

消费经济

(双月刊)

CONSUMER ECONOMICS

2026年第2期(总第240期)
第42卷 2026年4月1日出版

(中国)消费经济学会会刊

主管单位: 湖南省教育厅

主办单位: 湘潭大学 湖南工商大学 湖南师范大学

名誉主编: 洪银兴(南京大学)

主 编: 刘长庚(湘潭大学)

副 主 编: 刘乐山(湖南工商大学) 何 昀(湖南师范大学)

杨汝岱(北京大学) 尹向东(湖南省社会科学院)

编辑部主任: 湛 泳(湘潭大学)

执行编辑: 张 磊(湘潭大学)

社 长：柳思维（湖南工商大学）

副 社 长：楚尔鸣（湘潭大学）

编委会主任：马伯钧（湖南师范大学）

编 委：（按姓名拼音字母排序）

陈斌开（中央财经大学）

陈勇兵（厦门大学）

楚尔鸣（湘潭大学）

符国群（北京大学）

龚志民（湘潭大学）

何 昀（湖南师范大学）

黄 炜（北京大学）

李 军（湖南师范大学）

刘长庚（湘潭大学）

刘辉煌（湖南大学）

刘瑞明（中国人民大学）

柳思维（湖南工商大学）

罗 知（武汉大学）

马 超（东南大学）

倪红福（中国社会科学院）

乔晓楠（南开大学）

汪 伟（上海财经大学）

王裕国（西南财经大学）

夏庆杰（北京大学）

杨继瑞（西南财经大学）

杨圣明（中国社会科学院）

伊志宏（中国人民大学）

易绵阳（湖南工商大学）

余泳泽（南京财经大学）

张川川（浙江大学）

郑 捷（山东大学）

陈登科（复旦大学）

程名望（同济大学）

戴 觅（北京师范大学）

傅十和（武汉大学）

韩 雷（湘潭大学）

侯俊军（湖南大学）

李 兵（中山大学）

连擘虹（山东大学）

刘贯春（中山大学）

刘乐山（湖南工商大学）

刘志阔（复旦大学）

罗楚亮（首都经济贸易大学）

马伯钧（湖南师范大学）

毛中根（西南财经大学）

彭 冲（南京审计大学）

宋 泽（南开大学）

王永贵（浙江工商大学）

夏杰长（中国社会科学院）

谢富胜（中国人民大学）

杨汝岱（北京大学）

杨 智（湖南大学）

易行健（广东外语外贸大学）

尹向东（湖南省社会科学院）

臧旭恒（山东大学）

赵 达（四川大学）

邹 红（西南财经大学）

编辑出版：《消费经济》编辑部

地 址：湖南省湘潭市雨湖区羊牯塘27号（湘潭大学商学院）

邮 编：411105

电 话：0731-58298536（湘潭大学）

网 址：<http://xfjy.cbpt.cnki.net/>

邮 箱：xfjj1985@xtu.edu.cn

国内邮发代号：42-89

国外发行代号：BM1022T

国内发行：长沙市邮政报刊发行局

国内订购：全国各地邮局

国外发行：中国图书进出口总公司

印 刷：长沙鸿和印务有限公司

目 录

研究阐释党的二十届四中全会精神

新质生产力与新型消费的双向互动:理论机制与实现路径

郭 晗 崔葆洪/1

基于消费者认知偏差的盲盒营销及规制路径

关 佳/13

科技创新赋能文化消费高质量发展:逻辑、难点及路径

张乾元 王若婷/30

劳动关系、制度环境与网络餐饮食品安全

——外卖配送员与平台的利益联结及其“吹哨”行为

朱哲毅 李敏薇 宁 可/42

工业自动化对居民消费升级的冲击及缓解:职业稳定性视角

龙 莹 张 艳/58

城市中考升学风险高估与“过度”课外补习支出

朱 州 赵国昌/73

城市空间结构与居民消费质量

——来自“大众点评网”商家综合评分的证据

巴音桑 张翠珍/87

电子商务进农村的农业企业绩效提升效应

胡 玲 陈 昭 刘子茗/103

风险投资促进科技自立:来自企业关键核心技术突破的证据

蒋银娟 马 朵/119

中国经济问题特征与共同富裕建设路径

——《共同富裕建设进程与路径》评介

张兴祥/135

Contents

Study the Spirit of the Fourth Plenary Session of the 20th Central Committee of the CPC

The Two-way Interaction between New Productive Forces and New-type Consumption: Theoretical Mechanisms and Realization Paths

GUO Han, CUI Bao-hong(1)

Blind Box Marketing Based on Consumer Cognitive Biases and Corresponding Regulatory Pathways

GUAN Jia(13)

Technological Innovation Empowering the High-Quality Development of Cultural Consumption: Logic, Difficulties, and Approaches

ZHANG Qian-yuan, WANG Ruo-ting(30)

Labor Relations, Institutional Environment and Food Safety of Online Catering: The Interest Connection between Food Delivery Personnel and Platforms and Their “Whistle-blowing” Behavior

ZHU Zhe-yi, LI Min-wei, NING Ke(42)

The Impact of Industrial Automation on Consumer Upgrading and Mitigation Strategies: A Perspective on Occupational Stability

LONG Ying, ZHANG Yan(58)

System Overestimates on Failures in High School Entrance Exam and Excess Extracurricular Tutoring Expenditure

ZHU Zhou, ZHAO Guo-chang(73)

Urban Spatial Structure and the Quality of Residents’ Consumption: Evidence from Comprehensive Merchant Ratings on Dianping.com

BA Yin-sang, ZHANG Cui-zhen(87)

The Performance Improvement Effect of E-commerce Entering Rural Areas on Agricultural Enterprises

HU Ling, CHEN Zhao, LIU Zi-ming(103)

Venture Capital Promotes Technological Self-Reliance: Evidence from Breakthroughs in Critical Core Technologies at the Firm Level

JIANG Yin-juan, MA Duo(119)

新质生产力与新型消费的双向互动： 理论机制与实现路径

郭 晗 崔葆洪

摘 要:以人工智能为代表的新质生产力和以数字消费为代表的新型消费从供需两侧为构建新发展格局提供了新动能。从理论逻辑上,借鉴佩蕾丝“技术-经济范式”理论中关于技术革命的阶段划分,构建了“新质生产力与新型消费双向互动的阶段性分析框架”:在技术导入期,发展新质生产力通过创新引领机制驱动新型消费扩张,新型消费通过需求锚定机制促进新质生产力发展;在技术展开期,发展新质生产力通过结构升级机制驱动新型消费扩张,新型消费通过价值竞争机制促进新质生产力发展。从实践特征上看,两者双向互动在时间、空间、市场、政策维度分别呈现梯度演进、空间集聚、协同共生、制度赋能的多层次特征。现阶段,两者互动存在市场协同机制不畅、规则制度协同支撑不足、微观主体协同互动不足等制约因素,应以增强“全链路数字服务”畅通双向互动协同机制,以完善“协同型制度供给”健全双向互动制度安排,以推动“创新主体赋能与重构”构建双向互动微观生态。

关键词:新发展格局;新质生产力;新型消费;双向互动;理论机制

中图分类号:F063.2 **文献标识码:**A **文章编号:**1007-5682(2026)02-0001-12

一、问题提出

在全球经济格局深度调整与国内发展阶段转换的双重背景下,我国经济供给侧与需求侧的结构性矛盾呈现出复杂性与长期性双重特征(郭克莎,2024),传统发展模式的深层次矛盾日益凸显。从供给侧视角来看,随着发展阶段转换与要素禀赋结构变化,传统发展过程中依靠要素规模扩张和技术引进模仿的发展模式难以持续,新的发展动能亟待重塑,而在全球新一轮科技革命和产业变革加速演进背景下,我国需要以颠覆式技术突破实现高质量科技供给,加快实现长期发展战略转型。从需求侧视角来看,由于世界经济格局步入深度调整与结构再平衡阶段(江小涓和孟丽君,2021),加之地缘政治格局带来的国际环境不确定性,导致外需市场疲敝,国内市场则由于增速换挡带来的投资效率递减,叠加地产周期波动带来的投资需求下滑,进一步影响了居民的消费信心和预期,导致消费意愿和消费需求不振,这也进一步倒逼国内需求结构加速变革。

从供需两侧培育发展动能,需要加快解决有效需求不足和优质供给不足并存的问题。2020年4月,习近平总书记创造性提出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。

收稿日期:2025-10-24

基金项目:国家社会科学基金重点项目“数据基础设施提升产业链韧性的机制及路径研究”(25AJL010);中国博士后科学基金面上项目“数字经济赋能中国实现共同富裕的益贫式增长机制研究”(2023M741631)

作者简介:郭晗,经济学博士,西北大学经济管理学院教授,西北大学中国西部经济发展研究院(教育部人文社科重点研究基地)研究员;崔葆洪(通讯作者),西北大学经济管理学院硕士研究生,电子邮箱:202420689@stumail.nwu.edu.cn。感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见,文责自负。

2025年10月召开的党的二十届四中全会提出,要“建设强大国内市场,加快构建新发展格局”,特别是要“以新需求引领新供给,以新供给创造新需求,促进消费和投资、供给和需求良性互动,增强国内大循环内生动力和可靠性”^①做强国内大循环,这是我国应对世界变局、把握发展主动权的战略之举。而能否做强国内大循环,主要看供给和需求两端是否能够实现高水平的良性互动和动态平衡。这就需把扩大内需战略同深化供给侧结构性改革有机结合起来,使供需两端同时发力,形成需求牵引供给、供给创造需求的更高水平动态平衡(习近平,2020)。扩大内需的关键在于促进新型消费,而深化供给侧结构性改革的关键在于以发展新质生产力形成高质量供给。两者之间的结合有赖于新质生产力和新型消费的双向互动。新质生产力作为标识性概念提出后,已有学者聚焦于讨论新质生产力或新型消费对构建新发展格局的促进作用(朱燕,2024;方恬和周文,2024;刘斌等,2022)。但鲜有讨论新质生产力与新型消费之间的深度联系,特别是如何以两者的双向互动来实现高质量的供需匹配和动态平衡,还有待进一步深入研究。在现有研究中,赖立和胡乐明(2025)从生产与消费的辩证视角出发,探讨新质生产力与数字消费双向赋能的动力逻辑、过程逻辑和效应逻辑,与本文的研究主题最为相似。不同的是,本文的主要理论贡献是从“供给创造”和“需求引导”双重视角出发,借鉴佩蕾丝“技术-经济范式”理论中关于技术革命的阶段划分,构建“新质生产力与新型消费双向互动的阶段性分析框架”,提炼了“促进供给-需求高水平动态均衡机制组”。

从现实紧迫性上,新质生产力与新型消费双向互动是做强国内大循环的关键之举。在需求收缩、供给转型的双重压力下,以人工智能为代表的新质生产力和以数字消费为代表的新型消费从供需两侧为做强国内大循环、推动构建新发展格局提供了新的动能,发展新质生产力与促进新型消费成为实现供需高水平动态平衡的关键突破口。新质生产力为新型消费提供技术支撑与产品供给,夯实内循环的供给基础;新型消费则为新质生产力提供市场场景与创新方向,强化外循环的竞争优势。这种双向赋能机制,既顺应全球生产力革命的演进趋势,更是我国突破“中等收入陷阱”、构建新发展格局的战略选择。当前研究对二者联动效应的探讨尚显不足,亟须从理论逻辑、实践特征与制约因素切入,构建系统化的发展路径。

从理论必要性上,新质生产力与新型消费双向互动是工业文明向数字文明过渡过程中的必然逻辑与关键表征,是新时代供需关系深度变革的核心理论逻辑与实践驱动机制。随着数字技术的深入发展,围绕数字文明下新型生产关系构建已经产生了大量理论探索性研究,尤其体现在对数字文明时代的生产形式(马永开等,2020)、组织方式(戚聿东和徐凯歌,2024)、创新范式(江小涓等,2024)、治理模式(江小涓,2025)等方面的分析。本文在已有研究的基础上,从新质生产力与新型消费双向互动的理论逻辑机制出发,归纳总结两者在数字文明时代下互动的实践特征,深入分析阻碍两者互动的多重制约因素,并提出切实可行的发展路径。这既是对数字文明时代下总需求与总供给关系进行的有益探索,也为分析总供给和总需求如何在更高水平上实现动态平衡提供理论助益。

二、新质生产力与新型消费双向互动的理论机制

(一)新质生产力与新型消费双向互动的理论分析框架

在经济学说史的发展进程中,供给与需求的矛盾关系鲜明地体现在“萨伊定律”与“凯恩斯定律”的理论交锋中——前者强调供给自动创造需求,后者则强调需求对经济的拉动作用,二者的争论深刻影响了经济学的理论演进与政策实践。随着全球分工体系的完善与中国经济实践的深入探索,依赖于传统供需总量的分析方法在实际中并不能满足指导实践的要求,必须将研究视角深入到

^① 详见 https://www.gov.cn/yaowen/liebiao/202510/content_7045444.htm。

供需的结构性矛盾之中,通过解决供需结构性矛盾推动社会总供需水平的不断提高(乔晓楠等,2025)。

在新一轮科技革命与产业变革背景下,供需结构矛盾的破解需要以新质生产力作为核心驱动力,发挥新型消费对于新质生产力的承接和引导作用。新质生产力是创新起主导作用,摆脱传统经济增长方式、生产力发展路径,具有高科技、高效能、高质量特征,符合新发展理念的先进生产力质态(习近平,2024)。其以科技创新为核心驱动力,通过先进生产力与实体经济的深度融合重塑生产函数,提升要素配置效率,既能突破传统产业升级瓶颈、培育经济新动能,又能直接靶向供给端结构性短板,满足新型消费需求。新型消费是指在数字经济加速发展背景下以新技术、新业态和新模式为支撑的消费形式,其以数字化、绿色化、健康化、个性化需求为导向,不仅能激活内需市场、优化消费结构,更可通过需求端的牵引作用倒逼供给侧技术创新与产品迭代,同步推动需求侧消费结构升级与消费者人力资本提升。两者双向互动的理论逻辑,本质上是技术革命驱动下生产消费关系的发展与重构。通过“供给创造需求”的技术赋能、“需求引导供给”的市场反馈、“新型消费生产性特征”的人力资本培育等机制,形成在“创新-消费-再创新”基础上的高水平动态均衡系统。

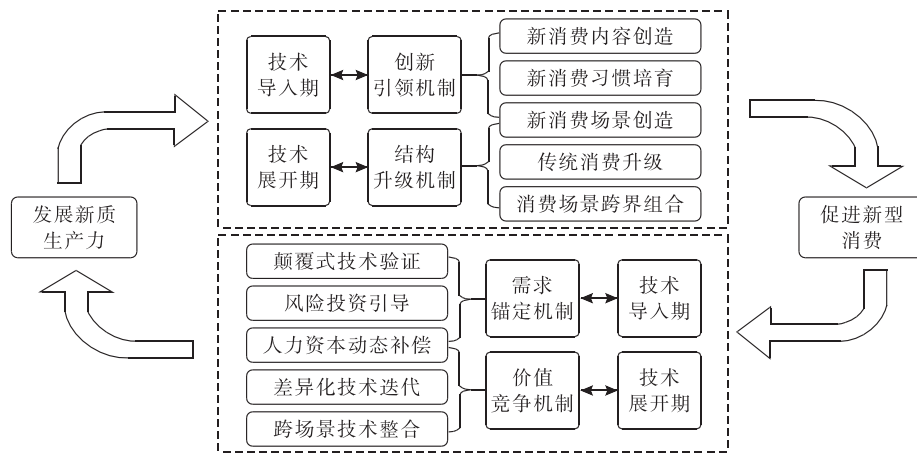


图 1 新质生产力与新型消费双向互动的理论逻辑

为了在一个统一框架下理解新质生产力与新型消费双向互动的理论逻辑,本文借鉴佩蕾丝“技术-经济范式”理论中关于技术革命的阶段划分,构建了“新质生产力与新型消费双向互动的阶段性分析框架”。新质生产力以创新为核心驱动力,强调技术、模式与产业的深度融合,其发展进程与佩蕾丝“技术-经济范式”的演进逻辑高度契合。因此,结合佩蕾丝“技术-经济范式”下科技革命发展的阶段性特征,为我们理解生产消费协同演化规律提供分析思路,进而为当前“扩大内需战略同深化供给侧结构性改革有机结合起来,供需两端同时发力、协调配合,形成需求牵引供给、供给创造需求的更高水平动态平衡,实现国民经济良性循环”(习近平,2023)的新发展格局构建提供理论透镜。其理论逻辑如图 1 所示:在技术导入期,发展新质生产力通过创新引领机制驱动新型消费扩张,新型消费通过需求锚定机制促进新质生产力发展,在这一阶段,新质生产力与新型消费双向互动的重点是基于颠覆式技术创新,完成从无到有的消费生态构建,实现社会生产消费水平的平稳跃迁;在技术展开期,发展新质生产力通过结构升级机制驱动新型消费扩张,新型消费通过价值竞争机制促进新质生产力发展,在这一阶段,重点转向依托技术扩散与要素重构,聚焦对既有消费价值的深度挖掘与生态延伸,实现生产消费水平的渐进式提升。在四条主干机制下,根据发展阶段侧重点的不同,双向互动具体表现为新消费内容创造、新消费习惯培育等十条具体表现,形成“促进供给-需求高水平动态均衡机制组”。我们同时注意到,数字文明时代的技术革命已经呈现出不同于工业文明时代的新特点,这需要我们结合数字文明范式的不断展开进行深入探索和挖掘,进而发展现

有理论框架。本文对新质生产力与新型消费双向互动实践特征的分析,是对这一问题的初步探索。

(二) 供给创造视角下发展新质生产力驱动新型消费的理论机制

从要素结构变迁的视角来看,新质生产力主要表现为核心要素的科学技术发生颠覆性变化,并引起其他生产要素的质变(任保平和郭晗,2025)。因此,发展新质生产力对新型消费的创造作用同时表现为,由颠覆式技术创新所创造的全新消费场景和内容,以及由其他生产要素质变所创造的传统消费升级。前者着重强调发展新质生产力的创新引领机制,后者着重强调发展新质生产力的结构升级机制,两者共同构成新质生产力全方位塑造新型消费质与量的物质基础。就其现实路径而言,新质生产力可以通过技术赋能、要素重构和产业融合等方式,创造出传统生产力无法提供的新消费内容、新消费习惯、新消费场景,推动传统消费升级和消费场景跨界组合。

在新质生产力发展的导入阶段,发展新质生产力主要通过创新引领机制促进新型消费发展。具体表现为:第一,新消费内容创造。新质生产力通过颠覆式技术创新,催生出全新的消费内容。新质生产力以数字技术、人工智能技术、生命科学技术、绿色低碳技术等为代表,通过颠覆式技术创新,创造出传统生产力无法提供的产品或服务。这些创新产品凭借技术稀缺性、功能颠覆性、体验突破性,激发消费者的消费欲望,形成多元化、个性化、品质化的需求增量(周绍东和拓雨欣,2024)。第二,新消费习惯培育。新质生产力的发展伴随着技术文化的社会扩散,通过社群搭建形成消费共识场域、媒体宣传构建“技术-消费”关联叙事、跨行业渗透重构消费文化生态等方式促进新型消费扩张。这种文化重塑并非简单的行为引导,而是通过改变消费者对“需要”与“想要”的认知边界,推动新品采纳、品牌转换、消费目标升级,从消费习惯层面为新型消费筑牢社会基础。

在新质生产力发展的展开阶段,发展新质生产力主要通过结构升级机制促进新型消费发展。具体表现为:第一,传统消费升级。新质生产力通过重构传统生产要素,推动传统消费转型升级。一方面,新质生产力通过工业物联网、大数据分析实现商品的定制化生产,满足消费者的个性化需求,为其提供了全新的消费体验(刘娜,2023)。另一方面,新质生产力通过要素重构对传统产业进行智能化、绿色化、健康化升级,使得传统消费品在质量、性能、功能等方面得到改进与提升,促使传统消费向更高层次、更高质量的方向升级。第二,消费场景跨界组合。随着新质生产力中颠覆式技术创新的潜力不断释放,技术革新逐渐从颠覆性转向渐进性。此时,通过打破消费场景边界、嫁接不同领域场景资源,以不同消费生态组合体验拓展新型消费维度,激活存量市场潜力,实现消费价值的深度挖掘与拓展。

贯穿新质生产力从导入到展开的整体阶段,新质生产力不断创造新型消费场景。世界经济论坛主席施瓦布认为,第四次工业革命的特点是物理世界、数字世界与人类自身的融合。与单一产业的技术赋能或要素重构相比,新消费场景创造的独特价值在于构建跨产业生态系统。跨产业生态系统使得“产品被场景所替代,行业被生态所覆盖”(张瑞敏,2021)。由此决定的新型消费不再是单一商品的消费需求,而是对场景需求的全方位满足。消费者不再孤立地选择商品,而是通过融入特定场景,获得消费场景所提供的多维价值集合(叶胥和唐子怡,2025)。

(三) 需求引导视角下新型消费推动形成新质生产力的理论机制

随着工业化进程的深入推进,市场和需求的有限性成为现代经济的重要特征(陈昆亭和周炎,2020),消费作为生产的目的,其对生产的引导作用愈发凸显(孙巍等,2025)。新型消费作为新质生产力发展的目的,其对新质生产力发展的各个阶段均发挥着重要作用。

在新质生产力发展的导入阶段,新型消费的培育可以推动新质生产力的发展从技术想象过渡至需求锚定,需求锚定机制在这个过程中发挥主要引导作用。在技术突破初期,新质生产力发展成熟度低,应用场景碎片化。通过培育新型消费,可以帮助企业跨过科技创新的“死亡之谷”,引导新质生产力的发展方向。具体表现为:第一,颠覆式技术验证。促进新型消费可以为新质生产力的颠

覆式技术创新提供技术验证。通过构建可观测、可反馈的新型消费场景,企业得以验证新质生产力在不同场景下的可行性、适应性和稳定性,从而帮助企业选择新质生产力的发展方向,弥补现有技术的不足。第二,风险投资引导。颠覆式技术创新往往容易产生价值想象,从而引发估值泡沫。新型消费的培育可以生成多种可量化的投资指标,在一定程度上验证新质生产力的商业化价值,为资本投资提供更为真实的市场依据,引导风险资本投资。

在新质生产力发展的展开阶段,新型消费的发展引导企业从产能竞赛转向价值竞争,价值竞争机制推动新质生产力的深入发展。具体表现为:第一,差异化技术迭代。具有异质性的新型消费需求打破了标准化产出的传统路径,驱动企业从以规模求成本优势转向以差异求垄断利润,引导企业进行差异化的技术迭代。企业为维持商品差异化所形成的垄断优势,需要持续将利润投入技术研发与场景创新,形成“异质性需求促使商品差异化生产、差异化商品供给创造垄断利润、垄断利润反哺技术进步”的闭环。由产品异质性所带来的垄断利润使得企业在追逐垄断利润的过程中实现新质生产力的不断发展和社会总福利水平的提升。第二,跨场景技术整合。消费场景的深入挖掘使得新型消费通过跨领域场景融合,将单一产品功能延伸为“技术、服务、生态”三合一的价值网络,为新质生产力的发展开辟了新的需求增长空间,促进新质生产力跨场景技术整合。这一过程延长了技术创新的商业化生命周期,避免因单一市场饱和导致产能过剩与技术沉淀,使得新质生产力在持续的需求激活中保持演进活力。

贯穿于新质生产力从导入到展开的整体阶段,新型消费所具有的生产性或人力资本效率补偿效应持续发挥着对新质生产力的促进作用(高培勇等,2020),形成对发展新质生产力的人力资本补偿作用。一方面,培育新型消费能够显著激发消费者对于发展型消费的需求。当人们将更多资源投入教育培训、健康管理等发展型消费领域时,消费者自身的知识储备、专业技能与身体素质将得到提升,从而实现人力资本积累(楠玉和杨新铭,2025)。作为新质生产力发展的核心要素,高价值人力资本凭借其创新思维、专业知识和高效执行力,能够为技术研发、产业升级注入强劲动力,直接推动新质生产力向更高水平迈进。另一方面,从“技术-经济范式”的视角来看,新质生产力的发展需要构建新型生产关系,而新型消费的过程本身伴随着消费者知识结构的扩展,促使消费者不断提高对于新质生产力的认识水平,减缓社会生产关系转型的阻碍,间接影响新质生产力的发展与扩散。

三、新质生产力与新型消费双向互动的实践特征

当前,我国新质生产力与新型消费双向互动已呈现鲜明的时代特征。以新一代人工智能技术、绿色低碳技术、生命科学技术与空间开发技术为代表的新质生产力,形成了因地制宜的产业集群。各地依托资源禀赋与创新要素,打造出具有竞争力的特色产业生态,推动产业链向高端延伸。与之对应,新型消费以数字消费、绿色消费、健康消费与低空消费为主要内容,形成了多元消费场景,对接居民品质化、个性化的需求升级。新质生产力与新型消费的双向互动在时间、空间、市场、政策等维度呈现多层次特征:时间维度表现为梯度演进特征,这是由新质生产力从导入期到展开期的阶段性特征决定的,体现为技术创新从颠覆式突破向渐进式优化、消费场景从原生创造向跨界融合动态演化;空间维度呈现空间集聚特征,这是受不同地区资源禀赋、产业基础和区位优势影响,形成如京津冀、长三角等新质生产力与新型消费协同发展的区域性集群。市场维度体现为协同共生特征,这是源于不同主体基于数据要素的信息交互和知识互补,通过技术场景融合、经验理性互补形成开源创新的聚合机制;政策维度表现为制度赋能特征,通过政策供给、制度设计和规则引导,发挥生产关系对生产力的反作用,既弥补市场失灵、降低创新风险,又推动弱秩序向强秩序转化,构建支撑双向互动的制度保障体系。四大维度特征相互交织,共同构成新质生产力与新型消费双向互动的立体

实践图景。理解这些特征,有助于把握两者双向互动在新发展格局中的联动规律,为政策制定与产业实践提供理论支撑。本节通过剖析新质生产力与新型消费双向互动的现有特征,为后文分析两者互动机制的制约因素与路径选择提供事实依据。

(一)时间维度:新质生产力与新型消费双向互动的梯度演进特征

在新质生产力形成的诸多领域中,人工智能技术已经展现出较为明显且成熟的通用目的技术性质,可以广泛应用于多个领域、行业和场景,是对经济社会产生系统性、颠覆性影响的基础性技术。数字经济是形成新质生产力的重要领域,数字技术是新科技革命的主要方面(郭晗和侯雪花,2025)。人工智能作为数字经济发展高级阶段的产物,不仅形成了完整的智能基础设施、智能产业化、产业智能化与智能化治理四个维度体系,而且通过基础设施层面的革新(如“深度求索”在算力的不同约束条件下,通过优化算法的方式,实现参数数量与计算效率的极致平衡),使得人工智能的发展进入加速落地阶段。相较于人工智能技术,绿色低碳技术、生命科学技术等其他新质生产力发展领域则呈现较为缓慢的态势。其中,生命科学技术虽然已经展现出重塑经济社会的潜力(以基因测序、基因编辑和基因合成作为三大底层技术,在此基础上,以脑科学、合成生物学与再生医学等为代表的生命科学领域孕育新的变革),但是并未出现井喷式发展,正处于从基础设施领域深度变革向跨行业应用加速跃迁的中间阶段。绿色低碳技术则在“双碳”目标驱动下构建起较为完整的发展框架,总体上形成了“能源供给结构升级、高排放场景负碳处理、低排放场景源头降碳”的工业绿色技术矩阵,但并未展现出通用目的技术性质。

与此相对应,促进数字消费相较于其他新型消费而言,政策支持起步早、消费形态迭代快、消费总量较大,在新型消费类别中占据独特地位。2017年,国务院印发《关于进一步扩大和升级信息消费持续释放内需潜力的指导意见》,首次明确了数字消费的战略定位,较绿色消费等其他新型消费领域的政策布局早3至5年。2023年7月,国家发展改革委发布《关于恢复和扩大消费的措施》,明确提出拓展以数字消费和绿色消费为代表的新型消费,但是由于绿色低碳技术的非通用性和强外部性,使得绿色溢价较高,阻碍了绿色消费的普及与推广。在随后两年内,健康消费、低空消费、海上消费才逐步被纳入新型消费范围。中国互联网络信息中心发布的《互联网助力数字消费发展蓝皮书》显示,我国数字消费蓬勃发展,实物商品网上零售市场规模稳居全球第一,连续11年成为全球第一大网络零售市场。数字经济规模占国内生产总值比重由2014年的25.1%提升至2024年的44%左右。绿色消费与健康消费在疫情过后也呈现迅速发展的态势,二手商品交易企业连续3年保持30%以上的增长水平,健康商品搜索频率3年间增长4倍。

(二)空间维度:新质生产力与新型消费双向互动的空间集聚特征

从区域异质性视角来看,东部沿海经济发达地区依托其在人力资本、金融资本与技术创新方面的显著优势,形成了以高端要素集聚为特征的新质生产力发展模式;中西部地区则在面对绿色保护和经济发展的双重任务下,大力发展绿色低碳、生命科学等技术,在新能源、中医药、制造业智能化升级等多个方面取得突出成就(韩文龙等,2024),表现出立足区域特色,兼顾存量优化与增量突破的发展逻辑。这种基于空间集聚特征的差异化发展策略,本质上是区域比较优势理论在数字经济时代的创新应用。通过精准定位区域功能、优化要素配置结构,各地将资源禀赋转化为新质生产力与新型消费协同发展的核心动能,既有效规避了区域同质化竞争风险,又通过产业梯度转移与要素跨区域流动,推动形成全国范围内的产业协同创新网络。

在新质生产力形成的诸多领域,东部沿海地区以北京、上海、粤港澳为核心区域,打造国际科技创新中心。根据国家统计局发布的《全国科技经费投入统计公报》,京津冀、长三角、粤港澳大湾区三大城市群集中了全国70%以上的高新技术企业与研发投入,在人工智能、量子计算等前沿技术领域的专利申请量占比超过65%。得益于丰富的场景资源,三大核心区域在集成电路、人工智能和生

命科学三大新质生产力领域形成了完整产业链生态(巨文忠等,2024)。这些地区通过构建“政产学研金”协同创新生态,孵化出商汤科技、云从科技等人工智能头部企业,并同步培育高端数字消费、低空经济等新型消费形态。2025年11月,财政部、商务部联合开展消费新业态新模式新场景试点工作,作为单列市的城市全部属于东部沿海地区。

中西部地区以武汉、成渝和西安为核心枢纽,建设具有全国影响力的区域科技创新中心为使命,为我国构建更为均衡的科技创新空间格局提供战略支撑。依托区域特色,武汉重点实施“世界光谷”建设行动计划,打造完整光电子信息产业集群,带动智能穿戴设备、数字文娱等消费市场规模不断扩张,发挥“立足中游、引领中部、服务全国、连接全球”的区域功能。成渝地区依托成熟的高端装备制造制造业基础,在智能制造、生物医药、节能环保等领域具备显著竞争优势。西安地区作为我国新能源汽车产业制造中心、中国航空航天产业核心枢纽、新材料新能源产业策源地,成为我国战略科技力量的纵深承载地。

(三)市场维度:新质生产力与新型消费双向互动的协同共生特征

作为新质生产力的主要方面,数字技术的深入发展使得原有创新范式发生了深刻变化,形成了围绕创新构成的新的社会关系。创新是发展新质生产力的本质要求,而在某种程度上,创新是利用现有信息产生新信息的过程,消费者与企业依赖于各自掌握的差异化信息,成为具备异质性知识和能力的优势主体,通过技术与场景的融合、经验与理性的互补,实现开源创新的聚合共生机制(解学梅和郭潇涵,2024)。数字技术的发展使得数据要素成为信息的主要载体,这种由数据要素及其复杂交互形成的“数据关系”,引发创新要素、创新主体、创新过程和创新组织的深刻变革(江小涓等,2024),是数字文明不断发展的产物,深刻影响了社会生产关系的转变。

围绕创新所构成的新的社会关系,使得商品的生产与消费具有特殊的供求性质,表现为新质生产力与新型消费双向互动的协同共生特征。创新范式的变革使得发展新质生产力与促进新型消费的关系不再局限于原有的单向影响与线性闭环,而发展为在交互关系下的网状结构。数据要素的流动通过革新数据生成、传递与获取的方式,使得原始数据伴随科学技术和生产生活行为同步产生并以数字化形态表达,无需专门生成、传递和获取。这一过程降低了传统创新体系中的信息壁垒,构建起新质生产力与新型消费双向互动中实时沟通的桥梁,成为两者协同共生的底层支撑。

协同共生特征通过弱化传统产消边界,推动产消形式向工业互联网与消费互联网“两网融合”演进。这一过程以数据要素为核心纽带构建动态耦合机制:一方面,消费互联网可以实时捕捉消费者行为轨迹、偏好评价等需求信号,将其转化为工业互联网生产的创新方向,企业基于数据优化生产与研发,并以数字化形态将成果传递至消费市场,而消费者使用产品时产生的反馈数据又反哺新一轮创新;另一方面,新型消费拓宽了消费者对新质生产力的认识,促使消费者从被动接受者转变为创新参与者,通过独立设计、企业合作或开源协作等模式深度介入产品研发生产,既契合新质生产力“高技术、高效能、高质量”的核心特征,也满足新型消费对“个性化、参与感”的本质要求。作为工业物联网终极形态的“两网融合”(马永开等,2020),其目标正是通过这种产消协同的深度数字化演进,实现对所有消费者个性化需求的智能适配,最终推动经济系统向“数据驱动的共创型生态”演进。

(四)政策维度:新质生产力与新型消费双向互动的制度赋能特征

创新不仅需要突破科技研发的技术壁垒,更要完成产业落地的价值转化,这一过程对政策体系的精准支撑提出双重诉求:前者要求政策支持新质生产力的发展,后者要求政策支持新型消费的培育。从技术研发维度看,新质生产力以颠覆性技术创新为内核,具有高风险研发特征:长周期的技术攻关使得企业需要持续投入大量资金而短期难以获得回报,高投入的资金与人力成本是形成科技研发的天然壁垒;显著正外部性则导致企业私人收益低于社会收益,极易引发市场失灵。在此逻辑下,政策需发挥“补位”作用,通过设立专项科研基金、构建共性技术研发平台,弥补企业在基础研

研究与共性技术领域的投入缺口,引导资本、人才等要素向高风险但具有战略价值的研发环节集聚,为新质生产力发展筑牢技术根基。从产业化落地维度看,新型消费培育面临多重市场不确定性:新产品的技术原理、使用场景与传统消费存在代际差异,导致消费端存在显著认知壁垒;生产投资的不可逆性,使得企业在从技术研发到消费转化的环节存在动力不足、风险难控的困境。在此逻辑下,政策需要尽量消除生产投资的市场不确定性,充分利用政府采购、标准体系设立、示范消费场景培育等手段消弭消费者的认知壁垒、提高生产投资的可逆性水平,引导企业从聚焦技术研发转向重视“研发-消费”闭环构建,实现新质生产力向新型消费的价值传导。

围绕创新所构成的新的社会生产关系,需要政府提供制度供给,推动新质生产力与新型消费双向互动的协同共生特征稳定发展。在数字时代,以人工智能为代表的新质生产力快速演进,其技术扩散速度与应用创新频率远超传统生产力形态。这种快速冲击导致制度性强秩序难以同步覆盖技术应用的全场景与全流程,形成制度供给的“时滞效应”与“监管盲区”。在此背景下,市场自发形成的行业自律准则、技术社区共识规则、平台内部治理规范等多种形态的弱秩序,凭借其灵活性、适应性和快速迭代能力,在填补制度空白、规范创新实践方面发挥关键作用。然而,弱秩序存在稳定性不足、协调范围有限、公平性保障缺失等固有局限,需以法律框架、政策体系、监管标准等强秩序为引导,通过规则整合、价值校准与风险管控,推动弱秩序向符合公共利益、技术伦理与社会发展目标的方向演进,最终构建“强秩序引领方向、弱秩序补充细节”的协同治理体系,实现技术创新与社会规范的动态平衡(江小涓,2025)。

四、新质生产力与新型消费双向互动的制约因素

前文从梯度演进、空间集聚、协同共生、制度赋能四重视角勾勒了新质生产力与新型消费双向互动的实践特征。其中,梯度演进依赖于技术发展的客观规律,空间集聚依托于区域资源禀赋差异。因此,本文将研究视角聚焦于更具主观能动性、与调控空间的市场维度与政策维度,着重从协同共生与制度赋能两个层面剖析制约双向互动的因素。在现实中,新质生产力与新型消费的网状交互关系呈现出高度的不确定性与高成长性,在实践探索中暴露出多重现实矛盾。在这些矛盾中,既有集中于技术供给侧发展新质生产力的制约因素,也有集中于消费需求侧培育新型消费的制约因素,还有两者在互动路径中存在的制约因素。相比前两者,互动路径的制约因素更为复杂,主要聚焦于新质生产力与新型消费双向互动过程中产生的市场协同机制不畅、规则制度协同支撑不足、微观主体协同互动不足等问题。这三个问题具有不同的指向:市场协同机制不畅指向市场协调存在多重壁垒,规则制度协同支撑不足指向制度供给的非平衡特征,微观主体协同互动不足指向围绕“创新”的新型生产关系尚未真正实现。

(一) 市场协同机制不畅

生产端与需求端的深度协同依赖于涵盖数据要素流动、产消交互等多个环节的复杂传导链条,任何一个环节的错配或缺失均会降低协同效率。数字技术虽能通过实时采集消费数据、高速传递需求信息并整合开发素材,推动供需精准匹配,但在实践中仍存在多重制约:若需求端存在信息壁垒或数据失真,会导致生产端无法实时、精准地获取真实消费需求,进而引发供给错配;即便需求数据被有效捕获并传递,若生产端面临创新资源集聚障碍或生产流程响应滞后,也会致使技术创新难以快速转化为适配产品,造成新型消费场景与新质生产力技术应用的脱节。在实践中,由于社会分工高度细化,各个经济主体之间仍存在较强的数据流通壁垒,数据要素难以在供需两端自由流动、深度耦合,进一步加剧了传导链条的脆弱性。作为工业物联网终极形态的“两网融合”,因涉及跨领域技术标准统一、多主体利益协调、异构数据整合等复杂问题,其发展面临的阻碍更为复杂,供需协

同的深层矛盾也更为突出。

这种复杂传导过程不畅的本质是消费端数字化实时交互特性与生产端传统分工模式的结构矛盾。消费端已通过互联网实现需求的数字化实时聚合,而生产端仍受限于工业时代的物理空间分割、组织边界固化与技术标准割裂。这一矛盾表现为:平台企业掌握消费端数据但缺乏生产控制权,制造企业具备产能但难以直接获取用户需求,第三方技术服务商面临跨主体协同的制度性障碍。若不能突破经济主体间的数据流通壁垒、构建跨领域协同的治理框架,新质生产力与新型消费的互动将始终停留在“浅耦合”阶段,难以实现理论上的“数据驱动的共创型生态”。

(二)规则制度协同支撑不足

我国在推动总供给和总需求动态平衡的政策设计过程中,长期以来存在“重生产、轻消费”“重单边、轻协同”的倾向,这在一定程度上导致了新质生产力和新型消费双向互动缺乏完善的制度和政策支持。

第一,“重生产、轻消费”本质上是工业化进程中“生产效率优先”导向的延续,这一选择虽然推动了我国新质生产力的快速崛起,但也导致了新型消费潜力释放不足、产消协同机制不畅,进而阻碍了国民经济的良性循环。从企业行为逻辑看,培育新型消费面临的市场需求的不确定性和生产投资的不可逆性,使其在技术产业化决策中倾向于规避风险,在“重生产、轻消费”的制度背景下,企业更关注产值增长、专利数量、产能规模等短期供给端指标,而非消费端需求适配,这直接导致我国技术转化率长期低于国际水平,造成创新资源的闲置与浪费。

第二,“重单边、轻协同”本质上是新型生产关系建设滞后于新质生产力的发展,是传统供需线性关系认识的延续,背离了新质生产力与新型消费双向互动的协同共生特征。这一认识所产生的直接影响是我国支撑新质生产力与新型消费双向互动的基础性制度规则体系尚未成形,关键环节缺乏法治化、标准化的制度框架。具体而言:在数据要素流通领域,数据权属界定、安全分级、交易规则等制度还不完善,使得消费端产生的海量数据因法律风险无法有效反哺生产端研发,形成“数据丰富但利用低效”的问题(江小涓和靳景,2022);在消费者协同创新领域,知识产权归属、收益分配、参与机制等制度不完善,抑制了消费者从“需求表达者”向“创新参与者”的角色跃迁,民间创新资源难以转化为生产力要素;在跨领域技术协同领域,工业互联网与消费互联网的标准对接、协议互通等制度供给不足,导致“两网融合”架构面临“技术孤岛”困境,产消实时联动的底层技术基础薄弱。这些制度不完善背后的深层逻辑是,工业文明时代以“生产控制”为核心的制度体系与数字文明时代构建“新型生产关系”的结构性矛盾。前者侧重对实体资产、单一主体的规则约束,后者亟须对数据、知识、跨主体协作等新型生产关系加以制度规定。如果不能通过顶层设计完善现有制度,新质生产力与新型消费的互动将始终面临“有技术、弱规则”“有需求、难保障”的风险。

(三)微观主体协同互动不足

相较于市场协同和规则制度协同,微观主体协同的构建核心在于围绕创新形成新型生产关系,将消费者从传统经济链条中的“价值末端”重塑为“创新源头”,使其以需求洞察能力与场景化知识为核心资源,深度融入发展新质生产力与促进新型消费的互动过程之中。这一转向的本质是数字文明时代对“创新资源”的重新定义,其核心并非角色的简单转换,而是触及经济系统中基础主体关系的重构。

这一重构的复杂性体现在三重维度:首先是主体互动的动态博弈,需要协调亿级消费者与千万级企业在数据权属、收益分配、责任界定等微观利益上的冲突;其次是消费者能力转化的多层次障碍,需逐步解决“能不能参与”的技术工具普惠问题、“愿不愿意参与”的创新权益保障问题、“会不会参与”的数字素养鸿沟问题;最后是创新逻辑的颠覆性变革,要求企业从工业时代的“技术垄断者”转型为“创新组织者”,打破科层制架构对用户参与的壁垒,重构组织架构、管理理念与人才储备体

系。唯有跨越这些障碍,让消费者成为创新资源的有机组成部分,新质生产力与新型消费的双向互动路径才能摆脱工业文明以资本驱动为导向的发展逻辑,形成数字文明下以创新驱动为导向的发展逻辑,实现“技术创新深度协同下的价值驱动”的生态循环,而这正是微观生态构建难度的核心体现与战略价值的根本所在。

五、新质生产力与新型消费双向互动的路径选择

新质生产力与新型消费的双向互动,摆脱了工业文明以资本为主要驱动力的发展逻辑,协同释放了工业文明的生产属性和数字文明的创新属性。针对两者双向互动中存在的诸多问题,本文提出以增强“全链路数字服务”畅通双向互动协同机制,以完善“协同型制度供给”健全双向互动制度安排,以推动“创新主体赋能与重构”构建双向互动微观生态,实现新质生产力与新型消费双向互动深度融合发展。

(一)以增强“全链路数字服务”畅通双向互动协同机制

针对新质生产力与新型消费双向互动中协同机制不畅的问题,需要以增强全链路数字服务为核心,利用消费类平台精准匹配海量消费数据,利用产业平台全链路数字服务提高企业间协同效率水平(Aghion 和 Jaravel,2015),打破信息壁垒、数据失真与响应迟滞导致的“传导链条脆弱”和“浅耦合”困境。第一,夯实“数据链贯通”的基础设施底座,加大新型消费场景的数字化投资力度。通过部署智能传感器、边缘计算节点及物联网设备,构建覆盖消费行为、生产设备状态、物料流转等全域数据的实时感知网络,实现消费端与生产端的低失真采集与动态汇聚。第二,构建国家级跨主体数据共享交换平台,依托人工智能、隐私计算、区块链等技术打造“产消数据高速公路”。通过“产业平台、消费平台全链路数字服务”模式破除工业互联网与消费互联网的数据壁垒,建立标准化的数据确权、加密传输及可信验证机制,实现消费数据、产能数据、技术服务数据的跨企业、跨行业流通。第三,在供给端嵌入人工智能大模型驱动的需求洞察体系。利用自然语言处理、机器学习等技术对消费数据进行“智能匹配与协同”,构建需求预测模型以识别真实消费趋势与创新机会,滤除噪声数据导致的供给错配,并将其转化为生产端的研发设计指令。第四,推动制造体系的模块化与柔性化改造,实现“数字化分布式协同制造”,应用数字孪生、智能调度及柔性生产线技术,实现生产流程对需求信号的敏捷响应。通过数字孪生技术模拟生产线调整方案,结合云计算优化产能分配,企业能根据实时需求数据,动态调整产品规格、工艺参数与生产节奏,将创新转化周期从传统模式的数月缩短至数周。这种“需求定义生产、数据优化供给”的机制,本质上是通过全链路数字服务重构“技术创新-消费反馈”的协同逻辑,既突破传统分工的效率瓶颈,又实现发展新质生产力与促进新型消费的动态耦合。

(二)以完善“协同型制度供给”健全双向互动制度安排

针对政策设计“重单边、轻协同”导致的制度供给不完善问题,需通过协同型制度安排破解“有技术弱规则”“有需求难保障”的交易困境,构建适应“产消共生”的基础规则体系,为新质生产力与新型消费双向深度互动提供制度保障。首先,完善数据要素基础制度供给,从明确数据权属规则、建立数据安全分级与流通标准、探索数据资产入表与价值评估机制等方面健全数据要素流动的基础性制度框架,通过界定消费数据、生产数据及融合数据的产权归属与使用边界,制定分类分级指南和安全流通技术标准,规范数据交易市场秩序并降低法律风险。其次,构建消费者协同创新保障体系,明确众创知识产权归属与收益分配规则,建立消费者创新贡献认定与激励机制,健全消费者权益保障机制。最后,推动跨领域技术标准融合,由政府或行业协会主导,协同生产方、平台方、技术服务商及消费者,推动工业互联网与消费互联网的标准对接,实现“两网”的广泛兼容与标准互认。

针对政策设计“重生产、轻消费”导致的制度失衡,需建立分阶段、动态化的政策支持体系:在产业发展初期,以技术补贴为主,集中资源突破核心技术瓶颈,降低企业早期研发风险;进入技术培育后期,同步将消费补贴纳入政策框架,通过定向消费券、绿色智能产品购置补贴等形式,引导消费者优先选择新质生产力产品,释放新型消费需求对技术产业化的拉动效应。同时,要将技术补贴与企业技术转化效率和消费端市场渗透率挂钩,对新型消费引导产生的迭代产品,给予企业二次政策激励,破解产消失衡的制度性障碍。

(三)以推动“创新主体赋能与重构”构建双向互动微观生态

针对新质生产力与新型消费双向互动微观生态尚未成形的问题,重塑消费者角色,使之从价值末端扩展到创新源头,激发微观主体创新活力,构建“技术深度协同下的价值驱动”的内生生态。第一,搭建开放式价值共创平台,构建连接消费者、创客、制造商、服务商的分布式创新网络,促进民间创新资源的流动与转化。同时,鼓励企业构建用户深度参与的产品开发与迭代平台,使得消费者能够便捷地分享需求洞察与场景化知识。第二,实行全民数字素养与创新素养培育计划。将数字教育与创新教育纳入国民教育、职业培训、公共科普体系,弥合“消费者会不会参与”的鸿沟;推广面向消费者的简易创新工具和参与接口,助力消费者参与创新能力跃升,解决“消费者能不能参与”的问题;通过制度保障及平台规则透明化,明确消费者参与价值,激发“消费者愿不愿参与”的动力。第三,推动部分先行企业组织范式转型,引导企业角色从“技术垄断者”向“创新生态组织者”跃迁。具体而言,通过打破传统科层制壁垒,建立以用户需求为核心的敏捷型组织架构,将用户反馈嵌入研发、生产、服务全流程,实现管理理念从“效率优先”向“用户价值共创”的转变;同步构建创新型人才培养体系,重点培养具备用户思维、数据驱动能力和生态协作意识的复合型人才,支撑产消协同创新;培育互信共赢的生态文化,倡导开放、共享、互惠的产消关系新理念,打破企业与用户、合作伙伴间的资源壁垒,形成“用户参与创新-企业快速响应-生态协同进化”的良性循环。

[参考文献]

- [1] 陈昆亭,周炎.有限需求、市场约束与经济增长[J].管理世界,2020(4):39-53.
- [2] 方恬,周文.新质生产力赋能高质量供给与引领创造新需求[J].消费经济,2024(4):21-29.
- [3] 高培勇,袁富华,胡怀国,刘霞辉.高质量发展的动力、机制与治理[J].经济研究,2020(4):4-19.
- [4] 龚强,班铭媛,刘冲.数据交易之悖论与突破:不完全契约视角[J].经济研究,2022(7):172-188.
- [5] 郭克莎.统筹扩大内需和深化供给侧结构性改革的深层逻辑[J].中国社会科学,2024(6):4-11.
- [6] 郭晗,侯雪花.数字新质生产力推动新型工业化:内在机理与策略选择[J].改革,2025(2):77-87.
- [7] 韩文龙,张瑞生,赵峰.新质生产力水平测算与中国经济增长新动能[J].数量经济技术经济研究,2024(6):5-25.
- [8] 巨文忠等.中国科技创新发展报告(2024)[M].北京:科学技术文献出版社,2024.
- [9] 江小涓.数智时代的秩序重构与治理合作:合理合意双重目标[J].管理世界,2025(5):1-14,58,241.
- [10] 江小涓,宫建霞,李秋甫.数据、数据关系与数字时代的创新范式[J].中国社会科学,2024(9):185-203,208.
- [11] 江小涓,靳景.数字技术提升经济效率:服务分工、产业协同和数实孪生[J].管理世界,2022(12):9-26.
- [12] 江小涓,孟丽君.内循环为主、外循环赋能与更高水平双循环——国际经验与中国实践[J].管理世界,2021(1):1-19.
- [13] 解学梅,郭潇涵.人工智能深度学习平台如何实现开源式创新[J].中国工业经济,2024(8):174-192.
- [14] 中金公司研究部,中金研究院.创新:不灭的火炬[M].北京:中信出版社,2022:144.
- [15] 刘斌,李川川,李秋静.新发展格局下消费结构升级与国内价值链循环:理论逻辑和经验事实[J].财贸经济,

- 2022(3): 5-18.
- [16] 赖立, 胡乐明. 新质生产力与数字消费双向赋能的内在逻辑和创新路径[J]. 改革, 2025(7): 98-108.
- [17] 刘娜. 新消费的理论内涵、实践样态与创新经验[J]. 消费经济, 2023(3): 3-13.
- [18] 马永开, 李仕明, 潘景铭. 工业互联网之价值共创模式[J]. 管理世界, 2020(8): 211-222.
- [19] 楠玉, 杨新铭. 消费与人力资本动态效率补偿及其创新效应[J]. 财贸经济, 2025(4): 114-130.
- [20] 戚聿东, 徐凯歌. 技术革命、生产方式变革与企业组织结构调整[J]. 管理世界, 2024(10): 1-15, 35, 16.
- [21] 乔晓楠, 王奕, 张文劲. 深化对总供给与总需求关系的规律性认识——学习《习近平经济文选》第一卷的体会[J]. 经济学动态, 2025(4): 5-17.
- [22] 任保平, 郭晗. 中国经济学自主知识体系构建中新质生产力的形成逻辑[J]. 马克思主义与现实, 2025(1): 82-88.
- [23] 孙巍, 梁世杰, 赵奚. 扩大内需、产业升级与新质生产力形成——引入收入分布变迁的一般均衡分析[J]. 数量经济研究, 2025(2): 1-30.
- [24] 习近平. 国家中长期经济社会发展战略若干重大问题[J]. 求是, 2020(21): 4-8.
- [25] 习近平. 加快构建新发展格局把握未来发展主动权[J]. 求是, 2023(8): 4-8.
- [26] 习近平. 发展新质生产力是推动高质量发展的内在要求和重要着力点[J]. 求是, 2024(11): 4-8.
- [27] 叶胥, 唐子怡. 消费新场景的生成逻辑、理论内涵与实践进路[J]. 消费经济, 2025(4): 1-13.
- [28] 周绍东, 拓雨欣. 新质生产力赋能消费升级的运行机制与作用路径[J]. 消费经济, 2024(5): 3-11.
- [29] 朱燕. 以新质生产力推动构建“双循环”新发展格局的理论逻辑与现实路径[J]. 当代经济研究, 2024(8): 52-59.
- [30] 张瑞敏. 生态品牌:第四次工业革命中再生的新范式[J]. 清华管理评论, 2021(9): 16-28.
- [31] Aghion P and Jaravel X. Knowledge Spillovers, Innovation and Growth[J]. The Economic Journal, 2015, 125(583): 533-573.

(责任编辑:湘潭大学 江剑平;责任校对:湘潭大学 姚海琼)

The Two-way Interaction between New Productive Forces and New-type Consumption: Theoretical Mechanisms and Realization Paths

GUO Han, CUI Bao-hong

Abstract: New-quality productive forces represented by artificial intelligence and new-type consumption represented by digital consumption provide new drivers for the construction of the new development pattern from both the supply and demand sides. From a theoretical logic perspective, drawing on the stage division of technological revolutions in Perez's "techno-economic paradigm" theory, a "phased analytical framework for the two-way interaction between new-quality productive forces and new-type consumption" has been constructed: In the technology introduction period, the development of new-quality productive forces drives the expansion of new-type consumption through an innovation-led mechanism, while new-type consumption promotes the development of new-quality productive forces through a demand-anchoring mechanism; in the technology deployment period, the development of new-quality productive forces drives the expansion of new-type consumption through a structure-optimizing mechanism, and new-type consumption promotes the development of new-quality productive forces through a value competition mechanism. From the perspective of practical characteristics, the two-way interaction between the two presents multi-level features such as gradient evolution in the temporal dimension, spatial agglomeration in the spatial dimension, collaborative symbiosis in the market dimension, and institutional empowerment in the policy dimension. At the current stage, the interaction between the two is constrained by factors such as poor market coordination mechanisms, insufficient support from coordinated rules and systems, and inadequate collaborative interaction among micro-subjects. Therefore, efforts should be made to enhance "full-link digital services" to smooth the two-way interactive coordination mechanism, improve "collaborative institutional supply" to optimize the institutional arrangements for two-way interaction, and promote "empowerment and reconstruction of innovative subjects" to build a micro-ecology for two-way interaction.

Keywords: new development pattern; new productive forces; new-type consumption; two-way interaction; theoretical mechanism

基于消费者认知偏差的盲盒营销及规制路径

关 佳

摘 要:在符号消费模式及主观认同导向式消费决策机制下,利用消费者认知偏差的盲盒营销越发普遍。经营者通过理性设计对可得性启发、损失厌恶、诱饵效应等认知偏差进行组合运用,以诱导或操纵消费者非理性决策的潜意识营销方式实现商业意图。盲盒营销中对认知偏差的运用容易引发消费者利益受损等不利后果,在本质上是行为市场失灵的表现,公权规制的介入具有充分的必要性。在基于理性人假设的应对传统市场失灵的规制框架下,既有法律规范、传统信息规制工具、事后救济方式等均面临一定的现实困境。对此,应围绕加强“法律除偏”制度供给、优化信息规制工具设计、强化事前规制等路径,构建行之有效的规制方案。

关键词:消费者认知偏差;盲盒营销;行为市场失灵;“法律除偏”;信息规制;事前规制;理性决策
中图分类号:F063.2 **文献标识码:**A **文章编号:**1007-5682(2026)02-0013-17

一、问题的提出

盲盒是指一种包含随机属性的商品或服务的盒子,消费者在支付对价后打开盒子前只能知晓商品或者服务的特定范围,只有打开盒子后方能得知商品的确定型号、款式或者服务的具体内容,盲盒主要通过互联网、实体店、自动贩卖机等形式销售。自2019年掀起“万物皆可盲盒”的盲盒经济热潮至今,我国盲盒市场以年复合增长率28%的态势持续迅猛增长,2025年盲盒市场规模突破580亿元,占全球份额的65%,预计到2030年将达到千亿级市场规模^①。盲盒经济的兴起与发展主要得益于创新性的盲盒营销策略,不仅重新调动了传统商品市场的发展活力,对于培育消费增长点、释放消费潜力,进而提振消费市场也具有重要价值,能够相当程度上丰富并满足人民高品质生活的需要。事实上,盲盒营销正是顺应了符号消费模式^②及主观认同导向式消费决

收稿日期:2025-08-20

基金项目:广东金融学会决策咨询课题“生成式人工智能应用下数字金融的适应性法律治理机制构建研究”;国家社会科学基金项目西部项目“数字普惠金融监管制度创新研究”(23XFX015)

作者简介:关佳,法学博士,暨南大学法学院/知识产权学院讲师,电子邮箱:1425209670@qq.com。感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见,文责自负。

^① 资料来源:《2025中国盲盒玩具市场现状报告》,详见<https://baijiahao.baidu.com/s?id=1836339379093413110&wfr=spider&for=pc>。

^② 20世纪中叶以来,消费模式从物的消费向符号消费变迁。消费行为从传统的以物的占有、使用、消耗为主要目的,转变为越来越多地受到阶层认同、自我实现等主观价值符号的影响(张佳和王道勇,2018)。在符号消费视野下,商品不仅具有物质内涵,同时也具备精神文化意涵(汪怀君,2014)。正如波德里亚所言,“消费系统并非建立在对需求和享受的迫切要求之上,而是建立在某种符号和区分的编码之上。表面上以物品和享受为轴心和导向的消费行为实际上指向的是其他完全不同的目标:即对欲望进行曲折隐喻式表达的目标、通过区别符号来生产价值社会编码的目标”(波德里亚,2000)。总之,在符号消费模式下,盲盒消费者主要寻求主观情感欲求的满足。

策机制^①的变迁趋势,以“情绪消费”“惊喜消费”“悦己消费”等营销策略,紧密地回应了“Z世代”^②青年消费者的精神、情感等主观欲求,极大地满足了其对自我认同、社群归属等方面的心理需要(刘森林,2022)。

从行为经济学理论及市场营销实践来看,盲盒营销主要借助偶发奖励机制,依靠珍稀隐藏款以及二级市场所带来高溢价效果,巧妙地操纵不可预测的心理效应^③,诱导消费者反复购买(刘燊和陈可欣,2025),其背后的核心机理在于经营者对消费者认知偏差的深度运用。盲盒经营者通过理性设计的产品策略和营销手段,有意或无意地触发消费者的各种认知偏差,无形中改变消费者认知和消费选择,从而实现诱导乃至操纵消费者冲动消费、重复消费、过度消费的营销目标。消费者认知偏差在盲盒营销中的运用极易产生消费者利益受损、商业伦理失范等现实的不利后果,在本质上是行为市场失灵的表现,公权规制的介入具有充分的必要性。然而,既有的旨在解决传统市场失灵的相关法律规范、信息规制工具等,均面临一定的规制困境。因此,在规范与事实存在一定错位的情形下,如何有效规制认知偏差营销对盲盒消费者理性决策的不当干扰及其不利影响,便成了一个值得深入研究并亟待解决的现实议题。

目前,对于盲盒营销认知偏差运用的规制这一议题,我国法学界并没有专门性的研究,既有的有关盲盒营销法律规制的研究,主要聚焦于消费者权益保护、完善监管方式、盲盒的赌博风险识别及规制、盲盒交易的法律属性判断等方面,依然是在传统规制思路下提供相应的制度方案。但是,对于规制认知偏差运用的法学研究正逐渐显现,相关成果日益增多^④,这表明越来越多的学者意识到心理和认知是阻碍消费者权益实现、影响市场失灵治理效果的重要因素,法律制度需要进行回应性调整。有鉴于此,本文拟对盲盒营销中消费者认知偏差的运用机理、规制必要性、规制路径及其具体方案的构建等展开专门研究,以期从公权规制角度提出有效的制度建议,并助益市场规制理论深化及相关制度实践改善。

二、盲盒营销中消费者认知偏差的运用机理及规制必要性

(一)盲盒营销中消费者认知偏差的运用机理

1. 消费者认知偏差的机理阐释

半个世纪以来,随着认知心理学、神经科学等学科的发展,人在认知上非理性的一面被不断发现并研究,如损失厌恶、框架效应、锚定效应、心理账户等,人们在信息处理过程中系统性地偏离理性判断的此类心理倾向被归集于卡尼曼和特沃斯基创制的“认知偏差”概念之下。在心理学与经济学等学科交叉融合研究进程中,多学科学者普遍认同人类认知偏差现象的存在。一般而言,认知偏差或认知偏误、认知偏见是指有特定模式的判断偏差,主要是由人们根据主观感受而非客观信息建立起主观以为的社会现实所致。从生物进化学和神经科学的视角来看,认知偏差的形成是人类对

^① 在符号消费模式下,消费决策呈现出从理性驱动向情感驱动的转变,即从客观需求导向到主观认同导向的演变,盲盒消费者对符号价值的主观情感认同取代了对使用功能的理性分析,成为消费决策的重要驱动因素(马辉,2022)。

^② 盲盒经济的兴起与发展离不开Z世代群体的参与。Z世代主要指代1995—2010年出生的群体。

^③ 心理学中的操纵是指一方通过一系列具有预期效果的行为来故意使另一方按自己意愿行事,而被操纵者不知该因果机制。

^④ 代表性研究有:应飞虎. 行为市场失灵及其法律应对[J]. 中国法学, 2022(6): 70-91;应飞虎. 基于损失厌恶的数字营销及其法律规制[J]. 政法论丛, 2025(1): 110-123;应飞虎. 数字营销中默认选择的运用及其法律规制[J]. 法学, 2025(7): 176-192;马辉. 消费决策机制变迁视角下的直播营销法律规制[J]. 当代法学, 2022(2): 122-132;曾威. 网络金融消费者认知偏差的法律应对[J]. 法商研究, 2023(4): 101-114;卢志刚. 网络第三方支付格式合同再规制研究——基于行为法律经济学视角[J]. 政法论丛, 2017(5): 111-120。

有限的认知资源加以理性利用的必然结果,旨在增强人类族群对不确定性、复杂性世界的适应性,可谓是有适应意义的“更深层的进化层面的理性”。认知偏差的存在修正了新古典经济学理性经济人假设并塑造了行为经济学的理论基石,进而被广泛应用到个体行为决策、公共政策制定与实施、市场营销等领域。以认知偏差理论为核心基础的行为经济学,能够生动阐释人们为什么会经常做出“非理性”的行为决策,并能深入揭示这些“非理性”行为背后的“理性”规律,正是在“有限理性”“有限意志力”与“有限自利”下(Sunstein等,1998),消费者的认知偏差才导致了系统性的决策偏差。市场营销领域是较早运用行为经济学理论成果并已形成普遍化应用局面的领域,例如,行为经济学对人性中情感性和非理性因素的分析 and 肯定,为实现有效的广告营销提供了无穷的“创意”。认知偏差能够对消费者的理性决策产生潜意识层面的影响,在当下的盲盒营销中经营者对消费者认知偏差的运用越发广泛,呈现出多样化的实践样态,并以诱导乃至操纵消费者非理性决策的方式实现特定商业意图,这不仅会导致消费者利益受损,还可能会引发行为市场失灵的局面。

2. 盲盒营销中消费者认知偏差运用的实践样态

在行为经济学视域下,非理性的消费决策往往源于消费者在信息处理过程中受到各种认知偏差的影响,导致其偏离理性判断而做出不符合效用最大化的选择。从认知偏差的理论构成以及营销实践来看,盲盒经营者运用认知偏差这一心理机制进行营销设计的路径主要包括但不限于可得性启发、损失厌恶、诱饵效应等,它们相互作用,共同构成了盲盒营销独特的心理吸引力机制甚至是成瘾机制。

第一,可得性启发式的运用。可得性启发又称易得性启发,它指人们在快速判断或决策时,倾向于依赖脑海中容易联想或检索到的相关信息,而非全面、客观地查看所有信息,并根据相关信息的易得性程度来评估其相对概率或频率,那些容易回想的信息被判断为出现的概率更高^①,而不管它是否最为相关(巴德利,2024)。在盲盒营销中,可得性启发主要用于营造隐藏款盲盒容易被抽到的假象,以触发消费者产生“触手可及的幸运感”。一方面,隐藏款作为拉动盲盒销量的重要因素,会被盲盒经营者大肆宣扬和利用。在盲盒推广的过程中,盲盒经营者往往会在社交媒体上频繁发布“开箱惊喜”视频,并邀请主播进行盲盒开箱直播。实践中,不少盲盒企业会定期公布消费者抽中隐藏款的经历,便是利用可得性启发使潜在消费者产生“别人能抽到,我也能”的联想。另一方面,隐藏款具有较高的社交价值,消费者会自发地发布和隐藏款相关的信息^②。抽中隐藏款的消费者往往会在微信群、小红书等社交平台分享拆盒成果以彰显自我认同感和获得社群崇拜,相关的成功案例被高频率传播,使得潜在消费者高估自身抽中的概率。此外,线上抽盒界面通常会不断地滚动其他消费者的抽中信息,刺激消费者的冲动消费欲望。由于时常看到其他用户抽取到隐藏款的动态,这触发了剩余消费者的可得性启发决策机制,使得他们根据接收频率较高的信息判断出抽取隐藏款并非难事,自己也能够像其他消费者一样幸运,从而非理性地忽略了隐藏款抽取的实际概率,即便真实概率已为其所知。

第二,损失厌恶的运用。损失厌恶是指人们对同等的收益和损失并不具有同等的敏感程度,对损失的敏感程度要远大于对收益的敏感程度。如商家打出“限时优惠,明天恢复原价”的宣传口号,即利用损失厌恶心理让顾客因害怕错过优惠而产生购买欲望。盲盒营销中对损失厌恶的应用,极

^① 例如,对于不寻常事件如鲨鱼袭击和飞机失事,往往在大众媒体中被过多报道,导致人们高估了此类事件未来发生的概率。

^② 笔者仅仅在小红书上搜索“盲盒隐藏款”词条,便共计搜出20万余篇笔记,内容涵盖隐藏款抽取技巧、隐藏款展示、直播间抽盒攻略等内容。

易产生消费者偏好逆转情形并造成不必要的沉没成本负担^①。对于反复多次购买盲盒的消费者而言,其往往在心理上将此对抽中普通款盲盒的投资视为损失,为了抽中隐藏款盲盒的潜在收益会持续追加投入以填平损失“账户”,在偏好逆转效应下赌徒心理滋生进而陷入非理性的消费循环。此外,盲盒消费者往往有收集全套盲盒的欲求,随着收集进度的推进,每新增一个盲盒都进一步提高了放弃的代价,在“完成欲”^②和损失厌恶的驱动下,这种不断累积的沉没成本逐渐扭曲了消费者的理性决策机制。例如,曾有新闻报道,北京一名大学生小张(化名)为收集泡泡玛特某系列的全部隐藏款盲盒,在3个月内花费近2万元,甚至通过网贷平台借款来进行消费。营销实践中,盲盒经营者还会通过设置如“集齐全套可获得特殊礼品”的奖励机制或展示其他消费者集齐全套的收藏案例,以进一步强化这种心理。

第三,诱饵效应的运用。诱饵效应又称“不对称优势效应”或“吸引效应”,是指通过引入一个明显较差的选项,来影响人们对原有选项的偏好程度,使其更倾向于选择商家或决策设计者希望推广的目标选项。诱饵效应是一种在营销中被大量应用的心理效应,在盲盒营销中也不例外,盲盒经营者常常通过设置不同的购买选项并形成鲜明对比的梯度性价格来作为诱饵以吸引消费者。

除了以上情形,盲盒经营者也会运用小数偏差法则/确定性偏差^③、锚定效应^④、从众心理等认知偏差来实现促成更多交易或高价销售的目标,并且实践中常会组合运用多种认知偏差^⑤,以达到成功营销的目标(段礼乐,2024)。

(二)盲盒营销中消费者认知偏差运用的规制必要性

1. 现实必要性:认知偏差营销运用会导致消费者利益受损

在消费不足而需要提振消费以及保障人民美好幸福生活的社会经济环境下,盲盒营销中消费者认知偏差的运用,对于提升盲盒经营者经济效益、满足消费者主观价值需求、促进盲盒经济发展等具有重要价值。然而,同样不能忽视的是,盲盒经营者过度利用消费者认知偏差开展营销活动获取利润的行为是以牺牲消费者利益为代价的,长远来看,可能引起消费者信任度下降、品牌形象及商业信誉受损等风险,进而不利于盲盒市场的持续健康发展。质言之,盲盒营销中消费者认知偏差的运用极易导致消费者利益受损、商业伦理失范等不利后果,这是对其予以规制的现实缘由。具体来看^⑥,盲盒经营者通过对可得性启发、损失厌恶、诱饵效应等认知偏差的运用,操纵消费者认知并

^① 偏好逆转,是指人的风险偏好会在参照点附近发生逆转,即面对条件相当的损失前景时更加倾向于冒险赌博(风险偏好),而面对收益前景时更加倾向于确定性盈利(风险规避)。风险偏好和损失厌恶有着深刻的内在联系,人们对于财富损失的厌恶使得他们面对亏损时,会出现强烈的追平损失的冲动,从而作出非理性的冒险赌博行为,也即出现偏好逆转的情况。

^② “完成欲”在心理学上是指蔡加尼克效应。蔡加尼克通过实验指出,人类天生就有把事情做完、让需求得到完全满足的倾向。没有完成的事件、未能满足的需求,会留存在记忆中久久不能释怀,比已完成的事情令人印象更加深刻。例如,短视频平台利用蔡加尼克效应吸引着人们不停地刷下去以获得更多流量;只有超级视频会员才能抢先点播的网剧,也是利用这一效应以获得更大经济效益。

^③ 小数偏差法则(确定性偏差)是指人们往往存有过度高估小概率事件发生可能性的心理。例如,盲盒营销中,标注“隐藏款概率1%”,实际概率可能很低,但消费者会主观放大中奖希望,产生类似于“万一是我比别人先抽到呢”的彩票心理。

^④ 锚定效应是指人们会依赖首次接触到的信息作为锚点来做决策判断的心理效应。例如,盲盒经营者会以“原价89元,限时59元”做促销,以高价锚点凸显折扣吸引力;又如,盲盒经营者会极力宣传隐藏款盲盒二手价可达原价10倍,以锚定消费者对盲盒产品价值的预期。

^⑤ 例如,有研究者探讨了在图书盲盒营销中,可通过心理账户效应拓展图书类盲盒产品销售的品类,通过锚定效应对图书类盲盒产品进行巧妙定价,通过损失厌恶心理与框架效应提升图书类盲盒产品的包装设计与组合销售效果,通过羊群效应营造热销氛围与利用可得性启发增强社交体验等(孙明慧,2022)。

^⑥ 盲盒营销利用心理弱点和认知偏差进行诱导和潜意识操纵,也会相当程度上破坏市场中的诚信、自治、透明等价值,极有可能导致商业伦理失范的不利后果。从本质上来看,盲盒营销中认知偏差运用所引起的诸如商业伦理失范、损害其他经营者正当利益等不利后果,均是消费者利益受损所导致的间接性、连带性后果。因此,受限于篇幅及鉴于消费者利益受损这一不利后果具有本质性、直接性、普遍性、隐蔽性等特点,本部分只对此展开论述。

诱导消费者非理性决策以实现锁定消费者的营销行为,已经实质上对消费者知情权、公平交易权、财产安全权等权益造成了系统性侵害。

第一,消费者知情权容易受到侵害。知情权是消费者的基础性权利,通常以经营者的信息披露为实现前提。之所以对经营者课以信息披露义务,是为了使处于信息弱势方的消费者与信息优势方的经营者达到信息均衡。该种告知义务应与消费者知情权保持一致,限于“对消费者产生重大利害关系的商品或服务的信息”,并因不同交易模式表现出不同的告知范围(潘俊,2018)。在盲盒营销中,主要存在经营者应告知而未告知相关信息和经营者虚假告知相关信息两种情况(董翌等,2025)。一方面,盲盒经营者往往不在显著位置标识抽取规则和概率等严重影响知情决策的信息^①。例如,仅标注“稀有款”而非具体概率等方式来模糊化表达,抑或后台随意更改隐藏款实际抽取概率而不充分告知^②。由此形成的客观上的误导性或虚假性信息,会经由确定性偏差、乐观偏差、赌徒谬误^③等心理机制的作用,使部分消费者对重要的交易相关事实产生错误认识,进而在知情决策信息缺失的情形下做出非理性的消费决策。另一方面,盲盒经营者在营销中还普遍存在未如实告知相关信息的情形。例如,经营者在线上营销中通过话术夸大商品价值或稀有性,利用消费者的损失厌恶心理,诱导消费者非理性消费,抑或经营者宣传的抽取概率与实际严重不符,如头部盲盒企业泡泡玛特曾被曝出部分系列隐藏款实际抽取概率远低于宣传的抽取概率,并因涉嫌通过虚假宣传侵害消费者知情权及其他权益而受到处罚^④。

第二,消费者公平交易权容易受到侵害。公平交易权是指消费者在购买商品或接受服务过程中,有权获得质量保障、价格合理、计量正确的交易条件,以及拒绝强制交易行为的权利。一般而言,交易应当遵循自愿、平等、公平及诚实信用原则,经营者不得设定不公平交易条件或强制交易。在盲盒营销实践中,经营者往往通过阈值较高的保底机制、连续购买奖励机制等设计,强化消费者的“沉没成本谬误”心理,诱导消费者重复购买。而在盲盒线上营销中,盲盒经营者惯常采用的策略是通过剩余量提示、倒计时口号、集中宣传抽中隐藏款案例等,以触发消费者的损失厌恶或可得性启发等心理效应,刺激消费者做出非理性消费决策。诸如此类以极其隐蔽的方式劝诱、操纵消费者的营销活动,实质上构成对消费者公平交易权的侵害。

第三,消费者财产安全权容易受到侵害。在盲盒经营者利用消费者认知偏差展开营销活动的过程中,消费者往往以赌徒心理“加注”消费、过度消费。例如,有报道称某盲盒资深爱好者1年内共计“抽奖”3.9万余次,累计支出高达188万余元,甚至时有青少年不惜举债也要拆盒的乱象发生。更令人担忧的是部分盲盒经营者通过“以次充好”“以假充真”的欺诈手段或“一经拆开恕不退换”的格式合同条款,直接侵害消费者财产安全权。除此之外,利用消费者认知偏差的盲盒营销会在实质上影响甚至操纵消费者的理性决策机制,对其自由意志形成事实上的强制和支配,容易导致消费者自主选择权形同虚设。

2. 理论正当性:认知偏差营销运用会引发行市场失灵

利用认知偏差的盲盒营销容易导致消费者非理性决策,进而产生侵害消费者利益、损害其他经营者利益等不利后果,已在事实上形成了一种与传统不同的新型市场失灵(应飞虎,2022)。一般而

① 例如,B站盲盒“魔力赏”曾经拒绝公布盲盒抽取的概率,使用户在完全盲目的情况下进行消费。

② 例如,2022年7月杭州小鱼科技经营的线上盲盒被曝出谎报抽奖概率,极品款概率标注为0.01%,特级款概率标注为11.31%,高级款奖品概率标注为88.68%,而三者的实际概率分别为0.005%、2.82%、22.17%,严重低于标识中奖概率。

③ 赌徒谬误心理是一种常见的概率认知偏差,指人们错误地认为随机事件的概率会因为之前的结果而发生改变,倾向于认为各个“独立事件”之间存在某种平衡或补偿关系。例如,在只能押注红色或黑色的轮盘赌局中,若连续出现7次红色,赌徒下一把押注倾向于选择黑色,认为“黑色该来了”。事实上,轮盘每次旋转到黑色的概率仍是50%。

④ 2021年12月,泡泡玛特因虚假宣传问题被北京市朝阳区市场监管局罚款20万元。

言,行为市场失灵是指因认知偏差而导致的市场失灵^①,是对市场失灵标准解释的重要补充。传统市场失灵的认知基础是理性经济人假设,行为市场失灵的认知基础是有限理性假设;传统市场失灵基于人的理性而形成,行为市场失灵的作用机理在于经营者对消费者潜意识层面的心理诱导和认知操纵(应飞虎,2022)。具体来看,盲盒营销中对认知偏差的运用之所以引发行为市场失灵的内在机理,主要体现在以下几个方面。

首先,认知偏差是在潜意识层面对消费者决策产生重要影响。按照双系统模型理论,人类思维过程中的决策系统有两种,一种是无意识的、快速的和直觉的系统1;另一种是认知的、深思的、受控的系统2(卡尼曼,2018)。系统1又称为热的情感系统,主要是由情感的心理表述构成,并且一般导致欲求、冲动的行为;系统2又称为冷的认知系统,主要是由情感中性的认知构成,并导向理性的行为。盲盒经营者利用消费者认知偏差展开营销,主要是为了强化消费者依靠潜意识反应采用系统1,并尽量防止系统2的理性化认知参与对外来信息的加工和取舍。相较之下,传统市场失灵中的信息不对称虽然也会影响消费者决策,但这种状态一般都会进入系统2下的理性决策框架,并被置于以保障信息真实性为主要目标的规制体系之下(邵海,2018)。其次,盲盒消费者认知偏差之所以发挥作用,源于盲盒经营者对营销信息的呈现主要是为了增强消费者主观认知维度的错误理解,意在触发消费者的潜意识反应。而在传统市场失灵中,营销信息主要通过欺诈或误导方式影响消费者在客观事实维度对信息真伪做出正确判断。因此,对客观信息真伪的规制措施在直接适用于主观认知维度的信息判断时,往往面临不相适配的制度障碍。最后,盲盒消费者在认知偏差下做出的非理性决策行为会导致自身权益面临隐蔽性受损的不利后果。一方面,多数消费者并不能意识到认知偏差心理机制对其消费决策的影响及其程度。另一方面,前文已论,盲盒经营者在运用认知偏差的营销活动中,消费者的知情权、公平交易权、财产安全权等多项权益都存在被侵害的可能,在寻求救济过程中常常面临诸多障碍。对比来看,传统市场失灵中存在的诸如产品质量瑕疵、价格合理与否等问题是极易被消费者主观判断或客观认知的,并可直接诉诸事后维权机制来保障相关权益。

盲盒营销中认知偏差运用所造成的消费者非理性决策及不利后果,本质上已经脱离了传统市场失灵的范畴,表现出行为市场失灵的特征。有限理性下的认知偏差是否需要法律干预,是一个需要通过实证分析予以回答的问题。然而,若决策错误已造成大量利益损害,仍要求法律无动于衷无疑是罔顾现实的。当下,避免消费者非理性决策引致的市场失灵已经成为理论界和实务部门普遍认可的法律规制目标(马辉,2022),利用盲盒消费者认知偏差实施的劝诱乃至操纵行为理应纳入法律规制的范畴。

三、盲盒营销中消费者认知偏差运用的规制困境

(一)既有法律规范应对盲盒营销认知偏差运用的障碍

从行为经济学的视角来看,利用认知偏差的盲盒营销通过诱导或操纵消费者非理性决策所产生的诸多不利后果,在本质上是行为市场失灵的表现。因此,用于解决传统市场失灵的法律规制举措,诸如专门性规范、消费者权益保护规范以及其他相关法律规范均存在不同程度上的应对障碍。

^① “行为市场失灵”(Behavioral Market Failure)中的“行为”应理解为“认知的”,行为市场失灵的准确内涵应为因认知偏差而导致的市场失灵。虽然认知偏差会使人陷入决策错误,但并非所有情形都会导致行为市场失灵。行为市场失灵这一概念所涵盖的是交易领域,而实践中存在多类主体之间的交易,由于经营者在针对消费者的营销中更方便运用认知偏差,运用也更易成功,因此行为市场失灵主要表现于消费领域(应飞虎,2022)。

第一,专门性规范的应对具有局限性。目前,我国对盲盒营销进行专门规制的法律规范有上海市市场监督管理局于2022年1月发布的《上海市盲盒经营活动合规指引》(以下简称《合规指引》)^①、国家市场监督管理总局于2023年6月发布的《盲盒经营行为规范指引(试行)》(以下简称《规范指引》)。《合规指引》的出台主要是为了回应频发的“宠物盲盒死亡”“未成年人巨额充值”等社会事件。《规范指引》主要衔接了《中华人民共和国电子商务法》第十七条对网购信息披露义务的规定、《中华人民共和国消费者权益保护法》第八条对知情权保障的规定、《中华人民共和国广告法》第四条、第二十八条对禁止虚假宣传的规定等内容,并对《合规指引》的部分条款进行了吸收和调整,针对盲盒营销中经常出现的虚假宣传、侵害消费者知情权、诱导消费、“三无”产品、售后服务不到位、“霸王条款”、未成年人保护等问题进行了较为全面的规范性引导。其中,与利用认知偏差的盲盒营销行为相关联的制度要求有,第四条从公平、诚信原则以及道德伦理、社会责任等层面对倡导并提醒消费者理性消费进行了原则性指引;第七条的明码标价要求和第八条的合理定价要求,对于纠偏诱饵效应、锚定效应具有一定规制效力;第九条、第十条、第十二条分别从关键信息公示与禁止随意操纵抽取概率和设置空盒、概率监督和追踪记录规则、基本必要信息的提示告知等信息披露等方面做出了规定,对于抑制可得性启发偏差具有显著价值;第十一条对保底机制进行了倡导性规定,第十四条对抽取规则和概率等做出了禁止虚假宣传的规定,第十七条对反悔权的特别适用进行了规定,第二十一条对盲盒赌博做出了禁止性规定,第二十三条对未成年人特别保护设置了一定要求,以上条款对于损失厌恶、确定性偏差、赌徒谬误、从众心理等认知偏差的规制具有重要意义。上述两个规范性文件的出台表明,对盲盒营销活动进行一定规制业已纳入立法者考量,这对于盲盒经济的市场化、法治化监管奠定了良好基础(李志强和廖欣,2023)。然而,以上规范性文件的效力层级较低、多为指引性或原则性规定,且因不具有处罚权限还缺乏足够的约束力。此外,相关制度设计即使具有相应的规制效果但并非专门针对盲盒营销中认知偏差的运用,这也反映出规制者尚缺乏对认知偏差营销运用的规制知识,规制理念仍有待进一步更新。

第二,消费者权益保护法的应对尚有缺漏。与处于优势地位的经营者相比,消费者在商品和服务的交易中处于弱势,主要表现在信息上的弱势和经济实力上的相对弱势。消费者权益保护法是在私法基础上对民事个体进行区别对待的特别法,通过将消费者置于弱势主体地位并予以倾斜性保护,对于消费者权益的维护发挥了重要作用。目前,《中华人民共和国消费者权益保护法》中对经营者义务的相关规定更多的是围绕商品质量和信息披露方面对经营者施加负担以矫正信息不对称,并未涉及专门针对认知偏差方面的信息披露要求;有关消费者权益受损和救济渠道的规定也仅限于因商品质量导致的受损,并没有涉及劝诱性营销对消费者权益的损害。然而,目前也有研究认识到,消费者反悔权的规定具有规制认知偏差营销运用的效果^②。此外,《中华人民共和国消费者权益保护法实施条例》对信息披露规则进行了体系化建构,第九条、第十条、第十二条围绕商品或服务的描述性信息、销售信息、评价和信用信息以及定价、付费方式等交易条件的信息披露义务进行了细致规定,对于矫正盲盒营销中的信息不对称,加强消费者知情权保障、促进消费者理性选择具有

^① 2022年7月,上海市人大常委会公布修订后的《上海市消费者权益保护条例》,其中有对盲盒营销专门规制的条款。该条例第四十条规定:“经营者采取随机抽取的方式向消费者销售特定范围内商品或者提供服务的,应当按照规定以显著方式公示抽取规则、商品或者服务分布、提供数量、抽取概率等关键信息。经营者实际的市场投放应当与前款公示内容相一致,不得篡改抽取概率,改变抽取结果。开展随机销售活动不得违反法律、法规的规定,不得违背公序良俗。鼓励随机销售经营者通过建立保底机制等方式,维护消费者合法权益”。该条例仅仅以第四十条对盲盒销售作出了一些原则性规定,且规制关注点仍然集中在保障知情决策方面,对理性决策仅仅概括性地提出随机销售活动不得违背公序良俗。不论是《合规指引》还是该条例,对盲盒抽取保底机制的建立仅仅是倡导鼓励而非强制要求,两个文件在内容上都没有直接回应盲盒营销的本源性问题。

^② 这一制度的设计并非针对营销中认知偏差的利用,但由于消费者在退货时无须阐明理由,这一制度在理论上也具有规制认知偏差营销利用的效果(应飞虎,2025)。

重要意义。但是,从总体上来看,消费者权益保护方面的法律规范只是在肯认消费者“弱而愚”特征的基础上,主要聚焦如何强化经营者的信息披露义务以消减市场欺诈进而保障消费者知情决策能力,并没有对消费者的认知能力及理性决策予以特别的关注(李剑,2024)。

第三,其他相关法律规范的应对不够周全。我国目前法律规范中对利用认知偏差营销行为的规制并不多见。《中华人民共和国电子商务法》第十九条规定:“电子商务经营者搭售商品或者服务,应当以显著方式提请消费者注意,不得将搭售商品或者服务作为默认同意的选项。”^①该规定对于商品或服务的搭售、捆绑行为中默认选择的规制具有一定的法律纠偏作用。《中华人民共和国反不正当竞争法》第九条对虚假或者引人误解的商业宣传做出了禁止性规定^②,第十一条对经营者有奖销售行为做出了负面清单列举,这些规定可对损失厌恶、可得性启发、赌徒谬误等认知偏差的营销运用起到一定规制作用;《中华人民共和国未成年人保护法》第四条确立了最有利于未成年人的保护原则,第五十五条规定了不得生产、销售危害未成年人的人身安全和身心健康的玩具、用具等产品,第七十四条规定了网络产品和服务提供者不得向未成年人提供诱导其沉迷的产品和服务^③,以上条款对于通过销售限制与合同效力规则优先保护未成年人认知弱势具有重要的指引作用。从总体上看,我国有关认知偏差的规制制度较为分散,零星分布于不同法律规范中,规制的专业化、专门化程度仍有待提升,对于利用认知偏差诱导或操纵消费者非理性决策的盲盒营销行为及其所产生的诸多不利后果,难以提供直接性、针对性的应对方案。

(二)传统信息规制工具应对盲盒营销认知偏差运用的局限

从上文的梳理和归纳看,我国主要使用信息规制工具对认知偏差营销运用加以规制,一方面是通过禁止虚假信息以保障信息真实准确,另一方面是加强对信息披露方式的规范性要求(应飞虎,2025),规制的核心目标是矫正经营者与消费者之间的信息不对称,以切实保障消费者权益。鉴于经营者在营销过程中发布的虚假或误导性信息,会扭曲消费者的意思自治和市场机制的有效运作,因此营销信息的真实性成为法律规制的首要目标(姚海放,2010)。例如,盲盒抽取概率的信息应当透明、真实,可以依照《中华人民共和国消费者权益保护法》第八条、第二十条来确保经营者对该信息的披露是否属实;对于擅自修改已公布的抽取概率,或公布虚假的抽取概率等虚假宣传行为,可以适用《中华人民共和国反不正当竞争法》第九条、《中华人民共和国消费者权益保护法》第二十条和《中华人民共和国广告法》第四条、第八条、第二十八条对与事实不符的虚假或误导性信息加以规制。

进言之,当下以保障信息真实性为核心目标的信息规制工具,是以理性人假设为依归的,旨在保障理性的消费者在对营销信息充分知情的情形下做出合理的决策。从本质上而言,既有的信息披露制度设计仍然是依循解决传统市场失灵的思路以应对“理性”决策层面的问题。然而,盲盒营销认知偏差运用导致的非理性决策及其引发的行为市场失灵是潜意识层面的问题,对理性层面的认知和决策机制引发问题的应对思路,自然不能适用于“潜意识”层面引发的问题(应飞虎,2022)。

^① 此外,2025年3月修订后的《网络交易监督管理办法》中,第十七条虽然在适用范围上对《中华人民共和国电子商务法》第十九条作了一点扩展,对“以往交易中选择的选项在后续独立交易中设定为消费者默认选择”予以禁止,但从表述看,该条款整体上还是仅对捆绑或搭售中使用默认选择的规制。此外,《网络交易监督管理办法》第十四条第二款禁止经营者采用谎称现货、虚构预订、虚假抢购等方式进行虚假营销,其中的“虚假抢购”假象可通过损失厌恶、从众心理等心理机制影响潜在消费者的理性决策,相应地,该条款可对前述认知偏差的运用起到一定规制作用。

^② 与之类似,《中华人民共和国广告法》第三条要求广告应当真实、合法;第四条要求广告不得含有虚假或者引人误解的内容,不得欺骗、误导消费者;第十三条要求广告不得贬低其他生产经营者的商品或者服务。这些法律条款从信息真实、准确的角度设定的制度同样可对损失厌恶等认知偏差的营销运用予以规范。

^③ 《未成年人网络保护条例》第四十二条至第四十八条等条款,细化并落实了《中华人民共和国未成年人保护法》的相关要求,规定了网络产品和服务提供者应当建立健全未成年人防沉迷制度。

例如,多数盲盒经营者会以诸如“1/144”的比值形式公布隐藏款盲盒抽取概率,从外观上看,信息的透明性、真实性是符合法律规定的,也能促进充分理性的消费者在考量计算的基础上做出合理的消费决策。然而,此类营销信息的根本目的在于激起消费者的潜意识反应,触发消费者的乐观偏差、赌徒谬误等认知偏差,以消减理性系统参与决策的机会。因此,仅依靠保障信息真实性的传统信息规制工具是具有一定局限性的,这种信息规制的重心仍只是聚焦客观事实层面的信息真伪判断,其可以有效缓解虚假或误导性信息引发的“错误”决策问题(马辉,2022),却难以针对性地消减触发认知偏差的虚假或误导性信息所引发的非理性决策问题。

需要强调的是,认知偏差的程度存在一定的个体差异,如前文所论,并非所有消费者在面临“1/144”的概率公布形式时,均会陷入被认知偏差影响决策的境地。而且,在既有解决传统市场失灵的信息披露制度及其他规制框架内,具备完全民事行为能力个体理应独立承担非理性决策所带来的不利后果。然而,在“法律父爱主义”理念下,本文所要强调的是应通过更完备的信息规制工具及其他制度设计,在充分保障消费者知情决策的基础上实现其更大程度的理性决策,以消减认知偏差营销运用所引致的非理性决策及其所带来的不利后果。

(三)事后救济方式应对盲盒营销认知偏差运用的不足

盲盒经营者对认知偏差的营销运用在本质上是一种潜意识层面的营销行为,消费者往往难以知晓其被诱导、操纵,更难以对自身利益受损的结果形成理性认知。不知情就不存在权益回复的私法前提,因此,少有消费者对此进行针对性的维权救济。另外,在合同法、消费者权益保护法等私法框架内,盲盒营销认知偏差运用所引致的非理性决策及其不利后果,通常并不呈现为交易纠纷的外形,消费者若以此主张合同构成欺诈、消费者权益受到侵害等,往往并没有充分的法律依据;而基于无纠纷就无需规制的市场规制理念^①,以及公权规制者对潜意识营销的认识不够全面,公权规制的滞后性也极为显著,认知偏差的营销运用很难进入公权规制的议程之中。

比如,针对盲盒营销认知偏差所引致的非理性决策及其不利后果,消费者若寻求合同欺诈的事后救济路径会面临一定阻碍。从私法视角来看,盲盒交易是市场主体遵循契约自由原则创设的新型交易,并非典型买卖合同,亦无法被有奖销售所涵摄,而是一种买卖和具有独特射幸性的抽盒服务相结合的混合合同(刘欣然,2024)。在盲盒交易中,双方关系的建立系自愿缔约,私法首要考虑的是如何能够促进交易,并按照平等原则通过利益衡量的方式合理保障双方主体的相关权益。然而,认知偏差作用机制下的盲盒消费者与盲盒经营者并不是具有实质平等地位的民事主体,而是构成了经营者对消费者施加了不合理干预的强弱主体关系,并使得市场地位和信息能力本就处于弱势地位的消费者更加弱势(钱玉文,2017)。在意思自治的“包装”下,盲盒经营者常常利用“关系即产品”的营销策略,鼓励消费者的情感表达,诱导消费者在购买产品和服务以及与商家互动方面投入更多的金钱、注意力和时间,在影响他们心理健康和认知判断的基础上实现增强操控的目的,却营造出塑造消费者良好消费体验的假象。进言之,利用认知偏差的盲盒交易合同,模糊了误导性与欺骗性合同行为的界限,使得消费者很难证明商家违反了提示说明义务,以及存在欺诈的故意(杨彪,2025)。消费者若要证明经营者对认知偏差的运用构成“欺诈”或使其产生了“重大误解”,均面临较高的举证成本,从而导致其维权陷入困境。

需要说明的是,针对盲盒营销中出现的未成年人保护、售后服务不到位、产品质量瑕疵等传统市场失灵问题,依然可在私法框架内得到妥善解决。例如,针对未成年人过度购买盲盒的救济问题,可以依照《中华人民共和国民法典》第十九条、第二十条以及《规范指引》第二十三条的规定加以

^① 此处的“无纠纷”指的是,盲盒营销认知偏差运用所引致的非理性决策及其不利后果,往往并不呈现为传统意义上的交易纠纷之外形。

处理。对于未成年人未经监护人同意购买盲盒,未满8周岁儿童所签署的合同绝对无效;8周岁以上未成年人购买高价盲盒如若超过上千元,因超出其年龄认知能力而合同效力待定,监护人可拒绝追认并要求退款。又如,针对盲盒消费中退货纠纷的处理,按照《中华人民共和国消费者权益保护法》第二十五条、《规范指引》第十七条的相关规定,盲盒经营者通过充分告知提示,并经消费者单次购买时确认后,以互联网形式销售的盲盒商品拆封后可以不适用七日无理由退货;以全包形式销售整套系列商品,该系列内商品清楚确定的,经营者应依法执行网购七日无理由退货规定。然而,值得审视的是,采取事后救济的纠纷解决方式所产生的社会成本较大,相形之下,事前预防方式不仅干预成本较低,还可以充分发挥法律在前瞻治理、前期防控上的制度功能,实现对法益的积极保护(黄文艺,2024)。

四、盲盒营销中消费者认知偏差运用的规制路径

中央经济工作会议强调,要激发有潜能的消费,培育壮大新型消费。盲盒经济的蓬勃发展对于创造新的消费增长点、提振消费活力具有重要意义。然而,盲盒经营者通过认知偏差营销运用活动,诱导或操纵消费者非理性决策,引致了消费者权益受损等市场乱象,相当程度上影响了盲盒经济的健康有序发展。源于其行为市场失灵本质,既有法律规范、传统信息规制工具、事后救济方式等旨在解决传统市场失灵的制度框架,面临突出的规制困境。当下,适当限制经营者的认知操纵和矫正消费者的认知偏差以消减非理性决策所引发的行为市场失灵问题,应成为规制盲盒营销认知偏差运用的核心目标。对此,本文围绕加强“法律除偏”制度供给、优化信息规制工具设计、强化事前规制等层面提出具体可行的规制方案,重点探讨结果导向型信息披露制度设计、警示性信息强制披露的有效性建设、事前纠偏的消费者教育等内容,以期在适度干预认知偏差营销运用行为的同时,充分保障消费者理性决策的实现,进而促进盲盒市场的良善发展。

(一)以适度干预为指引加强“法律除偏”制度的供给

无论在什么监管领域,监管者都必须选择在多大程度上干预买家和卖家的选择(塞勒和桑斯坦,2023)。毋庸置疑的是,利用消费者认知偏差的盲盒营销应受到一定的公权规制,以最大程度上促使消费者回归到理性决策的层面。然而,出于利益衡平的需要,在规制进程中必须树立适度干预的原则。适度干预是指国家在经济自主和国家统制的边界条件或者临界点上所作的一种介入,是最能体现经济法本质特征的原则(卢代富和甘强,2024),它回答了国家干预调节经济的“度”的问题,具体是要厘清市场与政府、权利与权力之间的边界(殷继国和阳雨璇,2019),以实现既维护经济自由又保障经济秩序的价值目标。在利用认知偏差的盲盒营销中之所以采取适度干预原则,一方面,严格界定正常营销与利用认知偏差的营销是需要耗费大量成本的,况且并非所有利用认知偏差的盲盒营销均须进行规制意义上的应对。例如,利用左位偏差的价格设定策略在一定程度上会损害部分消费者的利益,但也在经济效益上催生了更多的交易机会,总体社会福利是呈现出增加状态的,并会通过交叉补贴效应使得其他消费者享受到生产扩大后的降本提质型产品或服务。然而,对于特定领域或特定群体的认知偏差营销运用却需要认真对待,并应做出较为严格的规制措施,如绝对禁止向8周岁以下的儿童出售盲盒,并通过销售环境限制、加大监管力度、合同效力规则等方式严格限制对其他未成年人群的营销。另一方面,对利用认知偏差的盲盒营销进行规制的根本目的是把经营者对认知偏差的利用限制在合理范围内,既不是彻底消除经营者对认知偏差的营销利用,更不是要从根本上完全纠正消费者的认知偏差以使其全面达致“理性人”。规制者需要综合考虑利用不同认知偏差的营销行为所产生的不利后果及积极影响,对于那些可能构成认知操纵的营销设计予以针对性规制,并根据操纵程度的大小进行不同程度的规制安排。

在适度干预理念指引下,应注重加强“法律除偏”制度的供给。“法律除偏”的规制理念最早由行为法经济学界提出,强调通过法律规则的结构化设计消除个体行为的偏差。之所以如此,是因为既有的基于理性人假设的应对传统市场失灵的规制制度、工具等,难以与运用消费者认知偏差的盲盒营销这一新问题相适配,采用与问题本质相契合的规制理论才是应然选择(应飞虎,2025)。“法律除偏”是在将行为人的偏差视为既定的事实基础上塑造法律,这是一种通过经济激励来改变行为人动机的方法(Sunstein,2006)。认知偏差的存在导致信息和规则的呈现方式总会对人们的决策造成影响,且常被经营者所利用,而通过“法律除偏”规则的设计可以有效抵消这种影响。例如,可对消费者在消费过程中可能出现的行为偏差有所掌握,再通过法律规则的结构化设计进行倾斜性补偿,最终达到平衡市场主体利益和维护市场秩序的目的。总体上来看,“法律除偏”是一种规制程度较浅的干预策略,并主要运用非对称式家长主义干预手段加以实施。非对称家长主义干预并不反对理性人依据自己判断独立决策,但是在人们有可能偏离理性决策的情况下,帮助有限理性人避免作出错误决策。为应对盲盒营销中对多种认知偏差的组合化利用,可加强交易生效冷却期、默认选择设置^①、算法透明度要求、盲盒影响评价机制^②、警示性信息披露、结果导向型信息披露、信用监管^③、过度营销禁令等“法律除偏”制度的供给及设计。例如,相比于交易后的撤回权制度,交易生效冷却期制度能够以更低的成本有效预防消费者非理性决策行为的发生,对于规制利用认知偏差的盲盒营销具有重要价值。在具体制度设计上,经营者需承担设置冷却期之法定义务,包括告知消费者冷却期的存在,以及按照冷却期的要求设置交易流程等;消费者须在冷却期内再次主动确认方可完成交易,经营者应在交易冷却期结束后提醒消费者二次确认,如消费者主动确认则交易生效,如消费者主动取消则交易取消,如消费者置之不理则交易在一段时间后自动取消(马辉,2022;李宣,2023)。

此外,在既有硬法规制存在局限的情况下,应注重加强软法规范的供给与实施。软法具有填补硬法漏洞、细化或补白原则性法律规范、提供标准性规则、提供明确的原则性指引等作用。相较于硬法,以实践驱动所自发形成的软法规范带来的行为指引与内部执行,不仅能够在声誉传递压力和可置信的履约威胁下促使规范化秩序的形成,还能在硬法缺失或不足情形下获得一种低交易成本的替代性治理(王兰,2017)。为此,可适时出台专门的规制认知偏差营销运用的软法规范,一方面,可通过组织机制、合规压力机制、合规激励机制以及软硬法互动机制等方式,推动相关软法的实施效力(沈焱,2024);另一方面,具备试验性、试错性特质的软法规范能够为制定出台相应的硬法规范积累有益经验和创造先导条件。

(二)以偏差矫正为核心优化信息规制工具的设计

绝大多数认知偏差的形成及利用均与信息问题相关,信息披露制度是应对认知偏差营销运用的核心手段,对触发认知偏差的信息真实性问题可通过优化传统的信息披露制度加以保障,对利用认知偏差的营销信息可通过结果导向型信息披露、警示性信息的强制披露等制度予以规制。

1. 信息真实性的制度保障:对触发认知偏差的虚假信息予以禁止或限制

在利用消费者认知偏差的盲盒营销中,意在强化诱导或操纵消费者潜意识的虚假信息表现形式多样,并在触发不同的认知偏差中表现各异。例如,设置虚假的名高实低的抽取概率或虚构抽中隐藏款盲盒的获奖事实,以激发盲盒消费者的赌徒谬误心理、损失厌恶心理;又如,雇人虚增线上开

^① 例如,线上盲盒平台可以设置“单次购买上限”的默认选择,可通过技术手段阻断损失厌恶等认知偏差引致的连续消费、冲动消费等非理性消费行为。

^② 盲盒影响评价机制是依据特定的评价标准,为了预防和减少盲盒营销行为的社会风险和危害,对盲盒营销模式的内容、过程和结果进行系统评估,以明确某一种盲盒的影响水平和风险等级的专门性规制工具(李志强和廖欣,2023)。

^③ 例如,对于在电商平台销售盲盒的商家,平台应建立实名认证与信用评级制度,建立信用档案,公示违规记录等。

盒的交易人数、请托排队制造交易繁忙的假象,以诱导盲盒消费者的从众心理。对于前者而言,此类虚假信息不仅对消费者潜意识产生了诱导或操纵作用,更对市场秩序造成了不正当干扰,应明确予以禁止^①,并根据其触发认知偏差的可能性和危害程度设定相应的法律责任。对于后者而言,当属客观上真实但被人为刻意营造的“准虚假”信息,这类信息较难直接按虚假信息定性和治理,但因其会对消费者的认知偏差产生强烈的诱发效应,也应予以一定限制。

2. 结果导向型的信息披露:以成本或收益信息的恰当披露为核心

结果导向型的信息披露是指,由经营者在交易前向消费者披露能够真实、全面地反映交易成本或收益的信息,从而使消费者更好地做出知情决策和理性选择(应飞虎,2019)。结果导向型的信息披露是一种遵循自由家长制理念的助推策略,不仅对市场的干预程度较浅,制度成本也相对较低,并能在消减消费者认知偏差的基础上,倒逼经营者改善营销策略,进而促进良好市场秩序的生成^②。前文已论,由于盲盒营销是一种典型的利用认知偏差的市场活动,并且传统的信息披露制度无法有效“除偏”,极易产生消费者权益受到隐蔽侵害等行为市场失灵现象,因此,结果导向型信息披露制度自然可以适用于利用认知偏差的盲盒营销这一情形。此外,还需要加以分析的内容是:需要披露什么信息,披露义务主体应该明确给谁,以及如何保障披露信息的准确性^③。

首先,需要披露的信息主要是能够全面真实地反映交易成本或收益的信息。为此,应主要围绕盲盒保底机制的设计,披露与成本或收益相关的结果性信息。所谓保底机制是指盲盒抽取中的一种概率补偿设计,以确保消费者在一定抽取次数内或者一定消费金额内必得稀有款或隐藏款盲盒。盲盒保底机制对于消减消费者因认知偏差引起的非理性决策,有效保障消费者权益等具有重要价值。《规范指引》第十一条对保底机制进行了倡导性规定,强调经营者可以通过设定抽取时间、抽取金额上限和次数上限等方式引导理性消费。实践中,我国一些头部盲盒企业也对部分系列隐藏款盲盒设置了保底机制,如每购买12个盲盒必出1个隐藏款。然而,在倡导性有余而强制性不足的情形下,出于营利性目标及市场竞争的考量,盲盒经营者有极大动机不设置保底机制。市场规制者应当根据市场发展状况、制度成本等因素,适时出台监管政策以强制要求所有盲盒经营者设置保底机制,并全面真实地披露与成本或收益相关的结果性信息。有研究者建议以同系列盲盒累计购买达1000元或15次为上限设置保底机制,以保障消费者必定抽中稀有款或隐藏款盲盒。但本文认为,应根据更严谨的市场调研或实证分析结果等来确定更为恰当的抽取金额或次数上限。

其次,披露义务主体应当主要由经营者在交易前就向消费者披露,其可通过传统信息披露框架、警示性信息披露机制、消费者教育等方式向消费者传递与成本或收益相关的结果性信息。此外,消费者权益保护机构、市场监管部门等主体亦可在个案调查、市场调研、专家论证或其他实证分析的基础上充分掌握结果导向下的盲盒营销信息,并通过媒介宣传、消费者教育的方式向消费者提

^① 例如,日本《不当赠品及不当表示防止法》第四条规定了经营者“不当表示的禁止”的三种情形,其中,第一款、第二款明确规定“关于商品或服务的质量、规格及其他内容,向一般消费者表示其显著优于实际情况,或与事实不符地表示其显著优于与该经营者存在竞争关系的其他经营者所提供的商品或服务,且该表示被认定为存在不当引诱顾客、阻碍公平竞争之虞的;关于商品或服务的价格及其他交易条件,因可能使一般消费者误认为其显著优于实际条件,或显著优于与该经营者存在竞争关系的其他经营者所提供的条件,且该表示被认定为存在不当引诱顾客、阻碍公平竞争之虞的”,应予禁止。对于盲盒营销而言,这意味着经营者不能对盲盒内商品的品质、规格、内容等进行虚假或夸大的宣传,也不能对盲盒的价格及其他交易条件进行误导性表示,以防止其引诱消费者非理性消费或对市场秩序产生不当影响。这对规制我国盲盒营销中触发认知偏差的虚假信息具有一定借鉴意义。

^② 需要注意的是,对该制度的重视并不是说传统信息披露制度应予摒弃,二者的共同使用方能更好地促成消费者做出知情决策和理性选择。

^③ 按照相关研究的归纳,一个完整的、具有可操作性的结果导向型信息披露制度应当明确四个要点:在何种情形下需要披露、什么信息需要披露、由什么主体披露以及如何确保准确披露(应飞虎,2019)。

供专业的、易于理解的结果性信息。

最后,为确保结果性信息真实准确、全面有效地披露,有必要通过加大消费者权益保障力度、强化经营者法律责任承担等方式加以保障。一方面,在签订合同前,如果没有收到结果性信息或收到不准确的结果性信息,根据不同情形和程度,消费者可以主张赔偿损失、惩罚性赔偿、合同无效等。另一方面,若法律要求经营者予以披露而经营者不披露,或披露信息不准确经查证属实的,可由公权机构对经营者进行罚款等处罚。此外,还可借助消费者网络评价机制、社群平台互助等方式,以声誉制裁方式敦促经营者准确全面地披露结果性信息。

3. 警示性信息的强制披露:以警示性信息披露的有效性为目标

一般而言,警示性信息是指经营者必须向消费者明确告知的与商品使用或风险相关的关键信息,旨在保障消费者知情权和安全权等权益。在行为经济学视域下,警示性信息是一种典型的改善行为决策的助推策略。警示性信息能够充分利用人们的有限注意力资源(承上,2016),在吸引人们注意力的同时激发其重新评估和选择,以引导其做出更有益的行为,其本质是利用人们的认知偏差提升人们的风险意识以促成理性决策(Sunstein,2011)。判断警示性信息有效或者说提升警示性信息有效性的标准主要是:警示信息必须能有效引起人们的注意,所提供的信息能促使个体做出遵从性决策(李迎香等,2023)。在利用消费者认知偏差的盲盒营销中,应当要求经营者负有披露警示信息的强制性义务,在保障有效披露的基础上激发消费者对特定事项的有效关注和风险意识,进而促使其做出理性决策。

在警示性信息的披露中,应当注重提供清晰明了、易于被理解的信息内容,并以生动形象、易于被感知的方式呈现。首先,在警示信息内容标识上,可在盲盒外包装上以能直观感受到的百分数形式来阐述抽取概率,而非以 $1/144$ 、 $1/172$ 等复杂计算形式展现。例如,可设计成“抽中隐藏款概率仅为5%”的形式;可通过法律规定或者强化监管的方式,要求盲盒外包装上贴上“盲盒有风险,购物需谨慎”“盲盒入坑需谨慎”“盲盒可以盲目不行”“购买盲盒需谨慎,切勿沉溺”“该盲盒可能并非您所需,请理性购买”等字样内容,对于线上盲盒可在开盒主页面显著位置提示“线上抽盒可能导致非必要购买,请理性消费”等内容。其次,在警示信息呈现方式上,应当显著、可视化。例如,在线下实体店中应以立牌标识的形式并以大号字体或显著颜色字体向消费者展示抽取概率;在线上抽盒过程中,应在主界面显著位置标明或以动态可视化形式反复提示百分数形式的抽取概率以及含有“请勿盲目消费”等内容的信息。相关研究表明,图文模态警示语的有效性显著优于文字模态警示语,以图案方式显示的警示性信息更加有利于消费者作出判断^①,对此可以要求经营者多以图片或视频形式插入警示信息(应飞虎,2020)。需要注意的是,警示性信息的提供并非越多越好,过多的信息只会让消费者信息过载,过少的信息又难以引起消费者注意,可考虑适当增加消费者对警示信息的接触频率,以提升消费者风险感知和识别能力^②。

此外,对于8岁以上14岁以下的未成年人群体,可以要求经营者负有额外的警示性信息披露义务。例如,经营者应当以清晰易懂的方式对其进行概率提示、以易于被接受的方式对其加以理性消费指引,并可强制性地要求其事先阅读相应的警示信息等;而在抽取线上盲盒过程中,还可要求其必须通过理性消费测试后方可购买。

^① 例如,针对烟草这种具有高度成瘾性的产品,不仅常规意义上的信息披露对抑制烟草消费没有作用,一般文字上的健康风险警示也不能取得较好效果,而能够带来震撼效果的图片警示能取得一定的抑制效果。

^② 例如,相关研究表明,青少年在手游内如果能反复接触到警示信息,就越可能具有敏锐的风险识别能力(陈宏亮和陈月盈,2023)。

(三)以事前规制为重点促进规制体系的完善

1. 加强盲盒消费者认知偏差方面的教育

利用消费者认知偏差的盲盒营销,会造成消费者知情决策和理性决策的缺失,可能引发冲动购买、过度消费甚至权益受损等问题。一般而言,经营者的各种营销只要不违法,即使有缺道德感也无法禁止,面对这些诱惑,能否进行理性决策还在于自己的消费心理(艾瑞里和克莱斯勒,2022)。消费者内生的认知偏差是导致非理性决策的先导性原因,在对经营者认知偏差营销运用行为进行有效规制的基础上,还应对消费者行为进行一定的善意限制,通过制度设计纠正其认知偏差,促使其作出符合自身利益的理性决策(李宣,2023)。作为一种事前干预型的规制手段^①,消费者教育可以通过知识供给、信息披露、决策优化等方式提升消费者信息能力和决策能力,进而消减认知偏差对其心理机制的影响和对其理性决策能力的削弱(应飞虎,2016),最终促使盲盒消费者作出正确决策。在提升消费者理性决策能力和助益消费者权益保障的同时,消费者教育还可以改善“弱而愚”的消费者面貌,通过对“强而智”消费者的塑造,能从社会、市场层面倒逼经营者调整营销策略进而促进市场良性秩序的实现,具有保障社会公共利益的显著功能(林越坚和岳向阳,2020)。

传统消费者教育主要侧重于合理价格测算、商品质量识别、欺诈行为判断、售后和权利救济等知识,对利用认知偏差操纵潜意识进而诱导消费者做出非理性决策的营销行为,基本没有针对性的教育知识供给。有鉴于此,可考虑从以下方面加以改善。一方面,应在以信息规制、风险提示等为核心的传统消费者教育框架下,融入心理学、经济学、博弈论等多个领域的知识,拓宽消费者教育的知识维度。例如,可将利用认知偏差的营销行为识别纳入消费者教育体系中,由消协联合高校专家、行业协会等专业化团体开发标准化课程,通过案例教学、靶向宣传、定点公示等方式呈现并揭示“盲盒成瘾”背后的心理机制。另一方面,应针对个别化消费者开展结果导向型的消费者教育^②。消费者教育应兼顾群体化教育和个别化教育,个别化教育的展开需要结合交易情境,明确经营者的教育义务和强化消费者的参与度,并以决策行为的实质改善为根本目标。首先,在教育内容上,由于消费者非理性决策以不了解自身的认知偏差为前提,故而经营者应当围绕盲盒概率机制的心理影响、直播间营销话术的潜在诱导等内容,对消费者进行必要的信息提示或风险揭示等方面的教育,使消费者充分了解认知偏差可能对其决策行为造成的负面影响。其次,在教育方式上,应采取个别化教育的模式,要求盲盒消费者必须通过教育培训或者答题测试的方式以充分了解认知偏差营销运用情况及可能导致的不利后果(Ayres,2012),确保消费者个体能够认识到冲动消费、过度消费的风险。除此之外,应充分考虑特殊群体的异质性特征,对其实施专门的差异化教育,并在教育内容、形式和方法上提供相适配的策略方案。例如,针对低龄未成年消费者,社区与学校可开设消费心理学课程,训练其识别认知偏差的技巧,提升其理性决策的能力。

2. 盲盒营销的特定情形应予以禁止或限制

针对特定交易种类或特定群体运用认知偏差的营销行为,有必要根据情形做出特别的限制或严格的禁止。对于特定交易种类的盲盒,如宠物盲盒、食品盲盒、美妆盲盒等,均有必要根据情形作出一定的限制。例如,食品盲盒不得违背公序良俗原则,应遵守食品安全法等法律法规的相关规

^① 此外,交易生效冷却期制度也能起到事前规制的良好效果。

^② 结果导向型消费者教育的核心在于以实际行为改变和市场效果为目标,通过针对性干预提升消费者的理性决策能力(应飞虎,2019)。

定;对于“涉赌性”盲盒应予以严格禁止^①,相关研究已经较为深入^②,在此不予阐述。限于篇幅,本部分仅就针对未成年人这一特定群体的盲盒营销应受到特别的限制予以探讨。

随着盲盒营销的线上宣传以及线下扩张,未成年人群体逐渐成为盲盒消费的主力军。未成年人群体心智发展不成熟,具有显著的认知局限性,利用认知偏差诱导非理性消费的盲盒营销行为,极易影响未成年人群体的身心健康。例如,盲盒营销中对赌徒谬误心理的运用,会极大程度上刺激未成年人的“赌博”心理,除了直接导致其沉迷抽盒、互相攀比的扭曲行为,甚至还会滋生其寻求接触其他形式赌博的动机或行为(马治国和徐济宽,2022)。目前,根据《规范指引》的相关规定,“盲盒经营者不得向未满8周岁未成年人销售盲盒,向8周岁及以上未成年人销售盲盒商品,应当依法确认已取得相关监护人的同意”“鼓励地方有关部门出台保护性措施,对小学校园周围的盲盒销售模式包括距离、内容等进行具体规范”^③。这一设立购买年龄门槛、增加监护人确认程序、加强协同治理的规定值得肯定。然而,在缺乏有效监督或有力监管的情况下,盲盒经营者有足够的趋利动机摆脱相关约束^④。因此,应对盲盒商品实施多级分类管理制度,依据未成年人的认知水平对盲盒商品进行分级管理。比如,可要求线上盲盒尤其是青少年更容易接触的游戏内盲盒应遵守与赌博相同的规定^⑤;又如,应在盲盒外包装上标注“8+/14+/16+/18+”等分级信息。在分级管理中,可以考虑参照烟草销售禁止的做法,对向未成年人违规销售盲盒商品的行为加强市场监管力度,如中小学校周边特定范围内禁止销售盲盒、对盲盒销售者施加核实购买年龄的验证义务。此外,学校和家长应当在财经素养、消费理念、社交心理等方面加强对未成年人的积极引导和教育。例如,教育部门和家长可以通过让青少年模拟抽奖或提升概率认识的方式,引导他们做出更理性的消费选择。相关实证研究表明,当青少年亲身体验模拟抽取盲盒的过程,了解到极小概率盲盒的实际获得结果时,青少年对这类盲盒的偏爱程度就会降低(沈丝楚等,2025)。

除了前述内容,源于政府、社会和市场机制治理能力均存在不同程度的局限性,加之对利用认知偏差营销的规制所需知识、资源等要素的多样性,有必要型构涵盖多元主体协商合作的规制体制(宋华琳,2017)。除了通过政府规制强化经营者合规经营义务之外,加强行业自律和社会监督也是保障消费者回归理性决策、增进消费者权益保护效力的有效方式。只有政府监管到位、商家自律和消费者理性,盲盒经济才能健康发展。

① 对于盲盒是否涉赌,应审慎对待。对此,可比较借鉴域外相关的法律规定,结合我国对赌博的相关规定,研判具体盲盒产品是否涉及赌博的合理标准。例如,比利时、荷兰政府对不符合本国赌博规范电子盲盒已采取了完全禁止的管制措施,但目前美国相关诉讼中依然没有出现任何支持消费者索赔的案例。刘京(2024)经过比较研究认为,判断盲盒产品及其衍生的交易行为是否构成赌博的标准应是:一为盒内物品是否涉及转化为现实货币的可能;二为应关注其奖励相对于售价是否过高,比例过小;三为在最糟糕的情况下,特定盲盒是否严重违背等价有偿原则并制造了交易风险。

② 相关研究可见:周遵友,陈科胜.盲盒销售行为的刑法分析[J].中国人民公安大学学报(社会科学版),2024(6):74-85;房慧颖.优化营商环境背景下商业创新行为的风险识别与刑法规制[J].法学,2025(7):110-123;刘京.“惊喜产业”抑或“赌博盒子”:网络盲盒营销的赌博风险识别[J].理论月刊,2024(4):115-126;许德凤.赌博的法律规制[J].中国社会科学,2016(3):147-168,207-208。

③ 此外,《规范指引》第二十三条还规定,“盲盒经营者应当采取有效措施防止未成年人沉迷,保护未成年人身心健康,在解决未成年人消费争议方面提供便利”。

④ 例如,某地市记者在走访中发现,很多学校附近文具店以及商场中的盲盒销售区域都有未成年人,部分未成年人有家长陪伴购买,但绝大多数都是独自前来,商家也未进行确认。此外,网络直播间中的盲盒销售中,虽然标注了“未成年人禁止购买”的提示,但在消费者下单时,商家往往不去确认其年龄,导致部分未成年人未经家长同意,便购买盲盒。

⑤ 例如,英国数字、文化、媒体和体育部(UK's Department of Digital, Culture, Media and Sport)在2019年发布的一份报告中指出“线上盲盒尤其是青少年更容易接触的游戏内盲盒应遵守与赌博相同的规定”,域外相关学者也建议“企业要么停止向儿童出售盲盒,要么只允许用在游戏内部赚取的无价值的游戏币购买盲盒”。

[参考文献]

- [1] 陈宏亮,陈月盈. 家长干预、平台规范对青少年手游隐私风险管理影响研究[J]. 新闻春秋, 2023(1): 53-65.
- [2] 承上. 互联网领域免费行为的反垄断规制——以消费者注意力成本与个人信息成本为视角[J]. 现代经济探讨, 2016(3):81-86.
- [3] 丹·艾瑞里,杰夫·克雷斯勒. 怪诞行为学: 理智与金钱[M]. 北京: 中信出版社, 2022: VI.
- [4] 丹尼尔·卡尼曼. 思考, 快与慢[M]. 北京: 中信出版社, 2018: 3-13.
- [5] 董翌等. 盲盒营销中消费者权益保护的法律思考[J]. 华北水利水电大学学报(社会科学版), 2025(2): 96-103.
- [6] 段礼乐. 新经济法律治理中的地方实验[J]. 华东师范大学学报(哲学社会科学版), 2024(1): 101-112, 178.
- [7] 黄文艺. 论预防型法治[J]. 法学研究, 2024(2): 20-38.
- [8] 李剑. 消费者反对消费者: 分配效应下的消费者权益保护[J]. 社会科学辑刊, 2024(6): 123-135.
- [9] 李宣. 移动营销中的游戏化及其规制研究——基于行为经济学的视角[J]. 四川师范大学学报(社会科学版), 2023(6): 98-107.
- [10] 李迎香,李红苹,陈俊. 警示如何更有效? 来自自我相关性的中-英差异的证据[J]. 心理科学, 2023(6): 1290-1297.
- [11] 李志强,廖欣. 盲盒影响评价机制的治理优势和构建机理[J]. 南宁师范大学学报(哲学社会科学版), 2023(2): 62-72.
- [12] 理查德·塞勒,卡斯·桑斯坦. 助推(终极版)[M]. 北京: 中信出版社, 2023: 240.
- [13] 林越坚,岳向阳. 互联网金融消费者保护的制度逻辑与法律建构[J]. 国家检察官学院学报, 2020(3): 150-164.
- [14] 刘京. “惊喜产业”抑或“赌博盒子”: 网络盲盒营销的赌博风险识别[J]. 理论月刊, 2024(4): 115-126.
- [15] 刘森林. “装在盒子里的人”: “Z世代”盲盒消费景观及其形成机制[J]. 中国青年研究, 2022(2): 78-84.
- [16] 刘燊,陈可欣. “丑萌”潮玩与随机奖赏: LABUBU 热潮的心理学审视[J]. 心理技术与应用, 2025(9): 555-563.
- [17] 刘欣然. 论盲盒交易的法律属性[J]. 河南财经政法大学学报, 2024(1): 101-108.
- [18] 卢代富,甘强. “需要国家干预说”的理论构成[J]. 经济法论坛, 2024(1): 3-24.
- [19] 马辉. 消费决策机制变迁视角下的直播营销法律规制[J]. 当代法学, 2022(2): 122-132.
- [20] 马治国,徐济宽. 数字经济背景下“盲盒”营销模式的法律治理[J]. 北京工业大学学报(社会科学版), 2022(1): 98-107.
- [21] 米歇尔·巴德利. 行为经济学[M]. 上海: 译林出版社, 2024: 39.
- [22] 潘俊. 消费者合同中经营者告知义务的法律构造[J]. 中南大学学报(社会科学版), 2018(1): 48-54.
- [23] 钱玉文. 消费者权的经济法表达——兼论对《民法典》编纂的启示[J]. 法商研究, 2017(1): 143-152.
- [24] 让·波德里亚. 消费社会[M]. 南京: 南京大学出版社, 2000: 68-69.
- [25] 邵海. 虚假广告治理中的侵权诉讼[J]. 比较法研究, 2018(2): 131-142.
- [26] 沈岿. 论软法的实施机制——以人工智能伦理规范为例[J]. 财经法学, 2024(6): 108-127.
- [27] 沈丝楚,张寒冰,童心怡. 盲盒不“盲”: 经验信息反馈对减少青少年模糊决策偏好的影响[J]. 应用心理学, 2025(6): 524-532.
- [28] 宋华琳. 迈向规制与治理的法律前沿——评科林·斯科特新著《规制、治理与法律: 前沿问题研究》[J]. 法治现代化研究, 2017(6): 182-192.
- [29] 孙明慧. 图书盲盒营销的行为经济学分析与优化发展路径[J]. 出版发行研究, 2022(8): 20-26.
- [30] 汪怀君. 论消费模式的伦理嬗变[J]. 兰州学刊, 2014(3): 7-12.

- [31] 王兰. 民间金融的规制悖谬及其化解——一种软硬法规制路径的选择[J]. 现代法学, 2017(3): 54 - 65.
- [32] 杨彪. 数字时代合同合意的制度困境及其解决机制[J]. 比较法研究, 2025(3): 208 - 222.
- [33] 姚海放. 论信息规制在广告法治中的运用[J]. 政治与法律, 2010(5): 100 - 109.
- [34] 殷继国, 阳雨璇. 寻找经济法中的法理——“经济法中的法理”学术研讨会暨“法理研究行动计划”第七次例会述评[J]. 法制与社会发展, 2019(6): 203 - 220.
- [35] 应飞虎. 行为经济学视野中三高食品的法律规制[J]. 政法论坛, 2020(4): 19 - 34.
- [36] 应飞虎. 行为市场失灵及其法律应对[J]. 中国法学, 2022(6): 70 - 91.
- [37] 应飞虎. 基于损失厌恶的数字营销及其法律规制[J]. 政法论丛, 2025(1): 110 - 123.
- [38] 应飞虎. 论结果导向的信息披露[J]. 中国社会科学, 2019(5): 121 - 143, 207.
- [39] 应飞虎. 数字营销中默认选择的运用及其法律规制[J]. 法学, 2025(7): 176 - 192.
- [40] 应飞虎. 我国食品消费者教育制度的构建[J]. 现代法学, 2016(4): 36 - 48.
- [41] 张佳, 王道勇. 从物的消费到符号消费——西方马克思主义消费社会理论的演进及启示[J]. 科学社会主义, 2018(6): 137 - 141.
- [42] Ayres I. Regulating Opt-Out: An Economic Theory of Altering Rules[J]. Yale Law Journal, 2012, 121(5): 2032 - 2116.
- [43] Jolls C, and Sunstein C R. Debiasing through Law[J]. The Journal of Legal Studies, 2006, 35(1): 199 - 242.
- [44] Sunstein C R, Jolls C, and Thaler R H. A Behavioral Approach to Law and Economics[J]. Stanford Law Review, 1998, 50(5): 1471 - 1550.
- [45] Sunstein C R. Empirically Informed Regulation[J]. University of Chicago Law Review, 2011, 78(4): 1349.

(责任编辑:湘潭大学 张磊;责任校对:湘潭大学 姚海琼)

Blind Box Marketing Based on Consumer Cognitive Biases and Corresponding Regulatory Pathways

GUAN Jia

Abstract: Within the framework of symbolic consumption patterns and subjectively identity-oriented consumer decision-making mechanisms, blind box marketing approaches exploiting consumer cognitive biases have become increasingly prevalent. Business operations practitioners rationally design marketing strategies by combining cognitive biases such as the availability heuristic, loss aversion, and decoy effect to induce or manipulate irrational and subconscious consumer decisions, thereby achieving commercial objectives. The utilization of cognitive biases in blind box marketing can probably lead to adverse consequences, including detriment to consumers interests, which essentially represents a manifestation of behavioral market failure and justifies the necessity for public regulatory intervention. Within the regulatory framework designed to address traditional market failures grounded on the rational agent hypothesis, existing legal norms, conventional information regulation tools, and ex-post relief mechanisms have confronted practical limitations. In response, an effective regulatory scheme should be constructed by focusing on pathways such as strengthening the institutional support of “debiasing through law”, optimizing the design of information regulation tools, and reinforcing ex-ante regulation.

Keywords: consumer cognitive biases; blind box marketing; behavioral market failure; “debiasing through law”; information regulation; ex-ante regulation; rational decision-making

科技创新赋能文化消费高质量发展： 逻辑、难点及路径

张乾元 王若婷

摘要:作为文化产业链的终端环节,文化消费既是文化发展的现实基础,也是文化发展的目的,实现文化消费高质量发展是适应文化产业从高速增长转向高质量发展阶段的客观要求。科技创新作为人类社会文明演进的第一推动力,是实现文化消费高质量发展、释放文化消费潜力的关键抓手。从内在机理来看,“产品创新-需求牵引-服务优化-环境改善-价值升华”五大实践机制,共同构成科技创新赋能文化消费高质量发展的实践框架。针对当前技术向应用转换不畅、金融支撑与复合型人才不足、数据安全与隐私保护不够、监管体系滞后等短板,应进一步夯实技术创新底座,实现文化消费业态的高效能发展;推动“人财”提质增效,实现文化消费产品的高品质研发;健全数据治理体系,实现文化消费服务的高效率供给;完善监管体制机制,实现文化消费市场的高水平保障,以充分释放科技创新赋能文化消费高质量发展的潜力。

关键词:科技创新;文化消费;文化产业;消费场景;文化新质生产力;文化和科技融合

中图分类号:F063.2 **文献标识码:**A **文章编号:**1007-5682(2026)02-0030-12

一、引言

2025年10月,党的二十届四中全会审议通过的《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十五个五年规划的建议》明确将“坚持高质量发展”作为“十五五”时期经济社会发展必须遵循的原则之一^①。消费作为拉动经济增长的主引擎,推动消费领域从高速增长向高质量发展转变是经济社会发展的必然要求(毛中根和谢迟,2018)。文化消费是超越物质消费的高层次消费形态,代表着消费结构升级的重要方向。推动文化消费高质量发展,不仅有助于满足人民群众的精神文化需要,还有利于促进国民经济增长、推动产业结构转型升级、带动文化消费市场差异化竞争(闫雯玲,2018)。但从现实实践来看,文化消费总量偏低、消费内容“同质化”、区域与群体间消费不平衡等深层次矛盾依然存在,制约着文化消费社会价值与经济价值的整体提升。对此,习近平总书记指出:“培育新型文化业态和文化消费模式,以高质量文化供给增强人们的文化获得感、幸福感。”^②近年来,随着以人工智能、虚拟现实、云计算等为标志的技术集群在文化领域的全面应用,沉浸式文旅、电竞体育赛

收稿日期:2025-10-07

基金项目:国家社会科学基金重大项目“习近平新时代中国特色社会主义思想对马克思主义的原创性贡献研究”(22&ZD001)

作者简介:张乾元,法学博士,武汉大学马克思主义学院教授;王若婷(通讯作者),武汉大学马克思主义学院博士研究生,电子邮箱:1140218932@qq.com。感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见,文责自负。

^① 参见中华人民共和国中央人民政府网站《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十五个五年规划的建议》,详见https://www.gov.cn/zhengce/202510/content_7046050.htm。

^② 习近平谈治国理政(第三卷)[M].北京:外文出版社,2020:314.

事、数字音乐等一批新型文化业态应运而生,为文化消费高质量发展注入了新活力和新动力。根据国家统计局数据,2025年上半年,从文化企业营收端来看,文化新业态特征较为明显的16个行业小类实现营业收入31564亿元,比上年同期增长13.6%,快于全部规模以上文化企业6.2个百分点,文化新业态行业营业收入对全部规模以上文化企业增长的贡献率为76.8%^①。面对数字时代发展大势,如何更好地发挥科技创新对文化消费高质量发展的正向赋能效应、充分释放文化消费潜力是当前亟须关注的时代命题。

目前,学术界对科技创新与文化消费的关联研究主要涉及以下三个方面:一是科技创新与文化消费增长研究。有学者指出,物联网的应用有助于提高居民文化消费支出(周锦和刘柏阳,2022)。还有学者探讨了互联网环境下中国文化消费的影响因素,指出新环境下居民收入、支出、文化消费供给等基本要素对文化消费的单独影响、交互作用影响和综合影响(周彦莉等,2023)。二是科技创新与文化消费升级研究。文化消费升级是指在文化消费数量增长的基础上,文化消费质量、文化消费结构以及文化消费满意度不断优化和提升的社会化过程(向玉珍和王岩,2022)。现有研究已经在理论层面阐释了互联网技术、数字经济、数智技术、新质生产力等前沿科技对于文化消费升级的驱动效应(黄永林,2022;吴玲,2025;周宣辰和黄明理,2025)。还有学者从实证层面检验了数字新基建对文化消费升级的积极影响存在区域和城乡异质性(顾江和陈璐,2024)。三是科技创新与文化消费差距研究。部分研究通过实证数据检验发现,互联网、数字经济、数智化平台具有较强的共享性和普惠性,能显著缩小城乡文化消费差距,但从区域特征来看,西部地区城乡居民文化消费差距的改善效应较东部地区明显(师晓娟等,2023)。

综上,科技创新在文化消费领域的赋能效应已得到学术界的广泛认可。但现有从总体性视角探究科技创新对文化消费高质量发展影响的文献仍比较匮乏,且还存在以下两方面欠缺:一是对文化消费高质量发展内涵认识不足。二是对科技创新赋能文化消费高质量发展的作用机理分析不够全面。基于此,文章拟在界定文化消费高质量发展基本内涵的基础上,对科技创新赋能文化消费高质量发展的理论基础、内在机理以及实践路径进行系统探讨,以期为中国文化事业和文化产业的繁荣发展提供有益参考和借鉴。本文边际贡献如下:首先,在以“高质量发展”为主题的新时代,结合已有研究加深对文化消费高质量发展内涵的认识。其次,梳理和总结科技创新赋能文化消费高质量发展的理论依据,拓宽现有研究的深度。最后,全面厘清科技创新对文化消费高质量发展的双向影响,为政策实践层面的统筹规划提供思路。

二、科技创新赋能文化消费高质量发展的理论基础

科技创新作为人类社会物质和精神文明演进的第一推动力,是增强经济韧性、释放发展潜力的关键支撑,对文化消费高质量发展有明显的赋能和驱动作用。进一步理解文化消费高质量发展的基本内涵、梳理科技创新赋能文化消费高质量发展的理论依据,是厘清科技创新赋能文化消费高质量发展内在机理的理论前提。

(一)文化消费高质量发展的基本内涵

高质量发展是对以往粗放型经济发展模式的深刻反思,是中国当前及未来的一段时期内确定发展思路的战略方向。高质量发展强调发展速度、效率与质量并重,要求发展速度由量的扩张向质的提升转变、发展状态由“有没有”向“好不好”转变,在发展结果上追求社会公平正义,进而产生更大的福利效应。具体到文化消费领域,实现文化消费高质量发展是适应文化产业从高速增长转向

^① 参见国家统计局“2025年上半年全国规模以上文化及相关产业企业营业收入增长7.4%”,详见https://www.stats.gov.cn/zfwck/sjfb/202507/t20250730_1960526.html。

高质量发展阶段的客观要求(黄永林和傅明,2023)。文化消费高质量发展是指以促进人的全面发展和社会文明进步为基本宗旨,通过全面提升文化产品和服务的供给质量、优化文化消费市场环境和服务配置,全面释放文化消费需求,最终实现经济效益与社会效益相统一的动态发展过程和状态。具体而言,文化消费高质量发展涵盖以下四个方面内容:一是文化消费充分发展。文化消费充分发展是指文化消费规模合理增长、消费潜能充分释放、消费结构不断优化的发展状态。二是文化消费协调发展。文化消费协调发展既要求消费者不断优化文化消费结构,通过多元化、高端化的文化消费提升个体审美能力、文化素养和精神境界,还要求将区域之间、城乡之间、群体之间的文化消费差距控制在合理范围内,保障不同地区、不同人群尤其是弱势群体的文化发展权利和文化消费机会。三是文化消费融合发展。文化消费融合发展旨在打破传统文化消费业态的时空边界和行业边界,强调通过推进文化与科技、互联网、旅游等领域的跨界融合,催生新产品、新业态、新模式,创造新的消费需求,从而全面提升文化消费的体验价值和综合效益。四是文化消费可持续发展。文化消费可持续发展旨在构建健康有序、绿色低碳、充满活力且具有韧性的现代化文化消费体系,确保文化消费的增长不以牺牲社会效益、生态环境和长远未来为代价,筑牢文化消费伦理底线。

(二)科技创新赋能文化消费高质量发展的理论依据

从学理层面看,以科技创新赋能文化消费高质量发展是未来文化产业和文化事业发展的必然趋势,这一趋势演变的背后有着坚实的多层次理论依据,具体而言,主要有以下三类。

一是马克思主义政治经济学从生产力与生产关系的矛盾运动出发,揭示了科技创新赋能文化消费的历史必然性,为理解二者关系提供了基础的分析框架与哲学基础。马克思指出“生产力中也包括科学”^①。科技进步通过变革劳动资料、扩展劳动对象以及改变劳动者本身,不仅提升了物质生产效率,也深刻变革了精神文化领域的生产方式。从生产力发展逻辑来看,人工智能、大数据等现代科学技术的广泛应用,打破了文化产品生产、流通与传播的时空边界,提升了文化消费的体验质量和效率,为文化消费的多样化与普惠化提供了物质基础。而文化生产的发展必然引起生产关系的适应性变革。文化生产从传统的“供给—接受”的单向模式演变为创作者、平台与消费者共同参与的网络化过程;文化供给能力的提升、数字平台及基础设施的普及、数字化公共文化服务体系的完善,使得文化消费不再受制于地域与时间的限制。在此基础上,平台经济、众创模式等新型文化生产方式及其社会关系的形成又进一步加速了文化产品的流通与匹配效率,反哺并激励了更广泛的技术创新与内容创作,为消费者带来多元文化消费产品。此外,马克思主义政治经济学强调要辩证看待科技创新对文化生产、文化生活与文化消费带来的影响,警惕科技应用被深度卷入资本增殖逻辑之中,进而带来如数字鸿沟、文化垄断与消费异化等社会风险。只有将“以人民为中心”的发展理念嵌入科技创新的应用之中,才能真正实现文化生产与消费的社会化与共享化,进而促进人的全面发展,提高全社会文明程度。

二是增长理论与创新理论解释了科技创新如何成为文化消费高质量发展的核心驱动力。从内生增长理论来看,资本的积累、劳动力的增长以及土地资源禀赋等要素决定了经济增长的可能性边界。而经济的中长期持续增长则取决于知识积累、人力资本投资以及技术创新等内生要素带来的生产效率的提升。文化消费发展同样遵循这一规律。从短期看,资本投入或文化消费补贴政策能在投入初期带来文化消费的快速增长,但超过一定限度后则呈现逐步下降趋势,这是由单一可变要素的规模报酬边际递减规律及边际效率递减规律决定的。因此,要突破文化消费增长瓶颈,就要加大对文化科技的研发力度以及对复合型文化科技人才的培养力度,提高文化产品与服务的“科技含量”与“内涵浓度”,推动文化消费从粗放型扩张转向内生型增长。从熊彼特的创新理论来看,经济

^① 马克思恩格斯全集(第四十六卷下册)[M].北京:人民出版社,1980:211.

发展并非线性积累过程,而是在“创造性破坏”^①中突破原有经济结构并持续优化的过程。每一次创新都意味着旧的技术与产业体系的淘汰与新的生产体系的诞生,进而带来新的社会价值与经济价值。在文化消费领域,科技创新是文化消费增长的内生动力,其通过“创造性破坏”机制,实现了“科技+文化+消费”的结构重组,催生了新产品、新业态、新技术、新模式,从整体上推动了文化产业结构的优化升级、文化资源的优化配置与文化消费结构的升级。

三是消费升级理论、体验经济理论以及行为经济学从需求侧层面回答了科技创新如何改变消费者的体验、行为与决策,进而在整体上影响文化消费的质量形态。首先,消费升级理论阐明了科技创新为什么要赋能文化消费。随着经济发展和生活水平的持续提升,人们的精神文化需求也日渐旺盛。以科技创新赋能文化消费是满足个体高层次、个性化、多元化精神文化需要的必然要求。其次,体验经济理论指明了科技赋能文化消费的内容方向。在消费升级阶段,消费者购买商品的目的已经不再是出于生活必需的要求,而更加注重个性化参与、情感愉悦与体验满足。科技赋能的关键不仅在于提升文化产品的生产效率,更在于重塑消费过程与体验本身,推动文化消费向数字化、智能化、体验化转型升级。最后,行为经济学剖析了科技作用于个体消费决策与行为的微观心理机制。行为经济学强调,消费者的决策并非完全理性的,而是受到认知、心理预期和社会情境的影响。文化产品与服务供给端一方面通过在数字消费平台提供个性化推荐、智能搜索等服务,有效降低消费者信息搜寻成本,提升供需匹配效率;另一方面充分利用社交媒体平台建立在线社群,增加与消费者的互动与联系,以此来提升消费者对产品的认同感与归属感。

三、科技创新赋能文化消费高质量发展的内在机理

随着科技创新与实体经济的融合程度不断加深,“产品创新-需求牵引-服务优化-环境改善-价值升华”五大实践机制,共同构成科技创新赋能文化消费高质量发展的实践框架。

(一) 科技创新赋能文化消费高质量发展的产品创新机制

文化消费的本质是意义消费和符号消费,消费者追求的不仅是产品本身,更是其中承载的情感共鸣、身份认同与价值表达。只有持续创新文化产品的内容和形式,不断丰富文化产品的符号表达、增强文化内涵的互动体验,才能扩大文化消费的规模。凭借原创性、颠覆性技术在文化产业领域的广泛应用,科技创新通过创新消费内容、消费场景、消费体验,极大地拓展了文化产品供给的广度和深度。

一是创新文化消费内容。科技创新通过加快文化资源要素的跨界流动与高效配置,推动不同规模、不同类型的文化产业与旅游、农业、商业等领域深度融合,从而形成“跨界融合”的新型文化业态,丰富了文化消费的内容和形式。如福建省推出的茶文旅融合项目、陕西省推出的“夜谭·白鹿原”夜间文旅项目均是“文化+旅游”融合模式的典型实践,这类融合创新实践既丰富了文化表现载体,还衍生出更多文创产品、艺术作品和文学作品,不断拓宽消费者的选择空间。二是创新文化消费场景。元宇宙、生成式人工智能等前沿科技的快速迭代,让文化消费场景从真实物理世界拓展到虚拟世界(花建,2023)。一方面,线上展览、数字视听、数字游戏等数字文化的蓬勃发展创造了全新的文化消费空间,提升了消费者获取文化产品和服务的便利性,解决了传统文化消费模式中体验固化、覆盖不足的痛点,有力打破了文化消费物理时空限制;另一方面,虚拟现实技术不断创新文化产品形态,创造出与真实物理世界同步的全真虚拟环境,如虚拟演唱会、虚拟影院等场景不仅还原了

^① 熊彼特在《经济发展理论》中提出“创造性破坏”概念。熊彼特认为,“创造性破坏”是市场经济的本质性事实,而这种结构的创造和破坏主要不是通过价格竞争而是依靠创新的竞争实现的。每一次大规模的创新都淘汰旧的技术和生产体系,并建立起新的生产体系。

线下体验的临场感,还允许消费者以数字分身的形式在虚拟世界中参与定制和创造内容,不断提升消费者的参与感与互动感。三是创新文化消费体验。在突破时空限制的基础上,科技创新通过创造身临其境的沉浸式体验,实现了对文化产品和服务体验的系统性重构(吴玲,2025)。如福建省福州市推出的“严复故居 AR 导览”项目,充分利用虚拟现实、3D 建模、增强现实等技术,在故居中构建了一个生动立体的元宇宙体验场景,参观者佩戴 AR 眼镜,即可在实景中体验“与少年严复同行”“见证历史对话”等高交互场景,实现历史与现实的动态对话。

(二) 科技创新赋能文化消费高质量发展的需求牵引机制

需求牵引贯穿于文化消费全链条,是激活文化消费的内生动力。不同于物质消费的刚性需求,文化消费具有“弹性”特点,受到消费习惯、收入水平、文化修养等个人因素影响(李惠芬和付启元,2013)。科技创新在经济社会领域的广泛应用所带来的溢出效应,能够间接降低消费门槛、提升消费能力、增强消费黏性,进而促进个体将潜在的文化消费需求转化为实际消费行为。

一是降低消费门槛,释放消费需求。文化产品在科技创新的赋能下实现了从“实体化”向“数字化”的转型,数字文化如数字图书、在线音乐、短视频等产品的初始体验成本极低,且大多数产品采用“免费+内购”模式,用户可以零成本入门,再根据兴趣决定是否付费。而 AI 算法、AR 等技术的普及,也使得文化消费的知识与技能门槛大幅降低,消费者无需专业背景就可通过智能导览、智能解读等智能化服务的方式享用各类文化产品。这种“低成本+高覆盖”的文化供给模式,极大地降低了消费者接触和尝试文化产品的经济、时间和知识门槛。二是提升消费能力,夯实消费基础。数字技术的快速发展催生了新产业、新业态和新商业模式,在就业领域释放出强大的头雁效应、乘数效应和涓滴效应,为高质量充分就业创造了新机遇(顾冬冬,2025)。如科技创新催生的零工经济、知识付费、自媒体、数字艺术创作等新业态,为个体提供了将知识和创意变现的渠道,直接增加了居民的可支配收入。鼓起的“钱袋子”和更多元的收入渠道,增强了消费者的购买信心与持续消费的底气,促使其将潜在文化需求转化为现实购买力。三是驱动社群聚集,增强消费黏性。数字平台利用算法推荐和社交媒介,将分散的、有共同爱好的个体组织成线上线下一体化的兴趣社群。在社群中,意见领袖的“种草”、同好口碑以及共同的价值观,极大地激发了成员的归属感,此时消费决策不再是个人行为,而是个体为了寻求社群认同、进行社交互动的情感必需品。社群聚集效应下的个体更倾向于通过观察与模仿同群者的消费行为来塑造自身的消费观念和偏好,从而驱动个体将内在的消费欲望转化为外在的消费行动(尹振涛和张珩,2025)。

(三) 科技创新赋能文化消费高质量发展的服务优化机制

传统“大水漫灌”式的文化供给模式难以有效识别和满足高度分散化、个性化的文化需求,进而带来供需错配、供需失衡等问题。科技创新从服务配置端入手,运用精细化、智能化手段实现文化消费供需精准对接和资源高效配置,促使文化消费服务转型升级。

一是精准捕捉多元化需求,实现对消费动态的精准把控。借助大数据、人工智能、物联网等技术,数字平台通过收集用户浏览轨迹、消费记录、社交媒体互动等数据,能够实时洞察不同群体的消费偏好、情感倾向与趋势演变,并为文化供给端提供前瞻性决策依据,确保文化产品的创作方向与真实市场需求同频共振,极大降低供需错配的风险。二是提供个性化产品定制,实现消费需求的靶向输送。依托 AIGC、柔性制造和算法推荐等智能化工具,可以实现对文化产品的精准传播,进而可以为消费者提供个性化推荐和定制服务。这不仅能有效激活和满足巨大的长尾市场,还能在价值层面推动文化消费过程从功能满足到意义共创的深刻转变,即消费者从被动的接受者转变为主动的共创者,在定制过程中注入情感、审美与自我表达,此时文化产品不再是标准化工业品,而是承载个人故事与身份认同的价值载体。三是搭建一站式服务平台,实现消费流程的高效便捷。科技创新能够整合文化消费全流程的各类资源,加快构建起集搜索、购买、体验、售后于一体的“一站式”服

务平台,实现服务资源的集约化运营,提供与文化消费相关的全业态服务。这不仅有利于打破信息壁垒,保障文化消费市场供需两端信息通畅,还能让优质的文化服务公平、高效地惠及更广泛的人群,提升消费的便利性和体验感。如大麦网、猫眼等国内主流演出票务平台整合了从演出信息发布、在线购票、电子票务管理到现场核验入场、周边衍生品购买及观后评论分享的全流程服务,极大降低了消费者的决策成本与时间损耗,更通过数据集成实现了供需两端的高效匹配。

(四) 科技创新赋能文化消费高质量发展的环境改善机制

任何消费行为都必须在一定的环境中进行(任保平和苗新宇,2021)。文化消费环境作为影响文化消费活动开展的各种外部条件和因素的总和,涵盖了硬环境和软环境两大方面,决定了文化消费的质量、规模以及消费者的体验和满意度。科技创新对文化消费环境的积极影响主要体现在以下两个方面。

从硬性环境角度看,科技创新的赋能提升了文化消费的普惠性和满意度。随着国家文化数字化战略的持续深化与数字文化消费需求的蓬勃增长,各地区通过广泛普及高速泛在的数字基础设施与智能终端,以及推进城乡公共文化服务体系一体化建设,使超高清直播、VR 沉浸内容、数字博物馆等云端文化资源得以实时触达用户端,真正实现了文化资源的即时接入与普惠共享,从而弥合了区域、城乡和群体间的文化消费差距。与此同时,线下文化场馆也在科技创新的赋能下实现了智能化跃升。博物馆、美术馆、主题公园等公共文化空间积极引入物联网感知设备、实时渲染等技术,不断完善相关配套设施,构建起人、物、场实时联动的智慧运营体系,不仅优化了场馆设施运行效率,降低了运营成本,更重新定义了文化消费的体验边界,推动公共文化空间从“展示场所”向“沉浸式体验中心”转变。从软性环境角度看,科技创新的赋能保障了文化消费市场的公平与活力。在知识产权保护方面,借助区块链、人工智能等技术可以构建起知识产权全链条保护机制,实现高效确权、侵权监测与智能分账,从源头保障创作者权益以激励优质内容生产。在消费者权益保护方面,文化企业和数字平台通过大数据监管与智能合约应用可以精准识别虚假宣传、黄牛刷票、大数据杀熟等风险行为。同时,电商平台可以通过引入 AI 客服、信用评价一键维权等机制,提升消费者投诉处理的效率与便利性,增强消费者安全感与信任度(夏杰长和陶鸪,2025)。在消费金融保障方面,依托科技创新发展起来的数字普惠金融可以从文化消费供需两端同时发力,为小微文化企业、中低收入群体、弱势群体提供贷款和保险服务,从而缓解文化生产者与消费者的资金压力(王文姬和曹鲁娜,2023)。

(五) 科技创新赋能文化消费高质量发展的价值升华机制

文化消费最终作用对象是“人”的认知结构、价值观念与行为模式。人作为一切经济与社会活动最核心的生产要素和行动主体,其精神素养和思维方式会外化为具体的社会行为,并通过经济交易、公共参与和人际互动等途径,直接影响社会运行效率与发展质量。这种“以文化人-以人成世”的传导机制,使文化消费的影响必然超越个体范畴,产生广泛的社会溢出效应。推动文化消费高质量发展,实质上就是对其外部性进行识别、管理和优化的系统性治理过程。科技创新的赋能丰富了文化消费的价值内涵,扩大了文化消费价值效能,推动文化消费价值的整体升华。

在个体价值层面,科技创新重构了文化消费的存在本质,推动个体的文化消费从一种以消遣娱乐为目的的活动,升级为认知拓展、情感共鸣与自我实现的发展活动。沉浸式数字博物馆不仅可以帮助个体获得知识和技能,还能通过多感官参与和深度体验提升个体的审美素养和人文底蕴。在经济价值层面,科技创新的赋能一方面加速了文化产业内部生产要素的跨界流动,推动产业形态从单一结构走向“文化+N”的融合生态,延伸产业链条,给文化产业带来规模经济、范围经济和长尾经济(向勇,2024);另一方面,以 AIGC 和低代码工具为代表的前沿技术大幅降低了文化创意的创作门槛,不仅激发了大众的文化创作热情,还使小众、高品质的文化产品获得经济可行性,有助于突破传

统文化经济依赖流量规模、同质化竞争的“内卷”困境,重构起“优质内容→市场回报→再生产”的良性发展循环,从而实现文化消费经济效益与社会效益的统一。在社会价值层面,科技创新通过推动文化消费实现数字化、智能化转型,进一步拓展了其公共意义。如虚拟会展、电子图书等数字文化产品大幅降低了实体物料的消耗与碳排放,使文化消费更加环境友好;沉浸式、体验式文化消费将中华优秀传统文化与文化遗产高精度复原并多媒介呈现,使传统文化在现代语境中“活”起来,不仅促进文化传承,也增强了国民的文化认同与自信;而智能终端的无障碍设计与多语言支持则提升了文化消费的包容性,助推社会和谐稳定。

四、科技创新赋能文化消费高质量发展的现实难点

科技创新为文化消费高质量发展提供了前所未有的机遇。然而,在实践过程中也面临着技术向应用转换不畅、金融支撑与复合型人才不足、数据安全与隐私保护不够、监管体系滞后等短板,这在一定程度上制约了科技创新赋能文化消费高质量发展的现实成效。

(一)技术瓶颈:制约技术应用的场景融合

科技创新赋能文化消费高质量发展依赖更为先进的技术和基础设施设备。《实数融合发展观察(2025年)》指出,我国人工智能、区块链、量子通信等前沿技术持续取得突破,数字经济产业体系不断完善,但在技术层面依然面临多重瓶颈^①,这一定程度上制约着科技创新与文化消费场景的深度融合。首先,关键核心技术的自主研发能力不足。由于技术研发的资金投入大、周期长、风险高,且关键核心技术受制于人的问题依然存在,市场主体对外依存度较高。如在集成电路领域,2025年9月,中国集成电路进口量555.4亿个,同比增长0.1%;1—9月中国集成电路进口量4436.2亿个,同比增长8.9%^②。这就导致部分高端数字文化产品的生产与终端售价受限于供应链,阻碍了高品质数字文化产品在大众消费市场中的广泛普及与国际竞争力提升。其次,技术应用与消费场景难以有效适配。当前数字孪生、虚拟现实等前沿技术在文化生产领域的应用多停留在展示层,新技术向新产品和新商品的转化成效不显著(辛伟和任保平,2021),缺乏与文化内容、审美体验及社会价值的深度耦合。如在智慧文旅领域,部分文旅项目把精力与资源主要投入硬件与软件系统的建设上,过度追求技术创新而忽略对文化资源价值内核的充分挖掘与展示,无法满足消费者的高品质文化需求^③。最后,新型基础设施建设不平衡不充分。尽管我国已建成全球规模最大的光纤宽带和移动通信网络,但部分新型基础设施建设仍存在较为明显的城乡差异和区域差异。据第56次《中国互联网络发展状况统计报告》数据调查,截至2025年6月,我国农村地区互联网普及率为69.2%,远远低于城镇地区的84.9%^④。农村地区在数字化基础设施方面存在的短板一定程度上限制了农村区域消费者接触数字文化产品的机会,并在深层次上可能加剧不同群体之间的数字鸿沟(任欣怡和周亚虹,2024)。

(二)人财短缺:掣肘优质产品的有效供给

人才链和资金链是科技创新发展和产业升级的核心要素,但当前传统文化产业数智化转型面

^① 中国信息通信研究院政策与经济研究所. 实数融合发展观察(2025年)[R]. 专题报告,2025. 详见 https://www.caict.ac.cn/kxyj/qwfb/ztbg/202504/t20250429_670522.htm.

^② 参见中商情报网“2025年9月中国集成电路进口数据统计分析:进口量553.4亿个”,详见 <https://m.askci.com/news/data/maoyi/20251022/083553276109335228887721.shtml>.

^③ 参见中国人民政治协商会议大同市委员会“深耕智慧文旅 推进我市文旅产业数字化转型”,详见 http://www.dtszx.gov.cn/wylz/sglz/art/2025/art_dffb69738384325ac48321429adfb8.html.

^④ 参见中国互联网络信息中心“第56次《中国互联网络发展状况统计报告》”,详见 <https://www.cnnic.cn/n4/2025/0721/c88-11328.html>.

临人才结构性短缺与金融支撑不足等问题,科技创新赋能文化消费高质量发展的整体效能大打折扣。一方面,精通“文工交叉”的复合型人才匮乏。随着科技与文化产业的深度融合,行业岗位需求也从传统的文案策划、内容编辑、景点讲解等基础服务类岗位向文化IP价值挖掘、沉浸式体验设计、虚拟拍摄系统工程师等“文化+科技”复合型岗位拓展。以虚拟现实技术人才为例,预计到2030年,我国虚拟现实人才岗位需求将超680万个,动画产业人才需求也旺盛^①。然而,受年龄结构老化、知识更新滞后以及系统性技能培训有限等多重因素制约,当前大部分文化工作者对复杂数字工具的驾驭能力普遍不足(罗兰,2025)。与此同时,尽管2024年教育部发布的《2024年度普通高等学校本科专业申报材料公示》显示,共计17所高校开设智能视听工程、数字文旅、数字戏剧等15个交叉性新兴学科专业,但高校、科研机构与企业之间在科技创新赋能文化领域尚未形成高效的协同合作态势,未能构建完善的高层次文化产业数字化人才培养体系。据人力资源社会保障部调查数据,目前我国人工智能人才缺口超过500万,国内的供求比例为1:10,其中兼具科技素养与人文底蕴的复合型人才缺口高达87万^②。高端人才和领军人物的稀缺,极易导致文化产品的制作水平下降,进而直接影响消费体验和消费质量。另一方面,文化创意企业融资乏力。传统金融机构的信贷模式难以适配文化创意企业的固定资产不足、无形资产难评估、经营风险较高等特性,制约了金融产品和社会资本对文化产业的支持力度(李锋和时佳雪,2025)。特别是对于中小微文化企业而言,融资难、融资贵、融资慢一直是制约其发展的“痛点”,许多发展潜力巨大的文化创意项目极易因缺乏启动资金和持续投入而中途夭折。

(三)数据隐忧:阻碍消费活力的充分释放

数据是数字经济时代最重要的生产要素之一。在数据驱动发展的时代,文化消费领域生成了海量用户行为数据、购买数据、浏览数据和运营数据。数字平台对用户数据信息的收集和分析,在促进供需精准匹配和洞察消费发展趋势的同时,也引发了一系列数据安全隐忧问题。首先,数据孤岛问题突出。由于行业间数据统计口径不一、信任机制不健全与利益诉求不一等矛盾存在,当前文化消费市场主体各类部门普遍采用封闭的数据体系,如销售部门掌握订单量和产品单价等交易数据、产品部门拥有研发进度和库存等产品生命周期数据、市场部门收集用户调研等需求预测数据、战略部门跟踪市场份额和动态等竞争数据,这些数据并未实现互联互通,导致大量文化消费数据未被有效激活应用,使得新兴文化企业和文化创作者难以通过数据分析构建完整用户画像进而实现精准供给和推荐,数据资产的价值也大打折扣。其次,数据隐私风险加剧。早在2018年11月,中国消费者协会发布的《100款App个人信息收集与隐私政策测评报告》显示,近半数App隐私条款不达标,涉嫌过度收集或使用个人信息等问题,直接导致安全风险上升^③。2025年4月至12月,工业和信息化部向社会通报了8批共315款存在侵害用户权益行为的App及SDK的名单,违规行为包括但不限于强制授权、频繁索取用户权限,过度收集、超范围收集用户的数据信息等^④。倘若数据收集过程缺乏规范性或保护措施不到位,极易带来大规模数据泄露、数据滥用等潜在风险,严重侵犯消费者的隐私安全,并可能引发精准诈骗、大数据“杀熟”等一系列社会问题,直接破坏消费者对文

^① 参见央视新闻客户端“多元文化业态涌现 虚拟现实人才需求将超680万个”,详见https://content-static.cctvnews.cctv.com/snow-book/index.html?item_id=14166646198872910492。

^② 参见新华网“非文艺科班理工男崛起背后的‘产业进化论’”,详见<https://www.xinhuanet.com/ci/20250331/5994e13e4b9d4351a75f651a528a261e/c.html>。

^③ 参见央广网“中消协发布《100款App个人信息收集与隐私政策测评报告》金融理财类等10款App涉嫌过度收集或使用个人信息”,详见https://news.cnr.cn/dj/20181130/t20181130_524435457.shtml。

^④ 参见中华人民共和国工业和信息化部“关于侵害用户权益行为的App(SDK)通报(2025年第1至8批,总第46至53批)”,详见<https://www.miit.gov.cn/jgsj/xgj/gzdt/index.html>。

化消费平台的信任感。最后,信息茧房效应强化。更需要警惕的是,数字平台通过深度计算用户行为数据,在推出个性化内容推荐服务和提升营销精准度的同时,也带来了“信息茧房”和“回音室”效应,导致用户信息来源趋于单一、审美口味趋于同质。据温州大学的一项关于高校学生短视频使用情况的调研数据,92%的学生频繁使用短视频平台,但其中本土文化内容的推荐比例不足5%^①,这不仅削弱了用户接触多元文化内容的机会,窄化了用户文化视野,也对用户文化消费多样性的扩展构成了挑战。

(四)监管滞后:影响消费市场的公平稳定

数字经济时代,文化与科技的融合催生了众多新业态,文化消费场景与消费模式不断迭代焕新。科技创新赋能文化消费的过程不仅仅是技术的革新,更是对现有监管部门的治理能力与协同效率的全面考验。一是法律法规滞后。随着剧本娱乐、沉浸式体验、数字藏品等数字文化产品与服务的快速发展,文化消费市场呈现出灵活性、创新性等特点,但现有政策法规的制定却往往滞后于这些新兴事物的发展,且在实际执行中存在适用性不强、覆盖不全面等困境,从而带来了监管空白。以数字藏品行业为例。有数据显示,国内数字藏品平台已超过1400家。这些平台的玩法多样,包括“抢购”“盲盒”“置换”“积分兑换”等,而这些花式玩法背后暗藏不少陷阱,导致数字藏品市场上侵权乱象频发。但由于目前与我国数字藏品市场相关的法律法规并不完善,执法人员在查处过程中往往面临法律依据不足、处罚力度难以把握等困境^②。二是监管方式落后。与传统文化消费市场相比,数字时代的文化消费市场的市场结构、交易形态、交易内容、交易规则和交易关系等方面发生了质的变化,监管对象、监管场景与监管内容也从一元向多元转变^③。传统监管方式主要依赖人力巡查、审核书面材料和事后举报等响应式执法,在面对高度虚拟化、分散化的新业态时,这套方式日益暴露出“看不见、够不着、管不住”的系统性困境。如在文旅领域,旅游招徕已呈现线上引流、线下渗透的隐蔽特征。违规者不再依托实体门店,而是潜入社交媒体、微信群等私域流量池,以“小众定制游”“旅游搭子”等名义招徕游客,使得监管部门的主动巡查无从下手^④。三是监管合力不足。新型文化业态如游戏直播、智能创作等具有显著的跨界融合特征,需要国家广播电视总局、文旅部门、市场监管部门、网信部门等多个职能部门协同监管。但由于缺少明确的责任分工与有效的牵头协调机制,当前不同部门在监管实践中常常面临职能交叉、权责不清、信息沟通不畅等问题,难以形成治理合力,导致监管效率低下(夏杰长和肖宇,2019)。

五、科技创新赋能文化消费高质量发展的实践路径

实现科技赋能文化消费高质量发展,要完善文化产业发展机制,直击发展痛点,应在“技术-资源-数据-监管”的框架下通过夯实技术创新底座、推动“人财”提质增效、健全数据治理体系、完善监管体制机制等多维路径,提升科技创新赋能文化消费高质量发展的整体效能。

(一)夯实技术创新底座,实现文化消费业态的高效能发展

一是要加大对关键核心技术的研发投入。政府应综合运用税收优惠、财政补贴、专项基金、政

^① 参见温州大学“打破‘信息茧房’:认知训练如何重塑文化认知与社会视野”,详见 <https://www.wzu.edu.cn/info/1321/94207.htm>。

^② 参见北青网“花10万买的数字藏品成了‘废品’专家:出台相关法规推行‘监管沙盒’”,详见 <https://baijiahao.baidu.com/s?id=1795824282829469523&wfr=spider&for=pc>。

^③ 参见中央文化和旅游管理干部学院“推动数字时代的文化和旅游市场监管创新”,详见 https://cacta.cn/detail_content.aspx?PORid=74。

^④ 参见券商中国“不消费不让走、不允许游客上车……文旅部重磅出击”,详见 <https://www.egsea.com/news/detail/2082185.html>。

府采购等多种政策工具,有效降低文化企业、科技公司与硬件制造商等市场主体的技术研发成本与制度性交易成本,激励各类主体加大对人工智能、虚拟现实、数字建模等前沿技术在文化领域应用的研发投入,降低对外依存度,为文化产品的创新创意孵化、生产效率提升和消费体验升级奠定坚实技术基础。二是加快建设高能级文化科技融合创新平台。政府应该牵头联合龙头文化企业、重点实验室、科研机构、互联网科技公司等主体,共同组建一个集数据共享、资源对接、合作共创、推广应用、金融支持和信用保障于一体的综合性文化科创平台,推动多主体建立长期稳定的战略联盟关系,以促成技术供给方和内容创作方的精准对接,提升行业间的互补性与协同性。三是加大数字基础设施建设力度,确保技术红利共享。政府应牵头在城乡社区、公共文化场馆推进“数字文化驿站”建设,统一配备适老化、低门槛的智能终端设备,并提供免费接入服务,从根本上破解文化消费硬件接入壁垒。同时,面向老年人、低收入群体等实施数字素养普及计划,通过社区培训、志愿者帮扶等方式,提升其数字设备操作与内容获取能力。

(二)推动“人财”提质增效,实现文化消费产品的高品质研发

一是要完善复合型文化产业人才培养与引进体系。各地政府要因地制宜实施文化产业数字化高端人才引进计划,设立国家级文化科技专家智库,在全球范围内吸引文化产业领军人才和团队,为文化产业发展提供智力支持。同时,政府还应支持高等院校增设数字文化营销、智慧文旅管理等交叉学科,强化文化企业、高等院校、科研机构与硬件制造商之间的紧密合作,持续改进和完善“产学研用”一体化人才培养模式,培养擅长利用新技术、新媒介进行文化创作、文化传播与商业转化的高端复合型人才。此外,文化企业也应积极优化人才驱动和保障体系,通过定期开展行业前沿技术培训、建立健全人才引进与职业发展通道、设立专项创新基金等方式,激发人才创造力。二是构建多层次、多渠道、多元化的文化产业投融资体系。政府部门应牵头国内重点金融机构和大型企业,建立起市场化的融资风险化解处置机制,缓解小微文化企业缺少固定资产抵押物的融资困境。如马栏山视频文创产业园针对园区内不同类型企业的发展难点,构建了“多层次、全周期”的金融服务体系:在顶层设立创业投资基金,重点扶持链主型、龙头型企业;在中层设立产业引导基金,以“引导基金+子基金”模式联动社会资本;在底层则推出专项资金并配套政策,用于孵化、挖掘优质项目^①。

(三)健全数据治理体系,实现文化消费服务的高效率供给

一是构建起更加规范、开放、安全、高效的文化消费数据流通体系。由政府或行业协会牵头,共同制定统一的文化消费数据分类、采集、接口等标准规范。同时在确保数据安全和权益合理分配的前提下,鼓励各类市场运营主体积极接入现有文化数据服务平台,鼓励消费者通过合法渠道授权个人数据用于个性化推荐,逐步构建和培育文化数据要素流通市场体系,实现文化消费数据的广泛运用和流通共享,提高文化产品和服务的触达率。二是加强消费者数据与隐私安全保护。在立法层面,应明确数据收集、使用的合法性边界,建立数据分类分级管理制度,并对“大数据杀熟”、用户画像歧视等行为设定严厉处罚。在技术层面,要推动隐私保护计算、区块链、匿名化处理等数据安全与隐私保护技术向着更精细化、智能化方向发展,筑牢数据安全的全方位防护网,从源头防范信息泄露和滥用风险。同时,数字文化消费平台应采取包括加密数据、建立访问控制机制、定期进行数据备份和恢复等措施,确保消费者的数据安全。在消费者层面,文化消费者自身应当提升数据安全意识,妥善保管个人信息,强化密码安全,警惕钓鱼网站和恶意软件。三是推行算法伦理审查与透明化机制。监管机构应通过立法明确要求数字平台建立强制性算法审计与透明度披露机制,定期对推荐系统开展伦理评估和合规审查。数字平台企业应积极履行社会责任,在算法设计中嵌入“多

^① 参见华夏时报“文化产业投融资市场回暖,上半年投融资额激增 88.9%”,详见 <https://baijiahao.baidu.com/s?id=1844220808416662697&wfr=spider&for=pc>。

样性权重”参数,主动推荐和扶持小众优质文化内容,确保不同类别、背景来源的文化内容能够公平呈现,并为用户提供清晰的“关闭个性化推荐”选项,切实保障用户的信息选择权和知情权。

(四)完善监管体制机制,实现文化消费市场的高水平保障

一是要加强法律法规建设。要积极参照《中华人民共和国个人信息保护法》《中华人民共和国反垄断法》《中华人民共和国网络安全法》等法律规范,制定关于数字文化消费市场准入、消费者权益保障等核心领域的标准规则,明确数字平台算法的自主决策权限与文化消费者应有权益之间的合理边界。二是要更新监管理念,推动监管与服务有机统一。监管部门可以通过搭建产业发展监测平台,及时发布行业发展趋势和风险提示,为企业创新决策提供参考,还可以为消费端建立统一的线上投诉举报平台。国家市场监督管理总局推出的“12315平台”,为消费者提供了更加高效、便捷的消费维权服务。三是要在文化消费领域建立起跨部门协同监管工作机制。通过设立高层次、跨部门的协调机构,统筹文化和旅游部、国家网信办、广电总局、市场监管总局等多方力量,明晰各部门的监管职责,共同制定统一监管标准与工作流程,坚持日常监管和重点监管相结合,形成齐抓共管的工作格局,持续提升协同监管能力。四是要构建起政府监管、行业自律、企业自治、社会监督的协同治理模式,形成监管合力,完善风险防控与矛盾化解体系,保障文化消费市场的健康有序。同时还要全面推行包容审慎的监管手段,针对文化消费新业态和新模式优化“事前+事中+事后”全周期联动的市场监管,努力做到宽严相济、法理相融,筑起保护和规范文化消费新业态创新发展的牢固屏障。五是提升智慧监管能力。监管部门要积极运用大数据、云计算、人工智能、区块链等前沿科技,加快推进监管数字化智能化转型,全面提升监管部门对市场风险、侵权违法活动的监测、预警与处置能力。

[参考文献]

- [1] 顾冬冬. 数字技术赋能高质量充分就业:作用机理与路径选择[J]. 经济学家, 2025(4): 24-35.
- [2] 顾江, 陈璐. 数字新基建、区域创新与文化消费升级[J]. 江海学刊, 2024(1): 85-92, 255.
- [3] 花建. 提升数字文化消费新机制——FCS研究框架、三大维度和提升重点[J]. 上海财经大学学报, 2023(6): 15-27.
- [4] 黄永林. 数字经济时代文化消费的特征与升级[J]. 人民论坛, 2022(9): 116-121.
- [5] 黄永林, 傅明. 中国式现代化背景下文化产业供需双向升级和高质量发展[J]. 福建论坛(人文社会科学版), 2023(6): 31-43.
- [6] 李锋, 时佳雪. 新质生产力赋能文化产业高质量发展的机理与路径[J]. 浙江工商大学学报, 2025(2): 112-121.
- [7] 李惠芬, 付启元. 城市文化消费比较研究[J]. 南京社会科学, 2013(4): 143-149.
- [8] 罗兰. 新质生产力赋能文化产业数字化转型的高质量发展探赜[J]. 北京工业大学学报(社会科学版), 2025(3): 63-71.
- [9] 毛中根, 谢迟. 新时代中国居民消费:从高速增长向高质量发展转变[J]. 郑州大学学报(哲学社会科学版), 2018(5): 50-54, 158.
- [10] 任保平, 苗新宇. 新经济背景下扩大新消费需求的路径与政策取向[J]. 改革, 2021(3): 14-25.
- [11] 任欣怡, 周亚虹. 我国数字鸿沟的形成因素、影响及其治理路径[J]. 经济问题, 2024(9): 50-58.
- [12] 师晓娟, 刘泽, 黄容. 数字经济对城乡文化消费差距的影响研究——基于空间效应视角[J]. 经济问题, 2023(5): 41-49.
- [13] 王林生. 互联网文化消费的模式创新及发展趋势[J]. 深圳大学学报(人文社会科学版), 2018(6): 55-63.
- [14] 王明明, 孟程程. 科技创新与文化消费的互动机制及对文化产业转型升级的影响——基于供给侧改革视域的分析[J]. 税务与经济, 2019(2): 50-55.

- [15] 王文姬, 曹鲁娜. 共同富裕视域下数字普惠金融对文化消费差距的影响研究[J]. 南京社会科学, 2023(1): 149 - 158.
- [16] 吴玲. 数智技术赋能文化消费升级: 逻辑机理与实现路径[J]. 江海学刊, 2025(4): 114 - 120, 256.
- [17] 夏杰长, 陶鸠. 数智技术促进服务消费发展: 基于价值创造的视角[J]. 天津社会科学, 2025(4): 84 - 91.
- [18] 夏杰长, 肖宇. 数字娱乐消费发展趋势及其未来取向[J]. 改革, 2019(12): 56 - 64.
- [19] 辛伟, 任保平. 中国高品质消费引领高质量供给的机制和路径研究[J]. 消费经济, 2021(6): 13 - 20.
- [20] 向勇. 文化新质生产力的时代内涵、价值旨归和逻辑进路[J]. 艺术百家, 2024(3): 11 - 17.
- [21] 向玉珍, 王岩. 新发展阶段的文化消费升级: 内涵、困境与应对[J]. 福建论坛(人文社会科学版), 2022(6): 47 - 53.
- [22] 闫雯玲. 推动文化消费高质量发展[J]. 人民论坛, 2018(28): 140 - 141.
- [23] 尹振涛, 张珩. 社区同群效应与居民网络消费扩容提质[J]. 武汉大学学报(哲学社会科学版), 2025(1): 146 - 159.
- [24] 周锦, 刘柏阳. 物联网赋能家庭文化消费的机理及效应[J]. 深圳大学学报(人文社会科学版), 2022(6): 52 - 62.
- [25] 周宣辰, 黄明理. 新质生产力赋能文化消费升级的逻辑框架、价值旨归与实践进路[J]. 经济问题, 2025(3): 21 - 28.
- [26] 周彦莉, 荣梅, 杜培林. 互联网环境下中国文化消费影响因素、影响机制及空间效应分析[J]. 运筹与管理, 2023(5): 211 - 218.

(责任编辑:湘潭大学 张磊;责任校对:湘潭大学 姚海琼)

Technological Innovation Empowering the High-Quality Development of Cultural Consumption: Logic, Difficulties, and Approaches

ZHANG Qian-yuan, WANG Ruo-ting

Abstract: As the terminal link in the cultural industry chain, cultural consumption serves as both the practical foundation and the purpose of cultural development. Promoting high-quality development of cultural consumption requires the empowerment of technological innovation. As the primary driving force behind the evolution of human civilization, technological innovation serves as a crucial lever for achieving high-quality development and unlocking the potential of cultural consumption. From an intrinsic perspective, the five practical mechanisms of “product innovation-demand traction-service optimization-environmental improvement-value sublimation” jointly constitute the practical framework for technological innovation to empower high-quality development of cultural consumption. In response to current shortcomings such as poor conversion of technology to application, insufficient financial support and composite talents, inadequate data security and privacy protection, and lagging regulatory systems, we should further consolidate the foundation of technological innovation to achieve high-efficiency development of cultural consumption formats; promote quality improvement and efficiency enhancement in human resources and finances to achieve high-quality research and development of cultural consumption products; improve the data governance system to achieve efficient supply of cultural consumption services; and perfect regulatory mechanisms to achieve high-level protection of the cultural consumption market, in order to fully unleash the potential of technological innovation to empower high-quality development of cultural consumption.

Keywords: technological innovation; cultural consumption; cultural industry; consumption scenario; new quality productive forces in cultural; integration of culture and technology

劳动关系、制度环境与网络餐饮食品安全

——外卖配送员与平台的利益联结及其“吹哨”行为

朱哲毅 李敏薇 宁 可

摘要:网络餐饮带来便利的同时,食品安全隐患日益严重。配送员是连接平台、商家和消费者的纽带,有效激发配送员“吹哨”行为是提升网络餐饮食品安全监管水平的关键。文章从利益联结角度深入研究了劳动关系对网络餐饮配送员的食品安全举报行为的影响及机制,并识别了在不同制度环境条件下该影响的差异。在博弈分析作用机制的基础上,文章利用2019年上海市15个行政区703位网络餐饮配送员的一手调查数据进行了实证分析。研究表明,签订正式合同强化了配送员与平台间的利益联结,增加了其对现有利益的依赖和对举报风险的感知,抑制了举报行为。在配送时限紧张、工作时间超过8小时和无固定休息等制度环境下,配送员举报概率下降。进一步分析发现,劳动关系对配送员网络餐饮食品安全举报的影响在不同外部环境、不同平台属性下也存在差异。因此,激发配送员在提升网络餐饮食品安全中的“吹哨”作用,关键在于重构利益联结下的共治机制、优化制度环境并实施差异化激励措施,为推动食品安全治理体系和治理能力现代化提供有力支撑。

关键词:食品安全;网络餐饮;外卖配送;利益联结;劳动关系;制度环境

中图分类号:F719.3 **文献标识码:**A **文章编号:**1007-5682(2026)02-0042-16

一、引言

网络餐饮为日常生活带来便利的同时,其食品安全隐患日益严重。随着消费者对便捷就餐方式依赖程度的提升,通过网络平台下单订餐已成为居民就餐的新常态。数据显示,全球近三分之一的消费者有在线订餐的习惯,我国比例更是高达53%^①。截至2022年,我国网络餐饮用户规模达5.21亿,占网民整体的48.8%^②。伴随用户规模不断扩大,餐盒质量不达标、食材保鲜管理不到位、

收稿日期:2025-04-14

基金项目:教育部人文社科青年项目“信息不对称下产业链异质契约约束对农户绿色安全优质生产的影响研究”(21YJC790173)、国家自然科学基金青年项目“基于监管与声誉耦合激励的猪肉可追溯体系质量安全效应研究:理论与实证”(71603169)、浙江省教育厅一般科研项目“粮食-生态”双安全目标下耕地保护补贴政策效果与优化研究(Y202456257)

作者简介:朱哲毅,管理学博士,浙江农林大学经济管理学院副教授;李敏薇,浙江农林大学经济管理学院硕士研究生;宁可(通讯作者),管理学博士,浙江农林大学经济管理学院副教授,电子邮箱:ningke_hz@163.com。感谢上海市农业科学院农业科技信息研究所刘增金研究员在实地调查、论文撰写中的贡献,感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见,文责自负。

① 资料来源:尼尔森消费者报告,详见https://mp.weixin.qq.com/s?__biz=MzI2OTAxNjQ4OQ==&mid=2247489736&idx=1&sn=b5b3e574720b3493b5b5e21755da6ed&source=41#wechat_redirect。

② 资料来源:2023年《中国互联网络发展状况统计报告》,详见<https://news.sina.com.cn/sx/2023-11-03/detail-imztirui9678544.shtml>。

菜品与展示信息不一致等问题时有发生,餐饮投诉量持续上升^①,食品安全隐患愈发凸显(见图1)。食品安全问题不仅会引发食物中毒、过敏反应、慢性健康问题等(Shamsun等,2020),重大事件还可能导致公众恐慌(山丽杰等,2012),影响社会稳定,亟须引起关注。

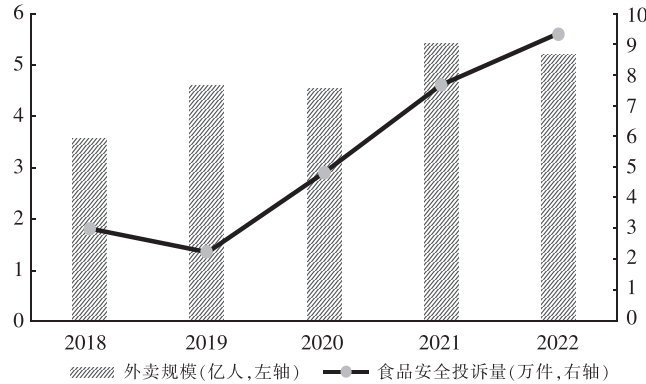


图1 2018—2022年外卖规模及食品安全投诉统计图

资料来源:根据中国外卖行业研究报告和全国消协组织受理投诉情况相关数据整理。

加快质量信息传递被认为是缓解生产者与消费者间信息不对称、提升食品质量安全的有效途径,但网络餐饮的虚拟性和生产链条的复杂性,使得传统食品安全治理与监管方式难以奏效。根据社会共治理论,食品安全治理应包括“自上而下”的政府监管、基于“经济激励”的行业自律及“自下而上”的公众监督(周洁红等,2018;朱哲毅等,2023;张洪亮,2024)。然而,在网络餐饮领域,上述主体的监管效果与预期存在差距。政府监管方面,网络餐饮的高流动性和实体店的缺失,使得查验生产者资格证和不定期抽检等传统手段难以发挥理想效果(刘鹏和李文韬,2018),因此,加强政府监管难以从根本上解决消费者与认证机构间的信息不对称问题(邓衡山和孔丽萍,2022)。行业监管方面,网络平台为行业协会提供了公开监管渠道,但由于过度追求流量和商户数量,入驻门槛低且缺乏统一标准,导致对商户监管不严,行业自律的监管效果有待提升(李季刚,2020)。公众监督方面,网络餐饮的虚拟性使得传统就餐环境下的信息透明度和真实性在网络平台上难以实现,消费者与商家间的信息不对称难以缓解(Ding等,2022;Su等,2024)。

配送员作为连接网络餐饮平台、商家和消费者的重要纽带,具备及时发现和报告食品安全问题的“吹哨人”特征,但现实中未能有效发挥。一方面,配送员因直接联结生产者和消费者,具备及时发现食品安全隐患的第一视角优势,可直观观察到商家实际经营场所,但现实中其更倾向于与身边人私下讨论问题,而非正式举报。另一方面,配送员通过配送记录可精准定位问题商家,理论上应向平台方或相关监管机构举报食品安全问题,但大多数配送员将配送视为谋生手段,更关注配送单价、数量和时效,忽视关键环节食品安全的重要性(刘畅等,2011;熊浩和鄢慧丽,2024)。因此,尽管配送员在餐饮供应链末端具备发现食品安全问题的优势,但由于经济利益驱动、缺乏有效的举报制度和相应工作上的保护措施,降低了其举报意愿(韩广华,2024)。即便部分配送员有意举报,由于担心举报后可能面临利益损失,特别是在缺乏足够保护措施的情况下,举报意愿被进一步削弱。

已有学者围绕影响食品安全举报行为的因素进行了深入研究。“信息提供-对价支付”传导机制不畅,导致食品安全举报行为收益有限,降低举报动机(Taylor,2019)。而且当前对举报人的保护措施主要集中在身份信息保密方面,尚未建立系统且完善的保护机制,导致举报行为的机会成本较

^① 资料来源:2023年全国消协组织受理投诉情况分析,详见 <https://www.cca.org.cn/Detail?catalogId=475804068798533&contentType=article&contentId=532016498171973>。

高(彭成义,2019)。尽管学者们普遍认为信息不对称限制了举报效果,但举报接收渠道的不畅通,以及组织内部的制度与氛围、工作满意度和自我效能等因素也对举报行为产生了影响(He等,2019;赵哲耘等,2024)。上述研究为分析影响配送员食品安全举报行为的因素提供了重要基础,但仍有深入分析的空间。一是现有研究指出了期望收益对食品安全举报行为的影响,但尚未深入分析其背后的利益联结机制。网络餐饮涉及平台、商家、消费者、配送员等多个主体,不同主体之间的利益联结关系复杂,有必要进一步厘清。二是已有研究强调了食品安全举报的制度环境,但未考虑其对利益关系的强化或弱化作用。因此,本文着重回答以下问题:利益联结对网络餐饮配送员食品安全举报行为的影响如何?不同劳动关系的利益联结是否存在差异?不同制度环境对利益联结的影响如何?是否存在差异?

本文从利益联结的角度深入考察劳动关系对网络餐饮配送员食品安全举报行为的影响,并讨论在不同制度环境下配送员与平台间利益联结关系的变化。相比同类研究,本文的边际贡献在于:第一,区别于已有研究大多定性分析网络餐饮配送员行为及其影响,本文通过一手调查数据进行定量分析,提高了研究结论的可靠性和普适性;第二,本文从利益联结切入,构建一个分析劳动关系与网络餐饮配送员食品安全举报行为之间关系的逻辑框架,并系统分析不同制度环境对利益联结的影响及其对配送员食品安全举报行为的作用机制;第三,已有研究聚焦于传统餐饮行业,忽视了网络餐饮在运营模式和劳动关系上的独特性,本文特别关注这一新兴业态中的配送员行为特征,对现有研究进行了很好的补充。

二、理论分析与研究假说

(一)网络餐饮各主体间利益关系分析

在网络餐饮运营过程中,平台、商家、配送员和消费者之间形成了复杂的利益关系网络,各主体间关系的平衡与稳定对食品安全管理具有重要影响(吴林海等,2024)。首先,平台通过最优定价和增值服务,影响商家进入和配送员行为,从而影响网络餐饮整体的食品安全状况(杜创,2024)。其次,商家依托平台扩大客户基础和订单量,其业务运营和盈利直接依赖于与平台和配送员的合作(范晓明等,2021;周依仿和骆品亮,2022)。再次,配送员作为连接商家和消费者的重要纽带,主要通过完成订单获得收入,但收入受到平台政策、商家要求和消费者反馈的直接影响(冯向楠和詹婧,2019)。最后,消费者通过平台获取便捷的服务,并通过投诉和评价机制对商家和配送员的表现进行反馈,对平台和商家的声誉及收益产生重要影响(汪翼等,2024)。其间各主体对应的收益与成本,详见表1。不难发现,在网络餐饮中,消费者对食品安全的敏感性、商家的成本控制策略、平台的监管职责与品牌声誉,以及配送员的履约效率与工作保障,将共同影响食品安全。

表1 网络餐饮各主体间利益关系

主体	收益	成本与约束
商家	销售收入	生产成本、平台提成费用
平台	产品销售提成	日常运营成本、监管成本
配送员	配送收入、潜在奖励	客户投诉、配送超时罚款、潜在风险
消费者	便捷服务、安全食品	投诉和评价产生的交易成本

资料来源:作者整理。

在多元主体协同参与体系中,不同主体在信息获取和利益诉求上存在较大差异,使得食品安全治理面临协调难、监管难等现实挑战,因此,亟须构建有效监督机制。从监督执行的实际操作来看,平台与配送员之间的关系最具操作性和制度设计空间。一方面,配送员处于食品供应链末端,直接

接触食品并与消费者互动,是食品安全风险的关键“哨点”(刘子龙等,2023)。另一方面,平台在整个网络餐饮生态系统中起着中枢作用,掌握规则制定权与监督反馈渠道,不仅管理商家和消费者,还对配送员的行为进行规范(汪翼等,2024)。相较而言,消费者虽拥有评价与选择权,但其反馈多发生于食品安全问题已经显现之后,缺乏前置性;而商家虽是食品安全风险的重要源头,但在激烈的市场竞争与成本压力下,规避监管、压缩成本的动机反而更强,其行为规范主要依赖平台的事前准入审核与事后抽检惩处,监督意愿与能力均较有限。因此,下文将重点聚焦于平台与配送员之间的利益关系,构建博弈框架,探讨在不同制度安排下配送员“吹哨”行为选择机制。

(二) 配送员对网络餐饮食品安全举报行为的博弈分析

为便于分析,本文做以下假设:

第一,在面对食品安全问题时,配送员有“举报”和“不举报”两种策略选择,举报概率记为 $y(0 \leq y \leq 1)$ 。配送员的收入包括基础配送工资(记为 B)和举报奖励(记为 R)两部分;举报行为需要承担举报操作成本(记为 P_0),并存在被打击报复的风险,报复发生概率记为 $a(0 \leq a \leq 1)$,报复产生的额外损失记为 $P_2(P_2 \geq 0)$ 。此外,若平台将举报设定为工作内容而配送员未举报,可能受到罚款或绩效扣分,损失记为 P_1 。

第二,平台有“鼓励举报”和“忽略举报”两种策略选择,鼓励举报的概率记为 $x(0 \leq x \leq 1)$ 。平台收益主要包括商家准入费用和销售提成(记为 S)。当平台“鼓励举报”时,需承担日常运营成本(记为 C_1)、举报监管成本(记为 C_2),并支付配送员举报奖励(记为 R)。当平台“忽略举报”时,需承担日常运营成本(记为 C_1)以及因食品安全事件而产生的损失(如:声誉受损、用户流失和监管惩罚等),记为 $C_3, C_3 > C_2$ 。

据此,构建平台与配送员间的博弈矩阵,详见表2。

表2 平台-配送员举报行为博弈矩阵

	平台鼓励举报(x)	平台忽略举报($1-x$)
配送员举报(y)	$B + R - P_0 - aP_2, S - C_1 - C_2 - R$	$B - P_0 - aP_2, S - C_1 - C_3$
配送员不举报($1-y$)	$B - P_1, S - C_1 - C_2$	$B, S - C_1 - C_3$

配送员“举报”行为获得的期望收益为:

$$E_y = x(B + R - P_0 - aP_2) + (1 - x)(B - P_0 - aP_2)$$

配送员选择“不举报”获得的期望收益为:

$$E_{1-y} = x(B - P_1) + (1 - x)B$$

配送员决策行为的平均期望收益为:

$$\bar{E}_y = yE_y + (1 - y)E_{1-y} = xy(R + P_1) - y(P_0 + aP_2) + B - xP_1$$

根据演化博弈理论(Gates 和 Weibull,1996),配送员“举报”策略的复制动态方程 $F(y)$ 为:

$$F(y) = y(E_y - \bar{E}_y) = y(1 - y)(E_y - E_{1-y}) = y(1 - y)[x(R + P_1) - P_0 - aP_2]$$

当 $F(y) = 0$ 时,达到演化均衡点,求解可得: $x^* = \frac{P_0 + aP_2}{R + P_1}$, 即当 $P_0 + aP_2 < R + P_1$ 时,平台

“鼓励举报”的稳定概率为 $\frac{P_0 + aP_2}{R + P_1}$ 。

平台“鼓励举报”对应的期望收益为:

$$E_x = y(S - C_1 - C_2 - R) + (1 - y)(S - C_1 - C_2)$$

平台“忽略举报”对应的期望收益为:

$$E_{1-x} = y(S - C_1 - C_3) + (1 - y)(S - C_1 - C_3)$$

平台决策行为的平均期望收益为:

$$\overline{E_x} = xE_x + (1-x)E_{1-x} = x(C_3 - C_2 - yR) + S - C_1 - C_3$$

同理,平台“鼓励举报”策略的复制动态方程 $F(x)$ 为:

$$F(x) = x(E_x - \overline{E_x}) = x(1-x)(E_x - E_{1-x}) = x(1-x)[C_3 - C_2 - yR]$$

当 $F(x) = 0$ 时,达到演化均衡点,求解可得: $y^* = \frac{C_3 - C_2}{R}$, 即当 $C_2 + R > C_3 > C_2$ 时,配送员选择“举报”的稳定概率为 $\frac{C_3 - C_2}{R}$ 。

博弈结果显示,当平台面临的潜在损失越大(C_3)、监管成本越低(C_2)时,其更有动力设计举报机制,从而提升配送员举报概率;当制度安排能有效降低举报成本、缓解报复风险时(即降低 P_0 、 aP_2),举报行为本身的吸引力将增强,平台便不再需要“鼓励举报”。这说明配送员举报行为随平台激励和制度安排的变化而变化。尽管激励是显性制度安排,但其效果并非在所有情形下都一致。现实中,配送员与平台间劳动关系在很大程度上影响其对举报成本和风险的感知,不同劳动关系对应着平台对配送员约束强度的差异,从而决定了其对激励的敏感度和行为响应边界。基于此,下文将进一步分析劳动关系和制度安排对配送员举报行为的影响。

首先,配送员与平台之间的劳动关系将直接影响食品安全举报行为。配送员与平台之间的劳动关系实质上是一种劳资双方在合作中的利益博弈(Matteo 和 Giuseppe, 2016)。配送员的监督与举报行为是基于对自身权益的维护,使得与平台间的利益联结紧密度存在差异(王泽坤, 2023)。在传统用工形式下,企业为降低用工成本、规避劳动责任,通常会通过层层转包的方式,将劳动者注册为个体工商户,进而将责任转嫁给劳动者个体(胡拥军和关乐宁, 2022; 祁媛媛和李保民, 2023; 曲亮和包冰乐, 2024)。根据《中华人民共和国劳动合同法》和《劳务派遣暂行规定》,配送员的劳动关系通常可以分为正式合同、劳务派遣和未签合同的灵活用工模式。签订正式合同的配送员在权益保护、社会保障、工资福利和工作稳定性等方面享有更高保障,与平台的利益联结紧密。然而,紧密的利益联结需要承担更多举报带来的风险损失,抑制配送员举报网络餐饮食品安全问题的积极性。相较之下,劳务派遣的配送员和未签合同的配送员由于缺乏稳定的社会保障和福利待遇,面临更多的风险和不确定性,与平台的利益联结较弱,平台对他们的控制力相对较小,自主性较强。因此,在有足够的激励的情况下,这类配送员更可能选择举报食品安全问题(胡放之, 2019; 阙梓冰, 2021)。

其次,在劳动关系影响配送员食品安全举报行为的过程中,制度环境作为关键外部调节因素,将直接影响配送员举报意愿和行为表现。总体而言,完善的制度环境不仅有助于降低举报可能带来的经济和声誉风险,还能提升配送员参与食品安全监督的积极性。与网络餐饮配送相关的制度环境包括任务分配规则、考核标准、配送时效要求等内容,这些内容均对配送员的议价能力和工作满意度有显著影响。研究表明,较好的工作条件和制度安排(如舒适的工作环境、灵活的工作时间)能提高员工的工作绩效与忠诚度(Kantek 等, 2016; Budie 等, 2018)。对于网络餐饮配送环节,良好的制度环境不仅能激励配送员在获取经济利益的同时实现自我价值,还能增强其对平台的信任感,促进行业内良性发展(李想和石磊, 2014; 倪国华等, 2019)。比如,建立明确的责任追溯与问责机制,能提高平台违规的潜在成本;简化举报流程、减少信息不对称、强化举报反馈渠道,可降低平台监管成本,从而激发举报行为。相反,严苛的制度安排可能加剧工作负荷,从而抑制配送员主动参与食品安全监督的可能性,阻碍网络餐饮行业可持续发展。因此,从理论上讲,优化制度环境能在一定程度上缓解配送员所面临的举报风险,激发其“吹哨”动机。

据此,本文提出以下研究假说:

假说 1: 网络餐饮配送员与平台的利益联结越紧密,举报食品安全问题的概率越低。

假说 2: 制度环境改善能促进网络餐饮配送员举报其行为。

三、模型、数据与变量

(一) 数据来源

本文所用数据源自课题组 2019 年 4 月底在上海市 15 个行政区对 703 位网络餐饮配送员所进行的问卷调查。选择上海作为研究区域,主要基于以下考虑:(1)外卖消费市场的代表性。根据行业报告^①,北京、上海、深圳、广州四个城市合计占全国外卖订单量的 17.6%,其中上海配送业务密度高、平台覆盖全面,能够较为充分地反映一线城市网络餐饮行业的发展特征与运作机制。(2)食品安全制度环境的先进性。上海市率先建立食品安全信用档案、食安封签制度等监管机制,为分析制度环境对配送员行为的影响提供良好样本。

鉴于当前缺乏系统公开的全国性配送员微观特征数据,本文无法就样本与全国总体进行直接的平衡性检验。但为提高样本的结构合理性与分析有效性,本文在调查设计中采取多项保障措施:(1)平台类型分层抽样。根据 Trustdata《2019 年上半年中国外卖行业发展分析报告》,当期美团外卖与饿了么平台订单交易额合计占比超过 95%^②,可见配送员所在平台以美团和饿了么两大主流平台为主,与调查所获样本平台情况相一致。详见表 3。(2)区域经济梯度分层抽样。上海作为中国网络餐饮行业的先发城市,其主城区不仅反映经济发展水平,更是历史演进与城市职能集聚的结果。从城市发展历史来看,黄浦、静安、徐汇、长宁等区为上海最早建成区域,集中了商业中心、交通枢纽与人口密集区,是网络外卖平台最早进入、消费活跃度最高的地带,产生了我国网络餐饮平台早期的运营模式与服务标准。因此,本文将黄浦、静安、徐汇、长宁、普陀、杨浦、虹口等划为主城区,这些区域具有典型的一线城市网络外卖发展特征。嘉定、闵行、宝山、浦东等作为人口较多的近郊区,外卖业务逐步拓展,配送场景日益丰富;松江、青浦、奉贤、金山等经济发展水平相对较低的远郊区,外卖配送密度较低、用工模式灵活。在上述三类区域中,调查按照人口规模与平台活跃度分层抽样,在不同经济区位的购物广场、大中型超市及周边设点发放问卷,以最大程度获取平台治理、用工制度与举报行为的多样性信息。(3)调研时间节点选取在订单高峰与食品安全投诉高发的节假日期间,以提升样本的风险暴露度与政策相关性。(4)调查过程由受过培训的访员一对一完成,并通过多轮交叉审核以控制信息偏差。

表 3 配送员所属平台分布情况

平台	主城区	非主城区	总体
美团	104	227	333
饿了么	144	174	318
其他平台	15	39	54
总体	263	440	703

(二) 计量模型构建

在理论分析的基础上,为验证研究假说,本文构建 Probit 模型分析劳动关系对网络餐饮配送员食品安全举报行为的影响:

$$Whistle_i = a_0 + a_1 Lar_i + a_2 Rep_i + a_3 X_i + \mu_i \quad (1)$$

其中,举报行为 $Whistle_i$ 是被解释变量, $Whistle_i = 1$ 表示第 i 个配送员对网络餐饮食品安全违法违规行为进行过举报, $Whistle_i = 0$ 表示未举报。劳动关系 Lar_i 是核心解释变量,代表利益联结,包括签订正式合同、劳务派遣和未签合同。制度环境 Rep_i 是与被解释变量和解释变量高度相关的

① 资料来源:《中国外卖产业调查研究报告(2019 年上半年)》,详见 <https://mri.meituan.com/research/report>。

② 资料来源:《2019 年上半年中国外卖行业发展分析报告》,详见 <https://www.sgpjbg.com.cn/baogao/14614.html>。

变量,具体用配送时限、工作时长和固定休息时间测度。 X_i 为控制变量,表示影响网络餐饮配送员安全举报的其他因素,包括年龄、性别、户籍、教育程度、收入等。 μ_i 为扰动项,代表不可观测的因素,服从标准正态分布。

(三) 变量测度

1. 关键变量测度

举报行为。根据是否对网络外卖餐饮的食品安全违法违规行为进行过举报,1 代表举报,0 代表未举报。这一问题从三个方面进行验证:先询问配送员“是否见过网络外卖餐饮店发生食品安全违法违规行为”接着问“如果见过,是哪种食品安全违法违规行为”,在此基础上,询问“是否进行实名制举报”。

劳动关系。劳动关系决定平台与配送员之间的法律义务与经济依附关系,正式合同意味着平台需承担更高的社会保障、稳定工资、工作安排等义务与责任,从而形成更强的利益联结(苏建宁等,2024)。利益联结程度从弱到强,依次为未签合同、劳务派遣和正式合同。因此,本研究将配送员与平台的劳动关系作为衡量利益联结紧密性的基准变量,符合本文理论逻辑。

制度环境。指平台企业通过算法规则、管理制度与政策安排等手段构建的、用于规范配送员工作流程、考核标准与奖惩机制的系统性约束框架。从理论上讲,制度环境属于平台层面的规则结构,其核心在于平台如何设计并执行一套影响骑手行为的系统规则(如任务分配算法、绩效考核标准、异常判责逻辑等)。然而,考虑到目前各大平台普遍缺乏公开、量化的细化制度数据,且制度设计虽趋于一致,但在实际执行中因地区运营模式、管理松紧度及配送员适应能力差异,存在个体差异,因此本文选择以骑手的实际工作体验为基础,采用“制度环境”变量作为执行层面的代理。具体而言,本文从以下三个维度测度制度环境的感知效果:(1)时间压力制度,反映平台对配送时效的制度性要求,采用“配送时限”作为代理变量。以配送员认为“配送时限短,难以按时送达”来识别时限制度是否紧张,体现配送时间敏感性对行为的影响(侯泽敏等,2023)。(2)劳动强度制度,体现平台对工作时长的规制安排,采用“工作时长”作为代理变量。依据配送员“每天工作几小时”,将实际工作时间与标准工时 8 小时进行对比,小于 8 小时取值为 1,大于则为 0,以识别劳动界定模糊性对行为表现的影响(阙梓冰,2021)。(3)休息保障制度,考察平台对工作休息的制度安排,采用“固定休息”作为代理变量。通过“平均每周完整休息天数”进行衡量,若有两天完整休息则为有固定休息时间,反之则无,体现出工作灵活性对个体状态的作用(蔡玉胜和吕静韦,2023)。以上变量虽基于个体反馈,但其背后反映的正是平台制度在不同管理强度与执行方式下的制度环境差异。

2. 与被解释变量和解释变量高度相关的控制变量测度

由于食品安全举报行为与配送员的劳动关系密切相关,而影响劳动关系选择的因素同样会影响配送员是否举报食品安全问题,会导致严重的内生性问题。为了提高研究结论的准确性和可靠性,本文在模型中重点控制了制度环境方面的因素。具体包括奖励认知、隐私保护、渠道畅通等变量。奖励认知采用“您对上海和我国现行食品安全有奖举报制度的了解程度如何”问题衡量,将配送员回答“很不了解”“不太了解”“一般”归为不了解,将“比较了解”“非常了解”归为了解;渠道畅通采用“您认为现有食品安全有奖举报制度存在哪些问题(可多选)”来衡量,将配送员回答“缺乏畅通举报渠道”归为渠道不畅通,将回答不涉及渠道的归为渠道畅通。此外,鉴于直接测量隐私保护强弱较为困难,本文采用间接测量的方法,将配送员对隐私保护的主观重视程度作为隐私保护强度的间接测量指标。配送员对隐私保护的重视程度,实质上反映了其所处环境中隐私风险的大小。重视隐私者往往因其经历过更多隐私泄露,其工作环境隐私保护较弱;而不太重视隐私者多处于隐私保护较好的环境。因此,将回答“不看重隐私保护”的视为隐私保护水平较强,回答“看重隐私保护”则被对应隐私保护水平较弱。

此外,还控制了配送员个体特征和平台属性相关变量,其中将平台为美团、饿了么作为主流平台,取值为1,反之则为0;选取“您认为外卖平台对网络外卖食品安全的检查和惩治力度如何”衡量监管强弱,将“很不严厉”“不太严厉”定义为监管较弱,取值为0,将“一般严厉”“比较严厉”“非常严厉”定义为监管较强,取值为1。变量定义与基本统计信息见表4。

表4 变量描述性统计表

变量名称	变量定义/单位	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量举报行为	举报=1,未举报=0	0.337	0.473	0	1
解释变量劳动关系	未签合同=1,劳务派遣=2,正式合同=3	1.996	0.723	1	3
控制变量配送时限	宽松=1,紧张=0	0.765	0.424	0	1
工作时长	小于8小时=1,大于8小时=0	0.164	0.370	0	1
固定休息	固定=1,不固定=0	0.383	0.486	0	1
奖励认知	了解=1,不了解=0	0.570	0.495	0	1
隐私保护	强保护=1,弱保护=0	0.677	0.468	0	1
渠道畅通	畅通=1,不畅通=0	0.735	0.441	0	1
年龄	岁	30.541	7.363	16	60
性别	男性=1,女性=0	0.963	0.189	0	1
户籍	本地=1,外地=0	0.050	0.218	0	1
教育程度	小学及以下=1,初中=2,中专/高中=3,专科=4,本科=5,研究生=6	2.694	0.743	1	6
收入	千元/月	2.713	0.835	1	5
平台类型	主流平台=1,小众平台=0	0.923	0.266	0	1
平台监管	监管较强=1,监管较弱=0	0.768	0.422	0	1
主城区	是=1,否=0	0.374	0.484	0	1

资料来源:作者根据调查数据计算整理。

四、描述性统计

(一)劳动关系与网络餐饮配送员食品安全举报行为的相关性分析

表5展示了在不同劳动关系下,配送员的食品安全举报行为。结果显示,随着网络餐饮配送员与平台利益联结的增强,举报行为的发生率逐渐降低。具体而言,签订正式劳动合同的配送员中,有28.6%选择了举报;劳务派遣的配送员中,举报比例为33.3%;而未签合同的配送员中,举报比例达到了39.5%。可见,配送员与平台间的利益联结越强,采取举报行为的积极性越低。

表5 配送员劳动关系与网络餐饮食品安全举报行为的相关性分析

劳动关系	举报行为(%)	
	举报	不举报
正式合同	28.6	71.4
劳务派遣	33.3	66.7
未签合同	39.5	60.5

(二)不同制度环境约束下劳动关系与网络餐饮配送员食品安全举报行为的相关性分析

表6描述了在不同制度环境约束下劳动关系与食品安全举报行为之间的关系。数据显示,在配送时限宽松、工作时长小于8小时以及有固定休息的环境中,与平台利益联结较强的配送员更倾向于举报。具体而言,宽松的配送时限使签订正式合同和劳务派遣的配送员举报比例分别增加11.7%和2.5%,未签合同的则下降4.2%。工作时长小于8小时时,前两者的举报比例比工作时长超过8小时时分别高出4.0%和15.4%,未签合同的则下降8.1%。在有固定休息的情况下,签订正式合同和劳务派遣的配送员举报比例分别增加1.3%和14.5%,未签合同的则下降11.2%。可见,

在不同制度环境下,配送员的劳动关系与举报行为之间存在明显差异,尤其在较宽松的工作条件下,与平台利益联结较强的配送员更倾向于举报,联结较弱的则呈现出不同变化趋势。

表6 不同制度环境约束下劳动关系与网络餐饮配送员食品安全举报行为的相关性分析

制度环境	分组	举报行为(%)		
		正式合同	劳务派遣	未签合同
配送时限	宽松	31.2	34.0	38.7
	紧张	19.5	31.5	42.9
工作时长	小于8小时	32.0	46.7	33.3
	大于8小时	28.0	31.3	41.4
固定休息	固定	29.4	42.1	32.4
	不固定	28.1	27.6	43.6

五、计量经济分析结果

(一) 劳动关系对网络餐饮配送员食品安全举报行为影响的计量估计结果

表7显示了劳动关系对网络餐饮配送员安全举报影响的估计结果,Probit模型结果均为计算出的各变量边际效应。在列(1)至列(3)中分别逐步加入配送时限、工作时长、固定休息、奖励认知、隐私保护、渠道畅通以及个体特征等变量,Wald检验的值均显著异于0,表明模型的整体回归结果具有较好的解释力。无论是否加入控制变量等相关变量,签订正式合同的配送员举报参数分别在5%、5%和10%显著性水平下显著异于0,说明配送员与平台之间利益联结越强,其举报网络餐饮食品安全问题的概率越低。在控制相关变量后,列(3)显示,签订正式合同的配送员举报比例下降了9.50%,参数在10%显著性水平下显著异于0。这与理论分析结论一致,稳定的劳动关系作为就业保障的重要组成部分,增强了配送员与平台之间的利益联结。当配送员在责任与利益之间进行权衡时,其往往倾向于选择维持现状以避免利益损失,从而举报概率降低。假说1得证。

表7 劳动关系对网络餐饮配送员食品安全举报行为影响的Probit估计结果

变量	举报行为		
	(1)	(2)	(3)
劳动关系(未签合同为基准组)			
劳动关系(劳务派遣)	-0.061(0.044)	-0.056(0.044)	-0.051(0.044)
劳动关系(正式合同)	-0.109** (0.049)	-0.103** (0.050)	-0.095* (0.050)
配送时限		0.089** (0.036)	0.087** (0.036)
工作时长		0.048(0.039)	0.052(0.039)
固定休息		0.056(0.041)	0.061(0.041)
奖励认知		0.027(0.042)	0.030(0.042)
隐私保护		0.037(0.048)	0.037(0.048)
渠道畅通		0.027(0.037)	0.034(0.036)
年龄			0.004* (0.002)
性别			0.102(0.096)
户籍			0.057(0.082)
教育程度			0.060** (0.024)
收入			0.010(0.021)
常数项	-0.267*** (0.093)	-0.737*** (0.181)	-2.015*** (0.465)
观测值	703	703	703
Wald值	4.88*	18.46**	30.93***

注:模型结果为边际效应(dy/dx),***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平上显著,括号内数字为标准误;下同。

控制变量显示,随着年龄和教育程度的提高,网络餐饮配送员食品安全举报的概率也相应提高,参数统计检验分别达到了 10%、5% 的显著性水平。可能的原因是,一方面,年长配送员因长期从事和积累的观察经验,更能准确评估制度保护效力,并在社会责任感增强的驱动下更愿意举报违规行为(Jessica 和 Chockalingam,2005;Zhang 等,2023)。另一方面,受教育程度较高的配送员通常具备更丰富的食品安全知识、更强的信息处理能力和维权意识(王志刚等,2020),从而提升其举报倾向。

(二)内生性处理

前文发现,劳动关系对举报行为有负向影响,但由于配送员的劳动关系选择可能与其不可观测的个人特征(如维权意识或面临的风险)相关,而这些特征同样会影响其举报行为,直接回归可能会导致估计偏误。为解决这一问题,本文采用控制函数法进行识别,通过两阶段建模:首先在第一阶段使用工具变量对劳动关系进行回归,提取其内生性残差项;随后在第二阶段将残差项作为控制变量引入举报行为模型,在控制不可观测个体异质性的前提下,识别劳动关系对举报行为的净效应。相比传统的两阶段最小二乘法,控制函数法更适用于本研究中的二元因变量设置,既可兼容非线性模型,也能更灵活地处理潜在的内生性问题,同时通过控制函数项的显著性检验判断内生性是否存在(Wooldridge,2015)。

本文基于调研地区情况,选择“是否是主城区”作为内生性检验的关键变量。第一,相关性条件。平台对配送区域的用工安排受到交通条件、订单密度和管理效率等因素影响,不同区域在平台制度执行上存在显著差异。已有研究指出,在配送密度高、交通便利的主城区,平台为提升效率和应对监管,更倾向于使用签约制的全职配送员;而在配送半径大、订单分散的郊区,更多依赖于弹性众包或外包用工模式(Chen,2021;Baker,2022)。因此,“是否是主城区”与劳动关系类型之间存在理论支持与实证基础上的相关性,可作为劳动关系内生性的合理工具变量。第二,排他性约束。主城区这一变量本质上源于城市行政区划与历史功能定位,理论上不会直接影响个体的食品安全举报行为。其主要影响路径在于平台基于区域特征(如订单密度、交通条件)进行的用工结构安排,即通过劳动关系类型间接作用于举报行为。在本文的实证分析中,已控制可能影响举报行为的关键变量,包括奖励认知、隐私保护、制度环境感知、平台类型、个体特征等,从而最大程度降低“主城区”通过其他途径影响举报行为的可能性。尽管不能完全排除所有潜在路径,但在当前模型设定下,其作为工具变量的排他性条件较为合理。

回归结果详见表 8。以未签合同为基准, Mlogit 模型估计结果显示,主城区的配送员劳动关系是劳务派遣或正式合同的概率更高,参数统计检验分别达到了 1%、5% 的显著性水平。其次, Probit 模型结果显示残差 1 和残差 2 均不显著,说明内生性不强,主回归结果具有稳健性。因此,本文在后续分析中主要使用 Probit 模型估计结果。

表 8 劳动关系对网络餐饮配送员食品安全举报行为影响的内生性检验

变量	劳动关系(未签合同为基准组)		举报行为
	Mlogit 模型		Probit 模型
	劳务派遣	正式合同	
	(1)	(2)	(3)
劳动关系(未签合同为基准组)			
劳动关系(劳务派遣)			-0.048(0.044)
劳动关系(正式合同)			-0.093*(0.049)
配送时限	-0.429*(0.236)	-0.220(0.270)	0.028(0.042)
工作时长	-0.801*** (0.246)	-0.768*** (0.292)	0.037(0.048)
固定休息	0.220(0.201)	0.045(0.228)	0.034(0.036)
奖励认知	0.105(0.196)	-0.222(0.220)	0.085** (0.036)

续表 8

变量	劳动关系(未签合同为基准组)		举报行为
	Mlogit 模型		Probit 模型
	劳务派遣	正式合同	
	(1)	(2)	
隐私保护	-0.038 (0.205)	0.093 (0.235)	0.052 (0.039)
渠道畅通	-0.053 (0.215)	0.435* (0.259)	0.058 (0.041)
年龄	-0.017 (0.013)	-0.029** (0.014)	0.004* (0.002)
性别	-0.122 (0.581)	-1.071** (0.543)	0.102 (0.097)
户籍	-0.068 (0.433)	0.203 (0.477)	0.058 (0.082)
教育程度	-0.146 (0.131)	-0.105 (0.151)	0.062** (0.024)
收入	-0.040 (0.124)	0.073 (0.135)	0.011 (0.021)
主城区	0.631*** (0.207)	0.543** (0.233)	
残差 1			0.355 (0.614)
残差 2			-2.611 (1.839)
常数项	1.911** (0.914)	1.807* (0.944)	-2.016*** (0.466)
观测值	703	703	
Wald 值	30.60***	30.60***	

(三)不同制度环境约束下劳动关系对网络餐饮配送员食品安全举报行为的影响及差异

表9显示了在不同制度环境约束下劳动关系对配送员举报行为影响的估计结果。具体而言,相较于未签合同的配送员,劳务派遣的配送员在工作时长超过8小时的情况下,举报概率降低了9.6%,且参数统计检验达到了10%的显著性水平;而无固定休息情况下,举报比例下降17.1%,并且参数统计检验达到了1%的显著性水平。相较于未签合同的配送员,签订正式合同的配送员在配送时限紧张、工作时间超过8小时以及无固定休息的情况下,举报概率分别降低了23.4%、12.4%和15.3%,参数均在5%的显著性水平下显著异于0。

表9 不同制度环境约束下劳动关系对网络餐饮配送员食品安全举报行为影响的估计结果

变量	配送时限		工作时长		固定休息	
	宽松	紧张	小于8小时	大于8小时	有	无
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
劳动关系(未签合同为基准组)						
劳动关系(劳务派遣)	-0.027 (0.049)	-0.112 (0.097)	0.126 (0.094)	-0.096* (0.049)	0.134*** (0.066)	-0.171*** (0.057)
劳动关系(正式合同)	-0.050 (0.056)	-0.234** (0.103)	0.009 (0.116)	-0.124** (0.055)	0.015 (0.077)	-0.153** (0.064)
配送时限			-0.011 (0.095)	0.037 (0.047)	0.096 (0.068)	-0.014 (0.052)
工作时长	0.015 (0.056)	0.104 (0.092)			0.155** (0.066)	-0.090 (0.073)
固定休息	0.046 (0.041)	-0.014 (0.076)	0.161** (0.081)	0.000 (0.040)		
奖励认知	0.085** (0.041)	0.079 (0.069)	0.111 (0.091)	0.086** (0.039)	0.110* (0.058)	0.074 (0.045)
隐私保护	0.084* (0.048)	-0.019 (0.076)	0.077 (0.106)	0.054 (0.044)	0.042 (0.072)	0.060 (0.050)
渠道畅通	0.038 (0.045)	0.060 (0.075)	-0.009 (0.105)	0.064 (0.041)	0.015 (0.063)	0.067 (0.049)
其他控制变量	是	是	是	是	是	是
观测值	538	165	115	588	269	422

注:其他控制变量包括年龄、性别、户籍、教育程度、收入,下同。

该回归结果揭示了较强的经济学含义。不合理制度安排已成为抑制举报行为的重要原因,在配送时限紧张、工作时长且无固定休息情况下,即便签订正式合同,配送员举报概率也显著下降。尽管在理论上,完善的制度环境能提高食品安全信息披露水平(陈素云,2016),但当前配送员普遍面临工作时长、劳动强度大,劳动关系复杂、保障缺乏等问题(谢晖和胡燕,2024),举报动机被削弱。当劳动投入与回报不平衡时,员工组织认同感将被削弱(刘昕和曾琦,2021)。对于配送行业而言,即便是签订正式合同的配送员,也可能在配送压力大、工作条件恶劣时因制度性支持不足而选择沉默。相比之下,劳务派遣或未签合同的配送员所受制度性保护更为薄弱,更难形成有效的举报行为激励。假说2得证。

六、进一步分析

(一) 基于外部环境的异质性分析

在渠道畅通度方面,渠道畅通下,签订正式合同的配送员举报网络餐饮食品安全问题的概率相较未签合同者下降了12.9%,参数在5%的显著性水平下显著异于0。可能的原因在于,拥有正式合同的配送员通常法律意识较强,对制度运作和举报程序的现实效果认知更为清晰,在权衡潜在风险与可得收益后更趋谨慎,举报意愿相对较低。相反,未签合同的配送员远离平台管理,规避了任务分配中的横向冲突和约束,也不受晋升压力和内部竞争影响,因此对举报行为不敏感(闫堃和孙砚菲,2024)。这也反映出配送员对举报制度效能的感知在不同劳动关系群体中存在差异,有必要在制度建设中加以优化。

在隐私保护方面,强保护下,签订正式合同的配送员举报网络餐饮食品安全问题的比例较未签合同者下降了11.9%,参数在5%的显著性水平下显著异于0。可能的原因是,有正式合同的配送员对商家和平台利益更为敏感,在强保护制度下反而担忧举报行为引发隐性报复,如岗位调配不利、绩效打压,甚至合同终止,从而抑制其举报意愿。相比之下,未签合同或以劳务派遣形式工作的配送员,劳动关系更为松散,职业依附性较弱,对举报带来的风险并不敏感。同时,当前举报制度在执行层面仍存在薄弱环节,隐私保护与举报结果的有效性缺乏足够保障,使部分配送员对举报后果持悲观预期,或担心得不到平台与监管部门的有效支持,削弱举报动机。详见表10。

表10 渠道畅通度和隐私保护的异质性分析

变量	渠道畅通度		隐私保护	
	畅通	不畅通	强保护	弱保护
	(1)	(2)	(3)	(4)
劳动关系(未签合同为基准组)				
劳动关系(劳务派遣)	-0.056(0.053)	-0.032(0.078)	-0.029(0.054)	-0.093(0.076)
劳动关系(正式合同)	-0.129** (0.057)	-0.022(0.096)	-0.119** (0.059)	-0.034(0.091)
配送时限	0.060(0.051)	-0.062(0.073)	0.020(0.053)	0.041(0.070)
工作时长	0.043(0.055)	0.014(0.095)	0.018(0.057)	0.086(0.087)
固定休息	0.024(0.042)	0.093(0.070)	0.023(0.044)	0.058(0.062)
奖励认知	0.075* (0.042)	0.120* (0.065)	0.097** (0.044)	0.064(0.061)
隐私保护	0.087* (0.047)	-0.026(0.065)		
渠道畅通			0.104** (0.053)	-0.014(0.062)
其他控制变量	是	是	是	是
观测值	517	186	476	227

(二) 基于平台属性的异质性分析

按平台类型分组结果显示,主流平台下,签订正式合同的配送员更不易采取举报行为,举报比例下降 8.8%,且参数统计检验达到了 10% 的显著性水平。可能原因是主流平台相较于小众平台,拥有更稳定的订单量,更大的消费群体,对其日常的收入具有更好的保障。按平台监管力度分组结果显示,监管力度弱的,越不利于正式合同的配送员采取举报,举报比例下降 20.8%,且参数统计检验达到了 5% 的显著性水平。可能的原因是,一方面平台更关注订单增长和商家留存,对食品安全问题处理力度不足,间接抑制配送员举报意愿。另一方面,配送员担心举报后得不到及时处理,甚至因缺乏证据不被重视,使其难以信任举报后获得的奖励及保障,进而不利于举报。详见表 11。

表 11 平台属性的异质性分析

变量	平台类型		平台监管力度	
	小众平台	主流平台	监管力度弱	监管力度强
	(1)	(2)	(3)	(4)
劳动关系(未签合同为基准组)				
劳动关系(劳务派遣)	-0.147(0.127)	-0.034(0.046)	-0.002(0.081)	-0.067(0.052)
劳动关系(正式合同)	0.002(0.198)	-0.088*(0.051)	-0.208**(0.082)	-0.078(0.058)
配送时限	-0.066(0.126)	0.033(0.044)	0.074(0.072)	0.013(0.050)
工作时长	-0.256*(0.154)	0.057(0.050)	-0.030(0.089)	0.053(0.055)
固定休息	0.245*(0.127)	0.032(0.038)	0.045(0.076)	0.021(0.041)
奖励认知	-0.203(0.124)	0.098*** (0.037)	0.187*** (0.064)	0.051(0.042)
隐私保护	0.110(0.128)	0.046(0.040)	0.096(0.074)	0.036(0.045)
渠道畅通	0.048(0.147)	0.050(0.042)	0.057(0.074)	0.060(0.047)
其他控制变量	是	是	是	是
观测值	54	649	163	540

七、结论与启示

网络餐饮在提供便利的同时也具有较高的隐匿性,使得其食品安全问题相比传统餐饮更为复杂。目前,我国针对网络餐饮食品安全的监管体系尚不完善,亟须结合网络餐饮的特性探索新的监管方式及其作用机制。本文采用 2019 年上海市 15 个行政区 703 位网络餐饮配送员的一手调查数据,系统分析了不同劳动关系下多主体之间的利益联结关系及其对配送员“吹哨”行为的影响,并探讨了在不同制度环境下该影响的差异。研究表明,签订正式合同强化了配送员与平台间的利益联结,增加了其对现有利益的依赖和对举报风险的感知,抑制了举报行为。在配送时限紧张、工作时间超过 8 小时和无固定休息等制度环境下,配送员举报概率下降。进一步区分外部环境和平台属性发现,签订正式合同的主流平台配送员举报更难提高,即便在渠道畅通和隐私保护较强的外部环境下,签订正式合同的配送员举报比例也未见显著提高。

基于前文的分析,本文认为完善配送员“吹哨”行为需要从强化平台责任、优化制度环境和实施差异化激励三个方面着力,全面提升配送员参与食品安全监督的积极性与制度效能。第一,强化平台责任,重构利益联结下的共治机制。平台应当通过制度设计明确信息披露与举报保护责任,严禁因举报行为实施降单、罚款等变相报复,引导签订正式合同的配送员由“利益依附者”转变为“食品安全共治者”,实现利益联结与公共责任的统一。第二,优化制度环境,同步推进职业压力缓解与实质性激励提升。一方面,过度绩效导向和时间压缩机制会抑制配送员的举报意愿。平台应从源头

改革管理算法与任务分配机制,科学设定配送时限、缓冲突发情况,减少配送压力,让配送员具备举报所需的心理空间与行动可能,进而提升整体监管效能。另一方面,当前举报制度在操作便捷性上虽有提升,但在有效性与可信度方面仍存在不足。应建立安全、匿名、可追踪的举报渠道,明确奖励兑现机制,增强举报的现实可得性。同时强化制度宣传,提升配送员对举报制度的认知与信任,激发其监督积极性。第三,实施基于劳动关系的差异化激励措施。鉴于配送员劳动关系类型的多样化,应分类施策:对正式合同员工,重点在于改善工作条件与强化举报保护;对未签合同或灵活就业人员,则应提高举报的经济激励、提供便捷多样的举报路径,从而提升其参与食品安全治理的积极性与能力。

[参考文献]

- [1] 蔡玉胜,吕静韦. 数字时代零工经济的用工关系特点、发展困境及突破路径[J]. 天津社会科学, 2023(6): 111-116.
- [2] 陈素云. 内部控制质量、制度环境与食品安全信息披露[J]. 农业经济问题, 2016(2): 83-90, 112.
- [3] 邓衡山,孔丽萍. 机构性质、社会共治与食品安全认证的有效性[J]. 农业经济问题, 2022(4): 27-37.
- [4] 杜创. 平台内市场结构设计——兼论网上外卖商业模式与管制[J]. 经济研究, 2024(6): 184-203.
- [5] 范晓明,杨伟,王晓玉. 互联网平台多属策略、经营模式与商家绩效[J]. 中国管理科学, 2021(2): 51-60.
- [6] 冯向楠,詹婧. 人工智能时代互联网平台劳动过程研究——以平台外卖骑手为例[J]. 社会发展研究, 2019(3): 61-83, 243.
- [7] 韩广华. “契约”的“艺术”:食品安全举报奖励制度的逻辑分析框架与优化策略[J]. 公共管理与政策评论, 2024(1): 85-100.
- [8] 侯泽敏,綦勇,李文龙. 考虑消费者配送时间敏感度的外卖平台盈利模式选择[J]. 管理评论, 2023(3): 172-182.
- [9] 胡放之. 网约工劳动权益保障问题研究——基于湖北外卖骑手的调查[J]. 湖北社会科学, 2019(10): 56-62.
- [10] 胡拥军,关乐宁. 数字经济的就业创造效应与就业替代效应探究[J]. 改革, 2022(4): 42-54.
- [11] 李季刚. 论我国食品安全治理中行业协会自律机制的优化[J]. 北京交通大学学报(社会科学版), 2020(1): 131-143.
- [12] 李想,石磊. 行业信任危机的一个经济学解释:以食品安全为例[J]. 经济研究, 2014(1): 169-181.
- [13] 刘畅,张浩,安玉发. 中国食品质量安全薄弱环节、本质原因及关键控制点研究——基于1460个食品质量安全事件的实证分析[J]. 农业经济问题, 2011(1): 24-31, 110-111.
- [14] 刘鹏,李文韬. 网络订餐食品安全监管:基于智慧监理论视角[J]. 华中师范大学学报(人文社会科学版), 2018(1): 1-9.
- [15] 刘昕,曾琦. 工作负担为何不一定削弱组织认同感?——基于工作负担和工作回报的响应面分析[J]. 经济与管理研究, 2021(3): 111-127.
- [16] 刘子龙,李晓涵,唐加福. 重大突发公共卫生事件及其防控政策对互联网零工经济平台劳动生产率的影响——以外卖骑手为例[J]. 中国管理科学, 2023(3): 81-91.
- [17] 倪国华,牛晓燕,刘祺. 对食品安全事件“捂盖子”能保护食品行业吗——基于2896起食品安全事件的实证分析[J]. 农业技术经济, 2019(7): 91-103.
- [18] 彭成义. 国外吹哨人保护制度及启示[J]. 政治学研究, 2019(4): 42-54, 126.
- [19] 祁媛媛,李保民. 数字经济背景下新就业形态劳动者权益保障研究[J]. 河南社会科学, 2023(8): 89-99.
- [20] 曲亮,包冰乐. 平台场域内中等收入人群“滑落”风险形成与治理机制——基于美团外卖骑手的案例研究[J]. 管理案例研究与评论, 2024(1): 36-55.
- [21] 阙梓冰. 外卖平台灵活用工背景下劳动关系的司法认定[J]. 中国应用法学, 2021(4): 62-76.

- [22] 山丽杰, 吴林海, 钟颖琦, 徐玲玲. 添加剂滥用引发的食品安全事件与公众恐慌行为研究[J]. 华南农业大学学报(社会科学版), 2012(4): 97-105.
- [23] 苏建宁, 冯喜良, 詹婧. “共享均利”抑或“垄断套利”: 基于平台经济中劳动关系的再研究[J]. 经济学家, 2024(7): 99-108.
- [24] 汪翼, 李秀晖, 雒兴刚. 考虑配送交通风险的新零售平台、骑手及消费者三方演化博弈分析[J]. 系统管理学报, 2024(1): 46-58.
- [25] 王泽坤. 协同困境及其破解: 对网络内容共同治理的考察——基于多重制度逻辑的视角[J]. 理论探索, 2023(6): 68-75.
- [26] 王志刚, 朱佳, 于滨铜. 城乡差异、塔西佗陷阱与食品安全投诉行为——基于冀豫两省 532 份消费者的问卷调查[J]. 中国软科学, 2020(4): 25-34.
- [27] 吴林海, 凌志远, 陈秀娟. 基于社会共治框架的食品供应链质量投入行为策略选择研究[J]. 宏观质量研究, 2024(1): 69-85.
- [28] 谢晖, 胡燕. 新就业形态劳动者“过劳”问题治理困境及对策研究[J]. 湘潭大学学报(哲学社会科学版), 2024(4): 70-74.
- [29] 熊浩, 鄢慧丽. 外卖智能派单的多主体利益协调机理研究[J]. 软科学, 2024(8): 105-113.
- [30] 闫堃, 孙砚菲. 结成兄弟: 情境性强关系与外卖专送骑手的劳动秩序[J]. 社会学评论, 2024(6): 205-229.
- [31] 张洪亮. 合作监管中公私主体责任的优化配置[J]. 中国行政管理, 2024(3): 125-137.
- [32] 赵哲耘, 刘玉敏, 梁晓莹, 王宁. 考虑内部人吹哨的产品质量监管四方演化博弈[J]. 中国管理科学, 2024(2): 43-53.
- [33] 周洁红, 武宗励, 李凯. 食品质量监管的成就与展望[J]. 农业技术经济, 2018(2): 4-14.
- [34] 周依仿, 骆品亮. 独家交易对平台内经营者销量的影响研究——来自互联网外卖平台的实证证据[J]. 技术经济, 2022(7): 169-184.
- [35] 朱哲毅, 陆梦婷, 刘增金, 宁可. 网络餐饮、食品安全与社会共治[J]. 财经研究, 2023(4): 124-138.
- [36] Baker M. China's Gig Workers Are Challenging Their Algorithmic Bosses[EB/OL]. <https://www.wired.com/story/chinas-gig-workers-challenging-algorithmic-bosses>, 2022-05-14/2025-07-23.
- [37] Budie B, Appel M R, and Kemperman A, et al. Employee Satisfaction with the Physical Work Environment: The Importance of a Need Based Approach[J]. International Journal of Strategic Property Management, 2018, 23(1): 36-49.
- [38] Chen Y P. Online Digital Labour Platforms in China: Working Conditions, Policy Issues and Prospects[R]. International Labour Organization Working Paper, No. 24, 2021.
- [39] Ding Y, Nayga J R M, and Zeng Y, et al. Consumers' Valuation of a Live Video Feed in Restaurant Kitchens for Online Food Delivery Service[J]. Food Policy, 2022, 112(10): 102373.
- [40] Gates J M, and Weibull J W. Evolutionary Game Theory[J]. American Journal of Agricultural Economics, 1996, 78(3): 850-853.
- [41] He Y, Sujata A S, and Jack A Neal. Linking Food Safety Training with Whistle - Blowing[J]. International Journal of Contemporary Hospitality Management, 2019, 31(1): 141-160.
- [42] Jessica R M, and Chockalingam V. Whistleblowing in Organizations; An Examination of Correlates of Whistleblowing Intentions, Actions, and Retaliation[J]. Journal of Business Ethics, 2005, 62(3): 277-297.
- [43] Kantek F, Yıldırım N, and Kavla İ. The Relationship of Burnout, Work Environment Satisfaction and Perceived Health[J]. International Journal of Social Sciences and Education Research, 2016, 2(4): 1083-1090.
- [44] Matteo C, and Giuseppe F. The Macroeconomic Effects of Goods and Labor Markets Deregulation[J]. Review of Economic Dynamics, 2016, 20(4): 1-24.
- [45] Shamsun N, Angela J H, and Kye-Hwan B, et al. Efficacy of Flavourzyme Against Salmonella Typhimurium, Escherichia Coli, and Pseudomonas Aeruginosa Biofilms on Food-contact Surfaces[J]. International Journal of Food Microbiology, 2020, 336: 108897.

- [46] Su Y, Zhang S, and Li Y, et al. How Does Social Capital Promote Consumer Participation in Food Safety Governance? Evidence from Online Food Consumers in China[J]. Humanities and Social Sciences Communications, 2024, 11(1): 412.
- [47] Taylor J. What Causes Employees to Whistle While They Work? Factors Affecting Internal Whistle-Blowing in the Australian Public Service[J]. Australian Journal of Public Administration, 2019, 78(4): 497-515.
- [48] Wooldridge J. Control Function Methods in Applied Econometrics[J]. Journal of Human Resources, 2015, 50(2): 420-445.
- [49] Zhang W, Liu Y, and Dong Y, et al. How We Learn Social Norms;a Three-Stage Model for Social Norm Learning [J]. Frontiers in Psychology, 2023, 14: 1153809.

(责任编辑:湘潭大学 张磊;责任校对:湘潭大学 姚海琼)

Labor Relations, Institutional Environment and Food Safety of Online Catering: The Interest Connection between Food Delivery Personnel and Platforms and Their “Whistle-blowing” Behavior

ZHU Zhe-yi, LI Min-wei, NING Ke

Abstract: While online food delivery brings convenience, food safety risks are becoming increasingly severe. As a crucial link connecting platforms, merchants, and consumers, effectively motivating delivery riders to “blow the whistle” is key to enhancing food safety regulation in online food delivery. This study delves into the impact and mechanisms of labor relations on delivery riders’ food safety reporting behavior from the perspective of interest linkage, and identifies variations in this impact under different institutional environments. Building on a game-theoretic analysis of the mechanisms, empirical analysis was conducted using firsthand survey data from 703 online food delivery riders across 15 administrative districts in Shanghai in 2019. The findings reveal that signing formal contracts strengthens the interest linkage between riders and platforms, increasing their dependence on existing benefits and their perception of reporting risks, thereby inhibiting reporting behavior. In institutional environments characterized by tight delivery deadlines, work hours exceeding eight hours, and lack of fixed breaks, riders’ likelihood of reporting decreases. Further analysis reveals that the impact of labor relations on food safety whistleblowing by delivery riders also varies across different external environments and platform attributes. Therefore, to harness the “whistleblowing” role of delivery riders in improving online food safety, the key lies in reconstructing a co-governance mechanism under interest linkage, optimizing the institutional environment, and implementing differentiated incentive measures. This provides robust support for advancing the modernization of the food safety governance system and its capacity.

Keywords: food safety; online catering; takeout delivery; linkage of interests; labor relations; institutional environment

工业自动化对居民消费升级的冲击及缓解： 职业稳定性视角

龙莹 张艳

摘要:人工智能发展加速了工业自动化进程,并通过重塑就业结构与工作任务,进一步影响居民的消费行为与消费模式。文章基于中国综合社会调查(CGSS)微观数据,考察了工业自动化带来的职业任务冲击对居民消费升级的影响。研究发现,工业自动化职业任务冲击会抑制居民消费升级,这一结论在利用不同常规任务强度指数、DID模型和工具变量进行稳健性与内生性检验后均成立。若所在地区的工业机器人应用密度较高,工业自动化职业任务冲击对消费升级的抑制作用将更加显著。机制研究表明,工业自动化职业任务冲击会通过降低职业稳定性的渠道来抑制居民消费升级。异质性研究表明,工业自动化职业任务冲击对中等收入家庭、城镇居民和经济发达地区人群的消费升级抑制作用更为显著,重点在上述人群中推进“人工智能+”战略,有望通过增强职业稳定性渠道削弱甚至抵消工业自动化对消费升级的不利影响;同时,参与医疗保险和养老保险也可在一定程度上缓冲工业自动化职业任务冲击对消费升级带来的负面影响。本研究通过揭示职业稳定性渠道和社会保障体系的缓冲作用,凸显了构建与技术进步相适配的前瞻性制度的重要性,以确保在释放自动化效益的同时保障家庭福祉与消费升级的可持续性,推动数字化转型走向包容性与韧性的轨道。

关键词:工业自动化;居民消费升级;职业任务冲击;职业稳定性;社会保障

中图分类号:F063.2 **文献标识码:**A **文章编号:**1007-5682(2026)02-0058-15

一、引言

党的二十大报告明确指出“着力扩大内需,增强消费对经济发展的基础性作用”。一个合适的消费水平对保障经济平稳运行和实现共同富裕具有深刻的政策含义(臧旭恒和易行健,2023),在当前内需不足、经济增速放缓的背景下,亟须从理论与实证层面探讨提升居民消费率的路径,打通阻碍居民消费的各项节点。

近年来,人工智能的快速发展催生出各种新兴业态和数字经济模式,大幅推动了消费市场升级与扩展,成为经济增长的重要引擎。就供给侧而言,人工智能创新不仅加快了生产过程自动化,还显著提升了生产效率并推动产品迭代(万建香等,2025)。一方面,人工智能嵌入生产环节,有助于优化资源配置、降低成本、缩短研发周期,实现高效供给,提升商品性价比与可及性;另一方面,其催生的新技术与新理念不断孕育新产品与个性化服务,更精准地满足多元化消费需求,进一步激发消

收稿日期:2025-07-25

基金项目:安徽省哲学社会科学规划一般项目“收入冲击对消费的影响及平滑机制研究”(AHSKY2023D080);国家社会科学基金一般项目“考虑异质群体的居民收入机会不平等测度与缩减研究”(2024BTJ058)

作者简介:龙莹(通讯作者),经济学博士,安徽大学大数据与统计学院副教授,电子邮箱:longying0910@126.com;张艳,安徽大学大数据与统计学院硕士研究生。感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见,文责自负。

费潜力与市场活力。但随着神经网络、机器学习等智能技术的发展,尤其是以工业机器人、自动化系统和智能算法为代表的人工智能技术日益成熟,作为劳动节约型新技术的工业自动化,对传统劳动力市场的冲击日益显著,也不可避免地对职业任务及居民消费产生深远影响。主流观点将职业任务分为常规与非常规两类(陈琳等,2024;都阳等,2017;何小钢和刘叩明,2023)。常规任务因重复性和程序化特征易被自动化替代,导致岗位萎缩;而自动化又催生以操纵、监控和维护为主的非正规任务,对劳动者技能提出更高要求。工业自动化在创造更高的生产率和企业收益的同时,还会形成“自动化-收益提升-资本加码”循环,加快常规任务替代并扩大非正规任务需求,重塑职业结构。因此,工业自动化的广泛应用不可避免地引发职业变迁、削弱就业稳定性,并推动职业转移与再配置(王林辉等,2023a;王林辉等,2023b),同时对劳动者收入水平和消费行为产生深远影响。研究表明,工业自动化引发的职业替代会显著抑制居民消费支出(王志刚和胡宁宁,2023),这表明当劳动者面临职业被替代或收入下降风险时,会降低边际消费倾向,减少日常支出并增加预防性储蓄。由此可见,人工智能在促进工业自动化进步的同时,也深刻重塑劳动力职业任务格局与消费行为。基于此,从工业自动化对职业任务结构的冲击出发,考察其对居民消费升级的影响具有重要现实意义和理论价值。

随着中国经济进入新发展阶段,如何在迈向第二个百年奋斗目标的进程中强化消费的基础性作用,并推动扩大内需战略与供给侧结构性改革协同发展,成为亟须关注的核心议题。学界围绕激发居民消费潜力、完善收入分配与社会保障、发展数字普惠金融、培育新兴消费业态等方面进行了深入探讨。与此同时,人工智能与工业自动化的加速应用正在重塑就业结构与收入格局,对居民消费升级产生深刻影响。尽管我国居民消费结构持续升级,但总量增长乏力的矛盾愈发突出(贺京同等,2023),这促使我们在关注人工智能技术进步与效率提升的同时,亟须系统评估工业自动化带来的职业任务冲击对居民消费升级的潜在影响,以更好地优化消费结构、缓解收入分化趋势,并推动共同富裕目标的实现。

本文旨在剖析工业自动化带来的职业任务冲击(以下简称“工业自动化职业任务冲击”)对居民消费的抑制效应并聚焦其背后的作用机制,其核心并非渲染技术焦虑,而在于精准识别转型阵痛与潜在风险,最终目标是为如何化解冲击、增强社会经济韧性提供实证支撑与政策启示,从而实现技术赋能与居民福祉的协同发展。基于以上背景,本文使用2017—2018年CGSS微观数据,系统检验了工业自动化职业任务冲击对居民消费升级的影响。本文可能的贡献在于:基于职业信息网络(O*NET OnLine)中的职业任务常规化评分体系,揭示了工业自动化会通过职业稳定性机制影响居民消费规模、消费意愿和消费结构,系统梳理了自动化作用于消费升级的微观路径,并提供了确凿的实证证据支持医疗保险和养老保险能有效缓解冲击,这是对工业自动化和居民消费升级两个方面文献的有效补充。在此基础上,本文强调应将自动化带来的消费抑制效应转化为政策机遇,强化就业稳定性提升与社会保障体系建设在缓解冲击中的关键作用。

二、文献综述与理论分析

(一)文献综述

本文与两方面文献密切相关,一是工业自动化的影响,二是居民消费的影响因素。

纵观国内外学者对工业自动化的研究,主要集中在以下几个方面:一是人工智能创新推动的工业自动化,作为新质生产力的重要引擎,不仅能够促进产业升级、提升生产效率,也会对消费端产生深远影响。同时,人工智能与机器学习融合形成的数智体系,可以嵌入生产、分配、流通和消费各环节,重塑市场运行机制并推动消费升级(毛中根和苏虹,2025)。二是以工业机器人为代表的人工智

能技术会对劳动力产生替代、互补和创造效应,但其对消费的作用仍存在争议。一方面,制造业企业为提高效率和降低成本,往往会减少低技能岗位、增加高技能岗位(姚加权等,2024;毛日昇,2024),直接受影响的工人将会面临收入与就业稳定性的下降(Acemoglu等,2023;陈琳等,2024),从而削弱消费能力。另一方面,自动化也可能通过创造岗位和提升工资改善收入预期与消费意愿,部分研究认为这一积极效应更具主导性(石晓婧,2024)。三是在替代效应和互补效应等已达成共识的背景下,人工智能的大规模应用对职业任务属性和职业技能都将产生深远影响,这一过程通过工业自动化得以集中体现:机器与劳动者的任务边界被重新划定,劳动任务呈现去常规化趋势,并表现为“就业极化”,从而导致就业稳定性下降和收入差距扩大(斯丽娟等,2025)。值得注意的是,就业与收入格局的调整不仅影响劳动力市场本身,还会进一步传导至消费层面。这表明,职业任务属性在技术变革对劳动力市场与消费行为的传导中起着关键作用。关于工业自动化对微观职业任务的影响,学界常用的衡量方法包括使用工业机器人进口数据(何小钢和刘叩明,2023)、机器人安装密度数据(王林辉等,2024)以及职业变迁指标(王林辉等,2023b)。然而,本文认为,更能贴合任务冲击特征的微观测量方法是使用常规任务强度指数(Routine Task Intensity, RTI)。具体而言, Autor 和 Dorn(2013)基于职业中的常规、体力和任务投入构建 RTI,发现信息技术的应用促使低技能劳动力向服务业转移,并导致工资两极分化。类似地, Koster 和 Ozgen(2021)依据任务常规化程度将其划分为五类任务组并测度 RTI,发现常规化加剧了城市内部的工资不平等。因此,采用 RTI 测度工业自动化对职业结构、收入分配及消费行为的影响是可行的,也为本文分析工业自动化对居民消费升级的作用提供了理论依据。

关于居民消费的影响因素,现有研究多从劳动收入份额、收入不平等、城乡差距和预防性储蓄等角度展开,普遍强调收入是支撑居民消费的核心变量。其中,劳动收入份额的持续下降被认为是抑制居民消费需求的重要原因(邹薇和袁飞兰,2018)。收入不平等是导致消费疲软的核心症结,更会引发消费需求与社会总需求之间的结构性失衡,从而加剧宏观经济供需矛盾(张磊等,2019;薛熠等,2023)。伴随着收入差距扩大和流动性约束增强,家庭储蓄率被动攀升,进一步形成消费抑制与总需求不足的恶性循环(甘犁等,2018)。需要注意的是,尽管人工智能对不同行业、领域及职业初次分配的影响存在明显异质性(卢艳和桂林翠,2025),但其引发的就业结构重构也可能在劳动者群体内部强化收入极化效应,放大既有的消费抑制机制(蔡跃洲和陈楠,2019)。从储蓄视角看,“机器换人”在压低收入的同时,还会因减少重复性消费推高居民储蓄水平(李超和宁光杰,2024)。中国城镇家庭消费在生命周期中呈现不平滑特征(汪伟和吴坤,2019),且存在强烈预防性储蓄动机(易行健等,2011)。这两种特征叠加,会导致总体消费增速波动变大,对宏观经济稳定构成压力。此外,工资两极化引发的收入不平等,还会促使居民多储蓄、少消费,最终拉低中国居民消费率(陈斌开,2012;万广华等,2022)。总体而言,收入水平、储蓄偏好以及人工智能等因素,会通过多种机制共同作用于居民消费行为,构成影响消费升级的基础条件。

尽管已有研究探讨了人工智能与自动化技术对居民收入、职业内容及消费的影响,但仍存在不足。一方面,不少研究仅停留在收入与就业影响层面,尚未对消费展开系统化、维度化分析;另一方面,部分学者虽深入研究了人工智能引发的职业任务变动及其对劳动者的负面影响,但对其传导机制和政策应对关注不足。本文在既有研究基础上,将自动化的影响视角延伸至消费领域,重点考察工业自动化技术引发的职业任务冲击是否会降低职业稳定性从而影响居民消费升级,并进一步探讨可能的缓释机制与政策应对,为释放居民消费潜力、优化消费结构提供新的实证依据与理论参考。

(二)理论分析

目前,直接研究工业自动化职业任务冲击与消费关系的文献较少,但可从已有的两类研究中推测二者可能存在的内在联系,只是这一关系在理论层面尚不清晰。综合现有文献可知,工业自动化会影响劳动力收入,进而影响居民消费。从职业任务冲击视角看,自动化会取代直接受影响的劳动

力类型,降低该类群体工资,并通过连锁反应影响其他工人实际收入(Acemoglu和Restrepo,2019);此类技术不仅改变以往由工人执行的任务、影响工资结构,还会导致就业与工资两极化(Autor和Dorn,2013;Acemoglu和Loebbing,2022),而劳动力收入变化又会使居民消费因多种因素呈现不同程度波动。从消费升级角度看,已有大量研究从就业与收入视角探讨人工智能对居民消费升级的正向作用,但其对消费行为的影响具有双重性:一方面提高消费者购物便捷性与满意度,激发消费潜力;另一方面,智能产品的高技术含量与高价格可能抑制部分消费者购买意愿(王志刚和胡宁宁,2023)。因此,人工智能并非单纯利好,其引发的工业自动化对职业任务的冲击,可能通过多种途径压缩居民收入,进而抑制消费升级。生命周期理论表明,收入差距扩大时,居民整体消费需求往往下降(方福前,2009;陈斌开,2012)。收入减少不仅直接压缩支出规模、限制购买能力,还会因收入不确定性增强抑制消费意愿,导致边际消费倾向下降(李研和洪俊杰,2021)、储蓄偏好提升。冯明(2023)进一步指出,可支配收入占比低既限制消费能力,也抑制消费意愿。在消费长期疲软背景下,我国居民消费结构虽持续升级,但消费意愿也可能因供给结构调整滞后难以充分释放(贺京同等,2023)。张冀等(2021)发现收入结构对中国家庭消费升级影响显著,面对收入结构变化,居民往往调整消费优先顺序,优先满足基本生活需求,削减非必需与发展型消费(姚健等,2024)。我国居民在文化娱乐等发展型消费上明显不足,与发达国家差距较大(朱迪,2025),而自动化引发的职业不确定性进一步加剧这一结构性短板。因此,工业自动化不仅对消费构成挑战,还可能在多层面对消费升级的深远变动。基于以上分析,本文提出:

假说1:工业自动化职业任务冲击会制约居民消费升级。

从职业任务层面看,自动化技术会重塑职业任务并引发新旧职业更替,导致劳动技能需求变化(王林辉等,2024)。其重新划定机器与劳动者的任务边界,使劳动者从事的任务呈现去常规化趋势,并表现出“就业极化”特征,既降低就业稳定性,也加剧收入差距(斯丽娟等,2025)。对低技能、低收入的常规劳动力而言,替代效应占主导:工业自动化会替代其职业中的常规操作,降低任务复杂度与职业稳定性,甚至引发失业,增加劳动者不确定感;部分被替代者随后转向受创造效应驱动、就业增长显著的服务业,实现职业转移与再配置(何小钢和刘叩明,2023)。对中高技能的非常规劳动力而言,互补效应和创造效应占主导,部分劳动者可借自动化带来的协作岗位获得更高工资,但仍有部分岗位任务被机器人替代而面临收入下降风险,整体进一步加剧收入差距。石晓婧(2024)指出,就业是影响居民消费的重要因素,工业机器人通过影响劳动者就业状况间接作用于消费行为。同时,工业自动化对就业稳定性的冲击会降低收入水平,进而抑制消费升级。这种就业与收入的不稳定不仅影响劳动者生活,还可能引发家庭消费需求和结构的调整,具体可表现为削弱原有社会关系与交往范围、限制社会网络扩展,降低消费升级的示范与外溢效应(叶劲松等,2024)。基于以上分析,本文提出:

假说2:工业自动化职业任务冲击会通过降低职业稳定性制约居民消费升级。

三、研究设计

(一)模型设定

为检验工业自动化职业任务冲击对居民消费升级的影响,本文构建双向固定效应模型:

$$\ln con_{jt} = \alpha_0 + \alpha_1 RTI_{jt} + \alpha_2 X_{jt} + \mu_j + \delta_t + \varepsilon_{jt} \quad (1)$$

其中,被解释变量 con_{jt} 表示家庭 j 在 t 年的消费升级指标,解释变量 RTI_{jt} 表示家庭 j 的被调查者在 t 年受到的工业自动化职业任务冲击程度, \ln 表示对变量取对数。 X_{jt} 表示一系列控制变量, μ_j 表示城市固定效应, δ_t 表示年份固定效应, ε_{jt} 表示随机扰动项。

(二)数据来源

本文的研究对象是微观层面的工业自动化职业任务冲击与居民消费升级,消费数据源于中国综合社会调查(CGSS)数据库。该数据库在2003—2022年共进行了15次年度调查,考虑到2017年前数据未采用ISCO2008标准职业编码,2021年及之后调查未包含消费相关信息,最终选取2017—2018年数据作为研究样本。CGSS数据库的家庭消费支出信息大致分为七类,包括食品烟酒、衣着、居住、生活用品及服务、交通通信、教育文化娱乐和医疗保健类等支出,这为从多层次深入分析工业自动化职业任务冲击对居民消费升级的影响提供了可能。此外,该数据库采用国际劳工组织(International Labour Organization, ILO)制定的ISCO2008标准编码,结合美国劳工统计局提供的SOC-ISCO编码对应关系,可与O*NET系统的SOC2019职业编码匹配,进而从微观层面识别并量化工业自动化对消费者职业任务的冲击。

(三)变量说明

1. 被解释变量

本文的被解释变量为居民消费升级,基于CGSS数据库的家庭各类支出来构造,从三个维度度量:(1)消费规模,以人均消费支出的对数值衡量,反映消费水平的扩容情况。(2)消费意愿,参考冯明(2023)、张军等(2024)的做法,用高层次消费支出与收入的比值衡量,反映居民消费倾向变化。其中,衣着与食品烟酒消费被界定为基本生活消费,其余消费归为高层次消费。(3)消费结构,参考姚健等(2024)和石明明等(2019)的做法,选用除衣着、食品烟酒外的各类消费支出总和与总消费支出的比值衡量。在消费类数据处理中,本文剔除了缺失值与无效数据,同时为避免金额类变量离群值干扰,对各类消费数据及家庭总支出数据进行了上下1%的缩尾处理。

2. 解释变量

本文参考Autor和Dorn(2013)、Koster和Ozgen(2021)、Acemoglu等(2023)的方法,构造常规任务强度指数,以此刻画工业自动化职业任务冲击对微观个体的影响。工作任务的常规认知性与常规操作性越强,标准化程度和可编码性越高,越容易被机器学习、模拟乃至取代。O*NET系统从多维度系统刻画了职业特征,在职业结果输出层面,每个职业均不同程度包含各类任务。该数据库依据各职业日常工作中涉及的身体活动、设备与车辆操作、复杂活动及技术性活动等任务的频率与重要性进行量化评分,全面揭示了各职业实际执行中的任务结构与特征。基于此,本文将任务按属性划分为五类:常规认知任务(RC)、常规手动任务(RM)、非常规手动任务(NRM)、非常规分析任务(NRA)和非常规互动任务(NRI)。具体分类标准如表1所示。

表1 职业任务属性划分

分类标准	所属类型	任务
按结果输出分类	常规手动任务	进行一般体能活动;处理和移动物品
	常规认知任务	操作车辆、机械装置和设备;控制机器和过程
	非常规互动任务	记录信息;起草、布置和指定技术设备、部件
	非常规手动任务	维修及保养电子设备;维修及保养机械设备
	非常规分析任务	使用计算机

进一步依据各任务的重要性评分构建常规任务强度指数:

$$RTI_o = RC_o + RM_o - NRM_o - NRA_o - NRI_o \quad (2)$$

RTI_o 为职业 o 的常规任务强度指数。由于不同职业的任务组区分并非相互排斥,每种职业均包含一定程度的所有任务,为避免多指标结果解释困难,本文仿照Koster和Ozgen(2021)的方法,采用单一连续常规化指标,并对 RTI_o 进行标准化处理,使其均值为0、标准差为1。

在依据SOC-ISCO编码对应关系匹配时,考虑到国内外军职界定不一致,将军人相关职业数据

删除。对于 ISCO2008 编码中一个职业对应多个 SOC2019 编码职业的情况,本文以其均值作为该 ISCO2008 编码职业的工业自动化职业任务冲击指标。都阳等(2017)通过对比 2005 年与 2016 年中国就业结构变化,发现常规认知型任务与非常规操作型任务变化幅度较小,这为本文测算的常规任务强度指数提供了合理支持,表明所用计算方法适当且可靠。

3. 控制变量

参考已有文献,本文从被调查者个人特征与家庭特征两个层面选取控制变量。个人特征层面的控制变量包括:是否有房产(有为 1,无为 0)、劳动时间(一周工作小时数)、是否已婚(已婚为 1,其他婚姻状态为 0)、子女数量、是否有医疗保险(有为 1,无为 0)、是否有养老保险(有为 1,无为 0)、是否自评健康(健康为 1,不健康为 0)、性别(女为 1,男为 0)、年龄(岁)、年龄平方、幸福程度(非常幸福、比较幸福、说不上幸福不幸福、比较不幸福、非常不幸福分别取 5—1)、公平程度(完全公平、比较公平、说不上公平但也不能说不公平、比较不公平、完全不公平分别取 5—1)、社会经济地位(下层、中下层、中层、中上层、上层分别取 5—1)。家庭层面的控制变量包括:家庭人均收入(对数值)、家庭规模(家庭成员人数)。

本文样本量为 3488,变量的描述性统计结果如表 2 所示。

表 2 主要变量描述性统计结果

变量名	平均值	标准差	最小值	最大值
消费规模	9.416	1.046	4.836	14.586
消费意愿	0.642	2.185	0	40.900
消费结构	0.502	0.220	0	1
工业自动化职业任务冲击	0.187	0.838	-2.030	2.384
家庭人均收入	10.462	1.201	4.435	13.400
是否有房产	0.897	0.304	0	1
家庭规模	3.462	1.785	1	11
劳动时间	30.291	29.080	0	126
是否已婚	0.830	0.376	0	1
子女数量	1.415	0.964	0	10
是否有医疗保险	0.939	0.240	0	1
是否有养老保险	0.776	0.417	0	1
是否自评健康	0.871	0.335	0	1
性别	0.502	0.500	0	1
年龄	46.907	15.096	18	80
年龄平方	2428.114	1469.837	324	6400
幸福程度	3.918	0.795	1	5
公平程度	3.106	1.049	1	5
社会经济地位	3.626	0.823	1	5

四、实证结果与分析

(一) 基准回归结果

基准回归结果如表 3 所示。从结果可以看出,核心解释变量的估计系数均显著为负,表明工业自动化职业任务冲击在消费规模、消费意愿和消费结构三个维度上均对居民消费升级表现出显著的抑制效应,验证了假说 1。可能的原因在于,工业自动化职业任务冲击会降低劳动者可支配收入、削弱就业稳定性,不仅影响任务复杂度与职业稳定性,甚至可能引发失业,增加劳动者的焦虑与不确定感。面对风险,这种不安全感往往会激发劳动者预防性储蓄动机。根据马斯洛需求层次理论,此类预期性防御行为不仅会压缩总体消费规模,还会降低居民对非必需和弹性商品的消费意愿,使

消费行为更趋谨慎保守;同时限制享乐型与升级型消费支出增长,放缓消费结构优化转型步伐,进而从整体上制约居民消费升级进程。

表3 工业自动化职业任务冲击对居民消费升级影响(基准回归结果)

变量	(1)	(2)	(3)
	消费规模	消费意愿	消费结构
工业自动化职业任务冲击	-0.095*** (0.015)	-0.142*** (0.050)	-0.008* (0.005)
家庭人均收入	0.409*** (0.022)	-0.938*** (0.138)	-0.006(0.004)
是否有房产	0.014(0.039)	0.163* (0.091)	0.013(0.010)
家庭规模	-0.198*** (0.009)	-0.095*** (0.028)	0.005** (0.002)
劳动时间	-0.001* (0.001)	-0.001(0.001)	0.000* (0.000)
是否已婚	0.162*** (0.037)	0.055(0.174)	0.026** (0.011)
子女数量	0.035* (0.018)	0.024(0.040)	0.018*** (0.006)
是否有医疗保险	0.106(0.066)	0.017(0.193)	0.017(0.016)
是否有养老保险	-0.000(0.037)	-0.003(0.098)	-0.021** (0.010)
是否自评健康	-0.071* (0.036)	0.102(0.146)	-0.045*** (0.013)
性别	-0.053** (0.025)	-0.105* (0.060)	-0.002(0.009)
年龄	0.001(0.006)	-0.022(0.022)	0.001(0.002)
年龄平方	-0.000** (0.000)	0.000(0.000)	-0.000(0.000)
幸福程度	0.013(0.019)	0.021(0.060)	-0.008(0.006)
公平程度	-0.016(0.012)	0.001(0.036)	-0.007* (0.004)
社会经济地位	-0.052*** (0.017)	-0.095(0.046)	-0.006(0.004)
常数项	5.967*** (0.338)	12.240*** (1.716)	0.635*** (0.073)
城市固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
观测值	3488	3488	3488
R ²	0.4088	0.1390	0.0704

注:***、**、*表示在1%、5%、10%的水平上显著,括号内数据为聚类标准误,下同。

(二)稳健性检验

为了确保基准回归结果的可靠性,本文进行了一系列稳健性检验。(1)改变解释变量工业自动化职业任务冲击的标准化处理方式。根据任务的常规化程度将五类任务合并成两类:常规任务(含常规认知、常规手动)和非常规任务(含非常规手动、非常规分析和非常规互动)。用标准化后的常规任务数据减去标准化后的非常规任务数据,最后对相减结果再次标准化,记为“工业自动化职业任务冲击_2”。(2)替换解释变量。鉴于家庭消费可能同时受夫妻双方职业任务冲击的影响,本文针对已婚样本构建了工业自动化职业任务冲击程度的夫妻均值指标,记为“工业自动化职业任务冲击_夫妻均值”。稳健性检验结果如表4所示。从结果可以看出,无论是哪种稳健性检验方法,核心解释变量的估计系数均显著为负,表明基准回归结果是稳健的。

表4 稳健性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	消费规模	消费意愿	消费结构	消费规模	消费意愿	消费结构
工业自动化职业任务冲击_2	-0.095*** (0.015)	-0.141*** (0.049)	-0.008* (0.005)			
工业自动化职业任务冲击_夫妻均值				-0.114*** (0.017)	-0.102** (0.050)	-0.010* (0.006)
观测值	3488	3488	3488	3277	3277	3277
R ²	0.4089	0.1390	0.0705	0.4112	0.1057	0.0699

注:所有回归均控制了与表3一致的控制变量、城市固定效应和年份固定效应,下同。

(三)内生性检验

尽管基准回归采用了固定效应模型,并控制了影响家庭消费的多方面因素,但仍可能因遗漏变量、考虑不周等问题产生内生性。为此,本文采用两种方法开展内生性检验。

1. 工具变量法

本文在 OLS 估计的基础上,借鉴许健等(2022)论文方法,选取同时期德国、日本的工业机器人安装量作为工具变量进行 2SLS 内生性检验。选取原因:一是王林辉等(2024)指出,人工智能技术快速发展推动生产方式向自动化、智能化升级,机器人在各行业的广泛应用可能引发职业-技能合意性失衡,故工业机器人安装量与工业自动化存在较强惯性;二是国外工业机器人安装量并不直接影响中国居民消费。数据处理方面,国外工业机器人安装量为各行业数据之和,本文参照王林辉等(2023b)的做法,以 2005 年基期各省城镇就业规模比率为权重,计算各省工业机器人安装量,计算过程如式(3):

$$IVRobot_{p,t} = \frac{employment_{p,t=2005}}{employment_{t=2005}} \times FRobot_t \quad (3)$$

其中, $IVRobot_{p,t}$ 为工具变量, $FRobot_t$ 为 t 年德国、日本的工业机器人安装量, $employment_{p,t=2005}$ 为省份 p 在 2005 年的城镇就业规模, $employment_{t=2005}$ 为我国在 2005 年的城镇就业规模。

采用工具变量法进行内生性检验的结果如表 5 和表 6 所示。由结果可知,无论是使用德国工业机器人安装量还是日本工业机器人安装量,弱工具变量检验值均大于 10,证实了工具变量的有效性。核心解释变量的估计系数均显著为负,表明基准回归结果是稳健且有效的。

表 5 使用德国工业机器人安装量进行内生性检验的结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	工业自动化职业任务冲击	消费规模	工业自动化职业任务冲击	消费意愿	工业自动化职业任务冲击	消费结构
工业自动化职业任务冲击		-1.616*** (0.617)		-2.572* (1.324)		-0.210* (0.126)
德国工业机器人安装量	0.079*** (0.022)		0.079*** (0.022)		0.079*** (0.022)	
观测值	3488		3488		3488	
弱工具变量检验	12.750		12.750		12.750	

表 6 使用日本工业机器人安装量进行内生性检验的结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	工业自动化职业任务冲击	消费规模	工业自动化职业任务冲击	消费意愿	工业自动化职业任务冲击	消费结构
工业自动化职业任务冲击		-1.616*** (0.617)		-2.571* (1.324)		-0.210* (0.126)
日本工业机器人安装量	0.079*** (0.022)		0.079*** (0.022)		0.079*** (0.022)	
观测值	3488		3488		3488	
弱工具变量检验	12.749		12.749		12.749	

2. DID 检验

不同地区受到工业自动化职业任务冲击的强度可能存在区域差异,同时,一些与工业自动化职业任务冲击指标相关的未观测因素也可能影响结果,从而使基准回归存在一定的内生性偏误。因

此参考 Francisco 等(2023)、李超和宁光杰(2024)的方法,构建了一个 DID 模型进行了内生性检验:

$$\ln con_{jt} = \beta_0 + \beta_1 RTI_{jt} \times p_Robot_{p,t} + \beta_2 X_{jt} + \mu_j + \delta_t + \varepsilon_{jt} \quad (4)$$

$$PRobot_{p,t} = \sum_{s=1}^S \frac{employment_{s,p,t=2005}}{employment_{s,t=2005}} \times Robot_{s,t} \quad (5)$$

公式(4)中的 $p_Robot_{p,t}$ 为省份 p 在 t 年的工业机器人安装密度的分位数,其他变量含义与式(1)相同。在公式(5)中,本文借鉴 Acemoglu 和 Restrepo(2020)的方法,基于国际机器人联合会(IFR)提供的数据,构建了用于衡量中国各省机器人密度的巴蒂克工具变量, S 表示各行业集合。其中, $PRobot_{p,t}$ 为省份 p 在 t 年的机器人密度, $Robot_{s,t}$ 是行业 s 在 t 年的机器人密度, $employment_{s,t=2005}$ 表示行业 s 在 2005 年(基期)的城镇就业规模, $employment_{s,p,t=2005}$ 为省份 p 的 s 行业在 2005 年的城镇就业规模。

采用 DID 模型进行内生性检验的结果如表 7 所示,从第(1)列至第(3)列可以看出工业自动化职业任务冲击与区域机器人安装密度交互项的系数均在 1% 水平上显著为负,这表明基准估计结果是稳健的。同时也可看出,若所在地区工业机器人应用密度较高,工业自动化职业任务冲击对消费规模、消费意愿和消费结构的负面影响也更为明显。此外,从第(4)列至第(6)列可以看出,即使更了解释变量,内生性检验仍然成立,说明估计结果具有较强的稳健性。

表 7 工业自动化职业任务冲击对居民消费升级影响(DID 检验结果)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	消费规模	消费意愿	消费结构	消费规模	消费意愿	消费结构
工业自动化职业任务冲击 × 机器人密度	-0.006*** (0.001)	-0.008*** (0.002)	-0.001*** (0.000)			
工业自动化职业任务冲击 _夫妻均值 × 机器人密度				-0.006*** (0.001)	-0.007*** (0.002)	-0.001*** (0.000)
观测值	3488	3488	3488	3277	3277	3277
R ²	0.5102	0.1363	0.0802	0.5118	0.1104	0.0819

五、进一步讨论

(一)职业稳定性的作用机制检验

在前文分析的基础上,本节进一步考察工业自动化职业任务冲击影响居民消费升级的机制,即工业自动化职业任务冲击是否会通过降低职业稳定性来抑制居民消费升级。因此,本文构建如下双向固定效应模型:

$$Mechanism_{jt} = \gamma_0 + \gamma_1 RTI_{jt} + \gamma_2 X_{jt} + \sigma_j + \delta_t + \varepsilon_{jt} \quad (6)$$

其中,被解释变量 $Mechanism_{jt}$ 表示机制变量,为强调职业稳定性机制,本节在(1)式的基础上提出更严谨的证据,选用了家庭固定效应 σ_j 。参考江艇(2022)的两步法,若式(6)中的 γ_1 显著,则证明职业稳定性是工业自动化职业任务冲击影响居民消费升级的机制变量。参考斯丽娟等(2025)的方法,本文选取问卷中“您目前的工作是否与用人单位或雇主签订了书面劳动合同”的回答结果来衡量职业稳定性。具体而言,将签订劳动合同设置为二元变量,若受访者回答已签订则取值为 1,未签订则取值为 0。

职业稳定性机制检验结果如表 8 所示。由第(1)列可知,在控制一系列变量、年份固定效应及家庭固定效应后,工业自动化职业任务冲击的系数仍在 1% 水平上显著为负,表明其对劳动力职业稳定性存在显著负面影响。结合前文理论分析,就业是影响居民消费的重要因素,工业自动化既会

通过影响职业稳定性间接作用于消费升级,也会因冲击职业稳定性降低收入水平,进而抑制消费升级。由此可认为,工业自动化职业任务冲击会通过降低劳动力职业稳定性抑制居民消费升级,验证了假说2。考虑到二者可能存在的内生性等问题,本节参考上文两种方法进行检验,结果如第(2)列至第(3)列所示,工业自动化职业任务冲击的系数仍在1%水平上显著为负,验证了机制检验结果的稳健性。

表8 职业稳定性机制检验

变量	(1)	(2)	(3)
	职业稳定性	职业稳定性	职业稳定性
工业自动化职业任务冲击	-0.348*** (0.116)		
工业自动化职业任务冲击_夫妻均值		-0.441*** (0.151)	
工业自动化职业任务冲击×机器人密度			-0.010*** (0.003)
观测值	1328	1208	1328

(二)异质性分析:兼论冲击效应的缓解思路

前文研究已证明,工业自动化职业任务冲击会通过降低职业稳定性抑制居民消费升级。但本文并不因此否定自动化作为技术进步的重要价值,而是旨在探索科学缓解其对劳动者冲击的方式,使其更充分地发挥扩大内需、促进消费的作用。基于此,本文进一步从异质性视角出发,分析如何削弱职业任务冲击的影响,进而寻找推动居民消费升级的可能路径。

1. 家庭收入水平异质性

本文按照家庭收入水平将样本分成低收入、中等收入和高收入三组。表9 报告了家庭收入水平异质性检验结果。从结果可以看出,工业自动化职业任务冲击对中等收入家庭的消费规模、消费意愿和消费结构均表现出一定的负面影响,对低收入家庭的消费规模产生了一定的负面影响,但对高收入家庭的影响则不明显。可能原因在于,中等收入群体在面临自动化冲击时,职业稳定性与收入水平往往承受更大下行压力,导致未来收入预期不确定性增强。在家庭收入有限的情况下,这种不确定性会促使其调整消费规划,压缩可选消费支出,甚至改变消费意愿与结构以应对潜在经济风险。例如,减少高端服务或非必需品支出,优先保障基本生活与教育支出,表现出明显防御性消费行为。但另一方面,人工智能发展也在催生新兴职业与高附加值岗位,为具备技能转换能力的中等收入群体提供新发展机会。这意味着,随着技能提升与职业转型,该群体在长期有望重新获得收入增长空间,进而带动消费回升,甚至推动消费向更高品质、更多样化方向升级。简言之,人工智能对中等收入群体的影响呈现短期抑制与长期潜在激励并存的动态特征,其最终对消费升级的作用,还取决于技能转型效率、就业机会匹配及政策支持力度。

表9 消费规模的家庭收入水平异质性

变量	低收入家庭			中收入家庭			高收入家庭		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	消费规模	消费意愿	消费结构	消费规模	消费意愿	消费结构	消费规模	消费意愿	消费结构
工业自动化职业任务冲击	-0.074** (0.033)	-0.119 (0.150)	0.007 (0.011)	-0.107*** (0.018)	-0.056*** (0.013)	-0.056*** (0.013)	-0.020 (0.034)	-0.003 (0.015)	-0.006 (0.009)
观测值	911	911	911	1828	1828	1828	764	764	764
R ²	0.2982	0.2175	0.0713	0.3172	0.0701	0.0701	0.3856	0.1510	0.2331

2. 城乡异质性

城乡差异决定了自动化对居民消费影响的渗透程度,基于中国城乡二元经济结构的特征事实,

本文将研究对象划分为城镇居民和农村居民。表 10 报告了城乡异质性检验结果。从结果可以看出,工业自动化职业任务冲击对城镇居民的消费规模、消费意愿和消费结构具有显著的抑制作用,对农村人口的影响则并不明显。

这一现象可能源于人工智能技术在城镇的普及度更高、渗透更深入,使得工业自动化对城镇劳动力市场的重构更直接、更迅速。在生命周期中,城镇居民收入水平较高,消费行为相对不够平滑的同时存在较强的预防性储蓄动机,收入波动时消费水平更易出现剧烈变化。但从另一视角看,自动化技术在城镇的深入应用也会催生新职业机会、数字服务场景及消费模式创新,为具备技能转型能力的个体提供向上流动通道与高质量消费可能。例如,人工智能推动线上教育、智能医疗、数字金融等新兴消费形态快速发展,拓展了城镇居民的消费渠道与内容,长期有助于优化消费结构、提升消费品质。相比之下,工业自动化在农村地区的应用尚处于初期阶段,农村劳动者收入水平较低,其所从事的岗位不易被人工智能或工业机器人广泛替代,职业任务结构具有一定稳定性,因此受冲击影响较小。

表 10 城乡异质性

变量	城镇			农村		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	消费规模	消费意愿	消费结构	消费规模	消费意愿	消费结构
工业自动化职业任务冲击	-0.101*** (0.015)	-0.185*** (0.047)	-0.011** (0.005)	-0.058 (0.041)	-0.017 (0.176)	-0.005 (0.012)
观测值	2793	2793	2793	695	695	695
R ²	0.4208	0.1765	0.0893	0.3329	0.1421	0.0548

3. 地区异质性

本文根据中国东部、中部和西部地区发展状况将研究对象划分为经济发达地区和经济欠发达地区。表 11 报告了地区异质性检验结果。从结果可以看出,工业自动化职业任务冲击对经济发达地区人群的消费规模、消费意愿和消费结构均具有显著的抑制作用,对经济欠发达地区的消费规模也产生了一定的负面影响,但对其消费意愿和消费结构并无明显影响。

这种区域差异可能源于人工智能与工业自动化在经济发达地区的广泛应用。二者在提升生产效率、替代重复性劳动方面与职业任务高度契合,使得相关岗位更易受技术冲击,对居民劳动收入构成压力,并通过收入效应影响消费行为。但也需注意,人工智能更倾向于推动服务业与新兴产业发展,工业自动化则主要集中于制造业升级。发达地区凭借更完善的数字基础设施、更高的教育水平与技能转换能力,在二者推动下会不断涌现新产业、高技术岗位及职业升级机会,为居民提供稳定职业的可能路径,长期有助于重塑消费信心、激发新的消费增长点。相比之下,经济欠发达地区部分岗位虽也受人工智能与工业自动化冲击,但由于居民整体消费水平较低、消费行为刚性较强,收入变动对其消费意愿与消费结构的影响相对有限。

表 11 地区异质性

变量	经济欠发达地区			经济发达地区		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	消费规模	消费意愿	消费结构	消费规模	消费意愿	消费结构
工业自动化职业任务冲击	-0.077*** (0.025)	-0.139 (0.105)	0.002 (0.008)	-0.112*** (0.018)	-0.127*** (0.029)	-0.016*** (0.005)
观测值	1375	1375	1375	1954	1954	1954
R ²	0.3859	0.1443	0.0478	0.4331	0.1417	0.1127

4. 社会保障异质性

本文致力于寻找缓解工业自动化职业任务冲击对居民消费升级不利影响的方法。为此,拟从社会保障视角出发,分析以医疗保障和养老保障为代表的社会保障体系,是否能够在一定程度上缓解工业自动化职业任务冲击对居民消费升级的负面影响,从而稳定居民预期,提升其消费能力与消费意愿,推动消费结构的持续优化与升级。由于医疗保险和养老保险变量已作为基准回归中的控制变量,为避免在分析中引发混淆或内生性问题,在进行分组检验时,相应的控制变量被剔除。

表12报告了医疗保险异质性检验结果。从结果可以看出,在消费规模、消费意愿和消费结构三个维度上,参与医疗保险的居民所受冲击系数的绝对值均小于未参与者,说明医疗保险在一定程度上缓冲了工业自动化职业任务冲击对消费升级带来的负面影响。可能的原因在于,医疗保险的覆盖增强了居民对突发健康支出的应对能力,从而有效降低了其面对疾病风险时的财务不确定性。医疗保障的存在使得居民在就医时无需过度依赖自有资金,减轻了对未来医疗支出的担忧。这种风险缓释效应有助于释放更多的可支配收入用于日常消费,增强消费信心与消费能力。因此,医疗保险在一定程度上起到了“稳定器”的作用,有助于缓解技术冲击对消费升级的不利影响。

表12 医疗保险异质性

变量	参与医疗保险项目			未参与医疗保险项目		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	消费规模	消费意愿	消费结构	消费规模	消费意愿	消费结构
工业自动化职业任务冲击	-0.092*** (0.013)	-0.111*** (0.040)	-0.009* (0.005)	-0.198*** (0.067)	-0.532* (0.317)	-0.029* (0.015)
观测值	3274	3274	3274	214	214	214
R ²	0.4204	0.1354	0.0675	0.4688	0.2354	0.1601

表13报告了养老保险异质性检验结果。从结果可以看出,参与养老保险的居民在消费规模、消费意愿两个维度上所受冲击系数的绝对值均小于未参与者,表明养老保险在一定程度上缓解了工业自动化职业任务冲击对居民消费升级的不利影响。可能的原因在于,养老保险的制度保障在一定程度上提升了居民对未来老年生活的安全预期,降低了其为退休后生活而进行高额储蓄的必要性。随着养老保障覆盖范围的扩大,居民不再需要过度依赖个人储蓄应对老年收入不确定性,从而减少了生命周期中的预防性储蓄倾向,释放出更多可用于当前消费的资金。此外,养老保险的长期稳定预期也有助于缓解因工业自动化带来的职业不确定性所引发的消费焦虑,提升居民的消费信心与消费倾向。整体来看,养老保险在缓解技术变革冲击、稳定居民消费行为方面发挥了积极的支撑作用。然而,在消费结构维度上,参与养老保险的居民所受冲击系数的绝对值反而大于未参与者,可能表明养老保险在消费结构优化方面的缓冲作用相对有限,这一结果可能与养老保险主要保障基本生活,而非促进高品质消费结构转型的功能定位有关。

表13 养老保险异质性

变量	参与养老保险项目			未参与养老保险项目		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	消费规模	消费意愿	消费结构	消费规模	消费意愿	消费结构
工业自动化职业任务冲击	-0.076*** (0.018)	-0.085 (0.060)	-0.010* (0.005)	-0.177*** (0.035)	-0.296** (0.119)	-0.007 (0.009)
观测值	2707	2707	2707	804	804	804
R ²	0.4313	0.1253	0.0702	0.4047	0.1966	0.0683

六、结论与建议

本文基于中国综合社会调查(CGSS)数据库2017—2018年的居民消费微观数据,检验了工业自动化职业任务冲击对居民消费升级的影响。主要结论如下:(1)工业自动化职业任务冲击在消费规模、消费意愿和消费结构三个维度上均对居民消费升级表现出显著的抑制效应,这一结论在利用不同常规任务强度指标、DID模型和工具变量法进行稳健性与内生性检验后均成立。同时,若所在地区的工业机器人应用密度较高,工业自动化职业任务冲击对消费升级的抑制作用将更加显著。(2)机制研究表明,工业自动化职业任务冲击会通过降低职业稳定性的渠道对居民消费升级产生抑制效应。(3)异质性研究表明,工业自动化职业任务冲击对中等收入家庭、城镇居民和经济发达地区人群的消费升级抑制作用更为显著,重点在上述人群中推进“人工智能+”战略,有望通过增强就业稳定性渠道,削弱甚至抵消工业自动化对消费升级的不利影响,进而在中长期内实现由“冲击”向“赋能”的积极转化。同时,参与医疗保险和养老保险也可以在一定程度上缓冲人工智能职业任务冲击对居民消费升级带来的负面影响。

本研究虽然揭示了抑制效应,清晰地指出了工业自动化在微观层面的社会成本,但其更深层的价值在于为我们规避这些风险、驾驭技术变革提供了重要启示。第一,建设具有重要缓冲作用的强大社会安全网。本文异质性分析提供了确凿的实证证据,表明医疗保险和养老保险能有效缓解冲击。因此,扩大社保覆盖、提高保障水平并非单纯的社会支出,而是缓解转型阵痛、稳定社会预期、释放消费潜力的战略性投资,是政策回应中的优先选项。第二,实施精准人力资本投资的根本之策。鉴于职业稳定性的影响机制,政府应加快构建以数字技能和创新能力为核心的职业培训体系,重点加强制造业和服务业领域的转岗培训与再就业支持,缓解传统行业转型带来的就业压力,稳定并扩大劳动力市场,为易受影响群体创造更多就业机会和岗位,确保其获得稳定的工资性收入。同时,通过提升劳动者的适应能力和收入水平,激发新的消费需求,培育新兴消费热点,进一步推动消费结构的优化与升级。考虑到非常规岗位劳动者往往受益于技术变革,而常规岗位工人更易被替代,企业在推进技术升级时,应加大技能培训和再教育投入,帮助工人顺利转型并优化岗位设计与人才匹配,在提升生产率的同时创造高质量就业,最终实现技术进步与消费升级的良性循环。第三,构建引导技术向善、创新消费供给的长远布局。政府可以引导自动化技术与高附加值消费领域融合发展,推动人工智能及自动化技术在日常生活服务、农村电商等领域的融合应用,推动新型消费场景建设,助力形成多层次、广覆盖的智能消费格局。与此同时,企业应积极挖掘人工智能赋能消费的潜力,推动产品和服务的智能化升级,开发个性化、差异化的消费供给,并通过数字化运营和精准营销提升用户体验。这样既能扩大市场需求,也能增强消费者的长期黏性与消费升级动力。综上所述,工业自动化对居民消费的短期抑制并非不可逾越的挑战,它恰恰揭示了政策发力的精准方向,上述组合策略可以将技术冲击转化为赋能动力。

[参考文献]

- [1] 蔡跃洲,陈楠.新技术革命下人工智能与高质量增长、高质量就业[J].数量经济技术经济研究,2019(5):3-22.
- [2] 陈斌开.收入分配与中国居民消费——理论和基于中国的实证研究[J].南开经济研究,2012(1):33-49.
- [3] 陈琳,高悦蓬,余林徽.人工智能如何改变企业对劳动力的需求?——来自招聘平台大数据的分析[J].管理世界,2024(6):74-93.
- [4] 都阳,贾朋,程杰.劳动力市场结构变迁、工作任务与技能需求[J].劳动经济研究,2017(3):30-49.

- [5] 方福前. 中国居民消费需求不足原因研究——基于中国城乡分省数据[J]. 中国社会科学, 2009(2): 68 - 82, 205 - 206.
- [6] 冯明. 国民经济核算视角下中国居民消费率的因素分解研究——对“消费能力说”和“消费意愿说”的定量考察[J]. 数量经济技术经济研究, 2023(5): 180 - 201.
- [7] 甘犁, 赵乃宝, 孙永智. 收入不平等、流动性约束与中国家庭储蓄率[J]. 经济研究, 2018(12): 34 - 50.
- [8] 何小钢, 刘叩明. 机器人、工作任务与就业极化效应——来自中国工业企业的证据[J]. 数量经济技术经济研究, 2023(4): 52 - 71.
- [9] 贺京同, 张斌, 魏哲. 消费意愿下降还是有效供给不足——中国居民消费长期增长疲软成因[J]. 山西财经大学学报, 2023(9): 18 - 34.
- [10] 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.
- [11] 李超, 宁光杰. 机器换人的储蓄效应——技术变革中的收入冲击、消费变动与风险偏好演化[J]. 劳动经济研究, 2024(1): 28 - 56.
- [12] 李磊, 王小霞, 包群. 机器人的就业效应: 机制与中国经验[J]. 管理世界, 2021(9): 104 - 119.
- [13] 李研, 洪俊杰. 居民消费不平衡的统计测度及消费潜力分析[J]. 数量经济技术经济研究, 2021(11): 84 - 102.
- [14] 卢艳, 桂林翠. 人工智能技术对我国就业及收入的影响分析[J]. 中国科学院院刊, 2025(4): 642 - 651.
- [15] 毛日昇. 工业机器人应用与就业再配置[J]. 管理世界, 2024(9): 98 - 122.
- [16] 毛中根, 苏虹. 数智技术赋能居民消费升级: 作用机理、现实挑战与策略选择[J]. 天津社会科学, 2025(4): 92 - 99.
- [17] 石明明, 江舟, 周小焱. 消费升级还是消费降级[J]. 中国工业经济, 2019(7): 42 - 60.
- [18] 石晓婧. 工业智能化如何影响居民消费? [J]. 消费经济, 2024(4): 46 - 60.
- [19] 斯丽娟, 辛雅儒, 王超群. 人工智能发展对劳动力职业选择的影响研究——基于政府与企业部门的视角[J]. 上海经济研究, 2025(7): 51 - 66.
- [20] 万广华, 罗知, 张勋, 汪晨. 城乡分割视角下中国收入不平等与消费关系研究[J]. 经济研究, 2022(5): 87 - 105.
- [21] 万建香, 刘琼芳, 王姗姗. 人工智能创新与居民消费: 基于供需双侧路径分析[J]. 系统工程理论与实践, 2025(6): 1764 - 1787.
- [22] 汪伟, 吴坤. 中国城镇家庭储蓄率之谜——基于年龄—时期—组群分解的再考察[J]. 中国工业经济, 2019(7): 81 - 100.
- [23] 王林辉, 钱圆圆, 宋冬林, 董直庆. 机器人应用的岗位转换效应及就业敏感性群体特征——来自微观个体层面的经验证据[J]. 经济研究, 2023a(7): 69 - 85.
- [24] 王林辉, 钱圆圆, 周慧琳, 董直庆. 人工智能技术冲击和中国职业变迁方向[J]. 管理世界, 2023b(11): 74 - 95.
- [25] 王林辉, 周慧琳, 钱圆圆, 董直庆. 机器人应用冲击、职业可迁移技能和职业—技能合意性[J]. 管理世界, 2024(11): 85 - 104.
- [26] 王志刚, 胡宁宁. 人工智能对我国居民消费的影响机制及作用效果[J]. 深圳大学学报(人文社会科学版), 2023(5): 67 - 77.
- [27] 许健, 季康先, 刘晓亭, 夏炎. 工业机器人应用、性别工资差距与共同富裕[J]. 数量经济技术经济研究, 2022(9): 134 - 156.
- [28] 薛熠, 王韡, 徐朝阳. 构建扩大内需的长效机制: 收入不平等及其宏观经济效应[J]. 经济研究, 2023(7): 52 - 68.
- [29] 姚加权, 张锬澎, 郭李鹏, 冯绪. 人工智能如何提升企业生产效率? ——基于劳动力技能结构调整的视角[J]. 管理世界, 2024(2): 101 - 116, 133, 117 - 122.
- [30] 姚健, 周博文, 臧旭恒. 数字经济如何影响居民消费升级——来自中国地级市的经验证据[J]. 南开经济研究, 2024(9): 91 - 110.
- [31] 叶劲松, 方嘉彬, 黄远浙, 朱艺蕾. 工业机器人应用与家庭消费结构升级——基于创收水平与社会网络冲击视角的分析[J]. 上海财经大学学报, 2024(5): 75 - 91.

- [32] 易行健, 张波, 杨碧云. 中国城镇居民预防性储蓄动机强度的实证检验[J]. 上海财经大学学报, 2011(6): 50 – 58.
- [33] 臧旭恒, 易行健. 中国居民消费不足与新发展格局下的消费潜力释放(上)[J]. 消费经济, 2023(1): 3 – 17.
- [34] 张冀, 张彦泽, 曹杨. 优化家庭收入结构能促进消费升级吗? [J]. 经济与管理研究, 2021(7): 51 – 65.
- [35] 张军, 张哲, 于晓宇, 陈磊. “一带一路”倡议与国内居民主观福利[J]. 系统工程理论与实践, 2024(9): 3062 – 3078.
- [36] 张磊, 韩雷, 刘长庚. 中国收入不平等可能性边界及不平等提取率:1978 ~ 2017 年[J]. 数量经济技术经济研究, 2019(11): 81 – 100.
- [37] 朱迪. 中国式现代化进程中的居民消费结构转型[J]. 北京工业大学学报(社会科学版), 2025(2): 15 – 28.
- [38] 邹薇, 袁飞兰. 劳动收入份额、总需求与劳动生产率[J]. 中国工业经济, 2018(2): 5 – 23.
- [39] Acemoglu D, and Loebbing J. Automation and Polarization[R]. NBER Working Paper, No. 30528, 2022.
- [40] Acemoglu D, and Restrepo P. Automation and New Tasks: How Technology Displaces and Reinstates Labor[J]. Journal of Economic Perspectives, 2019, 33(2): 3 – 30.
- [41] Acemoglu D, and Restrepo P. Robots and Jobs: Evidence from US labor markets[J]. Journal of Political Economy, 2020, 128(6), 2188 – 2244.
- [42] Acemoglu D, Koster H R A, and Ozgen C. Robots and Workers: Evidence from the Netherlands[R]. NBER Working Paper, No. 31009, 2024
- [43] Autor D H , and Dorn D. The Growth of Low-Skill Service Jobs and the Polarization of the US Labor Market[J]. American Economic Review, 2013, 103(5):1533 – 1597.
- [44] Francisco G, Jansson T, and Karabulut Y. Do Robots Increase Wealth Dispersion? [J]. The Review of Financial Studies, 2023, 37(1), 119 – 160.
- [45] Koster H R A, and Ozgen C. Cities and Tasks[J]. Journal of Urban Economics, 2021, 126: 103386.

(责任编辑:湘潭大学 张磊;责任校对:湘潭大学 姚海琼)

The Impact of Industrial Automation on Consumer Upgrading and Mitigation Strategies: A Perspective on Occupational Stability

LONG Ying, ZHANG Yan

Abstract: The advancement of artificial intelligence has accelerated industrial automation, reshaping employment structures and work tasks while further influencing residents' consumption behaviors and patterns. Drawing on microdata from the China General Social Survey (CGSS), this study examines how occupational task shocks induced by industrial automation affect residents' consumption upgrading. The findings reveal that occupational task shocks from industrial automation inhibit consumption upgrading among residents. This conclusion holds true after robustness and endogeneity tests using different conventional task intensity indices, DID models, and instrumental variables. The inhibitory effect on consumption upgrading becomes more pronounced in regions with higher industrial robot application density. Mechanism analysis indicates that occupational task shocks suppress consumption upgrading by reducing occupational stability. Heterogeneity analysis indicates that the suppression effect is more pronounced for middle-income households, urban residents, and populations in economically developed regions. Prioritizing the “AI + ” strategy among these groups could mitigate or even offset the adverse impact of industrial automation on consumption upgrading by enhancing job stability. Concurrently, participation in medical and pension insurance programs can partially buffer the negative effects of automation-induced job displacement on consumption upgrading. By revealing the buffering effects of occupational stability channels and social security systems, this study underscores the importance of establishing forward-looking institutions aligned with technological progress. Such measures ensure the sustainable advancement of household well-being and consumption upgrades while unlocking automation benefits, steering digital transformation toward an inclusive and resilient trajectory.

Keywords: industrial automation; upgrading of consumer spending; impact of job tasks; job stability; social security

城市中考升学风险高估与“过度”课外补习支出

朱 州 赵国昌

摘要:我国城市本地户籍家庭面临一种新类型的信息摩擦问题,即城市公开的中考普职分流比例会让本地家长系统高估孩子中考考不上普高的风险。城市公开的普职分流比例是针对所有初中毕业生的,由于政策限制,外地户籍初中毕业生上普高比例大幅低于本地户籍。文章通过手工收集2014年我国城市公开的普高和中职招生数据,并用2015年1%人口抽样调查的微观大样本测算城市本地户籍家庭面临的真实普职招生比,与2015年中国家庭金融调查数据匹配,探究了城市本地户籍家庭在普职分流比例上的信息摩擦对课外补习的影响。研究发现:本地户籍家庭主要根据感知到的公开普职比而非真实普职比进行教育决策。公开普高招生比每增加1%,家庭年均课外补习支出下降118元。采用公开与真实分流比之差衡量信息摩擦程度后发现,关于城市普高招生占比的信息摩擦程度每提高1个百分点,家庭课外补习支出显著提高52元。异质性分析发现,信息摩擦对课外补习支出的影响在流动人口占比高的城市、父母学历较低的家庭和初中生群体中更为显著。将城市过去年份的城区人口数作为信息摩擦水平的工具变量后,估计结果仍然稳健。

关键词:课外补习;普职分流比;信息摩擦;中考升学压力;随迁子女;投资于人力资本
中图分类号:F063.4 **文献标识码:**A **文章编号:**1007-5682(2026)02-0073-14

一、引言

近年来,我国义务教育阶段学生课外补习参与率居高不下,给家庭带来沉重教育负担。中小学学生校外培训参与率高达48.3%^①,全国校外培训行业总体规模约为4900亿元。目前学界主要在完备信息假设下,从文化背景、经济回报、考试制度等视角对我国日益普遍的课外补习现象进行解

收稿日期:2025-08-02

基金项目:重庆市教育委员会人文社科青年项目“基于经济和心理双重视角的中考普职比升学压力分析及对策研究”(23SKGH376);重庆市社会科学规划博士项目“城市的生育友好度与人才吸引力研究”(2022BS045);教育部人文社会科学研究青年基金项目“信息偏差视角下我国义务教育家庭‘教育内卷’的生成逻辑与对策研究”(25YJC790161);国家自然科学基金面上项目“中国家庭的生育教育联合决策研究:微观机制与宏观效应”(72373118)

作者简介:朱州(通讯作者),经济学博士,重庆第二师范学院经济与工商管理学院讲师,电子邮箱:zhuzhou@cque.edu.cn;赵国昌,经济学博士,西南财经大学经济与管理研究院教授。感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见,文责自负。

① 数据来自《中国教育新业态发展报告(2017)——基础教育》,其中校外培训包括学科补习和兴趣扩展类培训。

② 文化视角认为中日韩等国同属东亚儒家文化圈,“注重学习”和“强调努力”的教育传统让课外辅导盛行。经济回报视角认为考试分数在这些国家具有较高经济回报,进而导致课外辅导盛行(Bray,2017;翁秋怡,2017)。微观层面影响课外补习的因素主要包括父母的教育水平、家庭收入、兄弟姐妹个数、邻里效应、家庭中的公平感等(刘洁和陈宝峰,2007;薛海平和丁小浩,2009;Bray等,2014;丁从明等,2018;余丽甜和詹宇波,2018;陈涛等,2019)。

释^②,均认为高淘汰率的考试选拔制度是根本原因(Bray,2017;翁秋怡,2017)。近年来一些文献开始关注教育决策面临的信息摩擦问题。限于收入、时间、认知能力等条件约束,家长往往并不准确掌握教育决策所需信息,比如可能高估或低估孩子考试成绩、教育投资收益等(Jensen,2010;罗卫东等,2022)。家长会根据自身感知到的而非准确的教育信息进行教育投资决策(Manski,2004)。相比于以往文献,本文发现我国城市本地户籍家庭在教育决策中会面临一种新类型的信息摩擦问题——城市公开的中考普职分流比例信息会让本地家长系统高估孩子中考后考不上普高的风险。城市公开的普职分流比例信息是针对所有初中毕业生的,而随迁子女在流入地城市的普高入学方面存在诸多限制,使得外地户籍初中毕业生上普高比例大幅低于本地户籍初中毕业^①。本地家庭系统高估普高升学风险可能会导致“过度”课外补习。因此,本文将探究我国城市本地户籍家庭在普职分流比例上的信息摩擦对课外补习支出的影响,尝试从教育决策中的信息不完全视角对我国居高不下课外补习现象提出新的解释机制。

中考普职分流是指中考后普高线以上的孩子上普高,剩下的读中职学校。1983年教育部联合各部门首次提出“力争到1990年,使各类职业技术学校在校生与普通高中在校生的比例大体相当”的普职分流政策^②,该政策已执行四十多年。但目前我国优质中职学校匮乏、中职教育回报率偏低,加上重理论轻实践的传统观念,使得大多数家长更希望孩子上普高读大学(宋华明和彭月明,2011;梁彦,2020),导致普职分流名义上是按成绩和兴趣促成学生中考后的分类发展,实则是强行按学业成绩进行的分层教育(占茜和王世岳,2023)。中考普职分流政策通过限制普高招生占比,会引发家庭的普高升学焦虑^③。因此,城市的中考普职分流比例信息决定了孩子的普高升学机会或者说中职分流风险,是家庭进行教育投资决策的关键信息。而我国城市本地户籍家庭在孩子中考后面临的普职分流比例上存在信息摩擦。本地户籍家庭可能获取到由城市层面的中考招生数据、统计公报、统计年鉴和年鉴计算出来的公开普职比信息,该信息是包含外地户籍初中毕业生的分流比例,而外地户籍初中毕业生上普高比例大幅低于本地户籍。通过手工收集各城市公开普职比,发现2014年对应公开普职比为5.6:4.4。由于本地户籍的真实普职比未公开,本文借助2015年1%人口抽样调查微观数据中各市本地户籍16—17岁初中毕业及以上学历样本进行测算,发现2014年本地户籍初中毕业生面临的真实普职比为7.4:2.6,大幅高于2014年公开普职比5.6:4.4。

家庭关于中考普职分流比例的信息摩擦是否影响到家庭的课外补习参与决策?本文将手工收集的各城市公开普职招生比数据与2015年中国家庭金融调查数据(CHFS)匹配,用OLS模型估计了公开普职比对中小学生课外学科补习参与支出的影响。研究发现,本地户籍家庭主要根据公开而非真实的普职比进行教育决策。城市公开的普高招生占比每增加1个百分点,本地户籍义务教育阶段学生课外学科补习支出平均下降118元。此外,提高城市真实普高招生比对家庭的课外补习支出有负向影响,但结果不显著;最后,本文用公开普职分流比与真实普职分流比之差来衡量本地户籍家庭在中考分流比例上的信息摩擦程度。结果显示,关于普高招生占比的信息摩擦程度每提高1个百分点,家庭的课外补习支出平均增加52元。因此,本地户籍家庭在中考普职分流比例上的信息

① 随迁子女是否能在流入地参加中考?国务院办公厅在2012年转发教育部等部门《关于做好进城务工人员随迁子女接受义务教育后在当地参加升学考试工作的意见》指出,各省要明确随迁子女参加当地升学考试的具体条件,以此保障随迁子女的受教育权利与升学机会。虽然各地出台的政策仍然存在较强的限制性,比如一般要求父母有合法稳定的住所、社保年限以及子女拥有本地户籍等,但根据北京教育考试院的数据和陈媛媛等(2024)学者的测算,即便中考门槛最高的北京,在2014年也有接近22%的异地中考考生。

② 来自政策文件《关于改革城市中等教育结构、发展职业技术教育的意见》。

③ 2023年,教育部、国家发展改革委、财政部发布《关于实施新时代基础教育扩优提质行动计划的意见》(以下简称《意见》),《意见》指出,将有序扩大优质普通高中招生规模,来缓解群众教育焦虑。

摩擦确实导致了“过度”补习。

本文在实证上面临的最大挑战是遗漏变量导致的内生性问题。在保持普职比大体相当政策要求下,各城市普职比仍呈现出较大差异,这可能与城市的产业结构、经济发展水平和教育需求等因素相关。为缓解遗漏变量偏误,一方面,本文在回归时尽量控制了上述因素中的可观测特征;另一方面,本文将城市2006年的城区人口作为工具变量,借助工具变量法进行了稳健性检验。

本文边际贡献在于:第一,本文发现我国城市本地户籍家庭在中考普职分流比例上存在一种新类型的信息摩擦问题——城市公开的中考普职分流比例信息会让本地家长系统高估孩子中考普高升学风险。以往关于教育信息摩擦问题的文献,主要关注家长在子女考试成绩、努力水平和教育回报等方面的信息摩擦(罗卫东等,2022)。本文指出家庭关于升学比例上的信息摩擦也是我国教育决策中的重要信息不完全类型,是对国内外关于教育决策中的信息不完全的相关文献提出的有益补充;第二,丰富影子教育决定因素的相关研究。本文发现中考普职分流政策带来的普高升学压力会提高家庭学科课外补习支出水平,对从选拔性考试制度解释我国居高不下的课外补习现象的文献补充了新证据;第三,本文发现中考普职分流政策对全面理解流动人口政策对本地居民的福利影响提供了新的视角。异地入学政策放宽所带来的随迁子女占比上升,还可能带来信息摩擦效应,这是城市的政策制定者和本地户籍家庭所要考虑的。

本文结构安排如下:第二部分为普职分流政策回顾;第三部分是模型、数据和变量;第四部分是实证结果;第五部分为结论与政策建议。

二、普职分流政策回顾

图1表示1985年至今我国中考普高招生占比的变动趋势。2022年之前,普高招生占比经历了两轮较大幅度的下降和上升。第一轮快速下降阶段是1997年以前,普高占比从1985年的49%下降到1997年的38%。改革开放后,生产服务一线技术人才需求激增。当时普职招生结构严重失衡,比如1978年中职教育招生仅为普高招生规模的10%(王金和程天君,2023),加上高考录取率低,每年数百万缺乏劳动技能的高考落榜生进入劳动力市场就业。1983年教育部联合各部门颁布的《关于改革城市中等教育结构、发展职业技术教育的意见》,明确提出“力争到1990年,使各类职业技术学校在校生与普通高中在校生的比例大体相当”。这是普职分流政策的首次提出^①。由于中职教育实行统包统配,就业前景好,当时不少优秀初中毕业生也选择中职学校。

第一轮大幅上升阶段是1998年到2004年。普高招生占比从1998年的46.8%上升到2004年的59.2%。原因包括:1998年国家取消中专生统包统分制度和“干部身份”、1999年开始的高校扩招以及大力发展高等职业教育。失去就业市场的经济激励,加上大学准入门槛降低,中职对家庭的吸引力大幅下降。

第二轮下降阶段是2005年到2009年,普高招生占比从2004年的59.2%下降到2009年的48.9%。这是大力发展中职教育政策的结果。为避免与保持普职比大体相当的政策目标偏离太远,2005年国务院颁布的《国务院关于大力发展职业教育的决定》提出:2005年和2006连续两年要完成中职招生扩招100万人的目标,到2010年中等职业教育招生规模达到800万人,与普通高中招生规模大体相当。第二轮上升阶段是2010年到2018年,在失去政策强制干预后,普高占比连续八年上升。

^① 这段时期我国陆续出台系列中职教育发展扶持政策:1985年颁布《中共中央关于教育体制改革的决定》,要求“力争在五左右,使大多数地区的各类高中阶段的职业技术学校招生数相当于普通高中的招生数”。1994年《国务院关于〈中国教育改革和发展纲要〉的实施意见》提出到2000年,中职招生占比应该达到60%。

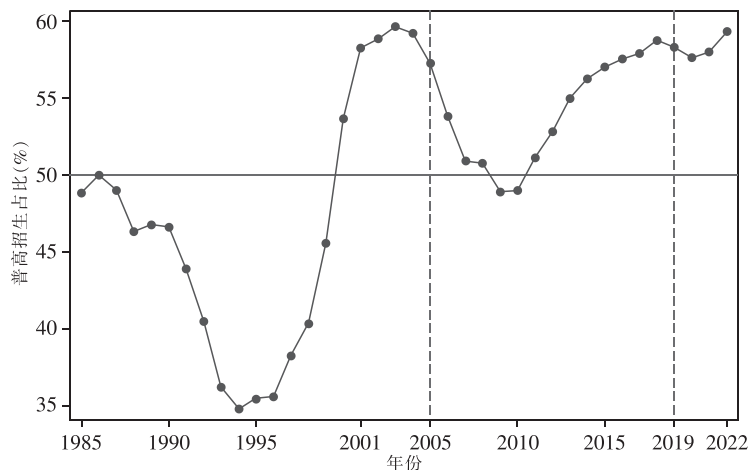


图1 我国历年高中阶段普高招生所占比重

注:普高招生占比 = 普高招生 / (普高招生 + 中职招生), 普高与中职招生数据主要来自对应年份的《中华人民共和国国民经济和社会发展统计公报》, 较早年份数据源于对应年份的《中国统计年鉴》《中国教育统计年鉴》《中国统计摘要》, 加总四类中职学校得到总的中职招生数据。

2019年国务院印发《国家职业教育改革实施方案》, 再次提出普职比大体相当的要求。在政策干预下, 我国普高占比在2019年和2020年连续两年下降。2019年出台的普职分流政策引发社会各界关注。不少家长担心自家孩子考不上普高。教育部门迅速进行调整, 2022年普高招生占比已经上升至59.3%。

当前我国经济发展水平、产业结构、家庭教育需求已与1983年首次提出普职分流政策时大相径庭。家庭对普高的偏好要远高于中职, 对普职分流比例信息尤为敏感。不论是各类自媒体发布的“中考1比1严格分流”, 还是从国家统计局获得的普职比接近6比4的信息, 都让家长焦虑倍增。由于外地户籍初中毕业生在普高升学上存在诸多限制, 比如不提供报考普高资格, 或有资格但需比本地户籍分数线高几十分, 城市本地户籍的初中毕业生面临的普高升学比例将大幅高于图1中的数值。本地户籍家庭在城市的普职分流比例很可能存在信息摩擦——家庭获取到的包括外地户籍初中毕业生的整体普职比要小于城市本地户籍升学面临的普职比。

近年来, 一些学者开始关注普职分流政策。目前主要从普职分流政策的发展历程(和震, 2009; 金金和程天君, 2023)、政策实施过程中面临的问题及挑战(刘丽群和周立芳, 2017)、国外职业教育发展史和普职融通经验(彭虹斌和贺芳, 2023)、普职结构的影响因素(谢良才和和震, 2016)等方面展开。和震(2009)认为, 从1978到2010年我国中职教育发展政策可划分为恢复、发展、滑坡、重振四个阶段。金金和程天君(2023)指出我国普职分流政策依次经历以经济建设为中心的中职恢复阶段、从追求效率到注重合理的分流探索阶段、高校扩招冲击下的滑坡阶段和“以人为本”理念下的普职融合阶段。刘丽群(2018)认为应根据区域发展差异弹性实施, 积极拉伸中职教育的纵向空间与横向通道, 将工作重心从普职规模大体相当转向普职质量大体相当。谢良才和和震(2016)发现高中生源越少, 中职招生计划越难满足, 普职比越高。刘丽群和周立芳(2017)指出, 普职比大体相当政策在20世纪80年代提出具有时代必然性和现实可行性。总体而言, 上述文献主要从教育学科视角进行理论研究, 实证研究较为有限。与本文类似的杨鑫尚等(2024)基于2010—2020年CFPS数据, 探究了中考普职分流政策的升学竞争对家庭支出的影响。与杨鑫尚等(2024)不同的是, 本文关注到城市本地户籍家庭在普职分流比例上存在的信息摩擦, 可能导致家长高估孩子中考考不上普高的风险。本文将探究城市本地家庭在普职分流比例上的信息摩擦对课外补习参与的影响, 尝试

从教育决策中的信息不完全视角对我国居高不下的课外补习现象提出新的解释机制。

三、模型、数据和变量

(一) 计量模型

本文旨在探究城市普高招生占比的公开值、真实值以及两者之差衡量的信息摩擦水平对本地户籍义务教育阶段学生(小学生和初中生)课外补习支出的影响。样本数据显示,我国初中生和小学生平均有28%的学生参加学科课外补习,大多数学生的学科补习支出为0,因变量在0处存在截尾现象。在这种数据结构下,本文采用Tobit模型进行估计,具体设定如下:

$$Expenditure_{ic}^* = \pi \times HSenrollratio_{ic} + \beta' x_{ic} + \theta' \varphi_c + \delta_{ic} \quad (1)$$

其中: $Expenditure_{ic}^* = Expenditure_{ic}$, 如果 $Expenditure_{ic}^* \geq 0$; $Expenditure_{ic}^* = 0$, 如果 $Expenditure_{ic}^* \leq 0$ 。被解释变量 $Expenditure_{ic}^*$ 表示城市 c 本地户籍学生 i 在2015年潜在的课外补习支出。核心解释变量 $HSenrollratio_{ic}$ 表示学生 i 所在城市 c 在2014年的普高招生占比,衡量了过去一年该地区普职分流程度。 x_{ic} 表示学生 i 的个体特征变量,包括家庭年收入、是否农村户籍,是否在农村地区、家庭在读孩子数量、是否初中生(对照组是小学生)、父亲和母亲教育水平(分为小学、初中、高中、大专及以上四类)。 φ_c 代表城市层面的特征变量,包括城市人均GDP、一般公共预算生均教育经费、第二产业产值占比等城市特征。本文还控制了所在省份虚拟变量。 δ_{ic} 为随机扰动项。 π 、 β' 、 θ' 为待估参数,其中 π 为本文感兴趣的参数,衡量城市的普高招生比对本地区家庭课外补习支出的偏效应。

内生性问题处理方法。遗漏变量是本文内生性问题的主要来源。在保持普职比大体相当的政策要求下,各城市普高招生占比仍存在较大差异,这可能与当地产业结构、经济发展水平和教育需求相关。本文应对方案如下:一方面,在回归分析中尽量控制城市层面可观测特征,如城市人均GDP、一般公共预算生均教育经费、第二产业产值占比等;另一方面,本文通过工具变量法来克服面临的内生性问题。具体而言,用城市历史年份——2006年的城市城区人口数作信息摩擦程度的工具变量。实际上,本地户籍家庭关于城市中考普职分流比例的信息摩擦大小主要取决于参加中考的外地户籍学生占比。而外地学生占比主要取决于流动人口占比和城市的异地中考门槛难度。在异地中考门槛一定的情况下,流动人口占比越高,随迁子女占比也越高。一座城市历史年份(2006年)城区人口越多,对流动人口吸引力越强,流动人口占比会更高,当然城区人口多,也会导致异地中考门槛变高,产生一部分挤出效应。总体上,历史上城区人口越多,信息摩擦水平越高。同时,城市历史年份的城区人口不直接影响家庭的课外补习决策。因此,历史年份的城区人口适合作为信息摩擦程度的工具变量。

(二) 数据来源及处理

本文数据源于西南财经大学的中国家庭金融调查(CHFS)。该调查于2011年开始,每两年进行一次。目前已公开发布2011、2013、2015、2017和2019年数据。本文只用2015年CHFS数据,因为2015年之前调查未搜集课外补习信息,2019年CHFS教育模块数据尚未公开^①。CHFS 2017有课外补习数据模块,但对应年份真实普职比无法通过数据测算^②。2015年CHFS收集了全国29个省(直辖市和自治区)37289户家庭、133183个个体样本的相关信息。

数据处理过程如下:首先,普职分流政策导致的升学压力集中于小学生和初中生,将样本限定

① 从2017年开始,课外补习模块数据由北大教育财政研究所,目前只公开2017年数据。

② 本文也将2015年和2017年CHFS数据结合起来,对公开普职比的影响进行了稳健性检验,估计结果是一致的。

为小学生和初中生;然后,删除去年是否参加学科课外补习以及补习支出、出生年龄、户口等信息缺失的样本。由于 CHFS 问卷家庭关系以受访者为中心,所以只有受访者子女或其孙子女能准确匹配父母与子女关系。最终匹配到的学生父亲和母亲教育水平样本为 4847 个。

(三)变量说明及描述性统计

本文核心解释变量为所在城市滞后一期的普高招生比^①,因 CHFS 课外补习支出为上一年度的情况。城市公开的普高和中职招生数据来自对应城市的中考招生录取情况公告、统计公报、统计年鉴^②。中职包括普通中专、成人中专、职业高中和技工学校。四类学校属于不同管理部门,如技工学校不属于教育部门,属人社部门管理,造成大多数城市发布数据不包含技工学校,导致部分中职数据无法直接使用。为保证数据可信度,本文将上述四类中职学校招生数据搜集齐全后进行加总^③。CHFS 数据总共抽样 172 个城市(包括 4 个直辖市),最终搜集到 136 个城市的普高和中职招生数据^④。

对于本地户籍初中生 2014 年中考升学面临的真实普职比,本文用 2015 年 1% 人口抽样调查微观数据中城市本地户籍 16—17 岁初中毕业及以上学历样本进行测算。根据当前学制,2015 年 16—17 岁样本恰好是 2014 年参加中考的考生。2015 年 1% 人口抽样调查微观数据总样本为 2003563 人。为测算各城市本地户籍初中毕业生 2014 年中考对应的真实普职比,对样本进行如下处理:第一,删除户口、教育水平、学业完成情况等重要信息缺失样本(删除 1529 人);第二,保留 16—17 岁各城市本地户籍样本(剩下 40050 人);第三,删除小学学历、大专及以上学历以及初中在读的样本,最后剩下 30115 人(如表 1 所示)。其中普高 22403 人,中职 3557 人,初中毕业未升学的 4155 人。将初中毕业未升学的认定为中考考上中职不去读的,从而估算出本地户籍学生 2014 年中考面临的普高和中职招生比是 7.4 : 2.6。而 2014 年公开的普职招生比为 5.6 : 4.4(如图 1 所示),远低于真实值。

表 1 2015 年 1% 人口抽样调查 16—17 岁城市本地户籍样本教育水平分布

	学业完成情况	样本量	所占比重(%)
初中	肄业/辍学/毕业	4155	13.80
	在读	21657	71.91
普高	肄业/辍学/毕业	746	2.48
	在读	3296	10.94
中职	肄业/辍学/毕业	261	0.87
		30115	100
总人数			

注:删除了信息缺失、小学学历、大专及以上学历以及初中在读的样本。

因此,我国城市本地户籍家庭在孩子中考升学率上存在较大信息摩擦——系统高估了孩子考不上普高的风险。这种测算是否准确?由于除北京外的其他城市都没有公布城市本地户籍毕业生中考的普职分流比例数据,因此只能对北京进行验证。根据 2015 年《北京统计年鉴》,2014 年北京户籍初中毕业生升入普高占比在 80% 左右,本文根据 2015 年 1% 人口抽样调查微观数据估计北京市 2014 年真实普职分流比为 83.54%,二者接近。而根据《北京统计年鉴》或者北京统计公报的数

① CHFS 2015 对应的是 2014 年的中考招生比例。如果存在压力,影响最大的应该是上一年的中考比例信息。

② 另外,部分省份如江苏省在省统计年鉴、省年鉴、省教育年鉴中提供省内各个城市普高、中职招生数据。

③ 个别省份,如四川省统一提供了不含技工学校的其他三类中职院校加总数据,且省级层面的技工学校占四川省其他三类中职学校招生总数的比例不到 1/10,本文予以保留。

④ 其他 37 个城市是数据缺失或者明确知道该类中职数据缺失,而且该类学校占比较大。136 个城市中有 66 个城市包含了四类中职学校的准确的中职招生数据,剩下的 70 个城市是从所有数据来源中能查到的最齐全中职招生数据。虽仍难以确定是否包含技工或成人中专,但公开普职分流比例是合适的,大多数家庭只能获得这样信息。

据,2014 年北京包含外地学生的中考普职招生比为 5.5 : 4.4。与北京本地户籍初中毕业生面临的普职招生比 80% 差异较大。对于北京,本文对真实普职分流比例的测算方法和结果较为理想^①。

表 2 进一步给出我国东部、中部和西部地区的普职分流程度比较。可以看到,东部地区作为流动人口占比更大的区域,面临的信息摩擦程度是最大的,其真实的普高招生占比 75.86%,与中部地区接近。而公开的普高招生占比由于包括了外地户籍学生,仅仅只有 55.07%。目前来看,东部、中部、西部本地户籍城市所面临的普高招生占比都非常高,都远高于对应公开值。信息摩擦机制在东部、中部和西部广泛存在。从各地区的对比来看,本文测算真实值和信息摩擦的计算方法具有合理性。

表 2 不同地区的普职分流程度比较:普高招生占比(%)

区域	公开值	真实值	信息摩擦水平(真实值 - 公开值)
东部	55.07%	75.86%	21.05%
中部	63.23%	76.86%	13.63%
西部	55.27%	68.76%	13.49%

注:东部有少数几个城市的真实值缺失,在计算信息摩擦水平时对应剔除几个城市的公开值,故东部信息摩擦水平并非真实值与公开值相减的 20.79%。

表 3 是主要变量的描述统计结果。表 3 显示,城市公开的普高招生占比均值是 57.97%。参加学科课外补习的比例为 28%^②,平均学科补习支出是 1233.71 元。可见我国中小学生课外补习的参与比例和支出强度较高。2014 年我国人均可支配收入是 2 万元,课外补习支出给家庭造成较大经济压力。另外,农村户籍学生占比为 64%,这与我国国情一致:农业户籍人口占比虽逐年下降,但农村生育率高于城市。而农村地区学生样本占比为 43%,小于农村户籍学生占比,这是由于部分农村儿童随迁。父亲和母亲受教育类别均值分别为 2.32、2.14,表明父亲和母亲的平均教育水平介于初中到高中之间。

表 3 主要变量描述性统计

变量	样本量	均值	标准差
参加课外学科补习比例	5684	0.28	0.45
课外学科补习支出	5684	1233.71	3684.28
公开值:普高招生所占百分比	5684	57.97	10.81
真实值:普高招生所占百分比	5402	74.30	9.76
信息摩擦程度:普高招生所占百分比	5402	16.28	14.30
在读孩子数量	5684	1.37	0.69
农村户籍	5684	0.64	0.48
农村地区	5684	0.43	0.50
年龄	5684	11.29	3.02
男生比例	5684	0.54	0.50
初中在读	5684	0.32	0.47
家庭总收入	5684	53284.48	53000.60
父亲受教育水平	4847	2.32	1.01
母亲受教育水平	4847	2.14	1.02
城市人均 GDP	5470	52179.88	28460.07

注:家庭总收入是由家庭中工资性收入加上农业、工商业、金融资产税后收入、去年房产和商铺的税后收入之和。

① 这种信息摩擦机制在实际当中是否存在?根据作者对几位初中教师的访谈。少数初中学校可能会公开校级层面的升普高比例数据,但校级的升普高比例同样包括外地户籍学生。对本地户籍家庭,这种信息摩擦机制依然存在。而没有公开学校的升学率指标,会更依赖于区县乃至城市层面的公开数据,本文提出的信息摩擦机制在现实中是存在的。

② 其中农村地区小学和初中学生参与学科课外补习的比例为 15%,而城镇地区对应比例为 37%。城镇与农村在学科课外补习方面差异较大。

四、实证结果

本部分实证结果包括五个部分。第一部分估计公开普职分流比例对课外补习支出的影响；第二部分估计真实普职分流比例对课外补习支出的影响；第三部分估计家庭关于普职分流比例的信息摩擦对课外补习支出的影响；第四部分进行内生性讨论并进行稳健性分析；第五部分给出异质性分析结果。

(一) 基准回归：公开普职比对参加课外补习支出的影响

表4是基准回归结果，估计了城市公开普职比对义务教育阶段学生参与学科课外补习支出的影响。对于在0处截尾的数据，适合用Tobit模型进行估计。第(1)列控制性别、家庭收入、在读子女数量、户籍、是否农村地区、是否为初中生、省份虚拟变量；第(2)列进一步控制父亲和母亲教育水平；第(3)列加入城市特征。

估计结果显示：提高普通高中招生比能显著降低义务教育阶段学生的课外补习支出。具体而言，公开普高招生比每上升1%，家庭的年平均学科课外补习支出显著下降118.82元。而表4结果表明，更易获取的公开普职比信息会显著影响本地户籍家庭的影子教育投资，通过夸大城市的普职分流比例增加家庭的教育经济负担。表4还显示，城镇户籍、城镇地区、初中生群体的课外补习支出更高，估计结果是合理的。

表4 公开普职比对课外补习支出的影响

变量	(1)	(2)	(3)
公开普高招生占比	-130.13*** (20.62)	-140.83*** (21.38)	-118.82*** (24.79)
男生	267.95 (313.12)	526.07 (333.20)	600.75* (350.44)
家庭收入	351.95** (143.88)	233.75 (177.43)	259.96 (185.48)
在读孩子数量	-492.57 (492.90)	-267.67 (568.50)	-194.69 (575.93)
农村户口	-2823.58*** (535.99)	-2389.18*** (630.74)	-2401.95*** (669.20)
农村地区	-3279.59*** (534.54)	-2999.56*** (581.72)	-2827.13*** (609.99)
初中生	2424.92*** (415.43)	2646.99*** (434.04)	2519.98*** (438.20)
常数项	4986.99** (2138.97)	3383.69 (2373.08)	-1671.68 (2711.32)
父亲、母亲受教育水平	否	是	是
城市特征	否	否	是
观测值	5684	4847	4346

注：所有回归均控制省份虚拟变量。城市特征包括城市层面的人均GDP、一般公共预算生均教育经费、第二产业产值占比。***、**、*分别代表在1%、5%、10%水平上显著，括号内数据为稳健标准误，在城市层面进行聚类处理。下同。

(二) 真实普职分流比例对课外学科补习的影响

除大众所能搜寻到的公开普职比，还存在真实普职比。反映了本地户籍初中毕业生中考升学面临的真实普职分流压力。表5给出真实普职分流比例对本地户籍家庭课外学科补习支出的影响。结果显示，提高真实普高招生比会降低家庭课外学科补习参与支出，但系数大小和显著性均弱于公开普高招生比。因为本地家庭在获取中考普职分流比例上存在信息摩擦——真实值更难获得，所以家庭可能主要根据公开普职比而非真实值进行教育决策。

表 5 真实普职比对课外补习支出的影响

变量	(1)	(2)	(3)
真实普高招生占比	-37.68(23.03)	-26.77(26.71)	-15.11(28.04)
男生	240.19(332.40)	493.07(347.22)	597.54(368.78)
家庭收入	387.29** (152.96)	275.16(190.00)	260.02(194.33)
在读孩子数量	-696.55(546.01)	-446.09(620.65)	-178.13(610.69)
农村户口	-3088.24*** (607.84)	-2529.05*** (669.61)	-2239.23*** (680.68)
农村地区	-3423.75*** (565.36)	-3109.13*** (609.25)	-2855.64*** (625.20)
初中生	2370.09*** (437.26)	2612.97*** (454.84)	2403.09*** (455.34)
常数项	871.74(2664.66)	-2822.86(3109.67)	-6447.52** (3057.04)
父亲、母亲受教育水平	否	否	是
城市特征	否	是	是
观测值	5402	4597	4096

(三)信息摩擦对参与课外补习支出的影响

前文发现,由于存在信息摩擦,本地户籍家庭教育决策主要依据公开普职比而非真实普职比展开。但真实的普职比才能反映本地户籍初中毕业生中考升普高的真实难度。由于外地户籍学生在普高升学方面受到限制,基于公开普职比进行课外补习决策会夸大普高升学焦虑。那么,关于普职比的信息摩擦会怎样影响家庭的课外补习决策?

表 6 给出家庭关于普高招生占比的信息摩擦程度对课外学科补习支出的影响。家庭关于普高招生占比的信息摩擦程度用真实值减去公开值来衡量。表 6 显示,城市普高招生占比的信息摩擦程度每上升 1 个百分点,课外学科补习支出显著提高 51.95 元^①。本文样本中,关于普高招生占比信息摩擦程度的均值为 16% 左右(参见表 3)。这种信息摩擦给本地户籍家庭带来较大的“无谓”课外补习负担。

表 6 信息摩擦对参与课外补习支出的影响

变量	(1)	(2)	(3)
普高招生占比的信息摩擦程度	65.79*** (19.82)	78.61*** (20.65)	51.95*** (19.88)
男生	267.98(331.63)	537.82(346.27)	623.68* (366.46)
家庭收入	390.82*** (150.28)	246.39(184.36)	257.10(191.58)
在读孩子数量	-593.17(536.74)	-322.93(614.60)	-164.66(611.26)
农村户口	-2944.59*** (588.46)	-2303.21*** (669.17)	-2216.12*** (688.70)
农村地区	-3268.86*** (555.12)	-2943.23*** (598.10)	-2774.91*** (615.65)
初中生	2376.29*** (431.97)	2637.05*** (447.34)	2451.74*** (449.67)
常数项	-4506.21** (2033.80)	-7402.91*** (2305.38)	-8427.65*** (2529.85)
父亲、母亲受教育水平	否	否	是
城市特征	否	是	是
观测值	5402	4597	4096

^① 针对这一回归结果,一种竞争性的解释机制是外地学生的流动儿童比例可能会带来纯“竞争效应”,这种竞争效应也会导致本地学生更多的课外补习。基于两点理由,这一回归结果不会由竞争效应所解释。一是刘泽云和郭睿(2020)用 CEPS 2013—2014 学年初三学生调查数据发现,班级流动儿童占比会通过流动儿童的低课外补习的溢出效应,对女性、能力较高的本地儿童的成绩产生轻微负面影响,并非提高了本地儿童的课外补习参与率,没有发现“竞争效应”的存在;第二,平均而言,流动儿童的成绩要低于本地儿童。在刘泽云和郭睿(2020)的描述统计表(原文表 1)中,本地儿童的成绩(包括认知能力、学习语数外的轻松程度)都要全面高于流动儿童。因此,作者相信,竞争机制即便存在,效应也非常低。本文的估计结果主要依赖于信息摩擦机制。

(四)内生性讨论及稳健性检验

1. 内生性讨论及工具变量回归结果

根据前文内生性讨论,遗漏变量观测导致的内生性问题是面临的巨大挑战。一方面,本文在回归分析中尽可能控制城市层面的可观测特征,包括城市人均 GDP、城市在校生一般公共预算生均教育经费、第二产业产值占比等,以降低遗漏变量带来的影响。另一方面,本文将城市历史年份——2006 年的城区人口作为城市信息摩擦程度的工具变量,对本文主要结果进行了稳健性检验。

表 7 给出城市本地家庭关于普高招生占比的信息摩擦对课外补习的 IV-Tobit 模型回归结果。其中第(1)列是第一阶段回归的结果,第(2)—(4)列是 IV-Tobit 模型结果。可以看到,城市的历史城区人口越多,本地家庭在城市的普职分流比例上面临的信息摩擦程度显著越高。估计系数符号符合前面的推断。而且本文构造的工具变量一阶段 F 值均大于 10,不存在弱工具变量问题。表 7 显示,在用工具变量克服内生性问题后,本文估计结果仍然是稳健的。

表 7 信息摩擦对课外补习支出的影响(IV-Tobit 模型)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	普高招生占比的信息摩擦程度	课外补习支出		
普高招生占比的信息摩擦程度		194.58*** (36.29)	185.96*** (37.73)	207.30*** (60.33)
2006 年的城区人口数	0.06*** (0.01)			
男生	-0.39(0.24)	381.24(341.49)	657.35* (358.84)	702.13* (365.67)
家庭收入	-0.00(0.16)	459.96*** (155.86)	287.33(191.51)	287.12(190.23)
在读孩子数量	-0.26(0.44)	-435.07(529.27)	-244.22(623.65)	-145.39(598.70)
农村户口	-0.73(0.82)	-2723.49*** (590.46)	-2201.16*** (698.00)	-2107.67*** (716.63)
农村地区	-0.00(1.28)	-3105.06*** (580.96)	-2824.45*** (621.24)	-2735.17*** (638.09)
初中生	-0.42(0.31)	2444.43*** (438.96)	2684.84*** (456.70)	2559.06*** (454.00)
常数项	-3.79(10.63)	-4422.61*** (2430.59)	-11079.40*** (2736.61)	-11466.26*** (3254.23)
父亲、母亲受教育水平	是	否	是	是
城市特征	是	否	否	是
一阶段 F 值	18	64	66	18
观测值	4078	5100	4341	4078

2. 稳健性检验:信息摩擦对课外补习支出的影响

本文还尝试构建其他工具变量进行稳健性检验。构造工具变量的思路来自影响信息摩擦水平的两大因素:一是城市流动人口占比;二是城市异地中考门槛。具体是用城市近 5 年 1 月份的平均气温和 2014 年修订的城市规模标准来构造信息摩擦水平的工具变量。

具体而言,通过构建城市近 5 年 1 月份平均气温是否在 0℃ 以下的虚拟变量,构造信息摩擦程度的工具变量。根据陈刚(2016)、李树和严莱(2021)的研究,在其他条件相同的情况下,流动人口更可能选择气温适应的城市,因此其流动人口占比更高。在异地中考门槛相同的情况下,在流入地异地中考的随迁子女占比越高,信息摩擦深度越高,而城市 1 月份的平均气温相对于家庭课外补习支出是外生的。因此,该变量满足工具变量的要求。

另外,用 2014 年国务院根据城区人口划定的城市规模的类别变量构造信息摩擦程度的工具变量,根据《国务院关于调整城市规模划分标准的通知》,城区常住人口 1000 万以上的城市为超大城市,500 万以上 1000 万以下的城市为特大城市,300 万以上 500 万以下的城市为 I 型大城市,100 万以上 300 万以下的城市为 II 型大城市,100 万以下的为中小城市。陈媛媛等(2024)测算了各个规模

城市的异地中考门槛指数,发现各城市异地中考门槛指数与统计局规定的城市规模密切相关。城市规模虚拟变量会通过城区门槛指数影响到异地中考难度,从而影响到随迁子女异地中考比例,满足相关性要求。而城市规模的虚拟变量,比如是否在 500 万以上的是由政府修订的,不直接影响当前的课外补习支出。

表 8 给出了本文构造的两个工具变量的稳健性检验结果。估计结果如表 8 所示。最终估计结果仍然是稳健的。其中第(1)列是第一阶段回归的结果,第(2)一(4)列是 IV-Tobit 模型结果。可以看到城市的 1 月份平均气温在 0℃ 以下,城市规模越小,当前面临的信息摩擦程度显著越低,估计系数符号符合前面的推断。而且一阶段 F 值均大于 10,不存在弱工具变量问题。表 8 显示,本文估计结果是稳健的。

表 8 稳健性检验:信息摩擦对课外补习支出的影响(IV-Tobit 模型)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	普高招生占比的信息摩擦程度	参与课外补习支出		
普高招生占比的信息摩擦程度		165.59*** (36.92)	166.98*** (36.72)	148.70** (58.83)
城市 1 月份平均气温在 0℃ 以下	-13.61*** (3.04)			
I 型大城市	-5.78(4.59)			
II 型及以下城市	-19.36*** (5.50)			
男生	-0.49** (0.22)	384.81(341.51)	653.74* (358.69)	673.77* (365.88)
家庭收入	-0.10(0.16)	454.81*** (156.15)	280.41(191.48)	274.37(190.53)
在读孩子数量	-0.28(0.43)	-481.82(538.89)	-276.29(631.80)	-163.21(606.95)
农村户口	-0.46(0.76)	-2825.62*** (573.75)	-2273.87*** (685.24)	-2181.78*** (701.25)
农村地区	-0.76(1.12)	-3107.28*** (571.12)	-2818.10*** (618.13)	-2725.04*** (624.80)
初中生	-0.29(0.28)	2449.18*** (440.75)	2700.20*** (457.40)	2539.54*** (451.83)
常数项	36.91*** (7.14)	-8449.97*** (2453.64)	-10419.50*** (2662.16)	-10229.48*** (3025.14)
父亲、母亲受教育水平	是	否	是	是
城市特征	是	否	否	是
一阶段 F 值	11	29	29	11
观测值	4074	5095	4337	4074

(五)异质性分析

信息摩擦对课外补习支出的影响主要集中在哪些群体?本文分别从人口结构(流动人口占比是否高于平均值)、学生父母的教育水平(父母最高学历是否为高中及以上)、孩子就读阶段(分为初中生和小学生)三个方面进行了异质性分析。

表 9 给出了异质性分析的结果。从第(1)(2)列可以看出,信息摩擦对课外补习支出的影响主要体现在流动人口占比高的城市,这一估计结果是合理的。具体而言,关于普高招生占比的信息摩擦程度每提高 1 个百分点,流动人口占比高的城市本地户籍学生的课外补习支出显著提高 66.44 元,在流动人口占比低的城市这种影响不显著。第(3)(4)列结果显示,这种信息摩擦对课外补习的影响主要对父母是低学历家庭的影响更大。这一结果是合理的,因为从信息获取的角度,高学历的父母信息获取能力更强,相比于低学历父母,更不太可能受到信息摩擦的影响。如果父母本身具有高中及以上学历,这样家庭的孩子考上普高的概率相对会更高,受到普职分流政策的困扰相对较小。第(5)(6)列结果显示,信息摩擦对初中生的课外补习的影响更大,这是符合现实逻辑的,因为相比于小学生,初中生才是普职分流焦虑的主体。总结起来,信息摩擦对本地户籍家庭课外补习的影响,主要集中在那些流动人口占比高、父母学历较低、信息获取能力弱的初中生群体身上。

表9 异质性分析:信息摩擦对课外补习支出的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	流动人口 占比高	流动人口 占比低	父母为高中 及以上学历	父母为初中 及以下学历	初中生	小学生
普高招生占比的信息摩擦程度	66.44 *** (23.82)	-34.07 (54.59)	22.22 (31.34)	40.83 ** (18.43)	59.84 ** (26.42)	34.25 (22.89)
男生	138.00 (191.58)	630.85 (438.67)	1268.03 ** (599.70)	93.12 (347.32)	-48.28 (268.96)	362.18 (254.62)
家庭收入	-870.55 ** (400.65)	869.08 (748.07)	544.38 (333.24)	43.07 (175.15)	-1037.67 (634.42)	-4.75 (610.07)
在读孩子数量	53.33 (417.21)	2013.82 *** (641.08)	-860.71 (809.67)	28.43 (479.48)	-779.70 (768.64)	1219.75 *** (443.90)
农村户口	-1732.93 ** (738.63)	-1882.65 (1220.39)	-2404.18 ** (1085.93)	-1688.97 *** (641.58)	-1915.18 * (1036.00)	-1962.21 *** (714.92)
农村地区	-2317.97 *** (652.56)	-4181.45 *** (1466.67)	-3613.33 *** (1049.79)	-1923.59 *** (491.79)	-3445.97 *** (919.65)	-2623.61 *** (687.09)
初中生	2136.54 *** (498.58)	3907.12 *** (979.73)	4279.97 *** (674.21)	711.17 * (419.43)		
常数项	-4649.02 * (2388.51)	-14357.25 ** (5600.36)	-6125.86 (4742.82)	-5015.56 ** (2465.43)	-3780.18 (3471.92)	-7220.72 ** (3485.51)
父亲、母亲受教育水平	是	是	是	是	是	是
城市特征	是	是	是	是	是	是
观测值	2941	1155	1653	2443	1375	2721

五、结论与建议

针对我国中小学阶段的课外补习现象,本文以中考普职分流政策为例,发现不仅高选拔性考试制度本身,而且家庭关于选拔比例上存在的信息摩擦,都会增加家庭的课外补习支出。自2021年“双减”政策实施以来,虽然在初期取得一定成效,课外补习参与率有所下降,但家长热情不减,课外补习方式也更为隐蔽,政策长期效果不佳。要真正减轻义务教育阶段学生所在家庭的教育负担,不仅应充分考虑家庭教育需求,提高优质教育资源供给和升学机会,还应增加家庭对升学率信息的可及性。因此,各城市应结合教育全面发展和分类发展的理念,提高中考录取比例,酌情公开真实普职分流信息,有助于降低公众在中考上普高方面的焦虑。随着我国产业结构升级、技能教育重心上移到高职,未来对初级技术技能人才的需求可能相对有所下降。各地应因地制宜地制定适合本地经济发展、产业结构、家庭教育需求的普职比结构,通过提升中职教育质量和融通中职毕业升学渠道的方式吸引学生,要逐步弱化强制分流的行政干预,以人为本进行教育改革,办人民满意的教育。

本文发现,当下的普职比结构确实不适应家庭的普高教育需求,进而导致家庭通过提高课外补习支出来应对。但普职比结构绝非造成补习班盛行的主要原因。真正原因在于课外补习目标仍以培优为主,希望借此提升获得优质教育资源的机会。在数据收集和使用方面,本文通过城市统计年鉴、年鉴、城市公报、教育年鉴、中考招生数据等多种来源,手工收集了准确可用的城市层面的中职数据。作为我国现代职业教育体系的重要一环,截至目前,我国城市、省级层面每年发布的中职教育基础性数据都还没有统一的标准,有的省市已经很早就将四类中职学校与总的中职数据公布,而有的城市甚至省份,还只公布其中的两类或者三类,甚至直接把这两类或者三类称之为中职并不加说明。各个管理部门应该更加协调配合,让中职数据公布更为准确、更为统一。我国中职教育的大量研究及相关科学决策需要更为准确的中职数据。

当然,本文仍存在不足之处。普职分流给家庭带来的升学压力,在经济层面不仅体现为课外补

习支出增加,还可能导致家庭通过缴纳高昂的择校费来获得普高入学机会,从而加重家庭教育负担,并影响教育公平。目前普职分流相关研究主要集中于理论分析,实证研究较少,期待未来相关研究更为丰富。

[参考文献]

- [1] 陈刚. 流动人口进入对本地劳动力市场的影响[J]. 经济学动态, 2016(12): 50-60.
- [2] 陈涛, 巩阅瑄, 李丁. 中国家庭文化价值观与影子教育选择——基于霍夫斯泰德文化维度的分析视角[J]. 北京大学教育评论, 2019(3): 164-186, 192.
- [3] 陈媛媛, 邹月晴, 宋扬. 异地中考门槛与流动人口子女的留守[J]. 经济学(季刊), 2024(1): 119-135.
- [4] 丁从明, 邵敏敏, 梁甄桥. 宗族对农村人力资本投资的影响分析[J]. 中国农村经济, 2018(2): 95-108.
- [5] 丁奕然, 倪娟. “取消中考分流”可行吗? ——基于提出背景与风险规避的分析[J]. 湖北社会科学, 2022(11): 149-155.
- [6] 和震. 我国职业教育政策三十年回顾[J]. 教育发展研究, 2009(3): 32-37.
- [7] 金金, 程天君. 普职分流政策的变迁: 脉络、结构与逻辑[J]. 华东师范大学学报(教育科学版), 2023(6): 26-37.
- [8] 李树, 严荣. 城乡融合的藩篱: 移民与犯罪率——基于 218 个地级市数据的经验研究[J]. 制度经济学研究, 2021(1): 85-105.
- [9] 梁彦. 20 世纪 90 年代以来我国中等职业教育收益率的变化——基于 CHNS 数据的分析[J]. 教育学术月刊, 2020(8): 3-9, 31.
- [10] 刘丽群. “高中普职规模大体相当”政策的现实之困与长远之策——基于近 40 年来高中教育政策的分析[J]. 河北师范大学学报(教育科学版), 2018(6): 113-118.
- [11] 刘洁, 陈宝峰. 农村家庭子女教育投资决策中的价值观影响[J]. 中国农村观察, 2007(6): 27-36, 80.
- [12] 刘丽群, 周立芳. 我国高中阶段普职规模“大体相当”政策分析[J]. 中国教育学刊, 2017(8): 25-30.
- [13] 刘泽云, 郭睿. 流动儿童对本地儿童学习成绩的影响——基于 CEPS 数据的分析[J]. 北京大学教育评论, 2020(4): 71-102, 187.
- [14] 罗卫东, 袁月美, 许彬. 信念与人力资本投资研究进展[J]. 经济学动态, 2022(9): 132-146.
- [15] 罗卫东, 王启轩, 许彬. 信念纠偏与投资竞赛: 信息影响教育投资的双重机制[J]. 浙江大学学报(人文社会科学版), 2024(1): 42-60.
- [16] 彭虹斌, 贺芳. 20 世纪以来英国高中普职融合的政策逻辑与路径方向[J]. 比较教育学报, 2023(1): 3-16.
- [17] 彭湃. “影子教育”: 国外关于课外补习的研究与启示[J]. 比较教育研究, 2008(1): 61-65.
- [18] 曲正伟. 我国中等职业教育的困境及其制度解答[J]. 教育发展研究, 2006(1): 18-22.
- [19] 史常亮, 朱俊峰, 栾江. 我国小麦化肥投入效率及其影响因素分析——基于全国 15 个小麦主产省的实证[J]. 农业技术经济, 2015(11): 69-78.
- [20] 宋华明, 彭月明. 农村中等职业教育生源困境的经济、社会关联性因素分析[J]. 教育与经济, 2011(3): 61-64.
- [21] 翁秋怡. “影子教育”研究述评: 需求、效果及公平性讨论[J]. 教育经济评论, 2017(2): 115-128.
- [22] 吴贾, 张宇霞, 吴莞生. 父母子女信息摩擦对儿童非认知能力发展的影响[J]. 世界经济, 2023(1): 146-169.
- [23] 谢良才, 和震. 论现阶段的普职比波动[J]. 教育科学, 2016(6): 72-80.
- [24] 熊丙奇. 职业教育改革的突破点: “从层次教育”到“类型教育”[J]. 行政管理改革, 2022(8): 23-29.
- [25] 薛海平, 丁小浩. 中国城镇学生教育补习研究[J]. 教育研究, 2009(1): 39-46.
- [26] 薛海平, 方晨晨. 高考升学竞争与学生课外补习——基于中国家庭追踪调查数据的实证分析[J]. 北京大学教育评论, 2020(3): 172-186, 192.
- [27] 薛海平, 方晨晨. 高校扩招能给基础教育“课外补习热”降温吗[J]. 重庆高教研究, 2022(3): 38-50.

- [28] 杨鑫尚, 高文书, 刘英俊. 升学竞争如何影响家庭支出——基于微观调查数据的新证据[J]. 山西财经大学学报, 2024(9): 15–27.
- [29] 余丽甜, 詹宇波. 家庭教育支出存在邻里效应吗? [J]. 财经研究, 2018(8): 61–73.
- [30] 占茜, 王世岳. 普职分界线上的抉择: 教育公平导向的学生择校逻辑[J]. 华东师范大学学报(教育科学版), 2023(8): 117–126.
- [31] Bray M, Kwok P. Demand for Private Supplementary Tutoring: Conceptual Considerations, and Socio-economic Patterns in Hong Kong[J]. *Economics of Education Review*, 2003, 22(6): 611–620.
- [32] Bray M. Schooling and Its Supplements: Changing Global Patterns and Implications for Comparative Education[J]. *Comparative Education Review*, 2017, 61(3): 469–491.
- [33] Bray M, Zhan S, and Lykins C, et al. Differentiated Demand for Private Supplementary Tutoring: Patterns and Implications in Hong Kong Secondary Education[J]. *Economics of Education Review*, 2014, 38(1): 24–37.
- [34] Jensen R. The (Perceived) Returns to Education and the Demand for Schooling[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2010, 125(2): 515–548.
- [35] Lee J. Two Worlds of Private Tutoring: The Prevalence and Causes of After-school Mathematics Tutoring in Korea and the United States[J]. *Teachers College Record*, 2007, 109(5): 1207–1234.
- [36] Manski C F. Measuring Expectations[J]. *Econometrica*, 2004, 72(5): 1329–1376.
- [37] Zhang Y, and Xie Y. Family Background, Private Tutoring, and Children's Educational Performance in Contemporary China[J]. *Chinese Sociological Review*, 2016, 48(1): 64–82.

(责任编辑:湘潭大学 张磊;责任校对:湘潭大学 姚海琼)

System Overestimates on Failures in High School Entrance Exam and Excess Extracurricular Tutoring Expenditure

ZHU Zhou, ZHAO Guo-chang

Abstract: Chinese urban local households are confronted with a new type of information friction problem, that is local household tend to overestimate the risk of their children not being admitted to general high schools after the high school entrance examination misleading by the publicly disclosed proportion of general-vocational split ratio. Because the publicly disclosed proportion of general high school and vocational high school admission is for all junior high school graduates, while the proportion of non-local migrant junior high school graduates admitted to general high schools is much lower than that of local students. This paper manually collects the publicly disclosed general high school and vocational high school enrollment data of each city in 2014 and calculates the real general high school and vocational high school enrollment data faced by local household registration based on the 2015 population mini census data. By matching with the 2015 CHFS microdata, it explores the impact of information friction on the proportion of general high school and vocational high school enrollment for urban local household registration families on after-school tutoring. The study finds that local household families mainly make educational decisions based on the publicly announced general-to-vocational ratio rather than the actual ratio. For every 1% increase in the enrollment ratio of public regular high schools, the average annual expenditure on after-school tutoring decreases by 118 yuan. After measuring the degree of information friction by the difference between the public and the real diversion ratio, it was found that for every 1 percentage point increase in the degree of information friction regarding the proportion of urban general high school enrollment, the expenditure on after-school tutoring by families significantly increased by 52 yuan. Heterogeneity analysis revealed that the information friction in the ratio of general to vocational education in the urban high school entrance examination had a greater impact on the expenditure of after-school tutoring among students in key schools and parents from families with low educational attainment. After constructing the instrumental variable of the information friction level based on the urban population of the city in the past years, the estimation results remain robust.

Keywords: private tutoring; proportion division of general and vocational entrants; information friction; academic pressure in the high school entrance examination; migrant children; investment in human capital; human capital

城市空间结构与居民消费质量

——来自“大众点评网”商家综合评分的证据

巴音桑 张翠珍

摘要:市制既存,商聚于衢,打造科学城市空间布局,有利于促进消费质量提升。文章运用空间数据分析法构建 2017 年中国 255 个地级及以上城市市辖区空间结构指数,结合大众点评网商家数据探究城市空间结构与居民消费质量的关系。研究发现两者呈现倒 U 型关系,过度单中心或多中心发展均不利于居民消费质量提升,大型城市提升居民消费质量更需要高效且成熟的集聚经济支撑,小型城市则要通过多中心发展以提升居民消费质量。分样本检验发现,空间依赖型生活服务业大量存在于主中心,其居民消费评价更易受城市空间结构影响。发达地区拥有成熟的空间发展体系,使城市空间结构与居民消费质量的关系更为密切。进一步分析发现,经济活动密度与人口流动分别在城市空间效应促进居民消费质量提升的倒 U 型曲线拐点前后发挥调节作用。最后验证了人口聚集分散程度和城市空间紧凑度对居民消费质量同样具有非线性影响。本文将地理与微观数据结合,得出城市发展模式影响居民消费质量的系统性结论。在政策层面,应综合考虑城市特质,因地制宜确定城市空间发展规划,最终实现居民消费高质量发展的民生目标。

关键词:城市空间结构;城市空间形态;城市空间紧凑度;城市空间效应;居民消费质量;消费服务;大众点评网数据

中图分类号:F293 文献标识码:A 文章编号:1007-5682(2026)02-0087-16

一、引言

在城市发展路径不断革新的背景下,服务消费领域正迎来高质量发展的崭新机遇。国家统计局数据显示,2024 年城镇人均消费支出较农村地区高 79.24%^①,表明城市居民存在高质量的消费需求。更大市场、更大规模的城市为服务业多元化发展提供了有利条件(Duranton 和 Puga, 2020; Xiong 等, 2022)。此外,现代消费城市理论指出,消费是当今城市的主要经济增长源(Glaeser 等, 2001),因此城市规划建设要注重提升服务业供给质量,才能更好满足居民对消费总量增长和质量提高的双重需求。生活性服务业直接为本地居民提供消费服务,不可贸易与面对面交易的属性使其对地理布局极为敏感。2024 年,国务院发布《关于促进服务消费高质量发展的意见》,指出要健全城乡服务消费网络,提升服务供给能力和消费能级^②。城市作为消费服务的重要载体,注重城市高

收稿日期:2025-04-08

基金项目:国家社会科学基金一般项目“中国消费现代化的理论逻辑、动态趋势及政策路径研究”(24BJL004)

作者简介:巴音桑(通讯作者),中国人民银行新疆维吾尔自治区分行三级主任科员,电子邮箱:bysbys.813@foxmail.com;张翠珍,外交学院国际经济学院副教授。感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见,文责自负。

① 资料来源:国家统计局 https://www.stats.gov.cn/zfwck/sjfb/202501/t20250117_1958325.html。

② 资料来源:国务院关于促进服务消费高质量发展的意见,参见中国政府网 https://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/202408/content_6966275.htm。

质量建设才能更好培育生活服务业经营主体(以下简称“生活服务业主体”),服务居民日益增长的高质量消费需求,同时也蕴含着促进城市与区域经济发展的巨大潜力。因此,居民消费质量逐渐成为城市经济学的研究热点(袁晓燕等,2023)。

城市空间结构重点描述了城市内部经济活动和要素的空间构成,是经济与地理概念的交叉范畴(Chen等,2017),反映人口分布和经济活动的空间聚集数量、距离和重要性。根据人口规模和占地面积等因素差异,构建城市空间结构指数时会将最大城市中心定义为主中心,其余城市中心定义为次中心。单中心空间结构和多中心空间结构根据主中心和次中心的重要程度进行区分,单中心空间结构表明主中心占绝对主导地位,而多中心空间结构则反映出主次中心相对重要性近似。城市空间结构指数通过基尼指数和空间数据分析等方法测算构建(Helbich和Leitner,2009;袁超君和乔艺波,2024),对包含地理信息属性的人口数据进行处理并得到城市空间结构指数。

城市空间结构直接影响居民消费全过程。一方面,若处在适宜的空间结构中,供给端会获得充足的客流量和曝光度,能够使其聚焦产品供给质量提升,从而进一步提高经营业绩。另一方面,单中心发展虽然能使城市借助集聚经济效应提升经济绩效,但拥挤效应可能导致居民消费成本增加,在一次糟糕的消费体验过后,消费者将会降低消费评价。此外,在政治锦标赛机制作用下,地方政府偏好通过建设卫星城、创建高等级开发区等方式快速推动城市多中心发展(常晨和陆铭,2017;白燕飞等,2017;田文佳等,2021),此种强调要素分散配置的发展模式,可能导致市场规模不足以支撑优质生活服务业主体更好经营,居民的消费福利水平将受到损失。因此,一座城市处于最优空间发展模式,既有利于消费者便捷地享受高质量消费服务,也能够通过培育高质量生活服务业主体发展城市经济。城市应选择聚集型单中心发展,还是平铺式多中心发展(Glaeser和Kahn,2004),才能更好地打造高质量消费环境,需要进一步研究。目前,主流文献主要研究城市空间特征所引致的经济外部性问题(Meijers和Burger,2010),鲜有文献通过城市空间结构视角探究居民消费质量问题。

有鉴于此,本文运用空间数据分析法构建2017年中国255个地级及以上城市市辖区空间结构指数,结合大众点评网生活服务业商家数据,探究城市空间结构对居民消费质量的影响,研究发现城市空间结构与居民消费质量呈现倒U型关系。本文的边际贡献在于:第一,将大众点评网商家微观大数据与城市空间结构地理数据结合,以新视角探究城市发展模式选择问题,为进一步提升居民消费质量提供理论依据;第二,厘清城市空间结构引致的正负向空间效应对于居民消费质量的内在影响机理,同时得出经济活动密度和人口流动调节城市空间结构对居民消费质量影响的机制路径;第三,进一步验证了人口聚集分散程度和城市空间紧凑度对居民消费质量同样具有非线性影响,得出城市发展模式影响居民消费质量的系统性结论,深化了对促进居民消费高质量发展这一民生目标的思考。

二、理论分析

城市空间结构能够表现内部要素的空间关联和组织结构,主中心和次中心的相对重要性,以及主次中心之间人口密度、经济活动强度和地理距离等因素的内在影响,是测度城市空间发展模式的重要依据,图1为城市空间结构关系的示例。居民身处何种城市空间结构才能提升自身效用,享受高质量消费体验,需要进一步分析。

城市单中心发展通过共享、匹配与学习3种机制发挥规模效应优势,对于居民消费质量提升有正向作用(Duranton和Puga,2004)。单中心城市具有更高的集聚水平,能够降低生活服务业配套设施建设门槛,促进高质量供需主体向中心流动,同时高集聚水平带来的高密度街区道路也能够有效提升生活服务业活力(彭冲和金培振,2022)。生活服务业主体共享优质公共资源,城市内部逐渐形

成专业且多元的消费街市,更多的消费者愿意为自身需求主动前来,生活服务业主体能够获得良好的运营环境,同时提高居民消费的便利程度(邓慧慧等,2024)。更高的人口聚集水平使周边的生活服务业主体数量增加,同时单个主体能覆盖更多消费需求,高质量的生活服务业供给也会因为客流量和高营收而不断涌现,居民单次出行即可享受美食和娱乐等多元化服务,体验高质量消费服务的机会也进一步增加。信息和知识的共享机制为生活服务业主体快速获取最新行业趋势和技术创新提供便利,集中分布的生活服务业主体也使消费者能够快速获取产品信息,行业内部充分竞争挤出了质量评价不高的产品,从而高质量产品的供给能力和市场份额得到了提升。单中心城市的地理集中特征在消费供求双方相互匹配方面发挥巨大作用,生活服务业细分市场在同等条件下能够匹配更多的差异化消费群体,拥有特殊消费需求的居民也能获得更好的消费体验。此外,当城市拥有高效的就业匹配效率时,居民消费质量也能够得到进一步提升(Dauth等,2022)。单中心城市吸引周边大量劳动力的迁入,生活服务业主体用工需求得到满足,产业链上下游的良性匹配也使得生活服务业主体的运营成本降低,消费性价比提升使消费体验同步改善。城市中心的大量生活服务业岗位使得从业人员具有更多跨行业流动机会,丰富的行业交流培训机会也进一步降低了学习门槛,拥有更多掌握专业技能的员工也是优化服务流程和提高产品质量的基础。

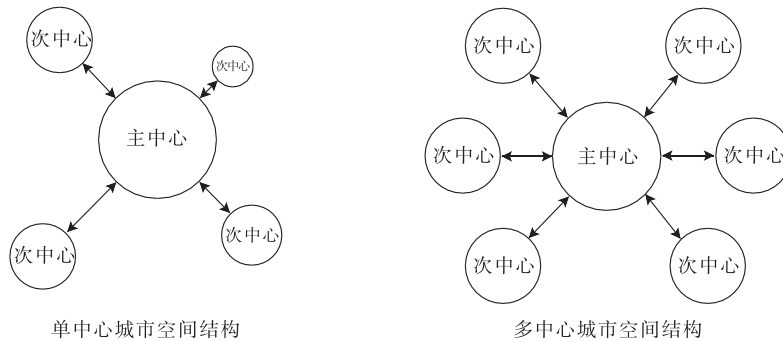


图1 城市空间结构关系示例

单中心空间结构对于居民消费质量也可能存在负向影响。人口和要素集聚达到一定程度后,拥挤效应可能占据主导地位,由此引发的“城市病”问题将会严重降低宜居性,生活服务业主体将面临租金成本居高不下且消费需求下降的双重困境。城市规模持续扩大的过程中,受单中心发展的辐射能力有限以及资源过度集中而带来规模效应减弱等问题影响,生活服务业主体将承受经营成本增加与客流量减少的问题,从而出现客单利润率下降和顾客评价降低等情况,一些抗风险能力弱的经营主体将退出市场。

城市发展变迁过程中,单中心空间结构并不意味着只有一个城市核心区域,而是主中心相对重要性更高,而城市处于多中心发展阶段则表明主中心在人口和经济活动中的相对重要性下降。以新市区为代表的新中心区域逐渐增多是城市多中心发展的主要表现,新中心凭借更科学的城市规划以及更加便利的公共服务,吸引大量生活服务业主体流入。多中心发展趋势使得各中心间的地理距离逐渐加大,生活服务业主体会在各个中心内部发展,高质量生活服务业主体也将入驻日趋成熟的新中心,因此多中心城市空间结构也将影响居民消费质量的提升。

多中心空间结构对居民消费质量的正向影响主要表现为以下几个方面。一是借助规模效应。多个中心之间通过资源流动和市场扩张,扩大生活服务业规模,提升服务能力。一方面,次中心承接主中心的高质量消费需求,吸引更多优质生活服务业主体入驻,消费者可就近享受高质量消费服务。另一方面,次中心生活服务业主体进一步借鉴主中心生活服务业主体的先进技术和管理经验,能够有效提高服务质量。例如,主中心的服务标准可能会通过品牌连锁或合作形式传递到次中心,

提升服务一致性和规范性。二是资源分布优化与均衡发展。多中心发展有效优化了城市资源的空间分布,专业化生活服务业主体发展逐步成熟,进一步满足了高端消费需求。次中心也通过承接主中心外移的服务功能,实现本地服务消费快速发展,也促进备受拥堵问题困扰的居民转移到次中心。三是提升生活质量与改善环境。多中心空间结构能够疏解过度聚集的资源,使得主中心能够更新区域内老旧公共服务和生活服务业综合体,从而改善居民消费体验。此外,在次中心建设达到一定程度后,大量生活服务业主体也趋向于进驻次中心或开设分店,多个中心也缓解了单中心发展可能引起的过度竞争问题,次中心能够给予优质生活服务业主体更多生存空间,从而提高居民消费的便利性和多样性。

多中心空间结构引致的聚集程度弱化和协调性下降等问题,也可能制约居民消费质量提高。Meijers(2008)发现一座城市若呈现多中心发展格局,那么各中心就会缺乏用于建设文化和休闲设施的资金,同时多中心城市往往也更加缺少零售业(Burger等,2014)。此外,在考核机制影响下,多中心城市的各级基层政府会极力发展辖区经济,从而导致各中心间的过度竞争和重复建设问题。例如,各个中心都建设了大型消费服务综合体,若消费需求没有有效增长,则会导致原有综合体消费量下降和新综合体需求不足而亏损的问题,整体服务效能因此下降。同样,受竞争机制影响,超前建设次中心使得城市过早步入多中心发展趋势,人口聚集程度降低导致生活服务业主体的经营成本增加,居民福利水平在消费过程中受到损失,对于消费服务的评价也将降低。

综上所述,在单中心空间结构中,由于资源和人口高度集中,生活服务业得以快速发展,集聚经济优势促使生活服务业提供优质服务,居民可享受到多种类的高质量消费服务。然而,当单中心发展到临界点后,会引发拥挤效应,导致居民生活质量降低。多中心发展有助于分散人口和消费服务压力,提升城市的宜居性和服务质量。但过度多中心发展也可能造成资源配置的低效率和市场分割,导致各中心居民消费质量不达预期。基于以上分析,城市空间结构对居民消费质量有多重影响,本文提出假说1。

假说1:城市空间结构与居民消费质量呈现非线性关系,过度单中心或多中心发展都不利于居民消费质量提升。

城市空间结构与居民消费质量若存在非线性关系,其发展路径和最优城市空间结构必然受到城市内在特征的调节。基于上述分析,本文从城市静态、动态特征两维度出发,选取经济活动密度和人口流动作为调节变量,探究其对城市空间效应与居民消费质量关系的调节机制。

经济活动密度与集聚经济效应高度相关。在高经济活动密度的单中心城市中,通常集聚更多的资源、人口与产业链,从而共享、匹配与学习效率也随着提高。此外,高经济活动密度使得市场竞争加剧,促使生活服务业主体更加依赖单中心发展的聚集经济正效应,高经济活动密度城市对多中心发展带来的“过度分散”负效应也更为敏感。因此,经济活动密度越高,单中心发展优势越显著,其对居民消费质量的正向促进作用也越强。由此本文提出:

假说2:经济活动密度是城市空间结构与居民消费质量非线性关系的调节变量,高经济活动密度城市对多中心发展带来的“过度分散”负效应更敏感。

高人口流动能够改善生活服务业主体的业绩营收,加快生活服务业由量转质发展进程,是城市单中心发展过程中推动聚集经济效率提高的重要渠道。更重要的是,在多中心发展过程中,人口和要素能否在各中心间低成本、高效率地流动,是决定一座城市能否充分利用规模效应提升居民消费质量的重要环节。同时,高人口流动性也能够推动城市建设更新,提升生活服务业可达性,缓解多中心发展导致的“孤岛效应”和市场分割等负面冲击。因此,高人口流动可能是延长多中心发展带来正面效应区间的重要因素。由此本文提出:

假说3:人口流动是城市空间结构与居民消费质量非线性关系的调节变量,在人口流动水平更

高的城市,多中心发展对居民消费质量提升的正效应得到增强。

三、模型设定与变量描述

(一) 基准模型

基于前文分析及假说,本文构建的基准模型如下:

$$\ln allrating_{ijc} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln polycent_c + \alpha_2 \ln polycent_c^2 + \alpha_x X_c + \alpha_y X_i + \gamma_p + \varepsilon_{ijc} \quad (1)$$

其中, $\ln allrating_{ijc}$ 为 c 城市 j 行业 i 商家的服务质量评分的对数,用于描述居民消费质量。 $\ln polycent_c$ 其二次项是解释变量,为 c 城市的空间结构指数。 X_c 为控制 c 城市特征的集合, X_i 为控制 i 商家特征的集合。模型加入省份固定效应 γ_p 以避免省份间差异导致的系统性偏差, ε_{ijc} 为随机误差项。为解决行业层面的误差相关性,模型的标准误均在行业层面进行了聚类调整,以提高回归结果的稳健性。

(二) 变量说明

1. 被解释变量

居民消费质量概念涉及评估居民消费获得的感受和满足程度。根据消费者选择理论,消费者在有限资源下追求效用最大化。消费者的评分行为不仅是对供给方所提供商品或服务的评价,也是对消费效用水平的表达。理性消费者会倾向于对提供更高性价比、更好体验的商家给予更高评价。此外,消费者主观评分并非直接等价于经营主体供给质量,也会因为交通停车不便或第三方外卖配送服务差等问题,导致居民在消费过程中效用减少,服务评分随之降低。因此,消费者评分不仅衡量生活服务业供给能力,更能反映满足需求、提升福利的消费最终目的。大众点评网商家评分数据记录了中国约 3648 万个生活服务业商家的经纬度、服务品类、平均价格、环境评分、服务评分和产品评分等信息,大众点评软件评价页面引导用户对商家装修、整洁程度和氛围进行打分从而得到环境评分,服务评分包含对商家服务态度、专业水平和响应速度的评价,产品评分包含对产品价格、质量和优惠活动的评价。大众点评网商家评分数据能够量化反映消费者对实际消费体验与期望的差距,同时可以有效衡量商家提供给消费者的平均效用水平。大众点评商家评分反映了消费者从服务中获得的整体满意度和价值感知,可作为衡量居民消费质量的有效代理变量。参考彭冲等(2023)和李兵等(2019)学者的研究,本文通过环境、服务和产品 3 类评分取均值得到综合评分,用以表示居民消费质量。

2. 解释变量

本文使用 Liu 等(2016)的空间数据分析法构建城市空间结构指数作为解释变量,该方法考虑了主次中心距离对于城市空间结构的影响,能够更好地探究城市形态多中心对于居民消费质量的作用效果。具体构建过程为:首先选取 2017 年 Landsat 卫星人口分布数据,该数据将全球所有地区分割为 1 平方公里的正方形栅格,每个栅格记录对应位置的年度平均人口分布,能够反映城市内部人口和经济活动的分布(Desmet 等,2020)。利用 Arcgis 软件在亚洲北部阿尔伯斯等面积圆锥投影坐标系^①中计算中国地级及以上城市市辖区人口栅格的莫兰指数,合并栅格及周边栅格人口密度都较高的 HH 聚类,保留区域面积大于 3 平方公里、人口大于 10 万人的区域,将其识别为城市中心,并将面积最大中心定义为主中心,其他中心定义为次中心,利用式(2)计算空间结构指数 $polycent$,指数取值区间为 $[0,1]$,值越大代表多中心程度越高。式中 σ_{obs} 通过标准差反映各中心重要性,标准差越小则各中心相对重要性越接近, σ_{max} 反映主中心的重要性。 n 为城市的中心数量, $x_i d_i$ 为每个中

^① 亚洲北部阿尔伯斯等面积圆锥投影坐标系适用于亚洲北部中纬度的较大区域,能较好呈现该区域内地理要素的面积关系,减少面积变形。

心的人口数和每个次中心到主中心的距离的乘积,代表中心重要程度,主中心 d_i 使用最大距离计算。 $\overline{x_i d_i}$ 表示各中心重要性的平均值。 $x_{max} d_{max}$ 为主中心和主次中心间最大距离的乘积。

$$polycent = 1 - \frac{\sigma_{obs}}{\sigma_{max}} = 1 - \frac{\sqrt{(\sum_{i=1}^n (x_i d_i - \overline{x_i d_i})^2)/n}}{(x_{max} d_{max}/2)} \quad (2)$$

3. 控制变量

为减少遗漏变量偏误问题,本文模型加入控制生活服务业主体特征的变量,包括:商家是否为连锁店、商家是否支持外卖。同时,加入控制城市特征的变量,包括:用常住人口(万人)拥有公路里程(公里)取对数反映的基础设施水平,用实际 GDP 折算的金融机构存款额(元)取对数反映的金融发展水平,用职工平均工资(元)取对数反映的工资水平,以及人均实际 GDP(元)的对数。

(三)变量与数据描述统计

本文城市层面控制变量均由 2018 年《中国城市统计年鉴》计算得出。选取 2017 年大众点评网生活服务业商家综合评分数据作为居民消费质量的代理变量,剔除商家数据中评分严重缺失的亲子、结婚、驾校培训、家装 4 个生活服务行业,剔除暂停营业的商家样本,剔除未得到大众点评网审核认证的商家样本,剔除控制变量缺失的样本,根据地理坐标及行政区划代码判断剔除不在地级及以上城市市辖区内部的商家样本,原因在于中国地级市行政区划包括市辖区及下属县级区域,研究城市内部问题需要避免县级区域对于城市空间结构计算和数据样本的干扰,最终确定 255 个地级及以上城市市辖区的城市空间结构指数,商家数据包含 12 个生活服务行业的 1034002 个样本。相关变量的描述性统计如表 1 所示。

为验证变量之间是否存在共线性问题,对解释变量和控制变量进行方差膨胀因子(VIF)检验,结果显示,除城市空间结构指数二次项与一次项存在平方数学关系,导致两者 VIF 值分别为 10.41 和 9.49 以外,控制变量的 VIF 值均在 [1.02, 3.11], 据此可知数据不存在共线性问题。

表 1 变量描述性统计

变量名称	变量构建方法	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
居民消费质量	ln(1 + 商家综合评分)	1034002	1.541	0.953	0	2.351
空间结构指数	ln(1 + 空间结构指数)	1034002	0.127	0.137	0	0.659
空间结构指数 ²	ln(1 + 空间结构指数) ²	1034002	0.035	0.051	0	0.434
是否连锁店	商家是连锁店,值为 1	1034002	0.190	0.392	0	1
是否外卖	商家支持外卖,值为 1	1034002	0.134	0.341	0	1
基础设施水平	ln(每万常住人口拥有公路里程)	1034002	2.349	0.504	0.897	7.508
金融发展水平	ln(金融机构存款数/实际 GDP)	1034002	0.389	0.403	-0.866	1.501
人均 GDP	ln(人均实际 GDP)	1034002	11.060	0.445	9.500	12.003
工资水平	ln(职工平均工资)	1034002	11.320	0.256	10.58	11.813
经济活动密度	年末公共汽车营运车辆数/建成区面积	1034002	13.431	7.178	1.337	43.522
人口流动	(常住人口 - 户籍人口)/户籍人口	1034002	1.488	1.471	0.004	17.117
聚集分散指数	ln(1 + 聚集分散指数)	1034002	0.255	0.198	0	0.590
聚集分散指数 ²	ln(1 + 聚集分散指数) ²	1034002	0.105	0.093	0	0.348
空间紧凑度	ln(空间紧凑度)	1034002	1.144	0.617	0.172	2.799
空间紧凑度 ²	ln(空间紧凑度) ²	1034002	1.688	1.606	0.030	7.832

图 2 展示了城市空间结构与居民消费质量的散点分布和拟合线,可以发现拟合线呈现一定程度的先升后降的倒 U 型特征,初步表明本文假说 1 成立。

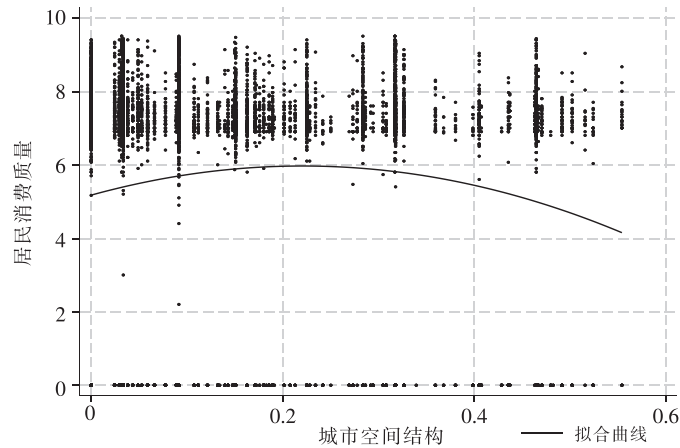


图 2 散点分布和拟合线图

四、实证分析

(一) 基准回归分析

表 2 报告了城市空间结构与居民消费质量的基准回归结果, (1) — (2) 列回归结果表明, 城市空间结构对居民消费质量没有线性影响。 (3) — (6) 列表明无论是否加入控制变量, 是否加入固定效应, 城市空间结构一次项均显著为正、二次项显著为负, 即城市空间结构与居民消费质量呈现倒 U 型关系, 随着城市多中心程度的提高, 居民消费质量出现先上升后下降的态势, 拐点在空间结构指数为 0.20 的位置, 证明假说 1 成立。位于拐点前的城市应更多考虑多中心发展, 优化资源空间布局, 减少要素过度集聚引致的拥挤效应, 进而提升居民消费质量。过度多中心发展也会由于失去集聚经济优势而造成居民消费质量不增反降。控制变量方面, 是否为连锁店和是否支持外卖的系数均显著为正, 表明连锁店的标准化经营准则提升了产品供给质量, 使得居民对于连锁店的总体评分高于其他类型商家, 同时支持外卖服务也让居民得到更好的消费体验。人均 GDP 和职工平均工资的系数均显著为正, 表明居民收入水平越高, 城市越能够吸引高质量的生活服务业主体入驻, 从而提升居民消费体验。其余控制变量系数不显著可能由不同城市发展水平异质性导致。

表 2 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
城市空间结构	-0.006 (0.047)	0.017 (0.037)	2.221 *** (0.353)	0.587 *** (0.072)	1.439 *** (0.090)	0.974 *** (0.082)
城市空间结构 ²			-4.434 *** (0.621)	-1.370 *** (0.200)	-4.054 *** (0.243)	-2.664 *** (0.225)
是否连锁店		0.203 *** (0.058)		0.214 *** (0.058)		0.203 *** (0.058)
是否支持外卖		0.503 *** (0.080)		0.507 *** (0.081)		0.502 *** (0.080)
基础设施水平		0.008 (0.009)		0.027 * (0.012)		0.0201 ** (0.009)
金融发展水平		0.076 * (0.037)		0.0002 (0.017)		0.0656 (0.037)
人均 GDP		0.117 *** (0.034)		0.099 ** (0.037)		0.084 ** (0.034)

续表 2

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
工资水平		0.471 *** (0.132)		0.593 *** (0.141)		0.502 *** (0.137)
常数项	1.542 *** (0.168)	-5.243 ** (1.932)	1.413 *** (0.192)	-6.474 *** (2.058)	1.499 *** (0.172)	-5.287 ** (1.996)
省份固定效应	是	是	否	否	是	是
观测值	1034002	1034002	1034002	1034002	1034002	1034002
R ²	0.050	0.108	0.016	0.099	0.054	0.109

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著，括号内为聚类至行业层面的稳健标准误，下同。

为验证基准回归结果的可靠性，本文对上述结果进行 U 型关系检验，如表 3 所示。检验结果显示前半段曲线和后半段曲线的平均斜率分别为 0.974 和 -2.534，表明结果呈现倒 U 型关系。进一步分析发现，研究数据中有 211 个城市的空间结构指数未超过拐点，占全部城市数的 82.75%，表明多数城市的空间结构与居民消费质量仍处于同向变动区间，居民消费质量将随城市多中心发展而提升，中国城市仍能普遍获得多中心发展对居民消费质量带来的正向效应。同时，按照研究数据中城市规模进行分组，高于常住人口均值（467 万人）的城市确定为大型城市，低于均值的城市确定为小型城市。分组回归后发现，大型城市样本拐点位于城市空间结构指数为 0.19 的位置，而小型城市样本的拐点位于城市空间结构指数为 0.23 的位置^①。结果表明，大型城市对于多中心发展带来的负面效应更加敏感，多中心发展的空间分散成本对居民消费质量提升带来的负向作用更强。相比小型城市，单中心发展的大型城市提升居民消费质量更需要高效且成熟的集聚经济支撑。对小型城市而言，多中心发展的正向效用占主导作用，最终导致最优空间结构拐点右移，表明通过多中心发展“做大蛋糕”是小型城市提升居民消费选择和便捷性的首要目标。因此，当城市发展初具规模后，空间结构优化促进居民消费质量提升的重点将从扩张转变为提质增效。

表 3 U 型曲线检验结果

参数	前半段曲线	后半段曲线
平均斜率	0.974	-2.534
t 值	11.873	-10.888
p 值	0.000	0.000

(二) 稳健性检验

本文通过安慰剂检验探究是否存在遗漏重要随机因素导致结果偏误的问题，对解释变量进行随机化处理，进行 200 次随机化模拟并最终得出的虚拟估计系数及虚拟 P 值，结果如图 3 所示。图中虚拟回归系数接近于 0 同时远离原始回归系数虚线，表明虚拟回归结果并不显著。大部分原始 P 值小于虚拟 P 值，表明基准回归中观察到的倒 U 型关系并非由随机噪声或数据选择偏差引起，从而证明了实际回归结果的有效性。

此外，表 4 报告了其他 9 种稳健性检验方法。(1) 列将被解释变量生活服务业商家综合评分替换为星级评分，星级评分标准在原有环境、服务和产品 3 类评分的基础上，对用户推荐与否、用户等级和评论内容质量等因素进行综合加权平均最终得出；参照王峤等（2021）的做法，(2) 列用主中心人口与中心总人口的比值表示空间结构指数，数值越大表示城市越趋于多中心发展，次中心重要性越高；参照王峤和刘修岩（2024）的做法，(3) 列将计算解释变量的数据源更换为 Worldpop 人口分布

^① 分城市规模检验中，解释变量均在 1% 的水平上显著，结果可与通讯作者联系获取。

栅格图像^①;参照李迎成等(2020)识别城市主副中心边界发明专利做法,(4)列将解释变量的城市中心识别阈值改为2平方公里内5万人;参考邹璇等(2024)改变城市中心识别阈值的稳健性检验方法,(5)一(6)列分别将解释变量的城市中心识别阈值改为3平方公里内15万人和5平方公里内10万人;(7)列对被解释变量上下1%的样本做截尾处理;(8)列剔除了0分评分样本;(9)列剔除了所有直辖市样本。以上9种稳健性检验结果均与基准回归结果一致,进一步证明了基准回归的稳健性。

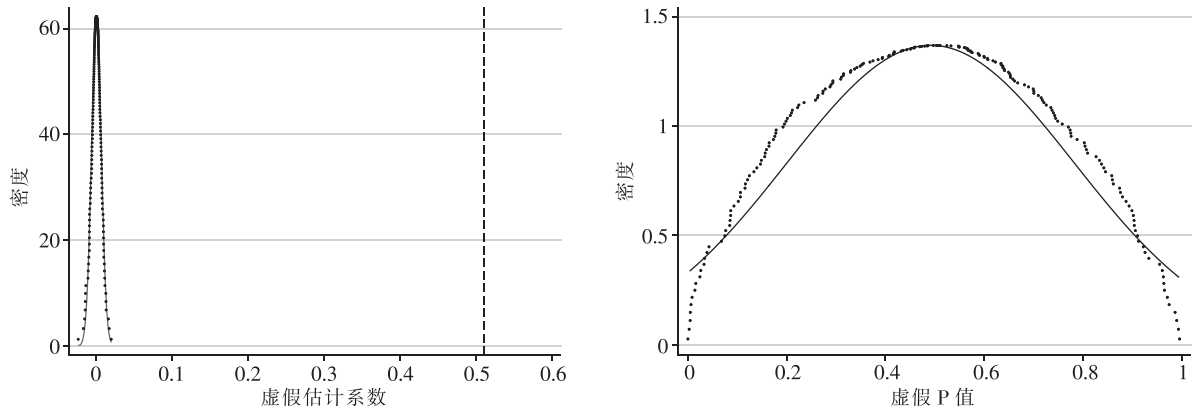


图3 安慰剂检验结果

表4 稳健性检验结果

变量	星级评分	更换解释变量计算方法	Worldpop数据计算解释变量	2平方公里内5万人	3平方公里内15万人	5平方公里内10万人	被解释变量截尾	剔除0分评分样本	剔除直辖市样本
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
城市空间结构	0.408*** (0.127)	1.011*** (0.163)	0.226*** (0.024)	0.835*** (0.063)	0.384*** (0.047)	0.820*** (0.082)	0.965*** (0.085)	0.0525*** (0.007)	0.967*** (0.083)
城市空间结构 ²	-0.993** (0.347)	-2.817*** (0.467)	-0.699*** (0.087)	-2.336*** (0.242)	-1.033*** (0.095)	-2.276*** (0.254)	-2.648*** (0.233)	-0.100*** (0.028)	-2.645*** (0.224)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	1034002	1034002	1034002	1034002	1034002	1034002	1024124	748778	834568
R ²	0.059	0.109	0.108	0.109	0.108	0.108	0.107	0.054	0.095

(三)内生性检验

为解决遗漏变量引发的估计偏误问题,本文选取历史工具变量进行两阶段最小二乘法回归(庄宗武和韩峰,2024)。现代城市空间结构对早期城市规模布局具有路径依赖性,在相同人口承载条件下,古时县城规模差异可能表明城内有不同数量的经济活动中心,同时历史变量不会对现今城市服务业产生影响,因此本文使用 Skinner 等(2008)构建的1820—1893年清代府(州)、县所在地城墙周长数据作为城市空间结构的工具变量。表5报告了使用清代城墙周长作为工具变量的内生性检验结果,Cragg-Donald Wald F值远大于临界值,表明不存在弱工具变量问题,Sargan检验通过,表明不存在过度识别问题。上述结果进一步证实了在考虑潜在内生性后基准回归的稳健性。

^① Worldpop人口分布栅格图像提供了全球或地区各类人口相关指标,分辨率为100米×100米,结合地理信息系统、遥感影像与多元分区密度模型估算对应区域的人口数。

表 5 使用工具变量法进行内生性检验的回归结果

变量	一阶段	一阶段	二阶段
	(1)	(2)	(3)
城市空间结构	-0.064*** (0.003)	-0.028*** (0.001)	7.616*** (1.820)
城市空间结构 ²	0.018*** (0.001)	0.007*** (0.0002)	-19.84*** (5.128)
控制变量	是	是	是
省份固定效应	是	是	是
Cragg-Donald Wald F 统计量			14000.000
Sargan 检验			0.000
观测值	965762	965762	962119
R ²	0.010	0.010	0.013

(四)分样本检验

大样本量在提高估计结果精确性的同时也便于对子样本的特殊表现进行分样本检验。基于大众点评网生活服务业商家数据包含经纬度信息的特点,可以在城市中心结构矢量图中定位商家位置,图 4 列举了城市生活服务业主体的分布情况,包括辽宁沈阳、陕西西安 2 座空间结构指数最小的单中心城市,浙江台州、江苏泰州 2 座空间结构指数最大的多中心城市,框线为城市中心轮廓,实心点、十字、三角分别代表生活服务业主体在主中心内部、次中心内部、主次中心以外。根据图像可知,无论是单中心还是多中心城市,生活服务业主体主要分布于主次中心位置。总样本中 67.42% 的商家位于城市的主中心内,主中心的市场规模和人流量吸引了大批量的商家入驻,体现出商家对地理位置和空间效应的高度依赖。

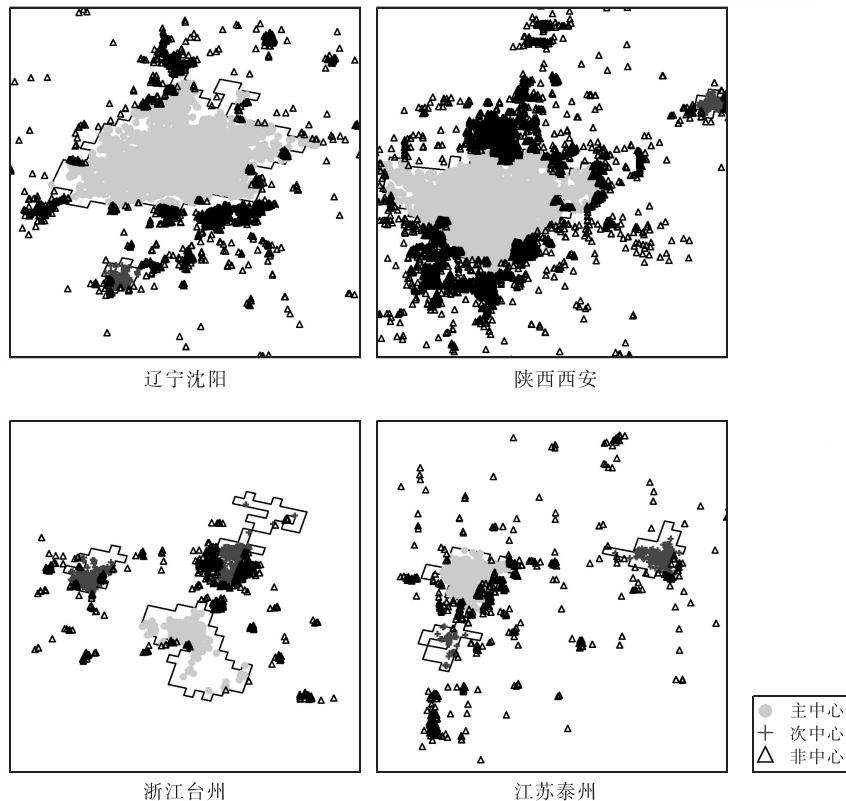


图 4 商家位置分布与城市主次中心位置分布图

结合各类生活服务行业所处地理位置的差异,本文将空间位置位于城市中心以外占比最大的周边游、演出赛事和爱车 3 类行业定义为非空间依赖行业,美食、K 歌、购物、休闲娱乐、运动健身、丽人、旅行服务、医疗健康、宠物 9 类行业定义为空间依赖行业,表 6 报告了两类行业的分样本检验结果。

(1)列结果显示空间依赖行业与城市空间结构有密切联系,在获取的过程中,城市过度单中心或多中心发展将造成空间依赖行业消费便利性下降,不尽如人意的消费体验将直接体现在居民消费评价中,这与网购平台将快递物流速度计入商品总体评分的评价机制类似。(2)列结果显示城市空间结构的平方项在 10% 的水平上显著,表明城市空间结构与非空间依赖行业的消费质量显著关系减弱。其中,周边游包含名胜古迹、温泉和动物园等旅游消费场所,其吸引力依赖于自身自然或文化价值,即便场所通常在城市中心以外或郊区偏远位置分布,对居民消费体验也没有实质性影响。演出赛事服务需要通过大型场所容纳更多顾客以降低经营成本,此种大型场所大部分位于城市郊区,良好的城市空间结构对于此类非空间依赖行业的服务质量提升作用较低。爱车服务包含汽车销售服务店和维修商铺,此类行业同样需要大型场所开展经营活动,需要汽车维修服务的消费者往往也有私家车,对于服务场所的便利性要求较低,因此不受城市空间效应影响。(3)一(5)列分别对中国东部、中部和西部省份的样本进行分样本考察。结果显示,东部和中部发达省份城市空间结构与居民消费质量的关系显著,而西部省份则不显著。这表明,发达地区城市具有较高的城市化水平和更加成熟的空间发展体系,能够让城市空间结构与居民消费质量的关联更强,而西部地区则在经济发展水平、城市化进程和基础设施建设等方面相对滞后,市场需求和资源配置仍处于转型阶段,尚未形成系统性的城市空间效应。

表 6 分样本检验结果

变量	空间依赖行业	非空间依赖行业	东部	中部	西部
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
城市空间结构	0.970*** (0.086)	1.129** (0.245)	1.322*** (0.168)	1.523*** (0.132)	-0.0974 (0.223)
城市空间结构 ²	-2.659*** (0.235)	-2.864* (0.774)	-3.787*** (0.414)	-3.179*** (0.274)	-0.0543 (0.442)
控制变量	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是
观测值	997259	36743	639482	249750	144770
R ²	0.111	0.056	0.091	0.095	0.106

(五)调节机制检验:经济活动密度和人口流动

本文从城市静态、动态特征两维度出发,选取经济活动密度和人口流动作为调节变量,构建城市空间效应与居民消费质量关系的调节效应模型。经济活动密度反映了城市经济的集聚强度和对规模经济的依赖程度,在高密度城市中,单中心发展的集聚优势得到增强,有利于经营主体业绩改善和居民消费质量提升。因此,高经济密度城市对空间分散所带来的负面影响更为敏感,经济活动密度是强化最优城市空间结构对居民消费质量提升的重要调节变量。相反,在城市多中心发展进一步成熟的阶段,高人口流动能够增强多中心空间结构对居民消费质量的支撑能力,人口流动成为多中心发展正向效应的放大器。基于此,本文构建调节机制检验模型:

$$\begin{aligned}
 \ln allrating_{ijc} = & \alpha_0 + \alpha_1 \ln polycent_c + \alpha_2 \ln polycent_c^2 + \alpha_3 M_{cz} + \alpha_4 M_{cz} \times \ln polycent_c \\
 & + \alpha_5 M_{cz} \times \ln polycent_c^2 + \alpha_x X_c + \alpha_y X_i + \gamma_p + \varepsilon_{ijc}
 \end{aligned}
 \tag{3}$$

其中, M_{cz} 表示经济活动密度和人口流动。参考姚常成和吴康(2020)、于斌斌和郭东林(2021)的做法,采用年末实有公共汽车营运车辆数(辆)与建成区面积(平方公里)的比值表示经济活动密度。参考豆建民和王光丽(2022)的做法,采用常住人口(万人)与户籍人口(万人)的比值再减去 1 表示人口流动。根据林伟鹏和冯保艺(2022)的观点,考察倒 U 型关系是否存在调节效应时,重点关

注交互项系数 α_5 ，若系数 α_5 为正则表示调节效应使曲线变平缓，若系数 α_5 为负则表示调节效应使曲线变陡峭。

表7 报告了经济活动密度与人口流动的调节机制检验结果，城市空间结构指数二次项与经济活动密度的交互项系数显著为负，表明经济活动密度使倒U型曲线更为陡峭，超过拐点后，强化了城市多中心发展对居民消费质量的负向效应。此外，图5表示当经济活动密度由低值(均值-标准差)增大到高值(均值+标准差)后，城市空间结构与居民消费质量的拐点由0.25左移至0.10，表明城市更早地达到拐点，高经济活动密度城市对多中心发展引发的聚集程度弱化和协调性下降更为敏感，发挥城市空间效应的关键在于构建发挥集聚经济作用的城市空间结构。

表7 经济活动密度与人口流动的调节机制检验结果

变量	经济活动密度	人口流动
	(1)	(2)
城市空间结构	1.284 *** (0.109)	1.258 *** (0.179)
城市空间结构 ²	-1.591 *** (0.271)	-3.528 *** (0.385)
经济活动密度	0.008 *** (0.002)	
经济活动密度 × 城市空间结构	-0.025 *** (0.007)	
经济活动密度 × 城市空间结构 ²	-0.107 *** (0.023)	
人口流动		-0.021 *** (0.005)
人口流动 × 城市空间结构		-0.218 *** (0.060)
人口流动 × 城市空间结构 ²		0.616 *** (0.105)
控制变量	是	是
省份固定效应	是	是
观测值	1034002	1034002
R ²	0.111	0.110

城市空间结构指数二次项与人口流动的交互项系数显著为正，表明人口流动使倒U型曲线更为平坦，超过拐点后，多中心发展对居民消费质量正向作用的损失率减小，降低了聚集程度降低带来的负面冲击。当人口流动水平提高时(均值-标准差到均值+标准差)，拐点右移使城市多中心发展的正向效应区间延长。综上所述，经济活动密度与人口流动分别在城市空间结构与居民消费质量的倒U型关系拐点前后发挥调节作用，经济活动密度强化了单中心发展对消费质量的正向推动，人口流动进一步延续多中心发展的红利期。

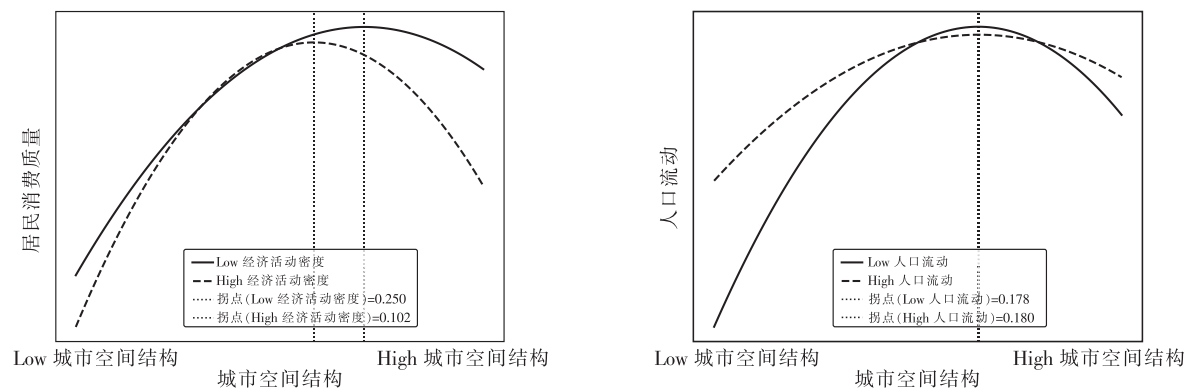


图5 经济活动密度与人口流动的交互作用

(六) 拓展分析: 人口聚集分散程度与城市空间紧凑度

居民消费质量可能进一步受到人口分布和城市空间形态的系统性影响，因此本文将从人口聚

散程度和城市空间紧凑度视角进行拓展分析。

构建城市空间结构指数是寻找中心并定义各中心重要性的过程,目的是发掘例如 CBD 等城市核心区域的空间分布(李松林等,2023)。人口和经济活动广泛分布在中心内外,要系统性了解城市空间因素对居民评定消费质量好坏的作用机制,需要同时考虑人口在整座城市的聚集分布情况。人口聚散程度不但是城市空间概念的外延,更直接影响城市空间结构发挥正向作用的效率。当人口近乎聚集于各中心时,中心的主导作用最强,可能表现出与过度单中心发展类似的拥挤效应,人口分散分布则能对此起到缓解作用,而人口分散程度过大引起的聚集程度弱化会使坐落在中心以外的优质生活服务业主体经营困难,居民虽然摆脱了高房价和拥堵等困扰,但优质生活服务业主体相继退出让居民失去了原有的高质量消费体验。在城市空间紧凑度方面,低紧凑度使得商业设施分散,居民消费因此面临长距离通勤、消费服务覆盖不足等问题,随着紧凑度提升,人口与经济活动的地理集中降低了供需匹配成本。供给侧获得了低运营成本优势,进而推动服务价格下降与多样性提升,居民可触及更多的消费选择。当城市空间过度紧凑时,拥挤效应将抵消消费的便利性优势,地价与租金上涨将进一步挤出小型生活服务业主体,居民多样性消费体验因此遭到削弱。

结合上文分析,本文引入 Li 和 Liu(2018)的人口聚散程度与 Angel 等(2010)的城市空间紧凑度,综合考察人口分布以及城市空间形态是否与居民消费质量均呈现非线性影响。其中,人口聚散程度通过主次中心以外人口数与城市市辖区内总人口数的比值计算得出,取值范围在 $[0,1]$,数值越大表示中心人口占比越少,城市人口分布越分散。参考方颖和白秀叶(2022)的研究设计,城市空间紧凑度的构建过程为:第一步,根据矫正后的夜光卫星数据(Chen 等,2020)保留市辖区内有实际经济活动的连续建成区。第二步,在 Harari(2020)提出的方法基础上,计算建成区夜光亮度值与对应区域人口数乘积,再对其进行空间聚类得到城市中心点,避免仅依靠夜光亮度值确定城市中心存在的失真问题。第三步,在连续建成区内部生成 2000 个随机点,计算城市中心点到随机点距离均值与等面积圆半径的比值,该比值定义为城市空间紧凑度。城市空间紧凑度指数越大,城市空间形态越松散且不规则,内部经济活动距离增大。

表 8 人口聚散程度与空间紧凑度的拓展分析结果

变量	居民消费质量	居民消费质量
	(1)	(2)
人口聚散程度	1.099 *** (0.309)	
人口聚散程度 ²	-2.093 *** (0.670)	
空间紧凑度		0.121 *** (0.044)
空间紧凑度 ²		-0.067 ** (0.020)
控制变量	是	是
省份固定效应	是	是
观测值	1034002	1034002
R ²	0.205	0.108

表 8 的(1)列显示人口聚散程度与居民消费质量存在倒 U 型关系,拐点出现在人口聚散程度为 0.30 的位置。这意味着,城市人口存在一个最优聚集分散程度使得自身体验到的消费质量最好,但过度的聚集或分散都不利于居民消费质量提升。在一座城市相同的建成区面积下,人口分布过于分散则可能使得居民无法便利地享受集中于城市中心的优质生活服务业资源,人口过度聚集带来的拥挤效应和资源竞争最终也会导致居民消费过程的体验下降。(2)列显示城市空间紧凑度与居民消费质量的倒 U 型关系,拐点出现在城市中心点到随机点距离均值与等面积圆比值为 2.44 的位置。适度的城市空间紧凑度能够充分释放空间红利,促进居民消费质量达到最优水平,而城市空间

过度紧凑将原有的高质量消费体验降级。本文还分别将城市建成区内部随机点对距离的均值与等面积圆半径的比值、建成区内部最远两点之间的距离与等面积圆半径的比值定义为城市空间紧凑度,并进行稳健性检验,回归结果显示城市空间紧凑度均与居民消费质量呈现倒 U 型关系,进一步验证了两者关系的稳健性。

五、结论与政策启示

城市空间结构差异深刻影响着生活服务业供给质量和居民消费感受,但两者的具体关系缺乏有效验证。本文基于 Landsat 卫星人口分布数据识别中国 255 个地级及以上城市市辖区空间结构指数,结合 2017 年大众点评网生活服务业商家数据,揭示城市空间效应对居民消费质量的系统性影响,研究表明:一是城市空间结构与居民消费质量呈现倒 U 型关系,拐点位于城市空间结构指数为 0.20 的位置,选择适宜的城市发展模式可以提升居民消费体验,且稳健性与内生性检验表明两者呈现倒 U 型关系的结论稳健存在。大型城市提升居民消费质量更需要高效且成熟的集聚经济支撑,小型城市则需要多中心发展以提升居民消费选择的多样性和便捷性。二是分样本检验结果显示,大量生活服务业主体位于重要程度更高的主中心,其对城市空间效应有更加积极的反馈,非空间依赖型行业无论是选址还是供给质量都不受其影响。经济发展水平更高的地区将拥有更加成熟的的空间发展体系,城市空间结构与居民消费质量的关联也将得到加强。三是揭示经济活动密度与人口流动对城市空间效应的调节机制,经济活动密度强化了单中心发展对消费质量的正向推动,人口流动则进一步延续了多中心发展的红利期。四是进一步拓展分析人口聚集分散程度与城市空间紧凑度对居民消费质量的作用效果,结果发现两者均与居民消费质量呈现倒 U 型关系,人口聚散程度与居民消费质量的倒 U 型曲线拐点位于 0.30 的位置,城市空间紧凑度与居民消费质量的倒 U 型曲线拐点出现在城市中心点到随机点距离均值与等面积圆比值为 2.44 的位置,系统性验证了空间结构、人口分布和空间形态三者引发的空间效应对居民消费质量具有一致性影响。

本文具有政策启示意义。第一,应根据城市规模选择适宜的空间发展模式,过度单中心发展的城市需要进一步优化资源的空间配置,财政支持各中心城区均衡发展,多渠道增强集聚经济对生活服务业的积极作用。过度多中心发展的城市则需要注意单中心发展,增强人口和要素聚集的规模效应,使生活服务业得到进一步发展。无论是单中心还是多中心的城市发展模式,都应当在追求经济效率的同时,注重资源公平性分布和提供均等化的高质量服务,以此来真正提升居民消费福利水平。此外,大型城市建设应充分通过集聚经济促进消费高质量发展,小型城市要进一步提升消费市场规模,满足居民高质量消费需求。第二,城市规划和治理要针对生活服务业空间依赖特征,制定并实行精准支持政策。同时,要进一步提高城市化水平,完善空间发展体系建设,让空间效应持续推动消费服务高质量发展。第三,大型城市要进一步提升集聚经济效率,充分利用经济密度优势培育高端生活服务业。小型城市推进公共型基础设施更新,进一步促进人口流入和流动,畅通流动渠道,补齐影响生活服务业发展的短板弱项,扩大生活服务业辐射范围,增强城市宜居性和居民福祉。第四,合理引导人口集聚分布,增强空间规划协同效应。针对人口分散分布区域,应完善社区商业体系,如提供社区型超市、餐饮和休闲娱乐设施,以提高居民消费可达性。进一步优化交通网络,提高公共服务均等化水平,避免因城市建设过度松散或紧凑引发的负面效应削弱居民消费体验。

[参考文献]

- [1] 白燕飞, 姜帆, 李小建, 杨慧敏. 地方主官更替与城市空间增长——基于地级市面板数据的分析[J]. 经济地理, 2017(10): 100 - 107.

- [2] 常晨, 陆铭. 新城之殇——密度、距离与债务[J]. 经济学(季刊), 2017(4): 1621 - 1642.
- [3] 豆建民, 王光丽. 多中心经济空间结构对城市土地价格的影响机制研究[J]. 经济问题探索, 2022(8): 119 - 134.
- [4] 邓慧慧, 曾庆阁, 张三峰, 陈昊. 城市空间形态如何影响居民消费[J]. 财贸经济, 2024(7): 130 - 146.
- [5] 方颖, 白秀叶. 城市空间形态、公共服务空间均等化与居民满意度[J]. 经济学(季刊), 2022(4): 1405 - 1424.
- [6] 李兵, 郭冬梅, 刘思勤. 城市规模、人口结构与不可贸易品多样性——基于“大众点评网”的大数据分析[J]. 经济研究, 2019(1): 150 - 164.
- [7] 李迎成, 李金刚, 涂曼娅. 一种基于人口栅格数据的城市主副中心边界识别方法[Z]. 中国专利, 2020.
- [8] 李松林, 刘修岩, 王峤. 集聚与创新——来自摩天大楼建设的证据[J]. 经济学(季刊), 2023(2): 517 - 531.
- [9] 林伟鹏, 冯保艺. 管理学领域的曲线效应及统计检验方法[J]. 南开管理评论, 2022(1): 155 - 166.
- [10] 彭冲, 韩立彬, 岑燕. 城市内部空间结构与消费多样性: 街区大数据视角[J]. 世界经济, 2023(12): 64 - 91.
- [11] 彭冲, 金培振. 消费型街道: 道路密度与消费活力的微观证据[J]. 经济学(季刊), 2022(4): 1361 - 1382.
- [12] 田文佳, 程宇丹, 龚六堂. 基于土地视角的中国城乡结构转型与经济增长[J]. 经济学(季刊), 2021(3): 909 - 930.
- [13] 王峤, 刘修岩. 空间发展模式与中国城市增长——基于几何形态视角的考察[J]. 经济学(季刊), 2024(2): 588 - 604.
- [14] 王峤, 刘修岩, 李迎成. 空间结构、城市规模与中国城市的创新绩效[J]. 中国工业经济, 2021(5): 114 - 132.
- [15] 姚常成, 吴康. 多中心空间结构促进了城市群协调发展吗? ——基于形态与知识多中心视角的再审视[J]. 经济地理, 2020(3): 63 - 74.
- [16] 于斌斌, 郭东. 城市群空间结构的经济效率: 理论与实证[J]. 经济问题探索, 2021(7): 148 - 164.
- [17] 袁超君, 乔艺波. 中国城市空间结构演化特征和路径——基于290个地级及以上城市的实证[J]. 地理与地理信息科学, 2024(1): 64 - 72.
- [18] 袁晓燕, 施夏敏, 石磊. 城市规模、服务业发展与流动女性就业[J]. 学术月刊, 2023(9): 58 - 67, 112.
- [19] 庄宗武, 韩峰. 中国城市经济高质量发展的空间动力来源——基于要素供给和市场需求的三重外部性视角[J]. 南开经济研究, 2024(9): 46 - 68.
- [20] 邹璇, 杨旭, 刘晨. 中国城市内部多中心结构对碳排放强度的影响及其机制[J]. 资源科学, 2024(7): 1284 - 1298.
- [21] Angel S, Parent J R, and Civco D L. Ten Compactness Properties of Circles: Measuring Shape in Geography[J]. Canadian Geographer, 2010, 54: 441 - 461.
- [22] Burger M J, Meijers E J, and Van Oort F G. Regional Spatial Structure and Retail Amenities in the Netherlands[J]. Regional studies, 2014, 48(12): 1972 - 1992.
- [23] Chen Z, Yu B, and Song W, et al. A New Approach for Detecting Urban Centers and Their Spatial Structure with Nighttime Light Remote Sensing[J]. IEEE Transactions on Geoscience and Remote Sensing, 2017, 55(11): 6305 - 6319.
- [24] Chen Z, Yu B, and Yang C, et al. An Extended Time-series (2000 - 2018) of Global NPP-VIIRS-Like Nighttime Light Data from a Cross-Sensor Calibration[J]. Earth System Science Data Discussions, 2020, 2020: 1 - 34.
- [25] Dauth W, Findeisen S, and Moretti E, et al. Matching in Cities[J]. Journal of the European Economic Association, 2022, 20(4): 1478 - 1521.
- [26] Desmet K, Gomes J F, and Ortuño-Ortín I. The Geography of Linguistic Diversity and the Provision of Public Goods[J]. Journal of Development Economics, 2020, 143: 102384.
- [27] Duranton G, and Puga D. The Economics of Urban Density[J]. Journal of Economic Perspectives, 2020, 34(3): 3 - 26.
- [28] Duranton G, and Puga D. Micro-Foundations of Urban Agglomeration Economies[C]. Elsevier, 2004: 2063 - 2117.

- [29] Glaeser E L, and Kahn M E. Chapter 56-Sprawl and Urban Growth[C]. Elsevier, 2004: 2481 – 2527.
- [30] Glaeser E L, Kolko J, and Saiz A. Consumer City[J]. Journal of economic geography, 2001, 1(1): 27 – 50.
- [31] Harari M. Cities in Bad Shape: Urban Geometry in India[J]. American Economic Review, 2020, 110(8): 2377 – 2421.
- [32] Helbich M, and Leitner M. Spatial Analysis of the Urban-to-Rural Migration Determinants in the Viennese Metropolitan Area. A Transition from Suburbia to Postsuburbia? [J]. Applied Spatial Analysis and Policy, 2009, 2(3): 237 – 260.
- [33] Li Y, and Liu X. How did Urban Polycentricity and Dispersion Affect Economic Productivity? A Case Study of 306 Chinese Cities[J]. Landscape and Urban Planning, 2018, 173: 51 – 59.
- [34] Liu X, Derudder B, and Wu K. Measuring Polycentric Urban Development in China: An Intercity Transportation Network Perspective[J]. Regional Studies, 2016, 50(8): 1302 – 1315.
- [35] Meijers E J. Summing Small Cities Does Not Make a Large City: Polycentric Urban Regions and the Provision of Cultural, Leisure and Sports Amenities[J]. Urban Studies, 2008, 45(11): 2323 – 2342.
- [36] Meijers E J, and Burger M J. Spatial Structure and Productivity in US Metropolitan Areas[J]. Environment and planning A, 2010, 42(6): 1383 – 1402.
- [37] Skinner G W, Yue Z, and Henderson M. ChinaW-Cities, County Seats and Yamen Units (1820 – 1893) [Z]. Harvard Dataverse, 2008.
- [38] Xiong X, Yu X, and Wang Y. The Impact of Basic Public Services on Residents' Consumption in China[J]. Humanities and Social Sciences Communications, 2022, 9(1): 1 – 8.

(责任编辑:湘潭大学 姚海琼;责任校对:湘潭大学 姚海琼)

Urban Spatial Structure and the Quality of Residents' Consumption: Evidence from Comprehensive Merchant Ratings on Dianping.com

BA Yin-sang, ZHANG Cui-zhen

Abstract: With the establishment of urban governance systems and the concentration of commercial activities along key corridors, constructing a scientifically sound urban spatial structure is conducive to enhancing the quality of consumption. This study employs spatial data analysis to construct a spatial structure index for municipal districts of 255 prefecture-level and above cities in China in 2017. By integrating merchant data from Dianping.com, it explores the relationship between urban spatial structure and residents' consumption quality. The results reveal an inverted U-shaped relationship: both excessively monocentric and overly polycentric developments are detrimental to improvements in consumption quality. For large cities, enhancing consumption quality requires efficient and mature agglomeration economies, whereas small cities benefit more from polycentric development that improves consumer choice and convenience. Subsample analyses indicate that spatially dependent consumer services are heavily concentrated in primary centers, and residents' consumption evaluations in such sectors are more strongly influenced by urban spatial structure. In more developed regions, mature spatial development systems intensify the link between urban spatial structure and consumption quality. Further analysis shows that economic activity density and population mobility play moderating roles at different stages along the inverted U-curve of spatial effects on consumption quality. Additionally, the degree of population concentration and urban spatial compactness are found to exert nonlinear effects on consumption quality. By integrating geographic and micro-level data, this study provides systematic evidence on how urban development patterns affect consumption quality. From a policy perspective, urban spatial planning should be tailored to the specific characteristics of each city, thereby promoting high-quality consumption and improving residents' livelihoods.

Keywords: urban spatial structure; urban spatial form; urban spatial compactness; urban spatial effects; consumption quality; consumption services; dianping.com data

电子商务进农村的农业企业绩效提升效应

胡玲 陈昭 刘子茗

摘要:农业是国民经济的基石,农业科技的现代化不能仅仅依靠政策引导,更需要农业企业发挥其作用。本文基于2010—2022年农业企业数据,利用“电子商务进农村综合示范县”政策构建准自然试验,使用双重差分法考察农村电子商务试点政策对农业企业绩效的影响。研究表明:农村电子商务试点有利于提升农业企业绩效,其作用路径在于数字化转型效应、市场优势效应和政府补助效应。异质性分析表明,该政策对创新能力较强、非农制造业以及加工型的农业企业绩效提升作用更为显著;同时,在东部地区、地方政府数字经济关注度较低以及非城市区域,政策效应更为突出。进一步分析显示,农村电子商务试点政策对农业企业的经营、投资、融资以及环境绩效均具有正面影响。本文研究深化了农村电子商务与农业企业绩效关系的理论认识,并为推动农业企业高质量发展和优化农村电商体系建设提供了实证依据与政策启示。

关键词:农村电子商务试点;农业企业绩效;数字化转型;市场优势;政府补助

中图分类号:F832 **文献标识码:**A **文章编号:**1007-5682(2026)02-0103-16

一、引言

随着数字技术的广泛应用,中国已由过去的以粗放增长为主导的传统发展方式,转变为以数字为主导的发展方式。电子商务是数字经济与实体经济深度融合的重要体现,是近几年来规模最大、发展最快、影响范围最广的新型商业模式。在中央和地方各级政府的大力支持下,电子商务在促进数字化发展、助力脱贫攻坚、加速农业产业化进程方面,已经取得了明显成效。商务部发布的《中国电子商务报告(2022)》显示,农村网络零售额达2.17万亿元,同比增长3.6%。电子商务作为一种新业态在带动农村电商双向流通、促进乡村振兴方面作出了积极贡献。

农业是国民经济的基础。中国式现代化,离不开农业基础,实现农业现代化关键要实现农业科技的现代化。农业科技的现代化不能仅仅依靠政策引导,更需要农业企业发挥其作用。但是,就目前的形势来看,我国的农业企业在融资、投资、经营、管理等方面面临一定难题,产业结构单一、融资约束较强、经济利润较低、农业创新与品牌效应差、公司治理较差是重要体现(张延龙等,2021),以上问题制约农业企业长期、稳定的发展,不利于经济高质量发展。为了改善这一现状,政府大力推动农村电子商务建设,有助于减少偏远行政村的贸易成本,进而降低农业类企业的运营成本,畅通

收稿日期:2025-05-07

基金项目:国家社会科学基金重大项目“新时期稳步扩大制度型开放的内涵、目标和重点任务研究”(23ZDA051)

作者简介:胡玲,广东外语外贸大学经济贸易学院博士研究生;陈昭,经济学博士,广东外语外贸大学中国计量经济史研究中心、数量经济研究所教授;刘子茗(通讯作者),经济学博士,广州航海学院数字经济与贸易学院讲师,电子邮箱:liuziming0704@163.com。感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见,文责自负。

其销售渠道,优化经营管理模式,助力农业经济增长。电子商务作为一种典型的数字基础设施,是否能够促进农业企业绩效的提升,进而推动农业的长足发展?这一问题值得深入探究。

农村电子商务发展不久,国内大部分研究以定性分析为主,且内容集中在农村电子商务发展状况、问题分析与解决方案等方面。关于农村电子商务的作用研究集中在就业、农户以及收入等方面,如农村电子商务不仅能提高非农就业数量与质量(林伟芬等,2023),而且有利于通过提升单个农民收入减少贫困,并提升其主观幸福感(吴本健等,2023)。国外研究以定量分析为主,主要研究对象与国内研究类似,农村电子商务有利于提升农民收入、改善农民福利(Jin等,2020),并提升城市创业活跃度与缩小城乡收入差距(Yin和Choi,2022)。

当前国内文献将“电子商务进农村综合示范县”的政策效应分为以下两个方面:一方面是试点政策对地区宏观经济的影响,研究表明该政策最直接的影响是提升农村电商发展水平,并通过促进农村劳动力就业,提升乡村经济韧性(王奇等,2021;张琛等,2023);另一方面是试点政策对农户微观经济的影响,研究发现该政策有助于推动农户创业并带动农户脱贫致富(涂勤和曹增栋,2022),从而提升其消费水平(赵绍阳等,2023)。而国外研究主要探讨了试点政策对经济增长(Qin等,2023)、收入增长(Wang等,2024)等的促进作用,并通过减小收入差距、实现减贫致富和共同富裕(Wei等,2024)。此外,国外研究还关注到该政策对农村女性创业、农村物流设施、人才培养和农业实体的支持作用(Zhao等,2024)。

农业类企业绩效的影响因素集中在内部因素上,主要分为以下三类因素:一是企业的战略导向,市场导向对农业企业长短期绩效的影响具有非对称性(陈启杰等,2010)。二是公司治理因素,管理层薪酬、员工薪酬激励均对农业类企业绩效具有促进作用(王红等,2014;Jankelová等,2020)。此外,韩杨和范静(2022)研究指出公司治理水平越高,农业企业绩效越好。三是企业的行为决策因素,广告投入、研发投入、并购活动与数字化转型均为农业类企业绩效的正面因素(贾伟和秦富,2013)。另外,对于外部因素的研究主要涉及政策因素,如范黎波等(2012)研究发现政府补贴有利于提升农业企业绩效。国外研究也主要关注企业内部因素影响,组织和知识型资源的转移阻碍了农业企业绩效的提升,但物质资源的转移、多元化战略、员工薪酬激励、动态能力、创业导向和环境可持续性承诺能够提升企业绩效(Barnes等,2015;Jankelová等,2020)。

综上所述,现有研究存在以下两个方面不足:一是微观企业效应研究的缺位。国内外关于农村电子商务的文献多采用定性分析法或聚焦宏观区域经济影响,定量研究主要考察其对农户收入的微观效应。尽管国外研究开始延伸至女性创业、基础设施等领域,但针对农业企业经济绩效的实证考察仍属空白。二是忽视外部政策因素。现有文献对农业企业绩效动因的探索过度集中于企业内部要素(如战略导向、治理结构),而对外部环境因素关注不足。即便涉及外部性分析,也仅局限于政府补贴等单一维度,未能系统考察农村电子商务政策作为关键外部政策因素对企业绩效的作用机制。基于此,本文以2010—2022年A股上市农业类公司为研究样本,利用“电子商务进农村综合示范县”政策构建准自然试验,使用多时点双重差分法(DID)考察农村电子商务试点对农业类上市企业绩效的影响及其作用机制。

本文可能的研究贡献体现在以下三个方面:第一,研究对象方面。以往关于农村电子商务的研究仅关注对地区经济与农户经济的影响,电子商务政策对企业影响的文献均涉及所有行业,并不具有行业特殊性,本文使用农业类上市公司为研究对象,克服了上述缺陷,使农村电子商务的影响研究更具针对性。第二,研究视角方面。本文基于农村电子商务的微观企业效应视角,从理论与实证两个角度分析农村电子商务试点对农业类企业绩效的影响及其作用机制,弥补了当前研究不足,为农业企业高质量发展提供相关建议。第三,研究内容方面。本文根据电子商务的特点与农业企业面临的严峻现状,验证了电子商务试点对农业企业绩效影响的数字化转型效应、市场优势效应和政

府补贴效应,探讨了在不同企业、产业链位置、地域差异下该影响的非对称性。本文研究电子商务试点对农业企业经营、投资、融资、环境绩效的作用,从而较为全面地检验了农村电子商务试点政策的微观企业效应,有助于完善有关农业企业绩效的研究,这对推动农村电子商务实施、引导农业企业进行转型升级、助力乡村振兴发展具有重要的现实意义。

二、制度背景与理论分析

(一)制度背景

2014年7月,财政部、商务部以及国务院扶贫开发领导小组办公室联合发布了“电子商务进农村综合示范县名单”,每个列入名单的县均可获得中央财政约2000万元的支持,并且获得省、市、县三级配套资金。中央财政资金支持的项目主要在于以下四个方面:首先,构建完备的电子商务进农村的服务体系,包含农村物流配送体系等。其次,拓宽农村电子商务的适用领域,包括工业产品下乡与农产品进城,支持农村劳动力电子商务创业,推动农业产业的组织化、标准化。再次,增强农村电商应用能力,包括对相关人员进行培训与电子商务知识宣传。最后,优化农村电商发展环境,完善财政金融政策支持体系。根据农业农村部发布的《中国数字乡村发展报告(2022)》,“电子商务进农村”政策在“十四五”期间持续推进,并与“数字乡村发展行动计划(2022—2025年)”有效衔接。自商务部实施政策至2024年3月,中央财政资金累计支持1489个县实施该示范项目,建成县级电商公共服务中心和物流配送中心近3000个,村级电商服务站点超过15.8万个,呈现由“局部试点”向“广域推广”、由“基础设施建设”向“数字化产业链整合”跃升的发展态势。这一政策演进逻辑不仅彰显了国家层面推进乡村振兴战略和数字中国建设的系统考量,也为本文基于准自然实验识别农村电商政策对农业企业绩效的影响提供了现实基础与理论价值。

(二)理论分析与研究假说

随着信息技术的快速发展和数字经济的深入推进,电子商务作为连接生产与消费的重要纽带,逐渐成为推动农业现代化和促进农村经济转型的关键力量。特别是在我国推进“电子商务进农村”政策背景下,农村电子商务试点不仅为农业企业提供了全新的销售渠道和市场空间,也有效地促进了农业产业链的数字化升级和资源优化配置。作为数字经济的重要表现形式,农村电子商务通过打破传统农产品流通的时间与空间限制,显著提升了农业企业的市场覆盖能力和产品流通效率,从而对农业企业绩效产生积极作用。本文认为农村电子商务试点对农业企业绩效的提升主要体现在以下三个层面:

第一,农村电子商务试点政策促进企业内部形成数字化转型效应,对企业经营管理、投资决策产生积极影响。作为数字经济战略的重要组成部分,试点政策通过构建基础设施与技术平台,增强农业企业的信息获取能力与数字化经营水平,从而提升农业企业绩效。一方面,试点政策通过构建电商服务体系与优化环境,促进了农业供应链信息共享,有效缓解了信息不对称(Lendle等,2016)。例如,山东寿光蔬菜产业集团依托“寿光智慧农业云平台”实现订单式生产、采收预测和线上定价,显著减少产销错配和滞销风险。另一方面,数字化转型促进流程优化与决策升级,从内、外两方面降低了企业交易成本。内部方面,数字工具(如ERP、库存管理系统)可优化企业管理流程,减少部门间协调摩擦(张乾等,2022)。外部方面,电商渠道拓展销售市场,提高匹配效率;政策配套的物流体系提升配送效率,降低运输成本。如安徽宿州的禾农农产品公司引入电商平台与自动分拣系统后,显著缩短了订单响应时间和库存周转时间。综合上述分析,农村电子商务试点产生的数字化转型效应,推动农业企业在信息共享、成本控制与流程管理上的数字升级,有效解决了农业企业面临的关键信息与成本约束问题,进而提升农业企业绩效。

第二,农村电子商务试点政策通过优化农业企业的外部市场环境,在环境完善、成本控制与资源集聚方面形成显著市场优势,进而提升企业绩效。首先,试点政策显著提升了试点地区电商发展水平,促进了农村三产融合,推动产业链延伸,增强了农业企业对接市场的能力与灵活性(Ji 等,2023)。例如,江西赣州市南康区借助“农村淘宝+产业链直播”带动区域特色农产品出口,直接带动果蔬初加工等配套环节发展。其次,电商技术整合信息流,提升农产品交易效率,降低搜寻、验证和运输等隐性成本(Goldfarb 和 Tucker,2019)。以云南保山“褚橙”为例,该品牌整合抖音直播与冷链物流资源,构建了“直播+物流”协同模式,使得“褚橙”在激烈的电商竞争中脱颖而出。最后,试点政策能够引导关键要素“回流”农村,缓解了农业企业长期面临的人力、资金与技术资源不足问题。一方面,人才通过电商创业培训与返乡激励计划回流农村,提升了农村人力资本水平(张琛等,2023)。例如,江西宁都县通过“返乡创业计划”,积极鼓励本地青年投身农村电子商务,逐步培育出一批具备电商运营、产品推广与供应链管理能力的新型农业从业者,成为农村经济转型与青年就业创业协同发展的典型范式。另一方面,电商平台带动农村信用体系建设,农业企业信用评级改善有助于缓解其融资约束(祁怀锦等,2020)。同时,数字技术推广促进了标准化生产与农业技术创新,增强了农村企业对市场变化的适应能力。综合上述分析,试点政策通过打造有利的市场环境和要素结构,为农业企业构建了稳定、低成本、高韧性的经营外部环境,显著提升了其市场优势和成长潜力,最终改善农业企业绩效。

第三,作为试点政策的核心支持手段,政府补助为农业企业提供了直接的财政支持与间接的制度保障,成为企业绩效提升的重要推动力。一方面,针对农业企业普遍面临的融资难、融资贵等问题,试点政策的财政补助(如启动资金、专项扶持)有效降低了企业在电商设备购置、平台建设及市场开拓等方面的前期投入成本,显著降低了数字化转型的门槛。这直接缓解了企业的资金压力,增强了其开展数字化经营的能力与动力(Goldfarb 和 Tucker,2019)。另一方面,公共服务平台、物流体系和信息基础设施的完善,为农业企业数字经营提供了可持续支撑;技能培训与信用激励机制也有助于改善其长期融资环境与人才供给质量。同时,政府支持提升了企业信用水平,改善了其长期融资条件,进一步强化了企业的市场优势。如浙江德清在电商试点阶段设立“农企数字化专项资金”,为超百家农业企业提供初始投入补助,覆盖平台接入、人员培训及仓储冷链等方面。综合上述分析,政府补助能直接缓解关键资金瓶颈并增强其信息获取能力,降低数字化成本以支持企业数字化转型,为农业企业创造市场优势,从而促进绩效提升。

综上所述,农村电子商务试点有助于推动农业类企业数字化转型,并帮助企业获取市场优势和政府补助,从而提升农业企业绩效。基于以上理论分析,本文提出以下研究假说:

H1:农村电子商务试点能够提升农业企业绩效。

H2:农村电子商务试点通过产生内部数字化转型效应、外部市场优势效应和政府补助效应,改善农业企业绩效。

三、实证设计

(一)样本选择与数据来源

本文以2010—2022年中国沪深A股上市农业类公司为研究样本,并按照研究惯例进行以下处理:一是删除了样本期间内被ST、PT、*ST的样本;二是删除了2010年及以后上市的公司;三是剔除主要变量缺失的样本。经过处理后,本文最终得到156家农业类上市公司1256个年度观测值。为了避免极端值对回归结果的影响,本文对主要的连续型变量采取了1%和99%的缩尾处理(Winsorize)。

2014—2020年国家级电子商务进农村综合示范县名单源于商务部网站,上市公司的财务、综合治理、专利、排污数据来自国泰安(CSMAR)和万得(Wind)数据库,地区数据来自各省份(直辖市、自治区)、城市统计数据库,银行网点数据来自国家金融监督管理总局金融许可证信息数据库。

(二)变量选取

1. 被解释变量:企业绩效

企业绩效是指企业在一定时间内的经营业绩与经营收益,农业企业绩效的衡量方式大概分为以下三类:一是全要素生产率(范黎波等,2012);二是股票价格和每股收益(贾伟和秦富,2013);三是财务绩效,一般使用总资产收益率、企业利润等(Jankelová等,2020)。此外,还有部分研究从企业创新、环境责任等方面衡量农业企业绩效(韩杨和范静,2022)。本文利用资产收益率衡量企业绩效。

2. 核心解释变量:DID

本文的核心解释变量为农村电子商务试点,若企业所在城市当年及之后年份含有“电子商务进农村综合示范县”,DID变量取值为1,否则取值为0。现有研究表明电子商务试点政策有利于当地的农村电子商务发展,该方法可以解决内生性问题,同时为农村电子商务研究提供了新的实证因果关系识别方法。

3. 机制变量

数字化转型。基于现有研究,目前对于企业数字化转型的测度有以下三种:其一是通过问卷测试的方法调查企业信息技术人员数量,但是企业信息技术只是简单的网络运用,与企业数字化还有较大差异,并且问卷调查法本身样本容量有限。其二是根据数字化转型关键词词频识别出企业数字化无形资产占比(祁怀锦等,2020),这种指标虽然直观,但容易受到企业虚估无形资产的影响,同时容易混淆数字化无形资产与其他无形资产之间的关系。其三是利用文本挖掘法测度“管理层讨论与分析”数字化转型关键词词频,从而测度企业数字化转型指数(王玉喜,2023)。本文根据广义层面数字经济与数字化转型的定义,得到相应的数字化转型的关键词,通过文本挖掘法获得关键词的词频以衡量企业数字化转型程度。具体测算步骤为:首先,通过企业数字化转型的定义与相关政策文件提取“数字化转型”相关词源,建立文本检索关键词库^①。其次,基于词库范围创建检索关键词,运用爬虫技术抓取2010—2022年上市公司年报中关于“数字化”的关键词,对提取的数据进行清洗。最后,将得到的关键词词频除以总词频,得到衡量企业数字化转型程度的变量——数字化转型。此外,为提升数字化转型变量测度的全面性与客观性,本文在采用文本挖掘方法构建数字化转型指数的基础上,借鉴黄勃等(2023)、孙忠娟等(2025)的研究,使用数字化转型投资^②、数字化转型创新衡量企业数字化转型。其中,数字化转型投资=数字投资总额/营业收入,数字化转型创新= $\ln(\text{数字专利数量}+1)$ 。

市场优势。一方面,本文利用勒纳指数衡量企业市场优势,该指数体现了企业定价超过边际成本或直接成本的能力。勒纳指数=(营业收入-营业成本-销售费用-管理费用)/营业收入,该指数越大表明企业定价能力越强,市场优势越大。另一方面,本文使用市场规模占比衡量市场优势,用以反映企业在行业内的市场占有率,计算公式为:企业主营业务收入/行业主营业务收入。

政府补助。本文使用政府补助占营业收入的比重(政府补助营收占比)、政府补助占总资产的比重(政府补助资产占比)作为企业政府补助的代理变量。

^① 词库包括数字化、数字科技、数字货币、数字经济、物联网、信息时代、信息化、电子商务、跨境电商、3D打印、电子技术、电子科技、机器学习、计算机技术、O2O、B2B等五十六个关键词。

^② 对企业年度财务报告中的“固定资产明细”和“无形资产明细”数据进行整理与筛选,并将筛选出的数字固定资产期末余额与数字无形资产期末余额合并,以计算企业的数字化投资总额。

4. 控制变量

参考现有研究(范黎波等,2012;韩杨和范静,2022),本文选取以下企业层面的财务与综合治理两部分控制变量,其中财务变量包括:筹资活动产生的现金流量(筹资活动产生的现金净额/总资产)、托宾 Q(总市值/总资产)、固定资产(固定资产/总资产);综合治理变量包括:股权集中度(第一大股东持股比例)、机构持股(机构持股比例)、产权属性(国有企业取值为 1,否则取值为 0)。

(三)模型设定

为了验证基本假说 H1,分析农村电子商务试点对农业类上市企业绩效的影响,借鉴王奇等(2021)的方法,本文构建多期双重差分模型:

$$ROA_{it} = \beta_0 + \beta_1 DID_{it} + \gamma X_{it} + \lambda_t + \delta_j + \varphi_c + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, i 表示企业, t 表示年份, j 表示 2012 年发布的《上市公司分类指引》中的二级行业, c 表示企业所在县级行政区(市辖区、县级市、县、自治县、旗、自治旗等)。 ROA_{it} 是被解释变量,表示农业企业 i 在 t 年度的资产收益率。 DID_{it} 是核心解释变量,即农村电子商务试点,表示企业所在城市内 t 年度及之后是否含有电子商务进农村综合示范县。 X_{it} 代表一系列企业层面的控制变量; λ_t 代表时间固定效应; δ_j 代表行业固定效应(二级行业); φ_c 代表区县固定效应, ε_{it} 代表随机误差项。

为了检验机制假说 H2,考察电子商务试点对农业类上市企业绩效影响的数字化转型机制、市场优势机制与政府补助机制,本文在基准回归模型(1)的基础上,构建以下模型以验证影响机制的存在性:

$$ROA_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 DID_{it} \times M_{it} + \gamma X_{it} + \lambda_t + \delta_j + \varphi_c + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, M_{it} 是机制变量,包括数字化转型、市场优势、政府补助变量。其余变量与符号与基准回归模型(1)一致。

(四)描述性统计

表 1 展示了主要变量的描述性统计结果,由结果可知,一方面,企业资产收益率最大值为 0.6754,最小值为 -0.6004,中位数为 0.0452,均值为 0.0482,中位数小于均值,变量呈右偏分布,表明超过一半的农业企业绩效未达到整体平均水平,并且还有部分农业企业绩效为负,不同农业企业之间的绩效差异较大。另一方面,DID 的最大值为 1,最小值与中位数均为 0,均值为 0.0478,表明受到试点政策影响的样本即实验组样本占比 4.78%。其余控制变量的描述性统计结果与当前研究大致相同。

表 1 主要变量的描述性统计

变量	观测值	最大值	中位数	最小值	均值	标准差
资产收益率	1256	0.6754	0.0452	-0.6004	0.0482	0.0804
DID	1256	1.0000	0.0000	0.0000	0.0478	0.2134
筹资活动产生的现金流量	1256	0.7241	0.0003	-0.3409	0.0180	0.1128
托宾 Q	1256	0.0872	0.0199	0.0106	0.0241	0.0133
固定资产	1256	0.7199	0.2525	0.0104	0.2718	0.1397
股权集中度	1256	0.7145	0.3538	0.0931	0.3568	0.1487
机构持股	1256	0.8269	0.4075	0.0015	0.3957	0.2278
产权属性	1256	1.0000	1.0000	0.0000	0.5820	0.4934

四、实证结果与分析

(一)平行趋势检验

图 1 绘制了农村电子商务试点政策前四期和后两期企业绩效的时间趋势。从图 1 可以看出,在

试点政策实施前,对企业绩效的双重差分变量各期系数值均不显著,表明试点企业与非试点企业在政策实施前并无显著差异,即样本通过了平行趋势检验;在试点政策实施后,对企业绩效的双重差分变量从 $t+1$ 期开始系数均为正,表明该政策对试点地区农业企业绩效具有持续性正面影响。

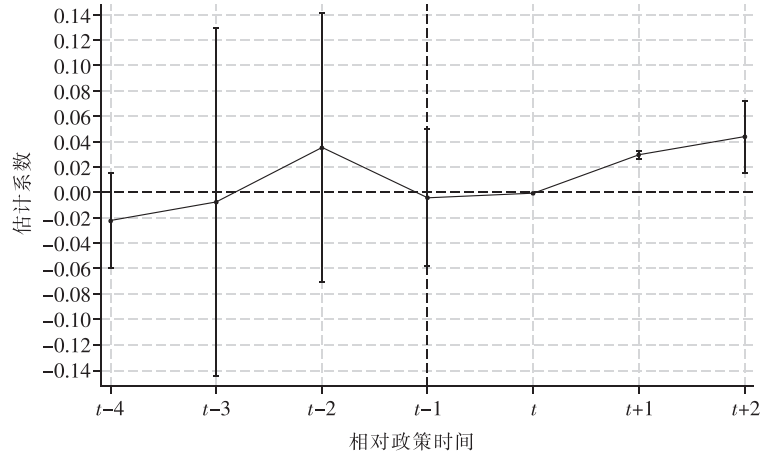


图 1 平行趋势检验

(二) 基准回归结果与分析

表 2 汇报了农村电子商务试点对农业企业绩效的回归结果。在未加入控制变量的情况下,即列(1)中农村电子商务试点的回归系数为 0.01,且在 5% 的水平上显著为正;在分别加入企业财务与综合治理控制变量的情况下,即列(2)和列(3)中农村电子商务试点的回归系数分别为 0.014 和 0.019,且分别在 1%、10% 的水平上显著为正;在同时加入企业财务与综合治理控制变量的情况下,即列(4)中农村电子商务试点的回归系数为 0.022,且在 1% 的水平上显著为正,表明农村电子商务试点后,农业企业资产收益率有所提升。因此,基准回归结果支持了假说 1,农村电子商务试点有利于提升农业类企业绩效。

由控制变量的回归结果可知,第一,在列(2)和列(4)中,托宾 Q 的回归系数均在 5% 的水平上显著为正,表明投资机会越多,农业企业绩效越好;第二,在列(3)和列(4)中,股权集中度的回归系数均在 1% 的水平上显著为正,表明股权越集中,农业企业绩效越好;第三,在列(3)和列(4)中,产权属性的回归系数均在 10% 的水平上显著为正,表明相较于非国有企业,国有农业企业占有的资源更多,其绩效越高。

表 2 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
DID	0.010 ** (5.810)	0.014 *** (15.491)	0.019 * (3.678)	0.022 *** (11.323)
筹资活动产生的现金流量		-0.021 (-1.700)		-0.024 (-1.455)
托宾 Q		0.973 ** (7.064)		0.981 ** (9.646)
固定资产		-0.005 (-0.750)		-0.011 (-0.678)
股权集中度			0.130 *** (10.702)	0.134 *** (14.008)
机构持股			0.006 (0.593)	-0.007 (-0.981)
产权属性			0.023 * (3.237)	0.023 * (3.083)
常数项	0.047 *** (34.086)	0.025 *** (10.453)	-0.015 ** (-6.851)	-0.032 *** (-15.157)
年份、行业、区县固定效应	是	是	是	是
观测值	1256	1256	1256	1256
R ²	0.071	0.097	0.137	0.163

注:括号内为 t 值,***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著,下表同。

(三)内生性检验与稳健性检验

1. 安慰剂检验

为了检验农村电子商务试点对农业企业绩效的影响是否源于其他不可观测因素,本文使用安慰剂检验。具体而言,如果是其他未观测因素提升了农业企业绩效,那么将农村电子商务试点与农业企业绩效随机匹配并重复检验,农村电子商务试点依然对农业企业绩效具有促进作用;反之,如果这种作用不存在,那么就可以排除其他潜在干扰因素对结果的影响。本文执行 500 次随机匹配的安慰剂检验^①,可知基准回归中农村电子商务试点对农业企业绩效的估计系数介于安慰剂检验系数 95% 分位数(0.015)与 99% 分位数(0.024)之间,基准回归系数与安慰剂检验系数绝大部分不重合,且安慰剂检验系数均值接近于 0,表明随机试验并没有体现出农村电子商务试点对农业企业绩效的显著影响。由此可见,检验结果排除了农村电子商务试点对农业企业绩效的影响源于其他潜在未观测因素的可能性。

2. 异质性处理效应检验

现有文献指出多期双重差分法可能存在时间异质性偏误,造成平均处理效应(ATT)估计产生偏差,甚至出现相反的因果效应,从而造成回归结果的谬误。本文借鉴 Callaway 和 Sant' Anna(2021)的方法,检验异质性处理效应的稳健性。检验结果显示,未加入和加入控制变量的平均处理效应(ATT)估计值分别为 0.020、0.018 且均在 1% 的水平上显著,在此基础上再将示范区政策实施前的样本加入控制组得到的平均处理效应(ATT)为 0.017 且在 1% 的水平上显著。同时,在此基础上,本文将总平均处理效应分解为多年度的动态效应,如图 2 所示,试点政策前的估计值均没有正的显著性,而试点后仅有 $t+1$ 、 $t+2$ 、 $t+3$ 期的估计值显著性较弱,表明基准回归通过异质性处理效应检验。

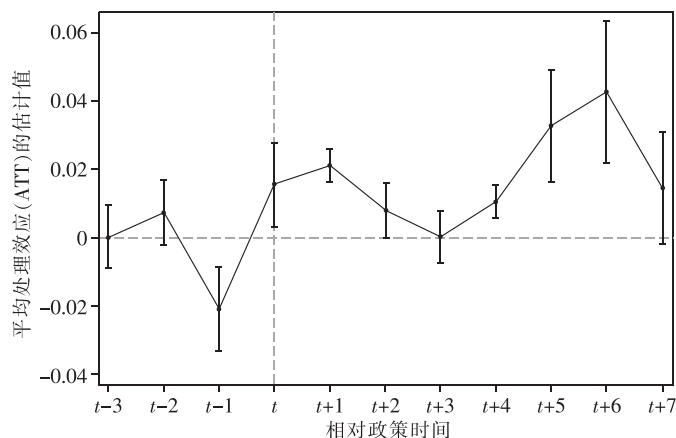


图 2 异质性处理效应检验

3. 替换被解释变量测度

本文将基准回归中的资产收益率替换为以下变量:成本费用利润率、资产净利润率、下一期的资产收益率。其中,成本费用利润率 = 净利润 / (营业成本 + 销售费用 + 管理费用 + 财务费用 + 研发费用),资产净利润率 = 净利润 / 总资产。回归结果显示^②,农村电子商务试点的回归系数均在 5% 及以上水平显著,表明农村电子商务试点政策不仅对当期农业企业绩效具有提升作用,而且促进了下一期的农业企业绩效。以上回归结果与机制回归结果基本一致,说明了基准回归是稳健的。

^① 受篇幅限制,安慰剂检验图未予展示,感兴趣的读者可向作者索取。

^② 受篇幅限制,替换被解释变量的回归结果未予展示,感兴趣的读者可向作者索取。

4. 加入地区变量与固定效应

农业企业的发展离不开地区经济、金融与科技的支持,因此本文进一步引入地区变量以及城市和省份固定效应,以缓解基准回归可能存在的遗漏变量问题。具体而言,本文加入以下地区层面的变量:城市信贷可得性、城市城镇化率、城市收入差距、省级农业 GDP、省级农业科技水平。其中,城市信贷可得性 = 城市银行网点的对数值,城市城镇化率 = 城镇常住人口 / (城镇常住人口 + 乡村常住人口),城市收入差距 = 城镇居民人均可支配收入 / 农村居民家庭人均收入,省级农业 GDP = 省份第一产业 GDP / 省级 GDP,省级农业科技 = 省份农业科技专利数量的对数值。回归结果显示^①,农村电子商务试点的回归系数均在 10% 及以上水平显著,表明在控制地区因素后电子商务试点政策仍然对农业企业绩效具有促进作用,验证了基准回归具有稳健性。

5. 工具变量法(IV)

县域的数字基础设施越好,越可能入选“农村电子商务示范县”,从而可能产生内生性问题,导致基准回归产生偏误。为了缓解可能存在的内生性问题,本文进一步采用工具变量法进行检验。参照王文涛和彭卿(2023)、赵涛等(2020)的研究,选取 2009 年(即样本期前一年)的地级市数字经济发展指数作为工具变量。该指数涵盖互联网普及、相关从业人员、数字产出、移动电话普及和数字普惠金融等多个方面,能够较为全面地反映地区数字经济发展水平。由于该指标体现了当地的数字基础设施情况,可能与其是否入选“农村电子商务示范县”息息相关,又发生在政策实施之前,不会直接影响企业绩效,从而满足工具变量的相关性与外生性要求。表 3 报告了两阶段回归的结果。列(1)即第一阶段回归显示,城市数字经济发展指数的系数估计值在 1% 的水平上显著为正,说明工具变量具有相关性。列(2)至列(5)即第二阶段结果显示,农村电子商务试点均在 10% 的水平上显著。以上结果表明,在考虑内生性后农村电子商务试点政策仍然提升了农业企业绩效,这一结果与基准回归保持一致,进一步验证了结论的稳健性。

表 3 工具变量两阶段最小二乘的回归结果

变量	第一阶段	第二阶段			
	农村电子商务试点	资产收益率	成本费用利润率	资产净利润率	下一期的资产收益率
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
城市数字经济发展指数	0.379*** (13.890)				
DID		0.238* (3.370)	0.615* (3.128)	0.212* (3.296)	0.616* (0.776)
控制变量	否	是	是	是	是
地区变量	是	否	否	否	否
年份、行业、区县固定效应	是	是	是	是	是
观测值	991	991	991	991	854
R ²	0.246				
Kleibergen-Paap rk LM 统计量		8.110***	6.326**		
Cragg-Donald Wald F 统计量		11.392	7.220		
Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量		80.202	90.222		

注:地区变量包括城市信贷可得性、城市城镇化率、城市收入差距、省级农业 GDP、省级农业科技水平。

6. 倾向匹配得分(PSM)

为了缓解可能存在的样本选择偏误问题,本文采用以 0.05 为匹配半径的 1:8 最近邻匹配,以

^① 本文在控制年份、行业、区县固定效应的基础上进一步控制城市和省份固定效应。受篇幅限制,加入地区变量以及城市和省份固定效应的回归结果未予展示,感兴趣的读者可向作者索取。

基准模型(1)中所有控制变量和表3中的地区变量为协变量,将试点组企业与非试点组企业样本进行一一匹配。在通过共同支撑假说和平行趋势假说检验后,最终匹配到444组样本数据,在此基础上进行基准回归。由回归结果^①得,农村电子商务试点的回归系数均在5%及以上的水平上显著为正,回归结果与基准回归一致,表明基准回归具有稳健性。

五、拓展性分析

(一)机制检验

根据前文的理论分析与基准回归结果,农村电子商务试点通过数字化转型效应、市场优势效应与政府补助效应,提升农业企业绩效。本文接下来利用模型(2),验证数字化转型效应、市场优势效应与政府补助效应,证明农村电子商务试点对农业企业绩效具体作用路径的存在性。

首先,数字化转型机制的检验结果展示在表4列(1)至列(3)中,由回归结果可知,三个交互项的系数估计值均在1%的水平上显著为正,表明农村电子商务试点能够产生数字化转型效应,并且农村电子商务试点可以通过促进数字化转型,提升农业企业绩效。其次,市场优势机制的检验结果显示在表4列(4)和列(5)中,由回归结果可知,两个交互项的系数估计值均在1%的水平上显著为正,表明农村电子商务试点能够产生市场优势效应,并且农村电子商务试点可以通过帮助企业获取更多的市场优势,提升农业企业绩效。最后,政府补助机制检验结果展示在表4列(6)和列(7)中,由回归结果可知,两个交互项的系数估计值分别在1%和10%的水平上显著为正,表明农村电子商务试点助力企业获取政府补助,进而提升农业企业绩效。以上回归结果验证了数字化转型机制、市场优势机制、政府补助机制的存在性。

表4 农村电子商务试点对农业企业绩效影响的机制检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
DID × 数字化转型	0.110 ^{***} (24.940)						
DID × 数字化转型投资		2.747 ^{***} (16.257)					
DID × 数字化转型创新			0.068 ^{***} (13.147)				
DID × 勒纳指数				0.410 ^{***} (18.336)			
DID × 市场规模占比					0.128 ^{***} (100.852)		
DID × 政府补助营收占比						0.014 ^{***} (16.161)	
DID × 政府补助资产占比							0.027 [*] (3.284)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
年份、行业、区县固定效应	是	是	是	是	是	是	是
观测值	1256	1256	1256	1256	1256	1256	1256
R ²	0.170	0.161	0.172	0.181	0.171	0.161	0.161

在上述机制检验的基础上,本文进一步补充交互项回归,以考察机制间的协同效应。农村电子商务试点不仅通过数字化转型、市场优势和政府补助提升农业企业绩效,而且三者和作用过程中可能存在相互强化关系。政府补助可通过缓解资金约束促进数字化投入,市场优势则为数字化成果的转化与应用提供场景和需求,从而共同放大政策效应。基于此,本文在模型(2)的基础上将农业

^① 受篇幅限制,倾向匹配得分后的基准回归结果未予展示,感兴趣的读者可向作者索取。

企业绩效替换为数字化转型,以检验多重机制的协同作用。以数字化转型创新为例,回归结果如表5所示,所有交互项的系数均在10%及以上水平显著为正,表明市场优势和政府补助能够显著强化数字化转型效应。一方面,政府补助通过缓解融资约束提升了数字化转型对企业绩效的贡献;另一方面,市场优势通过扩展应用场景增强了数字化成果的绩效转化能力。由此可见,农村电子商务试点的政策效应不仅源于单一机制,而是多重机制的协同作用,共同推动农业企业绩效的提升。

表5 农村电子商务试点对农业企业绩效影响机制的交互检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
DID×勒纳指数	1.236** (5.537)			
DID×市场规模占比		0.499*** (36.046)		
DID×政府补助营收占比			1.471** (5.449)	
DID×政府补助资产占比				3.729* (4.123)
控制变量	是	是	是	是
年份、行业、区县固定效应	是	是	是	是
观测值	1256	1256	1256	1256
R ²	0.255	0.252	0.248	0.256

(二) 异质性检验

前文的理论分析与实证结果表明农村电子商务试点能够提升农业企业绩效,基于此衍生出以下问题:在何种状况下,农村电子商务试点的政策效应更强,即农村电子商务试点在哪些条件下更能够促进农业企业绩效的提升。理清这一问题有利于完善电子商务试点政策,助力农业企业绩效的进一步提升。为此,本文引入企业特征、产业链位置、行业属性与地域差异下农村电子商务试点对农业企业绩效的非对称性影响。

1. 企业异质性

首先,企业创新能力的强弱决定了其面对外部政策环境变化时的适应能力和创新转化能力,在很大程度上影响企业对农村电子商务技术的应用与吸收,从而对试点政策的效果产生制约。因此,本文借鉴韩杨和范静(2022),将企业当年申请的专利数量占研发支出的比重作为技术创新能力的代理变量,并基于该变量的年度均值将全样本划分为强技术创新能力与弱技术创新能力两个子样本,分析不同技术创新能力农业企业绩效的异质性。检验结果如表6列(1)和列(2)所示。结果显示,农村电子商务试点的回归系数在列(1)以1%的水平显著为正,但在列(2)不具有统计显著性,这种差异可能源于创新能力较弱企业在技术接受能力、数字化转型能力和资源整合能力方面存在短板,难以充分利用电商试点带来的平台资源、技术支持和市场信息红利,从而错失政策窗口期所创造的发展机遇。

其次,从行业异质性角度看,农业机械制造业与粮食生产企业、农业生产服务、流通服务企业等在业务特征、资源依赖、技术水平和市场结构等方面存在显著差异,可能导致其对农村电子商务试点的响应能力存在分化。本文根据农业企业所在行业异质性分为农业制造业进行分组回归,回归结果如表6列(3)至列(4)所示。农村电子商务试点的回归系数在列(3)和列(4)中均在10%及以上水平显著为正,但列(4)的系数值大于列(3)的系数值,表明相较于农业制造业,农村电商试点政策在推动非农业制造业企业绩效提升方面作用更为显著。这可能是因为这类企业本身具有更强的数字化基础设施、更丰富的渠道资源和更灵活的商业模式,更容易实现与电商政策的协同发展;而农业制造类企业则更多依赖物理产能和传统产业链,其电商转型路径相对复杂,短期内难以获得显著绩效改善。

最后,农业企业在资源禀赋、经营模式以及与电商平台的契合度方面存在系统性差异,可能对农村电子商务政策的实施效果产生显著的异质性影响,从而导致其从政策中获得的绩效改善幅度

各不相同。因此,本文根据企业主营业务(占比超过60%的部分)将农业企业划分为生产型、加工型、流通型三种类型,三类企业占样本中的比例分别为22.21%、74.44%、3.35%。农业领域的流通型上市企业本身数量有限,导致该子样本在总体样本中占比较低。产业链位置异质性回归结果见表6列(5)至列(7)。结果显示,农村电子商务试点的回归系数在列(5)中在10%的水平显著为负,在列(6)中在1%的水平显著为正,在列(7)中不具有统计显著性但系数值为正且大于列(6),表明试点政策对生产型企业的促进作用最弱,并在一定程度上说明其对加工型企业绩效提升最为显著,这可能是因为生产型企业在试点初期由于数字化能力不足、转型成本较高,短期内反而面临一定经营压力,导致绩效未能显著改善甚至出现阶段性下滑。对于加工型企业而言,这类企业在生产端和市场端之间起到承上启下的关键作用,具有一定的技术基础和品牌意识,能够较好地适应数字平台的运营逻辑。此外,政策对流通型企业绩效的提升作用不显著可能是因为样本量过少。

表6 企业异质性

变量	创新能力异质性		所在行业异质性		产业链位置		
	强	弱	农业制造业	非农业制造业	生产型	加工型	流通型
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
DID	0.100*** (11.348)	0.003 (1.750)	0.034* (3.517)	0.048*** (17.942)	-0.024* (-12.203)	0.049*** (87.321)	0.073 (0.432)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
年份、行业、区县固定效应	是	是	是	是	是	是	是
观测值	730	526	457	798	279	935	42
R ²	0.172	0.125	0.166	0.122	0.227	0.103	0.548

2. 地区异质性

第一,企业绩效可能由于其所在地域不同而存在差异性,并且现有研究表明电子商务政策在不同地域的作用具有非对称性(周科选和余林徽,2021)。基于此,本文根据公司所处的地域,将全样本分为东部地区、中西部地区两个子样本,分析农村电子商务试点对不同地域农业企业绩效的异质性影响,检验结果如表7列(1)和列(2)所示。结果显示,农村电子商务试点的回归系数分别在列(1)和列(2)以1%和5%的水平显著为正,且列(1)的系数值大于列(2),表明相较于中西部地区农业企业,农村电子商务试点对东部农业企业绩效的提升作用更为显著,这与现有研究结果基本一致,可能的原因是相较于中西部地区企业,东部农业企业所处地区经济发展水平更高,数字经济发展程度更高,而电子商务发展对企业绩效的提升作用更强;同时,相较于东部地区企业,中西部地区企业所在地区经济发展相对落后,资源相对缺乏,数字基础设施较差,农村电子商务试点政策能够对农业企业绩效起的促进作用不强。

第二,地方政府对数字经济的关注度影响地区数字资源分配,制约着相关的数字经济政策效果,也是农村电子商务试点政策效应的重要影响因素。因此,与数字化转型变量的构建方式类似,本文首先构建数字经济关注度词库,然后利用爬虫技术抓取2010—2022年地级市政府工作报告中关于“数字经济”的关键词^①,对提取的数据进行清洗,之后,我们对得到的关键词词频比上总词频得到每个地级市的数字经济关注度,最后根据年度均值将总样本划分为企业所在城市政府高数字经济关注度与低数字经济关注度两个子样本,研究在数字经济关注度异质性条件下,电子商务试点对农业企业绩效的异质性影响,检验结果如表7列(3)和列(4)所示。结果显示,农村电子商务试点的回归系数在列(3)和列(4)均以1%的水平显著为正,但列(4)的系数值大于列(3)的系数值,表明农

^① 词库包括大数据、云计算、区块链、人工智能、通信技术、物联网、工业、数字农业、服务业、数字政府等10个方面119个关键词。

村电子商务试点在数字经济关注度较低地区的促进效应更为明显。可能的原因是在数字经济基础较好的地区,信息基础设施、物流体系以及农产品网络营销早已较为完善,电子商务试点的新增政策效应相对有限;而在数字经济基础较弱的地区,试点政策往往能显著改善数字基础设施、提升农户与企业的信息化水平,带来更高的边际收益。换言之,农村电子商务试点对农业企业绩效的促进作用在数字经济发展滞后的地区更加突出,呈现出“边际收益递减”特征。

第三,行政区划是我国经济社会治理的重要制度单元,不同级别的行政区在资源配置、财政能力、政策执行力等方面存在显著差异。因此,农村电商政策在不同行政区划中的绩效表现,可能存在“政策适配性”差异。为了探讨政策实施效果是否受到不同层级行政区划的影响,本文根据企业是否在“市辖区”将样本进一步划分为城市和非城市两类,检验农村电子商务试点对农业企业绩效的作用是否存在区划异质性。回归结果如表7列(5)和列(6)所示,农村电子商务试点的回归系数在列(5)和列(6)分别在10%和1%的水平显著为正,且列(6)的系数值大于列(5)的系数值,表明农村电商试点对非城市企业的政策效果更为显著。可能的原因是在城市中的农业企业往往在产业结构中处于边缘地位,政府资源更多倾斜于工业、服务业等高附加值产业,农业和农村相关项目的政策执行力度相对较弱。相对而言,县域和乡镇等非城市区域是典型的农业活动密集区。农村电子商务政策在这些区域与地方实际需求高度契合,能够更好激发农业企业活力,从而带来明显的绩效增长。

表7 地区异质性

变量	地域异质性		数字经济关注度异质性		行政区划异质性	
	东部	中西部	高关注	低关注	城市	非城市
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
DID	0.045*** (12.373)	0.039** (9.054)	0.045*** (10.873)	0.053*** (10.625)	0.024* (3.558)	0.050*** (21.673)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份、行业、区县固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	710	546	578	678	813	443
R ²	0.118	0.188	0.147	0.156	0.131	0.161

(三)农村电子商务试点与农业企业其他绩效

财务绩效是衡量企业绩效的重要因素之一,但经营能力、融资能力、投资能力与环保能力是刻画农业企业绩效的重要指标。因此,本文引入库存周转率、融资约束、投资效率和总污染当量四个变量以衡量农业企业的其他绩效。其中,库存周转率=销售成本/平均库存;融资约束=-1.002×现金流量/资产总计+3.139×资产负债率-39.368×现金股利/资产总计-1.315×现金资产/资产总计+0.283Q;投资效率利用非效率投资模型得到,并将所有的残差值取绝对值;总污染当量是化学需氧量、氨氮、总氮、总磷、二氧化硫、氮氧化物、烟尘等污染物排放总当量的自然对数值。

表8 农村电子商务试点对农业企业其他绩效的影响

变量	库存周转率	融资约束	投资效率	总污染当量
	(1)	(2)	(3)	(4)
DID	0.997*** (48.033)	-0.609*** (-17.140)	0.016** (5.957)	-0.587** (-6.974)
控制变量	是	是	是	是
年份、行业、区县固定效应	是	是	是	是
观测值	1256	1256	1027	1256
R ²	0.126	0.218	0.148	0.236

表8汇报了农村电子商务试点对农业企业其他绩效的回归结果。由回归结果可知,农村电子商务试点的回归系数均在5%及以上水平显著,表明农村电子商务试点政策能够提升农业企业的经营能力、融资能力、投资能力与环保能力。以上回归结果说明,农村电子商务试点政策不仅对农业企

业财务绩效具有提升作用,而且对经营绩效、融资绩效、投资绩效与绿色绩效等多个维度的农业企业绩效均具有积极影响。

六、结论与政策建议

作为数字经济的重要形式,农村电子商务是促进农村经济增长的技术手段,能够促进农业企业高质量发展,推动乡村振兴。本文以农业类企业为研究样本,使用“电子商务进农村综合示范县”政策构建准自然试验,利用多时点双重差分法考察农村电子商务试点对农业企业绩效的影响及其作用机制,并且分析了在不同企业和地区异质性条件下该影响的非对称性,最后探讨了农村电子商务试点对农业企业其他绩效的影响。本文的研究结论分为以下四个方面:第一,农村电子商务试点能够促进农业企业绩效的提升,该结论在经过一系列稳健性检验后依旧成立。第二,农村电子商务试点对农业企业绩效的作用路径在于数字化转型效应、市场优势效应和政府补助效应。第三,相较于创新能力较弱、农业制造业、生产型和流通型企业,农村电子商务试点政策对创新能力较强、非农制造业、加工型企业的促进作用更为明显;相对于中西部、地方政府较不关注数字经济和城市区域,试点政策在东部、地方政府较不关注数字经济和非城市区域对农业企业绩效的提升作用更加显著。第四,农村电子商务试点不仅对农业企业财务绩效具有促进作用,而且有利于提升其经营绩效、融资绩效、投资绩效与绿色绩效。

本文对于完善农村电子商务与促进农业企业高质量发展具有以下三点政策启示:第一,精准推进试点布局,因地制宜强化差异化支持。在东部沿海及数字经济关注度低、创新能力强地区,要加大对非农制造业和加工流通型企业的扶持力度,围绕数字化转型效应和市场优势效应设立乡村振兴数字农业专项资金,专项资金可由地方财政与相关产业基金共同出资,规模与区域产业发展水平挂钩;企业申请需符合主营业务收入占比和合规经营要求,并设立以资金使用效率、数字化转型成效和市场拓展能力为核心的绩效评估体系。通过专项资金支持企业依托电商平台打造区域品牌、优化供应链、融合线上线下,形成示范带动效应。中西部及数字基础设施薄弱地区,则应优先补齐宽带、物流和信息服务短板,通过“农业强国”建设资金引导更多企业参与试点,帮助农业制造业和观望型企业提升电商应用能力。

第二,创新金融支持模式,强化差异化融资担保。针对不同创新能力、农业制造业与非制造业、产业链位置的异质性特征,金融机构应开发差异化贷款产品:对试点绩效优异的非生产型农业企业给予动态利率和绿色贴息,对创新能力不足的农业制造业企业、生产型企业提供“银担联动”专项担保;引入大数据风控和电商交易数据,实行智能授信与快速审批,以政府担保基金和再担保政策降低银行风险,优化资本市场预期,进一步提升融资绩效。

第三,构建多维评价与服务平台,激活要素资源回流。依托乡村振兴人才回流政策,引导科研院所、高校与电商平台共建数字农业创新中心,重点支持非城市区域农业企业在技术创新、绿色绩效和投资绩效上的提升;建立涵盖财务、经营、融资、投资及绿色绩效的多维度评价体系,并通过农业企业数字化发展“一网通”平台实现数据共享,为不同省份、行业和企业提供精准培训、市场开拓及补贴申领等“一站式”服务,确保政策在异质性条件下精准落地、持续发力。

未来研究可在以下两方面进一步拓展:一是探索区块链技术在农产品溯源中的应用及其对农村电子商务信任机制的增强效应,通过构建可追溯、不可篡改的供应链信息平台,检验其对消费者购买意愿和农业企业品牌价值的影响;二是结合生成式人工智能技术,运用电商平台大数据和消费者行为画像,分析个性化需求对农业企业产品研发和精准营销的引导作用,以深化对农村电商政策微观效应的理解,并为政策制定和企业实践提供更加智能化、精细化的决策依据。

[参考文献]

- [1] 陈启杰, 江若尘, 曹光明. “市场—政策”双重导向对农业企业绩效的影响机制研究——以泛长三角地区农业龙头企业为例[J]. 南开管理评论, 2010(5): 123 - 130.
- [2] 范黎波, 马聪聪, 马晓婕. 多元化、政府补贴与农业企业绩效——基于 A 股农业上市企业的实证研究[J]. 农业经济问题, 2012(11): 83 - 90, 112.
- [3] 韩杨, 范静. 农业上市公司治理结构、技术创新对企业绩效的影响研究[J]. 经济纵横, 2022(11): 106 - 114.
- [4] 黄勃, 李海彤, 刘俊岐, 雷敬华. 数字技术创新与中国企业高质量发展——来自企业数字专利的证据[J]. 经济研究, 2023(3): 97 - 115.
- [5] 贾伟, 秦富. 农业企业绩效影响因素实证分析[J]. 西北农林科技大学学报(社会科学版), 2013(5): 92 - 97.
- [6] 林伟芬, 胡耀, 何骏. 电子商务发展对城市创业活跃度的影响[J]. 中国人口科学, 2023(5): 82 - 96.
- [7] 祁怀锦, 曹修琴, 刘艳霞. 数字经济对公司治理的影响——基于信息不对称和管理者非理性行为视角[J]. 改革, 2020(4): 50 - 64.
- [8] 孙忠娟, 刘凯月, 冯佳林, 等. 如何实现数字竞争优势: “专精特新”企业数字投资与专业投资的协同逻辑[J]. 中国工业经济, 2025(4): 156 - 173.
- [9] 涂勤, 曹增栋. 电子商务进农村能促进农户创业吗? ——基于电子商务进农村综合示范政策的准自然实验[J]. 中国农村观察, 2022(6): 163 - 180.
- [10] 王红, 刘纯阳, 杨亦民. 管理层激励与公司绩效实证研究——基于农业上市公司的经验数据[J]. 农业技术经济, 2014(5): 113 - 120.
- [11] 王奇, 牛耕, 赵国昌. 电子商务发展与乡村振兴: 中国经验[J]. 世界经济, 2021(12): 55 - 75.
- [12] 王文涛, 彭卿. 数字经济、企业文化与企业创新能力[J]. 湘潭大学学报(哲学社会科学版), 2023(5): 48 - 55.
- [13] 王玉喜. 数字化转型、“脱虚强实”与企业全要素生产率[J]. 湘潭大学学报(哲学社会科学版), 2023(6): 54 - 61.
- [14] 吴本健, 李哲, 巩蓉蓉, 朱海波. 农村电子商务发展能否提升农民主观幸福感? [J]. 中国农业大学学报(社会科学版), 2023(2): 129 - 146.
- [15] 张琛, 马彪, 彭超. 农村电子商务发展会促进农村劳动力本地就业吗[J]. 中国农村经济, 2023(4): 90 - 107.
- [16] 张乾, 葛国庆, 薛健. 数字经济促进了企业避税吗——基于电子商务示范城市创建的准自然实验[J]. 会计研究, 2022(4): 71 - 88.
- [17] 张延龙, 王明哲, 钱静斐, 廖永松. 中国农业产业化龙头企业发展特点、问题及发展思路[J]. 农业经济问题, 2021(8): 135 - 144.
- [18] 赵绍阳, 周博, 周作昂. 电商发展能降低贫困发生率吗? ——来自电子商务进农村综合示范县的证据[J]. 统计研究, 2023(2): 89 - 100.
- [19] 赵涛, 张智, 梁上坤. 数字经济、创业活跃度与高质量发展——来自中国城市的经验证据[J]. 管理世界, 2020(10): 65 - 76.
- [20] 周科选, 余林徽. 城市电商化转型对 FDI 的影响及机制研究——来自国家电子商务示范城市试点的经验证据[J]. 学习与实践, 2021(12): 82 - 92.
- [21] Barnes A P, Hansson H, and Manevska-Tasevska G, et al. The Influence of Diversification on Long-Term Viability of the Agricultural Sector[J]. Land Use Policy, 2015, 49(1): 404 - 412.
- [22] Callaway B, and Sant’anna P H C. Difference-in-Differences with Multiple Time Periods [J]. Journal of Econometrics, 2021, 25(2): 200 - 230.
- [23] Goldfarb A, and Tucker C. Digital Economics[J]. Journal of Economic Literature, 2019, 57(1): 3 - 43.
- [24] Jankelová N, Joniaková Z, and Romanová A, et al. Motivational Factors and Job Satisfaction of Employees in Agriculture in the Context of Performance of Agricultural Companies in Slovakia[J]. Agricultural Economics, 2020, 66(9): 402 - 412.
- [25] Ji X, Xu J, and Zhang H. Environmental Effects of Rural E-Commerce: A Case Study of Chemical Fertilizer

- Reduction in China[J]. *Journal of Environmental Management*, 2023, 326(1): 116713.
- [26] Jin L, Qian X, and Zeng Y. Can Rural E-Commerce Service Centers Improve Farmers' Subject Well-Being? A New Practice of "Internet Plus Rural Public Services" from China[J]. *International Food and Agribusiness Management Review*, 2020, 23(5): 681 – 695.
- [27] Lendle A, Olarreaga M, and Schropp S, et al. There Goes Gravity: eBay and the Death of Distance[J]. *The Economic Journal*, 2016, 126(591): 406 – 442.
- [28] Lin R, Xie Z, and Hao Y, et al. Improving High-Tech Enterprise Innovation in Big Data Environment: A Combinative View of Internal and External Governance[J]. *International Journal of Information Management*, 2020, 50: 575 – 585.
- [29] Qin Q, Guo H, and Shi X, et al. Rural E-Commerce and County Economic Development in China[J]. *China and World Economy*, 2023, 31(5): 26 – 60.
- [30] Schrand C M, and Zechman S L C. Executive Overconfidence and the Slippery Slope to Financial Misreporting[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2012, 53(1): 311 – 348.
- [31] Wang M, Ding X, and Cheng P. Exploring the Income Impact of Rural E-Commerce Comprehensive Demonstration Project and Determinants of County Selection[J]. *Humanities and Social Sciences Communications*, 2024, 11(1): 1 – 11.
- [32] Wei X, Yang Z, and Yan Y, et al. Rural E-Commerce, Digital Finance, and Urban – Rural Common Prosperity: A Quasi-Natural Experiment Based on China's Comprehensive Demonstration of E-Commerce Entering Rural Areas Policy[J]. *Finance Research Letters*, 2024, 69: 106237.
- [33] Yin Z, and Choi C. Does E-Commerce Narrow the Urban-Rural Income Gap? Evidence from Chinese Provinces[J]. *Internet Research*, 2022, 32(4): 1427 – 1452.
- [34] Zhao Z, Liu R, and Wang Q. Place-Based Policies and E-Commerce Development in Rural China[J]. *China Economic Review*, 2024, 83: 102085.

(责任编辑:湘潭大学 姚海琼;责任校对:湘潭大学 姚海琼)

The Performance Improvement Effect of E-commerce Entering Rural Areas on Agricultural Enterprises

HU Ling, CHEN Zhao, LIU Zi-ming

Abstract: Agriculture serves as the cornerstone of the national economy. The modernization of agricultural technology cannot rely solely on policy guidance, but also requires active participation from agricultural enterprises. Based on data from agricultural enterprises spanning 2010 to 2022, this study exploits the "E-Commerce into Rural Comprehensive Demonstration Counties" policy as a quasi-natural experiment and employs a difference-in-differences (DID) approach to examine the impact of rural e-commerce pilot policies on the performance of agricultural enterprises. The empirical results indicate that rural e-commerce pilots significantly enhance firm performance, and the influence paths are digital transformation effect, market advantage effect and government subsidy effect. Heterogeneity analysis reveals that this policy is particularly effective in improving the performance of agricultural enterprises with strong innovation capabilities, non-agricultural manufacturing and non-production-oriented attributes. Additionally, the policy impact is more significant in the eastern region, areas where local governments prioritize the digital economy, and non-urban regions. Further analysis demonstrates that pilot policy of rural e-commerce has a positive impact on the operation, investment, financing and environmental performance of agricultural enterprise. This study provides empirical evidence and policy implications for promoting the high-quality development of agricultural enterprises and offers valuable insights for improving rural e-commerce infrastructure.

Keywords: rural e-commerce pilots; performance of agricultural enterprises; digital transformation; market dominance; government subsidy

风险投资促进科技自立： 来自企业关键核心技术突破的证据

蒋银娟 马 朵

摘要:关键核心技术的突破性创新与攻关是实现高水平科技自立、打破技术封锁、突破“卡脖子”瓶颈的核心路径,但其高风险、长周期、高投入的特征使传统金融体系支持乏力。文章基于创新生态理论,构建“资源获取-治理优化-知识外溢”三方面影响机制与“机构特征-制度环境-企业吸收能力”三重异质性调节框架,利用2009—2020年中国A股上市公司与风险投资事件匹配数据,识别风险投资对企业关键核心技术突破的影响路径与作用边界。研究发现:风险投资显著提升企业关键核心技术创新能力,尤以高声誉与政府背景的风险投资机构更为显著,且在企业能力强、制度环境优越情境下激励效果更强。进一步分析表明,科研平台本身对企业创新影响有限,但风险投资可以提高企业对科研资源的响应效率,发挥“连接器”与“放大器”作用。研究结果为完善科技金融政策工具、推动科研平台与市场资本协同联动提供了实证支持。

关键词:创新生态理论;风险投资;关键核心技术创新;企业吸收能力;制度环境契合

中图分类号:F830.4 **文献标识码:**A **文章编号:**1007-5682(2026)02-0119-16

一、引言

在全球新一轮科技革命和产业变革深入演进的背景下,关键核心技术的自主可控能力已成为重塑国家竞争优势、保障产业链和供应链安全以及构建现代化产业体系战略支点的。不同于一般性技术,关键核心技术具有系统性、基础性与战略性等显著特征,是支撑产业生态运行和国家安全的“原点技术”。其创新过程呈现出高风险、长周期与高投入的特征,且存在显著的不确定性与外部性。市场难以对其社会收益进行充分定价和内部化,从而造成资本配置的长期性失灵(李纪珍等,2010)。近年来,我国虽在部分领域取得突破性进展,但在核心零部件、基础材料、底层算法等技术领域仍存在“卡脖子”瓶颈,核心技术领域实力薄弱成为制约技术自主权和产业高质量发展的主要障碍。

在此背景下,国家将关键核心技术攻关上升为系统性战略任务,通过深化科技体制改革与强化政策激励,引导社会资本向战略性创新领域集聚。然而,相较于政策支持,关键核心技术创新面临的主要约束在于金融供给结构性失衡。传统金融体系在风险偏好、评估机制和期限结构上更适用于成熟技术和可预期项目,对高风险、缺乏抵押物且周期较长的创新活动存在金融支持不足的问题。

收稿日期:2025-08-11

基金项目:国家自然科学基金青年项目“碳市场约束下企业绿色技术创新绩效及其影响机理研究:基于网络交互动效和同群效应的视角”(72003196);湖南省自然科学基金项目“气候变化背景下农业科技投入对农业生产率波动影响机制研究”(2020JJ5263)

作者简介:蒋银娟,经济学博士,湖南农业大学经济学院讲师;马朵(通讯作者),湖南农业大学经济学院硕士研究生,电子邮箱:dmahunau@163.com。感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见,文责自负。

题。银行信贷等以风险厌恶为特征的融资方式,因难以覆盖前沿技术研发中潜在的失败风险与知识不对称问题,导致涉足关键核心技术研发的企业在早期阶段面临较大的融资约束。与此同时,我国股票、债券资本市场存在短期收益导向明显的特点,此类融资渠道难以形成对企业长期技术积累的支持机制。

相比之下,风险投资作为兼具风险共担、阶段融资与信息甄别功能的市场化金融工具,在应对关键核心技术创新中的高不确定性、高外部性以及高风险问题上具有独特优势(Kaplan 和 Strömberg,2003;吴斌等,2023)。其通过股权参与、治理嵌入与资源整合等方式,不仅能缓解被投资企业发展早期的融资约束,还可在治理层面约束管理层短视行为,引导企业将资源投入技术壁垒高、创新难度大的核心技术研发环节。与传统金融相比,风险投资更强调信息密集型投资逻辑与动态退出机制,具备“耐心资本”特征,且在支持具有长期战略价值的技术创新中展现出更强的制度适配性(Nahata,2008;张广婷等,2019)。因此,研究风险投资在关键核心技术突破过程中的作用,不仅有助于揭示市场化金融如何介入战略性创新活动的微观逻辑,也能为优化科技金融体系提供现实参考。

尽管学者们已广泛探讨风险投资与企业创新的关系,主流结论普遍认为其能够提升企业创新产出并促进成果转化(金永红等,2024;Da 等,2013),但这些研究多数聚焦于一般性的技术创新。且现有研究往往以专利数量或发明专利比重衡量企业创新水平(Popov 和 Roosenboom,2012),难以捕捉关键核心技术在原始性、复杂度与战略价值上的差异。少数文献虽然开始关注风险投资对不同创新类型的差异化影响(张杰和郑文平,2018),但围绕关键核心技术创新这一兼具高风险、高外部性特征的创新活动,系统性的微观层面识别研究仍相对缺乏。此外,现有文献在机制识别层面也存在不足。多数研究聚焦于融资供给或治理改善等单一渠道,缺乏将风险投资嵌入企业能力结构与区域制度环境的综合分析框架(Hellmann 和 Puri,2002;Kaplan 和 Strömberg,2003)。风险投资是否具备支撑关键核心技术突破的“耐心资本”属性,以及其在不同制度与企业情境下的激励效应边界,仍是有待探究的重要问题。

基于此,本文基于创新生态系统理论视角,探讨风险投资在推动企业关键核心技术突破中的作用机制及边界条件。创新生态系统理论(Adner,2006)强调创新主体间的协同演化与制度环境嵌入,适用于揭示风险投资如何在企业创新活动中实现资源供给、能力建构与知识溢出的多层互动机制。本文基于2009—2020年中国A股上市公司与风险投资事件的数据,重点探讨以下问题:一是风险投资能否以及通过什么渠道促进被投资企业关键核心技术突破?二是在差异性的机构属性、企业能力与制度环境下,风险投资的激励效应是否存在差异?通过构建双重差分模型与识别微观机制,本文进一步丰富风险投资作用机制的理论解释,为完善面向战略性技术攻关的科技金融支持体系提供实证依据。

本文的主要贡献在于:第一,构建关键核心技术突破的精细化测度指标。基于国际专利分类(IPC)体系,并结合专利复杂度与原创性特征,本文构建企业关键核心技术突破指标,相较于以专利数量或发明占比衡量创新的做法,该指标更能体现技术突破的深度与战略价值,有效缓解“量多质弱”的测度偏差,提升关键核心技术识别的准确性与区分度。第二,提出基于创新生态的机制分析框架。本文从资源供给、治理优化与知识外溢三条路径阐释风险投资促进关键核心技术突破的机制,并将吸收能力理论与资源基础观相结合,以揭示风险投资通过资本赋能、治理嵌入与知识联结推动技术突破的内在逻辑。第三,识别风险投资的影响作用差异性。本文基于“机构特征-制度环境-企业吸收能力”的异质性分析框架,讨论风险投资在不同制度环境与企业特征下的作用差异,揭示其激励效应的依赖条件与特征,为差异化科技金融政策提供理论依据。第四,探讨风险投资与科研创新平台的协同效应。本文利用国家重点实验室设立的外生冲击,识别风险投资与科研平台之间的协同效应,区分不同科研资源与政策支持的情境下风险投资的影响作用。

二、理论分析与研究假说

(一) 风险投资与关键核心技术突破

作为兼具资本供给与治理赋能功能的制度性金融工具,风险投资长期以来被视为推动科技企业成长与关键核心技术突破的重要力量(Kaplan 和 Strömberg,2003;Lerner 和 Nanda,2020)。相较于传统金融机构以抵押物和信用约束为基础的审慎信贷,风险投资更强调通过“耐心资本”与“治理介入”的双重机制,为高风险、长周期的技术创新活动提供系统性支持。在创新生态理论视角下,企业创新已从单一主体的线性研发过程转向多主体协同与动态互动的系统过程。风险投资在其中发挥连接资本、技术与制度要素的枢纽作用,不仅提供资金投入,还推动创新生态中资源、知识与信息的跨主体流动。同时,资源基础观强调企业竞争优势的根源在于稀缺资源的获取与配置,而吸收能力理论(Cohen 和 Levinthal,1990)进一步指出,外部知识只有在企业具备学习、消化与整合能力时才能提升创新绩效。由此可见,风险投资一方面能够改善被投资企业获取外部资源的条件,另一方面也能激活其内部学习能力和知识整合能力。因此,在推动关键核心技术突破过程中,风险投资机构既是外部稀缺资源的供给者,也是被投资企业内部创新能力提升与外部知识转化的促进者。

在关键核心技术研发应用中,从形成实验室成果到技术产业化应用的过程中,企业普遍面临着一系列高风险和资金投入压力(Auerswald 和 Branscomb,2003),由此形成了传统金融难以覆盖的企业资金缺口。风险投资通过差异化风险定价与分阶段注资策略提供“耐心资本”,缓解企业融资约束。已有研究显示,风险投资在高科技行业的早期阶段介入及持股比例显著影响被投资企业创新绩效,后期通过优化人力资本结构进一步强化其创新促进作用(Xie 和 Wang,2025)。此外,风险投资的认证信号机制吸引产业链资源汇聚,增强创新生态系统的联动性与稳定性。在治理层面,风险投资机构常通过派驻董事、设定业绩条款等方式直接参与被投资企业的重大决策,引导企业将更多资源配置至复杂且高风险的核心技术研发项目(Yi 等,2023)。部分机构依托产业经验与网络资源引入技术顾问或第三方平台,协助企业处理知识产权与成果转化问题,降低组织摩擦(Hsu,2004)。在激励设计方面,中长期股权激励方案将研发人员收益与研发成果绑定,提高关键核心技术突破过程中的研发投入稳定性(Manso,2011;Lerner 和 Nanda,2020)。据此,本文提出:

H1: 风险投资有助于促进企业关键核心技术突破。

(二) 风险投资的资源获取、治理优化与知识外溢机制

在创新生态理论框架下,企业的创新绩效取决于其在复杂生态系统中的资源获取、能力整合与外部协同能力。风险投资在其中承担了“资源供给-治理优化-知识外溢”的多层中介角色:其不仅直接提供资金资源,还通过治理机制提升企业吸收能力与外部合作效率,进而形成跨界知识流动与溢出效应。首先,风险投资通过资源供给机制弥补企业研发阶段的资金缺口(何顶和罗炜,2019),并通过认证效应降低后续融资成本(高宏霞和王倩倩,2021)。在资源基础观逻辑下,这不仅扩充了企业财务资源,也通过信号机制吸引高端人才、合作伙伴与外部资本集聚,形成了创新生态中的资源流入通道。其次,治理优化机制提升了企业内部资源配置效率,强化了企业的创新导向。风险投资机构通过董事会参与、业绩条款等方式嵌入被投资企业的决策过程(Hellmann 和 Puri,2002),引导研发投入向长期战略技术领域倾斜,抑制管理层短视行为,提升资金使用效率。治理优化与企业吸收能力存在互动关系:决策透明度与组织学习机制的改进,使外部资源得以更有效地被识别、吸收与转化。再次,知识外溢机制依托风险投资的产业与科研网络实现。高质量的风险投资机构往往具备丰富的产业链和技术网络(Cao 和 Li,2023),能够在投资后推动企业与科研院所、高校开展联合研发,促进跨组织知识共享与技术扩散。知识外溢之所以能够形成,前提在于资源供给保

障了研发条件、治理优化提供了合作制度基础,三者共同塑造了开放式创新生态。综上所述,风险投资通过“资源供给-治理优化-知识外溢”的三层机制形成连贯的创新赋能逻辑,推动企业实现关键核心技术突破。据此,本文提出:

H2a:风险投资通过提高企业资源获取能力推动关键核心技术突破。

H2b:风险投资通过改善企业治理结构与决策机制推动关键核心技术突破。

H2c:风险投资通过促进知识外溢与创新网络联动推动关键核心技术突破。

(三)风险投资机构声誉和背景特征的调节作用

风险投资机构并非同质化主体,其资金来源、投资目标与运营经验存在显著差异,进而导致其企业关键核心技术创新上的影响不同。根据创新生态理论,不同类型机构在资源供给、治理优化与知识外溢等方面具有差异化作用。因此,风险投资的效果具有明显的异质性。首先,从资金来源和投资目标看,政府背景风险投资机构在投资目标上具有明显的产业政策导向,更重视科技成果转化与战略产业扶持(苗萌等,2023)。其可整合公共资源,通过科技专项、产业基金、税收优惠等方式降低企业研发不确定性(吴斌等,2023),在吸收能力框架下增强企业外部知识引入与内部转化效率,从而强化了技术创新的持续性。其次,从运营经验上看,高声誉机构通常具有更丰富的运营经验,也积累了庞大的产业联系与投资组合网络,可为企业提供跨行业知识流动与协同创新机会(Cao和Li,2023),支持其构建开放式创新模式。相比之下,声誉较低或资源有限的投资机构在知识联动方面的效果相对有限。声誉在资源基础观框架下可视为稀缺资源,能够通过信号效应吸引后续资本与高端人才(何顶和罗炜,2019),从而增强企业在关键核心技术领域的持续投入能力。高声誉机构通常具备更完善的尽调体系和投后管理机制,具备较高的信息透明度与风险识别能力(Brander等,2015)。综上,不同资金来源、投资目标和运营经验的风险投资对企业关键核心技术创新具有差异性影响。高声誉机构通过资本与网络形成更强的创新驱动,而政府背景机构通过制度资源补偿早期研发风险。据此,本文提出:

H3a:高声誉风险投资机构比低声誉机构更能推动企业关键核心技术突破。

H3b:政府背景风险投资机构比市场化风险投资机构更能推动企业关键核心技术突破。

(四)区域制度环境的调节作用

在创新生态系统中,制度环境影响创新要素流动和资源配置效率,从而影响风险投资与企业创新活动的联动机制。产权保护、市场化水平和司法公正等制度要素决定了资本进入成本、创新收益预期与协同效率(North,1990),因此可能对风险投资促进关键核心技术突破的作用形成调节效应。具体而言,制度完善能够降低创新不确定性。产权保护制度完善和法治环境良好的地区,技术成果的确权与产权保护更有保障,投资者收益预期更清晰,退出路径(并购、IPO等)更顺畅(Cumming和Johan,2007;温军等,2024)。稳定的制度环境减少投资不确定性,使风险资本更愿意投向早期和高风险技术项目。同时,制度环境通过影响资源配置与信息透明度,决定了创新生态系统的效率。市场化水平高的地区要素流动性更强、信息透明度更高,风险投资能够根据市场信号形成有效的创新资源配置。如果市场机制扭曲或政策不确定性较强,则风险溢价上升,风险投资偏向短期回报项目,不利于关键核心技术创新。此外,制度环境决定知识扩散与协同创新的程度。透明、公平的制度体系为企业、科研机构与高校之间的合作提供契约保障,有助于形成区域创新网络和知识共享机制。风险投资在其中不仅提供资本,还参与制度协调与资源整合,提升开放式创新效率。据此提出:

H4:在制度环境优越的地区,风险投资更能推动企业关键核心技术突破。

(五)企业吸收能力的调节作用

创新生态理论指出,外部资源能否转化为创新绩效取决于企业对知识与资本的识别、吸收与再

利用能力(Cohen和Levinthal,1990)。因此,被投资企业吸收能力既是风险投资发挥作用的前提,也是创新成果积累的关键。在风险投资作用于被投资企业创新的过程中,企业自身的吸收能力构成了影响外部资源转化效率的关键因素。技术积累深、研发体系健全的企业更容易识别风险投资带来的资本与知识输入,并将其整合进内部研发体系,提升技术迭代速度和研发成功率。已有研究表明,高新技术企业在获得风险投资后专利产出和技术突破速度明显高于低技术企业(梁婧姝和刘涛雄,2024),说明吸收能力强的企业更能将外部资源转化为持续创新成果。这种吸收能力差异不仅体现为技术识别与整合能力上,也反映在知识学习与企业治理等方面。中小企业决策链条短、组织灵活,对风险投资的治理建议和战略导向反应更快,更容易产生资源协同效应(毛毅翀等,2023)。大型企业虽研发实力更强,但科层化结构可能削弱风险投资在战略决策中的影响力,使治理优化和知识溢出的边际效应减弱。在创新生态系统中,吸收能力亦体现为创新生态嵌入与学习反馈能力。吸收能力强的企业会利用风险投资的资源链接参与产学研合作,在区域创新网络中发挥知识整合功能;吸收能力弱的企业则往往停留在资金利用层面,难以形成知识转化与技术共创,导致赋能效应明显分化。综上分析,企业吸收能力强弱是影响风险投资对其创新活动的内在条件。吸收能力越强,企业越能在创新生态中实现知识共享与再创新,使风险投资的作用由“资本赋能”上升为“知识共生”。据此提出:

H5:风险投资对技术基础和吸收能力较强以及规模较小的企业,其促进关键核心技术突破的作用更显著。

三、研究设计

(一)模型设定

为准确分析风险投资对关键核心技术突破的影响,本文构建如下双重差分模型:

$$KCT_{i,t} = \alpha + \beta_1 VC_{i,t} + \beta_k X_{i,t} + \mu_{j,t} + \lambda_{p,t} + \theta_{j,p} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中, $KCT_{i,t}$ 代表企业*i*在*t*年的关键核心技术创新水平, $VC_{i,t}$ 代表了企业*i*在*t*年是否接受风险投资,若企业在样本期内首次获得风险投资,则该企业在其后所有年份该变量取值为1,否则取0。其中, $X_{i,t}$ 为控制变量。*j*和*p*表示企业所在行业和省份, $\mu_{j,t}$ 表示行业-年份固定效应, $\theta_{j,p}$ 表示行业-省份固定效应, $\lambda_{p,t}$ 表示省份-年份固定效应。 $\varepsilon_{i,t}$ 表示随机干扰项。

(二)数据和变量

1.数据来源及处理

为实证识别风险投资是否在推动企业关键核心技术突破方面发挥积极作用,本文选取2009—2020年中国A股非金融类上市企业为研究对象,构建面板数据开展分析。样本企业财务数据来自国泰安(CSMAR)数据库,专利信息来自CNRDS数据库。通过企业名称和统一社会信用代码进行交叉匹配与手工校验,确保数据的准确性与一致性。风险投资事件由清科数据库、Wind创投库及投资机构官网等公开渠道整合,涵盖投资时间、轮次、机构属性等维度。在数据处理方面,为剔除非典型经营行为干扰,本文排除ST、*ST及退市企业,剔除金融类企业,删除财务与专利信息缺失样本,并将企业层面连续变量在1%与99%分位进行缩尾处理。最终获得包含6653个企业-年份观测值的样本,用于后续实证分析。

2.变量及说明

(1)被解释变量:企业关键核心技术。本文借鉴姜中裕(2024)与张杰和郑文平(2018)的方法,并结合国家知识产权局办公室印发的《战略性新兴产业分类与国际专利分类参照关系表(2021)》识别关键领域专利,将关键技术创新界定为企业在战略性新兴产业领域内,具备跨领域融合能力和高技术

复杂度的专利成果。具体测度包括以下四步:

第一,匹配企业专利的 IPC 分类号,识别战略性新兴产业范围内的技术成果;第二,构建专利质量指数(q 值),衡量专利跨技术领域分布广度。 q 值参考行业集中度指数构造,定义为:

$$q = \frac{1}{\sum \alpha_i^2} \quad (2)$$

其中 α_i 为该专利在第 i 个 IPC 大类中的覆盖占比。该指标体现专利跨领域耦合程度, q 值越大,表明技术整合深度越高;第三,按行业-年度维度将所有企业关键领域专利按 q 值排序,选取排名前 10% 的样本构成关键核心专利,以衡量企业在复杂、核心领域的技术攻坚能力;第四,计算企业当年关键核心专利的平均 q 值,作为最终关键核心技术突破指标。该方法兼顾技术复杂性与前沿性维度,能够较为准确地刻画企业在关键核心领域的技术突破能力,避免单纯依赖专利数量导致的虚假创新偏误。

(2)核心解释变量:是否获得风险投资。本文构造了企业层面的虚拟变量:若企业在样本期间首次获得风险投资,则其当年及此后年份取值为 1,否则为 0。

(3)控制变量。为控制企业内生特征、行业差异及宏观环境变化对技术创新的干扰,本文设置如下控制变量:第一,企业财务特征包括资产负债率(负债总额与资产总额的比值)、资产报酬率(净利润与资产总额的比值)、托宾 Q 值(企业市值与资产总额的比值)、现金流比率(经营活动产生的现金流量净额与资产总额的比值)与企业成长性(本年较上年营业收入的增加额与上年营业收入的比值),控制企业资金状况与创新激励条件;第二,企业基本特征控制企业上市年龄,采用企业当年年份与成立年份的差值并加 1 再取自然对数衡量。同时,为控制企业在资产与人力资源配置上的相对规模差异,本文进一步控制相对规模指数,即企业总资产的自然对数与员工人数的自然对数之比。

表 1 呈现了关键变量的描述性统计信息。

表 1 主要变量描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
关键核心技术创新水平	6653	1.148	1.867	0	12.902
关键核心专利数量	6653	1.939	15.201	0	637
是否获得风险投资	6653	0.179	0.384	0	1
资产负债率	6653	0.395	0.203	0.008	1.354
资产报酬率	6653	0.054	0.066	-1.125	0.655
现金流比率	6653	0.055	0.067	-0.488	0.533
企业成长性	6653	0.158	0.487	-0.818	25.294
企业上市年龄	6653	1.855	0.899	0	3.434
托宾 Q 值	6653	2.050	1.333	0.743	22.15
相对规模指数	6653	0.016	0.020	0	0.328

四、实证分析

(一)基准回归结果

为识别风险投资对企业关键核心技术突破的影响,本文依据设定的模型(1)进行基准回归估计,采用行业层面聚类稳健标准误,以缓解异方差性与组内相关性。表 2 为具体回归结果,列(1)(2)为未控制固定效应的估计结果,列(3)(4)加入了行业-年份固定效应、行业-省份固定效应、省份-年份固定效应。在未控制企业特征的情况下,风险投资变量的系数均为正且在 1% 水平显著,表明风险投资进入对提升企业关键核心技术创新水平具有正向作用。进一步控制企业规模、

企业年龄、现金流等变量后,风险投资变量系数仍显著为正。该实证结果支持本文提出的研究假说 H1,即风险投资有助于促进企业关键核心技术突破。

表 2 基准回归结果

变量	被解释变量:关键核心技术创新水平			
	(1)	(2)	(3)	(4)
是否获得风险投资	0.275*** (0.067)	0.303*** (0.056)	0.179*** (0.043)	0.197*** (0.036)
资产负债率		0.330** (0.122)		0.599*** (0.050)
资产报酬率		2.253*** (0.321)		3.859*** (0.321)
现金流比率		0.412 (0.301)		-0.331 (0.216)
企业成长性		-0.083** (0.028)		-0.094 (0.070)
企业上市年龄		-0.075* (0.039)		-0.063*** (0.012)
托宾 Q 值		-0.008 (0.018)		-0.050*** (0.006)
相对规模指数		-5.652*** (1.110)		-5.730*** (0.684)
常数项	1.092*** (0.053)	1.069*** (0.062)	1.109*** (0.008)	0.994*** (0.033)
行业-年份固定效应	否	否	是	是
行业-省份固定效应	否	否	是	是
省份-年份固定效应	否	否	是	是
观测值	6653	6653	6653	6653
R ²	0.003	0.016	0.097	0.111

注:***、**、* 分别代表在 1%、5%、10% 水平上显著,括号内数据为稳健标准误。下同。

(二) 平行趋势与安慰剂检验

为验证双重差分法所依赖的平行趋势假设,本文采用事件研究法构建动态效应模型,追踪风险投资进入前后 7 期对企业技术创新的影响,其中 $t=0$ 为基准期。具体结果见图 1。图 1 结果显示在风险投资进入前,即 $t=-3$ 至 $t=-1$ 期间,处理组与控制组关键核心技术创新趋势保持一致,估计系数均不显著,表明平行趋势假设成立。自 $t=0$ 期起,估计系数为显著正值,并持续至第三期,显示风险投资介入后对企业关键核心技术突破形成持续性正向激励。

此外,本文采用安慰剂检验来排除模型结果可能受非系统性随机扰动的影响。具体操作为:在保持样本结构和模型设定不变的前提下,随机生成 500 组虚拟的风险投资进入时间点,并基于此反复进行估计。具体结果见图 2,可以发现,模拟得到的系数分布在核密度图上呈现以零为中心的对称分布,且其 95% 置信区间均未包含实际估计系数值。该结果表明,实证回归中观察到的风险投资效应显著且稳健,极大地降低了估计结果因偶然性因素产生的可能性,有力支持研究结论的可靠性。

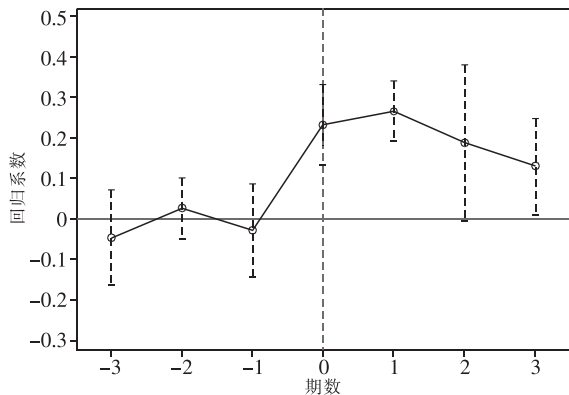


图 1 平行趋势检验结果

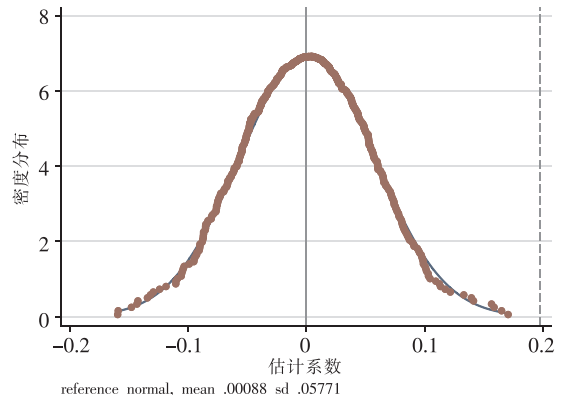


图 2 安慰剂检验图

(三)内生性与稳健性检验^①

第一,内生性检验。本文采用两类策略进行内生性检验。一是采用赫克曼两阶段模型以缓解样本选择偏差问题。参考王雷和吕诗暉(2024)的方法,本文构造企业所在省份风险投资额与省域面积之比作为工具变量。理论上,该指标能够刻画风险投资资源在空间层面的集聚程度,与企业获得风险投资的概率具有显著相关性;同时,该指标的变化主要源于地区层面风险投资活动的空间集中与历史惯性,而不会直接影响单个企业的关键核心技术创新水平,因而满足相关性和外生性条件。两阶段估计结果显示,在第一阶段中该工具变量对企业是否获得风险投资具有显著解释力,排除弱工具变量问题;第二阶段中逆米尔斯比率项不显著,表明样本选择偏差问题不严重,而风险投资的估计系数方向与显著性均与基准回归保持一致,说明主结果具有稳健性。二是采用倾向得分匹配-双重差分法(PSM-DID)进行检验。该方法首先基于企业特征估计其获得风险投资的倾向得分,并通过匹配构建风险投资介入企业与对照组企业的可比样本,从而削弱因“择优”投资导致的样本差异;随后采用双重差分方法识别风险投资进入前后企业创新活动的净效应。匹配前后协变量均通过了平衡性检验,表明处理组与对照组在匹配后具有较好的可比性。最终估计结果显示,风险投资对于企业关键核心技术创新的促进效应在PSM-DID估计方法下依然显著存在,估计系数方向与基准结果一致,进一步验证了本文核心结论不受样本选择偏误影响。

第二,更换变量与调整模型设定。为检验结论是否受到关键核心技术创新质量测度方法的影响,本文采用了以下替代指标及回归模型:(1)更换衡量关键核心专利的阈值:前文基准回归中是参考姜中裕(2024)处理方法,按照“行业-年份”维度所有企业 q 值排名前10%的专利作为关键核心专利,接下来分别选取关键核心专利质量 q 值排名为前5%与前15%的专利,来测算企业关键核心专利质量,衡量关键核心技术创新水平。(2)关键核心专利数量:对企业关键核心专利数量取自然对数,以缓解数据分布偏态问题。(3)中位数处理:为降低极端值对企业专利质量测算的干扰,本文在对关键核心技术的测算过程中,对企业关键核心专利的数值取中位数,以此更稳健地代表企业的关键核心技术水平。(4)技术扩散指标:参照张杰和郑文平(2018)的测算方法,构建反映技术扩散程度的指标:

$$q = 1 - \sum \alpha_i^2 \quad (3)$$

其余测算步骤与前文公式(2)保持一致。此外,考虑到专利数量属于计数型数据,由于大量企业没有专利,其专利数量为0,存在过度离散问题。本文还引入负二项回归模型进行估计,以企业关键核心专利数量为被解释变量进行稳健性回归。结果均显示,风险投资变量在不同的阈值设定、替代指标及计数型回归模型条件下的估计系数均保持显著为正,说明风险投资对企业关键核心技术创新的促进效应不依赖特定的质量测算方式,具有较强的稳健性。尤其是在采用负二项回归模型处理计数数据特性之后,风险投资对关键核心专利产出的正向影响依然显著,进一步增强了研究结论的可信度。

第三,政策干预与选择性支持。其一,为缓解区域层面政策因素可能带来的干扰效应,本文分别将地理位置处于“创新型城市”试点城市的企业样本与“知识产权示范城市”试点城市的企业样本进行删除。剔除“创新型城市”试点样本后,风险投资对关键核心技术创新的促进作用在统计上保持显著;而在剔除“知识产权示范城市”试点样本后,风险投资系数方向为正但不显著。该差异可能与知识产权示范政策试点往往集中于风险投资与高新技术资源更为密集的区域有关,从而削弱了区分风险投资效应与政策效应的空间。其二,为排除国家重点政策扶持带来的样本选择性偏误,本

^① 受篇幅限制,内生性和稳健性检验结果未予展示。所有结果均采用与表2第(4)列一致的控制变量、行业-年份固定效应、行业-省份固定效应、省份-年份固定效应,感兴趣的读者可向作者索取。

文剔除获得国家重点支持的企业样本。此类企业往往具有更高的基础研发能力、创新意愿和制度便利,极易成为风险资本青睐对象,若不剔除,可能将政策扶持效应误归因于风险投资。本文提到的“国家重点支持产业企业”是指中央政府以及各省级政府的产业政策文件(“十一五”规划、“十二五”规划、“十三五”规划,时间跨度为2006—2020年)提到的重点支持产业。通过匹配上述产业和上市公司所处行业,识别出属于“国家重点支持行业的企业”。在剔除上述样本后,结果显示,估计系数依然显著为正,进一步印证了本文核心结论的稳健性与内部一致性。

五、作用机制分析

为揭示风险投资作用机制,本文基于创新生态理论视角,从“资源获取-治理优化-知识外溢”三个维度构建机制识别模型,检验风险投资是否通过提升资源获取能力、改善治理结构和增强知识外溢实现促进效应。

(一)资源获取路径:风险投资缓解被投资企业融资约束与增加研发投入

关键核心技术研发周期长、投入大且不确定性高,企业常面临外部融资障碍与内部能力不足的双重约束。传统金融偏好低风险项目,使此类创新难以获得长期资本支持;同时企业在研发资源配置与人才吸纳方面能力有限,制约成果转化效率。在此情形下,风险投资凭借“耐心资本”与技术识别能力,为企业提供资本支持并提升资金吸收转化能力。

首先,在资源获取方面,风险投资通过股权融资与分阶段注资缓解被投资企业早期资金紧缺压力。本文以FC指数和WW指数衡量融资约束程度^①,表3结果显示获得风险投资后融资约束显著下降;将融资约束指数纳入回归模型后,风险投资对关键核心技术突破的系数依然显著且估计系数值下降,表明融资支持机制在其中发挥了中介作用。

表3 资源获取机制检验:缓解融资约束

变量	融资约束指标		关键核心技术创新水平	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	FC指数	WW指数	FC指数	WW指数
是否获得风险投资	-0.045*** (0.010)	-0.012*** (0.001)	0.075*** (0.014)	0.090** (0.030)
融资约束			-0.627*** (0.049)	-4.378*** (0.401)
控制变量	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是
观测值	5940	5415	5940	5415
R ²	0.696	0.739	0.162	0.223

注:固定效应表示行业-年份固定效应、行业-省份固定效应、省份-年份固定效应,下同。

其次,在资金吸收转化方面,被投资企业不仅从风险投资中获取资金,还通过派驻董事、引入顾问网络等方式传导行业知识与管理经验,提升被投资企业内部的研发组织能力。本文以研发投入金额和研发人员规模为指标衡量企业资金吸收转化能力,表4列(1)(2)结果显示,两项指标在风险投资介入后均显著提升。为进一步验证“资源获取-吸收转化-技术突破”机制链条的完整性,本文将两个指标都纳入中介效应分析,直接检验其对关键核心技术突破的影响。列(3)(4)结果显示,研发

^① 其中,FC融资约束指数按照以下步骤计算:首先,依据企业规模、企业年龄和现金股利支付等财务特征划分融资约束程度,并据此构造融资约束虚拟变量(以第66百分位和第33百分位为界限,高融资约束组取值为1,否则取值为0);其次,以资产规模(取资产总额自然对数)、资产负债率和经营现金流比率等财务变量作为解释变量,对融资约束虚拟变量进行Logit回归,模型拟合概率值作为融资约束指数。WW融资约束指数采用Whited与Wu(2006)提出的线性加权方式计算,具体计算公式如下:WW指数 = -0.091 × 利润总额/总资产 + 0.021 × 长期负债/总资产 - 0.044 × 企业固定资产投资对数。

投入对关键核心技术创新水平具有显著的正向影响,说明创新投入是企业实现关键核心技术突破的重要前提。进一步地,列(5)(6)结果显示在同时控制研发投入指标的情况下,风险投资对关键核心技术突破的影响系数依然显著且有所下降,表明风险投资通过促进企业研发投入,在一定程度上实现了对关键核心技术创新的间接推动作用。

综上,风险投资通过缓解被投企业的资金约束并提升其吸收转化能力,从而增强被投资企业资源获取能力,有助于企业实现关键核心技术突破,从而验证了假说 H2a,即风险投资可以通过提高企业获取资源能力,进而推动关键核心技术突破。

表 4 资源获取机制检验:增加研发投入

变量	研发投入金额		研发人员规模		关键核心技术创新水平	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
是否获得风险投资	0.234*** (0.032)	0.112** (0.041)			0.078*** (0.016)	0.102*** (0.016)
研发投入金额			0.299*** (0.012)		0.215*** (0.013)	
研发人员规模				0.372*** (0.030)		0.281*** (0.028)
控制变量	是	是	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	6134	4421	6,134	4,421	6134	4421
R ²	0.520	0.568	0.128	0.121	0.210	0.205

(二)治理优化路径:风险投资改善企业治理结构

风险投资不仅提供资本,还在投后阶段通过派驻董事、设置考核机制、参与战略决策等方式介入企业治理,从而影响研发资源配置与创新方向。在控股权高度集中的企业中,研发预算更容易受到非效率性目的的挤占,创新激励易出现扭曲。在此情形下,风险投资介入可形成制衡力量,改善治理结构,提高研发资源使用效率,促进关键核心技术突破。

本文采用第一大股东持股比例衡量股权集中度,检验风险投资是否通过治理改善发挥作用。表5列(1)(2)结果表明,风险投资介入后企业第一大股东持股比例显著下降。将该变量纳入机制模型后,风险投资对关键核心技术创新的促进效应仍然显著。系数略有下降,说明治理改善发挥了中介效应。此外,列(3)(4)结果显示,在股权结构较为分散的企业样本中风险投资对技术突破的促进作用更为明显,进一步支持治理改善机制。

表 5 优化治理结构机制

变量	第一大股东 持股比例	关键核心技术创新水平		高管薪酬 占比	关键核心技术 创新水平		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	全样本	全样本	高持股 企业样本	低持股 企业样本	全样本	高管薪酬 占比较高	高管薪酬 占比较低
是否获得风险投资	-3.295*** (0.259)	0.178*** (0.033)	0.090 (0.078)	0.271*** (0.041)	-0.007** (0.003)	0.082 (0.077)	0.218*** (0.025)
第一大股东持股比例		-0.005* (0.002)					
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是	是	是	是
观测值	6560	7277	3290	3319	6127	3001	3584
R ²	0.280	0.145	0.156	0.140	0.406	0.110	0.157

本文进一步考虑委托代理问题,不同治理结构可能影响管理层对研发的激励约束。既有研究指出,高管薪酬差距扩大可能抑制企业研发投入(钟熙等,2019)。据此,本文构建“高管前三名薪酬之和的对数与企业研发支出总额的对数之比”衡量薪酬相对水平,并据此判断治理结构合理性。若比值较高,表示高管超额薪酬可能挤占高风险研发项目资源;反之,则治理激励相对合理。列(5)至列(7)结果显示,风险投资介入会降低高管薪酬占比,并呈现显著的治理约束效应;其中,高管薪酬占比较低的企业中风险投资对关键核心技术突破的促进效应显著,而薪酬占比较高的企业中上述效应不明显。

综上,风险投资能够通过改善被投企业的治理结构和提升其研发资源配置效率,从而促进企业关键核心技术突破,上述证据支持假说 H2b。

(三)知识外溢路径:风险投资促进开放式协同创新

关键核心技术突破往往依赖外部知识与资源的有效整合。企业能否进入高质量的产学研网络、获得多元化知识输入,会直接影响其知识吸收与技术突破能力。风险投资机构在投后管理中具有技术-市场中介属性,通常通过引入高校、科研院所及行业龙头资源,协助被投资企业构建开放式研发网络,从而提升知识整合与外部学习效能。

本文以被投资企业是否与高校或科研机构联合申请专利构建产学研合作虚拟变量,用于衡量知识外溢水平,具体定义如下:若企业在当年与高校或科研机构联合申请专利,则该变量取1,否则为0。表6列(1)结果显示,存在产学研合作的企业在关键核心技术指标上显著更高。进一步引入风险投资与是否有产学研合作虚拟变量的交互项,交互项系数为0.406且显著为正,说明风险投资能够增强被投企业在协同创新网络中的价值创造能力,即通过提升知识外溢实现技术突破,支持假说 H2c。

为进一步识别知识外溢来源的差异,本文区分了企业与高校合作和科研院所合作两类情形。列(3)(4)结果显示,风险投资与是否有高校合作虚拟变量的交互项显著为正,而与是否有科研院所合作虚拟变量的交互项为负且不显著。这种差异表明高校合作在知识溢出与技术突破中的促进作用更为明显,而科研院所合作更偏向成果应用与转化阶段,其效应可能存在时间滞后。

总体来看,风险投资通过促进知识外溢这一机制路径,进一步增强被投企业的外部学习与协同创新能力,从而推动关键核心技术突破。结合资源获取与治理改善机制,机制识别结果对三项路径假说均给予了支持。

表6 促进知识外溢机制

变量	被解释变量:关键核心技术创新水平			
	(1)	(2)	(3)	(4)
是否有产学研合作 × 是否获得风险投资		0.406*** (0.066)		
是否有产学研合作	0.276** (0.093)			
是否有高校合作 × 是否获得风险投资			1.314*** (0.156)	
是否有科研院所合作 × 是否获得风险投资				-0.077(0.414)
控制变量	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是
观测值	6653	6653	6653	6653
R ²	0.018	0.017	0.112	0.110

六、异质性分析

风险投资作为“嵌入式资本”,其创新赋能效果受到风险投资机构特征、被投资企业能力基础及地区制度环境等边界条件的制约,存在显著差异。本文基于创新生态视角理论,从“机构特征-制度环境-企业吸收能力”三重维度出发,系统识别风险投资创新赋能效应的异质性调节机制。

(一) 机构属性异质性

关键核心技术创新具有长周期、高不确定性和战略敏感性,对风险资本的识别能力、资源整合能力与制度联动能力提出了更高要求。因此,不同属性的风险投资机构在技术赋能过程中可能产生差异,其项目筛选标准、投后治理方式及外部资源动员能力并不相同,从而对技术创新产出形成差异性影响。基于 Nahata(2008)的界定标准,本文将曾成功支持企业上市的风险投资机构视为高声誉机构,并据此开展分组回归。表7列(1)(2)结果显示,高声誉风险投资对企业关键核心技术突破的促进效应更为显著,说明其在信息获取、产业经验与治理能力方面拥有“声誉溢价”,能够更有效地识别技术路线并提供配套资源。这一证据支持假说 H3a。同时,考虑到政府背景风险投资与市场化风险投资在资源获取路径、投资动机与目标等方面有明显差异,本文进一步区分政府背景与市场化风险投资机构。列(3)(4)结果表明,政府背景风险投资在推动企业关键核心技术创新方面具有更强的政策引导能力,其对关键技术专利产出的边际作用更为显著,反映出其使命导向在战略性技术突破中的重要作用。该证据支持假说 H3b。

表7 机构特征调节效应分析

变量	被解释变量:关键核心技术创新水平			
	(1)	(2)	(3)	(4)
	高声誉风险投资机构样本	普通声誉风险投资机构样本	政府背景风险投资机构样本	市场化风险投资机构样本
是否获得风险投资	0.179** (0.056)	0.255(0.212)	0.417*** (0.034)	0.198(0.159)
控制变量	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是
观测值	1850	441	1380	869
R ²	0.178	0.319	0.235	0.189

(二) 地区制度环境异质性

被企业的关键核心技术创新不仅受异质性风险投资机构的影响,同时也受到地区制度环境的约束。如前所述,在制度环境优越的地区,风险投资更能推动企业关键核心技术突破。

为考察制度差异的调节效应,本文采用王小鲁等(2021)构建的地区市场化指数衡量制度环境水平,以该指标的样本中位数为界,将被投资企业样本分为高市场化与低市场化地区两组。表8列(1)(2)结果显示,在市场化水平较高地区,风险投资对关键核心技术突破具有显著正向作用;而在市场化水平较低地区,该效应不显著,表明制度环境在风险投资赋能技术创新过程中发挥重要支撑作用。进一步地,参照李增福和陈嘉滢(2024)的方法,本文采用《中国城市竞争力报告》中的综合经济竞争力指数衡量被投资企业所在地区营商环境,并按中位数将样本划分为营商环境较优与较差两组。表8列(3)(4)结果表明,在营商环境较优地区,风险投资对技术突破的促进作用更为显著;在营商环境较差地区,该作用仍然为正,但其效应强度有所减弱。这说明完善的市场秩序和法治环境有助于风险投资改善企业治理、提升资源配置效率并强化创新产出;而在制度环境待改善地区,风险投资虽能通过资源整合发挥作用,但创新促进效果受到约束。综上,制度环境对风险投资推动关键核心技术突破具有显著调节效应,实证结果支持假说 H4。

表 8 区域制度环境调节效应分析

变量	被解释变量:关键核心技术创新水平			
	(1)	(2)	(3)	(4)
	市场化程度较高地区样本	市场化程度较低地区样本	营商环境较优地区样本	营商环境较差地区样本
是否获得风险投资	0.326*** (0.033)	0.059(0.064)	0.243*** (0.057)	0.158** (0.056)
控制变量	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是
观测值	3273	3346	3300	3324
R ²	0.080	0.152	0.13	0.099

(三)企业吸收能力异质性

关键核心技术突破依赖企业对外部资本与知识资源的识别、吸收与转化能力,因此企业内部能力差异可能影响风险投资的创新赋能效应。吸收能力理论认为,企业技术基础与组织能力构成利用外部资本实现技术突破的必要条件。参考 Obradović 等(2021),本文以企业关键核心技术突破水平衡量其知识吸收能力,并按年度中位数分组:高于中位数为高吸收能力组,低于中位数为低吸收能力组。表 9 列(1)(2)结果显示,风险投资对吸收能力较强企业具有显著正向作用,而对吸收能力较弱企业则呈负向效应,说明风险资本的创新促进存在能力门槛。当企业的技术积累不足时,外部资本可能因资源配置失当,致使创新活动受到削弱,甚至抑制创新活动。

考虑到吸收能力亦与企业资源禀赋相关,已有研究指出,大规模企业通常具有更强的研发投入与资源整合能力(Becker 等,2022),但小规模企业在项目转向与技术选择上更具灵活性,有时表现出更强的吸收效率(Ebrahim 等,2012)。基于此,本文按年度总资产中位数对企业规模分组并开展异质性检验。列(3)(4)结果表明,风险投资对较小企业的关键核心技术专利产出促进效应更强,说明在资源约束情境下,风险投资可以改善其研发资源配置与技术路线选择,从而强化创新产出。上述证据支持假说 H5,即风险投资对知识吸收能力较强或规模较小的企业更能发挥关键核心技术突破的促进作用。

表 9 企业吸收能力调节效应分析

变量	被解释变量:关键核心技术创新水平			
	(1)	(2)	(3)	(4)
	吸收能力较强企业样本	吸收能力较弱企业样本	规模较小企业样本	规模较大企业样本
是否获得风险投资	0.316*** (0.031)	-0.101*** (0.028)	0.291** (0.027)	0.083(0.020)
控制变量	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是
观测值	3305	3305	3295	3291
R ²	0.144	0.095	0.148	0.151

七、进一步分析

为识别区域科研资源在企业关键核心技术突破中的作用及其与风险投资的关系,本文开展了扩展性实证分析。首先,用企业注册地所在城市的国家重点实验室数量来衡量区域科研资源集聚程度。表 10 列(1)结果显示,该变量显著正向影响企业关键核心技术突破,说明科研资源基础对技术攻关具有支撑作用。其次,列(2)将该变量作为控制变量纳入基准回归后,风险投资的估计系数依然显著,表明风险投资对企业关键核心技术突破的积极影响并非源于科研资源丰富地区的地区

优势,而是具有独立的影响渠道。

进一步地,本文利用教育部、省部级重点实验室的设立时间与地区构建准自然实验,考察科研平台扩张的技术外溢效应。列(3)结果显示,重点实验室设立政策本身并未显著提升企业关键核心技术突破水平,可能由于企业缺乏吸收外部科研资源的能力或激励。然而,列(4)的结果显示,风险投资与是否为教育部、省部级重点实验室所在地虚拟变量交互项系数显著为正,表明风险投资能够提升企业对科研平台扩张的响应程度与利用效率,使潜在科研资源转化为实际技术突破。

整体来看,风险投资与科研平台建设之间存在协同互补关系,科研平台提供外部知识供给与技术基础,风险投资提供资本与治理支持,并强化企业的知识吸收与转化能力,从而促进关键核心技术创新突破。这一发现表明,在推进重大技术攻关的政策设计中,有必要强化科研平台建设与市场资本机制的协同,提高政策资源落地效率与企业吸收转化能力。

表 10 进一步分析

变量	被解释变量:关键核心技术创新水平			
	(1)	(2)	(3)	(4)
是否获得风险投资		0.181*** (0.035)		
区域科研资源集聚程度	0.042** (0.015)	0.042** (0.014)		
是否为教育部、省部级重点实验室所在地			0.060(0.054)	
是否获得风险投资×是否为教育部、省部级重点实验室所在地				0.213** (0.086)
控制变量	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是
观测值	6653	6653	6653	6653
R ²	0.109	0.110	0.109	0.109

注:本文对企业注册地的国家重点实验室数量变量取自然对数,以缓解其分布偏态问题,减少极端值对回归估计的影响,提升模型拟合效果。

八、结论及政策建议

本文利用 2009—2020 年中国 A 股上市公司与风险投资事件匹配数据,从创新生态视角分析风险投资对企业关键核心技术突破的作用及机制,构建“资源获取-治理优化-知识外溢”三方面机制路径与“机构特征-制度环境-企业吸收能力”三重异质性调节框架,开展实证分析与机制检验。研究表明:(1)风险投资能显著促进被投资企业关键核心技术突破;(2)机制检验显示,风险投资通过提升资源获取能力、改善公司治理与促进知识外溢三条路径发挥作用;(3)异质性分析显示,该作用在具有政府背景以及声誉较高的风险投资机构、企业吸收能力较强及区域制度环境更优的情境下更为显著,呈现制度依赖与企业异质性特征。进一步分析发现,区域科研平台具备重要支撑作用,且风险投资可强化企业对科研平台扩张的技术扩散能力,利用区域科研资源助力当地企业关键核心技术突破。

基于研究结论,本文提出以下政策建议:第一,优化制度供给,提升风险资本参与关键核心技术研发的积极性。可通过完善税收政策、退出机制与长期资本评价体系,引导资本支持高风险、长周期创新,并发挥政府引导基金的撬动效应。第二,强化资本与企业能力的协同互动。一方面支持科技企业提升研发能力与开放式协同水平,另一方面鼓励风险投资,加强投后服务,在战略、研发与治理环节深化赋能,实现资本与技术能力的良性互动。第三,完善制度环境,提高科技金融协同效率。在产权保护、科研成果转化与市场化改革方面持续发力,降低创新制度摩擦,引导资金稳步流向战略性技术领域。第四,推动科研平台建设与市场机制协同联动。在加强国家重点实验室等科研基础设施建设的同时,引入风险投资等市场主体参与产学研合作和技术转化过程,提升科研资源向企

业创新的转化效率,实现政策资源与市场机制互补。

[参考文献]

- [1] 高宏霞,王倩倩. 风险投资对科创板上市企业技术创新产出的效应研究[J]. 工业技术经济, 2021(11):11-19.
- [2] 何顶,罗炜. 风险投资声誉和股价“传染”效应——来自中国上市公司立案公告的证据[J]. 金融研究, 2019(9):169-187.
- [3] 姜中裕. 创新型城市建设与企业关键核心技术创新[J]. 当代财经, 2024(4):113-126.
- [4] 金永红,奚玉芹,张凯歌,王钥琪. 风险投资、融资约束与研发投入周期性[J]. 中国科技论坛, 2024(1):127-136.
- [5] 李纪珍,邓衢文,高旭东,郝运涛. 系统失灵视角下的技术创新服务平台功能设计[J]. 科学学与科学技术管理, 2010(9):77-83.
- [6] 李增福,陈嘉滢. 企业 ESG 表现提升劳动收入份额实证研究——基于中国上市公司的经验证据[J]. 中央财经大学学报, 2024(4):104-118.
- [7] 梁婧姝,刘涛雄. 企业创新韧性及风险投资的影响:理论与实证[J]. 科学学研究, 2024(1):205-215.
- [8] 毛毅翀,吴福象,葛和平. 风险投资、专利权行政保护与关键技术创新[J]. 科技进步与对策, 2023(11):40-50.
- [9] 苗萌,左正禹,颜晓. 风险投资的政府背景与公司 IPO 效率[J]. 系统工程理论与实践, 2023(4):1002-1021.
- [10] 王雷,吕诗晖. 公司创业投资、技术契合度与被投资企业创新韧性[J]. 财经论丛, 2024(7):48-58.
- [11] 王小鲁,胡李鹏,樊纲. 中国分省份市场化指数报告(2021)[M]. 北京:社会科学文献出版社, 2021
- [12] 温军,李凌霄,杨竞豪,高文新. 公司风险投资、母公司异质性与技术创新[J]. 经济管理, 2024(6):60-80.
- [13] 吴斌,张雪莹,石羞月. 政府背景风险投资对企业创新效率的影响检验[J]. 财会月刊, 2023(11):23-30.
- [14] 张广婷,王悦,李佳娇. 风险资本的声誉机制、增值服务和 IPO 退出回报[J]. 复旦学报(社会科学版), 2019(6):151-164.
- [15] 张杰,郑文平. 创新追赶战略抑制了中国专利质量么? [J]. 经济研究, 2018(5):28-41.
- [16] 钟熙,宋铁波,陈伟宏. 高管团队薪酬差距、董事会监督能力与企业研发投入[J]. 证券市场导报, 2019(7):32-41.
- [17] Adner R. Match Your Innovation Strategy to Your Innovation Ecosystem[J]. Harvard Business Review, 2006, 84(4):98.
- [18] Auerswald P E, and Branscomb L M. Valleys of Death and Darwinian Seas: Financing the Invention to Innovation Transition in the United States[J]. The Journal of Technology Transfer, 2003, 28(3):227-239.
- [19] Becker A, Hottenrott H, and Mukherjee A. Division of Labor in R&D? Firm Size and Specialization in Corporate Research[J]. Journal of Economic Behavior & Organization, 2022, 194:1-23.
- [20] Brander J A, Du Q, and Hellmann T. The Effects of Government-sponsored Venture Capital: International Evidence [J]. Review of Finance, 2015, 19(2):571-618.
- [21] Cao T, and Li W. Venture Capital's Portfolio Network and Portfolio Firm's Innovation Performance: Evidence from China[J]. Managerial and Decision Economics, 2023, 44(5):2885-2906.
- [22] Cohen W M, and Levinthal D A. Absorptive Capacity: A New Perspective on Learning and Innovation [J]. Administrative Science Quarterly, 1990, 35(1):128-152.
- [23] Cumming D, and Johan S. Regulatory Harmonization and the Development of Private Equity Markets[J]. Journal of Banking & Finance, 2007, 31(10):3218-3250.
- [24] Da Rin M, Hellmann T, and Puri M. A Survey of Venture Capital Research[M]. Handbook of the Economics of Finance[M]. Amsterdam, Elsevier, 2013, 2:573-648.
- [25] Ebrahim N A, Ahmed S, and Rashid S H A, et al. Virtual Collaborative R&D Teams in Malaysia Manufacturing

- SMEs[J]. *Advanced Materials Research*, 2012, 433: 1653 – 1659.
- [26] Hellmann T, and Puri M. Venture Capital and the Professionalization of Start-up Firms: Empirical Evidence[J]. *The Journal of Finance*, 2002, 57(1): 169 – 197.
- [27] Hsu D H. What do Entrepreneurs Pay for Venture Capital Affiliation? [J]. *The Journal of Finance*, 2004, 59(4): 1805 – 1844.
- [28] Kaplan S N, and Strömberg P. Financial Contracting Theory Meets the Real World: An Empirical Analysis of Venture Capital Contracts[J]. *The Review of Economic Studies*, 2003, 70(2): 281 – 315.
- [29] Lerner J, and Nanda R. Venture Capital’s Role in Financing Innovation: What We Know and How Much We Still Need to Learn[J]. *Journal of Economic Perspectives*, 2020, 34(3): 237 – 261.
- [30] Manso G. Motivating Innovation[J]. *The Journal of Finance*, 2011, 66(5): 1823 – 1860.
- [31] Nahata R. VentureCapital Reputation and Investment Performance[J]. *Journal of Financial Economics*, 2008, 90(2): 127 – 151.
- [32] NorthD C. *Institutions, Institutional Change and Economic Performance* [M]. Cambridge, Cambridge University Press, 1990.
- [33] Obradović T, Vlačić B, and Dabić M. Open Innovation in the Manufacturing Industry: A Review and Research Agenda[J]. *Technovation*, 2021, 102: 102221.
- [34] Popov A, and Roosenboom P. Venture Capital and Patented Innovation: Evidence from Europe [J]. *Economic Policy*, 2012, 27(71): 447 – 482.
- [35] Xie C, and Wang Z. Impact of Venture Capital on Firm’s Technological Innovation: Empirical Study Based on the Strategy of Pre-and Post-Investment[J]. *Managerial and Decision Economics*, 2025, 46(2): 1330 – 1343.
- [36] Yi R, Wang H, and Lyu B, et al. Does Venture Capital Help to Promote Open Innovation Practice? Evidence from China[J]. *European Journal of Innovation Management*, 2023, 26(1): 1 – 26.
- [37] Whited T M, Wu G. Financial constraints risk[J]. *The review of financial studies*, 2006, 19(2): 531 – 559.

(责任编辑:湘潭大学 姚海琼;责任校对:湘潭大学 姚海琼)

Venture Capital Promotes Technological Self-Reliance: Evidence from Breakthroughs in Critical Core Technologies at the Firm Level

JIANG Yin-juan, MA Duo

Abstract: Breakthrough innovation in critical and core technologies is essential for achieving high-level technological self-reliance, overcoming foreign technological blockades, and resolving strategic “bottleneck” constraints. However, the high risk, long duration, and substantial investment associated with such innovation often limit support from traditional financial systems. Drawing on innovation ecosystem theory, this study develops a three-dimensional mechanism framework—resource acquisition, governance optimization, and knowledge spillover—and a three-layer heterogeneity framework involving institutional characteristics, firm capabilities, and institutional environments. Using matched data on China’s A-share listed firms and venture capital (VC) investment events from 2009 to 2020, we examine the pathways and boundary conditions through which VC influences breakthrough innovation in critical and core technologies. The empirical results indicate that VC significantly enhances firms’ innovation in critical and core technologies, particularly when backed by reputable or government-affiliated VC institutions. The positive effect is more pronounced for firms with strong internal capabilities and those operating in favorable institutional environments. Further analyses reveal that while research platforms alone exert limited influence on firms’ innovation performance, VC investment improves firms’ responsiveness to scientific resources, acting as both a “connector” and a “multiplier” within the innovation ecosystem. These findings provide evidence for optimizing science and technology finance policy instruments and promoting coordinated interactions between research platforms and market-based capital.

Keywords: innovation ecosystem theory; venture capital; critical core technology innovation; firm absorptive capacity; institutional environment fit

中国经济问题特征与共同富裕建设路径

——《共同富裕建设进程与路径》评介

张兴祥

党的二十大报告指出,中国式现代化是全体人民共同富裕的现代化。在党的领导下,我国始终坚持以人民为中心的发展思想,把人民利益放在首位,致力于实现全体人民共同富裕。孙豪、曹肖焯、王俊杰三位青年学者的新著《共同富裕建设进程与路径》由浙江工商大学出版社正式出版,从理论构建、制度安排、综合测度、示范案例等维度展开了详细且深入的剖析,为中国扎实推动共同富裕提供了理论依据和政策参考。

共同富裕是中国共产党人矢志不渝的追求目标,而要真正实现这一目标,需要一个长期奋斗、循序渐进的过程,其长期性、艰巨性和复杂性不言而喻。1953年,由毛泽东亲自主持起草的《中共中央关于发展农业生产合作社的决议》正式公布,其中明确提出:“逐步克服工业和农业这两个经济部门发展不相适应的矛盾,并使农民能够逐步完全摆脱贫困的状况而取得共同富裕和普遍繁荣的生活。”这是“共同富裕”一词首次出现在党的正式文件中。改革开放后,邓小平提出“贫穷不是社会主义”“发展才是硬道理”“允许一部分地区、一部分人先富起来”等发展思路 and 战略构想,解放和发展生产力,既促进效率又允许合理的收入差距,极大地推动了共同富裕建设进程。党的十八大以来,以习近平同志为核心的党中央准确把握发展阶段新变化,把逐步实现全体人民共同富裕摆在更加重要的位置上。中国逐步实现了全面脱贫和全面建成小康社会,这为扎实推动共同富裕建设奠定了坚实的基础。2021年,《中共中央 国务院关于支持浙江高质量发展建设共同富裕示范区的意见》出台,标志着共同富裕建设正式从人类社会美好愿景转变为现实公共政策,同时为全国推动共同富裕提供省域范例。

扎实推动共同富裕,既需要顶层设计的整体性谋划,又需要细节议题的具体性判断。顶层设计方面,推动共同富裕须充分估计其长期性、艰巨性、复杂性,坚持勤劳创新致富、基本经济制度、尽力而为量力而行、循序渐进等原则,构建初次分配、再分配、三次分配协调配套的基础性制度安排。细节议题方面,须精准把控共同富裕建设的实质性进展,深刻把握共同富裕建设的基本原则及具体执行方式,科学估算初次分配、再分配、三次分配的比例关系等。

《共同富裕建设进程与路径》一书很好地回应了上述重要议题。其研究表明:政府可基于不平等的边际效率收益和边际公平收益权衡效率与公平问题,整体上中国对效率与公平的权衡逐渐从“重效率”转向“重公平”;提出促进共同富裕的收入分配制度安排,即初次分配发挥主导作用,再分配作为重要手段,三次分配提供有益补充;中国需要在高质量发展基础上推动共同富裕建设,即在中发展优化分配,在“做大蛋糕”的过程中“分好蛋糕”;勤劳仍是促进共同富裕的重要途径,但也面临“马太效应”、起点差距、技术变革等诸多现实挑战;中国共同富裕建设仍处于初级阶段,缩小收入差距面临巨大的现实挑战,浙江等地的发展实践提供了良好的示范样本;数字经济有助于促进富裕,但难以自发地缩小收入差距,须辩证地看待数字经济对共同富裕的影响;促进共同富裕须充分发挥各地资源禀赋比较优势,进而形成多样的、丰富的、差异化的发展路子。该书得出的具有启示性的研究结论,为从学理上理解共同富裕、实践上推动共同富裕提供了重要参考。

扎实推动共同富裕须准确把握中国经济问题的鲜明特征。一是中国经济发展的后发特征。从工业化进程看,中国属于后发国家,经济发展需要充分发挥后发优势。历史经验表明,中国充分利用要素成本优势,通过引进、模仿、干中学等,快速积累成熟技术和管理经验,并在此基础上进行自主创新,实现跨越式发展,成为利用后发优势最成功的国家之一。当然,现在情况正在悄然发生变化,特别是在部分领域,中国已从跟跑转向并跑和领跑。二是中国经济发展的规划特征。科学制定和接续实施五年规划,是我们党治国理政一条重要经验,也是中国特色社会主义一个重要政治优势。编制和实施规划,有助于着眼长远、前瞻布局、集思广益、系统谋划、协调推进,进而形成整体部署,厘清发展目标,谋定主要任务,制定具体措施,确保经济社会平稳有序推进。立足短期、中期、长期发展规划,实现梯次衔接、有机兼容,有力引领经济高质量发展,确保发展目标落地见效,持续提升治国理政能力与水平。三是中国经济发展的示范特征。大国具有规模巨大、内源性增长、结构丰富等核心特征。中国是世界上最大的发展中国家,内部发展差异巨大,抓经济工作不可能齐头并进,往往采取先试点再推广的模式,不断积累成功经验。例如,改革开放初期探索经济特区建设,先在深圳、珠海、汕头、厦门等地进行试点,探索改革开放新模式。先行试点降低了试错成本,为更大范围的改革提供了可复制经验。四是中国经济发展的层次特征。中国的大国属性决定了其内部发展的差异性和层次性。例如,中国技术发展和产业布局存在巨大差异,不同地区具有不同的要素禀赋,产业梯度转移成为经济发展的必然趋势。经济发展的层次特征,决定了区域经济或不同领域应制定差异化的发展策略。

将中国经济问题的鲜明特征嵌入共同富裕问题的研究之中,有助于更准确地考察共同富裕建设的现实议题。比如,扎实推动共同富裕,必须充分估计实现共同富裕的长期性、艰巨性和复杂性。为此,开展一项基础研究尤为必要:准确把握共同富裕建设的历史方位,既要积极借鉴发达国家现代化进程中的有益经验,又要深刻反思部分新兴工业化国家发展进程中的失败教训,从而为我国更好地实现共同富裕提供经验镜鉴。同时,还要充分认识到中国发展不平衡不充分的突出特征,精准把握城乡发展差距,在推进省域、市域、县域等不同层面共同富裕实践时,坚持具体问题具体分析,立足区域发展实际,因地制宜、因时而变地推动共同富裕。新一轮科技革命和产业变革有力推动了经济发展,也给就业和收入分配带来深刻影响。比如,数字经济在带动收入增长的同时,可能加剧收入分配差距,这要求我们辩证地看待技术变革、分配模式演变对经济社会产生的深刻影响。政府需要统筹兼顾发展与分配。在不断涌现的新情况新问题中应对新挑战,这也持续检验着政府推动共同富裕的发展理念和治理水平。

扎实推动共同富裕是一项系统性工程,坚持先示范、后推广,是行之有效的 development 模式和实践路径。浙江共同富裕示范区建设,正是这一模式的生动实践。需要明确的是,我们期待通过示范区建设,形成更多可复制可推广的经验和模式,但更要注意将经验做法与各地发展实际相结合,坚持精准施策,探索契合各地资源禀赋与比较优势的差异化发展道路。从中国经济发展的示范特征与共同富裕示范区建设的实践来看,其核心价值更多地体现为形成可供参考借鉴的发展理念,而非可供直接照搬套用的具体做法。因此,唯有深刻把握示范区建设的真正示范内涵,在发展实践中科学运用好示范区探索积累的经验做法,才能切实发挥好试点先行、示范引领的重要作用。

值得赞赏的是,《共同富裕建设进程与路径》一书准确把握了中国经济问题的鲜明特征,并将这些特征有机融入对共同富裕的研究之中,形成了丰硕的研究成果。该书既具备开阔的国际视野,又立足厚重的历史纵深,构建了集理论、测度、实践、模式与案例为一体的多维度分析框架,提出了诸多富有启发性的独到见解。在共同富裕研究领域,该书既为准确把握共同富裕建设进程提供了系统的认知坐标,也为推动具体实践探索了可行的路径,具有重要的学术价值与现实意义。

(作者系厦门大学经济学院教授,《中国经济问题》执行主编)