

I 国际货币评论

International Monetary Review

主编：张杰



深刻理解和把握高质量发展

互联网金融及其监管对传统银行的溢出效应

论股权与创业投资发展的十大趋势

财富积累、财富分配与共同富裕

创新型货币政策能够提高企业的绿色投资水平吗？

陈雨露

张小茜、任莉莉、朱佳雪

刘健钧

易行健、李家山、张浩等

房芳、郭暉

顾问委员会：（按姓氏拼音排序）

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

编委会主任：张 杰

编委会委员：（按姓氏拼音排序）

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

主 编：张 杰

副 主 编：何 青 宋 科

编辑部主任：何 青

编辑部副主任：赵宣凯 安 然

责任编辑：吴晓桐

栏目编辑：张思瑾

美术编辑：陈一欣

刊 名：国际货币评论

刊 期：月 刊

主办单位：中国人民大学国际货币研究所

出版单位：《国际货币评论》编辑部

地 址：北京市海淀区中关村大街 59 号文化大厦 605 室

邮 编：100872

网 址：www.imi.ruc.edu.cn

电 话：86-10-62516755

传 真：86-10-62516725

邮 箱：imi@ruc.edu.cn



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

目 录

【卷首】

- 深刻理解和把握高质量发展——陈雨露 01
- 互联网金融及其监管对传统银行的溢出效应——张小茜、任莉莉、朱佳雪 03
- 论股权与创业投资发展的十大趋势——刘健钧 19
- 财富积累、财富分配与共同富裕
- 基于理论、历史和政策的综合分析——易行健、李家山、张浩、杨碧云 25
- 创新型货币政策能够提高企业的绿色投资水平吗？
- 来自中国上市企业的微观证据——房芳、郭晔 40
- 汇率波动、境外持有人民币资产规模与人民币结算比重——马光明 51
- 数字人民币的潜在洗钱风险与监管研究——张夏明、朱太辉、丁伟杰 65

深刻理解和把握高质量发展

陈雨露¹

【摘要】党的二十大报告提出：“高质量发展是全面建设社会主义现代化国家的首要任务”，并对“加快构建新发展格局，着力推动高质量发展”作出战略部署。习近平总书记指出：“高质量发展，就是能够很好满足人民日益增长的美好生活需要的发展，是体现新发展理念的发展，是创新成为第一动力、协调成为内生特点、绿色成为普遍形态、开放成为必由之路、共享成为根本目的的发展。”我们要深刻理解和把握高质量发展，更好承担起全面建设社会主义现代化国家的首要任务。

一、把握好高质量发展的实践要求

发展是解决我国一切问题的基础和关键。新时代新阶段的发展必须贯彻新发展理念，必须是高质量发展。这与“坚持以经济建设为中心”“发展是硬道理”既一脉相承，又与时俱进，明确了我国未来经济社会发展的目标、任务和方向。从我国社会主要矛盾看，发展不平衡不充分问题仍然突出，发展中的矛盾和问题集中体现在发展质量上，必须转变发展方式、优化经济结构、转换增长动力，提高全要素生产率，推动经济发展质量变革、效率变革、动力变革，下大力气解决制约高质量发展的结构性、体制性矛盾和问题。在实践中落实好高质量发展这一首要任务，要坚持以习近平新时代中国特色社会主义思想为指导，完整、准确、全面贯彻新发展理念，深刻理解和把握高质量发展的基础性、全局性、艰巨性，认真贯彻落实党的二十大决策部署。

坚持党的集中统一领导。中国共产党领导是中国特色社会主义最本质的特征，是中国特色社会主义制度的最大优势。只有坚持党的集中统一领导，才能保证高质量发展的正确方向，更好满足人民美好生活需要；才能坚持人民主体地位，把全体人民的智慧和力量汇聚成推动高质量发展的磅礴伟力；才能发挥党建在推动高质量发展中的政治引领和政治保障作用，把推动高质量发展的行动真正落到实处。

坚持社会主义基本经济制度。社会主义基本经济制度是创造中国发展奇迹的重要制度基础。坚持公有制为主体、多种所有制经济共同发展，为做强做优做大国有资本和国有企业、发展壮大民营经济提供制度保障。坚持按劳分配为主体、多种分配方式并存，提倡多劳多得、鼓励勤劳致富，为发挥各种要素所有者的积极性主动性创造性提供制度保障。坚持社会主义市场经济体制，发挥市场在资源配置中的决定性作用，更好发挥政府作用，为经济持续健康发展提供制度保障。

加快实现高水平科技自立自强。加快实现高水平科技自立自强是推动高质量发展的必由之路。当今世界的综合国力竞争，说到底就是科技实力竞争。从全球范围看，科学技术越来越成为推动经济社会发展的主要力量，创新驱动是大势所趋。从国内看，科技创新是加快转变经济发展方式、破解经济发展深层次矛盾和问题、增强经济发展内生动力和活力的根本措施。必须加快实现高水平科技自立自强，充分发挥科技创新的支撑引领作用，推动实现有质量、有效益、可持续的发展。

加快构建新发展格局。加快构建新发展格局是推动高质量发展的战略基点。通过培育完整内需体系，加快科技自立自强，推动产业链供应链优化升级，打造自主可控、安全可靠、竞争力强的现代化产业体系，我国经济才能在国内国际双循环中不断塑造国际合作和竞争新优势，牢牢把握未来发展主动权。

推进农业现代化。农业强国是社会主义现代化强国的根基。建设农业强国，基本要求是实现农业现代化。当前，农业农村仍然是我国现代化建设的短板，“三农”仍然是一个薄弱环节，同新型工业化、信息化、城镇化相比，农业现代化明显滞后，农业生产效率相对较低、农业比较效益低下、农村基础设施和公共服

¹ 陈雨露，南开大学校长。

务落后于城市等问题依然突出。推动高质量发展，必须加快推进农业现代化，加快建设农业强国，筑牢全面建设社会主义现代化国家的根基。

增进民生福祉。人民幸福安康是推动高质量发展的最终目的。当前，人民对美好生活的向往总体上已经从“有没有”转向“好不好”。与此同时，我国有效供给能力不足，产品和服务的质量还跟不上人民群众需求变化。必须坚持以推动高质量发展为主题，坚定不移贯彻新发展理念，切实转变发展方式，推动质量变革、效率变革、动力变革，不断满足人民日益增长的美好生活需要，实现人民对美好生活的向往。

二、处理好高质量发展中的重大关系

推动高质量发展，不仅要从宏观上把握其历史逻辑、理论逻辑、实践逻辑，还要运用系统观念、辩证思维，在宏观与微观、整体与局部、国内与国际等相互联系中，统筹处理好各方面的重大关系。

统筹扩大内需和深化供给侧结构性改革。供求关系循环是否顺畅是经济发展是否有质量的重要体现。要坚持以供给侧结构性改革为主线，既通过高质量供给创造和引领需求，又把扩大内需作为战略基点，通过规模扩大、结构升级的内需催生优质供给，最终形成需求牵引供给、供给创造需求的更高水平动态平衡。近年来，我们坚持把实施扩大内需战略同深化供给侧结构性改革有机结合起来，大力推动短板产业补链、优势产业延链、传统产业升链、新兴产业建链，现代化产业体系建设取得新进展，有力提升了供需适配程度。

统筹经济实现质的有效提升和量的合理增长。经济发展是一个从量变到质变的螺旋式上升过程，既不能以速度论英雄，也不能失去量的基础，而要在发展过程中动态把握质的有效提升和量的合理增长。今年以来，随着经济社会全面恢复常态化运行，宏观政策显效发力，我国经济结构明显改善、动能持续优化，经济增长含金量进一步提高。上半年，最终消费支出对经济增长的贡献率达 77.2%，服务业增长对经济增长贡献率超过 60%，单位 GDP 能耗同比下降 0.4%。

统筹国内循环和国际循环。以国内大循环为主体不是要关起门来封闭运行，而是通过实现高水平自立自强，增强国内大循环内生动力和可靠性，吸引全球资源要素，增强国内国际两个市场、两种资源的联动效应，进而提升国际循环的质量和水平。今年以来，我国积极扩大高水平开放，促进贸易结构优化，以电动载人汽车、锂离子蓄电池、太阳能电池为代表的“新三样”产品出口提速，拉动整体出口增长 1.8 个百分点。

统筹教育、科技、人才工作。教育、科技、人才是影响经济发展质量的重要因素，建设教育强国、科技强国、人才强国具有内在一致性和相互支撑性。必须坚持教育优先发展、科技自立自强、人才引领驱动，把三者有机结合起来、一体统筹推进，形成推动高质量发展的倍增效应。

统筹发展和安全。发展是安全的基础，安全是发展的条件。必须统筹好发展和安全的关系，有效防范化解影响我国现代化进程的重大风险，主动塑造于我有利的国际安全环境，以新安全格局保障新发展格局，更好维护开放安全，推动发展和安全深度融合，实现高质量发展和高水平安全良性互动。

互联网金融及其监管对传统银行的溢出效应¹

张小茜² 任莉莉³ 朱佳雪⁴

【摘要】本文基于2007-2020年334家商业银行的数据，考察互联网金融及其监管对银行理财产品发行的影响。研究发现：（1）互联网金融发展导致传统银行理财产品发行数量显著扩张，存在扭曲负债结构和加剧存款竞争两种间接附加效应；（2）互联网金融监管能够有效抑制传统银行发行理财业务揽储、追逐超额收益的动机，并且对更具监管套利属性的非保本型理财产品作用更强；（3）支付结算、资源配置、财富管理和网络渠道四种互联网金融典型业态的发展均导致银行理财产品发行量显著增加，在互联网金融冲击下，小规模、高资本充足率、非系统重要性、农商行和城商行更倾向于增加发行理财产品。对此，本文认为互联网金融发展会导致传统银行的影子银行业务上升，小规模、非系统重要性的城商行、农商行的理财产品发行行为尤其值得关注。

【关键词】互联网金融 银行理财产品 负债结构 存款竞争

一、引言

以第三方支付、P2P、互联网理财等为主要业态模式的互联网金融快速发展，深刻改变着金融业组织结构和模式。一方面，互联网金融凭借技术优势能够提供更加便捷多样的投资、支付及理财方式；另一方面，互联网金融有助于提升金融体系包容性水平（王馨，2015；黄益平、黄卓，2018；宋科等，2022），为原本被排斥在正规金融体系外的长尾群体提供金融服务，尤其对缓解中小企业融资困境、促进中小企业高质量发展发挥着传统金融机构难以替代的作用。数字技术在金融领域的广泛应用深刻改变着金融市场结构与金融运行特征（尹振涛等，2023），如何稳妥发展金融科技引起广泛关注和重视。2022年1月中国人民银行发布《金融科技发展规划（2022-2025年）》，从宏观层面对中国发展金融科技进行顶层设计和统筹规划，对进一步推动金融科技迈入高质量发展新阶段、提升金融服务实体经济的能力与效率提出了更高要求。

互联网金融带来便捷性交易的同时，也给传统金融机构带来巨大挑战。P2P等互联网金融平台对银行贷款产生替代（Tang，2019），加大银行存款分流压力（Buchak等，2021；贾盾、韩昊哲，2023）。由于理财产品的监管约束相对宽松、利率更加市场化，传统银行倾向于发行理财产品作为应对，从而达到变相揽储和追逐超额收益的目的，最终致使银行理财产品的发行规模快速扩张，银行风险上升（Huang等，2023）。2021年中国工商银行代销的理财产品爆雷，涉及资金40亿元。2022年3月和11月银行理财产品净值经历两轮回撤，一度出现大面积“破净”。作为中国式影子银行的重要组成部分，银行理财成为银行用以替换传统信贷通道的表外投资通道（邵新建等，2020），募集资金被包装为委托贷款、信托贷款等表外资产投向高风险、高收益项目（才国伟等，2022）。党的二十大报告强调，要“依法将各类金融活动全部纳入监管，守住不发生系统性风险底线”。本文尝试解构互联网金融发展对银行理财产品发行量的影响，深入探讨金融创新及其监管对传统金融机构的溢出效应，试图为监管层实施微观审慎监管提供事实参考和理论依据。

¹原载于《财贸经济》2023年第8期

²张小茜，浙江大学经济学院教授、博士生导师

³任莉莉，浙江极氪智能科技有限公司

⁴朱佳雪，浙江大学经济学院博士研究生

本文基于 2007—2020 年银行理财产品发行数据和通过文本挖掘法构建的互联网金融指数，研究互联网金融发展对银行理财产品发行量的影响及作用机制。实证结果表明，互联网金融发展导致银行理财产品发行量显著扩张，存在扭曲负债结构和加剧存款竞争两种间接附加效应。从“量”上看，互联网金融发展造成存款分流，商业银行被迫减少零售型存款负债，导致银行负债结构扭曲，银行倾向于开展表外理财业务揽储。从“价”上看，互联网金融发展导致资金更多流向银行同业间市场，同业拆借资金成本上升，导致银行存款竞争加剧，在维持利润水平压力下，银行倾向于发行理财产品追逐超额收益。进一步考察发现，支付结算、资源配置、财富管理、网络渠道四种互联网金融典型业态的发展均显著推动银行理财产品发行量上升。基于银行微观特征的异质性分析发现，小规模、高资本充足率、非系统重要性银行以及农村商业银行、城市商业银行在互联网金融发展的冲击下更倾向于增加理财产品发行量。

互联网金融同时具有传统金融行业与互联网行业的属性，其自身风险及传染性不容忽视。互联网金融发展初期，庞氏骗局等非法事件频频发生，亟须完善互联网金融领域的微观审慎监管，减少背离金融普惠初衷的经营行为，引导互联网金融行业规范化健康发展（Buchak 等，2018）。2022 年 4 月以来，河南、安徽的 5 家村镇银行相继被曝出利用第三方平台等方式吸收并非法占有公众资金，这部分资金未缴纳存款准备金、存款保险费，致使互联网金融风险传染至传统银行，防范微观风险向宏观风险转化（王博等，2021；王道平等，2022）刻不容缓。2016 年起中央成立专项整治小组进行全行业整治，互联网金融监管逐渐趋严。基于此，本文进一步考察互联网金融监管对传统银行理财产品发行量的影响，实证结果表明，互联网金融监管显著减弱传统银行借道理财产品发行揽储、追逐超额收益的动机，对更具监管套利属性的非保本型理财产品发行的抑制作用更大。

本文的研究结论支持了王博等（2021）的发现，不同的是他们考察 2013 年 5 月至 2019 年 12 月我国 16 家上市银行的理财产品微观数据，并提供影响银行每只理财产品利率定价的实证证据，本文基于 2007—2020 年间 334 家商业银行的理财产品发行总量数据，考察互联网金融发展、不同互联网金融业态、银行微观特征对银行本身的影响。本文的创新点主要有以下三方面。第一，不同于已有文献大多关注互联网金融发展对传统金融机构资产、负债与风险承担的影响，本文揭示互联网金融冲击导致传统商业银行理财产品发行量显著扩张，并提出扭曲负债结构和加剧存款竞争两种间接附加效应，为传统商业银行理财产品发行及其监管机制研究提供新的视角。第二，现有研究对上市银行及其理财产品进行了深入研究，本文尝试考察发行过理财产品的 334 家商业银行，能为学界观察更大范围的城商行和农商行提供更多证据。第三，本文发现互联网金融监管有效抑制银行开展理财产品等影子银行业务的动机，对更具监管套利属性的非保本型理财产品发行的抑制作用更强，丰富了金融监管领域文献，为如何科学合理监管银行理财产品提供理论依据和政策启示。

二、文献回顾和研究假设

（一）互联网金融对传统银行的冲击

前沿研究关注传统金融体系在互联网金融快速发展背景下受到怎样冲击、如何应对。尹振涛等（2023）认为，数字经济的快速发展和数字技术在金融领域的广泛应用正深刻改变着金融市场结构与金融运行特征。已有文献对互联网金融与传统金融之间是互补还是替代关系存在分歧。一种观点认为，互联网金融和传统银行间是互补关系，有助于前者满足后者未能服务到的群体的需求，服务风险偏好更高的群体，降低企业对抵押贷款渠道的依赖（Buchak 等，2018；De Roure 等，2022；Gambacorta 等，2023）；另一种观点则认为，互联网金融平台贷款对传统银行消费信贷业务存在显著替代作用（Cornaggia 等，2018），两者仅在小额贷款业务上存在互补关系（Tang，2019）。吴雨等（2020）发现，数字金融发展从供给和需求层面对我国传统私人借贷产生了一定的替代效应，并增加了家庭传统私人借贷的难度。

小规模银行收入结构单一，仍以利息收入为主，更依赖理财产品吸收资金（胡诗阳等，2019），在面

临互联网金融竞争时会采取更激进的定价策略（王博等，2021）。对高资本充足率的银行而言，负债结构中存款比重越高，在互联网金融冲击下，存款流失和付息成本问题越严峻，越有发行理财产品揽储的动机。监管约束会显著影响经济主体在风险承担上的谨慎程度（Beltratti 和 Stulz, 2012），非系统重要性银行面临的监管约束较低，在互联网金融冲击下，更倾向于采取激进的理财产品发行策略。Cornaggia 等（2018）发现，P2P 网络借贷蚕食了小型（农村）商业银行的放贷量，相比国有大型商业银行和股份制银行，城市商业银行和农村商业银行往往面临更严峻的竞争环境（Zhang 和 Huang, 2022），受互联网金融冲击更严重，更有动机发行理财产品揽储、追逐超额收益。由此本文提出假设 1。

假设 1（替代或互补作用）：互联网金融发展导致银行理财产品发行量扩张，对小规模、高资本充足率、非系统重要性银行以及城商行和农商行的作用更强。

（二）间接附加效应

互联网金融冲击扭曲银行的负债结构，银行倾向于发行理财产品揽储。互联网金融理财产品具有准入门槛低、赎回期短、利率市场化等优势（陈荣达等，2019），在提高金融体系包容性的同时，吸引大量居民储蓄存款，挤出银行的居民存款。这导致银行通过传统表内渠道揽储的难度上升，表现为受存款保险制度保护、期限较长的零售型存款比例下降，高利率的同业拆借资金比例上升（邱晗等，2018）。长期以来，由于监管约束，我国金融机构的存贷款业务的利率定价受到限制。2015 年监管改革后，仍然存在窗口指导等其他隐形干预因素，这导致银行无法通过提高存款利率达到吸引足够资金的效果。2008 年全球金融危机后，大部分国家存在影子银行业务监管不足的银行业监管特征（Gennaioli 等, 2013；侯成琪、黄彤彤，2022），同时监管层对银行表内业务开展的限制政策在不断加码。在以上因素共同作用下，理财产品凭借市场化的利率能够吸引更多资金，银行具有发行理财产品揽储的动机，以应对来自非银行金融机构的资金竞争压力（邵新建等，2020）。由此本文提出假设 2。

假设 2（负债结构扭曲机制）：互联网金融扭曲负债结构导致银行理财产品发行量扩张。

互联网金融冲击加剧银行间存款竞争，迫使银行发行理财产品以追逐超额收益（Ahn 和 Breton, 2014）。互联网金融产品具有更高的回报率，大量储蓄存款分流至互联网金融企业，最终通过银行间市场以市场化的利率回流至银行（王博等，2021），进而导致银行整体付息成本上升（Allen 等，2011）、脆弱性加剧（Demirgüç-Kunt 等，2010），这一资金流通模式甚至成为银行剥离不良贷款的工具，放大了金融体系的系统性风险（Luo 等，2019）。负债端资金成本的上升极大地激发了银行发行理财产品获取高回报、维持利润的动机。一方面，监管部门参考《巴塞尔协议III》，严格规定银行的资本充足率，使银行无法通过扩张传统表内存贷业务来维持利润水平，在互联网金融冲击下，开展表外理财业务来规避资本监管的动机进一步强化。这与丁宁和吴晓（2023）提出的存贷比监管改革促使银行影子银行业务风险转移背后的逻辑一致。另一方面，银行将受资本充足率严格约束的表内信贷资产转为表外资产，将资金投向房地产等高风险行业以获得超额收益。资金成本较高、期限较短的同业负债等批发型融资（邱晗等，2018）是银行在互联网金融冲击叠加监管约束下的被动选择，而发行理财产品凭借其后续资金投放的高额回报率成为存款竞争加剧压力下银行维持利润的重要手段。由此，本文提出假设 3。

假设 3（存款竞争加剧机制）：互联网金融加剧存款竞争导致银行理财产品发行量扩张。

（三）互联网金融监管的溢出效应

互联网金融发展背后存在风险和隐忧，主要源自互联网金融平台兼具媒体属性，会对金融风险产生放大效应。首先，互联网金融风险极易扩散和发酵。互联网本身传播方式具有自组织、无中心和多方向等特点，一旦某一个风险出现，就可能引发系统性金融风险。其次，互联网金融企业存在制造热点、夸大收益、虚假交易等问题。互联网金融风险不仅存在于互联网金融企业或平台，还可能传染至与这些平台或企业合作的商业银行，尤其是中小银行。

只有金融创新与适当的监管措施结合，才能减少金融摩擦，规范互联网金融业态发展（Buchak 等，

2018)。由于互联网金融同时具有互联网和金融的行业特性，其风险及潜在传染性不可忽视，加强政府监管具有必要性。项后军和周雄（2022）发现，对影子银行的监管能够弱化影子银行对银行流动性囤积水平的负向影响。李青原等（2022）发现，金融化程度较高的企业在资管新规实施后投资显著增加，表明强化金融监管有助于抑制企业“脱实向虚”。为促进互联网金融行业的规范化发展，金融监管部门对应出台诸多重要政策。2016年4月国务院组织中国人民银行、银监会、证监会等14个部委决定在全国范围内启动互联网金融领域专项整治，后续国务院印发《互联网金融风险专项整治工作实施方案》。2016年10月后，各金融监管部门密集出台互联网金融监管政策。可以看出，自2016年开始，互联网金融监管进入新阶段。

互联网金融监管对传统商业银行具有正外部性影响。从银行理财产品视角，王博等（2021）基于上市银行理财产品利率的数据，发现随着互联网金融监管趋严，银行存款回流，进而有助于抑制银行高息揽储的动机，且对中小银行的影响更为显著。银行理财产品作为中国式影子银行体系的重要组成部分（邵新建等，2020；Acharya等，2021），其背后是银行通过银银、银证、银信、银资合作等通道，将银行理财产品变为存款，变相为无法通过常规渠道获得银行贷款的高风险行业提供信贷服务，以获取超额收益。互联网金融监管能够减少互联网金融企业的监管套利行为，降低行业无序竞争，缩小互联网金融企业与传统银行间的监管差异，为传统银行弥补与互联网金融平台的金融科技差距提供机会，从而帮助缓解商业银行面临的存款分流压力和资金成本压力，最终减弱传统商业银行发行理财产品吸引资金、维持利润的动机。基于上述分析，本文提出假设4。

假设4（互联网金融监管的溢出效应）：互联网金融监管有助于减弱互联网金融发展对银行理财产品发行数量扩张的作用。

三、样本选择与变量说明

（一）样本选择与数据来源

本文研究互联网金融及其监管对银行理财产品发行量的作用，考虑到我国P2P平台始于2007年，确定样本区间为2007-2020年。样本包括6家国有大型商业银行、12家全国股份制商业银行、119家城市商业银行和197家农村商业银行。⁵根据Wind数据库，2007-2020年商业银行共发行804096只理财产品，其中非保本型理财产品606478只。本文将每家银行发行的理财产品数量按年度累加，得到2007-2020年334家银行的年度面板数据。

银行理财产品发行数据和其他银行层面数据来自Wind数据库，宏观层面的城市经济增长率、城市贷存比和M1增长率数据来自CSMAR数据库。剔除关键变量缺失的观测值后，最终得到2305个银行-年度观测值。为控制异常值的影响，本文对非宏观连续型变量在1%和99%分位数上进行缩尾（Winsorize）处理。

（二）基准模型与变量说明

1. 基准模型

为检验假设1，参考Acharya等（2021），建立如下模型：

$$WMP_{it} = \alpha_1 IF_{t-1} + \xi_1 BankCha_{it} + \psi_1 Macro_{ict} + Bank_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中， WMP_{it} 表示第*i*家银行第*t*年发行的理财产品总量； IF_{t-1} 表示滞后一期的互联网金融发展水平； $BankCha_{it}$ 为银行层面控制变量； $Macro_{ict}$ 为城市层面宏观经济变量； $Bank_i$ 为银行固定效应，控制不随时间变化且不可观测的银行个体特征。本文的核心解释变量 IF 是时间序列，因而不能在模型中直接纳

⁵截至2020年底，样本银行总资产占银行业金融机构总资产比例为77.38%，因此本文研究样本覆盖中国主要的商业银行，具有较强的代表性。

入时间固定效应，考虑到 2013—2018 年互联网金融和银行理财的监管政策变化较大，本文加入这些年份的虚拟变量，以控制时间层面宏观经济调整、政策变化因素的影响。

2. 变量说明

(1) 银行理财产品发行总量。参考 Acharya 等 (2021) 和王博等 (2021)，将银行全部理财产品发行量 (WMP) 定义为该年度银行理财产品发行总量与银行总资产的比值，以控制银行规模的影响。本文还进一步根据理财产品收益类型差异，将银行非保本型理财产品发行量 (NonGuaWMP) 定义为该年度银行非保本型理财产品发行量与银行总资产的比值。

(2) 互联网金融发展水平。参考 Hou 等 (2016)、郭品和沈悦 (2019)，本文采用文本挖掘法构建互联网金融指数，用来衡量互联网金融发展水平。具体过程如下：

第一步：建立基础词库。将支付结算、资源配置、财富管理和网络渠道确定为互联网金融主要功能，借鉴顾海峰和杨立翔 (2018)，明确各自具体关键词。(1) 支付结算方面，将“电子支付”“互联网支付”“移动支付”“在线支付”“第三方支付”纳入关键词库。(2) 资源配置方面，P2P 网贷规模显著影响银行理财产品发行量，因此本文将“网络借贷”“网上融资”“网贷”纳入关键词库。考虑到电商零售市场与网贷市场的高度关联性，本文将“网络零售”“互联网零售”纳入关键词库。(3) 财富管理方面，本文将“在线理财”“互联网理财”纳入关键词库。基于互联网与保险、证券等传统金融业态结合的趋势，将“互联网保险”“互联网证券”“互联网基金”纳入关键词库。(4) 网络渠道方面，“手机银行”“电子银行”“直销银行”“网络银行”等是银行开拓自身服务渠道的重要方式，进一步考虑到微众银行、网商银行等“互联网银行”获批成立，本文将这些渠道纳入关键词库。

第二步：计算词频。使用中国重要报纸全文数据库数据，计算关键词月度词频（当月包含关键词的新闻数与当月新闻发布总数的比值），对月度词频进行年化算术平均处理得到年度词频。

第三步，筛选关键词。计算关键词年度词频与被解释变量年度均值的相关系数，参考沈悦和郭品 (2015)，剔除相关系数小于 0.3 的关键词。相比沈悦和郭品 (2015)，本文在各个互联网金融功能上捕捉到新的关键词，在资源配置维度观察到网络零售、互联网零售等体现互联网金融功能和零售业的结合，财富管理维度出现互联网证券等，表明互联网金融在不断向证券等领域发展，网络渠道维度的手机银行等则体现银行业务的电子替代率不断上升。

第四步：合成指数。本文运用因子分析法，将经过上述步骤所得关键词合成互联网金融指数 (IF)。再以同样方式，根据各维度关键词，分别合成支付结算 (IPS)、资源配置 (IRA)、财富管理 (IRM) 和网络渠道 (INC) 四个维度的互联网金融指数。本文发现随着 2016 年以来互联网金融监管趋严，互联网金融指数逐渐下降，拓展了沈悦和郭品 (2015) 基于 2003—2013 年样本观察到的互联网金融不断发展的趋势

第二步：计算词频。使用《中国重要报纸全文数据库》数据，计算关键词月度词频，具体计算方式为当月包含关键词的新闻数与当月新闻发布总数的比值，对月度词频进行年化算术平均处理得到年度词频。

第三步，筛选关键词。计算关键词年度词频与被解释变量年度均值的相关系数，参考沈悦和郭品 (2015)，剔除相关系数小于 0.3 的关键词。相比沈悦和郭品 (2015)，本文在各个互联网金融功能上捕捉到新的关键词，在资源配置维度观察到网络零售、互联网零售等，体现互联网金融功能和零售业的结合，财富管理维度出现互联网证券等，表明互联网金融在不断向证券等领域发展，网络渠道维度的手机银行等则体现银行业务的电子替代率不断上升。

第四步：合成指数。本文运用因子分析法，将经过上述步骤所得关键词合成“互联网金融指数 (IF)”。再以同样方式，根据各维度关键词，分别合成“支付结算 (IPS)”、“资源配置 (IRA)”、“风险管理 (IRM)”和“网络渠道 (INC)”四个维度的互联网金融指数。本文发现随着 2016 年以来互联网金融监管趋严，互联网金融指数逐渐下降，拓展了沈悦和郭品 (2015) 基于 2003 年至 2013 年样本观察到的互联网

金融不断发展的趋势。

(3) 间接效应变量。借鉴已有文献，使用指标银行净同业负债占总资产的比重 (NIL) 测度负债结构 (邱晗等, 2018)，具体计算方式是 $NIL = (IL - IA) / Asset$ ，其中 IL 指同业负债，IA 指同业资产，Asset 指银行总资产，NIL 值越大，意味着银行负债扭曲程度越大。构建 Lerner 指数测度存款竞争 (Jiménez 等, 2013)，具体计算方式为 $Lerner = (r - rD) / r$ ，其中，r 指上海银行间同业半年拆借利率 (Shibor) 的年度均值，rD 为存款利息支出与存款总额的比，Lerner 为反向指标，数值越小，表明银行面临的存款竞争程度越大。

(4) 控制变量。本文控制银行层面 (BankCha) 和宏观层面 (Macro) 可能影响银行理财产品发行的因素。参考 Dell’Ariccia 等 (2017)，银行层面变量包括银行规模 (Size)、贷存比 (LRD)、资本充足率 (CAR)、总资产收益率 (ROA)、存款规模 (Dep)、贷款规模 (Loan)、资产负债率 (Lev)、净息差 (NIM) 及是否为上市银行 (ListedBank)。参考高昊宇等 (2022)，宏观层面变量包括城市 GDP 增长率 (GDPgrowthcity)、城市贷存比 (LDRcity)、M1 增长率 (M1rate)。⁶

四、实证结果

(一) 基准模型回归结果

表 1 报告基准回归结果。第 (1) 列和第 (3) 列显示，无论是否加入特定年份虚拟变量，互联网金融发展水平 (IF) 对银行理财产品发行量的正向作用均显著，说明互联网金融发展导致银行理财产品发行总量显著增加，表明互联网金融发展对传统银行传统存贷业务的替代作用强于互补作用。细分收益类型看，第 (2) 列、第 (4) 列显示 IF 的系数均在 1% 水平下显著为正，说明互联网金融发展导致银行非保本型理财产品发行量显著增加。具体地，以第 (4) 列为例，互联网金融发展水平提高一个标准差 (0.2872)，每十亿元银行资产发行的非保本型理财产品将增加 0.4973 (0.2872×1.7314) 只，占理财产品发行总量增加量 0.6768 (0.2872×2.3566) 只的 73.49%。以上发现支持假设 1 前半部分，互联网金融发展导致银行理财产品发行量显著扩张，且对更具监管套利属性的非保本型理财产品作用更强。

表 1 互联网金融发展对银行理财产品发行量的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
	WMP	NonGuaWMP	WMP	NonGuaWMP
IF	2.4453*** (0.2296)	1.3371*** (0.1359)	2.3566*** (0.4095)	1.7314*** (0.2835)
控制变量	是	是	是	是
年份虚拟变量	否	否	是	是
银行固定效应	是	是	是	是
样本量	2305	2305	2305	2305
Adj. R ²	0.669	0.625	0.695	0.642

注：括号内为银行层面聚类的标准误，*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%的水平下显著。下同。

(二) 稳健性检验与内生性处理⁷

1. 稳健性检验

(1) 考虑银行自身金融科技水平的影响。传统商业银行自身及其金融子公司的金融科技水平可能影响本文构造的互联网金融指数，从而对前文结论造成干扰。对此，本文采用以下两种方法进行稳健性检验。第一，加入商业银行数字化转型指数 (BankDig) 作为控制变量。该指数由谢绚丽和王诗卉 (2022) 基于银行战略、业务、管理三个维度构建，覆盖 246 家商业银行，样本较为全面。第二，利用北京大学数字金融研究中心编制的地级市层面数字普惠金融指数，为避免内生性，选择覆盖广度作为测度互联网金

⁶受篇幅所限，正文未报告描述性统计结果，留存备案。

⁷囿于篇幅，具体估计结果留存备案。

融发展水平的代理变量。⁸该指数基于蚂蚁金服交易账户的底层数据编制，能准确刻画非银行机构的金融科技水平，且不直接受银行资产负债选择的影响（邱晗等，2018）。估计结果显示，互联网金融发展对银行理财产品发行量的正向作用仍然存在。本文还发现一个有趣的结果，银行自身金融科技发展有助于减轻互联网金融发展对其产生的负面冲击。

（2）其他稳健性检验。第一，排除资管新规的影响。为排除资管新规、理财新规对结论的干扰，本文剔除新规发布年份（2018年）及之后的样本进行回归。第二，增加控制变量。考虑到银行流动性压力会导致理财产品发行量扩张，本文在模型（1）中加入变量流动性比例（LIQ）。第三，更换被解释变量。采用银行理财产品发行量加一取自然对数 $\ln WMP$ 作为被解释变量。第四，更换解释变量。借鉴刘澜飏等（2016）、战明华等（2018），换用第三方支付（TPP）测度互联网金融发展水平，具体计算方式是第三方支付额与银行支付系统业务总量的比。结果显示，本文核心结论仍成立。

2. 内生性问题处理

（1）核心解释变量滞后处理。为缓解反向因果对本文估计结果造成的偏差，并研究互联网金融发展是否会对银行理财产品发行数量产生更多期的滞后作用，本文将核心解释变量做滞后处理。具体以滞后2期和3期的IF指数作为解释变量进行回归，发现互联网金融发展对银行理财产品发行量存在滞后2期和3期的影响，不改变本文核心结论。

（2）工具变量法 2SLS。本文参考邱晗等（2018），采用互联网普及率（Internet）和互联网普及率的增长率（IntGrowth）作为工具变量，还借鉴 Magne 等（2021）的处理方法，进一步加入两者交乘项（Internet×IntGrowth）作为工具变量。互联网普及率数据来自《中国互联网发展状况统计报告》。互联网金融的发展离不开互联网技术，故而作为基础设施的互联网普及率越高，一定程度上意味着互联网金融发展水平也更高，而银行理财产品的发行难以直接影响互联网普及率，工具变量的相关性和外生性条件得以满足。第一阶段估计结果显示，互联网普及率、互联网普及率的增长率均和本文核心解释变量IF显著正相关。第二阶段的结果显示，互联网金融发展水平（IF）的系数均在1%的水平下显著为正，与前文所得结论一致。

（三）间接附加效应

基准回归结果发现，互联网金融发展对商业银行理财产品发行量具有显著的正向作用，本文试图进一步检验互联网金融发展是否通过扭曲银行负债结构和加剧存款竞争程度两种间接附加效应作用于银行理财产品发行量。参考郭晔等（2020），建立如下模型：

$$MED_{it} = \beta_1 IF_{t-1} + \xi_2 BankCha_{it} + \psi_2 Macro_{ict} + Bank_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$WMP_{it} = \varphi_1 IF_{t-1} + \varphi_2 MED_{it} + \xi_3 BankCha_{it} + \psi_3 Macro_{ict} + Bank_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中，MED_{it} 为互联网金融影响银行理财发行量的间接效应变量，⁹分别是负债结构的代理变量NIL和存款竞争的代理变量Lerner。若模型（2）中系数β₁显著为正，则检验模型（3），若变量MED_{it}的系数

⁸感谢审稿专家建议。本文将银行的跨区经营能力纳入考虑范围，基于国家金融监督管理总局金融许可证信息数据库的银行分支机构数据，构建经调整的数字普惠金融指数（AdjDFI）。借鉴 Zhang 和 Huang（2022）、Yuan 等（2022），以银行在该城市的分支机构占该银行分支机构总数的比重为权重进行调整，具体构建方式为： $AdjDFI_{i,t} = \sum_{c=1}^{C_i} DFI_{c,t} \times \frac{Branch_{i,c,t}}{Branch_{i,t}}$ ，其中DFI_{c,t}表示城市c在第t年的数字普惠金融覆盖广度指数，Branch_{i,c,t}表示银行i第t年在城市c的分支机构数量，Branch_{i,t}表示银行i在第t年的分支机构总数，C_i表示银行i分支机构分布的城市数量，银行在城市c的分支机构数量越多，则城市c的数字普惠金融指数在构建AdjDFI_{i,t}中所占权重越大。

⁹感谢审稿人的宝贵意见。潜在的内生性问题进行处理。考虑到银行净同业负债可能与未观测到的企业特征相关以及发行保本型理财产品可能影响银行负债结构，为缓解潜在的反向因果问题，本文借鉴李志生等（2020），将当期银行净同业负债占资产的比重对上一期的银行理财产品发行量进行回归，提取回归残差项R.NIL，结果显示R.NIL的系数仍显著。另外，考虑到银行存款竞争来源的多样性，比如银行竞争程度可能同时影响银行存款竞争程度（贾盾、韩昊哲，2023）和理财产品发行行为，借鉴 Zhang 和 Huang（2022），本文构建地区银行竞争程度变量，并加入模型（2）作为控制变量，结果显示本文核心结论仍然成立。

φ_2 显著为正，则表明互联网金融发展通过影响负债结构或存款竞争导致银行理财产品发行量扩张的间接效应成立。

1. 负债结构

表2第(1)~(3)列报告负债结构的间接附加效应检验结果。第(1)列结果显示，互联网金融发展水平(IF)对银行负债结构有正向影响，且系数在1%的水平下显著，表明互联网金融冲击扭曲了银行的负债结构，挤出银行存款，导致银行更加依赖融资成本更高的同业资金。第(2)、(3)列显示负债结构(NIL)的系数均在1%的水平下显著为正，且进一步Sobel检验结果的P值均小于0.05，表明互联网金融冲击通过扭曲商业银行负债结构导致银行理财产品发行量显著扩张。上述结果支持假设2，互联网金融产品凭借技术优势和监管优势挤出银行存款，所吸收的资金以市场化的利率重回商业银行，加剧银行对批发性融资等银行间市场资金的依赖，与邱晗等(2018)所得结论一致，理财产品凭借市场化的利率成为银行揽储的重要手段。

2. 存款竞争

表2第(4)~(6)列报告存款竞争的间接附加效应检验结果。根据第(4)列，互联网金融发展水平(IF)对Lerner的影响为负，且系数在1%的水平下显著，第(5)、(6)列显示Lerner的系数均在1%的水平下显著为负，Sobel检验的P值均小于0.05。即互联网金融冲击通过加剧银行间存款竞争导致传统银行理财产品发行量扩张。究其原因，在互联网金融冲击下，更多资金以市场化利率流回银行，银行付息成本上升，由于显性或隐性监管约束的存在，银行难以通过提供更高的存款利率来缓解资金成本压力，而理财产品由于投资标的所受监管约束较少，为银行提供了追逐超额收益的机会，在这两重因素下银行更倾向于发行理财产品以维持利润水平。

表2 负债结构和存款竞争的间接附加效应检验结果

	<i>NIL</i>	<i>WMP</i>	<i>NonGuaWMP</i>	<i>Lerner</i>	<i>WMP</i>	<i>NonGuaWMP</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>IF</i>	0.0390*** (0.0137)	3.1448*** (0.4275)	1.7337*** (0.2880)	-0.3455*** (0.0493)	2.2550*** (0.4064)	1.6445*** (0.2813)
<i>NIL</i>		3.0533*** (0.8122)	1.7742*** (0.5866)			
<i>Lerner</i>					-0.2940*** (0.0991)	-0.2517*** (0.0490)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份虚拟变量	是	是	是	是	是	是
银行固定效应	是	是	是	是	是	是
Sobel 检验 P 值		0.032	0.049		0.011	0.000
样本量	2228	2228	2228	2305	2305	2305
Adj. R ²	0.671	0.696	0.651	0.585	0.697	0.645

注：由于部分银行在部分年度的净同业负债数据有缺失，因此第(1) - (3)列观测值少于基准模型回归观测值。

(四) 互联网金融监管政策的溢出效应

为检验互联网金融监管政策对传统银行可能产生的溢出效应，也为缓解基准模型估计中潜在的内生性问题，本文借助互联网金融监管政策的外生冲击来更准确地识别互联网金融发展对银行理财产品发行量的影响。具体地，构建如下双重差分模型(DID)以检验假设4：

$$WMP_{it} = \delta_1 \text{Treat}_{it} \times \text{Policy}_t + \delta_2 \text{Policy}_t + \xi_4 \text{BankCha}_{it} + \psi_4 \text{Macro}_{ict} + \text{Bank}_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

本文将2016年4月国务院组织14个部委决定开展互联网金融领域专项整治行动作为外生冲击事件¹⁰，

¹⁰ 根据第四届互联网与数字经济论坛(2022)上李强教授提出的宝贵意见，本文此处采用DID模型识别互联网金融的影响，并以2016年国务院领导下的互联网金融领域专项整治行动作为外生政策冲击事件，而非2015年人民银行等十部门发布的《关于促进互联网金融健康发展的指导意见》，主要是考虑到专项整治行动相较于指导意见对互联网金融领域的影响更为直接、力度更大。

记为 Policy，专项整治实施之前为 0，之后为 1。其次，本文基于专项整治实施前一年（即 2015 年）银行所在地级市的数字普惠金融指数数据，¹¹将所在地级市数字普惠金融指数高于中位数的银行设定为处理组银行，Treat_{ic}=1；所在地级市该指数低于中位数的银行设定为对照组银行，Treat_{ic}=0。控制变量的选取和基准模型一致。

表 3 报告互联网金融监管政策这一外生冲击的影响。第（1）列显示，Treat×Policy 的系数在 1%的水平下显著为负，表明在 2016 年互联网金融领域专项整治行动开展以后高互联网金融发展水平地区的银行理财产品发行总量存在更大程度的下降。第（2）列显示，互联网金融监管政策冲击后每十亿元银行资产非保本型理财产品发行量减少 0.2627 只，占理财产品发行总量减少量的 55.67%（0.2627 / 0.4719），表明相比保本型理财产品，政策冲击对非保本型理财产品发行的抑制作用更强。第（3）、（4）列为加入 Treat 变量¹²的回归结果，发现 Treat 的系数在 1%和 10%的水平下显著为正，表明所在城市互联网金融发展水平较高的银行理财产品发行量显著更高，与前文结论一致。表 3 结果支持假设 4，互联网金融监管政策通过遏制互联网金融市场的无序竞争，有助于抑制银行借道发行理财产品揽储、追逐超额收益的动机。

表 3 互联网金融监管政策冲击的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
	WMP	NonGuaWMP	WMP	NonGuaWMP
Treat×Policy	-0.4719*** (0.1766)	-0.2627** (0.1316)	-0.5600*** (0.2002)	-0.3255** (0.1505)
Policy	1.2625*** (0.3526)	1.0814*** (0.2521)	1.3108*** (0.1653)	0.7470*** (0.1306)
Treat			0.3949*** (0.1219)	0.1769* (0.0909)
控制变量	是	是	是	是
年份虚拟变量	是	是	否	否
银行固定效应	否	否	是	是
样本量	2335	2335	2362	2362
Adj. R ²	0.694	0.641	0.210	0.159

上文发现，互联网金融监管显著减弱传统商业银行发行理财产品揽储、追逐超额收益的动机，但上述政策效果是否在政策实施之前已经实现，若存在则可能高估互联网金融监管的正外部性。此外，上文结果无法获知互联网金融监管政策后续的动态经济效应。因此，为保证前文研究结论的可靠性，本文进一步检验互联网金融监管政策实施前的平行趋势假定及政策可能存在的时滞性，建立如下模型：

$$WMP_{it} = \sum_{n=-4}^3 \lambda_n \text{Treat}_{ic} \times T_n + \sum_{n=-4}^3 \theta_n T_n + \xi_5 \text{BankCha}_{it} + \psi_5 \text{Macro}_{ict} + \text{Bank}_i + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

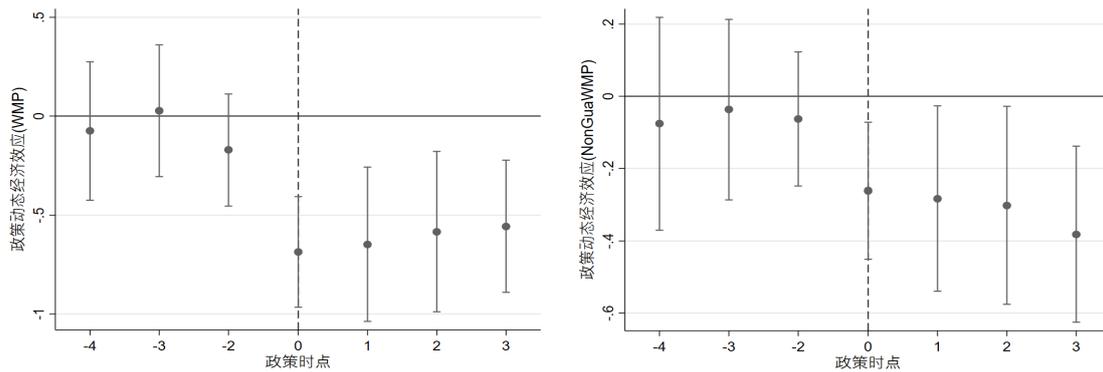
其中，T_n 为时间虚拟变量，以政策实施前一年 2015 年为基准，控制变量的选取和基准模型一致，控制银行固定效应，加入年份虚拟变量。图 1 显示交互项系数 λ 的变化趋势，图 1（a）、图 1（b）分别为互联网金融监管对理财产品发行总量、非保本型理财产品发行量的动态经济效应，横轴表示相对于政策发生时点（2016 年）的时间，纵轴为交互项系数 λ 估计值的大小，置信区间为 90%。

从图 1（a）可以看出，互联网金融监管政策实施前交互项系数 λ 在 90%的水平下不显著，也就是在 2015 及之前，处理组银行和对照组银行理财产品发行总量并无明显的事前差异，由此可知平行趋势假设成立。根据 λ 的时间变化趋势，政策实施开始，交互项系数 λ 在 90%的水平下显著为负，绝对值变化幅度较小，表明处理组银行减弱发行理财产品揽储、追逐超额收益的行为在政策实施之后持续存在。进一步观察互联网金融监管对非保本型理财产品发行量的影响，由图 1（b）可知，平行趋势假定仍然成立，且交互项系数 λ 的绝对值呈逐渐增大趋势，表明互联网金融监管对传统银行发行非保本型理财产品行为的抑

¹¹ 该指数为地级市层面的北京大学数字普惠金融指数（郭峰等，2020），能够反映地区互联网金融发展水平。

¹² 感谢审稿专家的意见。本文增加第（3）、（4）列，在模型中加入变量 Treat。由于 Treat 是不随时间变化的城市层面变量，会被银行固定效应吸收，因此第（3）、（4）列没有控制银行固定效应。

制作用随时间推移而递增。



(a) 对全部理财产品发行量的动态经济效应 (b) 对非保本型理财产品发行量的动态经济效应

图 1 互联网金融监管政策的动态经济效应

五、进一步讨论

(一) 不同互联网金融典型业态的影响

为考察不同互联网金融典型业态对银行理财产品发行的影响，借鉴郭品和沈悦（2019），本文在总指数基础上构建四个维度的互联网金融分指数进行检验。

1. 支付结算

互联网金融的货币属性体现在支付结算服务中，具体而言，第三方支付平台利用支付结算服务将部分原属于银行的活期存款吸引到自身准备金账户，这一做法使得银行融资成本上升，因此本文预期支付结算业态的发展促使银行发行更大数量的理财产品。表 4 第（1）、（5）列显示，支付结算（IPS）的系数显著为正，表明支付结算业态发展对银行理财产品发行量的扩张具有显著正向作用。上述结果表明，支付结算业态发展的冲击将部分银行资金分流至自身账户，增强了商业银行发行理财产品揽储、追逐超额收益的动机。

2. 资源配置

P2P 等互联网信用借贷业务平台利用技术优势能够提高预测贷款违约情况的准确率，从而更好地服务传统金融机构无法服务到的长尾群体，在存贷业务上与传统银行形成直接竞争。作为应对，银行有动机通过开展发行银行理财产品等影子银行业务来追逐超额收益。表 4 第（2）、（6）列报告互联网金融资源配置对银行理财产品发行量的影响，发现资源配置（IRA）对银行理财产品发行总量、非保本型理财产品发行量均有正向影响，且系数在 1% 的水平下显著，说明资源配置业态的发展导致银行理财产品发行量上升。

3. 财富管理

相比银行存款，互联网金融理财产品在准入门槛、交易便捷性、回报收益等方面具有优势。为应对互联网理财冲击下存款竞争加剧问题，银行倾向于发行监管相对宽松的理财产品。表 4 第（3）、（7）列显示，财富管理（IRM）对银行理财产品发行量的影响为正，且系数均在 1% 的水平下显著，表明财富管理业态发展导致银行理财产品发行量显著上升。在经济意义上，以第（7）列为例，财富管理（IRM）每提高一个标准差（0.3109），每十亿元银行资产发行的非保本型理财产品量（NonGuaWMP）增加 0.9634（ 0.3109×3.0986 ）只。

4. 网络渠道

手机银行、网上银行等网络渠道平台有助于银行开拓线上业务，提高数字化水平，更为银行开展理财业务提供便利。表 4 第（4）列显示，网络渠道（INC）对银行理财产品发行量的影响显著为正，表明

网络渠道业态的发展导致银行理财产品发行总量显著上升。区分收益类型，第（8）列结果表明，网络渠道业态的发展同样导致非保本型理财产品发行量显著上升。

表4 不同互联网金融业态对银行理财产品发行量的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	WMP				NonGuaWMP			
<i>IPS</i>	3.5379*** (0.4930)				2.2036*** (0.3281)			
<i>IRA</i>		3.4515*** (0.6238)				2.5601*** (0.4282)		
<i>IRM</i>			3.7346*** (0.8430)				3.0986*** (0.5941)	
<i>INC</i>				2.0720*** (0.3939)				1.5816*** (0.2757)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
年度虚拟变量	是	是	是	是	是	是	是	是
银行固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
样本量	2305	2335	2335	2305	2305	2335	2335	2305
Adj. R ²	0.695	0.697	0.694	0.694	0.640	0.644	0.643	0.642

注：不加入年度虚拟变量所得结论一致。

（二）基于银行微观特征的异质性分析

具有不同微观特征的银行在资金来源、监管程度、收入结构等方面均存在显著不同，这可能作用于互联网金融发展对理财产品发行行为的影响。基于此，本文尝试考察在互联网金融冲击下，银行规模、资本充足率、系统重要性和银行类型四方面不同的银行在理财产品发行行为上是否存在显著差异，以证实假设1后半部分。本文建立如下模型：

$$WMP_{it} = \gamma_1 IF_{t-1} \times X_{it} + \gamma_2 IF_{t-1} + \gamma_3 X_{it} + \xi_6 BankCha_{it} + \psi_6 Macro_{ict} + Bank_i + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

其中， X_{it} 为银行微观特征变量，包括 4 个变量：是否大银行（Large），若某银行资产规模位于当年全部样本的前 25%，则变量 Large 赋值为 1，否则为 0；是否低资本充足率银行（LowCAR），若资本充足率水平位于当年全部样本的后 25%，则 LowCAR 赋值为 1，否则为 0；是否系统重要性银行（SIB），根据中国人民银行与银保监会 2021 年发布的中国系统重要性银行名单，若属于名单中的 19 家银行，则 SIB 赋值为 1，否则为 0；是否农商行或城商行（RuralUrban），若银行类型为农村商业银行或城市商业银行，则 RuralUrban 赋值为 1，否则为 0。

1. 银行规模

大规模银行市场竞争力较强、风险管理技术优势明显，能稳定地获得成本较低的储蓄存款（李双建、田国强，2020），对传统存款业务的依赖相对较小。而小规模银行收入结构单一，更依赖理财产品吸收资金。因此本文预期小规模银行在互联网金融发展影响下会发行更多理财产品。表 5 第（1）、（5）列显示，互联网金融发展水平与银行规模交互项（ $IF \times Large$ ）的系数均显著为负，表明小规模银行受到互联网金融冲击影响更大，更倾向于增加发行理财产品。

表 5 银行微观特征的调节作用

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	WMP				NonGuaWMP			
<i>IF</i> × <i>Large</i>	-2.4702*** (0.2404)				-1.2908*** (0.1696)			
<i>IF</i> × <i>LowCAR</i>		-0.6326*** (0.1858)				-0.4261*** (0.1399)		
<i>IF</i> × <i>SIB</i>			-1.7866*** (0.2099)				-1.1085*** (0.1665)	
<i>IF</i> × <i>RuralUrban</i>				1.5850*** (0.2341)				1.0020*** (0.1792)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
年份虚拟变量	是	是	是	是	是	是	是	是
银行固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
样本量	2305	2305	2305	2305	2305	2305	2305	2305
Adj. R ²	0.720	0.697	0.704	0.702	0.657	0.644	0.650	0.648

注：本表仅报告交互项系数。不加入年度虚拟变量所得结论一致。

2. 资本充足率

对资本充足率较高的银行而言，负债结构中存款比重较高，在互联网金融冲击下，存款流失也越快，付息成本上涨越多，发行表外理财产品揽储的动机越强烈。对此，本文构建代表银行资本充足率水平高低的虚拟变量 *LowCAR*。表 5 第 (2)、(4) 列显示，互联网金融发展水平与银行资本充足率交互项 (*IF*×*LowCAR*) 的系数均在 1% 的水平下显著为负，表明在互联网金融冲击下，高资本充足率的银行更倾向于发行更多数量的理财产品。

3. 系统性重要银行

经济主体面临的监管约束越大，承担风险就会越谨慎。是否属于系统重要性银行在很大程度上反映了银行是否受到强监管约束，因此本文预期在互联网金融冲击下，系统重要性银行在理财产品发行策略上会更加审慎。表 5 第 (3)、(7) 列显示，互联网金融发展水平与系统重要性银行交互项 (*IF*×*SIB*) 的系数均在 1% 的水平下显著为负，表明与系统重要性银行相比，非系统重要性银行在互联网金融发展的冲击下，理财产品发行量显著更高。

4. 银行类型

相比国有大型银行，城市商业银行是利润效率较优的银行类型（姚树洁等，2011），同时也面临着较严峻的竞争环境。为考察银行类型是否影响银行理财产品发行策略，本文构建虚拟变量 *RuralUrban*，当银行类型属于农村商业银行或城市商业银行时，*RuralUrban* 取 1，否则为 0。表 5 第 (4)、(8) 列显示，*IF*×*RuralUrban* 的系数显著为正，说明与国有大型银行、股份制银行相比，农村商业银行、城市商业银行受互联网金融的冲击更大，更有动机发行理财产品，这与其缺乏除存款业务外的其他融资渠道有关。这一发现也解释了 2022 上半年发生的河南等村镇银行利用第三方平台非法吸收资金从而爆雷的事件，农商行、城商行等地方中小型银行更容易受到互联网金融冲击的影响，存在较高的风险隐患。

六、结论与政策建议

互联网金融的快速发展对传统银行产生巨大冲击。作为中国式影子银行体系重要组成部分的银行理财产品发行量快速扩张。本文基于 2007—2020 我国 334 家商业银行的数据，发现银行理财产品发行量从 334 的 2235 只上升到 2018 年 138954 只的峰值，随着互联网金融监管趋严，下降到 2020 的 65482 只。在以上事实启发下，本文试图研究互联网金融发展及其监管对传统银行理财产品发行行为的影响，得出如下结论。首先，互联网金融冲击导致银行理财产品发行量显著扩张，存在从“量”上扭曲负债结构和从“价”上加剧存款竞争的两个间接附加效应。其次，互联网金融监管政策对传统银行存在显著溢出效应，

表现为显著抑制传统银行通过发行理财产品等影子银行业务进行揽储、追逐超额收益的动机，并且对更具监管套利属性的非保本型理财产品发行行为的抑制作用更强。最后，支付结算、资源配置、财富管理、网络渠道四种互联网金融业态对银行理财产品发行量均具有显著的正向影响，并且小规模、高资本充足率、非系统重要性银行以及农村商业银行、城市商业银行在互联网金融冲击下，倾向于采取更激进的理财产品发行策略。

基于上述结论，本文提出以下政策建议。首先，持续弥补互联网金融监管制度的“短板”。本文研究表明，互联网金融行业监管能有效抑制传统银行发行理财产品进行监管套利的动机。应着重规范互联网金融行业秩序，着重构建平台金融业务监管框架，防范化解在互联网金融冲击下传统金融机构影子业务规模扩张可能导致的金融体系整体风险上升问题。其次，大力推动传统商业银行数字化转型。在互联网金融快速发展背景下，本文研究揭示，银行倾向于开展以理财产品为代表的影子银行业务来应对竞争，进而可能导致增加银行体系风险。应对银行等传统金融机构的数字化转型提供政策支持和指引，缓解技术差距带来的非良性竞争。最后，持续深化利率市场化改革，重点推动中小银行理财业务合规发展。一方面，健全市场利率形成机制有助于减弱银行进行监管套利的动机，从源头防范金融风险。另一方面，重点关注中小商业银行理财业务中的风险点，进一步推动银行理财业务的净值化转型，鼓励银行积极对接实体经济融资需求，通过产品创新形成资金竞争力。

【参考文献】

- [1] 才国伟、朱雅典、周彤：《理财产品市场服务了实体经济吗？—基于投资收益税改政策的准自然实验》，《统计研究》2022年第6期。
- [2] 陈荣达、林博、何诚颖、金骋路：《互联网金融特征、投资者情绪与互联网理财产品回报》，《经济研究》2019年第7期。
- [3] 丁宁、吴晓：《存贷比监管改革与银行风险承担—来自中国商业银行的准自然实验》，《金融研究》2023年第2期。
- [4] 高昊宇、方锦程、李梦：《金融科技的风险管理赋能：基于中国银行业的经验研究》，《系统工程理论与实践》2022年第12期。
- [5] 顾海峰、杨立翔：《互联网金融与银行风险承担：基于中国银行业的证据》，《世界经济》2018年第10期。
- [6] 郭峰、王靖一、王芳、孔涛、张勋、程志云：《测度中国数字普惠金融发展：指数编制与空间特征》，《经济学(季刊)》2020年第4期。
- [7] 郭品、沈悦：《互联网金融、存款竞争与银行风险承担》，《金融研究》2019年第8期。
- [8] 郭晔、黄振、姚若琪：《战略投资者选择与银行效率—来自城商行的经验证据》，《经济研究》2020年第1期。
- [9] 侯成琪、黄彤彤：《影子银行、监管套利和宏观审慎政策》，《经济研究》2022年第7期。
- [10] 黄益平、黄卓：《中国的数字金融发展：现在与未来》，《经济学(季刊)》2018年第4期。
- [11] 胡诗阳、祝继高、陆正飞：《商业银行吸收存款能力、发行理财及其经济后果研究》，《金融研究》2019年第6期。
- [12] 贾盾、韩昊哲：《金融科技与商业银行竞争性负债》，《世界经济》2023年第2期。
- [13] 李青原、陈世来、陈昊：《金融强监管的实体经济效应—来自资管新规的经验证据》，《经济研究》2022年第1期。
- [14] 李双建、田国强：《银行竞争与货币政策银行风险承担渠道：理论与实证》，《管理世界》2020年第4期。
- [15] 刘澜飏、齐炎龙、张靖佳：《互联网金融对货币政策有效性的影响—基于微观银行学框架的经济学分析》，《财贸经济》2016年第1期。
- [16] 李志生、金凌、孔东民：《分支机构空间分布、银行竞争与企业债务决策》，《经济研究》2020年第10期。
- [17] 邱晗、黄益平、纪洋：《金融科技对传统银行行为的影响—基于互联网理财的视角》，《金融研究》2018年第11期。
- [18] 邵新建、王兴春、肖立晟、覃家琦：《基础货币投放渠道变迁、资金来源竞争与银行理财产品的崛起》，《中国工业经济》2020年第7期。
- [19] 沈悦、郭品：《互联网金融、技术溢出与商业银行全要素生产率》，《金融研究》2015年第3期。
- [20] 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》，《财贸经济》2022年第4期。
- [21] 王博、刘时雨、罗荣华、张晓玫：《金融科技监管与银行高息揽“储”—基于理财产品视角》，《财贸经济》2021年第11期。
- [22] 王道平、刘杨婧卓、徐宇轩、刘琳琳：《金融科技、宏观审慎监管与我国银行系统性风险》，《财贸经济》2022年第4期。
- [23] 王馨：《互联网金融助解“长尾”小微企业融资难问题研究》，《金融研究》2015年第9期。
- [24] 吴雨、李成顺、李晓、弋代春：《数字金融发展对传统私人借贷市场的影响及机制研究》，《管理世界》2020年第10期。
- [25] 项后军、周雄：《流动性囤积视角下的影子银行及其监管》，《经济研究》2022年第3期。
- [26] 谢绚丽、王诗丹：《中国商业银行数字化转型：测度、进程及影响》，《经济学(季刊)》2022年第6期。
- [27] 姚树洁、姜春霞、冯根福：《中国银行业的改革与效率：1995—2008》，《经济研究》2011年第8期。
- [28] 尹振涛、罗朝阳、汪勇：《数字化背景下中国货币政策利率传导效率研究—来自数字消费信贷市场的微观证据》，《管理世界》2023年第4期。
- [29] 战明华、张成瑞、沈娟：《互联网金融发展与货币政策的银行信贷渠道传导》，《经济研究》2018年第4期。
- [30] Acharya, V. V., Qian, J., Su, Y., & Yang, Z., In the Shadow of Banks: Wealth Management Products & Issuing Banks' Risk in China. NYU Stern School of Business, 2021.
- [31] Ahn, J. H., & Breton, R., Securitization, Competition & Monitoring. Journal of Banking & Finance, Vol.40, 2014, pp.195-210.

- [32] Allen, F., Fulghieri, P., & Mehran, H., The Value of Bank Capital & the Structure of the Banking Industry. *The Review of Financial Studies*, Vol.24, No.4, 2011, pp.971-982.
- [33] Beltratti, A. & Stulz, R. M., The Credit Crisis around the Globe: Why Did Some Banks Perform Better?. *Journal of Financial Economics*, Vol.105, No.1, 2012, pp.1-17.
- [34] Buchak, G., Hu, J., & Wei, S. J., FinTech as A Financial Liberator. *National Bureau of Economic Research*, No. w29448, 2021.
- [35] Buchak, G., Matvos, G., Piskorski, T., & Seru, A., Fintech, Regulatory Arbitrage, & the Rise of Shadow Banks. *Journal of Financial Economics*, Vol.130, No.3, 2018, pp.453-483.
- [36] Cornaggia, J., Wolfe, B., & Yoo, W., Crowding out Banks: Credit Substitution by Peer-to-peer Lending. Working Paper, 2018.
- [37] De Roure, C., Pelizzon, L., & Thakor, A., P2P Lenders versus Banks: Cream Skimming or Bottom Fishing?. *The Review of Corporate Finance Studies*, Vol.11, No.2, 2022, pp.213-262.
- [38] Dell’Ariccia, G., Laeven, L., & Suarez, G. A., Bank Leverage & Monetary Policy’s Risk-Taking Channel: Evidence from the United States. *The Journal of Finance*, Vol.72, No.3, 2017, pp.613-654.
- [39] Demirgüç-Kunt, A. H., & Huizinga, Bank Activity & Funding Strategies: The Impact on Risk & Returns. *Journal of Financial Economics*, Vol.98, No.3, 2010, pp.626-650.
- [40] Gambacorta, L., Huang, Y., Li, Z., Qiu, H., & Chen, S., Data versus Collateral. *Review of Finance*, Vol. 27, No. 2, 2023, pp. 369-398.
- [41] Gennaioli, N., Shleifer, A., & Vishny, R. W., A Model of Shadow Banking. *The Journal of Finance*, Vol. 68, No. 4, 2013, pp. 1331-1363.
- [42] Hou, X., Gao, Z., & Wang, Q., Internet Finance Development & Banking Market Discipline: Evidence from China. *Journal of Financial Stability*, Vol.22, No.2, 2016, pp.88-100.
- [43] Huang, J., Huang, Z., & Shao, X., The Risk of Implicit Guarantees: Evidence from Shadow Banks in China. *Review of Finance*, rfac061, 2023.
- [44] Jiménez, G., Lopez, J. A., & Saurina, J., How Does Competition Affect Bank Risk-Taking?. *Journal of Financial Stability*, Vol.9, No.2, 2013, pp.185-195.
- [45] Luo, R., Fang, H., & Liu, J., Maturity Mismatch & Incentives: Evidence from Bank Issued Wealth Management Products in China. *Journal of Banking & Finance*, Vol.107, No.C, 2019, pp.105615.
- [46] Magne, M., Torgovitsky, A., & Walters, C. R., The Causal Interpretation of Two-Stage Least Squares with Multiple Instrumental Variables. *American Economic Review*, Vol.111, No.11, 2021, pp.3663-3698.
- [47] Tang, H., Peer-to-Peer Lenders Versus Banks: Substitutes or Complements?. *Review of Financial Studies*, Vol.32, No.5, 2019, pp.1900-1938.
- [48] Yuan, W., Ouyang, D., & Zhang, Z., Did China’s Bank Ownership Reform Improve Credit Allocation?. *European Economic Review*, Vol. 141, 2022, pp. 103782.
- [49] Zhang, X., & Huang, B., Does Bank Competition Inhibit the Formation of Zombie Firms?. *International Review of Economics & Finance*, Vol.80, 2022, pp.1045-1060.

Spillover Effect of Internet Finance and Its Regulation on Traditional Banks

ZHANG Xiaoqian, ZHU Jiaxue, Ren Lili

Summary: The wide application of digital technology in finance has greatly altered the financial market's structure and the nature of financial transactions. As Internet finance continues to rapidly develop, with third-party payments, P2P lending, online banking as its primary business models, there is much attention being paid by academics and government officials on how to properly advance financial technology. A large number of studies have shown that Internet finance enhances financial inclusivity and convenience, while posing challenges to traditional institutions such as loan substitution and deposit diversion.

In response, traditional banks issue financial products with loose regulations and market-oriented interest rates to collect deposits and chase returns in a disguised way, resulting in the rapid expansion of Chinese-style shadow banking. In March and November 2022, there were two rounds of withdrawals from the net value of bank WMPs, resulting in widespread “net breaking”. We analyze the spillover effects of Internet finance and its supervision on traditional banks’ issuance of WMPs, providing factual references and theoretical foundations for micro-prudential supervision implementation by regulators.

Based on data from 2007 to 2020 on bank WMP issuance and an Internet finance index constructed using text mining, this paper empirically tests the spillover effects of Internet finance and its regulatory oversight on bank WMPs issuance, as well as their underlying mechanisms. Empirical evidence shows that Internet finance has led to a significant increase in banks’ issuance of WMPs, with two additional indirect effects, which are distorting debt structure and intensifying deposit competition. With the 2016 special regulation, traditional banks are less motivated to issue WMPs with excess returns and reserves, especially nonguaranteed ones with regulatory arbitrage attributes due to effective Internet financial regulation. Further research indicates that Internet finance has significantly boosted the issuance of WMPs in payment settlement, resource allocation, wealth management and network channels. Small-scale banks with high capital adequacy ratios, non-systemically important banks, rural commercial banks and urban commercial banks tend to adopt more aggressive WMPs issuance strategies due to the impact of Internet finance.

The marginal contribution of this paper is mainly reflected in the following aspects. First, this paper differs from most existing literature by revealing that Internet finance development leads to an increase in traditional commercial banks’ issuance of WMPs, rather than just affecting their assets, liabilities and risk-bearing capacity. Second, in contrast to the existing literature’ in-depth research of listed banks, this study investigates 334 commercial banks that have issued WMPs. The aim is to provide additional evidence for the academic community to observe a broader range of urban and rural commercial banks. This paper considers regulatory intervention as an external impact and shows that Internet financial regulation can effectively reduce banks' involvement in shadow banking activities related to WMPs. Additionally, it has a stronger inhibitory effect on the issuance of nonguaranteed WMPs with greater regulatory arbitrage properties. This has enhanced the literature on financial supervision and provided a theoretical basis and policy guidance for the scientific and reasonable supervision of bank WMPs.

Keywords: Internet Finance, Bank’s Wealth Management Products, Debt Structure, Deposit Competition

论股权与创业投资发展的十大趋势

刘健钧¹

【摘要】本文运用制度经济学原理与方法，在总结归纳全球股权与创业投资发展规律的基础上，结合中国国情，从创业投资资本的投资方向、天使资本运作方式、并购投资基金发展前景、基金专业化发展路径、管理主体集团化发展方向、政策性创业投资引导基金和商业性股权投资母基金的职能定位、投资退出方式、基金管理机构核心竞争力提升、公司附属创业投资与独立创业投资管理机构优势互补，以及外资创业投资基金与中资基金地位与作用等十大方面，论述了中国股权与创业投资发展的十大趋势。其基本结论对于澄清我国股权与创业投资研究领域长期存在的种种认识误区，减轻目前行业普遍存在的迷惘心理，指导股权与创业投资行业健康发展，具有一定参考意义。

【关键词】股权投资；创业投资；公司附属创业投资；天使资本

我国从1983年即开始探索发展创业投资。经过近四十年努力，股权与创业投资行业已有长足发展，但总体上呈现行业规模大而不强、主体数量多而不精的“散、小、弱、乱”局面。在我国进入“加快构建新发展格局、着力推动高质量发展”的新时期，我国股权与创业投资行业需要主动适应十大趋势，加快实现发展转型。

一、创业投资仍会一定比例投资模式创新，但投资科技创新将成为主流

按照创业管理（venture management）理论，“创业活动”（venturing activity）并非日常用语中泛泛而论的“开创事业”，而是特指“基于创新要素，创建新企业的过程”。按照笔者概括的“企业制度三层次模型”，某种企业经营活动只有涉及企业组织制度层面的创新，才堪称“创建新企业”这种特定意义上的创业活动。其中，“创新要素”既包括技术创新，也包括产品工艺创新、营销模式创新、组织管理创新等模式创新。因此，创业投资作为“支持创业的财务投资”，必然支持创业，却并不必然支持技术创新。

由于一些人士往往将贯彻国家战略、推进创投公司自身战略等语境下的“战略性投资”和作为学术概念的“战略投资”相混淆，往往将创业投资理解成了“战略投资”。所以，有必要从“财务投资”和“战略投资”的区分中，准确理解创业投资。

典型的“战略投资”与典型的“财务投资”相比较，由于投资目的不同，故风险特点、运作成本和项目选择标准也完全不同：（1）在投资目的上，典型战略投资是为着与母公司形成战略协同效应，而投资于其他企业；典型财务投资则是为着获取财务回报，而投资于其他企业。（2）在风险特点上，典型战略投资为了确保被投资企业服务服从于母公司的长远发展战略，通常需要对被投资企业进行长期股权控制，加之还可通过产业链影响被投资企业，故道德风险较小；典型财务投资为了适时退出获取财务回报，则不宜进行长期股权控制，多为阶段性参股投资，加之还无法对被投资企业施加产业链影响，故道德风险较大。（3）在运作成本上，典型战略投资通常由企业集团在自己熟悉的产业链上选择投资标的直接进行投资，故运作成本相对低；典型财务投资为了获取与高风险相匹配的高财务收益，并进行精细的风险管控，则需要委托专业机构运作，故运作成本较高。（4）在项目选择上，典型战略投资主要考虑与母公司形成战略协同效应；典型财务投资则须选择具有高资本增值空间因而可望覆盖“高风险、高成本”的项目进行投资。

创业投资通过支持创业创新，会间接起到支持国家发展战略的作用，但这种战略性作用是从国家角度讲的，而非从投资者角度讲的；是派生的，而非本原的。由于学术意义上的“战略投资”和“财务投资”均是从投资者的直接且本原的目的而言的，故不宜与间接且是派生的对国家发展具有战略意义的所谓“战

¹ 刘健钧，湖南大学金融与统计学院教授、博士生导师

略投资”相混淆。因为，在市场经济制度下，影响资本资源配置的决定性动因是投资者的直接且本原的目的，只有着眼投资者的直接且本原的目的才能深刻理解典型创业投资作为财务投资的内在动力机制，也只有深刻理解此内在动力机制才能制定出具有操作性的激励政策引导创业投资更好支持国家战略。

相反，若只是一厢情愿地从国家战略目的来制定相关政策，则要么造成对市场机制的过度干扰，要么不被市场所接受。“风险投资”范式望文生义地将“venture capital”翻译成“风险投资”，并从“风险投资”字面理解，将所谓“风险投资”概括为“高风险、高科技”，据此提出“高科技投资才是风险投资”的论断和相关建议。若照这种论断和建议制定政策，就不仅会割裂创业投资与所谓的“风险投资”，而且必然对创投资本的投资领域造成限制。

至于“公司附属创业投资”（corporate venture capital, CVC），其实是从“公司附属创业”（corporate venturing）中派生而来。其在早期主要是为了服务于母公司的附属创业活动，为母公司培育新的业务增长点而投资于他人企业，因此是符合学术意义上的“战略投资”范畴的。但后来，这类战略投资未必一定与母体形成战略同效应，却可能“无心插柳”地获取财务回报，甚至不排除一些实业类公司从设立 CVC 伊始就兼有获取财务回报的动机。然而，其与典型财务性创业投资相比，在投资目的、风险偏好、运作方式以及是否涉及投资者保护等方面均有本质差异。

从立法角度看，世界各国均将各种出于与母公司形成战略协同考虑的战略投资，与作为典型财务投资的投资基金区别开来。例如，《欧盟另类投资基金管理人指令》（2011）在第 2 条“适用范围”的第 3 款，即明确将旨在进行战略投资各类“控股实体”排除在“另类投资基金”之外。该指令还在第 4 条“概念界定”的第 1 款第 15 项，将“控股实体”广泛界定为“在一家及以上其他法律实体持有权益份额的法律实体，其商业目的是通过子实体、联营实体或参股实体，推行一种或数种企业发展战略，为前述各母体创造长期战略价值，并且该实体：（1）要么是在合并财务报表的框架下进行经营；（2）要么并非通过从子实体或关联实体中撤资退出来为投资者创造财务回报”。²

正是由于创业投资是一种高度市场化的“支持创业的财务投资”，所以只要是具有高资本增值空间的创新项目，都适合创投资本投资。即使是在科技创新更加深入推进的未来，创投资本也不会局限于仅仅支持科技创新，仍会一定比例投资模式创新。

值得强调的是，虽然创业投资仍会一定比例投资模式创新，但基于以下两个层面的因素，未来我国的创业投资将加持科技创新，特别是硬科技创新型创业企业：（1）基于技术创新的创业活动将日益成为主流。近些年我国经济已经出现相对过剩的问题，企业只有依靠技术创新，不断提高产品和服务的附加值，才能提升供给质量，获得竞争优势。（2）技术创新将从过去以模仿和追赶型为主，转变为以自主原始创新为主。在全球经济竞争日趋白热化的当今世界，贸易战本质是科技战，如果仍然沿袭过去那种以模仿和追赶型为主的技术创新路线，将无法跳出被卡脖子的命运。

从 2021 年的变化看，我国创业投资基金加持高新技术企业的趋势已初露端倪。根据中国证券投资基金业协会官网发布的历年《私募基金统计分析简报》³，在 2020 年前，我国股权与创业投资基金投资高新技术企业的案例数量占比为 40%左右，金额占比为 20%左右。但在 2021 年的新增投资中，高新技术企业投资案例数量占比已提高到 46.4%，金额占比也提高到 36.6%。

二、天使投资借助服务平台运作将成为趋势，但仍宜保持“个人自主决策、体验天使情怀”本色

创业投资按组织化程度不同，可分为组织化创业投资和非组织化创业投资两大类。组织化创业投资系指将多个投资者资金集合起来，形成一个新的组织化的投资主体，以新的组织化投资主体的名义进行投资，因其通常符合投资基金的“集合投资”特点，故也常被称为创业投资基金。非组织化创业投资则是指个人

² Directive 2006/61/EU of the European Parliament and of the Council of 8 June 2001 On Alternative Investment Fund Managers.

³ 《2020 年私募基金统计分析简报》《2021 年私募基金统计分析简报》和中国证券投资基金业协会以往有关资料，参见中国证券投资基金业协会官网

和非专业机构分散从事的创业投资。

天使投资作为非组织化创业投资的子概念，特指一定程度基于体验天使情怀考虑而开展的创业投资。显然，要达到体验天使情怀的目的，就只能个人以自有资金开展创业投资。如是集合多个投资者资金形成创投基金，则投资者必然要放弃控制权，委托基金管理团队管理基金资产。在这种情况下，投资者便不再有体验天使情怀的可能，而只能获得财务回报，故必然要求基金管理团队百分之百为投资者的最高财务回报极尽善管之义务，而不会允许基金管理团队体验丝毫的天使情怀。否则，便容易引发基金管理团队假借“体验天使情怀”名义从事利益输送活动还无法被问责的道德风险。所以，天使投资必然是个人以自有资金开展的创业投资。基于上述分析，天使投资的运作方式可概括为“个人自主运作、体验天使情怀”，而基金化创业投资则是“委托他人运作、追求财务回报”，这也是二者的本质区别所在。

当然，随着信息时代的推进，天使投资的组织形态也在发生改变。过去，天使投资人之间信息不通，故只能如“独行侠”那样，在帮助企业创业的过程中“偷着乐”。信息时代的到来提高了信息交流的便利化水平，催生出越来越多的天使投资人联盟、天使投资人俱乐部之类的服务平台。依托这类服务平台，天使投资人将能更好开展天使投资：（1）更好交流投资信息和经验；（2）更好开展联合投资；（3）更好体验天使情怀，起到“众乐乐”胜于“独乐乐”的效果。

但需强调的是，上述服务平台只宜坚守作为服务平台的定位，尊重天使投资“个人自主决策、体验天使情怀”的个性化运作方式，以及“随性而为”的投资风格。如果过分追求商业利益而将天使投资人的资金集合在一起形成投资基金，则改变了天使投资的本质特征，实际上是将天使资本变成了组织化创业投资基金。

从国外经验看，为了避免天使投资人服务平台因为营利冲动而蜕变为从事基金管理业务的商业机构，政府一方面对各类天使投资人服务平台提供房屋租金补贴和报销活动经费等财政补贴，但另一方面要求接受这些财政补贴的服务平台必须坚持公益性运作，纯粹为天使投资人提供场地和信息交流服务。

从国内发展趋势看，我国也应通过财政补贴等手段，加快培育各类天使投资人服务平台，以帮助天使投资人提高运作效率。与此同时，要注重避免这类平台因为营利驱动而将天使投资人的个人资金转化为所谓“天使投资基金”。

三、并购基金起步艰难，但终将发展成股权基金主流

在我国，并购基金的发展始终不够充分。但是，基于以下四方面考量，并购基金终将逐渐发展起来，并成为股权基金的主流：

一是愿意接受并购的存量性股权资产正在形成，将为并购基金发展创造基础性条件。其实际依据是：（1）我国已告别短缺经济，进入产能相对过剩的新经济时代，产业结构、企业组织结构的深度调整将孕育大量企业重建重组投资机会，并购基金有望成为推进经济结构调整的主要手段。（2）我国新一代企业家的经营理念趋于开放，对自己企业被并购的接受度显著提高。当他们遇到需要对业务结构、组织结构、资产结构进行调整时，也愿意通过并购来盘活已有的存量资产。此外，他们在创业伊始就积极引入股权与创投基金等各类财务投资主体，这类财务投资主体乐意通过并购方式实现投资退出。（3）特别是随着注册制改革的全面深入推进，股票发行的审核程序将逐步变得简明且可预期，各地方政府会将更多精力放在增量上市而非拼命保壳上，投机机构的屯壳行为将逐步失去意义，进而促进常态化退市机制得以建立。在进退均顺畅以后，对上市公司进行摘牌下市的私有化改造的并购机会将逐步增多。

二是独立的职业经理人队伍正在逐渐壮大，将为并购基金选聘企业高管提供人力资源基础。并购基金不同于战略性并购投资主体：战略性并购投资主体往往本身就是实业企业，其主营业务属于“产品经营”范畴，储备有足够多的实业企业职业经理，为有效控制被并购企业，可以随时派高管到被并购企业；并购基金的主营业务是财务性投资，属于“资本经营”范畴，故在从事企业并购活动中需借助企业原有团队或从实业企业职业经理人市场选聘高管去管理企业。我国第二代民营企业已经在相当程度实现了所有权和经营权的分离，因而有利于培育独立的职业经理人队伍。

三是受三个因素激励，我国的并购投资家队伍也正在成长起来：（1）一些海外并购基金已经在我国开始了积极探索；（2）国内证券公司中一些从事并购服务的专业人士已经“春江水暖鸭先知”，独立出来成立并购基金管理公司；（3）一些创投机构也开始拓展并购投资业务。

四是创投基金差异化减持规定为并购基金提供了借鉴，今后监管部门可望为并购基金通过资本市场退出而比照制定差异化减持政策。2018年3月，证监会发布了《上市公司创业投资基金股东减持股份的特别规定》，允许创投基金所投资企业上市后，可以按照相对较快的节奏减持。为适应并购基金同样作为财务投资主体需要适时退出的特点，下一步同样应该为并购基金制定类似的差异化减持规定。

四、单只基金运作专业化，所管理基金种类多元化

由于经典的狭义创投基金与狭义股权基金（即并购基金）在运作方式上具有较大差异性，所以“通过专业化发展，深耕细分领域”成为全球股权与创投基金发展的普遍趋势。尽管美欧的创投基金都曾经经历过上世纪80至90年代从狭义发展到广义层面的过程，但到本世纪初都分化出专业的并购基金。在美国，2007年并购基金管理机构为了突出并购基金不同于创投基金的运作方式，还纷纷从美国创投协会分立出来，另行成立了美国股权投资协会。

然而在我国，过去三十多年里由于未能认识到狭义创投基金和狭义股权基金差异性在于“运作方式上的不同”，即狭义创投基金是“通过增量资本投入，支持企业创建”，狭义股权基金是“通过存量股权收购，支持企业重建或再创业”，而是误解为“投资对象所处阶段的不同”，导致两者无法准确区分。加上其他多方面原因，我国股权基金和创投基金长期呈现混同发展格局。

未来，随着行业的专业化程度不断加深，我国狭义创投基金和狭义股权基金（即并购基金）之间的界限将不断明晰。此外，在基础设施、不动产等领域，一些具有一定成长性的项目也可望支撑发展出专业化的基础设施股权基金、不动产开发股权基金等细分品种，进而有望形成“单只基金运作专业化，所管理基金种类多元化”的格局。

五、管理架构集团化，支撑行业发展规模化、品牌化、规范化

证券基金产品具有标准化的特点，一家基金管理机构往往可以受托管理数十只乃至数百只证券基金。与之不同的是，股权与创投基金很难标准化，不仅创投基金、股权基金、基础设施基金、不动产基金之间的运作方式各不相同，而且不同行业不同领域的同类基金也有很大差异性。因此，为了适应不同基金的不同特点，设立多个专业性基金管理子公司来管理不同的专业性子基金，便成为股权与创投基金专业化发展的必然要求。此外，股权与创投基金特别是创投基金还具有地域性特点。只有扎根某个地域才能挖掘出优秀项目，并在投资过后为之提供精细化投后管理服务。因此，为了适应地域性投资特点，设立若干地域性基金管理子公司也是股权与创投基金管理机构开疆辟土的需要。

为适应股权与创投基金的专业性、地域性特点，管理机构走“集团化发展之路”便成为必然选择。事实上，美欧一些知名股权与创投管理机构，如黑石、凯雷、3I均采用集团化发展模式，一方面推进基金管理子公司专业化运作、子基金专业化发展，另一方面各基金管理子公司及其子基金又均可共享母公司的品牌支持和中后台资源支持，以此来强化规模效应和协同效应。此外，由于母公司能够有效控制各子公司，故还可发挥母公司的自我约束作用，减轻监管机关的监管压力。在美国，实行集团化管理的私募基金管理机构只需要母公司作为“主管理人”到监管机关注册并接受监管即可，子公司作为“从属管理人”则交由母公司进行自我约束，并可共享母公司的统一风控资源。

前些年，我国也出现了一些集团化的股权与创投基金管理机构，但由于子公司扩张过快而专业化管理能力建设没有跟上，暴露出一些问题。例如，一些房地产等非专营机构同时设立了数个甚至数十个股权基金管理机构，还有一些独立专业机构同时设立了上百家基金管理子公司。对于如此庞大规模的子公司，母公司难以实行有力的专业支撑和股权控制，导致管理失控和风险失控。

对此，建议监管部门加以区分，对于上述“泛集团化的管理机构”需要加强规范和监管；对于那些专业化管理能力较强，能够对子公司实行有效股权控制、有效人事控制、有效风险控制的集团化管理机构，则宜借鉴美国经验，通过差异化的注册和监管手段予以鼓励和支持。可以预期，在差异化制度安排的引导下，我国的股权与创投基金管理有望形成“管理架构集团化，支撑行业发展规模化、品牌化、规范化”的新格局，并有力扭转当前行业发展所呈现的“散、小、弱、乱”局面：一是通过“集团化”有力扭转当前行业发展“散”的局面；二是通过“规模化”有力扭转当前行业发展“小”的局面；三是通过“品牌化”有力扭转当前行业发展“弱”的局面；四是通过“规范化”有力扭转当前行业发展“乱”的局面。

六、长期资金来源渠道将逐步打通，政策性和商业性母基金各归其位

由于股权与创投基金均从事长期投资，因此，境外特别注重为之拓宽长期资本来源。到上世纪90年代，养老基金成为美国股权与创投基金最重要的资本来源。此后，养老基金、捐赠基金、商业保险资金一直是美国股权与创投基金排名前三的重要资金来源。

目前，我国个人养老金账户资金只可用于购买符合规定的银行理财、储蓄存款、商业养老保险、公募基金等金融产品。至于商业保险资金，其投资股权与创投基金虽然已没有明显的法律障碍，但仍存在政策标准不适应、国有保险机构激励机制不完备等问题。

从长远看，上述问题属于发展中的问题，会随着发展阶段的演进而解决。然而，为缓解当下的募资困境，可行的办法是鼓励发展商业性母基金，借助其在规模经济、分散风险、专家管理等方面的优势拓宽股权与创投基金的来源渠道。在商业性母基金发展早期，政府以适当方式介入是必要的。但是，由于创投引导基金等政策性基金与商业性母基金的运作机制迥然不同，为避免两类不同基金的市场职能错位，两者各归其位也是发展的必然要求。

七、IPO 红利逐渐消失，主动退出战略日显重要

在审批制下，创投机构通过上市退出可以获得制度红利。然而，随着注册制改革深入推进，上市红利将逐渐消失。未来尽管企业上市仍将是重要退出渠道之一，但这种被动退出方式也有三大缺陷：（1）在众多投资项目中，能够实现上市退出的毕竟是少数。（2）即便最终上市，退出周期也比较长。对中早期项目而言，从企业培育到上市再到度过解禁期，最后在解禁期过后还需控制减持节奏，完成全部退出通常需要七至十年时间。（3）由于上市红利逐渐消失，即便最终实现上市，也未必能够保证一定盈利。

相比较而言，主动寻求实业公司等战略投资者、并购基金和二手基金等财务投资者来受让创投所持股权，则可在企业创业过程中的任何合适时点，达成交易并一次性获得现金收益。随着我国各类战略投资者、并购基金和二手基金等财务投资者队伍不断壮大，通过主动方式实现退出将变得越来越重要。

八、逆周期投资更显本色，强化投后赋能成为核心竞争力

随着行业发展，行业内部各机构之间的竞争将更趋激烈。特别是由于以下两方面原因，投资收益的不确定性也将显著提高：（1）市场需求正在从过去短缺经济支撑下的相对确定性，转变为“基本需求相对满足，必须创造新消费需求”的高不确定性；（2）外部环境从过去经济全球化顺利推进时期的合作为主，转变为频繁暴发贸易战、科技战的常态化竞争为主。所以，新时代更需彰显优秀创投家敢于逆周期投资的英雄本色，而为了能够把握逆周期投资机会，就必须培育“猎人”般灵敏嗅觉。

此外，随着行业发展规模的不断壮大，项目资源日益呈现“众多资金追逐少量优质项目”的局面。为了提升对项目资源的吸引力，股权与创投管理机构还需练就提供全方位增值服务的本领。

九、公司附属创投异军突起，独立管理机构优势不可菲薄

随着“公司附属创业”（corporate venturing）的发展，以及“创投有较高投资回报”所形成的财富激励效应的显现，近年不少大型实业公司也加入了创投行列，并形成了“公司附属创投”（CVC）异军突起的局面。由于“公司附属创投”无须向社会募集资金，而且可以循着产业链抢夺项目资源，因而对独立创投管理机构确实构成了重大挑战，甚至在一定程度上引起了行业的恐慌。

但是，独立创投管理机构有“公司附属创投”不具备的三大优势，如从事资本经营的专业性更强、激励机制更优、投资领域不必局限于特定行业等。因此，独立创投管理机构也不必妄自菲薄，而是应当且可以继续发挥主力军作用。

十、外资仍会保持一定份额，但中资基金将日益成为主力

在过去近三十年的时期里，外资一直是我国创投行业的主力。

然而，随着境内外各有关因素的变化，中资基金将日益成为我国创投行业的主力，并且该趋势不可逆转。（1）在管理环节，本土创投家正在迅速崛起，其与境外创投家和海外背景创投家相比，更熟悉中国的市场环境和政府政策。（2）在募资环节，一方面，在美国脱钩政策的影响下，境外资金投资我国创投市场的积极性将显著下降；另一方面，我国长期机构化资金投资创投的通道正在逐步打通，政府引导基金和国有母基金也将发挥重要作用。（3）在退出环节，一方面，通过境外资本市场退出面临更多的法律风险、政策风险；另一方面，通过境内资本市场退出和并购退出的通道也会越来越通畅。

财富积累、财富分配与共同富裕——基于理论、历史和政策的综合分析

易行健¹ 李家山² 张浩³ 杨碧云⁴

【摘要】财富积累与财富分配始终是经济学研究的核心问题之一，近四十多年来，世界各国无论是收入差距还是财富差距均大幅度扩大，接近工业革命以来的历史最高峰。自改革开放以来，中国经济发展取得了巨大成就，财富快速积累，但是贫富差距也快速拉大。党的二十大报告提出，要“规范财富积累机制”“扎实推进共同富裕”。共同富裕是中国特色社会主义的本质要求，中国式现代化是全体人民共同富裕的现代化，在新的历史条件下，如何进一步发挥社会主义制度优势，走好中国式现代化道路，不断完善分配制度，扎实推进共同富裕，着力缩小居民贫富差距已成为一项现实而紧迫的任务。为此，本文回顾财富积累与财富分配的学术思想史、世界主要发达经济体和中国的财富积累与家庭财富差距的历史演变过程，在此基础上就我国面临的财富积累和分配相关问题提出相关政策建议。

【关键词】财富积累 财富分配 共同富裕

引言

共同富裕是全面建成社会主义现代化强国的基本目标，是中国式现代化的重要特征。党的十八大以来，以习近平同志为核心的党中央把逐步实现全体人民共同富裕摆在更加重要的位置上，采取有力措施保障和改善民生，打赢脱贫攻坚战，全面建成小康社会，为促进共同富裕创造了良好条件。经过八年的持续奋斗，832个贫困县和12.8万个贫困村被全部从贫困名单中移除，近一亿农村贫困人口脱贫，提前十年实现联合国2030年可持续发展议程减贫目标。党的二十大报告提出，“规范财富积累机制”“扎实推进共同富裕”，这对于推进中华民族伟大复兴具有重大意义。

自古以来，共同富裕就是中华民族的美好愿景与理想目标。《诗经·大雅·民劳》中的“民亦劳止，汙可小康；惠此中国，以绥四方”，《礼记·礼运》中的“大道之行也，天下为公”，《史记》中的“治国之道，富民为始”，均体现出对美好生活的追求与对共同富裕的向往。先秦的诸子百家中，农家的“并耕而食”、墨家的“兼爱天下”、法家的“富国强兵”、儒家的“社会大同”等，都体现了对理想社会与共同富裕生活的向往。

共同富裕是社会主义的本质要求。自中华人民共和国成立起，社会主义建设便与“共同富裕”紧密相连。“共同富裕”这一概念最早在党的文件中出现是在1953年，彼时中共中央通过了《关于发展农业生产合作社的决议》⁵。改革开放以后，以邓小平同志为核心的党的第二代中央领导集体高举共同富裕的旗帜，把共同富裕上升为社会主义的本质要求，并就如何缩小贫富差距，避免两极分化进行了新的探索⁶。以江泽民同志为核心的党的第三代中央领导集体提出：“兼顾效率与公平。运用包括市场在内的各种调节手段，

¹ 易行健，广东金融学院金融与投资学院教授，广东外语外贸大学金融学院博士生导师

² 李家山，广东外语外贸大学金融学院博士生

³ 张浩，广东外语外贸大学金融学院教授，博士生导师

⁴ 杨碧云，广东外语外贸大学金融学院教授，硕士生导师

⁵ 该《决议》明确提出，党在农村中工作的最根本的任务，就是“使农民能够逐步完全摆脱贫困的状况而取得共同富裕和普遍繁荣的生活”。特别是毛泽东同志1955年1月在党的七届六中全会上作的《关于农业合作化问题》报告中就明确指出：“要巩固工农联盟，我们就得领导农民走社会主义道路，使农民群众共同富裕起来。”

⁶ 邓小平同志多次强调：“社会主义的目的就是要全国人民共同富裕，不是两极分化”，1992年，邓小平同志在南方谈话中提出：“社会主义的本质，是解放生产力，发展生产力，消灭剥削，消除两极分化，最终达到共同富裕”。

既鼓励先进，促进效率，合理拉开收入差距，又防止两极分化，逐步实现共同富裕”⁷。2003年，以胡锦涛同志为核心的党的第四代中央领导集体总结国内外经验，提出了科学发展观这一重大战略思想，拓展了共同富裕的内涵⁸。党的十八大以来，以习近平同志为核心的党中央提出了关于新时代实现共同富裕的一系列重大战略思想。党的十九大报告中明确提出，到2035年“全体人民共同富裕迈出坚实步伐”，到21世纪中叶“全体人民共同富裕基本实现，我国人民将享有更加幸福安康的生活”。党的二十大报告中明确提出，“中国式现代化是全体人民共同富裕的现代化”，再次强调了“共同富裕是中国特色社会主义的本质要求”，并首次提出“规范财富积累机制”的相关表述，进一步丰富了共同富裕的内涵。

从人类社会的历史发展趋势来看，自从原始社会后期剩余劳动产品和剩余劳动时间的出现以来，财富积累已成为人类经济活动的重要内容。从长期来看，家庭之间⁹、部落之间、利益共同体之间、经济体之间、国家之间的竞争主要是财富积累的竞争。财富分配以及财富分配的不平等伴随着财富积累和财富积累背后的制度变迁而动态演变。从历史与文献来看，严重的财富分配不平等不仅抑制经济发展和金融稳定，还阻碍了微观的人力资本积累和创业行为（易行健等，2021）。近四十多年来，世界各国无论是收入差距还是财富差距均大幅度扩大，接近工业革命以来的历史最高峰（皮凯蒂，2014），这成为2008年国际金融危机爆发和经济全球化出现倒退的主要原因之一。因此，规范财富积累机制，缩小贫富差距，从而实现全体人民的共同富裕是当前中国全面现代化建设亟待解决的重要问题之一。

然而，在我国经济不断发展和人民生活水平日益提高的同时，流量的收入分配和存量的财富差距均存在改善空间：一方面，我国劳动报酬在初次分配的总占比为50%左右，低于发达经济体平均水平¹⁰；另一方面，中国居民家庭的财富不平等程度依然较高（罗楚亮和陈国强，2021；李家山等，2021）。在新的历史条件下，如何进一步发挥社会主义制度优势，走好中国式现代化道路，不断完善分配制度，着力缩小居民贫富差距，扎实推进共同富裕，已成了一项现实而紧迫的任务。党的二十大报告提出的“规范财富积累机制”是在坚持以公有制经济为主体和可持续发展的基础上，在宏观层面使得国民财富在政府、企业和居民家庭等不同经济主体之间、在劳动和资本等不同生产要素之间形成合理分配，防止资本无序扩张；在微观层面避免居民家庭之间贫富差距进一步扩大，保护合法收入，调节过高收入，取缔非法收入，降低财富集中度，让发展成果惠及全体人民。

本文的边际贡献主要为以下三个方面：一是现有文献较少从学术思想史的视角分析居民财富积累和财富分配的相关问题，本文对相关学术思想史进行了详细梳理，论证了“规范财富积累机制”的迫切性和必要性；二是基于翔实数据，研究中国居民家庭财富积累和财富差距的动态变迁特征，从比较公有财富占比和劳动收入份额的走势特征的新视角，分析以公有制为主体的基本经济制度在扎实推进共同富裕方面发挥的重要作用；三是针对我国居民财富积累和分配过程中存在的相关问题，在保障财富积累的可持续性、建立规范财富积累机制的相关制度框架基础上，进一步从促进机会公平和人力资本积累等方面提出政策建议，丰富现有文献结论。

一、财富积累与财富分配的理论分析

（一）财富概念发展的学术思想史回顾

⁷ 1993年，中共十四届三中全会通过了《中共中央关于建立社会主义市场经济体制若干问题的决定》，明确提出“坚持鼓励一部分地区一部分人通过诚实劳动和合法经营先富起来的政策，提倡先富带动和帮助后富，逐步实现共同富裕”。

⁸ 科学发展观的根本方法是统筹兼顾，这为促进社会公平、更好地实现共同富裕，开辟了新的途径。胡锦涛同志提出了“妥善处理效率和公平的关系，更加注重社会公平”的思想，并指出“在促进发展的同时，把维护社会公平放到更加突出的位置，综合运用多种手段，依法逐步建立以权利公平、机会公平、规则公平、分配公平为主要内容的社会公平保障体系，使全体人民共享改革发展的成果，使全体人民朝着共同富裕的方向稳步前进”。

⁹ 谢若登（2007）认为财富对家庭而言具有九大效应：促进家庭稳定、对未来的稳定预期、促进人力资本积累、增加专业化分工、增强风险承担能力、直接增加个体效应、增加社会影响、增加政治参与以及增进后代的福利。

¹⁰ 根据李扬和张晓晶（2020）的研究，美国的劳动者报酬占GDP比重长期保持在60~70%，其他主要发达经济体多数也在55%以上水平，而中国的这一比例仅为50%左右。

1985年，诺贝尔经济学奖获得者莫迪利亚尼在获奖演说中指出“国民储蓄是资本供给的来源，而资本又是生产过程控制与劳动生产率及其增长的主要影响因素，因此对个人节俭、总储蓄和财富的研究从很早以前就是经济学的中心问题”。《新帕尔格雷夫经济学大辞典》中的“财富”词条指出，财富是经济学的—个基本概念，甚至是经济学科框架的起点。在典籍中最早给财富下定义的是古希腊著名的历史学家色诺芬，在其著作《经济论》中，基于使用价值将财富定义为“—个人能够从中得到利益的东西”。在中国，和《经济论》几乎同时期的先秦学术著作《管子》¹¹也主要从自然形态的角度对财富进行了定义，根据《管子》中的描述，所谓财富，—般是指谷物、桑莽、六畜、房屋等劳动生产品及山泽、土地、沟渎等自然财富，而黄金等货币虽然饥不能食、寒不能衣，但在财富积累和创造中发挥了巨大的作用。后来亚里士多德到亚当斯密再到穆勒和马尔萨斯等均不同程度受到色诺芬的影响，但是早期的重商主义者则认为财富就是由货币或金银构成，—观点影响相当深远。英国经济学家戴维·皮尔斯（1993）主编的《现代经济学辞典》中关于财富的定义除了包括实物和金融等有形资产¹²外，还纳入了个人技能这—无形资产。而关于人力资本这—无形财富的思想根源最早可以追溯到古希腊思想家柏拉图，其著作《理想国》中论述了教育和训练的经济价值，亚当·斯密在《国富论》中明确提出，劳动技巧的熟练程度和判断能力强弱会制约人的劳动能力与水平，而劳动技巧的熟练程度需要经过教育培训才能提高，—观点被认为是人力资本投资思想的萌芽。宏观层面关于财富问题的讨论主要集中在社会财富或国民财富，《国富论》在第二篇中将—个国家或社会的总财富分为三个部分：供直接消费的部分、固定资本与流动资本。而社会财富增长取决于两个条件：—是促进劳动生产率的专业分工；二是劳动者数量的增加和质量的提高。马克思与恩格斯在《资本论》中将财富定义为社会财富，将社会财富归结为劳动产品，并认为劳动是创造社会财富的主要源泉。《新帕尔格雷夫货币金融大辞典》将“国家财富”分为有形财富与无形财富，定义类似于《现代经济学辞典》，只是在《现代经济辞典》基础上扩充到包括正式和非正式的制度¹³。

（二）财富积累与财富分配的学术思想史回顾

如果单从字面意思上理解，财富积累机制指的是财富增长背后的逻辑。如果扩展讨论，可以将其理解为驱动财富规模与结构动态演变的规律。党的二十大报告提出的“规范财富积累机制”可以理解为让驱动财富规模与结构动态演变的逻辑处于合理的范围，其中涉及规范财富增长机制、财富分配机制以及财富来源的合理性等。以上三个方面存在交集，例如，财富分配处于合理的范围将有利于财富可持续增长，财富来源的合理性有助于财富分配处于合理的范围。

1. 国民财富增长机制的学术思想史回顾

从经济思想史角度而言，财富增长机制—直是经济学的核心问题之—，威廉·配第在1667年出版的《赋税论》第十章中指出：“土地是财富之母，而劳动则是财富之父和能动要素”，摆脱了重商主义的影响，将政治经济学研究从流通领域转到生产领域。《国富论》提出，增加财富的具体途径主要有两条：—是加强劳动分工以提高劳动生产率；二是增加资本积累，从而增加从事生产的劳动者人数。马克思和恩格斯指出，战争曾经是获取财富的主要手段之—。恩格斯在《反杜林论》中进一步指出，财产也可以建立在暴力和掠夺基础上，也可以通过欺骗和偷窃等手段获得，财富来源的正当性开始受到关注。国家财富积累本质上得益于经济发展，进入新古典经济学阶段后，增长理论试图从劳动、资本和技术进步视角来解释经济增长，芝加哥学派进一步丰富了人力与经济发展和收入分配等方面的研究。20世纪40年代，—门主要研究贫困落后的农业国家或发展中经济体如何实现工业化并摆脱贫困的经济学分支学科——发展经济学逐步形成，该学科实际上也可被视为是—门研究发展中经济体财富增长的学科。20世纪80年代以来，

¹¹ 《管子》可以说是中国最早和最出名的一本经济学著作，哈里·兰德雷斯和大卫·C·柯南德尔（2011）甚至认为，《管子》的地位与西方的《国富论》相对应。

¹² Guiso & Sodini（2012）指出家庭有形财富包括实物资产与金融资产，其中实物资产包括住宅和商业地产、耐用品（如：汽车、家用电器、家具等）、贵重物品（绘画、珠宝、黄金等）和私营企业财富（涉及私营企业的资产价值）。

¹³ —国的有形财富由它的自然资源、商品存量及其对世界其他地方的净债权构成，其中商品包括建筑物、为消费者和生产者服务的耐用设备、最终产品的存货、原材料以及在加工产品。而无形财富则包括技能、知识，人口的素质以及维持合作和社团关系的法律、惯例和社会互动的结构等（彼得·纽曼等，1999）。

内生增长理论从内生的技术进步角度来研究了经济持续增长的决定因素，后续研究将内生增长理论扩展到开放经济条件下，将国际贸易与国际直接投资以及知识和技术的跨境溢出和流动纳入增长框架。制度经济学家认为，正规的和非正规的规则以不同方式聚集在一起，形成了制度约束，进而影响社会效率和经济增长，2005年的克拉克奖获得者德隆·阿西莫格鲁和詹姆斯·A·罗宾逊在《国家为什么会失败》中、芝加哥大学布斯商学院的路易吉·津加莱斯在《繁荣的真谛》中均得出类似结论，认为包容性的制度和自由开放的竞争市场是经济发展走向繁荣的核心和真谛，这一结论从整体而言依然处于新制度经济学框架中。

2. 国民财富分配的学术思想史回顾

古典经济学将财富分配和财富生产纳入同一框架进行分析，例如，萨伊在1803年出版的《政治经济学概论》中提出，政治经济学是“阐明财富是怎么生产、分配和消费”的科学，其中财富分配的三要素工资、利息与地租分别于财富生产的三要素劳动、资本与土地一一对应，即“三位一体”公式。马克思在《资本论》第三卷对此观点进行了全面批判，认为虽然劳动是财富生产的主要源泉，但利润、地租和工资均从是剩余价值转化而来，应从剩余价值的角度分析财富分配以及资本主义生产过程背后蕴含的生产关系。新古典经济学继承了古典经济学家从生产要素角度研究分配规律的传统，但是摒弃了价值论这一基础，从此，收入与财富分配理论进入研究进展较为缓慢的阶段¹⁴。旧福利经济学与新福利经济学从公平和效率的角度对分配问题进行了研究，在公共经济学、社会选择理论、机制设计以及信息经济学等领域对最优税收等进行的研究也涉及到收入分配问题。经历两次世界大战的冲击和西方工会势力的扩大，资本主义国家进入收入与财富分配不均程度较低的发展阶段，但是，从20世纪70年代以来，资本主义国家开始进一步推进自由化改革和经济全球化，全球收入与财富差距又开始急剧上升。因此，皮凯蒂在《21世纪资本论》中呼吁，需要把分配问题重新置于经济分析的核心，并且在他的博士论文《财富再分配》中研究了财富再分配理论的四大问题：在市场机制下，社会不平等和分配与再分配是如何形成和发展；什么是促进再分配的最优市场机制；如何确定社会再分配是否公平；政治机制和经济结构如何决定再分配有效运行。

3. 家庭财富积累与分配的学术思想史回顾

虽然自从奴隶社会以来，西方经济体国民财富中的绝大部分体现为私人财富（或者称为“家庭财富”），但单独梳理家庭财富积累与分配的学术脉络相对难度较大，主要原因如下。第一，无论是马克思的劳动价值论还是“三位一体”公式，都是基于要素所有者的角度以及收入分配的角度；第二，家庭财富的积累与所有权制度以及政治、法律以及社会制度，甚至非正式的规范高度相关；第三，家庭财富的分配在很大程度上受到家庭财富积累机制的影响¹⁵。从家庭财富分配理论的发展脉络来看，古典经济学家将分配问题作为其理论的核心内容，而新古典经济学分析范式假定个体具有同质特征，分配问题的关注度下降，Galor & Zeira（1993）强调个体异质性在决定宏观经济运行中的作用，开创了分配和经济增长关系的现代视角。在扩展新凯恩斯主义的分析框架下，家庭异质性（财富不平等）成为影响宏观经济波动的重要因素（Kaplan et al., 2018），家庭财富分配问题愈发得到重视。《21世纪资本论》主要以英、法、美、德、日五国的收入与财富数据对不平等进行长时间序列分析，主要结论是“人们应该在财富与收入不平等问题上提防任何经济决定论。财富分配的历史一直带有高度政治化的色彩，不能被归结为纯粹的经济机制……不平等历史的塑造取决于经济、社会与政治行为人对何为公正、何为不公正的看法，这些行为人的相对权力和由此导致的集体决策，是所有相关行为共同导致的结果。财富过于集中的主要原因在于在低速增长的社会，资本收益率持续高于经济增长率”。但该书忽略了生产资产所有制对财富分配的决定作用。易行健等（2021）对财富不平等的研究进展进行了回顾，发现财富积累的差异从微观视角而言主要可以分为基于代际联系的遗产馈赠、异质性的储蓄率和资产收益率、异质性偏好、人力资本与金融素养的异质性、创业选择与社会保障体系的差异；从宏观视角而言，财富不平等的驱动因素还包括货币政策、房价和技术进步等。

¹⁴ 皮凯蒂在《21世纪资本论》中提到从马克思到库兹涅兹，是从末日预言到理想主义，因为库兹涅兹认为收入不平等将在资本主义发展的高级阶段自动下降，并最终稳定在一个可接受的水平上。

¹⁵ 皮凯蒂在他的博士论文《财富再分配》中得出结论“所有可行的再分配理论的整体结构，势必受到不平等产生模式的影响。……再分配体系本身就是内生的，这种内生性就是对再分类政策问题的最好的回答”。

二、财富积累与财富分配的历史比较

财富积累与财富分配是相伴相生的两个问题。其中，财富分配问题包含两个层面，一是宏观国民财富分配问题，如国民财富在政府、企业和个人之间的分配以及财富在劳动、资本等要素之间的分配；二是居民家庭之间的财富分配，包括城乡或区域之间居民财富分配。本部分将对 20 世纪 70 年代末以来国民财富积累与分配的趋势进行分析，并进行国际比较。此外，还将对微观层面的中国居民家庭财富积累与分配的变动及其背后的原因进行总结，为提出规范财富积累机制并扎实推进共同富裕的政策建议奠定基础。

（一）国民财富积累与分配

1. 世界主要经济体国民净财富积累：财富收入比的演变与资本的回归

自第二次世界大战以来，发达经济体逐渐从以固定资本为主要财富来源的增长模式过渡到知识积累日益重要的后工业时代增长模式（Madsen et al., 2020），财富积累规模显著提升。扩张是资本的本性，自 20 世纪 80 年代以来，衡量财富不平等的核心指标之一——财富收入比在世界主要经济体中均呈现出显著上升趋势。在新古典增长模型中，稳态条件下的财富（资本）收入比可表示为如下形式：

$$\frac{K}{Y} = \frac{s}{g + \delta} \quad (1)$$

（1）式表明，资本收入比是储蓄率 s 的增函数，但其会随着经济增长率 g 和资本折旧率 δ 的提高而下降。皮凯蒂（2014）将之称为“资本主义第二定律”¹⁶，“资本主义第二基本定律”表明，储蓄率较高而经济增长缓慢的国家将在中长期内积累更多的资本。而较高的财富（资本）收入比表明，在既定财富分配框架下，资本所有者可能控制更大比重的经济资源¹⁷。Piketty & Zucman（2014）测算了欧美发达经济体长期以来的财富收入比变动特征，财富收入比的快速上升表明“资本又回来了”。

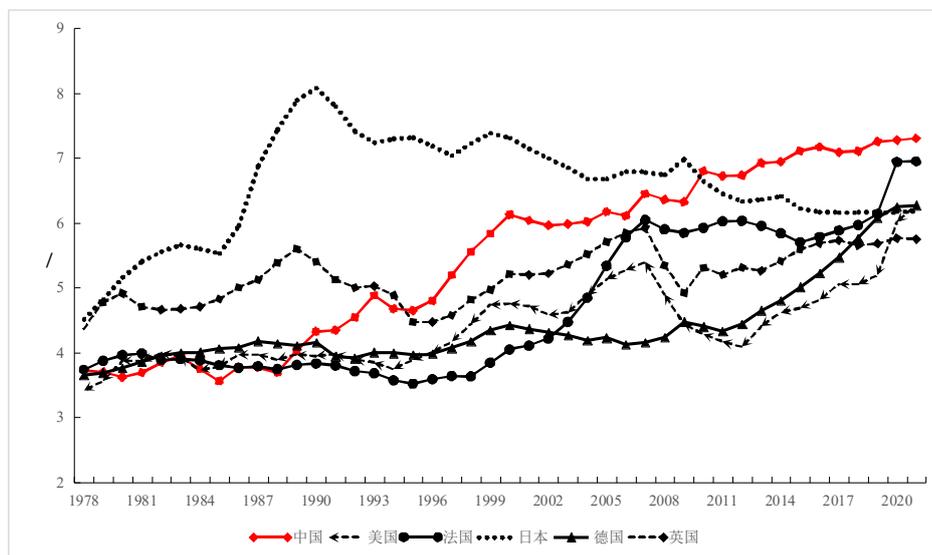


图1 主要经济体国民净财富/国民收入

注：数据来源于世界不平等数据库（WID）

¹⁶ 在《21 世纪资本论》中，忽略了折旧率因素，资本主义第二定律表示为： $\beta = s/g$ ，其中， β 为资本（财富）收入比， s 的上升以及 g 的下降将产生更高的资本收入比。

¹⁷ Krusell & Smith（2015）给出了资本收入比和收入不平等之间的关系，总体收入不平等将随着资本收入比率的增加而增加；Madsen et al.（2020）则总结了资本收入比可以用来衡量不平等的几点原因，例如资产本身会通过资本收入驱动不平等的扩张等。

图 1 显示，首先，各国财富收入比总体上呈现出逐步上升的趋势，其中，中国财富收入比在 20 世纪末上升迅速，并在 2009 年前后超过其他发达经济体，在主要经济体中排名靠前。由于国民财富积累可分解为数量效应（储蓄）和相对价格效应（实际资本收益和损失）（Piketty & Zucman, 2014），中国居民高储蓄率和住房价格持续走高有助于解释这一现象。其次，财富收入比的迅速攀升在一定程度上预测了 20 世纪 90 年代日本经济泡沫的破裂，日本财富收入比在 1984 年至 1990 年期间扩张迅猛，由于资本市场不完善和家庭资产配置更多偏向于住宅，结构性的高财富收入比可能导致国内资产价格泡沫，希腊金融危机爆发前同样呈现类似特征（Charalampidis, 2018）。最后，国际金融危机前，美国和法国同样经历了财富收入比的快速上升，伴随着资产价格泡沫的破灭，国民财富的蒸发使得财富收入比迅速下降。这一事实也表明，监测财富收入比可能有助于制定金融和货币政策。在财富收入比持续上升的背景下，“规范财富积累机制”不仅丰富了共同富裕的内涵，而且有助于防控系统性金融风险。

2. 国民财富在不同经济主体之间的分配：基于公有制财富视角的分析

从政治经济学的视角来看，生产决定分配，生产资料所有制是生产关系的基础，针对分配问题的考察离不开生产资料所有制结构。习总书记在《扎实推进共同富裕》一文中强调：“要坚持公有制为主体、多种所有制经济共同发展，大力发挥公有制经济在促进共同富裕中的重要作用。”实行生产资料公有制是中国同西方资本主义国家的本质区别，也是实现共同富裕的重要制度基础。图 2 展示了中国及主要资本主义国家公有（政府）财富占国民财富之比的变迁趋势。虽然随着市场化改革的推进和深入，中国的公有财富在长期内有所下降，但中国政府持有的公司股权¹⁸仍然显著高于 50%。一方面，这表明在市场化改革进程中，中国政府通过让利于民，激发市场活力，促进国民财富积累；另一方面，也表明中国公有制经济的主体地位没有动摇。对比来看，中国公有财富占比显著高于资本主义国家。2011 年前后，美国、日本以及英国公有财富占比跌落为负值，法国和德国公有财富占比仅为 2.1%和 4.3%左右，资本主义国家公有财富占比因债务问题而大幅下降。以公有制为主体的经济制度可通过以下两个方面发挥促进共同富裕的作用：一方面，公有制经济有助于做大“蛋糕”，根据财政部发布的《2023 年 1—6 月全国国有及国有控股企业经济运行情况》，国有企业营业总收入和利润总额分别为 410188.2 亿元和 23779.8 亿元，公有制经济在增加就业、提高居民收入和提升实体经济发展韧性方面成效显著；另一方面，公有制经济有助于分好“蛋糕”，按劳分配以生产资料公有制为前提，有助于提高劳动收入份额和降低收入分配差距，是兼顾效率与公平的分配制度，以公有制为主体决定了生产资料归全体人民共有，有助于广大人民群众共享发展成果，避免了生产资料向私人集中和贫富差距的扩张。未来，我国需要进一步突出社会主义公有制经济的优越性，更好地防范和化解地方政府债务风险、防止国有资产流失、促进国有资产保值增值，在充分发挥市场对资源配置的决定性作用基础上，更好地发挥公有制经济在促进共同富裕中的重要作用。

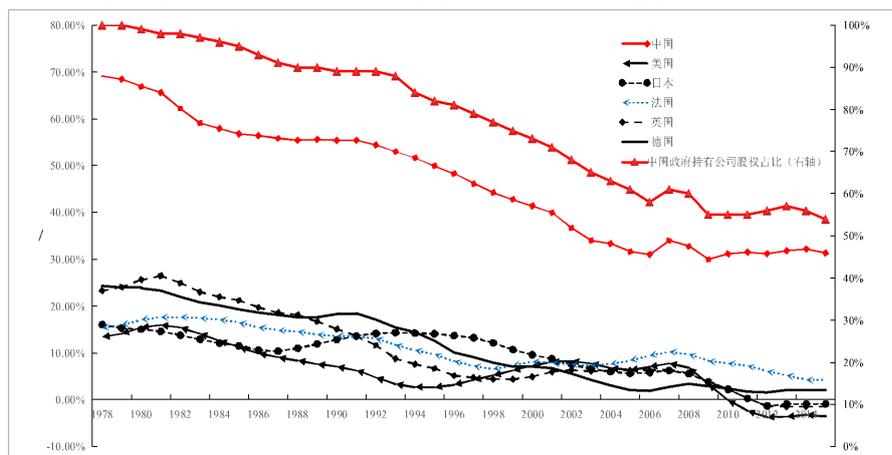


图 2 主要经济体公有财富与国民财富之比

注：数据来源于 Piketty et al. (2019)

¹⁸ 中国政府持有的公司股权指政府部门持有的国内公司股权，包括上市和非上市企业。

3. 国民财富在不同要素之间的分配：基于资本和劳动收入份额变迁的考察

和持续走高的财富收入比相反，自 20 世纪 90 年代以来，中国劳动收入份额呈现出震荡走低态势，而后在 2007 年触底反弹，但和世界主要经济体相比依然偏低，刘亚琳等（2022）从多个视角分析了劳动收入份额变化的驱动机制。实际上，较高的财富收入比还会通过“资本主义第一定律”对要素收入分配产生影响，使得劳动收入份额持续承压。皮凯蒂（2014）在《21 世纪资本论》中将“资本主义第一定律”表示为：

$$\alpha = r \times \beta \quad (2)$$

其中， α 为国民收入中资本收入的比重， r 和 β 分别表示资本收益率和财富收入比，财富收入比的上升将通过（2）式驱动资本收入份额上升和劳动收入份额的相对下降。相较于劳动而言，资本拥有更高的流动性，可以更为便利的实现利益最大化目标，进一步实现资本规模的扩张，在分配中将逐步占据主导地位。防止资本无序扩张不仅是促进要素收入分配合理化的重要举措，同时也是共同富裕背景下“规范财富积累机制”的必然要求。结合图 1 和图 3 来看，劳动收入份额的长期下降和财富收入比的持续上升有关，2007 年前后劳动收入份额触底反弹后走势平稳，而同时期财富收入比上升缓慢。此外，结合图 2 和图 3 来看，公有财富占比与劳动收入份额走势关联度也较高，随着公有财富占比走势趋稳，劳动收入份额呈现触底反弹趋势。劳动收入份额随着公有经济占比的提高而上升（罗楚亮和倪青山，2015；姜伟，2016），坚持以公有制为主体的基本经济体制不动摇，对于促进要素合理分配、扎实推进共同富裕具有重要意义。

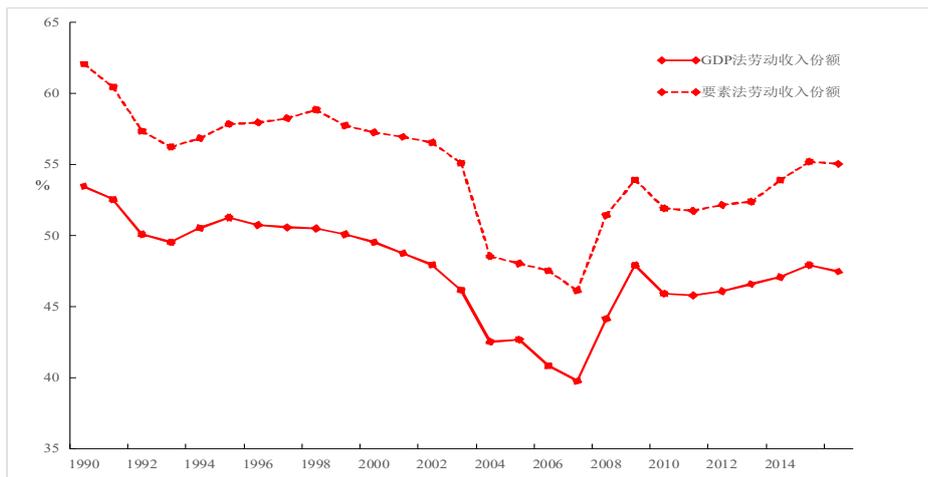


图 3 中国劳动收入份额

注：劳动收入份额数据来源于蓝嘉俊等（2019）

（二）中国居民家庭财富积累与财富分配

1. 微观居民财富积累与财富不平等的驱动机制

从微观层面来看，居民财富积累可以分解为初始财富及增值、收入和储蓄三大部分，参照 Saez & Zucman（2016）的方法，居民财富积累的动态方程可表示成如下形式：

$$W_{t+1}^i = \underbrace{W_t^i \times [1 + r_t^i (1 - \tau_k^i) + q_t^i]}_{\text{初始财富及增值部分}} + \underbrace{Y_{L_t}^i \times (1 - \tau_L^i)}_{\text{收入}} - C_t^i \quad (3)$$

储蓄

在（3）式中， W_t^i 为初始财富规模， W_{t+1}^i 表示第 i 个体 $t+1$ 期的财富水平， r_t^i 为资产收益率， τ_k^i 和 τ_L^i 分别表示资本和劳动收入的平均税率， q_t^i 表示价格因素对资本实际收益或损失的影响， $Y_{L_t}^i$ 表示劳动收入，

C_t^i 表示居民消费支出。式（3）表明，初始财富分配、异质性资产收益率、收入不平等以及异质性储蓄率是解释财富不平等的重要机制。

从居民财富积累方程来看，首先，初始财富规模决定了家庭财富积累的起点，个体初始财富的获取主要通过父母生前财富转移（Fagereng et al., 2021）或遗赠（Yang & Gan, 2020）的代际联系途径。其次，资产收益率随着财富阶层的上升而递增（Fagereng et al., 2020）¹⁹，财产性收入在富裕阶层财富积累中占据重要地位²⁰，资产增值会进一步扩张财富分配顶层的财富份额，形成财富积累的滚雪球效应（郭杰和陶凌峰，2022）。再次，居民收入流是积累财富的重要来源，收入不平等在一定程度上也将转化为财富分配不平等。最后，家庭储蓄率的异质性决定了财富积累数额的差异，在收入水平既定时，消费支出的上升意味着储蓄率的下降和财富积累的放缓，但富裕阶层储蓄率更高（甘犁等，2018），储蓄率的异质性驱动财富积累异质性，即财富不平等。而其他因素如货币政策（赵建和李嘉怡，2012）、技术进步以及异质性偏好等会通过上述资产收益率、收入不平等及异质性储蓄率的中介作用影响居民财富积累和财富分配。

2. 中国居民家庭财富积累和财富分配

第一，居民家庭财富积累与国际比较。改革开放之前，居民部门财富增长缓慢，主要表现为政府部门财富积累的上升。改革开放以后，伴随着经济的高速增长和高储蓄率，居民部门财富积累快速上升，图 4 显示，20 世纪 90 年代我国人均净财富增速较快，年均复合增长率约为 26%，中国居民家庭以房产为主的资产结构特征以及房价上涨部分解释了近年来居民财富的增长。截至 2021 年底，居民人均净财富水平接近 40 万元人民币，经济发展成果正日益惠及广大人民群众。从国际比较来看，我国居民人均财富和发达国家还存在较大差距，虽然国际金融危机使得美国等发达经济体人均净财富水平出现显著下降，随着经济恢复，以美国和法国为代表的经济体人均净财富增长之势迅速恢复，2021 年，中国居民人均净财富规模不足美国的三分之一和法国的一半，居民部门的财富规模存在较大的增长空间和潜力。保持居民部门财富水平健康增长是“规范财富积累机制”的必然要求。一方面，居民家庭较为单一的资产结构特征一方面不利于资产合理配置以分散风险；另一方面，对某一资产配置过多容易从需求层面引发资产泡沫化，从而为居民家庭财富积累埋下巨大隐患。

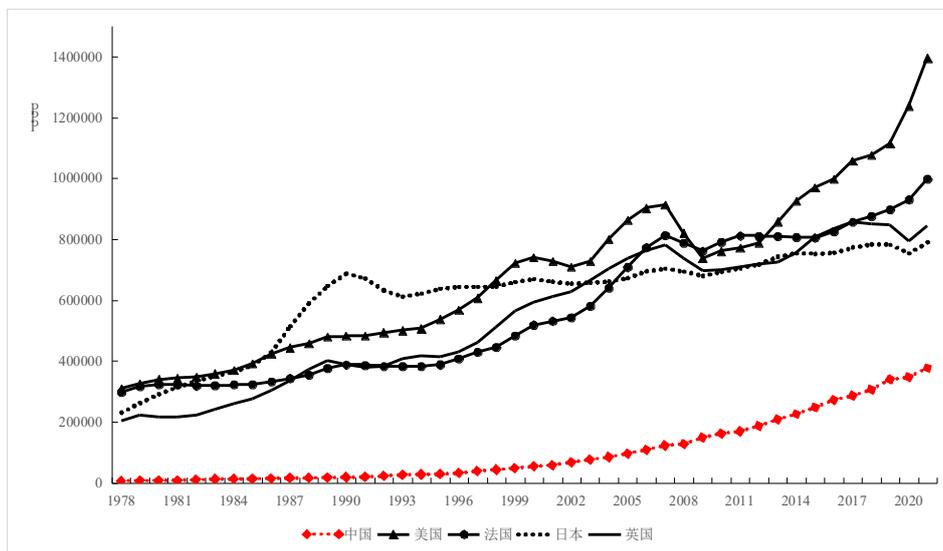


图 4 中国和部分发达经济体居民人均净财富走势

注：数据来源于世界不平等数据库（WID）

¹⁹ Fagereng et al. (2016) 发现挪威金融财富的平均收益率从财富排名后 10%家庭的 0.2%上升至财富排名前 10%的 2.8%，而家庭净资产收益率在两类家庭中相差 17%左右。

²⁰ 根据笔者测算，在 2013-2017 年 CHFS 数据库中，财富分配前 1%群体的财产性收入占家庭总收入的比重约为 17%，而这一数值在财富分配后 50%群体中仅为 1%左右。

第二，居民财富积累的区域及行业异质性。推动协调发展是实现高质量发展的必由之路。中国居民家庭财富积累具有显著的区域和行业异质性特征，这一特征主要体现在两个层面。一是经济发达地区居民家庭财富规模和水平显著较高，而欠发达地区居民家庭财富水平则相对较低，主要表现为区域和城乡差距；二是行业之间差距显著，在高技术复杂度和高人力资本行业就业的居民平均收入更高。

从居民家庭财富积累的区域异质性来看，一方面，如图5所示，以北京、上海、天津、浙江、广东、江苏和福建等为代表的东部发达经济地区居民家庭净财富水平较高，中西部及东北地区居民家庭净财富规模则相对较低。北京市居民家庭净财富均值约为346.43万元位居全国前列，而上海市居民家庭净财富紧随其后，均值约为344.58万元，中西部及东北地区居民家庭净财富规模则相对较低。进一步比较来看，北京和上海市居民财富均值约为吉林为代表的东北地区居民家庭净财富的10倍左右，是河南、湖北以及甘肃、宁夏为代表的中部和西部地区居民家庭净财富的约5-6倍，地区之间居民家庭财富积累存在较为明显的分化现象。另一方面，2019年CHFS数据显示，我国城镇地区居民家庭净资产均值约为农村地区的3.75倍左右，城乡之间居民财富差距显著。分行业来看，据《中国统计年鉴》，2022年，信息传输、软件和信息技术行业，科学研究和技术服务，金融业的年平均工资排名前三，分别为20.15万元、15.18万元和15.08万元，住宿和餐饮行业排名最低为5.36万元，排名前三的行业平均工资分别是排名最低行业的3.76、2.83和2.81倍，收入之间的不平等将转化为居民家庭财富积累之间的不平等。

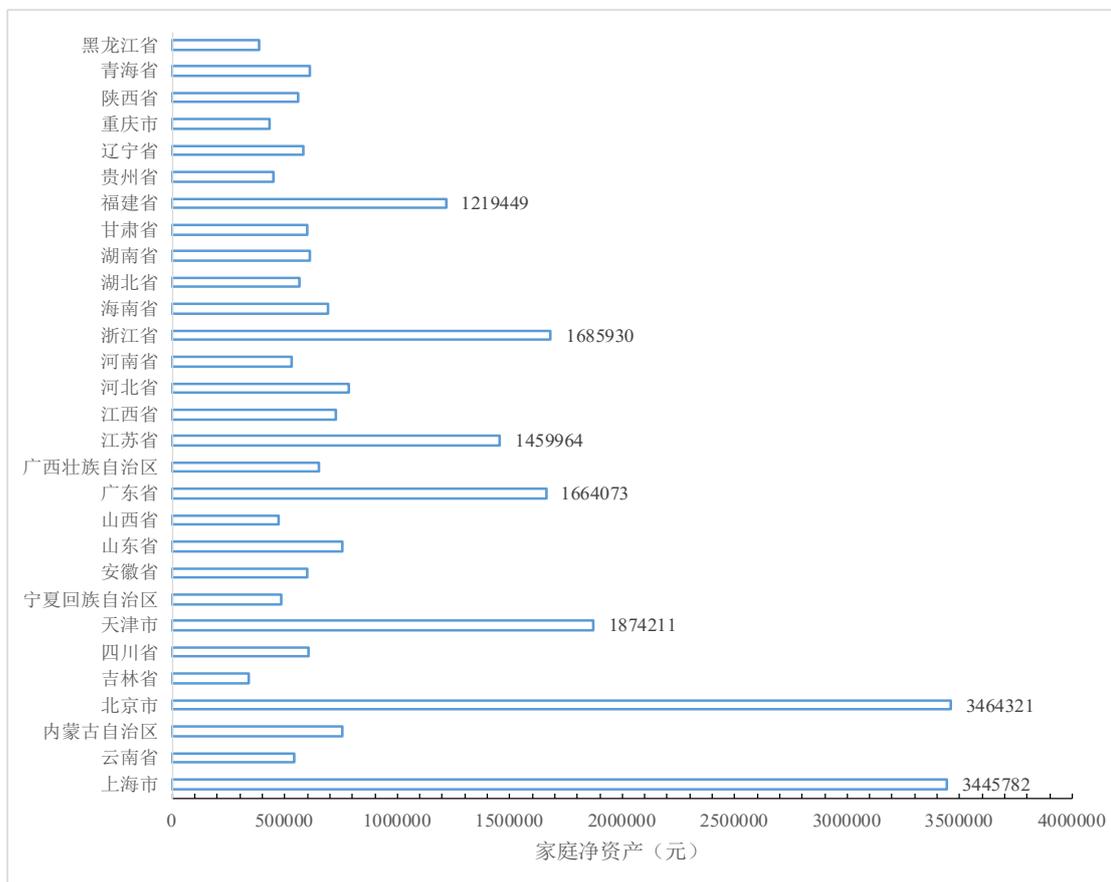


图5 中国部分省、直辖市居民财富积累比较

注：数据来源于2019年CHFS并通过笔者整理得到

3. 中国居民财富差距与国际比较

存量上的财富分配差距远高于流量层面的收入分配差距。由于大多数单独基于微观调查数据测度居民财富差距面临高净值样本覆盖率不足从而导致低估实际不平等的问题，Piketty et al. (2019) 将微观调查数据和胡润富豪榜数据相结合，构建了中国居民财富分配的长期序列，在此基础上，世界不平等数据库(WID)对中国居民财富分配序列进行了更新。图6显示，财富分配前10%和前1%群体财富份额上升趋势明显，

二者分别由 1995 年的 41%和 16%上升至 2021 年的 69%和 33%左右，而后 50%和中间 40%群体的财富份额由 1995 年的 16%和 43%下降至 2021 年的 6%和 25%左右，后 90%群体所拥有的财富份额总和为 31%，低于前 1%群体的 33%，总体财富不平等呈现扩张趋势。进一步分时段来看，居民财富差距的快速上升期集中在 20 世纪末 21 世纪初的十年内，经济全球化和住房价格等因素驱动该时间段内财富积累分化的加剧，前 10%和前 1%群体财富份额分别上升了约 20 和 14 个百分点。2010 年以来，虽然居民财富差距扩张有所放缓，但总体财富不平等依然居高不下，前 10%和前 1%群体财富份额保持小幅震荡上行趋势。“规范财富积累机制”需要减缓财富的集中度，居民财富差距扩张的趋缓为实现共同富裕提供了有利的前提条件。

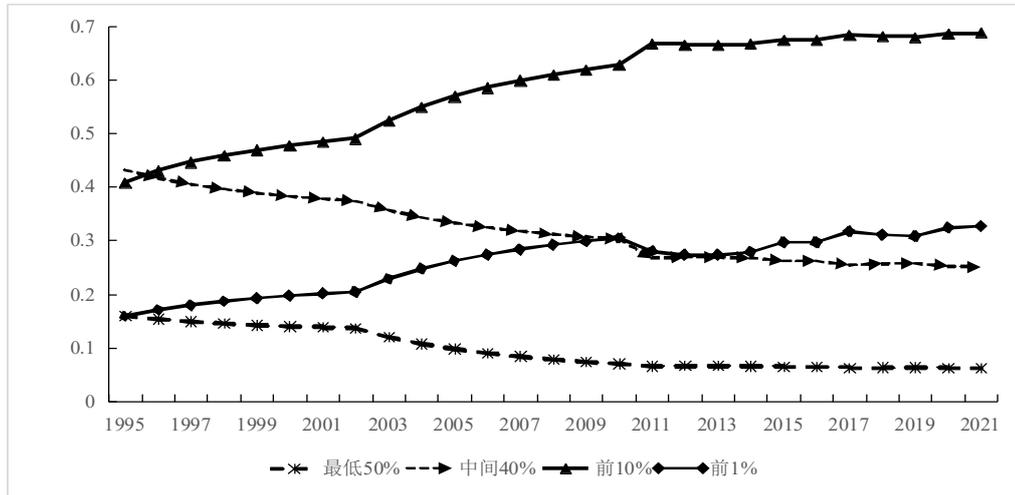


图 6 中国各财富群体的财富份额及走势

注：数据来源于世界不平等数据库（WID）

从国际比较看，中国的居民财富差距到底处于什么位置？图 7 展示了中国、美国、德国、法国和俄罗斯前 1%群体财富份额的趋势性变化。其中，俄罗斯财富分配前 1%群体拥有的财富份额最高，约为 47%，富裕阶层财富份额的快速上升期主要集中在苏联解体后的十年内，放弃公有制及大规模的私有化是驱动该国在 20 世纪末财富不平等快速扩张的主要因素。

1995 年以来，美国富裕阶层的财富份额呈稳步上升趋势，2014 年之后有所下降。美国前 1%群体持有约 35%的财富份额，该数值高于中国，表明美国居民财富分配差距高于中国。2010 年以来，我国财富不平等的扩张速度有所趋缓，同时期居民收入差距也呈现震荡回落的趋势。

以法国和德国为代表的欧洲国家前 1%群体的财富份额在国际金融危机后一直保持稳定，其居民财富分配差距低于俄罗斯、美国和中国。综上分析，我国居民财富分配问题不容乐观，仅从收入视角来调节贫富差距是远远不够的，存量意义上的财富差距不仅会通过资本增值扩张收入差距，使得收入分配调节手段作用被削弱，财富集中度的上升还会通过代际传承带来初始禀赋和机会不平等，降低阶层流动等问题，“规范财富积累机制”是促进共同富裕的重要手段和迫切要求。

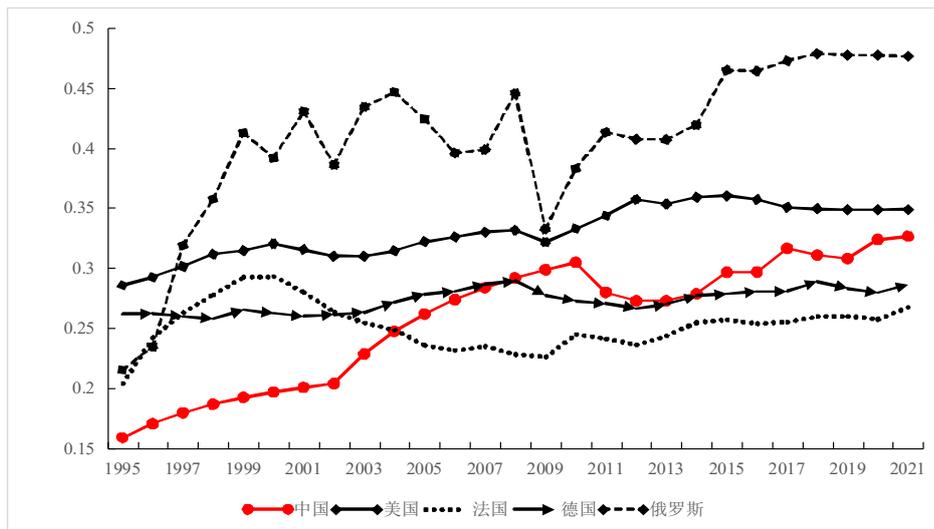


图7 中国和部分经济体居民财富分配前1%群体财富份额比较

注：数据来源于世界不平等数据库（WID）

三、规范财富积累机制、扎实推进共同富裕的政策建议

在我国居民财富快速积累过程中，还面临着要素收入分配不合理以及居民家庭之间财富差距较大等问题，因此需要在保障财富积累可持续的基础上，建立规范财富积累机制的相关制度框架，合理运用再分配政策等手段减缓财富不平等的扩张趋势，并促进机会公平，使得居民在就业和人力资本积累等方面享有平等发展的机会，为规范财富积累机制和扎实推进共同富裕提供保障。

（一）平稳做大做强实体经济，保障财富积累的可持续性

发展是解决一切问题的基础和关键。党的二十大报告明确指出“没有坚实的物质技术基础，就不可能全面建成社会主义现代化强国”。实体经济是一国经济的立身之本、是国家强盛的重要支柱，是国家财富之源，是大国财富积累的重要基石。要实现我国财富积累的可持续性，必须先要将我国实体经济做大做强，这需要坚决推进创新发展，以数实融合为抓手，实现实体经济的高质量、可持续发展。要加快实施创新驱动发展战略，完善科技创新体系，坚持创新在我国现代化建设全局中的核心地位，提升国家创新体系整体效能，加快实现高水平科技自立自强，加快形成实体经济竞争新优势。进一步加大对数字化的投入和支持，促进企业数字化转型，推动数字经济发展；鼓励发展新的业态和模式，如共享经济、云计算、物联网等，推动实体经济和数字经济的融合；加强数据保护和信息安全，保护企业和个人的隐私和数据安全，防止数据泄露和滥用，为数实融合提供安全可靠的数据环境。最终实现实体经济的转型升级和可持续高质量发展。坚决把实施扩大内需战略同深化供给侧结构性改革有机结合起来。坚持实施扩大内需战略，进一步提升居民消费率和扩大实体经济投资，特别是要提升对基础设施建设的投资力度，优化基础设施布局，以满足人民群众日益增长的生活和生产需要。进一步提高社保、医疗保险等制度的覆盖率和水平，增加公共服务供给，提高民众的生活质量和安全感。加快建设统一大市场，推动形成双循环新发展格局。坚持全面深化改革和实行更加积极主动的开放战略。积极参与全球经济合作，加强与国际组织和其他国家的合作，促进贸易和投资自由化便利化，开拓国际市场，扩大出口，促进经济的内外联动和平衡发展，推进我国实体经济的国际竞争力和内生增长能力的提升。

（二）加强顶层设计，建立规范财富积累机制的制度框架

法治是现代市场经济的重要特征，成熟的市场经济体制与健全的法治相呼应。党的十八届四中全会通过的《中共中央关于全面推进依法治国若干重大问题的决定》指出，社会主义市场经济本质上是法治经济。党的二十大明确提出“要构建高水平社会主义市场经济体制，坚持和完善社会主义基本经济制度，毫不动

摇巩固和发展公有制经济，毫不动摇鼓励、支持、引导非公有制经济发展，充分发挥市场在资源配置中的决定性作用，更好发挥政府作用”。皮凯蒂在《皮凯蒂之后：不平等研究的新议程》最后一章所做的回应指出：财富的积累从来不是纯粹的经济机制问题，收入与财产分配关系需要强调意识形态、法律体系与制度变迁的相互作用；资本最好是被理解为一套多维度的复杂财产关系，对社会不平等与所有权关系的和平调节，是建设法治体系与合法公共权力的主要任务之一，另外还需要培育倡导公正的社会规范和复制的制度架构。这类似于诺斯对制度框架的理解的三大基石：产权理论、国家理论与意识形态，诺斯在另外的著述中认为制度包括正规的制度、非正规的制度和制度的执行机制²¹。这就需要进一步完善规范财富积累的法律制度。要在法律层面上对财富的正当来源和积累进行规范，完善产权保护、维护契约精神，鼓励人民群众合理合法获得和积累的财富。对由于市场不完善所带来的财富占有和积累以及收入获取从法律层面进行完善。具体而言：在《物权法》的基础上，进一步完善土地、房屋、知识产权等各类财产的登记和保护制度，减少产权纠纷和侵权行为。维护市场公平公正，打击垄断和不公平竞争行为，制定反垄断法和反不正当竞争法，加强市场监管，保护市场公平和竞争。进一步依托“金税四期”工程，加强税收法律法规建设，完善税收信息公开透明制度，加强对税务违规行为的惩戒和打击力度，完善纳税人的权利保护制度，促进税收征管的公平和透明。进一步规范财富积累的法治机制与实践。加大对非法财富积累与获取以及灰色收入的核查和稽查，特别是对于非法财富和非法收入要进行打击和取缔；坚决打击内幕交易、操纵资本市场、财务造假、偷税漏税等获取非法收入行为，严惩非法所得，保护合法权益。

（三）促进财富创造与积累机会均等化，努力推进实现共同富裕

党的二十大报告明确提出“坚持多劳多得，鼓励勤劳致富，促进机会公平，增加低收入者收入，扩大中等收入群体”，这其中所提到的机会平等，就是在政策干预下，个人收入分配结果仅仅由“努力”差异²²导致（罗默，2021）。共同富裕不是简单的“均贫富”，而是在机会公平的基础上，人人参与共建共享发展的过程中达到富裕。机会不均等从长期内将抑制经济增长从而影响经济发展，并且可能导致社会不稳定，从而从根本上影响共同富裕目标的实现，从这个角度而言，共同富裕最大的内涵之一就是致富机会均等。这需要：第一，促进市场竞争的公平性。2019年10月举行的十九届四中全会明确提出“建设高标准市场体系，完善公平竞争制度”。这需要加强反垄断法律制度的建设和完善，打击各种形式的垄断行为，维护市场竞争公平和市场秩序；并加强知识产权保护法律制度的建设，打击知识产权侵权和不正当竞争行为；同时建立健全市场准入制度，防止各种形式的市场壁垒，打破垄断和限制竞争的行业和领域，促进市场竞争公平和市场资源的优化配置。第二，促进就业与创业机会的均等化。高质量公平就业和创业活动对降低收入和财富不均等、改善民生和实现机会公平具有重要的作用。这需要，加快进城农民工“市民化”，政府和企业提供职业培训和教育，帮助农民工获得必要的技能和知识，以便他们能够进入和成功地从事不同的职业和行业；尽快解决企业用工过程中对性别、少数民族等就业歧视，采取积极的措施，例如通过特殊的培训计划或优先考虑少数群体的申请人等方式来平衡就业机会；积极帮扶创业群体开展创业，借助数字经济发展鼓励金融机构提供持续性小额普惠型的信贷服务，并利用数字政府建设机会大力扶持创业孵化，保障创新创业能力。第三，促进教育机会与其他公共服务均等化。各级政府要大力促进教育机会均等，进一步完善公共教育体系，金融知识能够起到降低财富差距的重要作用（尹志超和张号栋，2017），积极开展金融教育活动，从起点上给予各层级居民同等的知识改变命运的机会，平衡区域间、城乡间教育资源，惠及更多农村学生，增加全社会人力资本积累，以此实现收入水平的跃迁，打通低收入群体向中高收入群体的转化渠道，从长期内缓解财富积累的差距。与此同时，我国财政支出结构还将继续调整，在增加民生性财政支出的同时增加社会保障、养老与医疗等公共服务的均等化，为推进共同富裕作出更大的贡献。

（四）平衡各类要素在收入分配中的关系，提升劳动收入份额，持续扩大中等收入群体

分配制度是促进共同富裕的基础性制度，党的二十大报告提出，“要完善分配制度，坚持按劳分配为

²¹ 诺斯的制度经济学理论主要可以参考：《制度、制度绩效与经济增长》与《西方世界的兴起》等。

²² 罗默（2021）认为个人收入分配结果差异可以被归结为“环境”差异和“努力”差异，其中“环境”是不受人控制，进而也无法为之负责的因素，包括基因、种族、家庭背景、文化以及更广泛的社会环境等。

主体、多种分配方式并存，坚持多劳多得，鼓励勤劳致富”。要素收入分配的失衡将加剧收入不平等并从长远来看促进了财富积累的集中并最终导致财富分配差距的扩大。这需要：第一，完善劳动者技能终身学习体系²³，有效提升劳动参与率。在数字经济时代，需要大力加强 STEM（是科学、技术、工程和数学四个英文词语首字母的集合）领域的教育，即使纯文科和社会科学的专业也是如此；以需求导向为基础，深入实施覆盖劳动者职业生涯全过程的共建共享的职业技能培训体系。近年来中国劳动参与率开始缓慢下降，需要从加快农民工市民化进程、发展老年人与婴幼儿照护行业、保障劳动者休闲的合法权益从而帮助克服工作和闲暇的选题、在人口快速老龄化背景下科学合理延长退休年龄等方面入手从而有效提升劳动参与率。第二，探索和改革劳动与资本以外的其他要素的收益决定机制。完善土地、资本、数据、技术等要素使用权、收益权由市场评价贡献、按贡献决定报酬的机制；增加技术、探索建立合理分配数据要素收益的方法制度，促进数字红利共享。土地是农村居民的重要资产，进一步深化土地制度改革，赋予农民更加充分的财产权益，引导农民通过租赁、委托、合作等方式盘活闲置土地，促进农村居民财产性收入增长。推进农村集体产权制度改革，巩固提升农村集体经济，进一步深化土地制度改革，提高承包地的经济回报。

（五）拓宽居民收入渠道，助推中低收入家庭财富积累与保障多元化的财富增值渠道

收入是财富积累的源泉，但是收入来源太过单一将增加居民家庭的金融脆弱性。无论是为了从整体上提升居民家庭的财富水平，还是为了从根本上减少居民财富差距过大问题，增加城乡居民收入、拓宽城乡居民财富增值渠道都是重要抓手之一。这需要：第一，完善弹性就业制度，拓宽居民收入来源渠道。允许不限时间、不限收入、不限场所的形式灵活多样的就业存在与发展，并为弹性就业提供法律法规方面的保障和政策支持，如可以适度灵活处理的社会保险费缴纳和支付政策等等。第二，完善推进中低收入家庭资产积累的公共政策。逐步将以补助相对贫困家庭收入为基础的经济社会政策调整为激励（或补助）相对贫困家庭资产积累的基础的经济社会政策²⁴；大力推进“金融素养提升国民战略”，加强金融素质教育，提高居民的财务知识和管理能力，帮助居民更好地理财、投资。第三，完善金融产品体系和推进财富管理行业发展，多渠道增加居民财产性收入。借助数字经济发展机遇发展财富科技，充分考虑不同居民家庭风险偏好、风险承受能力、财富管理目标与财富积累水平，发展普惠财富管理服务和完善我国金融产品和服务体系，提升长尾客群的渗透，使中低收入与收入的居民也能享有合理的资产配置、获得投资机会、享受优质财富增值管理服务，从而提升财产性收入占家庭可支配收入比重。

（六）合理运用再分配政策，完善社会分配结构降低贫富差距

在降低贫富差距扎实推进共同富裕的过程中分配与再分配制度可以考虑从以下几个方面继续完善：完善初次分配，调动各类要素加快财富创造与积累。在初次分配中，着重调动社会各阶层参与市场竞争的积极性，坚持多劳多得，鼓励勤劳致富，让所有能够创造财富的源泉都充分涌现出来，促进机会公平，在国家提供制度保障的前提下，遵循效率优先原则。在二次分配中，要重在推动基本公共服务均等化，校正市场的“马太效应”，为经济可持续发展奠定坚实基础。通过税收制度和社保制度平抑初次分配中的公平公正问题，加大政府对低收入人群的转移支付，健全社会保障制度，兜底社会公平底线；完善个人所得税制度，适时将税收征收范围由工资性收入外延至财产性收入，论证并推进对房产的保有环节和财富的代际传承环节的房产税和遗产税的开征。在三次分配中，要重在鼓励和引导个体或企业慈善公益事业，让经济发展的成果更好地惠及全体国民。进一步加大对慈善公益行为予以政策扶持与监督管理，一方面，要普及慈善意识，提高个人慈善捐赠积极性，完善慈善捐赠的税收优惠政策，提高对慈善捐赠的激励和税收减免，推动慈善捐赠事业发展、缩小收入分配差距；另一方面，要完善慈善基金会和慈善信托的监管制度，对慈善组织进行系统性梳理和持续督导，提高慈善组织公信力。

²³ 《皮凯蒂之后》认为劳动节约型和技能偏向性技术变革及推动的全球化，是美国及其他发达国家过去 30 年财富与收入不平等背后的强大作用力，并可能在未来变得更为重要。

²⁴ 美国华盛顿大学迈克尔·谢若登教授提出资产建设理论（Assets Construction Theory），在他所著的《穷人与资产》一书中指出凡是广泛地和普遍性促进公民和家庭尤其是穷人获得不动产和金融资产以增进他们的福利方案、规则、法律法规，都属于资产社会政策，该书的建议是，社会政策也应当重视家庭资产积累，因为只有这样家庭和社区才能持久地参与社会和经济的发展。

【参考文献】

- [1] 彼得·纽曼, 默里·米尔盖特, 约翰·伊特韦尔. 新帕尔格雷夫货币金融大辞典[M]. 经济科学出版社, 1999
- [2] 彼得·纽曼, 默里·米尔盖特, 约翰·伊特韦尔. 新帕尔格雷夫经济学大辞典[M]. 经济科学出版社, 1996
- [3] 戴维·皮尔斯. 现代经济学辞典[M]. 北京航空航天大学出版社, 1992
- [4] 道格拉斯·C·诺思. 制度、制度变迁与经济[M]. 杭行译, 格致出版社, 2014
- [5] 道格拉斯·C·诺思, 罗伯特·托马斯. 西方世界的兴起[M]. 厉以宁与蔡磊译, 华夏出版社, 1999
- [6] 德隆·阿西莫格鲁, 詹姆斯·A·罗宾逊. 国家为什么会失败[M]. 湖南科学技术出版社, 2015
- [7] 甘犁, 赵乃宝, 孙永智. 收入不平等、流动性约束与中国家庭储蓄率[J]. 经济研究, 2018, 53 (12) : 34-50
- [8] 郭杰, 陶凌峰. 基于异质性资产回报率的中国财富不平等研究[J]. 经济研究, 2022, 57 (4) : 154-171
- [9] 姜伟. 所有制结构变化对我国劳动收入占比影响的实证研究[J]. 现代管理科学, 2016, 281 (8) : 84-86
- [10] 蓝嘉俊, 方颖, 马天平. 就业结构、刘易斯转折点与劳动收入份额:理论与经验研究[J]. 世界经济, 2019, 42 (6) : 94-118
- [11] 李家山, 易行健, 何启志. 中国居民财富不平等的测算修正、异质性与驱动机制[J]. 财政研究, 2021, 466 (12) : 17-33
- [12] 李扬, 张晓晶. 中国国家资产负债表 2020[M]. 中国社会科学出版社, 2020
- [13] 刘亚琳, 申广军, 姚洋. 我国劳动收入份额: 新变化与再考察[J]. 经济学(季刊), 2022, 22 (5) : 1467-1488.
- [14] 路易吉·津加莱斯. 繁荣的真谛[M]. 中信出版社, 2015
- [15] 罗楚亮, 陈国强. 富豪榜与居民财产不平等估算修正[J]. 经济学(季刊), 2021, 21 (1) : 201-222
- [16] 罗楚亮, 倪青山. 资本深化与劳动收入比重——基于工业企业数据的经验研究[J]. 经济学动态, 2015, 654 (8) : 40-50
- [17] 马克思. 资本论[M]. 中共中央马克思、恩格斯、列宁、斯大林主编编译局译, 人民出版社, 1975
- [18] 迈克尔·谢若登. 资产与穷人: 一项新的美国福利政策[M]. 商务印书馆, 2007
- [19] 托马斯·皮凯蒂. 21世纪资本论[M]. 巴曙松等译, 中信出版社, 2014
- [20] 托马斯·皮凯蒂. 财富再分配[M]. 郑磊等译, 格致出版社与上海人民出版社, 2017
- [21] 希瑟·布西, 布拉德福德·德龙, 马歇尔·斯坦鲍姆. 皮凯蒂之后: 不平等研究的新议程[M]. 中信出版社, 2022
- [22] 叶文平, 李新春, 陈强远. 流动人口对城市创业活跃度的影响: 机制与证据[J]. 经济研究, 2018, 53 (6) : 157-170
- [23] 易行健, 李家山, 张凌霜. 财富不平等研究新进展[J]. 经济学动态, 2021, 730 (12) : 124-140
- [24] 易行健, 展凯, 张浩, 杨碧云. 财富管理: 理论与实践[M]. 机械工业出版社, 2020
- [25] 尹志超, 张号栋. 金融知识和中国家庭财富差距——来自 CHFS 数据的证据[J]. 国际金融研究, 2017, 366 (10) : 76-86
- [26] 约翰·E·罗默. 机会均等[M]. 上海财经大学出版社, 2021
- [27] 赵建, 李嘉怡. 利率走势、财富异质性与贫富差距——基于资产结构视角的理论分析与实证检验[J]. 国际金融研究, 2022, 424 (8) : 24-33
- [28] 中国社会科学院经济研究所. 中国经济报告 2021: 迈向现代化新征程[M]. 中国社会科学出版社, 2021
- [29] Charalampidis N. The National Wealth–Income Ratio in Greece 1974–2013[J]. Review of Income and Wealth, 2018, 64 (1) : 83-104
- [30] Fagereng A, Mogstad M, Rnning M. Why Do Wealthy Parents Have Wealthy Children?[J]. Journal of Political Economy, 2021, 129 (3) : 703-756
- [31] Fagereng A, Guiso L, Malacrino D, Pistaferri L. Heterogeneity and Persistence in Returns to Wealth[J]. Econometrica, 2020, 88 (1) : 115-170
- [32] Galor O, Zeira J. Income Distribution and Macroeconomics[J]. Review of Economic Studies, 1993, 60 (1) : 35–52
- [33] Guiso L, Sodini P. Household Finance: An Emerging Field. in Handbook of the Economics of Finance, Elsevier, 2013: 1397-1532
- [34] Kaplan G, Moll B, Violante G L. Monetary policy according to HANK[J]. American Economic Review, 2018, 108 (3) :

697-743

- [35] Krusell P, Smith T. Is Piketty's Second Law of Capitalism Fundamental?[J]. *Journal of Political Economy*, 2015, 123 (4) : 725-748
- [36] Madsen J B, Antonio M, Francesco V. Wealth Inequality in the Long Run: A Schumpeterian Growth Perspective[J]. *The Economic Journal*, 2020, 131 (1) : 476-497
- [37] Piketty T, Zucman G. Capital is Back: Wealth-Income Ratios in Rich Countries 1700-2010[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2014, 123 (3) : 1155-1210
- [38] Piketty T, Yang L, Zucman G. Capital Accumulation, Private Property and Rising Inequality in China, 1978-2015[J]. *American Economic Review*, 2019, 109 (7) : 2469-2496
- [39] Saez E, Zucman G. Wealth Inequality in the United States since 1913: Evidence from Capitalized Income Tax Data[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2016, 131 (2) : 519-578
- [40] Samila S, Sorenson O. Venture Capital, Entrepreneurship, and Economic Growth[J]. *The Review of Economics and Statistics*, 2011, 93 (1) : 338-349
- [41] Yang X T, Gan L. Bequest Motive, Household Portfolio Choice, and Wealth Inequality in Urban China[J]. *China Economic Review*, 2020, 60

Wealth Accumulation, Wealth Distribution, and Common Prosperity - A

Comprehensive Analysis Based on Theory, History, and Policy

Abstract: Wealth accumulation and wealth distribution have always been the core issues of economic studies. Over the past 40 years, these issues have remained significant, when global income or wealth inequality gaps have experienced significant expansion and approached historical peaks. This holds true even when considering the time since the industrial revolution. Since the reform and opening up, China has made great achievements in economic development. The accumulation of wealth has increased rapidly, but the inequality between the rich and poor has also widened at an alarming pace. The 20th National Congress of the Communist Party of China proposed "regulating the mechanism of wealth accumulation". Common prosperity is the essential requirement of socialism with Chinese characteristics, and the Chinese path to modernization means common prosperity for everyone. Against the new historical background, this modernization has become a pressing and essential objective to fully take advantage of our socialist system and pursue a Chinese path to modernization. It's imperative to constantly improve the distribution system, steadily promote common prosperity, and narrow the wealth gap among household. Firstly, this paper reviews the academic ideological history of wealth, wealth accumulation, and wealth distribution. Secondly, this paper reviews and analyzes the historical evolution of wealth accumulation and family wealth gap in the major developed economies worldwide as well as China. Thirdly, it will propose relevant policy suggestions to address the issues related to wealth accumulation and distribution in China.

Key words: Wealth Accumulation; Wealth Distribution; Common Prosperity

创新型货币政策能够提高企业的绿色投资水平吗？

——来自中国上市企业的微观证据

房芳¹ 郭晔²

【摘要】本文基于 2014—2021 年上市公司面板数据，以创新型货币政策纳入绿色因素这一事件为准自然实验，运用双重差分模型分析了创新型货币政策对企业绿色投资行为的影响和作用机制。研究发现：第一，我国创新型货币政策担保品纳入绿色信贷资产后，受政策影响企业的绿色投资水平相对于未受政策影响企业得到显著提高，而对于非绿色投资水平效应不显著。第二，基于三重差分的机制检验结果表明，创新型货币政策能通过影响企业的债务期限结构来促进企业绿色投资。第三，创新型货币政策纳入绿色因素具有行业异质性，创新型货币政策对企业绿色投资行为的影响在环保行业以及非重污染行业更明显。本文为创新型货币政策的绿色投资效果提供了实证依据，对后续创新型货币政策调控完善具有一定的政策启示。

【关键词】创新型货币政策 绿色投资 债务期限结构

引言

党的二十大报告提出“完善支持绿色发展的财税、金融、投资、价格政策和标准体系”，凸显了金融在推动绿色转型发展方面的重要意义。2018 年 6 月，中国人民银行将绿色信贷纳入中期借贷便利（MLF）的合格担保品范围。在此背景下，央行扩大合格担保品范围是否会影响企业的绿色投资是学术界亟需探讨的重要问题。

与传统的投资行为相比，绿色投资的理念是将生产活动与环境保护相结合。然而，绿色投资作为企业投资的一个特殊部分，一方面需要企业专门投资环保设备、开发创新的环保技术，另一方面为企业本身带来的收益却无法与之匹配，与其他一般投资相比回收周期也更长（张济建等，2016），这使得企业发展绿色投资缺乏足够的动力。唐国平和李龙会（2013）的研究也发现，我国上市企业普遍存在绿色投资不足的现象。这是因为绿色投资的经济绩效普遍低于其环境绩效和社会绩效，绿色投资主要还是一种体现企业社会责任的“被动”行为。持续有效的绿色投资无疑是抑制污染排放、改善环境质量的必要途径，在倡导生态文明建设和绿色转型发展的背景下，需要通过金融政策工具改变资源配置的激励机制，促进企业绿色投资水平的提升。

本文主要在以下几个方面拓展了已有研究：第一，基于创新型货币政策担保品框架扩容的政策事件，发现创新型货币政策担保品的扩张能够促进受影响企业的绿色投资行为。这不仅从经验数据维度拓展了 Dafermose et al.（2020）有关创新型货币政策与绿色金融的分析，而且提供了来自中国的经验证据；第二，以王永钦和吴娴（2019）、黄振和郭晔（2021）、刘冲等（2022）为代表的研究主要是从创新型货币政策担保品制度对债券市场价格影响的角度进行分析，并未主要关注创新型货币政策担保品制度与绿色金融的关系，以及创新型货币政策担保品制度可能的绿色效应；以郭晔和房芳（2019）、陈国进等（2021）为代表的实证研究，虽然关注了创新型货币政策担保品制度与绿色金融的关系，但主要基于企业的融资视角，并未进一步分析对企业绿色投资行为的影响。本文基于双重差分模型识别因果关系，从微观企业层面研究了我国创新型货币政策的绿色投资效应；第三，本文从债务期限结构的角度分析了我国创新型货币政策影响企业绿色投资行为的传导机制，为我国通过创新型货币政策进行产业结构调整提

¹ 房芳，山东财经大学金融学院讲师

² 郭晔，厦门大学经济学院/王亚南经济研究院教授，博士生导师

供理论补充，为我国绿色发展模式和路径的相关研究提供实证证据。

一、文献综述与理论分析

（一）创新型货币政策与绿色投资

货币政策对微观企业投资行为的影响作为宏观调控有效性的核心问题，一直受到学术界的广泛关注。以往的研究表明，货币政策与企业投资行为之间存在显著关系，货币政策通过影响外部融资环境和融资成本来影响企业的投资行为（Lemmon & Roberts, 2010）。然而，持续的经济下行压力导致传统货币政策对宏观经济刺激的边际效应逐渐减弱。在传统总量货币政策与金融体系之间、金融体系内部以及金融体系与实体经济之间存在金融资源传导障碍和结构性错配的背景下，许多创新的货币政策工具逐渐成为中国人民银行加大对特定企业支持力度、降低信贷成本、缓解融资约束的重要手段。

对于创新性货币政策担保品框架中的绿色信贷资产，央行担保品的扩张可以促进绿色企业信贷融资，降低绿色债券信贷利差，促进企业绿色转型（郭晔和房芳，2021；陈国进等，2021）。在协调供给侧结构性改革的大方向下，构建有效支持实体经济的金融体系和机制，进一步推动绿色金融发展，加大对企业绿色投资的支持力度，提高服务质量，不仅成为创新型货币政策的重要目标，也是衡量创新型货币政策有效性的关键因素。创新型货币政策工具虽然没有直接向特定企业注入信贷资源，但通过将金融机构对特定企业的优质贷款纳入合格担保的范围，鼓励和引导金融机构将信贷资源向特定企业倾斜。

假设 1：创新型货币政策具有定向支持绿色投资效应。

（二）创新型货币政策的融资约束效应

企业融资约束问题的主要原因是企业的外部融资成本高于内部融资成本（鞠晓生，2013）。而企业是否有投资能力，很大程度上取决于企业是否有充足的资金来源。在经典的 MM 理论中，完美市场情况下企业的投资水平不受融资的约束，仅与企业面临的投资机会有关。然而，由于信息不对称和金融摩擦，企业的融资能力和资本结构对企业的投资水平有很大的影响（童盼和陆正飞，2005）。目前，中国企业的环境信息披露水平普遍较低，这增加了绿色投资的信息不对称程度，从而使绿色投资受到更大的融资约束。

将绿色因素纳入央行的担保品框架，本质上是对绿色金融资产赋予了一定的质权（Nyborg, 2017），这可能会缓解绿色投资的融资约束。一方面，从信贷可得性的角度来看，央行合格担保品框架的调节通过担保品渠道直接改变了特定企业的融资约束。王永钦和吴娴（2019）发现，提高 AA 级和 AA+ 级企业信用债以及小微金融债的抵押能力可以缓解中小企业的融资约束。随着央行合格担保品范围的扩大，银行可用的担保资产增加，从而可以向央行申请更多的贷款便利和再贷款，银行可用的信贷资源增加。此时，企业更容易从银行获得贷款，特别是那些拥有绿色信贷项目的企业。另一方面，从信息不对称的角度来看，央行将绿色信贷纳入合格担保品框架，通过国家信用为绿色企业“担保”，改善了绿色企业的信息不对称，可能进一步改善绿色投资的融资约束。

假设 2：创新型货币政策可通过缓解特定企业的融资约束进而提高企业绿色投资水平。

（三）创新型货币政策的债务期限结构效应

以往的研究表明，货币政策是影响企业债务期限结构的关键因素，货币政策通过影响银行的风险偏好对企业信贷期限结构具有显著的调节作用（Borio & Zhu, 2012）。创新型货币政策担保品范围的扩大，将增加商业银行对这些资产的长期信贷发放。一方面，根据债务期限结构的契约理论，债务期限结构与信息不对称密切相关。借款人的信息不对称越严重，银行就越倾向于短期贷款以降低代理成本（Diamond, 1984）。邓伟等（2021）利用商业银行的微观数据发现，央行的借贷便利操作可以通过为商业银行提供合格抵押品的渠道发挥作用，借贷便利工具不仅影响商业银行的贷款利率，而且影响贷款期限结构。央行将绿色信贷纳入合格担保品框架，通过国家信用对绿色信贷企业进行“担保”，改善绿色信贷资产的可质押性，缓解绿色信贷企业的信息不对称。另一方面，由于当前央行的中期借贷便利多为中长

期，作为担保品的绿色信贷期限应长于商业银行向央行借款的期限。央行将绿色信贷纳入合格担保品框架，进一步增加了商业银行对高质量长期绿色信贷的需求。因此，将绿色信贷纳入央行担保品框架，加大了对长期绿色信贷的支持力度，改善了绿色信贷企业的债务期限结构。

合理的债务期限结构对企业投资和长期发展具有重要作用（陆正飞等，2006）。与其他一般投资相比，企业的绿色投资存在外部性、信息不对称、回报周期长等问题，其中期限错配尤为严重（李晓西，2017）。在中国当前以商业银行为主导的金融体系下，清洁能源开发等绿色投资项目由于收益周期长而无法得到金融机构的青睐，导致一些合适的绿色投资项目被放弃，制约了企业的绿色投资发展（白云霞等，2016）。长期融资的增加可以缓解企业的期限错配，从而促进企业的绿色投资。

假设 3：创新型货币政策可通过改善特定企业的债务期限结构进而提高企业绿色投资水平。

二、实证设计与统计分析

（一）模型设计

本文以中国人民银行 2018 年 6 月将绿色信贷纳入中期借贷便利的合格担保品范围作为自然政策实验，运用双重差分法对创新型货币政策担保品框架纳入绿色因素的政策效果进行了分析。建立如下双向固定效应双重差分模型：

$$GINV_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 MP_t \times D_i + \beta_2 X_{i,t} + \beta_3 Y_t + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$INV_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 MP_t \times D_i + \alpha_2 X_{i,t} + \alpha_3 Y_t + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$NGINV_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 MP_t \times D_i + \gamma_2 X_{i,t} + \gamma_3 Y_t + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

其中，被解释变量 $GINV_{i,t}$ 为企业的绿色投资水平。同时，我国现行的总量货币政策主要管控总量效应，而创新型货币政策主要发挥定向滴灌和结构调整效果的政策目标。为了证明将绿色资产纳入创新型货币政策担保品范围的政策是否具有定向调控的效果，本文进一步检验政策是否主要支持受影响企业绿色投资水平的提高，而不影响企业非绿色投资水平。因此，本文的被解释变量还包括总投资水平 $INV_{i,t}$ 和非绿色投资水平 $NGINV_{i,t}$ 。 MP_t 为时间虚拟变量，以央行将绿色信贷纳入合格担保品范围的时间为划分标准。 D_i 为分组虚拟变量，本文基于原银监会 2013 年发布的《绿色信贷统计表填报说明》中关于绿色项目的说明对上市企业公告进行分析，手动划分出了有绿色信贷项目的实验组和无绿色信贷项目的对照组。 $X_{i,t}$ 为一系列企业特征控制变量， Y_t 为宏观经济控制变量。 μ_i 为个体固定效应， λ_t 为时间固定效应， $\varepsilon_{i,t}$ 为随机误差项。

（二）数据说明

现有关于企业绿色投资的文章大多集中在重污染行业的上市公司。然而，通过初步的文本分析，本文发现绿色投资项目并不局限于重污染行业的企业。因此，本文选取所有 A 股上市公司作为研究样本，时间跨度为 2014—2021 年。数据来源于 CSMAR 数据库和 WIND 数据库。主要变量定义及计算方法如表 1 所示。

表 1 变量定义及计算方法

	变量符号	变量说明	计算方法
被解释变量	<i>Inv</i>	企业投资水平	企业构建固定资产、无形资产和其他长期资产支付的现金/总资产
	<i>Ginv</i>	绿色投资水平	在建工程附注中与环保项目有关的固定资产投资额/总资产
	<i>Nginv</i>	非绿色投资水平	(总投资水平-绿色投资水平)/总资产
解释变量	<i>D</i>	绿色信贷(债券)企业虚拟变量	绿色信贷企业为 1; 否则为 0
	<i>MP</i>	创新型货币政策担保品扩容虚拟变量	央行担保品框架扩容后(2018年后)取 1, 否则为 0
控制变量	<i>Cashratio</i>	现金持有	现金及现金等价物余额/总资产
	<i>Lev</i>	负债水平	总负债/总资产
	<i>Growth</i>	成长性	营业收入增长率
	<i>Roa</i>	盈利能力	净利润/总资产
	<i>Liquid</i>	资产流动性	流动资产/流动负债
	<i>Tang</i>	有形资产占比	(固定资产净额+存货净额)/总资产
	<i>M2</i>	货币政策变量	M2 增长率
中介变量	<i>GDP</i>	经济增速	GDP 增长率
	<i>SA</i>	融资约束	SA 指数
	<i>Debt</i>	债务期限结构	长期负债/总负债

三、实证结果及分析

(一) 创新型货币政策的绿色投资效应实证结果

在前文理论分析和模型设计基础上, 本文首先分析了创新型货币政策纳入绿色因素对企业绿色投资、非绿色投资和总投资的影响, 回归结果如表 2 所示。第 (1) 与 (2) 列检验了我国创新型货币政策对企业绿色投资的影响, $D \times MP$ 的系数在 1% 水平上显著为正, 表明我国创新型货币政策担保品纳入绿色资产后政策效应的确主要体现在企业绿色投资效应方面。第 (5) 与 (6) 列则检验了创新型货币政策对企业总投资的影响, $D \times MP$ 的系数仍然显著为正, 创新型货币政策担保品纳入绿色资产后, 受政策影响企业的总投资水平相对于未受政策影响企业得到显著提高。第 (3) 与 (4) 列检验了创新型货币政策对企业非绿色投资的影响, $D \times MP$ 的系数为正但并不显著, 政策主要支持了受影响企业绿色投资水平的提高, 而并不对企业的非绿色投资水平产生影响。结果表明, 将绿色资产纳入创新型货币政策担保品框架, 确实具有定向调控的效果, 有效防止了宽松资金流入产能过剩等政策管控领域。这也与我国当前的总量货币政策主要管控总量效应, 而创新型货币政策主要发挥定向滴灌和结构调整作用的政策目标和研究结论相一致。

表 2 创新型货币政策的绿色投资效应

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	绿色投资	绿色投资	非绿色投资	非绿色投资	总投资	总投资
$D \times MP$	0.1447*** (2.6068)	0.1447*** (2.6068)	0.1743 (0.3885)	0.0808 (0.2171)	0.0380** (2.0975)	0.0380** (2.0975)
企业特征控制变量	是	是	是	是	是	是
宏观经济控制变量	否	是	否	是	否	是
常数项	0.5102*** (3.9474)	0.2898*** (4.0467)	10.1075*** (11.2645)	2.2637*** (3.3487)	-1.2212*** (-28.7700)	-1.5012*** (-55.6719)
样本量	20538	20538	20331	20331	20345	20345
R-squared	0.0535	0.1854	0.3563	0.2622	0.1633	0.1477

注：***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%水平显著，括号内为 t 值，回归均聚类至企业层面。

（二）稳健性检验

1. 内生性问题

本文以中国人民银行 2018 年将绿色信贷纳入创新型货币政策的担保品框架为准自然实验，通过构建双重差分模型来检验创新型货币政策担保品扩容与企业绿色投资行为之间的因果关系，可以在较大程度上缓解内生性问题。但是，在本文的研究情境下，仍有两个主要因素可能导致内生性。

（1）自选择问题——PSM 检验

如果具有高成长性或者盈利能力的企业更多地选择了绿色项目，那么本文基准回归的观测结果所反映出的也可能不是创新型货币政策担保品扩容的作用，而只是实验组的主体可能由于其他可观测和不可观测因素而区别于非实验组，也就是企业的自选择行为产生的结果。为了缓解这一担忧，本文采用 PSM-DID 方法开展稳健性检验。

本文采用 Rosenbaum & Rubin (1983) 所提出的倾向得分匹配 (PSM) 方法，选择代表企业特征的现金持有、负债水平、成长性、盈利能力、资产流动性以及有形资产占比六个变量将高维度的企业特征转化为倾向得分，找到与公司特征最匹配的对照组。这有助于减少样本自选择带来的估计偏误，从而能够更加准确地评估央行合格担保品扩容的政策效果。最后，本文将匹配得到的样本按照模型 (1) ~ (3) 进行 PSM-DID 检验。表 3 报告了该项测试的结果，本文的研究结论不变。

表 3 PSM 匹配后实证结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	绿色投资	绿色投资	非绿色投资	非绿色投资	总投资	总投资
D×MP	0.2384*** (3.9785)	0.2988*** (4.9544)	0.0087 (0.7805)	0.0134 (1.2048)	0.0054*** (2.6471)	0.0074*** (3.5944)
企业特征控制变量	是	是	是	是	是	是
宏观经济控制变量	否	是	否	是	否	是
常数项	0.8360*** (3.9590)	0.8748*** (3.4275)	-0.4722*** (-5.0302)	-0.8288*** (-6.9667)	-0.0522*** (-7.0093)	-0.0968*** (-10.8130)
样本量	20518	20518	20518	20518	20325	20325
R-squared	0.2546	0.1073	0.1788	0.1769	0.1440	0.1480

注：***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%水平显著，括号内为 t 值，回归均聚类至企业层面。

（2）反向因果问题——平行趋势检验

如果央行特意选择绿色投资水平高的企业作为受政策影响的企业，那么本文基准回归所观测到的结果可能只是因为更好的绿色投资反过来决定了受担保品扩容政策影响的企业范围。为了缓解这一担忧，本文借鉴 Jacobson et al. (1993) 的方法，通过事件分析法来检验政策前绿色信贷企业和非绿色信贷企业绿色投资水平变动是否满足平行趋势假设以及政策后的动态效应。模型构建如下：

$$GINV_{i,t} = \alpha_0 + \sum_{j=-3}^2 \alpha_j MP_j \times D_i + \alpha_2 X_{i,t} + \alpha_3 Y_t + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

本文以政策实施期为基点，检验了政策实施前和实施后双重差分模型实证结果的变动情况。从图 1 结果中可以看出，在央行担保品扩容前 α_j 均未显著异于零，表明实验组和对照组企业在政策前基本维持相同变动趋势。而在政策实施后 α_j 显著大于零，表明创新型货币政策显著提高了绿色信贷企业相对于非绿色信贷企业的绿色投资水平。

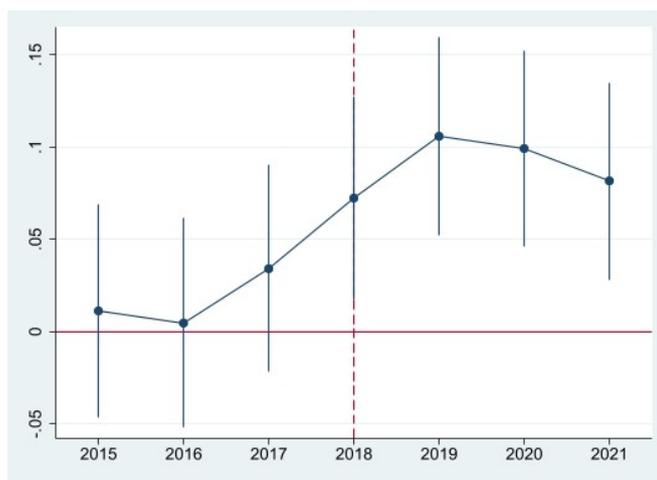


图1 平行趋势检验

2. 基于随机政策冲击的稳健性检验

在我国绿色金融发展的过程中，鼓励绿色发展的金融政策较多，那么本文发现的结果有可能是其他政策等随机因素的影响导致。在这方面，现有文献通常采用随机政策冲击安慰剂检验来排除随机因素的影响。本文对总样本进行随机抽样，根据式（1）所示的双重差分回归，重复500次，提取安慰剂检验结果估计系数的t统计量。t统计量分布如图2所示，当被解释变量为绿色投资时，可以发现估计系数对应的t值大部分在0附近波动，从而可以验证上述研究结果确实是央行担保品扩容政策的影响，而不是其他随机因素。当被解释变量为总投资时，安慰剂检验也通过。综上所述，本文认为实证结果是相对稳健的。

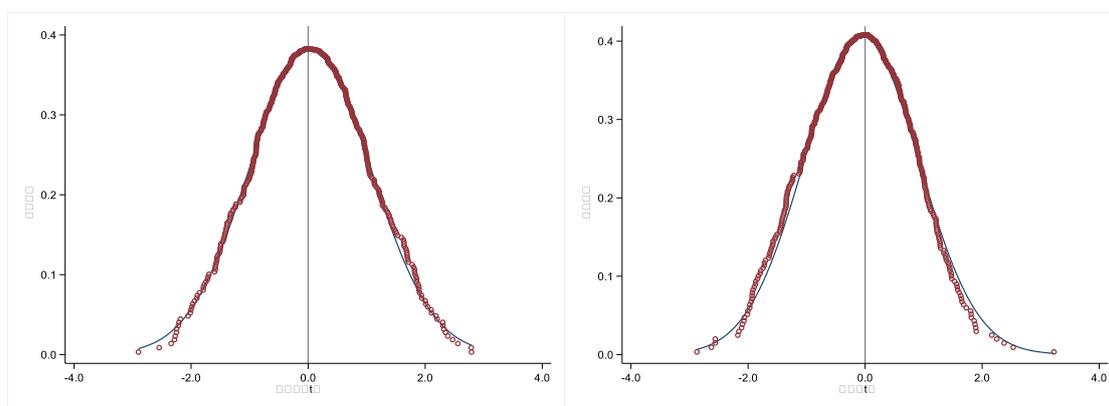


图2 安慰剂检验结果

四、进一步分析

（一）创新型货币政策绿色投资效应的异质性分析

为了进一步验证上述基本发现，本文在行业层面进行异质性分析，以考察央行担保品扩容促进企业绿色投资水平的条件。基本思路为，以是否属于重污染行业和非重污染行业进行分类，然后进行双重差分模型估计，结果见表4。可以发现，与重污染行业相比，央行担保品扩容对绿色投资水平和总投资水平的促进作用在非重污染行业更为明显。出现这一结果的原因可能有：一方面，金融机构在做出信贷决策时有明显偏好，苏冬蔚和连莉莉（2018）研究表明，绿色信贷政策抑制了重污染企业的有息债务融资和长期负债，具有显著的融资惩罚效应。金融机构投资非重污染企业项目风险低于投资重污染企业项目，更符合绿色信贷政策导向。因此，金融机构更倾向于支持非重污染企业的绿色投资项目。另一方面，对

于重污染行业而言，由于重污染行业的企业需要支付较高的环保合规成本，他们将提取一些资金用于污染控制，从而减少绿色投资（孙海波和刘忠璐，2021）。在资金约束影响下，创新型货币政策促进企业绿色投资的效果会减弱，创新型货币政策的绿色投资效应更多的体现在非重污染行业。这意味着央行担保品扩容政策对企业绿色投资水平的提升效果在一定程度上取决于企业所属行业类型。

表 4 创新型货币政策的绿色投资效应异质性分析：是否为重污染行业

	重污染行业			非重污染行业		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	绿色投资	非绿色投资	总投资	绿色投资	非绿色投资	总投资
D×MP	0.0139 (1.0299)	0.0237 (1.6037)	-0.0291 (-0.1431)	0.0235*** (3.4885)	0.0045 (0.2825)	0.0925*** (3.1105)
控制变量	是	是	是	是	是	是
常数项	0.7363*** (4.1891)	-0.5352*** (-2.7842)	12.0209*** (4.5490)	0.0396 (1.4599)	-1.0470*** (-6.5605)	-1.2498*** (-10.3276)
样本量	6371	6371	6252	14167	14167	14093
R-squared	0.1967	0.1783	0.1334	0.1211	0.1881	0.1419

注：***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平显著，括号内为 t 值，回归均聚类至企业层面。

其次，我们以是否属于环保行业和非环保行业进行分类，然后分别进行双重差分模型估计，结果见表 5。可以发现，与非环保行业相比，央行担保品扩容对绿色投资水平和总投资水平的促进作用在环保行业更为明显。对于环保行业来说，一方面企业在生产过程中污染物的排放量较低，环保合规成本效应占用的资源相对较少，将更好地促进企业绿色投资水平的提高；另一方面，在政府的环境监管下，消费者对绿色产品的偏好增加，企业利用自身的环保优势加快绿色产品的生产，也同样有利于环保行业企业绿色投资水平的提高。这一发现从侧面验证了创新型货币政策的效果差异部分来源于企业所处行业的不同。因此，创新型货币政策更加支持环保行业的绿色发展，有利于进一步发挥其政策效应。

表 5 创新型货币政策的绿色投资效应异质性分析：是否为环保行业

	环保行业			非环保行业		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	绿色投资	非绿色投资	总投资	绿色投资	非绿色投资	总投资
D×MP	0.0332** (2.0103)	0.0087 (0.2613)	0.0118** (2.1255)	0.9274 (1.4347)	0.0076 (0.6132)	-0.3049 (-1.5828)
控制变量	是	是	是	是	是	是
常数项	-0.1639* (-1.7587)	-2.2994*** (-4.9492)	-0.3260*** (-9.9633)	11.6111*** (3.4075)	-0.7396*** (-5.7644)	13.0400*** (6.5783)
样本量	2605	2605	2562	17933	17933	17783
R-squared	0.1313	0.1855	0.2966	0.1847	0.1813	0.0940

注：***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平显著，括号内为 t 值，回归均聚类至企业层面。

（二）创新型货币政策绿色投资效应的机制检验

在前一部分，本文初步探讨了央行合格担保品扩容政策对企业绿色投资水平的影响。分析结果表明，央行担保品扩容显著提高了受影响企业的绿色投资水平。其原因可能来源于两个方面：一是融资约束效应，二是债务期限结构效应。本部分将对上述两条传导机制进行实证检验。

（1）机制检验一：融资约束效应

融资约束是指相对企业的投资机会，企业获取资金的难易程度。由于创新型货币政策纳入绿色因素可从信贷资源配置和信息披露方面对受政策影响企业发挥作用，从而可能缓解受政策影响企业的融资约束。而由于缺乏可信的契约基础和可靠的信息环境，企业的绿色投资决策往往要受制于其融资能力。本

文参考 Hadlock & Pierce (2010) 的做法，采用 SA 指数作为企业融资约束的变量。表 6 汇报了企业融资约束的三重差分实证结果。估计结果显示，企业融资约束对绿色投资的影响为负，对非绿色投资和总投资的影响为正但均不显著，这表明企业融资约束并未导致企业投资的显著增加。

表 6 机制分析一：融资约束效应

	(1)	(2)	(3)
	绿色投资	非绿色投资	总投资
D×MP×SA	-0.0014 (-1.1854)	0.0018 (0.8421)	-0.0003 (-0.8988)
控制变量	是	是	是
常数项	0.4212*** (6.2846)	-0.8996*** (-7.3470)	-0.0278** (-2.3548)
样本量	20538	20538	20345
R-squared	0.1874	0.1753	0.1874

注：***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平显著，括号内为 t 值，回归均聚类至企业层面。

事实上，从实验组与对照组企业的融资约束情况来看（见图 3），创新型货币政策纳入绿色资产后，受政策影响企业的融资约束并未出现明显好转。相反，实验组与对照组企业的融资约束 SA 指数一直处于上升趋势，并且实验组企业的 SA 指数水平要高于对照组水平。这表明，在创新型货币政策下，实验组企业仍面临比对照组企业更高的融资约束问题。本文认为一个可能的原因是，当企业处于不完美市场时，市场信息不对称的缓解更多的取决于金融发展水平，因此金融发展水平的不同导致货币政策在缓解企业融资约束方面的作用存在差异（申俊喜等，2011）。创新型货币政策的效果可能更多体现在企业债务期限结构调整方面。综上所述，“创新型货币政策—企业融资约束缓解—企业绿色投资水平提高”影响路径可能尚不具备现实基础。

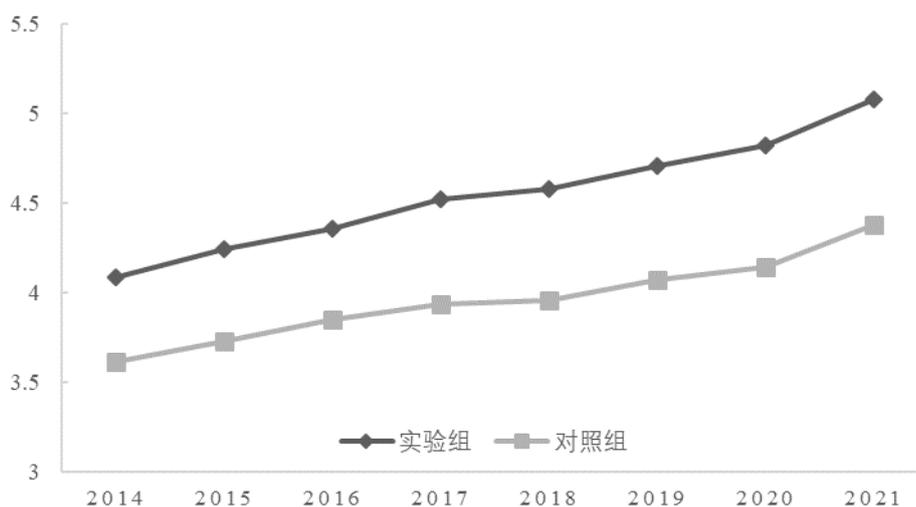


图 3 实验组企业与对照组企业 SA 指数

资料来源：Wind 数据库，经作者计算

(2) 机制检验二：债务期限结构效应

由于当前央行的中期借贷便利和再贷款操作多为中长期，作为担保品的绿色信贷期限应长于商业银行向央行借款的期限，因此绿色信贷纳入央行担保品框架加大了对长期绿色信贷的支持，改善绿色信贷企业的债务期限结构，进而促进企业绿色投资。

本文利用长期负债与总负债之比衡量债务期限结构，并以三重差分法识别债务期限结构对企业绿色投资、非绿色投资和总投资的影响。表 7 第 (1) 列的结果显示，三重差分项的估计系数显著为正，这说

明债务期限结构提高了创新型货币政策担保品框架的绿色投资效应。表 7 第 (2)、(3) 列的结果显示, 债务期限结构对企业非绿色投资的影响不显著, 而对企业总投资具有正向显著促进作用。根据上述实证检验结果, 本文验证了创新型货币政策改善了绿色信贷企业的债务期限结构, 是创新型货币政策导致受影响企业的绿色投资水平提高的一个传导机制。

表 7 机制分析二: 债务期限结构效应

	(1)	(2)	(3)
	绿色投资	非绿色投资	总投资
D×MP×DEBT	0.0101*** (4.3229)	0.0113 (0.2639)	0.0277*** (3.3371)
控制变量	是	是	是
常数项	0.0092*** (3.6073)	-0.8993*** (-7.3414)	-0.0969*** (-10.5107)
样本量	20538	20538	20345
R-squared	0.2271	0.1754	0.3484

注: ***, **, * 分别表示在 1%、5%、10%水平显著, 括号内为 t 值, 回归均聚类至企业层面。

五、结论与启示

本文以创新型货币政策担保品框架纳入绿色资产构造准自然实验, 基于 2014—2021 年中国上市公司数据, 通过双重差分法探讨创新型货币政策能否促进企业绿色投资水平, 并探讨了创新型货币政策在促进企业绿色投资过程中的传导机制。本文主要得出以下研究结论: 第一, 创新型货币政策担保品纳入绿色因素后, 受政策影响企业的绿色投资水平和总投资水平相对于未受政策影响企业得到显著提高。而创新型货币政策担保品纳入绿色因素对受政策影响企业的非绿色投资水平效果不显著。这也与当前我国总量型货币政策主要管控总量效应, 而创新型货币政策主要发挥定向滴灌与结构调整效果的政策目标和研究结论相一致; 第二, 创新型货币政策担保品纳入绿色因素后, 改善了绿色信贷企业的债务期限结构, 是央行合格担保品扩容政策导致受影响企业的绿色投资水平提高的一个传导机制; 第三, 创新型货币政策纳入绿色因素具有行业异质性, 创新型货币政策对企业绿色投资行为的影响在环保行业以及非重污染行业更明显。

基于本文研究结论, 相关政策启示如下: 首先, 继续完善我国创新型货币政策对企业绿色投资的引导效应, 促进企业绿色投资和绿色发展。本文的研究结果表明, 我国创新型货币政策担保品框架纳入绿色资产具有定向调控的效果, 政策主要支持了受影响企业绿色投资水平的提高, 而并不对企业的非绿色投资水平产生影响, 有效防止宽松资金流入产能过剩等政策管控领域。其次, 适当延长我国创新型货币政策如中期借贷便利等政策工具的期限, 进一步发挥我国创新型货币政策债务期限结构调整的传导机制。我国创新型货币政策担保品纳入绿色资产的经验表明, 创新型货币政策的担保品框架会通过债务期限结构效应对企业绿色投资产生促进作用。鉴于债务期限结构会强化货币政策对绿色投资的影响, 中央银行在制定和调整货币政策时, 要充分考债务期限结构因素对货币政策实施效果的潜在影响。最后, 中央银行在进行货币政策调控时, 要综合考量创新型货币政策工具对微观企业投资行为的异质性影响。要避免“一刀切”的政策执行方式, 可适当加强非重污染或环保行业的绿色投资转型支持力度进行精准调控, 以达到全方位提高企业绿色投资水平的目的。

【参考文献】

- [1] 白云霞, 邱穆青, 李伟. 投融资期限错配及其制度解释——来自中美两国金融市场的比较[J]. 中国工业经济, 2016 (7) : 23-39
- [2] 陈国进, 丁赛杰, 赵向琴, 蒋晓宇. 中国绿色金融政策、融资成本与企业绿色转型——基于央行担保品政策视角[J]. 金融研究, 2021 (12) :75-95
- [3] 邓伟, 宋敏, 陈雄兵. 借贷便利影响了商业银行贷款期限结构吗[J]. 财贸经济, 2021 (9) : 83-96
- [4] 郭晔, 房芳. 新型货币政策担保品框架的绿色效应[J]. 金融研究, 2021 (1) :91-110
- [5] 黄振, 郭晔. 央行担保品框架、债券信用利差与企业融资成本[J]. 经济研究, 2021 (1) :105-121
- [6] 鞠晓生, 卢荻, 虞义华. 融资约束、营运资本管理与企业创新可持续性[J]. 经济研究, 2013 (01) :4-16
- [7] 李晓西. 绿色金融盈利性与公益性关系分析[J]. 金融论坛, 2017, 22 (5) :3-11
- [8] 刘冲, 庞元震, 刘莉亚. 结构性货币政策、金融监管与利率传导效率——来自中国债券市场的证据[J]. 经济研究, 2022 (1) :122-136
- [9] 刘啟仁, 陈恬. 出口行为如何影响企业环境绩效[J]. 中国工业经济, 2020 (1) :99-117
- [10] 陆正飞, 韩霞, 常琦. 公司长期负债与投资行为关系研究——基于中国上市公司的实证分析[J]. 管理世界, 2006 (1) :120-128
- [11] 申俊喜, 曹源芳, 封思贤. 货币政策的区域异质性效应——基于中国 31 个省域的实证分析[J]. 中国工业经济, 2011, (06) :36-46
- [12] 苏冬蔚, 连莉莉. 绿色信贷是否影响重污染企业的投融资行为?[J]. 金融研究, 2018 (12) :123-137
- [13] 孙海波, 刘忠璐. 环境规制、清洁技术创新与中国工业绿色转型[J]. 科研管理, 2021 (11) :54-61
- [14] 唐国平, 李龙会. 股权结构、产权性质与企业环保投资——来自中国 A 股上市公司的经验证据[J]. 财经问题研究, 2013 (3) :93-100
- [15] 童盼, 陆正飞. 负债融资对企业投资行为影响研究:述评与展望[J]. 会计研究, 2005 (12) :71-76+96
- [16] 王永钦, 吴炯. 中国创新型货币政策如何发挥作用:抵押品渠道[J]. 经济研究, 2019, 54 (12) :86-101
- [17] 徐盈之, 管建伟. 金融发展影响我国环境质量的实证研究:对 EKC 曲线的补充[J]. 软科学, 2010, 24 (9) :18-22
- [18] 于连超, 张卫国, 毕茜, 董晋亭. 政府环境审计会提高企业环境绩效吗?[J]. 审计与经济研究, 2020 (1) :41-50
- [19] 张济建, 于连超, 毕茜, 潘俊. 媒体监督、环境规制与企业绿色投资[J]. 上海财经大学学报, 2016 (5) :91-103
- [20] Black L. K., Rosen R. J. Monetary Policy, Loan Maturity, and Credit Availability[J]. International Journal of Central Banking, 2016 (3) :199-230
- [21] Dafermos, Y., D. Gabor, M. Nikolaidi, A. Pawloff, and F. Van Lerven. 2020. Decarbonising is Easy: Beyond Market Neutrality in the ECB's Corporate QE[R]. Monographs and Working Papers, 2022
- [22] Diamond D.W. Financial Intermediation and Delegated Monitoring[J]. Review of Economic Studies, 1984, 51 (3) : 393-414
- [23] Ghisetti C, Mancinelli S, Mazzanti M, Mariangela Z. Financial Barriers and Environmental Innovations: Evidence from EU Manufacturing Firms[J]. Climate Policy, 2017 (17) : 131-147
- [24] Hadlock C., J Pierce. New Evidence on Measuring Financial Constraints: Moving Beyond the KZ Index[J]. Review of Financial Studies, 2010, 23(5):1909-1940
- [25] Jacobson, Louis S., Robert J. LaLonde, and Daniel G. Sullivan. Earnings Losses of Displaced Workers[J]. The American Economic Review, 1993: 685-709
- [26] Lemmon M, Roberts M.R. The Response of Corporate Financing and Investment to Changes in the Supply of Credit[J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 2010, 45 (2) : 555-587

[27] Nyborg, K. G. Central Bank Collateral Frameworks[J], Journal of Banking and Finance, 2017 (79) : 198-214

[28] Rosenbaum P. R. and D. B. Rubin. The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects[J].Biometrika, 1983, 70 (1) :41-55

Can Unconventional Monetary Policy Improve the Level of Enterprise's Green Investment? -- Microscopic Evidence from Chinese Listed Companies

Fang Fang and Guo Ye

Summary: The influence of monetary policy on the investment behavior of micro-enterprises has always been the core issue of the effectiveness of macro-control and has been widely concerned by the academic community. Under the background of advocating ecological civilization construction and green transformation and development, it is necessary to change the incentive mechanism of resource allocation through financial policy tools to promote the improvement of enterprise green investment level. This paper identifies the causal relationship through the difference-in-difference model and analyzes the impact of unconventional monetary policy on enterprises' green investment behavior.

In June 2018, the People's Bank of China included green credit into the scope of qualified collateral for the medium-term lending Facility. Taking this as a quasi-natural experiment, based on the panel data of China's listed companies from 2014 to 2021, this paper uses the difference-in-difference model to analyze the influence and mechanism of innovative monetary policy on enterprises' green investment behavior. The study found that the inclusion of green assets in the scope of qualified collateral of the central bank significantly improved the green investment level of green credit enterprises, and produced an action mechanism by affecting the maturity structure of enterprises. The impact of unconventional monetary policy on enterprises' green investment behavior is more significant in the environmental protection industry and non-heavy pollution industry.

The relevant policy implications are as follows: First, continue to improve the guiding effect of the scope of qualified collateral on enterprises' green investment; Second, appropriately extend the term of the medium-term lending facility, and further exert the transmission mechanism of China's unconventional monetary policy debt maturity structure adjustment; Third, it is necessary to comprehensively consider the heterogeneity of unconventional monetary policy tools on the investment behavior of micro-enterprises. Avoid a one-size-fits-all approach to policy implementation. It is necessary to appropriately strengthen the support for green investment transformation in non-heavy pollution and environmental protection industries for precise regulation, so as to achieve the purpose of comprehensively improving the level of enterprise green investment.

Key words: Unconventional Monetary Policy; Green Investment; Debt Maturity Structure

汇率波动、境外持有人民币资产规模与人民币结算比重

马光明¹

【摘要】2015年“8·11”汇改以后，人民币汇率波动幅度的明显增加对跨境交易中的人民币结算比重产生复杂影响。本文基于交易双方规避风险的视角，在对同期人民币汇率波动幅度进行测度的基础上，利用2013年12月—2022年3月的时间序列数据与多变量E-G两步法模型进行实证研究发现：考察期内人民币兑美元名义汇率波动幅度增加对跨境贸易人民币结算比重有显著负向影响，但同期境外机构与个人持有人民币资产规模的提升能显著缓解汇率波动对人民币结算比重的负向冲击，起到正向调节作用。从资产结构来看，流动性与收益性相对较强的人民币股票与债券资产的汇率波动调节效应最为显著。进一步研究发现：境外持有人民币资产存量对汇率波动对人民币结算比重的影响存在规模门槛效应，境外持有人民币资产存量达到一定规模后，汇率波动对人民币结算比重的影响会由负转正，以上发现从侧面解释了已有文献关于汇率波动与人民币结算关系的差异性结论。未来应在维持人民币汇率弹性的同时大力拓展创新人民币流出渠道与投资渠道，提高境外机构与个人持有人民币资产的规模与多样性，为跨境交易中人民币结算比重进一步提升创造条件。

【关键词】人民币结算；汇率波动；境外持有人民币资产；人民币国际化

引言

随经济实力提升与必要条件逐渐完备，中国从2009年开始通过跨境交易人民币结算、双边货币互换等方式，在对外贸易、直接投资与证券投资等领域推行人民币国际化，十余年来取得了显著成效，人民币开始逐步发挥国际支付媒介的作用，成为中国跨境交易中的结算货币之一。根据央行统计，月度跨境货物贸易人民币结算金额由几乎为零上升至2022年6月的6822亿元，人民币结算比重则波动上升至2022年6月的18.3%，2015年8月甚至经历过34%的高点。大量理论与实证研究证明，人民币结算比重的显著提高对便利中国对外贸易与投资存在积极作用，提高跨境交易人民币结算比重，降低对美元支付系统的依赖是未来中国在国际金融领域必须完成的重大任务。厘清跨境交易人民币结算比重的影响因素是理论学术界需要解决的重要问题，本文重点关注汇率波动对人民币结算比重的影响及其条件。

人民币汇率保持足够弹性是人民币国际化的前提条件之一。21世纪以来中国政府不断增强人民币汇率弹性，2005年7月开始实行以市场供求为基础、参考一篮子货币进行调节、有管理的浮动汇率制度；2012年4月、2014年3月央行连续放宽人民币兑美元汇率波动幅度至2%；2015年8月进行了著名的“8.11”汇改，此后人民币对美元汇率双向波动幅度明显加大（后文详述）。人民币汇率波动幅度的增加对于跨境贸易人民币结算的影响如何，目前研究数量较为有限。另一方面，作为境外交易商接受与使用人民币结算的重要基础与支撑，境外机构和个人持有人民币金融资产总额由2013年底的2.9万亿元快速上升，2022年初已超过10万亿元，并且结构趋于多样化，由最初的以存款为主变为股票、债券、贷款、存款资产全面增长、并以股票和债券为主的局面，也出现了股指期货、人民币双向资金池、点心债、沪深港通、中港基金互认等比传统存款、贷款收益性更高、流通性更强的人民币资产品种。境外机构与个人持有的不断增加的人民币资产规模与结构优化在汇率波动与人民币结算比重两者之间的关系中起到什么作用，正是本文希望拓展与研究的有趣话题。

本文的结构安排为：首先，就人民币结算影响因素的已有文献进行梳理。其次，对汇率波动、境外持有人民币资产存量、跨境交易人民币结算比重三者之间的理论关系进行阐述。再次，利用2013年12月—2022年3月的月度时间序列数据对人民币汇率波动幅度进行测度，并基于交叉项与多变量E-G两步法及

¹ 马光明，中央财经大学国际经济与贸易学院副教授，硕士生导师

门限效应模型对汇率波动、境外持有人民币资产规模与结构及人民币结算比重之间的关联性进行多层次实证检验。最后，基于研究结论提出政策建议。

一、文献综述

关于国际交易中计价与结算货币的选择²，早在人民币国际化进程开始之前，不少国外经济类文献便已开始分析贸易计价或结算货币选择的影响因素。微观角度文献大多以 Grassman (1976) 提出的结算货币选择模型为基础，从交易双方议价能力 (Friberg & Wilander, 2008; Devereux et al., 2017) 角度入手，认为交易货币取决于交易双方企业谈判力量的大小；宏观角度文献大多基于 Chinn & Frankel (2006) 的国际结算货币选择分析框架，针对多个币种构建面板数据模型分析影响结算货币选择的因素，分析角度包括贸易品的国际市场份额 (Ito & Kawai, 2016)、产品的垄断性/可替代性 (Goldberg & Tille, 2008)、本币汇率波动性或稳定性 (Donnenfeld & Haug, 2010)、货币政策稳定性及通胀水平 (Devereux et al., 2017)、金融发展及资本开放程度 (Liu et al., 2019) 等。

具体到人民币结算影响因素领域，2013 年以后，随人民币结算等数据逐渐丰富，大量学者开始基于以上国际交易货币选择模型对人民币国际化程度的影响因素进行实证研究。大多研究以跨境交易人民币结算比重作为被解释变量，常见的分析角度包括中国经济与贸易总量 (彭红枫和谭小玉, 2017)、中国贸易商定价与谈判能力 (巴曙松和王珂, 2019)、国内通货膨胀指标 (林乐芬和王少楠, 2016)、人民币汇率市场化程度 (王爱俭和王韩, 2021)、人民币离岸市场发展程度 (庞岩和卢爱珍, 2017)、离/在岸人民币利差与汇差 (张明和何帆, 2012)、中国金融市场效率 (王孝松等, 2021)、资本账户开放程度 (杨荣海和杜林丰, 2021) 等。另外有研究发现双边互换协议则能显著提升人民币在双边交易的使用 (Song & Le, 2020)。

再进一步具体至本文关注的汇率波动对人民币结算的影响，已有研究数量较为有限且均为宏观研究思路。第一方面，许多学者认为本币汇率稳定，尤其是中长期升值预期有利于本币国际化，从而更有利于本币国际化与结算 (王爱俭和王韩, 2021)。另一方面，一些学者认为本币汇率保持适当的弹性 (体现为一定幅度与频度的上下波动) 是货币国际化的必要条件之一，也是实现国际资本有序自由流动以及货币可兑换等其它国际化条件的必经之路 (肖立晟和张明, 2016)，因此汇率基于市场化的自由浮动更有利于人民币国际地位的提升。作为实证层面的证据，阙澄宇和马斌 (2015)、孙少岩和孙文轩 (2018) 发现人民币汇率波动反而更有助于人民币结算规模或比重的提升，王雪和胡明志 (2019) 也发现中国旨在提高汇率弹性的两次汇改均提高了人民币的国际地位；而苗艺馨和王婧溢 (2021) 则直接发现汇率波动对人民币结算规模影响不显著。可见无论从理论与实证研究来看，不同考察时期的已有文献得出的汇率波动对人民币结算的影响方向是较为复杂的。

综上，关于人民币结算影响因素的已有研究角度已经相当丰富，涵盖贸易、金融、投资、政治关系等各方面，而从汇率波动因素来看，主要研究大多从价值储存/资本开放两个宏观角度论证其对人民币国际化及结算比重的影响，且不同时期的实证研究结论存在明显差异甚至矛盾。本文的边际贡献包括以下两点：其一，从国内外交易双方风险规避的微观视角入手分析汇率波动与人民币结算比重的关系，而并非仅将立场局限于中国交易商或人民币国际化进程。其二，以境外机构与个人持有的各类人民币资产规模为调节变量，从理论与实证上探讨境外持有人民币资产规模与结构变化对汇率波动与人民币结算比重关系的调节作用，从而为不同时期已有文献关于汇率波动与人民币结算关系的差异性结论提供了可能的理论解释。

² “计价货币” (Invoicing Currency) 与 “结算货币” (Settlement Currency) 是两个概念，前者是指双方当事人在合同中规定用来计算和清偿彼此债权债务的货币，后者指的是实际付款交割时使用的货币。国际交易中计价与结算货币可以不同，但研究发现绝大多数企业国际交易中计价与结算货币种类基本一致 (Friberg, 1998; Friberg 和 Wilander, 2008)，可以认为某种货币结算规模的变化近似反映了其计价规模的变动，二者变化趋势是一致的 (罗忠洲和吕怡, 2014)。另在人民币领域，由于人民币计价数据难以获取，用人民币结算数据代表人民币计价数据是相关实证研究的常见处理方法 (杨碧琴和霍伟东, 2015; 张明等, 2022)。

二、理论机制分析

与“汇率水平”这一长期概念不同，“汇率波动”是短期概念，指在使用非本币结算时，短期内本币对结算货币汇率水平的上下变动（赵晓涛和邱斌，2020），将对交易成本与收入造成不确定性风险。就贸易领域而言，一般指发生在贸易合同签署至出口商实际收到货款这一时期本币汇率的短期波动。本文基于Grassman（1973）和Devereux et al.（2017）提出的交易双方的议价与谈判能力决定结算货币这一微观视角，从防范企业短期交易风险角度来考察人民币汇率波动对人民币结算比重的影响机制，分析如下。

（一）汇率波动增加贸易风险，提升中国贸易商选择人民币结算意愿

2009年4月，跨境贸易人民币结算试点业务在上海、广州、深圳、珠海、东莞开展。现有讨论跨境交易人民币结算对中国对外贸易作用的研究发现，人民币计价与结算能降低短期汇率波动风险对本国贸易收入的负向影响（赵晓涛和邱斌，2020）。

以用美元计价与结算签订中国对外贸易合同情形为例。实践中，中国出口商依据人民币兑美元汇率经过成本利润核算的已确定的美元报价签订贸易合同，从合同签订以后至中国出口商实际收到美元之前，存在一定的交割时间，即使使用收款相对便捷的即期议付信用证支付方式，也须经过进口商开证、信用证传递，出口商审证、发货装运并准备单据、向银行交单，银行审单、银行核准并发放外汇等多项环节，任一环节出现问题都会延长出口商收汇时间。在此期间人民币兑美元名义汇率若出现极端波动，例如人民币短期升值，中国出口商收取美元后兑换成本币的金额会减少，这会降低出口商利润与贸易积极性。同样，若人民币短期贬值，中国进口商以人民币兑换美元支付货款时成本增加将导致贸易利润减少，直接影响贸易积极性与成交可能性。当然，中国跨境贸易商可以使用套期保值或远期结售汇等方式规避汇兑风险，但会产生额外费用，增加交易成本，间接影响贸易积极性。现有研究证明，汇率频繁波动会显著负向影响国际贸易（赵晓涛和邱斌，2020）。

如果使用人民币作为合同计价货币则可以规避人民币兑美元汇率在合同签署以后至实际支付时出现的汇率波动风险，避免套期保值或远期结售汇交易成本，提高国际贸易利润，促进中国对外贸易（Kumar，2019；石峰，2019）。从货币选择角度来看，短期汇率波动越频繁，中国贸易商越有动机选择或要求以人民币进行国际贸易或投资计价与估算以规避风险。《2022年人民币国际化报告》显示，2015年“8·11”汇改以后，随着人民币汇率市场化及双向波动幅度增加，在跨境交易中希望使用人民币报价的境内工商企业比重稳步上升，由2015年不到16%上升至2021年的20.9%。基于国际交易中计价与结算货币币种高度相关（Friberg，1998；Friberg & Wilander，2008），中国交易商的人民币结算意愿也会相应提升。

（二）境外持有人民币资产规模扩大与结构提升可提高外商人民币结算接受度

以上基于规避汇率波动风险、吸引中国贸易商选择人民币计价与结算的逻辑，是站在拥有人民币资产且有投资渠道的中国贸易商立场上的单方面意愿。贸易计价与结算货币的选择取决于交易双方的谈判力量博弈，必须同时考虑贸易双方的利益（巴曙松和王珂，2019）。在国外贸易商没有或无法购买足够人民币资产的前提下，采用人民币计价与结算的本质是把合同签署后的短期汇率波动风险转移给国外贸易商，使其承担汇率不确定风险或避险成本（马光明等，2020），可能导致国外贸易商拒绝在合同中使用人民币计价与结算。

以中国出口商选择使用人民币计价与结算签订合同且预计合同签署以后人民币升值情形为例，国外进口商需要将本币兑换为人民币并进行支付，如果合同签署以后至实际付款之前，本币对人民币贬值，外国进口商需要支付的本币成本便相应增加，可能拒绝在合同中以人民币计价与结算货款。以中国进口商选择用人民币计价与结算签订合同且预计合同签署以后人民币贬值情形为例，如果合同签署以后至实际付款之前，人民币对外商持有的本币贬值，外国出口商使用收到的人民币兑换回本币的数量则会减少，可能拒绝在合同中选择用人民币支付。此时，如果人民币在国外也能发挥价值贮藏职能，则可以提升外商接受以人民币作为计价与结算货币的意愿。

以中国出口商选择使用人民币计价与结算签订合同且预计合同签署以后人民币升值情形为例，若国外

进口商已持有有一定规模的人民币资产存量，例如存款、对外贷款、有价证券等，便无需用本币兑换人民币进行支持，也就不会因为人民币升值导致兑换成本上升而拒绝以人民币支付，可以提升外商接受以人民币计价与结算的意愿。以中国进口商选择用人民币计价与结算签订合同且预计合同签署以后人民币贬值情形为例，外国出口商收到人民币以后，直接将人民币作为价值贮藏工具购买人民币资产，则不会受到人民币贬值导致兑换收益减少的影响，进而提升外商接受以人民币计价与结算的意愿。

因此，基于境外持有人民币资产规模角度，境外持有的人民币资产规模越大，国外贸易商越不容易受人民币汇率波动导致其利益受损的影响，能够提升人民币在跨境交易中的计价与结算比重，本质上是人民币发挥价值贮藏功能的体现。进一步地，从境外持有人民币资产结构来看，在外商持有人民币资产规模一定的基础上，可使用或可投资的人民币资产的流动性与收益性越强，越能缓解汇率波动对人民币结算比重的负面影响。境外人民币资产的流动性与收益性越强，外国进口商在人民币计价与结算合同签订以后人民币短期升值情形时越能便利地以其持有的人民币资产进行支付；外国出口商在合同签订以后人民币短期贬值情形时也可以选择购买人民币资产进行投资增值而避免承受短期兑换损失。这对跨境交易中的人民币计价与结算比重有更强的正向促进作用。

综上，理论分析得出以下假设，有待实证研究进行验证（注意，人民币计价数据缺乏公开数据，因此本文实证部分仅考虑汇率波动、境外人民币存量对人民币结算比重的影响）：

假设 1：人民币汇率波动水平对人民币结算比重的影响方向不确定，但境外机构与个人持有人民币资产存量规模越大，汇率波动对跨境交易中人民币结算的促进作用越明显，越能抑制汇率波动对人民币结算的负向影响。

假设 2：境外机构与个人持有人民币资产的收益性、流动性越强，越能缓解汇率波动对跨境交易中人民币结算比重的负面影响。

三、实证研究设计

（一）数据选择与模型设定

由于人民币计价数据缺失，实证部分仅考虑汇率波动水平、境外持有人民币资产存量对跨境交易中人民币结算比重的影响。设定跨境贸易中人民币结算比重为被解释变量，人民币短期汇率波动率为解释变量，境外持有人民币资产存量规模为调节变量，并分析三者之间的关联。由于缺乏汇率波动水平、境外持有人民币资产存量规模及结构的差异性面板数据，基于交叉项的时间序列分析是实证方法的最优选择。综上，建立 2013 年 12 月—2022 年 3 月共 100 个月的月度时间序列，暂不考虑不同类型境外人民币资产调节效果的差异性，构建模型如下：（基础回归暂不考虑不同类型境外人民币资产调节效果的差异性）：

$$Ratio_t = c + \beta_1 Vol_{t-1} + \beta_2 Stock_{t-1} + \beta_3 Vol _ Stock_{t-1} + \beta \sum C_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

其中，Ratio 为各月中国跨境货物贸易额中以人民币结算的比重，数据来源于中国人民银行金融统计数据月报及海关总署公布的月度人民币结算及贸易数据；Vol 为短期人民币汇率波动率；Stock 为境外机构与个人持有的人民币资产存量规模，数据来源于中国人民银行公布的境外机构与个人持有的境内人民币金融资产规模； $\sum C_{t-1}$ 为控制变量集合，包括人民币名义汇率水平（庞岩和卢爱珍，2017）、中国金融市场效率（王孝松等，2021）、高技术产品出口占比（阙澄宇和马斌，2015）、内外利差（张明和何帆，2012）、通胀水平（林乐芬和王少楠，2016）、中国经济体量占比（阙澄宇和马斌，2015）、网络外部性（Chinn & Frankel，2006）等。各变量取滞后一期体现各经济变量对人民币结算比重影响的滞后效应，也能缓解境外持有人民币资产存量与人民币结算比重互为因果导致的内生性问题。各变量含义与数据来源见表 1。

表1 模型变量含义及数据来源

变量	变量名	含义	数据来源
被解释变量	$Ratio$	跨境货物贸易人民币结算比重，即每月跨境货物贸易人民币结算额占当月货物贸易额的比重（%）	根据央行金融统计数据月报及海关总署贸易数据计算
关键解释变量	Vol_{t-1}	短期人民币兑美元名义汇率波动率（详见后）	根据 Wind 数据库数据计算
调节变量	$Stock_{t-1}$	境外机构与个人持有人民币金融资产，亿元，取对数	中国人民银行
	Vol_Stock_{t-1}	汇率波动与境外持有人民币资产存量交叉项	/
	$Neer_{t-1}$	人民币名义有效汇率指数，增大表示升值	国际清算银行
	$Finan_{t-1}$	金融市场效率，金融机构人民币贷款余额/存款余额（%）	根据中国人民银行数据计算
	$Hightech_{t-1}$	产品异质性，高新技术产品出口占比（%）	根据海关总署贸易数据计算
控制变量	Id_{t-1}	大陆与香港人民币利差，SHIBOR M3 与 HIBOR M3 之差。先计算共同交易日的每日利差，再计算月内利差均值	根据 WIND 数据库的日度数据计算月度数据
	$Infla_{t-1}$	通胀水平，中国月度 CPI 定基指数	国家统计局数据库
	$Share_{t-1}$	经济体量占比，中国货物出口占世界货物出口比重（%）	IMF
	$Swap_{t-1}$	网络外部性，以 2009 年以来与外国签署货币互换协议累积金额（亿元，取对数）表示，反映外国使用人民币便利性	根据中国人民银行历年《人民币国际化报告》计算
	$Ratio_{t-1}$	跨境货物贸易人民币结算比重的滞后一期，反映趋势	/

（二）关键解释变量“汇率波动率”的测度

本文关键自变量为短期汇率波动 Vol ，基于以往研究，对于短期汇率波动的定量方法主要包括以下几类（表中的“日”为有汇率数据的交易日）。

表 2 人民币兑美元名义汇率波动率计算方法梳理（以月度汇率波动率为例）

编号	计算方法	具体含义	参考文献
1	$\sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (\ln e_{t+i-1} - \ln e_{t+i-2})^2}$	当月汇率对数的移动平均标准差，其中 n 为自定义的移动平均期数（%）	Koray & Lastrapes（1989）、金朝辉（2020）
2	$\sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (\Delta \ln e_{t+i-1} - \overline{\Delta \ln e_t})^2}$	将月内每日汇率取对数差分后再计算标准差，其中 n 为每月交易日数（%）	陈琳等（2020）、赵晓涛和邱斌（2020）、苗艺馨和王婧溢（2021）
3	$\left \frac{e_t - e_{t-1}}{e_{t-1}} \right $	月度汇率变化率，其中 S_t 为当月平均汇率；取绝对值（%）	孙柏和谢赤（2008）、张晓莉和李倩云（2018）
4	$\ln \left(\frac{e_t}{e_{t-1}} \right)$	月度汇率变化率，其中 S_t 为当月平均汇率；取绝对值（%）	石峰（2019）

第一种用当期汇率时间序列的移动平均标准差表示汇率波动的方法是 20 世纪 80 年代较为常用的测度方法，特点是基于往期汇率来归纳汇率波动规律，能体现汇率的较小变动（Koray & Lastrapes, 1989），但缺点是计算复杂，采用移动平均会在一定程度上降低汇率时序反应的敏感性，无法预测未来的波动（孙柏和谢赤，2008）。随着 20 世纪 90 年代资产投资组合理论的传播，更多学者将汇率波动视为货币资产收益的不确定性，开始采用第二种测度方法，即用汇率序列期内或期间的标准差来衡量汇率波动水平，具有明显的风险计量特性，但缺点是对汇率变化的动态性捕捉不足。第三种和第四种测算方法都强调货币作为金融资产的收益性，相对简单，可看作是第一种方法的简化。

鉴于以上，由于本文研究的是贸易合同签订后至实际支付之前汇率变化不确定性风险对结算货币选择的影响，因此采用表 2 中第 2 种强调风险的测度方法（月内标准差，*Vol1*）最为合适。后文将使用表 2 中第 1 种测度方法（移动平均标准差，*Vol2*，期数为 5）进行稳健性检验。2010 年 2 月-2022 年 5 月利用第 1、2 种测度方法得出的人民币兑美元名义汇率波动率如图 1 所示。可见无论使用哪种测度方法，一个共同趋势是 2015 年“8.11”汇改后人民币兑美元名义汇率波动幅度都出现显著增大。

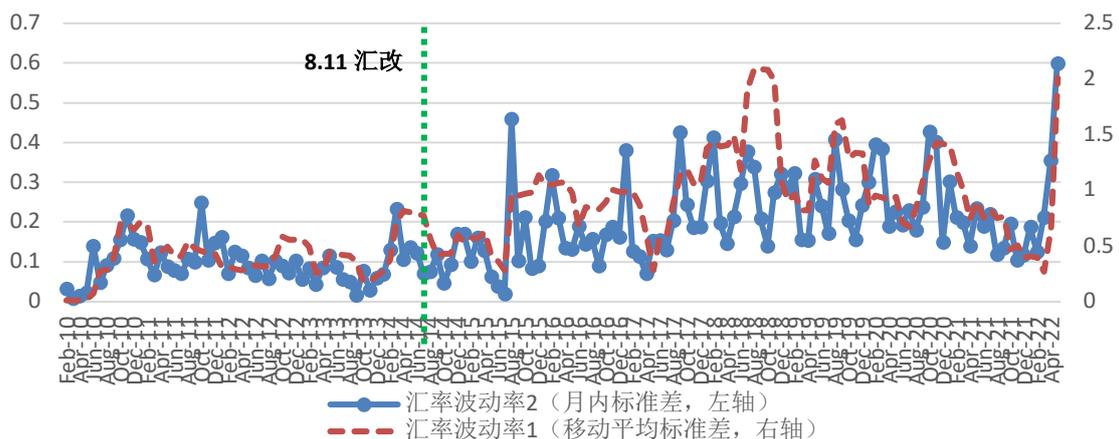


图 1 2010.2-2022.05 人民币兑美元名义汇率波动率变化趋势（%）

数据来源：根据 WIND 提供的日度汇率数据计算

四、实证结果分析

（一）单位根检验与时间序列模型选择

为防止虚假回归现象, 首先对相关变量进行 ADF 单位根检验, 若各变量都为平稳序列则可直接进行 OLS 回归。基于 E-views10.0 的单位根检验发现各变量均为一阶差分后平稳³, 即一阶单整序列。此时有三种常见处理方法, 其一是将所有变量取一阶差分变为平稳序列后基于 ARIMA 模型进行 OLS 回归, 但缺陷是经济含义可能发生变化, 解释力降低。其二是基于 Johansen 协整检验构建 VAR 或 SVAR 模型, 得到各变量之间的长期协整关系, 并进一步进行 Granger 因果检验、短期误差修正、脉冲响应、方差分解、时变效应 (TVP-VAR) 分析等。第三种方法为多变量 E-G 两步法, 即在各变量均为同阶单整的前提下, 用原数据对原序列进行 OLS 回归, 并对残差序列进行平稳性检验, 若残差是平稳序列, 则 OLS 回归结果说明了各序列之间的长期协整关系。早期 E-G 两步法大多用于单个解释变量的回归分析, Mackinnon (1996、2010) 进一步拓展了适用于多变量协整模型的残差序列 ADF 单位根检验临界值的仿真模拟测算方法, 可依据模型变量数、观测样本数、是否包含常数项、截距项等条件计算出不同显著性水平下 ADF 统计量对应临界值。由于本文关键自变量为汇率波动及境外人民币资产的交叉项, 使用基于 VAR 或 SVAR 模型的分析并不合适, 因此使用第三种处理方法, 即多变量 E-G 两步法来考察人民币汇率波动水平、人民币结算比重、境外人民币资产三者之间的长期协整关系。

(二) 基础回归结果

模型 (1) 的 OLS 基础回归结果及基于多变量 E-G 两步法的各方程残差单位根检验情况见表 3, 基础模型中汇率波动 Vol 使用基于月内标准差计算方法的 $Vol1$ 。表中残差 ADF 临界值基于 Mackinnon (2010) 提供的测算方法得出, 可见各模型残差序列均为平稳序列, 此 OLS 回归结果可描述变量之间的长期协整关系。

表 3 基础回归结果

变量/模型	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>Ratio</i>	<i>Ratio</i>	<i>Ratio</i>	<i>Ratio</i>	<i>Ratio</i>
$Vol1_{t-1}$	-276.2*** (101.2)	-280.3*** (101.1)	-283.1*** (101.4)	-293.6*** (101.3)	-282.6*** (96.83)
$Vol1_Stock_{t-1}$	25.24*** (9.371)	25.63*** (9.355)	25.85*** (9.387)	26.90*** (9.373)	26.08*** (8.960)
$Stock_{t-1}$	1.344 (3.212)	0.787 (3.238)	1.641 (3.470)	1.895 (3.482)	3.470 (3.366)
$Neer_{t-1}$	0.202** (0.089)	0.209** (0.089)	0.202** (0.090)	0.261** (0.096)	0.443*** (0.109)
$Finan_{t-1}$	-0.579*** (0.212)	-0.528*** (0.215)	-0.626** (0.257)	-0.319 (0.328)	-0.523 (0.320)
$Hightech_{t-1}$		-0.134 (0.112)	-0.130 (0.113)	-0.144 (0.120)	-0.054 (0.118)
Id_{t-1}			-0.203 (0.290)	-0.489 (0.335)	-1.146*** (0.385)
$Infla_{t-1}$				-0.292 (0.186)	0.109 (0.221)
$Share_{t-1}$				-0.165 (0.190)	-0.036 (0.186)

³ 文章篇幅有限, 各变量单位根检验表格未予以列示, 感兴趣的读者可向作者索取。

$Swap_{t-1}$					9.377*** (3.059)
$Ratio_{t-1}$	0.547*** (0.085)	0.558*** (0.085)	0.544*** (0.088)	0.510*** (0.090)	0.351*** (0.100)
$Cons_{-}$	12.37 (21.12)	17.55 (21.51)	17.04 (31.58)	30.10 (23.13)	52.13** (23.24)
DW 统计量	2.187	2.147	2.155	2.157	2.049
残差序列 ADF 值	-10.78***	-10.57***	-10.60***	-10.61***	-10.10***
1% 临界值	-5.246	-5.512	-5.762	-6.434	-6.638
5% 临界值	-4.707	-4.977	-5.229	-5.907	-6.113
10% 临界值	-4.425	-4.696	-4.950	-5.631	-5.837
样本数	99	99	99	99	99
R ²	0.733	0.736	0.738	0.747	0.771

注：括号内为标准差；*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平下显著。下同。

从回归结果看，关键自变量汇率波动率 $Vol1$ 系数显著为负，而交叉项 $Vol1_Stock$ 系数显著为正，说明考察期内人民币汇率波动幅度的增加显著降低了跨境贸易人民币结算比重，但境外持有人民币资产存量规模越大，汇率波动对人民币结算比重的负向影响就越被缓解，即证实了本文理论部分的假设 H1。且有

$$\delta Ratio_t / \delta Vol1_{t-1} = -282.6 + 26.08 Stock_{t-1} \quad (\text{基于表 3 列 5}),$$

可算知当境外机构与个人持有人民币资产存量（对数）小于 10.836（约 50818 亿元）时，人民币汇率波动对人民币结算比重起到负向冲击，超过此规模后，境外贸易商有相对更充足的人民币资产存量及投资渠道来支付货款或投资增值，人民币汇率波动幅度增加已经不能对人民币结算比重造成负面影响，甚至起到促进作用。而 2019 年 2 月后境外机构与个人持有人民币资产存量已经超过这个临界值。这为苗艺馨和王婧溢（2021）、阙澄宇和马斌（2015）、孙少岩和孙文轩（2018）等关于人民币汇率波动与人民币结算关系的研究得出的差异性结论提供了一种理论解释。控制变量方面，对考察期内人民币结算比重影响较为显著的其它因素包括人民币名义有效汇率水平、网络外部性以及人民币结算比重自身的滞后项（均为正向影响），均较为符合经济常识，其余控制变量影响不显著或不稳定。

（三）稳健性检验

1. 更换人民币汇率波动率测度方法

模型（1）中的汇率波动率 Vol ，包括与境外持有人民币资产存量交叉项中的汇率波动率都是基于表 2 第 2 种测度方法，即当月汇率的“月内标准差”测算的 $Vol1$ 。为增强稳健性，使用另一种测度方法（移动平均标准差， $Vol2$ ）来衡量汇率波动水平，其余变量不变。回归结果见表 4 第（1）列。从结果可知，更换汇率波动计算方法后结论仍然不变，仍是汇率波动率 Vol 系数显著为负，而交叉项 Vol_Stock 系数显著为正，境外人民币存量对汇率波动与结算比重关系的调节效应十分稳健。

2. 扩展人民币结算比重的范围

基础回归中的被解释变量为跨境货物贸易人民币结算比重，虽然跨境贸易是人民币发挥国际交换媒介功能的最重要领域，但本研究提出的分析框架也同样适用服务贸易与国际投资领域的结算/支付货币选择。参考马光明和赵峰（2021）的做法，使用环球银行金融电信协会（SWIFT）提供的人民币在全球支付体系

中占比（以 $Swift$ 表示）代替原模型中的跨境货物贸易人民币结算比重 $Ratio$ ，近似反映在全部国际交易领域中人民币结算比重的变化趋势，控制变量中被解释变量滞后项 $Ratio_{t-1}$ 也相应变为 $Swift_{t-1}$ ，其余控制变量不变，汇率波动使用 $Vol1$ 。回归结果如表 4 第（2）列。可见结果仍是稳健的，不再赘述。

表 4 稳健性检验回归结果

变量/模型	(1)	(2)
	$Ratio$	$Swift$
$Vol1_{t-1} / Vol2_{t-1}$	-33.52* (18.08)	-11.24* (6.128)
Vol_Stock_{t-1}	2.967* (1.658)	1.006* (0.566)
$Stock_{t-1}$	8.860*** (2.531)	0.055 (0.179)
控制变量	YES	YES
DW 统计量	2.020	2.168
残差序列 ADF 值	-9.904***	-10.75***
1% 临界值	-6.638	-6.638
5% 临界值	-6.113	-6.113
10% 临界值	-5.837	-5.837
样本数	99	99
R2	0.762	0.549

（四）异质性分析：不同类型人民币资产的差异性调节作用

前文仅从境外持有人民币资产存量的总体规模角度来分析其对汇率波动与跨境贸易人民币结算关系的影响，而从图 2 可见境外机构与个人持有人民币资产不仅规模显著增长，结构也日趋多样化，尤其是股票、债券等有偿证券资产相对于存款、贷款两类传统资产形式的比重明显上升，是 2015 年后境外持有人民币资产增长的主要动力。而不同类型人民币资产流通性与收益性显然有所区别，在汇率波动背景下对境外贸易商接受人民币结算意愿的调节作用也应有所差异。下面将关键解释变量由境外资产总量（ $Stock$ ）分解为股票（ $Stocka$ ）、债券（ $Stockb$ ）、贷款（ $Stockc$ ）、存款（ $Stockd$ ）四类进行异质性检验，其余控制变量（除交叉项也相应变化外）不变，结果见表 5 所示，列（1）-（4）的 $Stock$ 及交叉项中的资产存量分别对应股票、债券、贷款与存款。

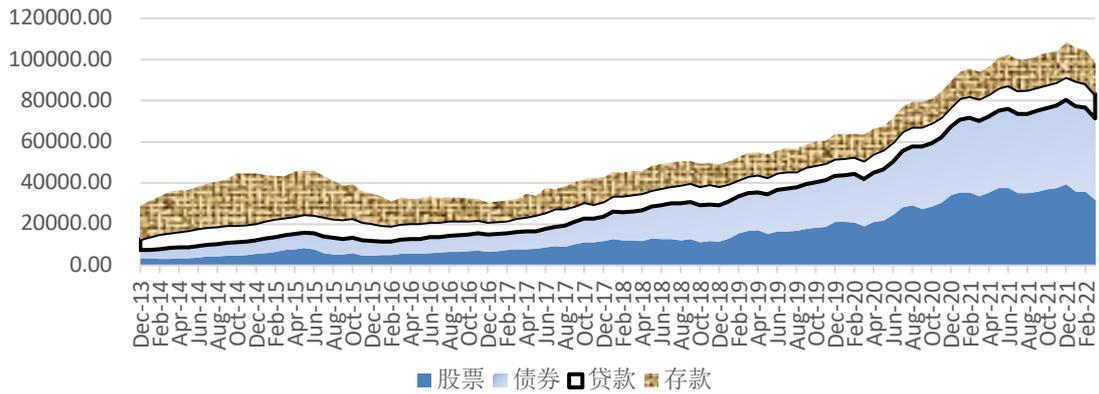


图 2 2013.12-2022.03 境外机构与个人持有人民币资产总额（亿元）与结构变化趋势

数据来源：中国人民银行

表 5 异质性分析：基于境外机构与个人持有人民币资产结构

变量/模型	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Ratio</i>	<i>Ratio</i>	<i>Ratio</i>	<i>Ratio</i>
对应人民币资产种类	股票	债券	贷款	存款
$Voll_{t-1}$	-160.5*** (44.25)	-162.6*** (49.30)	-59.26 (120.6)	66.67 (118.3)
$Voll_Stock_{t-1}$	16.85*** (4.722)	16.80*** (5.170)	6.358 (13.30)	-7.136 (12.50)
$Stock_{t-1}$	-5.302*** (1.663)	-6.201*** (2.402)	4.653** (2.065)	4.038*** (1.187)
控制变量	YES	YES	YES	YES
DW 统计量	2.132	2.088	1.898	1.938
残差序列 ADF 值	-9.424***	-9.389***	-9.917***	-9.987***
1% 临界值	-6.638	-6.638	-6.638	-6.638
5% 临界值	-6.113	-6.113	-6.113	-6.113
10% 临界值	-5.837	-5.837	-5.837	-5.837
样本数	99	99	99	99
R ²	0.754	0.748	0.733	0.749

从结果可见，在人民币汇率波动背景下，境外机构与个人持有股票与债券资产规模的增加能显著正向调节汇率波动对跨境贸易人民币结算比重的负向冲击，而存款与贷款这两类传统资产的调节效应并不显著，这验证了前文假设 2。该差异性结论不难理解，股票与债券资产的收益率一般比固定利率的存贷款更高，同时也更容易及时通过二级市场转手交易，其流通性与收益性高于存款与贷款，这意味着即使在人民币波动频繁的背景下，境外贸易商在对华出口时也更能接受人民币用于投资收益率较高的有价证券，进口时更能方便转让人民币有价证券用以支付人民币货款或抵消人民币升值带来的兑换成本增加，由此导致了股票与债券对汇率波动下人民币结算的调节效应比存款与贷款更为显著。

（五）调节效应的非线性影响：门限效应模型

前文基于交叉项的实证思路的潜在假定是“境外持有人民币资产线性调节汇率波动对跨境贸易人民币结算比重的关系”，但现实中汇率波动对人民币国际化或结算比重的影响也可能是非线性的（阙澄宇和程立燕，2018），例如境外机构与个人持有人民币资产存量规模累积超过一个界限后才能缓解人民币汇率波动对人民币结算比重的负面影响，或者调节作用幅度变大。鉴于此种可能，建立时间序列门限效应模型

(Threshold Regressing Model), 以跨境贸易人民币结算比重 $Ratio$ (以及全球市场人民币支付比重 $Swift$) 为被解释变量, 汇率波动率 $Voll$ 为关键解释变量, 以境外机构与个人持有人民币资产规模 $Stock$ 为门限变量, 分别进行单门限及双门限检验结果如下表所示(回归发现使用 $Ratio$ 为被解释变量时仅存在一个门限; 使用 $Swift$ 作为被解释变量时则存在两个门限):

表 6 门限效应回归结果

变量/模型		(1)	变量/模型		(2)	(3)
		$Ratio$			$Swift$	$Swift$
$Voll$ (单门限)	Stock<10.83	-4.201 (3.922)	$Voll$ (单门限)	Stock<11.41	0.481** (0.250)	/
	Stock>10.83	14.35*** (4.993)		Stock>11.41	2.233*** (0.495)	/
$Voll$ (双门限)	(无)	/	$Voll$ (双门限)	Stock<10.46	/	-0.443 (0.408)
		/		10.46<Stock< 11.41	/	0.493** (0.241)
		/		Stock>11.41	/	2.357*** (0.479)
		/				
控制变量		YES	控制变量		YES	YES
样本数		100	样本数		100	100
BIC 系数		260.19	BIC 系数		-282.36	-277.75

从表 6 中列 (1) 可知, 采用门限回归模型的非线性分析时, 设定单门限的情况下, 当境外机构与个人持有人民币资产存量规模 (对数) 达到 10.83 (大约 50514 亿元) 之前, 人民币兑美元名义汇率波动率的提升对跨境贸易人民币结算比重起到负向影响且并不显著, 而境外人民币资产规模超过这一门限时, 汇率波动的增加反而能促进人民币结算 (汇率波动增加中国贸易商以人民币结算的意愿, 而境外机构与个人充足的人民币资产与投资渠道又为其接受人民币结算提供了保障); 表中列 (2) - 列 (3) 则反映了以全球市场人民币支付比重 $Swift$ 作为被解释变量的结果, 可见结论与跨境贸易人民币结算比重非常类似, 不再赘述。该结论也与前文基于交叉项方法的线性分析结论十分一致, 相互呼应。

五、总结与建议

本文从理论上梳理了人民币汇率波动、境外机构与个人持有人民币资产规模与结构以及跨境交易人民币结算比重三者之间的关联性, 利用 2013.12-2022.03 时间序列数据和多变量 E-G 两步法的实证研究发现, 样本期内人民币兑美元名义汇率波动幅度的明显增加对跨境贸易人民币结算比重有负面影响, 但不断增加的境外持有人民币资产规模能降低汇率波动对人民币结算比重的负面冲击, 存在显著正向调节作用。从结构上看, 收益性与流通性更强的股票与债券资产对人民币结算的正向调节效果更为显著。基于非线性分析的门槛效应模型也得出了较为一致的结论。基于以上研究发现, 本文提出政策建议如下:

第一, 增强人民币汇率弹性与增加人民币投资流出与回流渠道要双管齐下

尽管人民币汇率波动增加国际贸易与投资不确定性，提升交易成本，有可能降低人民币结算比重，但汇率形成机制市场化是人民币吸收国际资本流动风险、减少国际经济不均衡的国内输入、以及成为国际结算与储备货币的必要条件之一，必须坚持人民币汇率弹性，在合理均衡的水平上发挥其调节宏观经济和国际收支自动稳定器的作用。同时，本文实证研究也发现境外机构与个人持有人民币资产规模的增加可有效调节汇率波动对人民币结算比重的负向冲击，而境外持有人民币资产规模的生长的关键是保障人民币有充足的流出与回流渠道。人民币国际化过程中应同时注重汇率弹性与人民币流入流出渠道的建设。

第二，不断进行产品创新，提高境外机构与个人人民币投资产品收益性与流通性

本文实证研究发现不同类型人民币资产调节人民币汇率波动对人民币结算负向冲击的作用存在差异，未来应考虑通过金融衍生工具创新、扩大与完善离岸人民币交易市场、拓展人民币资产品种及交易深度与广度等途径，在继续增加、优化股票与债券等优质有价证券资产吸引力与比重的同时，考虑推出收益率更高、期限更灵活、二级市场转让更便利的人民币存款、贷款产品，从而进一步增加人民币计价资产整体的流通性与收益性，满足境外非居民的人民币投融资需求。

【参考文献】

- [1] 巴曙松, 王珂. 中美贸易战引致全球经贸不确定性预期下的人民币国际化[J]. 武汉大学学报(哲社版), 2019(6): 89-98
- [2] 陈琳, 袁志刚, 朱一帆. 人民币汇率波动如何影响中国企业的对外直接投资? [J]. 金融研究, 2020(3): 21-38
- [3] 邓富华, 杨甜婕, 霍伟东. 双边货币互换协议与跨境贸易人民币结算[J]. 国际贸易问题, 2020(6): 160-174
- [4] 金朝辉. 贸易开放是否降低人民币实际有效汇率波动[J]. 国际金融研究, 2020(12): 73-83
- [5] 林乐芬, 王少楠. “一带一路”进程中人民币国际化影响因素的实证分析[J]. 国际金融研究, 2016(2): 75-8
- [6] 罗忠洲, 吕怡. 我国企业跨境贸易结算货币选择的问卷调查分析[J]. 世界经济研究, 2014(6): 10-16
- [7] 马光明, 杨武, 赵峰. 人民币国际化的汇率缓冲效应研究[J]. 南开经济研究, 2020(2): 1-24
- [8] 马光明, 赵峰. 跨境交易人民币结算的“去美元中介效应”测度[J]. 国际金融研究, 2021(1): 45-54
- [9] 苗艺馨, 王婧溢. 制度水平与跨境贸易人民币结算的发展[J]. 投资研究, 2021(5): 85-98
- [10] 庞岩, 卢爱珍. 跨境贸易人民币结算的发展及其影响因素分析[J]. 国际商务研究, 2017(5): 62-74
- [11] 彭红枫, 谭小玉. 人民币国际化研究: 程度测算与影响因素分析[J]. 经济研究, 2017(2): 125-139
- [12] 阙澄宇, 马斌. 垂直专业化分工对出口贸易人民币结算的影响[J]. 财经问题研究, 2015(12): 45-54
- [13] 阙澄宇, 程立燕. 汇率波动对货币国际化具有非线性效应吗? [J]. 国际金融研究, 2018(3): 14-24
- [14] 石峰. 耐用品贸易与人民币汇率波动[J]. 世界经济, 2019(6): 72-93
- [15] 孙柏, 谢赤. 汇率波动的度量方式与特征探讨[J]. 现代财经, 2008(10): 14-18
- [16] 孙少岩, 孙文轩. 汇率波动与货币政策对人民币国际化的影响[J]. 经济问题, 2018(2): 43-49
- [17] 王爱俭, 王韩. “逆周期因子”提高了人民币国际化水平吗? [J]. 世界经济研究, 2021(7): 61-74
- [18] 王孝松, 刘韬, 胡永泰. 人民币国际使用的影响因素[J]. 经济研究, 2021(4): 126-142
- [19] 王雪, 胡明志. 汇改提高了人民币国际化水平吗? [J]. 国际金融研究, 2019(8): 76-86
- [20] 肖立晟, 张明. 克服浮动恐惧, 增强汇率弹性——“8.11”汇改一周年回顾与展望[J]. 金融评论, 2016(10): 45-47
- [21] 杨碧琴, 霍伟东. 跨境贸易人民币结算能否成为我国外贸规避汇率风险的机制[J]. 当代经济研究, 2015(6): 81-89
- [22] 杨荣海, 杜林丰. 人民币国际化背景下资本账户开放风险测度研究[J]. 国际金融研究, 2021(10): 67-77
- [23] 余博, 管超, 戴淑庚. 人民币国际化、汇率波动与双边贸易[J]. 统计与信息论坛, 2020(07): 57-65.
- [24] 张晓莉, 李倩云. 人民币国际地位、汇率波动与境外中国金融资产持有量[J]. 国际金融研究, 2018(7): 42-52
- [25] 张明, 陈胤默, 王喆, 张冲. 如何破解两岸贸易人民币结算的主要障碍[J]. 国际经济评论, 2022(4): 48-73
- [26] 张明, 何帆. 人民币国际化进程中在岸离岸套利现象研究[J]. 国际金融研究, 2012(10): 47-54
- [27] 赵晓涛, 邱斌. 汇率波动性、汇率水平与异质性企业出口[J]. 财贸研究, 2020(8): 38-51
- [28] Chinn M, Frankel J. Will the Euro Eventually Surpass the Dollar as Leading International Reserve Currency? [J]. Social Science Electronic Publishing, 2006
- [29] Devereux, Michael, Wei Dong, Ben Tomlin. Importers and Exporters in Exchange Rate Pass-Through and Currency Invoicing[J]. Journal of International Economics, 2017, 105: 187-204
- [30] Donnenfeld S, Haug A. Currency Invoicing in International Trade: An Empirical Investigation[J]. Review of International Economics, 2010, 11(2): 332-345
- [31] Friberg R. In Which Currency Should Exporters Set Their Prices? [J]. Journal of International Economics, 1998, 45(1): 59-76
- [32] Friberg R, Wilander F. The Currency Denomination of Exports-A Questionnaire Study[J]. Journal of International Economics, 2008, 75(1): 54-69
- [33] Goldberg L S, Tille C. Vehicle Currency Use in International Trade[J]. Journal of International Economics, 2008, 76(2): 177-192

- [34] Grassman S. Currency Distribution and Forward Cover-in Foreign Trade Sweden Revisited, 1973[J]. Journal of International Economics, 1976, 6 (2): 216-221
- [35] Ito H, Kawai M. Trade Invoicing in Major Currencies in the 1970s–1990s: Lessons for Renminbi Internationalization[J]. Journal of the Japanese and International Economies, 2016, 42: 123-145
- [36] Koray F, Lastrapes W D. Real Exchange Rate Volatility and U.S. Bilateral Trade: A VAR Approach[J]. Review of Economics and Statistics, 1989, 71 (4): 708-712
- [37] Kumar S. The Relationship between Trading Volume and Exchange Rate Volatility: Linear or Nonlinear? [J]. International Journal of Managerial Finance, 2019, 15 (1): 19-38
- [38] Liu T, Lu D, Wing T W. Trade, Finance and International Currency[J]. Journal of Economic Behavior and Organization, 2019, 164: 374-413
- [39] MacKinnon J G. Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests[J]. Journal of Applied Econometrics, 1996, 11 (6): 601-618
- [40] MacKinnon J G. Critical Values for Cointegration Tests[J]. Queen's Economics Department Working Paper, No. 1227, 2010
- [41] Song K, Le X. Bilateral Swap Agreement and Renminbi Settlement in Cross-Border Trade[J]. Economic and Political Studies, 2020, 8 (3): 355-373

Exchange Rate Fluctuations, Overseas Holdings of RMB Assets Scale and the Proportion of RMB Settlement

Ma Guangming

Abstract: The proportion of RMB settlement in cross-border trade had increased significantly since 2010, influenced by various factors. The significant increase in the fluctuation range of RMB exchange rate following the “8·11” exchange rate reform in 2015 might have a complex impact on the proportion of RMB settlement. From the perspective of risk aversion of both parties involved in the transaction and the measurement of the fluctuation range of RMB exchange rate, an empirical study was conducted using time series data from December 2013 to March 2022. Using the multivariable E-G two-step method, the paper found that the increase in the fluctuation range of RMB nominal exchange rate against US dollar had a significant negative impact on the RMB settlement proportion, meanwhile the increase in the scale of RMB assets held by overseas institutions and individuals played a positive regulatory role, which could significantly alleviate the negative impact of exchange rate fluctuations on the RMB settlement proportion. From the perspective of asset structure, RMB stocks and debt assets with relatively strong liquidity and profitability had a most significant effect on the adjustment of exchange rate fluctuation. Further research found that the impact of overseas held RMB asset stock on the relationship between exchange rate fluctuations and RMB settlement proportion had a scale threshold effect. After the overseas held RMB asset stock reached a certain scale, the impact of exchange rate fluctuations on RMB settlement proportion would change from negative to positive. The findings mentioned above explained the divergences in the existing literature regarding the relationship between exchange rate fluctuations and RMB settlement. In the future, while maintaining the flexibility of RMB exchange rate, the government should vigorously expand and innovate RMB outflow and investment channels, enhance the scale and quality of RMB assets held by overseas institutions and individuals, and create basic conditions for further increasing the proportion of RMB settlement in cross-border transactions.

Key Words: RMB Settlement; Exchange Rate Fluctuations; Overseas holdings of RMB Assets; RMB Globalization

数字人民币的潜在洗钱风险与监管研究¹

张夏明² 朱太辉³ 丁伟杰⁴

【摘要】近年来，我国数字人民币试点积极推进，试点人数、覆盖区域已居于全球央行数字货币之首；但同时，伴随数字人民币的洗钱风险也开始显现。如何系统地分析数字人民币的潜在洗钱风险和相应监管机制，已成为数字人民币发展的重大现实问题。本文基于数字人民币的底层技术和交易结构，综合分析了数字人民币的潜在洗钱风险与规制障碍，进而从制度建设、义务履行、技术赋能三个层面，提出了完善数字人民币反洗钱监管的框架和路径：制度建设层面，从顶层设计明确数字人民币反洗钱的法律支撑，以风险为本评估并细化对不同主体的监管要求；义务履行层面，加强运营机构的客户尽职调查和交易报告义务，厘清数字人民币合作机构反洗钱义务履行的边界；技术赋能层面，提升数字人民币反洗钱数据合规管理，并强化智能合约的嵌入式监管。上述监管框架与数字人民币的运行模式和现有的金融监管机制具有较强的适应性，为健全数字人民币反洗钱体系提供了政策参考。

【关键词】数字货币 洗钱风险 支付结算 金融监管 金融科技

一、引言

数字人民币是中国人民银行发行的数字形式的法定货币，由国家信用支撑，定位于流通中的现金（M0），具有价值性和法偿性的特征。自2014年中国人民银行启动央行数字货币研发工作以来，数字人民币发展如火如荼。至2022年上半年，数字人民币试点扩展到15个省市23个地区，累计交易笔数达2.64亿笔，交易结算金额超过800亿元人民币，支持数字人民币的商户门店数量达到456.7万个。随着数字人民币使用场景的进一步拓展，使用规模和频次的大幅增加，商品和货币流通更加便利，支付结算的安全和效率得到迅速提升。从全球来看，我国在推进数字人民币“可不可以支付”和助力普惠金融方面进展顺利，在全球央行数字货币试点人数和试点区域中排名首位。

在数字人民币试点推进过程中，由于相关基础设施不完善，缺乏针对性的反洗钱制度机制，数字人民币被用于电信诈骗、恐怖主义融资、网络赌博、贪污贿赂等上游违法犯罪和洗钱犯罪的问题逐渐显现；此外，随着互联网渗透空间的进一步延伸和被激活网络用户的增加（蔡宁伟和李姣，2021），洗钱犯罪链条上游关涉个人信息、电话卡、银行卡、数字人民币钱包以及对公账户等网络灰黑产交易屡禁不止。虽然数字人民币具有可追踪、难复制等优势，发生洗钱风险的可能性远远小于传统人民币；但近来，数字人民币也出现了一些洗钱案例，其背后的风险特殊性值得关注。“党的二十大报告”要求加强和完善现代金融监管，“十四五”规划则提出要“稳妥推进数字货币研发”，而完善数字人民币的反洗钱监管体系亦是其中应有之意。就此而言，在推进数字货币研发和应用过程中，尽快完善数字人民币反洗钱监管机制，进而完善现代金融监管和现代中央银行制度，是不可忽视的重要内容。

2020年以来，对数字人民币的系统架构、运营机制、功能属性及其对实体经济影响的研究逐渐增多。姚前（2018、2020）从信用货币、加密货币、算法货币和智能货币四个维度剖析了法定数字货币的本质和内涵，并阐述了密码技术、区块链技术和移动支付等技术作为数字人民币底层技术的作用。中国人民银行数字人民币研发工作组（2021）指出了基于账户和价值的数字人民币双层运营机制的合理性，肯定了数字人民币在拓展金融边界和提升金融服务质效方面的积极作用。除上述内容，亦有不少研究探讨了

¹ 本文系中国人民大学国际货币研究所工作论文，论文编号：IMI WorkingPapers NO.2312

² 张夏明，金融法学博士研究生，中央财经大学法学院

³ 朱太辉，中国人民大学国际货币研究所研究员、国家金融与发展实验室研究员

⁴ 丁伟杰，浙江警察学院计算机与信息安全系教授

数字人民币试点过程中的潜在洗钱风险、监管挑战和政策应对。张奎（2021）指出，数字货币的匿名化交易、高效便捷的跨境交易以及交易平台自身的风险，增强了洗钱犯罪的隐匿性和不易追查性，给金融反洗钱监管带来了挑战。程雪军（2022）指出，数字人民币的运营机制和功能设计部分让渡了金融机构对客户信息的合规使用权限，可能弱化金融机构反洗钱、反恐怖融资义务主体，并产生新的义务主体，而法律和监管尚未明确这些主体。周喜庆和廖伯聃（2022）指出，数字人民币存在监管法规建设滞后、客户尽职调查风险隐患突出、客户洗钱风险评级失灵以及交易监测盲区等挑战；运营机构也存在客户准入审查异常、钱包额度管理漏洞等潜在洗钱的风险。数字人民币的反洗钱是国家法定货币制度的重要组成部分。Lu 和 Chen（2022）等学者指出，立法需要明确数字人民币的法律地位，补充数字人民币发行、兑换和流通等法律规定，健全制度和监管框架，以明确金融机构的反洗钱义务。

上述研究为深入探讨和设计数字人民币的反洗钱监管机制打下了良好的基础，但在对数字人民币潜在洗钱风险的认知方面尚未跳出对传统金融反洗钱风险的认识，因而对反洗钱监管制度、义务主体和义务履行范围等方面缺乏针对性和系统性的方案。明确数字人民币的反洗钱监管和权责义务，已成为持续、稳妥推进其发展亟待解决的重大问题。

鉴此，本文以现实问题为导向，基于数字人民币的底层技术、双层运营结构及其可能被用于洗钱犯罪的新问题，聚焦数字人民币反洗钱的主要监管障碍，对完善数字人民币反洗钱的监管和治理机制进行了探讨。后文的结构安排如下：第二部分，分析数字人民币的运行模式；第三部分，分析数字人民币潜在的洗钱风险与传统洗钱风险的区别，以及可能的规制障碍；第四部分，通过完善法律支撑，以明确数字人民币反洗钱义务主体，界定运营机构与合作机构的反洗钱义务范围，并就加强数据合规和智能合约监管的技术赋能，完善数字人民币反洗钱生态，及其法制化的落地进行了探讨；第五部分为结论和政策建议。

二、数字人民币运行模式分析

数字人民币是从技术形态上对传统法币进行的变革，其发行和流通模式与传统法币和加密货币的区别，主要表现为底层技术和交易结构方面的差异。

（一）数字人民币的底层技术和运营体系

1. 以分布式架构作为底层技术

《中国数字人民币的研发进展白皮书》指出，数字人民币系统采用分布式、平台化设计，综合集中式与分布式架构特点，形成稳态与敏态双模共存、集中式与分布式融合发展的混合技术架构，进而增强系统韧性和可扩展性。数字人民币发行、兑换、流通等所有环节均记录到人民银行管理的中心化系统中，央行作为中心主体可借此监测、识别和追溯数字人民币的全生命周期流程，实现对数字人民币生态系统的闭环管理。经央行批准的数字人民币指定运营机构，向社会公众提供数字人民币兑换和流通服务。同时，数字人民币的流转确权依托节点运营机构上报交易请求，由认证中心集中处理，央行作为中心节点掌握着数字人民币各运营机构和钱包之间的全局性信息。以中心化为核心的发行和结算方式，使数字人民币的支付结算相比纸币具有更快捷和安全的优势。相较传统法币，数字人民币前端匿名、后端实名的机制，更有利于对其进行追溯和监测，有助于提升金融系统的安全性。而与基于公有链发行的私人加密货币（包括锚定法币的稳定币）相比，数字人民币一个中心、多个节点的分布式技术底层，能充分保证系统架构的稳定性和安全性；其 100%的准备金机制，可有效保证其币值稳定和无摩擦兑换，有助于促进普惠金融发展和金融稳定。

2. 基于双层运营架构的发行和流通体系

数字人民币采用双层运营架构，由央行向指定运营机构发行法定数字货币，再由指定运营机构提供兑换和流通服务，以广义账户体系为基础，支持银行账户的松耦合功能，具有价值特征和法偿性。其中，人民银行负责数字货币的发行、注销、跨机构互联互通和钱包生态管理，同时审慎选择在技术和资本等方面具有一定条件的商业银行为指定运营机构；运营机构负责数字人民币的兑换、流通、销售等运营流

程，辅助搭建数字钱包生态体系，监测数字人民币的安全稳定运行（中国人民银行数字人民币研发工作组，2021）。截至2022年7月，我国数字人民币的运营机构已扩展到十家，包括六大国有银行（工商银行、农业银行、中国银行、建设银行、交通银行、邮储银行）、两家股份制银行（招商银行、兴业银行）以及两家民营银行（网商银行、微众银行）。

在第二层运营机构之外，还有作为2.5层的其他商业银行和商业机构等合作方。合作机构是推动数字人民币践行普惠金融、实现广泛可得的主体，部分场景下充当连接运营机构与公众的“桥梁”。当前处于2.5层的商业银行等合作方，其与运营机构合作代理接入数字人民币系统的模式主要包括直连模式和间连模式两种：前者主要是依托2.5层商业银行的自研渠道接入数字人民币系统；后者主要依托数字人民币App与运营机构连接，实现数字人民币绑卡、转账、查询、兑出和兑回等功能。处于2.5层的商业银行和大型科技公司（BigTech）在市场中具有部分系统重要性（BIS，2022），能够促进数字人民币的便捷获得和流转、维系个人信息权益保护与利用的价值平衡，是支持数字人民币实现“可控匿名”“兼顾账户与价值”等功能的重要参与主体。此外，数字人民币钱包矩阵体系也是保障数字人民币使用过程中践行自主、透明、最小化信息收集原则的机制设计，是双层运营体系的重要组成部分。

（二）数字人民币与传统货币的交易结构比较

基于人民银行数字货币研究所申请的数字货币技术专利（朱太辉和张皓星，2020），对数字人民币与传统货币体系的交易结构进行比较分析后可以发现，相比传统纸币和银行活期存款的流通方式，数字人民币的发行和流通的生命周期管理具有自身的显著特点（见图1）。

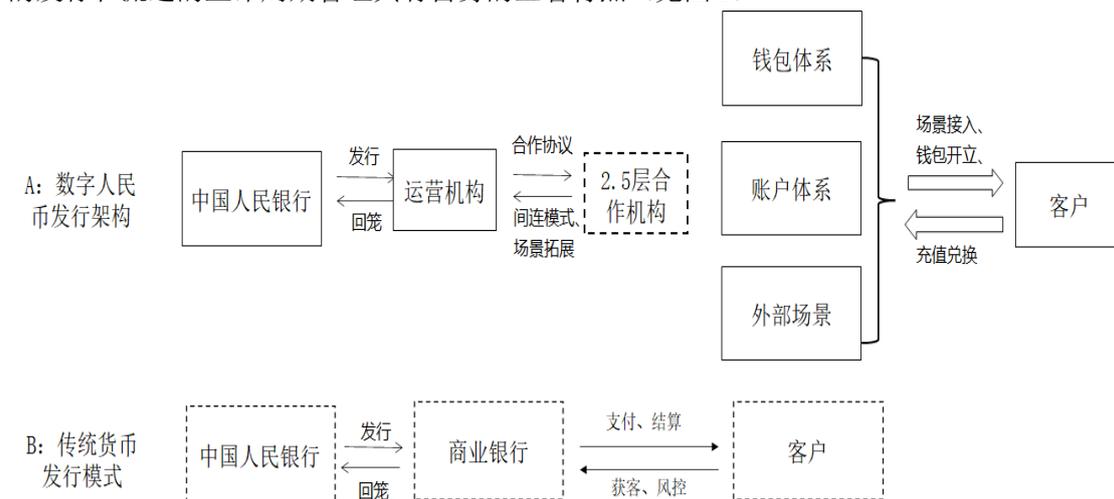


图1：数字人民币与传统货币的交易结构比较

一是交易结构更灵活。相比传统法币，数字人民币用户可在银行账户体系、钱包体系以及账户和钱包体系之间混合搭配使用，即“运营机构-银行账户/钱包-用户”。运营机构根据用户身份识别（Know Your customer, KYC）对钱包进行分类分级，实施不同限额；同时根据权限归属分为母钱包和子钱包，根据不同载体分为软钱包和硬钱包。二是松耦合的账户体系更复杂。数字人民币钱包基于账户和价值的属性弱化了传统由中央银行和商业银行主导的层级关系、权力模式和契约组织结构（赵炳昊，2022），运营机构在兑换和流通环节享有更大的权力，用户对数字人民币的使用方式、交易契约呈现出更多的灵活性。三是交易方式更安全。数字人民币网络转账、扫码支付、“碰一碰”支付、双离线支付等功能，需要运营机构的核心系统、数据库、POS机、支付二维码等基础设施进行技术性优化，这与传统业务流程及其反洗钱系统存在较大差异。四是客户信息了解程度更有限。相比传统支付方式，数字人民币在兑换流通过程中收集的用户个人信息有限，提升了运营机构对数字人民币的管理难度。

此外，与具有竞争关系的私人加密货币（尤其是稳定币）相比，数字人民币生态系统对运营机构实行许可制，以加密字符串的现金数字化形式实现支付/结算，并由中心化的管理和控制节点通过直连、间连和混合模式三种渠道实现境内清算；而私人加密货币（如原生和治理代币）则基于区块链发行，是在

区块链上实现价值转移的一体化模式。此外，数字人民币是法定货币，主要依赖传统账户和电子支付体系，实行前端匿名、后端实名的可控匿名机制，央行数据中心作为中心机构，管理数字人民币的全生命周期；而加密货币是商品或另类资产，投机属性较强，其匿名性（假名）导致用户身份和交易记录极其隐蔽，为洗钱犯罪提供了天然的土壤（吴云等，2021）。两者相比，数字人民币能更有效地监测和防控洗钱风险，实现金融普惠和金融安全。

三、数字人民币的潜在洗钱风险与监管障碍

数字人民币的底层技术和交易结构与传统货币流通体系存在较大差异，这也带来洗钱风险的变化，形成了新的潜在洗钱风险，导致传统的金融机构反洗钱风险监管规则不能完全适用，进而形成监管障碍。

（一）数字人民币洗钱的潜在风险

从已有数字人民币洗钱案例来看，犯罪嫌疑人在手段、渠道、载体和内容等方面与传统洗钱大不相同，这给公安机关和运营机构的风险识别和处置带来了巨大挑战。通过将数字人民币和传统实物与电子形式的法币在底层技术和运营结构方面进行比较发现，除跨运营机构洗钱、借借数字人民币钱包或银行卡以及虚构交易合约洗钱等与传统金融洗钱流程基本一致外，数字人民币基于其具有的信用货币、加密货币、智能货币和算法货币的内涵特征，还具有以下新的潜在洗钱风险。

1. 数字人民币双离线交易风险

双离线交易是数字人民币通过交易次数阈值、离线时长、数字货币拆分、安全芯片终端以及近距离无线通信（NFC）等技术选择，来实现类似纸币的离线支付功能。由于受到安全芯片存储容量的限制以及 NFC 技术的小额近距离场景限制，数字人民币双离线支付将面临较高的安全风险，包括数据复制和延迟验证的问题。数据复制即通过对数字人民币核心数据的复制进行重复使用。由于双离线交易无法在第一时间得到验证，因此，虽然数字人民币有未花费的交易输出（UTXO）设计，由系统记录交易双方的余额增减，但如果离线时间过长、交换钱包秘钥次数过多或出现时间差的频率超过阈值，仍可能导致数据遗失或出现“双花问题”（Double Spending），在接入网络后的延期请款和核验币串促成闭环交易的环节，容易被导入洗钱资金。延迟验证即在离线期间，嫌疑人将赃款充入钱包中进行转移，运营机构和 2.5 层商业银行无法及时验证和止付，数字人民币大数据监测分析系统对离线期间的用户身份、结算频率、结算目的等反洗钱风控要素的识别也存在漏洞，在资金追缴环节或平台垫付后的用户支付环节，容易导致灰色资金进入货币金融系统。目前，数字人民币尚未落地双离线支付功能，因而尚未出现相关案例，但监管机构仍需关注数字人民币双离线支付在公共交通出行等小额高频场景中可能存在的风险，提前加以防控。

2. 数字人民币软硬钱包的风险

硬钱包是数字人民币基于安全芯片等技术，依托 IC 卡、手机终端、可穿戴设备、物联网等设备“碰一碰”“贴一贴”完成兑换、消费、转账等功能的实体存储介质，是基于价值的支付方式。利用硬钱包洗钱的潜在风险有三：一是硬钱包遗失被盗窃的风险。由于硬钱包携带方便，未记名的钱包在遗失后可能导致存储的数字人民币丢失，容易被洗钱团伙利用。二是硬件安全风险。硬钱包存在固件漏洞、供应链攻击等风险，可能被攻击者入侵硬件直接窃取私钥和数字人民币加密币串等信息，盗用身份信息进行洗钱。三是双离线的硬钱包之间也可能存在“双花”问题。嫌疑人通过数字人民币结算的时间差进行资金转移，给洗钱资金的追踪带来困难。根据公开资料，利用硬钱包洗钱的主要目标人群是老人、儿童等群体，潜在风险较为突出。相较之下，软钱包是在手机、电脑等设备上的数字人民币钱包应用程序，其风险主要表现在三方面：一是匿名性风险，相比完全匿名的现金和实名的银行存款，软钱包的匿名性对洗钱风险的影响较大；二是网络安全和支付风险，用户数据和行为习惯的泄露可为洗钱犯罪提供原材料；三是虚假软钱包的风险，犯罪嫌疑人打着数字人民币的旗号，诱骗用户下载木马软件、钓鱼程序等来路不明的软件，窃取用户身份信息和验证码等，引发洗钱和诈骗风险。

3. 数字人民币母子钱包的风险

母钱包是钱包持有主体自行设置的主要使用钱包，是央行指定的运营机构开设的钱包，用户可根据需求在母钱包下开设若干子钱包，并将子钱包推送至具体商户 App。子钱包具有方便快捷（支持免密支付）、安全保障和保护隐私的功能。区别于加密货币交易由用户通过私钥控制独立钱包的功能，数字人民币通过母子钱包的嵌套能够更加深入场景；但弊端是母子钱包的设计将个人的资金与个人信息绑定，存在信息被泄露或被非法获取的风险。同时母子钱包的方式也存在网络安全风险：由于需要通过互联网进行交互，存在钓鱼软件、黑客攻击等风险。此外，母子钱包还可能存在误转、资金卡顿等问题，易被洗钱犯罪团伙利用。上述风险通常出现在支持子钱包服务的场景方，如美团、京东等大型技术平台和后期可能加入数字人民币系统的第三方支付机构。

4. 数字人民币智能合约的风险

根据尼克·萨博的界定，智能合约是一套以数字形式定义的承诺（Commitment），具有透明可信、自动执行、强制履约的优点，可应用于基于时间、场景、角色等附加条件触发的支付商业场景。但智能合约在数字人民币应用场景中的深化可能带来如下风险：其一，由于智能合约的可编程特性，其可能存在代码漏洞的风险，嫌疑人可利用这些漏洞规避对客户的尽职调查和交易监控；或利用智能合约伪造合同关系形成虚假交易，将合法的数字人民币与其他来源不明的资金混在一起，而其非柜台、纯数据和算法、无纸化的模式，则可能触发多频交易（段雪君，2022），混淆反洗钱监测和识别机制。需注意的是，智能合约的可编程特征也可能会为匿名增强技术留下空间，犯罪嫌疑人可通过一个隐藏数字签名的“黑匣子”来运行交易的数字签名，将诸多不同来源的资金聚集起来重新分配，达到隐藏资金来源和交易意图的目的⁵。其二，智能合约的注册和执行过程缺乏客户的实名认证，难以评估用户的主观意识和契约目的，处于弱势一方的消费者可能难以保障“知情权”和“选择权”等权利，而被洗钱犯罪嫌疑人利用进行欺诈。“流水线”式的智能合约缺乏必要的安全审计功能，给有效识别用户身份和审查赃款来源路径等反洗钱监管带来挑战。其三，加载智能合约的数字人民币在某些应用场景中存在货币凭证化转化的趋势，如被用于质押借贷、流动性挖矿（Yield Farming）等场景，可能加大数字人民币洗钱风险。实践中，数字人民币智能合约的风险可能存在于预付资金管理、财政补贴、科研经费、零售营销等场景中，因其模板的合法性、一致性和通用性而潜藏风险。

由于数字人民币能够快速、便捷和低成本地进行不同货币形态（活期存款、流通中的现金、商户消费金、理财资金等）的转换，增加了洗钱犯罪的节点和途径（巫文勇，2020）。电诈团伙利用数字人民币与银行、支付机构等之间存在隐私数字壁垒的行业漏洞，借助不同银行账户与数字人民币钱包之间的关联关系来回腾挪资金，导致数字人民币的洗钱风险具有更快的传导速度和更高的连通性。同时，随着数字人民币的广泛应用，这一风险还将从零售消费等场景迅速传导至贷款业务、投资理财、保险消费等更广泛的数字人民币生态体系，可能放大数字人民币的潜在洗钱风险。综上，基于数字人民币自下而上的底层技术、协议层的契约和应用层的推广，其智能合约算法、基于加密技术的价值载体、场景嵌套和货币信用等属性逐渐展现，数字人民币的结构和运行方面孕育着潜在的新型风险（见图2）。

⁵ 虚拟资产领域的混币器应用（如 Tornado Cash）为洗钱犯罪提供了巨大便利，数字人民币智能合约的应用，应警惕这类风险的发生。

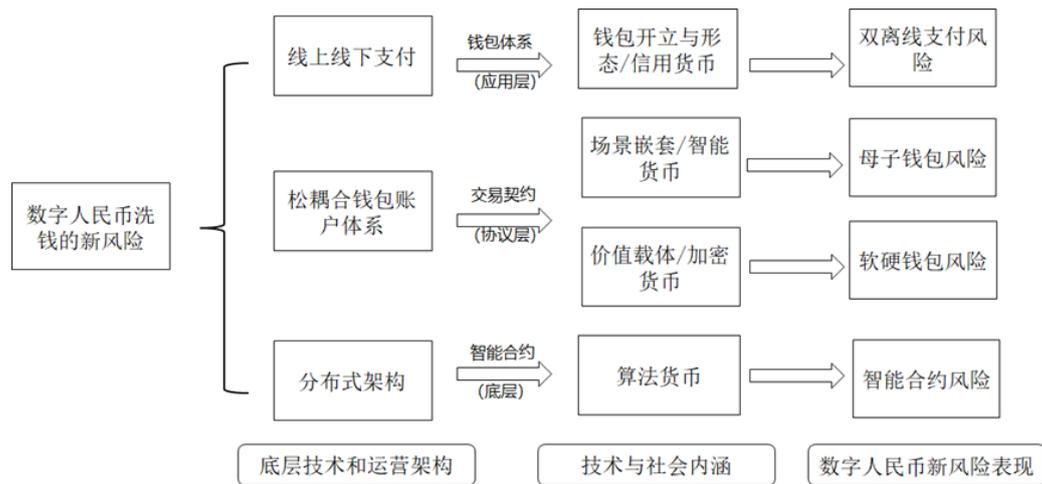


图 2：数字人民币洗钱风险的发生逻辑

（二）数字人民币反洗钱监管的障碍

与新型数字人民币潜在洗钱风险对应的是，当前我国数字人民币法律属性尚不明确、反洗钱的法律依据不足、反洗钱主体的责任和义务边界不清晰、技术监管执法有待提升，这给数字人民币反洗钱规则的制定带来了障碍。

1. 法律方面

传统的反洗钱法规在数字人民币反洗钱领域存在法律适用性问题。《中国人民银行法》《人民币管理条例》《反洗钱法》和《金融机构反洗钱和反恐怖融资监督管理办法》等法律、规章和规范性文件，均未明确数字人民币的法律属性，也未明确数字人民币反洗钱的义务主体、义务范围和权责配置、客户尽职调查及可疑交易监测报告等制度。如离线支付具体规则，母子钱包开立使用和回收规范，是否可单人多账户，是否可批量操作，以及运营机构和其他商业银行是否可基于对银行账户的监控而对同一用户的数字人民币母钱包和子钱包的交易采取一定的洗钱风险管控措施，对钱包的交易频率、金额或功能进行何种程度的限制等，均未明确。整体而言，有关数字人民币反洗钱的现场监管和非现场合规管理的配套制度尚未建立，数字人民币反洗钱的事前警示预防、事中紧急止付冻结和事后追回等环节未被打通，相关监管机构和运营机构履行数字人民币反洗钱义务的合法性未予确定。

2. 反洗钱义务履行方面

数字人民币反洗钱与传统反洗钱工作存在显著区别。就反洗钱的三大核心义务而言：一是在客户尽职调查方面，数字人民币在分级限额、可控匿名的矩阵钱包设计下，运营机构难以识别第四类匿名钱包的客户身份。反洗钱义务主体通常没有权限通过手机号识别客户身份信息，无法掌握年龄、户籍、住址、职业等关键要素，在登记、核对和留存环节存在漏洞，无法了解客户的真实意图，给审查核对带来困难。二是在大额和可疑交易报告制度方面，首先，对数字人民币短时间内集中充值后提现、异常升级、频繁提升额度、分散转入又集中转出等可疑交易，以及通过网络灰黑产交易批量购买用户已实名的钱包或购买数字人民币的不同钱包编号进行对倒转账洗钱等，常规数据埋点无法完全覆盖，易导致双离线支付在离线时间段的核对延迟风险。其次，运营机构在报送可疑交易时主要报送的是本身的客户账户交易，而数字人民币的客户通常存在于多家金融机构，并不一定是运营机构本身的客户，因此难以从全局掌握客户的资金流向。基于此，如果跨机构的钱包或关联钱包在短时间内进行资金充值或转移、账户和钱包的交互以及利用智能合约进行自动化交易，不但会加大对可疑交易甄别的难度，还会导致运营机构之间、运营机构和其他金融机构之间履行数字人民币大额和可疑交易报告义务的权责范围不明确，可能会给洗钱资金提供可乘之机。三是在客户身份资料与交易记录保存方面，数字人民币的匿名制度、双离线交易和智能合约等创新，将使运营机构无法全面掌握并保存与客户建立业务关系的所有阶段的身份信息、辅助证明和识别情况等资料，给数字人民币洗钱资金链的识别和辅助监测带来困难。导致上述反洗钱义务

履行障碍的原因，在于双层运营体系下运营机构与 2.5 层机构的功能和权责配置不清晰或存在重叠，加之 2.5 层机构的数字人民币业务模式不成熟，使数字人民币反洗钱义务的履行存在冲突和重合，进而形成反洗钱监管的漏洞，降低了监管效率。

3. 技术方面

一方面，数字人民币采用的发行、兑换和流通技术比传统纸币和电子货币更加复杂，相关监管主体和义务机构要真正普及和完善数字人民币的反洗钱监测技术尚需时日。例如数字人民币运营机构之间的交易流转中，类似纸币“冠字号”信息的数字编码查询和离线监测技术没有打通，运营机构与电信、公安机关之间紧急止付机制尚不完善，止付标准也不明确，洗钱上下游资金链信息追踪技术路径不畅通。另一方面，部分运营机构、2.5 层机构与第三方场景商之间，尚未实现互联互通，数字人民币母子钱包、双离线场景和智能合约等应用，还不能实现联防联控和一键管控。

四、对完善数字人民币反洗钱监管的探讨

基于数字人民币的运行机制、潜在洗钱风险和监管面临的潜在障碍，综合考虑已有研究的政策建议（华秀萍等，2019；巫文勇，2020；韩飏，2021），我国数字人民币反洗钱监管机制的完善，需要从三个层面协同推进：在顶层设计层面，要加强监管立法，明确数字人民币反洗钱的法律支撑，并在以“规则为本”向“风险为本”原则转型的指导下，针对数字人民币洗钱的高风险环节、业务及产品，出台监管政策；在中间实施层面，要明确双层运营体系及 2.5 层合作机构的监管职责，包括客户尽职调查、大额和可疑交易报告、客户身份资料与交易记录保存义务的履行机制和补充履行机制等；在底层基础层面，要加强技术赋能，强化监管和义务主体反洗钱数据合规建设，推动智能合约嵌入式监管赋能。通过以上措施，完善数字人民币反洗钱治理，有效保护金融消费者、投资者权益，维护金融安全，推动人民币国际化进程。图 3 是我国数字人民币反洗钱监管机制的设想。

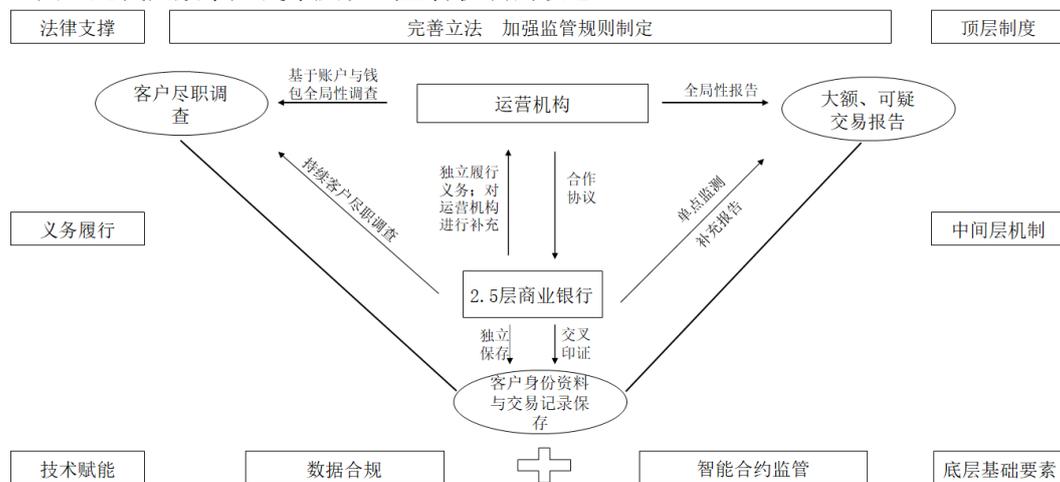


图 3：我国数字人民币反洗钱风险监管机制

（一）完善数字人民币反洗钱的法律支撑

数字人民币运营机构反洗钱的法制化推进，离不开顶层制度的设计和统筹。明确数字人民币的法律属性，以及数字人民币反洗钱的监管和义务主体及其责任范围，是落实数字人民币反洗钱责任的基础。

就法律基础而言，根据《反洗钱法》《商业银行法》《金融机构反洗钱和反恐怖融资监督管理办法》等法律法规，作为数字人民币运营机构的银行业金融机构，理应承担起对数字人民币反洗钱的法律义务。首先，在货币形态上，2021 年新修订的《中国人民银行法（修订草案征求意见稿）》第 19 条第 2 款明确了人民币包括实物形式和数字形式，从而将数字人民币纳入了法定货币范畴，使数字人民币具有了合法性、价值性和法偿性特征，兼具法币和财产属性。其次，在社会生活的事实层面和法律规范层面，数字

人民币已深入国家经济的毛细血管，不仅是大众日常使用的支付手段，也是法律规制的对象。根据文义解释，数字人民币应属于《刑法》第 191 条洗钱罪规定的“资金”范畴。随着法律规范的完善，洗钱罪将有望增加“数字人民币”作为洗钱犯罪的关注对象，并日益成为我国货币金融体系反洗钱法规重点规制的对象。据此，《刑法》第 191 条第 2 款可相应调整为“协助将财产转换为现金、数字人民币、金融票据、有价证券的……”，使数字人民币的反洗钱法律基础更加充实。

就数字人民币反洗钱的监管和义务主体而言，应明确运营机构是履行数字人民币反洗钱义务的主体。首先，中国人民银行作为数字人民币的研发设计和发行主体，负责对反洗钱监管工作统筹协调以及对运营机构的筛选和指导。人民银行可牵头相关部门制定《数字人民币反洗钱管理办法》等规章或规范性文件，先行搭建起围绕运营机构的数字人民币反洗钱运行架构，引导运营机构完善数字人民币反洗钱的客户尽职调查、大额和可疑交易报告及身份资料和交易记录保存等反洗钱义务的履行。其次，央行授权的运营机构应作为反洗钱的主要义务主体。除了作为运营机构的股份制银行、城商行和农商行等金融机构，作为运营机构合作方的小贷公司、消费金融公司等，也应基于数字人民币的生态系统，成为反洗钱的义务主体。此外，按照风险为本的原则，人民银行应在评估的基础上，区分数字人民币洗钱风险的大小，对于与运营机构或其他金融机构开展场景业务合作的互联网平台公司、科技企业等，由于其仅为数字人民币的流转提供消费、投资等场景和接口，洗钱风险较小，可基于其与运营机构的合作关系实施较低层级的反洗钱监管要求。最后，人民银行还应通过制定规范性文件或部门规章，为数字人民币反洗钱监管的合法性提供依据，指定具体数字人民币反洗钱管理执法部门，提升执法透明度。

（二）完善数字人民币的客户尽职调查和交易报告义务

为化解匿名钱包客户身份识别难、钱包用户反洗钱管理的责任和权限不明确等难题，完善数字人民币反洗钱的客户尽职调查和大额、可疑交易报告制度，可对数字人民币反洗钱监管体系进行如下改进。

1. 打通运营机构账户体系和钱包体系

运营机构需要兼顾数字人民币钱包体系和银行账户体系的双轨运营线路，探索推动数字人民币钱包体系与银行账户体系的隔离监测与反洗钱大数据的整合分析。区别于数字人民币相互独立的钱包矩阵设计，银行账户体系的关联性和层层嵌套下客户尽职调查存在较强的关联性 or 一致性，而数字人民币客户身份信息在不同层级钱包之间可能出现截然不同的情况。基于数字人民币分布式、有限匿名和钱包体系嵌套场景的特点，未来在反洗钱机制的设计中，运营机构应坚持对账户体系和钱包体系的反洗钱客户的尽职调查、记录和监测分离运行，将基于账户的客户信息与基于钱包的客户信息交叉比对，由人民银行出台数字人民币钱包体系的客户尽职调查规则，以更加精准地识别用户身份和交易行为。

2. 加强可疑交易的监测能力

在中国人民银行主导的反洗钱信息共享机制和监测平台的组织和建设中，运营机构需加强自身账户和钱包体系内数字人民币可疑交易的监测能力，实现核心指标动态监测分析（韩飏，2021）。在内部机构设置中，要加强对本机构开设的数字人民币钱包体系的客户全生命周期的识别，通过来源可靠且独立的证明材料、司法案件线索或信息，来核实客户及其受益所有人的身份，了解客户建立业务关系和交易的目的和性质。尤其应加强对硬钱包和匿名钱包的客户识别，以及钱包关联和挂失止付的管理监控，必要时可要求客户临柜办理业务，对发现的集中转入、分散转出以及突然调高限额等可疑交易，及时履行报告义务。

3. 建立非法数据识别预警机制

在客户尽职调查存疑时，应及时启动人工复核，实现在保护匿名性和取得授权的基础上对数据信息的实名化溯源，通过去“匿名化”还原洗钱犯罪嫌疑人的身份信息、交易链路等关键证据。运营机构和合作机构可通过许可制度向人民银行申请调阅小额匿名和双离线支付产生的客户信息和交易记录（段雪君，2022），通过弥补数字人民币在客户或受益所有人的身份核实、持续尽职调查、可疑交易报告以及反洗钱内控机制等方面存在的缺陷和空白，指导运营机构开发快捷、简便的操作系统或尽调工具，帮助监管执法机构形成完整的证据链条，增强数字人民币的安全性。同时，要规范数字人民币反洗钱数据报送的格式要求，并加强对场景方的报送监督，不定期地开展机构风险自评估。

4. 明确相关制度的执行规则

央行应尽快制定运营机构和其他金融机构数字人民币客户尽职调查和报告制度的执行规则，包括是否将运营机构纳入 2021 年新修订的《金融机构客户尽职调查和客户身份资料及交易记录保存管理办法》中，细化运营机构基于账户和钱包体系的反洗钱义务履行要求，提升运营机构履行全局和局部单点、单条线数字人民币反洗钱义务的能力。

（三）厘清数字人民币合作机构反洗钱义务履行边界

加强 2.5 层合作机构数字人民币反洗钱义务的监督，基于“风险为本”的原则，分析数字人民币不同洗钱风险下合作机构的反洗钱义务履行责任。首先，要厘清运营机构和 2.5 层机构对客户的反洗钱管理职责范围。运营机构与 2.5 层机构的数字人民币合作关系多表现为“间连模式”，即合作机构在运营机构开立金融机构数字钱包，通过互联互通平台接入央行，向央行缴纳准备金的同时兑换部分数字人民币，在额度范围内以资金池模式向客户提供数字人民币的兑换流通服务。目前，数字人民币 APP 已绑定二十余家合作机构（非运营机构）发行的银行卡。这些合作机构的客户通过银行账户或钱包进行绑卡、充值、转账、查询等操作。由于合作机构对客户进行了初始调查和识别，因此在合作协议中可约定由合作机构将现有渠道采集的客户信息传递给运营机构，并由合作机构持续开展客户尽职调查。例如，针对数字人民币母子钱包的洗钱风险，不同场景中的合作机构应从不同维度丰富数据，跟踪子钱包的交易场景和记录，在持续完善用户动态识别的基础上，补充拓展运营机构的用户识别内容和范围。

其次，在大额和可疑交易方面，鉴于交易信息的全面性、一致性和节约成本的原则，合作机构无法全面掌握数字钱包资金的流转和交易记录，因此，由开发钱包的运营机构履行数字人民币的可疑交易报告义务更为恰当。但同时，合作机构也可基于自身客户的银行账户，负责大额和可疑交易报告，将部分涉及账户与钱包交互的可疑交易特征纳入银行账户的反洗钱监测系统，向央行提供基于账户的完善的大额和可疑交易报告，从而与运营机构的报告义务形成互补。例如，在未来将要落地的数字人民币双离线支付场景中，商业银行、第三方支付或平台商户等合作机构，可基于与数字人民币对接的账户或垫资账户，及时进行可疑交易分析，更清晰、直接地获取离线交易资金转移频率、转移理由等特征，进而发挥其监测周期的作用；当发现风险交易后，则立即对本机构的银行账户采取管控措施，避免分布式节点可能存在的延迟报告等情况而增加洗钱风险。

再次，通过柜面、网银、手机银行、数字人民币 APP 等多渠道互联互通，实现个人业务和对公业务数字人民币流通的闭环，提升合作机构对大额、可疑交易的协同监测能力。对于合作机构开发的数字人民币新业务，监管机构应审慎管理，要求其履行好对金融消费者适当性管理的注意义务，在用户协议中进行必要的洗钱风险提示，明确止付标准和场景。合作机构可自行对开展数字人民币业务的合作伙伴（如使用数字人民币交易的商户等）进行尽职调查和基于账户的交易报告。必要时，可将合作机构纳入到特定非金融机构反洗钱义务范围（程万宝，2022），共同构筑数字人民币风险的防火墙。金融行动特别工作组（FATF）在其虚拟资产反洗钱、反恐怖融资监管指南中要求，虚拟资产服务提供商（Virtual Asset Service Provider, VASP）要履行获取、持有和提交与虚拟资产交易转账相关的发起人和受益人信息，以便识别和报告可疑交易，采取冻结行动，即“资金旅行规则”（Travel Rule）；同时指出，监管机构之间要加强信息共享与合作（FATF，2021）。鉴于数字人民币与虚拟货币在技术上有相近之处，不同运营机构和 2.5 层机构之间在央行授权和特定场景需求下，可借鉴上述措施，加强对用户的尽职调查，细化数字人民币流转的信息维度和颗粒度。央行则应对可能成为数字人民币服务提供商（如第三方支付机构、场景方）等主体，及时发放许可和进行注册，将其纳入反洗钱监管体系。

（四）底层技术赋能数字人民币反洗钱数据合规和智能合约嵌入式监管

数字人民币具有数字化和可编程的特征，人民银行建立大数据分析和风险监测预警框架，依循共建、共有、共享的原则，加强数字人民币个人金融信息保护力度和对智能合约的审计监督，从数字人民币生态系统出发，提高洗钱犯罪的机会成本，减少犯罪原材料的供应，从底层技术要素的角度扩大洗钱犯罪上中下游的监测范围。

数字人民币反洗钱监管在穿透金融信息的同时，需保障基础数据的安全合规。数字人民币生态系统中，运营机构之间的联系较传统商业银行之间更加复杂和紧密。例如，随着母子钱包的场景扩展和嵌套、数字人民币新业务的开发，其中涉及个人、企业金融信息的交互频次和数量会出现指数级增长，这就需要提升数字人民币生态系统内部的数据合规水平，做好数字人民币反洗钱数据的保护和利用。具体要注意以下三方面：一是运营机构在与 2.5 层机构签订数字人民币合作协议时，需明确其相关业务数据收集的范围，严格执行信息有限收集和使用、专人管理、业务隔离、分级授权、岗位制衡、内部审计等制度安排，为数字人民币系统使用交易数据开展反洗钱大数据分析提供法律与合规管理依据。二是在央行的指导下，运营机构与合作机构之间要建立数字人民币反洗钱统一报送标准，明确资金的来源、金额、频率、流向、性质等数据内容，以及交易行为、交易流量、累积金额、交易对手类型等结构化和半结构化数据⁶共享的格式和反洗钱数据筛选的阈值，统一各义务主体的用户隐私政策和数字人民币个人信息的收集和处理限度，最大程度地提升数字人民币“可控匿名”政策的社会效益。三是在充分保证信息安全和和使用规范的基础上，由人民银行主导或通过建立行业协会，发挥自律协同作用，授权或协调运营机构之间以及运营机构和合作机构之间获取反洗钱调查所需资料、大数据分析结果等信息。此外，人民银行可指导中小金融机构提升其反洗钱数据报送水平，通过通报、风险提示等多种方式，形成多渠道、多层次、立体化的数据质量反馈机制，推动报告机构提升数据合规质量，促进反洗钱信息架构和监管路线的统一。

数字人民币反洗钱监管需要监管机构、运营机构和合作机构利用金融科技和监管沙盒，加强嵌入式监管。监管沙盒是一种监管理念和监管机制的创新，近年来已被国外监管当局广泛应用于金融科技与金融创新监管，我国也在探索推进（朱太辉和陈璐，2016；朱太辉，2018；黄震和张夏明，2018；朱太辉，2022）。嵌入式监管意味着在整体主义和权衡的金融法治观下，高度契合监管对象的实践样态，缓解数据可用性、数据收集和验证成本以及隐私之间的冲突，减少收集和验证数据的工作量，帮助监管机构控制合规成本（Raphael Auer, 2019）。通过监管科技嵌入数字人民币，加强对分布式节点、智能合约的反洗钱监管，并将其贯穿于事前、事中和事后的反洗钱全流程。这包括利用技术进行的反洗钱监管和对技术本身的反洗钱监管两方面。对前者而言，可运用监管科技等技术型监管手段来应对数字人民币跨机构、跨账户和虚构交易合约等洗钱风险。一是利用区块链技术的不可篡改性，有效记录犯罪证据，实现洗钱数据的链上留痕和高效可追溯，防止钱包开立和资金交易流转等信息被人为修改、隐蔽或删除，实现迅速暂停链上交易的止付功能；同时，将上链的信息向各运营机构的网络节点传播，实现数字人民币钱包黑名单功能以及交易异常信息和案例的快速实时共享，更好地帮助公安等执法主体固定和留存洗钱证据，提高反洗钱义务机构的反应能力和执行能力（吴云和朱玮，2021）。二是通过智能合约的辅助对洗钱资金交易链路进行追踪。例如，追踪每笔交易的数字人民币编码、兑入和兑出顺序，穿透复杂多层的交易契约与场景，识别不同场景下智能合约的交易共识和交易条件，防止非法侵入和数据篡改，通过将智能合约的监测嵌入现行反洗钱监测系统中，实现对风险的提前发现、识别和预警。

对后者而言，要加强对智能合约应用的监管，以有效防范数字人民币的潜在洗钱风险。一方面，在保障智能合约交易双方身份匿名的前提下增加验证维度，核实交易目的和民事行为能力（郭少飞，2019），完善数字人民币的身份验证机制，降低用户风险；另一方面，央行要加快数字人民币智能合约生态服务平台建设，设置或授权专门机构对数字人民币生态场景中的智能合约进行安全审计和审查备案，严格处罚开发虚假智能合约和非法篡改智能合约的研发主体和平台，以确保合约代码与契约合意的完整性、一致性，保障智能合约模板的合法性、有效性、互通性和安全稳定性，并从信息传递、业务内容和技术研发等方面，制定配套的业务规范和技术标准。此外，对于开发和设置智能合约场景的数字人民币运营机构和场景方，应明确或限定其智能合约的应用场景，加快智能合约底层技术和代码的研发迭代，强化智能合约平台的反洗钱监管责任，加强平台交易审查，防止加载智能合约的数字人民币对货币功能产生偏离；还可借助司法裁判和案例指导，完善对数字人民币智能合约洗钱的认定标准，以降低智能合约成为数字人民币潜在的洗钱场景、侵害对象和犯罪手段的风险。

⁶ 参见中国人民银行 2017 年发布的《义务机构反洗钱交易监测标准建设工作指引的通知》（银发〔2017〕108 号）。

五、结论和政策建议

本文针对数字人民币交易过程中出现的反洗钱风险，根据数字人民币的底层技术、运营体系和交易结构，探讨并提出了以“风险为本”的数字人民币反洗钱监管机制：在厘清数字人民币与传统货币支付手段区别的基础上，分析了数字人民币新的洗钱风险点，包括双离线支付风险、硬钱包风险、母子钱包风险和智能合约风险，进而明确了防范数字人民币新风险在法律制度、反洗钱义务履行以及技术监管执法三方面存在的障碍。

数字人民币反洗钱监管制度的完善离不开顶层制度建设、中层义务履行和底层技术赋能三个层面的共同发力。在顶层设计层面，在完善数字人民币反洗钱义务主体合法性的基础上，根据洗钱风险，评估并细化监管规则。在反洗钱义务履行层面，完善数字人民币运营机构的客户尽职调查和交易报告义务制度，加强合作机构数字人民币反洗钱责任管理和义务监督，发挥合作机构履行与补充履行数字人民币反洗钱义务的作用。在底层技术赋能层面，提升数字人民币反洗钱的金融信息保护水平，推动智能合约的嵌入式监管与合规使用。由此激发数字人民币生态系统内部不同层级的活力，降低反洗钱监管的摩擦成本，提升数字人民币反洗钱的监管质效。

本文基于数字人民币的底层技术和交易结构，提出了完善数字人民币反洗钱监管的框架和路径，与数字人民币的运行模式和现有的金融监管机制具有较强的适应性。但本文对数字人民币反洗钱监管只是一个初步的探索，在运营机构反洗钱具体操作规范的制定、数字人民币反洗钱的刑法和金融法的规制衔接，以及数字人民币跨境支付的反洗钱监管机制设计等方面，仍有待更多专家学者做进一步的深入研究论证。

【参考文献】

- [1] 蔡宁伟和李姣, 洗钱罪认定与上游犯罪领域拓展研究, 金融监管研究, 2021年第2期, 103-114。
- [2] 程万宝, 特定非金融领域反洗钱监管难点及建议, 当代金融家, 2022年第1期, 146-147。
- [3] 程雪军, 中央银行数字货币的发展逻辑与国际镜鉴, 经济学家, 2022年第11期, 106-116。
- [4] 段雪君, 反洗钱预防性义务视阈下的商业银行数字人民币法律规制研究, 现代金融导刊, 2022年第12期, 55-59。
- [5] 郭少飞, 区块链智能合约的合同法分析, 东方法学, 2019年第3期, 4-17。
- [6] 韩飏, “风险为本”理念下的反洗钱监管, 中国金融, 2021年第5期, 69-70。
- [7] 华秀萍、夏舟波和周杰, 如何破解对数字虚拟货币监管的难题, 金融监管研究, 2019年第11期, 1-18。
- [8] 黄震和张夏明, 监管沙盒的国际探索进展与中国引进优化研究, 金融监管研究, 2018年第4期, 21-39。
- [9] 巫文勇, 货币数字化场景下洗钱犯罪形态和刑法重构, 中国刑事法杂志, 2020年年第3期, 109-124。
- [10] 吴云、薛宏蛟、朱玮和罗璠, 虚拟货币洗钱问题研究: 固有风险、类型分析与监管应对, 金融监管研究, 2021年第10期, 1-19。
- [11] 吴云和朱玮, 虚拟货币的国际监管: 以反洗钱为起点走出自发秩序, 财经法学, 2021年第2期, 79-97。
- [12] 姚前, 数字货币初探, 中国金融出版社, 2018年。
- [13] 姚前, 数字货币研究前沿, 中国金融出版社, 2018年。
- [14] 张奎, 关于数字货币发展和风险管控的几点思考, 金融经济, 2021年第1期, 3-8。
- [15] 赵炳昊, 数字时代加密货币洗钱犯罪的防治, 中国刑事法杂志, 2022年第5期, 49-63。
- [16] 中国人民银行数字人民币研发工作组, 中国数字人民币的研发进展白皮书, 2021年。
- [17] 周喜庆和廖伯聃, 数字人民币洗钱风险及应对探析, 河北金融, 2022年第8期, 22-25。
- [18] 朱太辉, 以监管沙盒破解监管困局, 中国金融, 2018年第13期, 48-49。
- [19] 朱太辉, “监管沙箱”的发展成效和未来演进, 中国银行业, 2022年第3期, 52-54。
- [20] 朱太辉和陈璐, Fintech的潜在风险与监管应对研究, 金融监管研究, 2016年第7期, 18-32。
- [21] 朱太辉和张皓星, 中国央行数字货币的设计机制及潜在影响研究——基于央行数字货币专利申请的分析, 金融发展研究, 2020年第5期, 3-9。
- [22] Bank for International Settlements (BIS), Bigtech Regulation: In Search of A New Framework, Occasional Paper, No.20, 3 October 2022, www.bis.org.
- [23] FATF, Updated Guidance For A Risk-based Approach: Virtual Assets and Virtual Asset Service Providers, 28 October 2021, www.fatf-gafi.org.
- [24] Lu, L., and H. Chen, Digital Yuan: The Practice and Regulation of China's Central Bank Digital Currency (CBDC), *Journal of International Banking and Financial Law*, 2021, Vol.36, 601-603.
- [25] Raphael, A., Embedded Supervision: How to Build Regulation Into Decentralised Finance, BIS Working Papers, No 811, September 2019, www.bis.org.

Research on the potential money laundering risks and regulatory framework of digital RMB

Abstract: In recent years, China's digital currency, the digital RMB, has been actively promoted in pilot programs, with the number of participants and coverage areas ranking first among central bank digital currencies worldwide. However, in recent times, anti-money laundering risks related to the digital RMB have also emerged. It is a major practical problem to systematically analyze potential risks and corresponding regulatory mechanisms for anti-money laundering in the development of the digital RMB. This article proposes an implementation path for anti-money laundering monitoring of the digital RMB from the perspective of institutional construction, obligation fulfillment, and technical empowerment, based on an understanding of the underlying technology and transaction structure of the digital RMB and a comprehensive analysis of the potential risks and regulatory barriers. At the institutional level, the path involves improving the legal support for anti-money laundering of the digital RMB from the top-level design, assessing and refining different regulatory requirements for different entities based on the risk. At the obligation fulfillment level, the guidance is to strengthen the customer due diligence and transaction reporting obligations of digital RMB operating institutions and clarify the boundaries of anti-money laundering obligation fulfillment for digital RMB cooperating institutions. At the technical empowerment level, the aim is to improve the compliance level of anti-money laundering data of the digital RMB and strengthen embedding supervision of smart contract. The above regulatory framework has strong adaptability with the operation mode of the digital RMB and existing financial regulatory mechanisms, providing policy references for strengthening the anti-money laundering system of the digital RMB.

Key words: Digital Currency; Potential Money Laundering Risk; Payment and Settlement; Smartcontract; Financial Regulation; Fintech

征稿启事



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

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

作品要求：

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

投稿方式：

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

邮寄地址：

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

《国际货币评论》编辑部

1937

HDFH
瀚信网



Global FinTech Lab
全球金融科技实验室

HDFH
瀚德科技

国金ABS云



FINCHAIN
金融联盟链



扫码关注