

I 国际货币评论

International Monetary Review

主编：张杰



健全宏观经济治理体系是发挥社会主义市场经济优势的内在要求 刘伟

供应链持股与企业高质量发展

中国数字普惠金融的发展模式探究

互联网理财、财富效应与居民消费

企业数字化能带来超额股票收益吗？

胡海峰、白宗航、王爱萍

曾燕、查佳婧、杨海生等

杨雅鑫、宋科、张劲帆

朱超、刘静怡

顾问委员会：（按姓氏拼音排序）

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

编委会主任：张 杰

编委会委员：（按姓氏拼音排序）

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

主 编：张 杰

副 主 编：何 青 宋 科

编辑部主任：何 青

编辑部副主任：赵宣凯 安 然

责任编辑：黄昱洲

栏目编辑：刘彦杉

美术编辑：陈一欣

刊 名：国际货币评论

刊 期：月 刊

主办单位：中国人民大学国际货币研究所

出版单位：《国际货币评论》编辑部

地 址：北京市海淀区中关村大街 59 号文化大厦 605 室

邮 编：100872

网 址：www.imi.ruc.edu.cn

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】

健全宏观经济治理体系是发挥社会主义市场经济优势的内在要求 ————— 刘伟 01

供应链持股与企业高质量发展

————— 基于全要素生产率视角 ————— 胡海峰、白宗航、王爱萍 04

中国数字普惠金融的发展模式探究：经济与民生的视角 —— 曾燕、查佳婧、杨海生、杨存奕 21

互联网理财、财富效应与居民消费

——来自互联网平台居民理财行为的微观证据 ————— 杨雅鑫、宋科、张劲帆 40

企业数字化能带来超额股票收益吗？

——一个投资者数字偏好的视角 ————— 朱超、刘静怡 55

全球不确定性与外汇储备变动 ————— 李珂欣 69

极端气候与家庭金融资产配置 ————— 潘敏、李静静 81

健全宏观经济治理体系是 发挥社会主义市场经济优势的内在要求¹

刘伟²

宏观经济治理是源于中国特色社会主义经济发展实践的创造，健全宏观经济治理体系是构建高水平社会主义市场经济体制的内在要求。通过进一步全面深化改革，特别是以经济体制改革为牵引，聚焦高水平社会主义市场经济体制，进而深化宏观经济治理体制机制改革，目的在于推进经济高质量发展，推动中国式现代化目标达成。

一是实现经济质的有效提升和量的合理增长，要求必须健全宏观经济治理体系，提升宏观调控的科学性。高质量发展是质和量的统一。从经济增长量的要求上看，到2035年我国基本实现现代化，其中重要的经济发展水平指标，是人均GDP水平要达到中等发达国家水平。为此，到2035年，GDP总量按2020年不变价格要翻一番，即从2021年至2035年的15年里，平均年增长率达到4.8%以上；到2050年前后，GDP总量按不变价格增长近两倍，从2021年到2050年的30年里，年均GDP增长达到4.6%左右。因此，必须进一步全面深化改革，提高创新力，以新发展理念引领改革，特别是加快培育新质生产力，实现全要素生产率大幅提升，推动产业创新和结构升级，才可能在经济发展约束条件发生系统性深刻变化的过程中，有效实现经济发展的目标。要实现经济质的有效提升和量的合理增长，需要大力提升宏观经济治理能力现代化水平。

一方面，在宏观调控政策上不断提高科学性。适应市场经济周期性变化和宏观经济失衡的特点变化，切实通过逆周期调节，淡化周期波动性；通过跨周期调节，切实降低宏观经济调控长期成本。通过政策统筹协调，切实使宏观经济政策与其他经济政策、经济政策与非经济政策、宏观经济政策中的财政政策与货币政策、财政收入政策与财政支出政策、货币数量政策与货币价格政策等能够形成方向上的一致性，促进宏观经济趋向于均衡，宏观经济目标特别是增长、物价、就业和国际收支等基本指标如期达成。这就要求在经济体制机制上，特别是财税体制和金融体制等方面不断深化改革。正如党的二十届三中全会《决定》所强调的：“统筹推进财税、金融等重点领域改革，增强宏观政策取向一致性。”

另一方面，在宏观经济治理方式上不断提高有效性。适应总供给与总需求矛盾变化以及矛盾主要方面的演变，统筹扩大内需与深化供给侧结构性改革，在对冲需求冲击、稳定经济增长、淡化经济周期、推动宏观经济主要指标稳健达成的同时，对冲供给侧冲击，注重培育新动能，优化升级产业结构，逐渐提升国民经济发展质态，切实加速推进经济高质量发展。坚持“稳中求进”这一宏观经济治理的重要原则，使经济总量增长与结构升级、需求侧调控和管理与供给侧结构性改革、短期均衡目标与长期发展目标等多方面切实实现有机统一。因此，《决定》要求，一方面必须健全宏观经济治理体系，另一方面必须健全推动经济高质量发展体制机制。

二是实现经济发展和社会进步相统一的现代化进程，要求必须健全宏观经济治理体系，提升宏观经济治理能力现代化水平。首先，中国式现代化具有丰富的内涵和鲜明的特征，目标是要建成富强民主文明和谐美丽的社会主义现代化强国；进一步全面深化改革要求统筹推进“五位一体”总体布局，协调推进“四个全面”战略布局，并非单纯的实现经济发展目标。正如《决定》所指出的，“以经济体制改革为牵引，以促进社会公平正义、增进人民福祉为出发点和落脚点，更加注重系统集成，更加注重突出重点，更加注重改革实效，推动生产关系和生产力、上层建筑和经济基础、国家治理和社会发展更好相适应”。因此，必须在实现经济发展基础上切实促进社会各方面的现代化，在坚持高质量发展是新时代硬道理的同时，切实推

¹ 原载于《经济日报》2024年11月1日刊

² 刘伟，中国人民大学原校长，中国人民大学经济学院教授

动社会文明的进步，在以经济体制改革为牵引并聚焦构建高水平社会主义市场经济体制过程中进一步全面深化改革，形成经济增长和社会发展相互协调的良性互动。这就特别要求在宏观经济治理体系和能力上适应中国式现代化发展要求，推动统筹协调与重点突破的有机统一，努力缓解经济发展与社会各方面现代化进程不协调甚至脱节的深刻矛盾。

其次，我国作为世界上最大的发展中国家，以中国式现代化全面推进中华民族伟大复兴进入不可逆转的历史进程，无论是对于世界还是对于我国而言，都是前所未有的历史性变化，其中面临的矛盾和挑战也必然是空前的。一方面，就我国自身而言，伴随社会主要矛盾的变化，在经济、政治、社会、文化、生态环境等方面会相应地面临一系列新的矛盾。另一方面，就世界格局演变而言，百年未有之大变局必然使我国发展面临的外部环境不确定性明显上升，特别是一系列结构性矛盾将更为尖锐。这就要求宏观经济治理和宏观调控不仅要有效处理总量失衡矛盾，更要深入处理结构性失衡矛盾，尤其要注重缓解产业之间、城乡之间、区域之间发展的不平衡不协调；缓解失业与空位并存的就业结构性矛盾，过密与过疏并存的人口分布矛盾，财产存量 and 收入增量上差距扩大的分配结构失衡，等等。要求宏观经济治理更为有机地融入国家治理体系，提升治理能力现代化水平。《决定》提出的进一步全面深化改革的原则之一，是“坚持系统观念，处理好经济和社会、政府和市场、效率和公平、活力和秩序、发展和安全等重大关系，增强改革系统性、整体性、协同性”。对于健全宏观经济治理制度体系而言，坚持这一原则极为重要。

三是实现经济发展、竞争力提升、弥补市场失灵，要求必须健全宏观经济治理体系，提升宏观经济治理制度的有效性。市场经济体制在资源配置上具有竞争性效率，但也有多方面的局限，除去在经济增长方面存在的价格刚性（黏性）导致的市场失灵等现象外，在长期发展中的局限性更为突出。这就特别需要构建有效的宏观经济治理制度体系，以在体制机制上为实现长期发展的有效性和可持续性提供相应的制度条件。

首先，对于我国这样一个发展中大国而言，实现中国式现代化，必须以教育科技人才作为基础性、战略性支撑，切实遵循科技是第一生产力、人才是第一资源、创新是第一动力的经济社会发展客观规律。正如《决定》所强调的：“必须深入实施科教兴国战略、人才强国战略、创新驱动发展战略，统筹推进教育科技人才体制机制一体改革，健全新型举国体制，提升国家创新体系整体效能。”对于发展中国家来说，由于市场经济体制本身的不完善，市场竞争主体本身竞争力普遍不强等各方面发展性和体制性原因，特别是在与发达经济体差距显著的条件下，依靠市场力量本身难以实现科技和产业创新能力的大幅上升和全面超越，需要更好地把市场与政府统一起来，形成更为强大的竞争力。一方面，在发展意义上，需要从国家发展战略的高度，明确改造提升传统产业、培育发展新兴产业、布局引领未来产业等方面的目标和政策，从顶层设计上贯通教育科技人才机制；需要从全球竞争的角度明确国家科技发展战略和政策，从人才资源上形成战略科学家、杰出工程师、领军企业家以及一流产业技工之间的合力。为此，必须健全宏观经济治理体系，进而在资源配置和创新激励等多方面提供经济体制机制上的保障。另一方面，在改革意义上，需要推进健全宏观经济治理体系、构建高水平社会主义市场经济体制。通过构建高水平社会主义市场经济体制，完善市场竞争秩序，提高经济发展的市场竞争力，特别是造就大批世界一流的企业，提升市场力量的创新能力。在这一过程中，宏观经济治理制度体系的健全和完善，以及相应的法治制度和信用制度的健全和完善，具有极为重要的意义。

其次，对于适应长期可持续发展需要而言，现实中的市场经济体制往往难以满足理论上实现充分有效资源配置的条件。由于信息的不对称、产权制度的不完备等多种原因，在长期经济发展中，市场经济体制客观上存在不确定性及局限性，其中较为显著的是在处理经济发展与生态环境相互关系上的局限。人类经济发展已经形成巨额生态赤字。中国式现代化的重要特征之一，在于人与自然的和谐共生。《决定》关于进一步全面深化改革总目标的要求之一，是聚焦建设美丽中国，加快经济社会发展全面绿色转型，健全生态环境治理体系。但生态环境治理目标单纯依靠市场经济体制本身难以实现，主要原因在于生态环境领域存在严重的外部性。因此需要超越市场，在全国范围内甚至全球范围内达成共识，协调治理。因而，宏观经济治理甚至国际宏观经济治理体系的构建极为重要。《决定》提出的重要改革任务之一，是要求深化生态文明体制改革。而深化生态文明体制改革，推进相关体制机制健全和完善，需要以构建高水平社会主义市场

经济体制为基础，以健全宏观经济治理体系为条件。事实上，我国在经济长期强劲增长、工业化和城镇化加速的发展时期，实现“双碳”目标面临的挑战极为尖锐，迫切需要贯彻新发展理念，加快构建新发展格局，形成现代化经济体系。实现经济高质量发展，需要在体制机制上保障市场在资源配置上发挥决定性作用，更好发挥政府作用，切实把社会主义市场经济体制的优势转变为治理效能。

供应链持股与企业高质量发展

——基于全要素生产率视角¹

胡海峰² 白宗航³ 王爱萍⁴

【摘要】增强供应链企业间的协同合作，帮助供应链上下游企业间重塑稳定安全的合作共生关系，是当前和未来较长时期内推动供给侧结构性改革和建设现代化产业体系的重要任务，更是新发展阶段推动中国实现高质量发展的重大战略部署。本文立足企业高质量发展这一微观视角，基于 2008—2022 年中国 A 股上市公司数据，系统地考察供应链持股对企业高质量发展的影响及作用机制，研究发现，供应链持股显著提高了全要素生产率，推动企业高质量发展。机制分析表明，降低企业融资约束和提高供应链关系稳定是供应链持股推动企业高质量发展的潜在作用机制。进一步研究发现，供应链持股对企业高质量发展的推动作用在低资源竞争优势、低市场竞争优势、低供应链话语权、低数字化转型、低企业可持续发展目标和供应链地理分布较远的企业中更为显著。经济后果分析表明，供应链持股对企业高质量发展的推动作用虽然能够扩宽企业经营边界，但也降低了同行业内企业的数量，提高了行业挤出风险。本文阐明了供应链持股这一特殊的供应链关系赋能企业高质量发展的重要性和必要性，为构建现代化、安全稳定的供应链体系和优化上市公司融资结构、提高上市公司直接融资比重提供了政策参考。

【关键词】供应链持股；企业高质量发展；全要素生产率；融资约束；供应链关系

引言

当前，中国经济已由高速增长阶段转向高质量发展阶段，十四五规划更是把高质量发展作为中国中长期发展的战略目标(魏后凯等, 2020)。党的二十大报告强调,“高质量发展是全面建设社会主义现代化国家的首要任务”。在这样的时代背景下,如何顺应时代潮流,推动经济高质量发展已成为学界和政界共同关注的重点问题。企业作为经济运行与社会发展的微观主体与基石,通过发掘企业的创新潜力、提升企业的生产效率,培养高质量的微观主体,是提高经济发展质量的重要途径。如何助推企业实现高质量发展,相关学者主要从企业内部特征(肖土盛等, 2022)、政府行为(詹新宇等, 2021)和金融部门(王小华等, 2023)等方面展开探讨,并提出富有建设性的指导建议。近年来,随着国内外形势的转变,越来越多企业关注到供应链合作的重要性,认识到供应链关系、供应商与客户间的互动对企业行为和绩效等方面的影响日益加深。自 2015 年 12 月召开的中央经济工作会议提出供给侧改革任务后,各级政府就积极尝试促进供应链上下游企业间持股,以形成适宜的市场集中度(杨剑侠和张杰, 2020)。

供应链持股是指上市公司的供应商或客户持有本公司股份,并通过控股的形式与上市公司建立联系的一种经济现象。如戴姆勒公司持有下游阿斯顿马丁汽车公司 5% 的股份;现代牧业公司曾在 2012 年对其上游供应商注资入股 4300 万元,用来缓解供应商的资金短缺。虽然供应链持股现象在企业经营中较为普遍,但是目前对于供应

¹ 原载于《中国工业经济》2024 年第 10 期

² 胡海峰,北京师范大学经济与工商管理学院教授,博士生导师,经济学博士

³ 白宗航,山东财经大学金融学院讲师,经济学博士

⁴ 王爱萍,北京工商大学经济学院副教授,经济学博士

链持股效应的学术探讨较为滞后。供应链持股是一种供应链合作关系，围绕该合作关系是否能够提升企业生产效率，学界形成了两种观点，“协同提升”和“依赖挤出”。“协同提升”观点认为：上下游企业之间更为紧密的合作，会增强彼此之间的信任，促进资源和信息在上下游企业之间共享，抑制供应链上下游企业之间由不完全合同与资产专用性导致的合同摩擦和“套牢”行为（Antràs and Rossi-Hansberg, 2009），并激发供应商或客户对企业的治理协同和外部监督，有助于规范企业的生产和投资行为，并通过改善企业的采购和销售过程、削弱供应链上下游企业间的垂直摩擦，从而有利于提高企业生产经营的稳定性和可持续性（潘越等，2020），实现企业的长远和高质量发展（Kang et al., 2018）。“依赖挤出”观点认为：一方面，上下游供应商与客户之间的稳定合作关系，组成一个长期战略联盟，每一个节点的专业性进一步提升，彼此之间高度依赖，企业自身对其他周边领域的研发关注降低，例如汽车制造产业中，某零部件会由固定供应商提供，企业自身将对供应商形成高度依赖，而不再开展相关方面的技术研发和生产制造；另一方面，上下游企业之间是竞合关系，目标函数并不相同，企业之间会因利益冲突等而产生压榨、掠夺等自利行为，在供应链当中涉及密集复杂的物流、资金流、信息流交换，放大了信息不对称所带来的委托代理问题，有可能给合作伙伴带来更多的经济损失（王永进和刘灿雷，2016），挤出供应链合作的收益。

为此，本文尝试厘清供应链持股与企业全要素生产率之间的关系。初步观察 2008—2022 年间存在供应链持股行为的上市公司开展供应链持股行为前后的企业平均全要素生产率的趋势（如图 1），可以发现：（1）不论是基于 LP 法还是 OP 法测算全要素生产率，相比于供应链持股发生前，全要素生产率在供应链持股发生后均呈现出逐渐提升的态势；（2）蓝色水平线给出了样本区间内企业全要素生产率的均值，可以看出在供应链持股发生前，各期全要素生产率均低于样本均值，而在供应链持股发生后的几期，全要素生产率开始逐渐高于样本均值。从侧面反映出供应链持股对企业全要素生产率的影响存在长期性和动态性。

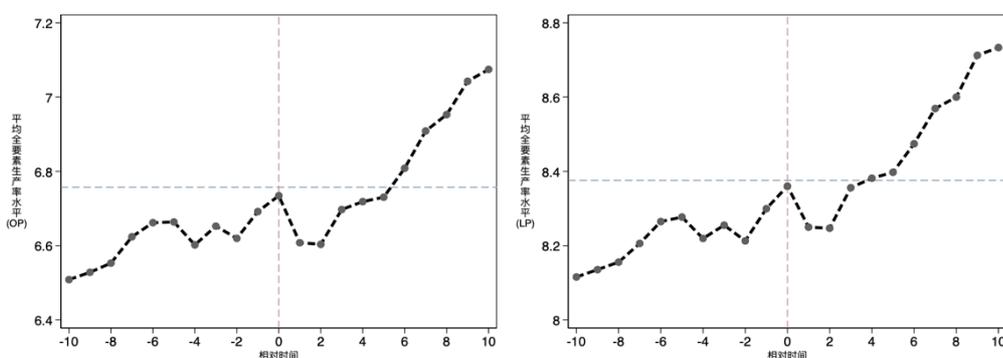


图 1 首次供应链持股行为发生前后，全要素生产率变化走势图

基于此，在产业链供应链竞争的时代，供应链持股作为“强链”的重要手段，用更为科学的手段探究其究竟能否促进微观企业高质量发展，具有重要的现实意义。本文利用 2008—2022 年中国非金融类上市公司数据，首次系统地考察了供应链持股对企业高质量发展的影响及作用机制，研究发现：供应链持股显著提高了全要素生产率，推动企业高质量发展。机制分析表明，供应链持股会显著改善供应链关系稳定和降低企业融资约束两条潜在作用机制，从而提高企业全要素生产率，推动企业高质量发展。异质性分析表明，供应链持股对企业全要素生产率的促进作用在低资源竞争优势组、低市场竞争优势组、低供应链话语权组、低数字化转型组、低企业可持续发展目标组和供应链地理分布较远组中更为显著。经济后果分析表明，供应链持股对企业全要素生产率的促进作用，并没有对企业地理边界扩张产生显著影响，但会进一步扩展企业经营边界。与此同时，供应链持股在促进企业全要素生产率的同时，也一定程度上降低了同行业内企业的数量，即供应链持股对企业高质量发展的推动作用进一

步导致了行业挤出威胁风险的提高。

相比于既有文献，本文的边际贡献在于：

①现有研究从供应链关系、供应链传染和扩散的视角研究企业高质量发展，本文从供应链持股的角度出发，探讨其对企业高质量发展的影响，拓展和丰富了现有关于企业高质量发展驱动因素的相关研究。并从企业融资约束和供应链关系稳定两方面进一步探讨其中的作用机制，为提升产业链供应链韧性和安全性、培育新质生产力提供新的视角与思路。同时，本文还进一步围绕企业边界拓展和行业挤出威胁两方面，进行经济后果分析，既深化了学术界对供应链持股与企业高质量发展之间关系的理解，也重塑了政府部门对产业链供应链稳定性和安全性的认识，为构建现代化供应链体系提供新视角与思路。

②区别于以往理论介绍、推理分析或案例研究的方法，本文采用实证方法围绕供应链持股问题展开研究，丰富和延伸了这一研究领域的文献体系。当前国内缺少针对供应链持股展开的实证研究，导致国内针对供应链持股问题的研究仅仅是静态或短期分析，无法有效评估供应链持股对企业产生的长期效应，所得出的研究结论也不具备一般性。本文尝试从数据和实证的角度探讨供应链持股问题，是对现有文献体系的一个有益的补充。

③本文手工匹配上市公司前十大股东、前五大供应商和客户数据，以及工商注册企业信息数据来构造和表征企业的供应链持股水平，为后来学者继续采用定量方法研究该话题提供了数据基础。

一、文献回顾、理论分析与研究假设

供应链持股对企业行为影响的相关研究正处于起步阶段，现有文献集中于从理论上讨论供应链持股对企业产生的影响（Fu et al., 2019），特别是国内现阶段供应链持股研究还主要集中用理论介绍、推理分析和案例分析的方法（杨剑侠和张杰，2020；夏良杰等，2021），从“经销商持股”“供应商持股”等方面就供应链纵向持股的效应进行研究（樊文平等，2021），认为供应链纵向持股或者交叉持股能够促进供应链的协同优化，产生良好的同群效应等（杜勇等，2023）。目前还缺乏针对供应链持股的经济影响进行实证检验，而仅有 Haw et al. (2023) 实证检验了客户持股供应商股份行为对供应商和客户企业财务业绩和经营产生的影响，发现客户持股供应商有利于提高客户绩效，但却不利于供应商绩效。

围绕供应链持股产生影响的作用机制问题，已有文献主要从供应链关系构建、供应链传染和扩散两方面进行阐述。一方面，从供应链关系构建看，供应商或者客户集中度、供应商或者客户邻近程度以及交易关系持续时间都是企业生产经营绩效的重要影响因素。在供应商或客户集中度较高的情况下，上下游企业之间信息共享的意愿更强，会对企业创新和生产经营产生深刻影响（Huang et al., 2017；史金艳，2019；蒋殿春和鲁天宇，2022）。另一方面，供应商与客户企业深度嵌入供应链中，形成“一荣俱荣、一损俱损”的利益共同体，一旦其中一个节点产生坏消息，将会迅速散播到供应链上的其他企业中，并对其他企业产生负面影响，具有明显的传染效应，该效应已经在已有研究中得到证实，包括企业经营、外部融资以及股价表现等在内都会受到供应链上企业客户风险的传染（Hertzel et al., 2008；Campello and Gao, 2017；刘晨等，2022；高震男等，2023）。此外，企业信息和行为，也会在供应链上下游企业之间形成扩散效应，相关学者从公司外部竞争压力、公司内部决策信息溢出、客户需求与反馈、企业数字化转型等方面验证了供应链企业间存在扩散机制（Houston et al., 2016；李云鹤等，2022；杨金玉等，2022）。

（一）供应链持股与企业高质量发展

现阶段，中国企业高质量发展过程中面临发展资金不足的“内忧”和产业链供应链不稳定的“外患”两大困境。一方面，金融资源错配导致的融资难、融资贵等融资约束问题一直是制约企业日常经营和高质量发展的“内

忧”之一，而中国企业长期面临融资难和融资贵问题的背后恰好反映出中国企业融资渠道匮乏、金融结构亟需优化等现实问题（易纲，2020）。根据国家发展和改革委员会和中国证券业协会数据显示，2022年中国社会融资规模和直接融资规模分别累计为32.01万亿和5.92万亿，直接融资比重仅为18.49%，这种融资结构难以满足企业高质量发展对资金的需求。另一方面，确保中国产业链供应链安全、稳定，提高中国产业链供应链整体韧性和融合程度，是新征程上推动中国高质量发展的重大战略部署（刘晨等，2022）。然而现实中，全球产业链供应链脱钩风险对中国产业链供应链的安全稳定性面临重大威胁（蒋殿春和鲁天宇，2022），成为现阶段阻碍中国企业高质量发展的“外患”。

供应链持股既是一种特殊的供应链关系，又是一种特殊的股权结构和股权融资方式。既能够为企业融资提供新的渠道，又能够影响供应链关系。一方面，不同于机构投资者、管理层或员工持股，与企业联系最为紧密的供应链企业持股，可以提高企业融资需求的靶向性，极大缓解上下游企业的融资约束，降低企业或管理层将资金用于金融资产投资和谋求私利，引导资金用于企业的原材料采购与产品销售等环节，增进企业对市场的了解，及时避免无效生产的产品，实现企业更高产出（Kulp et al., 2004）。另一方面，通过持股供应商或者客户来深度参与供应链，深化了上下游企业之间的合作关系，强化了上下游利益相关者的联动与协作，企业在更为趋同的利益目标的驱使下，进一步整合资源和信息，降低交易成本，形成和扩展承诺机制，进一步拓展外部资源（Chen et al., 2019），尤其是当发生外部风险冲击时，通过供应链持股所形成的更为稳定的合作关系能够发挥相互扶持的协同作用，帮助企业渡过难关（Jüttner 和 Maklan, 2011；陶锋等，2023），从而稳定企业的预期，促进企业核心竞争力和生产效率的提升。供应链持股作为一种特殊的股权结构和融资模式以及供应链关系，不仅解决了企业在高质量发展过程中面临的融资“内忧”问题，还消除了企业在高质量发展过程中面临的供应链中断和不安全的“外患”问题，有助于实现整个供应链体系的价值最大化和运营效率的提升（Hansen and Lott, 1996；夏良杰等，2021），对实现企业高质量发展具有十分重要的意义。据此，本文提出：

假设 1：供应链持股能够提升企业全要素生产率，推动企业高质量发展。

（二）供应链持股与企业高质量发展的影响机制

基于前文提出的逻辑，本文从融资约束和供应链关系稳定两个角度论证供应链持股与企业全要素生产率间的逻辑关系。

（1）降低融资约束

根据网络资源理论可知，企业的资源优势很大程度上来自其所处网络。供应链持股可以从三个方面改善企业的融资约束问题，而融资约束的放松，将促使企业有更多资金用于改革创新等活动，从而提升全要素生产率。①有助于链上企业扩大银行贷款规模。良好的客户、供应商关系有助于企业获得更多银行贷款（王迪等，2016），供应链持股改善了上下游企业间的信任和信息交流，有利于上下游企业间形成共生合作的商业关系（蒋殿春和鲁天宇，2022），特别是企业可以凭借上游供应商或下游客户的信誉、资产规模和抵押品作为担保向银行借款，提高了银行向企业授信的可能性（王迪等，2016），增加了企业的贷款可得性，为企业的长期经营和技术成长创造宽松的资金条件，有助于企业开展技术改革创新等活动，从而提高全要素生产率。②有助于链上企业拓展融资渠道，通过供应链开展直接融资活动。以供应商或客户持股作为特征的供应链持股是一种特殊的股权融资方式，可以优化企业的融资结构，提高企业直接融资比重、拓展企业融资渠道，而且上下游企业之间关系相对密切，通过持股增强互信程度，形成关系型融资模式，从而避免因原材料供应不及时、产品质押而导致的资金压力（于苏等，2023），降低企业融资成本，缓解企业融资约束（杜勇等，2023），将更低成本资金投入日常经营和生产活动中，提高企业风险承担能力，有助于企业开展改革创新活动，从而提高企业全要素生产率。③有助于链上企业将资金更为精准地投放到能够促进全要素生产率提升的环节。当上游供应商或下游客户持有本企业股份后，增强了上下

游企业的共同利益，在一定程度上畅通信息在整个供应链上的流动以及知识、技术在企业间的转移，有利于引导资金流向供应链最有效率的环节，即通过协调资金在供应链上的配置来改善供应链资金流转效率（Wuttke et al., 2013），有利于链上企业长远发展和全要素生产率的提升。基于上述分析，本文提出：

假设 2：供应链持股能够降低企业融资约束，从而推动企业高质量发展。

（2）促进供应链关系稳定

在高度分工的世界中，一件商品的完成需要上下游诸多企业的通力合作。根据委托代理理论，不同企业的目标函数不同，通过市场交易，会带来更高成本。科斯第二定理认为，在市场交易费用不为零的情况下，不同的权利配置界定会带来不同效率的资源配置结果。科斯提出了两种权利调整的方式，即组织企业或采取政府管制，是否采用这两种调整方式取决于调整带来的收益是否大于成本，如果调整之后的收益大于成本，则会通过组织企业或采取政府管制来替代市场交易。而供应链持股就是一种比组织企业成本更低的调整方式，通过持股形成较为稳定的上下游合作供应关系，即形成稳定的供应链关系，不但不需要花费组织企业的成本，而且可以在一定程度上降低市场交易费用。具体来说，供应链持股可以从正反两个方面增强链上企业之间的互信关系，提高供应链关系稳定性，为企业发展营造良好环境，促使企业将更多精力集中于能够提升企业生产效率的领域。①增强信息传导通达性，提高供应链上中下游之间的投入产出关联。供应链持股使得上下游企业的目标函数更加趋同，共同利益增多，改善了供应商上下游企业间的信息环境，还有助于企业与上游供应商以及下游企业形成稳定、安全的合作关系，有助于提高企业生产经营的稳定性和可持续性（潘越等，2020）。供应商或客户通过持有企业股份可以更加及时地了解企业经营动态，客户的产品销售情况和市场反馈也会通过供应链传递给企业和上游供应商，有效缓解供应链上下游企业间信息不对称，提高了企业的经营绩效和投资效率，最终有助于实现企业价值的提升（Brooks et al., 2018）。②强化相互制约，抑制契约摩擦。现实中，大部分企业都具有“早收款，晚付款”的倾向，这便导致上下游企业间存在天然的目标冲突和恶意拖欠货款现象的出现（于苏等，2023），供应商或客户企业恶意拖欠货款的不良影响会沿供应链传递，并最终体现在企业股价上，而企业股价的波动直接性地反馈至持有其股份的供应商或客户中，最终导致恶意拖欠货款的供应商或客户“自食恶果”。尤其是某个企业的经营波动会迅速传染至其他企业，从而对整个供应链体系的稳定产生不利影响，这便导致由于供应链持股的存在，各供应链上下游企业出于“一荣俱荣，一损俱损”的理性考虑，会尽可能地约束出于追求自身利益的逆向选择和道德风险事件的发生，尽力维持供应链稳定保证各企业的生产经营。因此，供应链持股不仅能够有效化解契约摩擦和“敲竹杠”行为（Antràs and Rossi-Hansberg, 2009），通过持股相互制约，抑制造成生产经营效率低下的契约摩擦。③提升互信程度，促进相互间的知识溢出。上下游企业通过供应链持股，形成了更为稳定的长期合作供应商与客户关系，彼此之间的信任程度加深，在长期互动合作中，知识溢出效应会进一步提高企业的生产效率，实现高质量发展。基于上述分析，本文提出：

假设 3：供应链持股能够促进供应链关系稳定，从而推动企业高质量发展。

二、研究设计

（一）数据来源和样本选取

考虑到财政部于 2006 年发布了新会计准则，并于 2007 年 1 月 1 日起正式实施，为了尽可能地避免会计制度变迁对企业信息披露产生的影响，以及考虑政策过渡期的影响，本文选取 2008—2022 年沪深 A 股上市公司为研究样本。同时，本文还做了以下处理：剔除 ST 公司和数据缺失的公司；剔除当年上市或者退市的公司；剔除金融类和房地产行业的公司，构成公司一年份层面的非平衡面板数据。企业层面数据以及上市公司上下游供应链企

业的相关数据均来自国泰安（CSMAR）、中国研究数据服务平台（CNRDS）和万得（Wind）数据库，同时为了通过匹配上市公司前十大股东和上市公司前五大客户或供应商信息来识别存在供应链持股行为的上市公司样本，本文还使用了中国工商企业注册信息数据来标记上市公司及其上下游供应链企业的全国统一社会信用代码。宏观层面数据来自 EPS 数据库。为避免极端值的影响，本文对连续变量进行上下 1% 的 Winsorize 缩尾处理。

（二）变量选取⁵

（1）被解释变量。参考现有研究（张志元和马永凡，2022；王小华等，2023），本文选取企业全要素生产率作为企业高质量发展的代理变量。本文在基准回归中采用 LP 法测算的企业全要素生产率水平，来表征企业高质量发展（ TFP_{LP} ）。为了保证估计结果的稳健性，本文还使用 OP 法、ACF 法和 Wooldridge 法估算企业的全要素生产率。同时，本文还基于相关学者的研究（张金清和李梓豪，2023），围绕“创新、协调、绿色、开放、共享”的新发展理念，构建包含 5 个一级指标和 26 个二级指标的评价体系来测度企业高质量发展水平，并运用主成分分析形成企业高质量发展的综合评价指标（ TFP_{PCA} ），进行稳健性检验。

（2）核心解释变量。本文核心解释变量为供应链持股。本文借鉴 Haw et al.（2023）的研究，通过如下步骤对企业的供应链持股水平进行了测度，具体步骤如下：①通过国泰安数据库十大股东文件信息表中，获取上市公司前十大股东的股东名称、持股排名、持股数量和持股比例等基本信息。对于一些缺失的十大股东基本信息，本文通过查阅 Wind 数据库、CNRDS 数据库和锐思数据库进行补充。②通过国泰安数据库的供应链信息表中，获得上市公司前五大客户和供应商的名称、注册地、客户销售额、客户销售额占比、供应商采购额和供应商采购占比等基本信息。对于一些缺失的供应商或客户基本信息，本文通过查阅 Wind 数据库、CNRDS 数据库和锐思数据库进行补充。③将上市公司前十大股东和上市公司前五大客户或供应商进行精确匹配，将匹配成功的样本保留。④考虑上市公司在披露供应商和客户信息时，往往是自愿性披露，这便导致部分上市公司未能规范地披露供应商或客户的有效名称，且还存在披露供应链或客户简称的情况。针对这一情况，本文将未匹配成功的样本与中国工商注册企业信息数据库进行匹配，以补充未匹配成功的十大股东、前五大供应商和客户的基本信息，并对每一家企业添加工商注册号。⑤将上市公司前十大股东和上市公司前五大客户或供应商根据工商注册号再次进行精确匹配，将匹配成功的样本保留。⑥对仍缺失基本信息的前十大股东、前五大供应商和客户的样本，通过“企查查”等公开网络查询，进行手工修正、匹配。⑦删除通过上述步骤仍无法匹配的上市公司前十大股东和前五大供应商的样本。最后，通过计算当年每家上市公司前十大股东中包含的前五大供应商或客户的持股比例，用来反映和表征企业的供应链持股水平（ SCS ）。此外，为了保证研究结论的稳健性，本文还构建了企业首次存在供应链持股的冲击变量（ Spl ）进行稳健性检验。同时生成是否存在供应链持股的哑变量（ SCS_Type ），以及对数化形式的供应链持股水平（ $ln_stocknum$ ），进行稳健性检验。

（三）模型设定

本文构建如下基准回归模型以检验供应链持股对企业全要素生产率的影响：

$$TFP_{LP_{it}} = \alpha_0 + \beta_1 SCS_{it} + \beta_2 CVs + \mu_{year} + \mu_{firm} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中，下标 i 和 t 分别表示年份和企业。 $TFP_{LP_{it}}$ 表示企业 i 在 t 年的全要素生产率，用来表征企业高质量发展水平。 SCS_{it} 表示企业 i 在 t 年的供应链持股水平， CVs 为一系列控制变量， ε_{it} 为误差项。 μ_{year} 和 μ_{firm} 分别是年份和企业固定效应。此外，为了防止低估标准误而高估系数显著性的问题，本文不同于现有大部分学者将标准误差聚类到企业层面的做法，而是参考已有学者的建议（Petersen，2009），将所有回归的标准误均聚类到行业一年份层面。

⁵ 变量具体构建方式和描述性统计参见《中国工业经济》网站（cicjournal.ajcass.com）附件。

三、实证结果分析

(一) 基准回归

基准回归结果如表 1 所示⁶。其中，第 (1)、(2) 列为 LP 法测算得到的企业全要素生产率，供应链持股的估计系数(*SCS*)至少在 5%的水平下显著为正，说明供应链持股显著提高企业全要素生产率，即供应链持股推动了企业高质量发展。根据第 (2) 列估计系数计算可得，供应链持股水平每提高 1 单位标准差，企业全要素生产率平均提高 1.35%，从经济意义看，供应链持股对企业高质量发展的推动效应非常明显，验证了本文提出的假设 1。为了保证估计结果的稳健性，本文给出了基于 OP 法测算企业全要素生产率的估计结果，表 1 第 (3)、(4) 列估计结果依然证实了供应链持股对企业高质量发展的积极作用。

表 1 供应链持股与企业全要素生产率

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>TFP_LP</i>	<i>TFP_LP</i>	<i>TFP_OP</i>	<i>TFP_OP</i>
<i>SCS</i>	0.3019*** (0.0963)	0.1633** (0.0741)	0.1987** (0.0831)	0.1495** (0.0750)
控制变量	否	是	否	是
企业、年份固定效应	是	是	是	是
N	36317	35514	36317	35514
Adjusted R ²	0.8217	0.8644	0.7906	0.8149

注：括号内为标准误，且经过了行业一年份层面的聚类调整；***、**、*分别表示回归系数在 1%、5%和 10%的水平上显著；以下各表同。

(二) 内生性分析⁷

供应链持股显著提高了企业全要素生产率，但全要素生产率较高的企业往往意味着更高的发展前景、市场份额和竞争力，其在整个供应链中的谈判地位越高，议价权越强（巫强和姚雨秀，2023），从而会一定程度上影响上游供应商或下游客户的持股行为。尤其是供应商或客户而言，同样会面临因供应链变动或中断而导致其无法与上市公司建立稳定的供应关系，从而影响其生产、经营。供应链持股与企业全要素生产率间存在一定的反向因果干扰，会导致内生性问题。为此，本文使用工具变量来缓解这一问题。

首先，本文使用各城市地形起伏度与相邻城市企业供应链持股均值的交乘项作为新的工具变量，一方面，地形起伏度影响城市的物流成本和运输效率，地形复杂的城市可能导致更高的物流成本，从而影响企业在供应链中的持股决策。企业可能通过持股来加强与供应链上下游企业的合作，以降低物流成本和提高供应链效率。此外，地形起伏度影响城市的基础设施建设和供应链网络布局，地形复杂的城市可能促使企业通过持股来优化供应链网络，确保供应链的稳定性和可靠性。因此，各城市地形起伏度与企业的供应链持股高度相关，满足了工具变量的相关性假定。另一方面，地形起伏度作为自然地理变量，与企业的全要素生产率并不直接相关，尤其是地形起伏主要是由自然过程形成的，与人类活动无关，因此不会受到一个地区当前经济状况的影响。这意味着其可以作为一个工具变量来帮助识别因果关系（Nunn 和 Puga，2012），满足排他性假设。同时，相邻城市在地理、经济和社会

⁶ 各控制变量系数的基准回归结果参见《中国工业经济》网站（cicjournal.ajcass.com）附件。

⁷ 完整的内生性分析和检验结果参见《中国工业经济》网站（cicjournal.ajcass.com）附件。

会等因素都具有相似性，这些因素可能促使相邻城市企业在选择供应链持股行为上的相似性和一致性。尤其是相邻城市的企业间往往存在竞争与合作关系，相邻城市中企业的供应链持股行为一定程度上会影响本企业的供应链持股策略选择。这便保证了工具变量的相关性假定。但相邻城市企业供应链持股的均值，在属性上高于企业层级，其对企业全要素生产率的影响只能通过企业自身的供应链持股行为来影响（蒋殿春和鲁天宇，2022）。特别是全要素生产率更多地取决于企业内部的管理效率、技术创新、资源配置等因素，而这些因素与相邻城市企业的供应链持股均值无直接关联。无法直接影响本企业的全要素生产率，因此这便保证了工具变量的外生性假定。相应估计结果如表2第（1）、（2）列所示，同样验证了供应链持股显著提高企业全要素生产率的研究结论，并通过了工具变量的相关检验。

其次，考虑供应链的稳定性容易受到战争、自然灾害和工人罢工等因素冲击，其韧性和安全性难以得到保证，本文参考构建历史工具变量的思路，手工整理了建国初期（1949—1952）人民解放军在各地参与剿匪的行动，将当年进行剿匪斗争的地区取值为2，不存在剿匪斗争的地区取值为1，并将其与相邻城市企业供应链持股均值的交乘项作为新的工具变量。首先，剿匪行动不仅关乎社会稳定，还直接影响到地区的经济环境。在土匪活动猖獗的地区，经济往往落后，交通不便，企业运营风险较高。而人民解放军的剿匪行动显著改善了这些地区的治安状况，为企业经营提供了更为稳定的环境。这种环境的改善可能促使企业间通过持股来加强合作，共同抵御风险，从而提高供应链持股的可能性。此外，政府为了促进地方经济的恢复和发展，也可能在剿匪后鼓励或支持企业间的持股合作。因此，剿匪行动与供应链持股之间存在正相关关系，满足了工具变量的相关性假定。其次，历史变量通常具有更高的外生性，尤其是建国后初期与本文样本区间的社会经济发展差别巨大，且与现代企业全要素生产率不存在直接的相关性。特别是剿匪行动本身是一个历史事件，主要由当时的政治、军事形势决定，而非由企业全要素生产率或供应链持股等经济因素决定。因此，剿匪行动在很大程度上是独立于企业经济行为的。此外，虽然剿匪行动改善了地区治安环境，为企业经营创造了更好的条件，但它本身并不直接决定企业全要素生产率，保证了工具变量的外生性假定。相应估计结果如表2第（3）、（4）列所示，同样验证了供应链持股显著提高企业全要素生产率的研究结论，并通过了工具变量的相关检验。

表2 工具变量估计

	(1) <i>SCS</i>	(2) <i>TFP_LP</i>	(3) <i>SCS</i>	(4) <i>TFP_LP</i>
<i>SCS</i>		0.2141* (0.1251)		0.3830*** (0.1184)
<i>IV</i>	0.0546*** (0.0048)		0.4734*** (0.0441)	
控制变量	是	是	是	是
企业、年份固定效应	是	是	是	是
LM 统计量		16.936***		21.231***
KP—F 统计量		128.322		115.056
N	27502	27502	27506	27506

为了更好地排除因反向因果而导致的内生性问题，并进一步更好地识别出供应链持股对企业全要素生产率的因果效应，本文以上市公司首次存在供应链持股作为冲击，通过多时点双重差分模型识别供应链持股对企业全要素生产率的影响。同时考虑样本选择偏误、遗漏变量以及测量误差等内生性问题，本文分别进行 Heckman 两阶段估计、安慰剂检验、替换变量测度方式等方法进行检验，均证实了本文研究结论的稳健性。

（三）稳健性检验⁸

为了进一步保证研究结论的稳健性，本文作如下处理：①剔除四大直辖市、金融危机和疫情期间、供应商采购和客户销售比例较低、存在违规等不当行为样本；②考虑供应链持股对企业全要素生产率的影响可能存在一定的时滞性；③进一步控制上市公司所在行业、所在城市和所在省份的固定效应等多个角度进行稳健性检验。上述检验结果均验证了本文研究结论的稳健性。

四、作用机制检验与异质性分析

（一）作用机制检验

（1）融资约束的作用机制检验。本文采用 *SA* 指数衡量企业融资约束。供应链持股对企业融资约束的作用机制检验结果如表 3 第（1）列所示，发现供应链持股显著降低企业的融资约束水平。同时，为了避免内生性问题导致的估计偏误，本文进一步给出了两阶段最小二乘估计的结果，选取建国初期进行剿匪斗争的地区与相邻城市企业供应链持股均值的交乘项，作为企业供应链持股(*SCS*)的工具变量⁹。列（2）为工具变量的第二阶段估计结果，同样验证了供应链持股降低企业融资约束的研究结论。究其原因，本文认为供应链持股作为一种特殊的股权融资方式，供应商或客户持股不仅可以优化企业融资结构，提高企业直接融资比重，并进一步拓宽企业融资渠道，有助于降低其融资约束（杜勇等，2023）。在实际借贷中，企业可以凭借供应商或客户的信誉、资产规模和抵押品作为担保向银行借款，提高银行向企业授信的可能性（王迪等，2016）。因此，本文证实了供应链持股会显著降低企业融资约束，从而提高企业全要素生产率。验证了本文提出的假设 2。

表 3 融资约束的作用机制检验

	(1)	(2)
	<i>SA</i>	<i>SA</i>
<i>SCS</i>	-0.0386*** (0.0124)	-0.0557*** (0.0208)
控制变量	是	是
企业、年份固定效应	是	是
LM 统计量		21.231***
KP-F 统计量		115.056
N	35514	27506

（2）供应链关系稳定的作用机制检验。本文进一步检验供应链持股能否通过提高供应链关系稳定，进而提高企业全要素生产率。为了验证上述机制，本文参考蒋殿春和鲁大宇（2022）的做法，以年末上市公司年报中披露的前五大供应商或客户名单中非新出现的供应商和客户个数除以 5 来衡量供应链稳定(*sc_change*)。数值越大表明企业当年更换了较少的供应商或客户，意味着企业的供应链关系更为稳定。相应估计结果如表 4 第（1）列所示，发现供应链持股显著提高了企业的供应链关系稳定。此外，为了保证估计结果的稳健性，本文还借鉴张广冬和邵艳（2022）的研究，进一步计算了当年非新出现供应商采购额占比以及非新出现客户销售额占比，将两个比重取算术平均(*sc_change_ratio*)。相应估计结果如表 4 第（2）列所示，证实了供应链持股会显著提高供应链

⁸ 稳健性结果参见《中国工业经济》网站 (cicjournal.ajcass.com) 附件。

⁹ 后续部分均使用此工具变量进行两阶段最小二乘估计，不再赘述。

关系稳定，进而提高企业全要素生产率。支持本文提出的假设3。

表4 供应链稳定的作用机制检验

	(1) OLS <i>sc_change</i>	(2) OLS <i>sc_change_ratio</i>	(3) IV-2SLS <i>sc_change</i>	(4) IV-2SLS <i>sc_change_ratio</i>
SCS	0.1979*** (0.0441)	0.0550** (0.0277)	0.4608*** (0.1052)	0.1519** (0.0661)
控制变量	是	是	是	是
企业、年份固定效应	是	是	是	是
LM 统计量			21.231***	21.231***
KP—F 统计量			115.056	115.056
N	35514	35514	27506	27506

(二) 异质性分析

(1) 企业竞争优势的异质性分析。考虑企业在资源竞争优势上的异质性，特别是相比于非国有企业，国有企业在获得银行信贷、税收优惠和政策扶持上更具有优势，其在供应链中的谈判地位越高，议价权越强（巫强和姚雨秀，2023）。因此，本文认为，相比于国有性质的企业，供应链持股对非国有企业全要素生产率的影响可能更大。为此，本文根据企业性质来反映企业资源竞争优势，将国有企业视为高资源竞争优势组，非国有企业视为低资源竞争优势组。分组回归结果如表5第(1)、(2)列所示，发现只有在低资源竞争优势组中，供应链持股才会显著提高企业全要素生产率。

此外，考虑企业在市场竞争优势中的异质性，本文计算了各企业的销售收入占行业总销售收入的份额，并按照行业中位数将所有的样本企业划分为高市场竞争优势和低市场竞争优势组。分组回归结果如表5中第(3)、(4)列所示，可以发现，供应链持股对企业全要素生产率的促进作用在低市场竞争优势组更大。其中原因可能在于当企业在本行业中占主导地位时，其对市场定价和产量的影响巨大。因此，供应商或客户会尽最大努力保证原材料供应和产品销售。而对于市场竞争优势较低的企业而言，其在供应链中的谈判地位较弱，且面临供应商或客户的“敲竹杠”等机会主义行为，因此对于该类企业，通过供应链持股可以稳定供应链关系，从而导致供应链持股对企业全要素生产率的促进作用更大。

表5 资源竞争优势和市场竞争优势的异质性分析

	(1) <i>TFP_LP</i> 国有企业	(2) <i>TFP_LP</i> 非国有企业	(3) <i>TFP_LP</i> 低市场竞争优势	(4) <i>TFP_LP</i> 高市场竞争优势
SCS	0.0793 (0.0616)	0.6898*** (0.2089)	0.2293** (0.1126)	0.1460* (0.0753)
控制变量	是	是	是	是
企业、年份固定效应	是	是	是	是
N	13187	22233	17451	17452
Adjusted R ²	0.8958	0.8401	0.8412	0.8946
组间系数差异	38.22***		61.36***	

(2) 供应链话语权和供应链地理分布的异质性分析。已有研究证实了中国许多企业对大客户或供应商较为依赖，其在供应链中的话语权较低。为此，本文使用公司前五大供应商和客户的采购与销售比例之和的均值来衡量企业在供应链中的话语权，并按照同行业中位数将样本企业划分为高供应链话语权组和低供应链话语权组。分组回归结果如表 6 第 (1)、(2) 列所示，发现供应链持股对企业全要素生产率的促进作用在低供应链话语权组更大。供应链话语权较低的企业更容易受到供应商或客户更换，从而对其生产和经营产生不利影响。因此，对于供应链话语权较低的企业而言，更易通过供应链持股的方式来构建稳定、长期的供应链关系，从而实现全要素生产率的稳步提高。

同时，本文还进一步考察了供应链地理分布的异质性。通过计算企业与每一家供应商和客户之间的地理距离，并利用每一家供应商的采购额占比和每一家客户的采购额占比对地理距离进行加权平均，再按照同行业中位数将样本企业划分为供应链地理分布较远组和供应链地理分布较近组。分组回归结果如表 6 第 (3)、(4) 列所示，发现只有在供应链地理分布较远组中，供应链持股才会显著提高企业全要素生产率。这主要是因为供应链地理分布较远一定程度上影响了信息流和资金流在供应链上的传导效率和速度，提高了供应链上下游企业间信息不对称程度，不利于维系更加稳定的供应链关系。因此，对于供应链地理分布较远的企业而言，可以通过供应链持股的方式来更加及时地了解供应链上下游企业间的经营动态，在维系更加稳定供应链关系的同时，也有助于企业全要素生产率的提升 (Brooks et al., 2018)。

表 6 供应链话语权和供应链地理分布的异质性分析

	(1) <i>TFP_LP</i> 话语权低	(2) <i>TFP_LP</i> 话语权高	(3) <i>TFP_LP</i> 地理分布远	(4) <i>TFP_LP</i> 地理分布近
<i>SCS</i>	0.2093** (0.0923)	0.2055** (0.0988)	0.4152** (0.1612)	0.0997 (0.0903)
控制变量	是	是	是	是
企业、年份固定效应	是	是	是	是
N	18414	16426	3040	17297
Adjusted R ²	0.9086	0.8322	0.8911	0.8525
组间系数差异	23.88***		4.56***	

(3) 企业数字化转型和可持续发展目标的异质性分析。供应链持股有助于使企业与上下游供应链企业间保持更加紧密的关系，有利于企业与供应链企业间资源与信息共享，在提高供应链韧性的同时，也有助于企业的长远和高质量发展 (Kang et al., 2018)。企业数字化转型并不局限在其内部，还会影响企业与供应链上下游企业间的联系，甚至是存在数字化变革的供应链溢出效应 (陶锋等, 2023; 巫强和姚雨秀, 2023)。因此，对于数字化转型程度较低的企业而言，其更需要通过供应链持股加强其与上游供应商、下游客户间的信息共享和协同发展。为此，本文整理并计算了上市公司年报中涉及数字化转型的所有关键词，并按照同行业中位数将样本企业划分为高数字化转型组和低数字化转型组。分组回归结果如表 7 第 (1)、(2) 列所示，发现只有在低数字化转型组中，供应链持股才会显著提高企业全要素生产率。

本文还考察了企业可持续发展目标的异质性。本文以彭博 ESG 评分衡量企业可持续发展目标，并按照同行业中位数将样本企业划分为高企业可持续发展目标组和低企业可持续发展目标组。分组回归结果如表 7 中第 (3)、

(4) 列所示，可以发现，供应链持股对企业全要素生产率的促进作用在低企业可持续发展目标组更大。ESG 评级较高的企业通常具有较高的声誉和形象，可以吸引更多客户和供应商与其建立联系 (Darendeli et al., 2022)，

并且具有更好的外部融资能力，有助于企业未来长远和高质量发展。因此，相比于可持续发展目标较高的企业而言，供应链持股对可持续发展目标较低企业的全要素生产率的影响更大。

表 7 企业数字化转型和可持续发展目标的异质性分析

	(1) <i>TFP_LP</i> 数字化转型高	(2) <i>TFP_LP</i> 数字化转型低	(3) <i>TFP_LP</i> ESG 较高	(4) <i>TFP_LP</i> ESG 较低
SCS	0.1741 (0.1489)	0.2245*** (0.0807)	0.1755 (0.1085)	0.3744** (0.1494)
控制变量	是	是	是	是
企业、年份固定效应	是	是	是	是
N	14380	20442	5958	5968
Adjusted R ²	0.8907	0.8705	0.9241	0.8712
组间系数差异	50.74***		17.66***	

五、经济后果检验

(一) 企业边界拓展

前文理论分析和实证检验充分证实供应链持股显著提高企业全要素生产率，有助于推动企业高质量发展。那么供应链持股对企业全要素生产率的促进作用，能否进一步影响企业地理边界和经营边界的拓展？对于这一问题的回答，不仅为通过构建供应链网络来拓宽企业边界提供学理上的支撑。更重要的是，企业边界的扩张也是企业突破现有发展边界、增强市场竞争力的战略性举措（胡海峰等，2023），不仅有助于推进全国统一大市场建设、畅通国内经济大循环，还有助于实施区域协调发展战略、打造中国新发展格局（魏后凯等，2020）。鉴于此，本文以上市公司设立异地子公司数量的对数值，衡量企业地理边界的扩张(*Geo*)。并参考已有研究的做法（胡海峰等，2023），使用逐步回归法进行经济后果分析。

表 8 报告了企业地理边界扩张的经济后果估计结果。列（1）和列（3）中供应链持股的估计系数不显著。该结果表明，供应链持股对企业全要素生产率的促进作用，并没有对企业地理边界扩张产生显著影响。列（4）—（6）为两阶段最小二乘估计的结果，同样验证了上述结论。究其原因，本文认为供应链持股尽管稳定了供应链关系，有助于上下游企业间形成广泛而密切的协同协作关系。但是这也导致单个企业的经营、扩张决策很大程度上受限于供应链上下游企业的“投票”。特别是当企业因地理边界扩张而导致潜在风险沿着供应链扩散和蔓延时（Hertzel et al., 2008），往往会受到供应链其他企业的阻碍。这便导致供应链持股对企业全要素生产率的促进作用并不能进一步扩展企业地理边界。

表 8 企业地理边界的经济后果分析

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Geo</i>	<i>TFP_LP</i>	<i>Geo</i>	<i>Geo</i>	<i>TFP_LP</i>	<i>Geo</i>
<i>SCS</i>	0.0223 (0.0729)	0.1633** (0.0741)	0.0052 (0.0725)	0.0579 (0.1320)	0.3830*** (0.1184)	0.0162 (0.1364)
<i>TFP_LP</i>			0.1050*** (0.0110)			0.1088*** (0.0131)
控制变量	是	是	是	是	是	是
企业、年份固定效应	是	是	是	是	是	是
LM 统计量				21.231***	21.231***	21.275***
KP—F 统计量				115.056	115.056	114.996
N	35514	35514	35514	27506	27506	27506

除了地理边界外，本文还手工整理了上市公司经营范围，以上市公司当年披露的经营范围种类的对数值，衡量企业经营边界扩张(*OB*)。以此检验供应链持股对企业全要素生产率的促进作用，能否进一步影响企业经营边界的拓展，相应估计结果如表 9 所示。列 (1) 中供应链持股的估计系数在 1% 的水平上显著为正，这表明，供应链持股会显著提高企业经营边界；列 (2) 为基准回归估计结果；列 (3) 中企业全要素生产率的系数在 1% 的水平上显著为正，同时供应链持股的估计系数也在 1% 的水平上显著为正，但系数较列 (1) 明显下降。这便证实了供应链持股对企业全要素生产率的促进作用能够进一步扩展企业经营边界。列 (4) — (6) 为两阶段最小二乘估计的结果，同样验证了上述结论。这可能是由于相比于地理范围扩张，经营范围扩张所面临的风险往往较低，并且已有研究证实在供应商或客户持股情况下，会影响被持股企业的创新方向，使其在新产品研发中偏向供应商或客户需求 (Li et al., 2022)，从侧面扩展了企业经营边界。

表 9 企业经营边界的经济后果分析

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>OB</i>	<i>TFP_LP</i>	<i>OB</i>	<i>OB</i>	<i>TFP_LP</i>	<i>OB</i>
<i>SCS</i>	0.3307*** (0.0893)	0.1633** (0.0741)	0.3273*** (0.0884)	0.3547*** (0.1259)	0.3830*** (0.1184)	0.3460*** (0.1255)
<i>TFP_LP</i>			0.0211*** (0.0071)			0.0228*** (0.0079)
控制变量	是	是	是	是	是	是
企业、年份固定效应	是	是	是	是	是	是
LM 统计量				21.231***	21.231***	21.275***
KP—F 统计量				115.056	115.056	114.996
N	35514	35514	35514	27506	27506	27506

(二) 行业挤出威胁

尽管供应链持股一定程度上减少了企业与上下游企业间的利益冲突，但促成了供应链企业间通过合谋来提高产品市场份额和议价能力，从而通过供应链企业间合谋来挤出同行业竞争者，降低市场竞争来满足供应链企业的利润最大化 (Azar et al., 2018)。此外，在面对外部竞争时，配置领先于对手的产能有助于保持市场份额和行业

地位。特别是已有研究发现供应链龙头企业凭借其在供应链体系中的决定性地位，会挤占链上其他企业的要素资源。鉴于此，本文进一步验证供应链持股在提高企业全要素生产率的同时，是否会发生行业挤出威胁。本文以同行业内上市公司数量的对数值衡量行业挤出威胁(*Exit*)。

表 10 报告了行业挤出威胁的经济后果估计结果。列(1)中供应链持股的估计系数在 5%的水平上显著为负，这表明，供应链持股会显著降低行业内企业数量；列(2)为基准回归估计结果；列(3)中企业全要素生产率的系数在 5%的水平上显著为负，同时供应链持股的估计系数也在 5%的水平上显著为负，但系数的绝对值较列(1)明显下降。同时，列(4) — (6)为工具变量的第二阶段估计结果，同样验证了上述研究结论，且通过了工具变量的相关检验。这便证实供应链持股在促进企业全要素生产率的同时，也一定程度上挤占同行业其他企业的营业收入，即可能通过供应链持股形成供应链企业间的“合谋同盟”，通过挤出同行业企业的利润空间，来达到获取更多市场利润的目的。

表 10 行业挤出威胁的经济后果分析

	(1) <i>Exit</i>	(2) <i>TFP_LP</i>	(3) <i>Exit</i>	(4) <i>Exit</i>	(5) <i>TFP_LP</i>	(6) <i>Exit</i>
<i>SCS</i>	-0.2106*** (0.0710)	0.1633** (0.0741)	-0.2074*** (0.0709)	-0.2290* (0.1297)	0.3830*** (0.1184)	-0.2182* (0.1285)
<i>TFP_LP</i>			-0.0191* (0.0101)			-0.0282** (0.0130)
控制变量	是	是	是	是	是	是
企业、年份固定效应	是	是	是	是	是	是
LM 统计量				21.231***	21.231***	21.275***
KP—F 统计量				115.056	115.056	114.996
N	35514	35514	35514	27506	27506	27506

六、结论与政策启示

(一) 研究结论

企业作为经济运行与社会发展的微观主体与基石，其实现高质量发展对整体经济具有不可忽视的重要作用。特别在全面提升产业链供应链现代化水平、推进经济迈向高质量发展的关键时期，如何增强供应链企业间的协同合作，帮助供应链上下游企业间重塑稳定安全的合作共生关系，既是当前和未来较长时期内推动供给侧结构性改革和建设现代化产业体系的重要任务，更是新发展阶段推动中国实现高质量发展的重大战略部署。为此，本文聚焦于供应链持股这一特殊的供应链关系，利用 2008—2022 年中国非金融类上市公司数据，系统地考察了供应链持股对企业高质量发展的影响及内在机制。研究表明：①供应链持股显著提高了全要素生产率，推动企业高质量发展。供应链持股水平每提高 1 单位标准差，企业全要素生产率平均提高 1.34%，并且在考虑反向因果、遗漏变量、样本选择偏误和测量误差等一系列潜在内生性问题后，该结论仍然稳健。②机制分析表明，供应链持股会显著降低企业融资约束和促进供应链关系稳定，从而提高企业全要素生产率，推动企业高质量发展。③异质性分析表明，供应链持股对企业全要素生产率的促进作用在低资源竞争优势、低市场竞争优势、低供应链话语权、低数字化转型、低企业可持续发展目标和供应链地理分布较远的企业中更为显著。④经济后果分析表明，供应链持股对企业全要素生产率的促进作用，并没有对企业地理边界扩张产生显著影响，但进一步扩展企业经营边界。与此

同时，供应链持股在促进企业全要素生产率的同时，也一定程度上降低了同行业内企业的数量，即供应链持股对企业高质量发展的推动作用进一步导致行业挤出威胁风险的提高。

（二）启示与建议

（1）重视供应链持股在提高企业全要素生产率、推动企业高质量发展过程中所发挥的作用，积极培育并鼓励供应链持股这一新兴供应链关系，提高供应链韧性和安全性。企业应当积极建立良好的供应链网络，尤其应重视与那些既是本企业的主要供应商或客户，又是本企业的主要控股股东企业的网络关系构建，这对于本企业的供应链稳定和融资约束缓解都具有积极作用。供应链上下游企业间可以通过控股的形式来实现协同采购、生产和投放，在加深供应链上下游企业间合作交流的同时，也实现了步调一致，为企业高质量发展提供动力。

（2）政府应加强供应链持股的政策支持和激励机制，为供应链持股提供政策优惠和激励措施。例如政府可以通过税收优惠、财政补贴、金融贴息、信用担保等方式支持和鼓励供应链上下游企业间通过供应链持股这一形式构建稳定的供应链网络，降低供应链持股的成本和风险，提高供应链持股的收益和吸引力。此外，银行等金融机构应放宽对于存在供应链持股企业的借款限制，允许借款企业凭借其上游供应商或下游客户的资产规模、信誉和抵押品作为担保向银行借款，提高借款企业的信贷可得性，为企业推进高质量发展提供资金支持。

（3）在供应链持股方案有序推进过程中，应充分考虑方案效果的异质性，通过精准施策提高供应链持股促进企业高质量发展的效率。相比较而言，对于资源获取较为困难的企业，例如，非国有企业、市场竞争优势较弱、供应链话语权较低、地理分布较远、数字化转型程度较低以及可持续发展目标不强，更应该开展供应链持股业务，通过深度嵌入供应链提高自身资源获取能力，从而缓解融资约束和提高供应链稳定性，进而提高全要素生产率。也就是说，供应链中的众多企业，要善于利用供应链提高自身竞争力，通过供应链的整合，培育新质生产力。

（4）结合企业实际情况和发展阶段，理性看待供应链持股行为，选择合适的供应链合作伙伴，形成互补和协同的供应链网络。一方面，当企业面临较为复杂的外部环境、行业发展进入下行期时，可以通过供应链持股的方式来稳定企业生产和经营。但在行业发展进入上行期、或企业为本行业的龙头企业时，要警惕供应链持股可能导致上下游企业间通过合谋来提高产品市场份额和议价能力，从而通过合谋来挤出同行业竞争者，提高行业进入壁垒等一系列不利于市场竞争环境培育问题的发生。另一方面，对于一些关乎国家安全和人民生产生活的行业，要防止供应商或客户通过持股的形式来干预企业经营和生产，特别要警惕并防止外资供应商或客户的“不安好心”，借保证企业自身供应链稳定、安全之由，行危害国家安全之实的别有用心。

（三）未来研究方向

本文作为现阶段国内探讨供应链持股行为的早期研究，在理论层面和现实层面得到了一些参考和启示，但未来仍存在一定的改进空间：①本文首次测度了上市公司的供应链持股水平，但仍无法避免上市公司因数据披露不规范、公开披露供应商或客户以及大股东数量有限而导致的潜在测量误差。期待后来学者可以进一步完善、优化供应链持股的测度方式，来更好地表征企业供应链持股行为。②由于无法获得非上市公司供应商和客户的相关信息，本文没有对非上市公司的供应链持股行为进行研究，待相关信息披露更完善可进一步将供应链上下游的非上市公司供应商和客户纳入进来，研究结果将更加严谨。③本文探索了供应链持股对企业全要素生产率的短期影响，至于在更长时间内，该效应是否持续存在，或者该效应在供应链受到极端冲击时是否会降低或者消失，还需要进一步深入研究，为供应链竞争时代，企业的生存发展提供更为科学的决策依据。

参考文献

- [1]杜勇, 姜靖, 胡红燕. 供应链共同股权网络下企业数字化转型同群效应研究[J]. 中国工业经济, 2023, (4): 136-155.
- [2]樊文平, 王旭坪, 刘名武, 付红. 零售商持股制造商减排投资的供应链协调优化研究[J]. 系统工程理论与实践. 2021, (9): 2316-2326.
- [3]高震男, 魏旭, 张学勇. 供应商集中度与股价崩盘风险: 理论分析与中国实证[J]. 经济学(季刊), 2023, (5): 1991-2008.
- [4]胡海峰, 白宗航, 王爱萍. 银行业竞争吸引了企业异地投资吗[J]. 经济学动态, 2023, (10): 33-51.
- [5]蒋殿春, 鲁天宇. 供应链关系变动、融资约束与企业创新[J]. 经济管理, 2022, (10): 56-74.
- [6]李云鹤, 蓝齐芳, 吴文锋. 客户公司数字化转型的供应链扩散机制研究[J]. 中国工业经济, 2022, (12): 146-165.
- [7]刘晨, 王俊秋, 花贵如. 客户风险会影响企业创新投入吗?——供应链传染的视角[J]. 经济管理, 2022, (9): 169-183.
- [8]潘越, 汤旭东, 宁博, 杨玲玲. 连锁股东与企业投资效率: 治理协同还是竞争合谋[J]. 中国工业经济, 2020, (2): 136-164.
- [9]史金艳, 杨健亨, 李延喜, 张启望. 牵一发而动全身: 供应网络位置、经营风险与公司绩效[J]. 中国工业经济, 2019, (9): 136-154.
- [10]陶锋, 王欣然, 徐扬, 朱盼. 数字化转型、产业链供应链韧性与企业生产率[J]. 中国工业经济, 2023, (5): 118-136.
- [11]王迪, 刘祖基, 赵泽朋. 供应链关系与银行借款——基于供应商/客户集中度的分析[J]. 会计研究, 2016, (10): 42-49+96.
- [12]王小华, 宋檬, 和杨亦兰. 金融科技、金融监管与企业高质量发展[J]. 财经问题研究, 2023, (4): 87-99.
- [13]王永进, 刘灿雷. 国有企业上游垄断阻碍了中国的经济增长?——基于制造业数据的微观考察[J]. 管理世界, 2016, (6): 10-21.
- [14]魏后凯, 年猛, 李功. “十四五”时期中国区域发展战略与政策[J]. 中国工业经济, 2020, (5): 5-22.
- [15]巫强, 姚雨秀. 企业数字化转型与供应链配置: 集中化还是多元化[J]. 中国工业经济, 2023, (8): 99-117.
- [16]夏良杰, 孔清逸, 李友东, 徐春秋. 考虑交叉持股的低碳供应链减排与定价决策研究[J]. 中国管理科学, 2021, (4): 70-81.
- [17]肖土盛, 吴雨珊, 亓文韬. 数字化的翅膀能否助力企业高质量发展——来自企业创新的经验证据[J]. 经济管理, 2022, (5): 41-62.
- [18]杨金玉, 彭秋萍, 葛震霆. 数字化转型的客户传染效应——供应商创新视角[J]. 中国工业经济, 2022, (8): 156-174.
- [19]杨剑侠, 张杰. 产能限制下纵向持股的上游企业竞争与产能投资效应研究[J]. 世界经济, 2020, (9): 122-146.
- [20]易纲. 再论中国金融资产结构及政策含义[J]. 经济研究, 2020, (3): 4-17.
- [21]于苏, 于小悦, 王竹泉. “链主”企业的供应链治理与链上企业全要素生产率[J]. 经济管理, 2023, (4): 22-40.
- [22]詹新宇, 刘琳琳, 王一欢. 地方政府债务扩张与企业高质量发展[J]. 宏观质量研究, 2021, (5): 52-67.
- [23]张广冬, 邵艳. 风险投资与公司客户稳定性[J]. 会计研究, 2022, (4): 179-192.
- [24]张金清, 李梓豪. 公司高质量发展水平能否预测其股票市场表现——基于机器学习方法[J]. 金融经济研究, 2023, (6): 50-65.
- [25]张志元, 马永凡. 危机还是契机: 企业客户关系与数字化转型[J]. 经济管理, 2022, (11): 67-88.
- [26]Antràs, P., E. and Rossi-Hansberg. Organizations and Trade[J]. Annual Review of Economics, 2009, 1(1): 43-64.
- [27]Azar, J., M. C. Schmalz, and I. Tecu. Anticompetitive Effects of Common Ownership[J]. Journal of Finance, 2018, 73(4): 1513-1565.
- [28]Brooks, C., Z. Chen, and Y. Zeng. Institutional Cross-ownership and Corporate Strategy: the Case of Mergers and Acquisitions[J]. Journal of Corporate Finance, 2018, 48(2): 187-216.
- [29]Campello, M., and J. Gao. Customer Concentration and Loan Contract Terms[J]. Journal of Financial Economics, 2017, 123(1): 108-136.
- [30]Chen, C., J. B. Kim, M. Wei, and H. Zhang. Linguistic Information Quality in Customers' Forward-Looking Disclosures and Suppliers' Investment Decisions[J]. Contemporary Accounting Research, 2019, 36(3): 1751-1783.
- [31]Darendeli, A., P. Fiechter, J. M. Hitz, and N. Lehmann. The Role of Corporate Social Responsibility Information in Supply-chain Contracting: Evidence from the Expansion of CSR Rating Coverage[J]. Journal of Accounting and Economics, 2022, 74(2-3): 101525.
- [32]Hansen, R. G., and J. R. Lott. Externalities and Corporate Objectives in A World with Diversified Shareholder/Consumers[J]. The Journal of Financial and Quantitative Analysis, 1996, 31(1): 43-68.
- [33]Haw, I. M., M. Swink, and W. L. Zhang. The Role of Direct Equity Ownership in Supply Chains[J]. Journal of Operations Management, 2023, 69(4): 586-615.
- [34]Hertzel, M. G., Z. Li, M. S. Officer, and K. J. Rodgers. Inter-firm Linkages and The Wealth Effects of Financial Distress Along the Supply

Chain[J]. *Journal of Financial Economics*, 2008, 87(2): 374-387.

[35]Houston, J. F., L. Chen, and Z. Zhu. The Financial Implications of Supply Chain Changes[J]. *Management Science*, 2016, 62(9): 2520-2542.

[35]Huang, Z., L. Li, G. Ma, and L. C. Xu. Hayek, Local Information and Commanding Heights: Decentralizing State-owned Enterprises in China[J]. *American Economic Review*, 2017, 107(8): 2455-2478.

[36]Kang, J. K., J. Luo, and H. S. Na. Are Institutional Investors with Multiple Block Holdings Effective Monitors?[J]. *Journal of Financial Economics*, 2018, 128(3): 576-602.

[37]Kulp, S. C. H. L. Lee, and E. Ofek. Manufacturer Benefits from Information Integration with Retail Customers[J]. *Management Science*, 2004, 50(4): 431-444.

[38]Li, S. C., M. C. Wu, and M. W. Zhu. What's in It for Me? the Occurrence of Supplier Innovation Contribution in the Context of Supplier-dominant Innovation: the Supplier's Perspective[J]. *Industrial Marketing Management*, 2022, 104(5): 182-195.

[39]Nunn, N., D. Puga, Ruggedness: The Blessing of Bad Geography in Africa[J]. *Review of Economic and Statistics*, 2012, 94(1): 20-36.

[40]Petersen, M. A. Estimating Standard Errors in Finance Panel Data Sets: Comparing Approaches[J]. *Review of Financial Studies*, 2009, 22(1): 435-480.

[41]Wuttke, D. A., C. Blome, and M. Henke. Focusing the Financial Flow of Supply Chains: An Empirical Investigation of Financial Supply Chain Management[J]. *International Journal of Production Economics*, 2013, 145(2): 773 - 789.

中国数字普惠金融的发展模式探究： 经济与民生的视角¹

曾燕² 查佳婧³ 杨海生⁴ 杨存奕⁵

【摘要】党的二十大强调要实现人民共同富裕，普惠金融高质量发展发挥着关键作用。现阶段中国数字普惠金融已取得显著成果，但数字普惠金融新风险显现和数字普惠金融发展不平衡的问题仍然严峻，这要求深入剖析数字普惠金融发展脉络，从发展模式总结经验教训，为未来数字普惠金融高质量发展找到切入点。数字普惠金融的发展是其供给因素和需求因素长期共同作用的结果，本文从供需角度考虑数字普惠金融发展的影响因素，利用有限混合模型客观分组的功能理清其发展模式及模式转换过程，并基于高维中介模型深入探究影响因素的作用机制。研究表明：（1）经济基础、设施基础、民生需求和政府能力是中国数字普惠金融发展的主要影响因素。（2）中国数字普惠金融发展的影响因素存在动态演变，即经济基础与民生需求分别在不同阶段发挥主要驱动作用，呈现出“经济基础主导（供给推动）—民生需求主导（需求拉动）—经济基础主导（供给推动）”的增长模式转换特征。（3）数字普惠金融发展模式的差异和模式转换来源于其影响因素之间的作用机制转变。本文的重要发现在于揭示中国部分地区数字普惠金融发展资源的错配现象，即处在瓶颈阶段的地区往往拥有更丰富的数字普惠金融发展资源，而其数字普惠金融的发展需求却显著低于其他地区，发展成本也高于其他地区。研究结论能够为数字普惠金融的高质量发展战略制定提供参考。

【关键词】数字普惠金融 经济基础 民生需求 发展模式 路径转换

引言

数字化浪潮为金融发展带来了空前的变革契机。2005年联合国首次正式提出普惠金融的概念，普惠金融作为一种旨在缩减贫富差距、提升金融包容性的金融业务模式，逐步成为金融领域的关键研究课题。伴随着数字技术和设备的广泛应用，数字金融发展迅速，而其所展示的最大优势恰恰也支持普惠金融的发展（黄益平和黄卓，2018）。数字普惠金融应势而生，逐渐崛起为全球普惠金融发展的焦点所在。2023年10月印发的《国务院关于推进普惠金融高质量发展的实施意见》中明确强调要有序推进数字普惠金融发展，包括提升普惠金融科技水平、打造健康的数字普惠金融生态以及健全数字普惠金融监管体系。当前，中国普惠金融走在世界前列，2024年1月末普惠小微贷款余额29.91万亿元。数字支付和数字信贷也居于全球领先地位，Statista发布的FinTech Report 2021显示，2020年中国已是全球最大的数字支付市场，数字支付规模达24965亿美元，占全球45.60%。国际清算银行研究报告显示，早在2019年中国数字信贷规模已达到6267亿美元，占全球数字信贷总量的78.80%。中国数字普惠金融历经十余年的发展已取得丰硕成果。本文的首要研究目标即深入剖析中国数字普惠金融发展脉络，总结数字普惠金融发展的中国模式和中国经验。此外，当前中国数字普惠金融新旧问题仍然突出，如数字普惠金融新风险显现和数字普惠金融发展不平衡等，本文也期望从过去的发展模式中理清主要问题的症结所在，为未来数字普惠金融高质量发展找到切入点。

¹ 原载于《经济研究》2024年第8期

² 曾燕，中山大学岭南学院教授、博士生导师

³ 查佳婧，中山大学数学学院

⁴ 杨海生，中山大学岭南学院副教授

⁵ 杨存奕，中山大学岭南学院博士研究生

在全球数字普惠金融发展过程中，中国模式表现出一定的优势和鲜明的特点：其一，中国是首个将普惠金融上升为国家战略的国家。党的十八大以来，中央高度重视普惠金融工作，指出要强化对市场主体的金融支持，发展普惠金融。2023 年中央金融工作会议要求做好科技金融、绿色金融、普惠金融、养老金融、数字金融五篇“大文章”，作为涉及两篇大文章的数字普惠金融，其进一步高质量发展的战略意义不言而喻。2024 年 7 月，党的二十届三中全会审议通过的《中共中央关于进一步全面深化改革、推进中国式现代化的决定》指出，要积极发展数字金融和普惠金融，加强对薄弱环节的优质金融服务。其二，经济高速发展带动数字普惠金融发展。中国经济高速发展推动数字金融基础设施不断完善，提高科技创新能力，为数字普惠金融的发展提供有力支持。其三，数字普惠金融的市场需求庞大。中国有广袤的农村地区和中小城市，传统金融机构难以完全覆盖。而贫富差距、中小企业融资难和区域发展不平衡等问题更是对数字普惠金融提出迫切需求。在国家政策、经济发展和市场需求的共同作用下，中国数字普惠金融发展迅速。总体来说，中国的数字普惠金融发展模式不仅关注数字技术在普惠金融中的应用，还应包括推动社会经济包容性增长和实现共同富裕的更广泛目标。

本文的边际贡献如下：第一，区别于以往文献研究数字普惠金融的作用（Buttice & Vismara, 2022）或数字普惠金融的单个影响因素，本文全面考虑数字普惠金融的各影响因素。第二，相较于基于经济地理等差异的异质性分析，本文创新性地提出数字普惠金融发展阶段的划分方法。通过有限混合模型（Flachaire et al., 2014；刘贯春等，2019），本文从动态视角研究中国数字普惠金融的发展模式和增长路径的转换过程，突出各发展阶段中核心驱动因素的转变。随后通过引入高维中介模型，进一步挖掘地区间数字普惠金融发展模式差异背后的内在机制。第三，在以往研究指出数字普惠金融发展在地区间存在较大差距的基础上（郭峰等，2020），识别并提出更深入的资源错配问题，即拥有更丰富数字普惠金融发展资源的地区其发展需求更低而成本更高。

后文安排如下：第二部分回顾文献；第三部分是理论基础、模型设定与变量说明；第四部分和第五部分是实证结果、分析和稳健性检验；第六部分是机制检验；最后给出结论和政策启示。

一、文献回顾

学者们从不同的角度对数字普惠金融进行了广泛研究。本文对数字普惠金融领域的中英文文献的时间分布和前沿趋势可视化。具体来说，本文采用文本挖掘和信息可视化软件 Citespace 分析近 10 年（2013—2023 年）在中英文核心期刊中发表的、其关键词包含“数字普惠金融”的文献，分别确定 720 篇中文文献和 140 篇英文文献。图 1 展示中文与英文数字普惠金融研究的共现图和热词表。中文文献在 2020 年前集中于金融科技、风险防控、金融创新和融资约束等问题，关注数字普惠金融自身的金融属性。在 2021 年后，中文文献更关注区域创新、相对贫困、共同富裕和乡村振兴等主题，倾向于研究与数字普惠金融相关的民生问题，这既源于我国近年来对共同富裕的倡导，也表明我中国的数字普惠金融发展与民生因素有密切关联。近三年涌现了较多与数字普惠金融相关的英文文献，研究集中在数字普惠金融与经济增长、技术、效率和能源环境的关系方面。综合而言，中英文研究的焦点在于数字普惠金融对经济社会产生的影响，关于哪些因素会影响数字普惠金融发展的研究较少，还没有衍生出对数字普惠金融的综合影响因素乃至发展模式的深入研究。



图 1 中英文数字普惠金融研究热点分布

近年来数字普惠金融的研究聚焦于实证分析数字普惠金融的作用。作为数字普惠金融乃至数字金融、金融科技领域的常用指标，北大数字普惠金融指数的统计口径决定了其微观属性，因此围绕该指数展开的数字普惠金融作用研究往往关注家庭和企业部门。围绕家庭部门的数字普惠金融研究聚焦于家庭收入、创业和金融素养等。例如，Lagna & Ravishankar（2022）从摆脱贫困的角度提出一个框架，用于指导信息领域对金融科技促进金融包容性的研究。张勋等（2019）关注数字普惠金融与包容性增长，证明数字普惠金融显著提升家庭收入，而创业是关键机制。李政和李鑫（2022）指出数字普惠金融能够有效提高居民风险应对能力，增强贫困人口抵抗风险冲击的韧性。围绕企业部门的数字普惠金融研究聚焦于企业绩效、企业信贷与产业升级等方面。例如，Buttice & Vismara（2022）发现数字普惠金融具有资源效应和治理效应，通过缓解企业融资约束和减少低效投资来降低企业财务风险。此外，也有部分文献关注数字普惠金融与区域发展。

也有文献对中国数字普惠金融发展特征进行分析。张勋等（2019）指出中国数字普惠金融经历快速发展，在东中西部差异明显，但从增长速度来看，西部和中部地区的发展加快。郭峰等（2020）指出数字普惠金融各分类指数在不同时间段的增长也存在差异。此外，地区间数字普惠金融发展也存在明显的收敛趋势、空间聚集和空间异质性。

总体来说，以往文献聚焦数字普惠金融的社会经济效应，少量文献关注数字普惠金融的发展特征。然而，随着中国数字普惠金融的发展进入“深水区”，其发展正面临诸多挑战。在宏观层面，互联网金融平台频繁暴雷存在引发系统性金融风险的可能，地区间数字普惠金融发展不平衡问题仍然严峻。在微观层面，数字普惠金融风险防范、数据安全与隐私保护、监管框架等亟待完善。这些问题不仅影响数字普惠金融的健康发展，也对整个金融生态产生不良影响，这要求我们跳出数字普惠金融作用的研究范式，进一步理清其发展脉络，从发展模式中总结经验教训，为未来数字普惠金融高质量发展找到切入点。因此，对中国数字普惠金融的发展问题追本溯源，深入研究其发展模式，具有重要的理论意义和现实价值。具体地，中国数字普惠金融的发展模式是指在中国一定的历史时期，数字普惠金融在政策支持、供给推动和需求拉动等多方面因素共同作用下，形成具有特定特征的增长方式。研究数字普惠金融发展模式有助于揭示数字普惠金融的核心增长源泉、发展趋势和潜在机遇，为政策制定者和行业从业者提供指导和借鉴。

二、理论基础、模型设定与变量说明

（一）理论基础

经济学家针对经济增长模式（Solow, 1956; Romer, 1990; Lucas & Robert, 1988）、发展阶段（Rostow, 1990）和增长路径问题（Harrod, 1939; Kaldor, 1957）形成了丰富的理论体系。不同行业或产业的增长同样具有阶段性特征（杨汝岱, 2015）。近年来，数字普惠金融成为金融业新兴的业务模式，俨然具备产业的规模，其发展也存在具体的发展阶段和模式。本文从更严谨的空间分布和回归分析的角度论证了数字普惠金融发展模式的存在性。

现有学者基于不同的研究视角探究了中国经济发展的模式。大体来看，可以将研究视角归纳为三类：第一类，从事件导向出发分析中国经济增长模式的转折点（易纲和林明, 2003）；第二类，根据直观指标体现经济增长的不同阶段（郑京海和胡鞍钢, 2005）；第三类，从因素驱动角度分析中国不同阶段的经济增长特征（刘瑞翔和安同良, 2011）。

由于数字普惠金融发展时间较短，我们难以通过分析和聚类大量事件的长短期影响得到数字普惠金融发展模式的普遍性规律。此外，数字普惠金融具有普惠的特征，其衡量标准并不在于追求过高的指标数值，即与经济增长（GDP）不同的是，数字普惠金融指数的高低并不能直观地反映“人的福利”。综合而言，上文中提到的第一类和第二类视角并不适用于研究数字普惠金融的发展模式问题。因此，本文基于第三类视角，从供给和需求的角度探究数字普惠金融的发展模式。对一个如数字普惠金融般复杂的系统，无法预期找到某个单一的决定性因素，因此需要以系统的视角来分析其影响因素。这些因素可能涉及政策、经济、社会和技术等诸多方面。过往的研究主要关注传统金融的供给端和外生政策因素。例如，王擎和田娇（2016）

通过实证检验研究了全要素生产率、住房需求、货币供应、基准利率、消费贷款违约率等对系统性金融风险的影响。罗煜等（2016）则检验了地区执法水平、经济国有化程度、地方政府经济干预能力、人力资本状况、总就业人口和通货膨胀率对金融发展的影响。

本文全面考察数字普惠金融的影响因素。相较于传统金融，数字普惠金融的特殊性显然表现在数字化和普惠性上。数字普惠金融的数字化特征突出技术应用、数据驱动和基础设施建设，可归纳为数字设施基础。以往也有相关研究可供支撑，例如江嘉骏等（2020）发现互联网技术供给和普惠金融需求共同影响网贷平台发展。实际上，数字设施基础与经济发展在一定程度上共同表示数字普惠金融的供给端因素，因此我们也在稳健性检验中将两者合为一个经济供给指标进行考察。普惠性则指向数字普惠金融的需求端，要求数字普惠金融的发展时刻关注民生需求，以人民群众和中小企业的金融服务需求为第一导向，促进共同富裕。在这种思考框架下，本研究选择数字普惠金融的四大主要影响因素，即经济基础、设施基础、民生需求和政府能力。

具体来说，本文的变量选择主要是基于经济学的供需理论进行的。经济基础是数字普惠金融发展的物质基础，也是供给端的代表。数字普惠金融需要稳定的经济环境和增长来支持其发展。经济增长不仅提供金融市场需求，还可以增加公众对金融产品和服务的接受度。设施基础包括硬件设施、软件设施和数字人才，也是数字普惠金融发展的物质基础。网络的普及和质量直接影响数字普惠金融服务的覆盖面和效率，而数字设备的普及和性能与数字人才密度则决定公众接受和使用数字普惠金融服务的能力。民生需求是数字普惠金融发展的内在动力，表现在需求端。本研究主要关注金融需求和普惠需求，这些需求拉动数字金融服务商提供更多、更好的数字金融产品和普惠服务，进而推动数字普惠金融发展。政府能力是数字普惠金融发展的安全保障和外生影响，强有力的政府在数字普惠金融发展中扮演向导的角色，包括制定和执行有利于数字普惠金融发展的政策，提供必要的金融监管，保护公众的金融权益，以及应对可能的金融风险。

数字普惠金融相关理论同样为我们理解和分析数字普惠金融的发展模式和影响因素提供了宝贵见解。首先，从交易成本和信息不对称理论的角度看（Lesmond et al., 1999），技术和设备是数字普惠金融发展的核心驱动力之一，应当依托先进技术设备逐步解决交易成本和信息不对称问题。因此，在变量选择上，数字设施基础（如互联网覆盖）成为关键因素，直接关系到交易成本的高低和信息传递的效率。同时，数字技术如大数据和云计算，能够帮助金融机构更好地理解和服务广大的低收入和偏远地区用户，通过精准的风险评估降低信息不对称带来的风险。其次，金融排斥理论、包容性增长理论和长尾理论为我们提供了普惠金融服务必须关注的方向（Elberse, 2008），即不仅要服务于经济增长，还要确保金融服务的普及和公平。从这个角度来看，民生需求成为拉动数字普惠金融发展的重要内在动力。

（二）模型设定

北大数字普惠金融指数表明，中国各地区间数字普惠金融发展水平存在不平衡现象。传统研究通常采用分样本回归或加入固定效应的方式，探究经济或产业发展模式的异质性（宋马林和刘贯春，2021）。但此类做法依赖于研究者的先验信息，并且无法探究发展模式的动态特征，进而使研究结果出现误差。正如 Bos et al.（2010）的研究指出，地理位置和收入水平并不唯一决定地区的经济增长模式，且该增长模式在经济发展过程中会发生转换。为实现数字普惠金融的可持续发展并更好地服务经济民生，迫切需要探究各地区数字普惠金融发展的内在逻辑和模式，并尝试回答以下两个问题：其一，中国各地区数字普惠金融的发展模式是否具有显著差异？其二，是否可以将差异化的发展模式转换归纳为不同的发展路径？鉴于此，本文采用有限混合模型（finite mixture model, FMM），充分考虑不同地区之间无法观测的异质性，客观地将我国不同地区内生分组。在此基础上，本文进一步识别并分析中国省级地区数字普惠金融发展模式，力图梳理各模式下的增长动能，分析各个地区数字普惠金融发展模式的转换过程。相较于传统的回归模型，该方法在识别发展模式的异质性和动态分析模式转换方面具有一定的优势。具体来看：第一，允许存在多种发展模式，在不同发展模式下，影响因素对数字普惠金融的影响存在异质性；第二，根据样本特征进行客观分组，不同时期内不同样本隶属于何种数字普惠金融发展模式是以概率的形式内生确定的；第三，可以识别一定时期内同一地区的数字普惠金融发展模式的转换特征；第四，在估计数字普惠金融增长路径参数的同时，可以进一步充分考察模式背后的决定因素（Bos et al., 2010; Flachaire et al., 2014; 刘贯春等, 2019）。

为了深入分析不同发展模式背后的决定因素，本文在该模型的基础上添加一系列伴随变量 Z ，建立带有伴随变量的有限混合模型，用于解释不同发展模式间影响差异的深层动因。借鉴 Dempster et al (1977) 的做法，采用极大期望法对有限混合模型进行极大似然估计，从而确定最优组别数目。此外，鉴于极大似然函数具有高度非线性的特征，综合利用传统赤池信息准则 (AIC)、贝叶斯信息准则 (BIC)、赤池信息准则 (AIC3) 和修正赤池信息准则 (CAIC) 对最优组别数目进行确定。

(三) 变量说明

本文选择中国 31 个省份 2011—2021 年的数据作为研究对象。选择省级数据的原因是考虑到地区的代表性，而发展模式在概念上趋向于解释一个经济整体的发展逻辑。省级数据往往能更好地反映一个地区的整体经济和金融发展状况，因为它涵盖一个较大的地理区域和人口基数。相比之下，市级数据可能受到城市特点和地方政策的影响，从而导致发展模式分析结果的偏差。

1. 因变量

本文使用北大数字普惠金融指数来描述省级数字普惠金融发展水平 (郭峰等, 2020)。北大数字普惠金融指数是由北京大学数字金融研究中心 (IDFRC) 联合蚂蚁金服集团发布的一项衡量数字普惠金融发展水平的指标，该指数侧重于分析数字普惠金融服务在普及程度、可得性、可用性和可负担性等方面的表现。本文在原始数字普惠金融指数的基础上进行对数处理，以缓解异方差。考虑到数字普惠金融与其影响因素之间的反向因果关系，本文的实证检验均采用第二期的数字普惠金融指数，即 2020 年的自变量和伴随变量对应 2021 年的数字普惠金融指数。

2. 自变量

根据前文理论基础，本文选取经济基础、设施基础、民生需求和政府能力作为影响数字普惠金融发展的四个因素。参考数字普惠金融指数的编制方案 (郭峰等, 2020)，本文对各指标进行无量纲化处理并采用变异系数法对二级指标进行赋权合并。

3. 伴随变量

本文参考罗知等 (2018)、Hassan et al. (2019) 的研究思路，采用了地方政府数字关注度、地方政府普惠关注度和地方政府金融关注度作为伴随变量。这样的处理方式基于对地方政府关注度影响力的认识，即通过塑造政策环境和资源配置，间接影响自变量 (如经济基础、设施基础、民生需求和政府能力) 对数字普惠金融的作用。

三、实证结果与分析

(一) 发展模式分析：有限混合模型参数估计结果

为克服传统样本分组的缺陷，依据数字普惠金融指数条件分布的相似性，基于有限混合模型，对中国各地区数字普惠金融发展的异质性进行探讨，将其内生聚类为多种发展模式。为对有限混合模型进行参数估计，先需要利用 AIC、BIC、AIC3 和 CAIC 四种判别准则对数字普惠金融发展模式的最优数目进行确定。检验结果表明，在不考虑伴随变量的情况下将研究对象分成四类的效果最优。考虑伴随变量后，在极大似然估计收敛的前提下，中国各地区数字普惠金融发展模式应当归纳为三类。对比两个模型的检验结果，后者的相关检验统计量小于前者，将中国数字普惠金融发展模式分为三类的模型拟合优度更高。在验证发展模式差异的存在性且确定模式类别数目后，有限混合模型的极大似然估计结果见表 1。为表述方便，将三种发展模式分别命名为 A、B、C。进一步，我们采用 Wald 统计量对不同发展模式差异进行显著性检验。

表 1 有限混合模型的参数估计结果

变量	发展模式 A		发展模式 B		发展模式 C	
	回归系数	标准误	回归系数	标准误	回归系数	标准误
自变量						
经济基础	6.326***	1.558	2.537**	1.210	2.111***	0.524
设施基础	8.850***	1.599	0.258	0.825	-0.740**	0.364
民生需求	1.491	1.014	3.386***	1.300	-0.877**	0.436
政府能力	-0.031	0.584	0.745	0.505	0.468**	0.228
截距项	1.726***	0.091	2.088***	0.087	2.448***	0.031
伴随变量						
地方政府数字关注度	基准组		40.740***	11.560	54.104***	11.543
地方政府普惠关注度	基准组		-26.770***	9.953	-18.887**	9.140
地方政府金融关注度	基准组		-19.616	14.572	-27.396**	12.966
截距项	基准组		3.685	3.113	-1.076	3.037
观测值	119		87		104	
隶属概率	38.39%		28.06%		33.55%	
误判偏差	18.00%					

注：*、**和***分别代表 10%、5%和 1%的显著性水平。后表同。

整体来看，经济基础的回归系数均显著为正，而设施基础、民生需求和政府能力对不同模式的数字普惠金融发展影响不同。具体来看：首先，在发展模式 A 中，经济基础和设施基础的系数显著为正且影响较大，表明经济基础和设施基础从供给端对数字普惠金融的发展起到主要推动作用，而此时需求端（民生需求）和政府能力的影响没有显现。可以假设（后文对此假设进行论证），发展模式 A 是数字普惠金融发展的初级阶段，此时民众对数字普惠金融的需求没有被普遍激发，政府对此也缺乏关注。因此，经济基础与设施基础成为推动数字普惠金融发展的主要力量，同时因为数字普惠金融发展处于初级阶段，经济基础与设施基础推动作用的边际效应较高。

其次，在发展模式 B 中，经济基础和民生需求的系数显著为正且影响较大，这表明供给端的经济基础和需求端的民生需求对数字普惠金融的发展起到主要促进作用，且民生需求的作用大于经济基础。可以假设，发展模式 B 是数字普惠金融发展的中级阶段，此时民众对数字普惠金融的需求已经被电商、网络信贷等平台的兴起和数字设备的普及所普遍激发，在数字普惠金融的发展中起到决定性的拉动作用。需要注意的是，在此阶段中经济基础仍然起到一定的推动作用，而设施基础和政府能力发挥不显著的推动作用。

最后，在发展模式 C 中，经济基础和政府能力的系数显著为正，而设施基础和民生需求的系数显著为负但影响较小，这表明数字普惠金融的发展转变为供给端的经济基础和外生的政府能力推动。可以假设，发展模式 C 是数字普惠金融发展的瓶颈阶段，此时相关的设施基础和民生需求已经得到基本满足，不再是数字普惠金融的增长源泉。相反，在数字普惠金融发展比较成熟的地区，固化的设施环境引致了一些“副产品”，如路径依赖对创新的抑制、高昂的维护费用、系统架构的僵化、高度普及导致的边际效益递减，使其对数字普惠金融发展很难起到正面作用。同时，在满足基本需求之后，民众需要更高品质、多样化和个性化的金融服务，由此反而加剧传统金融对数字普惠金融发展空间的挤出效应。经济基础和政府能力在瓶颈阶段继续发挥推动作用，但相较于初级阶段和中级阶段，其推动作用降低。发展模式 C 的表现值得深思，即在部分数字普惠金融发展成熟的地区，民生需求对数字普惠金融发展已经不再表现为拉动，反而存在排斥，这与“普惠”的初衷思想违背。尽管经济基础仍然在持续地推动数字普惠金融发展，但民生需求的系数说明，这种来自供给端的推动可能并非出于满足居民福利需求的原因，而是来源于一部分经济主体自身的逐利需求，即在数字普惠金融发展的瓶颈阶段，民生需求的排斥是经济主体逐利与民生的普惠需求之间的错配矛盾导致的。例如，在未成熟的金融市场（沈艳和王靖一，2021），网贷平台可能存在信用扭曲和投

资诱导等行为（黄文礼和曾海舰，2022），而监管政策在网贷高风险地区的实施效果往往较弱（江嘉骏等，2020），此时一部分数字普惠金融服务成为诱导非理性消费和分期，从而攫取超额利率的工具，而消费者可能因过度消费与利息支付而陷入债务困境。

正如李政和李鑫（2022）所指出的，当前居民的过度借贷是一个显著问题。中国人民银行在《中国金融稳定报告（2019）》中也强调了互联网金融行业的过度借贷风险。数字信贷相比传统信贷市场，在导致个体过度借贷方面存在两个层面的问题。首先，从供给端来看，数字金融平台可能存在过度授信和交叉授信问题。这一方面是由于平台间为了争夺客户和市场份额而产生的过度竞争，另一方面是因为各平台拥有的大数据资源关于客户特征不共享，导致数据排他性，使得借款人信用评分的精度降低，进一步降低了借款群体的平均质量（Berg et al., 2020）。其次，从需求端来看，数字普惠金融的包容性使得之前被排斥在正规金融之外的新进入者得以参与。这些初次接触信贷的个体往往会过度估计自己的还款能力，这种过度自信容易导致多重借贷行为（Heidhues & Köszegi, 2010; Brown et al., 2019），从而增加逾期无法偿还的风险，推高违约率。数字金融平台或者说数字信贷市场，发展到今天这个阶段，已经触及过度借贷的瓶颈阶段。

突破瓶颈阶段是处在发展模式 C 的地区的数字普惠金融发展的首要任务。在本文研究中，将发展模式 C 称为数字普惠金融发展的“瓶颈阶段”，这一命名基于对该阶段特征的深入分析与理解。“瓶颈阶段”反映了在特定发展周期内，数字普惠金融面临的主要挑战和增长限制因素。具体而言，此阶段的核心特征包括需求饱和、市场成熟度提高以及对高品质和个性化金融服务需求的增长，这些因素共同导致了增长速度放缓。首先，需求饱和意味着大部分潜在用户已被覆盖，新用户的增长边际递减，导致总体市场扩张速度下降。其次，市场的成熟度提高意味着进一步的增长需要解决更为复杂的问题，如提升服务质量、满足更高层次的消费者需求等。此外，随着消费者对金融服务的认识和需求不断升级，对更高品质和个性化服务的需求日益增长。这要求数字普惠金融服务提供商能够提供更为精细化、定制化的服务，以满足市场需求的变化。在此背景下，虽然经济基础和政府能力依然对数字普惠金融的发展起到推动作用，但设施基础和民生需求对增长的贡献转变为负面，显示出市场的饱和与消费者需求的变化对增长构成了制约。将这一阶段称为“瓶颈阶段”，意在强调数字普惠金融发展在此阶段面临的挑战，以及需要采取针对性策略来突破这些增长限制，实现可持续发展。“瓶颈阶段”旨在提醒政策制定者、金融机构及相关利益方关注这一发展阶段的特殊挑战，并鼓励采取创新的策略和措施，以克服增长障碍，推动数字普惠金融进入新的发展阶段。

（二）异质性发展模式的特征及模式转换

1. 发展模式的异质性特征

基于有限混合模型结果，本文采用核密度函数（图 2）刻画了不同发展模式下地区数字普惠金融的分布情况。可以看出，数字普惠金融的非对称厚尾特征与其发展模式的区域差异显著相关。全样本的数字普惠金融核密度函数呈现出左偏的特征，这意味着较低的数字普惠金融指数值在全国范围内更为常见，而较高值则较少。而三个子样本的核密度函数均近似正态分布，这表明在各自的发展模式内部，数字普惠金融指数的分布更为均衡。究其原因，所有地区数字普惠金融的发展模式可以归纳为 A、B 和 C 三种，且三者的数字普惠金融发展核密度函数分布存在显著差异。正是隶属于发展模式 C 的地区数字普惠金融发展水平的分布导致全国整体的核密度函数左偏，而隶属于发展模式 A 的地区，其数字普惠金融发展水平的分布使得全国整体的核密度函数左侧呈现“厚尾”的特征。也就是说，一方面，隶属于发展模式 C 的地区的数字普惠金融指数分布，相比于其他两个模式，位于较高的数值区间。然而，由于这些地区的数字普惠金融发展水平较高，它们在全样本中的数量较少，这导致全国整体的核密度函数呈现左偏。换言之，尽管模式 C 的地区在数值上较高，但数量上不足以对全国整体分布的偏度产生平衡作用。另一方面，隶属于发展模式 A 的地区的数字普惠金融指数分布则显示出了全国整体核密度函数左侧的“厚尾”特征。这是因为模式 A 的地区在数字普惠金融指数上的值较低，且分布较为离散，表明这些地区虽然在数字普惠金融发展上处于初级阶段，但它们对于全样本分布的偏度有显著的贡献。这些差异充分表明，如果不考虑发展模式异质性及其模式转换，将很难准确刻画中国不同地区数字普惠金融发展的特征。此外，从模式 A、B、C 的数字普惠金融指数核密度分布图中可以看出，模式 A 的数字普惠金融指数平均值最低，且分布较为离散；模式 B 的数字普惠金融指数平均值次之，模式 C 的数字普惠金融指数最高。基于此，从数字普惠金融指数的绝对值

大小来看，前文将模式 A、B、C 分别视为数字普惠金融发展的初级、中级和瓶颈阶段与实际情况是一致的。

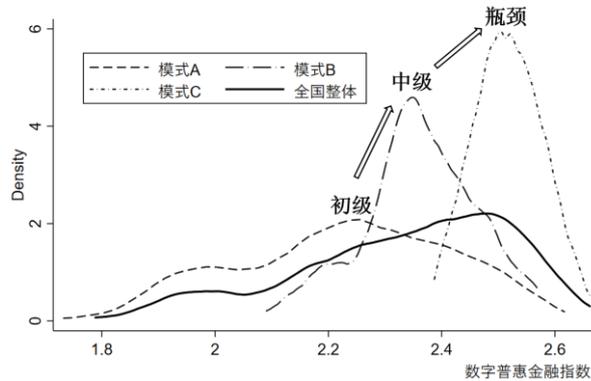


图2 不同发展模式的对数数字普惠金融指数核密度函数

2. 地区数字普惠金融发展模式的动态转换路径

对有限混合模型结果进行可视化，图 3 直观地展示 2012—2021 年中国不同地区数字普惠金融发展的模式。比较分析不同地区发展模式变化的特征，可以将全国各地区的数字普惠金融发展大致归类为领先发展、正常发展和滞后发展三种增长路径。进一步地，将正常发展划分为常规发展和跨越式发展，将滞后发展分为固定发展、缓慢发展和往复发展，以此形成二级发展路径。具体而言：第一，对于领先发展的地区，其数字普惠金融发展模式直接起步于模式 B，在 2017—2019 年转换为模式 C。第二，正常发展类型的地区大多起步于模式 A，随后转换为模式 B，并最终转换到模式 C。具体地，常规发展的地区，其数字普惠金融以模式 B 发展不少于 2 年，而跨越式发展的地区仅以模式 B 至多发展 1 年，便进入模式 C。第三，对于滞后发展的地区，其数字普惠金融以模式 A 发展较长时间，其中，固定发展类型的地区几乎始终以模式 A 发展，在个别几个年份以模式 B 发展；缓慢发展的地区则是在 2013 年至 2018 年期间转换为模式 B 发展；对于具有往复发展特征的地区，其数字普惠金融发展出现在模式 A 和模式 C 之间相互转换的现象，但整体来看滞后发展地区都是从模式 A 转换为模式 B。总体来说，大部分地区的数字普惠金融是从发展模式 A 转换到模式 B，最后转换到模式 C，这也从路径转换的角度证实前文的推测，即大部分地区数字普惠金融发展都是先经历初级阶段，继而是中级阶段，最后迈入瓶颈阶段。

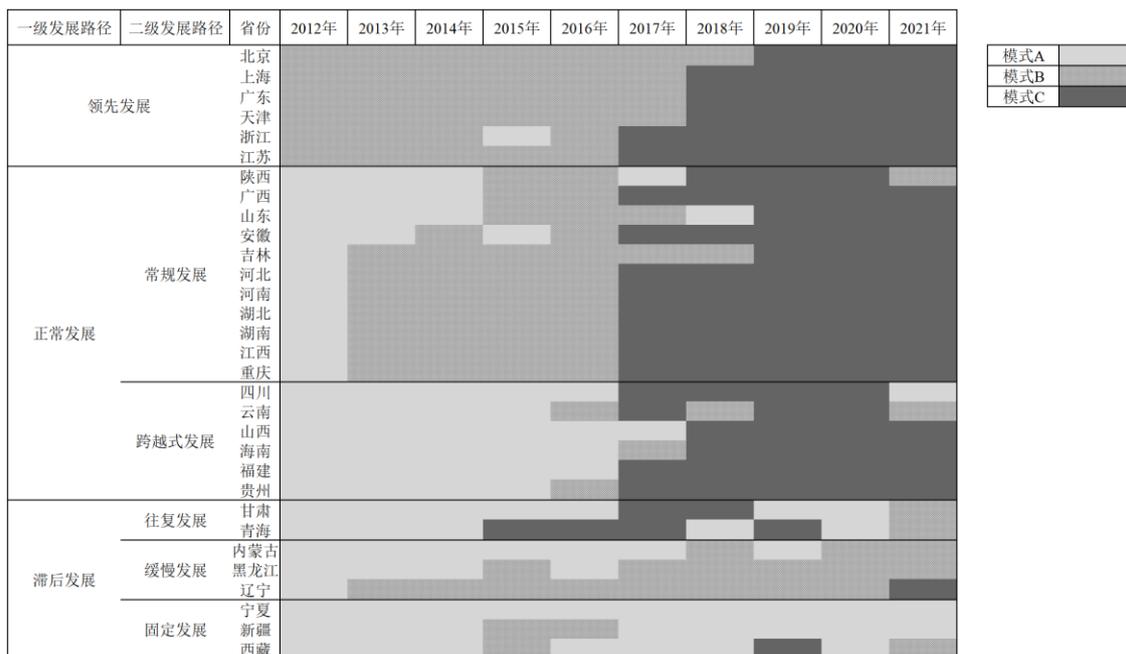


图3 我国各地区数字普惠金融增长路径的动态转换

表1和图3的结果表明，2018年左右中国一部分地区进入“瓶颈阶段”后，数字普惠金融的扩张与民生需求产生了矛盾，实践层面也印证了这一矛盾的危害。P2P网络借贷作为一种个人对个人的互联网借贷业务，自2018年7月左右出现了前所未有的“爆雷潮”，两个月内近30%的P2P网贷平台出现了违约现象。2018年7月份有208家平台违约，行业损失金额高达620亿元人民币，约为2007—2017年间整个P2P网贷产业资金损失的两倍。“爆雷潮”的时间与本文发现的大部分地区转向模式C的时间相吻合。截至2018年8月底，已有4740家P2P平台因跑路、提现困难、经侦介入等因素停业或倒闭。其中，还有部分平台违反法律及监管要求，如非法吸收公众存款、违规私设资金池、集资诈骗等，严重危害社会公众利益。2018年的网贷问题平台，主要分布在数字普惠金融领先发展的省份（见图3），这些地区的数字普惠金融在2018年左右从模式B转向模式C。平台数量排名前五的省市（浙江省、上海市、广东省、北京市、江苏省）出现问题的平台数量占全部数量的85%以上。这不仅源于监管缺位和投资者金融素养不足，更重要的是网贷平台漠视借款人的还款能力，过度关注信贷业务成交数量，从而造成信用扭曲。普惠金融旨在以可负担的成本为社会各阶层和群体提供适当、有效的金融服务。普惠金融的有序发展不仅能提升金融效率，增加社会福利，还对促进金融系统乃至社会稳定产生积极影响。然而，如果普惠金融发展不当，平台过分注重“向弱势群体提供金融服务”而忽视了该群体还款能力的不确定性，可能会导致平台面临的违约风险增加，对金融系统带来负面影响。

数字普惠金融增长模式的动态转换提出一个重要的地区协调发展问题，即在中国数字普惠金融发展已然硕果累累的背景下，仍然存在一部分滞后发展的地区，它们极少获得其他地区数字普惠金融发展的溢出效果，也缺乏帮助其自身发展数字普惠金融的资源配置。更为重要的是，结合发展模式的分类，我们发现这些滞后发展地区的民生需求在当前（模式B）或在未来（当前模式A，预期未来发展为模式B）对数字普惠金融表现出极大的渴望。而与之相对，领先和正常发展地区此时早已进入模式C，民生需求不再对数字普惠金融表现出拉动作用。综合而言，从民生需求角度优化数字普惠金融发展资源的配置是十分迫切的。

四、稳健性检验

本节进行稳健性检验。第一，调整因变量，用传统金融业的数字金融发展水平替换数字普惠金融指数。第二，调整伴随变量期数，适应关注度传导的时滞特征。第三，采用工具变量法，缓解内生性问题。第四，调整自变量，从变量结构和加入数字技术的角度检验结果的稳健性。对于每个稳健性检验，重点关注两个方面的结果以验证本文发现的规律：其一，“经济与民生双轮驱动”是否稳健，即是否呈现出“模式A中经济基础主导，模式B中民生需求主导，模式C中经济基础主导”的增长路径转换特征；其二，“瓶颈阶段”是否存在，即在发展模式C的结果中民生需求是否对数字普惠金融发展存在排斥。此外，我们采取了更多稳健性检验措施证明本文结论的可靠，包含半参数内生样本选择模型、自变量滞后项工具变量、地理、历史和政策层面工具变量，结果均显示稳健。

（一）调整因变量：传统金融业的数字普惠金融发展

北大数字普惠金融指数的主要来源为蚂蚁金服的用户数据，使其具有天然的微观属性。在当前的数字普惠金融发展格局中，尽管金融科技公司仍然占据显著地位，但传统金融机构，如大型银行、股份制银行以及城市商业银行，也在进行数字化转型，逐渐在数字普惠金融领域扮演更为重要的角色。这些传统金融机构的数字化转型并非边缘化的过程，而在逐渐成为数字普惠金融的主流力量。因此，当探讨数字普惠金融的影响因素和发展模式时，依赖单一的指数来代表整体现象可能会导致误判，忽视传统金融机构在数字普惠金融中的重要角色。

本文依据谢绚丽和王诗卉（2022）的做法，根据银行总部所在的省市计算各地区所辖银行的平均数字化转型程度，作为数字普惠金融发展水平的替代指标。有限混合模型的结果如表2的稳健性检验一所示。需要说明的是，表2的稳健性检验一中民生需求在模式C中与银行数字化转型显著正相关，这一结论与前文“在满足基本需求之后，民众需要更高品质、更多样化和个性化的金融服务，由此反而加剧传统金融对数字普惠金融发展空间的挤出效应”相互印证，即以银行为代表的传统金融在瓶颈阶段满足了居民更高层次

的金融服务需求。

表 2 稳健性检验一至三的检验结果

变量	发展模式 A		发展模式 B		发展模式 C	
	回归系数	标准误	回归系数	标准误	回归系数	标准误
稳健性检验一：使用地区银行数字化转型指数替换数字普惠金融指数						
经济基础	10.785***	3.490	12.997**	5.119	2.347***	0.716
设施基础	10.680***	3.966	-0.825	3.891	0.353	0.478
民生需求	4.648**	2.260	19.119***	5.241	2.183***	0.653
政府能力	-2.207	1.476	4.110**	1.638	0.024	0.295
稳健性检验二：伴随变量滞后 1 期						
经济基础	7.344***	1.524	1.601	1.187	1.745	0.498
设施基础	7.126***	1.554	0.887	0.722	-0.541	0.357
民生需求	0.951	0.932	2.990***	1.038	-0.915**	0.406
政府能力	-0.033	0.665	0.564	0.466	0.396**	0.183
稳健性检验三：伴随变量滞后 2 期						
经济基础	8.394***	1.849	1.081	1.107	1.299***	0.433
设施基础	7.402***	1.636	1.220**	0.715	-0.313	0.316
民生需求	1.713**	0.995	2.971**	1.281	-0.793**	0.423
政府能力	1.373	0.994	0.094	0.440	0.363**	0.174

注：由于篇幅限制，稳健性检验表格中的伴随变量、截距项、观测值、隶属概率和误判偏差结果省略。

（二）调整伴随变量：伴随变量滞后

尽管本文在基准模型中采用第二期的数字普惠金融指数作为因变量，但考虑到政府关注度传导至政策从而传导至产业的时滞较长，为避免伴随变量与因变量之间可能存在的双向因果问题，分别将伴随变量滞后一期和两期纳入回归模型，结果如表 2 的稳健性检验二和稳健性检验三所示。

（三）工具变量检验：自然灾害

本文采用各地区自然灾害水平这一指标作为工具变量进行检验。采用自然灾害水平作为工具变量有以下两方面的考虑：一是自然灾害（如洪水、干旱、飓风等）直接影响农业产出、基础设施损毁和修复成本，以及企业的运营成本和盈利能力，从而影响经济活动和产出。多项研究已表明，自然灾害事件对经济活动有显著影响，尤其是在对天气变化敏感的行业和地区。该变量理论上满足相关性的假设。二是自然灾害通过影响经济生产、基础设施和生活成本等方面间接影响数字普惠金融指数，除非自然灾害直接改变金融服务的供给或需求条件。因此，该指标满足外生性的假设。工具变量的检验结果如表 3 的稳健性检验四所示。

表3 稳健性检验四至六的检验结果

变量	发展模式 A		发展模式 B		发展模式 C	
	回归系数	标准误	回归系数	标准误	回归系数	标准误
稳健性检验四：工具变量“自然灾害”的检验结果						
第一阶段回归	经济基础					
自然灾害水平	-0.049**	0.022	-0.127***	0.043	-0.168***	0.052
设施基础	0.445***	0.089	0.525***	0.040	0.483***	0.041
民生需求	0.022	0.062	-0.256***	0.085	-0.140	0.087
政府能力	0.084	0.039	-0.033	0.038	-0.039	0.043
调整 R^2	0.362		0.853		0.792	
F	16.200***		125.280***		98.940***	
第二阶段回归	数字普惠金融指数					
经济基础	20.544**	9.459	6.823**	3.358	2.749**	1.080
设施基础	1.040	5.312	-2.181	1.900	-1.036*	0.554
民生需求	1.522	1.251	5.050***	1.321	-0.719*	0.371
政府能力	-1.292	1.104	1.025***	0.372	0.510***	0.150
R^2	0.073		0.057		0.654	
KP统计量	4.581***		7.945***		7.033***	
CD Wald F统计量	4.775**		8.561***		10.350**	
稳健性检验五：合并经济供给基础						
经济供给基础	17.185***	2.223	2.742***	0.559	0.968***	0.313
民生需求	2.331**	1.107	2.968***	1.085	-0.717	0.456
政府能力	2.028*	1.230	0.062	0.474	0.372*	0.198
稳健性检验六：设施基础中考虑地区专利水平						
经济基础	14.391***	2.161	6.702***	1.087	4.172***	1.259
设施基础	4.329***	1.262	-1.229	1.462	-3.218***	0.704
民生需求	2.884**	1.262	5.027***	1.370	-2.375**	0.975
政府能力	3.866***	1.449	1.880***	0.456	-1.305*	0.694

注：F值用于检验弱工具变量；KP统计量用于欠识别检验；Cragg-Donald Wald F统计量用于弱工具检验。

（四）调整自变量：影响因素的组成结构

为了深入理解经济条件对地区数字普惠金融发展水平的影响，并尽量避免因主观构建经济基础指标而可能对研究结果带来的影响，本文从数字普惠金融的供需视角出发，采用了一个广义的经济基础指标概念。我们将这一概念定义为经济供给基础，它不仅包括传统意义上的经济基础指标，也综合了影响数字普惠金融供给的设施基础指标。通过综合这些指标，我们构建的经济供给基础可以评估所有供给要素如何共同作用于地区数字普惠金融的发展。结果见表3的稳健性检验五。

（五）调整自变量：设施基础中考虑地区专利技术水平

为缓解可能的遗漏变量偏差，本文构建“地区数字技术创新水平”这一指标，并将其纳入设施基础的二级指标中，探究各自变量对地区数字普惠金融发展水平影响的稳健性。技术创新水平是推动金融服务普及和优化的关键因素，而专利数据提供了一种量化技术创新水平的可靠手段。关于“地区数字技术创新水平”这一指标的构造思路为：通过分析2011—2020年31个省份的专利信息，对体现专利具体信息的“专利名称”“专利摘要”“主权项”三类文本进行分析。本文基于数字化转型的结构化特征词计算了各地区每年的有效专利数量，从而得到了刻画地区技术创新水平的指标。本文按照原始构造变量的方法，将该变量

纳入设施基础的二级指标中，重新对模型进行分析。结果如表 3 的稳健性检验六所示。

五、机制探究

（一）变量间因果关系的预分析：格兰杰检验和联合距离协方差检验

通过以上分析，本文探究了数字普惠金融的影响因素、发展模式及模式转换逻辑。然而，在四个主要的影响因素之间，可能存在较为复杂的互动和因果关系。对其中的作用机制做进一步的检验分析，可以更好地理解数字普惠金融的发展模式及模式转换的逻辑。

在检验之前，需要通过一些因果的预分析来确认机制变量的设置。本节首先采用面板格兰杰检验，对数据的因果关系进行探索。在 5% 的显著性水平上，格兰杰因果检验的结果如图 4（a）所示，其中，有向线段的箭头表示某一因素是另一个因素的格兰杰原因。

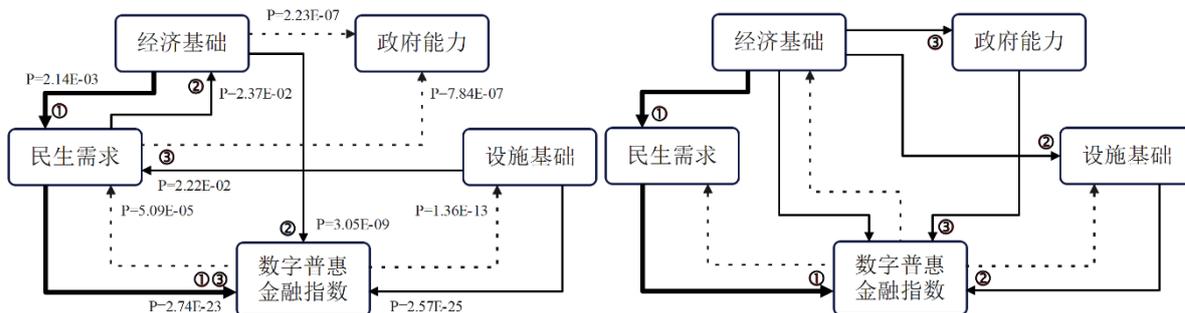


图 4 变量间因果关系的格兰杰检验和联合距离协方差检验

面板格兰杰检验的结果显示，共计 10 条显著的格兰杰关系，其中实线的关系为可能传导到数字普惠金融的路径。图 4（a）中也显示了数字普惠金融可能影响其他因素，当然，本文在数字普惠金融变量的设置和稳健性检验中剔除了这种反向因果关系。从本节的研究目标出发，我们关注数字普惠金融发展的影响因素及其机制，由此可以看到三条机制路径（见图 4（a）中序号①②③）：其一，经济基础通过影响民生需求，进而影响数字普惠金融发展；其二，民生需求通过影响经济基础，进而影响数字普惠金融发展；其三，设施基础通过影响民生需求，进而影响数字普惠金融发展。

面板格兰杰因果检验的核心是两两变量之间的因果检验。为考虑多个变量之间的交互影响，本文也使用 Chakraborty & Zhang（2019）提出的联合距离协方差检验，推断出各个变量之间的因果关系。该方法定义 JdCov 为度量联合独立性的指标，通过对残差进行假设检验来检测和量化多元随机向量之间的复杂依赖关系。对数字普惠金融指数等 5 个变量进行联合检验，在 10% 的显著性水平下，我们发现存在因果关系的模型，其对应的有向图如图 4（b）所示。根据图 4（b）可知，共计 10 条显著的联合距离协方差关系。同理可以看到三条机制路径（见图 4（b）中序号①②③）：其一，经济基础通过影响民生需求，进而影响数字普惠金融发展；其二，经济基础通过影响设施基础，进而影响数字普惠金融发展；其三，经济基础通过影响政府能力，进而影响数字普惠金融发展。

最终，结合面板格兰杰检验结果和联合距离协方差检验结果，可以发现一条同时出现的稳健机制路径，即“经济基础通过影响民生需求，进一步影响数字普惠金融发展”。尽管我们已经检验主要变量间的格兰杰因果关系和联合距离协方差因果关系，但这并不意味着其中必然存在真实的因果关系。因此，接下来针对稳健机制路径作进一步分析。

（二）机制分析：高维中介效应检验

考虑到民生需求因素的复杂构成，本文参考 Guo et al.（2022）的研究，采用基于高维中介效应分析的机制检验模型，以深入探究数字普惠金融发展过程中的潜在机制。不同于传统中介效应分析中对个别几个中介变量使用逐步法进行检验，本文使用的高维中介效应检验这一方法，在研究对象上是分析对内源性影响较小的多个中介变量；方法原理上是根据变量的分布对中介效应进行检验；研究结论上涉及两条清晰的、

因果关系明显的关系链条。相关结论可以为理解经济基础对数字普惠金融影响机制作一补充。一个考虑中介效应的模型如下：

$$y = \theta_0^T m + \theta_1^T x + \theta_2^T z + \epsilon_1, \quad (1)$$

$$m = \Gamma_1^T x + \Gamma_2^T z + \epsilon_2, \quad (2)$$

其中 y 是数字普惠金融指数， m 是 p 维的中介变量，即7个构成民生需求的二级指标； x 是一个 q 维的自变量，即经济基础； z 是 d 维的混杂变量，包括设施基础和政府能力。 ϵ_1 是一个独立于 m, x, z 的随机误差项，满足 $E\epsilon_1 = 0$ 和 $\text{var}(\epsilon_1) = \sigma_1^2$ 。 ϵ_2 是一个独立于 x 和 z 的随机误差向量，满足 $E(\epsilon_2) = 0$ 和 $\text{cov}(\epsilon_2) = \Sigma^*$ 。将公式(2)代入(1)中，可以得到考虑中介效应的回归模型为：

$$y = (\theta_1 + \varphi)^T x + (\Gamma_2 \theta_0 + \theta_2)^T z + (\theta_0^T \epsilon_2 + \epsilon_1) \equiv \gamma_x^T x + \gamma_z^T z + \epsilon_3, \quad (3)$$

其中 θ_1 和 $\varphi = \Gamma_1 \theta_0$ 为自变量 x 的直接效应和间接效应， $\gamma_x = \theta_1 + \varphi$ 为总效应。

表4 高维中介效应检验结果

样本	估计系数	标准误	t 值	估计系数	标准误	t 值
	直接效应			间接效应		
总体	13.692***	4.928	7.719	12.188***	4.261	8.182
模式 A	15.866*	8.956	3.138	7.038	7.881	0.797
模式 B	12.327	9.266	1.769	32.404***	11.989	7.305
模式 C	9.232*	5.473	2.845	8.236	5.210	2.498

注：*、**和***分别代表10%、5%和1%的显著性水平。

经过对系数进行检验，直接效应和间接效应的结果如表4所示。表4的结果显示，在总体模型中，直接效应和间接效应均显著。经济基础在推动数字普惠金融发展过程中既直接产生影响，也通过民生需求间接产生影响。在模式A中，经济基础主要通过直接方式促进数字普惠金融发展，早期的互联网和移动设备普及、支付系统建设等，都与经济发展紧密相关，是数字普惠金融发展的必要条件。在模式B中，直接效应不显著，间接效应显著为正。经济基础主要通过中介变量民生需求对数字普惠金融产生间接影响，间接影响占主导地位。这反映出在数字普惠金融的中级发展阶段，随着经济生活水平提高，人们对高效、便捷金融服务的需求增加，从而促进了数字普惠金融的进步。在模式C中，直接效应显著为正，而间接效应显著性较弱。经济基础直接对数字普惠金融发展产生推动作用，而民生需求这条中介路径在一定程度上被阻断。在瓶颈阶段，人们的基本金融服务需求已较为满足，而对更大额或个性化金融服务的需求增长，这依赖于金融服务创新而非单纯的经济基础改善。

总体来说，中国数字普惠金融发展的三个阶段展现出了不同的动力和特征。在初级阶段（模式A），经济基础和设施基础显著影响了数字普惠金融发展。而此阶段的民生需求尚未充分发展，对数字普惠金融的影响较弱。进入中级阶段（模式B），民生需求开始崭露头角，经济基础主要通过扩大民生需求，间接地推动了数字普惠金融发展。最后，进入瓶颈阶段（模式C），经济基础继续直接推动数字普惠金融发展，而民生需求作为中介路径的作用开始减弱。在整个发展过程中，影响因素的作用始终存在，但其作用路径和影响程度会随着发展阶段的改变而发生变化。

六、研究结论及政策建议

近年来，中国数字普惠金融发展迅猛，为促进共同富裕发挥了关键作用，然而发展也掩盖了数字普惠金融在发展过程中面临的诸多挑战与难题。在“双循环”新发展格局下，高水平的普惠金融体系需要兼顾不同层面的多元化需求，给现代化金融体系建设提出了新的挑战。因此，迫切需要科学评估数字普惠金融发展模式的特征，并探索适合中国现阶段国情的高质量发展路径。

本文总结了以往数字普惠金融研究领域的缺失，从影响因素和发展模式的角度分析了数字普惠金融发展的逻辑，试图从供给与需求的角度回答数字普惠金融应该如何发展的问题。具体而言，本文以2011—2021年中国31个省份为样本，采用有限混合模型等方法进行实证研究，得出如下结论：（1）经济基础、

设施基础、民生需求和政府能力是中国数字普惠金融发展的主要影响因素。其中经济基础和设施基础表示数字普惠金融的供给端对其发展的推动作用，民生需求表示数字普惠金融的需求端对其发展的拉动作用。地方政府的数字、普惠和金融关注度对中国数字普惠金融发展模式的划分起到解释作用。中国数字普惠金融发展阶段有初级、中级和瓶颈三种。(2) 中国数字普惠金融发展的驱动因素存在动态演变，即经济基础与民生需求分别在不同阶段发挥主要驱动作用，呈现出“经济基础主导（供给推动）—民生需求主导（需求拉动）—经济基础主导（供给推动）”的增长路径转换特征。可以将我国 31 个省份的数字普惠金融增长路径划分为领先、正常和滞后发展三类。(3) 数字普惠金融发展模式的差异和增长路径的转换来源于其影响因素之间的作用机制转变，即经济与民生的双轮驱动来源于“经济基础影响民生需求从而影响数字普惠金融”这条中介路径的出现与衰减。

特别地，通过对发展模式 C 的讨论，本文发现数字普惠金融发展资源的配置存在优化空间。一方面，从民生需求的角度（需求端）出发，处于发展模式 C 的地区数字普惠金融的发展需求显著低于处在其他发展模式的地区。另一方面，从经济基础的推动效果来看，处于发展模式 C 的地区数字普惠金融的发展难度和成本显著高于处在其他发展模式的地区。因此，应当引导数字普惠金融发展资源从数字普惠金融领先发展的地区流向落后发展地区。

以上结论丰富了数字普惠金融领域的相关文献，为其区域协调和高质量发展提供了新的视角，对进一步拓展数字普惠金融制度环境的研究具有重要的理论价值。本文的政策启示如下：

第一，地方政府需要因地制宜制定数字普惠金融发展战略。各地政府在制定数字普惠金融政策时，需要充分考虑本地的实际情况和发展阶段，制定符合地方特点的战略规划。具体来说，对那些数字普惠金融发展相对滞后的地区，政府可以通过增加基础设施投资，提升网络覆盖率，优化数字支付渠道等方式来改善金融服务的可及性，奠定数字普惠金融发展的坚实基础。同时，政府可以通过政策引导，鼓励创新型金融科技企业在这些地区落地生根，提供便捷的数字普惠金融产品和服务，逐步缩小区域之间的数字鸿沟。对那些数字普惠金融发展较为成熟的地区，政府可以在现有的基础上进一步优化数字普惠金融生态环境。例如，通过政策引导鼓励金融机构创新金融产品，提升居民对数字普惠金融服务的的需求，推动数字普惠金融产品的多样化和个性化发展，最终实现区域内数字普惠金融的可持续发展。

第二，中央政府需要在全国范围内宏观调控数字普惠金融发展的资源配置。针对不同地区的数字普惠金融发展水平和实际需求，中央政府需要采取差异化的支持政策，以促进全国数字普惠金融的协调发展。例如，对数字普惠金融发展相对滞后的地区，中央政府可以加大政策支持力度，增加资金投入和研发支持，并通过引导金融人才和技术资源流向这些地区，助力其在短时间内跨越发展障碍，越过中级发展阶段。对那些数字普惠金融发展相对成熟的地区，中央政府则可以适当减少政策干预，更多依靠市场机制来推动其发展，以更好地发挥市场在资源配置中的作用，同时保持区域内市场的健康发展和活力。

第三，加强居民的金融素养，重视数字普惠金融创新和风险管理，以突破数字普惠金融发展的瓶颈。研究表明，当数字普惠金融发展进入瓶颈阶段，民生需求可能不再对其发展产生足够的拉动力，但这并不意味着市场需求已经饱和，而是由数字普惠金融供给与民生需求之间的错配导致的。因此，为突破瓶颈阶段，可以从几个方向入手：一是通过数字普惠金融创新，提高数字普惠金融服务满足更高质量、多样化和个性化金融需求的能力。例如，可以借鉴吉林省农村金融改革试验的经验，推出更多类似的创新性项目。大数据征信乃至“信用白户”征信是这一环节的关键难点。二是提高居民的金融素养，使其更好地了解自身的风险承受能力，同时更有效地使用数字普惠金融产品和服务，从而减轻金融排斥中的自我排斥效应。三是健全金融机构的合规和风险管理制度，防范化解潜在风险，保障用户的资金和信息安全，提高数字普惠金融的可靠性和稳定性，增强用户对数字普惠金融产品和服务的信任度。

第四，推动数字普惠金融的区域间协同发展。数字普惠金融的发展阶段在不同地区存在较大差异，发达地区由于经济基础设施雄厚、金融发展领先，已经形成了较为成熟的数字普惠金融生态体系，而部分地区则发展相对缓慢。因此，推动区域间协同发展显得尤为重要。首先，政府应促进区域间的资源流动和技术共享，缩小数字鸿沟。其次，发达地区可以通过对口支援和经验输出的形式，帮助滞后地区提升数字普惠金融发展水平。例如，通过建立跨区域合作机制，发达地区可以将先进的数字普惠金融经验、管理模式

和成功案例分享给滞后地区。此外，还可以通过构建区域间的数字普惠金融合作平台，推动各地区之间的资源共享，形成协同发展的良好局面。

第五，强化数字普惠金融相关主体的社会责任与可持续发展。数字普惠金融的快速发展虽然极大地提升了金融服务的覆盖面和便捷性，但也暴露出一些潜在的风险和挑战，特别是部分经济主体可能出于追逐短期利益的动机，推出一些带有诱导性的数字普惠金融产品和服务。这种行为不仅损害了消费者特别是弱势群体的利益，长此以往还可能累积更大的金融风险，威胁金融体系的稳定性。因此，强化数字普惠金融相关主体的社会责任，确保其发展能够真正服务于社会整体福祉，是当前必须高度重视的课题。首先，政府和监管机构应当加强对数字普惠金融产品的监管，确保这些产品在设计 and 推广过程中充分考虑消费者的权益和风险承受能力，防范过度借贷、隐性收费等不良行为。具体而言，可以通过制定更严格的监管标准，建立风险预警机制，对金融机构的产品开发和营销策略进行全面监控。同时，监管机构还应推动金融机构加强内部风险管理，建立健全合规制度，确保金融服务在合规的框架内进行，杜绝可能引发系统性风险的不当行为。其次，金融机构应主动承担社会责任，将数字普惠金融的社会效益置于商业利益之上。金融机构在开发数字普惠金融产品时，应注重产品的普惠性和可持续性，避免将利润最大化作为唯一目标。例如，针对低收入群体、小微企业等普惠金融的重点服务对象，金融机构应提供利率合理、风险可控的信贷产品，同时注重教育和引导客户合理使用数字普惠金融产品，避免陷入债务危机。

第六，促进经济基础与金融创新的深度融合，以满足更广泛的民生需求。比较数字普惠金融发展的不同阶段可以发现，突破瓶颈阶段的一个有效途径是通过机制的转变来重新激活“经济基础—民生需求—数字普惠金融”的作用路径。当这一作用路径得以重新激活后，处于瓶颈阶段的地区将能通过不断增加的民生需求再次推动数字普惠金融的发展。这一激活过程需要政府和企业共同努力，基于经济基础，加大对金融创新领域的投资和研发，应用区块链、人工智能、大数据分析等新兴技术，提高金融服务的效率、可及性和个性化，从而更好地满足广大民众的金融需求。

参考文献

- [1] 郭峰、王靖一、王芳、孔涛、张勋、程志云, 2020:《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)》第4期。
- [2] 文礼、曾海舰, 2022:《信贷波动与债务期限选择——基于网贷市场微观数据的经验证据》,《管理科学学报》第2期。
- [3] 益平、卓, 2018:《中国的数字金融发展:现在与未来》,《经济学(季刊)》第4期。
- [4] 江嘉、铭、卢瑞昌, 2020:《网络借贷平台风险:宏观驱动因素与监管》,《金融研究》第6期。
- [5] 李小平、朱钟棣, 2005:《中国工业行业的全要素生产率测算——基于分行业面板数据的研究》,《管理世界》第4期。
- [6] 李政、李鑫, 2022:《数字普惠金融与未来风险应对:理论与实证》,《金融研究》第6期。
- [7] 刘贯春、刘媛媛、张军, 2019:《中国省级经济体的异质性增长路径及模式转换——兼论经济增长源泉的传统分解偏差》,《管理世界》第6期。
- [8] 刘瑞翔、安同良, 2011:《中国经济增长的动力来源与转换展望——基于最终需求角度的分析》,《经济研究》第7期。
- [9] 罗煜、何青、薛畅, 2016:《地区执法水平对中国区域金融发展的影响》,《经济研究》第7期。
- [10] 罗知、万广华、张勋、李敬, 2018:《兼效率与公平的城镇化:理论模型与中国实证》,《经济研究》第7期。
- [11] 沈艳、王靖一, 2021:《媒体报道与未成熟金融市场信息透明度——中国网络借贷市场视角》,《管理世界》第2期。
- [12] 宋林、刘贯春, 2021:《增长模式变迁与中国绿色经济增长源泉——基于异质性生产函数的多部门核算框架》,《经济研究》第7期。
- [13] 王擎、田娇, 2016:《银行资本监管与系统性金融风险传递——基于DSGE模型的分析》,《中国社会科学》第3期。
- [14] 谢绚丽、王诗卉, 2022:《中国商业银行数字化转型:测度、进程及影响》,《经济学(季刊)》第6期。
- [15] 杨汝岱, 2015:《中国制造业企业全要素生产率研究》,《经济研究》第2期。
- [16] 易纲、林明, 2003:《理解中国经济增长》,《中国社会科学》第2期。
- [17] 张勋、万广华、张佳佳、何宗樾, 2019:《数字经济、普惠金融与包容性增长》,《经济研究》第8期。
- [18] 郑京海、胡鞍钢, 2005:《中国改革时期省际生产率增长变化的实证分析(1979—2001年)》,《经济学(季刊)》第8期。
- [19] Berg, T., Burg, V., Gombović, A., and Puri, M., 2020, “On the Rise of Fintechs: Credit Scoring Using Digital Footprints”, *The Review of Financial Studies*, 33(7), 2845-2897.
- [20] Bos, J. W., Economidou, C., Koetter, M., and Kolari, J. W., 2010, “Do All Countries Grow Alike? ”, *Journal of Development Economics*, 91(1), 113-127.
- [21] Brown, J. R., Cookson, J. A., and Heimer, R. Z., 2019, “Growing Up without Finance”, *Journal of Financial Economics*, 134(3), 591-616.
- [22] Buttice, V., and Vismara, S., 2022, “Inclusive Digital Finance: The Industry of Equity Crowdfunding”, *Journal of Technology Transfer*, 47(4), 1224-1241.
- [23] Chakraborty, S., and Zhang, X., 2019, “Distance Metrics for Measuring Joint Dependence with Application to Causal Inference”, *Journal of the American Statistical Association*, 114(528), 1638-1650.
- [24] Dempster, A. P., Laird, N. M., and Rubin, D. B., 1977, “Maximum Likelihood From Incomplete Data via EM Algorithm”, *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Methodological)*, 39(1), 1-22.
- [25] Elberse, A., 2008, “Should You Invest in the Long Tail?”, *Harvard Business Review*, 86(7), 88-96.
- [26] Flachaire, E., Garcia-Peñalosa, C., and Konte, M., 2014, “Political Versus Economic Institutions in the Growth Process”, *Journal of Comparative Economics*, 42(1), 212-229.
- [27] Guo, X., Li, R., Liu, J., and Zeng, M., 2022, “High-dimensional Mediation Analysis for Selecting DNA Methylation Loci Mediating Childhood Trauma and Cortisol Stress Reactivity”, *Journal of the American Statistical Association*, 117(539), 1110-1121.
- [28] Harrod, R., 1939, “An Essay in Dynamic Theory”, *The Economic Journal*, 49(193), 14-33.
- [29] Heidhues, P., and Köszegi, B., 2010, “Exploiting Naivete about Self-control in the Credit Market”, *American Economic Review*, 100(5), 2279-2303.

- [30] Kaldor, N., 1957, "A Model of Economic Growth", *The Economic Journal*, 67(268), 591-624.
- [31] Lagna, A., and Ravishankar, M. N., 2022, "Making the World a Better Place with Fintech Research", *Information Systems Journal*, 32(1), 61-102.
- [32] Lesmond, D. A., Ogden, J. P., and Trzcinka, C. A., 1999, "A New Estimate of Transaction Costs", *The Review of Financial Studies*, 12(5), 1113-1141.
- [33] Lucas, Jr., and Robert, E., 1988, "On the Mechanics of Economic Development", *Journal of Monetary Economics*, 22(1), 3-42.
- [34] Romer, P. M., 1990, "Endogenous Technological Change", *Journal of Political Economy*, 98(5), 2177-2198.
- [35] Rostow, W. W., 1990, "The Stages of Economic Growth: A Non-communist Manifesto", Cambridge: Cambridge University Press.
- [36] Solow, R. M., 1956, "A Contribution to the Theory of Economic Growth", *The Quarterly Journal of Economics*, 70(1), 65-94.

Exploration of the Development Model of Digital Inclusive Finance in China: An Economic and Public Wellbeing Perspective

ZENG Yan , ZHA Jiajing , YANG Haisheng and YANG Cunyi

Summary: Over the past decade, China’s digital inclusive finance has achieved remarkable success, positioning the country at the forefront of global inclusive finance. This paper delves deeply into the development trajectory of digital inclusive finance in China, summarizing the unique model and experience that have emerged. Furthermore, while significant progress has been made, challenges such as the emergence of new risks and the persistent imbalance in development remain prominent. This paper seeks to identify the underlying issues within previous development models to find entry points for the high-quality advancement of digital inclusive finance in the future.

Utilizing data from 31 provincial-level regions in China between 2011 and 2021, this paper conducts an empirical study employing methods such as the finite mixture model. The conclusions are as follows. (1) Economic foundation, infrastructure, public wellbeing demand, and government capacity are the primary factors influencing the development of digital inclusive finance in China. Among them, the economic foundation and infrastructure represent the supply-side drivers, while public wellbeing demand represents the demand-side pull. The attention of local governments to digital, inclusive, and financial matters serves as an explanatory factor in the classification of digital inclusive finance development models in China. Specifically, three models emerge: primary, intermediate, and bottleneck stages. (2) The driving factors of digital inclusive finance in China exhibit dynamic evolution, with the economic foundation and public wellbeing demand playing the main driving roles at different stages, reflecting a transition in the growth path characterized by “economic foundation-led (supply-driven) -public wellbeing demand-led (demand-pulled) -economic foundation-led (supply-driven).” The growth paths of digital inclusive finance across the 31 provincial-level regions can be categorized into leading, normal, and lagging development stages. (3) The differences in development models and growth path transitions of digital inclusive finance stem from shifts in the interaction mechanisms among these influencing factors. Specifically, the dual drive of the economy and public wellbeing demand originates from the emergence and subsequent decline of the intermediary path, that is, “economic foundation influences public wellbeing demand, which in turn influences digital inclusive finance.”

Particularly through the discussion of the bottleneck stage, it is evident that there is room for optimization in the allocation of digital inclusive finance development resources. On the one hand, from the perspective of public wellbeing demand (demand-side), regions in the bottleneck stage exhibit a significantly lower need for digital inclusive finance development compared to those in other development stages. On the other hand, considering the driving effect of the economic foundation, the difficulty and cost of developing digital inclusive finance in regions in the bottleneck stage are notably higher than in other development stages. Therefore, it is imperative to guide the flow of digital inclusive finance development resources from regions with leading development to those with lagging development.

The policy implications of this study are as follows. First, local governments should tailor digital inclusive finance development strategies to their specific circumstances. They should reassess and identify the current stage of digital inclusive finance development within their regions and craft strategies that align with local conditions and needs. Second, the central government should strategically allocate resources for the development of digital inclusive finance. This allocation should take into account the diverse stages and specific needs of different regions to promote coordinated regional development. Third, efforts should be intensified to enhance financial literacy among residents, emphasize innovation in digital finance, and improve risk management to overcome the bottlenecks in digital inclusive finance development. Through digital financial innovation, the capacity of digital

inclusive finance to meet higher quality, more diverse, and personalized financial needs should be strengthened. Additionally, improving residents' financial literacy will help them better understand their risk tolerance and more effectively use digital inclusive finance products and services, thereby overcoming the self-exclusion effect described in financial exclusion theory. Fourth, fostering the integration of economic foundations with financial technology is essential to meet broader public wellbeing needs. Reflecting on the action path reveals that one way to break through the bottleneck stage lies in a shift of mechanisms—if the “economic foundation–public wellbeing demand–digital inclusive finance” pathway can be reactivated, public wellbeing demand in regions in the bottleneck stage will once again drive the development of digital inclusive finance.

Keywords: Digital Inclusive Finance; Economic Foundation; Public Wellbeing Demand; Development Model; Path Transition

互联网理财、财富效应与居民消费

——来自互联网平台居民理财行为的微观证据¹杨雅鑫² 宋科³ 张劲帆⁴

【摘要】随着金融科技迅速发展，可充分挖掘并发挥互联网理财推动居民消费增长、扩大内需方面作用。本文基于经典财富效应理论，从支付宝平台随机抽取约 3 万个活跃用户的理财行为数据，实证分析互联网理财对居民消费的影响。结果表明：①互联网理财投资收益能够有效促进居民消费，具有显著的财富效应，且此效应在电商消费层面更为显著。基于中国家庭金融调查数据 (CHFS) 的交叉验证结果表明，该结论具有较强的稳健性；②中介机制分析表明，互联网理财主要通过优化收入结构来促进居民消费；③互联网理财的财富效应并不存在明显的下沉效应；④互联网理财能够提高居民发展享受型消费在电商消费中的占比，显著推动居民消费结构升级。本文为进一步优化收入结构、促进居民消费升级，提供了有益的经验证据和政策启示。

【关键词】互联网理财；收入结构；财富效应；电商消费；消费升级

一、问题提出

在全球经济持续低迷和国内外环境存在诸多不确定性的背景下，进一步提振消费，扩大内需，是当前实现经济高质量发展的重要着力点。党的十九届五中全会提出将“加快构建以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局”，明确将扩大内需作为战略基点，并特别强调了消费升级和新型消费的重要性。党的二十大报告再次明确指出，“要坚持推动高质量发展为主题，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，增强国内大循环内生动力和可靠性”。2022 年 12 月，中共中央、国务院印发的《扩大内需战略规划纲要（2022—2035）》进一步提到，“发挥超大规模市场优势，必须坚定实施扩大内需战略，扩大居民消费和有效投资，增强经济发展韧性”。在此大背景下，深入研究居民消费的微观决策机制，并以此进一步挖掘居民消费潜力，推动居民消费升级具有重大战略意义。

作为消费者平滑生命周期内消费的重要手段，金融资产投资收益能够影响居民收入，进而对其消费造成影响，产生财富效应。作为财产性收入的第二大来源（宁光杰等，2016），金融资产投资收益的边际消费倾向明显大于工资性收入和家庭经营收入（温涛等，2013）。Ando and Modigliani（1963）最早验证了财富效应，认为财富净值增加能够显著促进居民消费支出。关于金融资产财富效应的讨论多聚焦于股票等传统金融资产，部分研究认为股票的财富效应显著存在，股价上升有助于促进居民消费，随着股票资产在居民收入中占比增加，消费对资产价格波动的响应越发明显（Hall, 1978; Mccluer, 2002; 胡永刚和郭长林, 2012; Marco et al., 2018）。但也有研究发现，股票波动并不会对消费造成影响（Arena, 1964; Case and Quigley, 2005），或股价波动对消费存在非对称性影响，股价上涨会增加居民消费，但股价下跌不会对消费产生负向影响（Zhou et al., 2016）。关于金融资产财富效应的异质性，Marco et al.（2018）发现资本利得的财富效应会随着财富规模的增加逐渐递减；张大永和曹红（2012）发现，高风险金融资产主要影响居民耐用品消费支出，而无风险金融资产的影响则体现在非耐用品消费支出方面。

可以看到，既有文献对于金融资产的财产性收入能否影响居民消费，即财富效应是否存在仍未有一致结论且存在一定局限：①主流文献主要基于宏观数据，较少采用居民微观数据进行实证分析。直接使用宏观数据存在“可加性”难题，无法控制微观个体的人口统计与经济特征，难以考察个体消费行为的微观机制（潘敏和刘知琪，2018）。②主要聚焦股票等传统金融资产的财富效应。事实上，由于传统金融可得性不足，金融市场门槛较高，传统金融资产多被生活在发达地区、收入和财富水平较高、受教育程度较高的

¹ 本文系中国人民大学国际货币研究所（IMI）工作论文，编号 IMI Working Paper No.2419

² 杨雅鑫，经济学博士，新加坡国立大学房地产研究院

³ 宋科，中国人民大学国际货币研究所（IMI）副所长，中国人民大学社会科学高等研究院（深圳）执行院长、教授

⁴ 张劲帆，金融学博士，香港中文大学（深圳）经济管理学院教授

城市居民持有，而下沉人群被排除在外，导致样本选择偏差。随着数字金融迅速发展，居民通过金融科技平台购买互联网理财产品已经成为居民参与金融市场并获得财产性收入的重要途径。更为重要的是，互联网理财凭借大数据和人工智能等技术优势，可以触达下沉人群，为其提供决策支持及其他增值服务。尤其是集互联网理财、消费信贷、移动支付和电子商务服务在内的“数字金融+ 电子商务”的“一站式”消费金融模式，对居民的消费决策产生了重要影响。③主要关注金融资产投资收益对居民消费水平的影响，鲜有研究关注其对居民消费结构的影响。近年来，数字金融和电子商务的快速发展有效推动了消费结构优化升级，发展享受型消费比例持续上升，居民也从追求商品质量向追求“智能”“个性”“环保”转变，考察对消费结构的影响已经成为全面了解居民消费决策机制不可或缺的部分。

鉴于此，本文基于财富效应理论，从支付宝平台随机抽取了 30266 个活跃用户的月度投资行为与消费行为数据，探讨了互联网理财投资收益对居民消费水平和消费结构的影响，进一步厘清了在“数字金融+ 电子商务”这一新型消费金融模式下中国居民的消费决策机制。相较已有文献，本文可能的边际贡献在于：①基于支付宝这一独角兽级金融科技平台的个人月度理财和消费行为等微观数据，验证了互联网理财的财富效应，并进一步探讨了互联网理财财富效应在涉农、西部地区、三线及以下城市居民中的异质性表现，丰富了相关文献。②将对金融资产财富效应的研究从消费水平拓展至消费结构层面，探讨了互联网理财投资收益对生存型和发展享受型消费的异质性影响，为在新发展阶段进一步规范发展互联网理财，推动居民消费升级提供了有益的经验证据。③使用 2019 年中国家庭金融调查数据（CHFS-2019）对互联网理财的财富效应进行交叉验证，并进一步检验了互联网理财通过优化居民收入结构来促进消费的影响机制。

二、经验事实、文献评述与理论分析

（一）经验事实

在完全市场中，理性投资者会同时配置无风险金融资产和风险金融资产，且配置比例与个人特征无关，但现实中往往存在金融市场有限参与现象。既有文献主要从金融市场参与成本、收入风险、个体特征、金融知识、教育背景、宗教信仰、社会互动、文化背景、制度环境等方面对此进行阐释。其中，参与成本主要包括投资限额、金融知识的学习成本、收集相关信息的时间成本以及交易时发生的交易费用等，是造成金融市场有限参与的主要原因（Bertaut, 1998; Luttmer, 1999; Bernheim et al., 2001; Vissing - Jorgensen, 2002; Guiso et al., 2004; 尹志超等, 2014）。只有当投资收益大于金融市场参与成本时，投资者才会参与金融市场，收入或财富水平越低的群体参与金融市场相对有限，难以获取财产性收入。金融市场有限参与使得财产性收入对居民消费影响有限，金融资产财富效应难以有效发挥。具体来看，①家庭部门持有的金融资产中以收益率偏低的无风险金融资产为主（李涛和陈斌开, 2014）。②高风险溢价金融资产多由收入水平或家庭财富水平较高的居民持有。财富水平较高人群的资本利得边际消费倾向较低，不会显著影响消费支出（Arena, 1963; 1965）。③中国金融市场产品种类较少，风险投资以股票投资为主。由于股票价格波动较大，居民为应对未来可能出现的收入损失会增加预防性储蓄，财富效应难以体现（李波, 2015）。

事实上，互联网理财并不是简单的理财线上化，还包括传统金融机构与金融科技平台公司的产品创新与模式变革，以及通过数字化或智能化手段为居民理财行为提供的决策支持及其他相关增值服务。近年来，互联网理财的出现，有效降低了金融市场参与成本，极大程度缓解了金融市场有限参与现象。本文通过分析 30266 个活跃用户的互联网理财行为特征与规律后发现，互联网理财有效推动了下沉群体，尤其是涉农人群和年轻人群的金融市场参与度，并有助于培养其主动理财理念，居民金融资产持有结构和收入结构得到进一步优化⁵。在此过程中，互联网理财财产性收入能否显著促进居民消费，财富效应是否存在值得进一步探讨。

（二）文献评述与理论分析

消费者的现期收入包括能够预期到的永久收入和无法预期到的暂时收入。无论是互联网理财还是传统财富管理产生的投资收益，均属于财产性收入，具有暂时收入特征。在金融市场完全的条件下，其边际消费倾向几乎为零（Hall and Mishkin, 1982），不存在财富效应。但是，在金融市场存在摩擦的情况下，消费者通过借贷来平滑收入冲击的能力有限，消费行为会对暂时收入冲击或当期收入变化“过度敏感”（Flavin, 1981; Campbell and Mankiw, 1991; Bacchetta and Gerlach, 1997）。此外，由于消费者存在收入心理账户，当投资收益被消费者划分为收入账户时，其消费会受到显著影响（Thaler, 1990）。

⁵ 详见中国人民大学金融科技研究所与蚂蚁集团研究院于 2020 年 9 月联合发布的《互联网理财与消费升级研究报告》。

相较于传统财富管理，互联网理财凭借其独特优势，能够将金融投资服务有效触达涉农、西部地区和三线城市及以下居民等广大下沉人群，拓宽其财产性收入渠道。下沉人群的收入水平较低，流动性约束较强。导致互联网理财的财富效应可能存在明显的异质性。从城乡差异看，独特的城乡二元结构导致中国农村居民的财富水平、收入水平以及面对收入冲击的保障能力普遍低于城镇居民。传统金融机构难以覆盖到广大农村地区，信贷配给问题导致涉农居民面临较强的流动性约束，实现收入跨期配置难度较大，财产性收入的边际消费倾向往往大于城镇居民（古炳鸿等，2009；杨继生和邹建文，2020），互联网理财在涉农居民中可能存在更强的财富效应。从地理区域和城市等级差异看，相比于东部地区 and 一二线城市居民，西部地区和三线及以下城市居民面临更严重的金融排斥（王修华等，2013）、较低的财富收入水平和更严苛的信贷约束，其财产性收入的边际消费倾向普遍高于东部地区 and 一二线城市居民，因此西部地区和三线及以下城市居民的互联网理财财富效应可能更显著。基于此，本文提出：

假设 1：互联网理财存在财富效应。

假设 2：互联网理财财富效应能够更好促进下沉人群的消费支出，具有明显的普惠特征。

合理的收入结构是影响居民消费水平的重要因素，理性消费者会根据生命周期内的劳动收入和财产性收入合理安排消费支出（陈昌盛等，2021）。作为居民可支配收入的重要来源，金融资产产生的财产性收入对居民消费增长的贡献率更大，边际消费倾向更高（温涛等，2013）。长期以来，中国居民收入结构不完善，财产性收入在总收入中的占比较低，且存在财产性收入分配不平等，收入结构不均衡等特点，进一步拉大了中国居民收入差距，影响居民消费潜力的释放（宁光杰等，2016）。近年来，以互联网理财为代表的数字金融得到快速发展，互联网理财不仅能够突破空间和时间限制，有效触达移动手机用户，而且以其最低投资限额低、产品种类较多等特征，可以有效降低居民参与金融市场的门槛，满足投资者多样性需求。此外，金融科技平台还可以通过对人工智能与大数据技术，根据投资者的风险偏好和财力，智能匹配理财产品，有助于降低金融知识造成的金融市场参与成本。可见，互联网理财能够在很大程度上提升居民参与金融市场的概率，拓宽获得财产性收入的渠道，收入结构得以优化，能够更好地促进消费支出。基于此，本文提出：

假设 3：互联网理财可以通过优化居民收入结构，进而促进居民消费。

当前，在电子商务和数字金融共同驱动下，中国居民步入以多元化、高质化、虚拟化、个性化为特征的“新消费”升级阶段（宋科等，2022），移动互联网、物联网、云计算、人工智能、大数据和 5G 等信息技术在消费领域的应用，丰富了消费者与厂商之间的互动模式，供需双方信息不对称问题有效缓解，消费者主导的买方市场真正形成（周密和盛玉雪，2019），也逐渐催生出 C2B 或 C2M 反向定制、线上线下有机融合的新型消费模式，有助于居民追求个性化、高品质和优质化的消费体验，促进消费结构升级。作为数字金融的主要模式创新，居民通过互联网理财获得“额外收入”，除维持基本财富规模外，主要用于价格较高的非日常性商品或服务性消费（温涛等，2013），能够起到推动消费结构升级的作用。一方面，由于消费支出存在显著的收入门槛效应，衣食住行等生存型消费的收入门槛较低，而家庭设备用品及服务、医疗保健用品及服务、教育文化及娱乐服务、交通与通信等发展享受型消费的收入门槛较高。当互联网理财推动的收入水平达到相应门槛时，会对发展享受型消费品类支出产生显著影响（范叙春，2016）。另一方面，与食品、衣着等生存型消费相比，发展享受型消费收入弹性较高（唐琦等，2018），随着互联网理财等带来的收入水平提升，食品消费等必需生存型消费占比被动下降，享受型消费占比明显提升（陈昌盛等，2021；刘世锦等，2022）。基于此，本文提出：

假设 4：互联网理财能够更显著地促进发展享受型消费，进而推动居民消费结构升级。

三、研究设计

（一）模型设定

参考 Marco et al. (2018)，本文构建以下基准模型：

$$consumption_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 profit_{ijt} + \gamma X_{ijt} + v_t + \gamma_i + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

其中， $consumption_{ijt}$ 表示 i 省第 j 个用户在第 t 期的消费； $profit_{ijt}$ 表示 i 省第 j 个用户在第 t 期的互联网理财投资收益； X_{ijt} 是用户 j 的个体控制变量，包括年龄、性别、婚姻状况等人口特征，所在城市等级等区域特征，收入水平以及房产持有状况、可用于投资金融资产状况等资产持有状况等； β_0 是常数项， v_t

是月度时间固定效应，用以控制随时间变化的消费差异； γ_i 是省份固定效应，用以控制随地区变化的消费差异。 ε_{ijt} 是随机误差项。本文将稳健标准误聚类到个体层面。

（二）主要变量描述

1. 居民消费

本文采用用户在支付宝平台上的月度消费总支出、电商消费支出以及电商消费占比作为居民消费的代理变量。其中，消费总支出为用户通过支付宝平台进行的所有消费支出总额，而电商消费支出是消费总支出中通过电商平台进行的消费支出，电商消费占比为电商消费支出在消费总支出中的比重⁶。相较于消费总支出，由于金融科技平台利用移动互联网可以突破时间与空间限制，使电商消费具有一定独特性。一是缓解供需双方信息不对称，降低消费者搜索成本。二是减少消费者与商店之间因“绝对空间距离”造成的空间阻力，购物成本大幅度降低（刘向东等，2019）。三是弱化物理时空对经济时空的约束，交易参与双方的时间和空间均可不一致，有助于实现时空异步的虚拟到场（冯华和陈亚琦，2016）。可见，使用电商消费支出代理消费水平，一方面可以减少因信息不对称、时空限制等购物成本造成的区域消费不平等或消费结构差异；另一方面，消费者可以随时通过智能手机的 APP 端进入互联网理财和电商平台，理财收益转化为消费的时滞较短，有助于分析新消费金融模式下的财富效应。该平台提供的月度消费金额数据以分为单位，本文对居民消费水平进行了对数化处理。

2. 互联网理财投资收益

本文采用互联网理财是否获益作为互联网理财投资收益的代理变量。

3. 下沉人群

消费下沉是近年来电商平台拓展消费市场，激发流量潜力的新趋势。下沉人群主要指收入水平较低、边际消费倾向较高、消费潜力较大的西部地区居民、农村居民以及三线及以下城市居民，其消费能力随着移动互联网技术的普及得到进一步释放。基于数据可得性，本文将西部地区人群、涉农居民和三线及以下城市居民定义为下沉人群。

4. 控制变量

本文选取的控制变量主要包括用户的人口特征变量、区域特征变量、收入水平以及资产持有状况。其中，人口特征变量包括用户的年龄、性别、婚姻状况；区域特征变量包括用户所在城市等级；收入水平采用用户近一年在支付宝平台上的“现金流入等级”来代替；资产持有状况包括消费者的房产持有状况和可用于投资金融资产状况。由于年龄属于离散型变量且消费者年龄对消费的影响是非线性的，因此本文在模型中控制了年龄的平方项。现金流入等级和可投资金融资产状况来自该平台对用户的调查问卷，现金流入等级包括低现金流入等级、中等现金流入等级、高现金流入等级，该变量一定程度可以代表消费者收入水平（邱晗等，2018；宋科等，2023）。该平台对用户可投资金融资产的划分标准为“1 万及以下”“1 万-5 万”“5 万-10 万”“10 万-30 万”“30 万-100 万”“100 万-300 万”“300 万以上”，该变量可在一定程度上代表用户的财富水平，由于上述分类并非严格的等距关系，因此本文引入“是否低财富水平”和“是否高财富水平”的哑变量，分别用“可投资金融资产是否在 5 万以下”和“可投资金融资产是否在 100 万以上”来代替⁷。消费者婚姻状况和房产情况分别为该平台根据用户行为数据推测的结婚和持有房产的概率。另外，理财产品买入、卖出行为可能会影响居民消费。根据凯恩斯的跨期消费理论，当居民买入理财产品时可能会挤出消费，当居民卖出理财产品时可能会促进消费。但也存在收入增加和减少带来的内生性问题，即居民收入增加（减少），可能既会买入（卖出）理财产品，也会增加（减少）消费支出，因此我们在模型中控制了当期理财持有规模的变动。

本文主要变量的构建情况和主要变量的描述性统计如表 1 和表 2 所示。

⁶ 支付宝平台根据用户在该平台上的资金支付去向区分电商消费。

⁷ 根据中国家庭金融调查与研究中心、蚂蚁集团联合发布的《中国家庭财富指数调研系列报告—2022 年中国家庭财富变动趋势》，其中持有金融资产在 5 万以下的为低资产家庭，100 万以上为高资产家庭，因此本文根据这一标准，将持有可投资金融资产在 5 万以下的定义为低财富水平，100 万以上的定义为高财富水平。

表 1 主要变量说明

变量类型	变量名	变量说明
被解释变量	消费总支出	用户当月消费支出总额的对数
	电商消费支出	用户当月电商消费支出总额的对数
	电商消费占比	用户当月电商消费支出总额在消费支出总额中的比重
核心解释变量	互联网理财投资是否获益	月投资收益大于 0 为 1，否则为 0
	年龄	用户年龄段：1 为 18-20 岁，2 为 21-25 岁，3 为 26-30 岁，4 为 31-35 岁，5 为 36-40 岁，6 为 41-45 岁，7 为 46-50 岁，8 为 51-55 岁，9 为 56-60 岁，10 为 60 岁以上
人口特征	年龄的平方	年龄的平方
	性别	男性为 0，女性为 1
	婚姻状况	已婚概率：分布于[0, 1]
区域特征	城市等级	是否一二线城市，是为 1，否为 0
收入水平	现金流入等级	用户最近一年现金流入等级：1 低，2 中，3 高
	理财持有规模的变动	理财持有规模的对数的一阶差分
资产持有状况	房产状况	拥有房产概率：分布于[0, 1]
	是否低财富水平	持有可投资金融资产是否在 5 万以下，是为 1，否为 0
	是否高财富水平	持有可投资金融资产是否在 100 万以上，是为 1，否为 0
	是否涉农	是为 1，否为 0
下沉人群	是否西部地区	是为 1，否为 0
	是否三线及以下城市	本文在回归中使用控制变量中的城市等级即是否一二线城市作为反向的代理变量

表 2 主要变量描述性统计

变量名	样本数	最小值	最大值	均值	标准差
消费总支出	236670	0.6931	20.7028	12.3566	1.3333
电商消费支出	236670	0	18.5951	9.4060	3.9781
电商消费占比	230029	0	1	0.7591	0.3085
互联网理财投资是否获益	236670	0	1	0.3762	0.4844
理财持有规模的变动	231936	-11.4608	19.3286	-0.0158	1.8152
年龄	236670	1	10	3.5646	1.5893
性别	236670	0	1	0.3860	0.4868
婚姻状况	235290	0.0399	0.9973	0.7352	0.2136
城市等级	236670	0	1	0.5685	0.4953
现金流入等级	236670	1	3	2.8776	0.3632
房产状况	236647	0.0249	1	0.5842	0.2264
是否低财富水平	236670	0	1	0.3246	0.4682
是否高财富水平	236670	0	1	0.0274	0.1632
是否涉农	236670	0	1	0.2249	0.4175
是否西部地区	236670	0	1	0.1569	0.3637

(三) 样本选择

本文选取的样本全部来自支付宝平台，该平台为客户提供移动支付、数字金融和数字生活等全方位服务。近年来，随着互联网覆盖人群范围进一步扩大，互联网理财市场规模和用户数量均有大幅增长。中国互联网络信息中心数据显示，截至 2019 年 6 月，我国购买互联网理财产品的网民数量已达 1.69 亿，占全国网民人数的 19.9%，略高于我国股市参与人数⁸。另据中国证券基金业协会数据统计，蚂蚁财富的非货币

⁸ 中国证券投资者保护基金有限责任公司发布的《2019 年度全国股票市场投资者状况调查报告》显示，截至 2019 年 12 月 31 日，全国股票投资者数量达 15975.24 万。

类公募基金保有规模领域内位列第一。可见，使用支付宝平台上数据研究互联网理财产品的财富效应具有较强代表性。

具体地，我们在该平台随机抽取了 30266 个活跃用户，样本区间为 2017 年 9 月-2019 年 7 月。本研究在蚂蚁集团域内的蚂蚁开放研究实验室远程开展。研究所用数据均为抽样和脱敏后在蚂蚁开放研究实验室分析。作者仅能远程登录“具体数据不可见”的实验室沙盒环境中进行实证分析。实证分析中，为防止数据缺失对实证结果带来的影响，本文删除了投资行为或消费行为不满 23 个月的消费者；同时，为保证样本为支付宝平台的活跃用户，本文删除了每月总消费并不总是大于 0 的用户。在对数据缺失的用户数据删除后，本文最终选择了 10229 个活跃用户，分布于我国 31 个不同省份及自治区，具有较强代表性。

四、实证结果与分析

（一）基准回归结果

表 3 报告了基准模型的回归结果，列（1）—（6）分别报告了同时控制个体固定效应和时间固定效应，只控制时间固定效应以及控制地区固定效应和时间固定效应条件下互联网投资收益对居民总消费和电商消费的影响。可以看到，互联网理财投资收益对平台用户总消费支出的影响为正，但只有在同时控制个体固定效应和时间固定效应或只控制时间固定效应的条件下统计性显著。而互联网理财投资收益对平台用户电商消费支出的影响在各种条件下均显著为正，表明互联网理财存在财富效应，验证假设 1。列（7）—（9）报告的被解释变量为电商消费占比时的回归结果，进一步验证了互联网理财投资收益对平台用户电商消费影响更显著。从控制变量看，年龄对消费总支出影响不显著，年龄的平方项对消费总支出影响显著为负，这与张大永和曹红（2012）等研究结论保持一致。而年龄对电商消费支出以及电商消费占比的影响均显著为负。一个可能的解释在于，年轻用户对于电商消费接受程度较高，是电商消费的主力军，由此表现出年龄越小电商消费支出越大。用户性别对消费支出的影响显著为正，表明女性用户消费水平普遍高于男性用户。现实当中，女性消费往往比男性更积极、冲动且存在一定短视性，这可能与女性家庭经济负担较轻，缺乏对花钱的沉默成本与边际均衡的感知有关（陈惠雄，2016）。城市等级对平台用户消费总支出和电商消费支出都有正向影响。结婚概率对平台用户消费总支出具有显著正向影响，而对电商消费支出和电商消费占比的影响显著为负，这与年龄结果在逻辑上保持一致。现金流入等级、财富水平和房产持有情况也会显著影响平台用户消费。其中，现金流入等级对平台用户消费有显著正向影响；低财富水平对平台用户消费有显著负向影响，高财富水平只对平台用户总消费有显著正向影响；房产持有概率对平台用户消费有显著正向影响，表明收入水平越高、有房概率越大的消费者，其消费水平越高，与张浩等（2017）以及何兴强和杨锐锋（2019）等研究结果相似。

表 3 基准回归结果

变量	消费总支出			电商消费支出			电商消费占比		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
互联网理财投资是否获益	0.0302** *	0.0193*	0.0119	0.0532** *	0.1834** *	0.1832** *	0.0032**	0.0142** *	0.0147** *
	(0.0054)	(0.0095)	(0.0094)	(0.0142)	(0.0326)	(0.0327)	(0.0014)	(0.0025)	(0.0025)
理财持有规模的变动	0.0005 (0.0001)	0.0005 (0.0010)	0.0006 (0.0011)	0.0073* (0.0040)	0.0069 (0.0034)	0.0070* (0.0039)	0.0005* (0.0003)	0.0004 (0.0003)	0.0004 (0.0003)
年龄		0.0084 (0.0265)	0.0275 (0.0264)						
年龄的平方		-0.0057**	-0.0082** *		-0.0024	-0.0046		-0.0000	-0.0001
性别		0.1651** *	0.1535** *		1.7025** *	1.6804** *		0.1266** *	0.1256** *
		(0.0200)	(0.0148)		(0.0547)	(0.0523)		(0.0045)	(0.0039)
城市等级		0.2390** *	0.1367** *		0.1235**	0.0467		-0.0066	-0.0053
		(0.0152)	(0.0187)		(0.0529)	(0.0636)		(0.0041)	(0.0049)
婚姻情况		0.4107**	0.3405**		-0.7327**	-0.7899**		-0.0971**	-0.0973**

		*	*		*	*		*	*
		(0.0478)	(0.0477)		(0.1692)	(0.1699)		(0.0130)	(0.0131)
		0.5986**	0.6026**		2.1867**	2.1842**		0.1409**	0.1405**
房产情况		*	*		*	*		*	*
		(0.0378)	(0.0371)		(0.1349)	(0.1344)		(0.0100)	(0.0102)
现金流入等级		0.4084**	0.3769**		0.5413**	0.5137**		0.0160**	0.0160**
		*	*		*	*		*	*
		(0.0205)	(0.0203)		(0.0748)	(0.0763)		(0.0058)	(0.0060)
是否低财富水平		-0.3963**	-0.3713**		-0.5788**	-0.5640**		-0.0221**	-0.0227**
		*	*		*	*		*	*
		(0.0171)	(0.0165)		(0.0579)	(0.0590)		(0.0045)	(0.0046)
是否高财富水平		0.3326**	0.3175**		0.0908	0.1011		-0.0137	-0.0118
		*	*						
		(0.0528)	(0.0516)		(0.1785)	(0.1833)		(0.0132)	(0.0135)
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	否	否	控制	否	否	控制	否	否	控制
个体固定效应	控制	否	否	控制	否	否	控制	否	否
样本量	227309	226029	226029	229601	228214	228214	225438	224160	224160

注：表内数字均为变量的回归系数，对应括号内均为稳健标准误。*、**和***分别表示在10%、5%和1%水平上显著。下表同⁹。

（二）内生性分析和稳健性检验

1. 内生性分析

本文使用以下方法缓解内生性问题导致的模型估计偏误：

第一，使用DML (Double Machine Learning) 模型解决样本自选择和模型误设带来的内生性问题。DML模型是一种因果推断模型，又称Debiased Machine Learning，即去偏机器学习模型。顾名思义，该模型在因果推断分析中旨在去偏，排除混杂因子对样本进入处理组和实验组的影响 (Chernozhukov et al., 2018)。DML模型原理主要如下：

$$consumption_{ijt} = \theta_0 profit_{ijt} + g_0(X_{ij}, v_t, \gamma_i) + \varepsilon_{ijt}, \quad E[\varepsilon_{ijt} | X_{ij}, v_t, \gamma_i, profit_{ijt}] = 0$$

(2)

$$profit_{ijt} = m_0(X_{ij}, v_t, \gamma_i) + \mathcal{G}_{ijt}, \quad E[\mathcal{G}_{ijt} | X_{ij}, v_t, \gamma_i] = 0$$

(3)

如果 $profit_{ijt}$ 相对于 X_{ij}, v_t, γ_i 是完全外生的， θ_0 即为 $profit_{ijt}$ 对 $consumption_{ijt}$ 的无偏一致性估计，但在现实中， X_{ij}, v_t, γ_i 往往会影响样本进入实验组和对照组即通过方程 $m_0(X_{ij}, v_t, \gamma_i)$ 影响 $profit_{ijt}$ ，属于混杂因子。DML模型会通过正交化克服正则偏差，即通过ML估计剔除 X_{ij}, v_t, γ_i 对 $profit_{ijt}$ 的影响，获得无偏系数。此外，解释变量与被解释变量之间可能会存在非线性关系，存在模型误设等问题。DML模型依赖于机器学习，一方面在高纬度方程中使用，能有效解决“维度诅咒”问题；另一方面，DML模型基于工具变量函数、两阶段预测残差回归以及样本分割拟合的思想，能缓解机器学习估计中存在的“正则偏误”，有效避免模型误设的问题 (Yang et al., 2020; 张涛和李均超, 2023)。但DML模型只能缓解由于可观测变量带来的内生性问题，无法处理最为关键的不可观测变量带来的内生性 (徐尚昆等, 2020)。

DML模型估计结果如表4第(1)、(3)和(5)列所示，投资是否获益对电商消费支出以及电商消费占比的影响均显著为正，进一步表明互联网理财投资收益对电商消费支出的处理效应更大。

第二，如果消费者完全理性，滞后一期的消费应当包含消费者所有信息 (Hall, 1978)，据此本文借鉴李涛和陈斌开 (2014) 与张浩等 (2017) 的研究，将消费支出增长率作为被解释变量，可在一定程度上解决遗漏变量带来的内生性问题。表4第(2)、(4)列显示，互联网理财投资是否获益依然对平台用户

⁹ 回归过程中，本文对消费总支出、电商消费支出、理财持有规模对数的一阶差分等关键变量进行了左右1%的缩尾处理；此外，由于部分用户的特征变量如婚姻状况、房产状况、所在省份存在缺失值，导致描述性统计结果中的样本量与回归结果中的样本量并不一致。

电商消费具有显著正向影响。

表 4 内生性分析

变量	消费总支出		电商消费		电商消费占比
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
互联网理财投资是否获益	-0.0060 (0.0150)	0.0036 (0.0038)	0.0560** (0.0220)	0.0234* (0.0121)	0.0050** (0.0020)
个体控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	226029	217568	228214	221178	228748

2. 稳健性检验

为验证基准回归结果的稳健性，本文进行以下检验：第一，本文控制了活跃用户所在地级市的固定效应。第二，替换核心解释变量，采用当期投资收益率的连续变量替换投资是否获益的虚拟变量。第三，生命周期—永久收入假说成立的前提条件是消费者不受流动性约束或借款约束，如果信贷市场存在严重摩擦，消费者难以通过借贷实现消费平滑，容易出现“短视（Myopia）”现象，即当期收入对消费支出有显著影响，因此我们在模型中加入消费信贷支出的对数来控制消费者的信贷约束。第四，替换核心被解释变量，采用消费总笔数、电商消费笔数、电商消费笔数占比分别替代消费总支出、电商消费支出和电商消费占比。稳健性检验结果表明，互联网理财投资收益能够显著促进平台用户电商消费支出，互联网理财的财富效应具有稳健性，但对总消费支出的影响并不在所有条件下均显著¹⁰。

（三）进一步分析：互联网理财对下沉人群消费的异质性影响

我国下沉人群蕴藏着巨大的消费潜力，是推动消费升级的中坚力量。相较于传统财富管理，互联网理财凭借移动互联网、人工智能和大数据等技术优势可以突破时空限制、降低投资限额、满足投资者多样化需求、智能匹配理财产品等优势，可以显著降低居民金融市场参与成本，尤其降低了以低收入、低财富水平为特征的涉农居民、西部地区居民和三线及以下城市居民等下沉人群的参与成本。部分研究表明，受消费者消费习惯、抵制现期消费诱惑的心理成本、流动性约束、收入水平、拥有财富水平等因素影响，不同类型消费者的消费决策行为对金融资产价值波动的敏感程度有所差异。为此，本文基于是否涉农、是否西部地区以及是否三线及以下城市等视角，进一步探讨互联网理财财富效应在下沉人群中的异质性表现。

具体地，本文参考宋科等（2023）构建衡量人群下沉程度的指标，即轻度下沉人群、中度下沉人群和重度下沉人群，具体划分方法如下：满足涉农、西部地区或三线及以下城市其中一个条件的用户为轻度下沉人群，满足其中两个条件的用户为中度下沉人群，三个条件全部满足的用户为重度下沉人群。互联网理财投资是否获益与人群下沉程度的交互项结果显示¹¹，无论是消费总支出还是电商消费支出，随着下沉程度增加，互联网理财投资是否获益与下沉程度的交互项系数由负转为正，但并不显著。只有被解释变量为电商消费占比时，互联网理财投资是否获益与重度下沉人群的交互项显著为正。但由于被解释变量为消费支出时，互联网理财投资是否获益与重度下沉人群的交互项系数不显著，因此这一结果并不具经济学意义。由此可以看出，互联网理财的财富效应并没有明显的下沉效应，假设 2 未能得到验证。可能的原因在于：一方面，下沉群体收入结构单一，收入波动较大，较强的预防性储蓄意愿会削弱财产性收入的财富效应（袁志刚和宋铮，1999；臧旭恒和裴春霞，2007）；另一方面，消费支出存在显著的收入门槛效应，只有互联网理财带来的收入达到相应的门槛时，财富效应才能得以更好发挥（范叙春，2016）。

五、延伸讨论：互联网理财对消费结构的影响

本部分进一步分析互联网理财投资收益对居民消费结构升级的影响。恩格斯最早将消费需求划分为生存型消费需求、发展型消费需求和享受型消费需求，并揭示了三者之间存在的一般规律。在生存需求基本得到满足后，居民才会逐步转向追求个人发展和精神享受需求的满足。国家统计局将人均消费支出划分为食品、衣着、居住、生活用品及服务、交通通信、教育娱乐、医疗保健和其他用品和服务等八大品类。根据潘敏和刘知琪（2018）的研究，食品、衣着、居住是满足家庭基本生存需要而进行的消费，属于生存型

¹⁰ 篇幅所限，结果备索。

¹¹ 篇幅所限，结果备索。

消费；发展享受型消费包括生活用品及服务、交通通信、教育娱乐、医疗保健和其他用品和服务生活用品及服务、交通通信、教育娱乐、医疗保健和其他用品和服务等，是消费者为追求更好的个人发展和精神享受而产生的消费，居民消费结构的优化升级表现为发展享受型消费占比的提高。此外，消费结构升级也表现为纵向消费结构变化，即居民倾向于消费同一品类中的中高档消费品。近年来，在电子商务和数字金融共同驱动下，我国居民步入了以多元化、高质化、虚拟化、个性化为特征的“新消费”升级阶段。基于当前“新消费”升级的阶段性与数据可得性，本文聚焦互联网理财对居民生存型消费、发展享受型消费等横向消费结构升级的影响。支付宝平台对居民电商消费支出的品类划分包括粮油食品饮料烟酒类、服装鞋帽纺织类、日用品类、中西药品类、家具类、建筑及装潢材料类、文化办公用品类、教育服务、医疗保健服务、通讯器材类、书报杂志类、化妆品类、金银珠宝类、体育娱乐用品类、家用电器和音像器材类、汽车类、文化娱乐服务、航旅服务、餐饮服务和生活服务等 20 类¹²。根据刘知琪（2018），本文将上述消费类目标划分到生存型消费、发展享受型消费的具体标准如表 5 所示。

从表 6 的回归结果可以看出，互联网理财投资收益对支付宝平台用户在电商平台上各类消费品的支出水平都有显著促进作用，且对发展享受型消费占比有显著正向影响，验证假设 4。

表 5 生存型和发展享受型消费分类标准

消费品类	商品类目
生存型消费	粮油食品饮料烟酒类、服装鞋帽纺织类、日用品类、中西药品类、家具类、建筑及装潢材料类
发展享受型消费	文化办公用品类、教育服务、医疗保健服务、通讯器材类、书报杂志类、化妆品类、金银珠宝类、体育娱乐用品类、家用电器和音像器材类、汽车类、文化娱乐服务、航旅服务、餐饮服务、生活服务

表 6 互联网理财投资收益对不同消费品类支出的影响

变量	生存型消费	发展享受型消费	发展享受型消费占比
互联网理财投资是否获益	0.1236*** (0.0368)	0.1529*** (0.0360)	0.9940*** (0.2457)
控制变量	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制
样本量	225849	225849	225849

六、基于中国家庭金融调查（CHFS）数据的交叉验证与中介机制分析

由于本文的样本来自支付宝这一金融科技平台，无法代表整个经济社会中的居民，为验证基准结果的稳健性和可靠性，本文进一步采用 2019 年的中国家庭金融调查（CHFS-2019）数据进行交叉验证¹³。CHFS 数据有效收集了家庭部门的人口统计学特征、资产与负债、保险与保障、收入与支出、就业等方面信息，以及八大品类消费情况，为交叉验证提供了良好的数据支撑。基于此，本文设定模型如下：

$$Consumption_j = \beta_0 + \beta_1 profit_j + \gamma X_j + \varepsilon_j \quad (4)$$

其中， $Consumption_j$ 表示第 j 个家庭的消费水平或消费结构。消费水平包括家庭消费总支出、生存型消费支出、发展享受型消费支出以及电商消费支出；消费结构为发展享受型消费占比。 $profit_j$ 为家庭 j 互联网理财的投资收益，同样用是否获益来表示。 X_j 是家庭 j 的控制变量，包括家庭户主的年龄、性别、房产拥有情况、婚姻状况、收入水平、财富水平等。考虑到 CHFS 提供的消费数据为家庭消费数据，本文还

¹² 由于平台数据限制，本文的消费结构数据仅为电商发展享受型消费支出占比，而非全部发展享受型消费支出占比

¹³ 使用 2019 年的调查数据，是因为中国家庭金融调查和研究中心在 2019 年中定义的互联网理财产品余额与 2015、2017 年的调查问卷中提及的互联网理财定义略有出入。2019 年的调查问卷明确了互联网理财定义，即家庭部门在支付宝、微信支付、京东网银钱包、百度钱包等第三方支付账户中购买的能够产生利息的互联网理财金额（如余额宝、微信零钱通、京东小金库、百度百赚等）以及不产生利息的互联网理财产品现金余额。但 2015 年和 2017 年并没有统计第三方支付账户中不产生利息的互联网理财产品现金余额，因此本文在本部分中以 2019 年购买互联网理财产品（包括现金余额和产生利息的金额）的家庭部门为研究样本。

控制了家庭人口规模和抚养负担。一方面，家庭人口规模会显著影响家庭消费支出；另一方面，家庭抚养负担会对家庭消费结构产生影响，老年群体与少儿群体没有或缺乏收入来源，且在医疗保健支出、教育支出等方面开销较大，因此，老年抚养比与少儿抚养比较高的家庭，其发展享受型消费支出较大¹⁴。 ε_j 为误差项。

进一步地，本文通过中介效应模型分析互联网理财收益能否通过优化居民收入结构来影响居民消费。具体模型设定如方程（5）和（6）所示。

$$incomestr_j = \alpha_0 + \alpha_1 profit_j + \Gamma X_j + \nu_j \quad (5)$$

$$Consumption_j = \omega_0 + \omega_1 profit_j + \omega_2 incomestr_j + \Pi X_j + \vartheta_j \quad (6)$$

其中， $incomestr_j$ 为家庭收入结构，用财产性收入在家庭总收入的占比来表示。为排除极端值的影响，本文对该变量进行了左右各1%的缩尾处理。

方程（4）的回归结果如表7所示，互联网理财投资收益能够显著促进家庭部门的消费总支出、生存型消费和发展享受型消费，尤其对发展享受型消费支出的边际影响更大，有助于居民实现消费结构升级。值得一提的是，互联网理财投资收益对电商消费的边际影响更大，进一步验证在“数字金融+电子商务”的“一站式”消费金融模式下，互联网理财财产性收入对家庭电商消费的促进作用更为凸显。需要注意的是，表7中互联网理财投资是否获益的回归系数与表3、6的回归系数存在较大差异，这与两部分样本差距较大有关。首先，数据维度不一。来自支付宝平台的数据为单个用户的月度行为数据，CHFS数据则是家庭部门的年度行为数据。其次，样本个体特征方面差异较大，尤其是年龄层面。来自支付宝平台用户的平均年龄区间在26-35岁，来自CHFS的家庭户主平均年龄区间为46-50岁。最后，消费数据存在差异。来自支付宝平台的消费数据只包括用户通过该平台移动支付工具的支出，无法囊括用户全部的消费数据，来自CHFS的消费数据则是家庭部门的全部消费支出。从消费结构来看，出于数据限制，来自支付宝平台的消费结构仅为用户在电商平台上的发展享受型消费支出在电商消费支出中的占比，来自CHFS的消费结构则为家庭部门全部的发展享受型消费在总消费中的占比。因此，表7的回归系数与表3、6的回归系数在大小上并不具备可比性，只能从回归系数的方向与显著性上进行比较。通过交叉验证可以看出，一方面，互联网理财的财富效应广泛存在于微观个体和家庭部门之间，且对电商消费的促进作用更大，再次验证假设1与假设4。另一方面，无论是从微观个体在电商平台上的消费结构来看，还是从家庭部门总消费中的消费结构来看，互联网理财投资收益对居民消费结构升级的促进作用显著存在。中介效应回归结果如表8所示，结果表明，互联网理财能够通过优化居民收入结构，增加财产性收入在总收入中的占比，显著促进居民消费支出，验证假设3。

表7 互联网理财投资收益对居民消费的影响（基于CHFS数据）

变量	家庭消费总支出	生存型消费支出	发展享受型消费支出	发展享受型消费占比	电商消费	电商消费占比
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
互联网理财投资是否获益	0.0881*** (0.0126)	0.0471*** (0.0119)	0.1456*** (0.0179)	0.0190*** (0.0039)	1.1256*** (0.0617)	0.0214*** (0.0017)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	15980	15980	15980	15980	16271	15977

表8 互联网理财投资收益影响居民消费的中介机制（基于CHFS数据）

变量	收入结构	家庭消费总支出	生存型消费支出	发展享受型消费支出	发展享受型消费占比	电商消费	电商消费占比
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
互联网理财投资是否获益	0.0137*** (0.0033)	0.0786*** (0.0126)	0.0402*** (0.0119)	0.1324*** (0.0180)	0.0179*** (0.0039)	1.0623*** (0.0618)	0.0209*** (0.0017)
收入结构		0.2741*** (0.0362)	0.2527*** (0.0331)	0.2510*** (0.0547)	-0.0006 (0.0109)	0.3644*** (0.1792)	0.0019 (0.0034)
控制变量		控制	控制	控制	控制	控制	控制

¹⁴ 因篇幅所限，具体变量说明和描述性统计可向作者索要。

样本量	15418	15131	15130	15131	15131	15415	15128
-----	-------	-------	-------	-------	-------	-------	-------

七、主要结论与政策启示

本文基于经典财富效应理论，在“数字金融”+“电子商务”共同驱动的新一轮消费升级背景下，从个人投资者视角出发探讨互联网理财与居民消费之间的关系，结果表明：①互联网理财投资收益能够显著促进居民消费，特别是电商消费，这可能与消费者可以通过智能手机实现理财和电商 APP 的快捷切换，理财收益转化为消费的时滞较短等因素有关。②基于中国家庭金融调查数据的交叉验证，再次验证互联网理财投资收益能显著促进居民消费支出和消费结构升级，尤其对电商消费的促进作用更大，表明互联网理财财富效应具有稳健性。进一步地，中介机制分析结果表明，互联网理财投资收益能够通过优化收入结构促进居民消费。③从财富效应在下沉人群中的异质性表现来看，当被解释变量为消费支出时，尽管互联网理财投资收益与下沉程度的交互项系数随着下沉程度增加由负变为正，但并不显著。这表明，互联网理财财富效应并不具备明显的下沉效应。④互联网理财投资收益对居民在电商平台上的各类消费品支出均具有显著促进作用，而且对发展享受型消费的占比有显著正向影响，有助于推动居民消费结构升级。

本文为在新发展阶段充分发挥互联网理财在优化居民收入结构，促进居民消费方面的作用，特别是推动实施《扩大内需战略规划纲要（2022-2035）》提供了有益的经验证据和政策启示。①要进一步加强移动互联网等新型基础设施建设。一方面，通过扩大互联网理财服务的覆盖广度，优化收入结构，缩小不同群体间财产性收入差距，进一步释放居民消费潜力，扩大内需。另一方面，着力推动农村和偏远地区的电子商务发展，充分发挥中国超大规模市场优势，更好地发挥各个区域互联网理财的财富效应。②要注重金融知识普及和投资者教育，尤其是加强对涉农居民、西部地区居民等下沉人群的金融投资者教育。作为未来的消费主力军，要着力提高其投资效率，避免资产价格过度波动造成较大收入损失，进而影响消费能力。③要多措并举提高居民人均可支配收入，扩大中等收入群体，加强金融资产投资收益对耐用品和发展享受型消费的影响，助推居民消费结构升级。同时，也要不断增加财产性收入在居民可支配收入中的比重，进一步优化居民收入结构。

参考文献

- [1] 陈昌盛、许伟、兰宗敏和李承健, 2021, 《我国消费倾向的基本特征、发展态势与提升策略》, 《管理世界》第8期, 第46~58。
- [2] 陈惠雄, 2016, 《既定收入条件下消费者支出均衡的决定》, 《中国工业经济》第4期, 第5~21。
- [3] 范叙春, 2016, 《收入增长、消费结构升级与产品有效供给》, 《经济与管理研究》第5期, 第16~24。
- [4] 冯华和陈亚琦, 2016, 《平台商业模式创新研究——基于互联网环境下的时空契合分析》, 《中国工业经济》第3期, 第99~113。
- [5] 古炳、李红岗和叶欢, 2009, 《我国城乡居民边际消费倾向变化及政策含义》, 《金融研究》第3期, 第199~206。
- [6] 何兴强和杨锐锋, 2019, 《房价收入比与家庭消费——基于房产财富效应的视角》, 《经济研究》第12期, 第104~119。
- [7] 胡永刚和郭长林, 2012, 《股票财富、信号传递与中国城镇居民消费》, 《经济研究》第3期, 第115~126。
- [8] 李波, 2015, 《中国城镇家庭金融 险资产配置对消费支出的影响——基于微观调查数据 CHFS 的实证分析》, 《国际金融研究》第1期, 第83~92。
- [9] 李涛和陈斌开, 2014, 《家庭固定资产、财富效应与居民消费:来自中国城镇家庭的经 证据》, 《经济研究》第3期, 第62~75。
- [10] 刘向东、刘雨诗和陈成漳, 2019, 《数字经济时代连锁零售商的空间扩张与竞争机制创新》, 《中国工业经济》第5期, 第82~100。
- [11] 宁光杰、雒蕾和 伟, 2016, 《我国转型期居民财产性收入不平等成因分析》, 《经济研究》第4期, 第116~128。
- [12] 潘敏和刘知琪, 2018, 《居民家庭“加杠杆”能促进消费吗?——来自中国家庭微观调查的经 证据》, 《金融研究》第4期, 第75~91。
- [13] 邱晗、 益平和纪洋, 2018, 《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》第11期, 第17~29。
- [14] 宋科、武沛璋、李 翔和杨雅鑫, 2023, 《互联网消费信贷与传统消费信贷: 互补还是替代?》, 《管理科学学报》第4期, 第41~61。
- [15] 宋科、虞思燕和杨雅鑫, 2022, 《消费升级再审视及历史回 一个理论分析框架》, 《经济纵横》第12期, 第97~103。
- [16] 唐琦、夏庆杰和李实, 2018, 《中国城市居民家庭的消费结构分析:1995—2013》, 《经济研究》第2期, 第35~49。
- [17] 王修华、傅勇、贺小金、谭开通, 2013, 《中国农户受金融排斥状况研究——基于我国8省29县1547户农户的调研数据》, 《金融研究》第7期, 第139~152。
- [18] 温涛、田纪华和王小华, 2013, 《农民收入结构对消费结构的总体影响与区域差异研究》, 《中国软科学》第3期, 第42~52。
- [19] 徐尚昆、郑辛迎和杨汝岱, 2020, 《国有企业工作经历、企业家才能与企业成长》, 《中国工业经济》第1期, 第155~173。
- [20] 杨继生和邹建文, 2020, 《居民消费平滑及其结构异质性——基于生命周期模型的分析》, 《经济研究》第11期, 第121~137。
- [21] 尹志超、宋全云和吴雨, 2014, 《金融知识、投资经 与家庭资产选择》, 《经济研究》第4期, 第62~75。
- [22] 袁志刚和宋铮, 1999, 《城镇居民消费行为变异与我国经济增长》, 《经济研究》第11期, 第20~28。
- [23] 臧旭恒和裴春霞, 2007, 《转轨时期中国城乡居民消费行为比较研究》, 《数量经济技术经济研究》第1期, 第65~72。

- [24] 张大永和曹红, 2012, 《家庭财富与消费:基于微观调查数据的分析》, 《经济研究》第1期, 第53~65。
- [25] 张浩、易行健和周聪, 2017, 《房产价值变动、城镇居民消费与财富效应异质性——来自微观家庭调查数据的分析》, 《金融研究》第8期, 第50~66。
- [26] 张涛和李均超, 2023, 《网络基础设施、包容性绿色增长与地区差距——基于双重机器学习的因果推断》, 《数量经济技术经济研究》第4期, 第113~135。
- [27] 周密和盛玉雪, 2018, 《互联网时代供给侧结构性改革的主导性动力:工业化传统思路的局限》, 《中国工业经济》第4期, 第39~58。
- [28] Ando A. and Modigliani F., 1963, “The Life Cycle Hypothesis of Saving,” *American Economic Review*, 53(1), pp. 55~74.
- [29] Arena, J. J., 1964, “Capital Gains and the ‘Life Cycle’ Hypothesis of Saving,” *American Economic Review*, 54(3), pp. 107~111.
- [30] Arena, J. J., 1965, “Postwar Stock Market Changes and Consumer Spending,” *Review of Economics and Statistics*, 47, pp.379~391.
- [31] Bacchetta, P. and Gerlach, S., 1997, “Consumption and Credit Constraints: International evidence,” *CEPR Discussion Papers*, No.1727.
- [32] Bernheim, D. B. and Skinner, 2001, “What Accounts for the Variation in Retirement Wealth Among U.S. Households?,” *American Economic Review*, 91(4), pp. 832~857.
- [33] Bertaut, C. C., 1998, “Stockholding Behavior of U.S. Households: Evidence from the 1983–1989 Survey of Consumer Finances,” *Review of Economics and Statistics*, 80(2), pp. 263~275.
- [34] Campbell, John, Y. and Mankiw, N. Gregory, 1991, “The response of consumption to income : A cross-country investigation,” *European Economic Review*, 35(4), pp. 723~756.
- [35] Case, K. E., Quigley, J. M. and Shiller, R. J., 2005, “Comparing Wealth Effects: The Stock Market Versus the Housing Market,” *Advances in Macroeconomics*, 5(1), pp. 1235~1235.
- [36] Chernozhukov, V., Chetverikov, D., Demirer, M., Duflo, E., Hansen, C., Newey, W. and Robins, J., 2018, “Double/debiased Machine Learning for Treatment and Structural Parameters,” *The Econometrics Journal*, 21, pp. C1~C68.
- [37] Erzo, G. J. Luttmer, 1999, “What Level of Fixed Costs Can Reconcile Consumption and Stock Returns?,” *Journal of Political Economy*, 107(5), pp. 969~997.
- [38] Flavin, Marjorie, A., 1981, “The Adjustment of Consumption to Changing Expectations about Future Income,” *Journal of Political Economy*, 89(5), pp. 974~1009.
- [39] Guiso, L., Sapienza, P. and Zingales, L., 2004, “The Role of Social Capital in Financial Development,” *American Economic Review*, 94(3), pp. 526~556.
- [40] Hall, R. E. and Mishkin, F. S., 1982, “The Sensitivity of Consumption to Transitory Flow: Evidence from PSID Households,” *Econometrica*, 50(2), pp. 461~481.
- [41] Hall, Robert, E., 1978, “Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Flow Hypothesis: Theory and Evidence,” *Journal of Political Economy*, 86(6), pp. 971~987.
- [42] Shefrin, H. M. and Thaler, R. H., 1988, “The Behavioral Life-Cycle Hypothesis,” *Economic Inquiry*, 26(4), pp. 609~643.
- [43] Sousa, R. M., 2008, “Financial Wealth, Housing Wealth, and Consumption,” *International Research Journal of Finance & Economics*, 19, pp. 167~191.
- [44] Starr, Mccluer, M., 2002, “Stock Market Wealth and Consumer Spending,” *Economic Inquiry*, 40(1), pp. 69~79.
- [45] Thaler, R. H., 1990, “Anomalies: Saving, Fungibility, and Mental Accounts,” *Journal of Economic Perspectives*, 4(1), pp. 193~205.
- [46] V. Chernozhukov, D. Chetverikov, M. Demirer, E. Duflo, C. Hansen, and A. W. Newey., 2016, “Double Machine Learning for Treatment and Causal Parameters,” *ArXiv e-prints*,7.
- [47] Zhou, X., Chang, M. S., and Gibler, K., 2016, “The asymmetric wealth effects of housing market and stock market on consumption in China,” *Journal of the Asia Pacific Economy*, 21(2), pp. 196~216.

Online Wealth Management, Wealth Effect and Consumption: Evidence from the Internet Platform Users' Wealth Management Behavior

Yang Yaxin Song Ke Zhang Jinfan

Summary: In the backdrop of a sluggish global economy and pervasive uncertainties, understanding the micro-decision-making mechanism of residents' consumption assumes critical importance for unleashing consumption potential, fostering consumption upgrades, stimulating domestic demand, and fostering high-quality economic development. Financial investment serves as a pivotal tool for consumers to smooth consumption over their life-cycle. On the premise of financial market frictions, investment income from financial assets emerges as a significant source of property income, demonstrating a greater marginal propensity to consume compared to wage and household business incomes, thereby inducing a wealth effect. As the popularization of mobile internet and the rapidly development of digital finance, residents increasingly engage with online wealth management products via Fintech platforms, facilitating their participation in financial markets and accumulation of property income.

Based on the classic wealth effect theory, this article randomly selected the financial behavior and consumption behavior data of about 30,000 active users from a unicorn-level Fintech platform in China-Alipay, and analyzed the impact of online wealth management on residents' consumption expenditure and consumption structure. The main conclusions of the research are as follows: (1) The online wealth management investment income can significantly promote residents' consumption, especially e-commerce consumption. This may be due to the fact that consumers can quickly switch between wealth management and e-commerce APPs through smartphones, and the time lag of converting online wealth management investment income into consumption can be shorten. Furthermore, we use two ways to solve the endogeneity problem, such as the DML model and using consumption expenditure growth rate as the explained variable. The empirical results still show that online wealth management investment income can significantly promote household consumption, especially e-commerce consumption. (2) Since the sample comes from a Fintech platform and cannot represent residents in the entire economy and society, in order to verify the robustness and reliability of the benchmark results, we further used the China Household Financial Survey 2019 (CHFS-2019) data for cross-validation. The empirical results once again verify that the online wealth management investment income can significantly promote household consumption expenditure, especially e-commerce consumption, indicating that the wealth effect of online wealth management is robust. Furthermore, the analysis results of the intermediary mechanism show that the online wealth management investment income can promote residents' consumption by optimizing the income structure. (3) Judging from the performance of the wealth effect among the sinking population, when the explained variable is consumption expenditure, although the coefficient of the interaction between the online wealth management investment income and the degree of sinking changes from negative to positive as the degree of sinking increases, it is not significant. Therefore, the wealth effect of online wealth management does not have a significance sinking effect. (4) To further promote high-quality development, it's necessary not only to effectively improve residents' consumption expenditure, but also promote the upgrading of residents' consumption structure. Based on this, we further studies the impact of online wealth management investment income on the upgrading of residents' consumption structure from a structural perspective. It was found that online wealth management investment income has a significant promotion effect on residents' expenditure on various goods on e-commerce platforms, and has a particularly significant positive impact on the proportion of development and enjoyment consumption, which helps to promote the upgrading of residents' consumption structure.

Compared with existing literature, the possible marginal contributions of this article are: (1) Based on micro-data such as individual-monthly online wealth management and consumption behavior of a unicorn-level Fintech platform, it verifies the wealth effect of online wealth management, and further explores the heterogeneity of wealth effect of online wealth management among sinking groups such as rural residents, people in western regions, and residents in third-tier cities and have enriched the relevant literature. (2) Expanding the research perspective on the wealth effect of online wealth management from the consumption expenditure to the consumption structure, and explore the heterogeneous impact of online wealth management investment income on basic, development and enjoyment consumption, providing useful empirical evidence to further standardize the development of online wealth management in the new development stage and promote the upgrading of residents' consumption. (3) Using the China Household Finance Survey 2019 (CHFS-2019) data to conduct cross-validation on the wealth effect of online wealth management, and further test the impact mechanism of online wealth management on promoting consumption by optimizing residents' income structure.

In the future, (1) It's necessary to further strengthen the construction of new infrastructure such as mobile internet. On the one hand, expanding the coverage of online wealth management can help optimize residences'

income structure, narrow the property income gap between different populations, release residents' consumption and then increase the domestic demand. On the other hand, it's necessary to promote the development of e-commerce in rural and remote areas, leveraging Chinese vast market advantage to better harness the wealth effect of online wealth management across various regions. (2) It's necessary to pay more attention to the popularization of financial knowledge and investor education, especially strengthening the investor education of residences living the rural or western region. As the major force of consumption in the future, it's necessary to improve their investment efficiency, avoiding the excessive fluctuations in assets prices weaken their consumption ability. (3) It's necessary to improve residents' income level through multiple measures, expand the amount of middle-income population, strengthen the impact of financial assets investment income on duration goods and development and enjoyment consumption, and promote the upgrading of residents' consumption structure. An the same time, it's necessary to increase the proportion of property income in residents' disposable income and further optimize the residents' income structure.

Key word: Online wealth management, income structure, wealth effect, e-commerce consumption, consumption upgrade

企业数字化能带来超额股票收益吗？

——一个投资者数字偏好的视角¹

朱超² 刘静怡³

【摘要】本文建立一个包含投资者数字偏好的资产定价模型，解释企业数字化水平的股票超额收益。理论模型和 2010—2021 年 A 股上市企业的经验证据共同支持以下发现：第一，企业数字化水平能带来股票横截面超额收益。与没有数字化的企业相比，数字化能带来 2% 左右的股票超额收益。第二，投资者数字偏好与超额收益之间存在显著的倒“U”型非线性关系。当数字偏好超过一定阈值后，股票超额收益会随数字偏好上升而下降。第三，本文构建数字因子，并建立包含市场因子与数字因子的双因子模型，发现数字因子对股票收益具有显著的解释能力。以 Fama-French 三因子模型为例，包含市场因子与数字因子的双因子框架比三因子模型的解释能力强 28.2%。本文的研究帮助理解数字经济这一新兴业态对股票市场的影响，并讨论投资者偏好在其中的作用。这将有助于在新的市场背景下理解股票收益，帮助企业 and 投资者制定合理的投资策略。

【关键词】企业数字化 数字偏好 数字因子 超额收益

引言

数字化已成为驱动我国经济高质量发展的重要引擎，也能促进实体经济的包容性增长（田利辉等，2024）。十九届五中全会上《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十四个五年规划和二〇三五年远景目标的建议》，明确提出要“加快数字化发展”。与传统的土地、资本、劳动等生产要素不同，数字化变革中诞生的数据要素能够完备现有的生产要素市场，其按贡献参与分配的事实正在逐步改变生产、消费、对外投资等各个环节的商业模式。数字化过程中的企业价值生产方式经历要素和逻辑的双重变革（Bertani et al., 2021），数据要素有助于提升企业经营效率与价值创造能力，促进财富充分流动。

投资者对数字化的关注与日俱增，这会影响证券市场的收益表现。这能够提振市场情绪，改变参与者期望和行为。在数字化相关的经济政策引导下，投资者在选股策略中更多关注股票公开的数字化信息。日益提升的关注度逐渐形成偏好，通过投资组合配置行为作用于股票价格（赵胜民和刘笑天，2020）。随着投资者对数字化的偏好形成规模，整体股票市场上的供求关系发生改变，股票价格与数字化水平之间产生联系。

数据显示，投资者已经从数字化选股策略中获取到超额收益。一方面，本文按照 Fama-French 因子模型的方式在 A 股市场上构造数字化投资组合，组合表现代表着数字化投资策略的收益水平。图 1（A）结果显示，样本期 2010—2021 年的 144 个月内，该组合有 86 个月收益为正，平均年超额收益为 3.75%。另一方面，不同数字化水平的股票组合的累计收益在时间维度上也存在差异。图 1（B）显示，自 2015 年政府发布《促进大数据发展行动纲要》白皮书以来，高数字化投资组合收益明显占优且优势不断扩大。个股横截面上是否存在数字化超额收益？这是本文关注的第一个问题。

¹ 原载于《国际金融研究》2024 年第 10 期

² 朱超，经济学博士，首都经济贸易大学金融学院教授

³ 刘静怡，首都经济贸易大学金融学院博士研究生

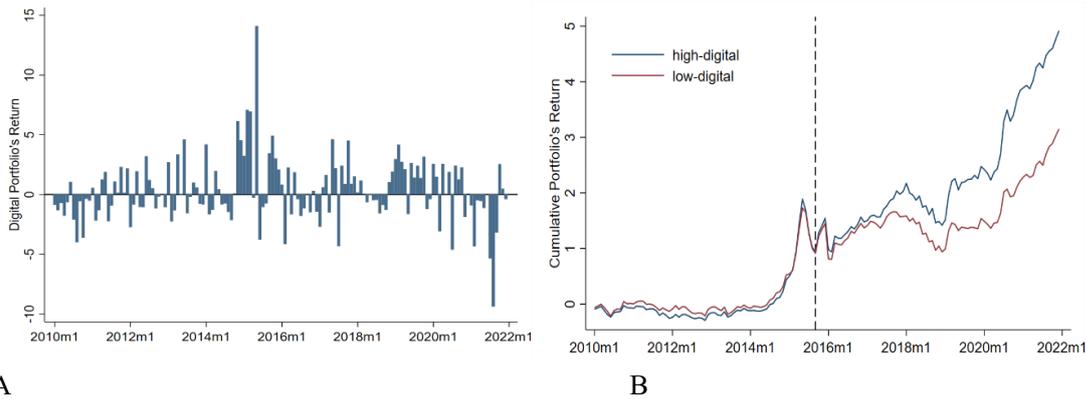


图 1 数字化投资组合的超额收益表现

资料来源：Wind

注：图 1（A）中数字化投资组合的构建方法按照 Fama & French（2015）的经典方法构建；图 1（B）中对高低组合分别计算累计收益（%），计算方法为累计超额收益率的复利形式。

现有文献中更多关注企业与市场层面的数字化股票超额收益，较少讨论投资者在其中发挥的作用。本文沿袭行为经济学的逻辑，加以考虑投资者偏好对股票价格的影响。投资者对数字化的偏好影响股票超额收益，这一影响与数字化本身的超额收益之间可能存在关联。由此引出第二个问题：投资者数字偏好如何影响数字化超额收益？

本文边际贡献在于：第一，在 Pástor et al.（2021）构建的可持续资产定价模型的基础上，将投资者按照是否具有数字偏好拆分为两类分别建模。基于此，A 股这一特定的投资者构成环境下数字化、数字偏好与超额收益的关系得以分析。本文为这一集中于实证分析的领域增加了理论框架。第二，发现 A 股市场存在数字偏好，尤其是当企业“言行不一”时，这种偏好会给“说多做少”的企业带来超额收益。结合数字偏好与超额收益的非线性关系，本文的研究对投资者的警示作用在于，要更多关注企业“做什么”而不是“说什么”。第三，本文对资产定价领域的研究是一个扩展。本文针对数字因子定价能力的讨论发现，数字化这一新的因子的确会带来股票收益，这可帮助寻找股票超额收益的新来源。

一、文献综述

（一）数字化与股票超额收益

部分文献认为，数字化将带来正的股票超额收益。第一，数字化将提高企业创新能力。数字化水平通过创新促进作用提高企业竞争力（Ferreira et al., 2019）。其带来的创新包括产品、过程、组织和商业模式在内，通过数字技术的可重新编程性与数据同质化特征实现。第二，数字化将提高公司治理水平。数字化能够帮助企业提升数字化管理效率（刘淑春等，2021）、赋能企业运营管理（陈剑等，2020）、驱动企业管理变革与治理结构创新（戚聿东和肖旭，2020）。第三，数字化将增加企业价值。数字化将影响企业的资产回报率（ROA）、权益回报率（ROE）与托宾 Q 值等收益指标。一方面，数字化带来的治理水平提升将帮助企业吸引更多的优质机构投资者，获得更低的融资成本。另一方面，数字化带来的企业创新和专业化分工提高全要素生产率，增加企业价值（Galindo-Martín et al., 2019）。此外，数字化下的金融服务外部环境也推动企业技术创新，增加企业价值（谢雪燕和朱晓阳，2021）。

然而，也有文献认为，数字化可能会增加企业崩盘风险，降低股票超额收益。第一，主流观点认为，信息透明有助于股票市场成熟发展（Gul et al., 2010），信息消费能够促进企业数字化转型（王馨等，2023），其机制为提升股价流动性（吴非等，2021）、降低股价同步性。但数字化促使企业产生机会主义行为，降低信息透明度，提升股价同步性。第二，数字化会加剧市场上企业与投资者的信息不对称，增加股价崩盘风险。内部人对负面消息的隐藏是股价崩盘风险形成的主要因素（Hutton et al., 2009）。文献也关注数字

化下新的信息技术是否能够帮助防范股价崩盘风险 (Xu et al., 2021)，在企业信息治理上是否产生正外部性 (李青原等, 2023)。当企业认识到数字化转型相关的信息披露能够在股票市场上获得更多融资时，会存在“言行不一”的内在动机，即夸大数字化的正面信息或推迟发布负面信息，以博取分析师和投资者的有限关注 (Kothari et al., 2009)。这一性质的信息披露反而会导致数字化企业的股价崩盘风险提高 (彭俞超等, 2023)。

(二) 投资者数字偏好与股票超额收益

投资者偏好对股票超额收益的影响受到学者的广泛关注。Barber & Odean (2008) 认为，偏好能改变股票价格的根本原因在于股票购买行为由投资者注意力驱动。投资者关注决定他们购买股票的选择集，简而言之偏好决定选择 (俞庆进和张兵, 2012)。当市场上的特定投资者关注形成规模，最优投资组合就会向多数人持有的投资组合偏斜。这一偏斜映射到股票超额收益上，体现为投资者偏好显著影响股票超额收益。众多研究表明，基于某种偏好驱动的投资者行为最终会影响具有该类偏好特征的股票收益 (黄波和姜华东, 2022; Pástor et al., 2022)。

一种观点认为，投资者偏好会正向影响股票超额收益。从供需角度出发，特定投资者偏好会形成对该类股票的净买入 (俞庆进和张兵, 2012)。投资者关注本身推动股价的上涨，即使关注的方向和内容与企业价值无关，即纯粹的关注效应仍然会正向影响股票超额收益 (Malmendier et al., 2009)。在这一理论下，正面信息会使股价短期内快速上涨甚至出现过度的正溢价，负面信息在投资者关注的作用下会更快融入股价，放大股价下跌应有的幅度。忽视关注的内容后，不能确定股价的变动方向。

另一种观点认为投资者偏好会负向影响股票超额收益。投资者偏好对应的过度关注最终会形成对该类股票的净卖出，这一观点被称为“过度关注弱势假说” (Da et al., 2011)。该假说考虑股票的卖空限制和投资者的异质信念，认为关注程度越高的企业越可能出现股价高估的情况，一旦基本面信息难以支撑股价的涨幅，高投资者关注反而会造成更强的股价反转 (张继德等, 2014)。权小锋等 (2012) 也发现，高投资者关注更易造成股票价格反转。股票价格的反转表现为对股票超额收益的负向作用，当投资者关注达到一定程度后，可能出现超额收益降低的结果。

二、企业的数字化股票超额收益

(一) 基准模型

引言中的图 1 显示，数字化投资组合在 2010—2021 年的 A 股市场上表现出显著的历史正收益。本节构建按月聚类的双向固定效应模型，寻找数字化超额收益的经验证据：

$$r_{it} = \alpha + \beta d_{it} + \sum \theta CV_{it} + m_t + c_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中， r_{it} 为个股横截面上的超额收益， d_{it} 为个股 i 对应的企业在时间 t 上的行业相对数字化发展水平，经过均值化与行业归一化处理； CV_{it} 为控制变量， m_t 为时间固定效应， c_i 为个体固定效应， ε_{it} 为随机扰动项。考虑到企业的数字化转型过程在当期可能并未发挥显著效果，将式 (1) 中的数字化水平 d_{it} 替换为滞后一期的指标 $d_{i,t-1}$ ：

$$r_{it} = \alpha + \beta d_{i,t-1} + \sum \theta CV_{it} + m_t + c_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

(二) 变量

解释变量为数字化水平 d_{it} 。本文使用吴非等 (2021) 的文本分析方法构建数字化变量，并将数字化指标进一步细化为经行业调整后的频率指数 d_{it} 。具体计算步骤为：第一步，使用文本分析方法获得数字化关键词词频与企业公告文本的总词数；第二步，将频数转化为频率并进行对数化处理。第三步，进行量纲统一和行业均值归一化处理。

控制变量包括产权比率 LB、总资产净利率 PA、公告盈利 EAR、分析师预测发布 EPR、企业研发投入

RDR、企业专利 Patents⁴。

（三）数字化与股票超额收益的实证分析

1. 基准估计结果

表 1 的结果显示，数字化在个股横截面上的系数显著为正。数字化水平平均上升一单位时，股票超额收益当期平均上升 1.40~1.67%，下期上升 1.75~2.25%。这表明，A 股市场上存在显著为正的数字化超额收益，股价中包含着数字化相关的定价信息。

表 1 数字化与个股横截面收益

	式 (1)			式 (2)		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$d_{it} (d_{i,t-1})$	1.671** (2.525)	1.401** (2.088)	1.546** (2.204)	2.012*** (4.348)	2.249*** (4.092)	1.749** (2.468)
LB&PA	YES	YES	YES	YES	YES	YES
EAR&EPR		YES	YES		YES	YES
RDR&Patents			YES			YES
Obs	57884	44950	24985	52764	41105	24988
R ²	0.276	0.320	0.431	0.371	0.411	0.431

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

2. 稳健性检验⁵

第一，考虑股票价格变化的时滞性。为避免股票价格动态调整使模型结果出现偏误，本文在基准回归的解释变量中加入个股横截面收益滞后项 $r_{i,t-1}$ ，建立 SYS-GMM 估计的动态面板数据模型。基准回归结果稳健。

第二，更换数字化度量指标。借鉴 Pástor et al. (2022) 中采用的环境评分减去所有公司 i 的环境评分的价值加权平均值的做法（即以公司相对于市场投资组合的绿色得分作为企业绿色度的代理变量），将数字化水平指标调整为企业相对于市场平均的数字化水平 $d_{i-m,t}$ 。结论不变。

第三，考虑企业年报发布的公告效应。将公告盈利（EAR）转化为月度收益后，在月收益序列上把每年公告发布日当月的月度个股超额收益减去盈余公告的月度超额收益，构建一个不含企业年报公告盈利影响的收益序列。回归后结论不变。

第四，考虑数字经济白皮书发布。选取 2015 年《促进大数据发展行动纲要》白皮书的发布这一数字经济发展过程中较有标志性的事件作为时间分界点，结论稳健。

（四）进一步讨论：企业“言行不一”与投资者数字偏好

本部分试图检验企业“言行不一”问题是否影响估计结果。根据企业年报文本中的数字化词频中位数和研发投入两层标准，将企业分为四类：“言多行多”、“言多行少”、“言少行多”、“言少行少”。结果如表 2 所示，无论企业是否有实际行动，相对于“言少”组，“言多”组都更易获得稳健的超额收益。这意味着，不管是否真的进行数字化转型，企业只要在年报中增加“数字化”相关的表述，就可以获得超额收益。据此可以推出，市场的确存在数字偏好，因为投资者更倾向于持有那些“说”自己数字化的企业。

⁴ 篇幅所限，变量描述性统计及控制变量回归结果未予以列示，感兴趣的读者可向作者索取。

⁵ 篇幅所限，稳健性检验结果未予以列示，感兴趣的读者可向作者索取。

表 2 企业“言行不一”的超额收益表现

	(1)	(2)	(3)
言多行多	2.509***	2.029**	0.483
	(2.579)	(1.980)	(0.509)
言多行少	1.934**	2.654***	2.654***
	(2.356)	(2.885)	(2.884)
言少行多	-1.573	-2.821	-0.642
	(-1.010)	(-1.627)	(-0.478)
言少行少	-0.091	-1.289	-0.401
	(-0.093)	(-0.327)	(-0.349)
LB&PA	YES	YES	YES
EAR&EPR		YES	YES
Patents			YES

三、考虑投资者数字偏好的资产定价模型

(一) 模型的基本假设

本文在 Pástor et al. (2021) 的可持续的绿色资产定价模型 (PST 模型) 基础上, 构建一个考虑投资者数字偏好的资产定价模型, 以解释数字化超额收益。基于 PST 模型做出三点调整。

第一, 调整模型假设。结合中国 A 股市场投资者的特征, 设定模型假设如下: 企业的数字化转型程度具有异质性, 市场中包含两类投资者, 其数字化偏好存在差异。

第二, 调整效用函数设定。结合 A 股市场的投资者特征, 机构投资者掌握更多的企业和市场信息, 更易捕捉投资者关注信号, 因此假设机构投资者的效用函数中包含数字偏好, 而个人投资者不具有数字偏好。

第三, 调整模型关注重点。PST 模型专注于 ESG 因子定价, 本文的理论模型则更多关注投资者数字偏好如何影响超额收益。与 PST 模型相比, 本文的理论模型更加集中在讨论数字偏好对股票超额收益的解释上。

(二) 数字化的 CAPM Alpha 表现

假设存在两类数字偏好不同的投资者: 一类是具有数字偏好的 A 类投资者, 持有数字化投资组合可以为他们带来额外的收益, 该收益与数字化水平和数字偏好相关; 另一类投资者 (B 类投资者) 不关心数字化特征, 持有投资组合为他们带来的收益与数字化水平无关。t=0 时代理人 i 的财富为 W_{0i} , 并将部分财富投资于股票。t=1 时期代理人 i 的财富为:

$$W_{1i} = W_{0i} (1 + r_f + X_i' \tilde{r}) \quad (3)$$

其中, X_i 为每种股票投资份额向量, \tilde{r} 为股票收益率向量。 $X_i' \tilde{r}$ 为投资于股票所获收益。

1. 具有数字偏好的 A 类投资者的优化问题

对具有数字化偏好的 A 类投资者, 效用函数为:

$$V_1(W_{1i}, X_{1i}) = -e^{-A_i W_{1i} - b_i X_{1i}} \quad (4)$$

加入数字偏好形成的非货币性收益, A 类投资者的收益期望效用函数为:

$$E \left\{ V_1(W_{1i}, X_{1i}) \right\} = -e^{-A_i W_{0i} (1 + r_f)} E \left\{ -A_i W_{0i} X_{1i} \left[\tilde{r} + \frac{b_i}{A_i W_{0i}} \right] \right\} \quad (5)$$

其中, A_i 为绝对风险厌恶, b_i 为 A 类投资者从股票持有中获得的非货币性收益, 与数字偏好水平以及个股的数字化水平相关: $b_i = p_i d$ 。 \tilde{r} 服从均衡的预期超额收益 μ 加上随机变量 $\tilde{\varepsilon} \sim N(0, \Sigma)$ 的正态分布, 效用最大化条件下, A 类投资者在资产配置中的持股比例为:

$$X_{1i} = \frac{1}{a} \Sigma^{-1} (\mu + \frac{b_i}{a}) \quad (6)$$

2. 不具有数字偏好的 B 类投资者的优化问题

无数字偏好的 B 类投资者的效用函数为:

$$V_2(W_{1i}, X_{2i}) = -e^{-A_i W_{1i} - X_{2i}} \quad (7)$$

B 类投资者不存在偏好带来的其他收益, 则收益期望效用函数为:

$$E\left\{V_2(W_{1i}, X_{2i})\right\} = -e^{-A_i W_{0i} (1+r_f) E\left\{-A_i W_{0i} X_{2i} \left[\tilde{r} + \frac{1}{A_i W_{0i}}\right]\right\}} \quad (8)$$

效用最大化条件下, B 类投资者的持股比例为:

$$X_{2i} = \frac{1}{a} \Sigma^{-1} (\mu + \frac{1}{a}) \quad (9)$$

3. 市场超额收益及 CAPM Alpha

假设 A 类投资者所拥有的财富占市场财富的比例为 π , 则股票的平均期望超额收益为:

$$\mu = a \Sigma \omega_m - \frac{1}{a} (1 - \pi + \pi \bar{p} d) \quad (10)$$

市场超额收益为:

$$\mu_m = a \sigma_m^2 - \frac{1}{a} \omega_m (1 - \pi + \pi \bar{p} d) \quad (11)$$

结合市场中性的条件 $\omega_m' d = 0$, 股票的平均 CAPM Alpha 为:

$$CAPM \alpha = \mu - \mu_m \beta_m = -\frac{1}{a} \pi \bar{p} d \quad (12)$$

其中, 市场组合的贝塔值为 $\beta_m = \Sigma \omega_m / \sigma_m^2$ 。 π 为市场本身的特征变量, 因此个股的 CAPM Alpha 由投资者的风险厌恶水平 a 、市场的平均数字偏好 \bar{p} 以及数字化水平 d 共同决定。根据式 (12) 提出以下假说:

假说 1: 风险厌恶假设下, 股票收益与数字化水平和平均数字偏好的乘积 $\bar{p} d$ 成反比。

(三) 考虑数字偏好的最优投资组合

设投资者的数字偏好与市场平均偏好的离差为 δ_i , 新的最优投资组合会在市场组合的均值和方差基础上调整。代理人 i 持有最优投资组合所获收益的均值与方差如下:

$$E(\tilde{r}_i) = X_i' \mu = \mu_m - \frac{\delta_i}{a^3} d' \Sigma^{-1} (1 - \pi + \pi \bar{p} d) \quad (13)$$

$$Var(\tilde{r}_i) = X_i' \Sigma X_i = \sigma_m^2 + \left(\frac{\pi \delta_i}{a^2}\right)^2 d' \Sigma^{-1} d \quad (14)$$

式 (13) 表明, 对投资者 i 而言, 市场平均数字偏好 \bar{p} 越强, 偏离平均数字偏好的离差 δ_i 越高, 越需要为偏好付出超额收益代价。式 (14) 表明, 离差 δ_i 越高, 投资者承担的风险水平越高。数字偏好使最优投资组合偏离市场组合的均值方差组合 (μ_m, σ_m^2) 。

(四) 考虑数字偏好的投资者选择

假设 A 类投资者存在均质同一的数字偏好, 表达式为 $p_i = p > 0$; 相应地, B 类投资者的偏好水平 $p_i = 0$ 。球形扰动项假定下, 调整后投资组合的方差可以表示为:

$$\Sigma = \sigma_m^2 \beta_m \beta_m' + \sigma_d^2 dd' + \eta^2 I_N \quad (15)$$

其中， $dd'=N$ ，且 β_m 与数字化投资组合正交。采用确定性等价之差 Δ 表示投资者愿意为获得数字收益而付出的代价，在数量上等于新的市场均衡（最优投资组合）下投资者均衡收益 r_{dig}^* 减去旧的市场均衡对应的 r_m^* 。理想情况下，模型设定的两类投资者“泾渭分明”， $\pi=0$ 时取极限 $\Delta=\Delta_{max}$ 。效用最大化下，投资者为数字偏好付出的代价为：

$$\Delta_{dig} = r_{dig}^* - r_m^* = \frac{(1-\pi)^2 p^2}{2a^3 \sigma_d^2} \quad (16)$$

当 π 趋近于零时，投资者与市场越“不同”，付出的代价水平就越高。取极限 $\pi=0$ ，有：

$$\Delta = \Delta_{dig} = \frac{p^2}{2a^3 \sigma_d^2} \quad (17)$$

不同数字偏好的投资者的期望收益之差如下：

$$E\{\tilde{r}_{dig}\} - E\{\tilde{r}_{non}\} = -2\pi\Delta \quad (18)$$

按照式（18），在控制财富比例、风险厌恶水平与数字化后，收益差与数字偏好的平方项相关。据此提出第二个假说：

假说 2：数字化超额收益与数字偏好存在非线性关系。

四、数字偏好与数字化超额收益

（一）假说 1 的验证：数字偏好与数字化超额收益

1. 模型设计与变量选取

对投资者数字偏好与数字化超额收益的关系，设定如下模型：

$$r_{it} = \alpha_0 + \beta_0 \ln d_{it} + \beta_1 \ln d_{it} \times \ln p_t + \sum \chi_j CV_{jit} + m_t + c_i + \varepsilon_{it} \quad (19)$$

$$r_{it} = \alpha_{01} + \beta_{01} \ln d_{i,t-1} + \beta_{11} \ln d_{i,t-1} \times \ln p_{t-1} + \sum \chi_j CV_{jit} + m_t + c_i + \varepsilon_{it} \quad (20)$$

其中， p_t 表示投资者数字偏好，其他变量与式（1）中相同。参考 Chen et al.（2022），本文选取与数字化相关的公告、新闻以及研究报告指标共同构建数字关注度指标作为偏好的代理变量。度量指标如下：

$$p_t = \sum_{t=1}^M (\sqrt{A_t} + \sqrt{N_t} + \sqrt{R_t}) \quad (21)$$

其中， A_t 表示企业数字公告的月频数， N_t 表示数字新闻的月频数， R_t 表示数字研究报告的月频数。

2. 估计结果

表 3 列（1）—（3）为当期数字偏好，列（4）—（6）为滞后一期的数字偏好。结果显示，数字化与数字偏好同时在个股横截面上显著，对数字化超额收益形成显著的负向调节。在控制企业特征、盈利预测与数字投入因素后，对比表 1 和表 3，滞后的数字化水平在当期个股横截面产生 0.035% 左右的正收益，由两部分构成：来自数字化水平自身预期收益的 0.105% 与来自数字偏好调节效应的负 0.070%。结合数字化水平（均值为 0.02）与数字偏好（均值为 1.2）的数据，发现数字偏好对数字化超额收益的压缩程度为当期 48.43~64.27%、下期 48.91~60.62%。计算出所有相对应回归结果中的压缩程度后发现，数字偏好使数字化超额收益降低约 48%。这一结论与文献中的过度关注弱势假说（Da et al., 2011；张继德等，2014）一致。

表 3 数字偏好对数字化超额收益的负向调节

	式 (19)			式 (20)		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
d_{it} (d_{it-1})	2.804** (2.353)	4.450*** (2.955)	4.693*** (2.850)	3.272*** (3.131)	5.051*** (3.379)	5.254*** (3.321)
$d_{it} \times p_t$ ($d_{it-1} \times p_{t-1}$)	-2.048* (-1.718)	-3.053** (-2.101)	-2.583* (-1.699)	-2.254** (-2.408)	-2.808** (-2.077)	-2.924** (-2.046)
LB&PA	YES	YES	YES	YES	YES	YES
EAR&EPR		YES	YES		YES	YES
RDR&Patents			YES			YES
Obs	57426	44596	39587	52309	40744	39567
R ²	0.317	0.319	0.410	0.412	0.412	0.412

(二) 假说 2 的验证：数字偏好与投资者超额收益之差

1. 模型设计与变量选取

建立如下时间序列模型验证假说 2：

$$rr_t = \alpha_1 + \beta_2 p_t + \beta_3 p_t^2 + \beta_4 d_t + \sum \eta_j PV_{jt} + \zeta_t \quad (22)$$

$$rr_t = \alpha_{11} + \beta_{21} p_{t-1} + \beta_{31} p_{t-1}^2 + \beta_{41} d_{t-1} + \sum \eta_j PV_{jt} + \zeta_t \quad (23)$$

其中， rr_t 为按月加权平均后的收益差， p_t 与 p_t^2 分别为数字偏好的一次项与二次项。按个股流通市值加权平均后的数字化水平 d_t 与控制变量矩阵 PV_t 分别控制数字化上与在投资者特征上的收益差异。考虑滞后的收益差是否影响当期模型结果，本文构造具有 AR (1) 过程的回归方程：

$$rr_t = \alpha_{12} + \phi_1 rr_{t-1} + \beta_{22} p_t + \beta_{32} p_t^2 + \beta_{42} d_t + \sum \eta_j PV_{jt} + \zeta_t \quad (24)$$

式 (22) — (24) 中，新增的变量说明如下：

被解释变量为不同数字偏好投资者获得的超额收益之差 rr_t 。该变量按照个股的流通市值水平按月加权形成。按照理论分析，A 类投资者的数字超额收益 ($r_i - r_f$) 超过 B 类投资者 ($r_m - r_f$) 的部分为两类投资者的收益之差 ($rr = r_i - r_m$)。控制变量 PV_t 包括机构投资者的市场财富占比 pai_t 、投资者信心指数的月环比变化 a_t 、投资者情绪指数 CI_t 、中国证券登记结算公司提供的新增投资者数量 inv_t^6 、换手率 $turn_t$ 。

2. 估计结果

本节按照理论模型结果使用数字偏好的一次项与二次项解释两类投资者的收益差。表 4 中的列 (1) — (3) 分别对应式 (22) — (24) 的回归结果。

⁶ 由于变量统计数据的限制，数据集来自 2015 年 4 月后 A 股市场。2015 年 4 月后中国证券登记结算公司实行“一人一户”的一码通数据，不再统计新增股票账户数而变更为新增投资者数，故 inv 在本文的样本期内仅存在 2015 年 4 月—2021 年 12 月的数据。

表 4 数字偏好与投资者收益差的时间序列回归

	(1)	(2)	(3)
p_t	15.135*** (3.094)	12.601* (1.772)	16.981*** (2.736)
p_t^2	-5.314*** (-2.934)	-4.246* (-1.711)	-6.060** (-2.638)
Controls	YES	YES	YES
Obs	69	66	66
R^2	0.250	0.255	0.308

结果表明，数字偏好的一次项与收益差显著正相关而二次项显著负相关，在时间序列上表现为开口向下的倒“U”型。列（3）中投资者数字偏好或关注与股票收益率关系的拐点为 1.40，这一数值小于投资者关注的 50%分位点（1.42），表明在小于 50%的样本中，投资者关注与股票收益率表现为正向关系。当超过这一分位点后，随着投资者关注提高，股票收益会下降。理论模型和文献均为倒“U”型关系提供解释。理论模型中，越接近市场平均偏好对应的最优投资组合，投资者获得的数字化超额收益越高，因此，数字化超额收益在数字偏好维度上形成两端低中间高的倒“U”型。文献也发现，投资者对数字化的过度关注可能会导致股价反转，因为基本面信息难以长期支撑投资者关注带来的股价上涨。

五、进一步分析：数字因子的定价能力

本节引入因子定价方法，按照理论模型对股票超额收益的分解，采用双因子结构度量市场因子和数字因子。其中，数字因子分别采用个股截面层面和投资组合层面的构造方法，从两个层面检验传统因子模型对数字因子捕获的数字化超额收益的解释能力。

（一）数字因子的两种构造方法

1. 个股横截面层面构造方法

数字因子为单位数字化水平头寸对应的因子收益：

$$\tilde{f}_d = \tilde{r}_d / d_d \quad (25)$$

在收益率的拆分形式中，数字因子载荷为数字化水平 d ：

$$\tilde{r} = \beta_m r_m + \beta_d r_d + \tilde{\varepsilon} = \beta_m r_m + \frac{d}{d_d} f_d d_d + \tilde{\varepsilon} = \beta_m r_m + d f_d + \tilde{\varepsilon} \quad (26)$$

OLS 回归可得数字因子的估计值：

$$f_d = \frac{d'(\tilde{r} - \beta_m r_m)}{d'd} \quad (27)$$

其估计误差来源于收益水平的残差 $\tilde{\varepsilon}$ 。本文将双因子抽象为市场因子 \tilde{s}_m 与数字因子 \tilde{s}_d ，形成个股收益 \tilde{u}_n 的双因子框架：

$$\tilde{u}_n - E(\tilde{u}) = \tilde{s}_m \beta_m + \tilde{s}_d \beta_d + \tilde{\xi} \quad (28)$$

其中， \tilde{s}_m 为系统性风险。 \tilde{s}_d 为数字化的非系统性风险。双因子模型如下：

$$r_n - E(\tilde{r}) = \tilde{s}_m \beta_m + \tilde{f}_d^e d + \tilde{\xi} \quad (29)$$

数字因子的表达式如下：

$$\tilde{f}_d^e = \tilde{s}_m + \frac{1}{a} [\bar{p} - E(\bar{p})] \quad (30)$$

其中， $[\bar{p}-E(\bar{p})]/a$ 为平均偏好与期望平均偏好之差与风险厌恶水平的比值。

2.投资组合层面的构造方法

为验证 OLS 得到的数字因子是否完整包含与数字化相关的定价信息，本节构建 Fama-French 方法下的数字因子作为对照。按照数字化水平对所有个股进行排序，分别取前 30%与后 30%的股票池，根据流通市值加权构建投资组合。做多前 30%并且做空后 30%，得到数字化投资组合（DMD）。

（二）包含数字因子的投资组合验证

1.传统因子模型的基础表现

因子分析的数据来源于 CSMAR 数据库。风险溢价的计算方法采用市场风险溢价因子减去考虑现金红利再投资的月市场回报率与月度化无风险利率之差。无风险利率采用中国人民银行公布的定期存款基准利率。传统因子包括 Fama & French (2015) 的规模 (SMB)、账面市值比 (HML)、盈利 (RMW)、投资 (CMA) 因子，Carhart (1997) 的动量 (UMD) 因子，Pástor & Stambaugh (2003) 的流动性 (LIQ) 因子，Hou et al. (2015) 的市值 (ME)、投资 (IA)、盈利 (ROE) 和 Hou et al. (2019) 预期投资增长 (Eg) 因子。

2.个股横截面上的验证：回归的数字因子

在资产定价理论中，不同因子模型的定价能力通过 Alpha 水平相互比较，代表着无法被解释的超额收益水平。本节使用回归获得的数字因子的超额收益作为被解释变量，其他传统因子作为解释变量，计算这些因子在多大程度上能够解释个股横截面上的数字化超额收益。回归结果如表 5 所示。

表 5 数字因子在个股横截面上的表现

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Cons	0.028*** (2.610)	0.048*** (3.474)	0.032** (2.518)	0.030*** (3.205)	0.023* (1.674)	-0.060*** (-7.309)	-0.064*** (-7.880)
Controls	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Obs	366845	367160	367160	367160	367160	367160	367160
R ²	0.121	0.117	0.159	0.124	0.175	0.164	0.186

注：列（1）—（7）的控制变量分别来自 CAPM、Fama-French 三因子、Carhart 四因子、Pástor & Stambaugh 四因子、Fama-French 五因子、q 因子与 q5 因子模型。下同。

常数项的显著结果表明，数字因子在个股横截面上捕获的数字化超额收益，无法被传统因子模型完全解释。以列（2）代表的 Fama-French 三因子模型为例，有 64%的数字化超额收益无法被解释。在所有的七个传统因子模型中，无法被解释的数字化超额收益占总量的 30.67~85.33%。

3.投资组合层面上的验证：高减低的数字因子

本节测试 DMD 在投资组合层面上的定价能力表现，结果汇报在表 6。常数项的结果显示，包含 MKT、SMB、HML 与 LIQ 的流动性资产定价模型能够解释数字化水平带来的超额收益，但仍存在接近 10%显著性水平的收益无法被解释（ $t=1.573$ ）。

市场因子（MKT）和数字因子（DMD）构成的双因子模型比传统定价因子提供更强的解释能力。以 Fama-French 三因子模型为例，描述性统计与表 6 中列（2）的结果表明，在 DMD 产生的 0.27%的超额收益中，其中只有 35.90%的部分被 SMB 与 HML 解释。换言之，包含市场因子与数字因子的双因子框架比三因子模型的解释能力强 28.2%（ $1-35.90\%-35.90\%$ ）。因此，在本文选择的传统因子模型范围内，包含数字因子的双因子模型对数字化超额收益的解释力度更强，超过 Fama-French 三因子模型模型 28.2%，支持个股横截面上的结论。

表 6 数字化投资组合收益在传统因子上的表现

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Cons	0.269* (1.769)	0.351** (2.274)	0.304* (1.884)	0.295 (1.573)	0.344** (2.126)	0.327* (1.803)	0.297 (1.597)
Controls	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Obs	136	136	136	136	136	136	136
R ²	0.003	0.075	0.085	0.078	0.076	0.073	0.081

六、结论与建议

数字化是当前时代下经济发展的重要方向。本文从投资者数字偏好角度讨论数字化如何影响个股横截面上的超额收益，深入分析数字化为资本市场带来的改变，是对数字经济背景下企业决策与投资者行为的一次思考。本文以企业数字化在个股横截面上的股票超额收益作为经验证据，通过理论分析和实证研究讨论 A 股市场上的数字化超额收益与数字偏好。本文的理论分析从投资者偏好的视角分析数字偏好如何影响证券市场均衡以及投资者选择，实证研究使用中国 A 股上市企业 2010—2021 年的历史收益数据，对理论分析的结论进行验证。此外，本文还拓展构建包含市场因子与数字因子的双因子资产定价模型，发现数字因子能够在投资组合层面与个股横截面捕捉传统因子定价模型之外的超额收益。研究的主要发现为：

第一，企业数字化在个股横截面上产生显著的超额收益。经验证据表明，个股横截面上存在 2% 左右的数字化超额收益。数字因子的表现也证明，数字化在个股横截面上和投资组合层面上均具有显著的正收益表现。

第二，数字偏好与数字化超额收益之间存在非线性关系。数字偏好与数字化超额收益之间存在倒“U”型的非线性关系。当偏好水平较低不足以影响市场时，具有数字偏好的投资者会从定价策略中获取正收益；当偏好逐渐形成规模并影响市场最优组合时，数字化超额收益的规模反而被压缩，甚至可能发生反转。

第三，本文构建数字因子，并建立包含市场因子与数字因子的双因子模型，发现数字因子对股票收益具有显著的解释能力。市场因子（MKT）和数字因子（DMD）构成的双因子模型比传统定价因子提供更强的解释能力。以 Fama-French 三因子模型为例，包含市场因子与数字因子的双因子框架比三因子模型的解释能力强 28.2%。

本文丰富了数字经济下投资者行为和市场表现的相关研究，具有较为重要的启示意义：第一，本文的经验证据表明数字化在吸引投资者偏好、拓宽融资渠道、助力高质量发展方面具有显著的正向促进作用。当前我国处于数字经济快速发展期，企业数字化转型成为相关数字化政策的微观着力点。企业应充分认识到数字化转型的必要性，把握数字经济初期的政策红利，实现高速高质量发展。

第二，从市场资源优化配置的角度看，尽管投资者的数字偏好在样本期内表现出对可获得的数字化超额收益的负向调节，但整个资本市场的定价效率得到提升。本文所发现的数字偏好收益压缩程度的倒“U”型特征，为厘清数字化如何逐步改变证券市场均衡这一问题提供投资者微观视角的解析思路。政府及相关政策制定部门应充分认识到数字化趋势改善资本市场的力量，着力引导、提升微观经济的数字化转型。

第三，从投资者理性行为的角度看，数字偏好的存在帮助投资者获得传统因子模型无法获得的超额收益，这一点在本文中从投资组合和个股横截面上均得到验证。本文对数字化下投资者的行为进行基于效用函数的预测，甄别在市场均衡背景下对不同偏好水平的投资者选择。理性的投资者应充分了解数字化因素在选股策略制定中的重要性，在紧跟市场热点的同时控制投资风险。

参考文献

- [1] 黄波, 姜华东. 投资者博彩偏好与股价非同步性——中国股市经验证据[J]. 南开经济研究, 2022 (6) : 182-200
- [2] 李青原, 李昱, 章尹赛楠, 郑昊天. 企业数字化转型的信息溢出效应——基于供应链视角的经验证据[J]. 中国工业经济, 2023 (7) : 142-159
- [3] 刘淑春, 闫津臣, 张思雪等. 企业管理数字化变革能提升投入产出效率吗[J]. 管理世界, 2021 (5) : 170-190+13
- [4] 彭俞超, 王南莹, 顾雷雷. 企业数字化转型、预判性信息披露与股价暴跌风险[J]. 财贸经济, 2023 (5) : 73-90
- [5] 戚聿东, 肖旭. 数字经济时代的企业管理变革[J]. 管理世界, 2020 (6) : 135-152+250
- [6] 权小锋, 洪涛, 吴世农. 选择性关注、鸵鸟效应与市场异象[J]. 金融研究, 2012 (3) : 109-123
- [7] 田利辉, 李政, 李鑫. 数字化的经济增长效应研究——来自“一带一路”倡议的证据[J]. 国际金融研究, 2024 (2) : 39-49
- [8] 王馨, 王营, 吕静. 信息消费促进企业数字化转型研究[J]. 国际金融研究, 2023 (11) : 87-96
- [9] 吴非, 胡慧芷, 林慧妍, 任晓怡. 企业数字化转型与资本市场表现——来自股票流动性的经验证据[J]. 管理世界, 2021 (7) : 130-144+10
- [10] 谢雪燕, 朱晓阳. 数字金融与中小企业技术创新——来自新三板企业的证据[J]. 国际金融研究, 2021 (1) : 87-96
- [11] 俞庆进, 张兵. 投资者有限关注与股票收益——以百度指数作为关注度的一项实证研究[J]. 金融研究, 2012(8):152-165
- [12] 张继德, 廖微, 张荣武. 普通投资者关注对股市交易的量价影响——基于百度指数的实证研究[J]. 会计研究, 2014(8) : 52-59+97
- [13] 赵胜民, 刘笑天. 特质风险、投资者偏好与股票收益——基于前景理论视角的分析[J]. 管理科学学报, 2020(3) : 100-115
- [14] Barber B M, Odean T. All That Glitters: The Effect of Attention and News on the Buying Behavior of Individual and Institutional Investors[J]. The Review of Financial Studies, 2008, 21 (2) : 785-818
- [15] Bertani F, Ponta L, Raberto M, Teglioc A, Cincotti S. The Complexity of the Intangible Digital Economy: An Agent-based Model[J]. Journal of Business Research, 2021, 129 (5) : 527-540
- [16] Carhart M. On Persistence in Mutual Fund Performance[J]. The Journal of Finance, 1997, 52 (1) : 57-82
- [17] Chen J, Tang G, Yao J, Zhou G. Investor Attention and Stock Returns[J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 2022, 57 (2) : 455-484
- [18] Da Z, Joseph E, Gao P. In Search of Attention[J]. The Journal of Finance, 2011, 66 (5) : 1461-1499
- [19] Fama E F, French K R. A Five-factor Asset Pricing Model[J]. Journal of Financial Economics, 2015, 116 (1) : 1-22
- [20] Ferreira J J M, Fernandes C I, Ferreira F A F. To Be or Not To Be Digital, That is the Question: Firm Innovation and Performance[J]. Journal of Business Research, 2019, 101 (8) : 583-590
- [21] Galindo-Martín M Á, Castaño-Martínez M S, Méndez-Picazo M T. Digital Transformation, Digital Dividends and Entrepreneurship: A Quantitative Analysis[J]. Journal of Business Research, 2019, 101 (8) : 522-527
- [22] Gul F A, Kim J B, Qiu A A. Ownership Concentration, Foreign Shareholding, Audit Quality, and Stock Price Synchronicity: Evidence from China[J]. Journal of Financial Economics, 2010, 95 (3) : 425-442
- [23] Hou K, Xue C, Zhang L. Digesting Anomalies: An Investment Approach[J]. The Review of Financial Studies, 2015, 28 (3) 650-705
- [24] Hou K, Xue C, Zhang L. Which Factors? [J]. Review of Finance, 2019, 23 (1) 1-35
- [25] Hutton A P, Marcus A J, Tehranian H. Opaque Financial Reports, R², and Crash Risk[J]. Journal of Financial Economics, 2009, 94 (1) : 67-86
- [26] Kim J B, Li L, Lu L Y, Yu Y. Financial Statement Comparability and Expected Crash Risk[J]. Journal of Accounting and Economics, 2016, 61 (2-3) : 294-312
- [27] Kothari S P, Susan S, Peter D W. Do Managers Withhold Bad News?[J]. Journal of Accounting Research, 2009, 47 (1) :

241-276

- [28] Malmendier U, Geoffrey T. Superstar CEOs[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2009, 124 (4) : 1593-1638
- [29] Pástor L, Stambaugh R F, Taylor L A. Dissecting Green Returns[J]. *Journal of Financial Economics*, 2022, 146 (2) : 403-424
- [30] Pástor L, Stambaugh R F, Taylor L A. Sustainable Investing in Equilibrium[J]. *Journal of Financial Economics*, 2021, 142 (2) : 550-571
- [31] Pástor L, Stambaugh R F. Liquidity Risk and Expected Stock Returns[J]. *Journal of Political Economy*, 2003, 111 (3) : 642-685
- [32] Xu Y, Xuan Y, Zheng G. Internet Searching and Stock Price Crash Risk: Evidence from a Quasi-natural Experiment[J]. *Journal of Financial Economics*, 2021, 141 (1) 255-275

Can Enterprise Digitization Deliver Excess Stock Return?

——An Investor's Perspective on Digital Preferences

Zhu Chao Liu Jingyi

Summary: In the context of the digital economy, enterprise digitization has drawn extensive attention from both academia and the investment community. Digitization may impact the fundamental information of enterprises and attract the attention of investors in the securities market, ultimately influencing stock market performance. This paper discusses the possible investors' preferences for digital stocks and attempts to explain the stock excess return resulting from enterprise digitization.

This paper analyzes whether enterprise digitization can achieve excess returns by establishing an asset pricing model that includes investors' digital preferences. The model shows that digital preferences affect the equilibrium of the securities market and investors' choices, significantly adjusting the stock excess return of enterprise digitization. The empirical study selects Chinese A-share listed companies from 2010 to 2021 as research samples and examines the impact of investors' digital preferences on the excess return of enterprise digitization. The research findings are as follows: First, the enterprise digitization can bring cross-sectional excess return to stocks. Compared with enterprises without digitization, digitization can generate approximately 2% of stock excess return. Second, there is a significant inverted U-shaped nonlinear relationship between investors' digital preferences and excess return. When digital preferences exceed a certain threshold, stock excess return will decline as digital preferences increase. Third, this paper constructs digital factor and establishes a two-factor model containing market factor and digital factor, and finds that digital factor have significant explanatory power for stock returns. Taking the Fama-French three-factor model as an example, this two-factor model has 28.2% stronger explanatory power than the three-factor model.

This paper provides a new research perspective for comprehensively evaluating the impact of the emerging business form of the digital economy on the stock market. From the perspective of investors' digital preferences, it also provides new empirical evidence for research on investor behavior and stock market performance. The research conclusions are helpful for enterprises to achieve high-quality growth in digitization, reduce the irrational behavior of investors in the securities market, and also provide a decision-making basis for the government and relevant departments to guide the digital trend and improve the capital market.

Keywords: Enterprise Digitization; Digital Preference; Digital Factor; Excess Return

全球不确定性与外汇储备变动¹

李珂欣²

【摘要】全球不确定性进一步提高给外汇储备管理带来了新的挑战。本文基于 1991—2017 年 57 个经济体的面板数据，研究了全球不确定性对各经济体外汇储备规模的影响。研究发现：第一，外汇储备具有“逆周期性”，即全球不确定性上升能够显著减少各经济体的外汇储备规模，反之将增加各经济体的外汇储备规模。第二，全球不确定性通过贸易渠道、资本流动渠道和汇率渠道影响外汇储备规模。具体地，全球不确定性上升会导致净出口规模下降、资本流出增加、本币贬值压力增大，各国需要抛售外汇储备以维持出口规模、跨境资本流动规模和本币币值稳定，且上述渠道主要在新兴市场经济体成立。第三，趋向固定的汇率制度、资本账户开放程度较高、外债占比较高的经济体，全球不确定性上升对其外汇储备规模的负向影响较大，即需要调控外汇储备以应对全球不确定性的进一步提高。本文的研究为在全球不确定性攀升背景下理解和管理外汇储备提供了经验参考。

【关键词】全球不确定性 外汇储备 逆周期

引言

随着国际贸易、金融体系的深入发展，全球外汇储备资产规模也不断提高。外汇储备本质上也是各国持有的国际性金融资产，因此外汇储备管理同样涉及风险与收益的权衡。一方面，全球储备资产以发达经济体尤其是美元债券为代表的有价证券为主，资产收益率极低。另一方面，储备资产逐渐沦为储备货币国享受铸币税和金融制裁的重要工具，这加大了储备资产管理的风险（陈卫东等，2023）。即使作为抵御冲击的工具，外汇储备抵御冲击的能力也取决于储备的规模和储备的使用意愿（缪延亮等，2021）。因此，外汇储备的影响因素与管理策略一直是学术界与业界关注的焦点。

自 2008 年全球金融危机爆发以来，全球不确定因素显著攀升，给外汇储备规模和结构等管理带来极大挑战。党的二十届三中全会强调“完善高水平对外开放体制机制”，但开放也需统筹发展与安全。现有关于外汇储备影响因素的理论大多从需求侧出发来解释外汇储备的变动（李少昆，2017）。在全球化时代，脱离全球经济运行环境仅关注需求侧因素对外汇储备的影响略显不足。大量研究表明，全球不确定性上升会导致贸易波动、资本流动波动、产出波动（Baley et al., 2020; Andrikopoulos et al., 2023），损害各国经济、金融体系稳定。而外汇储备有助于平抑资本流动波动和汇率波动（Alberola et al., 2016; 易祯等，2023），是各国资本流动管理和维护金融安全的重要工具。因此，在全球不确定性冲击的背景下，充分发挥外汇储备稳增长、防风险的作用使外汇储备更好地服务于对外开放，对理解外汇储备的功能和维护金融安全具有重要意义。

大量研究论证了不确定性对经济、金融的不利影响，但尚未有学者关注全球不确定性对外汇储备的影响。外汇储备是金融全球化和本国资本账户开放的双重产物，有助于降低金融危机的发生概率、稳定宏观经济。那么，在全球不确定性上升时，外汇储备又如何发挥其减弱外部冲击的稳定器作用？本文的边际贡献在于：第一，从全球不确定性的视角切入，从已有的外汇储备的三大需求理论出发，总结并实证检验了全球不确定性对外汇储备的三大影响机制——贸易、资本流动、汇率；第二，进一步探讨了汇率制度、资本账户开放程度、外债结构等制度性因素在全球不确定性影响中的作用，以考察不同的政策工具在抵御外部不确定性冲击中的作用。

¹ 原载于《国际金融研究》2024 第 10 期

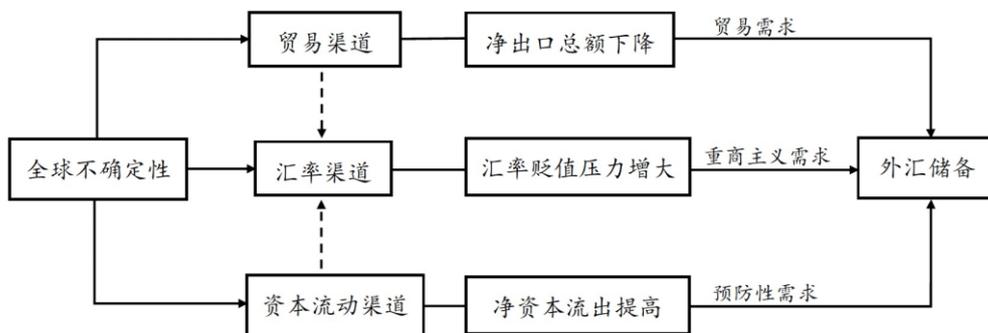
² 李珂欣，北京大学汇丰商学院博士研究生

一、文献综述

现有关于外汇储备影响因素的研究多从需求侧出发，发展出了关于外汇储备持有的三大需求理论，即交易性需求、预防性需求和重商主义需求。交易性需求指为满足进口交易、平滑经常账户失衡而产生的外汇储备需求（李少昆，2017）。随着 20 世纪 90 年代以来金融全球化和东南亚金融危机的发展，预防性需求逐渐为学者们所关注，即为预防国际资本流入突然停止、资本外逃等平滑资本账户失衡而产生的外汇储备需求（Durdu et al., 2009；杨权和裴晓婧，2011；陈卫东等，2023）。此外，国际贸易的深入发展也衍生出了重商主义需求，即为抑制本币升值以促进出口增长而带来的外汇储备需求（Aizenman & Lee, 2007）。然而，在全球化的背景下，对外汇储备的研究还需考虑全球经济和金融环境。

外汇储备本质上是各国持有的国际性金融资产，其配置必然会受到全球性因素的影响，如缪延亮等（2021）指出全球流动性收紧会显著降低新兴经济体的外汇储备规模。本质上，全球因素对外汇储备的影响是在金融全球化的背景下发展而来的（Rashad et al., 2023）。基于持有外汇储备的三大需求理论，本文将全球不确定性对外汇储备的影响概括为三个渠道：贸易渠道、资本流动渠道和汇率渠道。图 1 对本文的理论机制进行了总结。

图 1 理论机制



注：实线为直接影响，虚线为间接影响。

首先，全球不确定性提高会损害各国对外贸易的发展。从供给侧看，当全球不确定性上升时，信息不对称使得贸易成本和外部融资成本上升，增加了企业出口决策的复杂度和风险，使得风险厌恶的出口商选择减少出口（Allen, 2014）。从需求侧看，全球不确定性上升导致全球经济增长前景预期下滑，全球需求萎缩，导致进口需求减少。企业面临的出口需求不确定性越大，其延迟投资的价值越高，从而进一步促使企业减少出口，导致出口进一步萎缩（刘慧和蔡建红，2018）。

其次，全球不确定性提高会导致资本流入下降。当全球不确定性上升时，对外投资的风险加大，风险厌恶的投资者会选择延迟投资。此外，全球不确定性上升还会导致资本对外投资的回报率降低，这同样降低了投资者的投资意愿。已有诸多文献指出，全球不确定性提高会降低各国的资本流入水平。如 Andrikopoulos et al.（2023）认为，全球经济政策不确定性上升会对各国资本流入产生负向冲击，且新兴经济体受到的负向影响比发达经济体更大。而关于资本异常流动的文献也指出，全球风险上升会降低资本流入激增的发生概率、提高资本流入突然中断的发生概率（陈中飞等，2022a）。此外，由于发达经济体的资本流动存在“本土偏好”（李珂欣和陈中飞，2023），不确定性上升对资本流入的负向影响同样对新兴经济体更为显著。虽然不确定性上升也可能带来资本回撤，但考虑到全球金融体系由以美国为代表的发达经济体主导，本文认为全球不确定性上升给各国带来的资本流入下降大于资本回撤效应，即体现为全球不确定性上升会导致各国净资本流出提高。

最后，全球不确定性提高会导致风险货币贬值压力加大。为与以美元为代表的避险货币相区分，本文将风险货币统称为“本币”，绝大多数国家的货币均是风险货币。一方面，全球不确定性上升意味着投资风险上升，风险厌恶的国际投资者会更偏好以美元等为代表的避险货币和资产，而减少其他风险货币和资产的敞口（Aizenman et al., 2020），从而导致风险货币贬值、避险资产升值。另一方面，全球经济不确定性上升导致的净出口总额下降和净资本流出提高也会导致对本国资产的需求减少、本币贬值压力增大。

而基于稳定出口、跨境资本流动和汇率的需求，各国会使用外汇储备干预，导致外汇储备下降。第一，外汇储备可支持出口商的外币信贷融资、保障进出口交易支付，降低贸易成本，以支持企业的出口决策(Lutz & Zessner-Spitzenberg, 2023)。因此，当全球不确定性导致净出口下降时，各国为稳定出口会使用外汇储备进行干预。第二，资本流入下降会提高资本流入突然中断和危机的发生概率(Alberola et al., 2016)，收紧本国企业的融资约束，带来投资下降、产出下降等一系列不利影响。各国通过运用外汇储备为企业提供流动性支持，以缓解企业的融资约束、减轻资本流入下降的负向影响(Benigno et al., 2022; 陈卫东等, 2023)，从而带来外汇储备下降。除上述直接影响外，资本流入下降还会通过下述汇率渠道间接影响外汇储备的变动。第三，为稳定本币币值、缓解贸易条件恶化，各国也会使用外汇储备进行调节(缪延亮等, 2021; Rashad et al., 2023)。因此当全球不确定性上升导致本币贬值压力增大时，各国会有动机使用外汇就像干预。

上述分析表明，全球不确定性上升会带来净出口总额下降、净资本流出增加、本币贬值压力增加，进而导致外汇储备下降，即外汇储备规模具有“逆周期性”。

二、模型、变量与数据说明

(一) 计量模型设定、说明

为考察全球不确定性对各经济体外汇储备的影响，本文的计量模型设定如下：

$$regdp_{i,t} = \alpha + \beta lgwui_{t-1} + \gamma X_{i,t-1} + \lambda_i + \mu_q + \delta_y + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中，下标 i 、 t 分别代表经济体、时间。 $regdp_{it}$ 为经济体 i 在时间 t 持有的除黄金外的外汇储备占 GDP 的比重， $lgwui$ 为 t 时期全球不确定性的对数值， \mathbf{X} 为控制变量组， α 为截距项， ε 为扰动项。模型控制国家固定效应 (λ_i)，日历季度固定效应 (第一、二、三、四季度， μ_q) 和年份固定效应 (δ_y)。所有解释变量均滞后一期以避免潜在的反向因果问题。

(二) 变量与数据说明

1. 被解释变量

被解释变量为除黄金外的外汇储备占 GDP 的比重 ($regdp$ ，以美元计价)。

2. 核心解释变量

核心解释变量为全球不确定性 ($lgwui$)，数据来源于 Ahir et al. (2022)。本文在回归时对原全球不确定性指数取对数。

3. 控制变量

参考 Obstfeld et al. (2010) 和李少昆 (2017)，国内层面的控制变量包括：(1) 贸易开放度 ($cagdp$)，为商品与服务进出口总额占 GDP 的比重；(2) 实际 GDP 增速 ($gdpg$)，用实际 GDP 的季度同比增速衡量；(3) 汇率增速 (exg)，用直接标价法下 1 单位美元兑本币汇率的季度同比增速衡量；(4) 汇率制度 (fx)，源数据来源于 Ilzetki et al. (2019)，取值范围为 1-15。参考陈中飞等 (2022b)，本文将取值为 1~4 的定义为固定汇率制并对 fx 赋值为 1，取值为 5~12 的定义为中间汇率制并对 fx 赋值为 2，取值为 13 的定义为浮动汇率制并对 fx 赋值为 3，在分析中剔除分别代表自由落体和并行市场数据缺失的取值为 14 和 15 这两种极端情况；(5) 资本账户开放程度 ($kaopen$)，数据来源于 Chinn & Ito (2002)，该指标越大表明资本账户开放程度越高；(6) 宏观审慎政策 (mp)，数据来源于 Alam et al. (2019)，等于该数据库中 17 个宏观审慎政策工具的加总，衡量该经济体总体的宏观审慎政策水平。

为排除其他全球性因素影响外汇储备可能带来的内生性问题，本文在回归中进一步控制：(1) 美元利率变动 ($rateus$)，用美国长期国库券利率的季度同比变动衡量，数据来源于 Haver；(2) 全球风险变动 (vix)，用美国标准普尔 500 波动率指数的季度同比变动衡量，数据来源于 Wind；(3) 大宗商品价格变动 (oil)，用 WTI 原油价格的季度同比增速衡量，数据来源于 Haver。

考虑到美元作为国际货币的独特性，样本中剔除了美国。考虑到避税天堂国家 (Hines, 2010) 和 OPEC 国家金融和经济结构的特殊性，样本中将这两类国家剔除。基于数据的可得性，本文最终得到 1991 年第一

季度—2017年第四季度共57个经济体（26个发达经济体和31个新兴经济体）的数据进行实证分析³。若未经特殊说明，数据均来源于国际货币基金组织（IMF）。

三、实证分析

（一）基准模型回归结果

本文首先基于式（1）讨论全球不确定性对各经济体外汇储备规模的影响，回归结果如表1列（1）所示⁴。列（1）中全球不确定性的系数在5%的水平下显著为负，表明全球不确定性上升会带来各国外汇储备规模的下降。

考虑到发达经济体和新兴经济体在国际金融体系中的不同地位，本文进一步根据IMF的分类，将样本分为发达经济体和新兴经济体，考察全球不确定性对外汇储备的影响是否具有异质性。分组回归的结果分别列示在表1的列（2）和列（3）中。回归结果表明全球不确定性对外汇储备的负向影响在发达经济体和新兴经济体均成立，但发达经济体的全球不确定性的回归系数显著大于新兴经济体。为进一步确认全球不确定性的系数在不同组别是否有显著差异，本文在式（1）中加入全球不确定性与是否为新兴经济体的交互项（ $L.lgwui\#L.em$ ），回归结果如列（4）所示。列（4）中交互项的系数并不显著，这表明全球不确定性对外汇储备规模的负向影响在发达经济体和新兴经济体间并无显著差异⁵。

表1 基准回归

	(1)	(2)	(3)	(4)
	全样本	发达经济体	新兴经济体	交乘项
$L.lgwui$	-1.414** (-2.30)	-2.164** (-2.35)	-0.036** (-2.68)	-1.741** (-2.11)
$L.lgwui\#L.em$				0.824 (1.04)
Control	Yes	Yes	Yes	Yes
Country	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes
Quarter	Yes	Yes	Yes	Yes
# of countries	57	26	31	57
R2_a	0.796	0.797	0.368	0.796
N	3692	2158	1534	3692

注：括号内为 t 统计量；*，**，***分别代表 10%，5%，1%显著性水平。所有回归均使用国家层面聚类稳健的标准误。下同。

³ 文章篇幅有限，变量定义与描述性统计结果未予以列示，感兴趣的读者可向作者索取。

⁴ 文章篇幅有限，控制变量结果未予以列示，感兴趣的读者可向作者索取。下同。

⁵ 发达经济体的系数绝对值较大的原因可能是，欧元区国家加入欧元区前的外汇储备由于“汇率换算”存在极端过大的问题，导致发达经济体的外汇储备均值系统性提高。因此，本文将各经济体加入欧元区前的样本剔除重新回归。回归结果表明，发达经济体和新兴经济体的系数差异显著缩小，且交乘项系数仍不显著。文章篇幅有限，回归结果未予以列示，感兴趣的读者可向作者索取。

（二）2008 年全球金融危机的结构性影响

2008 年全球金融危机深刻改变了各国外汇储备持有的形式和动机，也改变了外汇储备的影响因素（Aizenman et al., 2015）。为考察 2008 年全球金融危机后，全球不确定性对外汇储备的影响是否存在结构性变化，本文定义两个后金融危机变量：第一，后金融危机时期（*agfc*），2009 年及以后取值为 1，否则取值为 0；第二，量化紧缩时期（*taper*），2014 年及以后取值为 1，否则取值为 0。

本文在式（1）中分别加入上述后金融危机变量以及该变量与全球不确定性的交互项，回归结果如表 2 所示。在表 2 中，全球不确定性的系数均显著为负，表明在前金融危机时期，全球不确定性对外汇储备的负向作用显著存在。但全球不确定性与后金融危机时期的交乘项（*L.lgwui#L.agfc*，*L.lgwui#L.taper*）在全样本和发达经济体样本中显著为正，这表明在后金融危机时期，全球不确定性对外汇储备的负向影响显著下降，但这一下降效应主要存在于发达经济体。对新兴经济体而言，不论是全球金融危机前还是危机后，全球不确定性上升仍会显著降低其持有的外汇储备规模。

表 2 后全球金融危机时期

	后金融危机时期			量化紧缩时期		
	(1) 全样本	(2) 发达经济体	(3) 新兴经济体	(4) 全样本	(5) 发达经济体	(6) 新兴经济体
<i>L.lgwui</i>	-2.110** (-2.24)	-2.900** (-2.28)	-0.050*** (-3.54)	-1.707** (-2.33)	-2.513** (-2.34)	-0.049** (-2.63)
<i>L.lgwui#L.agfc</i>	1.838** (2.12)	2.331* (2.00)	0.028 (0.94)			
<i>L.lgwui#L.taper</i>				1.288** (2.23)	1.782 (1.58)	0.054 (1.42)
Control	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Country	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Quarter	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
# of countries	57	26	31	57	26	31
R2_a	0.796	0.796	0.367	0.796	0.796	0.367
N	3692	2158	1534	3692	2158	1534

（三）机制分析

在文献综述部分，本文提出全球不确定性会通过三个机制影响外汇储备，即贸易、资本流动、汇率。具体而言，全球不确定性上升会导致净出口总额下降、净资本流出提高和本币汇率增速下降，而各国会抛售外汇储备以稳定出口、资本流动和汇率。本文设定如下计量模型进行机制分析：

$$mech_{it} = \alpha + \beta lgwui_{t-1} + \gamma Z_{it-1} + \lambda_i + \mu_q + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中，核心解释变量仍为全球不确定性，被解释变量则分别为净出口总额（出口—进口）占 GDP 的比重（*cabgdp*）、资本净流出总额（资本流—资本流入）占 GDP 的比重（*nflow*）、实际有效汇率同比增速（*reerg*），*Z* 为控制变量组⁶， α 为截距项， ε 为扰动项。模型控制国家固定效应（ λ_i ）和日历季度固定效应（ μ_q ），所有解释变量均滞后一期以避免潜在的反向因果问题。

1. 贸易渠道——净出口

表 3 列示了式（2）中被解释变量为净出口总额占 GDP 的比重的回归结果，列（4）全球不确定性上升会降低新兴经济体的净出口，但会提高发达经济体的净出口。这是由于新兴经济体和发达经济体的出口替代弹性不同。Baley et al.（2020）指出，不确定性对出口的影响取决于该国出口的产品替代弹性：当一国出口的产品替代弹性较高，不确定性提高会降低出口；而当一国出口的产品替代弹性较低，不确定性提高则会提高出口。相对发达经济体而言，新兴经济体出口的产品技术水平较低、产品替代弹性较高，因此全球不确定性上升会损害新兴经济体的净出口但提高发达经济体的净出口。

⁶ 控制变量随被解释变量的不同而不同。文章篇幅有限，具体控制变量未予以列示，感兴趣的读者可向作者索取。

表 3 净出口总额占 GDP 的比重

	(1)	(2)	(3)	(4)
	全样本	发达经济体	新兴经济体	交乘项
<i>L.lgwui</i>	0.100**	0.133*	0.014	0.167**
	(2.29)	(1.91)	(1.45)	(2.25)
<i>L.lgwui#L.em</i>				-0.174**
				(-2.10)
Control	Yes	Yes	Yes	Yes
Country	Yes	Yes	Yes	Yes
Quarter	Yes	Yes	Yes	Yes
# of countries	57	26	31	57
R2_a	0.119	0.132	0.183	0.122
N	3638	2148	1490	3638

2. 资本流动渠道——净资本流出

表 4 汇报了式 (2) 中被解释变量为净资本流出总额占 GDP 的比重的回归结果⁷。回归结果显示，全球不确定性上升会显著提高各国的净资本流出水平，尤其是对新兴经济体而言。这一结论与 Andrikopoulos et al. (2023) 的发现一致。全球不确定性上升会导致全球预期经济增速下降，跨境资本的投资风险提高，投资者会“等待”好的投资时机从而使资本流入水平降低且资本流出提高，因此资本净流出水平相对提高。但资本存在对发达经济体的“本土偏好”（李珂欣和陈中飞，2023），当全球不确定性上升时，发达经济体的资本流出也会下降，即发达经济体的资本流入与流出均会下降，因此其净资本流出无显著变化。对新兴经济体而言，全球不确定性上升导致资本流入下降，但并不伴随着资本流出的下降，从而导致其净资本流出提高。

表 4 净资本流出占 GDP 的比重

	(1)	(2)	(3)	(4)
	全样本	发达经济体	新兴经济体	交乘项
<i>L.lgwui</i>	0.088**	0.075	0.056***	0.129*
	(2.16)	(1.48)	(3.06)	(1.96)
<i>L.lgwui#L.em</i>				-0.109
				(-1.39)
Control	Yes	Yes	Yes	Yes
Country	Yes	Yes	Yes	Yes
Quarter	Yes	Yes	Yes	Yes
# of countries	56	26	30	56
R2_a	0.237	0.246	0.068	0.237
N	3581	2149	1432	3581

3. 汇率渠道——汇率增速

表 5 汇报了式 (2) 中被解释变量为实际有效汇率增速的回归结果。回归结果表明，全球不确定性提高会带来各国实际有效汇率增速下降，尤其是对新兴经济体而言。一方面，汇率增速下降是前文贸易渠道和资本流动渠道综合作用的结果，净出口下降和净资本流出提高意味着国际市场对本币的需求下降，导致本币币值的增速相对下降。另一方面，汇率增速下降也是国际投资者风险规避的结果。当全球不确定性上升，风险规避的国际资本会抛售风险资产并购买以美元为代表的全球性安全资产（Aizenman et al., 2020），从而导致本币币值增速下降。

⁷ 表 4 列 (4) 的结果表明全球不确定性对发达经济体的净资本流出的负向影响在 10% 的水平下显著为正，与表 4 列 (2) 的结果存在矛盾之处。文章进一步使用资本总流入占 GDP 的比重和资本总流出占 GDP 的比重进行回归，回归结果支持列 (2) 的结论。回归结果表明，当全球不确定性上升时，发达经济体的总资本流入、总资本流出均显著降低即净资本流动无显著变化，但新兴经济体仅限于总资本流入降低、总资本流出无显著下降即净资本流出提高。文章篇幅有限，资本总流入和总流出的回归结果未予以列示，感兴趣的读者可向作者索取。

表 5 实际有效汇率同比增速

	(1)	(2)	(3)	(4)
	全样本	发达经济体	新兴经济体	交乘项
<i>L.lgwui</i>	-0.016**	-0.002	-0.029**	-0.001
<i>L.lgwui#L.em</i>	(-2.36)	(-0.23)	(-2.77)	(-0.15)
				-0.046***
				(-3.51)
Control	Yes	Yes	Yes	Yes
Country	Yes	Yes	Yes	Yes
Quarter	Yes	Yes	Yes	Yes
# of countries	41	23	18	41
R2_a	0.070	0.039	0.163	0.077
N	2924	1924	1000	2924

(四) 异质性分析

前文已论证全球不确定性上升会通过贸易渠道、资本流动渠道、汇率渠道影响外汇储备规模。而汇率制度、资本账户开放程度是影响一国汇率水平和资本流动水平的重要因素，因此本文进一步讨论全球经济不确定对外汇储备的负向影响是否随汇率制度、资本账户开放程度的不同而不同。

抵御外债风险也是一国持有外汇储备的重要动机 (Obstfeld et al., 2010; 马斌和张琦, 2022), 尤其是对于存在“原罪”的新兴经济体而言 (李少昆, 2017)。全球不确定性上升会带来本币增速下降, 导致以外币计价的外债升值、外债偿付成本和风险提高, 因此外债比重越高的国家使用外汇储备稳定汇率的动机越强。基于此, 本文试图探讨全球不确定性对外汇储备的负向影响是否随外币债务结构的不同而不同。

1. 汇率制度

本文将汇率制度分为固定汇率制和非固定汇率制两大类: 若汇率制度变量 (fx) 取值为 1, 则为固定汇率制, 否则为非固定汇率制。回归结果如表 6 所示。

在全样本和发达经济体样本中, 只有在固定汇率制下, 全球不确定性上升对外汇储备的负向影响才显著存在; 而在非固定汇率制下, 全球不确定性对外汇储备并无显著影响。固定汇率制对汇率有固定水平的显性承诺, 因此当全球不确定性上升引发汇率波动时, 固定汇率制的国家更需要动用外汇储备来稳定汇率 (缪延亮等, 2021; 马斌和张琦, 2022)。但对新兴经济体而言, 在固定汇率制下, 全球不确定性对外汇储备的影响并不显著; 而在非固定汇率制下, 全球不确定性上升仍会带来外汇储备的显著下降。这可能是由于: 第一, 实施固定汇率制的新兴经济体只有 8 个国家共 259 个观测值, 样本过少导致估计结果不稳健; 第二, 新兴经济体存在“浮动恐惧”而“隐性干预外汇市场”的现象 (Calvo & Reinhart, 2002)。

表 6 汇率制度的调节效应

	全样本		发达经济体		新兴经济体	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	固定	非固定	固定	非固定	固定	非固定
<i>L.lgwui</i>	-3.255**	-0.397	-3.971**	-0.828	0.002	-0.049***
	(-2.27)	(-1.19)	(-2.22)	(-1.18)	(0.08)	(-3.21)
Control	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Country	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Quarter	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
# of countries	24	56	16	25	8	31
R2_a	0.825	0.118	0.842	0.123	0.480	0.429
N	1334	2358	1075	1083	259	1275

2. 资本账户开放程度

本文依据资本账户开放 (ka_open) 指标的中位数将样本分为两组: 高于或等于中位数的高资本账户开放程度组和低于中位数的低资本账户开放程度组。回归结果列示在表 7 中。

由表 7 可知, 只有在高资本账户开放程度组里, 全球不确定性对外汇储备的负向影响才显著。这是因为资本账户开放会提高风险发生的概率 (杨权和裴晓婧, 2011), 且在发生外部负向冲击时受到的溢出影响也越大 (Aizenman & Lee, 2007), 越需要动用外汇储备以稳定汇率。

表 7 资本账户开放程度的调节效应

	全样本		发达经济体		新兴经济体	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	低	高	低	高	低	高
<i>L.lgwui</i>	-1.329 (-1.37)	-1.428* (-1.98)	-1.417 (-1.12)	-2.338* (-1.83)	-0.090 (-1.75)	-0.031** (-2.33)
Control	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Country	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Quarter	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
# of countries	25	51	19	22	5	30
R2_a	0.102	0.812	0.619	0.862	0.751	0.387
N	655	3037	710	1448	45	1489

3.美元与欧元外债占总外债的比重

本文使用各国以美元和欧元计价的外债占总外债的比重来衡量一国的外债结构 (Aizenman et al., 2020), 数据来源于国际清算银行。依据上述比重的中位数将样本分为两组: 高于或等于中位数的高外债组和低于中位数的低外债组, 回归结果如表 8 所示。

由表 8 可知, 全球不确定性对外汇储备的负向影响仅在高外债组显著为负。一国以美元与欧元计价的外债占比越高, 其外债结构越脆弱。当全球不确定性上升时, 越需要动用外汇储备来稳定汇率以减轻本币增速下降带来的贬值压力引发潜在的外债偿付危机。

表 8 美元与欧元外债占比的调节效应

	全样本		发达经济体		新兴经济体	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	低	高	低	高	低	高
<i>L.lgwui</i>	-0.129 (-0.35)	-1.698** (-2.43)	-0.300 (-0.51)	-2.682** (-2.50)	-0.002 (-0.15)	-0.051** (-2.79)
Control	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Country	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Quarter	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
# of countries	32	48	18	23	14	24
R2_a	0.021	0.576	0.0003	0.579	0.495	0.426
N	1241	2451	685	1473	566	968

(五) 储备资产构成的结构性变动

外汇储备的管理包括总量和结构两方面。前文的分析表明全球不确定性上升会带来各国外汇储备总量的下降, 但各国也可通过调整外汇储备结构来应对全球不确定性风险。本文在这一部分重点考察储备资产的币种结构和类型结构的变动。

在币种结构上, 以美元、欧元、英镑和日元计价的储备资产占全球总储备的份额在 2018 年达到了 92.4%, 占有绝对主导地位。由于各国储备资产的货币结构数据不可公开获得, 因此参考 Aizenman et al. (2020) 的做法, 本文用外汇储备中以美元、欧元、英镑、日元计价的四大货币储备资产占总储备的比重 (*top4*) 来衡量各国储备资产的币种结构并作为被解释变量。

在类型结构上, 储备资产由外汇储备资产 (*fxr*)、以美元计价的黄金储备 (*gold*)、IMF 储备头寸 (*imf*)、特别提款权 (*sdr*) 和其他储备资产 (*other*) 构成, 其中外汇储备的流动性最强。理论上, 在面对全球不确定性上升时, 流动性越强的储备资产越容易受到冲击。基于此, 本文进一步将各类储备占总储备的比重作为被解释变量, 以考察全球不确定性上升对储备资产类型结构的影响。

表 9 列示了全球不确定性储备资产构成的结构性影响的回归结果。表 9 显示, 全球不确定性上升会带来以四大货币为代表的储备资产的显著下降。在类型结构上, 流动性最强的外币资产受到的负向影响最大, 其次是其他储备资产, 而流动性较差的黄金储备占比不降反升。这表明当全球不确定性上升时, 各国更倾向于使用流动性更强的外币储备和其他储备资产来稳定市场 (Alberola et al., 2016)。而黄金作为避险资产, 其价格与美元指数负相关, 各国也会在全球不确定性上升时增持黄金储备以对冲外汇储备风险 (陈卫

东等，2023）。

表 9 外汇储备构成的结构性变动

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>top4</i>	<i>fxr</i>	<i>gold</i>	<i>imf</i>	<i>sdr</i>	<i>other</i>
<i>L.lgwui</i>	-0.035** (-2.25)	-0.054** (-2.54)	0.038*** (2.98)	-0.001 (-0.37)	0.038*** (5.66)	-0.020* (-1.75)
Control	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Country	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Quarter	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
# of countries	51	52	50	52	52	48
R2_a	0.047	0.316	0.328	0.161	0.342	0.043
N	2403	2664	2559	2617	2664	2302

四、稳健性与内生性检验

为保证文章结论的稳健性，本文做了大量稳健性检验⁸，并使用系统 GMM 进行内生性检验。

(一) 货币互换协议的影响

在 2008 年全球金融危机后，货币互换协议成为以美国为代表的发达经济体应对短期流动性不足的重要工具，对外汇储备起补充替代作用（陈卫东等，2023）。当全球不确定性提高时，货币互换协议的存在可以抵消外汇储备的下降（Aizenman et al., 2020）。因此本文定义变量“是否使用美元货币互换额度”（*swap*）：若一国当期使用了与美元的货币互换额度，则取值为 1，否则取值为 0。数据来源于美联储。此外，由于无法得知欧央行获得美元的货币互换额度后如何分配给欧元区各国，本文不计入欧央行和美元的货币互换。

由于货币互换额度存在期限短、流动性强的特点，本文在式（1）中加入 *swap* 的当期值而非滞后值，以及 *swap* 的当期值与全球不确定性的交乘项，回归结果如表 10 列（1）所示。回归结果中交乘项系数（*L.lgwui#swap*）为正，这表明与美元的货币互换协议的存在有利于缓解全球不确定性上升带来的外汇储备流失问题。此外，货币互换协议（*swap*）的系数为负，这与货币互换协议可以替代外汇储备的观点一致。

(二) 内生性检验——GMM

由于核心解释变量属于全球层面，且所有解释变量都滞后了一期，因此理论上本文的识别不存在反向因果问题，但外汇储备规模与结构可能存在潜在的路径依赖。本文将外汇储备的滞后项加入式（1）中并使用系统 GMM 方法进行估计，估计结果如表 10 列（2）所示，GMM 有效性的相关检验均已通过。全球不确定性的系数显著为负且系数值接近基准回归（1.414，见表 1 列（1））的 7.5 倍，表明即使考虑了外汇储备的滞后性影响，全球不确定性对外汇储备的负向影响仍显著存在且影响更大。

⁸ 本文的稳健性检验还包括：（1）改变核心解释变量或被解释变量的衡量方式。第一，参考 Forbes & Warnock（2012）计算资本异常流动的公式，计算全球极端不确定性事件并作为核心解释变量；第二，定义全球不确定性的正向冲击（即当期全球不确定性是否高于上期）作为核心解释变量；第三，将被解释变量替换为外汇储备的对数值和外汇储备的季度同比增速。（2）改变控制变量。第一，用本币的实际有效汇率替换双边汇率；第二，用 Fernández et al.（2016）的资本账户管制程度替换 Chinn & Ito（2002）的资本账户开放程度；第三，在控制变量中分别加入是否发生资本流入突然中断和资本外逃、以及是否发生货币危机、银行危机和系统性危机；第四，用 Bekaert et al.（2022）基于资产定价模型计算的全球风险厌恶指数代替 VIX 指数。

（3）剔除 SDR 篮子货币国家。本文将英国、法国、德国、日本和 2017 年的中国定义为 SDR 篮子货币国家。所有检验结果均表明全球不确定性的上升会降低外汇储备的结论是稳健的。文章篇幅有限，上述回归结果未予以列示，感兴趣的读者可向作者索取。

表 10 稳健性与内生性检验

	(1)	(2)
	<i>swap</i>	<i>gmm</i>
<i>L.lgwui</i>	-1.426** (-2.31)	-10.630** (-2.21)
<i>L.lgwui#swap</i>	1.035* (1.76)	
Control	Yes	Yes
Country	Yes	Yes
Year	Yes	Yes
Quarter	Yes	Yes
# of countries	57	57
R2_a	0.796	-
<i>N</i>	3692	3692
AR(1)	-	0.055
AR(2)	-	0.448
Hansen	-	0.759

注：列（1）使用国家层面聚类稳健的标准误，列（2）使用异方差稳健的标准误。

五、结论与建议

全球不确定性攀升给各国理解和管理外汇储备变动带来了新挑战。本文基于 1991 年—2017 年共 57 个经济体的季度面板数据，考察了全球不确定性对各经济体外汇储备规模的影响，并得出如下结论：第一，外汇储备具有逆周期性。全球不确定性上升会显著降低各经济体的外汇储备规模，反之则将提高各经济体的外汇储备规模；第二，机制分析表明，全球不确定性会通过贸易渠道、资本流动渠道和汇率渠道影响外汇储备。具体而言，全球不确定性上升会降低净出口规模、提高资本净流出水平、并导致本币贬值压力。这促使各国使用外汇储备干预以保持出口、资本流动和汇率稳定。但上述渠道主要对新兴经济体成立；第三，调节效应表明，汇率制度越固定、资本账户开放程度越高、以美元和欧元计价的外债占比越高，全球不确定性越外外汇储备的负向影响越大，即在面临全球不确定性上升越需要动用外汇储备进行干预。但实施非固定汇率制的新兴经济体在面临全球不确定性冲击时其外汇储备仍会显著下降，这可能表明新兴经济体因“浮动恐惧”而“隐性干预外汇市场”。此外，在后金融危机时期，全球不确定性对外汇储备的负向影响变小，这可能是由后金融危机时期各国的宏观政策工具包更加丰富导致的，如金融危机后宏观审慎政策、货币互换协议等政策的发展。全球不确定性上升也会显著改变国际储备结构，其中流动性最高的外币储备比重下降，而黄金储备的比重上升。

基于上述结论，本文提出以下政策建议：第一，外汇储备规模管理具有逆周期性。各国需在全球不确定性较低时积累外汇储备以防患于未然，在全球不确定性较高时减持外汇储备以稳定市场。全球不确定性上升会导致各国净出口下降、资本净流出、本币贬值压力，为对冲全球不确定性带来的相关风险，各国需及时减持外汇储备以稳定进出口、跨境资本流动和汇率波动。第二，优化外汇储备结构。目前中国的外汇储备中，外汇储备资产占比高达 90% 以上，且币种结构上对美元和欧元的依赖度较高。随着全球不确定性提高，黄金避险资产的特性愈发明显。中国一方面可持有更加多样化的流动性资产满足流动性需要、保障储备资产安全、降低对美元储备的依赖，另一方面也可增持黄金储备达到避险目的。第三，丰富外汇储备管理工具包。汇率市场化、资本管理政策与外汇储备管理政策存在互补，需加强各类宏观政策的协调，发挥政策合力。资本管理政策、汇率市场化和货币互换协议等宏观政策工具对外汇储备具有替代作用，可综合运用各类政策来降低对外汇储备的需求。但若一国以美元和欧元计价的外债比重过高，在面对外部不利冲击时极易发生货币贬值和债务危机，因此仍需持有一定的外汇储备以抵御外部风险。

参考文献

- [1] 陈卫东, 熊启跃, 赵雪倩. 全球储备资产: 历史趋势、形成机制和中国启示[J]. 国际金融研究, 2023 (4): 3-16
- [2] 陈中飞, 李珂欣, 王曦. 资本异常流动的国际规律与中国风险分析[J]. 管理科学学报, 2022a (8): 82-103
- [3] 陈中飞, 刘思琦, 李珂欣. 宏观审慎政策减少了资本异常流动吗? ——基于跨国经验分析[J]. 国际金融研究, 2022b (1): 39-49
- [4] 李珂欣, 陈中飞. 经济不确定性与全球金融资产...双边证券投资资本流动的的证据[J]. 国际金融研究, 2023 (2): 86-96
- [5] 李少昆. 美国货币政策是全球发展中经济体外汇储备影响因素吗? [J]. 金融研究, 2017, (10): 68-82
- [6] 刘慧, 慕建红. 宏观经济不确定性与出口: 贸易中介是缓冲器还是推动器? [J]. 世界经济研究, 2018 (4): 60-74
- [7] 马斌, 张琦. 资本账户开放对外汇储备的非线性效应——基于金融发展视角[J]. 国际金融研究, 2022 (6): 21-31
- [8] 缪延亮, 郝阳, 杨媛媛. 外汇储备、全球流动性与汇率的决定[J]. 经济研究, 2021 (8): 39-55
- [9] 杨权, 裴晓婧. 资本账户开放、金融风险与最优外汇储备[J]. 国际金融研究, 2011 (7): 22-33
- [10] 易祯, 郝天若, 朱超. 外汇干预对汇率水平变动及波动率的影响与应对——来自全球 53 个经济体的证据[J]. 国际金融研究, 2023 (6): 73-85
- [11] Ahir H, Bloom N, Furceri D. The World Uncertainty Index[R]. National Bureau of Economic Research, 2022, No. w29763
- [12] Aizenman J, Cheung Y-W, Ito H. International Reserves before and after the Global Crisis: Is There No End to Hoarding?[J]. Journal of International Money and Finance, 2015, 52: 102-126
- [13] Aizenman J, Cheung Y W, Qian X W. The Currency Composition of International Reserves, Demand for International Reserves, and Global Safe Assets[J]. Journal of International Money and Finance, 2020, 102
- [14] Aizenman J, Lee J. International Reserves Precautionary Versus Mercantilist Views, Theory and Evidence[J]. Open Economies Review, 2007, 18: 191-214
- [15] Alam Z, Alter A, Eiseman J, et al. Digging Deeper? Evidence on the Effects of Macroprudential Policies from a New Database[J]. IMF Working Paper, 2019
- [16] Alberola E, Erce A, Serena J M. International Reserves and Gross Capital Flows Dynamics[J]. Journal of International Money and Finance, 2016, 60: 151-171
- [17] Allen T. Information Frictions in Trade[J]. Econometrica, 2014, 82 (6): 2041-2083
- [18] Andrikopoulos A, Chen Z, Chortareas G, et al. Global Economic Policy Uncertainty, Gross Capital Inflows, and the Mitigating Role of Macroprudential Policies[J]. Journal of International Money and Finance, 2023, 131: 102793
- [19] Baley I, Veldkamp L, Waugh M. Can Global Uncertainty Promote International Trade? [J]. Journal of International Economics, 2020, 126
- [20] Bekaert G, Engstrom E C, Xu N R. The Time Variation in Risk Appetite and Uncertainty[J]. Management Science, 2022, 68 (6): 3975-4004
- [21] Benigno G, Fornaro L, Wolf M. Reserve Accumulation, Growth and Financial Crises[J]. Journal of International Economics, 2022, 139: 103660
- [22] Calvo G A, Reinhart C M. Fear of Floating[J]. The Quarterly Journal of Economics, 2002, 117 (2): 379-408
- [23] Chinn M, Ito H. Capital Account Liberalization, Institutions and Financial Development: Cross-Country Evidence[J]. NBER working paper, 2002, No.w8967
- [24] Durdu C B, Mendoza E G, Terrones M E. Precautionary Demand for Foreign Assets in Sudden Stop Economies: An Assessment of the New Mercantilism[J]. Journal of Development Economics, 2009, 89 (2): 194-209
- [25] Fernández A, Klein M W, Rebucci A, et al. Capital Control Measures: A New Dataset[J]. IMF Economic Review, 2016, 64 (3): 548-574
- [26] Forbes K J, Warnock F E. Capital Flow Waves: Surges, Stops, Flight, and Retrenchment[J]. Journal of International Economics, 2012, 88 (2): 235-251
- [27] Hines J R. Treasure Islands[J]. Journal of Economic Perspectives, 2010, 24 (4): 103-126
- [28] Ilzetzki E, Reinhart C M, Rogoff K S. Exchange Arrangements Entering the Twenty-First Century: Which Anchor Will Hold?[J]. The Quarterly Journal of Economics, 2019, 134 (2): 599-646
- [29] Lutz F, Zessner-Spitzenberg L. Sudden Stops and Reserve Accumulation in the Presence of International Liquidity Risk[J]. Journal of International Economics, 2023, 141
- [30] Obstfeld M, Shambaugh J C, Taylor A M. Financial Stability, the Trilemma, and International Reserves[J]. American Economic Journal: Macroeconomics, 2010, 2 (2): 57-94
- [31] Rashad A, Joshua A, Jamel S, et al. On the Effectiveness of Foreign Exchange Reserves During the 2021-22 Us Monetary Tightening Cycle[J]. NBER Working Paper, 2023, No. 30935

Global Uncertainty and Foreign Exchange Reserves

Li Kexin

Summary: The rise of global uncertainty casts shadow on the management of foreign exchange reserves. Based on the panel data of 57 economies from 1991 to 2017, this paper discusses the impact of global uncertainty on foreign exchange reserves. The following conclusions are reached: (i) Foreign reserves are countercyclical. Foreign reserves decrease when global uncertainty increases, and vice versa. (ii) There are three channels for global uncertainty to exert influence on foreign exchange reserves, that's international trade, capital flows, and exchange rates. Specifically, increasing in global uncertainty will decrease the net exports, increase net capital outflows, and decrease the growth rate of real effective exchange rate. The three mechanisms call for foreign exchange intervention and decrease foreign exchange reserves eventually. (iii) Float exchange rate regime, liberalized capital account, and high external debt exacerbate the negative effect of global uncertainty on foreign exchange reserves. The above findings help to understand the role of foreign exchange reserves under the scope of global uncertainty.

Key words: Global Uncertainty; Foreign Exchange Reserves; Countercyclical

极端气候与家庭金融资产配置¹

潘敏² 李静静³

【摘要】在全球气候变暖的背景下，极端气候频繁发生会影响微观经济主体的行为决策，包括家庭的投资决策。本文采用中国家庭金融调查 2011—2019 年五轮调查数据和国家气象科学信息中心的气候数据，实证研究了极端气候对中国城镇家庭金融资产配置的影响。研究发现，极端高温会显著降低家庭持有风险性金融资产的概率和配置比例，而极端低温和极端强降雨对家庭金融资产配置未产生显著影响；极端高温主要通过影响家庭成员的健康水平以及家庭收入水平进而影响家庭金融资产配置行为；绿色基础设施和补充医疗保险可以有效缓解极端高温对家庭金融资产配置的负向影响；极端高温对家庭金融资产配置的影响具有“劫富”特征，即极端高温对家庭金融资产配置的影响主要体现在高收入家庭中。本文拓展了极端气候微观经济后果的研究，对推进我国金融市场长期可持续发展具有现实参考意义。

【关键词】极端气候 金融市场参与 金融资产配置

引言

联合国政府间气候变化专门委员会（Intergovernmental Panel on Climate Change，简称 IPCC）第六次评估报告指出，自 1970 年以来，全球气候变暖的速度是过去至少两千年中任何一个 50 年期所前所未有的（IPCC，2021）。气候变暖的加速演进导致全球极端气候事件显著增多。数据显示，相比于 1980-1999 年，2000-2019 年期间，全球极端气温、洪涝、干旱、风暴、野火等事件分别增长 232.31%、134.27%、28.52%、40.22% 和 46.01%（联合国减灾署，2020）。我国是受极端气候事件影响较为严重的国家之一。据 2021 年《中国气象灾害年鉴》统计，2020 年，全国因气象灾害及其次生、衍生灾害导致 1.4 亿人次受灾，直接经济损失 3680.9 亿元，比 1990-2019 年年间的平均值明显偏多。在全球变暖短时间内难以逆转的情况下，未来“小概率、高影响”的极端气候事件将不可避免地呈现多发、强发态势。因此，全面、深入地认识极端气候的经济后果对于提高一国经济的气候韧性具有重要的现实意义。

关于极端气候经济后果的早期研究主要关注于宏观层面。随着研究的不断深入，研究视角正在向微观领域扩展。宏观层面的研究发现，极端气候频发会导致人均国民收入减少（Heal & Park，2013）、工业产出下降、农业经济受损（Hsiang，2010），且其经济后果具有一定的“亲贫”特征（Dell et al.，2012）。极端气候对宏观经济的不利影响来源于其对微观经济主体的冲击。近期的研究表明，极端气候不仅使企业现金流受到冲击（Brown et al.，2021）、盈利波动性上升（Huang et al.，2018），还造成家庭财产损失、收入减少（Park et al.，2018）。作为金融市场参与主体，极端气候对企业和家庭的影响会进一步传导，引发资产价格波动以及金融市场不稳定（Dafermos et al.，2018；Huynh & Xia，2023）。从现有文献来看，极端气候对家庭金融行为决策的影响研究较为有限，且其机制有待进一步揭示。

现有研究表明，极端气候可能会通过影响个体身心健康和家庭收入来影响家庭的行为决策。一方面，IPCC 第六次评估报告表明，极端气候事件或不利气象条件对气候敏感性疾病、营养不良、过早死亡以及心理健康等的威胁正在增加，且随着全球变暖进一步加剧（IPCC，2021）。而心理学和行为金融学领域的研究表明，心理和身体健康状况作为典型的背景风险，在个体决策中扮演了重要角色（Lerner et al.，2015）。另一方面，极端气候给家庭带来的财产与收入损失及其健康效应引致的收入风险也会影响家庭的行为决策（Angerer & Lam，2009）。因此，极端气候有可能会通过影响家庭成员的身心健康和收入水平进

¹ 原载于《国际金融研究》2024 第 10 期

² 潘敏，经济学博士，武汉大学经济发展研究中心、武汉大学经济与管理学院教授

³ 李静静，武汉大学经济与管理学院博士研究生

而对家庭金融市场参与和金融资产配置行为产生影响。进一步地，为应对气候变化，包括中国在内的世界各国积极推动绿色发展，其目的在于缓解气候变化，特别是极端气候事件对人类和自然带来的不利影响。那么，从家庭金融的角度来看，各国采取的绿色发展措施是否可以缓解极端气候对家庭金融资产配置行为的影响？另外，长期以来，我国一直致力于完善社会医疗保障体系以保障和改善民生，这是否可以通过损失补偿和风险预防帮助家庭应对极端气候带来的健康风险，从而缓解极端气候对家庭金融资产配置的影响？再者，气候变化的经济后果通常具有“亲贫”特征（Dell et al., 2012），但如果考虑适应性成本等因素，气候变化也可能存在“劫富”的经济后果（金刚等，2020）。那么，极端气候频发对家庭金融资产配置行为的影响究竟是“亲贫”还是“劫富”？

基于上述问题意识，本文利用中国家庭金融调查 2011—2019 年期间五轮微观调查数据，以城镇家庭为研究样本，实证研究了极端高温、极端低温和极端强降雨对家庭金融资产配置的影响及其机制。本文的创新主要体现在：第一，从家庭金融市场参与和金融资产配置的视角，拓展了气候变化微观经济后果的相关研究。近年来，关于极端气候对宏观经济和微观主体影响的文献不断增多，但有关极端气候对家庭部门金融决策影响的研究尚存不足。本文从家庭金融市场参与和金融资产配置两个方面考察了极端气候对家庭金融决策的影响及其机制，补充和拓展了极端气候微观经济后果的研究；第二，从绿色基础设施、补充医疗保险两个方面探究了相关制度安排在极端气候对家庭金融资产配置影响方面的调节作用。在极端气候日趋多发、强发的趋势下，为提高家庭气候韧性相关制度和政策的完善提供理论参考；第三，从极端气候经济后果的“亲贫”或“劫富”特征的视角，考察了极端气候对不同收入家庭金融资产配置决策影响的异质性，有利于为全面推进气候治理过程中重点关注城市化带来的“热岛效应”“雨岛效应”等问题提供客观的经验证据。

一、理论分析与研究假设

（一）极端气候对家庭金融资产配置的影响

气候是人类赖以生存和发展的环境因素之一，其偏离标准状态的异常变化深刻影响着人类的身体、心理健康和收入水平，进而对个体的风险态度、金融决策等产生影响。

第一，极端气候可能通过威胁个体健康状况影响家庭金融资产配置。现有研究表明，极端气候会直接和间接地影响人类的身体健康。首先，极端气候作为一种恶劣的气候条件会增加相关疾病的发病率和死亡率，直接威胁到个体健康。例如，当环境温度超过人体散热能力时，可能引发热射病、中暑等热相关疾病。长期暴露于高温还可能增加心脑血管疾病、呼吸道疾病等的危害（McMichael et al., 2019）。低温环境下，长时间暴露在寒冷环境中可能导致冻伤、低体温症等健康问题，同时也会增加心脑血管疾病的风险（Gasparrini et al., 2015）。其次，就间接影响而言，极端气候不仅会加剧病媒、水媒、食源性传染病的传播性和持续性，还有可能通过影响粮食生产供应的稳定性导致粮食获取难度增加，造成营养不良（Swinburn et al., 2019）。有关个体行为决策的研究表明，个体的健康状况对其风险偏好具有显著影响，健康状况较差的个体出于预防性动机倾向于持有更安全的资产，以此应对未来可能的医疗支出（Rosen & Wu, 2004）。

第二，极端气候可能通过诱发负面情绪进而影响家庭金融资产配置。一方面，气象情绪效应理论认为，有利的气象条件会使人们心情愉快，而不利的气象条件则会导致情绪低落。极端气候作为一种不利的气象条件，会在潜移默化中使个体产生消极情绪，降低人体感官幸福感，提高患抑郁和心理病态的概率（Burke et al., 2018）。另一方面，随着极端气候威胁的不断加深，人们对气候风险的感知可能引起“气候焦虑”，并由此出现害怕、悲伤、焦虑等负面的情绪体验（Hickman et al., 2021）。心理学认为，情绪这一心理因素在个体决策中扮演重要角色。处于恐惧、焦虑和悲伤等负面情绪下的决策者对未来往往持有更悲观的预期，在决策时会更加风险规避（Fredrickson & Branigan, 2005）。因此，极端气候可能通过引发负面情绪导致家庭更加风险规避。

第三，极端气候可能通过降低家庭收入水平进而影响家庭金融资产配置。首先，极端气候对生计、

健康、生命财产安全等的影响可能会直接或间接地冲击家庭收入水平，导致更多的人口陷入贫困（Dang & Trinh, 2022）。这表现在：一方面，极端气候会直接给家庭带来重大的财产和收入损失（De Silva & Kawasaki, 2018）；另一方面，极端气候导致的健康风险不仅会降低劳动生产率，还可能迫使劳动者为了自身健康而主动缩短劳动时间，减少劳动供给（祁毓等，2015），从而降低家庭收入水平。其次，收入水平下降会降低居民风险偏好水平，并与较低的风险资产配置有关（Angerer & Lam, 2009）。为此，本文提出假设 1：

假设 1：极端气候会通过影响个体身心健康和家庭收入水平对家庭金融市场参与和金融资产配置产生负向影响。

（二）绿色基础设施和社会医疗保障的调节效应

绿色基础设施作为生态系统的重要组成部分，在固碳服务、温度调节、洪水调节、改善空气质量等方面发挥着不可忽视的作用。近年来，随着“双碳”战略的深入实施，我国一直在积极推动绿色城市、森林城市建设，实施城市生态修复工程，为构建连续完整的绿色基础设施体系提供了政策支持。在全球变暖不断加剧的背景下，绿色基础设施不仅可以发挥碳汇的作用，在气候调节方面也扮演着越来越重要的角色。绿色基础设施可以通过蒸发、蒸腾和遮蔽等作用发挥降温功能（Wolch et al., 2014），通过截留、下渗雨水等方式防止洪涝灾害（Li et al., 2023）。因此，在其他条件相同的情况下，绿色基础设施越完善，极端气候对个人健康和家庭收入的冲击会越小，从而可以降低极端气候对家庭金融资产配置行为的影响。

社会医疗保障是应对健康风险的有效手段。我国自 1998 年就相继建立起城镇职工医疗保险、城镇居民医疗保险、新型农村合作医疗三大基本医疗保险制度。2012 年，为了进一步提高重特大疾病保障水平，我国建立城乡居民大病保险制度，在基本医保补偿的基础上，对城居保和新农合的参保（合）人进行医疗费用的二次报销。据人力资源与社会保障部官网显示，截止 2015 年底，我国大病保险覆盖范围已经超过 10 亿人，大病患者医疗费用报销比例平均提升 10% 以上。大病保险制度作为一种补充医疗保险，不仅可以补偿家庭在极端气候下所遭受的健康损失，还可以将未来的健康风险进行转移，从而缓解极端气候对家庭金融资产配置行为的负向影响。根据以上分析，本文提出假设 2：

假设 2：绿色基础设施和补充医疗保险会缓解极端气候对家庭金融市场参与和金融资产配置的负向影响。

二、数据、模型构建及变量定义

（一）数据说明

本文使用的数据来源情况如下：第一，家庭数据来自西南财经大学中国家庭金融调查与研究中心 2011—2019 年在全国范围内开展的五轮中国家庭金融调查（China Household Finance Survey, 简称 CHFS）数据。考虑到我国城乡家庭在金融资产投资方面仍然存在较大差异，农村家庭金融市场参与广度和深度还处于较低水平，本文借鉴李波（2015），以城镇家庭作为研究样本。第二，气候数据来自国家气象科学数据中心。第三，宏观经济数据来自 EPS 数据库、CSMAR 数据库以及各地区的统计年鉴。

本文选取与家庭所在县区人民政府球面距离最近的气象站作为家庭所在地气候信息的来源，并结合时间维度将气候数据与家庭数据进行精确匹配。由于 CHFS 前五轮调查时间分布于该调查年的 6-9 月份，为了准确地描述样本期的气候情况，本文以每年 9 月 1 日至次年 8 月 31 日作为一年来匹配气候数据。本文对连续变量进行 5% 和 95% 水平的缩尾处理以排除异常值的影响。

（二）模型设计

首先，鉴于家庭金融市场参与是一个二元变量，本文建立以下 Probit 模型研究极端气候对家庭金融市场参与决策的影响：

$$\text{FinDummy}_{ijt} = 1[\beta_0 + \beta_1 \text{Climate}_{jt} + \gamma \text{Controls} + \varphi_t + \varphi_c + \varepsilon_{ijt} > 0] \quad (1)$$

其中， $FinDummy_{ijt}$ 表示县区 j 的家庭 i 在时间 t 是否参与金融市场的虚拟变量； $Climate_{jt}$ 为衡量县区 j 在时间 t 的极端气候变量，包括极端高温、极端低温和极端强降雨； $Controls$ 表示一系列控制变量，其内容和定义见表 1； φ_t 和 φ_c 表示时间固定效应和城市固定效应。

其次，由于家庭金融资产配置比例是以 0 为下限的归并数据，本文采用如下 Tobit 模型估计极端气候对家庭金融资产配置的影响：

$$FinRatio_{ijt}^* = \beta_0 + \beta_1 Climate_{jt} + \gamma Controls + \varphi_t + \varphi_c + \varepsilon_{ijt} \quad (2)$$

$$FinRatio_{ijt} = \max(0, FinRatio_{ijt}^*) \quad (3)$$

其中， $FinRatio_{ijt}$ 表示家庭金融资产持有比例， $FinRatio_{ijt}^*$ 表示家庭金融资产持有比例的潜变量，其余变量含义与前文一致。

（三）变量定义

1. 极端气候

国内外研究气候变化的文献大多关注于温度和降水两个最基本的气候要素，例如 Arag3n et al. (2021)、潘敏等 (2022)。本文与上述文献保持一致，以较为常见的极端高温、极端低温和极端强降雨作为重点对极端气候进行研究。考虑到我国不同区域气候特征差别较大，本文采用相对阈值法来构建极端气候的代理变量。首先，以 1980 年 8 月 31 日—2010 年 8 月 31 日作为气候基准期⁴，将气候基准期内的每日最高温度和每日最低温度按照升序排列，分别取第 90%分位和第 10%分位作为极端高温阈值和极端低温阈值；将气候基准期内逐年每日降水量按升序排列，取第 95%分位降水量的 30 年（1980 年 8 月 31 日—2010 年 8 月 31 日）平均值作为极端强降雨阈值。其次，当某地某日最高气温高于其极端高温阈值时，则认为该地出现了一次极端高温事件。极端低温事件、极端强降雨事件的定义与之类似。最后，以汇总得到的年度极端气候事件发生天数作为极端高温（RHTem）、极端低温（RLTem）、极端强降雨（RPre）的代理变量。

2. 家庭金融资产配置

参照尹志超等 (2015)，本文定义的家庭金融资产包括无风险资产、正规金融市场风险资产和非正规金融市场风险资产。其中，无风险资产包括现金、活期存款和定期存款，正规金融市场风险资产包括股票、基金、债券、金融衍生品、金融理财产品、外汇、黄金，非正规金融市场风险资产主要指民间借出款。基于此，本文通过构造金融市场参与、金融资产配置两个变量，从金融市场参与的广度和深度两个方面来探讨极端气候对家庭金融资产配置的影响。其中，金融市场参与定义为：家庭持有正规金融市场风险性资产取值为 1，否则取值为 0；金融资产配置定义为：家庭持有的正规金融市场风险资产市值占金融资产总市值的比例。

3. 控制变量

借鉴以往文献，本文控制了户主层面、家庭层面、宏观层面及其他相关的控制变量，其定义见表 1。

⁴ 世界气象组织规定，以 30 年平均的气候要素常年值作为一个气候态。因此，将本文的样本期倒推 30 年，便可得到合适的气候基准期为 1980 年 8 月 31 日—2010 年 8 月 31 日。

表 1 控制变量定义

	变量名	变量符号	定义
户主控制变量	年龄	age	户主年龄
	年龄平方	age2	户主年龄的平方
	性别	gender	男性取值为 1，女性取值为 0
	受教育程度	edu	没上过学、小学、初中、高中、中专/职高、大专/高职、大学本科、硕士研究生和博士研究生的受教育年限分别设置为 0 年、6 年、9 年、12 年、13 年、15 年、16 年、19 年、22 年
	婚姻状况	marriage	已婚取值为 1，否则为 0
	风险偏好	risk_love	根据问题“如果您有一笔资金用于投资，您最愿意选择哪种投资项目”，若回答为“高风险、高回报的项目”或“略高风险、略高回报的项目”，则取值为 1，否则为 0
	风险厌恶	risk_averse	根据问题“如果您有一笔资金用于投资，您最愿意选择哪种投资项目”，若回答为“不愿意承担任何风险”或“略低风险、略低回报的项目”，则取值为 1，否则为 0
家庭控制变量	工商业经营	business	家庭从事工商业经营取值为 1，否则为 0
	医疗保健支出	healthcare	家庭医疗保健支出与家庭总人数的比值
	家庭人均收入	incomeper	家庭总收入（万元）与家庭总人数的比值
	是否负债	debtd	若家庭存在负债则取值为 1，否则为 0
	家庭净资产	netasset	家庭总资产与家庭总负债之差的対数
	家庭规模	scale	家庭人口总数
宏观控制变量	城市房价	lnhousep	城市商品房销售价格的对数，使用城市所在省份的 CPI 指数进行平减，其中商品房销售价格=商品房销售额/商品房销售面积
	地方人均 GDP	lnperGDP	家庭所在地人均 GDP 的自然对数
	金融市场发展水平	finmkt	家庭所在地金融机构年末贷款余额与 GDP 的比值
	金融资产实际收益率	Return	沪深 300 指数一年市场回报率与各省份通胀率的差值
其他控制变量	年均湿度	AveRHu	家庭所在地每日平均相对湿度的年度均值

4.描述性统计

表 2 展示了变量的描述性统计结果。结果显示，样本中仅有 19.07%的家庭配置了风险性金融资产，且配置比例仅占全部金融资产总值的 7.07%，说明平均而言，我国居民家庭金融市场参与的积极性以及参与的深度依然较低。极端气候指标方面，极端高温的年平均发生天数为 48 天，发生频率相对较高；极端低温的年平均发生天数为 32 天；而极端强降雨的发生天数较少，平均仅有 19 天。

表 2 描述性统计结果

变量名称	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
金融市场参与	54250	0.1907	0.3928	0	1
金融资产配置	54250	0.0707	0.1652	0	0.5385
RHTem	54250	47.6111	11.8860	24	66
RLTem	54250	32.1698	12.5205	13	58
RPre	54250	19.3375	4.7588	11	28
age	54250	51.6287	13.9328	29	76
age2	54250	2859.6370	1464.2025	841	5776
gender	54250	0.7036	0.4567	0	1
edu	54250	10.7582	3.9916	0	22
marriage	54250	0.8486	0.3585	0	1
risk_averse	54250	0.6718	0.4696	0	1
risk_love	54250	0.1092	0.3119	0	1
business	54250	0.1588	0.3655	0	1
healthcare	54250	0.1534	0.2268	0	0.8267
incomeper	54250	2.8887	2.4450	0.0525	8.7000
debttd	54250	0.2721	0.4451	0	1
netasset	54250	13.1571	1.4046	4.6250	15.2757
scale	54250	3.1162	1.4043	1	15
lnperGDP	54250	8.8056	0.6027	7.8343	9.9334
lnhousep	54250	11.0897	0.7318	9.5084	12.2679
finmkt	54250	1.5300	0.7506	0.2949	5.3047
Return	54250	21.0532	41.2610	-13.2300	105.9900
AveRHu	54250	243.9326	283.2329	53.8849	820.7143

三、实证结果及分析

(一) 基准回归结果

表 3 汇报了极端气候对家庭金融市场参与和金融资产配置的回归结果。可以看出，无论是金融市场参与，还是金融资产配置，极端高温的系数都显著为负，表明在极端高温冲击下，家庭会变得更加风险厌恶，从而导致家庭参与金融市场的概率以及风险性金融资产持有比例都随之降低。然而，极端低温和极端强降雨均没有对家庭金融市场参与和金融资产配置产生显著影响。原因可能在于：第一，随着全球变暖趋势的不断发展，包括我国在内的全球大部分地区极端高温事件强度不断加强，极端低温事件强度不断减弱⁵。根据《中国气候变化蓝皮书 2022》，1951—2021 年，中国地表年平均最高气温和年平均最低气温均呈显著上升趋势，2001 年以来，年平均最低气温持续高于常年值，这反映出我国极端高温强发、极端低温弱发的总体态势。这可能是导致极端低温没有产生显著影响的原因之一。第二，相比于极端高温和极端低温事件，极端强降雨事件通常不具有持续性，而只有持续的影响才有可能促使家庭改变其经济决策。

⁵ 极端气候事件发生强度通常指气温、降水量等气候指标超过某一特定阈值的程度，程度越高，极端气候事件发生强度越强，所产生的负面经济后果也越严重。

表 3 极端气候与家庭金融资产配置的基准回归结果

变量	(1) 金融市场 参与	(2) 金融资产 配置	(3) 金融市场 参与	(4) 金融资产 配置	(5) 金融市场 参与	(6) 金融资产 配置
RHTem	-0.0132*** (-3.0964)	-0.0052*** (-2.9352)				
RLTem			0.0040 (0.8632)	0.0019 (0.9241)		
RPre					-0.0006 (-0.0550)	0.0001 (0.0289)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
YearEffect	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
CityEffect	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	53564	54250	53564	54250	53564	54250
r2_p	0.2532	0.2716	0.2529	0.2714	0.2528	0.2712

注：() 内为 t 值，所有回归均使用县（区）层面聚类标准误，***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著。下同。

(二) 稳健性检验

第一，排除同期其他环境因素的影响，在基准模型中进一步控制家庭所在地的空气污染程度和日照时间；第二，剔除 2015 年数据以排除 2015 年股市异常波动对结论的干扰；第三，改变极端高温、极端低温和极端强降雨的阈值，分别调整至 95%、5%、99%；第四，使用倾向得分匹配法（PSM），以户主控制变量和家庭控制变量作为协变量进行一对一最近邻匹配，使用匹配后的样本对基准模型进行重新估计来减轻家庭特征差异对结论的影响；第五，删除基准期内年最高气温平均值小于等于 32℃ 的县（区）以剔除受高温影响较小的特殊样本的影响。表 4 列示的稳健性检验结果表明，本文基准回归的结果是稳健的。

表 4 稳健性检验的回归结果

变量	(1) 金融市场 参与	(2) 金融资产 配置	(3) 金融市场 参与	(4) 金融资产 配置	(5) 金融市场 参与	(6) 金融资产 配置
Panel A: 控制其他环境因素的影响						
RHTem	-0.0117** (-2.5303)	-0.0045** (-2.3888)				
RLTem			0.0008 (0.1676)	0.0005 (0.2379)		
RPre					0.0011 (0.1274)	0.0008 (0.2251)
Panel B: 剔除 2015 年股市异常波动的影响						
RHTem	-0.0162*** (-3.2825)	-0.0065*** (-3.1141)				
RLTem			0.0040 (0.8455)	0.0019 (0.9157)		
RPre					-0.0001 (-0.0078)	0.0004 (0.0728)
Panel C: 调整极端高温、极端低温和极端强降雨的阈值						
RHTem	-0.0088** (-2.2550)	-0.0034** (-2.1403)				
RLTem			0.0061 (0.9003)	0.0029 (0.9664)		
RPre					-0.0346 (-1.5718)	-0.0156 (-1.5920)
Panel D: PSM						
RHTem	-0.0181*** (-3.8401)	-0.0035*** (-2.6260)				
RLTem			0.0083 (1.5405)	0.0028** (1.9626)		
RPre					-0.0099 (-0.7961)	-0.0031 (-0.9897)
Panel E: 剔除极端高温特殊样本的影响						
RHTem	-0.0111***	-0.0044**				

	(-2.5848)	(-2.4428)				
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
YearEffect	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
CityEffect	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

(三) 内生性分析

尽管本文在基准回归中加入了一系列控制变量以及时间和城市固定效应，但依然可能存在遗漏变量导致的内生性问题。借鉴 Heyes & Saberian (2019)，从两个层面进行安慰剂检验以排除遗漏变量的干扰：第一，为家庭匹配距离其所在县区最远的气象站数据，同时保证其他数据的正确匹配。表 5 汇报了相应的估计结果。可以发现，此时极端高温的系数并不显著。第二，将家庭层面的数据与气候数据进行随机匹配并回归，重复这一过程 500 次。图 1 展示了 500 次回归得到的系数值和 t 值的分布情况。结果表明，本文的研究结论并未受到潜在遗漏变量的干扰。

表 5 匹配距离最远气象站数据的安慰剂检验结果

变量	(1)	(2)
	金融市场参与	金融资产配置
RHTem	-0.0044 (-0.6242)	0.0000 (0.0035)
Controls	Yes	Yes
YearEffect	Yes	Yes
CityEffect	Yes	Yes
N	53564	54250
r2_p	0.2528	0.2712

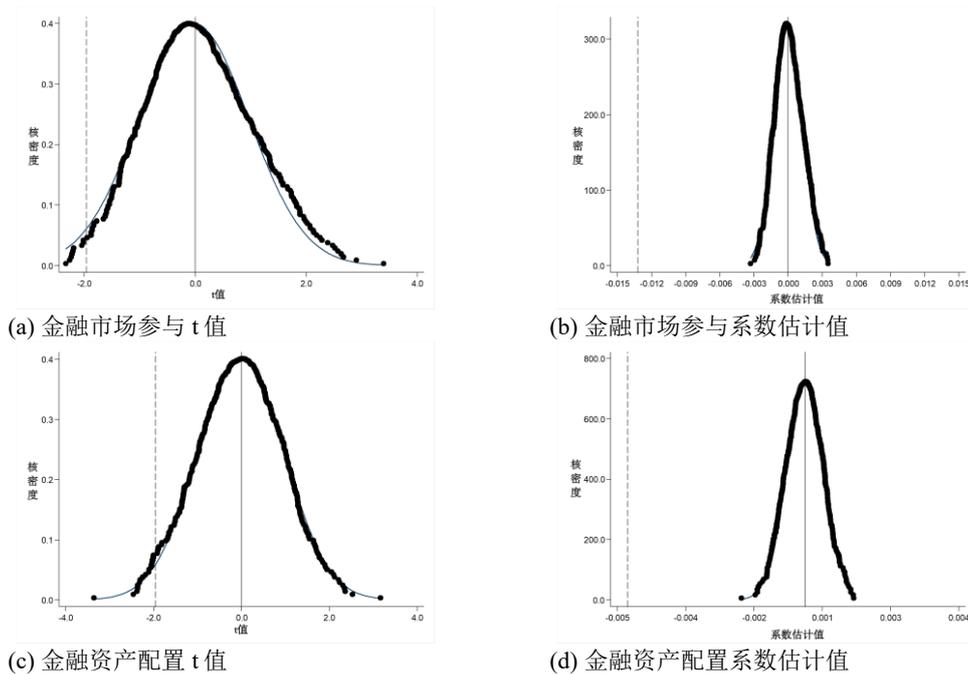


图 1 随机匹配气象站数据的安慰剂检验结果

四、进一步拓展分析

(一) 极端气候对家庭金融资产配置影响的机制检验

前文结果表明，极端高温显著降低了家庭参与金融市场的概率和持有风险性金融资产的比例，极端低温和极端强降雨没有产生显著影响。因此，本文将主要检验极端高温对家庭金融资产配置的影响机制。

具体而言，参考江艇（2022），通过观测极端高温对中介变量的影响来检验其作用机制，模型设定如下：

$$\text{MedVar}_{ijt} = \theta_0 + \theta_1 \text{RHTEM}_{jt} + \gamma \text{Controls} + \varphi_t + \varphi_c + \varepsilon_{ijt} \quad (4)$$

其中， MedVar_{ijt} 指代三个中介变量， RHTEM_{jt} 代表极端高温，其他变量与前文保持一致。

1. 家庭成员健康恶化的影响机制

为了检验极端高温是否通过恶化家庭成员的健康状况进而影响家庭金融资产配置，本文借鉴吴卫星等（2020），使用家庭自付医疗支出（即医疗支出扣除医保报销的部分）与人均财富的比值作为健康状况（health）的代理变量⁶，该指标越高，说明家庭医疗负担越重，家庭成员健康状况越不乐观。将 health 代入式（4）后得到的回归结果如表 6 列（1）所示。结果显示，极端高温显著增加了家庭的医疗费用负担，说明健康状况恶化是极端高温影响家庭金融资产配置行为的途径之一。

2. 个体情绪变化的影响机制

为了检验极端高温是否通过引发个体负性情绪进而对家庭金融资产配置产生不利影响，本文借鉴许荣等（2020），以生活幸福感（happiness）作为情绪的代理变量。该指标在心理学领域通常被视为情绪的一种外部化表现以及持续性的综合心理反应指标。CHFS 询问了受访者“总的来说，您现在觉得幸福吗？”，本文据此定义 happiness，若受访者回答“非常幸福”“幸福”则取值为 1，否则取值为 0。将 happiness 代入式（4）后得到的回归结果列示于表 6 列（2）。结果表明，极端高温对生活幸福感的影响并不显著，说明情绪可能不是极端高温影响家庭金融资产配置的渠道。

3. 家庭收入水平受损的影响机制

为了检验极端高温是否通过影响家庭收入水平进而影响家庭金融资产配置，将式（4）中的 MedVar 替换为家庭人均收入（incomeper），并进行实证检验。表 6 列（3）展示了相关的实证结果。可以看出，极端高温的系数显著为负，说明极端高温导致家庭收入水平降低是其影响家庭金融资产配置的另一个途径。

表 6 极端高温影响家庭金融资产配置的机制检验结果

变量	(1)	(2)	(3)
	health	happiness	incomeper
RHTEM	0.0003** (2.1589)	0.0021 (0.6432)	-0.0102* (-1.7104)
Controls	Yes	Yes	Yes
YearEffect	Yes	Yes	Yes
CityEffect	Yes	Yes	Yes
N	44000	54250	54250
r2 p/r2 a	0.0655	0.0456	0.3741

（二）绿色基础设施、社会医疗保障对极端气候与家庭金融资产配置关系的调节效应

首先，为了检验绿色基础设施是否可以降低极端高温对家庭金融资产配置行为的影响，本文以城市绿地面积覆盖率（城市绿地面积与土地面积的比值）对绿色基础设施（GI）进行衡量，并将其引入式（1）、式（2）与极端高温交乘。表 7 列（1）、列（2）汇报了相应的回归结果。结果显示，无论是家庭金融市场参与，还是家庭金融资产配置，极端高温与绿色基础设施的交乘项都显著为正，说明绿色基础设施在一定程度上可以缓解极端高温对家庭投资行为的负向影响。

其次，为了检验补充医疗保险，即大病保险政策是否可以缓解极端高温对家庭金融资产配置行为的负向影响，本文将大病保险政策（dbbx）定义为：若家庭所在城市在第 t 年开展大病保险工作，则该城市 t 年之后的年份取值为 1，否则为 0。将其引入式（1）、式（2）与极端高温交乘，得到的回归结果如表 7 列（3）、列（4）所示。结果表明，极端高温与大病保险政策的交乘项显著为正，说明大病保险政策的实施有效减轻了居民家庭的医疗负担，增强了家庭的风险承担能力，从而缓解了极端高温对家庭金融投资决策的负向影响。综合来看，假设 2 得到验证。

⁶ 由于 CHFS2015 年的问卷只询问了“您家的医疗、保健支出有多少钱？”，无法分离出自付医疗支出的数额，故此处将 2015 年的数据剔除。

表 7 绿色基础设施和补充医疗保险的调节效应回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	金融市场参与	金融资产配置	金融市场参与	金融资产配置
RHTem	-0.0147*** (-3.1161)	-0.0058*** (-2.9667)	-0.0148*** (-2.9631)	-0.0060*** (-2.8891)
RHTem*GI	0.0127*** (2.6055)	0.0052** (2.5272)		
GI	-0.4387** (-2.1930)	-0.1658** (-1.9887)		
RHTem*dbbx			0.0006** (2.4687)	0.0002** (2.0521)
dbbx			-0.1167** (-2.2879)	-0.0481** (-2.0044)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes
YearEffect	Yes	Yes	Yes	Yes
CityEffect	Yes	Yes	Yes	Yes
N	53564	54250	52659	53175
r2 p	0.2532	0.2716	0.2526	0.2701

(三) 极端气候对家庭金融资产配置影响的“亲贫”或“劫富”特征研究

极端气候对微观主体影响的经济效应可能会因微观主体特征差异呈现出“亲贫”或者“劫富”的特征。一方面，低收入家庭的生计多依赖于气候敏感职业，房屋、设备等应对不利气候条件的能力更弱，同时经济条件更难为家庭应对极端气候冲击提供支持，从而导致极端气候的经济后果表现出“亲贫”特征（Leichenko & Silva, 2014）。另一方面，高收入家庭多生活在交通比较便利、市政设施和服务比较完善的城市中心地区，并呈现出向城市中心集聚的空间格局，而低收入家庭则多分布于城市郊区（塔娜等，2023）。伴随着城市化的高度发展，城市地区普遍存在“热岛效应”“雨岛效应”等特有的气候现象，对极端高温和极端强降雨具有显著的放大作用，会加重城区特别是中心城区的高温 and 降雨影响（任春艳等，2006），导致高收入家庭比低收入家庭面临更大的极端气候风险，从而使得极端气候的经济后果表现出“劫富”特征。因此，极端高温对家庭金融资产配置行为的影响究竟具有“亲贫”特征还是“劫富”特征，值得进一步检验。

本文以各年份家庭收入水平的中位数对样本进行划分，高于中位数的样本被视为高收入家庭，否则为低收入家庭。表 8 展示了相应的回归结果。结果显示，极端高温对高收入家庭的金融市场参与和金融资产配置均产生了显著的负面影响，但对低收入家庭的影响不显著，说明极端高温对家庭金融投资决策的影响表现出“劫富”特征。这一结果印证了我国自改革开放以来城镇化率不断提升所带来的人口、产业不断向城市中心集聚的现象以及由此产生的较为严重的“热岛效应”问题。

表 8 极端高温对不同收入家庭金融资产配置影响的“亲贫”或“劫富”特征的回归结果

变量	金融市场参与		金融资产配置	
	高收入家庭	低收入家庭	高收入家庭	低收入家庭
RHTem	-0.0199*** (-3.4881)	-0.0033 (-0.6691)	-0.0077*** (-3.4881)	-0.0012 (-0.4310)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes
YearEffect	Yes	Yes	Yes	Yes
CityEffect	Yes	Yes	Yes	Yes
N	26761	25927	27126	27124
r2 p	0.2072	0.2285	0.2331	0.2517

五、结论和政策启示

在全球气候变暖的背景下，极端气候事件频繁发生，不仅使各国宏观经济遭受冲击，还影响到了微观经济主体的行为决策。本文聚焦极端气候对家庭部门金融行为的影响，实证研究了极端高温、极端低温和极端强降雨对我国城镇家庭风险性金融资产配置的影响。结果表明：第一，极端高温会降低家庭对金融市场风险性金融资产的持有概率和比例，而极端低温和极端强降雨对家庭金融资产配置的影响不显著；第二，机制检验结果表明，极端高温主要通过影响家庭成员的健康水平以及家庭收入水平进而影响家庭风险性金融资产的持有和配置比例；第三，绿色基础设施和补充医疗保险有助于缓解极端高温对家庭金融配置行为的负向影响；第四，极端高温的影响具有“劫富”特征，即极端高温对家庭金融资产配置的影响主要体现在高收入家庭之中。

本文具有以下政策启示：第一，从宏观层面的政策制定来看，政策制定者应提升气候变化对金融市场长期稳健可持续发展影响的认识。市场主体的积极参与是金融市场长期可持续发展的基础，而气候变化带来的极端高温事件会削弱家庭金融市场参与的积极性。因此，应采取有效措施降低市场主体面对气候变化的脆弱性，增强资本市场气候韧性，促进资本市场繁荣；应进一步健全多层次医疗保障体系，提高医疗保障水平，缓解极端高温对家庭金融行为决策产生的负面影响；在全面推进“双碳”目标实现，加强气候治理的过程中，要重点关注大城市“热岛效应”“雨岛效应”问题，推动城市绿色基础设施建设，打造宜居、可持续的绿色城市环境。第二，从微观家庭层面来看，对于易受极端气候影响的家庭，尤其是健康状况较差、收入稳定性较低的家庭，应主动配置一定的保险产品，降低极端气候风险敞口；对于高收入家庭，应该及时关注极端气候预警信息，提前采取措施应对极端气候冲击，从而降低家庭金融资产配置的气候敏感性。

参考文献

- [1] 江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. 中国工业经济, 2022 (5): 100-120
- [2] 金刚, 沈坤荣, 孙雨亭. 气候变化的经济后果真的“亲贫”吗[J]. 中国工业经济, 2020 (9): 42-60
- [3] 李波. 中国城镇家庭金融风险资产配置对消费支出的影响——基于微观调查数据 CHFS 的实证分析[J]. 国际金融研究, 2015 (1): 83-92
- [4] 联合国减灾灾署. 回顾过去 20 年灾害对人类的影响 (2000—2019) [R]. 2020
- [5] 潘敏, 刘红艳, 程子帅. 极端气候对商业银行风险承担的影响——来自中国地方性商业银行的经验证据[J]. 金融研究, 2022, 508 (10): 39-57
- [6] 祁毓, 卢洪友, 张宁川. 环境质量、健康人力资本与经济增长[J]. 财贸经济, 2015 (6): 124-135
- [7] 任春艳, 吴殿廷, 董锁成. 西北地区城市化对城市气候环境的影响[J]. 地理研究, 2006 (2): 233-241
- [8] 塔娜, 柴彦威, 申悦. 中美城市郊区生活空间与生活方式演变的比较研究[J]. 地理科学进展, 2023, 42 (9): 1733-1744
- [9] 吴卫星, 沈涛, 李鲲鹏等. 健康、异质性家庭投资者与资产配置[J]. 管理科学学报, 2020, 23 (1): 1-14
- [10] 许荣, 赵昶, 常嘉路. 特别重大事故影响个体风险偏好吗?——基于中国家庭金融调查的资产配置实证[J]. 保险研究, 2020 (12): 54-69
- [11] 尹志超, 吴雨, 甘犁. 金融可得性、金融市场参与和家庭资产选择[J]. 经济研究, 2015, 50 (3): 87-99
- [12] Angerer X, Lam P. Income Risk and Portfolio Choice: An Empirical Study[J]. The Journal of Finance, 2009, 64 (2): 1037-1055
- [13] Aragón F M, Oteiza F, Rud J P. Climate Change and Agriculture: Subsistence Farmers' Response to Extreme Heat[J]. American Economic Journal: Economic Policy, 2021, 13 (1): 1-35
- [14] Brown J R, Gustafson M T, Ivanov I T. Weathering Cash Flow Shocks[J]. The Journal of Finance, 2021, 76 (4): 1731-1772
- [15] Burke M, González F, Baylís P, et al. Higher Temperatures Increase Suicide Rates in the United States and Mexico[J]. Nature Climate Change, 2018, 8 (8): 723-729
- [16] Dafermos Y, Nikolaidi M, Galanis G. Climate Change, Financial Stability and Monetary Policy[J]. Ecological Economics, 2018, 152: 219-234
- [17] Dang H A, Trinh T A. Does Hotter Temperature Increase Poverty? Global Evidence from Subnational Data Analysis[R]. SSRN working paper, 2022
- [18] De Silva M M G T, Kawasaki A. Socioeconomic Vulnerability to Disaster Risk: A Case Study of Flood and Drought Impact in a Rural Sri Lankan Community[J]. Ecological Economics, 2018, 152: 131-140
- [19] Dell M, Jones B F, Olken B A. Temperature Shocks and Economic Growth: Evidence from the Last Half Century[J]. American Economic Journal: Macroeconomics, 2012, 4 (3): 66-95
- [20] Fredrickson B L, Branigan C. Positive emotions broaden the scope of attention and thought-action repertoires: Evidence for the broaden-and-build model[J]. Cognition and Emotion, 2005, 19 (3): 313-332
- [21] Gasparini A, Guo Y, Hashizume M, et al. Mortality Risk Attributable to High and Low Ambient Temperature: A Multicountry Observational Study[J]. The Lancet, 2015, 386 (9991): 369-375
- [22] Heal G, Park J. Feeling the Heat: Temperature, Physiology & the Wealth of Nations[R]. National Bureau of Economic Research, 2013
- [23] Heyes A, Saberian S. Temperature and Decisions: Evidence from 207000 Court Cases[J]. American Economic Journal: Applied Economics, 2019, 11 (2): 238-265
- [24] Hsiang S M. Temperatures and Cyclones Strongly Associated with Economic Production in the Caribbean and Central America[J].

Proceedings of the National Academy of sciences, 2010, 107 (35): 15367-15372

[25] Hickman C, Marks E, Pihkala P, et al. Climate Anxiety in Children and Young People and Their Beliefs about Government Responses to Climate Change: A Global Survey[J]. *The Lancet Planetary Health*, 2021, 5 (12): e863-e873

[26] Huang H H, Kerstein J, Wang C. The Impact of Climate Risk on Firm Performance and Financing Choices: an International Comparison[J]. *Journal of International Business Studies*, 2018, 49 (5): 633-656

[27] Huynh T D, Xia Y. Panic Selling when Disaster Strikes: Evidence in the Bond and Stock Markets[J]. *Management Science*, 2023, 69 (12): 7448-7467

[28] IPCC. *Climate Change 2021: The Physical Science Basis*[R]. Cambridge University Press, 2021

[29] Leichenko R, Silva J A. *Climate Change and Poverty: Vulnerability, Impacts, and Alleviation Strategies*[J]. *Wiley Interdisciplinary Reviews: Climate Change*, 2014, 5 (4): 539-556

[30] Lerner J S, Li Y, Valdesolo P, et al. Emotion and Decision Making[J]. *Annual Review of Psychology*, 2015, 66 (1): 799-823

[31] Li Y, Ji C, Wang P, et al. Proactive Intervention of Green Infrastructure on Flood Regulation and Mitigation Service Based on Landscape Pattern[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2023, 419: 138152

[32] McMichael A J, Woodruff R E, Hales S. Climate Change and Human Health: Present and Future Risks[J]. *The Lancet*, 2006, 367 (9513): 859-869

[33] Park J, Bangalore M, Hallegatte S, et al. Households and Heat Stress: Estimating the Distributional Consequences of Climate Change[J]. *Environment and Development Economics*, 2018, 23 (3): 349-368

[34] Rosen H S, Wu S. Portfolio Choice and Health Status[J]. *Journal of Financial Economics*, 2004, 72 (3): 457-484

[35] Swinburn B A, Kraak V I, Allender S, et al. The Global Syndemic of Obesity, Undernutrition, and Climate Change: The Lancet Commission Report[J]. *The Lancet*, 2019, 393 (10173): 791-846

[36] Wolch J R, Byrne J, Newell J P. Urban Green Space, Public Health, and Environmental Justice: The Challenge of Making Cities 'just Green Enough' [J]. *Landscape and Urban Planning*, 2014, 125: 234-244

Extreme Climate and Household Financial Assets Allocation

Pan Min Li Jingjing

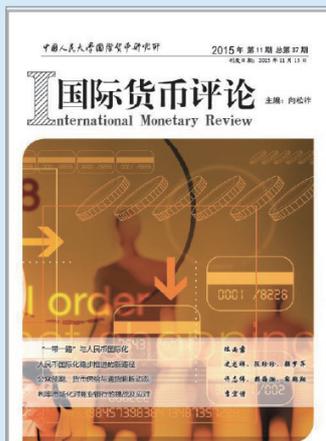
Summary: In recent years, the acceleration of global warming has led to a significant increase in extreme climate events, posing severe challenges to the survival and development of human beings. In this context, a comprehensive understanding of the economic consequences of extreme weather is of great practical and strategic significance in enhancing a country's economic resilience to climate change. Although an increasing number of scholars have begun to study the impact of climate extremes on macro-economy and micro-entities, there is still a lack of research on the effects of extreme weather on the financial decisions of the household sector.

Focusing on the household sector, this paper empirically studies the impact of extreme weather on the financial asset allocation of urban households in China by establishing Probit model and Tobit model, using data from China Household Finance Survey conducted between 2011 and 2019 and the climate data from the National Meteorological Information Center. The results show that extreme high temperature not only significantly reduces the probability of household participation in the financial market, but also decreases the proportion of household holding risk financial assets, while extreme low temperature and extreme rainfall do not have a notable impact on household financial asset allocation. Extreme high temperature mainly affect the household financial asset allocation by impacting the health status of family members and the household income level. Green infrastructure and supplementary medical insurance can effectively alleviate the negative effects of extreme high temperature on the household financial asset allocation. The heterogeneity test indicates that the impact of extreme high temperature "robbing the rich", that is, the effects of extreme high temperature on household financial asset allocation are primarily manifested in high-income families.

This paper expands the research on the micro-economic consequences of climate change from the perspective of household financial market participation and financial asset allocation, and provides empirical evidences for promoting the long-term sustainable development of China's financial market.

Keywords: Extreme Climate, Financial Market Participation, Financial Assets Allocation

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