统计理论与实践

STATISTICAL THEORY AND PRACTICE

（2026年第8期，总第568期）

月刊

学术顾问（以姓氏笔画为序）

石　磊　史代敏　李金昌　邱　东　苏为华

罗良清　金勇进　赵彦云　曾五一　蒋　萍

编辑委员会

主　　任　秦保强

委　　员（以姓氏笔画为序）

王　军　王亚菲　王玲杰　方匡南　平卫英　向书坚

刘　洪　刘定平　李　勇　李红见　李宝瑜　李冻菊

杨青龙　杨贵军　肖　强　陈光慧　林金官　周国富

郑展鹏　郝爱民　洪兴建　徐　强　徐国祥　唐晓彬

郭　杰　郭　露　秦保强　程开明　彭　刚　韩　嵩

主　　编　郭　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·

新型工业化:内涵特征、水平测度与空间溢出效应分析…… 蒙长玉,段小力,杨　珂/5

文化产业数字化的空间效应与影响机制研究…… 唐晓彬,吴沁珵,何桂烨,耿蕴洁/17

数字经济对物流业降本提质增效协同发展的影响研究…… 刘立刚,胡艺飞/31

·人口与社会统计·

国家级新区建设对劳动要素集聚的影响研究…… 陈鑫鹏,彭子华,张　萌/41

数据资产化的稳就业效应

——基于劳动力岗位重塑视角…… 高华川,时子钧/52

主　　管　河南省社会科学院
主　　办　河南省社会科学院
主　　编　郭　杰
社　　长　李红见
编辑出版　《统计理论与实践》编辑部
地　　址　郑州市郑东新区恭秀路16号
邮　　编　451464
刊　　期　月刊
出版日期　每月25日
创刊时间　2020年8月
投稿邮箱　tjllysj@vip.sina.com
印　　刷　河南瑞之光印刷股份有限公司

2026年第8期,总第568期
2026年8月25日出版

目　　录

·资源与环境统计·

绿色算力设施与能源利用效率

——基于国家绿色数据中心试点政策的准自然实验…… 雷　娜,程　昊/62

城市生态韧性的时空差异及障碍因子识别

——以河南省为例…… 李亚芳/72

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

国内订阅　全国各地邮局
国内发行　河南省邮政发行局
邮发代号　36-12
国外发行　中国国际图书贸易总公司

国际标准连续出版物号　ISSN 2096-8647
国内统一连续出版物号　CN 41-1458/C8
定　　价　15元

MAIN CONTENTS

New Industrialization: Connotation, Measurement of Development Level, and Spatial Spillover Effects Analysis····· Meng Changyu, Duan Xiaoli, Yang Ke(5)

Spatial Effects and Impact Mechanisms of Digital Transformation in the Cultural Industry ····· Tang Xiaobin, Wu Qincheng, He Guiye, Geng Yunjie(17)

Research on the Impact of Digital Economy on the Coordinated Development of Logistics Industry in Cost Reduction, Quality Improvement and Efficiency Enhancement····· Li Ligang, Hu Yifei(31)

A Study on the Impact of National-Level New Area Development on Labor Factor Aggregation ····· Chen Xinpeng, Peng Zihua, Zhang Meng(41)

The Employment Stabilization Effect of Data Assetization: A Perspective Based on Workforce Job Reshaping····· Gao Huachuan, Shi Zijun(52)

Green Computing Infrastructure and Energy Efficiency: A Quasi-natural Experiment Based on the National Green Data Center Pilot Policy····· Lei Na, Cheng Hao(62)

Spatiotemporal Differences and Obstacle Factor Identification of Urban Ecological Resilience: A Case Study of Henan Provincee····· Li Yafang(72)

新型工业化：内涵特征、水平测度与空间溢出效应分析

蒙长玉[1]，段小力[2]，杨　珂[1]

（1.河南工学院 经济学院，河南 新乡 453003；2.郑州师范学院 经济与管理学院，河南 郑州 450044）

摘要：新型工业化是实现数字经济与实体经济深度融合的重要载体，深刻影响着中国式现代化进程和新质生产力水平。通过构建新型工业化发展水平评价指标体系，对2013—2024年我国省域新型工业化发展水平进行系统分析。研究发现：（1）我国新型工业化发展水平稳步提升但整体偏低，且呈现“东部>中部>西部>东北”的阶梯分布格局；（2）新型工业化分维度综合得分显著提升但发展不均衡，数实融合、高技术产业、科技创新维度构成新型工业化发展的核心驱动力；（3）我国省域新型工业化发展水平呈现前期提升有限后期加速发展、先分化后分散的动态特征，区域发展水平差异显著；（4）我国新型工业化发展水平总体差异先稳后扩大，区域间差异是构成空间不均衡的主要来源，地区空间差异呈现非均衡格局；（5）我国新型工业化发展存在显著的正向空间溢出效应，形成东部地区“高-高”集聚、中西部和东北地区“低-低”集聚的分化格局。据此，从实施差异化发展战略、促进发展结果共享、强化创新驱动、搭建协同平台及完善评价激励机制等方面提出相应的政策建议。

关键词：新型工业化；数实融合；科技创新；空间溢出效应

中图分类号：F401.3　　**文献标识码**：A　　**文章编号**：2096-8647（2026）08-0005-12

DOI：10.13999/j.cnki.tjllysj.2026.08.001

一、引言

推进新型工业化是实现中国式现代化的必然要求，能为新质生产力的发展提供重要支撑和保障。党的二十大报告指出：“坚持把发展经济的着力点放在实体经济上，推进新型工业化，加快建设制造强国”。《中共中央关于进一步全面深化改革 推进中国式现代化的决定》明确提出：“加快推进新型工业化，培育壮大先进制造业集群，推动制造业高端化、智能化、绿色化发展”。新型工业化是我国顺应时代潮流提出的重大发展战略，其发展模式正经历从传统要素驱动向创新驱动、从规模扩张向质量效益提升、从高碳增长向绿色低碳发展的系统性转型，是推进共同富裕的物质技术支撑。当前，我国新型工业化发展面临着需求结构升级、供给侧结构性改革深化、人口数量红利消退和资源环境约束增强等多重挑战，各省份在资源禀赋、产业基础、区位条件和政策环境等方面存在显著差异，新型工业化发展呈现出明显的区域不平衡性。在此背景下，精准把握我国新型工业化的发展水平、动态演变特征与地区异质性，对于优化区域产业布局、推动区域协调发展具有重要意义。

二、文献综述

当前，学术界关于新型工业化的研究主要集中于以下三个方面：一是新型工业化的内涵和特征。有学者认为新型工业化涉及共同富裕、科技创新、绿色低碳、数实融合、开放循环和数智化等方面，具有新的效率源泉、新的生产要素、新的组织形态和新的约束条件等特

基金项目：国家社会科学基金重大项目“中国式现代化进程中的共同富裕问题研究”（24&ZD027）；国家社会科学基金后期资助项目“国民收入分配比例的合理区间与变动规律：理论假设与经验证据”（25FJLB005）；河南省软科学研究计划项目“数字技术创新视角下科技金融赋能河南省传统制造业深度绿色转型的机制与对策研究”（262400410735）。

作者简介：蒙长玉，男，博士，讲师，研究方向为数字经济、产业发展、收入分配；段小力，通信作者，女，博士，教授，研究方向为微观经济理论；杨珂，男，博士，讲师，研究方向为数字经济、乡村振兴、共同富裕。

征[1-5]。有学者认为数字经济背景下新型工业化具有数智化、融合化和绿色化等特征。二是新型工业化的评价指标体系构建。唐浩和贺刚(2014)[6]基于经典工业化理论，构建了包括基础、发展、贡献三个维度的新型工业化发展水平评价指标体系。李鹏和蒋美琴(2024)[7]、李俊杰和周民良(2024)[8]围绕信息和数字化程度、工业发展水平、科技创新能力构建了评价指标体系。吴三忙等(2025)[9]基于国家重大区域发展战略和“双碳”目标要求，构建了包含产业结构高端化、能源消费低碳化、生产方式数字化等维度的评价指标体系。三是新型工业化的定量评价方法。相关学者一般采用变异系数法、熵权法和核密度估计等方法对我国新型工业化发展水平及其动态演进特征进行测度和分析[10-12]。

以上文献为本文的研究奠定了一定基础，但仍存在如下不足：一是现有文献构建的新型工业化评价指标体系未充分反映中国式现代化进程中共同富裕的本质要求；二是对我国新型工业化的区域异质性和空间相关性的研究有待进一步深入。基于此，本文结合中国式现代化和共同富裕的要求，在阐释新型工业化的理论内涵和特征的基础上，从工业化水平、科技创新、绿色发展、数实融合、高技术产业水平、社会共享六个维度构建评价指标体系，采用熵权法测度我国各省份新型工业化发展水平，并运用核密度估计、Dagum基尼系数和莫兰指数等方法，进一步考察新型工业化发展水平的动态演进特征、区域异质性及空间溢出效应，以期为推进新型工业化、促进区域协调发展提供理论支撑与实证依据。

三、新型工业化的内涵与特征

(一)新型工业化的内涵

新型工业化是中国式现代化的核心支撑与物质基础[13]，是围绕高端化、数字化和低碳化，构建起技术创新、产业升级、生态协调、成果共享的有机统一体。共同富裕目标决定了新型工业化是兼顾效率与公平、发展与保护、技术与民生的现代化工业发展模式[14]。数字化为其注入转型动能，通过数字技术与实体经济深度融合重塑生产方式；低碳化为其设定发展底线，以“双碳”目标引领现代产业体系全面绿色转型；高端化为其确定发展方向，依托科技创新和产业创新深度融合，推动产业价值链向高端攀升[15-16]；共同富裕则为其锚定发展目标，确保工业化发展成果惠及全体人民，实现物质财富增长与分配公平的动态平衡[17-19]，最终达成经济发展、社会进步与生态保护的协调统一。

(二)新型工业化的特征

新型工业化具有六个方面的典型特征：一是工业总量与发展质量的双重提升。为实现共同富裕提供坚实的物质技术基础，同步实现工业化进程加速与现代化基础夯实。二是科技创新和产业创新深度融合。通过强化研发投入、人才储备与成果转化，为产业持续升级和高端化发展提供内生动力，推动工业由要素驱动向创新驱动转型，为财富创造与分配提供更多物质空间。三是绿色低碳发展。区别于传统工业化，新型工业化摒弃了粗放式发展模式，通过将节能减排、清洁生产、循环经济等低碳化路径嵌入工业化全过程，实现工业发展与生态保护的协同共生，构建起可持续的发展模式。四是数实深度融合。新型工业化以数字技术与实体经济的深度融合为核心，通过互联网、大数据、人工智能等技术重塑生产流程、优化资源配置，推动工业生产向自动化、智能化、数字化转型，提升生产效率。五是产业结构优化升级。新型工业化推动产业从劳动密集型、资源密集型向技术密集型、知识密集型转型，在优化传统产业的同时，培育壮大新兴产业和未来产业，提升产业附加值，创造出更多高质量就业岗位，为财富增长与共享提供产业支撑。六是社会共享普惠。社会共享是新型工业化的价值归宿，也是共同富裕的基本要求。新型工业化能够推动工业化进程与民生改善同步推进，促进工业发展的红利惠及全体居民，助力实现“发展为了人民、发展依靠人民、发展成果由人民共享”[20]的目标。

四、研究设计

(一)评价指标体系构建

基于新型工业化的理论内涵和特征，考虑到评价体系的科学性、全面性和数据可得性，本文从工业化水平、科技创新、绿色发展、数实融合、高技术产业水平、社会共享六个维度选取40个具体指标，构建新型工业化发展水平评价指标体系，具体如表1所示，并用熵权法计算得到各指标和维度的权重。

工业化水平维度涉及经济发展水平、劳动生产率、城镇化率等6个具体指标，主要衡量新型工业化对中国式现代化的物质支撑作用。科技创新维度涉及R&D人力资源规模、科研投入强度、创新效率等9个指标，是新型工业化发展的内在驱动力。绿色发展维度涉及单位GDP能耗、碳排放增长率、工业固体废物利用率、人均绿地面积等9个具体指标，体现了“双碳”目标约束下可持续发展的目标导向。数实融合维度涉及

数字经济发展水平、信息技术服务收入比重等5个具体指标，用以度量新型工业化发展的数实深度融合程度。高技术产业水平维度涉及高技术研发投入强度、高技术产业研发效率等4个具体指标，用以衡量现代产业体系转型升级水平。社会共享维度涉及社会保障程度、城乡居民人均可支配收入比例、城镇恩格尔系数等7个具体指标，用以衡量新型工业化发展成果的普惠性。

（二）研究方法

1.熵权法

熵权法为多指标综合评价提供了科学、客观的分析路径[23-24]，具体计算步骤如下：

表1 新型工业化发展水平评价指标体系

维度	指标	指标说明	属性	权重
工业化水平（0.1450）	经济发展水平	人均GDP	+	0.0248
	经济增长状况	经济增长率	+	0.0236
	劳动生产率	第二产业增加值/第二产业就业人员数	+	0.0240
	城镇化率	城镇常住人口/总常住人口	+	0.0241
	产业高级化指数	采用干春晖等（2011）[21]的测度方法得到	+	0.0251
	投资效率	GDP增量/资本形成总额	+	0.0234
科技创新（0.2316）	R&D人力资源规模	R&D人员数	+	0.0265
	R&D人员投入强度	R&D人员全时当量	+	0.0261
	科研投入	R&D经费	+	0.0270
	科研投入强度	R&D经费/GDP	+	0.0254
	公共服务支出	财政科学技术与教育支出	+	0.0251
	公共服务支出强度	财政科学技术与教育支出/一般公共预算支出	+	0.0240
	创新人才基础	普通高等学校在校学生数	+	0.0248
	技术实现度	技术市场成交额/GDP	+	0.0283
	创新效率	专利申请授权数/研发投入量	+	0.0244
绿色发展（0.2140）	单位GDP能耗	能源消费总量/GDP	−	0.0238
	单位GDP电耗	用电量/GDP	−	0.0237
	城市绿化程度	建成区绿化覆盖率	+	0.0237
	碳排放增长率	二氧化碳排放量增长率	−	0.0237
	单位GDP废水量	单位GDP化学需氧量排放量	−	0.0239
	单位GDP废气量	单位GDP二氧化硫排放量	−	0.0237
	工业固体废物利用率	一般工业固体废物综合利用率	+	0.0241
	污水处理状况	污水集中处理率	+	0.0234
	人均绿地面积	人均公园绿地面积	+	0.0240
数实融合（0.1312）	数字经济发展水平	采用潘凯和张星星（2024）[22]的测度方法得到	+	0.0255
	互联网普及度	宽带接入用户数/总人口	+	0.0246
	软件收入比重	软件业务收入/GDP	+	0.0277
	信息技术服务收入比重	信息技术服务收入/GDP	+	0.0282
	企业电子商务比重	企业电子商务销售额/GDP	+	0.0252
高技术产业水平（0.1086）	R&D经费支出	高技术产业R&D经费内部支出	+	0.0305
	研发规模	高技术产业R&D人员数	+	0.0291
	高技术研发投入强度	高技术产业R&D经费内部支出/R&D人员数	+	0.0244
	高技术产业研发效率	高技术产业工业企业专利申请数/新产品开发经费支出	+	0.0246
社会共享（0.1699）	社会保障程度	社会保障和就业支出/GDP	+	0.0245
	医疗保障程度	基本医疗保险参保人数/常住人口数	+	0.0236
	文化设施完善度	人均拥有公共图书馆藏量	+	0.0255
	城乡居民人均可支配收入比例	城镇居民人均可支配收入/农村居民人均可支配收入	−	0.0243
	城乡人均消费支出比例	城镇居民人均消费支出/农村居民人均消费支出	−	0.0243
	城镇恩格尔系数	城镇家庭食品消费支出/总消费支出	−	0.0239
	农村恩格尔系数	农村家庭食品消费支出/总消费支出	−	0.0238

一是数据标准化处理。

$$正向指标：x'_{ij}=\frac{x_{ij}-\min_{i=1}^{n}\{x_{ij}\}}{\max_{i=1}^{n}\{x_{ij}\}-\min_{i=1}^{n}\{x_{ij}\}} \tag{1}$$

$$负向指标：x'_{ij}=\frac{\max_{i=1}^{n}\{x_{ij}\}-x_{ij}}{\max_{i=1}^{n}\{x_{ij}\}-\min_{i=1}^{n}\{x_{ij}\}} \tag{2}$$

其中，x_{ij}表示第i个省份第j个评价指标的具体数值。

二是计算第i个省份第j个评价指标的权重p_{ij}。

$$p_{ij}=\frac{x'_{ij}}{\sum x'_{ij}} \tag{3}$$

其中，$\sum x'_{ij}$表示第j个指标所有省份的数值之和。

三是计算熵值e_j。

$$e_j=-\frac{1}{\ln(n)}\times\sum_{i=1}^{n}p_{ij}\ln p_{ij} \tag{4}$$

其中，n为省份数量。

四是计算第j个指标的熵权w_j。

$$w_j=\frac{d_j}{\sum_{j=1}^{p}d_j} \tag{5}$$

其中，d_j=1−e_j。

五是计算综合得分z_i。

$$z_i=\sum_{i=1}^{n}(w_j\times x'_{ij}) \tag{6}$$

2.核密度估计

核密度估计法基于各省份具体指标数据对概率密度函数进行估计，平滑地拟合出数据点的分布形态，从而更加真实地反映我国新型工业化发展水平的省域分布特征。核密度函数的计算公式如下：

$$f(x)=\frac{1}{nh}\sum_{i=1}^{n}K\left(\frac{x-x_i}{h}\right) \tag{7}$$

其中，h为数据带宽。本文借鉴余姗和张哲(2024)[25]、叶提芳等(2025)[26]的思路，选择高斯核函数$K(\cdot)$进行测度。

3.Dagum基尼系数

Dagum基尼系数是衡量经济发展不均衡程度的统计指标，能够较好地揭示区域不均衡来源。总体基尼系数G、区域内基尼系数G_{ww}、区域间基尼系数G_{nb}以及超变密度G_t的计算公式如下：

$$G=\frac{1}{2n^2\bar{y}}\sum_{g=1}^{k}\sum_{h=1}^{k}\sum_{i=1}^{n_g}\sum_{j=1}^{n_h}|y_{ig}-y_{jh}| \tag{8}$$

$$G_{ww}=\sum_{g=1}^{k}G_g\left(\frac{n_g}{n}\right)^2 \tag{9}$$

$$G_{nb}=\sum_{g=2}^{k}\sum_{h=1}^{g-1}\left(\frac{n_g}{n}\right)\left(\frac{n_h}{n}\right)|\bar{y}_g-\bar{y}_h| \tag{10}$$

$$G_t=G-G_{ww}-G_{nb} \tag{11}$$

其中，n_g表示第g(g=1,2,...,k)个区域组有n_g个省份，y_{ig}(i=1,2,...,n_g)表示第g个区域组第i个省份的指标值，$\bar{y}=\frac{1}{n}\sum_{g=1}^{k}\sum_{i=1}^{n_g}y_{ig}$，$n=\sum_{g=1}^{k}n_g$，$\bar{y}_g=\frac{1}{n_g}\sum_{i=1}^{n_g}y_{ig}$表示区域组内样本均值，$G_g$表示第$g$个区域内部的基尼系数。总体基尼系数$G$和区域内基尼系数$G_{ww}$分别反映全国和区域组内部新型工业化发展水平的差异，区域间基尼系数G_{nb}衡量了不同区域间新型工业化发展水平的平均差异，超变密度G_t反映了区域间交叉重叠部分新型工业化发展水平的差异。

4.莫兰指数

莫兰指数(Moran's I)可以有效地反映我国新型工业化发展水平的空间相关性。通过量化空间单元属性值与其相邻单元属性值的关联程度，判断各省份新型工业化发展水平在空间上是呈现集聚分布(正相关)、离散分布(负相关)还是随机分布(无相关)。其计算公式为：

$$I_m=\frac{n}{S_0}\cdot\frac{\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n}W_{ij}(x_i-\bar{x})(x_j-\bar{x})}{\sum_{i=1}^{n}(x_i-\bar{x})^2} \tag{12}$$

其中，x_i(x_j)为单元i(j)的属性值，W_{ij}为空间权重，$\bar{x}$为属性均值，$S_0=\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n}W_{ij}$，是所有空间权重之和。

(三)数据来源与说明

本文的研究对象为2013—2024年我国的30个省份(基于数据的可得性，不包含西藏、香港、澳门和台湾)，所需数据主要来自《中国统计年鉴》《中国科技统计年鉴》以及各省份统计年鉴。借鉴国家统计局的区域划分方法，将30个省份划分为东部、中部、西部、东北四个地区。针对个别数据的缺失，本文采用线性插值法补齐。

五、新型工业化发展水平的特征描述与动态演进

(一)新型工业化发展水平的特征描述

运用熵权法测度得到2013—2024年我国30个省份的新型工业化发展综合指数和均值(见表2)。整体看，我国新型工业化发展呈现以下特征：第一，新型工业化发展水平整体不高，2024年全国均值仅为0.426，发展水平较高的省份如北京、上海、江苏和广东在2017年已经超过该水平，2024年也仅有这4个省份的均值超过0.5。中部、西部和东北地区传统产业比重

大、数字经济起步晚、新兴产业发展相对滞后[27]的省份（如青海、宁夏、黑龙江、河北等）的新型工业化发展水平依然较低。第二，新型工业化发展水平整体稳定增长，全国新型工业化发展综合指数逐年提高，均值由2013年的0.364增长至2024年的0.426，增幅为17.03%。2017年之前新型工业化发展水平提升较慢，均值由2013年的0.364缓慢增长至2017年的0.375，增幅仅为3.02%，2017年之后呈现较为显著的加速态势。第三，省际新型工业化发展差距较大。研究期内，北京（0.535）、广东（0.481）、江苏（0.462）、上海（0.456）等省份的新型工业化发展水平处于前列，这些省份科技创新资源丰富、生产效率排名靠前且经济发展水平较高。内蒙古（0.346）、黑龙江（0.348）、新疆（0.348）、青海（0.354）等省份的新型工业化发展水平较为滞后，这些地区受传统产业占比大、新兴产业发展滞后、科技创新资源匮乏与数字基础设施薄弱等因素制约，新型工业化提质升级动力不足。新型工业化发展综合指数的极差由2013年的0.183扩大至2024年0.227，省际新型工业化发展水平的绝对差距有所扩大。

从区域看，四大地区新型工业化发展水平均不断

表2　2013—2024年全国新型工业化发展综合指数

地区	省份	2013年	2015年	2017年	2019年	2021年	2024年	均值
东部	北京	0.497	0.499	0.517	0.530	0.566	0.589	0.535
	天津	0.397	0.393	0.398	0.409	0.436	0.449	0.415
	河北	0.326	0.328	0.341	0.375	0.396	0.387	0.359
	上海	0.427	0.424	0.443	0.459	0.476	0.504	0.456
	江苏	0.400	0.420	0.438	0.462	0.493	0.530	0.462
	浙江	0.400	0.406	0.421	0.440	0.465	0.489	0.439
	福建	0.361	0.378	0.383	0.395	0.428	0.439	0.400
	山东	0.378	0.385	0.391	0.418	0.429	0.462	0.412
	广东	0.416	0.428	0.444	0.485	0.526	0.556	0.481
	海南	0.358	0.355	0.353	0.345	0.377	0.385	0.364
	均值	0.396	0.402	0.413	0.432	0.459	0.479	0.432
中部	山西	0.338	0.347	0.345	0.368	0.374	0.395	0.361
	安徽	0.357	0.361	0.371	0.381	0.410	0.433	0.388
	江西	0.362	0.359	0.363	0.379	0.397	0.406	0.378
	河南	0.357	0.358	0.363	0.384	0.405	0.415	0.382
	湖北	0.365	0.362	0.366	0.391	0.416	0.434	0.389
	湖南	0.330	0.343	0.356	0.388	0.402	0.415	0.374
	均值	0.352	0.355	0.361	0.382	0.401	0.416	0.379
西部	内蒙古	0.314	0.323	0.335	0.353	0.365	0.385	0.346
	广西	0.331	0.347	0.352	0.362	0.378	0.388	0.362
	重庆	0.383	0.388	0.389	0.403	0.413	0.433	0.401
	四川	0.333	0.337	0.349	0.376	0.410	0.408	0.370
	贵州	0.341	0.347	0.363	0.362	0.383	0.394	0.368
	云南	0.371	0.356	0.352	0.369	0.379	0.388	0.369
	陕西	0.372	0.376	0.375	0.385	0.418	0.418	0.393
	甘肃	0.347	0.356	0.353	0.376	0.391	0.382	0.370
	青海	0.354	0.332	0.340	0.357	0.366	0.381	0.354
	宁夏	0.358	0.353	0.355	0.366	0.380	0.391	0.367
	新疆	0.343	0.331	0.333	0.348	0.369	0.362	0.348
	均值	0.350	0.350	0.354	0.369	0.387	0.394	0.368
东北	辽宁	0.339	0.349	0.355	0.383	0.394	0.397	0.370
	吉林	0.335	0.344	0.355	0.354	0.388	0.378	0.361
	黑龙江	0.320	0.323	0.339	0.358	0.370	0.372	0.348
	均值	0.331	0.339	0.350	0.365	0.384	0.382	0.360
全国均值		0.364	0.367	0.375	0.392	0.413	0.426	0.391

提升，东部地区远高于其他地区，区域新型工业化发展水平阶梯分布特征明显（见图1）。从时间维度看，东部、中部、西部和东北地区的新型工业化发展综合指数均值分别由2013年的0.396、0.352、0.350和0.331增长至2024年的0.479、0.416、0.394和0.382，增幅分别为20.96%、18.18%、12.57%和15.41%，东部、中部地区增长较快，西部、东北地区增长较慢。区域间发展综合指数均值的极差由2013年的0.065扩大至2024年0.097，表明东部与东北地区新型工业化发展水平的区域差距随着时间推移趋于扩大。原因可能在于东部地区产业基础较好、教育资源雄厚，完善的市场体系推动科技创新和产业创新深度融合[28]，故新型工业化发展的相对速度更快。

2013—2024年我国新型工业化发展各维度综合得分如图2所示。研究期内六个维度的发展水平均出现一定程度的提升，但增长趋势存在差异。数实融合、高技术产业和科技创新三个维度的综合得分均增加1倍以上，增长幅度分别为166.67%、153.49%和119.05%；工业化水平维度综合得分也有较大提升，增长幅度为93.61%；绿色发展和社会共享两个维度提升较慢，增长幅度分别仅为10.44%和9.22%。这表明新型工业化发展水平的提高主要源于产业数字化转型、产业升级、技术创新和产业发展基础等内在驱动力，绿色发展维度与社会共享维度虽然初始综合得分较高，但增长幅度有限，经济低碳化和社会发展成果普惠性不足构成了新型工业化进一步提质升级的制约因素。

（二）新型工业化发展水平的动态演进

为了更好地深入探讨我国新型工业化发展水平的动态演进特征，采用核密度估计法计算得到2013年、2015年、2017年、2019年、2021年和2024年我国新型工业化发展水平的核密度曲线，见图3。可以看到，核密度曲线整体右移，表明我国新型工业化发展水平整体呈现上升趋势。具体而言，2013年、2015年和2017年的核密度曲线右移不明显，有明显的右拖尾，逐渐呈双峰结构，且波峰高度上升，表明这一时期内新型工业化发展水平提升有限，大部分省份集聚于低发展水平，少数省份集聚于高发展水平，省际新型工业化发展水平分化。2019年和2021年的核密度曲线右移较为明显，双峰结构逐渐变为单峰结构，右拖尾明显，波峰高度降低，宽度加大，表明省域新型工业化发展加速，集聚于低

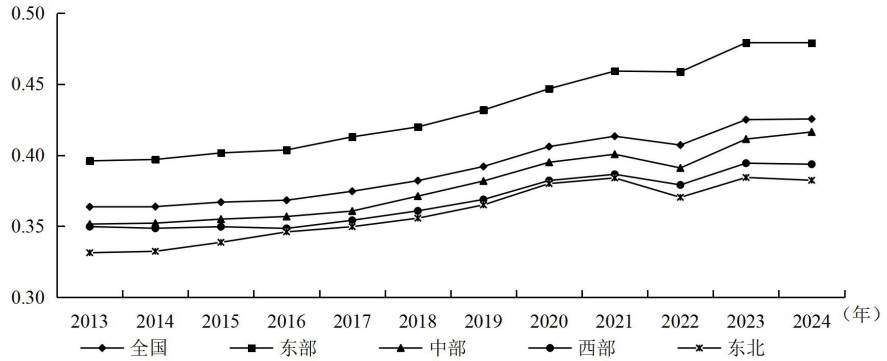


图1　2013—2024年全国及各区域新型工业化发展综合指数

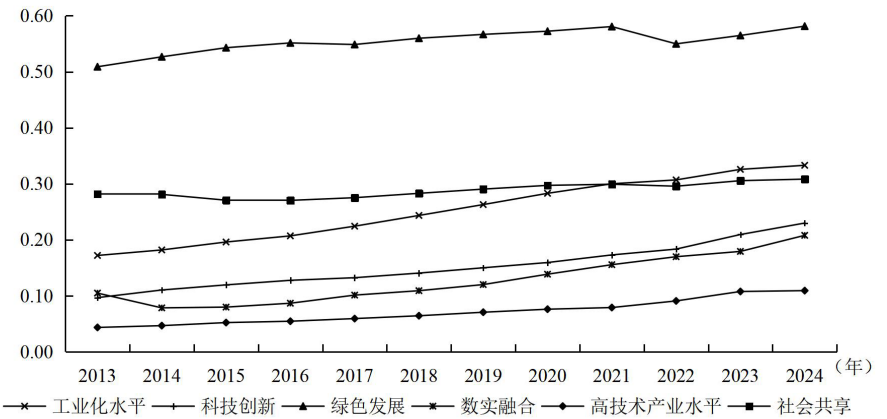


图2　2013—2024年新型工业化发展水平各维度综合得分

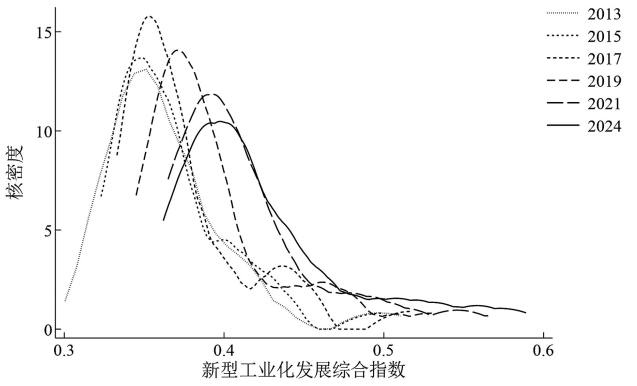


图3　全国新型工业化发展水平的核密度曲线

发展水平的省份减少，省际发展水平趋于分散。2024年的核密度曲线整体右移不明显，表明省域新型工业化发展水平提升不明显。

图4显示了东部、中部、西部和东北地区新型工业化发展水平的核密度曲线。可以看到，东部地区核密度曲线整体右移幅度较大且变宽，波峰下降，呈现轻度右拖尾，表明东部地区新型工业化发展水平提升显著，处于高发展水平的省份逐渐增多，省际发展水平更加分散且差距变大。中部地区核密度曲线整体明显右移，呈现轻微左拖尾，2013—2019年波峰大幅上升且宽度变窄，2021—2024年波峰大幅下降且宽度变大，表明2019年以后中部地区新型工业化发展水平提升较快，大部分省份逐步达到较高发展水平，省际发展水平趋于分散。2013—2017年西部地区核密度曲线未出现明显右移，2019—2024年右移显著，峰高先上升后下降，峰宽先缩窄后变宽，表明西部地区新型工业化发展水平先缓慢发展后快速提升，省际发展水平差距先缩小后扩大。东北地区核密度曲线整体向右移动，2021—2024年基本维持不变，表明东北地区新型工业化发展水平先快速提升后缓慢发展。

六、新型工业化发展水平的空间异质性分析

（一）新型工业化发展水平的区域内空间异质性分析

图5为2013—2024年全国及东部、中部、西部与东北地区新型工业化发展水平基尼系数的变动趋势。整体上看，研究期内全国新型工业化发展水平的总体基尼系数先小幅上下波动后大幅上升。2013—2020年总体基尼系数处于0.052—0.055区间内，2021—2024年由0.058上升到0.067，表明省际新型工业化发展水平存在不均衡性，发展差距先保持稳定然后有所扩大。东部地区新型工业化发展水平的省际差异显著大于其他地区。具体而言，东部地区的基尼系数变动与全国基本一致，2013—2016年保持稳定，2017—2024年由0.065上升至0.077，表明东部地区新型工业化发展水平差异先基本不变后显著扩大。中部地区和西部地区的基尼系数变动较为类似，先下降后上升，表明中部和西部地区新型工业化发展水平差异先缩小后扩大。东北地区的基尼系数存在两个下降阶段，2013—2018年由0.013降至0.007，2019—2024年由0.018降至0.015，表明东北地区新型工业化发展水平差异波动较大。

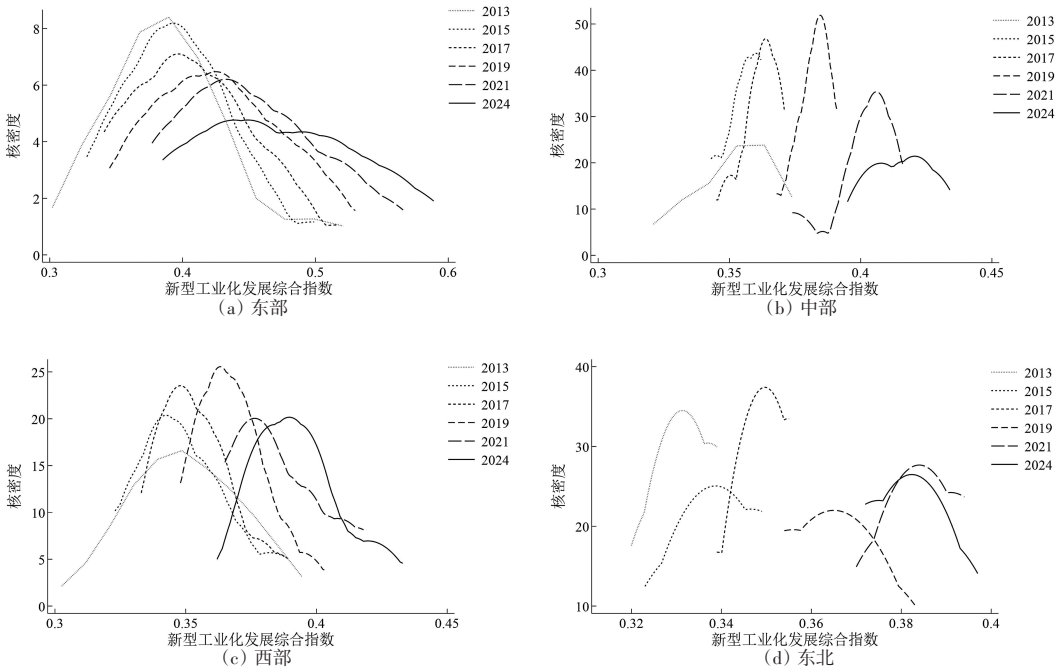


图4　各区域新型工业化发展水平的核密度曲线

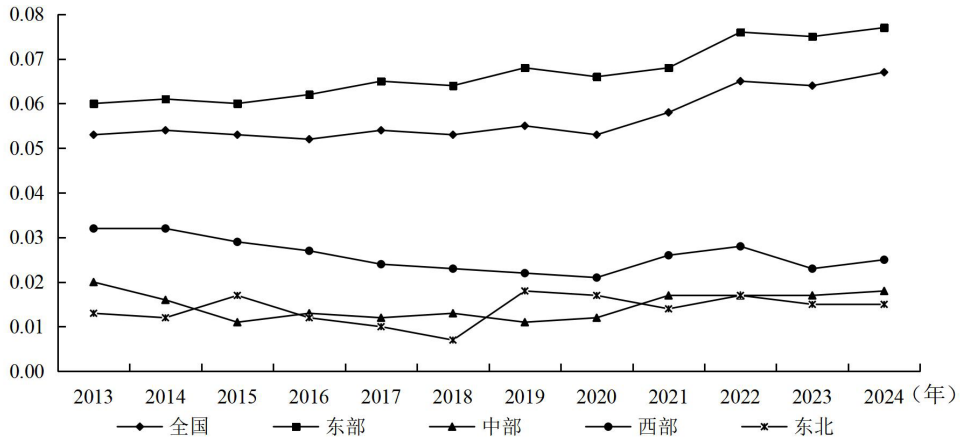


图5　2013—2024年全国和区域内Dagum基尼系数

（二）新型工业化发展水平的区域间空间异质性分析

图6为2013—2024年我国新型工业化发展水平区域间基尼系数的变动状况，区域间空间异质性呈现出“东部-东北>东部-西部>东部-中部>中部-东北>中部-西部>西部-东北”的非均衡特征，东部与东北地区的新型工业化发展水平差异最大，西部与东北地区的差异最小。具体而言，东部与东北地区的区域间基尼系数先下降后上升，2013—2016年由0.091降至0.081，2017—2024年由0.086上升到0.114，表明东部与东北地区新型工业化发展水平差异先缩小后扩大；东部与中部地区、东部与西部地区的区域间基尼系数变动相似，整体上呈现增大趋势，分别由2013年0.067、0.071上升至2024年的0.084、0.103，表明东部与中部地区、东部与西部地区新型工业化发展水平的区域差异持续扩大。中部与东北地区、中部与西部地区、西部与东北地区的区域间基尼系数较为接近，均呈现出先下降后上升趋势，表明中部与东北地区、中部与西部地区、西部与东北地区新型工业化发展水平的区域差距先缩小后扩大。总体而言，区域间空间异质性主要源于东部地区与其他三个区域之间显著的发展梯度差异。原因可能在于，东部地区凭借优越的区位条件、完善的市场体系与产业政策[29]，在高端制造、数字技术融合与创新驱动发展方面持续占据优势[30]；东北地区受传统重工业路径依赖、体制机制转型滞后及要素外流等因素影响，新型工业化动能相对不足；中部与西部地区虽在政策支持下实现工业化水平稳步提升，但受到地理区位、数字基础设施、研发能力、核心技术供给等方面约束，较为依赖传统产业和资源型产业，难以吸引和留住核心要素，新型工业化转型较为滞后。

表3为2013—2024年我国新型工业化发展水平的空间差异分解及贡献率。研究期内，区域间基尼系数由0.033持续升至0.048，增长了45.46%，贡献率由62.58%升至72.53%，表明区域间差异是我国新型工业化发展水平空间不均衡的最重要来源，主导作用不断强化。区域内基尼系数稳定在0.011—0.014之间，其贡献率由23.13%降至20.33%，表明区域内新型工业化发展差距相对稳定，且对总体差异的影响逐渐减弱。

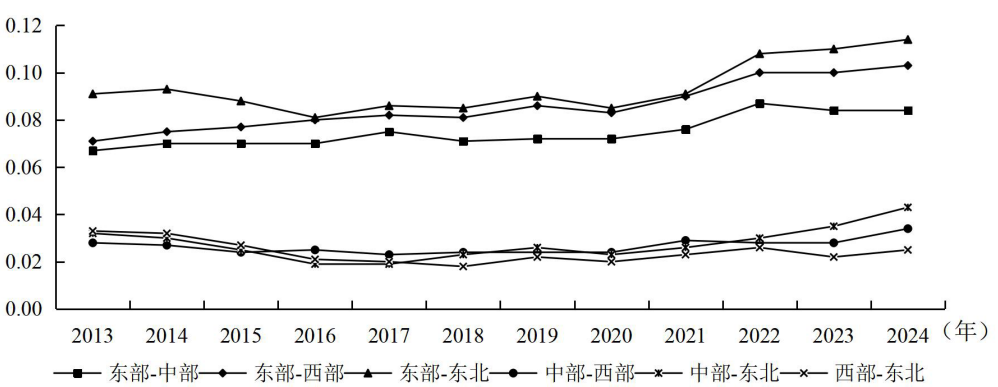


图6　2013—2024年区域间Dagum基尼系数

原因可能在于，同一区域内不同省份之间的核心聚集要素禀赋接近，产业结构和产业布局类似，区域内后发省份能以较低成本通过技术模仿、产业承接与要素共享实现快速追赶，缩小区域内部的发展差距。近年来区域内省际协同发展战略的深入推进，进一步促进了区域内要素的自由流动与产业的合理分工，有效抑制了区域内省际差距的扩大趋势。超变密度由0.008降至0.005，其贡献率从14.29%大幅降至7.14%，降幅为50.06%，表明区域间的分布重叠对全国新型工业化发展水平总体差异的贡献度持续弱化，反映了区域间发展水平的交叉重叠现象显著减少，各区域的发展水平边界日益清晰，我国新型工业化发展水平的空间格局从高低交错向梯度分层演变。

七、新型工业化发展水平的空间溢出效应分析

基于省际地理邻接关系构建空间矩阵，计算得到全局莫兰指数（见表4），进一步分析我国相邻省份新型工业化发展的空间溢出效应。

2013—2024年我国新型工业化发展水平的全局莫兰指数为正值，均在5%及以上水平通过了显著性检验，表明我国新型工业化发展存在显著正向空间自相关性，即存在明显的正向空间溢出效应，高发展水平省份倾向与周边高水平省份集聚，低发展水平倾向与周边低水平省份相邻。正向空间溢出效应的动态变动呈现下降趋势：莫兰指数由2013年的0.2614降至2024年0.2106，表明我国新型工业化发展水平整体仍保持显著的正向空间自相关特征，但空间集聚强度持续减弱，相邻省份之间的正向空间溢出效应逐步衰减。整体上，正向溢出效应始终占据主导，反映了邻近省份间技术扩散、产业转移、要素流动的联动作用，且新型工业化发展存在区域异质性，核心集聚区与滞后集聚区的溢出与承接能力存在差异。

为了进一步分析新型工业化发展在局部地区的集聚特征是否呈现相似性或差异性，选取2013年、2017年、2021年和2024年的数据绘制局部莫兰指数散点图（见图7）。可以看到，大多数省份集聚于第一象限和第三象限，形成“高-高”集聚和“低-低”集聚两类集聚模式，反映了新型工业化发展水平较高的省份大多被较高水平的省份所包围，而较低发展水平的省份则相互毗邻，空间分化显著。“高-高”集聚区的省份主要处于东部地区，但数量较少，2013年、2017年、2021年和2024年分别为7个、6个、6个和7个；“低-低”集聚区的省份绝大部分处于数字基础设施薄弱、研发

表3　2013—2024年空间差异分解及其贡献率

年份	总体基尼系数	区域内基尼系数		区域间基尼系数		超变密度	
		数值	贡献率(%)	数值	贡献率(%)	数值	贡献率(%)
2013	0.053	0.012	23.13	0.033	62.58	0.008	14.29
2014	0.054	0.012	22.71	0.034	62.60	0.008	14.60
2015	0.053	0.012	22.06	0.035	65.71	0.006	12.23
2016	0.052	0.012	22.12	0.035	66.02	0.006	11.87
2017	0.054	0.012	21.73	0.036	67.97	0.006	10.30
2018	0.053	0.011	21.53	0.036	68.97	0.005	9.50
2019	0.055	0.012	21.28	0.037	68.01	0.006	10.71
2020	0.053	0.011	21.27	0.037	68.63	0.005	10.10
2021	0.058	0.012	21.33	0.041	69.64	0.005	9.03
2022	0.065	0.014	21.19	0.046	70.87	0.005	7.94
2023	0.064	0.013	20.26	0.048	73.97	0.004	5.78
2024	0.067	0.014	20.33	0.048	72.53	0.005	7.14

表4　2013—2024年全局莫兰指数

年份	莫兰指数	Z值	p值
2013	0.2614	2.9232	0.0035
2014	0.2543	2.8485	0.0044
2015	0.2512	2.7897	0.0053
2016	0.2431	2.7079	0.0068
2017	0.2321	2.6465	0.0081
2018	0.2334	2.6204	0.0088
2019	0.2347	2.6531	0.0080
2020	0.2312	2.6389	0.0083
2021	0.2357	2.6441	0.0082
2022	0.2303	2.5862	0.0097
2023	0.2317	2.5249	0.0116
2024	0.2106	2.3565	0.0184

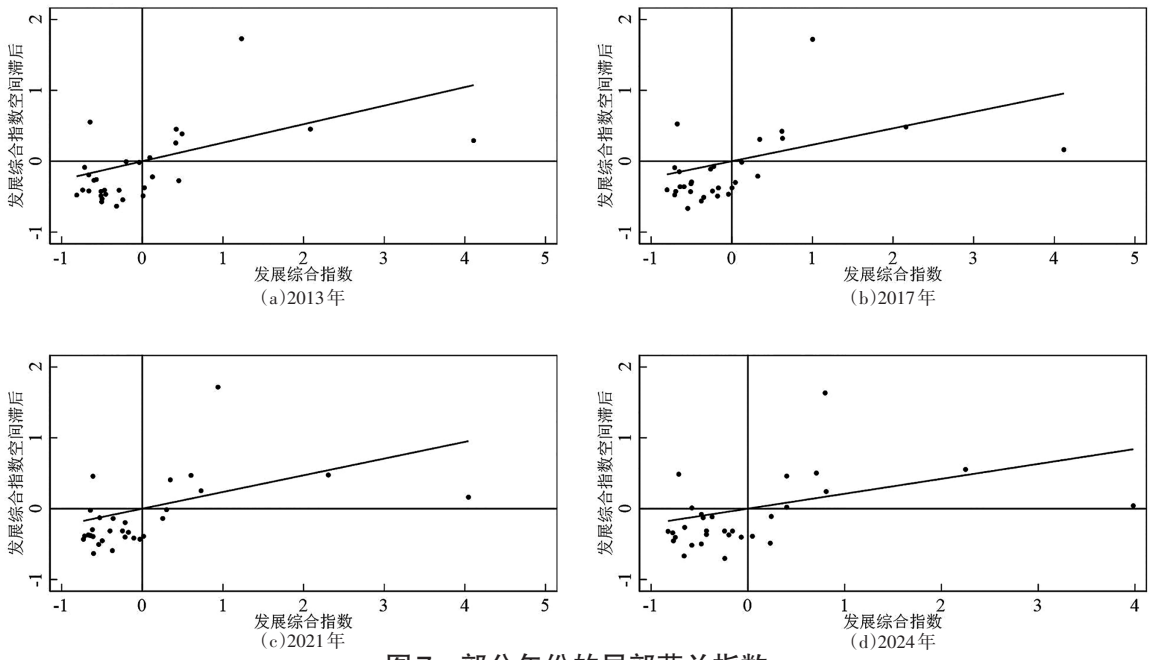


图7 部分年份的局部莫兰指数

能力不足的中西部和东北地区，且数量较多，2013年、2017年、2021年和2024年分别为18个、20个、20个和19个，表明我国新型工业化发展呈现出两极分化空间格局，发展水平较高的东部地区辐射带动作用有限，而中西部和东北地区陷入低发展水平的空间锁定状态。

八、结论与建议

（一）研究结论

本文基于中国式现代化的要求，构建新型工业化发展水平评价指标体系，运用多种统计方法，系统测度了我国新型工业化发展水平，并深入剖析了其时空演变特征、空间异质性来源与空间溢出效应，得出以下主要结论：一是我国新型工业化发展水平稳步提升但整体偏低，区域呈现“东部>中部>西部>东北”阶梯分布，省际与区域发展水平差距有扩大趋势。二是新型工业化分维度综合得分显著提升但发展不均衡，绿色发展维度贡献最大，工业化水平维度次之；高技术产业维度与科技创新维度增速最快，绿色发展与社会共享维度增速滞后。三是我国新型工业化发展水平呈现前期提升有限后期加速发展、先分化后分散的动态特征，区域间发展水平差异显著，东部地区提升最快且省际差距扩大，东北地区发展较为滞后。四是新型工业化发展水平总体差异先稳定后扩大，区域间差异构成空间不均衡的最主要来源，区域内差异相对稳定，空间差异呈现“东部-东北>东部-西部>东部-中部>中部-东北>中部-西部>西部-东北”的格局。五是我国新型工业化发展存在显著的正向空间溢出效应，但溢出强度持续减弱，形成东部地区“高-高”集聚、中西部和东北地区“低-低”集聚的分化格局。

（二）政策建议

基于上述研究结论，结合新型工业化发展规律与区域协调发展需求，提出以下政策建议：

第一，实施差异化区域发展战略，缩小区域间发展差距。东部地区聚焦高端化、智能化、绿色化转型，重点突破芯片、工业软件、高端装备等核心技术瓶颈，培育智能制造、工业互联网等新兴产业集群，同时发挥“高-高”集聚优势，强化对其他地区的技术辐射与产业带动。中部地区依托劳动力与交通优势，重点承接东部地区产业链中游制造环节，同步提升本地研发能力，培育特色高端产业。西部地区立足资源禀赋，推动能源、矿产等传统产业绿色化、数字化改造，加强数字基础设施与研发平台建设，培育壮大特色新兴产业。东北地区聚焦破解传统重工业路径依赖与体制机制性障碍，加快钢铁、煤炭、装备制造等传统优势产业的智能化、绿色化改造，培育壮大冰雪经济、生物医药、航空航天等特色新兴产业，完善市场化营商环境，重塑新型工业化发展新动能。

第二，促进绿色低碳发展和工业发展成果社会共享，推动高质量均衡发展。绿色发展方面，建立跨区域生态补偿与碳减排协同机制，加大对中西部和东北

地区节能减排技术研发与应用的财政支持，推广清洁生产、循环经济模式，将“双碳”目标融入新型工业化全过程。社会共享方面，完善城乡融合发展体制机制，推动工业化成果向农村延伸，加大社会保障、医疗、文化等公共服务投入，缩小城乡居民收入与消费差距，降低恩格尔系数，通过税收调节、就业扶持等政策，重点解决东北地区产业转型过程中的下岗职工再就业问题，确保工业化红利惠及全体居民。

第三，强化创新驱动与数实融合，激活核心发展动力。加大中西部和东北地区研发投入力度，完善“基础研究—应用开发—成果转化”创新链条，建立区域创新合作平台，推动东部创新资源向中西部和东北地区流动。加速数字技术与实体经济深度融合，推进工业互联网平台建设，支持中小企业数字化转型，提升互联网普及度与企业电子商务渗透率。培育壮大高技术产业，强化研发经费保障与研发效率提升，推动产业从劳动密集型、资源密集型向技术密集型、知识密集型转型，增强新型工业化内生动力。

第四，搭建区域协同发展平台，放大正向空间溢出效应。推动京津冀、长三角、粤港澳大湾区等“高-高”集聚区域打造跨省域工业化协同示范区，打破行政壁垒，实现要素自由流动与产业协同布局。建立东部与中西部省份结对帮扶机制，开展产业链上下游协作，共建产业园区与研发基地。深化东北地区与京津冀、长三角、粤港澳大湾区等东部发达地区的对口合作，通过共建产业转移示范园区与飞地经济模式等模式深化协作。完善省际交通、能源、数字等基础设施互联互通网络，降低区域间联动成本。推动东北地区内部协同发展，整合区域内产业资源与创新要素，打造东北老工业基地转型升级示范区。强化“低-低”集聚地区的内生发展能力，通过国家转移支付、对口支援等方式，提升其承接溢出效应的能力，推动形成“核心带动、多点支撑、协同推进”的新型工业化发展格局。

第五，完善差异化评价与激励机制，保障政策有效落地。基于区域发展基础差异，构建差异化的新型工业化评价与考核体系，对东部地区重点考核高端化、智能化、绿色化水平，对中西部地区侧重考核发展速度、承接能力与民生改善成效，对东北地区重点考核传统产业转型成效、体制机制创新突破与就业保障水平。健全要素市场化配置机制，引导人才、资本、技术等核心要素向中西部和东北地区合理流动，同时强化地方政府主体责任，确保各项政策落地见效，推动新型工业化高质量协同发展。◆

参考文献：

[1]中国社会科学院工业经济研究所课题组，史丹，李晓华，等.新型工业化内涵特征、体系构建与实施路径[J].中国工业经济，2023(3)：5-19.

[2]杜传忠，王纯，王金杰.中国式现代化视域下的新型工业化研究：发展逻辑、内涵特征及推进机制[J].财经问题研究，2023(12)：41-51.

[3]李德轩，许召元，柯俊强.新阶段我国新型工业化发展的若干思考[J].理论探索，2023(1)：98-105.

[4]谭永生.新时代新征程：加快推进新型工业化[J].宏观经济管理，2024(4)：13-20.

[5]张华新，付占京.绿色金融如何影响新型工业化发展?[J].创新科技，2024，24(8)：39-57.

[6]唐浩，贺刚.中国特色新型工业化综合评价指标体系的构建与实证研究[J].软科学，2014，28(9)：139-144.

[7]李鹏，蒋美琴.中国新型工业化进展、区域差异及推进策略[J].当代财经，2024(5)：3-16.

[8]李俊杰，周民良.中国新型工业化时空格局演变及其驱动因子[J].甘肃社会科学，2024(6)：195-208.

[9]吴三忙，李佳蔓，雷涯邻.新型工业化背景下中国重点区域绿色工业发展研究[J].河南社会科学，2025(1)：71-81.

[10]王雅俊.西部地区新型工业化发展质量测度与评价[J].科技管理研究，2021，41(2)：45-53.

[11]徐君，陈圣武，朱微笑.新型工业化与新质生产力耦合协调度：分布特征、空间差异及演进预测[J].科学学与科学技术管理，2025，46(9)：76-92.

[12]傅联英，黄博林，古洋洋，等.中国市域新型工业化高质量发展：水平测度、组群分析与推进策略[J].上海经济，2024(2)：1-21.

[13]金壮龙.推进新型工业化构筑中国式现代化强大物质技术基础[N].学习时报，2024-05-29(1).

[14]许先春.新时代加快推进新型工业化的战略考量和实践要求[J].党的文献，2024(3)：14-24.

[15]郭克莎.深入理解推进新型工业化[J].财贸经济，2024，45(1)：17-27.

[16]薛贺香.科技创新与产业创新融合推动新质生产力发展：理论分析与实证检验[J].统计理论与实践，2026(1)：52-62.

[17]黄瑶.中国新型工业化发展战略布局特点与路径选择[J].学习与探索，2024(9)：116-124.

[18]黄群慧.论新型工业化与中国式现代化[J].世界社会科学，2023(2)：5-19+242.

[19]张衔，蒙长玉.国民收入分配的合理区间：经验研究与启示[J].社会科学战线，2024(12)：94-113.

[20]习近平.习近平谈治国理政：第四卷[M].北京：外文出版社，2022：144-146.

[21]干春晖，郑若谷，余典范.中国产业结构变迁对经济增长和波动的影响[J].经济研究，2011，46(5)：4-16+31.

[22]潘凯，张星星.数字经济赋能共同富裕的作用机制分析[J].

江汉论坛,2024(6):27-32.
[23]Shannon C E. A mathematical theory of communication[J]. The Bell system technical journal,1948,27(3):379-423.
[24]陈明星,陆大道,张华.中国城市化水平的综合测度及其动力因子分析[J].地理学报,2009,64(4):387-398.
[25]余姗,张哲.中国工业产业链现代化指数:区域差异及动态演进[J].统计与决策,2024,40(4):96-101.
[26]叶提芳,张耀峰,耿智琳,等.国家重大战略区域新质生产力水平的统计测度、区域差异与动态演进[J].统计理论与实践,2025(10):5-16.
[27]蒙长玉,杨珂,卫颖.河南省市域数字产业集群与实体产业融合发展水平测度与时空分析[J].河南工学院学报,2026,34(1):48-54.
[28]张斌,张胜.人工智能与产业结构升级:理论机制与实证检验[J].统计理论与实践,2026(3):28-37.
[29]蒙长玉,卫颖,李震炜,等.中国式现代化发展水平的定量测度与动态演进[J].河南工学院学报,2025,33(1):35-43.
[30]焦勇,高月鹏.数据要素驱动新型工业化进程:逻辑框架、现实困境与大国路径[J].经济纵横,2026(2):94-106.

New Industrialization: Connotation, Measurement of Development Level, and Spatial Spillover Effects Analysis

Meng Changyu, Duan Xiaoli, Yang Ke

Abstract: New industrialization serves as a key vehicle for the deep integration of the digital economy with the real economy, significantly influencing China's modernization process and the development level of new-quality productive forces. By constructing an evaluation index system for the development level of new industrialization, this study systematically analyzes the provincial-level development of new industrialization in China from 2013 to 2024. The findings indicate: (1) China's new industrialization has steadily advanced but remains at a relatively low overall level, exhibiting a stepwise distribution pattern—eastern > central > western > northeastern regions; (2) comprehensive scores across dimensions have significantly improved, yet development remains uneven, with digital-real integration, high-tech industries, and technological innovation serving as core drivers; (3) the development of new industrialization at the provincial level shows a dynamic pattern characterized by limited initial growth followed by accelerated progress later, along with early differentiation and subsequent dispersion, resulting in significant regional disparities; (4) overall differences in development levels initially stabilize then widen, with interregional disparities being the primary source of spatial imbalance, leading to a non-equilibrium spatial structure; (5) new industrialization in China exhibits significant positive spatial spillover effects, forming a differentiated pattern of "high-high" agglomeration in eastern regions and "low-low" agglomeration in central, western, and northeastern regions. Based on these findings, policy recommendations are proposed, including implementing differentiated development strategies, promoting shared development outcomes, strengthening innovation-driven growth, establishing collaborative platforms, and improving evaluation and incentive mechanisms.

Key words: New Industrialization; Digital-real Integration; Technological Innovation; Spatial Spillover Effects

(责任编辑:新月)

文化产业数字化的空间效应与影响机制研究

唐晓彬[1],吴沁埕[1],何桂烨[2],耿蕴洁[3]

(1.对外经济贸易大学 统计学院,北京 100029;2.国家税务总局 税收科学研究所,北京 100053;
3.国家统计局 统计科学研究所,北京 100826)

摘要:数字化的快速发展正在重塑文化的生产方式、传播渠道与消费模式,推动文化产业发展模式由传统要素驱动转向以数据与技术为核心的创新驱动。基于2015—2023年我国31个省份的面板数据,构建文化产业数字化综合评价指标体系,采用熵权法测度文化产业数字化发展水平,并结合空间自相关与空间杜宾模型,系统分析文化产业数字化水平的整体特征、区域差异及其影响因素。研究结果表明:文化产业数字化水平整体稳步提升,且呈现显著的空间集聚特征与双重空间效应,主要依赖地理邻近而非经济联系,并受到技术供给能力、经济结构、人口规模与文化设施水平等因素的影响。基于此,建议实施因地制宜的发展策略、完善数字公共文化服务体系、统筹处理区域间的溢出效应与竞争效应,以深化文化与技术融合,促进区域协调发展和文化产业竞争力提升。

关键词:文化产业;数字化转型;熵权法;空间杜宾模型

中图分类号:G114 **文献标识码:**A **文章编号:**2096-8647(2026)08-0017-14

DOI:10.13999/j.cnki.tjllysj.2026.08.002

一、引言

党的二十大报告提出,要“实施国家文化数字化战略,健全现代公共文化服务体系,创新实施文化惠民工程”。文化产业既是提升国家软实力和社会文明水平的重要载体,也是推动经济结构优化升级的关键。自2015年《国务院关于积极推进“互联网+”行动的指导意见》首次明确提出数字化转型,至2017年文化部进一步出台《关于推动数字文化产业创新发展的指导意见》,各项举措不断深化,推动数字技术与文化产业深度融合,对文化的生产、消费、传播等产生深刻影响。“十五五”时期,国家将大力推进文化和科技融合、推动文化建设数智化赋能和信息化转型、发展新型文化业态,进一步明确了文化产业数字化的发展方向。然而,当前文化产业数字化建设仍面临治理体系复杂、区域差异显著、政策协调难度大以及法律法规滞后等问题。在数据日益成为战略性资源的新时代,亟须进一步推动文化产业数字化转型。

在此背景下,系统评估我国文化产业数字化水平及其影响因素具有重要的理论价值和现实意义。为此,本文构建了测度文化产业数字化水平的指标体系,采用熵权法、空间自相关和空间杜宾模型对文化产业数字化水平的整体特征、区域差异和影响因素展开分析。一方面,有助于深化对文化产业数字化区域格局与驱动机制的认识,拓展数字治理和区域协调发展研究的应用空间;另一方面,可为优化数字公共文化服务供给、提升要素配置效率、制定差异化支持政策提供数据支撑和决策参考。

基金项目:国家社会科学基金重大项目“我国经济安全动态监测与风险防控机制研究”(22&ZD164);北京市宣传文化高层次人才培养项目。

作者简介:唐晓彬,男,博士,教授,博士生导师,研究方向为政府统计与大数据分析、经济统计理论与方法、计量经济模型分析;吴沁埕,女,硕士研究生,研究方向为经济统计;何桂烨,女,博士,研究方向为数字经济和大数据分析;耿蕴洁,通信作者,女,硕士,高级统计师,研究方向为政府统计、统计制度和宏观经济分析。

二、文献综述

目前，关于文化产业数字化的研究主要围绕以下几个方面展开：第一，文化产业数字化的理论内涵。文化产业数字化指在数字技术推动下，文化生产、传播与消费等环节实现全面转型的过程。其演进始于互联网技术对信息传播和内容生产方面的革新[1]，并在5G、人工智能及平台经济的协同作用下深化为对产业逻辑的整体重塑。一方面，技术赋能催生了以用户共创为特征的生产模式[2]；另一方面，平台通过优化资源配置和降低交易成本，提升了文化服务的生产效率[3]。这一重构体现了“人类数智人文共同体”理念[4]以及“三化融合”和“一核三圈”的战略架构[5]，推动了文化数据资产化、产业数字化与空间智能化协同发展。第二，文化产业数字化的评价体系构建。既有研究多采用熵值法、增长核算法、泰尔指数等方法，对文化产业数字化的整体水平与区域差异进行量化分析。从平台与创新能力视角，有研究构建包括平台能力、创新绩效与制度环境在内的综合评价体系，运用熵值法进行测度[6-7]；从结构与发展差异视角，部分学者关注行业间与区域间的发展失衡问题，借助泰尔指数等方法分析技术融合与资源整合水平[8]。这些研究为系统评估文化产业数字化水平提供了方法论依据和框架借鉴。第三，数字化转型与文化产业发展的互动关系。数字化转型能够显著提升文化企业的运营效率与创新能力，有助于缓解企业的融资约束、增强信息透明度、优化管理流程，进而改善企业绩效[9-10]。此外，部分研究指出，中小企业及我国中西部企业在数字化进程中表现出“补偿效应”，即在内容生产与研发投入方面实现追赶[11]。然而，数字化赋能并非始终线性有效，其效果受地区间在基础设施、制度环境与资源吸纳能力方面的差距影响，形成区域异质性格局[12]。

现有研究为本文提供了一些借鉴，但仍存在一定的局限性。在指标构建方面，多数文献聚焦数字经济整体水平，或局限在技术应用、平台规模等单一维度，未能充分整合理论层面展现的多要素协同机制，来系统刻画文化产业数字化从资源转化、生产变革到消费模式创新的全阶段动态演进。就区域差异研究而言，尽管已有研究识别出国内文化产业数字化发展存在结构性差异，但多数研究仅停留在静态描述层面，未能深入结合各类影响因素揭示数字化对不同区域文化产业效率提升、模式创新及竞争力塑造的差异性作用。

基于此，本文拟从三个层面展开研究：首先，构建包含要素积累、深化转型与效果反馈的三维综合评价指标体系，测度2015—2023年我国省级层面的文化产业数字化水平，并揭示其时空动态演进特征；其次，运用空间计量经济模型和空间自相关分析，实证检验影响文化产业数字化发展的关键驱动因素和空间溢出效应；最后，结合实证结果，从知识溢出、产业关联与区域协同等理论视角，探讨文化产业数字化空间溢出的潜在机制，以期为弥合区域数字鸿沟、推动文化产业高质量发展提供针对性的政策建议。

三、研究设计

（一）指标体系构建

基于王核成等（2021）[13]关于文化产业数字化水平测度的研究，并遵循目的性、完备性、可操作性、独立性、显著性与动态性六项原则[14]，从文化产业数字化的要素积累水平、转型深化水平和效果反馈水平三个维度构建综合评价指标体系（见表1）。

要素积累水平主要强调前提条件的完备性与可持续性。技术与网络设施的完善能为数字内容的生产、传播与消费提供必要支撑，其水平直接影响文化产业数字化运行的效率与覆盖范围[15]。在组织与人力资源方面，信息技术服务机构的集聚以及文化产业从业人员规模，体现了区域对数字技术的吸收与转化能力，是数字化应用得以落地的重要支撑条件[16]。政策与资金环境则通过研发投入和政府文化支出，反映公共部门与市场主体对数字化建设的支持力度，有助于通过制度激励和资源配置保障文化产业数字化的持续推进[17]。

转型深化水平主要反映数字化从投入到应用的过程特征。在需求侧，移动互联网的广泛普及显著降低了文化内容的获取成本，使数字渠道逐渐成为文化消费的重要入口，用户规模的扩展体现了数字技术在文化消费场景中的渗透程度与使用广度。在供给侧，企业将电子商务嵌入生产和交易环节，推动文化产品由传统线下经营向平台化、线上线下融合模式转变。

效果反馈水平体现了数字化转型在消费、生产与创新层面的综合结果。随着移动互联网成为文化内容传播与消费的主要媒介，数字化通过提升用户触达效率和交易便利性，推动文化娱乐消费支出及其占比上升，反映出数字文化产品市场接受度的提高以及消费结构的升级[18]。在生产层面，数字技术的广泛应用促进了资源配置效率和产业规模的提升，文化及相关产业增加值及其占GDP比重能够有效表征数字化转型带来的产出效益[19]。同时，创新能力能为数字化转型

表1 文化产业数字化综合评价指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	指标定义(单位)	指标方向	熵权法权重
要素积累水平	技术与网络基础	互联网普及率	互联网普及率(%)	正向	0.0707
		互联网网站数	互联网网站数(万个)	正向	0.0538
		固定宽带接入用户数	固定宽带接入用户数(万户)	正向	0.0709
		移动通信设施规模	移动电话交换机容量(万户)	正向	0.0688
	组织与人才基础	数字服务组织数量	信息传输、软件和信息技术服务业法人单位数(个)	正向	0.0635
		文化产业从业人员	文化市场经营机构从业人数(人)	正向	0.0669
	政策与资金基础	研发经费投入	规模以上工业企业R&D经费(万元)	正向	0.0620
		政府文化支出	地方文化体育与传媒财政支出(亿元)	正向	0.0692
转型深化水平	采用成效	用户渗透度	移动互联网用户数(万户)	正向	0.0682
		电商企业占比	有电子商务交易活动的企业比重(%)	正向	0.0708
效果反馈水平	消费成效	文化消费支出	人均文化娱乐消费支出(元)	正向	0.0695
			人均文化娱乐消费支出占消费支出比重(%)	正向	0.0710
	生产成效	文化产业增加值	文化及相关产业增加值(亿元)	正向	0.0638
			文化及相关产业增加值占GDP比重(%)	正向	0.0702
	创新能力	专利授权量	国内专利申请授权量(项)	正向	0.0609

的持续推进提供支撑,专利授权量反映了数字化背景下知识积累与技术转化的活跃程度,是衡量长期反馈效应的重要依据[20]。

(二)研究方法

1.熵权法

文化产业数字化综合评价指标体系包含多个维度的指标,且各指标对综合水平的影响程度各异。为防止主观赋权可能引起的偏好误差,本文选用熵权法进行赋权,囿于篇幅限制及该方法使用较普遍。此处不再赘述。此方法借助数据固有的离散程度计算权重,能更客观、真实地反映各评价指标对文化产业数字化水平的实际贡献度,进而使综合评价结果更具科学性与可信度[21]。

2.空间自相关分析

文化产业的数字化进程具有显著的地域性和空间互动性。一个地区的数字化水平不仅受其自身资源基础、政策环境、经济基础等内在因素影响,还可能受邻近地区发展态势的影响,存在潜在的空间依赖性。因此,为揭示文化产业数字化水平的空间分布格局、集聚特征及空间关联模式,本文引入空间自相关分析方法,采用全局莫兰指数和局部莫兰指数对文化产业数字化水平的空间特性进行系统分析。

全局莫兰指数用于衡量整体空间范围内变量的空间相关性,其计算公式如下:

$$I=\frac{\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n}w_{ij}(x_i-\bar{x})(x_j-\bar{x})}{s^2\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n}w_{ij}} \tag{1}$$

在全局分析的基础上,为进一步识别具体地区的空间集聚类型,采用局部莫兰指数进行补充分析,其计算公式为:

$$I_i=\frac{(x_i-\bar{x})}{s^2}\sum_{j=1}^{n}w_{ij}(x_j-\bar{x}) \tag{2}$$

其中,x_i和x_j为第i个和第j个地区的文化产业数字化得分,w_{ij}是空间权重矩阵,s^2为样本方差。

3.空间计量模型

为系统评估影响文化产业数字化水平的关键因素,参考毛璐璐(2024)[22]的研究,在构建文化产业数字化指数的基础上,进一步引入空间计量模型。考虑到各地区文化产业数字化水平存在显著的时间效应与省份异质性,采用双向固定效应模型作为基准模型,具体如下:

$$digit_{it}=\beta_0+\beta_1X_{it}+\mu_i+\lambda_t+\varepsilon_{it} \tag{3}$$

其中,$digit_{it}$表示第i个省份在第t年的文化产业数字化水平,X_{it}表示包括人工智能企业数量、第三产业占GDP比重、人口密度、博物馆机构数、公共图书馆机构数及数字经济专利授权数在内的各类影响因素,μ_i和λ_t分别代表省份固定效应和时间固定效应,ε_{it}为扰动项。需要说明的是,本文解释变量中的数字经济专利授权数主要用于反映地区数字技术创新供给能力和

外部知识溢出环境；而评价指标体系中的专利授权量属于文化产业数字化效果反馈维度，侧重反映文化产业数字化发展的创新产出，二者在理论含义和测度功能上存在区别。

在此基础上，进一步考虑文化产业数字化的空间特征，本文引入空间杜宾模型，在解释变量与被解释变量中同时纳入空间滞后项，模型设定为：

$$digit_{it} = \rho \sum_{j} w_{ij} \times digit_{jt} + \beta X_{it} + \theta \sum_{j} w_{ij} \times X_{jt} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中，ρ 表示文化产业数字化水平的空间依赖程度，θ 反映各影响因素的空间溢出效应，w_{ij} 为省际空间权重矩阵，其他变量含义同式(3)。为了更全面地反映区域之间的空间结构特征，本文引入地理邻接矩阵和经济距离矩阵两种空间权重矩阵分别进行分析。

(三)变量选择

在变量选取方面，本文围绕影响文化产业数字化的关键路径，结合已有文献，从技术基础、产业结构、文化资源等维度出发，选取以下变量作为影响因素进行分析：人工智能企业数量是衡量一个地区的技术供给能力的重要指标[23]。人工智能作为推动文化内容生产智能化、传播自动化与服务个性化的关键技术，其企业数量直接反映了该领域的技术基础实力。第三产业占GDP比重反映了一个地区经济对服务业的依赖程度。由于数字文化产品往往嵌套于现代服务业体系中，服务业发达的地区往往具备较强的文化产品生产和消费能力。人口密度是影响数字内容传播效率的重要因素。根据梅特卡夫定律，随着联网的用户和设备增加，人口集聚更容易形成网络效应，从而加速数字文化内容的扩散[24]。文化资源作为内容供给的基础，是文化产业数字化的重要支撑。基于《数字经济及其核心产业统计分类(2021)》对数字文化领域的界定，本文引入博物馆机构数与公共图书馆机构数，来反映文化资源的丰富程度。数字经济专利授权数反映了地方将数字经济领域的技术转化为实际应用的能力，在文化内容的生成与传播过程中发挥了重要作用。变量的描述性统计见表2。

表2 变量的描述性统计

变量类型	变量名称	变量符号	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	文化产业数字化指数	*digit*	279	0.2937	0.1195	0.1020	0.7481
影响因素变量	人工智能企业数量	*ai_enterprise*	279	1.4496	2.4042	0.0079	19.5759
	第三产业占GDP比重	*tertiary_gdp_ratio*	279	0.5246	0.0797	0.3992	0.8485
	人口密度	*density*	279	321.1832	478.0150	2.4941	2748.9308
	博物馆机构数	*museum_institution*	279	159.5663	113.7590	7	665
	公共图书馆机构数	*library_institution*	279	103.2186	47.9658	19	209
	数字经济专利授权数	*digital_econ_patent*	279	1.7758	2.9880	0.0008	19.7700

(四)数据来源

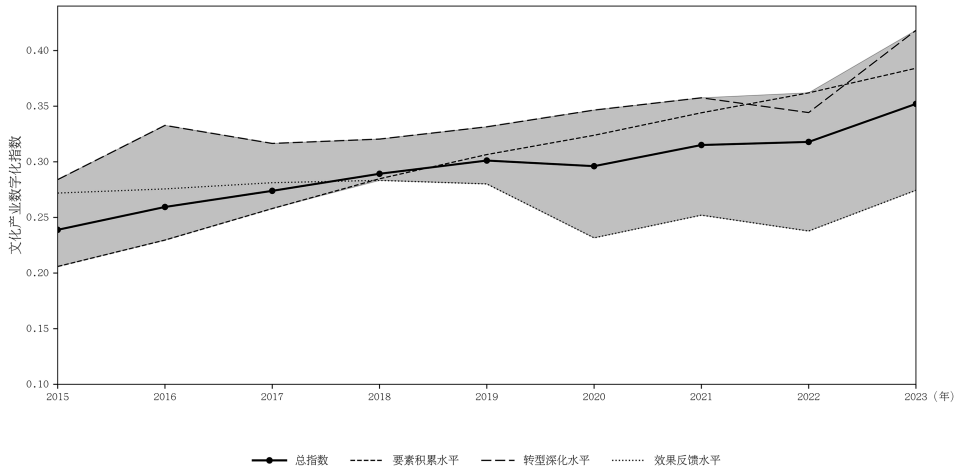
鉴于数据的可得性，本文选取2015—2023年我国除港澳台外的31个省份作为研究样本。相关数据主要来源于《中国统计年鉴》《中国文化及相关产业统计年鉴》《中国信息产业年鉴》和《中国科技统计年鉴》等统计资料，采用线性插值法对少量缺失数据进行插补。

四、文化产业数字化的时空演化特征分析

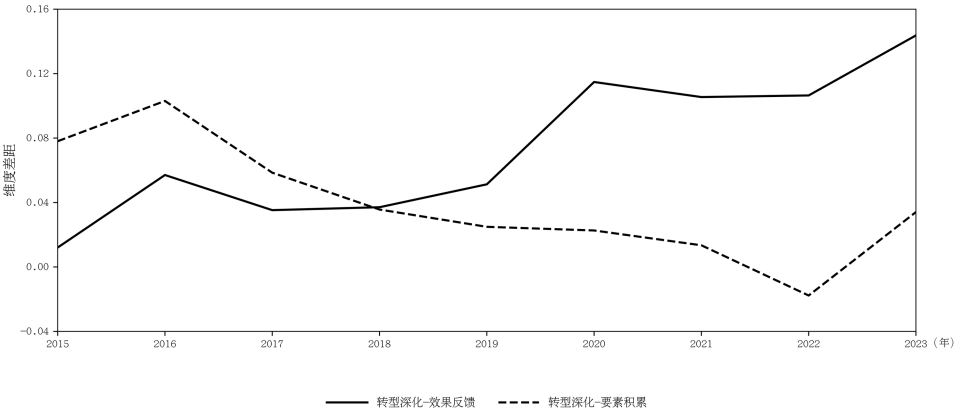
(一)整体时间趋势特征分析

在依据前述方法测算各省份文化产业数字化指数后，本文为验证测算结果的可靠性与解释力，从时间稳定性和区域区分度两方面进行了事后检验。结果表明，该指数在相邻年份间的省际排名相关性较高，表现出良好的时间稳健性。同时，东部地区与非东部地区之间的指数均值差异显著，能够有效反映区域间的系统性差距，说明指数具有较好的统计一致性与外部效度。在此基础上，得到2015—2023年文化产业数字化水平发展的整体趋势及其分维度变化特征，见图1。

整体看，文化产业数字化水平在时间维度上呈现波动上升趋势，2015—2023年累计增长约50%。分维度看，三项指标的演进路径存在差异，反映出文化产业数字化推进过程中不同环节的阶段性特征。要素积累水平持续上升，说明数字要素供给与基础能力建设持续加强，对整体水平提升形成重要支撑。转型深化水平始终处于较高水平且后期提升幅度扩大，表明数字技术在文化产业链条中的渗透不断加深。相比之下，效果反馈水平的增幅相对有限，并在2020年前后出现波动，表明产出转化与绩效反馈环节存在一定滞后。进一步观察关键维度差距的年度演变发现，转型深化与效果反馈之间的差距在后期明显扩大，表明



（a）总体趋势与三维结构区间（2015—2023年）



（b）关键维度差距的年度演变

图1　2015—2023年中国文化产业数字化水平及各维度变化趋势

应用深化推进快于成效反馈改善，绩效转化仍是协同发展的主要短板。而转型深化与要素积累之间的差距在2022年负向达到最大，说明要素积累水平逐步超过转型深化水平；而2023年两者差距明显收窄，表明要素供给与应用深化之间的协调性有所改善。总体看，后期结构性不协调主要表现为效果反馈相对滞后，需要进一步完善成效评价与反馈机制，以提升数字化转型的协同水平。

本文选取东部、中部、西部、东北四大传统地理区域和京津冀、长三角、成渝地区、珠三角、长江中游五大城市群作为研究单元，分别绘制了2015—2023年的综合指数变化情况，具体如图2、图3所示。结果显示，文化产业数字化水平总体呈持续上升态势，各层级空间单元在不同程度上均体现出水平的稳步提升。

在四大区域层面，东部地区的综合指数始终保持较高水平，表明其数字基础设施和产业融合能力具有明显优势；中部地区稳步上升，发展势头较为平稳；西部地区与东北地区虽起点较低，但整体趋势向好，其中西部地区由2015年的约0.18上升至2023年的约0.27，2019—2020年东北地区在出现短期下滑后逐步回升。这一阶段性波动与区域产业结构调整、人口流动及基础设施发展差异密切相关[25]。

在城市群层面，各城市群文化产业数字化水平均呈现稳步上升态势，但增长速度存在较大差异，区域分化明显。珠三角城市群在整个区间内始终保持最高水平，指数从2015年的约0.45持续上升至2023年接近0.75，呈现出良好的数字化基础以及融合能力；长三角城市群位居第二梯队，指数整体高于全国平均水平并保持平稳增长；京津冀城市群近年来增长较快，源于北京在文化科技融合领域的引领作用明显；成渝城市群和长江中游城市群整体水平相对较低，但增长趋势较为稳定，表明中西部城市群在政策支持和数字基础设

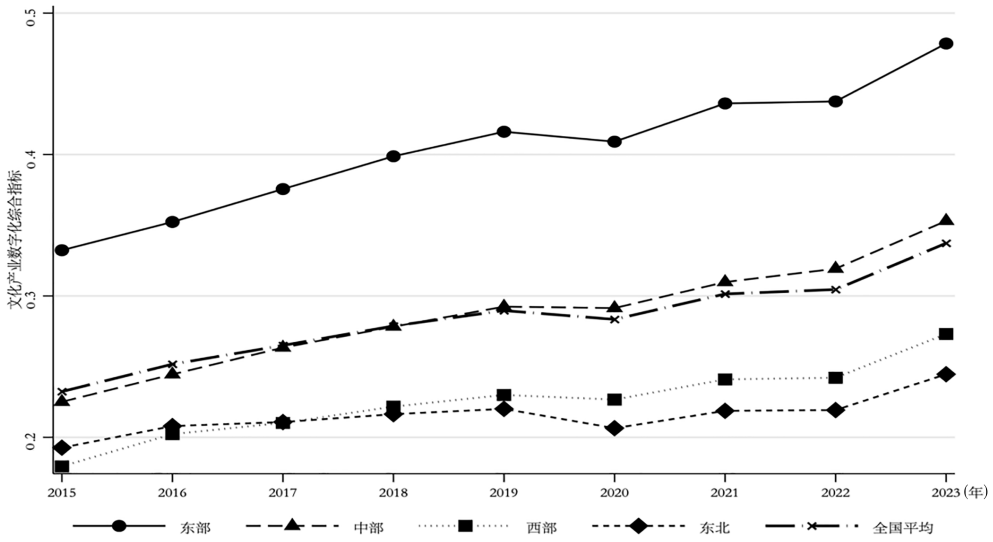


图2　2015—2023年中国四大区域的文化产业数字化水平

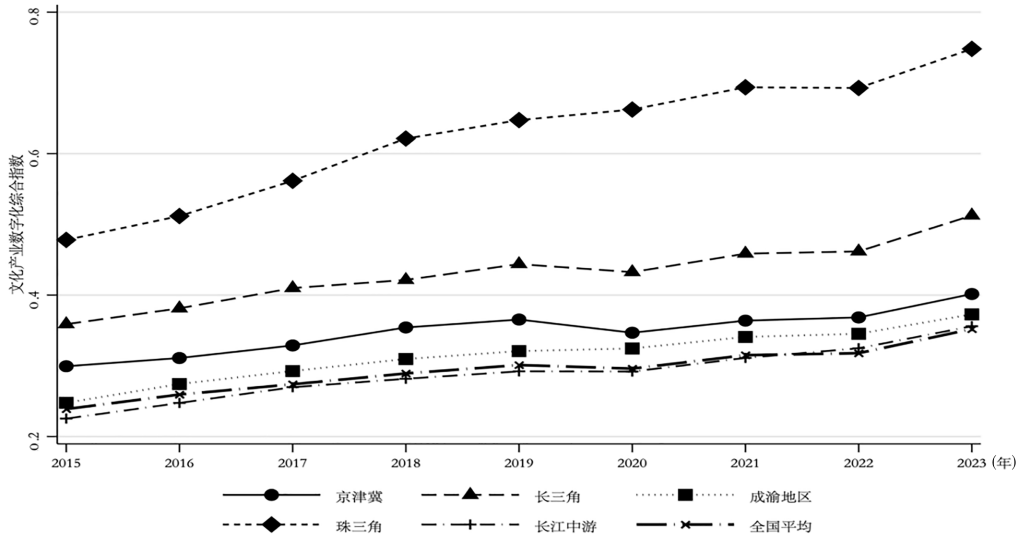


图3　2015—2023年中国五大城市群的文化产业数字化水平

施改善下具备一定的后发潜力。

（二）区域空间特征分析

1.省域分布特征

在测度各地区文化产业数字化水平的基础上，进一步分析不同省份的空间分布特征，见图4。

总体而言，我国文化产业数字化水平在地域上呈现出明显的梯度特征。沿海地区的文化产业数字化水平显著领先，这些地区集聚了大量数字创新人才及创新资本，是我国文化数字化转型的引领区域[26]。从一级指标看，广东在三个维度上均处于全国领先位置，表明其已实现从基础能力到成果转化的高度耦合。江苏、浙江等地的要素积累与转型深化得分相对接近，体现出投入、结构升级与结果转化之间的协同。

中部地区整体处于全国中上水平，转型深化水平相对高于其他两个维度，表明其在文化内容产出与传播方面表现突出，但尚未充分转化为结果优势，显示出中部地区在全国分工中仍以中间环节为主，关键技术与资本较多依赖外部输入。西部地区与东北地区的发展水平相对滞后，甘肃、青海、宁夏、吉林等省份大多处在低水平发展阶段，表明其在产业基础、技术支撑等方面存在短板；四川、重庆凭借政策扶持和数字产业集聚，明显领先于区域平均水平。例如，成都云计算中心等项目的落地，为区域文化产业数字化转型提供了重要技术支撑。

2.分布动态及演进

图5展示了2015—2023年全国及东部、中部、西部、东北地区文化产业数字化水平的核密度估计图。

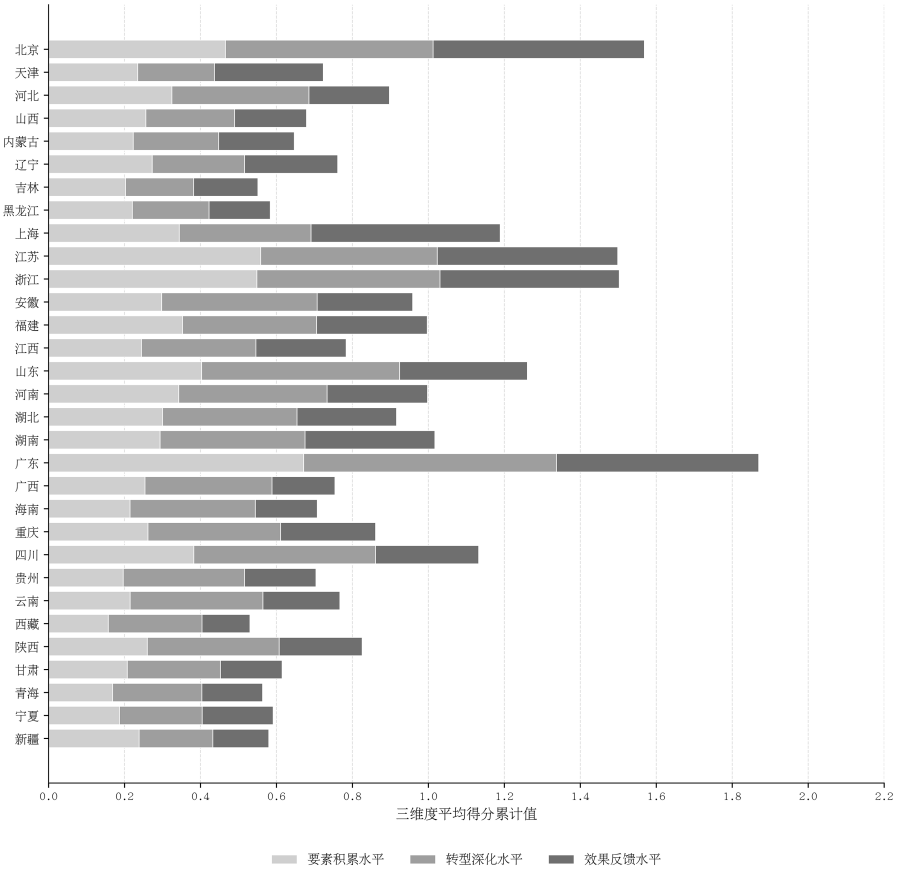


图4　各省份文化产业数字化要素积累、转型深化和效果反馈水平得分对比

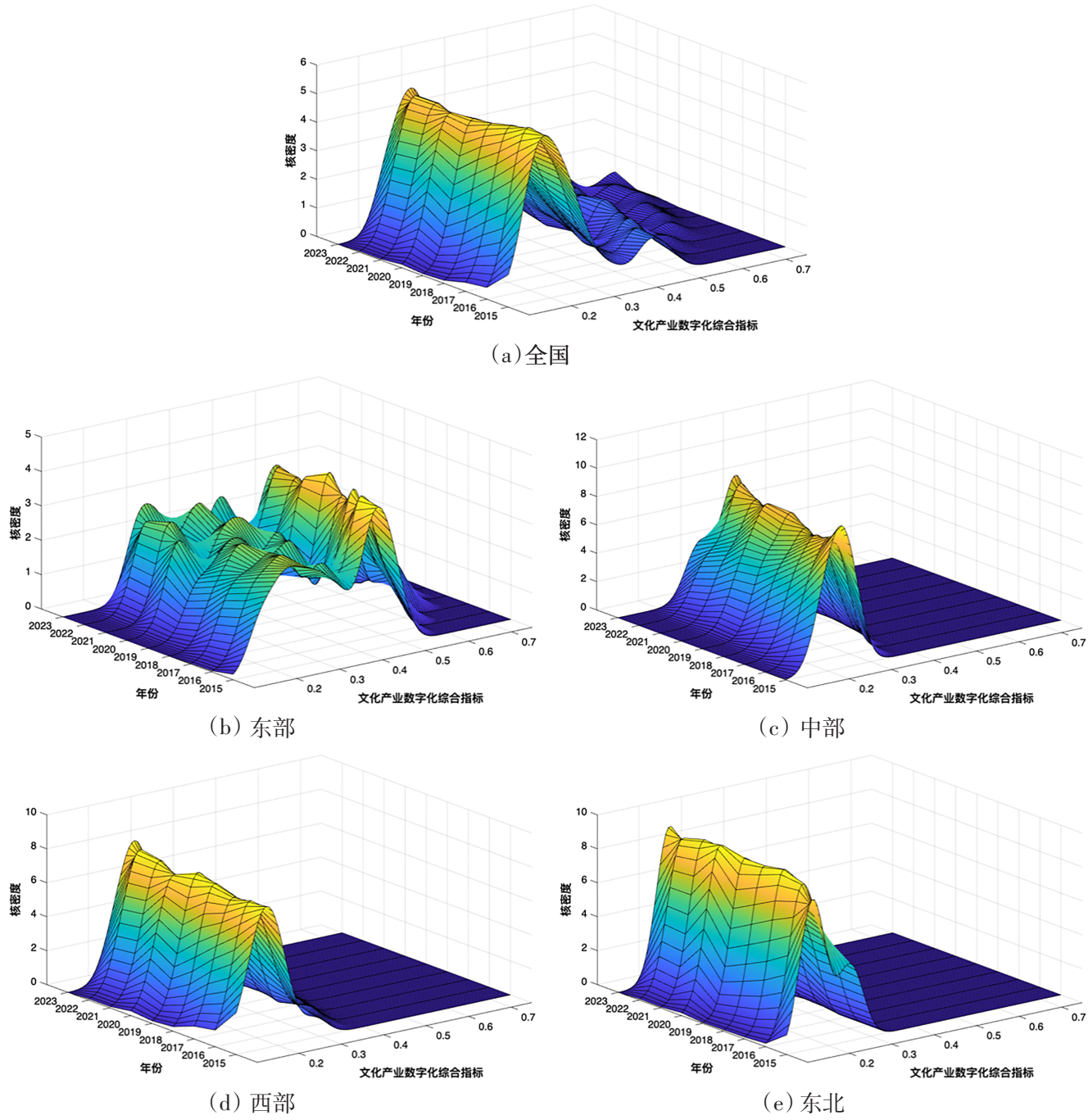
从全国看，数字化水平的分布呈现出明显的右移趋势，表明整体水平不断提升。东部地区的核密度分布呈现出多峰特征，主峰高度整体上升且波峰数量有所增加，表明区域内部分省份在文化产业数字化转型方面取得了显著进展，例如，浙江在数字内容、广东在数字创意与平台经济等领域的探索，有效带动了区域整体水平的提升；分布重心持续向高值区间移动，这种领先优势和多极化发展态势，源于其坚实的经济基础、发达的数字技术产业生态体系、充沛的高端人才储备和政府的大力扶持。中部地区在样本期内主峰位置相对稳定，近年有缓慢右移趋势，表明区域文化数字化水平稳中有升；主峰高度在不同年份间变动不大，体现出中等发展水平的省份区域发展比较集中，在创新突破力度以及高端资源投入方面还存在提升的空间。西部地区和东北地区的核密度分布大多集中在低水平区间，密度峰值明显偏左，意味着大多数省份仍然处在文化产业数字化发展的初级阶段，整体推进力度较弱，发展活跃度不高。这种发展滞后状态，很大程度上受经济基础薄弱、基础设施缺乏、人才短缺以及产业转型迟缓等诸多因素的影响。

3.空间关联特征

为进一步判断文化产业数字化水平是否存在空间集聚与空间依赖特征，本文采用全局莫兰指数对2015—2023年的综合指数进行了空间自相关性分析，具体见表3。所有年份的莫兰指数均显著为正，表明全国文化产业数字化水平存在显著的空间正相关性，即高水平的省份更倾向于向高水平的相邻地区集聚，反映了我国文化产业数字化发展存在一定的空间溢出效应。

2015年，莫兰指数达到峰值，随后整体呈现缓慢下降趋势，且在2020年降至最低值，这一变化节点与前文观察到的全国文化产业数字化水平短期回落相吻合。尽管自2021年起文化产业数字化水平略有提高，但总体仍低于2015年的水平，表明随着“数字中国”战略的深入推进和“东数西算”等重大工程的实施，各地数字化基础设施不断完善，不同地区在文化产业数字化水平上的差距有所缩小，正由高度集聚向相对均衡演化。

进一步地，本文引入局部莫兰指数对2023年各省份文化产业数字化水平的空间集聚特征进行刻画。由图6可知，文化产业数字化在全国范围内存在显著的空间分异特征。上海、广东、浙江等东部沿海省份呈现



（a）全国　（b）东部　（c）中部　（d）西部　（e）东北

图5　全国及四大区域文化产业数字化水平的核密度图

显著的“高-高”集聚状态，自身与邻近地区均处于高发展水平，形成了稳固的核心增长区。而安徽、河南、湖北等省份虽自身数字化水平较高，但周边区域发展相对滞后，形成“高-低”集聚类型，反映出区域内部的非均衡态势。江西、辽宁、内蒙古等则表现为“低-高”集聚特征，其自身发展水平较低但邻近区域较高，存在潜在的外部带动条件。值得注意的是，甘肃、贵州、广西、西藏、新疆等省份普遍呈现“低-低”集聚状态，这种低值区域的连片分布，凸显了区域数字鸿沟的存在，因此要在提升基础设施水平与增强技术、人才要素供给方面集中发力，进一步提升区域整体数字化水平。

五、文化产业数字化的影响因素分析

（一）基准回归分析

基准回归结果如表4所示。为增强回归结果的可读性，本文在回归分析中将文化产业数字化指数乘以100，以百分制形式纳入模型。

人工智能企业数量的回归系数在1%的显著性水平上显著，表明人工智能企业的集聚对文化产业数字

表3　2015—2023年中国文化产业数字化水平的莫兰指数

年份	Moran's I	Z值	p值
2015	0.2465	3.1236	0.0018
2016	0.2206	2.8334	0.0046
2017	0.2146	2.7743	0.0055
2018	0.1924	2.5501	0.0108
2019	0.1908	2.5303	0.0114
2020	0.1608	2.2043	0.0275
2021	0.1629	2.2212	0.0263
2022	0.1593	2.1746	0.0297
2023	0.1690	2.2880	0.0221

化水平存在显著促进作用。随着人工智能技术深度融入文化产品的生产、传播与消费环节，文化产业也从传统形态向智能化服务转变，从而催生沉浸式体验、个性化推荐等新型消费模式。这些变化提升了文化内容的传播效率和用户黏性，加速了文化产业在生产方式、组织结构与商业模式上的数字化重塑。

第三产业占GDP比重的系数为40.9426，且显著为正，表明服务业在经济结构中的占比越高，越有利于推动文化产业的数字化转型。人口密度、博物馆机构数以及公共图书馆机构数均在1%的水平上对文化产业数字化水平产生显著的正向影响，表明人口集聚与文化资源供给是提升文化数字化水平的重要基础。数字

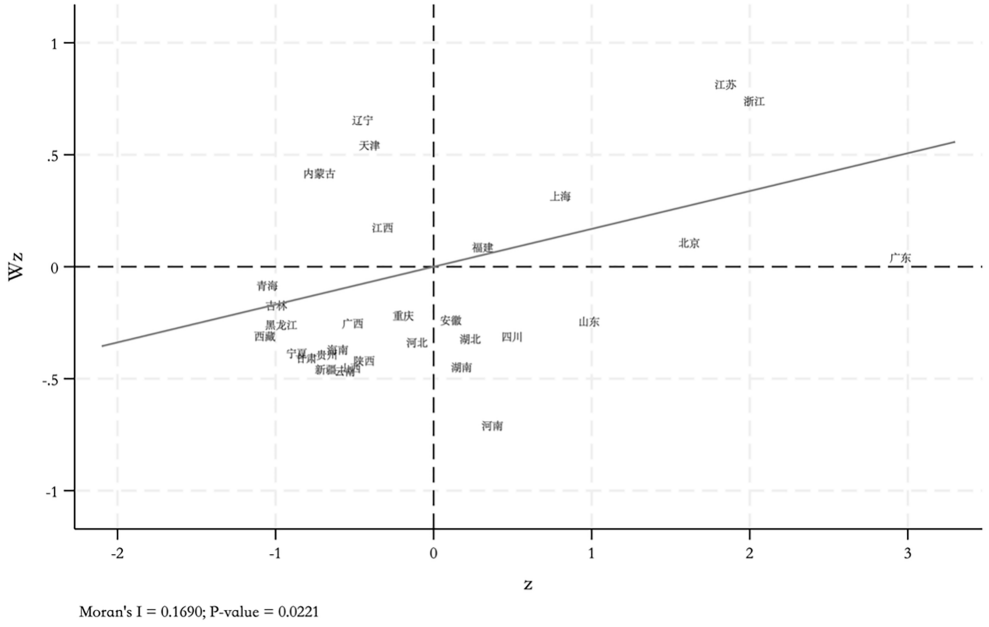


图6　2023年文化产业数字化水平的局部莫兰散点图

经济专利授权数在5%的水平上显著为正，表明区域的数字创新能力显著影响文化产业的数字化水平。为进一步提升研究结论的可信度，还需关注潜在的因果识别问题。由于文化产业数字化与人工智能企业数量、数字经济专利产出之间存在双向因果关系，数字化发展不仅受到技术和创新的推动，也能反向吸引企业集聚与专利产出，这会导致估计结果存在一定偏差。为此，本文参考赵奎等(2021)[27]的研究，采用基于"份额-增长"的Bartik类工具变量方法(Instrumental variable，IV)，并结合"留一省"口径构造外生冲击，利用两阶段最小二乘法进行估计，对核心结论的稳健性进行进一步检验。

表5报告了IV回归的结果。考虑到LOO-Bartik设定下2SLS与LIML估计结果基本一致，且二者在当前恰好识别设定下具有较高相似性，本文仅保留标准Bartik-2SLS和LOO-Bartik-2SLS的结果。从第一阶段排除工具变量联合显著性检验来看，人工智能企业数量对应的第一阶段F统计量均在21以上，数字经济专利授权数对应的第一阶段F统计量均超过330，均高于常用经验阈值，说明工具变量与内生解释变量之间具有较强相关性，能够较好地解释内生变量的变动。

第二阶段估计结果显示，人工智能企业数量在标准Bartik和LOO-Bartik设定下的回归系数分别为0.4102和0.4896，均在5%的水平上显著为正；数字经济专利授权数的回归系数分别为0.7345和0.6600，均在1%的水平上显著为正。这表明在采用工具变量方

表4 基准回归结果

变量	
ai_enterprise	0.9795***
	(0.1036)
tertiary_gdp_ratio	40.9426***
	(5.4157)
density	0.0563***
	(0.0119)
museum_institution	0.0116***
	(0.0039)
library_institution	0.0715***
	(0.0241)
digital_econ_patent	0.3765**
	(0.1537)
常数项	-21.4969***
	(5.1381)
省份固定效应	是
年份固定效应	是
N	279
R^2	0.752

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

表5 IV回归结果

变量	标准Bartik-2SLS	LOO-Bartik-2SLS
ai_enterprise	0.4102**	0.4896**
	(0.1707)	(0.1994)
tertiary_gdp_ratio	15.2441***	14.3235**
	(5.8449)	(6.0419)
density	0.0453***	0.0456***
	(0.0046)	(0.0046)
museum_institution	0.0059	0.0063
	(0.0042)	(0.0041)
library_institution	0.0413**	0.0418**
	(0.0165)	(0.0170)
digital_econ_patent	0.7345***	0.6600***
	(0.1770)	(0.1796)
省份固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
N	279	279
R^2	0.9931	0.9930
第一阶段F:人工智能企业数量	21.1863	22.0593
第一阶段F:数字经济专利授权数	334.0083	461.7517
Kleibergen-Paap rk Wald F	2.3350	1.2836

法进行补充检验后,人工智能企业集聚和数字技术创新水平仍然对文化产业数字化发展具有显著促进作用。控制变量方面,第三产业占GDP比重、人口密度和公共图书馆机构数整体保持显著正向影响,与基准回归结果基本一致。

需要说明的是,标准Bartik和LOO-Bartik模型中工具变量数量与内生变量数量相同,属于恰好识别模型,因此无法直接进行过度识别检验。为进一步考察工具变量设定的合理性,本文同时纳入标准Bartik与LOO-Bartik工具变量构造过度识别辅助模型。结果显示,Hansen J统计量为0.8360,检验p值为0.6584,未拒绝工具变量外生性的原假设,说明工具变量设定总体上具有合理性。同时,Kleibergen-Paap rk Wald F统计量相对较低,提示弱工具变量风险仍需谨慎对待。总体而言,IV回归结果有效缓解了反向因果带来的偏误,进一步验证了基准回归的核心结论,并增强了因果解释的可信度。

(二)区域异质性分析

在基准回归结果的基础上,本文进一步开展区域异质性分析,旨在揭示文化产业数字化发展在不同区域间可能存在的影响机制差异。将全国31个省份划分为东部、中部、西部和东北四大区域,并在此基础上分别进行双向固定效应回归,结果如表6所示。

人工智能企业数量对文化产业数字化的影响存在显著的区域差异。在东部地区,人工智能企业数量对文化产业数字化发展有显著的促进作用,可能是因为东部地区有着良好的数字技术基础,同时具备比较成熟的平台生态。但在中、西部地区,人工智能企业数量呈现负向影响,可能的原因是,在引入人工智能技术时,中、西部的协同融合机制有待完善,导致存在技术与文化产业实际需求不匹配的情况。第三产业占GDP比重与人口密度在东部、中部和西部地区都表现出显著的正向作用,说明服务业和人口集聚程度是促进文化产业数字化的重要因素。东部地区有较为成熟的服务业体系和较为完善的平台设施,因此影响在该地区更为突出。在东北地区,这两项因素的作用不明显,显示出东北地区在服务业结构和人口集聚上虽有一定基础,但文化内容的数字转化能力有待提高。从文化资源看,博物馆机构数只在东北地区显著,说明在资源类型相对传统、文化产业数字化还处在起步阶段的地区,博物馆等实体文化资源仍是内容数字化的重要载体;公共图书馆机构数在西部地区是正向推动,体现了基础文化服务体系对数字文

表6 异质性分析结果

变量	东部	中部	西部	东北
ai_enterprise	0.3742***	−0.3235	−0.6818**	1.0007
	(0.1245)	(0.7955)	(0.3019)	(1.0910)
tertiary_gdp_ratio	45.6117**	15.5524**	13.8174**	−22.4754
	(18.5020)	(6.1135)	(6.5001)	(15.9394)
density	0.0392***	0.4833*	0.2862*	−0.8186*
	(0.0083)	(0.2479)	(0.1495)	(0.4247)
museum_institution	0.0029	−0.0055	−0.0073	0.0290**
	(0.0037)	(0.0070)	(0.0058)	(0.0108)
library_institution	0.0475	−0.0939	0.0288**	−0.2025**
	(0.0600)	(0.0766)	(0.0126)	(0.0724)
digital_econ_patent	0.7161***	0.8882	1.7281**	0.0553
	(0.1417)	(0.5468)	(0.7445)	(1.9813)
常数项	−24.3694**	−98.5725*	−17.1134	139.8250**
	(11.5345)	(57.2669)	(12.2668)	(51.0203)
省份固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
N	90	54	108	27
R^2	0.9527	0.9758	0.9288	0.9717

化普及的支撑作用。数字经济专利在东部地区和西部地区均显示出明显正向影响，表明技术创新在这两个区域已形成较强的转化机制，并对文化产业的数字化水平发挥了实质性支撑作用。

总体而言，东部地区多数变量均表现出显著的正向作用，显示出技术、产业与资源要素之间的高度协同；中、西部地区处于从传统向数字化转型过程中，一部分因素已经开始发挥作用；东北地区在诸多变量上存在着方向不一或者不起作用的现象，表明数字化基础同产业适配性之间的差距仍然很大。这种区域差异很可能由经济结构、政策引导以及文化消费习惯等多种要素决定。

（三）空间杜宾模型分析

前文的空间自相关检验表明，文化产业数字化水平存在显著的空间异质性，因此本文采用空间杜宾模型进行实证分析，以识别其影响机制及空间溢出效应，结果如表7所示。其中，列（1）表示地理邻接矩阵，列（2）表示经济距离矩阵。加入空间效应后，各影响因素的本地效应在邻接矩阵和经济矩阵模型中均表现为显著正向，表明这些因素依然对当地文化产业数字化水平起到稳定的推动作用。

空间滞后项的结果表明文化产业数字化存在明显的空间溢出效应。在基于地理邻接的权重设定下，许多邻近地区的特征变量空间滞后项存在显著正向影响，本文在模型结果与理论分析的基础上，进一步识别出空间溢出的三条主要传导渠道：

其一，产业关联与市场协同渠道。周边地区第三产业比重越高，对本地文化产业数字化越有利。服务业发达地区通过跨区域的消费市场辐射、产业链协同、生态伙伴共建，对周边地区产生经济带动和产业协同效应。

表7 空间杜宾模型分析结果

变量	（1）	（2）
ai_enterprise	0.2572***	0.2627***
	(0.0732)	(0.0755)
tertiary_gdp_ratio	13.8709***	16.9672***
	(3.5832)	(3.7366)
density	0.0508***	0.0418***
	(0.0065)	(0.0062)
museum_institution	0.0051**	0.0051**
	(0.0023)	(0.0025)
library_institution	0.0448***	0.0455***
	(0.0122)	(0.0128)
digital_econ_patent	0.8114***	0.7267***
	(0.0912)	(0.0883)
W×ai_enterprise	0.0450	0.0775
	(0.1961)	(0.2262)
W×tertiary_gdp_ratio	16.1953*	14.7385
	(9.4550)	(11.5338)
W×density	0.0295*	−0.0158
	(0.0154)	(0.0303)
W×museum_institution	0.0007	0.0149**
	(0.0051)	(0.0065)
W×library_institution	0.0550***	0.0798
	(0.0199)	(0.0885)
W×digital_econ_patent	0.7638***	−0.7221**
	(0.2209)	(0.2976)
ρ	−0.2558***	−0.1104
	(0.0867)	(0.1188)
sigma2_e	0.8937***	0.9295***
	(0.0762)	(0.0788)
省份固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
N	279	279
R^2	0.347	0.322

其二，知识溢出与技术扩散渠道。周边地区数字经济专利数量增加对本地具有明显带动效应，这体现出数字技术、平台算法、运营模式这类知识类要素，可通过研发合作、人才流动、技术转移和技术示范等途径，产生基于地理邻近性的跨区域溢出，带动毗邻地区文化产业技术升级与创新效率提升。

其三，文化资源共享与政策学习渠道。周边地区公共图书馆数量的增加能显著提升本地的数字化水平，这不仅体现了文化设施与服务带来的区域正外部性，也表明地区间存在一定的政策学习与制度模仿行为。领先地区的制度创新、场馆运营经验与公共服务模式，易被地理相邻地区借鉴学习，从而加速区域整体发展进程。

值得注意的是，在邻接矩阵下，ρ值在1%的水平上显著为负，显示出文化产业数字化存在一定的负向空间依赖。这意味着区域间除合作与溢出外，还存在竞争与排他机制。一方面，文化产业数字化发展高度依赖人才、资本、技术与平台资源，这些要素具有较强的流动性与稀缺性，当周边地区率先聚集资源时，容易对本地产生“虹吸效应”。另一方面，数字产业生态在成长期存在较强的市场份额争夺，当邻近地区的数字化水平快速提升时，本地可能因需求外溢、投资转移而面临相对抑制。这一现象表明，文化产业数字化的空间效应具有双重性，既有正向的知识与资源扩散，也伴随着竞争性的挤出效应。

进一步研究发现，当采用经济距离矩阵替代地理邻接矩阵时，上述显著的溢出效应普遍减弱甚至消失，仅有图书馆机构数的影响表现出正向溢出效应，说明文化产业数字化的空间溢出效应主要依赖于地理邻近性，基于经济联系的空间传导机制在此过程中作用相对有限。

表8显示了空间效应分解结果，多数变量在地理邻接（W1）和经济距离（W2）两种权重设定下的直接效应均显著为正，说明各因素对本地文化产业数字化水平的推动作用具有稳定性。从间接效应看，第三产业占GDP比重、人口密度、公共图书馆机构数和数字经济专利授权数等变量在邻接矩阵下表现出一定的正向溢出，表明这些因素通过区域间资源共享、知识扩散等机制，对邻近地区的文化产业数字化水平产生了正向带动。

六、结论与建议

（一）研究结论

本文基于2015—2023年我国31个省份的面板数据，构建文化产业数字化综合评价指标体系，采用熵权法测度文化产业数字化水平，并结合空间自相关与空间杜宾模型，系统分析文化产业数字化水平的整体特征、区域差异及其影响因素，主要结论如下：

第一，文化产业数字化水平整体稳步提升，发展基础不断巩固。在国家政策持续推进和数字技术快速发展的背景下，我国文化产业数字化水平不断提高，逐步实现从起步探索到体系建设的转变。随着人工智能、大数据、云计算等技术在文化领域的广泛应用，文化内容生产、传播与消费方式不断优化，数字化已成为文化产业高质量发展的重要路径。

第二，文化产业数字化水平在区域间发展存在明

表8　空间效应分解结果

变量	W1			W2		
	（1）	（2）	（3）	（4）	（5）	（6）
	直接效应	间接效应	总效应	直接效应	间接效应	总效应
ai_enterprise	0.2606***	−0.0190	0.2416	0.2642***	0.0414	0.3056
	（0.0757）	（0.1673）	（0.1756）	（0.0772）	（0.2152）	（0.2371）
tertiary_gdp_ratio	12.9875***	10.3743	23.3617***	16.5739***	11.4803	28.0542**
	（3.5558）	（7.2084）	（7.6489）	（3.5776）	（10.0070）	（11.5576）
density	0.0505***	0.0150	0.0655***	0.0427***	−0.0169	0.0258
	（0.0062）	（0.0122）	（0.0134）	（0.0060）	（0.0266）	（0.0275）
museum_institution	0.0051**	−0.0003	0.0048	0.0048**	0.0134**	0.0182***
	（0.0023）	（0.0042）	（0.0043）	（0.0024）	（0.0058）	（0.0067）
library_institution	0.0425***	0.0360**	0.0785***	0.0443***	0.0654	0.1098
	（0.0120）	（0.0162）	（0.0178）	（0.0125）	（0.0816）	（0.0848）
digital_econ_patent	0.7810***	0.4821***	1.2630***	0.7425***	−0.7281**	0.0144
	（0.0886）	（0.1859）	（0.2105）	（0.0855）	（0.2865）	（0.3097）

显差异。东部地区依托自身较强的技术基础以及公共文化服务体系，一直处于领先位置；中部地区稳中有进，在政策扶持和平台搭建方面已有一定基础；西部地区与东北地区部分省份还在起步发展阶段，但像四川、重庆等省份展现出区域带动作用，表明西部地区与东北地区在数字化资源投入及产业联动方面正在发力，发展态势趋于多元。

第三，文化产业数字化发展呈现显著的空间集聚性与双重空间效应。空间自相关与空间计量模型结果显示，文化数字化水平在空间分布上具有显著的正向空间依赖，高水平地区倾向于在地理空间上形成集聚效应，进而通过服务业联动、文化资源共享与技术扩散等机制对周边区域产生正向带动作用。同时，在基于地理邻接矩阵的估计结果中，空间自回归项表现为显著负值，表明区域间除存在正向溢出效应外，还存在一定的竞争或虹吸效应：邻近地区的快速发展通过人才、资本和市场的转移，对本地产生相对挤出作用。这种空间效应主要依赖地理邻近性，而非经济联系强度，说明文化数字化发展更依赖实体空间的协同条件与区域间制度基础的互通性。

第四，影响文化产业数字化的因素多元，区域间作用机制存在差异。人工智能企业数量、第三产业占GDP比重、人口密度、博物馆机构数、公共图书馆机构数以及数字经济专利授权数等都是促使文化数字化转型的关键变量。同时，各个区域对这些因素的响应强度和作用机制有着明显差别。东部地区已经形成了比较成熟的协同机制，相关变量在模型中表现出稳定的正向效应；中、西部地区正处于结构转型阶段，部分因素逐渐展现出积极的作用。东北地区的显著性及其方向并不稳定，表明其在要素适配、机制联动和数字生态创建等方面还存在一定的发展障碍。

（二）政策建议

基于以上研究结论，本文提出政策建议如下：

第一，实施因地制宜的发展策略，提升区域数字化转型的精准性与实效性。基于区域间文化数字化基础与发展阶段的差异，政策制定时要充分考虑区域异质性。东部地区要继续利用技术、人才、平台等优势，促使文化产业与高新技术深度融合，不断向产业链高端延伸，形成具有引领作用的数字文化集聚区；中、西部地区要依靠成渝增长极，加深同人工智能、大数据等领域之间的联系，促使科技资源同文化内容形成有效的互动，探索具有地方特色的发展路径；东北地区则要优化资源配置、打破体制壁垒，通过加强人才引进、优化营商环境、提高服务业占比等措施，为文化产业数字化转型营造更为有利的外部环境。

第二，完善数字公共文化服务体系，提升数字内容供给质量。研究显示，人口密度、公共文化设施是提升数字化水平的关键因素，但其影响因地区而异。在文化消费活跃的地区，图书馆、博物馆等基础设施的数量及其数字化程度对文化产业数字化转型起到明显促进作用，但在基础设施缺乏的地区，这些因素并未发挥明显的作用。为此，在人口多且文化需求大的地区，要加快公共文化设施的智能化改造，完善线上线下一体的服务体系，提升内容供给的丰富度和便捷性；在基础薄弱地区，需依靠财政转移支付和资源倾斜，保障基本公共文化服务的数字化普及。同时，可通过跨区域共建数字文化平台，做到资源共享，从而缩小城乡和地区间的结构性差异。

第三，统筹处理区域间的溢出效应与竞争效应。鉴于文化产业数字化水平在区域之间呈现服务协同、资源共享与技术扩散等多重空间联系，建议在国家和省级层面加强制度供给，构建有序有效的区域协作机制。一方面，在长三角、珠三角、成渝等重点城市群内部，可依托现有的数字基础设施建设规划，推进数据资源共享、公共文化服务平台对接，提高文化数字化的发展效率和整体协同水平。另一方面，针对数字经济发展中可能出现的人才、资本和市场向中心区域集聚的现象，可通过设立跨区域文化产业发展基金、实施欠发达地区数字文化企业扶持计划、强化基层文化数字人才培养等方式，增强弱势地区在要素竞争中的承载能力。◆

参考文献：

[1] Gibson C, Kong L. Cultural economy: a critical review [J]. Progress in human geography, 2005, 29(5): 541-561.

[2] 左惠. 文化产业数字化发展趋势论析[J]. 南开学报(哲学社会科学版), 2020(6): 47-58.

[3] 江小涓. 网络空间服务业：效率、约束及发展前景：以体育和文化产业为例[J]. 经济研究, 2018, 53(4): 4-17.

[4] 罗仕鉴. 新时代文化产业数字化战略研究[J]. 包装工程, 2021, 42(18): 63-72+8.

[5] 宋洋洋, 刘一琳, 陈璐, 等. 国家文化数字化战略背景下数字文化产业的生态系统、技术路线与价值链条思考[J]. 西安交通大学学报(社会科学版), 2024, 44(5): 145-156.

[6] 陆建栖, 任文龙. 数字经济推动文化产业高质量发展的机制与路径：基于省级面板数据的实证检验[J]. 南京社会科学, 2022

(5):142-151.
[7]刘静,惠宁,南士敬.数据赋能驱动文化产业创新效率的非线性研究:基于STR模型的实证检验[J].经济与管理研究,2020,41(7):31-46.
[8]刘波,洪兴建.中国产业数字化程度的测算与分析[J].统计研究,2022,39(10):3-18.
[9]周小亮,李慧鹏.制造业数字化转型对企业绩效的影响[J].山东社会科学,2025(1):127-135.
[10]董莉.企业数字化转型与企业市场价值提升:基于生命周期的动态实证检验[J].山东社会科学,2024(7):159-166.
[11]Feng Y, Zhao M, Yang X. Effects of Digital Transformation on Total Factor Productivity of Cultural Enterprises: Empirical Evidence from 251 Listed Cultural Enterprises in China [J]. Sustainability, 2024, 16(4): 1451.
[12] Pan W, Xie T, Wang Z, et al. Digital economy: An innovation driver for total factor productivity [J]. Journal of business research, 2022, 139: 303-311.
[13]王核成,王思惟,刘人怀.企业数字化成熟度模型研究[J].管理评论,2021,33(12):152-162.
[14]彭张林,张爱萍,王素凤,等.综合评价指标体系的设计原则与构建流程[J].科研管理,2017,38(S1):209-215.
[15]陈梦根,周元任.数字不平等研究新进展[J].经济学动态,2022(4):123-139.
[16]肖土盛,孙瑞琦,袁淳,等.企业数字化转型、人力资本结构调整与劳动收入份额[J].管理世界,2022,38(12):220-237.
[17]韩先锋,宋文飞,李勃昕.互联网能成为中国区域创新效率提升的新动能吗[J].中国工业经济,2019(7):119-136.
[18]谢璐,韩文龙.数字技术和数字经济助力城乡融合发展的理论逻辑与实现路径[J].农业经济问题,2022(11):96-105.
[19]吴非,胡慧芷,林慧妍,等.企业数字化转型与资本市场表现:来自股票流动性的经验证据[J].管理世界,2021,37(7):130-144+10.
[20]池毛毛,叶丁菱,王俊晶,等.我国中小制造企业如何提升新产品开发绩效:基于数字化赋能的视角[J].南开管理评论,2020,23(3):63-75.
[21]章穗,张梅,迟国泰.基于熵权法的科学技术评价模型及其实证研究[J].管理学报,2010,7(1):34-42.
[22]毛璐璐.数字信息消费水平的时空特征及其影响因素[J].经济地理,2024,44(10):145-154.
[23]吕康银,梁孝成,唐志东.数字技术创新赋能中国式现代化[J].上海经济研究,2025(2):5-16.
[24]丁志帆.数字经济驱动经济高质量发展的机制研究:一个理论分析框架[J].现代经济探讨,2020(1):85-92.
[25]魏后凯,年猛,李功."十四五"时期中国区域发展战略与政策[J].中国工业经济,2020(5):5-22.
[26]徐维祥,周建平,刘程军.数字经济发展对城市碳排放影响的空间效应[J].地理研究,2022,41(1):111-129.
[27]赵奎,后青松,李巍.省会城市经济发展的溢出效应:基于工业企业数据的分析[J].经济研究,2021,56(3):150-166.

Spatial Effects and Impact Mechanisms of Digital Transformation in the Cultural Industry

Tang Xiaobin, Wu Qincheng, He Guiye, Geng Yunjie

Abstract: The rapid development of digitalization is reshaping cultural production methods, dissemination channels, and consumption patterns, driving the cultural industry's development model from traditional factor-driven growth toward innovation-driven growth centered on data and technology. Based on panel data from 31 provinces, and municipalities in China between 2015 and 2023, this study constructs a comprehensive indicator system for cultural industry digitalization, measures the level of digital development using the entropy weight method, and systematically analyzes the overall characteristics, regional disparities, and influencing factors of cultural industry digitalization through spatial autocorrelation and spatial Durbin models. The results show that cultural digitalization exhibits significant spatial agglomeration and dual spatial effects, primarily driven by geographical proximity rather than economic ties, and influenced by technological supply capacity, economic structure, population density, and cultural infrastructure levels. Accordingly, this study recommends implementing location-specific development strategies, improving the digital public cultural service system, and coordinating responses to spillover and competitive effects across regions to deepen the integration of culture and technology, promote balanced regional development, and enhance the competitiveness of the cultural industry.

Key words: Cultural Industry; Digital Transformation; Entropy Weight Method; Spatial Durbin Model

(责任编辑:杨扬)

数字经济对物流业降本提质增效协同发展的影响研究

刘立刚，胡艺飞
（江西理工大学 经济管理学院，江西 赣州 341000）

摘要：在实体经济与数字经济深度融合背景下，探究数字经济对物流业降本提质增效协同发展的作用机制与边界条件具有重要理论与现实意义。基于2013—2024年中国省级面板数据构建数字经济与物流业降本提质增效协同发展的指标体系，在科学测度二者发展水平的基础上，实证检验数字经济对物流业降本提质增效协同发展的影响效应。研究发现：数字经济能够显著推动物流业降本提质增效协同发展，且对增效的提升作用最明显。同时，数字经济的赋能效果在区域层面及大数据综合试验区、“宽带中国”试点地区存在显著的异质性特征。机制分析表明，数字经济能够通过技术创新和产业协同集聚间接助推物流业降本提质增效协同发展。调节效应显示，要素市场化在数字经济赋能物流业降本提质增效协同发展中具有显著的正向调节作用，其水平越高，数字经济的驱动作用越强。文章丰富了数字经济与物流业高质量发展的相关研究，为依托数字技术与要素市场化改革协同推进物流业降本提质增效协同发展提供了经验证据。

关键词：数字经济；物流业；降本提质增效；要素市场化
中图分类号：F506　　**文献标识码：**A　　**文章编号：**2096-8647（2026）08-0031-10
DOI：10.13999/j.cnki.tjllysj.2026.08.003

一、引言

推动物流业降本提质增效协同发展是建设现代流通体系、畅通国民经济循环的核心任务，也是助力实体经济降本增效、实现高质量发展的关键支撑。党的二十届四中全会将“固本升级、创新育新、扩容提质、强基增效”作为推动实体经济发展的四大实施路径，加快推动现代化产业体系建设。2024年11月，交通运输部、国家发展改革委联合印发《交通物流降本提质增效行动计划》，明确提出到2027年社会物流总费用与GDP比率力争降至13.5%左右，从顶层设计层面为物流业降本提质增效协同发展指明了方向。当前，我国物流体系规模持续扩张、行业景气度稳步提升，但仍面临物流成本偏高、运行效率偏低、服务质量不高、协同化水平不足等问题，社会物流总费用占GDP的比重仍高于发达国家水平，传统依赖要素投入、规模扩张的粗放发展模式已难以为继，亟待以新动能、新路径破解行业发展瓶颈。数字经济作为驱动经济转型升级的新动能，以数据为关键要素、以数字技术为核心支撑，深度渗透至运输、仓储、配送、信息匹配等全链条，为物流业降本提质增效协同发展提供了重要突破口。因此，深入探究数字经济驱动物流业降本提质增效协同发展的内在逻辑及机制，对于加快数实融合、推动物流业高质量发展具有重要的理论和现实意义。

二、文献综述

就现有文献来看，目前直接聚焦物流业降本提质增效协同发展的专项研究相对有限，相关成果多散见于物流效率、物流成本、物流标准化等相关研究（何凡等，2025）[1]。现有关于物流业降本提质增效协同发展的文献可归纳为以下三类：一是物流业降本提质增效协同发展的综合测度与评价。现有研究多依托计量模

基金项目：江西省社会科学基金项目“赣州市打造全国一流营商环境研究”（21DQ26）。
作者简介：刘立刚，男，硕士，教授，研究方向为宏观经济管理；胡艺飞，通信作者，男，硕士研究生，研究方向为物流经济。

型构建物流业发展水平评价指标体系，常见研究方法包含超效率SBM模型（黄伟新和郑皓仁，2025）[2]、熵权TOPSIS法、耦合协调度模型（李欣，2025）[3]、纵横向拉开档次法（张宝友等，2023）[4]等。尽管现阶段针对三者协同发展的评价体系尚未形成统一标准，但随着研究的深入，已有学者开始关注物流业降本提质增效协同发展的理论研究（刘伟华和兰蕊，2024）[5]，针对协同发展指数的相关研究也已崭露头角（刘世琦和张爱儒，2026）[6]。二是物流业降本提质增效协同发展的时空演化特征。现有研究多以城市群、省域为研究尺度（张宝友等，2026）[7]，从时间与空间双重维度剖析物流业发展规律。时间维度上，重点刻画物流成本（饶卫振等，2026）[8]、运行效率、物流业韧性（余金艳等，2021）[9]的动态演化趋势，厘清物流业由粗放式增长向集约化转型的发展脉络；空间维度上，侧重探究物流产业空间集聚、区域差异及空间溢出特征，明确了我国物流资源空间错配、区域发展不均衡的现实格局（刘华军等，2021）[10]。三是物流业降本提质增效协同发展的影响因素。学界普遍认为，物流业降本提质增效协同发展受多重外部环境与内部要素共同制约：宏观层面涵盖交通基础设施建设、产业结构水平、区域经济发展、政策制度调控、对外开放程度等因素；中微观层面聚焦物流技术水平、企业管理模式、供应链整合能力、劳动力要素质量等要素（Havenga等，2022）[11]；各类要素相互交织、共同作用，形成了影响物流业降本提质增效协同发展的复杂机制。

数字经济是继农业经济、工业经济之后的新型经济形态，以数据资源为核心生产要素，依托大数据、人工智能、物联网、区块链等数字智能技术，重构了产业生产模式、资源配置方式与产业组织结构，深刻影响着实体经济的发展模式与流通产业运行逻辑（田秀娟和李睿，2022）[12]。当前学术界关于数字经济的研究已较为成熟，相关研究主要集中在数字经济测度方法与产业赋能效应两大维度。在测度层面，多数学者从数字基础设施、数字产业化、产业数字化、数字创新能力等维度构建数字经济发展水平评价指标体系，实现对各地区数字经济发展水平的量化测算（王军等，2021）[13]；也有研究依托数字经济政策（郭立祥和岳书敬，2025）[14]、数字经济相关词频和数字化产业增加值等对数字经济发展水平进行测度（王群伟等，2025）[15]。在产业赋能层面，现有研究重点探究数字经济对产业结构升级、资源优化配置、生产率提升的驱动作用（吴志军等，2025）[16]，证实数字技术能够打破信息壁垒、弱化时空约束、降低交易成本（Audretsch等，2015）[17]，为制造业等实体产业转型升级提供了核心动力，也为物流业实现降本提质增效协同发展提供了重要的技术支撑与发展契机。

梳理文献可知，当前学界围绕数字经济与物流标准化、物流成本、物流效率等主题已经积累了丰富的研究成果，但缺乏针对物流业降本提质增效协同发展水平的专门测度，也未对数字经济影响物流业降本提质增效协同发展的内在机理进行系统性剖析。因此，本文以2013—2024年中国30个省份的面板数据为样本，系统考察数字经济对物流业降本提质增效协同发展的影响效应及作用机制，并进一步探究要素市场化水平的调节作用。可能的边际贡献在于：第一，指标构建上，紧扣物流业高质量发展核心要求，构建降本、提质、增效三维耦合协调指标体系，精准刻画物流业降本提质增效协同发展水平；第二，研究视角上，将要素市场化水平作为调节变量引入模型，明晰数字经济赋能物流业降本提质增效协同发展的制度边界与约束条件；第三，机制识别上，检验技术创新和产业协同集聚的中介效应，厘清数字经济赋能物流业降本提质增效协同发展的内在传导机制；第四，现实意义上，从不同区域及大数据综合试验区、“宽带中国”试点地区等多维度开展了异质性分析，为分类施策、精准发力推动物流业降本提质增效协同发展提供了经验依据。

三、理论分析与研究假设

本文将物流业降本提质增效协同发展界定为：降本、提质、增效三大目标相互支撑、耦合联动，以成本最优、质量提升、效率改善为核心，实现物流业集约化、标准化、高效化发展的有机统一整体。其中，降本聚焦运输、仓储、管理、交易等综合成本的节约；提质侧重提升响应速度、标准化水平与供应链韧性；增效强调提升资源配置效率、运输周转效率和设施利用效率。本文围绕数字经济对物流业降本提质增效协同发展的直接影响、间接影响以及要素市场化的调节作用展开理论推导，并据此提出相应的研究假设。

（一）数字经济对物流业降本提质增效协同发展的直接影响

数字经济依托数据驱动与技术赋能，同时对物流业降本、提质、增效三大维度产生正向推动作用，进而提升物流业降本提质增效协同发展水平。在降本方面，数字经济通过构建数字化平台、智能化调度系统，

打破了传统物流各环节的“信息孤岛”，实现了生产端、运输端、仓储端与消费端的信息实时互通。依据交易成本理论，信息不对称、时空约束是推高物流业供需匹配、搜寻及重复运输成本的核心根源，数字经济能够在很大程度上缓解信息不对称问题，进而降低物流成本。一方面，数字化平台可精准匹配供需资源，大幅降低供需搜寻成本与匹配成本；另一方面，智能调度系统可优化运输路线与运力分配，有效降低车辆空驶率与无效周转成本，从源头压缩运输、仓储及管理综合成本，直接实现物流业降本目标（Chien等，2020）[18]。在提质方面，数字经济实现了物流运输、仓储、配送等环节的全程可视化监管与实时信息反馈，提升了物流响应速度与供应链韧性（王迪等，2025）[19]。一方面，数字技术构建起物流全程可追溯、可监管、可反馈的闭环体系，能够及时响应客户多样化需求，提升服务响应速度与满意度；另一方面，通过统一物流服务标准、强化供应链各环节协同联动，增强了供应链韧性与抗风险能力，优化了物流服务质量与行业标准化水平，实现了物流业提质目标（Zhang等，2024）[20]。在增效方面，数字经济能够推动物流智能决策优化，提升资源配置与周转效率。依据技术赋能理论，数字经济依托智能算法、大数据分析等技术，对物流路径规划、仓储布局、运力调配、库存管理等核心环节进行了全流程优化，提升了仓储设施利用率、运输周转效率及资源配置合理性；同时，推动物流运作从依赖人工经验的粗放模式，转向依托数据驱动的智能化模式，显著提升了物流运营效率，实现了物流业增效目标。综上，提出假设1：

假设1：数字经济能有效推动物流业降本提质增效协同发展。

（二）数字经济对物流业降本提质增效协同发展的间接影响

1.技术创新的中介作用

数字经济发展能够有效推动物流技术的创新与应用，进而显著促进物流业降本提质增效协同发展。具体而言，在降本层面，数字经济催生了智能调度、无人仓储、电子面单、自动分拣等新兴技术，显著降低了人工成本、减少了资源浪费，能够直接降低物流业成本（Lau，2023）[21]。此外，在数字算力支撑下，物流空驶率与燃油支出持续降低，进一步压低物流成本。在提质层面，数字技术发展催生的大数据物流平台能够实现实时监控、智能预警、全程追踪，大幅提升物流作业的标准化水平以及服务的透明度，推动物流环节从粗放型向质量型跨越[19]。在增效层面，大数据预测、智能配载、库存优化、动态调度能够提升资源配置效率与周转速度，提高车辆、仓库、设备利用率，实现物流系统的高效运行[20]。

2.产业协同集聚的中介作用

数字经济发展能够显著提升产业协同集聚水平，进而推动物流业降本提质增效协同发展。在降本层面，数字经济的发展打破了地理边界与行业分割，推动物流业与制造业等产业深度协同集聚，实现仓储、运力、包装等设施的共享共治，减少重复建设与闲置浪费，有效降低物流成本（王小波和孔莉霞，2023）[22]。此外，不同行业间的信息互通能够降低搜寻成本与交易成本（Banalieva和Dhanaraj，2019）[23]。在提质层面，数字平台的应用能够提升产业链上下游协同联动水平，推动形成统一的服务标准、流程规范与质量管控体系，提升供应链的稳定性与响应速度。企业间长期稳定的合作关系有助于增强服务的专业性与可靠性，提升物流标准化水平和韧性水平。在增效层面，产业协同集聚会催生规模效应与分工协作，大幅减少资源错配，提升物流业专业化水平与运作效率（崔书会等，2019）[24]。数据互通、订单整合、运力共享等关键资源整合能够显著提高周转效率，实现“1+1>2”的产业链整体效率提升。基于以上分析，本文提出假设2：

假设2：技术创新和产业协同集聚是数字经济影响物流业降本提质增效协同发展的重要机制。

（三）要素市场化水平的调节效应

要素市场化水平是影响数字经济赋能效应释放边界的关键制度环境。基于要素市场化配置理论，要素市场化水平越高，资本、劳动力、技术、数据等各类要素的流动壁垒越低、资源配置效率越高（徐晔等，2025）[25]，数字技术越能快速渗透到物流业各环节，进而强化数字经济对物流业降本提质增效协同发展的赋能效果；反之，要素市场扭曲、地方保护、要素错配等问题会抑制数字技术扩散与资源优化配置效率，削弱数字经济对物流业降本提质增效协同发展的驱动作用。具体而言，一方面，在要素市场化水平较高的地区，物流企业数字技术改造能够获得更充足的资金支持、人才供给和数据资源保障，进而放大数字技术在路径优化、仓储管理、运输调度等环节的应用效果，显著促进物流业降本提质增效协同发展。另一方面，要素市场化水平越高，市场化定价与竞争机制越能有效引导物

流企业将数字红利向降本提质增效协同发展方向配置，提升企业决策的精准性（陈舟等，2022）[26]。此时企业无需通过寻租、地方保护等非市场方式获取资源，更倾向于将数字化投入聚焦于优化运营流程、提升服务标准等方面，避免因单一追求规模扩张或效率提升而忽视标准化建设与成本控制，进而推动物流业降本提质增效协同发展。由此，本文提出假设3：

假设3：要素市场化水平在数字经济影响物流业降本提质增效协同发展中发挥正向的调节作用。

四、研究设计

（一）变量选取

1.被解释变量

物流业降本提质增效协同发展（LGHD）。结合相关政策，从降本（Cost）、提质（Quality）、增效（Eff）三个维度构建物流业降本提质增效协同发展水平评价指标体系，并对指标数据进行无量纲化处理，采用耦合协调度模型进行测度，详细指标见表1。此外，为消除物价变动的影响，将所选的物流业固定资产投资额、GDP和物流业产值指标以2012年为基期进行平减。

表1　物流业降本提质增效协同发展水平评价指标体系

一级指标	二级指标	计算方式
降本	社会物流成本水平	社会物流总费用/GDP
	运输成本占比	运输成本/社会物流总费用
	保管成本占比	保管成本/社会物流总费用
	管理成本占比	管理成本/社会物流总费用
提质	产业贡献度	物流业增加值/GDP
	劳动生产率	物流业增加值/从业人数
	服务辐射能力	货运周转量/货运量
增效	资本产出效率	物流业增加值/物流业固定资产投资
	路网承载效率	货运周转量/公路里程
	车辆营运效率	公路货运周转量/公路营运汽车数

2.核心解释变量

数字经济（*Dige*）。借鉴杜欣（2023）[27]的研究，从基础设施、产业规模、生活应用、生产应用四个维度出发构建评价指标体系，对指标数据进行无量纲化处理后，采用熵值法测算数字经济发展水平，详细指标见表2。

表2　数字经济发展水平评价指标体系

目标层	准则层	指标层（单位）	指标属性
数字经济发展水平	基础设施	光缆线路密度（公里/平方公里）	正向
		互联网接入端口密度（个/人）	正向
		每百家企业拥有网站数（个）	正向
	产业规模	计算机通信和其他电子设备制造业平均用工人数（万人）	正向
		计算机通信和其他电子设备制造业主营业务收入（亿元）	正向
		软件和信息技术服务业平均用工人数（万人）	正向
		软件业务收入（亿元）	正向
	生活应用	移动电话普及率（部/百人）	正向
		人均宽带互联网接入用户数（户/人）	正向
		互联网普及率（%）	正向
	生产应用	数字普惠金融发展指数	正向
		电子商务销售额（亿元）	正向
		有电子商务交易活动企业占总企业数比重（%）	正向
		企业每百人使用计算机数（台）	正向

3.机制变量

技术创新水平（*Inno*），采用年末专利授权量衡量。产业协同集聚水平（*ISA*），借鉴郭洪峰等（2026）[28]的研究，采用区位熵计算制造业与生产性服务业协同集聚水平作为衡量。具体做法是，利用各省份生产性服务业就业人数与全国各行业就业人数的比值/全国生产性服务业就业人数与全国各行业就业人数的比值对生产性服务业的集聚指数进行测度（制造业集聚指数同理），并引入修正系数（用第二、三产业增加值与地区生产总值之比衡量）对产业协同集聚水平进行测度。

4.调节变量

要素市场化水平（*LMF*）。借鉴相关研究，采用《中国分省份市场化指数报告》中的要素市场发育程度指数，作为要素市场化水平的代理变量。该指数综合反映了资本、劳动力、技术等要素的市场化配置效率，衡

量了要素跨区域、跨行业流动的体制障碍破除程度，其数值越高表明要素市场发育越成熟，要素配置越贴近市场化机制。

5.控制变量

借鉴已有研究，控制以下可能对物流业降本提质增效协同发展产生影响的变量：政府干预（*Gov*），用地区一般公共预算支出/地区GDP衡量；外商投资（*For*），用外商实际投资额的对数衡量；经济发展水平（*Eco*），用人均GDP的对数衡量；就业水平（*Career*），用物流业就业人数/地区总人数衡量；城镇化水平（*Urban*），用城镇人口/年末人口总数衡量；基础设施水平（*Inf*），用年末建成公路面积/总面积衡量。变量的描述性统计如表3所示。

（二）模型构建

为考察数字经济对物流业降本提质增效协同发展的影响效应与传导机制，构建如下基准回归模型：

$$\mathrm{Cost}_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Dige_{it} + jD_{it} + \sigma_i + \nu_t + \delta_{it} \quad (1)$$

$$Quality_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Dige_{it} + jD_{it} + \sigma_i + \nu_t + \delta_{it} \quad (2)$$

$$Eff_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Dige_{it} + jD_{it} + \sigma_i + \nu_t + \delta_{it} \quad (3)$$

$$LGHD_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Dige_{it} + jD_{it} + \sigma_i + \nu_t + \delta_{it} \quad (4)$$

其中，$LGHD_{it}$为物流业降本提质增效协同发展水平；Cost_{it}为降本；$Quality_{it}$为提质；Eff_{it}为增效；i表示省份；t表示年份；$Dige_{it}$为核心解释变量，代表各省份的数字经济发展水平；α_0、α_1为待估参数；D_{it}为控制变量，包括政府干预、外商投资、就业水平、经济发展水平、城镇化水平、基础设施水平等；σ_i为地区固定效应；

表3 变量的描述性统计

变量符号	变量名称	样本量	均值	中位数	标准差	最小值	最大值
LGHD	物流业降本提质增效协同发展	360	0.620	0.611	0.077	0.492	0.835
Dige	数字经济	360	0.215	0.174	0.156	0.017	0.932
Inno	技术创新水平	360	8.683	8.756	1.467	4.511	11.919
ISA	产业协同集聚水平	360	2.605	2.605	0.453	1.804	3.901
LMF	要素市场化水平	360	10.963	10.619	3.989	1.684	22.038
Gov	政府干预	360	0.244	0.223	0.101	0.094	0.643
For	外商投资	360	14.940	15.450	2.616	5.619	19.040
Career	就业水平	360	0.171	0.103	0.028	0.002	0.754
Eco	经济发展水平	360	10.930	10.830	0.625	8.956	14.540
Urban	城镇化水平	360	0.594	0.578	0.129	0.162	0.861
Inf	基础设施水平	360	0.290	0.141	0.395	0.002	1.969

ν_t为时间固定效应；δ_{it}为随机扰动项。

为进一步探讨数字经济对物流业降本提质增效协同发展的影响机制，构建模型如下：

$$\mathrm{Met}_{it} = \beta_0 + \beta_1 Dige_{it} + jD_{it} + \sigma_i + \nu_t + \delta_{it} \quad (5)$$

其中，Met_{it}是中介变量，代表技术创新水平和产业协同集聚水平。

另外，为检验要素市场化水平在数字经济对物流业降本提质增效协同发展中的影响，在基准回归的基础上纳入要素市场化水平与数字经济的交乘项（*LMF*×*Dige*），以检验要素市场化水平能否进一步强化数字经济对物流业降本提质增效协同发展的影响：

$$LGHD_{it} = \partial_0 + \partial_1 LMF_{it} \times Dige_{it} + \partial_2 Dige_{it} + \partial_3 LMF_{it} + jD_{it} + \sigma_i + \nu_t + \delta_{it} \quad (6)$$

其中，LMF_{it}为要素市场化水平，∂为待估参数。

（三）数据来源

综合考虑数据可得性与时间有效性，本文选取2013—2024年我国除港、澳、台和西藏外的30个省份的面板数据开展分析。研究数据主要来源于《中国统计年鉴》《中国物流统计年鉴》及各省份物流协会统计公报。其中，社会物流总费用来自各省份物流协会统计公报及发展改革委员会发布的物流运行情况通报；营业成本取自《中国统计年鉴》中的规模以上服务业主要财务指标。对于存在少量缺失值的变量，采用线性插补法进行补全。

五、实证分析

（一）基准回归分析

数字经济对物流业降本提质增效协同发展的基准回归结果如表4所示。为进一步探究数字经济对降本、提质、增效的分维度影响，分别对这三个维度展开回归。列（1）报告了三者协同发展水平的回归结果，回归系数在1%的水平上显著为正；列（2）、列（3）和列（4）分别对应数字经济对降本、提质、增效三个维度的回归结果，回归系数也均在1%的水平上显著。这表明数字经济能够通过技术渗透、流程重构与资源优化，显著推动物流业降本、提质、增效，并有效提升三者协同发展水平。由此，假设1得到验证。值得注意的是，

对比回归系数可以发现，现阶段数字经济对物流业增效的提升作用最为显著，原因可能在于数字技术的应用对物流运行效率的改造路径更直接、落地见效更快。

从控制变量的回归结果来看，政府干预对物流业降本提质增效协同发展呈显著负向影响，对增效维度呈显著正向影响，说明政府干预在追求物流效率的同时，可能忽视物流成本、标准化建设协调发展，在一定程度上抑制整体协同发展。外商投资水平对协同发展呈显著负向影响，对降本、增效维度呈显著正向影响，反映出对外开放带来的市场竞争与技术溢出效应，短期内对压缩物流成本与提升运营效率的影响更直接。基础设施水平对降本提质增效协同发展及分维度均显示出正向促进作用。

表4　基准回归结果

变量	(1) *LGHD*	(2) *Cost*	(3) *Quality*	(4) *Eff*
Dige	0.076***	−0.079***	0.156***	0.348***
	(6.2217)	(−7.073)	(5.794)	(4.008)
Gov	−0.058***	0.019	−0.161***	0.251***
	(−4.235)	(1.550)	(−5.355)	(3.880)
For	−0.002**	0.002*	−0.006**	0.014***
	(−2.107)	(1.753)	(−2.482)	(5.751)
Career	−0.003	0.001	−0.012	−0.021
	(−0.506)	(0.099)	(−0.944)	(−0.831)
Eco	−0.002	−0.001	−0.001	−0.010*
	(−1.507)	(−0.829)	(−0.317)	(−1.892)
Urban	0.008	−0.002	0.019	0.087***
	(1.336)	(−0.403)	(1.380)	(3.384)
Inf	0.057***	0.042***	0.157***	0.129***
	(5.210)	(4.180)	(6.730)	(12.930)
常数项	0.066***	0.403***	0.121**	−0.390***
	(2.979)	(19.942)	(2.478)	(−4.327)
时间固定效应	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是
N	360	360	360	360
R^2	0.844	0.804	0.783	0.327

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

（二）稳健性检验

1.更换解释变量的测度方式

指标的测度方式不同可能会影响回归结果的准确性，采用相关学者的做法（赵涛等，2020）[29]，重新构建数字经济指标进行分析。回归结果如表5列（1），回归系数仍然在1%的水平上显著为正，证明了基准回归结果的稳健性。

2.调整样本结构

等级较高的城市会表现出一定的资源禀赋效应，在整体样本中会产生一定的偏误，于是剔除样本中的直辖市后再进行回归，以验证基准回归结果的稳健性。回归结果如表5列（2）所示，回归系数仍然显著为正，与基准回归相比系数变动较小，再次表明数字经济促进了物流业降本提质增效协同发展。

3.增加控制变量

为缓解模型中可能存在遗漏变量而造成的内生性问题，在基准回归模型的基础上进一步引入教育支出（*Edu*）、固定资产投资（*Invest*）两个控制变量，分别用各地区教育支出占政府财政一般支出比重、人均固定资产投资完成额表示。回归结果如表5列（3），回归系数均显著为正，且与基准回归系数的差异较小，再次证明了基准回归结果的稳健性。

表5　稳健性检验结果

变量	(1) 更换解释变量的测度方式	(2) 调整样本结构	(3) 增加控制变量
Dige		0.063***	0.091***
		(4.390)	(3.650)
*Dige*2	0.029***		
	(11.260)		
控制变量	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
地区固定效应	是	是	是
N	360	312	360
R^2	0.888	0.748	0.860

（三）内生性检验

考虑到数字经济与物流业降本提质增效协同发展之间可能存在双向因果、测量误差，从而引发模型的内生性问题，于是借鉴赵涛等（2020）[29]的研究，引入1984年电话机数和样本期上一年的宽带接入用户数，将二者的交乘项作为工具变量（*Tel*）进行回归，结果见表6。回归结果均在1%的水平上显著为正，并且在工具变量识别检验中，LM统计量和Wald F统计量均证明了工具变量选取的合理性和有效性，工具变量的结果再次证明了前文结果的稳健性。

（四）作用机制检验

1.技术创新的中介效应

为进一步探究数字经济对物流业降本提质增效协

表6 内生性检验结果

变量	(1) 第一阶段	(2) 第二阶段
Tel	0.022***	
	(2.910)	
Dige		0.333***
		(2.980)
控制变量	是	是
时间固定效应	是	是
地区固定效应	是	是
N	360	360
R^2	0.626	0.666
K-P Wald F		1848.962
K-P rk LM		26.260(p=0.000)

同发展的作用机制,基于式(5)进一步检验技术创新的中介效应,回归结果见表7。前文已经证实数字经济对物流业降本提质增效协同发展的促进作用,表7列(1)是数字经济对技术创新水平的回归结果,回归系数在1%的水平上显著为正,表明数字经济通过推动创新资源整合、降低研发成本、加速技术扩散,显著提升了区域技术创新水平,为物流业数字化、智能化转型提供了关键技术支撑,进而提升了物流业降本提质增效协同发展水平。

表7 机制检验结果

变量	(1) *Inno*	(2) *ISA*
Dige	7.570***	1.723***
	(26.089)	(4.711)
控制变量	是	是
时间固定效应	是	是
地区固定效应	是	是
N	360	360
R^2	0.959	0.574

2.产业协同集聚的中介效应

表7列(2)是数字经济对产业协同集聚水平的回归结果,回归系数在1%的水平上显著为正,表明随着数字经济的发展,数字技术应用打破了产业间的信息壁垒与地理边界,促进了物流业与相关产业的协同集聚,进而通过资源共享、分工协作与网络效应,优化了物流网络布局、提升了运营效率,显著提升了物流业降本提质增效协同发展水平。至此,假设2得到验证。

(五)调节效应检验

为进一步探究要素市场化水平在数字经济影响物流业降本提质增效协同发展过程中的调节作用,基于式(6)进行检验,具体结果如表8所示。列(1)结果显示,数字经济与要素市场化水平交乘项(*Dige*×*LMF*)的回归系数在1%的水平上显著为正,表明要素市场化水平显著增强了数字经济对物流业降本提质增效协同发展的正向影响。此外,考虑到要素市场化水平对物流业降本提质增效协同发展的影响可能存在一定滞后性,因此将调节变量滞后一期开展稳健性检验,具体结果如表8列(2)。滞后一期交乘项的回归系数仍显著为正,说明要素市场化水平的调节效应依然存在。至此,假设3得到验证。

表8 调节效应检验结果

变量	(1) *LGHD*	(2) *LGHD*
Dige	0.057***	0.073***
	(5.580)	(5.170)
LMF	−0.005***	
	(−16.190)	
Dige×*LMF*	0.061***	
	(30.920)	
L.LMF		−0.005***
		(−10.360)
L.Dige×*LMF*		0.058***
		(16.220)
控制变量	是	是
时间固定效应	是	是
地区固定效应	是	是
N	360	330
R^2	0.960	0.923

(六)异质性分析

1.区域异质性

地理区位差异会使不同地区的数字经济发展水平与物流业基础呈现显著的空间异质性,进而导致数字经济对物流业降本提质增效协同发展的影响效应存在明显的区域差异,故将样本省份按东部、中部和西部三大区域划分后进行分样本回归,结果分别如表9的列(1)、列(2)和列(3)所示。东部地区的回归系数为0.133,在1%的水平上显著为正,驱动作用最强;中部地区的回归系数为0.034、西部地区的回归系数为0.042,均在1%的水平上显著为正,但作用强度明显低于东部地区。这表明东部地区凭借更完善的数字基础设施、更高的技术创新能力与更成熟的产业生态,能够更充分释放数字经济对物流业降本提质增效协同发展的赋能效应;中西部地区数字经济尚处于培育阶段,对物流业降本提质增效协同发展的带动作用相对有限。

2.是否为大数据综合试验区

大数据综合试验区作为国家推动数据要素市场化配置、释放数字经济红利的重要试点平台，可通过政策倾斜、数据资源集聚与技术示范应用，影响数字经济对物流业降本提质增效协同发展的赋能效果。进一步将样本省份划分为大数据综合试验区与非大数据综合试验区两组开展异质性检验，回归结果如表9的列(4)和列(5)所示。可以看出，试验区内数字经济的回归系数在1%的水平上显著为正，说明大数据综合试验区通过政策支持、数据要素流通与技术示范应用，显著强化了数字经济对物流业降本提质增效协同发展的促进作用；反观非试验区的回归系数在统计意义上不显著，表明非试验区受数据资源、技术应用与政策配套不足等条件的制约，数字经济的赋能效应难以有效释放。

3.是否为“宽带中国”试点地区

“宽带中国”试点政策通过加快网络基础设施建设、提升互联网普及率与传输效率，为数字经济发展提供了关键的硬件支撑，会显著影响数字经济对物流业降本提质增效协同发展的赋能效果，因此进一步将样本省份划分为“宽带中国”试点地区与非“宽带中国”试点地区开展异质性检验，回归结果如表9的列(6)和列(7)所示。试点地区数字经济的回归系数在1%的水平上显著为正，表明“宽带中国”试点政策有效夯实了区域数字底座，提升了网络覆盖率与传输效率，为数字经济赋能物流业降本提质增效协同发展提供了有力支撑；反观非试点地区的回归系数不显著，可能是因为非试点地区受数字基础设施薄弱等因素制约，数字经济难以对物流业降本提质增效协同发展形成有效驱动。

六、结论与建议

(一)研究结论

文章基于2013—2024年中国30个省份的面板数据，系统考察了数字经济对物流业降本提质增效协同发展的具体影响与作用机制，得出如下结论：(1)数字经济对物流业降本提质增效协同发展具有显著驱动作用，该结论在经过稳健性检验和内生性处理后依然成立。且数字经济的驱动作用在东部地区、大数据综合试验区和“宽带中国”试点地区表现得更显著。(2)机制检验表明，数字经济可通过技术创新与产业协同集聚对物流业降本提质增效协同发展产生促进作用。(3)要素市场化水平具有显著正向调节效应，能够强化数字经济对物流业降本提质增效协同发展的驱动效果。

(二)政策建议

基于上述研究结论，本文提出以下政策建议：

第一，加快实数深度融合，系统推进物流业降本提质增效协同发展。数字经济能够显著推动物流业降本提质增效协同发展。对此，应以数字技术全链条渗透为抓手，推动智慧物流规模化应用，重点推广大数据调度、智能配载、自动化分拣、全程溯源等技术，优先提升运输周转、仓储利用、运力匹配效率。此外，应完善降本提质增效协同发展目标体系，避免单一效率导向，同步推进物流成本管控、服务标准化与效率提升，实现多维均衡发展。鼓励物流企业开展数智化转型试点，支持人工智能、物联网、区块链在多式联运、冷链物流和农村物流中的深度应用，打造可复制推广的数字物流标杆模式。

第二，增强技术创新与产业协同集聚，强化传导效能。技术创新和产业协同集聚是数字经济赋能物流业降本提质增效协同发展的关键传导机制。对此，应加大物流领域技术创新支持力度，完善研发补贴、专利激励与成果转化机制，推动智能物流装备、绿色物流技术攻关与落地应用。促进物流与制造、商贸、农业协同集

表9 异质性检验结果

变量	(1) 东部	(2) 中部	(3) 西部	(4) 大数据综合试验区	(5) 非大数据综合试验区	(6) “宽带中国”试点	(7) 非“宽带中国”试点
Dige	0.133***	0.034***	0.042***	0.119***	−0.070	0.120***	−0.070
	(5.982)	(3.738)	(3.950)	(5.937)	(−1.108)	(6.176)	(−1.108)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是	是	是	是
N	132	132	96	270	90	281	79
R^2	0.861	0.791	0.863	0.869	0.961	0.872	0.961

聚，依托物流园区、产业园区实现设施共用、数据互通、订单整合，降低重复建设与交易成本。搭建跨行业数字协同平台，打通信息壁垒，推动供应链上下游一体化运作，提升整体运营效率与服务稳定性。

第三，深化要素市场化改革，强化数字经济赋能的制度保障。要素市场化水平对数字经济的驱动作用具有显著的正向调节效应。对此，应加快破除劳动力、资本、技术、数据等要素的流动壁垒，降低制度性交易成本，提升要素配置效率。一方面，加快推进数据要素市场化配置，完善数据共享、安全与流通机制，充分释放数据对物流业降本提质增效协同发展的驱动作用。另一方面，将要素市场化水平纳入地方物流业高质量发展评价体系，强化市场化改革与数字化转型的协同推进。

第四，精准施策，缩小区域间的发展差距。数字经济的驱动效应在区域层面和试点地区存在显著的异质性。基于此，东部地区应聚焦高端化、智能化、绿色化发展方向，打造数字物流创新引领区，率先实现降本提质增效的最优协同。中西部地区应优先补齐数字基础设施短板，推广低成本数字化工具，依托通道经济与产业转移提升协同水平。针对试点政策的差异化特征，应适当扩大试点政策覆盖面，将大数据综合试验区、“宽带中国”试点地区的成熟经验向非试点地区复制推广，进一步加快网络覆盖、算力下沉与政策普惠。◆

参考文献：

[1]何凡，黄炜，陈波.标准的力量：物流标准化与企业全要素生产率提升[J].数量经济技术经济研究，2025，42(8)：26-46.

[2]黄伟新，郑皓仁.物流业碳排放效率的空间关联网络结构及其影响因素：基于西部陆海新通道的实证研究[J].统计理论与实践，2025(1)：60-70.

[3]李欣.城市物流服务时空间行为协调度分析：以郑州市主城区为例[J].地理与地理信息科学，2025，41(5)：90-97.

[4]张宝友，高家璐，谭旭睿，等.中国物流业高质量发展水平评价与区域差异演变[J].经济地理，2023，43(9)：111-120.

[5]刘伟华，兰蕊.产业融合与新质生产力共同赋能物流业降本增效[J].中国流通经济，2024，38(7)：25-35.

[6]刘世琦，张爱儒.数实融合何以促进黄河流域减污降碳协同增效：基于研发创新与降本增效视角的机制分析[J].生态环境学报，2026，35(6)：885-897.

[7]张宝友，郭鹏丽，孟丽君，等.城市物流标准化效率的空间差异及与产业结构升级的交互溢出效应[J].地理科学，2026，46(2)：451-464.

[8]饶卫振，高召珣，刘鹏，等.农超对接背景下农产品冷链协作物流成本节约效益研究[J/OL].系统管理学报，1-14[2026-05-07].

[9]余金艳，张英男，刘卫东，等.疫情冲击下全球跨境电商物流韧性的时空异质性研究[J].地理研究，2021，40(12)：3333-3348.

[10]刘华军，郭立祥，乔列成，等.中国物流业效率的时空格局及动态演进[J].数量经济技术经济研究，2021，38(5)：57-74.

[11]Havenga J H，Witthöft I E，Simpson Z P. Macrologistics instrumentation：Integrated national freight-flow and logistics cost measurement[J]. Transport Policy，2022，124：106-118.

[12]田秀娟，李睿.数字技术赋能实体经济转型发展：基于熊彼特内生增长理论的分析框架[J].管理世界，2022，38(5)：56-73.

[13]王军，朱杰，罗茜.中国数字经济发展水平及演变测度[J].数量经济技术经济研究，2021，38(7)：26-42.

[14]郭立祥，岳书敬.数字经济、多中心空间结构与区域经济差距[J].统计研究，2025，42(11)：47-59.

[15]王群伟，杜倩，李振冉，等.数字化和绿色化转型的碳排放双控效果：基于制造业新质生产力的机制解析[J].中国管理科学，2025，33(11)：321-335.

[16]吴志军，舒晓杰，孔欣紫.数字经济驱动城市产业结构升级的时空演变[J].经济地理，2025，45(1)：77-86.

[17]Audretsch D B，Heger D，Veith T.Infrastructure and entrepreneurship[J].Small Business Economics，2015，44(2)：219-230.

[18]Chien C F，Dauzère-Pérès S，Huh W T，et al. Artificial intelligence in manufacturing and logistics systems：algorithms，applications，and case studies[J]. International Journal of Production Research，2020，58(9)：2730-2731.

[19]王迪，刘伟华，魏婉莹，等.联动响应与数字技术赋能对物流服务供应链应急运作决策的影响研究[J].中国管理科学，2025，33(11)：197-210.

[20]Zhang J F，Yang Z R，He B.Empowerment of digital Technology for the Resilience of the logistics industry：Mechanisms and paths[J]. Systems，2024，12(8)：278.

[21]Lau L J.The benefits and potential costs of a digital economy[J]. Telecommunications Policy，2023，47(8)：102594.

[22]王小波，孔莉霞.城市数字经济发展对制造业集聚水平的影响[J].经济地理，2023，43(9)：131-138.

[23] Banalieva E R，Dhanaraj C. Internalization theory for the digital economy[J].Journal of international business studies，2019，50(8)：1372-1387.

[24]崔书会，李光勤，豆建民.产业协同集聚的资源错配效应研究[J].统计研究，2019，36(2)：76-87.

[25]徐晔，王志超，陶长琪.数据要素市场化建设对企业资源配置效率的影响研究[J].科研管理，2025，46(9)：25-34.

[26]陈舟，郑强，吴智崧.我国数据交易平台建设的现实困境与破解之道[J].改革，2022(2)：76-87.

[27]杜欣.数字经济促进碳减排的机制与效应：基于绿色技术进步视角的经验考察[J].科技进步与对策，2023，40(19)：22-32.

[28]郭洪峰,邢冰,明子葳.产业协同集聚对城市经济韧性的影响效应研究:基于制造业与生产性服务业协同的视角[J].系统工程理论与实践,2026,46(5):1906-1921.

[29]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.

Research on the Impact of Digital Economy on the Coordinated Development of Logistics Industry in Cost Reduction, Quality Improvement and Efficiency Enhancement

Li Ligang, Hu Yifei

Abstract: Against the backdrop of the deep integration of the real economy and the digital economy, exploring the influencing mechanism and boundary conditions of the digital economy on the coordinated development of the logistics industry in cost reduction, quality improvement and efficiency enhancement carries important theoretical and practical significance. Based on China's provincial panel data from 2013 to 2024, this paper constructs an indicator system for the coordinated development of the digital economy and the logistics industry in cost reduction, quality improvement and efficiency enhancement. On the basis of scientifically measuring the development levels of both, it empirically tests the impact effect of the digital economy on the coordinated development of the logistics industry in cost reduction, quality improvement and efficiency enhancement. The study finds that the digital economy can significantly promote the coordinated development of the logistics industry in cost reduction, quality improvement and efficiency enhancement, with the most pronounced effect on efficiency enhancement. Meanwhile, the enabling effect of the digital economy exhibits significant heterogeneity at the regional level and across comprehensive big data pilot zones and "Broadband China" pilot areas. Mechanism analysis shows that the digital economy can indirectly boost the coordinated development of the logistics industry in cost reduction, quality improvement and efficiency enhancement through technological innovation and industrial coordinated agglomeration. The moderating effect indicates that factor marketization plays a significant positive moderating role in the digital economy's empowerment of the logistics industry's coordinated development in cost reduction, quality improvement and efficiency enhancement—the higher its level, the stronger the driving effect of the digital economy. This paper enriches the relevant research on the digital economy and high-quality development of the logistics industry, and provides empirical evidence for promoting cost reduction, quality improvement and efficiency enhancement in the logistics industry through the coordinated advancement of digital technology and market-oriented reform.

Key words: Digital Economy; Logistics Industry; Cost Reduction, Quality Improvement and Efficiency Enhancement; Factor Marketization

(责任编辑:李雅)

国家级新区建设对劳动要素集聚的影响研究

陈鑫鹏，彭子华，张　萌
（河南财经政法大学 经济学部，河南 郑州 450046）

摘要：劳动要素在区域间集聚是深化要素市场化改革、构建全国统一大市场的关键环节。基于2002—2021年全国285个城市的面板数据，将国家级新区建设视为一项准自然实验，采用多时点双重差分法评估国家级新区建设对劳动要素集聚的影响。研究发现：国家级新区建设显著促进了劳动要素集聚，且集聚效应具有持续性，并未随时间的推移而减弱；国家级新区建设有助于推动区域协调发展，中西部地区国家级新区的劳动要素集聚效应明显优于东部地区，南方城市的集聚效应显著强于北方城市；政策叠加并未削弱国家级新区建设的政策效果，在控制综合配套改革试验区、自由贸易试验区等相似政策的影响后，国家级新区建设的劳动要素集聚效应显著增强；机制检验发现，国家级新区建设能够通过提升城市经济发展水平与基础设施建设水平两条路径推动劳动要素集聚。基于上述研究结论，提出因地制宜布局国家级新区、强化政策协同、完善劳动要素市场化配置机制等政策建议。

关键词：国家级新区；劳动要素集聚；经济发展水平；基础设施建设水平；政策叠加
中图分类号：F127；C812　　**文献标识码：**A　　**文章编号：**2096-8647（2026）08-0041-11
DOI：10.13999/j.cnki.tjllysj.2026.08.004

一、引言

进入新发展阶段，中国人口总量增长趋缓、人口老龄化程度加深，劳动力供给从无限供给转向有限剩余，劳动要素的流动方向与集聚形态成为影响区域经济增长分化的关键变量。《中共中央关于进一步全面深化改革 推进中国式现代化的决定》指出，要完善要素市场制度和规则，推动生产要素畅通流动、各类资源高效配置、市场潜力充分释放，健全劳动、资本、土地等生产要素由市场评价贡献、按贡献决定报酬的机制，通过全国统一大市场破除行政分割带来的要素错配问题。劳动要素向优势区域集聚已是经济发展的客观规律和长期趋势[1]。

1992年至今，国务院先后设立了19个国家级新区，覆盖23个城市。尽管每个新区的批复都基于当时特定的省情与国情，但其共同的战略目标始终是形成经济增长极，辐射并带动周边地区快速发展。2024年，国家发展和改革委员会在《促进国家级新区高质量建设行动计划》中多次强调要促进要素集聚，充分发挥资源集聚优势。国家级新区在推进事关全局和重点领域的改革创新中发挥了重要的示范带动作用，实现了经济快速发展[2]。然而，国家级新区在快速发展中也面临着一系列不容忽视的问题，例如，在医疗、教育、交通、住房等公共服务领域存在明显短板[3]，规划建设不够集约、主导产业不够突出等问题也亟待解决。在此背景下，从城市发展的基本要素“人”出发，探究国家级新区设立对劳动要素集聚的直接影响及其传导机制，厘清新区政策、经济扩容、基建完善与劳动力空间集聚的内在逻辑，进而为“十五五”时期优化劳动要素空间配置、缩小区域发展差距提供经验证据与政策参考。

二、文献综述

回顾现有研究，国家级新区自设立之初便受到学术界的广泛关注。作为区域政策的“试验田”，国家级

基金项目：河南省软科学研究计划项目“河南省‘两业融合’赋能企业供应链韧性的理论机制与实践路径研究”（262400410196）。
作者简介：陈鑫鹏，男，博士，讲师，研究方向为区域协调发展；彭子华，女，研究助理，研究方向为因果推断；张萌，女，硕士研究生，研究方向为经济统计分析。

新区凭借“先行先试”的制度优势，能够最大限度地享受政策红利。在经济增长方面，国家级新区的建设能够带动区域经济增长，且带动效应具有长期性[4]。在规划目标上，国家级新区不仅有效促进了属地经济的快速发展，还对周边地区产生了强有力的辐射带动作用[5]。在动力机制上，国家级新区作为“政策租”与“集聚租”的空间载体，其集聚效应会吸引外来企业入驻[6]，进而提升产业协同集聚水平[7]。闫中意等(2024)[8]从产业集聚视角的实证研究发现，国家级新区设立是推动城市绿色技术创新的重要引擎。国家级新区对生产效率的提升同样发挥了重要作用。张贵和赵勇冠(2023)[9]研究发现，国家级新区设立能够通过吸引外商直接投资和培育市场主体来提高城市全要素生产率。

现代经济学理论认为，产业与劳动要素的集聚能够带来集聚效应和规模效应，规模经济则通过分享、匹配和学习等机制促进经济增长。城市本质上是劳动要素与经济活动的空间集聚体现。Krugman(2009)[10]在垄断竞争模型基础上提出的“中心-外围”模型，假定生产收益递增与劳动力自由流动，认为中心区域的发展是集聚优势所驱动的“向心力”与过度集聚所导致的“离心力”共同作用的结果。在这两种力量的动态平衡中，城市内部形成了资源配置与要素流动的均衡格局。关于劳动要素集聚的经济后果，学界存在不同观点。从正向效应看，劳动要素集聚能够为城市发展注入活力，提供广阔的生产空间与消费市场，同时优化资源配置并促进产业整合[11]。张梅青和武勇杰(2017)[12]通过构建就业集聚经济效应的综合分析框架，采用地级市面板数据实证发现，本地及邻近地区的就业集聚能够有效促进地区就业增长率的提升，就业集聚存在显著的空间溢出效应。吕鑫和付文林(2024)[13]指出，劳动要素集聚不仅有助于增强政府债务治理能力，还能从制度层面改善区域间公共资源的均衡供给。也有学者关注劳动要素集聚可能带来的负面效应，认为劳动要素集聚会推高生活成本，影响居民生活质量。毛丰付等(2024)[14]的研究表明，劳动要素集聚会对城市房价水平产生上行压力，进而影响居民生活满意度。

本文的边际贡献主要体现在以下三个方面：第一，在研究视角上，从劳动要素集聚视角出发，将劳动要素的空间配置纳入区域政策评估框架，丰富了区域政策的劳动力效应研究。第二，在研究方法上，采用多时点双重差分法评估了国家级新区的政策效应，结合异质性分析揭示了地理区位、政策叠加等因素的差异化影响。第三，在实证价值上，揭示了国家级新区建设对劳动要素集聚的促进作用及其作用机制，为优化新区空间布局、推动区域协调发展提供了理论支撑与决策参考。

三、理论分析与研究假设

(一)国家级新区建设对劳动要素集聚的影响

国家级新区的批复设立，使属地城市获得差异化的政策优惠与制度红利。在人才引进、产业扶持、财税优惠等政策的综合作用下，劳动要素呈现向新区加速集聚的趋势。区位导向型政策对市场主体区位决策具有显著引导作用，国家级新区的优惠政策能够吸引大量新兴企业进入，无论是新区管委会周边还是外围区域，均形成了企业的空间集聚态势[6]。企业的规模化进入直接创造了大量就业岗位，为劳动要素的空间集聚提供了必要的前置条件。

从行政层级与资源配置能力看，国家级新区作为国务院批复设立的综合性功能区，其设立过程基于地方政府对自身发展条件的充分考察，由省级政府牵头报请国务院审核批复。国家级新区的行政级别普遍较高，对市场资源的统筹调配能力较强。国家级新区获批后，属地城市得以匹配更加完善的基础设施与更高水平的公共服务保障，城市就业机会显著增加，劳动要素集聚现象随之凸显。与此同时，国家级新区良好的营商环境吸引了更多优质企业投资落户，企业规模的扩大与数量的增加进一步拓展了就业空间，吸引劳动力持续流入，从而提升劳动要素的整体配置效率[15]。

从市场化进程与要素流动视角分析，在全国统一大市场建设的制度背景下，国家级新区的设立有助于加速市场化改革进程，破除跨区域要素流动的行政壁垒，推动劳动要素在更大空间范围内实现优化配置。通过人口、资本、能源等要素的自由流动与高效集聚，国家级新区建设为劳动要素的跨区域整合提供了制度保障与空间载体。综上所述，本文提出以下研究假设：

假设1：国家级新区建设能够有效促进劳动要素集聚，且集聚效应具有持续性。

(二)国家级新区建设对劳动要素集聚影响的异质性

当前，我国经济发展呈现出明显的“增长极”特征，中心城市与城市群已成为经济发展的主要空间形态，沿海地区的发展水平显著高于内陆地区。在此背景下，单纯依靠市场化机制实现区域协调发展面临较大难度，而设立国家级新区的重要功能之一正是优化区

域发展格局、推动国内大循环[16]。考虑到东部沿海地区长期作为改革开放的“试验田”和“先行先试”政策的集中地，在制度环境、市场化程度等方面具有明显优势，且历来是劳动要素的主要集聚中心。在此情境下，东部地区设立国家级新区可能仅起到“锦上添花”作用，其对劳动要素的额外集聚效应可能相对有限。相比之下，中西部地区长期面临市场经济活力不足、经济制度有待完善等问题，国家级新区的设立能够有效提升中西部地区的资源配置效率，吸引劳动要素流入，从而成为推动区域协调发展的重要抓手。

此外，在国家级新区批复设立的过程中，基于国家战略发展需要，国务院还同步实施了国家高新区、综合贸易试验区、自由贸易试验区等多项区域导向型政策。相似政策在同一地区的叠加实施，可以通过缓解投融资约束、促进产学研信息共享提升资源利用效率，并通过营造良好的营商环境增强企业家投资信心[17]。但政策叠加也可能带来资源浪费问题，如基础设施重复建设会造成人力物力的不必要消耗，行政机构冗余会导致运行效率低下，政策之间的相互干扰可能模糊战略目标[18]。综上所述，本文提出如下假设：

假设2：受地理区位、政策叠加等因素的影响，国家级新区建设对劳动要素的集聚效应存在显著的异质性。

（三）国家级新区建设对劳动要素集聚的影响机制

国家级新区作为国家级战略增长载体，可凭借政策红利、战略资源倾斜与制度创新优势，推动属地城市经济规模扩张、经济质量提质升级，全面提升城市综合经济能级与发展韧性[19]。新区设立能够系统性优化区域营商生态、集聚多元资本要素、盘活区域存量经济资源，推动城市经济结构迭代优化、经济运行效率提升、财政综合实力增强，形成优于普通城市的经济发展优势。从劳动要素区位选择逻辑看，劳动力流动具备显著的“用脚投票”趋利特征，城市整体经济发展水平、增长潜力与发展稳定性，是影响劳动力跨区域流动、定居集聚的核心宏观因素。高经济能级城市能够提供更完善的发展生态、更稳定的市场环境与更优质的综合发展回报，塑造良好的区域发展预期，持续释放强劲的要素吸附效应，引导各类劳动要素主动向新区属地城市集聚沉淀，形成可持续的劳动要素集聚效应。

国家级新区可依托国家与地方双重资源扶持，获得专项财政、土地与规划资源倾斜，系统性推进综合交通、信息通信、市政配套、公共服务等全域基础设施建设，持续补齐城市硬件短板、完善城市综合承载体系[20]。完善的基础设施网络能够有效打破区域空间壁垒，压缩跨区域要素流动的时空成本，破除劳动要素流动的物理性阻碍，提升劳动力跨区域流动的便捷性与高效性。同时，优质完备的基础设施配套能够优化城市人居环境与生活配套，降低劳动力异地就业、定居的生活成本与不确定性，改善城市宜居宜业属性，增强城市对劳动要素的留存能力与吸引力，从硬件保障层面夯实劳动要素空间集聚的基础条件，持续赋能劳动要素规模化、常态化集聚[21]。综上所述，本文提出如下假设：

假设3：国家级新区建设能够通过提升城市经济发展水平和基础设施建设水平来促进劳动要素集聚。

四、研究设计

（一）模型设定

国家级新区的批复设立是一个渐进式的历程，现有的19个新区批复时间不尽相同。传统的DID模型只适合于“一刀切”政策，而多时点DID可以较好地评估渐进式政策的实施效果。本文参考余明桂等（2024）[22]的做法，使用城市层面的面板数据构建多时点DID模型，具体公式如下：

$$TG_{it} = \beta_0 + \beta_1 did_{it} + \beta_2 control_{it} + \alpha_t + \gamma_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中，TG_{it}表示i城市第t年的劳动要素集聚程度；did_{it}为核心解释变量，在样本期内i城市第t年获批建设国家级新区，则该城市从该年开始$did_{it}=1$，否则为0；$control_{it}$表示影响劳动要素集聚的控制变量；γ_i表示其他随城市变化但不随时间变化的个体因素；α_t表示其他随时间变化但不随城市变化的影响因素；ε_{it}为误差项；β_1为本文重点关注参数，若$\beta_1>0$，则表示国家级新区建设对劳动要素集聚具有促进作用，反之则具有抑制作用。

（二）变量说明

1.被解释变量

衡量劳动要素集聚的指标众多，如劳动力数量、每万人受教育人数等。考虑到劳动要素与人口密度、就业人口密切相关，借鉴傅为一等（2022）[23]的做法，采用区域经济学中区位熵的概念测算城市劳动要素集聚水平（TG_{it}），具体计算公式如下：

$$TG_{it} = \frac{RP_{it}/EP_{it}}{\sum_{i=1}^{n} RP_{it} \Big/ \sum_{i=1}^{n} EP_{it}} \quad (2)$$

其中，RP_{it}为地区i在第t年的城镇就业人员数，

EP_{it}为地区i在第t年的年平均人口数。

2.核心解释变量

本文的核心解释变量为did_{it}，若在样本期内设立有国家级新区，则did_{it}=1，否则为0。

3.控制变量

参考相关研究，选取如下控制变量：产业结构（*THSE*），采用第三产业与第二产业的比重衡量；政府干预程度（*GOV*），使用财政预算支出占GDP的比重衡量；对外开放水平（*FDI*），使用对外直接投资总额占GDP的比重衡量；信息化水平（*COM*），使用电信业务收入占GDP的比重衡量；市场化水平（*CONSUM*），采用社会消费品零售总额占GDP的比重衡量；社会福利水平（*LNWELFARE*），采用每万人医院床位数的对数值衡量。

（三）数据来源

基于数据的可得性，本文以2002—2021年我国的285个城市为研究样本进行实证分析。数据来源于各省份的统计年鉴、国民经济和社会发展统计公报等权威资料，部分缺失值采用线性插值法填补。变量的描述性统计见表1。

表1　变量的描述性统计

变量类型	变量符号	变量名称	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	*TG*	劳动要素集聚	5700	1.027	0.982	0.144	13.291
核心解释变量	*did*	国家级新区建设	5700	0.035	0.1845	0.000	1.000
控制变量	*THSE*	产业结构	5700	0.871	0.537	0.001	5.348
	GOV	政府干预程度	5700	1.244	1.519	0.000	25.582
	FDI	对外开放水平	5700	0.020	0.024	0.000	0.420
	COM	信息化水平	5700	0.026	0.024	0.000	0.665
	CONSUM	市场化水平	5700	35.842	10.490	0.003	99.584
	LNWELFARE	社会福利水平	5700	9.395	0.764	6.763	12.086

五、实证分析

（一）基准回归分析

国家级新区建设对劳动要素集聚影响的基准回归结果如表2所示。可以看出，国家级新区建设的估计系数在5%的水平上显著为正，表明国家级新区的批复设立能够显著促进劳动要素集聚，验证了假设1。国家级新区的建设使产业在属地获得了进一步集聚的机会，产业集聚规模的扩大推动了城市产业结构的调整与空间布局的优化，从而有效吸引劳动要素向新区集聚。

（二）模型适用性检验

1.平行趋势检验

考虑到国家级新区是由点到面逐步铺开的试点政策，因此，本文以设立有国家级新区的城市为处理组，以未设立国家级新区的城市为控制组，采用事件分析法检验平行趋势，模型设定如下：

$$TG_{it}=\beta_0+\sum_{k>=-3,k\neq-1}^{+4}\beta_k did_{it}^{k}+\beta_2 control_{it}+\alpha_t+\gamma_i+\varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中，did_{it}^{k}为一组虚拟变量，分别表示政策实施前3年（即k=−3）到政策实施后第4年（即k=+4），其中当年的值为1，其他年份的值为0。其他变量同基准回归模型一致。

从图1可知，在政策实施之前，核心解释变量回归系数的90%置信区间中均包含0，说明在国家级新区设立之前，处理组和控制组之间不存在显著的差异。在政策实施之后，回归系数的90%置信区间均在0以上，说明国家级新区建设能够促进劳动要素集聚，且这种促进作用具有持续性。政策实施之前回归系数的90%置信区间均包含0，政策实施之后回归系数均显著为正，即处理组和控制组满足平行趋势假设。

2.安慰剂检验

为了排除其他非观测遗漏变量对回归结果的影响，本文进一步进行安慰剂检验。首先，依据国家级新区获

表2　基准回归结果

变量	（1）	（2）
did	0.2738**	0.2622**
	（0.1163）	（0.1200）
控制变量	否	是
时间固定效应	是	是
个体固定效应	是	是
调整的R^2	0.7210	0.7316
N	5700	5700

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

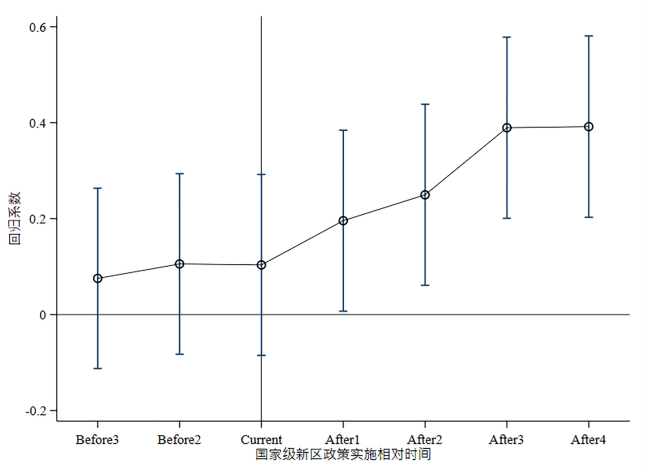


图1　平行趋势检验

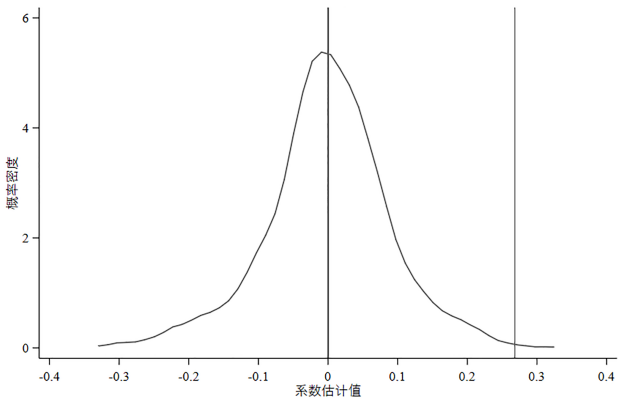


图2　安慰剂检验

批时间先后顺序，从285个城市中随机选择23个城市作为处理组[①]，假设这23个城市建设有国家级新区，将其他城市作为对照组。然后，重新构造核心解释变量，并代入公式(1)得到系数估计值$\hat{\beta}$。图2是按照上述方法模拟1000次随机分配后估计系数的核密度分布图，可以看出，伪核心解释变量“劳动要素集聚”的系数估计值$\hat{\beta}$近似呈标准正态分布特征，均值在0附近，即$\hat{\beta}$平均而言为0，进一步验证了假设1的稳健性。

（三）内生性检验

1.工具变量法

本文参考孙元元和杨壮(2021)[24]的做法，选用“省会城市及直辖市”作为国家级新区设立的工具变量。国家级新区多设立在区域发展中心，而省会城市及直辖市往往是一个地区的经济、文化、政治、交通的中心，省会城市及直辖市在申请设立国家级新区方面具有独特优势，满足相关性假定。多数省会城市在中华民国乃至更早时期就已经确定，因此满足外生性假定。同时，将省会变量与年份虚拟变量的交乘项(*Capital_city*)引入模型[25]，既克服了工具变量的数据维度限制，又充分体现不同年份工具变量对内生变量的影响。回归结果见表3。

由表3可知，第一阶段F统计量为12.3000，P值在1%的显著性水平上强烈拒绝原假设，按照F统计量大于10这一经验值，表明工具变量与内生解释变量之间高度相关，可以排除弱工具变量问题，即表明工具变量满足相关性假设；Kleibergen-Paap rk LM统计量为182.1260，在1%的显著性水平上拒绝“工具变量不可识别”的原假设，说明工具变量外生有效；Cragg-Donald Wald F统计量大于Stock-Yogo弱识别检验在10%显著性水平上的临界值11.4500，工具变量并非弱工具变量，说明使用工具变量得出的回归结果是有效的。在采用工具变量克服内生性后，核心解释变量的回归系数在1%的水平上显著为正，表明国家级新区建设能够促进劳动要素向其所在城市集聚，假设1仍成立。

2.倾向得分匹配法(PSM-DID)

使用倾向得分匹配法(PSM)来消除样本选择偏

表3　工具变量回归结果

变量	*did*	*TG*
Capital_city	0.2081***	
	(0.0170)	
did		1.0642***
		(0.1768)
Kleibergen-Paap rk LM 统计量		182.1260
		[0.0000]
Cragg-Donald Wald F 统计量		57.6940
		{11.4500}
控制变量	是	是
时间固定效应	是	是
个体固定效应	是	是
调整的R^2	0.1487	0.7341
N	5700	5700
第一阶段F统计	12.3000***	

注：中括号内为P值，大括号内为Stock-Yogo弱识别检验在10%水平上的临界值。

①全国19个国家级新区合计覆盖23个城市，其中15个新区隶属于单一城市，西咸、贵安、天府、赣江4个新区各跨2个城市布局。

误，然后使用DID进行回归。模型设定如下所示：

$$TG_{it}^{PSM} = \beta_0 + \beta_1 did_{it} + \beta_2 X + \alpha_t + \gamma_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

倾向得分匹配法的适用前提是必须满足共同支撑假设和平衡性检验。为了从控制组中找出与处理组特征相似的个体，本文选择以近邻匹配为匹配方法，以产业结构、政府干预程度、对外开放水平、信息化水平、市场化水平、社会福利水平为匹配变量，采用Logit回归模型估计出国务院在各城市中批复建设国家级新区的预测概率值，并根据预测概率值匹配与处理组特征相似的控制组个体。

首先是共同支撑假设检验。图3为处理组和控制组的核密度函数曲线图，其中横坐标代表倾向得分，纵坐标表示概率密度。可以看出，匹配后处理组和控制组的概率密度分布明显趋于一致。从图4(a)可知，绝大多数样本在共同取值范围内。实际上从数据集中可以查阅到5700个样本观测值中有273个样本不在共同取值范围内，其中的165个来自控制组，2个来自处理组。基本通过共同支撑假设。

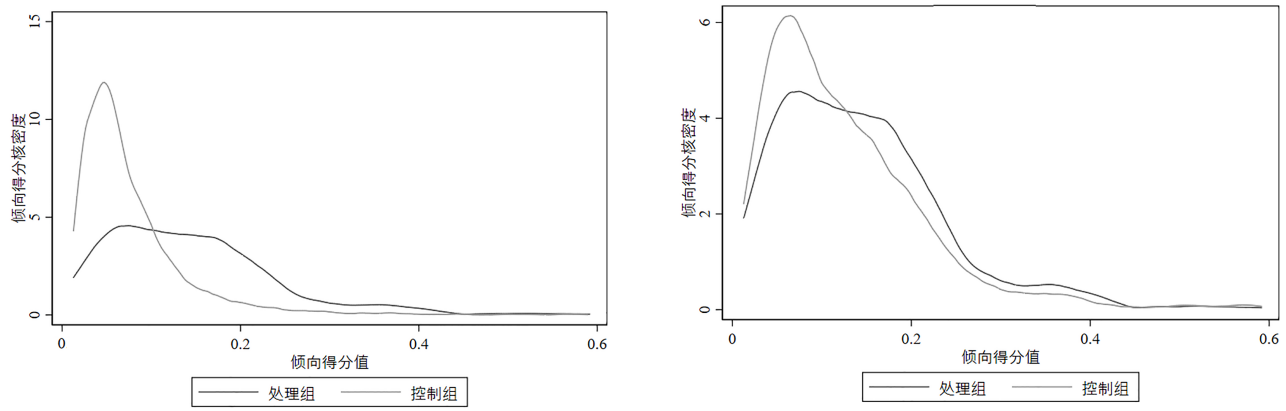
其次是平衡性检验。为了直观地反映各变量标准化偏差在匹配前后变化，绘制图4(b)所示的平衡性检验图。可知在未匹配之后匹配变量的标准化偏差均有明显缩小，各变量之间不存在显著差异，即样本满足了随机性假设，平衡性检验通过。

表4列(1)为PSM-DID回归结果，可以看出核心解释变量*did*的系数在5%的水平上显著为正，且系数值大小同基准回归非常接近。为了排除匹配方法对回归结果的影响，本文还采用了半径匹配方法进行PSM-DID回归，所得结果无显著差异。说明国家级新区建设对劳动要素集聚起到了促进作用。

(四)稳健性检验

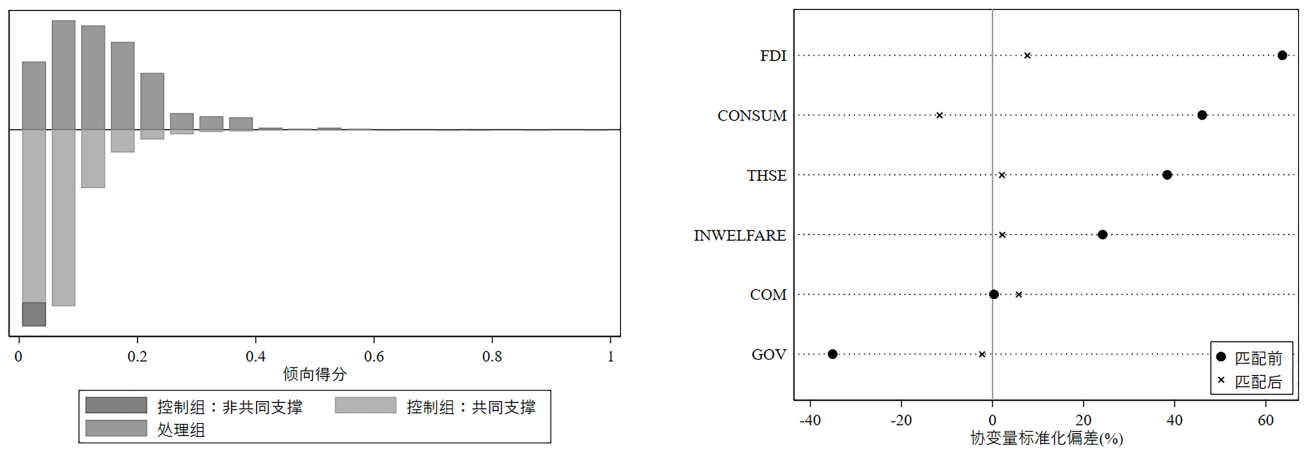
1.对样本异常值的考虑

异常值的存在可能会造成“伪回归”现象。为了使



(a)匹配前　　(b)匹配后

图3　处理组和控制组的核密度函数对比



(a)倾向得分的共同取值范围　　(b)平衡性检验图

图4　倾向得分适用性检验

表4 PSM-DID回归结果

变量	(1) 近邻匹配	(2) 半径匹配
did	0.2421**	0.2382**
	(0.1990)	(0.1204)
控制变量	是	是
时间固定效应	是	是
个体固定效应	是	是
调整的R^2	0.7577	0.7609
N	5427	5418

回归结果更为准确,本文分别采用上下1%缩尾和上下1%截尾对样本数据进行预处理。使用预处理后的数据进行实证分析,结果如表5列(1)—(2)所示。无论是缩尾处理还是截尾处理,核心解释变量*did*的回归系数均在5%的水平上显著为正,且系数值与基准回归结果差异不大。说明异常值并未影响基准回归结果的准确性,同时验证了本文结论的稳健性。

2.剔除行政区域调整过大的样本

2002—2021年,我国城市层面经历了多次行政区划调整,而行政区划面积发生变化可能会导致估计结果产生偏误。本文借鉴刘修岩等(2017)[26]的做法,以2002年为基期剔除行政区划面积变化超过5%的城市样本,以排除行政区划调整对劳动要素集聚的影响,结果见表5列(3)。在剔除行政区划面积变化较大城市后,国家级新区建设的回归系数均在1%的水平上显著为正,且系数大小同基准回归相比并无明显变化,即国家级新区建设能够促进劳动要素集聚,再次验证基准回归结果具有稳健性。

3.改变控制变量滞后期

考虑到控制变量中可能会存在内生变量,从而造成模型具有内生性,本文借鉴曹清峰(2020)[4]的做法,通过改变控制变量的滞后期来缓解内生性问题。表5列(4)—(5)为控制变量滞后一期和滞后两期的回归结果,可知核心解释变量的系数符号和显著性水平均同基准回归结果一致,说明基准回归结果具有稳健性。

4.替换核心解释变量

从批复历程上看,国家级新区的规划面积不断扩大,跨区、跨县、跨市显然已成为一个发展趋势。因此以国家级新区所在省份作为处理组重新构造核心解释变量进行回归,结果见表5列(6)。新的核心解释变量的系数无论从数值大小还是显著性水平上,同基准回归结果相比均无显著差异,再次说明基准回归结果是稳健的。

(五)异质性检验

1.基于区域的异质性检验

受资源禀赋、科技发展、地理气候、文化习俗等因素的影响,我国各区域之间存在较大差异[27],在不同区域设立国家级新区可能会对劳动要素集聚产生不同的影响。

按照样本所在区域将其分为东部、中西部两组,然后进行分组回归,结果见表6。其中列(1)为设立在东部地区的国家级新区对劳动要素集聚的回归结果,核心解释变量的回归系数为正,但并未通过显著性检验,即国家级新区设立在东部地区并不能形成有效的劳动要素集聚。列(2)为设立在中西部地区的国家级新区对劳动要素集聚的回归结果,核心解释变量的回归系数在5%的水平上显著为正,即国家级新区设立在中西部地区有助于形成劳动要素集聚。考虑到分区域回归中的模型设定是相同的,两组回归模型的核心解释变量也相同,但样本量不同,并不能直接比较两组回归的结果。本文借鉴连玉君等(2010)[28]的研究,使用费舍尔组合①检验核心解释变量的系数差值是否存在显著差异。从分组差异经验P值可知,东部、中西部地区

表5 稳健性检验结果

变量	(1) 缩尾处理	(2) 截尾处理	(3) 区划调整	(4) 滞后一期	(5) 滞后两期	(6) 更换变量
did	0.2644**	0.2802**	0.2001***	0.2504**	0.2322**	0.3038**
	(0.1136)	(0.1114)	(0.0596)	(0.1191)	(0.1155)	(0.1199)
控制变量	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是
调整的R^2	0.8167	0.8274	0.7357	0.7744	0.7755	0.7301
N	5700	5223	4780	5415	5130	5700

①对现有样本进行重新抽样(Bootstrap)以得到经验样本,利用经验样本构造出组间系数差异统计量的经验分布,从而最终得到经验P值。

表6　分区域回归结果

变量	（1） 东部	（2） 中西部	（3） 北方	（4） 南方
did	0.0755	0.3517**	0.1267	0.3667**
	（0.2016）	（0.1541）	（0.0906）	（0.1554）
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
调整的R^2	0.7500	0.6808	0.3849	0.4141
N	2000	3700	2260	3420
分组差异经验P值	0.2762***		0.2400***	

注：经验P值用于检验组间*did*系数差异的显著性，通过Bootstrap抽样1000次得到。

核心解释变量回归系数的差值为0.2762，且在1%的水平上显著，说明国家级新区设立在东部地区与设立在中西部地区对劳动要素集聚的影响存在较大差异，假设2得到验证。究其原因，可能是因为劳动要素受限于交通、生活习惯、观念意识等因素的影响，导致流动意愿不高，无法根据政策调整进行快速流动，灵活性不足。

借鉴经济地理的划分标准，将样本划分为南方、北方两组。列（3）为国家级新区设立在北方城市对劳动要素集聚的回归结果，核心解释变量的回归系数为正，但并未通过显著性检验。列（4）为国家级新区设立在南方城市对劳动要素集聚的回归结果，核心解释变量在5%的水平上显著为正。说明国家级新区设立在南方城市对劳动要素集聚起着积极促进作用，北方城市则不然。从经验P值可知，南方、北方地区的核心解释变量回归系数差值为0.2400，且在1%的水平上显著。说明设立在南方城市的国家级新区与设立在北方城市的国家级新区对劳动要素集聚的影响存在显著差异。究其原因，可能是因为南方地区良好的市场环境、完善的市场制度，更有助于政策效能的释放。

2.基于国家级新区建设阶段的异质性检验

国家级新区自1992年首次设立至今共经历了三个阶段[29]。第一阶段为初步尝试时期，其主要任务是摸索发展新模式、探索发展新道路。第二阶段和第三阶段分别为规范引导阶段和全面发展阶段，其战略目标是形成经济增长极，带动区域经济协调发展。考虑到第一阶段建设的国家级新区在营商环境、市场制度、优惠政策等方面均与第二、第三阶段存在较大差异，因此，本文重点考察在第二、第三阶段建设的国家级新区对劳动要素集聚的作用。

表7为国家级新区建设对劳动要素集聚影响的回归结果。其中列（1）为第二阶段建设的国家级新区对劳动要素集聚影响的结果，核心解释变量的回归系数为0.6174，且通过1%的显著性检验，说明在第二阶段建设的国家级新区能够显著促进劳动要素集聚。列（2）为第三阶段建设的国家级新区对劳动要素集聚影响的结果，尽管核心解释变量的回归系数为正，但并未通过显著性检验，说明在第三阶段建设的国家级新区并不能显著促进劳动要素集聚。国家级新区建设的政策效果会因批复设立时期不同而不同。究其原因，可能是因为第二阶段正值我国经济快速发展时期，国家级新区一经设立便会产生强有力的引导效应，促进劳动要素向新区集聚。而第三阶段设立的国家级新区则面临着工业化逐步向自动化转变，机械化生产成为未来发展的趋势，与第二阶段相比，该阶段对劳动要素的需求会有所降低，故集聚呈现减弱趋势。

表7　分阶段回归结果

变量	（1） 第二阶段	（2） 第三阶段
did	0.6174***	0.1994
	（0.1973）	（0.1385）
控制变量	是	是
时间固定效应	是	是
个体固定效应	是	是
调整的R^2	0.7245	0.7237
N	5320	5580

3.基于城市规模的异质性检验

考虑到城市的人口数量会直接影响劳动要素，无论是企业还是个人都会因为“市场接近效应”而选择在规模更大的城市发展。本文以500万人口为分界线，将样本分为特大、超大城市与其他城市两组，回归结果见表8。其中列（1）为建设在特大、超大城市的国家级新区对劳动要素集聚的回归结果，列（2）为建设在其他城市的国家级新区对劳动要素集聚的回归结果，结果均在5%的水平上显著为正。表明无论国家级新区建设在何种规模的城市，均能够促进劳动要素集聚。从经验P值可知，两者的差值为0.08，且通过1%的显著性检验，表明城市规模不会影响国家级新区对劳动要素集聚的整体作用，但会影响其集聚程度，即在其他城市，国家级新区建设对劳动要素集聚的影响更为显著。究其原因，可能是与特大、超大城市相比，其他城市在交通、医疗、通信等方面都需要进一步提升，国家级新

表8 分规模回归结果

变量	（1）特大、超大城市	（2）其他城市
did	0.3374**	0.4172**
	（0.1591）	（0.1616）
控制变量	是	是
时间固定效应	是	是
个体固定效应	是	是
调整的R^2	0.8618	0.6665
N	1940	3760
分组差异经验P值	0.08**	

区的设立有助于激活各种要素的活力，使劳动要素不断向新区涌入，故其边际效应更为明显。

（六）机制检验

为识别国家级新区建设作用于劳动要素集聚的传导渠道，本文遵循江艇（2022）[30]在因果推断框架下提出的中介效应检验思路，从城市经济发展水平与基础设施建设水平两大维度开展机制检验，回归结果见表9。两大机制变量无论是否加入控制变量，中介效应均显著为正，表明国家级新区建设可通过提振城市经济能级、完善基础设施体系的双重路径，有效促进城市劳动要素集聚水平提升，且产业赋能与基建提质的传导作用稳健有效，假设3成立。究其原因，国家级新区建设的政策冲击能够显著提升城市经济发展水平，国家级新区依托政策红利招商引资、培育优势产业集群，推动城市经济体量扩张与产业结构优化，创造大量优质就业岗位，形成劳动力市场引力，有效吸引各类劳动要素集聚。同时，新区建设能够推动城市路网、交通、公共配套等基础设施持续完善，优化城市空间承载能力与通勤居住条件，降低劳动力就业与定居成本，从而夯实劳动要素集聚的硬件基础。

表9 机制检验结果

变量	（1）经济发展	（2）经济发展	（3）基础设施	（4）基础设施
did	0.6510***	0.5342***	0.9011**	0.8744**
	（0.2207）	（0.1953）	（0.4355）	（0.4296）
控制变量	否	是	否	是
时间固定效应	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
调整的R^2	0.8651	0.8733	0.3626	0.3647
N	5700	5700	5700	5700

六、进一步分析：政策重叠效应

从国家级新区的发展历程可知，国家级新区可以通过行政政策吸引优质资源，实现经济的快速发展。当同一地区实施目标差异过大的政策时，会造成政府部门效率低下、市场混乱，从而影响政策效果。而当在同一地点实施相同或相似的政策时，又会因重复建设造成资源浪费。为了检验国家级新区建设中是否存在政策重叠现象，排除相似区域政策对国家级新区要素集聚的干扰，本文选择与国家级新区建设目标相近的综合配套改革试验区、自由贸易试验区，研究国家级新区在政策重叠下的劳动要素集聚效应是否依然存在。为此，构建模型如下：

$$TG_{it}=\beta_0+\beta_1 did_{it}+\beta_2 did1_{it}+\beta_3 X+\alpha_t+\gamma_i+\varepsilon_{it} \quad (5)$$

$$TG_{it}=\phi_0+\phi_1 did_{it}+\phi_2 did2_{it}+\phi_3 X+\alpha_t+\gamma_i+\varepsilon_{it} \quad (6)$$

$$TG_{it}=\theta_0+\theta_1 did_{it}+\theta_2 did1_{it}+\theta_3 did2_{it}+\theta_4 X+\alpha_t+\gamma_i+\varepsilon_{it} \quad (7)$$

其中，$did1_{it}$为综合配套改革试验区建设的虚拟变量，$did2_{it}$为自由贸易试验区建设的虚拟变量，构造方法同国家级新区一致；其他变量同基准回归模型一致。

表10列（1）控制了综合配套改革试验区，国家级新区建设对劳动要素集聚的影响在1%的水平上显著为正；列（2）控制了自由贸易试验区，国家级新区建设对劳动要素集聚的影响在1%的水平上显著为正；列（3）同时控制了综合配套改革试验区和自由贸易试验区，国家级新区建设的影响系数为0.3493，在1%的水平上通过显著性检验。综上，政策叠加下国家级新区建设依然能够促进劳动要素集聚。与基准回归结果相比，控制了政策叠加后核心解释变量的回归系数有所

表10 政策叠加效应回归结果

变量	（1）	（2）	（3）
did	0.3609***	0.4143***	0.3493***
	（0.1232）	（0.1247）	（0.1249）
*did*1	0.2436*		0.2311*
	（0.1299）		（0.1210）
*did*2		0.1916	0.1788
		（0.1704）	（0.1634）
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
调整的R^2	0.7117	0.7114	0.7126
N	5700	5700	5700

增加，说明如果不考虑政策叠加，可能会低估国家级新区建设对劳动要素集聚的作用。

七、结论与建议

（一）研究结论

本文基于285个城市的面板数据，将国家级新区建设视为一项准自然试验，实证发现国家级新区建设能够显著促进劳动要素集聚，且该结论具有稳健性。异质性分析表明，国家级新区设立在中西部地区、南方地区形成的劳动要素集聚效应，要分别优于东部地区、北方地区；与特大、超大城市相比，国家级新区建设在其他城市对劳动要素集聚的效应更为显著。机制检验表明，国家级新区建设能够通过提升经济发展水平与基础设施建设水平来促进劳动要素集聚。进一步分析发现，在政策叠加下，国家级新区建设依然能够显著促进劳动要素集聚。

（二）政策建议

根据上述研究结论，本文提出以下政策建议：

第一，充分发挥国家级新区的劳动要素集聚功能，推动要素在地理空间上的优化重组。属地政府应重视人口集聚与本地产业结构的匹配度，加快以人口集聚带动产业集聚的进程，形成“以人聚产、以产引人”的良性循环。同时，新区可依据劳动要素集聚的空间分布特征，合理布局劳动密集型产业，充分发挥要素集聚的比较优势。

第二，因地制宜推进国家级新区建设，实施差异化区域政策。在布局国家级新区时应充分考虑区域异质性特征，向中西部地区和南方城市适度倾斜政策资源。对于东部地区和北方城市的新区，应避免简单的政策复制，探索更加契合本地发展特征的差异化路径，聚焦于产业结构升级而非单纯追求要素规模扩张。

第三，强化政策协同，避免政策叠加带来的资源错配与效率损失。在推进多项区域政策协同布局时，应加强顶层设计与统筹协调，明确综合配套改革试验区、自由贸易试验区等各项政策的功能定位与边界，避免因职能交叉而导致的基础设施重复建设与行政机构冗余，实现政策效能最大化。◆

参考文献：

[1]张同斌，付婷婷.乡镇行政区划调整的人口集聚效应：以撤镇设街道为例[J].世界经济，2026，49(1)：177-208.

[2]陈鑫鹏，周国富，郭青华.国家级新区建设对城市创新水平的影响研究[J].西南民族大学学报(人文社会科学版)，2024，45(5)：102-115.

[3]冯烽.国家级新区高质量发展面临的困境与对策[J].当代经济管理，2021，43(11)：65-72.

[4]曹清峰.国家级新区对区域经济增长的带动效应：基于70大中城市的经验证据[J].中国工业经济，2020(7)：43-60.

[5]周国富，陈鑫鹏.国家级新区建设对区域经济发展的影响[J].经济经纬，2022，39(3)：3-14.

[6]郭峰，曹友斌，熊云军，等.国家级新区设立与企业空间布局：基于镇级面板数据的分析[J].经济研究，2023，58(8)：191-208.

[7]张语格，张红霞，孙子轩.国家级新区提升城市产业协同集聚水平政策效果的评估[J].统计与决策，2023，39(10)：49-54.

[8]闫中意，卜伟，王雅婧.国家级新区与城市绿色技术创新：基于产业集聚的中介效应研究[J].科学学与科学技术管理，2024，45(7)：49-67.

[9]张贵，赵勇冠.国家级新区促进了城市全要素生产率提升吗?[J].南开经济研究，2023(1)：153-170.

[10]Krugman P .The Increasing Returns Revolution in Trade and Geography[J].The American Economic Review，2009，99(3)：561-571.

[11]王昊，曹颖轶.国家级新区对产城融合的提升效应：来自多时点双重差分模型的证据[J].技术经济与管理研究，2024(5)：97-102.

[12]张梅青，武勇杰.中国地区就业增长的集聚效应：理论构建与实证检验[J].华东经济管理，2017，31(7)：75-81.

[13]吕鑫，付文林.地方政府债务扩张能否促进新型城镇化建设?：基于人口集聚的视角[J].财经论丛，2024(8)：34-44.

[14]毛丰付，乔星星，郑好青，等.数字基础设施建设是否推动了城市房价水平?：来自政策文本的经验证据[J].郑州大学学报(哲学社会科学版)，2024，57(3)：81-86.

[15]史梦昱，沈坤荣，闫佳敏.交通可达性改善与企业资源配置效率提升[J].经济理论与经济管理，2023，43(2)：95-112.

[16]胡艺，张义坤，刘凯.内陆型自贸区的经济外部性：“辐射效应”还是“虹吸效应”?[J].世界经济研究，2022(2)：54-72+135.

[17]赵瑞瑞，张玉明，刘嘉惠.金融科技与企业投资行为研究：基于融资约束的影响机制[J].管理评论，2021，33(11)：312-323.

[18]陈翼然，张亚蕊，张瑞，等.开发区政策的升级与叠加对创新的作用效果研究[J].中国软科学，2021(10)：92-102.

[19]张贵，赵勇冠.国家级新区促进了城市全要素生产率提升吗?[J].南开经济研究，2023(1)：153-170.

[20]宋丽萍.国家级新区设立与新质生产力发展水平：基于279个地级市的实证分析[J].软科学，2025，39(5)：67-75.

[21]王城，刘琼.工业机器人应用对就业的影响及机制研究：基于劳动力流动的视角[J].当代经济，2025，42(10)：87-101.

[22]余明桂，贺蒙蒙，张萌萌.人才引进政策、劳动力优化配置与制造业智能化[J].中国工业经济，2024(5)：116-134.

[23]傅为一，段宜嘉，熊曦.科技创新、产业集聚与新型城镇化效率[J].经济地理，2022，42(1)：90-97.

[24]孙元元，杨壮.国家级新区如何促进地区经济增长：人口规模的扩张还是发展质量的提升[J].经济问题探索，2021(10)：

123-140.
[25]孙传旺,罗源,姚昕.交通基础设施与城市空气污染:来自中国的经验证据[J].经济研究,2019,54(8):136-151.
[26]刘修岩,李松林,秦蒙.城市空间结构与地区经济效率:兼论中国城镇化发展道路的模式选择[J].管理世界,2017(1):51-64.
[27]安树伟,李瑞鹏.东西差距还是南北差距?:1978年以来中国区域差距的演变与机理分析[J].中国软科学,2023(4):109-120.
[28]连玉君,彭方平,苏治.融资约束与流动性管理行为[J].金融研究,2010(10):158-171.
[29]陈科霖.央地互动中的"接包制"模式及其内在逻辑研究:基于国家级新区发展变迁的考察[J].河南社会科学,2024,32(3):30-40.
[30]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.

A Study on the Impact of National-Level New Area Development on Labor Factor Aggregation

Chen Xinpeng, Peng Zihua, Zhang Meng

Abstract: The interregional aggregation of labor factors is a critical component of deepening factor market reforms and building a unified national market. Based on panel data from 285 cities nationwide covering the period 2002-2021, this study treats the development of national-level new areas as a quasi-natural experiment and employs a multi-period difference-in-differences method to assess the impact of such development on labor factor aggregation. The study finds that the development of national-level new areas significantly promotes the agglomeration of labor, and this agglomeration effect is persistent, showing no signs of weakening over time. Furthermore, the development of national-level new areas helps drive coordinated regional development: the labor agglomeration effect in national-level new areas in the central and western regions is notably stronger than in the eastern regions, and the agglomeration effect in southern cities is significantly stronger than in northern cities; The cumulative effect of policies did not diminish the policy impact of national-level new area development; after controlling for the effects of similar policies such as Comprehensive Supporting Reform Pilot Zones and Free Trade Pilot Zones, the labor factor agglomeration effect of national-level new area development was significantly enhanced; mechanism tests revealed that national-level new area development can promote urban labor factor agglomeration through two pathways: enhancing the level of urban economic development and improving infrastructure development. Based on the above research conclusions, policy recommendations are proposed, including the tailored planning of national-level new areas, strengthening policy coordination, and improving the market-based allocation mechanism for labor factors.

Key words: National-level New Areas; Labor Factor Agglomeration; Level of Economic Development; Level of Infrastructure Development; Policy Overlap

(责任编辑:田雨)

数据资产化的稳就业效应

——基于劳动力岗位重塑视角

高华川，时子钧
（天津财经大学 统计学院，天津 300222）

摘要：数字经济背景下企业如何利用数据资产重塑新兴业态及岗位体系，成为破解当下就业难题的重要支点。基于2012—2024年沪深A股上市公司数据，实证分析企业数据资产化的稳就业效应及作用机制。研究发现，企业数据资产化显著促进了就业增长。机制分析表明，企业数据资产化能够通过拓宽经营范围、扩大市场规模和缓解融资约束等渠道推动企业岗位迭代更新从而促进就业。异质性分析显示，这一促进作用在大规模企业、宏观经济不确定性高的时期以及高新技术行业中更为显著。进一步分析劳动力岗位结构变化发现，企业数据资产化挤出了部分低技能岗位人员就业，并提高了高技能、高学历人才的占比，同时吸引了同行业其他企业职工的就业转移。据此提出完善数据要素市场化制度、协同推进企业稳就业与系统性应对结构性就业矛盾等政策建议。

关键词：数据资产；稳就业；就业增长；融资约束
中图分类号：F241.4　　**文献标识码：**A　　**文章编号：**2096-8647（2026）08-0052-10
DOI：10.13999/j.cnki.tjllysj.2026.08.005

一、引言

就业是最大的民生。稳就业关乎人民群众切身利益、社会和谐稳定与国民经济持续健康发展。[1]党的二十大报告提出“实施就业优先战略，强化就业优先政策，健全就业促进机制，促进高质量充分就业。”企业作为吸纳就业的主体，肩负着稳定就业基本盘和支撑经济持续发展的核心职责，但在数字经济背景下，由于存量岗位吸纳能力递减、传统市场空间压缩、新兴领域需求释放不足以及数据价值难以有效转化为信用抵押等因素，面临着就业口径窄、市场规模小、资金压力大等问题。如何寻找和拓展新的稳就业路径，成为推进国民经济持续健康发展亟须解决的重要问题。

随着新一轮科技革命和产业变革的兴起，数据资产作为企业的重要生产要素推动着经济社会持续健康发展。2023年财政部颁布的《企业数据资源相关会计处理暂行规定》标志着数据资产入表正式进入实操阶段，为企业进一步开发数据资源形成数据资产奠定了基础。这一制度性的突破，不仅加速了企业数据资源的市场化流通，更通过数据要素价值释放对就业结构升级形成潜在赋能。那么，在复杂多变的市场环境中，企业数据资产能否助力稳就业？企业数据资产促进就业增长的影响机制如何？在国家就业优先战略的背景下，回答这些问题有助于明确企业数据资产化的作用效果，同时能为开辟新的稳就业增长点提供参考依据。

现有文献已经认识到数据资产在不同方面的重要价值。在促进企业转型升级和赋能创新发展方面，数据资产能够通过科技导向与市场导向等推动企业新质生产力发展[2]、提升企业韧性[3]、促进企业高质量发展[4]。同时，数据资产能够通过优化信贷资源配置缓解企业融资约束赋能企业创新发展[5]。在劳动力价值释放方面，数据资产化通过资源整合、细化职责分工，能够促进企业内部结构重构和职能优化，加速劳动力就业结构转型[6]，进而提升资源配置效率和劳动收入份额[7]。已有文献从多个角度探讨了数据资产化的经

基金项目：国家社会科学基金青年项目“虚拟集聚视角下我国劳动力空间配置优化的逻辑机理与实现路径研究”（25CJY119）。
作者简介：高华川，男，博士，副教授，研究方向为因果推断；时子钧，通信作者，男，硕士研究生，研究方向为经济统计。

济效应，但尚未充分关注到企业数据资产化在促进就业增长层面的影响，亟须深入探究其作用路径和影响机制，为破解当前就业难题提供参考。

基于此，本文以2012—2024年沪深A股上市公司为研究对象，实证分析企业数据资产化的稳就业效应。本文的边际贡献在于：一是识别了企业数据资产化对就业增长的影响效应，为缓解数字时代结构性就业短缺、释放数据要素潜能促进岗位扩容和新职业创造提供了参考；二是明确了企业数据资产化通过拓宽经营范围、扩大市场规模以及缓解融资约束进而促进就业增长的作用机制，为缓解企业“就业口径窄、市场规模小、资金压力大”的现实困境提供了经验证据；三是综合考虑了企业规模、宏观经济政策不确定性程度以及行业等异质性因素，并进一步探讨了数据资产化对劳动力就业结构的影响，为人力资本结构优化升级提供了参考。

二、制度背景与研究假设

（一）制度背景

自2020年《中共中央 国务院关于构建更加完善的要素市场化配置体制机制的意见》首次将数据纳入生产要素体系以来，作为第五大生产要素的数据，在日常生产管理过程中的应用深度和广度不断拓展。随后，国家相继出台一系列政策，逐步构建了数据资产化政策体系。2022年国务院发布的《“十四五”数字经济发展规划》强调加快数据要素市场化流通，推动数据资源化、资产化、资本化。2023年中国资产评估协会发布的《数据资产评估指导意见》强调建立数据资产评估标准，支持企业通过评估实现数据资产入表、融资、交易等，明确了数据资产的界定以及使用场景。2024年《中央企业数据资产化及数据资产入表场景建设白皮书》进一步明晰了数据资产化的概念和路径，系统阐述了数据作为新型生产要素的特征，对企业数据资产化、标准化、体系化的发展具有重要意义。随着政策不断完善，企业数据资产化逐步走向应用，数据资产正加速成为推动数字中国建设的重要战略资源。

企业数据资产化在稳就业方面展现出一定的潜力。据不完全统计，2023年与数据资产相关的产业链条共新增就业岗位超过10万个①。例如，济南公交集团对大量公交数据进行合规确权、资产登记，在实现数据资产化入表的过程中，增加对数据治理、平台运维等岗位的用工需求。天津数据资产登记评估中心揭牌成立并开展数据评价、价值评估等服务，培养了一批数据资产评估人才。

（二）研究假设

企业是吸纳就业的主力军，保市场主体就是保就业保民生[8]。数据资产改变了传统数据的利用方式，使数据融入企业生产决策过程，有助于提升企业的核心竞争力和全要素生产率。数据资产重塑了企业的就业规模、就业结构和就业质量，提升了企业就业水平。从就业规模看，企业数据资产改变了传统数据要素的辅助性功能定位，成为可以挖掘、编排、增值的核心生产要素，对企业的劳动力产生新的要求，催生了数据治理、算法开发、智能决策等众多新兴岗位，扩大了企业的就业规模。从就业结构看，在数据资产化深入推进的过程中，企业对具有数据思维与数字技能的高素质劳动力需求急剧上升，促使企业劳动力就业结构转型升级。从就业质量看，企业数据资产化对高技能劳动力的市场需求往往意味着要支付较高的工资。高工资溢价不仅体现了高技能劳动力的市场价值[9]，也成为吸引人才持续流入的核心激励因素。更多高技能劳动力源源不断地加入企业，既优化了企业的人力资本结构，也提升了整体就业质量。据此，本文提出如下研究假设：

H1：数据资产化能够显著促进企业就业增长。

本文立足劳动力岗位重塑视角，基于企业就业增长的内在机制和约束条件，从企业经营范围、市场规模以及融资约束三个层面分析企业数据资产化的稳就业效应。

1.拓宽经营范围

随着劳动力市场需求增长放缓，“就业口径窄”成为当下就业难的主要障碍。企业拓宽经营范围以进行多元化经营战略有助于创造适配新兴业务需求的高附加值岗位，显著驱动就业提升。与传统行业相比，实现数据资产化的企业拥有更强的数据治理能力和数据应用能力，有助于企业经营范围的拓宽，进而创造新的就业岗位以促进就业增长。一方面，数据资产化有助于企业开发新的产品与创新服务业务。拥有数据资产的企业可及时掌握客户的实时信息，并运用机器学习、数据挖掘等技术了解消费者的消费数据和行为数据，为企业制定个性化的产品提供参考[10]。另一方面，数据资产化支持企业进入新市场领域，企业间数据资源的互通促进了跨行业知识、技术和信息的交流，消除了传统产业间隔阂，催生了新业态、新模式和新动能，有助

①数据来源：国家工业信息安全发展研究中心发布的《2023人工智能基础数据服务产业发展白皮书》。

于企业开辟新的市场、寻找新的利润空间。综上，数据资产化可以通过拓宽企业经营范围，帮助企业破解“就业口径窄”难题，进而促进就业增长。

2.扩大市场规模

当企业市场规模较大时，一方面需同步扩张生产、销售、物流等基础环节，增加对劳动力的需求，另一方面，较大市场规模的企业往往拥有较高的营业收入和利润[11]，能通过提供更高的收入预期、增加更多高薪岗位吸引人才流入。实现数据资产化的企业通过对数据的分析、加工与运用，有助于提高企业生产效率，从而扩大市场规模。数据本身就是一种信息，依据信息理论，充足的信息有助于企业获取多维度的精准洞察，帮助企业更精准预测行业供需动态及微观生产状况，进而制定更优决策，助力企业提升生产效率，扩大市场规模[12]。同时，企业数据资产化有利于技术创新，企业可以运用数据资产整合创新资源，深度剖析技术短板与不足，加速创新技术投入生产全流程，促进企业生产增质增效。综上，数据资产化可以通过提升企业生产效率帮助企业破解“市场规模小”难题，进而促进就业增长。

3.缓解融资约束

当企业面临的融资约束减轻时，更容易获得银行信贷支持，补充流动资金，从而更有能力增加对劳动力的投资。此外，融资成本下降会降低企业将资金投向金融资产的套利动机，促使企业减少金融化行为并回归实体经营投资，这类投资的扩大会同步提升用工需求。数据资产化使企业能够对其数据资源进行系统整合与确权，将数据转化为可量化、可交易的资产[13]，提升企业整体的财务透明度和信用评级。作为一种新型资产，其持续性和潜在增值能力为企业增加未来经济收益提供了有力支撑。一方面，随着数据资产价值的不断显现，金融机构在评估企业信用时更加重视数据资产带来的附加值。银行和资本市场也更倾向于为实施数据资产化的企业提供信贷支持，从而直接缓解企业的融资约束。另一方面，数据资产化带来的信用提升和价值预期增强了企业的偿债能力。金融机构在风险评估中更加认可其资产质量的提升，在融资利率、审批效率等方面给予企业更多优待，从而进一步降低融资成本。融资条件的改善使企业能够在扩大生产规模、技术升级和新业务拓展方面加大投入，不仅推动了企业内部结构的优化和业务模式的转型，也直接促进了对劳动力和新型岗位的需求增加，为稳就业提供了资金保障和实际支持。综上，数据资产化可以通过缓解企业融资约束，帮助企业破解“资金压力大”难题，进而促进就业增长。

据此，本文提出如下研究假设：

H2：数据资产化能够通过拓宽经营范围、扩大市场规模、缓解融资约束来促进企业就业增长。

三、研究设计

（一）数据来源

本文以2012—2024年沪深A股上市公司为研究对象。企业层面的数据主要包括两个部分：①反映上市公司数据资产化程度的指标，利用文本分析计算得到；②反映企业劳动力就业规模的指标及其他企业层面的微观数据，来自Wind数据库和CSMAR数据库。城市层面的数据来自《中国城市统计年鉴》和地方统计局。此外，对数据进行如下处理：①剔除金融类企业；②剔除ST、*ST和PT类企业的样本；③对连续变量进行上下1%缩尾处理以减少异常值的影响；④剔除关键指标缺失的样本。最终共得到3401家企业共38467个观测值。

（二）模型设定

1.基准回归模型

为检验企业数据资产化对就业的影响效应，构建基准回归模型如下：

$$employee_{it} = \alpha + \alpha_1 DA_{it} + \alpha_2 controls_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中，$employee_{it}$表示企业i在第t年的就业规模，DA_{it}表示企业i在第t年的数据资产化水平，$controls_{it}$表示企业和城市层面的可能影响就业规模的控制变量，μ_i为企业固定效应，λ_t为年份固定效应，ε_{it}为随机误差项。

2.机制检验模型

本文参考江艇（2022）[14]的研究，构建机制检验模型如下：

$$m_{it} = \varphi + \varphi_1 DA_{it} + \varphi_2 controls_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中，m_{it}是衡量企业拓宽经营范围、扩大市场规模、缓解融资约束的代理变量，其余变量含义同公式（1）。

（三）变量说明

1.被解释变量

本文的被解释变量为就业规模（*employee*）。参考沈坤荣等（2024）[15]的做法，用年末企业在职员工总数的自然对数值来表示。

2.核心解释变量

本文的核心解释变量为数据资产化水平（*DA*）。参考其他学者的做法，选取上市公司企业年报文本和法律法规文本作为主要语料来源。其中，年报文本主

要包括2012—2024年A股上市公司年报。法律法规文本主要包括数据安全与隐私保护、数据资产权属与流通等领域的法律法规。具体构建方法如下：①对两类文本语料进行预处理，去除文本中停用词，并删除分词后文本中高频但无实际意义的词（如“公司”“年”等）和词频过低的词，去除“不”“无”“非”等否定词；②依据现有研究以及数据资产的概念选取“信息”“网络”“数字”“数据”作为种子词汇；③采集与数据资产有关的法律法规文本导入Python构成语料库，语料库包括数据权属、数据安全、数据基础制度、数据交易以及企业数据资源会计处理等领域的法律法规；④采用Word2Vec神经网络模型和深度学习技术，选取Word2Vec中的Skip-Gram，基于所给定的目标词来预测上下词，基于法律法规语料库进行分词获得词语形成多维词向量，计算词语之间的相似度，并基于深度学习算法对语料库进行训练，筛选并保留与种子词相似度较高的词汇，完成相似词集的构建；⑤依据A股上市公司年报，在年报中搜索、统计并导出年报中这些相似词的总词频，构成数据资产化指标*DA*并对其取对数，*DA*越高，说明数据资产化程度越高。

3.控制变量

参考苑泽明等（2024）[7]、赵宸宇（2023）[16]的研究，选取企业、城市层面的控制变量：企业层面的控制变量包括资产负债率（*lev*，企业年末负债总额与年末资产总额之比）、固定资产占比（*fixed*，企业年末固定资产总额占总资产的比重）、经营性现金流（*cashflow*，企业年末营业收入与营业成本、所得税之差）、独立董事占比（*indep*，企业年末独立董事占董事会规模的比重）、企业所得税率（*ITR*，国家法律规定的企业所得税率）、营业收入增长率（*growth*，企业年末营业收入增长额与上年末营业收入之比）；城市层面的控制变量包括人力资本水平（*hum*，地区年末高校在校生人数的自然对数）、地区经济发展水平（*GDP*，地区年末生产总值的自然对数）、政府干预力度（*Gov*，地区政府年末财政支出与生产总值的比值）。

4.机制变量

一是拓宽经营范围。参考赵宸宇（2023）[16]的做法，采用两种方式衡量企业经营范围：第一，企业是否多元化经营（*Dyh_dum*），如果企业经营范围横跨多个行业，赋值为1，反之为0；第二，企业经营行业个数（*Dyh_n*），用企业主营业务所包括的行业的个数来衡量。二是扩大市场规模。参考沈坤荣等（2024）[15]的做法，采用两种方式衡量企业市场规模：第一，用企业主营业务收入的对数值（*Income*）来直接衡量；第二，用企业主营业务收入占行业总收入的比重衡量企业市场份额（*Mshare*）。三是缓解融资约束。利用两个指标衡量企业融资约束程度：第一，参考周楷唐等（2017）[17]的研究，用利息支出除以长短期债务总额平均值衡量企业的融资成本（*Cost*）；第二，参考李春涛等（2020）[18]的研究，采用FC指数衡量企业融资约束水平（*FC*）。

表1　变量的描述性统计

变量类型	变量名称	变量符号	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值	中位数
被解释变量	就业规模	*employee*	38467	7.6117	1.2105	4.8040	11.1615	7.5370
核心解释变量	数据资产化水平	*DA*	38467	1.9520	1.3531	0.0000	6.9137	1.7918
控制变量	资产负债率	*lev*	38467	0.3938	0.1962	0.0489	0.9347	0.3834
	固定资产占比	*fixed*	38467	0.2001	0.1479	0.0019	0.6659	0.1708
	经营性现金流	*cashflow*	38467	0.0507	0.0655	−0.1561	0.2466	0.0491
	独立董事占比	*indep*	38467	37.8025	5.2348	33.3300	57.1400	36.3600
	企业所得税率	*ITR*	38467	0.1289	0.1421	−0.5978	0.7494	0.1191
	营业收入增长率	*growth*	38467	0.1292	0.3097	−0.5918	1.8251	0.0910
	人力资本水平	*hum*	38467	9.5687	5.2465	0.0027	14.2138	12.0336
	经济发展水平	*GDP*	38467	16.8963	2.8727	9.7756	19.9170	18.0786
	政府干预力度	*Gov*	38467	0.1529	0.0492	0.0645	0.9426	0.1448
机制变量	多元化经营	*Dyh_dum*	38467	0.3908	0.4879	0.0000	1.0000	1.0000
	经营行业个数	*Dyh_n*	38467	1.3855	0.7083	1.0000	6.0000	0.0000
	主营业务收入	*Income*	38467	12.2680	1.4991	0.3767	19.6016	12.0876
	企业市场份额	*Mshare*	38467	17.7278	18.6064	0.0000	100.0000	18.7952
	融资成本	*Cost*	38467	0.0002	0.0545	−2.3048	2.3751	0.0078
	融资约束	*FC*	38467	0.5002	0.2900	0.0005	0.9847	0.5142

四、实证分析

（一）基准回归分析

表2汇报了基准回归结果。其中，列（1）仅考虑加入企业和年份固定效应；在此基础上，列（2）控制了企业层面的控制变量；列（3）进一步控制了城市层面的变量。可以看出，无论是否加入控制变量，核心解释变量的系数始终在1%的水平上显著为正，表明企业数据资产化显著促进了就业增长，验证了H1。

表2　基准回归结果

变量	（1）	（2）	（3）
DA	0.0284***	0.0325***	0.0327***
	（0.0063）	（0.0061）	（0.0061）
lev		0.9109***	0.9116***
		（0.0061）	（0.0558）
fixed		0.3349***	0.3365***
		（0.0720）	（0.0720）
cashflow		0.1304**	0.1316**
		（0.0548）	（0.0548）
indep		−0.0017	−0.0017
		（0.0012）	（0.0011）
ITR		0.0785***	0.0784***
		（0.0175）	（0.0175）
growth		0.1085***	0.1084***
		（0.0101）	（0.0101）
hum			−0.0128
			（0.0103）
GDP			0.0103
			（0.0168）
Gov			0.1157
			（0.2007）
年份固定效应	是	是	是
企业固定效应	是	是	是
N	38467	38467	38467
调整的R^2	0.8944	0.9010	0.9011

注：*、**、***分别表示10%、5%、1%的显著性水平，括号内为聚类到企业层面的稳健标准误。下表同。

（二）内生性分析

本文考虑了如下两种导致内生性的状况：第一，可能存在同时影响企业数据资产化和就业规模的遗漏变量；第二，企业庞大的就业规模可能会增加高技术人才的需求，进而加强数据资源的开发，促进企业数据资产化发展，产生反向因果。因此，参考唐松等（2020）[19]的研究，选取同年度同行业剔除自身企业后数据资产的平均值（*DA_IV*）作为工具变量进行2SLS估计。一方面，当企业所在行业的平均数据资产化程度提高时，会给企业带来新的机遇和竞争，从而促进该企业对数据资产化的投资与应用，即满足相关性；另一方面，行业内其他企业的平均数据资产化程度的提高不太可能影响该企业的就业增长，即满足外生性。

表3展示了使用上述工具变量进行的2SLS估计结果。列（1）显示，第一阶段回归中工具变量的系数在1%的水平上显著为正，表明工具变量与企业数据资产化之间存在显著的正相关关系，即验证了工具变量的相关性。而Kleibergen-Paap rk LM统计量和Kleibergen-Paap Wald rk F统计量表明所选工具变量不存在识别不足或弱识别的问题。此外，参照方颖和赵扬（2011）[20]的研究检验工具变量的外生性。具体而言，首先，使用被解释变量对工具变量进行回归，估计结果如列（3）所示，工具变量的系数显著为正，说明工具变量会影响企业劳动力雇佣规模。其次，将企业劳动力雇佣对数据资产化和工具变量同时进行回归，估计结果如列（4）所示，当控制数据资产化时，工具变量的系数不显著，而数据资产化的系数显著为正。结合列（3）和列（4）的估计结果，说明工具变量仅通过影响企业数据资产化间接影响劳动力雇佣规模，即验证了工具变量的外生性。最后，列（2）显示第二阶段回归中核心解释变量的系数同样显著为正，进一步表明在控制内生性问题后，数据资产化对企业就业规模促进作用依然显著。

（三）稳健性检验

1.重构被解释变量和替换解释变量

本文通过重构被解释变量和替换解释变量的方式进行稳健性检验。具体过程如下：一是参考袁淳等

表3　工具变量检验结果

变量	（1） *DA*	（2） *employee*	（3） *employee*	（4） *employee*
DA_IV	0.4686***		0.0788***	0.0411
	（0.0325）		（0.0253）	（0.0259）
DA		0.1682***		0.0288***
		（0.0544）		（0.0071）
Kleibergen-Paap rk LM	105.3000***			
Kleibergen-Paap Wald rk F	207.1400			
控制变量	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
N	38467	38467	38467	38467
调整的R^2	0.0896	0.0257	0.9041	0.8960

(2021)[21]的研究,利用企业数字化资产占比(*Dig*)来替代核心解释变量;二是参考路征等(2023)[22]的研究,构造虚拟变量(*DA*_1)来替代数据资产化程度,若企业某年数据资产化水平高于行业平均值则赋值为1,反之赋值为0;三是参考赵宸宇(2023)[16]的研究,用年末企业在职员工总数的绝对数(*staff*)来替换被解释变量。回归结果如表4所示,核心解释变量的系数依然显著为正,进一步验证了基准回归结论的可靠性。

表4 重构被解释变量和替换解释变量的回归结果

变量	(1) *employee*	(2) *employee*	(3) *staff*
Dig	2.3960***		
	(0.2268)		
*DA*_1		0.0316***	
		(0.0072)	
DA			0.0333***
			(0.0062)
控制变量	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
企业固定效应	是	是	是
N	38467	38467	38467
调整的R^2	0.9017	0.9009	0.9186

2.排除其他政策或事件冲击影响

在研究期内,除企业数据资产化以外,企业劳动力就业规模可能受到国家大数据试验区、政府采购、2018年"资管新规"的发布以及2020年公共卫生突发事件的影响,需排除这些因素对企业劳动力就业的影响。本文分别构建了国家大数据综合试验区与政府采购的虚拟变量纳入回归模型,同时剔除2018年和2020年的观测样本后重新进行估计。回归结果如表5所示,核心解释变量的系数至少在5%的水平上显著为正,进一步验证了本文的研究结论的稳健性。

3.其他稳健性检验

接下来,按照以下方法继续进行稳健性检验:①将核心解释变量滞后一期处理。②剔除数据驱动型企业。基于《上市公司行业分类指引》,剔除信息传输、软件和信息服务业,租赁和商务服务业,科学研究和技术服务业等数据驱动型企业后重新回归。③剔除直辖市。剔除北京、上海、天津、重庆四个直辖市,重新评估数据资产化对企业就业规模的影响。④更换聚类层级。由原本的对企业聚类分别更换为对城市和行业聚类。结果如表6所示,核心解释变量的系数均显著为正,表明本文的研究结论具备稳健性。

表5 排除其他政策或事件冲击影响的回归结果

变量	(1) 国家大数据综合试验区	(2) 政府采购	(3) "资管新规"发布	(4) 公共卫生突发事件
DA	0.0324***	0.0327***	0.0230***	0.0182**
	(0.0061)	(0.0061)	(0.0085)	(0.0072)
控制变量	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
N	38467	38467	15059	21106
调整的R^2	0.9011	0.9011	0.9352	0.9272

表6 其他稳健性检验结果

变量	(1) 滞后一期	(2) 剔除企业	(3) 剔除直辖市	(4) 城市聚类	(5) 行业聚类
L.DA	0.0245***				
	(0.0059)				
DA		0.0285***	0.0388***	0.0327***	0.0328***
		(0.0064)	(0.0067)	(0.0064)	(0.0077)
控制变量	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是
N	33913	34259	30687	38467	38467
调整的R^2	0.9037	0.9042	0.8980	0.9011	0.9011

(四)机制检验

1.拓宽经营范围

表7列(1)—(2)报告了拓宽经营范围的机制检验的结果,结果显示企业数据资产化的系数显著为正,验证了企业数据资产化通过推动传统要素向数据要素转型促进了业务范围扩展,创造了新岗位并催生了多层次人才需求,进而促进了就业增长。

2.扩大市场规模

表7列(3)—(4)报告了扩大市场规模的机制检验结果,数据资产化的系数显著为正,验证了当企业将数据转化为可量化、可交易的资产时,可以提高企业的生产效率从而扩大市场规模,吸引更多人才流入。

3.缓解融资约束

表7列(5)—(6)报告了缓解融资约束的机制检验的结果,数据资产化的系数显著为负,验证了实现数据资产化的企业更有可能降低银企间信息不对称程度,提高企业担保水平进而缓解融资约束,使企业有充足的资金吸引更多劳动力流入。至此,H2得到验证。

（五）异质性分析

1.企业规模异质性

财政部于2023年发布的《企业数据资源相关会计处理暂行规定》中提到："规模化企业可率先实现数据资源财务化，提升资产估值"，强调了大规模企业在实现数据资产化过程中的模范带头作用，这些率先转型的企业可能会更快地增加相应的人才需求。那么，企业数据资产化的稳就业效应是否会因企业规模的不同而存在差异？为此，本文借鉴崔惠玉等（2023）[23]的做法，采用企业总资产的自然对数衡量企业规模，并根据

表7　机制检验结果

变量	（1） *Dyh_dum*	（2） *Dyh_n*	（3） *Income*	（4） *Mshare*	（5） *Cost*	（6） *FC*
DA	0.4305***	0.0331***	0.0392***	0.6872***	−0.0018***	−0.0049***
	（0.0037）	（0.0079）	（0.0070）	（0.1593）	（0.0004）	（0.0016）
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
N	38467	38467	38467	38467	38467	38467
调整的R^2	0.6799	0.5621	0.9229	0.6311	0.3948	0.8253

其中位数将企业划分为大、小规模企业两组。表8列（1）报告了回归结果，企业数据资产化和企业规模的交乘项（*DA*×*Size_dum*）在1%的水平下显著为正，表明企业规模越大，企业数据资产化的稳就业效应就越强。可能的原因是，大规模企业通常具备更完善的数据治理能力，能够更高效地将数据转化为生产力，对稳就业产生更强的支撑作用。

2.宏观经济不确定性异质性

经济形势不确定性上升会显著抑制企业投资，进而对企业劳动力雇佣产生负面影响。而实现数据资产化的企业，对内部经营数据的整合与利用水平较高，可以更快更准确地实现精细化管理和风险预测。那么，企业数据资产化的稳就业效应能否在经济形势不确定性更大的时期发挥"缓冲器"作用？本文参考李增福等（2022）[24]的做法，采用中国经济政策不确定性指数（*EPU*）衡量宏观经济不确定性，并按中位数将样本企业划分为高不确定性组和低不确定性组。表8列（2）显示，企业数据资产化和宏观经济不确定性的交乘项（*DA*×*EPU_dum*）在1%的水平下显著为正，表明在宏观经济不确定性较高的时期，企业数据资产化的稳就业效应越强。这说明实现了数据资产化的企业在高不确定性的环境下，稳健经营与灵活应变能力较其他企业更强，能更好地促进就业增长。

3.行业异质性

高新技术行业数据基础扎实、技术吸收能力强，更能将数据资产化成果用于业务创新和组织优化，可能会拉动相关人才需求，在就业上表现出更强的带动效应。因此，能否认为企业数据资产化的稳就业效应在高新技术行业更明显？本文参考韩珣等（2025）[25]的做法，利用高新技术企业认定管理工作网的数据，将样本企业划分为高新技术行业企业和非高新技术行业企业，并构造虚拟变量。表8列（3）报告了回归结果，企业数据资产化和高新技术行业企业的交乘项（*DA*×*Hightech_dum*）在1%的水平下显著为正，表明企业数据资产化在高新技术行业中的稳就业效应更为显著。可能的原因是，高新技术行业普遍具备更强的数字基础设施和技术研发能力，更容易将数据转化为可用资产，推动实现组织优化与岗位创造。相比之下，非高新技术行业在数据转化和应用深度上相对有限，其带动就业的能力相对较弱。

表8　异质性检验结果

变量	（1）	（2）	（3）
DA	0.0224***	0.0200***	0.0170***
	（0.0069）	（0.0079）	（0.0069）
DA×*Size_dum*	0.0162***		
	（0.0096）		
DA×*EPU_dum*		0.0244***	
		（0.0085）	
DA×*Hightech_dum*			0.0378***
			（0.0066）
控制变量	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
企业固定效应	是	是	是
N	38467	38467	38467
调整的R^2	0.9078	0.9011	0.9013

五、进一步分析

（一）企业数据资产化对低技能岗位的挤出效应

数据资产化有助于推动新兴复合型岗位的形成，进而提升企业对多层次人才的需求。在此基础上，进一步从岗位类型探讨数据资产化是否在不同类型的岗位上产生差异化的劳动力需求。参照赵烁等（2020）[26]的研究，将企业劳动力细分为生产人员（*product_staff*）、行政人员（*adm_staff*）、科技人员（*tech_staff*）、市场销售人员（*sale_staff*）、财务人员（*finical_staff*）以及其他人员（*other_staff*），并分别计算其占企业总就业人数的比重。进一步地，参考肖土盛等（2022）[27]的研究，将生产、行政和其他类型人员定义为常规低技能员工，将科技人员、市场销售人员以及财务人员定义为非常规高技能员工，分别检验企业数据资产化对不同类型员工的影响，结果如表9所示。具体看，列（1）—（3）展示的是企业数据资产化对常规低技能岗位员工的影响，列（1）中*DA*的系数显著为负，列（2）和列（3）中*DA*的系数均不显著，表明企业数据资产化对低技能劳动力存在挤出效应，但并非完全挤出。列（4）—（6）展示的是企业数据资产化对非常规高技能岗位员工的影响，列（4）和列（5）中*DA*的系数显著为正，表明企业数据资产化显著提升了技术和销售人员占比，通过挤出生产类低技能岗位员工来促进高技能人才就业增长；列（6）中*DA*的系数显著为负，表明企业数据资产化对财务人员比例存在抑制作用。

表9　数据资产化对企业不同类型员工的影响效应

变量	（1） *product_staff*	（2） *adm_staff*	（3） *other_staff*	（4） *tech_staff*	（5） *sale_staff*	（6） *finical_staff*
DA	−0.6458***	−0.0848	0.1665	0.4717***	0.1737**	−0.0294*
	（0.1187）	（0.0580）	（0.2775）	（0.1122）	（0.0876）	（0.0161）
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
N	33448	34483	7216	37569	36670	35506
调整的R^2	0.8854	0.6546	0.7867	0.8675	0.8794	0.7694

（二）企业数据资产化对人力资本结构的优化效应

参考赵烁等（2020）[26]的研究，从人力资本技能结构高级化和教育结构高级化两个方面验证企业数据资产化对人力资本结构的优化效应：用非常规高技能岗位员工占总员工的比重衡量人力资本技能结构的高级化（*High_skill*），用本科及以上学历人员占员工总数的比重衡量教育结构高级化（*High_tech*），分别对企业数据资产化进行回归，结果如表10所示。可以看出，无论是高技术人才还是高学历人才，*DA*的系数均显著为正，表明企业数据资产化显著提升了高技能、高学历人才就业，促进了企业人力资本结构的优化。

表10　数据资产化对企业人力资本结构的优化效应

变量	（1） *High_skill*	（2） *High_tech*
DA	0.4436***	0.6237***
	（0.1100）	（0.0983）
控制变量	是	是
企业固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
N	38467	38467
调整的R^2	0.8442	0.8783

（三）数据资产化稳就业的溢出效应

前文分析表明，企业数据资产化显著提升了企业的就业规模。接下来本文将尝试探讨企业数据资产化对其他企业就业可能产生的影响。具体而言，数据资产化的稳就业效应可能通过以下三种渠道外溢至其他企业：一是企业通过技术赋能扩大用工需求，从而直接创造新岗位；二是因技术和薪酬结构变化，吸引同一行业其他企业的劳动力流入；三是通过高技能人才的集聚，促使其他行业的部分劳动力向该行业迁移。

为验证以上假设，参考李磊等（2021）[28]的做法，运用以下方法进行检验：①计算单个企业的劳动力就业占行业就业总人数的比重，即劳动力就业份额（*employee_share*），并对企业数据资产化进行回归；②计算行业内当年数据资产化均值，用行业内高于其均值的企业的数量与企业总数量的比值代表行业数据资产化强度（*DA_strength*），用行业内低于其均值的企业的就业水平对行业数据资产化强度进行回归，检验企

业数据资产化是否会挤占其他企业就业；③用行业加总就业人数的自然对数（*Industry_employee*）对行业数据资产化均值（*Industry_DA*）进行回归。结果如表11所示。列（1）表明，企业数据资产化会提高企业在行业内的就业份额；列（2）在1%的水平下显著为负，表明企业数据资产化容易对行业内其他企业的劳动力就业产生虹吸效应；列（3）中*Industry_DA*的系数为负，但不显著，表明数据资产化不会对其他行业的就业产生显著影响。

表11　数据资产化对企业稳就业的溢出效应

变量	（1） *employee_share*	（2） *employee*	（3） *Industry_employee*
DA	0.0011***		
	（0.0004）		
DA_strength		−0.1886***	
		（0.0568）	
Industry_DA			−0.3343
			（0.3437）
企业控制变量	是	是	否
城市控制变量	是	是	否
行业控制变量	否	否	是
企业固定效应	是	是	否
年份固定效应	是	是	是
行业固定效应	否	否	是
N	38467	18758	956
调整的R^2	0.8147	0.9160	0.8581

六、结论与建议

（一）研究结论

本文采用2012—2024年沪深A股上市公司数据，实证检验了企业数据资产化对稳就业的影响及其作用机制。研究发现，企业数据资产化显著促进了就业增长。机制分析表明，企业数据资产化能够通过拓宽经营范围、扩大市场规模和缓解融资约束等渠道有效推动企业就业增长。异质性分析显示，数据资产化对企业就业规模的促进作用在大规模企业、宏观经济不确定性高的时期以及高新技术行业中更为显著。进一步分析发现，企业数据资产化挤出了部分低技能岗位人员就业并提高了高技能、高学历人才的占比，同时也吸引了同行业其他企业职工的就业转移。

（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，完善数据要素市场化制度，激发企业数据资产化的就业创造潜力。政府层面应加强培育数据驱动型新业态，重点推动跨行业数据要素融合应用，引导企业开发数据资源分析、数据挖掘等数据资产化相关业务，通过业务多元化拓展新兴岗位需求。市场层面要健全数据确权、流通与交易机制，细化数据资产入表标准，降低中小企业数据资产化的市场门槛。企业应强化数据赋能产能提升，基于数据资产构建智能生产管理系统，优化供需匹配与资源配置效率，以全链条数字化改造释放更多用工需求。

第二，分主体、分阶段、分行业协同推进企业稳就业。一是加强行业级数据要素平台建设，带动产业链岗位扩容。二是在宏观经济不确定性较高的时期，企业应建立稳就业数据应急响应机制，实时监测岗位需求、劳动成本与订单变化，高风险时快速评估并灵活匹配供需，引导弹性用工与共享用工，增强就业韧性。三是高新技术企业应发挥数据要素驱动创新的示范作用，开展跨行业数据流动与协同研发，创造高技能岗位并带动传统产业与中小企业提升数据治理能力，促进全行业就业稳步增长。

第三，系统性应对结构性就业矛盾。一是提升低技能劳动力的数据应用能力，将数据采集与基础分析等内容纳入职业技能培训目录，推动企业与职业院校共建培训基地，帮助低技能劳动者向高技能岗位平稳过渡。二是完善学历教育与职业认证双轨制，在高校增设数据治理、智能算法、数据安全等应用型课程，同时完善数据资产管理师、数据标注师等职业资格体系，实现学历教育与技能认证的有机衔接。三是强化行业间数据要素协同治理，构建跨行业数据资产共享与用工需求对接平台，统筹产业与劳动力布局，引导就业人口有序跨行业流动，降低行业性就业失衡风险。◆

参考文献：

[1]陈媛媛，张竞，周亚虹.工业机器人与劳动力的空间配置[J].经济研究，2022，57(1)：172−188.

[2]盛明泉，杨柳.数据资产与企业新质生产力[J].安徽大学学报(哲社版)，2025，49(1)：166−176.

[3]苑泽明，于翔，李萌，等.数据资产促进了中国企业人力资本水平提升吗：基于文本分析法的经验证据[J].南开管理评论，2025，28(8)：64−75.

[4]许宪春，张钟文，胡亚茹.数据资产统计与核算问题研究[J].管理世界，2022，38(2)：16−30+2.

[5]刘光强.数据要素新质生产力赋能企业价值链的能力及路径[J].海南热带海洋学院学报，2025，32(3)：108−116.

[6]魏巍.人工智能就业替代效应和创新效应的分化研究[J].软

科学,2022,36(3):55-61.
[7]苑泽明,尹琪,黄灿.数据资产对企业劳动收入份额的影响研究[J].广东财经大学学报,2024,39(5):72-87.
[8]崔小勇,蔡昀珊,卢国军.增值税留抵退税能否促进企业吸纳就业?:来自2019年试行留抵退税制度的证据[J].管理世界,2023,39(9):15-38.
[9]李世刚,邵宏彬,方芳,等.企业数据资产信息披露与资本市场定价效率[J].中国工业经济,2025(7):138-155.
[10]赵宸宇.数字化发展与服务化转型:来自制造业上市公司的经验证据[J].南开管理评论,2021,24(2):149-163.
[11]张珍花,马明基.人工智能政策赋能城市绿色全要素生产率提升:理论机理与实证检验[J].统计理论与实践,2026(5):5-14.
[12]Acemoglu D, Restrepo P. Robots and jobs: Evidence from US labor markets[J].Journal of Political Economy, 2020, 128(6): 2188-2244.
[13]Hu C Y, Li Y T, Zheng X J.Data assets, information uses, and operational efficiency[J].Applied Economics, 2022, 54(60): 6887-6900.
[14]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.
[15]沈坤荣,乔刚,谭睿鹏.国家级大数据综合试验区设立与就业增长[J].中国工业经济,2024(12):5-23.
[16]赵宸宇.数字化转型对企业劳动力就业的影响研究[J].科学学研究,2023,41(2):241-252.
[17]周楷唐,麻志明,吴联生.高管学术经历与公司债务融资成本[J].经济研究,2017,52(7):169-183.
[18]李春涛,闫续文,宋敏,等.金融科技与企业创新:新三板上市公司的证据[J].中国工业经济,2020(1):81-98.
[19]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+9.
[20]方颖,赵扬.寻找制度的工具变量:估计产权保护对中国经济增长的贡献[J].经济研究,2011,46(5):138-148.
[21]袁淳,肖土盛,耿春晓,等.数字化转型与企业分工:专业化还是纵向一体化[J].中国工业经济,2021(9):137-155.
[22]路征,周婷,王理,等.数据资产与企业发展:来自中国上市公司的经验证据[J].产业经济研究,2023(4):128-142.
[23]崔惠玉,王宝珠,徐颖.绿色金融创新、金融资源配置与企业污染减排[J].中国工业经济,2023(10):118-136.
[24]李增福,陈俊杰,连玉君,等.经济政策不确定性与企业短债长用[J].管理世界,2022,38(1):77-89+143+90-101.
[25]韩珣,安然,彭俞超.稳金融是否能稳就业?:来自资管新规的证据[J].财经研究,2025,51(2):109-122+153.
[26]赵烁,施新政,陆瑶,等.兼并收购可以促进劳动力结构优化升级吗?[J].金融研究,2020(10):150-169.
[27]肖土盛,孙瑞琦,袁淳,等.企业数字化转型、人力资本结构调整与劳动收入份额[J].管理世界,2022,38(12):220-237.
[28]李磊,王小霞,包群.机器人的就业效应:机制与中国经验[J].管理世界,2021,37(9):104-119.

The Employment Stabilization Effect of Data Assetization: A Perspective Based on Workforce Job Reshaping

Gao Huachuan, Shi Zijun

Abstract: In the digital economy, leveraging data assets to reshape business and job structures is crucial for addressing employment challenges. Using 2012-2024 A-share data, this study empirically examines the employment stabilization effect of data assetization and its mechanisms. We find that it significantly promotes employment growth through expanding business scope, enlarging market size, and easing financing constraints, which drive job upgrading. The effect is stronger for large firms, during high macroeconomic uncertainty, and in high-tech industries. Further, it displaces low-skilled workers but increases high-skilled and educated talent, and attracts job transfers from other firms in the same industry. Based on this, policy suggestions are put forward to improve the marketization system of data elements, collaboratively promote stable employment for enterprises, and systematically address structural employment contradictions.

Key words: Data Assetization; Employment Stabilization; Employment Growth; Financing Constraints

(责任编辑:新月)

绿色算力设施与能源利用效率

——基于国家绿色数据中心试点政策的准自然实验

雷　娜[1,2]，程　昊[1]

（1.河北地质大学 经济学院，河北 石家庄 052160；2.河北省科技创新与区域经济可持续发展研究基地，河北 石家庄 052160）

摘要：在“双碳”目标的引领下，绿色算力设施作为新型基础设施，在节能降耗、提升能源利用效率方面发挥着重要作用。基于2011—2023年中国282个城市的面板数据，运用多时点渐进双重差分模型探究绿色算力设施对能源利用效率的影响效应及作用机制。结果表明：绿色算力设施能够提升能源利用效率，且在非资源型城市、中心城市、国家枢纽节点城市及数字产业高集聚水平城市的作用效果更为明显。机制分析表明，绿色算力设施能够通过促进绿色技术创新、推动绿色金融发展及提升人力资本水平，进一步提高能源利用效率。上述结论为优化绿色算力设施布局和提升能源利用效率提供了重要启示。

关键词：绿色算力设施；能源利用效率；绿色技术创新；多时点渐进双重差分模型

中图分类号：X322；F49　　**文献标识码**：A　　**文章编号**：2096-8647（2026）08-0062-10

DOI：10.13999/j.cnki.tjllysj.2026.08.006

一、引言

国家“十五五”规划建议明确提出，要推进数字中国建设，发展数字经济，培育形成数字新质生产力新动能。随着数字应用场景的拓展和算力需求的增长，中国数据中心数量快速增加，为数字化转型提供了重要支撑，但也带来了高能耗、高污染等环境压力[1]。在此背景下，如何提升能源利用效率、推动算力基础设施绿色低碳转型，成为国家新型基础设施布局中的重要议题。为应对这一问题，工业和信息化部等部门于2015年联合发布《国家绿色数据中心试点工作方案》，启动绿色数据中心试点建设工作，旨在通过技术创新与试点推广形成示范带动效应。从实施效果看，国家绿色数据中心电能利用效率（PUE）已明显低于全国平均水平，表明其在资源节约与效率提升方面具有积极作用。由此，本文关注的核心问题是：以绿色数据中心为代表的绿色算力设施能否有效提升城市能源利用效率？其影响能源利用效率的内在作用机制是什么？系统厘清上述问题，既有助于量化评估绿色算力设施在提升能源利用效率方面的成效，也能为中国持续推进绿色算力基础设施布局、实现绿色低碳发展提供重要参考。

二、文献综述

能源利用效率是当前学术界的重点研究议题，相关研究已较为丰富。目前，学者们对能源利用效率的测度主要采用单一指标和复合指标两种方法。单一指标方法通常以能源强度、单位产出能耗等为依据，该方法能够清晰地反映能源利用的直观效率[2]，但未考虑资本、劳动力等生产要素的替代效应与技术结构差异，评价结果存在一定局限性。复合指标方法在此基础上引入劳动、资本和技术等其他要素，采用数据包络分析[3]和随机前沿生产函数[4]等方法进行测度，能够更真实、全面地反映能源利用的综合效率，实现利用效率的比较、排序与动态分解，从而提升研究的科学性。随着能源利用效率测度方法的不断完善与丰富，现有文献开始广泛关注能源利用效率提升的关键影响因素。宏观层面上，既有研究认为技术创新[5]、多层城市网络[6]和绿色金融[7]等均是提升能源利用效率的重要因素。微观层面上，有文献指出数据要素利用[8]、数字企业发展[9]等均会对企业能源利用效率产生正向影响。还有不少学者探讨了单一政策对能源利用效率的提升效果，如分别从自由贸易试验区设立[10]、高铁开通[11]等区

基金项目：河北省社会科学基金项目“京津冀统一大市场建设赋能企业绿色低碳转型的机制与路径研究”（HB25LJ003）。

作者简介：雷娜，女，博士，教授，研究方向为区域经济与技术创新；程昊，通信作者，男，硕士研究生，研究方向为大数据统计。

域建设政策，以及差别电价[12]、节能减排财政[13]等环境政策维度展开分析，均得出正向促进的结果。

绿色算力设施通过技术应用降低算力能耗并提升能源利用效率，逐渐成为学界关注的重点，现有文献主要从内涵价值、建设困境与影响效应三个方面展开分析。在内涵价值方面，既有研究认为绿色算力设施通过技术创新与管理并行、分类实施推进，优化能源资源利用，能够降低碳排放与污染，筑牢数字基础设施支撑，助力产业持续健康发展与“双碳”目标实现。然而，绿色算力设施建设在我国仍处于起步阶段，发展中存在诸多问题[14]，如节能环保基础数据监测机制尚未建立、标准与评价体系不完善、能源管理体系不健全等。也有学者指出，由于绿色算力设施运营有着跨区域性，且电网收益和电价存在时效性，绿色算力设施运营商面临一定的经营风险，难以实现预期利润最大化[15]。基于此，有学者从顶层设计、区域布局、平台建设和市场机制等方面提出了加快绿色算力设施建设的对策建议[16]。在影响效应方面，现有研究表明绿色算力设施能够有效推进节能减排[17]，赋能新能源产业发展[18]，助力数字经济提质增效[19]，促进生物多样性[20]，提升企业劳动生产率[21]。

综上可知，现有研究探讨了能源利用效率的影响因素与绿色算力设施的作用效果，对本文提供了重要参考，但鲜有文献关注到绿色算力设施对能源利用效率的促进作用，也缺乏对其作用机制的深入剖析。基于此，本文利用2011—2023年282个城市的面板数据，通过构建多时点渐进双重差分模型，实证检验绿色算力设施对能源利用效率的影响效应及作用机制。本文的边际贡献主要体现在：第一，以能源利用效率为切入点分析绿色算力设施建设的制度红利，一定程度上弥补了现有文献在分析绿色算力设施建设时对中国情境关注不足的缺陷。第二，从绿色全要素能源效率的角度测算城市能源利用效率，综合考虑投入产出、碳排放及污染排放等因素，丰富了能源效率的研究方法。第三，聚焦城市能源利用效率异质性，系统分析绿色算力设施在不同城市属性、资源禀赋及政策环境下的差异化效应，拓展了相关研究，为精准施策提供了依据。

三、理论分析与研究假设

（一）绿色算力设施对能源利用效率的直接影响

绿色算力设施以提升数据中心能效水平和推动绿色算力发展为核心，通过设定能效指标、推广高效设备及鼓励清洁能源使用，引导算力设施向低碳化与高效率运行转型。绿色算力设施具有技术密集、环境友好和高增长潜力等特征，不仅能够推动经济结构转型与发展模式变革，也为能源利用效率提升与绿色低碳协同发展提供了关键路径[2]。在技术效率层面，绿色算力设施通过设置能效标准和示范建设要求，推动数据中心采用高性能计算设备、先进制冷系统及智能化能源管理平台，从而在保障算力供给的同时降低单位算力的能源消耗，实现算力生产过程的能效提升[22]。在能源结构层面，绿色算力设施鼓励数据中心提高可再生能源使用比例，并通过绿电交易、分布式能源利用等方式推动清洁能源替代传统化石能源，推动能源使用结构由高碳向低碳转型，从而提高能源利用质量。在资源配置层面，通过绿色算力设施的合理布局，能够促进算力需求、数据资源与能源供给之间的合理匹配，并推动算力资源向能源条件与气候条件更优地区集聚，从而减少能源浪费并提升整体能源配置效率[17]。

基于上述分析，本文提出如下假设：

H1：绿色算力设施可以显著提高能源利用效率。

（二）绿色算力设施对能源利用效率的间接影响

绿色算力设施不仅可以直接促进能源利用效率的提高，还可以通过绿色技术创新、绿色金融和人力资本三个中介变量，对能源利用效率产生间接影响。

绿色技术创新指以降低资源消耗与环境影响为导向，通过技术研发、工艺改进与设备升级实现生产过程节能降耗与效率提升的创新活动，是推动能源利用效率提高的重要技术来源[23]。绿色算力设施通过制定能效标准、推进基础设施建设和强化节能技术应用，对算力设施的建设与运营形成制度约束和技术引导，从而激励企业加大在高效计算设备、液冷散热系统及智能能源管理技术等方面的研发投入。同时，绿色算力设施作为数字技术高度集聚的基础设施，其建设与运行过程往往需要与云计算、大数据和人工智能等技术深度融合，这种技术融合为绿色技术创新提供了丰富的应用场景与需求牵引，进一步促进节能技术的研发与扩散。在此基础上，绿色技术创新通过提高能源利用技术水平、优化生产流程中的能源投入方式以及降低单位产出的能源消耗强度，使能源要素在生产活动中的配置更加高效，从而推动能源利用效率持续提升。

绿色金融是以支持节能环保和绿色产业发展为目标，通过信贷、债券、基金等金融工具将资金引导至绿色领域的金融活动，能够有效缓解绿色项目融资约束

并提高绿色投资效率[24]。绿色算力设施通过明确发展方向和建设标准，能够具备更加清晰的绿色属性与政策导向，从而提升其在金融市场中的可识别性和投资吸引力。在政策引导下，金融机构更倾向于将信贷资源配置至绿色算力设施建设、节能设备升级以及数字基础设施相关产业，从而扩大绿色金融供给[25]。同时，政策示范效应能够降低绿色项目的信息不对称和投资风险，提高绿色资本配置效率。在绿色金融支持下，企业能够获得更加稳定的资金来源，用于推动节能技术研发、设备更新和清洁能源利用，从而通过资本投入促进生产方式向绿色低碳转型，并在技术升级与能源结构优化过程中不断提升能源利用效率[7]。

人力资本指个体经由教育培养、专业训练与实践积累所形成的知识储备、专业技能与创新能力，是推动技术进步和效率提升的核心要素。绿色算力设施涉及算力管理、数据处理、能源调度及系统运维等多个技术领域，对高技能数字技术人才和能源管理人才具有较高需求[18]。而绿色算力设施通过推动数字产业发展，提升相关产业的集聚程度和就业吸引力，从而促进高层次技术人才向试点地区流动与集聚，带动相关教育培训和技术服务体系的完善，进而提升区域人力资本水平。在高素质人力资本支持下，企业能够更加有效地开展技术研发、优化能源管理方式并提升数字技术应用能力，从而通过改进生产过程中的能源配置与利用方式，使能源投入与产出之间的匹配更加合理，最终推动能源利用效率的提高[1]。

基于上述分析，本文提出如下假设：

H2：绿色算力设施能够通过促进绿色技术创新、推动绿色金融发展与提升人力资本水平，进一步提高能源利用效率。

四、研究设计

（一）模型设定

1. 基准回归模型

本文以国家绿色数据中心试点政策为准自然实验，识别绿色算力设施建设对城市能源利用效率的影响，将纳入国家绿色数据中心试点的城市定义为实验组，未参与试点的城市作为对照组。由于各城市试点政策实施时间存在差异，本文采用多时点渐进双重差分模型评估绿色算力设施对能源利用效率的影响，模型设定如下：

$$Energy_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 did_{it} + \delta X_{it} + \mu_i + \theta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中，$Energy_{it}$表示城市i在第t年的能源利用效率，α_0为常数项，did_{it}是识别绿色算力设施影响的核心解释变量，X_{it}为控制变量，μ_i表示城市固定效应，θ_t表示年份固定效应，ε_{it}为随机扰动项。系数α_1用以刻画绿色算力设施的建设效果，若$\alpha_1 > 0$，则表明绿色算力设施能够显著提升城市能源利用效率。

2. 中介效应模型

为检验绿色算力设施对能源利用效率的影响机制，借鉴江艇（2022）[26]的做法构建中介效应模型，避免在间接效应之外引入难以解释的直接效应，减少模型设定偏误，提升中介效应分析的解释力与稳健性。模型设定如下：

$$M_{it} = \beta_0 + \beta_1 did_{it} + \beta_2 X_{it} + \mu_i + \theta_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中，M_{it}表示中介变量，β_0为常数项，β_1为绿色算力设施对中介变量M_{it}的回归系数，β_2为控制变量对中介变量的回归系数。

（二）变量说明

1. 被解释变量

能源利用效率（*Energy*）。参考史丹和李少林（2020）[27]的做法，本文以绿色全要素能源效率表征城市能源利用效率，选取劳动力、资本存量、能源消费①作为投入指标，以地区生产总值作为期望产出，将工业二氧化硫、工业烟粉尘、工业废水排放量作为非期望产出，采用SBM-Malmquist-Luenberger指数模型测算绿色全要素能源效率，具体指标体系见表1。

表1　绿色全要素能源效率测度指标体系

一级指标	二级指标	三级指标
投入指标	劳动要素	市区从业人数
	资本要素	采用永续盘存法计算资本存量
	能源要素	能源消费总量
期望产出	经济效益	2006年不变价格的地区生产总值
非期望产出	污染物排放	工业废水排放量
		工业二氧化硫排放量
		工业烟粉尘排放量

2. 核心解释变量

为识别绿色算力设施建设的影响，本文以国家绿色数据中心试点政策构建核心解释变量（*did*），采用*Treat*×*Post*的交互项进行衡量。其中，*Treat*表示是否为国家绿色数据中心试点城市，入选试点取值为1，否则为0；*Post*表示政策实施后的时间虚拟变量，当年份t不早于该城

①在能源投入核算上，选取全社会用电量、人工煤气与天然气供应总量、液化石油气供应总量三类核心能源消费量，并依据标准煤折算系数完成统一换算。

市获批国家绿色数据中心试点的年份时取值为1，否则为0。

3.中介变量

绿色技术创新（*Gti*）。绿色技术创新能够通过节能减排技术的研发与应用，提高能源利用效率并减少污染排放。绿色算力设施能够推动绿色技术的应用与创新活动开展，带动城市绿色技术创新能力提升，从而提升能源利用效率。绿色专利数量能够有效反映创新活动的成果与力度，本文选取各城市绿色专利申请量并进行对数处理，以测度城市绿色技术创新水平。

绿色金融（*Gf*）。绿色金融能够将金融资源导向绿色节能与低碳技术领域，有效缓解绿色项目面临的融资难题，推动节能技术普及与能源结构转型，进而提高能源利用效率。绿色算力设施能够推进数字基础设施绿色化发展，同时强化绿色投资与金融支持，促进绿色金融发展，进而对能源利用效率产生间接影响。本文参考冯子璇等（2025）[28]做法，从绿色信贷等七个方面构建指标体系，用以测算绿色金融指数。

人力资本水平（*Hc*）。绿色算力设施可以推动技术应用，促进人才集聚与技能提升，提高城市人力资本水平，从而增强绿色技术应用实践并提升能源利用效率。本文用城市普通高等学校在校学生数占年末总人口的比重进行衡量。

4.控制变量

参考既有研究，选取如下控制变量来控制可能同时影响绿色算力设施与能源利用效率的潜在混杂因素，避免遗漏变量偏误。具体包括：（1）人口密度（*Popden*），以户籍人口与行政区域土地面积之比取对数表示。（2）经济密度（*Ecodensity*），以地区生产总值与土地面积之比取对数表示。人口密度和经济密度衡量了城市要素与经济资源集聚程度，高密度城市通常更能提高算力设施的能源利用效率。（3）金融发展水平（*Find*），以年末金融机构存贷款余额占地区生产总值的比重表示，反映金融资源对企业投资与技术改造的支持能力，影响绿色算力设施建设与能效改善。（4）对外开放水平（*Open*），以实际利用外资额占地区生产总值的比重表示，体现城市融入全球经济体系的程度，通过技术引进和管理经验影响算力设施能效。（5）政府干预程度（*Gov*），以地方财政一般预算内支出占地区生产总值的比重表示，反映政府在资源配置与公共投入中的作用强度，对政策执行和能源管理有重要影响。（6）产业结构升级（*Struc*），通过“第一产业增加值占GDP比重×1+第二产业增加值占GDP比重×2+第三产业增加值占GDP比重×3”计算得出，反映产业与能源结构演进，影响城市总体能源需求与效率水平。

（三）数据来源及说明

基于数据可得性、连续性和完整性，本文选取2011—2023年中国282个城市的数据作为研究样本，原始数据主要来源于《中国城市统计年鉴》《中国能源统计年鉴》《中国环境统计年鉴》，以及各省份统计年鉴和各城市统计公报等，部分数据来源于国泰安数据库、国家知识产权局以及各城市政府部门网站，缺失值采用插值法予以补齐。为便于研究，本文仅选取2015—2023年公布的试点城市作为实验组，而2024和2025年公布的试点名单由于政策效果尚未充分显现，且部分数据缺失较多，因此未纳入研究。此外，由于原始名单仅介绍算力设施名称，故本文参考多数学者做法，根据各地政府门户网站和百度搜索引擎确认其所在城市位置，并剔除数据缺失严重的地区，最终得到76个实验组城市。主要变量的描述性统计见表2。

表2　变量的描述性统计

变量类型	变量名称	变量符号	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	能源利用效率	*Energy*	3666	0.350	0.146	0.103	1.193
核心解释变量	政策虚拟变量	*did*	3666	0.111	0.315	0.000	1.000
机制变量	绿色技术创新	*Gti*	3666	5.107	1.646	0.693	10.372
	绿色金融	*Gf*	3666	0.241	0.099	0.028	0.927
	人力资本水平	*Hc*	3666	0.021	0.026	0.000	0.185
控制变量	人口密度	*Popden*	3666	5.752	0.926	1.628	8.176
	经济密度	*Econdensity*	3666	7.343	1.278	3.212	12.063
	金融发展水平	*Find*	3666	2.642	1.257	0.588	21.301
	对外开放水平	*Open*	3666	0.002	0.003	0.000	0.029
	政府干预程度	*Gov*	3666	0.202	0.101	0.044	0.916
	产业结构升级	*Struc*	3666	2.313	0.144	1.831	2.846

五、实证分析

（一）基准回归分析

基准回归结果如表3所示，无论是否加入控制变量，绿色算力设施对能源利用效率均呈现显著的正向影响，且在控制城市固定效应和年份固定效应后结论依然稳健。这表明，绿色算力设施能够有效提升城市能源利用效率，假设H1成立。

表3　基准回归结果

变量	（1）	（2）	（3）	（4）
	Energy	*Energy*	*Energy*	*Energy*
did	0.132***	0.090***	0.062***	0.056***
	（0.027）	（0.027）	（0.015）	（0.015）
Popden		−0.028	−0.014	0.033
		（0.019）	（0.094）	（0.098）
Econdensity		0.059***	0.058***	0.015
		（0.019）	（0.015）	（0.027）
Find		−0.009	0.019**	0.010
		（0.006）	（0.008）	（0.007）
Open		−3.702*	−2.171	−1.149
		（2.011）	（1.782）	（1.641）
Gov		0.134	−0.011	0.000
		（0.119）	（0.092）	（0.103）
Struc		−0.084	−0.022	−0.038
		（0.102）	（0.069）	（0.089）
常数项	0.335***	0.273	0.003	0.108
	（0.006）	（0.207）	（0.546）	（0.564）
控制变量	否	是	是	是
城市固定效应	否	否	是	是
年份固定效应	否	是	否	是
N	3666	3666	3666	3666
R^2	0.081	0.156	0.690	0.698

注：*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著；括号中为聚类至城市的标准误。下表同。

（二）平行趋势检验

使用双重差分法的前提是满足政策实施前的平行趋势假设，即在试点政策之前，试点城市（实验组）与非试点城市（对照组）的能源利用效率不存在系统性差异，变化趋势基本一致。具体模型设定如下：

$$Energy_{it}=\varphi_0+\varphi_n\sum_{n=-9}^{8}Policy_{it}^{n}+\varphi_2 X_{it}+\mu_i+\theta_t+\varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中，$Policy_{it}^{n}$代表政策实施事件设定的虚拟变量，假定城市i实施政策的年份为T（T=2015、2018、2020、2021、2022和2023），则$Policy = year - T$。由于不同城市纳入的时间存在差异，各城市对应的政策相对期数也有所不同，考虑到越往后的年份新加入的试点城市越少，则当$Policy <- 9$时，统一设置为−9，并选取政策实施前1年作为事件研究的基准年。φ_n表示政策实施相对年份的估计系数，通过判断其显著性以检验两组城市能源利用效率差异。

图1报告了平行趋势检验结果。可以看出，政策实施前，实验组与对照组城市的能源利用效率变动趋势不存在显著区别，基本满足平行趋势；政策实施后，两组城市的差距逐步扩大。说明绿色算力设施对城市能源利用效率的促进作用不断增强，平行趋势检验通过。值得注意的是，政策实施第一年效果尚未显现，可能由于绿色算力设施建设和相关技术应用需要时间，第二年才开始对能源利用效率产生显著影响。

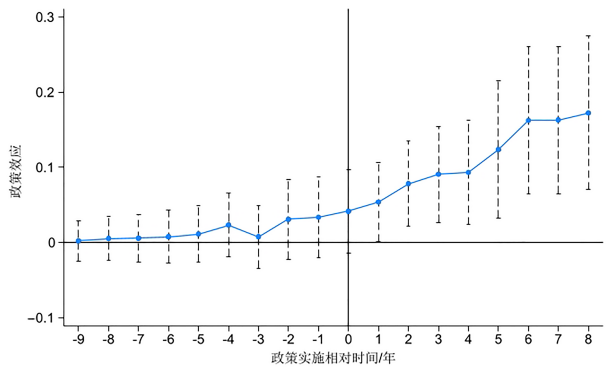


图1　平行趋势检验

（三）安慰剂检验

为排除同期不可观测因素与随机干扰对基准回归结果的影响，本文运用混合有约束安慰剂方法进行检验。具体而言，在样本结构保持不变的条件下，随机从城市样本中抽取与真实试点数量一致的城市，构造相应的虚拟政策变量。随后，基于相同的回归模型与控制变量，对随机分组后的样本重复估计1000次，得到虚拟政策变量的估计系数及其显著性水平。结果如图2所示，虚拟政策变量的估计系数集中分布在0附近，整体呈近似正态分布形态，而真实回归系数0.056明显偏离上述随机分布区间，表明不可观测因素或随机干扰对基准回归结果的影响有限，即绿色算力设施对能源利用效率的促进作用是真实有效的。

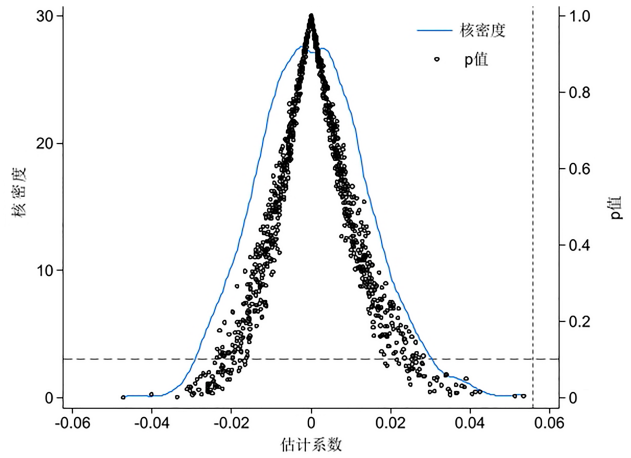


图2　安慰剂检验

（四）稳健性检验

1.更换DID模型

为检验基准回归结果的稳健性，本文分别采用PSM-DID、合成DID以及强度DID等方法重新进行估计。首先，考虑到绿色算力设施的选址并不是完全随机的，而PSM-DID可以通过匹配处理组与对照组样本以缓解样本选择偏差问题，本文采用混合最近邻匹配和逐期最近邻匹配方法进行PSM-DID检验；其次，由于本文的实验组相较于对照组的样本量较少，合成DID可以通过构建合成对照组以提高识别的准确性①，解决可能存在的系统性差异问题；最后，绿色算力设施在不同城市的建设数量存在差异，本文以各城市试点数量衡量政策实施强度，并构建强度DID模型重新进行估计，以进一步检验基准回归结果的稳健性。从表4的回归结果可知，核心解释变量的估计系数均显著为正，进一步说明了绿色算力设施确实促进了能源利用效率的提升。

表4　更换DID模型回归结果

变量	（1） 混合PSM	（2） 逐年PSM	（3） 合成DID	（4） 强度DID
did	0.038**	0.032*	0.070***	0.017***
	（0.018）	（0.017）	（0.012）	（0.003）
常数项	0.297	1.071		0.4457
	（0.412）	（1.161）		（0.567）
控制变量	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
N	1065	1019	3666	3666
R^2	0.725	0.696		0.709

2.双重机器学习

为进一步检验基准回归结果的稳健性，并缓解高维控制变量与潜在非线性关系可能带来的估计偏误，本文引入双重机器学习（DML）方法进行检验。分别采用弹性网络、随机森林、神经网络与梯度提升等多种机器学习算法对倾向函数与条件期望函数进行拟合，并通过5折交叉拟合完成偏差校正，从而获得更为可靠的估计。表5的回归结果显示，无论采用何种机器学习算法，核心解释变量的估计系数均显著为正，进一步表明绿色算力设施对能源利用效率的促进作用具有较强的稳健性。

表5　双重机器学习回归结果

变量	（1） 弹性网络	（2） 随机森林	（3） 神经网络	（4） 梯度提升
did	0.096***	0.033***	0.091***	0.039***
	（0.008）	（0.007）	（0.008）	（0.008）
常数项	-0.000	-0.001	0.006***	0.000
	（0.002）	（0.001）	（0.002）	（0.002）
控制变量	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
N	3666	3666	3666	3666

3.熵平衡匹配

虽然PSM-DID可以通过匹配样本缓解选择偏差，但匹配过程中可能存在样本丢失或权重不稳定的问题。相比之下，熵平衡匹配通过加权调整处理组与对照组在基期特征上的平衡，既保留了全部样本，又保证了更精确的协变量平衡，因此作为补充稳健性检验使用。利用熵平衡法对特征协变量进行均值、方差和偏度的三阶矩调整并进行加权回归。为缓解这一问题，采用熵平衡匹配对处理组和对照组进行加权，使处理组与对照组在政策前特征更加平衡。回归结果如表6所示，无论采用哪种控制方法，绿色算力设施对能源利用效率的作用都显著为正。

4.排除其他政策干扰

在本文研究期间，可能存在其他影响能源利用效率的政策。为排除新能源示范城市（*did*1）、绿色金融改革创新试验区（*did*2）、低碳城市（*did*3）以及国家大数据综合试验区（*did*4）等政策的干扰，本文构建对应的政策虚拟变量，并分别纳入回归模型进行控制。表

①合成DID方法主要估计平均处理效应（ATT），默认不报告常数项和R^2等统计量，样本量与基准回归保持一致。

表6　熵平衡匹配回归结果

变量	（1） 简单控制变量	（2） 最大程度平衡控制变量
did	0.062***	0.050***
	（0.020）	（0.017）
常数项	0.247	−0.302
	（0.883）	（0.768）
控制变量	是	是
城市固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
N	3666	3666
R^2	0.644	0.709

7的结果显示，绿色算力设施对能源利用效率的影响在控制其他政策后仍然稳健。

表7　排除其他政策干扰回归结果

变量	（1） *Energy*	（2） *Energy*	（3） *Energy*	（4） *Energy*
did	0.055***	0.055***	0.054**	0.056***
	（0.015）	（0.015）	（0.015）	（0.015）
*did*1	0.021*			
	（0.012）			
*did*2		0.046		
		（0.051）		
*did*3			0.015	
			（0.016）	
*did*4				0.028**
				（0.014）
常数项	0.108	0.101	0.110	0.189
	（0.558）	（0.565）	（0.566）	（0.557）
控制变量	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
N	3666	3666	3666	3666
R^2	0.699	0.699	0.699	0.700

5.培根分解

在多期DID模型中，异质性处理效应易造成平均处理效应估计偏差；同时在动态研究场景中，后期接受政策冲击的样本，会将前期试点样本当作对照组，诱发不良对照组问题，进而引发跨期交叉污染。为评估这种异质性及控制组权重对估计结果的影响，本文运用培根分解法对基准回归进行检验。表8结果显示，以较早接受处理为控制组的权重仅为4.5%，处理组与从未处理组的对比所占权重高达87.5%，说明异质性处理效应对回归结果的影响有限，基准回归结果稳健可靠。

表8　培根分解结果

类型	权重	*Energy*估计系数
早期处理组VS晚期控制组	0.081	0.038
晚期处理组VS早期控制组	0.045	−0.042
处理组VS从未处理组	0.875	0.066

6.其他稳健性检验

为提高识别结果的可靠性，本文还进行了其他稳健性检验。一是缩短样本时间。本文研究的样本时间为2011—2023年，但后期新增试点的实施时间较短，其效果可能尚未充分显现，同时结果也可能会受到2021年实施的“东数西算”工程的干扰。基于此，本文仅保留前两批实施绿色算力设施建设的城市，并将样本期调整为2011—2019年重新进行回归。二是缩尾处理。为排除极端值干扰，对所有连续变量按1%分位进行双端缩尾处理后再进行双向固定效应回归。三是时间交互。为缓解不同城市随时间变化的潜在异质趋势对估计结果的影响，本文加入基期控制变量与时间趋势的交互项进行回归。四是剔除直辖市。考虑到直辖市在行政层级与数字产业发展等方面与其他城市具有显著差异，剔除直辖市样本后再次估计。由表9可知，核心解释变量的系数符号和显著性均与基准回归结果保持一致，说明绿色算力设施对能源利用效率的促进作用具有较强稳健性。

表9　其他稳健性检验结果

变量	（1） 缩短样本时间	（2） 缩尾处理	（3） 时间交互	（4） 剔除直辖市
did	0.050***	0.055***	0.036**	0.052***
	（0.019）	（0.015）	（0.015）	（0.016）
常数项	0.162	0.380	0.501	0.126
	（0.536）	（0.500）	（0.598）	（0.572）
控制变量	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
N	2538	3666	3666	3614
R^2	0.756	0.707	0.709	0.701

（五）异质性检验

1.资源禀赋异质性

资源禀赋特征反映了城市在产业结构和发展路径上的差异，本文依据《全国资源型城市可持续发展规划

(2013—2020年)》,将研究样本划分为资源型城市与非资源型城市。表10列(1)—(2)的结果显示,绿色算力设施可显著提升非资源型城市的能源利用效率,对资源型城市的影响不显著。这可能是因为非资源型城市的产业结构相对多元,数字经济和现代服务业发展基础较好,更容易通过绿色算力设施建设实现技术进步与能源效率提升;而资源型城市往往受传统化石能源路径依赖影响,能源结构调整成本较高,从而可能制约绿色技术渗透及其对能源利用效率的提升效果。

2.行政等级异质性

参照大多数学者的做法,把直辖市、省会城市及副省级城市划定为中心城市,其余统一归为外围城市。表10列(3)—(4)的结果表明,绿色算力设施在中心城市的促进作用更为明显。其原因可能在于,中心城市在数字基础设施、技术创新能力以及产业集聚等方面具有较好基础,能够更好地发挥绿色算力设施带来的技术溢出与规模效应,从而促进能源利用效率提升;而外围城市在数字产业基础和技术支撑方面相对不足,因此绿色算力设施的影响相对有限。

3.数据中心布局异质性

考虑到数据中心空间布局可能影响绿色算力设施的作用效果,根据《数据中心绿色低碳发展专项行动计划》的划分方法,本文将全国一体化算力网络8个国家枢纽节点覆盖城市界定为枢纽城市,其余城市划分为非枢纽城市,并据此进行分组回归,以考察布局差异下的影响效应。表10列(5)—(6)的结果表明,绿色算力设施对枢纽城市存在显著正向作用,而在非枢纽城市未通过显著性检验。这是因为枢纽城市本身具备完善的算力基础设施,能够更好地发挥技术溢出和规模效应;而非枢纽城市在基础设施和算力布局方面相对薄弱,作用效果尚难充分释放。

4.数字产业集聚水平异质性

为检验数字化发展基础对绿色算力设施作用效果的差异化影响,本文借鉴焦嶕等(2023)[29]的研究思路,选取信息传输、计算机与软件行业从业人员的区位熵,衡量地区数字产业集聚程度。进一步以该指标的中位数为临界值,将研究样本划分为数字产业高集聚与低集聚两类城市组别。表10列(7)—(8)的结果表明,绿色算力设施在两类城市中均表现出正向影响,但在高集聚水平城市中的促进作用更为明显。这可能是因为数字产业高度集聚的城市具备更完善的数据处理能力和信息共享机制,使相关技术和管理经验能够迅速扩散和应用,从而更有效地提高能源利用效率。

(六)作用机制检验

表11呈现了绿色算力设施对能源利用效率的机制检验结果。可以看出,绿色算力设施对绿色技术创新、绿色金融发展和人力资本水平的估计系数均显著为正。这说明,绿色算力设施能够通过促进绿色技术创新、推动绿色金融发展与提升人力资本水平,进一步提高能源利用效率,假设H2成立。其原因在于:

第一,绿色算力设施通过建设绿色示范项目、推广节能服务器和能源管理系统,为企业和科研机构提供了实践平台与政策激励,促进了绿色技术研发与应用。而企业在节能设备、能效优化及绿色管理流程方面加大投入,并形成技术试验和经验积累的集聚效应,使绿色技术能够快速扩散并在城市能源管理中落地应用,从而有效提升能源利用效率。

第二,绿色算力设施通过引导金融机构向绿色数据中心及相关低碳项目提供信贷和投资支持,降低了企业绿色技术和基础设施建设的资金约束。同时,政

表10 异质性检验结果

变量	(1) 非资源型	(2) 资源型	(3) 外围	(4) 中心	(5) 枢纽	(6) 非枢纽	(7) 低集聚水平	(8) 高集聚水平
did	0.073***	−0.003	0.020	0.051*	0.066**	−0.001	0.028**	0.090**
	(0.019)	(0.020)	(0.014)	(0.030)	(0.026)	(0.017)	(0.014)	(0.042)
常数项	0.114	0.368	1.059*	−0.584	0.756	−1.914	0.569	2.986**
	(0.822)	(0.481)	(0.574)	(1.620)	(0.570)	(1.151)	(0.536)	(1.242)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
N	2171	1494	3198	465	481	3185	3204	422
R^2	0.673	0.731	0.676	0.797	0.673	0.797	0.705	0.827

表11 作用机制检验结果

变量	(1) *Gti*	(2) *Gf*	(3) *Hc*
did	0.830***	0.008*	0.002**
	(0.055)	(0.004)	(0.001)
常数项	−1.438***	−0.084	0.091**
	(0.371)	(0.122)	(0.048)
控制变量	是	是	是
城市固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
N	3666	3666	3666
R^2	0.685	0.716	0.961

策推动绿色金融产品创新，为企业可持续发展提供了长期资金保障，进一步优化了资本配置，提高了绿色项目的经济可行性，使能源投入与产出更加高效，进而提升了城市能源利用效率。

第三，绿色算力设施通过吸引高技能人才、推动专业培训和促进跨部门协作，提升了城市在绿色算力设施建设与运营方面的人力资本水平。而高素质劳动者能够更有效地规划、操作和管理算力设施，实现技术、管理与能源使用的最优匹配。此外，人力资本提升也增强了企业和机构对绿色技术的吸收与创新能力，从而进一步提高了能源利用效率。

六、结论与建议

（一）研究结论

本文基于2011—2023年中国282个城市的面板数据，构建多时点渐进双重差分模型识别绿色算力设施对能源利用效率的影响效应及作用机制，并从资源禀赋、行政等级、数据中心布局和数字产业集聚水平四个维度展开异质性分析，得出主要结论如下：绿色算力设施能够显著提高能源利用效率，且这一结果通过了一系列稳健性检验。机制分析表明，绿色算力设施能够通过促进绿色技术创新、推动绿色金融发展和提升人力资本水平来提高城市能源利用效率。异质性分析表明，绿色算力设施的影响作用在非资源型城市、中心城市、国家枢纽节点城市及数字产业高集聚水平的城市更为突出。

（二）政策建议

基于上述结论，本文提出以下政策建议：

第一，进一步完善绿色算力设施建设机制，提升政策执行效能。明确数据中心PUE管控、节能改造、绿色运维等具体实施路径和考核举措，健全政策评价与动态调整机制，及时总结试点经验并优化实施方案，增强政策实施的针对性和有效性，提高政策供给与资源配置效率，充分发挥绿色算力设施对城市能源利用效率提升的促进作用。

第二，扩大绿色算力设施覆盖范围，促进区域协调发展。除了优先考虑数字产业基础较强、算力布局完善的非资源型城市、中心城市及国家枢纽节点城市外，资源型城市、外围城市及数字产业低集聚水平城市等政策效应薄弱区域也应逐步纳入建设范围，推动绿色算力设施建设由重点区域向更多地区延伸，拓宽政策红利覆盖范围，实现区域间能源利用效率的协同提升。

第三，充分发挥绿色技术创新、绿色金融发展与人力资本水平的中介传导作用。首先，加大绿色技术研发专项支持，搭建政企研协同的技术转化平台，推动节能设备、智能运维系统的落地应用，以技术创新赋能算力设施能效提升。其次，针对绿色算力设施建设与改造需求，引导金融机构开发专项绿色信贷、绿色债券产品，设立算力基础设施绿色发展基金，简化融资审批流程，缓解资金约束。最后，推动高校增设数字化、绿色低碳等相关专业，鼓励校企共建实训基地，开展算力设施绿色运维技能培训，吸引数字技术、节能管理类高端人才集聚，打造适配绿色算力发展的人力资本体系。◆

参考文献：

[1]李征召，韩宁，赵德昭，等.数字化与绿色化协同推进企业绿色创新：来自绿色数据中心建设的准自然实验[J].经济问题探索，2025(12)：55−71.

[2]郭庆然，周春帆.数字基础设施建设与能源利用效率：理论机制与实证检验[J].统计与决策，2025，41(18)：71−76.

[3]周婷婷，唐晓华.低碳经济视角下我国制造业能源利用效率评价研究[J].生态经济，2016，32(5)：58−62.

[4]杨莉莉，邵帅，曹建华，等.长三角城市群工业全要素能源效率变动分解及影响因素：基于随机前沿生产函数的经验研究[J].上海财经大学学报，2014，16(3)：95−102.

[5]陆杉，李雯.技术创新对能源利用效率影响的空间效应与机制：基于中国278个地级以上城市的面板数据[J].中南大学学报(社会科学版)，2024，30(2)：101−113.

[6]盛科荣，李晓瑞，吴石磊，等.中国城市多层网络嵌入对能源利用效率的影响[J].地理科学，2025，45(3)：495−505.

[7]王杰，王军.绿色金融发展与能源利用效率提升：理论与中国经验[J].金融论坛，2024，29(5)：70−80.

[8]王亚飞，张璐瑶，钟敏.数据要素利用对企业全要素能源效率的影响机制研究[J].软科学，2025，39(8)：27−34.

[9]宋易珈，陈星达，李锡涛，等.数字企业赋能、超大规模市场

优势与企业能源利用效率[J].中国工业经济,2025(6):121-139.
[10]余升国,张雨桐,李雅,等.自贸试验区对于城市能源利用效率的影响:基于中国地级市的准自然实验[J].海南大学学报(人文社会科学版),2026,44(2):63-72.
[11]林寿富,谢艳晴.高铁开通对城市能源利用效率的影响机制及空间溢出效应研究[J].产业经济研究,2024(2):102-114+129.
[12]陈晓红,黄骋东,付益鹏,等.差别电价政策对企业能源利用效率的影响机制[J].资源科学,2025,47(10):2096-2114.
[13]白东北,刘曦萌.绿色财政政策能提高能源利用效率吗:来自"节能减排财政政策综合示范城市"的证据[J].当代财经,2025(4):43-56.
[14]宋妍,张明.绿色算力产业发展的价值维度、现实挑战与推进策略[J].科学管理研究,2025,43(3):56-63.
[15]Yuan H T, Bi J, Zhou M C. Geography-aware task scheduling for profit maximization in distributed green data centers[J].IEEE Transactions on Cloud Computing,2020,10(3):1864-1874.
[16]陈晓红,曹廖滢,陈姣龙,等.我国算力发展的需求、电力能耗及绿色低碳转型对策[J].中国科学院院刊,2024,39(3):528-539.
[17]周思姝,魏宸博,吉雪强,等.绿色算力设施建设的县域碳减排效应研究[J/OL].中国环境科学,1-29[2026-04-27].https://doi.org/10.19674/j.cnki.issn1000-6923.20260210.002.
[18]董康银,朱凯.绿色算力部署赋能新能源产业发展:基于国家绿色数据中心建设的准自然实验[J].工业技术经济,2026,45(2):3-11.
[19]Li C,He W L,Cao E B. Impact of green data center pilots on the digital economy development: An empirical study based on dual machine learning methods[J].Computers & Industrial Engineering,2025,201:110914.
[20]Liang Y, Han X Y, Zhu K. Bytes for beaks? The green transformation of data center and bird biodiversity in China[J].Finance Research Letters,2025,86:108564.
[21]熊凌云,黄林菲,杨李娟.国家绿色数据中心对企业新质生产力的影响:基于技术势能传递的视角[J].财经论丛,2026,42(2):41-52.
[22]蔡旺.算力底座:驱动新基建高质量发展的核心逻辑、作用机制与路径创新[J].社会科学家,2026(2):96-106.
[23]王浩名,王柄洁.数字政策对城市绿色技术创新的影响研究:基于国家级大数据综合试验区的双重机器学习分析[J].工业技术经济,2026,45(3):88-98.
[24]任亚运,胡宇晨.绿色金融能够兼顾碳减排的"量"与"质"吗:来自绿色金融改革创新试验区的证据[J].贵州财经大学学报,2025(5):1-9.
[25]覃凤琴.绿色算力发展的现状、困境与政策建议[J].财政科学,2025(12):133-142.
[26]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.
[27]史丹,李少林.排污权交易制度与能源利用效率:对地级及以上城市的测度与实证[J].中国工业经济,2020(9):5-23.
[28]冯子璇,蒋国梁,徐熠,等.绿色金融与新能源发展耦合协调的时空演化特征及影响因素研究[J].地理科学,2025,45(7):1536-1548.
[29]焦嶕,郭金花,赵国浩.数字产业集聚、地方政府竞争与城市绿色经济效率[J].经济经纬,2023,40(6):51-60.

Green Computing Infrastructure and Energy Efficiency: A Quasi-natural Experiment Based on the National Green Data Center Pilot Policy

Lei Na, Cheng Hao

Abstract: Under the guidance of the "dual carbon" goals, green computing infrastructure, as a new type of infrastructure, plays an important role in energy conservation, consumption reduction, and improving energy efficiency. Based on panel data from 282 cities in China from 2011 to 2023, this study employs a multi-period staggered difference-in-differences model to investigate the impact of green computing infrastructure on energy efficiency and its underlying mechanisms. The results show that green computing infrastructure significantly improves energy efficiency, with stronger effects observed in non-resource-based cities, central cities, national hub node cities, and cities with a high level of digital industry agglomeration. Mechanism analysis indicates that green computing infrastructure enhances energy efficiency by promoting green technological innovation, facilitating green financial development, and improving human capital levels. These findings provide important implications for optimizing the layout of green computing infrastructure and enhancing energy efficiency.

Key words: Green Computing Infrastructure; Energy Efficiency; Green Technological Innovation; Multi-Period Staggered Difference-in-Differences Model

(责任编辑:云野)

城市生态韧性的时空差异及障碍因子识别
——以河南省为例

李亚芳
（河南省社会科学院 统计与管理科学研究所，河南 郑州 451450）

摘要：基于生态韧性的组成要素，从抵抗力、适应力、恢复力三个维度构建生态韧性综合评价指标体系，运用熵值法测度2015—2024年河南省生态韧性水平，结合核密度估计法以及自然间断点分级法探索河南省生态韧性发展的时空差异特征，并利用障碍因子诊断模型分析阻碍其发展的主要因素。研究表明：河南省生态韧性呈现出发展水平提高且发展差距缩小的趋势，在空间格局上表现出明显的集聚特征，中高水平区域主要分布在郑州都市圈，其他城市的生态韧性水平相对偏低。在维度层障碍因子中，适应力的障碍度最大，抵抗力的障碍度最小；在指标层障碍因子中，城市公用设施固定资产投资额、排水管道长度、节能环保支出占财政支出比重、人均公路货运量与人均道路面积始终是制约河南省生态韧性水平提升的前五位障碍因子。

关键词：生态韧性；核密度估计；时空差异；障碍因子
中图分类号：F222.1　　**文献标识码：**A　　**文章编号：**2096-8647（2026）08-0072-09
DOI：10.13999/j.cnki.tjllysj.2026.08.007

一、引言

生态韧性作为城市与区域可持续发展研究的前沿议题，近年来受到国家层面的高度关注。国家“十四五”规划明确提出“顺应城市发展新理念新趋势，开展城市现代化试点示范，建设宜居、创新、智慧、绿色、人文、韧性城市”，这是“韧性城市”首次被写入国家五年规划。2025年7月，中央城市工作会议将韧性城市列为七大重点任务之一，提出“着力建设安全可靠的韧性城市”。这一系列政策部署表明，提升生态韧性已成为推进生态文明建设和高质量发展的重要抓手。

河南作为“三区四带”国家重点生态功能区的重要组成部分，在国家生态安全战略格局中具有重要地位[1]。然而，全省生态环境仍存在一些短板，如PM2.5年均浓度整体偏高、待修复历史遗留矿山面积较大、能源结构偏煤等[2]。“十五五”时期是河南实现生态环境根本好转的关键期。河南省“十五五”规划纲要明确提出要“协同推进降碳、减污、扩绿、增长，筑牢生态安全屏障”。2026年6月，河南省印发了《关于推动城市高质量发展的实施方案》，明确提出“聚焦风险防控，着力建设安全可靠的韧性城市”。在此背景下，深入探究河南省各城市生态韧性的时空差异及其障碍因子，并提出针对性的政策建议，对于精准识别生态短板、优化生态治理策略、筑牢中原生态安全屏障具有重要的理论价值和现实意义。

二、文献综述

1973年，Holling首次提出生态韧性的概念，将其界定为生态系统在受到干扰后恢复到原有状态的能力[3]。此后，这一概念经历了从生态韧性到演化韧性的理论演进。早期研究侧重单一生态系统的稳定性分析，随着城市化进程加速和人地关系日益复杂，学者们开始将生态韧性从自然生态领域拓展至城市与区域研究领域。

基金项目：河南省社会科学院2026年度基本科研费项目“极端气温对生态韧性的影响效应研究”（26E090）。
作者简介：李亚芳，女，硕士，研究方向为经济统计、区域经济。

在生态韧性的定性研究层面，主要包括两类文献。一类是理论内涵。近年来，研究者从多维度对生态韧性进行了理论建构。邵亦文和徐江（2015）[4]系统梳理了韧性概念的演进脉络，指出城市韧性是建立在传统规划理论上指导现代城市持续发展的全新路径。徐耀阳等（2018）[5]强调，如何将城市的结构复杂性和功能多样性与自然、经济和社会要素科学耦合，是生态韧性研究的关键议题。另一类是实践应用，主要围绕生态韧性的治理路径展开。聂文彬等（2022）[6]从韧性景观视角探讨了山地环境如何提升应对各类扰动的能力。还有研究聚焦高密度建成环境内的生态空间优化，探索在有限空间内提升生态韧性的可行路径[7]。

对生态韧性的定量研究主要聚焦于两个层面。一方面是生态韧性水平测度与时空演进分析。生态韧性水平的测度是定量研究的核心内容之一。学者们基于不同的理论框架构建评价指标体系，并运用多种计量方法对生态韧性水平进行量化评估。在指标体系构建方面，“抵抗力—适应力—恢复力”三维框架得到了广泛应用。吕添贵等（2023）[8]基于该框架构建了城市生态韧性评价指标体系，运用空间自相关和STIRPAT模型分析了长三角地区城市生态韧性的时空分异特征。李强谊和杨冕（2024）[9]同样基于该框架构建了资源型城市生态韧性评价指标体系。也有学者从“抵抗—响应—创新”等维度构建评价体系，如王松茂等（2024）[10]选取2011—2020年黄河流域七大城市群61个地级市的面板数据，以演化韧性为研究视角展开分析。此外，还有研究采用“潜力—弹性—稳定性”模型评估生态韧性[11]。在测度方法上，熵值法是最常用的赋权方法。黄杰和李永乐（2024）[12]利用全局熵值法测算了2005—2020年淮河生态经济带城市生态韧性指数，并采用Dagum基尼系数、Kernel密度估计和Markov链等方法揭示了区域差异来源及演进趋势。也有研究采用熵权TOPSIS法，如王豆等（2024）[13]运用熵权TOPSIS法评估了2005—2020年江汉平原乡村生态韧性。在区域研究方面，学者们对不同尺度的生态韧性进行了测度。在城市尺度，有研究以杭州市为例评估了其生态韧性变化[14]；在城市群尺度，长江中游[15]、长三角[8]、黄河流域[10]、淮河流域[12]等区域均有较为系统的研究；在省域尺度，郭晓佳等（2024）[16]测算了河南省的城市韧性指数。另一方面是生态韧性的影响因素研究，其中STIRPAT模型、空间杜宾模型和地理探测器是常用的工具。有研究运用空间杜宾面板Tobit模型考察了黄河流域人口集聚与土地生态韧性的协同性[17]，也有研究运用地理探测器模型评估了江汉平原乡村生态韧性的影响因素[13]。在具体影响因素的识别方面，障碍度模型是主要分析工具，如杜锦等（2024）[18]运用障碍度模型识别了城市韧性水平的主要障碍因子。

梳理文献发现，现有研究在理论建构、测度方法和影响因素识别等方面取得了长足进展，但仍存在以下可扩展空间：一是现有研究多聚焦于城市群或流域尺度，对河南省生态韧性的时空差异及障碍因子的系统性研究尚显薄弱；二是多数研究将生态韧性作为一个整体指标进行测度，对其内部各维度的差异化特征和演变规律挖掘不够深入；三是障碍因子的识别多停留在统计层面，对因子背后的机制性解释尚不充分。基于此，本文以河南省为研究对象，从“抵抗力—适应力—恢复力”三维结构出发测度其生态韧性水平，深入分析其时空差异并识别阻碍其发展的障碍因子，以期为进一步提升河南省生态韧性水平提供数据支撑与实证依据。

三、研究设计

（一）指标体系构建

参考张永芳等（2026）[19]、王东和李小娃（2025）[20]的研究，构建生态韧性水平评价指标体系，见表1。

（二）研究方法

1. 熵值法

熵值法是一种基于每个指标的信息熵来确定其权重的客观赋权方法。参考骆荣耀等（2025）[21]的研究，利用熵值法确定各项指标的权重，进而测度河南省17个地级市的生态韧性水平。

2. 核密度估计法

核密度估计是一种非参数统计方法，用于估计数据样本背后的概率密度函数[22]，本文用其刻画河南省生态韧性水平的动态演进特征。假设$x_1, x_2, \cdots, x_n$是独立同分布F的n个样本点，则核密度估计函数的计算方式如下：

$$F(x) = \frac{1}{nh}\sum_{i=1}^{n} K\left(\frac{x_i - \bar{x}}{h}\right) \tag{1}$$

$$K(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} exp\left(-\frac{x^2}{2}\right) \tag{2}$$

其中，h为带宽，x_i为样本观测值，$\bar{x}$为样本均值，$K(x)$为核函数。

3. 自然间断点分级法

自然间断点分级法，是一种基于数据中固有的自然分组，使同一类中的数据值差异最小化、各个类之间

表1　生态韧性水平评价指标体系

系统层	维度层	测准层	指标层	单位	属性
生态韧性水平	抵抗力	环境负荷	万元GDP工业二氧化硫排放量(x1)	吨/万元	负向
			万元GDP工业氮氧化物排放量(x2)	吨/万元	负向
		经济密度	万元GDP面积(x3)	平方公里/万元	负向
			万人城市建设用地面积(x4)	平方公里/万人	负向
	适应力	城市建设	排水管道长度(x5)	公里	正向
			人均道路面积(x6)	平方米	正向
			人均公路货运量(x7)	吨/人	正向
		城市治理	城市公用设施固定资产投资额(x8)	万元	正向
			节能环保支出占财政支出比重(x9)	%	正向
	恢复力	生态底蕴	建成区绿化覆盖率(x10)	%	正向
			人均公园绿地面积(x11)	平方米	正向
		生态治理	污水处理厂集中处理率(x12)	%	正向
			生活垃圾无害化处理率(x13)	%	正向

的差异最大化的分组方法[23]。本文用其对河南省17个地级市的生态韧性水平进行分级，以便识别其动态演化特征。

4.障碍因子诊断模型

基于障碍因子诊断模型对阻碍生态韧性水平提升的障碍因子进行测度[24]，公式如下：

$$Z_j = \frac{a_j(1 - X_{ij})}{\sum_{j=1}^{p} a_j(1 - X_{ij})} \times 100\% \quad (3)$$

其中，Z_j表示第j项指标的障碍度，a_j表示第j项指标的权重，X_{ij}表示第i个观测对象第j项指标的极差标准化值，p表示指标总个数。

（三）数据来源

由于济源市部分指标数据缺失较多，且其在行政区划上属于县级市，因此，本文以河南省的17个地级市为研究对象，对其2015—2024年的生态韧性水平进行测度分析。所需数据主要来源于相关年份的《河南统计年鉴》《中国城市统计年鉴》《中国城市建设统计年鉴》，以及EPS数据库、中国经济社会大数据研究平台等，部分缺失数据采用插值法进行补齐。

四、河南省生态韧性水平的时空差异分析

（一）时序动态分析

1.总体特征分析

2015—2024年河南省生态韧性总指数及其三个维度的发展态势如图1所示。可以看出，河南省生态韧性水平整体上呈波动上升趋势，均值由2015年的0.157波动上升至2024年的0.220，总体上升了40.13%，提升幅度较大。从三个维度看，抵抗力水平整体上呈缓慢上升趋势，均值由2015年的0.040上升至2024年的0.050，总体上升了25.00%，上升幅度较小。适应力水平呈波动上升态势，均值先由2015年的0.085波动上升至2024年的0.113，总体上升了32.94%，上升幅度较大。恢复力水平呈稳步上升趋势，均值由2015年的0.031上升至2024年的0.057，总体上升了83.87%，较抵抗力维度与适应力维度提升更为显著。

2.核密度估计分析

为进一步揭示河南省生态韧性及其三大维度的动态演进过程，本文采用核密度估计法对其分布形态进行刻画。图2具体展示了河南省生态韧性以及抵抗力、适应力、恢复力维度的核密度图，便于直观地观察河南省生态韧性的动态演进过程。

（1）从生态韧性核密度图可以看出，河南省生态韧性水平的核密度曲线逐年向右移动，表明在2015—2024年河南省的生态韧性水平在不断提高；核密度曲线的峰高先降低后上升，峰宽先增大后减小，意味着河南省各地级市之间生态韧性水平发展差距呈“先增大后减小”趋势；核密度曲线右尾存在“先拉长后缩短”现象，表明其分布的延展性在一定程度上存在“先拓宽后缩紧”趋势，再次说明河南省各地市生态韧性水平的差距先逐步扩大，后日益缩紧，区域极化趋势得到有效遏制。

（2）从抵抗力核密度图可以看出，河南省生态韧性抵抗力水平的核密度曲线呈逐年向右移动的趋势，意味着2015—2024年抵抗力水平在不断提高；核密度曲线的形态由“扁而宽”变为“尖而窄”，表明抵抗力水平

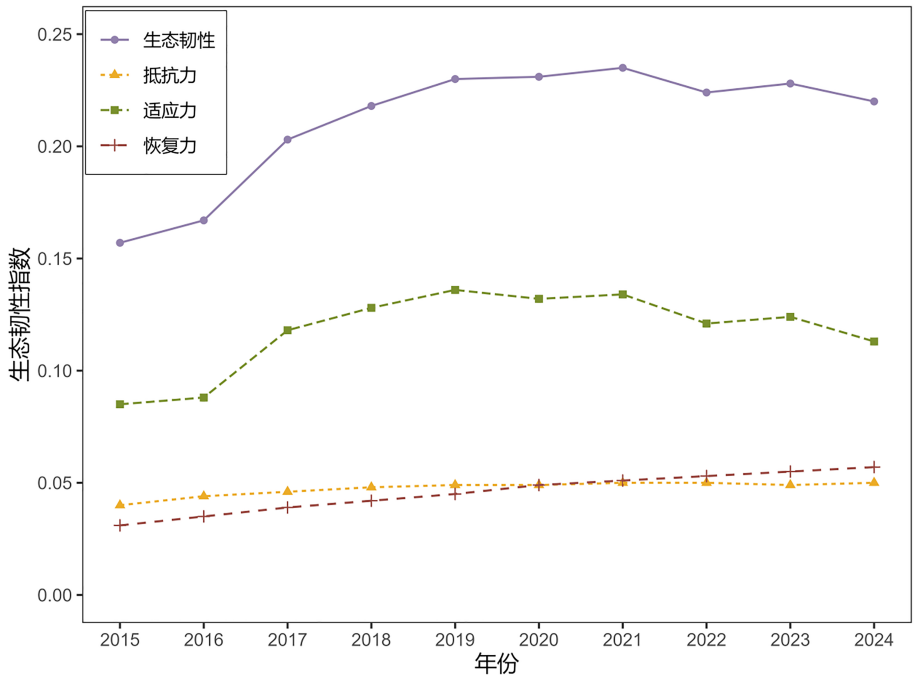


图1　2015—2024年河南省生态韧性水平的时序演进

的空间差异在逐年缩小；核密度曲线在2015年、2021年与2024年仅存在一个主峰，尚未显现出区域极化趋势，而在2018年主峰左侧出现一个侧峰，表明抵抗力的发展在研究期间出现过两极分化现象，但后续分化趋势逐渐消失。

（3）从适应力核密度图可以看出，河南省生态韧性适应力水平的核密度曲线不断向右移动，说明2015—2024年适应力水平呈上升趋势；核密度曲线的峰高先降低后上升，峰宽先增大后减小，表明适应力水平发展差距呈“先增大后减小”趋势；核密度曲线右尾先拉长后缩短，意味着适应力水平的分布呈“先拓宽后缩紧”趋势，且在发展过程中存在适应力水平显著高于其他区域的城市，极化趋势初步显现，后差距又逐渐缩小。

（4）从恢复力核密度图可以看出，河南省生态韧性恢复力水平的核密度曲线呈逐年向右移动的趋势，说明2015—2024年河南省生态韧性恢复力水平在不断提高；核密度曲线的形态经历了“宽峰分散—尖峰聚集—宽峰分散”的变化过程，表示恢复力水平的空间分布先聚集后愈加分散，且发展差异在缩小后又有扩大趋势。

（二）空间演进分析

为进一步探索2015—2024年河南省生态韧性水平的空间动态演进趋势，在前文测算得到的河南省生态韧性水平的基础上，选取2015年、2018年、2021年和2024年4个时间节点，利用ArcGIS软件的自然间断点分级法把河南省生态韧性水平划分为4个梯队，分类结果如图3所示。

由图3可知，2015年处于第一梯队的只有郑州市，处于第二梯队的有焦作市和鹤壁市，处于第四梯队的有三门峡市、濮阳市、商丘市和信阳市，其他城市均处于第三梯队。2018年处于第一梯队的仍旧只有郑州市，处于第二梯队的只有鹤壁市，焦作市跌落至第三梯队，处于第三梯队的城市数量比2015年要少。2021年仍旧只有郑州市处于第一梯队，洛阳市进阶至第二梯队，鹤壁市跌落至第三梯队，而商丘市、周口市、驻马店市由第四梯队上升至第三梯队，三门峡市、濮阳市、信阳市则一直处于第四梯队。2024年郑州市生态韧性水平仍旧处于第一梯队，第二梯队城市数量显著增多，有焦作市、鹤壁市、许昌市、周口市和南阳市，第四梯队城市数量显著减少。

综上所述，2015—2024年河南省大部分城市的生态韧性水平都有较大提升，水平较高的城市主要聚集于郑州市及其周围区域，这可能与其拥有优越的自然地理与生态本底、进行科学的生态空间格局规划、布局系统性的生态工程有不可忽略的联系，而其他城市的生态韧性水平整体较低，生态韧性水平区域集聚分布态势日益凸显，且地区间的生态韧性发展水平差距先增大后减小，极化现象得到有效遏制。

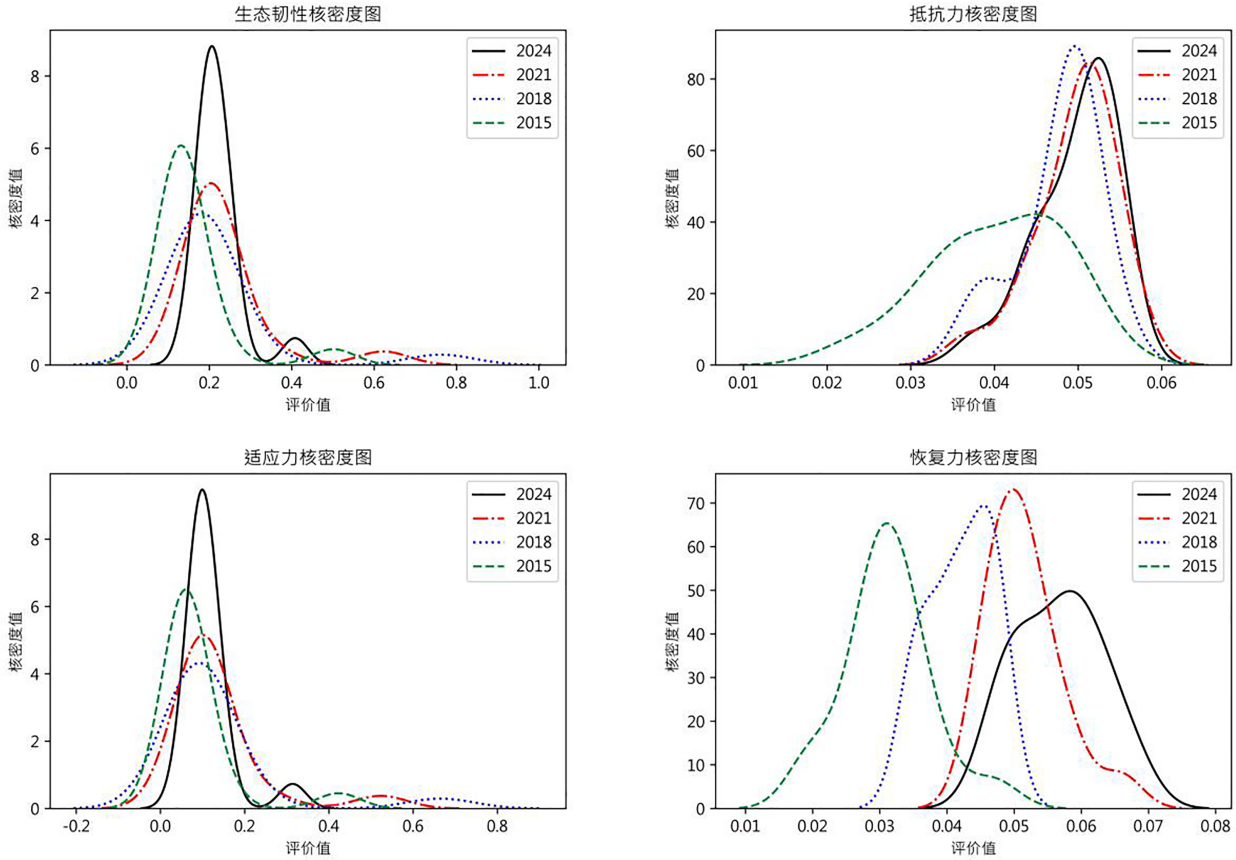


图2　生态韧性及其三大维度的核密度图

五、河南省生态韧性水平的障碍因子分析

（一）维度层障碍因子分析

表2是2015—2024年河南省生态韧性三个维度层的障碍度。根据表2可以看出，在抵抗力、适应力、恢复力三个维度中，适应力的障碍度最大，平均值为94.61%，抵抗力的障碍度最小，平均值为2.29%。

分维度来看，抵抗力的障碍度在三个维度中处于最低水平，且在研究期内呈现出波动上升趋势，这说明在2015—2024年尽管抵抗力维度对生态韧性提升造成的阻碍略微增大，但一直维持在最低水平，这主要得益于环境负荷的有效降低与经济密度的优化升级。在降低环境负荷方面，河南省通过源头治理实现大幅减排，如淘汰落后煤电机组、推动企业深度治理，并推广清洁能源，有效降低了二氧化硫、氮氧化物等有害物质的排放；同时，系统性的生态修复如黄河湿地修复、石漠化治理等，显著减轻了生态压力。在提升经济密度方面，河南省推动产业从粗放向绿色高效转型，推进重点行业绿色化改造，在提升经济密度的同时增强了对环境的正向反馈，进而提升了整体生态韧性。2015—2024年适应力的障碍度始终高于抵抗力与恢复力的障碍度，这意味着适应力对河南省生态韧性提升的阻碍最大，同时也说明河南省在城市建设和城市治理等方面存在较大短板。在城市建设方面，排水管道建设较为滞后，难以应对日益严峻的洪涝风险；城市路网密度偏低，公路货运占比过高，带来较大的交通与环境压力。在城市治理方面，城市公用设施固定资产投资有限，节能环保支出虽有一定规模，但财政资金有限、财权事权不对称等问题突出，制约了适应力的有效提升。恢复力的障碍度在研究期内虽呈现出波动上升的趋势，但一直维持在较低水平，这主要得益于生态本底持续夯实与治理能力稳步提升，共同增强了生态系统的恢复力。生态底蕴方面，“十四五”期间河南省植树造林659万亩，全省建成区绿化覆盖率与人均公园绿地面积显著提升，绿色空间持续扩容提质。生态治理方面，全省污水处理能力显著增强，农村生活垃圾收运处置体系覆盖所有行政村，大部分村庄实现生活垃圾集中处理。

（二）指标层障碍因子分析

为进一步分析各项具体指标对河南省生态韧性的阻碍程度，列出2015—2024年河南省生态韧性指标层

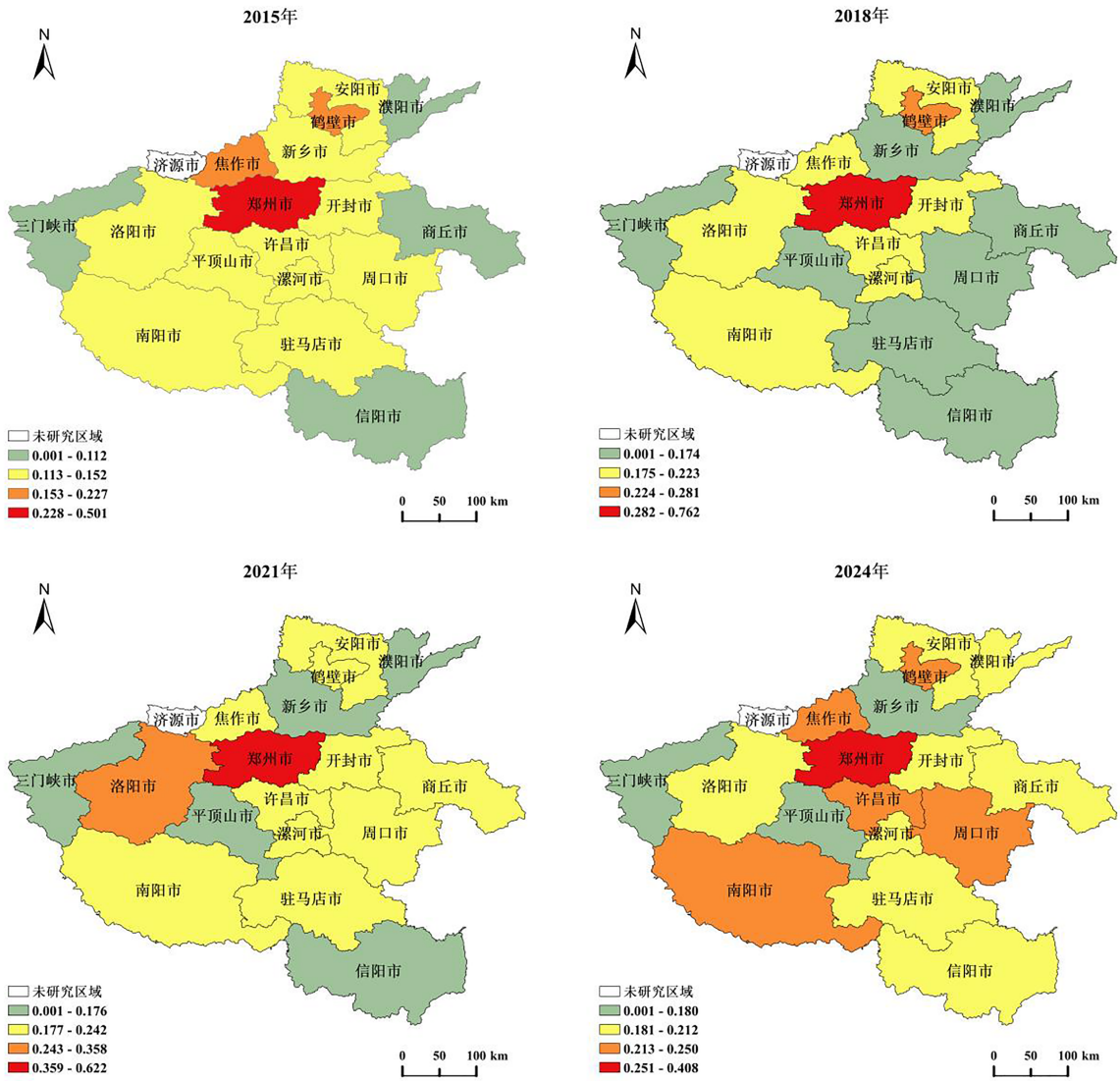


图3　2015—2024年河南省生态韧性的空间演进格局

表2　2015—2024年河南省生态韧性的维度层障碍度　%

维度层	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022	2023	2024
抵抗力	2.004	2.941	2.126	2.193	2.412	2.003	2.512	2.178	2.106	2.404
适应力	95.777	92.418	95.402	94.990	93.658	96.327	93.242	94.575	95.923	93.812
恢复力	2.219	4.641	2.472	2.817	3.930	1.670	4.245	3.247	1.971	3.783

的前五位障碍因子及其障碍度，如表3所示。

从障碍因子的出现频次来看，最高的是城市公用设施固定资产投资额、排水管道长度、节能环保支出占财政支出比重、人均公路货运量与人均道路面积，都出现了10次，表明在2015—2024年这些指标一直是制约河南省生态韧性提升的关键因素。其中，城市公用设施固定资产投资额始终是第一障碍因子，其障碍度数值显著高于其他障碍因子，表明城市公用设施固定资产投资是制约河南省生态韧性水平提升的首要阻碍因素，补齐投资短板迫在眉睫，并重点投向排水防涝、道路桥梁等短板领域。排水管道长度与节能环保支出占财政支出比重交替作为第二、第三障碍因子，两者障碍度数值比较接近，都是制约河南省生态韧性提升的重要阻碍因素，亟须加快老旧管网改造，淘汰小管径管道，提升排水管道密度，高标准推进城市建设“里子工程”，并增加节能环保财政投入，推进绿色制造和循环

表3 2015—2024年河南省生态韧性指标层的主要障碍因子及其障碍度 %

年份	第一障碍因子	第二障碍因子	第三障碍因子	第四障碍因子	第五障碍因子
2015	x8（54.926）	x9（15.594）	x5（14.490）	x7（6.074）	x6（4.693）
2016	x8（51.989）	x5（15.100）	x9（13.510）	x7（6.274）	x6（5.545）
2017	x8（53.217）	x9（15.782）	x5（14.909）	x7（6.506）	x6（4.987）
2018	x8（51.721）	x5（15.286）	x9（15.285）	x7（7.246）	x6（5.452）
2019	x8（51.923）	x5（15.841）	x9（13.849）	x7（6.491）	x6（5.554）
2020	x8（56.974）	x9（15.571）	x5（14.232）	x7（5.507）	x6（4.044）
2021	x8（52.286）	x5（15.157）	x9（13.884）	x7（6.427）	x6（5.489）
2022	x8（53.767）	x5（15.522）	x9（14.046）	x7（5.889）	x6（5.351）
2023	x8（55.741）	x9（15.842）	x5（14.186）	x7（5.812）	x6（4.343）
2024	x8（51.506）	x5（16.211）	x9（13.693）	x7（6.506）	x6（5.896）

注：括号内为相应的障碍度。

经济发展，将可持续发展理念融入产业生态。人均公路货运量与人均道路面积始终是第四、第五障碍因子，其对河南省生态韧性水平提升的制约作用不容忽视，应有序推动货运结构优化，大力发展铁路和水路运输，并按照“窄马路、密路网、微循环”的原则优化路网结构，打通断头路，推动路网密度稳步提升。

六、结论与建议

（一）研究结论

本文从抵抗力、适应力以及恢复力三个维度出发，选取13个指标构建了河南省生态韧性评价指标体系，测度了2015—2024年河南省17个地级市的生态韧性水平，并进一步运用核密度估计法、自然间断点分级法和障碍因子诊断模型对河南省生态韧性的时空差异和主要障碍因子进行分析。研究发现：

第一，河南省生态韧性呈现出发展水平提高且发展差距缩小的趋势。2015—2024年河南省生态韧性水平整体上呈波动上升趋势，各地级市之间发展差距呈“先增大后减小”趋势，发展均衡性有所提高。分维度来看，抵抗力水平、适应力水平以及恢复力水平在研究期内均明显提高，其中，抵抗力水平的空间差异在逐年缩小，适应力水平的发展差距呈“先增大后减小”趋势，恢复力水平的空间分布先聚集后愈加分散。

第二，河南省生态韧性在空间格局上存在明显的集聚特征，生态韧性水平较高的地区主要聚集于郑州都市圈，其他城市的生态韧性水平相对较低。郑州市始终处于第一梯队，且随着时间推移，处于第一梯队和第二梯队的城市数量之和先减后增，处于第四梯队的城市数量则先增后减，生态韧性发展极化现象有所缓解。

第三，在维度层障碍因子中，适应力的障碍度最大，抵抗力的障碍度最小，抵抗力和恢复力的障碍度呈波动上升趋势，适应力的障碍度呈波动下降趋势，因此提升适应力水平是推动生态韧性发展的关键一环。在指标层障碍因子中，城市公用设施固定资产投资额、排水管道长度、节能环保支出占财政支出比重、人均公路货运量与人均道路面积始终是制约河南省生态韧性水平提升的前五位障碍因子，且城市公用设施固定资产投资额始终是第一障碍因子，排水管道长度与节能环保支出占财政支出比重交替作为第二、第三障碍因子，人均公路货运量与人均道路面积始终是第四、第五障碍因子。这五个障碍因子都处于生态韧性的适应力维度，说明河南省在城市建设和城市治理等方面还有较大提升空间。

（二）政策建议

根据上述研究结论，为进一步提升河南省的生态韧性水平，本文提出以下政策建议：

第一，源头减排与过程管控双管齐下，产业升级与绿色转型协同推进。应持续深化污染源头治理，将环境负荷控制在生态阈值之内。加快钢铁、水泥、焦化等重点行业超低排放改造，全面排查整治低效失效治污设施。有序推进煤炭消费减量替代，加快可再生能源装机扩容，推动非化石能源占能源消费总量比重稳步提升。加大新能源重卡推广力度，力争全省新能源重卡绿色替代率达到更高水平。建立环境负荷动态监测与预警机制，对重点区域、重点行业实施差异化精准管控，确保主要污染物排放总量持续减少，推动环境质量从量变转向质变。此外，还应坚持走绿色化、集约化的发展道路，以经济密度的提质替代单纯的规模扩张。加快推动传统产业转型升级，深入实施制造业技术改造升级工程，同时大力发展新能源、新材料、新能源汽车等战略性新兴产业，提升产业链群增加值对规上工业增长的贡献率。持续推进绿色制造体系建设，扩大

绿色工厂、绿色工业园区覆盖面，推动重点行业绿色化改造覆盖率持续提升。落实水资源刚性约束制度，大力发展循环经济，建立健全废弃物循环利用体系。严把准入关口，坚决遏制高耗能、高排放、低水平项目盲目上马，推动单位GDP能耗和碳排放强度持续下降，实现经济发展“含绿量”与“含金量”同步提升。

第二，补齐短板与提升标准并重，加大投入与机制创新并举。城市建设应聚焦排水防涝、路网优化和货运结构三大短板，通过基础设施的系统性提升，增强城市应对生态风险的物理承载能力。加快老旧管网改造，淘汰小管径管道，按照“先体检、后改造”原则推进排水设施更新，力争排水管道密度达到全国平均水平以上。按照“窄马路、密路网、微循环”原则优化路网结构，推进普通干线公路穿城路段改建行动，打通城市交通微循环堵点，提升建成区路网密度。大力推动大宗货物中长距离运输“公转铁”“公转水”，加快推进铁路专用线进企入园，实现铁路和水路货运占比稳步提升。此外，河南省还应扭转城市公用设施投资下滑趋势，加大节能环保财政投入，以强有力的治理体系支撑生态适应力提升。建立多元化投融资机制，加大市政公用设施建设投资力度，重点投向排水防涝、污水处理、道路桥梁等短板领域，充分激发社会资本参与积极性。规范使用节能降碳专项资金，对零碳园区、循环经济园区等重点项目给予奖励支持，确保节能环保支出与生态保护需求相匹配。持续增强环境治理能力，提升督察执法、监测监控、科技支撑水平。树立生态环境保护与经济发展协调推进的政绩观，以制度刚性保障治理投入的持续性和有效性，确保生态适应力建设有制度、有资金、有落实。

第三，保护优先与系统修复结合，制度完善与长效监管并进。参照南太行、秦岭东段洛河流域治理成功经验，谋划实施山水林田湖草沙一体化保护和修复工程，持续推进植树造林与水土流失治理。落实全省首个生物多样性保护专项规划，推进生物多样性监测网络建设，对黄河湿地等关键区域按照“低滩自然恢复、中滩生态重构、高滩修复利用”的原则实施分区治理。此外，还应构建系统完备、运行高效的生态治理体系，为提升生态恢复力提供制度保障。全面落实“三线一单”生态环境分区管控制度，坚守生态保护红线，确保生态功能不降低、面积不减少、性质不改变。紧抓黄河流域生态保护和高质量发展战略机遇，深入推进重大生态保护修复工程，加大重点领域环境污染治理力度；同时扛牢南水北调中线工程水质安全保障责任，确保“一泓清水永续北上”。建立“天空地”一体化监测网络，强化自然生态监管和风险排查整治。推动形成全民共同参与生物多样性保护的良好局面，探索生态产品价值实现机制，打通“绿水青山”向“金山银山”的转化通道，以长效治理护航生态系统的自我恢复与持续健康发展。◆

参考文献：

[1]求是网.生态环境保护该算怎样的政绩账[EB/OL].(2026-06-16)[2026-06-29]. https://www. qstheory. cn/20260615/04d8ee120f1d44168961286e9224d30b/c.html.

[2]喻晓雯：全面加强污染防治和生态文明建设[EB/OL].(2026-02-27) [2026-06-29]. https://app-api. henandaily. cn/mobile/view/news/548636197874827264585820.

[3]Holling C S.Resilience and stability of ecological systems [J]. Annual Review of Ecology, Evolution, and Systematics, 1973, 4(1):1-23.

[4]邵亦文，徐江.城市韧性：基于国际文献综述的概念解析[J].国际城市规划，2015，30(2)：48-54.

[5]徐耀阳，李刚，崔胜辉，等.韧性科学的回顾与展望：从生态理论到城市实践[J].生态学报，2018，38(15)：5297-5304.

[6]聂文彬，史琰，杨凡，等.基于综合生态安全格局的山地景观韧性体系构建研究：以浙江莫干山为例[J].中国园林，2022，38(2)：127-132.

[7]李荷.韧性营建：高密度建成环境内生态空间优化研究[D].重庆大学，2020.

[8]吕添贵，胡晗，付舒斐，等.长三角地区城市生态韧性时空分异特征及影响因素[J].地域研究与开发，2023，42(1)：54-60.

[9]李强谊，杨冕.中国资源型城市生态韧性的时空分异特征及驱动因素研究[J].煤炭经济研究，2024，44(1)：66-78.

[10]王松茂，宁文萍，牛金兰，等.黄河流域城市生态韧性时空分异及收敛研究：基于七大城市群61个城市的实证分析[J].干旱区地理，2024，47(1)：93-103.

[11]李加林，张祷芯，张海涛，等.基于“潜力-弹性-稳定性”模型的温州市生态韧性时空变化及影响因素研究[J].生态学报，2024，44(8)：3253-3267.

[12]黄杰，李永乐.淮河生态经济带城市生态韧性空间差异及动态演进[J].信阳师范学院学报(自然科学版)，2024，37(1)：1-10.

[13]王豆，聂艳，焦文轩，等.江汉平原乡村生态韧性时空分异及驱动因子研究[J].华中师范大学学报(自然科学版)，2024，58(2)：255-263.

[14]夏楚瑜，董照樱子，陈彬.城市生态韧性时空变化及情景模拟研究：以杭州市为例[J].生态学报，2022，42(1)：116-126.

[15]欧阳强，彭桢骄.长江中游城市群城市韧性的动态演化与预测性贡献评估：基于机器学习的实证研究[J/OL].当代经济，1-16[2026-07-03].https://link.cnki.net/urlid/42.1430.F.20260701.1132.014.

[16]郭晓佳,李晋强,吴雪玲,等.河南省城市韧性与低碳发展耦合协调及影响因子研究[J].人民黄河,2024,46(8):1-6+37.
[17]李维露,张明斗.黄河流域城市人口集聚与土地生态韧性的协同性研究[J].干旱区地理,2025,48(4):728-738.
[18]杜锦,时朝君,程洁,等.中原城市群城市韧性时空格局及障碍因素研究[J].河南科学,2024,42(8):1240-1248.
[19]张永芳,贾洪波,农静雅.中国城市群的生态韧性:特征、障碍与治理[J].郑州大学学报(哲学社会科学版),2026,59(1):86-96.
[20]王东,李小娃.黄河流域城市群生态韧性时空差异及障碍因子识别[J].水利经济,2025,43(6):81-89.
[21]骆荣耀,李春浩,杨尊尊.新质生产力:水平测度,时空演变与区域差异研究[J].当代经济,2025,42(2):18-34.
[22]张晶晶,李华晶,丁璐扬.农业上市企业绿色低碳绩效评价与区域差异分析[J].创新科技,2026,26(6):41-54.
[23]李乃强,徐贵阳.基于自然间断点分级法的土地利用数据网格化分析[J].测绘通报,2020(4):106-110+156.
[24]杨玉雪.中部地区枢纽经济发展水平测度及提升策略[J].统计理论与实践,2026(4):44-51.

Spatiotemporal Differences and Obstacle Factor Identification of Urban Ecological Resilience: A Case Study of Henan Province

Li Yafang

Abstract: Based on the constituent elements of ecological resilience, this study constructs a comprehensive evaluation index system from three dimensions—resistance, adaptability, and recovery—and employs the entropy method to measure the ecological resilience level of Henan Province from 2015 to 2024. The spatiotemporal differentiation characteristics of ecological resilience development are explored using kernel density estimation and the natural breaks classification method, while the major constraining factors are identified through an obstacle factor diagnosis model. The findings reveal that ecological resilience in Henan Province exhibits a trend of overall improvement alongside a narrowing developmental disparity. Spatially, a pronounced agglomeration pattern is observed, with medium-to-high resilience areas predominantly distributed in the Zhengzhou metropolitan region, whereas other cities demonstrate relatively lower levels. Among the dimensional obstacle factors, adaptability exerts the greatest constraining effect, whereas resistance shows the least. At the indicator level, urban public facilities fixed asset investment, drainage pipeline length, the share of energy-saving and environmental protection expenditure in fiscal outlays, per capita highway freight volume, and per capita road area consistently rank as the top five obstacle factors impeding the enhancement of ecological resilience in Henan Province throughout the study period.

Key words: Ecological Resilience; Kernel Density Estimation; Spatiotemporal Differentiation; Obstacle Factors

(责任编辑:田雨)