a Coing Real Estate Collapse Will Lead to “Chaos” [N]. Yahoo Finance, 2024, 3
- [21] Oppenheimer Asset Management. 2024 Market Outlook[EB/OL]. ( 2024-01-08) [2024-04-01]. [https://www.oppenheimer.com/\\_assets/docs/pdf/2024/oam/market-outlook-01.08.24.pdf](https://www.oppenheimer.com/_assets/docs/pdf/2024/oam/market-outlook-01.08.24.pdf)
- [22] Sachdeva, K. Top 6 Predictions for AI Advancements and Trends in 2024[EB/OL]. ( 2024-01-09) [2024-04-02]. <https://www.ibm.com/blog/top-6-predictions-for-ai-advancements-and-trends-in-2024/>
- [23] Schroders. Monthly Markets Review-February 2023[EB/OL]. ( 2023-03-08) [2024-03-28]. <https://www.schroders.com/en-hk/hk/individual/insights/monthly-markets-review-202302/>
- [24] Yardeni, E. Ed Yardeni: 12 Reasons Why You'll See the S&P 500 at 5400 in 2024[N]. MarketWatch, 2023, 12

# NASDAQ Index Volatility and Risk Analysis : The Correlated Impacts of AI Techological Innovations and Macroeconomic Factors

Zhu Min , Yang Siyao Gong Bing

**Summary:** The NASDAQ Composite generated over 40% return in 2023, and maintained strong performance momentum in the first quarter of 2024. The underlying drivers of NASDAQ Composite's performance are the market's optimistic expectations on the continued expansion of an artificial intelligence (AI) investment boom, the Federal Reserve's restart of monetary easing, and the successful "soft landing" of the US economy. However, these expectations face challenges. The AI technology breakthrough and application expansion may not sustain, and the persistently high US inflation may impact the Federal Reserve's monetary policy decisions. Additionally, the fiscal and debt risks of the US may induce economic crises. Consequently, there is a non-negligible and significant downside risk for NASDAQ Composite. Mainly composed of technology stocks, the NASDAQ Composite has an increasing influence on global finance and economy. China should monitor the risks associated with the index and prepare to manage the spillover risks in its financial markets.

**Keywords:** NASDAQ ; Artificial Intelligence ; Inflation ; Federal Reserve

## 商品房预售与商业银行的信用风险承担

### ——来自我国地方性银行的经验证据<sup>1</sup>

李志辉<sup>2</sup> 朱明皓<sup>3</sup>

**【摘要】**房地产市场平稳发展已成为我国防范化解重大经济金融风险工作的重要议题。本文以 2009—2022 年国内 43 家上市地方性商业银行为研究样本，从预售交易比例与预售交易门槛两方面度量各城市商品房预售交易水平，探究商业银行所在城市的商品房预售交易对其信用风险承担的影响。研究发现，商品房预售交易会提高房地产企业贷款、建筑企业贷款与个人购房贷款的违约率，导致当地银行的风险承担水平上升。该结论经过一系列稳健性检验后依然成立。在影响渠道方面，商品房预售交易通过提高房地产企业杠杆率、恶化建筑企业资金周转率以及降低期房竣工率来影响信贷资产的质量，加剧银行风险承担。进一步分析发现，银行加强对房地产企业信贷业务的风险管理可以有效缓解商品房预售交易对其风险承担的不利影响。同时，政府主导的预售资金提取监管与合理的房价水平均能够减弱商品房预售交易带来的信用风险。本文的研究结论为商业银行与监管部门防范房地产金融风险提供政策启示。

**【关键词】**商品房预售 预售资金监管 房地产企业 房地产金融风险

## 引言

党的二十大报告指出，“防范金融风险还须解决许多重大问题”，应“强化金融稳定保障体系，依法将各类金融活动全部纳入监管，守住不发生系统性风险底线”。2020 年以来，我国房地产企业的债务违约事件频繁发生，破产倒闭的企业数量居高不下，部分大型房地产企业出现严重的资金周转困难与债务违约危机。同时，我国房地产业与银行业深度关联，房地产企业的经营问题不仅使其自身债务风险大幅增加，更在全国范围内掀起购房者的“断贷潮”。为防范化解房地产金融风险，2023 年中央金融工作会议强调，应“促进金融与房地产良性循环，健全房地产企业主体监管制度和资金监管”，“构建房地产发展新模式”，监管部门也相继出台“三条红线”“贷款集中度管理”等监管要求与“楼市金融十六条”救助措施。在房地产金融风险日益凸显背景下，从商品房交易视角探讨房地产业对银行风险承担的影响，有助于在微观层面理解房地产风险向金融部门扩散的逻辑链条，对促进房地产市场平稳健康发展、维护金融系统安全稳定具有重要实践价值。

自 1998 年住房制度改革以来，国内房地产业进入蓬勃发展阶段，房地产投资逐年攀升，对经济增长、财税收入以及就业产生重要影响。同时，关于商品房预售制度的争论在过去二十多年中始终持续不断。具体来说，我国内地的商品房预售制度起源于中国香港，最初引入该制度是为解决当时房地产企业资金短缺、商品房供应不足的问题。房地产企业将正在建设中的期房出售给购房者并提前获得定金与购房款（包含首付款、按揭购房贷款等），以此加快资金周转、缓解建设过程中的资金压力，保障商品房供应。然而，由于缺乏规范的预售资金监管法规以及相应的违规处罚措施（易宪容，2009；梁冬梅和于平，2011），商品房预售制度长期以来被社会诟病。一方面，房地产开发企业多通过规避监管账户、虚报工程进度等方式挪用预售资金，并将资金用于后续项目的土地购买与建设，房价的持续上涨也驱使其更加激进地追求资产规模扩张，最终形成“高负债、高杠杆、高周转”的发展模式。另一方面，开发企业的预

<sup>1</sup> 原载于《国际金融研究》2024 年第 7 期

<sup>2</sup> 李志辉，经济学博士，南开大学经济学院教授、博士生导师

<sup>3</sup> 朱明皓（通讯作者），南开大学经济学院博士研究生

售资金腾挪导致建筑业面临建材费用与工程款被拖欠的风险，如果项目因此停工、烂尾，购房者的利益也会受到严重影响。

这表明，商品房预售制度在本质上是房地产企业的融资手段，并且企业针对预售资金的“资金池”运作方式在增加自身财务风险的同时，也将风险向建筑企业与购房者进一步传递。那么，房地产企业的商品房预售行为是否会因此影响商业银行的风险承担？这种影响主要体现在银行的哪些资产以及相应的传导渠道是什么？银行能否采取针对性的措施来缓解其资产质量受到的不利影响？政府监管部门如何在现行预售制度下保障房地产业与银行业的健康发展？这些问题均值得学术界与监管部门展开进一步研究。厘清上述一系列问题，可以为提高商业银行风险管理能力、防范房地产业引发系统性风险以及推动房地产业向新发展模式平稳过渡提供政策参考依据。

有鉴于此，本文整理 2009—2022 年中国 43 家上市地方性商业银行的财务数据，并手工搜集样本银行所在城市的房地产业与建筑业经营数据，实证检验商品房预售交易对银行风险承担的影响和作用机制。本文的边际贡献包括：第一，从商品房预售交易视角考察银行部门的房地产金融风险，为后续研究提供更广阔的研究视域，丰富房地产金融风险领域的文献。考虑到房地产企业是房地产市场波动的主要原因，而商品房预售交易贯穿于房地产企业的项目融资、建设与销售各个环节，因此有必要从该视角探讨房地产企业的经营发展模式以及银行相应的风险承担水平。第二，根据不同信用主体对银行的信贷资产进行划分，重点分析与房地产密切关联的信贷资产。同时，由于不同主体在商品房预售交易中面临的风险存在一定差异，本文依次检验商品房预售交易对各类资产信用风险的影响以及相应的影响渠道，揭示房地产金融风险的形成原因和传导路径。第三，从商业银行与监管部门的角度依次检验房地产信用风险管理、预售资金监管以及商品房价格如何影响商品房预售交易带来的信用风险，为政策制定提供参考依据。

## 一、文献评述

自 2008 年国际金融危机以来，国内外学者围绕房地产部门与银行业稳定间的关系展开大量研究，大体可分为以下三类。

第一类研究通过构建 DSGE 模型模拟分析房地产需求冲击对房地产市场与银行业的影响，并在此基础上检验货币政策和宏观审慎政策的调控效果（潘敏和周闯，2019；江振龙，2023）。第二类研究主要对房地产价格与银行业稳定间的关系展开一系列实证检验，学者们分别考察了房地产价格对银行信贷投放（Cuñat et al., 2018；Chakraborty et al., 2018；宋勃和雷红，2016；张澄和沈悦，2018）、风险承担（Koetter & Poghosyan, 2010；Pan & Wang, 2013；谭政勋和陈铭，2012）以及资本管理（况伟大和王琪琳，2017；祝继高等，2017）的影响。第三类研究通过构建网络模型考察房地产贷款损失如何在商业银行间相互传染，并在此基础上测度金融体系的系统性金融风险，具体的网络模型可以分为资产负债直接关联网络（方意，2016）、共同资产间接关联网络（方意和郑子文，2016）以及综合关联网络（白鹤祥等，2020）。此类研究普遍认为，银行资本可以充分吸收房地产贷款违约造成的初始损失，但损失的传染会引发不可忽视的系统性风险。

综上所述，国内外学者主要从住房需求、商品房价格以及房地产企业贷款等角度考察房地产部门对银行业稳定的影响，相关研究丰富了学术界对房地产金融风险的认识与理解，但也存在一些拓展空间。首先，与美国、日本的房地产危机不同，中国房地产市场的波动主要源于房地产企业的风险释放（陈卫东等，2023），但鲜有文献从房地产企业经营（如商品房交易）视角探究房地产业对商业银行风险承担的影响，特别是深入剖析房地产业高负债、高杠杆、高周转发展模式以及相应金融风险的研究相对匮乏<sup>4</sup>。其次，已有研究多采用银行全部信贷资产的不良贷款比率度量其风险承担水平，由于房地产业与银行业之间的关联重点取决于部分信贷资产，将该指标作为分析对象可能无法准确衡量出房地产部门对银行风

<sup>4</sup> 李政等（2024）发现，由于国内房地产部门具有较高的债务融资规模，其与银行业之间存在明显的风险溢出效应。

险承担的影响。最后，多数研究的实证分析没有涉及房地产金融风险的防范措施，尚未检验银行管理和政府监管在防范房地产金融风险方面的有效性。

## 二、理论分析与研究假设

在经营过程中，商业银行主要持有三类与房地产密切相关的信贷资产，分别为房地产企业贷款、建筑企业贷款以及个人购房贷款。现依次分析商品房预售交易对银行上述三类贷款风险承担的影响及其机制。

### （一）商品房预售交易与银行对房地产企业贷款的风险承担

国内商品房预售交易制度要求购房者在签订购房合同后将首付款与按揭贷款一次性全部付清，这就需要健全的法律制度与严格的监管工作来防范预售交易带来的金融风险。当配套法律制度健全时，商品房预售交易可以帮助房地产企业加快资金周转，促进其健康发展。然而，实践中房地产开发商在收到购房款后多通过规避监管账户、虚报工程进度等方式腾挪预售资金（梁冬梅和于平，2011），这导致其负债规模与杠杆率不断上升（陆嘉玮等，2016）。一方面，开发商将预售资金挪用于后续项目的土地购买与建设，并以新购买的土地作为抵押品向银行和信托机构申请开发贷款、资金信托等融资产品。另一方面，开发商将预售资金作为资本金或底层资产，然后使用债券、私募投资基金以及资产证券化等方式融资。同时，较高的房价和地价能够确保开发商在这种滚动开发模式中获取可观的利润，因此其运用财务杠杆融资、买地的动机也更为激进（李嘉等，2020）。

在此基础上，这种高负债、高杠杆、高周转的经营模式无法保障房地产企业健康发展。过高的负债与杠杆率会增加房地产企业的债务利息负担，导致其财务风险与经营风险上升。并且，当房地产企业累积债务过高时，其资金链在外部冲击下的脆弱性也会增加。如果企业受到经济下行、房价下跌以及融资政策收紧等事件的影响，其债务违约风险必将大幅上升，向其发放贷款的商业银行也会因此受到严重损失。基于此，本文提出假设 H1。

H1：商品房预售交易会增加房地产企业贷款的违约率，促使银行的风险承担水平上升。

### （二）商品房预售交易与银行对建筑企业贷款的风险承担

按照国内商品房预售交易的流程，开发商在项目早期便可将建设中的期房售出并收回全部资金，此时建筑企业（即承包方）尚未收到大部分进度款与竣工款。现实中，开发商挪用预售资金的现象较为常见，这导致其普遍使用削减预付款比例、漏审工程进度、过多扣留材料款以及借质量问题少付竣工款等方式拖欠工程款。并且，开发商也会通过预售交易将其面临的市场风险部分转嫁至上游建筑企业。如果当地房地产市场遇冷、商品房销售规模下降，开发商被迫积压大量商品房，资金的回款速度也会明显下降，这将导致其没有足够的资金来支付工程款（陈红敏，2022）。接下来，开发商的工程款拖欠会使承包方在项目建设中的资金垫付比例增加、应收账款难于回收，而承包方的资金压力又将进一步影响其对分包方和施工单位的工程款结算，最后这些建筑企业的资金周转率均会由此恶化（郝晓明等，2014）。

在此基础上，建筑企业的资金周转问题将导致其陷入财务困境，并带来相关债务的违约风险。一方面，资金周转速度可以反映出企业的运营能力，应收账款拖欠引发的周转困难会让企业无法满足日常支付与结算的资金需求。当资金缺口达到一定程度时，企业的资金链断裂，其经营失败、破产倒闭的风险也随之大幅增加。另一方面，建筑企业对开发商的应收账款可能无法全额收回，积累的呆账与坏账会转变为企业的经营亏损。在上述两种情况中，建筑企业的资金周转问题会提高其经营风险，一旦企业无法偿还债务，商业银行也会因此受到严重损失。基于此，本文提出假设 H2。

H2：商品房预售交易会增加建筑企业贷款的违约率，促使银行的风险承担水平上升。

### （三）商品房预售与银行对个人购房贷款的风险承担

我国购房者在签订购房合同后需要将首付款与按揭贷款一次性全部付清。由于按揭贷款是购房者向银行申请的贷款，预售交易的本质则是房地产开发商使用购房者信用开展的项目建设融资。这种预售房

款交付方式使购房者、银行与开发商共同承担开发商的经营风险。如果开发商在后续建设中出现资金链断裂，并导致项目延期、停工，购房者便会蒙受大量损失。并且，商品房交易过程中的信息不对称问题严重，开发商往往对其资金的流动性和在建房屋的质量具有更高的信息优势，即使开发商知道其未来资金流无法保障施工正常竣工，他们也会通过虚假广告、隐瞒事实等营销手段增加楼盘销量，等拿到预售资金后则卷款跑路（万国华和谭辉，2017）。因此，开发商会通过预售交易将项目停工、烂尾的风险转移至购房者。

在此基础上，期房项目的延期、烂尾会影响购房者对购房贷款的偿还意愿与偿还能力。一方面，房地产项目停工多由预售资金违规挪用造成，这使购房者认为银行管理缺失是房屋无法竣工的重要原因，此时其向银行偿还购房贷款的意愿也会降低。另一方面，房地产资产在我国居民家庭财富中的比重较高，并且该比重随着家庭财富的减少而上升。如果商品房长期无法交付，购房者的生活支出也会进一步增加，这将严重影响其贷款偿还能力。这说明，商品房的预售交易会产生工程烂尾风险，并且银行发放的购房贷款可能因期房无法竣工而面临违约风险。基于此，本文提出假设 H3。

H3：商品房预售交易会增加个人购房贷款的违约率，促使银行的风险承担水平上升。

上述商品房预售交易对商业银行风险承担产生影响的内在逻辑如图 1 所示。为便于讨论，将房地产企业贷款、建筑企业贷款与个人购房贷款的信用风险统称为“涉房风险”。

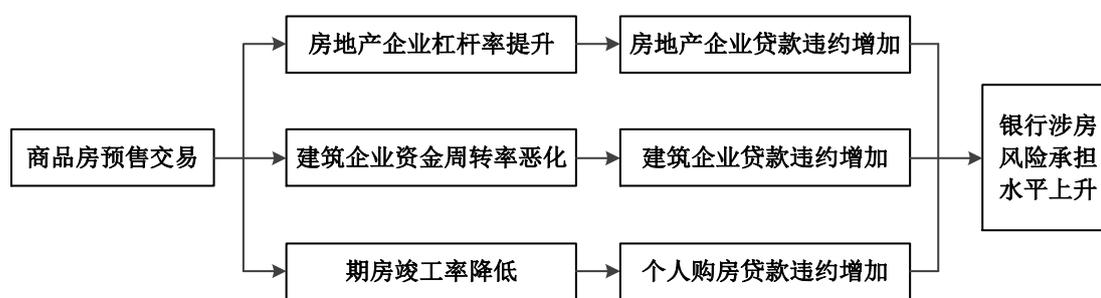


图 1 商品房预售交易对银行风险承担的影响机制

### 三、研究设计

#### （一）模型设定

现构建如下基准回归模型。

$$Risk_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \times Presale_{ic,t-1} + Control_{ic,t} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中， $i$  表示银行， $c$  表示城市， $t$  表示年份。被解释变量  $Risk_{i,t}$  为银行  $i$  在第  $t$  年的涉房风险承担，包含房地产企业贷款不良率  $Risk1_{i,t}$ 、建筑企业贷款不良率  $Risk2_{i,t}$  以及个人购房贷款不良率  $Risk3_{i,t}$ 。核心解释变量  $Presale_{ic,t-1}$  为银行  $i$  注册地所在城市  $c$  在第  $t-1$  年的商品房预售交易水平，包含商品房的预售交易比例  $Presale1_{ic,t-1}$  与预售交易门槛  $Presale2_{ic,t-1}$ 。 $Control_{ic,t}$  为银行层面与地区宏观经济层面的控制变量， $\mu_i$  和  $\eta_t$  分别为银行与年份的固定效应， $\varepsilon_{i,t}$  为误差扰动项。

#### （二）变量定义

## 1. 银行涉房风险承担

本文选取商业银行的不良贷款比率作为其风险承担水平的代理变量，包含房地产企业贷款不良率（Risk1）、建筑企业贷款不良率（Risk2）以及个人购房贷款不良率（Risk3）。

## 2. 城市商品房预售交易水平

本文的商品房预售交易水平包含预售交易比例和预售交易门槛。预售交易比例（Presale1）为各城市商品房期房销售额与总销售额的比值。预售交易门槛（Presale2）以各城市房地产监管部门规定的商品房预售形象进度标准衡量，如果城市商品房预售的形象进度标准较宽松，则说明当地预售交易的门槛较低<sup>5</sup>。本文首先按照各城市房地产监管部门的规定依次计算当地总层数为6层、11层、18层、26层以及33层房屋在申请预售许可证时应建的最低层数<sup>6</sup>，然后将应建最低层数除以对应的房屋总层数，最后使用上述比例的平均值度量当地商品房的预售交易门槛。

## 3. 控制变量

本文分别选取银行层面和地区宏观经济层面的控制变量。银行层面的控制变量包含：（1）总资产收益率，为银行净利润与总资产的比值；（2）资产规模，为银行总资产的自然对数；（3）资本充足率，为银行资本净额与风险加权资产的比值；（4）非利息收入占比，为银行非利息收入与营业收入的比值。

地区宏观经济层面的控制变量包含：（1）地区经济发展水平，为银行注册地所在城市的名义GDP增长率；（2）地区人均经济水平，为银行注册地所在城市的人均GDP自然对数；（3）货币政策，为广义货币供应量M2的增长率。

### （三）样本选取与数据来源

本文以2009—2022年国内上市地方性商业银行为研究样本。截至2022年末，共有43家地方性商业银行先后在上海、深圳以及香港证券交易所上市，包含30家城市商业银行与13家农村商业银行。在数据来源方面，银行层面的数据来自各银行网站披露的年度报告与招股说明书，城市层面的数据来自各城市的《统计年鉴》、市政府网站、市房地产监管部门网站以及《中国房地产统计年鉴》，货币政策数据来自国家统计局。

## 四、实证分析

### （一）基准回归分析

基准回归结果如表1所示，列（1）、列（3）和列（5）分别检验了城市商品房预售交易比例对当地银行房地产企业贷款、建筑企业贷款以及个人购房贷款不良率的影响，列（2）、列（4）和列（6）则检验了预售交易门槛对上述贷款不良率的影响。可以发现，对于三类信贷资产的不良率，核心解释变量商品房预售交易比例（Presale1）的回归系数均在1%或5%的水平上显著为正，而预售交易门槛（Presale2）的回归系数均显著为负。这说明，当地商品房交易的预售比例越高、预售门槛越低，上述三类贷款的不良比率越高。因此，商品房预售交易提高了银行的信用风险承担水平，该发现与前文的理论假设相符。

<sup>5</sup> 具体来说，房地产开发商在申请商品房预售时需要满足资金投入条件与形象进度条件。在资金投入方面，开发商投入的工程建设资金应达到总投资的25%，该比例由国家住房和城乡建设部统一规定。在形象进度方面，开发商在建房屋的主体结构需达到特定的楼层数量，最低楼层标准取决于房屋的总层数，多由各城市房地产监管部门规定。同时，监管部门会根据当地房地产市场运行状况对商品房预售的形象进度标准进行动态调整。

<sup>6</sup> 由于《建筑设计防火规范》《住宅设计规范》等规定，全国商品房总层数主要分布在6层、11层、18层、26层以及33层。

表 1 基准回归分析结果

变量	Risk1		Risk2		Risk3	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Presale1	0.0605** (2.2160)		0.0565*** (2.6288)		0.0213*** (2.6612)	
Presale2		-1.5781* (-1.8896)		-1.7824** (-2.2246)		-0.7368*** (-2.7323)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
银行	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	211	251	219	260	221	248
Adj.R <sup>2</sup>	0.5820	0.5610	0.5630	0.5700	0.4800	0.4610

注：() 内为  $t$  统计量，\*\*\*、\*\*和\*分别表示在 1%、5%和 10%的水平下显著。下同。

## (二) 稳健性分析<sup>7</sup>

第一，替换核心解释变量。本文进一步使用各城市期房销售面积与总销售面积的比值计算商品房预售交易比例，然后对基准模型重新估计。回归结果表明本文结论依然成立。第二，处理内生性问题。本文选取城市人均房地产企业数量作为工具变量，并使用两阶段最小二乘回归进行检验，结果表明本文结论依然成立，且不存在弱工具变量问题。第三，剔除银行跨区域经营的影响。本文进一步采用各省份（直辖市）的商品房交易数据计算预售金额交易比例与预售面积交易比例，然后对基准模型重新估计。结果表明本文结论依然成立。

## (三) 影响渠道分析

### 1. 关于房地产企业贷款违约率的影响渠道

房地产企业可以通过商品房预售交易提前获得资金然后运用财务杠杆融资，这会导致其杠杆率大幅上升，并加剧银行的风险承担水平。本文以各城市房地产企业总负债与总资产的比值衡量房地产企业的杠杆率（Lev），进一步检验城市商品房预售交易对当地房地产企业杠杆率的影响。回归结果如表 2 列（1）、列（2）所示<sup>8</sup>。可以看出，商品房预售交易比例对房地产企业杠杆率的回归系数在 1%的水平上显著为正，而预售交易门槛的回归系数在 5%的水平上显著为负。这说明，商品房预售交易通过提高房地产企业杠杆率对银行风险承担产生负面影响。

### 2. 关于建筑企业贷款违约率的影响渠道

房地产企业的商品房预售交易会使得建筑企业的应收账款难于回收，这将恶化企业经营过程中的资金周转率，并导致其债务违约风险增加。本文以各城市建筑企业主营业务收入与当期平均资产的比值衡量建筑企业的资金周转率（Turnover），进一步检验城市商品房预售交易对当地建筑企业资金周转率的影响。回归结果如表 2 列（3）、列（4）所示。可以看出，商品房预售交易比例对建筑企业资金周转率的回归系数在 5%的水平上显著为负，而预售交易门槛的回归系数在 5%的水平上显著为正。这说明，商品房预售交易通过恶化建筑企业资金周转率对银行风险承担产生负面影响。

### 3. 关于个人购房贷款违约率的影响渠道

商品房预售交易产生了项目工程停工或烂尾的风险，并且银行发放的购房贷款会因期房无法竣工而面临违约风险。本文以各城市商品房住宅竣工面积与过去两年内期房销售面积的比值衡量期房竣工率（Complete），进一步检验城市商品房预售交易对当地期房竣工率的影响。回归结果如表 2 列（5）、列（6）所示。可以看出，商品房预售交易比例对期房竣工率的回归系数在 1%的水平上显著为负，而预售交易门

<sup>7</sup> 篇幅所限，稳健性检验结果未予以列示，感兴趣的读者可向作者索取。

<sup>8</sup> 由于被解释变量为城市层面的指标，回归模型中的控制变量包含地区宏观经济层面的变量以及城市与年份固定效应。

槛的回归系数在 10%的水平上显著为正。这说明，商品房预售交易通过降低期房竣工率对银行风险承担产生负面影响。

表 2 影响渠道分析结果

变量	Lev		Turnover		Complete	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Presale1	0.1193*** (3.6263)		-0.1901** (-2.2408)		-0.0096*** (-3.8334)	
Presale2		-2.3157** (-2.1504)		7.7661** (2.0881)		0.1496* (1.9077)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	265	286	222	252	274	274
Adj.R <sup>2</sup>	0.9990	0.9990	0.9870	0.9860	0.9230	0.9180

## 五、进一步分析

### (一) 银行对房地产业信贷业务的风险管理

在日常经营中，银行会对房地产企业的信贷业务制定针对性的风险管理措施，大致可分为行业风险管理、企业风险管理以及项目风险管理。在行业层面，具体措施有房地产业的贷款集中度管理、贷款额度与增速限制以及授信标准管理等。在企业层面，有房地产企业的名单制管理、资金流监测、高杠杆融资限制以及贷款压力测试等。在项目层面，有房地产项目的准入资本金比例要求、风险排查、资金用途监测以及销售情况跟踪等。本文认为，严格执行上述风险管理措施有助于银行将信贷资源投放到运营健康、稳健的优质房地产企业，这些企业在预售制度下不会过度追求高负债、高杠杆的经营模式，使银行的风险承担水平较小。

因此，本文将样本银行分为两组，第一组银行在其当年财务报告中披露上述风险管理措施，第二组银行则没有披露相关内容，然后检验商品房预售交易对银行房地产贷款风险承担（Risk1）的影响，回归结果如表 3 列（1）至列（4）所示。可以看出，对于在当年加强房地产企业风险管理的银行，商品房预售交易对其风险承担的影响不显著，而对于其余银行，预售交易将导致其风险承担水平上升。这说明，银行加强房地产企业信贷业务的风险管理能够有效减弱商品房预售交易对其风险承担的不利影响。

表3 进一步分析：银行对房地产企业信贷业务的风险管理

变量	银行信用风险管理			
	第一组		第二组	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	Risk1	Risk1	Risk1	Risk1
Presale1	0.1175 (0.9116)		0.0742** (2.4733)	
Presale2		-0.4775 (-0.1363)		-2.0866** (-2.1654)
控制变量	控制	控制	控制	控制
银行	控制	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制	控制
观测值	50	66	159	183
Adj.R <sup>2</sup>	0.6610	0.5230	0.5490	0.5780

### (二) 预售资金提取流程的监管模式

考虑到房地产企业违规挪用预售资金是商品房预售交易产生信用风险的直接原因，现从预售资金监管角度分析预售交易的信用风险。目前，商品房预售资金的监管模式主要分为政府监管、银行监管以及第三方中介机构监管。在政府监管模式下，多数城市规定开发商在提取预售金时应将施工合同、采购合同与工程形象证明等材料报送当地房地产管理部门，然后该部门根据相关材料对提取申请进行审批。只有管理部门出具同意拨付的意见后，开发商才能从银行监管账户中提取相应的额度。本文认为，政府部门具有较强的行政约束力，且与开发商的利益关系相对独立，这使得政府监管模式有助于预售资金的专款专用，可以降低预售交易对银行风险承担的影响。因此，本文根据各城市监管部门的规定将样本城市分为两组，第一组城市的开发商在提取预售款前应向当地房地产管理部门提交申请并出具证明材料，而第二组城市的开发商则直接向银行申请提取即可，然后检验商品房预售交易的异质性影响，具体结果如表4所示。

表4中的 PanelA 与 PanelB 分别检验了两组样本城市商品房预售交易对当地银行涉房风险承担的影响。可以看出，对于预售资金提取应向房地产管理部门申请并提交材料的样本，商品房预售交易对当地银行风险承担的影响不显著，而对于其他样本，预售交易将导致银行风险承担水平上升。这说明，相较于银行与中介机构，房地产管理部门对开发商预售资金提取的审批流程可以缓解商品房预售交易带来的信用风险。

表 4 进一步分析：预售资金提取流程的监管模式

Panel A: 预售款提取需要向房地产管理部门申请并出具材料的样本						
变量	Risk1	Risk2	Risk3	Risk1	Risk2	Risk3
Presale1	0.0364 (0.7107)	0.0311 (0.8037)	0.0275 (1.5290)			
Presale2				3.3302 (1.4035)	2.4546 (1.6281)	-0.8055 (-0.8140)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
银行与年份	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	95	92	97	129	127	117
Adj.R <sup>2</sup>	0.6040	0.6780	0.4890	0.6050	0.6520	0.6110
Panel B: 预售款提取无需向房地产管理部门申请并出具材料的样本						
变量	Risk1	Risk2	Risk3	Risk1	Risk2	Risk3
Presale1	0.0829** (2.1890)	0.0570** (2.3967)	0.0195** (2.1331)			
Presale2				-2.9297*** (-2.6767)	-1.9828** (-2.3982)	-0.6541* (-1.8841)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
银行与年份	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	116	127	124	122	133	131
Adj.R <sup>2</sup>	0.5690	0.4870	0.4260	0.5550	0.5800	0.3970

### (三) 商品房价格泡沫

2004 年以来，国内商品房价格进入快速上涨阶段，商品房泡沫化、金融化现象较为严重，且不同城市的房价泡沫水平差异较大。过高的房价泡沫会引发房地产企业的冒险动机以及银行与购房者的非理性预期（谭政勋和陈铭，2012），增加商品房预售带来的信用风险。一方面，过高的房价诱使房地产企业采取更加激进的经营战略，使其在经营中通过买地、建项目的方式过度追求资产规模扩张而忽视自身的风险。另一方面，非理性的房价泡沫会催生银行与购房者的乐观预期。银行认为高房价可以保障房地产企业和建筑企业信贷资产的盈利性与安全性，并将更多信贷资源投放至上述两个行业。购房者则会在房价上涨中产生投资动机，使其在购买期房时放松对开发商财务资质的审慎考察。

因此，本文以各城市房价收入比指标衡量当地的商品房价格泡沫程度，并根据该指标的中位数将样本城市分为高房价泡沫组与低房价泡沫组，然后进行分组回归检验。表 5 中的 PanelA 与 PanelB 分别检验了两组样本城市商品房预售交易对当地银行涉房风险承担的影响。可以看出，对于房价泡沫较高的样本，商品房预售交易会导致当地银行的风险承担水平上升，而对于其他样本，商品房预售交易的影响则不显著。这说明，抑制房价过快增长、促使房价保持在合理区间可以消除房地产市场的非理性因素，保障房地产企业向健康发展模式平稳过渡，缓解商品房预售带来的信用风险。

表 5 进一步分析：商品房价格泡沫

Panel A: 城市商品房价格泡沫较高的样本						
变量	Risk1	Risk2	Risk3	Risk1	Risk2	Risk3
Presale1	0.0322* (1.7603)	0.1081*** (3.2756)	0.0236*** (2.6600)			
Presale2				-2.5956** (-2.0291)	-1.8176** (-2.0070)	-0.8930*** (-3.2168)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
银行与年份	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	111	114	122	127	138	137
Adj.R <sup>2</sup>	0.5420	0.6070	0.5900	0.6060	0.5430	0.6740
Panel B: 城市商品房价格泡沫较低的样本						
变量	Risk1	Risk2	Risk3	Risk1	Risk2	Risk3
Presale1	0.0300 (0.8297)	-0.0175 (-0.5744)	-0.0038 (-0.1690)			
Presale2				-0.8721 (-0.5853)	-0.7061 (-0.7557)	0.3370 (0.2661)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
银行与年份	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	100	105	99	124	122	111
Adj.R <sup>2</sup>	0.2820	0.5920	0.4130	0.5430	0.6690	0.3920

## 六、研究结论与政策建议

本文以国内上市地方性商业银行为研究对象，搜集整理银行所在城市的房地产企业与建筑企业经营数据，实证检验商品房预售交易带来的信用风险。主要研究结论如下：第一，商品房预售交易会显著提高银行对房地产企业贷款、建筑企业贷款与个人购房贷款的信用风险承担。第二，商品房预售交易通过提高房地产企业杠杆率、恶化建筑企业资金周转率以及降低期房竣工率三种渠道分别对三类信贷资产的资产质量产生负面影响，加剧银行风险承担。第三，银行加强对房地产企业信贷业务的风险管理有助于其将信贷资源投放到运营健康、稳健的优质房地产企业，可有效减弱商品房预售交易对其风险承担的不利影响。第四，政府主导的预售资金提取监管与合理的房价水平均能够缓解商品房预售交易带来的信用风险，前者可以规范房地产企业对预售资金的违规挪用，而后者可以减弱房地产企业的冒险动机以及银行和购房者的非理性预期。结合上述研究结论，本文提出以下政策建议。

第一，商业银行应高度重视房地产领域的风险敞口控制和资产质量管理，进一步提升信用风险防控水平。在风险敞口方面，严格落实房地产贷款集中度管理，在支持保障性、租赁性住房的基础上引导金融资源流向实体经济，遏制商品房金融化和泡沫化。在资产质量方面，实行房地产企业名单制管理，重点支持治理完善、聚焦主业、资质良好的房地产企业，定期开展项目风险排查，实时监测销售资金用途，保障项目资金封闭化管理。

第二，监管部门应加强商品房预售资金监管，通过法律法规保障预售资金的“专户专存”与“专款专用”。一方面，规范商品房交易的网签、备案程序，确保购房者的定金、首付款、购房贷款等资金足额汇入指定的银行监管账户。另一方面，运用政府部门的行政监管优势规范预售资金提取流程，根据项目进度确定重点监管资金额度，并在证明材料真实、施工现场查勘的前提下拨付预售资金。此外，相关法

规应明确开发商、资金监管银行与工程监理公司的法律责任，建立公开的信用管理体系和明晰的行政处罚措施。

第三，在满足刚性和改善性住房需求的同时，将房价保持在合理区间。我国房地产市场供求关系已发生重大变化，地方政府应因城施策用好政策工具箱，调整优化房地产政策。一方面，可通过城中村改造、闲置房产盘活等方式加大保障性住房供给，逐步建立起多主体供给、多渠道保障、租购并举的住房制度。同时，监管部门可鼓励、引导企业由“重资产”模式转变为持有型、混合型的“轻资产”模式。另一方面，可在充分化解房地产企业资金流动性风险的基础上，因城施策、循序渐进地推行商品房现房销售，降低房地产开发业务对预售资金与银行信贷的依赖。

## 参考文献

- [1] 白鹤祥, 刘社芳, 罗小伟, 刘蕾蕾, 郝威亚. 基于房地产市场的我国系统性金融风险测度与预警研究[J]. 金融研究, 2020 (8): 54-73
- [2] 陈红敏. 关于建筑企业建设工程款以房抵款的研究[J]. 行政事业资产与财务, 2022 (24): 40-42
- [3] 陈卫东, 熊启跃, 盖新哲. 我国房地产企业风险特征与化解机制研究[J]. 社会科学辑刊, 2023 (2): 152-162
- [4] 方意. 系统性风险的传染渠道与度量研究——兼论宏观审慎政策实施[J]. 管理世界, 2016 (8): 32-57
- [5] 方意, 郑子文. 系统性风险在银行间的传染路径研究——基于持有共同资产网络模型[J]. 国际金融研究, 2016 (6): 61-72
- [6] 郝晓明, 郝生跃, 任旭. 我国建筑业进入壁垒度量及其影响因素研究[J]. 工程管理学报, 2014 (3): 22-26
- [7] 江振龙. 房地产市场波动、宏观审慎政策有效性与双支柱调控[J]. 统计研究, 2023 (2): 101-116
- [8] 况伟大, 王琪琳. 房价波动、房贷规模与银行资本充足率[J]. 金融研究, 2017 (11): 34-48
- [9] 李嘉, 董亚宁, 贺灿飞. 越负债, 越投资? ——住房金融化下的房企负债—投资行为与空间分异[J]. 经济管理, 2020 (8): 171-189
- [10] 李政, 李丽雯, 刘淇. 我国行业间尾部风险溢出的测度及时空驱动因素研究[J]. 统计研究, 2024 (2): 64-76
- [11] 梁冬梅, 于平. 完善我国房地产销售制度的思考[J]. 经济纵横, 2011 (2): 84-87
- [12] 陆嘉玮, 陈文强, 贾生华. 债务来源、产权性质与房地产企业过度投资[J]. 经济与管理研究, 2016 (9): 126-136
- [13] 潘敏, 周闯. 宏观审慎监管、房地产市场调控和金融稳定——基于贷款价值比的 dsge 模型分析[J]. 国际金融研究, 2019 (4): 14-23
- [14] 宋勃, 雷红. 银行信贷冲击与房地产价格波动: 1999—2014——基于我国一、二线城市面板数据分析[J]. 财经科学, 2016 (5): 12-19
- [15] 谭政勋, 陈铭. 房价波动与金融危机的国际经验证据: 抵押效应还是偏离效应[J]. 世界经济, 2012 (3): 146-159
- [16] 万国华, 谭辉. 废止商品房预售制度之初探——以商品房融资的替代与创新为路径[J]. 天津商业大学学报, 2017 (5): 68-73
- [17] 易宪容. 信用扩张的合理界限与房价波动研究[J]. 财贸经济, 2009 (8): 5-14
- [18] 张澄, 沈悦. 房价波动、风险约束与银行信贷——来自中国银行业的经验证据[J]. 经济与管理研究, 2018 (8): 15-26
- [19] 祝继高, 李天时, 尤可畅. 房地产价格波动与商业银行贷款损失准备——基于中国城市商业银行的实证研究[J]. 金融研究, 2017 (9): 83-98
- [20] Chakraborty I, Goldstein I, MacKinlay A. Housing Price Booms and Crowding-out Effects in Bank Lending[J]. The Review of Financial Studies, 2018, 31 (7): 2806-2853
- [21] Cuñat V, Cvijanović D, Yuan K. Within-bank Spillovers of Real Estate Shocks[J]. The Review of Corporate Finance Studies, 2018, 7 (2): 157-193
- [22] Koetter M, Poghosyan T. Real Estate Prices and Bank Stability[J]. Journal of Banking & Finance, 2010, 34 (6): 1129-1138
- [23] Pan H, Wang C. House Prices, Bank Instability, and Economic Growth: Evidence from the Threshold Model[J]. Journal of Banking & Finance, 2013, 37 (5): 1720-1732

## The Pre-sale of Commercial Housing and Commercial Banks' Credit Risk-taking

### ——Evidence from Chinese Local Banks

Li Zhihui Zhu Minghao<sup>1</sup>

(1. School of Economics, Nankai University)

**Summary:** Since 2020, debt defaults of Chinese real estate enterprises occur frequently, and the number of real estate enterprises that went bankrupt is very high. Some large real estate enterprises have been mired in serious liquidity and debt default crisis. In this context, the steady development of the real estate market has become an important issue in preventing economic and financial risks in China.

Using a sample of 43 Chinese listed local banks from 2009 to 2022, this paper measures the level of real estate pre-sale in city with transaction proportion and transaction threshold, and then empirically examines the impact of the pre-sale of commercial housing on banks' credit risk-taking. It is found that, the real estate pre-sale transaction significantly increases the default risk of bank loan assets, involving commercial real estate loans, commercial construction loans, and residential mortgage loans, which leads to the higher risk-taking of commercial banks. This conclusion still holds after a series of robustness tests. The channel analysis suggests, the real estate pre-sale transaction has negative impacts on the loan assets' quality by increasing the leverage ratio of real estate enterprises, decreasing the turnover ratio of construction enterprises and decreasing the completion ratio of housing. Furthermore, this paper finds that, the risk management of banks on commercial real estate loans can effectively alleviate the negative impact of the real estate pre-sale transaction on banks' risk-taking. Moreover, the regulatory on pre-sale funds conducted by government and reasonable housing price can also effectively alleviate this negative impact.

The conclusions are of great practical value to preventing real estate financial risk. Firstly, commercial bank should attach great importance to restraint on risk exposure and asset quality management involving real estate sector. Secondly, government should strengthen the supervision of commercial housing pre-sale funds and ensure the safety of pre-sale funds. Thirdly, the regulator should maintain house price within a reasonable range.

**Keywords:** The Pre-sale of Commercial Housing; The Regulatory on Pre-sale Funds; Real Estate Enterprises; Real Estate Financial Risk

# 跨境人民币新观察：特点、问题与对策

## ——基于企业问卷调查<sup>1</sup>

涂永红<sup>2</sup> 陆利平<sup>3</sup> 吴翌琳<sup>4</sup> 陈昭晶<sup>5</sup> 王景业<sup>6</sup>

**【摘要】**强大的货币是金融强国必须具备的六大核心关键金融要素之一。人民币已成为第五大国际货币，但是与我国的国际经济地位相差甚远。人民币国际化是市场选择的结果，企业是推动人民币国际化的主力军。与以往研究多关注宏观视角不同，本文立足于企业问卷调查，通过描述性统计分析，首次从微观主体的全新角度揭示人民币国际化的现状、存在问题及发展趋势。研究发现，企业跨境人民币结算的动机呈现多样性，资产安全性是首要考虑因素。政策复杂性、资本流动限制、风险对冲工具不足是企业跨境人民币结算的堵点。为了调动市场主体的积极性，稳慎有序推进人民币国际化，建议政府完善跨境人民币政策和法律法规，优化金融市场基础设施；金融机构提供定制化的跨境人民币综合金融方案，满足企业多元需求，发展人民币离岸市场；发挥我国在全球产业链供应链中的比较优势，增加企业的跨境人民币结算场景，共同营造良好的跨境人民币生态。

**【关键词】**跨境人民币 企业问卷 贸易结算 金融服务

### 一、企业是进一步推动人民币国际化的生力军

#### （一）人民币国际化稳步发展需久久为功

人民币国际化是我国金融高水平开放的题中之义，是建设金融强国的必由之路。近年来，全球地缘政治格局日益复杂严峻，世界经济增长乏力，产业链供应链面临重塑，各国复苏进程有所分化。我国加快构建新发展格局，着力推动经济高质量发展，以制度型开放为重点推进金融高水平开放，切实提高人民币国际使用广泛性、便利性，不断为人民币国际化增添“含金量”、注入新动能。随着“一带一路”、RCEP等区域合作框架高质量实施，人民币国际使用场景不断拓宽，区域接受度进一步提升。2023年，在贸易计价结算方面，跨境人民币结算规模创历史新高，全球跨境贸易中人民币计价结算占比突破4%。在国际支付方面，人民币超过日元成为第四大支付货币。在国际金融计价交易方面，人民币直接投资稳步增长，金融周期分化与波动下人民币融资功能增强，人民币国际贷款大幅增长，国际债券发行量显著扩张，人民币使用走出“融资贵、融资难”困境。在国际储备方面，2023年末人民币在全球外储中占比为2.29%，同比略有回落。尽管人民币国际化取得了不错的成绩，应该清醒地认识到，人民币的国际地位远低于中国的国际经济地位，不足以为中国的发展和提供国际支付保障。历史表明，货币博弈是大国博弈的主战场，在当前国际货币多元化趋势下，美国必然会采取各种手段，巩固美元霸权。要打破美元路径依赖，需要我国上上下下、各行各业勠力同心，久久为功，坚定不移推动人民币国际化，让人民币成为强大的货币。

#### （二）微观视角观察企业跨境人民币十分必要

企业是推动人民币国际化的生力军。激发企业的主动性和积极性，加速货币替换进程，在跨境贸易结

<sup>1</sup> 本文系中国人民大学国际货币研究所（IMI）工作论文，编号 IMI Working Paper No.2411

<sup>2</sup> 涂永红，中国人民大学国际货币研究所（IMI）副所长、长江经济带研究院院长

<sup>3</sup> 陆利平，中国人民大学国际货币研究所（IMI）研究员

<sup>4</sup> 吴翌琳，中国人民大学统计学院

<sup>5</sup> 陈昭晶，中国人民大学财政金融学院

<sup>6</sup> 王景业，中国人民大学财政金融学院

算和金融交易中更多使用人民币，是推动人民币国际化迈上新台阶的关键。鉴于现有的人民币国际化研究多集中于宏观层面，更多关注的是政策、制度、国际合作、货币互换、国际货币体系改革、人民币离岸市场等宏观问题，较少深入研究企业跨境人民币使用情况，本研究开辟的一个全新的观察视角，聚焦企业动机和行为模式，从微观层面多维度动态追踪人民币国际化进程，旨在全面揭示企业跨境人民币的新特点、新问题，为政策制定者提供精准的靶向，也为企业、金融机构优化决策和业务提供科学的依据。

本研究通过走访政府主管部门、大型国有企业、商业银行、中小贸易企业、第三方支付平台，精心设计调查问卷，以期抓住关键和重点，客观反映企业跨境人民币使用情况。尤其是，根据我国企业结构分布特点，合理安排问卷发放对象的行业、区域、性质等结构，力求问卷调查的代表性和科学性。截至 2024 年 3 月 31 日，本调查共计回收 1657 家企业答卷。按所有制进行划分，中资民营企业占比超过 71%，中资国有企业占比为 13%，外资企业占比约 15%。按企业所在地区进行划分，75%以上的受调查企业位于东亚，约 14%位于中亚，位于东南亚的仅约 7%，位于其他地区的不到 5%。按主要客户所在地区划分，逾四成受调查企业以东亚、欧洲为主，逾三成以东南亚为主，近三成以北美为主，主要客户在其余地区的企业占比均不足二成。按企业所从事行业划分，42%从事制造业，32%从事批发和零售业。从事其他行业的企业仅占约四分之一。按员工数量划分，逾六成企业的员工数量少于 100，约 17%介于 100 和 300 之间，约 7%介于 300 和 500，约 13%的企业拥有超过 500 名员工。按 2023 年销售收入划分，近七成在 5000 万美元以内。按 2023 年出口额占销售收入比例划分，10%以下、10%~50%及 50%以上的企业比例大致相等。毫无疑问，受调查企业的结构基本上反映了我国当下的对外贸易的结构，使用描述性统计方法得到的观察结果，能够代表我国企业跨境人民币使用的整体情况。

## 二、企业跨境人民币观察概览

### （一）跨境人民币场景覆盖面广

贸易结算和外汇交易是企业跨境人民币的主要业务。逾七成企业存在人民币跨境贸易结算业务，近六成企业存在人民币外汇交易业务（如表 1“总体占比”条所示）。从事人民币贸易融资、跨境人民币现金管理业务，或存在离岸人民币收付（包括与第三方合作）、离岸人民币融资（贷款、应收账款融资、债券）、离岸人民币存款及离岸人民币财富管理的均不足受调查企业的四分之一。

不同行业的企业使用人民币的场景有所差异。从事第一产业的企业有较多的人民币贸易融资、离岸人民币融资业务；从事第二产业的企业有较多的人民币跨境贸易结算、跨境人民币现金管理、离岸人民币收付、离岸人民币存款；从事第三产业的企业除离岸人民币收付和存款外，跨境人民币使用的比例均是三大类产业中最小的。

表 1 企业跨境人民币使用场景及其占比

问题	人民币跨境贸易结算		人民币贸易融资		人民币外汇交易		跨境人民币现金管理	
	有	无	有	无	有	无	有	无
总体占比	73.0%	27.0%	19.2%	81.8%	57.3%	42.7%	17.0%	83.0%
一产企业	73.5%	26.5%	23.5%	76.5%	58.8%	41.2%	17.6%	82.4%
二产企业	78.0%	22.0%	21.8%	78.2%	58.4%	41.6%	19.9%	80.1%
三产企业	68.9%	31.1%	16.8%	83.2%	56.2%	43.8%	14.4%	85.6%
问题	离岸人民币收付		离岸人民币融资		离岸人民币存款		离岸人民币财富管理	
	有	无	有	无	有	无	有	无
总体占比	24.0%	76.0%	6.3%	93.7%	10.0%	90.0%	5.4%	94.6%
一产企业	25.9%	74.1%	11.8%	88.2%	5.9%	94.1%	5.9%	94.1%
二产企业	24.7%	75.3%	8.0%	92.0%	11.3%	88.7%	6.0%	94.0%
三产企业	23.6%	76.4%	4.6%	95.4%	9.0%	91.0%	4.8%	95.2%

## （二）跨境人民币结算动机具有多样性

企业跨境人民币使用的动机是多样的，安全动机排在首位。如图 1 所示，近七成企业使用人民币结算是出于对“资产安全性”的考量，近一半企业则为了优化“风险配置”，约 35%的企业是出于“现金管理”的需要，约 30%则认为人民币“收益可观”。其他方面考量包括客户需求、地缘政治和交易方便等。

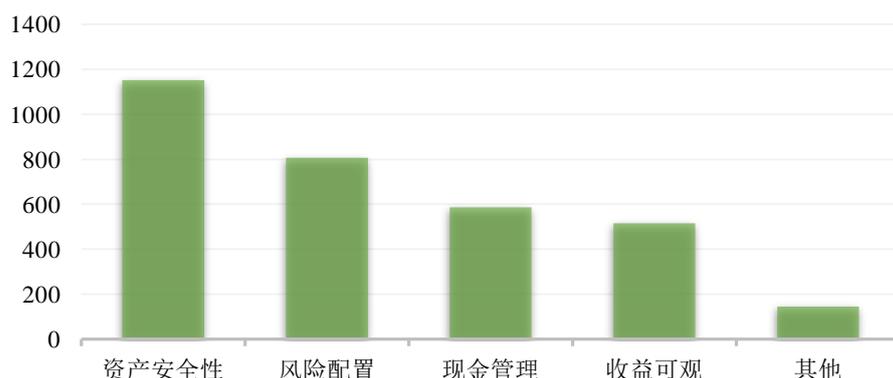


图 1 企业跨境人民币使用动机

## （三）跨境人民币结算的主要障碍

我国尚未完全放开资本管制，境外一些国家也有较强的外汇管制。企业跨境人民币结算面临一些阻碍。如表 2 所示，约六成受调查企业认为“政策复杂”是主要障碍，四成以上认为困难在于“法律法规的兼容性”和“资本流动障碍”，近三成认为“投资范围受限”，而二成认为“风险对冲的衍生品工具不足”。

跨境人民币的阻碍因素也存在行业差异。从事第二、三产业的企业对跨境人民币结算面临障碍的排序与受调查企业总体一致；从事第一产业的企业对法律法规的兼容性的担忧相对于对资本流动障碍的担忧略微大于主营其他行业的企业。此外，还存在企业性质的差异。民营企业、外资企业对跨境人民币结算面临障碍的排序与受调查企业总体一致；国有企业认为法律法规的兼容性较资本流动障碍更大，民营企业、外资企业则更担心资本流动障碍。

表 2 按行业划分的跨境人民币结算障碍

	第一产业	第二产业	第三产业
政策复杂	24	480	550
法律法规的兼容性	12	315	387
资本流动障碍	11	348	397
投资范围受限	6	220	244
风险对冲的衍生品工具不足	4	162	166
其他	6	52	53

图 2 显示，791 家受调查企业认为“交易对手不愿意用人民币”是目前使用人民币进行跨境贸易结算的主要风险和困难，其中 504 家企业认为该困难与去年同期相比不变，183 家认为困难较去年同期增大，104 家认为困难较去年同期减小；559 家认为“人民币汇率波动”是目前使用人民币进行跨境贸易结算的主要风险和困难，其中 297 家企业认为该风险较去年同期增大，142 家认为风险与去年同期相比不变，120 家认为风险较去年同期减小。

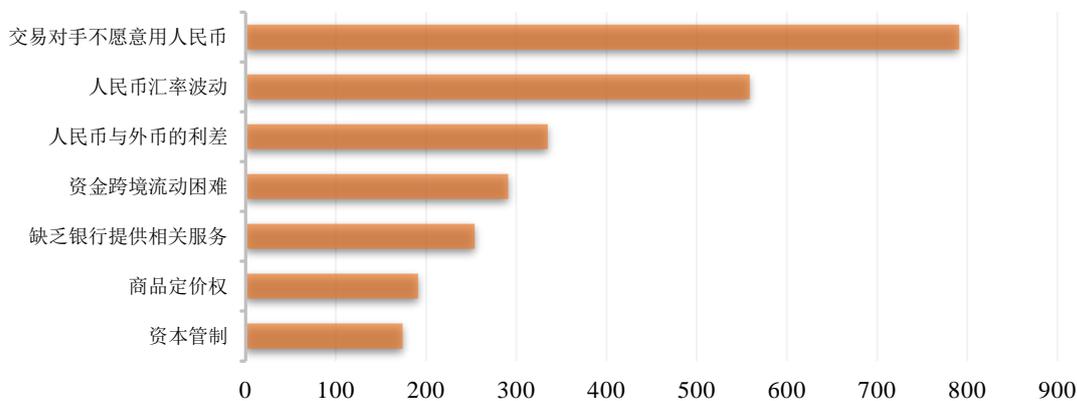


图 2 跨境贸易人民币结算的主要风险和困难

#### （四）企业跨境人民币的需求和期望

更多政策支持和更好的金融服务，是企业扩大跨境人民币使用的期望和需求。图 3 显示，按照从大到小排序，受调查企业的需求和期望为：政策支持、增加跨境人民币贸易结算或投资、资金进出境更加便利、政策解读、政策持续性、合作银行加入 CIPS 和外资商业银行在国内直接开人民币账户。



图 3 企业跨境人民币业务的特定需求或期望

### （五）企业跨境人民币结算展望

企业跨境人民币使用具有稳中求进的趋势。问及下一季度（2024年二季度）是否增加、增加多少跨境人民币结算金额时，近八成企业表示维持现状不变，近一成企业计划增加10%，9%的企业计划增加10%~50%，2%的企业甚至计划增加50%~100%。

## 三、跨境人民币使用的新亮点

### （一）人民币国际化的企业基础更牢

从企业所在地区和主要客户所在地区来看，75%以上的受调查企业位于东亚，反映了中国与周边国家和地区紧密经济联系。中国作为东亚地区的主要经济体，其货币在区域内的流通和使用具有天然优势。此外，逾四成企业的主要客户在欧洲和北美，从微观角度展现了中国企业参与贸易的广泛性和中国在国际贸易中的核心地位，这为人民币国际化提供了广阔的舞台。

从企业所从事的行业来看，制造业和批发零售业占据了绝大多数，中国制造业的全球竞争力和批发零售业的广泛网络，为人民币在国际贸易结算中的使用提供了坚实的基础。从企业所有制结构和企业规模来看，中资民营企业在调查中占比超过71%，逾六成企业的员工数量少于100人，近七成的企业年销售收入在5000万美元以内，这表明中国民营企业在国际贸易中扮演重要角色。民营企业、中小企业的活力和创新能力，以及对市场变化的快速响应，是推动中国贸易发展的重要力量；中资国有企业占比13%，但国有企业一般规模较大，实力雄厚，二者共同为人民币在国际贸易中的广泛应用提供了坚实的基础。同时，外资企业（15%）的参与也显示了中国经济的开放性和多元化，能够为人民币构建健康的境外循环提供基础。

### （二）企业跨境人民币结算的主动性更强

有1657家企业参与问卷调查，超出了我们的预期，说明有大量的企业关注人民币国际化议题，愿意分享他们的实践经验、反映他们的需求和呼声。参与调研的企业类型多样、行业和地区覆盖广泛，反映了企业参与跨境人民币业务的广泛性。超过七成企业使用人民币跨境贸易结算业务，表明人民币在跨境交易中的使用已经相当普遍，从企业微观层面证实了我国自推动人民币国际化以来取得的成就。企业对收益、资产安全、风险配置、现金管理等方面的重视程度不同，多样化的使用动机有利于进一步鼓励不同企业在不同场景下广泛使用人民币。企业需要个性化的跨境人民币解决方案，表明企业不仅在使用人民币进行交易，也在寻求更多与人民币相关的金融服务，这有助于推动金融机构开发更多人民币相关的金融产品。

### （三）跨境人民币应用场景更多

从使用场景来看，企业不仅在日常跨境贸易结算（72.98%）和外汇交易（57.13%）中广泛使用人民币，也将其应用于其他金融活动领域。例如，19.18%的企业使用人民币进行贸易融资，体现出这些企业认识到使用人民币进行融资的低汇率风险、低融资成本等优势；16.98%的企业涉及跨境人民币现金管理业务，说明一些企业已经开始使用人民币进行复杂的现金流和资金管理操作，以提高资金使用效率，降低运营成本；另外，23.81%的企业参与离岸人民币收付，并有少量企业参与其他离岸人民币业务，表明企业对人民币国际化的深度、广度不断探索、尝试的态度，也展现了离岸人民币市场的进一步发展。这些数据表明，人民币的使用场景较为丰富多元。虽然某些业务的使用比例相对于跨境贸易结算等常用业务而言较低，他们的存在仍然丰富了人民币的国际化使用场景，有利于提高其国际金融市场中的竞争力。

从人民币风险管理来看，样本中的一部分企业对于离岸人民币相关的金融衍生品较为重视，认为离岸人民币期货合约、非现金交割远期合约、本金交割远期合约/互换合约、在案衍生品等金融产品非常重要的企业均超过10%，进一步丰富了人民币的使用场景。

### （四）跨境人民币使用动机更足

积极健康的使用动机是夯实人民币国际化成果的关键因素之一。调研显示，企业在选择使用人民币进行跨境交易时，综合考虑并充分享受其带来的各方面的益处，一方面体现了推进人民币国际化的必要性，

另一方面也为人民币国际化的稳步推进提供了微观基础。

资产安全性是企业使用人民币结算的最主要考量，占比高达 68.35%。在当前全球政治经济不确定性增加的背景下，企业更加重视资产的安全性和稳定性。使用人民币进行结算，可以帮助企业规避外汇风险和潜在的制裁风险，保护资产价值稳定。风险配置也是企业考虑的重要因素，占比达到 47.92%。企业通过使用人民币结算，可以更好地管理和分散由于货币汇率变动带来的风险。从影响跨境贸易人民币结算的因素来看，降低外汇风险也是重要的考虑因素（认为非常重要的企业占比最高）。这种风险分散策略有助于企业在全球市场中保持竞争力，同时也促进了人民币在国际金融体系中的稳定使用。现金管理的需求也是企业选择人民币结算的一个重要原因，占比为 34.86%。使用人民币进行现金管理，可以简化企业的财务操作流程，提高资金使用效率。对于在中国有业务往来的企业来说，使用人民币可以减少货币兑换的环节，降低交易成本和时间。此外，还有 30.58%的企业认为使用人民币结算收益可观。这可能与人民币汇率的相对稳定和中国经济的持续增长有关。企业预期通过使用人民币结算能够获得更好的贸易条件和价格优势，从而提高自身的盈利能力。

## 四、跨境人民币值得关注的新闻问题

### （一）业务太集中，特定业务参与比例较低

虽然人民币的使用场景较为丰富，但是各业务的发展水平有明显的差距。例如，人民币在贸易融资领域的应用比例相对较低，只有 19.18%的企业进行了人民币贸易融资，显然，在人民币成为低息货币的历史性机遇下，人民币的融资功能并没有得到充分发挥。跨境人民币现金管理的应用比例只有 16.18%，可能反映出企业在实践相关业务时存在信息不对称、操作不便或风险管理工具不足等问题；离岸人民币相关的各种业务的应用比例也普遍较低，直接影响到人民币在国际金融市场中的竞争力。企业使用离岸人民币业务较少体现出离岸人民币市场还有较大的发展空间，鉴于离岸人民币市场对于人民币国际化的重要作用，有必要对其进行深入分析，例如，离岸人民币资金池较小、流动性不足、市场进入不便等可能都是重要的影响因素。

低比例的特定业务可能与以下因素有关：首先，政策环境和法规框架可能尚未完全适应人民币国际化的需要，导致企业在使用人民币进行某些业务时感到不便或受限。其次，金融机构可能还没有完全准备好支持企业在这些领域的人民币业务，例如缺乏专业的金融产品和服务、交易成本较高或服务效率低下等。最后，企业自身对于使用人民币进行特定业务的认知和能力也可能不足，需要通过培训和指导来提升。

另外，在所有业务类型中，国有制企业的参与比例均为最高，民营企业次之，外企最低，体现出人民币国际化仍处于起步阶段，跨境人民币业务的普及度，尤其是对外企的吸引程度，还有待进一步提高。

### （二）政策太复杂，一致性和兼容性较差

调研结果显示，企业普遍认为政策复杂性、一致性和兼容性是跨境人民币结算进一步发展的主要障碍之一。高达 63.84%的企业认为跨境人民币结算面临的主要障碍是政策复杂，43.23%认为法律法规的兼容性也是重要的影响因素；值得注意的是，分行业、分所有制来看，政策复杂性在所有类型的企业中均占比最高，体现出问题的普遍性。在人民币业务方面，更好的政策支持、更细致的政策解读和更有持续性的政策也都在企业的需求和期望中排名靠前。鉴于政策支持对于推进人民币国际化的重要作用，企业对相关问题的强调和反应必须引起政策制定者的足够重视。

涉及跨境人民币使用的法律法规可能包含众多条款和细则，这些规定可能在不同的经济领域和交易类型中有所差异，使得企业难以全面理解和掌握。此外，政策的更新和调整可能频繁，企业需要不断适应新的政策环境，这可能会分散企业运营的注意力和资源。政策复杂性还可能导致企业在实际操作中遇到困难。例如，企业在进行人民币跨境结算时，可能需要完成一系列繁琐的审批和报告程序，这些程序可能涉及多个政府部门和金融机构。如果政策指导不明确或执行标准不一致，企业可能会感到困惑和无所适从，从而影响交易的效率和顺畅性。此外，政策复杂性还可能影响企业对人民币国际化的信心和参与度。如果企业

认为使用人民币进行跨境交易的门槛过高，或者担心政策变动带来的不确定性，它们可能会选择更为熟悉和稳定的货币进行交易，从而限制了人民币在国际市场上的使用和发展。

### （三）路径依赖太强，交易对手人民币接受度较低

美元的国际货币地位仍旧很强大，在跨境交易中，即使企业使用人民币的意愿较高，但交易对手持保留态度或拒绝接受，限制了人民币的使用。有 46.97% 的企业认为交易对手不愿意使用人民币是目前使用人民币进行跨境贸易结算的主要风险和困难。究其原因，这既体现了人民币在国际市场上的接受度不高，也反映出交易对手对人民币汇率波动、政策不确定性、境外使用场景受限、业务流程不熟悉等问题。

### （四）资本流动障碍太多，企业风险对冲存在困难

有 45.78% 的企业认为资本流动障碍是跨境人民币结算面临的主要问题之一，如资金出入境审批要求、额度控制以及税收政策等。这些障碍增加了企业跨境人民币结算的复杂性和成本，降低了交易的效率。资本流动障碍还可能影响企业对人民币作为投资和融资工具的利用。例如，企业可能因为资本流动的限制而难以充分利用人民币进行海外投资或吸引外资。这不仅限制了企业自身的发展，也影响了人民币在国际金融市场中的使用和认可。此外，资本流动障碍增加了企业风险管理的难度，致使企业可能难以通过衍生品市场等工具有效管理跨境人民币业务风险。20.07% 的受调查企业反映，风险对冲的衍生品工具存在不足；约 30% 的企业认为，人民币汇率波动是他们跨境人民币结算和跨境直接投资的主要风险。

### （五）金融服务网络太小，覆盖面和深度不足

调研结果显示，中资银行及其境外机构在提供跨境人民币服务中占据主导地位（约 90%），这表明在推动人民币国际化方面，中国本土金融机构发挥了重要作用。这些机构通常对人民币业务更为熟悉，且受到中国政策和监管环境的直接支持，因此在服务中国企业“走出去”和吸引外资“引进来”方面具有优势。然而，境外本地银行和跨国银行在提供人民币服务方面的占比较低，体现出人民币国际化仍然处于初级发展阶段，未能吸引足够的国际金融机构参与到提供人民币金融服务的市场中来。这一方面反映了人民币对境外主体的吸引力有待提高，另一方面可能也与监管和合规要求有关。在持续推进金融高水平发展的大背景下，持续关注该指标的变化有助于更全面的理解人民币国际化的进程。

## 五、全方位制定新举措合力推进人民币国际化

在当前全球经济一体化及金融市场日益开放的背景下，推动人民币国际化是建设强大的货币的必由之路。政府、金融机构和企业应积极采取针对性措施，共同营造跨境人民币结算的良好生态。

### （一）政府层面

一是加强部门协作，优化跨境人民币业务政策，提供更多的政策指导和支持，进一步简化跨境人民币结算流程，降低相关手续费用，增强企业跨境人民币结算动机。重视对企业的政策解读和培训，提高企业对人民币国际化业务的认知和参与度。二是不断完善法律法规，提高法律法规的兼容性和一致性，为企业跨境人民币营造清晰、稳定的法律环境。三是坚定不移推动金融高水平开放，吸引更多外资金融机构在华展业，拓宽外资银行跨境人民币结算的渠道。支持离岸人民币市场有序健康发展，充分发挥清算行连接离岸和在岸市场的桥梁作用，便利更多境外企业和机构以及第三方国家使用人民币。四是抓住当前人民币利率较低的时间窗口，发挥人民币融资货币功能，鼓励金融机构积极开展人民币跨境贸易融资和境外贷款业务，支持境外央行、国际开发机构、跨国企业集团等在境内发行熊猫债，以及政策性金融机构等在境外发行人民币计价证券。五是完善金融市场基础设施，鼓励更多境外机构加入 CIPS 系统，使其成为广泛认可、有吸引力的国际支付渠道。

### （二）金融机构层面

一是加大数字赋能，提供更多的金融产品和服务渠道，包括跨境支付、投资渠道和融资工具、风险管理工具等，提供定制化的跨境人民币综合金融方案，满足企业多样化的跨境资金需求。二是优化跨境人民

币业务办理流程，提升服务品质和效率，加强国内母行与海外分支机构的联动，解决企业在跨境贸易结算中的难点和堵点问题。三是加快跨境支付系统的技术升级和优化，提升交易速度，降低交易成本。提高境外人士在内地使用电子支付方式的便利性，推广数字人民币，培养人民币支付的习惯。

### （三）企业层面

一是建立健全风险管理机制，加强汇率风险、利率风险和国家风险管理；科学制定套期保值策略，提高外汇风险管理能力。二是发挥我国在全球产业链供应链中的比较优势，优化供应链管理，鼓励龙头企业、核心企业积极使用跨境人民币结算，为供应链上的其他企业跨境人民币结算提供场景和机会。不仅可以减少汇率风险，还能够提高供应链的资金使用效率。三是充分利用国家、自贸区的跨境人民币优惠政策，以及部分“一带一路”参加国对人民币接受度较高的优势，尊重市场规律，及时调整国际货币使用策略，不断增加跨境人民币使用场景，逐步提高跨境人民币结算比例。

### 注：

\*本文是交通银行与中国人民大学国际货币所合作课题《跨境人民币观察》的阶段性成果。感谢交通银行、商务部、中国人民银行、中国银行、招商国际、桂林银行，及中国对外贸易经济合作协会、中国轻工工艺品进出口商会、中国纺织品进出口商会、中国食品土畜进出口商会、中国五矿化工进出口商会、中国地质调查局矿业金融研究所、杭州乒乓智能技术有限公司等单位的大力支持和宝贵意见。

## 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](mailto: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

**HDFH**  
瀚信网



Global FinTech Lab  
全球金融科技实验室

**HDFH**  
瀚德科技

国金ABS云



FINCHAIN  
金融联盟链



扫码关注