

# I 国际货币评论

## International Monetary Review

主编：张杰



加密货币的崛起与挑战

陈雨露

信贷冲击、融资约束与企业风险基于金融摩擦理论的分析

荆中博、齐立瑶、刘志东

新型农村金融机构发挥支农作用了吗

宋文豪、黄祖辉、李夏欣等

全球央行数字货币发展态势及数字人民币的战略意义

周科杰、寇宗来、刘凌琛

制度型开放与企业数字化转型

李向前、朱晚满、王伊攀

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 Hounq 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：安冠男

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】

加密货币的崛起与挑战 ————— 陈雨露 01

信贷冲击、融资约束与企业风险基于金融摩擦理论的分析 ————— 荆中博、齐立瑶、刘志东 06

新型农村金融机构发挥支农作用了吗？

——来自中国 1806 个县域的证据 ————— 宋文豪、黄祖辉、李夏欣、叶春辉 25

全球央行数字货币发展态势及数字人民币的战略意义 ————— 周科杰、寇宗来、刘凌琛 40

制度型开放与企业数字化转型

——基于跨境电商综试区的经验证据 ————— 李向前、朱晓满、王伊攀 54

内外部冲击下的新兴市场国家宏观经济波动

——基于金融开放的视角 ————— 胡利琴、石宛青、王艺 64

发展中国家主权债务治理赤字：表现、原因与中国方案 ————— 王雪莹、翟东升 79

# 加密货币的崛起与挑战<sup>1</sup>

陈雨露<sup>2</sup>

我今天想分享的主题是《加密货币的崛起与挑战》。加密货币是通过计算机网络运作的一种数字货币，每个加密货币单位的所有权都记录、存储在一个数字账本或者区块链当中。区块链是加密货币最为底层的技术，其核心就是工作量证明（PoW）等共识机制。加密货币主要包括三大类型：一是支付型加密货币，如比特币、以太币；二是稳定币，最著名的是美元稳定币 USDT 和 USDC；三是中央银行的数字货币，又称为主权数字货币，较大规模的代表如我国的数字人民币。加密货币主要有七大特征，即：分布式；安全性；稀缺性；匿名性；价格交易的高波动性；挖矿过程产生的大量能源消耗；在全球范围内即时交易，不用考虑货币兑换成本和国际转账时间成本的全球性。从 2009 年 1 月中本聪（团队）挖出了比特币第一个区块（Genesis Block）以来，加密货币已经从小众虚拟货币实验品，逐步在金融生态系统中占据一席之地。目前已有 130 余个国家和地区开始将不同形式的加密货币纳入到主流金融体系的讨论范畴中。在全球地缘政治动荡加剧、美国财政赤字居高不下、美国国债急剧攀升的大背景之下，以比特币为代表的加密货币资产正在受到广泛关注。最新动向表明，美国政府正在从国家战略储备、加密货币立法和加密金融基础设施三个方面，加速构建三位一体的“数字美元霸权体系”，并试图以此将其在传统金融领域的全球霸权延伸至数字经济时代。围绕上述背景，我重点阐述加密货币发展的全球态势与风险挑战等方面内容。

## 一、全球加密货币发展的最新态势

### （一）加密货币市场正在经历突破性的进展

2024 年 1 月份比特币现货平台交易基金 ETF 获准正式推出，成为加密资产与传统金融资产融合的一个标志性事件。同年 12 月份比特币价格突破每枚 10 万美元，带动加密货币总市值在短短 2 年间由 8 千亿美元急剧攀升至 3.4 万亿美元。同时，加密资产总市值对全球六大中央银行（G6）的流动性比例已经由 2009 年的不足 1%，迅速上升到 2024 年底的 12%。主流市场中，比特币投资属性正在由小众风险资产向主流大类资产切换。新一届特朗普政府提出的建立战略性比特币储备计划（SBR），进一步刺激和强化了这一切换进程。

<sup>1</sup> 本文根据作者在中国数字经济发展和治理学术年会的发言内容整理

<sup>2</sup> 陈雨露，第十四届全国人大财政经济委员会副主任委员，南开大学党委副书记、校长



图 1 2023 年下半年后全球资金开始大举涌入加密货币市场

数据来源：Coinbase: Crypto Market Outlook 2025。

2023 年下半年以来，美国政府对加密货币领域的监管立场出现显著转向，其战略意图很可能是试图将美国传统金融霸权向数字金融领域延伸扩展。在美国政府债台高筑、通胀居高不下的背景下，美方这一战略既可确保美元在数字金融变革浪潮中的中心化地位，又可反向支撑并缓和其日益严峻的联邦债务形势。这一战略可能包含短、中、长三个阶段的目标：在短期，美国政府正在试图通过加密货币战略储备、鼓励美元稳定币扩张及控制加密资产交易核心基础设施这三大手段，构建全球数字货币霸权的初步框架；在中期，将通过宽松的监管环境、税收优惠和长臂金融制裁，持续吸引（或胁迫）全球头部的加密企业迁徙至美国或纳入美国政府监管体系，推动产业集聚、就业和经济增长，还可保持美国在区块链技术研发中的领先地位；在长期内，美国将通过主导全球数字金融基础设施和规则的制定，确保美国在数字经济去中心化浪潮中始终掌握中心化的权力，确保美元在数字经济时代全球投资和交易中始终保持中心化地位。

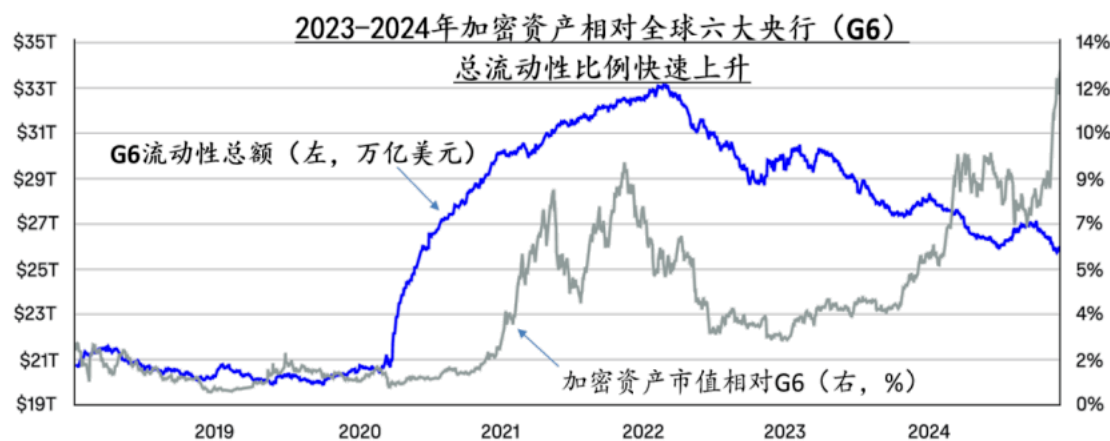


图 2 2023 年下半年后加密货币规模激增并跻身主流资产市场

数据来源：Coinbase: Crypto Market Outlook 2025。

## （二）美国政商两界对加密货币立场的转向及其战略意图

1. 2023 年下半年以来，美国政府及业界在加密货币领域出现了五个标志性的转变

第一，美国金融监管当局立场已由“严厉打击”转向“引导式监管”。特朗普政府的新任主席 Paul Atkins 是加密货币的长期支持者，上任后积极推动加密资产的合规化路径，加之其与新任财政部部长 Scott Bessent 的紧密关系，体现出新一届美国政府对加密资产的积极支持，以及在金融创新和金融投资保护者之间寻找新平衡点的趋势。2024 年 12 月，SEC 批准了富兰克林·邓普顿(Franklin Templeton)的加密指数 ETF(EZPZ) 在纳斯达克上市交易，这是美国金融监管立场全面转向的重要标志。

第二，从立法打压到立法支持。美国国会正在积极推进加密监管立法“双支柱”——《21世纪金融创新与技术法案》（简称 FIT21）与《指导和建立美国稳定币国家创新法案》（简称 GENIUS）。FIT21 法案将全面奠定加密监管基础框架，解决诸多分类与管辖权问题，并厘清 SEC 与 CFTC（美国商品期货交易委员会）之间的监管边界，制定数字资产商品和证券属性的认定标准，并为机构数字资产托管业务建立起法律框架。GENIUS 则致力于为稳定币建立全面监管框架，并将占全球稳定币总市值 90%的两大币种——USDT 和 USDC 纳入监管范围。FIT21 已于 2024 年 5 月份在众议院以跨党派支持的方式获得通过，预计 2025 年内获得参议院的通过并最终签署实施。GENIUS 则计划在今年 3 月进行参院表决。此两项法案通过后，美国将形成全球最完善的加密监管体系，进而显著地影响加密货币行业创新方向与市场格局。

第三，由严厉打击的态度向战略资产化的政策转变。特朗普政府计划推出 100 万枚战略比特币储备，并纳入财政部的外汇平准基金。今年 1 月，特朗普签署了《加强美国数字金融科技领域领导地位》的总统行政命令，主要内容包括筹备建立比特币战略储备（SBR），并禁止在美国境内外设立、发行、推广任何形式的央行数字货币，从而打击任何美元稳定币的潜在竞争对手。

第四，业界从犹豫观望转向更为积极的响应。大量明星企业如苹果、特斯拉、微策等均已经或计划在公司资产配置中纳入加密资产。传统大型金融机构（如全球最大资管金融集团贝莱德）也在加速增持比特币增产。全球比特币 ETF 基金资产已突破 110 万枚 BTC。其中，贝莱德比特币 ETF（IBIT）占 45%（2025 年 2 月市值约 1530 亿美元）。现货比特币 ETF 在 2024 年吸引了超过 1080 亿美元资金，加密市场与传统金融市场正在加速融合。

第五，税收政策的调整。美国国税局在 2025 年的临时税收减免中允许纳税人灵活选择加密资产的会计方法，短期内缓解了 CEX 用户的税务压力，但长期内或将驱使加密投资向美国监管当局可控的平台集中。

2.加密资产各领域最新动态表明，美国政商两界立场转变背后的战略指向很可能是构建“三位一体”的数字时代美元霸权体系

这一体系的三大基石是比特币战略储备（SBR）、美元（锚定）稳定币和美国可控的数字金融基础设施。在该体系中，比特币战略储备或将扮演 1944 年布雷顿森林体系协定中黄金储备的角色。比特币作为“数字黄金”占据核心价值锚地位，并将为美国带来五方面的潜在战略优势。

一是先发优势。作为目前全球共识度最高的加密货币，比特币的独特地位有利于其在全球地缘动荡和高通胀时期成为资金避风港。美国率先将占据整个加密货币市值 60%以上的比特币纳入到国家战略储备，这一先发优势有利于其吸引国际资本未来继续向美元链上和链下资产聚拢。

二是作为金融稳定新工具的作用。在金融危机爆发时期，与传统资产的相关性较低的特性，使得比特币储备可构成美国政府在传统美元量化宽松之外的第二个金融稳定工具，可在一些紧急情况下协助支持美国系统性金融机构的资产负债表，保护美元国际地位。

三是提升美元体系在数字时代的竞争力。与美国挂钩的稳定币目前占全球稳定币总市值的 95%，再加上非美元挂钩但主要使用美元结算的加密资产交易，将会进一步巩固美元在数字时代的中心货币地位，从而有助于使美元在全球货币体系中的统治地位从传统金融扩展到数字金融领域。

四是强化美国标准在数字金融时代的话语权。未来通过战略储备和美元稳定币占据加密市场统治地位后，美国将主导全球加密资产规则制定，并通过 G7、IMF、BIS 等国际平台输出和固化基于 GENIUS 和 FIT21 的双支柱美国标准，推动符合自身利益的全球加密资产监管框架，从而确保其在国际数字资产规则制定中的顶层话语权。

五是遏制潜在竞争对手的加密资产发展。通过金融制裁和立法限制竞争对手国家的数字资产发展，通过行政令和立法严禁任何机构在美国境内设立、发行和推广 CBDC。通过技术援助吸引新兴市场采用美方主导的支付体系，挤压竞争对手数字货币资产的国际化空间。

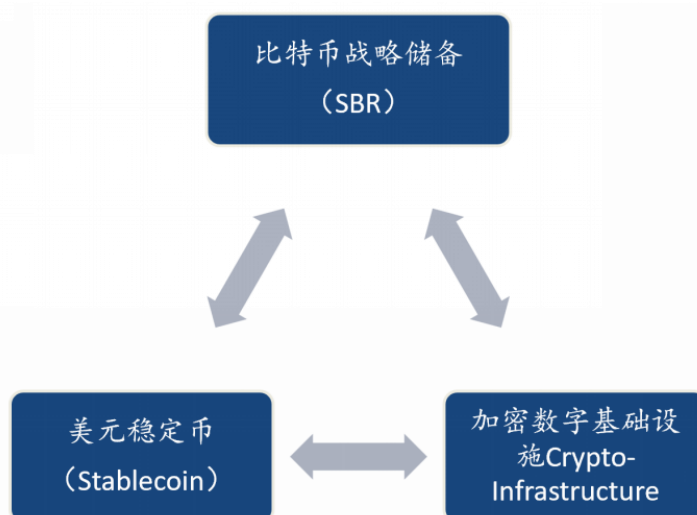


图3 “三位一体”的美国数字货币霸权体系

### 3. 欧盟在加密货币领域的政策指向是统一市场监管和绿色金融转型

这主要体现在以下三个方面：一是欧盟的《加密资产市场监管框架》（MiCA）于2024年12月31日全面生效，目标是建立全欧盟统一清晰的加密资产监管框架。它将所有加密资产统一划分为三类并进行差异化监管，同时强化对稳定币发行和加密资产交易所运营的合规要求。在管理风险的同时推动创新，确保消费者权益和金融稳定。二是统一监管框架为欧盟争取全球加密货币市场竞争的主动权和话语权奠定了基础。三是引导确立加密货币的绿色金融发展路径，MiCA对于能源密集型区块链征收较高的碳排放税，推动加密货币行业由PoW机制转向PoS等低碳共识的机制，从而重塑挖矿行业的区域格局。

### 4. 全球其他经济体面临稳定币与主权数字货币间的竞争博弈

这主要体现为三个方面。一是探索推动CBDC的经济体不断增加。目前全球约有130余个国家和地区正在探索和推动CBDC。我国数字人民币近年来持续扩大境内和跨境试点，为全球规模最大的主权数字货币。日本、韩国、印度、俄罗斯等18个G20成员国也在加速布局CBDC或比特币战略储备，积极争取数字金融主权和规则话语权。二是主权数字货币与稳定币的竞争博弈。CBDC的模式具备主权优势，但美元稳定币已经具备了规模优势。2020年至2024年间，USDT的市值激增了5.52倍，而USDC则上涨了11.35倍，两者合计占全球稳定币总市值的90%。2024年结算量已达到了15.6万亿美元。三是未来数字货币面临区域化和碎片化风险。美国正在试图通过设立SBR储备、稳定币立法和限制CBDC发行流通等三大手段，强化美元数字金融霸权。欧盟的MiCA框架客观上会限制非欧元稳定币的发展。竞争加剧意味着未来全球数字金融支付体系可能会产生市场分割和碎片化的风险。

### 5. 稳定币正在成为加密金融资产与传统金融资产融合的前沿领域

这主要呈现出两个典型事实。一方面，稳定币增强了链下美元资产的韧性。2023-2024年度，稳定币的市值快速增加并且超过了美国M2的增速，在美国持续高赤字的不确定金融环境中有力支撑了对美元和美国国债的需求。另一方面，稳定币逐步跻身主流支付渠道。2024年前11个月，稳定币市场完成了27.1万亿美元的交易，其中包含大量的P2P和跨境B2B的支付，这意味着企业和个人正越来越多地利用稳定币在满足监管要求的前提下实现商业价值，并正在与VISA、Stripe等传统支付平台紧密融合。

## 二、加密货币发展新态势对我国形成的风险与挑战

### 1. 客观看待当前我国在区块链和加密货币领域的优势和劣势

优势主要有三个方面：一是数字人民币和区块链产业的布局领先。在央行数字货币领域，数字人民币是目前全球最大规模的CBDC项目，并获得了国家级战略支持，自从2014年研发以来稳步推进，已覆盖

了零售、批发支付和跨境结算等多个领域。2021年以来，跨境数字货币桥项目（mBridge）的研发和实践进展也是全球领先。这些基础使数字人民币未来有望成为与美元稳定币相竞争的金融交易工具和资产载体。在区块链产业方面，我国在产业萌芽早期就已经把区块链技术纳入国家战略，并明确提出了区块链与实体经济相融合的发展方向。产业市场规模和增长潜力较大，预计2025年中国区块链市场规模将突破千亿元人民币，已经在金融、供应链、政务商务服务等多个领域实现了广泛应用，企业的注册量持续增长，2023年底已有6.33万家。二是应用场景丰富。数字货币的场景已经从最初的零售、交通、政务等领域，扩展到批发、餐饮、文娱、教育、医疗、社会治理、公共服务、乡村振兴、绿色金融等更广泛的领域。区块链产业更是在供应链金融、跨境贸易、电子政务等众多领域已有众多成熟的案例。三是严格的风险防控。我国对加密货币交易和首次代币发行（ICO）实行严格监管，这有效地防范了虚拟经济的风险，并为数字货币的合规发展提供了更加可控和稳定的产业环境。

我国现阶段的劣势主要体现在部分领域的国际竞争力不足。一是技术标准的影响力相对滞后。由于监管法规的差异，美国目前已在ZKP和Layer2扩容等底层技术上占据主导地位，欧盟也通过MiCA框架设定技术壁垒，导致我国在核心协议和全球标准制定中话语权不足。二是公链生态的发展相对滞后。我国的区块链产业以联盟链和私链为主，公链缺失导致与欧美在去中心化金融（DeFi）和Web3.0等领域的创新能力存在场景差距。

## 2. 美国主导的加密资产霸权战略，对我国金融安全形成多重威胁

一是资本外流与汇率压力。以比特币为代表的加密资产兑美元等国际货币的长期升值趋势，以及美元稳定币交易规模的快速扩张，通过跨境支付便利和价值储藏功能，进一步强化了美元在全球货币体系中的主导地位，这无疑将挤压人民币的估值和国际化空间。此外，美元主导的加密渠道成为了资本外逃的新路径。近年来美国头部企业大规模配置比特币以及场内加密货币ETF大规模的融资浪潮，产生了较强的“示范效应”，可能吸引部分国内资本通过灰色渠道外流。

二是DeFi监管套利形成累积的产业竞争优势。美国相对宽松的监管和税收政策吸引全球DeFi创新资源流入，进而收获更多从底层标准到应用层的全链条技术红利。长期累积后，未来将形成对我国数字金融基础设施技术的竞争优势。

三是底层技术标准与创新能力资源的争夺。一方面，美国目前在ZKP、Layer2等领域处于创新主导地位，而欧盟也在通过MiCA整合监管后获取统一大市场的网络效应，同时设置技术壁垒。我国需警惕和防范加密资产行业标准制定权旁落风险。另一方面，我国面临区块链产业创新资源外迁压力：欧盟加密行业碳排放政策以及美国矿场税收优惠，使中国矿企及区块链创投企业有向中亚、中东和美国转移的趋势，客观上不利于国内区块链产业创新能力和算力安全。

四是美国加密资产霸权的威胁。首先，美国正加快将主流加密货币资产逐步纳入其金融霸权体系，这一趋势一旦确立，势必会挤压未来我国在数字金融领域的战略发展空间。其次，俄乌冲突以后，美国政府联合英国、阿联酋等多国在加密货币领域对俄罗斯政府、机构、个人实施了大规模长臂金融制裁，扣押没收了大量的加密货币资产，并抓捕了相关从业人员，其数字金融霸权的威力正在初步显现。最后，特朗普政府推动比特币战略储备计划，抵制外国主权数字货币，也加剧了中美在数字货币领域的立场对抗。

当然，以比特币为代表的加密资产目前已呈现严重的市场泡沫状态，持续升值难以为继，一旦泡沫破灭，对美国加密资产霸权战略将是巨大打击。对此，我们要保持清醒的认识和战略定力，坚持金融服务实体经济的价值理念不动摇，坚定走中国特色的金融强国之路。

# 信贷冲击、融资约束与企业风险 ——基于金融摩擦理论的分析<sup>1</sup>

荆中博<sup>2</sup> 齐立瑶<sup>3</sup> 刘志东<sup>4</sup>

**【摘要】**在银行风险通过信贷收缩影响企业的过程中，企业融资约束发挥着重要作用。本文基于金融摩擦理论的分析认为，融资约束的形成取决于主观融资动机和客观融资条件。前者包括道德风险、投资驱动和税盾效应，后者受限于企业抵押品条件。本文基于中国上市公司数据研究银行部门风险上升通过收缩信贷、提高利率对不同融资约束类型企业的影响。分析结果表明，在银行部门风险上升的冲击下，信贷规模下降会提高税盾效应型企业的风险，但是会降低道德风险型企业的风险；信贷利率上升在提高道德风险型企业脆弱性方面更加显著。客观融资条件能够缓解银行部门风险上升对企业的冲击作用，且对不同的信贷收缩方式和主观融资动机均具有调节作用。本文的研究深化了关于金融风险溢出的理论研究，有利于政府部门更全面地理解银行部门风险上升的经济后果和微观机制。

**【关键词】** 银行风险 融资约束 融资动机 抵押品

## 引言

2023年中央金融工作会议强调，坚持把防控风险作为金融工作的重要主题。一方面，美欧银行危机事件频发，加剧了公众对银行部门稳健性的担忧。中国也不例外，2022年河南省多家村镇银行相继暴雷，对经济发展带来严重冲击。另一方面，历次金融危机带来的教训表明，防止金融危机溢出至企业部门导致经济危机是各国在管理金融部门风险时需要考虑的关键问题。中国企业部门信贷风险敞口不容小觑。《2022年第三季度中国货币政策执行报告》显示，中国间接融资占比在2022年9月末占比高达70%。如何防止中国银行部门风险上升对企业部门的溢出，成为政府和学界需要解决的重要问题。

现有文献深入探讨了银行机构信贷波动对企业部门的影响（Mian and Sufi, 2022），但是忽略了企业自身融资约束的作用。企业融资约束体现了企业部门对资金的需求程度和需求动机，在银行部门风险冲击企业部门的过程中发挥着重要作用。本文基于金融摩擦理论分析认为，企业融资约束取决于主观融资动机和客观融资条件。融资动机包括道德风险、投资驱动和税盾效应（Nikolov *et al.*, 2020）。道德风险类型企业的融资动机是追求股东权益最大化，而非用于扩大投资、获取盈利（Minetti, 2007）。投资驱动型企业的融资动机是追求增长机会，扩大投资规模，实现企业增值。税盾效应型企业的融资动机是追求债务融资所带来的税收优势。银行部门风险上升带来的信贷收缩冲击对上述三种类型企业的影响力度依次下降。客观融资条件则取决于企业的可抵押资产或者固定资产（Cornaggia and Li, 2019）。

不同于现有研究，本文重点分析企业融资约束在风险溢出过程中的作用。在金融摩擦环境下，主观融资动机体现了企业融资目标，能够较好地刻画企业融资决策带来的逆向选择问题。客观融资条件体现了银行机构在金融摩擦环境下通过资产抵押缓解企业融资的道德风险问题。因此，从融资动机和融资条件两个维度刻画融资约束特征，能够对金融风险溢出领域相关研究提供新的启发。

本文参考 Demir（2009）和周弘等（2020）的研究构建企业资产组合模型，从理论上研究银行部门风险冲击下信贷收缩对企业风险的影响。本文综合 Nikolov *et al.*（2020）和 Minetti（2007）的研究，将企业

<sup>1</sup> 原载于《世界经济》2025年第3期

<sup>2</sup> 荆中博，中央财经大学管理科学与工程学院

<sup>3</sup> 齐立瑶，北京联合大学学报编辑部

<sup>4</sup> 刘志东，中央财经大学管理科学与工程学院

融资约束特征分解为主观融资动机和客观融资条件两部分，将银行信贷收缩划分为收缩信贷规模和提高信贷利率两方面，刻画不同类型信贷收缩对企业影响的差异性。模型分析结果表明，信贷利率上升和信贷规模下降对不同类型融资动机企业的影响具有明显的差异性。对融资动机较高的企业而言，信贷规模下降反而会降低企业风险。

如何识别企业融资动机是具有挑战性的问题。本文借鉴 Nikolov *et al.* (2020) 的方法刻画道德风险、投资驱动和税盾效应这三种类型的企业。上述三种企业融资动机与本文理论模型高度匹配。本文的改进之处体现在两个方面，一是采用单个模型统一对三种融资动机进行刻画，二是刻画银行部门风险冲击对不同类型企业的影响及差异性。本文分析发现，信贷规模收缩对税盾效应型企业风险的影响作用最显著，信贷利率提高对道德风险型企业风险的影响作用最显著，信贷规模收缩和信贷利率提高对投资驱动型企业风险的影响均比较显著。

本文将融资动机和融资条件纳入到同一框架进行研究，将资产划分为固定资产和流动资产，研究银行部门风险上升对不同类型企业的冲击，并比较企业固定资产和流动资产的调节作用。本文研究发现，企业固定资产和流动资产均可以缓解银行部门风险对企业的冲击。其中，固定资产和流动资产对信贷规模收缩的缓解作用均在税盾效应型企业中最显著，固定资产对信贷利率提高的缓解作用在投资驱动型企业中最显著。

本文的边际贡献包括以下三个方面。第一，本文从微观视角探究银行部门风险负外部性的生成机制。目前，关于银行部门风险影响企业部门的研究侧重分析系统性金融风险的负外部性 (Brownlees and Engle, 2017)，国内文献主要关注银行部门系统性风险的生成机制 (刘晓星等, 2021; 郑挺国等, 2021; 方意和荆中博, 2022; 李政等, 2022; 荆中博等, 2023)。少数文献分析认为银行部门爆发风险会对企业部门产生严重的负外部性，进而提高企业部门风险 (何青等, 2018; 张晓晶和刘磊, 2020; 刘晓星等, 2021)。国内研究很少从微观层面出发探讨金融风险负外部性的生成机制。杨子暉等 (2022) 研究了系统性金融风险对企业财务危机的预警效果，重点讨论预测模型，没有对影响机制进行深入分析。作为补充，本文基于理论模型和公开数据研究银行部门风险对微观企业的溢出效应，数据获取门槛较低，能够从一般性角度开展理论分析和经验研究。同时，本文从规模和利率两个视角开展研究，有助于更加全面地深化相关理论成果。

第二，本文从融资约束形成机制的视角研究风险溢出的作用机理。目前，多数文献强调了企业存在抵押品不足的融资约束问题 (杨子暉等, 2022)，但没有刻画企业主观融资动机。而且，大多数研究认为银行机构在制定信贷收缩决策时对小型企业、民营企业影响更大 (Carvalho *et al.*, 2015)。但是，所有制或者规模差异只是学者刻画融资约束的代理变量，而企业融资动机与融资条件并不一致，现有研究没有深入分析企业融资约束形成机制及其在风险生成中的作用机制。本文参考 Nikolov *et al.* (2020) 和 Minetti (2007) 的研究，创新性地从主观融资动机和客观融资条件两个维度刻画融资约束特征，从理论和经验角度研究银行部门风险上升对不同融资约束类型企业的作用。

第三，从政策价值来看，本文为政府在金融风险上升背景下科学指导银行机构通过信贷支持企业提供了参考依据。政府部门应当结合企业主观融资动机对其进行筛选性救助，力争在稳定经济发展的同时降低因道德风险引发的金融部门风险积累。此外，本文研究发现信贷规模和信贷利率的影响作用存在明显差异。因此，政府应当在稳定信贷规模的同时逐步提高信贷利率，以便在稳定税盾效应型和投资驱动型企业融资规模的同时，通过提高道德风险型企业的风险水平促使其逐步退出市场，促进企业部门的高质量发展。

本文其余部分结构如下：第二部分构建理论模型分析银行信贷收缩对企业的影响，并分析融资约束在其中的作用；第三部分是数据来源、变量说明以及描述性统计；第四部分对企业的主观融资动机类型进行划分；第五部分是模型设定；第六部分研究银行部门风险对不同主观融资动机企业的影响；第七部分研究企业客观融资条件的缓解作用；第八部分是结论与政策建议。

## 一、理论模型与影响机制分析

本节首先构建企业投资组合模型刻画不同融资动机下的企业投资决策，然后比较银行信贷收缩对不同

融资动机类型企业的影响，最后分析企业融资动机的形成并探究产生前述差异性的原因。

## （一）理论模型构建

本部分参考 Demir（2009）和周弘等（2020）的研究构建并改进企业投资组合模型。首先，将企业的融资约束形成原因划分为主观融资动机和客观融资条件，深化企业融资约束形成机制。其次，从信贷规模和利率两个维度出发研究银行信贷收缩对不同融资动机企业影响的差异性。

假定代表性企业的效用函数  $U(\cdot)$  是严格增的连续凹函数，且企业在期初可以选择将资金用作固定资产投资或流动资产。那么，代表性企业的最优问题为：

$$\max E \left( \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(S_t) \right) \quad (1)$$

其中， $E(\cdot)$  代表取期望值， $\beta$  是折现因子， $S_t$  是企业第  $t$  期期初的股本。

企业总资产等于流动资产与固定资产之和，也等于企业股本与债务之和。企业以抵押贷款形式获得固定利率的信贷，信贷额度上限受到可抵押资产类别和资产规模的影响<sup>5</sup>。假设企业在第 0 期的股本是  $S_0$ ，其他约束条件见式（2）-（4）：

$$S_{t+1} = I_t^l + (1 + r_t^k) I_t^k - D_t (1 + r_t^d) \quad (2)$$

$$S_t + D_t = I_t^l + I_t^k \quad (3)$$

$$D_t = \delta (I_t^l + \theta I_t^k) \quad (4)$$

其中， $I_t^l$  和  $I_t^k$  分别是企业第  $t$  期期初的流动资产和固定资产投资额， $D_t$  是企业从银行获得的信贷规模， $r_t^d$  是利息率。式（4）中债务融资规模取等号，原因在于，中国股票市场并不发达，债务融资仍然是上市企业最主要的资金来源，上市公司会尽可能争取贷款。

在主观融资动机方面，对单个企业而言， $\delta$  是常数 ( $\delta \in [0,1)$ )。但是，对于不同企业而言， $\delta$  越大代表企业主观融资动机越强，且  $\delta$  不同表示企业的主观融资动机不同。Nikolov *et al.*（2020）的研究表明，企业的主观融资动机包括道德风险、投资驱动和税盾效应，三类主观融资动机强度  $\delta$  逐渐减弱。企业融资约束产生的关键因素不是所有权性质和企业规模，而是与之相伴的信息不对称问题。因此，本文刻画的企业主观融资动机包含更多的信息。

企业融资能力受抵押品限制，本文设定抵押品约束条件为  $(I_t^l + \theta I_t^k)$ 。企业正常经营且按期偿付银行信贷时，银行可以直接获得企业的流动资产。因此，流动资产的抵押率为 1。企业无法按期偿还银行信贷时，银行有权抛售企业固定资产收回信贷，抵押率  $\theta$  本质上反映的是抛售折扣。因此， $\theta \in [0,1)$ ，表明固定资产同质且固定资产的抵押（质押）率小于流动资产。

在资产收益率设定方面， $r_t^k$  是企业固定资产投资收益率，本文假设固定资产投资是有风险的且其收益率  $r_t^k$  服从正态分布，流动资产没有收益率，仅为满足企业正常经营所需流动性需求，且可完全抵押。根据式（3）和式（4）得到：

$$I_t^l = \frac{S_t}{1-\delta} - \frac{1-\delta\theta}{1-\delta} I_t^k \quad (5)$$

代表性企业的效用函数为：

$$U(S_{t+1}) = -e^{-\gamma S_{t+1}} \quad (6)$$

$\gamma$  是企业的绝对风险规避系数：

$$\gamma \equiv -\frac{U''(S_{t+1})}{U'(S_{t+1})}, \quad \forall t \quad (7)$$

$\gamma$  数值越大说明企业的风险规避系数越高。假设企业都是风险规避者，所以  $\gamma > 0$ 。求解可得企业效用最大化时的固定资产投资规模为：

$$I_t^k = \frac{\left(\frac{-1-\delta\theta}{1-\delta}\right) + (1+E(r_t^k)) - \delta(1+r_t^d)\frac{\theta-1}{1-\delta}}{\gamma \text{Var}(r_t^k)} \quad (8)$$

企业效用最大化时的流动资产投资规模为：

<sup>5</sup> 式（4）类比 Quadrini（2011）所总结的抵押贷款的约束形式。

$$I_t^l = \frac{D_t}{\delta} - \theta I_t^k = \frac{D_t}{\delta} - \theta \cdot \left[ \frac{\left( \frac{1-\delta\theta}{1-\delta} \right) + (1+E(r_t^k)) - \delta(1+r_t^d)^{\frac{\theta-1}{1-\delta}}}{\gamma \text{Var}(r_t^k)} \right] \quad (9)$$

简化后的企业单期最大化效用为：

$$\begin{aligned} U_{max} &= \left[ \frac{1}{\delta} - (1+r_t^d) \right] \cdot D_t + [1 + E(r_t^k) - \theta] \cdot I_t^k - \frac{1}{2} \gamma \text{Var}(r_t^k) (I_t^k)^2 \\ &= \left[ \frac{1}{\delta} - (1+r_t^d) \right] \cdot D_t + [1 + E(r_t^k) - \theta] \cdot \left[ \frac{\left( \frac{1-\delta\theta}{1-\delta} \right) + (1+E(r_t^k)) - \delta(1+r_t^d)^{\frac{\theta-1}{1-\delta}}}{\gamma \text{Var}(r_t^k)} \right] - \frac{1}{2} \gamma \text{Var}(r_t^k) \cdot \\ &\quad \left[ \frac{\left( \frac{1-\delta\theta}{1-\delta} \right) + (1+E(r_t^k)) - \delta(1+r_t^d)^{\frac{\theta-1}{1-\delta}}}{\gamma \text{Var}(r_t^k)} \right]^2 \end{aligned} \quad (10)$$

接下来刻画信贷收缩的影响机制。由式(2)和(6)可知，企业效用同时受信贷规模和利率的影响。因此，本部分从规模和利率两个维度分析信贷收缩对企业风险的影响机制。这里，企业效用下降代表其风险水平上升。将式(10)对企业信贷规模 $D_t$ 求导得到：

$$\frac{\partial U_{max}}{\partial D_t} = \frac{1}{\delta} - (1+r_t^d) \quad (11)$$

式(11)的符号取决于主观融资动机。当 $\delta \in [0, \frac{1}{1+r_t^d})$ 时式(11)大于0，当 $\delta \in (\frac{1}{1+r_t^d}, 1)$ 时式(11)小于0。上述结果说明，当企业主观融资动机较低时，随着信贷规模下降，企业效用减少，风险上升；当企业主观融资动机较高时，随着信贷规模下降，企业效用增加，风险下降。

将式(10)对企业信贷利率 $r_t^d$ 求导得到：

$$\frac{\partial U_{max}}{\partial r_t^d} = -D_t - \frac{(1-\theta)^2}{\gamma \text{Var}(r_t^k)} \cdot \frac{\delta}{(1-\delta)^2} \cdot [\delta(1+r_t^d) - 1] \quad (12)$$

式(12)的符号同样取决于主观融资动机。如果 $\delta \in [0, \frac{1}{1+2r_t^d}]$ ，式(12)符号不确定；如果 $\delta \in (\frac{1}{1+2r_t^d}, 1)$ ，式(12)小于0。上述结果说明企业主观融资动机较低时，信贷利率上升对企业风险影响不确定。企业主观融资动机较高时，随着信贷利率上升，企业效用减少、风险上升。因此，本文提出如下三个模型推论。

推论 1：对于主观融资动机较高的企业而言，信贷利率上升会提高企业风险，信贷规模下降反而会降低企业的风险。

推论 2：对于主观融资动机中等的企业而言，信贷规模下降和信贷利率上升会造成企业风险上升。

推论 3：对于主观融资动机较低的企业而言，信贷规模下降会提高企业风险，但是信贷利率上升对企业风险的影响不确定。

## (二) 主观融资动机的经济解释

根据金融摩擦理论可知，主观融资动机涉及企业的真实融资需求，能够较好地刻画出企业融资决策带来的逆向选择问题。客观融资条件能够使得银行机构在金融摩擦下通过资产抵押缓解企业投资产生的道德风险。基于金融摩擦理论，从主观融资动机和客观融资条件两部分研究融资约束的作用机制，能够对公司金融和金融风险领域相关研究提供创新性的启发。

Nikolov *et al.* (2020) 认为企业融资具有三种动机：道德风险、投资驱动和税盾效应。其中，道德风险型企业融资的目的是股东权益最大化，投资驱动型企业融资的目的是追求增长机会、扩大投资规模，税盾效应型公司的融资目的是降低税收、提高公司价值。三类融资约束的融资动机是逐渐减弱的。因此，可以将道德风险、投资驱动、税盾效应三种融资动机与本文理论模型中的主观融资动机高、中、低三组相对应。

首先，融资动机最高的是道德风险型企业。道德风险来源于债权人与股东的利益冲突。债权人与股东关于企业未来现金流的信息不对称导致股东有动机向贷款人低报绩效并转移现金流 (Quadrini, 2011)，使一些不具有投资价值的企业获得融资。因此，股东有动机通过负债获取资金用于分红，而非扩大投资、获取盈利 (Minetti, 2007)。这类企业往往倾向于多负债、少投资，其投资和盈利均与杠杆率呈现负相关关系。结合模型推断，信贷利率上升会导致该类型企业融资成本上升和风险上升。Carvalho *et al.* (2015) 研究表

明，银行压力上升会对信息不对称问题严重的企业造成更大的股权价值损失。但是，由于此类企业的信贷融资用于转移现金流而非项目投资，收缩信贷规模反而会抑制企业的转移资产行为，降低企业风险。因此，结合模型推论 1，本部分提出如下研究假设。

研究假设 1：对道德风险型企业而言，信贷利率上升会提高企业风险。但是，信贷规模下降反而会降低企业风险。

其次，融资动机中等的企业是投资驱动型企业。这类企业的融资目标是追求增长机会、扩大投资规模。在投资过程中，如果企业获得暴利性冲击（profitability shock），其现金流激增，会刺激企业盈利能力的增长。但是，信贷不足会限制企业的融资可得性，限制企业的投资和增长。因此，这一类企业的投资和盈利均与杠杆率正相关。结合模型推断，由于此类企业的主观融资动机是扩大投资规模并实现盈利，信贷规模下降限制投资规模的扩张，信贷利率上升导致投资成本上升，二者均会使得企业盈利下降。现有文献表明信贷供给收缩会导致企业投资下降（Alfaro *et al.*, 2021）。因此，结合模型推论 2，本部分提出如下研究假设。

研究假设 2：对主观融资动机中等的企业而言，信贷规模下降和利率上升都会造成企业风险上升。

最后，融资动机最低的是税盾效应型企业。债务融资既会为企业带来税收优势，也会带来违约风险。MM 理论认为，企业会根据税盾效应，在债务的边际利润等于边际成本时，确定最优财务杠杆。如果债务边际利润下降，企业的最优杠杆规模下降，因此企业的融资动机降低，反之，企业的融资动机上升。由此可见，这类企业会衡量税盾效应与违约风险后选择最优的财务杠杆，其融资动机是利用税盾保护利润，而非投资扩张（Nikolov *et al.*, 2020）。结合模型推断，信贷规模收缩导致企业风险上升。然而，信贷利率上升对企业风险的影响并不确定。一方面，信贷利率上升意味着债务边际成本上升，导致企业风险上升。另一方面，信贷利率上升后，企业的最优杠杆规模下降，企业会主动降低因税收优惠而产生的融资需求以应对信贷利率变动。综合两方面来看，利率维度的信贷收缩对企业风险的影响方向不确定。因此，结合模型推论 3 本部分提出如下研究假设。

研究假设 3：对融资动机较低的企业而言，信贷规模下降会提高企业风险，但是信贷利率上升对企业风险的影响不确定。

## 二、数据来源与变量说明

### （一）样本选取与数据说明

首先，本文选取 15 家上市银行为样本（详细名单见在线附录一）。截至 2020 年 12 月 30 日，该 15 家银行机构总市值规模达 10.47 万亿元，占有上市银行机构总市值的 87.36%。其次，本文采用中信证券一级行业分类标准，剔除银行业、非银行金融业两个金融行业，共有 27 个实体行业（详细名单见在线附录二）。按照如下准则对除金融行业以外的 A 股上市实体企业进行筛选：剔除上市时间小于一年（250 个交易日）的企业，剔除数据缺失的企业，剔除 ST 或者 \*ST 企业。最终，本文获得 27 个行业的 4308 个企业样本。

本文数据来自万得数据库及国泰安数据库。根据各指标数据的可得性以及处理过程中消耗的自由度，最终确定回归模型的研究期间为 2011 年第 1 季度-2020 年第 4 季度，共获得 62 459 个观测值（各变量的名称、符号、定义见在线附录三）。

### （二）被解释变量

本文被解释变量为企业风险。借鉴 Adrian and Brunnermeier（2016）和 Anginer *et al.*（2018）的研究，利用  $\Delta\text{CoVaR}$  指标测算微观企业风险。具体而言，构建滚动窗口  $\Delta\text{CoVaR}$  模型，度量单个企业处于压力状态时对整个行业的系统性风险贡献度，以此衡量单个企业的风险大小。

首先，构建  $i$  行业内  $j$  企业的在险价值  $\text{VaR}$  值，假设  $i$  行业内  $j$  企业的损失率为  $X_{ij,t}$ ，在  $q\%$  分位数水平下，

$j$ 企业的 $VaR_{ij,t}^q$ 为:

$$\Pr(X_{ij,t} \leq VaR_{ij,t}^q) = q\% \quad (13)$$

其中,  $VaR_{ij,t}^q$ 是 $i$ 行业内 $j$ 企业损失率( $X_{ij,t}$ )在 $t$ 时刻的 $q\%$ 分位数, 采用向前1年(即52周)的滚动窗口计算企业损失率 $q\%$ 分位数。

其次, 测算 $i$ 行业内 $j$ 企业处于压力状态的条件(即 $X_{ij,t} = VaR_{ij,t}^q$ ) $i$ 行业的条件在险价值 $CoVaR_{ij,t}^q$ 。以 $i$ 行业损失率( $System_{it}$ )为因变量, 以 $i$ 行业内 $j$ 企业损失率( $X_{ij,t}$ )作为自变量, 在 $q\%$ 水平下进行分位数回归:

$$System_{it}^q = \alpha_{ij}^q + \beta_{ij}^q X_{ij,t} + \varepsilon_{ij,t} \quad (14)$$

$$CoVaR_{ij,t}^q = \hat{\alpha}_{ij}^q + \hat{\beta}_{ij}^q VaR_{ij,t}^q \quad (15)$$

同样采用52周向前滚动窗口, 每次移动一周进行测算。本文设定 $q = 95$ , 表示 $i$ 行业和 $j$ 企业处于压力状态的可能性为5%。由此得到企业的风险值 $C\Delta CoVaR_{ij,t}$ :

$$C\Delta CoVaR_{ij,t} = CoVaR_{ij,t}^q - CoVaR_{ij,t}^{50} \quad (16)$$

本文以行业内各企业在股市的表现衡量企业的风险水平, 采用周频数据进行计算和处理, 得到的单个企业系统性风险贡献指标( $\Delta CoVaR_{ij,t}$ )为周频数据。最后, 本文对单个企业的系统性风险贡献指标进行季度内取平均, 转化为季频指标, 该值越大表明企业风险越大。

### (三) 解释变量

本文解释变量为银行部门风险, 这里采用两种方式构建代理变量。一是构建银行系统性风险指标, 本文利用 $\Delta CoVaR$ 指标衡量银行机构风险水平, 在稳健性分析中利用 $MES$ 、 $SRISK$ 指标度量银行系统性风险。二是将银行机构个体风险指标加总刻画银行部门风险。本文在稳健性分析部分采用加权风险资产比例( $RWAR$ =银行风险加权资产/总资产)、 $Z$ -score度量银行部门风险。

$\Delta CoVaR$ 指标具体构建过程和计算方法同企业风险测度过程类似。以 $j$ 银行的市值( $A_t^j$ )占银行业总样本银行市值的比作为权重, 将 $j$ 银行机构对银行业的风险贡献度 $\Delta CoVaR_{j,t}$ 加权平均, 得到银行部门风险指标 $B\Delta CoVaR_t$ :

$$B\Delta CoVaR_t = \sum_{j=1}^N \frac{A_t^j}{\sum A_t^j} \Delta CoVaR_t^j \quad (17)$$

### (四) 调节变量

调节变量包括反映银行信贷收缩和客观融资条件。首先, 本文从信贷规模下降和利率上升两个维度衡量银行信贷收缩程度。其中, 利用利息费用占比衡量企业信贷利率, 该指标越大表明信贷利率上升。为保证指标与经济含义的一致性, 对信贷规模指标取负值, 该指标增大表明信贷规模下降。其次, Cornaggia and Li (2019)利用资产有形性度量企业面临的融资约束, 结合企业偿付贷款的两种方式, 本文分别用企业固定资产和流动资产衡量企业的抵押品条件, 固定资产和流动资产占比越低说明企业的客观融资条件越弱。

### (五) 控制变量

企业层面的控制变量包括净资产收益率( $ROE$ )、托宾 $Q$ 值、上市年龄、公司规模、资产负债率和产权属性; 行业层面控制变量包括赫芬达尔指数( $HHI$ ); 宏观经济层面控制变量包括 $GDP$ 增长率、居民消费价格指数( $CPI$ )、广义货币( $M2$ )增长率。变量描述性统计见在线附录四。

## 三、主观融资动机分类

本部分提出企业主观融资动机的划分规则, 并对分类结果进行介绍。

### (一) 分类规则

本文根据企业投资与杠杆率、盈利与杠杆率之间的相关关系<sup>6</sup>，将企业融资动机划分为三种。若投资和盈利均与杠杆率负相关，表明企业增加杠杆时获得的资金没有用于扩大投资、获取盈利，这类企业的融资目标是追求股东权益最大化，存在转移现金流的道德风险；若投资和盈利均与杠杆率正相关，表明企业通过增加杠杆进行投资扩张、获取盈利，这类企业的融资动机是投资驱动；若盈利与杠杆率正相关，而投资与杠杆率没有相关性，表明企业的融资目的是利用税盾实现盈利最大化，而且投资不受外部资金的限制，这类企业的融资动机最低。

## （二）分类结果

在 4308 家样本企业中，527 家企业的融资动机为道德风险型，2388 家企业为投资驱动型，1393 家企业为税盾效应型。表 1 对分组样本观测值进行了描述性统计分析。

就投资规模而言，税盾效应组最高，原因可能是这部分企业的融资约束相对宽松，投资决策受融资约束的限制较少。同时，投资驱动组企业的投资均值低于道德风险组，但是标准差和最大值都高于道德风险组，说明投资驱动组企业的投资敏感性比较高，容易受到融资约束等因素的影响。就盈利水平而言，投资驱动组企业的盈利均值最高，原因可能是该类型企业的最终目标是通过投资实现盈利最大化。此外，道德风险组的盈利水平最低。就企业风险而言，随着融资动机降低，三组企业的风险水平依次降低。就公司规模均值而言，道德风险组企业的规模最小，税盾效应组最大，说明小规模企业的融资动机更有可能存在道德风险，与直观理解比较吻合。

---

<sup>6</sup> 根据统计学惯例，相关系数介于-0.70 和-0.30 之间和 0.30 到 0.70 之间表示适中的相关性，-0.25 和 0.25 之间则表示相关性高度比较弱，所以本文采用 0.3 作为划分相关性的阈值标准。

表 1 分组样本的描述性统计分析

变量类型	变量名	样本数	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
全样本	投资 (%)	62459	0.205	2.571	0.000	0.068	335.241
	杠杆率 (%)	62459	44.364	1.967	41.027	44.186	47.538
	ROE (%)	62459	4.508	3.381	-1.143	4.391	12.261
	公司规模 (ln)	62459	22.439	1.422	14.113	22.274	28.233
	$C\Delta CoVaR$	62459	4.502	3.796	-1.035	3.516	18.853
道德风险	投资 (%)	2338	0.195	0.471	0.000	0.082	7.830
	杠杆率 (%)	2338	44.372	1.970	41.027	44.233	47.538
	ROE (%)	2338	4.499	3.383	-1.143	4.025	12.261
	公司规模 (ln)	2338	22.358	1.587	18.181	22.054	27.820
	$C\Delta CoVaR$	2338	4.594	3.723	-1.035	3.674	18.853
投资驱动	投资 (%)	34777	0.191	2.456	0.000	0.073	335.241
	杠杆率 (%)	34777	44.362	1.966	41.027	44.186	47.538
	ROE (%)	34777	4.511	3.380	-1.143	4.391	12.261
	公司规模 (ln)	34777	22.371	1.384	14.234	22.198	28.233
	$C\Delta CoVaR$	34777	4.540	3.813	-1.035	3.551	18.853
税盾效应	投资 (%)	25344	0.225	2.826	0.000	0.060	207.969
	杠杆率 (%)	25344	44.367	1.968	41.027	44.186	47.538
	ROE (%)	25344	4.505	3.383	-1.143	4.391	12.261
	公司规模 (ln)	25344	22.540	1.450	14.113	22.393	28.227
	$C\Delta CoVaR$	25344	4.441	3.778	-1.035	3.459	18.853

## 四、模型设计

### (一) 银行部门风险冲击的基础模型

本文建立如下基础模型检验银行部门风险对企业的冲击作用：

$$C\Delta CoVaR_{i,t} = \alpha + \beta_1 B\Delta CoVaR_{t-4} + \gamma_1 X_{i,t-4} + \gamma_2 Y_{t-4} + D + ind_i + \tau_i + \varepsilon_{i,t} \quad (18)$$

其中，下标  $i$  表示企业， $t$  表示季度； $C\Delta CoVaR_{i,t}$  为企业风险； $B\Delta CoVaR_{t-4}$  为银行业部门风险； $X_{i,t-4}$  为企业层面控制变量， $Y_{t-4}$  为宏观层面控制变量。由于  $C\Delta CoVaR_{i,t}$  和  $B\Delta CoVaR_{t-4}$  是基于周频股价数据利用 52 周向前滚动窗口回归法计算，为降低数据时间重叠产生的内生性，本文将银行业部门风险滞后 4 期。与此对应，基于季频数据的控制变量  $X$  和  $Y$  取滞后 1~4 期的均值，确保所有变量均包含一年的经济信息。 $D$  是季节虚拟变量， $ind_i$  代表行业固定效应， $\tau_i$  代表企业的个体固定效应， $\varepsilon_{i,t}$  为随机扰动项。由于核心解释变量  $B\Delta CoVaR_{t-4}$  是时间序列，因此模型不控制时间固定效应。为解决异方差性问题，将标准误差聚类到个体层面。如果  $\beta_1$  估计值显著大于 0，表示银行部门风险冲击会显著提高实体企业风险。

### (二) 银行信贷收缩对风险溢出的放大作用

本文建立如下调节效应模型，分别从规模和利率维度分析银行部门风险冲击下信贷收缩对企业风险的影响：

$$C\Delta CoVaR_{i,t} = \alpha + \beta_1 B\Delta CoVaR_{t-4} + \beta_2 CC_{i,t-4} + \theta B\Delta CoVaR_{t-4} \times CC_{i,t-4} + \gamma_1 X_{i,t-4} + \gamma_2 Y_{t-4} + D + ind_i + \tau_i + \varepsilon_{i,t} \quad (19)$$

模型 (19) 在模型 (18) 的基础上加入反映银行信贷收缩的调节变量  $CC_{i,t-4}$ ，银行部门风险与调节变

量的交乘项  $B\Delta CoVaR_{t-4} \times CC_{i,t-4}$ 。其中，银行信贷收缩  $CC_{i,t-4}$  从信贷规模下降  $CQ_{i,t-4}$  和信贷利率上升  $CP_{i,t-4}$  两个维度反映。如果系数  $\theta$  的估计值显著大于 0，表示银行部门风险上升引发的信贷收缩会提高企业风险，反之表明银行信贷收缩使得企业风险下降。

### （三）客观融资条件对银行部门风险冲击的调节作用

建立如下调节效应模型分析企业客观融资条件对银行部门风险冲击的作用：

$$C\Delta CoVaR_{i,t} = \alpha + \beta_1 B\Delta CoVaR_{t-4} + \beta_2 FI_{i,t-4} + \theta B\Delta CoVaR_{t-4} \times FI_{i,t-4} + \gamma_1 X_{i,t-4} + \gamma_2 Y_{t-4} + D + ind_i + \tau_i + \varepsilon_{i,t} \quad (20)$$

模型（20）在模型（18）的基础上加入企业客观融资条件的调节变量  $FI_{i,t-4}$ ，包括固定资产占比  $FA_{i,t-4}$  和流动资产占比  $LA_{i,t-4}$ ，以及银行部门风险与企业客观融资条件的交乘项  $B\Delta CoVaR_{t-4} \times FI_{i,t-4}$ 。如果系数  $\theta$  的估计值显著小于 0，表示企业客观融资条件会缓解银行部门风险对实体企业的冲击作用。

### （四）客观融资条件对银行信贷收缩的调节作用

建立如下调节效应模型分析企业客观融资条件对银行信贷收缩的影响：

$$C\Delta CoVaR_{i,t} = \alpha + \beta_1 B\Delta CoVaR_{t-4} + \beta_2 CC_{i,t-4} + \beta_3 FI_{i,t-4} + \theta_1 B\Delta CoVaR_{t-4} \times CC_{i,t-4} + \theta_2 B\Delta CoVaR_{t-4} \times CC_{i,t-4} \times FI_{i,t-4} + \gamma_1 X_{i,t-4} + \gamma_2 Y_{t-4} + D + ind_i + \tau_i + \varepsilon_{i,t} \quad (21)$$

模型（21）在模型（20）的基础上加入企业客观融资条件的调节变量  $FI_{i,t-4}$ ，包括固定资产占比  $FA_{i,t-4}$  和流动资产占比  $LA_{i,t-4}$ ，银行部门风险、信贷收缩与企业客观融资条件的交乘项  $B\Delta CoVaR_{t-4} \times CC_{i,t-4} \times FI_{i,t-4}$ 。如果系数  $\theta_2$  的估计值显著小于 0，表示企业客观融资条件会缓解银行部门风险冲击下信贷收缩对企业风险的影响。

## 五、融资动机的作用分析

本节首先分析银行部门风险对实体企业的冲击作用，然后分析银行部门风险冲击下信贷规模收缩和利率上升对企业风险的影响，并比较不同融资动机企业间的差异性，最后是稳健性检验。

### （一）基准结果分析

为比较银行部门风险对不同主观融资动机企业冲击作用的差异，本文采用自抽样法来检验组间回归系数差异的显著性。回归结果见表 2。其中，第（1）列为全样本回归，第（2）-（4）列是将全样本划分为道德风险、投资驱动和税盾效应三个子样本的回归结果。

整体而言，银行部门风险冲击会提高实体企业风险。第（1）-（4）列回归结果显示，银行部门风险的系数均在 1% 水平下显著为正。说明无论企业出于何种融资动机，银行部门风险冲击都会提高实体企业风险。此外，银行部门风险上升对道德风险组企业的冲击作用最高。从回归系数来看，道德风险组回归系数高于投资驱动组和税盾效应组，并且  $p$  值均在 1% 水平下显著为正。上述结论表明，道德风险组企业受银行部门风险冲击作用最大。可能是因为，银行机构与道德风险组企业之间的信息不对称程度较高，故当其自身风险较高时会更加主动地收回这部分企业信贷资产或者提高信贷利率，增加对这部分企业的冲击作用。由因变量均值可知，道德风险组的企业自身风险略高于其他企业。

表2 银行部门风险冲击的基准回归结果

因变量:	(1)	(2)	(3)	(4)
$C\Delta CoVaR_{i,t}$	全样本	道德风险	投资驱动	税盾效应
$B\Delta CoVaR_{t-4}$	1.432*** (15.793)	2.109*** (4.383)	1.376*** (11.282)	1.370*** (9.618)
观测值	62 459	2338	34 777	25 344
调整后的 $R^2$	0.189	0.167	0.192	0.187
控制变量	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制
p 值		0.000***	0.000***	0.000***

说明：(1) \*、\*\*、\*\*\*分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著；括号内为回归系数的 t 统计量。(2) 回归模型中还包括控制变量，为节约空间系数未列出。(3) p 值用于检验  $B\Delta CoVaR_{t-4}$  系数差异的显著性，通过自抽样法 1000 次得到。其中，第 (2) 列比较道德风险组与投资驱动组的差异，第 (3) 列比较投资驱动组与税盾效应组的差异，第 (4) 列比较税盾效应组与道德风险组的差异。下表同。

## (二) 不同类型信贷收缩的影响

本部分探究银行部门风险冲击下信贷规模收缩和利率上升对企业风险的影响，并比较不同融资动机企业间的差异性。在全样本回归中（受空间所限，不再展示），交乘项的回归系数均在 1%水平下显著为正，说明银行部门风险上升引发的规模和利率维度的信贷收缩会提高实体企业风险。

表 3 结果展示，银行部门风险与信贷规模下降交乘项的回归系数在投资驱动组中在 1%水平下显著为正，税盾效应组中在 5%水平下显著为正，而且税盾效应组交乘项的回归系数最高。与此对比，道德风险组交乘项的回归系数为负，但是不具有显著性。该结果表明，投资驱动和税盾效应组企业风险随着信贷规模下降而上升，且税盾效应组企业风险对信贷规模下降最为敏感。相比之下，道德风险组企业风险随着信贷规模下降反而下降。根据研究假设 1 可知，信贷规模下降减少了企业转移现金流的道德风险问题，因此会降低企业风险。

此外，银行部门风险与信贷利率上升交乘项的回归系数在道德风险、投资驱动、税盾效应组均为 1% 的显著水平为正，而且道德风险组交乘项的回归系数最高。结果表明，三组企业风险随着信贷利率上升而上升，且道德风险组企业风险对信贷利率上升最为敏感。本文理论模型认为，信贷利率上升会提高道德风险组和投资驱动组企业风险，但是对税盾效应组企业的影响不确定。此处回归结果表明，在税盾效应组，信贷利率上升同样提高企业风险，表明在本文样本中，信贷利率上升同样提高税盾效应组企业风险，是对理论模型的进一步补充。

表 3 不同类型信贷收缩的回归结果分析

因变量:	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$C\Delta CoVaR_{i,t}$	信贷规模下降 道德风险	投资驱动	税盾效应	信贷利率上升 道德风险	投资驱动	税盾效应
$B\Delta CoVaR_{t-4}$	2.682*** (4.294)	1.111*** (7.145)	1.119*** (6.476)	-2.587*** (-5.292)	-1.802*** (-13.428)	-2.233*** (-14.669)
$CC_{i,t-4}$	-0.166 (-0.235)	0.180 (0.665)	0.541* (1.895)	2.161*** (12.292)	2.453*** (59.028)	2.429*** (52.105)
$B\Delta CoVaR_{t-4}$ $\times CC_{i,t-4}$	-2.338 (1.642)	1.118*** (-2.631)	1.146** (2.230)	1.120*** (6.898)	0.613*** (13.897)	0.738*** (14.173)
观测值	2338	34 777	25 344	2338	34 777	25 344
调整后的 $R^2$	0.168	0.193	0.187	0.317	0.347	0.347
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
p 值	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***

说明：第（1）-（3）列中变量 $CC$ 表示信贷规模，第（4）-（6）列中变量 $CC$ 表示信贷利率。

### （三）稳健性分析

本部分从主观融资动机划分标准、反向因果及测量误差三个方面进行稳健性检验，相关回归结果见在线附录五-附录七。

融资动机的稳健性分析。首先，本文以上市公司增发、配股募集资金的额度衡量公司的股权融资规模，计算股权融资在公司总资产规模中的比例，在其投资规模中等比例扣除。其次，本部分采用正负 0.35 阈值划分相关性，重新划分企业的主观融资动机类型。再次，利用 SA 指数对企业主观融资动机的划分标准进行稳健性检验。最后，利用企业风险水平对企业主观融资动机的划分标准进行稳健性检验。以上回归结果表明，各指标的回归系数仅在数值上发生细微变动，回归系数的符号和显著性与基准回归几乎一致。

本文从三个方面缓解可能存在的反向因果问题。首先，为控制同一时间点的企业信贷需求，本文按照风险水平对银行机构进行分组。结果表明，高风险银行部门风险冲击会显著引起企业风险上升。其次，为有效控制企业信贷需求，本文以“行业-地点-规模-时间固定效应”将企业样本聚类。最后，为避免企业与银行之间的内生匹配问题，本文以国有和股份制银行部门风险作为外生冲击。整体而言，回归系数的符号、显著性和基准结果几乎一致。

本文从四个方面讨论测量误差问题。第一，扩大银行样本，在原来选取 15 家银行的基础上，新增了 9 家商业银行样本。第二，替换解释变量。分别采用加权风险资产比例、Z-score、MES、SRISK 指标度量银行部门风险。第三，替换被解释变量。利用杨子晖和王姝黛（2020）改进后的 CoVaR、MES、SRISK 和收益率波动性度量企业经营风险。第四，替换信贷收缩变量。以金融机构当季新增人民币贷款反映银行信贷规模，在企业当年利息支出中扣除当年应承担的债券利息衡量银行贷款利息。回归结果表明，各指标回归系数的符号、显著性和基本结果几乎一致。因此，本文结果具有较高的稳健性。

## 六、融资条件的作用分析

本节首先从固定资产和流动资产角度分析企业客观融资条件对银行部门风险冲击的调节作用，然后排除企业客观融资条件受银行部门风险影响的内生性问题，最后分析客观融资条件对银行信贷收缩影响的调节作用。

### （一）基准结果分析

首先，本部分探讨企业固定资产对银行部门风险负向冲击的缓解作用，并比较对不同主观融资动机企业影响的差异性。根据表 4 结果可知，企业固定资产可以缓解银行部门风险对企业的负向冲击。在全样本和投资驱动组，银行部门风险与固定资产占比交乘项的回归系数在 1%水平下显著为负；在税盾效应组，交乘项的回归系数在 5%水平下显著为负。固定资产的缓解作用在不同主观融资动机企业间存在显著差异。具体而言，银行部门风险与固定资产占比交乘项的回归系数在税盾效应组高于投资驱动组；在道德风险组，交乘项的回归系数为正但不具有显著性。

此外，虽然企业固定资产存在缓解作用，但是银行部门风险对实体企业的负向冲击作用依然显著。第（1）-（4）列回归结果显示，在加入固定资产占比以及银行部门风险与固定资产占比的交乘项后，银行部门风险的回归系数均在 1%水平下显著为正，说明银行部门风险的负向冲击作用在控制企业固定资产的缓解作用后依然存在。

表 4 固定资产缓解银行部门风险冲击的回归结果分析

因变量:	(1)	(2)	(3)	(4)
$C\Delta CoVaR_{i,t}$	全样本	道德风险	投资驱动	税盾效应
$B\Delta CoVaR_{t-4}$	1.179*** (10.301)	2.650*** (4.183)	1.092*** (7.018)	1.107*** (6.385)
$FA_{i,t-4}$	-50.259* (-1.818)	-15.121 (-0.119)	-24.829 (-0.647)	-93.379** (-2.254)
$B\Delta CoVaR_{t-4} \times FA_{i,t-4}$	-164.616*** (-3.364)	334.162 (1.493)	-178.155*** (-2.819)	-178.925*** (-2.319)
观测值	62 459	2338	34 777	25 344
调整后的 $R^2$	0.189	0.169	0.193	0.187
控制变量	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制
p 值		0.000***	0.000***	0.000***

接下来探讨企业流动资产对银行部门风险负向冲击的缓解作用，并比较对不同融资动机企业影响的差异性。根据表 5 结果可知，企业流动资产可以缓解银行部门风险对企业的负向冲击。在全样本和税盾效应组，银行部门风险与流动资产占比交乘项的回归系数在 1%水平下显著为负；在道德风险组和投资驱动组，交乘项的回归系数为负，但不具有统计显著性。而且，企业流动资产的缓解作用在不同主观融资动机企业间存在显著差异。具体而言，在道德风险组中，银行部门风险与流动资产占比交乘项的回归系数远高于其他两组，说明对于融资动机高的企业而言，持有流动资产缓解银行部门风险冲击的作用更强。原因可能在于，企业流动资产可以直接用于偿还银行债务，进而降低银行部门风险。

虽然企业流动资产存在缓解作用，但是银行部门对实体企业的负向冲击作用依然显著。第（1）-（4）列回归结果显示，在加入企业流动资产占比以及银行部门风险与流动资产占比的交乘项后，银行部门风险的系数均在 1%水平下显著为正，说明银行部门风险的负向冲击作用在控制企业流动资产的缓解作用后依然存在。

表 5 流动资产缓解银行部门风险冲击的回归结果

因变量:	(1)	(2)	(3)	(4)
$C\Delta CoVaR_{i,t}$	全样本	道德风险	投资驱动	税盾效应
$B\Delta CoVaR_{t-4}$	1.390*** (15.292)	2.568*** (4.572)	1.340*** (10.598)	1.309*** (9.183)
$LA_{i,t-4}$	6.377** (2.566)	-167.298** (-2.436)	7.559 (0.879)	6.990*** (2.589)
$B\Delta CoVaR_{t-4} \times LA_{i,t-4}$	-3.382*** (-4.175)	-16.570 (-0.453)	-4.717 (-1.324)	-3.066*** (-3.175)
观测值	62 459	2338	34 777	25 344
调整R <sup>2</sup>	0.189	0.169	0.193	0.187
控制变量	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制
p 值		0.000***	0.000***	0.000***

综上所述，企业固定资产和流动资产形成的客观融资条件对银行部门风险负向冲击存在缓解作用，即企业的可抵押资产越高，对银行部门风险负向冲击的缓解作用越强。然而，客观融资条件对银行部门风险负向冲击的缓解作用在不同主观融资动机企业间存在差异。而且，在控制企业客观融资条件后，银行部门风险对实体企业仍然存在显著的负面影响。

## (二) 内生性检验

为排除企业客观融资条件受银行部门风险影响导致的内生性，本部分将剔除企业客观融资条件受银行部门风险影响的部分。第一步，将银行部门风险对企业的客观融资条件指标分别回归得到残差项，此时的残差项反映了不受银行部门风险影响的部分；第二步，将得到的残差作为调节变量与银行部门风险交乘，纳入回归式，验证企业客观融资条件对银行部门风险溢出的缓解作用：

$$A_{i,t} = \alpha + \mu B\Delta CoVaR_t + \epsilon_{i,t} \quad (22)$$

$$C\Delta CoVaR_{i,t} = \alpha + \beta_1 B\Delta CoVaR_{t-4} + \beta_2 \epsilon_{i,t-4} + \theta B\Delta CoVaR_{t-4} \times \epsilon_{i,t-4} + \gamma_1 X_{i,t-4} + \gamma_2 Y_{t-4} + D + ind_i + \tau_i + \epsilon_{i,t} \quad (23)$$

根据表 6 结果可知，排除银行部门风险对企业客观融资条件影响的内生性后，企业固定资产和流动资产的缓解作用依然存在。Panel A 第 (1) 列回归结果显示，银行部门风险与固定资产占比交乘项的回归系数在 1% 显著性水平下为负，Panel B 第 (1) 列回归结果显示，银行部门风险与流动资产占比交乘项的回归系数在 1% 显著性水平下为负，说明企业固定资产和流动资产可以缓解银行部门对企业的风险溢出。

企业固定资产和流动资产的缓解作用在不同融资动机企业间存在显著差异。Panel A 第 (2) - (4) 列回归结果显示，银行部门风险与固定资产占比交乘项的回归系数在投资驱动和税盾效应组中在 1% 显著性水平下为负，Panel B 第 (2) - (4) 列回归结果显示，银行部门风险与流动资产占比交乘项的回归系数在税盾效应组中在 1% 显著性水平下为负，在投资驱动组中为负但不具有显著性。上述结果说明，企业固定资产和流动资产对银行部门风险溢出的缓解作用存在于投资驱动和税盾效应组企业。而对于道德风险组企业，银行部门风险与固定资产占比（或者流动资产占比）交乘项的回归系数均为正但不具有显著性，说明企业可抵押资产对银行部门风险溢出存在放大作用。原因可能在于，对于融资动机强和可抵押资产高的企业而言，融资动机和融资条件的双重作用能够增加企业信贷规模，但是由于此类企业道德风险高，反而增加了企业风险。

表6 排除企业融资条件内生性的回归结果

因变量:	(1)	(2)	(3)	(4)
$C\Delta CoVaR_{i,t}$	全样本	道德风险	投资驱动	税盾效应
	Panel A	固定资产		
$B\Delta CoVaR_{t-4}$	1.548*** (16.598)	2.046*** (4.183)	1.491*** (11.967)	1.503*** (10.111)
$f_i\epsilon_{i,t-4}$	-0.134*** (-4.621)	-0.093 (-0.593)	-0.132*** (-2.979)	-0.163*** (-3.888)
$B\Delta CoVaR_{t-4} \times f_i\epsilon_{i,t-4}$	-0.199*** (-4.004)	0.307 (1.248)	-0.225*** (-3.586)	-0.204*** (-2.584)
观测值	60 787	2273	33 862	24 652
调整后的 $R^2$	0.189	0.168	0.193	0.188
控制变量	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制
p 值		0.000***	0.000***	0.000***
	Panel B	流动资产		
$B\Delta CoVaR_{t-4}$	1.429*** (15.925)	1.893*** (3.823)	1.380*** (11.366)	1.351*** (9.618)
$l_i\epsilon_{i,t-4}$	-0.003*** (-4.091)	-0.045 (-0.917)	-0.005 (-1.336)	-0.003*** (-3.501)
$B\Delta CoVaR_{t-4} \times l_i\epsilon_{i,t-4}$	-0.007*** (-2.871)	0.137 (1.594)	-0.007 (-0.861)	-0.008*** (-4.886)
观测值	60 612	2273	33827	24512
调整后的 $R^2$	0.189	0.172	0.193	0.188
控制变量	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制
p 值		0.000***	0.000***	0.000***

### (三) 客观融资条件对信贷收缩的调节作用分析

下面将从固定资产占比和流动资产占比角度分析企业融资条件对银行信贷收缩渠道的作用，并比较在不同主观融资动机企业间的差异性。

全样本回归结果显示（受空间所限，不再展示），银行部门风险、信贷规模下降与固定资产占比三乘项的回归系数在 5%显著性水平下为负；银行部门风险、信贷利率上升与固定资产占比三乘项的回归系数在 1%显著性水平下为负。上述结果说明，固定资产可以缓解银行信贷收缩和信贷利率上升对企业的风险溢出。

根据表 7 结果可知，企业固定资产对信贷规模下降的缓解作用在税盾效应组最为显著。第（1）-（3）列回归结果显示，银行部门风险、信贷规模下降与固定资产占比三乘项的回归系数在道德风险组中在 5%显著水平下为负，在投资驱动组为负但不具有显著性，在税盾效应组中在 1%显著水平下为负。原因可能在于，主观融资动机较低的税盾效应组企业对规模维度信贷收缩更为敏感，因此企业持有固定资产缓解银行信贷规模下降的边际作用最高。理论模型分析认为，主观融资动机低的企业对规模维度信贷收缩较为敏感，此处的回归结果支持上述推断。

企业固定资产对信贷利率上升的缓解作用在投资驱动组最为显著。第（4）-（6）列回归结果显示，银行部门风险、信贷利率上升与固定资产占比三乘项的回归系数在投资驱动组中在 1%显著水平下为负，在道德风险和税盾效应组回归系数不具有显著性。原因可能在于，投资驱动组企业对利率维度信贷收缩较为

敏感，因此企业持有固定资产可以缓解银行信贷利率上升对企业的影响。理论模型分析认为，融资动机中等的企业对利率维度信贷收缩较为敏感，此处的回归结果支持上述推断。

表 7 企业固定资产对信贷收缩缓解作用的回归结果

因变量: $C\Delta CoVaR_{i,t}$	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	道德风险 信贷规模下降	投资驱动	税盾效应	道德风险 信贷利率上升	投资驱动	税盾效应
$B\Delta CoVaR_{t-4}$	1.897*** (2.827)	1.068*** (5.634)	0.731*** (3.483)	-2.550*** (-5.167)	-1.875*** (-13.823)	-2.269*** (-14.716)
$CC_{i,t-4}$	-5.742* (-1.956)	1.164 (1.262)	-1.129 (-0.986)	2.163*** (12.292)	2.449*** (58.868)	2.425*** (51.877)
$FA_{i,t-4}$	-747.268 (-1.502)	150.688 (1.180)	-179.413 (-1.105)	5.151 (0.077)	45.834* (1.726)	-17.256 (-0.546)
$B\Delta CoVaR_{t-4} \times CC_{i,t-4}$	-2.362 (-0.984)	-1.379* (-1.650)	-4.035*** (-3.872)	1.139*** (6.831)	0.572*** (12.478)	0.713*** (13.480)
$B\Delta CoVaR_{t-4} \times CC_{i,t-4} \times FA_{i,t-4}$	-379.258** (-2.136)	-19.211 (-0.307)	-251.014*** (-3.472)	19.564 (0.663)	-40.041*** (-3.455)	-25.495 (-1.606)
观测值	2338	34 777	25 344	2338	34 777	25 344
调整 $R^2$	0.171	0.193	0.188	0.317	0.347	0.347
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
p 值	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***

说明：第（1）-（3）列中变量 $CC$ 表示信贷规模，第（4）-（6）列中变量 $CC$ 表示信贷利率。

下面探讨企业流动资产的调节作用，并比较对不同主观融资动机企业影响的差异性。全样本回归结果显示（受空间所限，不再展示），银行部门风险、信贷规模下降与流动资产占比三乘项的回归系数在 10% 的显著性水平下为负；银行部门风险、信贷利率上升与流动资产占比三乘项的回归系数在 1% 显著性水平下为正。

上述结果表明，在给定银行部门风险条件下，流动资产能够缓解规模维度信贷收缩对企业的影响；同时，流动资产会强化利率维度信贷收缩对企业的影响。两部分结果并不一致，原因可能是因为流动资产中包括较多金融资产。此时，金融资产能够通过发挥流动性特征，缓解信贷规模收缩对企业的冲击力度。但是，与信贷规模收缩不同的是，利率上升同样会对金融资产的收益率产生负面冲击，导致流动资产规模上升会强化信贷利率上升对企业的冲击力度。因此，本文结果看似反常，但是具有一定合理性。流动资产可以缓解银行部门风险冲击下规模维度信贷收缩对企业风险的负向影响，但是可能会通过脱实向虚而对利率维度信贷收缩的影响起到强化作用。

表 8 结果展示，企业流动资产缓解信贷规模下降的作用在税盾效应组中最为显著。第（1）-（3）列回归结果显示，银行部门风险、信贷规模下降与流动资产占比三乘项的回归系数仅在税盾效应组中在 5% 水平下显著为负，说明企业流动资产对规模维度信贷收缩的缓解作用仅存在于税盾效应组。原因在于，主观融资动机较低的税盾效应组企业对规模维度信贷收缩更为敏感，因此企业持有流动资产缓解银行信贷规模下降的边际作用最高。

表 8 企业流动资产对信贷收缩缓解作用的回归结果

因变量: $C\Delta CoVaR_{i,t}$	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	道德风险 信贷规模下降	投资驱动	税盾效应	道德风险 信贷利率上升	投资驱动	税盾效应
$B\Delta CoVaR_{t-4}$	2.233*** (3.543)	1.125*** (7.294)	1.168*** (6.823)	-2.539*** (-5.174)	-1.810*** (-13.486)	-2.254*** (-14.772)
$CC_{i,t-4}$	-2.857*** (-2.994)	0.095 (0.359)	0.383 (1.499)	2.147*** (12.300)	2.452*** (58.954)	2.429*** (51.861)
$LA_{i,t-4}$	-148.028* (-1.980)	-3.236 (-1.115)	-2.698*** (-2.758)	-24.315 (-1.216)	-1.704 (-1.042)	-1.178*** (-6.181)
$B\Delta CoVaR_{t-4}$ $\times CC_{i,t-4}$	0.588 (0.348)	-0.989** (-2.360)	-0.726 (-1.499)	1.151*** (6.946)	0.611*** (13.754)	0.730*** (14.044)
$B\Delta CoVaR_{t-4}$ $\times CC_{i,t-4} \times LA_{i,t-4}$	26.631 (0.527)	-1.064 (-0.429)	-2.398** (-2.044)	-19.955 (-1.420)	1.290 (0.988)	1.870*** (9.721)
观测值	2338	34 741	25200	2338	34 741	25 200
调整 $R^2$	0.174	0.193	0.187	0.318	0.347	0.348
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
p 值	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***

说明：第（1）-（3）列中变量 $CC$ 表示信贷规模，第（4）-（6）列中变量 $CC$ 表示信贷利率。

综上所述，企业可抵押资产（包括固定资产和流动资产）可以缓解银行信贷收缩对企业的负向影响，但是这种缓解作用在不同信贷收缩形式和企业主观融资动机间存在差异。其中，对于规模维度的信贷收缩，固定资产和流动资产均对税盾效应组企业的缓解作用最显著。对于利率维度的信贷收缩，固定资产对投资驱动组企业的缓解作用最显著。

## 七、结论与政策启示

融资约束体现了企业对资金的需求程度和需求动机，在银行部门风险冲击企业部门的过程中发挥着重要作用。本文通过理论模型从主观融资动机和客观融资条件两方面探究融资约束的形成机制，利用 2011 年第 1 季度到 2020 年第 4 季度中国 A 股上市公司的财务、股票价格数据检验银行部门风险上升对不同类型企业的影响。本文得出以下三个方面结论。

第一，信贷收缩对企业的影响取决于企业的主观融资动机。规模维度信贷收缩对主观融资动机最低的税盾效应型企业风险的影响最显著，利率维度信贷收缩对主观融资动机最高的道德风险型企业风险的影响最显著，而主观融资动机中等的投资驱动型企业风险对规模和利率维度的信贷收缩同样敏感。

第二，客观融资条件可以在一定程度上缓解银行部门风险对企业的负向冲击，但是这种缓解作用在不同主观融资动机企业间存在差异。其中，企业固定资产的缓解作用在税盾效应组最为显著，流动资产的缓解作用在道德风险组最为显著。

第三，企业固定资产和流动资产均可以缓解银行信贷收缩对企业的负向影响，但是这种缓解作用在不同信贷收缩形式和主观融资动机的企业间存在差异。其中，企业固定资产和流动资产对信贷规模下降的缓解作用均在税盾效应型企业中最显著，固定资产对信贷利率上升的缓解作用在投资驱动型企业中最显著。

基于以上结论，本文提出如下政策建议。

首先，要完善金融部门风险监管框架，守住不发生系统性风险的底线。本文研究发现，银行部门风险

上升会对企业部门产生负向冲击。金融的本质是服务实体经济，如果银行部门出现问题则会导致信贷资源配置功能下降，企业融资难度上升，严重阻碍实体经济高质量增长。因此，监管部门应当从经济高质量发展视角看待银行部门风险管理问题，进一步提高银行风险监管强度。

其次，要解决企业融资难、融资贵的问题，不仅要从资金供给端下手，更要重点关注资金需求端。本文研究表明，企业主观融资动机可以划分为道德风险、投资驱动和税盾效应三类。其中，后两者属于正常的融资需求，而道德风险型企业融资则是不合理的融资需求。这类企业的主观融资动机是追求股东权益最大化，而非用于扩大投资、获取盈利。因此，监管部门应当密切关注企业贷款资金用途，准确识别道德风险型企业，对这部分企业加强风险管理。

最后，合理运用信贷工具，在防风险和稳增长两个方面取得均衡。本文研究表明，主观融资动机最低的税盾效应型企业对规模维度信贷收缩敏感，主观融资动机最高的道德风险型企业对利率维度信贷收缩敏感，而信贷规模下降反而降低其风险，信贷工具的运用需要关注这种差异性。

本文创新性地识别了企业不同融资动机，但仍存在可继续拓展的空间。首先，本文采用全样本识别企业融资动机，是一种静态视角，未来可以采用滚动窗口的方式刻画融资动机的时变性以及形成原因。其次，本文仅从风险的角度探讨不同类型融资动机企业的差异性。然而，风险只是企业决策带来的结果，未来可以探讨不同类型企业在获取资金后分别采取何种投融资决策行为，导致其经营绩效出现差异，进一步挖掘企业投融资决策机理。

## 参考文献

- [1] 方意、荆中博 (2022):《外部冲击下系统性金融风险的生成机制》,《管理世界》第5期。
- [2] 何青、钱宗鑫、刘伟 (2018):《中国系统性金融风险的度量——基于实体经济的视角》,《金融研究》第4期。
- [3] 荆中博、胡佳楠、方意 (2023):《宏观金融波动与中国银行业系统性风险:金融周期视角》,《系统工程理论与实践》第7期。
- [4] 李政、石晴、卜林 (2022):《基于分位数关联的政策连续性跨国溢出研究》,《金融研究》第8期。
- [5] 刘晓星、张旭、李守伟 (2021):《中国宏观经济韧性测度——基于系统性风险的视角》,《中国社会科学》第1期。
- [6] 杨子晖、王姝黛 (2020):《行业间下行风险的非对称传染:来自区间转换模型的新证据》,《世界经济》第6期。
- [7] 杨子晖、张平淼、林师涵 (2022):《系统性风险与企业财务危机预警——基于前沿机器学习的新视角》,《金融研究》第8期。
- [8] 张晓晶、刘磊 (2020):《宏观分析新范式下的金融风险与经济增长——兼论新型冠状病毒肺炎疫情冲击与在险增长》,《经济研究》第6期。
- [9] 郑挺国、龚鑫金、宋涛 (2021):《中国城市房价泡沫测度及其时变传染效应研究》,《世界经济》第4期。
- [10] 周弘、张成思、唐火青 (2020):《融资约束与实体企业金融化》,《管理科学学报》第12期。
- [11] Adrian, T. and Brunnermeier, M. K. “CoVaR.” *The American Economic Review*, 2016, 106(7), pp. 1705-1741.
- [12] Alfaro, L.; García-Santana, M. and Moral-Benito, E. “On the Direct and Indirect Real Effects of Credit Supply Shocks.” *Journal of Financial Economics*, 2021, 139(3), pp.895-921.
- [13] Anginer, D.; Demirguc-Kunt, A.; Huizinga, H. and Ma, K. “Corporate Governance of Banks and Financial Fragility.” *Journal of Financial Economics*, 2018, 130(2), pp.327-346.
- [14] Brownlees, C. and Engle, R. F. “SRISK: A Conditional Capital Shortfall Measure of Systemic Risk.” *Review of Financial Studies*, 2017, 30(1), pp.48-79.
- [15] Carvalho, D.; Ferreira, M. and Matos, P. “Lending Relationships and the Effect of Bank Distress: Evidence from the 2007-2009 Financial Crisis.” *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2015, 50(6), pp.1165-1197.
- [16] Cornaggia, J. and Li, J.Y. “The Value of Access to Finance: Evidence from M&As.” *Journal of Financial Economics*, 2019, 131(1), pp.232-250.
- [17] Demir, F. “Financial Liberalization, Private Investment and Portfolio Choice: Financialization of Real Sectors in Emerging Markets.” *Journal of Development Economics*, 2009, 88(2), pp.314-324.
- [18] Mian, A. and Sufi, A. “Credit Supply and Housing Speculation.” *The Review of Financial Studies*, 2022, 35(2), pp.680-719.
- [19] Minetti, R. “Bank Capital, Firm Liquidity, and Project Quality.” *Journal of Monetary Economics*, 2007, 54(8), pp.2584-2594.
- [20] Nikolov, B.; Schmid, L. and Steri, R. “The Sources of Financing Constraints.” *Journal of Financial Economics*, 2020, 139(2), pp.478-501.
- [21] Quadrini, V. “Financial Frictions in Macroeconomic Fluctuations.” *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly*, 2011, 97(3), pp.209-254.

## Credit Shock, Financing Constraint and Corporate Risk:

### Analysis Based on Financial Friction Theory

Jing Zhongbo Qi Liyao Liu Zhidong

**Abstract:** The 2023 Central Financial Work Conference emphasized that risk prevention and control must remain the cornerstone of financial work. Historical financial crises have demonstrated that their spillover into the corporate sector can lead to economic crises and hinder economic development. While the existing literature has extensively explored the impact of banking institutions' credit fluctuations on the corporate sector, it has overlooked the role of firms' financing constraints, as well as the underlying mechanisms.

Corporate financing constraints reflect the degree and motivation of corporate demand for funds, and play a significant role in the process through which banking risks spill over and affect the corporate sector. Drawing on the financial friction theory, this paper proposes that financing constraints arise from firms' subjective financing motivations and objective financing conditions. Financing motivations encompass moral hazard, investment-driven factors and the tax shield effect. For firms with moral hazard, the primary motivation is to maximize shareholder equity rather than focusing on expanding investment or generating profits. Investment-driven firms, on the other hand, are motivated by growth opportunities, with the goal of expanding their investment scale and enhancing firm value. Meanwhile, firms influenced by the tax shield effect seek to capitalize on the tax advantages associated with debt financing. Consequently, when exposed to banking risk shocks, the credit crunch affects these three types of firms in distinct ways. Objective financing conditions are also determined by firms' mortgageable or fixed assets, which play a critical role in shaping their access to funding.

According to financial friction theory, subjective financing motivations reflect firms' financing objectives and can more effectively highlight adverse selection issues that arise from their financing decisions. Objective financing conditions demonstrate how banking institutions mitigate moral hazard problems in issuing loans through asset collateralization under financial friction conditions. As a result, the characterization of the features of financing constraints based on financing motivations and conditions can deepen the understanding of the varying impacts of the credit contraction on different types of firms in the context of increasing banking risk. This approach can also provide innovative insights for research in the field of financial risk spillovers.

The paper begins with the construction of a firm asset portfolio model to theoretically explore the risk spillover effects and the different impacts of the credit contraction on firms with different financing motivations in response to the banking sector risk shock. The results derived from the model show that the increase in credit interest rates and the decrease in the credit scale vary significantly based on the different financing motivations of firms. Indeed, for firms with more solid financing motivations, a decline in the credit scale can actually reduce their risk. The paper provides an economic interpretation of the above conclusions, further deepening the understanding of the mechanism underlying the risk spillover effects in the banking sector.

Building on the theoretical framework, the paper proceeds to empirically analyse the impact mechanism of increasing banking risk on firms with different financing constraint types through credit contraction and interest rate hikes, using data from China's listed banks and firms. Empirical results show that, in response to the shock of increasing banking risk, a credit crunch increases the risk of tax-shield firms but decreases the risk of moral-hazard firms. Rising credit interest rates have a more pronounced effect on enhancing the vulnerability of firms with moral hazard. Objective financing conditions can mitigate the shock of rising banking risks on firms and exert a moderating effect on different credit crunch methods and subjective financing motivations. In conclusion, this study advances the theory of financial risk spillovers, enabling the policymakers to have better understanding of the banking risk and credit contraction.

**Key words:** banking risk, financing constraints, financing motivation, collateral

# 新型农村金融机构发挥支农作用了吗

## ——来自中国 1806 个县域的证据<sup>1</sup>

宋文豪<sup>2</sup> 黄祖辉<sup>3</sup> 李夏欣<sup>4</sup> 叶春辉<sup>5</sup>

**【摘要】**作为农村金融增量改革的核心产物，新型农村金融机构已经成为中国农村金融体系的重要组成部分，在服务“三农”方面发挥着不可或缺的作用。本文使用 2000—2021 年中国 1806 个县的面板数据，探究新型农村金融机构发展对农业增长的影响及其机制。研究发现：新型农村金融机构发展显著促进了农业增长。分机构类型来看，村镇银行和小额贷款公司发展能够显著促进农业增长，而农村资金互助社尚未对农业增长产生显著影响。从区域层面来看，相较于东部地区，中西部地区的新农村金融机构发展对农业增长的促进效应更强。机制分析表明，新型农村金融机构发展可以提高农业经营主体的信贷资金可得性，进而促进资本生产要素替代加快和农业全要素生产率提升，最终实现农业的高质量增长。本文研究为探索符合中国国情的农村金融支农模式提供了理论支撑和经验借鉴。

**【关键词】**农村金融；新型农村金融机构；农业增长；农业强国

### 引言

农业是立国之本，强国之基。作为国民经济的基础产业，农业可以为其他部门提供产品贡献、要素贡献、市场贡献和外汇贡献<sup>[1,26-27]</sup>。因此，农业生产力的提高被视为发展中国家结构转型和经济增长的关键<sup>[2]</sup>。当前，中国正处于扎实推动共同富裕的历史阶段，大力发展农业经济有利于提高农民收入水平、保障国家粮食安全、确保农产品供给。农村金融作为现代农业经济资源配置的核心，不仅在资金融通和优化资源配置方面发挥作用，同时也是发展中国家农业增长的重要支撑和先决条件<sup>[3-5]</sup>。中国政府历来高度重视农村金融发展。“十四五”规划强调要“健全农村金融服务体系，完善金融支农激励机制”。2023 年，中国人民银行等五部门印发的《关于金融支持全面推进乡村振兴 加快建设农业强国的指导意见》进一步提出要“建立完善多层次、广覆盖、可持续的现代农村金融服务体系，增强金融服务能力”。因此，农村金融对于建设农业强国和推进乡村振兴尤为重要。

然而，农村金融一直以来都是中国金融体系的薄弱环节。从现实情况来看，中国农村金融发展存在金融供给不足、网点覆盖率低、市场竞争不充分等问题，难以完全满足农业生产活动中的信贷需求，严重阻碍了农业经济的发展。自改革开放以来，中国相继进行了国有大型商业银行股份制改革和农村信用社商业化改制。从现实来看，围绕存量金融机构进行的改革并未从根本上解决农业生产贷款难题。有研究指出，大型银行大规模地撤并县域和农村地区的营业网点，导致偏远地区的农村居民难以享受基础金融服务，同时强化了农村信用社在农村金融市场的垄断地位<sup>[6]</sup>。大量证据表明，农村信用社改制后的农村商业银行由于追求利润最大化，出现了严重的“离农脱小”

<sup>1</sup> 原载于《经济学家》2025 年第 2 期

<sup>2</sup> 宋文豪，浙江大学共享与发展研究院博士后

<sup>3</sup> 黄祖辉，浙江大学中国农村发展研究院教授

<sup>4</sup> 李夏欣，浙江大学中国农村发展研究院博士研究生

<sup>5</sup> 叶春辉，浙江大学中国农村发展研究院副教授

倾向<sup>[7-9]</sup>。为了应对这些问题，中国政府自 2006 年开始启动了农村金融增量改革。改革的显著特征是放开农村金融市场的准入资本范围，允许境内外银行资本、民间资本和产业资本进入农村地区，发展村镇银行、贷款公司、农村资金互助社等新型农村金融机构，打破传统金融机构对农村金融市场的垄断，以市场机制促进农村金融资源的高效配置。2021 年，中国人民银行等六部门联合印发了《关于金融支持巩固拓展脱贫攻坚成果 全面推进乡村振兴的意见》，明确提出“保持县域农村金融机构法人地位和数量总体稳定”，新型农村金融机构迎来稳定发展的重要时期。

现有关于新型农村金融机构的文献多聚焦于其优势特点、存在问题与运营绩效等<sup>[10-12]</sup>。随着农村金融增量改革的深入推进，一些研究也逐渐扩展到新型农村金融机构发展对普惠金融发展、县域经济增长等方面的影响<sup>[13-14]</sup>。不过，很少有文献关注新型农村金融机构的支农效果，尤其是新型农村金融机构发展与农业增长之间的关系。此外，已有关于金融因素影响农业增长的文献主要集中在农业政策性金融、传统农村金融机构和农业保险等方面<sup>[15-17]</sup>，较少考虑农村地区金融机构准入政策放宽对农业增长的影响。鉴于此，本文将从农业增长的角度对中国新型农村金融机构发展的支农效果进行定量评价，旨在为政府深化农村金融体制改革提供现实依据和决策参考。

本文首先从理论层面分析了新型农村金融机构发展对农业增长的影响效应和作用机制，然后使用 2000—2021 年的县域面板数据进行了实证检验。与已有研究相比，本文的边际贡献主要体现在以下三个方面：第一，本文从农业增长的角度研究新型农村金融机构发展的支农效果，拓展了金融发展与农业增长之间关系的相关研究。第二，本文构建了一个理论分析框架，从内在机理和直接原因两个方面系统分析了新型农村金融机构发展如何影响农业增长，加深了研究的学理深度。第三，本文手动整理了 2000—2021 年中国 1806 个县域的新型农村金融机构网点数据和注册资本金数据，对新型农村金融机构发展的农业增长效应进行了全国范围的、科学严谨的定量评估。

## 一、理论分析

本文认为，新型农村金融机构发展通过缩短农业经营主体与金融机构之间的地理距离、开展关系型借贷和改变农村地区金融业竞争结构，提高了农业经营主体的信贷资金可得性。农业经营主体信贷资金可得性的提高能够产生“要素替代效应”和“生产率效应”，进而实现县域农业的高质量增长。本文的逻辑框架如图 1 所示。

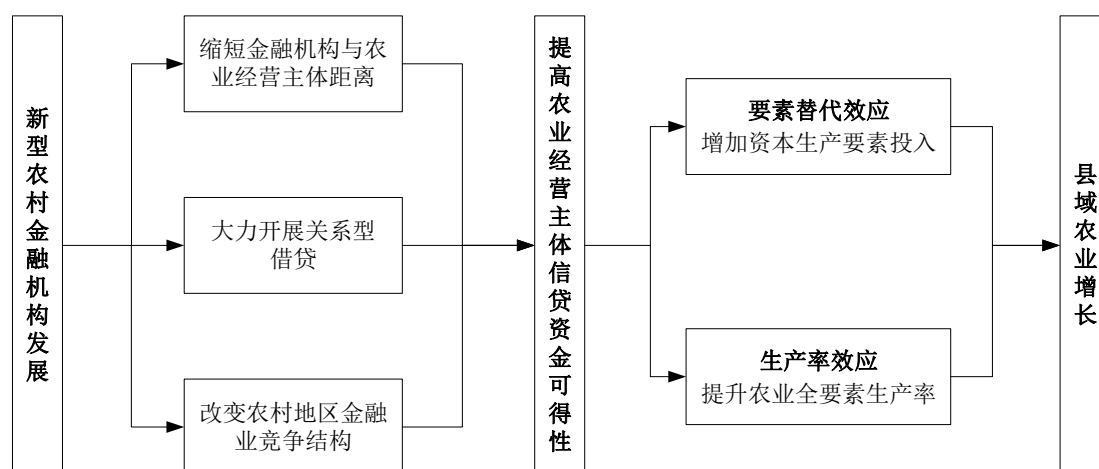


图 1 新型农村金融机构发展促进县域农业增长的逻辑框架

### （一）新型农村金融机构发展影响县域农业增长的内在机理

第一，新型农村金融机构发展可以缩短农业经营主体与金融机构之间的地理距离，从而提高农业经营主体的信贷资金可得性。借贷双方距离越近，意味着金融机构可以更好地了解借款人的经营状况等信息，从而减少双方的信息不对称，有利于金融机构筛选和监控借款人<sup>[18]</sup>。新型农村金融机构在乡镇、农村和偏远地区广设网点，不仅使得金融服务更贴近农业经营主体，极大提升了其获取信贷资金的便利性，同时也有利于新型农村金融机构对农业经营主体提供的资料进行贷前调查，确认资料的真实性、完整性、有效性和合法性，提升农业经营主体获取信贷资金的可能性<sup>[19]</sup>。

第二，新型农村金融机构发展通过大力开展关系型借贷从而提高农业经营主体的信贷资金可得性。大型银行在授信过程中更依赖于标准化信息。然而，由于缺乏有效的抵押担保物、征信记录不足等原因，大量农业经营主体很难从大银行获得信用贷款<sup>[20]</sup>。相比之下，新型农村金融机构的服务范围较小、营业网点距离服务对象更近，更容易融入农村社区网络，具有更能获取“软信息”的比较优势<sup>[21]</sup>。因此，新型农村金融机构可以利用这些“软信息”全面地评估客户的风险状况和偿债能力，更倾向于为大量分散的农业经营主体提供关系型借贷。

第三，新型农村金融机构发展通过改变农村地区金融业竞争结构而影响农业经营主体的信贷资金可得性。根据农村金融市场竞争理论，当农村金融市场中的金融机构数量越多、网点覆盖范围越广时，市场竞争就越激烈<sup>[22]</sup>。研究发现，新型农村金融机构出现后，农村信用合作社随即开展了大范围的贷款户普查和重新授信，并主动调低了贷款利率<sup>[23]</sup>。有学者认为，新型农村金融机构的设立会使传统农村金融机构产生竞争意识、市场意识和危机意识，促进其涉农贷款的增加<sup>[24]</sup>。因此，新型农村金融机构发展可以提升农村地区金融业竞争程度，有效降低农业经营主体的贷款成本和门槛，从而提高农业经营主体的信贷资金可得性。

### （二）新型农村金融机构发展影响县域农业增长的直接原因

农业是弱质产业，农业经营主体信贷资金可得性的提高对于改善农业的弱质性具有不可替代的作用<sup>[25]</sup>。

第一，信贷资金可得性的提高可以增加资本生产要素投入，产生“要素替代效应”。根据诱致性技术变迁理论，资源稀缺性变化会导致要素相对价格的变化，从而促使农业经营主体用廉价的丰裕要素代替昂贵的稀缺要素<sup>[26]</sup>。随着中国城镇化和工业化进程的加速，劳动力、土地要素的稀缺性和价格不断提升，农业经营主体对农机、化肥、种苗等资本品的需求不断增加<sup>[27]</sup>。然而，增加农资产品投入必须拥有充足的资金支持。在自有资金不足的情况下，不少农业经营主体选择民间借贷。但是，民间借贷存在额度小、利率高、风险大和可持续性差等问题<sup>[28]</sup>，无法从根本上缓解农业经营主体的资金约束。正规信贷可得性的提高不仅可以提供更高额度的贷款，还可以降低农业经营主体获得贷款的成本，有利于其增加资本生产要素的投入力度，最终促进农业产值的增长。

第二，信贷资金可得性的提高可以提升农业全要素生产率，产生“生产率效应”。信贷资金可得性的提高对农业全要素生产率的积极作用主要通过推动农业技术进步实现<sup>[29]</sup>。一方面，信贷约束缓解导致农业经营主体的生产性投资增加，农用机械、灌溉设施等资本品本身具有一定的技术水平，存在“体现型”技术进步，即许多农业新技术内嵌于资本品中并随着农业生产性投资的增加对农业全要素生产率产生正向影响<sup>[30]</sup>；另一方面，信贷资金可得性的提高意味着资本要素的相对价格下降，这会推动农业经营主体采用“土地节约型”和“劳动节约型”农业生产技术，存在“偏向型”技术进步<sup>[31]</sup>。因此，在中国农业劳动力和土地大量转出的背景下，农业信贷资金可得性的提高可以促进农业全要素生产率的提升，进而推动农业的长期持续增长。

## 二、研究设计

### (一) 模型设定

本文参考 Lin 的研究<sup>[32]</sup>，使用面板双向固定效应模型考察新型农村金融机构发展对农业增长的影响。具体模型设定如下：

$$\text{Agrieco}_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Newfin}_{it-1} + \sum_k \gamma_k X_{it}^k + \sum_j \delta_j \text{Elsefin}_{it-1}^j + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中，下标  $i$  表示县， $t$  表示年份。 $\text{Agrieco}_{it}$  反映农业增长状况， $\text{Newfin}_{it-1}$  表示新型农村金融机构发展， $X_{it}$  代表控制变量， $\text{Elsefin}_{it-1}$  代表其他涉农金融机构。 $\mu_i$  是县域固定效应， $\lambda_t$  是年份固定效应， $\varepsilon_{it}$  是随机误差项。 $\alpha_0$  是截距项， $\alpha_1$  反映新型农村金融机构发展对农业增长的平均影响效应， $\gamma_k$  和  $\delta_j$  是控制变量的估计系数。在估计过程中，本研究将标准误聚类到县级层面。

### (二) 变量说明

1. 被解释变量。参考已有文献的做法<sup>[33-34]</sup>，本文采用人均第一产业增加值的自然对数作为农业增长的衡量指标。具体而言，人均第一产业增加值使用 2000 年不变价计算的第一产业增加值除以农林牧渔业从业人员数计算得出。

2. 核心解释变量。本文首先采用县域新型农村金融机构数量<sup>6</sup>作为新型农村金融机构发展的代理变量。为了确保县域间的可比性，本文参照已有研究的做法<sup>[35]</sup>，将新型农村金融机构网点数量除以所在县的行政区域面积，得到规模化处理后的新型农村金融机构数量。在稳健性检验中，本文还选取规模化处理后的县域新型农村金融机构注册资本和资产规模<sup>7</sup>作为核心解释变量。需要说明的是，本文以 2000 年为基期，利用省级层面的居民消费价格指数进行平减，以消除通货膨胀的影响。

3. 控制变量。为了保证回归结果的可靠性，本文参考已有研究的做法<sup>[36]</sup>，控制了一系列影响农业增长的变量。一是农业生产要素投入，包括：人均土地投入，采用常用耕地面积与农林牧渔业从业人员数比值的自然对数来衡量；人均资本投入，采用农业机械总动力与农林牧渔业从业人员数比值的自然对数来衡量。二是农业发展条件，包括：第一产业占比，采用第一产业增加值占地区生产总值的比重来衡量；农业科技创新，采用县域新增农业发明专利申请量与全县总人口的比值来衡量。三是社会经济条件，包括：经济发展水平，采用实际人均地区生产总值的对数值来衡量；金融深化程度，采用年末金融机构各项贷款余额与地区生产总值的比值来衡量；财政紧张程度，采用地方财政一般公共预算支出与一般公共预算收入的比值来衡量；数字普惠金融，采用县级北京大学数字普惠金融指数除以 100 来衡量<sup>8</sup>。四是其他涉农金融机构，包括：农村信用社数量、农村商业银行数量、农村合作银行数量、国有商业银行<sup>9</sup>分支机构数量、政策性农村金融机构<sup>10</sup>数量，分别采用各类金融机构网点数量与行政区域面积的比值来衡量。

4. 机制分析变量。本文采用的机制分析变量包括农业生产要素投入、农业全要素生产率和农业信贷资金可得性。其中，农业生产要素投入变量的名称和测度方式与前文一致。对于农业全要素生产率，本文使用各县的农业

<sup>6</sup> 本文统计的新型农村金融机构包括村镇银行、小额贷款公司和农村资金互助社。

<sup>7</sup> 本文参照宋科等人的方法[14]，使用注册资本与最大杠杆率的乘积来近似代替机构的资产规模。

<sup>8</sup> 由于 2013 年被视为互联网金融元年，故县级北京大学数字普惠金融指数的时间起点为 2014 年，本文将 2014 年之前的数字普惠金融指数赋值为 0。

<sup>9</sup> 由于在股份制改革过程中，中国银行、中国工商银行和中国建设银行三大国有商业银行大规模地撤并了县域及以下地区的营业网点。因此，本文统计的国有商业银行包括中国农业银行和中国邮政储蓄银行。

<sup>10</sup> 本文统计了中国农业发展银行数量。

投入、产出数据进行测算。参考 Gong 的研究<sup>[37]</sup>，本文通过构建柯布一道格拉斯（C-D）生产函数，使用索洛余值法计算得出。产出指标选择以 2000 年不变价计算的人均第一产业增加值，投入指标包括人均土地投入和人均资本投入。对于农业信贷资金可得性，本文使用县域人均农业贷款（县域农业贷款/农林牧渔业从业人员数）的对数值、地均农业贷款（县域农业贷款/常用耕地面积）的对数值和农业贷款占比（县域农业贷款/年末金融机构各项贷款余额）来衡量<sup>11</sup>。

### （三）数据来源及处理

本文通过多个渠道获取研究数据。其中，县域经济数据来源于《中国县（市）社会经济统计年鉴》（2001—2012 年，历年）和《中国县域统计年鉴》（2013—2022 年，历年）。县域农业发明专利申请量数据来源于国家知识产权局中国专利公布公告。县级北京大学数字普惠金融指数由北京大学数字金融研究中心和蚂蚁集团研究院共同编制而成。省级地区生产总值指数、第一产业增加值指数和居民消费价格指数来源于国家统计局官方网站。地级市农业贷款、年末金融机构各项贷款余额数据来源于《中国区域经济统计年鉴》（2001—2010 年，历年）和各城市统计年鉴（2001—2022 年，历年）。涉农金融机构数据来源于浙大卡特—企研中国涉农研究数据库和天眼查官方网站。

本文对数据进行了如下处理：将样本区间设定为 2000—2021 年；剔除了隶属于直辖市的县；剔除了市辖区；剔除了考察期内发生撤县设区、撤市设区、被撤销的县级行政单位，同时，剔除了数据严重缺失的县；将县域经济数据与各县涉农金融机构数据按照县行政区划代码和年份进行合并，并利用插值法对缺失值进行填补；对连续型变量进行了 1%和 99%分位点的 winsor 缩尾处理。经过上述处理，本文最终获得了 2000—2021 年间 1806 个县级行政单位的面板数据。

## 三、实证结果分析

### （一）基准回归

表 1 报告了基准回归结果。第（1）列是不含控制变量的回归结果，第（2）—（5）列则依次加入了农业生产要素投入、农业发展条件、社会经济条件和其他涉农金融机构四类控制变量，结果发现，滞后一期的新型农村金融机构数量的回归系数在 1%的统计水平下显著为正。表明当其他影响因素保持不变时，县域新型农村金融机构数量的增加会导致人均第一产业增加值的提高。

在控制变量<sup>12</sup>方面，不同类型的涉农金融机构对农业增长的影响存在显著差异。在传统农村金融机构中，农村商业银行和农村合作银行数量的增加可以显著促进农业增长，但未改制的农村信用社对农业增长的影响不显著。原因在于，未改制的农村信用社产权制度不明晰、法人治理结构不完善、风险防范制度不健全，无法引入资本进行扩充和多元化，难以有效缓解农业部门资金紧张的困境<sup>[38]</sup>；而改制后的农村商业银行和农村合作银行能够进行资产重组，并且按照市场化运作可以有效克服内部管理的缺陷<sup>[39]</sup>，显著提升信贷资金的配置效率，为农业部门提供资金支持。在国有商业银行方面，国有商业银行分支机构的支农效果并不明显，这与董艳等人<sup>[38]</sup>的研究结果一致。可能的原因在于，国有商业银行的组织结构较为复杂，信息传递链条过长，导致信息不对称加剧，降低了其服务农业部门的效率。另外，在政策性农村金融机构方面，中国农业发展银行在县域设立分支机构对农业增长具

<sup>11</sup> 由于县域农业贷款数据缺失严重，本文借鉴已有研究的处理方法<sup>[20]</sup>，以县域年末金融机构各项贷款余额占地级市年末金融机构各项贷款余额的比例为权重，乘以地级市农业贷款，计算得到县域农业贷款。

<sup>12</sup> 因篇幅限制，未报告控制变量回归结果，留存备索。

有显著的促进作用。上述结果进一步表明，由于产权制度、组织结构等方面的差异，不同类型的涉农金融机构在农业增长中发挥着显著不同的作用，因此，存在支持新型农村金融机构发展的必要性。

表 1 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	人均第一产业增加值的自然对数				
滞后一期的新型农村金融机构数量	0.103*** (0.023)	0.170*** (0.040)	0.165*** (0.039)	0.171*** (0.043)	0.165*** (0.030)
农业生产要素投入	否	是	是	是	是
农业发展条件	否	否	是	是	是
社会经济条件	否	否	否	是	是
其他涉农金融机构	否	否	否	否	是
县域固定效应	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
观测值	37 926	37 926	37 926	37 926	37 926
Within_R <sup>2</sup>	0.5801	0.8242	0.8247	0.8253	0.8272

注：括号中的数值是聚类到县域层面的稳健标准误；\*\*\*、\*\*、\*分别表示在 1%、5%、10%的水平下显著。下表同。

## (二) 内生性处理

为了缓解遗漏变量带来的偏误，本文使用双向固定效应模型进行估计，以控制可能同时影响新型农村金融机构发展和农业增长的不可观测因素。然而，这种做法并不能消除不同省份或地市随时间变化的政策以及宏观因素的影响。为了控制地区层面随时间变化的特征，本研究在模型（1）中加入了地区—时间联合固定效应，回归结果如表 2 第（1）—（2）列所示。结果发现，新型农村金融机构发展对农业增长仍然具有显著的正向影响。

为了缓解反向因果带来的偏误，本文采用以下方法进行克服：第一，在基准回归中，采用滞后一期的核心解释变量进行回归，能够在一定程度上缓解反向因果问题。第二，参考宋科等人的做法<sup>[40]</sup>，选取“该县所处地级市内其他县的新型农村金融机构年平均数量的一阶滞后项”作为工具变量，采用 2SLS 法进行回归，结果如表 2 第（3）—（4）列所示。结果发现，工具变量对滞后一期的新型农村金融机构数量的影响显著为正，说明满足相关性原则。同时，核心解释变量对人均第一产业增加值的影响仍然显著为正。此外，Kleibergen-Paap rk LM 统计量的值为 618.616，对应的 p 值小于 0.01，说明不存在识别不足问题；Cragg-Donald Wald F 统计量的值为 3080.344，大于 Stock-Yogo 弱工具变量检验 10%水平下的临界值 16.38，说明不存在弱工具变量问题。

表2 内生性处理

变量	人均第一产业增加值的自然对数		滞后一期的新型农村金融机构数量	人均第一产业增加值的自然对数
	(1)	(2)	(3)	(4)
	面板固定效应		第一阶段	第二阶段
滞后一期的新型农村金融机构数量	0.097***	0.076***		0.572***
	(0.021)	(0.014)		(0.028)
滞后一期的地级市内其他县的新型农村金融机构年平均数量			0.473***	
			(0.020)	
控制变量	是	是	是	是
省份×时间效应	是	否	否	否
地级市×时间效应	否	是	否	否
县域固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
Kleibergen-Paap rk LM				618.616***
Cragg-Donald Wald F				3080.344
观测值	37 926	37 926	37 926	37 926
Within_R <sup>2</sup>	0.8607	0.8878	—	0.7712

注：2SLS 法所有控制变量均滞后一期。

### （三）稳健性检验

1. 替换新型农村金融机构发展的度量指标。在基准回归分析中，本研究采用县域新型农村金融机构数量作为解释变量。但是，网点数量指标不足以体现不同地区新型农村金融机构放贷能力的差异。本文将使用新型农村金融机构的注册资本金和资产规模来替换新型农村金融机构数量，基于模型（1）重新进行回归，回归结果见表3。结果表明，滞后一期的机构资本金和资产规模的回归系数均显著为正。这进一步印证了结论的合理性。

表 3 替换新型农村金融机构发展的度量指标

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	人均第一产业增加值的自然对数			
滞后一期的新型农村金融机构 资本金	0.324*** (0.084)	0.486*** (0.059)		
滞后一期的新型农村金融机构 资产规模			0.087*** (0.021)	0.127*** (0.014)
控制变量	否	是	否	是
县域固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
观测值	37 926	37 926	37 926	37 926
Within_R <sup>2</sup>	0.5800	0.8268	0.5801	0.8269

2.排除其他政策的干扰。在考察期内,还存在其他政策可能会影响农民的信贷资金可得性,从而对本文的回归结果产生干扰。具体而言,2014年,中央决定在33个县(市、区)开展农村土地制度改革三项试点工作。2015年,国务院设立232个农村承包土地的经营权抵押贷款试点县(市、区)和59个农民住房财产权抵押贷款试点县(市、区)。为了排除上述政策对回归结果的干扰,本文剔除了上述政策试点县(市、区)的样本后重新进行回归,回归结果见表4第(1)列。结果发现,本文的基本结论保持不变。

表 4 稳健性检验

变量	排除其他政策干扰	剔除特殊地区 的样本县	调整样本时间区间	使用滞后一期 控制变量
	(1)	(2)	(3)	(4)
	人均第一产业增加值的自然对数			
滞后一期的新型农村金 融机构数量	0.171*** (0.035)	0.142*** (0.026)	0.099*** (0.026)	0.170*** (0.031)
控制变量	是	是	是	是
县域固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
观测值	33 579	33 537	19 866	37 926
Within_R <sup>2</sup>	0.8227	0.8644	0.7732	0.7935

注:第(4)列所有控制变量均滞后一期。

3.其他稳健性检验。本文还采用了多种方法进行稳健性检验。一是剔除特殊地区的样本县。一方面,与其他城市相比,副省级城市的行政级别较高,拥有更好的政策资源;另一方面,与其他地区相比,新疆、西藏、青海的社会经济条件较差、自然地理状况特殊。本文将位于上述地区的县级行政单位剔除后进行回归。二是调整样本时间区间。为了保证新型农村金融机构发展的农业增长效应不受样本时间窗口的干扰,本研究将样本区间设定为2005—2015年重新对模型(1)进行回归。三是使用滞后一期的控制变量。除了应对核心解释变量引起的内生性偏误,本文还担心其他控制变量可能导致的内生性问题。为了消除这种担忧,本研究使用滞后一期的控制变量重新进行

回归。根据表4第(2)－(4)列的回归结果，核心解释变量的系数在1%的水平上依然显著为正，这进一步加强了研究结果的可靠性。

#### (四) 异质性分析

1. 机构异质性分析。为了考察不同类型的新型农村金融机构对农业增长的影响差异，本文分机构类型进行回归，结果见表5。回归结果显示：滞后一期的村镇银行数量、小额贷款公司数量的回归系数显著为正，表明村镇银行和小额贷款公司发展有利于县域农业增长；滞后一期的农村资金互助社数量的回归系数为负，该关系在统计意义上不显著。可能的原因是：第一，村镇银行和小额贷款公司发展迅速，法人数量较多，网点覆盖面较大；而农村资金互助社发展缓慢，截至2021年末，全国取得金融许可证的农村资金互助社仅有40家，大多数县级行政单位没有正规农村资金互助社。第二，村镇银行和小额贷款公司的资金来源更为多元化<sup>13</sup>，资金实力较为雄厚；而农村资金互助社的资金来源主要是农民和农村小企业，资产规模相对较小。因此，村镇银行和小额贷款公司在满足农业贷款需求方面具有更大的优势，更有利于县域农业产值的增长。

表5 机构异质性的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	人均第一产业增加值的自然对数			
滞后一期的村镇银行数量	0.231*** (0.034)			0.215*** (0.034)
滞后一期的小额贷款公司数量		0.154*** (0.045)		0.141*** (0.038)
滞后一期的农村资金互助社数量			-0.123 (0.558)	-0.281 (0.542)
控制变量	是	是	是	是
县域固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
观测值	37 926	37 926	37 926	37 926
Within_R <sup>2</sup>	0.8256	0.8255	0.8234	0.8274

2. 区域异质性分析。为了深入探讨新型农村金融机构发展对农业增长的影响是否存在区域异质性，本研究分别对东、中、西部三大区域的样本进行回归，结果见表6。结果显示，核心解释变量的系数在三大经济区域均显著为正，但中部和西部地区的系数明显大于东部地区的系数。这说明与东部地区相比，新型农村金融机构在中西部地区的发展对农业增长的促进效应更强。可能的原因包括：第一，农村金融市场的竞争程度存在差异。东部地区传统农村金融机构网点分布十分广泛，新型农村金融机构面临的竞争压力较大<sup>14</sup>，而中西部地区的经济基础较为薄弱，农村金融机构网点覆盖率偏低，农业信贷供给严重不足，农业增长亟需新型农村金融机构的支持。第二，农业信贷需求不同。相较于东部地区，中西部地区的农业经营主体缺乏基本的金融素养，对信贷资金的需求程度较低。新型农村金融机构发展更有利于刺激中西部地区农业经营主体的信贷需求，提高其金融素养，进而激发县域农业增长的内生动力。

<sup>13</sup> 村镇银行由境内外金融机构、境内非金融机构企业法人、境内自然人出资；小额贷款公司的主要资金来源为股东缴纳的资本金、捐赠资金和来自不超过两个银行业金融机构的融入资金。

表 6 区域异质性的回归结果

变量	东部地区	中部地区	西部地区
	(1)	(2)	(3)
人均第一产业增加值的自然对数			
滞后一期的新型农村金融机构数量	0.135*** (0.027)	0.185*** (0.035)	0.184*** (0.056)
控制变量	是	是	是
县域固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
观测值	11 613	9 870	16 443
Within_R <sup>2</sup>	0.8933	0.8577	0.7987

### (五) 作用机制分析

1.直接原因：要素替代效应和生产率效应。本部分将对农业增长进行分解，探究新型农村金融机构发展对县域农业增长内在动力的影响，进一步回答新型农村金融发展引致的农业增长究竟是来源于土地、资本等人均要素投入的增长，还是来源于农业全要素生产率的提升？

具体地，本文依次检验了新型农村金融机构发展对人均土地投入、人均资本投入和农业全要素生产率的影响，回归结果见表 7。第（1）列的回归结果显示，新型农村金融机构发展并未对人均土地投入产生显著影响，说明新型农村金融机构发展带来的农业增长并不是人均土地投入增加导致的。第（2）列的回归结果显示，新型农村金融机构发展对人均资本投入具有显著的正向影响。这说明新型农村金融机构发展促进了人均资本投入的增加，实现了以农用机械为代表的资本生产要素对传统农业生产要素的替代。第（3）列的回归结果表明，新型农村金融机构发展促进了县域农业全要素生产率的提升。总体而言，新型农村金融机构发展不仅可以产生“要素替代效应”，还可以带来“生产率效应”，从而实现县域农业的高质量增长。

表 7 直接原因检验

变量	(1)	(2)	(3)
	人均土地投入	人均资本投入	农业全要素生产率
滞后一期的新型农村金融机构数量	-0.024 (0.016)	0.133*** (0.043)	0.164*** (0.030)
控制变量	是	是	是
县域固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
观测值	37 926	37 926	37 926
Within_R <sup>2</sup>	0.1485	0.2827	0.5205

注：控制变量中的农业生产要素投入被剔除。

2.内在机理：农业部门信贷资金可得性提高。表 8 给出了新型农村金融机构发展对农业信贷资金可得性的影响。具体地，第（1）—（3）列的被解释变量分别为县域人均农业贷款、地均农业贷款以及农业贷款占比。回归结果显示，无论是在人均、地均层面，还是在比重层面，都可以观察到新型农村金融机构发展对农业信贷资金可得

性的显著正向影响。这说明，新型农村金融发展的确改善了农业经营主体的信贷资金可得性。

表8 内在机理检验

变量	(1)	(2)	(3)
	人均农业贷款	地均农业贷款	农业贷款占比
滞后一期的新型农村金融机构数量	0.413*** (0.140)	0.426*** (0.148)	0.053*** (0.018)
控制变量	是	是	是
县域固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
观测值	13 482	13 482	13 482
Within_R <sup>2</sup>	0.6130	0.5229	0.2910

注：各行政单位自2010年开始不再公布农业贷款数据，人均农业贷款、地均农业贷款、农业贷款占比的样本区间为2000—2009年；同时，308个县级行政单位所属地级市的农业贷款数据缺失。

#### 四、结论与政策建议

农村金融发展是农业高质量增长的先决条件，探讨新型农村金融机构发展与县域农业增长的关系具有现实必要性。本文利用2000—2021年中国1806个县的面板数据，探究新型农村金融机构发展对农业增长的影响。研究表明，新型农村金融机构发展会显著促进农业增长。异质性分析发现，新型农村金融机构发展对农业增长的影响在机构和区域层面存在异质性。机制检验表明，新型农村金融机构发展可以提升农业经营主体的信贷资金可得性，进而促进资本生产要素替代加快和农业全要素生产率提升，最终实现农业的高质量增长。

本文的研究结论对深化农村金融体制改革，加快农业强国建设具有重要的启示，相关政策建议如下。

一方面，本文的研究发现意味着尊重市场规律，放宽农村金融市场准入条件，通过市场机制和政策引导有机结合的方式，可以优化农村金融资源配置，实现农业可持续增长。因此，政府应继续推动新型农村金融机构发展，让更多的农业经营主体能够享受金融服务。一是要加大财政税收政策的扶持力度。政府可以承担新型农村金融机构部分组建费用，并在其发展初期提供资金支持；对于处于初创期的新型农村金融机构，允许其暂时享受免征所得税和营业税的政策，而当机构进入成熟运营阶段后，可以按较低的税率征收税款；对于将业务重心放在涉农贷款上的新型农村金融机构，可以给予更大的税收减免优惠和更高的财政补贴额度。二是要加大货币金融政策的扶持力度。央行应进一步增大对新型农村金融机构支农再贷款的发放力度；在必要时，可以适当降低村镇银行的存款准备金率；加快推进新型农村金融机构接入央行的支付结算系统和征信系统。三是要拓宽新型农村金融机构的融资渠道，建立大中型金融机构向其批发资金的长效机制。具体而言，支持新型农村金融机构从其他金融机构拆借资金；鼓励新型金融机构与大中型金融机构建立信贷合作关系，形成“大中型金融机构批发资金，新型农村金融机构零售资金”的放贷模式。

另一方面，现阶段中西部地区蕴含着巨大的农业发展潜力，但农村金融供给严重不足，应优先在中西部地区发展新型农村金融机构，支持农业经营主体和农业新业态发展，充分挖掘中西部地区的农业增长潜力。在实际工作中，要加快落实“东西挂钩”、“城乡挂钩”、“发达和欠发达挂钩”的政策要求，引导主发起人到欠发达地区设立

新型农村金融机构。具体而言，应当采取以下措施：第一，应严格把好准入关。金融监管部门应督促主发起人按期落实挂钩计划，对未按规定落实挂钩计划的主发起人，限制其在发达地区新设新型农村金融机构。第二，应实施激励政策。对于积极在中西部地区和欠发达地区设立新型农村金融机构的主发起人，金融监管部门可以支持其到发达地区新设机构，并在经营许可证申请、审查等环节开辟“绿色通道”。第三，要建立联动机制。地区间的金融监管部门要加强横向沟通，保证信息通畅，工作平稳有序。同时，地方金融监管部门要定期及时地将挂钩情况和机构组建进展上报国家金融监督管理总局，以便其实时指导和调整计划。

## 参考文献

- [1] GHATAK S, INGERSENT K. Agriculture and economic development[M]. Baltimore: Johns Hopkins University Press, 1984.
- [2] 姚洋. 中国农地制度: 一个分析框架[J]. 中国社会科学, 2000(02): 54-65+206.
- [3] 张宇青, 周应恒, 易中懿. 农村金融发展、农业经济增长与农民增收——基于空间计量模型的实证分析[J]. 农业技术经济, 2013(11): 50-56.
- [4] 刘金全, 徐宁, 刘达禹. 农村金融发展对农业经济增长影响机制的迁移性检验——基于PLSTR模型的实证研究[J]. 南京农业大学学报(社会科学版), 2016, 16(02): 134-143+156.
- [5] HU Y, LIU C, PENG J. Financial inclusion and agricultural total factor productivity growth in China[J]. Economic modelling, 2021, 96: 68-82.
- [6] 吴本健, 罗玲, 王蕾. 农信社商业化改革对县域内城乡收入差距的动态影响——基于农信社改制为农商行的准自然实验分析[J]. 中国农村经济, 2022, (04): 83-105.
- [7] HUANG J, ROZELLE S, WANG H. Fostering or stripping rural China: Modernizing agriculture and rural to urban capital flows[J]. The developing economies, 2006, 44(1): 1-26.
- [8] 宋磊. 农村信用社改革成效分析——以山东省为例[J]. 农业经济问题, 2009, 30(06): 67-72+112.
- [9] 王文莉, 罗新刚. 农村信用社支农服务问题及其改革路径研究[J]. 宏观经济研究, 2013, (11): 60-68.
- [10] 洪正. 新型农村金融机构改革可行吗?——基于监督效率视角的分析[J]. 经济研究, 2011, 46(02): 44-58.
- [11] 陆智强, 熊德平, 李红玉. 新型农村金融机构: 治理困境与解决对策[J]. 农业经济问题, 2011, 32(08): 57-61+111.
- [12] 谢琳. 新型农村金融机构运营绩效与发展路径分析[J]. 农村经济, 2013, (11): 51-54.
- [13] 张正平, 杨丹丹. 市场竞争、新型农村金融机构扩张与普惠金融发展——基于省级面板数据的检验与比较[J]. 中国农村经济, 2017(01): 30-43+94.
- [14] 宋科, 李宙甲, 刘家琳. 新型农村金融机构设立能够促进县域经济增长吗[J]. 中国农村经济, 2023(03): 81-100.
- [15] 白晓燕, 李锋. 我国农业政策性金融对农业经济增长贡献的实证研究[J]. 农业经济问题, 2005(07): 21-24.
- [16] 董竹, 李诗瑶, 常芳. 哪个金融主体对农村经济发展推动力较大[J]. 农业技术经济, 2016, 258(10): 67-75.
- [17] 邵全权, 郭梦莹. 发展农业保险能促进农业经济增长吗[J]. 经济学动态, 2020, 708(02): 90-102.
- [18] DEGRYSE H, ONGENA S. Distance, lending relationships, and competition[J]. The journal of finance, 2005, 60(1): 231-266.
- [19] 吕铁, 王海成. 放松银行准入管制与企业创新——来自股份制商业银行在县域设立分支机构的准自然试验[J]. 经济学(季刊), 2019, 18(04): 1443-1464.
- [20] 黄祖辉, 宋文豪, 叶春辉. 数字普惠金融对新型农业经营主体创立的影响与机理——来自中国 1845 个县域的经验证据[J]. 金融研究, 2023(04): 92-110.
- [21] 花弘毅, 李曜. 农村金融机构、居民贷款可得性与城乡收入差距[J]. 金融研究, 2022(12): 112-129.
- [22] SWINNEN J F M, GOW H R. Agricultural credit problems and policies during the transition to a market economy in central and eastern Europe[J]. Food policy, 1999, 24(1): 21-47.
- [23] 黄惠春. 我国县域农村金融市场结构与绩效研究[D]. 南京农业大学, 2011.
- [24] 马九杰, 崔恒瑜, 王雪, 等. 设立村镇银行能否在农村金融市场产生“鲶鱼效应”? ——基于农信机构贷款数据的检验[J]. 中国农村经济, 2021(09): 57-79.
- [25] 王丹, 张懿. 农村金融发展与农业经济增长——基于安徽省的实证研究[J]. 金融研究, 2006(11): 177-182.
- [26] HAYAMI Y, RUTTAN V W. Factor prices and technical change in agricultural development: The United States and Japan, 1880-1960[J]. Journal of political economy, 1970, 78(5): 1115-1141.
- [27] 李谷成. 资本深化、人地比例与中国农业生产率增长——一个生产函数分析框架[J]. 中国农村经济, 2015(01): 14-30+72.
- [28] 刘西川, 杨奇明, 陈立辉. 农户信贷市场的正规部门与非正规部门: 替代还是互补?[J]. 经济研究, 2014, 49(11): 145-158+188.
- [29] FEDER G, LAU L J, Lin J Y, et al. The relationship between credit and productivity in Chinese agriculture: A microeconomic model of disequilibrium[J]. American journal of agricultural economics, 1990, 72(5): 1151-1157.

- [30] EVENSON R E, PRAY C, ROSEGRANT M W. Agricultural research and productivity growth in India[M]. Washington: International Food Policy Research Institute, 1998.
- [31] 唐建军, 龚教伟, 宋清华. 数字普惠金融与农业全要素生产率——基于要素流动与技术扩散的视角[J]. 中国农村经济, 2022(07):81-102.
- [32] LIN J Y. Rural reforms and agricultural growth in China[J]. The American economic review, 1992, 82(1): 34-51.
- [33] 张乐, 黄斌全, 曹静. 制度约束下的农村金融发展与农业经济增长[J]. 农业技术经济, 2016, (04):71-83.
- [34] 甘天琦, 李波, 邓辉. 农地三权分置改革与县域农业经济增长[J]. 华中农业大学学报(社会科学版), 2021, (05):147-157+198-199.
- [35] 谭德凯, 田利辉. 民间金融发展与企业金融化[J]. 世界经济, 2021, 44(03):61-85.
- [36] 龚斌磊, 张启正, 袁菱苒, 等. 财政分权、定向激励与农业增长——以“省直管县”财政体制改革为例[J]. 管理世界, 2023, 39(07):30-46.
- [37] GONG B. Agricultural reforms and production in China: Changes in provincial production function and productivity in 1978-2015[J]. Journal of development economics, 2018, 132: 18-31.
- [38] 董艳, 陈秋生, 王聪. 区域金融发展如何影响农业信贷与农民创业——基于 CHFS 的实证研究[J]. 经济理论与经济管理, 2020, (06):72-86.
- [39] 张珩, 罗剑朝, 牛荣. 产权改革与农信社效率变化及其收敛性:2008~2014 年——来自陕西省 107 个县(区)的经验证据[J]. 管理世界, 2017(05):92-106.
- [40] 宋科, 刘家琳, 李宙甲. 县域金融可得性与数字普惠金融——基于新型金融机构视角[J]. 财贸经济, 2022, 43(04):36-52.

## Does the New Rural Financial Institutions Play a Role in Supporting

### Agriculture: Evidence from 1,806 Counties in China

Song Wen-hao Huang Zu-hui Li Xia-xin Ye Chun-hui

**Abstract:** As the core product of rural financial incremental reform, the new rural financial institutions have become an important part of China's rural financial system, playing an indispensable role in serving the "three rural". This paper uses panel data from 1,806 counties in China from 2000 to 2021 to explore the impact of new rural financial institutions on agricultural growth and its mechanisms. The study finds that: The development of new rural financial institutions significantly promotes agricultural growth. By institution type, the development of village and township banks and small loan companies significantly stimulates agricultural growth, while rural mutual aid funds have not yet had a significant impact. At the regional level, the promotion effect of new rural financial institutions on agricultural growth is stronger in the central and western regions compared to the eastern region. Mechanism analysis indicates that the development of new rural financial institutions can improve the availability of credit funds for agricultural operators, thereby accelerating the substitution of capital production factors and enhancing agricultural total factor productivity, ultimately achieving high-quality agricultural growth. This research provides theoretical support and practical insights for exploring rural financial support models that align with China's national conditions.

**Key Words:** Rural Finance; New Rural Financial Institutions; Agricultural Growth; Strong Agricultural Country

# 全球央行数字货币发展态势及数字人民币的战略意义<sup>1</sup>

周科杰<sup>2</sup> 寇宗来<sup>3</sup> 刘凌琛<sup>4</sup>

**【摘要】**本文首先厘清了全球主要央行数字货币的发展态势和兴起背景，在此基础上论述了央行数字货币的全球意义以及中国推行数字人民币的战略意义：（1）世界各国推行 CBDC 有助于提升普惠金融水平、提高跨境支付和结算效率、争取货币主权争夺战略制高点；（2）数字人民币在助力农村金融、小微企业信贷、养老金融方面发挥重要作用；数字人民币智能合约可提高资金安全性、丰富财政政策工具箱；通过多边央行数字货币桥（mBridge）拓展人民币国际化实际应用场景；在政治考量上，数字人民币有助于保障我国金融安全、推动人民币国际化。未来中国应推动数字人民币在零售端的广泛应用；利用数字人民币更好地实施货币政策和财政政策；构建数字人民币支付体系，助推人民币国际化。

**【关键词】**央行数字货币；数字人民币；多边央行数字货币桥；战略意义

## 一、引言及文献综述

在全球化和数字化浪潮的推动下，世界经济体正积极开展对央行数字货币（Central bank digital currencies, CBDC）的探索。根据国际清算银行的数据<sup>5</sup>，截止 2023 年底约有 94% 接受调查的央行正在探索 CBDC，批发 CBDC 的实验和试点数量急剧增加。中国高度重视法定数字货币的研究开发，2020 年，“十四五”规划中明确提出，要“稳妥推进数字货币研发”；2022 年，《金融标准化“十四五”发展规划》提出，稳妥推进法定数字货币标准研制，稳步推进金融科技标准建设；2024 年，党的二十届三中全会做出了关于“稳妥推进数字人民币研发和应用”的决策部署。这些举措体现了中国在数字货币领域的战略布局和积极姿态。

学术界广泛认可的法定数字货币框架是 Bench 和 Garratt 提出的“货币之花”货币发行框架<sup>[1]</sup>。该框架明确了法定数字货币的四个关键属性：广泛可获取性、数字化特性、中央银行发行以及基于点对点的交易模式。支付与市场基础设施委员会（CPMI）将法定数字货币视为中央银行货币的一种新形式，它与传统的实物现金、银行存款准备金或结算账户中的货币有所区别。

由于 CBDC 受到越来越多国家的关注，学术界纷纷开展了关于 CBDC 的研究。刘凯等<sup>[2]</sup>、杨荣海和李亚波<sup>[3]</sup>梳理了全球央行数字货币的竞争现状。针对央行数字货币的影响，宋科认为央行数字货币会给货币国际化带来改进：通过提效降本和规避制裁等方式改进现行跨境支付方式、通过智能合约技术的应用场景拓展和跨境交易风险缓解来提升央行数字货币的国际接受度、通过提高便利性和匿名性提高央行数字货币的公众接受度<sup>[4]</sup>。刘凯认为 CBDC 的发行对支付体系与货币供求、货币政策及金融稳定与监管、社会总产出、国际经济金融体系等多个方面都可能产生有利或不利的影 响<sup>[2]</sup>，戚聿东等强调数字货币通过技术赋能加速了国际货币体系多元化发展的进程。在此背景下，中国积极开展数字人民币的研发<sup>[5]</sup>，黄国平从需求、供给、金融监管、人民币国际化和对冲私人货币无序发展等角度分析了数字人民币发展的动因，并提出数字人民币发展具有多种优势<sup>[6]</sup>，保建云认为数字人民币作为大国主权数字货币的代表，能够成为国际贸易、跨国资本流动、跨国产业投资的计价、支付和结算手段并能够在国际社会扮演重要的储备货币角色<sup>[7]</sup>。

<sup>1</sup> 原载于《经济学家》2025 年第 2 期

<sup>2</sup> 周科杰，复旦大学经济学院博士研究生

<sup>3</sup> 寇宗来，复旦大学经济学院教授、博士生导师

<sup>4</sup> 刘凌琛，复旦大学经济学院博士研究生

<sup>5</sup> 数据来源：国际清算银行网站。<https://www.bis.org/publ/bppdf/bispap147.pdf>

现有研究大多围绕央行数字货币的概念、兴起、竞争形势以及产生的影响进行探讨，但鲜有研究从战略层面全面审视 CBDC 的意义，且缺乏对中国推行数字人民币经济、政治意义的深入考察。鉴于此，本文的研究目的和创新之处在于从全球视角与中国视角两个方面系统分析央行数字货币的政治和经济意义，并据此提出政策展望。

## 二、全球央行数字货币发展概述

### （一）全球央行数字货币的发展态势

根据大西洋理事会智库的数据<sup>6</sup>，截至 2024 年 5 月有 134 个国家和货币联盟（占全球 GDP 的 98%）正在探索 CBDC，其中 68 个国家正处于开发、试点或启动阶段。同样，国际清算银行调查发现<sup>7</sup>，截止 2023 年底，在他们调查的 86 家央行（涵盖全球 81% 的人口和全球 94% 的经济产出）中，约有 94% 的受访央行正在探索 CBDC，超过一半的受访央行（54%）正在进行概念验证实验，三分之一的受访央行（31%）正在进行试点。大部分央行兼顾零售 CBDC 和批发 CBDC 的研究，约三分之一的央行专注于探索零售 CBDC，而只有 2% 的央行仅致力于探索批发 CBDC。表 1 展示了全球主要几个国家 CBDC 的发展情况。

表 1 全球央行数字货币发展情况

大洲	国家/地区	类型	发展情况
亚洲	中国（内地）	批发+零售	2014 年，中国人民银行成立法定数字货币研究小组。2016 年，成立数字货币研究所，完成法定数字货币第一代原型系统搭建。2017 年末，经国务院批准，人民银行开始组织商业机构共同开展法定数字人民币“e-CNY”研发试验。2019 年底起在深圳、苏州、雄安新区、成都等地启动试点测试，并截至 2024 年 5 月末逐步扩大到 17 个省市的 26 个地区。2021 年 7 月，发布数字人民币的研发进展白皮书 <sup>8</sup> 。2024 年 5 月，数字人民币在香港扩大试点范围，便利香港居民开立和使用数字人民币钱包 <sup>9</sup> 。
	香港	批发+零售	零售 CBDC： 香港金融管理局（HKMA）于 2021 年正式开始研究零售层面 CBDC，并于同年 6 月推出 e-HKD 项目。2021 年 10 月 4 日，金管局发布零售 CBDC 技术白皮书《e-HKD: A technical perspective》 <sup>10</sup> 。2022 年 4 月发布《从政策及设计角度看（数码港元）》 <sup>11</sup> ，分别从技术角度和政策及设计角度进行市场咨询。2023 年 5 月 18 日，HKMA 宣布启动 e-HKD 试点计划，共有 16 家来自金融、支付和科技行业的公司参与此次首轮试点 <sup>12</sup> 。2023 年 10 月，数码港币试点计划第一阶段完成，报告称 e-HKD 可以在可编程性、代币化和原子结算三个主要领域为香港当前的支付生态系统增加独特价值 <sup>13</sup> 。2024 年 3 月 14 日，HKMA 宣布启动 e-HKD 试点计划第二阶段，进一步探索数码港元在香港的创新应用。

<sup>6</sup> 数据来源：<https://www.atlanticcouncil.org/cbdctracker/>

<sup>7</sup> 数据来源：<https://www.bis.org/publ/bppdf/bispap147.pdf>

<sup>8</sup> 数据来源：<http://www.pbc.cn/goutongjiaoliu/113456/113469/4293590/2021071614200022055.pdf>

<sup>9</sup> 数据来源：[https://www.gov.cn/yaowen/liebiao/202405/content\\_6951939.htm](https://www.gov.cn/yaowen/liebiao/202405/content_6951939.htm)

<sup>10</sup> 数据来源：<https://www.hkma.gov.hk/chi/news-and-media/press-releases/2021/10/20211004-3/>

<sup>11</sup> 数据来源：<https://www.hkma.gov.hk/chi/news-and-media/press-releases/2022/04/20220427-3/>

<sup>12</sup> 数据来源：<https://www.hkma.gov.hk/eng/news-and-media/press-releases/2023/05/20230518-4/>

<sup>13</sup> 数据来源：<https://www.hkma.gov.hk/eng/news-and-media/press-releases/2023/10/20231030-3/>

亚洲	香港	批发+零售	批发 CBDC: 2024 年 3 月 7 日, 香港金管局宣布启动名为“Ensemble”的批发层面央行数字货币项目, 该项目的核心目标是构建起促进银行间代币化货币结算的金融基础设施 <sup>14</sup> 。
	日本	批发+零售	2021 年 4 月, 日本央行 (BOJ) 启动央行数字货币实验 (概念验证 [PoC]) <sup>15</sup> , 并于 2022 年 3 月完成, 测试央行数字货币 (CBDC) 所需的核心功能和特性的技术可行性。2022 年 4 月, 进入 CBDC 概念验证 PoC 第二阶段。2023 年 5 月日本央行发布了 PoC 试验第二阶段的结果, 并确认其 CBDC 试点项目已于 4 月如期启动 <sup>16</sup> 。2024 年 4 月, 日本央行发布了最新的央行数字货币实验试点计划进展报告 <sup>17</sup> 。
	新加坡	批发	Ubin: 2016 年 11 月, 新加坡金融管理局 (MAS) 宣布启动央行数字货币概念验证项目—Ubin, 旨在探索使用区块链和分布式账本技术 (DLT) 进行支付和证券的清算和结算。该项目经过五个阶段 (第一阶段: 分布式账本技术的初尝试; 第二阶段: 分布式账本实现全面结算; 第三阶段: 跨账本结算的测试; 第四阶段: 跨境与跨币种的测试; 第五阶段: 分布式账本支付网络的商业价值) 和 6 份项目报告的发布, 已于 2020 年成功结束。其中第四阶段连接了加拿大央行的 Jasper 项目, 成功完成了使用 CBDC 进行跨境和跨币种支付的实验。 Ubin+: 2022 年 11 月, MAS 推出了 Ubin+ 项目。该计划旨在加强新加坡使用基于数字货币的基础设施进行跨境交易的能力。
	印度	批发+零售	2022 年 10 月, 印度储备银行 (RBI) 发布关于央行数字货币 (数字卢比) 的概念说明 <sup>18</sup> 。2022 年 11 月 1 日, RBI 正式推出批发 CBDC (₹-W) 试点, 应用于政府证券二级市场交易结算, 有 9 家银行参与了第一阶段的试点。同年 12 月, RBI 启动零售 CBDC 试点 (数字卢比- R), 8 家银行分阶段参与该试点。2023 年 10 月, 启动了批发 CBDC (数字卢比-W) 的第二个应用场景-拆借市场 (call money market)。
欧洲	欧盟	批发+零售	2020 年 10 月, 欧洲央行 (ECB) 发布了一份关于数字欧元的报告, 研究了欧洲央行体系发行央行数字货币 (数字欧元) 的可能性 <sup>19</sup> 。2021 年 7 月, ECB 决定启动数字欧元项目。该项目的调查阶段从 2021 年 10 月持续到 2023 年 10 月, 旨在解决设计和分发方面的关键问题。2023 年 10 月, ECB 发布调查结果 <sup>20</sup> 。2023 年 11 月, ECB 启动数字欧元项目的准备阶段, 为期两年。是否最终发行数字欧元的决定将在欧盟立法程序完成后考虑。2024 年 6 月 24 日, 欧洲央行发布第一份数字欧元准备阶段进展报告 <sup>21</sup> 。
	瑞典	零售	瑞典央行于 2017 年启动了电子克朗项目, 分析电子克朗的必要性。2020 年, 瑞典央行进入了电子克朗项目的试点阶段, 并于 2023 年完成。2024 年 3 月, 瑞典央行电子克朗试点项目发布第四份也是最后一份报告, 分析了如果决定发行央行数字货币, 电子克朗在实践中将如何运作 <sup>22</sup> 。

<sup>14</sup> 数据来源: <https://www.hkma.gov.hk/eng/news-and-media/press-releases/2024/03/20240307-5/>

<sup>15</sup> 数据来源: <https://www.boj.or.jp/en/paym/digital/rel210405b.pdf>

<sup>16</sup> 数据来源: <https://www.boj.or.jp/en/paym/digital/dig230217b.pdf>

<sup>17</sup> 数据来源: <https://www.boj.or.jp/en/paym/digital/dig240531a.pdf>

<sup>18</sup> 数据来源: <https://rbi.org.in/Scripts/PublicationReportDetails.aspx?UrlPage=&ID=1218>

<sup>19</sup> 数据来源: [https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/other/Report\\_on\\_a\\_digital\\_euro~4d7268b458.en.pdf](https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/other/Report_on_a_digital_euro~4d7268b458.en.pdf)

<sup>20</sup> 数据来源: [https://www.ecb.europa.eu/euro/digital\\_euro/timeline/profuse/shared/pdf/ecb.dedocs231018.en.pdf](https://www.ecb.europa.eu/euro/digital_euro/timeline/profuse/shared/pdf/ecb.dedocs231018.en.pdf)

<sup>21</sup> 数据来源: [https://www.ecb.europa.eu/euro/digital\\_euro/progress/html/ecb.deprp202406.de.html](https://www.ecb.europa.eu/euro/digital_euro/progress/html/ecb.deprp202406.de.html)

<sup>22</sup> 数据来源: <https://www.riksbank.se/en-gb/press-and-published/notices-and-press-releases/notices/2024/the-e-krona-pilot-phase-4-offline-payments-with-e-krona/>

欧洲	俄罗斯	零售	俄罗斯中央银行于 2021 年 4 月提出数字卢布概念。2023 年 8 月，俄罗斯开始启动数字卢布试点，有 13 家银行参与试点。2024 年 1 月，俄央行表示另有 17 家银行加入数字卢布试点。
北美洲	美国	批发+零售	2022 年 1 月，美联储发布讨论文件，探讨潜在美国央行数字货币（CBDC）的利弊。2024 年 3 月，美联储主席鲍威尔称距离推出央行数字货币还很远。7 月 31 日，鲍威尔再次提及 CBDC 方面没有发生任何新变化。 Hamilton 项目是波士顿联邦储备银行和麻省理工学院的合作项目，旨在研究可供美国规模的经济体使用的通用 CBDC 的技术可行性。该项目于 2020 年 8 月宣布启动，并于 2022 年 2 月发布第一阶段报告 <sup>23</sup> 。 Cedar Cedar 项目是纽联储纽约创新中心 (NYIC) 的首个项目，旨在评估金融技术解决方案的潜在应用。该项目的第一阶段模拟了批发外汇现货交易，使用批发 CBDC 账本原型来测试区块链技术能否提供更快、更安全的支付。2022 年 11 月 4 日，纽联储公布 Cedar 项目第一阶段成果 <sup>24</sup> 。同年 11 月 10 日，纽约创新中心(NYIC) 和新加坡金融管理局宣布启动“Project Cedar Phase II x Ubin+”项目，研究了是否可以使用分布式账本技术来提高涉及多种货币的跨境支付和结算的效率，并于 2023 年 5 月发布试验结果 <sup>25</sup> 。
南美洲	东加勒比	零售	2021 年 3 月 31 日，东加勒比中央银行 (ECCB) 正式启用其零售 CBDC—Dcash，从最初的 4 个岛屿国家参与逐步扩展到 7 个。DCash 试点平台运营已于 2024 年 1 月 12 日结束，即将过渡到 DCash 2.0。
	巴哈马	零售	2020 年 10 月，巴哈马推出“沙元” (SandDollar)，成为第一个正式推出 CBDC 的国家。目前，SandDollar 仅限于国内使用，不能用于境外支付。

资料来源：各国央行网站

各国中央银行正积极开展跨境央行数字货币合作，国际清算银行（BIS）创新中心亦在推动跨境 CBDC 项目的试验中发挥着积极作用。截至 2024 年 7 月，BIS 创新中心已主导了 13 个跨境 CBDC 项目，助力各国中央银行运用技术手段解决 CBDC 领域的诸多问题，改善跨境支付与结算的效率。这些项目主要集中在构建 CBDC 共享平台、开展 CBDC 跨境支付试验、验证 CBDC 生态系统的可行性等方面。表 2 展示了主要跨境 CBDC 项目的发展情况。

表 2 主要跨境 CBDC 项目的发展情况

项目名称	应用	项目发展情况
Lion Rock-Inthanon	批发	2019 年，香港金管局与泰国中央银行启动 Inthanon-LionRock 项目，研究 CBDC 跨境支付的应用。该项目于 2019 年 12 月完成。双方已联同来自两地共 10 间参与银行成功开发以分布式账本技术（DLT）为基础的概念验证原型，并在 2019 年 11 月及 2020 年 1 月先后联合发表报告，汇报主要研究结果 <sup>26、27</sup> 。
mbridge	批发	2021 年 2 月，国际清算银行创新中心、中国人民银行数字货币研究所、香港金融管理局、泰国中央银行及阿拉伯联合酋长国中央银行宣布联合发起多边央行数字货币桥研究项目（m-CBDC Bridge） <sup>28</sup> 。该项目来自于中国香港与泰国合作的 Lion Rock-

<sup>23</sup> 数据来源：<https://www.bostonfed.org/payments-innovation/central-bank-digital-currencies.aspx>

<sup>24</sup> 数据来源：<https://www.newyorkfed.org/newsevents/news/financial-services-and-infrastructure/2022/20221104>

<sup>25</sup> 数据来源：<https://www.newyorkfed.org/newsevents/news/financial-services-and-infrastructure/2023/20230518>

<sup>26</sup> 数据来源：<https://www.hkma.gov.hk/chi/news-and-media/press-releases/2020/01/20200122-4/>

<sup>27</sup> 数据来源：[https://www.hkma.gov.hk/media/eng/doc/key-functions/financial-infrastructure/Report\\_on\\_Project\\_Inthanon-LionRock.pdf](https://www.hkma.gov.hk/media/eng/doc/key-functions/financial-infrastructure/Report_on_Project_Inthanon-LionRock.pdf)

<sup>28</sup> 数据来源：<https://www.hkma.gov.hk/eng/news-and-media/press-releases/2021/02/20210223-3/>

		<p>Inthanon 项目的第二阶段，核心是研究 DLT 技术，探索央行数字货币在跨境支付中的多种应用。</p> <p>2021 年 9 月，mbridge 参与机构联合发布《Inthanon-LionRock to mBridge: Building a multi CBDC platform for international payments》，公布项目的中期结果<sup>29</sup>。</p> <p>2022 年第 3 季度，mbridge 项目迈进试行阶段，为期 6 周。本次试行共有来自四个地区的 20 间银行参与，利用 mBridge 平台进行超过 160 宗支付及外汇交易，总额逾 1.71 亿港元。mBridge 项目是全球其中一个率先以多种 CBDC 为企业跨境交易进行真实结算的项目。2022 年 10 月，参与机构发布报告《Project mBridge: Connecting economies through CBDC》<sup>30</sup>，阐述试行成果及所得。</p> <p>2024 年 6 月 5 日，mBridge 项目参与成员联合宣布 mBridge 项目已进入最简可行产品阶段。同时，沙特中央银行将以正式参与者的身份加入 mBridge，且 mBridge 的观察员成员已超过 26 个。</p>
Jasper-Ubin	批发	<p>Jasper-Ubin 项目是由加拿大央行积极与新加坡金管局的合作项目，将各自区块链项目连接进行 CBDC 跨境支付试验。2019 年 5 月，加拿大央行和新加坡央行宣布利用分布式账本技术成功进行跨境支付实验，并联合发布了一份报告<sup>31</sup>。</p>
Dunbar	批发	<p>在 Jasper-Ubin 项目的基础上，BIS 创新中心、新加坡金融管理局、澳大利亚央行、马来西亚央行、南非央行于 2021 年 9 月联合启动 Dunbar 项目。该项目主要专注于 CBDC 在国际层面的设计，支持 G20 路线图，推动实现金融机构在 CBDC 共享平台上的直接支付交易。2022 年 3 月 22 日，参与成员共同宣布已建设了一个共享平台技术原型，该平台可使用 mCBDCs 进行国际结算，项目细节和结论在报告<sup>32</sup>中公布。</p>
Jura	批发	<p>2021 年 6 月，法国央行、瑞士央行宣布联合试行欧洲首个跨境央行数字货币支付服务 Jura 项目，并于 2021 年 12 月 8 日宣布成功完成跨境 CBDC 试验。“Jura”项目探索了在第三方运营的单一 DLT 平台上，法国和瑞士的商业银行之间直接转移欧元和瑞士法郎 wCBDC 的能力。通过使用 PvP 和 DvP 机制，安全高效地结算了代币化资产和外汇交易。</p>
Aurum	零售	<p>Aurum 项目是国际清算银行创新中心香港中心、香港金融管理局和香港应用科技研究院的合作项目。该项目开发了一个双层中央银行数字货币（CBDC）的原型，并于 2022 年 10 月发布了报告<sup>33</sup>。Aurum CBDC 原型由批发银行间系统和零售数字钱包系统组成，设置了两种不同类型的代币：中介 CBDC 和由 CBDC 支持的稳定币。2024 年 3 月 5 日，Aurum 项目的第二阶段启动。本阶段将专注于如何增强零售央行数字货币（CBDC）的隐私性。</p>
tourbillon	批发+零售	<p>国际清算银行瑞士中心于 2022 年 11 月启动 Tourbillon 项目，它旨在探索 CBDC 的隐私性、安全性和可扩展性。2023 年 11 月发布的最终报告表示<sup>34</sup>，项目团队制作了两个 CBDC 原型（eCash 1.0 和 eCash 2.0），分别强调付款人匿名和安全性。报告得出结论，实施具有付款人匿名性的 CBDC 来打击非法交易是可行的。</p>

<sup>29</sup> 数据来源：[https://www.hkma.gov.hk/media/eng/doc/key-functions/financial-infrastructure/Inthanon-LionRock\\_to\\_mBridge\\_Building\\_a\\_multi\\_CBDC\\_platform\\_for\\_international\\_payments.pdf](https://www.hkma.gov.hk/media/eng/doc/key-functions/financial-infrastructure/Inthanon-LionRock_to_mBridge_Building_a_multi_CBDC_platform_for_international_payments.pdf)

<sup>30</sup> 数据来源：<https://www.hkma.gov.hk/media/eng/doc/key-information/press-release/2022/20221026e3a1.pdf>

<sup>31</sup> 数据来源：<https://www.mas.gov.sg/-/media/jasper-ubin-design-paper.pdf>

<sup>32</sup> 数据来源：<https://www.bis.org/publ/othp47.pdf>

<sup>33</sup> 数据来源：<https://www.bis.org/publ/othp57.pdf>

<sup>34</sup> 数据来源：<https://www.bis.org/publ/othp80.pdf>

Rialto	批发	Rialto 项目由国际清算银行创新中心欧元体系和新加坡中心与法国央行、意大利银行、马来西亚国家银行和新加坡金融管理局合作开展，于 2024 年 7 月 16 日启动。该项目致力于探索一种新的自动外汇结算层解决方案，使用 wCBDC 作为安全结算资产，改善即时跨境支付。
--------	----	---

资料来源：国际清算银行网站和各国央行官网

## （二）全球央行数字货币竞争兴起的背景

### 1. 数字支付快速发展和大型科技公司进入支付领域

得益于信息和通信技术的快速发展，数字金融领域的创新正以前所未有的速度蓬勃兴起。数字化和数据化不仅重塑了支付、信贷、投资和保险等传统金融服务，更触及了金融体系的核心——货币本身<sup>[8]</sup>。新冠疫情的全球大流行加速了向数字支付的转变。公众对于现金可能成为病毒传播媒介的担忧，激发了对数字支付方式的兴趣，导致数字支付的使用量激增，而现金的使用则相应减少。在 CPMI 红皮书调查的 27 个国家中<sup>35</sup>，银行卡和数字货币支付的价值占 GDP 的比重在许多国家都超过 20%，尤其是中国高达 108%（2022 年），其次是俄罗斯（2020 年达 74.6%）。2021 年全球金融包容性数据库显示，除中国外的发展中国家的成年人中，有 20% 使用银行卡、手机或互联网进行过商户支付，其中约 40% 的人是在疫情爆发后首次这样做，这证明了疫情在加速数字化应用方面发挥的作用。

金融领域的另一个重要发展是大型科技公司进入支付领域，基于平台的商业模式和大数据给金融体系带来巨大的支付方式颠覆。在过去的二十年里，阿里巴巴、Facebook、谷歌和腾讯等科技巨头迅速崛起。他们进军金融服务业的范围在中国最为广泛，同时也在其他新兴市场经济体中迅速扩张，尤其是在东南亚、东非和拉丁美洲<sup>[6]</sup>。如今，阿里巴巴旗下的支付宝、eBay 旗下的 PayPal 等提供的支付服务已得到更广泛的使用，他们收集和了大量个人数据，却也引发了隐私问题。一旦确立了数据方面的主导地位，大型科技公司可以进行价格歧视和获取租金。这种数据的收集和处理不仅引发了隐私保护的担忧，也给中央银行带来了新的监管挑战<sup>[8]</sup>。

### 2. 加密货币特别是全球性稳定币的迅速发展

近年来，人们对加密货币的兴趣迅速增长。加密货币不是任何个人或机构的负债，只是一种投机性资产，并且更受那些倾向于在非法市场而非日常经济中进行交易的人的青睐。当前对加密货币的热潮更多是出于投机心理，而非将其作为数字支付手段。为了克服加密货币波动大的问题，一些私营部门发行了稳定币。稳定币是相对某特定资产或一篮子资产保持稳定价值的数字货币。私人稳定币被设计为电子商务、点对点交易和小额支付的支付工具，但也为监督和监管带来挑战，包括反洗钱和打击恐怖主义融资 (AML/CFT)、网络安全、消费者和投资者的数据保护等。尤其是 2019 年 Libra 项目的推出，掀起了全球稳定币的浪潮。Libra 可用于 Facebook 的多个市场进行支付，这使得它有可能在极短的时间内迅速接触数亿零售客户。这直接引发了世界各国对货币主权的担忧并加速了 CBDC 研发。欧洲中央银行 (ECB) 的《数字欧元报告》<sup>36</sup>指出，全球稳定币虽然可能助力创新，但也可能威胁欧洲的金融、经济，最终威胁政治主权。

数字支付的快速发展、大型科技公司进入支付领域、比特币等加密资产的兴起（与衰落）以及私人稳定币的发行推动了各国央行对 CBDC 的研发。各国央行正在积极应对加密资产、私人稳定币的缺陷以及大型科技公司带来的隐私方面的担忧，以确保家庭和企业能够获得安全、高效的支付方式。各国央行有责任站在金融创新的前沿，通过直接向公众提供服务来引领变革。其中一项具有政策前瞻性的选项就是 CBDC——一种新的、安全的、值得信赖的和广泛使用的数字支付方式。

<sup>35</sup> 数据来源：CPMI 红皮书 ([https://data.bis.org/topics/CPMI\\_CT/tables-and-dashboards](https://data.bis.org/topics/CPMI_CT/tables-and-dashboards))

<sup>36</sup> 数据来源：[https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/other/Report\\_on\\_a\\_digital\\_euro~4d7268b458.en.pdf](https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/other/Report_on_a_digital_euro~4d7268b458.en.pdf)

## 三、全球推行央行数字货币的意义

### （一）提升普惠金融水平

提升金融普惠是众多国家推广零售型中央银行数字货币（CBDC）的核心政策目标，特别是在新兴市场和低收入国家。例如，秘鲁、墨西哥和南非等国家将金融普惠性作为其政策制定的首要考量。在某些地区，金融普惠程度仍不尽人意。世界银行 2021 年全球金融普惠性指数数据库的数据显示，到 2021 年仍有 24% 的成年人尚未开设账户<sup>37</sup>。金融压抑（Financial Exclusion）背后的因素非常广泛，包括缺乏接入点、信息通讯技术基础设施不足以及私营部门不愿意为某些社会群体服务等。此外，数字文盲、资金短缺以及对服务提供商的信任度不足也是造成金融压抑的重要原因。

CBDC 展现出提高金融普惠性的巨大潜力，能够成为那些被传统金融体系边缘化的群体所接受的支付工具。CBDC 可以模仿现金的一些理想特性，例如无需银行账户即可进行交易、享有与中央银行货币相关的信任度、低成本甚至无成本，以及对那些难以获取正式身份证明的低风险用户群体放宽身份验证要求。此外，CBDC 可以通过在各种硬件设备上的应用和支持离线环境的交易，满足那些私人数字支付服务不足的偏远和低收入地区的需求。作为公共部门提供的数字支付服务，CBDC 能够激发公众更深层次的信任、促进更广泛的金融参与，尤其是在那些不愿意使用私人数字支付服务的群体中。

### （二）提高跨境支付和结算效率

近几十年来，全球经济一体化快速发展。国际贸易和投资快速增长，跨国公司生产和价值创造日益国际化，跨境支付的重要性不断提高。大多数跨境支付都是通过代理银行和支付服务提供商网络进行的，这些代理银行和支付服务提供商可以访问发起人和受益人所在国的国内支付系统。然而，这种涉及多个中介机构的跨境支付存在成本高、速度慢、准入受限、透明度低等问题。G20 国家已将提高跨境支付效率列为全球性的优先议题<sup>38</sup>，并认为 CBDC 是提升这一领域效率的有前景的途径。CBDC 在跨境支付方面的应用有可能消除层层代理行的需要，克服时区、汇率差异以及跨司法管辖区的法律和监管要求有关的关键挑战，实现实时跨境交易。此外，CBDC 的互操作性提供了缓解跨地区和跨货币风险和摩擦的手段<sup>39</sup>。这种更快捷、成本更低、透明度更高、更具包容性的跨境支付服务，将为全球公民和经济体带来深远的利益，促进经济增长、国际贸易、全球发展以及提升金融普惠性。

目前，多个跨境 CBDC 项目已经将提升跨境支付效率作为其主要目标。例如，Cedar Phase II x Ubin+ 项目（Cedar x Ubin+）由纽约联邦储备银行下属的纽约创新中心(NYIC) 和新加坡金融管理局 (MAS) 共同开展，旨在探索多货币批发跨境支付的潜在改进。该项目研究了使用分布式账本技术 (DLT) 开发的批发型中央银行数字货币 (CBDC) 是否可以提高涉及一种或多种货币的跨境支付的效率和透明度。2021 年中国人民银行数字货币研究所、香港金融管理局、泰国中央银行及阿拉伯联合酋长国中央银行宣布联合发起多边央行数字货币桥研究项目 (mBridge)。其主张构建一个高效、低成本、通用的多边央行数字货币平台，为中央银行和商业参与者提供一个直接相连的网络，从而大大提升国际贸易流动和跨境业务的潜力。

### （三）维护主权货币合法地位，争夺战略制高点

#### 1. 欧盟正式进入数字欧元的准备阶段，维护欧洲战略自主

欧洲央行 (ECB) 转变对 CBDC 的态度，扎实推进数字欧元的落地。2018 年 9 月，时任欧洲央行行长 Mario Draghi 提到欧元区暂未有发行 CBDC 的需求<sup>40</sup>。然而到了 2021 年 7 月，ECB 决定启动数字欧元项目，并于 2023 年 11 月进入准备阶段。欧盟从保守转向积极探索数字货币及其国际合作，旨在应对新兴数

<sup>37</sup> 数据来源：World Bank, Global Financial Inclusion (Global Findex) Database: <https://www.worldbank.org/en/publication/globalfindex/Report>

<sup>38</sup> CPML, Enhancing Cross-border Payments Stage 1 report to the G20, April 2020, Enhancing Cross-border Payments: Stage 1 report to the G20. <https://www.fsb.org/wp-content/uploads/P090420-1.pdf>

<sup>39</sup> BIS | Central bank digital currencies: foundational principles and core features: <https://www.bis.org/publ/othp33.pdf>

<sup>40</sup> [https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/other/ecb.mepletter180914\\_Fernandez.de.pdf](https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/other/ecb.mepletter180914_Fernandez.de.pdf)

数字货币挑战，提升其在全球金融体系中地位和影响力。

欧盟对新兴数字货币的应对是其推行 CBDC 的重要驱动力。近年来，随着 facebook 公司推出天秤币（Libra）计划和中国积极研发数字人民币，全球数字货币的竞争日趋激烈。这可能对欧洲的金融体系和货币主权构成挑战，从而削弱欧元在国际支付和结算中的地位。Libra 协会成员企业拥有庞大的用户网络和大量支付生态场景，使 Libra 很容易在跨境贸易领域被广泛接受。此外，中国数字人民币的快速发展也给欧盟带来竞争压力。因此，欧盟希望通过发行 CBDC 来增强其国际金融体系中的竞争力，保护其金融主权和经济利益。

欧盟推行 CBDC 更核心的目的是维护欧洲在支付领域的战略自主权，提升其国际金融体系中的自主性和竞争力。长期以来，欧盟在国际结算中过度依赖美元和美国控制的支付系统，如 SWIFT。2018 年美国对伊朗实施严厉的经济制裁，欧洲国家虽普遍反对，却因 SWIFT 系统在全球美元结算中的主导地位，不得不跟随美国对伊朗实施制裁。为了减少对美元结算系统的依赖，欧洲开始探索建立可以绕过 SWIFT 的国际结算系统，如德、法、英宣布同伊朗建立 INSTEX。通过这一系统，伊朗可以直接用欧元与欧盟进行贸易结算。此外，未来若是正式推出数字欧元，也将通过提高欧元区对非欧洲支付解决方案的独立性来加强欧元区的战略自主权。数字欧元将有助于实现点对点的直接交易，从而在国际贸易结算中绕开美国控制的金融机构，维护欧洲本土商业利益，并增强欧洲的战略独立性。欧洲央行执行委员会成员帕内塔表示，数字欧元将提高欧洲支付的效率，并有助于欧洲的战略自主<sup>41</sup>。

#### 2. 俄罗斯加速推进采用数字卢比，抵制金融制裁，保障本国金融安全

俄罗斯在推行央行数字货币方面取得了显著进展。俄罗斯中央银行自 2020 年以来一直积极开发数字卢布，2021 年 4 月提出数字卢布概念。2023 年 7 月 24 日，俄罗斯总统普京正式签署引入数字卢布的法律，加速推进 CBDC 的采用，并于 8 月启动数字卢布试点。引入数字卢布不仅是为了促进更安全和高效的金融交易，还旨在增强俄罗斯的经济主权，减少外国制裁对其金融系统的影响。俄乌冲突爆发后，西方国家对俄罗斯实施了严厉的经济制裁，限制了其使用美元和欧元的能力。俄乌冲突发生后，美国等西方国家对俄罗斯实施了一系列的金融制裁，其中包括将部分俄罗斯银行剔除出 SWIFT 系统，并要求 Visa, MasterCard, America Express 等全面关停在俄罗斯的业务。数字卢布的推出，使俄罗斯能够在不依赖外国银行或 SWIFT 等西方金融基础设施和系统的情况下与外国和外国公司进行交易和结算。俄罗斯与伊朗正在制定两国间结算的新方案，研究使用数字金融资产和央行数字货币，以简化国家间贸易并减轻制裁影响。通过发行数字卢布，俄罗斯可以在国际金融贸易中找到新的突破口，保障金融安全、网络安全，在地缘政治摩擦加剧时避免出现“卡脖子”的困境。这不仅是对美国霸权的一种抵抗，也是俄罗斯在面对经济制裁时的一种自我保护和反击手段。

## 四、中国推行数字人民币的战略意义

### （一）数字人民币助力普惠金融

数字人民币助力农村金融。相较于第三方支付平台，使用数字人民币进行支付可以在没有网络的状态下得以完成，消费时直接扣除数字钱包里的余额。对于一些农村地区或者边远山区的百姓来说，在极端灾害天气与网络信号较差的情形下也可以通过数字钱包享受相应的金融服务。数字人民币还将服务扩展至农产品销售、惠农补贴发放、涉农贷款等县域农村特色场景，助力乡村振兴。农行河北省分行践行服务“三农”的愿景使命，持续推动数字人民币在县域三农领域的推广应用，目前已落地收单、纳税、民生缴费、涉农补贴发放等涉农场景<sup>42</sup>。福州发布《数字人民币试点三年（2024-2026）攻坚行动方案》<sup>43</sup>，明确提出要积极推动数字人民币融入乡村振兴战略，拓展更多“三农”领域特色生活场景、生产场景、政务场景，将数字人

<sup>41</sup> ECB, “Euro system Proceeds to Next Phase of Digital Euro Project.”

<sup>42</sup> [https://hbrb.hebnews.cn/pc/paper/c/202312/18/content\\_210878.html](https://hbrb.hebnews.cn/pc/paper/c/202312/18/content_210878.html)

<sup>43</sup> [https://www.fuzhou.gov.cn/zwgk/tzgg/202408/t20240816\\_4876958.htm](https://www.fuzhou.gov.cn/zwgk/tzgg/202408/t20240816_4876958.htm)

民币融入创建特色小镇、特色乡村等工作。因此，推广数字人民币形成一批可复制、可推广的农村特色应用项目，提高农民开设银行账户比例，有助于提升农村普惠金融等服务水平，促进数字乡村建设。

数字人民币助力小微企业融资。数字人民币的应用可以帮助金融机构更好地评估小微企业的信用状况，积极满足民营中小微企业信贷等金融需求，支持中小微企业高质量发展。例如，数字人民币“智能信贷”产品已经在微众银行的小微企业贷款场景中实施。微众银行可以向核心企业供应链内的中小企业提供定制化的贷款产品，并给予优惠利率支持。微众银行能追踪贷款资金去向，相关记录不可伪造和篡改，并且微众银行还能通过智能合约提供的数据，有效开展贷后分析工作。“智能信贷”产品的实施，实现了金融机构对贷款资金的精细化管理，降低中小企业的贷款成本，满足中小企业“小、快、频、急”的资金需求，推动普惠金融发展。

数字人民币助力养老金融。各运营机构利用数字人民币特性，设计了更多符合老年人特点的支付产品和养老金融产品。比如，中国农业银行在湖州养老院为老年用户群体发放依托电子证件形态的硬钱包产品，在大门、超市、房间均可无障碍使用。中国银行完成苏州市首笔数字人民币养老服务业纾困补贴金发放，进一步实现养老场景建设与数字金融的有机融合，为地方养老产业的数字化转型注入新活力<sup>44</sup>。

## （二）数字人民币智能合约可提高资金安全性，丰富财政政策工具箱

央行可以在多个领域应用数字人民币智能合约，指导银行机构利用智能合约技术与相关行业深度融合，降低经济活动的履约成本、丰富财政政策工具箱。

智能合约为“一组以数字形式表达的承诺，包括各方履行这些承诺的协议”。数字人民币智能合约，是指将智能合约（Smart Contract）技术应用于数字人民币的发行和流通过程中，以实现市场交易和行政费用征缴等资金流转的自动化“条件支付”或“定制化支付”，从而使数字人民币具备“可编程性”。智能合约可以起到平台自动资金托管、达到条件自动放款等功能，实现业务流和资金流的实时联动、自动履约，可以用于房地产信贷、健身房等预付款资金较重等风险领域。例如，建设银行苏州分行上线了首个公积金贷款数字人民币放款功能，提高到账效率；工商银行苏州分行则将数字人民币钱包智能合约用于供应链融资，提高资金运作效率；苏州农商银行首创将数字人民币应用于驾校培训资金托管，确保学员资金安全并丰富支付体验。

此外，数字人民币丰富了财政政策工具箱。财政资金可以通过数字人民币形式发放消费红包或者专项补贴，从而全程可追溯。例如，罗湖区 2023 年的数字人民币跨境消费嘉年华活动，面向来深港人，通过八达通 App 兑换数字人民币硬钱包卡，能获得 200 元消费补贴<sup>45</sup>。工行张家港分行与市商务局、永联天天鲜公司合作，采用数字人民币进行菜农专项补贴发放，通过加载双层智能合约的方式，以 B2B 模式定向支付到农贸企业，再以 B2C 模式定向支付给菜农，保障资金专款专用，让农户享受高效、便利、安全的助农补贴。

<sup>44</sup> <http://www.xinhuanet.com/tech/20240531/32051567efeb419095757e107736cfc4/c.html>

<sup>45</sup> <http://shenzhen.pbc.gov.cn/shenzhen/122807/5244018/index.html>

### （三）通过多边央行数字货币桥拓展人民币国际化实际应用场景

mBridge 的技术特性决定了其具有丰富的应用场景。2022 年第 3 季度，mBridge 项目迈进试行阶段，为期 6 周。本次试行共有来自四个地区的 20 间银行参与，利用 mBridge 平台进行超过 160 宗支付及外汇交易。mBridge 项目是全球率先以多种 CBDC 为企业跨境交易进行真实结算的项目。mBridge 试点测试了以下三种交易类型：（1）中央银行与其本国商业银行之间进行 CBDC 的发行和赎回；（2）商业银行之间使用当地的 CBDC 进行跨境支付；（3）商业银行之间使用当地的 CBDC 进行跨境 PVP 外汇交易<sup>46</sup>。

在 mBridge 平台上，可以执行两种类型的支付操作：（1）单币种支付：首先，发起方选择货币、金额和对手方。接着，发起方完成必要的桥外合规审查，然后向收款方发送支付请求。收款方在收到请求后，也会进行相应的桥外合规审查，并在确认无误后批准支付。随后，发起方将调用支付接口，该接口通过合约将指定的货币金额直接支付到收款方的地址。（2）双币种外汇点对点交易（PvP）：这类交易具有原子性，即交易要么完全成功，要么完全不发生。点对点交易分为三个阶段：启动、承诺和执行。在启动阶段，发起方选定货币对、金额、汇率以及交易对手。然后，与单币种支付类似，发起方在发送支付请求前完成桥外合规审查。对手方确认后，进入承诺阶段。最后，执行点对点合约的原子交易。mBridge 实现的这种双边连接与通过代理银行模式进行的支付形成鲜明对比，mBridge 提供的收款银行和付款银行之间的点对点连接可以显著降低跨境支付的复杂性，无需要通过代理机构进行连接，降低时间、摩擦和结算风险。此外，mBridge 的结算是在中央银行资金安全的情况下进行的，减少甚至消除了代理银行支付的一项关键风险。

mBridge 项目在浙江温州、湖州、广东佛山、广西等多地落地应用，为企业办理跨境人民币收汇业务。不仅大大缩短了跨境交易时间，原先需要 24 小时到账的汇款，现在 1 小时内即可到账，提高了跨境支付效率，还降低了企业交易成本和汇兑成本，无需原先的 SWIFT 电讯费等。通过数字货币桥开展的跨境人民币业务拓展了人民币国际化实际应用场景，更好地服务了中资企业的海外发展。

### （四）保障我国金融安全、推动人民币国际化

#### 1. 深度参与国际支付体系改革，保障我国金融安全

维护金融安全，是关系我国经济社会发展全局的一件带有战略性、根本性的大事。中国通过积极参与主权数字货币跨境合作及货币桥项目试点，深度参与国际支付体系改革，探索跨境人民币支付新渠道，维护本国金融安全。

当前，全球跨境支付主要依赖传统支付清算系统（RTGS）、环球银行间金融电信协会（SWIFT）和代理行网络。CHIPS（纽约清算所银行同业支付系统）是用于清算美元的国际支付清算系统，而 SWIFT 是世界领先的安全金融报文传送服务机构。美国可能会利用其绝对控制和影响力，拒绝某国及其相关金融机构接入 SWIFT 或 CHIPS 系统，以达到对特定国家或金融机构制裁的目的。2017 年，朝鲜的国家编码在 SWIFT 中被剔除；2022 年美国又宣布将俄罗斯部分银行排除在 SWIFT 系统之外。美国利用 SWIFT 或 CHIPS 系统切断跨境交易渠道已经成为其实施霸权主义金融制裁的主要手段。在中美关系日益紧张的背景下，美国视中国为主要竞争者，并在多个领域对中国进行封堵和打压。中国必须警惕美国可能利用 SWIFT 系统对中国金融机构进行限制的风险。尽管中国已经建立了人民币跨境支付系统（CIPS），以提高金融交易的自主性，但由于跨境金融信息通信环节不独立，CIPS 的直接参与者数量仅占 6.61%，而依赖 SWIFT 报文的 CIPS 间接参与者数量则高达 93.39%，因此人民币跨境结算仍较大程度的依赖 SWIFT 系统。

我国于 2021 年参与了多边央行数字货币桥项目。截至 2024 年 10 月，mBridge 的观察员成员已扩展至 30 多家。与以往的境外汇款不同，数字货币桥的跨境清算路径无需通过 SWIFT 系统，中国可以通过 mBridge 提供的共享平台，与其他法律辖区的银行使用数字人民币进行点对点交易，不必通过多家代理行来完成交易。这在一定程度上可以弱化乃至规避以美元霸权为基础的制裁，并且参与交易的双方可以直接用本币交易，有利于更好地发挥数字人民币在国际贸易中的作用，从而有助于维护我国货币主权。

<sup>46</sup> BIS Innovation Hub. Project mBridge Connecting Economies Through CBDC. <https://www.bis.org/publ/othp59.htm>

## 2. 通过数字人民币和 mbridg 推动人民币国际化

进一步拓展数字人民币的跨境使用场景，不仅能更好服务实体经济需求，也为人民币国际化打开新通道。多年来中国一直积极参与全球化，并通过“一带一路”建设等全球发展项目推进人民币在全球的使用。2024年《人民币国际化白皮书》显示，近6成受访境外机构考虑增配人民币计价金融资产。在很多“一带一路”沿线国家，人民币现金使用已经非常普及了。而数字人民币的落地，会给“一带一路”沿线国家使用人民币带来更多便利，帮助他们找到更多商业机会。在“一带一路”倡议框架下，中国人民银行通过与沿线国家和地区的央行及金融机构展开合作，促进数字人民币在跨境支付中的应用。截止2024年7月，中国陆续与新加坡、阿联酋、老挝、哈萨克斯坦各国签署了央行数字货币合作的谅解备忘录，旨在加强金融领域国际合作。

继2024年6月沙特加入 mBridge 项目后，2024年9月沙特正式确认开始以人民币进行石油交易。中阿石油贸易结算未来会更加便利，全球石油贸易朝着减少美元结算迈出的又一步。作为世界上最大的石油出口国和二十国集团（G20）的主要经济体，沙特的决策具有重要的象征意义。这不仅表明了沙特对人民币和中国数字货币技术的认可，也意味着人民币在国际支付体系中的地位将进一步提升。

## 五、总结和展望

未来中国央行数字货币（数字人民币）如何发展以及如何参与跨境支付竞争、提高在国际货币体系中的地位，本文提出以下三个展望：

### 1. 推动数字人民币在零售端的广泛应用

数字人民币的发展应聚焦于应用场景的扩展和深化。通过在红包发放、政府补助、零售推广、资金预付等场景的实践，数字人民币已积累了多样化的零售经验。这些经验不仅对批发业务发展具有启示作用，也为国际社会提供了值得借鉴的 CBDC 应用范例。相比第三方支付，数字人民币的用户数量有待发掘、交易量有待增加，因此，数字人民币可以进一步发展零售业务，提高国内用户粘性。利用中国庞大的消费市场，推动数字人民币在小额、零售、高频消费场所的广泛应用。这不仅能够重塑消费支付体系，形成新的消费模式，还能够通过数据交互提升国内零售消费潜力，从而在全球央行数字货币竞争中占据有利地位。

### 2. 利用数字人民币更好实施货币政策和财政政策

目前，央行和财政部正在研究并出台增量政策以促进经济稳定发展，而数字人民币为实施精准货币投放、构建自主可控金融支付系统提供了重要工具。CBDC 提供了一种新的货币政策传导渠道。未来可以考虑设定有息的、定位非 M0 的 CBDC 来影响市场利率和信贷资金，从而更有效地实现货币政策目标。CBDC 也为财政政策提供了新的工具。政府可以通过 CBDC 直接向公民发放补贴或税收返还，提高财政资金的透明度和效率。智能合约的使用可以确保资金的专款专用，减少腐败和滥用。因此，CBDC 可以作为宏观经济政策协调的工具。相比国债等工具，通过传导速度快、资金链可追溯的 CBDC，中央银行和财政部门可以更紧密地合作，设计和实施宏观经济政策，以熨平经济周期波动。

### 3. 扩展数字货币桥“朋友圈”，构建数字人民币支付体系，助推人民币国际化

多边央行数字货币桥有望成为推动我国数字人民币走出去，助推人民币国际化的重要载体，链接境内境外两个市场，打通内外双循环关键节点。相比传统的跨境支付模式，货币桥的设计具有可扩展性，参与国能够在不改变本地传统支付系统的情况下直接接入，这为吸引更多国家和机构参与，形成更大的网络效应，以及构建新的国际跨境支付基础设施奠定了基础。未来中国可以邀请更多的国家参与多边央行数字货币桥，把“网”织大、织牢，借助网络效应，发展成为全球性的多边跨境支付平台，为促进国际贸易提供更大助力，为人民币国际化的进程推波助澜。

未来，中国与贸易伙伴国家可借助智能合约技术，构建和丰富数字人民币支付体系，例如“石油数字人民币”体系。我国已成为全球石油消费的主要国家之一，一些国家正在讨论使用人民币进行相互结算的问题，这不仅彰显了人民币在国际石油市场的重要地位和广泛的国际接受度，也为未来“石油数字人民币”

体系的构建提供了有力支持。利用数字人民币的技术优势，可以推动这一体系的发展。智能合约技术可以作为石油贸易双方的信用中介，减少双方的风险，确保资金严格按照合约条款及时转移，从而提高贸易结算的安全性和效率。

## 参考文献

- [1] BECH M L,GARRATT R.Central bank cryptocurrencies[R/OL]. BIS Quarterly Review,2017:55-70.(2017-09-17)[2024- 09-01].[https://www.bis.org/publ/qtrpdf/r\\_qt1709f.pdf](https://www.bis.org/publ/qtrpdf/r_qt1709f.pdf).
- [2] 刘凯,李育,郭明旭.主要经济体央行数字货币的研发进展及其对经济系统的影响研究:一个文献综述[J].国际金融研究,2021,(06):13-22
- [3] 杨荣海,李亚波.全球央行数字货币竞争现状与数字人民币的发展策略[J].经济学家,2023,(05):46-56.
- [4] 宋科,孙翼,朱斯迪.央行数字货币能带来货币国际化吗[J/OL].国际经济评论,2024,(06):103-124.
- [5] 戚聿东,刘欢欢,肖旭.数字货币与国际货币体系变革及人民币国际化新机遇[J].武汉大学学报(哲学社会科学版),2021,74(05):105-118.
- [6] 黄国平.数字人民币发展的动因、机遇与挑战[J].新疆师范大学学报(哲学社会科学版),2022,43(01):129-138+2.
- [7] 保建云.主权数字货币、金融科技创新与国际货币体系改革——兼论数字人民币发行、流通及国际化[J].人民论坛·学术前沿,2020,(02):24-35.
- [8] BIS. Central banks and payments in the digital era[R/OL]. BIS Annual Economic Report, 2020:67-95.(2020-06-24)[2024-09-18].<https://www.bis.org/publ/arpdf/ar2020e3.pdf>.
- [9] AUER R,CORNELLI G,Frost J.Covid-19, cash, and the future of payments[R/OL].Bank for International Settlements, 2020:1-6.(2020-04-03)[2024-08-18].<https://www.bis.org/publ/bisbull03.pdf>.
- [10] BIS.Big tech in finance:opportunities and risks[R/OL].BIS Annual Economic Report,2019:55-79.(2019-06-23) [2024- 10-01].<https://www.bis.org/publ/arpdf/ar2019e3.pdf>.
- [11] Investigating the impact of global stablecoins[R/OL].Bank for International Settlements,2019:1-31.(2019-10-18)[2024- 07-20].<https://www.bis.org/cpmi/publ/d187.pdf>.
- [12] AUER R, FROST J,GAMBACORTA L,et al.Central bank digital currencies: motives, economic implications, and the re- search frontier[J].Annual review of economics,2022,14(1):697-721.
- [13] DEMIRGÜÇ-KUNT A,KLAPPER L,SINGERD,et al.The global finindex database 2017:measuring financial inclusion and the fintech revolution[R].World Bank, 2018.
- [14] NYIC,MAS.Project cedar phase II x Ubin+ : improving wholesale cross-border multi-currency payments and settlements[EB/OL].[2024-10-01].<https://www.newyorkfed.org/medialibrary/media/nyic/project-cedar-phase-two-ubin-report.pdf>
- [15] BIS Innovation Hub.Project mBridge connecting economies through CBDC[EB/OL].[2024-10-01].<https://www.bis.org/publ/othp59.htm>,2022-10-26
- [16] SZABO N.Smart contracts:building blocks for digital markets[J].EXTROPY:The journal of transhumanist thought,(16), 1996,18(2):28.

# The Development Trend of Global Central Bank Digital Currencies and the Strategic Significance of E-CNY

Zhou Kejie Kou Zonglai Liu Lingchen

**Abstract:** This article first clarifies the development trend and background of central bank digital currencies (CBDCs) in various countries. Based on this, the paper discusses the global significance of central bank digital currencies and the strategic significance of China's promotion of E-CNY: (1) the promotion of CBDCs by countries around the world can help improve the level of inclusive finance, enhance cross-border payment and settlement efficiency, and maintain the strategic high ground of currency sovereignty competition; (2) The E-CNY plays an important role in supporting rural finance, small and micro enterprise credit, and aging finance; E-CNY smart contracts can improve fund security and enrich the toolbox of fiscal policies; Expand the practical application scenarios of RMB internationalization through Project Multiple CBDC Bridge (Project mBridge); In terms of political considerations, E-CNY will help safeguard China's financial security, respond to the "Belt and Road" initiative, and promote the internationalization of RMB. In the future, China should promote the widespread application of E-CNY at the retail end, use E-CNY to better implement monetary and fiscal policies, and build an E-CNY payment system to boost RMB internationalization.

**Keywords:** CBDC; E-CNY; Project mBridge; Strategic Significance

# 制度型开放与企业数字化转型 ——基于跨境电商综试区的经验证据<sup>1</sup>

李向前<sup>2</sup> 朱晓满<sup>3</sup> 王伊攀<sup>4</sup>

**【摘要】**企业数字化转型是构筑国家竞争新优势和畅通国内大循环的关键支撑。本文基于跨境电商综试区的经验证据，探讨制度性开放对企业数字化转型的作用及机理。研究发现，跨境电商综合试验区有效驱动企业数字化转型，尤其是对企业底层技术和数字技术应用两种类型的转型影响更为显著。机制上，设立跨境电商综试区通过扩大市场机会、优化数字环境及推进资金开源节流驱动企业数字化转型。异质性研究表明，跨境电商综试区对企业数字化转型的影响具有非对称性，在非国有、小规模、劳动密集型、处于东部地区和距离杭州近的企业推动作用尤为明显。文章为政府借助制度型开放重塑数字经济新格局提供微观证据，有助于进一步释放跨境电商综试区的政策红利，并推进高水平制度型开放。

**【关键词】**跨境电商 数字化转型 制度型开放

## 引言

党的二十大报告明确指出要“推进高水平对外开放”“推动建设开放型世界经济”，构建高水平开放型经济新体制是百年变局演进的复杂国际形势下补齐“制度短板”、实现供需动态平衡的根本保障。2022年12月召开的中央经济工作会议再次明确高水平对外开放的方向，强调要“稳步扩大规则、规制、管理、标准等制度型开放”，充分彰显新时代制度型开放对经济金融发展的创新突破意义。所谓制度型开放，是指在经济发展和对外开放过程中，通过对标国际通行规则进行一系列系统性规则和制度创新，为实施高水平对外开放奠定基础。其中，设立跨境电子商务综合试验区（以下简称“跨境电商综试区”）是中国推动制度型开放典型举措。改革开放以来，我国以制度型开放实施高水平开放过程中形成三条经验证据：“一带一路”建设、自由贸易试验区及跨境电商综试区（赵蓓文，2024）。在全球互联网技术普及和消费结构升级背景下，跨境电商无疑是数字经济时代制度型开放典型举措（张洪胜等，2023）。

2020年以来，在传统贸易模式受到冲击时，跨境电商规模实现逆势增长，逐渐依托政策供给和技术赋能形成全新业态、成为对外贸易高质量增长新动能和构建新发展格局重要举措。《2022年度中国电子商务市场数据报告》显示，截至2022年，我国跨境电商市场规模高达15.7万亿元，同比增长约10.6%。作为当前发展速度最快、潜力最大、带动能力最强外贸新业态，扎实推进跨境电商综试区建设是破解跨境电商深层次矛盾、培育外贸竞争新优势和带动各地开放型经济发展新抓手。截至2023年10月，我国已设立“1+12+22+24+46+27+33”共165个跨境电商综试区，跨境电商综试区逐步形成陆海内外联动、东西双向共济新发展格局。在越来越多企业依托跨境电商实现产品出口外销背景下，跨境电商综试区推动对外贸易发展功能已得到广泛关注，学者们对此类研究多持认可态度（马述忠和郭继文，2022）。上述研究多集中于跨境电商综试区本身带来的创造价值，对跨境电商综试区其他方面的经济效应研究相对有限。

加快推动企业数字化转型是“十四五”时期建设网络和数字中国的重大战略任务。党的二十大报告提出“加快发展数字经济，促进数字经济和实体经济深度融合”，数字经济发展已成为推动中国式现代化的

<sup>1</sup> 原载于《国际金融研究》2025年第1期

<sup>2</sup> 李向前，经济学博士，天津财经大学金融学院院长，教授，博士生导师

<sup>3</sup> 朱晓满，天津财经大学金融学院博士研究生

<sup>4</sup> 王伊攀，经济学博士，山东工商学院金融学院副教授

必由之路。然而，埃森哲公布《中国企业数字化转型指数（2023）》表明，2023年我国只有2%的企业正在进行全面、持续的数字化转型。在企业数字化转型发展缺乏持续推动力背景下，寻求能促进企业数字化转型“爬坡过坎”的有效工具成为学术界乃至整个社会值得考虑的问题。目前，鲜有文献考虑到制度型开放政策能否通过释放制度红利和数字技术赋能推进企业数字化转型。厘清制度型开放如何影响企业数字化变革，既有助于全面理解制度型开放的作用功能，为建设更高水平开放型经济新体制提供决策参考，又能帮助数字化转型寻求长效动力，为探索适配微观主体数字经济发展的制度型开放工具提供经验参考。

本文的主要边际贡献在于：第一，从制度型开放视角切入，量化估计跨境电商综试区对企业数字化转型的效用。以往文献针对数字化转型的研究十分丰富，知识产权保护示范城市、国家大数据综试区等试点政策对数字化转型均有驱动作用（孙伟增等，2023；许为宾等，2023），但目前尚未有文献探讨跨境电商综试区这一制度型创新工具能否依托制度红利和数字技术影响企业数字化转型。第二，以制度型开放为企业创造的自由贸易条件为理论框架，剖析市场机会扩大效应为转型提供动力、数字环境优化效应为转型提供基础和资金开源节流效应为转型提供支持的机制。这有助于明晰跨境电商与企业数字化变革的内在关系，为理解制度型开放与数字化转型之间的传导路径提供实证经验支撑。第三，基于异质性角度充分探讨不同企业和地区特征下跨境电商综试区推动数字化转型的效果差异。多维度出发考察设立跨境电商综试区对企业数字化转型的差异化影响，对理解跨境电商综试区政策效果及助力企业数字经济发展具有政策价值。

## 一、理论分析与研究假设

### （一）跨境电商综试区对企业数字化转型影响

从政策试点入手探讨对微观经济主体数字化转型影响的研究是热门议题，例如，“宽带中国”试点政策依托数字新基建的力量有效扩大供给和拉动内需，增强企业进行数字化转型的动力（朱晓满和王伊攀，2023）。知识产权示范城市通过加强知识产权保护力度促进技术创新和人才聚集，为企业提供转型基础（许为宾等，2023）。国家大数据综合试验区设立有利于帮助企业提高数字资金支持和实现人才聚集，为企业数字化转型提供支撑（孙伟增等，2023）。综上，可以看出扩大市场机会为数字化转型提供动力、改善数字环境为数字化转型提供基础、提供资金支持为数字化转型提供支撑。

上述试点政策主要是从改善硬件设施和规范经营环境方面加强现有设施力度，促进企业数字化转型。鲜有文献从向外探索软环境视角探讨制度型开放如何推进企业数字化转型进程。以新制度经济学为理论基础，制度型开放通过向外探索软环境既能寻找市场机会、扩大市场规模，又能优化开放环境、提供资金支持，从供需两个方向推动数字化转型升级。从实践经验来看，跨境电商综试区依托跨境电商综合服务平台提供“一站式”全流程，充分利用交易平台发挥全球数字网络优势，助力企业实现数字化转型。例如，中国（青岛）跨境电商综试区依托公共服务2.0平台聚焦数据服务和协同政企合作，强化大数据应用助推数字化转型高质量发展。自2.0平台投入使用后，已协助200余家企业一站式解决金融、物流等问题。阿里巴巴于2017年成立天猫新品创新中心，其通过构建集孵化器、知识库于一体的天猫新品数字系统为新品牌提供数据整合、智慧决策等服务。跨境电商综试区可通过扩大市场机会、降低交易成本和改善数字环境为企业数字化转型保驾护航。基于此，提出如下假设：

假设H1：跨境电商综试区建设有助于推动企业数字化转型。

### （二）跨境电商综试区影响企业数字化转型内在机制

#### 1. 市场机会扩大效应

基于新制度经济学交易费用理论，跨境电商综试区从制度变迁层面降低搜寻成本和信息成本，为跨境电商企业提供更多市场机会。从政策支持视角考虑，跨境电商综试区通常会采取一系列放宽进口监管、无票免税和通关便利化政策措施，鼓励和支持更多企业有机会参与市场竞争（韦大宇和张建民，2019）。从平台搭建角度来看，设立跨境电商综试区促进物流配送中心、支付结算系统等服务平台搭建，有助于为跨境

电商企业提供更多市场机会和贸易渠道。从资源整合视角而言，跨境电商综试区对内集成全球要素资源、对外整合全球要素市场，实现搜寻成本和信息成本降低，从而扩大综试区内企业的市场机会和市场需求（Fan et al., 2018; Munch & Schaur）。跨境电商平台降低买卖双方搜寻成本，为企业轻松提供更多供应商和客户。扩大市场机会可能引发激烈的市场竞争和低廉的超额利润，基于竞争逃离假说，企业为了逃离现有竞争会更倾向于投入数字技术开发与应用，推动企业数字化转型（郭小敏和赵婷婷，2024）。首先，扩大市场机会增强市场竞争程度和企业生存压力，激励企业积极探索新技术、新领域并提高管理层工作积极性，使企业增强数字化转型的创新意愿（王彦超等，2022）。其次，扩大市场机会加剧市场竞争，企业必须通过数字化技术的变革来扩大比较优势并保持自身竞争力，避免在市场竞争中被挤出市场（余明桂等，2016）。基于此，本文提出如下假说：

假设 H2a：跨境电商综试区建设可通过扩大市场机会，驱动企业数字化转型。

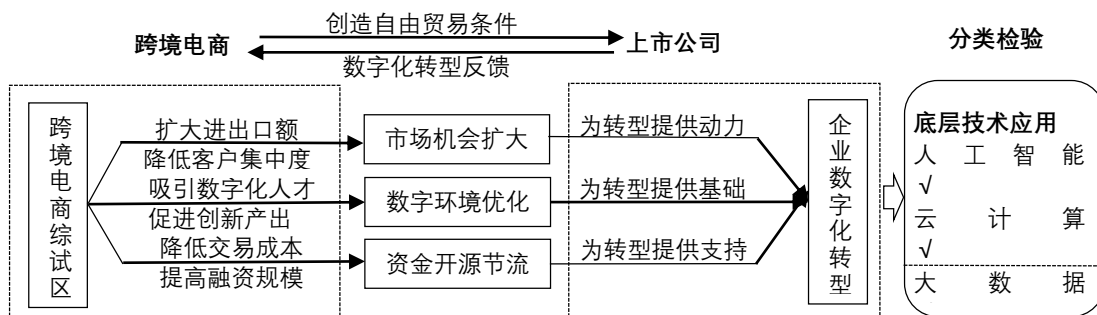


图 1 跨境电商综试区政策影响企业数字化转型机制图

## 2. 数字环境优化效应

制度变迁理论是新制度经济学中的重要内容，跨境电商综试区这一优化制度变迁意味着更少的政策扭曲。本文预期跨境电商综试区建设通过以下三点提高数字化人才数量和促进地区创新产出：一是跨境电商综试区建设可通过税收优惠、数字基建等方式促进高素质生产要素聚集，有利于吸引数字化人才流入。二是跨境电商综试区建设通过搭建跨境电商平台突破传统地理限制，帮助国内企业在全域范围内寻找拥有前沿技术的企业进行交流学习，使国内企业吸收国际技术溢出效应、优化数字发展环境（史亚茹和于津平，2023）。三是跨境电商综试区配套出台一系列跨境支付、线上展会等智能化服务，这将有效推动生产资源和高级要素聚集，便于发挥数字技术创新价值潜力（曾艺和韩峰，2022）。优化数字发展环境是促进企业数字化发展的底层构架和坚实基础。首先，优化数字发展环境能让企业深层次认识并理解数字化转型能为企业带来更乐观的发展，加强企业进行数字化转型的动力（李政等，2023）。其次，数字化人才聚集有利于集中开发数字技术应用，推动企业数字化转型（许为宾等，2023）。基于此，本文提出如下假说：

假设 H2b：跨境电商综试区建设可通过优化数字发展环境，驱动企业数字化转型。

## 3. 资金开源节流效应

新制度经济学认为交易费用和制度费用的概念具有相互替换性，一方面，作为“数字经济+国际贸易”的新业态，跨境电商可通过简化贸易中间环节、为企业提供海外仓储支持等方式改变传统贸易模式，发挥资金支持便利效应降低贸易中间环节交易成本（张洪胜和潘钢健，2021）。另一方面，我国政府为促进跨境电商综试区顺利实施提供网络征信体系等数据支持平台，帮助银行等正规信贷机构了解企业征信情况，推动外部融资效率提升（赵岳和谭之博，2012）。开源节流能为企业数字化转型提供充裕资金支持，有利于帮助企业转型升级注入活力。首先，数字技术应用是推动企业进行数字化转型的根本途径，而数字技术应用需要企业投入大量可持续资金以便于向企业大范围投入数字基础设施和数字研发团队（李政等，2024）。其次，制度性交易成本过高的企业会“挤出”企业数字化转型必须支付的设备革新、人才培养及利润空间，阻碍企业进行数字化转型（刘维刚等，2020）。基于此，本文提出如下假说：

假设 H2c：跨境电商综试区建设可通过降低制度性交易成本和提高外部融资规模，驱动企业数字化转型。

## 二、研究设计

### （一）数据来源

本文选取 2010—2021 年沪深 A 股上市公司数据为样本，跨境电商综试区的试点城市及对应试点年份来源于国务院公开披露名单，创新指数来源于寇宗来和刘学悦（2017）公布的 2001—2021 年城市创新方法，信息传输计算机服务和软件业从业人员数据来源于《中国城市统计年鉴》，企业招待差旅费数据来源于 CNRDS，包含财务数据在内的其他数据均来源于国泰安（CSMAR）数据库。本文剔除金融行业样本并对所有变量进行上下 1% 缩尾以减少异常样本影响。

### （二）变量设定<sup>5</sup>

#### 1. 被解释变量：企业数字化转型（*Dtm*）

参照吴非等（2021），将上市公司年报中涉及“人工智能技术”“区块链技术”“云计算技术”“大数据技术”及“数字技术应用”的关键词进行整理，并将这些关键词与沪深 A 股上市公司进行匹配，形成数字化转型初始指标。这类数据一般具有显著右偏性，本文将初始指标进行对数化处理形成企业数字化转型（*Dtm*）。

#### 2. 解释变量：跨境电商综合试验区政策（*Policy*）

参考李震等（2023），若城市 *j* 在 *t* 年被设立为跨境电商综试区，则 *Policy*=1，反之为 0。考虑到试点政策发挥作用具有时滞性，若跨境电商综试区试点名单于上半年发布，则定义为本年度设立；若试点名单于下半年发布，则定义为下一年度设立。

表 1 控制变量定义

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义
控制变量	公司规模	<i>Size</i>	期末资产总额的自然对数
	资产负债率	<i>Leverage</i>	负债总额/资产总额
	资产回报率	<i>ROA</i>	净利润/平均资产总额
	经营现金流	<i>Cfo</i>	经营活动产生的现金流量净额/资产总额
	资本密集度	<i>CI</i>	资产总额/营业收入
	流动比率	<i>Ca</i>	流动资产/流动负债
	固定资产利润率	<i>Innerfinance</i>	净利润/固定资产净额
	城市借贷水平	<i>Loan</i>	年末金融机构各项贷款余额/(年末金融机构各项贷款余额全市+年末金融机构存款余额)
	外商实际投资	<i>Ofdi</i>	外商实际投资额的自然对数
	劳动力总量	<i>Labor</i>	地区年末总人口的自然对数

### （三）模型设定

参考李震等（2023）的做法，本文采用多时点双重差分法检验跨境电商综试区对企业数字化转型的效用：

$$Dtm_{it} = \alpha_1 + \beta_1 Policy_{jt} + \sum \gamma Controls_{ijt} + Firm + Year + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

其中，*i* 代表企业、*j* 代表城市，*t* 代表时间；被解释变量是企业数字化转型（*Dtm*）；解释变量是跨境电商综试区政策（*Policy*）；控制变量（*Controls*）的定义见表 1；*Firm* 和 *Year* 分别代表个体固定效应和年份固定效应。

<sup>5</sup> 文章篇幅有限，描述性统计结果未予以列示，感兴趣的读者可向作者索取。

## 三、实证结果

### (一) 基准回归结果

作为“互联网+外贸”新业态，跨境电商综试区政策能够发挥先导示范作用、以数字化赋能传统产业转型升级。表 2 报告了跨境电商综试区对企业数字化转型影响的估计结果。结果表明，设立跨境电商综试区有效促进企业数字化转型。由于上市公司具备规模大、地位高、盈利能力强等特征，其面临的制度性交易成本很可能系统性低于非上市公司。本文基准结果证明，设立跨境电商综试区能有效推动上市公司数字化转型升级，这侧面印证如果将全体企业作为研究对象，跨境电商综试区通过降低制度性交易成本促进企业数字化转型的作用更显著。另外，本文将数字化转型指标分为“底层技术应用”(base)和“数字技术应用”(application)，并代入基准回归模型检验。结果表明<sup>6</sup>，跨境电商综试区对不同层次企业数字化转型均有正向促进作用，但对区块链技术的促进作用不显著。

表 2 基准回归

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Dltn</i>	<i>Dltn</i>	<i>Dltn</i>	<i>Dltn</i>
<i>Policy</i>	0.129*** (5.25)	0.105*** (3.50)	0.190*** (4.55)	0.122*** (4.17)
<i>Controls</i>	No	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Firm</i>	Yes	Yes	No	No
<i>Industry</i>	No	No	Yes	No
<i>City</i>	No	No	No	Yes
<i>N</i>	29927	22207	21776	22353
<i>Adj.R<sup>2</sup></i>	0.71	0.74	0.34	0.21

注：() 内为 t 值，\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著。下同。

### (二) 稳健性检验<sup>7</sup>

本部分开展如下稳健性检验：第一，选取跨境电商政策实施前后五年进行平行趋势检验；第二，通过安慰剂检验降低不可观测因素影响；第三，排除自由贸易试验区、中国制造试点政策及长江经济带政策等其他政策检验；第四，进行滞后项处理；第五，剔除直辖市及杭州市样本；第六，剔除第 6—7 批综试区样本。经检验发现，前文回归结果稳健。

<sup>6</sup> 文章篇幅有限，分类结果未予以列示，感兴趣的读者可向作者索取。

<sup>7</sup> 文章篇幅有限，稳健性结果未予以列示，感兴趣的读者可向作者索取。

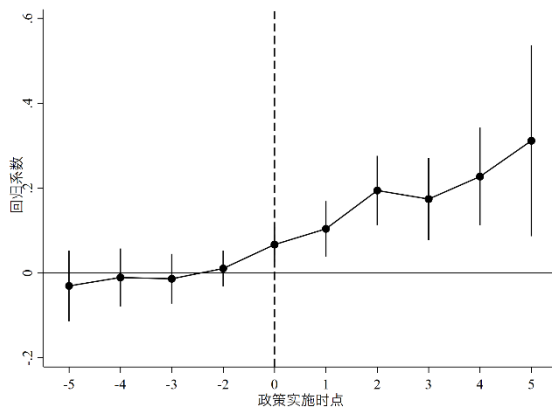


图2 平行趋势检验

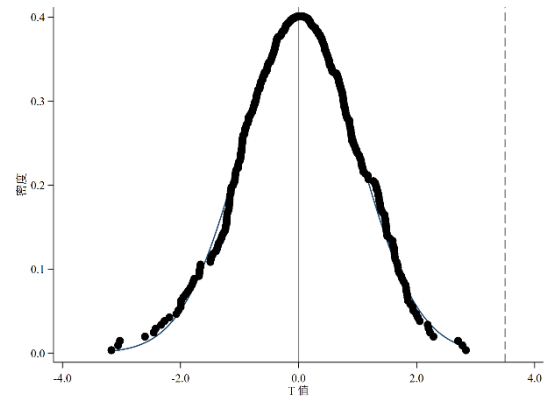


图3 安慰剂检验

## 四、机制分析

### (一) 市场机会扩大效应

为了检验设立跨境电商综试区政策能否通过扩大市场机会来驱动企业数字化转型，本文选择用对外贸易规模和客户集中度刻画市场机会。其中，对外贸易规模能够反映综试区能否从交易数量上带来更多对外贸易机会，客户集中度则反映企业能否通过综试区从客户结构上获得更多客户从而摆脱对大客户的依赖。参考尹忠明等（2023）、于博和赵越（2023）的做法，采用进出口总额占国内生产总值比率衡量对外贸易规模（*Open*）及前五大客户销售额占年度总销售额比率衡量客户集中度（*Customer*）。*Open* 越大说明在全球经济中参与程度越强、获取市场机会越多。*Customer* 越小说明企业对于大客户依赖程度越低，企业有机会将产品和服务提供给更多客户。表3列（1）—（2）结果显示设立跨境电商综试区有效增大对外贸易规模、降低客户集中度，有助于扩大市场机会，表明扩大市场机会是跨境电商综试区影响企业数字化转型的途径之一。

表3 机制分析

	(1) <i>Open</i>	(2) <i>Customer</i>	(3) <i>Talent</i>	(4) <i>Innovation</i>	(5) <i>Tcost</i>	(6) <i>FC</i>
<i>Policy</i>	23.023* (1.86)	-0.995** (-1.98)	0.302*** (4.17)	169.577*** (3.76)	-0.003** (-2.07)	-0.002** (-2.28)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Firm</i>	No	Yes	No	No	Yes	Yes
<i>City</i>	Yes	No	Yes	Yes	No	No
<i>N</i>	22264	20034	19930	22353	21954	20818
<i>Adj.R<sup>2</sup></i>	0.81	0.78	0.97	0.84	0.82	0.95

### (二) 数字环境优化效应

设立跨境电商综试区能否通过发挥数字环境优化效应进而有效推动企业数字化转型呢？考虑到专业人才和创新技术是构建数字发展环境的必备因素，本文将从数字化人才和创新产出两方面衡量地区数字发展环境。借鉴孙伟增等（2023）、杨志浩和郑玮（2023）的做法，以信息传输计算机服务和软件业从业人员

数的自然对数衡量数字化人才聚集(*Talent*)、以城市创新指数衡量创新产出(*Innovation*)。*Talent*和*Innovation*的指数越大,意味着数字化人才聚集和创新产出越多,间接反映数字发展环境建设越完善。表3列(3)–(4)结果显示,设立跨境电商综试区能够显著提高数字化人才数量、促进地区创新产出,表明优化数字环境是跨境电商综试区影响企业数字化转型的途径之一。

### (三) 资金开源节流效应

本文从降低交易成本和提高外部融资两部分考察资金开源节流效应。借鉴王雄元和徐晶(2022)、杜勇等(2019),以销售费用、管理费用及财务费用的总和与期末总资产的比例刻画制度性交易成本(*Tcost*)、以企业SA指数绝对值的自然对数值刻画外部融资(*FC*)。*Tcost*和*FC*数值越大,说明制度性交易成本越高、企业从外部获取融资规模越少。表3列(5)–(6)结果显示,估计系数至少在5%水平上负显著,可见跨境电商综试区建设能够降低企业制度性交易成本和缓解企业面临的融资约束,表明资金开源节流是跨境电商综试区影响企业数字化转型的途径之一。另外,本文参考于文超和王丹(2024)的做法,采用招待差旅费占主营业务收入的比重衡量非生产性支出,结果与上文一致。

## 五、拓展性分析

### (一) 企业异质性检验

#### 1. 内生性需求: 产权性质异质性

本文将样本按照产权性质划分为国有企业和非国有企业。表4列(1)–(2)结果表明,跨境电商综试区建设对非国有企业的数字化转型推动作用更强。经验P值显示两组样本具有显著差异性。国有企业具有体量庞大、利益固化、决策过程繁琐等特征,且其与政府的天然联系使其拥有相对稳定的资源来源和市场地位,导致国有企业对于转型的内生性需求不足,在数字经济时代对于数字化变革带来不利影响(王海等,2023)。相比之下,非国有企业内生性需求强,且跨境电商综试区建设恰能提供资源扶持非国有企业数字化转型。

#### 2. 资源优势: 企业规模异质性

本文依据不同企业规模以总资产均值为界限将样本分为小微企业和大企业。表4列(3)–(4)汇报结果:设立跨境电商综试区对小微企业数字化转型的驱动作用更强。对于数字技术基础好、融资渠道多样化及人才储备充分的大型企业而言,数字化转型的动力更多来源于企业内在发展要求而较少受到制度型开放等外部制度改革影响(毛宁等,2022)。

#### 3. 生产要素差异: 所属行业异质性<sup>8</sup>

参考鲁桐和党印(2014)对劳动密集型行业和资本密集型行业的分类方式,将样本分为两组并代入回归。表4列(5)–(6)结果显示,设立跨境电商综试区对劳动密集型企业 and 资本密集型企业的数字化转型进程都有积极作用,对前者数字化转型的驱动作用更加明显。依据行业依赖生产要素差异可将行业分为劳动密集型和资本密集型。劳动密集型指的是相对于资本要素,行业更需要的是人工劳动力作为生产要素(张欣和董竹,2023)。资本密集型企业固定资产比重大、决策层次较为复杂,对于跨境电商综试区建设很难做出敏感反应。

<sup>8</sup> 考虑到更多行业差异对结果的影响,本文还参考温湖炜等(2021),将出口跨境电商卖家品类排名靠前的产品所在行业定义为跨境电商依赖强行业,其他制造行业定义为跨境电商依赖弱行业。发现不论依赖强弱,跨境综试区均会对企业产生正向促进作用。但局限于篇幅,未做列示,留存备案。

表 4 企业异质性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	非国有企业	国有企业	规模小企业	规模大企业	劳动密集型企业	资本密集型企业
<i>Policy</i>	0.127*** (2.99)	0.081* (1.84)	0.116** (2.45)	0.037 (1.02)	0.132*** (2.98)	0.072* (1.80)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	12514	9062	10978	10975	9451	12756
R <sup>2</sup>	0.770	0.765	0.784	0.814	0.724	0.785
经验 P 值	0.059*		0.009***		0.006***	

## (二) 区域异质性检验

### 1. 基础设施和市场机会：地理位置差异性

本文将样本按照地域层面划分为东部地区和非东部地区，并代入分组回归。表 5 列 (1) — (2) 结果表明，在跨境电商综试区模式下，处于东部地区企业的数字化转型程度更明显。从基础设施和市场机会来看，东部地区通常具有更为发达的经济基础和基础设施，能为企业提供跨境电商所需必要资源。且东部地区的跨境电商发展相对成熟，企业更容易接入跨境电商平台和服务提供商，获得更多的市场机会和合作伙伴（胡浩然和宋颜群，2022）。

表 5 区域异质性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)
	非东部地区	东部地区	与杭州距离近	与杭州距离远
<i>Policy</i>	0.033 (0.54)	0.100*** (2.87)	0.139*** (2.62)	0.048 (1.17)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
N	6071	16127	10722	10719
R <sup>2</sup>	0.719	0.777	0.740	0.784
经验 P 值	0.086*		0.001***	

### 2. 交流成本：企业到杭州距离远近

借鉴许和连等（2020），本文依据上市公司所在地距离杭州的球面距离将样本分为两组，分别为与杭州距离近组和与杭州距离远组。表 5 列 (3) — (4) 汇报企业到杭州距离远近的异质性结果：设立跨境电商综试区对距离杭州球面距离近的企业数字化转型水平提升作用更明显。杭州市拥有较为成熟的电商产业、丰富的电商资源和电商发展的实践经验，距离杭州越近的上市公司与杭州跨境电商企业的交流成本越低（杨胜刚等，2023）。

## 六、结论与政策启示

本文将跨境电商综试区政策作为一项准自然实验，采用多期双重差分法检验跨境电商综试区对企业数字化转型的影响。第一，作为推动制度型开放的重要举措，设立跨境电商综试区能够显著驱动企业进行数字化转型，这种作用较好地体现在底层技术应用和数字技术应用中，但对区块链技术的促进作用尚需加强。第二，设立跨境电商综试区可通过扩大市场机会、优化数字环境及推进资金开源节流，驱动企业转型升级。第三，跨境电商综试区对企业数字化转型的影响具有非对称性，在非国有、小规模、劳动密集型、处于东部地区和距离杭州近的企业中，跨境电商政策对企业数字化转型的推动作用更显著。文章刻画了跨境电商

这种制度型开放政策与数字经济时代下企业转型升级的关系，为评估跨境电商的转型效应提供经验参考，在跨境电商如何释放市场活力方面具有重要政策启示。

本文结论对当前形势下推动贸易新业态及赋能企业转型具有重要政策启示：第一，有序扩大跨境电商综试区试点覆盖区域，深化跨境电商与数字经济合作，以制度型开放优势推动企业数字化转型升级。企业数字化转型是数字经济赋能生产方式变革的前提保障，应积极营造开放包容的跨境电商综试区，为推动数字化转型及数字经济可持续发展“保驾护航”。第二，依据不同企业和地区特征制定差异化跨境电商发展战略，稳步提高数字化转型整体水平。在继续深化制度型开放的道路上，要有侧重、更合理地因地制宜、因企施策，鼓励数字化转型水平较高的地区或企业积极帮助数字化转型水平薄弱的地区或企业，稳步提高中国数字化转型整体水平。第三，积极吸纳数字化人才和加强数字技术创新，夯实企业数字化转型的技术基础。事实证明人才聚集是数字化转型的重要推动力，在加大数字化人才培育和加强数字技术创新同时，要适时“筑巢引凤”打造数字经济时代人才高地。

# Institutional Opening Up and Corporate Digital Transformation

## —Empirical Evidence Based on Cross-Border E-Commerce

### Comprehensive Pilot Area

Li Xiangqian Zhu Xiaoman Wang Yipan

**Summary:** Policy supply is an important driver for enterprises to quickly realize digital transformation and win a first-hand advantage. As a systematic open policy characterized by both the Internet and the platform economy, it is not clear whether the pilot zones for cross-border e-commerce can make full use of the digital platform to influence the development of the digital economy of micro-entrepreneurs.

In this paper, we use the cross-border e-commerce pilot zone policy as a quasi-natural experiment to test the impact of the cross-border e-commerce pilot zone on firms' digital transformation using the multi-period double-difference method. The study found that the comprehensive cross-border e-commerce pilot zone effectively drove the digital transformation of enterprises, and in particular had a more significant impact on the two types of transformation, namely, the underlying technology and the application of digital technology. Mechanistically, the establishment of the comprehensive pilot zone for cross-border e-commerce drove enterprises' digital transformation by expanding market opportunities, optimizing the digital environment, and promoting the open-sourcing of capital. Heterogeneity studies show that the impact of the comprehensive pilot zone for cross-border e-commerce on the digital transformation of enterprises is asymmetric, with a particularly pronounced driving effect on enterprises that are non-state-owned, small-scale, labor-intensive, in the eastern region and close to Hangzhou. The article provides micro evidence for the government to reshape the new pattern of the digital economy with the help of institutionalized openness, which helps to further release the policy dividends of the comprehensive pilot zone for cross-border e-commerce and promote a high level of institutionalized openness.

The article portrays the relationship between cross-border e-commerce, an institution-based openness policy, and the transformation and upgrading of enterprises in the era of the digital economy, providing empirical references for assessing the transformative effects of cross-border e-commerce, and important policy insights on how cross-border e-commerce can unleash market dynamism.

**Keywords:** Cross-border E-commerce; Digital Transformation; Institution Opening up

# 内外部冲击下的新兴市场国家宏观经济波动 ——基于金融开放的视角<sup>1</sup>

胡利琴<sup>2</sup> 石宛青<sup>3</sup> 王艺<sup>4</sup>

**【摘要】**错综复杂的世界经济环境为我国经济复苏带来严峻的外部挑战，金融业的全面开放使得外部冲击更易传导至国内金融经济体系。在此背景下，研究外部冲击对宏观经济波动的影响，对增强我国经济韧性、推进金融开放具有重要现实意义。本文采用带有外生变量的面板条件同质性向量自回归（PCHVARX）模型，探究金融开放不同阶段新兴市场国家宏观经济波动的内外部因素影响机制。结果表明，外部冲击中全球需求冲击占主导，且金融开放度越高影响越大。内部冲击是经济波动的主要诱因，随着时期推移及金融开放推进，外部冲击相对重要性增加。异质性分析显示，正常时期金融开放有助于缓解国内金融市场风险，而在全球重大事件中，金融开放会强化内部金融风险，增大外部冲击影响；低贸易依赖度和高制度质量的经济体受外部冲击较小，金融开放起重要调节作用。因此，我国要增强抵御外部冲击能力、提高宏观经济韧性，首要是畅通国内大循环、降低外需依赖，深化金融制度型开放的同时防控金融风险，为经济内循环创造稳定安全的金融环境。

**【关键词】**金融开放 宏观经济波动 金融市场压力指数 外部共同冲击

## 引言

随着新兴市场国家群体性崛起，制度环境改善，产业结构持续优化，经济规模与国际影响显著提升，新兴市场已然成为驱动全球经济增长的重要引擎。20世纪70年代中期以来，金融自由化席卷全球，许多新兴市场国家纷纷效仿发达国家加快金融开放进程，陆续实现资本项目可兑换，持续推进汇率形成机制改革，积极推动金融机构和金融市场“引进来”和“走出去”。中国也一直将金融开放作为经济金融工作的重要方向，习近平总书记作的党的二十大报告提出“推进高水平对外开放”，“十四五”规划也明确要求“必须坚定不移扩大开放”“坚持实施更大范围、更宽领域、更深层次对外开放”，金融开放已上升到经济发展的战略高度。

中美关系紧张、俄乌冲突等地缘政治风险的长期化，全球范围的高通胀压力叠加原材料短缺、运输延误等供应链挑战，使得世界经济面临高度不确定性。而金融业开放势必会通过国际金融渠道加强国内外市场关联，虽然有助于全球金融资源优化配置，但也会将外部冲击传导至国内金融体系。已有研究表明，外部冲击是一国宏观经济波动的重要来源（Canova, 2005; Maćkowiak, 2007），一个自然的问题是，金融开放背景下外部冲击在宏观经济波动中起到何种作用？同时，产业结构失衡、金融体系不健全等内部问题也会削弱自身风险抵御能力。在复杂的内外部冲击下，宏观经济波动是缘于外部冲击还是内部因素？更重要地，不同国家的金融开放存在明显的阶段性，金融开放程度增加使得宏观经济波动呈现平抑还是放大？此时内外部冲击的影响机制又存在何种差异？

为探究以上问题，本文运用带外生变量的面板条件同质性向量自回归（PCHVARX）模型，探讨新兴市场国家宏观经济波动受到国内外冲击的影响与金融开放在其中的作用机制。本文的边际贡献在于：第一，

<sup>1</sup> 原载于《国际金融研究》2025年第1期

<sup>2</sup> 胡利琴，金融学博士，武汉大学经济与管理学院副教授

<sup>3</sup> 石宛青，武汉大学经济与管理学院博士研究生

<sup>4</sup> 王艺，金融学硕士，交通银行重庆市分行

综合考虑内外部影响，建立带有外生变量的 PCHVARX 模型，从内外双重视角考察金融开放与宏观经济波动的关系，丰富了新兴市场国家金融开放相关研究；第二，利用基于 SVAR 模型的符号约束方法识别外部冲击，纳入到 PCHVARX 模型外生模块，对比分析不同金融开放阶段内外部冲击的相对大小，更深层次揭示各国宏观经济波动和金融体系风险的内外根源，为各国制定金融开放和稳增长措施提供参考；第三，考察各国宏观经济波动的异质性和时变性，更细致地探究各国经济在不同时期和面临不同类型的冲击事件的表现，为各国制定差异化经济发展战略、应付重大外部事件提供经验支持。

## 一、文献综述

大量研究对宏观经济波动的来源进行了深入探讨 (Barrot et al., 2018)，金融开放作为金融自由化改革的重要举措，其与宏观经济的关系引起学界广泛关注。金融开放主要通过资本流动 (Forbes & Warnock, 2021)、汇率 (王笑笑和孙天琦, 2021)、信贷 (彭红枫和朱怡哲, 2019)、资产价格等 (Buch et al., 2005) 渠道影响宏观经济，而这些效应尚不明确。一些学者认为，金融开放通过跨国市场的互联互通机制，有助于实现资产组合多样化，分散金融风险 (Vithessonthi & Kumarasinghe, 2016)，并通过降低国内外金融机构准入准出门槛，促进跨境信贷活动，提高资源配置效率 (Larrain & Stumpner, 2017; 李青原和章尹赛楠, 2021)。但另一些学者指出，金融开放可能引发跨境资本流动的不稳定性，投机性资本大规模流入将导致资产泡沫积累、资源配置效率降低与出口竞争力下降 (Forbes & Warnock, 2021)，短期内资本恐慌性外逃还会诱发货币流动性风险 (谭小芬等, 2023)。此外，境外金融机构涌入的“挤出”效应易诱发金融机构的过度风险行为 (方显仓和孙琦, 2015)。金融开放也增强了全球金融市场的联动性，带来资产价格的剧烈波动 (Stiglitz, 2000)，加剧金融体系风险，影响宏观经济稳定。

金融开放对宏观经济的作用机制复杂，王国静和田国强 (2014)、Ma et al. (2022) 等指出，金融开放的经济效应依赖于一国内外部经济金融相关因素，包括开放国产业结构、经济政策、金融发展程度等。大量研究探讨了一国内部因素的具体影响 (Bekaert et al., 2007; Klomp & Hann, 2009; 许志伟和王文甫, 2019)，但随着金融开放度提高和对外依赖性增强，外部冲击的作用日益显著 (Maćkowiak, 2007)。目前学界对于外部冲击的表现存在分歧。Canova (2005) 认为美国实际需求和供给冲击对拉丁美洲经济波动仅存在微弱的影响，但美联储货币政策影响剧烈。相比之下，国外需求冲击对中国经济波动影响最持久 (王义中和金雪军, 2009)。此外，冲击影响因国家与经济周期而异 (王有鑫等, 2021; Rodríguez & Vassallo, 2023)。鉴于金融开放增强了国内外市场的关联性，现有研究关于金融开放是否影响到外部冲击的作用进行了有益探讨。Almansour et al. (2015) 运用 SVAR 模型研究新兴市场国家受到外部冲击的影响，发现金融开放会放大外部借贷负面冲击对经济增长的损害。Barrot et al. (2018) 利用 PCHVARX 模型发现金融开放短期内放大了外部冲击对经济波动的影响，而长期则有助于降低波动。温兴春和梅冬州 (2020) 构建小国开放经济的多部门 DSGE 模型，发现金融开放会放大外部冲击对国内经济的负面影响。相对地，Sun et al. (2022) 运用大型 DSGE 模型，发现目前国内冲击占主导，但资本账户自由化使外部冲击影响增大。

综上，现有研究对于外部冲击的相对重要性观点并不一致。此外，将金融开放、外部冲击与宏观经济波动纳入同一研究框架的文献还相对有限，大多侧重于线性传导机制或理论机理的探讨。事实上，金融开放是一国逐步放松金融管制、实现资本自由跨境流动的复杂过程，各国在经济结构与制度方面存在较大差异，考虑金融开放的时变性影响与国家经济波动的异质特征尤为重要。

## 二、实证研究设计

### (一) 模型选择

为探究内外部因素冲击对各国经济波动的影响，厘清不同金融开放程度在其中的作用机制，刻画非对称与时变特征，本文采用面板条件同质性向量自回归 (PCHVAR) 模型 (Georgiadis, 2014)，引入外生变量，综合考虑内外部影响，建立带外生变量的面板条件同质向量自回归 (PCHVARX) 模型。该模型放宽了斜率系数恒定的限制，允许系数依赖于时变的国家特征，既改进了标准 PVAR 模型无法度量经济个体间政策效应的异质性与时变结构特征的问题，又克服了基于贝叶斯 MCMC 估计方法的时变系数向量自回归 (TVP-VAR-SV) 模型仅局限于对单个经济个体时间序列进行估计的限制 (崔百胜和高崧耀, 2019)，使得模型能够评估经济体对冲击的反应如何取决于其不同时期的结构特质。模型形式为：

$$Y_{it} = \alpha_i + A_1(z_{it})Y_{i,t-1} + A_2(z_{it})Y_{i,t-2} + \dots + A_p(z_{it})Y_{i,t-p} + B_0(z_{it})X_t + \dots + B_q(z_{it})X_{t-q} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中， $Y_{it}$ 、 $X_t$  分别代表一国内生变量与外生全球变量。根据前文分析，金融开放会作用于经济和金融因素，因此文中内生变量选择各国经济增长和金融风险情况。 $p$ 、 $q$  表示滞后阶数。 $\alpha_i$  包括固定效应、时间趋势项以及季节虚拟变量等确定项。 $z_{it}$  为条件变量，代表不同国家  $i$  在不同时期  $t$  的金融开放程度。实证思路如下：

首先，由于新兴市场国家相对于全球经济来说影响较小，本文参照 Cushman & Zha (1997)、Maćkowiak (2007) 等，采用外生块递归方法构建模型：

$$\sum_{s=0}^p \begin{bmatrix} A_{11}(s) & A_{12}(s) \\ A_{21}(s) & A_{22}(s) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Y_{i,t-s}^d \\ X_{t-s}^e \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \varepsilon_t^d \\ \varepsilon_t^e \end{bmatrix} \quad (2)$$

其中，与式 (1) 相同，变量  $Y_{it}^d$  为反映  $i$  国经济的向量， $X_t^e$  为全球经济变量向量。 $\varepsilon_t^d$  和  $\varepsilon_t^e$  分别为内外部结构冲击向量， $\varepsilon_t = [\varepsilon_t^d, \varepsilon_t^e]'$  为高斯随机向量，且满足  $E[\varepsilon_t | y_{t-s}, s > 0] = 0$  和  $E[\varepsilon_t \varepsilon_t' | y_{t-s}, s > 0] = I$ 。假设国内冲击  $\varepsilon_t^d$  不影响外部变量  $\varepsilon_t^e$ 。

$$Y_{it} = \alpha_i + \sum_{j=1}^p a_j Y_{i,t-j} + \sum_{h=0}^q b_h X_{t-h} + \varepsilon_{it} \quad i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T \quad (3)$$

进一步，本文引入  $z_{it}$  为条件变量。假设  $A_j(\cdot)$  中的每一个标量系数  $a_{j,sm}(z_{it})$  可以由条件变量  $z_{it}$  的多项式近似表示，即：

$$a_{j,sm}(z_{it}) \sim \pi(z_{it}) \cdot \gamma_{j,sm} \quad (4)$$

其中， $\pi(z_{it}) = [\pi_1(z_{it}), \pi_2(z_{it}), \dots, \pi_\tau(z_{it})]$  为  $z_{it}$  的多项式， $\gamma_{j,sm} = (\gamma_{j,sm1}, \gamma_{j,sm2}, \dots, \gamma_{j,sm1})'$  为多项式系数，系数矩阵  $A_j(\cdot)$  可写为：

$$A_j(z_{it}) = \begin{bmatrix} \pi(z_{it}) \cdot \gamma_{j,11} & \dots & \pi(z_{it}) \cdot \gamma_{j,1K} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \pi(z_{it}) \cdot \gamma_{j,K1} & \dots & \pi(z_{it}) \cdot \gamma_{j,KK} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \gamma'_{j,11} & \gamma'_{j,12} & \dots & \gamma'_{j,1K} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \gamma'_{j,K1} & \gamma'_{j,K2} & \dots & \gamma'_{j,KK} \end{bmatrix} \cdot [I_K \otimes \pi'(z_{it})] = \Gamma_j \cdot [I_K \otimes \pi'(z_{it})] \quad (5)$$

同理，对系数矩阵  $B_h(\cdot)$  进行处理，PCHVARX 模型可整理为：

$$Y_{it} = \alpha_i + \sum_{j=1}^p \gamma_j'(z_{it}) Y_{i,t-j} + \sum_{h=0}^q \lambda_h'(I_M \otimes z_{it}) X_{t-h} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

### (二) 外生冲击识别

根据新兴市场国家宏观经济波动的事实，参照 Peersman (2005)、Charnavoki & Dolado (2014) 等，

本文考虑全球需求、全球供给、全球货币政策与国际大宗商品冲击的影响，构建结构向量自回归（SVAR）模型：

$$X_t = \beta + \sum_{j=1}^r C_j X_{t-j} + v_t \quad (7)$$

其中， $X_t$ 为全局变量，包括全球产出增长 $y_t^w$ ，全球利率 $i_t^w$ ，全球通货膨胀 $\pi_t^w$ 与全球大宗商品价格 $oil_t^w$ ，由此区分全球结构性冲击 $\varepsilon_t' = [\varepsilon_t^d \ \varepsilon_t^s \ \varepsilon_t^m \ \varepsilon_t^c]$ ，包括全球需求、供给、货币政策与大宗商品冲击。本文采用符号约束方法（Uhlig, 2005）识别 SVAR 模型。根据 Barrot et al. (2018) 等，基于 IS-LM、AD-AS 模型，本文符号约束设定如表 1<sup>5</sup>。

表 1 识别符号约束

	世界产出	世界通胀	短期利率	大宗商品价格
全球需求冲击	-	-	-	-
全球供给冲击	-	+	?	-
全球货币政策冲击	-	-	+	-
全球商品冲击	-	+	?	+

### （三）变量选取、研究样本和数据来源

本文的内生变量为宏观经济波动与金融体系风险。金融开放能够从银行信贷、股价、外汇波动多渠道作用于金融市场，本文参考 Illing & Liu (2003) 等，从银行、股票、外汇 3 个金融子市场选取指标构建金融压力指数（FSI）<sup>6</sup>，衡量金融体系风险，组成部分如表 2，对子指标标准化后取均值构造季度金融压力指数<sup>7</sup>，数值越高表示风险越大。其余外生、条件变量等的选取和计算见表 3。

<sup>5</sup> 即疲软的全球需求冲击会降低全球产出、通胀水平、短期利率与大宗商品价格；负向的全球商品供给冲击会降低全球产出增长，提高通货膨胀，降低商品的相对价格；紧缩性的全球货币政策会导致短期利率提高，并对产出、通货膨胀和商品价格有负向影响；大宗商品供给减少，带来大宗商品价格上涨，对产出有负向影响，对通胀造成正向影响。

<sup>6</sup> 现有文献多以银行、股票、外汇和债券市场构建金融压力指数，但由于样本债券市场压力数据缺失较多，同时鉴于银行和外汇市场在新兴市场金融风险传染中的主导作用（Cardarelli et al., 2011）以及美国短期国债利率可反映短期国际债券市场压力，本文选取银行、股票和外汇市场计算金融压力指数，以兼顾样本的全面性和代表性。本文缩短样本时期构建含债券的金融压力指数，结果稳健。篇幅所限，结果未予以列示，感兴趣的读者可向作者索取。

<sup>7</sup> 本文采用事件检验法考察金融压力指数的有效性。以中国为例，检验发现 2001 年初、2008 年、2015 年为金融压力时期，而这些时期正对应 1999 年“519 行情”引致的股价暴涨暴跌、2008 年金融危机、2015 年股灾与人民币大幅贬值。篇幅所限，结果未予以列示，感兴趣的读者可向作者索取。

表 2 金融压力指数计算

市场名称	指标变量	计算方法说明
银行市场	银行部门β系数	$\beta_{i,t} = \frac{COV(r_{i,t}^{BANK}, r_{i,t}^{MRKT})}{VAR(r_{i,t}^{MRKT})}$ , 基于 12 个月滚动窗口利用 CAPM 模型对每日银行部门指数和股票市场收益回归。
	银行特质波动率	银行业的股价收益率与股指收益率回归的残差标准差。
股票市场	股票指数下跌变量	$CMAx_t = -\frac{x_t}{\max\{x_{t-j} j=0, 1, \dots, T\}}$ , 股票指数除以一年滚动时间窗口最大值的相反数, 表示一年移动时间窗口内的最大跌幅。
	股票市场波动率	根据 GARCH (1,1) 获得的市场波动率的时变方差, 使用月度实际收益率并建模为具有 12 个滞后期的自回归过程。
外汇市场	外汇市场压力指数	$EMPI_{i,t} = \frac{(\Delta e_{i,t} - \mu_{i,\Delta e})}{\sigma_{i,\Delta e}} - \frac{(\Delta RES_{i,t} - \mu_{i,\Delta RES})}{\sigma_{i,\Delta RES}}$ , 其中, $\Delta e$ 和 $\Delta RES$ 分别代表汇率和外汇储备(不包括黄金存量)的月变化率; $\mu$ 和 $\sigma$ 分别代表 $\Delta e$ 和 $\Delta RES$ 序列的均值和标准差。

表 3 变量构建

	变量	变量符号	变量说明
内生变量	宏观经济	$vol(gdp)$	实际 GDP 对数同比增长率的标准差 <sup>8</sup>
	金融市场	$FFSI$	金融市场压力指数
全球变量 <sup>9</sup>	全球产出	$y$	全球实际 GDP 增长率
	全球通胀	$\pi$	美国 GDP 平减指数
	短期利率	$i$	美国 3 个月 T-bill 利率
	大宗商品价格	$oil$	CRB 指数/美国 GDP 平减指数
条件变量	金融开放度	$open$	(外部总资产+总负债) / GDP

参考 Calomiris et al. (2019)、靳玉英和周兵 (2014) 等, 考虑到数据的可得性和样本的有效性, 本文选择拉美地区的阿根廷、巴西、智利、哥伦比亚、墨西哥、秘鲁; 亚洲地区的中国、印度、印度尼西亚、以色列、韩国、马来西亚、巴基斯坦; 欧洲地区的菲律宾、斯里兰卡、泰国、土耳其、捷克、希腊、匈牙利、波兰、罗马尼亚、俄罗斯; 非洲地区的埃及、摩洛哥、南非 26 个新兴市场国家作为研究对象, 样本区间为 2000—2020 年的季度数据。相关数据来源于 IFS、Bloomberg、Datastream、EIU Countrydata、World Bank、Wind 数据库。

<sup>8</sup> 参考 He et al. (2013)、Abosedra et al. (2020) 等。

<sup>9</sup> 参考 Barrot 等 (2018)。

### 三、实证过程与结果分析

#### (一) 外部冲击的识别与交互作用

为识别宏观经济波动的外部因素，本文采用表 1 设定的符号约束探讨外部因素间的相互关系，脉冲响应结果见图 1。首先，负向全球需求冲击使产出、通胀、利率和大宗商品价格在初期呈现负向响应，其中通胀和大宗商品价格的影响逐渐减弱，产出在第 8 期后转为正向，但利率持续负向响应。这表明短期内需求减少导致实际产出下降和价格水平下滑，带来经济衰退、诱发价格紧缩，拉低需求，引发货币交易需求减少，导致利率下降，但长期由于理性预期及信息不完全、名义工资等“摩擦”，需求冲击的效应消退，产出甚至会由于长期低利率逐渐复苏。其次，全球供给负向冲击与需求冲击作用类似，即短期内供给下降会抬升物价，但整体仍表现为产出、利率和价格下降。此外，全球货币政策紧缩冲击使短期利率初期正向响应，在第 5 期后转为负响应，而产出、通胀和大宗商品价格均呈现负响应，产出的反应相对持久，表明货币政策收紧带来流动性下降和利率上升，提高企业融资成本，抑制产出、引起物价下降预期，并在生产和投资的双重收缩促使大宗商品价格下降。最后，大宗商品供给负向冲击使商品价格和通胀短期正向响应，随后迅速转负并逐渐减弱，全球产出持续负向变化，而利率则由短期正向响应转负。这表明大宗商品供给冲击导致原材料端成本增加，推升通胀并压制经济活动，进一步引发通缩预期，降低商品价格。而利率初期上升可能源于通胀预期，但后期随着全球经济衰退，降低利率成为刺激措施之一。

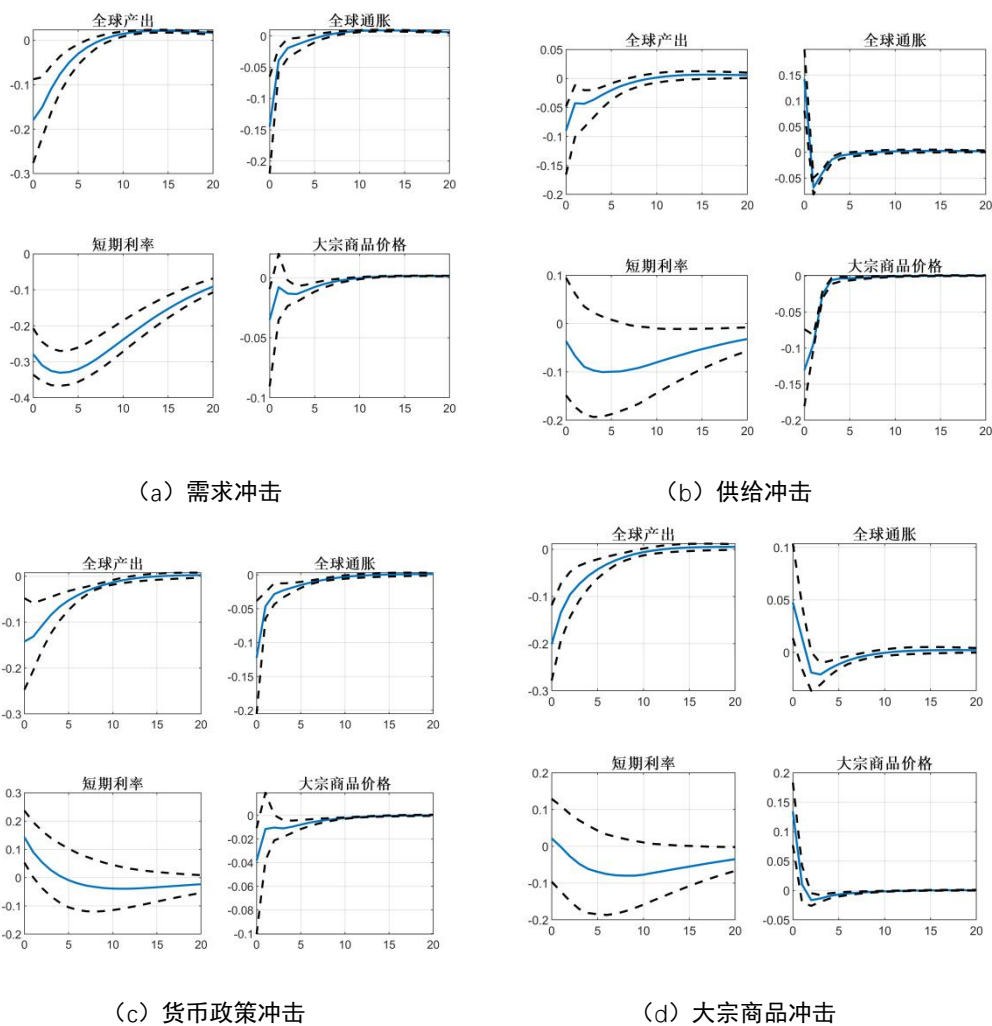


图 1 全球外部冲击对全球变量的影响

表 4 为全球变量在受到冲击后 1 季度、1 年和 2 年的方差分解结果。首先，全球需求冲击与大宗商品

冲击均解释了长短期约 30% 的产出变化，是造成世界实际 GDP 波动的主要来源。其次，全球通货膨胀的方差分解显示需求、供给和货币冲击的贡献分别为 32%、31% 和 26%，而大宗商品贡献不足 9%，类似于 Barrot et al. (2018) 的研究，这与温和通胀和经济放缓背景相符。此期间油价的剧烈下跌均与全球经济下行所致需求下跌与供给过剩有关，本质上源于供需变化。此外，利率变化也主要受全球需求冲击驱动。最后，大宗商品价格变动中，全球供给的贡献短期为 39%、中长期为 45%；大宗商品供给贡献短期为 42%、中长期为 35%，表明大宗商品价格短期受供给直接影响更大，而全球范围的减产对大宗商品的间接冲击在中长期作用更强。

表 4 全球变量的方差分解结果

	全球需求冲击	全球供给冲击	全球货币政策冲击	全球大宗商品冲击
<b>(a) 第 1 期 (1 季度)</b>				
世界产出	32.2590	11.3527	22.3580	34.0303
世界通胀	35.2783	31.1215	26.4173	7.1829
短期利率	56.8147	11.2217	21.7149	10.2487
大宗商品价格	8.7973	39.0847	10.3637	41.7544
<b>(b) 第 4 期 (1 年)</b>				
世界产出	33.5309	9.6563	27.0574	29.7555
世界通胀	32.2293	32.8100	26.4666	8.4941
短期利率	66.4383	12.4576	10.8937	10.2104
大宗商品价格	9.2310	45.4399	10.2175	35.1115
<b>(c) 第 8 期 (2 年)</b>				
世界产出	32.7006	9.6623	27.9818	29.6552
世界通胀	32.0200	32.5619	26.7355	8.6826
短期利率	67.2808	12.6151	8.9945	11.1095
大宗商品价格	9.3851	45.1774	10.3970	35.0405

## (二) 内外部冲击对经济波动的影响机制

本文以金融开放为条件变量构建 PCHVARX 模型进行实证分析，进一步探究金融开放下，新兴市场国家经济波动背后的内外部因素影响效应。

### 1. 外部冲击影响

图 2 显示宏观经济在外部因素冲击下，随金融开放程度及时间变化的脉冲响应图。首先，面对负向全球需求冲击时，经济波动呈现正向响应，且金融开放程度越高响应幅度越大。负向需求冲击下全球产出、利率和价格均会下降，需求疲软抑制进出口贸易和投资需求，加剧经济下行压力，利率下降恶化金融环境。而金融开放度较高的国家与全球经济金融关联性更强，受到世界经济负的外溢性影响更大。其次，全球供给的负向冲击反应类似，经济波动也正向响应，且较快衰减至 0，因其对价格的影响相对短暂，恢复速度较快。此外，当全球货币政策收紧时，经济波动与金融压力呈现倒“V”形变化。这表明货币紧缩通过流动性短缺引发资产价格下降，加剧金融市场压力，同时通缩短期降低经济波动，但随着融资约束强化和经济下行风险增加，长期经济波动反而有所加剧。对于金融开放度高的国家，紧缩政策引发的全球高利率环境更易导致资本外流，企业融资愈发困难，故对经济的冲击更大。最后，大宗商品供给负向冲击会增加经济波动。大宗商品价格波动通过贸易和价格渠道影响产出和价格水平（王擎等，2019），进一步扩散至实体经济相关部门。金融市场对外部冲击的反应机理与宏观经济类似<sup>10</sup>，对全球需求冲击、供给冲击正向反应，对货币冲击呈倒“V”形，且金融开放度越高影响越大。

<sup>10</sup> 篇幅所限，金融市场受外部冲击的脉冲响应的结果未予以列示，感兴趣的读者可向作者索取。

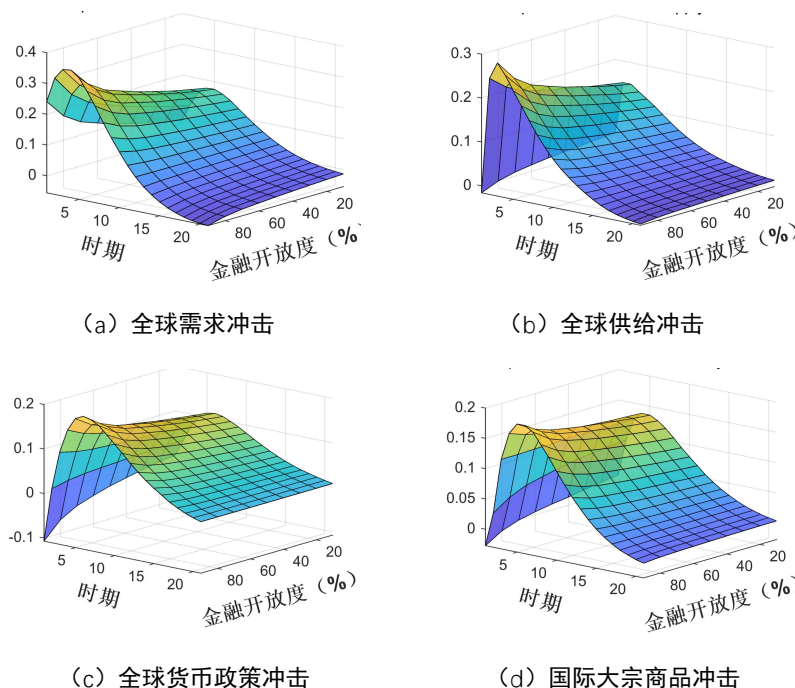


图2 不同金融开放度下外部冲击对国内宏观经济的脉冲响应图

## 2. 内部冲击影响

图3显示了国内宏观经济与金融市场之间的冲击，随金融开放程度及时间变化的脉冲响应图。首先，金融市场压力对自身的冲击呈逐步衰减的正向响应，金融开放度越高，其反应强度也越大（图3a），说明金融开放在金融市场风险积累中起到推波助澜的作用。金融市场对宏观经济冲击的响应也呈正向（图3b），表明经济的剧烈波动反过来也会引发金融动荡，且金融开放强化了经济对金融的反馈作用。其次，面对自身冲击，不同开放度国家差异不大（图3d），原因是经济与自身的冲击主要在经济体内部循环，外溢表现不突出。对于金融压力冲击，宏观经济波动呈正向响应，金融市场压力将引起实体经济下行，其中开放度高的国家反应更小（图3c），表明金融开放减弱了金融市场压力对宏观经济的负面传导。本文还考察了不同金融子市场压力的冲击，结果显示银行市场压力对经济波动影响最大，随金融开放度提高反应大幅减弱；股市冲击的正向反应随开放度提高而增强；外汇市场则在短期内产生负向响应<sup>11</sup>。大多新兴市场国家金融体系仍以银行借贷为主，金融开放促进高效外资金金融机构的渗透，通过竞争和技术外溢提高国内银行的经营管理水平，改善金融服务实体的效率，缓解对经济的风险溢出（Edwards & Thames, 2009）。但同时金融开放也加剧风险传染，影响企业融资能力，加剧股市对经济的负面影响。而外汇市场贬值压力的上升能够提高出口竞争力，平抑宏观经济波动。

<sup>11</sup> 篇幅所限，金融子市场脉冲响应结果未予以列示，感兴趣的读者可向作者索取。

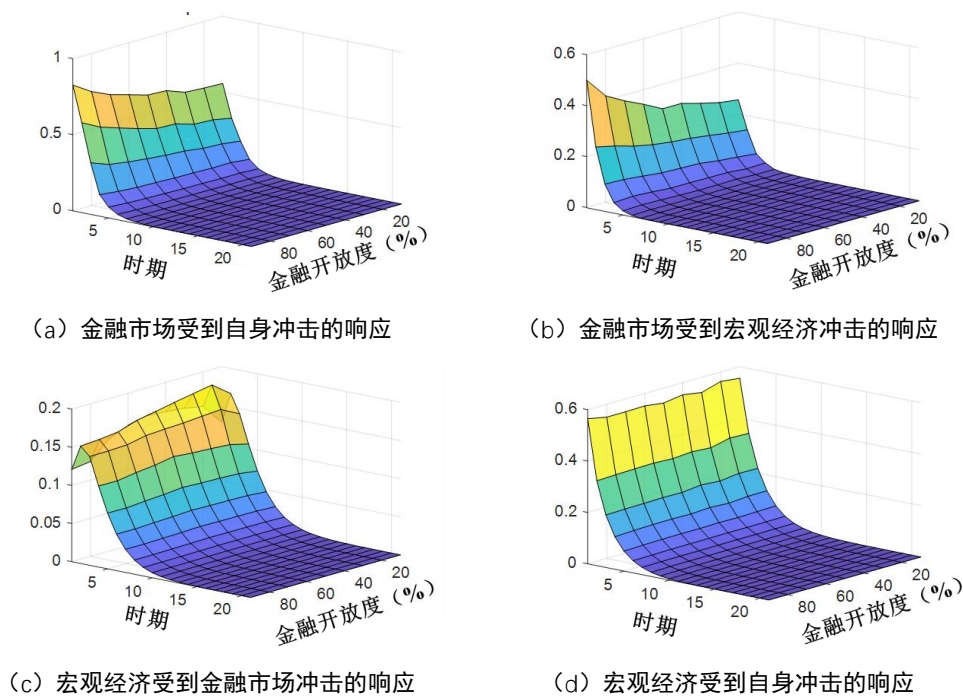


图3 不同开放度下内部冲击的脉冲响应图

### 3. 内外部冲击方差分解

图4显示了预测期为1季度、1年、2年的宏观经济波动面对内外部冲击的方差分解结果<sup>12</sup>。经济波动的短期方差贡献中，国内冲击占比超80%。长期国内冲击仍是主导因素，金融市场压力的情况类似。因此，宏观经济波动主要由国内金融与经济的反馈驱动，这与方意等（2021）的结论一致。尽管如此，国际外部冲击对宏观经济与金融市场的影响随时间逐渐增大。如50%金融开放水平下，外部冲击对经济的影响从短期的8.41%增至长期的34.85%。金融市场对外部冲击的长期反应也有所增强。金融开放会强化全球冲击的影响，原因是金融开放带来经贸便利，外部冲击传导更加便捷。从全球冲击类型看，短期内经济波动主要受需求冲击影响，长期还受供给冲击影响，货币政策冲击的影响也逐步增加。新兴市场国家多为外向型的发展模式，对外需依赖较高，全球经济衰退或供需环境变化通过贸易影响经济金融市场稳定。因此，新兴市场国家经济应转向依靠内需拉动增长的经济模式，这既是减少经济外部冲击的必要条件，也是调整产业结构的必然要求。

<sup>12</sup> 篇幅所限，金融市场压力面对内外部冲击的方差分解结果未予以列示，感兴趣的读者可向作者索取。

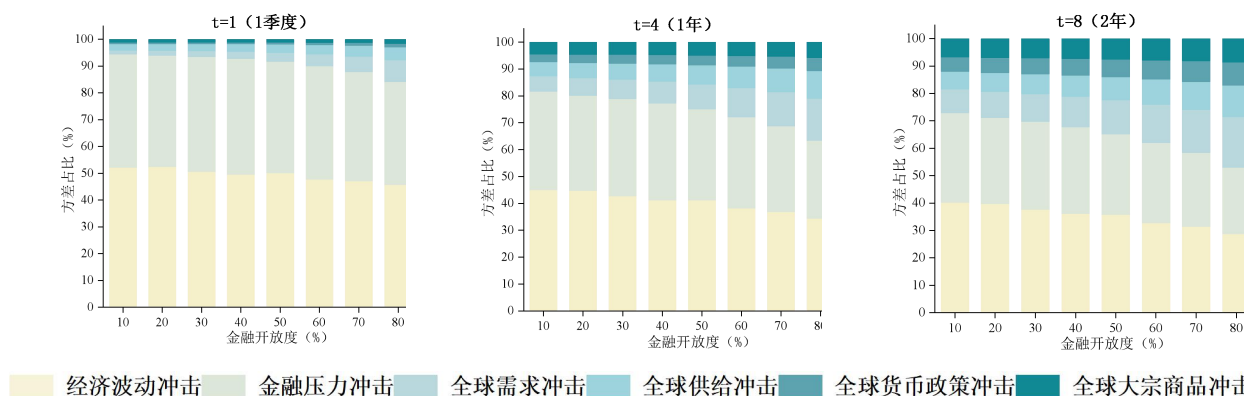


图4 不同程度金融开放下各国宏观经济波动面对内外部冲击方差分解结果

### (三) 异质性分析

#### 1. 国家与时期异质性

为探究国内外冲击相对影响的异质性与时变性，本文对各国全样本期的方差进行分解，如图5，各国宏观经济波动受内外部冲击影响为非线性<sup>13</sup>。整体上内部冲击是主要驱动力，但其相对影响在不同时期显著变化。2000—2003年和2017—2019年，大多国家内部冲击方差贡献度超50%；2008年金融危机和2020年疫情期间出现峰值；而2004—2006年和2012—2016年，外部冲击贡献度更大。说明在经济平稳期和非正常时期，内部冲击主导宏观波动；在复苏繁荣期，外部冲击作用更显著，表明新兴市场国家享受全球经济增长红利。随持续期增加，外部冲击影响显著增强，可能因为复苏态势带动国际贸易往来，吸引跨境资金的长期流入。具体国家间差异显著，原因可能在于金融开放水平和经济结构，高开放国家如匈牙利、希腊、智利等易受外部因素波动影响，而资源依赖型或进口依赖型经济体，如俄罗斯、南非等在大宗商品价格波动时期，外部冲击占比较高；中国因产业结构持续优化，经济韧性较强，短期外部影响小，但经济仍存在外部依赖性，长期外部冲击影响上升。

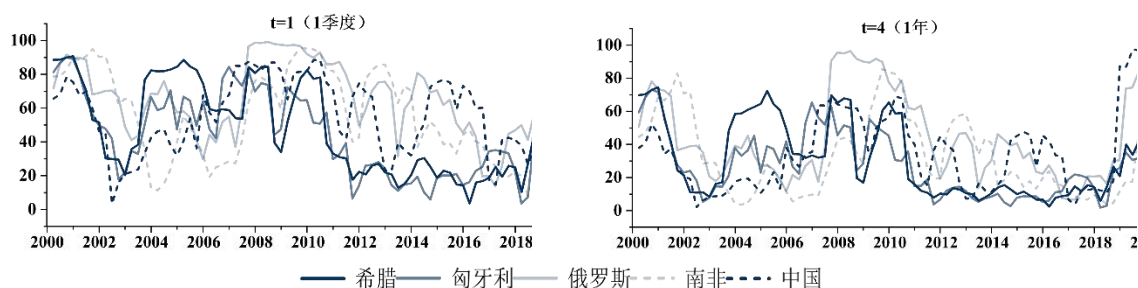


图5 各国宏观经济波动的内外部冲击相对影响动态演变图

注：折线表示受内部冲击所占方差分解的比例。

#### 2. 重要时点分析

本文以2008年金融危机与2020年新冠疫情为例，考察特殊时期各国宏观经济波动的内外部冲击相对影响，如图6所示，外部冲击对多数国家的影响显著增强，且金融开放度越高，影响越大。如希腊和匈牙利在外部冲击长期影响超过60%，原因是全球重大事件通过金融与贸易渠道扩大外部风险溢出效应，影响国家内部循环，外部影响增大。对比两类事件，危机期间57%的国家长期外部冲击贡献超过50%，而疫情期间61%的国家长期内部冲击贡献超50%。金融危机易通过全球资金链传导，疫情则以实体经济供应链断裂为主（佟家栋等，2020），内部因素影响更明显。经济体特征与全球经济关联度也决定了内外部冲击的相对影响，如希腊、韩国、南非等依赖旅游、制造业或矿产出口的国家在疫情期间受外部冲击较大；而中

<sup>13</sup> 本文选取拉美、欧洲、亚洲、非洲等地区的不同类型代表性国家展示。其他国家整体结果与展示国家类似，篇幅所限，结果未予以列示，感兴趣的读者可向作者索取。

国、印尼等国产业多元化、内部市场规模大，特别是中国提出以国内市场为主导的“双循环”格局，使得疫情期间宏观经济波动依然以内部冲击为主。

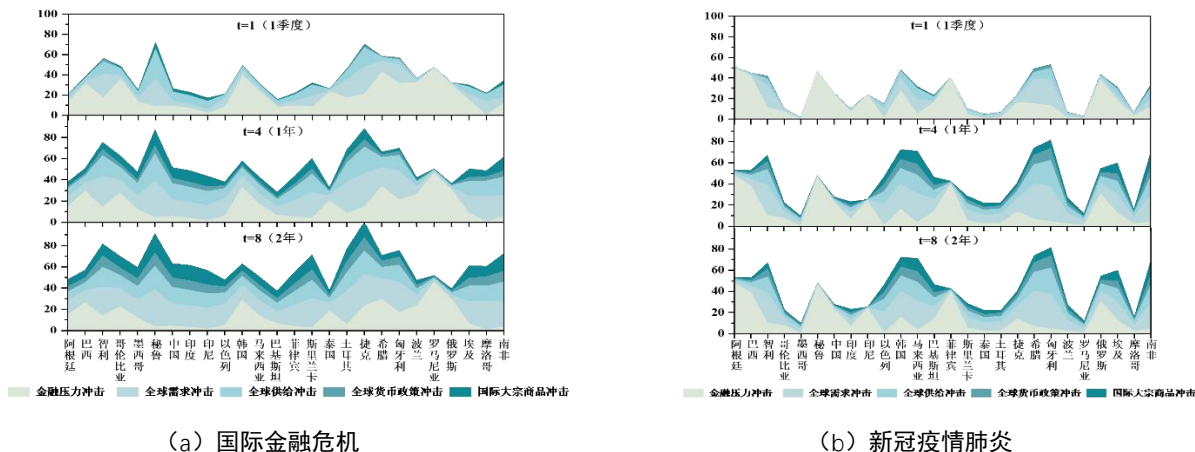


图6 重大事件下宏观经济波动内外部冲击方差分解

### 3. 贸易依存度与制度质量的影响

由前文分析，一国对外依赖性会影响宏观经济波动特征，而对外贸易渠道作为外部冲击对宏观经济波动的主要渠道之一（袁吉伟，2013），自然会影响冲击大小。本文进一步以贸易依存度作为条件变量分组<sup>14</sup>分析内外部冲击的作用。此外，以政府效率、政局稳定、法律制度等为基础的制度体系是金融开放发挥积极作用的先决条件（Kose et al., 2006），本文加入制度质量分组考察<sup>15</sup>。结果显示<sup>16</sup>，虽然高制度质量有助于提高经济韧性，但只有结合低贸易依赖条件时（图 7b），才能最有效地降低外部冲击的影响。同时，只有在金融开放的较高阶段，贸易依存度与制度质量的交互才会随着金融开放度的提高而起到降低外部冲击的作用，说明高水平金融开放在调节贸易依存度、制度质量与外部冲击关系中扮演着重要的角色。

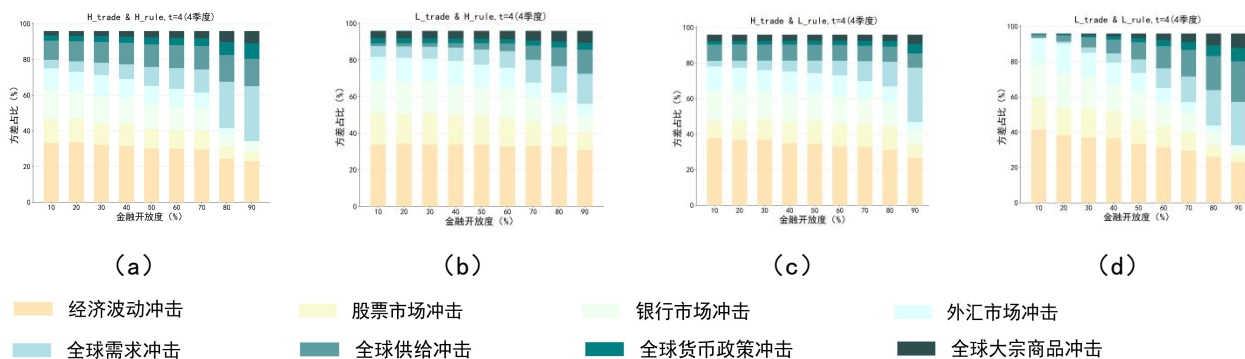


图7 基于贸易依存度和制度质量的宏观经济波动方差分解结果

## 四、结论与建议

本文使用带外生变量的面板条件同质性向量自回归（PCHVARX）模型，探究不同金融开放度下，新

<sup>14</sup> 使用一国进出口贸易总额与 GDP 的比值计算贸易依存度。

<sup>15</sup> 参考杨娇辉等（2016），对 World Bank 的世界治理子指标标准化后提取一阶主成分，对人均 GDP 正交化处理得到制度质量指标。

<sup>16</sup> 1 季度、8 季度整体制度、贸易依存度交互规律与 4 季度类似，篇幅所限，结果未予以列示，感兴趣的读者可向作者索取。

兴市场国家宏观经济波动的内外部影响因素，研究发现，全球需求冲击在外部冲击中占据核心地位，决定了全球供给与利率大小，会通过经济与金融之间的反馈机制增加经济波动，且金融开放度越高影响越显著。相对而言，在内部冲击中，宏观经济波动对来自于金融市场压力的负向作用高于外部冲击，而金融开放程度的提高有助于缓解这种不利反馈，只有当发生重大全球外部事件时金融开放会强化金融市场的负向冲击。国内宏观因素的冲击和金融压力是导致宏观经济波动的主要原因。随时间推移，外部冲击的影响逐渐扩大。异质性部分显示，低贸易依赖度和高制度质量的经济体受到外部冲击的影响小，且高水平金融开放在两者的交互作用中发挥重要调节作用。此外，全球金融事件使得大部分国家在长期受到的外部冲击超过国内因素；若重大事件冲击来自于实体经济层面，具有多元化产业结构、内部循环为主的经济体更能抵御外界冲击。

依据研究结论，本文提出以下政策建议：第一，我国宏观经济波动主要由国内经济金融内循环驱动，因此畅通国内大循环成为稳经济波动的首要任务，需打通国民经济循环各个堵点。一方面，继续完善内需体系，提升供给端对国内需求的适配性，同时提高居民收入水平激发消费需求。另一方面，面对外部摩擦的长期性，加强科技创新和研发投入，以创新链推升国内产业链供应链的自主可控能力和长期竞争力。第二，继续深化金融制度型开放，立足于系统性视角进行主动的制度建设。积极参与国际金融治理，建立自主的高标准开放规则；细化开放领域的“引进来”和“走出去”规则，平衡金融开放过程中的安全性与全面性；通过市场化、法制化和国际化的制度提升，提升产业链根植性，为稳定国内大循环提供支撑。第三，做好金融风险的有效防控。从微观金融机构层面增强风险防范能力，定期对金融机构进行风险评估和压力测试，动态全面监测金融市场风险，尤其是银行业和股票市场的风险异动。还需继续完善宏观审慎监管制度，引入智能监管技术，加强国际监管合作，共同参与跨境金融活动的监管和信息共享，及时防范和化解金融风险的跨境传染。

## 参考文献

- [1] 陈雨露, 罗煜. 金融开放与经济增长: 一个述评[J]. 管理世界, 2007 (4): 138-147
- [2] 崔百胜, 高崧耀. 二十国集团货币政策溢出效应的非对称性与异质性研究——基于 PCHVAR 模型[J]. 国际金融研究, 2019 (12): 33-42
- [3] 方意, 和文佳, 荆中博. 中国实体经济与金融市场的风险溢出研究[J]. 世界经济, 2021, 44 (8): 3-27
- [4] 姜波克. 论开放经济下中央银行的冲销手段[J]. 金融研究, 1999 (5): 1-4
- [5] 李青原, 章尹赛楠. 金融开放与资源配置效率——来自外资银行进入中国的证据[J]. 中国工业经济, 2021 (5): 95-113
- [6] 马勇, 王芳. 金融开放、经济波动与金融波动[J]. 世界经济, 2018, 41 (2): 20-44
- [7] 欧阳志刚, 史焕平. 中国经济增长与通胀的随机冲击效应[J]. 经济研究, 2010, 45 (7): 68-78
- [8] 彭红枫, 朱怡哲. 资本账户开放、金融稳定与经济增长[J]. 国际金融研究, 2019 (2): 3-12
- [9] 靳玉英, 周兵. 新兴市场国家金融风险传染性研究[J]. 国际金融研究, 2013 (5): 49-62
- [10] 孙工声. 中国宏观经济波动: 内部调整还是外部冲击?[J]. 金融研究, 2009 (11): 60-73
- [11] 王国静, 田国强. 金融冲击和中国经济波动[J]. 经济研究, 2014, 49 (03): 20-34
- [12] 王培辉, 康书生. 外部金融冲击、宏观经济波动与金融内在脆弱性——中国宏观金融风险驱动因素分解[J]. 国际金融研究, 2018 (4): 12-21
- [13] 王有鑫, 王祎帆, 杨翰方. 外部冲击类型与中国经济周期波动——兼论宏观审慎政策的有效性[J]. 国际金融研究, 2021 (3): 14-26
- [14] 杨娇辉, 王伟, 谭娜. 破解中国对外直接投资区位分布的“制度风险偏好”之谜[J]. 世界经济, 2016, 39 (11): 3-27
- [15] 杨子暉. 金融市场与宏观经济的风险传染关系——基于混合频率的实证研究[J]. 中国社会科学, 2020 (12): 160-180+204
- [16] Barrot L D, Calderón C, & Servén L. Openness, specialization, and the external vulnerability of developing countries[J]. *Journal of Development Economics*, 2018, 134, 310–328
- [17] Calomiris C W, Mamaysky H. How news and its context drive risk and returns around the world[J]. *Journal of Financial Economics*, 2019, 133 (2): 299-336
- [18] Forbes KJ, Warnock FE. Capital flow waves or ripples? Extreme capital flow movements since the crisis[J]. *Journal of International Money and Finance*. 2021, 116: 102394
- [19] Georgiadis G. Towards an explanation of cross-country asymmetries in monetary transmission[J]. *Journal of Macroeconomics*, 2014, 39: 66-84
- [20] Illing M, Liu Y. Measuring Financial Stress in a Developed Country: An Application to Canada[J]. *Journal of Financial Stability*, 2006, 2 (3): 243-265
- [21] Larrain M, Stumpner S. Capital Account Liberalization and Aggregate Productivity: The Role of Firm Capital Allocation[J]. *The Journal of Finance*. 2017, 72 (4): 1825-1858
- [22] Levine R. International Financial Liberalization and Economic Growth[J]. *Review of International Economics*, 2001, 9 (4): 688-702
- [23] Lutkepohl H. General-to-Specific or Specific-to-General Modelling? An Opinion on Current Econometric Terminology[J]. *Journal of Econometrics*, 2007, 136 (1): 319-324
- [24] Ma R, Li F, Du M. How does environmental regulation and digital finance affect green technological innovation: Evidence from China[J]. *Frontiers in Environmental Science*, 2022, 10: 928320
- [25] Maćkowiak B. External shocks, US monetary policy and macroeconomic fluctuations in emerging markets[J]. *Journal of monetary economics*, 2007, 54 (8): 2512-2520

- [26] Peersman G. What caused the early millennium slowdown? Evidence based on vector autoregressions[J]. *Journal of Applied Econometrics*, 2005, 20 (2): 185-207
- [27] Quinn D P, Toyoda A M. Does Capital Account Liberalization Lead to Growth?[J]. *Review of Financial Studies*, 2008, 21 (3): 1403-1449
- [28] Rodríguez G, Vassallo R, Castillo P. Effects of external shocks on macroeconomic fluctuations in Pacific Alliance countries[J]. *Economic Modelling*, 2023, 124: 106302
- [29] Sims C A, Zha T. Error Bands for Impulse Responses[J]. *Econometrica*, 1999, 67 (5): 1113-1155

## Macroeconomic Volatility in Emerging Market Economies under Internal and Exogenous Shocks: A Perspective of Financial Openness

Hu Liqin Shi Wanqing Wang yi

**Summary:** The global economic environment is highly complex, posing significant exogenous challenges to China's economic recovery. In particular, the comprehensive opening of the financial sector has heightened the risk of exogenous shocks being transmitted to the domestic financial system, threatening macroeconomic stability. Against this backdrop, studying the impact of exogenous shocks on macroeconomic fluctuations is of critical importance for enhancing China's economic resilience and advancing financial openness.

This study employs a Panel Conditional Homogeneity Vector Autoregression with Exogenous Variables (PCHVARX) model, focusing on emerging markets to explore the mechanisms by which internal and exogenous factors influence macroeconomic fluctuations at different stages of financial openness. The findings reveal that global demand shocks dominate among exogenous shocks, with their impact intensifying as financial openness increases. A comparison of internal and exogenous shocks indicates that internal shocks are the primary drivers of economic fluctuations in emerging markets. However, over time and with advancing financial openness, the relative importance of exogenous shocks increases, with a significant rise in cross-border risk transmission. Heterogeneity analysis shows that during normal periods, financial openness helps mitigate risk transmission caused by pressures in domestic financial markets. However, during major global events, financial openness exacerbates internal financial risks and amplifies the effects of exogenous shocks through global economic coordination. Additionally, factors such as institutional quality and trade structure lead to significant differences in how internal and exogenous shocks affect various emerging markets. Economies with lower trade dependence and higher institutional quality are relatively less affected by exogenous shocks, with financial openness playing a critical moderating role.

To strengthen its resilience against exogenous shocks and enhance macroeconomic stability, China must prioritize fostering domestic circulation and reducing reliance on external demand. Simultaneously, it should deepen institutional financial openness while implementing robust financial risk controls to create a stable and secure financial environment conducive to internal economic circulation.

**Key words:** Financial Openness; Macroeconomic Volatility; Financial Stress Index; Common Exogenous Shocks

# 发展中国家主权债务治理赤字：表现、原因与中国方案<sup>1</sup>

王雪莹<sup>2</sup> 翟东升<sup>3</sup>

**【摘要】**新冠疫情全球大流行以来，发展中国家主权债务治理存在多重赤字：“缓债倡议”和“共同框架”未能实质性整合国际债权人，债务国参与热情低；债务重组迁延日久；债务国国内政治动荡持续发酵。治理赤字背后的原因有：国际货币体系的结构性弊端驱使债券持有人向发展中国家，甚至低收入国家，过度借债；债权结构与治理话语权分布不匹配；多边治理机制被“地缘政治化”甚至“武器化”。当前，中国可考虑通过明确偿债规则、加大逆周期借债力度、推行人民币计价债务重组等方式，化解海外债务风险并提升国际影响力。未来，中国可通过强化亚投行的中国特色，构建独立、专业、平等的主权债务治理平台，在借债时保持审慎以及推动国际货币体系变革等方式规避长期债务风险。

**【关键词】**主权债务 国际货币体系 发展中国家 全球治理

## 引言

当前，发展中国家主权债务治理<sup>4</sup>面临严重的治理赤字问题。自2020年初以来，受新冠疫情冲击、美联储加息和俄乌冲突等多重因素影响，发展中国家出现主权债务违约潮，赞比亚、加纳、斯里兰卡等国纷纷宣布债务违约。时至今日，国际债权人之间依旧存在明显分歧，国际货币基金组织（IMF）等国际金融机构在协调国际债权人方面的努力收效甚微。许多债务国深陷漫长的债务谈判，被迫执行财政紧缩政策，经济复苏无望，政治动荡频发。本轮主权债务治理存在怎样的治理赤字问题？治理赤字的成因是什么？当前的应对方案效果如何？中国可以提出何种解决方案？在当前时点回顾和分析本轮主权债务治理赤字问题，具有较强的现实意义：既有助于帮助违约国尽早走出债务违约困境，重返国际金融市场；又有助于中国理清对外借债和债务治理中可能存在的风险隐患，切实推行同时符合中国自身和发展中国家利益的主权债务治理方案。本文将剖析主权债务治理赤字的表现及成因，梳理本轮主权债务治理的新进展，提出具有中国特色的主权债务治理方案，为完善主权债务治理贡献中国智慧和力量。

## 一、主权债务治理赤字的表现

在经济学语境下，“赤字”指收支失衡、入不敷出的状态。发展中国家主权债务治理赤字指的是治理的供需失衡问题，当相关主体提供的治理机制、治理平台不能满足发展中国家的需求时，治理赤字便产生了。与20世纪80年代以来的主权债务治理<sup>5</sup>相比，本轮治理中的治理赤字更加明显，具体体现在以下三个方面。

### （一）“顶层设计”未能有效整合国际债权人，发挥作用有限，发展中国家参与热情低

国际金融机构积极尝试推动国际债权人的广泛联合。新冠疫情爆发伊始，在世界银行和IMF的敦促下，

<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.2504

<sup>2</sup> 王雪莹，中央财经大学政府管理学院助理教授、中国人民大学区域国别研究院研究员，主要研究主权债务、欧洲政治经济。

<sup>3</sup> 翟东升，中国人民大学国际货币研究所特约研究员，中国人民大学国际关系学院教授。

<sup>4</sup> 下文将“发展中国家主权债务治理”简称为“主权债务治理”。

<sup>5</sup> 笔者将20世纪80年代作为比较的起点，主要是因为这一时期的拉美债务危机是布雷顿森林体系瓦解、美元与黄金脱钩后，国际社会第一次出现大规模的主权债务违约。

二十国集团（G20）制定了《暂停偿债倡议》（简称“缓债倡议”），旨在通过暂停符合条件的低收入国家的债务偿还，来缓解这些国家的财政压力；2021年12月，“缓债倡议”到期。2021年11月，G20一致通过“缓债倡议之外债务处理共同框架”（简称“共同框架”），希望能让尽可能多的债权人共同参与低收入国家的债务重组，确保各类债权人公平承担债务重组的损失。

遗憾的是，“缓债倡议”和“共同框架”未能实质性确保不同国际债权人公平参与债务治理。“缓债”负担的分配十分不均等，中国不对等地承担了过大责任。相关研究统计了46个“缓债倡议”申请国，2020和2021年，这些国家的缓债额度共计131亿美元，其中中国占63%（包括中国官方机构及商业机构），其他双边债权人占36%，国际金融机构占1%，中国商业机构之外的私人债权人占0%；但事实上，这46个国家应该偿还中国的本息仅占其应偿本息总额的30%，应偿还其他双边债权人、国际金融机构、中国商业机构之外的私人债权人的本息占总额的12%、18%和40%。<sup>6</sup>不仅如此，尽管IMF和世界银行曾积极呼吁私人债权人的参与“共同框架”，但私人债权人并未响应，仅在谈判结束时，为确保可比较待遇原则，参与债务谈判。<sup>7</sup>

一定程度上由于“缓债倡议”和“共同框架”未能有效促使各类国际债权人公平参与主权债务治理，尤其是私人债权人几乎游离在外，低收入国家申请“缓债”和在“共同框架”下开展重组都十分缓慢，还可能对其产生负面影响。乌干达、马拉维等国曾申请加入“缓债倡议”，但由于没有足够的时间在下一付款期到来前与各个债权人达成协议，因此只能维持偿债，并没有真正参与“缓债倡议”。“共同框架”亦进展缓慢，如赞比亚在在“共同框架”下开展的债务重组进程历时超过三年半。<sup>8</sup>此外，“缓债倡议”并未明确规定参与国是否会被界定为债务违约，是否会引发评级机构下调其信用评级并削弱它们在国际金融市场进行融资的能力，是否会引发交叉违约和加速条款，<sup>9</sup>致使诸多符合条件的债务国担心加入“缓债倡议”会引发其他债权人的“惩罚”，因而选择不加入。<sup>10</sup>

整体而言，债务国申请“缓债倡议”和“共同框架”的热情较低。“缓债倡议”共为48个参与国（符合条件的参与国有73个）暂停了129亿美元债务，这一金额仅占该倡议最初设想的约30%，未参与“缓债倡议”的国家中有12个国家面临严峻债务违约风险，但是却并没有提出申请。<sup>11</sup>截至2024年12月，“共同框架”已问世3年，但仍然只有4个国家（赞比亚、乍得、埃塞俄比亚和加纳）提出债务重组申请，其中，最新提出申请的国家是2022年12月申请加入的加纳，也就是说，最近两年不再有新的国家申请加入。加纳央行行长甚至公开表示其不愿意向任何国家推荐“共同框架”。<sup>12</sup>

## （二）治理进程拖沓，迟迟不能帮助发展中国家重返国际金融市场

新冠疫情全球大爆发至今，美联储的货币政策已经由宽松转向紧缩，并开始进入下一个宽松货币政策周期，但是不少陷入主权债务违约的国家却仍然深陷债务泥淖。截至2024年12月，在“共同框架”下，赞比亚、加纳分别在约三年半和两年后完成债务重组谈判，而于2021年初申请加入“共同框架”的乍得和埃塞俄比亚仍处在艰难的债务重组谈判中。另外还有众多未加入“共同框架”的发展中国家艰难完成了

<sup>6</sup> 与世界银行列出的48个DSSI参与国相比，此研究未将乌干达和马拉维考虑在内，计算了其他46个国家的情况。世界银行数据显示，2020—2021年，乌干达和马拉维并没有获得实质性“缓债”。因此，此研究仅统计了46个国家的“缓债”情况是合理的。参见：Deborah A. Bräutigam and Yufan Huang, “Integrating China into Multilateral Debt Relief: Progress and Problems in the G20 DSSI,” No. 09/2023, Briefing Paper, 2023, <https://www.econstor.eu/handle/10419/271579>; “International Debt Statistics,” World Bank, <https://databank.worldbank.org/source/international-debt-statistics#>.

<sup>7</sup> Larry Elliott, “World Bank Official Calls for Shake-up of G20 Debt Relief Scheme,” *The Guardian*, April 21, 2024, <https://www.theguardian.com/business/2024/apr/21/world-bank-chief-economist-indermit-gill-g20-debt-relief-mechanism-common-framework>.

<sup>8</sup> 对于这一案例，将在下文中详细阐述。

<sup>9</sup> 交叉违约条款允许债权人在债务国对任何其他债权人违约时宣布其债务违约；加速条款则可以要求债务国延迟支付任何其他款项时，立即偿还对该债权人所有债务。

<sup>10</sup> Deborah A. Bräutigam and Yufan Huang, “Integrating China into Multilateral Debt Relief: Progress and Problems in the G20 DSSI,” No. 09/2023, Briefing Paper, 2023, <https://www.econstor.eu/handle/10419/271579>.

<sup>11</sup> The World Bank, “Debt Service Suspension Initiative,” March 10, 2022, <https://www.worldbank.org/en/topic/debt/brief/covid-19-debt-service-suspension-initiative>.

<sup>12</sup> Marc Jones, Libby George, and Karin Strohecker, “Zambia’s Debt Restructuring Limpers over Line as Painful Test Case,” June 4, 2024, <https://www.reuters.com/world/africa/zambias-debt-restructuring-limpers-over-line-painful-test-case-2024-06-04/>.

债务重组，或者仍在重组进程中。2024年12月，于2020年4月宣布违约的斯里兰卡正式走出违约状态，于2020年11月宣布违约的苏里南基本完成重组；而黎巴嫩、马拉维等国的债务重组谈判亦仍在进行中。<sup>13</sup>债务重组进程迁延日久，意味着陷入债务危机的发展中国家长时间失去在国际金融市场上借债的资格，对其国内经济发展和民生保障不利。

以赞比亚超过超过三年半的债务重组为例。2020年11月，赞比亚宣布难以按期支付主权债券利息，成为新冠疫情爆发后第一个主权债务违约的非洲国家。2021年2月，该国正式向“共同框架”提出债务重组申请。2022年7月，由中国和法国<sup>14</sup>牵头的官方债权人委员会（OCC）承诺债务重组。2023年6月，赞比亚与OCC达成重组协议。10月，赞比亚宣布与债券持有人达成重组协议。11月，赞比亚宣布，由于OCC认为债券持有人获得了更优惠的待遇，不符合可比较待遇原则，涉及30亿美元的欧洲债券<sup>15</sup>协议被迫搁置。2024年3月，赞比亚再次与债券持有人达成协议，并获得IMF和OCC的认可。<sup>16</sup>9月，赞比亚财政部长表示与中国国家开发银行和中国工商银行达成价值15亿美元的债务重组协议。<sup>17</sup>至此，赞比亚超过三年半的债务重组进程基本结束，成为全球第一个成功在“共同框架”下主权外债的国家。

在赞比亚旷日持久的债务重组谈判中，“共同框架”非但没有对不同类别的债权人实现实质性整合，还对重组谈判施加了限制。赞比亚被要求必须先与代表双边债权人的OCC达成重组协议，后与债券持有人、商业银行等私人债权人达成重组协议，且私人债权人得到的重组条件不得优于双边债权人，这一规定极大地限制了赞比亚的谈判自主性，导致其在与债券持有人的谈判中出现了协议被推翻的情况。

### （三）治理结果不公平，债务违约的“损失”分配不均，导致发展中国家国内政治动荡持续发酵

本轮主权债务违约潮伴随着诸多发展中国家的国内政治动荡。诸多发展中国家在经济困境中施行紧缩性财政政策，让本就处于困窘中的民众承受更大的经济压力，不得不以游行抗议甚至暴力冲突的方式表达不满。仍以赞比亚为例，IMF要求其实施包括削减燃油补贴、调整税制等一系列财政紧缩政策。这些措施大幅推高了居民生活成本和国内通货膨胀水平，民众多次以示威游行的方式表达其对现状的不满。<sup>18</sup>2024年非洲晴雨表调查数据显示，73%的民众认为自己的生活相当糟糕或者非常糟糕，<sup>19</sup>生活成本的不断增加位居赞比亚民众希望政府解决的主要问题之首。

债务危机与政治动荡相伴而生并非新鲜事物，在此前的债务危机中，政治动荡的激化会加速债权人的妥协，并加快债权人与债务国的谈判进程。本轮主权债务违约潮的独特之处在于，发展中国家的政治动荡未能加速国际金融机构和大国的债务治理进程，因而持续发酵。美欧大国和IMF缺乏足够的意愿和能力来快速推行债务重组以防止政治动荡的进一步发酵。

在当前的主权债务治理模式下，债务国，尤其是其国内的普通民众，不对称地承担了过于沉重的结构性调整负担，导致国内不平等加剧，社会矛盾日益加深，政治稳定面临严峻挑战。具体而言，现行的主权债务治理模式存在两重再分配效应。

一方面，在债务国和债权人之间，债务国承担了更大损失。主权债务的重组和违约比例远小于企业债。<sup>20</sup>在主权债务市场中，私人债权人的投机冒险行为并没有受到应有的惩罚。通常情况下，国际债权人与债

<sup>13</sup> 与以往的债务重组经验相比，近期的债务重组时长显著增加。既有研究表明，2014—2020年，债务重组的平均时长是1.2年。参见：Tamon Asonuma, Hyungseok Joo, and Akira Sasahara, “Sovereign Debt Restructurings: A Survey on Concepts, Trends, Empirics, and Theory,” *Public Policy Review*, Vol.18, No.1, 2022, pp.1-16.

<sup>14</sup> 法国在巴黎俱乐部内具有较强话语权，巴黎俱乐部主席传统上由法国财政部高级官员担任。

<sup>15</sup> 欧洲债券指票面金额货币非发行国家当地货币的债券。

<sup>16</sup> 协议约定削减近9亿美元的债务，并延长还款期限，具体时限取决于赞比亚经济恢复情况。

<sup>17</sup> Matthew Hill and Taonga Mitimingi, “Zambia Agrees to \$1.5 Billion Debt Revamp with Chinese Lenders”, Bloomberg, September 28, 2024,

<https://www.bloomberg.com/news/articles/2024-09-27/zambia-agrees-1-5-billion-debt-revamp-with-chinese-lenders?embedded-checkout=true>.

<sup>18</sup> Human Rights Watch, *World Report 2024 Events of 2023*, Seven Stories Press, 2024, pp.728-734.

<sup>19</sup> “Zambians Dissatisfied with Their Economy and the Country’s Overall Direction, Afrobarometer Survey Shows,” Afrobarometers, October 31, 2024,

<https://www.afrobarometer.org/articles/zambians-dissatisfied-with-their-economy-and-the-countrys-overall-direction-afrobarometer-survey-shows/>.

<sup>20</sup> Federico Sturzenegger and Jeromin Zettelmeyer, *Debt Defaults and Lessons from a Decade of Crises*, MIT press, 2007, pp.55-80.

务国逐一展开谈判，提出重组条件，这些条件往往接近债务国所能承受的极限。同时，债权人还会要求在债务国经济实现超预期复苏的情况下，提高对债权人的还款额度。<sup>21</sup>由于债务国议价能力极弱，且通常希望尽快重返国际金融市场融资，因此往往会接受重组条款。相较之下，尽管债权人表面上未能按照合同回收全部本金和利息，但多数债权人在债务国违约之前已获得丰厚利润，实际损失程度相对有限。<sup>22</sup>

另一方面，在债务国内部，结构性调整措施对普通民众而非政治经济精英更为不利。与其他国际组织相比，IMF对国内政策的影响几乎是最强的，这很大程度上得益于发展中国家向其求助时已别无他择，不得不同意其提出的结构性调整措施。<sup>23</sup>IMF推行的结构性调整政策通常包括财政紧缩措施和一系列市场自由化政策，前者涉及提高税收、削减公共开支和减少对民众的补贴等具体举措；后者则涵盖国企私有化、压低工资水平、大幅度开放国内市场等措施。两者结合的结果是企业的税负和劳工成本有所下降，但普通民众的税负却大幅增加，收入减少，脆弱群体的社会保障也明显削弱。<sup>24</sup>以苏里南为例，根据苏里南与IMF于2021年12月签订的协议，苏里南政府在国内开展税制改革以提高政府税收收入，石油投资的超低税率保持不变，而非石油行业和民众的税负却大幅提高。此外，政府还全面取消或仍在逐步取消民众的燃料、电力和天然气补贴，并停止向未登记和长期缺勤的公共部门员工发放工资。面对日益沉重的生活负担，民众发起广泛的抗议示威活动，国内政治秩序的恢复仍遥不可及。<sup>25</sup>

## 二、主权债务治理赤字的原因

主权债务治理的核心是，在债务国无法全额偿本付息时，债权人与债务国通过谈判就债权人的“损失幅度”达成一致。在此过程中，参与本轮主权债务治理的各主体面临如下困境。

（一）货币体系固有的结构性弊端更加突出，债券持有人对经济困难国家揠苗助长，增大了债务治理的难度和复杂性

主权债务危机周期性出现的根本原因是国际货币体系的结构性弊端。发展中国家天然背负“货币原罪”，必须在国际金融市场上以外币计价（通常是美元、欧元等强势货币）进行融资。<sup>26</sup>美国、日本等国出现严重债务、金融危机时从不紧缩，反而施行扩张性财政政策，可以以增发本国货币的方式偿还国际主权债务；而发展中国家则不可以这样。“货币原罪”导致美联储货币政策周期与发展中国家主权债务危机紧密相关：美联储货币政策放松时，国际流动性流入发展中地区，导致部分发展中国家过度举债；货币政策收紧时，流动性迅速撤离，借新偿旧的成本陡然增大，经济结构脆弱的国家陷入债务危机。

在本轮主权债务违约潮中，国际货币体系的结构性弊端表现得较以往更加突出。债券持有人持续走向传统意义上被认为因风险太高而不符合发行欧洲债券条件的经济困难国家。本轮债务违约潮中，债券持有人第一次成为低收入国家的重要债权人。2021年，在全部低收入国家中，主权债务应偿本息中有7%是针对债券持有人的，这一比例在2005年仅为0.04%；在申请“缓债倡议”的48个低收入国家中，2021年，对债券持有人应偿还本息占其应付本息总额的13%，这一比例在2005年仅为2%。<sup>27</sup>在非洲，大多数国家

<sup>21</sup> Lee C. Buchheit, et al, “How to Restructure Sovereign Debt: Lessons from Four Decades,” Peterson Institute for International Economics Working Paper, No.19-8, 2019, <https://www.piie.com/publications/working-papers/how-restructure-sovereign-debt-lessons-four-decades>.

<sup>22</sup> [荷]杰罗姆·鲁斯著，黄名剑、张文婷译：《主权债务简史》，中信出版社，2020年，第320—330页。

<sup>23</sup> Valentin Lang, “The Economics of the Democratic Deficit: The Effect of IMF Programs on Inequality,” *The Review of International Organizations*, Vol.16, No.3, 2021, pp.599-623.

<sup>24</sup> Alexander E. Kentikelenis, Thomas H. Stubbs, and Lawrence P. King, “Structural Adjustment and Public Spending on Health: Evidence from IMF Programs in Low-income Countries,” *Social Science & Medicine*, No.126, 2015, pp.169-176.

<sup>25</sup> Catherine Osborn, “Suriname’s Unrest Is a Warning,” *Foreign Policy*, March 3, 2023, <https://foreignpolicy.com/2023/03/03/suriname-riots-inflation-debt-imf-china-india-pandemic/>.

<sup>26</sup> 李婧、姜雪晴：《新兴市场国家金融市场原罪：理论、测度与救赎探索》，《经济社会体制比较》，2022年第4期，第188-197页。

<sup>27</sup> 选取2005年作为参照是因为当年重债穷国倡议取得关键突破，诸多低收入国家摆脱主权债务违约状态。笔者根据世界银行提供的数据自行测算。参见：“International Debt Statistics,” World Bank,

2007 年才开始在欧洲债券市场发行主权债券。截至 2021 年，便有超过 20 个非洲国家持有一种或多种未偿欧洲债券，仅在 2021 年一年，非洲国家就发行了价值 118 亿美元的欧洲债券。<sup>28</sup> 在一些债务危机焦点国家，债券持有人的占比更大。2012 年，赞比亚政府第一次通过发行欧洲债券的方式融资，此后又在 2014 和 2015 年两次发行欧洲债券；宣布违约当年（2020 年），赞比亚对债券持有人偿本付息的额度占该国主权债务本息总额的 28%。

低收入国家通过发行欧洲债券的方式融资并不是穷国债务结构变好的结果，而是因为，在低利率时代，债券持有人无法在安全的投资环境下赚取足够的报酬，只能走向风险更大、回报率更高的穷国。在全球流动性充裕时过度举债，不单单是债务国政府的意愿，也是西方资本力量为了谋利、诱导外围国家政府的结果。部分金融机构甚至贿赂债务国政府，帮助其进行数据造假，从而在欧洲债券市场成功发行高利率主权欧洲债券。<sup>29</sup>

由于债权人结构的改变，在本轮主权债务治理中，低收入国家与债券持有人直接交锋。但经济落后的国家与债券持有人开展债务重组谈判面临困难。其一，作为私人债权人的债券持有人愿意提供的债务减免幅度普遍低于官方债权人。官方债权人会出于政治利益或者人道主义因素的考量为低收入国家提供较大幅度的债务减免，而大幅度债务减免对债券持有人而言难以接受。其二，债务重组谈判成本高昂，大型债券持有人往往是专业程度极高的跨国金融公司，与其开展谈判需要债务国聘请专业的法律和金融顾问，进行旷日持久的谈判，这对经济发展水平落后的贫困国家而言极具挑战。其三，国际金融机构无力影响债券持有人的行为。与 1980 年代拉美债务危机和 2010 年代希腊债务危机期间，官方债权人和私人债权人相对较为密切的配合相比，本轮主权债务危机中，尽管国际金融机构反复呼吁，但债券持有人仍然保持对国际金融机构治理方案的冷漠态度。

## （二）债权结构与治理话语权分布不匹配，主要债权人之间缺乏共同利益

债权结构和治理话语权之间的矛盾集中体现在多边治理机制“缓债倡议”和“共同框架”中。<sup>30</sup> 在本轮主权债务治理中，中国是低收入国家最大双边债权人，私人债权人也占据着重要地位；<sup>31</sup> 而针对低收入国家的“缓债倡议”和“共同框架”却由 IMF、世界银行、巴黎俱乐部等机构牵头的，这一底层矛盾决定了其难以在短时间内实现对不同国际债权人的有效整合。私人债权人几乎没有参与“缓债倡议”和“共同框架”，与 IMF 之间也没有明显的合作机制。

中国（作为主要债权人）与巴黎俱乐部国家（具有更强治理话语权）之间的分歧延宕了“缓债倡议”和“共同框架”的推进。在“缓债倡议”推行期间，中国与巴黎俱乐部国家就中国国家开放银行应该被界定为官方债权人还是私人债权人、发展中国家国有企业债务是否应该被暂停、世界银行是否应该参与缓债等议题产生分歧。

相较于“缓债倡议”，在“共同框架”之下，债权人之间的分歧加剧，这是导致在“共同框架”下开展重组所需时间较长的主要因素。“共同框架”采用了许多巴黎俱乐部的主权债务治理基本原则，如逐案审理、可比较待遇原则、通过 IMF 和世界银行的债务可持续性分析得到的融资缺口确定重组范围等，<sup>32</sup> 未能充分考虑中国等新兴债权国的偏好。此外，“缓债倡议”只涉及债务延期偿还。但是“共同框架”涉及

<https://databank.worldbank.org/source/international-debt-statistics#>.

<sup>28</sup> 唐晓阳：《金融资本的陷阱：国际主权债券对发展中国家主权债务可持续性的影响》，清华大学国际关系学系，2022，<https://www.dir.tsinghua.edu.cn/jinrongzibendexianjingZ.pdf>，第 9 页。

<sup>29</sup> “U.S. Securities and Exchange Commission, Credit Suisse to Pay Nearly \$475 Million to U.S. and U.K. Authorities to Resolve Charges in Connection with Mozambican Bond Offerings,” U.S. Security and Exchange Commission, 2021, <https://www.sec.gov/news/press-release/2021-213>.

<sup>30</sup> 对于斯里兰卡等不符合“缓债倡议”和“共同框架”条件的国家，债务重组的过程同样体现了类似的矛盾，如 IMF 坚持中国作出符合西方偏好的债务重组承诺后再给予斯里兰卡救助贷款。

<sup>31</sup> 2020 年，全部低收入国家主权债务本息总额中，有 27% 和 25% 是针对中国和不包括中国商业机构在内的私人债权人的；2005 年，这一数值仅为 8% 和 2%。参见：“International Debt Statistics,” World Bank, <https://databank.worldbank.org/source/international-debt-statistics#>.

<sup>32</sup> “The G20 Common Framework for Debt Treatments beyond the DSSI”, Paris Club, <https://clubdeparis.org/en/communications/page/common-framework>.

债务本金的实质性减免，这对中国而言难以接受。<sup>33</sup>因此，中国强烈呼吁其他债权人，包括多边机构世界银行，一道参与债务减免，公平承担债务减免损失。

主要债权人之间缺乏共同利益，加大了债权人达成共识的难度。在 20 世纪 80 年代的拉美债务危机中，IMF、美国政府和美国商业银行都希望美国商业银行可以免于系统性金融风险的冲击。因此，IMF 与美国高度配合，在债务治理中贯彻美国意志，最终避免美国商业银行大规模倒闭。<sup>34</sup>在本轮主权债务危机中，虽然主要债权人不拥有最大治理话语权，但若不同债权人有共同利益，也有快速达成共识的可能。而事实上，在地缘政治与意识形态因素的影响下，中国与西方国家及 IMF 难觅共识；而私人债权人又多为美欧私人金融机构，中国自然缺乏动力在治理中保护它们的利益；此外，私人债权人在发展中国家的风险敞口尚不至于引发美欧国家内部系统性金融风险，故美欧大国也没有足够的动力出面帮助其私人部门缓解海外主权债务风险。

### （三）多边治理机制的“地缘政治化”甚至“武器化”

发展中国家主权债务议题具有较强的地缘政治色彩，西方媒体中流传的“中国在发展中国家制造债务陷阱”言论，便是典型例证。在本轮主权债务治理中，地缘政治考量削弱了多边治理机制的治理效力，具体表现在两个方面。

其一，地缘政治和意识形态因素扭曲了国际金融机构（尤其是 IMF）帮助债务国恢复金融秩序的初衷。西方大国长期将 IMF 公器私用，借助 IMF 在发展中地区推行新自由主义治理方案，偏离了 IMF 帮助债务国恢复偿债能力的目标。为获得 IMF 的救助信贷，债务国往往需要实施严格的财政紧缩政策，这些政策对经济复苏不利，让民众生活雪上加霜，遭到了发展中国家的广泛质疑。此外，为使中国做出西方偏好的债务重组承诺，放弃中国偏好的债务延期等其他债务治理方式，IMF 要求债务国必须在中国做出重组承诺后才能获得救助信贷，西方媒体在报道中常使用“中国的债务重组承诺，让 IMF 为某国提供救助信贷成为可能”之类的表述，<sup>35</sup>似乎中国成为各国被 IMF 救助的“阻碍”。IMF 此举客观上延缓了其为违约国家提供救助的进程。

其二，地缘政治顾虑加大了中国与西方国家达成共识的难度。在“共同框架”下，中西方治理规则偏好的差异以及中国对公平承担债务减记损失的呼吁主要是出于经济利益的考量，<sup>36</sup>但却被部分西方媒体贴上地缘政治竞争的标签，甚至有评论认为中国“有意”拖延债务重组进程，挑战现行主权债务治理规则。<sup>37</sup>

## 三、主权债务治理的进展与评估

2020 年至今，为解决前述主权债务治理赤字问题，国际债权人出台了一些新的制度安排，但其效果整体上难以令人满意。

<sup>33</sup> 巴黎俱乐部国家偏好通过债务本金的减免为发展中国家减轻偿债负担；中国一般只免除无息贷款本金，对于商业贷款的本金的减免十分谨慎，偏好通过债务延期的方式为发展中国家纾困，少数情况下也可以接受降低利率，此般债务治理规则的偏好一定程度上是因为减免商业贷款本金需要经历更加复杂的国内审批程序。参见：Shahar Hameiri and Lee Jones, “China, International Competition and the Stalemate in Sovereign Debt Restructuring: Beyond Geopolitics,” *International Affairs*, Vol.100, No.2, 2024, pp.691-710.

<sup>34</sup> Christine A Bogdanowicz-Bindert, “World Debt: The United States Reconsiders,” *Foreign Affairs*, Vol.64, No.2, 1985, pp.259-273.

<sup>35</sup> Saeed Kamali Dehghan, “Crisis-hit Zambia Secures \$1.3bn IMF Loan to Rebuild Stricken Economy,” *The Guardian*, September 2, 2022,

<https://www.theguardian.com/global-development/2022/sep/02/crisis-hit-zambia-secures-13bn-imf-loan-to-rebuild-stricken-economy>

<sup>36</sup> Shahar Hameiri and Lee Jones, “China, International Competition and the Stalemate in Sovereign Debt Restructuring: Beyond Geopolitics,” *International Affairs*, Vol.100, No.2, 2024, pp.691-710.

<sup>37</sup> Brad W. Setser, “The Common Framework and Its Discontents,” *Development and Change*, Vol.54, No.5, 2023, pp.1065-1086.

### （一）多边协调机制：从正式机制到非正式机制的“退让”

主权债务圆桌会议（Global Sovereign Debt Roundtable, GSDR，以下简称“圆桌会议”）是国际金融机构在加强信息透明度方面的重要举措。其于 2023 年 2 月设立，汇聚了包括各国政府、国际金融机构、私人债权人在内的主要利益相关方，由 IMF、世界银行和 G20 轮值主席国共同主持。

“圆桌会议”的推出是一个“退而求其次”的选择，在本轮主权债务治理中，国际金融机构逐渐失去了代表债权人与债务国进行谈判的能力，其推动的“缓债倡议”和“共同框架”实际效力有限，于是推出这样一个不具有强制约束力的、更加松散的对话与协商平台。<sup>38</sup>从截至 2024 年 10 月公布的三份《圆桌会议联合主席进展报告》来看，“圆桌会议”就信息披露标准、官方与私人债权人的可比较待遇原则、债务重组预期时间表等议题达成共识，并通过培训和技术援助提升债务国对债务重组工具的认知。国际金融机构通过非正式机制“圆桌会议”强化各方沟通与协商的努力取得一定进展，但“圆桌会议”并没有实质性加快债务重组进程。

### （二）双边协商机制：债权国的艰难磨合

在本轮主权债务违约潮背景下，考虑到中国、沙特阿拉伯、印度等新兴债权人都不是巴黎俱乐部成员国，双边协商机制——“共同框架”——下的官方债权人委员会（OCC）应运而生，在巴黎俱乐部成员国的基础上纳入了诸多非成员国，旨在协调债务重组中的双边债权人立场、加快重组流程并提高透明度。以赞比亚为例，2022 年 6 月，中国、法国和南非等 16 个国家正式组成了“共同框架”下的 OCC，中国和法国共同担任 OCC 主席，南非出任副主席。

如前所述，中国与巴黎俱乐部国家偏好的债务治理规则存在明显差异，双方在分歧中艰难磨合，致使 OCC 内部往往需要较长时间才能达成共识。在此背景下，OCC 某种程度上成为西方向中国施压，促使中国接受西方主权债务治理规则的平台。仍以赞比亚为例，在 OCC 中，除中国外的其他国家对于赞比亚的风险敞口非常有限。西方国家借助 OCC 对华施压，要求中国同意实质性债务削减。倘若中国不同意，便将背负不配合国际合作，阻碍赞比亚债务重组进程的“罪名”。

### （三）私人协同机制：受制于官方债权人的“独善其身”之路

回顾 20 世纪 80 年代以来的历次大型主权外债危机，官方债权人的保护和私人债权人的联合程度，决定了私人债权人在债务重组谈判中的损失程度，保护越多、联合程度越高，损失程度越低。<sup>39</sup>本轮主权债务违约潮中，债券持有人自身的联合程度进一步提高，几乎绕开官方债权人，逐案独立与债务国展开谈判，这有利于加快其与债务国的债务谈判进程。当一国对外宣布主权债务违约，债券持有人往往会成立国际债券持有人委员会（以下简称委员会）与违约国政府开展重组谈判，委员会成员包括共同基金、资产管理公司、保险公司等主要债券持有人，而且有专业资产管理公司加入进行技术指导。

在本轮债务重组谈判中，未见明确证据表明主要官方债权人出面保护债券持有人，官方债权人与债券持有人之间的分歧甚至对债务谈判的效率产生了负面影响。在赞比亚债务重组过程中，OCC 相较于委员会处于优先位置，赞比亚须先与 OCC 达成重组协议才能与委员会达成协议，而且与委员会达成协议的条款，不得优于与 OCC 达成的协议。官方债权人与债券持有人之间的分歧背后的主要原因是二者缺乏共同利益，如前所述，美欧大国和中国都没有足够动力出面保护债券持有人。

### （四）综合评价

在本轮主权债务违约潮中，国际金融机构未能有效缓解集体行动困境，但的确在推动信息沟通方面取

<sup>38</sup> “Global Sovereign Debt Roundtable Cochairs Progress Report”, International Monetary Fund Communication Department, October 12, 2023, <https://www.imf.org/en/News/Articles/2023/10/12/pr23348-global-sovereign-debt-roundtable-cochairs-progress-report>.

<sup>39</sup> 在 20 世纪 80 年代的拉美主权债务危机中，美国和 IMF 在谈判中保护了美国商业银行的利益；在 21 世纪初的阿根廷主权债务危机中，秃鹫基金大大加强了债券持有人的集中度和谈判能力；在 2010 年代的希腊主权债务危机中，德国和法国通过欧盟机构变相保护本国债券持有人，债券持有人也团结起来，在国际金融协会框架下与希腊展开谈判。参见：Helen Thompson, “Germany and the Euro-zone Crisis: The European Reformation of the German Banking Crisis and the Future of the Euro,” *New Political Economy*, Vol.20, No.6, 2015, pp.851-870.

得一定进展：双边债权人之间的协商机制凸显了中国与西方国家对治理规则的偏好差异；债券持有人之间的联合很大程度上克服了集体行动的困境和信息不对称问题，但是其与官方债权人之间的矛盾，拖慢了债务谈判进程。

本轮主权债务治理过程中涌现出的新机制，并没有能够从根本上为发展中国家纾困。在向债务国提供救助时，IMF 仍然坚持新自由主义的教条与双标，以财政紧缩政策作为附加条件，并将紧缩政策的执行情况作为能否持续得到救助的重要评价标准。这样不断对债务国施加“紧箍咒”的主权债务治理模式非但不能有效改变国际货币体系的结构弊端，还加大了债务国的痛苦，使其不愿意参与 IMF 牵头的债务治理机制。随着美联储货币周期的放松和全球流动性的再次充裕，发展中国家很可能再次非理性积累大量主权外币债务。

## 四、主权债务治理的中国方案

中国已经成为发展中国家最大的双边债权人和主权债务治理中的重要主体，也因此受到西方债权人和西方媒体的关注，中国可通过以下方式构建主权债务治理的中国方案，在危机时期帮助债务国尽快走出偿付困境，在承平时期防患于未然，避免发展中国家盲目举债。

### （一）化“危”为“机”：透明的治理规则，有为的逆周期投资，人民币计价的债务重组

本轮主权债务违约潮对中国而言是“危”亦是“机”：一方面，中国第一次作为主要国际债权人面对大规模主权债务违约现象，同时还面临着西方国家及其主导国际金融机构的施压；另一方面，在债务治理赤字如此突出之时，中国主导的治理方案有较大可能得到国际社会的接纳与认可。如前所述，本轮主权债务治理似乎陷入僵局，中国可通过以下三种方式打破僵局，进一步提升中国的国际影响力。

第一，中国可以建立透明的偿债准则，公开一些典型国家的债务重组谈判进程作为范例，强化债务纪律。当前，中国在向发展中国家提供信贷时，倾向于签署保密协议。然而，近期的一项研究公布了中国与债务国签署的 100 份合同，可见发展中国家政府的保密承诺并不十分可靠。<sup>40</sup>未来，中国可以将与发展中国家的债务合同的部分条款透明化，并且公开中国与部分违约债务国的债务重组谈判过程。如此一来，广大发展中国家便有了明确的参照，会根据合同条款评估违约后的潜在后果，及时与中国展开债务重组谈判，避免将债务重组谈判拖延至国内经济危机难以挽回时才进行。

第二，中国可以考虑成为逆周期债权人，为陷入流动性困境的国家提供信贷，尤其是人民币计价的信贷。中国是大国而非小国，逆周期信贷的好处是利率更高，也更容易与债务国达成对华有利的借债条件。如果中国为一些处于危机之中，但政治经济结构较为稳定的国家，提供人民币计价的贷款，这不仅有助于为经济困境中的国家纾困，也有助于推进人民币的国际化，还有助于为建设“人类命运共同体”营造更为有利的国际环境。

第三，推动人民币计价的债务重组进程。中国此前对外借债多以美元、欧元等外币计价，如果中国在债务谈判中，能够推动以人民币计价的主权债务重组进程，那么将有效提升人民币国际化水平，同时还将一定程度上帮助发展中国家规避美元周期对其债务结构的影响。

### （二）构筑具有中国特色的治理平台

在这方面，可以考虑强化亚投行的中国特色，加强亚投行在债务治理中的协调能力，在亚投行主导的主权债务治理中贯彻落实中国理念。笔者在访谈中了解到，亚投行具有鲜明的西方特征，被认为是世界银行的亚洲分行，与西方规则接轨对新兴的多边发展机构而言是合理的，但并非长久之计。亚投行可以从以下两个方面强化其中国特色。其一，在对外借贷时强化中国发展理念，分享中国式现代化经验。在当前实践中，亚投行的信贷多与世界银行和亚洲开发银行（亚行）配合，而世界银行和亚行的标准又有着较强的

<sup>40</sup> Anna Gelpern et al., “How China Lends: A Rare Look into 100 Debt Contracts with Foreign Governments,” *Economic Policy*, Vol.38, No.114, 2023, pp.345-352.

西方新自由主义传统，其治理模式并没有真正帮助发展中国家发展起来，他们对债务风险的定价能力也因其制度和政策偏见而大打折扣。未来，亚投行应增强自主性，勇于走向一些被西方国家金融因意识形态偏见而“冷落”的国家，如津巴布韦等，在对外借贷时强化中国式现代化经验分享，根据不同国家的实际情况给予针对性发展建议，将发展中国家从西方强制推行的不合理结构性调整政策中解放出来。其二，强化亚投行与中国政府之间的配合程度。长久以来，西方国际金融机构与西方大国彼此配合，以达到帮助大国增强国际影响力的目的。其中一种较为典型的技术操作是提供过桥贷款，当债务国无法偿还国际金融机构贷款时，西方大国会为其提供一笔过桥贷款，该国将资金归还国际金融机构后，后者会当日批准新贷款以供债务国向该西方大国还款。如此一来，国际金融机构的信誉得以维持，西方大国对债务国的影响力也会显著增强。笔者在访谈中了解到，亚投行目前仍未建立类似机制，未来在时机成熟时可进行尝试。

还可以考虑创设独立、专业、平等的多边协调平台。在本轮主权债务治理中，国际金融机构的努力收效甚微，一定程度上因为债务国和其他债权人不信服国际金融机构的公正性，毕竟国际金融机构本身是债务国的重要国际债权人，还深受美国等西方大国的影响。中国可以与广大南方国家一道，在上海或者香港设置一个独立于各国际债权人的多边协调平台。此平台的核心特征是专业性、独立性与平等性。此平台首先是一家高度专业化的机构，汇聚广大金融、法律、国家风险等相关领域的专家；为债务国和债权人提供借贷咨询、风险预警、协调债务重组谈判等多种服务，同时还定期为债务国提供必要的主权债务教育与培训，帮助其制定更为合理的借债方案，避免过度举债。此平台本身不对外借债，不受制于任何一个主权国家，同时还为广大南方国家提供平等的发声机会，其独立性和平等性将会帮助其在债务治理中发挥克服集体行动困境和信息不对称问题的功能。在债务谈判中，此平台将发挥组织、协调债权人的功能，让亚投行、国家开发银行、进出口银行和中国商业银行（中国银行、中国工商银行等）参与到其倡导的债务治理模式中来，对外保持统一的债务治理立场。随着中国各类主体对外债务敞口的增大，如果亚投行、国家开发银行以及进出口银行以及中国商业银行能够在平台的协调下统一与债务国展开债务重组谈判，那么大概率可以吸引到较多债务国参与到由平台主导的债务谈判机制中来。

### （三）防患于未然：审慎的借贷方案，公平的货币体系

当前的主权债务治理模式以“危机一响应”为主要特征，承平年间的风险管理机制十分欠缺。本轮主权债务治理之所以表现得格外艰难，很大程度上是因为发展中国家向债券持有人大量借款。这种现象的出现是债券持有人和主权国家双重短视的结果。事实上，债券持有人铤而走险走向高风险国家，并非秘密；具备基本专业知识的人士大概率都有能力判断这是一个“灰犀牛”事件。但是在全球金融危机后到新冠疫情前，这一“灰犀牛”却一直潜伏在水面下，没有任何力量介入干预，任由风险累积。

未来，中国各主体在借债过程中应强化风险管理意识，审慎评估发展中国家的偿债能力，避免风险累积到难以挽回的地步。中国为发展中国家提供的信贷多有较强的发展导向，此种借债模式与西方债券持有人为谋取短期高利润而过度借债的模式有根本区别，但存在高估发展中国家政府远期偿债能力和国内政治稳定性的潜在风险。倘若与中国签订借债合同的主权政府在未来陷入偿付困境，或因国内政治动荡出现较大政治转向，那么其与中国签订的借债合同便有较大可能难以兑现。

国际货币体系变革是发展中国家摆脱周期性债务偿付困境、主权债务治理摆脱“危机一响应”模式的根本路径。若国际货币体系维持现状，即便中国扮演审慎债权人的角色，也不能改变发展中国家在美联储货币政策宽松周期过度举债，在货币政策紧缩周期陷入偿债困境的循环。当今世界，越来越多的国家意识到美元霸权对发展中国家的负面影响，<sup>41</sup>呼吁国际货币体系变革的声音日益高涨。在此背景下，中国可尝试牵头金砖和上合成员国，改变以美元为基准货币、美国国债为价值基准的国际货币体系，构建有“硬锚”、可兑付的国际货币体系，新基准货币的宽松与紧缩不由单一国家的货币政策决定，与全体使用国家的实体经济情况紧密相关。如此一来，发展中国家便不会在本国尚不具备足够借债能力时过度借债，也不会在全球流动性紧缩时陷入债务危机。

<sup>41</sup> Jörg Bibow, “Global Imbalances, the US Dollar, and How the Crisis at the Core of Global Finance Spread to Self-insuring Emerging Market Economies,” *European Journal of Economics and Economic Policies*, Vol.7, No.2, 2010, pp.325-359.

## Sovereign Debt Governance Deficits in Developing Countries: Manifestations, Causes, and Chinese Solution

Wang Xueying Di Dongsheng

**Abstract:** Since the global outbreak of the COVID-19 pandemic, there has been a marked governance deficit in sovereign debt management among developing countries. These deficits manifest in several ways: poor integration of initiatives such as the “Debt Service Suspension Initiative” (DSSI) and the “Common Framework”, low enthusiasm for participation from debtor countries, protracted debt restructurings, and ongoing domestic political turmoil in debtor nations. The underlying causes of these governance deficits include structural flaws in the international monetary system, which drive bondholders to encourage excessive borrowing by developing and even low-income countries; a mismatch between the structure of debt ownership and the distribution of governance power; and the “geopoliticization” or even “weaponization” of multilateral governance mechanisms. Currently, China can mitigate overseas debt risks and enhance its international influence through measures such as clarifying debt repayment rules, increasing counter-cyclical borrowing, and promoting debt restructuring denominated in renminbi. In the future, China may avoid long-term debt risks by strengthening the distinctive features of the Asian Infrastructure Investment Bank (AIIB), creating an independent, professional, and equitable platform for sovereign debt governance, maintaining prudence in borrowing, and advocating for reforms to the international monetary system.

**Keywords:** Sovereign debt; International Monetary Fund; International monetary system; Developing countries; Global governance

## 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

1937

**HDFH**  
瀚信网



Global FinTech Lab  
全球金融科技实验室

**HDFH**  
瀚德科技

国金ABS云



FINCHAIN  
金融联盟链



扫码关注