

统计理论与实践

STATISTICAL THEORY AND PRACTICE

(2026年第3期,总第563期)

月刊

学术顾问 (以姓氏笔画为序)

史代敏 石磊 邱东 李金昌
罗良清 赵彦云 曾五一 蒋萍

编辑委员会

主 任 王承哲

副 主 任 王玲杰 郭杰

委 员 (以姓氏笔画为序)

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

主 编 王玲杰

社 长 李红见

主管单位 河南省社会科学院

主办单位 河南省社会科学院

统计理论与实践

STATISTICAL THEORY AND PRACTICE

目 录

·经济统计·

中国低空经济产业链韧性的测度、时空特征与趋势预测..... 刘松林,王 菲,金美玲/5

中国新型生产关系与新质生产力的适应程度研究..... 吴旭晓/19

人工智能与产业结构升级:理论机制与实证检验..... 张 斌,张 胜/28

·资源与环境统计·

城市数智化转型对减污降碳协同增效的影响研究..... 刘荣增,李 雪,杨聪露,何 春/38

平台经济发展能够促进区域碳减排吗?

——基于非线性视角的研究..... 李攀艺,孟文凡/47

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 tjlysj@vip.sina.com

印 刷 河南瑞之光印刷股份有限公司

目 录

·财政与金融统计·

金融新质生产力发展水平的统计测度及空间收敛性分析
..... 陈 娟,石雨宣,王思梦,王 波/56

·统计理论与方法·

人工智能赋能政府统计调查的实践与思考..... 王 佳,姚望华,钟小明/64

产业链风险敞口测度:理论、方法与展望..... 姜娇阳,李国荣/74

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

MAIN CONTENTS

Measurement, Spatio-temporal Characteristics and Trend Prediction of the Resilience of China's	
Low-altitude Economy Industrial Chain.....	<i>Liu Songlin, Wang Fei, Jin Meiling</i> (5)
Research on the Adaptation Degree Between China's New Type of Production Relations and New	
Quality Productive Forces.....	<i>Wu Xuxiao</i> (19)
Artificial Intelligence and Industrial Structure Upgrading: Theoretical Mechanism and Empirical Test	
.....	<i>Zhang Bin, Zhang Sheng</i> (28)
Study on the Impact of Urban Digital and Intelligent Transformation on the Synergistic Enhancement	
of Pollution Reduction and Carbon Emission Reduction	
.....	<i>Liu Rongzeng, Li Xue, Yang Conglu, He Chun</i> (38)
Can the Development of Platform Economy Promote Regional Carbon Emission Reduction? A Study	
Based on Nonlinear Perspectives.....	<i>Li Panyi, Meng Wenfan</i> (47)
Research on the Statistical Measurement and Spatial Convergence of the Development Level of New	
Quality Productivity in Finance.....	<i>Chen Juan, Shi Yuxuan, Wang Simeng, Wang Bo</i> (56)
Practices and Reflections on AI-Empowered Government Statistical Surveys	
.....	<i>Wang Jia, Yao Wanghua, Zhong Xiaoming</i> (64)
The Measurement of Industrial Chain Risk Exposure: Theory, Methods, and Prospects	
.....	<i>Jiang Jiaoyang, Li Guorong</i> (74)

中国低空经济产业链韧性的测度、时空特征与趋势预测

刘松林¹,王 菲²,金美玲³

(1. 湖北大学 数学与统计学学院,湖北 武汉 430062;2. 郑州工程技术学院 商学院,河南 郑州 450044;

3. 湖北文理学院 襄阳历史文化研究院·汉江研究院(孔明书院),湖北 襄阳 441053)

摘要:在新质生产力加速培育与低空经济快速发展的背景下,系统刻画低空经济产业链韧性的时空特征具有重要现实意义。基于2012—2024年中国31个省份的面板数据,构建低空经济产业链韧性评价指标体系,采用熵权法测度各地区韧性水平,并运用Dagum基尼系数及其分解、核密度估计和全局Moran's I指数等方法,从空间分异、时间演变与空间相关性等维度展开分析。研究发现:(1)样本期内我国低空经济产业链韧性总体稳步提升,但整体仍处于由“中低水平”向“中高水平”过渡阶段;(2)区域差异是总体差异的主要来源,“东—中—西”梯度结构长期存在,东部形成高韧性集聚,中部加速追赶,西部整体偏低;(3)韧性分布整体右移并伴随分布拉伸和右尾加厚,高韧性地区数量增加,但结构性分化仍然存在;(4)全局Moran's I指数持续显著为正,表明低空经济产业链韧性具有稳定的空间依赖性与集聚特征;(5)趋势判断显示,未来韧性提升将更多体现为结构优化与质量改善,而非单纯规模扩张。基于此,提出完善制度供给、围绕关键环节补链强链、实施差异化区域策略、强化跨区域协同及引入“韧性导向”评价体系等政策建议。

关键词:低空经济;产业链韧性;区域差异;空间分异;时空演进

中图分类号:F124

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2026)03-0005-14

DOI: 10.13999/j.cnki.tjllys.2026.03.001

一、引言

在新一轮科技革命和产业变革加速推进背景下,新质生产力正成为推动高质量发展的关键动力。低空经济因其技术密集、链条延伸性强和应用场景广泛等特征,被视为培育新质生产力、塑造未来产业竞争优势的重要方向。近年来,随着低空空域管理改革持续深化、无人机和电动垂直起降飞行器等关键技术加快突破,低空经济在交通运输、物流配送、应急救援、农林作业和文旅消费等领域的应用不断拓展,低空经济逐步由探索培育阶段迈向规模化发展阶段^[1-2]。樊一江和李卫波(2024)^[3]从发展阶段与应用场景角度系统梳理了我国低空经济的演进路径,指出多元化应用场景已成为牵引产业链协同发展的关键力量。

从理论内涵看,低空经济不仅是一种新兴产业形态,更是一种高度依赖产业链协同与系统支撑的复杂经济系统。覃睿(2023)^[4]从资源观和产业构成角度指出,低空经济涵盖低空制造、低空飞行、低空保障和综合服务等多个环节,其发展高度依赖技术创新、基础设施建设和制度环境完善。沈映春(2025)^[5]强调,低空经济具有显著的立体性、融合性和带动性特征,其运行模式本质上体现为多主体、多环节深度耦合的产业链网络结构。陈虹和胡善贵(2024)^[6]从新质生产力视角出发,测度区域战略性新兴产业发展水平,发现创新要素集聚与产业链协同程度是决定区域新兴产业跃升的核心因素,为从产业链系统层面理解低空经济韧性提供了重要启示。在此背景下,低空经济的发展不仅取

基金项目:国家社会科学基金一般项目“中国新质生产力发展水平的统计测度及提升路径研究”(24BTJ002)。

作者简介:刘松林,男,博士,副教授,研究方向为经济统计、产业大数据分析;王菲,通信作者,男,博士,教授,研究方向为科技创新;金美玲,女,博士,讲师,研究方向为经济社会统计。

决于单一环节或局部区域的扩张,更取决于产业链整体在冲击和不确定性条件下的稳定性、适应性与恢复能力,即产业链韧性。

产业链韧性是刻画产业体系安全性与可持续发展的重要概念,近年来受到广泛关注。肖兴志和李少林(2022)^[7]从大变局视角出发,指出产业链韧性是应对外部冲击、保障经济安全的重要基础。李燕(2023)^[8]、洪银兴和王坤沂(2024)^[9]从新发展格局和新质生产力的角度,强调提升产业链供应链韧性对增强国家经济体系稳定性和自主可控能力具有战略意义。尤亮和任晴(2024)^[10]在梳理产业韧性相关研究的基础上指出,产业韧性不仅表现为抵御冲击的能力,还体现为结构调整和动态演化过程中的适应能力。现有研究在理论层面对产业链韧性的内涵、生成机制和政策取向进行了较为系统地阐释,但在具体产业层面的量化测度和区域比较方面仍有拓展空间^[11]。进一步地,张卓群等(2022)^[12]通过对中国碳排放强度的区域差异和动态演进进行分析,揭示出区域发展不均衡背景下经济系统呈现出显著的空间分异与收敛并存特征,为本文从时空演化视角研究低空经济产业链韧性提供了重要的方法借鉴。

在实证研究方面,部分学者从区域视角对产业链韧性进行测度和分析。谷城和张树山(2023)^[13]构建指标体系测度我国产业链韧性水平,并揭示其区域差异特征。王泽宇等(2022)^[14]以海洋船舶产业为例,对沿海省份产业链韧性进行量化分析。张相伟等(2025)^[15]从工业智能化角度考察其对产业链韧性的影响机制,发现数字技术和智能制造通过提升产业协同效率与要素配置能力显著增强了产业链韧性,这为理解低空经济中“数字赋能—链条协同—韧性提升”的内在逻辑提供了重要经验证据。相关研究为本文提供了有益借鉴,但总体看,现有文献仍主要集中于传统制造业或一般产业链,对低空经济这一新兴产业形态的关注相对不足,同时缺乏从全国层面系统刻画低空经济产业链韧性时空特征的实证研究。

围绕低空经济的研究,国内外学者更多聚焦于概念界定、发展路径和应用前景。国外研究主要从城市空中交通、无人机系统和市场潜力等方面展开,系统分析低空经济相关技术的演进逻辑及其面临的制度与安全挑战^[16-17]。国内研究则侧重于低空经济发展的理论逻辑、阶段特征和政策取向,强调其在培育新动能和推动高质量发展中的重要作用^[18-19]。然而,这类研究多

停留在定性分析层面,对低空经济产业链运行状态及其区域差异缺乏系统量化刻画,难以为差异化政策制定提供精细依据。

综合看,现有研究在低空经济产业链韧性方面仍有以下不足:一是研究视角上,缺乏从产业链整体出发、将低空经济视为多环节耦合系统的分析框架;二是在方法上,对低空经济产业链韧性的统计测度和区域差异分解研究相对匮乏;三是在时间维度上,对低空经济产业链韧性动态演进特征及其空间分异规律的系统分析仍有待深化。基于此,本文以2012—2024年中国31个省份为研究对象,从区域尺度出发构建低空经济产业链韧性评价指标体系,系统测度我国低空经济产业链韧性水平,并从区域差异、空间分异和时间演进等维度对其特征进行深入分析。本文的研究有助于从实证层面揭示我国低空经济产业链韧性的演进规律,为推动低空经济健康发展、优化区域产业布局和提升产业安全水平提供经验证据和政策参考。

二、评价指标体系构建

低空经济产业链作为以低空空域资源开发利用为基础、以通用航空和无人机等新型航空器为重要载体、以多场景应用为核心支撑的复合型产业体系,其运行过程呈现出高度的系统性、协同性和不确定性特征。在低空空域管理制度持续调整、关键技术快速迭代以及应用场景不断拓展的背景下,低空经济产业链面临来自市场需求波动、技术路线选择和制度环境变化等多重冲击,同时不断通过结构调整和功能重构实现自我演化。因此,从整体上刻画低空经济产业链在外部冲击和内部调整过程中的稳定性、适应性与持续发展能力,是开展实证分析的首要问题。

产业链韧性概念为分析上述问题提供了重要的理论工具。既有研究普遍认为,产业链韧性不仅体现为产业体系抵御外部冲击的能力,还反映了其在冲击发生后的恢复能力以及在长期演进过程中通过结构优化和功能升级实现持续发展的能力^[7,10]。与传统以规模扩张或效率提升为核心的产业发展评价不同,产业链韧性更强调系统在不确定性环境下的稳定性与弹性,与低空经济高度依赖技术、制度和多主体协同的运行逻辑高度契合。

从低空经济的产业特征看,其产业链结构通常涵盖上游的技术研发与装备制造、中游的运行保障与基础设施建设以及下游的多场景应用与综合服务等环节,各环节之间存在明显的技术耦合和功能互补关系^[4-5]。若某

一关键环节受阻,极易通过产业链传导机制对整体运行效率 and 安全性产生放大效应。因此,对低空经济产业链韧性的测度不能仅停留在单一产业或环节层面,而要从区域尺度出发,综合反映产业基础、运行支撑和发展潜力等多方面因素。

因此,本文在借鉴既有产业链韧性测度研究成果的基础上^[13-14,20],结合低空经济的产业特征和数据可得性,从区域层面构建低空经济产业链韧性评价指标体系。指标体系的构建遵循如下原则:一是系统性原则,力求从多个维度全面刻画低空经济产业链运行状态,避免单一指标或维度带来偏误;二是可比性原则,指标选取尽量基于官方统计数据或权威指数,确保不同地区、时期之间可比;三是可操作性原则,在保证理论合理性的前提下,充分考虑数据的连续性和可获得性,以支撑后续的长期动态分析。

具体而言,本文将低空经济产业链韧性界定为区域层面低空经济相关产业体系在面对外部冲击和内部结构调整时,维持稳定运行、实现功能恢复并持续提升发展质量的综合能力。围绕这一内涵,本文从产业链基础、抵御吸收能力、适应调整能力和创新引领潜力四个维度构建评价指标体系。

产业链基础是低空经济产业链韧性的根本前提。区域产业基础越扎实,相关产业在面对外部不确定性冲击时稳定性越强。考虑到低空经济高度依赖资金投入、产业规模和配套条件,本文选取高技术营业收入、颁证机场数量等指标,从产业规模和基础设施供给等

方面反映区域低空经济产业链的基础支撑能力。这类指标体现了低空经济及相关产业发展基础现状和资源配置能力。

抵御吸收能力和适应调整能力是低空经济产业链韧性的重要体现。低空经济的运行高度依赖基础设施条件和要素流动效率,尤其是在物流运输、空域使用和技术保障等方面。本文通过选取产业结构合理化指数、货物周转量等指标,刻画区域交通运输和要素流通能力,反映低空经济产业链在实际运行过程中的承载能力和协调水平。运行保障能力越强,产业链在受到冲击后实现功能恢复和稳定运行的可能性越高。

创新引领潜力是低空经济产业链韧性的重要支撑。低空经济作为新兴产业,其长期韧性不仅取决于既有基础,更取决于持续的技术创新和要素投入能力。本文选取 R&D 经费投入等指标,从创新投入角度反映区域低空经济产业链的潜在成长空间。较高的创新投入有助于推动关键技术突破和产业结构升级,从而增强产业链在长期演进过程中的适应能力。

在指标权重确定方面,本文采用熵权法对各指标进行客观赋权。通过对各单项指标进行标准化处理并加权汇总,得到各地区低空经济产业链韧性的综合指数,进而进行区域差异分析、空间分异特征刻画和时间演进研究。指标体系详见表 1。

三、低空经济产业链韧性的测度

(一)研究方法 with 数据说明

本文构建的低空经济产业链韧性综合指数并非绝

表 1 低空经济产业链韧性评价指标体系

一级指标	二级指标	指标说明	指标属性
产业链基础	产业规模	高技术营业收入	正向
	企业数量	专利包含无人机的高新技术企业数量	正向
	基础设施供给	颁证机场数量	正向
	技术基础	卫星云图接收气象业务站点数、高空探测业务站点数	正向
抵御吸收能力	产业结构合理化	产业结构合理化指数	正向
	技术吸收能力	教育预算	正向
	人才支撑能力	航空运输业就业人数	正向
	财政支持力度	一般公共预算支出	正向
适应调整能力	产业结构高级化	产业结构高级化指数	正向
	物流韧性	货物周转量	正向
	数字经济发展水平	数字经济发展指数	正向
创新引领潜力	研发投入强度	R&D 经费投入	正向
	创新产出水平	国内申请人专利申请授权数/技术市场成交额/GDP	正向
	创新环境	科学技术一般公共预算	正向

对意义上的“规模指标”,而是一种相对比较指标。反映的是各地区在同一时间或不同时期相对于其他地区的低空经济产业链韧性水平,其数值大小更多体现区域间的相对位置和变化趋势,而非单纯的数量扩张。

1. 熵权法

熵权法是一种基于信息熵测度,以数据内在离散性为权重赋值依据的客观赋权方法,具体步骤如下:

(1) 数据标准化处理:

$$\text{正向指标: } x'_{ij} = \frac{x_{ij} - \min\{x_j\}}{\max\{x_j\} - \min\{x_j\}} \quad (1)$$

$$\text{负向指标: } x'_{ij} = \frac{\max\{x_j\} - x_{ij}}{\max\{x_j\} - \min\{x_j\}} \quad (2)$$

其中, x_{ij} 表示第 i 个省份第 j 项指标的数值, x'_{ij} 为 x_{ij} 标准化后的数值。

(2) 计算各指标的熵值 e_j :

$$e_j = -\frac{1}{\ln n} \sum_{i=1}^n p_{ij} \ln p_{ij} \quad (3)$$

其中, $p_{ij} = \frac{Y_{ij}}{\sum_{i=1}^n Y_{ij}}$ 表示第 i 个省份第 j 项指标所占的比重。

(3) 确定各指标权重 w_j :

$$w_j = \frac{1 - e_j}{\sum_{j=1}^m (1 - e_j)}, \quad j = 1, 2, \dots, m \quad (4)$$

(4) 计算综合得分:

$$\text{Score} = \sum_{j=1}^m w_j x'_{ij} \quad (5)$$

2. 数据说明

本文的研究对象是中国 31 省份(不包括港澳台)的低空经济产业链韧性水平,研究期设定为 2012—2024 年。所用数据主要来自国家统计局以及各省份的统计年鉴。对于个别缺失数据,通过移动平均插值法或线性插值法进行填补。

(二) 低空经济产业链韧性的综合指数分析

测度 2012—2024 年中国 31 个省份的低空经济产业链韧性,并从时间演进和区域分布两个维度对测度结果进行分析,部分年份的测度结果如表 2 所示。

从全国层面看,2012—2024 年我国低空经济产业链韧性综合指数呈现出持续上升的发展态势,表明我国低空经济产业链的整体稳定性、抗冲击能力和自我调整能力不断增强,产业链运行状态由早期的脆弱分散逐步向结构稳定、功能协同方向演进。

从长期趋势看,低空经济产业链韧性指数的上升是多重因素共同作用的结果。一方面,低空空域管理改革持续推进,相关制度环境逐步明晰,为低空经济产业链各环节的稳定运行提供了制度保障;另一方面,无人机、通用航空装备和数字技术的快速发展,显著降低了低空经济相关产业的技术门槛和运行成本,推动产业链由点状突破向体系化发展转变。这些因素共同促进了低空经济产业链韧性的系统性提升。

从时间演进特征看,低空经济产业链韧性指数的提升具有明显的阶段性特征。样本期初(2012—2015 年),低空经济仍处于探索培育阶段,产业链结构尚不完善,相关产业主要集中于科研试点和局部应用,韧性水平整体偏低且地区差异较大。随着政策支持力度加大和应用场景逐步拓展,部分地区率先实现低空经济相关产业的集聚发展,推动全国韧性水平稳步提升。样本中后期(2016—2020 年),低空经济产业链韧性指数上升速度明显加快。这一阶段,低空经济相关政策密集出台,通用航空基础设施建设持续推进,低空经济开始由单一产业探索向多场景融合发展转变,产业链内部的协同程度显著增强,韧性提升呈现加速态势。样本后期(2020 年以后),尽管外部环境不确定性明显上升,但低空经济产业链韧性指数仍保持上升趋势,显示出较强的系统稳定性。这表明,在经历前期规模扩张和结构调整后,低空经济产业链已逐步形成内生稳定机制,其韧性提升更多依赖于技术进步、制度协同和结构优化,而非单纯的要素投入。

(三) 低空经济产业链韧性的区域特征

从区域分布特征看,我国低空经济产业链韧性呈现出显著的空间梯度结构,整体表现为“东高一中稳一西低”的分布格局。这一格局在样本期内虽有所演变,但总体结构特征较为稳定,反映出低空经济产业链韧性在空间上的路径依赖特征。

东部地区低空经济产业链韧性水平整体较高,且提升速度明显较快。原因在于东部地区具备较为完善的产业基础、较强的创新能力以及更为开放的制度环境,在低空制造、飞行服务和多场景应用等关键环节更容易形成产业集聚和协同效应,从而在面对外部冲击时表现出更强的稳定性和恢复能力。同时,东部地区内部韧性差异相对较小,显示出较高的整体成熟度。

中部地区低空经济产业链韧性整体处于中等水平,其演进特征可概括为“稳步提升、追赶明显但差距仍存”。一方面,中部地区在区位条件和要素成本方面

表2 综合指数测度结果

地区	省份	2012年	2014年	2016年	2018年	2020年	2022年	2024年
东部	北京	2.429	2.858	3.355	3.547	3.704	3.863	4.088
	天津	0.791	1.043	1.198	1.186	1.342	1.286	1.488
	河北	0.682	0.911	1.100	1.382	1.428	1.523	1.682
	辽宁	1.088	1.159	1.209	1.203	1.156	1.150	1.152
	上海	2.055	2.097	2.566	3.081	3.153	3.375	3.821
	江苏	2.277	2.650	3.239	3.623	4.356	4.103	4.574
	浙江	1.713	1.909	2.312	2.556	3.248	3.570	3.980
	福建	0.809	0.946	1.293	1.421	1.609	1.651	1.762
	山东	1.475	1.716	1.993	2.127	2.622	2.775	3.067
	广东	2.876	3.785	5.584	6.650	6.712	6.837	6.766
	海南	0.373	0.419	0.581	0.671	0.833	0.956	1.207
	均值	1.506	1.772	2.221	2.495	2.742	2.826	3.053
中部	山西	0.485	0.590	0.714	0.825	0.908	0.868	1.024
	吉林	0.427	0.512	0.632	0.835	0.843	0.575	0.739
	黑龙江	0.576	0.691	0.745	0.869	1.010	0.990	1.109
	安徽	0.870	1.134	1.539	1.637	1.814	2.339	2.616
	江西	0.482	0.653	0.880	1.117	1.282	1.483	1.677
	河南	1.019	1.263	1.432	1.588	1.869	2.191	2.520
	湖北	0.876	1.251	1.655	1.882	2.016	2.264	2.491
	湖南	0.687	0.877	0.974	1.290	1.471	1.794	2.106
	均值	0.678	0.871	1.071	1.255	1.402	1.563	1.785
西部	内蒙古	0.725	0.755	0.832	0.943	0.955	0.945	1.031
	广西	0.592	0.700	0.857	0.954	0.996	1.029	1.189
	重庆	0.531	0.628	0.831	0.927	1.044	1.171	1.217
	四川	1.052	1.616	1.773	2.150	2.334	2.347	2.484
	贵州	0.455	0.608	0.762	0.930	1.047	1.018	1.172
	云南	0.792	0.941	1.078	1.084	1.114	1.111	1.242
	西藏	0.235	0.258	0.287	0.325	0.428	0.391	0.509
	陕西	0.855	1.110	1.447	1.400	1.605	1.719	1.890
	甘肃	0.549	0.671	0.770	0.790	0.878	0.929	1.118
	青海	0.427	0.500	0.584	0.701	0.438	0.387	0.475
	宁夏	0.189	0.249	0.283	0.355	0.397	0.357	0.406
	新疆	0.745	0.810	0.958	1.070	1.054	1.044	1.124
	均值	0.596	0.737	0.872	0.969	1.024	1.037	1.155
全国均值		0.940	1.139	1.402	1.584	1.731	1.808	1.991

具有一定优势,能够在低空经济与制造业、物流业融合发展中发挥承接作用;另一方面,受制于创新资源和高端要素集聚程度相对不足,中部地区韧性提升仍存在一定约束,与东部地区之间尚未形成明显的收敛趋势。

西部地区低空经济产业链韧性整体水平相对较低,但内部差异更为显著。四川、重庆、陕西和贵州等省份,依托相对宽松的空域条件、区位交通优势以及地方政策支持,在应急救援、低空物流、通航制造和文旅飞行等应用场景方面率先布局,推动特色产业链环节加快集聚,其产业链韧性提升速度明显快于区域平均水平。而青海、西藏、宁夏等省份则受制于产业基础薄

弱、市场规模有限和配套能力不足,低空经济产业链仍处于起步阶段。这种“局部突破、整体偏弱”的发展格局,使西部地区低空经济产业链韧性在空间上呈现出较强的不均衡特征。

总体而言,低空经济产业链韧性的区域特征反映了新兴产业在空间扩散过程中的典型规律:先发地区率先形成韧性优势,后发地区逐步追赶但短期内难以完全缩小差距。这一特征为后续从差异来源和空间分异角度展开分析提供了重要现实背景。

四、低空经济产业链韧性的空间分异

本文进一步从空间分异角度分析不同地区之间韧

性水平差异的规模、结构及其演进趋势。由于低空经济产业链在发展过程中高度依赖区域产业基础、制度环境和要素配置条件,其韧性水平在空间上呈现出明显的不均衡特征,单纯依靠均值比较难以揭示差异的内在结构。

基尼系数是分析复杂经济体系中不平等现象的有效指标,计算公式如下:

$$G_w = \sum_{k=1}^m \frac{n_k^2}{N^2} G_k \quad (6)$$

$$G_B = \sum_{k=1}^m \sum_{j=1}^m \frac{n_k n_j}{N^2} \left(\frac{\mu_k - \mu_j}{\mu} \right)^2 \quad (7)$$

$$G = \sum_{k=1}^m \sum_{j=1}^m \frac{n_k n_j}{N^2} G_{kj} \quad (8)$$

$$G_T = G - G_w - G_B \quad (9)$$

其中, G_w 和 G_B 分别代表区域内和区域间的基尼系数, G 表示总体基尼系数, n_k 表示第 k 区域内的省份数量, G_k 为第 k 区域内各省份的基尼系数, N 为总的省份数量, μ_k 和 μ_j 分别表示第 k 和第 j 区域的低空经济产业链韧性平均值, μ 是总体的低空经济产业链韧性平均值, G_{kj} 表示第 k 区域和第 j 区域之间的基尼系数。

本文采用Dagum基尼系数及其分解方法,分析2012—2024年中国低空经济产业链韧性的总体差异、区域内差异、区域间差异及其贡献率,结果如表3、表4所示。

(一)总体Dagum基尼系数

表3显示,2012—2024年我国低空经济产业链韧性基尼系数整体处于较高水平,表明省际差异长期存在。这与前文揭示的“东高一中稳—西低”梯度分布特征高度一致,说明低空经济产业链韧性在空间上并未呈现明显的均等化趋势。

从时间演进角度看,总体基尼系数在样本期内呈现出缓慢波动的态势,并未出现持续性下降。这表明,尽管低空经济产业链整体韧性水平不断提升,但不同地区在产业基础、创新能力和制度环境等方面的差距仍然显著,区域之间的相对位置关系较为稳定。特别是在样本后期,随着低空经济进入加快布局和重点突破阶段,部分地区凭借先发优势进一步巩固其领先地位,一定程度上抑制了整体差异的收敛。

(二)差异来源及贡献率

为进一步揭示总体差异的内在来源,本文对Dagum基尼系数进行分解,结果如表4所示。区域间

表3 总体Dagum基尼系数

年份	Dagum 基尼系数
2012	0.350
2013	0.353
2014	0.348
2015	0.360
2016	0.362
2017	0.358
2018	0.359
2019	0.359
2020	0.365
2021	0.380
2022	0.374
2023	0.360
2024	0.349

差异是我国低空经济产业链韧性总体差异的主要来源。在样本期内,区域间差异贡献率始终最高,表明不同区域之间的发展不均衡是导致低空经济产业链韧性空间分异的关键因素。

从区域内差异看,东部地区内部的韧性差异相对显著。源于东部地区省份数量较多、经济发展层次差异明显,也反映出各地区在低空经济产业链布局和发展路径上的多样化特征。其中,广东、江苏、浙江、北京和上海等省份依托完善的制造体系、雄厚的创新资源和较为成熟的市场环境,在低空制造、飞行服务与多元应用场景拓展方面已初步形成较为完整的产业体系。而河北、福建、海南等省份仍以基础设施建设和场景培育为主,产业链协同程度相对有限,尚处于加速跟进阶段,一定程度上拉大了东部地区内部的韧性差距。

相比之下,中部和西部地区的区域内差异整体低于东部地区,但呈现出逐步扩大的趋势。随着低空经济在中、西部地区加快布局,一些基础条件较好、政策支持力度较大的省份开始显现出较强的增长潜力,而其他省份受制于产业基础薄弱和要素约束,其韧性提升相对缓慢,区域内部不均衡特征逐渐显现。

值得注意的是,2024年区域内差异贡献率上升至36.5%,较前期水平明显提高。表明在“东—中—西”梯度结构保持相对稳定的同时,各区域内部的发展分化有所加剧。其主要原因在于:一方面,东部地区内部高韧性省份(如广东、江苏、浙江、北京和上海)依托完善的制造体系、创新资源集聚优势和成熟的市场环境持续实现跃升,河北、福建和海南等省份仍以基础设施

表 4 差异来源及贡献率

年份	区域内差异			区域内 贡献率(%)	区域间差异			区域间 贡献率(%)
	东部	中部	西部		东-中	东-西	中-西	
2012	0.297	0.170	0.230	25.7	0.081	0.133	0.009	63.52
2013	0.310	0.167	0.252	26.9	0.078	0.130	0.009	61.47
2014	0.304	0.183	0.256	26.8	0.072	0.125	0.012	60.02
2015	0.320	0.174	0.258	27.7	0.078	0.131	0.010	60.93
2016	0.327	0.196	0.251	28.3	0.075	0.132	0.014	61.18
2017	0.331	0.183	0.248	28.1	0.071	0.130	0.017	60.81
2018	0.339	0.171	0.241	28.2	0.072	0.132	0.018	61.80
2019	0.335	0.176	0.249	28.1	0.068	0.131	0.021	61.36
2020	0.328	0.174	0.256	28.0	0.071	0.136	0.022	62.79
2021	0.331	0.209	0.278	29.3	0.070	0.140	0.025	62.04
2022	0.320	0.232	0.272	29.0	0.064	0.136	0.029	61.16
2023	0.308	0.217	0.254	27.5	0.061	0.133	0.030	62.15
2024	0.286	0.224	0.243	36.5	0.058	0.132	0.033	63.15

建设和应用场景培育为主,低空制造和飞行服务体系尚未完全成型,整体仍处于产业链培育初期阶段,从而拉大了东部地区内部差距;另一方面,中、西部地区虽整体水平偏低,但四川、重庆、陕西等省份在通航制造、应急救援和低空物流等领域取得阶段性突破,与区域内青海、西藏、宁夏等省份之间形成新的梯度分化,推动区域内差异扩大。

(三)区域内差异与区域间差异

在刻画总体空间差异水平的基础上,进一步探究区域内差异与区域间差异在低空经济产业链韧性空间分异中的作用机制。区域内差异反映的是同一大区域内不同省份之间低空经济产业链韧性水平的离散程度,区域间差异则刻画不同区域整体发展水平之间的差距结构,二者共同构成低空经济产业链韧性空间分异的核心来源。

从区域内部结构看,各地区低空经济产业链韧性的分化主要表现为发展路径差异而非单一水平高低。东部地区内部呈现出“多层级并存”的格局,高韧性省份已形成较为完整的产业链体系,而部分省份仍处于基础夯实和场景培育阶段,反映出东部地区低空经济由先发突破向梯度扩散转变的阶段特征。中部地区则表现为“点状突破”,个别省份依托区位优势和产业承接加快跃升,但整体仍处于由跟随发展向集聚发展的过渡期。西部地区内部差异更多体现为“局部推进”,部分省份依托空域资源和特色应用取得阶段性进展,但受产业基础和要素配置约束,区域整体仍以补短板 and 强基础为主。

各区域内部韧性分化的形成机制具有明显差异,东部地区侧重结构升级与扩散带动,中部地区侧重梯度追赶与局部集聚,西部地区则以特色突破与基础改善并行推进。这种差异化演进路径进一步表明,低空经济产业链韧性的提升并不存在统一模式,而是受区域资源禀赋、产业基础和制度环境共同影响。

从区域间差异看,低空经济产业链韧性在东、中、西部地区之间呈现出显著差距,且区域间差异在总体空间分异中占据主导地位。东部地区整体韧性水平显著高于中、西部地区,是拉大区域间差异的主要来源。这一结果表明,低空经济产业链韧性的空间不均衡更多体现为不同区域发展阶段和综合条件的差异,而非单一区域内部的随机波动。

进一步从时间演进角度看,区域间差异在样本期内并未出现明显收敛迹象,说明低空经济产业链韧性在区域尺度上的分化具有一定的结构稳定性。尽管中、西部地区的部分省份在低空经济相关领域实现了阶段性突破,但整体上仍难以在短期内缩小与东部地区之间的差距。这一现象与我国区域经济发展长期存在的梯度结构高度一致,也反映出低空经济作为新兴产业在扩散过程中对既有区域基础和制度环境的路径依赖。

总体而言,低空经济产业链韧性的空间分异表现为以区域间差异为主导、区域内差异协同作用的格局。区域间在产业基础、创新能力和制度环境方面的系统性差距,是造成低空经济产业链韧性空间不均衡的根本原因;区域内部差异的演化,则反映了低空经济在不

同地区推进路径和发展重点上的多样化特征。

五、低空经济产业链韧性的时间演变特征

在系统分析我国低空经济产业链韧性水平及其空间分异特征的基础上,进一步从时间维度考察其动态演进过程。产业链韧性不仅体现在不同区域之间的静态差异,更体现在随时间推移的整体演化趋势与分布结构变化。

核密度估计是一种基于选定的核函数及带宽来估

计随机变量的概率密度曲线的非参数估计方法,核密度函数如下式所示:

$$f_n(x)=\frac{1}{nh}\sum_{i=1}^nK(\frac{x-x_i}{h_n})$$
 (10)

其中, n 为观测省份数量, h_n 为带宽, $K(\cdot)$ 为核函数。

本文采用核密度估计方法,刻画2012—2024年我国31个省份的低空经济产业链韧性指数的分布特征,揭示其时间演变规律,结果如表5所示。

表5 核密度分布的统计特征

年份	均值	标准差	最小值	最大值	偏度	峰度
2012	0.940	0.667	0.189	2.876	1.501	4.384
2013	1.037	0.754	0.200	3.548	1.750	5.754
2014	1.139	0.804	0.249	3.785	1.660	5.495
2015	1.285	0.967	0.273	4.693	1.891	6.540
2016	1.402	1.087	0.283	5.584	2.188	8.379
2017	1.466	1.116	0.296	5.721	2.124	8.065
2018	1.585	1.258	0.325	6.650	2.419	9.708
2019	1.648	1.283	0.380	6.738	2.302	9.155
2020	1.731	1.337	0.397	6.712	2.153	5.606
2021	1.799	1.429	0.349	7.128	2.002	7.506
2022	1.808	1.382	0.357	6.837	1.826	6.817
2023	1.894	1.387	0.358	6.857	1.754	6.472
2024	1.991	1.420	0.406	6.766	1.635	3.046

(一)核密度估计结果

从分布位置变化看,2012—2024年我国低空经济产业链韧性指数的均值呈现出持续上升趋势。韧性指数均值由2012年的0.940稳步提升至2024年的1.991,表明在样本期内,我国低空经济产业链韧性水平不断提高,产业链在抵御外部冲击、吸收系统风险以及实现结构调整方面的能力持续增强。这一趋势与前文综合指数测度结果保持一致,进一步验证了低空经济产业链韧性整体改善的事实,也反映出相关政策支持、技术进步与产业体系逐步完善对韧性提升的积极作用。

从分布离散程度看,低空经济产业链韧性指数的标准差在样本期内总体呈现扩大趋势,由2012年的0.667上升至2024年的1.420。标准差的持续上升意味着省际低空经济产业链韧性差距一定程度上有所扩大,即整体水平不断提升,但不同地区间的提升幅度有差异。表明低空经济产业链韧性并未随着时间推移自

动实现均衡化发展,区域差异仍然客观存在,高基础地区的领先优势在一定程度上得到巩固。

从分布形态特征看,低空经济产业链韧性指数在各年份均呈现出明显的右偏分布。表5中偏度指标显示,2012年韧性指数偏度为1.501,随后虽存在阶段性波动,但整体维持在较高水平,2024年仍达到1.635。说明高韧性省份数量相对有限,但其指数水平显著高于全国平均值,对整体分布产生了明显的拉动效应。右偏分布特征反映出低空经济产业链韧性提升过程中存在较为突出的“头部效应”,即少数地区凭借产业基础、创新能力和制度环境优势率先实现跃升,并在全国格局中形成领先地位。

从峰度变化看,低空经济产业链韧性指数始终表现出尖峰厚尾特征。2012年峰度为4.384,随后在样本期内虽有所波动,但整体维持在较高水平,2024年仍为3.046,显著高于正态分布基准值3。这表明韧性分

布仍呈现一定集中态势,但伴随时间推移,其集中程度有所缓解,分布结构逐步向外扩展。这意味着,随着低空经济在更多地区加快布局,韧性水平呈现出由“高度集中”转向“相对扩散”的演化趋势。

综合核密度估计结果可以看出,我国低空经济产业链韧性的空间分布在样本期内呈现出明显的“整体右移、分布拉伸”特征,高韧性区域数量逐步增加,但中低水平区间仍保持较高密度,表明当前低空经济产业链韧性提升主要表现为头部地区引领式扩散,而非全面均衡跃升。

(二)低空经济产业链韧性的动态演进特征

根据主要计算结果,绘制低空经济产业链韧性的核密度估计图,如图1所示。结合图中总体及东、中、西部地区的分布形态,发现我国低空经济产业链韧性的动态演进呈现出以下特征:

第一,低空经济产业链韧性整体水平持续提升,分布重心明显右移。图1(a)显示,2012年核密度曲线峰值主要集中于较低区间,随后各年份曲线整体向右平移,2024年的分布中心显著高于2012年水平。这表明,在低空空域管理改革不断深化、通用航空与无人机产业加快发展以及数字技术广泛应用的推动下,我国低空经济产业链的稳定性、适应能力和恢复能力持续

增强,整体呈现稳步提升态势。

第二,省际差异未出现明显收敛,分布呈现“拉伸”特征。从图1(a)可以观察到,随着时间推移,核密度曲线的横向展开程度扩大,尤其在2018年以后,右侧区间延伸更为明显。这说明不同省份在韧性提升速度上存在差异,部分地区实现了快速跃升,而部分地区提升相对缓慢。该分布“拉伸”特征与前文基于Dagum基尼系数的差异分解结果相一致,表明区域差距并未随时间推移而缩小。

第三,高韧性地区数量逐步增加,右尾特征不断强化。图1(a)与图1(b)显示,随着时间推移,右侧尾部密度逐渐增强,特别在东部地区,高韧性区间的密度明显提高。意味着处于高韧性水平的省份数量逐渐增加,部分地区在低空制造、飞行服务和应用场景拓展等方面形成较强优势,推动整体分布结构向中高区间延伸。

第四,不同区域的演进节奏存在差异。图1(b)—(d)表明,东部地区曲线右移幅度较大,分布重心提升明显;中部地区呈现稳步平移特征,分布逐渐向中高区间集中;西部地区曲线移动相对缓慢,但峰值逐步降低、分布趋于平缓,显示其内部结构正在发生调整。总体看,2012—2016年分布移动相对平缓,2016—2020

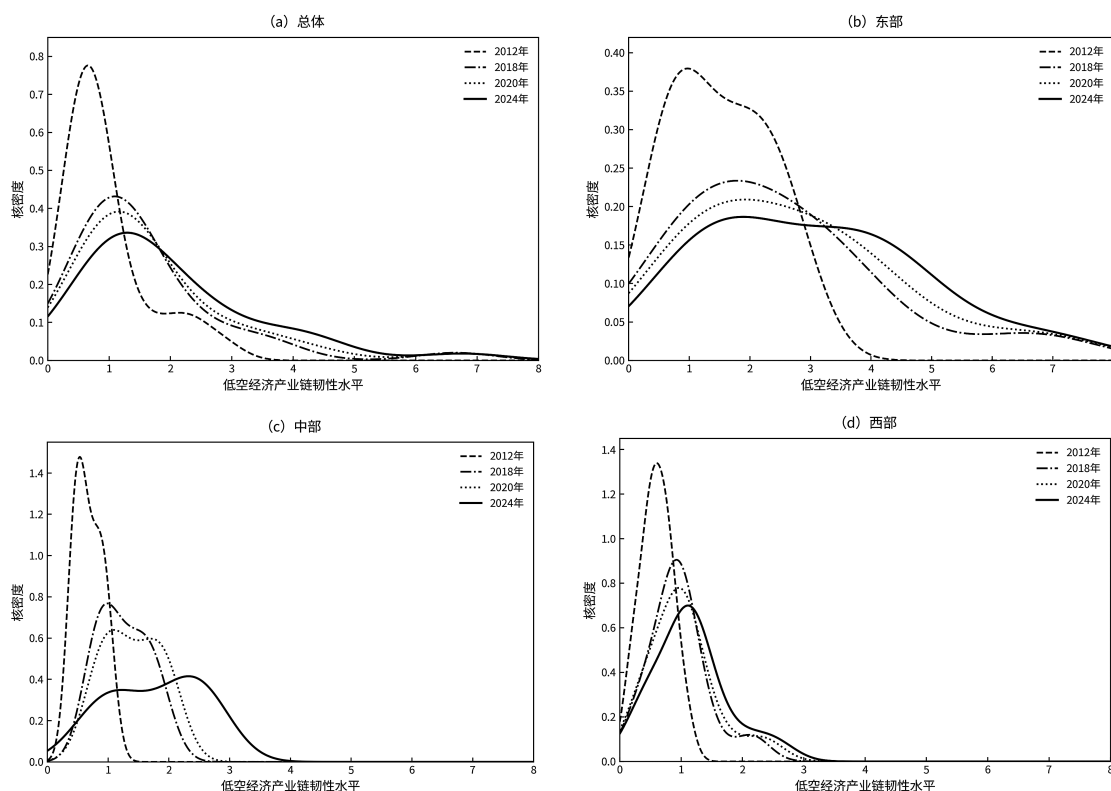


图1 核密度估计图

年右移幅度加快,2020年以后在外部环境不确定性上升的背景下,韧性水平仍持续提升,体现出较强的系统稳定性。

总体而言,核密度估计结果表明,我国低空经济产业链韧性的时间演变呈现出“整体右移、分布拉伸、右尾强化”的动态特征。韧性提升并非均衡扩散,而是在既有区域发展基础上通过差异化路径逐步演进。这一结论从分布形态层面深化了对低空经济产业链韧性演进规律的认识,也为后续空间相关性分析与趋势判断提供了重要依据。

六、低空经济产业链韧性的空间收敛特征

区域经济理论认为,若相邻地区之间在发展水平上存在显著正向空间相关性,且这种相关性随时间推移呈现减弱趋势,则意味着区域间差异存在一定程度的收敛可能;反之,若空间集聚持续强化,则可能导致区域分化加深。因此,从空间相关性及其动态变化出发分析低空经济产业链韧性的空间收敛特征,具有重要的理论和现实意义。

(一)全局莫兰指数

莫兰指数(Moran's I)是用于测量地理空间数据集空间自相关性的统计量,在研究低空经济产业链韧性的空间演变特征时,可以衡量邻近省份的相似性程度,相关公式如下:

$$I(t_k) = \frac{n \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (y_i(t_k) - \bar{y}(t_k)) (y_j(t_k) - \bar{y}(t_k))}{\left(\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} \right) \sum_{i=1}^n (y_i(t_k) - \bar{y}(t_k))^2} \quad (11)$$

$$I_i(t_k) = \frac{(n-1)(y_i(t_k) - \bar{y}(t_k))}{\sum_{i=1}^n (y_i(t_k) - \bar{y}(t_k))^2} \sum_{j=1, j \neq i}^n W_{ij} (y_j(t_k) - \bar{y}(t_k))^2 \quad (12)$$

全局Moran's I指数值 $I(t_k)$ 的取值范围为 $[-1, 1]$ 。当 $I(t_k) > 0$ 时,表示低空经济产业链韧性存在空间正相关;当 $I(t_k) < 0$ 时,则存在空间负相关;当 $I(t_k) = 0$ 时,表示在空间中呈现随机分布。其中, n 代表省份数量, $y_i(t_k)$ 、 $y_j(t_k)$ 分别表示第 i 、 j 个省第 t_k 年的低空经济产业链韧性水平; $\bar{y}(t_k)$ 表示第 t_k 年低空经济产业链韧性的平均水平; W_{ij} 为空间权重,表示 i 、 j 个省份相邻或具有公共边。

基于省级空间权重矩阵,对2012—2024年我国低空经济产业链韧性的全局Moran's I指数进行测算,结

果如表6所示。可以发现,在样本期内Moran's I指数均显著为正,表明低空经济产业链韧性在空间上并非随机分布,而是呈现出显著的正向空间相关性。即高韧性地区在空间上往往相互邻近,低韧性地区亦具有一定程度的空间集聚特征。

表6 全局Moran's I指数

年份	Moran's I	Z值	p值
2012	0.321	2.968	0.003
2013	0.319	2.968	0.003
2014	0.318	2.968	0.003
2015	0.316	2.968	0.003
2016	0.314	2.878	0.004
2017	0.313	2.878	0.004
2018	0.311	2.878	0.004
2019	0.310	2.878	0.004
2020	0.309	2.878	0.004
2021	0.307	2.878	0.004
2022	0.306	2.878	0.004
2023	0.304	2.742	0.006
2024	0.303	2.797	0.005

从时间演进趋势看,全局Moran's I指数虽始终保持显著,但整体呈现出缓慢下降态势,表明低空经济产业链韧性在空间上的集聚强度有所减弱。随着低空经济相关技术和应用场景逐步向全国范围扩散,部分韧性水平较低的地区开始实现韧性提升,一定程度上削弱了既有的空间集聚格局。这一现象反映出低空经济产业链韧性在空间上的演进并非完全固化,而是呈现出由高度集中向相对扩散的渐进式变化。

(二)空间集聚特征

为进一步刻画低空经济产业链韧性的空间集聚形态,本文结合Moran's I散点图对其空间分布特征。图2给出了样本期末低空经济产业链韧性的Moran's I散点图,可以直观反映各地区韧性水平与其空间邻近地区韧性水平之间的关系。

从Moran's I散点图分布情况看,大部分省份分布在第一象限(“高-高”集聚)和第三象限(“低-低”集聚),表明低空经济产业链韧性在空间上具有明显的同质集聚特征。高韧性省份往往集中分布在产业基础较好、创新资源集聚程度较高的区域,这些地区之间通过产业协同和要素流动形成较强的空间联动。而低韧性省份则多分布于产业基础相对薄弱、低空经济发展起步较晚的区域,呈现出一定程度的空间锁定效应。

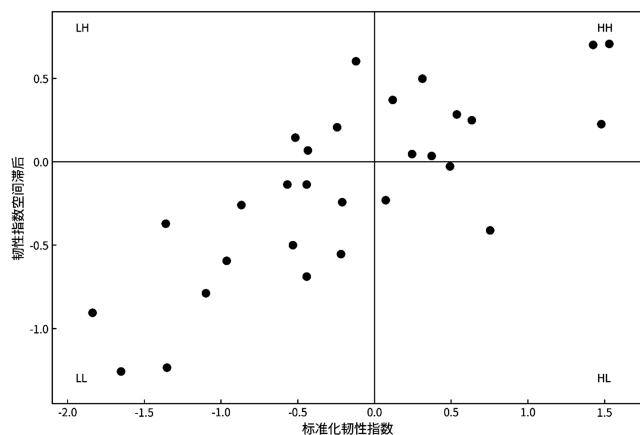


图2 Moran's I散点图

也有少量省份分布在第二象限(“低-高”集聚)和第四象限(“高-低”集聚),反映出部分地区在低空经济产业链韧性发展过程中存在一定的空间异质性。这类地区或通过政策引导和场景创新实现阶段性跃升,或受制于周边环境限制而未能充分发挥自身优势。随着低空经济在全国范围内的快速发展,这种跨区域的差异互动有助于推动低空经济产业链韧性的空间扩散。

综合全局 Moran's I 指数及其时间演进趋势,可以对我国低空经济产业链韧性的空间收敛特征作出总体判断。一方面,低空经济产业链韧性在样本期内始终存在显著的正向空间相关性,说明区域间在发展过程中具有较强的联动效应;另一方面,空间相关强度的逐步下降表明,低空经济产业链韧性并未持续向少数高水平地区高度集中,而是呈现出一定程度的空间扩散趋势。

七、低空经济产业链韧性的趋势预测

在前文对我国低空经济产业链韧性综合水平、空间分异结构、时间演变规律及空间相关性进行系统测度的基础上,有必要对其未来发展方向进行趋势研判。需要说明的是,本文所称“趋势预测”并非基于时间序列模型或结构计量模型进行的严格数量预测,而是基于2012—2024年历史数据所揭示的演进轨迹与结构特征所作的逻辑外推与趋势判断,重点在于揭示低空经济产业链韧性的可能演进方向。

(一)全国层面低空经济产业链韧性的趋势判断

综合前文综合指数测度结果及核密度分布演进特征可以判断,在未来一段时期内,我国低空经济产业链韧性大概率延续总体上升态势。

从长期演进轨迹看,2012—2024年低空经济产业

链韧性指数整体呈持续上升趋势,且未出现明显的阶段性回落。表明低空经济产业链在经历初期探索与中期扩展后,已逐步形成较为稳定的发展路径,其韧性提升有一定内生动力基础。随着低空空域管理改革持续深化、通用航空与无人机产业加快成熟,以及数字技术在飞行管理、应用场景和产业协同中的广泛应用,制度与技术约束有望进一步缓解,为韧性持续提升提供支撑。

从分布结构演进看,核密度结果显示韧性水平呈现“整体右移、分布拉伸、右尾强化”的动态特征。意味着高韧性地区数量不断增加,中低韧性地区亦在逐步改善。尽管区域差距并未完全收敛,但整体分布重心持续抬升,为全国层面韧性水平提升奠定了基础。

因此,在不发生重大制度冲击或技术路径断裂的前提下,全国低空经济产业链韧性预计将继续保持“稳中有进”的发展格局,其提升方式将更多体现为结构优化与质量改善,而非单纯规模扩张。

(二)区域层面低空经济产业链韧性的演进方向

从区域格局看,未来低空经济产业链韧性仍将呈现“东部引领、中部追赶、西部分化”的基本态势,但各区域内部的提升模式存在差异。

东部地区在可预见时期内仍将保持领先地位,但其提升模式将由“扩张驱动”逐步转向“结构优化驱动”。前文结果显示,东部地区韧性水平整体较高,且在低空制造、运行服务与应用场景拓展方面具备较强基础。未来,东部地区韧性提升将更多依赖关键技术突破、产业链纵向协同深化及高端应用场景扩展,其增速可能趋于平稳,但稳定性和系统协调性将进一步增强。

中部地区有望成为未来韧性提升的重要增量来源。核密度分布演进表明,中部地区部分省份已显现出明显的追赶趋势。随着产业转移承接能力增强以及低空经济与先进制造业、现代物流业的深度融合,中部地区韧性水平有望向全国平均水平甚至部分东部地区靠拢,在全国低空经济产业链体系中发挥枢纽型作用。

西部地区未来的演进路径将呈现更加明显的内部差异。部分具备航空制造基础或科研资源优势的省份,在政策支持和技术扩散带动下可能实现持续提升。而产业基础薄弱、市场规模有限的地区,其韧性改善仍将面临一定约束。因此,西部地区整体韧性水平预计将逐步改善,但内部差距短期内可能难以显著缩小。

(三)低空经济产业链韧性结构演进的趋势判断

结合前文综合测度与空间分析结果,可以对低空经济产业链韧性的结构演进趋势作进一步判断。总体而言,其演进过程并非同步提升,而是在既有区域基础与产业条件约束下,通过差异化路径逐步优化。

第一,从整体结构看,低空经济产业链韧性预计将延续“整体抬升、结构展开”的趋势。随着越来越多地区进入韧性提升通道,中高韧性区间的省份数量有望持续增加,推动分布结构向更高水平拓展。

第二,从区域结构看,梯度格局仍将存在,但边界可能逐步弱化。区域差异分解结果显示,区域间差异在总体差异中长期占据主导地位,这一格局在短期内难以发生根本性改变。然而,空间相关性分析表明,空间集聚强度呈缓慢下降趋势,意味着部分中、西部地区正在通过政策支持和应用场景扩展实现结构性追赶,从而一定程度上弱化原有区域分割格局。

第三,从结构内部看,分化趋势仍将并存。高韧性地区凭借产业基础、创新能力和制度环境优势,预计将在低空制造、运行服务和多场景应用等领域持续深化布局,形成更加稳固的结构优势。而韧性水平较低地区更多依赖政策扶持和区域协同,其结构改善进程相对渐进。这种差异化路径决定了中短期内结构分化仍将客观存在。

第四,从演进机制看,低空经济产业链韧性更可能表现为“渐进式优化”,而非“突变式重构”。作为尚在发展中的新兴产业体系,其结构变化高度依赖制度改革、技术突破与市场需求的协同推进。因此,未来韧性结构的优化将更多体现为连续性调整与路径深化,而非短期剧烈重组。

综上所述,我国低空经济产业链韧性的未来演进将呈现“整体提升、梯度依旧、边界弱化、分化并存”的基本特征。需要强调的是,上述判断基于历史演进规律的逻辑外推,并不构成对未来数值水平的严格计量预测。未来研究可结合时间序列模型或情景模拟方法,对低空经济产业链韧性进行更为精确的数量预测。

八、结论与建议

(一)研究结论

本文基于2012—2024年中国31个省份的面板数据,构建低空经济产业链韧性评价指标体系,系统测度了我国低空经济产业链韧性的时空演进特征,并从空间分异、时间演变、空间相关性和趋势判断等多个维度展开分析。研究结果不仅揭示了我国低空经济产业链

韧性的整体发展态势,也从结构和空间视角深化了对其演进规律的认识。主要结论如下:

第一,我国低空经济产业链韧性整体水平持续提升,但仍处于由“中低水平”向“中高水平”跃迁的关键阶段。综合指数测度结果表明,2012—2024年全国低空经济产业链韧性指数呈现稳步上升态势,未出现明显增长停滞或系统性回落。在政策引导、技术进步以及产业体系逐步完善的共同作用下,我国低空经济产业链的稳定性、抗冲击能力和自我修复能力不断增强。从整体水平与分布结构看,低空经济产业链韧性尚未进入高度成熟阶段,区域间发展不均与关键环节协同不足仍然制约其系统性跃升。

第二,低空经济产业链韧性在空间上呈现出显著的不均衡特征,区域间差异长期主导总体差异。基于Dagum基尼系数的测算结果显示,样本期内省际差异虽存在阶段性波动,但区域间差异始终占据主导地位,东、中、西部地区之间形成较为稳定的梯度结构。东部地区低空经济产业链韧性水平较高且结构相对稳定,中部地区呈现明显追赶态势,西部地区整体韧性水平偏低、内部差异较为突出。我国低空经济产业链韧性的空间不均衡更多源于区域发展基础、产业体系完整度及制度环境差异,而非个别省份的短期波动。

第三,低空经济产业链韧性具有显著的空间集聚特征,并表现出“集聚—扩散”并存的空间演化格局。全局Moran's I检验结果表明,2012—2024年低空经济产业链韧性均存在显著正向空间自相关,高韧性地区与高韧性地区相邻、低韧性地区与低韧性地区相邻的空间格局较为稳定。低空经济产业链韧性不仅取决于区域自身的发展条件,也受邻近地区产业基础、要素流动和协同发展的显著影响。同时,空间相关强度呈缓慢下降趋势,反映出在核心区域带动下,低空经济产业链韧性正逐步向周边扩散,区域结构边界开始弱化。

第四,从动态演进与趋势判断看,我国低空经济产业链韧性未来仍将保持“稳中有进”的发展态势,但区域分化和结构差异将长期存在。核密度估计结果显示,低空经济产业链韧性分布整体右移、分布拉伸且右尾加厚,高韧性地区数量逐步增加,呈现出典型的“头部引领型扩散”特征。低空经济产业链韧性的提升并非同步推进,而是在既有区域格局基础上通过差异化路径逐步展开。趋势预测结果进一步表明,未来韧性提升将更多体现为结构优化和质量改善,而非单纯依赖规模扩张。

(二)政策建议

基于上述研究结论,为进一步提升低空经济产业链韧性,本文提出如下政策建议:

第一,深化低空空域管理改革与制度协同,降低制度不确定性对产业链韧性的冲击。实证结果表明,我国低空经济产业链韧性整体提升,但关键环节协同不足仍制约系统跃升。因此,应从制度层面强化顶层设计。一是加快完善低空空域分类管理体系,优化飞行审批流程,推动常态化飞行与应急飞行的分级管理,减少制度摩擦成本。二是建立跨部门常态化协调机制,统筹民航、工信、交通、科技等部门政策口径,避免政策叠加冲突和监管重叠。三是推进低空飞行数据共享与数字化监管平台建设,实现审批、监测与服务一体化管理,提高制度运行效率。通过提升制度稳定性与可预期性,降低政策变动对产业链运行造成的外部冲击,从根本上增强低空经济产业链的稳定性与恢复能力。

第二,围绕产业链关键环节补链强链,提升结构完整性与协同水平。前文结果显示,区域差异长期主导总体差异,关键在于产业链完整度和协同能力存在差距。因此,应以产业链结构优化为核心提升韧性。一是识别低空制造、飞行服务、保障体系与应用场景等关键薄弱环节,建立分区域产业链图谱,精准实施“补链工程”。二是鼓励龙头企业牵头建设产业链协同创新平台,推动核心零部件、飞控系统、动力系统等关键技术攻关。三是完善供应链备份机制与多元化布局,降低对单一技术或单一区域的依赖,提升产业链抗冲击能力。通过增强产业链纵向衔接和横向协作能力,提升低空经济体系整体韧性,而非依赖局部突破。

第三,实施差异化区域推进路径,促进梯度协调发展。研究表明,“东—中—西”梯度结构短期内难以根本改变,因此应避免“一刀切”推进模式。东部地区应由“规模扩张”向“高端引领”转型,重点布局核心技术突破与高附加值应用场景,提升产业链稳定性与全球竞争力。中部地区应发挥制造业基础与区位优势,强化通用航空基础设施建设,促进低空经济与装备制造、现代物流融合发展,提升承接能力与协同水平。西部地区应聚焦特色应用场景(如农业植保、应急救援、文旅飞行等),优先培育适合本地资源禀赋的细分领域,避免低水平重复建设。同时,通过分区域精准施策,缩小结构性差距,逐步推动区域韧性向协调方向演进。

第四,构建跨区域协同网络,释放空间溢出效应。空间相关性结果表明,低空经济产业链韧性具有显著

集聚特征,核心区域对周边具有带动效应。因此,应强化跨区域协同机制。一是推动建立跨省域低空经济产业联盟或协作平台,实现技术标准互认、场景共建与资源共享。二是完善人才、资本与技术要素的跨区域流动机制,降低行政壁垒,提升资源配置效率。三是推动重点区域开展联合试点示范,形成可复制经验,通过制度扩散带动其他地区提升。通过空间协同,增强全国低空经济产业链的整体稳定性与系统抗风险能力。

第五,将“韧性指标”纳入低空经济绩效考核与风险治理体系。目前地方政策仍偏重规模与投资指标,容易忽视系统稳定性,因此,应建立以韧性为导向的评价与治理机制。一是构建低空经济产业链韧性监测体系,定期发布区域韧性评估报告。二是在财政支持和专项资金分配中,将产业链协同度、技术自主率、供应链稳定性等指标纳入考核。三是建立产业链风险预警机制,对关键环节断链风险、技术依赖风险进行动态监测。通过制度化引导,使地方政府和企业更加重视结构优化与风险防控,推动低空经济由“规模扩张型增长”向“质量与韧性提升型增长”转变。◆

参考文献:

- [1] 张晓兰, 黄伟熔. 低空经济发展的全球态势、我国现状及促进策略[J]. 经济纵横, 2024(8): 53-62.
- [2] 周钰哲. 低空经济发展的理论逻辑、要素分析与实现路径[J]. 东南学术, 2024(4): 87-97.
- [3] 樊一江, 李卫波. 我国低空经济阶段特征及应用场景研究[J]. 中国物价, 2024(4): 98-103.
- [4] 覃睿. 再论低空经济: 概念定义与构成解析[J]. 中国民航大学学报, 2023, 41(6): 59-64.
- [5] 沈映春. 低空经济的内涵、特征和运行模式[J]. 新疆师范大学学报(哲学社会科学版), 2025, 46(1): 108-117.
- [6] 陈虹, 胡善贵. 新质生产力视角下战略性新兴产业发展水平测度与区域差异研究[J]. 科技进步与对策, 2024, 41(23): 63-73.
- [7] 肖兴志, 李少林. 大变局下的产业链韧性: 生成逻辑、实践关切与政策取向[J]. 改革, 2022(11): 1-14.
- [8] 李燕. 在加快构建新发展格局中提高我国产业链供应链韧性和安全水平[J]. 经济纵横, 2023(11): 51-58.
- [9] 洪银兴, 王坤沂. 新质生产力视角下产业链供应链韧性和安全性研究[J]. 经济研究, 2024, 59(6): 4-14.
- [10] 尤亮, 任晴. 产业韧性: 内涵、影响因素与展望[J]. 江西财经大学学报, 2024(4): 33-44.
- [11] 马昂. 中国农业产业韧性水平的统计测度及提升路径[J]. 统计理论与实践, 2025(7): 73-80.
- [12] 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.

[13]谷城,张树山.产业链韧性水平测度、区域差异及收敛性研究[J].经济问题探索,2023(6):123-139.

[14]王泽宇,唐云清,韩增林,等.中国沿海省份海洋船舶产业链韧性测度及其影响因素[J].经济地理,2022,42(7):117-125.

[15]张相伟,任莹,白芳芳.工业智能化对产业链韧性的影响研究[J].统计理论与实践,2025(6):43-51.

[16]Cohen A P, Shaheen S A, Farrar E M. Urban air mobility: History, ecosystem, market potential, and challenges [J]. IEEE Transactions on Intelligent Transportation Systems, 2021, 22(9):

6074-6087.

[17]廖小罕,屈文秋,徐晨晨,等.城市空中交通及其新型基础设施低空公共航路研究综述[J].航空学报,2023,44(24):6-34.

[18]宋丹,徐政.低空经济赋能高质量发展的内在逻辑与实践路径[J].湖南社会科学,2024(5):65-75.

[19]刘先江,宋丹,徐政.以低空经济打造新质生产力发展新引擎[J].北京航空航天大学学报(社会科学版),2024,37(5):134-144.

[20]Dagum C. A new approach to the decomposition of the Gini income inequality ratio [J]. Empirical Economics, 1997, 22(4): 515-531.

Measurement, Spatio-temporal Characteristics and Trend Prediction of the Resilience of China's Low-altitude Economy Industrial Chain

Liu Songlin, Wang Fei, Jin Meiling

Abstract: Against the backdrop of accelerated cultivation of new quality productivity and rapid development of low altitude economy, it is of great practical significance to systematically characterize the spatiotemporal characteristics of the resilience of the low altitude economy industry chain. Based on panel data from 31 provinces in China from 2012 to 2024, a resilience evaluation index system for the low altitude economic industry chain is constructed. The entropy weight method is used to measure the resilience level of each region, and Dagum Gini coefficient and its decomposition, kernel density estimation, and global Moran's I index are used to analyze from the dimensions of spatial differentiation, temporal evolution, and spatial correlation. Research has found that: (1) During the sample period, the overall resilience of China's low altitude economic industry chain has steadily improved, but it is still in the transitional stage from a "medium low level" to a "medium high level"; (2) Regional differences are the main source of overall differences, and the "East Central West" gradient structure has existed for a long time. The eastern region forms a high resilience agglomeration, the central region accelerates catching up, and the western region is generally lower; (3) The overall distribution of toughness has shifted to the right, accompanied by distribution stretching and thickening of the right tail. The number of high toughness areas has increased, but structural differentiation still exists; (4) The global Moran's I index remains significantly positive, indicating that the resilience of the low altitude economic industry chain has stable spatial dependence and agglomeration characteristics; (5) Trend analysis shows that future resilience improvement will be more reflected in structural optimization and quality improvement, rather than simply scale expansion. Based on this, policy recommendations are proposed to improve institutional supply, strengthen chains around key links, implement differentiated regional strategies, strengthen cross regional collaboration, and introduce a "resilience oriented" evaluation system.

Key words: Low-altitude Economy; Resilience of Industrial Chain; Regional Differences; Spatial Differentiation; Spatio-temporal Evolution

(责任编辑:新月)

中国新型生产关系与新质生产力的适应程度研究

吴旭晓

(河南省社会科学院 统计与管理科学研究所, 河南 郑州 451464)

摘要:“十五五”时期是基本实现社会主义现代化夯实基础、全面发力的关键时期,对推动新型生产关系和新质生产力更好相适应具有重大意义。运用改进的耦合协调度模型测度我国新型生产关系和新质生产力适应指数,并利用偏离指数找出政策着力点,研究发现:2023—2024年我国新型生产关系与新质生产力适应指数呈现上升趋势,但目前仍处于弱度适应层级,不充分不均衡特征突出;适应指数呈现由东部到西部梯度下降空间分布格局;产业、流通、分配、交换和消费关系与新质生产力适应指数整体均呈现上升态势;交换关系是四大区域新型生产关系和新质生产力适应指数的最大制约因素,消费关系和分配关系分别是东部和东北地区首要促进因素,流通关系是中、西部地区首要促进因素。

关键词:新型生产关系;新质生产力;适应指数;偏离指数

中图分类号:F014.1;C813

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2026)03-0019-09

DOI:10.13999/j.cnki.tjllysj.2026.03.002

一、引言

发展新质生产力是推动高质量发展的内在要求和突破外部科技封锁打压的重要发力点,而新型生产关系是对旧生产关系的扬弃,并深刻地影响着新质生产力发展效能,过于滞后或者超前的新型生产关系均会束缚新质生产力发展。量化把握新型生产关系与新质生产力适应水平对实现中国式现代化具有重要的现实意义。因此,本文尝试构建相对完善的新型生产关系与新质生产力发展水平评估体系,精确测度省域适应发展水平,分析比较东部、中部、西部和东北四大地区适应发展水平的变化和差异情况,以期“十五五”时期促进地方新型生产关系与新质生产力协调发展提供数据支撑和决策参考。

二、研究设计

(一)指标体系构建

从新型生产关系和新质生产力内涵特征出发,遵循科学性、典型性、可比性等原则,参考相关研究成果,构建新型生产关系与新质生产力适应指数评价指标体系(见表1)。

1. 新型生产关系相关指标

新型生产关系是在新时代中国特色社会主义社会再生产各环节中形成的多元复合新型关系,因此,新型生产关系测度研究主要是从社会再生产各环节出发构建评价指标体系。有学者从传统政治经济学中社会再生产的四个环节即生产、分配、交换、消费等维度出发构建指标体系。也有学者从生产、分配、流通、消费等维度筛选新型生产关系评价指标。新时期流通水平是保障新质生产力要素畅通流动和合理配置、促进经济发展降本增效的重要因素。生产环节的分工是联通生产力与生产关系的桥梁,在高质量发展柔性化生产阶段,传统生产环节的分工更多由企业内生产流程分工向产业链之间分工和社会范围内三次产业分工转变,使劳动者之间的分工协作关系越来越依附产业专业化和产业结构高级化,从而导致生产关系更多外在表现为产业关系。因此,新型生产关系测度从产业关系、流通关系、分配关系、交换关系和消费关系五个维度出发选取指标。在数智经济时代,先进制造业是现代化产业体系的骨干,数字产业是新兴支柱产业和未来产业,

基金项目:河南省哲学社会科学一般项目“河南省新质生产力的统计测度及其经济‘提质增量’效应研究”(2024BJJ024)。

作者简介:吴旭晓,男,博士,研究员,研究方向为宏观经济统计。

表 1 新型生产关系与新质生产力适应指数评价指标体系

系统指标	维度指标	三级指标	指标单位	参考文献
新型生产关系	产业关系	第三产业增加值/第二产业增加值	%	[1]
		制造业专业化水平	—	[1]
		数字产业专业化水平	—	[1]
	流通关系	物流业发展贡献度	%	[2]
		人均快递业务量	件	[2]
		公路网密度	公里/平方公里	[3]
		人均城市道路面积	平方米	[4]
	分配关系	城镇就业人员平均工资	元	[1]
		社会保障和就业支出/地方财政一般预算支出	%	[5]
		居民人均可支配收入/人均GDP	%	[1]
		城乡居民收入比(农村=1)	—	[2]
	交换关系	软件和信息技术服务业收入	亿元	[6]
		金融发展程度	%	[1]
		技术市场成交水平	%	[7]
新质生产力	新质劳动者	居民发展和享受型消费支出占比	%	[8]
		居民消费水平	元	[9]
		生活用品消费水平	万元	[1]
		数字产业就业水平	%	[2]
	新质劳动对象	每万人在校大学生数量	人	[2]
		R&D人员全时当量	人年	[2]
		劳动生产率	万元/人	[10]
		人均电信业务总量	万元	[2]
		人均电子商务销售额	万元	[2]
		人均移动互联网接入流量	GB	[11]
		万元GDP用水量	立方米	[11]
		能源消耗强度	千瓦时/万元	[12]
		二氧化硫排放强度	吨/万元	[12]
	新质劳动资料	人均专利授权数量	件	[10]
		R&D经费支出/GDP	%	[13]
		新产品销售收入/GDP	%	[11]
		工业机器人安装密度	台/万人	[10]
		每百人使用计算机数	台	[10]
		光缆密度	公里/平方公里	[12]
		每万人互联网宽带接入端口数	个	[2]

产业结构高级化不仅反映了服务业扩能提质水平,而且反映了实体经济与虚拟经济融合发展程度,因此,产业关系重点考察产业结构高级化、制造业专业化、数字产业专业化三方面内容,分别用第三产业增加值与第二产业增加值的比值,制造业区位熵,信息传输、计算机服务和软件业区位熵描述。流通关系着重考虑物流水平和流通基础设施两方面内容,物流水平用物流业发展贡献度和人均快递业务量描述,流通基础设施用公路网密度和人均城市道路面积衡量。分配关系不仅考量了初次分配和二次分配,而且考量了收入合理增长以及城乡收入公平性。交换关系着重考虑数据、资本和技术等新质生产要素市场化情况,分别用软件和信息技术服务业收入、金融发展程度、技术市场成交水平衡量,金融发展程度是年末金融机构人民币各项贷款及存款余额与GDP的比值,技术市场成交水平用技术交易合同成交额与GDP的比值表示。消费关系重点考虑消费升级和消费扩容两方面内容,消费升级用居民发展和享受型消费支出占比来衡量,消费扩容用

居民消费水平和生活用品消费水平描述,前者用居民人均消费支出表示,后者用人均社会消费品零售额衡量。

2. 新质生产力相关指标

新质生产力是由技术革命性突破、生产要素创新性配置、产业深度转型升级而催生,以劳动者、劳动资料、劳动对象及其优化组合的跃升为基本内涵,以全要素生产率大幅提升为核心标志,特点是创新,关键在质优,本质是先进生产力^[14]。这一重要论述不仅界定了新质生产力的基本内涵,还指出了新质生产力的属性、特征、质态、标志、本质和发展动力。此后,学者们以此为核心依据,开展对新质生产力发展水平的测度研究。学界对新质生产力测度指标的选取主要有两类。一类是基于经济发展事实,从科技生产力、绿色生产力和数字生产力等生产力发展进程中的新质成分选取指标^[15-16]。另一类是基于新质生产力基本内涵,从新质劳动者、新质劳动对象和新质劳动资料等维度出发设计评价指标体系^[17-18]。本文根据后者的做法筛选指标。新质劳动者主要从数字化人才基础、人力资本、科技人才基础、劳动技能四个方面选取指标,分别用信息传输、计算机服务和软件业从业人数占比,每万人在校大学生数量,R&D人员全时当量,劳动生产率衡量。新质劳动对象主要从数字化和绿色化两个方面进行评估,数字化主要用人均电信业务总量、人均电子商务销售额、人均移动互联网接入流量来描述,绿色化主要用万元GDP用水量、能源消耗强度、二氧化硫排放强度三个指标来反映。新质劳动资料主要从科技创新、生产智能化、数字基础设施三方面考察,科技创新重点考察专利密度、研发投入强度和创新成果产业化,生产智能化用工业机器人安装密度和每百人使用计算机数表示,数字基础设施用光缆密度和每万人互联网宽带接入端口数来描述。

(二)数据来源

由于2023年9月习近平总书记在黑龙江考察调研期间才首次提到“新质生产力”,因此,本文的研究窗口期为2023—2024年,相关指标数据主要来源于《中国统计年鉴》和各省份的国民经济和社会发展统计公报,个别指标缺失数据采用灰色DGM(1,1)模型进行插补。

(三)测度模型

1. 评估指标权重确定

权重是指标重要程度的表述,确定权重的基本方

法就是比较指标之间的重要程度,它与样本数据无关^[19]。基于数据差异的客观赋权法强行将数据变异或离散程度等同于指标重要程度,是一种受样本容量影响、有效性不稳定的方法,因为对于同一个多维指标体系,增加或减少一年的数据或者换一组数据样本,指标权重就会发生或大或小的变化。主观赋权法虽然能较好地体现指标权重的内涵,但易受评价专家的知识水平影响,且专家之间协调成本较高。因此,本文借鉴联合国开发计划署(UNDP)发布的《全球人类发展指数》、中国标准化研究院发布的《城市综合发展指数报告(2025)》,选用等权重方法对指标进行赋权。

三级指标的权重: $w_{ij}=1/m$,其中, m 表示每个维度指标下的三级指标数量。

维度指标的权重: $w_i=1/n$,其中, n 表示维度指标数量。

2. 适应指数测度模型

适应是指复杂系统在演化进程中通过系统内部要素之间耦合互动及自我调适实现协调发展。耦合协调模型能够通过测度系统之间相互作用的协调发展质量对系统之间的适应性进行表征^[20],因此本文用耦合协调度来衡量新型生产关系与新质生产力的适应水平。传统耦合协调度模型存在耦合度计算方法中含有协调度成分、耦合度边界值计算不合理、耦合度区分度低等问题,应采用系统值点与中心轴的距离来度量耦合度^[21]。 n 元复合系统的耦合度函数 $C(Y_1, Y_2, \dots, Y_n)$ 的算式为:

$$C = 1 - \frac{2}{n} \sqrt{n \sum_{i=1}^n Y_i^2 - (\sum_{i=1}^n Y_i)^2} \quad (1)$$

综合调和指数 T 的一般表达式为:

$$T = \sum_{i=1}^n \lambda_i Y_i \quad (2)$$

式中, λ_i 表示子系统权重, Y_i 是子系统综合发展指数, $Y_i \in [0, 1]$ 。

耦合协调度(D)的算式为:

$$D = \sqrt{C \times T} \quad (3)$$

耦合协调度 D 就是适应指数,代表适应水平, D 值越高,适应性越好,反之则越差。根据 D 取值范围将适应水平细分为两大层次10个层级(见表2)。

三、新型生产关系与新质生产力适应指数

(一)省域“双新”指数

受指标数据可获得性约束,本文研究对象为我国四大区域30个省份(不含西藏和港澳台),其中东部地区包含北京、天津、河北、山东、上海、江苏、浙江、福建、广东和海南,中部地区包括山西、安徽、江西、河南、湖

表2 基于耦合协调模型的适应水平层次划分表

等级	D取值范围	层次	层级细分	等级	D取值范围	层次	层级细分
1	[0,0.1)	不适应	极度	6	[0.5,0.6)	适应	弱度
2	[0.1,0.2)		高度	7	[0.6,0.7)		低度
3	[0.2,0.3)		中度	8	[0.7,0.8)		中度
4	[0.3,0.4)		低度	9	[0.8,0.9)		高度
5	[0.4,0.5)		弱度	10	[0.9,1]		极度

北和湖南,东北地区包括辽宁、吉林和黑龙江,西部地区包含内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏和新疆。

运用极差法对数据进行无量纲化处理,利用等权重法对指标赋权,采取线性加权法计算逐级指数。2023—2024年我国新型生产关系指数和新质生产力指数整体较低,但呈现增长态势(见图1)。全国新型生产关系指数均值由0.312提高到0.327,新质生产力指数均值由0.309提升至0.333,新质生产力指数均值对新型生产关系指数均值实现由滞后到超越。

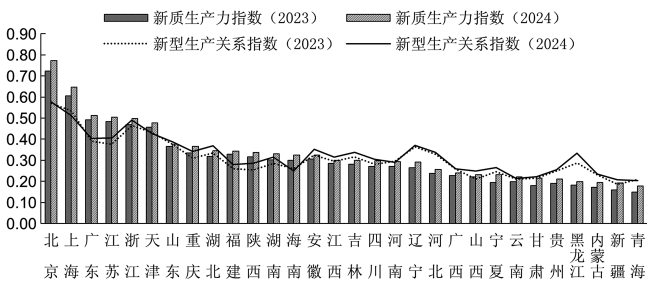


图1 省域新型生产关系指数与新质生产力指数

2023—2024年30个省份新质生产力指数都实现正增长;北京、上海、广东、江苏、浙江、天津、山东和重庆新质生产力指数稳居全国前八位。2023年,新质生产力指数在区间[0.6,0.8)、[0.5,0.6)、[0.4,0.5)、[0.3,0.4)、[0.2,0.3)、[0.1,0.2)的省份占比分别为6.7%、0、13.3%、23.3%、30.0%、26.7%,2024年分别为6.7%、6.7%、6.7%、26.6%、40.0%、13.3%。与2023年相比,2024年上海、天津、海南、河南和青海新型生产关系指数出现下滑,其余25个省份呈现增长态势。2023—2024年新质生产力指数领先新型生产关系指数的省份包括北京、上海、广东、江苏、浙江、天津、福建、海南、湖南、重庆和陕西,新质生产力指数由滞后变为领先新型生产关系指数的省份有河南和云南,新质生产力指数由领先变滞后新型生产关系指数省份只有山西,其余16个省份新型生产关系指数一直领先新质生产力指数。

(二)省域适应指数

我国新型生产关系与新质生产力适应指数整体呈现上升趋势(见表3)。2023—2024年中度适应的省份由2个上升到3个,占总数比例由6.7%上升到10.0%。与2023年相比,虽然2024年适应与不适应层次的省份数量维持不变,分别为20个和10个,且北京、上海和天津适应指数出现小幅度下滑,但其他省份适应指数呈现上升态势,最终全国适应指数均值由0.535上升到0.561,上涨了4.9%。30个省份的变异系数由0.165下行至0.147,呈现收敛态势。

2023—2024年,北京、上海、浙江和天津适应指数稳居全国前四名,北京、湖北、吉林和重庆分别是四大区域的“领头羊”。中低度适应的省份集中在东部地区,弱度适应的省份分散在四大区域,弱度不适应省份主要分布在中西部和东北地区。仅有浙江实现适应层级跃升。适应指数全国排名维持不变的省份包括北京、上海、浙江、天津、山东、湖北、重庆、安徽、湖南、吉林、广西、贵州、内蒙古、新疆和青海,占总数的50.0%;适应指数排名上升的省份有江苏、辽宁、四川、陕西、河北、宁夏和甘肃,占总数的23.3%。

(三)区域适应指数

2023年和2024年区域适应指数均值都呈现梯度下降的态势,即“东部>中部>东北>西部”(见图2)。2023—2024年东部地区整体适应指数维持在低度适应水平,中部和东北地区维持在弱度适应水平,西部地区维持在弱度不适应水平。

从变异系数看,区域内部适应指数表现出收敛态势;变异系数由低到高依次为中部、东北、西部和东部,区域内部各省份适应指数均衡性最好的是中部地区、最差的是东部地区,东、西部地区都达到中等强度变异,中部和东北地区维持在弱度变异水平。

四、新型生产关系各维度与新质生产力适应指数

产业关系、流通关系、分配关系、交换关系、消费关系与新质生产力的适应指数用 D_{ij} 表示: $i=1,2,3,4,5$,

表3 新型生产关系与新质生产力适应指数

2023 年			2024 年			指数变化趋势
省份	适应指数	层级划分	省份	适应指数	层级划分	
北京	0.741	中度适应	北京	0.737	中度适应	↓
上海	0.728	中度适应	上海	0.707	中度适应	↓
浙江	0.681	低度适应	浙江	0.701	中度适应	↑
天津	0.658	低度适应	天津	0.655	低度适应	↓
广东	0.629	低度适应	江苏	0.641	低度适应	↑
江苏	0.619	低度适应	广东	0.639	低度适应	↑
山东	0.605	低度适应	山东	0.614	低度适应	↑
湖北	0.566	弱度适应	湖北	0.589	弱度适应	↑
重庆	0.560	弱度适应	重庆	0.587	弱度适应	↑
安徽	0.555	弱度适应	安徽	0.572	弱度适应	↑
湖南	0.537	弱度适应	湖南	0.564	弱度适应	↑
吉林	0.536	弱度适应	吉林	0.553	弱度适应	↑
江西	0.535	弱度适应	辽宁	0.552	弱度适应	↑
辽宁	0.532	弱度适应	江西	0.550	弱度适应	↑
河南	0.525	弱度适应	四川	0.546	弱度适应	↑
福建	0.523	弱度适应	陕西	0.543	弱度适应	↑
四川	0.523	弱度适应	福建	0.541	弱度适应	↑
海南	0.518	弱度适应	河南	0.539	弱度适应	↑
陕西	0.517	弱度适应	河北	0.522	弱度适应	↑
河北	0.507	弱度适应	海南	0.515	弱度适应	↑
广西	0.484	弱度不适应	广西	0.495	弱度不适应	↑
山西	0.461	弱度不适应	宁夏	0.489	弱度不适应	↑
黑龙江	0.458	弱度不适应	山西	0.486	弱度不适应	↑
宁夏	0.457	弱度不适应	黑龙江	0.480	弱度不适应	↑
贵州	0.454	弱度不适应	贵州	0.471	弱度不适应	↑
云南	0.448	弱度不适应	甘肃	0.465	弱度不适应	↑
甘肃	0.436	弱度不适应	云南	0.464	弱度不适应	↑
内蒙古	0.435	弱度不适应	内蒙古	0.453	弱度不适应	↑
新疆	0.410	弱度不适应	新疆	0.443	弱度不适应	↑
青海	0.409	弱度不适应	青海	0.430	弱度不适应	↑
全国均值	0.535	弱度适应	全国均值	0.561	弱度适应	↑

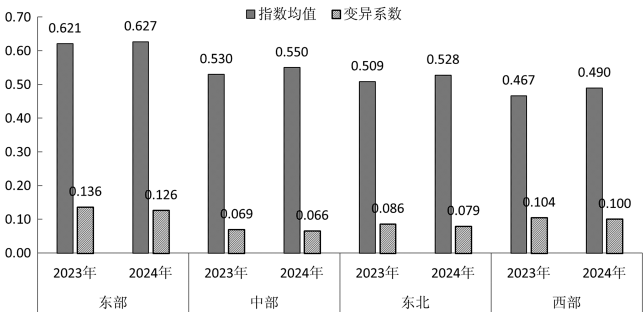


图2 区域新型生产关系与新质生产力适应指数的均值及变异系数

分别代表产业关系、流通关系、分配关系、交换关系、消费关系; $j=1,2$,分别表示2023年、2024年的新质生产力; D_{11} 、 D_{12} 分别表示2023年、2024年产业关系与新质生产力的适应指数。参考杨莎莎等(2023)^[22]关于适应

影响力的研究成果,引入偏差指数反映维度指标对整体适应指数的影响效应。计算公式为 $P_{ij}=D_{ij}-D$,其中 P_{ij} 表示维度适应指数 D_{ij} 与整体适应指数 D 的偏差指数,其数值的正负分别代表推动和阻碍效应,数值的大小代表了影响程度。

(一)产业关系与新质生产力适应指数

我国产业关系与新质生产力适应指数呈上升态势(见图3)。全国均值由2023年的0.472升至2024年的0.481,东部、中部、东北、西部地区均值分别由2023年的0.583、0.456、0.440、0.389提高到2024年的0.587、0.470、0.442、0.402。

在东部10个省份中,北京产业关系与新质生产力适应指数首屈一指,在全国也是遥遥领先,但由2023年的高度适应跌至2024年中度适应;上海、广东、江苏

和浙江一直处于低度适应,天津和山东一直处于弱度适应,福建由2023年弱度不适应上升到2024年弱度适应,海南和河北一直处于弱度不适应。中部六省中,仅安徽一直处于弱度适应,湖北由弱度不适应上升为弱度适应,江西、湖南和河南一直处于弱度不适应,山西一直处于低度不适应。东北三省中,辽宁和吉林一直处于弱度不适应,黑龙江一直为低度不适应。在西部11个省份中,四川、重庆、陕西、广西一直处于弱度不适应,宁夏由低度不适应提升至弱度不适应,其余6个省份一直处于低度不适应。

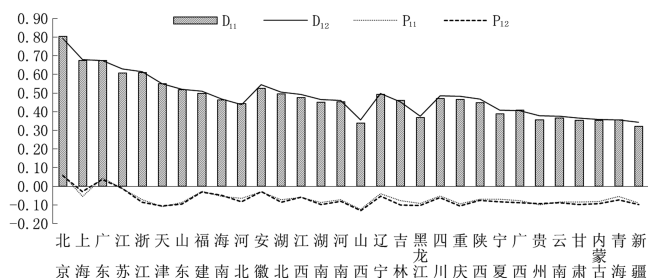


图3 省域产业关系与新质生产力适应指数
及其偏差指数

从偏差程度看,只有北京和广东的偏差维持为正值,其余28个省份的偏差维持为负值,表明有93.3%的省份产业关系对新型生产关系与新质生产力的适应指数产生阻碍效应。其中,2023年阻碍程度较大的有山西和天津,偏差指数都在-0.1以上;2024年再增加吉林、辽宁和重庆。我国30个省份偏差指数均值由2023年的-0.063演变为2024年的-0.070,表明产业关系的阻碍效应有增强趋势。东部、中部、东北和西部地区的偏差指数均值由2023年的-0.038、-0.074、-0.069、-0.078演变为2024年的-0.040、-0.080、-0.086、-0.087,四大区域产业关系的阻碍效应也表现出增强态势。

(二)流通关系与新质生产力适应指数

我国流通关系与新质生产力适应指数呈现提升趋势(见图4)。四大区域均值由2023年的0.612、0.550、0.506、0.497提升至2024年的0.619、0.566、0.534、0.515,全国均值由0.547提升至0.562。

在东部地区,江苏、浙江、天津、广东、上海和山东流通关系与新质生产力适应指数一直维持在低度适应水平以上,江苏和浙江在2024年甚至达到中度适应;福建、海南和河北一直维持在弱度适应,北京一直维持在弱度不适应。中部六省一直维持在弱度适应。东北地区除了黑龙江一直是弱度不适应,其余两省维持在

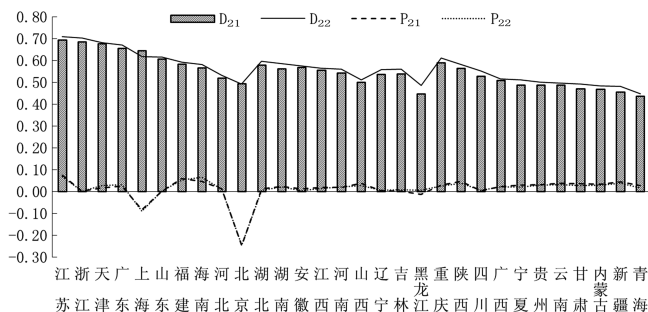


图4 省域流通关系与新质生产力适应指数
及其偏差指数

弱度适应。在西部地区,重庆由弱度适应提高到低度适应,陕西、四川和广西一直维持在弱度适应,宁夏和贵州由弱度不适应上升到弱度适应,其余5个省份维持在弱度不适应。

2003—2024年,上海和北京的偏差指数一直为负值,流通关系对新型生产关系与新质生产力适应指数产生阻碍效应,北京的阻碍效应尤为明显,偏差指数一直在-0.24以上。黑龙江的偏差指数由负变为正,流通关系对新型生产关系与新质生产力适应指数由阻碍效应演变为促进效应。其余27个省份一直维持为正数,说明这些省份流通关系一直对新型生产关系与新质生产力适应指数产生促进效应,促进效应最大的省份一直是江苏。东部地区偏差指数均值由-0.009变为-0.008,流通关系整体表现出阻碍效应;中、西部地区偏差指数均值由0.020、0.031变为0.016、0.026,促进效应均有所下降;东北地区偏差指数均值由-0.003上升为0.006,由阻碍效应反转为促进效应;全国偏差指数均值由0.012下跌为0.011,流通关系的促进效应减弱。

(三)分配关系与新质生产力适应指数

我国分配关系与新质生产力适应指数整体呈现上升态势(见图5)。全国分配关系与新质生产力适应指数均值由2023年的0.539上升至2024年的0.555。2023年四大区域均值依次为0.607、0.544、0.515、0.481,2024年依次为0.615、0.559、0.530、0.505,呈现出“东高西低、梯度下降”的空间特征。

在东部地区,上海分配关系与新质生产力适应指数一直保持为中度适应,浙江、天津、北京和山东一直保持为低度适应,广东由弱度适应上升为低度适应,其余4个省份保持在弱度适应。在中部地区,山西由弱度不适应上升为弱度适应,其余5个省份保持在弱度适应。在东北地区,黑龙江维持在弱度不适应,其余2

个省份维持在弱度适应。在西部地区,重庆由弱度适应上升到低度适应,四川和广西保持在弱度适应,陕西和宁夏由弱度不适应上升为弱度适应,其余6个省份维持在弱度不适应。

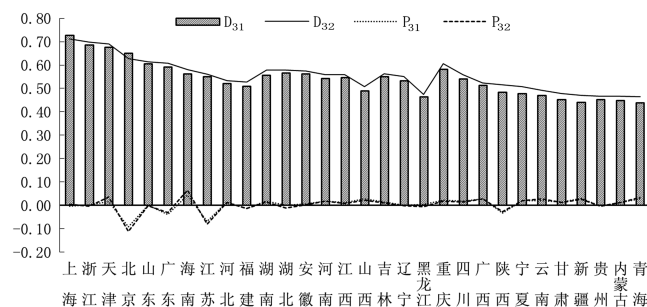


图5 省域分配关系与新质生产力适应指数及其偏差指数

从偏差情况看,东部地区的天津、海南和河北的偏差指数保持为正值,对各自新型生产关系与新质生产力适应指数一直发挥促进作用;北京、广东、江苏和福建的情况相反,一直发挥阻碍作用;上海的偏差指数由负数转为正数,浙江和山东的偏差指数由正数转为负数。中部地区的湖南维持为负数,起到阻碍作用,其余5个省份均维持正数,发挥促进效应。东北地区的吉林维持为正数,其余2个省份由正数转变为负数。西部地区的陕西和贵州维持为负数,其余9个省份保持为正数。2023—2024年全国偏差指数维持不变,都是0.004,均发挥出促进效应;东部地区偏差指数由-0.014缩小至-0.012,阻碍效应略有减弱;中部地区偏差指数由0.014下滑至0.009,东北地区偏差指数由0.007下降至0.002,促进效应均有所减弱;西部地区维持在0.015,分配关系的促进效应位居四大区域之首。

(四)交换关系与新质生产力适应指数

我国交换关系与新质生产力适应指数整体呈现上升态势(见图6)。全国交换关系与新质生产力适应指数均值由0.450提高到0.466,四大区域均值分别由0.565、0.418、0.420、0.373提高到0.572、0.446、0.432、0.389。

在东部地区,北京交换关系与新质生产力适应指数维持在高度适应,上海维持在中度适应,天津、广东和浙江保持在低度适应,江苏与山东保持在弱度适应,河北维持在弱度不适应,福建和海南保持在低度不适应。中部地区的山西和河南维持在低度不适应,其余4个省份维持在弱度不适应。东北地区的黑龙江维持在低度不适应,其余2个省份维持在弱度不适应水平。西部地区的陕西保持在弱度适应,四川、重庆和甘肃维

持在弱度不适应,内蒙古维持在中度不适应,其余6个省份维持在低度不适应。

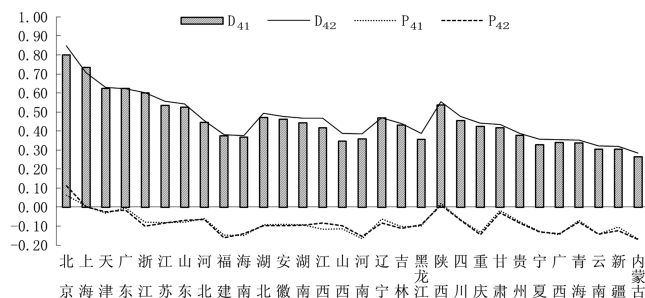


图6 省域交换关系与新质生产力适应指数及其偏差指数

从偏差情况看,北京、上海和陕西的偏差指数为正数,对各自新型生产关系与新质生产力适应指数发挥促进作用;其余27个省份为负数,起到阻碍作用。全国偏差指数由-0.085下降至-0.086,阻碍效应略有增强。东、中部地区分别由-0.056、-0.112上升为-0.055、-0.104,阻碍效应均减弱;东北和西部地区分别由-0.089、-0.094下降至-0.096、-0.100,阻碍效应均增强。

(五)消费关系与新质生产力适应指数

我国消费关系与新质生产力适应指数呈现上升趋势(见图7)。消费关系与新质生产力适应指数全国均值由0.539上升至0.563,四大区域均值分别由0.621、0.525、0.511、0.479上升至0.645、0.546、0.532、0.506,提升幅度都在2个百分点以上。

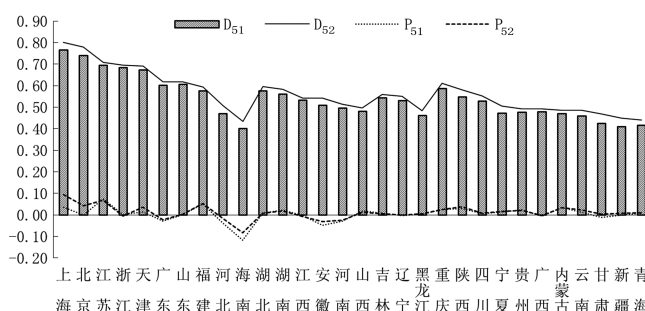


图7 省域消费关系与新质生产力适应指数及其偏差指数

东部地区的上海由中度适应升级为高度适应,北京维持在中度适应,江苏由低度适应上升到中度适应,浙江、天津、广东和山东维持在低度适应,福建维持在弱度适应,河北由弱度不适应演变为弱度适应,海南维持在弱度不适应。中部地区的河南由弱度不适应升级为弱度适应,山西维持在弱度不适应,其余4个省份保

持在弱度适应。东北地区的黑龙江维持在弱度不适应,其余2个省份保持在弱度适应。在西部地区,重庆由弱度适应上升到低度适应,陕西和四川保持在弱度适应,宁夏由弱度不适应提升到弱度适应,其余7个省份维持在弱度不适应。

从偏差情况看,北京、甘肃和新疆由负值变为正值,对新型生产关系与新质生产力适应指数的作用由阻碍转变为促进,浙江的情况相反;广东、河北、海南、江西、安徽、河南、辽宁和广西维持为负值,一直起到阻碍作用;其余省份维持为正值,一直发挥促进作用。全国偏差指数由0.004上升至0.011,促进效应有所增强;东部地区由-0.001转变为0.018,由阻碍效应变为促进效应;中部地区由-0.005调整为-0.004,阻碍效应有所减弱;东北地区由0.003上升至0.004,西部地区由0.012提高到0.016,促进效应均有所增强。

五、结论与建议

(一)研究结论

本文基于2023—2024年的数据,运用改进的耦合协调度模型测度了我国新型生产关系和新质生产力适应指数,得出主要结论如下:

第一,新型生产关系与新质生产力适应指数不仅受发展水平的影响,而且与两者之间的发展差距密切相关。2023—2024年适应指数达到适应层次的省份有20个,且这些省份都是新质生产力水平前20名;新质生产力指数一直落后新型生产关系指数的省份不一定处于适应层次,但新质生产力指数一直领先新型生产关系指数的省份全部处于适应层次,这在一定程度上佐证了在两者适应发展新质生产力起主导作用。

第二,虽然我国新型生产关系与新质生产力适应指数整体呈现上升趋势,但不充分不均衡特征突出。2024年有3个省份适应指数在0.7以上,但全国平均值只有0.551,还有较大的提升空间。区域适应指数均值呈现由东部地区到西部地区梯度下降的态势。2023—2024年全国30个省份适应指数的变异系数都在10%以上,处于中度变异水平,不均衡特征明显。

第三,产业关系、流通关系、分配关系、交换关系、消费关系与新质生产力的适应指数整体均呈现上升趋势,不同维度关系对整体适应指数的影响效应存在区域差异。除了交换关系,其余四个子维度与新质生产力的适应指数均值都出现空间梯度下降态势。产业关系和交换关系对四个区域的适应指数都产生阻碍效应,交换关系的阻碍效应最突出;分配关系对东部地区

适应指数产生阻碍效应,对其余三个地区产生促进效应;流通关系对东部地区适应指数产生阻碍效应,对东北地区产生先阻碍后促进效应,对中、西部地区产生推动效应,是中西部地区首要促进因素;消费关系对东北和西部地区适应指数起到促进作用,对中部地区产生抑制作用,对东部地区则是先阻碍后促进作用。

(二)政策建议

根据研究结论,本文提出以下几点政策建议:

第一,减弱产业关系和交换关系的阻碍效应。一方面,各地区要根据主导产业区位熵确定产业分工布局,优化产业关系;在建设现代化产业体系进程中,东部地区要避免“脱实入虚”,在发展数字产业同时保持先进制造业合理比重,实现产业“强筋壮骨”;中、西部和东北地区既要大力发展数字产业,还要强化制造业的数字化升级,促进传统制造业在数智化、绿色化转型中“脱胎换骨”。另一方面,需要打通要素市场化堵点,全面改善交换关系;完善数据产权认定制度,强化知识产权保护力度,建立数据和科技等新质要素流动交换的全统一大市场,降低数据和科技等要素资源错配水平。

第二,在多措并举中缩小适应指数区域落差。推动数据资源共享,根据资源要素禀赋的集聚程度和比较优势来优化新质生产力区域布局。推动跨区域的通信网、算力网、交通网、能源网、水网等互联互通;以一体化、多元化和现代化基础设施体系为底盘支撑,以产业链、创新链、人才链、资金链、政策链、供应链、服务链的集成融合为强劲动力,消除区域间的“数字鸿沟”和“内卷式”竞争,推动区域新型生产关系与新质生产力适应指数由不均衡的梯度落差向梯度适配转变。

第三,在因地制宜中提升各省份适应指数。比如,北京发挥新质生产力发展领先优势,倒逼城市交通运输体系数智化改造,以现代化产业体系带动高质量充分就业,优化现有分配关系,增进人民收入,促进消费扩容升级,推动新质生产力与流通、产业、分配和消费关系协同发展,实现适应指数提升。其余省份应锻长板、补弱项,主动调适和重塑产业、流通、交换、分配和消费关系,在优化新质生产要素组合中形成对新质生产力发展提速、增效与跃迁的复合效应,提升新型生产关系与新质生产力适应水平。◆

参考文献:

[1]盖凯程,晏晨景,刘璐.因地制宜发展新质生产力:区域差异、动态演变与影响因素:基于生产关系视角[J].当代经济科

学,2025,47(2):1-18.

[2]赵建吉,闫明涛,王艳华.新质生产力发展水平测度:指标与数据[J].河南大学学报(社会科学版),2024,64(6):7-13+152.

[3]吴玉彬,李晓冬.“双循环”发展水平的地区差异及空间收敛性研究:基于马克思主义政治经济学视角[J].哈尔滨工业大学学报(社会科学版),2024,26(4):142-151.

[4]包振山,王金伟,罗雪华.数字经济对流通业高质量发展的影响及其空间效应[J].经济地理,2025,45(5):103-112.

[5]王丽.中国经济双循环的耦合协调特征及障碍度分析[J].统计与决策,2023,39(22):83-88.

[6]周正柱,马炜华.我国要素市场化水平多维测度、动态演进与耦合协调[J].学术交流,2025(10):132-149.

[7]鞠志红.技术要素市场活跃度对流通业全要素生产率的影响机制:以我国四大城市群为例[J].商业经济研究,2025(9):184-187.

[8]李宇明.产业数字化转型对居民消费升级的影响:收入和供给水平的中介作用[J].商业经济研究,2024(23):55-59.

[9]王芳,王景东.产业转型升级、城乡收入差距与居民消费[J].工业技术经济,2024,43(1):93-101.

[10]刘源,段丁允,冯宗宪,等.新质生产力发展水平动态演进、影响因素及提升路径[J].科技进步与对策,2025,42(12):1-13.

[11]吴旭晓.中国五大流域新质生产力与绿色发展耦合匹配性研究[J].当代经济,2025,42(5):27-38.

[12]熊林波,陈闻君,范建伟.外商直接投资对新质生产力的多维异质性影响研究[J].统计与信息论坛,2024,39(11):64-76.

[13]魏峰,范晓凯.中国省域新质生产力空间网络结构动态演进及驱动力分析[J].金融发展研究,2024(9):14-24.

[14]习近平.发展新质生产力是推动高质量发展的内在要求和重要着力点[J].奋斗,2024(11):4-8.

[15]卢江,郭子昂.市域新质生产力:水平测度、时空演化与影响因素:基于2012—2021年全国277个城市面板数据的研究[J].社会科学辑刊,2024(4):124-133.

[16]吉雪强,贺志浩,李卓群,等.省域新质生产力发展水平测度、时空特征及其影响因素[J].经济地理,2024,44(11):104-112.

[17]李亚芳.河南省新质生产力时空演进分析及障碍因子识别[J].统计理论与实践,2024(10):31-38.

[18]曹雷.中国新质生产力发展的时空演进与区域差异[J].统计理论与实践,2025(12):13-21.

[19]苏术锋.客观评价法中的数据差异赋权有效性及实证[J].统计与决策,2015(21):74-76.

[20]麻学锋,孙洋.旅游产业发展与民生福祉适配关系研究:以张家界为例[J].旅游科学,2024,38(6):1-19.

[21]范东军,克彪,曹润民.耦合协调度模型的修正与改进[J].统计与决策,2024,40(22):41-46.

[22]杨莎莎,程寅,唐婷婷.中国城市群数字化与生态文明建设的时空分异及优化路径[J].统计与决策,2023,39(14):39-45.

Research on the Adaptation Degree Between China's New Type of Production Relations and New Quality Productive Forces

Wu Xuxiao

Abstract: The period of the 15th Five Year Plan is a crucial period for the comprehensive promotion of socialist modernization and the consolidation of the foundation. It is of great significance to promote the better adaptation of new production relations and new quality productive forces. The paper uses the improved coupling coordination model to evaluate the adaptability index of China's new production relations and new quality productivity, and uses the deviation index to identify policy focus points. Research has found that the adaptation index of China's new production relations and new quality productivity shows an upward trend from 2023 to 2024, and currently it is still in the weak adaptation level, with prominent characteristics of insufficiency and imbalance. The adaptation index shows a spatial distribution pattern of gradient descent from the east to the west. The adaptation indexes between industrial relations, circulation relations, distribution relations, exchange relations, consumption relations and new quality productivity are overall showing an upward trend. Exchange relations are the biggest constraining factor for the adaptation index of new production relations and new quality productivity in the four major regions. Consumption relations and distribution relations are the primary promoting factors in the eastern and northeastern regions, respectively, while circulation relations are the primary promoting factors in the central and western regions.

Key words: New Production Relations; New Quality Productivity; Adaptability Index; Deviation Index

(责任编辑:田雨)

人工智能与产业结构升级： 理论机制与实证检验

张 斌,张 胜

(扬州大学 商学院,江苏 扬州 225125)

摘要:中国经济正处于从规模扩张向质量跃升转型的关键阶段,产业结构升级面临中低端锁定与数字技术融合不充分的双重挑战。基于2011—2023年的省级面板数据,采用多期双重差分法,检验国家新一代人工智能创新发展试验区政策对产业结构升级的影响及其作用机制。研究发现:人工智能试验区政策显著促进了产业结构升级,其作用机制主要体现在推动数字普惠金融发展、提升区域创新水平与加快市场化进程三个方面。异质性分析表明,该政策对产业集聚水平较低、经济发展水平较为滞后和环境规制较强地区的促进效应更为显著。据此,提出强化人工智能核心技术攻关、深化数字普惠金融创新、构建开放式创新体系、推进高标准市场体系建设、实施差异化与精准化区域政策等建议,以期为推动我国产业结构升级提供经验依据。

关键词:人工智能;产业结构升级;数字普惠金融;创新水平;市场化水平

中图分类号:TP18;F121.3

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2026)03-0028-10

DOI:10.13999/j.cnki.tjllsj.2026.03.003

一、引言

当前我国经济正处于从规模扩张向质量跃升的关键阶段,产业结构的优化升级成为这一转型进程中的核心命题。《国务院关于深入实施“人工智能+”行动的意见》指出:“推动人工智能与经济社会各行业各领域广泛深度融合,重塑人类生产生活范式,促进生产力革命性跃迁和生产关系深层次变革”。《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十五个五年规划的建议》指出:“抢占人工智能产业应用制高点,全方位赋能千行百业”。推动产业结构升级,不仅是摆脱传统发展模式的关键路径,也是在全球产业链调整中争取主动权、实现自主可控发展的重要支撑。然而,当前我国产业结构优化升级仍面临一些深层次问题,一方面,我国制造业仍较多集中在全球产业链的中低端环节,传统劳动密集型产业占比较高,在高端装备制造、核心零部件等

关键技术领域存在明显短板,制约了整体产业附加值的提升^[1]。另一方面,数字技术与实体经济融合的广度和深度存在明显差异,金融、医疗等新兴服务业的智能化已取得一定进展,但制造业和农业等领域仍停留在单一环节的自动化应用,尚未实现全链条的数字化与智能化转型^[2]。在此背景下,如何借助人工智能技术突破资源与人才等要素制约、摆脱对传统增长模式的依赖,成为当前迫切需要解决的关键问题。

从政策推进的实际历程看,我国在利用人工智能推动产业升级方面大致经历了从“技术积累”到“局部试点”再到“全面推广”三个阶段。2019年,科技部发布《国家新一代人工智能创新发展试验区建设工作指引》,意味着政策重点从单纯鼓励技术研发转向促进人工智能在实际产业发展中的应用。2021年后,试验区政策范围逐步拓展,初步形成区域间技术协作、场景共

基金项目:国家自然科学基金青年项目“不确定环境扰动下网络广告投放策略研究”(72401249);扬州大学商学院研究生创新项目“服务贸易创新发展对城市绿色全要素生产率的影响研究”(SXYSJCX202525)。

作者简介:张斌,男,博士,教授,研究方向为数字经济与人工智能产业政策;张胜,通信作者,男,硕士研究生,研究方向为数字经济与人工智能产业政策。

享与产业联动的生态机制。2023年,随着“新质生产力”的提出,人工智能发展方向进一步与产业结构转型紧密结合,对工业智能、智慧农业等关键应用领域的支持不断加大,推动人工智能从发挥辅助作用向深度重塑产业生态转变。据《新一代人工智能发展年度报告(2024—2025)》,2024年我国人工智能核心产业规模突破7000亿元,算力总规模稳居全球第一梯队。在此背景下,研究人工智能对产业结构的影响及其作用机制具有重要的理论和实践意义。

二、文献综述

目前学界关于国家新一代人工智能创新发展试验区政策效应的研究已形成多方面成果。在新质生产力方面,廖斌和韩雷(2025)^[3]研究表明,人工智能试验区政策通过技术赋能与效率变革,显著驱动了新质生产力的培育与发展。在企业发展层面,王开科等(2025)^[4]分析指出,人工智能试验区政策通过优化资源配置与创新管理模式,有效促进了企业的高质量发展。在就业领域,李媛和胡成林(2025)^[5]分析指出,人工智能创新发展在转型期能产生显著的“稳就业”效应。在可持续发展层面,金昌和李永健(2025)^[6]指出,人工智能可以有效促进环境治理与绿色转型,并阐明了其支撑绿色发展的内在机制。

综上,现有研究较少探讨人工智能创新发展试验区政策对产业结构升级的影响,关于二者关系的研究仍存在以下不足:(1)实证方法与分析视角有待扩展。关于人工智能与产业结构升级关系的量化研究较少,且较多学者采用熵权法构建指标体系来衡量人工智能发展水平,在内生性与因果关系处理上存在扩展空间。(2)机制分析有待完善。现有研究多集中于人工智能的短期效应,主要着眼于推动技术进步、提升生产效率、提高经济发展水平等,对产业结构长期变迁的影响机制缺乏系统性分析。(3)异质性研究不足。现有研究较多关注地域异质性,对产业与经济发展相关变量的异质性探讨较为欠缺。

鉴于上述研究缺口,本文将国家新一代人工智能创新发展试验区政策视为一项准自然实验,利用多时点双重差分法检验其对产业结构升级的影响与二者间的作用机制。本文可能存在的边际贡献在于:第一,研究内容的扩展性。从理论与实证两个层面探讨了人工智能创新发展试验区政策对我国产业结构升级的影响机制与作用路径,丰富了相关研究视角。第二,研究方法的严谨性。基于2011—2023年中国的省

级层面数据,运用双重差分模型验证人工智能与产业结构升级之间的关系,并深入探讨人工智能政策与产业结构升级之间的理论机制与影响机理,避免可能存在的内生性问题。第三,作用机制的创新性。进一步研究了数字普惠金融、创新水平以及市场化水平在人工智能政策推动产业结构升级中发挥的作用,并分析了产业集聚、经济发展水平及环境规制程度在其中的异质性影响,以期为推动我国产业结构转型升级提供新思路。

三、理论分析与研究假设

(一)人工智能对产业结构升级的直接影响

人工智能作为新一轮科技革命和产业变革的核心驱动力,从多维度、多层次对产业结构升级产生颠覆性影响。人工智能能够通过全面提升生产效率推动产业结构优化。在生产制造领域,人工智能依托机器视觉、智能传感、工业机器人等技术,实现了对生产流程的实时监测、智能调度和自主决策,大幅提升了生产自动化与智能化水平,提升了全要素生产率。在高端装备制造、精密仪器等资本技术密集型产业中,人工智能的应用突破了传统生产工艺的瓶颈约束,实现复杂部件加工和个性化定制生产,从而提升了制造业附加值。

人工智能催生了全新的产业形态和商业模式,改变了传统产业格局。人工智能赋能的供应链管理系统帮助企业优化库存管理、实现物流智能调度与供需精准匹配,提升产业链供应链的韧性和效率。智能决策支持系统帮助企业更准确地把握市场趋势,优化投资决策和战略布局。人工智能与实体经济的深度融合,催生了智能制造、智慧农业、智能金融、智慧医疗等新兴业态。在服务业领域,智能客服、精准营销、个性化推荐等应用颠覆了传统服务模式。在工业领域,工业互联网平台实现了全产业链的协同优化。在农业领域,精准灌溉、智能温室等技术改变了以往“靠天吃饭”的传统生产方式。这些新业态的出现扩展了产业发展空间,促进了服务业与其他产业的深度融合,形成了更加灵活、高效的产业生态系统,有效提升了产业链韧性^[7]。

人工智能重塑了要素配置结构,为产业升级提供了新的动力机制。在劳动力要素方面,人工智能替代了大量重复性劳动岗位,创造了人机协作、智能运维等新型就业机会,这种“创造性破坏”促使劳动力从低附加值部门向高附加值部门转移,倒逼劳动者技能结构

升级和教育培训体系改革^[8]。在技术要素方面,人工智能作为通用目的技术,与各产业领域的专业技术深度融合,产生了强大技术溢出效应,加速了创新扩散和技术迭代,为传统产业转型升级提供了坚实的技术支撑^[9]。基于上述分析,本文提出以下研究假设:

H1:人工智能能够促进产业结构升级。

(二)数字普惠金融在人工智能推动产业结构升级中的作用

数字普惠金融能够有效缓解中小企业和新兴产业普遍面临的融资约束问题^[10]。数字普惠金融借助大数据、云计算、区块链等技术手段,实现了对小微企业信用状况的精准评估和风险定价,通过智能风控、线上审批、灵活放款等方式,显著降低了金融服务门槛与交易成本,使更多中小企业和创新主体能够获得及时、便捷、低成本的资金支持^[11]。数字普惠金融通过提供“精准滴灌”式的金融服务,有效助力企业推进智能化改造、数字化转型和业务模式创新^[12],引导金融资源流向高技术、高附加值的产业部门,推动产业结构向技术密集型、知识密集型方向演进。

人工智能的发展为数字普惠金融的深化与拓展提供了强大的技术支撑与动力源泉。人工智能技术在金融领域的广泛应用,如智能投顾、自动化信贷审批、反欺诈监测、客户画像分析等,极大地提升了金融服务的效率、精准度和覆盖广度。同时,人工智能推动了供应链金融、场景金融等创新模式的兴起,实现了资金流、信息流与产业流的深度融合,进一步拓展了数字普惠金融的服务边界与应用场景^[13]。基于上述分析,本文提出以下研究假设:

H2:人工智能能够通过推动数字普惠金融发展进而推动产业结构升级。

(三)创新水平在人工智能推动产业结构升级中的作用

创新水平的提升,为产业结构升级奠定了坚实的技术基础^[14]。一方面,知识溢出与技术进步催生并壮大高技术产业与知识密集型服务业,如新能源、生物医药、科技金融、半导体等,形成新的经济增长极。另一方面,传统产业通过嵌入新技术、新工艺进行深度改造,焕发新生机。创新能够引发系统性变革,带来新产品和新服务、推动生产方式和商业模式变革,促进产业整体向价值链高端转移,进而推动产业结构转型升级^[15]。

人工智能技术为创新水平的提升注入了新的动

力。人工智能通过智能算法、大数据分析和机器学习等手段,帮助企业 and 科研机构更快地处理海量信息、精准预测技术趋势、优化研发路径,从而显著提高创新效率和研发成功率^[16]。人工智能不仅能够协助完成重复性和高复杂度的科研任务,还能在新材料、生物医药、高端装备等领域帮助企业发现新的技术突破点,提升创新活动的智能化和系统化水平。同时,作为一项通用技术,人工智能凭借其知识与技术溢出效应,将技术从高技术领域向低技术领域转移与扩散,从而促进各类创新主体对外部知识与技术的吸收与再创新^[17]。基于上述分析,本文提出以下研究假设:

H3:人工智能能够通过提高创新水平进而推动产业结构升级。

(四)市场化水平在人工智能推动产业结构升级中的作用

市场化程度的深化,本质上是减少行政干预、发挥价格信号指引作用的过程,这使生产要素按照效率最高、回报最大的原则,从衰退产业或低效部门,向新兴产业领域自由流动和重新配置,这种要素的“趋优配置”是产业升级最基本的微观基础^[18]。更高的市场化程度意味着资本、人才、技术等要素能够更自由地向高附加值、高创新性的产业部门流动,从而推动产业体系从资源驱动向创新驱动转变^[19]。同时,完善的市场机制可以通过公平竞争激励企业进行技术创新与模式转型,倒逼低效产能退出,进而促进产业结构升级。

人工智能对市场化水平具有显著的推动作用。一方面,人工智能依托大数据与算法优势,能够有效降低市场信息不对称,提升要素配置效率^[20]。人工智能催生了智能合约、精准营销和供应链优化等技术应用,可以加速商品与要素的跨区域流动,打破区域壁垒,推动形成全国统一大市场。另一方面,人工智能可以优化监管与治理模式,降低制度性交易成本,推动行政审批、市场监管等领域的自动化与智能化,进一步释放市场主体活力,推动市场化进程。基于上述分析,本文提出以下研究假设:

H4:人工智能能够通过提升市场化水平进而推动产业结构升级。

四、研究设计

(一)模型构建

国家新一代人工智能创新发展试验区政策自2019年起遵循分批次、分地区的模式推进,为检验该

政策对产业结构升级的影响效应,本文借鉴 Beck 等(2010)^[21]使用的多期 DID 模型,将试验区政策视为外生政策冲击,构建如下基准计量模型:

$$IS_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 DID_{it} + \alpha_2 Control_{it} + \mu_i + \theta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, IS_{it} 表示*i*省份在*t*年份的产业结构升级水平; DID_{it} 是虚拟变量,如果*i*省份在*t*年份为人工智能创新发展试验区,则 DID 取值为 1,否则取 0; $Control_{it}$ 为控制变量; μ_i 表示个体固定效应; θ_t 表示时间固定效应; ε_{it} 表示随机误差项; α_1 为人工智能试验区政策对产业结构升级的影响系数,若 α_1 为正,说明人工智能试验区政策对产业结构升级有正向影响。

进一步地,为了探究与检验人工智能与产业结构升级的影响机制与作用路径,本文参考江艇(2022)^[22]提出的“两步法”,构建如下中介效应模型:

$$MV_{it} = \beta_0 + \beta_1 DID_{it} + \beta_2 Control_{it} + \mu_i + \theta_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, MV_{it} 为机制变量,分别表示数字普惠金融水平(DIF)、创新水平(IL)与市场化水平(ML),其余变量含义与式(1)相同。若 β_1 通过显著性检验,说明人工智能试验区政策对机制变量产生了显著影响。

(二) 变量选取

1. 解释变量

本文的解释变量为国家新一代人工智能创新发展试验区政策(DID)。该变量为虚拟变量,某一省份获批当年及以后赋值为 1,获批之前赋值为 0。

2. 被解释变量

本文的被解释变量为产业结构升级(IS)。产业结构升级的衡量指标主要有第三产业产值与第二产业产值的比重、产业结构偏离度、泰尔指数等。本文根据配第一克拉克定理描述的产业结构演变规律,即在经济发展过程中产业结构升级主要表现为第三产业比重不断提高,第一产业与第二产业的占比逐步下降,并参考相关学者的研究^[23-24],对产业结构升级水平予以测度,公式如下:

$$IS = \sum_{i=1}^3 s_i \times i = s_1 \times 1 + s_2 \times 2 + s_3 \times 3 \quad (3)$$

其中, s_i 为第*i*产业产值占 GDP 的比重, IS 介于 0 到 3 之间,且系数越接近于 3,说明产业结构发展的层次越高。

3. 机制变量

为探讨人工智能试验区政策对产业结构升级的作用机制,本文选取以下机制变量:(1)数字普惠金融水

平。借鉴郭峰等(2020)^[25]的研究,采用北京大学数字金融研究中心等编制的数字普惠金融指数来衡量数字普惠金融的发展水平。(2)创新水平。本文选取人均专利授权数来衡量创新水平。(3)市场化水平。樊纲等(2011)^[26]从政府与市场关系、非国有经济发展、产品市场发育程度、要素市场发育程度、市场中介和法律制度环境等五个方面构建了市场化指数,该指数较为全面地反映了地区的市场化程度,已得到学者们广泛运用,本文用其来衡量市场化水平。

4. 控制变量

借鉴相关研究^[27],本文选取以下控制变量:财政支持力度($support$),用财政一般预算支出/地区生产总值来衡量;劳动力水平($labor$),用就业人员数取自然对数来衡量;社会消费水平($consumption$),用社会消费品零售总额/地区生产总值来衡量;对外开放程度($open$),用进出口总额/地区生产总值来衡量;人力资本水平($human$),用高等学校在校生人数/总人口来衡量;城镇化水平($urban$),用各省份城市人口/年末常住人口来衡量。

(三) 数据来源与描述性统计

基于数据的可获得性、完整性和可靠性,选用 2011—2023 年中国 30 个省份(不含西藏和港澳台)数据作为样本。相关数据主要来源于《中国统计年鉴》《中国信息产业年鉴》《中国科技统计年鉴》《中国财政统计年鉴》及 EPS 数据库、CNRDS 数据库等。部分缺失数据用插值法进行补充。为避免极端值影响,对所有连续变量在上下 1% 的水平上进行缩尾处理。变量的描述性统计如表 1 所示。

五、实证分析

(一) 基准回归

为探究人工智能试验区政策对产业结构升级的影响,本文进行基准回归分析,结果见表 2。表 2 列(1)展示了未控制其他因素的回归结果,人工智能对产业结构升级的影响系数为 0.067,且在 1% 的水平上显著。列(2)控制了时间固定效应与省份固定效应,人工智能对产业结构升级的影响系数为 0.028,在 1% 的水平上显著,可见人工智能对产业结构升级受地区及时间影响较大。列(3)展示了加入控制变量及双向固定效应后的结果,人工智能对产业结构的影响系数为 0.032,且在 1% 的水平上显著,说明人工智能试验区政策对产业结构升级具有显著促进作用,假设 H1 得到验证。

表 1 变量的描述性统计

变量类型	变量名称	变量符号	样本数	平均值	标准误差	最小值	最大值
解释变量	国家新一代人工智能创新发展试验区政策	<i>DID</i>	390	0.146	0.354	0	1
被解释变量	产业结构升级	<i>IS</i>	390	1.375	0.754	0.638	5.234
控制变量	财政支持力度	<i>support</i>	390	0.252	0.103	0.110	0.628
	劳动力水平	<i>labor</i>	390	7.590	0.780	5.631	8.853
	社会消费水平	<i>consumption</i>	390	0.376	0.069	0.218	0.526
	对外开放程度	<i>open</i>	390	0.269	0.273	0.013	1.294
	人力资本水平	<i>human</i>	390	0.021	0.006	0.009	0.041
	城镇化水平	<i>urban</i>	390	0.606	0.120	0.372	0.893
机制变量	数字普惠金融水平	<i>DIF</i>	390	255.504	111.204	20.340	458.970
	创新水平	<i>IL</i>	390	0.001	0.002	0.000	0.008
	市场化水平	<i>ML</i>	390	8.269	1.981	3.564	12.725

表 2 基准回归结果

变量	<i>IS</i>		
	(1)	(2)	(3)
<i>DID</i>	0.067*** (0.0075)	0.028*** (0.0050)	0.032*** (0.0049)
<i>support</i>			0.292*** (0.0492)
<i>labor</i>			0.067*** (0.0248)
<i>consumption</i>			0.047 (0.0355)
<i>open</i>			0.127*** (0.0251)
<i>human</i>			2.837*** (1.0040)
<i>urban</i>			-0.244** (0.1100)
常数项	2.393*** (0.0175)	2.726*** (0.0079)	2.178*** (0.1900)
省份固定效应	否	是	是
年份固定效应	否	是	是
N	390	390	390
R ²	0.1787	0.7953	0.8343

注：*、**和***分别表示在 10%、5% 和 1% 的统计水平上显著，括号内为聚类稳健标准误。下表同。

（二）平行趋势检验

根据双重差分法的理论设定，要求政策事件发生前实验组与控制组的结果变量具有相同的变化趋势。借鉴相关研究^[28]，选取政策实施前一年作为基期进行平行趋势检验。为了避免多重共线性问题，在进行平

行趋势检验时剔除了基期。平行趋势检验结果如图 1 所示，横坐标代表相对于人工智能试验区政策实施的时间，其中“-1”代表政策实施的前一年，即 2018 年。由图 1 可知，政策实施前回归结果均接近 0，且不具备统计显著性，表明政策实施前实验组和控制组产业结构升级水平不存在显著差异。政策实施之后，人工智能试验区政策对产业结构升级的影响效应均为正且作用大小呈现逐年上升态势，作用效果在政策实施后的第二年即 2021 年开始显著。这表明人工智能试验区政策对产业结构升级的影响存在一定的滞后性，随着人工智能试验区政策的逐步推行与落地实施，我国产业结构升级水平不断提升，政策的推动作用与积极影响愈发显著。此外，人工智能技术与传统产业的深度融合引发要素重组、生产效率提升及商业模式创新的过程是循序渐进的，随着经验的积累、配套设施的完善及技术溢出效应的增强，政策的积极影响才逐步显现。

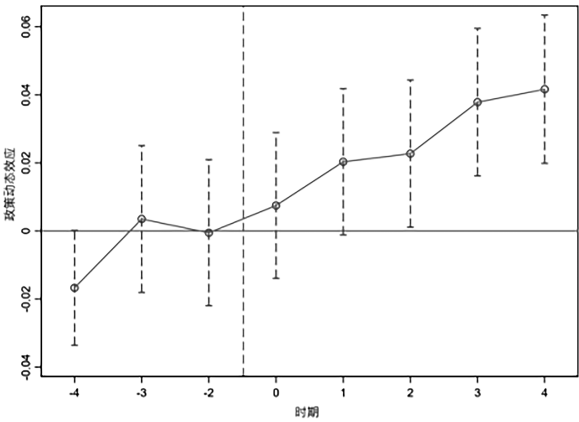


图 1 平行趋势检验

(三)稳健性检验

1. 安慰剂检验

本文在基准回归部分控制了除政策变量以外的多项省份层面特征差异对实验组和控制组的影响,但仍可能存在其他不可观测因素对估计结果产生影响。为了减少非政策因素对结果的影响,本文进行混合虚构安慰剂检验,以此识别人工智能对产业结构升级的影响是否存在偶然性。通过随机抽取和分配与先前相同数量的受试验区政策冲击的省份和年份进行安慰剂检验,以观察回归系数和 p 值分布情况。图2绘制了2000次随机抽样过程估计结果的虚假回归系数与虚假回归 p 值的分布情况。由图2可知,随机生成处理组的回归系数均匀落在0附近,大部分小于真实估计系数0.032。同时,大多数 p 值大于0.1,未通过10%的显著性检验,符合安慰剂检验的预期。这说明人工智能试验区政策对产业结构升级的推动作用并非由不可观测的偶然因素造成的,进一步证实了前文研究结果的稳健性。

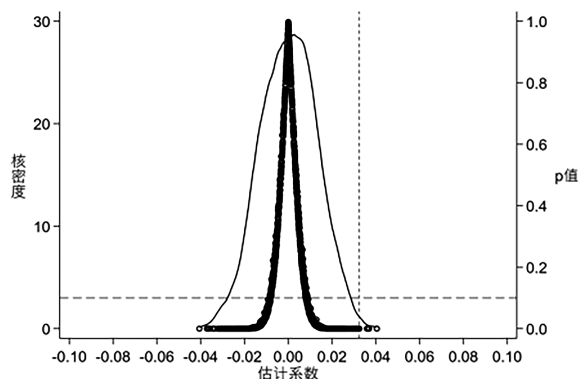


图2 安慰剂检验

2. 替换被解释变量

为了避免因产业结构升级水平测算方法的差异带来的结果误差,借鉴已有研究^[29],用第三产业产值与第二产业产值之比重新测度产业结构升级(IS),并进行回归。由表3列(1)可知,人工智能试验区政策的估计系数仍然显著为正,验证了前文结论的稳健性。

3. 剔除直辖市样本

由于直辖市在发展人工智能及进行产业结构升级上具备资金、技术、人才及政策环境上的优势,因此将直辖市样本剔除后重新进行回归,结果如表3列(2)所示。人工智能试验区政策的回归系数为0.041,且在1%的水平上显著,说明基准回归结果具备稳健性。

4. 核心解释变量滞后一期

人工智能试验区政策由试点到落地进而对产业结

构升级产生影响具有一定的滞后性,且人工智能与产业结构升级之间可能存在反向因果关系,因此本文将核心解释变量滞后一期作为解释变量重新进行回归分析。由表3中列(3)可知,滞后一期的回归系数为0.031,且在1%的水平上显著,说明基准回归结果具备稳健性。

5. 排除其他政策干扰

本文的研究期间为2011—2023年,可能存在其他影响产业结构升级的政策,导致本文实证分析结果存在误差。梳理相关政策后发现,自2015年9月开始实施的国家级大数据综合试验区政策可能会对产业结构升级产生潜在影响。因其在促进技术进步、优化要素配置及提升产业链韧性方面发挥了重要作用,从而可以驱动产业数字化转型与新兴产业发展^[30]。为排除该政策对产业结构升级的潜在影响,在基准回归模型中加入国家级大数据综合试验区政策虚拟变量后重新进行回归。由表3中列(4)可知,人工智能试验区政策的估计系数为0.033,且在1%的水平上显著,表明基准回归结果具备稳健性。

6. 调整样本期

鉴于2019年底暴发的新冠肺炎疫情是一次小概率重大事件,对全国经济社会发展造成了负面冲击。因此,在回归分析中剔除了2020年及2021年的样本数据,重新进行回归。由表3列(5)可知,在剔除特定样本后,人工智能试验区政策的估计系数为0.041,且在1%的水平上显著,证明本文基准回归结果具有稳健性。

7. 控制面板交互固定效应

面板交互固定效应允许不可观测的混杂因素同时随个体和时间变化,而不仅仅是单纯的个体特征或时间趋势。因此,本文在双向固定效应模型的基础上,控制了省份和年份交互固定效应,并重新进行回归分析。由表3列(6)可知,在控制面板交互固定效应后,人工智能试验区政策的估计系数仍然显著为正,说明基准回归结果具有稳健性。

(四)影响机制检验

1. 数字普惠金融

人工智能政策通过强化技术支撑与优化监管环境,显著提升了数字普惠金融服务能力,使其覆盖更广、效率更高、成本更低。数字普惠金融则能够拓宽企业融资渠道,有效引导资金流向新兴产业与服务业,促进技术密集型产业成长,推动产业结构向高端化、数字化升级。由表4列(1)可知,人工智能试验区政策的系数显著为正,表明人工智能试验区政策能显著促进数

表3 稳健性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	替换被解释变量	剔除直辖市 样本	解释变量 滞后一期	排除 其他政策干扰	调整样本期	控制面板交互 固定效应
<i>DID</i>	0.112*** (0.0301)	0.041*** (0.0056)		0.033*** (0.0049)	0.041*** (0.0065)	0.033*** (0.0049)
<i>L.DID</i>			0.031*** (0.0053)			
控制变量	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
交互固定效应	否	否	否	否	否	是
N	390	338	360	390	330	390
R ²	0.7651	0.8375	0.8125	0.8347	0.8394	0.8400

字普惠金融发展,进而促进产业结构升级。由此,验证了假设H2。

2. 创新水平

人工智能政策加速了技术研发周期,并促进了技术与知识跨领域、跨部门的流动与应用,从而推动技术创新。技术创新的涌现催生了智能新产业,并深度赋能传统产业,驱动生产要素向高效率、高附加值部门流动,最终实现产业结构升级。由表4列(2)可知,人工智能试验区政策的系数显著为正,表明人工智能试验区政策能显著提高创新水平,进而促进产业结构升级。由此,验证了假设H3。

3. 市场化水平

人工智能通过打破信息壁垒、促进数据要素自由流动,显著提升了市场化水平。更高的市场化水平驱动资本、人才与技术向高附加值产业聚集,同时倒逼传统企业转型,从而推动产业结构升级。由表4列(3)可知,人工智能试验区政策的系数显著为正,表明人工智能试验区政策能显著提升市场化水平,进而促进产业结构升级。由此,验证了假设H4。

(五) 异质性分析

1. 产业集聚水平异质性

为探究人工智能试验区政策的产业集聚水平异质性,本文以就业人员数/行政区划面积反映地区产业集聚水平,并以该值的二分位数划分高、低两组进行分组回归。由表5列(1)、列(2)可知,在高产业集聚水平区域,人工智能试验区政策的估计系数不显著;在低产业集聚水平区域,人工智能试验区政策的估计系数为0.041,且在1%的水平上显著,表明人工智能试验区政策对产业集聚水平较低区域的产业结构升级的促进效

应更强。可能的原因是,产业后发区域通常原有产业层级不高,其制度刚性与技术路径依赖相对较弱,人工智能作为颠覆性技术范式的植入破解了产业后发地区转型过程中面临的技术、人才、资本等约束,从而有效地推动产业体系实现跨越式升级。

2. 经济发展水平异质性

为探究人工智能试验区政策的经济发展水平异质性,本文以人均GDP衡量地区经济发展水平,并以该值的二分位数划分高、低两组进行分组回归。由表5列(3)、列(4)可知,在高经济发展水平区域,人工智能试验区政策的估计系数为0.013,且在5%的水平上显著;在低经济发展水平区域,人工智能试验区政策的估计系数为0.033,且在1%的水平上显著,表明人工智能试验区政策对经济发展水平较低区域的产业结构升级的促进效应更强。可能的原因是,低经济发展水平地区的发展诉求更为迫切,政策执行中的协调成本较低,资源更能集中于培育新兴部门,从而更高效地带动产业结构向技术密集型跨越。

3. 环境规制程度异质性

为探究人工智能试验区政策的环境规制程度异质性,本文以工业污染治理完成投资/工业增加值衡量地区环境规制程度,并以该值的二分位数划分高、低两组进行分组回归。由表5列(5)、列(6)可知,在高环境规制程度区域,人工智能试验区政策的估计系数为0.047,且在1%的水平上显著;在低环境规制程度区域,人工智能试验区政策的估计系数不显著,表明人工智能试验区政策对环境规制程度较高区域的产业结构升级的促进效应更强。可能的原因是,环境规制程度较高的地区淘汰了部分高污染、低效能产能,人工智能

表4 作用机制检验结果

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>DIF</i>	<i>IL</i>	<i>ML</i>
<i>DID</i>	10.620*** (1.4170)	0.001*** (0.0001)	0.307*** (0.0972)
控制变量	是	是	是
省份固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
N	390	390	390
R ²	0.9971	0.6579	0.7929

表5 异质性分析结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	高产业集聚 水平	低产业集聚 水平	高经济发展 水平	低经济发展 水平	高环境 规制	低环境 规制
<i>DID</i>	0.001 (0.0050)	0.041*** (0.0092)	0.013** (0.0064)	0.033*** (0.0081)	0.047*** (0.0094)	-0.000 (0.0058)
控制变量	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
N	195	195	195	195	195	195
R ²	0.9335	0.7922	0.8725	0.8459	0.8121	0.9131

技术作为绿色创新的重要工具,能够解决企业在节能减排、工艺优化等方面的技术与资金需求,从而有效推动产业向技术密集和绿色低碳方向转型,实现产业结构升级。

六、结论与建议

(一)研究结论

本文以国家新一代人工智能创新发展试验区政策为准自然实验,基于2011—2023年中国省级面板数据,运用多期双重差分法系统考察了人工智能政策对产业结构升级的影响及其作用机制。主要结论如下:人工智能试验区政策显著促进了地区产业结构升级,该结论在经过一系列稳健性检验后仍成立。机制检验表明,人工智能试验区政策能够通过推动数字普惠金融发展、提升区域创新水平以及加快市场化进程,进而促进产业结构升级。异质性分析发现,人工智能试验区政策对产业集聚程度较低、经济发展程度滞后以及环境规制程度较强的地区,促进效应更为显著。

(二)政策建议

为充分发挥人工智能试验区政策对我国产业结构升级的推动作用,本文提出以下政策建议:

第一,强化人工智能核心技术攻关,充分发挥其引领带动作用。以构建人工智能驱动的现代化产业

生态系统为核心目标,聚焦高端芯片、算法框架、大模型等“卡脖子”关键领域,整合优势创新资源开展集中攻关,实现核心技术的自主可控与突破。推动人工智能技术从单点场景应用向制造业、农业等传统产业的研发设计、生产制造、经营管理、市场营销等全产业链条深度渗透,完成传统产业的全局性智能化转型升级。逐步扩大人工智能试验区的覆盖范围,设立专项扶持基金与试点示范项目,鼓励“人工智能+产业融合”创新模式的落地。持续完善人工智能产业技术培育的基础设施体系,拓展多元化应用场景,驱动产业结构向高技术含量、高附加值的价值链高端环节攀升。

第二,深化数字普惠金融创新,赋能产业结构升级。强化顶层设计,搭建金融机构与科技企业常态化合作平台,引导双方联合研发基于人工智能、大数据的智能信贷审批系统、动态风险定价模型及自动化投顾工具,推动金融资源精准对接智能制造、绿色科技等战略性新兴产业领域。加快完善数字普惠金融基础设施,搭建产业链数字化金融服务平台,打通企业多维数据壁垒,提供全面实时的企业画像,减少主体间信息不对称。探索智慧供应链金融等创新模式,盘活存量资源,为核心企业及配套中小微企业提供一体化金融方案。构建人工智能动态监测预警体系,强化资金流向全流

程监管,为产业提质增效注入稳定资金动能。

第三,构建开放式创新体系,激发产业升级的内生动力。以产学研用深度融合为导向,打造龙头企业、高校、科研院所协同参与的创新网络,打破主体间技术与信息壁垒。聚焦人工智能前沿领域,布局重点实验室与产业创新联合体,建立联合攻关机制,推动跨学科、跨行业协同研发,突破基础理论、核心算法等技术瓶颈。依托人工智能赋能研发全流程,缩短新材料、新药等研发周期,提升创新效率。完善知识产权保护与成果转化体系,搭建全链条服务平台,健全企业主导的转化机制。激励原始创新与集成创新,孵化智能网联汽车、智慧医疗、元宇宙等新业态,为产业高端化、智能化升级提供持续技术供给与业态支撑。

第四,推进高标准市场体系建设,为产业发展创造良好制度环境。进一步深化“放管服”改革,破除数据壁垒和行政性垄断,促进数据、人才、技术、资本等生产要素依据市场规则自由流动与优化配置。推动建立并完善数据确权、流通、交易的相关法规和标准体系,最大程度释放数据要素价值。创新监管模式,推行“沙盒监管”等动态治理方式,降低人工智能产业新业态的制度性交易成本,营造公平、透明的市场化环境,充分激发各类市场主体参与的积极性与创造力。

第五,实施差异化与精准化区域政策,确保人工智能红利的全域共享。对于产业集聚度低、经济发展相对滞后的地区,政策重点应放在人工智能基础设施补短板、本土人才数字化技能培训以及场景开放上,借助人工智能技术实现“跨越式”升级。对于经济发展水平较高但传统产业比重大的地区,应利用人工智能技术进行“存量优化”,推动传统优势产业的数字化、智能化改造。对于环境规制强的地区,推动人工智能技术与绿色低碳发展紧密结合,支持智慧环保、能源互联网等产业发展,实现产业结构升级与生态环境改善的双赢。◆

参考文献:

- [1]曲永义.“十五五”时期中国工业发展展望[J].财贸经济,2025,46(9):5-21.
- [2]王谦,王精辉,刘华军.新时代中国数实融合发展之路:历程回顾、成效评估与路径展望[J].人文杂志,2024(2):1-12.
- [3]廖斌,韩雷.人工智能对新质生产力发展的影响研究:基于国家新一代人工智能创新发展试验区的考察[J].云南民族大学学报(哲学社会科学版),2025,42(3):100-114.
- [4]王升科,何强,苏雪伟,等.人工智能提升企业资本利用率研究[J].经济科学,2025(4):185-210.
- [5]李媛,胡成林.人工智能创新发展具有稳就业效应吗?:来自国家新一代人工智能创新发展试验区的经验证据[J].商业研究,2025(5):86-97.
- [6]金昌,李永健.人工智能与自然资源依赖:影响效应与调节机制[J].统计与决策,2025,41(17):48-52.
- [7]韩树宇.人工智能赋能新型工业化的作用机制与实现路径[J].区域经济评论,2024(5):123-129.
- [8]韩文龙,陈其煜,张瑞生.人工智能推动劳动过程变革的内在机理与影响研究[J].江西财经大学学报,2025(6):38-52.
- [9]曹玉平,刘竞威,郑展鹏.新一代人工智能发展驱动产业深度转型升级研究:生产函数变革与要素协同匹配视角[J].当代经济科学,2025,47(4):80-96.
- [10]祝树金,朱捷尧.数字普惠金融如何影响中国中小微企业的价值链攀升[J].上海大学学报(社会科学版),2025,42(4):113-130.
- [11]Wu Y L, Huang S L. The effects of digital finance and financial constraint on financial performance: Firm-level evidence from China's new energy enterprises [J]. Energy Economics, 2022, 112: 106158.
- [12]方兴.数字金融与企业数字经济创新[J].西南民族大学学报(人文社会科学版),2025,46(2):95-108.
- [13]陈柳钦.人工智能驱动产业链现代化研究[J].新疆社会科学,2025(6):21-38+172.
- [14]王伟光,由雷.“十五五”时期科技创新驱动产业结构现代化的战略思考[J].河南社会科学,2025,33(10):1-10.
- [15]黄鑫昊,李迪.数字经济、科技创新与产业结构优化升级[J].经济纵横,2024(5):120-128.
- [16]周同,王晓丹,石玉堂.人工智能创新应用先导区设立对产业链韧性提升的影响:基于双重机器学习的实证研究[J].科技进步与对策,2025,42(18):1-9.
- [17]陈伟,邓堃,杨柏,等.人工智能能否赋能区域技术创新:创新环境的中介效应[J].科技进步与对策,2024,41(10):57-66.
- [18]余泳泽,朱子政,刘笑笑.全国统一大市场建设促进新质生产力发展的内在机理与策略选择[J].改革,2025(5):60-77.
- [19]刘帅,李亚飞.市场化推动了产业结构升级吗?[J].上海经济,2022(5):69-83.
- [20]张相伟,任莹,白芳芳.工业智能化对产业链韧性的影响研究[J].统计理论与实践,2025(6):43-51.
- [21]Beck T, Levine R, Levkov A. Big Bad Banks? The Winners and Losers from Bank Deregulation in the United States [J]. The Journal of Finance, 2010, 65(5): 1637-1667.
- [22]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.
- [23]徐敏,姜勇.中国产业结构升级能缩小城乡消费差距吗?[J].数量经济技术经济研究,2015,32(3):3-21.
- [24]江永红,张彬,郝楠.产业结构升级是否引致劳动力“极化”现象[J].经济学家,2016(3):24-31.

- [25]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.
- [26]樊纲,王小鲁,马光荣.中国市场化进程对经济增长的贡献[J].经济研究,2011,46(9):4-16.
- [27]侯尚法,朱德贵.数字经济、税收激励与产业结构升级[J].江汉论坛,2025(6):5-14.
- [28]曹玉平,刘竞威.新一代人工智能发展促进了城市产业结构优化吗?效率提升与协调发展的二元视角分析[J].管理评论,1-17[2025-12-22].<https://doi.org/10.14120/j.cnki.cn11-5057/f.20250915.001>.
- [29]王莹.数据要素发展赋能产业结构转型升级:理论机制与实证检验[J].商业研究,2024(4):13-22.
- [30]李华龙,李钟文,杨珂凡,等.大数据政策能否催生企业新质生产力:基于国家级大数据综合试验区的准自然实验[J].中国科技论坛,2025(2):137-149.

Artificial Intelligence and Industrial Structure Upgrading: Theoretical Mechanism and Empirical Test

Zhang Bin, Zhang Sheng

Abstract: China's economy is at a critical stage of transformation from "scale expansion" to "quality improvement", and industrial structure upgrading is confronted with dual challenges: the low- and mid-end lock-in and insufficient integration with digital technologies. Based on China's provincial panel data from 2011 to 2023, this paper employs the multi-period difference-in-differences (DID) method to examine the impact of the National Innovation and Development Pilot Zones of Next-Generation Artificial Intelligence (AI) policy on industrial structure upgrading and its underlying mechanisms. The results show that the AI policy significantly promotes industrial structure upgrading, mainly through three channels: advancing the development of digital inclusive finance, enhancing regional innovation capacity, and accelerating the marketization process. Heterogeneity analysis indicates that the policy's promotion effect is more pronounced in regions with low industrial agglomeration, backward economic development, and strict environmental regulation. Methodologically, this study overcomes the endogeneity problem in previous empirical analyses and empirically verifies the industrial structure upgrading effect of the AI policy. In terms of content, it reveals the mediating roles of digital inclusive finance, innovation capacity, and marketization level, thereby providing theoretical basis and policy implications for the implementation of differentiated regional policies.

Key words: Artificial Intelligence; Industrial Structure Upgrading; Digital Inclusive Finance; Innovation Capacity; Marketization Level

(责任编辑:新月)

城市数智化转型对减污降碳协同增效的影响研究

刘荣增¹,李 雪²,杨聪露²,何 春²

(1.河南财经政法大学 城乡规划学院,河南 郑州 450046;

2.河南财经政法大学 经济学院,河南 郑州 450046)

摘要:推进城市减污降碳协同增效是新发展阶段经济社会发展全面绿色转型的必然选择。基于2011—2022年中国269个城市的面板数据,采用固定效应模型探究城市数智化转型对减污降碳协同增效的影响及作用机制。研究发现:城市数智化转型显著促进了减污降碳协同增效,且这一结论具有稳健性。城市数智化转型能够通过提升能源利用效率、促进科技创新实现减污降碳协同增效。此外,城市数智化转型对资源型城市、低外贸依存度城市以及中小城市的减污降碳协同增效更加突出。基于上述结论,提出完善基础设施建设、差异化推进城市数智化转型、强化科技创新并提升能源利用效率等政策建议。

关键词:城市数智化转型;减污降碳;协同增效;能源利用效率;科技创新

中图分类号:F293;F205

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2026)03-0038-09

DOI:10.13999/j.cnki.tjllys.2026.03.004

一、引言

当前,我国正处于经济转型的关键时期,面临环境污染和碳排放问题的双重挑战,推进减污降碳协同增效已成为新发展阶段全面绿色转型的必由之路。党的二十届四中全会作出“全面推进美丽中国建设”的战略部署,提出要协同推进降碳、减污、扩绿、增长,加快经济社会发展全面绿色转型,为进一步推动绿色低碳发展指明了方向、明确了重点任务。

城市作为经济活动的主要载体和碳排放的主要来源,其数智化转型为减污降碳协同增效提供了新的技术路径。一方面,以物联网、大数据、人工智能为代表的新一代信息技术能够优化能源利用效率、强化环境监测能力、提升产业利用水平,从而推动污染治理与碳减排的协同增效(张营营等,2023)^[1]。另一方面,城市数智化转型能够利用数智化手段摆脱传统治理模式的低效困境,不仅关乎“双碳”目标的实现,也能为其他地

区提供示范,推动区域经济与生态环境的协调发展。

当前关于城市数智化转型和减污降碳协同增效的研究大多集中在单一领域。例如,城市数智化转型的相关研究主要聚焦于产业现代化(周建平等,2024)^[2]、企业创新(刘华珂等,2024)^[3]和城市环境质量等方面。而减污降碳协同增效的相关研究多集中于碳排放强度(Yan等,2022)^[4]、绿色科技创新(吴康等,2024)^[5]和污染物排放的监控与治理(单玉龙等,2023)^[6]等方面。近年来,部分学者开始探索数实融合与工业减污降碳协同增效的交叉领域研究。例如,有学者从产业前后关联视角出发,发现信息产业和工业的关联融合能促进工业实现减污降碳协同增效(朱俏俏等,2025)^[7]。也有学者发现老工业城市数字化转型过程中,污染物排放成为减污降碳的主要障碍(朱高立等,2025)^[8]。除此之外,部分研究进一步关注了数智化转型对低碳政策的实施所起的作用(徐元国和刘歆,2024)^[9]。

基金项目:国家自然科学基金青年项目“数字经济赋能中国区域出口贸易韧性:理论机理及路径选择”(42201185);河南省高校哲学社会科学基础研究重大项目“欠发达地区乡村产业在地化转型过程、机理与模式”(2025-JCZD-11);河南省高等学校青年骨干教师培养计划支持项目“数字乡村建设促进农民工返乡创业的机理分析与优化路径研究”(2023GGJS072)。

作者简介:刘荣增,男,博士,二级教授,博士生导师,研究方向为城市经济、数字经济;李雪,女,硕士研究生,研究方向为城市经济;杨聪露,女,硕士研究生,研究方向为城市经济;何春,通信作者,女,博士,副教授,研究方向为数字经济。

上述研究为探索城市数智化转型对减污降碳协同增效的影响研究提供了重要借鉴,但现有研究多聚焦于数智化转型或减污降碳的单一领域,对于两者协同关系的系统性分析存在不足。鉴于此,本文以城市数智化转型为切入点,深入探讨城市数智化转型对减污降碳协同增效的影响及其作用机制。相较于已有文献,本文的边际贡献主要体现在以下几个方面:(1)基于2011—2022年全国269个城市的数据验证了城市数智化转型对减污降碳协同增效的积极作用;(2)兼顾污染的多元性和协同的整体性,将城市数智化转型和减污降碳协同增效纳入同一分析框架,从理论和实证两个层面探讨了城市数智化转型对减污降碳协同增效的影响,为城市数智化转型的相关研究提供了经验证据;(3)从提升能源效率、促进科技创新等角度考察了城市数智化转型影响减污降碳协同增效的传导路径,同时考虑了城市资源禀赋、市场偏向及城市规模引致的异质性影响。本文的研究有助于深化对城市数智化转型与减污降碳协同增效之间内在关系的理解,为中国因地制宜地推进城市数智化转型和减污降碳协同增效提供经验证据。

二、理论分析与研究假设

(一)城市数智化转型对减污降碳协同增效的直接影响

城市数智化转型在进行环境治理的过程中打破了传统治理方式的“孤岛效应”,可以对减污降碳产生显著的正外部性。首先,城市数智化转型具有多主体参与及治理过程系统化、综合化的特点,有助于降低碳排放强度与污染排放强度,能够有效促进减污降碳协同增效。协同治理理论强调,政府、企业、公众应建立合作、协商、互助的共同参与公共治理机制,以此实现效益最大化。其次,城市数智化转型具有高度开放性和连接性,能够有效打破各主体之间受到的时空限制和信息不对称壁垒,加速信息流动,增加市场透明度,提高生产效率,从而推动减污降碳协同增效。

从政府层面来看,城市数智化转型能够通过帮助政府精准施策来促进减污降碳协同增效。城市数智化转型为政府实现减污降碳协同增效提供了强大的技术支撑和管理工具,形成了更为有效的监管体系,有利于降低能耗,减少二氧化碳与污染物排放。

从企业层面来看,企业主要通过降本增效来促进减污降碳协同增效。企业在生产过程中投入使用的能源不可避免地带来了二氧化碳和污染物排放,但城

市数智化转型带动了大数据、智能分析平台的普及应用,企业能够更加准确地估计合理的生产区间,通过分析公众的偏好来提供定制化的产品与服务,提高生产效率,同时为行业提供了可复制的经验,带动上下游企业协同参与减污降碳协同增效。

从公众层面来看,城市数智化转型能够通过帮助公众实现绿色生活来促进减污降碳协同增效。城市数智化转型推动了绿色生活方式的普及,数字信息的便捷性与可获得性使公众的消费行为向绿色产品倾斜,消费行为的改变有利于市场进行绿色转型。

鉴于此,提出以下假设:

假设1:城市数智化转型能够降低碳排放强度与污染物排放强度,有效促进减污降碳协同增效。

(二)城市数智化转型对减污降碳协同增效的间接影响

1. 提高能源利用效率

城市数智化转型可以通过提高能源利用效率来促进减污降碳协同增效。城市数智化转型可以从源头解决因能源效率低下而导致的碳排放和污染物排放问题,进而提高能源利用效率。在宏观层面,数智化通过物联网、数据分析平台等技术手段,对城市能源投入进行更为合理的路径优化,其中涉及结构调整、能源配置。一方面,数智化促使能源供给端朝着低碳化和清洁化的方向发展。数字化和智能化催生了一系列新兴产业,它们不同于传统产业对化石能源的依赖,具有显著的新能源开发潜能。另一方面,基于环境治理政策的影响,业态竞争正加快淘汰高耗能、高污染产业,产业结构调整带来了总体能源利用效率提升,从而实现二氧化碳与污染物的协同治理。在微观层面,企业能将城市数智化转型的红利转化为自身的发展优势,各部门联系更加紧密,形成协同发展新模式,决策管理更加精准有效,有利于内部的要素投入调整。此外,新一代机器设备能够优化资源配置,提升能源利用效率。

鉴于此,提出以下假设:

假设2:城市数智化转型能够通过提升能源利用效率降低碳排放强度和污染物排放强度,推动减污降碳协同增效。

2. 推动科技创新

城市数智化转型可以通过推动科技创新促进减污降碳协同增效。科技创新是解决污染问题的有效手段。一方面,科技创新在生产流程中引入清洁生产方式,减少生产环节的污染物和温室气体的排放。另一方面,科

技术创新推动了太阳能和风能等清洁能源的开发和利用,降低了对传统化石能源的依赖程度,进而显著降低碳排放和污染物排放强度。通过运用绿色能源、节能技术和智慧管理系统加快构建环境友好型城市,深化数字智能设施的建设,能避免能源浪费,助力低碳清洁的可持续性发展,有利于实现减污降碳协同增效。城市数智化转型加大了信息的流动性,科技创新以信息传递的方式打破了空间限制,各个创新主体的交流合作形成正外部性,知识和技术的外溢效应将会加深绿色技术的研发与应用,降低二氧化碳与污染物的排放总量,达到减污降碳协同增效目的。

鉴于此,提出以下假设:

假设3:城市数智化转型能够通过推动科技创新降低碳排放强度和污染物排放强度,促进减污降碳协同增效。

三、研究设计

(一)数据来源

以2011—2022年全国269个城市的面板数据为样本,相关数据主要来自国家及地方统计部门以及企研·中国社科大数据平台、北京大学数字普惠金融指数、企查查、IFR机器人数据库等,部分缺失数据采用插值法进行补充。

(二)模型构建

为探究城市数智化转型对减污降碳协同增效的影响,构建计量模型如下:

$$SRP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Dig_{it} + \alpha_2 Controls_{it} + \lambda_i + \theta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, SRP_{it} 表示*i*城市在第*t*年的减污降碳协同增效水平, Dig_{it} 表示*i*城市在第*t*年的城市数智化转型水平, λ_i 为城市固定效应, θ_t 为时间固定效应, ε_{it} 为随机误差项, $Controls_{it}$ 表示影响减污降碳协同增效的一系列控制变量。若 α_1 显著为正,则假设1成立。

本文参考江艇(2022)^[10]的研究,验证城市数智化转型对提升能源利用效率和推动科技创新的影响。模型如下:

$$Ener_{it} = \partial_0 + \partial_1 Dig_{it} + \partial_2 Controls_{it} + \lambda_i + \theta_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$Tech_{it} = \phi_0 + \phi_1 Dig_{it} + \phi_2 Controls_{it} + \lambda_i + \theta_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, $Ener_{it}$ 表示能源利用效率, $Tech_{it}$ 表示科技创新水平。若 ∂_1 和 ϕ_1 显著为正,则假设2和假设3成立。

(三)变量说明及描述性统计

1. 核心解释变量

数智化彰显了数字化与智能化的协同作用。参照张云和柏培文(2023)^[11]的研究将数智划分为数字

化与智能化两大维度。借鉴赵涛等(2020)^[12]、王林辉等(2022)^[13]的研究构建指标体系(见表1)。用熵值法测度数智化转型指数,以此衡量城市数智化转型水平。

2. 被解释变量

碳排放强度:城市碳排放量的测算借鉴吴建新和郭智勇(2016)^[14]的研究,测度范围包括直接碳排放和间接碳排放。直接碳排放主要是源于煤气和液化石油气直接能源的消费,间接碳排放则通过各地区的全社会用电量进行核算,运用系数折算转换法采用IPCC2006提供的碳排放折算系数进行计算,具体公式为 $\sum FC_{kt} \times EF_k$,其中 FC_{kt} 为第*k*种能源在*t*时期的消费量, EF_k 为第*k*种能源的碳排放折算系数。然后用其与GDP的比值来衡量碳排放强度。

污染物排放强度:选取二氧化硫排放量、PM2.5浓度以及烟(粉)尘排放量作为污染物排放的子指标,采用熵值法测算污染物排放量,用其与GDP的比值来衡量空气污染物排放强度。

减污降碳协同增效指数:以减污降碳协同增效指数来反映治理碳排放与污染物排放的协同效用水准。为了方便量化,将碳排放强度与污染物排放强度进行标准化处理,考虑二氧化碳与污染物排放具有同根同源的协同作用,参照刘亦文和陈熙钧(2023)^[15]的方法,为二氧化碳排放和空气污染物排放各赋0.5的权重来呼应“碳”和“污”,以此得到减污降碳协同指数。

3. 机制变量

能源利用效率:将城市的用电量以及煤气、天然气和液化石油气的用量折合成吨标准煤,用其与GDP的比值来衡量能源利用效率。

科技创新水平:用地方科技支出与一般公共预算支出的比值来衡量。

4. 控制变量

环境规制以各城市的环保词频所在句子的字数占整个政府工作报告总字数的比重来衡量;城镇化率用城镇常住人口同该城市总人口的比值来衡量;财政支出用一般公共预算支出取对数来衡量;人口规模用年末总人数取对数来衡量。

各变量的描述性统计见表2。

四、实证分析

(一)基准回归

城市数智化转型对减污降碳协同增效的基准回归

表 1 数智化转型评价指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	指标说明	指标属性
数字化	数字基础支持	互联网宽普及率	互联网宽带用户/城市人口数	+
		移动电话普及率	移动电话用户/城市人口数	+
		数字创新基础	科学技术支出	+
	数字服务升级	人均电信业务	电信业务收入/城市人口数	+
		邮政业务规模	邮政业务收入/城市人口数	+
		大数据采集和处理能力	信息传输、计算机服务和软件业从业人员数/从业人员数	+
	数字普惠金融指数	使用深度	使用程度指数	+
		覆盖广度	覆盖广度指数	+
		数字化程度	数字化程度指数	+
智能化	智能化技术	人工智能企业数	人工智能企业数	+
		机器人渗透率 ^[16]	根据各行业机器人安装密度与各地区分行业劳动就业份额测算	+
	智能化应用	5G 专利授权数	5G 产业发明专利授权数量	+
		人工智能产业专利授权数	人工智能产业发明专利授权数	+
		区块链产业专利授权数	区块链产业发明专利授权数	+

结果如表 3 所示。由表 3 的列(1)可知,城市数智化转型的系数在 1% 的统计水平上显著为正,表明城市数智化转型显著促进了减污降碳协同增效。由表 3 的列(2)、列(3)可知,数智化转型对碳排放强度和污染物排放强度的回归系数均显著为负,表明城市数智化转型显著减少了碳排放强度和污染物排放强度,佐证了数智化转型对“减污”与“降碳”的双重促进作用,验证了假设 1。这说明数智化技术通过优化信息流动,强化多主体协同治理以及提升生产与消费的绿色导向,破解了传统环境治理的“孤岛效应”,推动碳排放与污染物排放的协同控制。

(二)内生性检验

城市数智化转型影响减污降碳的同时,空气污染

物以及二氧化碳排放量较低的城市可能对智能化技术的应用更加娴熟,基础设施也更加健全,这反而会促进城市数智化转型,导致内生性问题。此外,由于城市的资源以及地理位置的不同,各城市的发展定位会影响其减污降碳行为,社会对环保意识的宣传也对环境治理有影响,因此可能存在遗漏变量的问题。为了缓解这些问题对回归结果的影响,参考刘军等(2021)^[16]的思路,选取其他城市数智化转型指数的平均值(IV)作为工具变量。其他城市的数智化转型水平通过技术溢出和区域竞争效应对本城市产生外生影响,但与本城市治理碳排放与污染物排放无直接关联,从而满足排他性约束。本文采用两阶段最小二乘法(2SLS)进行内生性检验,结果见表 4。

表 2 变量的描述性统计

变量类型	变量名称	符号	样本量	均值	中位数	标准差	最小值	最大值
被解释变量	减污降碳协同增效指数	<i>SRP</i>	3228	0.953	0.967	0.060	0.462	1.023
	碳排放强度	<i>EC</i>	3228	3.397	2.512	3.236	0.063	28.850
	污染物排放强度	<i>EP</i>	3228	0.037	0.032	0.028	0.006	0.891
解释变量	城市数智化转型指数	<i>Dig</i>	3228	0.030	0.022	0.041	0.002	0.776
控制变量	环境规制	<i>ER</i>	3228	0.978	0.925	0.384	0.333	11.000
	城镇化率	<i>UR</i>	3228	0.568	0.550	0.146	0.181	0.980
	财政支出	<i>FA</i>	3228	0.315	0.234	0.305	0.031	5.165
	人口规模	<i>POP</i>	3228	5.774	5.932	0.911	1.609	7.923
机制变量	能源利用效率	<i>Ener</i>	3228	0.136	0.110	0.162	0.009	4.449
	科技创新水平	<i>Tech</i>	3228	0.018	0.012	0.018	0.001	0.153

表3 基准回归结果

变量	SRP	EC	EP
	(1)	(2)	(3)
Dig	0.082*** (5.298)	-1.632*** (-2.717)	-0.090*** (-5.062)
ER	0.001 (0.897)	-0.011 (-0.247)	-0.001 (-1.073)
UR	0.185*** (26.297)	-5.699*** (-20.819)	-0.144*** (-17.682)
FA	-0.001 (-0.528)	0.058 (0.829)	-0.000 (-0.062)
POP	-0.025*** (-2.773)	0.861** (2.467)	0.016 (1.588)
常数项	0.988*** (18.933)	1.707 (0.843)	0.028 (0.467)
城市固定效应	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
N	3228	3228	3228
R ²	0.249	0.161	0.141

注:括号内为稳健t统计量;***、**、*分别表示在1%、5%、10%的统计水平上显著。下表同。

表4 内生性检验结果

变量	第一阶段	第二阶段		
	Dig	SRP	EC	EP
IV	0.492*** (10.494)			
Dig		1.936*** (8.338)	-55.067*** (-5.789)	-1.633*** (-9.734)
常数项	-0.110*** (-23.604)	0.990*** (37.189)	7.005*** (6.425)	-0.134*** (-6.959)
控制变量	是	是	是	是
Wald F	110.123			
LM	106.681			
观测值	3228			

第一阶段的Wald F的统计量为110.123,大于10,通过弱工具变量检验。LM值为106.681,显著通过不可识别检验,说明工具变量有效。在第一阶段回归中,工具变量IV在1%的统计水平上显著为正,这表明其他城市对本城市数智化转型具有显著的正向影响,即其他城市数智化转型指数的平均值越高,本城市的数智化转型指数也越高。在第二阶段回归中,再次考察城市数智化转型对减污、降碳和减污降碳协同增效的影响。结果显示,城市数智化转型指数对减污降碳协

同增效的影响在1%的统计水平上显著为正,且系数较基准回归结果显著提高,这表明忽略内生性会低估城市数智化转型对减污降碳协同增效的影响。同时,数智化转型对碳排放强度和污染物排放强度的抑制作用同样增强。这证实了城市数智化转型能够显著降低碳排放强度和污染物排放强度,促进减污降碳协同增效。

(三)稳健性检验

为确保基准回归结果的可靠性,本文通过更换测度方法、缩尾处理和剔除特殊样本三种方法进行稳健性检验,结果如表5所示。

首先,本文更换碳排放强度的测度方法,采用EDGAR(全球大气研究排放数据库)中的二氧化碳排放量,与相应城市GDP的比值,得到新的碳排放强度,并重新进行检验。结果表明,城市数智化转型显著地促进了减污降碳协同增效,回归结果与基准回归一致。其次,为避免极端值对回归结果的干扰,对所有变量进行1%的缩尾处理。结果显示,城市数智化转型显著促进了减污降碳协同增效,进一步证实了基准回归结果的稳健性。最后,考虑到直辖市可能存在政策上的倾斜以及经济优越性,剔除北京、天津、上海、重庆4个直辖市样本后重新回归。结果表明,城市数智化转型依然显著地促进了减污降碳协同增效,表明实证结果具有稳健性。

(四)作用机制检验

为了考察城市数智化转型对减污降碳协同增效的影响,将能源利用效率和科技创新水平作为机制变量,相关检验结果见表6。结果显示,城市数智化转型指数对能源效率和科技创新水平均存在正向驱动作用,且二者对减污降碳协同增效指数的传导效应均通过显著性检验。

1.能源效率提升路径:数智化重构能源配置方式

数智化技术通过优化能源配置与生产过程管理,显著提升了城市能源利用效率,成为减污降碳协同增效的核心驱动路径。在宏观层面,基于物联网的能源监测系统能够实时追踪城市能源消耗动态,结合大数据分析优化能源分配路径,推动能源结构向清洁化转型。在微观层面,企业通过数智化技术实现生产流程的精细化管控。AI驱动的智能工厂可通过传感器实时采集设备运行数据,结合数字孪生技术模拟最优生产参数,减少无效能耗。工业机器人替代传统高耗能设备,提升了单位能源的产出效率。此外,数智化技术

表5 稳健性检验结果

变量	更换碳排放强度的测度方法			1%缩尾处理			剔除直辖市样本		
	SRP	EC	EP	SRP	EC	EP	SRP	EC	EP
<i>Dig</i>	0.198*** (10.183)	-7.046*** (-9.634)	-0.090*** (-5.062)	0.184*** (9.397)	-4.151*** (-5.010)	-0.195*** (-19.023)	0.074*** (4.175)	-0.952 (-1.392)	-0.097*** (-4.747)
常数项	0.972*** (14.814)	2.279 (0.924)	0.028 (0.467)	1.029*** (22.883)	0.226 (0.118)	-0.037 (-1.557)	0.999*** (18.914)	1.148 (0.561)	0.027 (0.450)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
N	3228	3228	3228	3228	3228	3228	3180	3180	3180
R ²	0.427	0.546	0.141	0.319	0.182	0.513	0.245	0.158	0.140

催生了能源管理新模式,如建筑领域的智能温控系统可根据人流量动态调节能耗,交通领域的智慧物流平台通过优化运输路径以减少空驶率,均从末端降低了能源消耗强度。

值得注意的是,能源效率提升的减排效果具有“双重杠杆”特征:一方面,直接减少化石能源使用量,同步降低碳排放与污染物排放;另一方面,能源结构优化进一步放大协同减排效应。表6的列(1)、列(2)显示,城市数智化转型对能源利用效率的影响显著为正,表明城市数智化转型能够通过提升能源利用效率促进减污降碳协同增效,验证了假设2。

表6 作用机制检验结果

变量	<i>Ener</i>		<i>Tech</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Dig</i>	0.560*** (3.587)	0.086* (1.980)	0.122*** (5.028)	0.109*** (19.533)
常数项	0.119*** (24.927)	0.365 (1.235)	0.014*** (18.980)	-0.079*** (-4.207)
控制变量	否	是	否	是
城市固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
N	3228	3228	3228	3228
R ²	0.016	0.098	0.164	0.186

2. 科技创新驱动路径:数智化促进绿色技术扩散
数智化转型通过知识溢出效应和研发协作网络,加速了科技创新的扩散与应用,进而促进了减污降碳协同增效。一方面,数字化平台降低了技术获取成本,促进企业采纳节能降碳技术。另一方面,人工智能算法在环境监测与污染预测中的应用,提高了绿色技术研发的精准性和适用性。值得注意的是,环境规制在

科技创新路径中呈现不显著的正向作用,说明环境政策对科技创新的激励效果不够明显,减污降碳可能更多依赖于市场机制激发企业内生动力。

城市数智化转型通过降低技术研发成本、加速知识溢出与强化市场激励,推动绿色科技创新成为环境治理的长期动力,从而促进二氧化碳与污染物排放实现协同治理。在技术研发端,数智化技术打破了创新活动的时空限制。开放式数字创新平台整合了高校、科研机构与企业资源,促进跨区域研发协作(陈楠和蔡跃洲,2023)^[17]。此外,大数据分析能够精准识别区域减排痛点,引导技术研发方向与政策支持的匹配,避免技术与需求之间错配导致的资源浪费。在技术应用端,数智化技术降低了绿色技术的市场化门槛。云计算与边缘计算技术为中小微企业提供低成本的环境监测解决方案,使其能够实时监控污染物排放并自动调整生产工艺;5G网络支撑的远程运维系统则解决了偏远地区环保设施维护难题,提升技术普及率。表6的列(3)、列(4)列显示,城市数智化转型对科技创新的影响显著为正,表明城市数智化转型能够通过科技创新促进减污降碳协同增效,验证了假设3。

(五)异质性分析

为探究城市数智化转型对减污降碳协同增效的影响在不同城市类型和发展阶段中的差异,从城市资源、市场偏向和城市规模三个维度进行异质性分析。

1. 城市资源禀赋异质性

城市数智化转型对减污降碳协同增效的影响会受到资源禀赋异质性的影响。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)》,将样本城市划分为资源型城市和非资源型城市。表7显

示,数智化转型对减污降碳协同增效的影响在资源型城市与非资源型城市中存在显著差异。资源型城市的减污降碳协同增效效果显著优于非资源型城市,可能的原因是资源型城市产业结构相对单一,主要依赖资源开采和能源密集型产业,产业路径依赖严重,面临更严峻的环境规制压力和碳排放约束。因此,资源型城市对资源开发和环境保护的重视程度较高,政策支持力度更大,数智化转型具有更强的政策驱动特征。而非资源型城市的产业结构较为多元,服务业和高新技术产业等占比较高,城市数智化水平和环境质量也相对较高,导致城市数智化转型对减污降碳协同增效的边际效用较低。

表7 基于城市资源禀赋的异质性分析结果

变量	资源型城市			非资源型城市		
	SRP	EC	EP	SRP	EC	EP
Dig	1.397*** (10.333)	-31.759*** (-6.641)	-1.419*** (-8.012)	0.043*** (3.466)	0.068 (0.113)	-0.076*** (-8.801)
常数项	0.890*** (7.774)	4.223 (1.042)	0.119 (0.791)	1.036*** (23.065)	-0.246 (-0.114)	0.006 (0.201)
控制变量	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
N	1284	1284	1284	1896	1896	1896
R ²	0.275	0.191	0.146	0.331	0.166	0.402

2. 市场偏向异质性

城市数智化转型对减污降碳协同增效的影响可能会受到市场偏向异质性的影响。市场偏向通过外贸依存度的差异可能影响减污降碳协同增效。根据外贸依存度的中位数,将样本城市划分为低外贸依存度城市和高外贸依存度城市,然后进行分组回归,结果如表8所示。低外贸依存度城市的数智化转型对减污降碳协同增效的影响显著高于高外贸依存度城市。可能原因为低外贸依存度城市的经济活动以内需为主,产业结构相对灵活,因此在数智化转型中能够更高效地聚焦本地资源配置,将资源集中投入绿色科技创新和智能基础设施建设,从而提升能源利用效率,降低污染物排放。而高外贸依存度城市受国际市场

需求和贸易规则等外部因素影响较大,产业结构调整相对受限,部分高能耗、高污染的出口导向型产业难以快速转型。同时,低外贸依存度城市在数智化转型中,政策制定和实施更具自主性,能更精准地将政策资源向减污降碳领域倾斜。而高外贸依存度城市可能因为国际竞争压力,往往将资源更多地投入维持出口竞争力的领域,减污降碳协同增效的进程相对滞后。

3. 城市规模异质性

城市数智化转型对减污降碳协同增效的影响可能会受到城市规模异质性的影响。根据《国务院关于调整城市规模划分标准的通知》和第七次全国人口普查数据,以城区常住人口为统计口径,将样本城市分为三类:50万人以下为小城市,50万—100万人为中

表8 基于市场偏向的异质性分析结果

变量	低外贸依存度			高外贸依存度		
	SRP	EC	EP	SRP	EC	EP
Dig	0.116*** (5.191)	-2.045** (-2.355)	-0.136*** (-5.258)	0.050*** (5.444)	-1.113** (-2.352)	-0.051*** (-9.262)
常数项	1.058*** (17.336)	-0.568 (-0.240)	-0.021 (-0.302)	0.703*** (13.710)	12.603*** (4.758)	0.185*** (5.959)
控制变量	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
N	3060	3060	3060	168	168	168
R ²	0.247	0.160	0.141	0.563	0.365	0.630

等城市,100万人以上为大城市。表9的结果显示,城市数智化转型对中小城市减污降碳协同增效的影响显著优于大城市。可能的原因为中小城市在数智化转型初期的基础设施和科技创新水平相对较低,因此在交通、能源、工业等领域引入数智化技术后,边际效应更为显著,能够快速提升资源利用效率,从而在减

污降碳方面取得更明显的效果。同时,中小城市产业结构相对简单,数智化转型可以更精准地优化这些产业的生产流程,并更高效地将政策资源投入减污降碳领域,实现减污降碳协同增效。相比之下,大城市产业结构复杂,面临更大的资源分配挑战,导致减污降碳整体效果较弱。

表9 基于城市规模的异质性分析结果

变量	小城市			中等城市			大城市		
	SRP	EC	EP	SRP	EC	EP	SRP	EC	EP
<i>Dig</i>	2.332*** (8.347)	-80.661*** (-6.898)	-1.536*** (-7.439)	0.815*** (4.200)	-21.500*** (-2.718)	-0.739*** (-5.006)	0.068*** (3.682)	-1.595*** (-2.854)	-0.068*** (-3.415)
常数项	0.845*** (6.243)	11.306 (1.480)	-0.017 (-0.286)	1.050*** (11.440)	-1.767 (-0.621)	0.027 (0.216)	0.902*** (22.191)	3.562*** (3.056)	0.119*** (2.871)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
N	780	780	780	1272	1272	1272	1176	1176	1176
R ²	0.389	0.275	0.243	0.286	0.265	0.126	0.362	0.263	0.246

五、结论与建议

(一)研究结论

本文从城市数智化转型视角出发,构建了城市数智化转型对减污降碳协同增效的理论分析框架,并实证检验了城市数智化转型对减污降碳协同增效的作用及其影响机制。主要得出以下结论:城市数智化转型显著地促进了减污降碳协同增效,这一结论在经过一系列内生性检验及稳健性检验后仍然成立。机制检验发现,城市数智化转型能够通过提升能源利用效率、推动科技创新促进减污降碳协同增效。异质性分析发现,城市数智化转型对资源型城市、低外贸依存度城市和中小城市的减污降碳协同增效更明显。

(二)政策建议

根据上述研究结论,为更好地推动城市减污降碳协同增效,本文提出如下政策建议:

第一,促进数智技术与传统产业深度融合,推动绿色低碳发展。城市数智化转型的减污降碳协同增效效应会受到外部环境的影响,应注重优化外部环境,创造有利条件。加强数字基础设施建设,推动数字技术与传统产业深度融合,注重在高能耗、高排放行业推广智能化技术。加强跨部门协作,推动城市内部的能源、交通、建筑等领域的数智化协同发展,以实现更高效的减污降碳目标。注重引导高外贸依存度城市通过绿色供应链管理 and 国际合作,提升其数智化转型的减污降碳

协同效应。

第二,强化科技创新和能源利用效率提升,提升城市的数智化转型水平。城市数智化转型能够通过提升能源利用效率、推动科技创新和二者的交互协同促进减污降碳协同增效,应加大城市在能源管理和科技创新方面的投入。推动智能电网、能源管理系统等数字技术的应用来提升能源利用效率;鼓励企业开展绿色智能制造和数字化升级,加强财政补贴和税收优惠,支持企业采用低碳技术和绿色生产方式。加大对新能源技术研发的支持力度,推动可再生能源的广泛应用,完善能源价格机制和碳排放权交易市场。

第三,差异化推进城市数智化转型,注重不同城市的协同发展。应根据城市的规模特点和数智化发展阶段,制定差异化的转型策略。小城市可通过加强数字基础设施建设和产业融合,提升减污降碳协同增效效能;大中城市应重点关注科技创新和产业结构优化来突破减排瓶颈。资源型城市和低外贸依存度城市在数智化转型中表现出更优的减污降碳协同增效效能,应在政策、资金等方面给予更多支持。◆

参考文献:

[1]张营营,许钊,彭硕毅.大数据发展对中国城市低碳转型的影响及其机制研究[J].城市问题,2023(9):34-43+65.
[2]周建平,徐维祥,刘程军,等.中国城市数智化转型对产业现代化的影响[J].经济地理,2024,44(7):117-125.

- [3]刘华珂,李旭超,聂禾,等.AI时代:城市数智化转型与企业创新[J].中国软科学,2024(2):38-54.
- [4]Yan X H, Deng Y J, Peng L N, et al. Study on the impact of digital economy development on carbon emission intensity of urban agglomerations and its mechanism[J]. Environmental science and pollution research international, 2022, 30(12): 33142-33159.
- [5]吴康,耿一睿,郭涛.城市群绿色科技创新对碳排放的影响:基于人力资本的调节效应[J].自然资源学报,2024,39(9):2121-2139.
- [6]单玉龙,彭悦,楚碧武,等.我国重点行业氮氧化物管控现状 & 减排策略[J].环境科学研究,2023,36(3):431-438.
- [7]朱俏俏,靳春丽,李征帛.数实融合能否助推工业减污降碳协同增效?:基于信息产业与工业的前后向关联考察[J].南方经济,2025(2):68-96.
- [8]朱高立,杨清可,李发志.老工业城市数字化转型与减污降碳协同发展动态评价及障碍因子诊断[J].环境科学,2025,46(11):6839-6850.
- [9]徐元国,刘歆.环境保护税对企业数字化转型的影响研究:基于《环境保护税法》的准自然实验[J].工业技术经济,2024,43(4):57-66.
- [10]江艇.因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J].中国工业经济,2022(5):100-120.
- [11]张云,柏培文.数智化如何影响双循环参与度与收入差距:基于省级—行业层面数据[J].管理世界,2023,39(10):58-83.
- [12]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.
- [13]王林辉,姜昊,董直庆.工业智能化会重塑企业地理格局吗[J].中国工业经济,2022(2):137-155.
- [14]吴建新,郭智勇.基于连续性动态分布方法的中国碳排放收敛分析[J].统计研究,2016,33(1):54-60.
- [15]刘亦文,陈熙钧.数智融合发展对中国减污降碳协同治理的影响研究[J].环境科学研究,2023,36(11):2189-2199.
- [16]刘军,史梦雪,招玉辉.智能化对中国经济增长的影响研究[J].河海大学学报(哲学社会科学版),2021,23(4):44-50+106-107.
- [17]陈楠,蔡跃洲.人工智能技术创新与区域经济协调发展:基于专利数据的技术发展状况及区域影响分析[J].经济与管理研究,2023,44(3):16-40.

Study on the Impact of Urban Digital and Intelligent Transformation on the Synergistic Enhancement of Pollution Reduction and Carbon Emission Reduction

Liu Rongzeng, Li Xue, Yang Conglu, He Chun

Abstract: Promoting the coordinated improvement of urban pollution reduction and carbon emission reduction is an inevitable choice for the comprehensive green transformation of economic and social development in the new stage of development. Drawing on panel data from 269 Chinese cities spanning from 2011 to 2022, this paper utilizes a fixed-effect model to examine the impact and underlying mechanisms of urban digital and intelligent transformation on the synergistic improvement of pollution and carbon reduction. Research has indicated that the intelligent digital transformation of cities significantly promotes the synergistic effect of pollution reduction and carbon emission reduction, and this conclusion is robust. The intelligent digital transformation of cities can achieve the synergistic effect of pollution reduction and carbon emission reduction by enhancing energy utilization efficiency and promoting technological innovation. Meanwhile, the synergistic effect of pollution reduction and carbon emission reduction resulting from the intelligent digital transformation of cities is more prominent in resource-based cities, cities with low dependence on foreign trade, and small and medium-sized cities. Based on the above conclusions, policy recommendations such as improving infrastructure construction, advancing urban digital and intelligent transformation in a differentiated manner, strengthening technological innovation, and enhancing energy utilization efficiency are put forward.

Key words: Urban Digital and Intelligent Transformation; Pollution and Carbon Reduction; Synergistic Enhancement; Energy Utilization Efficiency; Technological Innovation

(责任编辑:田雨)

平台经济发展能够促进区域碳减排吗？

——基于非线性视角的研究

李攀艺, 孟文凡

(重庆理工大学 经济金融学院, 重庆 400054)

摘要:厘清平台经济发展对区域碳排放的影响,对于实现“双碳”目标、推动经济社会可持续发展具有重要意义。基于2013—2022年中国30个省份的面板数据,实证分析平台经济发展对区域碳排放的非线性影响及其作用机制。研究表明,平台经济发展与区域碳排放之间存在“倒U型”关系,且这种关系仅在非西部地区与煤炭高占比地区体现明显。同时,绿色技术进步与能源消费强度在两者的关系中起到了中介作用;人口密度负向调节了两者的“倒U型”关系,推动其拐点右移,形态趋于平缓。研究结论为从推动平台经济发展角度赋能区域碳减排提供了政策启示。

关键词:平台经济;碳排放;非线性影响;中介效应;调节效应

中图分类号:F062.2

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2026)03-0047-09

DOI:10.13999/j.cnki.tjllysj.2026.03.005

一、引言

在数字化时代,百度、阿里、腾讯和京东等平台企业的崛起,催生了平台经济这一新型经济形态。平台经济依托互联网普及与数字技术的进步,发展势头迅猛。从电商数据来看,2024年全国网上零售额为155225亿元,同比增长7.2%,我国已连续12年稳居全球最大网络零售市场^①。2025年召开的数字中国建设工作推进会议提出,要加快印发梯次培育数字产业集群的行动计划,加强体系化促进平台经济健康发展政策研究。作为数字经济的核心组织形式,平台经济正逐步彰显出其强大的活力与影响力,成为推动经济高质量发展的重要引擎,对扩内需、稳就业、惠民生以及赋能实体经济、发展新质生产力具有重要意义。

当前,实现“双碳”目标是我国高质量发展的内在需求。中央网信办等十部门联合印发的《2025年数字化绿色化协同转型发展工作要点》提出推动数字产业

绿色低碳发展、加快数字技术赋能绿色化转型等重点任务,旨在以数字化培育绿色新质生产力。在此背景下,平台经济凭借其强大的网络效应与高效的资源配置能力,为实现经济发展与环境保护的良性互动提供了新路径。

平台经济是基于数字技术,以数字为驱动要素,通过构建多边平台,连接不同的市场参与者,实现资源高效整合的新型经济模式,其发展对区域碳排放影响存在双向效应。一方面,平台通过挖掘数据资源,精准连接供需双方,从而降低交易成本,提高整体资源配置效率,促进经济绿色低碳转型(刘晓伟和杨莉芳,2025)^[1]。另一方面,为支撑数字平台的运行,数字技术应用与数字基础设施表现出高能耗、高排放的特征(渠慎宁等,2022)^[2]。那么平台经济发展能否赋能区域碳减排?其影响区域碳排放的内在机制是什么?深入探究两者之间的关系对于促进平台经济的绿色发展

基金项目:国家社会科学基金项目“平台经济背景下青年就业脆弱性治理研究”(24BGL258)。

作者简介:李攀艺,女,博士,教授,研究方向为平台经济;孟文凡,女,硕士研究生,研究方向为平台经济。

^①国家统计局.2024年12月份社会消费品零售总额增长3.7%[EB/OL].(2025-01-17)[2026-1-9].https://www.stats.gov.cn/xgk/sjfb/zxfb/2020/202501/t20250117_1958327.html

以及“双碳”目标的实现具有重要意义。

二、文献综述

学界围绕平台经济与碳排放两大主题已形成诸多研究成果,为本文的研究奠定了理论基础与方法借鉴。

在平台经济方面,现有文献侧重关注平台经济发展水平的测度及其经济效应。从平台经济发展水平的测度来看,余文涛和吴士炜(2020)^[3]采用电商平台交易额衡量平台经济发展水平;李均超等(2024)^[4]则从劳动市场需求端出发,以平台经济催生的从业岗位招聘规模体现平台经济发展水平;还有部分学者从不同维度构建平台经济评价指标体系,运用主成分分析法和熵值法进行测度(张锐敏和沈坤荣,2024;杨伟国和吴邦正,2022)^[5-6]。从平台经济发展的经济效应来看,平台经济的发展对于经济高质量发展、就业结构的转变、企业数字化转型具有重要影响(杨伟国和吴邦正,2022;阳杨等,2024;杨大鹏和郭东,2025)^[6-8]。然而,关于平台经济环境效应的研究相对较少,仅有部分文献探讨了电子商务、共享经济等特定领域对碳排放的影响,重点强调其在物流运输、资源利用等环节的作用机制(别奥等,2023;代昀昊等,2024)^[9-10],未能从整体层面揭示平台经济对区域碳排放的影响效应。

在碳排放方面,现有文献大多围绕碳排放的测度及其影响因素展开。学界通常采用排放因子法来估算国家、省份、城市等宏观层面的碳排放。其中,IPCC《国家温室气体清单指南》中的碳排放系数表被全球广泛使用。Yan等(2017)^[11]通过排放因子法计算了中国30个省份的电力行业碳排放效率,证实了东部地区在碳排放管控层面成果突出。也有学者采用投入产出法、实测法估算碳排放总量。王安静等(2017)^[12]借助投入产出表,测算我国各省份各行业碳排放量以及各省份净碳转移量。刘竹等(2018)^[13]通过生产端数据,结合实测煤种,重新核算我国总体能源消费的碳排放量。在碳排放的影响因素方面,部分学者通过构建LMDI、STIRPAT等模型,从区域层面对碳排放进行结构分解,研究发现经济发展水平、人口规模、产业结构、能源结构以及技术进步等因素对碳排放具有显著影响(杨骞和刘华军,2012;高国力等,2023)^[14-15]。Ahmed等(2017)^[16]通过统计分析能源消费、收入、贸易开放度、人口等因素,揭示了这些变量与碳排放量的相互关系。邵帅等(2022)^[17]实证检验了绿色技术进步产生的“技术红利”效应对碳排放绩效的改善作用。

梳理文献发现,现有文献多局限于共享经济、电子

商务等平台经济细分业态对碳排放的影响分析,将平台经济作为整体经济形态,对其环境效应进行系统性分析的研究尚不充分。同时,平台经济影响区域碳排放的具体机制尚不明晰,仍需进一步探讨。基于此,本文主要探讨平台经济发展对区域碳排放的非线性影响及其作用机制。可能的边际贡献如下:第一,不同于多数聚焦平台经济的经济效应的文献,本文将研究视角转向平台经济的环境效应,拓宽了平台经济发展的研究范畴,同时为区域碳减排研究提供了新的视角。第二,本文通过揭示平台经济发展与区域碳排放的非线性关系及其影响路径,有助于把握平台经济不同发展阶段的碳排放效应,进而为设计差异化的政策工具提供依据,助力平台经济实现绿色低碳发展。

三、理论分析与研究假设

(一)平台经济发展对区域碳排放的直接影响

学术界常采用环境库兹涅茨曲线来解释经济发展与环境污染之间的非线性关系。作为一种新型经济形态,平台经济在不同发展阶段对区域碳排放的影响机制也呈现出类似的“倒U型”特征。在平台经济发展前期,囿于数字基础设施发展基础薄弱,网络覆盖有限、数据处理能力不足,平台运营成本较高,限制其规模扩张,平台难以发挥整合资源、优化配置的作用,甚至出现资源错配与闲置现象。同时,发展初期数据中心规模扩张与算力需求增长,平台基础设施建设需要大量能源的投入,推动区域碳排放增加,进一步加剧了环境压力(渠慎宁等,2022)^[2]。随着平台经济逐步发展成熟,其规模效应、网络效应对区域碳排放的抑制作用逐渐显现。其一,平台经济突破了地域、时间、空间和自然资源等传统条件约束,具有显著的规模经济效应。在数据层面,平台经济以数据为生产要素,随着经济向平台化演进,平台得以通过大数据和智能算法优化物流网络,提高资源利用效率,减少区域内资源浪费和碳排放。在技术层面,凭借技术规模效应,平台经济使用清洁能源和可再生能源,逐步降低对传统能源的依赖,优化区域能源结构。在产业层面,平台经济催生大量新兴绿色产业和服务业,形成产业集群,实现产业间协同发展与资源共享,优化区域产业结构,从而降低碳排放。其二,根据梅特卡夫定律,网络价值与用户数量的平方成正比,用户数量的增长使平台价值呈指数级上升。平台经济作为一个双边市场,通过连接大量用户形成网络效应,整合社会分散资源,促进信息交流与供需对接,优化资源配置,减少碳排放。此外,数字平台

有助于打破空间壁垒,促进产业间和区域间的数据流动与技术应用,产生技术溢出效应,加速低碳技术的转移。

基于上述分析,本文提出如下假设:

H1:平台经济发展对区域碳排放存在“倒U型”的非线性影响。

(二)绿色技术进步与能源消费强度的中介作用

在发展初期,平台经济对绿色技术进步有显著促进作用。一方面,数据是驱动平台经济高效发展的重要生产要素,数字化平台通过海量数据实时反馈训练算法模型,优化绿色技术研发方向。另一方面,平台经济通过数字化技术,促进产业链上下游深度融合,借助数字化平台,经济主体可以突破地区与行业的限制进行合作,助力产业链的创新发展。平台通过整合产业链上下游资源,促进企业协同创新,加速绿色技术的研发和应用。此外,在不同发展阶段,经济体的要素禀赋结构存在差异,这决定了其适合的平台经济发展模式也有所不同,政府在此过程中发挥着引导作用。政府为鼓励企业进行绿色技术创新,往往会出台一系列支持平台经济和绿色发展的激励政策,为绿色技术进步提供了良好的外部环境,使其通过制度示范效应提升碳排放效率(吕萍和代豪,2025)^[18]。此外,绿色技术进步通过技术赋能,加速节能减排与清洁生产等技术的传播与应用(张彧,2024)^[19],从而抑制碳排放增速。而在平台经济成熟阶段,绿色创新疲软。其一,平台化垄断行为出现,头部平台企业往往因占据绝对市场份额而失去持续创新动力(王世强,2022)^[20],同时,头部平台凭借其数据、技术优势,可能会压制中小企业创新。其二,绿色技术的研发和应用逐步进入成熟阶段,边际创新难度增加,导致绿色技术进步的速度放缓,碳排放下降趋势减弱。

能源消费强度历来被视为影响碳排放的重要因素。能源消费是温室气体增量的主要来源,占比高达95%以上(Guo等,2018)^[21]。平台发展初期需大规模建设数据中心和5G基站等高能耗基础设施,推动能源需求快速增长,能源消费强度随着平台经济规模的扩大而上升,导致碳排放增加。平台经济发展后期,从资源配置角度来看,平台依托数字技术能够促进技术、信息和数据等要素在生产活动中的应用与传播,打破信息不对称,实现资源的精准匹配与高效流动,进而优化能源利用模式,提高能源利用效率。利用信息与通信技术,企业重组生产管理流程可以有效减少能源浪费,

显著改善能源效率(张三峰和魏下海,2019)^[22]。从技术创新角度来看,平台经济汇聚大量参与者,平台企业为提升自身竞争力,不断加大对能源相关技术研发投入,同时,平台经济通过网络效应发挥技术溢出作用,加速绿色能源技术在产业链各个环节的传播与应用,使创新资源趋于共享,提高企业能源技术效率,边际能耗下降。

基于此,本文提出如下假设:

H2:绿色技术进步是平台经济发展对区域碳排放产生“倒U型”影响的非线性中介路径。

H3:能源消费强度是平台经济发展对区域碳排放产生“倒U型”影响的非线性中介路径。

(三)人口密度的调节作用

研究表明,土地城市化快于人口城市化,即“虚假城市化”现象,会导致城市人口密度低于潜在最优水平,土地和空间利用低效,加剧碳排放强度上升。同时,低密度城市扩张模式会延长通勤和运输距离,增加交通能耗与碳排放(王桂新和武俊奎,2012)^[23]。在平台经济发展初期,根据紧凑城市理论和精明增长理论,人口密集区基础设施利用率高,且较高的人口密度可以促进共享模式的实现,提高资源利用效率,部分抵消平台经济在早期对碳排放的负面影响,使得“倒U型”曲线趋于平缓。高密度地区在资源配置和基础设施利用的优势在平台经济发展到一定程度后会逐渐减弱,延缓了平台经济规模效应的碳排放峰值,从而曲线拐点右移。人口密集区在平台经济发展后期,资源的过度竞争与平台的高度依赖,一定程度上削弱了平台经济的碳减排效应。

基于此,本文提出如下假设:

H4:人口密度会负向调节平台经济发展与区域碳排放的“倒U型”关系,推动其拐点右移,使曲线形态趋于平缓。

四、研究设计

(一)模型构建

1. 基准模型

为验证平台经济发展与区域碳排放的非线性关系,本文构建双向固定效应模型进行分析,具体模型如下:

$$CI_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 PE_{it} + \alpha_2 PE_{it}^2 + \alpha_3 X_{it} + \delta_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, CI_{it} 为 t 时期第 i 个省份的碳排放强度, PE_{it} 、 PE_{it}^2 分别表示 i 省份在 t 时期的平台经济发展水平及其二次项, X_{it} 表示一系列控制变量, δ_i 为个体固定效应,

γ_i 为时间固定效应, ε_{it} 为随机扰动项。

2. 中介效应模型

为检验平台经济发展对区域碳排放非线性影响的传导机制,参考江艇(2022)^[24]的研究,在基准回归基础上设定如下模型:

$$GT_{it} = \mu_0 + \mu_1 PE_{it} + \mu_2 PE_{it}^2 + \mu_3 X_{it} + \delta_i + \gamma_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$EI_{it} = \rho_0 + \rho_1 PE_{it} + \rho_2 PE_{it}^2 + \rho_3 X_{it} + \delta_i + \gamma_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, GT_{it} 与 EI_{it} 为中介变量,分别表示绿色技术进步与能源消费强度。本文通过识别平台经济发展对中介变量的因果关系,并结合相关文献分析中介变量对碳排放的影响,进而提升平台经济发展对区域碳排放的因果关系识别可信度。

3. 调节效应模型

为了验证人口密度在平台经济发展影响区域碳排放中的调节作用,引入平台经济发展水平及其二次项与人口密度的交互项,构建以下模型:

$$CI_{it} = \theta_0 + \theta_1 PE_{it} + \theta_2 PE_{it}^2 + \theta_3 PD_{it} \times PE_{it} + \theta_4 PD_{it} \times PE_{it}^2 + \theta_5 PD_{it} + \theta_6 X_{it} + \delta_i + \gamma_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中, PD_{it} 为调节变量,表示人口密度。

(二) 变量选取

1. 被解释变量

考虑到不同地区的经济规模存在较大差异,本文选用碳排放强度(CI)作为被解释变量来衡量各地区碳排放水平。借鉴刘贤赵等(2018)^[25]的做法,选取原煤、焦炭、原油、汽油、煤油、柴油、燃料油和天然气八种化石能源,基于标准煤折算系数与IPCC提供的碳排放系数,估算各省份的碳排放总量。在此基础上,采用各省份碳排放总量与地区生产总值的比值(吨/万元)来测度碳排放强度。省域碳排放总量的计算公式如下:

$$C = \sum_{i=1}^n E_i \times k_i \times ef_i \times 44/12 \quad (5)$$

其中, C 为碳排放总量, E_i 表示第*i*类化石能源消费量, k_i 和 ef_i 分别代表第*i*类化石能源的标准煤折算系数和IPCC碳排放系数,44/12表示二氧化碳与碳的分

子量之比。

2. 核心解释变量

本文的核心解释变量为平台经济发展水平(PE)。参考沈坤荣和张锐敏(2023)^[26]的做法,从平台化基础设施、平台化交易、平台化产品三个维度构建评价指标体系,综合测度平台经济发展水平。其中,平台化基础设施采用移动通信设施、互联网使用情况以及企业信息化水平三个指标反映,平台化交易采用电子商务采购规模、电子商务交易规模和电商平台企业数三个指标表征,平台化产品用快递业务量衡量,具体指标体系如表1所示。对各项指标数据进行标准化处理后,运用熵权法计算指标权重,最终测算出平台经济发展指数,以衡量平台经济发展水平。

3. 机制变量

依据前文理论分析,选择绿色技术进步(GT)与能源消费强度(EI)作为中介变量。其中,绿色技术进步以绿色专利申请数(万项)表征,能源消费强度以能源消费总量与GDP的比值吨标准煤/万元衡量,即单位GDP能耗。

本文的调节变量为人口密度(PD),采用年末常住人口与地区土地面积的比值百人/平方公里衡量。

4. 控制变量

为避免遗漏变量影响研究结果的准确性,本文选取如下控制变量:经济发展水平(EDL),选用人均GDP的对数衡量,以控制各地区由于经济规模差异造成的影响。城镇化率(UR),采用城镇人口占总人口的比重衡量。一般来说,城镇化进程不同带来的城乡结构的差异也会对区域碳排放强度产生影响。研发强度(RDI),选取R&D经费内部支出占地区生产总值的比重表示,以控制各地区创新投入规模差异的干扰。产业结构(IS),用工业增加值占地区生产总值的比重衡量。工业增加值占地区生产总值的比重越小,说明第三产业发展越快,产业结构趋向多元化和高级化。

表1 平台经济发展水平评价指标体系

一级指标	二级指标	指标说明	单位	属性	权重
平台化基础设施	移动通信设施	移动电话基站数	万个	正	0.084
	互联网使用情况	每百人互联网宽带接入用户数	个	正	0.053
	企业信息化水平	每百家企业拥有网站数	个	正	0.017
平台化交易	电子商务采购规模	电子商务采购额	亿元	正	0.227
	电子商务交易规模	电子商务销售额	亿元	正	0.213
	电商平台企业数	有电子商务交易活动企业数	个	正	0.158
平台化产品	快递业务量	人均快递件数	件	正	0.248

(三)数据来源与描述性统计

本文的研究样本为我国的30个省份(基于数据的可得性,不含西藏和港澳台),因2013年前《中国统计年鉴》未公布电子商务的相关统计数据,故本文的研究

期间为2013—2022年,共计300个样本数据。相关数据均来源于相关年份的《中国统计年鉴》《中国能源统计年鉴》和各省份统计年鉴。
各变量的描述性统计如表2所示。

表2 变量的描述性统计

变量类型	变量名称	符号	样本量	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
被解释变量	碳排放强度	CI	300	2.532	2.617	0.226	1.577	14.774
核心解释变量	平台经济发展水平	PE	300	0.144	0.140	0.012	0.094	0.884
	平台经济发展水平二次项	PE ²	300	0.040	0.089	0.000	0.009	0.781
中介变量	绿色技术进步	GT	300	0.733	0.961	0.007	0.349	5.601
	能源消费强度	EI	300	0.736	0.458	0.166	0.573	2.199
调节变量	人口密度	PD	300	4.742	7.135	0.079	2.869	39.515
控制变量	经济发展水平	EDL	300	10.946	0.432	10.003	10.898	12.155
	城镇化率	UR	300	0.614	0.114	0.379	0.599	0.896
	研发强度	RDI	300	0.017	0.011	0.002	0.015	0.065
	产业结构	IS	300	0.312	0.077	0.101	0.317	0.498

五、实证分析

(一)基准回归

基准回归结果见表3。其中,列(1)为未加入控制变量且仅包含核心解释变量的双固定效应模型回归结果;列(2)包含平台经济发展水平及其二次项,未加入控制变量;列(3)—(6)则是逐步加入经济发展水平、城镇化率、研发强度和产业结构等控制变量的回归结果。列(6)的结果表明,在控制相应变量后,平台经济发展水

平的回归系数为3.961,且在5%的统计水平上显著,其二次项的回归系数为-2.800,同样在5%的水平上显著,由此表明平台经济发展对区域碳排放存在显著的“先促进后抑制”的非线性影响,即两者呈显著的“倒U型”关系,H1得以验证。倒U型曲线拐点约为0.707,即当平台经济发展水平低于0.707时,推动平台经济发展会提高区域碳排放强度,而当平台经济发展水平超越0.707后,推进平台经济发展能够降低碳排放强度。

表3 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	CI	CI	CI	CI	CI	CI
PE	2.733*** (3.66)	5.727** (2.74)	6.916*** (3.12)	6.585** (2.72)	6.483*** (2.76)	3.961** (2.25)
PE ²		-2.949* (-1.89)	-4.353** (-2.41)	-4.241** (-2.26)	-4.151** (-2.33)	-2.800** (-2.13)
EDL			-3.158*** (-2.88)	-2.986** (-2.42)	-2.986** (-2.41)	-2.826*** (-2.98)
UR				-1.910 (-0.70)	-2.312 (-0.88)	-5.926** (-2.05)
RDI					6.024 (0.85)	10.81 (1.26)
IS						-3.759*** (-4.22)
常数项	3.045*** (48.04)	2.891*** (38.09)	36.37*** (3.13)	35.62*** (2.92)	35.76*** (2.91)	37.43*** (4.00)
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是
N	300	300	300	300	300	300
R ²	0.607	0.615	0.679	0.681	0.682	0.715

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

(二)稳健性检验

为确保核心结论的稳健性,本文采用三种方法对基准回归结果进行稳健性检验。首先,运用Utest检验平台经济与区域碳排放间的“倒U型”关系,检验结果如表4所示。其次,考虑到直辖市特殊性,其在政策扶持、资源禀赋以及碳排放管控力度上与一般地区存在较大差异,可能导致平台经济发展对区域碳排放的影响不同,因此,本文剔除北京、上海、天津、重庆四个直辖市后重新进行回归分析,结果见表5列(1)。最后,为排除数据异常值对回归结果的干扰,对所有变量进行上下1%的缩尾处理,结果如表5列(2)所示。

表4 Utest检验结果

拐点值	0.707	
	下界	上界
区间	0.0125	0.884
斜率	3.891	-0.987
t值	3.224	-1.549
p值	0.001	0.061

Utest检验结果表明,曲线左侧斜率估计值为3.891,在1%的水平上显著为正,曲线右侧斜率估计值为-0.987,在10%的水平上显著为负,表明在极值点左侧,CI与PE存在正相关关系,而在极值点右侧,两者存在负相关关系。同时,曲线极值点的估计值为0.707,在核心解释变量的取值范围[0.012,0.884]内,且p值小于0.1,表明在10%的显著性水平下,平台经济发展与区域碳排放之间存在“倒U型”关系。此外,根据表5的结果,无论是改变样本还是剔除数据异常值,平台经济发展水平的系数显著为正,平台经济发展

表5 稳健性检验结果

变量	(1)	(2)
	剔除直辖市样本	缩尾1%
PE	3.732** (2.51)	4.726** (2.42)
PE ²	-3.099** (-2.69)	-3.877** (-2.24)
控制变量	是	是
时间固定效应	是	是
个体固定效应	是	是
N	260	300
R ²	0.735	0.732

水平二次项的系数显著为负,与基准回归结果一致,说明本文的核心结论稳健。

(三)异质性检验

1.地区异质性

考虑到区域间的发展差异,根据省份所处位置 and 经济发展水平,将30个省份划分为西部与非西部两个区域^①,探究不同区域间平台经济的影响差异,回归结果如表6列(1)和列(2)所示。结果表明,非西部地区的平台经济发展与区域碳排放之间存在显著的“倒U型”关系,但西部地区影响并不显著。这可能是因为非西部省份经济基础较好,已跨越平台经济规模化扩张期,能有效推动技术创新与产业升级,促进能源利用效率提高,进而降低碳排放,而西部地区经济发展相对滞后,平台经济处于发展初期,规模较小且覆盖范围有限,难以对碳排放产生显著影响。

2.能源消费结构异质性

既有研究表明,以煤炭为主导的能源消费结构对碳排放强度具有显著正向驱动效应(王韶华和于维洋,2013)^[27]。当各地区能源消费结构存在差异时,平台经济发展对区域碳排放的影响效应也可能存在差异。本文采用煤炭消费量在能源消费总量中的占比表征各地区能源消费结构,依据能源消费结构的中位数,将样本数据划分为煤炭高占比地区与煤炭低占比地区两类,分别进行回归分析,结果见表6。其中,列(3)为煤炭高占比地区的回归结果,列(4)为煤炭低占比地区的回归结果。可以发现,在煤炭高占比地区,平台经济发展对区域碳排放无显著影响,而在煤炭低占比地区,平台经济发展与区域碳排放之间存在显著的“倒U型”关系。

(四)作用机制检验

1.中介效应检验

表7列(2)显示,平台经济发展水平及其二次项对绿色技术进步的回归系数分别在1%及10%的水平上显著,表明在平台经济发展过程中,绿色技术进步呈先提高后降低的“倒U型”态势。进一步,绿色技术创新通过能源节约和替代能源生产等技术改进,提升能源利用效率,减少对传统高碳能源的依赖,表现出显著的碳减排效应(杨浩昌等,2023)^[28]。因此,平台经济发展通过对绿色技术进步的非线性影响,进而影响了区域碳排放,H2成立。

①国家统计局.东西中部和东北地区划分方法.(2011-06-13)[2026-1-9].https://www.stats.gov.cn/zt_18555/zthd/sjtjr/dejtjkfr/tjkp/202302/t20230216_1909741.htm

表 6 异质性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	非西部 地区	西部 地区	煤炭高占 比地区	煤炭低占 比地区
<i>PE</i>	3.683** (2.38)	7.756 (1.15)	10.96 (1.22)	3.240*** (2.62)
<i>PE</i> ²	-2.254* (-1.68)	-11.18 (-0.66)	-24.41 (-0.96)	-2.285** (-2.30)
控制变量	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
N	190	110	150	150
R ²	0.631	0.851	0.720	0.736

表 7 列(3)显示,平台经济发展水平对能源消费强度的回归系数是 0.659,在 5% 的水平上显著,其二次项系数在 10% 的水平上显著为负,表明平台经济发展对能源消费强度存在“倒 U 型”非线性影响。能源消费强度是导致碳排放的关键因素之一,当前我国大部分能源消费仍依赖于化石燃料,这些燃料在使用过程中会释放大量的二氧化碳,因此,能源消费强度对碳排放量存在直接影响(刘玉珂和金声甜,2019)^[29]。因此,H3 得以验证。

表 7 中介效应检验结果

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>CI</i>	<i>GT</i>	<i>EI</i>
<i>PE</i>	3.961** (2.25)	7.795*** (3.23)	0.659** (2.33)
<i>PE</i> ²	-2.800** (-2.13)	-2.784* (-1.80)	-0.439* (-1.77)
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	300	300	300
R ²	0.715	0.638	0.773

2. 调节效应检验

表 8 揭示了人口密度在平台经济发展与区域碳排放之间的非线性调节作用。回归结果显示,人口密度与平台经济发展二次项的交互项在 5% 的水平上显著为正,表明“倒 U 型”曲线随人口密度增大而趋于平缓。进一步通过拐点移动的数学推导可知, $\theta_1\theta_4-\theta_2\theta_3$ 的符号直接决定了拐点的位移方向^[30],文中 $\theta_1\theta_4-\theta_2\theta_3>0$,意味

着高人口密度会推动曲线拐点右移。因此,人口密度对平台经济发展与区域碳排放的“倒 U 型”关系存在负向调节作用,H4 成立。可能的原因是:平台经济发展前期,人口密集地区凭借其较为完善的物流网络与平台基础设施,能够快速形成资源整合的规模效应,进而减缓碳排放的增速。同时,人口密集地区更早面临环境承载压力,倒逼政府实施减排政策,能够有效削弱平台经济发展初期高能耗的负面影响。而当平台经济进入成熟期后,人口密集地区进一步优化资源配置的空间有限,导致减排边际效应降低,并且高密度地区的物流与出行需求可能通过交通能耗抵消部分减排效果。

表 8 调节效应检验结果

变量	<i>CI</i>
<i>PE</i>	4.843*** (2.97)
<i>PE</i> ²	-3.956*** (-2.98)
<i>PD</i>	0.00376 (1.03)
<i>PE</i> × <i>PD</i>	-0.00282*** (-3.30)
<i>PE</i> ² × <i>PD</i>	0.00258** (2.59)
控制变量	是
时间固定效应	是
个体固定效应	是
N	300
R ²	0.730

六、结论与建议

(一)研究结论

从发展平台经济的角度来协调经济发展与环境保护之间的关系,对于促进经济绿色增长和推进生态文明建设具有重要意义。本文基于 2013—2022 年中国 30 个省份的面板数据,探究了平台经济发展对区域碳排放的非线性影响及其作用机制,得到以下结论:(1)平台经济发展对区域碳排放的影响呈现先促进后抑制的“倒 U 型”态势。(2)平台经济发展与区域碳排放的关系会因地理区位、能源消费结构的不同而存在异质性:在非西部地区与煤炭低占比地区,两者间非线性关系表现显著,而在西部地区与煤炭高占比地区

未通过显著性检验。(3)绿色技术进步与能源消费强度是平台经济发展影响区域碳排放的主要路径,且两条路径均通过非线性传导机制发挥作用。(4)人口密度弱化了平台经济发展与区域碳排放之间的“倒U型”关系,具体表现为推动曲线拐点右移,同时使曲线形态趋于平缓。

(二)政策建议

结合上述研究结论,本文提出如下政策建议:

第一,加大对平台经济的扶持力度,实施差异化发展策略。鉴于平台经济发展对区域碳排放存在先促进后抑制的非线性影响,各地区应结合自身平台经济发展水平,精准制定差异化发展策略,推动平台经济持续健康发展。在平台经济发展初期,重点加强节能减排技术研发与应用,地方政府可以设立专项扶持基金,支持企业研发低碳技术,从源头遏制碳排放。随着平台经济逐步成熟,应进一步优化产业结构,推动数字技术与传统产业深度融合,促使经济绿色低碳转型,充分发挥平台经济规模效应与网络效应对碳减排的促进作用。对于煤炭低占比地区,应充分发挥平台经济对区域碳减排的积极作用,加快实现碳排放拐点。对于煤炭高占比地区,应综合考虑当地资源禀赋和产业结构,积极探索适合自身的绿色转型路径,推动区域经济向低碳、绿色方向发展。

第二,加强绿色技术创新与推广,优化能源利用效率。绿色技术进步与能源消费强度是平台经济发展影响区域碳排放的重要中介。在绿色技术方面,政府应通过财政补贴和税收优惠等政策手段,积极引导平台企业加大绿色技术研发投入。同时,搭建产学研合作平台,推动高校、科研机构与平台企业联合,加速绿色科技成果转化,提高绿色技术的创新能力和应用水平。此外,还应充分发挥数字平台的传播优势,鼓励企业依托平台进行创新交流,加速绿色技术的推广与应用。在能源效率方面,应充分发挥数字平台的资源整合优势,优化产业链上下游的资源配置,提升能源分配和利用效率。推进大型风电光伏基地建设,加大对风能、光能等清洁能源的开发与使用推动能源结构低碳化转型。

第三,合理规划人口布局,推行低碳生活方式。一方面,各地区应结合城市发展规划,优化社区和商业网点布局,科学引导人口分布,避免过度拥挤导致的资源过度消耗和碳排放增加。着力提升城市的承载能力和公共服务水平,促进平台经济在适宜的人口环境下发

挥更大的减排效应。另一方面,积极宣传绿色消费理念,大力发展共享经济模式,增强公众的环保意识和绿色消费观念,引导公众形成低碳生活方式,助力生态文明建设社会建设。◆

参考文献:

- [1] 刘晓伟,杨莉芳.数据交易平台建设能够提升绿色全要素生产率吗?[J].西部论坛,2025,35(2):36-51.
- [2] 渠慎宁,史丹,杨丹辉.中国数字经济碳排放:总量测算与趋势展望[J].中国人口·资源与环境,2022,32(9):11-21.
- [3] 余文涛,吴士炜.互联网平台经济与正在缓解的市场扭曲[J].财贸经济,2020,41(5):146-160.
- [4] 李均超,张涛,黄珊.平台经济对区域协调发展的影响研究:基于城市网络招聘大数据的量化分析[J].城市问题,2024(5):50-61.
- [5] 张锐敏,沈坤荣.平台经济发展对行业工资差距的影响[J].华东经济管理,2024,38(9):85-95.
- [6] 杨伟国,吴邦正.平台经济对就业结构的影响[J].中国人口科学,2022(4):2-16+126.
- [7] 阳杨,郭佳钦,江玲玲.平台经济影响城乡收入差距的特征与机制识别[J].统计与决策,2024,40(18):69-74.
- [8] 杨大鹏,郭东.平台经济赋能企业数字化转型的理论机制与经验证据[J].学习与探索,2025(1):126-135.
- [9] 别奥,杨上广,束云霞.城市电商化转型能否促进碳减排?:来自国家电子商务示范城市试点的经验证据[J].产业经济研究,2023(4):1-14.
- [10] 代昀昊,王晓允,童心楚.从共享经济到低碳经济:来自共享单车平台进驻的证据[J].数量经济技术经济研究,2024,41(4):111-130.
- [11] Yan D, Lei Y L, Li L, et al. Carbon emission efficiency and spatial clustering analyses in China's thermal power industry: Evidence from the provincial level [J]. Journal of Cleaner Production, 2017(156):518-527.
- [12] 王安静,冯宗宪,孟渤.中国30省份的碳排放测算以及碳转移研究[J].数量经济技术经济研究,2017,34(8):89-104.
- [13] 刘竹,关大博,魏伟.中国二氧化碳排放数据核算[J].中国科学:地球科学,2018,48(7):878-887.
- [14] 杨骞,刘华军.中国二氧化碳排放的区域差异分解及影响因素:基于1995~2009年省际面板数据的研究[J].数量经济技术经济研究,2012,29(5):36-49+148.
- [15] 高国力,文扬,王丽,等.基于碳排放影响因素的城市群碳达峰研究[J].经济管理,2023,45(2):39-58.
- [16] Ahmed K, Rehman M U, Ozturk I. What drives carbon dioxide emissions in the long-run? Evidence from selected south asian countries [J]. Renewable and Sustainable Energy Reviews, 2017(70):1142-1153.
- [17] 邵帅,范美婷,杨莉莉.经济结构调整、绿色技术进步与中

国低碳转型发展:基于总体技术前沿和空间溢出效应视角的经验考察[J].管理世界,2022,38(2):46-69+4-10.

[18]吕萍,代豪.绿色技术创新对城市碳排放效率的影响研究[J].统计理论与实践,2025(6):34-42.

[19]张彧.数字新基建、绿色技术进步与低碳经济转型[J].经济经纬,2024,41(1):57-69.

[20]王世强.平台化、平台反垄断与我国数字经济[J].经济学家,2022(3):88-98.

[21] Guo J, Zhang Y J, Zhang K B. The key sectors for energy conservation and carbon emissions reduction in China: Evidence from the input-output method[J]. Journal of cleaner production, 2018(179):180-190.

[22]张三峰,魏下海.信息与通信技术是否降低了企业能源消耗:来自中国制造业企业调查数据的证据[J].中国工业经济,2019(2):155-173.

[23]王桂新,武俊奎.产业集聚、城市规模与碳排放[J].工业技术经济,2012,31(6):68-80.

[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]刘贤赵,高长春,张勇,等.中国省域碳强度空间依赖格局及其影响因素的空间异质性研究[J].地理科学,2018,38(5):681-690.

[26]沈坤荣,张锐敏.平台经济对行业就业结构的影响研究[J].现代经济探讨,2023(12):18-29.

[27]王韶华,于维洋.一次能源消费结构变动对碳强度影响的灵敏度分析[J].资源科学,2013,35(7):1438-1446.

[28]杨浩昌,钟时权,李廉水.绿色技术创新与碳排放效率:影响机制及回弹效应[J].科技进步与对策,2023,40(8):99-107.

[29]刘玉珂,金声甜.中部六省能源消费碳排放时空演变特征及影响因素[J].经济地理,2019,39(1):182-191.

[30] Haans R F J, Pieters C, He Z L. Thinking about U: Theorizing and testing U- and inverted U-shaped relationships in strategy research[J]. Strategic management journal, 2016, 37(7):1177-1195.

Can the Development of Platform Economy Promote Regional Carbon Emission Reduction? A Study Based on Nonlinear Perspectives

Li Panyi, Meng Wenfan

Abstract: Clarifying the impact of platform economy development on regional carbon emissions is of great significance for achieving the carbon peaking and carbon neutrality goals and promoting sustainable economic and social development. Based on the panel data of 30 provinces in China from 2013 to 2022, this paper empirically analyzes the nonlinear impact of platform economy development on regional carbon emissions and its mechanism. The research shows that there is an inverted U-shaped relationship between the development of the platform economy and regional carbon emissions, and this relationship is only significantly manifested in non-western regions and regions with a high proportion of coal consumption. Furthermore, green technological progress and energy consumption intensity play a mediating role in this relationship. Population density negatively moderates the inverted U-shaped relationship, pushing the inflection point to the right and making the shape tend to be flatter. The conclusions provide policy implications for empowering regional carbon emission reduction from the perspective of promoting the development of the platform economy.

Key words: Platform Economy; Carbon Emissions; Nonlinear Impact; Mediating Effect; Moderating Effect

(责任编辑:李雅)

金融新质生产力发展水平的统计测度及空间收敛性分析

陈娟^{1,2}, 石雨宣¹, 王思梦¹, 王波¹

(1. 浙江工商大学 统计与数据科学学院, 浙江 杭州 310018;

2. 浙江工商大学 共同富裕统计监测与智能治理实验室, 浙江 杭州 310018)

摘要: 在全球数字经济加速融合以及绿色转型的大背景下, 金融新质生产力作为技术革新与制度优化的核心驱动力量, 正逐渐成为推动经济高质量发展的关键要素。基于马克思主义生产力理论, 选取2012—2022年我国30个省份的面板数据, 采用熵权TOPSIS法对金融新质生产力水平进行测算, 并运用基尼系数、核密度估计以及 β 收敛模型, 分析其区域差异和空间收敛性。研究结果显示: 我国金融新质生产力水平呈上升态势; 从区域层面看, 呈现“东部领先、中部居中、西部落后”的格局, 整体差异呈波动下降趋势; 全国及三大地区均存在显著的绝对 β 收敛和条件 β 收敛特征。最后, 提出实行差异化区域金融政策, 构建具有中国特色现代金融体系, 深化金融科技赋能, 优化东部地区金融资源配置等对策建议。

关键词: 金融新质生产力; 熵权TOPSIS法; Dagum基尼系数; β 收敛模型

中图分类号: F832

文献标识码: A

文章编号: 2096-8647(2026)03-0056-08

DOI: 10.13999/j.cnki.tjllsj.2026.03.006

一、引言

2023年10月召开的中央金融工作会议明确指出, 金融是国民经济的血脉, 是国家核心竞争力的重要组成部分, 要加快建设金融强国, 推动我国金融高质量发展, 为以中国式现代化全面推进强国建设、民族复兴伟业提供有力支撑。党的二十届四中全会进一步强调要“加快建设金融强国”。传统金融供给模式难以满足现代化经济体系建设的要求, 迫切需要变革传统金融行业的运行模式和生产力发展路径。随着信息技术的快速发展, 尤其是人工智能、区块链等技术在金融领域的广泛应用, 金融新质生产力应运而生。它借助技术手段改变了金融产品和服务的生产、分配和消费方式, 显著提升了金融服务的效率、安全性和可达性。加快发展金融新质生产力旨在解决金融在资源配置中存在属性错配、领域错配和阶段错配等问题^[1], 以提升金融资源配置效率。因此, 厘清金融新质生产力的内涵特征,

进一步构建符合实际、科学合理的金融新质生产力综合评价指标体系, 并探究金融新质生产力水平的区域差异和空间演进特征, 具有重要的学术价值和现实意义。

当前, 国内外学者针对金融新质生产力的研究主要聚焦于金融新质生产力的内涵、测度等领域。从内涵层面看, 金融新质生产力是新质生产力在金融领域的具体延伸与深化, 其形成与发展标志着金融业正逐步步入以科技创新为驱动力的全新发展阶段(张壹帆和陆岷峰, 2024)^[2]。这一概念不仅涉及传统金融机构运营模式的创新与转型, 更体现为金融体系在资源配置效率方面的提升与优化, 推动金融生态的变革, 助力高质量发展。金融新质生产力具备高科技、高效能、高质量的特征, 通过深度融合人工智能、大数据、区块链等前沿技术, 改变金融机构及银行业的运营模式与服务方式, 推动金融服务向智能化、精准化和普惠化方向

基金项目: 浙江省统计局重点研究课题“金融新质生产力测算、区域差异及收敛性研究”(25TJZZ09); 浙江省登峰学科(浙江工商大学统计学)、浙江工商大学研究生科研创新基金项目“金融新质生产力赋能区域创新: 作用机制与空间溢出效应”(YBXM2025014)。

作者简介: 陈娟, 女, 博士, 副教授, 研究方向为非参数统计、应用统计; 石雨宣, 男, 硕士研究生, 研究方向为应用统计; 王思梦, 女, 硕士研究生, 研究方向为经济统计; 王波, 男, 硕士研究生, 研究方向为经济统计。

演进,进而为实体经济高质量发展提供支持(欧阳日辉和李晓壮,2024;陆岷峰,2024)^[3-4]。从测度层面看,金融新质生产力概念提出时间较短,目前仍处于初步探索阶段,主要聚焦于以下两个方面:一是基于劳动三要素构建金融新质生产力指标体系。以面板数据为基础,从劳动三要素视角出发,运用熵权法构建金融新质生产力指标体系(宋超和徐艳玲,2024;蒲甘霖,2024;李娜,2025;宿桂红和常春水,2025;孙兴昌,2025)^[5-9]。二是基于机器学习方法构建指标体系。借助机器学习算法(Word2vec、LDA 主题模型)捕捉银行专利文本语义及 IPC 信息,以专利技术广度和专利技术深度两大特征作为权重,测算金融新质生产力指数(陈东晖和章一帆,2025)^[10]。

总体而言,既有研究已取得一定成果,为本文提供了研究基础,但仍存在如下不足:其一,虽有学者从理论维度剖析了金融新质生产力的内涵与特征,但相关实证分析较为匮乏;其二,少数研究虽构建了指标体系以测度金融新质生产力水平,但大多以金融新质生产力作为自变量,探究其对某一事物的影响,对金融新质生产力本身的深入分析不足,尤其是运用基尼系数法、

核密度估计等方法对金融新质生产力的差异性及其影响因素展开深入研究的文献相对较少。在此背景下,本文选取 2012—2022 年我国 30 个省份的面板数据,构建金融新质生产力综合评价体系,综合运用核密度估计、基尼系数以及 β 收敛模型等方法,剖析我国及三大地区金融新质生产力的时空演变特征、区域差异和空间收敛性,并挖掘区域差异背后的深层次原因,旨在为推动金融高质量发展提供理论支撑和实证依据。

二、研究设计

(一)指标体系构建

当前,学术界针对新质生产力的内涵与外延已开展了较为深入的研究,然而围绕金融领域的新质生产力研究尚处于起步阶段。目前,有关新质生产力的研究尚未构建起统一框架,但多数研究成果均基于劳动者、劳动对象和劳动资料进行拓展(韩文龙等,2024;梁文明和李娜,2024;吴旭晓,2025)^[11-13],并构建综合指标体系进行测度。本文在借鉴现有研究的基础上构建金融新质生产力综合评价指标体系,并运用熵权 TOPSIS 法对各省份金融新质生产力水平进行测度。指标体系及相关权重如表 1 所示。

表 1 金融新质生产力综合评价指标体系

	维度	一级指标	二级指标	指标测算	权重
金融新质生产力	劳动者	金融劳动者数量	金融从业人员比重	金融业城镇单位就业人员占城镇单位就业人口比例	0.0595
			金融业 R&D 人员数	省级 R&D 人员全时当量×(全国金融业 R&D 人员全时当量/全国 R&D 人员全时当量)	0.0576
		金融劳动者质量	金融相关专业硕士比重	金融相关专业硕士毕业生数/金融业城镇单位就业人员	0.0627
			金融业人均产值	金融业增加值/金融业从业人员数	0.0639
			金融业人均收入水平	金融业从业人员平均工资	0.0621
		劳动资料	传统基础设施	银行业金融机构营业网点数	0.0568
				金融业固定资产投资	0.0581
			金融科技基础设施	数字普惠金融覆盖广度指数	0.0631
				人均互联网宽带接入端口数	0.0624
	劳动对象	无形金融劳动资料	金融业专利申请授权数	各省份专利申请授权数×(全国金融业 R&D 人员全时当量/全国 R&D 人员全时当量)	0.0641
			金融业技术市场成交总额	各省份技术市场成交额×(金融业总产值/地区 GDP)	0.0771
		金融产业	证券行业金融科技	股票市值总价	0.0666
				Ln(1+金融科技企业数量)	0.0585
			科技金融业务	孵化基金总额	0.0725
				数字普惠金融数字化程度	0.0635
		金融业务	绿色金融业务	六大高能耗行业利息支出/工业总利息	0.0516

(二)研究方法

1. 熵权 TOPSIS 法

熵权 TOPSIS 法融合了熵权法与 TOPSIS 法的优势,既能够基于数据特征客观地确定权重,又能够借助

理想解排序精准地反映评价对象的相对优劣程度。其具体步骤如下:

首先,运用熵权法确定各评价指标的权重。假设金融新质生产力综合评价指标体系涵盖 n 个指标, m 个

省份,由此构成原始数据矩阵 $X=(x_{ij})_{m \times n}$ 。为消除量纲差异,采用极差标准化法对原始数据加以处理,得到标准化矩阵 $R=(r_{ij})_{m \times n}$ 。设定第 j 个指标的信息熵值为 E_j :

$$E_j = -\frac{1}{\ln m} \sum_{i=1}^m p_{ij} \ln p_{ij} \quad (1)$$

$$p_{ij} = \frac{r_{ij}}{\sum_{i=1}^m r_{ij}} \quad (2)$$

其中, r_{ij} 表示第 i 省份第 j 指标标准化后的值。

在信息熵的基础上,计算第 j 个指标的权重 W_j :

$$W_j = \frac{1 - E_j}{\sum_{j=1}^n (1 - E_j)}, \quad 0 \leq W_j \leq 1 \quad (3)$$

其次,利用上述权重构建加权规范化矩阵 $V=(v_{ij})_{m \times n}$,其中 $v_{ij}=w_j \times r_{ij}$ 。假定正理想解 A^+ 与负理想解 A^- ,分别由各指标在加权矩阵中的最优值和最劣值组成,公式如下:

$$A^- = (\min v_{i,1}, \min v_{i,2}, \dots, \min v_{i,n}) = (v_1^-, v_2^-, \dots, v_n^-), \quad 0 < i \leq m \quad (4)$$

$$A^+ = (\max v_{i,1}, \max v_{i,2}, \dots, \max v_{i,n}) = (v_1^+, v_2^+, \dots, v_n^+), \quad 0 < i \leq m \quad (5)$$

最后,分别计算各省份到正、负理想解的欧氏距离 D_i^+ 、 D_i^- 以及相对贴近度 C_i 。

$$D_i^+ = \sqrt{\sum_{j=1}^n (v_{ij} - v_j^+)^2} \quad (6)$$

$$D_i^- = \sqrt{\sum_{j=1}^n (v_{ij} - v_j^-)^2} \quad (7)$$

$$C_i = \frac{D_i^-}{D_i^+ + D_i^-}, \quad 0 \leq C_i \leq 1 \quad (8)$$

其中, C_i 越大,表明该评价对象的综合表现越好,即越趋近于正理想解,同时越偏离负理想解。

2. Dagum 基尼系数

为量化金融新质生产力的区域不均衡程度,本文引入 Dagum 基尼系数法(Dagum, 1997)^[14],并借助子群分解方法,将总体差异拆解为区域内差异、区域间差异以及超变密度。假设 n 个省份被划分为 k 个区域,其中,区域 $j(h)$ 内的省份数记为 $n_j(n_h)$,全国金融新质生产力均值为 $\bar{y}$,第 $j(h)$ 区域第 $i(r)$ 省份的金融新质生产力记为 $y_{ji}(y_{hr})$ 。总体基尼系数 G 的计算及其分解公式如下:

$$G = \frac{\sum_{j=1}^k \sum_{h=1}^k \sum_{i=1}^{n_j} \sum_{r=1}^{n_h} |y_{ji} - y_{hr}|}{2n^2 \bar{y}} \quad (9)$$

$$G = G_w + G_{nb} + G_t \quad (10)$$

其中, G_w 表示区域内差异, G_{nb} 表示区域间差异, G_t 表示超变密度。

3. β 收敛模型

本文立足区域协同发展视角,鉴于地区间金融新质生产力存在相互关联性,以邻接空间权重矩阵为基础,分别借助空间自回归模型(SAR)、空间误差模型(SEM)以及空间杜宾模型(SDM)对传统收敛模型予以拓展,旨在检验金融新质生产力是否具备空间 β 收敛特征。模型设定如下:

$$\ln \left(\frac{y_{i,t+1}}{y_{i,t}} \right) = \beta \ln(y_{i,t}) + \rho w_i' \ln \left(\frac{y_{i,t+1}}{y_{i,t}} \right) + \lambda \text{control}'_i + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

$$\ln \left(\frac{y_{i,t+1}}{y_{i,t}} \right) = \beta \ln(y_{i,t}) + \lambda \text{control}'_i + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

$$\ln \left(\frac{y_{i,t+1}}{y_{i,t}} \right) = \beta \ln(y_{i,t}) + \rho w_i' \ln \left(\frac{y_{i,t+1}}{y_{i,t}} \right) + \varphi w_i' \ln(y_{i,t}) + \lambda \text{control}'_i + \theta w_i' \text{control}'_i + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

其中, $y_{i,t+1}$ 和 $y_{i,t}$ 分别表示 i 省份在 $t+1$ 和 t 期的金融新质生产力发展水平; β 为收敛系数,若 β 显著小于零,则表明存在 β 收敛; control_i 为一系列控制变量; μ_i 和 η_t 分别控制个体效应与时间效应; ε_{it} 为随机误差项; w_i 为空间权重矩阵的第 i 行; ρ 为空间滞后项系数,反映邻近地区金融新质生产力增长率对本地区的影响; φ 为金融新质生产力的空间滞后系数,反映邻近地区金融新质生产力的影响; δ 为空间误差系数,表示邻近地区随机扰动项对本地区扰动项的空间传导效应。

(三) 数据来源

考虑到数据可得性与连续性,本文选择2012—2022年我国30个省份(不含西藏和港澳台)的样本数据展开研究。指标数据来源于国家统计局网站、中国经济社会大数据研究平台、中国研究数据服务平台、国泰安数据库、EPS数据平台、同花顺iFinD金融数据库、北大数字普惠指数(郭峰等,2020)^[15]等。缺失数据采取线性样条插值法补齐。此外,为便于进行区域差异分析,将我国划分为东部、中部与西部三大地区^①。

①东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南;中部地区包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北和湖南;西部地区包括内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏和新疆。

三、实证分析

(一) 测度结果分析

1. 时间演进分析

本文运用熵权TOPSIS法,对2012—2022年我国30个省份的金融新质生产力发展水平展开综合测

度。鉴于篇幅限制,本文选取2012年、2015年、2017年、2019年和2022年作为典型年份,采用核密度估计方法对全国及三大地区的金融新质生产力发展水平的测度结果予以刻画,并描绘其动态演进趋势,结果如图1—图4所示。

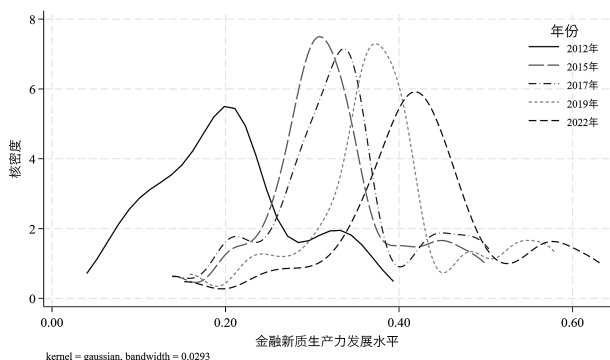


图1 全国金融新质生产力核密度估计图

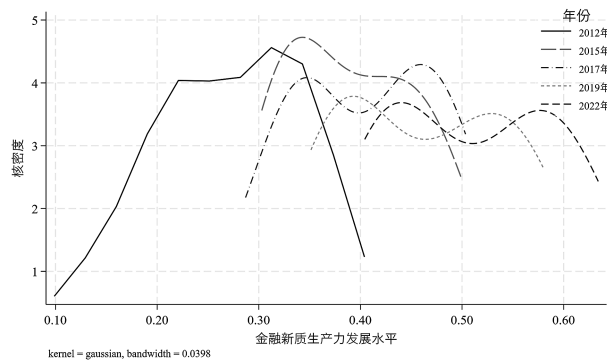


图2 东部地区金融新质生产力核密度估计图

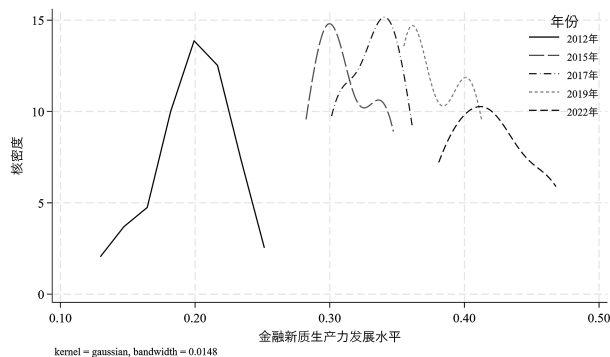


图3 中部地区金融新质生产力核密度估计图

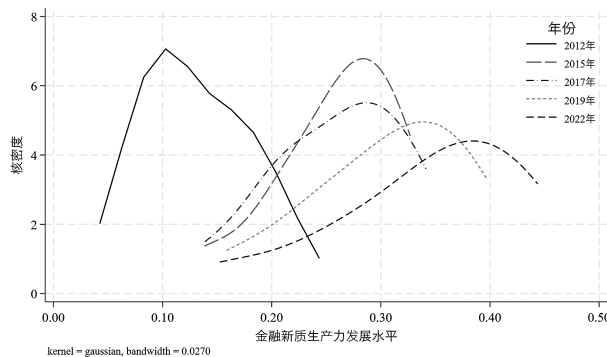


图4 西部地区金融新质生产力核密度估计图

从曲线的分布形态看,全国金融新质生产力发展水平分布曲线的主峰峰值呈现先上升后下降的态势,且右侧拖尾现象显著,这表明区域间差异历经了先缩小再扩大的演变过程。与期初相比,金融新质生产力发展水平的差异有所降低,这意味着金融新质生产力发展水平差异整体呈现缩小的趋势。东部地区和西部地区金融新质生产力发展水平的分布曲线呈现出由“尖锐”向“扁平”转变的态势,曲线宽度呈增加趋势,这说明东部地区和西部地区处于低水平与高水平的省份之间的差距在逐年增大。中部地区金融新质生产力发展水平分布曲线的峰值呈现“上升—下降”的特征,宽度呈现“缩小—扩大”的趋势,这表明中部地区金融新质生产力发展水平的差异表现为“缩小—扩大”的态势。从曲线的极化特征看,全国金融新质生产力发展水平的核密度曲线呈现“双峰—多峰—双峰”的演变态势,这表明存在一定程度的两极分化或多极分化现象;

次峰位置偏右且峰值较低,与主峰差距显著,这意味着中等水平金融新质生产力区域的占比下降,而高水平区域逐渐占据主导地位。东部地区呈现“双峰”特征,表明存在两极分化现象;西部地区呈现“单峰”特征,表明未出现极化现象;中部地区呈现“单峰—双峰—单峰”的演变特征,表明早期具备较弱的极化特征,但随着时间的推移,极化特征正逐渐消失。从曲线的平均水平分析,全国金融新质生产力发展水平的整体均值为0.330,其中东部地区达到0.410,显著领先于中部地区(0.328)和西部地区(0.258),这表明我国金融新质生产力呈现由东向西梯度递减的空间分布格局,东部地区的领先优势较为明显。

2. 省域特征分析

为揭示金融新质生产力的空间分布特征,本文采用K-means聚类分析方法,按照各省份金融新质生产力的平均水平,将其划分为三类,即领先发展型、中等

发展型与潜力培育型,结果如表2所示。具体看,领先发展型省份的金融新质生产力发展水平均高于0.40,包括北京、上海等6个东部省份,表明这些省份的金融新质生产力发展水平具有显著优势,能够对其他区域发挥较强的引领示范作用。中等发展型省份的金融新质生产力发展水平介于0.26—0.40之间,包括天津、河北等19个省份(占比高达63.3%),显示其金融新质生产力发展水平处于中等位置,发展潜力尚未得到充分挖掘,具备较大的提升空间。潜力培育型省份的金融新质生产力发展水平低于0.26,涉及云南、甘肃等5个西部省份。这些地区的金融新质生产力发展水平的制约因素主要体现在两个方面:其一,金融基础设施和制度体系尚不完善;其二,人才集聚效应和创新要素供给能力明显不足。这反映出西部地区在金融生态创新方面仍存在较大短板,亟须通过加强人才引进等措施来突破发展瓶颈。

表2 金融新质生产力发展水平的省域分布情况

类型	东部	中部	西部
领先发展型 ($\bar{Y} \geq 0.40$)	北京、上海、 江苏、浙江、 山东、广东	—	—
中等发展型 ($0.26 \leq \bar{Y} < 0.40$)	天津、海南、 福建、辽宁、 河北	江西、湖北、 黑龙江、河南、 吉林、山西、 安徽、湖南	贵州、陕西、 广西、内蒙古、 重庆、四川
潜力培育型 ($\bar{Y} < 0.26$)	—	—	宁夏、云南、 甘肃、新疆、 青海

(二) 区域差异分析

1. 省域差异分析

基于前文分析,进一步构建 Dagum 基尼系数分解模型,以探究全国金融新质生产力发展水平空间差异的来源,结果如表3所示。结果显示,2012—2022年,我国金融新质生产力发展水平总体基尼系数呈现波动中下降的演变特征。具体表现为,系数从2012年的0.2217降至2022年的0.1299,累计降幅达41.41%,年均递减率为5.21%。从动态变化趋势看,虽然存在短期波动,但是整体呈持续收敛趋势,这表明金融新质生产力发展水平在省际间的差异正逐步缩小。

由表3可知,基于均值分析,三大地区金融新质生产力发展水平的区域内差异呈现出西部地区最高(0.1423)、东部地区次之(0.1033)、中部地区最低

(0.0436)的分布格局,且三者均低于全国整体均值(0.1511),说明总体差异主要源自区域间差异而非区域内差异。从动态趋势看,东部地区、中部地区与西部地区地区的基尼系数总体呈波动下降态势。

三大地区金融新质生产力发展水平的区域间差异如表3所示。基于均值视角,东部地区与西部地区之间的差距最为突出,样本期内均值为0.2397,超过全国整体水平;其次为中部地区与西部地区,均值为0.1381;而东部地区与中部地区之间的差异相对最小,均值仅为0.1274。从时间演变态势看,东部地区与中部地区、东部地区与西部地区、中部地区与西部地区间差异在2012—2015年呈现出急剧下降态势,2015—2022年呈现出缓慢波动下降态势。总体而言,西部地区与东部地区的差距较为显著,且这种差距在短期内难以迅速消除,而中部地区与东部地区、西部地区的差异程度相对较小。金融新质生产力发展水平区域间的不平衡可能会对全国的协调发展造成一定影响,需进一步强化对西部地区金融基础设施的建设以及金融资源的投入,以推动区域间均衡发展。

2. 区域差异来源及其贡献

Dagum 基尼系数的区域差异贡献率情况如表3所示。区域内贡献率衡量特定经济单元内部发展差异对总体不平等的影响程度;区域间贡献率反映了不同地理单元间发展差距在整体差异中的占比情况;超变密度指标反映极端不平等情况。从均值角度分析,区域间差异对总体差异的贡献最为显著,达72.82%;其次为区域内差异,贡献率为23.29%;超变密度贡献则相对有限,仅占3.89%。从时间维度观察演变趋势,区域间差异贡献率波动较为平缓,年平均下降幅度为0.27%;区域内差异贡献率整体在波动中缓慢上升,年均增长1.17%;超变密度的贡献率同样在波动中逐步减小,年均降幅为1.56%。综上所述,总体差异主要源自区域间差异,且其贡献水平保持相对稳定。超变密度贡献率在观察期内呈波动递减趋势,这一变化反映出极端不平等程度正逐步得到改善,这与总体基尼系数整体呈下降趋势相契合,二者共同印证了我国金融新质生产力发展水平正朝着更为均衡的方向发展。

(三) 收敛性分析

1. 绝对 β 收敛分析

绝对 β 收敛的回归模型估计结果见表4。结果表明,全国及三大地区 β 收敛模型中 β 系数通过1%

表3 Dagum基尼系数差异及分解结果

年份	总体	区域内			区域间			贡献率(%)		
		东部	中部	西部	东-中	东-西	中-西	区域内差异	区域间差异	超变密度
2012	0.2217	0.1417	0.0730	0.1990	0.1823	0.3553	0.2215	21.85	72.95	5.21
2013	0.1880	0.1104	0.0649	0.1712	0.1591	0.3041	0.1813	21.36	74.18	4.46
2014	0.1713	0.1115	0.0598	0.1504	0.1446	0.2755	0.1590	22.26	74.37	3.37
2015	0.1302	0.0932	0.0394	0.1147	0.1187	0.2057	0.1069	23.32	73.55	3.13
2016	0.1423	0.0991	0.0324	0.1385	0.1159	0.2278	0.1307	23.26	73.54	3.20
2017	0.1391	0.0973	0.0348	0.1296	0.1140	0.2221	0.1294	23.05	73.13	3.82
2018	0.1337	0.0945	0.0431	0.1256	0.1150	0.2084	0.1192	23.86	71.79	4.35
2019	0.1327	0.0969	0.0316	0.1284	0.1099	0.2095	0.1192	23.90	72.38	3.72
2020	0.1354	0.0997	0.0278	0.1357	0.1152	0.2127	0.1165	24.21	72.34	3.46
2021	0.1381	0.1038	0.0325	0.1363	0.1201	0.2150	0.1163	24.52	71.79	3.69
2022	0.1299	0.0887	0.0406	0.1358	0.1071	0.2012	0.1185	24.54	71.01	4.45
均值	0.1511	0.1033	0.0436	0.1423	0.1274	0.2397	0.1381	23.29	72.82	3.89

的显著性检验,分别为-0.2678及-0.0877、-0.1294、-0.1551。上述结果表明,金融新质生产力发展水平相对较低的省份增长速率高于较高省份,有望随时间演进逐步收敛至同一稳态水平。在此基础上,进一步测算收敛速度 v 及相应的半衰期 τ 。从全国整体看,收敛速度为0.0312;分区域看,西部、中部和东部地区的收敛速度依次递减,分别为0.0169、0.0139和0.0092。其中,西部地区表现出最快的收敛速度以及最短的半衰期,东部地区则呈现收敛速度最缓、半衰期最长的特点。从空间自回归系数角度分析,全国、东部地区和西部地区存在被解释变量的空间滞后现象,而中部地区不存在空间效应。

表4 全国及三大地区的绝对 β 收敛

	全国 SAR	东部 SAR	中部 OLS	西部 SAR
β	-0.2678*** (0.0389)	-0.0877*** (0.0225)	-0.1294*** (0.0228)	-0.1551*** (0.0450)
ρ	0.1673** (0.0692)	0.3921*** (0.0767)		-0.2276* (0.1325)
ν	0.0312	0.0092	0.0139	0.0169
τ	22.2375	75.5174	50.0205	41.1273
固定效应	是	是	是	是
R ²	0.2528	0.2009	0.3125	0.2911

注:括号内的数值为标准差,*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著。下表同。

2. 条件 β 收敛分析

为规避模型实证结果可能存在的“伪相关”问题,本文选取科技创新能力、政府干预程度、经济发展水平、产业升级以及分配公平程度^{①②}作为收敛模型的控制变量,进一步探究金融新质生产力发展水平在各控制变量作用下的条件收敛状况,结果如表5所示。研究结果显示:全国及三大地区的收敛系数 β 均在1%的水平上显著,分别为-0.3328及-0.7343、-0.5397、-0.1745。表明在综合考量各控制变量代表的社会经济因素后,全国及三大地区的金融新质生产力发展水平向各自稳态水平收敛的趋势依旧存在。相较于绝对 β 收敛,全国及三大地区条件 β 收敛的速度均有所提升。其中,东部地区条件 β 收敛速度提升最为显著,从0.0092提升至0.1325;其次为中部地区,从0.0139提升至0.0776;西部地区提升最慢,从0.0169提升至0.0192。同时,各地区的半生命周期均大幅缩短,东部地区降至5.2298,中部地区降至8.9337,西部地区降至36.1455。

全国及三大地区的空间效应呈现明显差异,相较于绝对 β 收敛分析,有些地区的空间效应出现了相应变动。全国与西部地区的空间效应类型未发生改变, ρ 或 δ 在1%的显著性水平下呈正向相关。不过,与绝对 β 收敛相比,西部地区的空间自回归系数由负转正。东部地区的空间相关形式从空间自回归模型(SAR)转变为普通最小二乘法(OLS)。全国和西部地区存在空间滞后现象,而东部地区 and 中部地区不存在空间效应。

①科技创新衡量指标:区域综合创新指数,来源于中国创新创业管理研究中心编制的《中国区域创新能力评估报告》。政府干预程度衡量指标:政府一般公共预算支出/GDP。经济发展水平衡量指标:人均GDP取自然对。产业升级衡量指标: $HI_{it}=\sum_{n=1}^3y_{nit}\times n,n=1,2,3$,其中 y_{nit} 表示 i 省份在 t 时期第 n 产业增加值占地区增加值的比重。分配公平程度衡量指标:城乡居民可支配收入比。

此外,在条件 β 收敛分析中加入控制变量后,所有模型的 R^2 均有显著提升,全国由0.2528提升至0.2692,东部地区由0.2009提升至0.7057,中部地区由0.3125提升至0.8021,西部地区由0.2911提升至0.4565,这表明控制变量的选取具有必要性和科学性。

表5 全国及三大地区的条件 β 收敛

	全国 SAR	东部 OLS	中部 OLS	西部 SAR
β	-0.3328*** (0.0410)	-0.7343*** (0.1045)	-0.5397*** (0.1310)	-0.1745*** (0.0420)
ρ 或 δ	0.1678** (0.0681)			0.7020*** (0.0462)
控制变量	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是
ν	0.0405	0.1325	0.0776	0.0192
τ	17.1289	5.2298	8.9337	36.1455
R^2	0.2692	0.7057	0.8021	0.4565

四、结论与建议

(一)研究结论

本文首先从劳动者、劳动对象、劳动资料三个维度构建综合评价指标体系,运用熵权TOPSIS法对我国各省份金融新质生产力发展水平进行测度;其次,借助基尼系数和核密度估计方法,衡量金融新质生产力发展水平的地区差异和差异构成,并刻画其动态演进态势;最后,利用空间收敛模型系统识别全国及三大地区金融新质生产力发展水平的收敛特性。研究结论如下:

第一,在样本期内,我国金融新质生产力发展水平呈波动上升态势。北京、江苏、广东、浙江以及上海等地,依托完善的数字基础设施等优势条件,其金融新质生产力发展水平位居全国前列。与之形成对比的是,云南、甘肃、青海、宁夏、新疆等区域,因地理位置偏远、产业结构单一、经济基础薄弱等因素,金融新质生产力发展水平较低。基于核密度估计结果,全国及三大地区的金融新质生产力发展水平整体呈稳步上升趋势,但各区域的具体表现存在较大差异。全国和东部地区存在两极分化现象;中部地区在研究初期未出现两极分化现象,随时间推移出现较弱的两极分化现象,在研究末期呈现明显的“单峰”特征;西部地区未出现极化现象。

第二,我国金融新质生产力发展水平的整体差异呈波动下降态势,区域内差异呈现“西部较高、东部次之、中部最低”的特征,三大地区基尼系数均值均低于全国平均水平。同时,东部与西部之间的差异最为显著,中部与西部的差异次之,东部与中部发展水平的差

异最小。在金融新质生产力发展水平的区域差异中,区域间差异贡献率占据主导地位,区域内差异贡献率次之,超密度贡献率的影响相对有限。

第三,我国及三大地区均呈现显著的绝对 β 收敛与条件 β 收敛特征。绝对 β 收敛速度由高至低依次为全国、西部地区、中部地区、东部地区;全国、东部地区和西部地区的被解释变量表现出空间滞后特征,相比之下,中部地区则未表现出空间效应。相较于绝对 β 收敛,全国及三大地区条件 β 收敛的速度均有所提升,其中东部地区的提升幅度最大,其次为中部地区,西部地区的提升幅度最小。同时,各地区的半生命周期也大幅缩短;仅西部地区及全国呈现空间滞后特征,而东部地区 and 中部地区则未呈现显著的空间效应;与绝对 β 收敛模型相比,所有条件收敛模型的 R^2 均得到显著改善,验证了本文控制变量选取的合理性。

(二)政策建议

基于上述结果,提出以下政策建议:

第一,实行差异化区域金融政策。东部地区应发挥金融新质生产力的水平引领效能,激励金融与科技深度融合,扶持跨境金融、数字金融开展创新试点,打造国际金融科技创新的前沿高地。借助跨区域合作机制,引导资本、技术以及管理经验向中西部地区扩散。中西部地区需聚焦基础设施与产业结构的短板问题,加大中央财政与政策性金融的支持力度,充分发挥新型政策性金融工具的作用,探寻契合本地资源禀赋的特色金融模式。针对西部地区金融机构相对薄弱这一状况,可通过兼并重组、数字化转型等途径增强其服务本地实体经济的能力。

第二,秉持创新驱动理念,构建中国特色现代金融体系。于北京、上海、粤港澳大湾区等科技创新中心,积极推动创业投资、科技保险、知识产权质押融资等金融业态的发展。激励金融机构设立科技金融专门经营部门,健全针对科技创新全生命周期的金融服务链条。研发适配人工智能、生物制造等战略性新兴产业的风险评估模型与金融产品,完善人工智能治理工作,防范相关金融风险。

第三,深化金融科技赋能,筑牢金融新质生产力根基。加速中西部数字金融基础设施建设进程,依托国家“东数西算”等重大工程,着重支持中西部地区合理布局边缘计算节点与金融云平台,推动5G、物联网与金融业务场景的深度融合。普及低成本、易操作的智能终端及移动支付工具,构建覆盖县域的特色农业、绿色产业数

字征信体系,以降低金融服务的准入门槛与运营成本。

第四,优化东部地区金融资源配置。东部地区金融新质生产力发展水平位居前列,但区域内部呈现两极分化态势。应在秉持审慎监管原则的基础上,对服务于科技创新、绿色转型、中小微企业以及省内相对欠发达地区的金融业务给予适度激励。在有效防范风险的前提下,鼓励金融机构在省内优化网点布局与业务结构,避免过度同质化竞争。支持设立面向特定区域或产业的金融子公司或专营部门,以实现金融资源与地方发展需求的精准适配。◆

参考文献:

- [1]唐松,伍旭川,祝佳.数字金融与企业技术创新:结构特征、机制识别与金融监管下的效应差异[J].管理世界,2020,36(5):52-66.
- [2]张壹帆,陆岷峰.数字金融对金融新质生产力提升的作用机制研究[J].河南社会科学,2024,32(5):74-84.
- [3]欧阳日辉,李晓壮.金融新质生产力促进金融高质量发展:动能—业态—生态分析框架与实现路径[J].西安交通大学学报(社会科学版),2024,44(5):1-14.
- [4]陆岷峰.金融强国与金融新质生产力:构建以数智化驱动的金融高质量发展新生态[J].中国流通经济,2024,38(5):18-27.
- [5]宋超,徐艳玲.金融新质生产力对共同富裕的影响效应及作

用机制[J].技术经济与管理研究,2024(12):141-146.

- [6]蒲甘霖.金融新质生产力、知识产权保护与企业技术创新能力[J].新疆社会科学,2024(6):65-77.
- [7]李娜.数字金融新质生产力对碳福利绩效的影响[J].技术经济与管理研究,2025(1):113-118.
- [8]宿桂红,常春水.金融新质生产力、颠覆式技术创新与全球价值链嵌入[J].统计与决策,2025,41(9):29-34.
- [9]孙兴昌.金融新质生产力、数实融合与中国式现代化[J].企业经济,2025,44(4):140-150.
- [10]陈东晖,章一帆.金融新质生产力能否实现企业绿色发展[J].财经科学,2025(1):44-61.
- [11]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.
- [12]梁文明,李娜.数据要素集聚赋能数字新质生产力研究[J].统计与信息论坛,2024,39(10):13-23.
- [13]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.
- [14]Dagum C.A New Approach to the Decomposition of the Gini Income Inequality Ratio[J].Empirical Economics, 1997, 22(4):515-531.
- [15]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.
- [16]潘文卿.中国区域经济差异与收敛[J].中国社会科学,2010(1):72-84.

Research on the Statistical Measurement and Spatial Convergence of the Development Level of New Quality Productivity in Finance

Chen Juan, Shi Yuxuan, Wang Simeng, Wang Bo

Abstract: Against the backdrop of the accelerated integration of the global digital economy and the green transformation, the new quality productivity of finance, as the core driving force of technological innovation and institutional optimization, is gradually becoming a key element in promoting high-quality economic development. Based on Marx's theory of the three factors of labor, this paper selects panel data from 30 provinces in China from 2012 to 2022, uses the entropy weight TOPSIS method to measure the new quality productivity of finance, and employs the Gini coefficient, kernel density estimation, and β -convergence model to analyze its regional differences and spatial convergence. The research results show that the level of China's new quality productivity of finance is on the rise; from a regional perspective, it presents a pattern of "the east leading, the middle in the middle, and the west lagging behind", with overall differences showing a fluctuating downward trend; both the whole country and the three major regions exhibit significant absolute convergence and conditional convergence characteristics. Finally, the paper proposes countermeasures and suggestions such as implementing differentiated regional financial policies, building a modern financial system with Chinese characteristics, deepening the empowerment of finance by technology, and optimizing the allocation of financial resources in the eastern region.

Key words: New Quality Productivity of Finance; Entropy Weight TOPSIS Method; Dagum Gini Coefficient; β -convergence Model

(责任编辑:杨扬)

人工智能赋能政府统计调查的实践与思考

王佳¹, 姚望华¹, 钟小明²

(1. 江西财经大学 统计与数据科学学院, 江西 南昌 330013;

2. 赣南师范大学 中国共产党革命精神与文化资源研究中心, 江西 赣州 341000)

摘要:近年来,人工智能(AI)技术逐步嵌入政府统计调查的各个环节,在数据采集、数据处理、趋势分析以及结果服务等方面展现出明显优势,但同时存在一些问题:多源异构数据融合与理论适配面临挑战、算法“黑箱”特性与数据源固有偏差带来质量隐患、统计“供给侧”与业务需求存在结构性错配、数据治理实践与法规体系滞后性存在现实冲突等。基于上述现实困境,从数据治理框架构建、算法可解释性提升、人机协同机制流程设计以及法规体系完善四个方面提出优化路径,以期统计调查体系改革提供有效支撑。

关键词:人工智能;统计调查;大数据;数据治理;统计现代化

中图分类号:C829.2;TP18

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2026)03-0064-10

DOI:10.13999/j.cnki.tjllsj.2026.03.007

一、引言

数据是数字经济时代的核心生产要素,也是国家治理的重要依据。新一轮科技革命和产业变革的浪潮,正将人类社会推向以数字化转型为核心的新时代(许宪春等,2021)^[1]。政府统计调查作为官方统计数据生产的源头与基石,是支撑国家治理体系和治理能力现代化的“信息神经中枢”。长期以来,我国建立的以周期性普查为基础、经常性抽样调查为主体的统计调查体系,为监测经济社会运行提供了坚实的数据支撑。然而,在数字化时代下,传统工业经济时代形成的统计模式,正面临突破运行瓶颈与把握转型机遇的双重任务。

长期以来,我国政府统计调查体系主要依托周期性普查与经常性抽样调查(陈光慧和刘建平,2018)^[2]。随着数字经济和“新经济”形态的崛起(许宪春,2016)^[3],社会经济活动日益复杂化、线上化与实时化,传统调查模式在供给侧呈现出一系列结构性问题。例如,供给结构失衡以及调查内容更新滞后,难以有效测

度新兴产业、新业态和新商业模式(林勇,2019)^[4];数据质量瓶颈和调查回复率持续下降,也已成为全球性政府统计难题(Abraham,2022)^[5];时效性与成本效益日益突出的矛盾,使传统调查方法难以满足宏观决策对高频、精细化数据的迫切需求。针对这些问题,推进统计现代化改革,构建一个适应数字经济时代要求的现代化统计调查体系,已成为全球统计机构的共同议程(李金昌,2018;赵彦云,2021)^[6-7]。

当前,AI逐渐被引入政府统计调查实践,改变了数据获取以及处理方式。自动化爬虫、传感器网络以及遥感影像识别等AI技术已被应用于统计实践,显著提高了数据获取的时效性,并扩大数据的覆盖范围。随着相关技术的应用,统计数据来源形式更加多样,除了传统的问卷调查数据,行政记录、互联网平台数据以及各类传感器信息等多种形式的的数据资源也被纳入其中(邵凌楠等,2020)^[8]。数据处理的过程中,非结构化数据的整理、分类与匹配也应用了机器学习方法,能够节省人工干预成本,并提高处理效率。AI技术的引入

基金项目:国家社会科学基金重大项目“中央苏区时期调查统计史料收集、整理与研究”(22&ZD238)。

作者简介:王佳,女,博士,讲师,研究方向为经济统计;姚望华,男,博士研究生,研究方向为经济统计;钟小明,男,博士,教授,博士生导师,研究方向为中共党史党建。

也影响了现有统计调查的流程,分析和推断工作能够处理更大规模、高复杂度的数据,如深度学习等算法对复杂关系的刻画和辅助预测方面效果较好,但目前其结果仍需结合统计理论和实践经验谨慎对待。

梳理相关文献可以发现,关于大数据与AI技术在推动统计体系演进方面的积极作用,学界已形成较为一致的认识。但从研究展开的层次看,既有成果多停留在总体影响或趋势层面的讨论(许宪春,2024;赵彦云和周芳,2014)^[9-10],或侧重考察某一具体技术在统计调查某个环节中的应用效果(黄恒君,2019;洪永森和汪寿阳,2021)^[11-12]。相比之下,AI如何嵌入统计调查的完整业务链条,以及由此带来的方法选择分歧与制度适配问题,尚未得到系统梳理和深入分析。因此,本文以统计调查的全流程运作为分析起点,对AI在不同环节中的应用方式、实践中暴露的现实约束及潜在改进路径展开讨论,尝试构建一套面向数字化转型要求、能够回应统计实践中具体问题的分析框架,为统计现代化的稳步推进提供理论依据和实践参考。

二、AI在政府统计调查中的应用现状

AI已逐步应用到统计数据获取、处理、分析以及

结果服务等多个业务环节。为便于后文讨论,有必要对本文所指的“AI赋能”作出基本说明。既有研究已阐明,数字化转型进程中,统计现代化不是单一技术的替换,还需要多维度要素相互配合,协同发力。在前述讨论基础上,本文将“AI赋能”理解为AI技术在统计调查中的实际嵌入过程,具体表现为算法工具的落地引入,贯穿于资源配置方式、制度设计以及业务流程的优化调整。这一过程依托机器学习、深度学习等方法在数据处理与分析环节中的应用,同时受到算力支撑能力、信息基础设施水平等外部条件的现实约束。进一步而言,数据治理规则与既有业务流程之间的协调程度,将决定相关技术能否在统计实践中实现平稳嵌入并保持持续运转(赵彦云,2021;李金昌和李晶,2024)^[7,13]。为便于对AI在不同业务场景中的应用差异进行比较,本文尝试从算法技术、算力基础设施、数据治理机制、业务流程再造等维度对AI赋能效果进行初步描述(见表1)。在此界定框架下,后文将结合统计调查的具体业务流程,分析AI在数据采集、处理、分析与发布过程中的应用实践及其影响。

表1 AI在统计调查中的应用场景与效能分析框架

维度	子系统	测度指标	数据来源/说明
算法技术	模型性能	预测准确率、召回率、均方根误差(RMSE)	模型评估报告、交叉验证结果
	模型复杂度	参数量、模型推理延迟、训练耗时	代码审计、性能测试报告
	模型可解释性	可解释性评分、黑箱透明度等级	可解释性工具输出、专家评估
算力基础设施	计算资源	GPU/CPU核心小时数、云服务成本占比	云平台账单、资源监控日志
	存储与网络	数据存储容量(TB)、数据传输速率	基础设施监控系统
数据治理机制	数据质量管控	数据完整率、一致性率、准确性率	数据质量监控日志、质控系统评估报告
	元数据管理	元数据完整率、标准化率、更新频率	元数据管理系统日志
	数据安全与合规	数据脱敏率、隐私合规审计通过率	安全日志、合规检查报告
业务流程再造	业务自动化	自动化处理率、人工干预频次	业务系统运行日志、RPA机器人日志
	人机协同程度	人机协同任务占比、协同效率评分	任务分配系统数据、专家评估
	制度创新	跨部门数据共享协议签署数、政策更新数	政策文件、合作协议存档

资料来源:作者根据现有文献整理而得。

(一)数据采集阶段的应用探索

传统政府统计的数据获取主要依赖普查、统计报表和抽样调查等方式,所获取的数据通常在调查设计阶段即被预先设定,其优势在于口径统一、流程规范。在数字经济背景下,这一模式在运行成本、数据更新频率以及应对复杂经济活动方面,逐渐暴露出适应性问题。例如,调查成本偏高、基层填报负担较重以及数据发布时间相对滞后,已成为多国统计系统面临的挑战;调查问卷回收率较低,也一定程度上削弱了传

统统计调查的可持续性。

AI和大数据技术的引入为政府统计拓展了数据获取的路径,数据不再完全依赖抽样调查,也可以依托既有的信息系统和市场运行过程中自然积淀的数据资源,这种新的数据获取方式是对某些领域数据获取路径的良好补充。以价格统计领域为例,传统的消费价格指数(CPI)编制所需的数据主要由调查员通过线下采集获取,随着AI技术的成熟,一些统计机构开始利用网络爬虫、应用程序接口等技术,从电商平台和行业

网站中定期抓取商品价格及相关信息,有效压缩了数据获取的时间成本,同时提升了采集频率,为探索更高频率的价格动态监测提供了技术支撑。

学术界对AI技术的应用也开展了诸多探索实践,例如,清华大学根据电商平台商品价格构建的iCPI指数可以反映线上价格波动趋势,为官方统计提供参考。不过,该类指数在样本覆盖和代表性方面仍有局限性,其结果更多作为现有统计指标的补充性参考。除价格数据外,AI技术也应用于空间信息采集领域,通过对遥感影像、无人机图像进行分析,可实现对农作物种植面积及生长状况的动态识别(Yung, 2021)^[14],这种方式和传统实地调查相比,客观性更强、覆盖面更广。

此外,海量的行政记录与商业大数据通过AI的分析可从潜在资源转化为可用数据信息,政府统计的数据供应链因此进一步扩展和延伸。在新的数据生态中,政府统计部门不再是唯一的数据生产者,而是转变为数据供应链上的核心协调者与整合者。AI技术能够高效处理和链接来自工商、税务、海关、社保等部门的行政管理记录,通过数据清洗、实体识别和标准化转换,形成高质量、高价值的统计登记库,构成现代化统计调查体系的基石(陈光慧,2016)^[15]。同时,源自私营部门商业活动的“原生数字化”数据,如零售商的扫描数据、金融机构的银行卡交易数据、电信运营商的手机信令数据等,也成为政府统计数据的重要补充。这些数据体量巨大,能够提供比传统调查更为及时和细化

的经济活动信息,已被用于优化GDP早期估算、编制地区零售额月度指数、动态监测人口流动等工作(黄恒君,2019;许宪春,2017)^[11,16]。

结构化数据是传统统计分析的最主要数据来源,自然语言处理等技术手段的应用改变了这一现状,海量非结构化信息也能够加以量化分析,为决策提供参考。政府公文、企业年报以及新闻报道,以及社交媒体上的讨论等信息,都有助于理解经济社会现象。例如,社交媒体、财经新闻中关于投资的讨论可以为经济活动观测增加新的视角,通过传统人工方式提取这些信息,成本较高、效率较低,且有一定主观性,容易影响数据质量。近年来,统计工作尝试引入智能化处理方法,对文本进行主题识别和关键词提取,部分研究进一步探索情感倾向分析,这类方法可以将非结构化信息以指标形式整理出来,为数据分析提供新的切入点,但目前这类技术的应用仍需要人工校验与判断。以部分指标的构建为例,已有研究通过分析财经新闻和社交媒体文本构建了“经济政策不确定性指数”等指标,用于预测宏观经济波动,这对分析金融市场趋势具有参考价值,但同时存在样本覆盖不全、指标代表性不强等局限性。

政府统计中的数据采集方式在引入AI技术后发生了重大变化,为了更清晰地展现这种变化的广度与深度,以下将传统统计调查与AI赋能下的三种典型数据采集模式的核心属性进行对比(见表2),以便更直观地观察。

表2 传统统计调查与AI赋能的统计数据采集方法对比

属性	传统统计调查	AI赋能: 遥感与计算机视觉	AI赋能: 网络数据抓取	AI赋能: 自然语言处理
数据来源	问卷、台账	卫星/无人机影像	电商网站、API接口	社交媒体、新闻、政策报告
采集方法	人工填报、实地访谈	自动化图像识别	自动化网络爬虫	自动化文本挖掘
采集频率	周期性(月、季、年)	实时、高频次	实时(日、小时)	实时、连续
数据时效	延迟高	延迟低	延迟极低	延迟极低
采集成本	劳动密集型,成本高	初期投入高,边际成本低	成本低	成本低
数据粒度	汇总数据(县、市级)	精细(地块级、像素级)	精细(单个商品)	精细(单条帖子/文章)
覆盖范围	基于样本	全面覆盖	接近全面(数字经济领域)	广泛(公共舆论场)
客观性	易受填报主观偏误影响	高(机器观测)	高(基于交易数据)	反映公众情绪(可能存在偏误)

资料来源:作者根据现有文献整理而得。

由表2可知,AI赋能下的采集模式在频率、时效、成本、粒度和覆盖范围上有很大改善,数据来源也从单一的人工填报扩展到多源异构的“大数据供应链”,这些经过智能采集的海量、多源、异构数据,对数据处理

能力提出了更高要求。

(二)数据处理阶段的核心应用

数据处理关系到最终统计结果的可靠性和价值,例如,在全国人口普查中,对获取的数据如果清洗不彻

底,就可能导致关键指标的计算不准确,进而影响政策决策。随着数字经济的发展,数据的来源、类型和规模变得更加多样,多源异构数据难以通过传统的数据处理方式进行有效处理,AI技术为数据处理提供了新的思路,推动统计工作向自动化和智能化方向发展。

1. 数据清洗与校验的智能化

通过人工收集到的数据可能会存在各种错误,包括填报漏项、单位写错或格式不统一等,因此需要进行数据清洗以确保准确性。传统清洗方法通常有预设的规则,面对复杂、隐蔽的异常数据时效果不够理想,机器学习等算法可以自动识别异常数据,比传统方法更快、更容易发现潜在错误。例如,基于聚类或密度的算法(如DBSCAN)可以从多维数据中发现离群点,以反映出特定的问题。在缺失值处理方面,均值填充或简单回归是传统方法中最常见的方法,这种方法往往忽略了变量间复杂的非线性关系。而K最近邻、随机森林或人工神经网络等机器学习模型,能够通过学习不同变量之间的交互关系,实现更精准的预测。以住户调查为例,如果某个家庭的收入未填写,模型通过参考同地区、同职业、相似教育背景的家庭数据,预测最可能的收入值,这种方法获得的结果比简单均值填充更符合实际情况。

2. 自动化数据编码与分类

在政府统计中存在大量开放式问卷和非结构化数据,如职业描述、行业类别、遥感影像或照片等,需要按照标准分类体系进行编码,这类数据人工处理的效率低下,还容易因主观判断产生偏差,从而影响数据的真实性。但如果通过模型训练识别文本内容,系统可以自动完成编码。例如,使用支持向量机(SVM)、决策树或BERT模型学习历史已编码文本与标准编码的对应关系,从而高效处理问卷文本,在保证编码标准一致性的同时节省大量处理时间。对于遥感影像和视频数据,卷积神经网络(CNN)可以自动识别农作物类型、企业经营场所等信息。在农业普查中,系统可识别农作物种类和种植面积;在经济普查中,通过街景图片可判断企业经营状态,这些非结构化数据有效扩展了统计数据的来源和内容。

3. 高效的数据整合与关联匹配

大数据时代,政府统计正从单一调查数据逐步向融合行政记录、商业大数据等多源数据的模式转变。然而,不同来源的数据格式各异,且缺少统一标识,整合难度大。传统记录匹配方法多依赖确定性规则,对

缺失、拼写偏误或格式差异的处理能力有限。基于机器学习的概率匹配模型可以计算两条记录指向同一实体的概率,并自动调整各字段在匹配决策中的权重,从而减小误差。例如,在构建全国基本单位名录时,系统可以识别“XX有限公司”和“XX有限责任公司”为同一企业,或通过模糊地址匹配关联同一地点的不同记录,形成更完整、准确的统计调查对象库。

4. AI驱动的数据质量评估与控制

数据质量控制也是AI在数据处理应用的一个方面。传统统计调查多依赖事后抽查,难以实现全过程、实时监控。现代智能系统可以在数据处理过程中嵌入质量评估模块,实现预测性和主动式的质量控制。系统通过学习历史高质量数据,建立动态评估标准,并在数据处理环节实时监测数据分布和指标关系,发现异常及时提示。例如,某地区填报数据整体偏离历史均值或两个指标出现异常负相关关系,系统会立即发出预警,提示统计人员核查,从源头减少错误录入。这种方式将数据质量管理的关口前置,提升了统计结果的可靠性。

(三) 数据分析与预测阶段的深化

数据分析与预测可以揭示经济社会运行规律、预判发展趋势,为宏观调控、产业规划和社会管理提供科学支撑。传统统计方法针对结构化、线性数据已形成了完备的理论框架和实践路径,但随着数字经济发展,数据来源呈现爆炸式增长,数据形式也日益多样化,经济社会现象也更加复杂。机器学习和深度学习技术的逐步应用,使统计分析具备处理高维、非线性数据的能力,推动统计分析向挖掘更深层次、更具动态性的经济社会运行特征延伸。

1. 宏观经济监测预警的智能化与实时化

当前经济形势发展变化较快,传统GDP、CPI等核心指标的发布一定程度上稍显滞后,难以满足决策时效性需求。依托高频、多源数据的整合分析,诸如信用卡交易、电商消费、物流运输数据甚至电力使用情况等,研究人员可以及时观察经济活动的运行状况。已有研究利用百度搜索指数和电力大数据开展GDP混频预测,提前发现经济波动信号,这种方法突破了对自回归模型的依赖,可有效识别短期内经济运行的非线性变化特征(Moyer和Dunn,2020)^[17],能够有效提升对宏观经济研判的准确性,使政策制定更加科学、资源配置更合理。此外,数字化转型的过程中催生了许多新产业和新业态,及时获取并精准分析产生的新数据十

分重要。通过网络爬虫每日抓取线上商品价格,结合机器学习模型进行加权 and 季节性调整,研究者可以生成近乎实时更新的价格指数,可灵敏地监测通胀动态。为了给政府提供及时、精准的生产和消费预警信号,统计部门可根据企业电力消耗数据、供应链流转信息和电商平台交易数据的整合分析,构建工业生产指数和消费景气指数,提供及时的经济预警,提升宏观调控的响应速度。

2. 产业结构与微观主体行为的深度洞察

AI的应用拓展了统计分析的范围,过去统计分析集中在宏观层面的整体性研判,如今范围已拓展至更精细化的中观产业结构和微观主体行为。在产业分析中,卫星遥感与无人机航拍等空间数据,经由深度学习算法处理,能够精准识别建筑工地的工程节点、农作物的生长情况以及夜间照明的强度分布,辅助量化测度区域经济。例如,国家统计局在固定资产投资统计中引入卫星遥感和无人机验证系统,通过捕捉施工现场的动态变化来识别异常项目,使政策制定获得更具实证基础的数据支撑。在微观主体分析中,自然语言处理技术可以从新闻报道、政策文件、企业的年度报告甚至社交媒体讨论中提取有价值的信息。例如,通过分析公众意见数据,可以构建诸如“经济政策不确定性指数”或“投资者情绪指数”等定量指标,以捕捉市场参与者预期和信心的变化。这种方法不仅能够阐明微观投资和消费行为的内在逻辑,还能通过结合供应链数据,辅助进行宏观风险预警,有助于深入了解产业链上下游之间的关联。

3. 社会民生领域的精细化预测与政策模拟

当前,AI技术在人口、就业和公共服务等治理领域发挥着重要作用。手机通信数据和交通出行产生的轨迹数据,经清洗与建模后,能够细致刻画人口的空间分布格局、通勤路径选择以及城际迁移流向,为城市规划优化、交通控制升级和应急响应处置提供了持续更新的决策信息基础。在应对公共卫生事件时,这种分析方法能够准确评估社会隔离政策的落地效果,以支持防控决策的优化。在公共服务和社会舆情监测方面,AI技术有助于研判公众对政策的反应趋势,并通过分析政府服务平台的互动数据和社交媒体讨论热点来识别潜在的社会热点和风险。以失业问题为例,对相关民意数据进行深度挖掘并构建辅助性失业监测指标,可作为官方统计数据的补充。AI还可应用于政策模拟场景,借助数字孪生和多智能体模拟模型,纳入真实场

景数据来模拟不同政策干预措施对经济和社会产生的影响,为预测政策可行性和规避潜在风险提供科学支持。

(四) 数据发布与服务阶段的创新

政府统计过程中的数据发布与服务环节,是实现统计产品价值、满足社会信息需求的重要环节。数字经济时代,传统统计服务模式面临供给侧问题,传统统计的供给模式以发布标准化、周期性的统计报告和数据表格为主,在时效性、全面性、颗粒度和用户适用性等方面难以满足多元化、即时化、精细化的统计需求。AI技术的应用为改变政府统计服务模式、化解供给与需求之间的结构性矛盾提供了新的技术路径,该技术通过重新构建供需匹配机制,消除了数据发布过程中物理与机制层面的障碍,促使政府统计服务从静态单向分发转化为动态交互体系。

1. 从静态发布到动态交互

AI技术通过构建指标间的语义网络并赋予系统理解自然语言的能力,将孤立的数字转化为可交互的逻辑信息,实现从单纯的数据仓储向高附加值知识服务的转型。用户可通过自然语言提问进行数据检索,AI系统能理解语义、匹配数据,还能以交互式图表、动态时空地图等可视化形式,呈现数据间的关联关系。例如,国家统计局构建的国家数据发布平台及正在推进的统计云工程,已集成了基于GIS的动态地图与交互式图表功能,支持用户对分地区、分行业的关键经济指标进行自定义的抓取、对比与可视化分析,提升了统计数据服务的交互性与可获得性。这种变革降低了专业数据的使用门槛,提升了统计产品的可获得性与适用性,将数据解读的主动权赋予用户,满足了从宏观决策者到微观市场主体的多层次、个性化信息需求。

2. 从人工解读到智能洞察

面对海量高维数据,如何快速提取核心信息并转化为有价值的结果,成为当前统计服务面临的关键挑战。为此,AI驱动的报告生成和智能解读系统提供了一种高效的解决方案。这类系统融合机器学习与深度学习模型,能够自动获取最新的行业数据,识别关键趋势、结构拐点以及潜在异常等信息,并自动生成包含核心结论、图表支持以及初步文本解读的分析报告。这种人机协同的分析模型将统计分析师从基础性、描述性任务中解放出来,使其能够更专注于因果推断、模型构建以及政策解读等深层次分析任务,从整体上提升统计服务的效率与深度。

3. 从普适供给到精准推送

信息过载时代对统计服务提出了精准化的要求。AI的推荐算法和用户画像技术,使政府统计机构能够借鉴“大数据供应链”中下游消费端的运营理念,重构服务模式。通过分析用户的历史查询记录、关注领域和下载行为,统计服务平台可以构建用户特征,变被动的“人找数”为主动的“数找人”,通过政务App、网站和API(应用程序接口)等渠道,向特定用户群体主动推送与其高度相关的统计数据更新、分析报告或政策解读。

4. 从数据垄断到生态赋能

AI技术带来的改变主要在于推动政府统计机构的角色从传统的数据生产者和权威发布者,转变为国家数据生态系统的核心赋能者和质量监管者。联合国和新西兰等的实践表明,国家统计局正在拓展其身份,扮演“数据管家”的角色,负责协调和管理范围更广的国家数据资源,以确保数据在保护隐私和安全的前提下得到有效利用(Schweinfest和Jansen, 2021)^[18]。因此,构建开放、共享、协同的数据服务生态成为必然选择。通过建立标准化的API,政府统计机构可将经过AI技术智能化脱敏和安全审计的微观或宏观数据,安全高效地开放给社会各界,有助于打破数据封闭格局,激发社会创新活力。学术机构、企业和开发者可以基于权威、高质量的政府统计数据,融合自身的行业数据和AI算法,开发出创新性的数据产品和服务,实现政府数据资产价值的最大化。

三、AI赋能政府统计调查过程中面临的挑战

尽管AI技术大幅度提升了统计工作的效率,但其内在的技术逻辑与官方统计长期遵循的客观性、标准化原则之间,仍存在结构性冲突。这一矛盾主要表现在多源数据整合、全过程质量风险控制、供需结构匹配以及法律与制度保障等多个关键维度。

(一) 多源异构数据融合与理论适配的挑战

传统政府统计依赖于为特定统计目的而设计的普查和抽样调查数据的单一来源, AI赋能的基础是海量、多维的数据。如果转向多源异构数据可能会引发技术融合难题,甚至会对现行统计理论框架构成挑战。

数据源的多样化和数据供应链的复杂性,给标准化与整合工作带来挑战。进入AI时代,政府统计的数据源大幅增加,包括各部门的行政记录、大型科技公司的商业数据、社交媒体与电商平台的爬虫数据、物联网传感器数据等。但这些在非统计场景下产生的数据,其概念定义、分类口径、格式和质量标准,与政府统计

的严谨规范要求差距较大。从大数据供应链的视角审视,政府统计部门的角色已从传统的数据生产者转变为复杂数据生态系统中的核心协调者,需要与数据生产者和新兴数据收集与整理主体进行深度互动。由于部门利益、商业秘密、数据所有权、技术壁垒以及法律法规的限制,跨主体、高质量的数据共享与融合面临诸多掣肘。将这些来源各异、结构不一、质量参差的数据进行有效清洗、匹配、转换和对齐,形成一个统一、协调、可比的数据集,是一项艰巨的技术与组织协调工程。

数字化转型模糊了传统经济活动边界,给统计分类与测度理论的适用性带来了挑战。AI技术的应用,不仅体现为统计工具的迭代升级,也是对统计对象范畴与内涵的再造。许宪春等(2021)^[1]指出数字化转型给统计理论带来的挑战表现在生产者与消费者的界限模糊,例如,部分旅游者在消费过程中通过直播、短视频创作获得收入,其身份兼具消费者与生产者的双重属性;最终消费与中间投入、消费品与投资品的界限模糊,例如,家庭购买的汽车用于网约车运营,使其兼具消费品和投资品的双重属性;数据作为一种新型生产要素和资产,其价值测度和产权界定困难。这些新经济现象使传统统计在界定生产、消费、投资、资产等核心概念时遭遇新的挑战,冲击了国民经济行业分类、产品分类等基础统计标准。若不及时创新统计理论、修订核算标准,即便AI能够采集海量数据,也会因缺乏适配的归类与核算框架,导致这些高频数据难以被官方统计体系有效应用,进而造成对新经济规模的低估。

(二) 算法不可解释性与数据源固有偏差的叠加效应

在将AI技术引入统计流程以提升效率的同时,其产生的新的质量风险亦不容忽视。一些深度学习和集成学习模型的内部决策过程不透明,其决策过程缺乏可解释性,常使统计人员在实际操作中面临困惑。以人口普查数据为例,当模型自动填补缺失值或处理异常信息时,统计人员往往难以判断这些操作是否合理,也很难清晰阐释最终结果的生成逻辑。这种操作模式仅输出最终结果,而不披露推理过程,违反了政府统计所要求的透明度、客观性和可验证性等基本原则(高敏雪, 2017)^[19],这种不透明性将削弱公众信任,凸显技术效率与统计伦理间的矛盾。

此外,统计调查中的原始大数据本身常存在选择性偏误、不一致性及稳定性不足等问题,如果将此类数据用于训练AI模型,则可能复制原有缺陷,也有可能

在算法迭代与交互中放大偏差。以收入调查统计为例,如果原始数据存在区域覆盖不全问题,经模型训练后得出的结果可能表面看上去准确,实则偏离真实分布。因此,统计机构在借助AI提升工作效率的同时,需同等重视算法透明度建设、数据质量控制与潜在偏差排查,在技术应用中守住统计工作的可信度与公信力底线。

(三)统计“供给侧”与业务需求的结构性错配

将AI技术成功融入政府统计调查的业务流程,其本质是一场供给侧改革,即利用新技术作为先进生产力,创造出能更好满足新时代用户多样化、精细化、实时化需求的新型统计产品和服务。当前,技术供给与业务需求的融合还未到位,导致了结构性错配。

当前的技术应用实践中,存在脱离统计业务场景的技术崇拜与应用错位倾向,具体表现为片面追求算法复杂度与预测精度等技术指标,而忽视其与统计业务核心逻辑的适配性。AI可以构建出优异的模型,但由于缺乏对统计指标的经济社会内涵、调查制度设计原理、国民经济核算体系内在平衡关系等专业业务知识的深入理解,其产出可能不符合统计工作的严谨性、规范性和体系性要求。例如,一个用于预测季度GDP的AI模型,如果没有严格遵循国民经济核算的账户平衡原则和数据来源的层级关系,其结果只是一种基于相关性的预测,而非能够反映经济结构与运行的严谨核算。这种将统计工作简单等同于一般性数据挖掘任务的做法,是典型的供给与需求脱节,极易导致技术先进但统计失真的风险。

此外,传统统计人员与AI技术之间存在着知识和能力鸿沟。现有统计队伍的知识结构仍以传统统计学和经济学为主,普遍缺乏数据科学、机器学习和编程实现的专业技能,导致统计人员在面对新技术时,或因不理解其原理和风险而不敢轻易使用,或因担心冲击现有熟练的工作模式而产生抵触情绪。林勇(2019)^[4]指出,政府统计供给侧问题的核心表现之一就是日益增长的、多元化的统计需求与相对传统、落后的统计生产方式之间的矛盾。

(四)数据治理、安全与法规的挑战

统计数据维度的扩张,使原有的制度框架难以满足新的治理需求,管理模式的革新已势在必行。在“大数据供应链”中,政府统计机构的角色从单一的数据生产者和管理者,转变为数据生态的组织者、协调者和监督者。这意味着政府需要建立一个全新的、多

方参与的数据治理框架,以协调与私营部门、科研机构、社会公众等多元主体的关系,解决数据产权界定、数据资产定价、数据共享标准建设等问题。当前,跨系统数据治理体系与协同共享机制仍处于形成阶段,数据互通障碍尚未完全消除。这一结构性短板制约了可用于统计实践的高质量、多维度数据资源的有效整合,影响了AI技术在此治理环节深度应用所需的数据基础建设。

在政府统计调查的过程中应用AI技术,需要汇聚并整合来自不同渠道的微观数据。在此过程中,大量使用数据挖掘和相关性分析技术增加了个人信息被重新识别的风险,即便相关数据在形式上已经进行了匿名化处理,但多种信息源的交叉使用以及关联分析仍可能破坏匿名化措施的实际效果。此外,政府统计对私营部门数据依赖的加深也带来了新的数据安全风险,数据在传输、存储和使用过程中均有可能泄露。如果过度依赖单一的商业数据源,一旦该供应商出现服务中断或安全事件,便可能导致海量高度敏感数据的集中暴露,进而引发系统性风险。

从制度规范维度分析,当前AI技术在统计领域应用的法律监管体系,在监管强度与契合度方面均显欠缺,滞后于技术升级实践应用的步伐。尽管《中华人民共和国数据安全法》和《中华人民共和国个人信息保护法》为数据安全和隐私保护提供了较为完备的制度基础,但诸如《中华人民共和国统计法》等核心法规主要针对的是传统的人工统计、抽样调查等,尚未全面涵盖算法驱动的统计数据处理所涉及的特殊场景和监管诉求。在国际层面,联合国统计委员会的《官方统计基本原则》为全球官方统计工作确立了基础性准则。但在统计工作涉及私营部门协作、非传统数据源应用及算法模型介入等场景中,这些原则的落地路径仍缺乏具体指引。其中,机器学习算法的公平性判定及责任追究机制、国家统计中私人数据提供者的权利与义务,以及对高风险算法决策及数据跨境流动的监管等方面,现有的制度和法规尚未作出明确且可操作的规定。

四、AI赋能政府统计调查的优化路径

为了规避技术异化风险,并最大化统计效能,必须超越单纯的工具理性,寻求技术落地与制度供给的协同最优解。

(一)数据治理框架构建与跨部门标准化

为应对多源异构数据融合困难与统计理论适配滞后的困境,需从顶层设计入手,构建强有力的数据治理

框架,并推进跨部门、跨领域的数据标准化与理论创新。

在国家层面建立数据治理与共享协调机制。面对部门数据条块分割和共享壁垒,可由国家牵头成立一个超越单一部门利益的数据治理委员会。委员会的核心任务是制定数据共享战略,明确政府统计机构与其他部门、私营企业之间的数据产权、使用权及收益分配规则。通过出台法规或行政命令,打破部门分割,鼓励公共服务过程中产生的行政记录数据向国家统计局开放,并探索建立与私营部门之间可持续的“数据换服务”或数据采购合作模式。将政府统计部门的角色从单纯的数据使用者,提升为整个大数据供应链的战略规划者和规则制定者。

大力推进数据资产的标准化与元数据管理。为摆脱数据异构和口径差异的困境,必须构建统一的数据标准体系。该体系主要由三个核心层面构成:在接入层面,制定严格的大数据接入标准以规范格式与传输协议;在管理层面,构建集中式元数据仓库,通过规范化编目厘清数据权属与定义边界,为数据融合扫清语义障碍;在内容层面,推动关键业务指标统计口径与编码体系的跨部门统一,从源头上减少数据整合时的冲突。

加速统计理论与分类标准的现代化迭代。为了让统计框架能够准确反映数字化转型带来的经济社会结构变化,需要建立敏捷的理论与标准更新机制,推动统计研究机构与业务部门紧密合作,定期研究新经济模式对生产、消费、投资等核心概念的冲击,并及时修订《国民经济行业分类》《统计用产品分类目录》等基础标准。

(二)构建可解释AI应用与“双轨制”评估机制

建立严格的大数据源质量评估准入制度。在引入外部大数据源之前,需依据《国家统计质量保证框架》原则,进行质量评估。评估内容需至少包括数据的覆盖率、代表性、准确性、完整性、一致性、稳定性和时效性等,通过评估且数据质量满足特定统计任务要求的数据源,才能被纳入政府统计的生产体系。

坚持算法的可解释性原则,引入传统调查作为基准参照系,利用“双轨制”运行的确定性,校准模型推演的不确定性风险。优先发展与部署可解释、可审查的AI模型。不盲目追求模型的复杂度和预测精度,将模型的可解释性放在同等重要位置。统计机构应积极投入资源研发具备可解释性的模型,例如带有正则化项

的广义线性模型和决策树等;同时开发适用于深度学习网络等复杂模型的事后解释工具,如SHAP、LIME等方法。在模型选型时,需要建立明确指引,要求在性能相近的情况下,优先选用更透明的模型。所有投入生产应用的AI模型,都要附有完整的技术文档,说明其算法原理、训练数据、关键参数和已知的能力边界与潜在偏见。

构建AI统计与传统统计并行的“双轨制”质量评估体系。在AI提质增效的初期乃至相当长的一段时期内,不能完全用AI方法替代传统统计方法。可建立一种双轨运行和相互验证的机制,利用AI模型处理大数据生成高频、细颗粒度的实验性统计数据,同时继续通过抽样调查获取基准数据。定期将AI统计结果与抽样调查的基准数据进行比对和校准,既可以评估AI模型的准确性和稳定性,发现其可能存在的偏差,又可以利用AI的时效性和细节优势,对传统调查数据进行补充和预测。该机制本质上是一种审慎的风险管理策略,在保障统计数据连续性与可靠性的同时,有助于实现新旧动能的平稳转换。

(三)人机协同流程设计与复合型人才培养

要解决AI技术与统计业务脱节的问题,核心思路在于让技术服务于人,设计人机协同的业务流程,并通过大力培养复合型人才和开发低代码应用平台,实现技术与业务的深度融合。

构建以统计专家为核心的人机协同工作流程,需明确AI在统计流程中作为辅助与增强人类专家能力的智能工具属性,而非实现完全替代。新型统计业务流程适合构建人机回环的运行模式:将统计专家的专业干预与审核决策,深度嵌入模型的设定、特征工程、结果验证及解读阐释等关键节点。以文本数据分析为例,AI可自动从海量文本数据中识别潜在经济情绪指标,但这些指标是否符合经济学理论逻辑、是否需要纳入季节性调整等关键问题,需要统计学家进行判断。

打破传统人员配置的单一化格局,组建跨学科攻坚团队。由统计学家把控理论逻辑与统计规范性、数据科学家与计算机工程师负责算法研发、技术落地,领域专家提供场景化指导,共同推进AI项目建设。针对现有工作人员,实施覆盖全员的大规模在职培训,针对性地提升其在数据预处理、算法应用、结果解读等方面的实操能力。在高等教育方面,鼓励统计学专业进行课程体系改革,修改人才培养方案,增加机器学习、数

据挖掘、云计算等课程内容,从源头培养既精通统计核心理论,又能熟练运用现代数据科学工具解决实际统计问题的复合型人才。

(四)完善法规体系与强化技术安全保障

AI技术在统计调查中的嵌入,产生了传统统计监管框架适应性不足的问题,为应对统计数字化转型带来的挑战,需要对现有制度进行修订完善。修订过程需要明确数据权利的归属,厘清政府、企业和个人在数据共享和使用过程中的责任与权利边界,为安全、有序的数据流通奠定法律基础。建立算法透明度和责任机制,要求用于政府统计的AI算法必须经过分级分类的合规性审查,以确保其公平性,并建立算法错误决策的责任追究机制。此外,要设计安全可控的数据通道机制,在制定明确的隐私与安全保护标准的前提下,为企业与政府之间的统计数据共享提供合规保障,同时平衡数据供应的效率和安全风险。

在技术层面,隐私增强技术可作为个人信息保护的主要支撑手段。针对微观数据支撑AI建模的场景,应采用比传统匿名化更为严格的技术手段,重点推广使用诸如差分隐私、联邦学习和同态加密等保护隐私的技术。在构建应用环境时,应建立基于数据沙箱的可信计算环境,通过物理隔离、权限控制、操作审计和结果脱敏化等多重保障措施,建立一种原始数据不出域、数据可用但不可见的操作机制,在有效释放统计数据价值的同时保障隐私安全。

探索运用区块链等技术提升数据可信度与过程可追溯性。针对数据可能被篡改以及AI处理过程不透明的问题,可探索利用区块链技术所具备的去中心化、不可篡改和可追溯特性,将关键的原始数据摘要、数据处理步骤以及最终统计结果上链存证,为统计数据提供可信的审计日志,防范数据造假行为,增强统计生产过程的透明度与公信力。

五、结论与展望

(一)研究结论

当前,AI正深度融入政府统计调查实践中,并悄然改变其运作模式。本文重点探讨了AI如何重构政府统计调查体系,分析发现,AI不仅仅是一种技术的补充,其引入还带来了数据来源、生产流程乃至组织运作的系统性变革。

在实践中,AI推动统计调查逐步摆脱对单一数据源的依赖,行政记录、商业数据乃至各类非结构化文本得以整合利用。这一变化使统计时效性提升、覆盖范

围扩大,也使统计机构职能发生位移,从专注于数据生产转向兼顾数据整合、全流程质控等更复杂的角色。多源异构数据协同供给的新格局正在AI的催化下逐渐成形。

AI在政府统计调查中的应用并非遵循简单的线性发展技术路径,AI在自动化收集、处理与分析数据方面优势明显,能有效应对传统调查成本高、效率低的痛点,但其全面落地仍面临多重因素制约。如何在方法论层面对多源异构数据的异质性特质与统计方法对一致性内在要求之间的矛盾予以调和?“黑箱”模型如何保障统计结果的透明与可信?这些技术与业务之间的“错配”,直接影响着AI应用的稳定性。而当前数据安全防护与相关制度体系尚未跟上技术步伐,这也构成了潜在隐患。

因此,AI要真正赋能政府统计,不能只关注技术本身,需要一套与之协同的系统,即需要持续优化数据治理和模型评估机制,在组织层面科学规划人机协作,让统计监管体系变得更具弹性。只有当技术迭代、业务需求与制度保障三者形成动态匹配的良好循环,AI的潜力才能得到安全、可靠地释放。

(二)研究展望

展望未来,AI与统计调查的融合将进一步发展。随着物联网等技术的普及,统计工作有望从事后测度发展为构建与真实经济社会近乎同步的数字孪生系统。研究重心有望从挖掘数据的统计相关性,逐步深入探索经济社会的因果机制,这将显著提升政策评估的科学性。为应对数据隐私和安全挑战,以联邦学习为代表的隐私计算技术将成为主流,在保障数据安全的前提下,实现跨机构的协同分析,建立起国家的数据智能体系。

这场由AI驱动的变革深刻而持久,唯有坚持顶层设计、技术创新、制度完善与人才培养的协同并进,并积极与学术界、产业界乃至全社会进行互动协作(Groshen, 2021)^[20],才能更好把握转型先机,构建起与现代化建设相匹配的统计调查体系。◆

参考文献:

- [1]许宪春,张美慧,张钟文.数字化转型与经济社会统计的挑战和创新[J].统计研究,2021,38(1):15-26.
- [2]陈光慧,刘建平.构建新时代现代化统计调查体系的问题研究[J].统计研究,2018,35(6):11-17.
- [3]许宪春.新经济的作用及其给政府统计工作带来的挑战[J].经济纵横,2016(9):1-5.

- [4]林勇.政府统计供给侧问题的表现、认知与对策[J].统计与决策,2019,35(11):31-35.
- [5] Abraham K G. Big data and official statistics [J]. Review of Income and Wealth, 2022, 68(4): 835-861.
- [6]李金昌.论建立现代化统计调查体系[J].统计研究,2018,35(5):3-8.
- [7]赵彦云.大数据赋能政府统计现代化[J].中国社会科学评价,2021(3):108-115+159.
- [8]邵凌楠,陶丽,田茂再.基于大数据供应链视角的政府统计工作创新思路[J].统计与决策,2020,36(12):156-159.
- [9]许宪春.数字经济时代政府统计体系面临的挑战、改革与创新[J].统计研究,2024,41(8):3-6.
- [10]赵彦云,周芳.试论大数据时代中国政府统计改革发展新模式[J].教学与研究,2014(1):20-26.
- [11]黄恒君.政府统计生产体系中的大数据融入探讨:基于数据源与数据质量的分析[J].统计研究,2019,36(7):3-12.
- [12]洪永森,汪寿阳.大数据、机器学习与统计学:挑战与机遇[J].计量经济学报,2021,1(1):17-35.
- [13]李金昌,李晶.数据治理与政府统计现代化[J].统计研究,2024,41(8):7-14.
- [14]Yung W. The evolution of official statistics in a changing world [J]. Harvard Data Science Review, 2021, 3(4).
- [15]陈光慧.大数据时代中国政府统计调查体系改革研究[J].商业经济与管理,2016(6):92-97.
- [16]许宪春.中国政府统计重点领域改革[J].世界经济,2017,40(2):179-192.
- [17]Moyer B, Dunn A. Measuring the gross domestic product (GDP): The ultimate data science project [J]. Harvard Data Science Review, 2020, 2(1): 1-9.
- [18]Schweinfest S, Jansen R. Data science for official statistics: Views of the united nations statistics division [J]. Harvard Data Science Review, 2021, 3: 37762.
- [19]高敏雪.政府统计国际规范与《政府统计国际规范概览》[J].中国统计,2017(8):24-26.
- [20]Groshen E L. The future of official statistics [J]. Harvard Data Science Review, 2021, 3(4).

Practices and Reflections on AI-Empowered Government Statistical Surveys

Wang Jia, Yao Wanghua, Zhong Xiaoming

Abstract: In recent years, artificial intelligence (AI) technology has been gradually embedded in various business links of government statistical surveys. From the perspective of practical application, AI has shown obvious advantages in data collection, data processing, trend analysis and result dissemination. However, there are also some issues: challenges in the integration and theoretical adaptation of multi-source heterogeneous data, quality risks arising from the “black box” nature of algorithms and inherent biases in data sources, structural mismatches between statistical “supply side” and business needs, and practical conflicts between data governance practices and the lagging regulatory system. Based on the above practical difficulties, this paper puts forward the optimization path from four aspects: data governance framework construction, algorithm interpretability improvement, human-machine collaborative mechanism process design and legal system improvement, in order to provide effective support for the reform of statistical investigation system.

Key words: Artificial Intelligence; Statistical Survey; Big Data; Data Governance; Statistical Modernization

(责任编辑:新月)

产业链风险敞口测度： 理论、方法与展望

姜娇阳, 李国荣

(吉林财经大学 统计与数据科学学院, 吉林 长春 130000)

摘要:在全球产业链加速重构与风险频发的背景下,产业链风险敞口作为前瞻性评估指标,已成为产业链安全研究的前沿问题。基于产业链风险敞口测度的现实需求,从理论基础、测度方法与研究发现三个方面对相关文献进行系统评述。首先,明确产业链风险敞口的核心概念,并概括其前瞻预警性、对外依赖性与系统传导性三大特征;其次,梳理基于增加值贸易、生产链长度和反事实模拟三个视角的测度方法;第三,总结现有研究对中国产业链风险敞口演变趋势、分布规律、行业与区域结构特征、风险国别来源及其缓冲机制等方面的实证发现;最后,对现有研究进行评述与展望。未来研究亟需通过跨学科方法融合、构建差异化分析框架及开发动态评估工具,为建立科学、精准且具有前瞻性的产业链风险评估与治理体系提供支撑。

关键词:产业链风险敞口;风险评估;产业链安全;统计测度

中图分类号:F224

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2026)03-0074-07

DOI:10.13999/j.cnki.tjllsj.2026.03.008

一、引言

近年来,国际贸易摩擦与地缘政治冲突不断加剧,全球价值链加速重构,国际分工格局深度调整,给中国产业链安全带来了严峻考验^[1]。确保产业链安全稳定已成为关乎国家发展全局的核心关切。党的二十大报告明确指出要“着力提升产业链供应链韧性和安全水平”。《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十五个五年规划的建议》进一步强调要“提升产业链自主可控水平”。这一系列部署既凸显了产业链安全在建设现代化产业体系、巩固壮大实体经济根基中的重要作用,也对学术界提出了科学测度与前瞻性管理产业链风险的迫切要求。

产业链风险敞口可用于衡量一国或地区产业链网络在面对外部冲击时的潜在风险水平,能够从事前角度识别产业链的薄弱环节并评估其断裂的可能性,对精准预防和管理产业链风险具有重要意义,已成为产业链安全研究的前沿问题^[2-4]。与侧重于抵抗、恢复与

适应能力研究的产业链韧性相比,风险敞口研究更聚焦于风险发生前的识别和预警,能够为风险防控提供前瞻性的科学依据^[5]。当前,国内外学者围绕产业链风险敞口已展开诸多有益探索,积累了较为丰富的研究成果,同时也面临一些亟待突破的难点。

鉴于此,本文首先系统梳理与评述产业链风险敞口的理论基础与核心概念;其次,分别阐述基于增加值贸易、生产链长度与反事实模拟视角的三类测度方法,并总结当前关于中国产业链风险敞口的实证评估发现;最后,针对现有研究的困难与挑战,从跨学科融合、构建差异化分析框架及动态评估体系等方面展望未来研究方向,以期构建更为科学、精准和动态的产业链风险评估与管理体系提供参考。

二、产业链风险敞口的理论基础

厘清产业链风险敞口的概念是科学测度产业链风险敞口的理论前提。产业链风险敞口这一复合概念源于产业链理论与风险敞口理论的交叉融合,既承袭了

基金项目:国家社会科学基金重大项目“中国区域间产业关联核算与投入产出表细化研究”(23&ZD128);吉林省教育厅科学研究项目“吉林省科技人才与产业融合特征及其发展路径研究”(JJKH20260417SK)。

作者简介:姜娇阳,女,博士,讲师,研究方向为经济统计分析;李国荣,女,博士,教授,研究方向为统计理论与应用。

二者的核心理论,也衍生出了基于复杂网络视角的独特内涵。因此,本部分将在厘清产业链和风险敞口理论内涵的基础上,系统阐述产业链风险敞口的核心概念与主要特征。

(一) 产业链的理论内涵

产业链的理论渊源可追溯至亚当·斯密的《国富论》。尽管亚当·斯密并未直接使用产业链这一术语,但其提出的劳动分工与协作生产思想,为产业链理论的形成奠定了核心逻辑基础^[6]。1980年,阿尔弗雷德·马歇尔在《经济学原理》中进一步将分工与协作的思想从个人、工序层面拓展到了企业层面,从而在空间和组织形态上更逼近产业链的概念^[7]。至此,产业链的核心思想已基本具备。囿于时代背景和产业形态,当时学界更多使用分工网络、产业关联等词语,尚未形成一个统领性的概念。在后续的管理学与经济学发展中,产生了供应链和价值链等侧重于产品供给与价值创造的重要理论^[8-9],它们从不同维度为理解产业链这一更宏观的概念提供了借鉴。

产业链作为一个规范的理论概念正式被提出是在20世纪90年代的中国^[10]。改革开放后,中国面临承接国际产业转移、培育本土产业集群和协调区域产业发展的现实需求,亟须一个比价值链更宏观、比供应链更侧重产业组织与空间布局的分析框架^[11]。在此背景下,中国学者对产业链进行了重要的理论创新。其中,吴金明和邵昶(2006)^[12]提出的“四维论”框架具有标志性意义。该框架指出,产业链并非单一链条,而是由供需链、企业链、空间链与价值链四个维度有机交织而成的链网式系统。供需链承载产品流通,企业链构成行动主体,空间链刻画地理集聚,价值链揭示增值过程^[13]。这四个维度相互关联、动态调整,共同刻画了产业链在技术经济关联、空间布局与价值创造上的整体结构与功能,构成了一个系统的产业分析框架^[14-16]。

(二) 风险敞口的理论内涵

风险敞口(又称风险暴露)是风险管理的核心概念,最早起源于金融与保险领域,指未受对冲保护的财务头寸的账面价值,其规模直接决定了潜在损失程度^[17]。这一阶段的风险管理主要关注静态暴露规模,如贷款本金或外汇净头寸的度量^[18]。随着金融衍生品市场的成熟和风险管理理论的发展,风险敞口的内涵从单纯的头寸规模扩展到了对风险因子的敏感性,成了一个动态的概念。风险敞口不再仅是头寸大小的函数,更被定义为资产或投资组合价值对特定风险因子

变动的反应速度与程度^[17]。这一演进标志着风险管理的前瞻性转变,为更主动的风险管控奠定了理论基础。

近年来,风险敞口的理论内涵不断深化,主要沿着两个方向拓展。其一,度量范畴不断拓宽。度量范畴突破最初的金融与保险领域,广泛延伸至气候转型风险^[19-20]、地缘政治风险^[21-22]等非金融与战略性维度。其二,分析视角日益全面。风险敞口的研究对象不再局限于单一资产,而是跃升至复杂系统网络,强调其在网络中的关联性与系统性影响。例如,Hautsch和Herrera(2020)^[23]探究了金融机构对整个金融网络的风险贡献度;何汉和李思呈(2024)^[24]则分析了担保圈中违约风险的传染机制以及不同救助策略对风险传染的影响。风险敞口理论内涵的不断丰富与深化,标志着这一概念已从一个事后计量的财务工具,演进为一个强调事前预警、能够刻画复杂不确定性的关键指标,为在产业链等更广泛的经济系统中科学测度与管理风险提供了坚实的理论基础。

(三) 产业链风险敞口的理论内涵

产业链风险敞口是产业链理论与风险敞口理论交叉融合的前沿概念,在承袭二者核心理论的同时,又发展出其独特的内涵。不同学者基于不同研究视角对产业链风险敞口进行了界定。崔晓敏等(2022)^[25]基于贸易网络视角,通过识别供应集中、需求刚性且替代性低的关键产品来锁定产业链的风险集中环节;Baldwin和Freeman(2022)^[26]依据全球价值链中的贸易价值流量,将其界定为一国在全球价值链中的参与度与依赖度,并进一步将生产过程中对国外中间投入的依赖界定为上游风险敞口,将增加值产出对国外最终需求的依赖界定为下游风险敞口;丁晓强和葛海燕(2024)^[27]在一般均衡冲击模拟框架下将其界定为外部冲击所引致的产出变动效应;倪红福等(2024)^[28]则从生产链长度的视角,采用暴露在国外的中间品生产长度占总中间品生产长度的比重来进行界定。尽管视角各异,但上述界定均基于一个核心共识:产业链风险敞口是从事前的角度评估产业链在遭受负面冲击时可能面临的潜在损失。基于此,产业链风险敞口通常具有以下三个主要特征。

一是前瞻预警性。产业链风险敞口是预警性指标,旨在识别风险成因、预测潜在影响并构建预防与缓冲体系^[3]。它与侧重于评估受冲击后如何应对与恢复的产业链韧性不同,产业链风险敞口聚焦于事前潜在危险评估,可为风险防范提供前置依据^[5]。二是对外

依赖性。风险的本质源于产业链关键环节对外部或特定外生冲击的依赖,这种依赖是风险暴露的客观基础。主要包括技术依赖、市场依赖和投入品依赖。技术依赖是指高端芯片、工业软件等“卡脖子”技术受制于人^[29];市场依赖是指最终产品集中于少数出口市场^[30];而投入品依赖则指核心原材料或中间投入品高度依赖进口^[27]。这三种依赖共同构成了风险敞口的直接来源。三是系统传导性。产业链风险敞口不仅意味着被动依赖,更强调这种依赖关系极易成为外部冲击的传导渠道。冲击一旦发生,能够沿着产业链网络迅速涌入并蔓延至国内经济系统,产生牵一发而动全身的级联放大效应^[28]。这揭示出产业链网络的系统脆弱性,即局部依赖可能演变为系统性风险。

然而,产业链风险敞口并不等同于传统风险敞口,因其嵌入产业链特性而具备一定特殊性。首先,相较于传统风险敞口,产业链风险敞口更强调网络性。其分析单元不是孤立的资产或机构,而是嵌入在复杂生产网络中的节点与连接^[31]。其次,相较于传统风险敞口,产业链风险敞口更侧重真实经济关联分析。不同于金融风险敞口更多关注货币价值和市场波动,产业链风险敞口更关注生产中断、技术“卡脖子”、物流停滞等对实体经济运行造成的直接与间接影响^[32]。最后,相较于传统风险敞口,产业链风险敞口更强调多维风险叠加。产业链同时暴露于市场、信用、操作、地缘政治、环境气候等多重风险之下,这些风险可能并发、交织、叠加,形成复杂的风险暴露图谱^[33]。

三、产业链风险敞口的测度方法

产业链风险敞口是从事前视角评估产业链在面临外部冲击时潜在损失规模的核心概念。伴随着经济贸易摩擦、地缘政治冲突、公共卫生事件等外部冲击频发,学术界对产业链风险的理解不断深化,其测度方法也经历了从水平到结构、从静态到动态的梯次演进。本部分将系统梳理产业链风险敞口测度相关文献,总结测度方法的进展与面临的关键问题。

(一) 增加值贸易的测度视角

基于国际贸易理论和投入产出分析,部分学者从价值链依赖出发,将产业链风险敞口界定为一国或地区在价值创造层面对外部经济活动的依赖程度。该测度方法的早期形式主要表现为进口渗透率等基于贸易总值的简单比率指标,但这些指标难以揭示全球价值链的复杂分工关系。Koopman等(2014)^[34]构建的增加值贸易核算框架为此类研究奠定了坚实基础。在此基

础上,Baldwin和Freeman(2022)^[26]系统梳理了总进口、国内生产中的国外投入、国内生产中的国外增加值、出口中的国外增加值四类精细化风险指标。Borin等(2021)^[35]进一步提出基于增加值的纯粹前向、纯粹后向和混合双向风险测度指标。中国学者在这一视角下的研究呈现两个突出特点。其一,对中国产业链风险敞口进行系统测度与国际比较。丁晓强和葛海燕(2024)^[27]利用OECD全球投入产出数据,测度了中国供给侧与需求侧的综合、简单、复杂产业链对外风险敞口及其演变趋势;李坤望等(2025)^[5]构建显示性比较风险指数,揭示了1996—2020年中国外部供应链风险敞口的变化特征。其二,将该方法拓展至国内区域层面,实现了空间尺度的精细化分析。葛海燕等(2025)^[3]借鉴并拓展了Baldwin和Freeman(2022)^[26]的分解逻辑,系统构建了中国省级区域供给侧与需求侧产业链对外风险敞口的测算框架,并将其分解为由国际产业链直接联系构成的显性风险敞口和由间接联系构成的隐性风险敞口。

然而,这种测度方法的设计初衷在于衡量价值链参与度,而非专门针对产业链风险敞口。直接将其用于产业链风险敞口测算可能因忽视产业链结构复杂性而低估真实风险^[28]。此外,传统宏观增加值贸易未区分内资企业与外资企业生产活动的异质性。外资企业虽位于东道国,但其要素所有权、控制权及利润流向主要归属于母国,生产活动易受母国政策影响。忽略这一事实可能导致对东道国真实风险暴露的低估^[36]。

(二) 生产链长度的测度视角

为弥补增加值贸易视角的局限性,学界逐渐发展出基于生产链长度的测度方法。该方法的核心观点认为,产业链风险不仅来源于贸易流量规模,更内生于生产环节在空间上的分布长度、地理离散程度及其在全球生产网络中的拓扑位置。这一视角实现了从“关注对外依赖程度”到“如何对外依赖”的结构性深化。早期研究中,Wang等(2017)^[37]提出了生产长度的概念,将增加值创造至最终吸收经历的生产阶段数定义为前向生产长度,将最终需求回溯至增加值创造经历的阶段数定义为后向生产长度。这一概念直观量化了生产过程的绝对距离与阶段复杂性,为结构性分析提供了直接度量工具。在此基础上,倪红福和王海成(2022)^[38]、倪红福等(2024)^[28]进一步发展了总生产长度的结构分解方法,将国外中间品生产长度占总中间品生产长度的比重定义为产业链风险敞口。这一进展

将测距工具转化为风险解构工具,从结构层面揭示了风险的物理暴露基础。具体而言,倪红福等(2024)^[28]创新性地引入国家间双边关系、生产环节不可替代性及国际宏观局势作为权重,使测度更贴近地缘政治现实^[39];同时,其结合价值流量与生产链长度信息,构建风险收益比指标衡量单位贸易收益所承担的风险,实现了风险与收益的综合权衡。进一步地,倪红福等(2025)^[36]构建了区分内外资企业生产活动的风险核算框架,有效剥离了外资引致的风险,实证结果表明忽略外资活动会严重低估中国产业链风险。

基于生产链长度视角的优势在于深刻揭示了风险的结构性来源,尤其为长链条产业的“卡脖子”脆弱性提供了有力的理论解释。然而,该方法本质上仍属于静态的脆弱性描述,衡量的是风险暴露的可能性,尚难以捕捉风险的动态传导过程及其实际造成的福利损失。

(三)反事实模拟的测度视角

在静态分析基础上,部分学者采用反事实模拟方法,利用全球投入产出模型或可计算一般均衡模型,通过设定外生冲击,模拟其沿复杂投入产出网络传导的经济后果,并将由此产生的损失幅度直接量化为风险敞口。例如,丁晓强和葛海燕(2024)^[27]模拟了以区域全面经济伙伴关系协定(RCEP)国家替代中美产业链关联的情景;李敬子等(2023)^[39]则从分散风险的视角,评估了“一带一路”沿线国家对缓解中国供给侧风险的作用。此外,还有学者关注特定冲击的影响,如毛海涛等(2026)^[4]同时模拟了工业机器人应用与美国加征关税两类冲击对中国产业链风险敞口的异质性影响,并量化了前者对冲后者的阈值。倪红福等(2025)^[36]模拟了不同程度外资撤离,特别是高技术制造业美资撤离对中国产业链抗风险能力造成的冲击。

运用该方法测度的产业链风险敞口具有明确的福利经济学含义和政策针对性,能够为制定应对外生冲击的决策提供量化依据。然而,其局限在于模拟结果高度依赖于模型设定与冲击情景假设,且通常假定技术系数不变,因此可能高估产业链的安全水平。

综上所述,增加值贸易视角刻画了产业链风险敞口在价值层面的依赖关系,生产链长度视角进一步剖析了这种依赖背后的结构深度,而反事实模拟视角则动态推演了各种冲击可能引发的连锁效应与经济后果。三者分别从依赖程度、结构特征与动态影响三个维度构建了一个互为补充的方法论体系。测度工具的

不断发展与综合应用,推动了产业链风险敞口研究从初步认知走向系统解析,从定性判断走向精准量化。

四、研究发现与核心启示

基于上述方法,大量研究对中国产业链风险敞口展开广泛测度与比较,形成了一系列富有启示的实证发现。本部分在此基础上,总结其共性规律、异质性特征与演变趋势,并结合中国产业发展实践提炼核心启示,以期优化产业链布局、提升产业链自主可控水平提供经验依据。

(一)中国产业链风险敞口的规模、结构与趋势特征

1. 呈现出先扩张后收敛并趋于平稳的演变趋势

基于增加值贸易与生产链长度等多维视角的实证研究表明,中国产业链风险敞口总体上呈现出先扩张后收敛再趋于平稳的趋势。李坤望等(2025)^[5]基于增加值贸易核算发现,中国外部供应链的相对风险水平在2008年前后达到高点,之后趋于收敛。倪红福等(2024)^[28]从生产链长度视角进一步揭示了需求侧和供给侧风险敞口的动态特征,需求侧风险敞口呈现先升后降、再升再降的复杂波动,而供给侧风险敞口则在2011年之后趋于略微下降的总体平稳态势。这表明,中国在全球价值链中的参与模式正逐步从广度参与转向深度嵌入,再迈向结构优化阶段。近年来,产业链风险敞口趋稳甚至有所回落,与国内大循环能力增强以及供应链多元化布局的深入推进密切相关。

2. 呈现出中高技术制造业产业链风险敞口集中的行业特征

产业链风险敞口呈现显著的行业异质性,其分布情况揭示出产业链的关键薄弱环节。多项研究一致表明,资本与技术密集型制造业,尤其是计算机、电子及光学产品、电气设备、化工等行业,是中国产业链风险敞口最为集中的领域^[27-28]。这些行业深度嵌入全球价值链,产业链条长,且关键技术与核心中间品高度依赖少数发达国家。根据倪红福等(2024)^[28]的研究,中国中高技术制造业产业链的需求侧有近1/3生产长度暴露在国外。相比之下,传统劳动密集型产业的风险敞口处于较低水平,显示出通过国内循环降低外部依赖的潜力。

3. 呈现出东部沿海地区显性集中的空间特征

现有研究表明,产业链风险敞口的空间分布不均衡,但因产业链网络的传导效应,风险已基本覆盖全国。葛海燕等(2025)^[3]省级层面的细化研究显示,上

海、广东、江苏等东部沿海经济大省在供给侧与需求侧均表现出最高的风险敞口水平,其规模甚至超过美国等发达国家。这一现象与该地区作为全球制造与贸易枢纽的地位相一致。然而,受产业链网络传导性影响,即使风险敞口本身较低的西部与中部省份,因其处于国内产业链的上游或下游环节,也难以完全隔离外部冲击的影响^[16]。因此,产业链风险防控必须立足于统筹全国区域产业布局。

(二) 中国产业链风险敞口的国别特征

无论是基于增加值贸易还是生产链长度的测度视角,中国产业链风险敞口的来源国(地区)均呈现相对集中的格局。李坤望等(2025)^[5]基于增加值贸易核算指出,欧盟、东盟、日本、韩国和美国是中国前五大外部供应链风险来源地;倪红福等(2024)^[28]从生产链长度视角也证实,美国、日本和韩国是中国中间品投入依赖度最高的国家;葛海燕等(2025)^[3]的省级层面研究同样表明,各省份产业链对外风险敞口的来源国高度一致地集中于美国、日本和韩国。这构成了中国产业链外部依赖的核心风险圈。与此同时,这一国别结构也处于动态演变之中。倪红福等(2024)^[28]指出,2000—2021年韩国、日本、美国及欧洲主要国家对中国产业链的依赖度大幅提升,而中国对日本、韩国等国家的产业链需求侧风险敞口有所下降。这表明,中国在全球产业链中的角色正从依赖者向区域性供给枢纽和系统性重要节点转变,中国在亚洲生产网络中的主导地位日益凸显。

(三) 中国产业链风险敞口的缓冲机制

1. 强化国内大循环与深化区域合作是降低产业链风险敞口的有效途径

基于投入产出模型的反事实模拟表明,强化国内大循环与深化区域合作是降低产业链风险敞口的有效途径。丁晓强和葛海燕(2024)^[27]的反事实模拟揭示,仅依靠RCEP国家替代中美产业链,虽然能够降低部分简单产业链风险,但无法全面缩小中国产业链对外风险敞口,甚至可能推高供给侧隐性风险。其有效路径在于以强化国内各省份间的产业链循环为主导,辅以与RCEP国家的区域合作,形成以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的格局,从而系统性降低对外风险敞口。葛海燕等(2025)^[3]进一步证实,“国内其他省份+RCEP伙伴国”或“国内其他省份+‘一带一路’沿线国家”的组合替代方案,能够有效缩小各省份供给侧与需求侧风险敞口;李敬子等(2023)^[39]的研究

也支持这一结论,发现内循环的扩张有助于分散需求侧风险,但对供给侧风险的缓解作用有限。因此,构建双循环新发展格局是系统性应对产业链风险的战略选择。

2. 技术赋能是对冲外部冲击的可行支撑

除空间布局调整外,以技术进步提升产业链内在竞争力是主动抵御风险的关键。毛海涛等(2026)^[4]构建的一般均衡模型与反事实模拟表明,工业机器人的广泛应用能显著缩小中国产业链风险敞口。其作用机制在于,工业机器人通过提高生产效率和最终产品需求,增强中国在国际市场的竞争力。该研究进一步量化了工业机器人的冲击对冲效应:当发达国家工业机器人使用程度提高1%时,中国需将自身工业机器人使用程度提升2.65%和2.02%以抵消销售端和采购端风险敞口的负面影响。这表明,定向推进工业机器人等先进技术的研发与应用,可为应对外部冲击提供一条可量化、可操作的对冲路径。

五、简评与展望

现有关于产业链风险敞口测度的研究已初步构建起涵盖理论、方法与实证的完整框架,为科学识别与有效管理产业链风险提供了重要支撑。在理论层面,现有文献将金融与保险领域的风险敞口概念创造性地引入产业链这一复杂经济系统,确立了其前瞻预警性、对外依赖性与系统传导性三大核心理论属性,为从事前视角评估产业链风险奠定了重要基础。在方法层面,当前文献主要围绕增加值贸易、生产链长度和反事实模拟三大视角展开,形成了从宏观依赖测度、结构深度剖析到动态冲击推演的方法体系,呈现出由宏观到微观、由静态到动态的清晰演进路径,有力推动了对产业链风险从量化特征到结构本质的理解。在实证层面,相关成果系统揭示了中国产业链风险敞口的演变趋势与分布规律:时序上呈现先扩张后收敛并趋于平稳的趋势;结构上表现为风险高度集中于中高技术制造业,尤其是计算机、电子等行业;空间上东部沿海地区显性暴露突出,且风险易通过产业链网络传导至全国;国别来源则聚焦于美国、日本、韩国等经济体。此外,研究还表明,强化国内大循环与深化区域合作是降低产业链风险敞口的有效途径,而以工业机器人为代表的技术赋能可为抵御外部冲击提供重要缓冲。上述发现对精准识别关键风险点、优化产业布局具有显著的政策参考价值。

与此同时,也应认识到产业链风险敞口研究作为

产业经济学的前沿领域,仍面临诸多挑战。第一,可靠、细粒度且动态更新的数据是科学测度的前提。然而刻画全球与国内产业链网络所需的微观企业关联数据、产品贸易依赖与技术依存等数据往往难以获取或质量不一,制约了风险识别的精准性与时效性。第二,产业链风险敞口分析对于深度全球化、依赖结构清晰的产业最具解释力,但应用于以下两类产业时须保持审慎:一是供应链本土化程度高、市场分散的产业,其外部敞口可能并非主要矛盾;二是技术快速迭代、国际分工尚未定型的新兴产业,其对外依赖关系具有高度动态性与不确定性。因此,如何针对不同产业特征构建差异化分析框架,是提升风险识别精度的关键课题。第三,现有研究多以行业大类为分析单元,如何在更细分产品和技术环节动态识别、定位并评估关键产业链的脆弱点,仍是亟待突破的难点。第四,产业链实际面临的风险冲击已涵盖贸易政策、技术封锁、金融制裁、自然灾害等多重类型,且往往并发、叠加与传导。如何准确识别冲击源头、区分冲击机制并刻画其传导路径,是推动产业链风险敞口研究向精细化、动态化发展必须攻克的任务。

因此,产业链风险敞口研究可在以下方向深化与拓展:第一,推动跨学科融合。积极吸纳复杂系统科学、网络科学、数据科学及地缘政治学的前沿理论与方法。例如,借助复杂系统理论构建动态模型,揭示风险的非线性传导特征;运用大数据、人工智能与自然语言处理技术,实现供应链状态的实时追踪、隐性依赖关系挖掘与潜在断点的智能预警。第二,发展适配不同产业的差异化分析框架。对于成熟且深度全球化的产业,可聚焦于供应链拓扑结构与关键节点识别;对于技术迭代迅速的新兴产业,应侧重分析技术路线竞争与专利网络。第三,构建“宏观—中观—微观—产品”贯通的多维动态评估体系。在数据层面,推动宏观统计、微观企业、海关产品及技术专利等多源数据融合;在方法层面,发展能够同时刻画产业链网络结构、企业行为适应与特定技术环节脆弱性的集成模型;在应用层面,建立可对多元并发冲击进行模拟与压力测试的动态评估平台,从而实现对产业链风险从趋势预警、环节定位到传导路径的全流程洞察与前瞻管理。◆

参考文献:

[1]祝树金,曾聘.风险冲击下供应链配置策略与韧性提升[J].经济研究,2025,60(8):94-115.

- [2]Ni H F, Zhong D C, Peng S Y. A new method for measuring industrial chain risk exposure: a regional perspective in China [J]. *Journal of Economic Surveys*, 2024, 38(5): 1760-1794.
- [3]葛海燕,张少军,丁晓强.中国区域产业链对外风险敞口的测度、比较与模拟:兼论新发展格局下产业链安全构建路径[J]. *经济学家*, 2025(2): 106-117.
- [4]毛海涛,张同亮,张洁.工业机器人与中国产业链风险敞口[J]. *管理世界*, 2026, 42(1): 53-77.
- [5]李坤望,占宽,罗璇.中国外部供应链风险敞口的测度研究[J]. *经济学动态*, 2025(5): 38-54.
- [6]Lin B, Teng Y T. The effect of industrial synergy and division on energy intensity: from the perspective of industrial chain [J]. *Energy*, 2023, 283: 128487.
- [7]Marshall A. *Principles of economics* [M]. London: Macmillan and Company, 1890: 64.
- [8]Oliver R K, Webber M D. Supply-chain management: logistics catches up with strategy [N]. *Financial Times*, 1982-05-01(23).
- [9]Porter M E. *Competitive advantage: creating and sustaining superior performance* [M]. New York: Free Press, 1985: 64-66.
- [10]魏然.产业链的理论渊源与研究现状综述[J]. *技术经济与管理研究*, 2010(6): 140-143.
- [11]李芳华,王丽媛.“南下”还是“西进”:外部冲击下的企业区位选择[J]. *中国社会科学*, 2024(11): 24-46+204-205.
- [12]吴金明,邵昶.产业链形成机制研究:“4+4+4”模型[J]. *中国工业经济*, 2006(4): 36-43.
- [13]刘明宇,芮明杰.价值网络重构、分工演进与产业结构优化[J]. *中国工业经济*, 2012(5): 148-160.
- [14]黄群慧,倪红福.基于价值链理论的产业基础能力与产业链水平提升研究[J]. *经济体制改革*, 2020(5): 11-21.
- [15]张其仔,许明.中国参与全球价值链与创新链、产业链的协同升级[J]. *改革*, 2020(6): 58-70.
- [16]肖兴志,王振宇,李少林.产业链韧性测度方法研究进展[J]. *经济学动态*, 2024(4): 144-160.
- [17]Hull J C. *Risk management and financial institutions* [M]. Hoboken: John Wiley & Sons, Inc, 2023: 17-20.
- [18]Mcneil A J, Frey R, Embrechts P. *Quantitative risk management: concepts, techniques and tools* [M]. Revised ed. Princeton: Princeton University Press, 2015: 134-136.
- [19]Bolton P, Kacperczyk M. Do investors care about carbon risk? [J]. *Journal of Financial Economics*, 2021, 142(2): 517-549.
- [20]杜剑,徐筱莰,杨杨.气候风险影响权益资本成本吗?:来自中国上市公司年报文本分析的经验证据[J]. *金融评论*, 2023, 15(3): 19-46+125.
- [21]Caldara D, Iacoviello M. Measuring geopolitical risk [J]. *American Economic Review*, 2022, 112(4): 1194-1225.
- [22]汪峰,马梦畋,李佳.地缘政治风险对气候变化适应的影响研究[J]. *中国环境管理*, 2025, 17(6): 7-18.
- [23]Hautsch N, Herrera R. Multivariate dynamic intensity peaks—

- over-threshold models[J]. Journal of Applied Econometrics, 2020, 35(2): 225-247.
- [24] 何汉, 李思呈. 基于有向复杂网络的担保圈违约风险传染建模研究[J]. 中国管理科学, 2024, 32(6): 22-33.
- [25] 崔晓敏, 熊婉婷, 杨盼盼, 等. 全球供应链脆弱性测度: 基于贸易网络方法的分析[J]. 统计研究, 2022, 39(8): 38-52.
- [26] Baldwin R, Freeman R. Risks and global supply chains: what we know and what we need to know [J]. Annual Review of Economics, 2022, 14(1): 153-180.
- [27] 丁晓强, 葛海燕. 中国产业链对外风险敞口的动态变迁、国际比较与反事实模拟[J]. 数量经济技术经济研究, 2024, 41(10): 26-45.
- [28] 倪红福, 钟道诚, 范子杰. 中国产业链风险敞口的测度、结构及国际比较: 基于生产链长度视角[J]. 管理世界, 2024, 40(4): 1-26+46+27-45.
- [29] 傅元海, 陈丽珊, 黄泽泓. 中国制造业自主可控水平测度与国际比较[J]. 亚太经济, 2025(4): 142-160.
- [30] 王欠欠, 钟道诚. 产业链安全的政策逻辑、风险敞口与实践启示[J]. 学习与探索, 2023(12): 108-117.
- [31] 殷凤, 党修宇. 全球产业链供应链重构背景下上海面临的挑战与对策[J]. 科学发展, 2023(2): 51-58.
- [32] 郑世林, 张容嘉. 产业链风险与中国企业自主创新突破[J]. 中国社会科学, 2025(3): 60-78+205.
- [33] 顾洁, 姚欣林, 胡安安. 多重风险下中国芯片产业网络冲击效应研究[J/OL]. 科学学研究, 1-17. <https://doi.org/10.16192/j.cnki.1003-2053.20250902.002>.
- [34] Koopman R, Wang Z, Wei S J. Tracing value-added and double counting in gross exports[J]. American Economic Review, 2014, 104(2): 459-494.
- [35] Borin A, Mancini M, Taglioni D. Measuring Exposure to Risk in Global Value Chains [M]. Washington, DC: World Bank, 2021: 26.
- [36] 倪红福, 钟道诚, 彭思仪. 外资视角下的中国产业链风险分析[J]. 中国社会科学, 2025(7): 165-184+208.
- [37] Wang Z, Wei S J, Yu X, et al. Characterizing global value chains: production length and upstreamness [R]. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research, 2017.
- [38] 倪红福, 王海成. 企业在全球价值链中的位置及其结构变化[J]. 经济研究, 2022, 57(2): 107-124.
- [39] 李敬子, 高重阳, 何祚宇. 新发展格局下产业链安全构建路径探索: 基于供需风险分散的视角[J]. 中国工业经济, 2023(12): 24-41.

The Measurement of Industrial Chain Risk Exposure: Theory, Methods, and Prospects

Jiang Jiaoyang, Li Guorong

Abstract: Against the backdrop of accelerated restructuring and frequent disruptions in global industrial chains, industrial chain risk exposure has emerged as a pivotal forward-looking indicator and a frontier issue in the research on industrial chain security. Driven by the practical needs for measuring industrial chain risk exposure, this paper conducts a systematic review of the literature across three dimensions: theoretical foundations, measurement methodologies, and empirical findings. Firstly, it clarifies the core concept of industrial chain risk exposure and summarizes its three defining characteristics: forward-looking risk early warning, external dependency, and systemic propagation. Secondly, it examines mainstream measurement approaches from three distinct perspectives: value-added trade, production chain length, and counterfactual simulation analysis. Thirdly, it synthesizes empirical findings regarding the evolutionary trajectory, distribution patterns, sectoral and regional structural features, geographic sources of risk, and associated mitigation mechanisms as revealed by extant research on China's industrial chain risk exposure. Finally, the article critiques the existing literature and suggests future directions for research. It concludes that future studies urgently need to integrate interdisciplinary methods, construct differentiated analytical frameworks, and develop dynamic assessment tools to support the establishment of a more scientific, precise, and proactive system for assessing and governing industrial chain risks.

Key words: Industrial Chain Risk Exposure; Risk Assessment; Industrial Chain Security; Statistical Measurement

(责任编辑: 杨扬)