

统计理论与实践

STATISTICAL THEORY AND PRACTICE

(2026年第4期,总第564期)

月刊

学术顾问 (以姓氏笔画为序)

史代敏 石磊 邱东 李金昌
罗良清 赵彦云 曾五一 蒋萍

编辑委员会

主任 王承哲

副主任 王玲杰 郭杰

委员 (以姓氏笔画为序)

王亚菲 平卫英 向书坚 刘定平 刘洪 苏为华
杨仲山 杨灿 李冻菊 张虎 杨青龙 李宝瑜
李勇 杨贵军 苗雨 林金官 周国富 金勇进
郑展鹏 洪兴建 郝爱民 徐国祥 唐晓彬 徐强
郭露 程开明 彭刚 韩嵩 雷钦礼 薛波

主编 王玲杰

社长 李红见

主管单位 河南省社会科学院

主办单位 河南省社会科学院

统计理论与实践

STATISTICAL THEORY AND PRACTICE

目 录

·农业与农村统计·

新质生产力赋能粮食安全韧性提升的机制与路径研究..... 方晓萍,欧子怡/5

产业融合何以驱动县域城乡融合发展?

——来自国家农村产业融合发展示范园的证据..... 蔡起华,朱银凤,王磊玲/13

·资源与环境统计·

数智化赋能高耗能企业绿色低碳转型的效应研究..... 何启志,刘燕虎/25

·经济统计·

颠覆性技术创新对企业韧性的影响研究..... 李素峰,石洪浩/36

中部地区枢纽经济发展水平测度及提升策略..... 杨玉雪/44

主 管 河南省社会科学院
主 办 河南省社会科学院
主 编 王玲杰
社 长 李红见
编辑出版 《统计理论与实践》编辑部
地 址 郑州市郑东新区恭秀路16号

邮 编 451464
刊 期 月刊
出版日期 每月25日
创刊时间 2020年8月
投稿邮箱 tjllysj@vip.sina.com
印 刷 河南瑞之光印刷股份有限公司

目 录

·财政与金融统计·

宏观审慎财政政策框架下的政府支出乘数研究..... 李小胜,胡 锐,罗鸣令/52

·人口与社会统计·

数实融合对劳动者就业质量的影响研究..... 刘 佳,李佳兴,王春枝/64

数字经济时代就业与失业统计的研究动态与启示..... 周南南,朱文懿/74

本刊声明:1.本刊已许可国家哲学社会科学学术期刊数据库、中国知网、万方、维普、超星、博看、中教等数据库以数字化方式复制、汇编、发行、信息网络传播本刊全文;作者投稿给本刊,本刊即视为同意将文章编入上述数据库;另外,本刊微信公众号将对本刊刊载文章进行转载;如有异议,请在投稿时说明,本刊将按作者说明处理。2.本刊作者文责自负。投稿前,请自行检测重复率,并提供查重报告;对于侵犯他人版权或其他权利的文字、图片稿件,本刊概不承担任何连带责任。受条件所限,本刊稿件一律不退,敬请作者自留底稿。从稿件投往本刊之日起,3个月后不见采用或通知,方可另行处理。3.本刊不向作者收取任何形式的费用,没有委托任何机构或个人进行征稿或代为收稿,也不会以“抽查数据”“发送论文PDF”等理由联系作者,请广大作者和读者注意辨别,切勿上当受骗。若因轻信虚假信息造成损失,责任自负。

国内订阅 全国各地邮局
国内发行 河南省邮政发行局
邮发代号 36-12

国外发行 中国国际图书贸易总公司
国际标准连续出版物号 ISSN 2096-8647
国内统一连续出版物号 CN 41-1458/C8
定 价 15元

MAIN CONTENTS

Research on the Mechanism and Path of New – quality Productivity Empowering the Resilience of Food Security.....	<i>Fang Xiaoping, Ou Ziyi</i> (5)
Why does industrial integration drive county urban–rural integration development? Evidence from the National Rural Industrial Integration Development Demonstration Parks	<i>Cai Qihua, Zhu Yinfeng, Wang Leiling</i> (13)
Research on the Effect of Digital Intelligence Empowering Green and Low–Carbon Transformation of High–Energy–Consuming Enterprises.....	<i>He Qizhi, Liu Yanhu</i> (25)
A Study on the Impact of Disruptive Technological Innovation on Corporate Resilience	<i>Li Sufeng, Shi Honghao</i> (36)
Measurement and Enhancement Path of Hub Economy in Central China.....	<i>Yang Yuxue</i> (44)
Research on Government Spending Multipliers under a Macroprudential Fiscal Policy Framework	<i>Li Xiaosheng, Hu Rui, Luo Mingling</i> (52)
Research on the Impact of the Integration of Digital and Physical Economies on the Quality of Employment for Workers.....	<i>Liu Jia, Li Jiaying, Wang Chunzhi</i> (64)
Research Dynamics and Implications of Employment and Unemployment Statistics in the Digital Economy Era.....	<i>Zhou Nannan, Zhu Wenyi</i> (74)

新质生产力赋能粮食安全韧性的机制与路径研究

方晓萍, 欧子怡

(湖南工商大学 数学与统计学院, 湖南 长沙 410205)

摘要: 面对全球气候变化、资源紧张和地缘政治不稳定等问题, 传统农业体系呈现脆弱性, 如何通过新质生产力赋能粮食安全韧性成为关键议题。从劳动者、劳动对象、劳动资料三个维度选取 19 个指标构建新质生产力测度指标体系, 从抵抗力、适应力、变革力三个维度选取 17 个指标构建粮食安全韧性测度指标体系, 基于 2014—2023 年中国 30 个省份的面板数据, 采用熵值法测算新质生产力和粮食安全韧性水平, 并采用固定效应模型探究新质生产力赋能粮食安全韧性的机制与路径。研究发现: (1) 加快推动新质生产力的发展可显著提升粮食安全韧性; (2) 新质生产力可借助增加农业科技活动经费投入以及提升农业全要素生产率两条路径赋能粮食安全韧性; (3) 异质性分析显示, 新质生产力在粮食产销平衡区能够显著提升粮食安全韧性, 而主产区和主销区作用不明显; 在中部和西部地区新质生产力的赋能效用更突出, 东部地区则较弱。基于此, 从科技赋能、效率提升、分类施策三个方面提出新质生产力赋能粮食安全韧性差异化路径。

关键词: 新质生产力; 粮食安全韧性; 农业全要素生产率; 固定效应模型

中图分类号: F323.3

文献标识码: A

文章编号: 2096-8647(2026)04-0005-08

DOI: 10.13999/j.cnki.tjllsj.2026.04.001

一、引言

粮食安全是国家安全的根基, 与国家的政治安全、经济安全以及社会稳定密切相关, 在全球气候变化加剧、资源日益紧张的大背景之下, 粮食安全韧性对于应对各种风险挑战至关重要^[1]。面对各类冲击, 粮食系统需立足于国内市场, 合理运用国际资源, 实现更高水平的供需平衡, 借助新质生产力来保障粮食安全成为关键途径。

新质生产力能够通过新技术、新产业、新业态以及新模式等创新要素提升生产效率、降低资源消耗, 在粮食安全领域具体表现在农业现代化技术、智慧农业以及绿色生产等方面^[2]。研究新质生产力赋能粮食安全韧性的路径对贯彻国家粮食安全战略、推动农业农村现代化具有重要的战略价值。国内学者围绕新质生产力与粮食安全韧性的关系展开了多维度、深层次的学

术探索, 在理论框架、作用机制以及区域实践路径等领域成果较多。随着研究的持续深化, 新质生产力的内涵已从单一技术创新扩展成为包含要素配置、产业跃迁、制度适配的复合系统。尹春风等(2025)^[3]立足于大食物观的宏观政策背景, 指出新质生产力有助于直接保障粮食安全, 并揭示了该作用效果在不同区域的差异。在粮食安全韧性的测度与特征方面, 学者多从抵抗力、恢复力与创新能力等维度来构建评估体系。李菲菲等(2025)^[4]的研究揭示, 我国粮食韧性存在显著区域差异, 且普遍面临“创新能力”关键短板制约。在政策路径优化方面, 学者们普遍主张构建多维度协同机制。李丽菲(2024)^[5]从纵向延伸、横向扩张以及侧向拓展三个层面提出强化应急保障体系、提升国际供应链话语权等政策路径。陈明星(2023)^[6]提出“全链条协同”理念, 强调凭借产业链、供应链以及价值链

基金项目: 国家社会科学基金一般项目“新质生产力赋能粮食安全韧性的统计测度与驱动机制研究”(24BTJ048)。

作者简介: 方晓萍, 女, 博士, 教授, 研究方向为统计测度、经济统计与管理; 欧子怡, 女, 硕士研究生, 研究方向为统计测度、经济统计与管理。

的耦合互动来提升系统韧性。在新质生产力的驱动作用方面,李含悦等(2025)^[7]的研究表明,新质生产力能够通过产业链延伸、结构升级与绿色创新等路径提升农业产业链韧性。农业数字化是新质生产力的一种关键表现形式,其与粮食体系韧性的关联也是当前的研究热点。唐任伍和马志栋(2025)^[8]从系统理论出发,提出数字孪生技术和智慧农业平台可重构乡村治理网络。王安琪和王涛生(2025)^[9]认为绿色新质生产力能借助数据要素集聚等机制,有效促进农业国内国际双循环。王聪聪等(2025)^[10]从新型农业劳动者、劳动资料等五个维度构建评价体系,发现新型农业劳动资料能够驱动我国农业新质生产力水平稳步上升,并受到农业电商发展水平的制约。马昂(2025)^[11]构建了农业产业韧性评价指标体系,发现我国农业产业韧性水平呈稳定上升趋势,但由于受技术进步与生产韧性等因素的制约,导致区域发展不均衡。

因此,本文基于30个省份的面板数据构建指标体系,测算新质生产力和粮食安全韧性水平,并检验新质生产力赋能粮食安全韧性的机制与路径。本文可能的边际贡献如下:第一,从粮食安全的抵抗力、适应力、变革力三个维度出发,构建指标体系评价各省份的粮食安全韧性水平。并且以新质生产力为切入点,深入研究新质生产力赋能粮食安全韧性的作用路径。第二,采用理论与实证结合的方法探讨粮食安全韧性的提升路径,为以新质生产力进一步赋能粮食安全提供政策参考。

二、理论分析与研究假设

(一)新质生产力的赋能路径

新质生产力能同时发挥数据资源作用、升级智能设备以及推进制度革新,使生产效率显著提高、资源配置更加科学、生态环境持续改善。为筑牢粮食安全根基,需要提高生产效率,优化仓储管理,推动农产品加工向智能化转型,加快市场响应的速度,培育农业的新形态。新质生产力的发展以技术创新为根本动力,直接作用于粮食生产、储备以及流通等各个环节,可以有效抵御自然灾害和市场波动给粮食供应带来的冲击,提升粮食生产的稳定性和抗风险能力。随着科技的不断进步,新质生产力持续进行创新实践,推动粮食安全韧性不断提高,为人类的生存与发展提供更加可靠的粮食保障。据此提出研究假设:

H1:新质生产力对粮食安全韧性具有显著的赋能作用。

(二)农业科技活动经费投入的中介作用

除直接作用外,新质生产力能够通过中间变量间接赋能粮食安全韧性。鉴于新质生产力具有技术密集的特质,其中资金投入以及生产效率的作用十分重要。科技活动经费投入能从多个方面提高保障粮食安全的能力。在生物育种方面,基因编辑技术以及合成生物技术取得了显著进步,这使农作物能够在提升抵抗灾害能力的同时提高产量,为保障粮食安全提供了技术支持;在智慧农业领域,智能农机设备和精准管理系统能够提升生产效率,同时促进环保型农业模式的发展;在质量安全管控上,区块链溯源技术完善了粮食从生产到销售的全程监管,建立起覆盖全流程的风险防范体系,使技术上的突破转化为稳定粮食安全的实际能力。基因编辑技术研发和数字农田平台建设,都需要资金支持,新质生产力能通过提供资金支持推动农业科技构建从研发至应用的完备体系来提升粮食安全韧性。据此提出研究假设:

H2:增加农业科技活动经费投入是新质生产力赋能粮食安全韧性的重要路径。

(三)农业全要素生产率的中介作用

农业全要素生产率作为农业高质量发展的核心动力,通过优化土地、劳动力、资本等生产要素的配置效率,从技术赋能、资源集约、创新转化三个关键层面为提升粮食安全韧性提供坚实保障。一是将数字技术运用到农业生产,提高土地产出和劳动效率,推动传统农业资源向高效化、优质化转型;二是通过智能决策和资源管理技术大幅提高水、能源、化肥等关键生产资源的利用效率,实现资源的高效利用;三是农业科技推广体系的不断革新,加快农业科研成果向现实生产力的转化进程,逐步形成创新驱动的粮食生产发展模式,为粮食安全韧性提升注入持久动力。因此新质生产力通过改变生产要素配置方式,提升农业全要素生产率^[12],进而增强粮食安全韧性。据此提出研究假设:

H3:农业全要素生产率提升是新质生产力赋能粮食安全韧性的重要路径。

(四)区域异质性

新质生产力产生的实际成效因区域条件不同而呈现出差异,在粮食主产区、主销区以及产销平衡区,新质生产力提高粮食安全韧性的具体方式各有侧重。主产区能够借助推广智能农机等技术来提高生产效率,以强化粮食产能的稳定性;主销区能够运用区块链追溯以及大数据等手段优化供应链管理,降低对科技投

入的依赖;产销平衡区依靠绿色技术创新来实现生态保护与粮食增产的平衡。新质生产力的赋能作用在东部、中部和西部地区也有所不同。东部地区经济和科技基础雄厚,重点在发展高附加值粮食种植,提升质量安全,推广智慧农业管理平台、农田物联网监测系统。中部地区是我国粮食生产核心区,核心任务是稳定粮食产能,提高规模化生产效率,提升耕地抗灾能力,筑牢“中部粮仓”的根基。西部地区由于经济发展水平较低、生态脆弱、耕地资源分散,重点是发展适配本地生态的农业技术,推广旱作节水、盐碱地改良等模式,走生态友好的发展道路,保障区域粮食供给稳定。据此提出研究假设:

H4:新质生产力对粮食安全韧性的赋能效应存在明显的区域差异。

三、研究设计

(一)模型构建

为验证新质生产力对粮食安全韧性的影响,构建基准回归模型开展实证分析,模型设定如下:

$$food_{it} = c + aNQPF_{it} + bcontrol_{it} + u_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, $food_{it}$ 表示某地区在某时期的粮食安全韧性, $NQPF_{it}$ 表示某地区在某时期的新质生产力水平, $control_{it}$ 表示控制变量, u_i 为个体固定效应, δ_t 和 ε_{it} 分别代表时间固定效应和随机扰动项。

为探讨新质生产力赋能粮食安全韧性的具体路径,参考方杰等(2025)^[13]的研究,构建中介效应模型进行实证检验,模型具体如下:

$$M_{it} = B_0 + B_1NQPF_{it} + B_2x_{it} + u_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$food_{it} = r_0 + r_1NQPF_{it} + r_2M_{it} + r_3x_{it} + u_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, M_{it} 代表资金支持和效率提升途径下的中介变量, x_{it} 表示中介效应下的控制变量。其他变量同式(1)。

(二)变量选取

1.被解释变量

粮食安全韧性($food$)。粮食安全韧性体现为粮食系统抵御外部冲击、实现灾后恢复和资源高效调配的能力。粮食安全韧性并非将粮食产业链、供应链、价值链等方面简单叠加,而是强调这些环节在遇到外部不利因素时,依然能协调配合地保证粮食稳定供应和行业长远发展。粮食安全韧性的核心是保障粮食稳定生产和供应,建立起经营主体之间高效的利益共享机制。主要体现在三个方面:一是提升市场竞争力,把粮食生产和产业发展的优势转化为实际的市场竞争优势;二

是增强发展持续性,要求粮食产业具备稳定且可持续发展的能力;三是强化利益联结度,以产业发展让农业经营主体获得收益,尤其让农户获得产业增值收益。对于粮食安全韧性测度,常见的研究方法主要有指标体系法和多核心变量法。本文选用指标体系法,并参考王娟娟和曲健(2024)^[14]的研究,将粮食体系韧性分为抵抗力、适应力、变革力三个方面,采用熵值法测算2014—2023年全国30个省份的粮食安全韧性水平。考量的因素主要包括粮食生产稳定性、粮食产供鲁棒性、粮食供应可持续性、粮食供应可恢复性、多样协作性、技术进步性。其中,自然灾害应对能力用成灾面积占受灾面积的比重衡量,农村居民收入水平用农村居民人均可支配收入衡量,农林牧渔业发展水平用农林牧渔业总产值衡量,农业机械化程度用农业机械总动力衡量。具体指标体系见表1。

表1 粮食安全韧性测度指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	属性
抵抗力	粮食生产稳定性	粮食作物播种面积	正
		有效灌溉面积	正
	粮食产供鲁棒性	第一产业就业人数	正
		粮食类居民消费价格指数	负
		人均粮食产量	正
适应力	粮食供应可持续性	单位面积粮食产量	正
		农药使用量	负
		农用塑料薄膜使用量	负
		农用化肥施用折纯量	负
变革力	多样协作性	第一产业增加值	正
		自然灾害应对能力	负
		货运量	正
	技术进步性	农村居民收入水平	正
		农林牧渔业发展水平	正
		农业机械化程度	正
		农用柴油使用量	负
		农村用电量	正

2.核心解释变量

新质生产力($NQPF$)。新质生产力的关键点在于创新驱动与高质量发展,能为农业等传统领域的韧性提升注入全新动能。借鉴张劲(2024)^[15]的做法,本文将新质劳动者、新质劳动对象、新质劳动资料作为一级指标,将新质人力资本投入、新质人力资本产出、信息化水平、数字化水平、生态环境、技术研发与创新、基础设施建设作为二级指标,构建新质生产力指标体系,具体见表2。

3. 控制变量

年降水量(*ap*)。年降水量可评估技术投入以及生产效率对粮食安全产生的影响,粮食生产高度依赖自然条件,控制降水量可排除气候波动的干扰,准确分析智能农业技术应用对于提升粮食系统抗风险能力的实际效果^[16]。

表2 新质生产力测度指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	属性
新质劳动者	新质人力资本投入	研究与试验发展(R&D)人员全时当量	正
		信息软件业就业人员占比	正
		教育经费占GDP比重	正
	新质人力资本产出	每十万人人口高等学校平均在校生数	正
		高等教育学校数	正
		城镇人员就业工资水平	正
新质劳动对象	信息化水平	人均电子商务销售额	正
		人均电信业务总量	正
	数字化水平	互联网宽带接入端口数	正
		域名数	正
	生态环境	二氧化硫排放量	负
		生活垃圾无害化处理率	正
新质劳动资料	技术研发与创新	一般工业固体废物产生量	负
		地方财政环境保护支出占比	正
		高技术产业营业收入	正
	基础设施建设	国内专利申请受理量	正
		地方财政科技支出占比	正
		铁路营业里程	正
	移动电话普及率	正	

财政支农力度(*gov*)。使用涉农支出占地方一般公共预算支出的比重来衡量财政支农力度。经过测算,政府可更加深入地了解粮食产业发展所需资金支持状况,以实施积极的财政政策加大对粮食生产投入的支持力度^[17]。

农村平均受教育年限(*Ed*)。在分析粮食产业新质生产力的现实挑战时,专业技术人才短缺是重要制约因素^[18]。受教育年限的增加能够提高农户采纳新型农业技术的意向,增强其运用现代管理手段优化生产决策的能力。

4. 中介变量

农业科技活动经费投入(*R&D*)。在新型生产要素渗透的背景下,高强度的经费投入有效缩短了技术迭代周期,有助于提高在极端气候条件下作物的抗逆能力以及生产系统的稳定性^[19]。

农业全要素生产率(*TFP*)。基于改进的SBM-Malmquist指数测算发现,环境规制的实施对农业全要素生产率的可持续增长起促进作用。这种囊括非期望产出的效率提升,实际上是借助技术变革协同优化生产要素,提升全要素生产率,是新质生产力赋能粮食安全韧性的关键中介变量^[20]。

(三)数据来源与描述性统计

基于数据可得性,本文剔除了西藏和香港、澳门、台湾,选取全国30个省份为研究对象,数据来源于2014—2023年的《中国统计年鉴》《中国科技统计年鉴》《中国城乡建设统计年鉴》《中国农村统计年鉴》和各省份统计年鉴。对于个别缺失数据,使用SPSS软件进行线性插值补全。变量的描述性统计见表3。

由描述性统计结果可知,粮食安全韧性的平均值达到了0.363,表明我国粮食产业在抵御各类市场波动、自然灾害等风险,以及适应复杂多变的外部环境方面,存在较大的提升空间。从当前发展态势看,我国粮食产量保持稳步增长良好趋势,为保障国家粮食安全提供了产量基础。然而当外部环境发生变化时,粮食

表3 变量的描述性统计

变量类型	变量名称	变量符号	样本量	最小值	最大值	平均值	标准差	测度方式
被解释变量	粮食安全韧性	<i>food</i>	300	0.185	0.606	0.363	0.091	熵值法测度取对数
解释变量	新质生产力	<i>NQPF</i>	300	0.118	0.599	0.246	0.096	
控制变量	年降水量	<i>ap</i>	300	98.866	2141.674	934.604	487.564	—
	财政支农力度	<i>gov</i>	300	3.870	20.384	11.411	3.551	农林水事务支出/财政支出 (小学×6+初中×9+高中或中专×12+大专×15+本科×16+研究生×19)/6岁及以上人口
	农村平均受教育年限	<i>Ed</i>	300	5.848	10.065	7.859	0.625	
中介变量	农业科技活动经费投入	<i>R&D</i>	300	18391.000	3204678.000	760836.570	715973.457	构建调节系数测算后取对数
	农业全要素生产率	<i>TFP</i>	300	0.743	2.471	1.416	0.358	SBM-Malmquist指数法

产业链从生产、储运、加工、销售的各环节仍面临诸多不确定性挑战。因此,需进一步加强粮食安全韧性建设,通过完善基础设施、优化产业布局及健全应急保障机制等多种途径,筑牢国家粮食安全防线。新质生产力的平均值为0.246,反映出当前我国新质生产力发展水平仍有较大提升空间。

四、实证分析

(一)基准回归

基准回归结果见表4。列(1)是未纳入控制变量的回归结果,新质生产力的回归系数达到0.388,且通过1%水平的显著性检验,表明新质生产力与粮食安全韧性存在显著的正向关联。列(2)引入控制变量后新质生产力的估计系数保持在0.338的水平,再次确认了新质生产力对粮食安全韧性的赋能作用,H1得到验证。

表4 基准回归结果

变量	(1) <i>food</i>	(2) <i>food</i>
<i>NQPF</i>	0.388*** (16.075)	0.338*** (13.546)
<i>ap</i>		0.000 (0.663)
<i>Ed</i>		0.026*** (4.716)
<i>gov</i>		-0.002** (-2.197)
常数项	0.268*** (44.461)	0.092* (1.900)
时间固定效应	是	是
个体固定效应	是	是
N	300	300
R ²	0.490	0.551

注:***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平;括号内为t值。下表同。

(二)稳健性检验

1.剔除直辖市样本

直辖市在经济发展水平、农业技术水平、资源禀赋和政策支持上与其他省份存在较大差异。为了确保回归结果的准确性和可靠性,避免由于直辖市数据的特殊性干扰整体回归结果,本文剔除北京、上海、天津和重庆4个直辖市的样本后再次进行回归,结果如表5列(1)所示。剔除直辖市样本后核心解释变量的回归系数依然显著,说明基准回归结果具有较强的稳健性。

2.缩尾处理

对所有变量进行前后缩尾1%后再次进行参数估计,回归结果如表5列(2)所示。新质生产力的系数为0.104,且通过了5%水平的显著性检验,表明研究结果具有稳健性,进一步验证了H1。

表5 稳健性检验结果

变量	(1) <i>food</i>	(2) <i>food</i>
<i>NQPF</i>	0.165*** (6.10)	0.104** (2.43)
控制变量	是	是
时间固定效应	是	是
个体固定效应	是	是
N	260	300
R ²	0.766	0.985

3.内生性处理

前文研究表明,新质生产力可以提升粮食安全韧性,粮食安全韧性也可能影响新质生产力发展所需条件。因此,新质生产力与粮食安全韧性之间可能因存在互为因果关系而产生内生性问题,也可能存在其他影响粮食安全韧性的遗漏变量。为确保研究结论的稳健性与可靠性,本文选择滞后一期的新质生产力指数作为工具变量,采用两阶段最小二乘法进行回归,结果如表6所示。

表6 内生性检验结果

变量	(1) <i>NQPF</i>	(2) <i>food</i>
<i>IV</i>	0.854*** (25.252)	
<i>NQPF</i>		0.106* (1.851)
控制变量	是	是
时间固定效应	是	是
个体固定效应	是	是
N	270	270
R ²		0.721

第一阶段回归结果表明,工具变量(*IV*)与核心解释变量新质生产力(*NQPF*)之间存在显著正向关联,系数为0.854,且在1%的水平上显著,满足工具变量与内生解释变量相关性的核心要求,排除了弱工具变量可能导致的估计偏误。第二阶段回归结果显示,在排除内生性问题的干扰后,新质生产力(*NQPF*)对粮食安全韧性(*food*)仍呈现显著正向影响,系数为0.106,

且在10%的水平上显著,与基准回归结论一致,证实了新质生产力赋能粮食安全韧性结论的稳健性。

(三)中介传导路径分析

前文基准回归已证实新质生产力与粮食安全韧性存在正向关联,本文将因变量更换为中介变量后进行回归分析,结果如表7列(1)、列(3)所示。由列(1)可知,新质生产力对农业科技活动经费投入在1%的水平上存在显著正向影响。这是因为新质生产力是技术突破与生产要素创新配置的综合体,在农业领域体现为数字与生物技术同农业生产的深度融合,这类创新离不开研发资金支撑,其发展会引导资源向农业科技研发倾斜,推动农业科技经费投入增长,因此H2得证。由列(3)可知,新质生产力对农业全要素生产率在1%的水平上呈现显著正向影响。新质生产力通过整合农业劳动力、土地、技术等生产要素,推动农业生产的数字化转型与规模化经营,提升农业全要素生产率,因此H3得证。

表7 中介效应检验结果

变量	(1) <i>R&D</i>	(2) <i>food</i>	(3) <i>TFP</i>	(4) <i>food</i>
<i>NQPF</i>	3.899*** (0.345)	0.181*** (0.025)	3.565*** (0.275)	0.139*** (0.025)
<i>R&D</i>		0.040*** (0.004)		
<i>TFP</i>				0.056*** (0.004)
控制变量	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
N	300	300	300	300
R ²	0.477	0.690	0.519	0.722

(四)异质性分析

1. 农业功能区异质性

表8表明,新质生产力对粮食安全韧性的影响在不同农业功能区存在显著差异。其中,粮食产销平衡区的系数为0.598,且在1%的水平上显著。粮食产销平衡区生产与生态保护并重,数字基础设施完善,能通过数据共享优化供需,增强产业链韧性。模型拟合结果显示,产销平衡区的R²高于其他区域,说明该区域新质生产力与要素配置等影响因素耦合度更高、模型解释力更强,也证实了其功能定位与配套条件的协同优势。粮食主销区虽经济发展水平较高,但受限于农业基础长期薄弱的现实短板,且农业生产在区域经济

结构中占比低、要素投入相对有限,导致新质生产力所需的技术集成、设施配套等难以在短期内形成规模效应,赋能作用尚未有效显现。粮食主产区作为传统粮食生产核心区域,长期依赖土地、劳动力等传统生产要素投入的发展路径,数字化基础设施覆盖不足、智能装备应用率偏低、技术更新迭代速度滞后于产业需求,新质生产力与传统农业生产体系的融合存在障碍,其系数同样未达到显著水平。由此验证了H4。

表8 农业功能区异质性检验结果

变量	粮食主销区	粮食主产区	粮食产销平衡区
<i>NQPF</i>	0.062 (1.077)	0.035 (0.359)	0.598*** (5.980)
控制变量	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
个体固定效应	是	是	是
N	70	130	100
R ²	0.978	0.970	0.984

2. 地区异质性

鉴于我国各省份在新质生产力发展基础、农业资源禀赋、政策扶持力度等方面存在显著差异,本文将30个省份划分东部、中部、西部三大地区,考察新质生产力对粮食安全韧性的区域异质性影响。表9显示,新质生产力对三大地区粮食安全韧性都在1%的显著性水平上具有正向赋能作用,且赋能效应存在区域差异。东部地区的系数为0.230,中部地区为0.452,西部地区0.459,表明新质生产力的促进作用在中、西部地区更突出,而在粮食生产占比低、新质生产力偏向非农领域的东部地区则表现较弱,这与区域粮食生产定位和经济结构相符,也为差异化制定相关政策提供了参考,H4进一步得证。

表9 地区异质性检验结果

变量	东部	中部	西部
<i>NQPF</i>	0.230*** (5.050)	0.452*** (9.900)	0.459*** (10.080)
控制变量	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
个体固定效应	是	是	是
N	100	90	110
R ²	0.524	0.743	0.665

五、结论与建议

(一)研究结论

本文在测算新质生产力与粮食安全韧性水平的基

础上,通过基准回归、中介效应模型分析了新质生产力赋能粮食安全韧性的机制与路径。研究发现,新质生产力是粮食安全韧性的核心驱动力,兼具“直接赋能”与“间接传导”双重机制。其中,技术投入与效率提升是新质生产力赋能的关键路径,其通过增加农业科研经费投入、提升全要素生产率作用于粮食安全韧性。新质生产力在产销平衡区对粮食安全韧性的促进作用显著,在粮食主产区、粮食主销区则不显著,在中部、西部地区的赋能效果比东部地区更明显。

(二)政策建议

基于上述研究结论,本文提出如下政策建议:

第一,强化新质生产力的核心驱动作用,推动农业技术创新落地。在生物育种、智慧农业以及节水灌溉等关键领域加大资金投入力度,构建企业、科研单位、农户共同参与的合作创新机制,借助政策、资金支持,引领企业增加研发投入、科研机构深入开展基础研究、农户踊跃应用新技术,形成产学研用紧密结合的创新模式。完善农业技术转化体系,加快科研成果自实验室至田间地头的转化效率,强化国际农业技术交流,借鉴国外先进经验,提升农业技术水平。

第二,聚焦技术投入与效率提升。加大政策支持力度,构建“技术—制度—地域”协同的政策框架,突破单一技术供给逻辑,强化区域政策适配性,推动技术创新与制度优化相结合,建立动态调整机制保障短期技术投入与长期系统稳定协调。优化农业科技推广体系,兼顾规模化效率与小农户需求,推动先进技术下沉,完善金融支持与风险分担机制,激励多元主体参与,形成可持续的科技应用生态。合理配置财政支农资源,将资金重点投向高标准农田建设、灾毁农田修复及仓储物流体系完善,提升粮食全产业链的抗风险能力。

第三,推行区域差异化政策。充分考虑区域之间差异以及功能互补情况,构建粮食安全韧性指数评估体系,把新质生产力应用、基础设施建设等内容纳入考核范围,引导地方精准施策。在粮食主销区聚焦供应链技术创新,借助政策与市场机制协同解决结构性矛盾;在粮食主产区深化生产端科技攻关,依靠规模化生产的优势,形成以技术效率为核心的直接驱动模式;在粮食产销平衡区探索“技术—效率”协同推进策略,依靠生态友好型技术与人力资本适配的融合路径,重点提升在资源约束条件下的创新包容性。面向东、中、西部的差异化发展需求,要以新质生产力为抓手,构建粮

食安全协同保障体系。在中部地区加大农业科技研发转化专项投入,聚焦种业创新、智慧农业等关键领域,把技术优势转化为提升粮食产能和韧性的实际效果;在西部地区结合乡村振兴战略,完善农业数字化基础设施,依托特色农业资源推进生产模式现代化,释放粮食安全韧性的增长潜力;在东部地区发挥非农领域新质生产力的技术溢出作用,推动农业与数字经济、先进制造业融合发展,通过技术输出和产业帮扶助力中、西部地区提升粮食安全韧性,形成区域协同发展的粮食安全保障格局。◆

参考文献:

- [1] 青平,邓秀新,闵师,等.“双循环”背景下我国粮食安全韧性及风险管控战略研究[J].中国工程科学,2023,25(4):26-38.
- [2] 王永生,璩路路,崔许锋,等.新质生产力与乡村绿色发展:新业态培育与新路径探索[J].农业资源与环境学报,2024,41(5):991-996.
- [3] 尹春风,张利庠,刘开邦.大食物观下新质生产力保障粮食安全的赋能机制研究[J].农林经济管理学报,2025,24(3):311-320.
- [4] 李菲菲,周霞,周玉玺.中国粮食生产韧性的时空特征及演化趋势研究[J].统计与决策,2025,41(4):75-80.
- [5] 李丽菲.提升我国粮食供应链韧性的机制与路径研究[J].当代经济,2024,41(9):55-61.
- [6] 陈明星.粮食安全韧性:内在机理、重塑路径与提升策略[J].贵州社会科学,2023(11):120-128.
- [7] 李含悦,张娟,周晓旭.新质生产力对农业产业链韧性影响效应的实证检验[J].统计与决策,2025,41(21):17-23.
- [8] 唐任伍,马志栋.乡村振兴战略中新质生产力的赋能机制与培育路径[J].中国流通经济,2025,39(5):3-14.
- [9] 王安琪,王涛生.绿色新质生产力与农业国内国际双循环:机理分析与实证检验[J].统计与决策,2025,41(15):62-67.
- [10] 王聪聪,闫乔伊,王俊芹.农业新质生产力:水平测度、区域差异及时空演进[J].统计与决策,2025,41(12):11-17.
- [11] 马昂.中国农业产业韧性水平的统计测度及提升路径[J].统计理论与实践,2025(7):73-80.
- [12] 高鸣,宋嘉豪.以新质生产力全面夯实粮食安全根基的理论逻辑与现实路径[J].社会科学辑刊,2024(4):134-142+239+241.
- [13] 方杰,温忠麟,董育铭,等.密集追踪数据的中介效应分析[J].心理科学进展,2025,33(4):717-728.
- [14] 王娟娟,曲健.数字经济赋能粮食供应链韧性的效应及区域分异研究[J].西北民族大学学报(哲学社会科学版),2024(1):138-154.
- [15] 张劲.数字基础设施、新质生产力与城乡共同富裕[J].技术经济与管理研究,2024(10):128-133.

[16]陶鑫庆,刘松.纳入气候因素的拉丁美洲和加勒比地区农业全要素生产率再测算[J].农业灾害研究,2023,13(12):237-239.

[17]杨昊达,彭山桂,林萍萍.财政支农对农业绿色全要素生产率的空间影响与作用机制[J].中国农业资源与区划,2025,46(4):51-64.

[18]张淑娟,杨玉苹.粮食产业新质生产力发展:内涵特征、现实挑战与实现路径[J].粮油食品科技,2024,32(6):1-7.

[19]安思成,贯君.新质生产力视角下粮食安全对农业经济韧性的影响机制探究[J].中国林业经济,2024(4):1-10.

[20]张红宇.充分释放新质生产力在粮食安全与耕地保护中的潜能[J].农村工作通讯,2024(18):26-27.

Research on the Mechanism and Path of New – quality Productivity Empowering the Resilience of Food Security

Fang Xiaoping, Ou Ziyi

Abstract: Facing global climate change, resource scarcity, and geopolitical instability, the traditional agricultural system has exhibited vulnerability. How to empower the resilience of food security through new-quality productivity has become a key issue. A measurement index system for new-quality productivity is constructed by selecting 19 indicators from three dimensions: laborers, objects of labor, and means of labor. Meanwhile, a measurement index system for the resilience level of food security is established with 17 indicators from three core dimensions: resistance, adaptability, and transformative capacity. Based on panel data from 30 Chinese provinces from 2014 to 2023, the entropy method is adopted to measure the levels of new-quality productivity and food security resilience, and a fixed-effects model is employed to explore the mechanisms and paths through which new-quality productivity empowers food security resilience. The findings are as follows: (1) Accelerating the development of new-quality productivity can significantly enhance food security resilience; (2) New-quality productivity can empower food security resilience through two paths: increasing agricultural R&D funding and improving agricultural total factor productivity; (3) Heterogeneity analysis shows that new-quality productivity significantly improves food security resilience in grain production-marketing balance areas, while its effects are not significant in major grain-producing areas and major grain-consuming areas. The empowering effect of new-quality productivity is more prominent in central and western regions, but weaker in eastern regions. Based on these findings, differentiated paths for new-quality productivity to enhance food security resilience are proposed from three aspects: technology empowerment, efficiency improvement, and classified policy implementation

Key words: New Quality Productivity; Resilience of Food Security; Agricultural Total Factor Productivity; Fixed Effect Model

(责任编辑:云野)

产业融合何以驱动县域城乡融合发展？

——来自国家农村产业融合发展示范园的证据

蔡起华,朱银凤,王磊玲

(郑州大学 商学院,河南 郑州 450001)

摘要:县域城乡融合发展是推进农业农村现代化的关键路径,产业融合不仅是现代产业发展的新趋势,更是推动县域城乡融合发展的核心动力。基于国家农村产业融合发展示范园试点政策,利用2011—2022年全国1402个县域的面板数据,通过构建多期双重差分模型,实证研究了产业融合对县域城乡融合发展的影响效应及作用机制。结果表明:产业融合显著促进了县域城乡融合发展,该结果在经过一系列稳健性检验后依然成立;产业融合主要通过促进人口流动、推动产业结构升级与提高农业生产效率三条路径推动县域城乡融合发展;异质性分析发现,在低经济水平县域、非返乡创业试点县和非乡村振兴重点帮扶县,产业融合对县域城乡融合发展具有更显著的促进作用。基于此,从完善人才培育机制、推进城乡基本公共服务均等化和提升政策实施精准性等方面提出了相关政策建议。

关键词:县域城乡融合发展;产业融合;人口流动;产业结构升级;农业生产效率

中图分类号:F323;F299.2

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2026)04-0013-12

DOI:10.13999/j.cnki.tjllys.2026.04.002

一、引言

城乡融合发展是国家现代化的重要标志^[1]。党的二十届四中全会指出,“坚持把解决好‘三农’问题作为全党工作重中之重,促进城乡融合发展”。城乡融合发展是加快农业农村现代化的重要路径,也是加快建设全国统一大市场、缩小城乡差距不可或缺的重要环节^[2]。城乡融合发展的核心要义在于破除城乡二元结构,推动工农互促、城乡互补,实现城乡协调发展与共同繁荣,是破解中国城乡发展不平衡问题的核心路径^[3]。中国城乡关系的发展历程,实现了从城乡统筹阶段,到城乡一体化阶段,再到城乡融合发展阶段的历史性转变^[4]。中国的城乡融合发展是置于中国工业化转型的大背景中的,其蕴含两种意义的追赶:农村地区对城镇地区的追赶和中国对发达国家的追赶^[5]。尽管

中国城乡发展的相对差距呈现收敛态势,如2022年城乡居民人均可支配收入比为2.45:1^[6],2024年这一比例进一步降至2.34:1,且常住人口城镇化率已提升至67.00%,但城乡发展不平衡的结构性问题尚未根本解决,大规模、纵深性地促进城乡融合发展已成为亟待解决的现实问题。

县域作为连接城市与乡村的关键空间枢纽,不仅是城乡融合发展的“桥头堡”,也是中国城乡产业融合发展的关键区域。伴随县域经济的提质增效,截至2024年,地区生产总值超千亿元的县域已增至62个^①,形成了二产与三产协同驱动的产业格局。县域在要素集聚、产业联动与公共服务统筹等方面的枢纽功能凸显,已经成为城乡融合的核心承载区域。产业融合作为现代产业发展的重要趋势,被视为激活县域经济活

基金项目:河南省哲学社会科学规划项目“数字普惠金融赋能县域城乡融合发展的机制与路径研究”(2024BJJ210)。

作者简介:蔡起华,男,博士,讲师,研究方向为城乡经济发展;朱银凤,女,硕士研究生,研究方向为国民经济学;王磊玲,通信作者,女,博士,副教授,研究方向为农村金融发展。

①《2025中国县域经济高质量发展研究》.https://www.stdaily.com/web/gdxw/2025-07/24/content_375067.html

力、推进城乡融合的核心动力^[7]。那么,产业融合能否真正驱动县域城乡融合发展?如果可以,其作用机制是什么?这一驱动效应存在何种异质性特征?解答这些问题,对于推动农村产业融合和县域城乡融合发展具有重要的理论和现实意义。

目前,与本文相关的文献主要有两类:一是产业融合对县域经济发展的影响。产业融合既是农村产业振兴、拓展农民收入渠道和促进农民收入增长的重要途径^[8-9],也是显著缩小县域城乡收入差距^[10],实现县域共同富裕的重要手段。但是,产业融合对县域产业结构的影响呈现阶段性特征^[11]。现阶段,产业融合显著提升了农民合作社等新型农业经营主体的绩效,从而加快了农业现代化进程。二是产业发展赋能城乡融合发展的效应。城乡产业交互性重组受限是县域城乡融合发展面临的现实难点,而国土综合整治可以促进“土地—产业”双转型,从而助力城乡融合发展^[12]。产业融合不仅是现代产业发展的新趋势,也是推动城乡融合发展的新动力。县域富民产业^[13]、电商产业、文化旅游产业^[14]等都是实现城乡融合发展的重要手段。

现有文献的研究结论对本文有较大的启发,但尚存在一些待完善之处。基于此,本文主要从以下三个方面进行了拓展:第一,利用国家农村产业融合发展示范园政策构建准自然实验,基于县域层面,考察产业融合影响城乡融合发展的理论机理与具体效应,丰富了城乡融合发展的实证研究体系。第二,从人口流动、产业结构升级和农业生产效率三个方面,分析了产业融合对县域城乡融合发展的具体作用路径,揭示了产业融合驱动县域城乡融合发展的动力机制。第三,基于经济发展水平、返乡创业状况、乡村振兴重点帮扶情况等情境,剖析了产业融合对县域城乡融合发展的影响差异,刻画了相关政策的实施边界。

二、政策背景、理论分析与研究假设

(一)政策背景

国家农村产业融合发展示范园政策主要经历了三个阶段:2014—2017年的起源阶段、2018—2022年的体系化阶段、2023年至今的深化发展阶段。

2014年中央农村工作会议首次提出“要把产业链、价值链等现代产业组织方式引入农业,促进一二三产业融合互动”的战略构想,奠定了城乡产业协同发展的政策基础。2018年《乡村振兴战略规划(2018—2022年)》将示范园纳入乡村振兴重点工程,强调其引领带动作用。2019年2月,首批100个国家农村产业

融合发展示范园获认定,2020年9月和2021年3月又新增了216个试点。2023年《关于推动农村产业融合高质量发展的指导意见》强调示范园向高质量、绿色化、数字化方向升级,强化联农带农机制。国家农村产业融合发展示范园政策主要通过推动农业与二三产业的深度融合和多业态复合模式,为县域城乡融合发展提供了重要载体。比如,武义县国家农村产业融合发展示范园探索出了武义特色的一二三产业融合发展新途径、新模式、多业态^[15]。

(二)理论分析与研究假设

1.产业融合对县域城乡融合发展的直接影响

首先,产业融合是城乡融合发展的基础^[16],能够创造本地就业岗位,减少农民外出务工需求,推动人口向县域中心镇集聚。产业融合既通过促进县域创业活动推动人口集聚,也通过集聚效应达到吸引劳动力回流的目的。其次,产业融合能够通过推动城乡要素平等交换和双向流动,为县域城乡融合发展提供有力支撑。产业融合可以吸引资本、技术等先进生产要素流向农村地区,从而把产业、人才和利润留在农村地区,实现农业农村经济良性循环发展,进一步缩小城乡之间的差距。最后,产业融合通过总结推广先进典型经验与方案,为县域城乡融合发展提供可借鉴的模式和路径。如碧波高效农业示范园利用农村自然生态景观、民俗文化和传统特色产业资源,培育出新兴业态,已成为城乡融合发展的经典案例^[17]。基于上述分析,本文提出假设:

H1:产业融合能够促进县域城乡融合发展。

2.产业融合、人口流动与县域城乡融合发展

一方面,产业融合能够打破城乡人口流动壁垒,推动人口流动模式从传统“乡—城”单向流动向“城乡双向互动”转型,而人口要素流动有助于促进县域城乡融合发展水平的提高^[18]。其一,产业融合催生出家庭农场和合作社等新模式,推动部分进城的农业劳动力返乡就业。其二,产业融合吸引城市资本、技术等优质要素下乡,在乡村创造多元化就业岗位,有效减少农业劳动力跨区域外流。当城乡人口可以双向流动时,乡村的生态、文化和空间价值会被重新评估,推动城乡之间形成良性互动的共生关系,有利于促进县域城乡融合高质量发展。另一方面,产业融合通过推动农民从“依附土地的季节性劳动者”转变为“参与现代经济的参与者”,从根本上破解乡村发展瓶颈。其一,业态融合造就人才回流,农业与旅游、教育、文化等产业的跨界融

合,孕育出休闲农业、乡村旅游、研学基地等新业态,成功吸引大学生返乡创业、农民工回流就业、城市专业技术人才下乡服务,为乡村注入人力资本活力。其二,就业形态实现全年化转型,传统农业劳动的季节性特征显著^[19],而农产品加工、乡村旅游、农村电商等融合业态可实现全年持续运营,既延长了农民劳动时间,又显著提升了收入的稳定性。这一转型不仅能够直接增加农民收入、缩小城乡收入差距,更有效缓解了乡村“空心化”问题,为县域城乡融合发展提供了民生保障与发展动力。基于上述分析,本文提出假设:

H2:产业融合能够通过促进人口流动,进而推动县域城乡融合发展。

3. 产业融合、产业结构升级与县域城乡融合发展

产业融合是产业转型升级的重要趋势和引领方向^[20],其通过打破农业、制造业与服务行业的传统行业边界,促进技术、业态和模式创新,实现要素重组、技术溢出与规模经济,进而推动产业结构向高附加值、智能化方向升级。其中,产业融合能推动农业产业结构的合理化和高级化,而文旅融合等典型产业融合形态,对地区产业升级具有持续性的驱动效应。同时,产业结构升级会深刻影响城乡融合发展^[21]。尤其在县域层面,产业结构由“一产独大”向“三产协同”的合理化与高度化转变,通过优化城乡要素配置、强化产业联动效应,有效打破城乡二元分割,推动城乡融合发展迈向更高水平。一方面,产业结构升级能够有效促进农村地区的经济多元化发展,拓展农村居民的就业渠道,推动城乡经济的均衡发展。另一方面,产业结构调整所产生的劳动力需求,有利于增加农村居民的就业机会及收入,从而缩小城乡之间收入分配差距。产业结构高级化更能从就业维度赋能城乡融合,对劳动就业的“吸纳效应”不仅能够带动就业增长,而且能够通过优化就业结构进一步缩小城乡发展差距,为城乡融合注入持续动力。在县域场景下,产业结构升级还能吸引资本和人才等优质要素向县域集聚,增强县域财政实力,为城乡基本公共服务均等化提供支撑,优化“县城—乡镇—村庄”空间功能布局,打通城乡要素双向流动壁垒,为城乡深度融合奠定空间基础。综上,产业融合先通过多元路径推动产业结构升级,再依托产业结构升级的传导作用,带动县域城乡经济和公共服务协同发展,最终实现县域城乡融合发展。基于上述分析,本文提出假设:

H3:产业融合能够通过促进产业结构升级,进而

推动县域城乡融合发展。

4. 产业融合、农业生产效率与县域城乡融合发展

产业融合通过一产与二产、三产的深度渗透融合,有效提升了农业生产效率,有助于进一步缩小城乡差距,筑牢城乡协调发展根基。具体而言,产业融合能够通过技术赋能、产业链重构与业态创新,多维度提升农业生产效率:一方面,将数字信息技术引入农业领域,可激励农户开展标准化生产^[22],促进农业生产效率的提升,进一步保障国家粮食安全。另一方面,产业融合构建起完整且高效的产业链条,进一步优化了资源配置,同时打破了传统农业与非农业的界限,既发挥农业生态功能,又以技术创新和产业转型提升农业附加值,全方位带动农业生产效率升级。农业生产效率的提升,又从多个维度为城乡融合注入动力,形成良性循环。首先,农业生产效率的提高能够直接增加农村居民收入,缩小城乡生产效率与收入差距^[23],为城乡融合筑牢物质根基。其次,农业生产效率提升催生了对跨产业、跨领域技能人才的需求,倒逼农民工在参与产业融合的过程中接受技能培训,不断提升综合素质与技术水平,加速农民工市民化进程,促进城乡劳动力资源均衡发展,进一步深化城乡融合。最后,农业生产效率的提升使农村地区凭借优质融合业态吸引资金、人才等资源向农村流动,减少城乡资源配置差异,同时推动农业现代化发展,助力消解二元经济结构。综上所述,产业融合有效促进了农业生产效率,为县域城乡融合发展提供了坚实支撑和持续动力。基于上述分析,本文提出假设:

H4:产业融合能够通过提升农业生产效率,进而推动县域城乡融合发展。

三、研究设计

(一) 模型设计

本文构建多期双重差分模型以识别产业融合对县域城乡融合发展的驱动效应,具体模型如公式(1)所示:

$$URID_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 DID_{it} + \alpha_2 Controls_{it} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, i 代表县域个体, t 代表观测年份;被解释变量 $URID_{it}$ 用于衡量第 i 个县域在第 t 年的城乡融合发展水平; DID_{it} 为核心解释变量,如果第 i 个县域在第 t 年被确定为试点县,则 DID_{it} 在第 t 年及以后取值为1,否则取值为0,其估计系数 α_1 是产业融合影响县域城乡融合发展的净效应; $Controls_{it}$ 为控制变量集合; μ_i 为县域固定效应, ν_t 为年份固定效应; ε_{it} 为随机扰动项。

为探究产业融合影响县域城乡融合发展的传导机制,构建如下模型:

$$M_{it} = \beta_0 + \beta_1 DID_{it} + \beta_2 Controls_{it} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, M_{it} 为机制变量,包括人口流动、产业结构升级、农业生产效率,其他变量和符号的含义与公式(1)一致。

(二)数据来源

本文的研究数据主要取自《中国县域统计年鉴(县市卷)》、EPS数据库、各省份统计年鉴或统计公报、中国经济社会大数据研究平台、国泰安数据库(CSMAR)、中经网统计数据库等。本文所需的国家农村产业融合发展示范园试点县域名单,均检索自国家发展和改革委员会与农业农村部的官方网站。其中,对于存在名单重合的试点县域,以其首次入选试点的时间为准;同步完成缺失值、异常值的处理与线性插值操作。最终构建的研究样本涵盖2011—2022年中国1402个县域,包含189个实验组县域共16824个样本。

(三)变量说明

1.被解释变量:县域城乡融合发展

基于共生理论的核心内涵,在兼顾指标系统性、科学性与数据可得性的基础上,本文从城乡协同发展的双向视角出发,构建了包含人口融合、产业联动、社会协同三个维度,共计12项具体指标的县域城乡融合发展评价指标体系,见表1。指标体系包含城市发展与乡村发展两大子系统,各子系统均从人口、产业、社会三个维度选取指标^[24-26]。城市发展子系统:人口维度选取城镇居民人口占比,第二、三产业就业人员以表征人口集聚与就业结构特征;产业维度以工业产值,第二、三产业产值占比衡量产业发展水平与结构优化程度;社会维度选取城镇固定资产投资完成额、城镇居民人均可支配收入反映基础设施建设与居民生活质量。乡村发展子系统:人口维度选取农村居民人口占比、农村就业人员体现农村人口留存与就业结构;产业维度选取农业产值、第一产业产值占比表征农业发展基础与产

表1 县域城乡融合发展评价指标体系

指标体系	一级	二级	指标及性质	指标赋值及单位
县域城乡融合发展	城市发展	人口融合	城镇居民人口占比	城镇人口/总人口(%)
			第二、三产业就业人员	Ln(第二产业和第三产业就业人数之和)
		产业联动	工业产值	规模以上工业总产值(万元)
			第二、三产业产值占比	第二、三产业增加值之和/GDP(%)
		社会协同	城镇固定资产投资完成额	Ln(城镇固定资产投资完成额)
			城镇居民人均可支配收入	城镇居民人均可支配收入(元)
	乡村发展	人口融合	农村居民人口占比	农村人口/总人口(%)
			农村就业人员	Ln(乡村就业人员数)
		产业联动	农业产值 第一产业产值占比	农林牧渔业增加值(万元) 第一产业增加值/GDP(%)
		社会协同	农村固定资产投资完成额 农村居民人均可支配收入	Ln[(农村人口/总人口)×固定资产投资] 农村居民人均可支配收入(元)

业结构特征;社会维度以农村固定资产投资完成额、农村居民人均可支配收入衡量乡村基础设施投入与居民收入水平。

通过 Lotka-Volterra 物种竞争模型和城乡共生协调度来测度县域城乡融合发展水平。计算公式如下:

$$\frac{dC(t)}{dt} = r_c C(t) \frac{K_c - C(t) - aR(t)}{K_c} \quad (3)$$

$$\frac{dR(t)}{dt} = r_R R(t) \frac{K_R - R(t) - bC(t)}{K_R} \quad (4)$$

其中, $C(t)$ 是城乡融合系统中城市子系统的发展水平, $R(t)$ 为乡村子系统的发展水平; K_c 、 K_R 分别为城市、乡村发展水平的最大值; r_c 为城市子系统的发展水

平增长率, r_R 为乡村子系统的发展水平增长率; a 和 b 为共生系数, a 为乡村子系统对城市子系统的作用效应, b 为城市子系统对乡村子系统的作用效应, t 为时间变量,当 $a < 0$ 且 $b < 0$ 时,即为互利共生模式的城乡融合发展。

构建城乡共生协调度指数 ρ 来反映城乡融合发展水平:

$$\rho = \frac{[C(t) + R(t)]}{2} \times e^{\frac{-|C(t) - R(t)|}{K}} \times 100\% \quad (5)$$

其中, ρ 代表城乡共生协调度指数, K 为调节系数,一般取 C 或 R 的最大值。 $[C(t) + R(t)]/2$ 是城乡发展水平的均值,反映整体水平; $|C(t) - R(t)|$ 反映了城乡

之间的差异,差异越大,城乡关系越不协调。

2. 核心解释变量:产业融合

本文以国家农村产业融合发展示范园政策为准自然实验,将其确立为产业融合的代理指标。基于示范园试点区域名录与政策实施时点开展标准化赋值,构建变量 DID_{it} ,用以识别产业融合对县域城乡融合发展的影响效应。

3. 机制变量

本文的机制变量为人口流动、产业结构升级和农业生产效率。

用户均人口数的变化量刻画人口流动规模,即同一县域内,当年的户均人口数相较于上一年户均人口数的变化量。

产业结构升级(TIS)用产业结构合理化(RIS)和产业结构高级化(OIS)两个维度表示。其中, W_i^y 为第一、第二和第三产业增加值分别占GDP的比重, W_i^l 为就业比重。具体计算公式如下:

$$RIS = 1 - \frac{1}{3} \sum_{i=1}^3 |W_i^y - W_i^l|$$
 (6)

$$OIS = W_1/(W_2 + W_3)$$
 (7)

$$TIS = (RIS + OIS)/2$$
 (8)

从粮食生产维度测度农业生产效率,具体以粮食总产量与总播种面积的比值取对数作为衡量指标。

4. 控制变量

本文选取如下控制变量:(1)经济发展水平:取对数的GDP。GDP反映区域整体经济活动的活跃程度,是影响产业融合和城乡差距变量的基础因素。(2)金融发展水平:年末金融机构各项贷款余额/GDP。金融发展水平高的区域,乡村企业更容易获得贷款扩大生产,进而提升第一产业效率,缩小城乡差距。(3)人口密度:总人口/行政区域面积。人口密度高的县域更容易形成产业集聚,且城乡人口流动更便捷。(4)人力资本水平:普通中学在校学生数/总人口。人力资本高的区域更容易使用电商平台,进而缩小城乡消费差距。(5)通信技术水平:取固定电话用户数的对数。数字经济时代通信技术水平成为连接城乡、促进要素流动的关键支撑。

(四)描述性统计

变量的描述性统计如表2所示。2011—2022年县域城乡融合发展的标准差为8.21,数值较小,说明县域间城乡融合水平的差异相对稳定,但仍存在一定分化。产业融合作为政策试点虚拟变量,标准差较大,反映试点县与非试点县的分布差异明显。县域控制变量的差异并非孤立存在,而是通过与机制变量的交互作用,共同塑造产业融合政策的实际效果。

表2 变量的描述性统计

变量类别	变量名称	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	县域城乡融合发展	16824	17.43	8.21	3.32	70.77
核心解释变量	产业融合	16824	0.03	0.18	0.00	1.00
控制变量	经济发展水平	16824	14.19	0.96	11.91	16.51
	金融发展水平	16824	0.01	0.01	0.00	0.12
	人口密度	16824	0.03	0.03	0.00	0.27
	人力资本水平	16824	0.05	0.04	0.01	1.83
	通信技术水平	16824	10.37	1.05	7.62	12.68
机制变量	人口流动	16824	-0.03	0.39	-9.85	29.70
	产业结构升级	16824	1.02	0.15	-1.69	2.47
	农业生产效率	11053	8.17	0.68	3.56	31.41

四、实证分析

(一)基准回归

本文的基准回归结果见表3,列(1)为未加入控制变量的结果,列(2)为加入控制变量的结果,产业融合的系数分别为0.699和0.646,且均在1%的水平上显著,说明无论是否加入控制变量,产业融合均能显著促进县域城乡融合发展,验证了假设H1。

同时,由表3的列(2)可知,经济发展水平、金融发展水平和人力资本水平的估计系数均显著为正,表明

三者的提升均可促进县域城乡融合发展。人口密度显著为负,表明人口过度密集会对城乡融合产生抑制作用,核心区“虹吸”会挤压农村发展空间,反映出资源拥挤效应,可以在人口稀疏县域通过生态补偿、产业转移吸引人口回流。通信技术水平的系数显著为负,反映出其对城乡融合的抑制作用。农村的老年农户一般缺乏数字能力,技术升级反而增加其参与融合的壁垒,且通信技术的普及存在城乡不均衡,技术进步可能会进一步加剧城乡信息不对称。

表3 基准回归结果

变量	(1) 县域城乡融合发展	(2) 县域城乡融合发展
产业融合	0.699*** (3.507)	0.646*** (3.332)
经济发展水平		2.582*** (16.326)
金融发展水平		18.534*** (8.263)
人口密度		-16.690*** (-3.175)
人力资本水平		3.526*** (5.170)
通信技术水平		-0.164*** (-2.990)
常数项	17.407*** (776.586)	-17.311*** (-7.393)
地区固定效应	是	是
时间固定效应	是	是
N	16824	16824
R ²	0.893	0.896

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

(二)稳健性检验

1. 平行趋势检验

平行趋势假定是保障因果识别有效性的关键前提。由图1可以看出,在国家农村产业融合发展示范园政策实施前2期到前5期之前,实验组和对照组满足共同趋势假设;政策实施后,政策效应呈现正向显著性。这表明,本文的基准回归模型满足多期双重差分法的关键假定,为后续政策净效应的准确识别提供

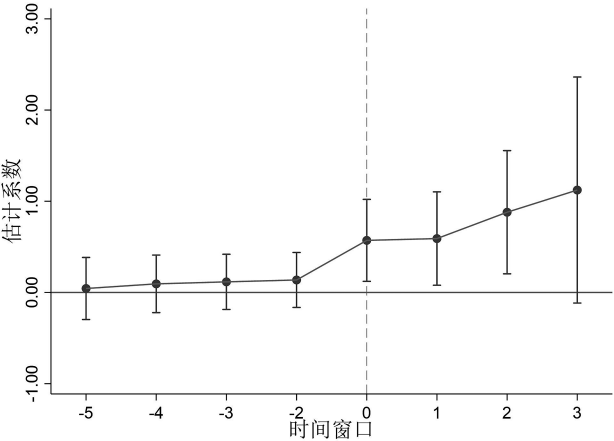


图1 平行趋势检验结果

了可靠依据。

从政策效应的动态演变看,在政策冲击后的第0—2期,产业融合对县域城乡融合发展的影响效应显著为正,且估计系数的值呈逐步扩大态势;进入政策冲击的第3期后,政策效应的统计显著性已不复存在。这说明,国家农村产业融合发展示范园政策在促进县域城乡融合发展方面的短期效应比长期效应更加突出。可能的原因是,政策激励的边际递减效应,在政策实施初期,国家通过资金投入和土地政策等手段,为示范园提供了强有力的支持。这些措施在短期内迅速激发了地方政府的积极性,促进了产业融合项目的快速落地,随着政策的持续实施,初始阶段的激励效应逐渐减弱。

2. 安慰剂检验

考虑到不可观测的其他遗漏因素对城乡融合发展产生影响,采用间接安慰剂检验方法进一步检验。为了排除这一可能,本文构建了伪实验组,并参照主回归模型重复500次回归以开展安慰剂检验。由图2可知,随机抽样得到的估计系数分布基本在零附近,核密度曲线近似正态分布散点,且无法涵盖真实值,说明安慰剂抽样方法合理。这表明,产业融合对县域城乡融合发展的正向效应是真实存在的,排除了随机性或模型设定误差的干扰。

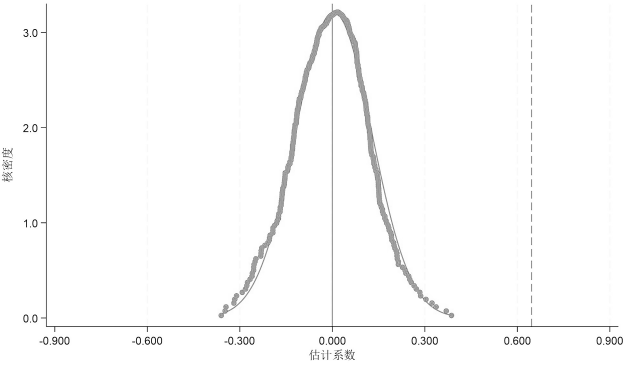


图2 安慰剂检验结果

3. PSM-DID

尽管多期双重差分法能够有效测度政策的平均处理效应,然而产业融合试点并非随机分配,由此产生的选择性偏差会引致内生性问题,导致该政策冲击无法构成严格意义上的准自然实验。为进一步提升基准回归结果的可靠性,本文引入倾向得分匹配(PSM)模型,以此缓解样本选择性偏差带来的估计偏误。本文采用卡尺宽度为0.05的1:4邻近匹配法,在满足共同支撑

假设的县域样本范围内筛选最优控制组。匹配完成后,依托多期双重差分模型对政策效应进行再检验。由表4列(1)可知,产业融合回归系数仍然为正,且在1%的水平上显著,由此可见,基准回归的研究结论具有可靠的稳健性。

4. 更改被解释变量的测量方式

将县域城乡融合发展的测度方法从城乡共生协调度模型更换为耦合协调度模型。基于耦合度和协调度的计算结果,评估县域城乡融合系统的协调发展程度(D)。传统耦合协调度模型本身存在效度问题,本文采用修正的耦合协调度模型,具体计算公式如下:

$$C = \sqrt{\left[1 - \sqrt{(U_2 - U_1)^2}\right] \times \frac{U_1}{U_2}} = \sqrt{[1 - (U_2 - U_1)] \times \frac{U_1}{U_2}} \quad (9)$$

$$T = \delta_1 U_1 + \delta_2 U_2, \delta_1 + \delta_2 = 1 \quad (10)$$

$$D = \sqrt{C \times T} \quad (11)$$

由表4列(2)可知,即便调整被解释变量的测量方式,产业融合的回归系数依旧呈现显著的正向效应,进一步支持了基准回归结果。

表4 PSM-DID和更改被解释变量的测量方式

变量	(1) PSM-DID	(2) 更改被解释变量的测量方式
产业融合	0.646*** (3.330)	0.583** (2.182)
控制变量	是	是
地区固定效应	是	是
时间固定效应	是	是
N	16785	16824
R ²	0.896	0.854

5. 排除同期其他政策干扰

产业融合政策净效应的评估需排除同期其他政策的干扰,通过对相关文献和文件的搜集整理发现,现代

农业产业园建设和国家城乡融合发展试验区政策会对县域城乡融合发展产生影响。因此,本文在基准回归模型中加入其他政策变量,以控制其他政策的干扰。

2017年,农业农村部与财政部联合启动国家现代农业产业园创建工作,相关部门累计批准创建288个产业园。其中,2017年41个,2018年21个,2019年45个,2020年31个,2021年50个,2022年50个。由表5列(1)可知,在控制现代农业产业园建设政策后,产业融合的估计系数虽然有所下降,但仍在1%的水平上显著。这表明,排除现代农业产业园建设政策的影响后,结论仍然成立。

2019年12月19日,国家发展和改革委员会等部门联合印发《国家城乡融合发展试验区改革方案》,公布了11个试验区名单。由表5列(2)可知,在控制国家城乡融合发展试验区政策后,系数仍在1%的水平上显著。这表明,在排除国家城乡融合发展试验区政策的影响后,产业融合的核心估计结果仍然显著,进一步验证了研究结论的可靠性。

由表5列(3)可知,在同时控制其他政策的情形下,产业融合的估计系数呈现下降趋势,但仍在5%的显著性水平上显著,表明产业融合对县域城乡融合发展的驱动效应存在一定程度被高估的情况。因此,本文所提出的基准结论依然保持稳健,未发生实质性改变。

6. 双重机器学习检验

双重机器学习方法相较于传统因果推断工具,优势在于变量选择与模型设定的灵活性,其借助机器学习技术处理变量非线性关系的能力,可有效降低经济系统中非线性关联带来的模型设定偏误。据此,本文采用双重机器学习方法重新验证产业融合与县域城乡融合发展的因果关系。参考相关文献^[27-28],先将样本

表5 排除同期其他政策干扰

变量	(1)	(2)	(3)
产业融合	0.519*** (2.688)	0.602*** (3.091)	0.475** (2.454)
现代农业产业园建设	是	否	是
国家城乡融合发展试验区	否	是	是
控制变量	是	是	是
地区固定效应	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
N	16824	16824	16824
R ²	0.897	0.897	0.897

分割比例设为1:4,选用随机森林算法,在控制地区、年份固定效应及控制变量各阶项后进行回归。表6列(1)—(3)显示产业融合的系数在1%的水平上显著为正;后续将样本分割比例调整为1:7,表6列(4)—(6)的系数仍在1%的水平上显著为正。这表明研究结论在双重机器学习方法的检验下依旧稳健。

(三)机制检验

1. 人口流动

由表7列(1)可知,产业融合的系数为0.036,并且在5%的水平上显著,表明国家产业融合发展示范园政策能够显著促进人口流动,直接验证了假设H2。原因可能在于,一方面,产业融合能够通过重构农村经济形态驱动人口流动。产业融合打破了传统农业的单一生产模式,推动农业与加工、物流、旅游等生产性服务业深度联动,不仅丰富了农村经济的产业业态

与就业场景,更有效降低了对单一农业的依赖度。这一过程提升了农村非农就业岗位的供给质量与收入水平,增强了农村经济抵御市场波动的韧性,进而直接推动人口流动规模扩大与流动效率提升。另一方面,国家产业融合发展示范园政策为人口流动提供了重要赋能与保障。这一政策既激发了地方政府与企业参与产业融合的积极性,也直接完善了人口流动的支撑体系,使产业融合创造的就业机会能够有效转化为实际的人口流动规模。人口流动作为城乡要素双向流动的核心枢纽,其规模的有序扩大与流动效率的显著提升,不仅实现了劳动力资源在城乡间的精准匹配与优化配置,更通过人力资本跨区域集聚与积累、先进技术与管理经验的城乡双向扩散传导路径,为县域城乡融合发展注入了兼具稳定性、创新性与可持续性的核心动能。

表6 双重机器学习检验结果

变量	随机森林算法			改变样本分割比例		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
产业融合	2.794*** (5.986)	2.716*** (5.817)	2.862*** (6.029)	2.624*** (6.337)	2.668*** (6.324)	2.585*** (6.272)
控制变量集合一次项	是	是	是	是	是	是
控制变量集合二次项	否	是	是	否	是	是
控制变量集合三次项	否	否	是	否	否	是
地区固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
N	16824	16824	16824	16824	16824	16824

表7 机制检验结果

变量	(1) 人口流动	(2) 产业结构升级	(3) 农业生产效率
产业融合	0.036** (2.028)	0.010*** (2.874)	0.092** (1.961)
控制变量	是	是	是
地区固定效应	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
N	16824	16824	11053
R ²	0.203	0.827	0.775

2. 产业结构升级

由表7列(2)可知,产业融合的估计系数为0.010,且在1%的水平上显著,表明产业融合对产业结构升级具有显著的正向影响,验证了假设H3。可能的原因在于,产业融合推动了产品与服务的多样化,形成了新

的市场需求,使原本单一的产业结构向更高层次、多元化的方向发展。产业融合以产业结构优化升级为抓手,推动城乡要素流动,最终加快城乡产业的融合进程。产业融合促使城市与乡村在资源配置上的高效整合,这种资源的互补与流动,不仅提高了各自的生产效率,也推动了整个区域内的产业结构优化。通过加强不同产业间的协作,城市的先进生产要素流向农村,助力传统农业突破发展瓶颈、实现提质升级;农村资源与劳动力等优势则为城市发展注入新动能,由此形成城乡要素互补互促的良性循环,推动城乡融合发展向纵深迈进。

3. 农业生产效率

由表7列(3)可知,产业融合的估计系数为0.092,且在5%的水平上显著,表明产业融合对农业生产效率具有促进作用,验证了假设H4。产业融合以县域为

基本空间单元,通过构建以县城为枢纽、小城镇为节点的县域经济体系,为农业生产效率提升提供系统性支撑,进而推动城乡融合发展迈向一体化新格局。具体而言,通过产业融合,城市先进的技术、管理经验和品牌营销策略向农村地区有效扩散,这种跨区域知识溢出效应不仅直接赋能农业生产效率跃迁,而且加速了农村社会的现代化进程,为城乡融合筑牢经济与管理基础。随着城乡一体化交通网络和数字通信系统等硬件基础的持续提质升级,县域内要素的流动效率大幅提升,进而促进城乡居民的频繁互动和交流。城市居民依托乡村旅游沉浸式体验乡土文化,农村居民通过非农就业广泛接触城市文明。这种深度的文化交流有助于消除城乡居民之间的隔阂和偏见,助力形成地域共同体意识与协同发展共识,最终从经济、社会、文化多个维度,实现城乡融合发展。

(四)异质性分析

1. 经济发展水平

产业融合对县域城乡融合发展具有普遍的正向影响,但其作用强度、传导路径和具体表现会因地区经济发展水平的差异而呈现显著的异质性特征。农村产业融合试点政策能够显著提高县域经济发展水平,但是相较于高经济水平地区,试点政策对低经济水平地区的影响更为显著^[29]。本文按照人均GDP的中位数将样本划分为高经济水平县域和低经济水平县域。由表8列(1)—(2)可知,在高经济水平县域,产业融合对县域城乡融合发展有正向影响,但影响较小且仅在5%的水平上显著;在低经济水平县域,产业融合对县域城乡融合发展的影响较大且更显著。这种差异的形成机制在于,低经济水平县域往往处于工业化和城镇化的初期或中期阶段,此时产业融合能够直接创造大量就业机会,有效吸纳农村剩余劳动力,快速提高农民收入,打通城乡要素流动的“最后一公里”。这种“从0到1”的突破,效果立竿见影,因此影响更显著。相比之下,在高经济水平县域,市场机制已在资源配置中起主导作用,产业融合政策更多发挥引导和辅助功能,旨在优化营商环境、鼓励创新。

可见,在低经济水平县域,产业融合是解决城乡融合发展“有无问题”的关键抓手,能有效破解城乡二元经济结构的核心矛盾,因此作用力强、效果显著。而在高经济水平县域,产业融合更多是解决“好坏问题”,是在已有较高融合基础上的优化提升,其作用虽然是正向的,但面临更复杂的结构性问题和边际效应递减的

规律,影响相对较小。因此,在制定和评估产业融合政策时,必须充分考虑地区的经济发展水平异质性,采取差异化的策略,才能使其发挥最大效能。

2. 返乡创业

国家发展和改革委员会自2015年起,协同多部门分三批在全国341个县(市、区)启动农民工等人员返乡创业试点工作。返乡创业试点政策通过促进县域产业结构合理化与高级化、带动农民增收以及显著缩小城乡收入差距,能够有效推动城乡融合发展^[30]。因此,产业融合对县域城乡融合发展的影响可能会因县域是否是返乡创业试点地区而产生差异。为验证这一假设,本文将样本划分为返乡创业试点县和非返乡创业试点县两组进行对比分析。由表8列(3)—(4)可知,在返乡创业试点县,产业融合对县域城乡融合发展的影响不显著,但是产业融合对县域城乡融合发展的影响在非返乡创业试点县有正向影响,且在1%的水平上显著。这一差异的形成机制可以从政策协同效应与边际贡献的角度进行解释。在非返乡创业试点县,由于缺乏专门吸引人才回流的政策支持,城乡人口流动面临严重壁垒。在此背景下,产业融合政策作为少数能够直接激活乡村产业、促进城乡联动的政策工具,其边际效应尤为显著。相比之下,返乡创业试点县已具备专门的人才回流政策体系,当这类强效政策占据主导地位时,广义的产业融合政策所能提供的额外边际贡献自然有限。这种政策效果的“稀释效应”使产业融合政策在统计上的显著性降低,但其内在价值仍通过既有政策体系得以实现。

综上所述,在非返乡创业试点县,产业融合政策承担着破除城乡要素流动阻滞、激活城乡联动发展的核心支柱功能,是推动城乡融合的关键政策工具;而在返乡创业试点县,得益于更为完善的制度环境与政策支持体系,产业融合更多表现为补充性配套政策,与既有制度红利形成协同而非发挥主导作用。

3. 乡村振兴重点帮扶

2021年8月27日,中央农村工作领导小组办公室会同国家乡村振兴局联合印发通知,正式对外公布160个国家乡村振兴重点帮扶县的名录。该政策构成县域层面乡村振兴与城乡融合发展的重要政策情境变量。基于此,本文在参考米晶等(2025)^[31]研究的基础上,将样本划分为乡村振兴重点帮扶县和非乡村振兴重点帮扶县,以系统评估产业融合政策在不同政策环境下的实施效果差异。由表8列(5)—(6)可知,产业融合对县域城乡融合发展的影响在乡村振兴重点帮扶

县不显著,但是在非乡村振兴重点帮扶县有正向影响,并且在1%的水平上显著。这种差异的形成可归因于区域基础条件的系统性差异。乡村振兴重点帮扶县由于缺乏资金、技术和管理经验等资源,在吸引外部资源方面面临较大困难。这些资源往往流向发展前景更好、基础条件更优越的地区,导致重点帮扶县在产业融合过程中难以获得足够的支持,产业发展受限,无法形成有效的产业集群和产业链,进而制约了城乡融合发展

的进程。这种资源禀赋的差异,使产业融合政策在乡村振兴重点帮扶县的影响难以充分显现。相较于乡村振兴重点帮扶县,非乡村振兴重点帮扶县通常具备更完善的交通基础设施、更优质的人力资本储备和更成熟的市场环境。这些相对优越的发展要素禀赋,有效规避了乡村振兴重点帮扶县普遍存在的“发展硬约束”,从而为产业融合政策的有效实施提供了必要的制度环境和物质基础。

表8 异质性检验结果

变量	(1) 高经济水平 县域	(2) 低经济水平 县域	(3) 返乡创业 试点县	(4) 非返乡创业 试点县	(5) 乡村振兴 重点帮扶县	(6) 非乡村振兴 重点帮扶县
产业融合	0.514** (2.415)	0.639*** (3.383)	0.450 (0.930)	0.576*** (2.796)	0.349 (1.370)	0.900*** (4.141)
控制变量	是	是	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
N	8412	8412	2028	14796	1320	15504
R ²	0.548	0.656	0.878	0.902	0.876	0.895
Chow(p 值)	0.000		0.000		0.000	

五、结论与建议

(一)研究结论

本文从县域产业融合的角度出发,借助国家农村产业融合发展示范园试点政策实施这一准自然实验带来的外生冲击,采用2011—2022年1402个县域的面板数据,通过构建多期双重差分模型,实证分析了产业融合对县域城乡融合发展的影响效应、作用机制及异质性特征。主要结论如下:(1)产业融合显著促进了县域城乡融合发展。产业融合通过促进县域创业活动、推动城乡要素平等交换和双向流动,以及推广先进、典型经验与方案,显著推动了城乡融合进程,成为实现中国式现代化的重要路径。(2)产业融合主要通过提升人口流动、推动产业结构升级与提高农业生产效率三条路径来促进县域城乡融合发展。(3)异质性分析发现,在高经济水平和低经济水平县域,产业融合对县域城乡融合发展均有显著的促进作用,这一作用效果在低经济水平县域更大。在返乡创业试点县,产业融合对县域城乡融合发展的影响不显著,但是产业融合对县域城乡融合发展的影响在非返乡创业试点县有显著的正向影响。产业融合对县域城乡融合发展的影响在乡村振兴重点帮扶县不显著,但是在非乡村振兴重点帮扶县有显著的正向影响。

(二)政策建议

根据上述结论,为更好地推动县域城乡融合发展,本文提出如下政策建议:

第一,完善人才培育机制。随着智慧农业的蓬勃兴起与数字乡村建设的全面推进,农业领域正经历着前所未有的深刻变革。传统农民向农业技术员、无人机操作手等新型职业的转型已成为不可阻挡的时代潮流,实施“新农人”培育计划是完善人才培育机制的关键举措。需要完善分层分类培训机制,针对不同年龄、文化程度和技能水平的农民,定制差异化的培训课程,确保新型职业农民培育精准有效。对于年轻、文化程度较高的农民,可以引导他们向农业技术员、农业经理人等高端职业转型,提供先进的农业技术、管理知识和市场营销等方面的培训;对于年龄较大、文化程度较低的农民,可以从基础的技能培训入手,如无人机操作、智能设备使用等,帮助他们逐步适应现代农业发展的需求。这一转型不仅关乎农业现代化进程的加速,更对提升农业劳动力就业水平、打破城乡人口壁垒、促进县域城乡融合发展具有重要意义。

第二,推进城乡基本公共服务均等化。在推进城乡基本公共服务均等化过程中,服务共享机制有效整合了相对优越的发展要素禀赋,成功规避了乡村振兴

重点帮扶县常见的“发展硬约束”,为产业融合提供了必要的制度保障和物质基础。此外,当前通信技术的城乡普及不均衡导致技术进步反而会加剧城乡信息不对称,对城乡融合发展产生了潜在的抑制作用。因此,可以推进5G基站和物联网设备在农村地区的部署,通过5G网络实时监测农田环境参数,并依托AI算法实现水肥配比的精准调控,推动农业生产从传统的经验驱动向现代化的数据驱动转型升级,从而有效促进城乡融合发展。

第三,提升政策实施精准性。低经济水平县域普遍面临产业基础薄弱、要素资源匮乏、市场活力不足等问题,同时具有生态资源丰富、劳动力成本低、政策敏感度高等优势。因此,在低经济水平县域,通过精准施策,激活县域内生动力、打破城乡二元结构,可最大限度释放产业融合政策的边际效应,为城乡融合发展提供持续动力。此外,在评估产业融合政策成效时,应考虑地区是否为返乡创业试点县,从而更科学地判断政策的真实效果,为下一步的政策优化提供科学依据。◆

参考文献:

- [1]徐杰舜.城乡融合:新农村建设的理论基石[J].中国农业大学学报(社会科学版),2008(1):61-67.
- [2]郭冬梅,陈斌开,吴楠.城乡融合的收入和福利效应研究:基于要素配置的视角[J].管理世界,2023,39(11):22-46.
- [3]高培勇,隆国强,刘尚希,等.扎实推动高质量发展,加快中国式现代化建设:学习贯彻中央经济工作会议精神笔谈[J].经济研究,2024,59(1):4-35.
- [4]冯晓龙,周晓时,司伟.统筹城乡融合发展的重点任务、现实挑战与推进路径:《中国农村经济》《中国农村观察》第八届“三农论坛”会议综述[J].中国农村经济,2025(1):175-183.
- [5]金成武.中国城乡融合发展与理论融合:兼谈当代发展经济学理论的批判借鉴[J].经济研究,2019,54(8):183-197.
- [6]陈培帅,谢可琴.农村电商与农村家庭收入包容性增长[J].经济评论,2024(5):92-107.
- [7]姜长云.科学理解推进乡村振兴的重大战略导向[J].管理世界,2018,34(4):17-24.
- [8]卢京宇,郭俊华.三产融合对农民收入的影响:来自国家农村产业融合试点政策的经验证据[J].华东经济管理,2025,39(2):69-79.
- [9]Zhang Z, Sun C, Wang J. How Can the Digital Economy Promote the Integration of Rural Industries—Taking China as an Example[J].AGRICULTURE—BASEL,2023,13(10):21.
- [10]Qi Z, Wu Z, You Y, et al. Can Rural Industrial Convergence Alleviate Urban—Rural Income Inequality? : Empirical Evidence from China[J].LAND,2025,14(1):30.
- [11]余燕团,常丁祎,黄旭辉.农村融合发展的产业结构效应:来自国家农村产业融合发展示范园的经验证据[J].农业经济问题,2025(8):92-112.
- [12]应苏辰,金晓斌,张苏枢,等.“土地—产业”双转型下国土综合整治助力城乡融合发展的机制与模式[J].经济地理,2025,45(2):25-35.
- [13]涂圣伟.城乡融合背景下我国县域富民产业发展动力机制与培育路径[J].南京农业大学学报(社会科学版),2024,24(6):49-61.
- [14]周锦,曹洋,李瀚.数字时代文化旅游产业赋能城乡融合发展的机制与路径[J].农村经济,2025(2):57-65.
- [15]廖寿明.打造国家农村产业融合发展“武义”样板[J].浙江经济,2019(4):52-53.
- [16]涂圣伟.城乡融合发展的战略导向与实现路径[J].宏观经济研究,2020(4):103-116.
- [17]赵毅,刘春和,刘勇,等.三产融合背景下碧波高效农业示范园规划设计[J].中国农业资源与区划,2020,41(1):82-91.
- [18]林聚任,张璐.流动社会学视角下县域人口要素流动与城乡融合发展[J].济南大学学报(社会科学版),2025,35(5):72-82.
- [19]苏会,曹冉,刘华,等.农业转型时期劳动力农内配置的内在逻辑与社会效应:基于中西部传统农村的实践[J].农业经济问题,2025(1):107-118.
- [20]潘珊,李剑培,顾乃华.人工智能、产业融合与产业结构转型升级[J].中国工业经济,2025(2):23-41.
- [21]杨兴龙,杨慧连,倪峰,等.绿色金融赋能城乡融合发展:产业结构升级驱动与财政分权调节[J].财会月刊,2025,46(13):107-115.
- [22]张亚洲,刘艳,石晓平.农村产业融合对农业绿色生产效率的影响:基于江苏省的微观证据[J].华中农业大学学报(社会科学版),2025(5):50-62.
- [23]李柯言,陈海鹏,沈倩岭.成渝地区双城经济圈科技创新、农业生产效率与城乡收入差距:基于面板数据中介效应模型的检验[J].金融发展研究,2023(2):61-66.
- [24]卫嫚,黄泰.县域城乡融合发展对乡村旅游地实现共同富裕的影响机制:以长三角地区60个典型县为例[J].自然资源学报,2024,39(7):1591-1612.
- [25]崔树强,周国华,吴国华,等.空间交互视角下长株潭城市群地区城乡融合度评价及其驱动机制[J].地理研究,2023,42(4):1029-1049.
- [26]彭继权,赵子豪.农村电子商务会促进县域城乡融合发展吗?[J].中国农业大学学报,2025,30(7):321-332.
- [27]蔡运坤,周京奎,袁旺平.数据要素共享与城市创业活力:来自公共数据开放的经验证据[J].数量经济技术经济研究,2024,41(8):5-25.
- [28]杜明军.绿色金融对环境治理的政策效应及异质性识别[J].统计理论与实践,2023(4):10-20.
- [29]许伟.农村产业融合与县域经济增长:基于农村产业融合

发展试点政策的经验证据[J].世界农业,2023(7):98-111.

[30]徐帆,张乐柱.农民工返乡创业何以赋能农村产业融合:基于返乡创业试点政策的考察[J].中国农业资源与区划,2025,46(9):201-214.

[31]米晶,张莉琴,林万龙.县域帮扶政策实施是否缩小了县域间经济差距:基于自我发展能力的视角[J].中国农村经济,2025(7):165-185.

Why does industrial integration drive county urban-rural integration development? Evidence from the National Rural Industrial Integration Development Demonstration Parks

Cai Qihua, Zhu Yinfeng, Wang Leiling

Abstract: The county urban-rural integration development serves as a crucial pathway for advancing agricultural and rural modernization. Meanwhile, industrial integration not only represents a new trend in modern industrial development but also acts as the core driving force for promoting such integration. Based on the pilot policy for national rural industrial integration development demonstration parks, this paper employs panel data from 1402 counties across the country from 2011 to 2022 and empirically investigates the effect, and the underlying mechanisms of industrial integration on the county urban-rural integration development by constructing a multiperiod difference-in-differences model. The results indicate that industrial integration significantly promotes county urban-rural integration development, and this finding remains robust after undergoing a series of robustness tests. Industrial integration primarily promotes county urban-rural integration development through three pathways: expanding the scale of population mobility, industrial structure upgrading, and agricultural production efficiency. Heterogeneity analysis reveals that industrial integration exerts a more pronounced promoting effect on such integration in counties with low economic levels, non-returnee entrepreneurship-intensive pilot counties, and non-key assisted counties for rural revitalization. Based on these findings, this paper proposes relevant policy recommendations from the perspectives of improving talent cultivation mechanisms, advancing the equalization of urban and rural public services, and enhancing the precision of policy implementation.

Key words: Urban-Rural Integration Development; Industrial Integration; Population Mobility; Industrial Structure Upgrading; Agricultural Production Efficiency

(责任编辑:杨扬)

数智化赋能高耗能企业绿色低碳转型的效应研究

何启志^{1,2}, 刘燕虎¹

(1. 浙江工商大学 统计与数据科学学院, 浙江 杭州 310018; 2. 无锡太湖学院 商学院, 江苏 无锡 214064)

摘要: 数智化是高耗能企业绿色低碳转型的重要驱动力, 在分析数智化赋能企业绿色低碳转型的机理的基础上, 基于江苏省高耗能企业的数据, 评估数智化对高耗能企业绿色低碳转型的影响效应, 并进一步探究高耗能企业绿色低碳转型水平的动态特征。实证结果表明: 数智化有助于推动高耗能企业的绿色低碳转型, 并且对企业绿色低碳转型的作用呈现出区域异质性和财务状况异质性特征; 数智化能够通过提升人工智能水平和企业领导力水平赋能企业绿色低碳转型; 高耗能企业绿色低碳转型水平难以在短期内实现等级跃迁, 且与邻近区域的高耗能企业绿色低碳转型水平之间存在空间关联效应。

关键词: 数智化; 高耗能企业; 绿色低碳转型; 效应评估

中图分类号: F272.3; X322

文献标识码: A

文章编号: 2096-8647(2026)04-0025-11

DOI: 10.13999/j.cnki.tjllys.2026.04.003

一、引言

全球气候变化严重威胁人类社会的可持续发展, 碳减排已成为全球治理的核心议程。党的二十届四中全会提出: “牢固树立和践行绿水青山就是金山银山的理念, 以碳达峰碳中和为牵引, 协同推进降碳、减污、扩绿、增长, 筑牢生态安全屏障, 增强绿色发展动能。” 2024年国际能源署的数据显示, 工业领域碳排放占全球总量的37%, 其中钢铁、水泥等高耗能行业贡献率超过60%。作为工业生产体系中的主体排放单元和环境污染的主要来源, 高耗能企业的绿色低碳转型对经济可持续增长与生态保护的动态平衡发展具有重要意义。高耗能企业在面临环境规制强化带来的外部约束与资源利用效率提升的内生需求的双重压力下, 迫切需要进行转型(Harts 和 Dowell, 2011)^[1]。中国作为全球最大制造业经济体, 高耗能产业面临“双碳”目标与高质量发展的双重约束(陈诗一等, 2021)^[2], 其转型成效直接影响全国碳达峰进程(陈晨等, 2022)^[3]。

数智化是数字化与智能化有机结合的产物。在数字经济蓬勃发展的趋势下, 数字技术重构了高耗能企

业绿色低碳转型的技术路径与价值创造模式, 成为突破资源环境约束的核心动能。智能化运用数字技术能够帮助企业挖掘数据信息, 激发要素活力, 推动企业技术水平和管理方式的革新, 减少资源浪费, 并提升企业价值创造能力, 助推其绿色低碳转型。因此, 厘清数智化赋能高耗能企业绿色低碳转型的机制与效用, 具有重要的理论价值与实践意义。

近年来, 部分学者实证分析了数智化对绿色低碳转型的影响。数智化可以通过转变管理思维和管理方式, 提升企业绿色低碳转型的治理效能(常杰中和曾刚, 2024)^[4]。陈剑和刘运辉(2021)^[5]从空间、时间和系统视角提出数智化赋能运营管理方式变革的分析框架, 发现数智化可以推动供应链生态深刻变革进而助推企业转型发展。李蕾等(2024)^[6]实证检验了绿色创新可以在数智化助推企业绿色转型的过程中发挥中介作用。数智化还能够从技术创新、价值创造和多元治理三重逻辑驱动企业实现“双碳”目标(刘启雷等, 2023)^[7]。此外, 现有文献普遍认为高耗能企业的绿色低碳转型, 已经成为推动产业升级和可持续发展的必

基金项目: 江苏省社会科学基金项目“数智驱动江苏高耗能企业绿色低碳转型研究”(24GLB013)。

作者简介: 何启志, 男, 博士, 教授, 博士生导师, 研究方向为数据分析; 刘燕虎, 男, 硕士研究生, 研究方向为社会经济统计。

要路径(李凌飞等,2025;陈晨,2025)^[8-9]。但目前少有学者从省域视角分析数智化对企业绿色低碳转型的影响,且现有研究多以全部上市公司为研究对象,鲜有针对高耗能企业的研究。

因此,本文基于江苏省高耗能企业的数据,实证检验数智化对企业绿色低碳转型的赋能效应。之所以选择江苏省,主要考虑以下两个方面原因:一方面,江苏省作为全国工业大省,高耗能企业集群特征显著;另一方面,近年来江苏省数字化基础设施不断完善,数字经济的规模越来越大,借助数智化驱动突破高耗能企业的绿色低碳转型瓶颈具有重要的应用背景和现实意义。基于此,本文首先测度了江苏省高耗能企业的绿色低碳转型绩效,并采用文本分析法测度了高耗能企业的数智化水平。其次,分析了数智化赋能企业绿色低碳转型的机理并提出研究假设。再次,基于2014—2023年江苏省98家高耗能制造业上市公司数据评估数智化对高耗能企业绿色低碳转型的影响效应。最后,进一步探究江苏省高耗能企业绿色低碳转型的动态演进趋势。本文可能的边际贡献如下:第一,从企业层面建立绿色低碳转型水平测度体系,为高耗能企业的低碳转型测度提供新的研究视角;第二,探讨数智化对高耗能企业绿色低碳转型的影响效应与作用机制,拓展了上市公司绿色低碳转型领域的研究,并为助推高耗能企业绿色低碳转型提供了针对性的对策建议。

二、核心变量的内涵与测度

(一)数智化的内涵与测度

数字化的实质是通过数据或者数字的方式来储存核心信息,从而通过建立数字化的模型来实现在线化的内容。而数智化则是在此基础之上,运用如大数据、云计算、人工智能等新兴智能技术,帮助提升数据的质量,助力企业进行智能化的精准决策,提升企业效率并优化现有产品链和管理价值链(许志勇和管威,2024)^[10]。

本文采用文本分析法对企业的数智化水平进行测度。基于数智化的内涵,从智能化和数字化两个层面进行考量。首先,收集整理2014—2023年江苏省高耗能企业的企业年报,提取其中文本内容用于后续词频统计。其次,在现有文献基础之上构建数智化的特征词,数字化词频包含如数字设施、数字工厂、数字技术

创新、数字管理等;智能化词频包含网络数据中心、数据信息技术、数据工程技术、数据人工智能等关键词,共计221个。最后,基于所提取的文本,根据特征词进行词频统计,并考虑到统计后的词频存在右偏分布,对其值进行加1并对数化处理。

(二)高耗能企业绿色低碳转型的内涵与测度

本文参照《国家发展改革委等部门关于严格能效约束推动重点领域节能降碳的若干意见》^①和《江苏省高耗能行业重点领域节能降碳技术改造总体实施方案》^②选取7个行业作为高耗能行业,具体行业分类及对应代码见表1。

表1 高耗能行业分类及代码

代码	行业名称	代码	行业名称
C25	石油、煤炭及其他燃料加工业	C26	化学原料和化学制品制造业
C28	化学纤维制造业	C29	橡胶和塑料制品业
C30	非金属矿物制品业	C31	黑色金属冶炼和压延加工业
C32	有色金属冶炼和压延加工业		

企业的绿色低碳转型满足了可持续发展要求,能够为企业提供更加良好的环境绩效,创造稳步增长的发展绩效并刺激更加积极的绿色创新绩效。企业的绿色低碳转型符合人与自然和谐共生的理念,能够降低企业对环境危害和对自然资源的汲取,但这并不会阻碍企业实际效益的增长,反而会借助数字技术的应用,高效整合内部资源帮助企业攻克资源壁垒,精准优化资源配置,从而实现经济效益的提升。企业的绿色低碳转型是刺激企业进行绿色技术创新的良机,企业可以借助绿色技术创新把握未来市场绿色发展的关键。但绿色技术创新需要大量经费和人员的长期投入,这对企业资金管理形成了挑战,企业能否通过正确引领绿色技术创新,从而正向反哺企业成为未来发展的关键所在。

本文借鉴李金昌等(2023)^[11]、吴鸣然(2024)^[12]的做法,从环境绩效、发展绩效和绿色创新绩效层面对江苏省高耗能企业的绿色低碳转型水平进行考量。企业

①《国家发展改革委等部门关于严格能效约束推动重点领域节能降碳的若干意见》(发改产业[2021]1464号)中提出:到2025年,通过实施节能降碳行动,钢铁、电解铝、水泥、平板玻璃、炼油、乙烯、合成氨、电石等重点行业 and 数据中心达到标杆水平的产能比例超过30%。

②《江苏省高耗能行业重点领域节能降碳技术改造总体实施方案》(苏发改工业发[2022]416号)中将全省石油、煤炭及其他燃料加工业,化学原料和化学制品制造业,非金属矿物制品业,黑色金属冶炼和压延加工业,有色金属冶炼和压延加工业列为高耗能行业重点领域企业。

环境绩效层面,借鉴高厚宾和王蔷瑞(2023)^[13]的研究,采用彭博环境责任评分(ESG)来衡量企业的环境绩效。企业的绿色创新绩效以绿色专利申请量(GPA)和企业年报中数字化转型词频量(DTF)为指标来衡量,其中数字化转型词频与上文数字驱动因素类似,均是从企业年报中筛选特征词,筛选的特征词包括人工智能、大数据、云计算、区块链和数字技术应用的相关特征词。同时考虑到绿色专利申请量与数字化转型词频量存在右偏分布问题,参考有关做法对其进行加1并取对数处理(张建华和王霞,2024)^[14]。企业的发展绩效则利用企业的营业收入、营业利润、公司规模、资产报酬率、总资产增长率等5个指标来衡量。评价指标体系见表2。

表2 高耗能企业绿色低碳转型水平评价指标体系

一级指标	二级指标	三级指标
高耗能企业绿色低碳转型水平	环境绩效	彭博ESG
	绿色创新绩效	绿色专利申请量 数字化转型词频
	发展绩效	营业收入 营业利润 公司规模 资产报酬率 总资产增长率

三、理论分析与研究假设

(一)直接影响机理

基于“波特假说”,资源环境约束在提升企业生产成本的同时,亦会激励企业增加环境友好型技术研发投入,从而抵消乃至超越其产生的经济利润损失,最终实现经济发展与资源环境保护的“双赢”。高耗能企业受限于“双碳”目标的要求,促使其不得不顺应政策要求,提高能源使用效率,降低碳排放水平,推动企业绿色低碳转型。

基于资源基础理论,企业在推进数字化战略过程中积累的数字资产禀赋,能够为其绿色创新提供必要的数字基础设施与平台支持。这些数字基础设施为推动企业增加绿色技术创新机会、提升绿色环保意识、借助绿色技术提升能源使用效率提供了良机。

因此,在“双碳”背景下,属于传统企业的高耗能企业,为践行绿色发展理念和高质量发展要求,亟须进行绿色低碳转型。而数智化能够推动高耗能企业的数字化发展,发挥数据的“乘数效应”,加速数据与其他生产要素的融合及其在社会生产过程中的渗透,带动产业

链实现数字化、智能化、协调化、绿色化、共享化和开放化的转变,进而带动企业的转型升级。同时,企业数智化转型过程中所带来的关键生产要素,如数据资源、智能检测等,也加强了同其他生产要素间的相互配合(蔺鹏和孟娜娜,2023)^[15],其所引发的技术变革催生出数智化绿色生产平台(刘朝,2023)^[16],加速了企业的绿色低碳转型。基于上述分析,提出如下假设:

H1:数智化水平提升能够有效助力高耗能企业绿色低碳转型。

(二)间接影响机理

1.基于人工智能的路径分析

有研究表明,人工智能可以显著推进经济低碳转型,且对东部地区的促进效果更加显著(张雪,2025)^[17]。人工智能作为形成新质生产力、推进企业进行产业变革和技术创新的核心所在,能够从内部提升企业创新水平和企业管理效率,帮助企业突破技术创新瓶颈,建设现代化产业体系,助推企业绿色低碳转型(孙早和曹源圆,2025)^[18]。在高耗能企业转型升级过程中,人工智能技术能够通过建设现代化产业体系提升企业管理效率,同时通过加快研发创新速度提升企业创新水平。具体而言,人工智能主要通过双重路径推动现代产业体系建设:一是组织协同效率的提升。借助人工智能技术智能化、自动化等优势(郑坤和彭甲超,2025)^[19],企业能够有效降低运营协调成本,重构业务流程并在供应链管理领域,通过构建智能分析模型预测工艺参数与产品质量的关联性,可获取最优参数组合,实现全流程质量管控。二是生产响应能力的强化。依托远程控制系统与实时数据交互平台,企业能够动态调整生产策略,快速应对市场需求波动。此外,人工智能技术能够借助可自我迭代的深度学习技术,通过集中整合集体智慧以实现知识创造过程的优化(谢卫红等,2025)^[20],并通过研发流程并行化以缩短创新周期(陶锋等,2023)^[21]。

在企业数智化进程中,企业数字基础设施的不断完善和大数据、云计算等智能技术的应用,为人工智能技术融入高耗能企业打下了基础。在现代化产业体系和技术蓬勃发展的背景下,人工智能技术的应用可以帮助企业提升组织协同效率和强化生产响应能力,推动高耗能企业建设现代化产业体系,并帮助企业提升研发创新速度,降低企业对物质生产资料的依赖,帮助企业形成独特的禀赋优势从而站稳市场并获取利润。因此,随着现代化产业体系的建设和生产工艺的改进,

高耗能企业在生产流程中的资源浪费和环境污染情况得到缓解,企业在实现效益提升的同时也向着绿色低碳环保的方向发展。基于上述分析,提出如下假设:

H2:数智化水平的提升能够助推人工智能发展,进而赋能高耗能企业绿色低碳转型。

2. 基于企业领导力水平的路径分析

数智时代为企业提供了提质增效的契机,数智技术的涌现颠覆并优化了企业组织内部的价值生产途径、信息交互方式以及战略制定逻辑,组织管理展露出数智驱动、敏捷柔性、信息共享的新特点(李馨等,2023)^[22]。因此数智化转型不同于其他技术变革,领导力变革在数智化发展中起到至关重要的作用(李育辉和吴晓宇,2025)^[23]。在企业数智化转型中,企业领导者如何促进数字技术与商业运营协同发展、协调技术创新与治理体系同步提升、统筹企业价值与社会责任良性互动,从而在智能化转型中持续释放创新动能,已成为现代企业领导力内在重构的迫切诉求(赵曙明和陈嘉茜,2023)^[24]。

长期来看,引导企业走向更加符合社会责任和道德标准的绿色方向,才能使企业把握未来竞争优势和市场先机,并逐渐降低企业对自然资源的依赖。但企业的绿色低碳转型具有周期长、投入大、风险高的特性,特别是转型更为复杂、体量更大的高耗能企业在绿色低碳转型时面临更大的挑战,这要求企业决策魄力更坚定、领导力水平更高。高水平的企业领导力能从思想上确立绿色发展道路,确立通过数智化发展实现绿色低碳转型的总路径,借助新兴智能技术不断优化产品的生产流程,减少对自然资源的依赖,有效促进节能减排,进而推进绿色低碳转型进程(王辰等,2025)^[25],并形成独特的竞争优势,进而获得更多利润,降低智能技术应用和绿色技术创新的边际成本,提升投资回报率,将企业带入良性的循环发展中。因此,智能化因素能够助推企业提升企业领导力,强化绿色发展认知,注重智能发展策略,推动高耗能企业绿色低碳转型发展。基于上述分析,提出如下假设:

H3:数智化水平的提升能够助推企业领导力水平提升,进而赋能高耗能企业绿色低碳转型。

四、研究设计

(一) 变量选取与数据来源

被解释变量绿色低碳转型水平(GT),是基于高耗能企业绿色低碳转型水平评价指标体系,采用熵权TOPSIS法测度得到。

核心解释变量数智化水平(DI),是从数字化和智能化两个层面出发,通过文本分析法对企业年报进行考量的结果。

关于控制变量的选择,借鉴已有研究(李金昌等,2023;吴鸣然,2024)^[11-12],选取变量方式如下:总负债(TL),用资产负债总额衡量;营业收入增长率($ORGR$),用本期营收增长量与上期营收之比来衡量;综合收益总额(TCL),用净利润与其他综合收益之和衡量;股权现金流($FCFE$),用实体现金流与债务现金流之差衡量;存货占比(INV),用存货占总资产的比重衡量。

本文以2014—2023年在A股上市的江苏省高耗能企业为研究样本,原始数据源于企业年报和官网、国泰安数据库以及各类统计年鉴等。本文最终样本包含了98家上市公司共504个观测数据。变量的描述性统计结果见表3。

(二) 模型构建

1. 直接影响效应模型

为研究数智化对高耗能企业绿色低碳转型的影响效果,本文设定基准模型如下:

$$GT_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 DI_{it} + \alpha_2 Controls_{it} + Ind_i + Year_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, GT_{it} 表示绿色低碳转型水平, DI_{it} 表示数智化水平, $Controls_{it}$ 为控制变量集合, ε_{it} 为随机扰动项, $\alpha_0, \alpha_1, \alpha_2$ 为系数。本文将控制个体固定效应(Ind_i)和时间固定效应($Year_t$)。

2. 间接影响效应模型

依据上文的影响机理分析,数智化可能通过提高企业领导力和加强人工智能应用影响高耗能企业绿色低碳转型水平。本文借鉴温忠麟和叶宝娟(2014)^[26]的做法,采用中介效应模型以检验其作用机制,具体公式如式(2)所示。其中, $Mediator_{it}$ 代表人工智能与企业领导力两个潜在的中介变量。

$$Mediator_{it} = \beta_0 + \beta_1 DI_{it} + \beta_2 Controls_{it} + Ind_i + Year_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$GT_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 DI_{it} + \gamma_2 Mediator_{it} + \gamma_3 Controls_{it} + Ind_i + Year_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

五、实证分析

(一) 基准回归

本文利用Stata17.0软件对高耗能企业绿色低碳转型水平进行基准回归分析。在通过F检验和LM检验后发现,固定效应和随机效应的结果都优于普通回归的结果。通过Hausman检验对固定效应和随机效应进

表3 变量的描述性统计

变量类型	变量名称	变量符号	观测	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	绿色低碳转型水平	<i>GT</i>	504	0.169	0.059	0.122	0.637
核心解释变量	数智化水平	<i>DI</i>	504	3.023	0.542	0.000	4.431
控制变量	总负债	<i>TL</i>	504	0.175	0.433	0.003	4.484
	营业收入增长率	<i>ORGR</i>	504	0.084	0.343	-1.074	2.964
	综合收益总额	<i>TCL</i>	504	0.020	0.055	0.244	0.507
	股权现金流	<i>FCFE</i>	504	-0.005	0.104	-1.072	0.651
	存货占比	<i>INV</i>	504	0.113	0.071	0.004	0.421
中介变量	人工智能水平	<i>AI</i>	504	2.018	5.167	0.000	38.944
	企业领导力水平	<i>EC</i>	504	10.050	10.780	0.000	90.000

行选择,结果发现 Hausman 检验的 P 值为 0.000,因此拒绝随机效应的原假设,选择采用双固定效应模型,结果如表 4 所示。其中列(1)是高耗能企业绿色低碳转型水平对数智化水平的基准回归结果,列(2)—列(6)则是逐步加入控制变量的基准回归结果。

基准回归结果显示,在依次加入总负债、营业收入增长率、综合收益总额、股权现金流、存货占比等控制变量后,数智化水平的系数均在 1% 的水平上显著,表明数智化有效驱动了高耗能企业的绿色低碳转型,因此 H1 成立。也可以说明:总负债在合理范围内可为企

业绿色低碳转型提供资金支持,企业通过债务融资获取资金,用于投资及绿色技术创新;企业营收增加,可将更多资金用于环保设备采购、绿色技术研发,推动绿色低碳项目实施;综合收益增加能增强企业市场竞争力和抗风险能力,使企业更积极地投入绿色低碳转型,实现可持续发展;股权现金流则与绿色低碳转型呈现负相关关系,过高的股权现金流不利于企业优化资本结构,会降低企业抗风险能力,阻碍企业的稳定发展,不利于企业获得持续稳定的投资助推绿色低碳项目落地;企业适当的存货占比可以保障供应稳定,提升响应

表4 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>GT</i>	<i>GT</i>	<i>GT</i>	<i>GT</i>	<i>GT</i>	<i>GT</i>
<i>DI</i>	0.027*** (4.47)	0.024*** (3.89)	0.024*** (3.89)	0.013*** (2.71)	0.014*** (2.79)	0.013*** (2.71)
<i>TL</i>		0.033*** (3.17)	0.033*** (3.20)	0.057*** (6.86)	0.065*** (7.41)	0.066*** (7.48)
<i>ORGR</i>			0.013** (2.29)	0.018*** (4.21)	0.017*** (4.02)	0.018*** (4.09)
<i>TCL</i>				0.412*** (15.25)	0.428*** (15.59)	0.423*** (15.40)
<i>FCFE</i>					-0.033*** (-2.67)	-0.034*** (-2.75)
<i>INV</i>						0.070* (1.69)
常数项	0.077** (2.55)	0.088*** (2.93)	0.088*** (2.93)	0.115*** (4.83)	0.114*** (4.81)	0.109*** (4.62)
个体固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
N	504	504	504	504	504	504
R ²	0.183	0.203	0.213	0.505	0.514	0.517

注:括号内值为 t 统计量;***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的统计水平上显著。表 5、表 6、表 7 同。

效率,抵御市场波动,稳步推进企业对低碳转型的资金投入,推动企业在生产、运营等环节实现绿色低碳转型。

(二)影响路径分析

1.人工智能的中介效应

本文采用文本分析法,根据2014—2023年江苏省上市的高耗能企业的年报,对其中人工智能的相关关键词频,包括人工智能、计算机视觉、图像识别和特征提取等共73个关键词的词频统计来衡量企业的人工智能水平,该数值越大表明该企业的人工智能水平越高。由于部分年份的企业年报缺失,对缺失值采取插值法进行处理。

表5的列(1)显示数智化水平的系数在1%的水平上显著为正,说明数智化对高耗能企业绿色低碳转型的直接效应存在。列(2)中数智化水平的系数仍显著为正,表明企业数智化水平的提升会加强企业对人工智能技术的重视和应用。列(3)显示,智能化的系数和人工智能的系数分别在5%和1%的水平上显著为正,且智能化因素的系数相较基准回归的系数来说显著变小,且仍然保持为正,由此可知人工智能在数智化赋能高耗能企业绿色低碳转型的关系中起到了部分中介效应,且人工智能发挥的中介效应占总效应的比重为30.4%。综上,数智化可以通过提升高耗能企业的人工智能水平进而助推其绿色低碳转型,由此H2得证。

2.企业领导力的中介效应

本文从绿色发展领导力、智能发展领导力两个层面考量企业领导力水平。采用文本分析法,根据2014—2023年江苏省上市的高耗能企业的年报中对绿色发展的相关关键词,包括节能减排、环保战略、节能环保和环境技术开发等共19个相关关键词的词频统计来衡量企业的绿色发展领导力水平;根据企业年报中对智能发展的相关关键词,包括区块链技术、大数据技术、广义数字技术等14个相关关键词的词频统计来衡量企业的智能发展领导力水平。最后根据企业的绿色发展领导力和智能发展领导力相关关键词词频统计的汇总结果来衡量企业的领导力水平,数值越大表明企业的领导力水平越高。

同样,根据逐步回归法得出的中介效应检验结果见表5。表5的列(4)显示,数智化的系数为4.326且在1%的水平上显著为正,表明企业数智化水平的提升会带动企业的领导力水平增长。列(5)显示,智能化因素的系数和企业领导力的系数均显著为正,其中智能化

因素的系数为0.009,相较基准回归的系数来说不仅显著变小而且显著性也减低,但仍然保持为正。由此可知企业领导力在数智化赋能高耗能企业绿色低碳转型中起到部分中介效应,且其发挥的中介效应占总效应的比重为33.3%。综上,数智化能够通过提升企业的领导力水平进而赋能高耗能企业绿色低碳转型,由此H3得证。

表5 中介效应检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	GT	AI	GT	EC	GT
DI	0.013*** (2.71)	1.973** (2.43)	0.009** (2.00)	4.326*** (3.76)	0.009* (1.90)
AI			0.002*** (6.98)		
EC					0.001*** (4.46)
常数项	0.109*** (4.62)	6.455* (1.72)	0.096*** (4.27)	-7.934 (-1.42)	0.117*** (5.03)
控制变量	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是
N	504	504	504	504	504
R ²	0.517	0.151	0.570	0.285	0.540

(三)稳健性检验

1.内生性检验

考虑到数智化建设,如数字基础设施建设、数字管理方式改进等,具有较长的周期,前期的数智化水平会影响本期的数智化水平,满足工具变量的相关性要求;同时前期数字驱动因素与本期高耗能企业绿色低碳转型不具有直接相关性,满足工具变量使用的排他性要求。因此,选取核心解释变量DI的滞后项作为工具变量,重新构建回归模型,所得结果如表6的列(1)所示。结果表明,即便考虑内生性因素,高耗能企业的数智化仍能显著促进其绿色低碳转型。

2.更换核心解释变量

高耗能企业对科研经费的投入直接影响了科研专利产出的数量,决定了数智化水平,从而对高耗能企业绿色低碳转型起到了关键性的影响。因此,使用科研经费投入(R&D)来替代数智化进行回归,结果见表6的列(2)。结果表明,科研经费投入的回归系数在1%的水平上显著为正,再次说明数智化能够有效助力高耗能企业的绿色低碳转型,与前文结论保持一致,验证

了其稳健性。

3. 缩减回归样本

考虑到疫情对市场带来的巨大影响,进而对高耗能企业的发展造成冲击,因此剔除2020年的样本进行回归,结果见表6的列(3)。结果表明,剔除部分样本后数智化的系数仍然显著为正,再次说明数智能化能够有效助力高耗能企业的绿色低碳转型,再次验证了结论的稳健性。

表6 稳健性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)
	GT	GT	GT
LDI	0.008** (1.99)		
DI			0.010* (1.91)
R&D		111.134*** (6.26)	
常数项	0.125*** (3.99)	0.154*** (9.16)	0.119*** (5.01)
控制变量	是	是	是
个体固定效应	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
N	404	504	444
R ²	0.324	0.553	0.577

(四)异质性分析

1. 区域异质性

江苏省内各区域经济发展水平与常住人口数量存在显著的差异,数字基础设施水平、对数智能化发展的重视程度等也各不相同,因此,江苏省内不同区域的数智能化对高耗能企业绿色低碳转型的影响效应也可能存在差异。按照惯例,本文将江苏省的13个地市划分为苏南、苏中和苏北三个区域^①,然后进行区域异质性检验,结果见表7的列(1)—列(3)。

回归结果显示,苏南地区数智能化水平的系数在1%的水平上显著为正,苏中和苏北地区数智能化水平的系数均不显著。一方面可能是因为苏中和苏北地区样本量较少,另一方面可能是因为苏南地区的经济发展水平较高,数字化基础设施完备,科技水平状态优异,良好的经济与科技环境,使数智能化在助推高耗能企业绿色低碳转型过程中发挥了明显作用。

2. 财务状况异质性

处于不同财务状况的企业的发展策略会存在明显差异:处于亏损状态的企业的发展策略往往是谋

表7 异质性检验结果

变量	(1) 苏南 GT	(2) 苏中 GT	(3) 苏北 GT	(4) 盈利 GT	(5) 亏损 GT
DI	0.016*** (2.91)	-0.006 (-0.24)	0.005 (0.39)	0.008* (1.76)	0.021 (0.66)
控制变量	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是
N	404	50	50	454	50
R ²	0.482	0.731	0.848	0.576	0.606

求企业的短期生存;处于盈利状态的企业往往会处于良性状态,其发展策略的重点往往倾向企业的长期发展,可能会更注重通过数智能化来推动绿色低碳转型以谋求长远利益。因此,本文根据企业的财务状况将其划分为亏损和盈利两组,检验结果见表7的列(4)—列(5)。

回归结果显示,处于盈利状态的企业数智能化水平的系数显著为正,而处于亏损状态的企业的系数并不显著。这证实了上文的推测,处于盈利状态的企业的财务状况较为宽松,有充足的资金用于绿色技术创新、数字化基础设施建设等,为企业的数智能化发展提供了充足的资金保障,因此处于盈利状态的企业的数智能化能够赋能其绿色低碳转型。相反,处于亏损状态的高耗能企业由于财务状况紧张,缺乏充足的资金用于长期投入企业的数智能化发展,导致数智能化难以发挥其对绿色低碳发展的赋能作用。

六、动态特征分析

通过Kernel核密度估计直观展示江苏省高耗能企业绿色低碳转型水平的演变特征,并结合马尔可夫链分析其状态转移概率,以深入刻画其动态演化路径。

(一)核密度估计

Kernel核密度估计是一种非参数统计方法,可以通过连续的密度曲线来显示高耗能企业绿色低碳转型水平的分布特征,并借助密度曲线的峰值反映其集聚特征,用水平高低反映其水平的差异,计算公式见式(4)。其中, $f(x)$ 为高耗能企业绿色低碳转型水平的密度函数, $K(\cdot)$ 为核函数, x_i 为企业的绿色低碳转型水平, $\bar{x}$ 为绿色低碳转型水平的平均值, N 为样本总数, h 为核函数的带宽。

①苏南地区包括苏州市、无锡市、常州市、镇江市和南京市;苏中地区包括扬州市、泰州市和南通市;苏北地区包括徐州市、连云港市、淮安市、盐城市和宿迁市。

$$f(x)=\frac{1}{Nh}\sum_{i=1}^N K\left(\frac{x_i-\bar{x}}{h}\right) \quad (4)$$

本文借助高斯核密度估计方法,从时间维度上描述高耗能企业绿色低碳转型的动态演进过程,结果见图1。

从分布位置看,曲线峰值从早期的左偏转变为逐年右移,说明江苏省高耗能企业的绿色低碳转型水平整体得到提升。从分布形状看,早期峰形窄而高且分布对称性强,后期峰形宽且右尾较长,这表明高耗能企业的绿色低碳转型水平分布愈发分散,高耗能企业间绿色低碳水平的差异愈发显著。

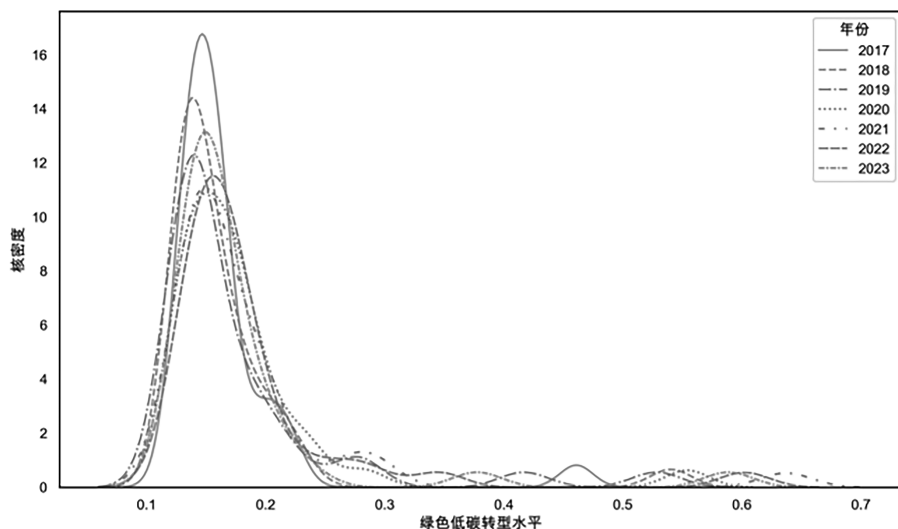


图1 核密度估计图

表8 传统马尔可夫转移概率矩阵

t_i/t_i+1	n	Q1	Q2	Q3	Q4
Q1	56	0.536	0.250	0.179	0.036
Q2	49	0.265	0.367	0.306	0.061
Q3	51	0.177	0.314	0.333	0.177
Q4	54	0.019	0.074	0.148	0.759

由表8可知,对角线元素的转移概率显著高于非对角线元素,表明江苏省高耗能企业维持其现有绿色低碳转型水平的倾向较强。同时高耗能企业绿色低碳转型水平有向着生态引领型企业收敛的可能性,存在“俱乐部收敛”现象。

位于对角线两侧且不与主对角线相邻的概率较低但并非为0,说明高耗能企业绿色低碳转型水平状态的演变是一个相对持续、漫长的过程,大部分企业短时间无法实现跨越式发展,但仍有一小部分企业可以在

(二)马尔可夫链分析

通过综合评价指标体系可以在宏观视角下阐释江苏省高耗能企业绿色低碳转型的整体水平与个体差异,但缺少对高耗能企业绿色低碳转型水平的动态变化趋势分析。马尔可夫链可用于探索研究对象时间和状态都离散的状态变动。将2017—2023年江苏省高耗能企业绿色低碳转型水平按照分位数分类的规定平均划分为四大类型,其中Q1为低水平企业,Q2为中低水平企业,Q3为中高水平企业,Q4为高水平企业,计算得到一个状态转移概率矩阵,并采用极大似然估计法对其进行测算,结果如表8所示。

一期内实现跨越两级的状态转型。

保持Q1状态的概率为53.6%,保持Q4状态的概率为75.9%,说明高耗能企业处于极端状态时具有较强惯性。而Q2和Q3的自我转移概率分别为36.7%和33.3%,显著低于Q1和Q4,表明高耗能企业处于中间阶段时更容易发生状态转换,企业需要把握机会向上跃迁,同时也要警惕状态倒退情况发生。

(三)空间马尔可夫链分析

传统马尔可夫链建立在各样本彼此独立、互不影响的前提下,而高耗能企业之间可以通过推动区域间低碳技术扩散与产业链升级,促进周边地区经济结构转型和环境效率提升,形成跨区域的绿色低碳协同发展格局,存在明显的空间交互效应。空间马尔可夫模型对经典马尔可夫框架进行了拓展,该方法不仅延续了状态转移概率矩阵对时间维度动态演化的塑造优势,更通过空间自相关算子系统整合了区位单元间的

邻近效应,从而实现了时空异质性的协同建模,其计算公式见式(5)。其中, Lag_c 代表企业 c 的空间滞后值, Y_d 代表相邻企业 d 的绿色低碳转型水平, W_{cd} 表示企业 c 的空间权重矩阵。

$$Lag_c = \sum Y_d W_{cd} \tag{5}$$

将空间滞后条件与传统马尔可夫链相结合引入空间马尔可夫链,建构2017—2023年江苏省高耗能企业绿色低碳转型水平的空间马尔可夫概率转移矩阵,见表9。

表9 空间马尔可夫概率转移矩阵

滞后类型	t_i/t_i+1	n	I	II	III	IV
I	I	0	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
	II	0	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
	III	0	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
	IV	0	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
II	I	13	0.6923	0.1538	0.0769	0.0769
	II	8	0.5000	0.3750	0.0000	0.1250
	III	9	0.2222	0.2222	0.3333	0.2222
	IV	9	0.1111	0.0000	0.2222	0.6667
III	I	22	0.5000	0.2273	0.2273	0.0455
	II	19	0.1579	0.4211	0.3684	0.0526
	III	24	0.0833	0.3333	0.4583	0.1250
	IV	25	0.0000	0.1200	0.0800	0.8000
IV	I	21	0.4762	0.3333	0.1905	0.0000
	II	22	0.2727	0.3182	0.3636	0.0455
	III	18	0.2778	0.3333	0.1667	0.2222
	IV	20	0.0500	0.2000	0.7500	1.0000

四个空间滞后类型下的转移概率矩阵存在较大差异,表明当邻近城市的高耗能企业的绿色低碳转型水平存在差异的情况下,企业转型水平受到影响而发生转移的概率各不相同。

在低水平领域环境等级中没有企业的类型发生实际转移,因此在低水平领域环境等级中考虑空间因素对企业本身绿色低碳转型水平的发展并无较大影响,说明其等级转移类型存在较为明显的“自身锁定”效应。

当低水平企业处于中低、中高和高水平邻域环境等级中,其向上一级进阶的概率分别为0.1538、0.2273和0.3333,表明邻域水平等级越高,越有利于企业绿色低碳转型水平的提升。

当中低水平企业处于中低、中高和高水平邻域环境等级中,其向上一级进阶的概率依次为0.0000、0.3684和0.3636,向下一级退步的概率分别为0.5000、0.1579和0.2727。表明与绿色低碳转型水平高于自身的企业为邻,中低水平企业向中高水平企业转变的概率变大;反之,与绿色低碳转型水平低于自身的企业为

邻,其向低水平企业转变的概率也越大。

对于中高水平的企业,在中低水平和高水平邻域环境等级中向高水平企业转变的概率相比传统马尔可夫链的转移概率来说均有提升,中高水平企业可以借助与中低水平和高水平邻域的机会突破瓶颈实现等级跃迁。同时在中低水平环境等级,其向中低水平企业转变的概率相较传统马尔可夫链的转移概率降低。

高水平企业在邻域环境中随着领域环境等级的提升,其保持高水平的概率分别为0.6667、0.8000和1.0000,表明高水平企业具有较强的稳定性,领域环境等级的提升能更加稳固自身的状态。

七、结论与建议

(一)研究结论

本文基于2014—2023年江苏省98家高耗能上市企业的数据,运用控制个体效应和时间效应的面板回归模型实证检验数智化对企业绿色低碳转型的影响,并运用核密度估计和马尔可夫链分析等方法探究了江苏省高耗能企业绿色低碳转型水平的动态演进趋势,研究发现:(1)数智化对高耗能企业绿色低碳转型有明显助推作用,且对处于苏南地区的企业和盈利状态的企业更为显著,该结论在一系列检验后依然稳健。(2)数智化可以通过提升企业人工智能水平突破企业绿色低碳转型的瓶颈,可以通过提升企业领导力水平帮助企业走向正确的绿色低碳转型道路。(3)高耗能企业绿色低碳转型水平的动态演进特征表明,大部分企业短时间无法实现等级跃迁,且领域环境等级会影响企业绿色低碳转型的进程。

(二)政策建议

基于以上研究结论,为更好推动企业绿色低碳转型,本文提出如下政策建议:

第一,数智赋能,政策协同,驱动绿色转型。强化数字驱动核心作用,全面应用物联网、大数据、云计算等技术优化能耗监测与生产流程;加大绿色专利研发投入,构建数字化创新平台加速低碳技术转化。处于盈利状态的企业更要加大对数智化发展的资金投入,借助数智化投入带来的技术创新、产业链升级的红利带动企业绿色发展,进入良性循环。同时政府需完善区域数字化基建配套,提供专项补贴支持企业智能改造;制定阶梯式碳税政策,利用数字模型精准评估转型成效,引导高耗能企业向生态引领型跃迁。在推进高耗能企业数智化发展的过程中,相关的政策补贴与财政补贴应适度向苏中地区和苏北地区倾斜,引导苏南

地区高耗能企业积极发挥先锋作用,助力苏北和苏中地区协同发展,进而全面提升江苏省高耗能企业的绿色发展水平。

第二, AI融合, 流程重构, 提质低碳发展。企业应该高度重视人工智能对绿色低碳转型的积极作用, 一方面运用人工智能技术提升现有工艺技术优化的速度, 以突破技术创新瓶颈, 另一方面借助人工智能技术重构业务流程, 建设现代化管理体系, 降低运营成本。同时要构建智能分析模型, 对市场需求及时做出反应, 优化决策。

第三, 领导力培育, 认知互补, 把控变革方向。企业需要重视对高管领导力的培育, 构建战略导向的混合式学习项目, 整合商学院课程、情境模拟及跨学科研讨, 强化复杂问题解决能力。同时提倡高管进行定期行动回顾和实践反思, 通过互相讨论进行复盘, 利用群体认知互补效应降低决策偏差。借助企业高管领导力水平的提升来综合提升企业的领导力水平, 引领企业走向正确的绿色发展道路。

第四, 协同创新, 动态激励, 优化产业生态。高耗能企业间需要加强合作, 通过技术共享与产业链协同对冲状态退化风险, 实现阶梯式跃迁。同时利用地理邻近性嵌入区域数字生态, 主动对接高水平邻域环境等级企业的技术标准, 借助空间协同效应降低转型阻力, 构建动态适应性策略以应对区域竞争与协作的双重挑战。政府应构建动态分级激励政策, 实施差异化补贴与低碳技术定向扶持, 打破状态锁定。完善跨区域协同机制, 依托空间关联效应促进高水平企业的技术溢出, 降低低水平企业的转型壁垒, 强化转型路径的连续性。构建跨区域的低碳技术协同网络, 强化高水平企业对低水平企业的技术辐射, 重构高耗能产业地理布局, 引导中低水平企业嵌入产业链, 形成合理的产业生态。◆

参考文献:

- [1] Hart L S, Dowell G. A Natural-Resource-Based View of the Firm: Fifteen Years After[J]. *Journal of management*, 2011, 37(5): 1464-1479.
- [2] 陈诗一, 张建鹏, 刘朝良. 环境规制、融资约束与企业污染减排: 来自排污费标准调整的证据[J]. *金融研究*, 2021(9): 51-71.
- [3] 陈晨, 李平, 王宏伟. 国家创新型政策协同效应研究[J]. *财经研究*, 2022, 48(5): 80-94.
- [4] 常杰中, 曾刚. 以环保科技创新和数智化为支撑深入推进我国绿色低碳转型[J]. *城市与环境研究*, 2024(1): 99-106.
- [5] 陈剑, 刘运辉. 数智化使能运营管理变革: 从供应链到供应链生态系统[J]. *管理世界*, 2021, 37(11): 227-240+14.
- [6] 李蕾, 樊西峰, 唐思捷. 数字经济赋能制造业绿色低碳转型: 实证检验与机制分析[J]. *统计理论与实践*, 2024(1): 15-22.
- [7] 刘启雷, 赵威, 苏锦旗, 等. 基于数智化转型的制造业“双碳”发展: 逻辑、路径与政策[J]. *科学管理研究*, 2023, 41(3): 79-88.
- [8] 李凌飞, 朱敏婷, 李尧远. “双碳”目标下能源产业绿色低碳转型的金融支持研究[J]. *统计与信息论坛*, 2025, 40(5): 60-71.
- [9] 陈晨. 数字经济背景下江苏制造业绿色低碳转型的路径与策略[J]. *江苏科技信息*, 2025, 42(6): 5-8+13.
- [10] 许志勇, 管威. 数智时代企业内部控制优化策略探究[J]. *财会通讯*, 2024(2): 128-133.
- [11] 李金昌, 连港慧, 徐蔼婷. “双碳”愿景下企业绿色转型的破局之道: 数字化驱动绿色化的实证研究[J]. *数量经济技术经济研究*, 2023, 40(9): 27-49.
- [12] 吴鸣然. “双碳”目标下科技创新对江苏高耗能制造业转型升级助力研究[J]. *水利经济*, 2024, 42(5): 36-40+100.
- [13] 高厚宾, 王蕾瑞. “绿色的馈赠”: 数字化转型对企业环境绩效的影响: 来自中国制造业A股上市公司的经验证据[J]. *河南师范大学学报(哲学社会科学版)*, 2023, 50(5): 88-94.
- [14] 张建华, 王霞. 数字化对高耗能企业绿色创新的影响及其作用机理[J]. *天津商业大学学报*, 2024, 44(5): 46-53.
- [15] 蔺鹏, 孟娜娜. 新型数字基础设施建设对中国工业绿色发展效率增长的影响研究[J]. *科研管理*, 2023, 44(12): 50-60.
- [16] 刘朝. 数智化技术助力制造业绿色发展[J]. *人民论坛*, 2023(11): 80-83.
- [17] 张雪. 人工智能赋能低碳经济转型研究[J]. *西北民族大学学报(哲学社会科学版)*, 2025(2): 100-112.
- [18] 孙早, 曹源圆. 人工智能引领新质生产力发展助力现代化产业体系建设[J]. *国际金融研究*, 2025(4): 3-14.
- [19] 郑坤, 彭甲超. 人工智能政策对中国制造业绿色低碳转型的影响效应分析[J]. *能源研究与管理*, 2025, 17(1): 25-33+205.
- [20] 谢卫红, 林漫, 郑迪文, 等. 人工智能技术如何促进制造业转型升级?: 基于数据要素与内部控制的链式中介作用[J]. *技术经济*, 2025, 44(4): 72-88.
- [21] 陶锋, 朱盼, 邱楚芝, 等. 数字技术创新对企业市场价值的影响研究[J]. *数量经济技术经济研究*, 2023, 40(5): 68-91.
- [22] 李馨, 郑银波, 刘培, 等. 数智时代领导力的挑战与进阶[J]. *清华管理评论*, 2023(9): 56-63.
- [23] 李育辉, 吴晓宇. 引领数智变革: 企业领导力的内涵演进与转型跃升[J]. *中国领导科学*, 2025(1): 100-108.
- [24] 赵曙明, 陈嘉茜. 数智经济时代人力资源管理创新: 整合框架与未来展望[J]. *西北工业大学学报(社会科学版)*, 2023(4): 79-91.
- [25] 王辰, 赵钰莹, 薛睿, 等. 数字化领导力如何驱动高耗能企业绿色技术创新[J]. *科技进步与对策*, 2025, 42(24): 138-149.
- [26] 温忠麟, 叶宝娟. 有调节的中介模型检验方法: 竞争还是替补? [J]. *心理学报*, 2014, 4(5): 714-726.

Research on the Effect of Digital Intelligence Empowering Green and Low-Carbon Transformation of High-Energy-Consuming Enterprises

He Qizhi, Liu Yanhu

Abstract: Digital intelligence serves as a crucial driving force for the green and low-carbon transformation of high-energy-consuming enterprises. Based on an analysis of the mechanism through which digital intelligence empowers such transformation, this paper evaluates the impact of digital intelligence on the green and low-carbon transition of high-energy-consuming enterprises using data from Jiangsu Province, and further explores the dynamic characteristics of their transformation development. The empirical results indicate that digital intelligence significantly advances the green and low-carbon transformation of high-energy-consuming enterprises, with its effects showing obvious regional heterogeneity and financial condition heterogeneity. Digital intelligence facilitates corporate green and low-carbon transition by improving artificial intelligence application and enterprise leadership. Additionally, the transformation level of high-energy-consuming enterprises cannot achieve rapid grade upgrading in the short term, and there exists a spatial correlation effect in green and low-carbon development between adjacent regional enterprises of the same type.

Key words: Digital Intelligence; High Energy-Consuming Enterprises; Green and Low-Carbon Transition; Effect Evaluation

(责任编辑:田雨)

颠覆性技术创新对企业韧性的影响研究

李素峰^{1,2}, 石洪浩¹

(1. 河北地质大学 经济学院, 河北 石家庄 050031;

2. 河北省科技创新与区域经济可持续发展研究基地, 河北 石家庄 050031)

摘要:在全球经济环境高度不确定的背景下,企业面临的外部冲击频繁且强度较大,如何提升企业韧性以增强风险应对和恢复能力成为企业管理与政策制定的重要议题。基于2008—2024年沪深A股制造业2089家上市公司的数据,系统考察颠覆性技术创新对企业韧性的影响及其作用机制。研究发现,颠覆性技术创新能够显著提升企业韧性。进一步的中介分析表明,颠覆性技术创新通过增加研发投入和改善企业ESG表现,对企业韧性发挥间接促进作用。调节效应分析显示,企业规模和外界监督程度会显著影响颠覆性技术创新对企业韧性的作用:较大的企业规模可能因组织惯性和资源配置复杂性而削弱创新效应,而较高的外部监督程度可能增加管理层风险规避倾向,从而抑制创新转化为韧性的能力。研究不仅丰富了颠覆性技术创新经济后果的分析维度,也为企业在不确定环境中平衡创新与稳健发展提供了理论和实证参考。

关键词:颠覆性技术创新;企业韧性;ESG;研发投入

中图分类号:F124.3

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2026)04-0036-08

DOI: 10.13999/j.cnki.tjllys.2026.04.004

一、引言

当前世界正处于百年未有之大变局加速演进阶段,国际政治经济格局深度调整,不稳定性、不确定性和风险因素持续累积,如何在复杂环境中保持经济平稳运行已成为宏观政策和企业管理共同面临的重要课题。党的二十届四中全会提出要“在发展中固安全,在安全中谋发展,强化底线思维,有效防范化解各类风险,增强经济和社会韧性,以新安全格局保障新发展格局。”作为经济运行的微观基础,企业在外冲击中的应对表现直接关系到产业体系的连续性和整体运行状态。当前,技术迭代提速、需求结构调整、供应链波动以及突发性风险相互叠加,这使得企业难以继续沿用既有路径维持平稳发展,以效率提升和规模扩张为核心的传统竞争模式的适应性渐显不足,企业绩效对外部扰动的敏感度明显上升。在此背景下,企业发展越来越依赖于其在冲击中维持运行、在冲击后实现修复,

并在更长周期内完成调整与重构的能力,企业韧性由此成为理解企业长期表现与长远发展的重要分析视角。

与此同时,新一轮科技革命持续推进,颠覆性技术创新通过重塑技术路径和组织方式,对企业既有生产模式和竞争格局形成冲击,其影响既可能带来高不确定性和调整成本而放大经营波动,也可能为企业提供新的应对空间。因此,系统分析颠覆性技术创新对企业韧性的影响,有助于从微观层面揭示技术变革条件下企业应对不确定环境的内在机制,为企业稳健发展提供经验证据。

基于此,本文基于2008—2024年沪深A股制造业上市公司样本,从企业微观层面系统考察颠覆性技术创新对企业韧性的作用机理,可能的边际贡献如下:一是从企业韧性视角拓展了颠覆性技术创新的研究,强调其对企业风险应对能力和恢复能力的微观作用;二

作者简介:李素峰,女,博士,教授,研究方向为资源环境经济与绿色金融、科技金融;石洪浩,男,硕士研究生,研究方向为科技金融。

是揭示了颠覆性技术创新通过研发投入和ESG表现提升企业韧性的中介机制,为理解创新与稳健发展之间的关系提供了实证证据;三是引入企业规模与外界监督作为调节因素,分析了异质性条件下创新效应的差异,为政策制定和企业实践提供了针对性参考。

二、文献综述

韧性最初来源于生态学和系统科学,指系统在遭受扰动后维持功能稳定或实现自我恢复的能力,强调对外部冲击的抵御、适应与恢复。企业韧性(enterprise resilience)是在此基础上的延伸,指企业在面对环境波动、不确定事件或外部冲击时,能够维持运营、快速恢复并通过资源重新配置和组织调整实现持续竞争力的能力。学者普遍将企业韧性划分为适应能力和恢复能力两个维度:恢复能力是指受到冲击后企业恢复正常运营的速度和效率;适应能力强调企业在动态环境下通过学习、创新以及战略调整实现长期持续发展的能力。目前,关于企业韧性影响机制的研究主要集中在企业内部因素和外部环境变量两个方面。从企业内部来看,管理层特征和内部治理安排是关键驱动因素。CEO双海外背景(阳立高等,2025)^[1]和高管团队ESG注意力(黄绮煜等,2025)^[2]能够增强企业在不确定环境下的应对意识与决策灵活性,从而增强适应能力;内部资本市场(胡海峰等,2025)^[3]、内部控制(郑敏,2026)^[4]以及CEO时间焦点(焦豪等,2024)^[5]能够通过优化资源使用、提高决策执行效率,增强企业在冲击发生时的抵御和应对能力。这些研究表明,企业内部管理结构、治理安排以及高管个人特征在塑造企业韧性中发挥着重要作用。在外部环境因素方面,政策支持、数字基础设施和数据资源投入被认为是提升企业韧性的关键因素。具体而言,数据要素投入(王晓丹和石玉堂,2025)^[6]、智慧供应链政策(梁海萌等,2025)^[7]、数字政府建设(宋高燕等,2025)^[8]和政府引导基金(鲁斯玮和高波,2025)^[9]等均能通过优化资源获取和降低外部不确定性,为企业提供制度性支持和运营保障。此外,有学者发现数字技术创新(韩瑾和王爽燕,2025)^[10]能够通过缓解融资约束、加强内部控制和降低内部成本进一步提升企业韧性。

颠覆性技术创新是区别于渐进式技术改进的重要技术变革形态,其核心特征在于突破既有技术路径和性能评价体系,通过新原理、新架构或新技术范式重构产业竞争格局。颠覆性技术概念最早是从技术替代和市场重构视角提出的,该类技术往往在早期性能并不

占优,但能够通过持续改进实现对主流技术的替代。现有研究聚焦于颠覆性技术创新对企业战略转型和宏观经济的影响。颠覆性技术创新对新质生产力发展水平具有显著驱动作用,其成果转化和产业创新在其中发挥重要的中介传导效应(郭琳娜等,2025)^[11],同时通过赋能新质生产力持续推动经济高质量发展(许军和张静,2025)^[12]。聚焦颠覆性技术创新的实现路径,学者普遍认为技术与要素结构的重组是颠覆性技术创新的重要基础,其中数实融合为企业发展提供技术路径支撑(王佳宜和范馨月,2024)^[13],企业数字化转型通过市场重塑效应和治理整合效应,显著促进颠覆性技术创新的形成与扩散(黄先海等,2024)^[14]。此外,制度和政策环境也是支撑颠覆性技术创新的重要外部条件,科技金融政策(杨茜云,2025)^[15]和政府采购(陈一凡和吴振磊,2025)^[16]等通过缓解企业融资约束,为高不确定性的颠覆性技术创新活动提供必要的资金保障。

综上所述,现有研究分别从企业内部治理结构与外部制度环境等角度,对企业韧性的形成机制进行了较为充分的讨论,同时也从实现路径和经济后果层面对颠覆性技术创新展开了系统分析。但是现有研究多在各自框架内展开,对颠覆性技术创新如何影响企业在冲击情境下的运行稳定性与动态调整能力关注不足。特别是在不确定性显著上升的背景下,颠覆性技术创新既可能通过优化资源配置和组织模式增强企业韧性,也可能因其高风险和高投入成本对企业稳定运行形成挑战。

三、理论分析与研究假设

企业韧性取决于其在冲击发生时维持运行的能力以及在冲击后实现调整和重构的能力。颠覆性技术创新通过突破既有技术路径和商业模式,为企业重塑资源配置方式和组织结构提供了重要契机。一方面,颠覆性技术创新能够促使企业摆脱对单一技术路径和既有市场结构的依赖,通过开发新产品形态和拓展新应用场景,推动企业收入来源和业务结构的多元化。这种多元化发展能够降低企业对单一市场或核心业务的依赖程度,在外部需求波动或市场冲击发生时发挥风险分散和缓冲作用,从而减弱外部冲击对企业整体经营活动的负面影响,增强企业运行的稳定性。另一方面,颠覆性技术创新需要对组织流程和管理方式进行系统性调整,促使企业在研发组织、生产安排和决策机制等方面进行优化升级,提升了企业在技术选择、资源调配和市场响应方面的灵活性。当外部冲击发生时,

更高的组织灵活性和决策响应速度有助于企业更快识别冲击风险、调整经营策略并恢复正常运营,提高企业在冲击后的修复与调整能力。基于上述分析,本文提出如下假设:

假设1:颠覆性技术创新能够显著提高企业韧性。

颠覆性技术创新实现过程高度依赖持续的技术探索、知识积累与跨领域整合,从而在客观上对企业研发投入形成内生性推动。颠覆性技术创新要求企业持续进行基础研究和关键技术攻关,还需要在新材料、新工艺、新产品设计以及新商业模式等方面进行系统探索。这种探索性的技术活动使企业对研发资源的需求显著增加,包括资金投入、研发人才以及实验和试验设施等,从而促使企业加大研发投入以支撑新技术的开发、原型产品的试验以及应用场景的拓展。颠覆性技术创新的不确定性和长周期特性也进一步强化了企业在研发活动上的持续性投入需求,仅依赖短期投入难以实现技术突破和成果转化,企业必须形成稳定且高水平的研发投入体系,以保障创新过程的连贯性和效果。

研发投入的增加进一步增强了企业韧性。持续的研发活动有助于提升企业的技术储备和知识吸收能力,使企业在外部冲击发生时拥有更多可供调整的技术和产品选择,还能够通过提高产品和工艺的可替代性,降低企业对单一技术和生产模式的依赖程度,从而在面对市场波动、供应链中断或突发性风险时保持更高的运营稳定性。此外,研发投入强化了企业的学习机制和动态能力,使其更敏锐地识别外部环境的变化,及时调整技术路线、生产计划和战略布局,提高企业在冲击发生后的反应速度和修复效率。持续的研发活动还能够推动企业形成系统化的知识管理和创新能力,增强跨部门协作和组织适应性,为企业在长期发展中应对不确定性和复杂环境提供坚实的能力基础,从而在外部扰动下不仅实现快速恢复,还能够持续提升适应能力和竞争优势。基于上述分析,本文提出如下假设:

假设2:颠覆性技术创新能够通过促进企业研发投入,提高企业韧性。

颠覆性技术创新能够通过改善企业ESG表现,进而增强企业韧性。颠覆性技术创新能够推动企业提升资源利用效率、优化内部治理结构,并强化对利益相关者关系的重视,从而在整体上改善企业的ESG表现,即有助于提升资源利用效率和降低环境负荷,推动企业在节能减排、清洁生产等方面的改进,从而改善其环

境绩效。颠覆性技术创新还对组织协调和战略执行提出更高要求,促使企业完善内部治理结构、强化风险管理和信息披露机制,从而提升治理效率和决策透明度。综上,颠覆性技术创新能提升企业ESG表现。

ESG表现的改善进一步增强了企业韧性。良好的ESG表现有助于增强企业的信息透明度和外部信誉,显著缓解企业在不确定环境下所面临的融资约束,降低资金获取成本,为企业在遭受外部冲击时维持正常运营、实施应对策略和进行必要调整提供坚实的资源保障。良好的ESG水平代表着更完善的内部治理结构和风险管理机制,有助于企业在冲击发生前识别潜在风险、在冲击发生后协调内部资源并提高决策执行效率。在冲击发生后,企业能够更高效地协调内部资源、优化决策流程并迅速调整战略,缩短恢复周期、减轻损失并保持业务连续性。良好的ESG实践能够增强企业与供应商、客户、投资者以及监管机构的合作信任关系,形成稳固的外部支持网络,在一定程度上提高了企业适应外部环境变化和抓住新机遇的能力,为企业长期可持续发展奠定了基础。基于上述分析,本文提出如下假设:

假设3:颠覆性技术创新能够通过改善企业ESG表现,增强企业韧性。

四、研究设计

(一)数据来源与样本选择

本文以2008—2024年沪深A股制造业上市公司为研究对象,企业基本信息与财务数据来源于国泰安(CSMAR)数据库。参考储佩佩和张尧(2025)^[17]的做法对样本数据进行清洗与预处理:①剔除样本区间内非正常交易的企业样本(包括ST、*ST及PT);②剔除数据缺失过多的样本,少量缺失数据采用线性插值法进行补充。最终获得16573个观测值。

(二)模型建立

为检验颠覆性技术创新对企业韧性的总体影响,本文构建如下双向固定效应模型:

$$RES_{it} = \beta_0 + \beta_1 DT_{it} + \beta_2 Controls_{it} + \gamma_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, RES_{it} 表示企业*i*在*t*期的韧性水平; DT_{it} 为颠覆性技术创新指标; $Controls_{it}$ 为一系列控制变量; γ_i 表示企业个体固定效应,用以控制不随时间变化的企业异质性; λ_t 表示时间固定效应; ε_{it} 为随机扰动项。

为进一步揭示颠覆性技术创新影响企业韧性的内在作用机制,借鉴尹智超和房芳的做法(2024)^[18],本文在基准回归的基础上,采用中介效应“两步法”对相关

作用路径进行检验。具体模型设定如下:

$$M_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 DT_{it} + \alpha_2 Controls_{it} + \gamma_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, M_{it} 表示中介变量(研发投入和ESG表现)。

(三) 变量说明

1. 被解释变量: 企业韧性(RES)

参考吴晓波和冯潇雅(2022)^[19]的做法,从增长性和波动性两个方面衡量企业韧性。采用3年内累计销售收入增长额测度业绩增长性;采用1年内各月股票收益的标准差测度波动性。

2. 核心解释变量: 颠覆性技术创新(DT)

根据孙烨等(2025)^[20]的方法,以国际专利分类号(IPC)为基础测度企业颠覆性技术创新水平。IPC分类号前四位能够较好刻画专利所依托的核心技术领域与知识特征,本文将IPC前四位视为单项专利的知识元素。当企业在 t 年申请的某项专利所对应的知识元素在该企业于 t 年申请前五年内未曾出现时,即判定该专利为企业在 t 年的一项颠覆性技术专利。在此基础上,本文以企业在 t 年获得的颠覆性技术专利数量之和,作为企业当年颠覆性技术创新水平的衡量指标。

3. 中介变量

ESG表现(ESG):参考方先明和胡丁(2023)^[21]的做法,本文采用华证ESG评级衡量企业ESG表现。华证ESG评级以季度为周期更新,将上市公司ESG表现由高到低划分为AAA、AA、A、BBB、BB、B、CCC、CC、C九个等级,评级越高表明企业ESG表现越优。本文对上述评级依次赋值9、8、7、6、5、4、3、2、1、分,并将企业当年四个季度的评级赋分取平均值,作为企业年度

ESG表现的代理变量。

研发投入水平(RD):用公司研发投入占总资产比重来衡量。

4. 控制变量

为缓解遗漏变量所导致的估计误差,本文从公司治理、企业盈利能力及外部监督强度等方面设置控制变量。公司治理选取是否两职合一($Dual$)、SA指数(SA)和上市年限($Lage$);企业盈利能力选取营收增长率($Growth$)、总资产净利润率(ROA)、固定资产占比($Fixed$)和流动比率($Liquid$);外部监督强度以是否“四大”审计($Big4$)衡量。

五、实证分析

(一) 描述性统计

变量描述性统计结果见表1。企业韧性的均值为0.847,说明企业韧性整体处于较高水平,但标准差为0.153,表明企业韧性表现仍存在一定分化;颠覆性技术创新的均值为1.674,标准差为1.082,反映出不同企业的颠覆性技术创新存在较大差距;流动比率的最大值为26.300,最小值为0.214,说明不同企业间的流动性水平存在显著差异;其余控制变量的整体分布则相对集中。

(二) 基准回归

基准回归结果见表2。列(1)为没有加控制变量的时间、个体双固定效应的回归结果,列(2)为添加控制变量后的回归结果,可以看出回归结果均显著为正,表明颠覆性技术创新能够显著提高企业韧性,假设1得证。

表1 变量的描述性统计

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	企业韧性	RES	见前文	16573	0.847	0.153	0.001	0.989
解释变量	颠覆性技术创新	DT	见前文	16573	1.674	1.082	0.000	6.792
中介变量	研发投入水平	RD	研发投入占总资产比例	16573	0.025	0.020	0.000	0.336
	ESG表现	ESG	见前文	16573	73.324	5.406	49.000	100.000
控制变量	营收增长率	$Growth$	营业收入增长额/上年营业收入	16573	0.126	0.369	-0.797	7.620
	总资产净利润率	ROA	净利润/总资产	16573	0.035	0.065	-0.714	0.332
	固定资产占比	$Fixed$	固定资产/总资产	16573	0.234	0.134	0.001	0.798
	是否两职合一	$Dual$	董事长和总经理为一人取1,否则取0	16573	0.268	0.443	0.000	1.000
	上市年限	$Lage$	上市年限取自然对数	16573	2.482	0.452	0.000	3.497
	流动比率	$Liquid$	流动资产/流动负债	16573	2.183	1.914	0.214	26.300
	是否“四大”审计	$Big4$	若四大会计师事务所审计取1,否则取0	16573	0.064	0.245	0.000	1.000
	SA指数	SA	SA指数	16573	-3.905	0.024	-4.698	-2.762

表2 基准回归结果

变量	(1) <i>RES</i>	(2) <i>RES</i>
<i>DT</i>	0.0005** (0.001)	0.0007*** (0.000)
常数项	0.847*** (0.000)	0.969*** (0.020)
控制变量	否	是
时间固定效应	是	是
个体固定效应	是	是
<i>N</i>	16573	16573
<i>R</i> ²	0.973	0.973

注：*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著；括号内为稳健标准误。下表同。

(三)稳健性检验

考虑到模型设定、变量度量以及潜在内生性问题可能对实证结果产生影响,本文进一步对颠覆性技术创新对企业韧性的作用进行稳健性检验,以增强研究结论的可靠性和说服力。

1. 更换解释变量

参考黄璆和王佳颖(2025)^[22]的做法,通过更换解释变量的方式进行稳健性检验。本文使用发明型技术专利重新计算企业的颠覆性技术创新水平,并进行回归分析,结果见表3列(1)。颠覆性技术创新的系数仍在5%的水平上显著为正,表明变量更换不会改变本文的主要结论,验证了实证结果的稳定性。

2. 更换回归模型

由于企业韧性有着以0为边界的特点,符合Tobit模型的前提假设,本文通过更换回归模型的方式进行稳健性检验(周肖肖等,2023)^[23],回归结果见表3列(2)。可以看出核心解释变量的系数依然显著为正,且显著性水平提升至1%,说明颠覆性技术创新对企业韧性有着正向影响的结论仍然成立。

3. 解释变量滞后一期

颠覆性技术创新对企业韧性的影响通常有滞后效应,将解释变量滞后一期对基准回归进行重新估计,结果见表3列(3)。颠覆性技术创新对企业韧性的促进效应依然显著,在一定程度上缓解了反向因果关系和同期内生性问题,说明技术创新对企业韧性的影响具有时间上的持续性。

4. 调整稳健标准误

考虑到不同聚类方式可能对标准误估计的影响,本文将标准误从个体和时间聚类替换为行业和所在

城市聚类,结果见表3列(4)。核心解释变量的系数仍在1%的水平上显著为正,进一步验证了结论的稳健性。

表3 稳健性检验结果

变量	(1) 更换解释 变量 <i>RES</i>	(2) 更换回归 模型 <i>RES</i>	(3) 解释变量 滞后一期 <i>RES</i>	(4) 调整稳健 标准误 <i>RES</i>
<i>DT</i>	0.0006** (0.000)	0.0243*** (0.001)	0.0014*** (0.000)	0.0007*** (0.000)
控制变量	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
<i>N</i>	16573	16573	14198	16573
<i>R</i> ²	0.973		0.900	0.973

(四)多重共线性检验

核心解释变量和被解释变量之间存在多重共线性会导致模型估计结果存在误差,因此本文采取方差扩大化因子(VIF)进行共线性检验,结果见表4。各变量的方差膨胀因子(VIF)均显著低于常用阈值10,且1/VIF值均较高,表明模型中不存在严重的多重共线性问题,回归结果具有较好的可靠性。

表4 多重共线性检验结果

变量	VIF	1/VIF
<i>DT</i>	1.05	0.954
<i>Hfl</i>	1.09	0.914
<i>ROA</i>	1.09	0.915
<i>Fixed</i>	1.09	0.917
<i>Board</i>	1.07	0.940
<i>Lage</i>	1.08	0.930
<i>Liquid</i>	1.18	0.850
<i>Big4</i>	1.07	0.933
<i>Sep</i>	1.06	0.940
Mean VIF	1.09	

(五)中介机制检验

根据式(2),分别对研发投入水平和ESG表现两个中介变量进行回归分析,结果见表5。

由表5列(1)可知,颠覆性技术创新对企业研发投入水平在1%的水平上显著为正。颠覆性技术创新具有高不确定性、长周期和高技术门槛等特征,其推进过程需要持续稳定的研发投入作为支撑。这要求企业在基础研究、关键核心技术攻关以及跨领域技术整合等方面加大投入强度,因此颠覆性技术创新有助于推动企业形成更高水平、更具持续性的研发投入。

表5 中介机制检验结果

变量	(1) <i>RD</i>	(2) <i>ESG</i>
<i>DT</i>	0.0004*** (0.000)	0.1829*** (0.051)
控制变量	是	是
时间固定效应	是	是
个体固定效应	是	是
N	16573	16573
R ²	0.823	0.492

研发投入水平也对企业韧性具有显著影响。较高的研发投入能够促进工艺改进和效率提升,提高企业在冲击后的恢复速度和资源重配置能力;还能够向市场传递长期发展信号,改善企业融资条件并缓解创新过程中的资金约束。由此,颠覆性技术创新能够通过提升研发投入水平,间接增强企业韧性。这一结论与关于研发投入赋能财政补贴进而促进企业韧性的研究发现相一致(孔凯,2025)^[24]。因此,假设2得证。

由表5列(2)可以看出,颠覆性技术创新对企业ESG表现在1%的水平上显著为正,即颠覆性创新能够显著提高企业ESG表现。原因可能是颠覆性技术创新通常要求企业在技术研发、组织管理和市场探索等方面进行系统性调整,这一过程不仅会改变企业的生产模式和资源配置方式,也会对企业的环境、社会 and 治理行为产生深远影响。具体而言,颠覆性技术创新要求高研发投入和长期战略布局,使企业在环境保护、资源利用效率以及社会责任履行方面有更充分的投入能力,为了保障技术创新的顺利推进,企业需要完善内部治理结构、加强信息披露和风险管理。因此可以预期,企业在实施颠覆性技术创新的过程中,其ESG表现水平有望得到显著提升。

企业的ESG表现反映了其在环境保护、社会责任和公司治理方面的综合能力,这些能力对企业应对外部冲击和不确定性具有积极作用。良好的ESG实践能够提升企业资源使用效率、降低潜在负面事件带来的冲击,同时增强与供应商、客户和政府的合作关系,从而提高企业的适应性和恢复能力。完善的内部控制和透明的信息披露能够优化决策流程、减少管理层盲点,提升企业应对突发风险的灵活性。因此,较高的ESG水平有助于增强企业韧性,从而为颠覆性技术创新影响企业韧性提供潜在中介机制。这一分析也得到了现有研究的支持,即企业ESG表现能够通过增强产

品的市场竞争优势、降低融资成本、提升企业声誉以及提高抗风险能力等途径,显著提升企业应对危机的能力,从而增强企业韧性(刘建秋和徐雨露,2024)^[25]。因此,假设3得证。

六、调节效应分析

在上述基准回归和中介机制检验的基础上,本文进一步考察相关因素在颠覆性技术创新影响企业韧性过程中的调节效应。构建模型如下:

$$RES_{it} = \beta_0 + \beta_1 DT_{it} + \beta_2 IT_{it} + \beta_3 DT_{it} \times IT_{it} + \beta_4 Controls_{it} + \gamma_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, IT_{it} 为调节变量, $DT_{it} \times IT_{it}$ 为颠覆性技术创新和调节变量的交互项。若交互项显著为正,说明调节变量的提高会增强颠覆性技术创新对企业韧性的影响;若交互项显著为负,则说明会削弱颠覆性技术创新对企业韧性的影响。

(一)企业规模(SIZE)

规模较大的企业通常具备丰富的资金储备、较高的技术积累以及完善的人才和管理体系,但其组织结构相对庞大,决策链条较长,部门间协调和资源配置的复杂性也随之增加。这种组织惯性和路径依赖在推进颠覆性技术创新时可能带来一定的制约,导致创新活动在研发安排、跨部门协同以及成果转化等环节效率下降,从而削弱创新对企业韧性的实际贡献。此外,大型企业在管理层考核和风险控制方面通常更加谨慎,这可能限制其在高不确定性、长周期的颠覆性技术创新上的战略投入,使得创新潜在收益无法充分转化为企业应对外部冲击和维持运营稳定的能力。中小规模企业资源基础相对有限、组织层级较少,决策链条更为灵活,在引入颠覆性技术时更容易实现组织结构和业务模式的快速调整,从而放大技术创新对企业韧性的正向影响。表6列(1)的回归结果显示,颠覆性技术创新对企业韧性的系数为正且显著,说明颠覆性技术创新总体上有助于提升企业韧性,同时颠覆性技术创新与企业规模的交互项系数为负且在1%的水平显著,表明企业规模越大,颠覆性技术创新对企业韧性的促进作用越弱。

(二)外界监督程度(INST)

颠覆性技术创新具有高度不确定性和长周期特征,其推进过程往往需要较大的战略容忍度和灵活的资源配置空间。尽管较强的外部监督有助于约束管理层的短期行为和提升治理效率,但对于高不确定性和长周期的颠覆性技术创新而言,过度监督可能增加管

理层的业绩压力和风险规避倾向,使其在研发投入和战略资源配置上更为谨慎,从而削弱创新对企业韧性的实际贡献。相反,在外界监督相对较弱的情形下,企业拥有更大的决策自主空间,更有利于长期性、探索性技术创新的实施,使颠覆性技术创新能够更充分地转化为企业应对冲击和实现持续发展的能力。机构投资者相较于个人投资者有着更专业的信息渠道和约束管理能力,因此本文选取机构投资者持股比例衡量外界监督程度(王跃堂等,2024)^[26]。表6列(2)的回归结果显示,颠覆性技术创新与外界监督程度的交互项系数为负且在5%的水平显著,表明外界监督对颠覆性技术创新促进企业韧性的作用具有抑制效应,即外部监督在提升企业治理质量的同时,也可能在一定程度上限制了颠覆性技术创新释放韧性潜力的空间。

表6 调节效应检验结果

变量	(1) RES	(2) RES
DT	0.0005* (0.000)	0.0007*** (0.000)
SIZE	0.0034*** (0.001)	
DT × SIZE	-0.0009*** (0.000)	
INST		-0.0043 (0.003)
DT × INST		-0.0023** (0.001)
控制变量	是	是
时间固定效应	是	是
个体固定效应	是	是
N	16573	16573
R ²	0.973	0.973

七、结论与建议

(一)研究结论

本研究基于2008—2024年沪深A股制造业上市公司样本,系统分析了颠覆性技术创新对企业韧性的影响及作用机制。实证结果显示,颠覆性技术创新能够显著增强企业韧性。通过突破既有技术路径和商业模式,企业能够优化资源配置、提升组织灵活性,在面对冲击时表现出更强的稳定性和恢复能力。同时,颠覆性技术创新通过提升研发投入水平和改善ESG表现,进一步增强了企业应对风险和调整策略的能力。调节效应分析表明,企业规模较大或外界监督较强时,

颠覆性技术创新对企业韧性的促进作用会受到一定抑制,组织惯性、决策复杂性及外部约束可能限制创新潜力的释放。

(二)政策建议

基于上述研究结论,提出以下政策建议:

一是从政府角度来看,应持续优化制度环境和政策支持,以增强企业应对不确定环境的能力。具体而言,应加强对颠覆性技术创新的制度激励与资金保障,完善研发投入激励政策和创新补贴体系,降低企业创新成本,尤其关注中小企业和新兴技术领域的融资支持与技术服务,保障企业在外部冲击和市场波动下仍能保持研发连续性和战略灵活性。推动企业ESG信息披露和风险管理机制建设,强化ESG绩效的监管和指导,引导企业在创新过程中兼顾可持续发展和社会责任,提高治理透明度和决策效率,为创新活动创造稳健的外部环境。优化外部监管和审批流程,降低创新企业在行政许可、融资审批及市场准入中的阻力,为企业快速调整战略和资源配置提供制度保障。

二是在企业层面,应充分发挥研发投入和ESG建设在提升韧性中的作用。一方面,通过持续加大研发投入,推动企业积累技术储备、优化资源配置,使其在冲击发生时具备更高的恢复能力与调整灵活性;另一方面,通过完善内部治理、强化环境保护和社会责任履行,推动企业提升资源使用效率、降低潜在风险冲击,并增强与供应商、客户及政府的协作能力,从而将颠覆性技术创新的成果有效转化为企业韧性。

三是从优化外部监督与融资环境角度上看,政策与企业管理应平衡外部监督强度,既保障治理质量,又避免过度约束管理层的战略探索空间,以免抑制长期性、探索性创新的实施效果。同时,应根据企业规模特点,针对中小企业提供灵活的组织协调与资源整合支持,而大型企业需通过优化决策链条和跨部门协同机制,减少组织惯性对创新效益转化的影响。◆

参考文献:

[1]阳立高,罗甜甜,刘丽雯.CEO双海外背景对企业韧性的影响研究[J].财经理论与实践,2025,46(4):120-127.
[2]黄绮煜,张妍,崔华清,等.高管团队ESG注意力如何影响企业韧性?:基于文本分析与机器学习的经验证据[J].经济与管理研究,2025,46(11):38-58.
[3]胡海峰,田一迪,王爱萍,等.内部资本市场能提高企业韧性吗[J].当代财经,2025(1):56-69.
[4]郑敏.内部控制能否促进制造业企业高质量发展?:基于组

- 织韧性中介效应的检验[J].财务管理研究,2026(2):91-98.
- [5]焦豪,王林栋,刘斯琪.CEO时间焦点、注意力配置与企业韧性[J].经济管理,2024,46(7):91-108.
- [6]王晓丹,石玉堂.数据要素共享与企业韧性:来自公共数据开放的经验证据[J].当代财经,2025(8):84-98.
- [7]梁海萌,童磊,董昌荣,等.智慧供应链政策对企业韧性的影响研究:基于战略协同赋能视角[J].世界经济研究,2025(7):105-119+137.
- [8]宋高燕,夏雪儿,姚金镭.数治的力量:数字政府建设与企业韧性[J].现代财经(天津财经大学学报),2025,45(8):41-57.
- [9]鲁斯玮,高波.政府引导基金与企业韧性[J].财经研究,2025,51(10):109-124.
- [10]韩瑾,王爽燕.数字技术创新对企业韧性的影响[J].科技管理研究,2025,45(12):202-210.
- [11]郭琳娜,闫冬,尹宇华.颠覆性技术创新促进新质生产力发展的路径[J].科技管理研究,2025,45(21):12-21.
- [12]许军,张静.新质生产力、颠覆性技术创新与经济高质量发展[J].统计与决策,2025,41(17):5-10.
- [13]王佳宜,范馨月.数实深度融合、颠覆性技术创新与农业新质生产力[J].商业研究,2024(6):91-99.
- [14]黄先海,孙涌铭,陈梦涛.企业数字化转型与颠覆性技术创新:来自专利网络与SBERT模型的微观证据[J].中国工业经济,2024(10):137-154.
- [15]杨茜云.科技金融政策对新质生产力的影响:基于高端颠覆性技术创新视角[J].统计与决策,2025,41(18):128-134.
- [16]陈一凡,吴振磊.政府采购对企业颠覆性技术创新的影响及作用机制[J].科技管理研究,2025,45(4):11-19.
- [17]储佩佩,张姚.耐心资本对企业韧性的影响研究[J].现代经济探讨,2025(8):80-94.
- [18]尹智超,房芳.资本账户开放与全球碳减排协同:空间效应与机制检验[J].国际金融研究,2024(4):49-62.
- [19]吴晓波,冯潇雅.VUCA情境下运营冗余对组织韧性的影响:持续创新能力的调节作用[J].系统管理学报,2022,31(6):1150-1161.
- [20]孙烨,张艳丽,刘金桥.免责激励对企业颠覆性技术创新的影响:有调节的中介效应[J].科技进步与对策,2025,42(11):51-63.
- [21]方先明,胡丁.企业ESG表现与创新:来自A股上市公司的证据[J].经济研究,2023,58(2):91-106.
- [22]黄璐,王佳颖.价值链嵌入与碳排放绩效提升:绿色技术创新与产业结构升级的调节效应[J].统计理论与实践,2025(11):43-51.
- [23]周肖肖,贾梦雨,赵鑫.绿色金融助推企业绿色技术创新的演化博弈动态分析和实证研究[J].中国工业经济,2023(6):43-61.
- [24]孔凯.财政补贴、研发投入与企业韧性:基于旅游上市公司的实证经验[J].财会通讯,2025(24):30-34.
- [25]刘建秋,徐雨露.ESG表现与企业韧性[J].审计与经济研究,2024,39(1):54-64.
- [26]王跃堂,马靓,沈小燕.退市新规提高了审计收费吗?[J].审计研究,2024(5):75-88.

A Study on the Impact of Disruptive Technological Innovation on Corporate Resilience

Li Sufeng, Shi Honghao

Abstract: Against the backdrop of high uncertainty in the global economic environment, enterprises face frequent and severe external shocks. How to enhance corporate resilience to strengthen risk response and recovery capabilities has become a critical issue in corporate management and policy-making. Based on data from 2,089 listed manufacturing companies on the Shanghai and Shenzhen A-share markets from 2008 to 2024, this study systematically examines the impact of disruptive technological innovation on corporate resilience and its underlying mechanisms. The findings reveal that disruptive technological innovation can significantly enhance corporate resilience. Further mediation analysis indicates that disruptive technological innovation indirectly promotes corporate resilience by increasing R&D investment and improving corporate ESG performance. Moderation analysis shows that firm size and the degree of external oversight significantly influence the effect of disruptive technological innovation on corporate resilience: larger firms may weaken the innovation effect due to organizational inertia and the complexity of resource allocation, while a higher degree of external oversight may increase management's risk-averse tendencies, thereby inhibiting the ability to translate innovation into resilience. This study not only enriches the analytical dimensions of the economic consequences of disruptive technological innovation but also provides theoretical and empirical references for enterprises to balance innovation with sustainable development in uncertain environments.

Key words: Disruptive Technological Innovation; Corporate Resilience; ESG; R&D Investment

(责任编辑:李雅)

中部地区枢纽经济发展水平测度及提升策略

杨玉雪

(河南省社会科学院 统计与管理科学研究所,河南 郑州 451464)

摘要:基于2014—2023年中部六省的面板数据,构建枢纽经济发展评价指标体系,并运用熵值法和障碍度模型对中部地区枢纽经济发展水平进行测度和系统分析。研究发现:(1)样本期内中部地区枢纽经济发展呈波动上升态势,四个维度发展呈现“集聚发展>物流发展>规模发展>开放发展”的特征;(2)样本期内物流发展是制约中部地区枢纽经济发展最关键的维度,随着时间的推移,开放发展的制约作用逐渐减退,集聚发展的制约作用逐渐显现;(3)邮政业就业人员数,客运量,铁路营业里程,交通运输、仓储和邮政业增加值占GDP的比重,货运量和电信业务总量是影响中部地区枢纽经济发展的关键障碍因子。最后,根据研究结论针对性地提出发展现代物流、完善物流服务体系,构建创新生态体系、强化创新要素供给,夯实综合基建、优化枢纽经济布局等提升中部地区枢纽经济发展水平的对策建议。

关键词:中部六省;枢纽经济;物流发展;障碍因子诊断

中图分类号:F127

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2026)04-0044-08

DOI:10.13999/j.cnki.tjllsj.2026.04.005

一、引言

《中华人民共和国国民经济和社会发展第十五个五年规划纲要》提出,要“开创中部地区加快崛起新局面,强化粮食和能源原材料保障能力,做优做强现代装备制造及高技术产业,建设综合交通运输枢纽体系,推进内陆地区高水平开放”,为加快推动中部地区崛起擘画了清晰路径、指明了发展方向。在我国着力推动高质量发展、加快构建新发展格局的战略进程中,中部地区承东启西、连南接北的区位优势被赋予新的时代内涵,其枢纽功能与战略价值愈发凸显。国家发展和改革委员会也强调,要扎实推进“十五五”现代化基础设施体系建设,有序发展低空经济、枢纽经济、通道经济^[1],标志着枢纽经济已上升为国家层面重点扶持的重要产业政策范畴。发展枢纽经济,既能超越传统交通中转的单一功能局限,更能推动交通、物流、产业、城市深度融合、联动发展,已然成为将中部地区区位优势

转化为经济发展胜势、赋能区域加速崛起的关键路径。

当前,中部六省已形成协同共建枢纽经济的共识并展开初步行动。2025年,中部六省省会城市联合发布《中部六省省会城市交通运输协同发展合作倡议》,明确提出共建中部地区国际性综合交通枢纽集群,打造中国交通“第五极”,标志着中部地区发展逻辑已从各省单点突破、分散发力,转向更高层级、更深维度的区域协同、抱团发展。从基础设施硬支撑看,中部地区高速铁路营业里程占全国总里程的34.5%,公路网密度是全国平均水平的2.5倍,民航机场密度是全国平均水平的1.4倍,高等级内河航道里程占全国总量的40%以上^[2],已建成四通八达、互联互通的立体交通网络,实现了高效的基础设施“硬联通”。从产业发展基础看,郑州航空港电子信息产业、合肥派河港“新三样”产业、武汉光电子信息产业等特色集群蓬勃发展,充分

基金项目:河南省社会科学院2026年度基本科研费一般项目“中部地区枢纽经济测度及提升路径研究”(26E084)。

作者简介:杨玉雪,女,硕士,研究方向为区域经济、产业经济。

彰显了枢纽赋能产业、产业反哺枢纽的强劲动能;河南亦立足区位优势,专门制定临港产业发展规划,着力以交通链为纽带延伸打造优势产业链。与此同时,中部地区枢纽经济发展仍面临诸多现实瓶颈,省际协同联动机制不健全、枢纽经济发展贡献度测度标准不统一、枢纽与产业联动融合性不足等问题突出,制约了区域整体竞争力的充分释放。在此背景下,科学测度中部地区枢纽经济发展实效,精准查摆制约发展的关键堵点,兼具重要的理论价值与紧迫的现实意义。

二、文献综述

国内学界围绕枢纽经济已开展一系列研究,积累了较为丰富的成果。在定性研究层面,学界普遍认可枢纽经济对区域高质量发展的助推作用。夏长会(2024)^[3]指出,枢纽经济可依托创新要素集聚、产业结构迭代升级,助力全国统一大市场建设。冉净斐和乔智(2023)^[4]认为,枢纽经济具备集聚资源要素、整合区域市场的独特优势,对构建全国统一大市场具有重要推动作用。郭丽莎(2023)^[5]提出,枢纽经济是城市高质量发展的重要路径,郑州作为典型内陆枢纽城市,发展枢纽经济有效提升了城市对外开放能级。李国政(2021)^[6]认为,枢纽经济本质是通过优化资源要素的时空配置重塑产业体系,促进生产力空间布局的提升和完善。高传华(2019)^[7]提出,交通枢纽城市可依托要素集散功能、培育枢纽偏好型产业,逐步实现从交通枢纽向枢纽城市的转型升级。同时,学界聚焦枢纽经济发展中的现实短板开展研究。刘彦博等(2022)^[8]指出,地方城市在枢纽经济示范区建设过程中存在物流枢纽建设不成熟、多式联运发展不健全等问题。陈博(2022)^[9]认为,我国枢纽经济发展面临战略性顶层设计缺失、功能组织短板突出、区域开发模式创新不足等困境。为做大做强枢纽经济,付垚等(2024)^[10]提出,要推动产教科深度融合,提升枢纽竞争力与区域发展动能,推进多式联运发展与运输结构优化。刘文丰等(2024)^[11]建议,要加快培育差异化枢纽偏好型产业高地,强化综合交通网络与枢纽基础支撑,提升枢纽要素资源配置效能。在定量研究层面,学界多采用构建评价指标体系并结合熵值法确定权重的思路开展测评。张菁菁等(2024)^[12]从运输网络、枢纽建设、物流体系、枢纽偏好型产业、枢纽要素五个维度,构建枢纽经济发展评价指标体系。韩正等(2023)^[13]立足物流枢纽经济内涵,运用熵值法测评合肥、南京、苏州等六座城市的枢纽经济发展水平。汪传雷等(2022)^[14]从地区经济、

交通基础、物流规模、枢纽产业、创新发展五个维度,构建面向高质量发展的国家物流枢纽经济评价体系。汪玲等(2024)^[15]借助障碍度模型与PVAR模型,剖析枢纽经济发展的障碍因子及动态影响效应,研究表明区域辐射力、绿色投入指数、本地资本集聚度、运输线网规模是核心制约因素。

梳理文献发现,当前针对枢纽经济的研究虽已初见成效,但聚焦中部六省、贴合新时代中部地区崛起战略的枢纽经济专项研究仍相对匮乏。在新形势下,中部地区枢纽经济发展水平究竟如何?制约其提质增效的核心障碍因素有哪些?如何破除瓶颈、释放枢纽经济发展新动能?这些问题亟待深入探究并给出系统解答。因此,本文立足中部地区发展实际,构建系统的枢纽经济发展评价指标体系,定量测评中部地区枢纽经济发展水平,并结合障碍度模型精准识别制约其发展的关键因素,同时辅以定性分析挖掘障碍形成的深层次根源,最终提出靶向性破解对策,以期为中部地区枢纽经济提质增效、高质量发展提供理论参考与实证支撑。

三、研究设计

(一)指标体系构建

本文遵循科学性、可比性、数据可得性等原则,借鉴张菁菁等(2024)^[12]、曹艺林等(2024)^[16]、郑强等(2021)^[17]的研究,从规模发展、物流发展、开放发展、集聚发展四个维度出发,构建包含19个具体指标的中部地区枢纽经济发展评价指标体系,具体见表1。

规模发展是枢纽经济形成的前提和支撑,其本质是通过区域经济总量提升、产业壮大以及要素供给完善,为枢纽经济发展筑牢市场需求、产业支撑、人力基础和硬件保障“四大基底”。因此,本文选取人均GDP,交通运输、仓储和邮政业增加值占GDP比重,交通运输、仓储和邮政业就业人数占比,交通运输、仓储和邮政业固定资产投资占GDP比重4个指标,分别从经济发展基底、产业核心贡献、人力资本支撑、硬件设施保障等方面反映枢纽经济的规模发展程度。

物流发展是枢纽经济的核心与动力源泉,其通过基础设施网络化、要素流通高效化以及服务体系完善化,破解要素空间流动的壁垒,将规模发展形成的静态要素转化为动态流动要素,实现枢纽从要素承载节点向要素流通节点的升级。因此,本文选取电信业务总量、邮政业就业人员数、铁路营业里程、内河航道里程、公路里程、客运量、货运量7个指标,从数字技术支撑、

表1 枢纽经济发展水平评价指标体系

目标层	维度层	指标层	单位	符号	权重
枢纽经济 发展水平	规模发展	人均GDP	元/人	X_1	0.0261
		交通运输、仓储和邮政业增加值占GDP比重	%	X_2	0.0171
		交通运输、仓储和邮政业就业人数占比	%	X_3	0.0209
		交通运输、仓储和邮政业固定资产投资占GDP比重	%	X_4	0.0233
	物流发展	电信业务总量	亿元	X_5	0.0786
		邮政业就业人员数	人	X_6	0.0325
		铁路营业里程	万公里	X_7	0.0144
		内河航道里程	万公里	X_8	0.0401
		公路里程	万公里	X_9	0.0275
		客运量	万人	X_{10}	0.0395
		货运量	万吨	X_{11}	0.0211
	开放发展	外贸依存度	%	X_{12}	0.0188
		外资开放度	%	X_{13}	0.0219
		旅客周转量	亿人公里	X_{14}	0.0176
		货物周转量	亿吨公里	X_{15}	0.0310
	集聚发展	技术市场成交额占比	%	X_{16}	0.0648
		专利申请授权量	项	X_{17}	0.0307
		R&D经费投入强度	%	X_{18}	0.0258
		规模以上工业企业新产品出口销售收入占比	%	X_{19}	0.0381

交通硬件网络、物流流量规模等方面量化枢纽经济的物流发展水平。

开放发展是枢纽经济从区域节点向区域中心升级的关键,其通过对内、对外开放的深度拓展以及要素跨区域跨业态的流动突破,将枢纽的服务半径从本地延伸至全国乃至国际,实现要素流动的空间边界与业态边界突破。因此,本文选取外贸依存度、外资开放度、旅客周转量、货物周转量4个指标,从对外经济联系、要素跨区域流动效率两个方面,量化开放发展对枢纽经济的空间拓展作用。

集聚发展是枢纽经济的最终价值体现,其通过创新要素集聚、产业协同集聚以及价值链条升级,推动枢纽经济向创新驱动与价值增值转型,形成具有竞争力的区域经济增长极,是枢纽经济实现高质量发展的核心动能。因此,本文选取技术市场成交额占比、专利申请授权量、R&D经费投入强度、规模以上工业企业新产品出口销售收入占比4个指标,从创新投入、创新产出、创新成果转化、创新国际化等方面,反映集聚发展对枢纽经济的价值升级作用。

(二)研究方法

1. 熵值法

熵值法是当前学术界运用较多的一种客观赋值

法,本文采用熵值法测度枢纽经济发展水平。因熵值法应用比较广泛,此处不再赘述其计算过程,具体步骤可参考相关文献^[18]。

2. 障碍度模型

运用障碍度模型对中部地区枢纽经济发展进行系统分析,以识别其发展的制约障碍,为进一步释放枢纽经济动能找准对策着力点。障碍度模型的计算公式如下:

计算指标偏离度:

$$E_j = 1 - X_j \quad (1)$$

计算因子贡献度:

$$F_j = W_{ij} * \mu_j \quad (2)$$

计算指标障碍度:

$$O_j = \frac{F_j * E_j}{\sum_{j=1}^m F_j * E_j} * 100\% \quad (3)$$

$$Z_l = \sum_{j=1}^n O_j \quad (4)$$

其中, E_j 为指标偏离度, X_j 为第 j 个指标标准化后的值, F_j 为因子贡献度, W_{ij} 为第 i 个维度中第 j 个指标的权重, μ_j 为第 j 个指标所属维度的权重, O_j 为第 j 个指标的障碍度, Z_l 为第 l 维度层对枢纽经济发展指数的障碍度。

3. 数据来源

本文采用2014—2023年中部六省的面板数据,原始数据主要来源于《中国统计年鉴》、各省份统计年鉴以及《中国环境统计年鉴》,个别缺失数据采用插值法补齐。

四、中部地区枢纽经济发展水平分析

(一) 枢纽经济整体发展水平分析

利用熵值法测算得到2014—2023年中部地区枢纽经济发展总指数及各分维度指数,结果见图1。

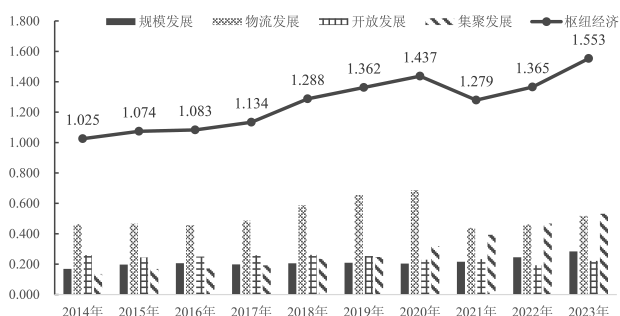


图1 枢纽经济发展总指数及各维度发展指数

从整体发展态势看,中部地区枢纽经济发展水平呈现波动上升的良性趋势,2023年发展总指数较2014年提升51.5%,年均增长4.7%,充分印证了中部地区承东启西、连南接北的区位优势正逐步转化为经济发展动能,枢纽经济发展的质效稳步提升。但省际发展分化特征显著,整体发展不均衡问题突出,各省增速差距较为悬殊。样本期内,增速最高的安徽年均增速达7.8%,增速较低的山西年均增速仅2.5%。这一结果表明,中部地区枢纽经济的核心增长极已初步形成并加速崛起,而以山西为代表的传统资源型省份,枢纽经济增长动能偏弱、发展后劲不足。究其根源,一方面,随着区域高铁网络持续加密、长江黄金水道航运功能不断释放,安徽实现了与长三角地区的深度对接、无缝融合,依托大规模产业转移,区域枢纽的要素集聚能力实现跨越式提升;另一方面,山西作为传统能源基地,交通基础设施建设多聚焦于煤炭等资源外运,通道经济属性突出,枢纽经济的资源价值转化、产业赋能效应未能充分彰显。

从分维度发展情况看,2023年中部地区枢纽经济各维度发展指数依次为“集聚发展>物流发展>规模发展>开放发展”,集聚发展成为驱动中部地区枢纽经济提质增效的核心引擎。集聚发展维度指数由2014年的0.135大幅攀升至2023年的0.531,增幅高达293.5%,且2020年之后呈现加速增长态势,成为破解

枢纽经济发展瓶颈、实现提档升级的关键支撑,这也充分印证了创新要素、产业资源集聚对枢纽经济价值增值的核心引领作用。深入剖析原因,新冠疫情过后,国内产业链供应链加速重构,区域化布局趋势持续深化,企业为规避市场不确定性、降低运营成本、提升协同效率,纷纷向基础设施完备、产业链配套齐全的枢纽节点集聚,进一步放大了枢纽节点的要素集聚效应。细化至各省份不同维度表现,在集聚发展维度,安徽表现突出,是中部六省中唯一指数超过0.13的省份,山西该维度得分仅0.019,两省差距高达7倍;在物流发展维度,湖北、湖南、河南三省得分均突破0.1,形成显著的领跑优势;在规模发展维度,湖北、安徽凭借稳固的经济底盘,占据小幅领先地位;在开放发展维度,安徽以0.063的得分遥遥领先,开放型经济发展活力充沛。

从分省份发展特征看,中部六省枢纽经济发展呈现差异化发展格局,各省份优势短板清晰凸显。安徽依托高水平对外开放与强效的创新要素集聚,在开放发展、集聚发展两大维度领跑中部六省,成为拉动区域枢纽经济整体提质的核心动力;湖北在规模发展、物流发展、集聚发展三大维度均位居前列,但对外开放水平偏低,成为制约其枢纽经济提档升级的突出短板;河南坐拥物流大省的先天优势,但集聚发展能力薄弱,创新要素与高端产业集聚不足,枢纽赋能产业的联动效应未能充分释放;湖南物流发展维度表现亮眼,却存在通道优势突出但产业落地转化不足的发展痛点;江西物流发展与集聚发展具备一定基础,但经济规模支撑力、开放发展活力仍有待强化;山西在开放发展、集聚发展两大核心维度与其他省份差距显著,整体枢纽经济发展竞争力偏弱。

(二) 枢纽经济发展障碍因素识别

1. 维度层障碍因子识别

利用障碍度模型对2014—2023年中部地区枢纽经济发展的维度层进行障碍识别,结果如表2所示。

从障碍度时序排名变迁看,2014年中部地区维度层障碍度由高到低依次为物流发展、开放发展、规模发展、集聚发展;2015—2019年,规模发展的障碍度反超开放发展,跃居障碍排名第二;随着集聚发展维度障碍度持续攀升,2020年超越规模发展成为仅次于物流发展的第二大制约维度;2020—2023年,中部地区枢纽经济四大维度障碍度排名变为物流发展、集聚发展、规模发展、开放发展。从时间序列演变趋势看,2014—

表2 维度层障碍度

单位:%

年份	规模发展	物流发展	开放发展	集聚发展
2014	20.4	48.4	23.1	8.0
2015	20.4	49.5	19.9	10.1
2016	22.4	46.7	20.2	10.7
2017	19.5	50.3	18.8	11.4
2018	17.1	54.9	15.3	12.8
2019	16.3	57.9	12.3	13.4
2020	14.8	56.3	11.3	17.6
2021	21.9	33.2	16.5	28.4
2022	23.3	32.9	10.7	33.2
2023	21.3	39.6	11.8	27.3

2023年,中部地区枢纽经济规模发展维度的整体制约程度呈先降后升态势,样本期内制约水平整体有所抬升;物流发展维度的制约程度波动变化,前期逐步提升并于2019年达到峰值,后续小幅回落,2023年制约程度再度回升,但仍低于2014年水平;开放发展维度的制约程度波动下行,2019年降至四大维度末位并维持;集聚发展维度的制约程度在样本期内持续波动上升,是制约幅度提升最为显著的维度。

样本期内,物流发展始终是制约中部地区枢纽经济发展的核心维度。究其原因,主要在于中部地区运输结构失衡问题突出,铁路与公路货运占比严重失调,尽管中部地区铁路营业里程持续扩容,但铁路货运占比长期偏低,运输体系过度依赖公路,直接推高全域物流成本,难以满足大宗货物低成本、规模化运输需求,大幅削弱了物流枢纽的运营效能。与此同时,受内陆地理位置局限,中部地区内河航道开发与运营利用相对滞后,即便河南、湖北等省份加快推进沙颍河、淮河等内河航道整治升级,但区域内河航运整体利用率依旧偏低,水运货运量占比远不及长三角等沿海地区,而且由于内河航道布局分散、航道等级偏低等短板,导致内河航运大运量、低成本的核心优势未能充分释放。

研究发现,随着时间推移,开放发展对枢纽经济的制约作用逐步弱化,集聚发展的制约效应则愈发凸显。这一变化契合我国经济转向高质量发展的阶段特征,意味着中部地区枢纽经济发展的核心瓶颈,已从传统基础设施硬件短板,逐步转变为创新生态软环境瓶颈。一方面,中部地区技术交易市场活跃度不足,枢纽经济发展亟须的技术要素流通受阻,难以构建“技术交易—

产业升级—枢纽功能强化”的良性循环体系。加之中部地区核心技术专利储备相对偏少,导致对产业高端化发展的支撑力薄弱,一定程度上制约了枢纽经济的智能化、高端化升级。另一方面,中部地区R&D经费投入强度远低于东部沿海发达地区,研发投入差距直接弱化了枢纽经济发展的技术储备根基与产业升级动力。此外,中部地区外贸出口以低附加值产品为主,导致枢纽经济国际辐射能力受限,难以有效集聚全球高端创新要素与产业要素^[19],使区域长期处于全球价值链的中低端位置,一定程度上致使枢纽经济的国际竞争力难以有效提升。

2. 指标层障碍因子识别

进一步对2014—2023年中部地区枢纽经济发展的指标层开展障碍度量化分析,鉴于本文的指标数量较多,仅筛选指标障碍度排名前五的障碍因子展开剖析,结果见表3。

从时序变迁看,2014年中部地区枢纽经济排名前五的障碍因子依次为邮政业就业人员数(X_6)、外贸依存度(X_{12})、交通运输、仓储和邮政业增加值占GDP比重(X_2)、货运量(X_{11})、客运量(X_{10})。随着时间推移,2023年核心障碍因子排序变更为邮政业就业人员数(X_6)、客运量(X_{10})、规模以上工业企业新产品出口销售收入占比(X_{19})、技术市场成交额占比(X_{16})、专利申请授权量(X_{17}),可见制约中部地区枢纽经济发展的主要障碍因子具有动态演变特征。

从分时段首位障碍因子变动看,2014—2017年排名首位的障碍因子均为邮政业就业人员数(X_6),2018—2020年首位障碍因子更替为电信业务总量(X_5),2021—2022年技术市场成交额占比(X_{16})跃居首位障碍因子,2023年邮政业就业人员数(X_6)重回首位障碍因子。

从障碍因子出现的频次看,样本期内出现次数最多的障碍因子为邮政业就业人员数(X_6),共出现10次,客运量(X_{10})出现了8次,铁路营业里程(X_7)出现了6次,交通运输、仓储和邮政业增加值占GDP比重(X_2)出现了5次,货运量(X_{11})和电信业务总量(X_5)均出现了4次,说明这些指标是影响中部地区枢纽经济发展的关键障碍因子。

究其原因,邮政业就业规模直接反映物流服务网络的覆盖密度与运营效能,中部地区邮政业就业人员总量不足,且分布不均衡,湖北、河南等省份邮政快递业就业规模虽持续壮大,但整体仍落后于东部沿海地

表3 指标层障碍因子排名

年份	指标
2014	邮政业就业人员数(X_6)、外贸依存度(X_{12})、交通运输、仓储和邮政业增加值占GDP比重(X_2)、货运量(X_{11})、客运量(X_{10})
2015	邮政业就业人员数(X_6)、客运量(X_{10})、交通运输、仓储和邮政业增加值占GDP比重(X_2)、铁路营业里程(X_7)、货运量(X_{11})
2016	邮政业就业人员数(X_6)、交通运输、仓储和邮政业增加值占GDP比重(X_2)、铁路营业里程(X_7)、交通运输、仓储和邮政业固定资产投资占GDP比重(X_4)、货运量(X_{11})
2017	邮政业就业人员数(X_6)、客运量(X_{10})、铁路营业里程(X_7)、电信业务总量(X_5)、交通运输、仓储和邮政业增加值占GDP比重(X_2)
2018	电信业务总量(X_5)、客运量(X_{10})、邮政业就业人员数(X_6)、铁路营业里程(X_7)、人均GDP(X_1)
2019	电信业务总量(X_5)、客运量(X_{10})、邮政业就业人员数(X_6)、铁路营业里程(X_7)、公路里程(X_9)
2020	电信业务总量(X_5)、客运量(X_{10})、邮政业就业人员数(X_6)、铁路营业里程(X_7)、货运量(X_{11})
2021	技术市场成交额占比(X_{16})、规模以上工业企业新产品出口销售收入占比(X_{19})、人均GDP(X_1)、邮政业就业人员数(X_6)、客运量(X_{10})
2022	技术市场成交额占比(X_{16})、规模以上工业企业新产品出口销售收入占比(X_{19})、人均GDP(X_1)、邮政业就业人员数(X_6)、仓储和邮政业增加值占GDP比重(X_2)
2023	邮政业就业人员数(X_6)、客运量(X_{10})、规模以上工业企业新产品出口销售收入占比(X_{19})、技术市场成交额占比(X_{16})、专利申请授权量(X_{17})

区,加之中部地区邮政业就业集中于传统运输、仓储环节,与枢纽经济配套的供应链服务、物流金融、数据服务等新兴岗位占比低,削弱了枢纽经济的产业协同效应。客运量的制约本质上反映了中部地区在人口吸引力、经济辐射力、交通网络密度等方面的短板,武汉、郑州等枢纽城市的客运枢纽虽已形成一定的硬件规模,但实际客运量与设计容量不匹配,削弱了枢纽对物流、商业等产业的吸附能力,客运网络的辐射效应难以释放,枢纽节点的规模经济与枢纽经济发达地区相比仍存在差距。铁路网络是枢纽经济的骨架,中部地区铁路里程规模与区域分布不均,截至2024年,中部铁路营业里程为3.63万公里,但路网密度低于东部地区,且中部地区高铁网络以客运为主,货运功能开发不足,对制造业供应链的规模化物流需求支撑相对不够。交通运输、仓储和邮政业增加值占GDP的比重反映了物流产业对经济的贡献度及发展质量,中部地区物流企业以仓储、运输等基础服务为主,供应链管理、跨境物流、冷链等高端业态发展不足,高附加值环节有待加强;且中部地区市场主体竞争力弱,缺乏具备全国整合能力的龙头企业,行业集中度不足,难以形成枢纽经济所需的产业集聚效应。货运量是衡量物流枢纽集散能力的核心指标,一直以来中部地区运输方式依赖公路,多式联运协同不足,“公强铁弱”的结构导致物流成本高,难以形成枢纽经济的成本优势。电信业务总量本质上是区域数字基础设施规模、数据流通效率、产业数字化水

平的综合体现,从短期看,电信业务总量不足直接导致枢纽的物流、商贸等传统功能效率低下,从长期看,其制约数据要素流通、产业数字化转型与新兴业态培育,使中部枢纽难以从物理集散中心向数字经济枢纽升级跃迁。

五、结论与建议

(一)研究结论

基于2014—2023年中部六省的面板数据,构建枢纽经济发展评价指标体系,综合运用熵值法与障碍度模型,对中部地区枢纽经济发展水平及障碍因素开展定量测度与系统剖析,研究发现:(1)样本期内中部地区枢纽经济发展整体呈现波动上升的良好态势,发展质效稳步提升。四个维度发展呈现“集聚发展>物流发展>规模发展>开放发展”的特征,要素集聚成为驱动区域枢纽经济提质增效的主要动力。(2)维度层方面,样本期内物流发展始终是制约中部地区枢纽经济高质量发展的首要维度;伴随区域发展阶段更迭与发展模式转型,开放发展维度的制约作用呈波动弱化趋势,而集聚发展维度的制约力度持续攀升,逐步成为仅次于物流发展的第二大制约维度,中部地区枢纽经济发展的瓶颈逐步由硬件设施短板转向软环境制约。(3)指标层方面,邮政业就业人员数,客运量,铁路营业里程,交通运输、仓储和邮政业增加值占GDP比重,货运量,电信业务总量6个指标是制约中部地区枢纽经济发展能级提升的关键障碍因子。

(二)政策建议

为了推动中部地区枢纽经济发展,更好地释放枢纽经济赋能中部地区加速崛起动能,本文提出以下政策建议。

第一,发展现代物流,完善物流服务体系,提升中部地区枢纽经济物流发展水平。一是系统性降低物流综合成本。推广自动化立体仓库、智能分拣机器人等先进设备应用,提升多式联运枢纽衔接效率,实现“干线运输+区域分拨”高效协同。创新运输组织模式,强化铁路、水运在中长距离运输中的骨干作用,推动大宗货物“公转铁”“公转水”,推广“一单制”“一箱制”标准化联运模式。鼓励共同配送、集中配送等集约化方式,减少空驶率和隐性运输成本。二是构建智慧化区域物流信息生态。强化数据互联互通基础,建立中部地区物流公共信息平台,统一货物编码、电子运单等数据标准,破除“信息孤岛”,推动海关、交通、商务等部门数据共享,提升通关和监管协同效率。深化物流全链条数智赋能,推广物联网设备实时监控货物状态,运用大数据优化路由规划和仓储布局,支持物流企业应用人工智能大模型提升分拣和调度决策的效率。三是培育现代化物流产业生态。打造“通道+枢纽+网络”体系,建设陆空联动、铁海衔接的国际物流通道,重点强化冷链物流、电商物流、产业供应链物流等专业网络。分层培育市场主体竞争力,实施骨干企业培育行动,支持拓展全货机航线、国际供应链服务等高端能力,鼓励中小企业在智慧物流、跨境冷链、多式联运等领域深耕特色服务。深化区域产业联动机制,建立中部物流产业联盟,推广制造业与物流业“两业融合”试点,共建共享仓储设施与配送网。

第二,构建创新生态体系,强化创新要素供给,提升中部地区枢纽经济的集聚发展水平。一是构建产学研深度融合的创新生态体系。建设国家级创新平台,依托武汉光谷、合肥综合性国家科学中心等载体,形成基础研究到应用研究再到产业转化的全链条发展。推动跨区域科研协作,建立中部六省高校科研资源共享平台,开放大型科学仪器、实验数据等资源。二是夯实新型基础设施支撑。发展智慧枢纽应用场景,在郑州国际陆港、武汉阳逻港等枢纽推广智能调度、数字孪生港口等技术,释放技术应用叠加数据积累“双效应”,推动创新迭代升级。建设产业数字化转型示范区,推广工业机器人、机器视觉检测等技术,提升库存可视化水平。培育数字技术服务集群,在枢纽周边布局云计算、

大数据、区块链企业,发展物流大数据分析企业,为枢纽经济提供需求预测、路线优化等服务。三是培育创新型市场主体与产业集群。壮大科技领军企业,实施链主企业培育计划,聚焦高端装备、电子信息等产业,筛选创新能力强的企业作为链主,支持其建设企业技术中心,牵头组建产业技术创新联盟,带动上下游企业协同创新。打造专精特新企业群落,建立中部枢纽经济专精特新企业培育库。构建创新型产业生态圈,建设“枢纽+创新”产业综合体,在武汉天河机场、郑州航空港等枢纽周边布局创新产业园区,吸引科技企业总部入驻。

第三,夯实综合基建,优化枢纽经济布局,提升中部地区枢纽经济规模发展水平。一是构建中部区域协调发展机制。建立跨省交通协同治理体系,成立中部交通发展联盟,定期召开联席会议,统筹区域交通规划、项目审批与资源分配,破解区域分割、重复建设等问题。联合设立专项资金,重点支持铁路、高速公路、农村公路等项目建设,提升城市的交通枢纽地位,以基础设施均衡化带动区域经济协调发展。推进跨省交通项目共建共享,鼓励相邻省份合作建设跨区域交通工程,通过互联互通的交通网络打破行政壁垒,形成贯通中部的综合运输大通道。二是推动交通枢纽城市能级跃升。发挥内河港口优势,壮大临港经济,推动武汉阳逻港、九江港等港口与制造业联动发展;以高铁枢纽为核心打造高铁经济带,规划建设郑州东站、长沙南站等高铁新城,吸引总部经济、商务会展等业态入驻,提升枢纽经济附加值与城市空间拓展能力。优化枢纽城市产业生态,推动传统产业智能化、绿色化改造,通过技术创新提升产业附加值与市场竞争力,形成枢纽功能推动产业升级、产业升级反促枢纽功能的良性互动。三是优化枢纽经济空间布局。强化交通基础设施建设,积极争取国家政策与资金支持,加快推进高铁骨干线路建设,加密中部地区高速公路网络,提升路网密度与区域通达性。提升航空枢纽国际竞争力,拓展中部机场国际航线网络,完善客货运枢纽配套设施,打造具有区域辐射力的国际航空枢纽,增强对高端要素的吸附能力。◆

参考文献:

- [1] 国家发展改革委基础设施发展司. 加快构建现代化基础设施体系[J]. 习近平经济思想研究, 2025(11): 61-65.
- [2] 中国交通新闻网. 中部六省省会共建国际性综合交通枢纽

- 集群[EB/OL].[2025-05-15].https://cjhy.mot.gov.cn/xw/slxw/202505/t20250515_438191.shtml.
- [3]夏长会.国家物流枢纽建设赋能全国统一大市场:理论机制与经验证据[J].价格理论与实践,2024(12):29-34.
- [4]冉净斐,乔智.枢纽经济助推全国统一大市场建设的理论逻辑、现实难题和实现路径:基于区域商品要素集聚的视角[J].中州学刊,2023(4):37-45.
- [5]郭丽莎.对郑州再造枢纽经济发展新优势的思考[J].活力,2023(14):136-138.
- [6]李国政.枢纽经济:内涵特征、运行机制及推进路径[J].西南金融,2021(6):26-35.
- [7]高传华.提升中国枢纽经济竞争力探讨[J].区域经济评论,2019(4):78-83.
- [8]刘彦博,王遥飞,丁凌云.武汉建设国家物流枢纽经济示范区路径研究[J].物流技术,2022,41(5):39-41+93.
- [9]陈博.国内枢纽经济发展实践及对宁波的思路建议[J].宁波经济(三江论坛),2022(7):44-48.
- [10]付焱,熊淑萍,田正潮.常州做大做强枢纽经济的优势、挑战与路径[J].江苏经贸职业技术学院学报,2024(4):13-16.
- [11]刘文丰,张菁菁,曹艺林,等.新时期河南省枢纽城市协同发展对策[J].综合运输,2024,46(3):51-54+78.
- [12]张菁菁,曹艺林,郭文奇,等.枢纽经济发展水平评价指标体系构建及实证[J].综合运输,2024,46(8):91-96+161.
- [13]韩正,汪传雷,刘远,等.物流枢纽经济评价体系研究[J].现代商业,2023(24):32-35.
- [14]汪传雷,张春梦,曹美德,等.基于TOPSIS熵值法和聚类法的安徽省物流业高质量发展评价研究[J].物流工程与管理,2022,44(7):6-11.
- [15]汪玲,黄薇,郭凤艳.中国沿海省份枢纽经济发展评价及其障碍因子分析[J].资源开发与市场,2024,40(6):900-906.
- [16]曹艺林,张菁菁,龙志刚.基于AHP的河南省枢纽城市竞争力评价[J].综合运输,2024,46(2):139-145.
- [17]郑强,高晨洁,李骁.陕西省枢纽经济指标体系构建及景气指数编制研究[J].科技经济市场,2021(3):40-42+44.
- [18]王平,宋洁华,陈妍.海南城乡融合空间审视与影响因素分析[J].海南热带海洋学院学报,2021,28(6):70-79.
- [19]黄伟新,徐冬瑞.港口型物流枢纽如何促进地区对外贸易?:基于29个港口城市面板数据的实证分析[J].统计理论与实践,2024(6):59-66.

Measurement and Enhancement Path of Hub Economy in Central China

Yang Yuxue

Abstract: Based on the panel data of the six central provinces from 2014 to 2023, an evaluation index system for the development of hub economy was constructed, and the entropy value method and obstacle degree model were used to measure and systematically analyze the development level of the hub economy in the central region. The research findings are as follows: (1) During the sample period, the development of the hub economy in the central region showed a fluctuating upward trend, and the development of the four dimensions presenting the characteristics of “agglomeration development>logistics development>scale development>open development”; (2) During the sample period, logistics development was the most critical dimension restricting the development of the hub economy in the central region. With the passage of time, the restrictive effect of open development gradually weakened, while that of agglomeration development gradually emerged; (3) The number of employees in the postal industry, passenger volume, railway operating mileage, the proportion of the added value of transportation, warehousing and postal services in GDP, freight volume and the total volume of telecommunications services were the key obstacle factors affecting the development of the hub economy in the central region. Finally, based on the research conclusions, targeted countermeasures and suggestions were put forward to enhance the development of the hub economy in the central region, such as developing modern logistics, improving the logistics service system, building an innovative ecosystem, strengthening the supply of innovative elements, consolidating comprehensive infrastructure, and optimizing the layout of the hub economy.

Key words: Hub Economy; Logistics Development; Agglomeration Development; Obstacle Factor Diagnosis

(责任编辑:田雨)

宏观审慎财政政策框架下的政府支出乘数研究

李小胜¹, 胡锐¹, 罗鸣令²

(1. 安徽财经大学 统计与应用数学学院, 安徽 蚌埠 233030; 2. 安徽财经大学 财政与公共管理学院, 安徽 蚌埠 233030)

摘要: 货币政策、财政政策与宏观审慎政策的有机协调, 是维持金融稳定与促进经济平稳增长的重要机制。通过引入包含宏观审慎财政政策、金融摩擦和零利率下限等因素的动态随机一般均衡模型(DSGE), 探讨政府支出的财政乘数效应。研究发现: (1) 纳入金融摩擦的基准模型下财政乘数更大。(2) 宏观审慎财政政策对政府支出乘数会产生较大影响, 在宏观审慎财政政策稳态值高的情况下, 政府支出乘数更大; 在宏观审慎政策框架下, 财政乘数最大、福利损失最小。(3) 考虑零利率下限情况下的政府支出乘数更大。上述研究发现揭示了在宏观审慎财政政策框架下, 财政政策乘数更大、福利损失更小、经济稳定性更好, 这为政府部门利用宏观审慎财政政策调控经济发展提供了参考依据。

关键词: 宏观审慎财政政策; 财政乘数; 金融摩擦; 零利率下限

中图分类号: F812

文献标识码: A

文章编号: 2096-8647(2026)04-0052-12

DOI: 10.13999/j.cnki.tjllysj.2026.04.006

一、引言

2008年金融危机表明金融稳定对经济稳定具有重要作用, 进而催生了宏观审慎政策。宏观审慎政策的初衷是控制信用扩张, 维护金融体系稳定, 是一种系统性的监管金融机构的方法。但2010年欧洲债务危机进一步表明财政失衡会加剧金融和经济不稳定, 导致系统性金融和经济风险^[1]。Reis(2020)^[2]认为宏观审慎政策增强了银行抵御外部风险冲击的韧性, 尤其是资本充足率要求和逆周期资本缓冲等政策。但是这些政策也会产生副作用, 导致宏观审慎政策留下财政足迹。例如, 银行为了响应资本充足率要求而积极持有债券, 导致债券价格上升, 降低了政府债券发行的成本, 这种行为会导致政府预算约束放松, 因而宏观审慎政策通过债券市场留下财政足迹。宏观审慎政策刺激银行增持政府债券, 从而强化了政府与银行系统之间的关联, Hristov等(2024)^[3]把这种关系的形成归结为欧洲债务危机发生的主要原因。

自1998年实施首轮积极的财政政策后, 中国财政

政策经历了短暂的稳健期。随着2008年金融危机的爆发以及2019年中美贸易摩擦的加剧, 中国已连续多年实施积极的财政政策。《国务院关于2024年度政府债务管理情况的报告》显示, 截至2024年末, 全国政府债务余额92.6万亿元(含法定债务和隐性债务)。其中, 国债余额34.6万亿元, 地方政府法定债务余额47.5万亿元。2025年, 财政部明确表示, 财政政策将更加积极, 赤字率将提高, 债务规模将进一步扩大。同时, 部分企业由于规模小、抵押物不足、贷款额度低、获贷成本高等原因, 一直面临融资难、融资贵难题。金融摩擦现象在中国普遍存在, 加之政府债务持续攀升, 近年来受国内经济下行压力与主要经济体低利率政策溢出效应的双重影响, 多国名义利率已接近零, 导致传统货币政策操作空间收窄。随着债务规模的扩大, 财政政策的支出效果能否得到积极发挥成为重要议题。

宏观审慎政策主要从维护金融稳定的角度提出, 早期的研究主要关注宏观审慎政策和货币政策协同作用对金融系统稳定性的影响。例如, Rubio和Carrasco-

基金项目: 安徽省哲学社会科学重点项目“疫情背景下的中国财政政策宏观经济效应和地区间溢出效应研究”(AHSKZ2022D16)。

作者简介: 李小胜, 男, 博士, 教授, 博士生导师, 研究方向为经济统计学; 胡锐, 男, 硕士研究生, 研究方向为经济统计学; 罗鸣令, 男, 博士, 教授, 博士生导师, 研究方向为财政政策。

Gallego(2014)^[4]将金融摩擦嵌入DSGE模型,搜索最优的货币和宏观审慎政策规则,发现反周期宏观审慎工具有助于在欧元区形成更加统一的货币政策。Quint和Rabanal(2014)^[5]立足金融摩擦角度,采用Bernanke等(1999)^[6]的设定,发现宏观审慎政策的出台减少了经济波动并增加了福利。国内研究宏观审慎政策与货币政策的文献较多,韩鑫韬等(2024)^[7]基于企业异质性特征、政府债务以及货币政策规则等因素,讨论了宏观审慎配合下的最优货币政策选择。程方楠和孟卫东(2017)^[8]构建了考虑房价波动的动态随机一般均衡模型(DSGE),探讨了宏观审慎政策与货币政策的协调搭配。李建强等(2018)^[9]首次提出货币政策、宏观审慎与财政政策三者协调配合的设想,并认为财政政策是宏观审慎框架的重要组成部分,对系统性风险防范具有重要作用。邢毓静和蓝天(2022)^[10]基于零利率下限约束的视角探讨货币政策、宏观审慎与财政政策三者的最优协调问题。马勇和吕琳(2022)^[11]讨论了货币政策、财政政策和宏观审慎政策的最优反应规则及其协调组合问题。

Reis(2020)^[2]认为货币政策常会留下财政足迹,在某些情况下,减轻财政负担成为货币政策的主要目标,而控制通货膨胀是次要的。当财政收入不足以覆盖支出时,为防止债务违约,政府往往被迫将财政目标置于通胀控制之上,从而被动创造财政足迹。财政足迹体现为银行对政府债券需求的上升,直接降低了公共债务展期的成本,但减少了贷款、实际活动和税收,降低了金融危机的发生率和财政成本,可能会使财政危机发生的概率增大,所以Reis提出在财政领域实行宏观审慎规则,即宏观审慎财政政策。宏观审慎财政政策能够有效避免货币政策的财政足迹,并且对财政平衡起到积极作用。正是认识到该问题的存在,Malmierca-Ordoqui(2024)^[11]构建DSGE模型讨论了应对疫情冲击下宏观审慎政策与财政政策组合的福利效应。De和Malmierca(2020)^[12]在封闭经济框架下讨论了财政政策和宏观审慎政策的稳定性效果。Hristov等(2024)^[3]通过债券市场研究了宏观审慎政策的财政足迹,实证研究了未预期到的资本充足率要求对财政变量的影响。Bosca等(2025)^[13]讨论了货币、财政和宏观审慎政策之间的相互作用机制,并研究了这种协调配合下的财政乘数大小。

综上所述,尽管现有文献对宏观审慎政策与货币、财政政策的协调配合已有丰富探讨,但鲜有研究对财政领域的宏观审慎规则进行单独建模,更未涉及零利率下限

约束下宏观审慎财政政策对财政乘数的影响。本文可能的边际贡献主要有:(1)研究视角创新。立足中国现实,从债务风险防控角度出发,特别是从控制商业银行债券持有方面,设置财政领域宏观审慎政策工具,探讨其对防范货币政策财政足迹的作用。(2)研究内容深化。在宏观审慎财政政策框架下引入零利率下限模型,系统测算财政政策乘数的变化,为传统宏观经济理论提供实证支持。(3)研究方法拓展。在宏观审慎财政政策框架下将零利率下限约束、金融摩擦纳入标准的新凯恩斯主义动态随机一般均衡模型(DSGE),不仅量化了宏观审慎财政政策对财政乘数的影响,还通过福利分析评估了不同政策情境下的福利损失,为政策优化提供了定量参考。

二、理论模型

本文模型的基本结构与Fernandez-Villaverde(2010)^[14]、程方楠和孟卫东(2017)^[8]类似,经济中有代表性家庭、最终产品生产商、中间产品生产商、资本品生产商、企业家、金融中介和政府(执行宏观审慎政策、财政政策和货币政策的部门)共7个部门,各个部门在经济中扮演不同角色,金融摩擦主要来自借贷双方的信息不对称。本文模型与上述文献的区别主要是考虑了宏观审慎财政政策、零利率下限等设定,能够更加充分地研究财政政策对经济发展的作用。

(一)家庭部门

家庭部门是由一系列消费、储蓄和工作的异质性个体构成。由于考虑了金融摩擦和资本品生产企业以及企业家,家庭不再拥有资本存量、不进行投资决策和决定资本的利用率。每个家庭*i*通过选择消费*C_{it}*、劳动力供给*L_{it}*最大化效用,效用函数为:

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t d_t \left[\log(C_{it} - hC_{i,t-1}) - \psi \frac{N_{it}^{1+\vartheta}}{1+\vartheta} + v \log\left(\frac{M_{it}}{P_t}\right) \right] \quad (1)$$

其中, β 为贴现因子, h 是消费惯性系数,在0到1之间取值, M_{it} 为货币供给, M_{it}/P_t 是实际的货币余额, P_t 为总的价格水平, ϑ 是Frish劳动供给弹性的倒数, ψ 是效用函数中劳动带来的负效用的权重, v 是效用函数中货币余额的权重, d_t 是跨期偏好冲击。家庭*i*效用最大化的预算约束为:

$$\begin{aligned} & (1 + \tau_t^c)C_{it} + \frac{a_{it}}{P_t} + \frac{B_{it}}{P_t} + \frac{M_{it}}{P_t} \\ &= \frac{(1 - \tau_t^l)W_{it}N_{it}}{P_t} + [1 + (1 - \tau_t^a)(R_{t-1}^a - 1)] \frac{a_{i,t-1}}{P_t} \\ &+ \frac{R_{t-1}B_{i,t-1}}{P_t} + \frac{M_{i,t-1}}{P_t} + TR_t + \Pi_t \end{aligned} \quad (2)$$

其中, B_{it} 表示家庭*i*购买和出售的债券, W_{it} 表示名

义工资, R_t 表示总的无风险名义利率, 储蓄存款 a_{it} 的利率为 R_t^a , TR_t 为政府的转移支付, τ_t^c 表示消费税, τ_t^l 是劳动收入税, τ_t^a 是储蓄收益征税。家庭劳动力供给采用 CES 函数形式, 每一期家庭都能够调整自己的工资, 但是只有 $1 - \theta_w$ 比例的家庭能够设定自己的最优名义工资 W_{it}^* , θ_w 比例的家庭依据其过去的工资和通胀进行调整。 $W_{it} = W_{it-1} \Pi_{t-1}^{\chi_w}$, χ_w 表示控制通胀的指数, $\chi_w \in [0, 1]$, 根据 Fernandez-Villaverde (2010)^[14] 最优工资设定的目标函数和约束条件分别为式(3)和式(4):

$$\max_{w_{it}} E_t \sum_{\tau=0}^{\infty} (\beta \theta_w)^\tau \left[-d_t \varphi_t \psi \frac{N_{it+\tau}^{1+\varphi}}{1+\varphi} + \lambda_{it+\tau} \prod_{s=1}^{\tau} \frac{(\pi_{t+s-1})^{\chi_w}}{\pi_{t+s}} \right] \quad (3)$$

$$\text{s.t. } N_{it+\tau} = \left(\prod_{s=1}^{\tau} \frac{\pi_{t+s-1}^{\chi_w}}{\pi_{t+s}} \frac{W_{it}}{W_{t+\tau}} \right)^{-\eta} N_{t+\tau} \quad (4)$$

(二) 最终产品生产者

最终产品生产技术 $Y_t = \left(\int_0^1 Y_{it}^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} di \right)^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}}$, 其中 ε 是中

间产品之间的替代弹性, 最终产品是完全竞争的, P_{it} 为中间产品的价格, 利润最大化可以得到相应的中间产品的需求为: $Y_{it} = \left(\frac{P_{it}}{P_t} \right)^{-\varepsilon} Y_t$ 。中间产品生产商零利润条件成立, 可以得到总的价格水平是中间产品价格水

平的 CES 函数形式: $P_t = \left(\int_0^1 P_{it}^{1-\varepsilon} di \right)^{\frac{1}{1-\varepsilon}}$ 。

(三) 中间产品生产商

存在连续垄断竞争的中间产品生产者, 每个中间产品生产者雇佣劳动和资本, i 生产者的生产技术为:

$$Y_{it} = A_i K_{it-1}^\alpha (N_{it})^{1-\alpha} - \Phi \quad (5)$$

其中, K_{it-1} 为企业租来的资本, N_{it} 为企业雇佣的劳动, α 是资本的份额, Φ 是固定成本参数, A_t 表示实际生产中总的生产率冲击。中间产品生产商的生产决策分为两个阶段: 第一个阶段是给定工资和资本的租金率, 决定应该雇用多少劳动和使用多少资本以达到成本最小化; 第二阶段是中间产品生产企业具有一定垄断势力, 在制定价格的过程中, 有一定比例中间产品的生产企业依据 Calvo 规则调整价格, 另一部分比例的企业按照指数规则进行调整。厂商最大化其贴现利润可以表示为:

$$\max_{P_t} E_t \sum_{\tau=0}^{\infty} (\beta \theta_p)^\tau \frac{\lambda_{t+\tau}}{\lambda_t} \left[\left(\prod_{s=1}^{\tau} \pi_{t+s-1}^{\chi_p} \frac{P_{it}}{P_{t+\tau}} - mc_{t+\tau} \right) Y_{it+\tau} \right] \quad (6)$$

$$\text{s.t. } Y_{it+\tau} = \left(\prod_{s=1}^{\tau} \pi_{t+s-1}^{\chi_p} \frac{P_{it}}{P_{t+\tau}} \right)^{-\varepsilon} Y_{t+\tau} \quad (7)$$

(四) 资本品生产者

假设存在相同的代表性和完全竞争性的资本品生产企业, 资本品由资本品生产企业制造, 在 $t-1$ 期末, 资本品生产企业从企业家处购买折旧后的资本 K_{t-1} , 并从最终产品生产部门购买最终产品, 作为投资品 I_t , 生产新的资本品 K_t , 在 t 期使用, 资本生产者的最优化问题可以表示为:

$$\max_{I_t} E_t \left\{ \sum_{T=t}^{\infty} \beta^{T-t} \frac{\lambda_T}{\lambda_t} q_T [K_T - (1-\delta)K_{T-1}] - I_T \right\} \quad (8)$$

其中, λ_t 是消费者约束的拉格朗日乘数, $S(\cdot)$ 是投资调整成本函数, q_t 是资本的实际价格, δ 为折旧率。 K_t 是资本存量, I_t 是投资, 用于积累资本存量。资本积累过程受到二次资本调整函数的影响, $S(\cdot)$ 表示投资调整成本, 根据上述优化, 可以得到一阶条件:

$$1 = q_t \left[1 - S \left(\frac{I_t}{I_{t-1}} \right) - S' \left(\frac{I_t}{I_{t-1}} \right) \frac{I_t}{I_{t-1}} \right] + \beta E_t q_{t+1} \frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} S' \left(\frac{I_{t+1}}{I_{t-1}} \right) \left(\frac{I_{t+1}}{I_t} \right)^2 \quad (9)$$

(五) 企业家

由于增加了金融加速器模块, 所以派生出企业家这个角色, 经济中存在着连续的风险中性企业家。在 $t-1$ 期末, 企业家拥有名义净财富为 N_{t-1} , 企业家依靠净财富和银行贷款 b_{t-1} , 从资本生产者处购买新的安装的物质资本 K_{t-1} , 资本的购买价格为 Q_t , 企业家从银行获得的贷款需求为: $b_{t-1} = Q_{t-1} K_{t-1} - N_{t-1}$, 其中, Q_{t-1} 是资本的名义价格, $q_t = Q_t/P_t$ 为资本的实际价格。在 t 期, 企业家将其新安装的资本租给中间产品生产企业, 其资本实际租金率为 r_t^k 。根据 Bernanke 等 (1999)^[6] 的设定, 新购买的安装资本会受到异质性生产率冲击 ω_t 的影响, 在 $t-1$ 期末, 企业可以无成本地观察每期的异质性风险, 而金融中介必须支付一个监督成本才能观测。在观察到企业异质性冲击后, 企业家会决定其资本利用率 u_t , 并为其产出支付每单位资本成本为 $a(u_t)$, R_t^k 表示企业家的名义资本回报, 企业家的名义收入为: $R_t^k/\pi_t \equiv [(1-\tau_t^k)r_t^k u_t + (1-\delta)q_t - a(u_t)]/q_{t-1}$ 。

(六) 银行合约

银行与企业家在 $t-1$ 期末签订债务合约, 企业项

目受到异质性的生产率冲击 ω_t ,当企业异质性生产率冲击大于临界值 $\omega_t \geq \bar{\omega}_t$ 时,也就是企业家能够归还贷款时的冲击下限,企业卖出其资本后,付清银行贷款,均衡条件为: $\bar{\omega}_t R_t^k Q_{t-1} K_{t-1} = Z_t b_{t-1}$ 。其中, Z_t 为企业取得银行贷款的利率, ω_t 为均值1的对数正态分布随机变量, σ_t^2 为异质性风险冲击的方差。当企业异质性风险小于临界值时,即 $\omega_t < \bar{\omega}_t$ 时企业破产,并将 $\bar{\omega}_t R_t^k Q_{t-1} K_{t-1}$ 资源一起转让给银行。银行支付一定的审查成本后,才能得到违约企业家的剩余资产。银行监管企业的成本为 $\mu \bar{\omega}_t R_t^k Q_{t-1} K_{t-1}$,其中 μ 是核查参数且 $\mu > 0$,风险中性的银行满足零利率条件,收益为没有破产企业和破产企业之和,恰好等于无风险收益。

$$[1 - F_{t-1}(\bar{\omega}_t)] Z_t b_{t-1} + (1 - \mu) \int_0^{\bar{\omega}_t} \omega dF_{t-1}(\omega) R_t^k Q_{t-1} K_{t-1} = R_{t-1} a_{t-1} \quad (10)$$

其中, $[1 - F_{t-1}(\bar{\omega}_t)]$ 表示没有破产的企业,银行获得 $[1 - F_{t-1}(\bar{\omega}_t)] Z_t b_{t-1}$ 的无风险收益。对于破产的企业来说,银行在支付核查成本后得到企业所有的资产 $(1 - \mu) \int_0^{\bar{\omega}_t} \omega dF_{t-1}(\omega) R_t^k Q_{t-1} K_{t-1}$ 。可以将公式(10)零利润条件改写成如下公式:

$$\frac{R_t^k}{R_{t-1}} [\Gamma_{t-1}(\bar{\omega}_t) - \mu G_{t-1}(\bar{\omega}_t)] \frac{Q_{t-1} K_{t-1}}{\xi_t N_{t-1}} = \left(\frac{Q_{t-1} K_{t-1}}{\xi_t N_{t-1}} - 1 \right) \quad (11)$$

其中, $\rho_{t-1} = Q_{t-1} K_{t-1} / N_{t-1}$ 。由于银行是完全竞争的,假设均衡时债务契约是最大化非违约企业家收益最大化,即非违约企业家在支付所需利息给银行之后的收益最大化。

$$\max_{\bar{\omega}_t} \int_{\bar{\omega}_t}^{\infty} [\omega_t R_t^k Q_{t-1} K_{t-1} - Z_t b_{t-1}] dF_{t-1}(\omega_t) \quad (12)$$

约束条件为公式(10),对 $\bar{\omega}_t$ 和 ρ_{t-1} 求一阶条件,得到债务合约:

$$E_{t-1} \left\{ \begin{aligned} & [1 - \Gamma_{t-1}(\bar{\omega}_t)] \frac{R_t^k}{R_{t-1}} + \frac{\Gamma_{t-1}(\bar{\omega}_t)}{\Gamma_{t-1}(\bar{\omega}_t) - \mu G_{t-1}(\bar{\omega}_t)} \times \\ & \left[(\Gamma_{t-1}(\bar{\omega}_t) - \mu G_{t-1}(\bar{\omega}_t)) \frac{R_t^k}{R_{t-1}} - 1 \right] \end{aligned} \right\} = 0 \quad (13)$$

企业家总的净财富运动方程为:

$$N_t / P_t = \gamma \frac{R_{t-1}}{\pi_t P_{t-1}} N_{t-1} + \frac{\gamma [R_t^k - (\xi_t R_{t-1} + \mu G_{t-1}(\bar{\omega}_t) R_t^k)]}{\pi_t} q_{t-1} K_{t-1} + W_t^e \quad (14)$$

(七) 财政部门

政府部门主要依靠税收收入和发行债券进行融资,政府支出包括偿还上期的债券和政府购买支出以及转移支付支出,政府部门的预算平衡为:

$$B_t + \tau_t^k r_t^k u_t K_{t-1} + \tau_t^l w_t L_t + \tau_t^c C_t + \tau_t^a (R_{t-1}^a - 1) a_{t-1} = \frac{R_{t-1} B_{t-1}}{\pi_t} + G_t + TR_t \quad (15)$$

其中, G_t 是政府支出, Ma 和 Lv (2022)^[15]假定财政政策具有自动稳定器功能,各种政策工具对同期产出偏离程度发生响应,除消费税收外,所有的财政政策工具都对债务的状况发生响应,具体的设定为:

$$\ln \left(\frac{G_t}{G} \right) = \rho_G \ln \left(\frac{G_t}{G} \right) - \varphi_G \ln \left(\frac{Y_t}{Y} \right) - \gamma_G \ln \left(\frac{B_{t-1}}{B} \right) + \sigma_G \varepsilon_t^G \quad (16)$$

(八) 中央银行

中央银行根据名义利率、通货膨胀、产出缺口制定货币政策,在泰勒规则的基础上进行扩展。参考马勇和吕琳(2022)^[1]的研究,将货币政策方程设置为:

$$\ln \left(\frac{R_t}{R} \right) = \rho_R \ln \left(\frac{R_{t-1}}{R} \right) + (1 - \rho_R) \left[r_\pi \ln \left(\frac{\pi_t}{\pi} \right) + r_Y \ln \left(\frac{Y_t}{Y} \right) \right] + \sigma_R \varepsilon_t^R \quad (17)$$

其中, r_π 和 r_Y 为利率对通胀和产出偏离的反应系数, ρ_R 为自回归参数, σ_R 为利率的标准差。

(九) 宏观审慎部门

根据 Quint 和 Rabanal (2014)^[5]的设定,引入宏观审慎部门,负责制定金融体系稳定的政策。宏观审慎工具主要是通过控制国内金融机构信贷(购买债券)的能力,设置为: $(1/\xi_t) a_u = b_u$ 。宏观审慎工具 ξ_t 是影响信贷条件的变量,通过逆周期宏观审慎政策工具,控制金融机构发放的贷款数量,以确保更稳定的周期。根据2023年末的数据,商业银行持有的全部券种托管量为70.25万亿元,持债规模占比为66.21%,是持债规模最大的机构,在债券市场中扮演重要角色,其持有的债券主要包括国债、政策性金融债等,这些债券具有较高的信用评级和稳定的收益,加之目前中央银行一直实行的是低利率政策,所以债券符合商业银行资产配置的需求。宏观审慎财政政策通过控制银行购买债券数量,约束政府债券发行行为以达到控制债务的目的。 ξ_t 值增高,反映宏观审慎政策收紧,而 ξ_t 值降低,反映宏观审慎政策放松。这一宏观审慎政策意味着,当监管收紧时,国内金融机构只能从家庭获得的

资金中借出很小部分,当宏观审慎政策放松时,会释放资本缓冲,以维持对实体经济的信贷供应。这一措施相当于存款准备金率或逆周期资本缓冲,使银行在经济繁荣时期积累资本。根据 Malmierca (2023)^[16] 的设定, ξ_t 取决于信贷市场条件的偏离: $\xi_t = (\psi_t / \psi)^{\gamma_\eta}$ 。其中, ψ_t 是信贷市场条件, γ_η 反映了对所考虑的信贷市场状况的反应程度, $\gamma_\eta > 0$ 。本文将 ψ_t 定义为名义信贷增长, 即 $\psi_t = (b_t / b) \pi_t$, 这与《巴塞尔协议 III》一致, 监测信贷过度增长是实施宏观审慎政策时应考虑的最重要的财务指标之一。宏观审慎政策引入后的信用市场条件改变为:

$$\begin{aligned} & \left[1 - F(\bar{\omega}, \sigma_{\omega,t}) \right] + \left[(1-\mu)/\bar{\omega}_t \right] \int_0^{\bar{\omega}_t} \omega dF(\omega, \sigma_{\omega,t}) \\ & = \xi_t R_{t-1} / Z_t \end{aligned} \quad (18)$$

(十) 总的市场出清

当最终产品市场处于均衡状态时, 最终产出等于全部私人消费、投资、政府支出以及银行信贷调整成本之和。因此, 总资源约束可以表示为:

$$\begin{aligned} Y_t = & C_t + I_t + \alpha(u_t)K_{t-1} + \mu_E G(\bar{\omega}_t, \sigma_{\omega,t-1}) R_t^k Q_{t-1} K_{t-1} / \pi_t \\ & + \Theta(1-\gamma)/\gamma(N_t - W_E) \end{aligned} \quad (19)$$

三、参数校准和估计

本文的参数主要采用校准和估计的方法, 校准和估计使用的宏观数据序列来自 CEIC 和 Chang 等 (2015)^[17] 整理的中国宏观经济数据库, 该数据库已经更新到 2021 年, 本文采用时间趋势建模外推法将该数据推算至 2023 年。Bailliu 等 (2015)^[18] 认为有些结构参数在观察数据中含有的信息量较少, 所以应该事先固定下来, 本文的校准主要依据已有的研究和中国经济数据。

(一) 参数值的校准

国内文献对于资本占比 α 的校准差异性较大, 这里参考 Song 等 (2011) 的研究^[19], 将 α 校准为 0.5。贴现因子 β 的校准也不统一, 参考马勇和吕琳 (2022)^[1] 将贴现因子 β 赋值为 0.99。习惯形成参数设置为 0.7, 劳动的负效用校准为 9.808, 资本折旧率 δ 的校准在已有文献中相对一致, 为年折旧率 10%, 即季度折旧率为 2.5%。根据 CPI 数据将稳态的通胀 π 校准为 1.005。政府支出占总产出的比例根据数据校准为 0.2。Quint 和 Rabanal (2014)^[5] 将宏观审慎财政政策工具 ξ_t 的稳定状态校准为 1, De 和 Malmierca (2020)^[12] 将宏观审慎工具对信贷市场的反应系数 r_η 校准为 1.75。

表 1 参数校准的数值

参数	描述	取值	参数	描述	取值
β	主观贴现因子	0.99	$F(\bar{\omega})$	破产率	0.0075
h	习惯形成参数	0.7	μ	审查成本	0.21
α	资本产出弹性	0.5	R^k/R	资本溢价	1.005
ψ	劳动的负效用	9.808	v	企业存活概率	0.965
ϑ	劳动替代弹性倒数	2	G/Y	政府支出比例	0.2
v	效用函数中货币余额的权重	0.05	σ_ω	异质性冲击标准差	0.3287
χ_w	工资指数化	0.25	ω	异质性冲击的下限	0.4210
θ_w	工资粘性参数	0.84	δ	折旧率	0.025
θ_p	价格粘性参数	0.84	δ_1	一次项系数	0.032
χ	价格指数化	0.25	δ_2	二次项系数	0.1
τ	投资调整参数	5	γ_η	信贷反应系数	1.75
ε	中间产品跨期替代弹性	11	ξ_t	宏观审慎工具	1
π	稳态状态通胀	1.005	Γ_ω	辅助变量	0.99225
η	劳动之间替代弹性	11	Γ	银行拿走的部分	0.328

关于金融摩擦参数的校准, 由于异质性生产率冲击 ω_t 服从对数正态分布, 根据对数正态分布的性质, 异质性生产率冲击 ω_t 和稳定状态异质性生产率冲击的标准差 σ_ω 观察的难度高于企业的平均破产率 $F(\bar{\omega})$, 所以一般校准的时候通常是给出该数值, $F(\bar{\omega})$ 一般设置为 2%。Ma 和 Lv (2022)^[15] 设定年度的破产率为 0.03, 相当

于季度的 0.0075, Bernanke 等 (1999)^[6] 设置为 0.0056, 根据中国企业目前的状况, 本文设置为 0.03。陈登科和陈诗一 (2017)^[20] 研究表明, 中国工业企业数据库中企业平均生存概率 (季度值) 为 0.965, 企业的平均违约风险为 0.019, 表明企业家的存活率为 0.981; Bernanke 等 (1999)^[6] 的研究结果为 0.9728, 相当于企业存活 36 年;

王立勇等(2012)^[21]参照国外的经验,将企业生存到下一期的概率设置为0.9728;本文取较小的数值0.965,即大约有4%的企业退出市场,存活期比36年短。企业外部融资溢价稳态值为1.0075,本文设置为1.005。银行的监管成本BGG设为0.12和0.2两个值进行试验,由于企业破产清算时,总的资产价值不大,银行的清算成本通常占企业残值较高,所以校准一般都是给出该数值为0.21,比陈登科和陈诗一(2017)^[20]的0.238小些。根据上面的这些设定可以很方便地得到金融摩擦部分的其他参数。

(二)参数的贝叶斯估计

参考王立勇等(2012)^[21]的研究,将各个冲击的自回归系数设置为先验均值0.5,标准差为0.1的Beta分布(因其取值在0到1之间),这也是Ma和Lv(2022)^[15]的设置,各个冲击标准差的先验均值为0.01,标准差为

2的Inv-Gamma分布。也有文献采用扩散先验(Diffusion),将冲击标准差设置为无穷,这时参数的估计结果主要依赖于样本数据。马勇和吕琳(2022)^[11]认为货币政策参数具有不确定性,所以采用贝叶斯方法进行估计,参照Bailliu等(2015)^[18]的做法,设定货币政策自回归系数服从均值为0.7、标准差为0.1的Beta分布;通胀反应系数 γ_{π} 服从均值为1.5、标准差为0.1的正态分布;产出反应系数 γ_Y 服从均值为0.15、标准差为0.05的正态分布。在上述先验分布的设定下,应用贝叶斯方法进行参数估计,得到的估计结果如表2所示。

四、模拟分析结果

本文根据校准和参数估计的后验均值,通过模型模拟研究政府支出冲击对宏观经济的影响以及财政乘数的大小。

表2 参数的贝叶斯估计结果

参数	分布类型	先验均值	标准差	众数	均值	90%置信区间
ρ_d	Beta	0.5	0.10	0.7865	0.8016	[0.7322,0.9105]
ρ_A	Beta	0.5	0.10	0.9140	0.9176	[0.8962,0.9425]
ρ_R	Beta	0.5	0.10	0.7907	0.7889	[0.7843,0.8352]
ρ_k	Beta	0.5	0.10	0.6834	0.6912	[0.8762,0.9343]
ρ_l	Beta	0.5	0.10	0.8561	0.8411	[0.8217,0.9025]
ρ_c	Beta	0.5	0.10	0.9004	0.8976	[0.8653,0.9234]
ρ_{tr}	Beta	0.5	0.10	0.8867	0.8954	[0.8516,0.9372]
ρ_G	Beta	0.5	0.10	0.8954	0.8788	[0.8512,0.9281]
φ_k	Gamma	0.4	0.20	0.3417	0.3526	[0.3107,0.3986]
φ_l	Gamma	0.4	0.20	0.2011	0.2138	[0.1979,0.2364]
φ_{tr}	Gamma	0.4	0.20	0.1653	0.1721	[0.1132,0.2009]
φ_G	Gamma	0.4	0.20	0.3411	0.3517	[0.3215,0.3987]
γ_{π}	Normal	1.5	0.10	1.8642	1.8592	[1.7354,2.0111]
γ_Y	Normal	0.15	0.05	0.1721	0.1788	[0.1478,0.2109]
γ_k	Gamma	0.4	0.20	0.1042	0.1141	[0.1008,0.1807]
γ_l	Gamma	0.4	0.20	0.0234	0.0245	[0.0277,0.0298]
γ_c	Gamma	0.4	0.20	0.1741	0.1792	[0.1563,0.1998]
γ_{tr}	Gamma	0.4	0.20	0.1134	0.1178	[0.0908,0.1513]
γ_G	Gamma	0.4	0.20	0.0137	0.0145	[0.0121,0.0157]
σ_R	Inv Gamma	0.01	2.00	0.0016	0.0012	[0.0009,0.0022]
σ_A	Inv Gamma	0.01	2.00	0.7561	0.7751	[0.7374,0.7986]
σ_d	Inv Gamma	0.01	2.00	0.0031	0.0032	[0.0030,0.0039]
σ_k	Inv Gamma	0.01	2.00	0.0789	0.0777	[0.0732,0.0802]
σ_l	Inv Gamma	0.01	2.00	0.0632	0.0617	[0.0599,0.0656]
σ_c	Inv Gamma	0.01	2.00	0.0556	0.0549	[0.0527,0.0586]
σ_{tr}	Inv Gamma	0.01	2.00	0.0675	0.0721	[0.0545,0.0896]
σ_G	Inv Gamma	0.01	2.00	0.2417	0.2328	[0.2017,0.2986]

(一)有金融摩擦和无金融摩擦情况下的财政乘数分析

1. 脉冲响应分析

本文主要考虑1个单位标准差的政府支出冲击对宏观经济变量的影响,具体结果见图1。其中考虑金融摩擦、无考虑金融摩擦情况用不同的线条表示,横轴代表冲击的时间,纵轴表示宏观经济变量对来自冲击的反应。从图1中可以看到考虑金融摩擦和无金融摩擦的模型差别较大,但是多数宏观经济变量的脉冲响应的方向一致。政府支出增加由于负的财富效应,消费下降,劳动力供给上升。政府支出导致的需求增加,促使通货膨胀上升,名义利率同时上升,带动实际利率提高,通过金融加速器机制放大对私人消费的负面冲击,私人消费下降的幅度较没有考虑金融摩擦情况下的大。中国的政府支出中大部分是基础设施投资,并且政府支出持续保持上升趋势,随着政府支出上升,公共资本形成上升,企业投资的边际回报上升,企业的净值增加,企业投资随之增加,劳动力需求增加,实际工资同时也上升,此时财政乘数有可能大于1。

传统的凯恩斯理论IS-LM模型分析表明政府支出增加和消费需求上升,投资需求下降,主要通过总需求来实现,商品和服务支出以及资本支出直接影响总需

求,并带动劳动力需求增加,可支配收入上升,因此消费上升。实际经济周期理论认为政府支出冲击下由于负的财富效应,消费下降,劳动力供给上升,实际工资下降,但是该理论与实证研究的结论不一致,特别是采用向量自回归(VAR)识别技术的实证研究表明政府支出上升,私人消费也上升,与凯恩斯主义的观点一致,产出和消费的增长是对政府支出积极冲击的回应。可以看出,本文的消费需求反应与实际经济周期模型是类似的,与传统的凯恩斯主义理论截然不同。劳动力上升与Quint和Rabanal(2014)^[5]的实证研究发现政府支出上升和劳动力需求增加一致。为了调和这种不一致性,王立勇等(2012)^[21]引入了拇指规则消费者和粘性价格因素,粘性价格导致实际工资上升,信用约束的消费者提高了消费,若拇指规则消费者比例较大,消费实际上升,实际工资和就业会增加。而基于RBC模型发现私人消费和实际工资对政府支出反应为负,就业对政府支出反应为正。Fernandez-Villaverde(2010)^[14]将消费习惯引入垄断竞争的新凯恩斯模型,认为对于较大习惯参数值,政府支出冲击会引致私人消费、实际工资和就业增加。由图1可知,考虑金融摩擦情况下宏观经济变量的反应较没有考虑情况下变动的大,金融摩擦加大了宏观经济的波动,这也验证了Bernanke

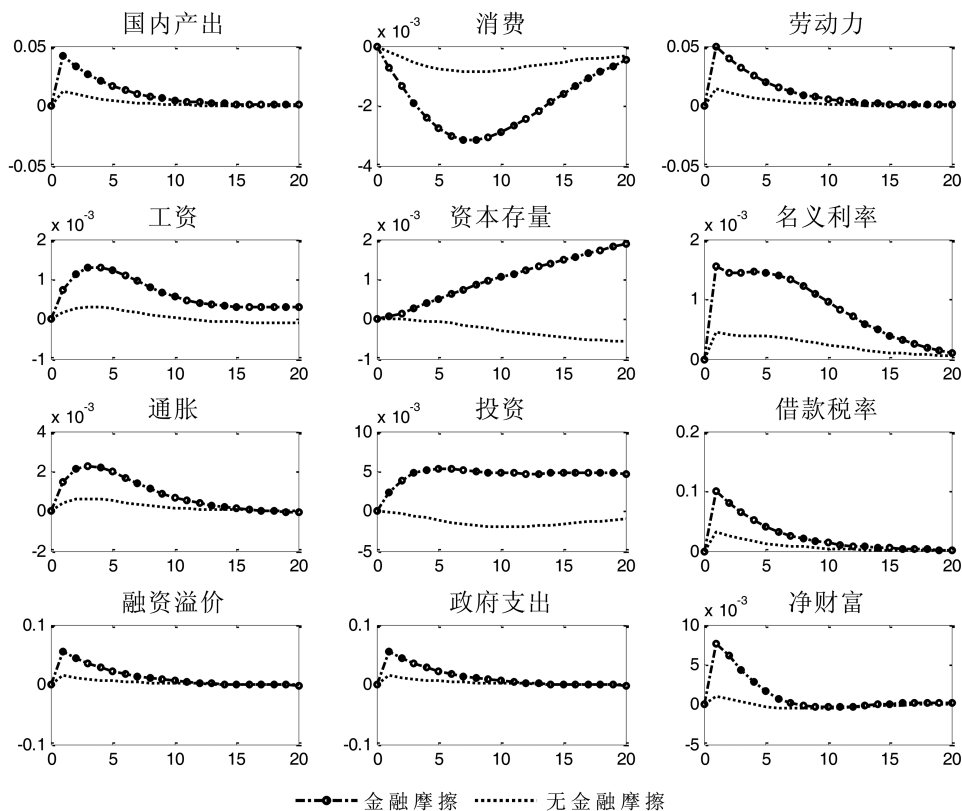


图1 政府支出冲击的脉冲响应

等(1999)^[6]的观点,他们的研究表明小的冲击在金融摩擦下,会产生较大的影响,金融摩擦放大了经济周期。

2. 政府支出乘数分析

为了计算财政政策乘数,本文采用陈登科和陈诗一(2017)^[20]的现值和累积乘数计算方法,分别计算这两种乘数在 N 个季度后的大小。依据他们的公式,计算得到金融摩擦和无金融摩擦两种情况下的累计乘数和现值乘数(如表3所示)。从表中可以看出,这两种乘数的取值没有变化,考虑金融摩擦情况下的财政乘数最大,由于经济摩擦等扭曲性因素增加,在政府支出冲击下,对经济的放大作用更明显。表3的乘数最大为1.99,发生在当期,主要是在金融摩擦的情况下,企业能够借贷的条件是依赖于其市场净值,当正向的政府支出冲击由于

总需求增加而导致企业净值上升时,企业能够用来进行抵押贷款的净值上升,杠杆率下降,外部融资溢价下降,可贷款资金增加,投资上升,导致企业的净值进一步发生变化,最终用于抵押的资金减少,因而经济更加繁荣。金融摩擦创造了持续的增长效应,这与 Fernandez-Villaverde(2010)^[14]研究发现在存在金融摩擦的情况下财政乘数显著增加的结论类似,主要原因是政府支出增加会加剧通货膨胀,从而降低公司债务存量的实际价值。Quint 和 Rabanal(2014)^[5]认为这样提高了资产净值,并通过金融加速器机制,放大了财政扩张的积极影响。由于金融摩擦对财政政策乘数的提高作用,同样陈登科和陈诗一(2017)^[20]发现考虑金融摩擦情况下的财政乘数明显大于没有考虑金融摩擦情况。

表3 政府支出冲击下的财政乘数

情景	乘数	1个季度	4个季度	8个季度	16个季度	20个季度	最大值	最小值
有金融摩擦	现值乘数	1.99	1.95	1.87	1.74	1.71	1.99	1.65
	累积乘数	1.99	1.95	1.87	1.74	1.7	1.99	1.65
无金融摩擦	现值乘数	1.81	1.73	1.69	1.58	1.52	1.81	1.44
	累积乘数	1.81	1.73	1.69	1.57	1.51	1.81	1.42

(二)宏观审慎政策框架下的财政乘数分析

前面研究已经证实,考虑金融摩擦下宏观经济变量的脉冲响应,在政府支出冲击下,宏观经济变量的变动与无摩擦情况下有显著差异,且在考虑金融摩擦情况下,财政乘数更大。考虑金融摩擦下的宏观经济波动更好地拟合经济现状,所以下面的分析都考虑了金融摩擦。

根据 Malmierca(2023)^[16]的观点,宏观审慎财政政策工具 ξ 取决于信贷市场条件的偏离,且不同稳态下取值的敏感性较高,不同设置下结果有差别。下面宏观审慎财政政策工具 ξ 的稳态取值,分别选择1和2进行比较分析,结果如图2所示。考虑宏观审慎财政政策框架下政府支出冲击对宏观经济变量的影响,与考虑金融摩擦情况下的结果类似,但是产出的上升幅度较没有考虑宏观审慎财政政策情况下大。

宏观审慎财政政策情况下,产出上升的幅度较考虑金融摩擦情况下大,但是消费也出现了下降,政府支出对消费产生挤出效应,政府支出的负财富效应导致劳动力供给出现上升,这与考虑金融摩擦情况下的表现类似。那么在计算财政乘数时是否与前面的分析有所差别呢?继续采用陈登科和陈诗一(2017)^[20]的现值和累积乘数计算方法得到表4。

由表4可知,宏观审慎财政政策工具在不同稳态值下,财政乘数在第一季度数值差别不大,分别为2.09和1.91,这主要是考虑了金融摩擦和宏观审慎政策的双重原因。乘数最高的是考虑了宏观审慎政策稳态值较高情况下,因为政府部门债务的高低对财政政策发挥作用具有重要影响,政府部门债务高会导致乘数下降^[11],有助于稳定预期,从而增强财政政策效果。因此,将政府债务控制在合理范围,有助于财政政策更好发挥作用,这为今后控制政府债务规模扩张的宏观调控提供了依据。

后文的福利分析也表明,政府部门的宏观审慎对福利损失的影响最小,政府债务的宏观审慎政策对财政乘数产生较大影响。宏观审慎政策控制了债务风险,使财政危机的可能性更小,稳定了预期,从而能够起到促进经济稳定的作用。

(三)宏观审慎财政政策框架下的福利分析

从上面的分析可以看出,含有金融摩擦和宏观审慎财政政策情况下,财政乘数的数值都大一些,这与经济中的名义和实际摩擦增加有一定关系。但是回答金融摩擦和宏观审慎情况下,整体经济的福利水平是否增加或者最优的问题,还需要借助福利分析。为了便于比较,本部分主要采用补偿性变化计算不同模型与

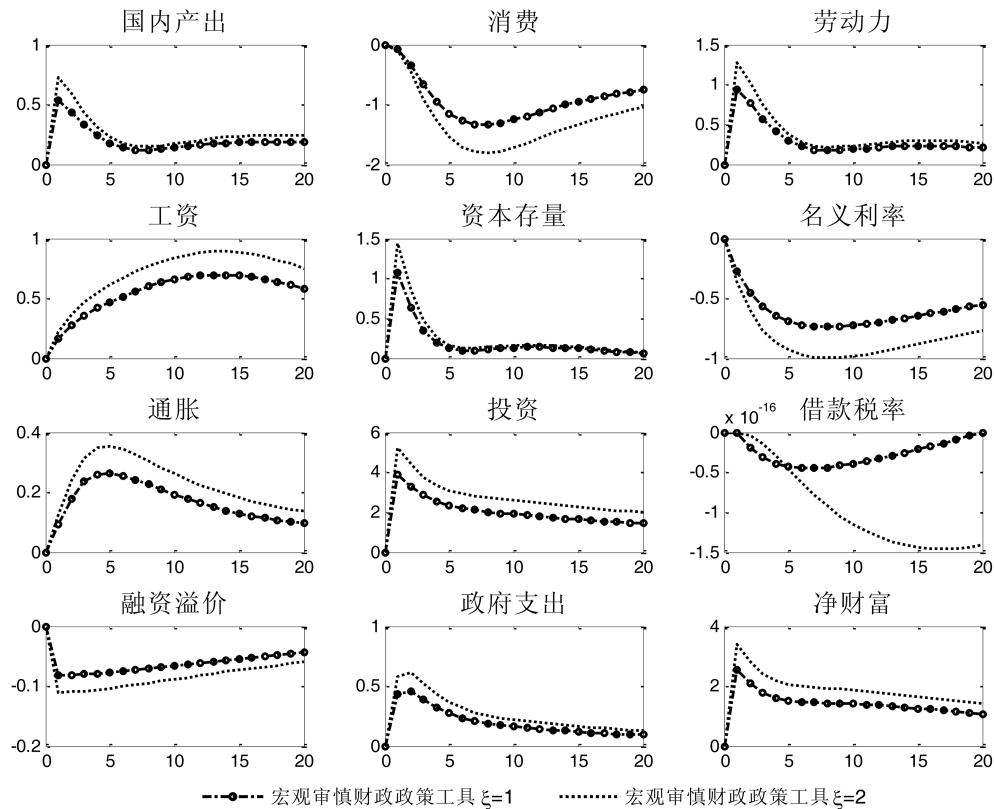


图2 宏观审慎财政政策框架下的脉冲响应

表4 不同稳态情况下的财政乘数

情景	乘数	1个季度	4个阶段	8个季度	16个季度	20个季度	最大值	最小值
稳态值为2	现值乘数	2.09	2.08	2.06	2.02	2.03	2.09	2.02
	累积乘数	2.09	2.08	2.06	2.02	2.03	2.09	2.02
稳态值为1	现值乘数	1.91	1.87	1.80	1.67	1.64	1.91	1.64
	累积乘数	1.91	1.87	1.80	1.67	1.63	1.91	1.63

稳态情况下福利大小的差别^[5],即用即期效用函数的无条件均值与稳态效用函数相比,稳态效用函数需要放弃多少单位的消费,才能使二者无差异。定义稳定状态的福利为:

$$W_t^0 = E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(C_t^0, N_t^0, M_t^0) \quad (20)$$

类似地,定义其他情形下的福利为:

$$W_t^b = E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(C_t^b, N_t^b, M_t^b) \quad (21)$$

其中, C_t^b 、 N_t^b 和 M_t^b 分别为情形 b 的消费、劳动和货币余额。定义情形 b 相对于稳定状态的福利损失 Ω ,即消费者为使其福利水平与稳定状态相当需要增加的消费占比,也即:

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U[(1+\Omega)C_t^b, N_t^b, M_t^b] = W_t^0 \quad (22)$$

正的 Ω 表明情形 b 的福利水平低于基准情形,反

之则表明情形 b 的福利水平高于基准情形。给定模型中的对数函数形式,最后可以推导得到:

$$\Omega = \exp[(1-\beta)(W_t^b - W_t^0)] - 1 \quad (23)$$

本文将非线性模型进行二阶泰勒展开,然后计算不同模型下,福利水平与稳定状态下的数值大小,计算出福利改进值。

表5 不同模型下福利的补偿性变化

模型类型	福利水平	稳定状态福利大小	补偿性变化
无金融摩擦	-1576.9000	-1678.6685	0.0696
有金融摩擦	-1576.8000	-1569.9467	0.0643
宏观审慎稳态值为1	-1397.3000	-1380.5470	0.0344
宏观审慎稳态值为2	-1380.4000	-1364.7458	0.0278

由表5可知,在考虑金融摩擦情况下,相对于稳定状态,福利补偿性变化为0.0643,比没有考虑金融摩擦

情况下的数值(0.0696)小。基于金融摩擦情况下,选择不同稳态值的宏观审慎财政政策导致的福利损失结果存在差异,当稳态值为2时,福利补偿性变化为0.0278,而参数为1时,福利补偿性变化为0.0344。各模型从与稳态值比较来看,考虑金融摩擦模型和取宏观审慎稳态值较大的情况下能更好地拟合经济发展。

(四)宏观审慎政策框架下考虑零利率下限的政府支出乘数分析

货币政策对财政政策发挥作用具有重要影响,传统的宏观经济理论主张在所有货币政策收益都用尽时使用财政政策,即作为最后手段。当经济环境开始恶化时,央行应立即降低名义利率,降低实际利率,使经济主体更新预期,从而刺激私人消费和投资。其中短期利率是最常用的货币政策工具,但它有一定的操作限制,当利率达到零,货币政策失效时,经济进入流动性陷阱,这种情况也被称为零利率下限(ZLB),这是传统货币政策工具失效时的放缓时期。陈登科和陈诗一(2017)^[20]研究发现,如果经济达到名义利率的零边界,财政乘数就会变得异常大。在零利率下限情况下,政府支出乘数比正常情况下大,因为在粘性价格模型中名义利率零利率下限存在的情况下,持续的政府支出增加会提供劳动需求,导致实际边际成本上升和高通货膨胀预期,进而导致即期消费增加、产出增加。

Fernandez-Villaverde (2010)^[14]的研究表明金融摩擦下,零利率下限情况下,政府支出乘数会变大。财政政策的作用发挥与货币政策的立场之间具有重要联系,特别是在积极的财政政策下,实施的被动货币政策或者零利率下限情况下,财政政策的效果较好。

为了研究该问题,本文模拟零利率下限情况下,在第六期施加1个单位标准差的政府支出冲击,对产出的影响见图3。可以看出,零利率下限情况下的产出增长,较没有考虑零利率下限情况下更大,同样消费下降较少,净财富出现了较大幅度上升,这时企业的外部融资溢价下降,贷款成本降低,投资上升,经济繁荣。根据上面财政乘数的计算得到累积乘数,结果如表6所示。可以看到,财政乘数在零利率下限情况下比无零利率下限情况下的财政乘数大,第7个季度和第8个季度的数值都为2.09,与前面考虑金融摩擦情况下第1个季度的数值相等。无零利率下限情况下的财政乘数在第7季度和第8季度的数值分别为2.04和1.97,明显小于有零利率下限情况下的数值,这与陈登科和陈诗一(2017)^[20]的研究结论类似。国内很多学者也认为适当的货币政策可以调节财政政策的作用效果,为财政调控创造和节省政策空间,所以很多学者建议政府部门应密切关注货币政策调控框架渐进转型的进程,加强政策协同,以发挥财政调控的最大效能。

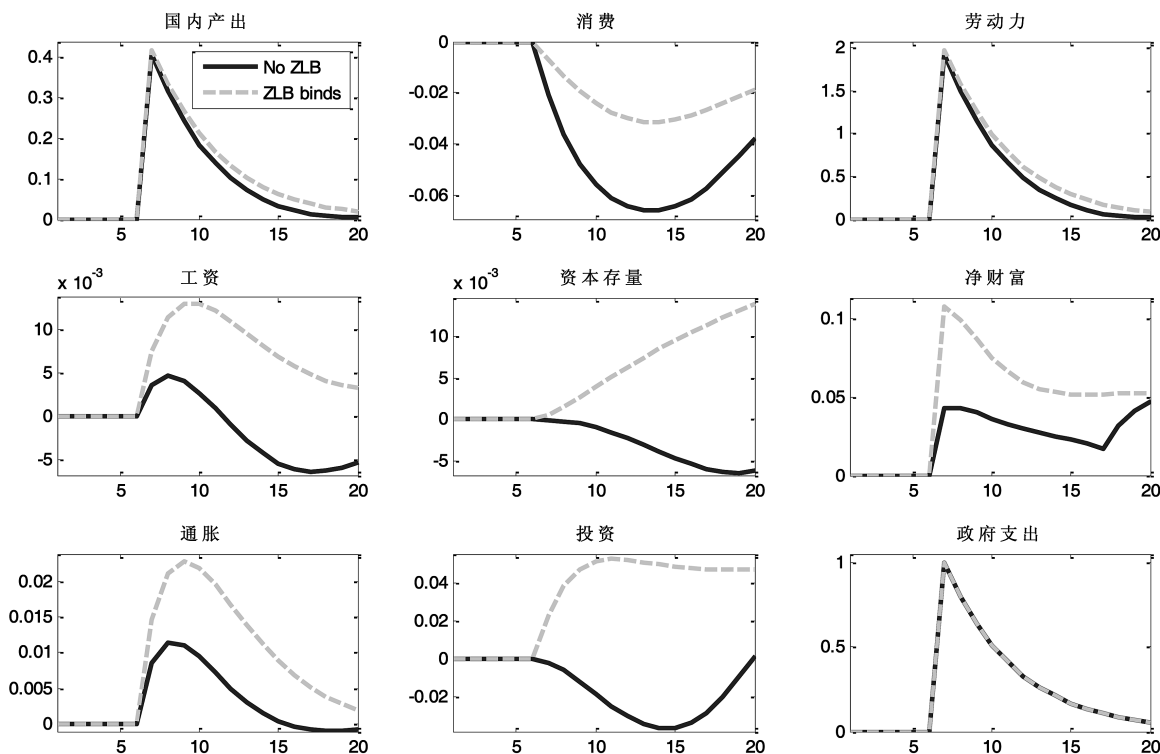


图3 宏观审慎财政政策框架下政府支出的脉冲响应

表6 零利率下限情况下的财政乘数

情景	乘数名称	7个 季度	8个 季度	9个 季度	10个 季度	11个 季度
ZLB	现值乘数	2.09	2.09	2.08	2.06	2.03
NO-ZLB	现值乘数	2.04	1.97	1.90	1.80	1.68

五、结论与启示

(一)研究结论

本文立足我国实际,在宏观审慎财政政策框架下,构建了包含实际摩擦、名义摩擦和金融摩擦等要素的DSGE模型,并利用实际数据进行校准和估计,通过模拟研究发现:

第一,金融摩擦放大了对经济的影响,宏观经济变量的表现较未考虑金融摩擦的情况下大,财政乘数的计算结果也较无金融摩擦的情况下大,这与国内外考虑金融摩擦情况下的财政乘数研究文献的结论一致。当前我国经济面临许多不稳定因素,积极的财政政策对恢复经济增长具有重要意义。

第二,宏观审慎财政政策框架下,政府支出乘数最大为2.09,而无金融摩擦情况下为1.81,两者相差0.28,长期看两者相差更大。同样,福利分析表明宏观审慎财政政策情况下福利损失最小。

第三,零利率下限情况下,财政乘数作用效果大于非零利率下限情况下的数值。这进一步验证了在货币政策发挥作用有限的情况下,财政政策的效果较好,特别是在经济下行过程中,利率较低情况下,更要积极发挥财政政策的作用。

(二)政策启示

本文的结论对政策制定具有重要意义:一方面,当前我国经济面临不确定性因素增加,基准利率连续下降,减去通货膨胀后,实际上呈现负利率情况,这时货币政策发挥的空间有限。零利率下限约束时,政府支出乘数更大,经济的稳定性效果也更好,这为当前实施积极的财政政策提供了理论和实证依据。另一方面,货币政策与宏观审慎政策根据已有的研究发现可以发挥作用,但是引入宏观审慎财政政策规则时,财政乘数更大。根据财政政策理论,持续的财政赤字如果没有相应的税收和政府支出改变,不可避免地会导致通货膨胀,会一定程度上制约货币政策稳定价格的功能,所以需要宏观审慎财政政策协调配合。为了避免出现货币政策留下财政足迹,应该进一步发挥宏观审慎财政

政策、央行、财政部门三部门协调配合作用,推动经济平稳健康发展。◆

参考文献:

[1]马勇,吕琳.货币、财政和宏观审慎政策的协调搭配研究[J].金融研究,2022(1):1-18.

[2]Reis R. The fiscal footprint of macroprudential policy [M]. Frankfurt :Deutsche Bundesbank,2020: 71-73.

[3]Hristov N, H ü lsewig O, Kolb B. Macroprudential capital regulation and fiscal balances in the euro area [J]. Journal of International Money and Finance,2024,143:103074.

[4]Rubio M, Carrasco-Gallego J A. Macroprudential and monetary policies: Implications for financial stability and welfare [J]. Journal of Banking & Finance,2014,49:326-336.

[5]Quint D, Rabanal P. Monetary and macroprudential policy in an estimated DSGE model of the euro area [J]. International Journal of Central Banking,2014,10(2):169-236.

[6]Bernanke B S, Gertler M, Gilchrist S. The financial accelerator in a quantitative business cycle framework [J]. Handbook of macroeconomics,1999(1):1341-1393.

[7]韩鑫韬,张晓敏,刘星.宏观审慎管理配合下的最优货币政策选择:基于中国的DSGE模拟分析[J].中国管理科学,2024,32(10):1-10.

[8]程方楠,孟卫东.宏观审慎政策与货币政策的协调搭配:基于贝叶斯估计的DSGE模型[J].中国管理科学,2017,25(1):11-20.

[9]李建强,张淑翠,秦海林.货币政策、宏观审慎与财政政策协调配合:基于DSGE策略博弈分析与福利评价[J].财政研究,2018(12):19-34.

[10]邢毓静,蓝天.货币政策、宏观审慎与财政政策协调:基于零利率下限约束的视角[J].上海金融,2022(2):2-12.

[11]Malmierca-Ordoqui M. Fiscal and macroprudential policy coordination for stabilization purposes [J]. Metroeconomica,2024,75(4):641-669.

[12]De B B, Malmierca M. Financial frictions and stabilization policies [J]. Economic Modelling,2020,89:166-188.

[13]Bosca J E, Ferri J, Rubio M. Fiscal and macroprudential policies in a monetary union [J]. Review of Quantitative Finance and Accounting,2025,65(1):365-399.

[14]Fernandez-Villaverde J. Fiscal policy in a model with financial frictions [J]. American Economic Review,2010,100(2):35-40.

[15]Ma Y, Lv L. Money, debt, and the effects of fiscal stimulus [J]. Economic Analysis and Policy,2022,73:152-178.

[16]Malmierca M. Optimal macroprudential and fiscal policy in a monetary union [J]. Economic Modelling,2023,122:106238.

[17]Chang C, Chen K J, Waggoner D F, et al. Trends and cycles in China' s macroeconomy: Working Paper [R]. Massachusetts:

Nation Bureau of Economic Research, 2015.

[18] Bailliu J, Meh C, Zhang Y H. Macroprudential rules and monetary policy when financial frictions matter [J]. Economic Modelling, 2015, 50: 148–161.

[19] Song Z, Storesletten K, Zilibotti F. Growing Like China [J].

The American Economic Review, 2011, 101(1): 196–233.

[20] 陈登科, 陈诗一. 中国财政支出乘数研究: 基于金融摩擦与“超低利率”的视角[J]. 金融研究, 2017(12): 17–32.

[21] 王立勇, 张良贵, 刘文革. 不同粘性条件下金融加速器效应的经验研究[J]. 经济研究, 2012, 47(10): 69–81.

Research on Government Spending Multipliers under a Macroprudential Fiscal Policy Framework

Li Xiaosheng, Hu Rui, Luo Mingling

Abstract: The organic coordination of monetary policy, fiscal policy, and macroprudential policy is a crucial mechanism for maintaining financial stability and promoting steady economic growth. By introducing a dynamic stochastic general equilibrium (DSGE) model incorporating macroprudential fiscal policy, financial frictions, and the zero lower bound, this study examines the fiscal multiplier effect of government spending. The findings reveal: (1) The baseline model with financial frictions yields a larger fiscal multiplier; (2) Macroprudential fiscal policy significantly influences the government spending multiplier, with higher steady-state values of macroprudential fiscal policy leading to greater multipliers; under the macroprudential policy framework, the fiscal multiplier is maximized while welfare losses are minimized; (3) The government spending multiplier is larger when the zero lower bound is considered. These results demonstrate that under the macroprudential fiscal policy framework, fiscal policy multipliers are larger, welfare losses are smaller, and economic stability is improved, providing a reference for government departments to utilize macroprudential fiscal policy for economic regulation.

Key words: Macroprudential Fiscal Policy; Fiscal Multiplier; Financial Frictions; Zero Lower Bound

(责任编辑: 新月)

数实融合对劳动者就业质量的影响研究

刘 佳, 李佳兴, 王春枝

(内蒙古财经大学 统计与数学学院, 内蒙古 呼和浩特 010070)

摘要:数字经济与实体经济的深度融合是实现高质量充分就业的重要动能。基于中国劳动力动态调查数据(CFPS),结合2014—2022年省级面板数据,构建固定效应模型,探究数实融合对劳动者就业质量的影响和作用机制。实证结果显示:(1)数实融合对劳动者就业质量具有正向促进效应。(2)数实融合对劳动者就业质量的提升效应存在显著异质性:从个体看,更易赋能具备人力资本和户籍优势的劳动者;从产业看,高端服务与技术密集型行业获益更大;从区域看,仅对城市群劳动者影响显著。(3)机制分析显示,数实融合能够通过技术创新、优化就业结构和提升劳动者人力资本三条路径提升劳动者就业质量。因此,应强化数实融合的就业赋能作用,从精准施策弥合群体差距、多维激活质量提升机制、构建差异化数实融合生态等维度入手,以实现更充分、更高质量的就业。

关键词:数字经济;实体经济;数实融合;劳动者;就业质量

中图分类号:F249.2;F49

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2026)04-0064-10

DOI:10.13999/j.cnki.tjllys.2026.04.007

一、引言

就业是民生保障的根本所在,更是维系社会稳定的重要基石。党的二十大报告指出,“强化就业优先政策,健全就业促进机制,促进高质量充分就业。”党的二十届四中全会把促进高质量充分就业作为保障和改善民生的重要内容,提出新要求、作出新部署。“十四五”以来,我国人口老龄化进程持续深化,劳动力人口规模呈收缩态势,劳动力供给结构变化愈发凸显。以大数据、云计算、人工智能为代表的数字技术,正加速向国民经济各领域、各环节渗透,推动形成数字经济与实体经济深度融合发展新态势。数实融合不仅重构了生产方式、商业模式和组织形态,更对劳动力市场的基础结构、就业形态和劳动者的工作方式产生了全方位、深层次影响。在数实融合过程中,数字技术在实体部门的创新应用催生了大量新业态与新模式,不仅创造了新

的就业岗位,也拓宽了劳动者的收入渠道,有助于提升就业质量。数实融合的深入推进也带来了结构性挑战。一些操作简单、重复性强的岗位正逐渐被数字技术替代,部分劳动者面临失业风险,对就业质量产生不利影响。此外,数字技术在教育领域的应用,为提升劳动者素质、降低人力资本投资成本提供了可能,不仅增强了劳动者获取更高收入的能力,也有助于改善工作环境,对提高就业质量具有积极意义。

综上所述,数实融合深刻影响着劳动者的就业质量,并直接关系着劳动者的获得感与价值感,系统探究其具体表现及内在机制,兼具重要的理论价值与现实意义。在理论层面,本文突破宏观就业总量与单一维度研究局限,立足微观劳动者视角,系统解构数实融合影响就业质量的多维路径,进一步丰富了数字经济与就业领域的研究内容,为理解数实融合背景下就业市

基金项目:内蒙古财经大学统计学一流学科建设专项课题“新质生产力赋能全要素生产率提升的作用机制研究”(YLXKZX-NCD-008);内蒙古财经大学自治区“五大任务”研究专项课题“内蒙古农牧业产业链绿色转型及影响机制研究”(NCXWD2427);内蒙古自治区自然科学基金项目“质疑补偿内生赋权(BoD)模型的改进与优化及应用研究”(20240N07012)。

作者简介:刘佳,女,博士,教授,研究方向为宏观经济统计分析;李佳兴,男,硕士研究生,研究方向为宏观经济统计分析;王春枝,女,博士,教授,研究方向为宏观经济统计分析。

场的演变提供了新的分析框架与实证支撑。在现实层面,本文的研究结论可为政府制定精准就业政策、优化数实融合发展路径提供决策参考。

二、文献综述

20世纪70年代,“工作生活质量”的概念率先在美国国家被提出,随后国际劳工组织以“体面劳动”定义就业质量,这一概念被广泛使用。在已有研究中,学者们主要从工资收入、工作强度、福利保障、工作稳定性等客观条件^[1-2]和劳动者工作满意度、幸福感等主观心理感受^[3]两个方面测度劳动者就业质量。蒲艳萍等(2024)^[4]逐渐将工作与生活平衡、职业发展与培训机会等维度纳入测度范围,力求构建更全面的就业质量评价体系。

在数实融合的水平测度方面:张晴和于津平(2021)^[5]基于数实融合内涵,运用投入产出法量化制造业对数字部门的直接与间接消耗,以反映制造业数字经济与实体经济的融合现状;郭晗和全勤慧(2022)^[6]借助耦合协调度模型,系统测算了数字经济和实体经济两大系统的耦合协调度,以此量化表征两者的融合发展程度;黄先海和高亚兴(2023)^[7]运用专利分析法,以专利引用信息作为量化企业技术特性的重要指标,测度企业的数实产业技术融合行为;陈修素和陈秋华(2024)^[8]基于新发展理念构建评价指标体系,测度我国省域数实融合水平。

数实融合对就业质量的影响的相关研究较为丰富,但尚未形成一致结论。一方面,数实融合能够显著推动就业结构优化升级,为不同技能群体创造更匹配的就业机会^[9]。另一方面,数实融合在推动就业结构向技能密集型升级的同时,对人力资本处于劣势的低技能群体形成就业冲击。体力型、重复性岗位被数字技术与智能装备替代,相关从业者因数字素养与技能水平不足难以适配数实融合催生的高技能岗位,就业机会大幅缩减,最终对就业质量提升形成显著抑制作用^[10]。毛宇飞等(2024)^[11]聚焦于劳动力市场视角的研究发现,数实协同赋能与深度融合能从供需两端对大学就业市场产生积极影响。

综上,现有研究围绕就业质量测度、数实融合水平量化及二者互动关系已开展诸多探索,为本文的研究奠定了理论与方法基础,但仍存在一些不足:一是研究视角多聚焦宏观与中观层面,针对数实融合影响就业质量的微观研究相对匮乏;二是作用机制分析较为零散,多单一探讨某一中介路径,尚未形成系统性分析框

架;三是部分研究仅关注数实融合对就业质量的线性影响,缺乏多维度异质性分析。鉴于此,本文基于中国劳动力动态调查数据(CFPS),结合2014—2022年省级面板数据,从劳动者个体层面切入剖析数实融合对就业质量的影响,构建“技术创新—就业结构优化—人力资本提升”三维机制框架,并从个体、产业、地区三个维度开展异质性分析,以期对现有研究进行有益补充。

三、理论分析与研究假设

数实融合是驱动经济高质量发展的重要引擎,能通过生产方式变革、就业形态创新、人力资本培育等多重渠道赋能劳动者就业质量。该赋能效应依托数字技术普惠化应用、新业态新模式培育与就业市场匹配效率提升,从收入水平、工作环境、职业发展等多维度突破传统就业市场壁垒,实现就业质量的全方位提升,而这一效应的形成源于数实融合对劳动力市场供需两端的双重赋能。从需求端看,数实融合能够推动实体产业数字化转型,催生平台经济、共享经济等新业态,创造数字运营、数据分析、智能运维等就业岗位,此类岗位具备更高的薪酬水平与更广阔的职业发展空间,能够直接提升就业质量。从供给端看,数实融合能够推动教育培训行业的数字化转型,降低劳动者人力资本投资的时空与成本壁垒,助力劳动者提升数字技能与综合素养,增强匹配高质量就业岗位的核心能力。同时数字技术对传统生产流程的改造,能够推动劳动力向高质量岗位转移,整体优化劳动力市场就业结构,进一步提升就业质量的整体水平。基于此,提出以下假设:

假设1:数实融合对劳动者就业质量具有显著的正向促进作用。

数实融合从根本上重塑了工作形态并显著提高了劳动生产率,进而提升整体就业质量。技术创新是数实融合的核心,数字技术与实体产业的深度融合通过技术迭代、工艺创新、产品升级实现实体产业生产效率的根本性提升,推动劳动力市场的质量变革。一方面,前沿技术的不断突破推动产业加速转型升级,催生出大量高技能、高附加值的新型岗位,为高技能劳动者提供更多就业机会。同时,高新技术的应用将从事劳动强度高、工作环境恶劣的低技能劳动者替换出去。这类劳动者在政府与企业的技能培训支持下,向技能要求适中、工作环境更优的岗位转移,显著改善整体劳动者的工作环境和收入水平,提升整体就业质量。另一方面,数字平台、人工智能、大数据等技术手段显著提

高了就业市场的匹配效率,使劳动者更加快速、精准地对接符合其能力与偏好的岗位。技术创新还引领企业组织形态与用工制度的变革,催生远程办公、平台就业、项目制用工等新就业模式,提高劳动参与的灵活性与包容性。在政策和制度不断完善的背景下,这些新型就业形态逐步被纳入劳动保障体系,进一步提升了就业质量。基于此,提出以下假设:

假设 2a:数实融合能够通过技术创新正向影响劳动者就业质量。

数实深度融合能够推动产业结构持续向第三产业倾斜,促使劳动力资源从第一、第二产业逐步向第三产业流动,进一步强化了劳动力就业的服务化发展趋势。这不仅能够促进劳动力就业结构的优化升级,更对劳动者就业质量产生了深远影响。就业结构的优化是数实融合影响就业质量的重要传导路径,数实融合通过推动产业结构的高级化与服务化,实现劳动力资源的再配置,使劳动力从低效率、低附加值的产业向高效率、高附加值的产业流动,推动就业质量的提升。一方面,就业结构的优化显著加大了对中高技能劳动力的需求,同时为该群体提供了工作环境更优越、发展空间更广阔的就业岗位,有效提高了劳动者的薪酬待遇与工作满意度。高端服务业与现代制造业的融合发展,催生了跨产业的复合型就业岗位,这类岗位对劳动者的综合素养要求更高,并提供更丰厚的薪酬回报和更完善的福利保障。另一方面,低技能劳动力从低效农业和传统制造业向更具活力的服务业转移,并在此过程中通过强化技能适配培训、改善工作环境与薪酬待遇,显著提高就业质量。同时,服务业内部结构的优化升级,能够推动工作方式创新、管理规范化和劳动权益保护机制的完善。基于此,提出以下假设:

假设 2b:数实融合能够通过优化就业结构影响劳动者就业质量。

数实融合在增加对高人力资本需求的同时,能够提高劳动力进行人力资本投资的可及性和便利性。人力资本是高质量就业的核心基础,数实融合通过改变劳动力市场的技能需求结构,倒逼劳动者水平提升,同时通过数字化手段降低人力资本投资门槛,形成“需求牵引—供给提升”的人力资本培育闭环,进而推动就业质量提升。一方面,人工智能、大数据等数字技术持续向传统产业渗透并应用,推动生产过程向智能化、数字化与网络化方向演进。这种技术模式的迁移显著提高了对劳动者认知能力、数字素养、复杂问题解决能力及

持续学习能力的要求,并增加对高人力资本的结构性需求。伴随需求的增加,高人力资本的工资收入得到提高,同时迫使低人力资本向高附加值、高复杂度的工作领域迁移,且这类岗位通常伴随更高的薪酬回报、更强的职业稳定性以及更优越的工作环境,有利于提升就业质量。另一方面,数字技术打破了传统教育与培训在时空、成本与资源分配上的壁垒。数字化学习工具与平台的普及,大幅降低了劳动者进行人力资本投资的门槛与成本,提升了技能更新的速度与适配性。基于此,提出以下假设:

假设 2c:数实融合能够通过提升劳动者人力资本对就业质量产生影响。

四、研究设计

(一)数据来源

本文所用数据来源于《中国统计年鉴》《中国信息年鉴》《中国工业统计年鉴》和各省(区、市)统计年鉴、Wind 数据库,以及 2014 年、2016 年、2018 年、2020 年、2022 年中国家庭追踪调查数据库(CFPS)的数据,少量缺失数据采用插值法补齐。研究样本聚焦于年满 16 周岁的劳动者群体,剔除无效样本后,最终获得 34502 个有效观测样本。

(二)变量选择

1. 被解释变量

就业质量是对劳动者就业情况的综合评价,本文参照张广胜和王若男(2023)^[12]的方法,从工资收入、工作强度、工作稳定性、福利保障和工作满意度五个方面构建就业质量评价体系。工资收入采用每月税后工资的自然对数进行衡量;工作强度采用每周工作时长进行衡量;工作稳定性根据劳动者是否与用工单位签订书面劳动合同进行衡量;福利保障根据劳动者参与医疗保险、养老保险、工伤保险、失业保险和生育保险来衡量,每参与一项计 1 分,累加得到总分;工作满意度根据劳动力对工作满意程度的主观评价进行测量。同时将工资收入、工作稳定性、福利保障和工作满意度等与就业质量正向相关的指标进行正向标准化处理,将工作强度等与就业质量负向相关的指标进行负向标准化处理^[13]。最后采用熵权法计算得出劳动者的就业质量综合得分,并采用等权赋值法进行稳健性检验。

2. 核心解释变量

本文借鉴郭晗和全勤慧(2022)^[6]的方法,构建耦合协调度模型来测度数实融合水平。在此基础上从数字基础设施、数字产业发展和数字经济环境三个维度

构建数字经济系统的指标体系,并根据吴俊珺和杜文豪(2024)^[14]的方法从实体结构、实体效益、实体环境和实体创新四个维度构建实体经济系统的指标体系。指标体系如表1所示。

3. 控制变量

本文控制了影响劳动者就业质量的个体层面、家庭层面与地区层面的变量。个体层面变量包括性别、年龄、受教育程度、婚姻状况、健康状况、政治面貌、互联网使用情况,家庭层面变量包括家庭规模、少儿抚养比、老年抚养比,地区层面变量包括经济发展水平、金融发展水平、政府干预程度。

4. 机制变量

本文选取技术创新、就业结构、人力资本作为数实融合影响劳动者就业质量的中介机制变量。技术创新主要表征数实融合相关技术创新水平,以国内专利申请受理量(对数化处理,消除异方差)衡量,数值越大反

映地区技术创新水平越高;就业结构主要表征劳动力市场产业分布,借鉴戚聿东等(2020)^[15]的研究,采用第三产业就业人员占比衡量,数值越大表明就业结构服务化与高级化程度越高;人力资本在微观层面表征劳动者数字素养与学习能力,基于CFPS问卷问题“过去一周是否使用网络学习”赋值(是=1,否=0)为虚拟变量,数值越大表明劳动者人力资本提升意愿与能力越强。

变量说明及描述性统计如表2所示。

(三) 模型构建

为探究数实融合对劳动者就业质量的影响,本文构建如下计量模型:

$$Q_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1 DS_{jt} + \alpha_2 \sum X_{ijt} + province_j + industry_k + year_t + \varepsilon_{ijt}$$

(1)

其中, Q_{ijt} 表示劳动者*i*第*t*年在*j*省份*k*行业的就业质量指数, DS_{jt} 表示第*t*年*j*省份的数实融合水平, X_{ijt}

表1 数实融合水平评价指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	单位
数字经济	数字基础设施	长途光缆线路长度	万公里
		互联网宽带接入率	%
		移动电话设施规模	万户
		域名数	万个
		IPv4地址数	百万个
		网页数	万个
	数字产业发展	人均电信业务总量	元/人
		邮政业务总量	亿元
		快递量	亿件
		每百家企业拥有网站数	个/百家
		有电子商务交易活动的企业数比重	%
实体经济	数字经济环境	电子商务销售额	亿元
		移动电话普及率	部/百人
		互联网普及率	%
		信息软件业就业人员占比	%
		国内专利申请授权量	件
		规模以上工业企业R&D经费	亿元
	实体结构	实体经济产值/地区生产总值	%
		第二、三产业增加值/地区生产总值	%
	实体效益	人均实体经济生产总值	元/人
		人均社会消费品零售总额	元/人
		人均规模以上工业企业利润总额	元/人
	实体环境	工业废水治理设施处理能力	万吨/日
		二氧化硫排放量	万吨
		工业固体废物综合利用率	%
	实体创新	规模以上工业企业新产品销售收入	亿元

表示一系列控制变量, $province_j$ 表示劳动者所在省份, $industry_k$ 表示劳动者工作行业, $year_t$ 表示年份, ε_{ijt} 表示随机误差项。 α_1 表示数字经济和实体经济融合对劳动者就业质量的影响程度,大于0表示数实融合有利于劳动者就业质量提升。

为进一步揭示数实融合影响劳动者就业质量的内

在作用机制,并鉴于中介变量包含省级宏观层面变量(技术创新 $M1_{jt}$ 、就业结构 $M2_{jt}$)与个体微观层面变量(人力资本 $M3_{jt}$),二者与核心解释变量的作用层级存在差异,故分别设定回归模型:

$$M_{jt} = \beta_0 + \beta_1 DS_{jt} + \beta_2 \sum X_{jt} + province_j + industry_k + year_t + \varepsilon_{jt} \tag{2a}$$

表2 变量说明及描述性统计

变量类型	变量	说明	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	就业质量	综合指数	0.488	0.395	0	1
核心解释变量	数实融合水平	综合指数	0.512	0.159	0	1
控制变量	性别	男=1,女=0	0.582	0.493	0	1
	年龄	年龄	36.962	10.784	16	80
	受教育程度	实际受教育年限	10.878	4.187	0	22
	婚姻状况	已婚=1,未婚=0	0.758	0.428	0	1
	健康状况	非常健康=5,比较健康=4,一般=3,不太健康=2,非常不健康=1	3.329	1.044	1	5
	政治面貌	中共党员=1,其他=0	0.027	0.162	0	1
	互联网使用情况	使用手机或电脑上网=1,不使用手机或电脑上网=0	0.792	0.406	0	1
	家庭规模	家庭成员数	3.829	1.961	1	15
	少儿抚养比	6岁以下儿童占家庭人数比	0.081	0.172	0	1
	老年抚养比	65岁以上老人占家庭人数比	0.068	0.187	0	1
	经济发展水平	人均GDP(对数形式)	10.997	0.443	8	13
	金融发展水平	年末金融机构存贷款余额占地区生产总值的比率	1.602	0.437	0	3
	政府干预程度	财政支出占GDP比重	0.231	0.089	0	1
机制变量	技术创新	国内专利申请受理量	11.600	1.114	9	14
	就业结构	第三产业就业人员占比	0.457	0.088	0	1
	人力资本	是否使用网络进行学习或培训(是=1,否=0)	0.369	0.482	0	1

其中, M_{jt} 代表第 t 年 j 省份的技术创新或就业结构水平, X_{jt} 表示一系列控制变量, ε_{jt} 为随机误差项。

$$M_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 DS_{jt} + \beta_2 \sum X_{ijt} + province_j + industry_k + year_t + \varepsilon_{ijt} \tag{2b}$$

其中, M_{ijt} 代表个体 i 第 t 年在 j 省份的人力资本水平, X_{ijt} 表示一系列控制变量, ε_{ijt} 为随机误差项。

在基准模型(1)的基础上引入中介变量 $M_{(.)}$,构建如下模型:

$$Q_{ijt} = \gamma_0 + \gamma_1 DS_{jt} + \gamma_2 M_{(.)} + \gamma_3 \sum X_{ijt} + province_j + industry_k + year_t + \varepsilon_{ijt} \tag{3}$$

其中, $M_{(.)}$ 根据中介变量层级替换为 M_{jt} (省级中介:技术创新、就业结构)或 M_{ijt} (个体中介:人力资本),其余变量定义与基准模型(1)一致。

五、实证分析

(一)基准回归

表3给出了基准模型的估计结果。其中,列(1)为

未加入控制变量的估计结果,列(2)—(4)为依次加入个人、家庭、省份的控制变量后的估计结果。结果显示,数实融合对就业质量具有正向影响,且在1%的置信水平下始终保持统计显著性,说明数实融合有助于提升劳动者就业质量。从平均效应看,数实融合水平每提升1个单位,劳动者就业质量显著提升0.337个单位,假设1得以验证。

(二)稳健性检验

1.更改被解释变量测算方法

本文借鉴张广胜和王若男(2023)^[12]的研究,通过等权赋值法重新测算就业质量水平,回归分析结果见表4的第(1)列。数实融合在5%的水平上显著为正,验证了前文结果的稳健性。

2.分层线性模型

考虑到本文的核心解释变量为省级层面数据,而被解释变量属于个体层面数据,二者构成“个体—地

区”的跨层级数据结构,这一特征可能导致基准估计结果存在偏误。为此,本文采用分层线性模型对前文估计结果开展稳健性检验。零模型分析结果显示,组内相关系数为0.063,且似然比(LR)检验结果显著,表明研究数据适用于构建分层线性模型。分层线性模型的回归结果如表4的第(2)列所示,数实融合对就业质量

的正向影响在10%的统计水平上显著,印证了前文基准回归结果的稳健性。

3. 平衡面板数据

本文通过筛选所有观测年份均存在的样本,构建平衡面板数据并重新进行回归分析,相关结果如表4的第(3)列所示。回归结果显示,数实融合的估计系数

表3 基准回归结果

变量	(1) 就业质量	(2) 就业质量	(3) 就业质量	(4) 就业质量
数实融合	0.367*** (0.128)	0.320*** (0.127)	0.323** (0.126)	0.337*** (0.126)
性别		0.066 (0.064)	0.067 (0.064)	0.065 (0.064)
年龄		0.038*** (0.006)	0.038*** (0.006)	0.038*** (0.006)
年龄平方		-0.001*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.001*** (0.000)
受教育程度		0.005*** (0.002)	0.005*** (0.002)	0.005*** (0.002)
婚姻状况		0.024** (0.010)	0.025** (0.010)	0.026** (0.010)
健康状况		0.002 (0.002)	0.002 (0.002)	0.002 (0.002)
政治面貌		-0.000 (0.012)	-0.001 (0.012)	-0.001 (0.012)
互联网使用情况		0.023*** (0.007)	0.023*** (0.007)	0.022*** (0.007)
家庭规模			-0.004** (0.002)	-0.004** (0.002)
少儿抚养比			0.003 (0.015)	0.002 (0.015)
老年抚养比			-0.008 (0.015)	-0.007 (0.015)
经济发展水平				-0.001*** (0.000)
金融发展水平				-0.029 (0.021)
政府干预程度				-0.138 (0.128)
常数项	0.175** (0.104)	-0.701*** (0.228)	-0.677*** (0.225)	-0.484** (0.230)
地区固定效应	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
N	34502	34502	34502	34502
R ²	0.096	0.108	0.109	0.109

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著;括号内为稳健标准误。下表同。

在5%的统计水平上显著为正,再次印证了前文基准结论的稳健性。

4. 内生性检验

数实融合与就业质量之间可能存在反向因果关系:一方面,数字经济的发展能够推动就业质量提升;另一方面,就业质量的提升能够通过输送优质人才资源,为数字经济与实体经济的深度融合提供持续发展动力。为规避这一内生性问题对研究结论可靠性产生的干扰,借鉴赵涛等(2020)^[16]的研究思路,选取1984年每百人固定电话数作为基础工具变量,并引入上一年全国信息技术服务收入与该基础工具变量的交乘项,构建面板工具变量进行回归检验。结果如表4的第(4)列所示,数实融合的估计系数在1%的统计水平上显著为正,前文基准回归结果基本一致。

(三) 异质性分析

1. 劳动者个体特征异质性

考虑到劳动力市场中不同特征的劳动者在就业、收入等方面可能存在显著差异,为深入理解数实融合对不同劳动力群体就业质量的差异化影响,本文进一步对样本按照性别、年龄、户口状况、受教育程度分别

进行分组回归分析。性别以及户口状况可能因社会性别规范和户籍制度对劳动者就业机会与发展前景产生影响,而40岁以上劳动者可能因职业技能固化、数字技术学习动力或效率较低,影响其人力资本积累,进而制约其就业质量的提升。同时,参照田鸽和张勋(2022)^[17]的研究,将劳动力受教育程度按照大专及以上和大专及以下进行划分,因为受教育水平直接决定劳动者的技能结构、职业选择范围和收入潜力,从而对其就业质量产生影响。异质性回归结果如表5所示。可以看出,数实融合对男性、非农户口、大专及以上学历的年轻劳动者的就业质量具有显著提升作用。

2. 行业异质性

考虑到不同行业在技术应用、要素投入、市场竞争结构以及受外部冲击影响的方式上存在显著差异,为探究数实融合对不同行业类型劳动者就业质量的异质性影响,本文进一步将样本按照行业特征进行划分。其中,对产业部门的划分方法,将第二产业划为生产部门,将服务部门细分为两大类:低端服务部门和高端服务部门。同时将制造业,信息传输、软件和信息技术服务业,科学研究和技术服务业,教育业,卫

表4 稳健性检验结果

变量	(1) 更改被解释变量测算方法	(2) 分层线性模型	(3) 平衡面板数据	(4) 工具变量法
数实融合	0.127** (0.060)	0.203* (0.111)	1.507** (0.728)	0.869*** (0.265)
控制变量	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
N	34502	34502	1050	34502
R ²	0.133		0.259	0.108

表5 劳动者个体特征异质性回归结果

变量	性别		年龄		户口状况		受教育程度	
	男	女	大于40	小于等于40	农业	非农业	大专及以上	大专以下
数实融合	0.363** (0.159)	0.256 (0.208)	0.353* (0.195)	0.355** (0.178)	0.208 (0.167)	0.620*** (0.224)	0.864*** (0.220)	0.090 (0.157)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
N	19816	14199	12688	21377	23436	10629	10713	23352
R ²	0.107	0.129	0.062	0.140	0.113	0.112	0.126	0.095

生和社会工作行业归类为技术密集型行业,将其余行业划分为非技能密集型行业。回归结果见表6。可以看出,数实融合对在高端服务部门和技术密集型行业工作的劳动者的就业质量具有提升作用。可能的原

因是高端服务部门以及技术密集型行业主要从事知识密集型工作,数字技术的融合应用能显著提升这些行业的生产效率,进而提升劳动者工资收入并减轻其工作负担。

表6 行业异质性回归结果

变量	按部门划分			按技术密集型划分	
	生产部门	低端服务部门	高端服务部门	技术密集型行业	非技术密集型行业
数实融合	0.206 (0.185)	-0.012 (0.310)	0.584** (0.256)	0.400** (0.196)	0.254 (0.178)
控制变量	是	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
N	14982	8648	9979	15349	18716
R ²	0.096	0.083	0.116	0.120	0.078

3. 地区异质性

我国区域经济发展呈现出显著的不平衡性,不同地区在资源禀赋、产业结构、政策支持和发展水平上存在较大差异。为理解数实融合对不同区域类型劳动者就业质量的异质性影响,本文按照样本是否属于长三角、珠三角和京津冀城市群进行划分,回归结果见表7。可以看出,数实融合对在城市群工作的劳动者的就业质量有明显提升作用。可能的原因是城市群拥有更强大的产业基础、更完善的数字基础设施和更多高素质人才。数实融合在这些地区能创造出大量需要高技能、高收入的新岗位,为劳动者增加就业机会、提升工资水平提供契机。非城市群地区往往面临产业相对传统、数字化基础薄弱、人才储备不足等问题,数实融合的应用范围和深度有限,因此对就业质量的提升作用不够明显。

表7 地区异质性回归结果

变量	城市群	非城市群
数实融合	0.342** (0.144)	0.021 (0.143)
控制变量	是	是
地区固定效应	是	是
行业固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
N	12528	21185
R ²	0.094	0.114

(四)机制分析

由理论分析可知,数实融合能通过促进技术创新、

优化就业结构和提升劳动者人力资本三条路径来提高劳动者就业质量,本文进一步检验该理论机制。采用国内专利申请受理量代表技术创新水平。参照戚聿东等(2020)^[15]的研究,采用第三产业就业人员占比情况衡量中国31个省份的就业结构。基于问卷中“过去一周,您是否使用网络进行学习?”问题来衡量劳动者能否在数实融合中提升人力资本水平。实证检验结果如表8所示。

表8 机制检验结果

变量	技术创新	就业结构	人力资本
数实融合	1.389*** (0.087)	0.180*** (0.009)	0.487*** (0.174)
控制变量	是	是	是
地区固定效应	是	是	是
行业固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
N	34502	34502	34502
R ²	0.933	0.912	

注:人力资本列为Logit模型回归结果,所列系数为边际效应。

表8报告了数实融合影响劳动者就业质量的机制检验结果。核心变量数实融合在三类机制回归中均在1%的水平上显著为正,验证了技术创新、就业结构优化、人力资本提升三条作用路径的存在性,假设2a、2b、2c得到验证。从系数大小看,技术创新的中介效应系数显著高于就业结构与人力资本,表明技术创新是数实融合影响劳动者就业质量的核心路径,就业结

构优化为重要支撑路径,人力资本提升为微观基础路径,三条路径相互协同、相互促进,共同构成数实融合赋能就业质量的完整机制体系。

具体看,在技术创新机制方面,数实融合的系数在1%的水平上显著为正,表明数实融合能够显著增加地区专利申请数,印证了数实融合对技术创新的驱动效应。数实融合不但能够催生高技能、高附加值就业岗位,同时能够提升生产效率与劳动者薪酬福利,直接和间接改善就业质量。在就业结构机制方面,数实融合的系数在1%的水平上显著为正,说明数实融合能够显著促进劳动力向第三产业流动,推动就业结构的服务化与高级化升级,使第三产业获得更优的工作环境权益保障,进而整体提升就业质量。在人力资本机制方面,Logit模型的边际效应为0.487且在1%的水平上显著为正,意味着数实融合能够显著提升劳动者使用网络进行学习或培训的概率,体现了数实融合对劳动者人力资本培育的赋能效应。

六、结论与建议

(一)研究结论

本文利用2014—2022年我国省级面板数据并结合CFPS数据库,分析了数实融合对劳动者就业质量的影响及其内在机理。研究发现,数实融合能够显著提升劳动者的就业质量,这一结论在克服内生性问题并经过一系列稳健性检验后依然成立。进一步分析发现,数实融合对就业质量的提升效应存在异质性,其赋能作用更易惠及具备特定优势条件的劳动者群体。具体而言,高学历青年群体、非农户籍、身处高端服务部门与技术密集型行业或位于城市群的劳动者从数实融合中获益更加明显。机制分析揭示,数实融合主要通过驱动技术创新、优化就业结构以及促进劳动者人力资本提升三条路径来提高劳动者的就业质量。

(二)政策建议

基于上述研究结论,本文提出以下政策建议:

第一,精准施策弥合群体差距,强化就业质量普惠性。对低人力资本、农村户籍劳动者开展数实融合技能培训,降低技术门槛,在传统行业中推广“数字+”转型的普惠性政策,扩大数实融合对非弱势群体的就业质量溢出效应。在传统制造业、农业等劳动密集型行业,推广普惠性数字化转型政策,支持企业开发人机协作、低技能适配型岗位,避免技术过度替代。发展县域数字服务业,创造灵活就业岗位,提供高质量就业机会。

第二,多维激活质量提升机制,筑牢就业质量长效支撑。支持企业加大数字化创新投入,通过税收优惠、研发补贴等政策,以技术升级带动岗位质量提升。推动就业结构优化与人力资本联动提升,在高校、职业院校增设数实融合与行业应用类课程,鼓励企业开展在岗数字技能培训,以更好匹配就业供给与产业需求。推动劳动力向高端服务业、先进制造业流动,完善公共就业服务平台的数字岗位匹配功能,破除劳动力流动壁垒。加大对吸纳非弱势群体就业企业的补贴,鼓励企业开发包容性岗位,实现技术升级与就业普惠的平衡。

第三,构建差异化的数实融合生态,缩小区域与产业差距。在城市群等经济较发达区域,重点布局数实融合标杆项目,打造数字技术与高端产业融合的就业质量高地,通过产业转移、数字平台下沉等方式,向欠发达区域辐射优质就业机会。制定差异化数实融合转型方案,建立跨部门、跨区域的数实融合协调机制,避免政策碎片化。加大对欠发达地区数字基础设施建设补贴、人才引育的支持力度,逐步缩小区域间的“数字鸿沟”与就业差距。◆

参考文献:

- [1]李中建,袁璐璐.务工距离对农民工就业质量的影响分析[J].中国农村经济,2017(6):70-83.
- [2]张明志,郇馥莹,史新杰,等.数字政府建设对农民工就业质量的影响研究[J].中国人口科学,2024,38(6):40-58.
- [3]凌琬.就业质量与居民主观福利:基于中国劳动力动态调查的实证研究[J].统计研究,2022,39(10):149-160.
- [4]蒲艳萍,袁柏惠,张岚欣.中国新时代就业质量:指标测算、来源分解及演变分析[J].宏观质量研究,2024,12(5):1-15.
- [5]张晴,于津平.制造业投入数字化与全球价值链中高端跃升:基于投入来源差异的再检验[J].财经研究,2021,47(9):93-107.
- [6]郭晗,全勤慧.数字经济与实体经济融合发展:测度评价与实现路径[J].经济纵横,2022(11):72-82.
- [7]黄先海,高亚兴.数实产业技术融合与企业全要素生产率:基于中国企业专利信息的研究[J].中国工业经济,2023(11):118-136.
- [8]陈修素,陈秋华.数字经济与实体经济融合的统计测度、空间收敛性与网络特征[J].统计理论与实践,2024(4):25-31.
- [9]石玉堂,王晓丹,周十同.数字经济与实体经济融合发展的就业效应研究[J].北京工业大学学报(社会科学版),2025,25(1):36-55.
- [10]刘翠花,王崇睿.数实融合发展对就业结构优化的影响[J].改革,2025(9):140-155.

- [11]毛宇飞,曾湘泉,胡文馨.实体经济发展、数字经济赋能与大学生就业市场变动:来自招聘网站大数据的经验证据[J].中国人口科学,2024,38(6):22-39.
- [12]张广胜,王若男.数字经济发展何以赋能农民工高质量就业[J].中国农村经济,2023(1):58-76.
- [13]邓睿.农民工社会资本的就业质量效应分异:基于回报差异和劳动力市场分割的双重视角[J].宏观质量研究,2020,8(5):27-41.
- [14]吴俊琚,杜文豪.数实融合、资源配置效率与新质生产力发展[J].统计与决策,2024,40(24):5-10.
- [15]戚聿东,刘翠花,丁述磊.数字经济发展、就业结构优化与就业质量提升[J].经济学动态,2020(11):17-35.
- [16]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,2020,36(10):65-76.
- [17]田鸽,张勋.数字经济、非农就业与社会分工[J].管理世界,2022,38(5):72-84+311.

Research on the Impact of the Integration of Digital and Physical Economies on the Quality of Employment for Workers

Liu Jia, Li Jiaying, Wang Chunzhi

Abstract: The deep integration of the digital economy and the real economy is an important driving force for achieving China's goal of high-quality and full employment. Based on data from the China Labor-force Dynamics Survey (CFPS), combined with provincial panel data from 2014 to 2022, a fixed-effects model is constructed to explore the impact and mechanism of digital-real integration on the quality of employment for workers. The empirical results show: (1) The integration of digital and physical sectors has a positive effect on labor employment quality. (2) The impact of digital-physical integration on improving employment quality exhibits significant heterogeneity: at the individual level, it more easily empowers workers with human capital and household registration advantages; at the industry level, high-end service and technology-intensive industries benefit more; at the regional level, it only significantly affects workers in urban clusters. (3) Mechanism analysis shows that the integration of digital and physical industries improves the quality of employment through three paths: technological innovation, optimization of employment structure, and enhancement of workers' human capital. Therefore, the employment empowerment role of digital-physical integration should be strengthened, starting from dimensions such as precise policy making to bridge group gaps, multi-dimensional activation of quality improvement mechanisms, and the construction of a differentiated digital-physical integration ecosystem, in order to achieve more adequate and higher-quality employment.

Key words: Digital Economy; Real Economy; Integration of Digital Economy and Real Economy; Workers; Employment Quality

(责任编辑:新月)

数字经济时代就业与失业统计的研究动态与启示

周南南¹, 朱文懿²

(1. 青岛科技大学 经济与管理学院, 山东 青岛 266061; 2. 青岛科技大学 数理学院, 山东 青岛 266061)

摘要:随着数字经济的发展,全球劳动市场发生了深刻变革,对传统的就业与失业统计体系提出了挑战。通过系统梳理国内外就业与失业统计研究动态,从统计标准、分类体系、调查方法及指标设计等方面揭示了现行统计制度的局限性。研究发现:以固定雇佣关系为核心的就业统计标准难以有效识别新就业形态,导致就业统计数据被低估;现有就业与失业分类体系对新就业群体等缺乏较好的分类;传统的问卷调查存在一定的局限性;依赖单一指标难以捕捉劳动力市场的动态波动与结构性变化。结合国内外研究提出了改进路径:一是创新统计标准,扩展现行就业标准的覆盖范围;二是细化就业与失业统计分类,充分考虑新就业形态的多样性;三是整合大数据、人工智能等技术手段,优化统计调查方法,提高数据的准确性与时效性;四是完善统计指标体系,增加反映灵活就业与就业质量的指标

关键词:就业统计;失业统计;数字经济;统计分类

中图分类号:F249.2

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2026)04-0074-08

DOI:10.13999/j.cnki.tjllysj.2026.04.0008

一、引言

随着全球化和数字经济的快速发展,劳动市场正经历深刻变革。技术进步催生了外卖配送员、网约车驾驶员和互联网营销师等大量新就业形态,这些模式依托互联网平台,打破了传统就业统计的标准,呈现出劳动关系灵活、工作内容多样、方式弹性等特点。劳动者可自主选择工作时间、地点和任务,同时借助平台资源进行低门槛创业。移动互联网平台不仅成为新就业形态的核心载体,还承担部分劳动管理和就业信息服务功能,对扩大就业容量、调节劳动力市场发挥了重要作用。这种模式对就业质量和劳动者权益提出了新的要求,而传统统计依赖固定工作时间和地点,新就业形态的非正规性和灵活性导致其难以被现有体系准确捕捉^[1],进而影响政策制定和调整。因此,如何优化改革现有就业与失业统计体系,精准反映新就业形态对劳动力市场的影响,成为亟待解决的问题。

就业与失业统计作为掌握和分析劳动力市场的基础,具有重要意义。准确的数据不仅有助于了解社会经济状况,还可识别行业人才短缺和高失业风险群体,从而通过培训或政策支持帮助特定群体,准确把握就业与失业动态,有助于政府判断经济形势和优化劳动力市场。中国就业与失业统计体系经过长期发展,逐步建立了较为完善的统计框架。国家统计局定期发布就业人口、失业人口及就业率、失业率等核心指标,并辅以各类专项调查,为政府和社会提供了数据支持,促进了统计体系的完善,为政策调整和优化提供了依据。

然而,随着数字经济的发展,传统统计体系逐渐显现出一些不足。新就业形态依托互联网平台迅速发展,成为数字经济时代的重要就业载体,传统统计仍以固定雇佣关系为核心,难以全面涵盖平台用工模式,导致部分劳动者就业状况未被准确记录。非正规

基金项目:国家社会科学基金一般项目“中国劳动就业与失业统计制度改革及调查方法创新研究”(23BTJ008);国家统计局统计科研重点项目“灵活就业现状及发展趋势研究”(2024LZ039)。

作者简介:周南南,女,博士,教授,博士生导师,研究方向为国民经济核算、经济统计分析;朱文懿,女,硕士研究生,研究方向为经济统计分析。

就业因劳动关系不明确、缺乏固定合同和社会保障覆盖率低,也面临统计困难^[2]。平台经济下的劳动者多以合作或服务协议形式与平台关联,薪酬按任务或小时计费,工作时间和地点高度灵活^[3-4],传统统计体系难以覆盖这类劳动者,使新就业形态的真实规模和贡献难以反映。

随着数字经济的快速发展,传统的就业与失业统计方式已显现出诸多不适应之处,亟须改革和优化。本文通过系统梳理国内外就业统计研究的最新进展,探讨就业统计标准、分类、调查、指标等问题的创新方向,以期为学术研究和政策制定提供理论支撑和实践参考。

二、就业与失业统计标准

(一)就业与失业统计制度概况

国际劳工组织(International Labour Organization, ILO)于2023年召开第21届国际劳工统计学家会议,通过了《非正规经济统计决议》以及《修改第19届ICLS关于工作、就业和劳动力未充分利用统计的决议》,进一步修订了就业与劳动力未充分利用的统计标准。在国际劳工组织的就业与失业分类体系中,人口被划分为经济活动人口与非经济活动人口两大基本群体。目前,多数国家在ILO框架基础上进行本土化调整,如美国劳工统计局(Bureau of Labor Statistics, BLS)引入特有失业率计算方法,欧盟则通过劳动力调查(Labour Force Survey, LFS)对失业持续时间、就业类型等进行细化。

我国就业人口是指在调查参考期内(通常为一周),年龄16周岁及以上,为了取得劳动报酬或经营收入而工作了至少1小时的人口,包括休假、临时停工等在职但未工作的人员。我国将人口分为就业、失业和非劳动力三种状态,这三种状态可以相互转换。对于年龄达到或超过16岁的群体,可进一步细化为劳动力与非劳动力。劳动力指的是年龄在16岁及以上,具备劳动能力,且实际参与或有意向参与社会经济活动的人口;非劳动力则是除上述就业人口与失业人口之外的人口。当就业人口失去工作后,如果他们积极寻找工作并且有能力去工作,就会被定义为失业人口,否则将被归类为非劳动力。

当前,我国的就业与失业统计调查制度包括全面调查和抽样调查,其中全面调查包括:国家统一组织实施的人口普查,国家统计局、工商部门和人社部门共同开展的“三合一”统计调查,就业实名制管理,人社部门

负责的就业与失业登记及就业统计报表制度。抽样调查为劳动力调查和失业动态监测。

(二)就业与失业统计标准问题研究动态

数字经济推动了新就业形态与灵活就业的快速发展,但这些就业形式在许多情况下并不符合传统就业与失业统计标准。Kuhn和Maleki(2017)^[4]指出,灵活就业涵盖自由职业、兼职、远程工作及平台用工等多种形式,劳动者在工作时间、地点及收入稳定性方面均呈现出较高的不确定性,且往往不依附于固定雇佣关系,因此难以通过传统统计标准加以识别。徐斌和郭琴(2024)^[5]也认为,数字经济背景下灵活就业群体在工作方式与收入分配上表现出更强的多样性,传统统计方法难以准确刻画其劳动状态。

在失业统计方面,传统定义通常将“无工作且在一定时间内积极寻找工作的人”界定为失业人口,然而随着就业形态日益灵活,这一定义面临挑战。相关研究显示,美国劳动力调查曾遗漏大量零工劳动者,导致就业数据出现偏差,这类劳动者通常缺乏持续雇佣关系,难以纳入传统统计框架。此外,平台劳动者常被界定为独立承包人或自由职业者,使其在统计中既难以归入“就业”,也难以界定为“失业”^[6]。Aloisi(2022)^[7]进一步指出,这种多样化与不稳定性使传统统计标准难以有效覆盖相关群体。

总体看,随着数字经济发展,传统统计标准在反映劳动力市场实际状况方面逐渐显现出局限性。现有方法对灵活就业与非正规就业的识别仍不充分,对不同地区、行业、性别和年龄群体的细分也有待加强^[8-9]。同时,灵活就业者工作时长与收入的不稳定性,使其难以纳入既有统计体系^[10]。

因此,在现行失业定义下,一部分新就业形态劳动者可能被误判为失业,但其实际上通过兼职或平台获得收入。Gallego(2021)^[11]指出,平台劳动者虽不完全符合传统就业标准,但其收入来源依然基于劳动成果。越来越多研究开始关注在统计标准中引入对灵活就业与非正规就业群体的识别,以提升就业与失业统计的准确性与适应性。

(三)就业与失业统计标准创新研究动态

随着我国经济的持续发展及劳动力市场的不断变化,现有的就业与失业统计标准难以全面反映劳动市场的实际情况。传统统计标准主要基于全职就业者的劳动情况,忽视了新就业形态从业者,这使现行统计数据代表性和准确性受到挑战。因此,改革和完善就

业与失业统计标准,尤其是对新就业形态的适应,成为当前统计工作亟待解决的重要问题。

近年来我国在就业与失业统计标准的改革方面进行了一些有益探索。例如,邵阳市统计局提出当前就业与失业统计调查方法落后、失业统计内涵不准、指标体系内容单一等问题,并提出开展季度劳动力统计调查,建立常住人口与非常住人口失业统计指标,建立“不充分就业”项目,并将其分为“潜在的不充分就业(隐性失业或就业不足)”和“公开的不充分就业(主要为下岗人员)”项目加以统计,开展针对特殊人群的失业统计等措施^①。

(四)现有就业与失业统计标准研究结论

综上所述,既有研究普遍认为,数字经济的发展对传统就业与失业统计标准产生持续冲击,以固定雇佣关系为核心的统计口径,已难以有效识别新就业形态从业者,一定程度上导致其就业状态被低估或误判。围绕这一问题,国内外学者从就业的概念界定、统计类别扩展以及参考期调整等方面提出了多种改进思路,但总体看,这些探讨仍多停留在理论层面,对不同类型新就业形态的细分不足,对标准调整与数据可获得性之间的现实约束关注亦有待加强。

从统计实践的角度看,统计标准的完善固然是制度调整的重要起点,但标准本身仍需通过具体分类体系加以落实。随着新就业形态日益多样化,如何在统计分类层面更为准确地予以识别与区分,已成为亟须回应的问题。围绕这一点,现有研究在分类框架上已进行了有益探索,但仍有进一步深化的空间。基于此,下文将重点梳理相关分类方法,并探讨其在统计实践中的适用性与改进方向。

三、就业与失业统计分类

(一)就业与失业统计分类现状概况

就业与失业统计分类在不同国家之间存在差异,这主要受经济发展水平、社会结构及劳动力市场特征的影响。在国际上,多数国家的统计分类遵循国际劳工组织(ILO)的相关标准,强调对劳动市场的多样性刻画。就业分类通常基于劳动形式、行业及就业关系展开,如按行业划分为农业、工业和服务业,或按就业类型区分正式就业与非正式就业、自雇与雇员等。在英国、美国等灵活就业占比较高的国家,这类基于就业关系的分类方式较为普遍。

在失业分类方面,国际上一般从失业性质与持续时间等维度进行划分。按原因可分为结构性失业、摩擦性失业和周期性失业,按持续时间则分为短期失业与长期失业,其中长期失业通常指失业时间持续一年以上的情形。此外,一些国家根据是否主动求职进行区分,将未主动寻找工作的群体界定为潜在劳动力,而不纳入官方失业统计^[12],从而更准确反映劳动力市场参与状况。

参考《中国统计年鉴》和《中国劳动统计年鉴》,当前我国就业与失业统计分类主要涵盖性别、年龄、地区、产业、登记注册类型、职业、受教育程度、就业身份、工作时间以及失业原因与求职渠道等多个维度。

(二)就业与失业统计分类问题研究动态

就业与失业统计分类是统计制度的重要组成部分,但在数字经济背景下,其适用性面临新的挑战。数字平台打破了传统雇佣模式,弱化了时间与空间约束,使工作内容与形式更加灵活^[13]。在此过程中,从业者与平台之间形成了新型劳动关系,但用工形式与雇员类型的多样化,一定程度上带来劳动者权益保障不足的问题^[14]。因此,准确识别平台经济下不同类型的新就业形态,并厘清其经济关系,对完善劳资关系具有重要意义^[15]。已有研究指出,平台就业内部存在明显差异,需要基于工作特征进行进一步分类整合^[16]。同时,产销型数字劳动者的出现使生产者与消费者界限趋于模糊,传统分类方法的适用性有所减弱^[17]。

在我国失业统计中,现有分类体系对实际失业状况的反映仍有改善空间。研究表明,城镇登记失业率未能充分覆盖农村劳动力及非正规就业者,从而可能低估隐性失业规模^[18]。同时,随着劳动力市场的变化,现有分类对非正规就业内部差异的刻画不充分,影响了统计结果的准确性^[2]。

(三)就业与失业统计分类创新研究动态

为适应数字经济快速发展的需求,研究者围绕就业与失业统计分类的不足提出了一系列改进思路,主要通过优化分类结构、拓展统计口径以及引入现代技术手段提升统计体系的科学性与适用性,为劳动市场政策制定提供更加可靠的数据支持。

随着新就业形态的发展,现有分类体系需要进行动态调整,以更好适应多样化劳动关系。刘桂莲(2023)^[19]基于从业者与平台之间的关系,将劳动者划

①资料来源: https://tjj.hunan.gov.cn/tjfx/sxfx/sys_3493/201612/t20161201_3804352.html

分为受雇劳动、自主创业和平台就业,并从平台服务形式、工作复杂程度及地理差异等维度细化平台工作类型,构建了较为系统的分类框架。戚聿东等(2021)^[20]从新职业生成的角度,将新就业形态划分为产业升级带来的高端技术类、数字赋能下的传统职业转型类以及信息化应用衍生类。

总体而言,未来就业统计分类需在区分传统就业与失业状态的基础上,进一步纳入新就业形态,并结合大数据、人工智能等技术手段,实现对劳动力市场群体的更精细划分与动态监测。

(四)现有就业与失业统计分类研究结论

面对新就业形态的快速发展,现有就业与失业分类体系在一定程度上呈现出适应性不足的问题:平台用工内部的异质性、产销者身份的交叉性以及非正规就业形态的多样性,均难以在传统分类框架中得到充分体现。围绕这一问题,已有研究从雇佣关系、工作内容、技术属性与平台特征等多个维度对分类体系进行了拓展,为理解新就业形态提供了更为丰富的分析视角。但总体看,这些探索仍有进一步整合与深化的空间:一方面,不同分类维度之间尚未形成有效衔接,统一性与可操作性有待提升;另一方面,分类细化程度与现有统计调查条件之间仍需更好匹配,以兼顾理论精细化与实践可行性。从统计实践角度看,分类体系的完善最终仍需依托具体调查方法加以落实。在此基础上,如何通过调查设计与方法创新,更有效地识别和刻画新就业形态群体,成为进一步研究的关键,下文将重点探讨就业与失业统计调查方法的创新路径及现实约束。

四、就业与失业统计调查

(一)就业与失业统计调查制度概况

随着全球经济的不断发展和劳动市场的复杂化,就业与失业统计调查作为了解就业与失业动态的基础性工具,也需要不断完善。在现代社会快速发展背景下,传统的统计调查制度面临诸多挑战,迫切需要进行改革和创新。

中国的就业与失业统计调查由国家统计局负责,其基本目标是为政府提供全面的劳动力市场信息。目前我国劳动力调查主要依赖于月度调查的劳动力抽样调查制度。在劳动力抽样调查时,采用调查员入户登记方式进行。调查使用手持电子移动终端(PAD)进行样本管理、任务分配和数据采集,被调查者需要回答劳动力调查制度统计报表中的问题。劳动力调查数据涵

盖了全国各地就业、失业、劳动力参与率等基本情况,为劳动市场的分析提供了大量的基础资料。

随着数字经济的快速发展和国际劳动力市场的变化,统计调查制度的改革和创新将成为一项长期而艰巨的任务。在改革过程中,应积极借鉴国际先进的统计方法和经验,同时结合中国的实际情况,逐步完善统计标准和技术手段,以应对劳动力市场的快速变化。

(二)就业与失业统计调查问题研究动态

目前传统的就业与失业统计调查主要依赖问卷调查,存在一定局限。一方面,受访者回答具有主观性,可能影响数据的准确性;另一方面,随着互联网和数字技术的发展,数字化、自动化的数据采集方式逐渐普及,通过平台与社交媒体等渠道,能够更高效、精准地识别新就业形态劳动者的就业状况。

然而,传统统计调查对这些新兴技术的应用仍不充分,数据的时效性与有效性有待提升。李爽和李阳(2021)^[21]指出,在大数据背景下,利用现代信息技术进行数据处理与挖掘,能够显著提升政府统计的科学性与决策支持能力。但从现实看,信息技术在现有统计体系中的应用仍处于探索阶段,如何实现传统调查方法与新技术的有效融合,是亟待解决的问题。

随着数字经济发展,现有就业与失业调查体系对零工劳动者和非正规就业群体的覆盖仍显不足。相关研究发现,美国劳动力调查曾遗漏大量零工工作者,导致就业数据出现偏差。对此,张翕(2023)^[18]指出,城镇登记失业率在统计中既低估了失业人数,也遗漏了部分非正规就业者,使统计结果难以准确反映真实失业水平。同时,虽然已有研究对新就业形态群体规模进行估算,但由于数据来源分散,统计基础不足,仍可能存在遗漏或重复问题^[22]。此外,随着我国劳动力市场日益多样化,传统数据采集方式的局限性进一步显现。有研究指出,就业失业登记与动态监测在实践中受企业配合度和数据报送质量影响较大,基层机构往往难以获取完整信息,部分数据需依赖经验估算,从而影响统计结果的准确性^[23]。

总体而言,在新就业形态与数字经济背景下,就业与失业统计调查仍面临覆盖不足、数据质量与时效性有待提升等问题。未来有必要在强化新就业形态识别的基础上,推动数据采集方式的技术升级,促进传统调查与大数据手段的融合,以更全面、准确地反映劳动力市场运行状况。

(三)就业与失业统计调查创新研究动态

近年来,许多学者尝试结合大数据、人工智能和平台数据等现代技术手段,以提高就业与失业统计调查的时效性和精度。Choi和Marinescu(2024)^[24]指出,借助大数据平台和云计算,统计部门可以实时追踪新就业形态劳动者的工作动态,从而更精准地监测其就业状况。Brynjolfsson和Mitchell(2017)^[25]认为,通过大数据分析监测劳动者在各平台上的活动,可以动态调整劳动力市场监测策略,适应数字经济背景下的新就业形态。这种动态监测模型结合传统调查与互联网平台数据,能够实时评估劳动者工作状态,提高失业率测量的准确性。因此,创新统计标准,适应新就业形态的多样化,是就业与失业统计改革的核心问题。

为提升调查响应率和数据质量,英国国家统计局在劳动力调查中采用“在线优先”收集方法,并辅以电话与面对面访问,旨在覆盖传统调查中响应率低的群体。OECD指出,数字化手段在采集非正规就业和灵活就业数据时,可减少抽样偏差和统计误差,弥补传统方法的空白^①。通过平台数据的实时采集与分析,可更完整、准确地反映平台就业者的劳动状况^②。

总体看,创新统计调查手段已成为亟待解决的重要课题。未来需结合现代信息技术与大数据分析手段,在提升时效性、应变能力和准确性的基础上,建立高效、精准的就业与失业统计体系,更全面地反映劳动力市场动态,为政策制定提供科学依据。

(四)现有就业与失业统计调查研究结论

综上所述,传统入户问卷调查在数字经济背景下面临一定适应性挑战:新就业形态劳动者流动性较强、工作场所分散、参与调查的稳定性有限,使抽样框覆盖、信息准确性及数据时效性在一定程度上受到影响。与此同时,大数据、人工智能以及平台行政数据采集等新技术的引入,为统计调查提供了新的路径,围绕“传统调查与大数据相结合”的混合模式,已有研究进行了积极探索。从实践层面看,相关方法仍需在应用中不断完善,例如数据隐私保护、平台数据获取、成本约束以及样本代表性等方面,均需在制度设计与技术路径上进一步协调。

总体而言,调查方法的改进需要与指标体系的构建相衔接。如何在现有新兴数据的基础上,设计能够准确反映劳动市场运行状况的统计指标,是实现统计

信息有效转化的关键。基于此,下文将进一步聚焦就业与失业统计指标体系的构建与优化问题。

五、就业与失业统计指标

(一)就业与失业统计指标概况

在传统的就业与失业统计体系中,主要依赖的是三类核心指标:就业人口、失业人口和失业率。就业人口指从事有报酬工作且在特定时间内处于工作状态的劳动者,失业人口指在特定时间内有劳动能力且积极寻找工作但未找到的人群,失业率则通过失业人口占劳动参与人口的比例来进行计算。就业与失业的传统统计测度方法主要包括失业率、就业率、劳动参与率等基本指标。这些传统的统计方法长期以来在全球范围内得到广泛应用,是衡量经济运行、制定政策的核心依据。

(二)就业与失业统计指标问题研究动态

在就业与失业统计领域,当前国内外研究的重点是如何通过科学的统计指标准确反映劳动市场的变化趋势和结构特征,学者普遍关注现有指标体系的适用性、精确度及其对劳动市场多样化现象的捕捉能力。

传统的就业统计指标未能完全覆盖灵活就业者的特征,导致对这类就业群体的统计无法准确反映其实际就业情况。现有的失业统计体系过于依赖失业率单一指标,缺乏对不同失业群体的细分,尤其是灵活就业者和非正式就业者的失业状态未被充分纳入统计范围。新就业形态劳动者常常没有固定的工作合同、工作时间和地点,导致其难以在传统的就业统计框架内进行准确分类和统计。因此,当前的就业与失业统计指标在反映劳动市场的动态变化上存在不足,尤其是无法及时捕捉短期波动和突发事件对劳动市场的影响。

关于就业与失业统计指标,唐青和王汉鹏(2016)^[23]提出,我国就业与失业统计指标设置不够科学;张一名和徐丽(2016)^[26]也认为我国的就业指标存在指标设计不完善的问题。具体而言,部门之间对就业与失业统计指标的内涵、范围界定不一致,将城镇新增就业、登记失业率两个指标作为判断宏观就业形势具有一定的偏误性,指标设置过于简单,且指标间内在逻辑关系不够严密。张翕(2023)^[18]也认为城镇调查失业率指标具有一定的局限性,因为城镇调查失业率统计的是城镇常住人口,但众多的农村劳动力利用情况未被体现。

①资料来源: <https://blog.ons.gov.uk/2023/04/03/transforming-the-labour-force-survey/>

②资料来源: https://www.oecd.org/en/publications/oecd-employment-outlook-2021_5a700c4b-en.html

(三)就业与失业统计指标改进研究动态

在就业与失业统计领域,针对现有指标的不足,学者们提出了多项改进措施,以更准确地反映劳动力市场状况。这些措施主要集中在细化统计方法、引入新指标以及提升数据时效性和准确性等方面。

在就业统计方面,唐青和王汉鹏(2016)^[23]建议构建科学、可操作、可比较的就业失业统计指标体系;张一名和徐丽(2016)^[26]提出将指标分为监测指标(如就业人数、新增就业人数、农民工及灵活就业人员)和工作指标(如失业人数、登记失业率、大学生就业及就业困难人员再就业)。张翕(2023)^[18]提出,应增加农村劳动力相关指标,如劳动参与率、就业总人数、工作时长、工资水平及岗位空缺等。在失业统计方面,Houston和Lindsay(2025)^[27]建议增加失业持续时间、求职活动频率、失业原因等多维度指标,以精准把握不同群体的失业状态,为政策制定提供依据。

综上所述,针对就业与失业统计指标的现有问题,学者们提出了多项解决方案,包括增加新的就业与失业分类、引入质量指标以及提高数据时效性等。这些措施将有助于提高统计结果的全面性和准确性,更好地反映劳动市场的实际情况。

(四)现有就业与失业统计指标研究结论

传统以失业率和就业率为核心的指标体系,在新就业形态下呈现出一定的局限性:单一指标难以全面反映就业质量,对短期波动的刻画能力有限,也不利于细分不同群体之间的差异。围绕这一问题,已有研究从全职当量、平台就业率、就业质量指数等方向,对指标体系进行了有益探索,为统计体系的完善提供了新的思路。

进一步看,指标体系的拓展有赖于统计标准、分类方法与调查手段的协同支撑:标准界定统计对象,分类明确统计边界,调查则提供数据基础。回顾前文分析可以发现,这四个维度之间具有内在关联——标准界定的模糊性会影响分类的清晰程度,分类体系的不完善又会制约调查的针对性,而调查方法的局限进一步影响指标的准确表达。因此,如何在标准、分类、调查与指标之间实现系统整合,构建相互衔接的统计框架,成为完善就业与失业统计的关键。

六、启示

随着全球化进程加速、数字技术快速发展及数字经济的兴起,劳动市场正经历深刻变革。传统的就业与失业统计体系在应对新就业形态和灵活就业方面暴

露出局限性,难以全面、准确地反映劳动市场的动态状况。本文旨在梳理当前统计体系的现状与问题,探索适应数字经济发展的新的标准、分类、调查与指标方案,为学术研究和政策制定提供科学依据。

就业与失业标准方面:在劳动力调查中,只有在明确标准的前提下,才能进一步开展数据收集、趋势分析和政策制定等工作。随着数字经济的迅速发展,劳动市场出现了大量新就业形态,传统的统计标准面临诸多挑战。应扩展现行就业标准,将新就业形态劳动者单独设立标准,纳入统计范畴,确保统计数据的全面性和准确性。政府应积极推动统计标准的改革与创新,推动相关法规的制定和完善,确保统计数据的准确性和可靠性。学者应加强对就业与失业统计标准的研究,探索更加科学、合理的方法。劳动者应增强自身的就业能力和适应能力,积极拥抱新就业形态,同时关注自身劳动权益保障并积极参与政策制定和实施。

就业与失业分类方面:就业与失业统计分类应注重细化分类,充分考虑新就业形态的多样性。可以根据劳动者的工作性质、工作时间、收入水平等因素进行细致分类,形成更为全面的统计框架。应优化就业统计分类体系,以更准确地反映新就业形态劳动者的情况。在技术方面,可以依托大数据、人工智能等技术手段,对劳动市场的各类群体进行精准分类和实时监控,更准确地捕捉数字经济对劳动市场的影响,为政策制定提供精准的数据支持。此外,应加强国际合作与交流,借鉴国际先进经验,推动就业与失业统计分类的国际化进程。

就业与失业调查方面:随着数字经济和新就业形态的发展,劳动者的就业形式不稳定、工作时间灵活,传统统计调查手段难以准确捕捉就业信息,必须对就业与失业统计调查进行改革和创新。应充分利用大数据、人工智能等现代信息技术,构建动态监测系统,以实时追踪劳动市场的变化。可通过分析招聘网站、平台经济数据等获取新就业形态劳动者的职业变动、工作时长、收入波动等信息,弥补传统调查的局限性。应优化调查方法,将传统问卷调查与互联网平台数据、社交媒体信息等多源数据结合,提高数据的全面性和准确性;采用智能问卷系统结合数据挖掘技术,减少人为误差,提高数据更新效率。政府应在就业与失业统计调查中发挥主导作用,加强统筹和规划,推动标准与分类更新,支持大数据和人工智能技术的应用,并加强跨部门合作推动数据共享。

就业与失业指标方面:传统的就业率、失业率等单一指标已难以全面反映劳动市场的多元化和动态变化,应增加如平台就业率、非全日制就业比例等反映灵活就业、非正规就业的分类指标。统计指标的改革应与标准、分类和调查相互配合,形成完整闭环。政府应完善社会保障体系,保障新就业形态劳动者的权益,关注就业质量差异,推动劳动力能力提升和法律法规完善。

综上,就业与失业统计在数字经济与新就业形态快速发展的背景下面临全新挑战。统计标准需更新,以全面反映劳动市场的灵活性与多样性;分类体系应扩展新就业形态类别,并借助大数据与人工智能实现精准划分与实时监控;调查手段需整合问卷、平台数据及多源信息,提高数据的时效性与准确性;统计指标应增加反映灵活就业、非正规就业及就业质量的内容,从而推动统计体系更准确地反映劳动市场动态,为政策制定提供可靠数据支撑。◆

参考文献:

- [1] 余少祥.新就业形态的特征、挑战与对策建议[J].人民论坛·学术前沿,2023(16):6-15.
- [2] 张尉,叶林祥,林树明.实现高质量就业更应该保护谁?:基于非正规就业异质性的分析[J].世界经济文汇,2024(4):98-120.
- [3] 沈坤荣,张锐敏.平台经济对灵活就业者收入和主观福利的影响研究[J].经济与管理研究,2024,45(11):86-103.
- [4] Kuhn K M, Maleki A. Micro-entrepreneurs, dependent contractors, and Instasferfs: Understanding online labor platform workforces [J]. Academy of Management Perspectives, 2017, 31(3):183-200.
- [5] 徐斌,郭琴.数字经济对灵活就业的影响效应:基于数量和质量双重视角[J].中国软科学,2024(11):150-160.
- [6] Esha G. Understanding Gig and Platform Workers & Addressing the Global Issue of "Misclassification" [J]. International Journal of Law Management and Humanities, 2021, 4(5):453-463.
- [7] Aloisi A. Platform work in Europe: Lessons learned, legal developments and challenges ahead [J]. European Labour Law Journal, 2022, 13(1):4-29.
- [8] Scott B, William M. Employment Outcomes for Men and Women Following an Economic Downturn: Labour Underutilisation in Australia [J]. The Indian Journal of Labour Economics, 2022, 65(1):85-101.
- [9] Natalie W, Jan-Philipp A, Joern B. Regional labor market integration of women and the share of women in management: are family firms different? [J]. Review of Regional Research, 2025, 45(1):1-31.
- [10] Koutsimpogiorgos N, Van S J, Herrmann A M, et al. Conceptualizing the gig economy and its regulatory problems [J]. Policy & Internet, 2020, 12(4):525-545.
- [11] Gallego L R. A critical analysis of the job instability in platform economy [J]. Lex Social, Revista De Derechos Sociales, 2021, 11(2):122-144.
- [12] Elsby M W, Hobijn B, Şahin A. On the importance of the participation margin for labor market fluctuations [J]. Journal of Monetary Economics, 2015, 72:64-82.
- [13] 胡放之,杨金磊.数字经济对就业的影响研究:基于湖北新就业形态发展现状的调查[J].湖北社会科学,2021(1):80-86.
- [14] 娄宇.平台经济从业者社会保险法律制度的构建[J].法学研究,2020,42(2):190-208.
- [15] 韩文龙,唐湘.平台经济的新就业形态与经济关系解构:一个政治经济学分析[J].学术月刊,2024,56(6):63-74.
- [16] 冯师章,万倩.平台就业的分类与特征:来自互联网招聘大数据的证据[J].劳动经济研究,2024,12(5):13-34.
- [17] 韩文龙,刘璐.数字劳动过程及其四种表现形式[J].财经科学,2020(1):67-79.
- [18] 张翕.就业监测体系构建与宏观调控:基于国际比较视角[J].劳动经济研究,2023,11(4):118-143.
- [19] 刘桂莲.数字平台劳动者就业身份认定及社会保障权益实现路径[J].国际经济评论,2023(1):114-130+7.
- [20] 戚聿东,丁述磊,刘翠花.数字经济时代新职业发展与新型劳动关系的构建[J].改革,2021(9):65-81.
- [21] 李爽,李阳.政府统计内涵外延及问题研究[J].调研世界,2021(12):61-65.
- [22] 张成刚,王含.新就业形态就业规模测度研究:基于某市住户调查及平台端大数据的综合分析[J].人口与经济,2024(2):15-28.
- [23] 唐青,王汉鹏.关于完善我国就业失业统计制度的研究[J].中国劳动,2016(4):26-31.
- [24] Choi H, Marinescu I. The labor demand side of involuntary part-time employment [J]. Research in Labor Economics, 2024, 52A:35-70.
- [25] Brynjolfsson E, Mitchell T. What can machine learning do? Workforce implications [J]. Science, 2017, 358(6370):1530-1534.
- [26] 张一名,徐丽.我国就业统计指标及数据配套问题研究[J].中国劳动,2016(11):12-16.
- [27] Houston D, Lindsay C. Reconceptualising labour utilisation and underutilisation with new 'full-time equivalent' employment and unemployment rates [J]. Journal for Labour Market Research, 2025, 59(1):5.