

统计理论与实践

STATISTICAL THEORY AND PRACTICE

(2025年第10期,总第558期)

月刊

编委会主任 王承哲

副主任 王玲杰 郭 杰

编 委 (按姓氏笔画排序)

王新涛	向书坚	刘定平	刘昱洋	刘 洪	苏为华
李冻菊	李金昌	李宝瑜	李腊生	杨凤娟	杨仲山
杨 灿	杨贵军	肖红叶	邱 东	完世伟	宋丙涛
张 虎	陈明星	苗 雨	罗良清	金勇进	周国富
赵西三	赵彦云	郝爱民	洪兴建	顾六宝	徐国祥
高 璇	曹 明	蒋 萍	曾五一	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

·经济统计·

国家重大战略区域新质生产力水平的统计测度、区域差异与动态演进

..... 叶提芳,张耀峰,耿智琳,王军礼/5

创新要素集聚赋能制造业韧性的作用机理与影响效应 邢 会,曹晓静,张 金,姚文静/17

数字经济促进黄河流域产业联动的机制研究

——基于产业专业化和多样化视角 张永恒,邢梦凯,沈 洁/26

数字产业集聚、绿色技术创新与城市经济韧性 杨兰桥,胡海洋/35

·财政与金融统计·

数字普惠金融对农民收入质量的影响研究

——基于政策赋权与技术赋能双视角 向书坚,李燕玲,朱 贺/43

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

供应链金融对制造业企业全要素生产率的影响研究 肖春梅,唐峻峰/55

·人口与社会统计·

数智时代智能算法的劳动歧视及治理逻辑 肖光恩,赵慢慢/64

·对外贸易统计·

高水平对外开放与区域经济协调发展

——来自广东省的经验证据 邱志萍/72

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

Statistical Measurement, Regional Differences and Dynamic Evolution of New-Quality Productive Forces in National Major Strategic Regions	<i>Ye Tifang, Zhang Yaofeng, Geng Zhilin, Wang Junli</i> (5)
The Mechanisms and Effect of Agglomeration of Innovative Elements Empowering Manufacturing Resilience	<i>Xing Hui, Cao Xiaojing, Zhang Jin, Yao Wenjing</i> (17)
Research on the Mechanism of Digital Economy to Promote Industrial Linkage in the Yellow River Basin: From the Perspective of Industrial Specialization and Diversification	<i>Zhang Yongheng, Xing Mengkai, Shen Jie</i> (26)
Digital Industry Agglomeration, Green Technology Innovation and Urban Economic Resilience	<i>Yang Lanqiao, Hu Haiyang</i> (35)
Research on the Impact of Digital Financial Inclusion on the Quality of Farmers' Income: Dual Perspectives of Policy Empowerment and Technology Enablement	<i>Xiang Shujian, Li Yanling, Zhu He</i> (43)
Research on the Impact of Supply Chain Finance on Total Factor Productivity of Manufacturing Enterprises	<i>Xiao Chunmei, Tang Junfeng</i> (55)
Labor Discrimination in Intelligent Algorithms in the Digital Intelligence Era and Governance Logic	<i>Xiao Guangen, Zhao Manman</i> (64)
High-Level Opening-Up and Coordinated Regional Economic Development: Empirical Evidence from Guangdong Province	<i>Qiu Zhiping</i> (72)

国家重大战略区域新质生产力水平的统计测度、区域差异与动态演进

叶提芳^{1,2,3} 张耀峰^{2,3,4} 耿智琳^{1,2} 王军礼⁵

(1.湖北经济学院 统计与数学学院,湖北 武汉 430205;2.湖北数据与分析中心,湖北 武汉 430205;
3.湖北经济学院 新财经交叉学科研究院,湖北 武汉 430205;4.湖北数字政府建设研究中心,湖北 武汉 430205;
5.北京大学 能源经济与可持续发展研究中心,北京 100871)

摘要:从新质生产力以全要素生产率大幅提升为核心标志出发,建立中国新质生产力水平的多指标测度体系,为新质生产力由定性分析向定量研究拓展做探索。测度了2010—2022年中国233个地级市新质生产力水平,以国家宏观战略为背景,考虑国家重大战略区域,利用Dagum基尼系数及分解测算了中国重大战略区域新质生产力水平的差异;基于“五级分类法—非劣解交集法”评估了各战略区域达标城市;利用Kernel密度估计、Moran's I指数、Geary's C指数、Markov链探讨了其时空演进趋势。研究发现:2010—2022年,我国新质生产力水平普遍提升,粤港澳领先,京津冀、长三角次之,黄河流域最低;数据要素应用指数最高,新质资本指数最低;各战略区域差异逐渐扩大,多极分化现象普遍;新质生产力低的区域提升概率大,受邻近地区影响明显;粤港澳达标城市占比最高,黄河流域最低;区域间差异贡献率高于区域内差异,超变密度贡献率高于区域内差异。文章拓展了中国新质生产力水平的定量研究,为各地因地制宜发展新质生产力提供了量化支撑。

关键词:国家重大战略区域;新质生产力;统计测度;区域差异;动态演进

中图分类号:F49

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2025)10-0005-12

DOI:10.13999/j.cnki.tjllsj.2025.10.001

一、引言

在新一轮科技革命和产业变革、大国之间竞争加剧、我国经济发展方式转型等重大机遇和挑战下,新质生产力成为新时代经济发展的核心动力。党的十八大以来,习近平总书记陆续部署了京津冀协同发展、长江经济带发展、粤港澳大湾区建设、长三角一体化发展、黄河流域生态保护和高质量发展等一系列重大国家战略。党的二十大报告提出“深入实施区域协调发展战略、区域重大战略”,这五大区域是我国经济社会发展的主战场,是发展新质生产力的核心区域。对全国各城市及重大战略区

域的新质生产力水平进行测度和定量评估,深入探讨其时空演进特征和空间差异,有助于挖掘其内在规律,准确把握其发展态势,对塑造新动能新优势、加快培育发展新质生产力、推动区域经济协调发展具有重要的政策启示。

与本文相关的一类文献是新质生产力的内涵特征。不同于高投入、高消耗的生产力,新质生产力以科技创新发挥主导作用,具备高效能,体现高质量^[1]。其中,“新”代表新性质、新特征、新功能、新领域、新规律,“质”指现代化人才、人工智能、海量的数据和信

基金项目:国家社会科学基金重点项目“政务大数据统计建模与应用研究”(23ATJ005);湖北省教育厅科学研究计划重点项目“协变量数据缺失下的因果推断研究”(D20222202);中国商业统计学会2024年度规划课题重点课题“数据要素市场化配置驱动企业新质生产力研究”(2024STZD01)。

作者简介:叶提芳,女,博士,副教授,研究方向为新质生产力、数据要素市场建设、经济统计方法与应用;张耀峰,男,博士,教授,研究方向为数字政府、经济统计、数字经济;耿智琳,女,硕士,副教授,研究方向为综合评价、因果推断;王军礼,男,博士,副研究员,研究方向为全要素生产率。

息,“生产力”则是社会发展的决定力量^[2]。从生产力构成的三大要件劳动者、劳动资料、劳动对象看,新质生产力要求劳动者具备更高的素养,劳动资料包含更高的技术含量,劳动对象的范围进一步拓宽^[3-4]。

与本文密切相关的另一类文献是新质生产力的测度与评估。已有文献多是基于新质生产力的内涵和特征,从新质生产力的三大构成要件开展研究^[5-6]。除了三大构成要件,新质生产力还体现在新技术、生产组织、数据要素等三方面^[7]。有文献从创新视角出发,构建包含技术创新、产业创新、要素创新三个维度的新质生产力测度指标体系^[8]。有学者基于习近平总书记关于发展新质生产力的一系列重要论述,总结中国当前的经济发展事实,从科技生产率、数字生产力、绿色生产力三方面构建指标体系^[9]。有研究使用全员劳动生产率评估了全要素生产率,将生产中的数字化投入视为代理指标,用来识别生产力中的新质成分,实现对新质生产力的测度^[10]。

总结已有测度新质生产力的文献,从测度的基础理论、指标体系看,多是基于新质生产力的内涵特征,关注生产力的三大构成要件,但并不全面。新质生产力是一个复杂能力系统,由多种要素组合而成,第一层次是生产力的决定因素即科学技术,第二层次是生产力的影响要素即教育、管理等,第三层次是生产力的现实要素即劳动者、劳动对象、劳动资料^[11-13]。可以看出,相关研究多是强调生产力的第三层次,对“数据作为新型生产要素”的重要角色缺少体现,没有突出“新质”特征。从测度方法看,大多是使用熵值法,忽略了信息量权、独立性权的共同影响。从数据的空间尺度、区域划分方法看,多是省域层面的测度,缺少颗粒度更细的评估。这种依赖地理区域的划分方法,未能充分考虑以国家重大战略区域为基准的评估和差异性分析,这种研究视角的缺失可能无法获得对新质生产力分布特征及变化趋势的深刻理解。

本文可能的边际贡献在于:第一,现有新质生产力测度体系多侧重劳动者、劳动对象、劳动资料三要素视角,本文从“新质生产力以全要素生产率大幅提升为核心标志”出发,聚焦数字经济背景下全要素生产率的新型核心投入要素,从科技进步、大数据发展、新质劳动投入、新质资本投入方面梳理新质生产力的理论逻辑,为构建测度新质生产力水平的指标体系提供理论依据。第二,综合运用信息量赋权、独立性权重,考虑基础指标的可替代性、各方面指标的平衡性,对中国

2010—2022年233个地级市新质生产力水平进行测度,从颗粒度更细的视角刻画了新质生产力的时间趋势及分布特征。第三,以京津冀、长江经济带、粤港澳、长三角、黄河流域5个国家重大战略部署为背景,采用Kernel密度估计、Moran'I指数以及Markov链等方法识别了各重大战略区域的空间差异性,对其动态演进趋势进行系统刻画,为推进中国新质生产力发展提供数据支撑。第四,应用“五级分类—非劣解交集法”的评价方法考察各重大战略区域新质生产力发展状态的差异,为发展新质生产力、推动区域经济协调发展提供有益参考。

二、新质生产力的测度体系、测算方法与数据说明

(一)新质生产力的要素构成与测度体系

考虑数据要素作为数字经济时代核心生产要素的背景,基于柯布一道格拉斯生产函数,参考杨俊等(2022)^[14]、张灵等(2024)^[15]的做法,将数据要素引入其中,以探究生产效率的决定因素。设定生产函数为:

$$Y_t = A_t [\chi(L^N, K^N) D_t^\alpha L^\tau K^\lambda] \quad (1)$$

其中, Y_t 表示总产出; D 、 L 和 K 分别表示数据、劳动和资本; L^N 和 K^N 代表新质劳动和新质资本,即更高素养、掌握更多技能的劳动者和具备更多技术含量的资本; $\chi(L^N, K^N)$ 代表数据要素有效用于生产和研发的程度,是新质劳动和新质资本的函数。考虑数字经济时代背景,每天的数据生成量巨大,但并非都能被有效利用,特别是在生产、研发领域,新质劳动者具备较高的技术能力,能够对数据进行深入分析和挖掘,使其转化为推动创新和提高生产效率的关键资源;高技术含量的资本投入,为数据的处理和应用提供了必要的工具 and 平台,将数据的有效利用程度设置为新质劳动和新质资本投入的函数是合理的。 α , τ , $\lambda > 0$, A_t 为科技进步,设置:

$$A_t = \dot{A}_0 e^{[T_t(D, L^N, K^N)]^\beta} \quad (2)$$

其中, $\dot{A}_0$ 为初始科技水平, T 是基于数据要素的技术创新,同样依赖于新质劳动和新质资本投入,同时依赖于数据要素投入本身。将数据要素引入生产函数,生产效率 P_t 的表达式为:

$$P_t = Y_t / (D_t^\alpha L^\tau K^\lambda) = \dot{A}_0 \chi(L^N, K^N) e^{[T_t(D, L^N, K^N)]^\beta} \quad (3)$$

从式(3)可以看出,生产效率的决定因素主要有4个方面:科技创新、数据要素应用、新质劳动和新质资本。首先,科技创新是推动新质生产力发展的关键因

素,科技创新可以提高生产效率,降低生产成本,从而提升全要素生产率;其次,数据要素在生产活动和研发创新投入的应用,能够推动基于数据要素的技术创新,有助于优化资源配置,提高生产效率;再次,新质劳动体现了劳动力的素质和技能水平,他们能够掌握新质生产资料的应用,具备多维知识结构,熟练掌握新型生产工具,提高数据要素的利用效率,从而有助于提高生产效率和质量;最后,新质资本是传统资本投入的升级和转型,高技术资本的投入能够提高数据要素应用于生产和研发的效率,是提高生产效率的关键。因此,本文认为新质生产力水平综合评价指标体系应主要包括科技创新、数据要素应用、新质劳动和新质资本4个方面指标。考虑到评价指标体系还必须遵循“少而精”的原则,指标数量不宜过多,要突出重点,过多的指标反而会弱化真正重要指标的作用^[16]。因此,本文在遵循指标的客观性、可获取性和针对性等原则的基础上,最终选取17个基础指标测度中国新质生产力水平。

科技创新方面,考虑到创新研发是科技创新的源头,是科技进步的基础,而创新产业关注科技创新在产业层面的应用和转化,即科技创新成果如何转化为实际的产品和服务,以及这些产品和服务在市场中的表现,因而选取创新研发、创新产业2个分项指标来反映科技创新。借鉴已有文献,创新研发使用科学技术支出和专利授权量来衡量。战略性新兴产业和未来产业是发展新质生产力的关键领域和主要载体,是符合新发展理念的先生产力质态的具体体现,因此创新产业采用战略性新兴产业和未来产业的营业收入来衡量。

数据要素应用方面,使用数据要素的应用规模、应用广度、应用深度3个分项指标来反映。应用规模衡量数据要素相关产业的经济贡献与市场交易活跃度,由电信业务收入占GDP比重、电子商务销售额构成。应用广度衡量数据要素在跨行业与普惠领域的覆盖能力,由企业数据要素利用水平、数字普惠金融指数^[17]构成。应用深度反映数据要素在技术前沿领域的渗透强度,考虑到人工智能企业依赖高价值数据训练模型,反映数据在前沿技术中的渗透强度,因此该指标使用人工智能企业数量衡量。

新质劳动方面,选取人力资本结构、新质产业劳动者规模2个分项指标考察新质劳动投入。考虑人力资本结构,将劳动力教育程度划分为5个等级,使用向量夹角法测算的人力资本结构高级化指数衡量^[18]。考

虑新质产业者,使用各地级市战略性新兴产业和未来产业员工数量之和衡量。

新质资本方面,考虑到数字经济背景下,数字基础设施已成为支撑国家经济发展的重要基石。新能源的开发和利用,是推动能源结构转型、实现可持续发展的重要途径。产业的固定资本投入,可以促进产业结构的优化升级,提高国家经济的整体竞争力。工业机器人的广泛应用,是智能制造的重要组成部分,因而选取数字基础设施、能源消费、新质产业固定资产投资、工业机器人投入4个分项指标反映新质资本投入。其中,数字基础设施方面,选取长途光缆线路长度与地区面积之比等3个基础指标,囿于地级市层面光缆线路长度等指标的可得性,根据各地级市电信业务总收入占比,将省级层面的数据换算到地级市层面^[19]。能源消费方面,选取能源消费量与GDP之比反向反映能源的节约与高效利用情况,使用化石能源消费量占总能源消费量比重反向反映能源结构的转变程度,两个指标方向均为负。新质产业固定资产投资采用战略性新兴产业和未来产业固定资产净额之和来衡量,使用各地级市两类产业上市公司数据加总获得。工业机器人代表了现代制造业的发展方向,在提高生产效率、促进生产方式转变、推动技术创新、提高产品质量、促进产业升级等方面都具体体现了新质生产力,因此使用企业工业机器人渗透率来衡量工业机器人的使用情况,参考王永钦和董雯(2020)^[20]的方法计算并求均值。

指标体系见表1。

(二)测算方法、数据来源及区域划分

本文新质生产力测度体系中的基础指标具有不同的量纲、量级,因此对所有指标进行归一化处理,消除各基础指标数据量纲、量级的影响。为了体现指标信息量并降低指标相关性带来的信息重复影响,综合信息量权重和独立性权重构造方法对基础指标进行赋权。首先,使用各基础指标的熵权构造信息量权,使用相关系数构造独立性权。然后,将信息量权与独立性权采用乘法合成构造综合权重。另外,在对基础指标的合成中采用加法原则,考虑到各一级指标在新质生产力发展过程中需要讲究均衡,参考杨耀武和张平(2021)^[21]的研究,对各一级指标采用乘法原则合成新质生产力水平综合指数。

选取2010—2022年中国地级市层面的数据作为分析样本。对战略性新兴产业和未来产业的划分,主要参考《工业和信息化部等七部门关于推动未来

表1 新质生产力水平综合评价指标体系

方面指标	分项指标	基础指标	属性	单位
科技创新	创新研发	科学技术支出	+	万元
		专利授权量	+	件
	创新产业	战略性新兴产业和未来产业营业收入	+	万元
数据要素应用	应用规模	电信业务收入占GDP比重	+	%
		电子商务销售额	+	亿元
	应用广度	企业数据要素利用水平	+	—
		数字普惠金融指数	+	—
	应用深度	人工智能企业数量	+	个
新质劳动	人力资本结构	人力资本结构高级化指数	+	—
	新质产业劳动者规模	战略性新兴产业和未来产业员工数量	+	万人
新质资本	数字基础设施	长途光缆线路长度/地区面积	+	%
		人均互联网宽带接入端口数	+	个
		移动电话年末用户数/总人数	+	%
	能源消费	能源消费量/GDP	-	%
		化石能源消费量/总能源消费量	-	%
	新质产业固定资产投资	战略性新兴产业和未来产业固定资产净额	+	万元
	工业机器人投入	工业机器人渗透度	+	%

产业创新发展的实施意见》《国务院关于加快培育和发展战略性新兴产业的决定》。为保障测算结果真实可靠,剔除了存在某一变量缺失年份过多的样本,对存在部分年份数据缺失的样本使用插值法进行填充,最终获得233个地级市样本,并根据国家战略规划文件,将样本进行划分,以深入理解各重大战略区域新质生产力的发展现状、趋势和差异。由于长三角与长江经济带所含城市部分重合,根据国家区域战略布局,将长江经济带拆分为成渝、长江中游、长三角三个部分,本研究最终包括京津冀、成渝、长江中游、长三角、粤港澳、黄河流域6个区域。

三、全国及各重大战略区域新质生产力水平的测度结果

使用前文的指标体系和测度方法,测算2010—2022年中国整体、各重大战略区域和各地级市的新质生产力水平及4个方面指数。全国新质生产力水平及4个方面指数的变化趋势见图1。

可以看出,样本期间,中国新质生产力水平整体呈上升趋势,从2010年的0.0266提升至2022年的0.0917,平均年增幅为0.54%,我国整体层面新质生产力水平提升较慢。从4个方面看,数据要素应用指数提升速度最快,从2010年的0.0381以平均1.16%的年增幅提升至2022年的0.1771,这和我国高度重视大数

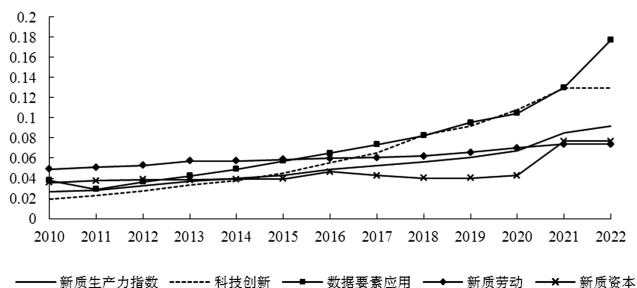


图1 全国新质生产力水平及4个方面指数的变化趋势

据产业的发展,相继出台了一系列政策,如《大数据产业发展规划(2016—2020年)》《大数据发展行动纲要》等是分不开的。科技创新指数次之,从2010年的0.0195提升至2022年的0.1294,平均年增幅为0.92%,这是因为党的十八大明确提出实施创新驱动发展战略,加大了对科技创新的支持力度,推动了科技成果转化。新质劳动、新质资本增长均较为缓慢,年增幅分别为0.21%、0.34%。我国虽然大力实施人才强国战略,然而由于劳动力市场结构、人才培养和引进机制等方面的问题,新质劳动指数的增长速度相对较慢。另外,鉴于我国部分城市数字基础设施仍然相对薄弱,能源消费总量较大,化石能源消费占比过高,能源消费结构仍然不够合理,新质产业投资周期长、风险较大,部分

企业投资意愿不足,需要政府部门进一步引导和激励等原因,新质资本指数增幅较慢。

图2展示了全国、各重大战略区域的新质生产力水平逐年变化。从时序上看,全国和各战略区域新质生产力水平在2010—2022年间均呈上升趋势。分区域看,粤港澳的新质生产力水平和增幅均遥遥领先于其他地区,从2010年的0.0745提升至2022年的0.2703,平均年增幅达1.63%,这与粤港澳较强的科技创新能力和产业竞争力是分不开的。粤港澳在高端制造、大数据、人工智能等新兴产业领域具有明显优势,区域一体化政策的推进更为该区域的新质生产力发展提供了动力。京津冀次之,从2010年的0.0664提升至2022年的0.1861,平均年增幅达1.00%。然后是长三角,从2010年的0.0472提升至2022年的0.1590,平均年增幅达0.93%。长三角地区是中国经济发展的重要引擎,拥有完善的产业链和较高的科技创新能力,随着京津冀协同发展战略的实施和长三角一体化的深入,新质生产力的发展潜力在逐步释放。长江中游、成渝新质生产力水平及增幅均略低于全国层面,平均年增幅分别为0.47%、0.52%。长江中游在制造业和基础设施建设方面有较强基础,但与长三角、粤港澳相比,科技创新能力、产业高端化程度仍有差距。成渝地区作为西部地区的核心增长极,得益于国家政策的扶持,近年在科技创新、产业培育方面取得了显著成效。相比来说,黄河流域低于其他区域,由2010年的0.0185提升至2022年的0.0669,平均年增幅为0.40%。黄河流域覆盖九省(区),经济发展水平、科技创新能力参差不齐,新质生产力水平提升较慢。

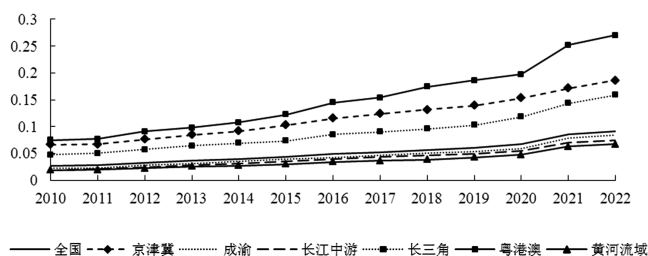


图2 全国及各重大战略区域新质生产力水平的变化趋势

四、国家重大战略区域新质生产力水平的时空演变

在新质生产力测算结果的基础上,采用Kernel密度法分析中国新质生产力水平的动态演进特征,使用Moran's I指数考察各地级市新质生产力水平之间

的空间相关性,选用Markov链探究中国各地级市新质生产力水平的演进趋势。

(一) Kernel密度估计结果分析

Kernel密度是一种非参数估计法,使用Kernel密度法描述地级市新质生产力水平的分布特征。 i 区域新质生产力水平的Kernel密度函数表达式为:

$$f_i(x) = \frac{1}{n_i h} \sum K\left(\frac{x_{ij} - x}{h}\right) \quad (4)$$

其中, $K(\cdot)$ 表示核函数,选用常用的高斯核函数; h 表示估计的窗宽,使用最优窗宽选择方法确定; n_i 是区域内样本点个数。单独观察某年某区域的Kernel密度,可从曲线的水平位置了解新质生产力水平的高低,从波峰的高度和宽度看出新质生产力水平的集聚情况,从波峰的数目判断新质生产力水平的极化程度。曲线的拖尾程度反映新质生产力水平极值与其他水平的差距,拖尾越严重,延展性越强,差异越大。各区域新质生产力水平Kernel密度曲线的分布位置、主峰形态、分布延展性和波峰数目汇报于表2,核密度图见图3。

从分布位置看,全国层面新质生产力水平的Kernel密度曲线表现出整体右移趋势,表明我国大部分地级市新质生产力水平在不断提升。各重大战略区的分布曲线均表现出右移趋势,说明各重大战略区域新质生产力水平样本期间均有一定提升。这表明我国新质生产力水平近年不断提升,人工智能、5G等新兴技术推动产业发展。大数据为战略性新兴产业、未来产业提供了有力支持,并推动其快速发展,成为经济增长新引擎。

从主峰形态看,全国层面新质生产力水平的Kernel密度曲线主峰高度下降、宽度变宽,反映了全国层面新质生产力水平的离散程度呈现上升趋势。尽管整体新质生产力水平在提升,但不同地区的发展速度、程度存在差异,原因可能在于产业结构分化明显,新兴产业和传统产业之间的差距拉大。京津冀新质生产力水平的Kernel密度曲线主峰高度波动变化,整体呈现高度上升、宽度变小的趋势,反映了样本期内京津冀新质生产力水平整体呈现离散减小趋势。粤港澳和黄河流域新质生产力水平的Kernel密度曲线主峰高度波动变化,整体呈现高度下降、宽度变大的趋势,反映了样本期内这两个区域新质生产力水平整体呈现离散变大趋势。其他区域新质生产力水平的Kernel密度曲线主峰高度和宽度均呈现小幅波动变化,但并不明显。

表2 国家重大战略区域新质生产力水平的动态演进特征

区域	分布位置	主峰形态	分布延展性	波峰数目
全国	右移	高度下降,宽度变大	右拖尾,延展无明显变化	单峰或多峰
京津冀	右移	整体高度上升,宽度变小	右拖尾,延展无明显变化	双峰或多峰
成渝	右移	无明显变化	右拖尾,延展无明显变化	单峰或双峰
长江中游	右移	无明显变化	右拖尾,延展无明显变化	单峰或多峰
长三角	右移	无明显变化	右拖尾,延展无明显变化	双峰或多峰
粤港澳	右移	整体高度下降,宽度变大	右拖尾,延展无明显变化	双峰或多峰
黄河流域	右移	整体高度下降,宽度变大	右拖尾,延展无明显变化	单峰或多峰

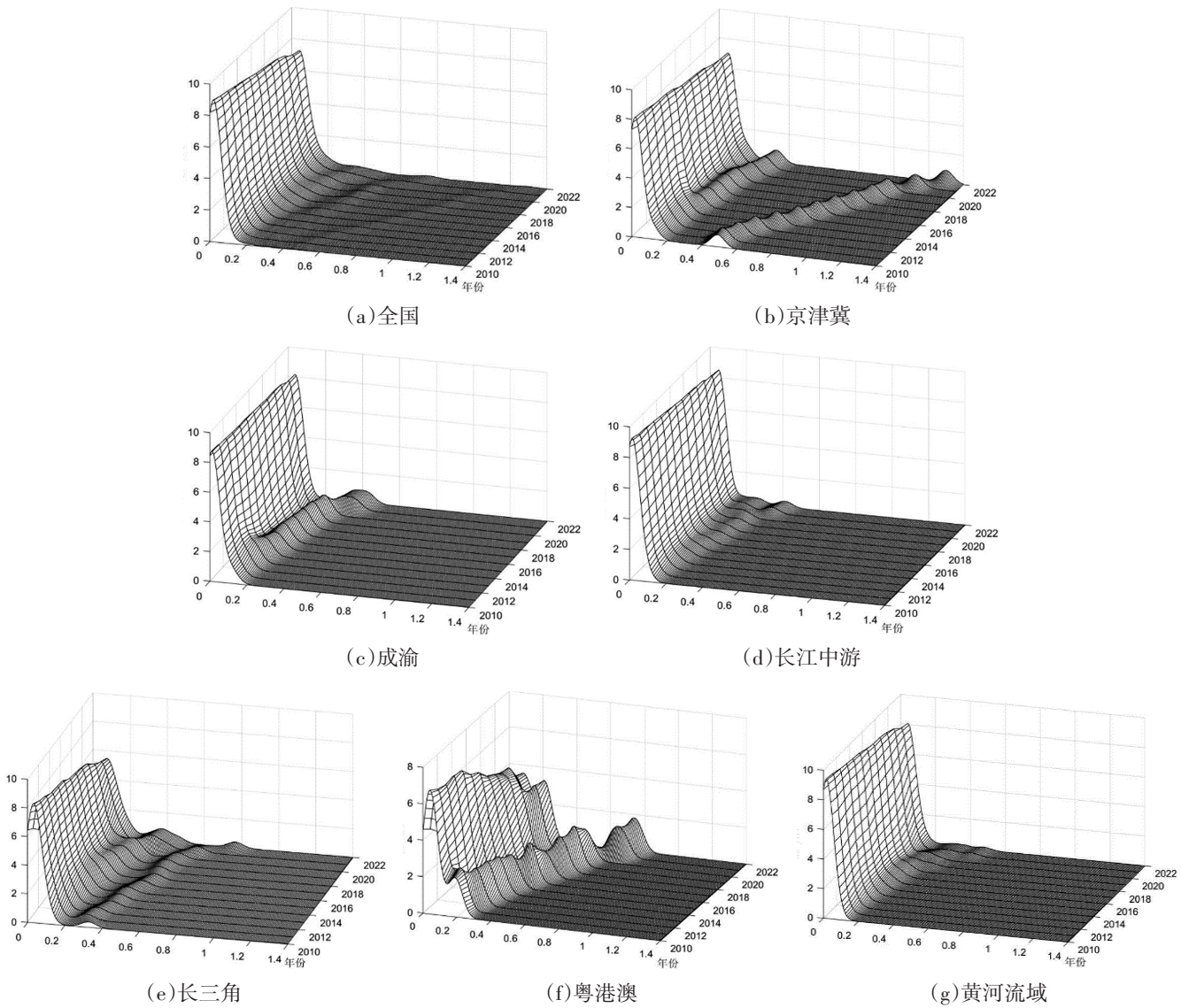


图3 国家重大战略区域新质生产力水平的Kernel密度图

从分布延展性看,各区域新质生产力水平的Kernel密度曲线右拖尾现象严重,说明各区域均有少数地级市新质生产力水平显著高于其他地级市。各区域曲线的右拖尾现象随着年份波动变化但并不明显,意味着分布延展并没有展现出明显的收敛性,反映了

各区域内极端值与平均值之间的差距改变并不大。

从波峰数目看,全国和各区域样本期内均存在过多峰现象,说明区域内地级市新质生产力水平存在多极分化现象。随着时间的推移,各区域主峰和侧峰之间的距离都有变大趋势,表明区域内新质生产力水平

差异逐渐增大。长三角、京津冀、黄河流域主峰和侧峰之间的距离较大,反映出这3个区域新质生产力水平空间极化现象较明显。

(二) Moran's I 指数与 Geary's C 指数结果分析

使用 Moran's I 指数和 Geary's C 指数两种方法检验新质生产力的空间相关性。Moran's I 指数关注相邻数据点和平均值之间关系的比较,适用于大小和形状较为均匀的区域,而 Geary's C 指数关注相邻数据点本身数据之间的比较,Geary's C 指数适用于大小和形状差异较大的区域,并且在存在异常值时更为稳定。由于新质生产力各要素的流动已突破地理空间限制,本文使用两种方法检验时均选取经济空间矩阵,结果见表3。可以看出:第一, Moran's I 指数和 Geary's C 指数表明新质生产力水平存在正的空间相关性,均通

过了1%的显著性检验,意味着中国新质生产力水平存在显著的全局空间集聚效应。第二, Moran's I 指数和 Geary's C 指数均没有明显的变动趋势,说明新质生产力水平集聚的程度随时间呈波动变化态势。

使用局部空间相关性分析探究地级市新质生产力水平的空间关联,将233个地级市划分为4类集聚区,对应直角坐标系中的4个象限。2010年和2022年中国新质生产力发展水平的局域 Moran's I 散点图如图4所示。

可以看出,大多数地级市位于第一、三象限。以2022年为例,第三象限地级市占样本总数的66.09%,说明地级市新质生产力水平呈现“低-低”集聚的占大多数;第一象限的数量次之,占样本总数的16.31%,说明“高-高”集聚现象也较为常见,高水平新质生产力会对周边产生明显的正向溢出效应。

表3 新质生产力水平的 Moran's I 指数

年份	Moran's I	Geary's C	年份	Moran's I	Geary's C	年份	Moran's I	Geary's C
2010年	0.186***	0.668***	2015年	0.200***	0.659***	2020年	0.216***	0.642***
2011年	0.215***	0.647***	2016年	0.205***	0.648***	2021年	0.218***	0.643***
2012年	0.212***	0.646***	2017年	0.204***	0.651***	2022年	0.217***	0.645***
2013年	0.207***	0.651***	2018年	0.199***	0.650***			
2014年	0.205***	0.653***	2019年	0.202***	0.649***			

注:***表示1%的显著性水平。

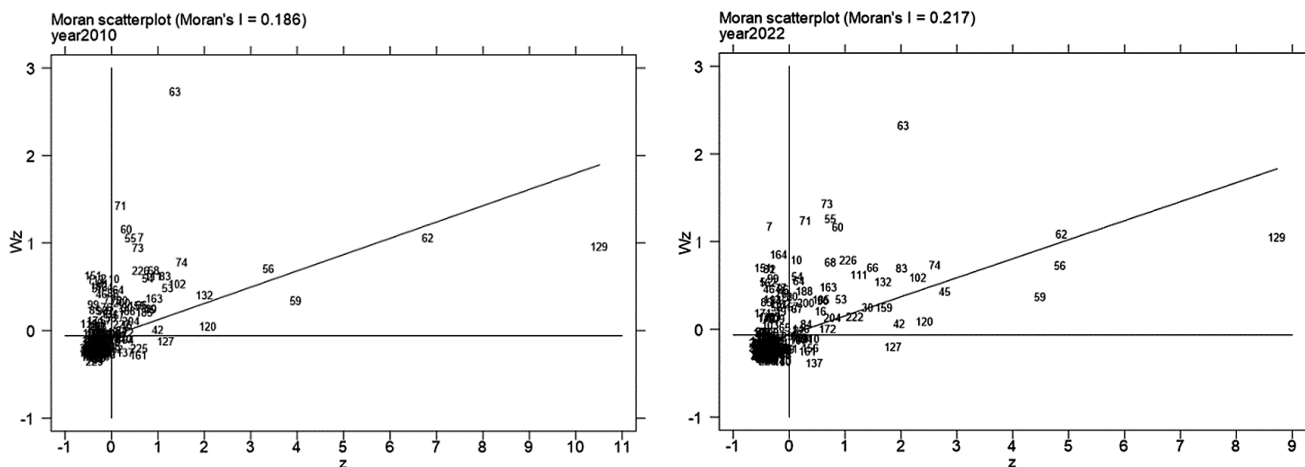


图4 2010年、2022年新质生产力水平的 Moran's I 散点图

(三) Markov 链转移概率结果分析

采用传统的 Markov 链分析新质生产力水平的转移概率分布,选择 $k=4$ 的划分方法,即以四分位数将新质生产力水平分为低、中低、中高和高四种状态,转移概率矩阵见表4。表4中,对角线数据表示 $t+1$ 年新质生产力水平相比 t 年所处等级不变的概率,对角线上(下)方 i 个单位的数据表示 $t+1$ 年新质生产力

水平相比 t 年提升(下降) i 个等级的概率。可以看出:第一,处于各状态地级市的新质生产力水平相对稳定,处于高水平的地级市保持高水平状态不变的概率最大,为99.23%。第二,处于低、中低、中高三种状态地级市的新质生产力水平 $t+1$ 年相比 t 年提升一个等级的概率分别为21.94%、22.16%、13.08%,可以看出新质生产力水平较低的地级市提升的可能性较

表4 传统Markov转移概率矩阵($k=4$)

$t(t+1)$	低	中低	中高	高
低	0.7779	0.2194	0.0027	0.0000
中低	0.0369	0.7415	0.2216	0.0000
中高	0.0030	0.0241	0.8421	0.1308
高	0.0000	0.0000	0.0077	0.9923

大。第三,处于各状态地级市新质生产力水平 $t+1$ 年相比 t 年下降的概率都小于提升的概率,最大的是处于中低水平下降为低水平的概率,为3.69%。

空间Markov转移概率矩阵能够一定程度上反映地级市新质生产力水平的地理依存性。将各地级市新质生产力水平的空间Markov一步转移概率矩阵汇报在表5,可以看出:第一,在四种空间滞后条件下,即本地受不同新质生产力水平的邻接城市影响下,新质生产力水平的一步转移概率矩阵均不相同,反映了新质生产力水平存在一定的地理相关性。第二,若本地为低水平新质生产力,邻接地分别为低、中低、中高和高水平新质生产力,本地 $t+1$ 年相比 t 年提升一个等级的概率分别为16.03%、18.58%、24.48%和30.23%;若本地为中低水平新质生产力,邻接地分别为低、中低、中高和高水平新质生产力,本地 $t+1$ 年相比 t 年提升一个等级的概率分别为14.00%、15.29%、22.38%和28.89%。可以看出,当本地新质生产力水平较低时,邻接城市越高,对本地新质生产力的提升效果越明显。

表5 空间Markov转移概率矩阵($k=4$)

空间滞后	$t(t+1)$	低	中低	中高	高
低	低	0.8397	0.1603	0.0000	0.0000
	中低	0.0400	0.8200	0.1400	0.0000
	中高	0.0000	0.0385	0.6923	0.2692
	高	0.0000	0.0000	0.0164	0.9836
中低	低	0.8142	0.1858	0.0000	0.0000
	中低	0.0176	0.8294	0.1529	0.0000
	中高	0.0115	0.0345	0.8391	0.1149
	高	0.0000	0.0000	0.0103	0.9897
中高	低	0.7469	0.2448	0.0083	0.0000
	中低	0.0455	0.7308	0.2238	0.0000
	中高	0.0046	0.0323	0.8618	0.1014
	高	0.0000	0.0000	0.0061	0.9939
高	低	0.6977	0.3023	0.0000	0.0000
	中低	0.0400	0.6711	0.2889	0.0000
	中高	0.0000	0.0149	0.8418	0.1433
	高	0.0000	0.0000	0.0061	0.9939

五、国家重大战略区域新质生产力水平的空间差异

(一)“五级分类法—非劣解交集法”的结果分析

采用“五级分类法—非劣解交集法”^[22-23]衡量中国各重大战略区域新质生产力水平达标情况,并进一步探究各重大战略区域差异。具体过程如下:首先,将2010—2022年233个地级市17个新质生产力基础指标的数据全部纳入新质生产力水平是否达标的评价之中。其次,将各基础指标从高到低排序,使用总样本量20%的比例将其划分为高、较高、一般、较低、低五个等级。最后,将排在低、较低等级即后40%的地级市剔除,剩下的地级市为该指标的达标者,将17个基础指标均达标的地级市确定为新质生产力水平达标者。

“五级分类法—非劣解交集法”的测算结果见表6,可以看出:第一,样本期间,全国达标地级市占比36.05%,说明新质生产力的发展在全国范围内仍处于一个相对初级的阶段。第二,分区域看,粤港澳达标地级市占比最高,为77.78%,这和粤港澳在经济发展、科技创新和产业升级等方面有较强的实力和较高的水平是分不开的;长三角次之,为61.54%,长三角作为中国经济发展的重要引擎,拥有上海、江浙等经济发达地区,科技创新能力强,可为新质生产力发展提供有力支撑;京津冀达标地级市刚好半数,反映出京津冀协同发展过程中面临一些挑战,虽然区域内有北京、天津这样的科技创新高地,但整体新质生产力水平的提升还需在区域协同发展、资源优化配置等方面下功夫;成渝、长江中游、黄河流域达标均不足50%,成渝达标地级市占比最小,反映了西南地区在新质生产力发展方面还存在较大的不足,成渝地区作为西部大开发的重要战略支撑需加大改革开放力度,强化科技创新,推动产业转型升级。

(二)各区域内部的新质生产力水平差异

采用Dagum基尼系数深入探究2010—2022年间各区域新质生产力水平的组内差异和组间差异。使用 G 表示总体基尼系数,进行如下分解: $G=G_w+G_{nb}+G_1$ 。其中 G_w

表6 国家重大战略区域新质生产力水平达标情况

区域	总数	达标个数	达标百分比
全国	233	84	36.05%
京津冀	12	6	50.00%
成渝	15	4	26.67%
长江中游	26	10	38.46%
长三角	26	16	61.54%
粤港澳	9	7	77.78%
黄河流域	52	20	38.46%

表示各区域内部的差异贡献,反映了各区域内部新质生产力水平的差异; G_{in} 表示各区域之间的差异贡献,反映了区域之间新质生产力水平的差异; G_i 表示超变密度贡献,反映了不同区域间新质生产力的净差异。

图5展示了全国、各区域的组内差异。可以看出,全国、各区域组内差异的差别并不是很大,除了京津冀,均有小幅波动上升趋势。从全国层面看,2010—2022年新质生产力水平组内差异均值为0.5395,且呈小幅波动趋势,说明我国各城市之间新质生产力水平存在较大差异,这种差异呈现小幅波动变化趋势,最终表现为小幅增加。京津冀组内差异最大,均值0.6557,但在样本期整体呈下降趋势,反映了京津冀地区内部发展不均衡,特别是北京、天津与河北之间的科技创新、产业升级、人力资源等方面存在较大差距,得益于京津冀协同发展战略,组内差距最近两年有所下降。成渝和全国层面的组内差异一直最接近,特别是样本期后几年,2022年为0.5192,成渝组内新质生产力水平差异增大,这可能是一些基础较好、产业优势明显的城市,如成都在科技创新、大数据发展、信息产业等方面发展迅速,而基础薄弱的城市则发展缓慢,导致组内差异较大。长三角、粤港澳、黄河流域组内差异低于全国,样本期内均值分别为0.4487、0.4455、0.3988。长江中游组内差异在样本期最小,均值为0.3849,呈现小幅波动下降趋势,表明这一区域的新质生产力水平相比其他区域较为均衡。

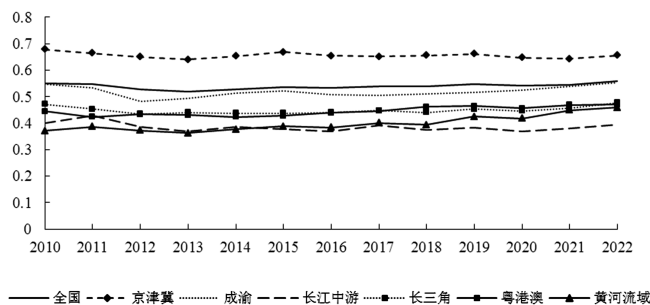


图5 国家重大战略区域新质生产力水平组内基尼系数的变化

(三)各区域之间的新质生产力水平差异

使用Dagum基尼系数法测算组间基尼系数,部分年份的结果见图6^①。可以看出,样本期内阴影部分面积一直较大,说明各区域新质生产力水平分化现象明显;样本期阴影部分面积先变小后变大,表明各区域新质生产力水平的分化呈现先减小后增大的趋势。

①1—6分别代表京津冀、成渝、长江中游、长三角、粤港澳、黄河流域。

从组间差异水平看,长江中游与黄河流域、成渝与长江中游、成渝与黄河流域组间差异较小,样本期内均值分别为0.400、0.477、0.484,表明这些区域之间的新质生产力水平相对均衡,特别是长江中游和黄河流域的组间差异最小。京津冀与成渝、成渝与粤港澳、粤港澳与黄河流域组间差异较大,样本期内均值依次为0.677、0.661、0.660,反映出这些区域之间新质生产力水平存在较明显的差距,这可能与各区域的经济水平、资源禀赋、政策环境等有关。从时间趋势看,京津冀与其他各区域、长江中游与长三角的组间差异均呈现小幅波动且有减小趋势,这离不开国家在推动区域协调发展方面的努力,特别是京津冀与长江中游,年平均下降幅度为0.51%。长江中游与黄河流域、粤港澳与黄河流域、成渝与黄河流域、长三角与黄河流域的组间差异有增加趋势,年平均涨幅分别为0.38%、0.30%、0.26%、0.25%;其他各区域的组间差异变化不明显。

(四)新质生产力水平的整体差异分解

使用Dagum基尼系数法对新质生产力水平整体差异进行分解,结果见图7。可以看出,2010—2022年,各区域内差异的贡献最小,贡献率在14.65%—15.92%之间波动,整体有增加趋势;不同区域间差异的贡献最大,贡献率在47.60%—53.48%之间波动,且有减小趋势;超变密度的贡献在30.95%—36.48%之间波动,随时间小幅波动变化,且大于组内差异贡献,说明不同区域间新质生产力水平的净差异较大。

六、结论与建议

(一)研究结论

以国家宏观战略为背景,考虑6个国家重大战略区域,围绕新质生产力测度这一核心议题,对中国整体和各重大战略区域新质生产力水平及其空间差异、动态演进做了有益探索。具体而言:首先,从“以全要素生产率的大幅提升为核心标志”出发,聚焦数字经济背景下全要素生产率的新型核心投入要素,构建新质生产力测度指标体系。其次,综合考虑信息量权和独立性权构造基础指标的综合权重,采用加法合成基础指标、乘法合成方面指标的原则测算了2010—2022年中国整体、各重大战略区域、233个地级市的新质生产力水平。在此基础上,基于概率密度估计、随机时间序列分析、空间相关分析等统计方法分析中国新质生产力水平的时空演变趋势,使用“五级分类

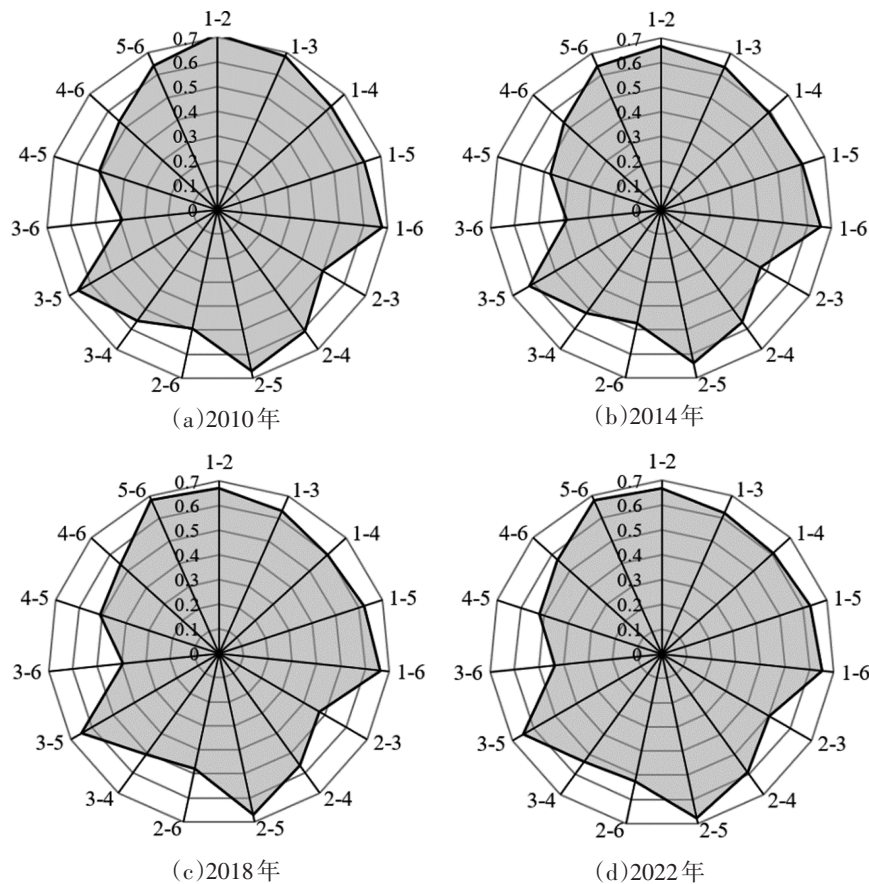


图6 国家重大战略区域新质生产力水平组间基尼系数的变化

法—非劣解交集法”评价中国各地级市及重大战略区域新质生产力水平达标情况,使用Dagum基尼系数分析新质生产力水平差异的来源及贡献。得到的主要结论如下:

第一,从新质生产力水平看,2010—2022年,中国整体及各重大战略区域新质生产力水平呈现上升趋势,粤港澳的新质生产力水平及增速均遥遥领先于其他区域,京津冀、长三角次之,接着是成渝、长江中游,黄河流域最低;从各分项指数看,数据要素应用指数最高,科技创新指数次之,新质资本指数最低。第二,从

时空演变特征看,中国整体层面及各重大战略区域新质生产力水平Kernel密度中心随时间向右移,各重大战略区域新质生产力水平差异有扩大趋势,多极分化现象普遍存在且未见有减缓趋势。Moran's I指数和Geary's C指数显示新质生产力水平存在明显的空间依存性;Markov链分析表明在新质生产力水平越低的区域提升的概率越大,邻接地的新质生产力水平对本地新质生产力水平的改变也有较大影响,当邻接地是高水平地区时,本地提升的概率最大。第三,从区域差异看,中国各重大战略区域新质生产力水平呈现出明显

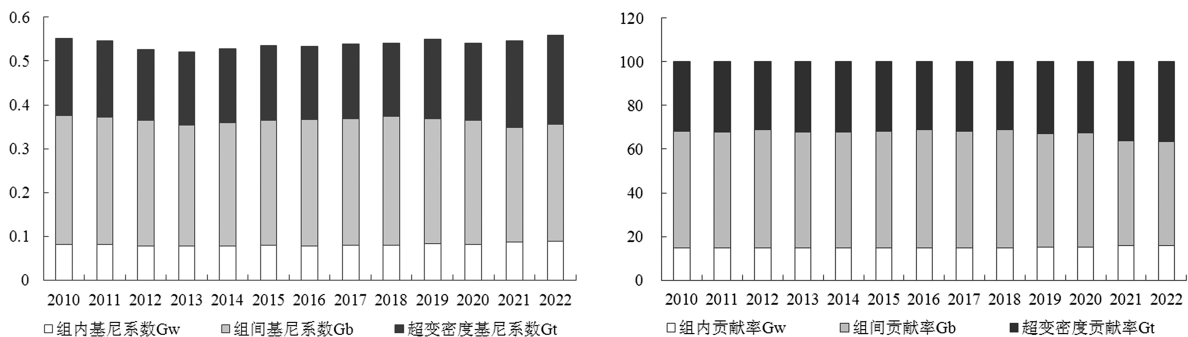


图7 新质生产力水平空间差异及来源

差异,粤港澳达标地级市最多,占区域地级市总数的77.78%,其次是长三角、京津冀,然后是长江中游、黄河流域,最低的是成渝;区域差异来源分析发现,中国新质生产力水平区域间差异、区域内差异、超变密度的年平均贡献率分别为52.46%、14.99%、32.55%,且随时间分别有减小、增加、波动变化趋势。

(二)对策建议

根据研究结论,为加快培育和发展新质生产力,本文给出如下对策建议:

第一,区域发展战略的统筹与优化。应继续强化粤港澳的“领头羊”作用,同时注重京津冀、长三角、长江中游、成渝等地区的均衡发展。对于新质生产力水平较低的黄河流域,应加大政策扶持力度,如优化产业结构、提升科技创新能力等。第二,新质劳动者培养与新质资本投入。加大教育和技能培训投入,提升人力资本质量;加大对战略性新兴产业和未来产业等高新技术产业的人才培养;投资数字基础设施,优化能源消费;制定政策激励企业加快数字化转型。第三,空间布局的梯度优化与协同联动。根据 Kernel 密度估计、Moran's I 指数的结果,应优化区域空间布局,促进相邻地区的资源共享、协同发展。新质生产力水平高的地区,可以通过技术转移、人才交流等方式帮助邻近的低水平地区提升新质生产力水平。第四,区域政策的差异化设计与精准施策。基于各地区资源禀赋、产业条件和发展水平的差异,坚持从实际出发,因地制宜、分类施策;对区域内和区域间差异较大的问题,应通过区域间项目合作、公共服务资源共享等方式,减小区域间的差距。第五,数据监测评估体系的构建与完善。建立和完善新质生产力监测和评估体系,定期对各区域新质生产力水平进行评估,以便及时调整、优化政策。◆

参考文献:

- [1]周文,许凌云.论新质生产力:内涵特征与重要着力点[J].改革,2022(10):1-13.
- [2]韩喜平,马丽娟.新质生产力的政治经济学逻辑[J].当代经济研究,2024(2):20-29.
- [3]高帆.“新质生产力”的提出逻辑、多维内涵及时代意义[J].政治经济学评论,2022,14(6):127-145.
- [4]蒲清平,向往.新质生产力的内涵特征、内在逻辑和实现途径:推进中国式现代化的新动能[J].新疆师范大学学报(哲学社会科学版),2024,45(1):77-85.
- [5]王珏,王荣基.新质生产力:指标构建与时空演进[J].西安财经大学学报,2024,37(1):31-47.
- [6]朱富显,李瑞雪,徐晓莉,等.中国新质生产力指标构建与时空演进[J].工业技术经济,2024,43(3):44-53.
- [7]韩文龙,张瑞生,赵峰.新质生产力水平测算与中国经济增长新动能[J].数量经济技术经济研究,2024,41(6):5-25.
- [8]李阳,陈海龙,田茂再.新质生产力水平的统计测度与时空演变特征研究[J].统计与决策,2024,40(9):11-17.
- [9]卢江,郭子昂,王煜萍.新质生产力发展水平、区域差异与提升路径[J].重庆大学学报(社会科学版),2024,30(3):1-17.
- [10]乔晓楠,马飞越.新质生产力发展的分析框架:理论机理、测度方法与经验证据[J].经济纵横,2024(4):12-28.
- [11]刘伟.科学认识与切实发展新质生产力[J].经济研究,2024,59(3):4-11.
- [12]李政,廖晓东.发展“新质生产力”的理论、历史和现实“三重”逻辑[J].政治经济学评论,2023,14(6):146-159.
- [13]任保平.生产力现代化转型形成新质生产力的逻辑[J].经济研究,2024,59(3):12-19.
- [14]杨俊,李小明,黄守军.大数据、技术进步与经济增长:大数据作为生产要素的一个内生增长理论[J].经济研究,2022,57(4):103-119.
- [15]张灵,冯科,孙华平.制造业企业数据价值释放:效应与机制[J].系统工程理论与实践,2024,44(1):68-85.
- [16]李金昌,史龙梅,徐蔼婷.高质量发展评价指标体系探讨[J].统计研究,2019,36(1):4-14.
- [17]郭峰,王靖一,王芳,等.测度中国数字普惠金融发展:指数编制与空间特征[J].经济学(季刊),2020,19(4):1401-1418.
- [18]刘智勇,李海峥,胡永远,等.人力资本结构高级化与经济增长:兼论东中西部地区差距的形成和缩小[J].经济研究,2018,53(3):50-63.
- [19]钞小静,薛志欣,王宸威.中国新经济的逻辑、综合测度及区域差异研究[J].数量经济技术经济研究,2021,38(10):3-23.
- [20]王永钦,董董.机器人的兴起如何影响中国劳动力市场?:来自制造业上市公司的证据[J].经济研究,2020,55(10):159-175.
- [21]杨耀武,张平.中国经济高质量发展的逻辑、测度与治理[J].经济研究,2021,56(1):26-42.
- [22]吴旭晓.新时代中国新质生产力培育水平统计测度[J].统计理论与实践,2025(1):5-13.
- [23]张卓群,张涛,冯冬发.中国碳排放强度的区域差异、动态演进及收敛性研究[J].数量经济技术经济研究,2022,39(4):67-87.

Statistical Measurement, Regional Differences and Dynamic Evolution of New-Quality Productive Forces in National Major Strategic Regions

Ye Tifang, Zhang Yaofeng, Geng Zhilin, Wang Junli

Abstract: Starting from the core hallmark of New-Quality Productive Forces (NQPF), which is a significant increase in total factor productivity, this study establishes a multi-indicator measurement system for the level of NQPF in China, exploring the transition from qualitative analysis to quantitative research of NQPF. The study measured the level of NQPF in 233 prefecture-level cities in China from 2010 to 2022. Against the background of national macro-strategy, the study used the Dagum Gini coefficient and its decomposition to measure the differences in the level of NQPF among China's major strategic regions. It also assessed the compliance of cities in each strategic region using the "five-level classification method and non-inferiority solution intersection method". The study further explored the spatiotemporal evolution trends using Kernel density estimation, Moran's I index, Geary's C index, and Markov chains. The findings indicate that from 2010 to 2022, the level of NQPF in China generally increased, with the Guangdong-Hong Kong-Macao Greater Bay Area leading, followed by the Beijing-Tianjin-Hebei and Yangtze River Delta regions, while the Yellow River basin had the lowest level. The data factor application index was the highest, and the NQPF capital index was the lowest. Differences among strategic regions gradually widened, and a multipolar polarization phenomenon was common. Regions with low levels of NQPF had a higher probability of improvement and were significantly influenced by neighboring areas. The Guangdong-Hong Kong-Macao Greater Bay Area had the highest proportion of compliant cities, while the Yellow River basin had the lowest. Inter-regional differences contributed more than intra-regional differences, and the contribution rate of hypervariable density was higher than that of intra-regional differences. This study expands the quantitative research on the level of NQPF in China and provides quantitative support for the coordinated development of NQPF in different regions based on local conditions.

Key words: National Major Strategic Regions; New-Quality Productive Forces; Statistical Measurement; Regional Differences; Dynamic Evolution

(责任编辑:田雨)

创新要素集聚赋能制造业韧性的作用机理与影响效应

邢会 曹晓静 张金 姚文静
(河北工业大学 经济管理学院, 天津 300131)

摘要:创新要素集聚是提升制造业韧性、实现经济高质量发展的重要抓手。基于2010—2022年中国30个省(区、市,不含西藏及港澳台)的面板数据,以理论分析与实证检验相结合探究创新要素集聚对制造业韧性的赋能机制和影响效应。研究发现:创新要素集聚能够显著增强制造业韧性,并存在门槛效应;创新资本和创新技术集聚是增强制造业韧性的关键维度,创新要素集聚对制造业韧性的正向提升作用在三大经济圈、市场一体化程度较高的地区更显著;资源优化配置、创新创业活力与技能多样性是创新要素集聚赋能制造业韧性的重要传导机制。鉴于此,各地区应积极优化创新战略布局,破除要素流动壁垒,畅通市场机制体制,因地制宜实施差异化发展战略,为增强制造业韧性注入新动能。

关键词:创新要素集聚;制造业韧性;资源配置;创新创业;技能多样性

中图分类号:F260;F424

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2025)10-0017-09

DOI:10.13999/j.cnki.tjlysj.2025.10.002

一、引言

改革开放四十多年来,我国制造业已形成世界规模最大、门类最齐全、体系最完整、竞争力较强的发展优势。当前世界百年未有之大变局加速演进,贸易保护主义抬头、逆全球化思潮加剧、地缘政治紧张等诸多外部环境因素带来的不利影响持续加深,内需不振、预期偏弱等内部问题交织叠加,保持制造业平稳运行的难度加大^[1]。党的二十大报告明确指出:“着力提升产业链供应链韧性和安全水平”。增强制造业韧性已成为中国抵御外部不确定性事件冲击、构建现代化产业体系、建设制造强国的关键环节^[2]。

2025年《政府工作报告》指出,要大力推动创新驱动发展,稳定工业经济运行。创新资源是实现创新发展必不可少的核心要素。习近平总书记指出要“促进各类要素合理流动和高效集聚,增强创新发展动力”。创新要素呈现地理集中的分布特征,如何充分发挥创新要素的集聚效应,降低外部不确定性冲击影响,成为

制造业韧性研究领域关注的重点^[3]。创新要素集聚可有效赋能区域产业创新活动,以创造性破坏的方式催生新的产业部门、产业模式,驱动产业结构调整、迭代,形成促进制造业发展的长期性、持久性动力,为增强制造业韧性、实现制造业高质量发展创造有利条件^[4]。创新要素如何赋能制造业韧性提升?其内在机制是什么?这些问题有待于进一步探究。

创新要素集聚主要是指人才、资本、技术、数据等不同类别的创新要素协同集聚,形成空间要素互动的有机整合,进而表现出显著集聚效应的行为。制造业韧性是产业韧性的重要分支,目前多数研究将制造业持续进行适应性结构调整视为制造业具有韧性的外在表现^[5-6]。纵观已有研究,将创新要素集聚、制造业韧性纳入同一框架考察两者关系的文献较少,仅有少数研究关注技术创新对产业韧性、创新要素集聚对制造业转型发展的影响,为本文提供了一定的逻辑支撑。郑涛和杨如雪(2022)^[7]研究发现技术创新对高技术制

基金项目:国家社会科学基金一般项目“基于资源编排的专精特新企业成长机制研究”(23BGL048);河北省科技厅软科学研究专项“基于企业主导的河北省产学研深度融合的创新体系构建与政策保障研究”(24457636D)。

作者简介:邢会,女,博士,教授,博士生导师,研究方向为产业政策与区域经济发展;曹晓静,女,硕士研究生,研究方向为产业经济学;张金,女,博士,副研究员,研究方向为资本与区域经济发展;姚文静,女,硕士研究生,研究方向为产业经济学。

制造业韧性具有正向效应。集聚经济相关研究从多元视角阐释了其规模经济效应和技术外溢机制,创新要素集聚作为集聚经济的重要形态,能够在集聚与扩散效应驱动机制下对制造业转型发挥显著作用。涂磊和王建新(2024)^[8]、王朝阳(2025)^[9]研究发现,创新要素集聚能够显著推动制造业高质量发展。总体而言,上述研究普遍认为创新要素集聚能够为制造业创新发展、韧性提升带来显著的积极影响,但也有学者得出不同结论。卓乘风等(2017)^[10]构建计量模型检验创新要素集聚对创新绩效的影响,发现两者存在显著的倒U形关系。王阳和郭俊华(2024)^[11]将创新要素集聚一次项与二次项引入固定效应模型进行检验,发现创新要素集聚对工业绿色转型的影响呈U形特征。

综上所述,当前在创新要素集聚对制造业韧性的影响方面存在一定的研究空间,有待进一步挖掘与补充。鉴于此,本文可能的边际贡献在于:第一,将研究视角从宏观的区域经济韧性转为中观的产业韧性,聚焦制造业韧性,丰富中观层面的产业韧性相关研究。第二,基于创新要素集聚与制造业韧性的内涵、特征构建测度指标,系统评估中国各地创新要素集聚与制造业韧性水平;第三,将创新要素集聚与制造业韧性纳入同一分析框架,系统探究创新要素集聚对制造业韧性的影响及内在作用机制,拓宽制造业韧性提升路径的研究视角。

二、理论分析与研究假设

(一)创新要素集聚对制造业韧性的直接影响

1.蓄水池效应

创新要素集聚能够有效整合制造业发展过程中所需的人才、资金、技术等高端要素,形成创新资源蓄水池。创新要素集聚的蓄水池效应能够稳固劳动力供需平衡,扩大具备专业技能的劳动力队伍规模,满足制造业企业生产运营人才需求,降低劳动力搜寻成本,为创新人才在产业、企业间转移提供空间,从而提高创新人才与制造业企业之间的匹配程度,增强制造业韧性^[12]。同时,高层次创新人才集聚能够释放消费潜力,激发市场需求并促进消费需求结构不断演进,通过稳定市场内需、倒逼制造业生产端适应性调整等为制造业预留回旋余地,促使制造业转型升级,增强制造业韧性^[13]。研发创新活动往往伴随较高风险、成本及不确定性,如果仅依赖单一资本投入,企业可能面临较大的资金压力。创新资本集聚能够有效扩大融资规模、拓宽资金渠道、丰富资本构成,为制造业提供多元化、可持续且流动性良好的创新资金,使制造业企业更有能力承担

研发风险,增强制造业韧性^[14]。

2.竞争效应

创新要素集聚能够形成产业集聚效应,引致区域内制造业企业对创新要素需求的持续攀升,并引导要素向技术更为先进的领域流动,加剧企业竞争,驱使资源重新配置。随着资源重新配置,制造业行业间的比较优势得到优化,可进一步激发制造业产业内部良性竞争,低端制造业企业通过技术引进、学习与模仿提升自身适应市场变化的能力,高端制造业企业通过持续性产品创新和工艺改进来巩固自身技术优势与市场竞争力。这种动态调整机制最终会带动制造业向高附加值方向演进,进而强化制造业韧性^[15-17]。此外,创新要素集聚区内的优胜劣汰机制、落户门槛以及生活成本压力等也会给创新人才带来激烈竞争,激发其学习欲望和创新积极性,促使其优化知识成果、提升自身能力与劳动效率。同时,要素筛选机制会淘汰低素质人才与低效率资本,促使制造业调整转型,以保持自身韧性和稳定发展^[18]。

3.知识溢出效应

创新要素集聚能够克服知识和信息传播的时空限制,依托人才流等载体实现知识传播与技术外溢。在创新集聚体中存在许多隐性知识交流和扩散的非正式平台,创新人才作为掌握隐性知识较为丰富的群体,其在区域内集聚有助于知识交流、知识共享与技术互动,从而实现信息资源效益最大化^[19]。在创新技术集聚的地区,新技术的传播速度较快,能够在集聚区制造业企业之间形成强大的知识技术溢出效应,制造业能够引入并借助外部先进技术成果,弥补自身在技术研发方面的短板,减少不必要的基础研究,以降低和规避风险,提高创新韧性。同时,多元化的知识和技术有利于孕育新的产业部门和商业模式,打破传统经济结构,进而降低制造业因产业类型单一而受到外部冲击影响的可能性^[20]。随着新一代信息技术、数字技术的加速迭代,数据要素的价值愈发凸显,创新数据集聚能够在知识溢出过程中发挥乘数效应,加强产业关联企业合作,分散制造业企业运行风险,进而增强制造业韧性^[21]。

基于此,提出研究假设:

H1:创新要素集聚能够增强制造业韧性。

(二)创新要素集聚对制造业韧性的间接影响

1.资源优化配置

新经济地理学、空间区位理论强调,资源分布和地

理位置对产业发展具有重要影响。企业往往倾向于选择劳动力、资金和市场等要素可获得性较高的地点,从而实现劳动力、技术、资本等与企业之间的高效匹配,降低生产成本、提高生产效率。制造业运营离不开多种创新要素组合,创新要素流动与集聚是产业发展、产业结构调整的现实基础。创新要素集聚有助于缓解信息不对称问题,改善资本市场供需双方信息传递机制,提高信息传递效率。创新要素集聚有利于降低搜寻成本,提高制造业企业科研人员匹配质量,提高创新要素匹配效率与整体利用效率。创新要素集聚带来的资源配置优化效应有助于制造业企业凭借创新要素运作新模式,快速配置劳动力、资本等要素,提高生产效率。而高效率的生产能够快速响应市场变化,促使制造业企业更好地识别、抵御和化解风险,降低制造业脆弱性。此外,资源优化配置能够将生产要素从边际报酬较低的企业中释放出来,并配置到效率更高的企业,打破制造业高投入低产出的困境,赋予制造业更强的自我转型能力,助力制造业韧性提升^[22]。基于此,提出研究假设:

H2:创新要素集聚能够通过资源优化配置增强制造业韧性。

2.创新创业活力

创新要素集聚对创新创业活力的促进作用主要表现在三个方面:其一,创新要素集聚能够优化创新创业环境。创新要素集聚意味着高标准生产要素以市场为导向在特定区域内汇集,科研机构、高校、孵化器等组织应运而生,优惠政策也随之实行,有利于孕育更多的创业机会,为创新营造良好环境^[23-24]。其二,创新创业集聚能够扩大创新创业活动所需要素存量。随着创新要素的空间集聚,劳动力技能水平、资源配置效率、社会参与度以及金融服务体系建设均会得到显著提升,有利于企业及时获取技术信息、把握需求状况、共享研究成果,为企业顺利开展创新创业活动提供必要保障^[25]。其三,创新创业集聚能够从需求层面刺激创新创业活动开展。创新要素集聚能够改善消费环境,促进消费结构升级,进而刺激创业主体通过技术创新和产品迭代适应不断变化的市场格局,为地区创新创业发展提供不竭动力。活跃的创新创业生态系统能够为制造业发展提供新思想、新技术,带动制造业不同部门之间融合发展,加速知识和技术转移,助力制造业向高端方向延伸,筑牢地区制造业韧性体系^[25]。基于此,提出研究假设:

H3:创新要素集聚能够通过激发创新创业活力增强制造业韧性。

3.技能多样性

技能多样性的本质是异质性知识多样性,从生产角度看,技能多样性主要体现在丰富的实践经验上。创新要素作为知识和技术的载体,其在地理空间上集聚能够促使创新资源高度集中,形成密集的创新网络,通过集聚效应促进知识整合与集成,使不同领域、不同背景的个体和企业能够更容易地接触多元化知识,提升技能溢价水平。在较高技能溢价驱动下,集聚区将吸引更多高质量人才,改善地区人才结构层次,加速不同技能劳动力群体的交流学习,促进技能多样性的形成^[26]。创新要素集聚能够打破要素流动壁垒,促进高级人才隐性技能跨行溢出。高技能劳动者将自身丰富的知识与低技能劳动者的专业知识相结合,强化彼此隐性知识,减少制造业因技术变革带来的结构性失业。异质性人力资本通过技术交流和研发合作,实现“高-高”形态的技能匹配效应,推动制造业生产过程中的技能互补,进而增强制造业面对危机时的抵抗力与后续转型升级能力,对制造业长期稳定发展具有重要的推动作用。基于此,提出研究假设:

H4:创新要素集聚能够通过促进技能多样性增强制造业韧性。

三、研究设计

(一)变量选取

1.被解释变量:制造业韧性(*Resi*)

参考刘鑫鑫和韩先锋(2023)^[5]、柴正猛等(2024)^[27]的研究,构建制造业韧性测度指标体系(见表1),并通过主成分分析法进行测算。

2.核心解释变量:创新要素集聚(*Iagg*)

利用R&D人员区位熵指数、R&D经费支出区位熵指数、专利申请授权数区位熵指数及移动电话、互联网用户数区位熵指数测算创新人才、资本、技术及数据集聚程度,采用熵值法合成创新要素集聚综合指数。

3.中介变量

要素错配(*Kmis*、*Lmis*)。要素错配是衡量资源配置的重要指标,参考白俊红和刘宇英(2018)^[28]的做法,从资本要素错配(*Kmis*)、劳动力要素错配(*Lmis*)维度对整体要素错配情况进行衡量,表达式如下:

$$Kmis_{it} = |\tau_{ki}| = \left| \frac{1}{\gamma_{ki}} - 1 \right| \quad (1)$$

表1 制造业韧性评价指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	指标属性
抵抗力	外商控制程度	外商直接投资水平	-
	技术依赖程度	购买国内技术经费支出	-
	价格风险	工业生产者出厂价格指数	-
	制造业发展水平	制造业产值/资产总额	+
	制造业劳动生产率	制造业营业收入/平均用工人数	+
恢复力	物质资本投入	制造业固定资产投资	+
	人力资本投入	制造业就业人员数	+
	主营业务利润率	制造业营业利润/营业收入	+
	创新产品增利	新产品销售收入/新产品开发经费	+
	政府支持	政府一般预算支出/GDP	+
转型力	智能化转型	人工智能专利申请量	+
	绿色化转型	工业机器人安装密度	+
	高端化转型	工业污染治理投资完成额	+

$$Lmis_{it} = |\tau_{it}| = \left| \frac{1}{\gamma_{it}} - 1 \right| \quad (2)$$

式(1)、式(2)中, γ_{ki} 、 γ_{li} 为要素价格绝对扭曲系数。 $Kmis$ 、 $Lmis$ 越大, 偏离最优状态越远, 要素错配程度越严重。

创新创业活力(IE)。采用北京大学企业大数据研究中心编制的“中国区域创新创业指数”, 从新建企业数量、吸引外来投资、吸引风险投资、获得专利授权数量、商标注册数量五个维度衡量创新创业活力。

技能多样性($Sdiv$)。劳动力教育水平的差异通常体现在知识学习和经验积累等方面, 学历等级能够有效反映技能异质性程度。参考 Zhang (2020)^[29] 的做法, 使用分离指数测度技能多样性。

4. 控制变量

为缓解遗漏变量引发的内生性问题, 选取如下控制变量进行分析: 城镇化水平($Urban$), 采用城镇人口占比衡量; 社会消费水平($Cons$), 采用社会消费品零售总额占比衡量; 经济发展水平($Pgdp$), 采用人均 GDP 衡量; 金融发展水平(Fin), 采用金融机构存贷款余额占比衡量; 基础设施水平($Infra$), 采用每平方公里公路里程衡量; 信息化水平($Infor$), 采用邮电业务总量占比衡量; 人力资本水平($Human$), 采用每万人高等学校在

校学生数衡量。

(二) 模型设定

固定效应模型能够有效缓解因不随时间或个体变化及不可观测因素造成的内生性问题, 构建如下双向固定效应模型展开实证检验:

$$Res_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Iagg_{it} + \alpha_2 X_{it} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

式(3)中, Res_{it} 表示 i 省(区、市)在 t 年的制造业韧性; $Iagg_{it}$ 表示 i 省(区、市)在 t 年的创新要素集聚; X_{it} 表示一系列控制变量; μ_i 代表省份固定效应; δ_t 代表年份固定效应; ε_{it} 为随机干扰项。

为进一步揭示创新要素集聚对制造业韧性可能存在的间接传导机制, 设定如下中介效应模型检验创新要素集聚对机制变量的影响:

$$M_{it} = \beta_0 + \beta_1 Iagg_{it} + \beta_2 X_{it} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

式(4)中, M_{it} 为机制变量。若 β_1 显著, 则表明存在中介效应。

(三) 数据来源

本文选取 2010—2022 年中国 30 个省(区、市, 不含西藏及港澳台)的面板数据进行实证分析。其中, 制造业相关数据主要来源于历年统计年鉴, 由制造业各细分行业数据汇总得到。人工智能专利申请量数据依据《战略性新兴产业分类与国际专利分类参照关系表(2021)》人工智能分类号, 通过国家知识产权局检索并汇总得到; 工业机器人安装数据源于国际机器人联合会(IFR); 部分不可得数据选用规模以上工业企业数据替代。其余数据均来源于《中国统计年鉴》《中国工业统计年鉴》《中国科技统计年鉴》《中国高技术产业统计年鉴》《中国环境统计年鉴》及各省(区、市)统计年鉴, 部分缺失数据采用线性插值法补齐。变量的描述性统计见表 2。

四、实证分析

(一) 基准回归

采用固定效应模型进行回归分析, 实证检验创新要素集聚对制造业韧性的影响效应, 结果如表 3 列(1)所示。可以看出, 在引入控制变量并消除时间趋势效应、省份个体特征可能对估计结果造成的偏误后, 创新要素集聚的回归系数仍在 5% 统计水平上显著为正, 表明创新要素集聚能够发挥蓄水池效应、竞争效应、知识溢出效应赋能制造业韧性提升, 假设 H1 得到验证。

表 3 列(2)—(4)分别为创新要素集聚对制造业韧性抵抗力($Defen$)、恢复力($Recov$)、转型力($Trans$)三个子维度进行回归的估计结果。可以看出, 创新要素集

表2 变量的描述性统计

变量	变量名称	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
<i>Resi</i>	制造业韧性	390	0.033	0.829	-1.329	4.712
<i>Iagg</i>	创新要素集聚	390	0.184	0.150	0.027	0.833
<i>Urban</i>	城镇化水平	390	0.595	0.124	0.338	0.896
<i>Cons</i>	社会消费水平	390	0.385	0.058	0.180	0.504
<i>Pgdp</i>	经济发展水平	390	5.873	3.048	1.312	19.030
<i>Fin</i>	金融发展水平	390	3.247	1.189	1.279	8.131
<i>Infra</i>	基础设施水平	390	0.953	0.511	0.086	2.259
<i>Infor</i>	信息化水平	390	0.068	0.135	0.015	2.520
<i>Human</i>	人力资本水平	390	0.021	0.006	0.008	0.044

聚主要通过提升制造业恢复力和转型力来赋能制造业韧性。具体而言,创新要素集聚能为制造业带来充裕且高质量的人才、资本、技术和数据要素投入,促使制造业在受到冲击后迅速整合利用内外部资源恢复稳定生产。此外,创新要素集聚能够形成产业集群效应,在制造业上下游产业间延伸,催生新的商业模式、产业部门,并通过产业关联、技术扩散等推动传统制造业吸收新技术、新知识,向具有高附加值的知识密集型方向转变,以实现产业结构的转型升级。

表3 基准回归结果

变量	(1) <i>Resi</i>	(2) <i>Defen</i>	(3) <i>Recov</i>	(4) <i>Trans</i>
<i>Iagg</i>	3.852** (1.547)	0.033 (0.090)	0.389*** (0.081)	0.435* (0.263)
控制变量	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
常数项	0.875 (1.624)	0.636*** (0.152)	-0.971*** (0.125)	0.341 (0.251)
N	390	390	390	390
R ²	0.854	0.514	0.954	0.804

注:()内为稳健标准误;***、**、*分别表示1%、5%、10%置信水平。下表同。

(二)内生性处理

鉴于制造业韧性与创新要素集聚之间可能存在双向因果关系,会导致基准回归结果偏误,因此本文通过核心解释变量滞后一期、工具变量法排除内生性问题的干扰。

1.核心解释变量滞后一期

选用滞后一期的创新要素集聚作为核心解释变

量进行回归分析,在考虑创新要素集聚效应滞后性的基础上,将自变量与因变量在时间层面上错位,减少反向因果带来的内生性问题,结果如表4列(1)所示。可以看出,滞后一期的创新要素集聚对制造业韧性的影响系数显著为正,与前文基准回归结果一致,表明考虑内生性问题后,创新要素集聚仍然可以增强制造业韧性。

2.工具变量法

采用地形起伏度作为创新要素集聚的工具变量。考虑到地形起伏度变量为截面数据,构建地形起伏度与上一年互联网宽带接入端口数对数的交互项表征工具变量的时变性,结果如表4列(2)—(3)所示。

表4 内生性处理结果

变量	(1) 解释变量 滞后一期	(2) 2SLS 第一阶段	(3) 2SLS 第二阶段	(4) LIML
<i>L.Iagg</i>	3.839** (1.500)			
<i>IV</i>		-0.004*** (0.001)		
<i>Iagg</i>			16.603*** (6.069)	16.603*** (5.831)
控制变量	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
N	390	390	390	390
R ²	0.855		0.284	0.778
Kleibergen-Paap rk LM检验			10.698 [0.001]	
Kleibergen-Paap rk Wald F检验			12.083 {16.380}	

注:[]内为p值;{ }内为Stock-Yogo弱工具变量检验在10%统计水平上的临界值。

工具变量的 Kleibergen-Paap rk LM 检验值为10.698(p=0.001),通过可识别检验;Kleibergen-Paap rk Wald F检验值为12.083,大于15%的Stock-Yogo临界值,但小于10%的Stock-Yogo临界值,可能存在一定的弱工具变量问题。针对弱工具变量问题的常见解决办法是采用有限信息最大似然法(LIML)进行估计,结果如表4列(4)所示。可以看出,LIML和2SLS的估计结果均显著为正且没有明显差异,认为弱工具变量问题对估计结果影响较小,表明考虑内生性问题后的基准结果依旧稳健。

(三)稳健性检验

1.更换研究样本

直辖市行政等级较高,受国家政策倾斜幅度较大,可能会对研究结果产生影响,因此剔除4个直辖市数据后重新进行回归估计,结果如表5列(1)所示。可以看出,创新要素集聚对制造业韧性的影响系数在1%统计水平上显著为正,结论依然支持基准回归结果。

2.更换被解释变量测算方式

为避免主成分分析法可能造成的重要信息丢失,导致被解释变量存在偏误,采用熵值法重新计算被解释变量后再次进行回归估计,结果如表5列(2)所示。结果显示,影响系数符号及显著性均与基准回归结果一致,说明基础研究结论具有稳健性。

3.数据缩尾处理

为减少样本数据中个别极端值对回归结果的干扰,对所有连续变量进行1%分位Winsorize双边缩尾处理,结果如表5列(3)所示。可见,在减少离群值可能对回归结果造成的偏误后,创新要素集聚对制造业韧性的影响系数仍在5%统计水平上显著为正,基准回归结果较为稳健。

4.调整研究窗口期

受新冠疫情影响,2020—2022年数据可能存在较大的波动性,因而从样本中剔除2020—2022年数据后重新进行回归检验,结果如表5列(4)所示。可以看出,创新要素集聚对制造业韧性的回归系数在10%统计水平上显著为正,表明在调整研究窗口期后,基准回归结果仍然可靠。

表5 稳健性检验结果

变量	(1) 更换研究 样本	(2) 更换被解释 变量测算方式	(3) 数据缩尾 处理	(4) 调整研究 窗口期
<i>Iagg</i>	4.970*** (1.659)	0.403** (0.162)	3.693** (1.557)	4.207* (2.214)
控制变量	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
常数项	3.517** (1.427)	-0.111 (0.161)	0.965 (1.522)	-0.232 (1.200)
N	338	390	390	300
R ²	0.855	0.886	0.860	0.897

(四)异质性检验

1.创新要素集聚类型异质性

从创新人才集聚(*pagg*)、创新资本集聚(*kagg*)、创新技术集聚(*tagg*)和创新数据集聚(*dagg*)四个维度探讨不同类型创新要素集聚对制造业韧性的异质性影响,结果如表6所示。结果表明,创新资本集聚、创新技术集聚对制造业韧性的影响系数均显著为正;创新人才集聚对制造业韧性的估计系数为正,但其影响不显著;创新数据集聚对制造业韧性的影响系数显著为负。可能的原因是,创新人才科技成果转化具有周期长、过程复杂等特点,其产生的集聚与累积效应往往需要经历较长时间才能显现。创新数据要素乘数效应的发挥受限于特定技术能力的制约,只有制造业技术开发水平与数据要素禀赋相适应时,其价值才能被充分挖掘与利用。此外,由于数据要素技术体系尚未成熟,数据流通与共享机制不够健全,缺乏具体有效的落地措施和规则,制约制造业韧性提升。

2.经济区位异质性

长三角、珠三角、环渤海三大经济圈^①在创新战略布局上更具前瞻性,更注重创新平台和产业生态建设,拥有完善的区域发展规划、规范的政策执行机制、高效的市场信息传导机制、雄厚的产业基础,能够更好地发挥创新要素集聚对制造业韧性的赋能效应。相比之

表6 创新要素类型异质性检验结果

变量	(1) <i>Resi</i>	(2) <i>Resi</i>	(3) <i>Resi</i>	(4) <i>Resi</i>
<i>pagg</i>	0.331 (0.211)			
<i>kagg</i>		0.889*** (0.342)		
<i>tagg</i>			0.313** (0.147)	
<i>dagg</i>				-0.601* (0.336)
控制变量	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
常数项	2.865 (2.170)	0.953 (1.649)	1.121 (1.764)	2.514 (2.032)
N	390	390	390	390
R ²	0.849	0.853	0.850	0.851

①长三角经济圈包括上海、江苏、浙江、安徽;珠三角经济圈包括广东;环渤海经济圈包括北京、天津、河北、辽宁、山东。

下,非三大经济圈地区经济发展水平、市场基础、基础设施建设等处于相对劣势地位,对制造业韧性的赋能效应较弱。因此,本文以是否位于三大经济圈为划分标准,分样本进行回归,结果如表7列(1)—(2)所示。可以看出,三大经济圈地区的创新要素集聚对制造业韧性的影响系数显著为正,而非三大经济圈地区的估计系数则不显著,表明三大经济圈地区的创新要素集聚对制造业韧性的促进效果明显较强。

3.市场一体化程度异质性

市场需求规模决定着制造业的生产规模与收益潜力,市场需求规模扩张有利于制造业借助规模经济分散风险,增强稳健性。此外,市场一体化还能够为创新要素流动提供便利,加速其集聚与交叉融合,增强制造业韧性。因此,本文选取市场分割指数的倒数开平方根得到市场一体化指数,并以其中位数作为划分标准,分样本进行回归,结果如表7列(3)—(4)所示。可以看出,市场一体化程度较高的地区的创新要素集聚对制造业韧性的促进效果明显强于市场一体化较低的地区。

表7 经济区位和市场一体化程度异质性检验结果

变量	(1) 三大 经济圈	(2) 非三大 经济圈	(3) 市场一体化 程度高	(4) 市场一体化 程度低
<i>Iagg</i>	7.741*** (1.938)	1.940 (1.473)	4.744* (2.557)	2.564 (1.885)
控制变量	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
常数项	8.828* (4.716)	-0.366 (0.993)	-0.166 (3.156)	-0.287 (2.003)
N	130	260	195	195
R ²	0.868	0.801	0.852	0.924

(五)机制分析

表8列(1)—(2)结果显示,创新要素集聚能够显著修正地区资本要素错配、优化劳动力要素配置,为制造业提供充足资金支持和高级人才储备,进而增强制造业韧性,研究假设H2得到验证。表8列(3)结果显示,表明创新要素集聚能够激发地区创新创业活力,促使制造业优化资源配置、培育新发展路径,提升制造业韧性,研究假设H3得到验证。表8列(4)结果显示,创新要素集聚能够促进技能多样性,增加制造业生产收

益,减少因技术变革而带来的失业风险,增强制造业韧性,研究假设H4得到验证。

表8 中介效应检验结果

变量	(1) <i>Kmis</i>	(2) <i>Lmis</i>	(3) <i>IE</i>	(4) <i>Sdiv</i>
<i>Iagg</i>	-0.786** (0.398)	-3.752*** (1.324)	0.250** (0.097)	0.210** (0.104)
控制变量	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
常数项	1.998*** (0.713)	1.721 (2.026)	0.458* (0.236)	0.729*** (0.174)
N	390	390	390	390
R ²	0.904	0.817	0.959	0.226

五、结论与建议

(一)研究结论

以2010—2022年中国30个省(区、市,不含西藏及港澳台)的面板数据为研究对象,构建面板回归模型等实证检验创新要素集聚对制造业韧性的影响及其作用机制。研究发现:(1)创新要素集聚能够显著增强制造业韧性,这一结论经过内生性处理和稳健性检验后依然成立。(2)创新要素集聚对制造业韧性的影响因创新要素类型、经济区位、市场一体化程度的不同而表现出异质性。创新资本集聚和创新能力集聚是增强制造业韧性的关键维度,且创新要素集聚对制造业韧性的赋能效应在三大经济圈、市场一体化程度较高的地区表现得更为明显。(3)创新要素集聚能够通过资源配置、激发创新创业活力以及促进技能多样性进而增强制造业韧性。

(二)对策建议

根据研究结论,为更好发挥创新要素集聚对制造业韧性的赋能作用,本文提出以下对策建议:

第一,优化创新战略布局,推动创新要素高质量集聚,赋能制造业韧性提升。首先,以优化学术科研环境为抓手,完善创新人才保障和激励机制,引导创新人才良性互动,充分发挥其在知识传播中的主体地位。其次,加大对基础研究、应用研究、试验发展的财政支持力度,引导制造业企业针对性地调配创新资本,完善软硬件设备建设,提高市场竞争力。再次,加强科研机构与制造业部门的对接,充分发挥科研机构的基础研究优势,提升地区制造业关键技术的自主研发能力,促进制造业转型升级。最后,加强数字基础设施建设,健全

数据隐私保护机制和市场监管机制,完善数据要素流通和共享机制,充分释放数据资源对传统生产要素的倍增作用,更好地发挥创新数据集聚对制造业韧性的强化作用。

第二,畅通渠道机制,发挥创新要素集聚矫正和强化作用,为增强制造业韧性注入新动能。在优化资源配置方面,各地政府应依据地区实际情况调整户籍准入门槛,合理有序引导劳动力资源优化配置。地方政府应打破行政垄断,确保资本要素流动,以减少制造业企业面临的投融资障碍。在激发创新创业活力方面,各地政府应积极实行税收优惠、财政补贴,营造良好的创新创业环境;各制造业企业应注重培育企业家创新创业精神,建立协同创新系统,促使制造业在发展中实现技术集成,最终实现韧性提升。在促进技能多样性方面,各地应构建包容开放的创新环境,吸纳多元化人才,促使不同技能背景的创新人才形成互动合作的有机整体,增强技能溢出作用。

第三,破除要素流动壁垒,释放创新要素集聚辐射扩散效应,实现制造业韧性协调发展。各地政府应以创新要素集聚为导向,实现从直接经济参与者向市场监管者和公共服务提供者的角色转变,提升市场运行透明度以及制造业企业运营灵活性。政府应破除地域限制和合作障碍,打破区域间的制度性壁垒,推进区域市场一体化,畅通创新要素流动,为创新要素集聚推动制造业韧性发展提供广阔空间。进一步加强区域间与产业间合作共建创新体系,构建多层次知识共享网络,形成有效的创新交流互动机制,促进创新要素对制造业韧性赋能作用的发挥,提高创新要素省际交互作用,形成“1+1>2”的协同创新局面,实现区域制造业的协同发展与韧性提升。◆

参考文献:

- [1]杜家廷,何金凤,张泽义.绿色金融发展提升了我国制造业韧性吗?:基于静态凡登定律视角的研究[J].中国环境管理,2024,16(6):81-92.
- [2]盛三化,董港,田惠敏,等.数字经济、产业链韧性与长江经济带制造业高质量发展[J].区域经济评论,2023(4):66-75.
- [3]杨博旭,王玉荣,李兴光,等.从分散到协同:高新技术产业创新要素集聚发展路径[J].科技管理研究,2020,40(12):142-149.
- [4]王淑英,寇晶晶,卫朝蓉.创新要素集聚对经济高质量发展的影响研究:空间视角下金融发展的调节作用[J].科技管理研究,2021,41(7):23-30.
- [5]刘鑫鑫,韩先锋.人工智能与制造业韧性:内在机制与实证检验[J].经济管理,2023,45(11):48-67.
- [6]李兰冰,刘瑞.生产性服务业集聚与城市制造业韧性[J].财经科学,2021(11):64-79.
- [7]郑涛,杨如雪.高技术制造业的技术创新、产业升级与产业韧性[J].技术经济,2022,41(2):1-14.
- [8]涂磊,王建新.数字化转型、创新要素集聚与制造业生产率[J].工程管理科技前沿,2024,43(5):76-82.
- [9]王朝阳.企业ESG评级对制造业供应链韧性的影响研究[J].统计理论与实践,2025(5):59-70.
- [10]卓乘风,艾麦提江·阿布都哈力克,白洋,等.创新要素集聚对区域创新绩效的非线性边际效应演化分析[J].统计与信息论坛,2017,32(10):84-90.
- [11]王阳,郭俊华.创新集聚对工业绿色转型的影响[J].商业研究,2024,67(2):1-12.
- [12]郑玉.人力资本集聚对产业链现代化的影响机理探究:兼论人才政策的调节效应[J].地理研究,2025,44(1):129-148.
- [13]陈琦,欧阳晓.市场规模、创新要素集聚与后发大国创新能力提升[J].湖南师范大学社会科学学报,2022,51(6):32-42.
- [14]张朝华,徐鹏杰.数据要素集聚能提升城市经济韧性吗:来自大数据综合试验区建设的经验证据[J].宏观经济研究,2024(6):59-76.
- [15]刘天明,陈梁,魏晓敏.数据要素集聚对科技创新的影响研究:基于大数据综合试验区的准自然实验[J].上海财经大学学报,2023,25(5):107-121.
- [16]喻美辞,孔瑞.内需规模、内需结构与企业出口产品质量[J].财贸研究,2024,35(8):42-56.
- [17]崔祥民,柴晨星.创新人才集聚对经济高质量发展的影响效应研究:基于长三角41个城市面板数据的实证分析[J].软科学,2022,36(6):106-114.
- [18]BISHOP P. Knowledge diversity and entrepreneurship following an economic crisis: an empirical study of regional resilience in Great Britain [J]. Entrepreneurship & Regional Development, 2019, 31(5-6):496-515.
- [19]李治国,李兆哲,孔维嘉.创新要素集聚与城市间均衡发展:“一城独大”还是“携城发展”[J].产业经济研究,2024(3):88-100.
- [20]张司飞,王琦.资源型产业集聚、要素扭曲配置与技术创新[J].工业技术经济,2020,39(6):29-37.
- [21]Chen J Y, Chen Y F. The impact of digitalization on the efficiency of innovation factor allocation: from the perspective of factor flow [J]. Applied Economics, 2025, 57(27):3709-3725.
- [22]李后建,刘培森.人力资本结构多样性对企业创新的影响研究[J].科学学研究,2018,36(9):1694-1707.
- [23]HAGEDOORN J, CLOOT M. Measuring innovative performance: is there an advantage in using multiple indicators? [J]. Research policy, 2003, 32(8):1365-1379.
- [24]CAINELLI G. Spatial agglomeration, technological innovations, and firm productivity: Evidence from Italian industrial districts

- [J]. Growth and Change, 2008, 39(3): 414-435.
- [25] 罗润东. 当代技术进步对劳动力就业的影响[J]. 经济社会体制比较, 2006(4): 64-70.
- [26] 陈俊杰, 钟昌标. 高级人力资本跨省流动、要素多样化集聚与城市技术创新[J]. 江西社会科学, 2020, 40(11): 70-79+254.
- [27] 柴正猛, 邓雨田, 韩先锋. 绿色金融增强制造业韧性的机理及效应研究[J]. 中南大学学报(社会科学版), 2024, 30(2): 114-130.
- [28] 白俊红, 刘宇英. 对外直接投资能否改善中国的资源错配[J]. 中国工业经济, 2018(1): 60-78.
- [29] ZHANG C. Skill diversity of cities and entrepreneurship [J]. Regional studies, 2020, 54(3): 403-414.

The Mechanisms and Effect of Agglomeration of Innovative Elements Empowering Manufacturing Resilience

Xing Hui, Cao Xiaojing, Zhang Jin, Yao Wenjing

Abstract: The agglomeration of innovation elements is a crucial means of enhancing the resilience of the manufacturing industries and attaining high-quality economic development. Using the panel data of 30 provinces in China from 2010 to 2022(excluding Hong Kong, Macao, Taiwan and Tibet), this study integrates theoretical analysis with empirical testing to examine the impact of the agglomeration of innovative elements on manufacturing resilience and its underlying mechanisms. The findings reveal that the agglomeration of innovative elements significantly enhances manufacturing resilience, exhibiting a threshold effect. Specifically, the agglomeration of innovative capital and technology serves as a key driver of resilience improvement. This positive effect is more pronounced in China's three major economic regions and areas with higher market integration. Furthermore, resource optimization, entrepreneurial and innovative vitality, and skill diversity are identified as critical transmission mechanisms through which the agglomeration of innovative elements empowers manufacturing resilience. Based on these findings, policymakers should optimize innovation strategies, remove barriers to factor mobility, improve market mechanisms, and implement region-specific development policies to bolster manufacturing resilience.

Key words: Innovative Elements Agglomeration; Manufacturing Resilience; Resource Allocation; Innovation and Entrepreneurship; Skill Diversity

(责任编辑:新月)

数字经济促进黄河流域产业联动的 机制研究

——基于产业专业化和多样化视角

张永恒¹ 邢梦凯¹ 沈洁²

(1.河南理工大学 财经学院,河南 焦作 454000;2.焦作大学 经济管理学院,河南 焦作 454000)

摘要:搭建数字经济、产业集聚模式与区域产业联动的分析框架,基于2011—2022年黄河流域72个城市的平衡面板数据,利用引力模型、社会网络分析等方法测算黄河流域城市间19个产业的联动水平,并检验相关机理。研究发现:(1)数字经济能够有效促进黄河流域城市之间的产业联动,该结论经过一系列内生性和稳健性检验后仍然成立;(2)产业专业化集聚、多样化集聚是数字经济推动产业联动发展的重要路径;(3)数字经济推动产业联动发展的集聚模式受到经济规模和技术效率的调节,经济规模越小、技术效率越低的城市越倾向通过产业专业化实现联动发展;(4)数字经济的“雪中送炭”效应强于“锦上添花”效应,且资源型城市更倾向通过产业专业化参与区域联动。

关键词:黄河流域;数字经济;产业联动;产业专业化;产业多样化

中图分类号:F49

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2025)10-0026-09

DOI:10.13999/j.cnki.tjlysj.2025.10.003

一、引言

产业联动是区域协调发展的关键环节,是推动我国形成优势互补、高质量发展的区域经济布局的重要内容。《黄河流域生态保护和高质量发展规划纲要》指出:“受地理条件等制约,沿黄各省区经济联系度历来不高,区域分工协作意识不强,高效协同发展机制尚不完善。”因此,明确黄河流域各城市的比较优势,推动城市间的产业联动,是推动落实黄河流域生态保护和高质量发展战略的关键路径,是推进区域协调发展的重要支撑。与此同时,数字技术主导的新经济范式能够打破时空限制,通过赋能、连接和共享等功能,重塑产业发展优势,为推动区域产业联动、实现协调发展提供了技术支持。

关于区域产业联动已有丰富的研究成果,学界主要从产业联动的概念、主体、驱动力、效应等方面开展研究^[1]。

Dunford(2017)^[2]认为,区域经济发展应该基于上下游产业链关系和投资关系,构建空间上的产业分工体系。刘钊和马军海(2008)^[3]提出产业联动是以产业联系为基础,以市场机制为主导,借助行政政策推力,产业间形成互利双赢、良性互动的松散网络结构。赵晓斐(2024)^[4]认为产业联动的理想模式是各地区的产业充分发挥比较优势参与生产分工,通过区域产业一体化构建全国统一大市场。盛新宇(2024)^[5]认为区域产业联动的表现是区域产业分工合作,并从优势联动和优势互补视角提出分工合作的路径和基础。基于对区际产业联动的认识,已有研究利用区际产业结构差异^[6]、投入产出表和复杂网络^[7]等方法,从省域和地市等层面进行了量化研究。

随着数字经济的发展,新一代信息技术给制造业、生产性服务业的空间布局带来颠覆性改变。寇雪等

基金项目:国家社会科学基金一般项目“数智变革下区域产业体系优势互补的机理与路径研究”(25BJY045);教育部人文社会科学规划项目“沿黄城市群产业联动发展的数字赋能机理与推进策略研究”(23YJA790105);河南省科技厅软科学一般项目“数字经济赋能河南新质生产力发展的机理与路径研究”(252400411292)。

作者简介:张永恒,男,博士,副教授,研究方向为数字经济与高质量发展;邢梦凯,男,硕士研究生,研究方向为区域经济;沈洁,女,硕士,副教授,研究方向为区域经济。

(2023)^[8]研究发现,数字经济能改变资源配置方式,对产业集聚形态产生影响,并重塑经济格局。姚常成和宋冬林(2023)^[9]认为数字技术有利于提升城际产业关联水平,两者相互作用能够促进区域产业均衡发展。当然,数字经济对产业空间分工的影响并非单调变化。叶堂林和王雪莹(2023)^[10]发现,当一个地区经济落后时,数字经济会加剧产业集聚,导致发展不平衡,经济发展到一定水平后才会推动区域产业均衡发展。周剑和刘宇浩(2023)^[11]发现数字经济对制造业和生产性服务业空间分布的影响取决于两种相反力量的大小,但总体呈现从协同集聚向分离式集聚转变的趋势。

学界就黄河流域的产业联系与协调问题也展开了深入讨论。李梦程等(2021)^[12]利用社会网络分析法从流域尺度研究黄河流域的城市空间联系,发现全流域的联动效应较弱,越靠近下游,联系网络越密集。胡述聚和苗长虹(2024)^[13]基于企业投资联系数据和指数随机图模型,研究黄河流域城市网络的结构演化问题,发现黄河流域的投资联系主要在省区内相邻城市之间,省区间联系较弱,且流域整体网络框架尚未形成。对于黄河流域城市之间联动不足的问题,学者从建立分工协作体系^[14]、构建黄河流域空间治理体系^[15]等视角提出了对策建议。

综上,现有对数字经济深化区域分工、推动产业联动的研究已较为丰富,但关于数字经济和区域产业联动的理论分析仍有待深化。同时,尽管一些研究评价了黄河流域城市产业的网络结构,但对数字变革产生的影响仍研究较少。基于此,本文把数字经济、产业集聚模式与区域产业联动纳入统一分析框架,研究数字经济推动黄河流域城市产业联动的效应、模式和调节因素等。这有助于充分释放数字经济红利、优化区域产业分工体系,为黄河流域培育经济增长新动能提供借鉴。

二、理论分析与研究假设

本文把数字经济、产业集聚模式与区域产业联动纳入统一分析框架,三者的总体关系如图1。

(一)数字经济促进产业联动发展的直接机制

首先,数据要素依靠其信息属性,奠定区域产业联动基础。区域产业联动的微观基础是要素联动,尤其是主导要素之间的联动协调。农业和工业经济下,土地和资本是主导要素,是协调配置其他要素的关键。数字经济下,数据成为主导要素,通过数据的流通共享

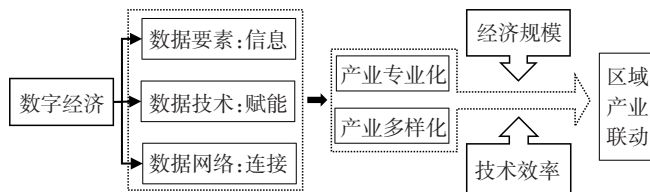


图1 数字经济、产业集聚模式与区域产业联动的分析框架

消除信息壁垒。企业可以依靠大数据技术,分析市场需求、产业链供应链状况、消费者行为等,精准对接市场供求,促进上中下游产业的无缝对接与合作。围绕数据要素化、资源化、资本化过程,吸引不同区域政产学研用等多方主体的积极参与,开展深度合作,形成协同创新体系,为传统产业转型、跨区域协作、培育新质生产力提供了可能。

其次,数字技术通过赋能改造,创新区域产业联动场景。在新一代数字技术支持下,要素的经济属性、空间属性都会变化,把非经济要素转换成经济要素,把区域要素转换成非区域要素,并通过价值创造为区域产业联动营造合作空间和场景。从经济属性看,数字技术能够对要素有用性产生重要影响。区块链技术的可追溯、不易篡改等特性,能强化信用体系,为传统产业创造价值空间^[16]。如数字化养殖能够使消费者信任商品信息,愿意为此付出更多价值。从区域属性看,数字技术能帮助市场主体突破时空限制,实现跨区域发展;生产要素能实现跨区域使用,优化配置效率,形成新的经营业态和生产模式。

最后,数字网络通过平台搭建,提升区域产业联动效能。数字网络作为依托云、网、端的新型基础设施,促使处于不同区域、不同产业、产业链不同环节的市场主体高效互动,获取收益^[17]。数字网络平台作为一种特殊资本,依托互联网可以实现对市场偶发价值的即时抓取,增强区域产业资本的协作,克服传统线性生产或“生产—消费”活动的时间继发性、空间连续性问题^[18]。数字平台能够把海量数据、信息资源快速、低成本地向相邻地区的相关产业传播,加速产业的跨区域融合进程。同时,数字平台的共享属性能强化区际关联,通过新业态、新模式实现产业联动发展。

综上,提出如下假设:

H1:数字经济能够促进区域产业联动发展。

(二)数字经济促进产业联动发展的间接机制

区域产业联动就是要把产业转移建立在比较优势基础上,包括产业垂直联动、水平联动和分工联动等^[19]。

区域产业联动可以基于单一产业的互补性形成联动,也可通过发展多产业,从产业链供应链环节的接续性上产生联动。前者表现为区域产业体系的专业化集聚,后者呈现为多样化集聚,两者都是数字经济推动区域产业联动的重要路径。

1. 产业专业化集聚

产业专业化集聚又称MAR集聚,是指相同或相近产业在一定区域范围内形成的集聚现象。它能够通过匹配效应、规模效应、集聚效应等提升单一城市的创新水平、生产能力,为参与区域联动创造条件。同时,也促使不同城市杜绝割裂化、同质化的竞争关系,通过维持区域产业结构的完整性,优化网络关系,利用城市产业的错位发展和功能互补等实现区域的产业联动。

当城市依托产业专业化推动区域联动发展时,数字经济的推进领域也非常集中。从区域内部看,可以使有限的数字资源向优势产业、优势企业和优势产品集中,破解“卡脖子”问题,从而把比较优势转换成竞争优势,通过强化核心竞争力增加产业在整个区域产业网络的中心性;从区域外部看,数字经济的网络特征能够快速汇集利于自身产业专业化的资本、人才等要素资源,强化与外界的联系,同时也能通过拓展市场,从需求角度强化产业专业化集聚的成效。

综上,提出如下假设:

H2:数字经济能够通过产业专业化集聚促进区域产业联动。

2. 产业多样化集聚

产业多样化集聚又称Jacobs集聚,是指不同行业领域的产业在一定空间范围形成的集聚现象。表面看,如果一个区域实现产业多样化发展,似乎会弱化与其他区域的联系,现实看,没有任何城市能够脱离其他城市而单独存在。在区域分工转向产业内分工、产品内分工为主的当下,经济体量、产业门类更多的城市之间联系更强^[20]。至于单个城市的产业多样化集聚为何会促进整个区域的产业联动,一是从资源禀赋上,单个城市可能因生产资源有限和技术水平限制,需要获取外界支持,通过全方位开放,为多样化发展提供支撑。二是从自身能力上,产业多样化集聚会利用不同产业的互补协同提升整体竞争力,形成虹吸效应、溢出效应,强化城市间产业联动水平。三是从分工类型上,产业内分工、产品内分工围绕产品生产的不同环节进行,产业多样化能够通过强化单一城市在产业链上的

优势,实现与其他城市在不同环节上的协同。

城市注重通过多样化参与区域联动时,数字经济不仅能够基于网络效应、创新效应等强化产业竞争优势,还能依托其强渗透、广覆盖的特征,推动多产业、多环节快速发展,即便是小众市场,数字经济也能以长尾效应为产业多样化创造可能。

综上,提出如下假设:

H3:数字经济能够通过产业多样化集聚促进区域产业联动。

3. 作用路径的调节因素

产业经济学的适度规模理论认为,地区产业专业化的最佳规模以及所能承载的产业多元化程度,取决于技术效率、经济规模,即在适度规模内,技术效率、经济规模的提升有助于数字经济通过专业化集聚推动区域产业联动。一旦超出适度规模,多样化集聚将成为占优选择。当然在现实层面,适度规模不易把握,各级地方政府会在获取专业化带来的市场规模、生产率收益后,基于传统产业利润小、转型难的考量,更加倾向培育新兴产业,布局未来发展。地方政府会为了政绩,倾向开辟新的产业赛道,推动多样化集聚。因此产业专业化集聚达到适度规模之前,技术效率和经济规模偏低时,盲目追求多样化发展可能导致两种结果:一是产业专业化水平过低,难以形成竞争优势,从而弱化城市在整个区域中的地位;二是多样化产业体系无法产生共聚效应,浪费大量资源,造成重复建设。

因此,提出如下假设:

H4:数字经济推动区域产业联动的集聚模式会受技术效率、经济规模影响。技术效率、经济规模增强,通过产业专业化集聚促进产业联动的效应会降低。

三、研究设计

(一) 模型设定

为考察数字经济对黄河流域产业联动的促进效应,构建双向固定效应模型如下:

$$Cen_{it} = \beta_0 + \beta_1 Dig_{it} + \gamma Controls_{it} + \delta_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)中, i 代表城市, t 代表年份, Cen_{it} 代表 i 城市在 t 年的区域产业联动水平, Dig_{it} 代表数字经济水平, $Controls_{it}$ 是控制变量集合, β_0 代表常数项, β_1 和 γ 分别代表核心解释变量和控制变量的估计系数, δ_i 和 μ_t 分别表示城市和年份固定效应, ε_{it} 表示随机扰动项。

(二) 变量说明

1. 被解释变量:产业联动水平(Cen)

基于区域产业联动的网络特征,选择农林牧副渔

业,采矿业,制造业,电力、燃气及水的生产和供应业,信息传输、计算机服务与软件业等19个细分产业的数据,采用社会网络方法分析黄河流域的产业联动水平。具体步骤如下:

首先,利用引力模型测度两城市间的产业联动水平:

$$R_{ij}=k_{ij}(C_{ij})^{\frac{\sqrt{P_i G_i} \times \sqrt{P_j G_j}}{D_{ij}^2}} \quad (2)$$

$$k_{ij}=\frac{G_i}{G_i+G_j} \quad (3)$$

$$C_{ij}=\sum_{s=1}^n |f_{is}-f_{js}| \quad (4)$$

其中, R_{ij} 表示城市*i*对城市*j*在*t*年的产业联动水平; D_{ij} 为城市*i*和城市*j*的距离,考虑到地理空间距离和经济距离对产业联动网络的综合影响,这里以城市间经济地理距离表示; P_i 、 G_i 分别表示城市*i*的总人数和地区生产总值; k_{ij} 为权重系数; C_{ij} 表示两城市的克鲁格曼系数; f_{is} 、 f_{js} 分别为*i*、*j*两城市*s*产业的比重; n 为产业总数。据此可得到两城市间的产业空间关联矩阵,进一步把关联矩阵每行的平均值作为临界值,若矩阵元素大于临界值,赋值1,说明两城市存在产业关联,否则赋值0。

其次,用上述产业联动水平计算各城市节点的度数中心性。度数中心性表示节点城市在产业联动网络中的总体连接数,该指标越大表明该地区与其他地区的产业联动强度越高,自身地位、控制力就越强。计算公式为:

$$Cen_i=\frac{L_{ii}}{N-1} \quad (5)$$

其中, Cen_i 为城市*i*在*t*年产业联动水平的度数中心性,即模型(1)中的被解释变量; L_{ii} 为城市*i*在*t*年与其他城市的产业联动关系数; N 为节点总数。

2.解释变量:数字经济水平(Dig)

衡量数字经济水平的方法十分丰富,包括多维指标体系和单一指标,为减少统计方式及数据来源相近可能产生的内生性问题,参考黎新伍(2022)^[21]的研究,采用R语言爬取2011—2022年相关城市百度指数中“数字化”“数字经济”等和数字化转型相关的词语,计算其出现的年均数量,以此作为衡量黄河流域城市数字经济水平的代理变量。

3.控制变量

参考已有研究,选取以下可能影响城市产业联动发展的因素作为控制变量:①产业结构(*Stru*),采用第三产业与第二产业增加值之比衡量。②政府调控强度(*Gov*),采用财政支出与财政收入之比衡量。③人口密度(*Pop*),采用单位面积人口数的对数衡量。④金融发展水平(*Fin*),采用涵盖银行、保险、证券、数字金融四个维度的指标,并用熵权法予以综合。其中,用人均存贷款余额衡量银行业情况,用人均业务保费收入衡量保险业情况,用人均上市公司市值衡量证券业情况,用北京大学发布的数字普惠金融指数衡量数字金融情况。⑤市场规模(*Con*),采用社会消费品零售总额的对数衡量。

各变量的描述性统计见表1。

表1 变量的描述性统计

变量分类	变量符号	变量名称	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	<i>Cen</i>	产业联动水平	864	4.1826	1.6333	0.5634	8.8732
解释变量	<i>Dig</i>	数字经济水平	864	23.7227	43.2173	0.0000	312.5479
控制变量	<i>Stru</i>	产业结构	864	0.9580	0.4502	0.2044	3.5244
	<i>Gov</i>	政府调控强度	864	0.9006	0.4998	0.0508	2.6262
	<i>Pop</i>	人口密度	864	-3.3669	0.9916	-6.3464	-1.9377
	<i>Fin</i>	金融发展水平	864	0.2391	0.1722	0.0007	0.9761
	<i>Con</i>	市场规模	864	15.6941	0.9578	12.5123	17.9058

(三)数据来源

本文选取2011—2022年黄河流域72个城市的平衡面板数据作为研究对象。数字经济、数字金融的来源上文已经说明,其他变量数据来自相关年份的《中国城市统计年鉴》、相关省份或城市的统计年鉴、国泰安数据库等,个别缺失数据采用线性插值法补齐。

四、实证分析

(一)基准回归

表2为基准回归结果。列(1)未加入控制变量,列(2)控制城市固定效应、年份固定效应,列(3)在列(2)基础上控制了省份固定效应。结果显示,数字经济水平(*Dig*)的系数分别为0.0029、0.0050、0.0047,且均在

1%水平上显著,说明数字经济能够促进黄河流域的产业联动发展,假设H1得证。

表2 基准回归结果

变量	(1) <i>Cen</i>	(2) <i>Cen</i>	(3) <i>Cen</i>
<i>Dig</i>	0.0029*** (0.0010)	0.0050*** (0.0012)	0.0047*** (0.0012)
<i>Fin</i>		-1.5107** (0.6041)	-1.2021* (0.6262)
<i>Stru</i>		-0.5228*** (0.1045)	-0.5182*** (0.1057)
<i>Con</i>		0.8526*** (0.2427)	0.8680*** (0.3192)
<i>Gov</i>		-0.4706** (0.2139)	-0.4462** (0.2182)
<i>peo</i>		0.9032 (0.7757)	0.5854 (0.7917)
城市固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
省份固定效应	否	否	是
常数项	4.1145*** (0.0336)	-4.9910 (4.7346)	-6.3579 (5.7819)
N	864	864	780
R ²	0.874	0.889	0.890

注: *、**、***分别代表在10%、5%、1%的水平上显著,括号内是稳健标准误。表3、表5、表6、表7、表8表9同。

(二)稳健性检验

为检验基准回归的稳健性,采用以下三种方法进行稳健性检验:第一,替换被解释变量。采用社会网络分析法得到接近中心性指数(*Clo*),用其替换度数中心性指数,作为对区域产业联动水平的度量。接近中心性的计算公式是 $Clo=\sum_{j=1}^n d_{ij}/(N-1)$,其中 d_{ij} 是城市*i*和*j*之间的最短距离。第二,替换解释变量。北京大学发布的数字普惠金融指数包括覆盖广度、覆盖深度、数字化程度三个维度,这里选取数字化程度衡量城市数字化水平。第三,排除极端值。对所有变量分别在1%和99%分位处缩尾后再估计,以减少特殊时间及城市异常值的干扰。稳健性检验的结果见表3,可以发现,数字经济对黄河流域产业联动的影响系数均为正,且至少在5%的水平上显著,说明基准回归的结论是稳健的。

(三)内生性检验

数字经济、产业联动水平分别衡量虚拟空间、实体

表3 稳健性检验结果

变量	(1) 替换被解释变量	(2) 替换解释变量	(3) 排除极端值
<i>Dig</i>	0.0210*** (0.0060)	0.0027** (0.0011)	0.0049*** (0.0013)
控制变量	是	是	是
城市固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
常数项	10.7498 (21.3682)	-4.2903 (4.5971)	-4.2570 (4.6459)
N	864	864	864
R ²	0.911	0.888	0.889

空间的连接情况,可能存在相互强化、互为因果的关系。为克服内生性问题,采用以下两种方法进行检验:一是借鉴张坤鑫(2024)^[22]的做法,用解释变量的滞后一期进行回归;二是参考黄群慧等(2019)^[23]的研究,用1984年各地级市邮局数(和城市个体变化相关)、当年互联网宽带端口数(和时间变化相关)构建交乘项(*YjsKds*),以此作为数字经济水平的工具变量。

表4第(1)列是采用解释变量滞后一期的回归结果,数字经济的系数为0.0050,在1%的水平上显著。表4第(2)、(3)列分别是工具变量法两个阶段的回归

表4 内生性检验结果

变量	(1)	(2)	
	解释变量 滞后一期	工具变量法	
	<i>Cen</i>	第一阶段 <i>Dig</i>	第二阶段 <i>Cen</i>
<i>Dig</i>			0.0157** (0.0062)
<i>L.Dig</i>	0.0050*** (0.0012)		
<i>YjsKds</i>		0.0011*** (0.0002)	
控制变量	是	是	是
城市固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
N	792	864	864
R ²	0.887	0.846	0.868
Kleibergen-Paap rk LM statistic			24.393***
Cragg-Donald Wald F statistic			38.252 [30.600]

注:括号内为在10%的显著性水平上Stock-Yogo弱工具变量识别F检验的临界值。

结果,其中,工具变量($YjsKds$)的系数在1%的水平上显著为正,符合预期。Kleibergen-Paap rk LM 统计量在1%的水平上显著,Cragg-Donald Wald F 统计量大于 Stock-Yogo 弱工具变量识别 F 检验在10%水平上的临界值,说明工具变量满足可识别性检验且不存在弱工具变量问题。第二阶段中数字经济的系数值为0.0157,在5%的水平上显著。两种方法均表明数字经济能对黄河流域的产业联动产生显著的促进效应。

(四)中介机制检验

产业专业化集聚、多样化集聚是数字经济推动黄河流域产业联动的重要机制。借鉴江艇(2022)^[24]对因果推断关系的论证,构建模型如下:

$$M_{it} = \beta_0 + \beta_1 Dig_{it} + \gamma Controls_{it} + \delta_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

其中, M_{it} 是中介变量,包括产业专业化集聚(Spe)、产业多样化集聚(Div),其余变量含义和式(1)一致。

产业专业化集聚水平采用 Krugman 专业化指数衡量,具体公式为:

$$Spe_{it} = \sum_{j=1}^n \left| \frac{E_{ijt}}{\sum_{j=1}^n E_{ijt}} - \frac{\sum_{i=1}^m E_{ijt}}{\sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^n E_{ijt}} \right| \quad (7)$$

其中, Spe_{it} 是城市 i 在 t 年的产业专业化集聚水平, E_{ijt} 是城市 i 产业 j 在 t 年的从业人数, n 是产业门类数, m 是城市数量。

产业多样化集聚水平,采用改进的赫芬达尔指数衡量,具体公式为:

$$Div_{it} = \frac{1}{\sum_{j=1, i \neq j}^n [E_{ijt} / (E_{it} - E_{ijt})]^2} \quad (8)$$

其中, Div_{it} 是城市 i 在 t 年的产业多样化水平, E_{ijt} 是城市 i 产业 j 在 t 年的从业人数, n 是产业门类数。

表5第(1)、(2)列分别是产业专业化集聚、产业多样化集聚作为中介变量的回归结果。可以发现,数字经济的系数在第(1)列中是0.0006,在第(2)列中是0.0058,均在1%的水平上显著,表明产业专业化集聚、产业多样化集聚都是数字经济促进黄河流域产业联动的重要路径,假设H2、假设H3得证。

(五)调节效应检验

在中介机制检验模型的基础上分别加入经济规模、技术效率及其和数字经济的交乘项后进行回归,以检验两者对不同产业集聚模式的调节效应。采用人均GDP度量经济规模($PGDP$),并参考袁淳等(2021)^[25]的方法,如果城市人均GDP高于样本中位数,则构建的虚拟变量 H_pgdp 取值为1,否则为0,然后将 H_pgdp 及其与数字经济的交乘项 $Dig \times H_pgdp$ 加

表5 中介机制检验结果

变量	(1) <i>Spe</i>	2 <i>Div</i>
<i>Dig</i>	0.0006*** (0.0001)	0.0058*** (0.0015)
控制变量	是	是
城市固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
常数项	0.7015** (0.3450)	-8.4542** (3.5890)
N	864	864
R ²	0.756	0.877

入模型(2)。采用索洛余值法测算技术效率(TFP),并按 TFP 的中位数进行分组。计算 TFP 的具体步骤是先估计产出弹性,然后根据估算的资本产出弹性,采用索洛余值法得到各城市历年 TFP 的平均增长率,计算公式为 $\ln A_{it} = \ln PGDP_{it} - \alpha_i \times \ln k_{it}$ 。其中, $\ln PGDP_{it}$ 是各城市地区生产总值的对数, $\ln k_{it}$ 是资本存量的对数, α_i 是资本产出弹性。与前述方法类似,如果城市 TFP 高于样本中位数,则构建的虚拟变量 H_tfp 取值为1,否则为0,然后将 H_tfp 及其与数字经济的交乘项 $Dig \times H_tfp$ 加入模型(2)。

经济规模和技术效率对产业专业化集聚发挥的调节作用见表6第(1)、(2)列,对产业多样化集聚发挥的调节作用见表6第(3)、(4)列。可以发现,对于产业专

表6 调节效应检验结果

变量	(1) <i>Spe</i>	(2) <i>Spe</i>	(3) <i>Div</i>	(4) <i>Div</i>
<i>Dig</i>	0.0014*** (0.0002)	0.0013*** (0.0003)	-0.0025 (0.0027)	0.0030 (0.0027)
<i>Dig</i> × <i>H_pgdp</i>	-0.0008*** (0.0002)		0.0087*** (0.0023)	
<i>H_pgdp</i>	0.0305*** (0.0112)		0.0445 (0.1122)	
<i>Dig</i> × <i>H_tfp</i>		-0.0007*** (0.0002)		0.0028 (0.0024)
<i>H_tfp</i>		0.0254** (0.0110)		-0.0704 (0.1057)
控制变量	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
N	864	864	864	864
R ²	0.760	0.759	0.879	0.877

业化集聚来说, $Dig \times H_pgdp$ 的系数在1%的水平上显著为负,说明经济规模越大,数字经济促进产业专业化集聚的作用越低,与预期一致; $Dig \times H_tfp$ 的系数在1%的水平上显著为负,说明技术效率越高,数字经济促进城市产业专业化集聚的作用越低,与预期一致。至此,假设H4得证。

对于产业多样化集聚来说,交乘项 $Dig \times H_pgdp$ 的系数在1%的水平上显著为正,表明城市规模越大,数字经济促进区域产业多样化集聚的作用效果越好。交乘项 $Dig \times H_tfp$ 的系数也为正,但并不显著,表明从效率角度看,数字经济对促进产业多样化集聚的调节效应并不明显,原因可能是生产率的变化不如经济规模直观,故在选择产业分工体系时考虑较少。

上述结果说明,对于大城市来说,数字经济通过促进本地产业多样化集聚,更有助于推动区域产业联动发展,对小城市、欠发达城市来说,数字经济通过促进本地产业专业化集聚,更有助于推动区域产业联动发展。

(六)异质性分析

1.城市区位异质性

黄河流域发展问题的根子在流域,所以黄河流域的产业联动需要从全流域视角考虑。参照李小建等(2020)^[26]的研究,把位于青海、甘肃、宁夏、内蒙古的所有城市划为上游;把位于陕西、山西的城市和河南的三门峡、焦作、洛阳划为中游;其余城市划为下游。估计结果见表7(1)—(3)列,可以看出,数字经济对黄河流域不同区段城市产业联动的影响存在差异。具体而言,上游、下游的影响系数为正,且都在1%的水平上显著,中游的影响系数为负,但并不显著,呈现“上游>下游>中游”的特征。计算可知,产业联动度数中心性指数的平均值由高到低分别是中游(4.485)、下游(4.435)、上游(3.158),中游的产业联动水平最高,而已有研究发现数字经济更倾向“雪中送炭”(张泽楚和李巍,2024;王海杰等,2023)^[27-28],所以对产业联动水平最高地区的影响可能不够明显。

2.城市等级异质性

城市等级会影响要素的流向、规模,影响区域产业联动发展。把省会城市、副省级城市划为中心城市,其余划为外围城市,据此检验城市等级的异质性。表8第(1)、(2)列分别是中心城市、外围城市的回归结果,可以看出,数字经济对促进黄河流域外围城市产业联动的影响系数为正,且在5%的水平上显著;对中心城

表7 城市区位异质性检验结果

变量	(1) 上游	(2) 中游	(3) 下游
Dig	0.0126*** (0.0030)	-0.0025 (0.0020)	0.0058*** (0.0011)
控制变量	是	是	是
城市固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
常数项	-32.2990*** (11.0050)	13.5381* (7.3167)	-11.0412*** (4.0647)
N	180	240	444
R ²	0.843	0.907	0.923

表8 城市等级和类型的异质性检验结果

变量	(1) 中心城市	(2) 外围城市	(3) 资源型城市	(4) 非资源型城市
Dig	0.0018 (0.0030)	0.0054** (0.0021)	0.005** (0.0024)	0.0030** (0.0015)
控制变量	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
常数项	-10.7744 (15.7843)	0.2439 (5.0530)	13.3187*** (4.4720)	-26.9188*** (4.6001)
N	108	756	456	408
R ²	0.870	0.899	0.912	0.886

市的影响尽管为正,但并不显著。原因可能和上述区位异质性一致,中心城市产业联动水平的度数中心性指数是4.334,高于外围城市(4.161),再次验证数字经济的“雪中送炭效应”强于“锦上添花效应”。

3.城市类型异质性

不同类型城市的产业集聚模式不同,从而导致数字经济推动产业联动发展的强度、路径存在差异。根据国务院发布的《全国资源型城市可持续发展规划(2013-2020年)》,把研究范围内的城市划分为资源型城市、非资源型城市,分别进行回归,结果见表8第(3)、(4)列。可以看出,无论是资源型城市还是非资源型城市,数字经济对城市产业联动的影响都在5%的水平上显著为正,且对资源型城市的影响更大。考虑到资源型城市相对非资源型城市的产业结构更加单一,为检验两类城市参与产业联动的集聚模式差异,再次基于模型(2)进行回归,结果见表9。可以发现,对资源型城市,数字经济通过产业专业化集聚实现联动发展,而非资源型城市则通过产业多元化集聚实现联动发展。这说明资源型城市普遍面临产业结构单一化问

题,在转型过程中更易受惯性思维束缚,产生路径依赖效应,而非资源型城市因缺乏既有产业框架的约束,产业发展的路径创造效应更加明显。

表9 资源型城市和非资源型城市产业联动的集聚模式

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	资源型城市		非资源型城市	
	Spe	Div	Spe	Div
Dig	0.0023*** (0.0003)	-0.0029 (0.0034)	0.0001 (0.0001)	0.0093*** (0.0016)
控制变量	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
常数项	0.0819 (0.5419)	-4.8243 (5.3717)	0.1845 (0.5046)	-4.4214 (5.3392)
N	456	456	408	408
R ²	0.798	0.829	0.715	0.914

五、结论与建议

(一)研究结论

利用2011—2022年黄河流域72个城市的面板数据,研究数字经济与产业联动的关系,得到以下结论:(1)数字经济能够通过产业专业化集聚和多样化集聚,助力黄河流域产业联动发展;(2)产业集聚模式会受城市经济规模和技术效率的影响,经济规模、技术效率越强的城市,数字经济通过产业专业化集聚推动城市产业联动的作用越弱;(3)在产业联动水平低、产业结构单一的地区,数字经济促进城市之间产业联动的效应更强。

(二)对策建议

基于研究结论,为更好推动黄河流域的产业联动发展,提出以下对策建议:

第一,政策层面,政府应当出台精准的产业政策,引导黄河流域各城市强化自身优势,提升产业联动强度。黄河流域以中小城市为主,经济规模小,技术效率偏低且产业结构单一,各地应注重强化优势产业集聚度。例如,甘肃、宁夏地区的城市要凭借自身资源禀赋并通过政策引导,鼓励投资和技术创新,集中发展特色农业、新能源产业等,强化产业竞争力。同时,要完善产业联盟、合作机制,打破行政分割,促进城市在技术研发、生产协作、市场拓展等方面的交流,提升优势互补水平。

第二,技术层面,要加快数字技术创新,鼓励企业加大研发力度,赋能传统产业转型升级,提升产业联动

水平。要充分利用数字经济的信息、赋能、连接属性,发挥乘数效应,通过建设数字创新平台或培育引进数字经济领军企业等方式,提升黄河流域整体的数字竞争力。加强数字基础设施建设,尤其是工业互联网、物联网等,在此基础上通过数据资源的开放共享,打破“数据孤岛”,促进数据要素的自由流动。推动传统产业和数字技术的深度融合,充分挖掘数字技术在企业运营中的应用场景,优化生产流程。

第三,产业层面,要巩固传统产业发展,培育新兴产业和未来产业,通过多样化发展拓宽产业联动范围。要鼓励各城市基于产业基础和比较优势布局发展新兴产业,如黄河流域上游城市可以依托丰富的太阳能、风能资源大力发展新能源产业、储能产业;中游城市可以通过推动传统产业数字化转型,培育智能制造、工业互联网等新业态;下游城市可以利用科研、人才优势,布局发展生物医药、新材料等高科技产业。◆

参考文献:

- [1]高伟,聂锐,张燧,等.区际产业联动的研究进展及展望[J].中国软科学,2011(5):83-93.
- [2]DUNFORD M.Spatial divisions of labour: Social structures and the geography of production [J].Regional Studies, 2017, 51(6), 973-976.
- [3]刘钊,马军海.产业联动网络及其形成演进机制研究[J].国家行政学院学报,2008(6):104-107.
- [4]赵晓斐.制造业数字化与省际产业联动[J].当代财经,2024(3):111-123.
- [5]盛新宇.优势互补与区域协调发展:产业分工合作视角[J].经济体制改革,2024(4):23-31.
- [6]孔令池.中国制造业布局特征及空间重塑[J].经济学家,2019(4):41-48.
- [7]叶连广,何雄郎,邓菊秋.产业联动网络促进区域高质量一体化发展的效应研究:以长江经济带城市群为例[J].经济纵横,2023(1):102-111.
- [8]寇冬雪,张彩云,仲伟东.数字经济对产业集聚的影响及其实证分析[J].东南学术,2023(6):147-157.
- [9]姚常成,宋冬林.数字经济与产业空间布局重塑:均衡还是计划[J].财贸经济,2023,44(6):69-87.
- [10]叶堂林,王雪莹.数字经济对协调性均衡发展的影响:基于共同富裕的实现路径[J].经济学动态,2023(1):73-88.
- [11]周剑,刘宇浩.数字经济发展如何重塑产业空间分布:基于新经济地理视角[J].财经科学,2023(12):116-131.
- [12]李梦程,王成新,刘梦海,等.黄河流域城市发展质量评价与空间联系网络特征[J].经济地理,2021,41(12):84-93.

- [13]胡述聚,苗长虹.企业投资联系视角下黄河流域城市网络的结构演化与驱动因素研究[J].地理研究,2024,43(6):1370-1387.
- [14]郭爱君,朱瑜珂.黄河流域城市群推进区域协调发展的机制与路径研究:基于功能分工视角[J].甘肃社会科学,2024(1):173-182.
- [15]任保平,邹起浩.黄河流域高质量发展的空间治理体系建设[J].西北大学学报(哲学社会科学版),2022,52(1):47-56.
- [16]曾世宏,高晨.区块链技术创新条件下的产业高质量发展:机制、路径与对策[J].湖南社会科学,2022(5):67-72.
- [17]ROSON R. Auctions in a two-sided network: The market for meal moocher sevices [J].Networks and Spatial Economics, 2005(4):339-350.
- [18]VARC J,LANJAK J,DABI M.The role of national intellectual capital in the digital transformation of EU countries, Another digital divide?[J].Journal of Intellectual Capital,2021(4):769-791.
- [19]刘新争.区域产业联动与产业转移:基于内生比较优势的视角[J].江汉论坛,2016(12):43-47.
- [20]朱晟君,金文纨,胡晓辉.关联视角下的区域产业动态研究进展与反思[J].地理研究,2020,39(5):1045-1055.
- [21]黎新伍.数字经济、制造业集聚与碳生产率[J].中南财经政法大学学报,2022,255(6):131-145.
- [22]张坤鑫.地方政府环境注意力会影响碳排放吗?:来自中国地级行政区的经验证据[J].东岳论丛,2024,45(6):134-141.
- [23]黄群慧,余泳泽,张松林.互联网发展与制造业生产率提升:内在机制与中国经验[J].中国工业经济,2019(8):5-23.
- [24]江艇.因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J].中国工业经济,2022(5):100-120.
- [25]袁淳,肖土盛,耿春晓,等.数字转型与企业分工:专业化还是纵向一体化[J].中国工业经济,2021(9):137-155.
- [26]李小建,文玉钊,李元征,等.黄河流域高质量发展:人地协调与空间协调[J].经济地理,2020(4):1-10.
- [27]张泽楚,李巍.数字经济对黄河流域资源型城市绿色效率的驱动作用[J].资源科学,2024,46(3):475-487.
- [28]王海杰,张硕,张小波.数字经济对黄河流域高质量发展的影响研究[J].统计理论与实践,2023(3):13-22.

Research on the Mechanism of Digital Economy to Promote Industrial linkage in the Yellow River Basin:From the Perspective of Industrial Specialization and Diversification

Zhang Yongheng, Xing Mengkai, Shen Jie

Abstracts: Build an analytical framework for digital economy, industrial agglomeration mode, and regional industrial linkage. Based on the balanced panel data of 72 cities in the Yellow River Basin from 2011 to 2022, use gravity models, social network analysis and other methods to calculate the linkage level of 19 industries between cities in the Yellow River Basin, and verify the relevant mechanisms. The results show that: (1) The digital economy can effectively promote industrial linkage between cities in the Yellow River Basin, and this conclusion still holds true after a series of endogeneity and robustness tests; (2) Industrial specialization and diversified agglomeration are important paths for the digital economy to promote the development of industrial linkage; (3) The agglomeration mode of digital economy promoting industrial linkage development is regulated by economic scale and technological efficiency, and cities with smaller economic scale and lower technical efficiency are more inclined to achieve linkage development through industrial specialization; (4) The “charcoal in the snow” effect of the digital economy is stronger than the “icing on the cake”, and resource-based cities are more inclined to participate in regional linkage through industrial specialization.

Key words: The Yellow River Basin; Digital Economy; Industrial Linkage; Industrial Specialization; Industrial Diversification

(责任编辑:新月)

数字产业集聚、绿色技术创新与城市经济韧性

杨兰桥¹ 胡海洋^{2,3}

(1.河南省社会科学院 统计与管理科学研究所,河南 郑州 451464;

2.河南牧业经济学院 经济与贸易学院,河南 郑州 450044;

3.河南省社会科学院 博士后工作站,河南 郑州 451464)

摘要:充分发挥数字产业集聚对城市经济韧性的驱动效应,是推进经济社会高质量发展的重要着力点。依托2012—2022年中国275个城市的样本数据,系统考察数字产业集聚作用于城市经济韧性的内在影响及传导机制。实证分析表明,数字产业集聚对城市经济韧性具有显著提升作用,其核心传导路径在于有效带动绿色技术创新水平的提升。进一步研究发现,该促进作用存在明显的空间异质性,在东部地区城市、数字基础设施更为完备城市、政府支持力度更大的城市表现得更为显著。上述结论为科学认识数字产业集聚的价值、优化空间布局、筑牢城市经济韧性根基,提供了重要的理论支撑与实践指引。

关键词:数字产业集聚;城市经济韧性;绿色技术创新

中图分类号:F49;F124

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2025)10-0035-08

DOI:10.13999/j.cnki.tjllsj.2025.10.004

一、引言

当前国际格局深度调整,各类突发性风险事件频现。突发公共卫生危机、贸易体系碎片化、全球价值链重组压力相互叠加,显著增加了我国经济平稳运行的压力。在此背景下,增强城市经济韧性成为应对外部冲击的关键。以习近平同志为核心的党中央对此高度重视,从党的十九届五中全会首倡“韧性城市”目标,到2025年7月中央城市工作会议强调“着力建设安全可靠的韧性城市”,可见在当前全球不确定性加剧背景下,城市经济韧性对于我国实现高质量发展具有关键战略价值。作为韧性城市建设的核心维度,城市经济韧性的内涵体现为城市经济体在遭遇外部干扰冲击或系统性压力时,通过有效抵御、主动调适与快速恢复手段,最终形成结构优化与增长动能释放。面对全球经济的复杂演变,大力提升城市经济韧性,既是维持国民经济正常运转、确保国内外经济循环畅通的核心路径,

也是维护国家整体经济稳健,推动可持续发展的战略支点。

党的二十大报告指出“加快发展数字经济,促进数字经济和实体经济深度融合,打造具有国际竞争力的数字产业集群”,彰显了数字产业集聚在经济发展中的重要地位。此类集聚能产生规模与集群效应,深化产业协作与资源共享的同时,持续强化数字技术创新及核心技术突破能力,引领产业链供应链现代化转型,确保城市在外部冲击下维持经济产出稳定,增强城市经济韧性。数字产业集聚凭借技术密集特征、绿色低碳属性,加速数字技术应用转化,通过信息通信技术实现能耗控制,为绿色技术创新提供持续动能。绿色技术创新的深化可优化生产要素配置结构,引导高端人才、技术资源向传统生产环节渗透,推动产业结构向高附加值、高原创性方向升级。这一进程不仅拓展经济发展潜力,更通过高附加值产品稳定市场需求,有效抵御

基金项目:中国博士后科学基金第74批面上资助项目“数字经济驱动中心城市创新能力提升的机制与路径研究”(2023M741073);河南省软科学项目“公共数据开放提升河南省创新体系整体效能的机制与路径研究”(252400411174)。

作者简介:杨兰桥,男,硕士,研究员,研究方向为城市经济、数字经济;胡海洋,男,博士,副教授,研究方向为数字经济、区域经济。

外部冲击,持续提升城市经济韧性水平。基于上述机制,系统阐释了数字产业集聚、绿色技术创新、城市经济韧性三者间的作用机制,旨在为系统性提升城市经济韧性供给理论支撑。

当前学界针对数字产业集聚、城市经济韧性两大主题展开诸多有益探索。关于数字产业集聚,现有研究主要涉及其本质内涵、形成动因及影响效应。数字产业集聚指在数据要素驱动下,数字企业依托技术创新突破地理边界,实体空间与虚拟平台深度融合形成技术协同、业务共生、市场联动的生态网络(赵放和张森,2025)^[1]。研究表明,数字产业集聚与区域经济总量、数据要素市场、区位优势、数字基建水平及科技人力资本投入等因素紧密关联(张恪渝等,2023;赵放等;2024;叶堂林等;2023;曹雷,2024)^[2-5]。其中,研发导向、技术积累作用显著,而科技人力短缺构成关键制约。政府支持不仅是其发展的必要条件,更为数字经济产业壮大提供核心驱动力。此外,数字产业集聚对经济发展具有显著影响。微观层面,通过汇聚数字人才、数据要素与资本,缓解企业创新资源约束,并利用知识外溢与规模效应驱动企业高质量发展(阳立高等,2024)^[6]。宏观层面,通过强化区域技术互动,提升创新效率,助力新质生产力培育(罗爽和肖韵,2024)^[7]。城市经济韧性研究领域,学者多聚焦产业结构、数字经济及人工智能等因素对其造成的影响。产业结构多样化不仅对城市经济韧性产生直接影响,还可通过激发创新能力间接强化韧性(徐圆和张林玲,2019;张跃胜等,2022)^[8-9]。数字经济能够释放人才与资源潜能以提升韧性,并借助空间溢出效应间接影响周边区域(卢现祥和段扬睿,2024)^[10]。人工智能技术对城市经济韧性呈现非线性特征与复杂效应,既可通过活跃创业强化韧性,亦可能因加剧数字鸿沟而产生削弱作用(刘家旗等,2024)^[11]。综上所述,既有研究虽分别对数字产业集聚与城市经济韧性进行了多维探讨,但尚未建立整合性框架系统解析二者间的影响机制,更缺少对其作用方向、作用强度的实证证据。基于此,选取2012—2022年中国275个城市的样本数据,考察数字产业集聚对城市经济韧性的影响效应及其作用机理,可能的边际贡献在于:其一,立足数字产业发展视角,阐释数字产业集聚对城市经济韧性的作用,为韧性城市建设开辟新路径。其二,引入绿色技术创新作为关键机制变量,揭示数字产业集聚提升城市经济韧性的内在机制,补充相关理论与实证研究的不足。其三,深

入剖析数字产业集聚对城市经济韧性的异质性影响,为不同区域制定差异化韧性提升策略提供实践证据。

二、理论分析与研究假设

(一)数字产业集聚与城市经济韧性

数字产业集聚以平台载体为组织基础,以数据要素嵌入为价值传导路径,以产业协同共生为内核特征,在加速自身能级跃升的同时,其技术外溢、网络辐射效应为传统产业注入数字化动能(周密等,2024)^[12]。数字产业集聚驱动区域产业结构多元化演进、城市多维度增长路径构建,进而强化城市应对冲击的恢复能力,提升城市经济韧性。具体表现为:数字产业集聚通过深化产业链纵向协作与横向资源整合,吸引上下游企业及配套服务集群化布局,在专业化分工与全链条协同中加速产业结构高级化进程。这种基于数字生态的产业组织形态,能大幅缩短技术扩散周期,增强城市遭受冲击后的动态适配与快速复苏能力。同时,面对外部冲击,传统重工业区域因技术刚性易陷入“低绩效路径依赖”,而数字产业集聚依托平台化规模效应与技术扩散优势,为城市产业提供低成本数字化解决方案。通过促进传统生产要素智能转型与业务流程再造,推动实体产业全环节深度融入数字空间,构建“物理—虚拟”双轨并行的融合生态。这种数实深度融合的新型发展范式,既破解了城市发展的转型困局,更通过培育高附加值业态显著增强了城市应对外部经济波动的能力(高玲,2025)^[13]。

基于上述分析,提出假设:

假设1:数字产业集聚可以显著提升城市经济韧性。

(二)数字产业集聚影响城市经济韧性的机制

绿色技术创新是驱动经济可持续增长、产业升级、增强城市经济韧性的关键力量。数字产业集聚能通过知识溢出、协同共生、竞争驱动、设施共享等多重正向效应,有效促进此类创新。其一,知识溢出效应。作为突破地理限制的虚拟集聚,数字产业依托高度互联的平台架构,紧密联结企业、研发机构、政府等多元主体。节点间高效的知识流动促进了优势互补与成本降低,从而提升区域绿色技术创新水平(齐平等,2025)^[14]。其二,协同共生效应。企业间协作推动资源、信息、技术共享,共同促进绿色低碳技术、管理的进步。例如,集聚区内联合投资高效废物处理系统或共建低碳技术平台,此类协同显著增强了绿色技术创新能力(朱高立等,2025)^[15]。其三,竞争驱动效应。数字产业集聚意味着大量同类型企业在同一地区集聚,地理邻近加剧

了同类企业竞争,迫使企业不断创新以维持优势。通过相互学习与采纳有效的绿色实践及技术,企业提升了效率与环境绩效,这一过程有力推动了集聚区内绿色技术创新(郑冠群等,2021)^[16]。其四,设施共享效应。作为支撑工业数字化、智能化、绿色化转型的重要基石,数字产业集聚提供的数据处理、能源管理系统,有效降低了企业运营成本与能耗。共享设施的普及,有利于推广绿色技术并提升能源效率,对强化区域绿色技术创新活力具有积极作用(蔺鹏和孟娜娜,2023)^[17]。

绿色技术创新作为驱动增长与优化结构的核心途径,能够开拓新的高质量发展路径,从源头上强化城市经济韧性。其一,激发新兴增长动能。绿色技术创新通过培育新兴产业载体与就业形态,驱动传统产业向低碳化转型,重塑城市经济要素配置结构,从而强化经济系统的抗风险能力。其二,弱化环境约束风险。依托可再生能源开发、低碳交通普及、循环经济推广,降低对有限资源的高度依赖,同步控制污染排放等环境负外部性。其三,提升系统适应效能。基于智能感知技术与数据治理优化资源配置效率,增强城市应对外部冲击的动态响应能力,并通过清洁能源供给、环境质量改善、基础设施升级提升民生福祉,缓解人口流动衍生的社会压力,筑牢经济韧性根基(邝嫦娥和易进,2024)^[18]。

基于上述分析,提出假设:

假设2:数字产业集聚能够通过促进绿色技术创新,进一步提升城市经济韧性。

(三)数字产业集聚对城市经济韧性的异质性影响

数字产业集聚对城市经济韧性的赋能效果,受地理区位、数字基础设施及政府支持等外部因素的显著调节。地理区位方面,东部地区在数字经济发展战略上布局更具前瞻性,配套的区域规划更为系统协调。例如东部地区在数据中心布局、云平台整合等方面更为科学,更能发挥规模效应,形成高质量集聚。同时,成熟的数字消费市场、敏锐的反馈机制使企业能迅速响应需求变化,调整产品服务策略,从而增强城市经济韧性。其相对完善的知识产权保护与法规执行,为数字产业集聚营造了良好法治环境。反观中西部地区,存在产业协同不足、市场容量有限、产业生态欠成熟等问题,导致数字产业发展基础薄弱,企业创新动力受限。政策层面也缺乏系统性支持体系,高效完善的引导与扶持不足,使其在资源、发展机会竞争中处于劣势。因此,中西部地区集聚发展的规模与效益相对受限,对韧性的提升作用相应减弱(张杰等,2021)^[19]。数

字基础设施层面,高水平地区凭借完善的网络通信设施,为集聚企业间的数据交互、远程协作提供稳定支撑,有利于市场主体快速应变。低水平地区在网络覆盖与质量上的差距,可能影响信息传递的时效、精度,阻碍产业动态调整,间接弱化数字产业集聚的韧性赋能效应。政府支持维度,较强的支持力度通常伴随高水平的监管与服务,能助其充分享受优惠政策。政府通过搭建平台、促进合作等方式,引导区域企业与高校、科研机构深度联动,推动产学研融合与资源共享,从而提升集聚效率与质量,最终赋能城市经济韧性。

基于上述分析,提出假设:

假设3a:数字产业集聚对东部地区城市经济韧性的提升效应更显著。

假设3b:数字产业集聚对数字基础设施更为完善城市的经济韧性提升作用更明显。

假设3c:数字产业集聚在政府支持力度更大城市的经济韧性赋能效果更突出。

三、研究设计

(一)模型设定

本文构建的基准模型如下:

$$Resi_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Digagg_{i,t} + \beta_2 Control_{i,t} + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中, $Resi_{i,t}$ 表示城市*i*在时期*t*的经济韧性水平; $Digagg_{i,t}$ 表示城市*i*在时期*t*的数字产业集聚程度; $Control_{i,t}$ 表示可能影响城市经济韧性的一系列控制变量; β_i 表示变量的回归系数; λ_i 表示地区不可观测的个体固定效应; μ_t 表示时间效应; $\varepsilon_{i,t}$ 表示随机扰动项。

(二)变量选取

1.被解释变量($Resi$)

为精准捕捉城市应对冲击的响应特征,确保测度结果的客观性、可比性与方法统一性,采用单一指标法评估城市经济韧性水平(罗红艳等,2025)^[20]。总产出作为核心经济变量,具有冲击响应迅速、周期波动显著的特性,可有效刻画外部冲击下城市经济的动态响应过程。基于此,以总产出为核心表征城市经济韧性。具体测度公式如下:

$$Resi = \frac{\frac{Y_{i,t} - Y_{i,t-1}}{Y_{i,t-1}} - \frac{Y_{n,t} - Y_{n,t-1}}{Y_{n,t-1}}}{\left| \frac{Y_{n,t} - Y_{n,t-1}}{Y_{n,t-1}} \right|} \quad (2)$$

其中, $Y_{i,t}$ 代表*t*时期城市实际GDP, $Y_{n,t}$ 代表*t*时期全国实际GDP。城市经济敏感度指标 $Resi > 0$ 时,说明该城市在遭受冲击后拥有较高的经济韧性; $Resi < 0$,则说明经济韧性水平较低。

2.解释变量(*Digagg*)

依据国家统计局《数字经济及其核心产业统计分类(2021)》,参考既有研究(赵放等,2024;朱高立等,2025)^[3,15],以数字产品服务业为例,择取电信、广播电视和卫星传输服务,互联网及相关服务,软件和信息技术服务等行业的就业人数作为基础数据,运用区位熵方法测度数字产业集聚水平。

3.控制变量

为避免因遗漏解释变量可能导致的模型估计偏差,提升研究结论的准确性,设置如下控制变量:人口密度(*pop*)、经济发展水平(*dev*)、金融发展水平(*fin*)、

对外开放水平(*fdi*)、政府干预程度(*gov*)、人力资本水平(*hum*)。为控制时间趋势以及地区环境因素可能带来的影响,模型还控制了时间、地区固定效应。

(三)数据来源与预处理

基于数据可获性、时效性原则,选取2012—2022年275个城市的面板数据作为样本。数据主要源自相关年份的《中国统计年鉴》《中国城市统计年鉴》《中国第三产业统计年鉴》《中国高技术产业统计年鉴》《中国科技统计年鉴》,并以Wind数据库、国家知识产权局专利数据库作为补充。各变量的描述性统计结果见表1。

表1 变量的描述性统计

变量分类	变量名称	变量	样本数	均值	最大值	最小值	标准差
被解释变量	城市经济韧性水平	<i>Resi</i>	3025	0.0789	0.6146	0.0254	0.0510
解释变量	数字产业集聚水平	<i>Digagg</i>	3025	0.4925	1.0000	0.0000	0.5000
控制变量	人口密度	<i>pop</i>	3025	5.7546	8.0582	1.6279	0.9096
	经济发展水平	<i>dev</i>	3025	10.7308	13.1850	8.7297	0.6688
	金融发展水平	<i>fin</i>	3025	2.4874	21.3014	0.5878	1.1829
	对外开放水平	<i>fdi</i>	3025	0.0024	0.0294	0.0000	0.0025
	政府干预程度	<i>gov</i>	3025	0.1977	0.7043	0.0439	0.0920
	人力资本水平	<i>hum</i>	3025	0.0194	0.1398	0.0004	0.0249

四、实证分析

(一)基准回归

基于基准回归框架,实证检验数字产业集聚对城市经济韧性的影响效应。表2数据表明,第(1)列未纳入控制变量、固定效应时,数字产业集聚呈现显著正向关联。第(2)列在添加控制变量后,其系数方向、显著性依然保持一致。第(3)列加入控制变量并控制固定效应后发现,数字产业集聚的影响系数为0.0030,且在1%统计水平上显著。由此,假设1得到验证。说明数字产业集聚能够深化产业链协作、加速技术扩散,推动

全环节数实融合,培育高附加值业态,显著增强城市经济韧性。

(二)内生性检验

为缓解遗漏变量、反向因果等内生性问题对研究结论的干扰,使用两种工具变量对内生性问题进行处理:一是采用数字产业集聚滞后一期(*IV1*)作为当期的工具变量,二是参照黄群慧等(2019)^[21]的思路,初步选用1984年各城市邮电数据作为数字产业集聚的代理变量。城市早期数字基础设施可能通过技术积淀、社会偏好等途径影响样本期内的数字产业集聚程度,符合相关性要求;同时,邮电作为基础通信设施,主要服务于公众通信需求,并不直接干预专业化分工过程,满足外生性假定。此外,鉴于1984年邮电信息属截面性质,难以直接用于面板模型,借鉴赵涛等(2020)^[22]的方法,采用滞后一期的全国互联网用户数,分别与各城市1984年每万人固定电话数量构造交乘项,作为当期数字产业集聚水平的工具变量(*IV2*)。表3第(1)—(4)列结果显示,工具变量顺利通过相关性检验、弱工具变量检验及识别不足检验,证实其选取的有效性;第二阶段回归中,数字产业集聚的系数依然显著为正,表明缓解内生性问题后核心结论依然稳健。

表2 基准回归结果

变量	(1) <i>Resi</i>	(2) <i>Resi</i>	(3) <i>Resi</i>
<i>Digagg</i>	0.0110*** (0.0003)	0.0075*** (0.0002)	0.0030*** (0.0005)
控制变量	否	是	是
时间固定效应	否	否	是
地区固定效应	否	否	是
R ²	0.2017	0.6761	0.9362

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

表3 内生性检验结果

变量	(1) <i>Digagg</i>	(2) <i>Resi</i>	(3) <i>Digagg</i>	(4) <i>Resi</i>
<i>IV1</i>	0.4242*** (0.0260)			
<i>IV2</i>			0.0025*** (0.0005)	
<i>Digagg</i>		0.0069*** (0.0007)		0.0029*** (0.0002)
控制变量	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是
K-P LM		856.8950*** (0.0000)		105.9580*** (0.0000)
C-D Wald F		1955.9570 (16.3800)		24.8620 (16.3800)
R ²	0.1982	0.2386	0.0284	0.3224

(三)稳健性检验

1.更改样本结构

鉴于新冠疫情对各行业造成了普遍冲击,可能干扰结论,故将2020—2022年数据样本排除后重新回归,结果见表4列(1)。分析可得,数字产业集聚对城市经济韧性仍具显著提升作用,与前文结论基本一致。此外,考虑到直辖市在数字产业发展基础及风险应对能力方面与其他城市差异显著,为消除极端值影响,进一步剔除直辖市样本。表4列(2)的回归结果表明,数字产业集聚的系数估计值依然显著为正,再次证实了核心结论的稳健性。

2.改变识别策略

通过两种方法对基准模型进行相应调整,以进一步考察实证结果的稳健性。其一,为了消除共同因素对不同个体影响的差异性,在基准回归模型基础上进一步控制了“省份—年份”高阶固定效应进行回归分析。由表4的列(3)可知,核心解释变量的系数估计值仍保持正向显著。其二,改变聚类方式。在基准回归

模型基础上进一步加入年份聚类,由表4列(4)可知,数字产业集聚的系数显著为正,说明数字产业集聚在提升城市经济韧性过程发挥了重要的积极影响,与基准回归结论一致。

表4 稳健性检验结果

变量	(1) <i>Resi</i>	(2) <i>Resi</i>	(3) <i>Resi</i>	(4) <i>Resi</i>
<i>Digagg</i>	0.0057*** (0.0007)	0.0071*** (0.0007)	0.0093*** (0.0017)	0.0071*** (0.0018)
控制变量	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是
交互固定	否	否	是	否
R ²	0.9593	0.9311	0.7098	0.9311

五、进一步分析

(一)机制检验

前文理论分析指出,数字产业集聚通过知识溢出、协同共生、竞争驱动及设施共享等途径促进绿色技术创新,进而增强城市经济韧性,本部分将对其作用机制进行验证。测度绿色技术创新时,综合参考齐邵洲等(2018)^[23]、李栋等(2025)^[24]的做法,分别采用各城市年度绿色专利数占专利申请总量的比重,以及基于SBM-DDF模型计算出的绿色技术效率进行表征。借鉴江艇(2022)^[25]的中介效应“两步法”进行作用机制检验。由表5可知,当绿色专利申请占比作为机制变量时,无论模型中是否加入控制变量,数字产业集聚的估计系数均为正值,并通过了显著性检验,表明数字产业集聚对绿色技术创新产生了显著的正向推动作用。同样,当绿色技术效率作为机制变量时,数字产业集聚的估计系数也均体现为显著的正值,表示数字产业集聚对绿色技术效率具有正向促进作用。由此,假设2得证。说明数字产业集聚有利于绿色技术创新能力的提升,进而由绿色技术创新驱动产业结构低碳转型,减少

表5 机制检验结果

变量	(1) 绿色专利申请占比	(2) 绿色专利申请占比	(3) 绿色技术效率	(4) 绿色技术效率
<i>Digagg</i>	0.0900*** (0.0215)	0.0856*** (0.0213)	0.0076** (0.0027)	0.0056* (0.0032)
控制变量	否	是	否	是
时间固定效应	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是
R ²	0.9548	0.9567	0.9117	0.8200

城市发展的资源依赖,探索新的发展路径,最终增强城市经济韧性。

(二)异质性检验

1.基于地理区位的异质性

受区位条件、资源禀赋差异影响,我国区域发展呈现非均衡态势,这可能导致数字产业集聚的作用效果存在空间分异特征。现有研究证实,数字产业集聚程度在我国区域层面差异显著,东部呈现高集聚特征,中西部则处于相对低水平。基于此,将样本划分为东、中、西三

大地区,深入考察数字产业集聚对城市经济韧性的影响效应是否具有区域异质性。对比表6第(1)—(3)列的结果发现,数字产业集聚对东部地区城市经济韧性的影响系数明显优于中、西部地区,同时该结果通过了组间差异 Chow 检验,表明基于地理区位的作用存在异质性。可能的原因是:东部地区凭借密集人才资源及成熟产业生态,显著加速了技术扩散与抗风险能力;中西部则受限于创新动能薄弱及产业协同不足,制约了数字产业集聚的韧性增益效果。由此,假设3a得以验证。

表6 异质性检验结果

变量	(1) 东部	(2) 中部	(3) 西部	(4) 数字基础设施 水平高	(5) 数字基础设施 水平低	(6) 支持力度大	(7) 支持力度小
<i>Digagg</i>	0.0039*** (0.0015)	0.0011** (0.0003)	0.0031*** (0.0007)	0.0036*** (0.0009)	0.0003** (0.0001)	0.0035*** (0.0008)	0.0009** (0.0004)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是	是	是	是
Chow 检验 (p 值)	19.4800*** (0.0000)	6.85*** (0.0000)	14.3000*** (0.0000)	5.2800*** (0.0000)		5.3600*** (0.0000)	
R ²	0.9302	0.9431	0.9494	0.9397	0.9631	0.9360	0.9464

2.基于数字基础设施完备程度的异质性

城市间数字基础设施完备性存在差异,可能引致数字产业集聚对城市经济韧性的促进作用呈现异质性。依据城市移动电话普及率,将样本划分为数字基础设施水平高、数字基础设施水平低两类区域。具体操作上,以城市移动电话普及率中位数为界,高于中位数的归为高完备性区域,低于中位数的纳入低完备性区域,并分别进行回归分析。表6第(4)—(5)列结果显示,数字产业集聚的回归系数在两组样本中均显著为正,但在高完备性区域的系数值为0.0036,显著高于低完备性区域的0.0003,且组间 Chow 检验证实了这一差异的统计显著性。造成此结果的原因可能在于:完善的数字基础设施保障了高效协作与技术扩散,并有效支撑数字孪生等深度应用生态;而薄弱区域受限于网络覆盖与算力资源,削弱了创新响应时效与产业协同效能,进而影响了城市经济韧性。由此,假设3b得以验证。

3.基于政府支持力度的异质性

不同城市财政收入水平各异,地方政府对数字产业发展的支持力度也存在显著差别,会影响其在应对外部冲击与恢复重建过程中的策略选择,进而使数字产业集聚的作用效果呈现异质性。借鉴陶锋

等(2025)^[26]、张筱娟(2024)^[27]的测度方法,构建了财政支持力度指标,依据其中位数将样本划分为支持力度大区域与支持力度小区域,并分别进行回归检验。表6第(6)—(7)列结果显示,数字产业集聚的回归系数在两组样本中均显著为正,表明无论政府支持力度大小,数字产业集聚均能显著促进城市经济韧性的提升。然而,在支持力度较大区域的系数值显著高于支持力度小的区域,且组间 Chow 检验证实了该差异的统计显著性。可能的解释是,支持力度较强的地区通过专项资金投入、创新基础设施强化以及人才激励政策,有效增强了数字产业集聚对城市经济韧性的正向促进作用。由此,假设3c得证。

六、结论与建议

(一)研究结论

基于2012—2022年中国275个城市的面板数据,建立固定效应模型检验数字产业集聚对城市经济韧性的影响。通过工具变量法处理内生性问题,并结合多种稳健性检验,确保估计结果的可靠性。进一步依据地理区位、数字基础设施完备程度及政府支持力度等因素对样本城市分组,实证考察了数字产业集聚对城市经济韧性影响的异质性,并探究了其作用机制。主

要结论如下:(1)数字产业集聚对城市经济韧性具有显著正向激励效应,该结论经工具变量法、样本结构调整等检验得以证实,凸显基准回归结论的稳健性。(2)绿色技术创新是数字产业集聚提升城市经济韧性的重要传导机制。(3)数字产业集聚的影响呈现异质性特征,其对东部地区城市经济韧性的提升作用更为突出,中西部地区则相对有限。同时,相较于数字基础设施完备度较低或政府支持力度较小的城市,在完备度较高或支持力度较大的城市中,数字产业集聚对城市经济韧性产生了更为显著的提升作用。

(二)对策建议

根据上述研究结论,为进一步增强城市经济韧性,本文提出以下对策建议:

第一,深化数字产业集聚发展实践。地方政府应积极制定专项扶持政策,着力培育高质量数字产业集群,筑牢城市经济韧性基础。宏观政策维度,需强化对数字产业集聚区的财税激励与要素支持,引导市场主体依托信息网络、数据要素及高端人才优化生产组织方式与资源配置效率,加速集聚规模与能级跃升,从而系统提升城市经济韧性。配套政策层面,应构建涵盖产业标准协同、绿色技术研发扶持、知识产权严格保护等领域的系统性政策框架,完善数字产业集群治理机制与创新生态。监管制度层面,应健全适配数字经济发展的治理体系,对数字产品制造、数字技术应用、数字要素驱动服务等新业态实施包容审慎监管,在保障数字产业集聚质量的同时,显著增强城市经济韧性的可持续性、稳定性。

第二,充分激发绿色技术创新的关键驱动力。要重视绿色技术创新在促进经济可持续增长、推动产业转型升级以及增强城市经济韧性中扮演的重要角色。首先,政府部门应着力营造开放、包容的创新氛围,持续强化对绿色技术研发的制度保障强度。可通过定期更新绿色技术前沿指导目录、设立专项绿色创新引导基金、优化信贷政策支持企业开展绿色技术研发与应用改造来实现。其次,各区域应明确以技术进步引领城市发展的路径,稳步提升绿色技术创新的自主可控能力。同时,应深化区域内企业与高等院校、科研机构等创新主体的战略协作,构建高效协同的创新生态系统,推动绿色技术产业链、创新链、资金链、人才链的深度耦合与系统集成,为绿色技术市场的全链条、全周期创新提供坚实支撑。最后,亟须依托区域协作框架凝聚绿色技术创新合力。鉴于绿色技术创新具有显著的

空间溢出特性,单打独斗式的政策模式难以奏效,必须在区域层面以绿色技术地域分工协作、跨区域联合攻关为核心路径,积极打造绿色技术创新“飞地”式合作载体,着力构建以市场需求为牵引、要素资源互补共享、产业梯度合理布局、多方协同联动的绿色技术创新区域协同发展新格局。

第三,因地制宜实施区域差异化发展方略。必须充分考量各区域发展基础、条件的现实差异,制定并执行针对性的推进策略。具体来说,数字基础设施相对完善、政府支持力度较强的东部城市,要着力强化其数字产业集聚的引领示范功能。领先地区应持续向其他区域输出成熟的数字产业发展范式、关键技术创新经验以及高效的人才培育机制。通过共建跨区域数字产业园区、共享高水平研发创新平台等多元化协作形式,有效带动后发地区加快数字基础设施升级步伐和特色化数字产业体系的培育进程。中西部地区应立足自身发展阶段、资源禀赋及核心诉求,积极主动承接适宜的数字经济转移。应优先推动与邻近区域构建紧密的数字产业协作联盟,协同规划并打造优势互补、高效衔接的跨区域数字产业链条。依托此类深度区域合作机制,促进创新要素、数据资源及市场机会的充分共享与高效整合,实现区域间数字经济空间布局的协同优化与集聚能级提升,共同提升城市经济韧性。◆

参考文献:

- [1]赵放,张森.数字产业地理集聚与虚拟集聚融合推进中国式现代化[J].山西大学学报(哲学社会科学版),2025,48(1):27-35.
- [2]张恪渝,武晓婷,何子龙.中国数字产业的宏观经济效应分析:基于投入产出视角[J].统计与信息论坛,2023,38(12):50-62.
- [3]赵放,蒋国梁,徐熠,等.数字产业集聚赋能区域绿色技术创新:创新要素与创新环境双重视角[J].科技进步与对策,2024,41(18):1-11.
- [4]叶堂林,刘哲伟,张京亮.数字产业空间集聚影响因素探析[J].科技进步与对策,2023,40(15):75-82.
- [5]曹雷.国家中心城市综合韧性评价及障碍因素分析研究[J].统计与咨询,2024(3):16-19.
- [6]阳立高,邹佩云,韩峰.数字产业与制造业协同集聚对企业绿色创新的影响研究[J].财经理论与实践,2024,45(3):131-138.
- [7]罗爽,肖韵.数字经济核心产业集聚赋能新质生产力发展:理论机制与实证检验[J].新疆社会科学,2024(2):29-40+148.
- [8]徐圆,张林玲.中国城市的经济韧性及由来:产业结构多样化

视角[J].财贸经济,2019,40(7):110-126.

[9]张跃胜,张寅雪,邓帅艳.技术创新、产业结构与城市经济韧性:来自全国278个地级市的经验考察[J].南开经济研究,2022(12):150-168.

[10]卢现祥,段扬睿.数字经济提升了城市经济韧性吗[J].现代经济探讨,2024(4):76-92.

[11]刘家旗,薛飞,茹少峰.人工智能技术对城市经济韧性的影响研究[J].软科学,2024,38(6):13-19+60.

[12]周密,郭佳宏,王威华.新质生产力导向下数字产业赋能现代化产业体系研究:基于补点、建链、固网三位一体的视角[J].管理世界,2024,40(7):1-26.

[13]高玲.数字产业集聚、新质生产力与城市经济韧性[J].技术经济与管理研究,2025(6):32-38.

[14]齐平,刘佩瑶,赵放.数字产业集聚与区域经济韧性:基于省级面板数据的实证分析[J].浙江学刊,2025(2):129-137+240.

[15]朱高立,饶芳萍,张建,等.数字产业集聚如何驱动绿色全要素生产率提升:基于资源错配视角的实证研究[J].经济问题探索,2025(5):63-76.

[16]郑冠群,徐妍,安磊.制造业产业集聚与企业创新:基于市场份额视角的Porter外部性检验[J].南开经济研究,2021(3):239-256.

[17]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.

[18]邝嫦娥,易进.绿色创新对城市经济韧性的影响研究:基于长江中游城市群的实证检验[J].湖南财政经济学院学报,2024,40(4):17-26.

[19]张杰,毕钰,金岳.中国高新区“以升促建”政策对企业创新的激励效应[J].管理世界,2021,37(7):76-91+6.

[20]罗红艳,杨莉,杨瑞兰,等.数字经济、创新创业活跃度与城市经济韧性[J].管理科学,2025,38(2):148-158.

[21]黄群慧,余泳泽,张松林.互联网发展与制造业生产率提升:内在机制与中国经验[J].中国工业经济,2019(8):5-23.

[22]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.

[23]齐绍洲,林岫,崔静波.环境权益交易市场能否诱发绿色创新?:基于我国上市公司绿色专利数据的证据[J].经济研究,2018,53(12):129-143.

[24]李栋,张映芹,李开源.数字产业集聚、地方政府干预与地区绿色全要素生产率[J].统计与信息论坛,2025,40(4):48-60.

[25]江艇.因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J].中国工业经济,2022(5):100-120.

[26]陶锋,翟少轩,王峻.数字经济政策与传统企业跨界数字创新[J].中国工业经济,2025(2):118-136.

[27]张筱娟.数字经济对区域绿色创新效率的影响研究[J].统计理论与实践,2024(11):13-21.

Digital Industry Agglomeration, Green Technology Innovation and Urban Economic Resilience

Yang Lanqiao, Hu Haiyang

Abstract: Leveraging the agglomeration of the digital industry to fully unleash its driving effect on urban economic resilience is a pivotal step in advancing high-quality economic and social development. Based on panel data from 275 Chinese cities from 2012 to 2022, this study systematically investigates the intrinsic impact and transmission mechanisms of how digital industry agglomeration influences urban economic resilience. Empirical findings reveal that digital industry agglomeration significantly enhances urban economic resilience, primarily through effectively stimulating the advancement of green technology innovation. Further analysis indicates that this facilitative effect exhibits notable spatial heterogeneity, being more pronounced in eastern cities, those with more well-developed digital infrastructure, and those receiving stronger government support. The conclusions provide important theoretical underpinnings and practical guidance for accurately understanding the value of digital industry agglomeration, optimizing its spatial distribution, and strengthening the foundation of urban economic resilience.

Key words: Digital Industry Agglomeration; Urban Economic Resilience; Green Technology Innovation

(责任编辑:田雨)

数字普惠金融对农民收入质量的影响研究

——基于政策赋权与技术赋能双视角

向书坚 李燕玲 朱 贺

(浙江工商大学 统计与数据科学学院, 浙江 杭州 310018)

摘要:随着数字技术的广泛应用,数字普惠金融逐渐成为推动农村经济发展、农民收入提质增量的重要手段。基于2011—2021年中国31个省份的面板数据,实证检验数字普惠金融对农民收入质量的影响及作用机制。研究发现,数字普惠金融显著提升了农民收入质量,且影响呈现收入层级异质性。机制分析揭示,数字普惠金融能够通过政策赋权、技术赋能等途径促进农民收入质量提升,具体表现为农村电子商务的发展、农村人力资本的增加、社会劳动力技能结构的优化在其中发挥中介作用。进一步研究可发现,农村人力资本投资、社会劳动力技能结构对农民收入质量存在以数字普惠金融为门槛变量的非线性影响。最后,从加强农村基础设施建设、推动数字技术在农村的普及与应用等方面提出对策建议,以更好发挥数字普惠金融对农民收入质量的提升作用。

关键词:数字普惠金融;农民收入质量;农村电子商务;劳动力资本;面板分位数

中图分类号:F323

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2025)10-0043-12

DOI: 10.13999/j.cnki.tjllysj.2025.10.005

一、引言

中国式现代化强调全体人民共同富裕,农民收入质量的提升对于缩小城乡差距、实现共同富裕具有重要意义。作为农村的主体,农民的现代化程度直接影响农业农村现代化进程。政府通过实施农业补贴、税收减免等惠农政策,有力保障农民收入的持续增长(张亚洲等,2023;陈文琼和董欢,2024)^[1-2],既是中国长期推行强农惠农富农政策的积极成果,也体现了农业农村经济的稳定发展。然而,一个不容忽视的事实是,尽管农民收入增速持续高于城镇居民,但二者的差距却越来越大。

经济社会发展与数字经济存在深刻关联,数字普惠金融作为其中的关键组成部分,正日益成为推动农

村经济发展的重要动力。以信息技术设施、数据资源和算法能力为支撑的数字经济已全面渗透社会经济多个维度,重塑了生产和消费模式,改变了传统发展格局。在此背景下,数字普惠金融迅速向农村地区延伸,对农民生活和农村经济产生实质性影响。数字普惠金融以多样化形式融入农村发展,推动农村电商、乡村旅游等新业态发展(易法敏等,2025)^[3],并逐步优化农业与非农收入结构,为农村经济注入新动力。数字普惠金融发展能够助力农民收入增长,优化收入结构,增强农民收入稳定性,进而提升农民收入质量。

既有研究围绕数字普惠金融与农民收入质量开展了广泛探讨,本文主要从以下两个方面对相关文献进行梳理,以厘清现有研究脉络并明确可能的研究空间。

基金项目:国家社会科学基金重大项目“乡村振兴的治理内涵与绩效测度研究”(22&ZD156);浙江工商大学基本科研业务费项目“跨境电商引致数据跨境流动的统计核算研究”(FR25011Q)。

作者简介:向书坚,男,博士,教授,博士生导师,研究方向为宏观经济统计分析、乡村振兴治理;李燕玲,通信作者,女,博士研究生,研究方向为经济统计学、乡村振兴治理;朱贺,男,博士,副教授,研究方向为数字经济核算、宏观经济统计。

关于农民收入质量的研究主要包括测度方法、影响因素等。测度方面,已有研究经历了从侧重“收入增长”到关注“收入质量”的转变。王刚毅和柏凌雪(2023)^[4]采用农村居民人均纯收入等单一指标进行研究。张岳等(2023)^[5]从收入水平与收入结构双重视角进行衡量。杨少雄等(2023)^[6]从收入充足性、结构性、成长性、知识性四个维度测度省域层面农民收入质量。胡乃元等(2025)^[7]则从收入充足性、结构性、成长性三个维度评价农民收入质量。这一转变反映出学术界对农民收入的理解正由“量”向“质”深化。影响因素方面,技术进步与产业升级被认为是推动农民收入提升的重要动力(余晋品和葛扬,2023)^[8]。杨鑫玉等(2025)^[9]通过组态分析探讨了农业产业集聚对农民收入的作用机制。张汉飞和吴童(2024)^[10]基于微观家庭数据发现数字普惠金融对不同收入层次的农村家庭均具有增收效应,且对低收入群体的提升作用更为明显。

数字普惠金融对农村经济的影响也受到广泛关注。传统金融服务多集中于经济发达地区,农村家庭面临较高的融资门槛与资源约束(Corrado和Corrado,2017)^[11],这种分配不均衡制约了农村发展,同时加剧了城乡差距。数字普惠金融通过缓解融资约束、改善金融服务可及性,为缩小城乡差距提供了新路径(吴茜,2024)^[12]。数字技术作为关键赋能工具,显著增强了农村地区获取普惠金融服务的可行性(傅秋子和黄益平,2018)^[13]。农民可更便捷地获得信贷、支付和保险等服务,从而促进收入增长(吴本健和罗玲,2025)^[14]。研究普遍认为,数字普惠金融在助力农村脱贫攻坚、推动乡村振兴中发挥着重要作用,是促进农村经济发展的关键力量(Hossain,2021;唐建军等,2022)^[15-16]。

梳理相关文献发现,已有研究主要聚焦数字普惠金融对农民收入的影响,但未深入剖析其影响机制。因此本文围绕数字普惠金融对农民收入质量的影响进行研究,重点关注其影响机制。可能的边际贡献为:第一,从收入结构角度出发,深入剖析农民收入质量,并分析数字普惠金融对农民收入质量的影响。第二,基于政策赋权与技术赋能双重视角,聚焦于数字普惠金融影响农民收入质量的具体路径分析。在此过程中重点关注农村电子商务发展、农村人力资本投资以及社会劳动力技能结构等关键因素的影响。第三,以数字普惠金融作为门槛变量,进一步探究政策赋权、技术赋能对促进农民增收是否存在非线性关系或特定条件下

的显著差异。

二、理论分析与研究假设

(一)数字普惠金融对农民收入质量的直接影响

数字普惠金融凭借普惠性和长尾效应,能提升技术覆盖面和金融可及性。依托互联网及移动支付技术,数字普惠金融能突破传统金融机构的物理边界,覆盖偏远农村地区(张勋等,2019)^[17]。这种技术驱动的服务下沉能够降低地理限制并提供即时交易支持,提高农村金融服务的可及性、便利性,为农民获取基础金融服务提供保障,构成收入改善的前提条件。

数字普惠金融对农民收入质量的影响主要体现在缓解融资约束与激励创业方面。在农村融资方面,通过大数据信用评估替代传统抵押机制,数字普惠金融能够减少信息不对称,降低农民的融资门槛与交易成本。在农民就业创业方面,灵活的小额信贷、农业保险等产品设计,能够激发农民创业意愿,推动其参与非农经济活动,如农村电商、合作社经营等(Guo等,2023)^[18]。创业活动增加能够直接提升工资性收入与经营性收入占比,减少对传统农业收入的依赖,促进农民收入来源多元化。

数字普惠金融发展可提升信息网络效应与改进生产率,其网络特性形成信息交互平台,并通过两类路径提升农业生产效率。一是知识溢出。农民能够通过在线社区获取市场动态、种植技术与管理经验,优化生产决策并提高农产品附加值。二是供应链协同。数字平台连接生产者与消费者,能够缩短流通环节,使农民获得更高利润分配。

据此,提出假设:

假设1:数字普惠金融发展能够提升农民收入质量。

(二)数字普惠金融对农民收入质量的间接影响

通过政策赋权与技术赋能双重推动,数字普惠金融有利于农民收入质量的持续提升。政策赋权可以通过制定有利于农村经济发展的政策,为农民提供更多的机会和保障。技术赋能则可以通过劳动力资本的知识或技能溢出,提高农业生产效率和产品质量,从而提高农民收入。农民收入质量的提升不仅依赖于农业的发展,更需要农村相关产业的全面升级和多元化发展,如乡村旅游、农产品加工等。中国政府正在大力推动农村金融和农村电商发展,为农村就业和产业发展提供更多机会。农村信贷也在推动农村教育方面发挥重要作用,通过提升农村劳动力的质量,进一步保障农民的就业公平。

1.政策赋权路径:农村电子商务渠道拓展

从政策赋权视角看,数字普惠金融对农民收入质量的提升存在间接作用路径,其关键在于推动农村电子商务发展。政府持续推进电子商务进农村综合示范政策,通过提供财政资金支持、人才培训和物流基础设施建设等举措,鼓励和支持偏远农村地区开展电子商务活动,为农民提供多元增收渠道和就业机会,这一政策导向与数字普惠金融的普惠性发展理念高度契合。政策赋权有助于完善农村物流网络和信息基建,为数字金融渗透提供硬件基础(康超,2022)^[19]。数字普惠金融通过支付结算、供应链融资等服务,赋能农产品电商化与品牌。进一步看,电商生态催生直播营销和物流管理等新型就业岗位,有助于推动非农收入增长。乡村旅游、特色手工艺品销售等区域特色产业通过数字平台实现价值重构,形成“一村一品”差异化发展格局(陈国磊等,2019)^[20]。

据此,提出假设:

假设2:政策赋权背景下,数字普惠金融促进农民收入质量提升的主要路径是通过发展农村电子商务拓宽农村经济发展渠道。

2.技术赋能路径:劳动力资本升级

从技术赋能视角看,数字普惠金融通过人力资本积累、技能结构优化双重路径,驱动农民收入质量提升。一是人力资本投资逐渐深化。基于大数据征信技术,数字普惠金融能够降低农民获取教育贷款的门槛,缓解人力资本投资的流动性约束(吴贤荣和罗小锋,2025)^[21]。通过“互联网+教育”平台,农民可远程获取职业培训与农业技术课程,如精准种植和电商运营等,打破地域性知识壁垒(Zhang和Wei,2013)^[22]。收入增长与消费升级促使农民增加教育支出,有利于促进农村教育投入增加与农民就业技能强化(马黄龙和屈小娥,2021;徐光顺和冯林,2022)^[23-24]。二是劳动力技能结构顺利转型。通过知识溢出效应,诸如农业技术App和在线社区等类型的数字平台加速技术扩散,能够缩短技能学习到应用转化的周期。通过推动农业向技术性与规模化转型,数字技术催生了对技能要求更高、附加值更高的新兴就业机会,推动劳动力资源从低效领域向高效领域的优化配置(郭露等,2023;蒋健和吴海涛,2025)^[25-26]。

据此,提出假设:

假设3:数字普惠金融能够通过提高农村人力资本投资间接促进农民收入质量提升。

假设4:社会劳动力技能结构优化通过增强知识溢出效应与生产要素适配性,能够间接促进数字普惠金融对农民收入质量的提升作用。

三、研究设计

(一)模型设定

1.面板分位数回归模型

首先利用面板分位数回归模型研究数字普惠金融对不同水平农民收入质量的影响,公式如下:

$$Q_{\tau}(FIQ_{it}|\Omega)=\gamma_{0,\tau}+\gamma_{1,\tau}DIF_{it}+\gamma_{\tau}X_{it}+\mu_i+\varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, τ 表示分位数; i 表示省份; t 表示时间; μ_i 表示省份固定效应; ε_{it} 是随机扰动项; FIQ_{it} 为被解释变量农民收入质量,包括农民工工资性收入和农民经营净收入; DIF_{it} 是核心解释变量数字普惠金融; X_{it} 是一系列控制变量,包括城镇化率、金融发展水平、产业结构和农村经济发展水平。

2.中介模型

为检验数字普惠金融在影响农民收入质量过程中是否通过政策赋权、技术赋能等方式发挥中介作用,设定如下中介模型:

$$MEDIA_{it}=\theta_1+\delta DIF_{it}+\beta_k X_{it}+\mu_i+\theta_t+\varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$FIQ_{it}=\theta_2+\alpha DIF_{it}+\gamma MEDIA_{it}+\beta_k X_{it}+\mu_i+\theta_t+\varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, $MEDIA_{it}$ 为中介变量,包括农村电子商务、农村人力资本投资和社会劳动力技能结构,其他符号含义与式(1)相同。

3.耦合协调模型

通过耦合协调模型解释数字普惠金融与政策赋权、数字普惠金融与技术赋能之间的交互关系。该模型的取值范围设定在0到1之间,当数值达到0.5时,表明系统间达到了初级协调状态。随着数值的增加,表示系统间的耦合度、协调度在增强,即协同作用更为紧密、高效。耦合协调度模型如下:

$$C=2\sqrt{\frac{U_1U_2}{(U_1+U_2)^2}} \quad (4)$$

$$T=\alpha_1U_1+\alpha_2U_2 \quad (5)$$

$$D=\sqrt{CT} \quad (6)$$

其中, C 表示耦合度; T 表示协调度; D 表示耦合协调度; U_1 、 U_2 分别是数字普惠金融和选择的耦合变量; α_1 、 α_2 分别为上述变量的权重,通过取等权体现平等性,即 α_1 、 α_2 均为0.5。

4.面板门槛模型

以数字普惠金融为门槛变量,进一步研究政策赋权、技能赋能方面的变量对农民收入质量的复杂影

响。面板门槛模型的表达式如下:

$$FIQ_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 COR_{it} I(q \leq \gamma_1) + \alpha_2 COR_{it} I(\gamma_1 < q < \gamma_2) + \cdots + \alpha_n COR_{it} I(\gamma_{n-1} \leq q < \gamma_n) + \alpha_{n+1} COR_{it} I(q > \gamma_n) + \beta_k X_{it} + \mu_i + \theta_t + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

其中, COR_{it} 为核心解释变量, 包括农村电子商务、农村人力资本投资和社会劳动力技能结构; $I(\cdot)$ 为指示函数, 当括号内条件满足时, $I(\cdot) = 1$, 否则为 0; q 为门槛变量数字普惠金融; γ_i 为 i 重门槛所估计的门槛值; 其他符号含义与式(1)、(2)、(3)相同。

(二) 变量说明

1. 被解释变量

农民收入结构包括工资性收入(WI)、经营净收入(NOI)、财产净收入(NPI)和转移净收入(NTI), 多元化的收入结构不仅依赖传统的农业活动, 还涵盖了非农就业等多个渠道, 有助于减少对单一经济活动的依赖, 降低市场波动带来的不确定性影响。同时, 增加非农收入比例也意味着更多的就业机会和更高的劳动报酬, 更有助于提升农民的收入质量。根据图1, 可以观察到农民工资性收入、农民经营净收入增长趋势较为明显, 二者总和在收入结构中占比在70%以上, 表明这两个指标与农业、农村以及农民发展密切相关。因此, 选取农民工资性收入、农民经营净收入反映农民收入质量, 分别用农村居民人均可支配收入工资性收入、农村居民人均可支配收入经营净收入衡量。

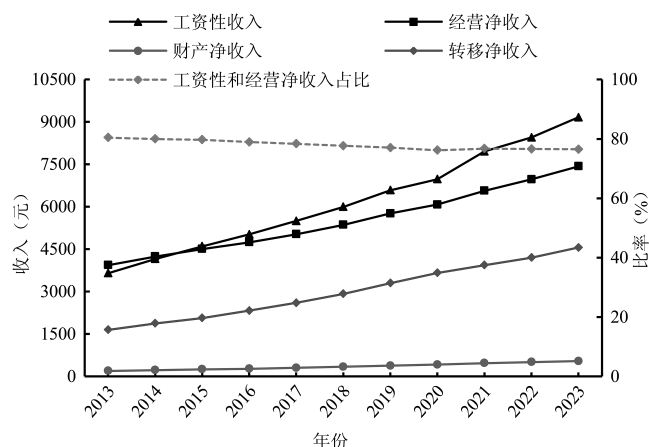


图1 农民收入结构变化趋势

2. 核心解释变量

本文的核心解释变量为数字普惠金融(DIF), 选用北京大学数字金融研究中心编制的数字普惠金融指数进行衡量(郭峰等, 2020)^[27]。该指数由三个维度构成: 覆盖广度(COV)、使用深度(DEP)和数字化程度(DIG), 分别对应数字金融覆盖广度指数、数字

金融使用深度指数和普惠金融数字化程度指数。

3. 中介变量

基于政策赋权与技术赋能双视角选取中介变量。(1)农村电子商务(REC)。数字普惠金融能够为农民提供资金支持, 助力农村电商发展。农村电子商务通过拓宽农产品销售渠道, 促进农民增收, 提升收入质量。采用各省份的电子商务进农村综合示范县的数量进行衡量。(2)农村人力资本投资(HCI)。农村人力资本投资通过提升农民技能和知识水平, 增强其在数字普惠金融中的参与度和受益能力, 进而提高农民收入质量。选取农村居民人均教育文化娱乐支出和医疗保健支出之和衡量农村人力资本投资。(3)社会劳动力技能结构(SKI)。社会劳动力技能结构通过影响农民对数字普惠金融服务的接受度和使用效率, 进而在提升农民收入质量中发挥中介作用。选取大专及以上学历劳动力占劳动力总量的比重衡量社会劳动力技能结构。

4. 控制变量

实证模型中, 控制了其他可能会影响农民收入质量的因素, 具体如下: (1)城镇化率(UR), 定义为城镇人口占总人口的比重。(2)金融发展水平(FDL), 定义为金融机构贷款余额与地区生产总值的比值。(3)产业结构(IS), 定义为第三产业产值与第二产业产值的比值。(4)农村经济发展水平(RED), 定义为人均农林牧渔业产值。

各变量的描述性统计见表1。

(三) 数据来源

采用2011—2021年中国31个省份(不含港澳台)的面板数据进行实证分析。农民收入质量数据来源于《中国农村统计年鉴》; 数字普惠金融指数数据来源于《北京大学数字普惠金融指数(2011—2021)》; 中介变量、控制变量数据来源于EPS数据库, 其中, 农村电子商务数据是根据商务部公布的电子商务进农村综合示范名单统计的数据。

四、实证分析

(一) 基准回归

首先检验数字普惠金融对不同分位数的农民收入质量的影响。表2展示了在面板A和面板B下10分位数、25分位数、50分位数、75分位数及90分位数的基准回归结果。

由表2可知, 数字普惠金融对不同分位数的农民收入质量均具有显著正向影响, 假设1得到验证。基

表 1 变量的描述性统计

变量类型	变量名称	符号	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	工资性收入	<i>WI</i>	341	0.576	0.443	0.080	2.497
	经营净收入	<i>NOI</i>	341	0.469	0.175	0.083	1.016
解释变量	数字普惠金融	<i>DIF</i>	341	2.305	1.034	0.162	4.590
中介变量	农村电子商务	<i>REC</i>	341	0.103	0.215	0.000	1.425
	农村人力资本投资	<i>HCI</i>	341	0.201	0.089	0.011	0.404
	社会劳动力技能结构	<i>SKI</i>	341	0.196	0.102	0.059	0.630
控制变量	城镇化率	<i>UR</i>	341	0.586	0.131	0.228	0.896
	金融发展水平	<i>FDL</i>	341	1.452	0.478	0.655	3.085
	产业结构	<i>IS</i>	341	1.251	0.694	0.518	5.310
	农村经济发展水平	<i>RED</i>	341	0.795	0.363	0.108	2.067

表 2 基准回归结果

变量	面板分位数				
	Q10	Q25	Q50	Q75	Q90
面板 A:被解释变量为工资性收入					
<i>DIF</i>	0.2792*** (0.0287)	0.2775*** (0.0234)	0.2743*** (0.0196)	0.2697*** (0.0316)	0.2646*** (0.0533)
控制变量	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是
N	341	341	341	341	341
面板 B:被解释变量为经营净收入					
<i>DIF</i>	0.0589*** (0.0107)	0.0593*** (0.0086)	0.0599*** (0.0071)	0.0607*** (0.0105)	0.0614*** (0.0158)
控制变量	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是
N	341	341	341	341	341

注：*、**、***分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平，括号内数值为 t 统计量。表 3、表 4、表 5、表 6、表 8、表 9 同。

于分位数回归结果，数字普惠金融对农民收入质量的影响呈现显著的收入层级异质性，具体表现为工资性收入的边际递减效应与经营净收入的边际递增效应。由表 2 可知，从面板 A 看，在 Q10 至 Q90 分位点，数字普惠金融的回归系数由 0.2792 降至 0.2646，且均通过了显著性检验，表明其对低收入群体工资性收入的提升作用更强。从面板 B 看，Q10 至 Q90 分位点数字普惠金融的回归系数由 0.0589 升至 0.0614，且均通过了显著性检验，反映高收入农户更能利用金融资源实现经营扩张。

工资性收入的边际递减效应可能源于就业渠道饱和和技能回报递减。随着金融渗透率提升，劳动力转移对工资增长的边际贡献逐步衰减。低技能岗位受技术替代冲击，削弱金融支持的边际产出。经营净收入的边际递增效应可能更多在于规模经济显现、风险对冲增强、价值链整合等原因。高收入农户通过数字信贷扩大生产投资提升收益率，大数据风控促进技术密

集型农业的资本深化，电商平台嵌入推动农业产业链延伸。

（二）稳健性检验

采用替换核心解释变量的方法，将数字普惠金融滞后一期进行回归，以检验结果的稳健性。根据表 3 的稳健性检验结果，滞后一期的数字普惠金融对农民工资性收入和农民经营净收入的回归系数显著为正，与基准回归结果一致，证实了基准回归结果的稳健性，即数字普惠金融能够显著促进农民收入质量提升，假设 1 得到进一步验证。

（三）异质性检验

数字普惠金融发展具有多维性，进一步研究数字金融覆盖广度(COV)、数字金融使用深度(DEP)和普惠金融数字化程度(DIG)对农民收入质量的影响差异。表 4 中模型(1)、(2)、(3)检验了不同维度数字普惠金融对农民工资性收入分位数影响结果，模型(4)、(5)、(6)检验了不同维度数字普惠金融对农民经营净

表3 稳健性检验结果

变量	面板分位数				
	Q10	Q25	Q50	Q75	Q90
面板 A:被解释变量为工资性收入					
<i>Lag_DIF</i>	0.277*** (0.0349)	0.275*** (0.0264)	0.272*** (0.0228)	0.265*** (0.0405)	0.260*** (0.0653)
控制变量	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是
N	341	341	341	341	341
面板 B:被解释变量为经营净收入					
<i>Lag_DIF</i>	0.060*** (0.0128)	0.062*** (0.0104)	0.064*** (0.00821)	0.067*** (0.0118)	0.069*** (0.0173)
控制变量	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是
N	341	341	341	341	341

表4 数字普惠金融分维度的异质性检验结果

模型	变量	面板分位数				
		Q10	Q25	Q50	Q75	Q90
面板 A:被解释变量为工资性收入						
(1)	<i>COV</i>	0.3153*** (0.0333)	0.3208*** (0.0268)	0.3305*** (0.0212)	0.3453*** (0.0334)	0.3547*** (0.0470)
(2)	<i>DEP</i>	0.1835*** (0.0339)	0.1993*** (0.0239)	0.2189*** (0.0186)	0.2368*** (0.0248)	0.2535*** (0.0358)
(3)	<i>DIG</i>	0.0719*** (0.0193)	0.0691*** (0.0150)	0.0647*** (0.0119)	0.0591*** (0.0175)	0.0552** (0.0244)
控制变量		是	是	是	是	是
个体固定效应		是	是	是	是	是
N		341	341	341	341	341
面板 B:被解释变量为经营净收入						
(4)	<i>COV</i>	0.0689*** (0.0128)	0.0712*** (0.0104)	0.0766*** (0.00876)	0.0811*** (0.0125)	0.0860*** (0.0189)
(5)	<i>DEP</i>	0.0293*** (0.0111)	0.0348*** (0.0088)	0.0461*** (0.0064)	0.0553*** (0.0083)	0.0625*** (0.0115)
(6)	<i>DIG</i>	0.0205 (0.0143)	0.0183 (0.0117)	0.0145* (0.0077)	0.0096* (0.0055)	0.0051 (0.0088)
控制变量		是	是	是	是	是
个体固定效应		是	是	是	是	是
N		341	341	341	341	341

收入分位数影响结果。

随着收入质量分位数的提高,数字金融的覆盖广度、使用深度对农民收入质量的影响逐渐增强,普惠金融数字化程度的影响效应则趋于减弱。根据表4,数字金融覆盖广度与使用深度对农民工资性收入、经营

净收入均具有显著正向影响,且效应随着分位数的提高而扩大;相反,普惠金融数字化程度对两类收入的正向影响随分位数提高而减小。

数字普惠金融通过拓宽服务覆盖范围并深化应用,显著助力农村贫困地区可持续发展,推动乡村产业

振兴,并促进农业与服务业融合。数字普惠金融通过提升金融服务可得性和使用深度,引导更多资金投入农业基础设施与技术创新,同时便捷的支付和多元化的金融产品也丰富了农村消费选择,促进农民收入增长。普惠金融数字化程度主要体现在数字信贷、支付、保险和基础设施建设等方面,为农村经济发展和农民收入增长提供重要支撑。由于高收入群体金融服务可得性较高,数字化带来的边际提升有限,其收入增长效应相对不明显。同时,农业生产自身的季节性、地域性和风险性也制约了数字化应用的进一步拓展。当前,普惠金融数字化程度对工资性收入有持续显著正向影响,对经营净收入的提升作用尚不显著。

(四)中介效应检验

从政策赋权与技术赋能两个视角出发,考察数字普惠金融影响农民收入质量的内在机制,中介效应检验结果见表5、表6。

表5(1)列数字普惠金融的影响系数为0.0349,显示数字普惠金融对农村电子商务具有显著正向影响。(2)、(3)列数字普惠金融、农村电子商务的影响系数均显著为正,进一步证实了数字普惠金融通过促进农村电子商务发展间接提升农民收入质量的传导路径,假设2得到验证。

从政策制度层面看,电子商务进农村试点政策作为制度赋权的重要载体,通过政策激励和资源调配等形式,有效激活了农村电子商务发展动能。具体而言,该政策不仅赋予经营主体更充分的市场准入权限和财

表5 农村电子商务的中介效应检验结果

变量	(1) <i>REC</i>	(2) 工资性收入	(3) 经营净收入
<i>DIF</i>	0.0349* (0.0190)	0.2789*** (0.0166)	0.0622*** (0.0071)
<i>REC</i>		0.1475*** (0.0366)	0.0553*** (0.0158)
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	341	341	341
R ²	0.519	0.794	0.874

政支持,还通过建立适应性融资服务体系,推动电子商务服务与农户需求对接。从金融服务维度来看,融资渠道、农产品期货保险与定制化的数字金融产品拓宽了融资渠道,提供了多样化的风险管理工具,显著降低了农民参与电子商务的经营风险和成本,为农村经济的稳健发展奠定了坚实基础。

表6的(1)、(2)、(3)列检验了农村人力资本投资的中介效应,(4)、(5)、(6)列检验了社会劳动力技能结构的中介效应。(1)列和(4)列数字普惠金融的影响系数分别为0.0384和0.0290,均通过显著性检验,表明数字普惠金融对农村人力资本投资和社会劳动力技能结构具有推动作用。除(2)列以外,(3)、(5)、(6)列数字普惠金融、农村人力资本投资、社会劳动力技能结构的影响系数均显著为正,体现了农村人力资本投资、社会劳动力技能结构的中介作用。假设3、假设4得到验证。

表6 劳动力资本投资的中介效应检验结果

变量	农村人力资本投资			社会劳动力技能结构		
	(1) <i>HCI</i>	(2) 工资性收入	(3) 经营净收入	(4) <i>SKI</i>	(5) 工资性收入	(6) 经营净收入
<i>DIF</i>	0.0384*** (0.0044)	0.2835*** (0.0189)	0.0445*** (0.0079)	0.0290*** (0.0034)	0.2268*** (0.0179)	0.0539*** (0.0080)
<i>HCI</i>		-0.2718 (0.2224)	0.4016*** (0.0926)			
<i>SKI</i>					1.5962*** (0.2711)	0.2104* (0.1218)
控制变量	是	是	是	是	是	是
时间效应效应	是	是	是	是	是	是
个体效应效应	是	是	是	是	是	是
N	341	341	341	341	341	341
R ²	0.907	0.784	0.876	0.774	0.805	0.870

在农民收入构成中,数字普惠金融通过促进农村人力资本投资,间接推动农民工资性收入和经营净收入的增长。这一作用机制可能源于金融服务的普及,使农民更易获取贷款、储蓄等金融服务。这些资金可投入教育、培训、健康领域,提升农民技能水平与生产能力。农民经营净收入主要取决于农业生产效率和农产品市场竞争力,而这与农民技能水平和生产能力紧密相关。然而,工资性收入的提升受区域经济结构、就业市场供需、产业转型进程等多重外部因素制约,人力资本投资虽为其提供基础技能支撑,但并非核心决定因素。

数字普惠金融还通过优化社会劳动力技能结构,间接促进农民工资性收入、经营净收入的增长。农民通过获取新兴农业技术、数字营销等技能,提升农产品附加值和市场竞争力,推动经营净收入增长。非农就业能力的增强使农民在第二、三产业中获得更高薪酬,从而提升工资性收入。此路径通过重塑劳动力市场竞争力,实现收入结构的多元化升级。

五、拓展性分析

(一)耦合协调度分析

中介效应检验结果显示,数字普惠金融展现出了强大的赋能作用,其能够以农村电子商务作为关键渠道,同时依托农村劳动力资本的积累,为农民收入质量的提升注入动力,达成政策期望的赋权目标、技术层面的赋能成效。鉴于此,进一步引入耦合协调模型,分别测度数字普惠金融与农村电子商务、农村人力资本投资、社会劳动力技能结构三者间的耦合协调度,以更客观地揭示数字普惠金融与机制变量间的互动水平,具体耦合协调水平与趋势变化如图2、图3、图4、图5所示。

基于时序动态评估,数字普惠金融与农村电子商务(REC)、人力资本投资(HCI)及劳动力技能结构(SKI)的耦合协调度呈现阶段性协同演进特征。根据图2,2017年后数字普惠金融与农村电子商务的协调度突破阈值0.5,反映政策赋权下电商基础设施完善与

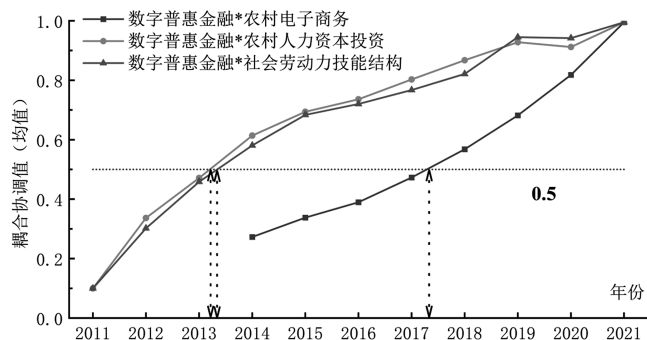


图2 各变量随时间变化的耦合趋势图

金融工具创新的共振效应,并逐步进入良性协同区间。数字普惠金融与农村人力资本以及社会劳动力技能结构之间的协同演进态势显著,其耦合协调程度在2013年后迈入初级阶段,且融合趋势明显。

在此过程中,借助政策赋予的发展权利、技术带来的赋能效应,数字普惠金融全方位作用于农村经济与社会发展的多个关键环节,体现在拓宽农产品销售渠道、提升农民专业素养与劳动技能等多个维度。如大数据征信能够优化教育信贷投放,精准匹配农民技能培训需求,驱动人力资本与产业升级适配。

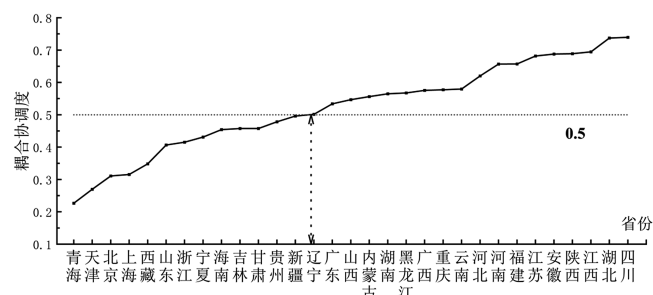


图3 数字普惠金融与农村电子商务的耦合协调趋势图

基于0.5的耦合协调度阈值,图3显示数字普惠金融与农村电子商务的协同发展呈现显著空间分异。低协调区覆盖13个省份,主要分布于西部偏远地区和部分东部地区。一方面反映出数字基建滞后与产融衔接不足的双重约束,另一方面,部分东部省份(如天津、北京、上海、浙江等)由于农村经济结构正处于优化转型阶段,其农村经济重心逐渐转向乡村旅游、民宿等新业态,在一定程度上影响了数字普惠金融与农村电子商务的耦合协调水平。高协调区包含18个省份,集中于东部沿海及中部核心城市群,表明政策响应效率与技术扩散速度的区域优势。因此,低协调区需要突破基建和服务瓶颈,高协调区需要深化技术融合和制度创新。

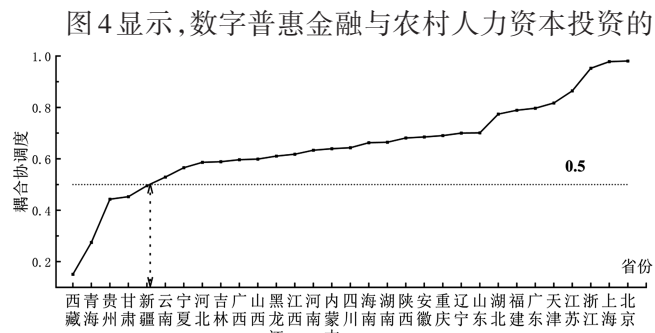


图4 数字普惠金融与农村人力资本投资的耦合协调趋势图

耦合协调度呈现“整体优化、局部滞后”特征。大部分省份协调态势较好,北京、上海、浙江等的耦合协调势头强劲。表明我国在推动数字经济与农村发展融合方面取得了显著成效,但区域间发展不平衡的问题依然存在。对于尚未形成良好耦合的省份,应加大政策支持力度,优化资源配置,提升农民的数字技能和金融素养,促进数字普惠金融服务与农村人力资本投资的深度融合,释放数字经济对乡村振兴的驱动作用。

图5显示,数字普惠金融与社会劳动力技能结构的耦合协调呈“高阈值锁定”特征。由于数字技术投资成本高昂且技能溢出效应存在滞后性,目前仅有9个省份实现了数字普惠金融与社会劳动力技能结构的耦合协调,北京、上海、天津、浙江等的金融发展需求与高素质人才供给达到相对匹配,表明尽管数字经济具有巨大的发展潜力,但其在推动社会劳动力技能结构升级方面仍面临诸多挑战。

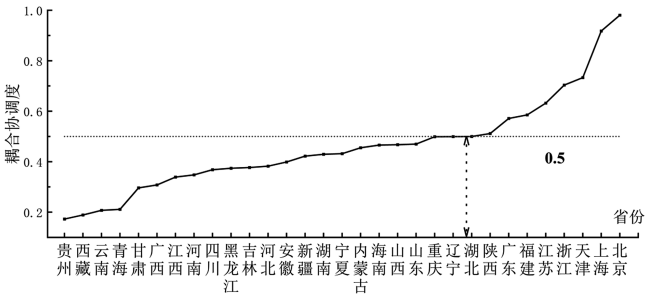


图5 数字普惠金融与社会劳动力技能结构的耦合协调趋势图

(二) 门槛效应分析

耦合协调检验发现,数字普惠金融与机制变量之间逐步形成了较高的耦合协调关系。具体说,数字普惠金融与三个机制变量之间逐步过渡到深度融合阶段,从而形成互促局面。鉴于数字普惠金融是农村经济发展的重要条件基础,将其作为门槛变量进行门槛效应检验和估计。门槛效应检验结果见表7,门槛模型参数估计结果见表8、表9。

基于表7的门槛效应检验结果,以数字普惠金融为门槛变量,农村电子商务对农民收入质量不存在门槛效应影响,农村人力资本投资和社会劳动力技能结构对农民工工资性收入均存在双重门槛效应影响,农村人力资本投资和社会劳动力技能结构对农民经营净收入均存在单一门槛效应影响。

随着数字普惠金融发展跨越门槛值,农村人力资本投资对农民收入质量的正向影响显著增强。根据表8的估计结果,以农民工工资性收入为被解释变量,在数字普惠金融发展的初期阶段,即门槛值在3.110以下时,虽然金融服务有所改善,但受限于技术普及率、用户接受度等因素制约,其对农村人力资本投资的促进作用相对有限,影响系数为0.394,表明已有正面影响但效果温和。随着数字普惠金融进一步发展,跨越3.110至3.990区间,金融服务的可得性、便利性显著提升,更多农民受益并利用这些服务进行教育、培训、健康等投资,增强其就业能力、生产效率,此时农村人力资本投资的影响系数增至0.884,显示出更强的正向

表7 以数字普惠金融为门槛变量的门槛效应检验结果

解释变量	类型	F 值	p 值	10%临界值	5%临界值	1%临界值
被解释变量为工资性收入						
REC	单一门槛	19.83	0.11	20.13	23.36	31.69
	单一门槛	125.51	0.00	19.90	25.70	36.36
	双重门槛	62.03	0.00	29.81	34.51	43.20
HCI	多重门槛	44.56	0.56	125.63	139.42	180.87
	单一门槛	126.33	0.00	26.90	32.73	39.16
	双重门槛	62.30	0.00	24.26	27.31	37.45
	多重门槛	39.61	0.14	43.84	50.62	78.10
被解释变量为经营净收入						
REC	单一门槛	15.78	0.14	17.69	22.33	26.25
	单一门槛	45.73	0.00	21.23	26.09	30.70
	双重门槛	10.67	0.34	15.67	17.83	28.24
HCI	单一门槛	22.45	0.07	19.52	25.29	33.72
	双重门槛	11.75	0.12	12.44	16.36	22.99
	多重门槛					

表8 农村人力资本投资的门槛模型参数估计结果

工资性收入		经营净收入	
变量/参数	估计系数值	变量/参数	估计系数值
<i>HCI</i> ($x \leq 3.110$)	0.394* (0.219)	<i>HCI</i> ($x \leq 2.935$)	0.493*** (0.085)
<i>HCI</i> ($3.110 < x \leq 3.990$)	0.884*** (0.206)	<i>HCI</i> ($x > 2.935$)	0.647*** (0.082)
<i>HCI</i> ($x > 3.990$)	1.859*** (0.225)		
控制变量	是	控制变量	是
常数项	-0.255 (0.162)	常数项	-0.127*** (0.065)
N	341	N	341
R ²	0.771	R ²	0.879

表9 社会劳动力技能结构的门槛模型参数估计结果

工资性收入		经营净收入	
变量/参数	估计系数值	变量/参数	估计系数值
<i>SKI</i> ($x \leq 2.245$)	1.267*** (0.274)	<i>SKI</i> ($x \leq 2.747$)	0.327*** (0.125)
<i>SKI</i> ($2.245 < x \leq 3.636$)	1.921*** (0.251)	<i>SKI</i> ($x > 2.747$)	0.471*** (0.115)
<i>SKI</i> ($x > 3.636$)	2.650*** (0.238)		
控制变量	是	控制变量	是
常数项	-0.165 (0.111)	常数项	-0.429*** (0.050)
N	341	N	341
R ²	0.819	R ²	0.860

影响。当数字普惠金融发展达到更高阶段,即超过3.990的门槛值时,其对农村人力资本投资的促进作用达到最大化,影响系数跃升至1.859。这可能是因为在 此阶段,数字技术深度融入农村经济和社会生活中,不仅提高了金融服务效率,还促进了信息流通、技能传播、创新活动,极大地提升了农民的整体素质和生产能力。

对于农民经营净收入而言,低于2.935的门槛值时,数字普惠金融的影响较小,影响系数仅为0.493,反映出数字普惠金融初期阶段对经营活动的直接促进作用有限。而一旦跨越此门槛,随着金融服务的深化和农民技能结构的优化,经营净收入的增长效应增强,影响系数提升至0.647。随着数字普惠金融的发展水平跨越不同的门槛值,农村人力资本投资对农民工资性

收入、经营净收入的正向影响逐渐增强。

数字普惠金融发展在起初形成“分水岭”,社会劳动力技能结构对农民收入质量呈现明显门槛效应影响。由表9可知,对于农民工资性收入,当数字普惠金融低于2.245的门槛值时,社会劳动力技能结构的影响系数为1.267,表明此时社会劳动力技能结构对提高农民工资性收入已有积极作用。当数字普惠金融处于2.245至3.636之间时,影响系数增至1.921,显示出更强的正向影响。当数字普惠金融超过3.636时,影响系数跃升至2.650,表明此时社会劳动力技能结构对农民工资性收入的提升作用更为显著。对于农民经营净收入而言,当数字普惠金融低于2.747的门槛值时,社会劳动力技能结构的影响系数为0.327,而一旦跨越该门槛值,影响系数增加至0.471。表明随着数字普惠金融的发展,其在促进农民经营净收入增加方面的作用相应增强。

数字普惠金融通过降低交易成本、扩大服务覆盖面、提高金融服务效率,为农民提供了多样化的学习培训资源,增强了他们适应市场变化的能力。此外,数字化平台能有效连接城乡市场,帮助农产品实现线上销售,拓宽农民收入来源。因此,数字普惠金融的发展不仅是金融领域的一次革新,更是推动农村经济转型和社会劳动力结构升级的重要驱动力。这种由量变到质变的转化过程,揭示了数字技术在缩小城乡差距、促进包容性增长方面的巨大潜力。为进一步提升农民的收入水平、生活质量,政府和社会各界应继续推动数字普惠金融发展,降低其使用门槛,扩大其在农村地区的覆盖范围和服务深度。

六、结论与建议

(一)研究结论

基于2011—2021年中国31个省份的面板数据,从收入结构角度深入分析了农民收入质量。采用面板分位数模型探讨了数字普惠金融对提高农民收入质量的影响程度。通过构建中介模型来揭示政策赋权和技术赋能在这一过程中的作用机制。同时,进一步考察数字普惠金融与中介变量之间的耦合协调度,并探究政策赋权和技术赋能在提升农民收入质量方面可能存在的门槛效应。得到如下结论:(1)数字普惠金融对不同分位数的农民收入质量均具有显著正向影响。数字普惠金融对农民工资性收入的提升效应存在边际效应递减的特点,对农民经营净收入的提升效应则相反。(2)数字普惠金融能够通过政策赋权

和技术赋能提升农民收入质量。农村电子商务、农村人力资本投资和社会劳动力技能结构是数字普惠金融促进农民收入质量提升的重要中介变量。(3)农村人力资本投资、社会劳动力技能结构对农民收入质量的提升存在显著门槛效应,其作用随着跨越门槛值逐步增强。

(二)对策建议

基于上述结论,为更好发挥数字普惠金融在提升农民收入质量方面的积极作用,提出以下对策建议:

第一,加快推进农村数字普惠金融发展,着力优化农村居民收入结构。提高农村居民收入不仅要关注收入总量增长,更应重视收入来源的多元化、稳定性,以实现收入结构的整体优化。要加强农村金融服务的有效供给与数字基础设施建设,推动多样化、普惠性数字金融产品在农村地区的普及与应用。通过扩大金融服务覆盖范围并提升服务质量,使更多农民能够便捷享受到数字金融发展的红利,推动其收入结构改善。此外,应推动数字普惠金融与产业深度融合,拓展农民非农就业渠道与农产品流通途径,有效促进农民工工资性收入与经营净收入的持续增长。

第二,强化数字普惠金融的政策支持与赋能作用。各地应积极响应电子商务进农村综合示范政策,在政府引导、政策保障下,充分借助数字化技术有效整合与盘活农村资源,推动农产品品牌化建设、市场化运营,打造乡村振兴的示范区域和典型模式。政府部门应加快推进数字基础设施与乡村交通物流体系建设,为农村居民创造更多创业与就业机会。通过数字平台加强对农村特色文化与产品的宣传推广,并重点破解农村物流“最后一公里”问题,提升农产品流通效率与农村经济的连接能力。

第三,注重数字技术赋能,提升农村劳动力综合素质。数字普惠金融的深度融入,有助于引导、加强农村地区人力资本投资,优化劳动力资源储备。政府应积极推动数字技术在农村的普及与应用,提升农村居民的数字素养与工具使用能力。同时,应着力加强农村职业教育和技能培训,优化劳动力的技能结构,增强其岗位适应性和就业竞争力,夯实农村经济高质量发展的基础。◆

参考文献:

[1]张亚洲,陈卓,杨俊孝,等.农业补贴改革对粮食生产效率的影响:基于土地转入户的视角[J].经济经纬,2023,40(5):36-47.

[2]陈文琼,董欢.适度规模经营农业补贴的执行问题与弱回应型村治:基于政策壁垒视角的分析[J].中国农村经济,2024(11):147-166.

[3]易法敏,古飞婷,罗必良.乡村数字经济包容性发展的政策组合及其治理:基于“电子商务进农村综合示范”的案例研究[J].管理世界,2025,41(5):101-116+197+246.

[4]王刚毅,柏凌霄.中国农村三产融合对农民收入的影响研究:基于中介效应视角[J].农业经济与管理,2023(4):48-64.

[5]张岳,张博,周应恒.数字乡村建设对农民收入的影响:基于收入水平与收入结构的视角[J].农林经济管理学报,2023,22(3):350-358.

[6]杨少雄,苏岚岚,孔荣,等.农民收入质量:逻辑建构、测度评价与动态演进[J].中国农村经济,2023(8):18-36.

[7]胡乃元,高原,王家合,等.村庄产业融合对农户收入质量的影响:基于CLES数据的实证研究[J].农业技术经济,2025(7):35-54.

[8]余晋晶,葛扬.农业土地流转、农村产业融合与农民收入增长[J].山西财经大学学报,2023,45(9):78-93.

[9]杨鑫玉,姜棣峰,唐小付.农业产业集群对农民收入增长的组态效应分析:以广西壮族自治区为例[J/OL].中国农业资源与区划,1-14[2025-11-03].<https://link.cnki.net/urlid/11.3513.S.20250902.1539.002>.

[10]张汉飞,吴童.数字普惠金融对农民收入增长的影响:来自中国家庭金融调查的微观证据[J].农村经济,2024(2):66-76.

[11]CORRADO G, CORRADO L. Inclusive finance for inclusive growth and development [J]. Current opinion in environmental sustainability, 2017(24):19-23.

[12]吴茜.数字普惠金融对农户共同富裕的影响研究[J].改革,2024(10):78-89.

[13]傅秋子,黄益平.数字金融对农村金融需求的异质性影响:来自中国家庭金融调查与北京大学数字普惠金融指数的证据[J].金融研究,2018(11):68-84.

[14]吴本健,罗玲.数字普惠金融促进农民持续增收的理论逻辑与实践进路[J].农村经济,2025(3):60-69.

[15]HOSSAIN M S. What do we know about cryptocurrency? Past, present, future [J]. China Finance Review International, 2021, 11(4):552-572.

[16]唐建军,龚教伟,宋清华.数字普惠金融与农业全要素生产率:基于要素流动与技术扩散的视角[J].中国农村经济,2022(7):81-102.

[17]张勋,万广华,张佳佳,等.数字经济、普惠金融与包容性增长[J].经济研究,2019,54(8):71-86.

[18]GUO X, WANG L, MENG X, et al. The impact of digital inclusive finance on farmers' income level: Evidence from China's major grain production regions [J]. Finance Research Letters, 2023(58):104531.

[19]康超.农村普惠金融、资源错配与城乡经济融合:兼论数字新基建的调节效应[J].中国流通经济,2022,36(12):102-113.

- [20]陈国磊,罗静,曾菊新,等.中国“一村一品”示范村镇的空间分异格局[J].经济地理,2019,39(6):163-171.
- [21]吴贤荣,罗小锋.数字普惠金融对低收入群体代际传递的影响研究[J].世界农业,2025(9):26-41.
- [22]ZHANG J H, WEI C.Human capital of family and social mobility in rural areas—evidence from China[J]. Journal of Integrative Agriculture, 2013, 12(10):1905-1915.
- [23]马黄龙,屈小斌.数字普惠金融对经济高质量发展的影响:基于农村人力资本和数字鸿沟视角的分析[J].经济问题探索, 2021(10):173-190.
- [24]徐光顺,冯林.数字普惠金融对城乡收入差距影响的再检验:基于农户人力资本投资调节效应的视角[J].农业经济问题, 2022(5):60-82.
- [25]郭露,王峰,曾素佳.数字经济、乡村振兴与农民高质量就业[J].调研世界,2023(10):3-11.
- [26]蒋健,吴海涛.农村劳动力老龄化对农业产业链韧性的影响:基于数字技术和数字普惠金融视角下的分析[J].南京农业大学学报(社会科学版),2025,25(1):168-181.
- [27]郭峰,王靖一,王芳,等.测度中国数字普惠金融发展:指数编制与空间特征[J].经济学(季刊),2020,19(4):1401-1418.

Research on the Impact of Digital Financial Inclusion on the Quality of Farmers' Income: Dual Perspectives of Policy Empowerment and Technology Enablement

Xiang Shujian, Li Yanling, Zhu He

Abstract: With the widespread application of digital technology, digital financial inclusion has gradually become a crucial means of promoting rural economic development and enhancing the quality and quantity of farmers' income. Based on the panel data of 31 provinces in China from 2011 to 2021, this study empirically examines the impact of digital financial inclusion on the quality of farmers' income and its underlying mechanisms. The findings reveal that digital financial inclusion significantly improves the quality of farmers' income, with this impact exhibiting heterogeneous effects across different income tiers. Mechanism analysis indicates that digital financial inclusion enhances farmers' income quality through pathways such as policy empowerment and technology enablement. Specifically, the development of rural e-commerce, the accumulation of rural human capital, and the optimization of the skill structure of the social labor force serve as mediating channels. Further research identifies non-linear impacts of rural human capital investment and the skill structure of the social labor force on farmers' income quality, with digital financial inclusion acting as the threshold variable. Finally, countermeasures and suggestions are proposed from aspects such as strengthening rural infrastructure construction and promoting the popularization and application of digital technology in rural areas to better leverage the role of digital inclusive finance in improving farmers' income quality.

Key words: Digital Inclusive Finance; Quality of Farmers' Income; Rural E-Commerce; Labor Capital; Panel Quantile

(责任编辑:新月)

供应链金融对制造业企业全要素生产率的影响研究

肖春梅 唐峻峰

(新疆财经大学 经济学院, 乌鲁木齐 830012)

摘要:提高全要素生产率是实现高质量发展的动力源泉。选取2011—2023年中国A股上市制造业企业的面板数据,采用理论分析与实证检验相结合的方法,探讨供应链金融对制造业企业全要素生产率的影响效应及内在机制。研究发现:基准回归结果显示,供应链金融对制造业企业全要素生产率具有显著的正向促进作用;机制检验表明,供应链金融对制造业企业全要素生产率的促进作用主要通过降低经营风险、加快数字化转型、促进技术创新三条路径实现;异质性分析发现,该促进效应在小规模企业、技术密集型企业、劳动密集型企业中表现得更为突出。基于上述发现,进一步证实供应链金融能够缩小制造业企业间全要素生产率的差距,并提出完善供应链金融体系、降低企业经营风险、加快企业数字化转型、提高企业技术创新能力等优化策略。

关键词:供应链金融;制造业企业;全要素生产率;数字化转型;技术创新

中图分类号:F062.9

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2025)10-0055-09

DOI: 10.13999/j.cnki.tjllsj.2025.10.006

一、引言

习近平总书记强调:“整合科技创新资源,引领发展战略性新兴产业和未来产业,加快形成新质生产力。”新质生产力具有高科技、高效能、高质量特征,以全要素生产率大幅提升为核心标志。随着工业化、城镇化的推进,以农业为基础的经济逐渐向工业、服务业转变,制造业快速发展,资本投入不断提升。2008年金融危机期间,我国为刺激经济出台的四万亿计划,使资本投入对经济增长的拉动作用更为明显,对经济增长的贡献占比达到60.52%;而全要素生产率的作用被弱化,其对中国经济增长的贡献占比为24.31%^[1]。近年我国经济增长从过度依赖投资、出口向消费、投资、出口协调拉动转变,由高速增长转变为高质量增长,全要素生产率增速有所回升。然而目前我国依旧存在制造业投资乏力、投资回报率下降、人口数量红利逐渐消减困境,长期看,仅靠要素投入难以维持我国经济持续增长,所以需要进一步提高全要素生产率,使发展方

式从要素投入驱动转为创新驱动^[2]。

供应链金融通过整合供应链上下游资源,可促进资金高效配置,加速技术创新与应用,提升生产运营效率,但非核心企业使用供应链金融工具可能导致自身控制权被核心企业掌握。非核心企业使用供应链金融工具存在风险,难以提升制造业企业全要素生产率。此外,当前供应链金融领域存在核心企业信用过度扩张、系统缺乏标准、信息中介异化等问题,导致供应链金融效能未完全释放。2025年4月,中国人民银行等六部门联合发文规范供应链金融业务,引导供应链信息服务机构更好地服务中小企业融资。在此背景下,探讨供应链金融对制造业企业全要素生产率的影响机制,对助力经济高质量发展具有重要意义。

目前学术界对供应链金融影响全要素生产率的机制进行了一些研究,主要集中于探讨融资约束^[3]、技术创新^[4]、人力资本^[5]、区块链技术^[6]等方面,据此本文做了以下尝试:一是将供应链金融与制造业企业全要素生产率

基金项目:国家社会科学基金重大项目“基于税收数据的高质量发展统计监测与评估研究”(24&ZD064);新疆财经大学智库调研重点项目“新疆建设内外循环枢纽区的综合评价与强化对策”(ZKZB2303)。

作者简介:肖春梅,女,博士,教授,研究方向为产业经济学、区域经济学;唐峻峰,通信作者,男,硕士研究生,研究方向为产业经济学。

纳入同一个研究框架,通过基准回归、稳健性检验、内生性检验探讨供应链金融对制造业企业全要素生产率的影响效应;二是从经营风险、数字化转型、技术创新视角分析供应链金融提高制造业企业全要素生产率的影响机制;三是在现有研究的基础上,探讨供应链金融对制造业企业间全要素生产率差距的影响效果,为缩小制造业企业间全要素生产率差距提供新思路。

二、理论分析与研究假设

(一)供应链金融对制造业企业全要素生产率的影响

供应链金融通过构建金融与产业深度融合的生态系统,促进供应链上各企业的信息共享、协同合作,从而优化资源配置效率,提高企业全要素生产率。传统供应链中,信息不对称导致企业在生产、采购、销售等环节容易出现资源错配现象,如库存积压、生产计划不合理等,全要素生产率难以得到快速提高。供应链金融平台通过整合供应链上的资金流、信息流、物流,使企业能够实时掌握上下游企业的生产进度、库存水平、市场需求信息。核心企业可以根据供应链金融平台提供的数据,合理安排生产计划,指导供应商精准供货,减少库存积压^[7]。下游经销商也能根据市场需求信息及时调整采购计划,降低销售环节的资源浪费。这种基于信息共享的协同机制,可实现资源在供应链各环节的动态优化配置,提高资源利用效率,进而提升全要素生产率^[8]。

据此,提出假设:

假设1:供应链金融能够提高制造业企业全要素生产率。

(二)供应链金融对制造业企业全要素生产率的作用机制

1.供应链金融、经营风险与全要素生产率

供应链金融可降低企业经营风险,进而提高全要素生产率。它能够打破传统金融对单一企业信用评估的局限,核心企业为上下游中小企业信用背书,金融机构将核心企业信用传导至供应链,基于合作历史和交易数据为上下游企业提供贷款融资,帮助中小企业增加流动资金、增强抗风险能力^[9]。同时,供应链金融能够通过多样化的融资方式,确保企业各环节资金充足,维持正常运营,降低企业因资金问题而引发的经营风险^[10]。供应链金融的风险共担机制具有协同优势。核心企业、金融机构、中小企业会形成利益共同体,当中小企业陷入困境时,核心企业会采取措施助其渡过难

关,金融机构也会参与风险化解,缓解其资金压力。此外,还能通过金融工具分散风险,降低风险冲击^[11]。这既能降低中小企业融资和经营风险,又能提升供应链整体信用水平与稳定性。

企业经营风险的降低可为全要素生产率的提升创造有利条件。当企业面临的市场波动、资金链断裂、供应链中断等风险降低时,生产运营的稳定性得以保障,企业能够持续且高效地投入资本、劳动力等生产要素^[12],减少因风险事件导致的资源闲置与浪费,提高设备利用率和劳动效率。风险降低促使企业更合理地配置资源,基于准确的市场信息和稳定的经营预期,企业可优化生产计划、调整库存水平、改进生产流程,将资源集中于高价值环节,提升资源使用效率^[13]。在风险可控环境下,企业与上下游合作伙伴的协同合作更加顺畅,供应链整体效率得以提高,进一步促进企业全要素生产率的提升,最终增强企业竞争力,实现可持续发展。

据此,提出假设:

假设2:供应链金融能够通过降低企业经营风险,提高制造业企业的全要素生产率。

2.供应链金融、数字化转型与全要素生产率

供应链金融会加快企业数字化转型,从而提高全要素生产率。它通过构建数据价值转化闭环机制加速企业数字化转型。一是基于真实交易和数据授信的逻辑,倒逼企业将经营信息转化为标准化数字资产^[14]。获取融资时,企业需接入区块链平台或通过物联网设备上传数据,推动全流程数字化改造。二是金融机构为提升风控效率,向企业输出数字化工具与技术标准,对接内部系统实现数据交互,推广工具替代人工操作,优化融资流程,倒逼企业构建数字化体系^[15]。同时,“核心企业—上下游—金融机构”的生态网络加速数字化能力传导,核心企业传递数字化标准,金融科技公司提供低成本工具,形成“龙头引领,中小跟随”格局,加快企业数字化转型。

数字技术具有很强的扩散性、渗透性,能够迅速在企业内部各个部门、生产环节中传播和应用^[16]。例如,ERP系统(企业资源计划)将企业的采购、生产、销售、财务等环节进行集成管理,实现信息实时共享和运营流程优化,从而提高整体运营效率。熊彼特认为,创新是经济发展的核心驱动力,包括新产品的开发、新生产方法的采用、新市场的开拓、新原材料的发现、新组织形式的创造等。数字化转型为企业创新提供了丰富的

技术手段和平台,使企业能够快速开发新产品、探索新商业模式、寻找市场机会^[17]。数字化转型能够改变企业的组织架构、管理模式,更加注重员工的创新能力和创造力。这种激励创新的机制有助于提高企业全要素生产率。

据此,提出假设:

假设3:供应链金融能够通过加快企业数字化转型,提高制造业企业的全要素生产率。

3.供应链金融、技术创新与全要素生产率

供应链金融会促进企业技术创新,进而提高全要素生产率。供应链金融有助于降低企业技术创新风险,提供稳定的资金支持,缓解研发投入压力^[18]。当中小企业进行技术创新时,若因创新失败导致资金周转困难,外部金融机构可基于其与核心企业长期合作关系与供应链稳定考量,降低贷款门槛,帮助企业缓解资金压力,降低创新失败对中小企业的冲击,使企业更有信心进行技术创新。供应链金融平台通过整合供应链上各环节的信息,实现信息流的畅通,上下游企业借此可实时掌握彼此的生产进度、库存水平、技术需求等信息,进行针对性创新。中小企业与核心企业协同开展技术创新,能避免研发的盲目性,提高创新效率和成果转化率。供应链金融还能优化企业间的创新资源配置,在资源整合机制作用下,核心企业凭借其在供应链中的主导地位与较强的资源整合能力,借助供应链金融吸引优质中下游企业参与技术创新^[19]。核心企业可利用供应链金融提供的资金优势,组织供应商共同开展行业关键技术研发项目,集中各方人力、物力、技术资源,实现创新资源在供应链内的高效配置,推动企业技术创新水平的提升,增强整个供应链的竞争力。

知识溢出效应为企业全要素生产率的提升注入了外部动力。新技术的研发、应用往往伴随着知识的扩散,企业可以通过学习、模仿、改进而获取技术红利。行业内一家企业成功研发出新技术后,其他企业可通过技术交流、人才流动等渠道学习借鉴,在降低自身研发成本的同时,快速提升生产技术水平,实现生产成本的降低与生产效率的提高^[20]。这种知识共享与传播,可使技术创新的效益在行业内扩散,推动整个行业全要素生产率的提升。技术创新促使企业优化重构管理模式,更合理地安排生产计划、调配人力与物力资源,减少资源闲置与浪费现象^[21]。

据此,提出假设:

假设4:供应链金融能够通过促进企业技术创新,提高制造业企业的全要素生产率。

三、研究设计

(一)数据来源

基于现有研究,考虑到制造业是供应链金融的重要应用领域,选取2011—2023年中国A股上市企业中的制造业企业作为研究样本。相关企业数据主要来源于国泰安数据库,少部分数据来源于CNRDS数据库。在数据处理中,剔除ST类企业和数据缺失严重的企业。

(二)变量说明

1.被解释变量:全要素生产率(TFP)

全要素生产率是指在各种生产要素投入水平既定的条件下,所达到的额外生产效率,又被称为“索洛余值”。它衡量的是除去资本、劳动等传统生产要素投入之外,其他因素对经济增长的贡献,这些因素包括技术进步、创新能力提升、管理水平提升、资源配置优化、规模经济、制度环境改善等。全要素生产率反映了一个经济体资源利用效率、技术创新能力,是衡量经济长期增长潜力、可持续发展能力的重要指标。较高的全要素生产率意味着经济体能够在不增加过多生产要素投入的情况下,实现产出的增长,从而推动经济高质量发展。本文使用LP法^[8,9,14]测算全要素生产率,同时使用OP法进行稳健性检验。

2.解释变量:供应链金融(SCF)

供应链金融是一种基于供应链上核心企业与上下游企业之间的真实交易背景,以核心企业的信用为依托,通过整合物流、信息流、资金流,为供应链上企业提供综合性金融服务的一种融资模式。参考潘为华和罗永恒(2024)^[22]的测度方法,使用短期借款、应付票据、应付账款之和占总资产的比重衡量供应链金融。同时借鉴刘一鸣等(2025)^[23]的方法,使用短期借款、应付票据之和与年末企业总资产的比值作为代理变量进行稳健性检验。

3.中介变量

经营风险(*FF*):借鉴Ohlson(1980)^[24]的方法测算企业的经营风险。*FF*值越大,代表企业经营风险越大,不利于企业经营。

数字化转型(*Dig*):参考杨仁发和杨梅君(2025)^[25]的研究方法,利用爬虫技术获取企业财务报表中和数字化转型相关的词频,并对获取的词频数求和,对词频总数加一并取自然对数衡量企业的数字化转型程度。

技术创新(*Pat*):参考陈丽莉等(2024)^[26]的研究方

法,使用企业的专利数量衡量企业的技术创新能力。

4.控制变量

参考相关研究^[10-13,15-16],选取企业上市年限(*LAge*)、独立董事人数(*IDN*)、前十大股东持股比例(*Top10*)、资产负债率(*Lev*)、营业收入增长率(*Growth*)、净资产收益率(*Roe*)作为控制变量。

5.变量的描述性统计

表1是各变量的描述性统计。全要素生产率的平均值为8.250,标准差为0.877,最大值为10.029,最小值为6.801,说明制造业企业全要素生产率发展水平尚可但离散程度较大。供应链金融的平均值为0.223,标准差为0.131,最大值为0.483,最小值为0.034,说明制

造业企业供应链金融发展水平较低,企业对供应链金融的重视程度有待提升。

(三)模型设计

1.基准模型

为探究供应链金融对制造业企业全要素生产率的影响效应,构建模型(1)进行分析:

$$TFP_{i,t}=\alpha_0+\alpha_1SCF_{i,t}+\alpha_2\sum Controls_{i,t}+\delta_i+\lambda_t+\varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中,下标*i*和*t*分别表示公司个体和时间,被解释变量*TFP_{i,t}*表示*i*企业在*t*年的全要素生产率水平,解释变量*SCF_{i,t}*表示*i*企业在*t*年的供应链金融发展水平,*Controls_{i,t}*为一系列控制变量, δ_i 和 λ_t 分别表示行业固定效应和时间固定效应, $\varepsilon_{i,t}$ 是随机误差项。

表1 变量的描述性统计

变量类别	符号	变量名称	样本量	平均数	标准差	最小值	最大值
被解释变量	<i>TFP</i>	全要素生产率	22871	8.250	0.877	6.801	10.029
解释变量	<i>SCF</i>	供应链金融	22871	0.223	0.131	0.034	0.483
控制变量	<i>LAge</i>	上市年限	22871	2.104	0.786	0.000	3.526
	<i>IDN</i>	独立董事人数	22871	3.105	0.534	0.000	8.000
	<i>Top10</i>	前十大股东持股比例	22871	0.418	0.188	0.101	0.985
	<i>Lev</i>	资产负债率	22871	0.400	0.196	0.007	0.999
	<i>Growth</i>	营业收入增长率	22871	0.214	0.552	-0.670	3.437
	<i>Roe</i>	净资产收益率	22871	0.048	0.150	-0.863	0.333
中介变量	<i>FF</i>	经营风险	22871	0.002	0.031	0.000	1.000
	<i>Dig</i>	数字化转型	22871	35.503	9.689	21.576	61.387
	<i>Pat</i>	技术创新	22871	0.395	1.340	0.000	45.580

2.中介模型

为进一步探究供应链金融对企业全要素生产率的间接影响路径,分析经营风险、数字化转型、技术创新的影响效果,构建中介模型(2)、(3):

$$Mediator_{i,t}=\alpha_0+\alpha_1SCF_{i,t}+\alpha_2\sum Controls_{i,t}+\delta_i+\lambda_t+\varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$TFP_{i,t}=\alpha_0+\alpha_1Mediator_{i,t}+\alpha_2SCF_{i,t}+\alpha_3\sum Controls_{i,t}+\delta_i+\lambda_t+\varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

其中*Mediator_{i,t}*分别表示经营风险、数字化转型、技术创新,其余变量含义和前文一致。通过模型(2)、(3)的分析,可以揭示供应链金融对企业全要素生产率的影响机制。

四、实证分析

(一)基准回归

表2是供应链金融对企业全要素生产率的基准回归结果。第(1)列为不加控制变量时的回归结果;第(2)加入了一系列控制变量;第(3)列和第(4)列逐步增加了行业固定效应和时间固定效应。可以看出,供应链金融对企业全要素生产率的影响显著为正,说明供

应链金融能够提高制造业企业的全要素生产率。因此,假设1得到验证。

(二)稳健性检验

1.替换关键变量

考虑到变量测度方法不同会影响实证结果,分别采用替换解释变量和被解释变量的方法进行稳健性检验。表3第(1)列为替换被解释变量后的回归结果,使用OP法计算的企业全要素生产率替换原有被解释变量;第(2)列参考刘一鸣等(2025)^[23]的方法重新测度供应链金融。结果显示,在替换解释变量与被解释变量后,回归结果仍与前文一致,说明基准回归结论具有一定的稳健性。

2.加入省份固定效应

由于地区间经济发展水平存在较大差异,为避免区域差距导致回归结果出现误差,在控制行业和时间固定效应的基础上,进一步加入省份固定效应。表3第(3)列为加入省份固定效应后的回归结果,与基准回归结果保持一致,进一步证实了基准回归结果的稳健性。

表2 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	TFP	TFP	TFP	TFP
SCF	2.341*** (0.042)	0.882*** (0.071)	0.561*** (0.161)	0.677*** (0.161)
LAge		0.311*** (0.007)	0.306*** (0.016)	0.282*** (0.017)
IDN		0.190*** (0.009)	0.175*** (0.021)	0.198*** (0.021)
Top10		0.154*** (0.025)	0.077 (0.061)	0.175*** (0.062)
Lev		1.347*** (0.055)	1.384*** (0.121)	1.357*** (0.120)
Growth		-0.168*** (0.009)	-0.147*** (0.014)	-0.135*** (0.014)
Roe		2.022*** (0.044)	2.013*** (0.066)	2.032*** (0.067)
行业固定效应	否	否	是	是
年份固定效应	否	否	否	是
N	22871	22871	22871	22871
R ²	0.132	0.257	0.311	0.329

注：*、**、***分别表示10%、5%、1%的显著性水平，括号内为在行业层面聚类的稳健标准误。下表同。

3.剔除部分样本

为避免统计方法等外在因素产生的极端异常值影响回归结果,对主要变量进行5%缩尾处理。为避免样本个体太少造成误差,剔除数据量少于三年的样本,使回归结果更具有代表性。表3第(4)列显示了剔除部分样本后的回归结果,与基准回归结果一致,再次验证了基准回归结论的稳健性。

4.内生性处理

为缓解由于变量遗漏或反向因果关系等导致的内生性问题,将供应链金融滞后一期作为工具变量进行检验^[27],原因如下:首先,当期全要素生产率对上一期企业供应链金融发展水平不会产生影响。其次,上一期的供应链金融发展水平会持续影响到当期的全要素生产率。所以上一期的供应链金融满足外生性原则和相关性原则,符合工具变量的选取要求。表3第(5)列是将供应链金融滞后一期后的回归结果,回归系数在1%的水平上显著为正,与基准回归结果一致,模型通过内生性检验。

表3 稳健性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	替换 被解释变量	替换 解释变量	加入省份 固定效应	剔除 部分样本	内生性 处理
SCF	0.791*** (0.105)		0.778*** (0.104)	0.844*** (0.099)	
SCFI		0.339*** (0.111)			
LSCF					0.640*** (0.075)
控制变量	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	22871	22871	22871	22871	22871
R ²	0.849	0.847	0.850	0.874	0.882

(三)中介机制检验

1.经营风险

表4第(1)列显示,供应链金融对经营风险的系数在1%的水平上显著为负,即供应链金融能够降低企业的经营风险;第(2)列显示,供应链金融对全要素生产率的系数为正,经营风险对全要素生产率的系数为负,即供应链金融能够通过降低经营风险,提高企业的全要素生产率,假设2得证。

2.数字化转型

表4第(3)列显示,供应链金融的系数为正,供应链金融在1%的显著性水平上对企业数字化转型发挥促进作用;表4第(4)列显示,供应链金融和数字化转型的系数都为正,证明供应链金融可以通过加快企业数字化转型提高全要素生产率,假设3得证。

3.技术创新

表4第(5)列显示,供应链金融对技术创新的系数在1%的水平上显著为正,即供应链金融能够促进企业技术创新;第(6)列显示,供应链金融和技术创新的系数均在1%的水平上显著为正,即供应链金融能够通过促进企业技术创新提高企业的全要素生产率,假设4得证。

(四)异质性分析

1.企业要素密集度异质性

企业的要素密集度可能会影响供应链金融对企业全要素生产率的影响效果,所以根据要素密集度

表4 中介机制检验结果

变量	(1) <i>FF</i>	(2) <i>TFP</i>	(3) <i>Dig</i>	(4) <i>TFP</i>	(5) <i>Pat</i>	(6) <i>TFP</i>
<i>SCF</i>	-0.033*** (0.009)	0.856*** (0.103)	2.488*** (0.865)	0.766*** (0.096)	0.378** (0.151)	0.774*** (0.096)
<i>FF</i>		-0.343** (0.175)				
<i>Dig</i>				0.006*** (0.001)		
<i>Pat</i>						0.021*** (0.007)
控制变量	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
N	22871	22871	22871	22871	22871	22871
R ²	0.154	0.876	0.861	0.877	0.699	0.877

将企业分为技术密集型、资产密集型、劳动密集型分别进行回归,结果见表5第(1)―(3)列。可以看出,供应链金融对不同要素密集度企业的全要素生产率均有促进作用,但从回归系数上来看,供应链金融对资产密集型企业的促进效果更小,对技术密集型和劳动密集型企业的促进效果更加明显。可能的原因如下:资产密集型企业凭借厂房、设备等大量固定资产,有较强的抵押物优势,可通过传统融资渠道获得大额贷款,对供应链金融的依赖程度较低。同时,其供应链上下游关系相对固定,结构简单,导致供应链金融优化资金流的空间有限,且长期、大额的资金需求与供应链金融侧重短期流动资金支持的特点不契合。技术密集型企业因资产多为专利、研发成果等无形资产,缺乏传统抵押物,较难从银行等传统渠道获得融资,供应链金融基于真实交易背景和核心企业信用,为其开辟了新的融资路径。而且,这类企业创新发展需要持续资金投入,供应链金融可满足其研发需求,推动技术成果转化,提升市场竞争力。劳动密集型企业的生产依赖大量劳动力,工资、采购等运营成本高,资金周转压力大,一旦资金链断裂,生产经营将受严重影响,供应链金融快速、灵活的融资方式,能够及时补充流动资金,保障其正常运转。此外,劳动密集型企业在供应链中议价能力较弱,更需要供应链金融帮助其解决资金难题,增强其抗风险能力。

2.企业规模异质性

企业规模的大小可能会影响供应链金融对企业全要素生产率的促进作用,所以根据企业的资产规模,将

制造业企业分为大企业和小企业,结果见表5第(4)―(5)列。回归结果显示,小企业的系数大于大企业的系数,即供应链金融对全要素生产率的促进效果在小企业中更显著。可能的原因是:小企业通常面临更严峻的资金约束问题。由于自身规模较小、资产有限,在传统融资模式下,小企业很难从银行等金融机构获得足额贷款,资金短缺常常限制了它们的生产规模扩张、技术升级以及创新发展。而供应链金融基于真实的交易背景,将核心企业的信用延伸至小企业,为小企业提供了新的融资渠道,有效缓解了融资约束,使其能够更充分地投入生产要素,优化资源配置,进而提高全要素生产率。传统金融市场中,金融机构与小企业之间的信息不对称问题较为突出。小企业通常缺乏规范的财务报表和完善的信用记录,金融机构难以准确评估其信

表5 异质性分析结果

变量	企业要素密集度			企业规模	
	(1) 技术 密集型	(2) 资产 密集型	(3) 劳动 密集型	(4) 大企业	(5) 小企业
<i>SCF</i>	0.835*** (0.122)	0.389** (0.167)	0.868*** (0.219)	0.562*** (0.125)	0.892*** (0.098)
控制变量	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	13169	4366	5269	10164	12695
R ²	0.885	0.903	0.889	0.861	0.800

用风险,这就导致了小企业融资难度大、成本高。供应链金融通过整合供应链上的信息流、物流和资金流,能够更全面、准确地了解小企业的经营状况和信用水平,减少信息不对称。基于此,金融机构能够为小企业提供更优惠的融资条件,降低其融资成本,促进其生产和创新,从而提高全要素生产率。

(五)全要素生产率差距分析

随着大数据、人工智能等新兴技术快速发展,我国全要素生产率获得新的增长动力源泉。然而已有研究表明,由于“技术鸿沟”“技术红利”的存在,即使是同一行业内的企业,由于对于新兴技术的利用水平不同,会产生强者愈强、弱者愈弱的马太效应,导致企业间全要素生产率差距不断扩大。若企业间全要素生产率差距持续扩大可能会导致市场资源向头部企业聚集,产生垄断效应,削弱市场活力^[28]。全要素生产率差距过大还会通过要素回报差异和资源配置效应传导至微观主体,造成企业间、行业间的收入分化^[29]。因此,在关注全要素生产率整体提高的同时,还需要关注企业间全要素生产率的差距问题。

为更直接验证供应链金融对企业间全要素生产率差距的影响效应,使用郑飞等(2024)^[30]的方法对同行业内企业间全要素生产率进行重新测度。具体步骤如下:第一步,识别制造业企业所属的细分行业,并将每一年每一行业内企业全要素生产率从高到低进行排序;第二步,筛选每一个细分行业全要素生产率前5%的企业,将其定义为前沿企业,然后计算前沿企业的全要素生产率平均值(若某一行业5%的企业数小于1,则定义全要素生产率最高的一家企业为前沿企业);第三步,将每一家企业的全要素生产率减去其所属行业内前沿企业的全要素生产率均值,然后对结果取绝对值,得到企业与前沿企业的差距(Gap)。Gap越大,表示企业与前沿企业的全要素生产率差距越大。

表6汇报了供应链金融对企业间全要素生产率差距的回归结果。第(1)列为不加控制变量的结果,第(2)列加入了控制变量、行业固定效应和年份固定效应。回归系数均在1%的水平上显著为负,说明供应链金融能够缩小企业间全要素生产率差距。可能的原因是:供应链金融能够打通产业链资金流、信息流与物流的壁垒,为中小企业破解融资约束。非核心企业依托核心企业信用传递和真实交易数据授信,可获得技术升级、研发投入的资金支持,释放创新潜力。借助金融科技实现信息透明化与资源精准匹配,可推动上下游

企业协同创新、技术扩散,倒逼中小企业数字化转型与管理优化,让原本因资源获取能力差异导致的全要素生产率差距在资金、技术、管理的多维协同中逐步缩小,最终提升整个供应链的全要素生产率的均衡性。

表6 供应链金融对企业间全要素生产率差距的回归结果

变量	(1) <i>Gap</i>	(2) <i>Gap</i>
<i>SCF</i>	-1.920*** (0.044)	-2.130*** (0.106)
控制变量	否	是
行业固定效应	否	是
年份固定效应	否	是
N	20689	20689
R ²	0.085	0.189

五、结论与建议

(一)研究结论

聚焦供应链金融与制造业企业全要素生产率之间的关系,以2011—2023年A股上市制造业企业作为研究样本,通过运用双向固定效应模型、中介效应模型等实证检验方法,系统探究了供应链金融对制造业企业全要素生产率的影响。回归结果显示,供应链金融能够显著提高企业的全要素生产率;机制分析表明,供应链金融主要通过降低经营风险、加快数字化转型、促进技术创新三条路径提升企业全要素生产率;进一步分析发现,供应链金融能够缩小企业间全要素生产率的差距。

(二)对策建议

根据上述结论,为更好发挥供应链金融对企业全要素生产率的提升作用,提出如下对策建议:

第一,完善供应链金融体系。一是完善政策支持体系。政府应制定更加完善的供应链金融政策体系,鼓励金融机构创新金融产品和服务模式。同时,通过减税降费、财政补贴等措施,降低制造业企业的融资成本,提高其参与供应链金融的积极性。二是加强金融科技应用。鼓励金融机构加大对金融科技的研发投入,利用大数据分析技术对供应链中的交易数据、物流数据、企业信用数据等进行深度挖掘、分析,构建数字化供应链金融科技平台。三是促进供应链金融一体化。支持建设产销一体化数据平台,打通数据壁垒,实现企业端和用户端之间的信息共享和金融服务无缝对接。推动上下游一体化,覆盖全链条场景,优化供应链资金流转。四是强化多方合作与协同。金融机

构应积极与制造业企业、物流企业建立长期稳定的合作关系,共同开发供应链金融产品和服务模式。金融机构可与物流企业合作,根据物流数据更好地评估企业风险,为企业提供更精准的金融服务,推动供应链金融创新发展。

第二,降低企业经营风险。一是建立风险监测预警体系。利用大数据分析技术,实时监控核心企业信用状况、供应商经营风险、资金流转异常等,建立健全供应链金融风险监测和预警体系。二是优化供应链结构。制造业企业需重构供应链布局,筛选资质优良、抗风险能力强的合作伙伴建立长期稳定合作关系,减少对单一供应商或客户的依赖,同时通过多源采购、区域分散布局等方式降低供应链中断风险。三是加强供应链上下游企业间的信息共享与协同合作,实现订单、库存、物流等关键数据实时互通,通过协同制定风险应对预案,共同抵御市场需求波动、信用违约等各类风险挑战,筑牢企业经营安全防线。

第三,加快企业数字化转型。推进企业信息化建设,鼓励企业引入先进的信息化管理系统,实现与供应链上其他企业的信息共享和协同管理。通过信息化手段,企业可以更好地掌握生产、销售、库存等信息,提高生产效率与决策的准确性。同时应加强产业链数字化协同,以领军企业为枢纽构建新型合作模式,领军企业向产业链上下游输出先进技术标准,推动全产业链数字化升级与标准化建设。建立产能共享机制,实现资源高效配置,通过工业互联网平台整合产业链上下游的研发资源与需求信息,形成分布式的创新网络。

第四,提高企业技术创新能力。一是增加研发投入支持。供应链金融应提供更多的资金支持,帮助制造业企业增加研发投入,提升设备升级的频率。企业有了充足的资金,可以引进先进的生产设备和技术,开展技术创新活动,提高产品的技术含量和附加值。二是促进产学研合作。推动政产学研用有机融合,通过共建联合实验室、创新联合体等组织形式,形成需求牵引研发、研发支持应用的良性循环。企业与高校、科研机构合作,共同开展技术研发、创新,将科研成果快速转化为生产力,提高企业的技术创新能力和全要素生产率。◆

参考文献:

- [1]陈梦根,侯园园.中国经济增长动力结构变迁:2000—2019[J].经济研究,2024,59(1):53-71.

- [2]蔡昉.中国经济增长如何转向全要素生产率驱动型[J].中国社会科学,2013(1):56-71+206.
- [3]王璠,韩晗.供应链金融对商贸流通业全要素生产率的影响:基于区块链应用的视角[J].商业经济研究,2024(22):5-9.
- [4]韦施威,杜金岷.供应链金融如何影响企业创新?[J].经济社会体制比较,2023(2):62-74.
- [5]潘林伟,屈丽.人力资本促进城市群全要素生产率的作用机制研究:基于产业影响视角[J].统计理论与实践,2025(2):54-62.
- [6]蒋为,倪诗程,彭森.数字科技企业赋能实体经济发展的效率变革:基于数字化供应链视角的理论与经验证据[J].数量经济技术经济研究,2025,42(1):51-71.
- [7]周易,王晓亮,吴金柯.供应链金融会提升企业全要素生产率吗?[J].经济问题,2023(11):57-64.
- [8]卜君,朱悦.供应链金融能够提高企业全要素生产率吗?[J].财经问题研究,2024(5):89-104.
- [9]王鲁显,李科.供应链金融与企业商业信用融资:基于资产专用性的分析视角[J].财经研究,2022,48(3):154-168.
- [10]夏雨,方磊,魏明侠.供应链金融:理论演进及其内在逻辑[J].管理评论,2019,31(12):26-39.
- [11]凌润泽,李彬,潘爱玲,等.供应链金融与企业债务期限选择[J].经济研究,2023,58(10):93-113.
- [12]郭晔,姚若琪.供应链关联与中小企业融资:基于供应链金融与商业信用视角[J].经济学(季刊),2024,24(4):1173-1190.
- [13]冉芳,谭怡,康文静.实体企业金融化如何影响全要素生产率:基于中国A股上市公司的实证检验[J].国际金融研究,2022(12):82-93.
- [14]龚强,班铭媛,张一林.区块链、企业数字化与供应链金融创新[J].管理世界,2021,37(2):22-34+3.
- [15]杨思莹,白桦.供应链数字化推动企业开展供应链金融业务了吗?[J].中央财经大学学报,2025(6):35-51.
- [16]武常岐,张昆贤,周欣雨,等.数字化转型、竞争战略选择与企业高质量发展:基于机器学习与文本分析的证据[J].经济管理,2022,44(4):5-22.
- [17]宋敏,周鹏,司海涛.金融科技与企业全要素生产率:“赋能”和信贷配给的视角[J].中国工业经济,2021(4):138-155.
- [18]杨忠海,刘金奇.供应链金融能吸引绿色投资者进入吗?:基于资源协奏视角[J].华东经济管理,2025,39(4):106-117.
- [19]郭景先,鲁营.供应链金融、供应链集中度与企业创新非效率投资[J].华东经济管理,2023,37(5):119-128.
- [20]程晨,穆靖昊,后青松.异地研发中心设立对企业全要素生产率的影响研究[J].经济问题,2025(3):1-13+91.
- [21]杜传忠,薛宇择.研发联盟、开放式创新与企业全要素生产率提升[J].数量经济技术经济研究,2024,41(12):111-132.
- [22]潘为华,罗永恒.供应链金融与企业韧性:基于协同创新和风险承担的视角[J].财经理论与实践,2024,45(5):10-17.
- [23]刘一鸣,曹廷求,刘家昊.供应链金融与企业风险承担[J].系统工程理论与实践,2025,45(2):391-407.

- [24] OHLSON J A. Financial Ratios and the Probabilistic Prediction of Bankruptcy [J]. Journal of Accounting Research, 1980, 18(1): 109-131.
- [25] 杨仁发, 杨梅君. 数字化转型的持续性创新效应研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2025, 42(2): 109-129.
- [26] 陈丽莉, 张若琪, 戎珂. 数据要素赋能企业创新: 基于内外部资源视角[J]. 管理评论, 2024, 36(12): 15-25.
- [27] 叶芬芳. 新质生产力与数字经济产业链韧性: 机制分析与实证检验[J]. 技术经济与管理研究, 2025(1): 57-62.
- [28] 肖土盛, 董启琛, 张明昂, 等. 竞争政策与企业劳动收入份额: 基于《反垄断法》实施的准自然实验[J]. 中国工业经济, 2023(4): 117-135.
- [29] 刘旺, 邱立成, 张龙. 贸易政策不确定性、生产率分布与企业间工资差距[J]. 国际经贸探索, 2022, 38(3): 18-35.
- [30] 郑飞, 刘梦欣, 贺翔, 等. 智能制造对企业间生产率差距的影响研究: 基于管理者时间导向的调节效应[J]. 管理学报, 2024, 37(3): 78-94.

Research on the Impact of Supply Chain Finance on Total Factor Productivity of Manufacturing Enterprises

Xiao Chunmei, Tang Junfeng

Abstract: Improving total factor productivity is the driving force for achieving high-quality development. Using panel data from Chinese A-share listed manufacturing companies from 2011 to 2023, this study employs theoretical analysis and empirical testing to explore the impact of supply chain finance on the total factor productivity of manufacturing enterprises and its underlying mechanisms. The study finds that: the baseline regression results show that supply chain finance has a significant positive effect on the total factor productivity of manufacturing enterprises; mechanism tests indicate that the promotion effect of supply chain finance on total factor productivity is mainly achieved through three pathways: reducing operational risk levels, accelerating digital transformation, and enhancing technological innovation capabilities; heterogeneity analysis reveals that this promotion effect is more pronounced in small-scale enterprises, technology-intensive enterprises, and labor-intensive enterprises. Based on these findings, it is further confirmed that supply chain finance can narrow the gap in total factor productivity among manufacturing enterprises, and optimization strategies such as improving the supply chain finance system, reducing operational risks, accelerating digital transformation, and enhancing technological innovation capabilities are proposed.

Key words: Supply Chain Finance; Manufacturing Enterprises; Total Factor Productivity; Digital Transformation; Technological Innovation

(责任编辑:云野)

数智时代智能算法的劳动歧视及治理逻辑

肖光恩 赵慢慢

(武汉大学 马克思主义学院,湖北 武汉 430072)

摘要:算法技术已经实现从传统算法到智能算法的突破进步,并深刻参与人类的生活、生产决策中。然而,智能算法引发了劳动管理领域中对“算法偏见”和“算法歧视”的混淆理解。实际上,前者是智能算法无法克服的技术缺陷,后者反映出资本权力与技术的共同作用,加剧了劳动歧视风险。具体而言,这种风险集中体现为重构劳动雇佣的信息化壁垒、深化劳动控制的全方位规训、加剧价值分配的结构性失衡,促使劳资关系结构向资本、劳动者、算法三方博弈发展。对此,可通过三方面促进算法正义与劳动平等:一是建立更具包容性的数据集,平衡设计者的价值认同,以实现技术改进;二是健全伦理监督机制,加强公众知识普及,加强社会监督;三是从法制规制层面明确风险问题的权责归属,完善对劳动者隐私数据的制度保障,统一劳动者数据处理的伦理原则。

关键词:智能算法;算法歧视;算法偏见;劳动歧视

中图分类号:F062.9

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2025)10-0064-08

DOI:10.13999/j.cnki.tjlysj.2025.10.007

一、引言

随着信息技术、智能技术在社会生产中的深入应用,特别是社会生产资源信息化、数字化、智能化的广泛发展,人类迈入了数智时代。智能算法主要在两个方面深度重构社会生产、管理流程:对资本而言,智能算法主要发挥辅助生产决策、优化生产流程、配置生产资源使用的作用,它显著地提升了社会劳动生产效率;对劳动者而言,智能算法加剧了技术赋能下劳动不平等风险,引发新的劳资矛盾。马克思主义认为,在资本矛盾运动规律作用下,资本逻辑通过支配生产资料达到支配人的目的,智能技术的使用加速、强化了这一目的的达成。当前,智能算法技术的演化成为“不平等再生产”的关键中介,正在改变资本管理劳动的传统逻辑,并催生了劳资关系失衡加剧、劳动财富分配差距扩大等深层社会矛盾。

国内外学者对智能算法在劳动管理过程中的负面效应已有较多讨论,国内研究主要集中于两个视角:一

是从“算法偏见”角度出发,指出雇主意志和简历筛选算法会相互强化偏见^[1],进而引发就业机会不均、同工不同酬^[2]等劳动权益问题,其中典型表现之一是海外企业将不利于女性求职者的偏见加入智能算法设计过程中。二是从“算法歧视”角度切入,强调智能算法正在劳动领域放大社会固有的性别、年龄、健康等差异,并可能引发严重的政治和道德风险^[3-4]。除此之外,少数学者强调“算法偏见”和“算法歧视”存在一定交叉,前者是否引起后者需要结合智能算法的特定任务、实际部署环境等社会因素进行综合判断^[5]。相较之下,国外学者更倾向于结合西方现实案例,将研究内容聚焦于劳动管理的单一或部分环节。典型研究指出招聘算法借助语气识别、社交媒体数据抓取、面部分析等前沿技术,侵犯了求职者的人权、平等、隐私等权利^[6]。国外学者还揭示智能算法在员工晋升、奖金支付、地域流动等多个环节中,通过对雇员特定特质、广泛信息的收集与分析,形成具有歧视性的决策^[7]。有学者更进

基金项目:国家社会科学基金重大项目“海外习近平新时代中国特色社会主义思想研究状况与分析”(24&ZD004)。

作者简介:肖光恩,男,博士,教授,博士生导师,研究方向为中国特色社会主义政治经济学;赵慢慢,女,硕士研究生,研究方向为马克思主义发展史。

一步提出“代理歧视”^[8-9]概念,更准确概括企业根据隐性变量对特定群体进行歧视性对待的现象。

总之,现有关于智能算法影响劳动管理的研究中,在其成因分析、对部分劳动环节的影响方面取得了较为成熟的成果,但仍存在不足。一是在对“算法偏见”或“算法歧视”的核心概念使用时缺乏严格区分,将批判矛盾引向智能算法的技术表象,忽略对深层资本权力的分析。二是多聚焦招聘筛选、劳动分配等孤立劳动管理环节,并重复强调性别、种族、学历等传统显性指标的作用,既缺乏对劳动管理过程的整体分析,也未能揭示出过程中资本基于劳动专注度、劳动者服从性、自我规训能力等隐性要素歧视劳动者的现状。基于此,本文试图对上述问题展开进一步探究,对智能算法在劳动管理整体过程中引发的劳动歧视问题进行全面剖析,并尝试提出促进算法正义和劳动平等的解决思路。

二、智能算法决策场域中的算法歧视

作为资本与技术的融合产物,智能算法的牟利性加速推进人机二元交互的深入开展,使技术工具介入劳动管理、社会治理、伦理规范等人类价值领域,进而形成对算法歧视危害的反思性讨论场域。

(一)从传统算法到智能算法的技术演进

算法技术经历了从传统向智能的突破性发展,其背后的深层动因是资本与技术的历时性互动:前技术革命时期,在农业社会的经验技术占主导的时期,科学、资本与技术仍处于分离形态;第一次技术革命后,资本一经萌芽就表现出与技术的相互促进态势,并催生出工业化机器生产方式;第二次技术革命前后,资本扩张的本性使其不满足于与技术的相互促进,资本化的科学逐步成为技术的先导,电气技术创新驱使的技术密集型工业,使生产日益走向垄断集中;第三次技术革命推动智能技术的发展,技术与资本趋向一体化融合,生产的边界从有限的物理场域扩展到整个社会领域,滋生出“数字资本权力”。

进入数智时代后,技术变革对人类社会发展的影响可以归结为算法作为核心驱动力在各领域的深度渗透。算法是机器解决具体任务的规则和方式,与数据、算力共同构成人工智能技术的三大要素。相较于数据、算力对技术迭代的硬性限制,算法作为认知引擎,其演变发展更直接决定着技术应用的能力边界。传统算法的运行严格遵循预设规则,其功能边限定于解决结构清晰的确定性任务。从技术发展的纵向对比

看,传统算法虽然针对确定性问题展现出强大的运算效率,但其明确受到设计者认知局限的影响,难以自主应对模糊决策或涉及人类情感解读等的复杂场景。

伴随深度学习与神经网络技术的创新,智能算法实现了从任务执行者向决策者的跨越式发展,其突破性在于通过模拟人类认知过程形成自主决策能力,“智能”主要表现为算法能够利用海量数据中蕴含的知识运行、学习并发挥预测功能,甚至自发生成新的规则而减少对设计者知识的依赖。基于数据驱动的归纳学习模式,使智能算法能够处理复杂动态环境中的非确定性任务,从而实现面部微表情识别、动作预测等创新性技术应用。然而,智能算法仍然遵循技术工具理性,通过将人类社会中的表征属性抽象为数据,并根据这些数据实现可重复性预测的唯一目的,将人类社会机械化为可以通过参数调整来操纵的机制,忽略其中的偏差与不平等等问题,这一逻辑将导致其在深度嵌入人类社会的生产生活中衍生出一定的风险。

(二)算法歧视及形成机理

对算法歧视、算法偏见的认知长期存在混淆与争议,算法歧视更深刻反映出资本增殖与技术发展的深度融合。具体而言,尽管“偏见”和“歧视”都指涉对特定群体的刻板化解读,但两者在本质层面上存在认知状态与行为的差异,在价值层面上包含中立与消极的区分^[10]。在智能算法视域,算法偏见和算法歧视不能简单被视作同一概念加以理解,算法偏见是在数据收集、标注、设计者有限理性及价值渗透层面,对人类社会偏见现象的“数字镜像”,算法歧视并非简单的技术失灵,而是算法偏见在特定社会权力结构中被选择性激活和强化的结果。正如马克思所指出:“同机器的资本主义应用不可分离的矛盾和对抗是不存在的,因为这些矛盾和对抗不是从机器本身产生的,而是从机器的资本主义应用产生的!”^[11]

算法歧视更深刻地反映出公众认同、社会权力等社会性因素在技术实践中的投射。在此意义上,算法歧视指部分主体为实现主观意图,使用智能算法决策对特定主体不平等对待的现象。其弱化了普遍存在的技术缺陷问题,而是强调主体的动机和应用过程的展开,包含两个基本特征:一是主体意志的介入,即决策者将智能算法作为实现主观意图的工具;二是智能算法决策被纳入制度系统并发挥持续性作用。算法歧视的形成机理包含三个方面:

首先,社会对智能算法的集体认同削弱公众对资

本与技术的反抗意志。这种认同不仅体现为公众对技术的接受程度,更深化为对其价值的合理性认定。在认知影响中,早期技术专家为使公众更深刻理解技术的发展,使用大量拟人化的比喻、类比,例如将“检测”表述为“识别”、将“计算”表述为“判断”^[12]。这一现象在人工智能中得到前所未有的强化,智能算法被赋予自主性、能动性等人類特征,其运算程序被表述为“人工神经网络”。在媒体、资本、公众的多重传播过程中,多种比喻愈发偏离智能算法技术的实际效果,营造出“算法拜物教”的认知环境。实践应用中,智能算法展现出超越人类的信息处理、工作决策能力,显著提升了公众在工作、学习等方面的社会运行效率。由此,公众在知行过程中自主强化了对智能算法“技术神话”的集体认同。在积极性认知前提下,个体自身价值被自然分解为数字化标签,智能算法合理地运用到人力、资金、技术等社会资源的管理决策过程当中。即使存在歧视性风险,也往往以“技术中立”的形式被解释为提升社会效率的必要代价。

其次,“算法黑箱”及解释权的私有性形成对公众的认知压制。智能算法体现出设计者区别于普通公众的高度专业化的技能壁垒,其决策逻辑超出了日常的基本经验范围。出于技术竞争、获取利润、算法安全等多重考量,算法设计者可能无法或不愿意对智能算法的运行逻辑作出详细公示。对公众而言,智能算法是一个无法透视的巨大“黑箱”,其不仅仅体现出技术的复杂性,更是解释权私人拥有的社会体现^[13]。与此相反,智能算法决策的有效运作依赖海量人类数据的“喂养”,公众使用人工智能以及在网络上浏览、互动等行为所产生的信息数据,都将被收集并转化为智能算法训练的输入参数。在此过程中,由于智能算法运行的不透明性,公众在享受技术便利的同时,往往会无意识地进行数据让渡,包括隐私数据的收集、营利性使用等。同时无法预测一旦技术被其他主体不当应用,危害自身利益的边界所在。这种限制不仅加剧智能算法产生偏见,而且可能不断被资本转化为算法歧视。

最后,智能算法技术渗入资本市场并与之深度融合,赋予资本所有者为实现利益目标而控制劳动群体的权力。这种资本权力在劳动关系中主要体现为对雇佣劳动的支配。在商业资本逻辑主导下,智能算法始终遵循效率至上的价值取向,在劳动管理过程中生成具有歧视性的决策。智能算法“按照何种程序、被何人所执行”是一个“严肃的社会信任问题”^[14],尤其是以私

人资本为代表的私权,其对智能算法的决策应用,掩盖了深层的权力关系:一是管理决策权的转移。企业依托资本或人才等市场资源优势,增强对智能算法的支配力,将管理制度内嵌至智能算法运行规则中,使劳资矛盾被包装为“技术优化问题”。二是责任主体的转移。企业运用智能算法构建出虚拟化的“决策主体”。基于此,企业可以在劳动管理中依据年龄、性别、身份等片面条件对劳动者实行差别对待,并且由于现行法律对算法歧视追责的难度,企业能够以“商业机密”为由规避歧视的主体责任。三是价值批判的消解。对智能算法决策的市场化运用,企业能够将维系盈利的条件和要求强加给公众。为获得技术便利或工作机会,劳动者不得不接受算法设定的歧视性规则。公众对此类行为的质疑、批判,往往被“技术复杂性”的话语消解,甚至可能招致“反科技进步”的污名化标签。

三、劳动管理过程中的算法歧视

由于知识水平、劳动能力的差距,劳动者在生产体系中始终面临差异化的资源分配、晋升机会,这种历史性矛盾在劳资关系中长期存在,并逐渐固化为就业领域的劳动歧视传统。进入数智时代,基于大数据整合的智能算法成为衡量劳动力使用价值的虚拟主体。出于经济利益驱动的价值评价标准,智能算法将从事脑力劳动或特殊体力劳动的劳动者界定为具有贡献价值的社会成员,并通过职业技能培训、工作动态分配等数字化方式对其再管理。无法参与企业生产或者从中退出的部分劳动者,在智能算法的评价标准下则成为丧失经济价值、社会话语权的“无用阶级”。

算法歧视作用在劳动管理过程的基本逻辑为:企业运用智能算法系统对劳动者在聘用与解雇、岗位与工作量分配、收入分配等环节实行不平等对待,其中既包括对特定群体在岗位匹配中的直接歧视,也包含劳动过程中基于数据收集的隐性歧视,且各环节的歧视机制相互强化,推动雇佣关系的权力结构从传统的劳资对抗转向算法、资本、劳动者的三方博弈,主要表现在以下几个方面。

(一) 重构劳动雇佣的信息化壁垒

智能算法一定程度上决定着劳动者能否参与分工以及何时退出分工,主要体现在对劳动者的聘用与解雇。即通过智能匹配的方式,对求职者和招聘方的需求、简历、搜索记录等信息进行处理,推荐合适的岗位和候选人。基于智能算法的招聘流程可以被概括为搜索、筛选、面试与录取四个阶段^[15]。一是在信息

搜索阶段,智能算法根据求职者的性别、年龄、学历等传统要素进行初步的信息过滤,导致求职者在信息获取阶段遭受算法歧视。二是在简历筛选阶段,智能算法尽管存在将模糊信息转化为稳定性指标这一算法技术的创新优势,但往往存在归纳错误。三是在面试环节,智能算法以“面试官”的身份对求职者的微表情、语义情感等多模态分析进行评分,不仅产生简历混淆、提问缺乏针对性的技术性失误,也存在忽视求职者文化差异、表达习惯等特征误读。四是在录用环节,智能算法通过大数据将与工作能力无直接关联的信息纳入考虑范围之内。简言之,前述问题不仅延续了传统对性别、年龄、户籍、学历等传统特征的歧视,而且通过对劳动者信息数据的挖掘,强化“统计性歧视”效应,即根据关联性群体性特征对劳动者生成新的歧视性标签,例如将求职者的通勤时间、消费记录与工作绩效相关联,忽视劳动者的主体性、发展性,阻碍其参与社会劳动。

在对劳动者的解雇决策中,智能算法的歧视问题同样显著。一是当前部分智能算法可以通过实时监控员工的工作效率数据做出自动化解雇决策。例如,亚马逊的TOT(Time Off Task)系统通过摄像头和传感器追踪仓库员工的非工作时间,一旦超出智能算法的预设时长,立即生成解雇指令,可以绕过主管直接开除员工^[16]。这种单一维度的评估实际上忽视了劳动者的生理需求、突发状况等多种合理因素,导致对年长员工、女性员工等群体的歧视。二是多数智能算法充当信息参考工具,其决策结果促使管理主体做出歧视性策略。例如,2022年8月,美国互联网巨头Meta公司运用智能算法对员工进行业绩评估,并以“表现不佳”为由随机解雇了60名劳务派遣员工^[17]。具体而言,此类间接决策仍然依赖人类的主观判断,智能算法尚未形成完全自主的决策干预权力,但其整合海量员工数据的精确性,以及企业缩减人力成本的客观需要,共同促使企业家将算法解雇建议采纳为直接决策依据。总而言之,在劳动场域中,智能算法决策以自动化或半自动化的形式重塑劳动管理模式,并且其决策结果以不可逆的方式改变劳动者的雇佣状态。

(二)深化劳动控制的全方位规训

在劳资关系的演变历程中,资本所采取的劳动管理方式呈现出强制性减弱,而劳动者服从性不断增强的总体趋势。从劳动管理的优化方式看,在泰勒制阶段,资本在流水线生产中追求劳动行为的物理规范化,

塑造起“标准工人”的劳动模板;在官僚控制阶段,通过规则制度化、等级分工、薪酬分化等形式构建结构化职场,在价值理性层面打造“最优工人”模板。当前,在智能技术管理阶段,通过智能算法对数据抽象、数据收集和评估的处理,催生适应资本增殖需求的“完美工人”模板,驱使劳动者在身体机能、心理认同与精神服从上达到极限,资本得以用最小化反抗成本实现最大化劳动控制。劳动对资本从属程度也呈现出从形式从属到实质从属,再到对生命能力极致剥削的“生命从属”的演进^[18]。其主要表现为以下三个方面:

一是在任务分配领域,智能算法对员工多维度数据的记录与初步分析,可较为精准地实现岗位匹配与工作量分配,即决定劳动者的分工。劳动对资本的实质从属从物理机器延伸到数字系统,劳动者的自主性进一步丧失。其中由于算法内置的偏见认知,将岗位需求与刻板印象相结合,过度依赖学历、工龄等显性指标从而导致错配现象,对非传统职业路径的劳动者产生歧视。同时,在对任务量的动态调整中,智能算法持续追踪劳动者的任务承担能力,会通过强制增加、渐进式增加或加剧隐性工作量的方式,在可控的范围内迫使员工提高劳动强度,不断榨取劳动者的剩余价值。

二是在行为监控领域,员工在办公设备、公共网络中开展各项活动留下可追溯的数字痕迹,智能算法能够追踪记录员工的工作时长、网上浏览行为及内容,生成关于员工工作状态的“数字画像”,此类数据的使用价值彰显为企业的资本化运用^[19]。一旦智能算法依据严格标准判定员工具有“离职倾向”或“怠工情况”,可能做出降薪、调岗等处罚,实现劳动力资源的最优配置。例如,部分外国企业正与AI(人工智能)模型公司合作,利用专业处理图像和文本的智能算法监视员工在聊天软件中的对话,识别员工的情绪和思想倾向。除此之外,部分企业可能运用可穿戴设备或智能传感设备监控员工,实时采集员工的心率、午休时长等生理数据,并据此推算其工作专注度,还可能捕捉员工之间的互动数据。对员工工作表现的分析往往成为影响其任务量分配、派出学习及岗位晋升的关键数据,智能算法通过构建员工特定行为与其工作态度的关联,对大多数员工形成以效率为标准的歧视现象。

三是在绩效评估领域,智能算法的考评体系始终以量化指标为核心,其决策不仅依赖工作时长、加班次数、客户反馈等传统可视化数据,还会将对员工生理行为的监控结果纳入其中,形成对劳动者的数字监视。

其决策逻辑在形式上似乎通过综合价值判断突破传统的单一指标,但实质上是以更精细化的方式加强对劳动者的控制,即通过调整指标权重重塑考核导向,激励劳动者以自我剥削、自我压迫的形式提高绩效。在资本主义国家盛行的零工经济(Gig Economy)等企业,智能算法考评系统展现出更极端的特征,其往往根据市场供需进行动态调整,加剧劳动的不稳定性。以欧洲流行的外卖平台 Deliveroo 为例,2017年以来,英国、意大利的工会组织多次发起对该平台的集体诉讼,指出其算法考核机制依赖压迫性绩效管理。2021年意大利法院裁定,Deliveroo用于对骑手进行排名、提供轮班的算法构成事实上的间接歧视,并对平台做出处罚^[20]。生产过程中所有的劳动价值被强制转化为可被计算和排序的数字符号,员工的情感劳动、创造力、决策智慧等特性都被记录,成为智能算法评估劳动者的歧视指标之一。

(三)加剧价值分配的结构性失衡

算法歧视对劳动力价值分配的影响主要体现在劳动者的薪酬水平。整体而言,智能算法通过劳动者技能的替代效应,持续压缩其劳动参与空间,导致价值分配链条上的劳动者持续减少,形成直接“活劳动”减少但企业利润增加的二律背反现象^[21]。马克思指出:“只要工人的活动不是(资本的)需要所要求的,工人便成为多余的了。”^[22]同时,全体劳动者的薪酬结构呈现更显著的两极分化趋势:从事科技研发、知识生产等高技能知识型劳动者的薪资持续提升,中低技能劳动者的收入因被智能算法定性为“低价值”而不断减少。马克思深刻指出:“一切提高社会劳动生产力的方法,都是以牺牲工人为代价的。”^[23]数智时代,这种“牺牲”通过新的机制影响劳动者的薪酬水平。一方面,基于对劳动者的绩效数据、岗位价值、市场薪酬水平等信息统计,智能算法正在驱动薪酬调整决策。另一方面,劳动者的行为数据被转化为新型评估指标,智能算法将社会偏见嵌入价值评价体系,导致对劳动者收入的直接影响。更深层次的矛盾在于,在经济下行压力下,技术普及使企业获得超额剩余价值的空间收窄,资本方更倾向以劳动力成本的最小化控制实现利润的最大化,从而推动智能算法将劳动力的薪资水平向最低限度压缩。尽管数智时代的技术创新能够创造出新的就业岗位,但此类“知识经济”导向型的新兴岗位对劳动技能、技术工具的要求也大幅提升,难以有效吸纳因算法替代而失业的劳动者。

四、应对数字智能算法劳动歧视的建议

智能算法的市场化运用,压缩了劳动者的技能迭代周期,迫使其知识更新速度与算法的演进速度深度绑定,加剧了劳资矛盾、失业风险、贫富差距。在资本主义社会,这种趋势往往因资本逐利逻辑而固化,导致劳动歧视常态化、制度化。社会主义制度下,能够依托以人民为中心的发展理念和基本经济制度优势,将智能算法纳入法治与社会监督框架。习近平总书记指出,要着力解决结构性就业矛盾,破解“有活没人干”和解决“有人没活干”的问题^[24]。因此,应当在保护全体劳动者的合法权益的基础上,实现生产效率与社会公平的再平衡。要发挥智能算法决策的积极作用,促进我国经济高质量发展,扎实推动实现共同富裕。

(一)加强智能算法的技术改进

技术局限性客观上加剧了算法歧视风险,首先要从技术层面上克服算法偏见,整合形成更具包容性的数据集。数据质量直接影响决策的公平性。一是完善对数据的收集,通过数据共享、数据融合克服因过度采样、采样欠缺、重复采样等导致的数据偏差问题,平衡不同群体的数据量,避免劳动者因数据集缺陷陷入劣势。针对灵活就业的边缘群体可在公平性处理的基础上适当使用合成数据进行补充,确保数据的完整性。二是加强对现有数据集的深度挖掘,利用因果推断等创新技术剥离数据中的虚假关联,发掘数据中的潜在关系与价值,筛选整合出更高质量的数据集,投入到劳动领域垂直大模型的数据训练中。三是提升数据标注的质量,加快关键核心技术的创新研发,利用半自动化和自动化的标注工具,推动数据标注向“智能”转化。涉及劳动者工作数据的标注应当完善自我检查、交叉检查、负责人审查、质量保证人员等多层次质量保证过程,提升偏见识别和消除的准确性。

同时,应平衡算法设计者的价值认同。技术改进的最终落脚点在于设计者的认知提升。加强对算法设计者反就业歧视的宣传教育,加入心理学、劳动社会学、伦理学等跨学科的知识培训。建立设计者的伦理档案并将其参与的社会责任项目纳入职业信用记录,引导设计者将积极、正向的价值观念和伦理道德融入其中。同时,在算法设计中剔除劳动者的生理数据、面部信息、既往病史等敏感数据和负面信息,通过加入随机性数据、行业法规、劳动伦理等方式消解隐性歧视。

(二)加强智能算法的社会监管

首先,健全智能算法技术的伦理监督机制。推动

形成政府、企业、工会等社会各主体多元参与、协同共治的技术治理生态。一是强化行政监管效能。一方面,相关政府部门应当构建公众对就业领域算法歧视的对话举报平台,发挥政府行政审查的强制力约束。另一方面,在商业领域的广泛运用之外,政府部门应不断探索发挥智能算法决策在政务处理中的应用效能,可将政务智能算法在决策透明度、公平性监测等运用中的优秀经验与模式转化为可供企业参考的技术指标。二是行业协会应当牵头制定伦理监督准则,健全算法使用的事前评估流程,引导企业在技术研发与应用中遵循自律原则。同时对就业领域的算法歧视开展周期性审查,确保智能算法的劳动价值评估标准符合社会伦理标准。三是引入国内外评估和消解偏见、歧视的技术工具,督促违反就业平等的公司进行整改。针对具有较大潜在危害的智能算法,协会可联合政府部门对其社会影响开展进一步风险评估,对表现不佳的智能算法采取技术修正、终止发布等干预措施。

其次,面向公众加强对智能算法的宣传教育。组织相关政府部门联合官方主流媒体,对智能算法的基本运行逻辑进行通俗化解读,联合高校、社科院等智库资源对国外劳动领域算法歧视的典型案例深入剖析,通过对公民的多渠道宣传和普及教育,提高全体劳动者的数字素养,引导公众自觉参与对智能算法决策的监督^[25]。对智能算法的认知中,既存在对其效用过度夸大的“算法崇拜”观念,也存在过度抵制该技术的“算法悲观主义”言论。伴随网络信息的快速传播,对极端观点的吸纳不仅会影响企业对智能算法决策的差异化应用,增加劳动者参与分工的技术阻碍,还可能导致民众产生盲目的宣扬或拒斥心理,阻碍技术在劳动领域效率提升的作用发挥。由此,应当严格管控各种错误言论的扩散传播,引导公众形成理性认知。

最后,构建提升算法认知的全链条教育。智能算法决策不仅在劳动领域发挥作用,而且渗透在公众消费、娱乐等日常生活中,技术带来的现实效用正在深刻影响人类的认知。对于“数字原住民”一代及未来世代,缺乏对算法逻辑的批判性认知,可能陷入技术营造的“信息茧房”。因此,基础教育阶段不仅要加强对劳动平等的积极教育,还可开设以智能算法及其发展为核心的通识课程,将该领域知识融入多学科的教学内容之中,并在职业教育中加入数据标注等与智能算法相关的技能实训。通过教育内容创新,提升青年一代的劳动认知和数字免疫力,从源头培育“人机协作”的

思维模式,提升青年群体维护自身权益的能力,为全社会培养具备高技术素质的劳动主体。

(三)完善智能算法的法规规制

首先,明确智能算法风险的权责归属。智能算法决策在延续传统劳动歧视的基础上催生出新型歧视形态,我国传统反就业歧视法律难以有效规制现存问题。因此,应当从法律层面将算法歧视确立为就业歧视的独立形态,明确智能算法设计者和应用者对技术原理解释义务。对于在行业内得到一定规模运用的智能算法,设计者应主动向公众公布并解释算法的运行原理及不可规避的技术缺陷,防止其在辅助决策中导致特定群体的权益受损。当前在通用大模型的基础上,在劳动力招聘、培训等环节出现了专用的垂直大模型,此类大模型的智能算法经过训练和优化,具备更高的领域专业性。企业使用的智能算法的复杂化、专业化发展,加剧了劳动者在“黑箱”下受隐性剥削的技术风险。因此,在不泄露创新专利、商业秘密的前提下,企业有向劳动者说明智能算法的应用领域、评估标准及潜在影响的义务,保障劳动者的基本知情权。同时,明确问责机制,出台针对歧视性算法设计者、使用者的司法处罚,可倒逼研发与应用的规范化发展。

其次,完善对劳动者隐私数据的制度保障,明确数据收集的边界。当前智能算法使劳动者在工作场域中陷入“数字化全景监狱”。《中华人民共和国劳动合同法》第八条、《中华人民共和国个人信息保护法》第十三条明确规定企业仅能获取与劳动合同直接相关的信息,然而由于劳动形式的多元化,数据解释存在弹性空间,仍有用工单位利用法律解释空间加剧信息侵权行为。因此,须从制度层面上明确在劳动领域中,劳动者的消费信息、生物识别数据等为个人隐私数据,对违规采集的企业可以引入民事赔偿、行政处罚、纳入信用体系等惩罚,加强对数据信息的强力保护。企业在招聘、雇用等各个环节对劳动者的使用中,不得收集与工作内容无关的信息数据。企业在劳动时段内通过内部数据或外部设备的形式记录劳动者的生理指标或行为数据,应当征得劳动者的授权同意,智能算法系统不得超越劳动者的授权范围收集数据。

最后,统一劳动者数据处理的伦理原则。在企业经营管理、劳动者权限操作的客观条件下,智能算法不可避免涉及对劳动者的部分行为数据进行采集。然而,即使是在合法收集的基础上,企业在生产劳动过程中仍涉及大量对劳动者行为数据的非公开算法处理,

并将其作为劳动者价值评估、价值分配等环节的重要指标。此类缺乏监督的数据处理模式不仅放大算法歧视风险,还可能消解劳动者对评价体系的信任。因此,应积极推动与国际伦理标准的对接,借鉴欧盟《通用数据保护条例》、美国《算法问责法案》等实践,规范我国智能算法处理信息的基本原则,确保在“合法、正当、必要、透明”等共同伦理要求的基础上进行。

(四)加强智能算法的价值引导

智能算法强化了以效率为核心的工具理性,但遮蔽了以人的发展为核心的价值理性。因此,必须重塑以人为本的劳动价值理念,构建数智时代的新型劳动伦理观。首先,弘扬马克思主义劳动观、社会主义劳动价值观。部分企业在智能算法应用中过度强调量化指标、效率提升,忽视了劳动生产过程中的人文价值、社会效益。在算法设计与应用过程中,应积极融入社会主义核心价值观,突出劳动价值、劳动平等、尊重劳动主体的时代导向,通过强化政策引导,使企业在算法评估体系中纳入团队协作、技能创新、知识共享等劳动“软”指标,推动智能算法从效率工具向价值平台转型。同时,主流媒体应加强舆论引导,宣传劳动精神、劳模精神、工匠精神所蕴含的优秀劳动品质,保障劳动者在数智时代的职业尊严与价值认同。

其次,构建发展型劳动组织文化。部分行业将智能算法作用局限于劳动控制与风险控制,不仅加剧了劳动关系的紧张,而且抑制劳动者的创新活力,导致算法技术的应用模式与新时代劳动发展需求严重错位。因此,宏观层面上应倡导构建面向劳动者终身学习的劳动发展体系,推动算法应用与职业教育、技能培训体系深度融合,培养与新质生产力发展相适应的新型劳动者。中观层面上应引导企业超越短期效益视角,将算法应用纳入企业长期发展战略,运用智能算法对劳动者的技能储备、工作经验、职业兴趣等劳动素质进行综合分析,一方面为劳动者提供多样化的职业发展和技能提升通道,提升劳动者的综合能力,另一方面将劳动者的创造力转化为企业生产力,使智能算法成为促进劳动者职业价值实现、激发人才潜能的重要支撑,推动构建起更具包容性和可持续性的企业劳动生态。

最后,强化全球劳动伦理共识。智能算法在西方国家引发了劳动歧视问题,加剧了社会治理危机,伴随技术的推广应用,正逐渐演变为全球性挑战,迫切需要国际社会共同应对。当前,国际范围内针对劳动领域的算法规制的措施尚不完善。我国作为数字技术大

国,应充分发挥社会主义制度的独特优势,建立政产学研共同参与的国际化交流平台,主动参与有关算法伦理的国际对话,倡导以人为本、公平包容的算法治理理念,推动形成具有广泛共识的国际规则和标准。同时,通过与发展中国家的双边、多边合作机制,推广我国在算法歧视认定、数据隐私保护、劳动权益保护等方面的成功实践,为全球数字劳动治理贡献中国智慧和力量,提升我国在相关领域的话语权与影响力。

五、结语

尽管智能算法短期内无法对我国劳动力市场产生大规模冲击,但从长远发展看,其作为新质生产力的核心技术构成,智能算法技术应当面向削弱对劳动力就业的“挤出效应”“替代效应”“依赖效应”的方向发展,既促进产业体系生产效率的提升,也保障劳动力的收入水平。然而,当前技术迭代的周期不断缩短,监管制度的滞后性愈发显现,算法歧视在可预见的范围内正加剧对劳动力的负面影响。从社会整体利益出发,须为智能算法决策参与劳动管理设立清晰边界,技术创新应始终遵循以人为本原则。伴随智能算法运行机制的逐渐稳定,应当深化对其作用规律的认识,探索建立算法向善的治理生态,将其引导至拓宽劳动者发展空间、促进高质量充分就业、促进社会公平正义的正确轨道上来,推动智能算法促进劳动平等、造福人类社会。◆

参考文献:

- [1]刘友华.算法偏见及其规制路径研究[J].法学杂志,2019,40(6):55-66.
- [2]张涛.自动化系统中算法偏见的法律规制[J].大连理工大学学报(社会科学版),2020,41(4):92-102.
- [3]董青岭,朱玥.人工智能时代的算法正义与秩序构建[J].探索与争鸣,2021(3):82-86+178.
- [4]汪怀君,汝绪华.人工智能算法歧视及其治理[J].科学技术哲学研究,2020,37(2):101-106.
- [5]张欣,宋雨鑫.人工智能时代算法性别歧视的类型界分与公平治理[J].妇女研究论丛,2022(3):5-19.
- [6]YAM J, SKORBURG J A. From human resources to human rights: Impact assessments for hiring algorithms [J]. Ethics and Information Technology, 2021, 23: 611-623.
- [7]TODOLÍ-SIGNES A. Algorithms, artificial intelligence and automated decisions concerning workers and the risks of discrimination: the necessary collective governance of data protection[J]. Transfer: European Review of Labour and Research, 2019, 25: 465-481.

- [8] SCHWARCZ D. Health-Based Proxy Discrimination, Artificial Intelligence, and Big Data [J]. Houston Journal of Health Law and Policy, 2021, 21: 95.
- [9] PRINCE A E R, SCHWARCZ D. Proxy discrimination in the age of artificial intelligence and big data [J]. Iowa Law Review, 2019, 105: 1257.
- [10] 孟令宇. 从算法偏见到算法歧视: 算法歧视的责任问题探究 [J]. 东北大学学报(社会科学版), 2022, 24(1): 1-9.
- [11] 马克思, 恩格斯. 马克思恩格斯文集: 第5卷 [M]. 北京: 人民出版社, 2009: 508.
- [12] VERDEGEM P. AI for Everyone? Critical Perspectives [M]. London: University of Westminster Press, 2021: 88-89.
- [13] 谭九生, 范晓韵. “算法权力”的异议与证成 [J]. 北京行政学院学报, 2021(6): 11-21.
- [14] 董青岭, 朱玥. 人工智能时代的算法正义与秩序构建 [J]. 探索与争鸣, 2021(3): 82-86+178.
- [15] 李长安, 孙雨意, 韩威鹏. 数字经济时代算法歧视问题研究 [J]. 中国劳动关系学院学报, 2024, 38(4): 58-66.
- [16] How Amazon automatically tracks and fires warehouse workers for ‘productivity’. The Verge [EB/OL]. (2019-04-25) [2025-06-22]. [https://www.theverge.com/2019/4/25/18516004/amazon-warehouse-fulfillment-centers-productivity-iring-](https://www.theverge.com/2019/4/25/18516004/amazon-warehouse-fulfillment-centers-productivity-iring-terminations)
- terminations.
- [17] Meta lets algorithm pick 60 employees to fire. Computing [EB/OL]. (2022-8-22) [2025-06-22]. <https://www.computing.co.uk/news/4055061/meta-algorithm-pick-employees>.
- [18] 肖光恩, 徐哲. 认知资本主义生命吸纳批判 [J]. 湖北大学学报(哲学社会科学版), 2025, 52(3): 136-144+197.
- [19] 肖光恩, 刘展睿. 制度演进、技术变革与数字资本主义发展 [J]. 内蒙古师范大学学报(哲学社会科学版), 2023, 52(4): 57-64.
- [20] Court Rules Deliveroo Used ‘Discriminatory’ Algorithm. Vice [EB/OL]. (2021-01-05) [2025-06-24]. <https://www.vice.com/en/article/court-rules-deliveroo-used-discriminatory-algorithm/>.
- [21] 王永灿. 人工智能时代劳动价值的度量危机探赜 [J]. 江苏大学学报(社会科学版), 2024, 26(5): 115-124.
- [22] 马克思, 恩格斯. 马克思恩格斯文集: 第5卷 [M]. 北京: 人民出版社, 2009: 187.
- [23] 马克思, 恩格斯. 马克思恩格斯文集: 第5卷 [M]. 北京: 人民出版社, 2009: 743.
- [24] 习近平. 促进高质量充分就业 [J]. 求是, 2024(21): 4-8.
- [25] 肖光恩, 徐哲. 共同富裕: 新质生产力驱动下的政治经济学分析 [J]. 统计理论与实践, 2024(12): 3-10.

Labor Discrimination in Intelligent Algorithms in the Digital Intelligence Era and Governance Logic

Xiao Guangen, Zhao Manman

Abstract: Algorithmic technology has evolved from traditional to intelligent algorithms, deeply influencing human life and production decisions. However, intelligent algorithms have led to confusion between “algorithmic bias” and “algorithmic discrimination” in labor management. The former is an inherent technical flaw, while the latter reflects the combined effect of capital power and technology, exacerbating labor discrimination risks. Specifically, these risks include reconstructing informational barriers in employment, deepening comprehensive labor control, and worsening structural imbalances in value distribution, shifting labor relations into a three-party game among capital, laborers, and algorithms. To promote algorithmic justice and labor equality, three measures are proposed: developing inclusive datasets and balancing designers’ values for technical improvement; establishing ethical oversight, enhancing public awareness, and building educational chains for social supervision; clarifying accountability through legal regulations, strengthening privacy protection, and unifying ethical principles for labor data processing.

Key words: Intelligent Algorithms; Algorithmic Discrimination; Algorithmic Bias; Labor Discrimination

(责任编辑: 杨扬)

高水平对外开放与区域经济协调发展

——来自广东省的经验证据

邱志萍

(东莞理工学院 经济与管理学院, 广东 东莞 523808)

摘要: 高水平对外开放正重塑区域经济格局, 对实现区域经济协调发展具有重要意义。基于 2000—2023 年广东省 21 个城市的面板数据, 构建高水平对外开放和区域经济协调发展的评价指标体系, 实证考察高水平对外开放对区域经济协调发展的影响及传导机制。研究表明: 广东省高水平对外开放能够显著促进城市间经济协调发展, 在替换关键变量、替换估计方法、内生性处理和剔除特殊样本等系列稳健性检验后仍成立; 传导机制方面, 高水平对外开放通过促进产业转移和市场一体化实现区域经济协调发展; 进一步分析发现, 高水平对外开放更有利于粤港澳大湾区、经济较发达、数字普惠金融水平较高的城市实现经济协调发展, 并对邻近城市的经济协调发展产生了显著正向空间溢出效应。

关键词: 高水平对外开放; 区域经济协调发展; 广东省; 空间溢出效应

中图分类号: F727

文献标识码: A

文章编号: 2096-8647(2025)10-0072-09

DOI: 10.13999/j.cnki.tjlysj.2025.10.008

一、引言

党的二十大报告强调要“促进区域协调发展”和“推进高水平对外开放”。2023年4月, 习近平总书记在广东考察时强调: “要锚定强国建设、民族复兴目标, 围绕高质量发展这个首要任务和构建新发展格局这个战略任务, 在全面深化改革、扩大高水平对外开放、提升科技自立自强能力、建设现代化产业体系、促进城乡区域协调发展等方面继续走在全国前列, 在推进中国式现代化建设中走在前列。”高水平对外开放是注重更大范围、更宽领域、更深层次、更高水平的制度型开放, 能推动我国区域经济格局从非均衡发展到协调发展^[1-2]。中国对外开放空间的布局调整加速了产业梯度转移, 并在促使技术溢出和优化资源配置的过程中实现区域经济协调发展^[3]。然而, 作为全国改革开放的排头兵和先行地, 广东省仍存在较为突出的区域经济不协调问题, 特别是区域间经济差距问题^[4]。在此背景下, 广东省域内高水平对外开放是否有利于省域经济协调发

展? 其背后的传导机制如何? 解答上述问题不仅对加快实现广东省高水平对外开放赋能区域经济协调发展具有重要的实践价值, 也能为探索对外开放与区域协调发展的良性互动提供可行的广东路径。

现有关于高水平对外开放的测算方式存在较大差异, 有研究采用贸易开放^[5]、外资依存度^[6]、政府工作报告中的开放词频^[7]等单一指标进行测算, 也有从贸易开放、投资开放、生产开放、技术开放、旅游开发和金融开放等维度^[8], 以及考虑实体型、制度型指标^[9]构建指标体系进行评价。但现有关于区域经济协调发展的测算方式较为统一, 大多从区际经济联系、区域经济增长、区域经济差异三个方面进行综合评价^[10-11]。

与本文密切相关的一类文献讨论了高水平对外开放与区域经济协调发展的关系。一些学者认为贸易与外资开放决定着国际经济合作与分工状况^[12], 降低运输成本和改变产业地理布局, 带动欠发达地区经济增长, 有利于实现区域经济协调发展^[3, 13]。然而, 部分

基金项目: 广东省教育科学规划课题高等教育专项“广东省高水平对外开放与区域经济协调发展: 理论机制、实证识别及实践路径”(2024GXJK069); 2024年度广东省基础与应用基础研究基金省市联合基金青年项目“耦合联动协同下东莞内外贸一体化的时空格局、驱动机制及引领策略研究”(2024A1515110060); 广东省哲学社会科学规划2023年度青年项目“‘一带一路’背景下海运互联互通赋能数字商品贸易增长研究”(GD23YYJ03)。

作者简介: 邱志萍, 男, 博士, 讲师, 研究方向为区域经济和国际贸易。

学者发现对外开放扩大了区域收入差距^[14],因无法有效促使高层次技术的空间溢出而抑制了区域经济协调发展^[15]。还有一些研究发现对外开放与区域经济差距存在非线性关系^[16],并基于珠三角地区的样本得到了验证^[17]。可见,现有研究在二者关系及传导机制方面尚存较大分歧,大多基于跨国或省级、城市、特定区域等研究尺度,针对广东省的研究较为匮乏。

本文基于2000—2023年广东省21个城市的面板数据,构建高水平对外开放和区域经济协调发展的评价指标体系,从理论与实证层面系统探索高水平对外开放对区域经济协调发展的影响及传导机制。主要的边际贡献有:第一,锚定广东省开放与协调的视角,准确识别高水平对外开放与区域经济协调发展的因果关系,补充了高水平对外开放的区域经济效应研究,丰富了区域经济协调发展的驱动因素研究。第二,从产业转移、市场一体化层面构建理论分析框架,深入揭示高水平对外开放视角下区域经济协调发展的赋能机制,拓展现有区域经济协调发展形成机制的研究。第三,从地理区位、经济发展、数字普惠金融等视角开展异质性分析,并借助空间面板杜宾模型考察高水平对外开放对区域经济协调发展的空间溢出效应。

二、理论分析与研究假设

(一)高水平对外开放与区域经济协调发展

新经济地理学理论指出,地区对外开放能够打破原有的集聚均衡,在本地市场效应和价格指数效应的循环累积作用下,推动生产要素由发达地区向欠发达地区扩散,改变区域生产力格局和产业布局,从而实现区域经济协调发展^[13]。中国区域经济空间布局不仅与改革开放后对经济全球化的深度参与有关,还受到传统外贸空间路径的依赖性影响^[18]。高水平对外开放旨在构建陆海内外联动、东西双向开放的全方位开放新格局,不仅加强了区域间产业协同分工,还有助于破除资源要素流动壁垒和市场分割,是加快推动我国区域经济协调发展的重要路径。高水平对外开放不仅需要以更大范围市场开放为基础建设全国统一大市场,还需以更宽领域的贸易开放为动力,促进区域间产业协同发展,并通过更深层次的制度开放助力区域经济协调发展^[2]。高水平对外开放通过降低贸易壁垒、放宽外资准入等制度安排,带动粤东、粤西、粤北地区打造新的增长极,形成更有利于协调发展的多极网络空间组织,从而破解区域经济发展不平衡问题^[19]。依托“一带一路”倡议、自贸区政策、粤港澳大湾区战略,广东省

正奋力推进高水平对外开放,通过跨区域的产业合作和市场联系助力区域经济协调发展。基于以上分析,提出假设:

H1:广东省高水平对外开放有利于推动区域经济协调发展。

(二)高水平对外开放、产业转移与区域经济协调发展

高水平对外开放空间布局的调整加快了产业梯度转移,推动内陆欠发达地区制造与出口能力增强,实现区域间产业专业化分工,加快技术溢出和优化资源配置,有利于区域经济协调发展^[3]。对外开放不断深化的背景下,经济发达的核心区出现拥挤效应,导致本地集聚效应弱于分散效应,推动本地产业向拥有要素成本优势的欠发达地区转移^[13]。高水平对外开放促使区域根据自身禀赋选择专业化方向,通过规模经济加速产业空间重构,并引致技术外溢,带动产业有序转移。产业结构梯度转移能为欠发达地区产业发展优化配置要素,实现本地区产业结构升级和产业专业化分工,推动区域经济协调发展^[16]。广东省内部产业转移园区建设通过产业集聚、要素配置、行政干预等渠道有效促进了地区经济增长,特别是粤东和粤西的经济增长,为实现区域经济协调发展提供重要支撑^[20]。同时,广东省政府主导推动深汕和广清等跨区域经济合作,通过“飞地经济”发展模式带动产业转移,实现欠发达地区产业发展和经济增长。基于以上分析,提出假设:

H2:广东省高水平对外开放能够通过促进产业转移推动区域经济协调发展。

(三)高水平对外开放、市场一体化与区域经济协调发展

《中共中央 国务院关于加快建设全国统一大市场的意见》强调“增强在开放环境中动态维护市场稳定、经济安全的能力,有序扩大统一大市场的影响力和辐射力”,鼓励在“维护全国统一大市场前提下,优先开展区域市场一体化建设工作”。高水平对外开放通过市场力量影响地区专业化水平,带动本地企业参与国内外市场竞争,使实施地方保护的收益低于成本,从而加快市场一体化进程^[21]。此外,商品市场统一有利于发挥各地禀赋优势发展经济,加快推动区域产业结构调整和专业分工,带动欠发达地区经济增长,从而实现区域经济协调发展^[22]。市场分割是影响区域经济差距的重要因素,推动市场一体化发展可有效解决区域发展不平衡问题^[23]。随着市场一体化程度不断提高,广

东省经济发达地区的拥挤效应和边际递减效应会促进要素扩散回流,带动知识溢出和技术扩散,促进欠发达地区在后发优势的作用下实现经济增长,从而实现区域经济协调发展。基于以上分析,提出假设:

H3:广东省高水平对外开放能够通过加快市场一体化推动区域经济协调发展。

三、研究设计

(一)模型设定

为考察广东省高水平对外开放对区域经济协调发展的影响,构建如下面板数据模型:

$$RECD_{it}=c+\alpha HOU_{it}+\theta CV_{it}+\gamma_i+\delta_t+\varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, $RECD_{it}$ 表示 t 年城市 i 的区域经济协调发展水平; HOU_{it} 表示 t 年城市 i 的高水平对外开放程度, α 为对应待估系数; CV_{it} 表示一系列控制变量向量, θ 为对应待估系数向量; c 为常数项; γ_i 表示城市固定效应; δ_t 表示时间固定效应; ε_{it} 为随机误差项。

为克服传统中介效应模型的不足,借鉴韩笑和彭桥(2024)^[22]的做法,重点考察高水平对外开放对上述两个机制变量的影响,构建如下机制检验模型:

$$M_{it}=c_0+\beta HOU_{it}+\theta CV_{it}+\gamma_i+\delta_t+\varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, M_{it} 表示中介变量; β 为高水平对外开放对机制变量的影响; c_0 表示常数项;其余变量含义与模型(1)一致。

(二)变量说明

因变量:区域经济协调发展($RECD$)。借鉴罗富政和何广航(2021)^[11]的研究,从区域间经济联系增强、区域间经济差距减小、区域间经济增长差异减小测算广东省21个城市的区域经济协调发展水平。首先, t 年城市 i 与城市 j 之间经济联系强度可借助引力模型公式 $\sqrt{G_i P_i} \times \sqrt{G_j P_j} / D_{ij}^2$ 进行测算,其中 G 、 P 和 D 分别表示历年各城市的GDP、常住人口数和城市间的地理距离。其次,城市间经济差距可通过相对差距的公式 $(PG_i - PG_j) / [Max(PG_i) - Min(PG_i)]$ 进行测算。其中 PG 表示各城市人均GDP, $Max(PG_i)$ 和 $Min(PG_i)$ 分别表示 t 年各城市人均GDP的最大值和最小值。最后,城市间经济增长差异可通过公式 $|[(PG_{it} - PG_{it-1}) / PG_{it-1}] - [(PG_{jt} - PG_{jt-1}) / PG_{jt-1}]|$ 进行测算。指标属性方面,区域经济联系为正向指标,其余两个指标均为负向指标。基于上述三个公式和相关数据,采用均值法整理得到历年城市 i 与其他所有城市的经济联系、经济差距、经济增长差异的平均水平,借助熵值法计算得到样本期内广东省21个城市的区域经济协调发展水平。

核心自变量:高水平对外开放(HOU)。结合前述理论分析,兼顾高水平对外开放的内涵和评价指标体系的科学性及完整性,借鉴周俊和蒋瑛(2024)^[1]、陈万灵和黄浩迪(2018)^[8]、李计广和李秋静(2020)^[9]的做法,从国际贸易、国际投资、人员流动和制度环境四个维度构建高水平对外开放评价指标体系(见表1)。其中,制度型开放政策的支持力度中,主要选取经济特区、跨境电商综合试验区、服务外包示范城市、自由贸易区、保税区等政策,对应该城市某年开始获得上述政策支持后赋值为1,并进行相应的政策数累计计算,未获得上述政策支持城市的基础赋值为1。最后采用熵值法进行赋权,计算得到样本期内21个城市的高水平对外开放程度。

控制变量。借鉴罗富政和何广航(2021)^[11]、黄河和肖艳玲(2023)^[16]、陈明华等(2020)^[17]、邵宇佳和艾婧(2022)^[21]的做法,主要选择以下城市层面的控制变量:城市化(UBZ),采用城镇常住人口占常住总人口的比重表示;产业升级(IDU),通过第三产业产值与第二产业产值的比值来表示;教育投入(EDE),采用教育支出占财政总支出的比重表示;技术创新(PAT),采用人均专利授权数表示;交通设施(ROD),通过公路通车里程占全省公路通车里程的比重表示;电信服务(TES),采用单位面积的电信业务量表示;政府干预(GVT),采用财政支出占GDP的比重表示。

(三)数据来源

本文整理了2000—2023年广东省21个城市的面板数据,所需数据均来自相关年份的《广东统计年鉴》、各城市统计年鉴、各城市人民政府官方网站及相关部门官网等。个别缺失数据通过统计公报和移动均值法进行补齐。各变量的描述性统计见表2。

四、实证分析

(一)基准回归

表3报告了广东省高水平对外开放影响区域经济协调发展的基准回归结果。依据列(2)的基准回归结果, HOU 的估计系数在1%统计水平上显著为正(0.403),表明广东省高水平对外开放程度的不断提升能够显著促进区域经济协调发展。基准结果直接揭示了高水平对外开放对区域经济协调发展的积极作用,假设1得到验证。

(二)稳健性检验

1.替换关键变量

首先采用均值法对区域经济协调发展的三个指

表 1 高水平对外开放评价指标体系

一级指标	指标说明与计算	属性	权重
国际贸易	货物进出口贸易总额	正向	0.070
	外商投资企业进出口额占全省外商投资企业进出口总额比重	正向	0.107
	货物出口贸易额与进口贸易额的差额	正向	0.074
国际投资	外商直接投资额	正向	0.084
	外商投资企业数占全省外商投资企业总数的比重	正向	0.085
	外方投资额占全省外方投资总额的比重	正向	0.087
人员流动	入境游客占全省入境游客数的比重	正向	0.077
	国际旅游外汇收入总额占全省旅游外汇收入	正向	0.074
	客运量占全省客运量比重	正向	0.096
制度环境	制度型开放政策的支持力度	正向	0.068
	国际友好城市及交流城市数累计数占全省总数的比重	正向	0.083
	一类口岸开放使用数占全省一类口岸总数的比重	正向	0.095

标进行赋权,计算得到新的各城市区域经济协调发展水平,然后对高水平对外开放的四个维度进行熵值法赋权测算,最后对替换后的关键变量进行回归估计,结果见表4。可见,无论是替换因变量,还是替换核心自变量,*HOU*的估计系数始终显著为正,与基准结果保持一致。

2. 更换估计方法

考虑到样本数据存在城市数略小于样本期数的情况,采用长面板数据模型下广义最小二乘法(FGLS)进行估计,其中表5列(1)为基于面板校正标准误差的更为稳健的估计结果,列(2)为兼顾组间异方差、同期相关及组内自相关的更为有效率的估计结果。以四分位的实证数据为基础,采用面板分位数估计方法进行重新估计,结果见表5的列(3)—(5)。据此可知,通过更换上述两个估计方法,*HOU*的估计系数仍显著为正,验证了基准结果的可靠性。

3. 内生性处理

高水平对外开放与区域经济协调发展可能互为因

果关系,同时可能遗漏了一些无法直接观测的因素,影响区域经济协调发展,从而引发内生性问题。鉴于此,通过工具变量缓解内生性问题,借助两阶段最小二乘法进行估计。具体而言,构造如下工具变量(*IV*),即1992年各城市国际游客接待数与全省国际游客数之比与时间趋势项的乘积。该工具变量属于样本城市曾经的国际旅游开放情况,与样本期内高水平对外开放密切相关,但与区域经济协调发展不存在直接关系,因而满足相关性和外生性的要求。由表6列(1)—(2)可知,第一阶段下*IV*估计系数均显著为正,F值为37.77,Kleibergen—Paap rk LM统计量显著为正,表明工具变量满足相关性的要求。在第二阶段估计中,*HOU*的估计系数仍显著为正,意味着当缓解内生性问题后,高水平对外开放仍能显著促进广东省区域经济协调发展,再次支持基准结果。

4. 剔除特殊样本

一方面对各变量数据进行1%缩尾处理,另一方面剔除中国刚加入世贸组织(2001—2002年)、国

表 2 变量的描述性统计

变量类型	变量名称	变量符号	观测量	均值	标准差	最小值	最大值
因变量	区域经济协调发展	<i>RECD</i>	504	0.634	0.083	0.180	0.905
核心自变量	高水平对外开放	<i>HOU</i>	504	0.103	0.149	0.008	0.791
控制变量	城市化	<i>UBZ</i>	504	0.608	0.199	0.265	1.000
	产业升级	<i>IDU</i>	504	0.983	0.363	0.431	2.863
	教育投入	<i>EDE</i>	504	0.210	0.043	0.057	0.356
	技术创新	<i>PAT</i>	504	0.002	0.003	0.000	0.016
	交通设施	<i>ROD</i>	504	0.088	0.187	0.003	1.158
	电信服务	<i>TES</i>	504	0.050	0.123	0.001	1.472
	政府干预	<i>GVI</i>	504	0.132	0.064	0.041	0.401

表3 基准回归结果

变量	(1)	(2)
<i>HOU</i>	0.868*** (0.079)	0.403*** (0.091)
<i>UBZ</i>		0.059 (0.073)
<i>IDU</i>		0.023** (0.010)
<i>EDE</i>		0.259*** (0.071)
<i>PAT</i>		7.886*** (1.881)
<i>ROD</i>		0.033** (0.013)
<i>TES</i>		0.044** (0.022)
<i>GVI</i>		-0.335*** (0.062)
常数项	0.545*** (0.008)	0.507*** (0.054)
城市固定效应	是	是
时间固定效应	是	是
N	504	504
R ²	0.843	0.889

注：***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平，括号内数值为聚类到城市—时间层面的稳健标准误。表4、表6、表7、表8同。

表4 替换关键变量的稳健性检验结果

变量	替换因变量	替换自变量			
	(1) 均值法	(2) 贸易	(3) 投资	(4) 人员	(5) 制度
<i>HOU</i>	0.419*** (0.092)	0.522*** (0.076)	0.264*** (0.069)	0.262** (0.117)	0.257*** (0.067)
控制变量	是	是	是	是	是
城市 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	0.880	0.912	0.889	0.882	0.885

际金融危机(2008—2009年)、新冠肺炎疫情(2020—2021年)等特殊冲击的样本数据,结果分别见表6列(3)—(4)。可见,在剔除极端样本后,*HOU*的估计系数仍显著为正,再次验证了基准结果的可靠性。

表5 更换估计方法的稳健性检验结果

变量	广义最小二乘法估计		面板分位数估计		
	(1)	(2)	(3) 25%	(4) 50%	(5) 75%
<i>HOU</i>	0.403*** (0.088)	0.278*** (0.017)	0.442* (0.250)	0.401** (0.174)	0.369* (0.221)
控制变量	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是
N	504	504	504	504	504
(Pseudo) R ²	0.889	0.912			

注：列(1)括号内数值为面板校正标准误差,列(2)—(5)括号内数值为稳健标准误。

表6 内生性处理和剔除极端样本的稳健性检验结果

变量	内生性处理		剔除极端样本	
	(1) 第一阶段	(2) 第二阶段	(3) 1%缩尾处理	(4) 剔除特殊冲击
<i>HOU</i>		1.382*** (0.232)	0.302*** (0.090)	0.450*** (0.121)
<i>IV</i>	0.029*** (0.005)			
控制变量	是	是	是	是
第一阶段F值	37.77			
Kleibergen-Paap rk LM	23.632***			
城市固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
N	504	504	504	378
R ²	0.834		0.891	0.884

(三)机制检验

1.产业转移机制

关于产业转移的测算,借鉴孙晓华等(2018)^[24]的研究,通过当期城市各行业的相对集聚程度(区位熵)与前一期全省各行业相对集聚程度(区位熵)的差值来测算各行业的转移程度,并计算各城市所有行业转移程度的平均值,以此表示历年各城市产业转移程度。当城市最终的产业转移程度大于0,表明当期该城市产业总体相对于前一期实现了转入,反之则产业发生了转出。为全面考察各城市产业转移情况,结合数据可得性,分别基于19个行业就业人数和8个行业产值的数据进行测算。

表7 机制检验结果

变量	产业转移		市场一体化	
	(1) 就业视角	(2) 产值视角	(3) 价格指数	(4) 市场联系
<i>HOU</i>	19.858*** (6.935)	0.107* (0.062)	0.496** (0.214)	2.396*** (0.590)
控制变量	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
N	504	504	504	504
R ²	0.149	0.189	0.785	0.980

由表7列(1)—(2)可知,无论是就业人员视角还是产值视角,*HOU*的估计系数始终显著为正,表明高水平对外开放显著促进了城市间产业转移,有助于加快城市间经济协调发展。可见,广东省高水平对外开放能通过促进产业转移来实现区域经济协调发展,假设2得到验证。

2. 市场一体化机制

关于市场一体化的测算,借鉴吕冰洋和贺颖(2020)^[25]的做法,选取1999—2023年广东省21个城市九大类商品消费价格指数(包括食品、烟酒、衣着、家庭设备、医疗保健、交通通信、文娱教育、居住和服务项目),通过各类消费价格指数的相对波动得到计算各城市的商品市场一体化水平。除上述价格法之外,区域间市场分割程度可以通过引力模型进行测算^[23]。为确保机制检验结果的可靠性,借鉴邱志萍等(2023)^[26]的做法,采用考虑了“冰山成本”型地理距离衰减效应的引力模型进行测算,对应计算公式为 $MG_{ij}=kG_iG_je^{-\beta DIS_{ij}}$,其中 G_i 和 G_j 分别表示 t 年城市 i 和城市 j 的社会零售品消费额,调节系数 k 通过城市 i 货运周转量与双边城市货运周转总量之比计算得到, β 取值为2, DIS 表示城市间的地理距离。该变量所需数据来自《广东统计年鉴》,并在回归前均进行对数化处理。

由表7列(3)—(4)可知,无论是价格指数差异,还是市场联系,*HOU*的估计系数始终显著为正。说明高水平对外开放不仅促进了商品市场一体化,还强化了城市间商品市场引力,为促进城市间经济协调发展提供支撑。可见,广东省高水平对外开放能通过促进市场一体化来实现区域经济协调发展,假设3得到验证。

(四)进一步分析

1. 异质性检验

在地理区位方面,依据样本城市是否属于粤港澳

大湾区构建区位虚拟变量*WQ*,并将其与*HOU*的交互项纳入基准模型中进行估计。表8列(1)显示,*HOU*×*WQ*的估计系数显著为正,*HOU*的估计系数为负且不显著。可见,广东省高水平对外开放进程将显著促进粤港澳大湾区城市区域经济协调发展,但无法有效促进非湾区城市的区域经济协调发展。这可能是因为相比非湾区城市,湾区城市在地理区位、政策支持、资源配置、产业发展等方面的优势更为突出,促使对外开放助推区域经济协调发展的红利释放得更加充分。

经济发展方面,以样本城市2023年人均GDP的中位数为阈值,将不小于阈值的城市赋值为1,反之赋值为0,构建经济较发达城市的虚拟变量*PGH*。将*PGH*与*HOU*的交互项纳入基准模型中进行估计,结果见表8列(2),*HOU*×*PGH*的估计系数显著为正,而*HOU*的估计系数为负且不显著。可见,高水平对外开放将显著促进经济较发达的城市实现区域经济协调发展,但无法有效促进经济欠发达城市的区域经济协调发展。可能是因为相比经济发达城市,欠发达城市在产业承接能力、要素吸纳能力、制度协同成本、市场辐射等方面存在短板,无法有效释放对外开放的红利效应。

数字普惠金融方面,以样本城市2023年数字普惠金融指数的中位数为阈值,将不小于阈值的城市赋值为1,反之赋值为0,从而构建数字普惠金融虚拟变量*DIFH*。接着,将*DIFH*与*HOU*的交互项纳入基准模型中进行估计,结果见表8列(3)。*HOU*×*DIFH*的估计系数显著为正,而*HOU*的估计系数为负且不显著。可见,高水平对外开放进程将显著促进数字普惠金融水平较高的城市实现区域经济协调发展,但无法有效促进数字普惠金融水平较低城市的区域经济协调发展。这可能是因为数字普惠金融水平较高的城市更能够突破时空限制,低成本、便捷化地配置金融资源,在高水平开放过程中充分释放资金配置优势并助推经济与金融的虚实结合,最终有助于加快实现区域经济协调发展。

2. 空间溢出效应分析

在空间权重矩阵的设定上,考虑到区域经济协调发展涉及经济层面的关联性特征,采用传统的地理距离矩阵和地理邻接矩阵进行分析,其中地理距离矩阵中的要素为双边城市之间的地理距离平方的倒数。经过空间自相关检验后发现,样本期内广东省高水平对外开放和区域经济协调发展的全局Moran's I值始终

显著为正,表明二者在空间上存在典型的空间依赖性特征。关于空间计量模型的选择,借鉴邱志萍和幸怡(2021)^[27]的做法,综合考虑 Robust LM 检验、Wald 检验和 LR 检验等方式进行考察。表 8 列(4)—(5)显示,无论是空间滞后(Lag)还是空间误差(Error)模式下,两种权重矩阵下的 Robust LM 检验、Wald 检验和 LR 检验的统计量均显著为正,表明应优先选择空间面板杜宾模型(SDM)进行估计。

综合表 8 列(4)—(5)的结果,无论采用何种权重矩阵,空间面板杜宾模型估计结果的作用方向及显著性水平均基本一致,一定程度上验证了空间面板杜宾模型估计结果的准确性。此时, HOU 、 $W \times HOU$ 的估计系数和空间项系数($Spatial\ rho$)均显著为正,这与正向

的空间自相关性特征相符。结合空间效应的分解结果看,高水平对外开放直接效应($Direct_HOU$)的估计系数显著为正,表明直接效应与前述基准估计结果保持一致,再次验证了高水平对外开放具有显著的区域经济协调发展效应。间接效应($Indirect_HOU$)和总效应($Total_HOU$)的估计系数始终显著为正,间接效应的估计系数大于直接效应的估计系数。这意味着高水平对外开放不仅对邻近城市的区域经济协调发展产生了显著正向的空间溢出效应,而且超过了对本地区域经济协调发展的正向影响。

五、结论与建议

(一)研究结论

基于 2000—2023 年广东省 21 个城市的面板数据,

表 8 进一步分析结果

变量	异质性检验			空间溢出效应分析	
	(1) 地理区位	(2) 经济发展	(3) 数字普惠金融	(4) 地理距离矩阵	(5) 地理邻接矩阵
HOU	-0.435 (0.323)	-0.397 (0.373)	-0.310 (0.243)	0.485*** (0.089)	0.301*** (0.076)
$HOU \times WQ$	0.909** (0.348)				
$HOU \times PGH$		0.852** (0.392)			
$HOU \times DIFH$			0.780*** (0.258)		
$W \times HOU$				1.541*** (0.327)	0.959*** (0.193)
$Direct_HOU$				0.512*** (0.094)	0.384*** (0.085)
$Indirect_HOU$				1.771*** (0.374)	1.325*** (0.256)
$Total_HOU$				2.283*** (0.430)	1.709*** (0.313)
控制变量	是	是	是	是	是
$W \times$ 控制变量	否	否	否	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是
$Spatial\ rho$				0.107* 59.926***	0.246*** 7.312***
Robust LM(no lag)				6.768***	2.775*
Robust LM(no error)				83.730***	88.483***
LR spatial lag				113.559***	135.501***
LR spatial error				134.82***	137.77***
Wald spatial lag				190.83***	172.83***
Wald spatial error					
N	504	504	504	504	504
R ²	0.891	0.891	0.891	0.456	0.669

本文实证考察了高水平对外开放对区域经济协调发展的影响及传导机制。得到如下研究结论:(1)广东省高水平对外开放能显著促进城市间经济协调发展,而且在经过替换关键变量、替换估计方法、内生性处理和剔除特殊样本等系列稳健性检验后仍成立;(2)在传导机制方面,高水平对外开放通过促进产业转移和市场一体化来实现区域经济协调发展;(3)在异质性分析方面,相比其他类型的城市,高水平对外开放进程将显著促进粤港澳大湾区、经济较发达、数字普惠金融水平较高城市的区域经济协调发展;(4)广东省高水平对外开放对邻近城市的区域经济协调发展产生了显著正向的空间溢出效应,且超过了对本地经济协调发展的影响。

(二)对策建议

为更好地推动广东省的区域经济协调发展,本文提出以下对策建议:

第一,实施差异化的高水平对外开放策略,充分发挥其对区域经济协调发展的赋能效应。扎实推进全域高水平对外开放,加快推进珠三角地区城市制度型开放,主动对接国际高标准经贸规则,塑造制度、标准等相互衔接开放环境。重点推动粤东、粤西、粤北地区在商品、服务、投资、人员等方面的对外开放程度,完善与珠三角地区对外开放的协调机制,带动产业布局和市场互联互通,实现区域经济差距收敛与协调发展。

第二,完善产业梯度转移机制,优化区域产业分工的空间布局。完善粤港澳大湾区与粤东、粤西、粤北地区的产业梯度转移与协同机制,通过共建产业转移园区和“飞地经济”等模式,形成“湾区研发、周边制造”的分工格局,引导形成差异化的产业集群。立足数字经济和制造业强省战略,强化产业发展的“总部+基地”模式,推动珠三角地区优势产业向粤东、粤西、粤北地区有序转移,通过技术外溢带动欠发达地区产业链升级,加快建设新型区域增长极。

第三,消除跨区域市场分割,加快完善市场一体化机制。建立服务高水平对外开放的要素交易中心,破除劳动力、技术流动壁垒,逐步消除国际市场制度和商品、人才、资本、数据、技术等要素的流动限制,打通区域市场循环堵点。建立全省统一的市场监管负面清单,全面推广粤港澳大湾区的市场制度规则体系,通过制度协同和要素流通降低区域交易成本,激活欠发达城市经济增长潜能,放大开放条件下市场一体化的区域经济协调发展动能。

第四,实施差异化开放赋能协调发展战略,构建“中心带动、全域协同”的空间发展模式。重点发挥粤港澳大湾区、经济较发达、数字普惠金融水平较高的城市在区域经济协调发展方面的引领带动作用,增强大湾区城市与周边欠发达城市间的经济联系和数字普惠金融合作。完善城市间立体交通互联互通建设,降低城市经济合作成本,加快构建更为广泛的开放赋能协调发展的空间协同模式,强化高水平对外开放的正向空间溢出效应。◆

参考文献:

- [1]周俊,蒋琰.高水平对外开放拓展中国式现代化发展空间的逻辑理路和实践进路[J].社会科学研究,2024(3):76-87.
- [2]刘秉镰,张伟静.新发展格局下中国高水平对外开放与区域协调发展:历史演进、理论逻辑与实现路径[J].经济与管理研究,2023,44(3):3-15.
- [3]黎峰.对外开放空间重塑与区域经济协调发展[J].当代经济研究,2022(10):88-100.
- [4]洪炜杰,罗必良.县域经济发展:中心城市的虹吸或溢出效应:兼论广东县域经济发展滞后的原因[J].学术研究,2023(11):98-106+178.
- [5]蔡宏波,童顺.扩大高水平对外开放对形成国内统一大市场的影响:理论逻辑与中国经验[J].北京师范大学学报(社会科学版),2022(4):112-122.
- [6]FUJI E.What does trade openness measure?[J].Oxford Bulletin of Economics and Statistics,2019,81(4):868-888.
- [7]王滨,韩海波,徐敏雪,等.对外开放、市场分割与产业升级[J].统计理论与实践,2022(12):38-47.
- [8]陈万灵,黄浩迪.广东经济开放测量及其对经济增长作用的研究[J].国际商务研究,2018,39(6):28-37.
- [9]李计广,李秋静.我国推进高水平开放:内涵、标准与评估[J].国际贸易,2020(4):4-13.
- [10]罗富政,罗能生.政府竞争、市场集聚与区域经济协调发展[J].中国软科学,2019(9):93-107.
- [11]罗富政,何广航.政府干预、市场内生型经济扭曲与区域经济发展[J].财贸研究,2021,32(2):30-42.
- [12]MALDONADO C,MORENOHURTADO C,GONZÁLEZ N,et al.The international economy effects on inequality: revisiting international trade, economic complexity, and foreign direct investment [J].The International Trade Journal, 2024, 38 (3) : 276-299.
- [13]许培源,程钦良.“一带一路”向西开放促进我国东西部经济协调发展研究[J].中国软科学,2021(9):75-84.
- [14]EZCURRA R,VILLAR A D.Globalization and spatial inequality: does economic integration affect regional disparities?

- [J].The Annals of Regional Science,2021,67(2):335-358.
- [15]雷俐,李敬,刘洋.外商直接投资是否推进了长江经济带区域经济协调发展:空间收敛视阈的研究[J].经济问题探索,2020(3):123-134.
- [16]黄河,肖艳玲.经济三重开放、产业梯度转移与区域经济差距[J].技术经济与管理研究,2023(4):111-117.
- [17]陈明华,仲崇阳,王山,等.贸易开放对城市经济差距的影响及其演变:基于珠三角地区的经验考察[J].山东财经大学学报,2020,32(3):17-28.
- [18]庄嘉霖,陈雯,陈鸣.国际贸易与区域经济增长:基于近现代中国的研究[J].经济学(季刊),2023,23(4):1513-1530.
- [19]覃成林,黄丹.区域经济多极网络空间组织识别方法及应用:以广东为例[J].经济经纬,2022,39(2):3-11.
- [20]ZHANG J, QI Y, SONG Y, et al.The relationship between industrial transfer parks and county economic growth: Evidence from Guangdong Province, China[J].Habitat International, 2023, 139:102894.
- [21]邵宇佳,艾婧.新发展格局下对外开放与统一大市场何以兼得[J].财经科学,2022(11):107-122.
- [22]韩笑,彭桥.统一大市场、产业结构调整与区域经济差距[J].当代经济管理,2024,46(4):12-23.
- [23]王光,邵宇佳.统一大市场与市场分割:一个文献综述[J].经济社会体制比较,2024(2):188-197.
- [24]孙晓华,郭旭,王昀.产业转移、要素集聚与地区经济发展[J].管理世界,2018,34(5):47-62.
- [25]吕冰洋,贺颖.迈向统一市场:基于城市数据对中国商品市场分割的测算与分析[J].经济理论与经济管理,2020(4):13-25.
- [26]邱志萍,刘举胜,何建佳.我国商贸流通网络的结构特征及驱动因素:基于引力模型的社会网络分析[J].中国流通经济,2023,37(2):31-42.
- [27]邱志萍,幸怡.长江经济带产业协同集聚的技术创新效应:基于生产性服务业与制造业的实证分析[J].企业经济,2021,40(10):78-87.

High-Level Opening-Up and Coordinated Regional Economic Development : Empirical Evidence from Guangdong Province

Qiu Zhiping

Abstract: The high-level opening up is reshaping the regional economic pattern, which is of great significance to realize the coordinated development of regional economy in Guangdong province. Based on the panel data of 21 cities in Guangdong province from 2000 to 2023, the paper constructs an evaluation index system of high-level opening-up and regional economic coordinated development, and empirically examines the impact and mechanism of high-level opening-up on regional economic coordinated development. The results show that, the high-level opening-up significantly promotes the coordinated economic development among cities, which is still valid after a series of robustness tests such as replacing key variables, replacing estimation methods, overcoming endogeneity problems and eliminating special samples. In terms of transmission mechanism, high-level opening-up can achieve regional economic coordinated development by promoting industrial transfer and market integration. The high-level opening-up is more conducive to economic coordinated development of the Guangdong-Hong Kong-Macao Greater Bay Area, cities with more developed economy and higher level of digital inclusive finance, and has a significantly positive spatial spillover effect on the coordinated economic development of neighboring cities.

Key words: High Level Opening-Up; Regional Economic Coordinated Development; Guangdong Province; Spatial Spillover Effect

(责任编辑:杨扬)