

ISSN: 1007-5682

CN: 43-1022/F

消费经济

CONSUMER ECONOMICS

# 消费经济

CONSUMER ECONOMICS

全国中文核心期刊 CSSCI扩展版来源期刊 RCCSE中国核心学术期刊  
AMI综合评价A刊扩展期刊 人大复印报刊资料重要转载来源期刊

2026 01 总第239期 双月刊



微信公众号



数字出版

ISSN 1007-5682



9 771007 568268

定价: 25.00元

2026 01

总第239期 双月刊

湘潭大学等 主办

# 消费经济

(双月刊)

CONSUMER ECONOMICS

2026年第1期(总第239期)  
第42卷 2026年2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](mailto: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

#### 消费经济与数字经济的深度融合

洪银兴 韩绿艺/1

#### 数据要素市场化何以影响企业存货调整?

——来自数据交易平台设立的经验证据

杜林 宁致远 曾林/8

#### 高铁开通与城市创业:极化效应还是涓滴效应?

付明卫 罗文洋 李峰/22

#### 政务新媒体促进城市旅游发展

——来自文旅部门微博的证据

明翠琴 彭宏亮/36

#### 收入与消费的断裂:灵活就业为何降低家庭消费?

李小胜 朱炯/50

#### 一刻钟便民生活圈:消费便利化、服务多样化的加速器

张志新 刘欣茹 张秀杰/65

#### 中国农村家庭教育投资的性别偏好

——来自多子女家庭的微观证据

鄢姣 肖彤/78

#### 实体清单制裁与中国企业人工智能创新

李瑜敏 王君/93

#### 中国居民消费力质量的时空特征及影响因素

尹向东 刘林志 尹向飞/108

#### 中国本土老字号品牌族性:维度探索与量表开发

李园园 杜昕汝 柯迪/124

#### 推动内需主导、消费拉动、内生增长的发展

——第二十八次全国消费经济理论与实践研讨会综述

史浩 戴小红/138

## Contents

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

The Deep Integration of the Consumption Economy and the Digital Economy

HONG Yin-xing, HAN Lv-yi(1)

How the Marketization of Data Elements Affects Firms' Inventory Adjustments? Empirical Evidence from the Establishment of Data Trading Platforms

DU Lin, NING Zhi-yuan, ZENG Lin(8)

High-Speed Railway Opening and Urban Entrepreneurship: Polarization Effect or Trickle Down Effect?

FU Ming-wei, LUO Wen-yang, LI Feng(22)

Government New Media Promote Urban Tourism Development: Taking the Tourism Department's Weibo as an Example

MING Cui-qin, PENG Hong-liang(36)

The Break between Income and Consumption Why does Flexible Employment Reduce Household Consumption?

LI Xiao-sheng, ZHU Jiong(50)

15 Minutes for the Convenience of People's Life Circle: Accelerator of Consumption Facilitation and Diversified Services

ZHANG Zhi-xin, LIU Xin-ru, ZHANG Xiu-jie(65)

Gender Preferences in Educational Investment of Chinese Rural Families: Micro Evidence Based on Multi Child Families

YAN Jiao, XIAO Tong(78)

Entity List Sanctions on AI Innovations of Chinese Firms

LI Yu-min, WANG Jun(93)

The Spatiotemporal Characteristics and Influencing Factors of Chinese Residents' Consumption Power Quality

YIN Xiang-dong, LIU Lin-zhi, YIN Xiang-fei(108)

The Regional Branding Identity of Chinese Local Time-honored Brands: Dimension Exploration and Scale Development

LI Yuan-yuan, DU Xin-ru, KE Di(124)

# 消费经济与数字经济的深度融合

洪银兴 韩绿艺

**摘要:**提振消费需要全面发展消费经济。数字经济时代,发展消费经济需要与数字经济深度融合。扩大消费需求的关键在于借助“数智技术”和“平台经济”新特点,在降低信息成本和交易成本的同时顺应个性化、多样化消费需求趋势。在“人工智能+”行动背景下,推动消费场景、消费产品和消费业态智能化。进一步提升数字经济对消费需求的拉动力,要从三方面入手:一是提升数智技术并促进数字经济与消费需求的深度融合,二是规范数字平台秩序,三是克服数字鸿沟,以此拓宽消费需求新空间。

**关键词:**消费经济;数字经济;人工智能+;融合

**中图分类号:**F015 **文献标识码:**A **文章编号:**1007-5682(2026)01-0001-07

扩大内需是当前拉动经济持续增长的主动力量,其中消费需求是起牵引作用的动力。党的二十届四中全会就深入实施提振消费专项行动,提出打造一批带动面广、显示度高的消费新业态新模式新场景,并且要求建立健全适应消费新业态新模式新场景的管理办法。本文由此提出消费经济的概念。消费经济是围绕消费需求而形成的消费能力、消费预期、消费场景、消费平台、消费业态等经济活动的总和(洪银兴,2013;洪银兴和韩绿艺,2023)。进入数字经济时代,扩大消费需求除了增加居民收入外,需要与数字经济深度融合,充分利用数字经济开拓消费新空间,培育新的消费增长点,培育新消费业态。这就是依托大数据、云计算以及人工智能等数智技术在社会再生产过程中各环节的应用,重塑人们的消费行为,发展新消费,形成新的消费模式并开发新消费领域。

## 一、数字经济创新消费模式

数字经济时代,以数字技术为支撑、数据驱动为核心、网络协同为纽带的平台经济迅速崛起,购物和支付数字化、平台化已经成为居民生活日常,为扩大消费需求提供了前所未有的机遇。据中国互联网络信息中心政策与国际合作所发布的《数字消费发展报告(2025)》可知,2025年上半年,基于商品、服务和内容的数字消费规模达9.37万亿元,占居民消费支出总额的46.5%。其中,实物商品数字消费额占数字消费总额的66.3%,数字服务(如在线教育、在线医疗等)和数字内容(如数字音乐、网络视频等)消费额分别占29.2%和4.5%。截至2025年6月,数字消费用户规模突破9.58亿人。其中农村数字消费用户2.49亿人,占比达26.0%,而且,数字消费的规模和占比还在迅猛增长。

借助数字平台扩大消费需求,就是要在数字技术及其平台创新点中寻找潜在消费新增长点,释放消费潜能。平台经济的迅猛发展,为传统消费模式带来了深刻的变革,其中最显著的变化就是在

收稿日期:2025-12-19

作者简介:洪银兴,经济学博士,南京大学长江三角洲经济社会发展研究中心教授;韩绿艺(通讯作者),经济学博士,西南财经大学经济学院讲师,电子邮箱:hanly@swufe.edu.cn。

数字技术驱动下将传统的实体线下市场转变为线上平台。这一转变不仅催生商业模式更新,更是创新了消费模式,重构了消费的生态,拓宽了消费的时空边界,从而以新消费引领新供给。

移动互联网平台代替市场后,市场不再只是个场所,而是随时随地可以进入的平台。利用互联网平台的电子商务,甚至可以跨境交易。消费者在实体店获得商品的展示和消费体验,在互联网上购买。网上直播替代传统的广告方式,平台代替实体市场后,通过网络寻找市场并完成交易,明显降低了信息成本和交易成本。凭借节省的费用降低商品和服务价格,以高性价比吸引消费者。互联网平台为消费者提供个性化的定制服务,也使消费者是“皇帝”得到现实体现。

目前我国进入市场的互联网平台主要涉及:社交类的微信、小红书、抖音等平台,电商类的淘宝、京东、拼多多等平台,移动支付类的支付宝、微信、云闪付等平台,物流类的顺丰、京东快递等各家运营商以及菜鸟驿站末端服务平台等。消费性服务业,只要加上移动互联网,就产生新的消费和市场业态(洪银兴,2020)。具体地说,互联网+零售即产生网购;互联网+金融即产生互联网金融服务;互联网+出租车即产生网约车;互联网+物流即产生快递。各类传统服务业遇到各类平台经济的冲击,也要加入互联网平台才能生存,如零售实体店面对网购的冲击、金融业面对互联网金融的冲击等都要加上互联网。这样,移动互联网平台为发展消费经济提供开放的、超广泛的、无限的空间。可以说,谁离开相应的数字平台,谁就没有市场、没有消费对象。消费者进入数字平台后,消费欲望也会大大增强,从而产生消费的自拉动功能。反过来,消费者离开数字平台,也就难以实现消费。

平台经济的发展不仅打破了消费地域的限制,还重塑了市场与商家经营模式。过去是哪里有什么市场,消费者就到哪里消费,大多数市场交易集中在同一块专属区域。数字经济时代下的市场载体是互联网平台。消费者利用手机、电脑、平板等一系列移动终端进入平台消费。消费者和卖家通过互联网平台达成买卖协议,数字化平台发展让消费变得更便捷。随着平台配套基础设施服务的完善,数字经济时代的商品与消费者之间的流向发生变化。传统消费模式是消费者集中向商品市场尤其是商业中心流动;市场平台化转型之后,消费者与卖者之间的区域隔阂及传统的商业中心因去中心化而被网络弱化。平台购物+快递配送、平台生活服务交易+到家服务等流通模式,改变了消费需求旺盛取决于是否靠近市场的中心化传统观念。即使是最偏僻的乡村,也能“一键”进入市场流通和消费。

平台经济的发展,不仅通过数字交易技术提高交易效率,更是利用数字平台聚拢各个市场主体,形成买方、卖方、广告商以及物流商等市场主体集合的多边市场商业模式。数字化平台的多边市场商业模式结合信息数据化传递、云计算以及人工智能技术,可实现商品流通生态系统的协同设计与优化。这种流通协同模式提高了流通效率,拓宽了市场边界。各参与主体共享平台流量资源,通过优势互补实现流通环节的优化整合。在平台经济发展进程中,用户规模越大,平台所承载的交互可能性和资源流动效率越高,实现规模经济递增,进而降低交易成本,有条件降低消费品和服务的价格。于流通环节而言,流量规模与商业价值呈正相关关系。借助平台的力量整合多方资源,能够有效提升商品流、信息流以及物流的运转效率与规模,从而推动整个流通体系的发展并释放商业价值潜力。此外,各平台之间也可突破“数据孤岛”限制,借助统一数据平台实现跨平台协作,推动大数据资源共享并高效整合,提高数据要素的使用效率,构建更加开放、互联的数字生态系统,在更大范围吸引消费者消费。

数据驱动叠加人工智能技术的数智化平台为生产者精准选择消费者和扩大消费群体提供手段。不同的消费者有不同的消费偏好(包括消费升级的欲望)。生产者利用平台的消费者偏好数据精准选择消费者。数据本质上是数字化的信息,进入平台的各市场主体信息都被标准化为数字语言。数字平台结合数智技术实现更高水平的资源配置。消费者进入平台就代表进入了数据连接网

络,这种连接可以是消费者主动触发,也可以是被动形成,这取决于平台的设计机制与消费者行为的交互方式。消费者通过传输关键词与点击量进入平台。生产者借助平台大数据和人工智能对这些数字信息进行深度分析,精准获取消费者需求与偏好,形成数智技术驱动的服务模式,为生产和服务部门提供准确的市场消费信息,在创造消费者的同时创造有效供给。大数据与人工智能算法在数字平台的应用更加注重从消费者的需求出发,为其提供更为周全的服务体验和个性化选择。特别是随着各类衍生数字平台的发展以及数智技术的融入,各类互联网平台的交叉发展推动消费行为逐步发展成为一种社交化活动。即消费由信息时代的电子商务,逐步发展成数字经济时代的短视频+购物、直播+购物、社交平台+购物等多样化形式,例如抖音、快手、小红书、微信等社交App应用的购物功能拓展。这种“社交+购物”消费模式借助数字信息传播速度快且范围广的特点,让传统“口口相传”的商品推送方式具象化并借助网络平台实现低成本大范围渗透,形成消费者的“规模效应”,进而实现消费需求的规模性转化。

得益于消费经济和数智技术的深度融合,共享型消费成为数字经济时代中一种大众消费流行趋势。共享物品、共享服务、共享空间及相应租赁平台的发展通过资源共享与协同消费,提升了资源利用效率。共享型消费实质上是将商品和服务的所有权和使用权分离,商家出售的是一定期限内商品和服务的使用权,消费者在使用期限内拥有绝对的使用权,是同质商品使用权的分时共享。这种新型消费模式促成闲置资源与碎片化需求的供求匹配,不仅实现了资源的再配置,也释放了消费潜力。对于低收入群体来说,共享型消费降低了消费门槛,让一次性购买的高负担平摊为分次付费的日常支出,且这种共享型分次付费更具灵活性,即用即付,在减轻支付负担的同时为消费多元化预留了消费基金。对于潜在消费者来说,共享型消费可以让他们有一次深入了解商品的机会,消费者能够以较低的成本体验各类商品的实际使用效果,实际上克服了市场经济中的“囚徒困境”,精准定位筛选出最符合自身需求和偏好的商品,不仅降低了消费决策风险,也提升了消费获得感,一定程度上为共同富裕提供新的路径。

## 二、“人工智能+”创新消费业态

习近平总书记指出,进入新发展阶段,“从消费需求看,现在,‘羊群效应’没有了,模仿型排浪式消费阶段基本结束,消费拉开档次,个性化、多样化消费渐成主流”<sup>①</sup>。根据以人民为中心的发展思想,“高质量发展应该不断满足人民群众个性化、多元化、不断升级的需求”<sup>②</sup>。数字经济融入消费经济就可以起到这种作用。这种作用主要通过数字经济创造新消费需求的功能来实现,即利用数智技术不仅可以使供给顺应个性化、多样化的消费需求趋势,而且可以运用数智化创新手段挖掘潜在新消费需求,以数字消费需求牵引创造新供给(臧旭恒和姚健,2024;郭克莎,2024)。

从平台经济的链条来看,消费端的数据在产生后与生产端的数据实现对接,形成一条贯穿生产与消费上下游的数据链条。这一链条不仅连接了供求两端,还为定制化消费开拓空间。数字经济让生产过程更加灵活高效,为产品和服务创新提供更多可能性,也让定制化消费越来越成为一种潮流。尽管生产端能够依托大数据分析和追踪消费习惯来预测消费者的普遍倾向,但随着个性化需求的不断增长及其多样化趋势发展,许多独特性偏好难以通过“一刀切”的传统规模化生产模式得到充分满足。信息数字化配套数智化生产,通过柔性生产线实现高效定制,带动了越来越多的定制化和个性化消费需求。

数智技术支撑下的沉浸式场景消费模式,形成一种“体验前置”消费趋势。就物质性商品而言,

<sup>①</sup> 习近平经济文选(第一卷)[M].北京:中央文献出版社,2025:86-87.

<sup>②</sup> 习近平经济文选(第一卷)[M].北京:中央文献出版社,2025:280.

“先体验,后决策”让消费者获得优质购物体验的同时避免盲目消费,消费者可按照更贴合自我使用习惯的需求来挑选合适的商品,大大提升了消费者对消费品的获得感以及购买决策效率。与物质性商品不同,文化类消费更注重故事性表达,在数智技术的支持下各类无形文化有了可视化故事呈现。在文化服务类消费中,消费者可以通过智能互动体验,形成与文化载体之间的“独家记忆”,激发消费者对文化产品和服务的新需求。即“数智科技+文化”的沉浸式创新融合,满足个性化、品质化的生活方式的同时拓宽文化消费边界。

习近平总书记近期关于人工智能的讲话中指出:人工智能作为引领新一轮科技革命和产业变革的战略性技术,深刻改变人类生产生活方式。我国数据资源丰富,产业体系完备,应用场景广阔,市场空间巨大。其中的“人工智能+”科技、产业、消费、民生等为数字经济拉动消费需求提供了广阔的空间。

人工智能技术的核心在于以智能化的算力算法系统替代人类大脑的部分智能(任保平,2025),其基本特点为智能性和自适应性。这一技术在消费领域展现出巨大的应用潜力:一方面,通过模拟人类的认知过程,实现对平台信息的高效处理与决策支持;另一方面,通过自适应能力持续感知消费环境变化,进而优化自主决策逻辑。这种智能化动态决策模式不仅推动消费服务全面升级,也为消费者营造专属个性化消费体验。随着“人工智能+”行动在消费领域的展开,消费场景、消费产品、消费需求以及消费业态等都发生了深刻变化。

在“人工智能+”消费模式下,数字平台与智能产品共同构建起更加智能化的消费场景。人工智能的“思考和自动反应能力”让数智技术更贴近生活,通过数智技术让实物场景呈现虚拟情景化表达。随着居民美好生活需要的增长,消费者对商品不再是单一功能性需求,也包括情感共鸣、个性化表达以及沉浸式体验,等等。在这一趋势下,人工智能以其拟人的独特优势,为消费体验绑定了更多人性化元素。特别是智能识别、智能互动以及自主学习等功能在平台的深度应用,推动消费场景不断创新并实现智能化升级,为消费者营造更多个性化、多样化消费空间。

提振消费重要的是推动消费升级(洪银兴,2010)。人工智能助力消费升级,激励生产商将人工智能技术融入产品设计,并将其延伸至日常消费场景,实现生产和生活智联。这不仅提升了商品的附加值,更为消费者提供更为便捷的智能生活体验。基于此趋势,人工智能产品逐渐成为消费“新宠”。与传统固定流程产品的局限性相比,人工智能产品展现出更强的灵活性和适应性,不仅能够快速响应并且引领消费者多样化需求。依托智能算法,消费者可依据个人偏好自主调节所需模式,适配不同场景与功能需求,从而获得更为多样化的使用体验。这种灵活适配的特性,提升了产品的功能性使用价值,为满足消费者多元化、个性化需求提供了现实可行的实现路径。

随着数智技术的日渐精进及其配套基础设施的日益完善,消费者不再仅仅是商品和服务的被动接受者,而是可以主动参与到生产环节中,成为自己需求的表达者与实现者。消费者始终是最了解自身偏好与需求的主体,参与生产是满足个性化需求最直接路径。现实生活中,消费市场上商品和服务的“自定义”标签越来越多,当消费者在消费市场中难以找到完全契合自身需求的商品时,就可以借助人工智能通过“自定义”选项参与设计,打造符合自身需求的专属产品。这类消费对象的价值,不是由生产者独自提供的,而是由消费者的参与和创意设计所共同赋予的。“自定义”价值共创模式赋予了消费者更多主动权,使消费者自己创造自己的有效供给;消费者直接参与创造供给,提高了消费者在整个消费过程中的体验感和获得感。这些都是数智技术在消费领域应用所拓展的消费新空间。根据消费升级趋势可以预见,参与式创新生产模式将逐渐成为数字经济时代下满足个性化需求的供给趋势,为产业升级提供新方向。

“人工智能+”不仅进入千行百业,而且进入千家万户,创造出系列消费新场景。智能辅助驾驶、智能家居家政服务逐渐成为消费新宠。此外,人工智能技术不断突破传统地理空间的使用边

界。依托“人工智能+”的低空经济这一跨界融合不仅充分利用了空中资源优势,也催生了一系列应用场景。在流通领域,无人机物流配送连接商品和消费者之间的“最后一公里”,这一配送模式未来有望大规模取代现有的陆地配送方式,提高配送效率;另外,也可通过低空载具结合 AI 算法打造空域消费场景,拓展消费新领域。这种跨界融合突破了以往人类所能触及的物理范围,为人工智能技术开拓新空间树立重要示范标杆。与低空领域相对应,人工智能技术也可用于深海消费领域,借助 AI 深潜系统规避风险的同时为游客提供安全的沉浸式观光体验,抑或将复杂的潜水项目通过元宇宙深海实现 VR 深潜。由此可见,在空间消费领域,人工智能技术开辟的新空间展现出与各行各业深度融合的无限可能,挖掘各个行业的独特价值和潜力。通过人工智能技术实现跨界协同创新,拓展地理空间的使用边界,也开辟了消费新空间。

### 三、消费经济与数字经济实现深度融合的关键

基于上述关于数字经济与消费经济融合的分析,建立扩大消费需求的长效机制需要给消费需求插上数字经济的翅膀,也就是进一步发展数字经济,扩大数字经济拉动消费需求的长期效应。

数字虚拟空间本身是无界限的,这使得消费需求的可开拓空间也变得更为广阔。消费经济与数字经济实现深度融合需要拓展数智技术在消费领域的应用边界。一方面,可通过虚实结合的方式,让想象力转化为虚实空间中的落地实施;另一方面,可以借助数智技术突破传统实体空间的使用边界。从消费者角度考虑,消费需求的产生存在主动需要与被动吸引两种驱动力。其中,主动需要一般是消费者日常生活中出于对生活品质的追求,产生对某种功能性商品或服务的需求;被动吸引则源于外部环境的影响,供给创新激发潜在消费需求。因此,要扩大消费需求从这两种驱动力入手,将数智技术应用于更广泛范围。

针对数字经济和消费需求现状,扩大数字经济拉动消费的应用场景主要涉及两个方面:一是提升数智技术水准,促进数字经济与消费需求的深度融合;二是在制度上补上数字经济与消费经济深度融合的短板。

#### (一)数智技术及其应用的创新升级

经济不断发展,社会分工持续演变,人们的需求也在不断更新。当下消费者对市场的关注点不再是“哪家的产品更便宜”,而是“哪种产品更需要、更便捷获得”。在平台经济蓬勃兴起和人工智能广泛应用的背景下,消费领域正呈现出一种全新的形态——全民互动、万物智联,人与人、人与物、物与物之间呈现紧密联系。与此同时产生产业跨界整合的数智化新业态。其中,对扩大消费需求最为有效的是人工智能+消费,例如人工智能+休闲娱乐、人工智能+运动训练、人工智能+医疗、人工智能+智慧教育,等等。依托平台实现数智化跨界合作,既提升了生活效率,也推动了全行业综合性革新。数智化消费新业态实质上是将实体项目引入虚拟空间,再借助人工智能终端将其延伸至消费者所在的现实场景,最终实现消费行为的无缝对接与随时随地消费的便捷体验。这种借助虚拟中介传递消费内容的新型消费方式,具有极强的普适性,能够广泛渗透并应用于日常生活的各个领域,其依托的是围绕消费升级的数智技术的升级。

人工智能之于人类,不是冰冷的技术工具,也不仅仅是替代劳动,而是在推动产业和技术进步的基础上使人民生活更美好。通过“数据+模型+算力+场景”打造虚实交织消费场景,推动智能化产品和服务升级,不断拓展消费边界,满足人民日益增长的美好生活需要。于消费者而言,数智技术是实现消费目标的载体,是人类当今和未来生活中不可或缺的辅助工具。无论身处何种领域、具备何种特点,抑或在人生哪个阶段,数智技术都能发挥其灵活性和自适应性,满足消费者多样化需求。数智技术使生产者和消费者在数据流中实现时空穿梭、互联互通。顺应消费升级以及数智

技术发展趋势,数字经济背景下扩大消费需求的核心方向应是让数智技术融入人们日常生活,成为人类生活智能伙伴,使其从单一功能性角色升级为生活协作助手,在构建情绪价值消费生态的同时激发消费潜力。在数智技术与人类生活深度融合的过程中,二者相辅相成,逐渐形成“人机合一”新型生活模式,这也将成为未来社会发展的主流模式。特别需要指出,体现高品质生活的消费升级依赖于智能技术的不断升级。所有这些都对数智技术的创新和升级提出需求,既要推动其技术不断升级,又要不断扩大其消费场景,从而牵引供给。例如,人工智能产生的脑机接口技术的革命性的突破,不仅能够直接从大脑中获取信息,实现信息的高效输出,还可以借助人工智能终端对大脑的意识活动进行一定程度的干预。这种双向的信息交互模式,极大地提升了人类对大脑认知过程的理解与应用潜力,例如在医疗康复领域中的应用。从信息交互角度来看,该技术可广泛运用于意识控制的智能化系统中,为用户提供更为直观和高效的交互体验。从消费者视角来看,通过脑机接口终端所实现的深度交互,推动医疗、购物、娱乐、教育以及智能家居等消费场景的智能化升级。这种脑机深度交互模式,不仅极大提升了用户的消费体验,还引导消费场景迈向智能化新高度。

### (二)规范数字平台秩序

市场秩序直接影响居民“愿消费”市场环境。平台经济也是这样。在数字经济发展中不正当竞争和垄断造成了价格歧视和社会福利损失(洪银兴,2007;江小涓和黄颖轩,2021),不仅阻滞创新而且抵消数字经济对消费需求的拉动作用。因此,数字经济与消费经济融合,需要规范平台经济的市场秩序,通过构建适应数字经济发展的营商环境来推动数字经济与市场经济融合,并促进数字经济更大程度上拉动消费需求。营商环境的本质是公平竞争,以数字经济完善公平竞争核心是要营造统一有序的公平竞争营商环境。尽管数字平台的各个细分市场都由几大平台占据较高比例,但平台间竞争较激烈,使得竞争性市场所具有的特点并未被消除。在数字经济发展中线上经济活动不断增多,线上数字平台成为数字经济的主要存在形式,平台使市场准入权从市场和政府端让渡给了平台,这种情形表明构造线上市场的公平竞争营商环境显得尤为必要。线上市场的公平竞争营商环境需要在平台和数字生态系统中重建市场竞争机制。以公平竞争机制构建适应数字经济发展的营商环境,促使平台保持市场所具有的公平竞争特性。

就平台反垄断来说,数字经济背景下市场垄断与不正当竞争的甄别与判断更为复杂。数字平台的规模经济效益意味着对数字类基础设施不能一概作为垄断来反,但平台利用其垄断的基础设施采取的操纵市场、“杀熟”、二选一等损害消费者利益的行为则是要反的。其途径,一是加强数字经济领域公平竞争的法律制度建设。完善以反垄断法、反不正当竞争法为主体的数字经济竞争治理基础性法律法规,制定防止专利滥用、数据滥用和平台排他性行为监管适用的法律。完善反垄断监管体制,优化反垄断监管职权的层级配置。二是利用数智技术提高对新型数字经济垄断和不正当竞争行为的甄别和判定能力,规范平台秩序也需要利用数智技术。充分利用平台及其提供的数据要素,通过对大量用户信息与行为数据的分析,准确甄别企业行为。区块链技术、人工智能等技术的应用,可以增强市场透明度和公平性。区块链技术可以实现去中心化的信任,保障数据的安全性和真实性,人工智能技术可以辅助监测、识别和自动纠正虚假宣传等不正当竞争行为。包括建立适应数字经济的反垄断审查标准,依托数据公平开放,防止数据垄断。

### (三)克服数字鸿沟

以数字技术为驱动力的数字经济是需求方规模经济。使用网络的人越多,进入平台的人越多,对每个人的价值越大,由此产生规模经济效益递增效应。互联网平台重视标准的作用。互联网实际上形成了标准化的系统。在产品和服务多元化和多样化时,数字平台提供的标准化信息就成为供求双方进入市场的选择标准,这就在很大程度上克服了不确定性。所有这些在数字经济融入消费经济后,各类成本的下降和效益的递增效应都进一步提高了消费者的消费积极性。

现阶段存在的问题是,相当一部分人由于受教育程度等因素限制,暂时不掌握数字技术,上不了数字平台而无力了解平台提供的各种产品信息,也就没有能力实现网上消费。这样的人为数不少,数字经济拉不动这部分人的消费。因此克服数字鸿沟不只是提高劳动者的就业能力,也是提高其消费能力的重要途径。这正是二十届四中全会所要求的“投资于人”的重要方面。

总的来说,根据党的二十届四中全会关于大力提振消费的要求,需要建立健全适应消费新业态新模式新场景的管理办法,其中的重要方面不仅推动消费经济优化升级,还要促进数字经济的优化升级。在两者优化升级的基础上实现深度融合,且这方面提升和融合的空间都很大,这就意味着中国扩大内需的空间和潜力还很大。

#### [参考文献]

- [1] 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.
- [2] 洪银兴, 韩绿艺. 从发展消费经济入手构建新发展格局[J]. 湘潭大学学报(哲学社会科学版), 2023(1):25-29.
- [3] 洪银兴. “互联网+”市场的经济学分析[J]. 教学与研究, 2020(3):5-12.
- [4] 洪银兴. 消费需求、消费力、消费经济和经济增长[J]. 中国经济问题, 2013(1):3-8.
- [5] 洪银兴. 马克思的消费力理论和扩大消费需求[J]. 经济学动态, 2010(3):10-13.
- [6] 洪银兴. 市场秩序和规范[M]. 上海:上海人民出版社, 2007.
- [7] 江小涓, 黄颖轩. 数字时代的市场秩序、市场监管与平台治理[J]. 经济研究, 2021(12):20-41.
- [8] 任保平. 人工智能经济学教程[M]. 北京:经济科学出版社, 2025.
- [9] 臧旭恒, 姚健. 消费的基础性作用分析:渊源、依据与启示[J]. 中山大学学报(社会科学版), 2024(2):30-42.

(责任编辑:湘潭大学 张磊;责任校对:湘潭大学 姚海琼)

## The Deep Integration of the Consumption Economy and the Digital Economy

HONG Yin-xing, HAN Lv-yi

**Abstract:** Boosting consumption requires the comprehensive development of the consumption economy. In the digital economy era, the development of the consumption economy needs to be deeply integrated with the digital economy. The key to expanding consumption demand lies in taking advantage of the new features of “digital intelligence technology” and “platform economy”, reducing information and transaction costs while conforming to the trend of personalized and diversified consumption demands. Under the background of the “AI+” initiative, efforts should be made to promote the intelligent development of consumption scenarios, consumption products and consumption business forms. To further enhance the driving force of the digital economy on consumption demand, three aspects should be approached: first, improving digital intelligence technology and promoting the deep integration of the digital economy and consumption demand; second, regulating the order of digital platforms; third, overcoming the digital divide, thereby broadening the new space of consumption demand.

**Keywords:** consumption economy; digital economy; AI+; integration

# 数据要素市场化何以影响企业存货调整?

——来自数据交易平台设立的经验证据

杜林 宁致远 曾林

**摘要:**加快推进数据要素市场化建设、充分发挥数据要素作用是我国优化经济结构、转换增长动力的重要抓手,由此引发的技术革命与产业变革深刻影响企业经营决策,国内制造业企业应如何调整存货策略对经济高质量发展至关重要。文章将数据交易平台的设立作为数据要素市场化建设的准自然实验,基于2007—2022年沪深A股上市制造业企业数据,采用双重差分模型探究数据要素市场化对企业存货持有水平的影响效应。研究发现,数据要素市场化显著增加企业非产成品存货水平。机制检验表明,数据要素市场化通过生产规模渠道与资产可逆性渠道促使企业调整采购策略,进而提升企业库存。异质性分析结果显示,数据要素市场化的存货提升效应在数字化赋能较弱、风险偏好较高的企业中更为明显。拓展性研究表明,数据要素市场化通过促进企业存货水平上升进而带动企业经济收益增加。本文的研究有助于进一步理解数据要素在经济发展中的作用,并为推动企业优化资源配置、实现高质量发展的相关实践提供有益启示。

**关键词:**数据要素市场化;非产成品存货;数据交易平台;生产规模;资产可逆性

**中图分类号:**F273.4 **文献标识码:**A **文章编号:**1007-5682(2026)01-0008-14

## 一、引言

当前,短期外部冲击和经济新常态开启了中国由高速增长向高质量发展的路径转换,党的二十大报告明确提出“着力提升产业链供应链韧性和安全水平”。从宏观上来说,就是要以产业链供应链稳定保障国民经济循环畅通与社会再生产各环节有效衔接;从微观上来说,就是要通过制度创新与技术创新提升企业在各个环节的效率以促进产业链供应链畅通高效。面对百年未有之大变局,供应链韧性对于提升企业竞争力至关重要,涵盖产品设计、生产过程、物流管理等多个环节。然而,在外部不确定性加剧背景下供应链韧性并非一蹴而就,需要企业在存货管理、物流配送、信息系统等方面即时调整,对微观企业决策行为提出了更高的要求。企业存货持有水平是反映生产和经营绩效的重要指标(戚聿东和肖旭,2020)。一方面,较充足的库存保障企业生产畅通运行和订单可持续性,减少了高频次采购带来的订单处理费用和运输费用等存货获得成本,规避了供应链“断链”风险(李涵和唐丽淼,2015);另一方面,企业持有存货过多或较差的存货流动性会占用大量资金,增加仓储与管理费用等存货持有成本,降低企业生产率,加剧企业经营风险(Wang等,2022)。由此可见,企业存货储备与市场环境紧密相关,对企业经营绩效具有重要影响。

收稿日期:2025-05-03

基金项目:国家社会科学基金一般项目“扩大内需战略与供给体系适配性协同发展研究”(24BJY011)

作者简介:杜林,暨南大学经济学院博士研究生;宁致远(通讯作者),经济学博士,云南财经大学金融学院讲师,电子邮箱:15811268729@163.com;曾林,暨南大学中国(广东)自由贸易试验区研究院、广州南沙自由贸易试验区研究基地研究人员、博士研究生。感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见,文责自负。

随着中国数字经济快速发展,数据作为新型生产要素和传统生产要素协同,深刻影响企业生产决策与运营方式(Jones 和 Tonetti,2020)。企业借助大数据、云计算、区块链等数字技术动态优化采购、生产与库存决策(肖静华等,2024),对提升供应链韧性与安全水平具有显著促进作用(王淑瑶等,2025)。随着以各城市陆续设立数据交易平台为表征的数据要素市场化不断推进,这为数据要素在企业间的互联互通提供了技术和制度保障,有助于打破各层级间的信息壁垒,优化企业的运营模式和管理策略,对企业生产决策及存货调整具有深远影响,但鲜有研究探讨数据要素市场化与制造业企业库存决策之间的互动关系和内在机制。因此,本文基于2014年以来各城市分批设立数据交易平台这一外生冲击,构建数据要素市场化影响企业存货水平的理论框架,构造多时点双重差分模型并利用2007—2022年沪深A股上市制造业企业数据对两者之间的关系进行实证研究。

与本文相关的一支文献主要从企业层面探讨数据要素市场化的微观经济效应。既有文献基本证实了数据要素市场化对企业内部生产经营的积极作用,体现为企业全要素生产率提升效应呈现边际递增特征(郑国强,2024)。还有学者论证了数据要素市场化对企业创新(梁锦凯等,2024)、数字化转型(徐晔和王志超,2024)以及融资约束(Ouyang 和 Hu,2024)等方面的积极影响,但对更微观的企业行为决策缺乏应有的关注。另一支与本文密切相关的文献主要从宏观视角研究企业存货的影响因素。从内部因素看,采购提前期和提前期不确定性是决定企业存货持有水平的重要因素(Shirley 和 Winston,2004)。一般而言,采购提前期越短、提前期不确定性越小会使企业保持较低的存货水平。从外部因素看,较低的贸易政策不确定性(罗奇和赵永亮,2022)、高铁开通(Huang 等,2023)以及供应链创新(沈坤荣和乔刚,2024)会显著降低企业的非产成品存货水平;而空气污染(李超和李涵,2017)、外资管制放松(李雨浓等,2020)会显著提高企业的非产成品存货水平。有鉴于此,本文基于企业存货这一新颖视角拓展数据要素市场化的经济后果研究,聚焦探讨数据要素市场化与企业非产成品存货调整的关系,试图厘清背后可能的传导机制和对不同企业的异质性影响。

相较于既有研究,本文的边际贡献包括以下三点:第一,已有文献在微观层面论证了以各地区设立数据交易平台为表征的数据要素市场化对企业绩效的积极影响,但对其背后企业具体生产行为变化的影响研究尚较为缺乏。本文从企业存货调整这一视角切入,丰富了数据要素市场化微观经济效应的相关文献。第二,本文通过理论分析和实证检验,从生产决策端揭示了数据要素市场化影响企业存货的传导机制,并从数字化赋能、企业风险偏好等维度进行异质性分析,为当前提升产业链供应链效率与韧性提供了新的思路与政策启示。第三,本文不局限于讨论数据要素市场化的存货提升效应,还着眼于其对企业绩效表现的积极影响,拓展了有关存货效应的经济后果研究,为优化调整产业链供应链政策、促进企业高质量发展提供了经验证据。

## 二、制度背景与理论分析

### (一)制度背景

数据交易平台是链接数据资源供需双方的重要媒介,是促进数据要素市场化的直接方式,其发展历程可大致划分为四个阶段。表1显示,2014年2月,全国首个大数据交易平台——中关村数海大数据交易平台成立,标志着数据交易平台建设进入初步探索阶段(2014—2015年)。在各级政府一系列利好政策的推动下,数据交易平台数量快速增长,贵阳大数据交易所、华东江苏大数据交易平台等先后成立,数据交易平台建设进入快速发展阶段(2015—2017年)。然而,数据交易平台虽然覆盖范围不断扩大,却面临运营效果与发展质量较差、数据交易制度及相关法律法规尚不健全等问

题,数据交易平台建设进入规范调整阶段(2017—2020年)。随着2020年4月数据被明确为继土地、劳动力、资本、技术后的第五大生产要素,数据要素市场化配置上升为国家战略,各地区数据交易平台相继涌现,地方政府逐步明晰数据确权、定价与交易机制等制度规范,数据交易平台建设进入稳步扩张阶段(2020年以后),呈现以国资为主导、其他资本积极参与的特征。《2024年中国数据交易市场研究分析报告》显示,中国数据交易市场规模从2022年的876.8亿元增至2023年的1536.9亿元,提高了75.3%,2030年有望突破7000亿元。

表1 中国数据交易平台建设的制度背景

时间	会议、政策、平台	相关描述
2014年2月	中关村数海大数据交易平台	中国首个大数据交易平台
2014年3月	《政府工作报告》	“大数据”一词首次写入《政府工作报告》
2015年8月	国务院发布《促进大数据发展行动纲要》	培育大数据交易市场,开展数据交易市场试点
2015—2017年	贵阳大数据交易所、华东江苏大数据交易平台、杭州钱塘大数据交易中心等12个大数据交易平台先后成立	数据交易平台数量快速增长
2019年10月	党的十九届四中全会	首次将数据列为生产要素之一
2020年3月	《中共中央 国务院关于构建更加完善的要素市场化配置体制机制的意见》	加快培育数据要素市场,健全要素市场化交易平台
2020—2021年	天津、广西等地区建立新的数据交易平台	数据交易平台快速发展
2022年12月	《中共中央 国务院关于构建数据基础制度更好发挥数据要素作用的意见》	促进区域性数据交易场所和行业性数据交易平台与国家级数据交易场所互联互通
截至2023年	数据交易平台已覆盖25个省市区	数据交易平台稳步扩张

资料来源:作者整理。

## (二)理论分析

### 1. 数据要素市场化对企业存货的直接影响

随着数据交易平台的建设与运营范围不断扩大,其经济价值与社会价值逐步彰显。以各城市设立数据交易平台为表征的数据要素市场化促进企业借助数字技术实现数字化转型(徐晔和王志超,2024),推动上下游企业资源开放与共享,由数据驱动的市场信息透明化引致企业生产决策变化,影响企业非产成品存货调整行为。企业非产成品存货包括日常存货和安全存货两部分。一方面,数据交易平台有助于推动数据要素在各地区和企业间高效流通,促进上下游企业间信息匹配,由此导致的供应链协同增强促使企业为维持供应链稳定而提前备货,表现为日常存货增加。同时,企业通过数据交易平台会发现更多采购机会,面对市场价格波动时,企业会优先在价格较低时大量购入原材料和中间品,导致日常存货短期增加。另一方面,数据交易平台的设立优化了数据确权与交易流程,降低了企业数据获取及应用成本,为企业科学决策提供了有力支持(郑国强,2024)。在需求波动较大或供应链较复杂的行业,企业为应对需求不确定性倾向于主动增加安全库存。此外,潜在的数据质量问题不容忽视,企业基于不准确的数据信息做出的采购决策可能会增加库存风险。综合以上分析,本文提出:

假说1:数据要素市场化会提升企业非产成品存货持有水平。

### 2. 数据要素市场化对企业存货的间接影响

本文基于生产决策视角分析数据要素市场化影响企业存货水平变化的微观机理,体现为两条机制:生产规模渠道与资产可逆性渠道。

首先,企业生产规模渠道。在传统供应链运行体系中,企业的生产决策往往根据市场需求预测数据来调整,通常以高储备与高库存应对需求不确定性。在企业数字化转型浪潮下,市场需求瞬息万变,数据要素市场化为企业扩大生产规模提供了可能。一方面,数据交易平台促进上下游企业信息共享,加剧供应链协同中的“牛鞭效应”。若下游企业因市场积极信号增加订单,上游企业极可能通过平台数据同步感知到这一趋势,并进一步放大采购量以应对预期需求,导致非产成品存货逐级攀升(杨志强等,2020)。尽管数据交易平台提供的市场信息能指导企业生产决策及存货调整,但若企业面临生产线柔性不足或产能不足等问题时,可能选择提前囤积更多原材料和半成品以快速响应需求变化,其结果是非产成品存货增加(郑琼洁和王高凤,2022)。另一方面,数据交易平台产生的信息溢出效应可能驱动企业过度依赖算法模型进行需求预测(张明等,2024)。若预测模型对市场波动如短期需求激增较为敏感,可能会高估未来需求,导致企业主动扩大生产规模,从而增加核心原材料、半成品等非产成品库存以“提前备货”。此外,数据交易平台会暴露供应链运行中的潜在风险,如原材料价格波动、供应商交货延迟等,企业在扩大产能的同时为最小化生产风险,会主动增加安全库存。

其次,企业资产可逆性渠道。根据实物期权理论,资产可逆性指企业将已投入生产的资产(设备、库存、数据等)转化为流动性资产(现金)的能力(刘贯春等,2019)。资产可逆性越低,意味着资产专用性越强、沉没成本风险越高,企业资产变现或重新配置的难度越高。数据要素市场化以存货调整的方式为低资产可逆性企业提供流动性补偿,具体表现为企业持有非产成品存货的风险和成本的变化(沈坤荣和乔刚,2024)。在库存风险维度上,数据交易平台通过需求波动预警和供应链冗余设计,有效降低了专用性存货因市场突变而产生的沉没损失。低资产可逆性企业可以依托平台提供的流动性支持,将原本固化的中间品库存转化为多场景适配的“柔性生产模块”,从而扩大专用性存货储备。在机会成本维度上,数据交易平台提供的资产置换通道和残值交易市场,显著提升了非产成品存货的再配置效率,使其接近高流动性资产水平。因此,企业可能倾向于将生产流程停留在半加工等延迟加工状态,以便根据市场需求灵活选择存货用途并捕捉更高的期权价值。这种生产决策在使得企业持有非产成品存货的机会成本趋于平缓的同时,也会推高原材料、半成品等非产成品库存。此外,数据标注企业等上游数据供应商可能基于数据交易平台提供的流动性保障扩大产能,导致产业链整体中间品库存增加。基于以上分析,本文提出:

假说 2:数据要素市场化通过企业生产规模、资产可逆性两条渠道提升企业非产成品存货持有水平。

### 三、研究设计

#### (一)数据来源及处理

本文以 2007—2022 年沪深 A 股上市制造业企业为研究对象。企业层面数据来自国泰安数据库,城市层面数据来自《中国城市统计年鉴》。原始数据的处理方式:剔除 ST 或 \*ST 企业,删除核心变量缺失的样本,并对企业连续变量进行上下 1% 缩尾处理。本文最终得到 2776 个企业样本,共 23200 个观测值。

#### (二)变量测度与描述性统计

##### 1. 被解释变量

本文的被解释变量为企业非产成品存货<sup>①</sup>。企业存货按产品属性包含原材料、半成品和产成品三类。由于非产成品存货主要反映企业生产调整行为,因此本文使用非产成品存货的对数值来衡量制造业企业存货变化(李雨浓等,2020)。后文中的“存货”均指“非产成品存货”。

## 2. 核心解释变量

本文的核心解释变量为政策项,用来衡量数据要素市场化的影响效应,主要通过数据交易平台试点政策予以表征。如果企业所在城市实施了数据交易平台试点政策,将实施当年及之后的政策项赋值为1,否则为0。

## 3. 控制变量

借鉴既有研究,本文在回归模型中加入了企业层面与城市层面控制变量。企业层面控制变量包含:企业规模,等于市值的自然对数;资产负债率,等于总负债与总资产之比;企业净资产收益率;企业年龄,等于企业成立年龄的自然对数值;两职合一,董事长兼任总经理取1,否则为0;独立董事占比,用企业独立董事人数与董事会总人数之比表示。城市层面控制变量包含:企业所在城市的人均GDP,取自然对数;企业所在城市的GDP增长率。主要变量的描述性统计结果如表2所示。

### (三)模型设定

为探究数据要素市场化对企业存货的直接影响效应,本文以各城市设立数据交易平台作为准自然实验,构造如下多时点双重差分模型:

$$\ln Inventory_{ict} = \alpha + \beta Reform_{ct} + \gamma X_{ict} + \delta_i + \theta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)中,下标*i*、*c*、*t*分别表示企业、城市和年份。被解释变量 $\ln Inventory_{ict}$ 表示企业非产成品存货的自然对数值,核心解释变量 $Reform_{ct}$ 表示是否开通数据交易平台即政策项, $X_{ict}$ 表示控制变量集, $\delta_i$ 、 $\theta_t$ 分别表示企业和年份固定效应, $\varepsilon_{it}$ 为随机扰动项。基于上文理论分析,本文预期 $\beta$ 的符号为正。

表2 变量描述性统计

变量	观测值	平均值	标准差	最小值	中位数	最大值
企业存货	23200	18.625	1.415	15.069	18.526	22.469
政策项	23200	0.426	0.495	0.000	0.000	1.000
企业规模	23200	22.799	1.033	20.983	22.645	26.004
企业资产负债率	23200	0.409	0.192	0.057	0.404	0.875
企业净资产收益率	23200	0.067	0.125	-0.550	0.070	0.388
企业年龄	23200	2.867	0.342	1.792	2.890	3.526
企业两职合一	23200	0.295	0.456	0.000	0.000	1.000
企业独立董事占比	23200	0.374	0.053	0.333	0.333	0.571
城市人均GDP	23200	11.337	0.602	8.549	11.409	13.056
城市GDP增长率	23200	0.078	0.045	-0.206	0.078	1.090

## 四、实证结果与分析

### (一)基准回归结果

表3列示了数据要素市场化影响企业存货的回归结果。列(1)仅控制企业和年份固定效应,政策项的系数在5%统计水平上显著为正。在列(1)基础上加入控制变量后,列(2)结果同样显示政策项显著且系数为正。从经济意义上看,相比于对照组企业,设立数据交易平台的城市所在地企业存货平均上升6.40%,假说1得到初步验证。

<sup>①</sup> 非产成品存货等于原材料与半成品之和(以期末净额计算,考虑了存货跌价准备)。

表 3 基准回归结果

变量	企业存货	企业存货
	(1)	(2)
政策项	0.098** (0.039)	0.064** (0.031)
企业规模		0.655*** (0.025)
企业资产负债率		0.820*** (0.094)
企业独立董事占比		0.004(0.058)
企业年龄		0.236* (0.131)
企业两职合一		-0.002(0.021)
企业净资产收益率		-0.415** (0.191)
城市人均 GDP		0.116** (0.048)
城市 GDP 增长率		0.077(0.134)
常数项	19.136*** (0.032)	1.690* (0.863)
企业、年份固定效应	是	是
观测值	23200	23200
R <sup>2</sup>	0.248	0.439

注：\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%水平上显著,括号内的数值为聚类到企业层面的稳健标准误;下同。

(二) 平行趋势检验

双重差分方法需要确保实验组与对照组具有相同事前趋势,即在政策试点之前,试点企业和非试点企业存货变化趋势应保持一致。于是本文生成政策虚拟项研究数据要素市场化对企业存货的动态影响。图 1(a) 显示,事前虚拟项并不显著,说明实验组与对照组企业的存货水平具有相同事前趋势,满足平行趋势假设。而部分事后虚拟项的估计系数显著大于零,这表明数据要素市场化能促进企业存货水平上升。

尽管图 1(a) 初步验证了平行趋势假设,但多时点双重差分模型存在异质性处理效应会使得估计参数产生偏差(Goodman-Bacon, 2021)。为降低参数估计偏误,本文采用考虑堆叠估计量再次开展平行趋势检验。图 1(b) 显示,事前趋势项的系数依然未通过 10% 的显著性检验,事后趋势项则显著为正。因此,在调整异质性处理效应之后,平行趋势检验仍然通过。

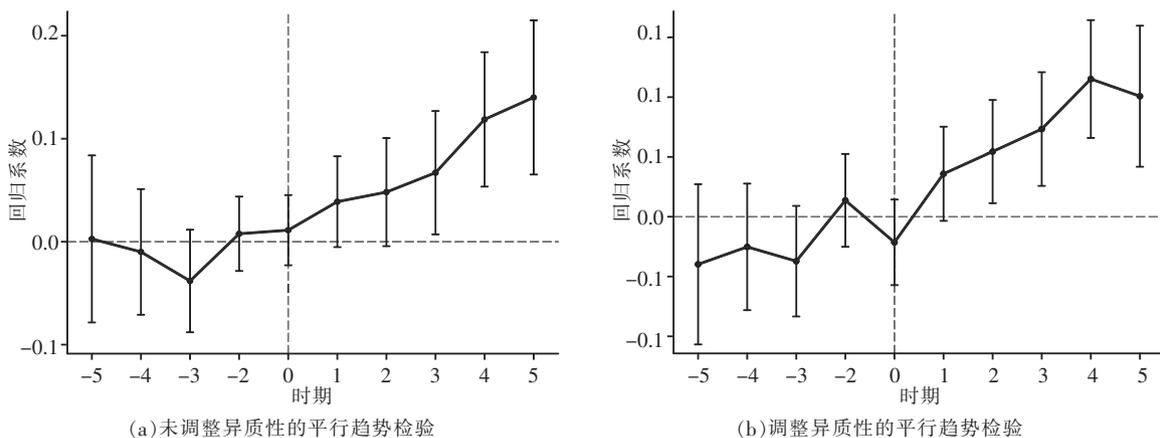


图 1 平行趋势检验

此外,本文设置相对偏离最大偏差度 Mbar 为 1,对数据交易平台设立年处理效应的平行趋势敏感性进行检验,结果如图 2 所示。相对偏离程度限制下,数据交易平台设立对企业存货的影响均为正显著,这表明数据要素市场化对企业存货水平上升具有显著的推动作用。

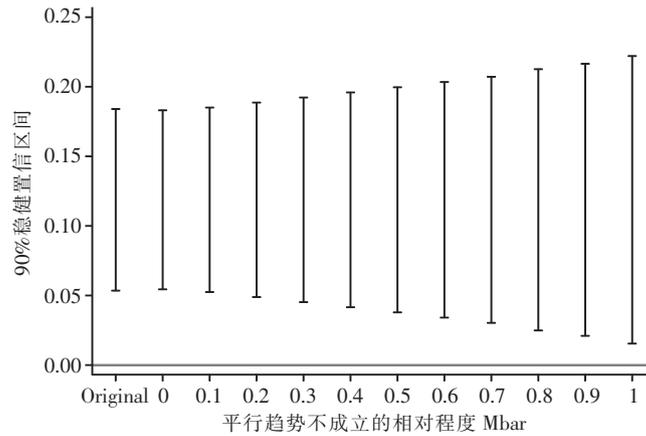


图 2 平行趋势敏感性分析(相对偏离)

(三) 稳健性检验<sup>①</sup>

1. 安慰剂检验

为缓解非观测因素对基准回归结论的干扰,本文将随机生成的伪政策变量替换模型(1)中的真实政策变量进行回归并重复 1000 次,估计系数与 t 值的分布如图 3 所示。伪政策变量的估计系数和 t 值都接近正态分布且关于 0 轴对称,大多数伪政策估计量数值都小于真实值(图中伪政策变量估计系数和 t 值低于真实值的比例分别为 100% 和 98.4%),基本排除其他随机性因素的干扰,表明本文的多时点双重差分结果有效。

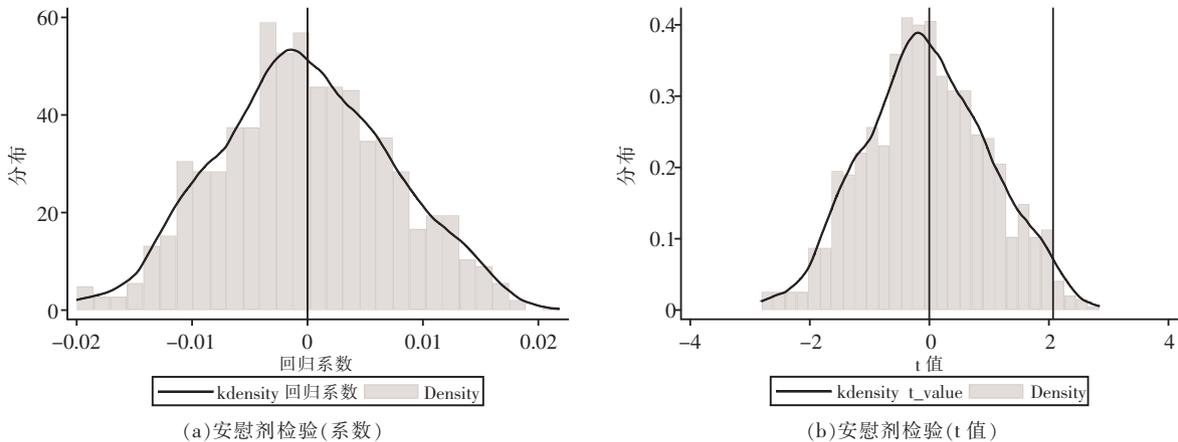


图 3 安慰剂检验

2. 排除替代性解释

本文在假说 1 中提出,数据要素市场化通过促进企业扩大采购量进而增加存货。其中隐含的重要假设是,企业的生产能力并未随着生产规模的扩大而显著提升,所以导致存货堆积。为增强假说 1 的稳健性,需要对上述假设(即设立数据交易平台不能促进企业生产率显著提升)进行验证,本文采用全要素生产率来衡量企业生产能力。无论是以 OP 法还是 LP 法测算的企业全要素生产率作为被解释变量,政策项的估计系数均不显著,说明企业的生产能力并未显著提高,此结果与本文预期相符,证实了假说 1 的稳健性。

<sup>①</sup> 除安慰剂检验和遗漏变量检验外,其他稳健性检验结果未予展示,备索。

### 3. 替换被解释变量

为检验被解释变量测算的方式是否会影响基准回归结果,本文采用三种不同方法测算企业非产成品存货,分别记为企业存货 1、企业存货 2 和企业存货 3。企业存货 1 等于原材料与半成品之和(以期末金额计算),未考虑存货跌价准备;企业存货 2 等于存货总量减去产成品(以期末金额计算),未考虑存货跌价准备;企业存货 3 等于存货总量减去产成品(以期末净额计算),考虑了存货跌价准备。无论使用何种计算方式衡量企业非产成品存货,政策项的估计系数都显著为正。

### 4. 遗漏变量强度检验

考虑到可能存在部分遗漏变量对基准回归结果造成影响,本文借鉴 Cinelli 等(2024)的敏感性分析方法,检验当遗漏变量强度达到对比变量的 1—3 倍时,政策项的回归结果。图 4(a)和图 4(b)表明,当遗漏变量强度达到对比变量企业资产负债率的 3 倍时,政策项的估计系数依然显著为正,表明基准回归结果不太可能受到遗漏变量的强烈干扰。

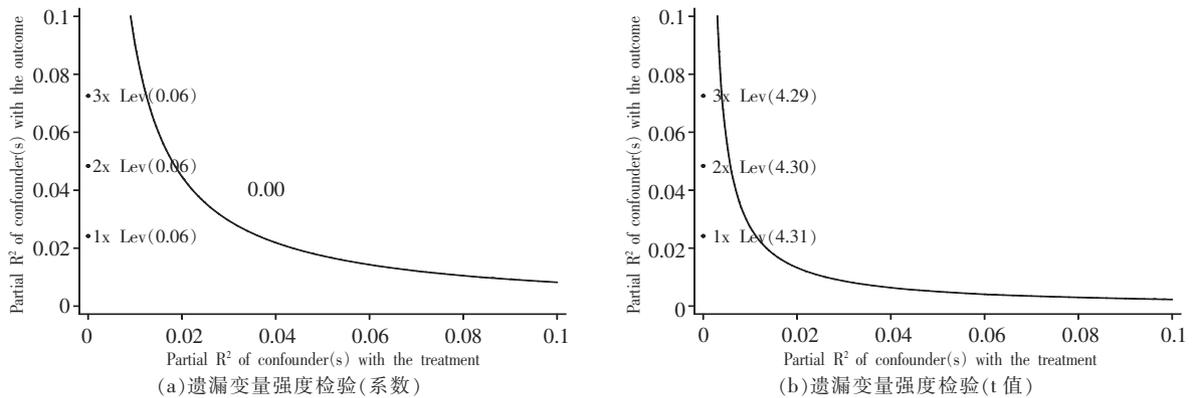


图 4 遗漏变量强度检验

### 5. 控制其他固定效应

为进一步考察遗漏变量偏误是否会大幅缩小经济效应,本文考虑在基准回归中加入城市固定效应以控制城市层面遗漏变量。政策项的估计系数仍然显著为正且系数大小并未大幅改变。本文还考虑到行业层面非观测因素的影响,在基准回归中控制行业固定效应,估计结果依然稳健。

### 6. 倾向得分匹配

本文以控制变量为协变量,分别采用 1 : 4 近邻匹配和半径匹配法选取样本,以缓解可能的样本选择偏误问题。在两种不同匹配方式下,政策项的估计系数均显著为正。

### 7. 更换聚类层面

前文的实证研究假定同一企业在不同时点上具有相关性,故而将标准误聚类到企业层面。但是更接近现实情况的假定是,同一城市内的任意企业在任意时点上都具有相关性。因此,本部分将标准误的聚类方式更换至城市层面,重新进行回归,结果依然稳健。

### 8. 考虑预期效应

若企业预期数据交易平台的设立并提前进行存货调整,那么估计结果可能会产生偏误。于是本文引入事前期控制变量与年份趋势项的交互项,重新进行回归。纳入事前变量与年份趋势项后,政策项的回归系数仍然显著为正。此外,本文还参考罗奇和赵永亮(2022)的做法,在模型(1)的基础上加入是否受到政策冲击虚拟变量和设立数据交易平台前一年的年份虚拟变量的交互项以检验企业进行存货调整的预期效应是否存在。结果显示,交互项的估计系数较小且不显著,表明企业在数据交易平台设立之前并未形成调整存货的预期。

(四) 机制检验

前文证实了数据要素市场化对企业存货的正向影响,为考察其中的影响渠道,本节从企业生产规模和资产可逆性两方面检验其作用机制。其中,生产规模机制采用中介效应模型检验,资产可逆性机制采用分组回归检验。

1. 企业生产规模渠道

本文参考江艇(2022)的研究思路,制定如下模型:

$$M_{ict} = \omega_0 + \omega_1 Reform_{ct} + \sigma X_{ict} + \delta_i + \theta_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中,  $M_{ict}$  为机制变量,用于表示企业生产规模,其他变量和模型(1)保持一致。为更全面刻画企业生产规模的变化情况,本文从劳动要素与资本要素两方面来衡量,原因在于:一方面,生产规模反映了企业生产要素的投入水平,劳动力作为核心生产要素之一,其数量规模与企业生产能力扩张呈现显著相关性(冯喜良和邱玥,2023),故本文选取企业生产员工数量作为生产规模的代理变量;另一方面,企业生产规模扩大往往伴随着固定资产投资规模扩大,所以选用企业当年固定资产投资的自然对数值衡量生产规模。此外,根据营运资本理论,应付账款反映企业对上游供应商的短期债务,与原材料采购、中间品投入等生产性支出直接相关,企业生产规模扩张的同时采购量会大幅增加,从而推高应付账款余额,故本文选取企业应付账款作为生产规模的代理变量,用应付账款的绝对数(应付账款的自然对数)和相对数(应付账款与总资产之比)两个口径表示。

表4列(1)—(4)显示了企业生产规模作为中介变量的回归结果。可以看到,政策项的估计系数至少在10%统计水平下显著为正,这说明数据交易平台的设立显著扩大了企业生产规模,生产规模在数据要素市场化对企业存货的影响中起到了正向中介作用。生产规模渠道的成立,意味着数据要素流通促使企业通过市场分析更精准捕捉需求波动,驱动生产部门基于预测数据提前扩大原材料采购规模以匹配产能规划,刺激企业扩大最优生产规模,尤其在高端制造等数据要素密集型行业,而企业存货管理存在调整黏性,短期内存货周转率提升滞后于产量扩张,形成非产成品存货的“牛鞭效应”累积。

表4 机制分析:生产规模渠道

变量	生产员工数量	固定资产投资	应付账款绝对数	应付账款相对数
	(1)	(2)	(3)	(4)
政策项	0.051 * (0.026)	0.064 * (0.039)	0.047 ** (0.024)	0.003 ** (0.002)
控制变量	是	是	是	是
企业、年份固定效应	是	是	是	是
观测值	21039	23200	23171	23171
R <sup>2</sup>	0.277	0.269	0.653	0.127

2. 企业资产可逆性渠道

前文的理论分析提出,数据要素市场化通过流动性补偿方式提升企业存货水平。循此逻辑,资产可逆性不同的企业从数据要素市场化中获得的流动性补偿应当存在差异,即低可逆性企业所受影响理应强于高可逆性企业。为验证这一逻辑,本文划分资产可逆性高低两组企业,分样本检验数据要素市场化对企业存货的影响。具体借鉴刘贯春等(2022)的做法,采取两种方法度量企业资产可逆性。一是用固定资产净额占资产总额的比重来测度。固定资产的流动性较低、回收周期较长,固定资产占比越高意味着资产可逆性越低。二是用企业所处行业的企业数量来测度。行业内企业数量越多表明同行业使用特定资产的潜在购买者越多,资产可逆性越高。

表5列(1)—(4)以当期变量分组的回归结果显示,在固定资产占比较高、行业内企业数量较少的样本中,政策项的估计系数显著为正,但在固定资产占比较低、行业内企业数量较多的样本中则

不显著,这表明数据要素市场化对企业存货敏感度的影响在低资产可逆性企业中更加明显。考虑到以当期变量分组回归可能无法精准识别政策带来的差异性影响,本文还以政策实施前一期的变量中位数进行分组检验,并得到了与当期变量分组相类似的回归结果,见表 5 列(5)一(8)。资产可逆性渠道的成立,意味着数据要素市场化能拓展企业非产成品存货的潜在应用场景进而提升资产的可逆性阈值,企业在维持生产连续性的同时倾向于将存货作为流动性缓冲工具,通过数据交易平台动态调整存货配置路径,形成高库存与高周转并存状态。表 4 和表 5 的实证结果验证了假说 2。

表 5 机制分析:资产可逆性渠道

变量	固定资产占比 (当期口径)		所处行业企业数量 (当期口径)		固定资产占比 (事前一期口径)		所处行业企业数量 (事前一期口径)	
	较高	较低	较多	较少	较高	较低	较多	较少
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
政策项	0.077** (0.038)	0.063 (0.046)	0.005 (0.036)	0.096** (0.044)	0.081* (0.042)	0.041 (0.045)	0.013 (0.040)	0.120*** (0.043)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
企业、年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	11600	11600	11628	11572	11613	11587	12140	11060
R <sup>2</sup>	0.453	0.428	0.444	0.338	0.430	0.450	0.487	0.350

## 五、进一步分析

### (一) 异质性分析

前文的分析证实了数据要素市场化能够通过生产规模渠道和资产可逆性渠道提升企业存货水平。但是数据要素市场化能在多大程度上影响企业存货,取决于企业对数据要素的利用能力和风险偏好。一方面,企业的数字化能力越强,越能充分利用数据要素,以便更合理地调整生产决策,减少存货堆积;另一方面,企业越偏好风险,生产扩张的意愿就越强烈,越容易造成非产成品存货堆积。因此,为了更深刻地剖析数据要素市场化与企业存货之间的关系,本部分将从企业数字化赋能和风险偏好两个视角开展异质性分析。

#### 1. 基于企业数字化赋能的异质性分析

本文从供应链数字化政策与企业数字化转型两个维度考察数字化赋能的异质性影响。一方面,参考沈坤荣和乔刚(2024)的研究思路,根据企业是否受到 2018 年供应链创新与应用试点政策的冲击,将样本分为受冲击和未受冲击两组。表 6 列(1)(2)回归结果显示,数据要素市场化对存货的影响在受供应链数字化政策冲击的企业中为负且不显著,而在未受政策冲击的企业中显著为正,这说明数据交易平台对企业存货的提升作用在未受供应链数字化政策冲击的企业中更为明显。另一方面,参考吴非等(2021)的方法,以企业数字化转型的中位数为界,将样本企业分为数字化转型较高和较低两组,回归结果如表 6 列(3)(4)所示。从中可知,数据要素市场化对存货的提升效应在企业数字化转型较低组显著为正,而在数字化转型较高组并不显著。

上述分组回归结果表明,数据要素市场化的存货提升效应在未受供应链数字化政策冲击与低数字化转型企业中更加明显。可能的原因在于,数字化赋能较弱的企业虽可通过数据交易平台获取外部数据要素,但受制于内部数据清洗、特征提取与模型迭代能力不足和供应商关系固化,难以将原始数据快速转化为有效的生产决策信息,数据要素的边际价值因企业处理能力不足无法充分释放,企业为规避缺货风险不得不提升各节点安全库存,造成非产成品存货的系统性冗余。相比之下,数字化赋能较强的企业可通过多源采购与智能合约动态调整采购策略,运用实时销售数据与机

器学习模型实现即时补货,进而缩短存货周转天数以避免库存堆积。长期来看,数据要素市场化的存货优化效应将随企业数字化能力收敛而逐步显现,但短期内制度与技术非对称性仍将主导企业非产成品存货的异质性分布,这促使数字化赋能较弱企业对数字化转型及其相关政策更加敏感。

表 6 异质性分析:数字化赋能

变量	供应链数字化政策		企业数字化转型程度	
	受冲击	未受冲击	较高	较低
	(1)	(2)	(3)	(4)
政策项	-0.083(0.128)	0.082*** (0.032)	0.038(0.037)	0.103** (0.046)
控制变量	是	是	是	是
企业、年份固定效应	是	是	是	是
观测值	5312	17888	11929	11271
R <sup>2</sup>	0.326	0.402	0.445	0.339

2. 基于企业风险偏好的异质性分析

风险偏好表现为企业对预期收益波动性的容忍程度,其差异引致企业生产决策与资源分配的异质性。风险偏好型企业倾向于将资本优先配置于高波动性资产,例如将数据要素视为战略性投入品,加速生产规模扩张与市场渗透,而风险规避型企业则强化流动性储备与低风险资产占比。可见,企业存货调整路径受外部风险信息 and 内部风险偏好的叠加影响。因此,本文从企业战略类型和风险承担水平两个维度考察企业风险偏好的异质性影响。一方面,参考 Bentley 等(2013)的划分方式,根据战略类型将企业分为进攻型、分析型、防御型三组。表 7 列(1)—(3)的回归结果显示,数据要素市场化对存货的影响在进攻型企业中显著为正,在分析型企业中为负但不显著,在防御型企业中为正但不显著。这表明,相比于分析型和防御型企业,数据交易平台对存货的提升作用在进攻型企业中更为明显。另一方面,借鉴余明桂等(2013)的研究方法,将样本企业分为风险承担水平较高和较低两组,回归结果如表 7 列(4)(5)所示<sup>①</sup>,数据要素市场化对存货的积极影响在企业风险承担水平较高组显著为正,而在风险承担水平较低组并不显著且系数较小。

表 7 异质性分析:企业风险偏好

变量	企业战略类型			企业风险承担水平	
	进攻型	分析型	防御型	较高	较低
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
政策项	0.346*** (0.122)	-0.027(0.063)	0.049(0.035)	0.128*** (0.048)	0.017(0.032)
控制变量	是	是	是	是	是
企业、年份固定效应	是	是	是	是	是
观测值	1263	14314	1494	10327	10327
R <sup>2</sup>	0.430	0.394	0.418	0.346	0.473

上述分组回归结果显示,数据要素市场化的存货提升效应在进攻型企业和风险承担水平较高的企业中更为明显。可能的原因在于,从供给侧看,风险偏好较高的企业为抢占市场份额将产能前置化,通过数据互联锁定上游供应商产能,提前签订长期采购协议以对冲价格波动,但合约刚性会固化原材料库存规模,增加存货堆积风险;从需求侧看,风险偏好较高的企业在数字化转型中投入更多,拥有更好的数据基础设施和分析能力,能够更有效地利用数据资源来优化生产计划,但受过度乐观预期偏差影响,可能高估市场增长潜力,导致原材料采购与在制品生产计划超出实际需求,表现为存货阶段性增加。另外,高风险承担企业对存货持有成本的敏感度较低,更注重存货的实物

<sup>①</sup> 表 7 中异质性分析的样本量总和与基准回归不一致,是因为企业战略类型和风险承担变量存在缺失值。

期权属性。数据交易平台与智能合约技术提升了原材料与半成品的二级市场流动性,进攻型企业因此倾向于超额囤积存货以捕捉套利机会。长期而言,企业存货优化调整的关键在于数据要素与实体资产的动态适配能力,因此风险偏好型企业需警惕过度乐观预期与资产可逆性提升引致的流动性依赖。

(二)经济后果分析

数据要素市场化能促进企业存货持有水平上升,但这种促进作用是否有助于增加企业收益并提升其绩效表现,有待进一步检验。本质上,企业存货调整行为是既定约束条件下的资源配置,一旦出现错配,企业将面临经营风险和财务风险。数据要素市场化的存货提升效应对企业收益的影响具有双面性。一方面,制造业企业通过市场数据实时捕捉原材料价格波动与供应风险,在低价周期扩大战略储备,降低边际采购成本。依托数据交易平台,非产成品存货流动性提升,企业可基于原材料或半成品价格预测模型动态调整库存释放时机,将传统要素成本转化为套利收益来源。另一方面,数字化赋能较弱的企业由于缺乏有效的数据处理能力,海量市场数据反而加剧需求预测噪声,导致原材料采购偏离实际生产需求,由此形成的库存堆积增加企业财务成本。同时,非产成品存货扩张占用企业营运资金,而低资产可逆性企业难以及时通过平台变现冗余库存,导致利息支出攀升与投资机会流失。基于上述分析,本文设计如下模型进行检验:

$$Z_{ict+1} / Z_{ict+2} = \alpha + \beta Reform_{ct} + \beta_1 \ln Inventory_{ict} + \beta_2 Reform_{ct} \times \ln Inventory_{ict} + \gamma X_{ict} + \delta_i + \theta_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中,  $Z_{ict+1}$  和  $Z_{ict+2}$  表示企业  $i$  在  $t+1$  和  $t+2$  年的经济收益指标,分别从经济附加值占总资产比重与投入资本回报率两方面来衡量。表 8 列(1)—(4)回归结果显示,无论是对于经济附加值占比还是投入资本回报率,企业存货和政策项的系数均显著为负,而交互项的估计系数均显著为正,该结果支持了上述分析中的“数据要素市场化的存货提升效应促进企业未来收益增加”。以上结论表明,企业收益增长的核心逻辑并非存货量的简单增加,而在于数据要素驱动下的存货结构优化与动态配置能力提升。

表 8 经济后果检验

变量	经济附加值占比 (未来一期)	经济附加值占比 (未来两期)	投入资本回报率 (未来一期)	投入资本回报率 (未来两期)
	(1)	(2)	(3)	(4)
政策项	-0.030* (0.016)	-0.042** (0.020)	-0.040** (0.020)	-0.048* (0.025)
政策项 × 企业存货	0.001* (0.001)	0.002* (0.001)	0.002* (0.001)	0.002* (0.001)
企业存货	-0.010*** (0.001)	-0.008*** (0.001)	-0.012*** (0.001)	-0.009*** (0.002)
控制变量	是	是	是	是
企业、年份固定效应	是	是	是	是
观测值	19889	17340	19889	17340
R <sup>2</sup>	0.083	0.029	0.065	0.032

六、结论与启示

本文以 2007—2022 年沪深 A 股上市制造业企业为研究对象,将 2014 年以来各城市分批设立数据交易平台作为数据要素市场化的准自然实验,采用多时点双重差分模型从生产决策视角探究数据要素市场化对企业存货持有水平的影响及其作用机制。研究发现,数据要素市场化显著提升了企业非产成品存货持有水平,通过生产规模渠道和资产可逆性渠道促使企业调整采购策略,进而增加存货量。数据要素市场化的存货提升效应在数字化赋能较弱、风险偏好较高的企业中更为明显。拓展性分析表明,由数据要素市场化引致的存货提升能提高企业的经济收益及绩效表现,反映出数

据交易平台的设立为企业带来了积极的经济效应。

根据上述研究结论,本文提出以下政策启示。第一,完善数据要素市场化制度设计,优化“政策-市场-企业”三位一体协同路径。实施差异化数据基础设施投资政策,针对数字化能力较弱企业集中的行业与区域,设立专项基金支持数字经济发展,降低中小企业数字化转型的边际成本。建立区域性数据资产登记评估中心,为非标存货提供流动性支持,破解低资产可逆性企业的存货变现难题。第二,积极构建数据驱动的动态存货治理体系,重构存货管理范式。探索存货数据资产入表、数据质押融资等创新制度,提升非产成品存货的金融属性,配套建立价格波动预警与风险隔离机制以规避跨市场风险。推动存货管理从“成本中心”向“价值创造中心”转型。企业可依托数据交易平台构建存货共享生态系统,通过闲置原材料跨企业调剂、在制品产能租赁等模式激活存货的资产属性,实现存量资产的价值重估。第三,以系统性思维推进数据要素市场化与实体经济的深度融合。政府部门联合行业协会开发企业数据能力成熟度模型,将存货周转率、跌价损失率等指标纳入评估框架,为企业优化数据应用策略提供基准参照。加强数据垄断与资源错配的监管干预,针对风险偏好较高企业可能存在的非理性囤积行为,实施存货规模与经营性现金流匹配度的窗口指导,防范系统性库存过剩风险。

#### [参考文献]

- [1] 冯喜良,邱玥. 人工智能技术创新能拉动企业劳动力需求吗? [J]. 北京工商大学学报(社会科学版), 2023(2): 15-27.
- [2] 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.
- [3] 李超,李涵. 空气污染对企业库存的影响——基于我国制造业企业数据的实证研究[J]. 管理世界, 2017(8): 95-105.
- [4] 李涵,唐丽森. 交通基础设施投资、空间溢出效应与企业库存[J]. 管理世界, 2015(4): 126-136.
- [5] 李雨浓,赵维,周茂,朱连明. 外资管制放松如何影响企业非产成品存货调整[J]. 中国工业经济, 2020(9): 118-136.
- [6] 梁锦凯,陈关聚,娄小亭. 数据要素市场化配置促进了企业创新“增量提质”吗[J]. 江西财经大学学报, 2024(6): 36-49.
- [7] 刘贯春,段玉柱,刘媛媛. 经济政策不确定性、资产可逆性与固定资产投资[J]. 经济研究, 2019(8): 53-70.
- [8] 刘贯春,张军,刘媛媛. 宏观经济环境、风险感知与政策不确定性[J]. 世界经济, 2022(8): 30-56.
- [9] 罗奇,赵永亮. 贸易政策不确定性、采购前置期与企业存货调整[J]. 国际贸易问题, 2022(7): 87-104.
- [10] 戚聿东,肖旭. 数字经济时代的企业管理变革[J]. 管理世界, 2020(6): 135-152, 250.
- [11] 沈坤荣,乔刚. 供应链创新、不确定性与企业资源配置——基于存货调整视角[J]. 经济管理, 2024(9): 49-68.
- [12] 王淑瑶,刘达,汤吉军,石玉堂. 数实融合背景下数据要素何以赋能企业供应链韧性与安全? [J]. 研究与发展管理, 2025(1): 1-13.
- [13] 吴非,胡慧芷,林慧妍,任晓怡. 企业数字化转型与资本市场表现——来自股票流动性的经验证据[J]. 管理世界, 2021(7): 130-144, 10.
- [14] 肖静华,曹望华,夏正豪. 制造业企业数字化转型的适应性变革:跨越与强基双路径[J]. 中国工业经济, 2024(12): 136-154.
- [15] 徐晔,王志超. 数据要素市场化建设与企业数字化转型——基于数据交易平台的准自然实验[J]. 软科学, 2024(9): 24-29, 39.
- [16] 杨志强,唐松,李增泉. 资本市场信息披露、关系型合约与供需长鞭效应——基于供应链信息外溢的经验证据[J]. 管理世界, 2020(7): 89-105, 217-218.

- [17] 余明桂,李文贵,潘红波. 民营化、产权保护与企业风险承担[J]. 经济研究, 2013(9): 112 - 124.
- [18] 张明,路先锋,吴雨桐. 数据要素经济学:特征、确权、定价与交易[J]. 经济学家, 2024(4): 35 - 44.
- [19] 郑国强. 数据要素市场化与企业新质生产力:基于全要素生产率视角[J]. 求是学刊, 2024(6): 85 - 98.
- [20] 郑琼洁,王高凤. 人工智能对中国制造业价值链攀升的影响研究[J]. 现代经济探讨, 2022(5): 68 - 75.
- [21] Bentley K A, Omer T C, and Sharp N Y. Business Strategy, Financial Reporting Irregularities, and Audit Effort[J]. *Contemporary Accounting Research*, 2013, 30(2): 780 - 817.
- [22] Cinelli C, Ferwerda J, and Hazlett C. Sensemakr: Sensitivity Analysis Tools for OLS in R and Stata [J]. *Observational Studies*, 2024, 10(2): 93 - 127.
- [23] Goodman-Bacon A. Difference-in-differences with Variation in Treatment Timing[J]. *Journal of Econometrics*, 2021, 225(2): 254 - 277.
- [24] Huang Y, Ouyang H, and Pan W, et al. Role of High-speed Rail Services in China's Economic Recovery: Evidence from Manufacturing Firm Inventories[J]. *Economic Analysis and Policy*, 2023, 78: 389 - 405.
- [25] Jones C I, and Tonetti C. Nonrivalry and the Economics of Data[J]. *American Economic Review*, 2020, 110(9): 2819 - 2858.
- [26] Ouyang Y, and Hu M. The Impact of Data Elements Marketization on Corporate Financing Constraints: Quasi-experimental Evidence from the Establishment of Data Trading Platforms in China[J]. *Finance Research Letters*, 2024, 69: 106132.
- [27] Shirley C, and Winston C. Firm Inventory Behavior and the Returns from Highway Infrastructure Investments [J]. *Journal of Urban Economics*, 2004, 55(2): 398 - 415.
- [28] Wang J, Hou K, and Zhu X. Does Sticky Inventory Management Improve Productivity? [J]. *Journal of Manufacturing Technology Management*, 2022, 33(2): 355 - 377.

(责任编辑:湘潭大学 张磊;责任校对:湘潭大学 姚海琼)

## How the Marketization of Data Elements Affects Firms' Inventory Adjustments? Empirical Evidence from the Establishment of Data Trading Platforms

DU Lin, NINGZhi-yuan, ZENG Lin

**Abstract:** Accelerating the construction of data elements marketization and giving full play to the role of data elements is an important hand to optimize the economic structure and transform the power of growth in China, and the resulting technological revolution and industrial change profoundly affects the business decision-making of enterprises, and it is crucial for the high-quality development of the economy that how the domestic manufacturing enterprises should adjust their inventory strategy. Taking the establishment of data trading platform as a quasi-natural experiment of data factor marketization construction, based on the data of A-share listed manufacturing enterprises in Shanghai and Shenzhen from 2007 to 2022, a difference-in-difference model is used to explore the effect of data factor marketization construction on the inventory level of enterprises. It is found that data factor marketization significantly increases the inventory level of non-finished goods. The mechanism test shows that data factor marketization mainly prompts enterprises to adjust their purchasing strategies through the production scale channel and the asset reversibility channel, which in turn raises their inventories. The results of heterogeneity analysis show that the inventory enhancement effect of data factor marketization is more pronounced among firms with weaker digital empowerment and higher risk appetite. Extensive research shows that data factor marketization promotes the rise of firms' inventory level, which in turn leads to the increase of firms' economic returns. The research in this paper contributes to a further understanding of the role of data factor marketization in economic development and provides useful insights to promote the relevant practices of enterprises to optimize resource allocation and achieve high-quality development.

**Keywords:** data factor marketization; non-finished goods inventory; data trading platform; production scale; asset reversibility

# 高铁开通与城市创业:极化效应还是涓滴效应?

付明卫 罗文洋 李 峰

**摘要:**高铁是我国至关重要的交通基础设施,高铁开通为城市创业创造机遇的同时也带来了挑战。文章基于2000—2021年274个城市的面板数据,使用交错双重差分模型,发现高铁开通整体而言促进城市创业。其影响机制主要是吸引人力资本、风险投资以及促进技术创新。进一步分析发现,高铁开通对城市创业产生了极化效应。具体而言,它强化了东部地区城市对其他地区城市的“虹吸”效应,促进了前者的创业,抑制了后者的创业;加速了创业要素从外围城市向核心城市的流动,促进了核心城市的创业,抑制了外围城市的创业。然而,城市能通过加大人才引进力度扭转高铁开通对本城市创业的负面影响。本文发现为我国利用交通基础设施建设实现区域平衡发展提供了有益的政策思路。

**关键词:**高铁开通;创业;极化效应;区域协调发展;共同富裕

**中图分类号:**F532.8 **文献标识码:**A **文章编号:**1007-5682(2026)01-0022-14

## 一、引言

创业是驱动创新、促进就业、推动社会进步的核心动力。推进“大众创业,万众创新”是富民之道、公平之计、强国之策,是稳增长、扩就业、激发亿万群众智慧和创造力,促进社会纵向流动、公平正义的重大举措。习近平总书记在不同场合也强调,“完善就业创业扶持政策、降低就业创业成本,支持广大劳动群众积极就业、大胆创业”。当前,在外部压力加大、内部困难增多的复杂严峻形势下,我国做好“创业”文章,对于推动经济结构调整、打造发展新引擎、发展新质生产力和最终实现共同富裕都具有重要意义。

在复杂的创业生态系统中,交通基础设施扮演着重要角色。交通基础设施是个人创业意愿的重要影响因素(于潇和徐英东,2022)。高铁是我国十分重要的交通基础设施。自2003年开通第一条试验高铁:秦皇岛至沈阳客运专线以来,截至2024年底,我国高铁网络已覆盖全国97%的50万以上人口的城市<sup>①</sup>。高铁改变了传统的交通出行模式,从三个方面为城市创业带来了新的机遇:首先,增强要素流动性。高铁开通不仅提升了人员和物资的流动效率,还促进了创业资源和创业机会在区域内的集聚(Audretsch等,2015),有利于人才与产业资源的动态配置,为创业提供坚实的基础。其次,“压缩”城市间的时空距离,促进区域间的资源共享和经济联动(Jiang等,2025)。高铁开通所

收稿日期:2025-08-12

**基金项目:**国家自然科学基金地区科学基金项目“精准扶贫多主体协同治理与网络支持平台构建研究——以武陵山片区为例”(71663019);湖南省教育厅重点项目“武陵山生态功能区农村三产融合与生态保护耦合协调发展研究”(22A0367)

**作者简介:**付明卫,经济学博士,中国社会科学院经济研究所研究员;罗文洋(通讯作者),吉首大学商学院硕士研究生,电子邮箱:luoweny2000@gmail.com;李峰,经济学博士,吉首大学商学院副教授。感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见,文责自负。

<sup>①</sup> 参见“全国铁路年发送旅客首次突破40亿人次”,详见<https://www.peopleapp.com/column/30047581922-500005971128>。

带来的知识和技术扩散,使得创业者更容易获取外部资源和信息(何凌云和陶东杰,2020)。最后,提高区域经济一体化的程度,催生更多的产业形态。高铁开通能催生多样化的市场需求,促进旅游业、服务业等多个产业的发展(孙伟增等,2022),提升创业活动的多样性。然而,也必须注意的是,高铁在加速城市间生产要素流动的同时,可能会强化部分城市的资源“虹吸”作用,给周边城市的创业带来挑战(Jiao等,2024)。这一点在现有文献中尚未得到充分关注。基于此,本文使用我国城市面板数据、构建交错双重差分模型(Difference in Differences, DID),考察高铁开通对城市创业活跃度的影响,重点关注高铁开通有没有造成城市创业的“极化”现象。

研究高铁如何影响城市创业的文献还不多,中文文献有孔令池和张智(2020)、张治国和欧国立(2021)以及周锐波等(2024),英文文献有Ma等(2021)、Lan等(2023)和Jiang等(2025)。与它们相比,本文的边际贡献体现在以下两个方面:首先,本文采用更具代表性的城市样本和更全面的创业代理变量,得到了下述新发现:东部地区城市和核心城市开通高铁导致其“虹吸”其他城市的创业资源,出现“极化”效应。在样本城市选取方面,这6篇文献的样本期间最早的只到2003年。本文样本始于2000年,使得2003年开通高铁的6个城市也具有了对照组从而能进入样本,城市的代表性得到提高。在创业代理变量的选取方面,孔令池和张智(2020)以及张治国和欧国立(2021)都使用按劳动力人口平均的新设私营企业数度量,遗漏了新设国有企业数。可能正是因为样本代表性有限和创业代理变量不全面,已有文献都没有发现高铁开通对城市创业的“极化”效应。其次,本文从吸引人力资本、吸引风险投资和促进技术创新三个角度做了较为系统的机制分析。已有文献分析过人力资本和风险投资这两个机制,但遗漏了技术创新这个机制。

## 二、理论分析

### (一)高铁开通对城市创业活跃度的影响

#### 1. 高铁开通可以提升整体的城市创业活跃度

在要素流通方面,高铁开通能极大增强要素的可流动性,为城市创业提供更开放的创业环境。一方面,高铁开通有助于人才、技术、资本等创新要素的流通,为创业人员提供更多市场和创业要素(汪克亮等,2021)。高铁开通不仅有助于创业人员拓展市场,还便于与潜在的上下游配套企业保持联系,从而创造更好的创业条件。另一方面,相较于传统高速公路与铁路,高铁能更高效地“压缩”时空距离以节约企业时间成本,而这种成本优势又能吸引并集聚各类企业与人才,为创业人员提供经验与资源共享渠道,进而促进良好创业生态的形成。

在产业结构方面,高铁开通对区域一体化产生积极作用,推动区域产业结构升级,为城市创业带来更多的机会。一方面,高铁开通逐渐“公交化”。相比传统高速公路运输,高铁更适用于休闲旅游、信息交流等方面,拉动沿线旅游休闲、产品交流等现代服务业发展(张磊等,2023)。这种变化使城市群集聚,加快了城镇化,促进城市群之间协作、共享资源,形成优势互补,推动区域协同发展。另一方面,高铁开通可以创造更多新兴产业,为创业提供便利,推动城市创新创业。高铁开通运输效率高,有利于信息密集型、高新技术产业发展,促进资本流向信息流动较快速的产业。

就创业环境而言,高铁的开通一般还刺激城市对基础设施、创新中心、初创企业支持等领域的资本投资(冯烽等,2023)。一方面,这些投资促进了创业孵化器等的设立,并为创业主体提供必需的前期资金、设施和人脉等要素供给。另一方面,基础设施方面的投入还可以提供大批建筑、技术类等从业者就业机会,并通过拉动相关产业的发展,增加创业者劳动力资源池,进一步促进城市创业。

综上,高铁开通通过增强城市互联互通、加速区域经济一体化,以及建设优质创业环境,极大促进城市创业活跃度。为此,本文提出:

假说 1:高铁开通能够提升沿线城市的创业活跃度。

## 2. 高铁开通会给城市创业带来差异化影响

根据 Hirschman 的“极化 - 涓滴效应”理论,在经济增长早期,中心城市和外围城市间的经济鸿沟将被放大。而高铁开通则会加速该鸿沟的形成。一方面,高铁开通通过形成区域经济集聚效应和重构经济地理格局,扩大了核心城市区位优势,将人才吸引到核心城市。另一方面,高铁开通会加速核心城市资源流入和市场一体化,形成了核心城市 and 外围城市间的资源失配。核心城市经济总量的增长必然带来政治力量的集中,致使中心城市与外围城市间发展不平衡加剧,这使得创业行为更加集中到核心城市,进而引起外围城市创业低迷,形成城市间创业差异。

高铁开通会使得金融等各类要素资源进一步向核心城市集聚,造成地区经济、创新的不平衡。其一,核心城市因其较高的资源吸附效应和市场优势会将大量的资金、人才、技术等吸引过去,在很大程度上降低外围城市创业活跃度,使得城市创业活动发生分化。其二,高铁开通使得大企业可以在周边城市极大地拓展市场,由于大企业具有资源、规模优势,利用高铁所带来的便捷,能够极快地扩大自己的业务版图,占领中小城市市场,进而增加中小城市企业创业风险,遏制中小城市本土企业创立和发展,从而造成城市创业差异。基于以上分析,本文提出:

假说 2:高铁开通会导致创业活动在核心城市和外围城市间的“极化”效应。

### (二) 高铁开通影响城市创业活跃度的机制

创业依赖于人力资源、资本和技术等要素的协同运作,高铁开通主要通过影响这三个要素的空间资源配置,从而影响城市的创业:第一,高铁开通便利了人力资源的流动,拓宽了创业者的资源渠道和合作网络。第二,高铁开通增强了信息透明度,帮助创业者更有效地拓展资金来源。第三,高铁开通推动了技术传播和创新合作,为创业者提供了更多的前沿科技支持。

#### 1. 高铁开通通过便利人力资本流动影响城市的创业活动

人力资源是优化和提升创业生态环境的重要因素。高铁开通通过相对“空间压缩”影响区域经济,增加彼此之间的可达性,使得人员往来更加频繁。一方面,高铁开通加快人才流动(王赟赟和陈宪,2019),而这种流动能使创业者更便捷地获取多种类型的人力资源、拓展合作网络与客户渠道,进而整体提升城市创业活跃度。另一方面,人口流动加速是经济发展的体现。交通便捷为企业家、技术人员等各类人才的流入提供了更快的通道,这种人才流动的便捷性优化了人力资源配置效率,使专业人才能够更高效地流向高需求创业领域,提升创业活动的整体质量和规模。

此外,高铁开通引发的人才流动具有非均衡性。首先,核心(发达)城市相较于外围城市拥有更高的经济发展水平、更完善的基础设施和更成熟的创业生态,对人力资本具有更强的吸引力。因此,高铁开通促使人才从人力资本回报率低的中小城市向人力资本回报率高的大城市聚集,导致前者出现严重的人力资本流出,抑制它们的创业活动,造成“极化效应”。其次,随着人口流动便利性增加,创业者更偏好在具有密集资源的人口流入城市创业,规避在资源薄弱的人口流出城市创业。高铁开通加剧了城市之间创业资源的竞争,使核心城市的大型企业受益,而外围城市的中小企业则难以生存,抑制外围城市的创业。最后,人口净流出使得外围城市和中小城市的市场规模萎缩,降低当地创业活动的预期回报率,进一步抑制了当地的创业活动。

#### 2. 高铁开通通过便利资本流动影响城市的创业活跃度

初创企业尤其是技术型初创企业一般都需要大量启动资金。然而,技术型初创企业由于其高风险特征,很难在传统金融渠道获得融资。此时,风险投资成为这些企业的重要融资渠道。风险投资是传统渠道融资的有益补充,与创业活动息息相关。风险投资者偏好于向地理距离较近的企业投资,因为地理距离远的企业存在更多的信息不对称,投资的风险更高(Ragozzino,2009)。高铁开通导致城市之间的空间距离和时间距离显著缩短,使得风险投资机构能够更快速地开展实地考察和项目

评估,提高资本与创业项目的匹配效率,从而提高城市的创业活跃度。

高铁开通会使风险投资向核心城市集聚。核心城市拥有良好的创业生态和完善的基础设施。因此,风险资本在核心城市更容易找到高收益低风险的投资项目。然而,外围城市却面临资金流失困境。高铁开通后会加剧核心城市的这种虹吸效应,形成“极化效应”。

### 3. 高铁开通通过提高区域创新水平影响城市的创业活跃度

高铁开通重构区域经济结构,对区域创新带来较大冲击(卞元超等,2019)。一方面,高铁加强城市间技术交流与合作,直接促进知识和技术扩散。知识扩散加速,使创业者能高效获取最新科技动态,提升初创企业技术水平,进而推动创业活动高质量发展。另一方面,高铁也能促进产学研深度融合,优化高校与企业间技术合作的落地流程(黄新飞等,2023)。这一过程推动创新要素在产学研主体间高效流动配置,进而为提升区域创新水平与产业技术升级提供坚实支撑。

高铁开通对城市创新的影响也有异质性。核心城市凭借完善的基础设施、发达的交通网络与完整的产业链,吸引人才与资本集聚,显著加快创新产出与转化速度(高洪玮,2024)。高铁开通进一步放大了核心城市在这方面的优势地位。在创新要素向核心城市流动的同时,外围城市创新创业支撑体系被侵蚀,创新水平差距持续扩大,导致创业活动上的“极化效应”。

## 三、研究设计

### (一)数据说明

本文样本为 2000—2021 年 274 个城市的平衡面板数据。中国 2003 年开通第一条试验高铁:秦皇岛至沈阳客运专线。样本始于 2000 年使得秦皇岛和沈阳在高铁开通前也有观测值。样本截止于 2021 年的主要原因是,部分 2000 年有取值的变量在 2022 年时大量取值缺失。城市创业活跃度数据源于各城市每年的工商行政注册数据和统计年鉴。其他变量的数据来自中国铁道出版社的《铁路客货运输专刊》和各城市的统计年鉴。对于少数数据缺失的变量,本文运用线性插值法填补。

### (二)变量构造

#### 1. 被解释变量

被解释变量为城市创业活跃度。在基准回归中,本文借鉴白俊红(2022)的做法,采用城市每百人口新创企业数量来度量城市创业活跃度。

#### 2. 核心解释变量

核心解释变量为地级市是否开通高铁的虚拟变量。对于某地级市,该变量在其开通高铁及之后的年份取值为 1,其他情形时为 0。在 2003—2021 年,我国各年开通高铁的城市数分别为 6 个、0 个、0 个、0 个、9 个、19 个、21 个、15 个、21 个、19 个、37 个、25 个、9 个、5 个、14 个、21 个、4 个和 7 个。

#### 3. 控制变量

本文参考已有文献的做法(赵涛等,2020;白俊红等,2022),选择以下控制变量:城市经济发展水平:用各地级市人均 GDP 的对数来衡量,城市的经济发展水平越高,居民的创业机会和资源越多;政府投资力度:用固定资产投资与政府公共预算支出的比值来衡量;金融发展水平:用年末金融机构人民币各项贷款余额与各项存款余额之和占城市 GDP 之比来衡量,金融发展水平高,意味着企业和个人更容易获得贷款和其他金融服务,创业活动受到的资金约束少;社会消费水平:用社会消费品零售总额占城市 GDP 之比来衡量,此变量取值高,表明市场需求旺盛,能为创业者提供更多的市场机会;产业结构:用地区第三产业产值与城市 GDP 之比来衡量,第三产业比重越高,表明该地区的经济结构越倾向于服务和知识密集型产业,能为创业提供更多的高附加值机会;人力资本水平:用普通本专科在校学生数与年末总人口的比值来衡量。

#### 4. 机制变量

机制变量包括人力资本流入、物质资本流入和城市技术创新。由于人力资本流入目前还缺乏客观、权威的数据指标,我们参考郭东杰和余冰心(2016)的做法,采用城市常住人口与户籍人口之差(万人)作为其代理变量。风险资本流入用城市每年发生的风险投资额(亿元)的对数来度量<sup>①</sup>。技术创新用每个城市每年的专利授权数(百个)的对数来表示。

主要变量的描述统计如表1所示,城市创业活跃度的均值为0.924。根据这个数字,一个当年人口为500万左右的城市,当地企业注册数量应为4.5万左右。例如郴州市2019年户籍人口为534万,当地企业注册数量为48172家。

表1 描述性统计

变量名称	观测数	均值	标准差	最小值	最大值
城市创业活跃度	6028	0.924	1.059	0.013	20.237
高铁开通	6028	0.327	0.469	0	1
城市经济发展水平	6028	10.114	0.963	4.595	13.056
政府投资力度	6028	4.986	11.028	0.001	743.116
金融发展程度	6028	2.214	1.123	0.383	21.302
社会消费水平	6028	0.362	0.111	0.00003	3.835
产业结构	6028	39.207	9.695	8.500	85.340
人力资本水平	6028	0.022	0.033	0.000004	0.735
流动人口	6028	3.255	126.402	-419.320	1215.620
风险投资	5940	0.784	1.322	0	8.552
创新水平	6028	2.160	1.578	0	7.936

#### (三) 识别策略

本文使用下述模型估计高铁开通对城市创业的影响:

$$Ent_{it} = \alpha_i + \beta HSR_{it} + \gamma Control_{it} + \eta_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, $i$ 表示城市, $t$ 表示年份。 $Ent_{it}$ 代表城市创业活跃度。 $HSR_{it}$ 表示随高铁开通城市及开通时间而变化的虚拟变量。 $HSR_{it} = 1$ 代表 $i$ 城市在年份 $t$ 开通了高铁, $HSR_{it} = 0$ 则反之。 $Control_{it}$ 是系列控制变量。 $\eta_t$ 、 $\mu_i$ 和 $\varepsilon_{it}$ 分别表示年份固定效应、城市固定效应和随机扰动项。 $\beta$ 是本文关注的系数,反映高铁开通对城市创业活跃度的影响。

本文的基准分析采用普通最小二乘法估计模型(1),在城市层面聚类稳健标准误。只有当高铁开通的处理效应在不同城市 and 不同开通年份都相同时, $\beta$ 的普通最小二乘法估计量才是处理效应的一致估计量。考虑到处理效应在不同城市间和不同年份里都可能不一样,本文使用De Chaisemartin和d'Haultfoeuille(2020)、Callaway和Sant'Anna(2021)、Sun和Abraham(2021)、Borusyak等(2024)提出的异质性稳健估计量做了稳健性分析。

## 四、高铁开通对城市创业的整体影响

### (一) 基准分析

#### 1. 基准回归结果

表2报告高铁开通影响城市创业活跃度的估计结果。列(1)显示,高铁开通的系数估计值在5%显著性水平下显著为正。列(2)进一步表明,在加入控制变量后,高铁开通的系数估计值仍显著,且系数大小基本保持不变。根据列(2),开通高铁能让城市创业活跃度平均提高0.078个单位,

<sup>①</sup> 数据来自专业风险投资数据机构——清科研究中心。该中心的数据中没有鹤岗市、伊春市、平凉市和来宾市的相关数字,故样本剔除了这四个市。

即提高 8.44% ( $=0.078/0.924 \times 100\%$ )。在本文样本中,一个常住人口为 500 万人的城市,平均每年新创企业 4.62 万家 ( $=500 \div 100 \times 0.924$ )。根据此处的估计结果,此类城市开通高铁后,每年新创企业数将增加 3899 家 ( $=46200 \times 8.44\%$ )。

表 2 基准回归结果

变量	(1)	(2)
高铁开通	0.083 ** (0.038)	0.078 ** (0.038)
城市经济发展水平		-0.001 (0.008)
政府投资力度		-0.001 * (0.0005)
金融发展程度		-0.058 ** (0.027)
社会消费水平		-0.019 (0.178)
产业结构		0.007 * (0.003)
人力资本水平		-1.452 (1.492)
年份固定效应	是	是
城市固定效应	是	是
城市创业活跃度的均值	0.924	0.924
样本量	6028	6028
调整 R <sup>2</sup>	0.685	0.687

注: \* p < 0.1, \*\* p < 0.05, \*\*\* p < 0.01; 括号内数字为城市层面聚类的稳健标准误。后表同。

## 2. 平行趋势检验

DID 估计量的一致性依赖于平行趋势假设。本文采用事件分析法来进行平行趋势检验。参考 Greenstone 和 Hanna (2014) 的做法,我们以开通前一年为基期,将高铁开通 6 年后的年份全部合并到第 6 期,高铁开通五年前的年份都合并到事前第 5 期。

图 1 展示了平行趋势检验的结果。如图 1 所示,高铁开通前的系数估计值均不显著,表明开通与未开通高铁的城市在高铁开通前符合平行趋势假设。高铁开通当期及开通后第 1 期、第 3 期的系数估计值均不显著,可能因高铁开通对城市创业活跃度的影响存在滞后性。第 3 期之后的系数估计值都显著为正且逐渐增大,原因可能是随着时间的推移,高铁开通所产生的积极影响逐渐增强,加速了城市的发展进程,改善了城市创业环境。

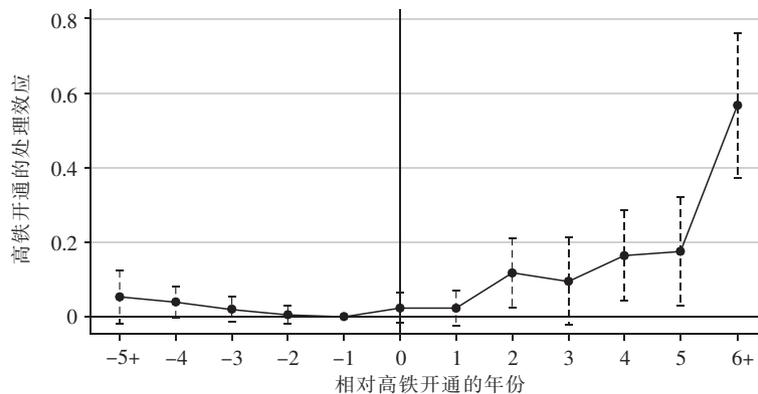


图 1 平行趋势检验

注:该图展示高铁开通前和开通后各期对城市创业活跃度的处理效应。横轴表示距离高铁开通的相对年份,纵轴表示城市创业活跃度的变化。图中的点表示各期的系数估计值,虚线表示 95% 的置信区间。

双重差分法的最新理论研究表明,传统平行趋势检验可能会存在估计偏误 (Roth 等, 2023)。为了解决这一潜在的偏误,本文借鉴了 Rambachan 和 Roth (2023) 提出的诚实双重差分 (Honest DID), 在第一次显著的第 2 期进行平行趋势敏感性检验,结果表明在 0.4 倍之前相对偏离限制和 10% 平

滑限制下的处理效应仍然稳健<sup>①</sup>。

## (二)稳健性检验

### 1. 异质性稳健 DID 估计结果

如前所述,当处理时间不唯一时,表 2 报告的 TWFE OLS 估计结果可能是有偏的。根据 Goodman Bacon(2021),TWFE OLS 估计量可分解为三类处理时间一致的 DID 估计量的加权平均。根据表 3,表中“后期处理组 VS 早期处理组”的对比,即“禁止的对比(Forbidden Comparison)”,其对应的权重为 21.9%,意味着 TWFE OLS 估计量存在较大的偏误,需要进一步进行异质性稳健 DID 估计量检验。

表 3 培根分解权重

处理组 - 对照组	估计量	权重
早期处理组 VS 后期处理组	0.139	42.3%
后期处理组 VS 早期处理组	-0.268	21.9%
处理组 VS 从未处理的对照组	0.230	35.8%

为此,我们报告了四种不同的异质性稳健 DID 估计结果,具体是 De Chaisemartin 和 d' Haultfoeuille(2020)、Borusyak 等(2024)、Callaway 和 Sant' Anna(2021)以及 Sun 和 Abraham(2021)四个估计量的结果。如表 4 所示,高铁开通的四个估计结果均在 1% 水平下显著,估计值为 TWFE OLS 所得值的 2 倍至 3.7 倍不等,这表明 TWFE OLS 法低估了高铁开通的效应。

表 4 异质性稳健 DID 估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	TWFE OLS	DC d' 估计量	CS 估计量	SA 估计量	Borusyak 估计量
高铁开通	0.078 ** (0.038)	0.155 *** (0.049)	0.195 *** (0.067)	0.165 *** (0.046)	0.286 *** (0.054)
控制变量	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是

注:列(1)—列(5)的估计量依次为 TWFE OLS、De Chaisemartin 和 d' Haultfoeuille(2020)、Callaway 和 Sant' Anna(2021)、Sun 和 Abraham(2021)和 Borusyak 等(2024)。

### 2. 置换检验

考虑到除高铁开通外,可能存在与政策实施时间、城市特征相关的混杂因素,本文进一步通过多种置换检验排除干扰。首先进行时间置换检验,将高铁开通的实际实施时间人为滞后 10 期,仅利用政策实际实施前的数据,基于基准模型重新估计滞后“伪冲击”对城市创业活跃度的影响。通过 500 次重复模拟不同的滞后处理并估计后,结果显示各滞后期的估计系数均不显著,与基准回归中实际处理效应的显著正效应形成对比,说明随时间变化的混淆因素未对结果产生实质性干扰<sup>②</sup>。

其次,我们参考陈强等(2025)的做法,进行混合置换检验。估计结果显示,无论是无约束混合置换检验还是有约束混合置换检验,双边 P 值均显著,且当预期处理效应为正时,右边 P 值也显著。故可拒绝“处理效应为 0”的原假设。验证了即使控制组群结构,冲击本身的时间安排也并非由其他混杂因素驱动,本文的因果结论具有稳健性。

<sup>①</sup> 受篇幅限制,平行趋势敏感性检验结果未予展示。感兴趣的读者可向通讯作者索取。

<sup>②</sup> 受篇幅限制,置换检验结果、双重机器学习结果以及其他稳健性检验结果未予展示。感兴趣的读者可向通讯作者索取。

### 3. 双重机器学习法的估计结果

目前,不少文献在研究类似于“高铁开通”这种“自然实验”时,开始采用双重机器学习(Double Machine Learning)方法。传统双重差分模型存在模型设定偏差和线性假设约束等问题。当平行趋势假设难以成立时,直接使用传统双重差分模型会导致有偏估计。双重机器学习的“双重去偏”机制可放松这种严格的前提条件,并且可在高维协变量中自动识别关键混杂因素,避免“维度诅咒”。另外,双重机器学习可捕捉结果变量与协变量之间的非线性关系,无需预先设定函数形式。为此,本文参考 Bodory 等(2022)提出的双重机器学习法,重新检验了高铁开通与城市创业活跃度之间的因果关系。

具体而言,本文选用随机森林算法,在控制城市与年份固定效应的基础上,逐步纳入控制变量集合的一次项、二次项与三次项。估计结果显示,高铁开通对城市创业活跃度的影响在一次项、二次项和三次项的设定中都在 1% 水平上显著为正。为了进一步验证结果的稳健性,本文还采用了不同的样本分割比例。将样本分割比例设定为 1:7 后,回归结果在 1% 水平上依然显著为正。

### 4. 其他稳健性检验

第一,排除其他政策的影响。控制其他政策的影响后,高铁开通促进城市创业活跃度的作用依然存在。住房和城乡建设部于 2012 年 12 月发布《关于开展国家智慧城市试点工作的通知》。谭伟杰和胡润哲(2024)发现此政策提高城市创业活跃度。国务院于 2015 年 8 月印发《促进大数据发展行动纲要》,决定 2015 年 9 月在贵州启动首个大数据综合试验区建设试点,2016 年将北京、天津、河北、内蒙古、辽宁、河南、上海、重庆和广东 9 个省市(自治区)纳入试点。支宇鹏和卢潇潇(2023)发现大数据综合试验区建设促进区域创业。为了控制这两个政策的影响,我们在模型中加入了下述两个虚拟变量:对于“国家智慧城市试点”,如果城市在  $t$  年成为国家智慧城市,则该城市在此之后的年份赋值为 1,否则为 0。对于“国家大数据综合试验区”,如果城市在  $t$  年成为国家大数据综合试验区,则该城市在此之后的年份赋值为 1,否则为 0。在控制了“国家智慧城市试点”和“国家大数据综合试验区”这两个政策的影响后,高铁开通的系数估计值依然显著。高铁开通的系数估计值与基准模型估计值基本一致,表明高铁开通对创业的促进作用几乎不受其他政策的影响。

第二,改变研究样本。高铁线路规划是由国家发展改革委和中国国家铁路集团有限公司主导、会商地方政府后决定。通常情况下,行政级别高的城市在规划高铁线路中占有优势。相较于普通地级市,行政级别高的城市可能会更早拥有高铁。因此,本部分剔除四个直辖市,重新估计模型(1)。估计结果显示,剔除直辖市后,高铁的影响依然在 5% 的水平下显著为正。

第三,使用别的核心解释变量。开通高铁的城市,有的站点多有的站点少,有的车次多有的车次少,因而其高铁交通便捷性也不一样。侯新烁(2019)使用高铁站点数量度量一个城市的高铁交通便捷性。周文韬等(2021)构建了高铁服务网络强度指标来度量高铁交通便捷性。我们使用高铁站点数量和高铁服务网络强度分别代替高铁开通,重新估计模型(1)。估计结果显示,高铁对创业的影响在 1% 水平上依然显著为正。

### (三) 机制分析

上文已经证实高铁开通能提升城市创业活跃度。本部分从人力资本流动、物质资本流动和技术创新三个方面来分析高铁开通影响城市创业的机制。机制分析的模型如下:

$$M_{it} = \alpha_i + \beta HSR_{it} + \gamma Control_{it} + \delta_t + \varphi_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, $M_{it}$ 表示人力资本流入、风险投资流入和技术创新。其他变量的含义与模型(1)相同。

表 5 报告机制分析的估计结果。高铁开通的系数估计值在三列中都显著为正,表明开通高铁能让城市吸引来人力资本[列(1)]和物质资本[列(2)],能提高城市的创新产出[列(3)]。总而言之,高铁开通通过吸引人力资本、物质资本和促进创新提高了城市的创业活跃度。

表 5 机制检验

变量	(1)	(2)	(3)
	人力资本流入	风险投资流入	技术创新
高铁开通	22.539*** (5.019)	0.544*** (0.062)	0.318*** (0.044)
控制变量	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
城市固定效应	是	是	是
样本量	6028	5940	6028
调整 R <sup>2</sup>	0.853	0.641	0.946

## 五、高铁开通影响城市创业的极化效应

### (一) 东部地区和非东部地区间的极化效应

与中西部地区和东北地区相比,我国东部地区经济发展水平较高、科教资源雄厚和营商环境优越,是创业的沃土。相反,中西部地区和东北地区对创业者的吸引力不够。在东部地区,“只跑一次”、几天之内就能完成企业注册。然而,在其他地区注册一家企业通常要面临各个政府部门的“吃、拿、卡、要”,耗时数月甚至一年。但是,最近以来,东部地区城市同时也面临着环保压力大、交通拥堵和生活成本高昂等挑战。高铁开通是进一步强化了东部地区城市在创业方面的优势,还是促进了其创业资源向其他地区的扩散?

为回答此问题,我们在模型(1)中加入高铁开通与非东部地区城市的交互项,得到表6列(1)的估计结果。在列(1)中,高铁开通的系数估计值显著为正,表明高铁开通提升东部地区城市的创业活跃度。高铁开通与非东部地区城市的交互项显著为负,并且其系数估计值(-0.577)与高铁开通的系数估计值(0.442)之和依然为负数(-0.135),根据列(1),开通高铁能让非东部地区的城市创业活跃度平均降低0.135个单位,即降低18.2%(=0.135/0.740×100%)。非东部地区城市平均常住人口387万,平均每年新创企业约2.9万家(=387÷100×0.74),开通高铁后,此类城市每年新创企业数将减少5278家,这表明高铁开通降低了非东部地区城市的创业活跃度。总而言之,高铁开通强化了东部地区城市对其他地区城市创业资源的“虹吸”,造成了“极化”效应。

表 6 极化效应分析结果

变量	(1)	(2)	(3)
高铁开通	0.442*** (0.091)	0.613** (0.129)	-0.122** (0.053)
高铁开通×非东部地区的城市	-0.577** (0.109)		
高铁开通×外围城市		-0.648** (0.139)	
高铁开通×人才引进强度高的城市			0.358*** (0.089)
控制变量	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
城市固定效应	是	是	是
样本量	6028	6028	6028
调整 R <sup>2</sup>	0.699	0.696	0.692

注:非东部地区包含中部地区、西部地区和东北地区。国家统计局对东部、中部、西部和东北地区的划分为:东部10省(市)包括北京、天津、河北、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南;中部6省包括山西、安徽、江西、河南、湖北和湖南;西部12省(区、市)包括内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏和新疆;东北3省包括辽宁、吉林和黑龙江。外围城市指核心城市之外的城市,而核心城市包括直辖市、副省级城市和省会城市。人才引进强度是根据各城市历年政府工作报告中有关人才引进的词频构建的指数。取值高于此指数中位数被定义为人才引进强度高。

### (二) 中心城市和外围城市间的极化效应

如假说2所述,高铁开通可能会导致创业活动在核心城市和外围城市间的“极化”效应。我国4

个直辖市都是一线或二线城市。15 个副省级城市中的 5 个(大连、青岛、宁波、厦门和深圳)都是经济发达的计划单列市,其余 10 个都是省会城市。考虑到各省会城市基本上都是各省的经济中心城市,为检验假说 2,我们将直辖市、副省级城市和省会城市界定为核心城市,将其余城市界定为外围城市。我们在模型(1)中加入高铁开通与外围城市的交互项,得到表 6 列(2)的估计结果。在列(2)中,高铁开通的系数估计值显著为正,表明高铁开通促进核心城市的创业。高铁开通与外围城市的交互项显著为负,并且其系数估计值(-0.648)与高铁开通的系数估计值(0.613)之和依然为负数(-0.035),根据列(2),开通高铁能让外围城市的创业活跃度平均降低 0.035 个单位,即降低 4.3% (=0.035/0.811 × 100%)。外围城市平均常住人口 384 万,平均每年新创企业约 3.1 万家 (=384 ÷ 100 × 0.811),开通高铁后,此类城市每年新创企业数将减少 1333 家,这表明高铁开通抑制外围城市的创业。综合而言,高铁开通使得核心城市从外围城市吸引来了更多的人才和资本等要素,促进了核心城市的创业,抑制了外围城市的创业,造成了“极化”效应,证实了假说 2。

### (三)不同人才引进强度城市间的极化效应

当前,伴随着以大数据、人工智能和物联网等为代表的新一轮科技革命和产业变革加速推进,创业的方式发生了重要转变,从原来的以劳动、资金和厂房等较为原始的创业方式转向以技术为引领的创业方式。技术引领下的创业更加强调人才和技术创新的重要作用。在这种模式下,创业的群体往往是具备技术研发能力的团队和人才。正因如此,各个城市基本上都在大力引进人才。中西部和东北地区的城市、外围城市能否通过招揽人才扭转高铁“极化”效应带来的颓势?还是说只能坐以待毙?

为回答此问题,我们使用陈曦等(2024)构造的各城市人才引进强度指数<sup>①</sup>,将该指数取值高(低)于此指数中位数的城市定义为人才引进强度高(低)的城市,在模型(1)中加入高铁开通与人才引进强度高的城市的交互项,得到表 6 列(3)的估计结果。在列(3)中,高铁开通的系数估计值显著为负,表明高铁开通有损人才引进强度低的城市创业。高铁开通与人才引进强度高的城市的交互项显著为正,并且其系数估计值(0.358)与高铁开通的系数估计值(-0.122)之和为正数(0.236),表明高铁开通促进高人才引进强度城市的创业。这意味着,中西部和东北地区的城市、外围城市能通过主动出击、加大人才引进力度,在促进创业方面化高铁的劣势为优势。

### (四)极化效应的空间计量分析

上文已经证实,高铁开通整体而言促进了城市创业,但在东部地区城市和其他地区城市之间、在核心城市和外围城市之间存在“极化效应”。为进一步探讨“极化效应”还是“涓滴效应”,本部分深入分析高铁开通在时间和空间维度上对沿线城市创业活跃度的影响。具体而言,在通过 LM 检验、Hausman 检验、LR 检验和 Wald 检验的基础上,本文选取空间杜宾-双重差分模型(SDM DID)分析高铁开通对沿线城市的创业是否存在空间溢出效应,得到的估计结果如表 7 所示。

表 7 空间溢出效应分析

变量	直接效应	间接效应	总效应
高铁开通	0.049* (0.029)	-0.588*** (0.171)	-0.539*** (0.175)
控制变量	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
城市固定效应	是	是	是
样本量	6028	6028	6028

注:估计时采用地理距离权重矩阵。

<sup>①</sup> 陈曦等(2024)在全国 300 个城市 2005—2021 年的政府工作报告中爬取(人才)引进类型、引进服务、引进方式和政策倾向 4 个类型的关键词,得到各类关键词的频数,然后将加权关键词数与报告总词数的比值作为各城市的人才引进强度指数。

由表7可知,高铁开通对城市创业活跃度的影响呈现显著的空间非均衡特征。其一,从直接效应来看,高铁开通的估计系数在10%的水平上显著为正,表明高铁开通对沿线城市自身的创业活跃度具有显著的促进作用,与基准回归中高铁开通提升本地创业活力的结论形成呼应。其二,从间接效应来看,其估计系数在1%的统计水平上显著为负,意味着高铁开通在促进本地创业的同时,对周边城市产生了负向溢出效应。其三,从总效应来看,其估计系数在1%的水平上显著为负,表明高铁开通对本地及周边城市创业活跃度的整体净效应为负。这进一步证明,高铁对本地创业存在直接促进作用,但对周边城市的虹吸效应强度更大,高铁开通导致了沿线城市创业的“极化效应”,而非“涓滴效应”。

为加深对高铁开通影响城市创业的地理溢出效应的理解,本文参考曹清峰(2020),拓展基准模型(1),设定如下模型:

$$Ent_{it} = \alpha_i + \beta HSR_{it} + \sum_{p=0}^{900} v_p D\_HSR_{it}^p + \gamma Control_{it} + \eta_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中  $D\_HSR_{it}^p$  为虚拟变量:如果在  $t$  年距离城市  $i(p, p+100]$  千米范围内存在高铁开通的城市,则  $D\_HSR_{it}^p$  为1,否则为0。其他变量的定义同上。估计结果如图2所示。

图2显示,高铁开通对直线距离在0—100千米范围内的城市产生了显著的正向影响,说明高铁开通有助于提升这一地理范围内的城市的创业活跃度;高铁开通对距离100千米—200千米和700千米—800千米的两个区间内的城市表现出显著的负向影响,表明高铁开通对这两个区间的城市存在虹吸效应,进一步反映了高铁开通对这些城市创业活跃度的极化效应。开通高铁对距离700千米—800千米这个范围内的城市存在极化效应,原因可能是在700千米—800千米直线距离的两个城市间,高铁是比飞机、普铁更受欢迎的交通工具<sup>①</sup>。

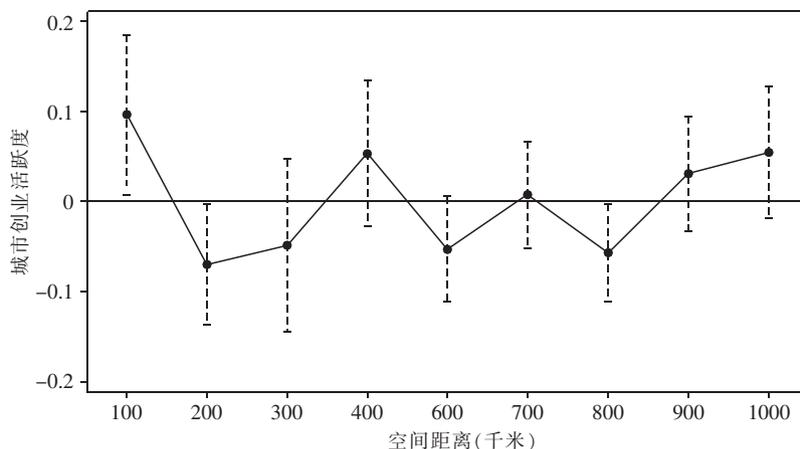


图2 地理距离动态效应

注:该图展示高铁开通对不同地理距离范围内城市创业活跃度的影响。横轴表示地理距离,纵轴表示城市创业活跃度,虚线表示90%的置信区间。

## 六、结论与政策建议

本文基于2000—2021年中国274个地级市的面板数据,构建交错双重差分模型,考察高铁开通

<sup>①</sup> 蒋华雄和孟晓晨(2017)将高铁沿线“城市对”按铁路线距离划分为5个类别:0—200千米为短距离,200千米—400千米为中短距离,400千米—600千米为中等距离,600千米—1000千米为中长距离,大于1000千米为长距离。他们发现,高铁中长距离的客流量占比为20%,明显高于中距离的15%和长距离的18%;普铁中长距离的客流量占比为16%,而中距离为15%、长距离为21%。

对城市创业活跃度的影响,得到如下主要结论:第一,高铁开通明显提升全国整体的创业活跃度。这一结论在经过平行趋势检验、安慰剂检验、排除其他政策干扰、双重机器学习等一系列稳健性检验后,仍具有显著影响。并且通过四种异质性稳健 DID 估计量发现,TWFE OLS 估计量严重低估了高铁对于城市创业活跃度的促进效应。第二,机制检验显示,高铁开通通过人力资本、风险投资与技术创新的流动促进了城市创业活跃度。第三,异质性分析发现,高铁开通对不同地区、城市类型和人才引进强度的影响具有明显差异。核心城市和高人才引进强度的城市表现出较强的资源集聚效应,而外围城市和低人才引进强度的城市则面临人力资本和风险投资外流的压力,从而出现“极化效应”。第四,空间效应分析发现,高铁开通的直接效应为正向显著,间接效应为负向显著,因此从空间效应来看,也出现了“极化效应”,并且通过地理距离动态效应检验,发现高铁开通在0—100千米范围内影响为正向显著,而在100千米—200千米和700千米—800千米范围内为负向显著。

基于上述结论,本文提出以下政策建议,以期优化高铁开通对城市创业活跃度的影响,促进创业活动协调发展。

第一,以深化高铁设施建设为抓手,加快构建覆盖全国的高速交通体系,进一步促进城市创业活跃度。虽然高铁开通短期内可能加剧各类要素向核心城市聚集而造成的“极化效应”,但从长期来看,高铁开通对区域经济交流和创业生态具有重要积极作用。政府应坚持交通网络建设一盘棋布局,强化全国统一大市场的格局。具体地,可以从以下两个方面进行展开:一方面,扩大高铁网络覆盖范围。基准回归显示高铁开通显著提升城市创业活跃度,通过增强各城市间的可达性,通过高铁带动当地城市创业活动,让更多城市纳入高铁促进创业的辐射范围。另一方面,强化高铁站点的创业配套设施建设。在已开通高铁的城市,重点规划高铁站周边区域小型创业孵化区,或者建设高铁站与产业区高效的城内交通。提供低成本办公空间、简化企业注册流程,通过降低创业启动门槛,放大高铁对创业活跃度的促进作用。

第二,实施差异化产业政策,平衡不同地区创业资源配置。实证显示,高铁开通对城市创业的促进存在显著“极化效应”。具体表现为东部地区与核心城市创业得到促进,非东部地区与外围城市创业受抑制,且高人才引进强度的城市能缓解这种抑制,低人才引进强度的城市则加剧这种情况。据此,从以下两点展开:一方面,在东部地区,加强东部地区内部高铁密度,推动核心城市的研发设计、金融服务等高端产业向外围城市转移配套环节,利用高铁带动外围创业。在非东部地区,合理规划核心城市与外围城市之间的产业布局,通过产业政策引导核心城市依据当地特色,因地制宜地发展特色高端产业(如贵州省大数据中心)。外围城市发展相应配套加工产业,通过差异化定位避免同质化竞争,使外围城市从被动“输血”转向主动“造血”。另一方面,加强人才引进强度,突破现有制度约束。其一,在核心城市,依托高端产业布局,聚焦高端产业的高层次人才引进,配合创业补贴等政策,利用高铁带来的人才集聚效应形成创业高地。其二,在外围城市,依托于本地特色产业与本地高校,侧重实用技能人才与本土创业者培育。利用高铁开通所带来的可达性,让他们去区域核心城市开展定向培训,同时简化落户流程,降低生活成本门槛。

第三,完善要素配置机制,加强“核心—外围”城市互动。外围城市的要素流失源于其“软硬件短板”,需通过能力建设增强要素黏性。研究证实,高铁通过吸引人力资本、风险投资和促进技术创新提升创业活跃度。通过这三点展开:其一,从技术创新方面来看。可在外围城市利用当地特色优势,设立特色产业基地,完善人才保留制度,提供低成本办公空间与知识产权保护服务,例如贵州依托独特的气候条件与大数据综合试验区政策吸引北上广深人才返乡创业。其二,从人才方面来看。需利用区域性核心城市人才,鼓励他们帮扶地域内外围城市,利用高铁开通带来的可达性,推行“周末科学家”“候鸟型专家”制度,强化核心城市与外围城市的人才交流。而外围城市也要设计相应人才引进政策,将高层次人才留住,使他们成为创业的中坚力量。其三,还要考虑到资本方面。差异

化金融支持政策至关重要,可设立区域性创投基金重点投资特色产业,通过高铁实现资本与技术的快速对接,缓解外围城市融资难的困境。

[参考文献]

- [1] 白俊红,张艺璇,卞元超.创新驱动政策是否提升城市创业活跃度——来自国家创新型城市试点政策的经验证据[J].中国工业经济,2022(6):61-78.
- [2] 卞元超,吴利华,白俊红.高铁开通是否促进了区域创新?[J].金融研究,2019(6):132-149.
- [3] 曹清峰.国家级新区对区域经济增长的带动效应——基于70大中城市的经验证据[J].中国工业经济,2020(7):43-60.
- [4] 陈强,齐霁,颜冠鹏.双重差分法的安慰剂检验:一个实践的指南[J].管理世界,2025(2):181-220.
- [5] 陈曦,吴英巨,朱建华.新质生产力视角下地方人才引进与全要素生产率[J].经济管理,2024(12):104-120.
- [6] 冯烽,崔琳昊,程果.高铁开通、信息获取和企业投资效率[J].经济纵横,2023(3):99-111.
- [7] 高洪玮.高铁开通能否促进技术创新“绿色化”?[J].南方经济,2024(2):136-158.
- [8] 郭东杰,余冰心.计划生育、人口变迁与居民消费需求不足的实证研究[J].经济学家,2016(8):29-37.
- [9] 何凌云,陶东杰.高铁开通对知识溢出与城市创新水平的影响测度[J].数量经济技术经济研究,2020(2):125-142.
- [10] 侯新烁.高铁与消费:刺激效应还是抑制效应?——来自中国城市分级的证据[J].消费经济,2019(1):13-24.
- [11] 黄新飞,李莹,张伟俊.高铁开通、对外开放与知识溢出效应——来自中国城市专利引用数据的经验证据[J].国际经贸探索,2023(4):35-51.
- [12] 蒋华雄,孟晓晨.京沪高铁对沿线城市间空间相互作用影响研究[J].北京大学学报(自然科学版),2017(5):905-912.
- [13] 孔令池,张智.基础设施升级能够促进企业家精神成长吗?——来自高铁开通和智慧城市建设的证据[J].外国经济与管理,2020(10):139-152.
- [14] 孙伟增,牛冬晓,万广华.交通基础设施建设与产业结构升级——以高铁建设为例的实证分析[J].管理世界,2022(3):19-34,58,35-41.
- [15] 谭伟杰,胡润哲.“智”巢何以引凤:智慧城市建设对地区创业活跃度的影响[J].经济与管理研究,2024(1):75-93.
- [16] 汪克亮,庞素勤,张福琴.高铁开通能提升城市绿色全要素生产率吗?[J].产业经济研究,2021(3):112-127.
- [17] 王赟赟,陈宪.市场可达性、人口流动与空间分化[J].经济评论,2019(1):3-18,90.
- [18] 于潇,徐英东.人口集聚对创业活跃度的影响:考虑集聚动态的效应与路径[J].中国人口·资源与环境,2022(9):151-163.
- [19] 张磊,倪晨旭,王震.高铁开通对中老年群体旅游消费的影响[J].商业经济与管理,2023(2):80-96.
- [20] 张治国,欧国立.高铁开通促进创业了吗?——基于京津冀等七大城市群的研究[J].东岳论丛,2021(12):164-173.
- [21] 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.
- [22] 支宇鹏,卢潇潇.国家大数据综合试验区设立与城市创业活跃度——基于284个城市的经验证据[J].中国流通经济,2023(3):84-96.
- [23] 周锐波,吴云峰,马小毅.对外交通基础设施改善对城市经济韧性的影响——来自中国高铁的经验证据[J].城市发展研究,2024(5):64-71.
- [24] 周文韬,杨汝岱,侯新烁.高铁网络、区位优势与区域创新[J].经济评论,2021(4):75-95.

- [25] Bodory H, Huber M, and Laffers L. Evaluating (Weighted) Dynamic Treatment Effects by Double Machine Learning [J]. *The Econometrics Journal*, 2022, 25(3): 628 – 648.
- [26] Borusyak K, Jaravel X, and Spiess J. Revisiting Event-Study Designs: Robust and Efficient Estimation [J]. *Review of Economic Studies*, 2024, rdae007.
- [27] Callaway B, and Sant’Anna P H C. Difference-in-Differences with Multiple Time Periods [J]. *Journal of Econometrics*, 2021, 225(2): 200 – 230.
- [28] DeChaisemartin C, and D’Haultfoeuille X. Two-Way Fixed Effects Estimators with Heterogeneous Treatment Effects [J]. *American Economic Review*, 2020, 110(9): 2964 – 2996.
- [29] Goodman-Bacon A. Difference-in-Differences with Variation in Treatment Timing [J], *Journal of Econometrics*. 2021, 225(2): 254 – 277.
- [30] Greenstone M, and Hanna R. Environmental Regulations, Air and Water Pollution, and Infant Mortality in India [J]. *American Economic Review*, 2014, 104(10): 3038 – 3072.
- [31] Jiang W, Jiang N, and Wang K L. The Local Effects and Neighborhood Effects of High-Speed Railway on Urban Entrepreneurial Vitality: Evidence from China [J]. *Socio-Economic Planning Sciences*, 2025, 98: 102172.
- [32] Jiao J, Zhao H, and Lyu G. How does High-Speed Rail Affect Off-Site Investments? Evidence from the Yangtze River Delta, China [J]. *Transportation Research Part A: Policy and Practice*, 2024, 181: 103978.
- [33] Lan X, Hu Z, and Wen C. Does the Opening of High-Speed Rail Enhance Urban Entrepreneurial Activity? Evidence from China [J]. *Socio-Economic Planning Sciences*, 2023, 88: 101604.
- [34] Ma L, Niu D, and Sun W. Transportation Infrastructure and Entrepreneurship: Evidence from High-Speed Railway in China [J]. *China Economic Review*, 2021, 65: 101577.
- [35] Ragozzino R. The Effects of Geographic Distance on the Foreign Acquisition Activity of US Firms [J]. *Manag Int Rev*, 2009, 49: 509 – 35.
- [36] Rambachan A, and Roth J. A more Credible Approach to Parallel Trends [J]. *Review of Economic Studies*, 2023, 90(5): 2555 – 2591.
- [37] Roth J, Sant’Anna P H C, and Bilinski A et al. What’s Trending in Difference-in-Differences? A Synthesis of the Recent Econometrics Literature [J]. *Journal of Econometrics*, 2023, 235(2): 2218 – 2244.
- [38] Sun L, and Abraham S. Estimating Dynamic Treatment Effects in Event Studies with Heterogeneous Treatment Effects [J]. *Journal of Econometrics*, 2021, 225(2): 175 – 199.

(责任编辑:湘潭大学 张磊;责任校对:湘潭大学 姚海琼)

## High-Speed Railway Opening and Urban Entrepreneurship: Polarization Effect or Trickle-Down Effect?

FU Ming-wei, LUO Wen-yang, LI Feng

**Abstract:** High-Speed Railway (HSR) is a critical piece of transportation infrastructure in China. While its inauguration creates opportunities for urban entrepreneurship, it also presents challenges. Based on panel data from 274 cities between 2000 and 2021, this study employs a staggered difference-in-differences (DID) model and finds that, overall, HSR openings stimulate urban entrepreneurship. The primary mechanisms behind this effect include attracting human capital and venture investment, as well as fostering technological innovation. Further analysis reveals that HSR openings intensify the “siphon effect”, where cities in the eastern region draw resources from other regions, boosting entrepreneurship in the former while suppressing it in the latter. Additionally, HSR accelerates the flow of entrepreneurial resources from peripheral cities to core cities, enhancing entrepreneurship in core cities but hindering it in peripheral ones. However, cities can counteract the negative impact of HSR on local entrepreneurship by strengthening talent attraction policies. These findings offer valuable policy insights for leveraging transportation infrastructure development to achieve more balanced regional growth in China.

**Keywords:** high-speed railway; entrepreneurship; polarization effect; regional coordinated development; common prosperity

# 政务新媒体促进城市旅游发展

——来自文旅部门微博的证据

明翠琴 彭宏亮

**摘要:**政务新媒体作为政府与公众沟通的重要桥梁,在推动旅游发展方面扮演着越来越关键的角色。文章基于2006—2022年276个地级市的面板数据,构建双重差分模型研究文旅官微建设对城市旅游人数和旅游收入的影响。研究发现:(1)文旅官微建设对城市旅游人数和收入具有显著的促进作用,且通过一系列稳健性检验;(2)文旅官微可通过提升市场活力促进旅游人数和收入的增加;(3)交通基础设施提升能够强化文旅官微对旅游人数和收入的促进作用;(4)在旅游资源禀赋高的地区,文旅官微对旅游人数和收入具有更强的促进作用;(5)文旅官微的传播能力越强,发帖互动程度越高,其对旅游人数和收入的促进作用就越显著。研究结论揭示了文旅官微对城市旅游发展的促进作用及其影响机制,为政府优化文旅官微运营提供了科学依据,也为旅游资源开发与利用提供了新的视角。

**关键词:**政务新媒体;旅游;微博发帖;旅游服务消费;数字政务;休闲经济

**中图分类号:**F592 **文献标识码:**A **文章编号:**1007-5682(2026)01-0036-14

## 一、引言

在21世纪的数字化浪潮中,数字信息技术的进步不仅改变了经济社会结构,也给政府治理模式和服务方式提供了新的选择。政府数字化转型和建设已经成为推动社会进步、促进经济发展、提升国家治理现代化的关键力量。2020年9月,中共中央办公厅、国务院办公厅印发了《关于加快推进媒体深度融合发展的意见》,明确优化互联网思维资源配置,利用好5G、人工智能等信息技术在新闻传播领域的前瞻性研究和应用,提升政务服务效率。2018年12月,国务院办公厅印发了《关于推进政务新媒体健康有序发展的意见》,指出要全面提升政务新媒体传播力、引导力、影响力、公信力,打造一批优质精品账号,建设更加权威的信息发布和解读回应平台、更加便捷的政民互动和办事服务平台。2024年5月,国家发展改革委等四部门印发了《深化智慧城市发展 推进城市全域数字化转型的指导意见》,强调要推动政务新媒体平台的互联互通,实现政务信息资源的整合共享,构建高效精细的数字政府服务体系。政策文件表明,政务新媒体作为数字政府服务体系的重要组成部分,受到国家层面的高度关注。这些政策旨在通过优化资源配置和利用先进技术,提升政务新媒体的服务效能,推动政务服务的数字化转型,以更好地满足公众对高效、便捷政务服务的需求。

文化和旅游部门作为与广大游客和文化消费者沟通联系的公共部门,近年来也高度重视政务

收稿日期:2025-06-06

**基金项目:**国家社会科学基金青年项目“‘双碳’目标下成渝地区双城经济圈绿色治理的机制及实现路径研究”(22CGL060);西南交通大学廉政与治理研究中心年度项目“深化监察体制改革下基层监察委员会反腐败职能履行研究”(XJLZ21L05)

**作者简介:**明翠琴,管理学博士,西南交通大学公共管理学院副教授;彭宏亮(通讯作者),西南交通大学公共管理学院硕士研究生,电子邮箱:penghong\_l@163.com。感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见,文责自负。

新媒体建设,文化和旅游部多次发文强调利用新媒体提升文化和旅游智慧政务服务水平。在当前新媒体时代背景下,各地文化和旅游部门为提高服务质量,纷纷开通了微博等政务新媒体渠道。这些平台具有参与广泛、成本节约、互动强大等特点,可有效传播政策资讯、公开违规案件处理结果,并实时发布部门最新动态。截至2024年末,全国已有203个地级市开通文化和旅游官方微博账号,累计发帖逾150万条,发帖量与互动频次均呈持续上升态势。随着文化和旅游部门不断推进数字化转型,文旅部门微博等政务新媒体的建设是否能够对城市的旅游发展产生影响?在产生影响的前提下,究竟又是通过哪些渠道形成影响作用?以及影响效果可能会受到哪些因素的制约?研究两者之间的关系有助于厘清政务新媒体在旅游发展作用中的内在机理,也为提升政务新媒体运营效果和完善旅游发展政策提供参考。

现有文献对政务新媒体的研究聚焦三个方面:概念内涵、发展现状、应用效果。在概念内涵方面,陈强和曾润喜(2017)认为政务新媒体是政府机构为了满足在线治理需求,在新媒体平台上建立的互动平台,涵盖政务微博、政务微信、政务应用程序等多种形态。而温志强和高静(2019)则强调政务新媒体在与公众交流中发挥的双向互动功能。总的来说,政务新媒体是指政府机构或公共部门利用数字化技术和互联网平台,如社交媒体和移动应用,发布信息、提供服务、与公众互动和沟通的一种新型媒体形式。政务新媒体以其即时性和互动性特点,在信息传播领域与传统媒体形成了鲜明对比(Campa,2018)。在发展现状方面,随着公众对新媒体的依赖日益增强,国际上,诸如Twitter、Facebook和TikTok等数字平台已成为各国政府进行社会管理和加强政民互动的关键工具(Damina,2020)。然而,在新媒体的运用过程中,Kent和Taylor(1998)提出对话传播理论,认为网络对话传播时要注重对话回路、信息有用性、产生回访、用户挽留和界面易用性五大原则。此外,政府也需要深入了解媒体的传播特性及公众的需求趋势,将公众偏好纳入考量,才能迅速获得公众的响应和反馈(Evans,2019)。在应用效果方面,有相关研究显示,当县级政府参与政务微博建设后,当地居民对官员的信任程度均值水平会提高,并且发布的政务微博数量越多,这种信任提升的效应越明显(刘伯凡等,2023)。在企业层面,政务微博的开通还提高了企业社会保险缴费率,尤其是对小微企业和劳动密集型企业的影 响更为显著(陈祎等,2024)。此外,在社会治理领域,生态环境局开通的环保官微等政务新媒体,凭借其发布信息的权威性,可有效震慑并改善因信息不对称导致的环境机会主义和搭便车行为(刘辛和许慧,2024),通过宣传和震慑效应,有助于降低城市的碳排放强度(Bassano等,2019)。

相较于传统旅游网站,社交媒体平台为旅游发展带来了诸多优势。在过往研究中,传统旅游网站的服务模式暴露出显著缺陷,尤其在互动性上。这些网站大多仅提供新闻通讯、电子邮件等基础功能,缺乏深度互动方式,使得用户在信息获取与交流中备受不便,旅游动机也因此受到削弱(Law等,2009)。相比之下,现代化社交媒体平台,如国外的Twitter、Facebook(Li等,2019),以及国内的抖音、微博(张薇和胡玉娟,2021)等,凭借评论、提问等丰富互动形式,为游客提供了更为丰富和便捷的旅行规划体验。这些平台不仅激发了游客对旅行的期待和热情,还有效推动了旅游意愿的转化(Amaro等,2016)。政务新媒体凭借其官方特殊身份,在旅游信息传播方面具有独特优势。例如,理塘县借助丁真走红事件,通过政务抖音号大力推广当地自然风光和人文风情,迅速吸引了全国网民的关注,极大提升了地区知名度(孙美玲和王倩颖,2021);故宫博物院则利用微博塑造了“萌”系形象,吸引了大量粉丝并引爆多个现象级话题(王君怡等,2023),进一步证明了政务新媒体在吸引公众关注和参与方面的重要作用。与此同时,政务新媒体借助政府的公信力(郭强等,2025),能够放大其传播效果,更加容易塑造富有文化底蕴和民族特色的旅游品牌形象(吕连琴和陈天玉,2020),从而有效提升旅游信息的可信度和影响力,在促进旅游发展中发挥重要作用。

综上所述,现有文献在政务新媒体的传播策略、内容分析、用户互动以及社会网络结构等方面

进行了较为丰富的探讨,包括案例研究、问卷调查等多种研究方法的应用。然而,政务新媒体相关的实证研究较少,尤其鲜见研究政务新媒体与旅游发展之间的关系。因此,本文可能的边际贡献在于:第一,在研究视角上,本文从政务新媒体的角度出发,系统探讨政务新媒体建设对城市旅游发展的影响效应及其作用机制。现有研究多关注新媒体营销、数字技术发展对旅游市场拓展、旅游目的地品牌建设的影响,而本文聚焦于以政府为主体的新媒体建设对旅游的促进效应,对提高旅游营销的精准性及推动旅游产业的数字化转型具有重要意义。第二,在研究方法上,本文以政务新媒体在微博旅游领域的开通与建设为准自然实验,通过分析超过150万条政务新媒体的旅游相关发帖数据,更加精确地分析地方政府与公众在旅游领域的互动行为,为政务新媒体对旅游发展促进效应的实证分析提供了可信证据。第三,在研究内容上,本文深入探讨了市场活力在政务新媒体对旅游发展影响中的作用机制。同时,本文发现交通基础设施、媒体传播能力以及媒体互动程度的提升能够显著增强政务新媒体对旅游发展的促进效应,为制定更具针对性的旅游发展政策和优化政务新媒体建设策略提供了科学依据。

## 二、理论分析

以文旅官微为代表的政务新媒体的开通和运营能够促进城市旅游发展,从以下三个方面进行分析。第一,文旅官微能够有效地深化和扩展核心旅游资源的吸引力。文旅官微可以构建一个多角度、立体化的地方故事叙述,使得旅游地的吸引力更加生动和全面(Zhou等,2023)。这种集体性的叙述不仅丰富了旅游地的文化内涵,也增强了游客的归属感和参与感(Wengel等,2022)。其次,文旅官微利用社交网络的传播力量,通过与网红群体或文旅企业合作和投放社交广告,将旅游地的核心吸引物推广给更广泛的潜在游客,从而扩大旅游地的影响力和知名度(孙晶等,2020)。第二,文旅官微通过数字媒介的跨区域联动效应,为旅游业的发展注入了新动力(Hull和Liu,2018)。在文旅官微的运营中,社交媒体平台作为信息传播和沟通的工具,利用独特推荐算法、标签、评论和分享等功能,有助于塑造和传播地方形象,提升地方的吸引力和影响力。这不仅能够加强不同地方之间的联系,而且能够促进社会、文化和物质等多个领域的交互和连接,从而形成一个强大的联动网络(Chen等,2023)。再者,视频化社交媒体不仅通过个人视听叙事和集体共创等多种方式建构线上旅游中的景点,而且通过互动功能,让用户积极参与到地方符号的生产和解读中,从而丰富地方的文化内涵和精神意象,重塑地方的旅游吸引力(谢晓如等,2025)。第三,文旅官微能够提升旅游服务的质量和效率。文旅官微通过社交媒体平台,可以收集游客的反馈和建议,及时响应旅游服务中的问题,从而提升旅游服务的质量和效率(吴颖,2022)。同时,文旅官微还可以通过发布旅游政策、管理措施和安全提示等信息,提高旅游管理的透明度和游客的满意度。此外,文旅官微还可以作为旅游推广和市场营销的工具,通过精准营销和目标受众分析,提高旅游推广的效果。

基于上述分析,本文提出假说1:文旅官微能够促进城市旅游发展。

以文旅官微为代表的政务新媒体可通过提升市场活力从而促进旅游发展。首先,基于信息不对称理论,文旅官微建设有助于提升创业信息的可获取性和透明度,文旅官微通过集中发布政策信息、行业动态、市场趋势等关键信息,使创业者能够快速获取到最新的行业资讯和政策导向,减少信息不对称问题(李任,2023)。同时,文旅官微的互动功能提供政策解读服务,帮助创业者理解复杂的政策文件,明确创业方向和可享受的政策优惠,降低政策理解难度(秦晓楠等,2023)。其次,文旅政务新媒体的建设能够增强文旅企业的市场竞争力和创新能力,促进文旅产业的创新发展。政务新媒体为文旅企业搭建品牌推广与精准营销的官方入口,将热门影视、文化事件等流量资源与地方文旅产品嫁接,放大品牌曝光与话题热度,快速提升企业知名度与市场影响力,进而激发文旅领域

的创业活力(蔡鸿云等,2024)。在文旅市场中,随着市场竞争的加剧,企业必须不断创新其产品和服务,以提供更多样化和个性化的旅游体验,满足游客的多元化需求,进而吸引更多的游客以增加旅游收入。

基于上述分析,本文提出假说2:文旅官微能够通过提升市场活力促进城市旅游发展。

交通基础设施的完善,有助于增强以文旅官微为代表的政务新媒体建设对城市旅游发展的促进作用。一般而言,交通基础设施的发展能够促进旅游交通网络的优化,为城市旅游业的发展奠定坚实的基础。随着交通网络的扩展和质量的提升,城市间的通达性得到增强,使得更多的旅游资源能够高效地流动和交换,推动了旅游项目的吸引力和竞争力(柴寿升等,2023)。与此同时,文旅政务新媒体通过丰富的线上内容和互动功能,吸引游客的关注和兴趣。通过发布旅游信息、活动推广和用户生成内容,文旅官微能够有效提升旅游目的地的知名度和吸引力,激发游客的出行欲望。但若当地交通基础设施不足,即使文旅官微通过数字技术吸引了游客对城市旅游的关注,游客可能会因为担心长时间的通勤或复杂的交通换乘而放弃部分旅游计划。当线上吸引力与线下交通基础设施相互结合时,可以更充分地放大文旅官微对城市旅游发展的促进作用。

基于上述分析,本文提出假说3:交通基础设施在文旅官微对城市旅游发展的影响过程中起到正向调节作用。

### 三、研究设计

#### (一)模型设定

本文将文旅官微纳入城市旅游发展的分析框架中,并结合理论假说,探究以文旅官微为代表的政务新媒体对旅游发展的影响,构建如下回归模型:

$$Tn_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Wb_{it} + \alpha_c X_{it} + \lambda_t + \delta_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, $Tn_{it}$ 表示城市*i*在*t*年的旅游人数或旅游收入的对数值; $Wb_{it}$ 表示城市是否在微博上拥有文旅官方媒体; $X_{it}$ 表示一系列可能会影响城市旅游人数和旅游收入的控制变量; $\alpha_0$ 表示模型的截距项; $\alpha_1$ 表示文旅官微对旅游人数和收入的影响系数; $\alpha_c$ 表示控制变量的影响系数, $\lambda_t$ 表示年份固定效应; $\delta_i$ 表示城市固定效应; $\varepsilon_{it}$ 表示随机扰动项。

#### (二)变量设定

**被解释变量:**城市旅游发展。考虑到城市旅游数据的准确性和可获取性,本文采用地级市的旅游人数和旅游收入来衡量城市旅游发展。旅游人数:本文采用地级市的旅游人数作为衡量旅游发展的一个重要指标。旅游人数反映了一个城市吸引游客的能力,是评估旅游市场规模和旅游吸引力的直接指标。旅游收入:除了旅游人数,旅游收入也是衡量城市旅游发展的关键指标。旅游收入不仅反映了旅游业对城市经济的贡献,还体现了旅游消费水平和旅游业的经济效益。在回归时,二者均取对数。

**解释变量:**文旅官微。本文通过“城市+文旅”“城市+旅游”等关键词在微博官网进行用户检索。文旅官微的开通要同时满足以下两个条件:(1)文旅官微已被城市广电旅游局、文化广电新闻出版旅游局等认定为官方政务微博;(2)文旅官微开通后,致力于日常化、持续化、原创化地发布权威信息,解读文旅政策,传播旅游文化知识,注重与公众互动,而不仅仅是进行简单的景点介绍和旅游信息的转载。城市是否具有文旅官方微博作为本文的核心解释变量,城市文旅官方微博首发文章的年份及之后的年份赋值为1,否则为0。

**机制变量和调节变量。**机制变量:市场活力。借鉴李江和吴玉鸣(2024)的研究,采用地级市文旅新增注册企业数量衡量市场活力。调节变量:交通基础设施。借鉴李均超等(2024)的研究,采用

建成区路网密度和人均道路面积衡量交通基础设施。

控制变量。为了避免出现遗漏变量对模型造成影响,本文设置了一系列可能影响城市旅游发展的控制变量(侯新烁和刘萍,2023),主要包括:旅游资源,采用地级市4A和5A景区数量的对数值衡量;旅游接待水平,采用地级市星级酒店数量的对数值衡量;经济发展水平,采用人均生产总值的对数值衡量;产业结构,采用第三产业产值与第二产业产值比值衡量;对外开放水平,采用实际使用外资金额与生产总值的比值衡量;固定资产投资,采用固定资产投资总额的对数值衡量。

### (三)数据来源

本文使用2006—2022年中国276个地级市面板数据来研究政务新媒体建设对旅游发展的影响,样本不包含西藏自治区和港澳台地区的城市,删除了部分缺失值严重的地级市,其中个别缺失数据借助插值法补齐。数据主要源于《中国旅游统计年鉴》《中国城市统计年鉴》以及微博网站数据等。为了消除量纲的影响,对被解释变量和部分控制变量采用了对数化处理。表1为变量的描述性统计结果。

表1 描述性统计结果

变量名称	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
旅游人数	4692	3.126	1.587	1.219	15.734
旅游收入	4692	4.161	1.316	1.369	13.272
文旅官微	4692	0.286	0.452	0	1
发帖数量	4692	3.518	11.439	0	152.301
旅游资源	4692	1.683	0.928	0	4.643
旅游接待水平	4692	3.278	0.898	1.099	6.729
经济发展水平	4692	10.527	0.724	4.595	13.056
产业结构	4692	1.001	0.567	0.131	5.65
对外开放水平	4692	9.772	2.017	2.833	14.941
固定资产投资	4692	17.671	0.968	15.012	20.727
市场活力	4692	5.371	1.079	2.079	9.944
交通基础设施	4692	4.426	1.161		

## 四、实证分析结果

### (一)基准回归

为了验证文旅官微对城市旅游发展的促进作用,对模型进行最小二乘法回归。结果如表2所示,列(1)和列(2)均为未加入控制变量的模型,列(3)和列(4)为加入了控制变量的年份城市固定效应模型。分析可知,无论是否加入控制变量,文旅官微建设均对旅游发展具有显著的促进作用。具体而言,文旅官微建设对旅游人数的影响系数为0.213,对旅游收入的影响系数为0.206,且均在1%水平上显著。这表明,若城市文旅部门开通官方微博,城市旅游人数和收入将分别提升21.3%和20.6%。这一结果初步验证了文旅官微建设对旅游发展的促进效应,从而支持了假说1。

表2 基准回归结果

变量	旅游人数	旅游收入	旅游人数	旅游收入
	(1)	(2)	(3)	(4)
文旅官微	0.223*** (0.056)	0.221*** (0.025)	0.213*** (0.023)	0.206*** (0.024)
旅游资源			0.043*** (0.015)	0.023 (0.017)
旅游接待水平			-0.023 (0.017)	-0.067*** (0.017)
经济发展水平			0.241*** (0.062)	0.233*** (0.070)
产业结构			0.130*** (0.038)	0.208*** (0.048)

续表 2

变量	旅游人数	旅游收入	旅游人数	旅游收入
	(1)	(2)	(3)	(4)
对外开放水平			0.068*** (0.008)	0.065*** (0.008)
基础设施建设			-0.096* (0.056)	-0.311*** (0.063)
常数项	1.936*** (0.016)	1.937*** (0.010)	0.304 (0.752)	4.317*** (0.799)
年份固定效应	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是
观测值	4692	4692	4692	4692
R <sup>2</sup>	0.818	0.789	0.823	0.795

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) 平行趋势检验

双重差分法是根据事件发生前后处理组和对照组之间的差异来识别因果关系。结果的准确性依赖于平行趋势假设，即没有事件干预，两组的变化趋势应该一致。使用事件分析法，对文旅官微开通进行平行趋势检验。考虑文旅官微开通的样本集中区间，选取媒体开通前 5 年为比较基准，选取事件前一年为基准年，构建事件前 5 年，媒体开通及其后 6 年的虚拟变量与媒体开通变量的交乘项，其中  $D_{it}^{-5}$  表示媒体开通之前、媒体开通年份以及之后年份的交乘项， $\alpha_1$  为对应的系数，其他符号的含义同上文。具体模型如下：

$$Tn_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 D_{it}^{-5} + \dots + \alpha_{11} D_{it}^6 + \alpha_e X_{it} + \lambda_t + \delta_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

对旅游效应进行平行趋势检验，结果如图 1 所示，可知文旅官微的开通对旅游人数的促进效应在 2 年后才开始显现，而对旅游收入的促进效应则在 3 年后才逐渐呈现。这一现象背后的原因可能在于，文旅官微需要一定时间来精心构建具有吸引力的内容体系和打造旅游品牌。在内容体系构建方面，初期内容可能较为单薄、缺乏特色，难以引起公众的广泛关注。随着对当地旅游资源的深入挖掘以及对游客需求的不断了解，需要逐步丰富和优化内容。从品牌塑造角度来看，旅游品牌的形成并非一蹴而就，需要持续稳定地输出高质量内容来塑造形象、提升知名度。同时，要通过与其他旅游宣传渠道合作以及举办线上线下活动等方式，来强化品牌影响力。此外，可以观察到在文旅官微建设的第 4 年之后，旅游效应快速上升，这也说明了当政务新媒体品牌打造到了一定程度后，其对旅游发展的促进作用是不断加强的，并且伴随着长期动态效应。

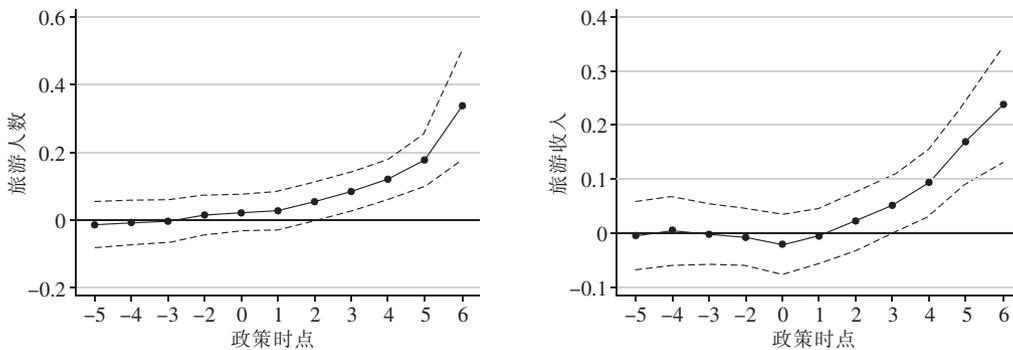


图 1 旅游人数和旅游收入的平行趋势检验

### (三) 平行趋势敏感性分析

新近的因果推断理论指出，传统的平行趋势检验可能无法准确捕捉到处理效应前的共同趋势，

有时还可能导致因果估计的失真和偏误。Rambacha 和 Roth(2023)提出了一种新的检验思想,通过对处理后点估计量的置信区间进行推断,来处理平行趋势假设的违反问题。该方法主要分为两个部分:一是构建平行趋势不成立的相对偏离程度;二是构造与上述偏离程度相对应的处理后点估计量的置信区间。借鉴 Biagi 和 Sarsons(2023)的方法,设置最大偏差度  $Mbar = 1 \times$  标准误,检验政策后的平行趋势敏感性,选择首个效应显著的期数为基期。结果如图 2 和图 3 所示,表明在相对偏离限制下平行趋势依然稳健;平滑限制情况下,处理前趋势偏差无论多大,文旅官微仍对城市旅游发展仍显著。综上,说明在受到一定的冲击偏离后,文旅官微依然对城市旅游人数和收入具有促进作用。

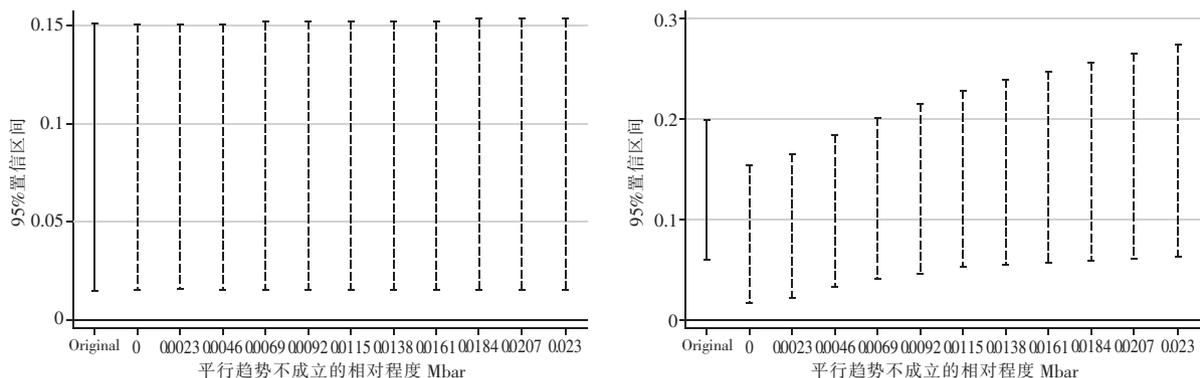


图 2 旅游人数平行趋势敏感性分析

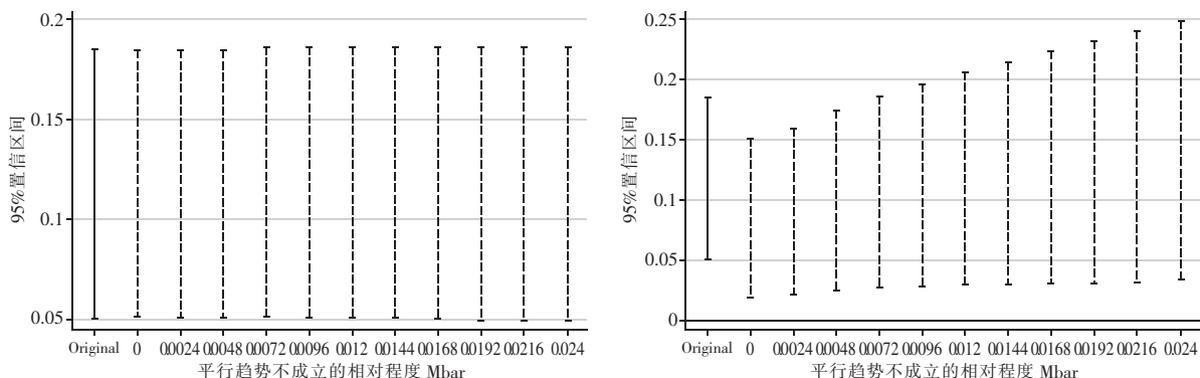


图 3 旅游收入平行趋势敏感性分析

#### (四) 稳健性检验<sup>①</sup>

##### 1. 安慰剂检验

为了避免存在不可观测的变量对模型结果造成影响,本文采用反事实方法进行安慰剂检验。本文在 276 个样本城市中随机抽取对应城市作为伪处理组,其余城市作为伪对照组,随机设定文旅官微开通年份后进行回归,得到伪文旅官微开通虚拟变量的估计系数。将上述过程重复 1000 次,可以得到相应的回归系数和 p 值。核密度估计图结果显示,随机抽样生成的伪回归系数基本呈现以零为均值的正态分布,绝大多数回归结果不显著,这意味着安慰剂检验通过。

<sup>①</sup> 受篇幅限制,稳健性检验中的安慰剂检验、PSM-DID 方法、替换解释变量、删除直辖市和剔除特殊事件结果未予展示,备索。

## 2. 异质性处理效应

多期双重差分模型在估计政策效应时,会涉及不同时间点上处理组相对于控制组的政策效应的综合度量。这种综合度量基于各时间点的政策效应,并依据其在模型中的权重进行加权平均,从而得出整体估计系数。不过,De Chaisemartin 和 D’Haultfoeuille(2020)的研究指出,当存在异质性处理效应时,若负权重较多,可能会加剧偏差。基于此,本文计算了全样本中负样本所占据的权重,在 1343 个权重中,1303 个权重为正,40 个权重为负,负权重占比为 2.98%,不足 5%,说明考虑异质性处理效应的估计偏误后结果依然稳健。此外,运用其他多种异质性稳健估计方法进行分析,结果如图 4 所示,进一步验证了上述结论的可靠性。

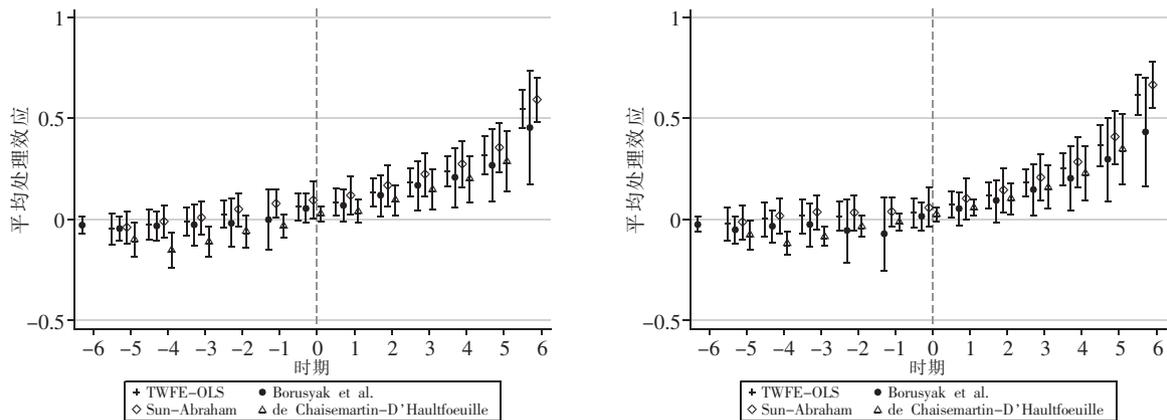


图 4 旅游人数和收入异质性处理效应

## 3. PSM-DID 方法和替换解释变量

城市是否进行文旅政务新媒体建设,往往会受到城市本身经济发展、基础设施、技术支持等方面的影响。为了避免选择性偏误对回归结果产生影响,采用核匹配的方法对原有数据进行检验。结果显示,文旅官微对旅游人数和收入均在 1% 水平上正向显著。将文旅官微每年的发帖数量取对数,作为新的核心解释变量,用以区分拥有百万粉丝的网红官微和僵尸号,文旅官微建设对城市旅游人数和收入的影响系数均在 1% 水平上显著。

## 4. 删除直辖市和剔除特殊事件

直辖市相较于其他地级市,利用新媒体服务、推进智慧旅游等方面具有更强的能力和更成熟的实践。这些城市能够提供更精准的旅游营销传播,利用大数据等手段提高营销的针对性和有效性。据此,本文选择删除这些直辖市以排除特殊城市可能对估计结果的影响。文旅官微建设对城市旅游人数和收入的影响系数均在 1% 水平上显著。剔除特殊事件,由于新冠疫情事件对旅游行业造成了显著冲击,可能会影响数据的稳定性和结论的可靠性。文旅官微对旅游人数和收入的影响系数均在 1% 水平上显著。

### (五) 内生性问题<sup>①</sup>

尽管在基准回归和稳健性检验中均验证了文旅官微对城市旅游人数和收入具有显著的促进作用,但是考虑到本文可能存在可能遗漏的控制变量以及政务新媒体与旅游发展之间的反向因果关系,其可能使文旅官微建设的效应受到混淆因素的影响。参考刘伯凡等(2023)的研究,本文采用份额移动法为文旅官微构造工具变量,使用全国文旅微博开通数量增长率与同省份文旅微博开通比

<sup>①</sup> 受篇幅限制,内生性检验结果未予展示,备索。

例的乘积作为工具变量。选其作为工具变量的原因在于:一方面,全国文旅微博开通数量增长率与同省份文旅微博开通比例的乘积能够反映全国范围内文旅微博开通的整体趋势,并且与各省份的文旅微博开通情况有较强的相关性,满足工具变量的相关性原则。另一方面,全国文旅微博开通数量增长率与同省份文旅微博开通比例的乘积作为工具变量具有外生性,而不会直接受到其他未观测因素的干扰,满足工具变量排他性原则。

2SLS 第一阶段回归结果显示,工具变量的系数在 1% 水平上正向显著。第二阶段回归结果显示,工具变量对旅游人数和收入的影响结果均在 1% 水平上正向显著,与基准回归结果的系数 0.236 和 0.226 相比,分别扩大了 1.108 和 1.097 倍,远低于平均扩大 9 倍的交互项系数(Jiang, 2017)。Kleibergen-Paap rk LM 统计量的值较大,且对应的 p 值较小,说明工具变量可以用来识别模型中的因果效应。Wald F 统计量大于 Stock-Yogo 弱识别检验 10% 水平上的临界值,说明本文的工具变量拒绝弱工具变量的假设。文旅官微建设仍对旅游人数和收入具有显著的促进作用,结果具有一定的稳健性。

## (六) 机制检验和调节效应

### 1. 市场活力的机制作用

随着信息技术的飞速发展和“互联网+”战略的深入推进,政务新媒体已经成为政府与公众沟通的重要桥梁。微博作为政务新媒体的代表之一,尤其是文旅官方账号,不仅在宣传推广文旅资源、打造城市形象方面发挥着不可替代的作用,而且在繁荣文旅市场、引导文旅舆情等方面也扮演着关键角色。本文选择新注册行业代码为文化、体育和娱乐业等企业衡量市场活力。结果如表 3 所示,无论是否加入控制变量,文旅官微建设对市场活力的影响系数,均在 1% 水平上显著为正,说明文旅官微建设可激发市场活力。在竞争激烈的市场环境中,旅游企业为了吸引更多游客,会不断开发新的旅游产品和服务(李任, 2023),如特色主题游、定制化旅游、沉浸式体验等。这不仅丰富了旅游市场的供给,还能够促使旅游企业不断优化服务,满足不同游客群体的需求,吸引更多游客前来旅游,从而全方面地促进城市旅游发展(刘瑞明等, 2020)。综上所述,假说 2 得到了验证。

表 3 市场活力机制检验

变量	(1)	(2)
	市场活力	市场活力
文旅官微	0.111*** (0.021)	0.110*** (0.021)
控制变量	否	是
年份固定效应	是	是
城市固定效应	是	是
观测值	4692	4692
R <sup>2</sup>	0.890	0.893

### 2. 交通基础设施的调节效应

构建交通基础设施和文旅官微的交互项,检验交通基础设施在文旅官微对城市的旅游人数和收入的影响过程中的调节作用。结果如表 4 所示,可知无论是否加入控制变量,文旅官微对旅游人数和收入的影响系数都显著为正,且交通基础设施和政务新媒体的交互项系数都在 1% 水平上正向显著。这说明交通基础设施在文旅官微对城市旅游人数和收入的影响中起到正向调节作用,假说 3 得到验证。交通基础设施的完善为旅游资源开发提供了有力支撑,显著降低了游客的出行成本。依托高效便捷的交通网络,原本偏远的自然景区和文化遗址得以快速接入主流旅游线路,不仅提升了可达性,也丰富了旅游产品的类型和层次,吸引更多游客前往(柴寿升等, 2023)。与此同时,交通效率的提升通常带动沿线旅游配套设施的升级,从而延长游客停留时间,激发多元消费,形

成良性循环。

表4 交通基础设施的调节效应检验

变量	旅游人数	旅游收入	旅游人数	旅游收入
	(1)	(2)	(3)	(4)
文旅官微	0.196*** (0.022)	0.202*** (0.023)	0.190*** (0.022)	0.189*** (0.023)
文旅官微 × 交通基础设施	0.247*** (0.022)	0.227*** (0.021)	0.231*** (0.022)	0.212*** (0.020)
交通基础设施	0.019(0.020)	-0.063*** (0.023)	-0.002(0.021)	-0.057** (0.025)
控制变量	否	否	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是
观测值	4692	4692	4692	4692
R <sup>2</sup>	0.829	0.797	0.832	0.802

(七)异质性分析

旅游资源禀赋的差异可能影响文旅官微建设的针对性和有效性。如在不同城市中4A及5A景区数量的差异会影响文旅官微的宣传策略和效果。具体而言,4A及5A景区数量多的城市,其旅游资源丰富度和吸引力较高,文旅官微可以通过展示这些高等级景区的独特魅力,吸引更多游客。此外,高等级景区的分布还与区域经济发展水平、交通便利性等因素相关,这些因素也会间接影响文旅官微的建设效果。本文选择使用地级市的旅游资源来衡量旅游资源禀赋,根据地级市所在排名选取中位数,将样本划分为旅游资源禀赋高和旅游资源禀赋低城市,探究在旅游资源禀赋不同的情况下,文旅官微建设对城市旅游人数和收入的异质性效应。结果如表5所示,可知在旅游资源禀赋高的城市,文旅官微对旅游人数和收入的影响系数为0.267和0.273,在1%水平上显著;在旅游资源禀赋低的城市,文旅官微对旅游人数和收入的影响系数为0.061和0.043,在1%水平上显著。观察旅游资源禀赋高和低城市的影响系数,可知文旅官微对旅游资源禀赋高城市的旅游人数和收入的作用远远强于旅游资源禀赋低的城市。其原因在于,旅游资源禀赋高的城市通常拥有更丰富、更独特的自然景观和历史文化资源,这些资源本身就具有强大的吸引力,能够吸引更多的游客。文旅官微的建设能够更好地宣传和推广这些优质资源,进一步提升其吸引力,从而显著增加旅游人数和收入。

表5 异质性分析

变量	旅游资源禀赋高	旅游资源禀赋低	旅游资源禀赋高	旅游资源禀赋低
	旅游人数	旅游人数	旅游收入	旅游收入
	(1)	(2)	(3)	(4)
文旅官微	0.267*** (0.038)	0.061*** (0.017)	0.273*** (0.040)	0.043*** (0.016)
控制变量	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是
观测值	2261	2431	2261	2431
R <sup>2</sup>	0.836	0.776	0.825	0.703

(八)进一步分析:文旅官微传播能力和互动程度的影响

1. 文旅官微传播能力的影响

政务新媒体的建设质量可能存在参差不齐,这一现象在文旅领域尤为明显。由于平台设置和运行缺乏全局性的统筹整合,政务新媒体发布的信息分散化,缺乏战略性规划,导致重复建设和功能重合问题。此外,部分文旅账号忽视了用户的服务体验,仅将平台作为信息发布渠道,可能会大

大影响文旅官微对旅游发展的促进作用。本文采用城市文旅官方微博账号截至 2022 年粉丝数量衡量文旅官微传播能力。回归结果如表 6 所示,可知文旅官微建设与账号粉丝数量的交互项系数为正向显著,且文旅官微建设对旅游人数和收入仍为正向显著,则说明文旅官微的传播能力越强,文旅官微对旅游人数和收入的促进效应越大。以上海、杭州、福州等城市为例,其文旅微博粉丝已突破百万量级,而普通地级市的粉丝规模通常仅为几万至几十万,传播半径和影响力因此受到明显限制。庞大的粉丝基础不仅意味着信息可瞬间触达更广受众,也倒逼内容生产在选题、叙事、视觉呈现上持续迭代,从而显著放大目的地吸引力并提升游客到访的转化效率。

表 6 媒体传播能力的影响

变量	旅游人数	旅游收入
	(1)	(2)
文旅官微	0.096 *** (0.022)	0.079 *** (0.024)
文旅官微 × 粉丝数量	0.025 *** (0.004)	0.027 *** (0.003)
控制变量	是	是
年份固定效应	是	是
城市固定效应	是	是
观测值	4692	4692
R <sup>2</sup>	0.832	0.805

## 2. 文旅官微互动程度的影响

微博作为政务新媒体的宣传窗口,其互动程度是政务新媒体建设成效的直接反馈。优质的政务新媒体能够通过微博发布吸引人的内容,提高旅游目的地的知名度和吸引力。本文根据微博每年帖子的点赞数量、评论数量、转发数量设置虚拟变量,从低到高分别赋值为 1、2、3 进行加总,最后形成互动指数;同时,为避免因部分帖子大量互动导致互动指数虚高,本文将互动指数除以帖子的总数得到平均互动指数,确保指数的均衡性和代表性。回归结果如表 7 所示,可知文旅官微建设与互动指数和平均互动指数的交互性系数为正向显著,且文旅官微建设对旅游人数和收入的影响仍为正向显著,则说明文旅官微的互动程度越高,文旅官微对旅游人数和收入的促进效应越大。其原因在于,新媒体依托广泛而即时的传播特性,可将旅游信息迅速推送至更大范围的潜在受众。当文旅官微发布的内容获得密集点赞、评论与转发时,便迅速汇聚成舆论热点,持续放大注意力效应,进而显著提升其对旅游人数与收入的带动效应(刘辛和许慧,2024)。

表 7 媒体互动程度的影响

变量	旅游人数	旅游收入	旅游人数	旅游收入
	(1)	(2)	(3)	(4)
文旅官微	0.192 *** (0.023)	0.191 *** (0.024)	0.202 *** (0.023)	0.197 *** (0.024)
文旅官微 × 互动指数	0.015 *** (0.005)	0.011 ** (0.006)		
文旅官微 × 平均互动指数			0.094 *** (0.034)	0.080 *** (0.030)
控制变量	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是
观测值	4692	4692	4692	4692
R <sup>2</sup>	0.824	0.796	0.823	0.795

## 五、研究结论与政策启示

本文基于 2006—2022 年 276 个地级市的面板数据,采用多期双重差分模型,研究文旅官微对旅

游人数和收入的影响效应。研究发现:文旅官微能够显著促进城市旅游人数的增加和收入的增长,在经过安慰剂检验、改变样本结构等一系列稳健性检验后结论依然成立。文旅官微可以通过促进市场活力,进而带动旅游人数和收入的增长。同时,交通基础设施在文旅官微对城市旅游人数和收入的促进效应中起到正向调节作用。在旅游资源禀赋异质性方面,对于旅游资源禀赋高的城市,文旅官微对旅游人数和收入具有更显著的促进作用。文旅官微的传播能力和互动程度均会增强对城市旅游人数和收入的促进效应。

根据以上结论,本文提出以下政策建议:第一,加强文旅官微建设,促进城市旅游发展。文旅官微应注重内容的创新性和多样性,结合当地特色旅游资源,制作高质量的图文、视频等宣传内容,提升游客的参与感和互动性。如通过运用交互式、沉浸式的数字文化内容,发展文旅新媒体产业,改善数字文旅的立体式体验,提升文旅品牌的影响力。同时,文旅官微可以作为科技成果在夜间经济、冰雪旅游、博物馆文旅、民宿、研学等方面的融合应用的重要平台,推动文旅融合新业态的培育和繁荣发展。第二,激发文化旅游市场活力,完善旅游交通基础设施建设。加大对文旅官微建设及其协同项目的财政资金支持力度,设立专项扶持资金,对符合条件的文旅官微创新项目或与之合作的企业项目给予无偿资助或贷款贴息,缓解资金压力,从而增强文旅官微的运营活力和影响力,更有效地促进文化旅游市场的发展。加强“快进慢游”建设,依托高速铁路、民航等构建“快进”交通网络,提高旅游目的地的通达性和便捷性。此外,建设满足旅游体验的“慢游”交通网络,如旅游风景道和音乐公路等,以增强游客在旅途中的体验感和愉悦感。第三,制定差异化的文旅发展策略,精准匹配地方资源禀赋与市场需求。在旅游资源相对匮乏的地区,应积极挖掘潜在的旅游资源,丰富城市文化内涵。如可以深入探索当地的历史文化、民俗风情和自然景观,开发具有地方特色的旅游产品和体验项目。在旅游资源丰富的地区,应充分利用文旅官方微博等新媒体平台进行宣传推广,提升旅游目的地的知名度和影响力。同时,注重文旅官微的传播能力和互动效果,通过发布优质内容、开展线上互动活动、及时回复粉丝留言等方式,增强与游客的互动和黏性。

#### [参考文献]

- [1] 蔡鸿云,明庆忠,韩剑磊,贡小妹.中国城市航空交通关联网络对旅游经济发展的影响效应研究[J].人文地理,2024(1):142-152.
- [2] 柴寿升,张雪唱,单军.城市旅游化与交通资源协同发展水平测度及演化特征[J].中国人口·资源与环境,2023(10):175-186.
- [3] 陈强,曾润喜.政府视角与公众视角:中国政务新媒体研究的议题与路向[J].情报杂志,2017(4):141-145.
- [4] 陈祎,陶东杰,张耀峰,陈政弘.政务新媒体、信息摩擦与企业社保缴费[J].财经论丛,2024(12):36-46.
- [5] 郭强,陈卉,程升彦.媒体使用类型对居民区域旅游政策支持意愿的影响——以海南建设国际旅游消费中心为例[J].海南大学学报(人文社会科学版),2026(1):151-160.
- [6] 侯新烁,刘萍.文化消费试点政策能否推动地区旅游经济增长?[J].消费经济,2023(2):70-80.
- [7] 李江,吴玉鸣.数字经济赋能城市创新:理论机制与实证检验[J].西南民族大学学报(人文社会科学版),2024(5):125-138.
- [8] 李均超,张涛,黄珊.平台经济对区域协调发展的影响研究——基于城市网络招聘大数据的量化分析[J].城市问题,2024(5):50-61.
- [9] 李任.“双向奔赴”:文旅发展新趋势下营销创新的理念与模式[J].理论月刊,2023(12):106-116.
- [10] 刘伯凡,赵玉兰,梁平汉,张军.政务新媒体与地方政府信任:来自开通政务微博的证据[J].世界经济,2023(5):177-200.

- [11] 刘瑞明, 毛宇, 亢延锬. 制度松绑、市场活力激发与旅游经济发展——来自中国文化体制改革的证据[J]. 经济研究, 2020(1): 115 - 131.
- [12] 刘辛, 许慧. 政务新媒体的环境治理效应——来自环保官微发帖的证据[J]. 财经研究, 2024(7): 111 - 125.
- [13] 吕连琴, 陈天玉. 旅游目的地宣传形象与游客感知形象对比研究——以河南省为例[J]. 地域研究与开发, 2020(6): 98 - 102, 107.
- [14] 秦晓楠, 王悦, 韩苗苗. 中国旅游产业与文化产业交互响应的区域差异研究[J]. 旅游科学, 2023(5): 142 - 157.
- [15] 孙晶, 刘建国, 杨新军, 等. 人类世可持续发展背景下的远程耦合框架及其应用[J]. 地理学报, 2020(11): 2408 - 2416.
- [16] 孙美玲, 王倩颖. 政府、媒体与公众的多重互动:政务短视频的营销传播策略分析——基于丁真走红事件的个案考察[J]. 北京航空航天大学学报(社会科学版), 2021(2): 46 - 52.
- [17] 王君怡, 罗秋菊, 翟雪婷. 故宫官博的形象投射与社交媒体参与——基于贝叶斯模型与影响图的最优解推断[J]. 旅游学刊, 2023(2): 66 - 80.
- [18] 温志强, 高静. 政务新媒体在政府公共关系中的应用[J]. 传媒, 2019(10): 50 - 52.
- [19] 吴颖. 新媒体视域下山西文旅产业发展研究[J]. 经济问题, 2022(3): 122 - 129.
- [20] 谢晓如, 朱竑, 胡蕊纯, 陈晓亮. 旅游新质生产力及其对地方的作用机制——基于视频化社交媒体场域的案例研究[J]. 地理科学, 2025(1): 92 - 105.
- [21] 张薇, 胡玉娟. 场景+体验:旅游类短视频的传播困境与价值创新[J]. 传媒, 2021(23): 79 - 81.
- [22] Amaro S, Duarte P, and Henriques C. Travelers' Use of Social Media: A Clustering Approach[J]. Annals of Tourism Research, 2016, 59: 1 - 15.
- [23] Bassano C, Barile S, and Piciocchi P, et al. Storytelling About Places: Tourism Marketing in the Digital Age[J]. Cities, 2019, 87: 10 - 20.
- [24] Biagi B, and Sarsons H. Flexible Wages, Bargaining, and the Gender Gap[J]. Quarterly Journal of Economics, 2021, 137(1): 215 - 266.
- [25] Campa P. Press and Leaks: Do Newspapers Reduce Toxic Emissions[J]. Journal of Environmental Economics and Management, 2018, 91: 184 - 202.
- [26] Chaisemartin D C, and D'haulfoeuille X. Two-Way Fixed Effects Estimators with Heterogeneous Treatment Effects[J]. American Economic Review, 2020, 110(9): 2964 - 2996.
- [27] Chen H, Wu X, and Zhang Y. Impact of Short Video Marketing on Tourist Destination Perception in the Post - pandemic Era[J]. Sustainability, 2023, 15(13): 10220.
- [28] Damina T. New Media and Democracy[J]. New Media & Society, 2020, 22(1): 16 - 32.
- [29] Evans O. Digital Politics: Internet and Democracy in Africa[J]. Journal of Economic Studies, 2019, 46(1): 169 - 191.
- [30] Kent M L, and Taylor M. Building Dialogic Relationships Through the World Wide Web[J]. Public Relations Review, 1998, 24(03): 321 - 334.
- [31] Li C, Guo S, and Wang C, et al. Veni, Vici, Vici: The Impact of Social Media on Virtual Acculturation in Tourism Context[J]. Technological Forecasting & Social Change, 2019, 145(C): 513 - 522.
- [32] Zhou Q, Sotiriadis M, and Shen S. Using TikTok in Tourism Destination Choice: A Young Chinese Tourists' Perspective[J]. Tourism Management Perspectives, 2023, 46: 101101.
- [33] Rambacha A, and Roth J. A More Credible Approach to Parallel Trends[J]. Review of Economic Studies, 2023, 90(5): 2555 - 2591.
- [34] Law R, Qi S, and Buhalis D. Progress in Tourism Management: A Review of Website Evaluation in Tourism Research[J]. Tourism Management, 2009, 31(3): 297 - 313.
- [35] Hull V, and Liu J. Telecoupling: A New Frontier for Global Sustainability[J]. Ecology and Society, 2018, 23(4): 41.

- [36] Jiang W. Have Instrumental Variables Brought Us Closer to the Truth[J]. *The Review of Corporate Finance Studies*, 2017, 6(2): 127 – 140.
- [37] Wengel Y, Ma L, and Ma Y, et al. The TikTok Effect on Destination Development: Famous Overnight, Now What? [J]. *Journal of Outdoor Recreation and Tourism*, 2022, 37: 100485.

(责任编辑:湘潭大学 张磊;责任校对:湘潭大学 姚海琼)

## Government New Media Promote Urban Tourism Development: Taking the Tourism Department's Weibo as an Example

MING Cui-qin, PENG Hong-liang

**Abstract:** As an important bridge for communication between the government and the public, government new media has been playing an increasingly crucial role in promoting tourism development. Based on the panel data of 276 prefecture-level cities from 2006 to 2022, this paper constructs a difference-in-differences model to study the impact of the construction of cultural and tourism official Weibo accounts on the number of tourists and tourism revenue. The research findings are as follows: (1) The construction of cultural and tourism official Weibo accounts has a significant promoting effect on the number of tourists and tourism revenue in cities, and this conclusion has passed a series of robustness tests. (2) Cultural and tourism official Weibo accounts can promote the increase in the number of tourists and tourism revenue by enhancing market vitality. (3) The improvement of transportation infrastructure can strengthen the promoting effect of cultural and tourism official Weibo accounts on the number of tourists and tourism revenue. (4) For regions with rich tourism resources, the promoting effect of cultural and tourism official Weibo accounts on the number of tourists and tourism revenue is stronger. (5) The stronger the dissemination ability of cultural and tourism official Weibo accounts and the higher the degree of interaction in posting, the more significant the promoting effect on the number of tourists and tourism revenue. The research conclusions reveal the promoting effect of cultural and tourism official Weibo accounts on urban tourism development and its influencing mechanism, providing a scientific basis for the government to optimize the operation of cultural and tourism official Weibo accounts and offering a new perspective for the development and utilization of tourism resources.

**Keywords:** government new media; tourism; posting on Weibo; tourism service consumption; digital government affairs; leisure economy

# 收入与消费的断裂:灵活就业为何降低家庭消费?

李小胜 朱 炯

**摘要:**灵活就业规模的持续扩大可能会对家庭消费产生重要影响,研究二者之间的关系对激发消费潜力、增强经济韧性具有重要意义。本文基于中国家庭金融调查数据,考察了家庭灵活就业人数对家庭消费水平的影响及其内在机制。研究发现:(1)家庭灵活就业人数增加会抑制家庭消费;(2)机制检验结果表明,灵活就业可以通过提升风险厌恶水平、降低社会保障覆盖率以及提升家庭储蓄率、信贷需求和信贷约束来抑制家庭消费;(3)异质性分析表明,处于不同年龄结构、收入水平、区域经济发展水平和地区消费水平的家庭在面对灵活就业冲击时表现出差异化的消费反应模式和波动程度;(4)进一步研究发现,就业质量提升会带动家庭收入与消费同步增长,消费的变动幅度小于收入。灵活就业不仅会降低当期消费,还会引发家庭消费行为的跨期调整,并降低家庭成员的主观幸福感。本研究为通过提升就业质量、完善社会保障和优化金融服务来释放灵活就业群体的消费潜力提供了政策依据。

**关键词:**灵活就业;就业状态转换;就业质量;家庭消费;不确定性

**中图分类号:**F063.2 **文献标识码:**A **文章编号:**1007-5682(2026)01-0050-15

## 一、引言

2025年国务院《政府工作报告》将大力提振消费、提高投资效益和全方位扩大国内需求作为2025年政府工作的首要任务,力图使内部需求成为拉动经济的主动力和稳定锚。3月16日,中共中央办公厅、国务院办公厅联合印发的《提振消费专项行动方案》从8个方面提出了30项具体措施来针对性解决制约消费的突出矛盾。如何提振消费已成为当前国民经济发展的热点话题和宏观政策研究的重点。

消费作为马克思主义政治经济学中社会再生产的关键环节,是社会生产的初始动力和最终目的,与投资、进出口一同被并称为拉动经济增长的三驾马车。当前,投资驱动型的增长的可持续性正在逐渐降低(纪敏,2025),受“贸易战”和“关税战”以及持续动荡的国际局势所影响,出口导向型的发展模式也遭受重大挑战(余振等,2024)。在此背景下,通过刺激国内消费,特别是居民消费,来畅通国民经济循环,不仅能够有效消化制造业产能、缓解外部冲击带来的经济波动,更是构建更具韧性的内需主导型发展格局、实现高质量可持续发展的战略选择。

与此同时,就业作为劳动者获得收入的基本途径,自疫情以来也因经济遇冷而形势严峻。经济增速放缓抑制用工需求,青年就业率持续偏低,产业转型过程中传统行业人员再就业困难,且技能错配问题日益凸显(申广军等,2020)。灵活就业因其低门槛特性,便成了就业困难群体的重要选

收稿日期:2025-06-07

基金项目:国家社会科学基金一般项目“中国式现代化统计监测评价及推进策略研究”(23BTJ001)

作者简介:李小胜(通讯作者),经济学博士,安徽财经大学统计与应用数学学院教授,电子邮箱:lixiaosheng123@126.com;朱炯,安徽财经大学统计与应用数学学院硕士研究生。感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见,文责自负。

择,而数字平台技术的快速发展进一步推动了平台经济和零工经济的兴起(Huang等,2020)。截至2024年底,中国灵活就业人数已突破2亿人,占劳动人口的比例接近三分之一。《2022中国零工经济行业研究报告》曾预测,中国灵活就业人数到2036年将达到4亿人。《2024中国灵活用工发展白皮书》指出,未来61%的雇主计划将30%的全职岗位替换为自由职业者和独立合同工。灵活就业虽然提供了大量就业岗位,但却是一种就业质量较低的就业形态(Kuklys,2005)。灵活就业者所面临的收入不稳定、权益保障缺失及职业发展受限等问题,不仅抑制其即时消费能力与意愿,更将削弱其长期消费潜力。随着灵活就业群体规模的持续扩大,其特有的就业特征可能对我国消费市场产生深远影响。在此背景下,本文重点探究以下问题:灵活就业人数的增加是否影响消费?影响方向及程度如何?具体作用机制为何?通过解析就业质量与消费行为的内在关联,本研究将为建立可持续的内需驱动发展模式提供重要理论依据和政策启示。

本文的边际贡献主要体现在以下三个方面:第一,在研究视角上,突破了现有文献主要关注灵活就业收入效应的局限,系统考察其对家庭消费的抑制效应及传导机制。第二,在理论构建上,基于预防性储蓄理论和缓冲存货模型,提出了“收入不确定性-风险偏好转变-预防性储蓄与信贷约束增强-消费抑制”的影响路径,并通过实证检验证实灵活就业会通过提升风险厌恶程度、削弱社会保障和加剧信贷约束等抑制家庭消费。第三,在实证发现上,揭示了就业质量转换方向对家庭消费的影响,即就业质量提升将促进家庭消费,而就业质量下降则会抑制家庭消费。这一发现为理解就业质量与消费行为的关系提供了新视角。本文揭示了灵活就业对家庭消费的影响的非对称效应,既解决了现有研究结论的矛盾之处,也为政府部门精准制定政策提供了科学依据。

## 二、理论分析与研究假说

灵活就业所具有的工作特点意味着劳动者将面对较大的不确定性。家庭成员一旦收入大幅降低或成为失业群体,势必会对家庭消费水平产生影响。赵达等(2019)发现群组失业率每提升1%将会使家庭消费增速下降0.48%。Hendren(2017)发现在失业前1至2年,就业家庭就开始通过降低家庭消费水平来提前应对可能的负面冲击。Leland(1968)通过构建两时期模型发现,收入的不确定性会降低首期消费而提高后期消费。而后这一结论被推广至多期,即收入的不确定性将会降低当期消费,而提高未来的消费水平(Sibley,1975)。Stephens(2004)指出,在失去工作之前数年,家庭就开始降低其食物支出。同时,Hendren(2017)还发现,当家庭户主在主观上预感到存在失业风险时,就会增加其配偶进入劳动市场的概率来对家庭进行自我保险。这表明,影响家庭消费水平的具体事件可能无需确切发生,当灵活就业的不确定性所产生的威胁被家庭成员感知时,家庭出于规避风险的动机就可能主动降低其消费水平(Hu等,2024;Wu和Zhang,2025)。而当家庭成员事实上参与灵活就业或非正规就业时,劳动者的消费水平将呈现下降趋势。家庭中从事灵活就业的人数越多,面临的不确定性越强,家庭消费水平的下降程度可能越大,尤其以就业质量下降的灵活就业者为甚(Liepmann和Pignatti,2024)。综上所述,本文提出:

假说1:家庭参与灵活就业人数的增加,会提高风险厌恶程度,导致家庭消费水平下降。

在消费理论不断发展的过程中,不确定条件下的“预防性储蓄”逐渐成为经济学家研究的重要方向(朱信凯和骆晨,2011)。我国的灵活就业从业者在承受中国经济转型的不确定性的同时,普遍还要承受自身在现有工作收入、未来职业发展和社会保障上的不确定性风险(钱文荣和李宝值,2013)。根据缓冲存货模型,这会使得灵活就业群体具有更强的动机进行储蓄,将储蓄作为一种应对不确定性的“存货”来抵御风险(Carroll等,1992)。家庭成员从事灵活就业的人数越多,所面临的不确定性越强,家庭的储蓄率也就越高(沈坤荣和谢勇,2012)。是否参加社会保险也是影响家庭消

费的重要因素之一,参加诸如医疗保险一类的社保能够缩减消费的不平等程度,缩小家庭之间的消费差距(周广肃等,2020)。而灵活就业群体通常缺乏完善的社会保障兜底,这就使得灵活就业群体更加需要进行预防性储蓄来覆盖未来医疗、养老、生育所带来的消费支出(Meng,2003;Chamon和Prasad,2010)。因此,灵活就业从业者普遍具有较高的预防性储蓄动机,尤其以就业生命时间较短、缺乏社会保障和收入水平不高的群体更倾向于削减当期消费,提高预防性储蓄(范红忠等,2013)。家庭当中从事灵活就业的劳动者越多,这种不确定性越高,家庭的预防性储蓄动机越强,削减当前消费倾向也就越强(Zeldes,1989)。因此,本文提出:

假说2:家庭参与灵活就业人数的增加,会提高预防性储蓄,从而降低家庭的消费水平。

消费习惯的形成使得消费具有一定的惯性,当家庭收入波动幅度增加时,家庭会因为现有消费惯性或覆盖必要的刚性消费而进行借贷或动用储蓄(李冠华和陶帅,2022)。通过短期的借贷行为或动用自身储蓄,能够使得在不确定事件冲击之下所产生的家庭消费波动变得更加平滑,相对平稳地度过暂时性冲击。但是也有研究表明,居民消费对暂时性冲击具有高度敏感性,会随之产生强烈的波动(Attanasio和Pavoni,2011)。造成这种现象的原因之一就是家庭的资金融通受到了信贷约束或流动性约束,使得家庭无法通过信贷来进行短期消费平滑,从而降低了消费水平(张驰等,2022)。随着金融市场的不断完善,大量的研究都证明了信贷约束的确会抑制家庭消费(余泉生和周亚虹,2014;Jappelli和Pistaferri,2014;Baker,2018)。而我国由于消费信贷市场目前仍处于发展阶段,所以家庭部门具有很强的流动性约束(甘犁等,2018),这就使得我国的家庭消费受到信贷约束的显著抑制。家庭消费除了受到当期信贷的约束之外,还会受到潜在信贷需求的影响(杭斌和余峰,2018)。如图1所示,对于灵活就业人数更多的家庭而言,出于满足消费效用的需要,可能会提高对信用贷款的需求。而灵活就业的就业身份、不稳定的还款能力等不利因素又会从供给端制约其信贷审批和流动性获取,这就可能会导致家庭消费水平因此下降。综上所述,本文提出:

假说3:在信贷需求增加和信贷审批约束的合力作用下,家庭参与灵活就业人数的增加会导致家庭消费水平降低。

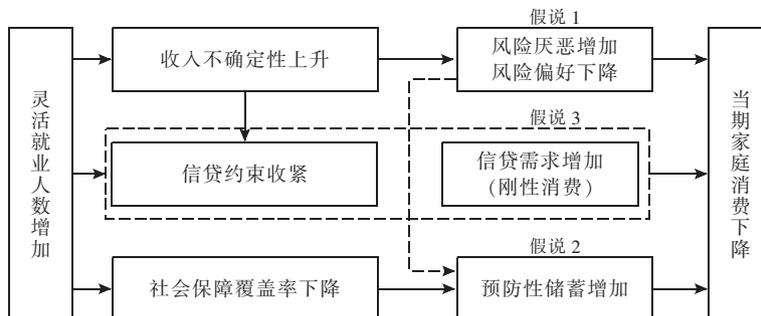


图1 机制分析流程图

### 三、研究设计

#### (一)模型设定

为探究家庭内灵活就业人数对家庭消费的总体影响趋势,本文从家庭层面构建固定效应模型进行实证分析,模型的基础设定如下:

$$Consumption_{it} = \alpha Gig_{it} + \beta Control_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,下标*i*代表家庭,*t*代表年份;被解释变量 $Consumption_{it}$ 代表家庭*i*在*t*年的消费变量;解释变量 $Gig_{it}$ 代表家庭*i*在*t*年时家庭内处于灵活就业的家庭成员的数量,其系数 $\alpha$ 是本文重点关注

的参数,代表着家庭当中灵活就业的人数每增加 1 人时,家庭消费的变化情况; $Control_{it}$  为一组控制变量,包含户主个人特征和家庭两个层面的控制变量; $\mu_i$  代表不可观测的不随时间变化的家庭固定效应; $\lambda_t$  代表年份固定效应; $\varepsilon_{it}$  为随机误差项。

### (二)数据来源

本文在研究过程当中所使用的数据来自西南财经大学中国家庭金融调查与研究中的中国家庭金融调查(CHFS)项目。根据研究的需要以及调查问卷所具体询问的问题,本文选取 2015、2017 以及 2019 年的调查数据。在此基础之上,通过识别家庭编码,将同一家庭在不同调查年份的数据进行匹配。在计算就业变量时,则仅考虑 16 到 70 岁的家庭成员的就业状态,将小于 16 岁或大于 70 岁家庭成员进行剔除。在对家庭内部情况汇总合并得到家庭层面变量,以及保留多个户主控制变量后,得到包含三期数据的非平衡混合截面数据。

### (三)变量及说明

#### 1. 被解释变量:家庭人均消费

本文首先根据问卷数据当中的家庭总消费和家庭人口数量计算得到家庭人均消费。借鉴徐佳和韦欣(2021)的划分,将食品支出、衣着支出、居住类消费(房屋租金、水电燃气费用、取暖费、住房装修及维修费用)、家具和其他耐用品支出、日用品支出、邮电通信支出、交通支出、医疗保健支出人均对数值定义为生存型消费,将教育消费的人均对数值定义为发展型消费,而将家政服务支出、文化娱乐支出和旅游支出的人均对数值定义为享受型消费。

#### 2. 解释变量:灵活就业人数

计算灵活就业变量首先需要明确灵活就业的定义。本文依据 CHFS 调查问卷当中的表述,参照郭露等(2025)的研究,将工作性质为临时性工作(有工作单位但没有签订正规劳动合同,如打工)、家庭帮工、自由职业者和其他(如志愿者)定义为灵活就业。考虑到相对于正规就业,灵活就业的就业门槛较低,且中国人在退出正规就业市场后普遍不会直接退出就业市场。因此本文将灵活就业者的年龄范围限定在 16 至 70 岁。在家庭层面将处于灵活就业状态的劳动力数量相加,并进行汇总,得到家庭层面灵活就业劳动者的数量,以相同或类似方式计算的变量还有失业、务农、创业以及正规就业。上述方法所计算得到的就业变量能够反映劳动者当年的静态就业状态,无法体现劳动者的就业转变情况。因此,本文参考尹志超等(2024)的做法,通过对比前后两期的就业状态,得到劳动者的就业转换变量。

#### 3. 控制变量

参照现有学者的做法从户主个人特征和家庭两个层面选取控制变量。其中,户主的个人特征变量包括户主的年龄、年龄平方、婚姻状态、户口类型、受教育年限以及健康状态。家庭层面的控制变量则包括家庭人口数量、家庭的少儿抚养比和老年抚养比,用来展现家庭规模和家庭结构,除此之外还有家庭人均收入的对数值以及家庭人均总资产的对数值。除了上述变量以外,考虑到家庭的消费习惯与观念的不同,以及随时间的变化趋势,本文在回归过程当中还加入了家庭和年份固定效应。具体各主要变量的计算方式与描述性统计如表 1 所示。

表 1 主要变量的描述性统计分析

变量	计算方式	平均值	标准差	最小值	最大值
家庭人均消费	家庭人均总消费的对数值	9.503	0.975	3.577	14.259
灵活就业	家庭内当年处于灵活就业状态的人数	0.483	0.768	0	6
年龄	户主的年龄(岁)	51.276	11.645	16	70
婚姻状态	户主的婚姻状态:未婚取 0,在婚取 1	0.927	0.261	0	1
户口类型	户口类型:农业户口取 0,非农业户口取 1	0.444	0.497	0	1

续表 1

变量	计算方式	平均值	标准差	最小值	最大值
受教育年限	没上过学取 0,小学取 6,初中取 9,高中取 12,中专或职高取 13,大专或高职取 15,大学本科取 16,硕士研究生取 19,博士研究生取 22	9.568	4.005	0	22
健康状态	户主健康状态:非常差、差取 0,一般、好、非常好取 1	0.459	0.498	0	1
家庭人口数量	家庭成员数量(人)	4.448	5.146	1	39
少儿抚养比	少儿抚养比(少儿人口/劳动年龄人口)	0.187	0.306	0	5
老年抚养比	老年抚养比(老年人口/劳动年龄人口)	0.148	0.348	0	5
家庭人均收入	家庭人均收入的对数值	9.431	1.512	-3.822	15.426
家庭人均资产	家庭人均资产的对数值	11.501	1.750	-1.999	20.409

#### 四、实证结果及分析

##### (一) 基准回归

基准回归结果如表 2 所示。表 2 的(1)列和(2)列汇报了家庭灵活就业人数对家庭人均消费的影响。可以看出,家庭每增加 1 个处于灵活就业状态的家庭成员,家庭人均消费将显著下降 8.0%,加入户主控制变量和家庭控制变量后该影响依旧显著。而由表 2 的(3)一(5)列可以看出,家庭灵活就业人数对不同弹性类型的消费影响并不一致。家庭灵活就业人数对生存型消费的影响在 1% 的统计水平上显著。家庭灵活就业人数对于具有投资属性的发展型消费的影响则不显著,这可能是由于构成发展型消费的教育支出(如学费、培训费、书籍等)通常被视为人力资本投资,其决策更依赖家庭的长期收入而非短期收入波动。而享受型消费由于一般具有高弹性、可选性等特点,更可能会随着灵活就业群体收入的不确定而下降。因此家庭灵活就业人数的增加对家庭的享受型消费支出的抑制作用更大。

表 2 灵活就业对家庭消费的影响:基准回归结果

变量	家庭人均消费	家庭人均消费	生存型消费	发展型消费	享受型消费
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
灵活就业	-0.080*** (0.009)	-0.044*** (0.008)	-0.047*** (0.011)	0.017(0.027)	-0.077** (0.032)
年龄		-0.050*** (0.014)	-0.102*** (0.024)	0.006(0.059)	0.072(0.050)
年龄平方		0.000*** (0.000)	0.001*** (0.000)	-0.000(0.001)	-0.001(0.000)
婚姻状态		-0.012(0.037)	-0.003(0.053)	-0.012(0.164)	-0.007(0.126)
户口类型		0.050(0.031)	0.024(0.043)	0.065(0.108)	0.000(0.118)
健康状态		-0.034*** (0.012)	-0.051*** (0.018)	0.013(0.038)	0.012(0.045)
受教育年限		0.006(0.004)	0.006(0.005)	0.005(0.013)	0.016(0.016)
家庭人口数量		-0.064*** (0.001)	-0.066*** (0.002)	-0.081*** (0.004)	-0.069*** (0.004)
少儿抚养比		-0.099*** (0.032)	-0.049(0.047)	-0.339*** (0.091)	-0.238* (0.124)
老年抚养比		0.019(0.021)	0.041(0.035)	0.033(0.110)	-0.107(0.094)
家庭人均收入		0.082*** (0.005)	0.084*** (0.007)	0.018(0.015)	0.078*** (0.020)
家庭人均资产		0.087*** (0.006)	0.097*** (0.009)	0.018(0.020)	0.120*** (0.025)
常数项	9.398*** (0.005)	9.378*** (0.388)	9.607*** (0.661)	7.166*** (1.810)	2.910** (1.461)
家庭固定效应	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
观测值	51766	44951	44690	14214	16131
R <sup>2</sup>	0.710	0.818	0.732	0.758	0.749

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别代表在 1%、5%、10% 水平上显著,括号内数值为聚类稳健标准误。下同。

## (二)内生性检验

虽然本文在基准回归的模型当中加入多个控制变量,并控制了家庭和年份固定效应,但是依然有可能存在因反向因果所导致的内生性,即家庭人均消费水平可能会反向影响家庭成员的就业决策。例如,当家庭人均消费水平因为某些刚性消费而提高时,家庭成员可能会被迫由失业、务农而积极转向灵活就业,或由灵活就业转向正规就业等就业形态,以尽力谋取更高收入的工作;又或是劳动者仅需满足基本的生存需求,更加偏向闲暇娱乐等,因而选择了在劳动时间上更灵活的职业。

为克服反向因果,本文采用工具变量法进行检验,参考邢春冰和邱康权(2024)的做法,本文选取同一区县内参与灵活就业人数占总人口的比例,作为家庭层面参与灵活就业人数的工具变量,进行两阶段回归。一方面,就业可能存在“同群效应”,即劳动力的就业形态会受到其社会关系网络的影响,进而呈现出群体性特征(刘涛等,2023)。个人的就业选择会受到亲朋好友、街坊邻居的影响。家庭成员是否选择灵活就业受“同群效应”的影响,因此灵活就业与区县层面灵活就业人数占比之间满足相关性要求。另一方面,家庭层面的人均消费反映微观家庭内部的消费水平,区县层面的灵活就业工具变量与家庭层面的消费变量之间存在层级分离的同时,又缺乏明显的相关或因果关系,因此该工具变量并不会直接对家庭人均消费产生影响,满足外生性要求。

本文采用两阶段最小二乘方法(2SLS)进行估计,考察灵活就业对家庭消费的影响。工具变量估计的第一阶段结果表明,工具变量对灵活就业具有极强的相关性,且在1%的水平上显著,表明工具变量的相关性要求得到满足<sup>①</sup>。通过判断统计量的大小,可以认为工具变量不存在弱工具变量问题,为有效工具变量,且与内生变量存在显著相关性,满足识别条件。第二阶段估计结果表明,灵活就业对家庭人均消费的估计结果保持稳健。综合工具变量的回归结果,家庭灵活就业对家庭人均消费仍然具有显著的负向影响。这表明由反向因果可能导致的内生性对基准回归的影响有限,基准回归结果成立。

## (三)稳健性检验<sup>②</sup>

### 1. 更改被解释变量衡量方式

本文基准回归中的消费变量的计算方式为家庭人均消费的对数值,下面将家庭消费变量替换为家庭总消费占家庭总收入的比例、相对消费层级、绝对消费层级重新回归。其中,相对消费层级:将家庭人均消费分年份按照分位数均匀地分为三个消费层级;绝对消费层级:按年度分组计算各年份的家庭人均消费的中位数,将家庭人均消费位于该中位数0.6倍以上并且1.5倍以下的家庭视为中等消费家庭,低于0.6倍中位数的家庭视为低消费家庭,高于1.5倍中位数的则视为高消费家庭。

### 2. 更改解释变量衡量方式

首先,缩小灵活就业的定义范围。在前文当中,本文将自由职业者纳入了灵活就业群体,此处则予以剔除。这是因为部分自由职业者在较少工作时长的情況下还具有较高的收入,因此部分自由职业者的就业质量可能高于其余灵活就业群体(贾毓慧,2022)。其次,扩大灵活就业的定义范围。相较于正规就业群体,创业群体、务农群体以及失业群体与灵活就业群体一样具有缺乏就业单位和劳动合同、收入波动性较高、社会保障缺失等特点。因此本文逐步放宽灵活就业的限定范围,将创业群体、务农群体以及失业群体按照就业质量依次纳入灵活就业群体当中,检验更大范围下,家庭中正规就业以外人数的增加对家庭人均消费水平的影响。

### 3. 删除样本数较少的城市

由于家庭和年份固定效应的加入,当某城市的家庭数量为1时,则无法估计家庭固定效应,进而

<sup>①</sup> 受篇幅限制,内生性检验结果未予展示,备索。

<sup>②</sup> 受篇幅限制,稳健性检验结果未予展示,备索。

会自动删除该城市样本,导致样本选择偏差且无法准确估计家庭和年份固定效应。除此之外,小样本城市还可能因包含异常值而对估计系数产生不成比例的巨大影响。因此,当某个城市内的家庭样本个数较少时,将该城市样本进行剔除。本文在此以样本量是否大于等于 50 为界限对数据进行处理。

#### 4. 删除期数较少的家庭样本

首先,固定效应模型要求每个家庭需有足够的时间跨度才能准确估计其家庭特征,短期观测会导致估计误差增大。其次,聚类标准误的计算需要每个家庭提供充分的时间序列信息,观测期数过少会低估真实误差,可能产生虚假显著性。因此,本文将剔除调查期数较少的家庭样本。在此处的稳健性检验过程当中,剔除调查两次的家庭样本,仅保留在三期调查当中持续存在的样本。

#### 5. 添加区县固定效应

除上述稳健性检验外,本文在基准回归基础上进一步控制了区县固定效应,以消除不随时间和家庭变化的区域层面特征对估计结果的潜在干扰,确保核心解释变量的估计效果更为准确可靠。

结果表明,不管是从绝对数量、相对占比还是家庭之间相互的消费水平对比上来衡量家庭消费,家庭灵活就业人数的增加都对家庭消费产生了显著的负面影响。在调整灵活就业群体范围、删除样本数较少的城市、删除调查期数较少的家庭样本、添加区县固定效应后,本文的结果依然保持稳健。

#### (四) 机制分析

从现有部分研究来看,灵活就业能够吸纳劳动力、创造就业机会、提高低收入家庭的社会参与度和收入水平,而收入提高理应促进家庭的消费水平增长。但本文基准回归的结果却显示家庭灵活就业人数与家庭人均消费之间负向相关,与上述研究背道而驰。这一“收入-消费”悖论表明灵活就业与家庭消费之间可能存在更为复杂的影响机制。为进一步认识家庭灵活就业人数的增长如何抑制家庭人均消费,本文从风险厌恶、社会保障、家庭储蓄率以及信贷需求和流动性约束等方面展开讨论。

##### 1. 提升风险厌恶程度

本文将户主的个人投资倾向作为机制变量,根据问卷当中受访者对投资倾向的回答,将选择“高风险、高回报的项目”和“略高风险、略高回报的项目”的受访者划分为风险偏好型投资者;将选择“不愿意承担任何风险”和“略低风险、略低回报的项目”的受访者划入风险厌恶型投资者。出于对灵活就业不确定性的考虑,家庭灵活就业人数越多,家庭的不确定性就可能会越大。在面对未来不确定的预期时,家庭可能会转向更保守的经济决策。由表 3 可以看出,家庭灵活就业人数的增加会提高家庭户主的风险厌恶程度,降低户主的风险偏好程度。当家庭部门感知到灵活就业所带来的收入、工作和未来保障的不确定风险时,家庭部门会担忧未来的实际收入的不确定性,通过减少当期消费以更好地防患于未然(胡龙海等,2023)。正如上述所言,灵活就业带来的收入不稳定性显著改变了家庭决策模式,当家庭面临更大的收入波动风险时,家庭成员出于对风险的厌恶,会通过降低消费和削减非必要支出来构建“财务缓冲”。综上所述,本文的假说 1 得到验证。

##### 2. 降低社会保障覆盖

“五险一金”作为社会保障的核心组成部分,能够对居民生活发挥重要的兜底作用。囿于数据本身的限制,本文通过汇总家庭内医疗保险、养老保险、失业保险以及住房公积金的人均数量得到家庭层面的人均保险数量作为社会保障水平的代理变量。每个家庭成员所具有的社会保障越全面,家庭抵御风险的能力也就相应提升。这种随之对未来不确定性的降低将会对家庭消费产生激励作用。表 3 第(3)列的机制检验结果也支持了本文的猜想。由第(3)列的回归结果可知,灵活就业会显著地降低居民所拥有的保险数量。而养老保险、医疗保险与失业保险对消费具有显著的促

进作用,能够促进消费提升,平滑消费波动,因此社会保障覆盖率的降低势必影响家庭消费水平(谢强等,2024)。

### 3. 提升家庭储蓄率

本文以家庭当年总收入中用于消费以外的部分占总收入的比例来计算家庭储蓄率。当家庭成员处于灵活就业状态,往往缺乏社会保障。在这种缺乏社会保障机制的情况下,将会不自觉地提高自身的风险厌恶程度。为应对未来面临的医疗、养老压力或各种突发事件,家庭成员可能会提高家庭储蓄率,挤占用于消费的家庭收入,导致家庭消费水平下降。表 3 第(4)列显示,灵活就业显著提高了家庭储蓄率,表明家庭内灵活就业每增加 1 人,家庭储蓄率将额外上升 1.3 个百分点。这反映了家庭会为应对灵活就业带来的收入不确定性而采取预防性储蓄行为。综合社会保障与家庭储蓄率两个机制变量的分析,本文的假说 2 得到验证。

### 4. 提升信贷需求

本文以受访者对“是否因买房、买车、教育、医疗、投资等原因需要借入资金”的回答来定义家庭是否有信贷需求。灵活就业者的收入波动性导致家庭现金流不稳定,医疗养老储备不足,同时其职业特性催生教育投资等信贷需求,加之社保缺位(如住房公积金)进一步推升购房等借贷需求,促使家庭信贷需求整体上升。因此,本文以信贷需求作为机制变量,研究家庭内灵活就业人数的变动对家庭金融服务需求的影响。需要特别说明的是,本文测量的信贷需求反映的是家庭主观借贷意愿,其实现程度受信贷配给制约。如表 3 的第(5)列所示,出于满足可能的医疗、养老、购房等家庭消费的需要,家庭灵活就业人数的增多明显增加了家庭的信贷需求,与收入波动导致的流动性需求增加的预期相一致。

### 5. 抑制信用工具持有

在供给侧,灵活就业者因收入碎片化而难以提供稳定还款证明,叠加银行信贷算法的职业歧视和反洗钱规则限制,导致信用卡获取困难;在需求侧,收入波动引发的还款能力担忧促使家庭主动降低杠杆,减少信用卡使用。这种供需双重约束共同削弱了信用卡作为流动性工具对消费的促进作用。本研究以是否持有信用卡作为信用工具的代理变量,验证灵活就业抑制家庭消费的双重机制。基于上述分析,表 3 第(6)列的实证结果验证了信用卡渠道的机制效应:灵活就业显著降低了家庭信用卡持有率。这表明信贷工具可得性的下降,同样是灵活就业抑制家庭消费的重要传导机制。

综合表 3 第(5)(6)列的结果不难看出,灵活就业者本身在家庭资金融通需求上升的前提下,还因其就业和收入特点而在流动性获取上处于不利境地,在资金需求提升和供给收紧的两相作用之下,家庭潜在消费需求无法得到满足,家庭消费水平呈现出下降趋势,本文的假说 3 得到验证。

表 3 灵活就业对家庭人均消费的影响:机制分析

变量	是否厌恶风险	是否偏好风险	人均保险数量	家庭储蓄率	是否有信贷需求	是否持有信用卡
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
灵活就业	0.025 *** (0.007)	-0.043 *** (0.011)	-0.011 * (0.006)	0.013 *** (0.004)	0.041 *** (0.008)	-0.082 *** (0.009)
控制变量	是	是	是	是	是	是
家庭固定效应	否	否	是	是	否	否
省份固定效应	是	是	否	否	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	86384	86384	44951	18058	86384	85805
R <sup>2</sup>	0.176	0.094	0.792	0.688	0.074	0.237

(五)异质性分析

1. 消费能力异质性

收入作为影响消费水平的核心因素,是家庭进行消费活动的重要支撑。当前我国就业市场中存在大量灵活就业人员,遍布于众多行业和岗位的灵活就业者其收入水平呈现显著分化。对于高收入劳动者而言,灵活就业的身份可能并不会对其消费行为产生显著的负面效应。因此,本文将家庭人均收入按照所处分位数水平划分为三个层次,研究不同收入水平下家庭灵活就业者数量对家庭人均消费的影响。结果如表4所示,对于高收入家庭而言,灵活就业对家庭消费的影响并不显著,不再是影响家庭消费的关键因素。然而,对于中低收入家庭,其消费水平依然会显著受到家庭中灵活就业者数量的限制,且中等收入家庭承受着更大程度的消费降级。

表4 消费能力异质性

变量	低收入家庭	中等收入家庭	高收入家庭
	(1)	(2)	(3)
灵活就业	-0.029** (0.014)	-0.054*** (0.017)	-0.026(0.023)
控制变量	是	是	是
家庭固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
观测值	10125	8753	8969
R <sup>2</sup>	0.762	0.720	0.739

2. 消费意愿异质性

除了收入所代表的消费能力以外,消费意愿也是影响居民消费水平的一个重要因素,不同年龄群体的消费意愿可能存在差异。相比于中老年人,年轻人可能普遍具有更强烈的消费欲望。因此,本文通过计算家庭平均年龄来展现家庭的年轻化程度,并以此作为消费意愿的代理变量。在表5中,以35岁作为家庭平均年龄的界限,第(1)(2)列为家庭平均年龄低于35岁组,(3)(4)列为高于35岁组,且(2)(4)列为家庭人均收入大于90%分位数的高收入家庭组别。可以看出,当家庭结构较为年轻化时,家庭消费不再受灵活就业人数变化的影响而显著下降,反而当家庭收入较高时,消费水平还会大幅度上升。这表明,年轻家庭可能具有更旺盛的消费需求。但是,正如表5第(4)列结果所示,当家庭平均年龄较大时,即使收入很高,其家庭消费也不会像年轻家庭一样上升。

表5 消费意愿异质性

变量	家庭内平均年龄低于35岁		家庭内平均年龄高于35岁	
	收入低于90%分位数	收入高于90%分位数	收入低于90%分位数	收入高于90%分位数
	(1)	(2)	(3)	(4)
灵活就业	-0.029(0.030)	0.406** (0.193)	-0.046*** (0.009)	-0.037(0.093)
控制变量	是	是	是	是
家庭固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
观测值	3782	278	36622	1477
R <sup>2</sup>	0.850	0.774	0.816	0.710

3. 消费氛围异质性

居民消费行为具有显著的社会互动特征,其消费水平会受到周围相似群体消费的影响。为考察这种社会互动效应,本文对比家庭所在区县的平均消费水平与全国区县的中位数,将样本划分为低消费区县、高消费区县两个组别以开展异质性分析。这一划分方法能够有效捕捉不同消费氛围

下社会互动效应的差异:在高消费区县,居民可能面临更强的消费示范效应和社会比较压力,不必要的消费支出使得其具有更高的消费弹性;而在低消费区县,消费行为可能更多受到实际预算和需求的双重约束。从表 6 第(1)(2)列的结果来看,家庭灵活就业人数的增加对高消费区县的影响显著大于低消费区县,这表明高消费环境会显著地放大就业冲击的负面效应。

#### 4. 区域经济异质性

中国各地区经济发展水平客观上存在显著差异,这种差异会影响居民的消费行为和消费结构,特别是与消费直接相关的商业设施、物流网络等基础设施建设,不仅能够促进地区居民消费规模扩大,还能推动消费结构升级。本文将所有样本根据所在省份划分为东部、中部和西部三个组别进行异质性分析。在经济发达的东部地区,居民可能表现出较强的消费敏感性和升级意愿;而在经济发展程度相对落后的中西部地区,消费行为可能更多受到供给可达性和消费市场发展程度的制约。通过这种区域分组分析,可以探究不同地区的家庭消费水平对于灵活就业的敏感程度。表 6 第(3)一(5)列的回归结果显示,家庭内灵活就业人数的增加对家庭消费的影响存在显著的区域异质性,东部地区消费下降程度最大,中部和西部依次递减。这一梯度差异可能是因为东部地区居民更多进行服务型消费,消费弹性更高,而中西部地区的消费可能以生存型消费为主,消费弹性较低,因而波动程度较小。同时,东部地区高度发达的消费基础设施虽然提升了消费便利性,但也使得就业和消费的负面冲击传导更加迅速和直接,放大了灵活就业的冲击。

表 6 消费氛围和区域经济异质性

变量	高消费区县	低消费区县	东部地区	中部地区	西部地区
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
灵活就业	-0.070*** (0.015)	-0.038*** (0.007)	-0.057*** (0.011)	-0.034*** (0.010)	-0.030*** (0.011)
控制变量	是	是	是	是	是
家庭固定效应	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
观测值	15530	24520	22073	12527	10351
R <sup>2</sup>	0.803	0.771	0.822	0.796	0.810

### 五、进一步分析

对于灵活就业的劳动者来说,是由失业状态转为当前的灵活就业,还是由正规就业状态转为当前的灵活就业,两种情况下劳动者的心理状态、未来预期、收入变化和消费倾向应当是不同的。因此,有必要进一步研究不同就业形态与灵活就业相互转化对劳动者的影响。

#### (一) 就业形态的动态转变与家庭收入

相关研究表明,有关灵活就业或非正规就业对劳动力收入影响的研究结论存在较大差异。一种观点认为灵活就业能够促进劳动力收入提升。如郭露等(2025)研究发现农村家庭灵活就业人数的增加能够显著促进收入向上流动。另一种观点则认为灵活就业对劳动力收入存在不利影响。如杨希雷和黄杏子(2023)则认为非正规就业不利于家庭收入向上流动,且这种抑制效应在农村地区的家庭当中更为显著。上述研究表明灵活就业对家庭收入影响可能存在异质性。本文将按照就业形态和就业形态转变过程进行区分,探讨灵活就业对家庭收入的异质性影响。如表 7 所示,家庭内不同就业形态人员的数量对家庭收入的影响是不一样的。由表 7 第(6)列结果可知,灵活就业、创业与正规就业人数的增加对家庭收入具有高度显著的正向促进作用,而家庭中失业与务农人数的增加则会显著地抑制家庭收入,且失业对于家庭收入的负面作用大于务农,正规就业对家庭收入的促进作用最大。

表 7 不同就业形态对家庭人均收入的影响

变量	家庭人均收入					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
灵活就业	0.371 *** (0.018)					0.509 *** (0.021)
失业		-0.185 *** (0.012)				-0.069 *** (0.015)
务农			-0.207 *** (0.022)			-0.048 ** (0.021)
创业				0.034 (0.032)		0.223 *** (0.033)
正规就业					0.348 *** (0.018)	0.540 *** (0.022)
控制变量	是	是	是	是	是	是
家庭固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	44951	44951	44951	44951	44951	44951
R <sup>2</sup>	0.741	0.732	0.731	0.728	0.736	0.761

为探究就业形态之间的转化如何影响家庭收入,本文通过识别相邻两期数据的就业状态,计算个人的就业状态转移变量,再从家庭层面进行汇总。本文根据表 7 中不同就业形态对收入的影响程度和方向,并考虑现实生活当中劳动者对不同就业形态的普遍态度,假设正规就业与创业的就业质量大于灵活就业,进一步大于务农与失业。本研究将就业状态转变划分为四类:上升转入灵活就业(务农/失业→灵活就业);上升转出灵活就业(灵活就业→创业/正规就业);下降转出灵活就业(灵活就业→务农/失业);下降转入灵活就业(正规就业/创业→灵活就业)。这些变量反映家庭中灵活就业人数的动态变化,其中上升过程代表就业质量提升,下降过程代表就业质量降低。由表 8 的结果可以看出,就业质量的上升能够提高家庭的收入水平,而就业质量的下降同样也会显著降低家庭的收入水平。对比表 8 第(1)(2)列的结果不难得出结论,灵活就业是促进家庭收入还是抑制家庭收入,与参与灵活就业之前的就业状态、就业质量具有密切关系。

表 8 就业状态转移与家庭收入

变量	家庭人均收入			
	(1)	(2)	(3)	(4)
上升转入灵活就业	0.194 *** (0.029)			
下降转入灵活就业		-0.346 *** (0.032)		
上升转出灵活就业			0.358 *** (0.034)	
下降转出灵活就业				-0.203 *** (0.039)
控制变量	是	是	是	是
家庭固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
观测值	44951	44951	44951	44951
R <sup>2</sup>	0.742	0.743	0.743	0.742

(二) 就业形态的动态转变与家庭消费

鉴于消费与收入之间存在着密切的联系,可以推测由不同的就业形态转换至灵活就业对家庭消费的影响也可能存在差异。因此有必要深入挖掘灵活就业与其余就业状态之间的相互转换对家庭消费的影响。由于就业状态转变对家庭消费的影响可能存在消费平滑效应的缓冲,因此其影响

幅度小于对家庭收入的直接影响,但二者的变化趋势保持一致。从表 9 可以看出,由低质量就业状态向高质量就业状态转移有助于提高家庭消费水平,而就业状态向低质量状态下下降则会降低家庭消费水平。对于转入灵活就业的群体来说,就业质量的下降比就业质量的上升能够造成更大的消费波动。家庭消费水平随着就业质量的提升而加速提升,随着就业质量的下降而加速下降。

表 9 就业状态转移与家庭消费

变量	家庭人均消费			
	(1)	(2)	(3)	(4)
上升转入灵活就业	0.031 * (0.017)			
下降转入灵活就业		-0.034 * (0.018)		
上升转出灵活就业			0.035 ** (0.017)	
下降转出灵活就业				-0.035 * (0.019)
控制变量	是	是	是	是
家庭固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
观测值	47605	47605	47605	47605
R <sup>2</sup>	0.811	0.811	0.811	0.811

(三) 灵活就业、消费不平等与主观幸福感

家庭人均消费的上升与下降可以视为灵活就业所带来的直接影响。更深层次的,消费所带来的物质或精神上的满足也势必因为消费的变动而发生变动。本文首先从调查问卷当中汇总整理出衡量受访者主观感受的有序分类变量——幸福感,取值由 1 到 5,幸福程度依次提高,并将其作为被解释变量,采用有序 Probit 模型与家庭灵活就业人数进行回归分析。并且,本文还进一步通过计算消费相对剥夺指数衡量消费不平等程度,来研究灵活就业对不平等程度的影响。关于消费不平等程度的测算,本文在此采取 Kakwani 指数进行研究。Kakwani 指数的计算公式为:

$$Kakwani(c_k) = \frac{1}{n\mu_C} \sum_{i=c_k+1}^n (c_i - c_k) = \gamma_{c_k}^+ \left[ \frac{(\mu_{c_k}^+ - c_k)}{\mu_C} \right] \quad (2)$$

对于一个总量为  $n$  的样本,将其对应的消费向量  $C$  记为  $(c_1, c_2, \dots, c_n)$ ,向量内元素从左到右按升序排列。其中,家庭  $k$  的消费水平为  $c_k$ ,消费剥夺记为  $Kakwani(c_k)$ , $\mu_{c_k}^+$  是  $C$  中消费超过  $c_k$  的样本消费均值, $\gamma_{c_k}^+$  是  $C$  中消费超过  $c_k$  的样本在总样本中所占的百分比, $\mu_C$  是总样本的消费均值。

表 10 的结果表明,家庭灵活就业人数的增加会降低家庭消费,显著提高消费不平等程度,进而在下期消费时进行跨期补偿。消费变量自身表现出显著的负向自相关特征,这验证了家庭消费存在周期性的自我调节机制。进一步分析发现,灵活就业不仅对客观消费水平产生直接影响,还会显著降低家庭的主观幸福感。

表 10 灵活就业、消费不平等与主观幸福感

变量	Kakwani 指数	家庭人均消费	家庭人均消费	幸福感
	(1)	(2)	(3)	(4)
灵活就业	0.011 *** (0.002)			-0.041 *** (0.005)
L2. Kakwani 指数		1.490 *** (0.053)		
L2. 家庭人均消费			-0.373 *** (0.014)	
控制变量	是	是	是	是
家庭固定效应	是	是	是	否
年份固定效应	是	是	是	是
观测值	44951	11536	11536	86298
R <sup>2</sup>	0.809	0.889	0.889	0.031

## 六、结论和启示

就业和消费是关系经济发展和国民生计的重要社会问题。本文采用西南财经大学中国家庭金融调查与研究中的中国家庭金融调查(CHFS)项目的数据,利用家庭层面的就业和消费数据,运用双向固定效应模型,考查了家庭内灵活就业成员数量对家庭人均消费的影响。经过一系列的检验后,本文得到以下主要结论:第一,家庭内灵活就业人数的增加将会降低家庭人均消费。第二,机制检验结果表明,家庭灵活就业人数增加会加剧收入不确定性,削弱社会保障,促使家庭成员提高风险厌恶程度,增加预防性储蓄并减少消费。同时,信贷约束和信用卡持有率下降进一步限制了流动性,抑制家庭消费。第三,异质性分析显示,灵活就业对消费的负面影响仅存在于中低收入及大龄家庭,而高收入群体不受影响。年轻家庭在高收入时消费提升,但大龄家庭即使收入较高也不会促进消费。此外,经济发达地区消费波动更显著,就业冲击更直接。第四,就业质量变动对消费的影响呈现非对称性:就业质量提升时,灵活就业者的消费增幅大于传统就业者;就业质量下降时,其降幅也更显著。研究发现消费水平的波动较收入更平稳,存在消费平滑现象。灵活就业会加剧消费不平等,通过“消费剥夺感”诱发跨期替代效应,即当期抑制消费后,下期会出现补偿性增长。

综上所述,灵活就业对消费的影响呈现动态特征:虽然短期内会因收入不确定性和预防性储蓄抑制消费,但家庭刚性需求消费依然存在,形成“抑制-补偿”的消费循环。灵活就业对消费的实际影响方向取决于就业质量变动方向,就业质量提升时灵活就业能显著提振消费,就业质量下降时则会加剧抑制效应。因此,提升就业质量而非就业形态本身,才是改善家庭消费预期的核心因素。

第一,降低灵活就业的不确定性。灵活就业在提升家庭收入的同时,由于收入波动和社会保障缺位带来的不确定性,反而抑制了消费增长。为破解这一困境,首先建立收入稳定机制和“收入保险”制度,推行“基础保障+绩效浮动”薪酬制度,设立行业互助基金应对收入波动;构建灵活就业弹性社保体系,探索灵活就业适用的社保参保机制,重点扩大养老和医疗保障覆盖;同时提升就业质量,制定包含收入、保障、发展等多维度的评价标准,建立职业晋升通道,促进就业质量提升;最后加强预期管理,定期发布就业市场信息,提供职业规划指导。通过“收入保障+社会保障+就业质量+预期管理”四维联动,降低不确定性,转变“增收不增消”现象,释放消费潜力。建议优先在平台经济等重点领域试点,逐步建立长效机制。

第二,金融适配与精准激励。首先,在金融服务方面,探索适用于灵活就业者的信用评估模型,适当放宽信用卡等金融产品的准入条件,并设立专项流动性支持工具,为收入波动的灵活就业者提供应急资金支持。在消费激励方面,实施差异化补贴政策:针对消费意愿较强的年轻群体,可对数码产品、教育培训等特定商品服务给予定向补贴;面向老年群体则重点发展康养、保健、养老服务等“银发经济”产品,并建立促销工具的跨期结转使用机制。在政策调节方面,需建立持续性补贴与逆周期调节相结合的长效机制,通过财税工具平滑消费波动,形成“金融支持-精准激励-周期调节”的闭环政策体系,系统释放灵活就业群体的消费潜力。

本研究在以下方面仍存在改进空间:首先,数据层面存在明显局限,所使用的CHFS数据时间区间为2015至2019年,未能反映疫情后平台经济的新发展态势,特别是对直播电商、即时配送等新兴就业形态的识别和分类不够细致。其次,在研究方法上对就业质量的衡量仍较为主观,缺乏量化指标体系,难以对不同就业形态的质量差异进行准确比较,这也导致对“收入增长但消费抑制”这一悖论现象的解释不够深入。未来研究可从三个方向深入:第一,加强数据建设,既要延长观测周期以捕捉疫情后的新趋势,也要细化对新兴就业形态的分类识别;第二,构建包含收入稳定性、社会保障、职业发展等多维度的就业质量评价体系,重点考察高质量就业对消费的促进作用;第三,深化机

制研究,既要解析“收入-消费”悖论背后的行为经济学逻辑,也要探索不同群体异质性反应的深层原因,以全面把握灵活就业与消费的复杂关系。

[参考文献]

- [1] 范红忠,黄永明,连玉君. 就业生命时间、劳动者收入的持久性与我国居民消费率——基于省际职工收入占比和非职工收入占比的面板数据分析[J]. 经济学(季刊), 2013(4): 1209-1230.
- [2] 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.
- [3] 郭露,王峰,彭刚. 灵活就业如何影响农村家庭收入流动[J]. 中国农村经济, 2025(1): 94-113.
- [4] 杭斌,余峰. 潜在流动性约束与城镇家庭消费[J]. 统计研究, 2018(7): 102-114.
- [5] 胡龙海,黄炜,任昶宇,周羿. 风险感知、网络搜索与消费扭曲[J]. 经济学(季刊), 2023(2): 425-446.
- [6] 纪敏. 中国经济转型期的财政货币政策取向及协同——基于资本回报率下降视角的考察[J]. 国际经济评论, 2025(3): 9-23,4.
- [7] 贾毓慧. 我国灵活就业统计研究——基于2021年劳动力调查数据[J]. 调研世界, 2022(10): 3-11.
- [8] 李冠华,陶帅. 家庭收入波动、杠杆率与消费支出——基于中国家庭金融调查的微观证据[J]. 南方金融, 2022(1): 12-25.
- [9] 刘涛,秦志龙,伍骏骞. 农民工过度劳动行为的同群效应研究[J]. 中国农村经济, 2023(9): 101-121.
- [10] 钱文荣,李宝值. 不确定性视角下农民工消费影响因素分析——基于全国2679个农民工的调查数据[J]. 中国农村经济, 2013(11): 57-71.
- [11] 申广军,姚洋,钟宁桦. 民营企业融资难与我国劳动力市场的结构性问题[J]. 管理世界, 2020, 36(2): 41-58,217.
- [12] 沈坤荣,谢勇. 不确定性与中国城镇居民储蓄率的实证研究[J]. 金融研究, 2012(3): 1-13.
- [13] 谢强,唐珏,吕思诺,白金. 失业保险、流动性约束及家庭消费[J]. 经济学(季刊), 2024(2): 481-498.
- [14] 邢春冰,邱康权. 非正规就业与工资差距——来自劳动密集型企业职工调查的证据[J]. 经济研究, 2024(3): 74-92.
- [15] 徐佳,韦欣. 中国城镇创业与非创业家庭消费差异分析——基于微观调查数据的实证[J]. 数量经济技术经济研究, 2021(1): 43-60.
- [16] 杨希雷,黄杏子. 非正规就业抑制了居民家庭收入向上流动吗[J]. 经济学家, 2023(8): 43-53.
- [17] 尹志超,张紫璇,岳鹏鹏. 创业与中国家庭收入流动[J]. 数量经济技术经济研究, 2024(2): 68-88.
- [18] 余泉生,周亚虹. 信贷约束强度与农户福祉损失——基于中国农村金融调查截面数据的实证分析[J]. 中国农村经济, 2014(3): 36-47.
- [19] 余振,李元琨,李汛. 外部关税冲击、企业家注意力配置与创新发展[J]. 世界经济, 2024(6): 65-94.
- [20] 张驰,王满仓,李翠妮. 信贷约束、数字金融与居民消费[J]. 统计与信息论坛, 2022(12): 55-65.
- [21] 赵达,沈煌南,张军. 失业率波动对就业者家庭消费和配偶劳动供给的冲击[J]. 中国工业经济, 2019(2): 99-116.
- [22] 周广肃,张玄逸,贾坤,张川川. 新型农村社会养老保险对消费不平等的影响[J]. 经济学(季刊), 2020(4): 1467-1490.
- [23] 朱信凯,骆晨. 消费函数的理论逻辑与中国化:一个文献综述[J]. 经济研究, 2011(1): 140-153.
- [24] Attanasio O P, and Pavoni N. Risk Sharing in Private Information Models With Asset Accumulation: Explaining the Excess Smoothness of Consumption[J]. Econometrica, 2011, 79(4): 1027-1068.
- [25] Baker S R. Debt and the Response to Household Income Shocks: Validation and Application of Linked Financial Account Data[J]. Journal of Political Economy, 2018, 126(4): 1504-1557.
- [26] Carroll C D, Hall R E, and Zeldes S P. The Buffer-stock Theory of Saving: Some Macroeconomic Evidence[J]. Brookings Papers on Economic Activity, 1992(2): 61-156.

- [27] Chamon M D, and Prasad E S. Why are Saving Rates of Urban Households in China Rising? [J]. American Economic Journal: Macroeconomics, 2010, 2(1): 93 – 130.
- [28] Hendren N. Knowledge of Future Job Loss and Implications for Unemployment Insurance [J]. The American Economic Review, 2017, 107(7): 1778 – 1823.
- [29] Hu D, Zhai C Z, and Wang X Y, et al. Does Household Risk Attitude Affect Consumption Expenditure? Evidence from Chinese Urban Households[J]. Economic Modelling, 2024, 141: 106924.
- [30] Huang N, Burtch G, and Hong Y, et al. Unemployment and Worker Participation in the Gig Economy: Evidence from an Online Labor Market[J]. Information Systems Research, 2020, 31(2): 431 – 448.
- [31] Jappelli T, and Pistaferri L. Fiscal Policy and MPC Heterogeneity[J]. American Economic Journal: Macroeconomics, 2014, 6(4): 107 – 136.
- [32] Kuklys W. Amartya Sen’s Capability Approach: Theoretical Insights and Empirical Applications [M]. Berlin: Springer Science & Business Media, 2005.
- [33] Leland H E. Saving and Uncertainty: The Precautionary Demand for Saving[J]. The Quarterly Journal of Economics, 1968, 82(3): 465 – 473.
- [34] Liepmann H, and Pignatti C. Welfare Effects of Unemployment Benefits when Informality is High[J]. Journal of Public Economics, 2024, 229: 105032.
- [35] Meng X. Unemployment, Consumption Smoothing, and Precautionary Saving in Urban China [J]. Journal of Comparative Economics, 2003, 31(3): 465 – 485.
- [36] Sibley D S. Permanent and Transitory Income Effects in a Model of Optimal Consumption with Wage Income Uncertainty[J]. Journal of Economic Theory, 1975, 11(1): 68 – 82.
- [37] Stephens M. Job Loss Expectations, Realizations, and Household Consumption Behavior [J]. The Review of Economics and Statistics, 2004, 86(1): 253 – 269.
- [38] Wu X, and Zhang Q. Impact of Household Head’s Personal Characteristics on Household Durable Goods Consumption[J]. Finance Research Letters, 2025: 107441.
- [39] Zeldes S P. Optimal Consumption with Stochastic Income: Deviations from Certainty Equivalence[J]. The Quarterly Journal of Economics, 1989, 104(2): 275 – 298.

(责任编辑:湘潭大学 江剑平;责任校对:湘潭大学 姚海琼)

## **The Break between Income and Consumption Why does Flexible Employment Reduce Household Consumption?**

LI Xiao-sheng, ZHU Jiong

**Abstract:** The continued expansion of flexible employment may have a significant impact on household consumption. Studying the relationship between the two is important for stimulating consumption potential and enhancing economic resilience. This paper uses data from the China Household Finance Survey to examine the impact of the number of flexible workers in a household on household consumption levels and the underlying mechanisms. The findings reveal: (1) An increase in the number of household members engaged in flexible employment suppresses household consumption; (2) Mechanism tests indicate that flexible employment suppresses household consumption by increasing risk aversion levels, reducing social security coverage, and raising household savings rates, credit demand, and credit constraints; (3) Heterogeneity analysis shows that households with different age structures, income levels, regional economic development levels, and regional consumption levels exhibit differentiated consumption response patterns and volatility when facing flexible employment shocks; (4) Further research found that improvements in employment quality drive synchronous growth in household income and consumption, but the adjustment in consumption is smaller than the change in income. Flexible employment not only reduces current consumption but also triggers intertemporal adjustments in household consumption behavior and lowers household members’ subjective well-being. This study provides policy implications for unlocking the consumption potential of the flexible employment group by improving employment quality, enhancing social security, and optimizing financial services.

**Keywords:** flexible employment; employment status transition; employment quality; household consumption; uncertainty

# 一刻钟便民生活圈： 消费便利化、服务多样化的加速器

张志新 刘欣茹 张秀杰

**摘要:**文章基于一刻钟便民生活圈建设的准自然实验,使用2019—2023年229个地级市面板数据,构建多期DID等模型,实证检验一刻钟便民生活圈对居民消费的影响。结果表明:一刻钟便民生活圈既能有效推动消费便利化,又能明显促进服务多样化。机制分析发现,一刻钟便民生活圈通过完善新型基础设施建设推动消费便利化,通过提高城市市场活力促进服务多样化。异质性分析得出,一刻钟便民生活圈对消费便利化和服务多样化的促进作用在高人口密度城市和人口老龄化程度较高城市更显著。鉴于此,需在加强已有一刻钟便民生活圈建设的基础上,增加高人口密度城市试点,并注重社区适老化设施建设;同时,以城市发展需求为方向,完善新型基础设施体系,并优化营商环境,激发市场活力。

**关键词:**15分钟便民生活圈;便利社区;商业网点建设;生活服务设施;消费升级

**中图分类号:**F063.2 **文献标识码:**A **文章编号:**1007-5682(2026)01-0065-13

## 一、引言

党的二十大报告指出要“着力扩大内需,增强消费对经济发展的基础性作用”。消费不仅是经济增长的动力源泉,还是解决发展中国家就业问题、产业升级、结构转型等挑战的重要渠道(吴晓瑜等,2014)。然而,当前居民有效需求不足、消费意愿低迷的问题依然严峻,消费便利化和服务多样化作为提升居民消费意愿的重要因素(马彪等,2023;Ding等,2023),亟须通过政策创新与场景优化予以突破。在此背景下,“一刻钟便民生活圈”为加速居民消费便利化和服务多样化带来了新的契机。这种以社区居民为服务对象,以步行15分钟为服务半径,集成商业、医疗、文化等多元业态的消费生态体系,一方面可以降低居民消费的时间与体力成本,另一方面能够改善社区消费条件,丰富消费业态,覆盖不同年龄群体的全链条需求,因此为加速居民消费便利化和服务多样化提供了可能。但在社区商业资源有限的条件约束下,一刻钟便民生活圈能否且如何加速居民消费便利化或服务多样化进程尚无定论,仍需进一步验证。

当前关于一刻钟便民生活圈与居民消费便利化和服务多样化的研究处于起步阶段,尚未有对两者关系的直接研究,相关研究主要集中于以下几个方面:(1)社区经济视角下的便民生活圈建

收稿日期:2025-04-02

基金项目:国家社会科学基金重点项目“我国粮食供求错配风险与稳产保供体系重构研究”(24AJY025)

作者简介:张志新,经济学博士,山东理工大学经济学院教授;刘欣茹(通讯作者),山东理工大学经济学院硕士研究生,电子邮箱:15689001417@163.com;张秀杰,山东理工大学经济学院硕士研究生。感谢匿名评审专家和编辑老师的宝贵意见,当然文责自负。

设。社区作为城市经济的基本单元,其商业生态与居民消费的关联一直是城市经济学和区域发展研究的核心议题。早期研究聚焦于社区商业网点的空间布局对居民消费的影响,发现合理的商业密度和业态组合能显著降低消费成本、提升消费意愿(EI等,2013;霍国庆等,2022),因此,社区商业建设应当选择重要节点空间进行配置,以满足居民的消费需求和部分就业需求(Bodzin, 2003)。但自发形成的社区经济在有效弥补市场和社会不足的同时,也带来了一系列问题,所以应该得到政府正确的疏导和治理。随着“一刻钟便民生活圈”理念的提出,学界逐渐关注政策驱动下的社区服务体系重构,如通过政府规划与市场机制结合,推动商业、医疗、文化等业态在社区层面的集聚(李萌,2017)。(2)消费便利化的驱动因素。传统研究多将消费便利化程度简化为区域内餐饮服务、购物服务、生活服务与休闲娱乐和体育服务等网点数量(霍国庆等,2022),但消费便利化的核心是居民获取服务的实际可达性,若网点数量多但分布零散、空间集聚度低,居民仍需花费大量时间和交通成本才能到达,实际便利度并未提升(王洋等,2023)。同时,近年来有学者进一步指出智慧物流、数字支付等新型基础设施和空间规划的协同效应更为关键,提出流通业、服务业和数字经济的发展是推动消费便利化的重要途径(郭馨梅和陈惠,2024;魏君英等,2022;Li等,2020)。(3)服务多样化的深层机制。服务多样化的传统解释聚焦于人口集聚带来的市场规模效应(丁从明等,2018),但忽视了政策对创业生态的激活作用。事实上,社区层面的政策试点通过税收优惠以及审批简化等政策,能降低创业门槛,促进新兴业态涌现(王文举和姚益家,2021),创业战略态势已经被证实其与更好的服务多样化以及质量提升呈现正相关关系(马鸿佳等,2015),创业通过整合社区资源、提供共享办公空间和创业指导,吸引小微企业和个体工商户入驻,进而丰富服务种类。

综上所述,尽管专家学者在便民生活圈、消费便利化和服务多样化方面已有一定研究,为本文提供了参考,但在便民生活圈能否加速居民消费便利化或服务多样化方面,尚未形成明确结论。鉴于此,本文基于2019—2023年229个地级市的面板数据,通过构建多期DID模型,实证检验一刻钟便民生活圈对居民消费便利化和服务多样化的影响,并深入探讨其内在机制。此外,本文还分别进一步探讨了不同人口密度和人口老龄化程度城市中,一刻钟便民生活圈对消费便利化和服务多样化的差异化影响,旨在推进一刻钟便民生活圈建设过程中,为不同类型的试点城市提供有针对性的决策参考,以促进居民消费便利化和服务多样化的提升。本文的边际贡献在于:第一,在研究视角上,以一刻钟便民生活圈建设作为政策切入点,研究破解城市社区商业资源碎片化、服务半径失衡等问题的有效方案,同时为城市小尺度空间治理提供经验证据。第二,在理论机制上,揭示了一刻钟便民生活圈影响居民消费便利化和服务多样化的内在逻辑。通过理论分析提出了一刻钟便民生活圈推动新型基础设施建设与提升城市市场活力的作用机制,揭示便民生活圈政策效能的技术与制度的双重驱动路径。第三,在研究内容上,考虑到政策制定的差异性,着重从不同人口密度以及人口老龄化程度层面进行异质性分析,能够为基于人口结构差异的精准治理需求提供理论与实证支撑。

## 二、制度背景与理论分析

### (一)制度背景

为进一步实施扩大内需战略,引导商业消费空间发展重心下沉,全面提升基层商业的品质化与便利性,满足人民日益增长的美好生活需要,商务部等12部门联合印发了《关于推进城市一刻钟便民生活圈建设的意见》,选择一批地区开展城市一刻钟便民生活圈建设试点,以期形成多业态集聚的社区商圈,近距离满足城市居民生活基本消费和品质消费。试点工作于2021年展开,在2021—

2024 年遴选出四批一刻钟便民生活圈试点,共选取了 210 个地区开展试点工作。其中,第一批试点覆盖 22 省市 30 个地区,第二批试点覆盖 23 省市 50 个地区,第三批试点覆盖 27 省市 70 个地区,第四批试点覆盖 29 省市 60 个地区。

城市一刻钟便民生活圈的本质是“以人为尺度的城市微更新”,通过重构社区空间、优化服务供给、创新治理模式,合理布局商业网点,促进商业设施与公共设施联动,商业文化与消费习惯协调,最终实现以“小半径”撬动“大消费”。同时,通过基础保障与品质提升双轮驱动,推动消费从刚性需求向多元化、品质化升级,畅通城市经济“微循环”、激发内需活力。社区生活圈便民商业的建设极大地满足了城市居民的日常习惯与消费需求。截至 2024 年 9 月,3476 个试点生活圈覆盖社区近 7000 个,服务居民超 6000 万人。全国试点生活圈建设完成率达 88%,实现内地省级行政区域全覆盖;每个生活圈平均覆盖基本保障类业态 15 种,品质提升类业态 20 种,基本保障类业态占比超过八成;平均每个生活圈有社区商业中心 1.15 座,全国试点生活圈连锁化率达 21%<sup>①</sup>,居民消费便利化和服务多样化得到极大提升。

## (二)理论分析

一刻钟便民生活圈是近年来政府积极推动的民生工程,其核心在于通过科学规划和合理布局,将餐饮、购物、娱乐、医疗、教育等多种服务设施集中在十五分钟步行范围内,以满足居民的基本和品质消费需求。其对居民消费的影响主要表现在以下两个方面:一是促进了消费便利化。一刻钟便民生活圈将各类服务设施集中在居民步行可达的范围内,聚集了购物、餐饮、家政、快递、维修等基本保障服务,形成了一个功能完备、服务多样的社区服务体系,并促进城市多个消费微中心的形成。这使得社区居民能在极短的时间内获得所需的各种基础类生活服务,极大地降低了寻求消费服务的时间成本,从而提升其消费便利化程度(张可和钟莹,2024)。同时,一刻钟便民生活圈发展新型商业模式,通过简单的即时零售模式(平台下单+就近门店配送,就近门店下单+即时配送),拓展消费活动服务半径,进一步推动了居民消费便利化。二是促进了服务多样化。相较于聚焦基础商业领域的传统便民服务,一刻钟便民生活圈更加强调“圈圈融合”,将养老托育、文化休闲、健康健身等业态有机整合<sup>②</sup>,社区不仅可以满足居民日常买菜、理发等刚性需求,还能享受到老年活动中心、亲子娱乐空间等多样化的服务设施。这种多元化的商业业态设计,能够有效满足社区不同年龄消费群体的多样化需求,为其提供更为广泛和丰富的消费选择,从而显著促进消费服务的多样化。因此,本文提出:

假说 1:一刻钟便民生活圈能够推动消费便利化。

假说 2:一刻钟便民生活圈能够促进服务多样化。

新型基础设施建设在推动消费便利化方面扮演着重要角色,它通过构建便捷的交通网络、布局合理的公共设施以及高效的信息系统,推动商业设施的补建和优化变革,从而确保居民能够快速、及时地获取所需的商品与服务(龙少波等,2023),推动消费便利化。而 2021 年商务部等 12 部门《关于推进城市一刻钟便民生活圈建设的意见》明确提出,要“拓展智能体验”“优化信息服务”,体现了一刻钟便民生活圈对完善新型基础设施建设的推进要求。具体而言,在信息基础设施建设方面,一刻钟便民生活圈通过引入大数据、云计算等前沿技术,构建智慧服务平台<sup>③</sup>,积极推进技术

<sup>①</sup> 资料来源:北京商报《2024 服贸会 | 全国试点建设完成率达 88% 一刻钟便民生活圈取得新成效》。参见 <https://m.bbtnews.com.cn/content/79/e0/388602.html>。

<sup>②</sup> 资料来源:中国政府网《商务部等 12 部门关于推进城市一刻钟便民生活圈建设的意见》。参见 [https://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/2021-06/03/content\\_5615099.htm](https://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/2021-06/03/content_5615099.htm)。

<sup>③</sup> 如鹤壁市淇滨区设立“码上办”平台,佛山市建设智慧停车系统。参见 <https://www.henan.gov.cn/2025/04-28/3152695.html> 和 [https://www.toutiao.com/article/7490741706796679743/?upstream\\_biz=doubao&source=m\\_redirect&wid=1748999079552](https://www.toutiao.com/article/7490741706796679743/?upstream_biz=doubao&source=m_redirect&wid=1748999079552)。

赋能进程,促使区域网络通信设施向高速化、稳定化、安全化的方向发展(Shen,2019),进而刺激和推动区域信息基础设施的全面升级。在融合基础设施建设方面,一刻钟便民生活圈通过城市更新和老旧社区改造(黄晴,2024),释放空间用于新型基础设施建设。通过深度融合物联网、人工智能等技术,催生智能管理系统、智能零售终端等创新应用,推动商品、门店、会员及供应链数字化,发展智慧商店、共享书店、智能快递箱等新业态<sup>①</sup>,从而促进了区域内传统设施数字化升级,有助于加快融合基础设施建设进程(Wang等,2024)。因此,文章提出:

假说3:一刻钟便民生活圈通过完善区域内新型基础设施推动消费便利化。

市场活力反映经济活动中不同经济主体参与市场交易的积极性,增强城市的市场活力有助于提高经济主体的创新创业积极性(狄嘉等,2025),促使城市内部产品和服务不断创新升级,从而增加商业网点的服务种类,进而促进服务的多样化。而一刻钟便民生活圈通过构建“降本-聚需-赋能”的创业生态系统,成为激发城市市场活力的重要引擎。一方面,一刻钟便民生活圈建设试点城市拥有政策优势,能够通过政府扶持和企业参与,实现公共服务、商业服务和社区服务等领域资源的有机整合。具体体现在,其不仅能够形成推动范围较广的基础设施共享网络,降低物流、信息获取等边际成本,而且有助于完善区域内产业链体系,发挥规模效应和协同效应(李玉霞,2024),提高资源利用效率,降低运营成本和提高创业成功率,进而激发市场活力。同时,一刻钟便民生活圈通过消费需求的空间集聚效应,将区域需求规模优势转化为市场机会密度,实现市场要素的定向集聚。市场需求量是激发市场活力的重要因素(林孝文和刘翰程,2025),一刻钟便民生活圈建设推动人口与经济活动紧凑化分布,使得人流、物流、信息流和资金流等资源高度集中,为企业发展提供了丰富的商业机会和旺盛的消费需求,为创业者提供了广阔的市场空间。此外,一刻钟便民生活圈通过构建创业友好型环境,促进准入壁垒消解与服务效能提升。一刻钟便民生活圈建设伴随对商业网点的优化布局和规范化管理,通过简化开店流程、提供一站式服务等方式,降低了创业门槛,进一步激发了市场活力。因此,文章提出:

假说4:一刻钟便民生活圈通过提升城市市场活力促进服务多样化。

### 三、研究设计

#### (一)模型设定

一刻钟便民生活圈建设是外生冲击变量,试点城市具有随机选择性且会因政策的实施产生差异,可以将试点城市建设看作准自然实验。我国在2021年、2022年、2023年及2024年已公布四批次城市作为试点,但鉴于数据可得性,文章以2021年和2022年共64个试点城市<sup>②</sup>为实验组,构建多期双重差分模型探究一刻钟便民生活圈对消费便利化和服务多样化的影响,该方法通过控制实验组与对照组的差异,能够更好地评估政策的影响结果。具体模型构建如下:

$$Conven_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Post_t \times Treat_i + \alpha_2 C_{it} + \delta_i + \mu_t + \varepsilon_{it}$$

$$Diver_{it} = \beta_0 + \beta_1 Post_t \times Treat_i + \beta_2 C_{it} + \delta_i + \mu_t + \varepsilon_{it}$$

<sup>①</sup> 如鹤壁市在一刻钟生活圈建设过程中在社区增设智能快递箱、自助健康检测终端等设备。参见 <https://baijiahao.baidu.com/s?id=1773807264556307959&wfr=spider&for=pc>。

<sup>②</sup> 删除数据缺失城市样本后,文章所使用的试点城市分别为:2021年第一批试点城市:成都、大连、福州、贵阳、鹤壁、黑河、济南、南昌、南京、南宁、宁波、青岛、厦门、沈阳、苏州、唐山、渭南、武汉、西安、烟台、银川;2022年第二批城市试点:安顺、宝鸡、保定、北海、常州、东营、鄂尔多斯、广州、桂林、汉中、合肥、呼和浩特、怀化、济宁、佳木斯、昆明、兰州、绵阳、牡丹江、南充、南通、齐齐哈尔、钦州、曲靖、商丘、十堰、石家庄、太原、通辽、铜川、威海、潍坊、乌海、无锡、芜湖、徐州、盐城、伊春、宜昌、玉林、运城、长春、长沙。

其中,  $Conven_{it}$  和  $Diver_{it}$  为被解释变量, 表示第  $t$  年  $i$  城市的消费便利化和服务多样化程度。 $Post_t$  为时间虚拟变量, 表示该城市当年是否实行一刻钟便民生活圈政策(政策实施当年及以后定义为 1, 否则定义为 0)。 $Treat_t$  为政策虚拟变量, 表示该城市是否为一刻钟便民生活圈试点城市(试点城市则定义为 1, 否则定义为 0)。 $C_{it}$  为第  $t$  年  $i$  城市宏观层面的控制变量, 包括城镇化水平、经济发展水平、产业结构、金融发展水平和政府干预程度,  $\delta_i$  为城市固定效应,  $\mu_t$  为年份固定效应,  $\varepsilon_{it}$  为随机误差项。 $\alpha_0$  为常数项,  $\alpha_1$ 、 $\alpha_2$ 、 $\beta_1$  和  $\beta_2$  为估计系数, 其中  $\alpha_1$  和  $\beta_1$  是判断该政策对消费便利化和服务多样化影响的重点。

## (二) 数据和变量

### 1. 数据来源及处理

试点地区中北京、上海、天津、重庆四个直辖市试点为其中某一市辖区, 数据获取困难, 因此只保留试点地区中城市试点。此外, 由于部分城市数据缺失严重, 利用插值法补全会影响数据的准确性, 对其进行了剔除。同时, 由于 2023 年试点城市仅有当期数据, 可能会导致估计结果不准确, 因此对于第三批试点城市同样进行剔除, 最终保留 229 个城市作为研究样本。因此, 文章使用 2019—2023 年 229 个地级市的面板数据作为研究样本, 样本中选取 2021 年和 2022 年两批次中共 64 个一刻钟便民生活圈试点城市为实验组, 其余城市为对照组。被解释变量与相关变量主要源于《中国城市统计年鉴》, 以及根据高德地图爬取的全国各城市 POI 兴趣点数据。同时, 对样本城市中存在的少量缺失值数据进行插值补全处理。

### 2. 变量及说明

(1) 被解释变量。本文的被解释变量为消费便利化和服务多样化。参考霍国庆等(2022)和丁从明等(2018)的方法, 以城市内商业设施密度作为衡量消费便利化的标准, 以城市内商业设施种类衡量消费服务多样性。其中, 商业设施的计数范围参照王洋等(2023)的研究, 包括餐饮服务、购物服务与休闲娱乐和体育服务等相关设施, 商业设施种类则参照高德地图 POI 兴趣点中级分类进行统计, 包括宾馆酒店、博物馆、商场、中餐厅、运动场馆和培训机构等。

(2) 核心解释变量。本文的核心解释变量是一刻钟便民生活圈。文章根据试点城市建设的具体实施时间生成时间虚拟变量  $post$ (政策实施当年及以后定义为 1, 否则定义为 0), 根据具体试点城市生成政策虚拟变量  $treat$ (试点城市则定义为 1, 否则定义为 0), 并使用二者的交乘项作为核心解释变量。

(3) 机制变量。文章的机制变量为新型基础设施和市场活力。与传统基础设施相比, 新型基础设施具备智能化与数字化的特征, 对推动消费便利化具有重要意义。因此对于新型基础设施, 借鉴郭品和李欣明(2024)的研究, 以各市每百人互联网宽带用户、长途光缆线密度、人均互联网宽带接入端口数、信息传输、计算机服务和软件业从业人员占比和移动电话普及率为子指标, 通过主成分分析法确定各子指标权重, 进而形成综合指数来度量城市新型基础设施建设水平。其中, 由于无法获取地级市层面光缆线路长度和移动电话基站数量, 本文根据各地级市电信业务总收入占所属省域比重, 将省级层面的光缆线路长度和移动电话基站数量换算到地级市层面。对于市场活力, 根据依绍华和吴顺利(2024)的研究, 因夜间灯光能够反映夜间经济活动的强弱, 是彰显城市市场活力的有效载体, 因此选取夜间灯光强度作为城市市场活力的衡量指标。

(4) 控制变量。文章借鉴毛盛志等(2025)和张志新等(2024)的研究经验, 主要控制其他影响居民消费的指标, 包括城镇化水平、经济发展水平、产业结构高级化、金融发展水平和人口密度。具体变量描述性统计如表 1 所示:

表 1 变量的定义及描述性统计

变量名	变量定义	平均值	最大值	最小值	标准差	中位数
消费便利化	商业设施密度(取对数)	2.309	5.854	-4.691	1.117	2.311
服务多样化	商业设施种类(取对数)	5.171	6.394	3.850	0.225	5.193
一刻钟便民生活圈	政策虚拟变量与时间虚拟变量交乘项	0.131	1.000	0.000	0.338	0.000
新型基础设施	新型基础设施综合指数	1.453	7.234	0.008	0.729	1.324
市场活力	夜间灯光强度	1.871	4.095	-4.693	1.077	1.970
城镇化水平	城镇化率	0.606	0.991	0.260	0.131	0.586
经济发展水平	城市人均 GDP(取对数)	10.990	12.486	9.446	0.478	10.919
产业结构高级化	第三产业产值/第二产业产值	1.325	6.387	0.313	0.577	1.212
金融发展水平	金融机构存贷款余额/GDP	2.995	7.620	1.238	1.115	2.700
人口密度	常住人口数/行政区面积	315.734	2810.965	0.979	308.771	238.919

资料来源:作者根据《中国城市统计年鉴》等计算。

#### 四、实证结果及分析

##### (一)基准回归

表 2 是一刻钟便民生活圈对居民消费便利化和消费服务多样化的基准回归结果,第(1)(3)列为未加入控制变量的回归结果,一刻钟便民生活圈估计系数分别为 0.233 和 0.294,分别在 5% 和 1% 的置信水平下正向影响居民消费便利化和消费服务多样化。第(2)(4)列是加入控制变量后的回归结果,结果显示,一刻钟便民生活圈估计系数分别为 0.225 和 0.295,分别在 5% 和 1% 的置信水平下正向影响消费便利化和服务多样化,本文假设 1 和假设 2 得到验证。这可能是因为,一刻钟便民生活圈不仅涵盖了购物、餐饮等基本保障类业态,还引入了文化、娱乐、休闲等品质提升类业态,丰富了居民多样化的消费服务。同时借助大数据、人工智能等新技术,一刻钟便民生活圈促进了社区消费的线上线下互动,提升了居民消费的便捷性和舒适度。因此这种多业态集聚和智能化服务的结合,不仅能够推动居民消费便利化,又能促进其服务多样化。

表 2 基准回归结果

变量	消费便利化	消费便利化	服务多样化	服务多样化
	(1)	(2)	(3)	(4)
一刻钟便民生活圈	0.233 ** (0.095)	0.225 ** (0.098)	0.294 *** (0.032)	0.295 *** (0.032)
城镇化水平		0.4764(0.243)		0.121(0.156)
经济发展水平		0.252 ** (0.119)		0.013(0.052)
产业结构		0.0200(0.037)		0.030(0.023)
金融发展水平		0.097 ** (0.047)		0.011(0.016)
人口密度		0.000(0.001)		0.000(0.000)
年份固定效应	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是
常数项	2.278 *** (0.004)	5.657 *** (1.524)	5.132 *** (0.004)	5.104 *** (0.635)
观测值	1145	1145	1145	1145
R <sup>2</sup>	0.968	0.968	0.735	0.735

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别表示估计结果在 1%、5%、10% 的水平上显著,括号内为城市层级的聚类稳健标准误。下同。

##### (二)平行趋势检验

实验组与控制组在政策实施以前应该满足平行趋势,这是研究可以进行的前提条件,要确保在

政策实施前是否为试点不会对居民消费便利化和服务多样化产生影响。文章借鉴李立清和彭德顺(2025)学者的研究经验采用事件分析法进行平行趋势检验。在控制年份与城市固定效应的同时,加入控制变量。结果如图1和图2所示,政策实施前,是否为试点地区对居民消费便利化和服务多样化的影响不显著,而政策实施当期及之后是否为试点地区对居民消费便利化和服务多样化的影响显著为正。该结论满足平行趋势检验,多期 DID 模型选择合理。

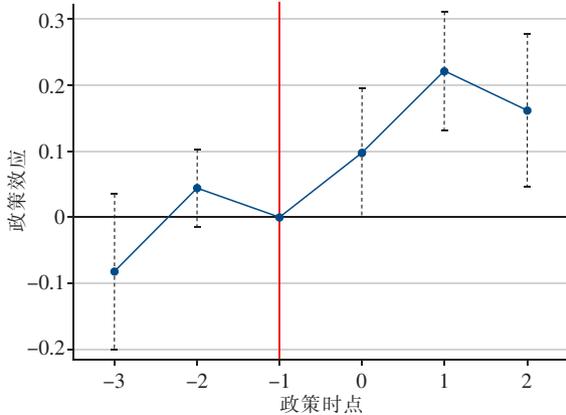


图1 消费便利化平行趋势检验

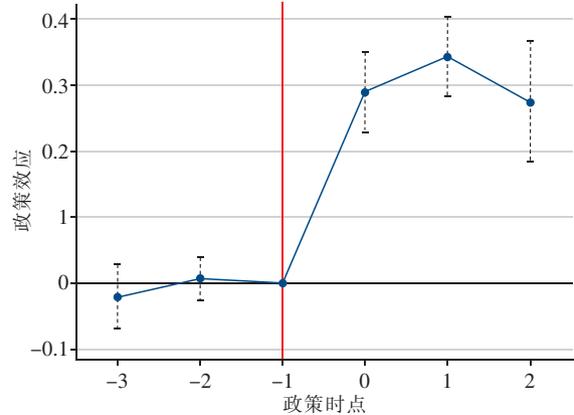


图2 服务多样化平行趋势检验

### (三) 稳健性检验和内生性检验

考虑到使用数据类型和变量测度的稳定性问题和内生性问题,文章在实证过程中选取 Bacon 分解、控制其他政策、PSM-DID 回归、剔除省会城市等方法再次进行回归,以确保研究结果的稳健性和可靠性。

#### 1. 考虑多时点 DID 异质性处理效应

由于“一刻钟便民生活圈”试点政策分批次展开,实施时间是交错的。因此,多期 DID 模型的双向固定效应估计量可能会存在“异质性处理效应”问题和负权重问题,导致基准回归的估计结果受到干扰。因此本文将基于负权重诊断和 Bacon 分解进行稳健性分析。

一是负权重诊断。借鉴毛其淋和石步超(2024)的研究经验,采用估计双向固定效应回归(TWFE)权重的方法进行负权重诊断。结果表明,所有设立一刻钟便民生活圈的各年度处理效应对应的权重均为正数,不存在负权重问题。二是 Bacon 分解。本文采用 Goodman-Bacon(2021)提出的检验方法进行估计偏误诊断。由表3的分解结果可知,消费便利化和服务多样化的研究样本中,会造成异质性估计偏误的“以先接受处理组为控制组”所占权重仅为2.6%,而“以后接受处理组为控制组”所占权重为2.6%，“以从未接受处理组为控制组”所占权重为94.8%,可见多期 DID 的异质性处理偏误问题较小且不存在负权重问题,结论具有稳健性。

表3 Bacon 分解结果

DID 分组类别	消费便利化		服务多样化	
	权重	DID 估计量	权重	DID 估计量
以后接受处理组为控制组	0.026	0.178	0.026	0.010
以先接受处理组为控制组	0.026	0.067	0.026	0.039
以从未接受处理组为控制组	0.948	0.243	0.948	0.311

#### 2. PSM-DID

由于我国地区之间存在较大差异,在运用 DID 方法前需要确保实验组和控制组地区在各方面

特征尽可能相似,来进一步缓解由选择性偏差和遗漏变量产生的内生性问题。因此使用 PSM-DID 进行稳健性检验。按照 1:2 最邻近匹配法对实验组和控制组进行匹配。在完成 PSM 匹配后,本文对一系列匹配变量匹配前后的差异进行检验,从表 4 可知,匹配前匹配变量在处理组和控制组均存在显著的组间差异,而匹配之后这些差异大幅下降且变得不显著,说明 PSM 匹配后两组样本较好地满足了平衡性假设。因此可基于匹配的样本重新回归。结果如表 5 第(1)(2)列所示,一刻钟便民生活圈的估计系数在 5% 和 1% 的显著水平下为正,结论依然稳健。

表 4 平衡性检验结果

变量	匹配前			匹配后		
	处理组	控制组	差异	处理组	控制组	差异
城镇化水平	0.684	0.575	0.109***	0.684	0.697	-0.013
经济发展水平	11.279	10.877	0.402***	11.279	11.289	-0.010
产业结构	1.447	1.277	0.170***	1.447	1.401	0.046
金融发展水平	3.401	2.837	0.564***	3.401	3.325	0.076
人口密度	401.830	282.220	119.610***	401.830	419.390	-17.56

### 3. 控制其他政策

一刻钟便民生活圈建设推进过程中,“智慧城市”试点工作以及“宽带中国”等相关政策会使居民的消费便利化和服务多样化发生变化。为进一步确保回归结果的稳健性,文章加入相关政策的时间虚拟变量,控制其对居民消费便利化和服务多样化产生的影响。表 5 第(3)(4)列在控制相关政策影响因素后,一刻钟便民生活圈的估计系数在 5% 和 1% 的显著水平下为正,即一刻钟便民生活圈建设可以推动居民消费便利化和丰富服务多样化。

### 4. 剔除省会样本

由于省会城市在经济发展水平、收入水平、社会保障体系、人口结构等方面与其他城市存在显著差异,可能会对回归结果产生一定影响,因此文章剔除省会城市样本,再检验一刻钟便民生活圈对居民消费便利化和服务多样化的影响,回归结果如表 5 第(5)(6)列所示,估计参数与显著性水平仍然与基准结果相符。

### 5. 工具变量法

从理论上讲,解释变量和被解释变量之间可能存在内生性问题,因此参考杨洁等(2022)的研究成果,选用城市居住用地面积作为工具变量对内生性进行验证。一方面,城市居住用地面积是城市的城市规划发展的重要指标。根据《城市居住区规划设计标准》(GB50180-2018),一刻钟便民生活圈的用地面积通常为 130—200 公顷(古颖等,2022),其中非住宅用地占比为 39% 到 52% 不等<sup>①</sup>,若居住用地面积不足,可能导致生活圈内商业设施建设分散、业态不全,无法满足居民“一站式”消费需求。因此居住用地面积较高的地区在建设规划便民生活圈时能够更明显地满足建设条件和展现建设成果,被选择为试点城市的可能性较大,满足工具变量相关性条件。另一方面,居住用地面积本身仅提供物理空间,功能实现依赖配套规划(如商业用地配比、公共服务设施布局),不直接提供商业服务或消费场景,故而不会对居民消费便利化和服务多样化产生直接影响,满足工具变量外生性条件,工具变量选取有效。在运用工具变量法进行回归分析之前,首先检验了工具变量的强度,结果显示一阶段回归的 F 值分别为 17.677 和 19.953,显著超过了 10% 偏误水平对应的临界值

<sup>①</sup> 非住宅用地利用 15 分钟生活圈居住区用地构成中住宅用地计算所得,15 分钟生活圈居住区用地构成中住宅用地资料参见《住房城乡建设部关于发布国家标准〈城市居住区规划设计标准〉的公告》,详见 [https://www.mohurd.gov.cn/gongkai/zc/wjk/art/2018/art\\_17339\\_238590.html](https://www.mohurd.gov.cn/gongkai/zc/wjk/art/2018/art_17339_238590.html)。

16.38,拒绝工具变量与内生变量不相关的原假设,表明存在弱工具变量的可能性较低。其次,由于本文中工具变量的数量与内生变量的数量相匹配,因此无需再进行额外的过度识别检验。最后内生性检验结果如表5第(7)(8)列所示,一刻钟便民生活圈对消费便利化和服务多样化的影响系数分别为1.685和0.974,仍然在5%和1%置信水平上显著为正,模型通过显著性检验。

表5 稳健性及内生性检验结果

变量	PSM-DID		控制其他政策		剔除省会城市		IV-2SLS	
	消费便利化 (1)	服务多样化 (2)	消费便利化 (3)	服务多样化 (4)	消费便利化 (5)	服务多样化 (6)	消费便利化 (7)	服务多样化 (8)
一刻钟便民生活圈	0.242** (0.095)	0.305*** (0.049)	0.201** (0.084)	0.268*** (0.040)	0.266** (0.105)	0.318*** (0.041)	1.685** (0.782)	0.974*** (0.039)
宽带中国			是	是				
智慧城市			是	是				
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	835	835	1145	1145	1040	1040	1145	1145
R <sup>2</sup>	0.958	0.616	0.895	0.724	0.966	0.746	0.511	0.185
一阶段F值							17.677	19.953

#### (四)作用机制分析

##### 1. 促进新型基础设施建设

新型基础设施建设能够提升通信、物流以及能源等基础设施水平,为诸多新商品、新服务提供高层次消费环境,进而健全消费品销售网络,畅通消费品流通渠道(任保平和豆渊博,2021),因而能够推动居民的消费便利化。因此为进一步考察新型基础设施的中介效应,本文构建中介效应模型对其进行检验,所得结果如表6所示。由第(1)列回归结果可知,一刻钟便民生活圈建设对新型基础设施的回归系数为0.113,在5%置信水平下显著为正,表明一刻钟便民生活圈建设对新型基础设施建设存在明显的推动作用,假设3得到验证。一刻钟便民生活圈建设并非简单的商业网点堆砌,而是国家层面推动的、带有明确数字化和智能化导向的民生工程,试点城市在政策引导下,有动力也有资源将大数据、云计算与人工智能等前沿技术融入社区,从而推动其新型基础设施建设,构建出高效、互联、智能的消费环境,实现商业设施的精准补建和优化,并畅通商品销售的信息流和物流,从而实质性地提升了消费便利化程度。

##### 2. 提升市场活力

市场活力反映经济活动中不同经济主体参与市场交易的积极性,市场活力越高越有利于提高经济主体的创新创业积极性(狄嘉等,2025),从而促进新产业、新业态及新模式的形成,进而衍生出新的产品和服务,丰富居民服务多样化。因此为进一步考察市场活力提升的中介效应,本文构建中介效应模型对其进行检验,所得结果如表6所示。从第(2)列回归结果来看,一刻钟便民生活圈建设对市场活力的回归系数为0.081,在1%置信水平下显著为正,说明一刻钟便民生活圈建设对市场活力存在一定的推动作用,假设4得到验证。一刻钟便民生活圈通过政策优势和基础设施共享有效降低了创业与运营成本,推动消费需求在社区尺度空间集聚形成高密度的市场机会,同时配套的创业支持能够有效提升创业者的能力和成功率,由此推动创业生态系统向“降本-聚需-赋能”模式转变,显著提升了城市市场活力。这一机制让小微企业和个体商户等市场主体更愿意积极探索并尝试满足社区多元化、品质化需求的新业态、新模式,通过服务创新与差异化竞争,持续丰富服务供

给的种类,推动服务体系向多样化方向发展。

表 6 作用机制检验

变量	新型基础设施	市场活力
	(1)	(2)
一刻钟便民生活圈	0.113 ** (0.045)	0.081 *** (0.027)
控制变量	是	是
年份固定效应	是	是
城市固定效应	是	是
观测值	1145	1145
R <sup>2</sup>	0.801	0.963

(五)异质性分析

尽管前文验证了一刻钟便民生活圈建设对居民消费便利化和服务多样化的积极作用,但受城市人口规模和结构的影响,该政策在不同城市间的效果可能会存在差异。文章从城市人口密度和人口老龄化程度角度,探讨一刻钟便民生活圈建设对居民消费便利化和服务多样化影响的城市异质性。

1. 城市人口密度异质性

借鉴滕喆君和张卫国(2024)的研究,以常住人口数与城市行政区面积比值衡量城市人口密度,并设置人口密度虚拟变量,将高于均值的城市视为高人口密度城市,人口密度虚拟变量取值为1,而低于均值的城市视为低人口密度城市,人口密度虚拟变量取值为0。表7第(1)(2)列数据显示,人口密度虚拟变量与一刻钟便民生活圈的交互项的系数分别为0.054和0.018,均在5%置信水平上显著为正,说明一刻钟便民生活圈对居民消费便利化和服务多样化的提升效果在高人口密度城市更显著。这可能是因为,在高人口密度区域,居民集中度相对较高,消费需求密集,使得便民生活圈内的商业设施和服务业态能够以较低的成本覆盖更多人群,增强了便民生活圈的辐射能力和服务效率,从而在更大程度上提升服务的便捷性和多样性。相比之下,低人口密度城市因人口分散,难以形成足够的规模效应。人口分散会导致服务设施的建设成本增加,且由于服务对象相对较少,可能导致部分服务难以维持运营,进而影响便民生活圈的整体建设效果。

表 7 异质性分析结果

变量	消费便利化	服务多样化	消费便利化	服务多样化
	(1)	(2)	(3)	(4)
一刻钟便民生活圈	0.206 ** (0.085)	0.287 *** (0.022)	0.201 ** (0.096)	0.267 *** (0.030)
一刻钟便民生活圈×人口密度	0.054 ** (0.015)	0.018 ** (0.009)		
一刻钟便民生活圈×人口老龄化			0.042 ** (0.018)	0.041 ** (0.019)
控制变量	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是
观测值	1145	1145	1145	1145
R <sup>2</sup>	0.968	0.735	0.968	0.736

2. 城市人口老龄化异质性

借鉴申杰和昌忠泽(2024)的研究,使用老年人口抚养比衡量人口老龄化,并设置人口老龄化虚拟变量,以老年人口抚养比大于其中位数的城市为人口老龄化较高城市,人口老龄化虚拟变量取值为1,否则取值为0。表7第(3)(4)列数据显示,人口老龄化虚拟变量与一刻钟便民生活圈交互项

的系数分别为0.042和0.041,均在5%置信水平上显著,说明一刻钟便民生活圈对居民消费便利化和服务多样化的提升效果在人口老龄化较高城市更显著。这可能是因为,人口老龄化较高城市大多发展相对滞后,基础设施薄弱、商业资源匮乏,更容易通过该试点政策加快当地新型基础设施建设和推动创业,充分发挥该政策的积极作用,进而更加有效地推动居民消费便利化和促进服务多样化。而人口老龄化程度较低的城市经济发展水平相对较高,其新型基础设施水平和创业活跃度在规划为试点城市之前处于较高水平,居民对消费便利化和服务多样化的需求能够得到一定满足,导致一刻钟便民生活圈建设获得的边际效果相对较小,因此对其消费便利化和服务多样化的效果较为低下。

## 五、研究结论与对策建议

文章基于2019—2023年229个地级市的面板数据,构建一刻钟便民生活圈建设的准自然实验,在理论分析的基础上,采用多期DID模型实证检验一刻钟便民生活圈建设对消费便利化及服务多样化的影响及作用机制,并比较了其影响效应在不同人口密度、不同人口老龄化程度城市中的效果差异。得出主要结论如下:(1)一刻钟便民生活圈估计系数分别为0.225和0.295,在5%和1%置信水平下显著为正,表明一刻钟便民生活圈既能有效推动消费便利化,又能明显促进服务多样化。这一结论在经过一系列稳健性检验后依然成立。(2)从作用机制来看,一刻钟便民生活圈通过推动新型基础设施建设带动居民消费便利化,通过提升城市市场活力促进居民服务多样化。(3)异质性分析来看,一刻钟便民生活圈对居民消费便利化和服务多样化的提升作用在高人口密度城市和人口老龄化程度较高城市更显著,而在低人口密度城市和人口老龄化程度较低城市作用效果相对较小。本文提出如下对策建议:

第一,因地制宜推进一刻钟便民生活圈建设。首先,要增加人口密集城市试点,发挥便民生活圈推动居民消费便利化和促进服务多样化的积极作用。考虑人口密集城市土地资源相对紧张的问题,要通过利用大数据和人工智能技术,分析老年人的消费习惯和需求,优化商业网点的设置,更加精细地规划便民生活圈的布局,确保在有限的空间内提供最高效的服务。同时,需强化社区老年人的参与和自治,通过老年人议事协商机制,了解老年人的实际需求,共同推动便民生活圈的建设和完善;其次,要对人口老龄化较高城市给予帮助支持。一方面,要加强基础设施和公共服务设施的建设,如道路、交通、水电等,为便民生活圈的发展提供基础保障;另一方面,通过政策引导和扶持,吸引优质的生活服务业资源和品牌进入城市,提升便民生活圈的服务质量和建设水平。

第二,以城市发展需求加快新型基础设施建设。要结合建设环境、消费市场情况等因素综合考量,确定新基建项目的建设类型与重点领域,确保投资精准有效,最大化满足当地居民的消费需求和产业升级需求。例如,在数字鸿沟较大的地区,应优先布局5G网络、数据中心等信息基础设施,以强化数字连接,促进信息流通与资源共享。同时加强网络安全与数据保护,确保数字基础设施的安全可靠。对于交通不便的偏远区域,首要加强智能交通系统、高速铁路及高速公路的建设,优化区域交通网络,有效缩短时空距离,促进商品和人员的快速流动,打通市场壁垒。同时,建立和完善“政府引导+市场运作+社会参与”的多元化投融资模式,鼓励国有企业、民营企业等社会资本积极参与新基建投资,形成合力,共同推动新型基础设施建设的快速发展。

第三,优化营商环境促进市场活力提升。一是加强政策扶持与创新创业支持。应通过提供财政补贴、税收减免等方式,降低创业成本,激发创业活力。同时,加强中央财政对中小企业技术创新的支持,推动专业化众创空间提升服务能力,健全科技资源开放共享机制,为创业者提供全方位的创新支持。二是强化知识产权保护。运用互联网、大数据等手段,强化知识产权保护力度,建立侵

权惩罚性赔偿制度,提高违法成本。同时,积极推广知识产权辅导、预警、代理、托管等服务,为创业者提供坚实的知识产权保障,解除其后顾之忧。三是优化企业开办服务。这需要构建高效便捷的线上服务平台,推行“一网通办”模式,实现办理流程的标准化、自动化。同时,强化一站式服务体系建设,整合工商注册、税务登记、银行开户等关键环节,提供集成化服务,提高办理效率。

[参考文献]

- [1] 戴蔚,于恩平,倪中新.水资源要素禀赋改善是否促进了经济高质量发展?——基于“南水北调”工程的准自然实验[J].上海经济研究,2024(9):60-68.
- [2] 狄嘉,孙鹏飞,苑春荟,李晓龙.数字经济发展驱动创业活跃度——基于国家大数据综合试验区的准自然实验[J].数量经济技术经济研究,2025(1):157-177.
- [3] 丁从明,吉振霖,雷雨,梁甄桥.方言多样性与市场一体化:基于城市圈的视角[J].经济研究,2018(11):148-164.
- [4] 古颖,李秋实,尹维娜.以社区街道为主体的上海市普陀区石泉路街道城市微更新路径探索[J].城市规划学刊,2022(S2):161-166.
- [5] 郭品,李欣明.商业银行数字韧性的理论逻辑、形成机制与提升路径研究[J].经济学家,2024(9):87-97.
- [6] 郭馨梅,陈惠.流通业与物流业协同集聚对居民消费的影响研究[J].商业经济与管理,2024(10):5-20.
- [7] 黄晴.生活导向城市更新的问题缘起、理论建构及其实践反思[J].东岳论丛,2024(8):152-158.
- [8] 霍国庆,展圣洁,王宗水,焦丹晓.基于社会网络分析的影响居民幸福感的城市空间要素关系研究——以北京市为例[J].管理评论,2022(10):319-327.
- [9] 李立清,彭德顺.居家和社区养老服务改革与老年人消费福利增进[J].消费经济,2025(5):106-120.
- [10] 李萌.基于居民行为需求特征的“15分钟社区生活圈”规划对策研究[J].城市规划学刊,2017(1):111-118.
- [11] 李玉霞.乡村振兴背景下基层政府农业政策的“适应性执行”——以鄂西Y县柑橘产业为例[J].农业经济问题,2024(12):107-118.
- [12] 林孝文,刘翰程.制度型开放如何提升企业产能利用率——兼论地方官员特征和市场信息可得性的调节效应[J].现代财经(天津财经大学学报),2025(4):22-39.
- [13] 龙少波,李洁雨,左渝兰.我国居民消费环境评价指标体系的构建与测度[J].改革,2023(4):81-98.
- [14] 马彪,张琛,郭军,张晨.电子商务会促进农户家庭的消费吗?——基于“电子商务进农村综合示范”项目的准自然实验研究[J].经济学(季刊),2023(5):1846-1864.
- [15] 马鸿佳,侯美玲,宋春华,葛宝山.创业战略态势、国际学习与国际创业绩效的关系研究[J].科学学研究,2015(8):1203-1214.
- [16] 毛其淋,石步超.通向绿色发展之路:智能制造与企业绿色转型[J].世界经济,2024(9):152-182.
- [17] 毛盛志,王军辉,张吉鹏.户籍制度改革对城镇居民家庭消费的影响[J].中国农村经济,2025(1):114-133.
- [18] 任保平,豆渊博.“十四五”时期新经济推进我国产业结构升级的路径与政策[J].经济与管理评论,2021(1):10-22.
- [19] 申杰,昌忠泽.工业智能化赋能民营中小企业高质量发展——基于“专精特新”视角的研究[J].现代经济探讨,2024(5):52-64.
- [20] 滕喆君,张卫国.金融集聚对经济高质量发展的影响效应与机制分析[J].改革,2024(12):95-109.
- [21] 王文举,姚益家.企业家精神、经济增长目标与经济高质量发展[J].经济经纬,2021(3):86-94.
- [22] 王洋,武友德,吴映梅,李灿松,岳晓丽.昆明主城区高收入人口的居住空间结构与区位选择特征[J].地理研究,2023(8):2104-2120.
- [23] 魏君英,胡润哲,陈银娥.数字经济发展如何影响城乡消费差距:扩大或缩小?[J].消费经济,2022(3):40-51.
- [24] 吴晓瑜,王敏,李力行.中国的高房价是否阻碍了创业?[J].经济研究,2014(9):121-134.

- [25] 杨洁, 尹志超, 刘泰星. 住房负债与家庭风险资产选择[J]. 国际金融研究, 2022(12): 14-24.
- [26] 依绍华, 吴顺利. 数字化背景下流通业态创新与品质消费的非对称互促关系: 供给主导抑或需求引领[J]. 财贸经济, 2024(5): 121-141.
- [27] 张可, 钟莹. 城市多中心结构提升了居民幸福感吗? [J]. 华中科技大学学报(社会科学版), 2024(5): 29-40.
- [28] 张志新, 丁鑫, 刘晓合. 国家电子商务示范城市建设如何缩小城乡收入差距? ——基于全国258个地级市的证据[J]. 软科学, 2024(3): 70-76, 84.
- [29] Bodzin S. New Life for Old Malls[J]. Journal of Housing & Community Development, 2003.
- [30] Ding C, Zhang R, and Wu X. The Impact of Product Diversity and Distribution Networks on Consumption Expansion [J]. Journal of Business Research, 2023, 161: 113833.
- [31] El Hedhli K, Chebat J C, and Sirgy M J. Shopping Well-being at the Mall: Construct, Antecedents, and Consequences[J]. Journal of Business Research, 2013, 66(7): 856-863.
- [32] Goodman-Bacon A. Difference-in-differences with Variation in Treatment Timing[J]. Journal of Econometrics, 2021, 225(2): 254-277.
- [33] Li J, Wu Y, and Xiao J. The Impact of Digital Finance on Household Consumption: Evidence from China [J]. Economic Modelling, 2020, 86(C): 317-326.
- [34] Shen Y. Emerging Scenarios of Data Infrastructure and Novel Concepts of Digital Libraries in Intelligent Infrastructure for Human-centred Communities: A Qualitative Research [J]. Journal of Information Science, 2019, 45(5): 691-704.
- [35] Wang Y, Shi M, and Liu J, et al. The Impact of New Infrastructure on Carbon Emission Reduction: An Examination of Implementation Pathways from the Production and Consumption Side [J]. Journal of Green Building, 2024, 19(4): 105-136.

(责任编辑:湘潭大学 张磊;责任校对:湘潭大学 姚海琼)

## 15 Minutes for the Convenience of People's Life Circle: Accelerator of Consumption Facilitation and Diversified Services

ZHANG Zhi-xin, LIU Xin-ru, ZHANG Xiu-jie

**Abstract:** Based on a quasi-natural experiment of the construction of 15-minute convenience living circles, this paper uses panel data of 229 prefecture-level cities from 2019 to 2023, and builds multi-period DID and other models to empirically test the impact of 15-minute convenience living circles on residents' consumption. The results show that 15-minute convenience living circles can not only effectively enhance consumption convenience but also significantly promote service diversification. Mechanism analysis reveals that 15-minute convenience living circles improve consumption convenience by promoting the construction of new infrastructure and enrich service diversification by enhancing urban market vitality. Heterogeneity analysis indicates that the improvement effects of 15-minute convenience living circles on consumption convenience and service diversification are more significant in cities with high population density and a high degree of population aging. Therefore, on the basis of strengthening the construction of existing 15-minute convenience living circles, it is necessary to increase pilot projects in cities with high population density and pay attention to the construction of community facilities suitable for the elderly. At the same time, in line with the development needs of cities, it is necessary to improve the new infrastructure system and optimize the business environment to stimulate market vitality.

**Keywords:** 15 minutes convenient living circle; convenience community; construction of commercial outlets; living service facilities; consumption upgrade

# 中国农村家庭教育投资的性别偏好

——来自多子女家庭的微观证据

鄢 姣 肖 彤

**摘要:**本文构建家庭教育投资性别偏好模型,从理论上探讨农村多子女家庭教育投资的性别差异及内在原因,并将2018年中国住户收入调查(CHIP)的农村住户数据和宏观统计数据相结合,实证检验相关理论假说。研究表明,整体来看农村多子女家庭的教育投资存在显著的男孩偏好。分样本分析发现,农村家庭教育投资的性别差异存在出生次序异质性,与长子相比,父母更易牺牲长女的教育投资以满足其他子女的教育资源获取,但幼子与幼女间可获得的家庭教育投资并无显著差异。进一步分析发现,地区公共教育支出与家庭收入水平的提高可以在一定程度上缓解农村多子女家庭的教育投资性别差异。此外,本文从子女的社会价值和经济价值两个方面,探讨了农村家庭教育投资性别差异的内在原因,发现农村传统的男孩偏好观念和劳动力市场上的性别歧视导致了农村家庭教育投资的性别差异。

**关键词:**家庭教育投资;农村多子女家庭;性别偏好;子女结构;宗族文化

**中图分类号:**F063.4 **文献标识码:**A **文章编号:**1007-5682(2026)01-0078-15

## 一、引言

教育是个人实现向上流动以及社会进行人力资本积累的重要途径,教育资源的公平分配是促进社会稳定以及经济发展的重要因素(张川川和王玥琴,2022)。在中国传统社会中,女性接受教育的机会远低于男性,教育的性别差异是导致男女社会经济地位产生巨大差异的重要原因(鄢姣和孟大虎,2023),因此,教育获得的性别差异成为学界备受关注的的一个重要议题。同时,家庭教育投资通常被视为一种长期的人力资本投资,但其本质也具有消费属性。人力资本理论在强调教育可转化为生产力的同时,也揭示了教育投资的消费本质(Becker和Lewis,1973),即家庭对子女进行教育投资的本质是在消费一种能同时带来当前效用与未来收益的特殊商品。理解教育投资的消费本质有助于更加精准地把握家庭教育投资决策的内在逻辑。

1986年《中华人民共和国义务教育法》正式颁布,义务教育法强调所有适龄儿童不分性别、民族、家庭财产状况,依法享有平等接受义务教育的权利。2020年人口普查数据显示县级层面男性平均受教育年限为9.75年,比2010年提高了2.4%,女性平均受教育年限为9.23年,比2010年提高了6.1%,可见,性别间的教育不平等得以改善。此外,随着经济发展,家庭收入水平的提高缓解了子女教育支出的经济制约,但是女性教育资源与教育机会的增加并不意味着性别间教育不平等的消失(郑筱婷等,2019)。首先,尽管义务教育法的普及很大程度上缓解了家庭的教育负担,但孩子

收稿日期:2025-01-16

基金项目:北京市习近平新时代中国特色社会主义思想研究中心一般项目“新时代数字技术发展对北京市青年高质量充分就业的影响机制及政策研究”(24LLSMC087)

作者简介:鄢姣,经济学博士,首都经济贸易大学经济学院讲师;肖彤(通讯作者),首都经济贸易大学经济学院硕士研究生,电子邮箱:xt192837@163.com。感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见,文责自负。

在校就读所需费用除学费以外,还包括学校服务性收费、代收代管费以及其他选择性收费等(魏易,2019)。因此,即使在义务教育阶段家庭仍需承担一定的教育支出,这些教育支出对农村多子女家庭而言可能会成为较大的经济负担。其次,中国农村家庭普遍收入较低,在预算约束和重男轻女传统观念的加持下,农村多子女家庭仍旧存在教育投资的性别差异。

为改善人口结构、应对人口老龄化并保持人力资本禀赋优势,国家先后于2015年和2021年实施“二孩政策”和“三孩政策”,这意味着未来将出现更多的多子女家庭。独生子女政策为促进教育性别平等提供了支持(鄢姣和孟大虎,2023),那么,随着优化生育政策的实施,女性获得的教育机会和教育资源是否会受到家庭规模的扩大和子女结构的复杂影响而下降,同时,受到传统文化观念的影响,农村家庭是否更容易在教育资源分配时出现性别歧视。基于此,本文立足于我国农村家庭教育投资性别歧视缓解的需要,以多子女家庭为例,探究农村家庭教育投资的性别偏好。

与农村家庭教育投资性别偏好有关的研究主要包括以下两类:第一类是教育性别差异产生的原因。导致教育性别差异的因素主要包括重男轻女的传统文化观念(张川川和马光荣,2017)、劳动力市场上教育回报的性别差异(钟粤俊和董志强,2018)、社会保障制度不完善导致的代际经济依赖(Whyte和Xu,2020)以及教育的机会成本(Alderman和King,1998)。首先,在以儒家文化为根源、以父权制为核心的中国传统文化中,男性是延续家族血脉、传承家族姓氏以及进行家族祭祀等宗教活动的决定力量(Choi和Hwang,2020),这导致了中国传统文化的生育观念与教育观念中出现男孩偏好。其次,劳动力市场上经济回报的性别差异也是导致父母在教育资源分配时产生男孩偏好的重要因素。男性更擅长从事繁重体力劳动,在劳动力市场竞争中更具优势,更容易找到工作并获得回报(钟粤俊和董志强,2018)。最后,男孩与女孩受教育的机会成本差异导致父母更倾向于将教育资源分配给男孩。

第二类是家庭中子女结构对教育获得的影响。家庭子女结构包括子女数量、子女性别结构、出生次序以及出生间隔(Steelman等,2002),多子女家庭同胞之间既存在同胞规模效应,也存在同胞性别效应(郑磊,2013)。首先,子女数量、质量权衡理论与资源稀释理论指出,由于家庭受到预算约束的影响,每个孩子获得的教育资源随家庭中孩子数量的增加而下降(Becker和Lewis,1973)。其次,在家庭内部教育资源分配的性别差异中,禀赋效应理论表明父母倾向于投资教育回报率高的子女(Becker和Tomes,1979)。受到劳动力市场上性别歧视等因素的影响,男性和女性的教育回报率不同,通常男性的教育回报率更高,因而父母在进行家庭教育资源分配时也更倾向于男孩(陈珊珊,2020)。最后,男孩在家庭教育资源代内流动模式中更具优势,代内转移指教育资源从女孩流向男孩(刘雯等,2021),或者从长子女流向幼子女(张兆曙和戴思源,2018)。

综上所述,已有文献研究了教育性别差异产生的原因及家庭中子女结构对教育获得的影响,但少有文献以中国农村多子女家庭为研究对象,探究农村家庭教育投资的性别偏好及出生次序的异质性。本文在现有研究的基础上,从理论和实证两个层面探讨中国农村多子女家庭的教育投资性别差异,有助于丰富家庭教育投资相关领域的文献。

本文的边际贡献主要体现在以下三个方面:第一,在研究视角上,考察了中国农村多子女家庭教育投资的性别偏好,拓展了家庭教育投资领域的研究,具有重要的理论和现实意义。第二,在研究方法上,将理论分析与实证检验相结合,实现了经典理论与中国农村新发展阶段特征事实的有效衔接,分析了中国农村家庭教育投资在性别和子女结构间的差异。第三,在政策层面上,本文为政府和决策部门进一步加强公共教育投资,改善农村家庭教育投资不平衡提供了有力的政策依据。

## 二、理论分析

家庭资源的分配是一种跨期互惠 (Greenhalgh, 1985)。“养儿防老”的传统观念与当下社会保障制度的不完善,使得父母在年轻时将有限的家庭资源在自己与子女的消费之间进行合理分配,以期待子女成年后获得教育回报并提供养老支持。由于教育支出兼具消费和投资属性,父母在对子女教育进行投资决策时需要考虑教育成本与预期教育回报 (魏易, 2019)。

基于上述分析,本文借鉴 Michel 提出的父母与子女跨期消费函数 (Michel 和 Bertrand, 2010) 以及周钦和袁燕 (2014) 对父母性别偏好与劳动力市场教育回报的设定,构建家庭教育投资性别偏好模型,分析父母在追求跨期效用最大化时如何对子女进行教育投资,以及导致教育投资产生性别偏好的内在因素。假定模型中的家庭包括父母和两个孩子,包括一个儿子和一个女儿,并且存在两个时期。在第一期,父母工作获得收入,并在自己的消费与子女的教育投资之间进行分配,不考虑信贷市场,子女没有自我投资与决策能力,只能通过父母的教育投资在学校学习。为考察父母的性别偏好,假设父母对男孩的偏好程度为  $\rho$ ,对女孩的偏好程度为  $1 - \rho$ ,  $\rho \in [0, 1]$ ,  $\rho > 0.5$  表示父母存在男孩偏好观念。在第二期,子女完成教育并进入劳动力市场获得教育回报,并在自己的消费和父母的转移支付之间进行分配。假设没有养老保障制度,父母退休后没有收入,只能通过儿子和女儿的转移支付进行第二期的消费。为简化模型推导,假设所有的效用函数为连续、二阶可导的凹函数。父母的效用来源于两期消费以及子女财富,且二者相互独立,则父母的跨期效用函数为:

$$U_p = U_1(c_1) + \delta U_1(c_2) + \delta U_2(w_b, w_g) \quad (1)$$

其中,  $\delta$  为贴现率,  $c_1$ 、 $c_2$  为父母第一期与第二期的消费水平,  $w_b$ 、 $w_g$  为子女第二期的教育回报。根据父母性别偏好  $\rho$  的设定,父母源于子女财富的效用函数表示为:

$$U_2 = \rho G(w_b) + (1 - \rho) G(w_g) \quad (2)$$

其中,  $w_b$ 、 $w_g$  为子女完成教育并进入劳动力市场获得的教育回报。

父母两期的预算约束分别为:

$$y \geq c_1 + I_b + I_g \quad (3)$$

$$c_2 \leq t_b + t_g \quad (4)$$

其中,  $I_b$ 、 $I_g$  为父母对子女的教育投资,  $t_b$ 、 $t_g$  为子女对父母的转移支付。

考虑孩子的利他主义动机,父母的效用会影响子女的效用,因此在子女的效用函数设定中加入父母的效用函数 (Baland 和 Robinson, 2000; Michel 和 Bertrand, 2010):

$$V_b = V(d_b) + \gamma U_1(c_2) \quad (5)$$

$$V_g = V(d_g) + \gamma U_1(c_2) \quad (6)$$

其中,  $\gamma$  为孩子的利他主义参数 (Michel 和 Bertrand, 2010),  $d_b$ 、 $d_g$  分别为子女的消费。

子女的教育回报受到父母教育投资  $I_b$ 、 $I_g$  与自身禀赋  $\theta_b$ 、 $\theta_g$  的影响,同时为了体现劳动力市场工资的性别差异,假设男性的工资率为  $b$ ,女性的工资率为  $g$ ,  $b > g$  表示男性的教育回报高于女性,子女的教育回报函数分别为:

$$w_b = bf(I_b, \theta_b) \quad (7)$$

$$w_g = gf(I_g, \theta_g) \quad (8)$$

子女的预算约束分别为:

$$d_b + t_b \leq w_b \quad (9)$$

$$d_g + t_g \leq w_g \quad (10)$$

首先考虑第二期,子女通过选择给父母的转移支付  $t_b$ 、 $t_g$  以最大化其效用  $V_b$ 、 $V_g$ ,同时,将子女对父母进行转移支付视为对公共物品(父母的效用)的贡献问题:

$$\max_{t_b} V_b = V(d_b) + \gamma U(c_2) \quad (11)$$

$$\max_{t_g} V_g = V(d_g) + \gamma U(c_2) \quad (12)$$

根据预算约束(4)(7)(9)式,儿子效用最大化的一阶条件为:

$$\frac{\partial V}{\partial d_b}(w_b - t_b^*) - \gamma \frac{\partial U}{\partial c_2}(t_b^* + t_g) = 0 \quad (13)$$

根据预算约束(4)(8)(10)式,女儿效用最大化的一阶条件为:

$$\frac{\partial V}{\partial d_g}(w_g - t_g^*) - \gamma \frac{\partial U}{\partial c_2}(t_g^* + t_b) = 0 \quad (14)$$

(13)(14)式为子女的最优反应函数。根据公共物品贡献经典模型的一般解(Cornes 和 Hartley, 2007),子女在第二期均衡时的消费水平相等:

$$\frac{\partial V}{\partial t_b}(d_b^*) = \gamma \frac{\partial V}{\partial t_g}(d_g^*), d_b^* = d_g^* \quad (15)$$

因此,(13)式和(14)式分别转化为:

$$\frac{\partial V}{\partial d_b}[bf(I_b, \theta_b) - t_b^*] - \gamma \frac{\partial U}{\partial c_2}[2t_b^* + gf(I_g, \theta_g) - bf(I_b, \theta_b)] = 0 \quad (16)$$

$$\frac{\partial V}{\partial t_g}[gf(I_g, \theta_g) - t_g^*] - \gamma \frac{\partial U}{\partial c_2}[2t_g^* + bf(I_b, \theta_b) - gf(I_g, \theta_g)] = 0 \quad (17)$$

其次考虑第一期,父母通过选择对子女的教育投资,使得自己的跨期效用最大化:

$$\max_{I_b, I_g} U_p = U_1(c_1) + \delta U_1(c_2) + \delta[\rho G(w_b) + (1 - \rho)G(w_g)] \quad (18)$$

根据预算约束(3)(4),父母效用最大化的一阶条件为:

$$-\frac{\partial U_1}{\partial c_1}(c_1) + \delta \frac{\partial U_1}{\partial c_2}(c_2) \frac{\partial t_b^*}{\partial I_b}(I_b) + \delta \rho \frac{\partial G}{\partial w_b}(w_b) b \frac{\partial f}{\partial I_b}(I_b, \theta_b) = 0 \quad (19)$$

$$-\frac{\partial U_1}{\partial c_1}(c_1) + \delta \frac{\partial U_1}{\partial c_2}(c_2) \frac{\partial t_g^*}{\partial I_g}(I_g) + \delta(1 - \rho) \frac{\partial G}{\partial w_g}(w_g) g \frac{\partial f}{\partial I_g}(I_g, \theta_g) = 0 \quad (20)$$

根据隐函数定理:

$$\frac{dt_b^*}{dh_b} = - \frac{V''(d_b^*) b \frac{\partial f}{\partial I_b}(I_b, \theta_b) + \gamma U_1''(c_2^*) b \frac{\partial f}{\partial I_b}(I_b, \theta_b)}{-V''(d_b^*) - 2\gamma U_1''(c_2^*)} = \frac{b}{2 - v} \frac{\partial f}{\partial I_b}(I_b, \theta_b) \quad (21)$$

$$v = \frac{V''(d_b^*)}{V''(d_b^*) + \gamma U_1''(c_2^*)}, 0 < v < 1 \quad (22)$$

$$\frac{dt_g^*}{dh_g} = - \frac{V''(d_g^*) g \frac{\partial f}{\partial I_g}(I_g, \theta_g) + \gamma U_1''(c_2^*) g \frac{\partial f}{\partial I_g}(I_g, \theta_g)}{-V''(d_g^*) - 2\gamma U_1''(c_2^*)} = \frac{g}{2 - w} \frac{\partial f}{\partial I_g}(I_g, \theta_g) \quad (23)$$

$$w = \frac{V''(d_g^*)}{V''(d_g^*) + \gamma U_1''(c_2^*)}, 0 < w < 1 \quad (24)$$

一阶条件(19)(20)转化为:

$$-\frac{\partial U_1}{\partial c_1}(c_1) + \frac{b\delta}{2 - v} \frac{\partial U_1}{\partial c_2}(c_2) \frac{\partial f}{\partial I_b}(I_b, \theta_b) + b\delta\rho \frac{\partial G}{\partial w_b}(w_b) \frac{\partial f}{\partial I_b}(I_b, \theta_b) = 0 \quad (25)$$

$$-\frac{\partial U_1}{\partial c_1}(c_1) + \frac{g\delta}{2 - w} \frac{\partial U_1}{\partial c_2}(c_2) \frac{\partial f}{\partial I_g}(I_g, \theta_g) + g\delta(1 - \rho) \frac{\partial G}{\partial w_g}(w_g) \frac{\partial f}{\partial I_g}(I_g, \theta_g) = 0 \quad (26)$$

合并(25)(26)式可得

$$\begin{aligned}
 & b \frac{\partial f}{\partial I_b}(I_b, \theta_b) \left[ \frac{\delta}{2-v} \frac{\partial U_1}{\partial c_2}(c_2) + \delta \rho \frac{\partial G}{\partial w_b}(w_b) \right] \\
 & = g \frac{\partial f}{\partial I_g}(I_g, \theta_g) \left[ \frac{\delta}{2-w} \frac{\partial U_1}{\partial c_2}(c_2) + \delta(1-\rho) \frac{\partial G}{\partial w_g}(w_g) \right] \tag{27}
 \end{aligned}$$

根据(27)式可以得到如下结论:第一,当 $\rho > 0.5$ ,则 $I_b > I_g$ ,表明父母更偏好男孩,对男孩的教育投资大于女孩,反之,则表明父母没有强烈的男孩偏好,此时对男孩和女孩的教育投资较为公平。第二,当 $b > g$ ,则 $I_b > I_g$ ,表明当劳动力市场上的男性比女性更占优势时,父母对男孩的教育投资将大于女孩,反之,则表明劳动力市场上的性别差异较小,此时父母对女孩的教育投资动机越强。理论模型的两个结论阐述了导致家庭教育投资性别差异的两个内在因素,即子女的社会价值和经济价值,本文将实证检验这两个内在因素。结合理论分析的结果,本文提出如下研究假说:

假说 1:农村多子女家庭教育投资存在性别差异。

假说 2:农村多子女家庭男孩偏好的观念越严重,家庭子女结构对女孩教育投资的影响越大。

假说 3:农村家庭越重视劳动力市场中存在的性别优势,家庭子女结构对女孩教育投资的影响越大。

### 三、数据与变量

#### (一)数据来源

本文使用的数据源于 2018 年中国住户收入调查(Chinese Household Income Project, CHIP)的农村住户数据,2019 年中国城市统计年鉴及 2020 年中国人口普查分县资料。CHIP2018 农村住户调查共收集了 5175 个在校子女样本,基于研究目的、教育支出和子女结构的可得性与完整性,本文剔除各项教育支出全部缺失的样本、独生子女样本以及子女信息错误的样本,最终保留处于高中及以下教育阶段的 3 至 18 岁子女样本,总计 1486 个。

#### (二)变量说明

本文的被解释变量为教育总支出。CHIP2018 收集了家庭在校子女的各项教育支出数据,包括实际缴纳的学杂费、住宿费、校内辅导班费用、择校费等校内教育支出费用以及校外辅导班费用。由于校外教育支出并不是农村家庭教育支出的主体,样本中也仅有 18% 的农村家庭存在校外教育支出,因此本文选择样本个体的总教育支出作为被解释变量,为避免极端值干扰,对被解释变量进行 5% 缩尾处理。

本文的核心解释变量为性别与子女结构。参考既有文献对子女结构的衡量方法(郑筱婷和陆小慧,2018),本文用出生次序、子女是否有兄弟、长子女是否有弟弟和幼子女是否有哥哥衡量家庭子女结构。表 1 展示了主要变量的描述性统计。

表 1 主要变量描述性统计

变量名称	变量定义及赋值	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	教育总支出(元)	1486	4330.282	4228.509	200.000	19800.000
核心解释变量	性别(女孩=1)	1486	0.503	0.500	0	1
	出生次序	1486	1.945	0.963	1	3
	子女是否有兄弟(有兄弟=1)	1486	0.545	0.498	0	1
	长子女是否有弟弟(有弟弟=1)	732	0.641	0.480	0	1
	幼子女是否有哥哥(有哥哥=1)	650	0.395	0.489	0	1

续表 1

变量名称	变量定义及赋值	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
个体层面 控制变量	年龄(岁)	1486	12.275	3.308	3	18
	教育阶段	1486	2.409	0.782	1	4
	民族(汉族=1)	1486	0.921	0.270	0	1
	学校质量	1486	1.572	0.543	1	3
	学校类型(公立=1)	1486	0.867	0.339	0	1
父亲层面 控制变量	父亲教育年限(年)	1486	9.987	2.118	0	16
	父亲是否为党员(党员=1)	1486	0.077	0.267	0	1
	父亲健康状况	1486	1.182	0.465	1	3
	父亲是否非农就业(非农就业=1)	1486	0.028	0.164	0	1
母亲层面 控制变量	母亲教育年限(年)	1486	9.729	2.453	0	16
	母亲是否为党员(党员=1)	1486	0.027	0.162	0	1
	母亲健康状况	1486	1.182	0.469	1	3
	母亲是否非农就业(非农就业=1)	1486	0.040	0.195	0	1
家庭层面 控制变量	父母陪伴情况	1486	2.134	0.638	1	3
	家庭规模(人)	1486	2.206	0.477	2	4
	家庭收入(元)	1486	57666.667	43698.937	122.450	407287.500

资料来源:2018 年中国居民收入调查项目(CHIP)。

### (三)农村家庭的教育投资情况

图 1 展示了农村多子女家庭的教育投资情况。从图 1 左图可以看出,农村家庭中男孩比女孩的平均教育支出高 7.09%,长子比长女的平均教育支出高 14.94%,幼子比幼女的平均教育支出高 2.62%,表明农村家庭中普遍存在男孩比女孩享有更多教育资源的现象,并且家庭中长女获得的教育资源相对更少。从图 2 右图可以看出,相比于家庭中没有兄弟的女孩而言,有兄弟的女孩获得的教育支出低 2.70%;相比于家庭中没有弟弟的长女,有弟弟的长女获得的教育支出低 4.32%;相比于家庭中没有哥哥的幼女,有哥哥的幼女获得的教育支出低 1.21%。图 1 整体说明了农村家庭教育支出存在性别偏好,男孩在家庭教育资源的分配中存在优势,有兄弟对女孩的家庭教育资源分配是不利的。

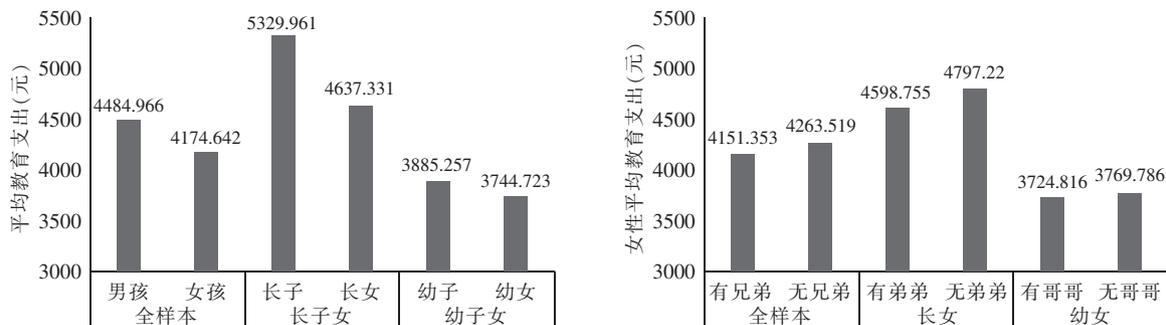


图 1 农村多子女家庭教育投资情况

资料来源:2018 年中国居民收入调查项目(CHIP)。

## 四、实证策略及结果分析

### (一)模型设定与基准回归

本文利用是否有兄弟来衡量家庭子女结构,以此估计农村多子女家庭教育投资的性别差异,回归模型如下:

$$\ln(toe_i) = \beta_0 + \beta_1 gender_i + \beta_2 wbro_i + \beta_3 gender_i \times wbro_i + X'\gamma + \varepsilon_i \quad (28)$$

其中,  $\ln(\text{toe}_i)$  为农村家庭每个子女教育总支出的对数,  $\text{gender}_i$  为性别,  $\text{wbro}_i$  为是否有兄弟,  $\text{gender}_i \times \text{wbro}_i$  为性别与是否有兄弟的交互项, 交互项系数  $\beta_3$  反映了农村家庭子女结构对教育投资影响的性别差异。当分析长子女与幼子女教育投资性别差异时,  $\text{gender}_i$  表示是否为长女、是否为幼女,  $\text{wbro}_i$  表示是否有弟弟、是否有哥哥,  $\text{gender}_i \times \text{wbro}_i$  表示是否为长女与是否有弟弟的交互项, 及是否为幼女与是否有哥哥的交互项。X' 表示其他控制变量, 个体层面包括年龄、民族、教育阶段、所在学校质量、所在学校类型, 家庭层面包括父母教育水平、政治面貌、健康状况、非农就业情况、父母陪伴情况、家庭规模、家庭收入, 以及县域虚拟变量和出生年份虚拟变量, 用以控制县级固定效应和出生年份固定效应,  $\varepsilon_i$  为随机扰动项。

表 2 展示了农村多子女家庭教育投资性别偏好的基准回归结果。由列(1)结果可知, 农村家庭中女孩获得的教育投资在 5% 的显著水平上比男孩低出 11.3%, 表明农村家庭在教育资源分配过程中存在显著的男孩偏好。列(2)性别与出生次序的交互项系数表明, 相比于长女, 幼女获得的家庭教育投资在 1% 的显著性水平上高出 19.3%, 即农村家庭教育投资的性别差异存在显著的出生次序异质性。基于此, 本文进一步对处于特殊位次的长子女和幼子女进行分析, 回归结果见列(3)和列(4)。列(3)展示了长子和长女获得家庭教育投资的差异, 可以看出, 长女获得的家庭教育投资在 1% 的显著性水平上低于长子 22.7%, 相比于全样本的性别差异, 长子与长女间获得家庭教育投资的差异更大。列(4)报告了幼子与幼女间获得家庭教育投资的差异, 可以看出, 农村家庭中幼子与幼女获得的教育资源没有显著差异。总体来看, 农村多子女家庭的教育投资存在男孩偏好, 这种性别歧视在不同出生次序的子女之间存在异质性, 长女获得的家庭教育资源分配通常更少, 而父母更加偏爱幼子女, 因此幼子与幼女获得的家庭教育投资没有显著差异。至此, 假说 1 得证。

表 2 农村多子女家庭教育投资与性别偏好: 基准回归

变量	全样本	长子女	幼子女	
	(1)	(2)	(3)	(4)
性别(女孩=1)	-0.113** (0.049)	-0.193*** (0.070)	-0.227*** (0.081)	-0.002(0.082)
出生次序(参照组:首位)				
出生次序(中间)	0.009(0.125)	0.031(0.220)		
出生次序(末位)	0.036(0.052)	-0.055(0.073)		
性别×出生次序(中间)		-0.030(0.240)		
性别×出生次序(末位)		0.189*(0.102)		
控制变量	是	是	是	是
县级固定效应	是	是	是	是
出生年份固定效应	是	是	是	是
观测值	1486	1486	732	650
R <sup>2</sup>	0.528	0.530	0.582	0.592

注:括号内数字为稳健标准误, \*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著性水平上显著;下同。

接下来, 本文使用子女是否有兄弟、长子女是否有弟弟以及幼子女是否有哥哥衡量农村家庭子女结构, 进一步考察农村多子女家庭教育投资的性别差异, 回归结果见表 3。列(1)性别和子女是否有兄弟的交互项系数显示, 与有兄弟的男孩相比, 有兄弟的女孩获得的家庭教育投资在 10% 的显著性水平上低 18.9%, 表明有兄弟的多子女家庭中女孩的教育资源获得处于劣势。列(2)性别与长子女是否有弟弟的交互项系数显示, 与有弟弟的长子相比, 有弟弟的长女获得的家庭教育投资在 10% 的显著性水平上低 30%, 表明农村家庭中长女获得的教育资源一定程度上更容易受到弟弟的影响, 也印证了农村家庭在做教育决策时更易牺牲长女的传统思想(Chu 等, 2007)。列(3)性别与幼子女是否有哥哥的交互项系数表明, 是否有哥哥对幼子和幼女获得家庭教育投资没有显著影响, 表明尽管女孩在获得教育资源中是弱势群体, 但由于父母同时存在出生次序的歧视, 即传统意义上的老幺

偏好,所以幼子与幼女在获得家庭教育投资上没有表现出显著差异,这可能是农村家庭教育投资过程中男孩偏好与次序偏好叠加的结果。至此,假说 2 得到验证。

表 3 农村多子女家庭教育投资与子女结构差异:基准回归

变量	全样本	长子女	幼子女
	(1)	(2)	(3)
性别 × 子女是否有兄弟	-0.189* (0.104)	-0.300* (0.159)	-0.198 (0.164)
性别 × 长子女是否有弟弟			
性别 × 幼子女是否有哥哥			
控制变量	是	是	是
县级固定效应	是	是	是
出生年份固定效应	是	是	是
观测值	1486	732	650
R <sup>2</sup>	0.529	0.585	0.594

### (二)内生性分析<sup>①</sup>

由于本文的研究目的是考察在校子女教育投资的性别差异,因此本文的样本均为教育总支出大于零的子女,忽略了因各种原因未上学或辍学的适龄儿童与少年,即忽略了教育总支出为零的样本,因此,本文可能存在样本选择偏误导致的内生性问题。为缓解样本选择偏误问题,本文使用 Heckman 两阶段样本选择模型进行检验。

首先,在第一阶段选择排他约束性变量,通过 Probit 模型估计农村家庭子女在学的概率,并计算逆米尔斯比(IMR)。由于本文样本孩童出生年份集中在 2000 年至 2015 年,其祖父母出生年份集中在 1950 年至 1970 年,而大规模上山下乡运动开始于 1968 年,农村地区最早受到下乡知青影响的人群出生于 1956 年(1968 年为小学阶段的最后一年),最晚受到下乡知青影响的人群出生于 1969 年(1976 年为小学阶段的第一年),本文样本孩童的祖父母辈恰好经历了上山下乡运动,同时,人力资本存在代际传递性(徐英东和于潇,2025),下乡知青不仅影响了本文样本孩童祖父母一辈的教育,也影响了本文样本孩童父母一辈的教育(Chen 等,2020),这种代际传递性同样会影响当代子女的教育,综上所述,本文认为样本所在县接收下乡知青密度与子女是否在学相关,同时与子女的教育总支出无直接关系,满足排他约束性变量的条件,因此本文借鉴 Chen 等(2020)整理的各县接收下乡知青密度(各县接收知青总数/1964 年中国第二次人口普查县级人口数)作为排他约束性变量进行第一阶段估计。其次,将第一阶段计算的 IMR 带入第二阶段 OLS 模型,通过 IMR 显著性判断本文是否存在样本选择偏误问题,Heckman 两阶段样本选择模型估计结果说明本文的基准回归结果具有一定稳健性。

### (三)稳健性检验

(1)更换被解释变量。由于本文选择的是 3 至 18 岁在校学生样本,不同教育阶段的孩子教育总支出存在差异,教育阶段越高教育总支出越高,因此为避免教育阶段对估计结果带来的影响,本文借鉴刘雯等(2021)的处理方法,计算不同教育阶段教育总支出的均值与标准差,并对每个孩子的教育总支出进行标准化处理。在将教育投资标准化后,回归结果表明女孩的教育投资显著低于男孩,其中长女的教育投资显著低于长子,幼子女教育投资无显著差异,上述回归结果与基准回归结果保持一致。

(2)更换估计方法。现有样本为截面数据,多维固定效应估计结果可能存在偏误,因此进一步采用 Tobit 模型进行估计分析。更换估计方法后,依然表明农村家庭教育投资存在显著的性别差

<sup>①</sup> 受篇幅限制,内生性、稳健性检验结果未予展示,备索。

异,并且这种差异主要体现在长子和长女之间,幼子和幼女之间并无显著的教育投资差异,说明了基准回归的稳健性。

(3)剔除生育政策调整影响。本文选取的样本是出生于2000年至2015年间的子女,在这期间,国家先后于2011年、2013年和2015年实施了双独二孩政策、单独二孩政策以及全面二孩政策,生育政策的优化使得家庭子女结构发生变化,导致可能高估子女结构对家庭教育投资的影响,因此,接下来仅保留出生于2011年之前的子女样本进行回归分析,以此剔除生育政策调整对家庭子女结构的影响。剔除生育政策调整影响的结果与基准回归仍保持一致,进一步说明基准回归具有稳健性。

(四)异质性分析

1. 地区公共教育支出

地方公共教育支出在一定程度上可以减轻家庭教育支出负担(陈杰等,2024),具体而言,根据中国城市统计年鉴中地方一般公共预算教育支出与人口数据计算地区人均公共教育支出,并以均值作为划分依据将样本分为两组,若该地区人均公共教育支出水平高于均值,则认为该地区公共教育支出更大程度上缓解了家庭教育支出负担,家庭不会因预算约束过于受限而牺牲个别孩子的教育,不易出现家庭教育投资的性别差异,反之亦然。表4是地区公共教育支出的异质性分析结果。列(2)、列(4)和列(6)回归结果显示,公共教育支出水平较高的地区,农村家庭教育投资的性别差异不再显著,长女效应也不复存在,表明地区公共教育支出的增加有效缓解了农村家庭教育投资的性别差异。列(1)、列(3)和列(5)回归结果显示,公共教育支出水平较低的地区,农村家庭教育投资呈现出显著的性别差异,同时,家庭中幼女获得的教育投资相比于幼子显著降低。回归结果表明地区公共教育支出水平的提升可以缓解农村家庭教育投资的性别差异。

表4 地区公共教育支出异质性分析

变量	较低	较高	较低	较高	较低	较高
	全样本		长子女		幼子女	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
性别×是否有兄弟	-0.398*** (0.142)	0.016 (0.160)				
性别×是否有弟弟			-0.419* (0.215)	-0.313 (0.275)		
性别×是否有哥哥					-0.508** (0.236)	0.075 (0.244)
控制变量	是	是	是	是	是	是
县级固定效应	是	是	是	是	是	是
出生年份固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	849	637	415	317	367	283
R <sup>2</sup>	0.512	0.589	0.582	0.631	0.560	0.712

2. 家庭收入水平

家庭收入水平是保障子女教育获得的重要因素(李晓红和乔世延,2025),农村家庭收入水平越低,对子女进行教育投资受到的经济约束越大,女孩的教育投资更容易受到子女结构的影响。表5是家庭收入水平的异质性分析结果。列(2)、列(4)和列(6)回归结果显示家庭收入的提高有效缓解了经济约束对女孩教育投资的限制,改善了女孩被兄弟挤占教育资源的现象。即在富裕的家庭中,子女结构不再导致教育投资的性别差异。列(1)和列(3)回归结果显示家庭收入较低时,相对于男孩,有兄弟对女孩的家庭教育资源获得产生了显著的负向影响,其中,有弟弟的家庭更容易牺牲长女的教育投资,进而满足弟弟教育资源的获取。列(5)回归结果显示家庭收入水平并未对幼女的

教育投资造成威胁,有哥哥对幼子和幼女可以获得的家庭教育投资没有显著差异,这是因为当农村家庭收入水平较低时,父母倾向于牺牲出生次序靠前子女的教育,长子女通过外出打工、婚嫁以及务农等方式补贴家用,一定程度上保证了幼子女的教育获得。

表 5 家庭收入水平异质性分析

变量	较低	较高	较低	较高	较低	较高
	全样本		长子女		幼子女	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
性别 × 是否有兄弟	-0.312** (0.129)	-0.073 (0.236)				
性别 × 是否有弟弟			-0.360* (0.208)	-0.532 (0.400)		
性别 × 是否有哥哥					-0.227 (0.214)	-0.308 (0.468)
控制变量	是	是	是	是	是	是
县级固定效应	是	是	是	是	是	是
出生年份固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	968	518	461	271	434	216
R <sup>2</sup>	0.580	0.604	0.652	0.705	0.648	0.795

## 五、教育投资性别差异的内在因素分析

理论模型推导的结论指出,子女的社会价值和经济价值是导致家庭教育投资性别差异的内在因素,本文将进一步选择合理的代理变量进行检验。中国传统文化强调只有男孩可以延续家庭血脉、传承家庭姓氏并进行家庭祭祀等活动,男孩的社会价值高于女孩的社会价值,这导致中国的生育观念与教育观念中出现了严重的男孩偏好(张川川和马光荣,2017)。此外,由于劳动力市场存在性别歧视,无论是在经济报酬还是职位晋升等方面,男性都比女性更占优势(钟粤俊和董志强,2018),劳动力市场的性别歧视降低了女性的经济价值,导致父母更倾向于将教育资源优先分配给男孩。基于此,本文用子女所在地区出生性别比衡量父母“重男轻女”观念的严重程度,同时用中国汉语方言的区域分布衡量宗族文化,间接代理子女的社会价值,用母亲在家庭中的社会经济地位衡量家庭对劳动力市场中存在的男性优势是否重视,间接代理子女的经济价值,检验家庭教育投资性别差异的内在因素。

### (一) 子女社会价值

出生性别比越高说明该地区“重男轻女”观念越强,根据理论模型推导出的结论,家庭“重男轻女”观念越强,教育投资的性别差异越显著,因此,本文将子女所在地区出生性别比作为子女社会价值的代理变量。表 6 为子女社会价值的检验结果。列(1)和列(3)结果显示,在出生性别比较高的地区,女孩的教育投资越容易受到兄弟的负向影响,其中,长女的教育投资受到弟弟的负向影响更加严重,列(5)结果显示,幼女的教育投资却未受到哥哥的显著影响。同时,列(2)、列(4)和列(6)结果显示,在出生性别比较低的地区,子女结构并未对子女教育投资的性别差异产生显著影响。上述回归结果说明出生性别比高的地区,农村家庭“重男轻女”的观念越严重,父母越重视子女的社会价值,从而导致父母在对子女进行教育投资时产生显著的性别歧视,同时,由于传统文化更加强调长子延续家庭血脉、传承家庭姓氏的责任,而幼子女所需承担的责任更小,成长环境相对宽松,因此“重男轻女”的男孩偏好观念更容易对长子女的教育投资差异产生影响,而对于幼子女并未产生显著影响。至此,假说 2 得证。

为进一步检验理论模型中父母男孩偏好系数对于农村家庭子女教育投资的影响,本文借鉴龚为纲(2013)的理论与数据,用中国汉语方言的区域分布代理宗族文化,分析宗族文化导致的家庭“重男轻女”观念如何影响家庭教育资源的分配。

第一,中国农村生育数量和出生性别比的区域分布与中国汉语方言的区域分布和宗族文化的空间分布具有一致性(龚为纲,2013),即中国移民史与宗族文化发育影响了地区方言的形成,进而影响了不同地区家庭的微观生育行为,因此,本文以地区方言作为不同地区宗族文化的代理变量进行研究。

第二,方言的形成可以从移民、村庄两个方面来分析,对于吴语、湘语、粤语、闽语、赣语、客家语等古方言,从移民的角度来看,古方言是由明清以前的移民形成,移民一般是指大家族、贵族的举族整体移民,原有的宗族结构与文化传统在迁入地得到保持,有利于宗族的发育;从村庄的角度来看,讲古方言的村庄大多形成时间较早,村庄结构发育完整,保留了较深的宗族传统文化与宗族势力,因此,南方方言区的男孩偏好观念是最强的。而对于西南官话、东北官话、冀鲁官话、胶辽官话等官话的形成,从移民的角度来看,主要由明清以后的移民形成;从村庄的角度来看,官话对应地区的传统汉民族宗族文化较弱、村庄社会发育较晚、历史比较短,除中原官话区出生性别比偏高,其他官话区出生性别比基本正常,即官话区男孩偏好观念较弱。

第三,汉语方言对应地区可以分为南方方言区与官话区。南方方言区对应广东、福建、江西、广西(南部),分别是粤方言、闽方言、赣方言、客家方言的分布区,除此之外还包括湘语、赣语分布区,除吴语区之外,这些方言所属地区以山地丘陵为主,地区生育转变滞后,出生性别比严重偏高,男孩偏好观念较强。官话包括东北官话、冀鲁官话、胶辽官话、中原官话、西南官话与晋语,北方官话区、胶辽官话区与晋语区出生性别比较为正常,男孩偏好观念较弱;西南官话区分布在湖北中西部、四川、重庆、云南、贵州、广西北部、湖南沅水流域以及陕西的西南角,除云南和贵州出生性别比偏高,整个西南官话区出生性别比较为正常,男孩偏好观念较弱;中原官话区包括河南、江苏、安徽的淮河流域、鲁西南地区,这些地区的出生性别比严重偏高,男孩偏好观念较强。

表 6 内在因素分析:子女的社会价值(地区出生性别比)

变量	较高	较低	较高	较低	较高	较低
	全样本		长子女		幼子女	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
性别 × 是否有兄弟	-0.324*	-0.110				
	(0.187)	(0.129)				
性别 × 是否有弟弟			-0.509*	-0.191		
			(0.299)	(0.197)		
性别 × 是否有哥哥					-0.213	-0.147
					(0.332)	(0.206)
控制变量	是	是	是	是	是	是
县级固定效应	是	是	是	是	是	是
出生年份固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	578	908	286	446	237	413
R <sup>2</sup>	0.512	0.565	0.569	0.631	0.596	0.643

综上所述,本文根据宗族文化形成的汉语方言区构建虚拟变量来判断样本所属地是否存在较强的男孩偏好观念,进而分析宗族文化是否盛行对农村家庭子女教育投资的影响。表 7 为宗族文化检验子女社会价值的结果。列(1)和列(3)结果显示,在宗族文化盛行的方言区,女孩的教育投资更容易受到兄弟的负向影响,且长女的教育投资受到弟弟的负向影响更加严重。列(5)结果显示,幼女的教育投资未受到哥哥的显著影响。同时,列(2)、列(4)和列(6)结果显示,在宗族文化较弱的

方言区,子女结构并未对子女教育投资的性别差异产生显著影响。对比表6和表7的回归结果可以发现,地区宗族文化与地区出生性别比的检验结果一致,二者的回归结果均表明中国历史上形成的宗族文化是导致家庭男孩偏好观念产生的重要原因,宗族文化盛行的方言区,出生性别比越高,农村家庭男孩偏好的观念越严重,子女社会价值的分化导致了子女教育资源分配的性别差异。至此,假说2再次得证。

表7 内在因素分析:子女的社会价值(宗族文化)

变量	较高	较低	较高	较低	较高	较低
	全样本		长子女		幼子女	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
性别×是否有兄弟	-0.326*	-0.084				
	(0.171)	(0.134)				
性别×是否有弟弟			-0.488*	-0.085		
			(0.275)	(0.200)		
性别×是否有哥哥					-0.410	-0.158
					(0.292)	(0.222)
控制变量	是	是	是	是	是	是
县级固定效应	是	是	是	是	是	是
出生年份固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	662	824	327	405	272	378
R <sup>2</sup>	0.484	0.594	0.530	0.672	0.577	0.662

(二)子女经济价值

本文采用家庭中母亲的社会经济地位代理子女的经济价值。相比于父亲,母亲更加关注孩子的教育问题(Alderman和King,1998),因此,当家庭中母亲的社会经济地位较高时,母亲越不会因为劳动力市场上可能存在的男性优势而降低对女儿经济价值的判断,同时社会经济地位高的母亲在家庭中的话语权也更高,从而保证家庭中女孩的教育资源获得。相反,如果父亲的社会经济地位更高,普遍会认为男孩在劳动力市场上更具优势,因而更加偏向男孩的教育投资。综合考虑父母的职业属性、政治面貌、受教育水平以及收入等情况后,我们通过母亲从事非农就业而父亲从事农业就业、母亲是党员而父亲不是党员、母亲的受教育程度和收入均高于父亲四个指标具体判断母亲的社会经济地位是否高于父亲,如果以上答案均为肯定,则表示母亲的社会经济地位高于父亲,否则认为母亲的社会经济地位低于父亲(钟粤俊和董志强,2018)。

表8 内在因素分析:子女的经济价值(母亲社会经济地位)

变量	低于父亲	高于父亲	低于父亲	高于父亲	低于父亲	高于父亲
	全样本		长子女		幼子女	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
性别×是否有兄弟	-0.324***	0.097				
	(0.121)	(0.303)				
性别×是否有弟弟			-0.487***	-0.042		
			(0.185)	(0.528)		
性别×是否有哥哥					-0.261	-0.248
					(0.195)	(1.721)
控制变量	是	是	是	是	是	是
县级固定效应	是	是	是	是	是	是
出生年份固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	1161	325	564	168	512	138
R <sup>2</sup>	0.545	0.739	0.623	0.868	0.625	0.900

表8为子女经济价值的检验结果。列(1)和列(3)结果显示,当家庭中母亲的社会经济地位低于父亲时,家庭中有兄弟的女孩教育投资显著低于男孩。具体地,相对于长子,长女的教育投资受到弟弟的负向影响更加严重,而列(5)结果显示,幼子女的教育投资并未出现显著的性别差异。此外,列(2)、列(4)和列(6)结果显示,当家庭中母亲的社会经济地位高于父亲时,子女结构不再导致显著的教育投资性别差异。上述回归结果说明,当母亲的社会经济地位高于父亲时,母亲在家庭中拥有更大的话语权,可以缓解由于劳动力市场性别歧视导致的女性经济价值低下的不良认知,降低教育投资过程的性别歧视,而无论父母的社会地位如何,子女的经济价值均未导致幼子女教育投资的性别差异。至此,假说3得证。

## 六、结论与政策启示

本文通过理论与实证相结合的方法研究了中国农村多子女家庭教育投资的性别偏好。研究发现:第一,农村家庭的教育投资存在显著的性别差异,并且这种差异呈现出明显的出生次序异质性,长子与长女之间存在显著的教育投资差异,即相对于长子,家庭更易牺牲长女可以分配到的教育资源,进而满足其弟弟妹妹的教育资源获取,而幼子与幼女间并没有显著的教育投资差异。第二,公共教育支出水平低的地区、收入水平低的家庭,农村家庭教育投资的性别差异更显著。第三,出生性别比更高、宗族文化更加盛行的地区以及母亲社会经济地位更低的农村家庭,其教育投资的性别差异更显著,且女孩可以获取的教育资源更易受到出生次序的影响。结合以上研究结论,本文认为尽管社会观念的转变、计划生育导致的社会少子化(陈武元等,2024)、高校扩招政策的实施(刘一伟等,2025)使得教育资源分配出现性别平等化趋势,但在农村地区,多子女家庭的教育投资决策依旧存在显著的性别差异,女孩的教育资源无法得到保障。

本文的政策启示如下:第一,农村家庭的教育投资存在显著的男孩偏好,并且这种偏好在长子与长女之间更为显著,父母更易牺牲长女的教育资源满足其弟弟妹妹的教育资源获取。因此,政府需要制定更具针对性的教育财政补偿策略,提高弱势群体的受益程度。例如,可以提高生育补贴与教育费用减免力度,针对特殊出生位次的子女进行教育补贴,保障农村家庭子女教育机会的均等化。第二,地区公共教育支出水平低和收入水平低的家庭教育投资差异更显著。因此,一方面要优化财政资金和教育帮扶向公共教育支出低的地区倾斜,减轻农村家庭的教育负担,建立健全符合地区需要的基本公共教育服务供给机制;另一方面要着力办好乡镇教育,为农民家庭提供低成本高质量的就近教育,同时向低收入家庭倾斜教育资源,满足贫困家庭的教育资源需求。第三,出生性别比高和宗族文化盛行的农村地区教育投资的性别差异更显著。因此,各级财政应优先保障出生性别比高、宗族文化盛行的县域及以下行政单元的义务教育预算,建立与城区联动的预算增长机制。同时,政府应维护教育公平,引导农民树立“读书求知明理”的正确教育价值观,消除性别偏见,重视女性教育,并有针对性地创办女子学校,缓解地区文化带来的家庭教育投资差异。

最后是关于本文的研究不足与未来展望。第一,局限于数据可获得性,本文仅使用2018年中国住户收入调查(CHIP)数据对中国农村多子女家庭教育投资的性别偏好现象与内因进行探讨,有限的样本量无法充分说明农村家庭在教育资源分配过程中出现的性别差异次序异质性,同时,同胞年龄差距、同胞教育水平等因素也会导致教育投资性别差异,未来可从不同视角对中国农村家庭教育投资进行进一步研究。第二,由于我国单独“二孩政策”放开于2013年,全面“二孩政策”放开于2015年,“三孩政策”放开于2021年,本文使用2018年的调查数据仅能够观测到放开“二孩政策”背景下农村多子女家庭教育投资的性别差异,并由此推测进一步放开“三孩政策”会加剧农村多子女家庭子女结构对女性教育投资产生的负面影响,无法直接观测并验证“三孩政策”实施后农村家庭

子女结构变化对于女性教育投资的影响,未来使用更新的调查数据可以解决数据时效性问题,进一步探讨生育政策变化对于农村家庭教育投资决策的影响。第三,由于本文侧重于考察农村多子女家庭对于未成年子女的教育投资性别差异,选择研究无法进行自我教育投资的子女可以更好地反映农村家庭教育投资的性别差异,因此本文并未对处于高等教育阶段的子女进行研究,在高等教育扩招政策影响下,未来可以进一步对高等教育投资性别差异进行研究。

## [参考文献]

- [1] 陈杰,张韵琪,詹鹏.义务教育阶段市场化教育、公共教育支出与教育水平——基于代际视角的分析[J].南开经济研究,2024(6):204-222.
- [2] 陈珊珊.有兄弟对女孩而言“都挺好”么?——家庭教育投资的性别歧视研究[J].经济资料译丛,2020(1):39-54.
- [3] 陈武元,陈祎,蔡庆丰.社会少子化、刘易斯拐点与家庭教育投资——基于资源再配置的研究视角[J].教育研究,2024(10):121-136.
- [4] 龚为纲.男孩偏好的区域差异与中国农村生育转变[J].中国人口科学,2013(1):66-76,127.
- [5] 李晓红,乔世延.收入不平等对农村儿童教育支出的影响研究——基于CFPS的面板数据[J].农业技术经济,2025(1):1-18.
- [6] 刘雯,於嘉,谢宇.家庭教育投资的性别差异——基于多子女家庭的分析[J].青年研究,2021(5):51-63,95-96.
- [7] 刘一伟,郭秋月,孙中伟.从“重男轻女”到“男女平等”——高等教育扩招与家庭人力资本投资性别偏好转型[J].教育研究,2025(3):118-131.
- [8] 魏易.2017年中国教育财政家庭调查:中国家庭教育支出现状[C].北京大学中国教育财政科学研究所.中国教育财政政策咨询报告(2015-2019)[M].社会科学文献出版社·群学出版分社,2019:9.
- [9] 徐英东,于潇.父母兄弟姐妹教育代际流动的溢出效应研究[J].中国软科学,2025(2):81-93.
- [10] 鄢姣,孟大虎.高等教育性别差异逆转:驱动因素与典型表征——来自宏观层面和微观层面的经验证据[J].河南师范大学学报(哲学社会科学版),2023(5):95-100.
- [11] 鄢姣,孟大虎.哪些女性进入了城市高收入行业——基于CHIP数据的经验分析[J].学术交流,2023(10):107-119.
- [12] 张川川,马光荣.宗族文化、男孩偏好与女性发展[J].世界经济,2017(3):122-143.
- [13] 张川川,王玥琴.教育减负、家庭教育投入与教育不平等[J].管理世界,2022(9):83-97.
- [14] 张兆曙,戴思源.中国农村家庭教育资源分配的“末孩优势”及其影响因素[J].人口学刊,2018(5):15-27.
- [15] 郑筱婷,陆小慧.有兄弟对女性是好消息吗?——家庭人力资本投资中的性别歧视研究[J].经济学(季刊),2018(1):277-298.
- [16] 郑磊.同胞性别结构、家庭内部资源分配与教育获得[J].社会学研究,2013(5):76-103,243-244.
- [17] 郑筱婷,孙志颖,陆小慧.为何“读书无用论”重返农村?——不同出身个体教育回报率变化的解释[J].劳动经济研究,2019(5):53-77.
- [18] 钟粤俊,董志强.更多兄弟姐妹是否降低个人教育成就?——来自中国家庭的微观证据[J].财经研究,2018(2):75-89.
- [19] 周钦,袁燕.家庭基础教育投入决策“男孩偏好”的理论与实证研究[J].人口学刊,2014(3):14-24.
- [20] Alderman H, and King E M. Gender Differences in Parental Investment in Education[J]. Structural Change and Economic Dynamics, 1998, 9(4): 453-68.
- [21] Becker G S, and Lewis H G. On the Interaction between the Quantity and Quality of Children[J]. Journal of Political Economy, 1973, 81(2):279-88.
- [22] Becker G S, and Tomes N. An Equilibrium Theory of the Distribution of Income and Intergenerational Mobility[J].

- Journal of Political Economy, 1979, 87(6): 1153 – 1189.
- [23] Chen Y, Fan Z, and Gu X, et al. Arrival of Young Talent: The Send-down Movement and Rural Education in China [J]. American Economic Review, 2020, 110(11): 3393 – 3430.
- [24] Choi E J, and Hwang J. Transition of Son Preference: Evidence from South Korea[J]. Demography, 2020, 57(2): 627 – 52.
- [25] Chu C Y C, Xie Y and Yu R. Effects of Sibship Structure Revisited: Evidence from Intrafamily Resource Transfer in Taiwan[J]. Sociology of Education, 2007, 80(2): 91 – 113.
- [26] Cornes R and R Hartley. Aggregative Public Good Games[J]. Journal of Public Economic Theory, 2007, 9(2): 201 – 219.
- [27] Greenhalgh S. Sexual Stratification: The other Side of “Growth with Equity” in East Asia [J]. Population and Development Review, 1985, 11(2): 265 – 314.
- [28] Michel T, and Bertrand V. Birth Order and Schooling: Theory and Evidence from Twelve Sub-Saharan Countries[J]. Journal of African Economies, 2010, 19(4): 459 – 495.
- [29] Steelman L C, Powell B, Werum R and Carter S. Reconsidering the Effects of Sibling Configuration: Recent Advances and Challenges[J]. Annual Review of Sociology, 2002, 28(1): 243 – 69.
- [30] Whyte M K, and Xu Q. China’s Revolutions and Intergenerational Relations[M]. University of Michigan Press, 2020.
- (责任编辑:湘潭大学 姚海琼;责任校对:湘潭大学 姚海琼)

## Gender Preferences in Educational Investment of Chinese Rural Families: Micro Evidence Based on Multi-Child Families

YAN Jiao, XIAO Tong

**Abstract:** This paper first constructs a gender preference model of household educational investment, theoretically explores the gender differences and internal mechanisms of educational investment in rural multi-child households, and then empirically tests the theoretical hypotheses by combining rural household data from the 2018 China Household Income Survey (CHIP) and macro statistics. The study shows that overall there is a significant preference for boys in the educational investment of rural multi-child households. Sub-sample analysis reveals that there is birth order heterogeneity in gender differences in rural household educational investment, and that parents are more likely to sacrifice their eldest daughter’s educational investment to meet the allocation of educational resources to their other children than their eldest son, but that there is no significant difference in the household educational investment available between youngest sons and youngest daughters. Further analysis reveals that the improvement of regional public education expenditures and family income can mitigate gender differences in education investment among rural multi-child households to some extent. The paper then explores the internal mechanism of gender differences in education investment in rural households in terms of the social and economic value of children, and finds that the traditional concept of preference for boys in rural areas and gender discrimination in the labor market lead to gender differences in education investment in rural households.

**Keywords:** family education investment; rural families with many children; gender preference; structure of children; clan culture

# 实体清单制裁与中国企业人工智能创新

李瑜敏 王 君

**摘要:**人工智能创新在全球竞争格局中日益重要,美国对中国企业实施的实体清单制裁对企业创新行为产生了深远影响。本文基于 2013—2022 年中国 A 股上市公司数据,采用交错双重差分模型,实证分析列入实体清单对中国企业人工智能创新的影响及其作用机制。研究发现,美国的制裁对企业创新具有“双重效应”:短期内,阻断国际合作渠道,压缩海外市场份额,显著降低专利引用次数与质量;长期来看,技术封锁促使企业加大研发投入,抑制管理者短视主义,推动专利申请数量的显著增长。此外,异质性分析表明,大型企业、国有企业及获得较多政府补贴的企业在应对制裁冲击时展现出较强的适应能力,而具备海外经验的高管团队能够有效引导企业提升自主创新能力。相较于应用型专利,企业更倾向于增加技术型专利的申请,以突破核心技术短板。本文揭示了经济制裁对企业创新的动态影响,为政府制定产业政策和企业应对外部冲击提供实证参考。

**关键词:**中美贸易摩擦;实体清单;人工智能创新;专利申请与引用;双重效应

**中图分类号:**F425 **文献标识码:**A **文章编号:**1007-5682(2026)01-0093-15

## 一、引言

近年来,中国人工智能技术的快速发展引起了国际社会的广泛关注。人工智能是模拟人类学习、运算、推理和思考等智能活动模式的技术,创造出拥有一定智慧能力的人工系统(曹静和周亚林,2018)。2025 年初,中国人工智能公司 DeepSeek 推出的先进开源大模型 R1 在国内外引发了广泛讨论。根据 2020 年《中国互联网发展报告》显示:中国人工智能专利数已经超越美国,位居世界第一。在中美全面竞争背景下,美国为维护技术霸权,相继出台一系列措施,试图遏制中国高新技术产业创新发展。

2016 年,美国就以国家安全为由,将中兴通讯等多家中国高科技企业列入“实体清单”,禁止美国企业向其供应关键零部件。2019 年,美国扩大制裁范围,将商汤科技、旷视科技、依图科技等人工智能企业列入清单,限制它们获得高端芯片和计算资源。2019—2020 年,华为及其附属公司被列入实体清单,且限制不断升级,逐渐失去对美国芯片和操作系统的获取权限,直接冲击其智能手机和 5G 业务。2022 年,《芯片与科学法案》进一步加强封锁,限制中国企业获取先进半导体及芯片制造设备。2023 年,英伟达高性能 AI 芯片的对华出口受限,使得中国企业在人工智能模型训练方面面临更大挑战。截至 2024 年 5 月,美国已将 800 多家中国实体列入不同类型的制裁清单(见图 1)。

收稿日期:2024-12-16

基金项目:国家自然科学基金青年科学基金项目“基于结构模型的技术标准价值与标准必要专利 FRAND 许可研究”(72103127)

作者简介:李瑜敏,经济学博士,上海大学悉尼工商学院副教授;王君(通讯作者),上海大学悉尼工商学院硕士研究生,电子邮箱:junwang\_jon@163.com。感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见,文责自负。

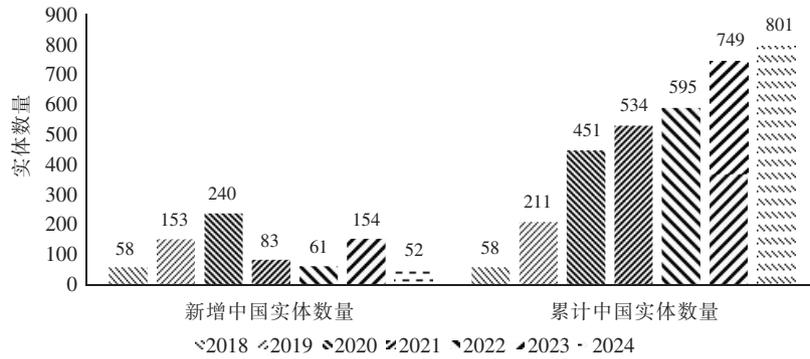


图1 2018—2024年美国实体清单制裁中国实体数量变化(个)

资料来源:作者根据2018—2024年美国商务部工业和安全局公布数据绘制。

随着中美贸易摩擦不断加剧,美国实体清单制裁已成为影响中国企业人工智能创新的关键政策工具。与传统的进口调查措施不同,实体清单通过双重动态路径重塑企业创新生态(见图2)。短期抑制效应上,制裁通过阻断国际合作渠道(Thompson,2006)和压缩市场份额(Bloom等,2016),导致技术外溢减少与专利应用场景缩窄,显著减少人工智能前向引用次数,降低人工智能专利质量;长期倒逼效应上,技术封锁迫使企业增加自主研发投入(Fabrizio和Tsolmon,2014),风险感知强化抑制管理者短视主义倾向(Zhang和Li,2024),推动将更多资源投入长期技术积累和研发上。本文从微观企业视角切入,重点研究以下问题:在持续的技术封锁下,美国实体清单制裁是否显著抑制了中国企业的技术创新,抑或通过倒逼机制加速了国产替代与自主研发。

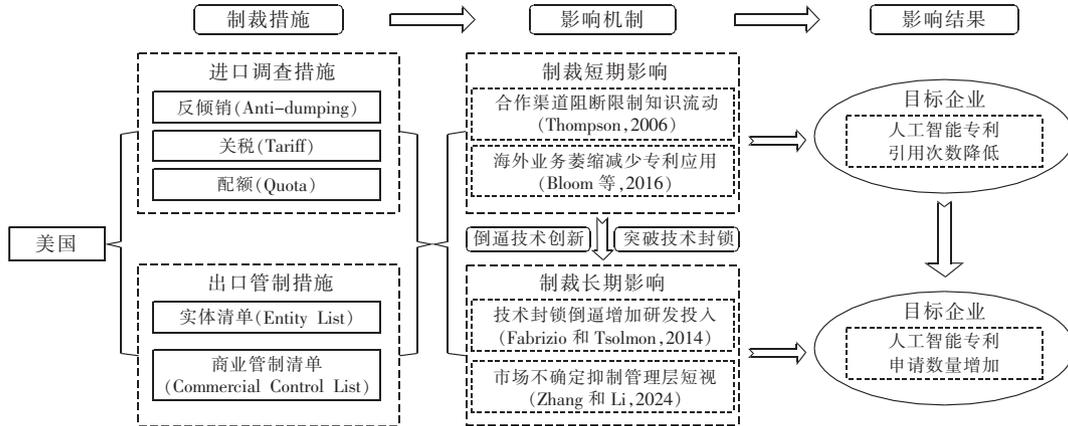


图2 美国进口调查及出口管制措施

资料来源:作者根据相关资料绘制。

现有关于中美贸易战的研究主要集中于贸易摩擦的宏观动因与应对策略(吕越等,2019;潘家栋,2020),或从贸易规模角度分析出口管制的经济效应(卫平和张朝瑞,2018;宋国友和张纪腾,2023)。由于数据可得性等限制,针对实体清单对微观企业层面的影响研究仍较为有限,余典范等(2022)发现实体清单短期内对企业创新产生负面冲击,但长期来看,制裁推动企业加强自主创新;刘斌和李秋静(2023)指出,虽然出口管制抑制了企业创新产出,但促进了企业创新投入;滕莉莉和李任龙(2025)则表明,制裁冲击下中国上市企业的创新能力得到了增强,并呈现滞后性和短期性特点。然而,现有文献存在三大局限:一是多数研究将出口管制视为同质化政策,忽视了实体清单的独特性,特别是其对头部企业的精准打击与技术合作网络的切断作用;二是许多研究偏重短期财务

绩效分析,缺乏对创新动态过程的长期追踪;三是对人工智能行业这一特殊创新模式的研究不足。本文重点分析实体清单制裁对企业人工智能专利的短期与长期影响,实证检验实体清单制裁对人工智能创新的非对称效应,为应对“卡脖子”问题提供理论依据和政策建议。

本文的边际贡献体现在以下三个方面:第一,揭示了经济制裁对企业创新影响的动态路径,指出制裁不仅是单向的压制力量,而且通过重塑创新生态,促使企业在压力中调整资源配置与战略方向,最终实现技术突破。这一发现为理解中美技术竞争背景下企业创新行为的复杂性提供了新的视角。第二,从经济制裁的视角丰富了企业人工智能创新外部影响因素的研究。尽管已有大量研究讨论了人工智能技术的经济影响,但针对外部因素对企业人工智能创新的影响探讨较少。本文通过分析美国实体清单制裁政策与企业人工智能创新的关系,为这一领域的研究提供了新的视角和实证支持。第三,本文通过深入分析实体清单制裁政策,提出了应对贸易摩擦、突破人工智能发展瓶颈的政策建议。

## 二、理论分析与影响机制

### (一) 实体清单制裁对企业人工智能创新的短期影响

首先,在全球创新生态中,跨国合作是知识共享和技术扩散的核心路径(Thompson,2006;张磊等,2021)。被列入实体清单的企业往往面临与海外高校和科研机构的联合研发中断,以及学术交流和技术许可的限制。美国实施实体清单制裁,既阻碍了中国企业从美国进口高端芯片、半导体设备等关键技术和零部件,从而限制了产品进口和技术引进,影响了人工智能创新的路径,又限制了中美科技人员的流动与合作,妨碍了创新知识的交流。以华为为例,制裁后其与国际顶尖实验室(如加州大学伯克利分校 AI 研究中心)的合作专利数量下降了 65%,专利引用网络中来自海外的技术成果引用比例从制裁前的 42% 降至 18%。Krugman(1979)提出的“南北贸易理论”可以为美国对中国实施出口管制提供理论解释。技术外溢会削弱发达国家在全球竞争中的优势,因此发达国家往往通过出口管制措施保护本国技术、经济利益和安全。特别是在人工智能等高新技术领域,技术领先国家采取更严格的出口管制以防止技术流向发展中国家。同时,技术外溢的减少加剧了本土研发的重复投入,企业在封闭环境中探索替代技术,但缺乏国际验证和协同迭代,导致专利的普适性和影响力大幅下降(Peri,2005)。因此,实体清单制裁通过阻碍创新知识流动,显著减少了中国企业人工智能专利的引用数量,从而影响了专利的质量和创新性。

其次,实体清单制裁大幅限制了中国企业的海外市场准入,削弱了其全球竞争力,尤其打击了人工智能专利的创新与应用。美国通过“长臂管辖”及《瓦森纳协定》对相关供应商和客户实施制裁,导致中国企业在美及其他市场的出口急剧下滑。这种市场收缩不仅阻碍了技术商业化,也减少了专利在多元场景的反馈机会,妨碍技术迭代与优化(Bloom等,2016)。以海康威视为例,其海外安防市场份额从 28% 降至 9%,基于 AI 视觉技术的专利在跨境智慧城市项目中的应用机会减少了 72%,陷入“实验室创新”困境,技术成熟度和市场影响力均受限。实体清单制裁通过减少市场规模和利润空间,迫使中国企业缩减研发预算,削弱了人工智能领域的创新动力。此外,海外业务萎缩还削弱了与国际供应商的合作,增加了供应链和创新链中断的风险(Wang和Hu,2020)。因此,出口管制不仅抑制了研发意愿,也通过与进口竞争类似的路径,进一步减少了人工智能专利的引用与应用。

假说 1: 实体清单制裁降低人工智能专利的引用次数。

假说 2a: 实体清单制裁阻碍创新知识流动,进而降低人工智能专利的引用次数。

假说 2b: 实体清单制裁导致海外业务萎缩,进而降低人工智能专利的引用次数。

## (二) 实体清单制裁对企业人工智能创新的长期影响

在技术引进受限的情况下,企业通常通过增加研发投入来保持技术进步并推动创新(罗长远和吴梦如,2022;寇宗来和孙瑞,2023)。首先,实体清单制裁迫使企业增加研发投入,从而推动人工智能专利申请数量的增长。在软件领域,企业加大算法优化、开源生态建设和数据自主管理的投入,以增强技术自主性;在硬件方面,由于海外高端设备受限,企业加大国产芯片和算力基础设施的投资,以弥补供应短缺。例如,2016年中兴通讯被列入实体清单后,强化自研芯片和关键通信技术,以降低对国外高端元器件的依赖;2020年中芯国际遭遇出口限制后,增加研发投入,推进14纳米及更先进制程技术,提升国产半导体自主创新能力。此外,科大讯飞作为AI行业龙头,通过优化语音识别和自然语言处理算法,不断扩展自主技术与专利储备。这些案例表明,技术封锁直接推动企业在核心领域加大研发投入,软件与硬件的创新相互促进,从而提升人工智能整体创新能力,加速专利增长。

其次,实体清单制裁通过显著增强企业管理层的风险感知,抑制了其短视主义倾向,从而推动了人工智能专利申请数量的系统性增长。制裁引发的技术断供、供应链中断和市场准入限制加剧了企业的生存风险,迫使管理层重新审视短期盈利导向策略的可持续性。在此背景下,管理层意识到,仅仅依赖外部技术供应无法保障企业的长期发展,因此转向加大对自主研发的投入,特别是在关键领域如AI芯片和算法框架的技术积累。这种战略调整反映为企业研发投入的增加和防御性专利布局的强化。与此同时,制裁带来的股价波动和公司面临的接管风险使得管理层的职业稳定性受到威胁,进一步激励其通过创新提升企业竞争力以维持自身职位(胡楠等,2021;Zhang和Li,2024)。在这一过程中,管理层的决策逻辑从短期盈利向长期技术积累转变,推动了企业在人工智能等关键技术领域的创新,最终导致专利申请数量的显著增长。

假说3:实体清单制裁增加人工智能专利的申请数量。

假说4a:实体清单制裁倒逼增加研发投入,进而增加人工智能专利的申请数量。

假说4b:实体清单制裁抑制短视主义倾向,进而增加人工智能专利的申请数量。

## 三、研究设计

### (一) 样本选取和数据来源

本研究选取了中国A股上市公司作为样本。在样本筛选过程中,考虑到金融行业的特殊性,我们排除了该行业的企业,并进一步剔除了财务状况或交易机制存在异常的企业,包括特别处理(ST)、退市风险特别处理(\*ST)以及特别转让(PT)企业,同时将数据完全缺失的样本予以删除,且对所有连续变量进行上下1%的缩尾处理。由于实体清单制裁信息与企业人工智能专利数据的客观限制,截至2022年底,被列入实体清单且具备人工智能创新能力的企业仅有31家,这些企业即处理组,其他未被列入实体清单但具备人工智能创新能力的上市企业为控制组。数据来源主要包括两部分:一方面,美国对中国企业实施制裁的实体清单数据来自美国商务部工业和安全局(BIS)官方网站,行业分类依据中国证监会2012年修订的《上市公司行业分类指引》;另一方面,企业财务数据与人工智能专利数据取自国泰安数据库(CSMAR),其中人工智能专利数据依据国家知识产权局办公室发布的《关键数字技术专利分类体系(2023)》,通过分析国际专利分类(IPC)号及相关技术关键词,统计了2013—2022年中国A股上市公司在人工智能领域的专利引用数量及申请数量。

### (二) 核心变量设定

#### 1. 被解释变量

本文的被解释变量为企业人工智能创新水平,包括人工智能专利引用数量和申请数量。本文采用姚加权等(2024)构建的人工智能词典,基于发明专利和实用新型专利文本信息,甄别出企业层

面的人工智能专利,并以专利引用数量和申请总量作为企业人工智能创新水平的代理指标。

### 2. 核心解释变量

本文将实体清单制裁政策的外生冲击作为影响中国企业人工智能创新水平的解释变量,若上市企业在当年被纳入实体清单制裁名单,则该年度及随后年度的核心解释变量取值为“1”,反之取值为“0”。该假说设定认为,一旦企业被列入实体清单,它将在整个样本期间内持续受到限制。其合理性可以归结为以下两个关键方面。首先,美国在将企业纳入实体清单时,并未明确说明管制的持续时间,而这些企业往往会面临多次重复的管制,这使得其处境愈加严峻。其次,企业从实体清单中申请除名的过程极为复杂且十分艰难。企业必须向最终用户审查委员会(ERC Chair)提交除名申请,并获得美国商务部、国防部、能源部、财政部等多个相关机构的一致批准,才能获得为期一到两个月的短期通行证。在此期间,一旦任何机构提出异议,该申请即被驳回且不可上诉。因此,实体清单制裁作为交错双重差分模型的关键解释变量,能够有效地捕捉到实体清单制裁政策的广泛影响。

### 3. 控制变量

本文参考相关文献中常用做法,选取企业规模、托宾 Q 值、资产收益率、资产负债率、经营现金流、企业成长性、企业所有权、企业资产结构、企业股权集中度以及董事长与总经理兼任情况作为公司财务、行业状况等层面的控制变量。其中,企业规模通常采用总资产的对数值来衡量,用以反映企业的资源规模和市场竞争力;托宾 Q 值则是企业市场价值与资产重置成本的比率,常用来衡量企业的成长机会和投资效率。其余变量分别从盈利能力、财务风险、现金流状况、成长潜力、所有制结构、资产利用效率、控制权分散程度以及高管激励等角度反映企业的综合特征。引入这些控制变量有助于有效隔离企业内生特征和外部环境对人工智能创新水平的影响,从而提高模型估计的稳健性。

本文变量具体设定方式见表 1。

表 1 变量定义及说明

变量类型	变量名称	变量说明
被解释变量	企业人工智能创新水平	企业人工智能专利引用次数 企业人工智能专利申请数量
解释变量	实体清单制裁政策	企业列入“实体清单”当期及以后取值为 1,反之取值为 0
控制变量	企业规模 托宾 Q 值 资产收益率 资产负债率 经营现金流 企业成长性 企业所有权 企业资产结构 企业股权集中度 董事长与总经理兼任情况	期末总资产的自然对数 资产市场价值/资产账面价值 当期净利润/期末总资产 期末总负债/期末总资产 经营现金流量/期末总资产 营业利润增长率 国有企业取值为 1,民营企业取值为 0 (固定资产净额 + 存货净额)/期末总资产 企业第一大股东持股比例(%) 董事长和总经理是同一人时,取值为 1,反之取值为 0

### (三)倾向得分匹配

在实体清单制裁政策实施前,若处理组与对照组企业在可观察特征上存在显著差异,则交互双重差分估计可能存在偏误。为克服这一问题并准确识别制裁对被制裁企业人工智能创新的直接影响,本文采用倾向得分匹配(PSM)方法。该方法基于处理组企业的可观察特征,从候选样本中筛选出与之特征最相近的对照企业,从而增强两组的可比性,提高政策效应评估的精准度。借鉴滕丽丽和李任龙(2025)、首陈霄和谈振林(2024)的匹配方法,本文选择企业规模、企业年龄、企业所有制、研发投入、专利存量、行业类别和资产收益率作为匹配变量,并采用 1: 4 最近邻匹配法逐年进行匹

配,确保每个处理组企业均匹配到四个特征相似的对照企业。图3显示,匹配后各协变量的标准化偏差显著下降,均控制在0%—10%,证明了匹配变量的有效性。通过该匹配过程,潜在混淆因素得到了有效控制。

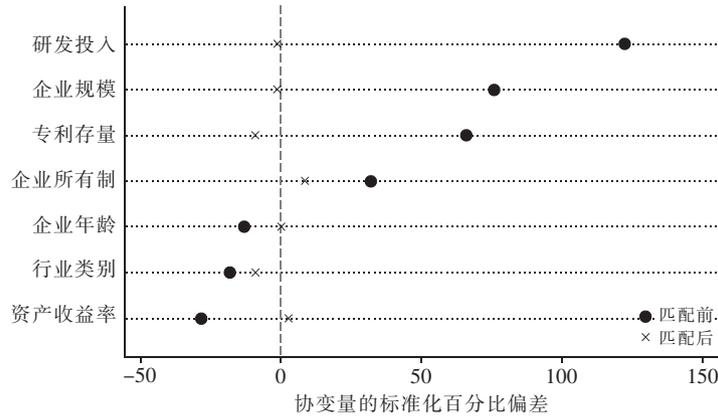


图3 倾向得分匹配前后协变量偏差度

(四)描述性统计

基于前文的倾向得分匹配,本研究筛选出1018家中国上市公司,共计4827个企业年度样本,描述性统计分析见表2。结果显示,不同企业在人工智能专利引用次数和申请数量上存在显著差异,最小值与最大值间的巨大差距反映出企业创新水平的差异。此外,实体清单制裁政策虚拟变量的均值为0.01,表明样本中约有1%的上市企业(即31家)受到制裁,虽比例较低,但对这些企业的经营和创新能力可能产生深远影响。与此同时,企业成长性和股权集中度的标准差较大,显示出营业利润增长率和股权结构在研究期间波动显著,而其他变量则相对平稳,与既有研究的控制变量统计结果基本一致。

表2 变量描述性统计

变量	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
企业人工智能专利引用次数	4827	0.16	2.98	0.00	150.00
企业人工智能专利申请数量	4827	3.02	15.44	0.00	330.00
实体清单制裁政策	4827	0.01	0.11	0.00	1.00
企业规模	4827	22.54	1.48	19.67	28.63
托宾Q值	4827	2.23	1.58	0.70	22.55
资产收益率	4827	0.05	0.09	-3.91	0.60
资产负债率	4827	0.40	0.20	0.01	2.58
经营现金流	4827	0.05	0.07	-0.40	0.72
企业成长性	4827	-0.40	43.45	-2086.30	1985.40
企业所有权	4827	0.30	0.46	0.00	1.00
企业资产结构	4827	0.27	0.14	0.00	0.80
企业股权集中度	4827	32.77	15.46	3.62	86.35
董事长与总经理兼任情况	4827	0.51	0.50	0.00	1.00

(五)实证模型设定

中国企业对于是否以及何时会被列入实体清单无法预期构成了准自然实验的核心特征。基于此,本文将美国实施实体清单制裁视为一个多时间点的准自然实验。交错双重差分模型(Staggered Differences-in-Differences, Staggered DID)在政策评估中得到广泛应用,主要因为它能够有效应对内生性问题,准确识别政策处理所带来的净效应。本研究以“被纳入过实体清单”的中国A股上市企业为处理组,以“从未被纳入实体清单”的中国A股上市企业为对照组,并采用倾向得分匹配法进行匹配,遵循Baker等(2022)的研究框架,采用交错双重差分模型来分析实体清单制裁对中国上市企

业人工智能技术创新的影响。模型设定为：

$$AI\_Patent_{it} = \alpha + \beta Entity_{it} + \sum \gamma_j Control_{it}^j + \mu_i + \tau_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,  $i, t$  分别表示企业和年份,  $AI\_Patent_{it}$  为本文被解释变量, 分为企业人工智能专利引用次数  $AI\_Patent_{1it}$  和申请数量  $AI\_Patent_{2it}$ ;  $Entity_{it}$  表示企业当年是否被列入实体清单制裁名单,  $\beta$  是本文研究的核心关注系数, 即实体清单制裁政策对中国上市企业人工智能创新的影响程度,  $\mu_i$ 、 $\tau_t$  分别为企业个体和年份固定效应, 以吸收不可观测因素对回归模型的干扰,  $\varepsilon_{it}$  为随机误差项。

#### 四、实证研究

##### (一) 基准回归

表3展示了实体清单对人工智能专利引用次数和申请数量的影响。第(1)列结果显示, 在控制年份、企业、城市固定效应后, 实体清单的估计系数在1%水平上显著为负。第(2)列进一步加入行业-年份固定效应, 以排除行业与年份间的潜在交互影响, 结果表明估计系数仍显著为-2.45, 1%水平上显著。第(3)列结果显示, 制裁显著促进了专利申请的增长。第(4)列在此基础上引入行业-年份固定效应, 政策系数为20.86, 1%水平上显著, 验证了结论的稳健性。

表3 基准回归结果

变量	人工智能专利引用次数		人工智能专利申请数量	
	(1)	(2)	(3)	(4)
实体清单制裁	-2.44*** (0.43)	-2.45*** (0.48)	18.99*** (1.58)	20.86*** (1.73)
常数项	-5.55(3.88)	-6.68(4.34)	-33.74** (14.21)	-39.46** (15.72)
企业规模	0.20(0.17)	0.25(0.19)	1.74*** (0.63)	1.96*** (0.69)
资产负债率	0.63(0.64)	0.38(0.71)	-1.95(2.36)	-2.14(2.58)
资产收益率	-0.17(0.62)	-0.24(0.67)	-0.96(2.28)	-0.28(2.43)
企业成长性	-0.01(0.00)	-0.01(0.00)	-0.01(0.00)	-0.01(0.01)
经营现金流	3.71*** (0.82)	4.05*** (0.91)	5.86* (3.01)	8.00** (3.29)
企业资产结构	-0.76(0.74)	-0.59(0.83)	-2.33(2.70)	-1.64(2.99)
托宾Q值	0.20*** (0.04)	0.24*** (0.04)	0.35** (0.14)	0.43*** (0.16)
企业股权集中度	0.01(0.01)	0.01(0.01)	-0.02(0.04)	-0.01(0.05)
董事长与总经理兼任情况	0.29* (0.17)	0.29(0.19)	-0.51(0.62)	-0.52(0.67)
企业所有权	0.32(0.42)	0.28(0.46)	-4.40*** (1.54)	-5.16*** (1.66)
行业-年份固定效应	否	是	否	是
观测值	4760	4680	4760	4680
R <sup>2</sup>	0.40	0.41	0.70	0.71

注: \*\*\*、\*\*、\* 分别代表在1%、5%、10%水平上显著, 括号内为稳健标准误, 所有回归均控制了企业固定效应、年份固定效应、城市固定效应; 下表同。

基准回归结果表明, 美国实体清单制裁显著降低了中国上市企业的人工智能专利引用次数2.45个单位, 反映出短期内专利质量的下降。图4(a)展示了制裁对人工智能专利引用数量的动态效应。政策实施前6年, 估计系数 $\beta_t$ 均不显著, 符合平行趋势假说。政策实施第1年, 估计系数依然不显著, 表明存在政策滞后效应。然而, 在政策实施后第2、第3年, 专利引用数量显著下降, 且估计系数均为负。这一结果表明, 实体清单制裁导致了人工智能专利的引用数量减少, 创新的质量不断下降, 验证了假说1。此外, 制裁政策显著推动企业人工智能专利申请数量增加20.86个单位, 表明其在激励企业自主创新方面发挥了重要作用。图4(b)进一步验证了这一趋势, 政策实施前3年, 估计系数 $\beta_t$ 不显著, 符合平行趋势假说; 制裁实施后连续3年, 专利申请量显著上升, 且估计系数均为正。这表明, 实体清单制裁迫使企业增加人工智能专利的申请, 以应对外部技术封锁, 进一步验证了假说3。总体而言, 实体清单制裁在短期内抑制了知识溢出和技术扩散, 降低了人工智能专利质量,

但同时强化了企业创新驱动动力,推动人工智能专利申请量增长,促使企业加速人工智能技术积累。

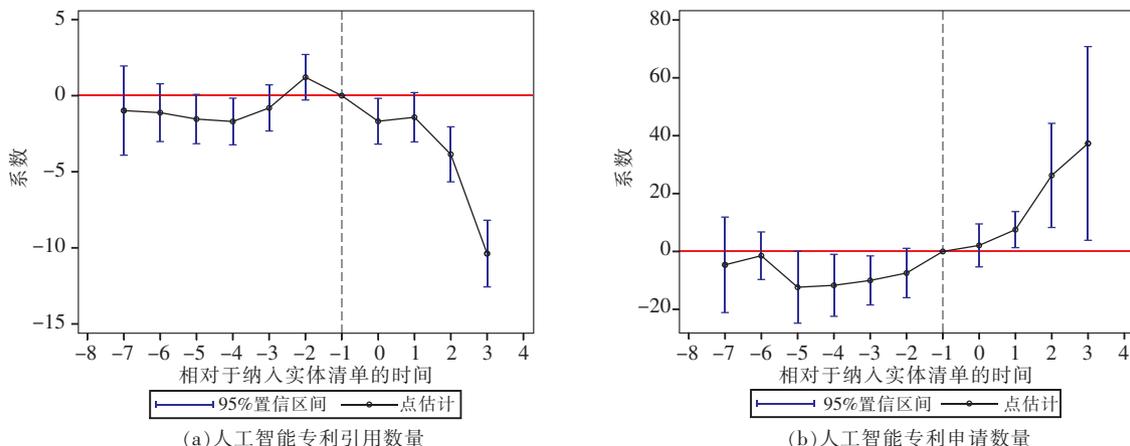


图4 动态政策效应

## (二) 稳健性检验

### 1. 替换被解释变量<sup>①</sup>

为了进一步验证实证结果的稳健性,本文采用了工业机器人渗透率和人工智能词频数作为替代解释变量。首先,工业机器人是人工智能在生产领域的主要应用方式之一,因此,参考 Acemoglu 和 Restrepo(2020)的做法,本文使用工业机器人渗透率作为人工智能专利引用次数的替代变量。其次,上市公司年报包含了企业在人工智能技术创新方面的实际情况,而人工智能词频反映了企业对人工智能技术的关注度和研发投入。本文借鉴姚加权等(2024)的研究方法,使用企业年报中人工智能相关关键词的出现频次总和作为人工智能专利申请数量的替代指标。在加入控制变量和固定效应后,工业机器人渗透率的估计系数为 $-1.52$ ,在5%水平上显著,表明实体清单制裁导致企业在工业机器人渗透率上的显著下降,从而反映出人工智能创新质量的下降。同时,人工智能词频数的估计系数为 $9.79$ ,在1%水平上显著,表明制裁推动了企业在年报中增加对人工智能技术的关注和研发投入,进而增强了企业的人工智能创新能力。综上所述,替换解释变量后,回归结果依然稳健。

### 2. 安慰剂检验<sup>②</sup>

本文采用安慰剂检验法验证实体清单制裁对人工智能专利引用数量和申请数量的影响。具体而言,我们对核心解释变量“实体清单制裁”实施的政策时点进行随机打乱处理。首先,提取并暂存所有政策时点的值,然后将这些值随机分配给样本中的企业,生成伪政策虚拟变量。最后,我们重复回归过程1000次,以减少小概率因素对结果的影响。结果表明,安慰剂检验中的伪回归系数均值接近于0,显著低于或高于核心解释变量的真实估计值,大部分估计值的P值超过0.1,表明伪政策虚拟变量的估计系数与真实值之间存在较大差距。这一发现证实了伪政策虚拟变量的估计系数与0之间没有显著差异,从而增强了本文估计结果的可信度。

### 3. Goodman-Bacon 分解

根据 Baker 等(2022)的研究,交错双重差分法的估计量实际上是通过对各组别在不同时间段的双重差分估计量进行加权平均得到的。由于实体清单制裁政策在不同年份可能对处理组产生不同程度的影响,传统的交错双重差分估计可能对部分组别的不同时期的比较赋予负权重。为更准确地评估这种可能的偏误,本文采用了 Goodman-Bacon(2021)提出的 DID 估计量分解方法。表4的分

<sup>①</sup> 受篇幅限制,替换被解释变量的回归结果未予展示,备索。

<sup>②</sup> 受篇幅限制,安慰剂检验图表未予展示,备索。

析结果显示,当“较早接受处理”组作为控制组时,估计的处理效应分别为 3.19 和 -12.59,且其权重均为 0.20%;而当“从未接受处理”作为控制组时,合适的处理效应估计为 -1.31 和 12.74,且其权重均为 99.30%。这一显著差异表明,不恰当的处理效应权重相对较小,因此可以推断,本文的核心结论具备较高的稳健性。

表 4 Goodman-Bacon 分解

变量	人工智能专利引用次数		人工智能专利申请数量	
	系数	权重	系数	权重
以“从未接受处理”为控制组	-1.31	0.993	12.74	0.993
以“尚未接受处理”为控制组	-2.35	0.005	15.53	0.005
以“较早接受处理”为控制组	3.19	0.002	-12.59	0.002
TWFE 估计量最终平均处理效应	-1.31	—	12.71	—

#### 4. 合成双重差分法<sup>①</sup>

美国在实体清单制裁实施过程中,制裁企业的选择和制裁时间的确定存在一定程度的非随机性,这导致本文研究面临内生性问题。为有效缓解这一问题,本文借鉴 Arkhangelsky 等(2021)提出的合成双重差分方法(Synthetic DID)。该方法通过重新加权合成出与处理组事前趋势相似的潜在对照主体,用来近似模拟其未受干预行为影响情况下的反事实结果,能够有效应对内生性问题。结果表明,实体清单制裁政策的系数在 1% 水平上显著,且与本文基准结果相近,符号一致。这进一步验证了实体清单制裁显著降低了人工智能专利引用次数,并通过倒逼企业增加人工智能专利申请数量,推动了人工智能创新的发展。

#### 5. Heckman 两步法估计

企业的人工智能专利创新过程包括两个阶段:一是企业是否选择做出进行人工智能专利创新的决策,二是其在人工智能专利创新上的应用及研发投入水平。不同阶段可能受到不同因素影响,若忽略这种差异,可能导致估计结果偏差。为了准确捕捉这一创新过程,本文将企业是否做出人工智能创新的决策作为选择变量,采用 Heckman 两步法进行估计。如表 5 所示,实体清单政策显著影响了企业的人工智能专利创新。具体而言,受实体清单政策影响的企业更倾向于从事人工智能创新活动,说明该政策在企业创新选择中发挥了重要作用。在第二阶段的回归方程中,本文引入逆米尔斯比率作为修正项,校正因非随机制裁导致的估计偏误。进一步分析发现,制裁对创新的影响呈现双重效应:短期内,制裁通过加剧技术外溢壁垒表现为专利引用次数的下降;从长期来看,制裁则推动专利申请数量的增加。因此,该方法证实了本文基准回归结果,并为“数量-质量背离”现象提供了稳健的证据支持。

表 5 Heckman 两步法估计结果

变量	人工智能创新决策	人工智能专利引用数量	人工智能创新决策	人工智能专利申请数量
	(1)	(2)	(3)	(4)
实体清单制裁	0.51 *** (0.19)	-2.75 *** (0.51)	0.51 *** (0.19)	22.63 *** (2.05)
人工智能创新决策(滞后一期)	0.93 *** (0.05)		0.93 *** (0.05)	
逆米尔斯比率		-0.31(0.21)		2.04 ** (0.84)
控制变量	是	是	是	是
行业-年份固定效应	是	是	是	是
观测值	4506	4309	4506	4309
R <sup>2</sup>		0.41		0.67

① 受篇幅限制,合成双重差分回归结果未予展示,备索。

## 五、进一步分析

### (一) 机制分析

#### 1. 创新知识流动效应

实体清单制裁通过限制中国企业与国际科研机构及技术合作伙伴的合作,显著阻碍了创新知识的流动,进而制约了人工智能领域的技术进步。为验证这一机制,本文采用“是否具有海外关联”作为中介变量,探讨制裁如何通过减少企业的国际合作,抑制知识流动。根据表6第(1)列的估计结果,实体清单制裁的系数为 $-0.038$ ,在5%的统计水平上显著,表明受制裁企业的海外关联显著减少,阻碍创新知识流动,限制了企业获取国际创新资源的能力,从而影响了其专利的质量和引用数量,验证了本文假说2a。

#### 2. 市场准入受限效应

实体清单制裁显著限制了中国企业在国际市场的销售收入,反映了企业在全市场中的准入受限。随着海外市场萎缩,企业在多样化应用场景中的技术反馈和优化机会减少,人工智能专利创新迭代和技术发展受到了制约。通过使用海外销售收入作为中介变量,本文进一步探讨了制裁如何通过限制市场准入和应用机会,间接抑制企业技术创新的动力和专利的市场影响力。根据表6第(2)列的估计结果,实体清单制裁的估计系数为 $-62806.88$ ,在5%统计水平上显著,表明受制裁的企业在海外市场的销售收入显著下降,验证了本文假说2b。

#### 3. 创新研发投入效应

实体清单制裁限制美国向中国出口关键人工智能软硬件设备,迫使企业加大自主创新投入,以摆脱对外部技术的依赖。在外部技术封锁压力下,中国上市企业显著增加了在人工智能软件和硬件领域的研发投入,并最终反映在人工智能专利申请数量的增长上。本研究分别使用有关人工智能的无形资产金额以及固定资产金额分别作为人工智能软件投资<sup>①</sup>和硬件投资<sup>②</sup>的代理指标。根据表6第(3)列和第(4)列的估计结果,实体清单制裁促使企业在两方面的投资均显著上升,显著性水平分别为1%和5%,且硬件投资的增幅明显高于软件投资。这一结果表明,受制裁企业在应对外部技术壁垒时,相较于软件领域,更加依赖有核心制造能力且替代难度更高的硬件设备,因此不得不加快研发和设备投入,以实现关键技术和设备的自主可控,提升整体竞争力,验证了本文假说4a。

#### 4. 管理者短视主义效应

实体清单制裁通过抑制企业管理者短期行为的影响,进而促进人工智能专利申请的增加。本文参考胡楠等(2021)的研究,通过对中国A股上市公司年报中管理层讨论与分析(MD&A)部分进行分析,利用文本分析和机器学习方法构建了中文“短期视域”词集,并生成管理者短视主义指标。根据表6第(5)列的估计结果,实体清单制裁显著降低了管理者短视主义指标,并在1%统计水平上显著。这表明制裁抑制管理者的短视行为,促使其将更多资源投入人工智能自主创新中,增强企业在人工智能领域的专利申请能力,验证了本文假说4b。

① 人工智能软件投资是指从上市公司财务报告附注中利用关键词筛选出有关人工智能的无形资产,关键词包含“软件、智能、信息平台、数据、互联网、云计算、信息技术、5G、AI、物联网、区块链”等。

② 人工智能硬件投资是指从上市公司财务报告附注中利用关键词筛选出有关人工智能的固定资产,关键词包含“计算机、数据设备、信息设备、服务器、集成设备、存储设备、算力、电脑、芯片”等。

表6 机制检验结果

变量	是否海外关联	海外销售收入	人工智能软件投资	人工智能硬件投资	管理者短视主义
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
实体清单制裁	-0.038** (0.16)	-62806.88** (26108.43)	1.09e+08*** (1.37e+07)	2.26e+08** (9.13e+07)	-0.06*** (0.01)
控制变量	是	是	是	是	是
行业-年份固定效应	是	是	是	是	是
观测值	4680	3457	4901	2744	4203
R <sup>2</sup>	0.88	0.83	0.98	0.98	0.54

(二) 异质性分析

1. 企业规模

企业规模是市场竞争中的关键因素,也是产业发展的趋势(Shefer和Frenkel,2005)。大规模企业通常拥有更多资源,具备更强的研发能力和技术积累,更能应对外部技术封锁和制裁带来的挑战。相反,中小企业由于资金和资源的限制,可能面临更大的生存压力。本文将企业规模的均值作为划分标准,设置虚拟变量:当企业规模大于均值时,设为“1”(大型企业);反之设为“0”(中小企业)。表7的分析结果显示,实体清单制裁对不同规模企业的创新活动产生了显著影响。对于中小企业,制裁显著抑制了专利引用数量,但对专利申请数量的影响不显著。而在大型企业中,专利引用数量显著下降且下降幅度较大,但专利申请数量大幅增加,说明大型企业受到实体清单制裁的负面影响更大,但凭借更多资源,它们能加大对人工智能研发和创新的投入。

表7 异质性分析结果(企业规模)

变量	人工智能专利引用次数		人工智能专利申请数量	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	中小企业	大型企业	中小企业	大型企业
实体清单制裁	-1.29** (0.62)	-2.74* (1.40)	5.87(4.80)	22.46* (11.47)
控制变量	是	是	是	是
行业-年份固定效应	是	是	是	是
观测值	3220	2508	3220	2508
R <sup>2</sup>	0.54	0.44	0.71	0.70

2. 企业所有制

国有企业通常能够获得政府支持与资源,其创新活动在较为稳定的环境中开展;相比之下,民营企业更依赖市场机制和私人投资,面临更激烈的竞争与不确定性(Li等,2021)。

本文将样本企业按产权性质分为国有企业与民营企业两组,分别进行实证分析。表8结果显示,实体清单制裁显著增加了国有企业的人工智能专利申请数量,系数为9.11,且在5%的显著性水平下显著;但对其专利引用数量未产生显著影响。相比之下,制裁显著降低了民营企业的专利引用数量,系数为-5.15,在10%的显著性水平下显著,表明其专利在国际上的影响力受限,可能源于其在技术获取与国际合作方面面临更大挑战。同时,制裁对民营企业的专利申请数量无显著影响,反映出其在资源有限的背景下创新投入的积极性相对不足。

表 8 异质性分析结果(企业所有制)

变量	人工智能专利引用次数		人工智能专利申请数量	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	国有企业	民营企业	国有企业	民营企业
实体清单制裁	0.09(0.06)	-5.15*(2.90)	9.11**(3.54)	33.66(21.52)
控制变量	是	是	是	是
行业-年份固定效应	是	是	是	是
观测值	1965	3902	1965	3902
R <sup>2</sup>	0.41	0.42	0.21	0.60

### 3. 政府补贴

获得不同程度政府补贴的公司可能会受到“实体清单”制裁的不同影响。通常,补贴较多的企业在核心技术和创新上更依赖特定国家或企业,从而面临更大的创新限制和供应链中断风险。然而,高额政府补贴也为这些企业提供了充足的研发资金,有助于缓解外部技术获取的困难,进而推动专利申请的增长(Howell,2017)。本文以企业补贴的均值为界,设置虚拟变量:当企业补贴高于均值时设为“1”(高程度政府补贴);反之,设为“0”(中低程度政府补贴)。表9的结果显示,实体清单对中低补贴企业的影响不显著,而对高补贴企业则显著降低了专利引用次数,但同时因资金支持加大了人工智能专利申请的力度。

表 9 异质性分析结果(政府补贴)

变量	人工智能专利引用次数		人工智能专利申请数量	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	中低程度政府补贴	高程度政府补贴	中低程度政府补贴	高程度政府补贴
实体清单制裁	-0.06(0.05)	-1.70*(0.85)	3.71(3.01)	34.45*** (10.57)
控制变量	是	是	是	是
行业-年份固定效应	是	是	是	是
观测值	3835	837	3835	837
R <sup>2</sup>	0.78	0.76	0.70	0.72

### 4. 高管的外国经验

具备海外学习或工作经历的高管,凭借其全球视野和在发达国家积累的技术与管理经验,在弥补技术差距和提升公司治理方面发挥关键作用(Yuan和Wen,2018)。这种国际化背景使其在面对“实体清单”制裁等外部冲击时,更倾向于采取长远战略。例如,中芯国际引入具备台积电和三星工作经验的梁孟松,正是全球化人才推动技术突破的典型案列。在其带领下,公司在14纳米制程工艺上取得显著进展,良率显著提升,有效缩小了与国际先进水平的差距,打破了技术封锁。为验证这一假说,本文按高管是否具有海外经验将样本划分为两组,进行异质性分析。表10显示,对于未具海外经验高管的企业,制裁对创新活动无显著影响;而在拥有海外经验高管的企业中,制裁显著降低了人工智能专利的引用数量,但显著提高了专利申请数量,两者均在1%显著性水平下显著。这表明,海外经验高管的国际视野和管理能力有助于企业在制裁压力下调整战略,通过强化研发推动创新产出。

表 10 异质性分析结果(高管海外经验)

变量	人工智能专利引用次数		人工智能专利申请数量	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	不具备海外经验	具备海外经验	不具备海外经验	具备海外经验
实体清单制裁	-0.03(0.05)	-1.40*** (0.28)	28.69(17.42)	37.42*** (3.70)
控制变量	是	是	是	是
行业-年份固定效应	是	是	是	是
观测值	1227	795	1227	795
R <sup>2</sup>	0.78	0.44	0.71	0.75

### 5. 人工智能专利类型

美国实体清单制裁可能对不同类型的人工智能专利产生差异化影响(王珊珊等,2023)。本文依据国家知识产权局发布的《关键数字技术专利分类体系(2023)》,结合专利 IPC 分类与关键词概述,将人工智能专利划分为技术型和应用型两类,并分析制裁对其影响。表 11 结果显示,制裁显著减少了人工智能专利的引用次数,其中应用型专利的下降幅度大于技术型专利。同时,制裁显著提升了人工智能专利的申请数量,且技术型专利的增长幅度明显高于应用型专利。这一差异可能源于两类专利在创新特征、研发依赖和市场环境方面的本质不同。技术型专利通常涉及核心算法和芯片设计等基础性技术,研发高度依赖全球技术资源和跨国合作;而应用型专利如智能医疗、自动驾驶等,更受本地市场需求和政策支持驱动。在制裁压力下,企业倾向于加强底层技术领域的攻关,以增强自主可控能力,从而推动技术型专利的增长。而应用型专利则因国际市场受限、合作减少,其引用次数明显下降。

表 11 异质性分析结果(人工智能专利类型)

变量	人工智能专利引用次数		人工智能专利申请数量	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	技术型专利	应用型专利	技术型专利	应用型专利
实体清单制裁	-0.93** (0.35)	-1.37*** (0.15)	16.60*** (1.17)	3.42*** (0.62)
控制变量	是	是	是	是
行业-年份固定效应	是	是	是	是
观测值	4680	4680	1483	1483
R <sup>2</sup>	0.32	0.45	0.64	0.65

综上所述,异质性分析揭示了实体清单制裁对不同企业及专利特征的差异化影响。首先,大型企业虽面临较高的制裁风险,但凭借更多资源加大研发投入,推动了专利申请数量增加。其次,国有企业和民营企业的反应不同,国有企业专利申请数量增加,而民营企业则在专利引用数量上受到显著影响。此外,补贴较多的企业通过充足资金支持促进了人工智能专利申请,尽管其创新风险相对较高。另外,拥有海外经验的高管则依托全球视野和管理优势,协助企业在制裁环境下调整创新战略并增加专利申请。最后,企业在增加技术型专利申请的同时,制裁削弱了应用型专利的国际影响力,导致其引用次数下降幅度更大。

## 六、结论与建议

本文对美国实体清单制裁政策对中国上市企业人工智能技术创新的影响及其作用机制进行了实证分析,得出以下主要结论:首先,实体清单制裁对中国企业的人工智能创新产生了显著的“双重效应”:短期内,制裁通过阻断国际合作渠道和压缩海外市场份额,导致技术外溢减少和专利应用场景受限,从而显著降低了专利的引用次数与质量;而长期来看,技术封锁迫使企业增加人工智能研发投入,克服管理者短期主义,促进了自主创新能力的提升,推动专利申请数量的系统性增长。此外,异质性分析显示,企业的规模、所有制性质及政府支持在应对制裁冲击中起到关键作用。最后,制裁对技术型与应用型人工智能专利的影响存在显著差异。技术型专利申请数量显著增加,但引用次数下降幅度较小,反映出企业优先突破核心技术短板的策略。相比之下,应用型专利的引用次数下降更为明显,表明制裁在技术应用层面的负面效应更广泛。

基于上述结论,本文提出以下政策建议:首先,政府应推行质量导向的激励措施,如基于专利转化率、技术成熟度和市场表现的奖励制度,通过财政补贴、税收优惠等手段,鼓励企业提升核心技术研发水平,确保研发投入的资源配置效率,防范创新泡沫。其次,优化金融支持体系,为中小企业提

供更加灵活的融资渠道,以增强其应对制裁冲击的能力。对于大型企业和国有企业,政策应引导其加大自主创新和战略转型投入,促进其在长期内突破技术封锁。此外,政策还应鼓励企业引进具备国际经验的高管人才,帮助企业调整技术发展战略,并提升整体创新水平。最后,政府应进一步完善知识产权保护机制,确保企业在创新过程中有效保护技术成果,避免国际市场法律风险对企业创新产生不利影响。

[参考文献]

- [1] 曹静,周亚林. 人工智能对经济的影响研究进展[J]. 经济学动态, 2018(1):103 - 115.
- [2] 胡楠,薛付婧,王昊楠. 管理者短视主义影响企业长期投资吗?——基于文本分析和机器学习[J]. 管理世界, 2021(5): 139 - 156, 11, 19 - 21.
- [3] 寇宗来,孙瑞. 技术断供与自主创新激励:纵向结构的视角[J]. 经济研究, 2023(2): 57 - 73.
- [4] 刘斌,李秋静. 美国对华出口管制与中国企业创新[J]. 财经研究, 2023(12): 19 - 33.
- [5] 罗长远,吴梦如. 美国出口管制、技术距离与企业自主创新:基于2010 - 2018年中国上市公司数据的研究[J]. 世界经济研究, 2022(10): 25 - 39, 135.
- [6] 吕越,娄承蓉,杜映昕,屠新泉. 基于中美双方征税清单的贸易摩擦影响效应分析[J]. 财经研究, 2019(2): 59 - 72.
- [7] 潘家栋. 中美贸易摩擦诱发机制研究——基于共生理论的视角[J]. 经济学家, 2020(1): 119 - 127.
- [8] 首陈霄,谈振林. 出口管制政策对企业投资的影响——来自美国实体清单政策的证据[J]. 财经论丛, 2024(4): 16 - 26.
- [9] 宋国友,张纪腾. 战略竞争、出口管制与中美高技术产品贸易[J]. 世界经济与政治, 2023(3): 2 - 31, 156.
- [10] 滕莉莉,李任龙. 被列入美国“实体清单”对企业创新能力的影响——来自中国A股上市公司的经验证据[J]. 科技进步与对策, 2025(1)
- [11] 卫平,张朝瑞. 美国对华高技术产品出口管制及其对两国贸易影响[J]. 工业技术经济, 2018(1): 76 - 85.
- [12] 姚加权,张银澎,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.
- [13] 余典范,王佳希,张家才. 出口管制对中国企业创新的影响研究——以美国对华实体清单为例[J]. 经济学动态, 2022(2): 51 - 67
- [14] 王珊珊,蔡礼辉,李月. 经济制裁、技术引进与自主研发[J]. 南开经济研究, 2023(6): 21 - 39.
- [15] 张磊,许明,阳镇. 知识产权保护的雾霾污染减轻效应及其技术创新机制检验[J]. 南开经济研究, 2021(1): 164 - 183.
- [16] Acemoglu, D, and Restrepo P. Robots and Jobs: Evidence from US Labor Markets [J]. Journal of Political Economy, 2020, 128(6): 2188 - 2244.
- [17] Arkhangelsky D, Athey S, and Hirshberg D A, et al. Synthetic Difference-in-Differences [J]. American Economic Review, 2021, 111(12): 4088 - 4118.
- [18] Baker A C, Larcker D F, and Wang C C. How Much Should We Trust Staggered Difference-in-Differences Estimates? [J]. Journal of Financial Economics, 2022, 144(2): 370 - 395.
- [19] Bloom N, Draca M, and Van Reenen J. Trade Induced Technical Change? The impact of Chinese Imports on Innovation, IT and Productivity [J]. The Review of Economic Studies, 2016, 83(1): 87 - 117.
- [20] Cockburn I M, Henderson R, and Stern S. The Impact of Artificial Intelligence on Innovation [R]. NBER Working Paper, No. 24449, 2018
- [21] Fabrizio K R, and Tsoimon U. An Empirical Examination of the Procyclicality of R&D Investment and Innovation [J]. Review of Economics and Statistics, 2014, 96(4): 662 - 675
- [22] Goodman-Bacon A. Difference-in-Differences with Variation in Treatment Timing [J]. Journal of Econometrics,

- 2021, 225(2): 254 – 277.
- [23] Howell S T. Financing Innovation: Evidence from R&D Grants[J]. American Economic Review, 2017, 107(4): 1136 – 1164.
- [24] Krugman P R. Increasing Returns, Monopolistic Competition, and International Trade[J]. Journal of International Economics, 1979, 9(4): 469 – 479.
- [25] Li Y, Jian Z, and Tian W, et al. How Political Conflicts Distort Bilateral Trade: Firm-Level Evidence from China [J]. Journal of Economic Behavior & Organization, 2021, 183: 233 – 249.
- [26] Peri G. Determinants of Knowledge Flows and Their Effect on Innovation[J]. Review of Economics and Statistics, 2005, 87(2): 308 – 322.
- [27] Shefer D, and Frenkel A. R&D, Firm Size and Innovation: An Empirical Analysis[J]. Technovation, 2005, 25 (1): 25 – 32.
- [28] Thompson P. Patent Citations and the Geography of Knowledge Spillovers: Evidence from Inventor-and Examiner-Added Citations[J]. The Review of Economics and Statistics, 2006, 88(2): 383 – 388.
- [29] Wang C, and Hu Q. Knowledge Sharing in Supply Chain Networks: Effects of Collaborative Innovation Activities and Capability on Innovation Performance[J]. Technovation, 2020, 94: 102010.
- [30] Yuan R, and Wen W. Managerial Foreign Experience and Corporate Innovation[J]. Journal of Corporate Finance, 2018, 48: 752 – 770.
- [31] Zhang X E, and Li N. Management Myopia and Corporate Innovation in China: Focus on the Moderating Role of Equity Incentives[J]. International Review of Financial Analysis, 2024, 96: 103733.

(责任编辑:湘潭大学 张磊;责任校对:湘潭大学 姚海琼)

## Entity List Sanctions on AI Innovations of Chinese Firms

LI Yu-min, WANG Jun

**Abstract:** Artificial intelligence (AI) technology is becoming increasingly important in the global competitive landscape, and the U. S. Entity List sanctions imposed on Chinese enterprises have a profound impact on corporate innovation. Based on data from Chinese A-share listed companies from 2013 to 2022, this study employs a staggered difference-in-differences (DID) model to empirically examine the impact and underlying mechanisms of the Entity List sanctions on Chinese enterprises' AI innovation. The findings reveal that the sanctions exert a “dual effect” on corporate innovation: in the short term, the sanctions disrupt international cooperation channels and compress overseas market share, leading to reduced technology spillovers and a significant decline in both patent citations and quality; in the long term, the technology blockade compels firms to increase R&D investment and curb managerial short-sightedness, thereby driving a systematic increase in patent application numbers. Moreover, heterogeneity analysis shows that large enterprises, state-owned enterprises, and firms receiving substantial government subsidies exhibit stronger adaptive capabilities in response to the sanctions, while managerial teams with overseas experience effectively guide firms to enhance their independent innovation capacity. Compared to applied patents, firms are more inclined to increase their filings of technology-oriented patents to overcome core technical bottlenecks. This study elucidates the dynamic impact pathway of economic sanctions on corporate innovation and provides empirical evidence for the formulation of industrial policies and firms' responses to external shocks.

**Keywords:** Sino-U. S. trade frictions; entity list; AI innovation; patent applications and citations; dual effects

# 中国居民消费力质量的时空特征及影响因素

尹向东 刘林志 尹向飞

**摘要:**本文以马克思消费力理论为框架,从消费主体、消费客体和消费环境三个维度构建居民消费力质量评价指标体系,利用2013—2023年省域面板数据,采用熵权法测度居民消费力质量综合指数,并通过Dagum基尼系数、Moran指数等方法对其时空演进特征及影响因素进行分析。研究发现:(1)我国居民消费力质量综合指数总体呈增长趋势,其中消费客体维度增速最快但基数较低。(2)区域层面,东部居民消费力质量整体水平显著高于中西部,总体差距逐渐缩小,但区域间的差距仍是总体差异的主要来源。(3)空间上各省份存在显著正自相关性,呈“高-高”“低-低”集聚特征,东部地区出度和入度均值显著高于中西部,整体上东部地区的空间网络结构优于中西部。(4)科技创新、快递业务水平、产业结构、市场化水平以及数字普惠金融均对居民消费力质量有显著促进作用。为促进居民消费力质量整体提升,本文分别从优化产品供给质量、深化区域协调发展、强化市场驱动因素、完善空间网络结构四个方面提出政策建议。

**关键词:**居民消费力质量;消费主体;消费客体;消费环境;地区差距;消费品供需适配

**中图分类号:**F014.5 **文献标识码:**A **文章编号:**1007-5682(2026)01-0108-16

## 一、引言

从实现小康到全面建成小康社会,我国社会主要矛盾已经转化为人民日益增长的美好生活需要和不平衡不充分的发展之间的矛盾。内需作为拉动经济增长的主动力和稳定锚,其核心驱动力在于消费。2025年政府工作报告将“大力提振消费”列为经济工作的首要任务,随后中共中央办公厅、国务院办公厅印发《提振消费专项行动方案》,近期中国人民银行等六部门联合印发《关于金融支持提振和扩大消费的指导意见》,均凸显了消费在当前经济发展战略中的核心地位。然而,2024年中国居民消费占GDP的比重约为40%,低于世界平均水平56.5%,远低于同期美国的68%<sup>①</sup>,居民消费不足的治理困境亟待破解。相较于中西部,东部地区在产业结构、基础设施和市场化水平等方面的发展优势,会通过收入分配导致居民消费出现显著的区域差距。这一差距不仅削弱了消费对经济增长的基础性作用(刘长庚和张磊,2018),亦与“扩大内需、提振消费”的政策导向相悖,已成

收稿日期:2025-08-11

**基金项目:**国家社会科学基金社科学术社团主题学术活动资助项目“全面小康时代新兴消费力发展研究”(20STA033);国家社会科学基金社科学术社团学术研究项目“‘新’与‘质’双维度下中国消费力测算与提升路径研究”(24SGC058)

**作者简介:**尹向东,湖南省社会科学院(湖南省人民政府发展研究中心)产业经济研究所研究员,湖南师范大学“潇湘学者”讲座教授,消费经济学会秘书长;刘林志(通讯作者),经济学博士,湖南财政经济学院大数据与统计学院讲师,电子邮箱:lamchi430@163.com;尹向飞,经济学博士,湖南财政经济学院大数据与统计学院教授,消费经济学会副秘书长。感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见,文责自负。

① 中国的数据源于国家统计局,国际数据源于世界银行。

为畅通国内大循环的重要瓶颈。居民消费空间分布不均的重要原因是居民消费力的区域差异,这种差异进一步导致消费品供需失衡。居民消费力分为规模和质量两大维度,相比于居民消费规模的扩张,居民消费质量提升的重要性更为突出。因此,准确度量我国居民消费力质量现状,分析其时空演进特征及影响因素,对破解居民消费空间分布不均、优化消费品供需适配关系具有重要的指导意义。

现有文献从理论和实证两方面对居民消费力质量进行了研究,理论方面主要是从生产与消费的关系角度进行论证,如刘凤义和曲佳宝(2022)从社会再生产运动的角度提出如何通过加快构建新发展格局提高居民物质消费力质量,以人工智能技术为核心的新质生产力对居民精神消费力质量也有显著的赋能作用(周宣辰和黄明理,2025)。实证方面主要是通过计量方法识别各影响因素与消费力质量之间的因果关系,如数字技术的关怀效应(李嘉楠和李学勇,2025)、债务杠杆的融资约束效应(陈享光和黄宝竹,2022)、人口老龄化的挤出效应(李心雅和楚尔鸣,2025)等。少数文献对居民消费力总体水平进行了测度(蔡煜等,2025),但对居民消费力质量维度的综合测度较为缺乏,由此引申出四个亟待解决的问题,如何科学度量居民消费力质量?当前我国居民消费力质量处在什么阶段?其时空演进特征如何?如何提高居民消费力质量?本文以马克思消费力理论为分析框架,从消费主体、消费客体和消费环境三个维度构建中国居民消费力质量评价指标体系,并深入分析各地区居民消费力质量的时空演变特征及影响因素。

本文可能的边际贡献主要体现在以下两个方面:第一,拓展了消费力的理论框架。本文以马克思消费力理论为基础,阐释了提高居民消费力质量的本质内涵和核心要义。结合高质量发展的内在要求,厘清了提高居民消费力质量与促进新质生产力发展之间的逻辑关系,为理解新时代消费力与生产力的辩证关系提供了新视角。第二,全面、系统地测度了居民消费力质量。本文提出居民消费力质量是“消费主体能力、消费客体品质、消费环境效能”三者的有机统一,同时将物质消费力、精神消费力、生态消费力等维度纳入指标体系中,实现对居民消费力质量的全方位、立体化刻画,为提振居民消费、促进经济高质量发展提供实证依据。

## 二、居民消费力质量的理论基础与研究现状

基于居民消费力质量的相关研究主要围绕居民消费力质量的理论分析、概念内涵和影响因素三方面展开,探析其理论基础、典型事实与发展方向。

### (一)居民消费力质量的理论基础

古典政治经济学创始人亚当·斯密在《国富论》中明确指出,“消费是一切生产的唯一目的,而生产者的利益,只在能促进消费者的利益时,才应当加以注意”<sup>①</sup>。然而供给学派萨伊弱化了居民消费的重要性,“尽管非生产性消费能满足居民的欲望,但没有再生产的价值”<sup>②</sup>。直到19世纪末,效用学派经济学家马歇尔利用边际效用递减、消费者效用、消费者剩余等理论重新确立了居民消费的重要地位。然而边际效用递减规律表明,居民消费在规模上存在上限,在物质商品种类不够丰富的条件下,消费水平的显著提高不会给居民带来额外的福利。凯恩斯的有效需求理论阐述了边际消费倾向递减规律,同样揭示了居民消费增长对经济发展贡献的局限性,难以体现消费的基础性作用。

作为社会主义国家的中国,有着与西方国家截然不同的发展历史和实践(尹向东和刘敏,2016),在消费经济问题的研究上要加强马克思消费理论和中国特色消费经济理论相结合,准确把握中国居民消费行为特征,必须以马克思消费力理论为指导构建理论框架。马克思在《政治经济学批判》和《资本论》中系统阐述了消费与生产的辩证关系,指出“消费是一切生产的唯一目的”,为再

① 亚当·斯密. 国民财富的性质和原因的研究(下卷)[M]. 北京:商务印书馆,1979:227-228.

② 巴蒂斯特·萨伊. 政治经济学概论[M]. 北京:商务印书馆,2009:485-486.

生产提供了动力和目的(洪银兴,2010),阐明了消费作为生产力和经济增长牵引力的重要地位。同时批判了资本主义制度下的“异化消费”,强调消费应服务于“人的自由全面发展”。

### 1. 新质生产力是居民消费力质量的根本动力

生产力决定消费力,消费力反作用于生产力。生产力的发展与消费力的培育必须在动态中寻求平衡,不仅要求以发展先进生产力为根基,也需通过合理的收入分配制度和社会保障体系,确保社会消费力能有效匹配不断升级的生产供给,形成生产与消费良性互促的循环,推动经济社会向更高形态演进(洪银兴等,2023)。

进入新发展阶段,新质生产力的兴起为居民消费力质量的跃升提供了关键前提与基础(周绍东和拓雨欣,2024)。新质生产力是以科技创新为核心、以绿色低碳为导向、以数字化智能化为特征的先进生产力形态(周文和许凌云,2023)。党的二十大报告指出:“高质量发展是全面建设社会主义现代化国家的首要任务。”而实现高质量发展迫切需要新的生产力理论来指导,摆脱传统经济增长方式和生产力发展路径,特别是要把因地制宜发展新质生产力摆在更加突出的战略位置。只有大力发展新质生产力才能更好地推动经济高质量发展,进而促进居民消费质量的提升。因此,新质生产力是居民消费力质量的根本动力。

### 2. 实现人的自由全面发展是居民消费力质量的核心要义

马克思在《1844年经济学哲学手稿》中深刻批判了资本主义制度下的“异化消费”,消费沦为“资本增殖的工具”与“劳动异化的补偿”,消费不再服务于人的需求,反而成为压抑人本质的异己力量。在《资本论》中,马克思在谈到工人的消费时指出:工人为了生存,除了需要有吃饭与必要的睡眠时间外,还要有“受教育的时间,发展智力的时间,履行社会职能的时间,进行社交活动的自由运用体力和智力的时间”等<sup>①</sup>,理想的消费不仅要满足“劳动者维持生命的基本需求”,更应具有自由和自主性。但资本主义社会中的劳动个体被压制消费,仅将之作为维持生存的手段。马克思对异化消费的批判和对理想消费的支持,本质是确立“消费应回归人本质”的核心立场。同时,理想的消费也要避免“对自然的掠夺式消耗”,实现“身心和谐、社会关系优化与自然平衡的统一”。

### 3. “使人为人”是居民消费力质量的本质特征

人的发展不仅是社会发展的内在要求,而且是最终体现,关键在于提高居民的发展能力和享受能力(尹世杰,2012;谭顺和郭乾,2017)。当劳动者与其劳动产品、劳动过程乃至其类本质相异化,消费则沦为资本主义制度维持劳动力再生产或虚假欲望满足的工具<sup>②</sup>。这种异化消费背离了人的真实需求,阻碍了人的全面发展。消费的“发展能力”指向个体在认知、技能、社会交往、审美创造等方面的潜能激发与持续提升,健康、教育、文化、信息等发展型消费,正是滋养与拓展这些能力的核心养分。提升享受能力,意味着个体能更敏锐、更丰富地感受世界,并在审美与休闲活动中获得精神满足与内在和谐。两种能力相互促进、辩证统一,发展能力为享受能力提供深度与广度,享受能力则为发展能力注入动力与意义。当居民从生存型消费力升级到发展型消费力、享受型消费力时,人的自由全面的发展需求就能得到充分释放(谭顺,2019)。

## (二)居民消费力质量的概念内涵

居民消费力是消费者为了满足物质文化需要而消耗消费资料(含劳务)的能力(尹世杰,2010)。提高居民消费力质量是促进人现代化的重要表现,是以提升居民消费品质,改善居民消费生活、增进居民消费福祉为导向的消费现代化(张磊和廖芳,2024)。宋科等(2022)构建基于“供给-需求-中间环节”的理论分析框架,提出了消费升级四大阶段,当前阶段居民消费力质量显著提升的重要

<sup>①</sup> 卡尔·马克思. 资本论(第1卷)[M]. 北京:人民出版社,2004:306-307.

<sup>②</sup> 卡尔·马克思. 1844年经济学哲学手稿[M]. 北京:人民出版社,2000:52-60.

标志是实现“新消费”升级。为了更好地发挥消费对国民经济发展的基础性作用,从传统消费模式向绿色、低碳、智能、个性化的方向转型是提升居民消费力质量的有效途径(毛中根等,2020)。进入新发展阶段,中国经济基本特征已由高速度发展逐步走向高质量发展,以国内大循环为主体的消费潜力释放是提高居民消费力质量的重要基石(陈姝兴和丁任重,2023)。伴随新质生产力的快速发展,居民消费力质量的外延也在持续拓展,其内涵已超越传统单一范畴,涵盖消费升级的结构性跃迁、消费潜力的内生性释放、消费效能的持续性提升及新型消费的创新性发展等多元维度,同时内嵌消费水平的空间性分异、消费结构的层级化演进与消费空间的功能性拓展等多重属性,形成多维度、多属性相互耦合的理论范畴。

### (三)居民消费力质量的影响因素

现有研究主要通过实证方法识别各影响因素与居民消费力质量之间的因果关系,其影响因素大致可以分为三类:第一,科技进步是核心动力,彭薇等(2023)发现,作为供给侧结构性改革的核心,技术创新对消费质量的提升有显著的促进作用,创新效率越高,越有助于促进我国居民从温饱型消费向发展型和享乐型消费过渡。以互联网技术为核心的数字技术通过电商化发展创造了高质量就业(罗琼等,2024),流通数字化有助于优化供给效率(尹元元和刘张,2025),进而促进居民消费升级。第二,金融是重要的需求因素,数字普惠金融通过融通机制缓解流动性约束、财富机制提升家庭资产收益,进一步释放消费潜力(刘亦文等,2025)。廖睿力等(2024)利用中国家庭收入调查数据进行实证检验,研究表明房地产金融约束的缓解有助于提升家庭消费水平和消费质量,尤其会促进教育、文化、娱乐等服务型消费。第三,产业结构是重要的供给因素,以双向直接投资引导的产业结构发展通过增强有效供给、提升需求层次,进一步推动消费力质量向“量质齐升”迈进(周阔等,2024)。产业结构的升级通过经济发展和家庭收入增长的中介渠道促进家庭消费水平提高,并通过互联网发展效应、文化传播效应和健康服务效应间接促进家庭消费结构升级(张红凤和黄璐,2022)。

总的来看,已有研究围绕居民消费力质量的理论基础、概念内涵与影响因素展开,取得一定成果,但仍存在局限:第一,理论内涵挖掘不深,未紧扣“人的自由全面发展”这一核心要义,一方面,忽视消费行为是提升个体生产能力与社会参与能力的重要路径,难以阐释消费对人力资本积累、个体社会参与能力培育的支撑作用,导致对居民消费力质量“人本发展”的核心内涵认知模糊。另一方面,忽视了消费质量对居民福利提升的重要作用,消费质量不仅体现为商品与服务的功能满足,更涵盖健康、文化体验、生态安全等多维福祉增量。第二,未能体现“新”与“质”的双重属性。传统分析多沿用静态供需视角,未融入新质生产力背景下的消费变革,既未完全涵盖“新”的内涵,也未充分刻画“质”的跃迁,无法完整解释居民消费力质量的动态演进逻辑。第三,测度体系缺乏系统性。现有文献多聚焦居民消费力质量的影响因素,难以揭示省域层面的时空分异与演化规律。鉴于此,本文以马克思消费力理论为分析框架,以“人的自由全面发展”作为居民消费力质量的核心要义,测度体系凸显“新”“质”两大基本特征。结合省域面板数据系统全面地度量居民消费力质量,并通过时空分析方法揭示其演变特征,探讨如何促进我国居民消费力质量的提升。

## 三、居民消费力质量的测度逻辑

依据居民消费力质量的理论基础,居民消费力质量维度的测度应体现“质”“新”两大基本特征。“质”的维度根植于马克思关于“人的自由全面发展”的核心要义,它标志着消费从满足基本生存的“量变”,跃升为实现个体发展能力、享受能力与社会参与能力的“质变”。这种跃迁旨在克服“异化消费”,使消费真正回归服务于人的真实需求与福祉增进的本质。“新”的维度则直接呼应新质生产力这一根本动力。在新质生产力推动下,消费领域涌现出新消费群体、新型消费方式及智能、绿色

的新消费产品。测度体系纳入“新”特征,能够精准捕捉消费结构的动态演进与创新活力,揭示消费力质量在技术革新与产业升级背景下的生成机制。因此,融合“质”“新”两大基本特征的测度逻辑,是对消费力质量“人本核心”与“新质动力”的完整诠释。

“质”这一维度具体体现为消费行为从基本生存需求向高品质生活追求的转变,以及消费模式从传统形态向个性化、高端化、绿色化与数字化方向的演进(蔡煜等,2025)。“新”主要体现在三个方面,一是新消费群体逐渐成为“新型”消费主力军,其消费偏好更注重个性化、体验感与精神价值,推动潮牌消费、国潮经济等新业态兴起,且对数字消费工具接受度更高,成为消费创新的核心推动力量(胡晓鹏,2025)。二是新型消费方式突破了传统实体零售单一渠道的局限,转向互联网、移动终端等数字化场景,形成了线上线下有机融合的消费生态。三是从新消费产品来看,消费品结构从满足衣食住行的基础商品,向智能家电、新能源汽车、文旅康养服务等新型产品延伸,体现出产品供给的“质态”革新。

居民消费力质量的测度遵循消费主体、消费客体和消费环境三维分析框架。任何消费活动均发生于消费主体在一定消费环境下对消费客体使用或占有的过程中,其中消费主体主要分为个体和集体两类,集体主要是政府部门,即政府消费。消费客体也即消费资料,分为产品和服务。消费环境是由消费者所处的地理环境以及影响消费者行为的各种因素组成的。同时,按照消费对象来划分,物质消费力、精神消费力、生态消费力也是居民消费力质量的核心组成部分(尹世杰,2010、2012)。根据马斯洛需求层次理论,物质消费力是基础,满足居民生理需求,是消费力质量的前提。精神消费力是提升维度,是满足居民精神文化需要的重要内容。生态消费力涵盖需求力、选择力等要素,要求消费兼具“全过程”与“全方面”生态性,既关注自身健康,也守护自然平衡,是居民消费力质量可持续的核心。

第一,消费主体。消费主体是体现“生产力与消费力的辩证关系”的核心测度维度,结合居民消费力质量的理论逻辑和本质内涵,消费主体应围绕支付能力、个人素养和选择偏好三个核心维度展开,支付能力反映居民的实际消费潜力,不仅包括当前收入与消费支出水平,也涵盖民生支出占比、城乡消费比值等结构性指标,体现消费的可持续性与公平性。个人素养通过人均受教育年限、居民健康水平等指标衡量,反映消费者对新型消费模式的认知能力、适应能力与判断能力,是消费主体从“被动接受”向“主动选择”转型的内在基础。选择偏好则通过年轻消费群体占比、低收入群体保障情况、服务业就业结构等指标刻画,揭示消费群体的结构性特征及其对消费升级的导向作用。三者共同构成消费主体对消费需求的生成、表达与实现能力。

第二,消费客体。消费客体作为供给端核心,是反映居民生活水平与消费品质的关键维度。其测度需紧扣“人的自由全面发展”核心要义,系统涵盖物质消费力与精神消费力,实现生存、发展、享受型消费的全覆盖。物质消费力以恩格尔系数、耐用品消费等指标为基础,体现居民基本生活品质;同时,引入人均新能源汽车销量等新型消费指标,反映消费客体在绿色化、高端化方面的“质态”革新。精神消费力通过教育、医疗、文化、旅游等人均支出指标衡量,揭示居民在精神文化、健康服务等方面的消费层次与结构升级。消费客体维度的测度不仅要反映消费品的数量与种类,更要体现其品质、技术含量与生态属性,从而全面刻画供给端对居民消费力质量的支撑作用。

第三,消费环境。消费环境作为消费主体与客体对接的关键场域,其测度需紧扣居民消费力质量中“可持续”“人本发展”“质态跃迁”“业态革新”的核心诉求,涵盖自然环境、人文环境、生活环境与商业环境四大维度。自然环境(生态消费力)是消费可持续性的核心,通过碳排放、三废处理、绿地面积等指标衡量,体现消费活动对生态环境的影响与反馈。人文环境以文化基础设施、教育资源配置等指标表征,反映社会文化氛围对居民精神消费的支撑作用。生活环境涵盖交通、用水、燃气、医疗、养老等公共服务指标,体现居民基本生活条件的保障水平,是消费质态发展的物质基础。商

业环境则是反映业态革新的重要维度,尤其是电子商务平台的发展反映了新型消费方式转向数字化场景的新质特征(尹向东,2023)。四者共同构成消费环境的综合效能体系,为居民消费力质量的提升提供系统性支撑。

居民消费力质量的测度框架如图 1 所示,除了三要素构成之外,为消除人口规模差异,揭示资源分配合理性,体现消费效能,本文分别从能力、结构、效能三个层面,以人均、占比和效率三种方法衡量质量指标,体现居民消费力质量的测度是“消费主体能力、消费客体品质、消费环境效能”三者的有机统一。

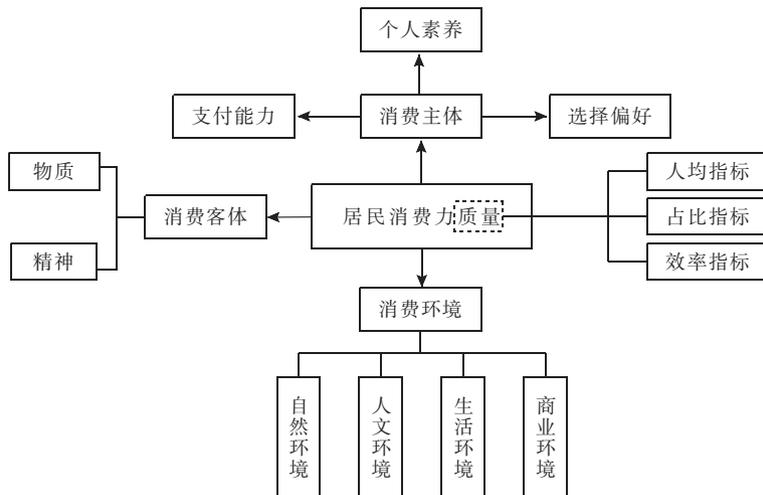


图 1 质量视角下的居民消费力测度框架图

#### 四、指标体系、数据和方法

##### (一) 指标选取

本文遵循度量科学性、数据可得性以及指标代表性的原则,从消费主体、消费客体与消费环境三个维度构建居民消费力质量的评价指标体系。其中,消费主体维度从购买力水平及潜力、消费者素养和消费者群体三个二级指标展开。购买力水平及潜力采用人均 GDP、人均财政收入、民生支出占财政支出的比重、城镇人均消费与全国城镇人均消费比值和农村人均消费与全国农村人均消费比值等指标衡量<sup>①</sup>。消费者的个人素养采用人均受教育年限和居民健康水平测度,其中居民健康水平通过人均预期寿命衡量。将消费者群体从年龄、户籍和产业三个方面进行分类,以 90 后、00 后人数占比代表年轻消费群体,以农村地区最低生活保障人数占比反映低收入群体,以第三产业就业人数占比衡量服务消费群体。消费客体维度分为物质消费力和精神消费力两个二级指标,除了食品支出采用恩格尔系数表示,其他消费均采用人均指标衡量,为了体现居民消费力质量的基本特征,本文还使用人均新能源汽车销量作为物质消费力的重要指标,凸显新型消费的高端化、绿色化。消费环境维度通过生态消费力(自然环境)、文化基础设施(人文环境)、消费保障力(生活环境)和消费渠道(商业环境)四个二级指标度量。交通运输作为重要的硬件保障,对居民消费的便利性具有显著的促进作用,本文采用交通网密度衡量交通便利水平<sup>②</sup>,养老和医疗是五类保险缴费中较多的

① 民生支出占财政支出的比重 = (地方财政教育支出 + 地方财政社会保障和就业支出 + 地方财政医疗卫生支出 + 地方财政住房保障支出 + 地方财政文化体育与传媒支出) / 地方财政一般预算支出。城镇人均消费与全国城镇人均消费比值的计算公式为各省份城镇居民消费的人均水平与全国所有城镇居民消费的人均水平之比衡量,农村的计算方法类同。

② 交通网密度 = (铁路营业里程 + 公路营业里程) / 行政区划面积。

部分,且对消费保障力的影响较大,因此只保留了养老保险参保率和医疗保险参保率<sup>①</sup>。为了体现商业环境的业态革新,本文使用电子商务指数作为消费渠道的重要指标。居民除了使用互联网和移动电话等渠道消费,也会在实体门店进行消费,考虑到数据可得性,本文使用每平方米连锁零售企业门店总数进行替代,所有指标中,农村地区最低生活保障人数占比、恩格尔系数、人均二氧化碳排放量以及三废排放与 GDP 的比值为负向指标,其他均为正向指标,具体的居民消费力测度指标体系如表 1 所示。

表 1 居民消费力质量测度指标体系

一级指标	二级指标	三级指标
消费主体	购买力水平及潜力	人均 GDP;人均财政收入;全体居民人均可支配收入;全体居民人均消费支出;民生支出占财政支出的比重;城镇人均消费与全国城镇人均消费比值;农村人均消费与全国农村人均消费比值
	消费者素养	人均受教育年限;居民健康水平
	消费者群体	90 后与 00 后群体总人数占常住人口的比重;农村地区最低生活保障人数占比*;第三产业就业人数占比 <sup>②</sup>
消费客体	物质消费力	恩格尔系数*;人均食品烟酒支出;人均耐用品消费支出;人均社会消费品零售总额;人均新能源汽车销量
	精神消费力	人均教育支出;人均医疗保健支出;人均文化、娱乐和体育消费支出;人均旅游消费
消费环境	生态消费力	人均二氧化碳排放量*;生活垃圾无害化处理率;三废排放与 GDP 的比值*;人均公园绿地面积
	文化基础设施	普通高等学校平均在校生人数;基础教育人数占总人口的比重;公共图书馆平均藏书量
	消费保障力	交通网密度;城市用水普及率;城市燃气普及率;每万人医疗机构床位数;养老保险参保率;医疗保险参保率
	消费渠道	每平方米连锁零售企业门店总数;互联网宽带接入用户与常住人口的比值;移动电话普及率;电子商务指数

注:标\*为负向指标,其他为正向指标;正向指标越大越优,负向指标越小越优。

## (二)数据来源

数据主要源于《中国统计年鉴》和各省统计年鉴,人力资本原始数据源于《中国人口和就业统计年鉴》<sup>③</sup>。居民人均预期寿命源于《中国卫生健康统计年鉴》,90 后、00 后人口数的原始数据源于《中国人口普查年鉴》,首先计算出各省 2020 年 21—30 岁、11—20 岁的人口数<sup>④</sup>,其次根据第六次和第七次人口普查数据推算出各省各年份 90 后、00 后的人口变化率,90 后年均人口变化率是利用各省 2010 年 10—14 岁和 15—19 岁的人口总数变动到 2020 年 20—24 岁和 25—29 岁的人口总数的年均变化率。00 后的年均人口变化率是利用各省 2010 年 0 岁、1—4 岁和 5—9 岁的人口总数变动

① 养老保险参保率 = 养老保险参保人数 / 年末常住人口(万人),养老保险参保人数 = 城镇职工参加养老保险人数(万人) + 城乡居民社会养老保险参保人数(万人)。

② 理论上消费主体应从消费需求方进行测度,之所以选取第三产业就业人数占比衡量服务消费的偏好,是从数据的可得性的角度考虑,相比于服务的需求方,服务供给方的数据更易获得,并且绝大多数服务业属于劳动密集型产业,服务供给方与服务消费的需求水平呈正相关关系,因此选取“第三产业就业人数占比”作为衡量服务消费群体的指标具有一定的合理性。

③ 平均受教育年限 = (文盲人数 × 0 + 小学学历人数 × 6 + 初中学历人数 × 9 + 高中和中专学历人数 × 12 + 大专及以上学历人数 × 16) / 6 岁以上人口总数。

④ 21—30 岁人口数的计算方法采用各省 2020 年 20—24 岁的人口数减去 2020 年为 20 岁的人口数(即 2000 年为 0 岁的人口数),加上 2020 年 25—29 岁的人口,再加上 2020 年为 30 岁的人口数(即 1990 年为 0 岁的人口数)。11—20 岁人口数的计算方法采用各省 2020 年 10—14 岁的人口数减去 2020 年为 10 岁的人口数(即 2010 年为 0 岁的人口数),加上 2020 年 15—19 岁的人口数,再加上 2020 年为 20 岁的人口数(即 2000 年为 0 岁的人口数)。

到2020年10—14岁和15—19岁的人口总数的年均变化率。最后根据各省人口年均变化率和2020年90后、00后总人数推算出其他年份各省90后、00后人口数量。各省份各产业就业人数根据劳动力抽样调查和人口普查数据进行推算,居民物质和精神消费相关数据源于《中国住户调查年鉴》,新能源汽车销量数据源于国家金融监督管理总局,以新能源乘用车交强险为计算口径,由于2016年之前部分省份销量数据存在缺失,本文按照各年份新能源乘用车的销售总量乘以2016年各省份销量占比计算获得,各年份新能源汽车乘用车销售总量数据源于中国汽车工业协会。二氧化碳排放总量源于DEGAR数据库,三废排放量数据源于《中国环境统计年鉴》。电子商务指数数据基于阿里巴巴平台,涵盖网商指数与网购指数两个方面,分别赋权50%,并且以人均指标和比例指标按照熵权法进行计算<sup>①</sup>。部分缺失数据均采用线性插补进行处理。

(三) 测算方法

借鉴陈景华等(2020)研究,采用熵权法对居民消费力质量指数进行测算<sup>②</sup>。

五、中国居民消费力质量的时空演进特征及影响因素分析

本部分内容按照“水平描述—差异量化—空间结构—影响因素”的逻辑顺序展开,首先描述全国及省域居民消费力质量的绝对水平,其次通过基尼系数量化区域间的相对差异,再次利用空间相关性分析居民消费力质量的分布特征,通过社会网络分析居民消费力质量的全域空间结构(辐射与被辐射关系),最后使用空间计量方法探究其影响因素,为政策建议提供较为完整的实证支撑。

(一) 中国省域居民消费力质量水平分析

由表2可知,全国居民消费力质量综合指数从2013年的0.158上升到2023年的0.343,年均增长率为8.06%,整体均值为0.235,说明我国居民消费力质量呈现良好的发展态势。省域居民消费力质量均值分布在0.130—0.514,其中上海最高,西藏最低。全国层面均值位于省份排名的第10位,大部分省份要低于全国平均水平,表明我国省域居民消费力质量尚存在较大提升空间。各省份消费力排序与经济发展水平基本一致,前10位中除重庆和湖北以外,其他均为东部省份,中部省份处于居中位置,排名靠后的绝大部分为西部省份。

表2 2013—2023年全国及各省份消费力质量综合指数

地区	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022	2023	均值
全国	0.158	0.168	0.180	0.193	0.213	0.234	0.246	0.255	0.287	0.307	0.343	0.235
上海	0.397	0.391	0.416	0.449	0.471	0.506	0.518	0.535	0.616	0.651	0.701	0.514
北京	0.329	0.353	0.385	0.408	0.424	0.456	0.478	0.471	0.515	0.529	0.577	0.448
江苏	0.224	0.236	0.256	0.272	0.307	0.333	0.357	0.383	0.454	0.520	0.600	0.358
浙江	0.257	0.272	0.286	0.296	0.317	0.336	0.350	0.351	0.408	0.467	0.499	0.349
天津	0.233	0.248	0.262	0.280	0.296	0.318	0.321	0.318	0.375	0.389	0.443	0.317
广东	0.225	0.240	0.253	0.272	0.287	0.306	0.324	0.327	0.364	0.399	0.426	0.311
福建	0.180	0.192	0.203	0.214	0.249	0.271	0.289	0.297	0.328	0.360	0.384	0.270
重庆	0.185	0.195	0.211	0.221	0.238	0.251	0.263	0.276	0.307	0.331	0.359	0.258
山东	0.165	0.177	0.200	0.211	0.224	0.239	0.247	0.258	0.283	0.303	0.335	0.240
湖北	0.143	0.155	0.169	0.184	0.213	0.233	0.250	0.242	0.281	0.307	0.339	0.229
安徽	0.139	0.150	0.165	0.181	0.197	0.231	0.243	0.256	0.283	0.313	0.336	0.227

① 网商指数采用网商密度和网商交易水平衡量,网购指数采用网购密度和网购消费水平衡量,其中网购密度=网购消费者数量与人口数量的比值衡量,网商密度采用零售网商数量与人口数量的比值衡量,原始数据均源于阿里研究院。

② 受篇幅限制,具体测度步骤未予展示,备索。

续表 2

地区	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022	2023	均值
湖南	0.141	0.153	0.164	0.191	0.209	0.220	0.234	0.248	0.274	0.295	0.314	0.222
河南	0.137	0.146	0.155	0.167	0.201	0.221	0.232	0.245	0.277	0.297	0.338	0.220
辽宁	0.169	0.177	0.177	0.193	0.202	0.221	0.227	0.231	0.254	0.263	0.297	0.219
海南	0.131	0.142	0.154	0.157	0.171	0.200	0.223	0.245	0.297	0.305	0.345	0.215
陕西	0.145	0.153	0.160	0.166	0.179	0.211	0.226	0.231	0.257	0.283	0.324	0.212
四川	0.131	0.140	0.149	0.172	0.190	0.207	0.221	0.233	0.253	0.275	0.301	0.207
内蒙古	0.149	0.160	0.162	0.171	0.189	0.198	0.206	0.210	0.234	0.246	0.291	0.201
江西	0.125	0.135	0.149	0.156	0.185	0.203	0.216	0.228	0.250	0.273	0.294	0.201
河北	0.119	0.128	0.134	0.162	0.178	0.193	0.203	0.213	0.234	0.254	0.289	0.192
山西	0.126	0.134	0.141	0.148	0.169	0.184	0.195	0.207	0.229	0.247	0.277	0.187
宁夏	0.136	0.144	0.151	0.158	0.169	0.182	0.196	0.200	0.217	0.229	0.267	0.186
吉林	0.132	0.141	0.142	0.151	0.158	0.186	0.190	0.197	0.218	0.221	0.270	0.182
广西	0.103	0.111	0.122	0.131	0.166	0.184	0.198	0.211	0.237	0.260	0.282	0.182
新疆	0.133	0.137	0.137	0.143	0.153	0.180	0.193	0.194	0.218	0.217	0.259	0.179
贵州	0.099	0.110	0.125	0.137	0.150	0.181	0.187	0.196	0.223	0.238	0.259	0.173
云南	0.099	0.109	0.119	0.127	0.157	0.173	0.184	0.201	0.224	0.240	0.268	0.173
黑龙江	0.116	0.123	0.124	0.131	0.151	0.163	0.173	0.177	0.199	0.206	0.234	0.163
甘肃	0.090	0.097	0.105	0.116	0.149	0.164	0.181	0.192	0.209	0.218	0.243	0.160
青海	0.101	0.108	0.117	0.122	0.148	0.163	0.171	0.179	0.188	0.183	0.225	0.155
西藏	0.053	0.065	0.076	0.083	0.099	0.130	0.144	0.157	0.182	0.202	0.242	0.130

从三个子维度层面来看(图2),三者基本呈现稳定上升趋势,其中消费客体增长最快,从2013年的0.069增加到2023年的0.268,年均增长率约为14.5%,但总体处在较低水平,均值为0.137,显著低于其他两个维度。2016年之前消费环境和消费主体基本一致,2016年之后消费环境有更明显的增长趋势,与消费主体之间的差距逐渐变大。

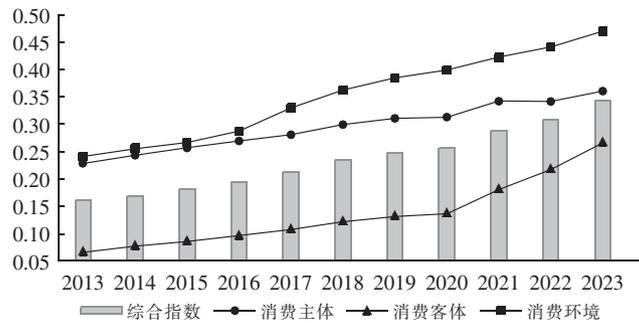


图2 全国居民消费力质量综合指数及子维度变化趋势

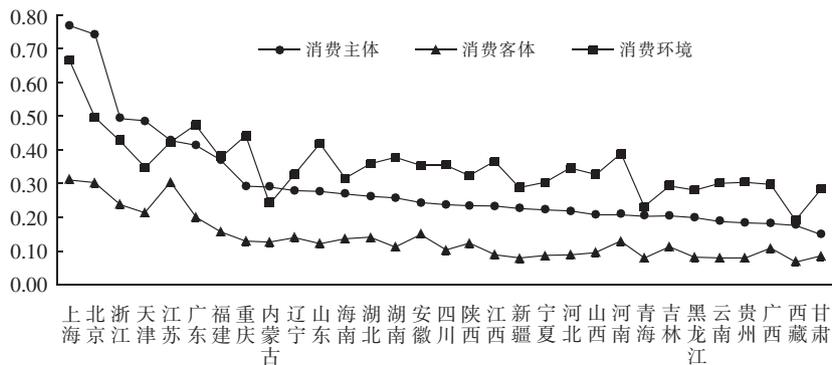


图3 各省居民消费力质量子维度均值水平

图3为各省居民消费力质量子维度均值测算结果。消费主体方面,最高的上海与最低的甘肃之

间倍差超过 5,在所有维度中倍差最大。消费客体方面,最高上海约为最低西藏的 5 倍。消费环境方面,省域倍差相对较小,倍差约为 4 倍。重庆居民消费力质量的综合水平排名靠前,主要得益于其良好的消费环境,尤其是重庆的消费保障力水平位于全国前列。经济发展水平较高的辽宁在消费环境维度排名中靠后,东北三省整体排名都比较靠后,其一是三废排放与 GDP 的比值很高,其二是基础教育人数占比过低。北京、上海、江苏和浙江四省(市)拥有强大的购买能力、优质的消费品供给和良好的消费环境,在各子维度排名中均位居前列。所有排名特征跟总排名一致,东部省份排序靠前。河南等中部省份由于人口众多,消费主体维度、消费客体维度排序相对靠后,但消费环境维度表现较好,而西部省份各子维度排序都很靠后。

(二)中国居民消费力质量的区域差异分析

本文采用 Dagum 基尼系数及分解方法探究我国居民消费力质量的省际差异程度及演变趋势。Dagum 将基尼系数分解为组内差异贡献  $G_w$ 、组间差异净值贡献  $G_{nb}$  和组间超变密度  $G_t$  三部分,有效解决了样本数据间交叉重叠等问题(Dagum,1997)<sup>①</sup>。

表 3 报告了居民消费力质量 Dagum 基尼系数的测算结果,2013—2023 年居民消费力质量省际差异呈下降趋势,从 2013 年的 0.218 下降到 2023 年的 0.162,下降幅度达到 25.7%。其中下降最快的阶段是 2016—2018 年,下降率为 16.1%。从地区内部差距来看,样本期内,尽管东部地区居民消费力质量基尼系数从 2013 年的 0.197 下降到 2023 年的 0.162,但绝对差距仍是最大。中部地区区域内差距有所增长,从 2013 年的 0.037 增加到 2023 年的 0.066,增长了近 2 倍,但其绝对差距最小,均值仅为 0.061。西部地区的下降趋势最为明显,从 2013 年的 0.153 显著下降到 2023 年的 0.071,下降了 53.6%。区域间居民消费力质量基尼系数呈下降趋势,东-中、东-西间的差距仍然较大,而中-西间的差距较小。由此表明,我国居民消费力质量的空间非均衡性和区域分化特征仍然突出。

表 3 2013—2023 年居民消费力质量基尼系数的区域差异

年份	总体	区域内基尼系数			区域间基尼系数		
		东部	中部	西部	东-中	东-西	中-西
2013	0.218	0.197	0.037	0.153	0.260	0.314	0.118
2014	0.209	0.187	0.041	0.142	0.250	0.304	0.112
2015	0.208	0.189	0.052	0.130	0.253	0.302	0.108
2016	0.206	0.184	0.067	0.126	0.245	0.299	0.113
2017	0.186	0.177	0.067	0.100	0.224	0.272	0.100
2018	0.173	0.171	0.065	0.083	0.211	0.254	0.089
2019	0.167	0.166	0.068	0.078	0.207	0.245	0.086
2020	0.161	0.160	0.065	0.074	0.199	0.235	0.084
2021	0.168	0.165	0.067	0.074	0.208	0.247	0.086
2022	0.175	0.166	0.078	0.086	0.212	0.254	0.098
2023	0.162	0.162	0.066	0.071	0.204	0.239	0.081

将基尼系数按照区域内和区域间的方式分解,并测算出差距来源的贡献度,结果如表 4 所示。从结果可以看出区域间差距是最主要的差距来源,贡献度约 70%,并且保持稳定,构成了省域居民消费力质量分布不均衡的核心因素。而区域内差异的贡献度大致稳定在 24%,超变密度(反映区域交叉重叠影响)的贡献率最小(5.55%—6.21%),影响相对稳定,波动较小,说明省际消费力质量分布的交叉影响较弱且不易受外部冲击扰动。

① 受篇幅限制,具体测度步骤未予展示,备案。

表4 2013—2023年居民消费力质量省际基尼系数分解

年份	区域内差异	区域间差异	超变密度	$G_w$ 贡献率	$G_{nb}$ 贡献率	$G_t$ 贡献率
2013	0.054	0.151	0.014	24.68%	69.11%	6.21%
2014	0.051	0.145	0.013	24.37%	69.63%	6.00%
2015	0.051	0.145	0.012	24.33%	69.66%	6.01%
2016	0.050	0.145	0.011	24.29%	70.29%	5.42%
2017	0.045	0.130	0.011	24.37%	69.66%	5.97%
2018	0.042	0.121	0.010	24.23%	70.23%	5.54%
2019	0.041	0.117	0.010	24.29%	69.97%	5.75%
2020	0.039	0.113	0.009	24.22%	70.09%	5.70%
2021	0.040	0.119	0.009	23.81%	70.75%	5.44%
2022	0.042	0.121	0.011	24.21%	69.38%	6.41%
2023	0.039	0.114	0.009	24.03%	70.42%	5.55%

### (三) 中国居民消费力质量的空间分布及其结构分析

地理学第一定律认为,空间关联性现象普遍存在,地理位置的距离与空间关联性成正比。为了衡量区域之间的空间关联,本文利用 Moran's I 分析各省居民消费力质量的空间相关性,结果如表5所示。本文分别采用邻近矩阵和距离矩阵作为省份空间矩阵,结果发现,无论采用何种矩阵,各年份居民消费力质量的莫兰指数显著正相关,性质相似的空间单元产生集聚。表明距离相近的省份之间,居民消费力质量会相互影响。因此提升居民消费力质量的整体水平要从全局出发,加强省际的经济联系。

表5 各年份居民消费力质量莫兰指数双边检验

年份	邻近矩阵			距离矩阵		
	Moran's I	Z	P-value	Moran's I	Z	P-value
2013	0.392	3.884	0.000	0.101	4.516	0.000
2014	0.404	3.928	0.000	0.104	4.556	0.000
2015	0.414	4.032	0.000	0.103	4.518	0.000
2016	0.422	4.123	0.000	0.105	4.604	0.000
2017	0.448	4.353	0.000	0.110	4.766	0.000
2018	0.449	4.399	0.000	0.110	4.802	0.000
2019	0.450	4.388	0.000	0.106	4.669	0.000
2020	0.468	4.570	0.000	0.109	4.782	0.000
2021	0.505	4.888	0.000	0.122	5.204	0.000
2022	0.562	5.327	0.000	0.143	5.787	0.000
2023	0.549	5.217	0.000	0.141	5.738	0.000

本文进一步采用 Moran's I 散点图对各省份局部空间特征进行可视化,分别使用邻近矩阵和距离矩阵进行绘制,横坐标表示居民消费力水平,纵坐标为居民消费力水平的空间滞后项,散点图第一象限表示高值与高值集聚,第二、四象限表示高值与低值集聚,第三象限表示低值与低值集聚。限于篇幅,本文以居民消费力质量的均值为例。从图4可以看出,大部分省份位于一三象限,斜率为正。第一象限全部为东部省份,东部省份为居民消费力高值集聚地区,而第三象限主要为中西部省份,同时也是居民消费力低值集聚地区,整体呈现“高-高”“低-低”集聚特征。

尽管莫兰指数能够分析出居民消费力质量的空间相关性,但结果往往局限于区域,难以从全局角度把握总体空间特征,社会网络分析较好地弥补这一缺陷。社会网络分析是一种研究社会结构的方法,它通过分析社会主体(包括省份)之间的关系网络,探究这一关系对群体行为、互动和结构的影响。在这一关系网络中,节点(社会主体)和边(社会关系)之间会产生相互作用。本文借鉴程开

明等(2023)的方法使用引力模型构建空间关联网,揭示省份之间居民消费力质量的影响关系<sup>①</sup>。

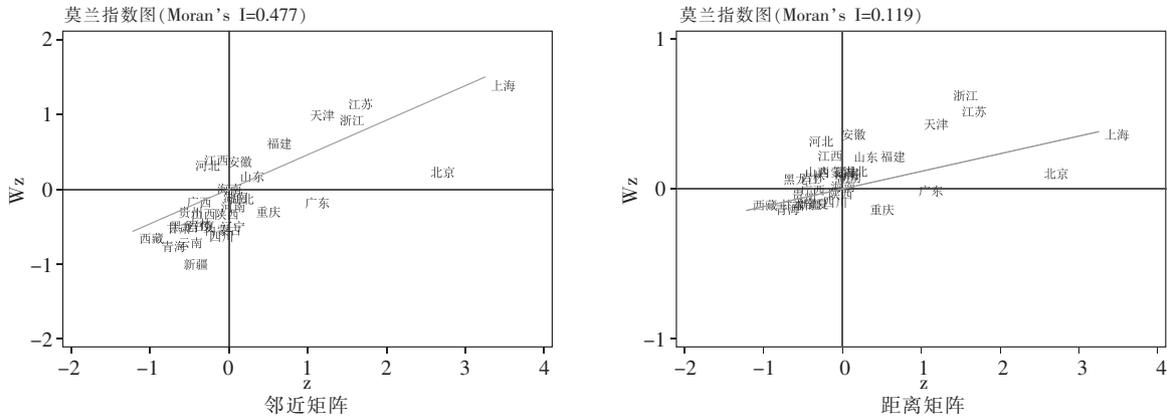


图4 居民消费力质量均值莫兰散点图

图5为出度与入度均值测算结果,从出度来看,上海、北京、江苏、浙江稳居前四位,前10名中除了重庆和安徽,其他全部来自东部地区,这些省份对其他省份的居民消费力质量存在显著的溢出效应。而位次靠后的省份绝大多数来自西部地区,其总体特征是经济发展水平低、居民消费力水平低、溢出效应低。从入度来看,同样是东部地区的位次靠前,只是排名先后略有差异,居民消费力高值聚集地同时也是居民消费力空间网络中受益最大的区域。安徽、湖北的入度排序靠前,安徽靠近长三角,湖北位于长江中下游核心区域,地理位置优势明显,更容易受到周边省份的影响。东北三省和大部分西部省份位次相对靠后,这些地区地理位置不佳,不易受到其他省份的溢出效应。同时,排名靠前的东部地区入度均值整体大于出度均值,而排名落后的中西部地区入度均值整体小于出度均值,这种空间网络结构对于居民消费力高值聚集的东部地区更有利于提高其居民消费力质量,而对于居民消费力低值聚集的中西部地区则不利于提高其居民消费力质量。相比于出度均值,入度均值的差异更大,出度均值的基尼系数为0.168,而入度均值的基尼系数为0.281,不利于居民消费力质量的整体提高。

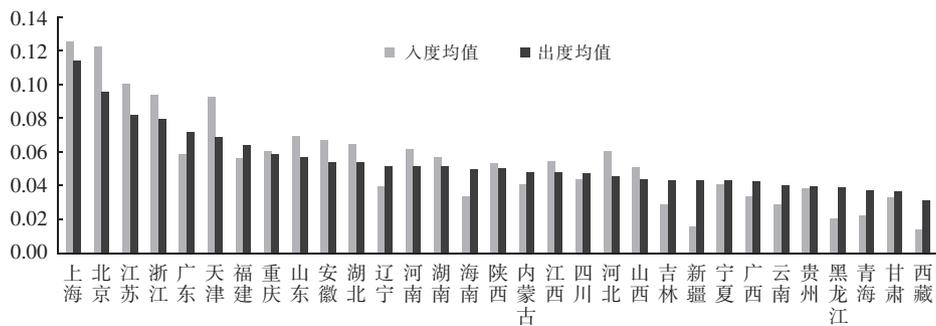


图5 各省居民消费力质量出度和入度均值水平

本文利用Stata软件,以出度和入度特征作为边和节点的权重对各地区居民消费力质量的网络空间结构进行可视化分析,结果如图6和图7所示。空间关联网矩阵中各元素体现在图6和图7中线条的粗细上。总体上排序靠前的省份附近的线条比排序靠后的省份更密,关联性更强。图6中部分线条粗细的区分度较为明显,如北京与河北,关联系数较大。节点附近的颜色深度也有明显的

① 受篇幅限制,具体测度步骤未予展示,备索。

差异,各省份按照逆时针排序,越靠后节点附近颜色越浅,表明在空间辐射网络中越处于边缘位置。图7中排序靠前省份节点的颜色较深,这使得排序靠前省份的入度均值较大,进而使入度均值整体上大于出度均值。

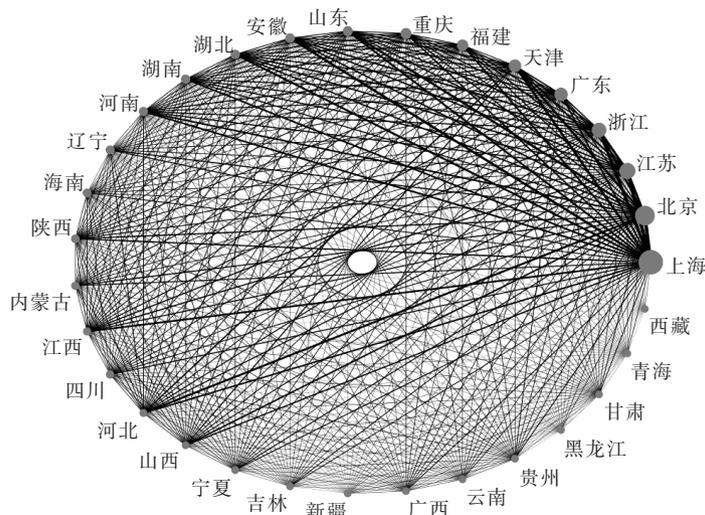


图6 以出度为特征的居民消费力质量空间关联网络

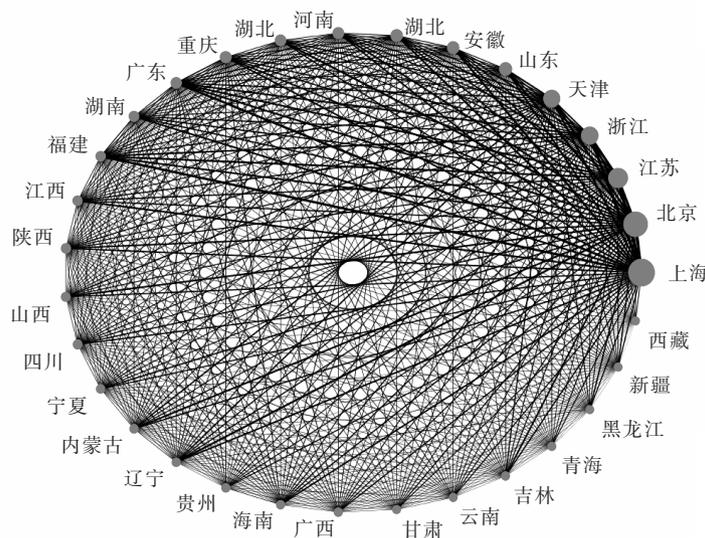


图7 以入度为特征的居民消费力质量空间关联网络

#### (四)中国居民消费力质量的影响因素分析

为了进一步探究居民消费力质量的影响因素,本文建立空间计量模型进行回归分析,解释变量包括:科技创新能力(人均研究与试验发展 RD 经费内部支出的对数)、快递业务水平(人均快递业务收入)、产业结构(第三产业增加值与第二产业增加值的比值)、市场化指数(杨兴全和曾春华,2012)、数字普惠金融(源于北京大学数字金融研究中心)、国有经济比重(国有城镇单位就业人数占城镇单位就业总人数的比重)、对外开放程度(实际利用外商直接投资与 GDP 的比值)和居民消费价格指数。首先需要确认空间模型形式,本文通过 LM 检验判断是采用 SDM、SAR 还是 SEM 模型,在空间误差模型的检验中,Moran's I、Lagrange multiplier 和 Robust Lagrange multiplier 指数均在 1%

水平上显著,而在空间滞后模型的检验中,Lagrange multiplier 和 Robust Lagrange multiplier 指数均不显著。因此,本文使用空间误差模型进行回归,基本形式如下所示:

$$Y_{it} = \alpha + \beta X_{it} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$\varepsilon_{it} = \lambda W\varepsilon_{it} + e_{it} \quad (2)$$

式(1)中  $Y_{it}$  为居民消费力质量,  $\alpha$  为常数项,  $\mu_i$  和  $v_t$  分别表示省份固定效应和年份固定效应,  $\beta$  为待估计一般回归系数。式(2)中  $\lambda$  为待估空间相关参数,反映了误差项之间的空间依赖性。本文分别采用面板固定效应和空间误差模型进行回归,回归结果如表6所示。科技创新能力对居民消费力质量呈显著为正,科技创新通过优化产品的供给质量进而带动居民消费升级。快递业务水平的正向效应反映了物流效益对消费便利性的促进作用。产业结构的转型升级更好地满足了居民多元化的消费需求,而市场化指数和数字普惠金融的正向作用,则体现了市场活力提升与金融服务可得性对消费潜力的释放效应。此外,国有经济比重、对外开放程度及居民消费价格指数的系数均不显著。空间相关性回归系数显著为正,表明各省份居民消费力质量的误差项之间存在正向空间依赖性,反映出未被观测因素在空间上呈现聚集特征,揭示了潜在的空间联动机制。

表6 面板回归和空间误差模型回归结果

变量	面板回归	双向固定效应	个体固定效应
科技创新能力	0.015** (0.006)	0.013** (0.006)	0.013** (0.006)
快递业务水平	0.142*** (0.021)	0.051** (0.026)	0.046* (0.026)
产业结构	0.023*** (0.006)	0.018*** (0.005)	0.018*** (0.005)
市场化指数	0.005*** (0.002)	0.003*** (0.001)	0.003*** (0.001)
数字普惠金融	0.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)
国有经济比重	-0.008 (0.028)	-0.007 (0.023)	-0.008 (0.023)
对外开放程度	-0.046 (0.067)	-0.032 (0.057)	-0.033 (0.057)
居民消费价格指数	0.139 (0.214)	-0.120 (0.216)	0.127 (0.216)
空间自相关系数		0.457*** (0.085)	0.482*** (0.088)
R <sup>2</sup> (within)	0.952	0.879	0.947
F 值	319.46		
对数似然值		1003.745	1004.266

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

## 六、研究结论与政策建议

本文从消费主体、消费客体和消费环境三个维度构建居民消费力质量指标体系,利用熵权法测算了2013—2023年省域居民消费力质量指数,并深入分析各地区居民消费力质量的时空演变特征。研究发现:(1)我国省域居民消费力质量综合指数总体呈上升趋势,其中消费客体维度增长最快但处于较低水平。各省份消费力排序与经济发展水平基本一致,前10位中除重庆和湖北以外,其他均为东部省份。(2)从区域差异来看,尽管居民消费力质量省际差异呈下降趋势,但差距水平仍然较大,东部地区明显高于中西部,区域间差距是最主要的差距来源。(3)空间上各省份存在显著正自相关性,东部省份为居民消费力高值集聚地区,而中西部省份为居民消费力低值集聚地区,总体呈“高-高”“低-低”集聚特征。东部省份入度均值整体高于出度均值,而中西部省份相反。东部为“辐射中心区”,中西部为“边缘接受区”。(4)科技创新、快递业务水平、产业结构、市场化水平以及数字普惠金融均对居民消费力质量有显著促进作用,各省份居民消费力质量存在正向空间依赖性。

根据研究结论,本文提出如下政策建议:(1)优化产品供给质量,促进消费结构升级。一方面,推动消费品“质态”革新,聚焦新能源汽车、文旅康养服务等新型产品,鼓励企业加大研发投入,推动消费品质与科技含量深度融合,建立消费品质质量标准体系,弥补高端供给缺口;另一方面,针对中西部地区供给薄弱问题,在中西部布局优质消费品生产基地,缩小区域消费客体品质差距,缓解“有效

需求不足”与“供给错配”之间的矛盾。(2)深化区域协调发展,缩小省域消费差距。一方面,依托长三角、京津冀等高水平聚集区域的辐射效应,共建消费基础设施如物流枢纽中心、电子商务共享平台等,完善快递物流网络,提升产品配送效率,降低中西部消费品流通成本。另一方面,中西部省份应建立省域协同治理机制,推动劳动要素跨区域有序流动,缩小城乡区域间的收入差距。(3)强化市场驱动因素,激活消费增长动能。积极推进市场化改革,破除消费领域行政壁垒。同时,扩大数字普惠金融覆盖面,缓解中西部农村居民流动性约束,释放消费潜力。此外,通过产业结构转型升级增加劳动者人力资本溢价,形成“产业转型升级-人力资本溢价-收入提升-消费力增强”的良性循环。(4)完善空间网络结构,提升全域协同效能。一方面强化东部核心省份对中西部省份的辐射效应,建立跨区域消费平台共享合作机制,加强技术互通、经验共享和政策协同。另一方面,培育中西部区域中心城市(如重庆、武汉)的节点功能,完善其消费基础设施与产业支撑,提升对周边省份的辐射能力。此外,推动消费政策、标准、数据互联互通,让中西部更好承接东部消费的溢出效应,逐步改善“高值集聚、低值孤立”的空间格局。

#### [参考文献]

- [1] 蔡煜,傅联英,陈琳琳. 新质消费力:内涵、测度及事实[J]. 消费经济, 2025(3): 1-17.
- [2] 陈景华,陈姚,陈敏敏. 中国经济高质量发展水平、区域差异及分布动态演进[J]. 数量经济技术经济研究, 2020(12): 108-126.
- [3] 陈姝兴,丁任重. 消费潜力与宏观经济增长:基于社会再生产的理论和经验分析[J]. 政治经济学评论, 2023(6): 71-101.
- [4] 陈享光,黄宝竹. 居民消费质量与债务杠杆:理论与实证分析[J]. 上海经济研究, 2022(8): 34-45.
- [5] 程开明,吴西梦,庄燕杰. 我国省域新经济新动能:统计测度、空间格局与关联网络[J]. 统计研究, 2023(3): 18-31.
- [6] 洪银兴,王辉龙,耿智. 从供给和需求两侧夯实新发展格局的根基[J]. 经济学动态, 2023(6): 3-14.
- [7] 洪银兴. 马克思的消费力理论和扩大消费需求[J]. 经济学动态, 2010(3): 10-13.
- [8] 胡晓鹏. 青年新型消费模式解码与兴趣圈层优化[J]. 人民论坛, 2025(9): 84-87.
- [9] 廖睿力,陈济冬,曹玉瑾,龚六堂. 房地产限贷政策松绑如何提升居民消费质量?——基于中国家庭收入调查(CHIPS)的实证分析[J]. 宏观质量研究, 2024(2): 29-46.
- [10] 李嘉楠,李学勇. 平台助盲降低数字鸿沟——基于应用程序视觉无障碍功能的经验证据[J]. 经济学(季刊), 2025(4): 943-960.
- [11] 刘长庚,张磊. 新时代消费发展需推动消费量质齐升[J]. 消费经济, 2018(4): 3-11.
- [12] 刘凤义,曲佳宝. 论马克思消费理论的两个维度及其现实意义[J]. 马克思主义理论学科研究, 2022(3): 46-54.
- [13] 刘亦文,郭睿,罗涵秋. 金融可得性提振居民消费升级的作用机制与影响效应[J]. 财经理论与实践, 2025(2): 18-25.
- [14] 李心雅,楚尔鸣. 人口老龄化、家庭债务与消费支出[J]. 南开经济研究, 2025(2): 40-60.
- [15] 罗琼,钟坚,唐红涛. 城市电商化发展、就业结构调整与消费升级——基于国家电子商务示范城市的准自然实验[J]. 山西财经大学学报, 2024(6): 83-97.
- [16] 毛中根,谢迟,叶胥. 新时代中国新消费:理论内涵、发展特点与政策取向[J]. 经济学家, 2020(9): 64-74.
- [17] 彭薇,熊科,唐华. 供给侧结构性改革视角下技术创新对消费升级的影响研究[J]. 科研管理, 2023(4): 77-84.
- [18] 宋科,虞思燕,杨雅鑫. 消费升级再审视及历史回顾——一个新的理论分析框架[J]. 经济纵横, 2022(12): 97-103.
- [19] 谭顺,郭乾. 破解当前我国消费不足的治理困境——基于马克思消费力理论的研究[J]. 经济学家, 2017(5): 14-19.

- [20] 谭顺. 生产力与消费力矛盾运动——马克思解析人类社会发规律的第五种视角[J]. 社会科学辑刊, 2019(3): 38-46.
- [21] 杨兴全, 曾春华. 市场化进程、多元化经营与公司现金持有[J]. 管理科学, 2012(6): 43-54.
- [22] 尹世杰. 关于发展生态消费力的几个问题[J]. 经济学家, 2010(9): 5-12.
- [23] 尹世杰. 提高精神消费力与弘扬精神文明[J]. 湘潭大学学报(哲学社会科学版), 2012(6): 67-70, 90.
- [24] 尹世杰. 消费力经济学[M]. 成都: 西南财经大学出版社, 2010.
- [25] 尹向东, 刘敏. 中国消费经济学发展沿革与研究展望[J]. 消费经济, 2016(5): 3-8.
- [26] 尹向东. 积极促进新型消费[N]. 人民日报, 2023-07-25(9).
- [27] 尹元元, 刘张. 流通数字化与居民消费升级——供给驱动抑或需求拉动[J]. 管理学报, 2025(3): 114-132.
- [28] 张红凤, 黄璐. 产业结构升级与家庭消费升级——基于CHIP微观数据的经验分析[J]. 当代经济科学, 2022(6): 127-142.
- [29] 张磊, 廖芳. 中国式消费现代化:理论逻辑、指标体系和变动趋势[J]. 财经科学, 2024(1): 117-133.
- [30] 周阔, 梁佳杨, 曲植, 郜栋玺. 双向直接投资协调发展对居民消费的影响研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2024(12): 89-110.
- [31] 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.
- [32] 周文, 许凌云. 论新质生产力:内涵特征与重要着力点[J]. 改革, 2023(10): 1-13.
- [33] 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.
- [34] Dagum C. A New Approach to the Decomposition of the Gini Income Inequality Ratio[J]. Empirical Economics, 1997(4): 515-531.

(责任编辑:湘潭大学 江剑平;责任校对:湘潭大学 姚海琼)

## The Spatiotemporal Characteristics and Influencing Factors of Chinese Residents' Consumption Power Quality

YIN Xiang-dong, LIU Lin-zhi, YIN Xiang-fei

**Abstract:** Based on Marx's theory of consumption power, this study constructs an evaluation index system for the quality of household consumption power from three dimensions: consumption subjects, consumption objects, and the consumption environment. Utilizing provincial panel data from 2013 to 2023, the entropy weight method is employed to measure a comprehensive index of household consumption power quality. The spatiotemporal evolution characteristics and influencing factors are then analyzed using methods such as the Dagum Gini coefficient and Moran's I index. The findings reveal that: (1) The comprehensive index of household consumption power quality in China exhibits an overall upward trend, with the consumption objects dimension showing the fastest growth rate, albeit from a relatively low base. (2) Regionally, the quality of consumption power in the eastern region is significantly higher than that in the central and western regions. Although the overall regional disparity has gradually narrowed, interregional differences remain the primary source of total inequality. There exists statistically significant positive spatial autocorrelation across provinces, characterized by high-high and low-low clustering patterns. The average out-degree and in-degree values in the eastern region are significantly higher than those in the central and western regions, indicating a generally superior spatial network structure in the eastern region compared to the central and western regions. (4) Technological innovation, express delivery service development, industrial structure upgrading, marketization level, and digital inclusive finance all exert statistically significant positive effects on the quality of household consumption power. To foster the overall enhancement of household consumption power quality, this paper proposes policy recommendations focusing on four key areas: optimizing the quality of product supply, deepening coordinated regional development, strengthening market-driven factors, and improving the spatial network structure.

**Keywords:** household consumption power quality; consumption subjects; consumption objects; consumption environment; provincial gaps; supply-demand matching of consumer goods.

# 中国本土老字号品牌族性:维度探索与量表开发

李园园 杜昕汝 柯迪

**摘要:**品牌族性作为老字号企业独特的文化标识和情感纽带,其在市场上的影响力远非传统营销策略所能比拟。实践证明,品牌族性不仅是老字号企业获得市场认同的强力引擎,更是其构建核心竞争优势的稳固基石。然而,目前学术界对老字号品牌族性的研究尚显不足,缺乏深入的理论探讨与实证分析,学术支撑的缺失可能会使其在实际应用中的科学性和有效性受到质疑。本文结合社会身份理论与意义建构理论,采用扎根理论与因子分析法,旨在构建老字号品牌族性的多维度结构,并在此基础上开发相应的测量量表。研究发现,老字号品牌族性由5个核心维度构成,即历史感知、文脉薪传、地缘烙印、守正创新与使命担当。这5个维度又细分为16个子维度,每个子维度均体现了老字号品牌独特的族性特质。此外,本研究采用严谨的质性研究方法,并遵循科学的量表开发流程,最终构建了涵盖20个题项且具有较高信度与效度的测量工具。研究成果不仅拓展了品牌族性理论,为老字号研究贡献了新视角与理论工具,还为企业制定彰显品牌个性的营销策略提供了理论参考和实践指引。

**关键词:**品牌族性;老字号;扎根理论;品牌认同;品牌活化;本土品牌

**中图分类号:**F273.2 **文献标识码:**A **文章编号:**1007-5682(2026)01-0124-14

## 一、引言

品牌族性是老字号企业独特的标识和魅力所在,其发展规律注定了它要表现出强烈的历史性与时代性,由此积累的无形资产,不仅有助于提升企业的认知度与美誉度,还能在激烈的市场竞争中打造独特的品牌区隔,从而为企业带来显著竞争优势(Buckley等,2022)。随着市场竞争日益激烈,老字号品牌在复杂的市场环境中不仅需要探索新的增长路径,还要应对消费者需求的多样化和消费行为的现代化演变(刘娜,2023)。这些变化对老字号品牌族性的整体塑造与协同能力提出了更高要求,即如何在传承传统精髓的基础上,通过品牌族性形成整体一致的文化符号,以满足消费者对品牌传承与创新的双重期待,从而有效提升竞争壁垒,保持品牌独特性与核心竞争力,并获得持久的生命力与市场吸引力。然而,时至今日还未有学者对老字号品牌族性这一议题进行系统和深入的探究,学术研究的缺失不仅限制了对老字号品牌族性的深层次理解,也阻碍了老字号企业在品牌建设中的有效应用。因此,如何系统地探究老字号品牌族性的内涵构成,开发科学有效的测量量表,并在此基础上提升企业核心竞争力,进而助力老字号品牌实现基业长青,是当前亟须解决的理论课题。

收稿日期:2025-09-07

基金项目:国家自然科学基金青年项目“社交网络中消费者隐私关注与自我表露的悖论机制研究——基于‘圈子文化’视角”(72102092)

作者简介:李园园,管理学博士,山西财经大学工商管理学院副教授;杜昕汝(通讯作者),山西财经大学工商管理学院硕士研究生,电子邮箱:15635969399@163.com;柯迪,管理学博士,中国民航大学经济与管理学院讲师。

营销实践表明,品牌族性在品牌建设和营销过程中有着重要的助推作用,是提升品牌价值及实现差异化的关键途径之一,能够帮助企业构建其独有的竞争优势(王新刚等,2024)。品牌族性对企业的重要作用日益凸显,但目前学术界对品牌族性的研究还处在起步阶段。从国外文献看,品牌族性的内涵指向了特定族群消费者与品牌在长期共生演化过程中所形成的文化联结与认同(Phau和Prendergast,2000;Li等,2013)。从国内文献看,王新刚等(2024)以中国的跨国经营企业在国际市场上的表现和待遇为研究背景首次提出品牌族性的概念,开创性地揭示了本土消费者与本土品牌之间在血缘渊源、政治立场和文化背景等多个维度上的内在关联,这种关联不仅体现在消费者对品牌的社会建构和社会动员上,更在于他们围绕品牌所构建的分类系统及其背后的逻辑内涵。然而,老字号品牌族性有其特殊性和不可复制性,相较于国外品牌族性理论,老字号品牌族性融入了我国独有的文化基因;此外,老字号品牌族性在历史文化底蕴、地域特色、经营理念和价值观方面也与新兴品牌有着本质区别。因此,已有的品牌族性理论并不能完全诠释我国老字号品牌。那么,老字号品牌族性的内涵是什么?结构维度如何体现?如何阐释与衡量?这些问题的解答可以为老字号企业挖掘和培育品牌族性提供理论基础和现实依据,也为老字号企业营销实践提供一个强有力的支撑点。

鉴于品牌族性本质上是消费者的心理认同与意义建构过程,本研究以社会身份理论与意义建构理论为基础,致力于实现两大核心目标:一是厘清老字号品牌族性的内涵与维度结构,二是开发其本土化测量量表并验证其信效度。为此,本研究将依次开展两个紧密衔接的研究专题。第一阶段采用扎根理论方法(Turner和Astin,2021),通过深度访谈、实地考察与多源资料收集,探索性提炼老字号品牌族性的潜在维度,构建其多维理论结构;第二阶段结合质性研究发现与既有文献,遵循严谨的量表开发流程,编制适用于老字号的品牌族性测量工具,并运用高阶因子分析对理论结构进行实证检验。

本研究的边际贡献在于:第一,理论对象的聚焦与深化。将品牌族性研究从广义本土品牌聚焦于老字号这一特殊类别,明确提出其族性内核根植于品牌长期实践形成的文化底蕴与价值传统,而非外部政治身份,实现了理论对象从泛化到专化的跨越。第二,理论维度与内涵的拓展。开创性地引入“历史感知”“文脉薪传”“地缘烙印”等具有时间、文化与地域指向的新维度,并强调“守正创新”与“使命担当”所揭示的发展辩证性与社会责任,丰富了品牌族性理论的实践性与伦理性内涵。第三,方法论与测量工具的专用化创新。开发了首个针对老字号品牌族性的专用量表,实现了对品牌历史实践深度与文化认同强度的有效测度,为老字号品牌的价值评估与战略管理提供了更贴合情境的研究工具,支撑相关研究从理论推导向实证检验深化。

## 二、文献回顾与理论基础

### (一)理论基础

品牌族性的形成根植于消费者的社会身份认同与意义建构过程。社会身份理论指出,个体通过社会分类与群体身份建构自我概念,并借由内外群体的区分维系归属感与自尊(Tajfel和Turner,1986)。在现代消费语境中,品牌常作为文化符号与身份载体,帮助消费者表达群体归属。老字号品牌凭借其深厚的历史传统与集体记忆,促使消费者将对产品的认同升华为对“我们是谁”的社会身份认同。因此,品牌族性本质上是消费者为满足归属与自尊需求,与特定文化族群建立心理联结的体现。

进一步从动态过程看,意义建构理论强调个体是意义的主动建构者,通过扫描并解读环境线索来构建行为意义(Weick等,2005)。消费者持续解读品牌的历史、文化与地域符号等线索,将客观信息内化为深层心理认同,最终形成与品牌及其他使用者共享文化血脉与价值共识的“我们感”

(Beverland 等,2021)。由此可见,品牌族性并非被动赋予的静态标签,而是消费者主动从品牌文化线索中建构并维系“我们感”的动态心理过程的结果。

## (二)品牌族性的内涵与测量

品牌族性的研究始于对原产国(COO)效应的探索,早期研究证实了品牌原产国对消费者评价与态度的影响(Schooler 和 Sunoo,1969),并指出该效应具有全球普遍性,且能具体作用于消费者偏好与市场接受度(Han 和 Terpstra,1988)。随着理论视角的拓展,研究焦点从国家标识转向品牌背后的文化属性与族群特征。Paul(1991)提出原种族(EOO)概念,强调品牌与其原产国之间更深层的历史文化联结。学者们进而将品牌族性视为特定族群品牌与生俱来且根深蒂固的内在特质,是其国家或文化根源的体现(Batra 等,2000)。在此基础上,研究引入了社会身份理论框架,将品牌族性理解为一种基于群体认同的消费者心理建构,或源于对特定国家的刻板印象,或形成于品牌所承载的原产国经济、文化及政治等外部线索(Phau 和 Prendergast,2000)。Li 等(2013)对此前的定义进行了整合与扩展,明确提出品牌族性是消费者对品牌社会化历史的文化联想与认同,是品牌与特定族群文化关联所形成的深层次文化联结,并开发了针对西班牙裔消费者的测量量表,但该量表未明确划分理论维度,主要依托广告角色、文化展现、目标市场等六项外部指标进行整体测量。

在国内研究中,王新刚等(2024)以中国的跨国经营品牌在国际市场上的表现和待遇为研究背景,首次提出适用于本土情境的品牌族性概念,将其界定为本土消费者基于血缘、政治和文化等社会建构而形成的对本土品牌的集体认同,是经由社会动员所建立的品牌分类体系的逻辑内核,深刻反映了消费者对民族品牌的情感归属与价值追求。据此,他们构建了一个包含国产身份、政治立场、民族文化、国家贡献与市场表现的五维度理论模型,并开发了相应的 18 题项测量量表。

此外,学术研究中常存在与品牌族性相近的概念,易引发概念混淆。为清晰界定品牌族性的内涵与外延,本文对这些相似概念进行了系统性梳理与辨析(见表 1)。

表 1 品牌族性相似概念辨析

概念	定义解释	与品牌族性的区别
原产国 (Country of Origin)	产品或品牌的地理制造国,强调消费者基于国家形象刻板印象形成的外部认知与评价(Schooler 和 Sunoo,1969)	属性深度不同(原产国是外部地理标识,品牌族性是内在文化基因)
原种族 (Ethnicity of Origin)	品牌或产品与生俱来的、源于其起源地特定族群的文化标签,侧重其固有的族群文化属性(Paul,1991)	形成机制不同(原种族强调与生俱来的族群标签,品牌族性强调社会建构的动态认同)
产品族性 (Product Ethnicity)	消费者将某类产品与特定国家之间建立的刻板印象联系的强度与排他性,是一种产品与国家之间的认知关联(Usunier 和 Cestre,2007)	分析层次不同(产品族性关注产品品类与国家的关系,品牌族性聚焦单个品牌的文化身份)
民族品牌 (National Brand)	在中国文化环境中创建和发展,由本国企业拥有产权并生产经营,具有深厚中国文化底蕴的品牌(郭锐等,2012)	属性层面不同(民族品牌是客观的法律与市场概念,品牌族性是主观的心理与文化概念)
消费者民族中心主义 (Consumer Ethnocentrism)	消费者在心理上倾向于偏爱国产商品并抵触进口商品,源于对保护民族经济的担忧及道德层面的顾虑(Han 等,2023)	情感导向不同(消费者民族中心主义是排外性消费偏好,品牌族性是包容性文化连接)
文化认同 (Cultural Identity)	某一群体成员对共同文化理念、生活方式和价值观的共享认同感与归属感(易锐等,2024; Xiao,2024)	认同对象不同(文化认同针对宏观文化群体,品牌族性针对具体品牌客体)
民族/国家认同 (National Identity)	民族认同是个体对自身所属民族的身份、文化传统的接受与自豪感(Ranwa,2022);国家认同是个体对其所属国家的归属程度、忠诚度及对政权、价值观的认同与支持(Komisarof 和 Leong,2020)	认同范畴不同(民族/国家认同是政治文化范畴,品牌族性是商业品牌范畴)

### (三) 老字号品牌的相关研究

老字号品牌是在长期历史发展中形成的、具有深厚文化底蕴与广泛社会认同的中国本土商业品牌。其核心界定标准通常包括:创立于1956年之前,拥有世代传承的独特产品、技艺或服务,并享有较高的消费者信誉与品牌影响力(徐伟等,2020;王德胜等,2021)。

围绕老字号的发展与振兴,现有研究主要聚焦于以下核心议题:其一,传承与创新的动态平衡。老字号需在恪守传统精髓与推进现代化转型之间寻求辩证统一(徐伟等,2020),并构建文化传承与创新能力的动态匹配机制(刘海兵等,2019)。其二,品牌资产与真实性构建。老字号的核心价值根植于其历史真实性与文化正统性,真实性感知是消费者认同的心理基础(余可发和金明星,2022),并影响品牌延伸评价(徐伟等,2020)。其三,消费者怀旧与认同心理。老字号通过品牌故事与怀旧情怀,唤起消费者的集体记忆与情感共鸣,进而影响其品牌态度与产品创新接受度(王德胜等,2021;张初兵等,2025)。其四,地域文化的深度嵌入。老字号与特定地域的资源、习俗和文化符号紧密相连,文化契合度与地域资源构成其独特竞争优势(许衍凤和范秀成,2022;李园园等,2023)。其五,组织能力与社会责任。现有研究亦关注老字号内部能力构建,如员工工匠精神(徐伟等,2023)、品牌韧性(田超杰和张会锋,2022)、动态能力(胡海波等,2022)的构建,同时强调老字号企业的社会责任不仅是道德诉求,更通过文化约束与传承机制推动企业稳健经营(徐星美和权小锋,2022)。

### (四) 老字号品牌族性的理论缺口与情境化重构

基于上述文献梳理可见,品牌族性理论与老字号品牌研究之间存在明显的理论隔阂。现有品牌族性理论侧重于阐释品牌与宏观国家或民族身份之间的静态关联(Phau和Prendergast,2000;王新刚等,2024),其理论构建多以“国产身份”“政治立场”等外显标签为基础,以回应全球化竞争中的政治与身份认同问题。然而,老字号的族性特征远非此类外显标签所能概括,它是在中国独特的社会历史语境中,通过长期传承与实践而动态建构的,兼具文化适应性、地域嵌入性与实践延续性。反观老字号品牌研究,虽已从发展哲学、价值基础、情感联结、地域关联以及管理实践等多视角揭示了其价值内涵(王德胜等,2021;李园园等,2023),但成果较为碎片化,缺乏一个能够系统整合其历史性、文化性、地域性、发展性与伦理性的理论框架。

上述分析表明,老字号品牌族性研究在理论解释力、概念整合度与方法适用性三个层面存在缺口,制约了对老字号品牌价值体系的完整理解与科学测量。为弥补上述不足,本研究将老字号品牌族性初步界定为:在中华文明语境下,消费者对老字号品牌经由长期历史实践积淀而成的、根植于其深厚底蕴与独特实践的多维身份特质系统的整体性认同。其与一般品牌族性的本质区别在于,认同来源并非外部赋予的宏观国家或民族标签,而是品牌自身在漫长发展进程中主动建构与积淀的文化实践与价值体系。下文将依次通过定性与定量研究,对此概念进行维度挖掘与量表开发。

## 三、老字号品牌族性维度探索的定性研究

### (一) 研究方法的选择

品牌族性普遍存在于老字号营销实践中,但目前尚缺乏系统的理论支撑,亟待开展理论构建。本研究旨在回答两类核心问题:一是厘清老字号品牌族性的概念内涵,属于“WHY”的问题,二是探索其维度构成及各相关主体之间的深层关系,属于“HOW”的问题。扎根理论方法侧重于从经验资料中提取理论,能有效识别社会现象的基本特征,并提升研究的建构效度(Turner和Astin,2021)。因此,该方法适用于本研究,有助于在缺乏先验理论的情况下系统构建理论框架。

### (二) 理论抽样

根据理论抽样原则,本研究选取与老字号品牌有深度互动和持续接触的消费者为访谈对象。该类消费者不仅重视老字号产品的实用价值,更对其文化背景与情感价值有较高认同,能提供丰富、深入的经验材料,从而降低抽样偏差,增强理论饱和度和研究信度。具体的抽样标准包括:(1)过去一年内购买过至少3次不同品类的老字号产品或服务,且持续关注老字号品牌不少于3年;(2)能够主动陈述两个以上老字号品牌的历史渊源、工艺特点或文化内涵,并表现出超越产品功能的情感认同;(3)在消费行为之外,具有社交媒体分享、参与品牌文化活动或向他人推荐等互动行为的消费者优先。通过问卷进行初步筛选,再经电话访谈核实,最终确定28位受访者参与深度访谈。具体样本信息如表2所示。

表2 样本人口统计学特征分析(N=28)

基本特征	分类	数量	比例	基本特征	分类	数量	比例
性别	女	16	57%	学历	本科	13	46%
	男	12	43%		硕士	10	36%
年龄	20岁及以下	1	4%		博士	5	18%
	21—30岁	11	39%	收入	<3000元	3	11%
	31—40岁	12	43%		3001—6000元	7	25%
	41岁及以上	4	14%		6001—10000元	12	43%
>10000元					6	21%	
职业	学生	3	11%	所在地区	直辖市	4	14%
	政府及事业单位	4	14%		省会城市	13	47%
	高校	6	21%		地级市	6	21%
	企业	10	36%		县级及以下	5	18%
	其他	5	18%				

### (三)数据收集

本研究采用三角测量法,结合多种数据来源以增强结论的准确性。数据收集以半结构化深度访谈为主,辅以二手资料作为补充。访谈提纲基于文献回顾、实地调研及学术讨论确定,包括:您对老字号企业是怎么理解的?您认为什么是老字号品牌的族性?您觉得一个具有较高族性的老字号品牌应该具备哪些特征?请逐条说明原因。您觉得应该从哪些方面提高老字号品牌的族性?访谈前向受访者阐明老字号品牌族性概念,全程录音以备分析。二手资料主要包括:(1)中国学术期刊全文数据库(CNKI)中与品牌族性相关的学术文献;(2)老字号企业的官网信息、内部刊物与历史档案;(3)公开网络平台的相关信息。

### (四)资料分析

本研究的数据分析过程借鉴了Welch等(2022)的方法,以收集的访谈资料和二手资料为基础,通过开放式编码、主轴编码和选择性编码三个阶段,对文本内容进行系统编码与概括,深入分析其所涵盖的范畴,并梳理了主要范畴之间的逻辑关系。为确保编码过程的严谨性与透明性,三位作者分别独立完成初步编码,随后交叉比对结果,针对存在分歧的编码回溯原始资料并反复讨论,直至达成共识。整个编码过程持续迭代,直至无新概念或范畴出现,从而保证编码结果严格源于资料本身。同时,为增强分析过程的可追溯性,本研究依据资料类型将访谈资料、文献资料、网络资料分别标记为A、B、C类,并采用“来源类型-来源序号-语句序列”的编码方式进行逐句编码,例如,A1-1代表来自第1个访谈对象的第1条语句,B2-1为第2篇文献中的第1条语句,依此类推。

#### 1. 开放式编码

开放式编码是扎根理论分析的第一步,旨在通过对原始质性资料的逐层提炼,实现从具体经验到抽象概念的转化,具体包括贴标签、概念化与范畴化三个递进阶段。首先,对全部编码语句进行

逐一检视与语义分析,提取反映核心意义的原始表述作为初步标签;其次,通过反复比较与归纳,将语义相近的标签聚拢为更高层次的概念;最后,在概念层面展开持续比较与聚类分析,进一步将属于同一类属的概念整合为更具概括性的范畴,并赋予其恰当的理论命名。经过上述流程,本研究最终从原始资料中归纳出72个标签、40个概念和16个范畴,具体结果见表3与表4。

表3 开放式编码标签化示例

典型证据援引	标签
A3 - 1 老字号历史感起码是50年;A2 - 1 太原宁化府从明朝开始经营,有六百多年的历史	历史年限、悠久历史
A1 - 8 庞鹤年先生的父亲资助他开店的要求是赡养一直未出嫁的姑姑庞美华,他为表决心,将店名改为“老美华”	历史事件、创始故事
A2 - 4 老字号在漫长的历史轨迹中经得起考验与洗礼,它们经历过战乱、社会变迁等,见证了历史的沉浮,却依然坚韧不拔地传承下来	经受考验、见证时代变迁
A2 - 9 老字号备受我们一代一代人喜欢,因为好多东西是一种情怀,它是存在于脑袋里的历史记忆、符号记忆	集体情怀、历史记忆
A5 - 3 老字号产品的真实性和品质不容置疑;A4 - 6 老字号企业往往带有一定保守性,只有保守才能在一定程度上形成匠心精神,才能做到心无旁骛	品质可靠、匠心精神
A8 - 11 茅台酒的包装盒采用红色或金色,上面印有中国传统图案和纹饰,体现了中国传统文化特色	中国元素、传统文化特色
C1 - 1 同仁堂的祖训是“炮制虽繁必不敢省人工,品味虽贵必不敢减物力”;A5 - 9 老字号企业的每一代人都将自己的技艺、智慧和精神传授给下一代	祖训坚守、家族精神/智慧
A4 - 9 老字号在我们当地的知名度是无法估量的,其影响力已经超越商业范畴,成为人们情感的寄托;B20 - 4 老字号产品深受消费者信赖	本地高知名度、品牌信任
A8 - 9 运城的闻喜煮饼,大多数是本地人吃,不仅是口味偏好,更是因为它融入了运城的地域文化和习俗,每到逢年过节,我们都会准备煮饼	民俗活动、节庆礼仪
A4 - 3 老字号在资源方面受到地理环境的限制,汉沽盐场自然晾晒300天的工艺流程只能在特定环境下进行	地理限制、生态壁垒
A9 - 7 全聚德把各种新闻报道整理出来,集结出版《媒体话说全聚德》,用故事把文化传承下去	故事传承、文化展示
A7 - 7 五芳斋在原有的粽子品种上做文章,从最初的几种粽子发展到现在的上百种;A6 - 8 瑞蚨祥将旗袍的传统大襟改成了斜襟,更适合作晚礼服	品类创新、设计改良
A7 - 8 老凤祥把3D打印技术用于珠宝首饰,这种创新让我对它有了全新的认识;A5 - 11 汾酒集团建立有机原料基地,培育酿酒专用的优质高粱种子	新技术应用、原料升级
A9 - 12 很多时候利益会驱使人们做出一些违背道义的事情,但老字号不一样,当道义和利益发生冲突时,它们会毫不犹豫地选择道义	伦理坚守、道义优先
A5 - 10 同仁堂在东南亚及欧美等多个国家和地区开设分店,将中国传统医药文化介绍给世界,积极塑造国家形象,体现了其深厚的爱国精神	国家忠诚、爱国精神
A9 - 9 老字号不仅追求商业成功,更关注社会贡献,多年来全聚德开展了多种形式的敬老、暖心志愿服务活动	志愿服务、社区关怀

注:受限于篇幅,本研究仅列出部分示例。

## 2. 主轴编码

主轴编码作为资料分析的第二步,是在开放式编码的基础上对所得到的不同范畴根据逻辑建立关系,进一步抽象出主范畴的过程。本文对开放式编码所形成的16个范畴间的潜在联系进行了深入分析,最终总结归纳为5个主范畴(如表4所示)。

表 4 开放式编码概念化、范畴化与主轴编码结果

主轴编码	范畴	概念
历史感知	历史悠久 历史记忆 历史韧性 怀旧情怀	历史认证、品牌溯源 名人故事、创始人故事 历史锤炼、岁月坚守 人际怀旧、文化怀旧、个人怀旧
文脉薪传	经商之道 民族文化 家文化	独特技艺、品质保证、匠心独运 民族情感、民族精神 号训/号规、祖训、家族精神/智慧
地缘烙印	地域形象 地域习俗 地域资源	知名度、信誉度、美誉度 地方特色、民俗文化、节日象征 原材料资源、环境塑造、地方工艺
守正创新	文化迭代 产品升级 技艺更新	文化积淀、文化传播 产品品类、产品设计、产品包装 引入新技术、改进原料、优化流程
使命担当	道德坚守 爱国情操 社会贡献	义利并重、以和为贵 忠于国家、家国大义 商以富国、造福于民

### 3. 选择性编码

在选择性编码阶段,本研究通过对历史感知、文脉薪传、地缘烙印、守正创新及使命担当五个主范畴进行持续比较与理论归纳,系统梳理了其内在关联与结构特征。研究发现,五个维度分别从时间根基、文化内核、空间特质、发展动能与价值导向出发,共同构成一个多维度、并列协同的解释框架。它们既相对独立,又相互支撑,系统性地塑造了老字号品牌的整体形象与身份认同。基于此,本研究构建出一个全面而系统的概念模型(如图 1 所示),该模型表明,老字号品牌族性并非单一要素所能概括,而是上述五个维度有机整合、协同作用的结果。

需补充说明的是,根据 2023 年商务部等 5 部门发布的《中华老字号示范创建管理办法》,中华老字号企业须具备在中华人民共和国境内依法设立的基本条件。因此,国产身份在此被视为老字号企业的固有属性,而不作为衡量其品牌族性程度的判定维度。

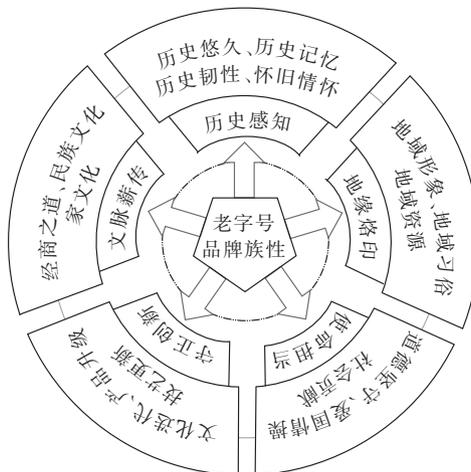


图 1 老字号品牌族性结构模型

#### 4. 理论饱和度检验

为检验理论饱和度(储德平等,2021),本研究在初步完成对28名受访者的访谈资料分析后,招募了8位符合前述甄别标准的消费者进行深度访谈。对新增资料进行编码和分析后发现,未产生新的概念和范畴,且原有范畴内部也未出现新的特征维度。因此,可以认为本研究提出的老字号品牌族性模型在理论上已达到饱和。

#### (五) 维度讨论

基于扎根分析,本研究提炼出老字号品牌族性的五个核心维度,以下将阐述其理论内涵与典型特征。

##### 1. 历史感知

历史感知是老字号品牌族性的时间根基,涵盖历史悠久、历史记忆、历史韧性与怀旧情怀四个方面。其一,历史悠久是老字号品牌存在与发展的基石,赋予其古老韵味与独特魅力(余可发和金明星,2022),比如“益源庆”始创于1377年。其二,历史记忆体现为品牌在发展历程中积淀的叙事,这些故事植根于日常生活并传递“真善美”的价值观(李园园等,2023)。其三,历史韧性指品牌在漫长岁月中坚守技艺与文化内核,历经挑战而屹立不倒的顽强生命力,例如同仁堂历经无数风雨仍恪守“同修仁德,济世养生”的祖训。其四,怀旧情怀源于品牌自身丰富且可供加工的怀旧元素,使其成为消费者情感寄托与回忆的载体。

##### 2. 文脉薪传

文脉薪传是老字号品牌族性的文化内核,包含经商之道、民族文化与家文化。其一,经商之道源于中国传统商业思想,是品牌在长期经营实践中凝练的智慧结晶(徐星美和权小锋,2022),如“货真价实、童叟无欺”所体现的诚信精神与“匠心独运”所代表的技艺追求。其二,老字号深植于中华优秀传统文化,是传承与弘扬民族文化的重要载体(王德胜等,2021)。其三,家文化体现了老字号在家族或师徒传承中对家族智慧与精神的坚守,如荣欣堂的号规号训与汾酒的酿造祖训,均是几代人精神文化遗产的具象化凝结。

##### 3. 地缘烙印

地缘烙印是老字号品牌族性的特色维度,揭示了老字号与其发源地域的深刻联结,体现在地域形象、地域习俗与地域资源三个方面。其一,地域形象指老字号作为地方共同记忆与文化符号,在特定区域内享有极高的声誉与认同,例如宁化府在山西本土市场具有远超其他地区的认知度与接受度。其二,地域习俗为老字号注入了鲜明的文化个性,其产品或服务常与地方生活方式和节庆礼仪紧密相连,如广东早茶习俗孕育了陶陶居、荣华楼等品牌。其三,地域资源构成了老字号产品独特性的物质基础(李园园等,2023),其品质高度依赖于产地的自然条件与原料,如玉致和腐乳的独特风味即得益于北京地区特有的温湿气候条件。

##### 4. 守正创新

守正创新是老字号品牌族性的发展维度,体现了老字号在传承中谋求发展的辩证精神,由文化迭代、产品升级与技艺更新构成。其一,文化迭代要求品牌在坚守核心价值的同时,融合时代精神以构建面向未来的文化新形态(刘海兵等,2019)。其二,产品升级体现为在保留传统特色的基础上,对产品品类、设计及包装进行现代化改造,从而延续经典价值并注入新生命力,如瑞蚨祥改良旗袍款式、推出环保包装。其三,技艺更新指在尊重传统工艺的前提下,通过引入新技术、优化原料与流程,实现传统与现代的融合,以巩固竞争优势并推动可持续发展(李园园等,2022)。

##### 5. 使命担当

使命担当是老字号品牌族性的价值维度,包括道德坚守、爱国情操和社会贡献三个层次。其一,道德坚守是对传统商业伦理与职业道德的持久践行,表现为在利益与道义冲突时坚守原则底

线,拒绝为短期利益牺牲长期发展。其二,爱国情操体现在关乎民族大义的关键时刻所展现出的忠诚与担当,如张裕酿酒公司在抗战时期拒绝与日军合作所彰显的民族气节。其三,社会贡献指品牌通过商业活动促进经济发展,并借助公益事业履行社会责任,以此彰显社会担当,如桂发祥通过改制重组与技术创新为地方经济作出贡献。

#### 四、老字号品牌族性量表开发的定量研究

##### (一)量表编制

本研究严格遵循 Churchill(1979)的量表开发范式,系统构建老字号品牌族性测量工具。首先,基于前期扎根理论分析所提炼的5个核心维度与16个子维度,结合访谈与二手资料编码内容,经研究团队多轮讨论后初步拟定42个测量题项。随后,邀请三位老字号品牌研究领域教授与两位博士生组成专家小组,对题项进行专业评审,从匹配度、语义清晰度与重复性等角度提出修改意见。经团队研讨,删除6项语义模糊或重叠题项,优化其余表述,形成36项初始量表。最后,为进一步提升题项的可理解性,另招募25名熟悉老字号的消费者为题项进行评估,根据反馈微调2项表述并删除4项存在歧义的题项,最终保留32项用于后续因子分析。

##### (二)量表测量

###### 1. 探索性因子分析

本研究采用了探索性因子分析来探究老字号品牌族性的内在构成。在问卷发放环节,采用线上与线下两种方式进行,共发放问卷245份,回收有效问卷226份,有效回收率为92.24%。其中,线上35份,线下191份;女性占55.75%;年龄在18—25岁、26—35岁、36—45岁和46岁及以上者各占11.51%、31.86%、34.51%和22.12%;职业性质为学生、政府及事业单位、个体或私营、企业和其他,各占7.08%、19.12%、16.81%、39.03%和17.96%。

首先,对正式收集到的有效问卷进行 Bartlett 球形检验和 KMO 检验,分析结果表明,Bartlett 球形度检验的卡方值为5661.763,  $p < 0.001$ , KMO 值为0.870,说明可以对变量进行因子分析处理。首次采用主成分分析法和极大旋转法进行分析,共提取8个因子,累计解释方差为77.44%。随后,遵循严谨的纯化标准(王新刚等,2024),删除因子载荷低于0.6、共同度低于0.6、在两个及以上因子上交叉负荷超过0.4的题项。这一过程严格以扎根理论得出的五维结构为指导,被删除题项主要源于三类理论上的不匹配:(1)概念模糊,无法特异性地归属某一维度。例如,题项“该老字号给我一种亲切感和熟悉感”,同时涉及历史感知与地缘烙印,导致维度边界不清。(2)表述抽象或综合性过强,导致理论上的多维归属。例如,题项“该老字号产品的核心价值源于其家族世代传承的智慧与精神”,同时触及文脉薪传与历史感知,易引起因子交叉。(3)测量层次错位,测量的是消费者的行为意图或外部评价,而非品牌的内在特质。例如,题项“我身边的人对该老字号普遍持有信任和赞赏的态度”,更接近品牌声誉而非族性本身。

经过筛选,保留其中20个初始题项,重新进行 Bartlett 球形检验和 KMO 检验,卡方值为2710.354,  $p < 0.0001$ , KMO 值为0.871。随后,重新采用主成分分析法和极大旋转法进行分析,结果如表5所示。共提取出5个因子,最小因子载荷为0.609,累积解释方差达71.7%,高于60%,说明各项指标和因子载荷均表现良好,因子结构较为理想。

本研究进行了可靠性分析,结果显示:量表总体的克隆巴赫系数为0.886,历史感知、文脉薪传、地缘烙印、守正创新和使命担当的克隆巴赫系数分别为0.829、0.748、0.909、0.924和0.852,均高于0.7,说明量表具有较好的内部一致性。

表 5 探索性因子分析结果

题项	历史感知	文脉薪传	地缘烙印	守正创新	使命担当
该老字号品牌创立时间很早,历史悠久	0.832				
我能说出该老字号创始人或发展历程中的一两个经典故事	0.781				
即使历经战争、社会动荡或经济危机,该老字号也从未停止经营	0.822				
该老字号的产品能勾起我对过去生活的回忆	0.805				
该老字号始终坚持货真价实,诚信经营		0.761			
该老字号拥有独特且难以模仿的核心技艺或秘方		0.609			
该老字号的产品包装或门店设计体现了典型的中国风格		0.753			
该老字号至今仍在企业经营中遵循创始时的古训或店规		0.805			
在该老字号发源地或主要经营地,它是一个家喻户晓的品牌			0.739		
该老字号的产品承载了其所在地区的独特生活方式			0.858		
该老字号的产品常被当地人用于传统节日或礼仪活动			0.840		
该老字号产品的独特品质得益于其产地特有的自然条件或原料			0.779		
该老字号在品牌传播中巧妙融合经典文化与现代潮流				0.794	
该老字号新开发的产品在功能或健康方面符合现代需求				0.862	
该老字号的新包装或设计更符合当代审美				0.830	
该老字号在生产中引入现代设备或技术,提升品质与效率				0.789	
我相信在面临诱惑时,该老字号会坚守商业道德底线					0.806
在国家需要时,该老字号展现出对国家和民族的热爱与忠诚					0.744
该老字号为当地提供大量就业岗位,带动相关产业发展					0.755
该老字号长期投身教育、环保、社区服务等公益事业					0.788

2. 验证性因子分析

本次调查问卷采用 20 个题项的老字号品牌族性量表,并基于定性研究结果,选取了狗不理、宁化府、同仁堂、荣欣堂、冠云、全聚德、六味斋、鑫炳记、杏花村汾酒、广誉远、稻香村、桂发祥、老美华、泥人张、瑞蚨祥 15 个被提及最多的老字号品牌,要求每位被试仅对一个老字号品牌进行评价。问卷的正式发放仍通过网络随机和街头拦截两种方式有偿地进行,共回收问卷 365 份,经过筛选和整理,剔除那些因随意作答、对研究对象不熟悉等不符合研究要求的问卷,最终获得有效问卷 329 份,有效回收率为 90.14%。

本研究遵循 Anderson 和 Gerbing (1988) 提出的建议,旨在检验五维度结构模型的有效性。为此,选取老字号品牌族性的一阶五因素模型作为基准模型,并构建了单因素、三因素、四因素以及二阶五因素模型等竞争模型,以进行对比分析。通过采用结构方程软件 AMOS 对所收集的数据进行处理,分析结果表明(如表 6 所示),基准模型在各项拟合指标上均优于其他一阶模型,证实了一阶五因素模型具有较高的适配度。基于此,本研究认为老字号品牌族性划分为历史感知、文脉薪传、地缘烙印、守正创新、使命担当 5 个维度是合适的。

表 6 模型拟合度检验

模型	$\chi^2$	df	$\chi^2/df$	RMSEA	GFI	NFI	CFI	TLI
单因素模型	3195.886	170	18.799	0.233	0.406	0.494	0.506	0.448
三因素模型	2607.362	170	15.337	0.209	0.509	0.587	0.602	0.555
四因素模型	1772.664	170	10.427	0.170	0.607	0.719	0.738	0.707
二阶五因素模型	462.913	165	2.826	0.074	0.883	0.927	0.951	0.944
基准模型	324.022	157	2.064	0.057	0.915	0.949	0.973	0.967

注:四因素模型合并了守正创新和使命担当;三因素模型分别合并了历史感知和文脉薪传,守正创新和使命担当。

在二阶五因素模型中,各测量题项在相应因子上的负荷介于 0.843 到 0.907 之间,二阶因素与一阶因素之间的相关系数范围为 0.636 到 0.779。因此,可以确定老字号品牌族性的结构由历史感知、文脉薪传、地缘烙印、守正创新和使命担当 5 个一阶因素构成,呈现出二阶结构的特征<sup>①</sup>。

通过表 7 可以看出,5 个维度的组合信度系数 CR 值均满足大于 0.6 的标准,表明本研究构建的老字号品牌族性量表具备良好的信度。平均提取方差(AVE)也均超过 0.5 的标准,且 AVE 的平方根值均高于该因子与其他因子之间的相关系数,表明量表具有较强的收敛效度和区分效度。

表 7 各因子的相关系数、CR 值和 AVE 值

维度	历史感知	文脉薪传	地缘烙印	守正创新	使命担当
历史感知	(0.873)				
文脉薪传	0.450***	(0.883)			
地缘烙印	0.563***	0.713***	(0.871)		
守正创新	0.679***	0.409***	0.473***	(0.877)	
使命担当	0.510***	0.417***	0.456***	0.504***	(0.887)
AVE 值	0.763	0.780	0.759	0.770	0.786
CR 值	0.928	0.934	0.927	0.930	0.936

注:\*表示  $p < 0.05$ , \*\*表示  $p < 0.01$ , \*\*\*表示  $p < 0.001$ 。

综上所述,本研究基于对老字号品牌族性的定性研究结果,严格遵循量表开发的科学程序,最终构建了包含 20 个条目的测量量表。该量表具有较高的信度与效度,为后续研究提供了可靠的工具支持。

## 五、结论与启示

### (一) 研究结论

基于中国情境下品牌族性的多维度构建与量表开发研究,本文结合社会身份理论与意义建构理论,针对老字号品牌的独特现实情况进行了系统探索。首先,通过扎根理论对老字号品牌族性的多层次维度进行识别和提炼,形成了由 5 个二级维度,分别为历史感知、文脉薪传、地缘烙印、守正创新、使命担当,和 16 个一级维度构成的结构模型,全面而系统地揭示了老字号品牌族性的多维内涵。其次,为确保研究的科学性与严谨性,本研究遵循量表开发的标准化流程,针对老字号品牌族性的 5 个维度,开发了一套包含 20 个测量题项的量表,为学界后续开展老字号品牌族性的实证研究提供了可操作化测量工具。

### (二) 理论贡献

本研究的理论贡献主要体现在以下三个方面:

其一,实现了研究对象的专化与理论框架的情境化重构,突破了品牌族性理论在特定品牌族群中的解释边界。与王新刚等(2024)针对广义本土品牌构建的、聚焦宏观身份认同的五维模型不同,本研究首次深度聚焦于老字号品牌,揭示其族性认同根植于长期历史实践形成的文化底蕴与价值体系,而非外部政治标签。由此构建的“历史感知”“文脉薪传”“地缘烙印”“守正创新”及“使命担当”五维框架,融合了历史性、文化性、地域性、发展性与伦理性,将品牌族性理论的应用情境从宏观身份认同拓展至历史文化实践领域。

其二,深化了品牌族性的动态性理解,推动了理论范式从静态身份标签向动态实践建构的转变。现有研究多将品牌族性视为静态的身份标签或文化联想(Phau 和 Prendergast, 2000;王新刚等,

<sup>①</sup> 受篇幅限制,老字号品牌族性二阶验证性因子分析模型图未在正文呈现,感兴趣的读者可联系作者索取。

2024),本研究则通过“历史感知”“文脉薪传”“地缘烙印”等维度,将其置于历史演进与文化遗产的动态过程中,强调其是在与消费者、地域及社会的长期互动中持续建构的实践认同。特别是“守正创新”维度,精准刻画了老字号传承与创新的辩证逻辑,揭示了现有理论未能涵盖的老字号特有发展哲学。这一范式转变,为理解品牌如何通过日常实践构建深层次文化认同提供了新的理论路径。

其三,开发了首套针对老字号品牌族性的专用测量量表,实现了从概念构建到实证检验的跨越。相较于王新刚等(2024)测量广义本土品牌身份归属的量表,本研究开发的20题项量表聚焦于老字号在历史实践与文化积淀上的深度与认同度,具有更高的情境针对性与解释力。该量表不仅为学界开展老字号品牌的实证研究提供了可靠工具,也为企业诊断自身族性特质、制定以文化遗产为核心的品牌战略提供了可操作化的管理依据,推动了该领域研究从现象描述向科学测量的范式转型。

### (三)管理启示

基于研究结论,本文从品牌管理实践角度提出以下建议,以促进老字号品牌族性的传承与发展:

其一,深化历史叙事建构,夯实品牌认同根基。企业应系统梳理品牌重大事件与人物轶事,通过口述史采集与档案数字化构建多维叙事体系,并结合经典产品复刻、怀旧文化IP联动等方式,增强消费者的历史感知与情感共鸣。政府可依托文化产业政策设立专项基金,支持企业开展历史文献整理与修复,并将老字号纳入地方文化旅游体系,强化其作为历史记忆载体的公共认知。

其二,推动文化基因的现代转化,实现文脉活态传承。企业应积极运用短视频、沉浸式工坊等传播方式,展示传统工艺与经营哲学,并将民族美学元素与家族精神融入品牌视觉系统与文化建设,塑造具有文化认同的品牌价值观。政府可通过税收优惠、荣誉认定等措施,鼓励企业参与非遗保护与工匠培养,促进传统文化在现代商业环境中的活化再生。

其三,嵌入地域文化网络,塑造差异化优势。企业应在产品开发与营销中突出地域元素,积极参与地方节庆与民俗活动,并通过地域限定产品强化消费者的地理认同。政府应在区域品牌与旅游规划中整合老字号资源,推动建设老字号文化街区或主题线路,使其成为地方文化名片,实现品牌与区域发展的良性互动。

其四,建立传统与创新协同机制,增强品牌发展动能。企业应设立传统工艺保护中心与现代研发部门双轨并行的创新机制,在传承古法技艺的同时,积极开发符合现代消费趋势的产品与体验。政府可搭建产学研平台,引入科技与设计资源,并通过研发补贴、税收优惠等政策降低企业创新成本,为品牌注入持续动力。

其五,提升社会责任沟通效能,强化品牌价值共鸣。企业应将社会责任实践有机融入品牌传播,通过发布社会责任报告、参与公益项目等方式,与消费者建立基于共同价值观的情感连接。政府可在公共采购与品牌评优中纳入社会责任评价指标,对表现优异者给予倾斜支持,树立具有示范效应的行业标杆。

### (四)研究不足与展望

尽管本研究遵循了严谨的规范和标准,但仍存在改进空间。在样本地域覆盖方面,访谈对象主要来自山西、北京和天津等北方地区,可能影响结论的普适性。未来研究可扩大地理范围,增强样本代表性。在研究方法方面,扎根理论分析难以完全避免研究者主观影响。后续研究可引入定性分析软件,提升编码过程的客观性。在研究深度方面,本文虽开发并验证了品牌族性量表,但仅是初步探索。未来可基于此量表进一步探究品牌族性对提升老字号活力与竞争力的作用机制,拓展理论与实践研究。

[参考文献]

- [1] 储德平, 廖嘉玮, 徐颖. 中国夜间经济政策的演进机制研究[J]. 消费经济, 2021(3): 20 - 27.
- [2] 郭锐, 陶岚, 汪涛, 周南. 民族品牌跨国并购后的品牌战略研究——弱势品牌视角[J]. 南开管理评论, 2012(3): 42 - 50.
- [3] 胡海波, 余钊, 王怡琴. 老字号企业动态能力的构建过程——烙印视角的案例研究[J]. 经济与管理研究, 2022(2): 130 - 144.
- [4] 李园园, 柯迪, 段坤, 刘建华. 技术创新是否能够促进老字号企业成长? ——传统文化和市场化水平的双重伦理格局视角[J]. 研究与发展管理, 2022(6): 145 - 156.
- [5] 李园园, 刘建华, 段坤, 柯迪. 中国本土文化情境下老字号品牌传承研究:维度探索与量表开发[J]. 南开管理评论, 2023(6): 26 - 37.
- [6] 刘海兵, 冯文静, 张文礼. 中华老字号文化传统、创新与能力动态分析[J]. 科学学研究, 2019(1): 140 - 153.
- [7] 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.
- [8] 田超杰, 张会锋. 如何锻造品牌韧性——基于 54 家老字号上市企业的组态分析[J]. 中国流通经济, 2022(1): 92 - 103.
- [9] 王德胜, 杨志浩, 韩杰. 老字号品牌故事主题影响消费者品牌态度机理研究[J]. 中央财经大学学报, 2021(9): 88 - 99.
- [10] 王新刚, 王璐璐, 崔楠, 周南. 中国情境下的品牌族性:多维度结构、测量及其对政治消费行为意愿的影响验证[J]. 南开管理评论, 2024(7): 4 - 14.
- [11] 徐伟, 汤筱晓, 王新新. 传承还是创新? 老字号品牌二元性实现路径研究——一项模糊集的定性比较分析[J]. 经济管理, 2020(8): 85 - 104.
- [12] 徐伟, 周恒娟, 宋思根. 老字号员工工匠精神量表开发与验证研究[J]. 管理学报, 2023(2): 221 - 230.
- [13] 徐星美, 权小锋. 中华老字号的会计基因:基于盈余管理的视角[J]. 管理科学学报, 2022(1): 81 - 94.
- [14] 许衍凤, 范秀成. 老字号延伸产品购买意愿研究——基于文化契合与消费者创新融合的视角[J]. 北京工商大学学报(社会科学版), 2022(6): 35 - 46.
- [15] 易锐, 刘俊, 范峻浩. 非遗产品情感化设计对消费者幸福感的影响[J]. 消费经济, 2024(5): 92 - 102.
- [16] 余可发, 金明星. 品牌真实性与价值共创视角下的老字号品牌复兴过程机制——基于李渡酒业品牌案例研究[J]. 管理学报, 2022(4): 486 - 494.
- [17] 张初兵, 乔娟娟, 宋雨泽, 李天歌. 扶 AI 直上? 老字号品牌产品设计来源对产品态度的影响研究[J]. 南开管理评论, 2025(3): 16 - 26, 39.
- [18] Anderson J C, and Gerbing D W. Structural Equation Modeling in Practice: A Review and Recommended Two-step Approach[J]. Psychological Bulletin, 1988, 103(3): 411.
- [19] Batra R, Ramaswamy V, and Alden D L, et al. Effects of Brand Local and Nonlocal Origin on Consumer Attitudes in Developing Countries[J]. Journal of Consumer Psychology, 2000, 9(2): 83 - 95.
- [20] Beverland M B, Eckhardt G M, and Sands S, et al. How Brands Craft National Identity[J]. Journal of Consumer Research, 2021, 48(4): 586 - 609.
- [21] Buckley P J, Strange R, and Timmer M P, et al. Rent Appropriation in Global Value Chains: the Past, Present, and Future of Intangible Assets[J]. Global Strategy Journal, 2022, 12(4): 679 - 696.
- [22] Churchill Jr G A. A Paradigm for Developing Better Measures of Marketing Constructs[J]. Journal of Marketing Research, 1979, 16(1): 64 - 73.
- [23] Han C M, and Terpstra V. Country-of-origin Effects for Uni-national and Bi-national Products[J]. Journal of International Business Studies, 1988, 19: 235 - 255.
- [24] Han C M, Nam H, and Swanepoel D. Perceived Brand Localness of Foreign Brands and Its Impacts on Brand Trust and Purchase Intentions in Developing Countries in Asia: A Social Identity Theory Perspective[J]. International Marketing Review, 2023, 40(6): 1297 - 1324.

- [25] Komisarof A, and Leong C H. Viewing Intercultural Adaptation and Social Inclusion through Constructs of National Identity: An Introduction[J]. *International Journal of Intercultural Relations*, 2020, 78(2020): 1-9.
- [26] Li C, Sunny Tsai W H, and Soruco G. Perceived ‘Hispanicness’ versus ‘Americanness’: A Study of Brand Ethnicity with Hispanic Consumers[J]. *International Journal of Advertising*, 2013, 32(3): 443-465.
- [27] Paul R. *Ethnicity and Nationalism: Theory and Comparison*[M]. Brass Sage Publications, 1991: 60-71.
- [28] Phau I, and Prendergast G. Conceptualizing the Country of Origin of Brand [J]. *Journal of Marketing Communications*, 2000, 6(3): 159-170.
- [29] Ranwa R. Impact of Tourism on Intangible Cultural Heritage: Case of Kalbeliyas from Rajasthan, India[J]. *Journal of Tourism and Cultural Change*, 2022, 20(1-2): 20-36.
- [30] Schooler R D, and Sunoo D H. Consumer Perceptions of International Products: Regional vs. National Labeling[J]. *Social Science Quarterly*, 1969: 886-890.
- [31] Tajfel H, and Turner J C. The Social Identity Theory of Group Conflict[J]. *Psychology of Intergroup Relations*, 1986: 7-24.
- [32] Turner C, and Astin F. Grounded Theory: What Makes A Grounded Theory Study? [J]. *European Journal of Cardiovascular Nursing*, 2021, 20(3): 285-289.
- [33] Usunier J C, and Cestre G. Product Ethnicity: Revisiting the Match between Products and Countries[J]. *Journal of International Marketing*, 2007, 15(3): 32-72.
- [34] Weick K E, Sutcliffe K M, and Obstfeld D. Organizing and the Process of Sensemaking[J]. *Organization Science*, 2005, 16(4): 409-421.
- [35] Welch C, Paavilainen-Mäntymäki E, and Piekkari R, et al. Reconciling Theory and Context: How the Case Study Can Set A New Agenda for International Business Research[J]. *Journal of International Business Studies*, 2022, 53(1): 4-26.
- [36] Xiao M. Chinese International Graduate Students at Canadian Universities: Language Barriers, Cultural Identities and Perceived Problems of Engagement[J]. *International Journal of Inclusive Education*, 2024, 28(5): 491-508.

(责任编辑:湘潭大学 张磊;责任校对:湘潭大学 姚海琼)

## The Regional Branding Identity of Chinese Local Time-honored Brands: Dimension Exploration and Scale Development

LI Yuan-yuan, DU Xin-ru, KE Di

**Abstract:** As a unique cultural identity and emotional bond of time-honored enterprises, the influence of brand ethnicity in the market is far beyond the traditional marketing strategy. Practice has proved that brand ethnicity is not only a powerful engine for time-honored enterprises to gain market recognition, but also a solid cornerstone for them to build their core competitive advantages. However, the current academic research on the ethnicity of time-honored brands is still insufficient, and there is a lack of in-depth theoretical discussion and empirical analysis, and the lack of academic support may question the scientificity and effectiveness of its practical application. This paper, combining social identity theory and meaning construction theory, employs grounded theory and factor analysis methods, aiming to construct a multidimensional structure of the brand family characteristics of time-honored brands, and on this basis, develop a corresponding measurement scale. The study finds that the ethnicity of time-honored brands is composed of five core dimensions, namely, historical perception, cultural heritage, geographical imprint, integrity and innovation, and mission responsibility. These five dimensions are further subdivided into 16 sub-dimensions, each of which reflects the unique ethnic characteristics of time-honored brands. In addition, this study adopted a rigorous qualitative research method and followed a scientific scale development process, and finally constructed a measurement tool with high reliability and validity covering 20 items. The research results not only expand the theory of brand ethnicity, but also contribute new perspectives and theoretical tools to the study of time-honored brands, and also provide theoretical reference and practical guidance for enterprises to formulate marketing strategies that highlight brand personality.

**Keywords:** brand ethnicity; time-honored brand; grounded theory; brand identity; brand revitalization; local brand

# 推动内需主导、消费拉动、内生增长的发展

——第二十八次全国消费经济理论与实践研讨会综述

史浩 戴小红

党的二十届四中全会通过的《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》明确提出,坚持扩大内需这个战略基点,大力提振消费,扩大有效投资,促进消费和投资良性互动、供给和需求协同发力。推动形成内需主导、消费拉动的经济发展新格局,2025年12月20—22日,由(中国)消费经济学会、浙江金融职业学院、浙江工商大学主办的(中国)消费经济学会2025年年会暨第二十八次全国消费经济理论与实践研讨会在浙江杭州召开。会议汇聚了来自全国各地高等院校、科研院所、政府部门和企业界的180多位专家学者和实务工作者。与会代表围绕“大力提振消费,扩大国内需求”这一主题展开了深入研讨,为推动消费经济高质量发展、加快构建新发展格局贡献智慧和力量。

## 一、消费的基础性作用与内需主导型发展模式

消费在经济增长中发挥着基础性作用,目前内需对经济增长的贡献率持续保持较高水平,而最终消费支出的贡献率也稳定在高区间。卓志指出,近年来我国经济尽管历经多重挑战,但内需已成为经济增长的主动力和稳定性支撑,消费在畅通国内大循环中发挥着关键作用。党的二十届四中全会明确提出实现内需主导、消费拉动、内生增长的经济发展模式,扩大内需是增强国内大循环的关键步骤,也是应对外部冲击的有效战略。因此,提升居民消费能力是实现这一发展模式的重要环节。王裕国强调,消费不仅是满足基本生活需求的手段,还能推动人的全面发展,具有人文价值,能够促进身体素质和认知能力的提升。明确将消费认定为内生增长的主动力,既能弥补民生和消费需求的不足,也是促进人们提高生活质量的内在要求。

尽管消费是经济增长的强大动力,但居民消费提升仍面临挑战。臧旭恒指出,我国居民消费率长期处于较低水平,远低于经济发达国家。提升居民消费率不仅是经济政策的重要任务,更是推动可持续发展的关键。刘长庚总结道,消费与经济结构的优化密切相关,只有通过深化供给侧改革,才能有效促进消费的基础性作用,确保经济的高质量发展。他主张,消费作为国民经济循环的起点,是推动产业升级与创新发展的战略性变量,通过协调需求与供给之间的关系,可以更好地发挥消费对经济社会整体的牵引作用。

在当前复杂的国际国内经济环境下,坚持惠民生与促消费相结合,是实现多重经济发展目标的有效途径。汪伟强调,扩大民生支出、健全社会保障与公共服务体系,不仅能够满足人民对美好生活的向往,也能够有效拉动消费需求,可以帮助我国在短期内走出消费低迷的局面,并在长期内实

收稿日期:2026-01-04

作者简介:史浩(通讯作者),浙江金融职业学院电子商务与新消费研究院、杭州新电商发展研究基地(杭州市哲学社会科学重点研究基地)副教授,电子邮箱:sheraton@sina.com;戴小红,经济学博士,浙江金融职业学院电子商务与新消费研究院、杭州新电商发展研究基地(杭州市哲学社会科学重点研究基地)教授。

现经济高质量发展。毛中根通过国际比较分析指出,我国居民消费率低于发达国家水平,显示出巨大的提升潜力,党的二十届四中全会提出要在“十五五”时期显著提高居民消费率,这一目标的实现需要政策推动与市场活力的结合。王强东研究员指出,消费引领经济发展的时代已经到来,没有消费大国就没有发达强国。他认为,通过促进消费的持续增长,能够推动技术创新、提高生产力,同时提升国民幸福感和获得感,是实现经济长远发展的重要保障。

## 二、增强居民消费能力与优化收入分配格局

增强居民消费能力与优化收入分配格局是促进消费和扩大内需的基础性工程。增强居民消费能力的根本在于提升收入水平,改善收入分配结构。当前,我国消费潜力释放受限于居民收入在国民收入分配中的比重偏低,收入分配结构不合理。卓志认为,必须通过深化收入分配制度改革建立一个有效扩大消费的长效机制。政策措施应精准,将惠民生与促进消费紧密结合,为居民收入的增加提供持续动力。王裕国提出,居民消费领域亟待解决两个重要任务:一是提高居民收入在国民收入分配中的比重;二是改革收入分配体制,以改善居民预期,提升消费率。他强调,执行补偿居民收入“两次分配”欠账的任务是“提振消费专项行动”的重要组成部分,旨在实质性调整国家、企业与个人的收入比例,增强居民的消费购买力,让居民能够更好地满足生活需求。

可持续的消费能力提升不仅要提高收入水平,还要减小收入分配差距。臧旭恒指出,消费能力的提升应以提高国民收入初次分配中劳动收入份额为基础,缓解过大的收入分配差距。大力提振消费需要将短期政策与长期政策相结合,特别是长期政策应关注三个方面:一是持续提升居民收入,夯实经济增长的基础;二是提升居民消费意愿,并稳定预期,恢复消费者信心;三是优化消费环境,营造良好的消费市场。

为了有效提升居民消费能力,结合惠民生与促消费的多重策略尤为重要。汪伟指出,稳就业政策不仅能直接提升居民收入,还能带动整体市场的繁荣,形成经济良性循环,从而为提升消费活力注入积极因素。毛中根提出,我国居民消费率不足的原因之一在于居民边际消费倾向明显低于发达国家水平,且居民初次分配收入占比也明显偏低。提升消费能力必须关注整体收入分配结构,采取有效政策促进居民收入增长,推动消费提升,实现经济的良性发展。

地方政府投资也与居民消费能力提升密切相关。韩雷强调,地方政府投资通过创造就业机会直接提高居民收入,激发消费能力,形成投资、就业、收入与消费的良性循环机制。他指出,政府应加大基础设施和民生领域的投资,更好地推动经济整体发展。在消费结构多元化方面,刘娜研究了早期经历对银发群体消费的长期影响,认为社会支持系统的建设应旨在增强消费的多元化,对经历困难时期的老年人来说更应如此。

## 三、深化供给侧结构性改革,促进供需良性互动

深化供给侧结构性改革是扩大内需的重要组成部分,它能够通过高质量供给创造和引领新需求,实现供需之间的动态平衡。卓志认为,当前消费潜力释放的障碍之一在于供给结构与需求结构的不匹配,只有通过深化供给侧结构性改革,增强供给体系对需求变化的适应性与灵活性,才能推动经济的健康发展。实现供需的良性互动,需从优化供给结构入手,以确保供给能够更有效地满足消费需求。应从拓展增量、深挖存量、细分市场和场景赋能四方面协同发力,增强供给与需求的适配性。在这一过程中,应加速新技术、新模式的创新及应用,提升供给的多样性和质量,深挖绿色、健康及农村等消费领域的潜力,推动高效能消费品的研发,以适应消费者日益变化的需求。杨继瑞深刻分析了预制菜产业在“十五五”期间的发展机遇与挑战。他指出,预制菜已成为连接农业、食品

加工与餐饮消费的关键环节,其市场规模正迅速扩张,预计将迎来万亿级的新蓝海。为确保预制菜市场发展的秩序和食品安全,要强化全链条监管,推动产品供给创新和完善冷链物流体系。

提振消费是推进中国式现代化的关键任务。唐未兵指出,必须从提升消费能力、增强消费意愿及完善长效机制三个维度出发来实施。他强调提高居民收入在国民收入分配中的比重,稳定收入预期,增加有效供给,并营造良好的消费环境,以提升消费者信心,实现供需之间的良性互动。在健康消费背景下,洪涛强调绿色有机食品供应的重要性,认为推动消费向“健康”方向转变,能够改善人们的生活质量,将新供给与新需求有效结合。他提出通过开展“体重管理年”活动,构建个人、家庭和社会三级联动机制,推动健康消费落到实处,实现“健康中国2030”规划目标。邹红分析了财政补贴政策在供给侧改革中的作用,认为通过家电“以旧换新”政策,能够增强市场竞争和企业降价的动力。她提到,每投入1元的财政补贴,便能产出约1.5元—2.3元的额外收益,这表明优化补贴结构、强化中央与地方企业合作将更有效地推动供需之间的互动。

深化供给侧结构性改革,促进供需良性互动,是实现消费潜力释放的关键所在。需坚持以人民为中心的发展思想,准确把握消费升级趋势,加快供给创新步伐,进一步提升供给质量和效率,以更好地满足人民对美好生活的需求,为构建一个适应新发展格局的经济环境提供强大支撑。

#### 四、培育消费新业态新模式新场景与优化消费环境

培育消费的新业态、新模式和新场景,优化消费环境,是适应消费升级趋势的重要举措。卓志指出,当前我国消费市场正在经历深刻的变革,数字化、智能化、绿色化和服务化成为消费发展的新趋势。必须顺应这一发展趋势,加快新型消费的培育,营造一个安全、放心的消费环境,以激发消费潜力和推动经济发展。在实际操作中,需完善促进消费的制度机制,通过落实带薪休假等政策,保障居民的休息与消费权益,进一步扩大节假日消费。要营造一个放心的消费环境,开展消费投诉信息公示活动,强化消费者权益保护,从而确保消费者在消费过程中的信任感。改善城乡消费设施,推进县域商业建设,是优化社区消费环境、激活区域经济活力的必要举措。

从文化视角看,王裕国提出培育新型消费文化的重要性。文化旅游消费和数字智能消费是人文价值的体现,能够满足人们对物质与精神生活的双重需求。形成以绿色、低碳、健康和理性消费为基本特征的消费文化,不仅能够提升消费者的参与感、满意度,还会促进消费市场的全面发展。尹向东指出,新消费时代的居民消费观念和消费结构正在经历革命性变化,主要体现在五个新兴消费领域:网络消费、新能源汽车消费、新型休闲消费、新智能消费以及消费服务。他强调,这一新消费时代的到来要求更好地实现技术与文化的创新互动,推动居民消费走向更高品质和更高效用。

文旅消费面临重大机遇和挑战。田学斌以京津冀地区为例,强调要依托区域文化的相通与资源的互补,推进文旅消费的协同发展。然而,当前京津冀文旅消费也面临政策协调滞后、特色产品供给不足等挑战。要以协同化、精准化、数字化为核心,通过顶层设计以及产品创新,提升文旅消费的整体体验与吸引力,以抓住发展机遇。高波强调数字技术在推动绿色消费升级中的关键作用。数字技术的广泛应用为绿色消费提供了新的动力,可以实现对绿色产品的精准识别和引导。应充分利用大数据、人工智能和区块链技术,推动绿色供应链的透明管理,以促进可持续的消费模式。

在消费发展的实务层面,长沙和温州的实践探索为培育新业态提供了良好的借鉴。杨志仁介绍,在新消费浪潮下,长沙市通过建立多方协同机制,引进众多首店,显著提升了夜间消费的比重。张建东则表示,温州市依托丰富的文旅资源,推进“六化”升级,致力于打造首发经济和服务场景的消费新高地,激活潜在的市场需求。

(责任编辑:湘潭大学 张磊;责任校对:湘潭大学 姚海琼)