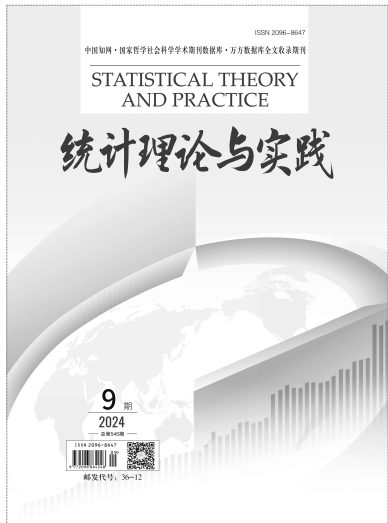




2024年第9期(总第545期)

主管单位:河南省社会科学院
主办单位:河南省社会科学院
出版单位:《统计理论与实践》编辑部
出版地址:河南省郑州市郑东新区
恭秀路16号
国内发行:河南省邮政报刊发行局
国外发行:中国国际图书贸易总公司
本刊承印:河南瑞之光印刷股份有限公司
连续出版物号: $\frac{\text{ISSN } 2096-8647}{\text{CN } 41-1458/\text{C8}}$
出版日期:每月25日
邮政编码:450008
单册定价:15.00
订 阅:全国各地邮局(所)
邮发代号:36-12
投稿邮箱:tjllysj@vip.sina.com
网络合作伙伴:博看网 www.bookan.com.cn

统计理论与实践

STATISTICAL THEORY
AND PRACTICE

编委会

编委会主任:王承哲

编委会副主任:李同新 王玲杰 郭 杰

编委会成员:(按姓氏笔画排序)

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

社 长:曹 明

主 编:曹 明

封面设计:王青丽

版式设计:周 易

- 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个月不见采用或通知,方可另行处理。
- 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。
- 著作权使用说明。本刊已许可中国知网、国家哲学社会科学学术期刊数据库、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;如有异议,请在投稿时说明,本刊将按作者说明处理。
- 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。

目录 CONTENTS

● 绿色发展专题

黄河流域林业绿色全要素生产率时空分布、区域差异及动态演进分析

许丹阳 林震 王园 王立平 / 3

低碳城市试点政策对上市企业绿色转型的影响效应及机制研究

——基于面板数据分位数处理效应模型

胡亚南 欧阳烜麟 杨盼 田茂再 / 12

● 数字经济

数字经济与碳排放:来自中国281个城市的经验数据

周明生 赵杉杉 武春霞 / 21

数字经济对工业废水排放的影响及机理研究

王妍 / 31

● 区域发展

中国新质生产力水平测度、障碍度识别及时空演化分析

施雄天 / 38

河南县域现代化水平测度与区域特征分析

崔理想 / 48

● 实践探索

规模股指开盘价差率统计分布拟合与应用

司元成 / 56

创新型城市试点政策的创新效果与影响机制

付梦媛 / 64

黄河流域林业绿色全要素生产率时空分布、区域差异及动态演进分析

许丹阳¹ 林震^{1,2} 王园³ 王立平¹

(1. 北京林业大学 马克思主义学院,北京 100080;2. 北京林业大学 生态文明研究院,北京 100080;
3. 大连理工大学 建筑与艺术学院,辽宁 大连 116024)

摘要:在推进生态文明建设与林业高质量发展背景下,构建林业绿色全要素生产率评价指标体系,采用全局超效率SBM模型测度2005—2021年黄河流域九省(区)的林业绿色全要素生产率,运用核密度估计、Dagum基尼系数及空间马尔可夫链等方法探究其时空分布特征及状态转移规律。结果表明:黄河流域林业绿色全要素生产率呈波动上升态势,技术进步是助推林业绿色全要素生产率增长的主要驱动力,空间优势区域由上游地区转移到下游地区;总体差异主要来源于地区内差异,趋势向好但差距显著,仍存在非均衡性的“梯度效应”;状态转移规律具有显著依赖性和“俱乐部效应”,在地理空间背景下,高水平地区的正向空间溢出效应凸显,低水平地区的路径依赖趋势增强。基于研究结果,提出宽领域、全方位制定差异化林业政策,统筹区域协同发展;多视角、广维度提高林业绿色发展要素质量,优化创新要素结构;深层次、多渠道加强林业科学研究,促进技术成果转化应用等对策建议,以期助推黄河流域林业高质量发展。

关键词:黄河流域;林业绿色全要素生产率;时空分布;区域差异;动态演进

中图分类号:F327

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2024)09-0003-09

DOI:10.13999/j.cnki.tjllsj.2024.09.001

一、引言

林业发展是实现美丽中国建设的关键驱动力和战略支撑点^[1],承担经济增长、降碳减污及生态服务等多重使命^[2-3]。黄河流域作为我国重要的生态安全屏障及自然资源宝库,是维护国家生态平衡、推动区域高质量发展、实现“双碳”目标的生态基石。长期以来,该地区林业发展在生态环境脆弱、生态空间压缩双重压力下面临资源约束趋紧、利用效率低下及管理效能薄弱等威胁^[4],直接影响林业生态服务价值潜能的充分激发与释放^[5]。在生态文明建设理念引领下,如何破解林业资源过度开发与关键生产要素匮乏的双重困境,

处理好生态保护与经济增长的共生共赢关系,是黄河流域林业可持续发展亟待解决的核心问题。

学术界采用多维度的要素遴选视角,运用不同方法测度并评估林业效率水平和效益成果。研究者多基于微观视角探讨影响林业生产效率的具体领域^[6-7],以天然保护林工程^[8]、国家财政支持^[9]及以地区家庭林业经营^[10]等领域的实践,探索激励林业绿色增长的长效机制。从研究方法看,常采用非参数DEA-Malmquist指数^[11-12]、超效率SBM模型^[13]、非径向距离函数(NDDF)^[14]、随机前沿生产函数(SFA)^[15]等方法测算林业全要素生产率。谭少鹏(2022)^[16]、刘清泉和江华

基金项目:北京市习近平新时代中国特色社会主义思想研究中心(北京市社会科学基金)重大项目“坚持和完善生态文明制度体系研究”(20LIZZA015)。

作者简介:许丹阳(1994—),女,甘肃武威人,博士研究生,研究方向为生态文明建设理论与实践、绿色低碳发展;林震(1972—),通信作者,男,福建福清人,教授,博士生导师,研究方向为生态文明建设理论与管理、绿色低碳发展路径与政策;王园(1992—),男,甘肃武威人,博士研究生,研究方向为韧性城市、城市历史景观;王立平(1999—),女,山东菏泽人,硕士研究生,研究方向为生态文明制度史。

(2017)^[17]通过分解林业全要素生产率,发现技术进步是林业发展的主要驱动力,技术效率则是抑制林业发展的关键因素。从研究内容看,部分学者通过分析空间分布差异和时序动态变化,探究林业效率的关键驱动因素及演化路径。如贯君等(2019)^[18]、臧良震和张彩虹(2016)^[19]以全国视角研究地区空间格局的演变趋势,发现林业效率区域均衡性较差且存在空间溢出效应。林业效率评价体系构建方面,一类研究基于多投入、单产出视角,以劳动力、资本、土地和林业总产值作为多要素投入和单一经济产出进行评价指标体系构建及测度^[20];另一类研究基于多投入、多产出视角,将林业期望产出分为生态和经济两类,测算及评估林业全要素生产率^[21]。现有研究忽视了林业生产中能源消耗对环境的负面影响,可能导致测算结果过于乐观。绿色全要素生产率是衡量资源配置效率和环境能源利用能力的关键指标。鉴于此,将非期望产出要素纳入评估框架,构建林业绿色全要素生产率评价指标体系,以真实反映林业在高质量发展中的效率水平及生态贡献。

本文可能的边际贡献为:一是补充完善林业效率评价指标体系。以解决环境污染与能源消耗间的矛盾为核心目标,综合考虑经济与生态层面的期望产出,纳入能源投入及作为非期望产出的环境污染物,构建投入、产出、非期望产出三大维度的林业绿色全要素生产率评价指标体系。二是测度方法的选择与优化。采用全局超效率SBM模型测度林业绿色全要素生产率,解决现有方法在变量松弛性、个体差异间对比及跨时期比较等层面的局限性,提高评估结果的准确性和可靠性。三是研究内容的丰富和细化。将研究视角聚焦于黄河流域,为推进黄河流域林业现代化、优化生态保护策略及促进区域经济协调发展提供科学决策依据和政策建议。

二、研究设计

(一)林业绿色全要素生产率变量说明

本文借鉴纪成君和夏怀明(2020)^[22]的研究,将能源消耗量及环境污染物排放量纳入测算框架,构建兼具降碳减排和治理能力双重属性的林业绿色全要素生产率评价指标体系。该体系由要素投入、期望产出、非期望产出三大维度为核心的9项指标构成。

要素投入。林业投入指标包括资本、土地、劳动力和能源四大要素。资本投入以林业资本存量表示,以2004年林业固定资产投资总额为基期,折旧率为

9.6%;土地投入采用林业用地面积表示;劳动力投入采用林业系统单位从业人员年末人数表示;能源投入采用地区林业能源消费总量表示,利用间接测算法,得到地区林业能源消费量=地区能源消费量×地区林业总产值/地区生产总值。

期望产出。林业期望产出由经济产出和生态产出构成。其中经济产出由地区林业总产值表示;生态产出由地区造林面积表示。

非期望产出。林业非期望产出由林业工业污染物排放量(产出量)表示,采用间接测算法得到林产工业SO₂排放量、林产工业废水排放量和林产工业固体废弃物产生量,即地区林业工业污染物排放量(产出量)=地区工业污染物排放量(产出量)×地区林业第二产业产值/地区工业生产总产值。

(二)研究区域及数据来源

研究区域以黄河流域九省(区)为评价单元,将其划分为上游、中游、下游三大区域。其中青海、四川、甘肃、宁夏、内蒙古为上游地区,陕西、山西为中游地区,河南、山东为下游地区。

研究数据来源于2004—2021年《中国统计年鉴》《中国林业统计年鉴》《中国能源统计年鉴》《中国环境年鉴》《中国区域经济统计年鉴》及九省(区)统计年鉴、统计公报,对少数缺失数据运用SPSS软件进行线性插值法作为补充。

(三)林业绿色全要素生产率测算方法

为克服传统DEA模型、SBM模型和超效率DEA模型在投入产出综合评估、变量松弛性及跨期对比方面的局限,构建基于全局生产技术和规模报酬可变的超效率SBM模型(GS-SBM Model),运用MATLAB软件测算黄河流域九省(区)静态的林业绿色全要素生产率。表达式如下:

$$\rho^* = \min \frac{\frac{1}{M} \left(\sum_{t=1}^T \sum_{m=1}^M \frac{\bar{X}_m^t}{X_{mq}^t} \right)}{\frac{1}{R+B} \left(\sum_{t=1}^T \sum_{r=1}^R \frac{\bar{Y}_r^t}{Y_{rq}^t} + \sum_{t=1}^T \sum_{b=1}^B \frac{\bar{U}_b^t}{U_{bq}^t} \right)} \quad (1)$$

$$s.t. \begin{cases} \bar{X}_m^t \geq \sum_{i=1}^T \sum_{n=1, n \neq p}^N z_n^i X_{mn}^i, \bar{X}_m^t \geq X_m^t, m=1, 2, \dots, M \\ \bar{Y}_r^t \geq \sum_{i=1}^T \sum_{n=1, n \neq p}^N z_n^i Y_{rn}^i, \bar{Y}_r^t \geq Y_r^t, r=1, 2, \dots, R \\ \bar{U}_b^t \geq \sum_{i=1}^T \sum_{n=1, n \neq p}^N z_n^i U_{bn}^i, \bar{U}_b^t \geq U_b^t, b=1, 2, \dots, B \\ \sum_{n=1}^N z_n^i = 1, n=1, 2, \dots, N \end{cases} \quad (2)$$

其中, ρ^* 为目标函数,即第 p 时期第 q 决策单元的全要素生产率; N 为决策单元个数,每个决策单元有 M 种投入,一共有 T 个时期; X_m^t 、 Y_r^t 、 U_b^t 分别为第 t 时期的

投入变量、期望产出变量及非期望产出变量; z'_n 表示第 t 时期第 n 个决策单元投入与产出的权重系数。

为准确探析林业绿色全要素生产率的时序动态变化,运用GML指数对其进行分解,分别得到技术效率变动指数和技术进步变动指数。指数通常表示变量在 $t+1$ 时期相比 t 时期的变化情况。表达式如下:

$$\begin{aligned} GTFP(GML) &= \frac{1+S_V^G(x^t, y^t, a^t; y^t, -a^t)}{1+S_V^G(x^{t+1}, y^{t+1}, a^{t+1}; y^{t+1}, -a^{t+1})} \\ &= \frac{1+S_{VTECH}^G(x^t, y^t, a^t; -x^t, y^t, -a^t)}{1+S_V^G(x^{t+1}, y^{t+1}, a^{t+1}; -x^{t+1}, y^{t+1}, -a^{t+1})} \times \\ &\quad \frac{1+S_V^G(x^t, y^t, a^t; -x^t, y^t, -a^t)}{1+S_V^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}, a^{t+1}; -x^{t+1}, y^{t+1}, -a^{t+1})} \\ &= TECH \times EFF \end{aligned} \quad (3)$$

其中, $GTFP(GML)$ 为林业绿色全要素生产率指数(综合效率指数), EFF 为技术效率变动指数, $TECH$ 为技术进步变动指数。若 $GTFP>1$,代表 $t+1$ 期林业绿色全要素生产率较前一时期有所提升;若 $GTFP<1$,则为相反的下降趋势。

(四)动态演进分析方法

运用核密度函数估计法探究黄河流域林业绿色全要素生产率的空间分布特征及极化趋势。该方法是基于核函数的平滑估计方法,通过构建连续的概率密度函数确定随机变量的分布形态,对比分析不同时期下核密度函数的演变趋势及差异。表达式如下:

$$f(\theta) = \frac{1}{nh} \sum_{i=1}^n K\left(\frac{X_i - x}{h}\right) \quad (4)$$

$$K\left(\frac{X_i - x}{h}\right) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{X_i - x}{h}\right)^2} \quad (5)$$

其中, n 为省(区)数量; X_i 为独立同分布的样本观测值,即各省(区)林业绿色全要素生产率; x 代表平均值; $K(\cdot)$ 表示核密度; h 为带宽,带宽越大,偏差也越大,可以根据密度函数调整带宽大小。

(五)区域差异分析方法

为进一步揭示黄河流域三大区域林业绿色全要素生产率的地区差异,本文运用Dagum基尼系数,准确识别黄河流域林业绿色全要素生产率总体差异及上、中、下游地区间和地区内的差异程度及来源。该方法将总体差异分解为组间差异、组内差异和超变密度,能有效克服传统方法在涵盖地区间重叠部分引起差异的局限性。表达式如下:

$$G = \sum_{j=1}^k \sum_{h=1}^k \sum_{i=1}^{n_j} |Y_{ji} - Y_{hr}| / 2n^2 \bar{Y} \quad (6)$$

其中, G 表示黄河流域林业绿色全要素生产率总体基尼系数, k 表示地区总数, n 表示样本省(区)总数, j 和 h 表示地区个数, i 和 r 代表地区内样本省(区)数量, n_j 表示地区 j 内的样本省(区)数量, n_h 表示地区 h 内的样本省(区)数量, $\bar{Y}$ 表示所有样本的平均值。

此外,将总体基尼系数 G 分解为地区内差异贡献度 G_w 、地区间差异贡献度 G_{nb} 、超变密度贡献度 G_t ,且满足 $G=G_w+G_{nb}+G_t$ 。表达式为:

$$G_{jj} = \frac{\frac{1}{2\bar{Y}_j} \sum_{i=1}^{n_j} \sum_{r=1}^{n_j} |Y_{ji} - Y_{jr}|}{n_j^2} \quad (7)$$

$$G_{jh} = \frac{\sum_{i=1}^{n_j} \sum_{r=1}^{n_h} |Y_{ji} - Y_{jr}|}{n_j n_h (\bar{Y}_j + \bar{Y}_h)} \quad (8)$$

$$G_w = \sum_{j=1}^k G_{jj} p_j s_j = \sum_{j=1}^k G_{jj} \frac{n_j n_j \bar{Y}_j}{n n \bar{Y}} \quad (9)$$

$$G_{nb} = \sum_{j=2}^k \sum_{h=1}^{j-1} G_{jh} (p_j s_h + p_h s_j) D_{jh} \quad (10)$$

$$G_t = \sum_{j=2}^k \sum_{h=1}^{j-1} G_{jh} (p_j s_h + p_h s_j) (1 - D_{jh}) \quad (11)$$

$$D_{jh} = \frac{d_{jh} - p_{jh}}{d_{jh} + p_{jh}} \quad (12)$$

$$d_{jh} = \int_0^\infty dF_j(Y) \int_0^Y F_j(Y-x) dF_j(x) \quad (13)$$

$$p_{jh} = \int_0^\infty dF_h(Y) \int_0^Y F_j(Y-x) dF_j(x) \quad (14)$$

其中, G_{jj} 为地区 j 的基尼系数; G_{jh} 为地区 j 和地区 h 之间的基尼系数; D_{jh} 为地区 j 和地区 h 间林业绿色全要素生产率的相对影响; d_{jh} 表示地区间的差值,即地区 j 和 h 所有 $Y_{ji} - Y_{hr} > 0$ 的样本值加总的数学期望; p_{jh} 表示超变变异界矩阵,即地区 j 和 h 所有 $Y_{hr} - Y_{ji} > 0$ 的样本值加总的数学期望;函数 $F(\cdot)$ 表示地区林业绿色全要素生产率的累计分布函数。

(六)区域状态转移分析方法

依据地理学第一定律与第二定律,所有事物都与邻近事物相关,且具有空间异质性,这种空间状态遵循地理第三定律,即相似空间环境的特征越相近,事物间的相关性也越强。本文通过邻近关系确定空间权重矩阵,充分考虑横截面单位间的空间依赖性,采用传统马尔可夫模型和空间马尔可夫模型分别比较林业绿色全要素生产率在不同状态下的分布相对位置和状态转移规律,揭示地理空间条件下相邻地区的空间相互作用关系及可能存在的溢出效应。表达式为:

$$P_{\alpha\beta} = \frac{N_{\alpha\beta}}{N_\alpha}, F_{t+1} = M F_t \quad (15)$$

$$l_i = \sum_{i=q}^n x_i w_{ij} \quad (16)$$

其中, $P_{\alpha\beta}$ 表示 t 时期状态为 α 、 $t+1$ 时期状态为 β 的概率; $N_{\alpha\beta}$ 表示 t 时期林业绿色全要素生产率的状态为 α 、 $t+1$ 时期状态为 β 的频数; N_{α} 表示 t 时期状态为 α 的个体频数; F_{t+1} 和 F_t 是不同时刻的概率分布; M 是转移概率矩阵 M 的 S 次幂; l_t 为空间滞后算子; x_t 为研究值; w_{ij} 为空间滞后算子的权重。

三、林业绿色全要素生产率的时空分布与演进特征分析

(一) 时间演变趋势

1. 基于静态视角的时序趋势

本文基于非期望产出的全局超效率SBM模型测算2005—2021年黄河流域及上、中、下游地区林业绿色全要素生产率及年度均值,如图1所示。

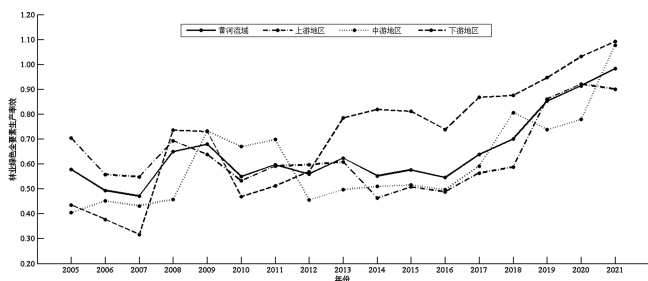


图1 黄河流域及上、中、下游静态林业绿色全要素生产率均值变化趋势

从变动方向和增长速度可知,2005—2021年黄河流域及三大区域林业绿色全要素生产率的变动方向与增长速度区别较大,主要表现为四个阶段:(1)2005—2007年为第一阶段,呈不同程度的下降趋势;(2)2007—2009年为第二阶段,呈波动增长趋势;(3)2009—2012年为第三阶段,呈波动下降趋势;(4)2012—2021年为第四阶段,呈波动增长态势。其中,第一、第三阶段呈波动下降趋势,可能受特殊地理区位及自然灾害频发等因素的影响,导致林业资源受损严重、环境修复难度加大等问题,受限于自然条件与技术进步的影响,制约了林业绿色全要素生产率的提高。第二、第四阶段呈波动增长趋势,尤其是第四阶段增速快且相对稳定,说明自党的十八大以来将生态文明建设纳入“五位一体”总体布局以来,林业作为生态文明建设的核心载体和关键领域,可持续经营及生态保护得到了空前强化,为各地区林业绿色发展、生态环境改善及治理水平的提高提供经济、政策与技术支持,一定程度促进了黄河流域及三大区域林业绿色全要素生产率的水平提升。

从年度均值变化趋势可知,黄河流域林业绿色全

要素生产率整体呈波动递增态势,空间非均衡性特征明显,且呈无规律分布状态。2005—2021年黄河流域及三大区域林业绿色全要素生产率的空间位置变动趋势表现为四个阶段:(1)2005—2007年为第一阶段,上游地区林业绿色全要素生产率领先于黄河流域整体水平及中、下游地区。可能归因于上游地区具有独特的地理位置和自然环境,在水源涵养、林业资源管理和保护方面具有显著优势,一定程度上有利于上游林业绿色全要素生产率水平的提高。(2)2008—2009年为第二阶段,下游地区林业绿色全要素生产率在短期内处于领先地位。可能得益于中、上游地区天然林保护工程的实施,有效增强了森林生态服务功能,对下游地区生态环境的改善和林业绿色全要素生产率的提升起到了积极作用。(3)2009—2011年为第三阶段,中游地区林业绿色全要素生产率处于领先地位,高于流域整体及上、下游地区。可能源于中游地区地处黄土高原,其林业资源相对较少,得益于国家退耕还林还草及生态补偿等政策的执行,在技术及管理层面获得较多支持和倾斜,提升了中游林业绿色全要素生产率水平。(4)2012—2021年为第四阶段,下游地区实现反超并大幅度持续领先。可能由于下游地区经济发展相对较快,为林业提供充沛的资金和技术支持,促进生态保护修复、资源科学管理与高效利用,有利于提高下游林业绿色全要素生产率水平。整体看,不同区域林业效率的空间差异呈现不同的特征和优势,是多种因素共同作用的结果,主要受到各地区自然条件、生态功能、政策倾斜和经济发展水平等因素的影响。

2. 基于动态视角的时序趋势

运用GML指数分解林业绿色全要素生产率指数(综合效率)得到技术效率变动指数和技术进步变动指数,并绘制指数动态变化趋势图(图2)。

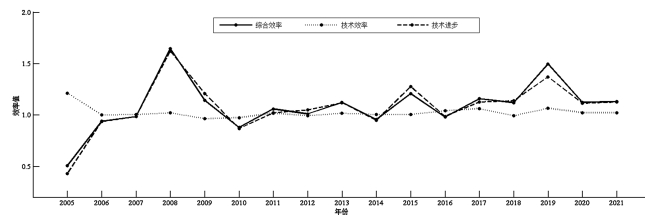


图2 黄河流域动态林业绿色全要素生产率均值变化趋势

从整体均值变动趋势可知,2005—2021年黄河流域林业绿色全要素生产率指数发展趋势呈波动上升态势,总体增幅为55.3%,均值大多时期大于1,说明黄河流域林业发展的整体趋势有所改善并不断提

升。具体而言,林业绿色综合效率指数、技术效率指数和技术进步指数均值分别为1.085、1.024和1.077。其中技术效率指数呈波动下降趋势,跌幅为15.8%;技术进步指数呈波动上升趋势,增幅为61.9%。说明技术进步指数的提高是综合效率指数提升的关键,而技术效率指数是综合效率指数增长的制约因素。

从指数分解变动趋势和方向可知,2005—2021年黄河流域动态林业绿色综合效率的分解指数主要表现为三个发展阶段:(1)2005—2008为第一阶段,林业绿色技术效率指数与技术进步指数呈相反方向发展。具体表现为技术进步指数在第一阶段呈快速提升态势,从2005年的0.429提升到2008年的1.623,增长了2.783倍,并在2008年达到峰值状态;而技术效率指数表现为缓慢下降趋势,从2005年的1.213下跌到2008年的1.019,下降了16.0%,其中在2005—2006年出现明显下滑,跌幅为17.5%,但均值高于1,说明这一时期技术进步指数对综合效率指数的贡献较大,对林业绿色全要素生产率的提高起到了助推作用。(2)2008—2010为第二阶段,技术效率指数与技术进步指数的变动趋势均呈下降态势,其中技术进步指数大幅度下降至0.867,技术效率指数缓慢下降至0.973,二者均值均小于1。(3)2010—2021年为第三阶段,技术效率指数与技术进步指数均值均大于1,其中技术效率的变动趋势呈缓慢波动上升趋势,均值为1.022,增幅为4.8%;技术进步指数呈明显波动上升态势,均值为1.125,增幅达29.7%。说明在本研究阶段,二者的双重增长共同促进了综合效率的提升。总体看,技术进步与技术效率对综合效率的贡献随时间而异,尤其在第三阶段,技术进步的驱动效应尤为突出。

(二)空间分布格局

采用高斯核密度函数估计法,探究黄河流域林业绿色全要素生产率在不同时间的分布位置、分布形态及极化趋势,运用MATLAB软件绘制林业绿色全要素生产率三维动态核密度图(图3)。

根据图3可知,黄河流域林业绿色全要素生产率的核密度曲线动态演变具有以下特征:(1)从核密度中心分布位置看,核密度函数中心呈现先左移、后右移的变化趋势,效率水平经历了“小幅度下降—缓慢波动增长—持续增长”的变化过程。具体而言,2010年核密度函数中心相比2005年明显向左转移,但移动距离较小。2015年、2020年及2021年核密度函数中心相比

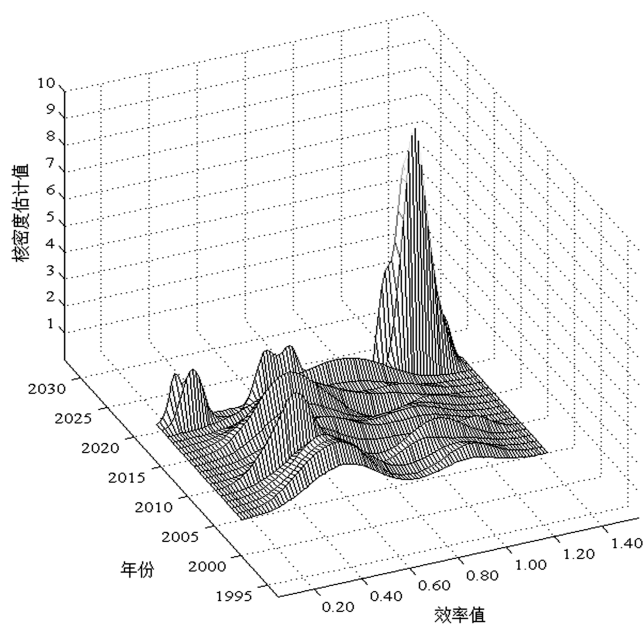


图3 黄河流域林业绿色全要素生产率核密度三维趋势图

2010年持续向右移动。说明2010年后林业绿色全要素生产率稳步提升,向高水平集聚的趋势愈加明显。(2)从核密度曲线分布形态看,波峰数量呈现“双峰—单峰—多峰”的变化趋势,分化程度经历了“两极分化减弱—多级分化加剧”的发展过程。具体而言,2005年、2010年与2015年核密度曲线均呈现“双峰”形式,形成中部蜿蜒隆起、两翼平缓的波浪形走势。而2020年核密度曲线转变为“单峰”形式,说明该阶段的分化现象有所缓解。2020年之后,核密度曲线的“多峰”形式随即出现,且主峰峰值坡度较大,说明不同高低值具有集聚态势且高值分布较多,存在“梯度效应”的多级分化现象,形成“俱乐部收敛”式的多峰集聚格局。(3)从核密度曲线的分布趋势看,峰值高度经历了“上升—下降—上升”过程,峰宽经历了“缩小—增大—缩小”过程,说明地区差异经历了“小幅度减小—持续增大”过程。2010年相比2005年峰值缓慢上升,宽度缩小,说明该阶段的效率低值区差异相对均衡。2020年相比2015年核密度曲线峰值有所下降,宽度明显变宽,说明这一阶段地区差异在逐渐扩张。2020—2021年核密度曲线估计的峰值大幅度增加,水平宽度减小,说明此阶段林业绿色全要素生产率出现高水平集聚,多级分化趋势显著,地区间差异增强。可能的原因是,自党的十七大作出建设生态文明的重大战略决策以来,明确了发展林业是建设生态文明的首要任务,通过实施一系列政策和措施,进一步激发了林业

经营和服务主体的活力,推动生态产品价值的实现,一定程度上缓解了区域的分化程度,缩小了地区间差异,有效促进了各地区林业绿色全要素生产率的提高。但随着我国生态文明建设进程的加快,集体林权制度改革实施,“三北”防护林体系建设工程的不断推进,地区间林业效率水平差距不断扩大,分化程度随之加深。

四、林业绿色全要素生产率的地区差异及来源分析

为进一步探究黄河流域林业绿色全要素生产率地区差异及来源,采用Dagum基尼系数分别测算黄河流域及三大区域林业绿色全要素生产率的总体差异、地区差异及贡献率(表1),运用MATLAB软件绘制时序差异演变趋势图(图4、图5、图6)。

表1 黄河流域及三大流域地区林业绿色全要素生产率基尼系数及分解结果

年份	总体基尼系数	组内差异			组间差异			贡献率(%)		
		上游	下游	中游	上游-下游	上游-中游	下游-中游	地区内	地区间	超变密度
2005	0.382	0.408	0.038	0.164	0.425	0.452	0.158	42.013	32.463	25.524
2006	0.332	0.384	0.032	0.031	0.395	0.381	0.090	41.069	23.859	35.071
2007	0.323	0.352	0.123	0.004	0.387	0.359	0.153	40.522	32.092	27.386
2008	0.274	0.306	0.190	0.060	0.268	0.297	0.256	41.317	26.903	31.779
2009	0.258	0.288	0.209	0.189	0.265	0.263	0.209	40.494	13.194	46.312
2010	0.279	0.289	0.090	0.251	0.241	0.324	0.300	38.108	24.905	36.988
2011	0.324	0.378	0.108	0.229	0.306	0.355	0.265	41.106	16.969	41.924
2012	0.287	0.334	0.127	0.061	0.305	0.322	0.158	41.821	19.248	38.921
2013	0.277	0.315	0.148	0.117	0.277	0.308	0.228	40.356	22.526	37.118
2014	0.288	0.302	0.164	0.122	0.355	0.270	0.271	33.199	41.051	25.749
2015	0.177	0.081	0.175	0.153	0.249	0.153	0.281	23.155	51.841	25.004
2016	0.182	0.145	0.128	0.131	0.239	0.160	0.227	29.978	44.194	25.828
2017	0.209	0.224	0.094	0.074	0.266	0.194	0.189	33.851	41.001	25.148
2018	0.226	0.260	0.087	0.141	0.256	0.260	0.135	35.609	41.564	22.827
2019	0.113	0.112	0.061	0.066	0.108	0.136	0.125	36.446	37.378	26.177
2020	0.098	0.087	0.003	0.144	0.066	0.146	0.139	33.908	48.747	17.345
2021	0.115	0.188	0.001	0.004	0.124	0.121	0.006	46.369	40.778	12.853

(一)总体差异

由图4可知,2005—2021年黄河流域林业绿色全要素生产率总体差异呈波动减少趋势。总体基尼系数从2005年的0.382波动下降到2021年的0.115,均值为0.244,其中基尼系数最大值为2005年的0.382,最小值为2019年的0.113。尽管总体基尼系数在短期内有所波动,但整体走向表现为逐渐下降趋势,说明黄河流域林业绿色全要素生产率总体差异呈持续缩小态势,空间异质性逐渐减缓。

从变动趋势及区间可知,2005—2021年地区内差异贡献率呈“基本平稳—小幅度下降—波动增长”态势,对黄河流域总体差异贡献率为42.8%—46.4%,平均贡献率为37.6%,波动幅度较小。地区间差异贡献率呈“波动下降—大幅度上升—波动增长”态势,对黄河流域总体差异的贡献率为32.5%—40.8%,平均贡献率为

32.9%,波动幅度较大。超变密度差异贡献率呈“波动上升—持续下降”态势,其变动区间为25.5%—12.9%,平均贡献率为29.5%。整体来看,地区内差异是导致黄河流域林业绿色全要素生产率差异的主要来源,说明区域内部林业发展具有显著的非均衡特征,这种不协调现象是影响林业绿色全要素生产率水平的关键因素。

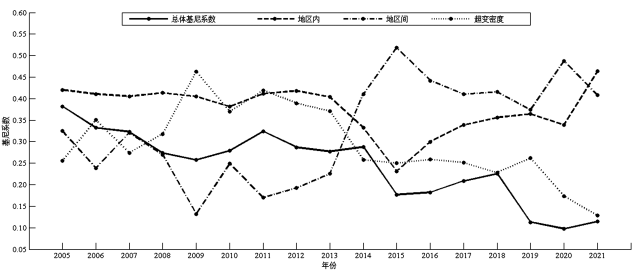


图4 黄河流域林业绿色全要素生产率的总体差异及贡献度

(二)地区间差异

根据图5可知,2005—2021年黄河流域上、中、下游地区间林业绿色全要素生产率分布差异明显,波动幅度不同,其中上游-下游、上游-中游地区间基尼系数波动幅度较小,而下游-中游地区间基尼系数波动幅度较大。从三大区域间基尼系数变动趋势及方向看,上游-下游、上游-中游及下游-中游地区间基尼系数呈波动递减的变动趋势,说明各地区间差异呈收敛态势。从三大区域内基尼系数均值看,上游-下游、上游-中游、下游-中游地区间基尼系数均值分别为0.267、0.265、0.188,上游-下游地区间林业绿色全要素生产率略高于上游-中游及下游-中游。存在这一差异的原因可归结为区域间自然资源禀赋、环境治理能力及绿色技术应用水平的异质性,使经济发展较好且产业结构较优的中、下游地区在林业产业的技术革新与科技创新等方面取得了更为显著的进步。相比之下,上游地区具备一定的资源优势,但在推进林业发展方面力量较为薄弱,致使其林业绿色全要素生产率与中、下游地区存在较大差距。

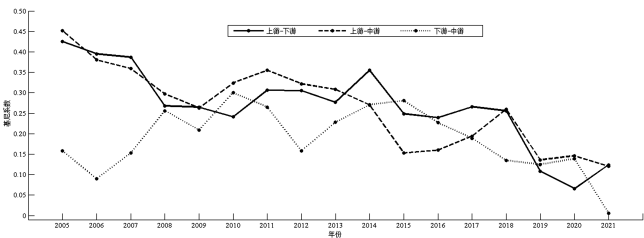


图5 黄河流域林业绿色全要素生产率的地区间差异

(三)地区内差异

图6展示了2005—2021年黄河流域上、中、下游三大区域的林业绿色全要素生产率区域内差异的变动趋势。从区域内基尼系数变动趋势及方向看,三大区域基尼系数总体上呈波动递减趋势,但内部仍存在异质性现象。说明三大区域内部差异不均衡程度逐渐趋缓,差距有所缩小。从三大区域内基尼系数均值看,上、中、下游地区基尼系数均值分别为0.262、0.114、0.105,说明上游地区林业绿色全要素生产率内部差异明显,非均衡程度显著,其次为中游地区,最后为下游地区。可能归因于上游多处于西北地区,林业治理效能相对滞后,但西部经济大省四川的森林覆盖率较高,位于黄河流域九省(区)的第二位,林业效率水平逐年升高,导致地区内部差异较大,不均衡现象逐渐凸显。

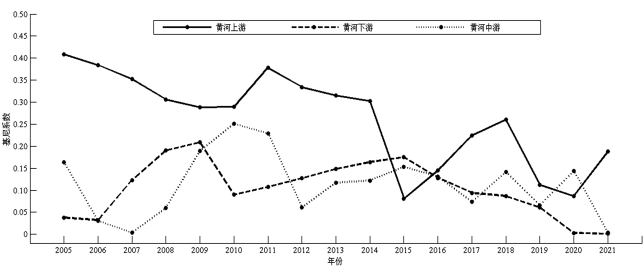


图6 黄河流域林业绿色全要素生产率的地区内差异

五、黄河流域林业绿色全要素生产率状态转移分析

已知样本期內黄河流域的林业绿色全要素生产率具有显著梯度差异及空间非均衡特征,为进一步探寻其空间状态转移规律,本文采用四分位数方法将2005—2021年黄河流域林业绿色全要素生产率分为低水平(I)、中低水平(II)、中高水平(III)和高水平(IV)四个梯度等级,根据梯度分布和等级转移情况,采用空间马尔可夫链得到每一个等级状态的个体频数及转移概率矩阵,运用MATLAB软件分别测算传统马尔可夫转移概率矩阵和空间马尔可夫转移概率矩阵(表2)。其中状态转移概率的方向存在两种情况,低值向高值转移定义为向上转移,高值向低值转移定义为向下转移。

表2 黄河流域林业绿色全要素生产率传统和空间马尔可夫转移概率矩阵

空间滞后类型	状态类型	I	II	III	IV
无滞后	I	0.649	0.243	0.027	0.081
	II	0.179	0.564	0.231	0.026
	III	0.056	0.083	0.556	0.306
	IV	0.063	0.063	0.218	0.656
I	I	0.000	1.000	0.000	0.000
	II	0.000	1.000	0.000	0.000
	III	0.000	0.000	0.667	0.333
	IV	0.000	0.091	0.091	0.818
II	I	0.286	0.571	0.000	0.143
	II	0.200	0.600	0.200	0.000
	III	0.167	0.083	0.583	0.167
	IV	0.000	0.000	0.600	0.400
III	I	0.759	0.138	0.034	0.069
	II	0.182	0.500	0.273	0.045
	III	0.000	0.100	0.550	0.350
	IV	0.133	0.067	0.200	0.600
IV	I	0.000	0.000	0.000	0.000
	II	0.258	0.343	0.394	0.005
	III	0.000	0.000	1.000	0.000
	IV	0.000	0.000	0.000	1.000

根据表2传统马尔可夫转移概率矩阵可知:(1)在不考虑空间滞后因素时,林业绿色全要素生产率状态转移的内部流动性较弱,存在“俱乐部趋同”现象。具体表现为四种类型对角线上的概率值均大于非对角线上的概率值,类型Ⅰ、Ⅱ、Ⅲ和Ⅳ的初始状态概率分别为64.9%、56.4%、55.6%和65.6%,均大于转移为其他类型的概率。同时,类型Ⅰ(64.9%)和类型Ⅳ(65.6%)保持原有状态的概率明显高于类型Ⅱ(56.4%)和类型Ⅲ(55.6%),表现为“低-低”聚集和“高-高”聚集的现象。说明林业绿色全要素生产率状态变化概率具有较强的稳定性,并在连续转移过程中存在“马太效应”。(2)林业绿色全要素生产率向上转移概率高于向下转移概率。如类型Ⅱ转移为类型Ⅲ和类型Ⅳ的概率之和(25.7%)高于转移为类型Ⅰ的概率(17.9%),此规律适用于其他类型的向上转移状态。表明黄河流域林业绿色全要素生产率水平具有向高水平发展的良好趋势。(3)邻近对角线的概率值高于非邻近对角线的概率值,其转移趋势倾向于邻近类型间的转移,难以实现跨越式发展。如类型Ⅰ向上转移为类型Ⅱ的概率(24.3%)大于转移为类型Ⅲ和类型Ⅳ的概率之和(10.8%),此规律同样表现在其他类型跨等级的向下转移。同时,各状态类型实现跨等级转移的概率均小于3%,如类型Ⅱ跨等级转移为类型Ⅳ的概率为2.6%。表明林业绿色全要素生产率有可能面临等级壁垒挑战,存在状态转移惰性和路径依赖现象。

将空间滞后条件引入传统马尔科夫链转移概率矩阵中,构建空间马尔科夫转移概率矩阵,得到相邻区域背景下林业绿色全要素生产率状态转移规律矩阵,进一步清晰识别不同空间滞后类型对林业绿色全要素生产率水平类型转移概率的影响。根据表2可知:(1)空间马尔科夫链转移概率相较于传统马尔科夫链转移概率发生了显著变化。在相同类型空间滞后背景下,不考虑邻近区域时,类型Ⅰ向上转移的总概率为35.1%,而当邻近地区为类型Ⅱ时,向上转移的概率为71.4%。说明空间因素对林业绿色全要素生产率的转移具有显著的影响,尤其在空间滞后影响下,“俱乐部效应”逐渐增强,也意味着林业绿色全要素生产率的状态转移同时受本地区和邻近地区的资源分布、气候降水及地理位置的影响。(2)不同空间滞后状态下对角线两侧存在非零值,转移方向具有不确定性,有向上转移的趋势,也有向下转移的风险。如空间滞后类型为中

低水平(Ⅱ)时,对角线顶端的概率值(28.6%、40.0%)小于中间概率值(60.0%、58.3%)。同时,对角线的概率值并非大于非对角线上的概率值。如对角线上低水平(Ⅰ)概率值(28.6%)小于非对角线向上转移一级的概率值(57.1%)。说明林业绿色全要素生产率状态转移的稳定性有所动摇,其路径依赖与“马太效应”在一定程度上有所改善,存在跨越式发展的可能。(3)林业绿色全要素生产率转移状态具有显著的空间溢出效应,邻近区域效率类型相互影响,对区域状态的演变同时具有正向和负向的溢出影响。例如,空间滞后类型为高水平(Ⅳ)时,若处在同类型、中低水平(Ⅱ)与中高水平(Ⅲ)的邻域环境下,向上转移概率提升至100%。说明林业绿色全要素生产率在高水平(Ⅳ)为邻域条件下时,低水平(Ⅰ)类型的效率状态突破瓶颈得到有效提升,最终可达到高水平状态。相反,当空间滞后类型为低水平(Ⅰ)时,若处在同类型、中低水平(Ⅱ)、中高水平(Ⅲ)及高水平(Ⅳ)的邻域环境下,向上转移概率逐渐下降,自身稳定性概率持续上升。当空间滞后类型为中低水平(Ⅱ)时,若处在同类型、中高水平(Ⅲ)与高水平(Ⅳ)的邻域环境下,向下转移概率上升至25.8%。综合来看,不同邻域类型影响区域状态转移的方向,以空间滞后类型为高水平的区域为邻时,效率水平向上转移概率升高,具有正向的溢出效应;以空间滞后类型为低水平的区域为邻时,向下转移的概率升高,具有负向的溢出效应。

六、结论与政策启示

通过上述研究,得出如下结论:

第一,从效率测度结果及时序变动趋势看,2005—2021年基于静态与动态视角的黄河流域林业绿色全要素生产率整体呈波动递增态势,存在显著的空间非均衡特征,优势区域由上游地区转移为下游地区。根据林业绿色全要素生产率指数分解的变动趋势可知,技术进步是促进黄河流域林业绿色全要素生产率增长的关键来源。

第二,从空间动态分布特征及地区差异看,样本期内以2010年为时间转折点,黄河流域林业绿色全要素生产率在2010年后稳步提升,呈现向高水平聚集的良好趋势。其分布形态表现为明显的梯度差异,多级分化趋势加剧,地区差异持续扩大。地区内差异是导致林业绿色全要素生产率总体差异的主要来源。

第三,从状态转移规律看,在不考虑空间滞后条件时,黄河流域林业绿色全要素生产率的状态转移具有

路径依赖和“俱乐部趋同”现象,并在连续转移过程中存在马太效应,难以实现跨越式发展。在考虑空间滞后因素时,其转移状态具有显著变化,表现为“俱乐部效应”增强,有可能实现跨越式发展,存在显著的空间溢出效应。以空间滞后类型为低水平和高水平的区域为邻时,效率状态对区域状态的演变分别具有负向和正向的溢出影响。

基于以上结论,提出以下政策启示:

第一,宽领域、全方位制定差异化林业政策,统筹区域协同发展,促进地区间交流与合作。黄河流域上、中游应加速实施生态保护及修复工程,推进国家储备林建设,开发林业碳汇项目。下游适宜区域建设防护林带和森林公园,提升生态系统稳定性及生态服务功能。规范林权流转程序及补偿机制,扩大国家级公益林补偿投入规模,确定差异化补助标准和补偿力度,刺激林业生产积极性。同时,探索多元化联合经营模式,拓展林产品内需市场,借助“与邻为善”“以强带弱”策略,推动林业产业融入双循环新发展格局。

第二,多视角、广维度提高林业绿色发展要素质量,优化创新要素结构,推动产业实现提质增效。转变林业发展模式,推动产业动能转化,加快低碳工艺革新,摆脱对传统生产要素投入的过度依赖。通过挖掘林业资源多元价值,引导社会资本有序参与,推动资金、劳动力等优质资源快速注入,加快改善林业能源消耗结构,实现全要素生产率水平的提高。

第三,深层次、多渠道加强林业科学研究,促进技术成果转化应用,提升科技赋能现代化水平。推动林业产学研深度融合,通过科学优化树种结构,适度扩展林产规模,运用现代信息技术实现林长制“智慧升级”,提升网络化护林能力。通过建立林业科技成果榜单制度,发展绿色低碳的科技成果对接交易市场,加快林业碳汇方法的研究和碳普惠平台的开发。◆

参考文献:

- [1]姜微,刘俊昌,胡皓.我国林业生态效率时空演变及环境规制门槛效应研究[J].中南林业科技大学学报,2020,40(6):166-174.
- [2]郑瑞豪,杨超,杜德斌,等.1949年以来中国林业政策的主题演进及变迁逻辑[J].世界林业研究,2024,37(2):110-116.
- [3]孔凡斌,王宁,徐彩瑶.山区林业产业发展对城乡收入差距的影响机制:基于就业与收入中介效应的视角[J].自然资源学报,2024,39(1):62-83.
- [4]周雨,黄建,冯升波.提升全要素生态效率 高质量推进“两山”转化[J].宏观经济管理,2023(12):16-23.
- [5]史常亮,揭昌亮,石峰,等.中国林业技术效率与全要素生产率增长分解:基于SFA-Malmquist方法的估计[J].林业科学,2017,53(12):126-135.
- [6]韩雅清,林丽梅,魏远竹,等.劳动力转移、合作经营与林业生产效率研究[J].资源科学,2018,40(4):838-850.
- [7]王坤,马国勇.林业劳动生产率的区域差异及收敛性研究[J].求是学刊,2022,49(3):92-101.
- [8]伍海泉,印慧,曹玉昆.天然林保护工程对中国林业全要素生产率的影响:基于省级面板数据实证检验[J].东北农业大学学报,2022,53(4):90-96.
- [9]曹玉昆,翟相如.国家财政支持对林业产业全要素生产率影响的实证[J].统计与决策,2020,36(7):118-122.
- [10]黄书苑,马丁丑.西北地区家庭林业全要素生产率测算及收敛性分析:基于陕甘两省7年的1000个固定样本[J].干旱区资源与环境,2021,35(2):21-27.
- [11]魏肖杰,张敏新.林业产业集聚对中国林业全要素生产率作用机制:基于动态空间计量模型的实证分析[J].世界林业研究,2019,32(3):67-72.
- [12]刘艳迪,张滨,吕洁华.要素投入与生产效率对林业经济增长的非线性影响:基于劳动报酬变迁视角[J].林业科学,2022,58(6):141-150.
- [13]吕洁华,孙嘉宇,蔡秀亭.中国林业绿色全要素生产率的时空演变分析[J].农林经济管理学报,2022,21(3):320-330.
- [14]姜微,汤旭,刘俊昌.南方13省份林业产业生态效率时空演变及其影响因素[J].生态学报,2020,40(16):5663-5673.
- [15]张自强,李怡.营林业全要素生产率增长的测算及其分解:来自27个省级面板数据的分析[J].干旱区资源与环境,2016,30(12):89-94.
- [16]谭少鹏.我国林业绿色全要素生产率测度及其影响因素[J].中南林业科技大学学报,2022,42(8):202-210.
- [17]刘清泉,江华.中国林业全要素生产率测算[J].统计与决策,2017(4):146-149.
- [18]贯君,曹玉昆,朱震锋.中国林业全要素生产率空间关联网络结构及其影响因素[J].商业研究,2019(9):73-81.
- [19]臧良震,张彩虹.中国林业全要素生产率的时空格局演化研究[J].统计与决策,2016(8):118-122.
- [20]罗小锋,李兆亮,李容容,等.中国林业生产效率的时空差异及其影响因素研究[J].干旱区资源与环境,2017,31(3):95-100.
- [21]黄书苑,马丁丑,傅一敏,等.生态脆弱地区林业全要素生产率变动及其影响因素:基于甘肃省10年500个农户的跟踪调查[J].林业科学,2024,60(6):153-164.
- [22]纪成君,夏怀明.我国农业绿色全要素生产率的区域差异与收敛性分析[J].中国农业资源与区划,2020,41(12):136-143.

(责任编辑:沐晨)

低碳城市试点政策对上市企业绿色转型的影响效应及机制研究

——基于面板数据分位数处理效应模型

胡亚南¹ 欧阳烜麟¹ 杨盼² 田茂再^{3,4}

(1. 郑州大学 商学院, 河南 郑州 450001; 2. 郑州大学 第一附属医院, 河南 郑州 450001;
3. 中国人民大学 应用统计科学研究中心, 北京 100872; 4. 中国人民大学 统计学院, 北京 100872)

摘要: 国家自2010年开始实施低碳城市试点政策,旨在激励企业提高资源管理和技术创新水平,推动企业绿色转型以实现可持续发展。基于2006—2021年上市企业数据,从绿色技术转型、绿色管理转型、绿色营收转型三个维度出发测算上市企业绿色转型程度,分析低碳城市试点政策对上市企业绿色转型的作用机理,运用面板数据分位数处理效应模型探究二者之间的影响。研究发现,低碳城市试点政策对上市企业的绿色转型具有促进作用,尤其对于绿色转型程度较低的企业影响更为显著。机制分析表明,低碳城市试点政策通过提高上市企业盈利能力和科技创新水平来促进绿色转型,并且环境监管压力起到了调节作用。异质性分析揭示,低碳城市试点政策能有效促进东、西部地区以及规模较大的上市企业实现绿色转型。

关键词: 低碳城市试点政策; 上市企业; 绿色转型; 分位数处理效应

中图分类号: F272; F293

文献标识码: A

文章编号: 2096-8647(2024)09-0012-09

DOI: 10.13999/j.cnki.tjlls.2024.09.002

一、引言与文献综述

为了应对全球气候危机,我国正大力推进生态文明建设,把应对气候变化融入国家经济社会发展中长期规划。低碳城市试点政策作为市场激励型环境规制政策,能够减轻企业在低碳转型过程中的成本压力,有效应对气候变化和推动可持续发展(王锋正和陈方圆, 2018; 张华, 2020)^[1-2]。

学术界对于低碳城市试点政策效应的研究相对丰富。伍格致和游达明(2019)^[3]指出低碳城市试点政策对技术创新和绿色全要素生产率的影响存在显著差异,并且具有明显的空间溢出效应和区域异质性。王治等(2023)^[4]分析了低碳城市试点政策如何有效提升企业的ESG表现,促使企业进行绿色低碳转型,尤其

是对于那些国有企业、非重污染企业以及财务风险较低的企业。因此,有研究者将分析重点放在政策试点的运行逻辑和扩散机制上,旨在更深入地理解政策对企业低碳发展及绿色转型的影响路径。李强和聂锐(2019)^[5]指出,低碳政策通过调整资源配置及优化产业结构,对上市企业的绿色转型产生显著的正向促进作用。郭进(2019)^[6]通过对排污费收缴和环境保护财政支出的中介效应分析,揭示了政策如何在微观层面通过财务机制影响企业的绿色创新及低碳转型,从而阐明了企业转型背后的内在机制。此外,部分学者基于政策与企业绿色转型的双向作用视角,探讨了政策的作用机理。何小钢(2014)^[7]提出,低碳城市试点政策与上市企业的绿色创新之间存在“双重外部性”,即

基金项目: 全国统计科学研究项目优选项目“面向中国式现代化的异质性政策效应评估方法研究”(2024LY023)。

作者简介: 胡亚南(1986—),男,河南驻马店人,博士,副教授,研究方向为统计建模、因果推断;欧阳烜麟(1999—),男,江苏镇江人,硕士研究生,研究方向为数量经济、因果推断;杨盼(1990—),女,河南郑州人,硕士,经济师,研究方向为上市企业管理;田茂再(1969—),通信作者,男,湖南凤凰人,博士,教授,博士生导师,研究方向为复杂数据建模。

二者之间形成了双向的互动关系。这一观点进一步被范丹和孙晓婷(2020)^[8]深化,其研究指出低碳城市试点政策的影响机制体现为“创新补偿”效应与“遵循成本”效应并存。政策通过激励机制促进企业技术创新,表现出“创新补偿”效应,同时政策带来的规制遵循成本对绿色技术创新带来了一定的经济压力,即“遵循成本”效应。

以上研究主要从宏观层面验证了低碳城市试点政策对上市企业绿色转型的积极推动作用,而对政策在企业微观层面的作用机制及具体效应缺乏细致的分析。基于此,本文从企业微观数据出发,深入探究低碳城市试点政策对上市企业绿色转型的影响。本文的主要贡献体现在以下方面:第一,通过上市企业绿色技术转型、绿色管理转型、绿色营收转型三个维度综合测度上市企业的绿色转型程度,为评估企业绿色发展提供了全新的视角。第二,运用更科学的政策评估方法,采用面板数据分位数处理效应模型评估低碳城市试点政策对上市企业绿色转型的影响。第三,结合中介效应和调节效应模型,探讨低碳城市试点政策与企业绿色转型之间的影响机制,为理解政策如何影响企业绿色转型提供了实证依据。

二、理论分析与研究假说

低碳城市试点政策对上市企业绿色转型的积极促进作用体现在多个方面。首先,政策通过设定明确的减排目标和排放限额,推动上市企业调整生产和经营方式,降低温室气体排放以实现政府设定的减排目标。政策不仅增强了上市企业的环保意识,还在源头上减少对环境的污染(于连超等,2021;苏涛永等,2020)^[9-10]。其次,上市企业在实现低碳目标过程中会进行能源结构的转型升级,运用更清洁、可再生的能源替代传统高碳能源。能源转型不仅减少了对高碳能源的依赖,也为可再生能源的广泛应用创造了有利条件,促进了清洁能源的广泛运用(李顺毅,2018)^[11]。最后,低碳城市试点政策鼓励上市企业进行技术创新,研发和应用更清洁、高效的生产技术(王贞洁和王惠,2022)^[12]。这种技术创新提高了企业的生产效率,降低了运营成本,推动了整个产业的技术升级,促进了企业的可持续发展。低碳城市试点政策促进了上市企业的低碳减排、能源结构调整以及技术创新,为上市企业提供了明确的方向和动力,促使其更加积极地进行绿色转型。基于以上内容,提出以下研究假说:

假说1:低碳城市试点政策对上市企业绿色转型

具有正向促进作用。

环境规制在短期内可能会增加企业的运营成本,但从中长期看,它为企业提供了重要的发展机遇,提高了上市企业的盈利能力(毕茜等,2019)^[13]。上市企业盈利能力提高后,可以投入更多资源在绿色技术创新和环境管理实践中。高盈利上市企业有更多资金采购或更新环保设备,以更好地符合环保标准,促进上市企业绿色转型。此外,盈利能力的提升也增强了上市企业的抗风险能力,使其在市场不确定性中更有能力承担绿色转型带来的短期调整成本。因此,低碳城市试点政策可能通过提高上市企业盈利能力促进上市企业绿色转型。科技创新是上市企业实现绿色转型的核心驱动力。通过科技创新,上市企业能够开发出更加高效的绿色技术,从而减少资源浪费和污染排放,实现生产流程的生态化转型(仇怡等,2023)^[14]。例如,通过引进节能设备、采用清洁生产技术,上市企业不仅能符合政策要求,还可以通过技术优势提高市场竞争力。因此,低碳城市试点政策可能通过推动科技创新增强上市企业绿色转型的动能。公众舆论以及媒体监督提高了企业的环保意识,同时也对政策制定有着一定影响,将激励企业进行环保投资,实现绿色转型。因此,环境监管压力作为调节变量,与低碳城市试点政策共同作用于企业,可能影响政策的实施效果和企业的绿色转型进程。基于以上内容,提出以下研究假说:

假说2:低碳城市试点政策可能通过盈利能力及科技创新水平影响上市企业绿色转型,同时环境监管压力起到调节作用。

低碳城市试点政策可能对不同特征的上市企业产生异质性影响。不同规模的上市企业受到低碳城市试点政策的影响可能具有异质性。具体而言,上市企业的规模越大,受到政策影响之后绿色转型程度越高。大型上市企业往往有更多的资源用于技术创新和环保投资,因此更容易响应低碳城市试点政策。相反,小型上市企业因为资源相对有限,在绿色转型过程中可能面临更大的挑战。不同地区上市企业受到低碳城市试点政策的影响也可能具有异质性。东部地区的上市企业在政策推动下,其绿色转型程度提升更为显著。东部地区通常具有更发达的绿色技术创新环境和更高的市场竞争压力,这促使企业在低碳政策下更积极地进行绿色转型。而中、西部地区的企业可能受到资源约束、基础设施限制等因素的影响,对

低碳政策的响应相对滞后。基于以上内容,提出以下研究假说:

假说3:低碳城市试点政策对不同规模及不同地区的上市企业绿色转型存在异质性影响。

三、变量测度及现状分析

(一)数据来源

国家发展和改革委员会自2010年启动低碳城市和省(区)试点以来,分三批在全国范围内批准设立了81个低碳试点城市。基于政策实施前后上市企业的经营状况,本研究选取2006—2021年为样本区间,并将企业所处城市是否属于低碳试点城市作为处理变量。本研究的数据主要来源于CSMAR、CNRDS和Wind数据库,企业层面的相关变量均通过整合或计算获得,地区层面的数据则来自于《中国统计年鉴》、各地区统计年鉴及IPE数据库。在样本数据处理过程中,剔除主要变量存在缺失的样本,以保证数据的完整性和分析结果的稳健性。

(二)变量选取及测度

被解释变量:通过绿色技术转型、绿色管理转型、绿色营收转型三个维度测度上市企业绿色转型程度,使用TOPSIS熵权法进行计算(各指标的权重见表1)。其中绿色技术转型维度,主要依据Chiou等(2011)^[15]的研究,选取当年新增的绿色专利授权数量、绿色发明授权和绿色实用新型授权数量、降低末端污染技术数量作为指标,这些指标展示了企业在减少生产过程污染方面的技术参与度,从技术转型角度评估企业的绿色转型程度。绿色管理转型维度,则参照李维安等(2019)^[16]的研究,选取是否通过ISO14001及ISO9001认证、上市企业环保管理制度改革作为衡量指标,这些指标展现了上市企业在环境与质量管理上的技术水平,体现了企业在优化环保管理体系方面的进展以及可持续发展的理念,从管理转型角度评估企业的绿色转型程度。绿色营收转型维度,选取上市企业的营收增加比、绿色投资者数量、绿色资产报酬率作为指标。其中上市企业的营收增加比反映了其经济活动的增长情况;绿色投资者数量显示了企业吸引绿色投资的能力,反映了其在可持续发展方面的吸引力;绿色资产报酬率则衡量了与绿色或环保活动相关资产的回报率。这些指标测度了上市企业的可持续经营能力,从经济利益角度评估企业的绿色转型程度。

解释变量:上市企业所属城市是否属于低碳试点城市,属于低碳试点城市为处理组记为1,不属于低碳

试点城市为控制组记为0。

控制变量:上市企业的绿色转型受到多种因素的影响,参照席龙胜和赵辉(2022)^[17]的研究,将以下控制变量纳入分析:(1)资产收益率:采用上市企业当年总资产的回报率,反映企业的盈利能力。(2)上市年份:以上市企业自上市至今的年数为指标,控制因企业市场经验不同所带来的影响。(3)固定资产额:以上市企业固定资产总额的对数为指标,控制企业资本密集程度对绿色转型的影响。(4)第一大股东持股率:以企业第一大股东的持股比率为变量,控制公司治理结构对企业绿色转型的影响。(5)企业规模:采用员工人数的自然对数,以控制企业规模大小对绿色转型的影响。(6)营收转化能力:以企业营业收入的自然对数来衡量,控制其对绿色转型的影响。此外,根据企业是否位于长江经济带进行赋值,赋值为1表示企业位于长江经济带,赋值为0则不在长江经济带内,控制区位因素可能带来的异质性影响;采用企业所在城市的污染源监管信息公开指数,控制城市环境监管力度对企业绿色转型的影响。

(三)描述性统计分析

表2报告了主要变量的描述性统计结果。上市企业绿色转型程度的平均值为0.12,标准差为0.24,说明上市企业的绿色转型程度总体上仍较低。从政策实施的角度来看,46%的上市企业所处的地区在2006—2021年之间实行了低碳城市试点政策。从企业角度来看,上市企业的资产收益率平均值为0.02,标准差为0.41,说明不同上市企业的运营状况存在较大差距。上市企业的营收转化能力均值为21.43%,但最小值和最大值相差较大,说明不同上市企业之间的营业状况相差较大。同时从对数角度考察了不同上市企业的固定资产额,这些信息可以帮助更好地了解上市企业的成长趋势、资产结构以及经济效益。

(四)上市公司绿色转型程度的区域差异及行业划分

在285个样本城市中,低碳试点城市为96个,占34%;非试点城市为189个,占66%。从低碳试点城市的地理位置看,东部、中部和西部的城市数量分别为52个、18个和26个,分别占全部试点城市的54%、19%和27%;从低碳试点城市与非试点城市的比例看,东部、中部和西部的试点比例分别是51%、18%和31%。上述数据表明,东部地区试点城市的数量最多,占试点城市总数的一半以上。相比中、西部地区,东部地区经济总量和人口密度更高,这些区域上市企业数量较多,

表 1 指标体系构建

变量	指标	测度方式	指标权重
绿色 转型 程度	当年新增的绿色专利授权数量	上市企业当年获得的与绿色技术相关的新专利数量	0.097
	当年新增的绿色发明授权数量	上市企业当年获得的与绿色发明相关的新专利数量	0.086
	当年新增的绿色实用新型授权数量	上市企业当年获得的与绿色实用新型相关的新专利数量	0.098
	降低末端污染技术数量	上市企业拥有的旨在降低生产过程末端污染的技术的数量	0.106
	是否通过 ISO14001 认证	上市企业当年是否获得 ISO14001 环境管理认证	0.107
	是否通过 ISO9001 认证	上市企业当年是否获得 ISO9001 质量管理认证	0.110
	上市企业环保管理制度改革	上市企业报表中是否有环保管理体系的改革	0.093
	上市企业当期较上期营收增加比	上市企业当期营收与上期相比的增长百分比	0.062
	上市企业绿色投资者数量	上市企业绿色投资者当年的增加数量	0.113
	绿色资产报酬率	上市企业归因于绿色或环保活动的资产回报率	0.123

表 2 描述性统计

变量类型	变量名称	观测值	平均数	标准差	最小值	最大值
被解释变量	绿色转型程度	38351	0.12	0.24	0.00	0.86
解释变量	低碳城市试点政策	38351	0.46	0.50	0.00	1.00
控制变量	资产收益率(%)	38351	0.02	0.41	-30.69	0.62
	上市年份(年)	38351	12.42	7.20	1.00	30.00
	企业规模(取对数)	38351	8.87	10.21	1.94	13.22
	营收转化能力(%)	38351	21.43	1.67	0.00	28.72
	第一大股东持股率(%)	38351	22.20	17.57	15.58	100.00
	固定资产额(取对数)	38351	20.15	2.01	0.00	27.28

表 3 各行业绿色转型程度分布

变量名称	观测值	平均数	中位数	最小值	最大值
传统制造业	23252	0.07	0.12	0.00	0.55
服务业	2588	0.02	0.07	0.00	0.47
化工和材料行业	941	0.06	0.12	0.01	0.52
环境保护和公共管理业	412	0.39	0.25	0.00	0.57
建筑和房地产业	613	0.15	0.13	0.00	0.40
健康和社会服务业	74	0.05	0.05	0.00	0.397
科技和信息服务业	2766	0.04	0.10	0.00	0.55
农、林、渔业	280	0.15	0.17	0.00	0.61
自然资源业	1459	0.13	0.11	0.00	0.54

因此东部地区是低碳试点政策的重点和核心区域。

同时,将这些上市企业所处的 81 个行业进行合并,基于以下两个原则进行:一是产业链关联程度。一些行业在生产和供应链上高度关联,形成互补或依赖关系。例如,原材料行业和制造业紧密相连,将这些行业合并可以更好地揭示产业链条中的关键节点和整体运作规律。二是技术水平和市场需求。考虑行业在绿色转型中的创新能力和市场变化的响应速度,将技术创新路径相似、市场需求变化趋势一致的行业进行合

并,以更好地分析行业对绿色转型的共性反应。将这些行业整合后,最终得到了 9 个行业大类:传统制造业,服务业,化工和材料行业,环境保护和公共管理业,建筑和房地产业,健康和社会服务业,科技和信息服务业,农、林、渔业,自然资源业。

(五)上市企业绿色转型程度的动态演化

1.上市企业总体绿色转型程度的动态演进

国家发展和改革委员会于 2010 年 7 月 19 日发布了《关于开展低碳省区和低碳城市试点工作的通

知》，2017—2019年，试点任务取得阶段性成果，形成可复制、可推广的经验。2020年，国家逐步在全国范围内推广试点地区的成功经验。图2描述了中国全行业的绿色转型发展状况，上市企业绿色转型程度总体上呈现上升趋势。其中，2011—2012年和2020—2021年均大幅度增长。图中的演进过程与低碳城市的分批实施节点有着明显重合，进一步说明了低碳城市试点政策对于上市企业绿色转型的正向相关关系。

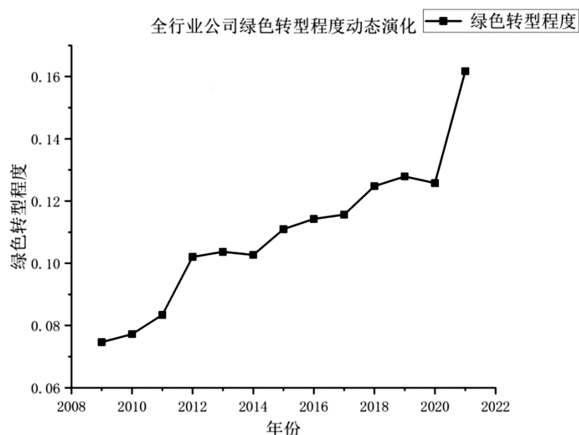


图1 全行业绿色转型程度发展状况

2. 各行业上市企业绿色转型程度的动态演进

图2展示了各行业上市企业绿色转型程度的发展差异。从图中可以看出化工和材料行业、传统制造业及建筑和房地产业等高污染行业受政策影响较大，行业内上市企业绿色转型程度提升幅度较高。而服务业、科技和信息服务业等低污染行业相较于其他行业绿色转型程度提升较低。可能是由于高污染行业直接涉及环境和公共健康问题，因此更容易引起社会的关注。这种外部压力可能迫使高污染行业更迫切地采取行动，提高绿色转型程度以满足社会期望，改善企业形象。

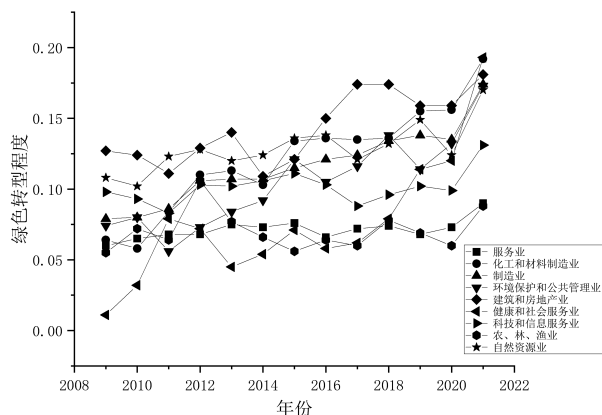


图2 各行业绿色转型程度发展状况

象。因此行业内的上市企业更愿意采取可持续发展的做法，促进自身的绿色转型。

四、实证检验与结果分析

(一) 实证模型设定

1. 分位数处理效应模型

为估计低碳城市试点政策对上市企业绿色转型的分位数处理效应(QTT)，采用Callaway等(2018)^[18]的面板数据分位数处理效应模型。简化模型设定如下：

$$Y_{it} = \beta_0(\theta) + \beta_1(\theta)D_{it} + \beta_2 X_{it} + \epsilon_{it} \quad (1)$$

其中， Y_{it} 表示上市企业*i*在*t*时期的绿色转型程度； $\beta_0(\theta)$ 表示上市企业*i*在*t*时期的 θ 分位数处的绿色转型程度； $\beta_1(\theta)$ 表示上市企业*i*在*t*时期 θ 分位数处的绿色转型程度的分位数处理效应； D_{it} 为低碳城市试点政策的虚拟变量(1表示实施，0表示未实施)； X_{it} 为控制变量，包含可能影响上市企业绿色转型的其他因素； ϵ_{it} 为随机误差项。通过该模型，可以分析低碳城市试点政策在不同分位数上的影响，进而评估政策对不同类型上市企业绿色转型的作用程度。具体而言，该模型能够揭示政策在绿色转型程度较高和较低的企业中产生的差异化效果。

2. 中介效应模型设定

为了进一步探讨低碳城市试点政策对上市企业绿色转型的作用机制，运用双重差分模型，参考江艇(2022)^[19]的做法使用两步法中介效应，分别验证盈利能力和科技创新水平两个变量的影响，以检验中介机制。

$$M_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 D_{it} + \gamma_2 X_{it} + \lambda_i + \mu_t + \epsilon_{it} \quad (2)$$

$$N_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 D_{it} + \alpha_2 X_{it} + \tau_i + \omega_t + \epsilon_{it} \quad (3)$$

其中， M_{it} 表示盈利能力， N_{it} 表示科技创新水平， D_{it} 为低碳城市试点政策虚拟变量， X_{it} 为控制变量， λ_i 、 τ_i 表示个体固定效应， μ_t 、 ω_t 表示时间固定效应。

3. 调节效应模型

为进一步探讨环境监管压力对低碳城市试点政策效果的调节作用，采用调节效应模型进行分析。模型设定如下：

$$Y_{it} = \delta_0 + \delta_1 D_{it} + \delta_2 Reg_{it} + \delta_3 (D_{it} \times Reg_{it}) + \delta_4 X_{it} + \lambda_i + \mu_t + \epsilon_{it} \quad (4)$$

其中， Y_{it} 表示上市企业*i*在*t*时期的绿色转型程度， D_{it} 为低碳城市试点政策虚拟变量， Reg_{it} 为环境监管压力变量， $D_{it} \times Reg_{it}$ 为低碳城市试点政策和环境监管压力的交互项， X_{it} 为控制变量， λ_i 表示个体固定效应， μ_t 表示时间固定效应， ϵ_{it} 为误差项。

(二) 分位数处理效应模型分析结果

表4和图3显示,模型的平均处理效应为0.054,表明低碳城市试点政策对上市企业绿色转型具有正向促进作用,尤其对绿色转型程度处于中低分位数的企业产生了显著的积极影响。

表4 低碳城市试点政策对于上市企业绿色转型的分位数处理效应

绿色转型程度			绿色全要素生产率		
分位数	分位数处理效应	标准差	分位数	分位数处理效应	标准差
0.05	-0.128	0.155	0.05	-2.240	0.710
0.10	0.007	0.073	0.10	-3.542	1.037
0.15	0.070	0.101	0.15	-0.302	0.191
0.20	0.127	0.062	0.20	-0.217	0.103
0.25	0.098	0.068	0.25	-0.160	0.076
0.30	0.131	0.060	0.30	-0.014	0.061
0.35	0.152	0.063	0.35	0.082	0.049
0.40	0.081	0.054	0.40	0.158	0.047
0.45	0.045	0.064	0.45	0.240	0.058
0.50	0.112	0.057	0.50	0.280	0.070
0.55	0.088	0.052	0.55	0.328	0.060
0.60	0.097	0.031	0.60	0.395	0.077
0.65	0.130	0.066	0.65	0.381	0.080
0.70	0.063	0.053	0.70	0.375	0.072
0.75	0.042	0.056	0.75	0.438	0.071
0.80	0.010	0.076	0.80	0.581	0.108
0.85	0.000	0.081	0.85	0.641	0.089
0.90	0.014	0.088	0.90	0.019	0.014
0.95	0.030	0.065	0.95	0.066	0.022
平均处理效应	0.054	0.039	平均处理效应	0.012	0.079

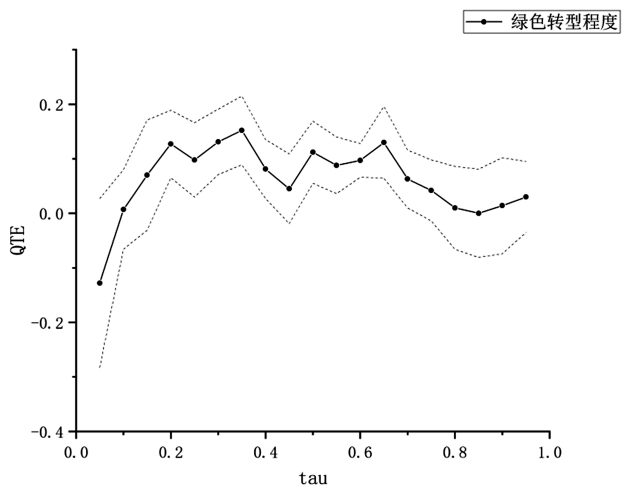


图3 绿色转型程度的分位数处理效应

低碳城市试点政策对不同企业的影响效应不同,可能有多方面的原因。从资源与成本的分配角度出发,绿色转型程度较低的上市企业可能更敏感于政策激励,容易获得绿色技术和资金支持,绿色转型程度明显提升。部分企业进行了深层次的绿色转型,政策的

边际激励作用较小,政策效应可能趋于平稳。而从技术路径与转型速度出发,上市企业在绿色转型初期可能需要较大的技术和管理革新。对于绿色转型程度较高的企业而言,已有较多绿色转型措施实施,进一步提升空间有限,政策效果可能不如在转型进程中的中低分位数企业明显。从环境与市场适应角度出发,绿色转型程度较低的上市企业在政策推动下更贴近市场需求,能够更快适应低碳化的市场环境,而高分位数企业的适应度已接近饱和,政策带来的新增市场效应有限。

(三)稳健性检验

以上市企业的绿色全要素生产率作为被解释变量检验其稳健性。表4回归结果显示,核心解释变量的符号和显著性与基准回归一致,说明研究结论具有稳健性,进一步论证了低碳城市试点政策能有效促进上市企业绿色转型。

(四)机制分析

1.上市企业盈利能力的中介效应

在低碳城市试点政策推动下,上市企业的盈利能

力可能会显著提升,从而进一步推动企业的绿色转型。具体而言,试点政策的实施激励企业自发提升环境绩效,落实可持续发展战略。这些积极的环境行动不仅有助于提升企业的品牌形象和市场认可度,还可能对企业的长期竞争力产生深远影响。品牌与形象的提升,尤其是在环保和社会责任方面的形象提升,不仅能够增强企业吸引和保留客户的能力,还可能优化供应链的协同管理,为企业创造更广阔的市场机会。根据表5的回归结果显示,低碳城市试点政策对上市企业的盈利能力具有显著的正向影响,表明在政策作用下上市企业通过改善盈利能力,不仅能在经济上获得积极反馈,也有助于加速绿色转型的步伐。因此,低碳城市试点政策可以通过促进盈利能力的提升,间接推动上市企业绿色转型。

表5 中介效应模型

解释变量	盈利能力	科技创新水平
低碳城市试点政策	0.132** (0.002)	0.121* (0.008)
控制变量	控制	控制
个体固定效应	控制	控制
时间固定效应	控制	控制
观测值	38351	38351
R ²	0.610	0.424

注: *、**、***分别表示10%、5%、1%的显著性水平,括号内为标准误。表6、表7、表8同。

2.上市企业科技创新水平的中介效应

面对低碳城市试点政策的绿色发展要求,上市企业可能加大在科技创新领域的研发和应用投入,以适应政策标准并提升自身的竞争力。研发(R&D)投资作为提升企业自主创新能力的关键因素,直接决定了企业能否在低碳经济环境下实现稳健发展。基于此,本研究以R&D经费的对数作为衡量上市企业科技创新水平的主要指标。

表5结果表明,低碳城市试点政策对上市企业的科技创新水平具有显著的正向促进作用。说明试点政策不仅推动企业创新能力的提升,还通过促进科技创新为企业实现绿色转型奠定了坚实基础。

3.环境监管压力的调节效应

面对政府的环境监管压力,上市企业通常会被激励去寻找更环保、更高效的生产技术和经营模式,从而推动技术创新。这种创新有助于提高上市企业的竞争力,同时也促使上市企业更快速地实现绿色转型。地

区在环境监管压力下通过制定环保法律法规和行政命令等环境规制措施,促使上市企业积极开展环保投资,从组织外部获取与绿色环保相关的各类知识和技术,进而实现上市企业的绿色转型。

表6结果显示,低碳城市试点政策和环境监管压力对上市企业的绿色转型程度产生了正向影响,环境监管压力与低碳城市试点政策的交互项对绿色转型有显著正向影响,说明环境监管压力能够增强低碳城市试点政策对绿色转型的影响效果。这意味着在环境监管压力较大的情况下,低碳城市试点政策对企业绿色转型的促进作用更明显。

表6 环境监管压力的调节效应

解释变量	绿色转型程度
低碳城市试点政策	0.076*** (0.016)
环境监管压力	0.064*** (0.009)
环境监管压力×低碳城市试点政策	0.034*** (0.002)
控制变量	控制
个体固定效应	控制
时间固定效应	控制
观测值	38351
R ²	0.580

(五)异质性分析

为了更深入地分析低碳城市试点政策对不同类型上市企业影响的异质性,基于样本特征对企业进行划分。首先,根据企业规模,将样本分为大型企业(前30%)和中小型企业,以反映不同规模企业在资源和管理能力上的差异。大型企业通常资源充足、管理能力较强,因而更具应对政策变化的能力,而中小企业则可能面临更大的适应挑战。其次,考虑地理位置的影响,根据企业所在区域分为东、中、西部地区,因为各地区对高碳产业的依赖程度不同,政策对企业的影响也可能存在差异。

1.公司规模视角下的异质性分析

根据表7的结果,低碳城市试点政策对大型上市企业的绿色转型具有显著的正向促进作用,而对中小型企业的影响并不显著。其原因可能是大型上市企业通常拥有更加丰富的资源,包括财务、技术和人才等方面的优势。政府推出的低碳政策往往对环保投资、技术升级提出了较高要求,而大型上市企业能够更轻松地动员这些资源进行相应的投入,因此能

够更好地响应政策。此外,大型上市企业在环保投资和技术创新方面也具备更明显的规模效应。一次性的环保设备投资和技术升级可以摊销到较大的产值中,从而有效降低了单位产出的环保成本。这使大型企业在满足政策要求的同时,能够以更经济的方式推动绿色转型。因此,政策在资源充裕、具备规模优势的大型企业中体现出了更为显著的正向效应,而中小型企业则可能因资源有限、投资回报率较低,政策效应还未显现。

表 7 公司规模视角下的异质性效应

公司规模	大型上市企业	中小型上市企业
低碳城市试点政策	0.138*** (0.104)	0.063 (0.026)
控制变量	控制	控制
个体固定效应	是	是
时间固定效应	是	是
观测值	11505	26846
R ²	0.730	0.560

2.地区视角下的异质性分析

从表 8 的结果可以看出,低碳城市试点政策对东部和西部地区上市企业的绿色转型具有显著的促进作用。这可能源于东部地区经济相对发达,人口密度高,城市化水平较高,政策执行过程中受到的监督和社会关注度也相对较强,从而为企业的绿色转型提供了有利条件。此外,东部地区的技术创新能力较强,企业更容易获得政策支持,进而加快绿色技术和管理方面的转型步伐。在西部地区,尽管高污染产业占比较大,但政策的推行会促使这些企业加快改革步伐,通过提升绿色技术水平、优化管理结构等手段实现绿色转型。研究表明政策在环境压力较大的地区能够起到更为积极的引导作用,促使企业主动适应新政策要求并推动自身转型。相较之下,中部地区的政策影响效应并不显著,这或许与该地区的产业结构和资源配置特点有关。中部地区传统产业占比较大,技术创新能力相对不足,企业面对政策要求时缺乏足够的资源和能力进行绿色转型,导致政策效果未能充分显现。

表 8 地区视角下的异质性效应

地区	中部地区	东部地区	西部地区
低碳城市试点政策	0.023 (0.328)	0.086* (0.232)	0.105*** (0.189)
控制变量	控制	控制	控制
个体固定效应	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
观测值	6065	27184	5102
R ²	0.290	0.570	0.620

五、结论与政策建议

(一)研究结论

本文以 2006—2021 年中国 A 股上市企业为样本,从绿色技术转型、绿色管理转型和绿色营收转型三个维度出发,全面衡量了上市企业的绿色转型程度,并结合低碳城市试点政策的实施年份深入分析了其行业差异和动态变化。研究表明,尽管各行业在绿色转型进程上存在显著差异,但整体上上市企业的绿色转型呈现持续提升的趋势。通过面板数据分位数处理效应模型,发现低碳城市试点政策对上市企业的绿色转型具有正向促进作用,对绿色转型程度较低的上市企业产生显著影响,而对绿色转型程度较高的上市企业影响较小,整体呈现倒 U 型特征。这种现象可能源于绿色转型程度较低的企业在资源和技术基础上较为薄弱,政策激励能够有效推动其转型,而绿色转型程度较高的企业已具备较高的绿色转型水平,进一步提升的边际效益有限,导致政策效应在不同分位数上呈现显著差异。机制分析表明,低碳城市试点政策对企业盈利能力和科技创新水平产生积极影响,进而推动了企业的绿色转型。异质性分析表明,从上市企业规模角度出发,低碳城市试点政策对大型上市企业的绿色转型具有显著的正向促进作用,而对中小型上市企业的影响则不显著。从地区角度出发,低碳城市试点政策对东部和西部地区的上市企业绿色转型产生了显著的正向影响。

(二)政策建议

本文分析了低碳城市试点政策对上市企业绿色转型程度的影响。基于上述研究结论,提出以下政策建议:

第一,强化政策激励措施。政府需进一步强化对上市企业绿色转型的政策激励,特别是针对绿色转型程度较低的企业。这些企业通常面临资源和技术限制,转型成本较高,因而需要更多的财政支持和激励措施。政府可以通过设立专项资金、提供财政补贴以及实施税收减免等手段,降低企业在绿色技术、设备和管理方面的初始投入。同时,提升企业对绿色转型的认知,增强其参与积极性。这样的政策激励不仅能帮助企业克服初期困难,还能提升整体绿色转型水平,实现可持续发展目标。

第二,持续优化区域支持策略。针对不同地区的产业特点,政府应制定差异化的政策。在经济发达、技术创新能力强的东部地区,政策可以更侧重于支持绿

色技术创新和新兴产业的发展,推动企业在绿色投资方面的积极性。针对中部和西部地区,政府应关注基础设施建设和技术能力提升,提供技术培训和咨询服务,帮助当地企业增强绿色转型的能力。

第三,增强企业环保意识,激励多方参与。政府应加强对上市企业环保意识的宣传与培训,提升其对绿色转型重要性的认识。通过举办研讨会、培训班以及发布政策指南等形式,帮助企业管理层和员工了解绿色转型的长期收益和市场机会。此外,鼓励企业积极参与环保活动和社会责任项目,增强其社会责任感和品牌形象。与此同时,加强政府、企业、社会组织和科研机构之间的多方合作,形成共同推动绿色转型的合力。通过建立跨部门的合作平台,各方可以共享资源 and 信息,制定共同的绿色发展目标和行动计划,增强政策的可操作性。这种多方参与的模式不仅能促进企业绿色转型的有效实施,还能在社会层面上形成广泛的支持与共识,助力实现可持续发展的长远目标。◆

参考文献:

- [1]王锋正,陈方圆.董事会治理、环境规制与绿色技术创新:基于我国重污染行业上市企业的实证检验[J].科学学研究,2018,36(2):361-369.
- [2]张华.低碳城市试点政策能够降低碳排放吗?:来自准自然实验的证据[J].经济管理,2020,42(6):25-41.
- [3]伍格致,游达明.环境规制对技术创新与绿色全要素生产率的影响机制:基于财政分权的调节作用[J].管理工程学报,2019,33(01):37-50.
- [4]王治,彭百川,郭晶晶,等.低碳转型能否提升企业环境-社会-治理表现?:基于“低碳城市试点”的准自然实验[J].财经理论与实践,2023,44(01):139-145.
- [5]李强,聂锐.环境规制与区域技术创新:基于中国省际面板数据的实证分析[J].中南财经政法大学学报,2009(4):18-23+143.
- [6]郭进.环境规制对绿色技术创新的影响:“波特效应”的中国证据[J].财贸经济,2019,40(3):147-160.
- [7]何小钢.绿色技术创新的最优规制结构研究:基于研发支持与环境规制的双重互动效应[J].经济管理,2014,36(11):144-153.
- [8]范丹,孙晓婷.环境规制、绿色技术创新与绿色经济增长[J].中国人口·资源与环境,2020,30(6):105-115.
- [9]于连超,张卫国,毕茜.环境保护费改税促进了重污染企业绿色转型吗?:来自《环境保护税法》实施的准自然实验证据[J].中国人口·资源与环境,2021,31(5):109-118.
- [10]苏涛永,郁雨竹,潘俊汐.低碳城市和创新型城市双试点的碳减排效应:基于绿色创新与产业升级的协同视角[J].科学学与科学技术管理,2022,43(1):21-37.
- [11]李顺毅.低碳城市试点政策对电能消费强度的影响:基于合成控制法的分析[J].城市问题,2018(7):38-47.
- [12]王贞洁,王惠.低碳城市试点政策与企业高质量发展:基于经济效率与社会效益双维视角的检验[J].经济管理,2022,44(6):43-62.
- [13]毕茜,李虹媛,于连超.高管环保经历嵌入对企业绿色转型的影响与作用机制[J].广东财经大学学报,2019,34(5):4-21.
- [14]仇怡,曾迪,吴建军.我国低碳试点政策提升了城市绿色技术创新水平吗?[J].江西社会科学,2023,43(10):50-60.
- [15]CHIOU T Y, CHAN H K, LETTICE F, et al. The influence of greening the suppliers and green innovation on environmental performance and competitive advantage in Taiwan[J]. Transportation Research Part E Logistics & Transportation Review, 2011, 47(6):822-836.
- [16]李维安,张耀伟,郑敏娜,等.中国上市公司绿色治理及其评价研究[J].管理世界,2019,35(5):126-133.
- [17]席龙胜,赵辉.高管双元环保认知、绿色创新与企业可持续发展绩效[J].经济管理,2022,44(3):139-158.
- [18]CALLAWAY B, LI T, OKA T. Quantile treatment effects in difference in differences models under dependence restrictions and with only two time periods[J]. Journal of Econometrics, 2018, 206(2):395-413.
- [19]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,(05):100-120.

(责任编辑:萧静)

数字经济与碳排放：来自中国281个城市的经验数据

周明生^{1,2} 赵杉杉¹ 武春霞¹

(1. 首都经济贸易大学 经济学院, 北京 100070; 2. 北京财贸职业学院, 北京 101126)

摘要:基于2011—2021年我国281个城市的面板数据,通过基准模型、中介效应模型以及空间杜宾模型,实证检验数字经济对碳排放的影响及作用机制。研究发现:(1)发展数字经济能够显著降低城市碳排放,且在经过一系列稳健性测试后依然成立。(2)机制检验表明,产业结构升级和绿色技术创新是数字经济降低碳排放的重要机制,数字经济能够通过激励绿色技术创新、促进产业结构升级实现碳减排。(3)异质性分析表明,数字经济对碳排放的抑制效应具有非均衡特征,具体表现为对东部城市、非资源型城市以及环境参与度高的城市负向影响更显著。(4)各城市数字经济发展水平和碳排放具有显著的空间相关性,数字经济能够通过空间溢出效应降低邻近地区的碳排放。

关键词:数字经济;产业结构升级;绿色技术创新;碳排放

中图分类号:F49;F205

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2024)09-0021-10

DOI: 10.13999/j.cnki.tjlysj.2024.09.003

一、引言与文献综述

随着工业化进程的不断推进,二氧化碳排放引发的环境问题已成为制约我国经济发展的重要因素。2022年中国碳排放量约占全球总量的28.87%,突破110亿吨^①。碳排放量的增加不仅对生态环境造成巨大破坏,同时也对经济社会的可持续发展造成威胁,作为全球最大的二氧化碳排放国家之一,中国面临着经济向高质量转型发展、应对气候变化等多重挑战。追求绿色发展的过程中,数字经济日益受到关注,国务院印发的《2030年前碳达峰行动方案》提出,要推动城市数字化建设与绿色化的协同发展,促进高耗能产业的节能减排,推广绿色环保低碳的生活方式,将数字经济作为实现“双碳”目标的重要途径。数字经济通过作用于传统产业,推动生产方式由高污染、高能耗向绿色低

碳化转变,实现生产效率、动力、质量变革,促进传统产业转型升级,提高能源利用效率,从而对碳排放量产生影响。同时,依托于数字技术,引领绿色技术变革,绿色技术的广泛运用可以使生产过程向绿色化、高效化发展,从而降低能源消耗,加速碳减排进程。因此,数字经济能够通过促进产业结构升级、激励绿色技术创新实现低碳发展,成为实现碳减排目标的重要力量。

关于数字经济对碳排放影响的研究主要沿着两条主线展开:一是关于数字经济与碳排放关系的研究。大多数学者认为数字经济能够优化生态环境(Alam和Murad,2020)^[1],以互联网为载体的数字技术的使用和推广会显著抑制碳排放(Asongu等,2018)^[2]。冯兰刚等(2023)^[3]指出数字经济发展的控碳效应显著,创新

基金项目:河北社会科学发展研究课题“不同企业生命周期下河北省数字经济和实体经济深度融合的机理、实现路径与政策选择研究”(20230302039);首都经济贸易大学研究生科技创新项目“我国人工智能应用对工资收入差距的影响研究”(2023KJCX081)。

作者简介:周明生(1968—),男,内蒙古赤峰人,博士,教授,博士生导师,研究方向为数字经济、碳排放与产业结构转型等;赵杉杉(1995—),女,河北承德人,博士研究生,研究方向为数字经济与碳排放;武春霞(1992—),通信作者,女,河北沧州人,博士研究生,研究方向为人工智能与收入分配。

①数据来源于中国碳核算数据库(CEADs)。

能力与能源强度是重要的控碳机制。然而,数字经济并非只有降碳效应,部分学者认为,数字经济会对环境产生负面效应,导致碳排放量增加(江红莉和蒋鹏程,2022)^[4],并衍生一系列环境问题。还有一些学者认为数字经济发展与碳排放存在非线性关系,即数字经济在不同发展阶段对碳排放的影响具有差异。费威等(2022)^[5]发现随着数字经济发展,碳排放呈现倒“U”型曲线。李治国和王杰(2022)^[6]在此基础上引入空间计量模型,发现数字经济对本地碳排放呈现出显著的倒“U”形关系,与邻近地区碳排放呈现“先抑制、后促进”的“U”形关系。二是关于数字经济对碳排放影响机制的研究。产业结构升级与绿色技术创新是形成共识的两条路径。从绿色技术创新看,数字经济通过智能化、自动化技术的应用,对绿色技术创新产生积极影响,促进绿色技术创新的扩散和进步(董昕和张朝辉,2023)^[7]。数字经济发展离不开技术创新与应用,技术创新与应用有助于提升能源利用效率,从而降低碳排放(Ulucak等,2020)^[8]。从产业结构方面看,产业结构升级是数字经济发挥碳减排效应的重要机制(Dong等,2022)^[9],数字经济通过作用于传统产业并催生新产业,推进农业、工业与服务业的数字化进程。同时,低碳产业的出现也为推进产业结构升级注入新的动力,从而提高整个经济的能源利用效率,降低碳排放。除以上形成共识的两条路径外,还有少部分学者对其他影响因素进行探讨,如投资(牛海霞和胡佳雨,2011)^[10]、能源消费(Lange等,2020)^[11]和政府行为(张杰等,2022)^[12]等。

综上所述,已有研究围绕数字经济对碳排放的影响并未形成统一结论,为本研究提供了丰富的理论和实践基础,关于数字经济发展的碳减排效应分析仍有待进一步拓展。本文可能的边际贡献在于:一是在测算城市数字经济发展指数的基础上,探讨数字经济发展对城市碳排放产生的抑制效应,从城市地理位置、资源禀赋条件等角度分析数字经济对碳排放影响的异质性,从而深化研究层次。二是厘清数字经济影响碳排放的产业结构机制与绿色技术创新路径,阐明数字经济通过中介变量进而影响碳排放的内在机制,为政策制定提供参考。三是从空间溢出效应切入,在空间视角下探究数字经济对碳排放的影响。

二、理论分析与研究假说

(一)数字经济对碳排放的直接效应分析

数字经济作为新兴驱动力,具有显著的赋能效应,

对降低碳排放做出了重大贡献。数字经济发展水平对碳排放的影响主要体现在减少碳排放增量以及降低现有碳排放存量两个方面。

一是减少碳排放增量。数字经济以数字技术为依托,减少传统产业的碳排放。随着数字技术的应用和普及,传统产业技术创新能力提升,产业生产模式发生变革,促使产业发展过程中实现生态环境保护,碳排放量减少(Liu等,2019)^[13]。数字经济打破传统生产要素的约束,催生新业态、新模式,衍生出新的低碳产业。数字技术在传统生产领域的应用愈发频繁,催生新的低碳产业,通过对新信息技术的应用,对空气质量、污水排放等进行实时监测,实现智能化的环境监管和治理(Li和Zhou,2021)^[14],便于高效使用能源,减少碳排放。

二是降低碳排存量。植物的光合作用可以对空气中的二氧化碳进行吸收,从而减少二氧化碳存量,通过数字技术手段可以提高植被的播种效率,同时相较于传统的播种技术,能够减少碳排放并提高播种速度(Berhanu等,2021)^[15]。另外,化石燃料燃烧前后所产生的碳排放也可以通过数字技术进行处理,通过对化石燃料产生的二氧化碳以液压、清洗等方式进行精准捕获,将原本位于大气层的碳排放封存于地下或者海底,从而实现降低碳排放存量的目的。伴随着数字经济发展,知识、信息等数据要素不断增加,企业获取信息和技术的能力大大增强,方便了解各企业的经营参数,不仅利于企业改善自身的碳排放处理技术,也有利于对企业的碳利用与碳捕获程度进程勾画(Chang,2023)^[16],从而有针对性地发展致力于碳减排的企业,进而降低碳排放存量。据此,本文提出假设:

H1:数字经济可以通过增量效应和存量效应对碳排放产生抑制作用。

(二)数字经济对碳排放的间接效应分析

一是产业结构升级。产业结构是影响碳排放的重要因素,数字经济能够通过数字产业化和产业数字化两条途径引导产业升级,向高效、低碳、节能方向转型(Chen和Wang,2019)^[17]。从数字产业化角度看,数字经济能够催生一系列以数据作为要素的新产品、新业态。同时数字经济也可以打破产业发展的边界,促进产业间的协调与融合,衍生出新的产业模式。数字经济通过相关技术的应用,对高能耗、高污染行业进行替代,减少生产损耗与产能过剩,降低碳排放。从产业数字化角度看,数字经济通过数字技术的渗透作用,引领

产业从资本密集型、劳动密集型向技术密集型转变(Ode 和 Ayavoo, 2020)^[18], 实现产业数字化、低碳化发展, 降低产业的单位能耗与碳排放。数字经济通过相关技术的应用, 利用自动化、集成化生产技术高效满足市场需求, 这个过程中, 要素资源在各行业间高效合理的配置, 能源消耗结构得到改善, 碳排放减少。数字经济还有助于形成更为有效的市场经济, 提升要素资源的配置效率, 使资源要素最大程度地流向生产率高的部门, 引领产业结构向绿色环保方向发展。

二是绿色技术创新。绿色技术创新中包含着节能减排、清洁能源等先进技术, 是降低碳排放的重要推动力量(Tang 等, 2021)^[19], 数字经济通过赋能绿色技术创新, 促进经济发展方式绿色转型。绿色技术创新被认为是减少碳排放的主动能, 数字经济能够孕育大量的新技术, 不断触发互补创新的链式反应, 是实现绿色技术创新的源泉。数字技术的应用对于企业来说本身就是一种新技术, 能够带来企业能源效率水平的提升, 在拓展生产可能性边界的同时带来企业产品和技术创新, 实现有效的绿色技术创新决策。以数据为核心生产要素的数字经济, 带来的技术进步更偏向于绿色和减排, 不仅能够带来能源利用效率的提升, 还能够对环境污染治理以及生产设备进行改善, 从而减少生产过程中的能源消耗, 降低环境压力。据此, 本文提出假设:

H2: 数字经济可以通过促进产业结构升级、激励绿色技术创新对碳排放产生抑制效应。

(三) 数字经济对碳排放的空间溢出效应分析

数字经济以互联网为载体, 在数字技术支持下, 可以打破地理方位的限制, 深化地区之间的关联程度, 充分发挥数字经济的扩散效应与溢出效应, 因此可以实现本地区碳排放量的减少, 也可以对相邻地区的碳排放水平产生溢出效应(Poon 等, 2006)^[20]。数字经济对城市碳排放具有负的空间溢出效应(Shahnazi 和 Dehghan, 2019)^[21]。首先, 以互联网为基础的数字基础设施能够加强城市之间的经济联系, 随着数字基础设施的不断完善, 通过利用互联网等平台, 提高相关企业的合作, 可以使信息化不断向周边城市扩散, 避免由于信息不对称造成的资源浪费, 从而提高周边地区的生产效率, 促使邻近地区能源结构向低污染、高附加值两端延伸, 降低邻近地区的碳排放。其次, 数字经济可以借助数字普惠金融的在线协同效应, 压缩时空距离, 提高生产效率的同时增强区域间的合作交流, 加快知识、

信息、技术等生产要素的时空交换, 推进资源的跨区域整合, 从而实现能源的高效利用, 有效减少周边城市碳排放。同时, 数字经济能够通过区域间的资源共享, 优化区域间的产业布局, 提高本地区及邻近地区的能源利用效率, 对自身碳排放产生抑制效应, 同时降低周边地区的碳排放。数字经济也可能导致邻近地区碳排放量的上升(Jin 等, 2023)^[22]。不同地区之间数字经济发展水平差距较大, “数字鸿沟”使发达地区对不发达地区的人才队伍产生虹吸效应, 进而对不发达地区产生负面影响。在吸引数字人才的同时, 数字经济发展水平较高的地区还可以实现对落后产业的淘汰, 将那些高能耗、高污染的行业转到弱势地区, 这样不但达不到减排目的, 而且会使邻近地区的碳排放水平升高。因此, 数字经济对邻近区域碳排放既存在抑制效应又存在增长效应, 溢出效应的正或负并不能确定。据此, 本文提出假设:

H3: 数字经济对碳排放的影响存在空间溢出效应。

三、研究设计

(一) 模型构建

首先, 为了检验城市数字经济对碳排放量的直接影响, 基准模型设定如下:

$$\ln CO_{2z,t} = \beta_0 + \beta_1 DIG_{z,t} + \beta_2 control_{z,t} + v_z + u_t + \varepsilon_{z,t} \quad (1)$$

其中, $\ln CO_{2z,t}$ 表示碳排放量, $DIG_{z,t}$ 为数字经济, 下标 t, z 分别为年份和城市, $control_{z,t}$ 表示影响碳排放的一系列控制变量, v_z 和 u_t 分别为地区和时间固定效应, $\varepsilon_{z,t}$ 表示随机误差项。

其次, 本文理论分析表明, 数字经济能够通过影响产业结构升级、绿色技术创新作用于碳排放。为此, 构建如下中介效应检验模型:

$$Med_{z,t} = \beta_3 + \beta_4 DIG_{z,t} + \beta_5 control_{z,t} + v_z + u_t + \varepsilon_{z,t} \quad (2)$$

$$\ln CO_{2z,t} = \beta_6 + \beta_7 DIG_{z,t} + \beta_8 Med_{z,t} + \beta_9 control_{z,t} + v_z + u_t + \varepsilon_{z,t} \quad (3)$$

其中, $Med_{z,t}$ 为中介变量, 包括绿色技术创新(GTECH)和产业结构升级(ISU), 其他变量含义与上文一致。依次运用逐步回归法、Sobel 检验完成中介机制检验。若 β_4 和 β_8 至少有一个不显著时, 则需要进一步展开 Sobel 检验, 通过检验则中介效应成立, 未通过检验则不成立。

最后, 为进一步探究数字经济影响碳排放的空间溢出效应, 构建空间计量模型展开探讨, 具体公式如下:

$$\ln CO_{2,t} = \lambda_0 + \lambda_1 W \ln CO_{2,t} + \lambda_2 DIG_{z,t} + \lambda_3 W DIG_{z,t} + \lambda_4 control_{z,t} + \lambda_5 W control_{z,t} + v_z + u_t + \varepsilon_{z,t} \quad (4)$$

其中, λ_1 表示空间自回归系数, λ_3 和 λ_5 表示 DIG 以及控制变量空间交互项的系数, W 表示空间权重矩阵, 其他变量的含义与前文一致。为保证实证检验结果的稳健性, 分别运用空间邻接矩阵与反地理距离矩阵两种不同类型的空间权重矩阵进行回归。

(二) 变量测度

被解释变量: 碳排放量 ($\ln CO_2$)。借鉴吴建新和郭智勇 (2016)^[23] 的做法, 将总体碳排放分为直接碳排放 (能源消耗) 和间接碳排放 (电力和热力)。其中, 能源碳排放包括天然气 (0.0022 万吨/万立方米) 和液化石油气 (0.0003 万吨/吨), 电力产生的碳排放通过电能消耗和电网基准线排放因子计算获得, 热力产生的碳排放量等于热效率、原煤发热量系数、原煤折算标准煤系数和热力值、IPCC2006 提供的转化因子的乘积。将以上各部分碳排放量加总, 即可得到总的碳排放量, 并作取对数处理。

核心解释变量: 数字经济 (DIG)。参考赵涛等 (2020)^[24]、郭峰等 (2020)^[25] 的研究思路, 将数字经济进一步分解为互联网发展和数字普惠金融两个维度进行测算。鉴于城市层面有关数据的可获得性, 在互联网发展方面, 选择 4 个指标来刻画, 分别是互联网宽带接入用户数 (万户), 移动电话年末用户数 (万户), 电信业务收入 (万元), 信息传输、计算机服务和软件业从业人员 (万人); 在数字普惠金融方面, 选取数字金融覆盖广度、使用深度和数字化程度 3 个指标。采用熵权-TOPSIS 法测算数字经济指数。

机制变量: 基于前文理论分析, 数字经济能够通过促进产业结构升级、激励绿色技术创新影响城市碳排放。因此, 本文选取以下中介变量: 产业结构升级 (ISU)。参考赵玉娟 (2011)^[26] 的研究, 以各城市第三产业与第一、二产业和的比值衡量。绿色技术创新 ($GTECH$)。考虑到绿色专利是促进绿色技术创新的主要工具, 能够有效表征创新能力, 借鉴孙国锋等 (2022)^[27] 的研究, 选用城市每百人当年获得的绿色发明数量对绿色技术创新水平进行衡量。

控制变量: 鉴于碳排放还会受到除数字经济以外其他因素的影响, 本文控制了一系列可能影响碳排放的变量以减少估计偏差。选取的控制变量如下: 经济发展水平 ($PGDP$), 用人均地区生产总值的对数表示; 对外开放水平 ($OPEN$), 以地区进出口总额与地区 GDP 比值表示; 消费能力 ($CONS$), 采用社会消费品零售总额占生产总值比重表示; 城镇化水平 (URB), 用城镇常住人口占总人口的百分比表示; 工业化程度 ($INDU$), 以第二产业增加值占该城市生产总值的比重来衡量。

(三) 数据说明

本文选取 2011—2021 年中国 281 个城市的数据 (剔除数据缺失严重的拉萨、莱芜和毕节等城市) 进行研究。碳排放、数字经济及其他变量的相关数据主要来源于《中国城市建设统计年鉴》、《中国城市统计年鉴》、历年北大数字普惠金融指数、国家知识产权局网站、各省 (区、市) 统计年鉴以及 EPS 数据库, 个别缺失数据通过线性插值法填充, 相关变量的描述性统计结果见表 1。

表 1 变量描述性统计

变量类型	变量名	符号	N	Mean	SD	Min	Max
被解释变量	碳排放	$\ln CO_2$	3091	1.6759	1.1458	-2.1540	5.4320
核心解释变量	数字经济	DIG	3091	0.0595	0.0513	0.0062	0.6906
机制变量	绿色技术创新	$GTECH$	3091	0.0014	0.0027	0.0000	0.0415
	产业结构升级	ISU	3091	0.8094	0.4316	0.0617	5.1996
控制变量	经济发展水平	$PGDP$	3091	10.7610	0.5555	8.8416	12.2928
	对外开放水平	$OPEN$	3091	18.5646	31.5923	0.0000	602.1050
	消费能力	$CONS$	3091	0.3855	0.1089	0.0264	1.0126
	城镇化水平	URB	3091	56.8368	14.5447	21.4000	100.0000
	工业化程度	$INDU$	3091	0.4520	0.1087	0.0000	0.8205

四、实证结果分析

(一) 基准回归结果

根据假设 1 以及式 (1), 对计量模型进行参数估

计。全样本回归结果见表 2, 数字经济的回归系数显著为负。其中, 列 (1) 为未加入控制变量的回归结果, 逐步引入控制变量后, 数字经济的回归系数始终为负

值,且均在10%及以上的显著水平上。列(6)的估计结果表明,数字经济与碳排放之间的负相关关系成立,且在5%的显著性水平下显著,说明数字经济发展水平的提高能够有效抑制碳排放,假设1得到验证。

表2 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	lnCO ₂	lnCO ₂	lnCO ₂	lnCO ₂	lnCO ₂	lnCO ₂
DIG	-1.6119** (0.7090)	-1.8500*** (0.6404)	-1.6401** (0.6437)	-1.5412** (0.6535)	-1.2109* (0.6365)	-1.2328** (0.6055)
PGDP		0.4539*** (0.0765)	0.4549*** (0.0764)	0.4726*** (0.0771)	0.4261*** (0.0790)	0.3731*** (0.0833)
OPEN			0.0011** (0.0006)	0.0011** (0.0005)	0.0009** (0.0004)	0.0009** (0.0004)
CONS				0.3703* (0.2050)	0.3651* (0.1990)	0.4480** (0.2007)
URB					0.0143** (0.0057)	0.0143** (0.0058)
INDU						0.5942** (0.2938)
_cons	1.3551*** (0.0276)	-3.3598*** (0.7968)	-3.4001*** (0.7949)	-3.7070*** (0.8134)	-3.9528*** (0.8202)	-3.7389*** (0.8187)
城市固定	是	是	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是	是	是
N	3091	3091	3091	3091	3091	3091
R ²	0.5237	0.5423	0.5430	0.5445	0.5485	0.5500

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平下显著,()内为标准误。表3、表4、表5、表6、表8同。

(二)内生性与稳健性检验

1.内生性检验

基准回归模型验证了数字经济与碳排放之间的负相关关系,并且通过逐步回归的方法,对年份和城市固定效应进行控制,能够在一定程度上减轻内生性问题。然而尽管本文选取了影响碳排放的相关控制变量,但考虑到遗漏不可观测变量的可能性,从而导致估计结果产生偏差,数字经济对碳排放的影响很可能存在反向因果作用。因此,本文参考刘鑫鑫和惠宁(2021)^[28]的研究,选择数字经济滞后一期作为城市层面数字经济的工具变量(*IVDIG*),分别对工具变量的有效性、弱工具变量进行检验,采用两阶段最小二乘法进行回归分析。如表3列(1)所示,工具变量通过了不可识别检验及弱工具变量检验,表明本文选取的工具变量有效。并且在尽可能解决内生性问题后,解释变量数字经济(*DIG*)与碳排放之间仍具有负相关关系,从而证实本文的研究结论是稳健的。

2.稳健性检验

为保证上述回归结果的有效性,本文采用以下四

种方式对研究结果的可靠性进行分析。

(1)替换被解释变量:借鉴邵帅等(2019)^[29]的做法,选择人均碳排放的对数值(*lnPCO₂*)作为被解释变量进行稳健性检验,进一步观察替换被解释变量后的结论是否仍然成立。回归结果如表3列(2)所示,数字经济与碳排放之间具有显著负相关关系,估计结果仍然稳健。

(2)替换解释变量:借鉴聂爱云和潘孝虎(2023)^[30]的研究,将原指标体系中的数字普惠金融通过单一的中国数字普惠金融指数来进行刻画,重新对数字经济发展水平进行测算,得到新的数字经济指数(*TDIG*),代替解释变量进行稳健性检验。回归结果如表3列(3)所示,数字经济与碳排放之间具有显著的负相关关系,估计结果仍然稳健。

(3)剔除直辖市:考虑到直辖市具有更高的地位、更强的数字经济发展优势,可能会影响结论的稳健性,删除北京、天津、上海和重庆4个城市的样本后重新进行回归。结果如表3列(4)所示,数字经济与碳排放之间的负相关关系依然成立,说明基准回归结果具有稳

健性。

(4)排除异常值:不同城市间的经济发展差距较大,为排除异常值的干扰,本文对样本进行1%分位上缩尾后重新进行回归。表3列(5)的回归结果显示,数字经济与碳排放之间的负相关关系在消除样本极

端值的情况下依然成立,与基准回归的研究结论具有一致性。

通过以上稳健性检验可以看出,核心解释变量数字经济的系数符号与基准回归的结果基本一致,证明本文的研究结论具有可靠性。

表3 内生性与稳健性检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	工具变量法	替换被解释变量	替换解释变量	剔除直辖市	缩尾1%
	$\ln CO_2$	$\ln PCO_2$	$\ln CO_2$	$\ln CO_2$	$\ln CO_2$
<i>DIG</i>	-3.5336*** (0.9726)	-1.8454*** (0.6800)		-1.4438** (0.7159)	-2.5252*** (0.6007)
<i>TDIG</i>			-1.1604** (0.5796)		
控制变量	是	是	是	是	是
城市固定	是	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是	是
Kleibergen - Paap rk LM 统计量	21.0200 [0.0000]				
Kleibergen - Paap rk Wald F 统计量	30.0920 {16.3800}				
N	3091	3091	3091	3047	3091
R ²	0.5494	0.5349	0.5500	0.5542	0.5572

注:[] 内为P值,{ } 内是 Stock-Yogo 检验 10%水平下的临界值。

(三)影响机制分析

结合前文的理论模型,首先,采用逐步回归法对绿色技术创新与产业结构升级的作用机制进行检验,即数字经济是否能够通过推动产业结构升级、激励绿色技术创新来抑制碳排放。结果如表4所示,列(1)和列(2)的回归结果表明数字经济能够显著促进绿色技术创新,在将绿色技术创新引入基准回归后,绿色技术创新对碳排放产生显著的抑制效应,数字经济与碳排放依旧保持负相关关系,说明数字经济可以通过激励绿色技术创新抑制碳排放。列(3)表明,在控制了城市和年份固定效应之后,数字经济显著推动了产业结构升级,列(4)在将产业结构升级引入回归后,数字经济的回归系数仍为负值,产业结构升级与城市碳排放表现出负相关关系。但产业结构升级对碳排放的抑制效应不显著,可能的原因在于产业结构升级带来的能源效率、生产效率提高和经济效益增加,可能会造成该领域生产规模扩大、资源使用总量增加以及污染规模扩大,这种能源回弹效应削弱了产业结构升级的降碳效应,导致产业结构升级的系数不显著。接下来,对绿色技术创新和产业结构升级的路径进行 Sobel 检验,结果显

表4 作用机制检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>GTECH</i>	$\ln CO_2$	<i>ISU</i>	$\ln CO_2$
<i>DIG</i>	0.0202*** (0.0076)	-0.7235 (0.6692)	1.5038*** (0.1501)	-1.0207* (0.6496)
<i>GTECH</i>		-25.2155*** (7.3181)		
<i>ISU</i>				-0.1411 (0.1069)
<i>_cons</i>	0.0030* (0.0017)	-3.6640*** (0.8168)	0.9892*** (0.1271)	-3.5994*** (0.8338)
控制变量	是	是	是	是
城市固定	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是
N	3091	3091	3091	3091
R ²	0.2870	0.5520	0.7728	0.5506
Sobel 检验	Z=-3.5490***		Z=-2.0150**	
中介效用是否显著	是		是	

注:#表示在 15%的水平下显著。

示绿色技术创新和产业结构升级 Z 统计量的 p 值分别为 0.0004 和 0.0420,认为产业结构升级与绿色技术创新存在显著的中介效应,假设 2 得以验证。

(四)异质性分析

1.城市区位异质性

数字经济对碳排放的影响可能会因城市地理位置的不同而存在差异。因此,本文将281个城市划分为东、中、西三大地区,对数字经济影响碳排放的城市区位异质性进行分析。如表5列(1)一(3)所示,数字经济的回归系数均通过了显著性检验,但对碳排放影响的方向和程度却存在差异,数字经济对碳排放的抑制作用呈东部地区>中部地区的特征。东部地区是经济最发达的区域,相较于中、西部地区,数字经济发展水平也较高,因此东部地区的城市更容易借助数字化的技术手段推动经济绿色发展,数字经济的减排效应可能大于中、西部地区。而中部地区也具有较好的发展基础,加之国家政策的扶持,使其在绿色技术创新和产业结构优化方面比西部地区更具优势,然而较高的传统产业比重使碳减排面临一系列制约。西部地区发展相对落后,并且生态环境脆弱,数字经济发展水平较低,对碳排放的抑制作用并未得到有效发挥,甚至还要面临产业转移带来的额外碳排放,引起碳排放量的增加。

2.城市资源异质性

考虑到城市资源禀赋对能源消费和能源利用效率的显著影响,本文参考《全国资源型城市可持续发展规划(2013-2020年)》将281个城市划分为资源型、非资源型两个分别进行回归,观察数字经济对不同类型城市碳排放影响的差异。由表5列(4)、列(5)可以看出,数字经济与碳排在两种类型城市中均为负相关,但对资源型城市的影响不显著。可能的原因在于,资源

型城市在发展过程中能够享受自身的资源禀赋优势,从而形成以资源产业为主的发展模式,这会造成资源型城市对高能耗生产路径形成依赖,从而承担较重的碳减排任务,其自身的数字经济发展水平又不高,因而对碳排放的抑制效应不显著。

3.城市特征异质性

由于城市的碳排放与公众环境参与度密切相关,城市面临的公众环境参与度不同,数字经济对城市碳排放的影响可能存在差异。因此,我们根据公众环境参与度的中位数将城市划分为公众环境参与度高和公众环境参与度低两组。借鉴郑思齐等(2013)^[31]的研究,以公众环境关注度衡量公众环境参与度,具体做法是在百度搜索引擎上抓取各城市“环境污染”和“雾霾”关键词的搜索次数,得到各城市该关键词每日搜索数量的年平均值。分组回归结果见表5列(6)和列(7),可以看出,在公众环境参与度高的城市,数字经济发挥出显著的碳减排效应。可能的原因在于,随着数字经济的发展,公众对绿色发展的参与途径增多,通过互联网、大数据等信息平台参与绿色发展议题,激励公众参与成为数字经济赋能碳减排的重要力量。同时,数字平台优化了公众投诉和监督机制,公众通过在线渠道对环境质量信息进行实时掌握,从而影响公共政策制定,在政府规制和公众监督的齐抓共管下,企业主动降低污染排放的意愿增强。而在公众环境参与度较低时,各地区的污染成本也较低,此时便会放弃对生态环境的保护而走上环境污染的道路,降低数字经济的绿色发展效应,从而使公众环境参与度较低的城市碳减排效果未能显现。

表5 异质性分析

	东部	中部	西部	资源型	非资源型	参与度高	参与度低
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	lnCO ₂	lnCO ₂	lnCO ₂	lnCO ₂	lnCO ₂	lnCO ₂	lnCO ₂
DIG	-2.3343*** (0.7132)	-1.1599* (0.6769)	2.9022** (1.3029)	-0.7470 (3.3475)	-1.4514** (0.6385)	-1.3357** (0.5928)	4.4629 (5.7297)
_cons	-0.5432 (1.1123)	-6.1493*** (1.0830)	-4.4294** (1.8931)	-5.8584*** (1.3923)	-1.5321 (0.9986)	-0.8421 (0.9695)	-4.7667*** (1.2126)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
城市固定	是	是	是	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是	是	是	是
N	1100	1089	902	1243	1848	1545	1546
R ²	0.5973	0.6125	0.5422	0.5471	0.5611	0.4996	0.5847

五、进一步讨论：空间溢出效应分析

(一)空间相关性分析

进行空间计量分析之前,本文运用 Moran's I 指数法对城市数字经济与碳排放的空间相关性进行检验。结果见表 6,可以看出,在空间邻接矩阵与反地理距离矩阵下 2011—2021 年城市数字经济与碳排放

的 Moran's I 指数均在 10% 及以上的水平下显著为正,说明数字经济(DIG)与碳排放量($\ln CO_2$)均存在显著的空间自相关,反映了数字经济发展水平与碳排放越高的地区其邻近地区的数字经济发展水平与碳排放也越高。因此,采用空间计量分析是合理可行的。

表 6 数字经济与碳排放的全局 Moran's I 检验结果

年份	空间邻接矩阵				反地理距离矩阵			
	碳排放		数字经济		碳排放		数字经济	
	Moran's I	P 值	Moran's I	P 值	Moran's I	P 值	Moran's I	P 值
2011	0.2460***	0.0000	0.0930***	0.0020	0.0630***	0.0000	0.0140***	0.0000
2012	0.2600***	0.0000	0.0990***	0.0010	0.0640***	0.0000	0.0150***	0.0000
2013	0.2720***	0.0000	0.0680**	0.0210	0.0680***	0.0000	0.0100***	0.0010
2014	0.2600***	0.0000	0.0790***	0.0080	0.0700***	0.0000	0.0110***	0.0000
2015	0.2920***	0.0000	0.0750**	0.0100	0.0780***	0.0000	0.0080***	0.0030
2016	0.2860***	0.0000	0.0610**	0.0240	0.0770***	0.0000	0.0050**	0.0150
2017	0.2810***	0.0000	0.0670**	0.0170	0.0740***	0.0000	0.0070***	0.0060
2018	0.2760***	0.0000	0.0560**	0.0440	0.0720***	0.0000	0.0090***	0.0030
2019	0.2500***	0.0000	0.0460*	0.0840	0.0650***	0.0000	0.0080***	0.0080
2020	0.3660***	0.0000	0.0650**	0.0280	0.0790***	0.0000	0.0140***	0.0000
2021	0.3770***	0.0000	0.0760**	0.0140	0.0860***	0.0000	0.0190***	0.0000

(二)空间实证结果分析

接下来,通过 LM、LR 以及 Hausman 检验确定合适的空间计量模型。检验结果见表 7,最终确定空间面板模型为双固定效应空间杜宾模型。

表 7 空间计量模型选择检验

检验类型	检验统计量结果	P 值
LM-Lag	262.3110	0.0000
Robust LM-lag	3.0950	0.0790
LM-error	580.6370	0.0000
Robust LM-error	321.4010	0.0000
LR-SDM-SAR	24.9100	0.0005
LR-SDM-SEM	23.3700	0.0007
Hausman	136.3100	0.0000

空间邻接矩阵下双固定效应空间杜宾模型的回归结果如表 8 所示。列(1)为空间邻接矩阵下数字经济对碳排放的空间回归结果,可以看出,本地数字经济与本地碳排放的回归系数在 5% 水平下显著为负,说明数字经济发展能够对碳排放产生抑制作用。本地数字经济与邻近地区碳排放的回归系数依旧显著为负,说明本地数字经济发展能够降低邻近地区的碳排放。接下来,对双固定效应空间杜宾模型进行微分,检验数字经济对

表 8 空间杜宾模型回归结果

	空间邻接矩阵	反地理距离矩阵
	(1)	(2)
DIG	-1.0859** (0.5155)	-1.2665** (0.5149)
w DIG	-1.8724* (1.0087)	-16.1301** (6.6225)
rho	0.0530** (0.0239)	0.4893*** (0.0239)
sigma2_e	0.1168*** (0.0030)	0.1158*** (0.0030)
控制变量	是	是
城市固定	是	是
年份固定	是	是
直接效应	-1.0889** (0.5299)	-1.3430** (0.5340)
间接效应	-2.0033* (1.0993)	-33.7983** (16.7091)
总效应	-3.0922** (1.2694)	-35.1414** (16.8085)
N	3091	3091
R ²	0.3980	0.0450

碳排放的直接效应和间接效应。由列(1)可知,城市数字经济在降低本地区碳排放的同时对邻近地区碳排放产生抑制作用,假设3得到验证。同时,进一步通过反地理距离矩阵下的双固定效应空间杜宾模型验证了城市数字经济对碳排放的空间溢出效应,由列(2)可知,得到的结果与前文一致,证明了研究结论的稳健性。

六、结论与建议

本文从理论层面分析了数字经济对碳排放的影响机理,基于2011—2021年281个城市的面板数据展开实证研究,考察了数字经济对碳排放影响的异质性、作用机制和空间溢出效应。研究发现:(1)城市数字经济与碳排放之间具有负相关关系,且经过内生性分析、更换变量测度方法等稳健性检验后,该结论依然成立。(2)机制分析表明,数字经济能够通过促进产业结构升级、激励绿色技术创新对碳排放产生抑制效应。(3)异质性分析表明,数字经济对碳排放的影响具有非均衡特征,因城市地理位置、资源禀赋、环境关注度的不同而表现出显著性差异,相较于西部城市、资源型城市和环境参与度低的城市,数字经济在东、中部城市,非资源型城市和环境参与度高的城市对碳排放具有显著的负向影响。(4)空间效应分析显示,各城市数字经济和碳排放具有显著的空间正相关性,数字经济的发展能够通过空间溢出效应降低邻近城市的碳排放。

根据以上结论,得出以下政策启示:

一是把握数字经济促进碳减排的有利契机,为实现“双碳”目标注入新的动力。应继续提高数字经济的发展速度与质量,为实现城市绿色发展奠定基础。加大互联网基础设施的投资规模和投资强度,补齐短板。各城市应积极开展业务创新,完善对数字普惠金融的监管,有序推进数字普惠金融发展,在促进数字经济高质量发展的同时赋能碳减排,充分释放数字经济的生态红利。

二是厘清数字经济激励绿色技术创新、推动产业结构升级进而促进碳减排的路径机制,清除阻碍城市绿色发展的因素,推进“双碳”目标实现。切实发挥数字经济对绿色技术创新的促进作用,为绿色技术创新活动的实施营造良好的环境,抓住数字经济的发展机遇,依托数字技术加快突破技术瓶颈,强化绿色技术创新的“降碳”效应。同时,加强对绿色技术创新活动的支持,增强各城市开展绿色技术创新活动的积极性。在鼓励第三产业发展的同时,注意推动产业合理布局,

对高污染、高能耗产业进行集中治理,提高能源利用效率,促进产业向环境友好方向转型,为实现“双碳”目标提供可行路径。

三是立足城市发展的异质性,实施差异化绿色发展战略。政府应当根据不同城市数字经济与碳排放的不同特征,制定差异化的发展战略。对于东部城市、非资源型城市,应当在现有基础上保持其发展优势,从而将政策向中、西部城市和资源型城市倾斜。以期从整体上改善我国的城市发展环境,有针对性制定数字经济的发展政策,从而强化数字经济的碳减排效应。

四是加强城市间的协同治理,发挥数字经济降碳作用的空间效应。数字经济不但能够降低本地区的碳排放,而且对邻近地区的碳排放也存在抑制作用。因此,要有效发挥数字经济的空间溢出效应,加强城市之间的交流与合作。充分利用数字经济的发展优势,依托数字技术与邻近城市建立统一、联合的碳排放监测平台,制定更为精准细致的碳排放监督体系与决策体系。增强城市间的合作沟通,构建多元化、数字化的碳排放治理格局,拓展区域间对话与合作渠道。◆

参考文献:

- [1]ALAM M M, MURAD M W. The impacts of economic growth, trade openness and technological progress on renewable energy use in organization for economic co-operation and development countries[J]. Renewable energy, 2020, 145(1): 382-390.
- [2]ASONGU S A, LE ROUX S, BIEKPE N. Enhancing ICT for environmental sustainability in sub-Saharan Africa[J]. Technological Forecasting and Social Change, 2018, 127: 209-216.
- [3]冯兰刚, 阳文丽, 王忠, 等. 中国数字经济与城市碳排放强度: 时空演化与作用机制[J]. 中国人口·资源与环境, 2023, 33(1): 150-160.
- [4]江红莉, 蒋鹏程. 数字金融对城市绿色经济效率的影响研究[J]. 软科学, 2022, 36(4): 37-43.
- [5]费威, 于宝鑫, 王维国. 数字经济发展与碳减排: 理论推演与实证检验[J]. 经济学家, 2022(11): 74-83.
- [6]李治国, 王杰. 经济集聚背景下数字经济发展如何影响空间碳排放? [J]. 西安交通大学学报(社会科学版), 2022, 42(5): 87-97.
- [7]董昕, 张朝辉. 数字经济、城市空间结构与碳排放效率[J]. 城市问题, 2023, (8): 15-25.
- [8]ULUCAK R, DANISH, KHAN S U-D. Does information and communication technology affect CO2 mitigation under the pathway of sustainable development during the mode of globalization? [J]. Sustainable Development, 2020, 28(4): 857-867.
- [9]DONG F, HU M, GAO Y, et al. How does digital economy

- affect carbon emissions? Evidence from global 60 countries[J]. Science of The Total Environment, 2022, 852: 158401.
- [10] 牛海霞, 胡佳雨. FDI与我国二氧化碳排放相关性实证研究[J]. 国际贸易问题, 2011, (5): 100-109.
- [11] LANGE S, POHL J, SANTARIUS T. Digitalization and energy consumption: does ICT reduce energy demand?[J]. Ecological economics, 2020, 176: 106760.
- [12] 张杰, 付奎, 刘炳荣. 数字经济如何赋能城市低碳转型: 基于双重目标约束视角[J]. 现代财经(天津财经大学学报), 2022, 42(08): 3-23.
- [13] LIU J, JIANG Y, GAN S, et al. Can Digital Finance Promote Corporate Green Innovation?[J]. Environmental Science and Pollution Research, 2022, 29(24): 35828-35840.
- [14] LI G H, ZHOU X L. Can promoting the digital economy improve environmental pollution in China: A quasi-natural experiment based on the 'broadband China' strategy[J]. Macroeconomics, 2021(7): 146-160.
- [15] BERHANU Y, ANGASSA A, AUNE J. A system analysis to assess the effect of low-cost agricultural technologies on productivity, income and GHG Emissions in mixed farming systems in Southern Ethiopia[J]. Agricultural Systems, 2021, 187: 102988.1-102988.11.
- [16] CHANG H. Digital Economy, Green Technology Innovation, and Carbon Emission Intensity: An Empirical Study Based on Urban Panel Data in China[J]. Business Research, 2023, (2): 73-80.
- [17] CHEN Y B, WANG L T. Commentary: Marketing and the sharing economy: Digital economy and emerging market challenges[J]. Journal of Marketing, 2019, 83(5): 28-31.
- [18] ODE E, AYAVOO R. The mediating role of knowledge application in the relationship between knowledge management practices and firm innovation[J]. Journal of Innovation & Knowledge, 2020, 5(3): 210-218.
- [19] TANG C, XU Y, HAO Y, et al. What is the Role of Telecommunications Infrastructure Construction in Green Technology Innovation? A Firm-Level Analysis for China[J]. Energy Economics, 2021, 103: 105576.
- [20] POON J P H, CASAS I, HE C. The impact of energy, transport, and trade on air pollution in China[J]. Eurasian Geography and Economics, 2006, 47(5): 568-584.
- [21] SHAHNAZI R, DEHGHAN S Z. The effects of spatial spillover information and communications technology on carbon dioxide emissions in Iran[J]. Environmental Science and Pollution Research International, 2019, 26(23): 24198-24212.
- [22] JIN G, WANG G, HE Y. Digital level, industrial structure adjustment, and regional carbon reduction[J]. Statistics and Decision Making, 2023, 39(3): 27-32.
- [23] 吴建新, 郭智勇. 基于连续性动态分布方法的中国碳排放收敛分析[J]. 统计研究, 2016, 33(1): 54-60.
- [24] 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.
- [25] 郭峰, 王靖一, 王芳, 等. 测度中国数字普惠金融发展: 指数编制与空间特征[J]. 经济学(季刊), 2020, 19(4): 1401-1418.
- [26] 赵玉娟. 服务业 FDI、资本效应与经济增长: 基于服务业 FDI、制造业 FDI 和国内固定资产投资实证分析[J]. 财经问题研究, 2011(3): 46-50.
- [27] 孙国锋, 潘珊珊, 徐瑾. 制造业投入数字化对绿色技术创新的影响: 基于静态和动态的空间杜宾模型研究[J]. 中国软科学, 2022, (10): 30-40.
- [28] 刘鑫鑫, 惠宁. 数字经济对中国制造业高质量发展的影响研究[J]. 经济体制改革, 2021(5): 92-98.
- [29] 邵帅, 张可, 豆建民. 经济集聚的节能减排效应: 理论与中国经验[J]. 管理世界, 2019, 35(1): 36-60+226.
- [30] 聂爱云, 潘孝虎. 数字经济能否提升地方政府治理能力?: 基于中国 275 个城市 2011~2019 年面板数据的实证检验[J]. 经济社会体制比较, 2023, (6): 109-120.
- [31] 郑思齐, 万广华, 孙伟增等. 公众诉求与城市环境治理[J]. 管理世界, 2013(6): 72-84.

(责任编辑: 萧静)

数字经济对工业废水排放的影响及机理研究

王妍^{1,2}

(1. 中原环保股份有限公司马头岗水务分公司, 河南 郑州 450045; 2. 香港城市大学, 香港 999077)

摘要:数字化和绿色化是中国现阶段经济转型升级的主要战略和目标。基于2011—2021年我国290个地级市的面板数据,构建双向固定效应模型评价数字经济对工业废水排放的影响及作用机理,研究发现:数字经济能够显著降低城市工业废水排放量,运用工具变量法、替换解释变量等方法证明了结论的稳健性;机制分析表明,数字经济发展能够通过产业结构升级实现工业废水排放量的降低。

关键词:数字经济;工业废水排放;固定效应模型

中图分类号:F221,X22

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2024)09-0031-07

DOI: 10.13999/j.cnki.tjllsj.2024.09.004

一、引言

2023年12月,国家发展改革委、住房和城乡建设部、生态环境部联合印发《关于推进污水处理减污降碳协同增效的实施意见》,提出协同推进污水处理全过程污染物削减与温室气体减排,开展源头节水增效、处理过程节能减碳、污水污泥资源化利用,全面提高污水处理综合效能。随着城市化进程的加快,城市污水处理成为环境保护的重要课题。城市污水处理涉及城市生活污水和工业污水的处理和净化,对于维护城市环境的整洁和人民健康的重要性不言而喻。党的二十大报告明确指出,加快发展数字经济,促进数字经济和实体经济深度融合。大数据、云计算、人工智能等新一代数字技术是当前创新最活跃、应用最广泛、带动力最强的科技领域,给产业发展、日常生活、社会治理带来深刻影响。在此背景下,数字经济发展能否有效提高企业的生产效率,减少工业废水的排放?如果可以,这种影响产生的路径和机理是什么?科学研判以上问题对有效推动城市数字经济发展和生态环境治理具有重要的现实意义。

数字经济和环境污染相关的文献,主要分为以下方面:一是数字经济对碳排放的影响。数字经济能够有效提升政府低碳治理能力以及企业的碳排放量,政

府通过信息的收集和整合提升对企业碳排放数据的监管能力,企业凭借大数据和物联网等数字技术降低资源能耗进而改善碳排放绩效(王奕淇和董昊娟,2024;吴昌南和田凌峰,2024;骆行等,2024)^[1-3]。二是数字经济对绿色全要素生产率的影响。数字技术可以有效改变企业的生产经营方式,降低运营成本,推动企业向数字化、绿色化方向转型。同时数字经济通过深化生态环境监管服务,完善生态环境治理体系,提升全要素生产率(李占风和栗文元,2023;葛大兵和唐伊凡,2024)^[4-5]。三是数字经济对污染物排放的影响。数字经济的发展加强了要素流动性,提升了资源配置效率,强化了高效率企业吸纳优质生产要素的能力,而低效率企业生存空间受到挤压,甚至被淘汰。数字经济通过这种替代效应不断淘汰高耗能、高污染的企业,从而减少环境污染(汪芳等,2024)^[6]。

以往文献对数字经济和环境污染的研究较为丰富,为本文理论和实证研究打下坚实基础,但是鲜有文献研究数字经济对工业废水排放的影响。鉴于此,本文基于2011—2021年290个地级市的面板数据,分析城市数字经济发展对工业废水排放的影响,并探讨数字经济影响工业废水排放的中介效应以及异质性,为减少城市水污染提供实证依据和决策参考。本文可能

作者简介:王妍(1999—),女,河南南阳人,硕士研究生,研究方向为绿色经济。

的边际贡献在于:首先,使用上一年全国互联网接入端口数与各地级市到杭州的球面距离作为数字经济的工具变量,有效化解可能存在的内生性问题,保证研究结果的稳健性。其次,从产业结构高级化和产业结构升级两个视角研究数字经济发展影响工业废水排放的内在机理,为发挥数字经济的节能减排效应提供理论参考。

二、理论分析和研究假设

(一)数字经济与工业废水排放

随着数字经济与实体经济的深度融合,以数字技术应用和数据要素使用为特征的数字化转型,极大提升了企业获取、整合、重组及有效利用各类环保资源进行清洁生产和精准治污的能力,成为企业推进污染减排、实现绿色发展的新动能(韩峰等,2024)^[7]。具体而言,数字经济对企业工业废水排放的影响主要体现在技术驱动减排、智能决策支持、产业结构升级、政府监管强化四个方面。第一,数字经济推动了工业废水处理技术的智能化发展。企业通过引入物联网、大数据、人工智能等技术实现对废水处理过程的实时监控和智能调控,提高处理效率和精度,从而有效降低废水排放量和污染物浓度。与此同时,数字经济的发展促进了高效废水处理工艺、资源回收与循环利用技术等绿色技术的研发与应用,为工业废水减排提供了强有力的技术支持(汪芳等,2024;彭倩和干锐骏,2020)^[6,8]。第二,数字经济推动企业精细化、智能化管理。数字技术为企业收集并分析大量的废水处理数据提供便利,为精细化管理提供了可能;基于大数据和人工智能的分析能力,企业能够快速识别废水处理过程中的潜在问题,并预测未来的排放趋势。通过构建数据驱动的废水处理管理体系,企业能够更精准地掌握废水处理情况,制定更合理的减排策略(韩晶和陈曦,2022)^[9]。第三,数字经济的发展加速了传统产业的转型升级。数字经济提高了资源配置效率,打破了传统经济增长路径的依赖限制,孕育出新兴产业和新业态,高污染、高能耗产业逐渐被淘汰,绿色、低碳产业得到快速发展(Sturgeon, 2021;李高扬和刘明广,2024)^[10-11]。第四,数字经济为环境监管部门提供了更加高效、精准的监管手段。通过构建数字化监管平台,监管部门能够实时掌握企业的废水排放情况,及时发现并处理违法排污行为。与此同时,数字经济的发展使环境违法行为的成本大大提高。通过数字化手段记录企业的废水排放情况,监管部门能够对企业进行严格监管和及时处

罚,从而倒逼企业加强废水减排工作(Shin 和 Choi, 2015;解春艳等,2017)^[12-13]。综合以上分析,本文提出假设:

假设1:数字经济有利于减少工业废水排放。

(二)数字经济、产业结构升级与工业废水排放

产业结构升级是指通过技术进步、管理模式改进、产业链优化等手段,使产业从低附加值、低技术含量向高附加值、高技术含量转变的过程。数字经济对产业结构升级的影响主要体现在以下三个方面:一是技术推动。数字经济以数字技术为核心驱动力,通过技术创新催生新产业、新业态,推动技术密集型产业比重的上升,进而实现产业结构升级(李宗显和杨千帆,2021)^[14]。二是资源配置优化。数字经济通过大数据分析和预测,能够有效缓解供求双方信息不对称问题,进而纠正要素错配和提高资源利用效率(张永恒和王家庭,2020)^[15]。在产业结构升级过程中,这有助于引导资源向高技术、高附加值、绿色低碳的产业流动,推动产业结构向更加合理和高效的方向发展。三是市场需求引导。数字经济能够更精准地把握市场需求变化,引导企业调整产品结构和服务模式,满足消费者多元化、个性化的需求(田坤等,2023)^[16]。产业结构升级对工业废水排放的影响主要分为以下两个方面:一是提升治理水平。产业结构升级促进了污染治理技术的进步和环保产业的发展。随着技术的不断进步和环保法规的日益严格,企业需要不断提高废水治理水平以满足环保要求。二是减少污染物的排放。产业结构升级通常伴随着高技术、低污染产业的发展和传统产业的改造升级,从而减少工业废水的排放量和污染物的浓度。根据以上分析,本文提出假设:

假设2:数字经济通过产业结构升级减少工业废水排放。

三、研究设计与数据来源

(一)模型设定

为了检验数字经济能否降低工业废水排放,本文构建以下固定效应模型:

$$\ln Water_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot Dige_{it} + \alpha_2 \cdot Convars_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, i 代表城市; t 表示年份; $\ln Water_{it}$ 表示城市 i 在 t 时期的工业废水排放量; $Dige_{it}$ 表示城市 i 在 t 时期的数字经济发展水平; $Convars_{it}$ 表示一系列控制变量; μ_i 为城市固定效应; γ_t 为时间固定效应; ε_{it} 是随机扰动项。

为验证数字经济对工业废水排放的作用机制,本

文构建以下模型:

$$M_{it} = \beta_0 + \beta_1 \cdot Dige_{it} + \beta_2 \cdot Convars_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$\ln Water_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 \cdot Dige_{it} + \gamma_2 \cdot M_{it} + \gamma_3 \cdot Convars_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, M_{it} 表示中介变量, 分别为产业结构升级 ($Insu_{it}$) 和产业结构高级化 ($Insh_{it}$)。如果式(2)中数字经济和式(3)中介变量的回归系数均显著, 且式(3)中数字经济回归系数相比基准回归结果有所减小, 则中介效应存在。

(二) 变量定义

被解释变量。本文使用《中国城市统计年鉴》中工业废水排放量的对数形式衡量城市工业废水排放 ($\ln Water_{it}$)。

核心解释变量。本文参考赵涛等(2020)^[17]的研究方法, 从互联网普及率、互联网相关从业人员、互联网相关产出、移动互联网用户数和数字金融普惠发展5个方面构建数字经济指标体系, 如表1所示。采用熵值法对地级市的数字经济发展水平进行测度, 并对熵值法算出的数字经济发展指数进行标准化处理, 记为 $Dige_{it}$ 。

表1 数字经济指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	属性
数字经济 发展指数	互联网普及率	每百人互联网用户数	+
	互联网相关 从业人员	计算机服务和 软件从业人员占比	+
	互联网相关产出	人均电信业务总量	+
	移动互联网用户数	每百人移动电话用户数	+
	数字金融普惠发展	中国数字普惠金融指数	+

中介变量。本文参考袁航和朱承亮(2018)^[18]的研究方法, 使用产业结构升级指数 ($Insu_{it}$) 衡量产业结构的升级程度, 具体公式如下:

$$Insu_{it} = \sum_{i=1}^3 x_{it} \times i, 1 \leq Insu \leq 3 \quad (4)$$

其中, x_{it} 表示 i 产业产值占地区总产值的比重。

同时本文参考干春晖等(2011)^[19]的研究方法, 采用第三产业产值与第二产业产值比值衡量产业结构高级化指数 ($Insh_{it}$)。参考邓荣荣和张翱翔(2022)^[20]的研究方法, 对产业结构升级指数和产业结构高级化指数分别进行去规模化处理, 即 $\ln Insu = \ln(1 + Insu)$, $\ln Insh = \ln(1 + Insh)$ 。

控制变量。本文借鉴邓荣荣和张翱翔(2022)^[20]的做法, 控制以下可能影响城市工业废水排放的变量: (1) 经济发展水平 ($\ln Rgdp$), 即人均地区生产总值的对

数; (2) 人口密度 ($\ln Pd$), 即每平方公里人口数量的对数; (3) 外商直接投资 (Fdi), 即实际外商直接投资额占地区生产总值的比重; (4) 科技支出 (Rd), 即财政科技支出占财政支出的比重。

表2为各个变量的描述性统计。

表2 变量描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
$Dige$	3190	-0.021	0.862	-0.887	3.911
$\ln Water$	3190	8.067	1.148	4.595	10.451
$\ln Rgdp$	3190	10.753	0.564	9.432	12.065
$\ln Pd$	3190	5.737	0.898	2.890	7.272
Fdi	3190	0.002	0.003	0.000	0.012
Rd	3190	0.017	0.016	0.001	0.084
$\ln Insh$	3190	0.693	0.242	0.273	1.560
$\ln Insu$	3190	1.195	0.044	1.085	1.311

(三) 数据来源

本文以2011—2021年我国290个地级市的面板数据为考察样本, 社会经济发展数据来源于《中国城市统计年鉴》《中国区域统计年鉴》以及各地市国民经济和社会发展统计公报, 数字普惠金融指数来源于北京大学互联网金融研究中心发布的《数字普惠金融指标体系与指数编制》。为了减少异常观测值对回归模型参数估计的干扰, 对连续变量进行1%水平的截尾处理。

四、实证结果

(一) 基准回归结果

依据式(1), 可检验数字经济发展能否有效减少城市工业废水排放, 表3报告了数字经济影响工业废水排放的估计结果。为了识别控制变量的相关性是否对回归结果产生影响, 本文在基准回归中逐步加入控制变量, 以验证估计结果的准确性。第(1)列没有加入控制变量, 在控制城市固定效应和时间固定效应的基础上, $Dige$ 的估计系数为-0.1845, 且在1%的水平下显著, 表明数字经济能够有效减少城市工业废水排放。第(2)—(5)列是逐步加入控制变量的回归结果, $Dige$ 的估计系数均在1%的水平下显著为负, 且没有发生显著变化, 进一步证明数字经济能够显著降低城市工业废水排放量。值得关注的是, 加入全部控制变量后, $Dige$ 的估计系数为-0.1772, 表明数字经济发展指数每增加1个单位, 城市工业废水排放量将降低0.18个单位, 验证了本文的假设1。

从控制变量的显著性看, 只有外商直接投资的回

归系数显著为负。经济发展水平的回归系数不显著说明经济发展对工业废水排放的影响可能是双向的,一是经济的发展往往伴随着工业生产规模的扩大。虽然技术进步和产业升级可以降低单位产品的废水排放量,但总体废水排放量可能会因生产规模的扩大而增加。二是经济发展往往伴随着环保政策的加强和法规的完善。政府为了保护环境、促进可持续发展,会制定严格的环保标准和排污限制,对工业企业的废水排放进行监管和治理。人口密度的回归系数不显著的原因也在于其对工业废水排放的双向影响。人口密度高的地区往往经济活动也更为集中,环境管理的

难度也相应增加,同时人口密度的增加会产生集聚正外部性,带来“劳动力池”、知识溢出等集聚经济效益,推动技术进步和产业升级,进而降低工业废水排放。外商直接投资的回归系数显著为负说明外商直接投资的增加有助于引进发达国家跨国企业的先进技术和管理经验,从而提高资源利用效率,减少污染物的排放。科技支出的回归系数不显著的原因在于政府的财政科技支出没有对环保技术领域提供足够的支持,或者没有将环保技术在工业生产中加以有效应用,导致财政科技支出的增加没有对工业废水排放产生显著影响。

表3 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>Dige</i>	-0.1845*** (-5.40)	-0.1878*** (-5.46)	-0.1876*** (-5.45)	-0.1793*** (-5.31)	-0.1772*** (-5.09)
<i>lnRgdp</i>		0.0826 (0.84)	0.0813 (0.83)	0.1135 (1.16)	0.1052 (1.05)
<i>lnPd</i>			0.0639 (0.71)	0.0515 (0.58)	0.0505 (0.57)
<i>Fdi</i>				-22.2424** (-1.98)	-22.8197** (-2.04)
<i>Rd</i>					1.0261 (0.53)
<i>Cons</i>	8.0632*** (10986.83)	7.1746*** (6.80)	6.8224*** (5.56)	6.6029*** (5.35)	6.6826*** (5.34)
<i>City</i>	yes	yes	yes	yes	yes
<i>Year</i>	yes	yes	yes	yes	yes
<i>N</i>	3190	3190	3190	3190	3190
<i>R</i> ²	0.911	0.911	0.911	0.912	0.912

注: *、**、***分别表示在10%、5%、1%的显著水平显著,()内为聚类稳健标准误的*t*值。表4、表5、表6、表7同。

(二)机制分析

表4为数字经济发展对工业废水排放影响机制的估计结果。第(1)、(2)列是产业结构升级*lnInsu*作为机制变量的估计结果。第(1)列数字经济*Dige*对产业结构升级*lnInsu*的回归系数在1%的水平下显著为正,说明数字经济有助于推动城市产业结构升级。第(2)列*Dige*与*lnInsu*的估计系数均在1%的水平下显著为负,同时*Dige*的回归系的数绝对值相比基准回归结果有所下降,说明数字经济通过推动产业结构转型升级减小城市工业废水的排放。数字经济以数据为核心资

源,通过大数据技术收集、整理和分析工业生产过程中的各类数据,包括废水排放、资源消耗等,为企业提供精细化的数据分析和预测能力,进而提升资源利用效率。

第(3)、(4)列是产业结构高级化*lnInsh*作为机制变量的估计结果。第3列数字经济*Dige*对产业结构高级化*lnInsh*的回归系数在1%的水平下显著为正,说明数字经济有助于推动城市产业结构高级化。第(4)列*Dige*与*lnInsh*的估计系数均在1%的水平下显著为负,同时*Dige*的回归系数绝对值相比基准回归结果有所

下降,说明数字经济通过推动产业结构高级化减少城市工业废水的排放。数字经济不仅能通过数据要素的深度赋能,推动传统产业进行数字化、网络化、智能化改造,还催生了大量绿色新兴产业,如清洁能源、节能环保、循环经济等。新兴产业以绿色、低碳、环保为核心特征,为城市工业废水的处理提供了新的解决方案和技术手段。

综合以上分析,数字经济通过优化资源配置和供应链管理,促进绿色技术发展和应用,培育绿色新兴产业实现产业结构转型升级和产业结构高级化,在降低城市工业废水排放方面发挥了重要作用,验证了本文的假设2。

表4 机制分析估计结果

变量	数字经济与 产业结构升级		数字经济与 产业结构高级化	
	(1)lnInsu	(2)lnWater	(3)lnInsh	(4)lnWater
Dige	0.0080*** (4.94)	-0.1496*** (-5.37)	0.0365*** (5.67)	-0.1550*** (-4.77)
lnInsu		-3.4690** (-2.32)		
lnInsh				-0.6088*** (-3.42)
Controls	yes	yes	yes	yes
City	yes	yes	yes	yes
Year	yes	yes	yes	yes
N	3190	3190	3190	3190
R ²	0.918	0.913	0.897	0.914

(三)稳健性检验

1. 内生性检验

尽管本文控制了可能影响工业废水排放的相关变量,但是工业废水排放可能受公众环保意识、城市资源禀赋的影响,存在遗漏变量的问题。同时工业废水排放较少、环境监管措施较为完备的城市可能经济发展水平相对较高、基础设施较为完善,更有助于数字经济发展,因此工业废水排放和数字经济可能存在反向因果关系。为了更好地控制内生性问题,本文借鉴柏培文和张云(2021)^[21]的工具变量选取方法,使用上一年全国互联网接入端口数与各地级市到杭州的球面距离作为数字经济的工具变量。使用该工具变量的原因在于:一是地区当期的环境污染不会影响上一期的全国互联网接入端口数,全国互联网接入端口数的变化对

地区来说是相对外生的,不会对某一地区的污染物排放产生明显影响;二是地级市数字经济发展与其距离杭州的球面距离存在一定的负相关关系,距离杭州较近的地级市可能更容易受益于杭州作为数字经济中心的辐射效应,可能更容易接入杭州的信息网络、共享数字资源,吸引数字经济相关的投资和人才,从而促进本地数字经济的发展。

表5是两阶段最小二乘法的估计结果。第一阶段的估计结果表明,工具变量与数字经济发展指数在1%的水平显著为负,地级市距离杭州球面距离越远,数字经济发展指数相对越低。不可识别检验(Anderson LM test)在1%的水平下显著,弱工具变量检验(Cragg-Donald Wald F test)的显著性低于10%,表明此工具变量的选取是合理的,不存在不可识别和弱工具变量问题。第二阶段回归结果表明,核心解释变量的回归系数在加入工具变量的前提下依旧显著为负,证明了基准回归结果具有稳健性。值得注意的是,加入工具变量之后 Dige 的回归系数的绝对值相比基准回归结果有所增大,数字经济指数每增加1个单位,城市工业废水排放量将降低0.93个单位,说明潜在的内生性问题倾向于低估数字经济对减排的正向作用。

表5 工具变量法估计结果

变量	第一阶段Dige	第二阶段lnWater
IV	-0.112*** (-8.10)	-0.928*** (-6.13)
Dige		
Controls	yes	yes
City	yes	yes
Year	yes	yes
N	2240	2240
F	65.61	11.20
Anderson LM statistic		71.08[0.00]
Cragg-Donald Wald F statistic		65.61{16.38}

注:[]内为p值,{}内为Stock-Yogo弱识别检验10%水平上的临界值。

2. 替换解释变量

参考邓荣荣和张翱翔(2022)的研究,使用主成分分析法对290个地级市数字经济发展水平进行重新测度,记为Dige_p,在此基础上重新估计城市数字经济发展对工业废水排放影响,结果见表6。结果表明无论是否加入控制变量,Dige_p的估计系数均在1%水平下显著为负,再一次证明基准回归结果的稳健性。

表6 替换解释变量估计结果

变量	(1)	(2)
<i>Dige_p</i>	-0.1893*** (-3.47)	-0.1769*** (-3.38)
<i>lnRgdp</i>		0.0636 (0.63)
<i>lnPd</i>		0.0604 (0.63)
<i>Fdi</i>		-28.8259** (-2.50)
<i>Rd</i>		1.8005 (0.98)
<i>Cons</i>	8.0727*** (5013.73)	7.0846*** (5.63)
<i>City</i>	yes	yes
<i>Year</i>	yes	yes
<i>N</i>	3190	3190
<i>R</i> ²	0.908	0.909

(四)异质性分析

表7报告了东、中、西部地区数字经济对工业废水排放影响的回归结果,从回归系数的符号和显著性看,与基准回归结果差异不大,东、中、西部地区数字经济发展指数*Dige*的回归系数显著为负,说明数字经济能够有效降低三大地区的工业废水排放量;从回归系数的绝对值看,西部地区*Dige*的回归系数最大,中

表7 地区异质性估计结果

变量	东部地区	中部地区	西部地区
	<i>lnWater</i>	<i>lnWater</i>	<i>lnWater</i>
<i>Dige</i>	-0.0892*** (-2.70)	-0.1283** (-2.05)	-0.2321** (-2.47)
<i>lnRgdp</i>	0.3158** (2.12)	0.1757 (1.25)	-0.2074 (-1.06)
<i>lnPd</i>	-1.2719* (-1.74)	0.6421 (0.68)	0.0429 (0.78)
<i>Fdi</i>	0.4207 (0.03)	-64.2893*** (-3.70)	-24.9608 (-0.80)
<i>Rd</i>	5.4929 (1.58)	3.1532 (1.46)	-1.7466 (-0.42)
<i>Cons</i>	12.9929** (2.60)	2.5467 (0.44)	9.4776*** (4.57)
<i>City</i>	yes	yes	yes
<i>Year</i>	yes	yes	yes
<i>N</i>	1100	1100	990
<i>R</i> ²	0.929	0.879	0.885

部地区次之,东部地区最小,说明西部地区数字经济发展更有助于降低工业废水排放量。数字经济对中、西部地区的减排效应更好的原因主要分为两个方面:一是经济发展阶段和产业结构存在差异。中、西部地区大多处于工业化中期或前期,产业结构相对简单,污染排放基数较低,因此数字经济的介入更容易产生显著的减排效果。二是西部地区拥有后发优势,数字经济发展潜力大。相比东部地区,中、西部地区的数字经济发展起步较晚,意味着其具有更大的发展潜力和空间,随着大数据、云计算、物联网等技术手段的普及应用,往往能够直接针对当地的主要污染源和排放大户进行技术改造和升级,为中、西部地区环境治理提供了智能化、精准化的解决方案,推动中、西部地区在污染减排方面做到更加精准、高效。

五、研究结论与政策建议

(一)研究结论

近年,中国的数字经济步入了高速发展的快车道,其影响力日益显著,深度融入并重塑了政府管理模式、企业运营流程以及居民日常生活的方方面面,引领经济社会发展的全面深刻转型与变革。在此背景下,本文基于2011—2021年我国290个地级市的面板数据,构建双向固定效应模型评价数字经济对工业废水排放的影响及作用机理,研究发现:第一,数字经济显著降低了城市工业废水排放量,采用工具变量法、替换解释变量证明了结论的稳健性。第二,机制分析表明,数字经济发展能够通过推动产业结构升级和产业结构高级化实现工业废水排放量的降低。第三,异质性分析表明,相较于东部地区,中、西部地区数字经济的发展更有助于降低城市工业废水排放量。

(二)政策建议

首先,加强数字基础设施建设,促进数字经济发展。加强数字基础设施建设是推动数字经济发展的基石,对于提升国家整体竞争力、促进经济社会高质量发展具有重要意义。一是加快新型网络基础设施建设。加快5G网络在城乡地区的深度覆盖,特别是加强在工业园区、交通枢纽、商业中心等重点区域的5G网络部署,为数字经济发展提供高速、低延迟的网络环境。推动千兆光网建设,提升网络带宽和传输速度,满足大数据、云计算、人工智能等数字产业对高带宽、低时延网络的需求。加强物联网基础设施建设,包括物联网感知终端、物联网平台、物联网安全等,推动物联

网技术在智慧城市、智慧农业、智能制造等领域的广泛应用。二是构建全国一体化算力体系。根据区域经济发展和产业布局,合理规划建设数据中心集群,形成全国一体化的算力体系。鼓励数据中心向绿色、低碳、高效方向发展,提升算力资源的使用效率和安全性。加强算力资源的协同共享,推动跨地区、跨行业的算力资源调度和优化配置。建立算力资源交易平台,促进算力资源的市场化流通和高效利用。通过推进5G、大数据中心、云计算等新型基础设施建设,不断提升网络覆盖率和质量,为数字经济的普及和减排效应的发挥提供有力支撑。

其次,推动传统产业数字化转型,实现数字技术与传统产业深度融合。一是促进数据要素与产业的深度融合。将数据要素提升到与技术、资本、人才等要素同等的高度,通过收集、挖掘和分析海量数据,引导市场完善数据确权和定价机制,促进政府部门之间、政府与企业以及企业之间的数据互通,形成完整贯通的数据链。二是将数字技术深度融合进传统产业。用数字技术来改善传统产业的生产、管理、营销等各个环节,实现从采购、生产、销售到售后服务的全面数字化,从而提高传统产业的竞争力。

最后,制定和完善相关法律法规,优化政策环境与市场机制。明确数字经济的减排目标和要求,并为数字技术在减排领域的应用提供法律保障,是推动绿色低碳发展、实现碳中和目标的重要举措。一是制定和完善与数字经济减排相关的法律法规,明确数字技术在减排领域的应用范围、标准和要求。针对不同领域和场景,应设定具体的技术标准和要求。二是建立健全数字经济减排的监管机制,通过在线监测、数据分析等手段,实时掌握企业的减排情况。通过定期开展减排工作的专项检查,对企业的减排设施、减排措施等进行实地核查,确保企业减排措施的有效落实。◆

参考文献:

- [1]王奕淇,董昊娟.数字经济与城市碳排放绩效:作用机制与空间效应[J/OL].大连理工大学学报(社会科学版),1-13[2024-11-11].<https://doi.org/10.19525/j.issn1008-407x.2024.05.004>.
- [2]吕昌南,田凌峰.数字经济、碳全要素生产率与城市低碳发展[J].当代财经,2024(9):111-125.
- [3]路行,刘子俊,田云.数字经济对资源型城市低碳转型的影响及作用路径[J].中国人口·资源与环境,2024(6):56-64.
- [4]李占风,栗文元.数字经济对绿色全要素生产率的影响研究[J].西安财经大学学报,2023,36(06):58-69.
- [5]葛大兵,唐伊凡.数字经济与绿色全要素生产率:来自黄河流域“五极”城市群的证据[J].生态经济,2024,40(6):54-60.
- [6]汪芳,汪梓瑜,赵玉林,等.数字经济发展减少了环境污染吗?:兼议环境规制的调节效应与门槛效应[J].生态经济,2024,40(7):166-173.
- [7]韩峰,黄敏,姜竹青.企业数字化、网络地位与污染减排[J].世界经济,2024(2):204-232.
- [8]彭倩,干锐骏.产业集聚、生产率与污染排放:来自中国制造业企业的经验证据[J].山西大学学报(哲学社会科学版),2020,43(2):105-120.
- [9]韩晶,陈曦.数字经济赋能绿色发展:内在机制与经验证据[J].经济社会体制比较,2022(2):73-84.
- [10]STURGEON T J.Upgrading strategies for the digital economy[J].Global Strategies Journal,2021,11(1):34-57.
- [11]李高扬,刘明广.数字经济对环境污染的影响及作用机制研究[J].技术经济与管理研究,2024(8):52-58.
- [12]SHIN D H, CHOI M J.Ecological views of big data: Perspectives and issues[J].Telematics & Informatics, 2015, 32(2): 311-320.
- [13]解春艳,丰景春,张可.互联网技术进步对区域环境质量的影响及空间效应[J].科技进步与对策,2017,34(12):35-42.
- [14]李宗显,杨千帆.数字经济如何影响中国经济高质量发展?[J].现代经济探讨,2021(7):10-19.
- [15]张永恒,王家庭.数字经济发展是否降低了中国要素错配水平?[J].统计与信息论坛,2020,35(9):62-71.
- [16]田坤,黄坤,行伟波.数字经济、市场潜能与乡村振兴:基于双重机器学习的因果推断[J].山西财经大学学报,2023,45(11):73-85.
- [17]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.
- [18]袁航,朱承亮.国家高新区推动了中国产业结构转型升级吗[J].中国工业经济,2018(8):60-77.
- [19]千春晖,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.
- [20]邓荣荣,张翔祥.中国城市数字经济发展对环境污染的影响及机理研究[J].南方经济,2022,(2):18-37.
- [21]柏培文,张云.数字经济、人口红利下降与中低技能劳动者权益[J].经济研究,2021,56(5):91-108.

(责任编辑:云野)

中国新质生产力水平测度、障碍度识别及时空演化分析

施雄天

(云南大学 工商管理与旅游管理学院, 云南 昆明 650500)

摘要:基于新质生产力的内涵,从新制造、新服务、新业态和综合指标四个维度构建区域新质生产力测度体系,并采用纵横向拉开档次法、障碍度识别模型、马尔科夫链分析和空间核密度估计等方法对我国2013—2023年各区域的新质生产力水平进行测度并进行区域差异分析。结果表明:(1)不同区域的新质生产力水平分布不均衡,东部沿海和南部沿海地区表现出较高的新质生产力水平,西北和东北等欠发达地区则相对较低。(2)技术创新不足、数字经济发展滞后、产业结构升级缓慢等是制约各区域新质生产力水平提升的主要障碍。(3)通过时空演化分析,发现东部沿海和南部沿海地区的新质生产力水平持续提升,表现出较强的集聚效应,低生产力区域的提升速度较为缓慢。

关键词:新质生产力;障碍度识别;马尔科夫链;空间核密度;区域差异

中图分类号:F124;F061.1

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2024)09-0038-10

DOI: 10.13999/j.cnki.tjlysj.2024.09.005

一、引言与文献综述

随着我国进入经济新常态,传统的经济增长引擎作用逐渐放缓,亟须通过发展新质生产力来推动经济高质量发展。新质生产力强调通过科技创新、产业升级和管理优化提高生产效率,实现智能化、绿色化和服务化转型,从而为区域经济增长注入新的活力^[1-2]。在这一背景下,研究新质生产力的发展水平、制约障碍及时空演化特征,不仅具有重要的理论意义,也为缩小地区差异、促进区域协调发展提供了实际参考。

新质生产力作为新经济时代的重要概念得到了广泛关注和研究。关于新质生产力的内涵,学者们认为新质生产力是由数字技术、智能化和信息化等新技术推动的生产力形式,不同于传统的物质生产要素,强调数据、信息和技术在生产中的核心作用^[3-6]。新质生产力的核心要素包括新制造、新服务、新业态等,代表了技术创新、模式创新和服务创新在推动生产力升级中的重要性^[7-8]。新质生产力赋能经济增长的研究表明,新质生产力通过提升生产效率、推动产业升级和促

进资源优化配置,有力地推动了区域经济和整体经济增长。任保平(2024)^[9]指出,新质生产力的提升能够有效增强产业竞争力,并在全球价值链中占据更高位置。新质生产力赋能产业领域的研究也得到了较多关注。学者们发现,在制造业、服务业等领域,新质生产力正通过智能制造、数字化转型等手段推动传统产业的转型升级^[10-12]。贾若祥等(2024)^[13]研究表明,新质生产力赋能制造业转型的关键在于智能化生产和供应链优化,服务业的数字化创新进一步增强了其经济活力。这些研究表明,新质生产力是推动经济增长和产业升级的重要力量,其内涵与应用场景的研究已成为当前经济学领域的热点。

对新质生产力测度的研究,逐渐成为学术界的重要议题。研究者通过多种方法对新质生产力进行测度和评价,以准确反映区域和行业的新质生产力水平。首先,熵权Topsis法被广泛应用于新质生产力的测度。傅联英和蔡煜(2024)^[14]基于熵权Topsis法,构建了包含“三化”“三高”“三性”等指标的新质生产力指

基金项目:云南大学“双一流”重点科研项目“数智化下PaaS企业的创新生态系统治理研究”(KC-23233830);云南省财政厅非税收入项目“区块链电子票据在非税收入电子化收缴中的应用研究——以云南省为例”(FSYJ202119)。

作者简介:施雄天(1997—),男,江苏南通人,博士研究生,研究方向为新质生产力、科技创新管理。

数,揭示了各地区在新质生产力上的差异性和发展趋势。其次,全要素生产率常被用于分析区域新质生产力的相对水平。有学者采用该方法对我国不同地区的新质生产力进行测度,发现经济发达地区如东部沿海地区在新质生产力水平上领先,而中西部地区则相对滞后,反映了区域发展不平衡问题^[15]。此外,障碍度识别模型常被用于分析新质生产力提升中的制约因素。杨方铭和刘满成(2024)^[16]通过该模型诊断了影响新质生产力提升的主要障碍,如技术创新不足、产业结构不合理等。最后,随着大数据和人工智能技术的应用,越来越多的学者开始使用空间计量模型来研究新质生产力的时空演化特征,揭示其空间集聚效应和区域间的扩散机制^[17-18]。总体看,新质生产力测度的研究方法日趋多样化,结合多维度的指标和模型,提供了全面深入的视角来理解和评估新质生产力的发展水平。

当前关于新质生产力的研究虽有较大进展,但仍存在以下不足:一是多集中于单一维度的测度与分析,缺乏对新制造、新服务和新业态等多维度的综合评估,影响研究的全面性。二是区域间差异性及时空演化规律的研究尚待进一步深入,尤其是在不同区域新质生产力演化的动态特征上,仍需更加系统的分析,以揭示区域发展背后的深层机制。三是现有研究更多关注新质生产力的定量测度及区域差异分析,对障碍因素的综合影响及其动态演变规律的揭示有待进一步拓展。因此,现有研究在测度体系、时空演化分析和障碍因素解读上需进一步深化。本文的创新贡献包括:(1)构建了涵盖新制造、新服务、新业态和综合指标的区域新质生产力测度体系,更全面评估区域水平。(2)运用障碍度识别模型量化分析制约因素。(3)结合马尔科夫链和空间核密度估计,深入探讨区域新质生产力的时空演化规律,为区域发展战略优化提供理论依据。

二、研究设计

(一)指标体系构建

黄奇帆(2024)^[19]将新质生产力定义为新制造、新服务和新业态的集合,这三者共同代表新经济时代生产力发展的核心方向和驱动力。新制造通过智能制造、工业4.0和自动化生产等技术提升了生产效率和产品质量,是新质生产力的重要组成部分^[20]。新服务涵盖电子商务、金融科技和在线教育等新兴行业,依托数字化和平台化显著扩大了服务覆盖范围并提高效率^[21]。新业态如共享经济和平台经济,通过创新商业模式和资源优化配置,推动生产和消费的转型升级,提

升资源配置效率^[22]。

在衡量新质生产力时,加入综合指标至关重要,因为它能提供更全面的评估框架。新制造、新服务和新业态分别反映了不同领域的创新和转型,但单一领域的表现可能导致评估片面。综合指标统筹各领域表现,反映整体经济中生产力的协调性,有助于识别区域或行业发展的均衡性问题,为政策制定提供针对性依据。因此,综合指标与三大领域相结合能更全面、准确地衡量新质生产力。指标体系及各指标信息见表1。

(二)研究方法

1.纵横向拉开档次法

纵横向拉开档次法是一种综合评价方法,纵向对比可反映区域不同时期的发展水平变化,横向对比则显示不同区域同一时段的相对发展水平,有助于识别各区域间的差距及其发展趋势^[23]。

2.障碍度识别模型

障碍度识别模型可以用于评估新质生产力水平评价体系中各项指标的阻碍程度,依据施雄天等(2024)^[24]的相关公式:

$$P_{ij} = \frac{(1 - Y_{ij}) \times E_j \times 100\%}{\sum_{i=1}^m (1 - Y_{ij}) \times E_j} \quad (1)$$

其中, P_{ij} 表示第*i*个指标第*j*年新质生产力水平的障碍度; E_j 表示第*j*个指标熵值; Y_{ij} 表示第*i*个省(区、市)第*j*个指标标准化后的值。

3.全排列多边形图示指示法

全排列多边形图示指示法是一种通过图形化方式展现多个评估指标的方法,用于对指标进行标准化处理和综合评价。具体来说,通过将每个指标值进行标准化,得到多边形边长,再通过综合计算各指标的边长之和,得出综合评价指数。

4.传统马尔科夫链方法

传统马尔科夫链法具有独特优势,该方法能够捕捉新质生产力的历史依赖性和状态转移概率,有助于深入理解新质生产力的发展趋势及演化机制。借鉴部分学者^[25]对传统马尔科夫链方法的应用,结合时间和空间的演变分析我国新质生产力的演化特征。

5.空间核密度估计

空间核密度估计通过平滑处理数据,直观展示空间分布和聚集特征,适应不同尺度和异质性,能动态分析演化趋势,便于识别区域差异。在进行空间核密度估计时通常需要进行空间自相关检验。采用空间核密度估计方法来研究我国区域新质生产力水平的分布动

表1 新质生产力水平指标体系

一级指标(维度)	二级指标	三级指标	单位	符号	方向
新制造	技术创新能力	R&D经费投入占GDP比重	%	x_1	+
		专利申请数(包括发明专利、实用新型专利、外观设计数量)	件	x_2	+
		创新产业指数	—	x_3	+
		高新技术企业数量	个	x_4	+
		新产品开发项目数	项	x_5	+
	产业结构升级	产业结构升级(第三产业增加值/第二产业增加值)	%	x_6	+
		高技术产业生产经营利润	亿元	x_7	+
		技术市场成交额	亿元	x_8	+
		科技企业统计孵化器数量	个	x_9	+
	生产效率与质量	工业耗能占工业增加值比重	%	x_{10}	-
		产品质量登记品率	%	x_{11}	+
		智能化水平(利用百度指数对新兴技术等词频进行统计,用词频数与常住人口比重衡量)	次/人	x_{12}	+
新服务	服务业增加值	服务业增加值占GDP比重	%	x_{13}	+
		高附加值服务业(如金融业,信息传输、计算机服务和软件业,科学研究、技术服务与地质勘查业)增加值占服务业增加值比重	%	x_{14}	+
	服务业创新能力	科学研究、技术服务和地质勘查业研究与试验发展(R&D)人员 全时当量	人年	x_{15}	+
		科学研究、技术服务和地质勘查业研究与试验发展(R&D)经费 支出	万元	x_{16}	+
	服务业对外开放 程度	接待入境旅游者人数	万人次	x_{17}	+
		入境旅游人均天花费	美元/人天	x_{18}	+
新业态	数字经济发展水平	电子商务交易额	万元	x_{19}	+
		数字金融	—	x_{20}	+
	产业数字化	电信业务收入	亿元	x_{21}	+
		软件业务收入	亿元	x_{22}	+
		信息技术服务收入	亿元	x_{23}	+
		电子商务交易活动企业比重	%	x_{24}	+
		每百家企业拥有网站数	个	x_{25}	+
	创新创业生态	科技企业孵化器孵化场地面积	平方米	x_{26}	+
		统计众创空间数量	个	x_{27}	+
		火炬计划特色产业基地企业从业人员总数	人	x_{28}	+
		生产力促进中心入统个数	个	x_{29}	+
综合指标	可持续发展能力	绿色专利申请量	件	x_{30}	+
		工业“三废”(熵权法计算)	—	x_{31}	-
		环境污染治理额占工业增加值的比重	%	x_{32}	-
	人才支撑能力	R&D人员全时当量	人年	x_{33}	+
		平均受教育年限[(文盲人数*1+小学学历人数*6+初中学历人 数*9+高中和中专学历人数*12+大专和本科以上学历人数* 16)/ 6岁以上人口总数]	年	x_{34}	+
		高等教育人数比例	%	x_{35}	+
	开放合作水平	国外技术引进合同	项	x_{36}	+
		国际技术转移项目成交数量	项	x_{37}	+

态,包括使用无条件核密度、空间静态核密度和空间动态核密度。

(三)数据来源

本文选取2013—2023年中国30个省(区、市,不含西藏、港澳台)的面板数据,主要来源于《中国统计年鉴》《中国科技统计年鉴》《中国教育年鉴》《中国电子商务年鉴》和EPS数据库等,部分缺失数据采用插值法补充。创新产业指数来源于北京大学创新产业指数IRIEC数据。

三、我国区域新质生产力水平测度结果分析

(一)我国区域新质生产力水平测度结果

采用纵横向拉开档次法对2013—2023年我国新质生产力水平指数进行测度,由表2可知,北京、上海、江苏、广东、天津、浙江等经济发达地区的新质生产力水平较高,说明新质生产力水平与地区经济发展存在密切关系,良好的经济发展水平为提升新质生产力奠定了坚实基础。相比之下,青海、宁夏等经济发展相对薄弱地区的新质生产力水平较低,反映出区域发展存

表2 2013—2023我国区域新质生产力水平测度结果

分区	省(区、市)	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022	2023	均值	排名
北部沿海	北京	0.591	0.590	0.624	0.626	0.637	0.680	0.697	0.730	0.731	0.734	0.736	0.671	1
	河北	0.350	0.379	0.401	0.427	0.458	0.498	0.487	0.477	0.489	0.495	0.501	0.451	23
	山东	0.385	0.411	0.439	0.462	0.496	0.510	0.499	0.528	0.547	0.576	0.606	0.496	10
	天津	0.457	0.486	0.520	0.527	0.519	0.552	0.561	0.588	0.584	0.588	0.592	0.543	5
东北	黑龙江	0.411	0.447	0.464	0.474	0.473	0.496	0.511	0.504	0.503	0.492	0.481	0.478	16
	吉林	0.382	0.409	0.427	0.418	0.422	0.446	0.457	0.477	0.486	0.500	0.513	0.449	24
	辽宁	0.381	0.408	0.429	0.458	0.464	0.475	0.480	0.494	0.505	0.523	0.541	0.469	18
东部沿海	江苏	0.455	0.462	0.500	0.509	0.527	0.557	0.566	0.596	0.625	0.662	0.699	0.560	3
	上海	0.531	0.529	0.580	0.558	0.577	0.603	0.608	0.630	0.633	0.665	0.698	0.601	2
	浙江	0.418	0.443	0.465	0.482	0.498	0.531	0.529	0.546	0.567	0.585	0.603	0.515	6
黄河中游	河南	0.352	0.378	0.414	0.452	0.444	0.458	0.456	0.481	0.496	0.518	0.539	0.453	21
	内蒙古	0.362	0.398	0.417	0.438	0.456	0.458	0.449	0.470	0.475	0.476	0.478	0.444	26
	山西	0.340	0.357	0.374	0.410	0.418	0.444	0.422	0.443	0.452	0.456	0.459	0.416	28
	陕西	0.390	0.420	0.442	0.480	0.471	0.480	0.491	0.507	0.516	0.526	0.537	0.478	15
南部沿海	福建	0.394	0.420	0.444	0.455	0.469	0.496	0.502	0.510	0.527	0.539	0.551	0.483	14
	广东	0.427	0.457	0.481	0.523	0.551	0.574	0.586	0.602	0.628	0.646	0.664	0.558	4
	海南	0.393	0.416	0.448	0.450	0.477	0.500	0.496	0.522	0.539	0.564	0.589	0.490	12
西北	甘肃	0.353	0.387	0.411	0.452	0.456	0.467	0.465	0.476	0.497	0.510	0.523	0.454	20
	宁夏	0.339	0.365	0.363	0.337	0.409	0.391	0.443	0.451	0.476	0.480	0.484	0.413	29
	青海	0.301	0.364	0.367	0.350	0.372	0.386	0.415	0.426	0.436	0.453	0.469	0.394	30
	新疆	0.373	0.398	0.403	0.411	0.438	0.457	0.461	0.464	0.477	0.504	0.530	0.447	25
西南	广西	0.338	0.367	0.388	0.412	0.420	0.451	0.456	0.462	0.466	0.468	0.470	0.427	27
	贵州	0.355	0.410	0.429	0.445	0.462	0.484	0.491	0.493	0.489	0.471	0.452	0.453	22
	四川	0.402	0.424	0.450	0.477	0.489	0.514	0.530	0.557	0.553	0.547	0.542	0.499	9
	云南	0.362	0.383	0.415	0.437	0.458	0.498	0.472	0.485	0.491	0.502	0.514	0.456	19
	重庆	0.409	0.431	0.461	0.475	0.486	0.512	0.511	0.520	0.537	0.561	0.586	0.499	8
长江中游	安徽	0.408	0.437	0.455	0.479	0.488	0.515	0.531	0.554	0.549	0.541	0.534	0.499	7
	湖北	0.396	0.420	0.460	0.471	0.480	0.501	0.508	0.523	0.539	0.550	0.561	0.492	11
	湖南	0.421	0.428	0.457	0.453	0.459	0.485	0.494	0.512	0.520	0.539	0.558	0.484	13
	江西	0.398	0.410	0.442	0.447	0.467	0.494	0.481	0.493	0.504	0.524	0.544	0.473	17

注:由于现行的区域划分方式在研究区域差异时存在诸多限制,国务院发展研究中心发展战略与区域经济研究部在《中国(大陆)区域社会经济发展特征分析》中提出一种新的区域划分方案。该方案将中国(大陆)划分为八个主要区域,分别是东北、北部沿海、东部沿海、南部沿海、黄河中游、长江中游、西南和西北地区。

在不均衡现象。总体看,大部分地区的新质生产力水平呈现上升趋势,尤其是广东,从2013年的0.427增长至2023年的0.664,发展水平显著提升。为了促进区域均衡发展,政策制定者应加强对经济相对落后地区的支持,提高其新质生产力水平,以实现各区域经济与新质生产力的协调发展。

根据2013—2023年我国八大地理分区新质生产力水平变化趋势图(图1),可以看出各区域新质生产力水平总体呈上升趋势,但差异显著。南部沿海、东部沿海和北部沿海地区始终高于全国平均水平,尤其东部沿海地区表现出持续稳定的增长态势,2023年达到最高水平,反映出其在新制造、新服务和新业态方面的进步。长江中游地区和西南地区逐步接近全国平均水平,其中长江中游地区自2021年后超过均值,表明区域经济一体化和产业升级效果明显。黄河中游地区、东北地区和西北地区低于均值,增长缓慢,其面临自然环境脆弱、经济滞后及产业结构不优的限制,亟须通过技术创新和产业优化缩小差距。

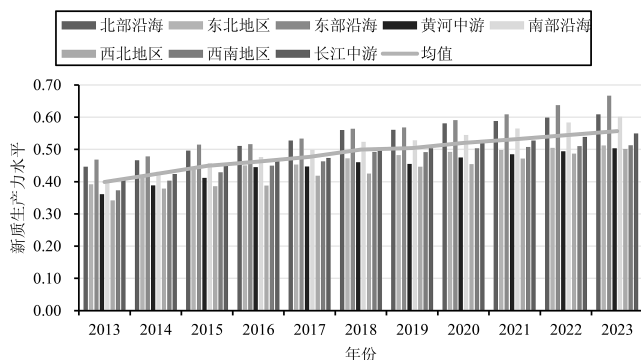


图1 各区域新质生产力水平时间变化趋势

图2展示了2013—2023年新质生产力各维度的变化趋势。新制造波动上升,尽管有回落但总体增长;新服务提升较为平稳,但后期波动较大,反映出领域增长的不稳定性;新业态初期快速增长后趋于稳定,显示存在一定瓶颈;综合指标持续下滑,尽管后期有所回升,但整体水平并未恢复。这表明各维度发展不均衡,部分领域存在增长压力。

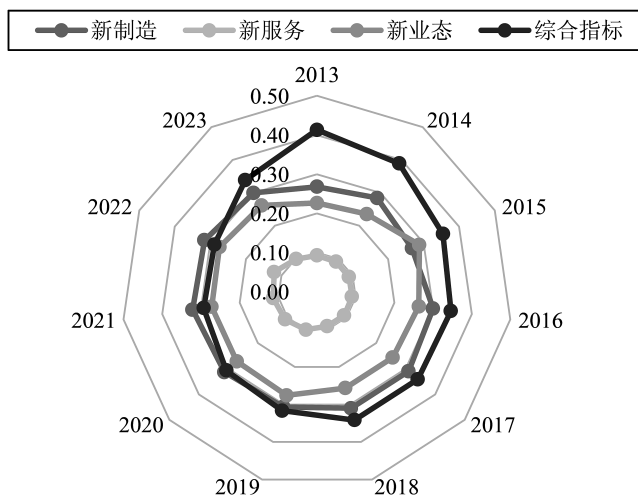


图2 各维度新质生产力水平变化趋势

图3展示了不同区域新质生产力水平各维度变化。北部沿海地区新制造和新服务稳步提升,综合指标自2019年后不断下降。东北地区新制造和新业态均有提升,但整体较低,新服务滞后。东部沿海地区四个维度均衡发展,尤其新制造维度增长显著。黄河中游地区新制造提升显著,新服务和新业态平稳,整体较低。南部沿海地区新制造和新业态突出,制造业转型成效显著。西北地区综合指标表现滞后,新制造、新服

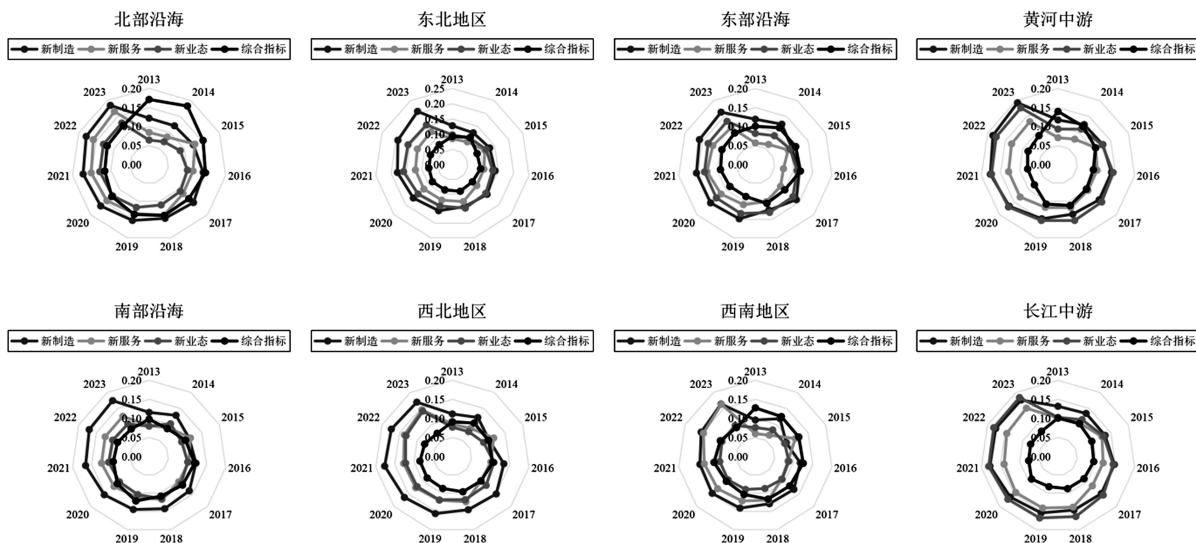


图3 不同区域新质生产力水平各维度变化趋势

务和新业态虽有增长,但增幅较缓。西南地区新制造和新服务均有显著增长,但新业态增长较为缓慢,综合指标呈现波动下降趋势。长江中游地区新制造持续上升,新业态和综合指标均有提升,新服务提升较小。整体上,沿海地区在新制造和新业态上领先,中、西部地区在东北地区和在新服务和综合指标上滞后,需要政策支持 and 资源投入推动发展。

(二)各子维度变化趋势

使用全排列多边形图示指数法绘制 2013—2023 年指标变化雷达图(图 4、图 5),各维度指标和整体变化呈现不同趋势,评级阈值为-1.00—1.00,对应“差”“较差”“中等”“较好”“优秀”。

新制造维度 2013 年接近“差”,受全球经济复苏缓慢和产业升级压力影响,2014—2015 年略有上升后再次降至-1.00。随着供给侧结构性改革的推进,2016 年起逐步回升,2020 年达到峰值 1.00,但 2023 年回落至 0.00,表明全球经济环境仍对制造业发展构成挑战。

新服务维度 2013—2015 年在“较差”和“差”之间,创新不足和市场转型压力明显。2016 年起,随着“互

联网+”等新技术的应用,服务业逐步改善,2021 年指数达到 0.76,反映了电商和在线教育等新兴服务的崛起。然而,2023 年回落至 0.00,显示疫情后经济复苏放缓,传统服务业面临转型压力。

新业态维度 2013 年为“差”,2015 年达到 1.00,标志着共享经济和在线平台的快速发展。2019 年后,新业态逐步回落,2020 年受疫情冲击影响显著,2023 年回落至 0.00,显示复苏乏力,未来需增强创新力度和政策支持。

综合指标 2013 年为“优秀”,2014—2018 年逐渐下降,2021 年跌至“较差”,受疫情和全球经济不确定性影响,2022 年达到最低点-1.00,2023 年回升至 0.00 的“中等”水平,反映新质生产力正逐步恢复,未来需强化技术创新和产业优化。

整体指标 2013—2023 年呈稳步上升趋势,2013—2015 年增至 0.10,2016—2018 年持续增长至 0.18,2019—2021 年增长最快,2021 年达到 0.38。2022—2023 年回落至 0.25,表明疫情后经济复苏乏力,需进一步加强政策支持和产业优化。

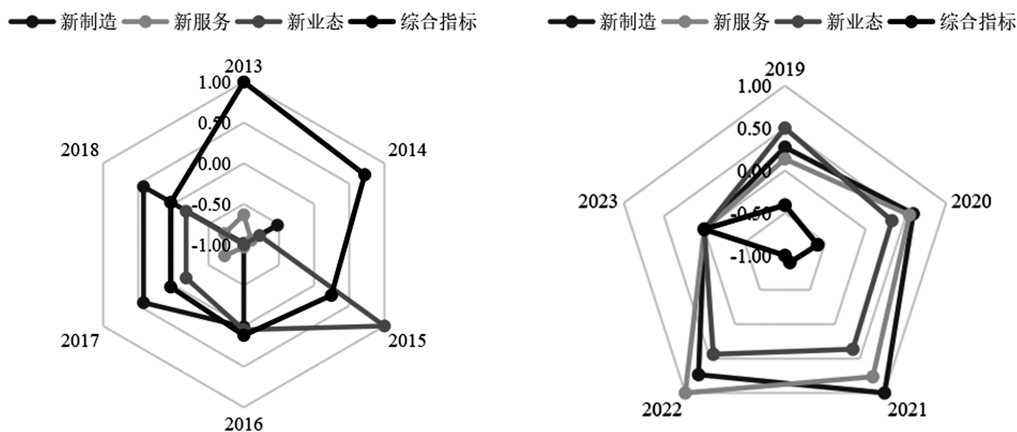


图 4 各维度指标变化

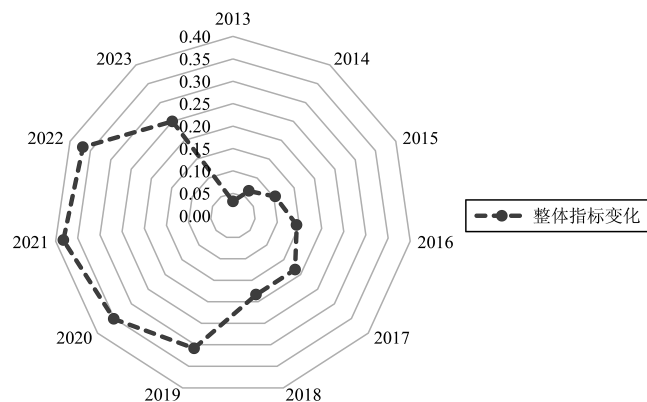


图 5 各维度指标整体变化

四、我国区域新质生产力水平障碍因子诊断

(一)时间序列障碍因子诊断

利用障碍度识别模型分析制约我国区域新质生产力发展的障碍因子,结果见表 3。通过样本期内的障碍因子诊断,可以发现一些关键趋势和制约因素。

1. 2013—2015 年数字经济和产业结构问题突出

这一时期,电子商务交易额(x_{19})连续两年成为首要障碍因子,表明我国数字经济基础薄弱,电子商务发展较慢。此外,产业结构升级(x_6)、产品质量登记比率(x_{11})和创新产业指数(x_3)的不足也成为主要障碍,表明技术创新和产业转型的滞后对新质生产力产生了负

表3 时间序列障碍因子诊断结果

年份	障碍因子1	障碍因子2	障碍因子3	障碍因子4	障碍因子5
2013	x_{19}	x_6	x_{11}	x_3	x_{10}
	0.079	0.052	0.050	0.046	0.045
2014	x_{19}	x_{11}	x_{10}	x_{30}	x_3
	0.075	0.048	0.046	0.046	0.045
2015	x_6	x_{10}	x_{30}	x_{31}	x_3
	0.054	0.045	0.045	0.044	0.043
2016	x_{19}	x_{10}	x_{17}	x_{33}	x_{37}
	0.052	0.042	0.041	0.040	0.040
2017	x_{19}	x_{20}	x_{33}	x_{17}	x_{10}
	0.058	0.043	0.041	0.041	0.040
2018	x_{37}	x_{20}	x_{10}	x_{33}	x_{38}
	0.043	0.042	0.041	0.041	0.040
2019	x_{20}	x_{37}	x_{28}	x_6	x_{33}
	0.045	0.044	0.043	0.042	0.042
2020	x_{28}	x_{37}	x_{20}	x_6	x_{33}
	0.047	0.046	0.045	0.043	0.042
2021	x_{28}	x_{20}	x_{37}	x_6	x_{33}
	0.050	0.049	0.047	0.043	0.041
2022	x_{28}	x_{20}	x_{37}	x_6	x_{10}
	0.054	0.053	0.048	0.045	0.040
2023	x_6	x_{20}	x_{19}	x_{37}	x_{10}
	0.043	0.043	0.042	0.042	0.041

面影响。2015年,绿色专利申请量(x_{30})、工业“三废”(x_{31})开始显现为障碍,反映出环保压力与可持续发展的矛盾。

2. 2016—2018年数字经济与技术创新受限

2016年,电子商务交易额(x_{19})为主要障碍,表明数字经济发展滞后。同时,工业耗能占工业增加值比重(x_{10})和接待入境旅游者人数(x_{17})也成为限制因素,表明生产效率和服务业在国际化发展方面存在较大瓶颈。2017年,数字金融(x_{20})和R&D人员全时当量(x_{33})的问题突出,反映出我国在金融科技和科技人才储备方面的不足。2018年,国际技术转移项目成交数量(x_{37})成为首要障碍,表明全球技术合作瓶颈限制了技术创新水平的提升。

3. 2019—2021年创新生态与数字化转型滞后

2019—2021年,数字金融(x_{20})和国际技术转移项目成交数量(x_{37})继续作为主要障碍。与此同时,火炬计划特色产业基地企业从业人员总数(x_{28})首次成为障碍因子,表明创新创业生态建设不足,制约了新业态的成长。产业结构升级(x_6)和R&D人员全时当量(x_{33})不足依旧对新质生产力的提升构成挑战。2021年,创新生态的短板进一步显现,众创空间的问题更加突出,成

为阻碍新质生产力发展的主要障碍之一。

4. 2022—2023年产业结构升级和技术合作的持续挑战

2022年,火炬计划特色产业基地企业从业人员总数(x_{28})和数字金融(x_{20})仍然是主要障碍,表明创新生态和数字经济发展缓慢。与此同时,国际技术转移项目成交数量(x_{37})和工业耗能占工业增加值比重(x_{10})继续成为限制因素,产业结构升级(x_6)也再次成为突出问题。2023年,产业结构升级(x_6)重新成为首要障碍,表明第三产业与第二产业的平衡发展仍未达到预期,数字经济、技术合作和生产效率提升依然面临重重挑战。

综上,2013—2023年,数字经济发展滞后、产业结构升级缓慢和国际技术合作不足是我国新质生产力水平提升的主要障碍。此外,近年来创新生态建设短板也成为重要制约因素。

(二)分区域障碍因子诊断

根据2013—2023年各区域新质生产力水平的障碍度均值识别结果(表4),可以看出各区域在新质生产力发展中面临不同挑战。

北部沿海地区的主要障碍集中在创新创业和环境治理,其中,火炬计划特色产业基地企业从业人员总数(x_{28})和绿色专利申请量(x_{30})是主要障碍因子,反映出该地区在支持创新创业和实现绿色发展方面的不足。东北地区主要面临产业结构升级(x_6)和工业耗能占工业增加值比重(x_{10})的挑战,显示出制造业效率低下和产业升级缓慢的问题。东部沿海地区则在产业结构升级(x_6)和R&D人员全时当量(x_{33})方面存在瓶颈,数字金融(x_{20})有待提升。黄河中游地区的障碍因子较为分散,主要集中在工业耗能占工业增加值比重(x_{10})和R&D人员全时当量(x_{33}),说明制造业效率低和人才不足对区域发展造成了制约。南部沿海地区的绿色专利申请量(x_{30})、电子商务交易额(x_{19})为重要制约,表明该地区在数字经济和服务业开放方面仍有改进空间。西北地区的主要障碍是产品质量登记品率(x_{11})和产业结构升级(x_6)。西南地区在创新产业指数(x_3)和火炬计划特色产业基地企业从业人员总数(x_{28})上存在不足,限制了新业态的提升。长江中游地区在数字金融(x_{20})和国际技术转移项目成交数量(x_{37})方面相对滞后。

五、我国区域新质生产力水平时空演化

(一)我国区域新质生产力水平时间演化

利用传统马尔科夫链方法分析我国区域新质生产

表4 2013—2023各区域新质生产力水平障碍度均值统计

分区	障碍因子所属一级指标统计(括号内为障碍度大于0.03出现次数)	排名前3的障碍因子
北部沿海	新制造(5次)、新服务(4次)、新业态(3次)、综合指标(2次)	$x_{28}(0.049)$ 、 $x_{30}(0.047)$ 、 $x_{27}(0.044)$
东北地区	新制造(4次)、新服务(1次)、新业态(2次)、综合指标(5次)	$x_6(0.052)$ 、 $x_{10}(0.049)$ 、 $x_{11}(0.045)$
东部沿海	新制造(4次)、新服务(1次)、新业态(3次)、综合指标(5次)	$x_6(0.046)$ 、 $x_{33}(0.045)$ 、 $x_{20}(0.043)$
黄河中游	新制造(4次)、新服务(2次)、新业态(4次)、综合指标(4次)	$x_{10}(0.047)$ 、 $x_{33}(0.044)$ 、 $x_{20}(0.043)$
南部沿海	新制造(6次)、新服务(2次)、新业态(3次)、综合指标(4次)	$x_{30}(0.052)$ 、 $x_{19}(0.041)$ 、 $x_{17}(0.040)$
西北地区	新制造(5次)、新服务(3次)、新业态(3次)、综合指标(5次)	$x_{11}(0.064)$ 、 $x_6(0.045)$ 、 $x_{17}(0.044)$
西南地区	新制造(4次)、新服务(3次)、新业态(4次)、综合指标(3次)	$x_3(0.048)$ 、 $x_{28}(0.046)$ 、 $x_{19}(0.043)$
长江中游	新制造(2次)、新服务(1次)、新业态(3次)、综合指标(5次)	$x_{20}(0.046)$ 、 $x_{37}(0.044)$ 、 $x_{10}(0.044)$

力水平的时间演化,结果见表5。我国区域新质生产力水平在2013—2023年表现出相对的稳定性和流动性。总体看,低生产力区域(Ⅰ类)有较低的上升空间,尽管有部分区域从Ⅰ类跃升至Ⅱ类,但大多数区域仍保持在原有水平。中等生产力区域(Ⅱ类)的上升流动性有所增强,部分区域成功跃升至Ⅲ类。高生产力区域(Ⅲ类和Ⅳ类)则表现出较强的稳定性,特别是Ⅳ类区域,显示出高度固化,没有下行风险。随着时间的推移,低生产力区域的提升速度有所加快,但整体分化依然存在,高水平区域的固化现象较为明显。

表5 传统马尔科夫链转移概率矩阵

时间段	t/t+1	Ⅰ	Ⅱ	Ⅲ	Ⅳ	观测值
2013—2018年	Ⅰ	0.710	0.290	0.000	0.000	62
	Ⅱ	0.000	0.800	0.200	0.000	10
	Ⅲ	0.000	0.000	1.000	0.000	1
	Ⅳ	0.000	0.000	0.000	1.000	3
2019—2023年	Ⅰ	0.556	0.444	0.000	0.000	27
	Ⅱ	0.000	0.600	0.400	0.000	10
	Ⅲ	0.000	0.000	0.000	1.000	1
	Ⅳ	0.000	0.000	0.000	1.000	1
2013—2023年	Ⅰ	0.727	0.273	0.000	0.000	11
	Ⅱ	0.000	1.000	0.000	0.000	4
	Ⅲ	0.000	0.000	0.000	1.000	1
	Ⅳ	0.000	0.000	0.000	0.000	0

(二)我国区域新质生产力水平空间演化

空间自相关检验结果见表6。结果表明,2013—2023年Moran's I指数均大于0,且P值通过至少10%

的显著性水平检验,表明我国区域新质生产力水平呈现明显的空间正相关性,有必要通过空间核密度进行空间演化分析。

绘制无条件核密度及等高线图(图6)。我国区域新质生产力水平在空间演化中表现出明显的分化趋势。图中显示出双峰现象,表明各省(区、市)的新质生产力水平逐步分化为两个群体:一部分地区的新质生产力水平较高,另一部分则相对较低,反映出区域间发展不均衡。这种分化可能与各地的经济基础、政策支持和技术资源差异有关。从等高线图中可以看出,新质生产力水平在中等区域表现出一定的空间集聚现象,表明相似水平的省(区、市)往往地理位置较为接近。纵向看,t到t+3年的演化趋势显示总体生产力水平有所提升,但不同地区的提升速度不一,区域间差距依然存在且未显著缩小。

利用空间静态核密度方法,绘制我国新质生产力水平核密度及等高线图(图7)。核密度等高线图显示高新质生产力水平区域进一步集聚,低水平区域提升较慢,区域间差距难以迅速缩小。反映出部分发达地区依靠政策和技术创新不断提升新质生产力水平,而落后地区新质生产力水平提升缓慢。

利用空间动态核密度方法,绘制各区域新质生产力水平核密度等高线图(图8)。各区域的新质生产力水平在演化过程中呈现出显著的分化和集聚特征。整体看,东部沿海地区和南部沿海地区表现出明显的高集聚效应,新质生产力水平持续提升,得益于地区经济发达、创新资源丰富和政策支持。北部沿海地区则出

表6 空间自相关检验

指数	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022	2023
I	0.266	0.260	0.291	0.182	0.237	0.326	0.290	0.292	0.308	0.344	0.358
Z(I)	2.642	2.577	2.804	1.846	2.320	3.079	2.804	2.818	2.923	3.157	3.231
P	0.008	0.010	0.005	0.065	0.020	0.002	0.005	0.005	0.003	0.002	0.001

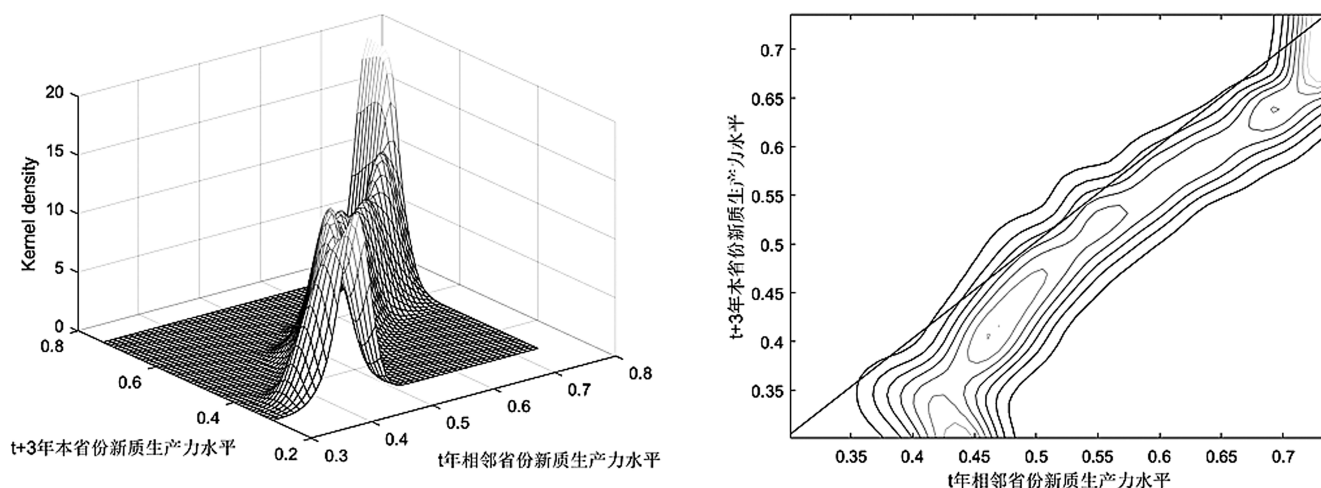


图6 无条件核密度及等高线

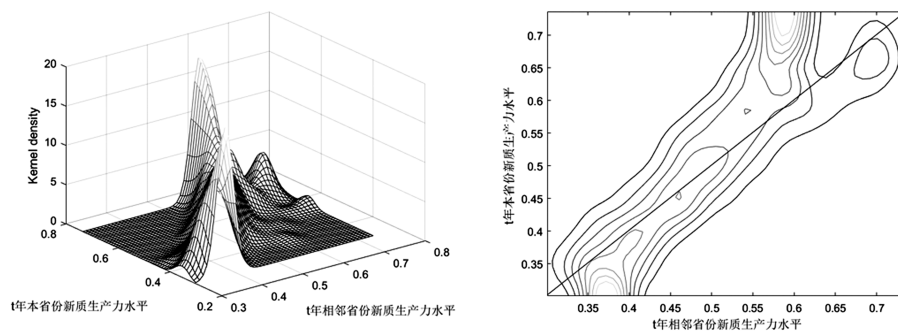


图7 空间静态核密度及等高线

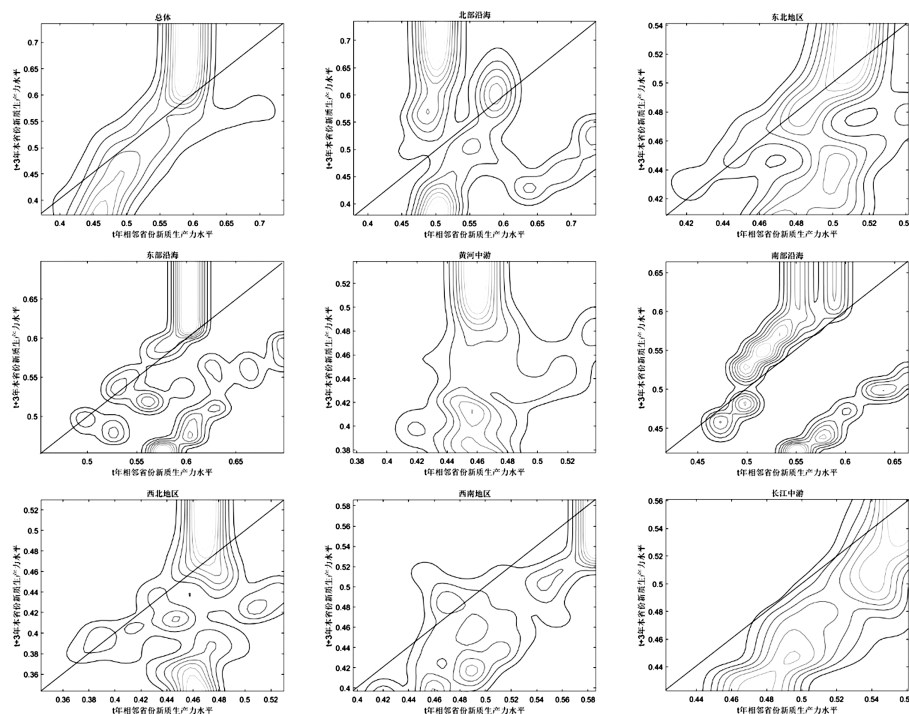


图8 各区域空间动态核密度及等高线

现两极分化,一部分省(市)新质生产力水平较高并继续提升,另一部分则相对滞后。东北地区、西北地区和

黄河中游地区的新质生产力水平相对较低且分散,表明这些地区在创新发展和产业升级方面进展缓慢,需

加大政策扶持力度。西南地区处于过渡阶段,部分区域新质生产力水平有所集聚但整体仍以中低水平为主。长江中游地区呈现出新质生产力明显上升趋势,展现出较强的后发优势。

六、结论与启示

(一) 结论

基于上述分析,本文主要得到以下结论:(1)采用纵横向拉开档次法分析,发现2013—2023年我国新质生产力总体呈上升趋势,经济发达地区如北京和上海明显领先,反映出经济发展与新质生产力的密切关系。(2)障碍度识别分析表明,数字经济滞后、产业升级缓慢及技术创新不足是主要制约因素,特别是创新生态建设不完善加剧了问题的严重性。(3)时间和空间演化分析显示,新质生产力水平存在明显的区域集聚现象,区域差距逐渐扩大,高水平区域较为稳定,低水平区域提升缓慢,需加强对弱势地区的政策支持;无条件核密度分析呈双峰分布,空间静态核密度显示高新质生产力水平区域逐渐集聚;空间动态核密度强调东部沿海地区和南部沿海地区的持续优势,以及东北地区和西北地区的创新与升级挑战,凸显区域政策支持必要性。

(二) 启示

基于上述结论,得到如下启示:(1)加强区域政策支持,加大对经济发展滞后地区的财政和政策支持力度,推动基础设施建设和人才培养,缩小与发达地区的差距,设立专项基金用于交通、通信设施改善及职业培训。(2)促进技术创新与产业升级,鼓励企业加大研发投入力度,推动技术创新和产业结构优化,通过税收减免政策激励企业投资高新技术。(3)发展数字经济,制定促进数字经济发展相关政策,加大电子商务和数字金融普及力度,提升数字化水平,通过平台支持和资金补助促进中小企业数字化转型。(4)完善创新生态系统,加快创业孵化器和科技园区建设,鼓励创新型企业发展,推动校企合作,提升区域创新能力。◆

参考文献:

- [1]谢富胜,江楠,匡晓璐.马克思的生产力理论与发展新质生产力[J].中国人民大学学报,2024,38(5):1-13.
- [2]杨颖,方茜.发展新质生产力:现实困境与实践路径[J].社会科学研究,2024(5):120-128.
- [3]刘震,周云帆.新质生产力与高质量发展:内在逻辑和重要着力点[J].上海经济研究,2024(9):5-16.
- [4]许中缘,郑煌杰.赋能新质生产力:数据要素资产化的法律配置[J].湖北大学学报(哲学社会科学版),2024,51(5):136-146+179.
- [5]李庆雪,宋萌萌,刘丽娜,等.制造企业形成新质生产力的组态路径研究[J].科研管理,2024,45(9):104-113.
- [6]宋虹桥,张夏恒.数字化赋能新质生产力的内在逻辑与实现路径[J].湖湘论坛,2024,37(3):48-63.
- [7]黄奇帆,李金波.试论发展新质生产力的内涵逻辑和战略路径[J].人民论坛,2024(14):6-11.
- [8]施雄天,余正勇.我国区域新质生产力水平测度、结构分解及空间收敛性分析[J].工业技术经济,2024,43(5):90-99.
- [9]任保平.生产力现代化转型形成新质生产力的逻辑[J].经济研究,2024,59(3):12-19.
- [10]张林忆,黄志高.技术、空间与生态:数字经济赋能新质生产力的逻辑探析[J].经济学家,2024(8):35-44.
- [11]施雄天,余正勇.以新质生产力赋能区域高技术产业高质量发展[J/OL].长江师范学院学报,1-10[2024-09-28].http://kns.cnki.net/kcms/detail/50.1195.Z.20240507.2107.002.html.
- [12]朱海华,陈柳钦.数字经济赋能新质生产力的理论逻辑及路径选择[J].新疆社会科学,2024(4):27-37+172-173.
- [13]贾若祥,王继源,窦红涛.以新质生产力推动区域高质量发展[J].改革,2024(3):38-47.
- [14]傅联英,蔡煜.中国市域新质生产力:时序演变、组群特征与发展策略[J].产业经济评论,2024(4):5-22.
- [15]中国社会科学院经济研究所课题组.结构变迁、效率变革与发展新质生产力[J].经济研究,2024,59(4):4-23.
- [16]杨方铭,刘满成.长三角地区新质生产力水平、区域差异与障碍因子[J].统计与决策,2024,40(17):30-34.
- [17]刘建华,闫静,王慧扬,等.重大国家战略区域新质生产力的水平测度及差异分析[J].重庆大学学报(社会科学版),2024,30(4):79-90.
- [18]吴继飞,万晓榆.中国新质生产力发展水平测度、区域差距及动态规律[J].技术经济,2024,43(4):1-14.
- [19]黄奇帆.新质生产力[M].杭州:浙江人民出版社,2024.
- [20]芮明杰.“新制造”的本质及其未来发展[J].人民论坛,2021(1):32-36.
- [21]王进文,徐炜.网络时代社会工作的新服务范式及其实践路向[J].江汉论坛,2022(11):137-144.
- [22]田洪刚,杨蕙馨,王翎宇.“两业”融合与新业态演化[J].南开经济研究,2023(11):168-185.
- [23]程翔,简苏尔·居来提,杨宜.中国科技创新策源能力综合评价及时空演化特征研究[J].经济与管理研究,2023,44(10):90-108.
- [24]施雄天,余正勇,肖懿,等.我国高技术产业高质量发展水平省域差异、障碍因子诊断及时空演变分析[J].创新科技,2024,24(2):56-70.
- [25]施雄天,李博亚,戴丽莉,等.我国高新技术产业创新效率测度及时空演化分析[J].技术与创新管理,2023,44(5):541-551.

(责任编辑:新月)

河南县域现代化水平测度与区域特征分析

崔理想

(河南省社会科学院 经济研究所, 河南 郑州 451464)

摘要: 县域现代化是中国式现代化的基础支撑。河南作为县域大省, 谱写中国式现代化建设河南实践的出彩县域篇章, 是新时代新征程的应有之义。基于国内学界相关研究现状、河南县域特色特征以及统计数据的可得性, 构建了河南县域现代化评价指标体系, 使用熵值法测度了2022年河南县域现代化水平, 揭示了其区域特征, 并初步探讨了未来推进县域现代化的实践策略。研究发现: 河南县域现代化总体水平与其经济现代化水平、人的现代化水平、城乡高质量融合水平、社会现代化水平的正相关性大致依次由强到弱; 河南县域现代化总体水平呈现“豫中地区>豫西地区>豫南地区>豫北地区>豫东地区”的态势。

关键词: 县域现代化; 评价指标体系; 熵值法; 河南

中图分类号: F061.5

文献标识码: A

文章编号: 2096-8647(2024)09-0048-08

DOI: 10.13999/j.cnki.tjlysj.2024.09.006

一、引言与文献综述

坚持以中国式现代化全面推进中华民族伟大复兴, 是新时代全国各地开展理论研究和实践探索的基本遵循。县域现代化是中国式现代化的基础支撑。县域涵盖城镇与乡村, 是承上启下、沟通条块、连接城乡的枢纽^[1], 是发展经济、保障民生、维护稳定、促进国家长治久安的重要基础。不断开创中国式现代化建设新局面, 迫切需要奋力高质量推进和高水平实现县域现代化, 夯实中国式现代化之基。河南是县域大省, 明晰当前县域现代化水平、区域特征及未来实践策略, 对持续践行县域治理“三起来”重大要求, 加快推动县域经济“成高原”, 谱写中国式现代化建设河南实践的出彩县域篇章, 具有重要现实意义。

当前国内学界鲜有关于县域现代化水平测度、评价指标体系构建等的相关研究。关于中国式现代化的相关研究, 尤其是中国式现代化的测度指标体系、评价方法等相关研究给予本文重要启示。党的二十大报告指出, 中国式现代化是人口规模巨大的现代化, 是全体人民共同富裕的现代化, 是物质文明和精神文明相协

调的现代化, 是人与自然和谐共生的现代化, 是走和平发展道路的现代化。国内不少学者基于中国式现代化的五个特征对测度指标体系进行了构建, 如叶阿忠等(2024)^[2]构建了由人口规模、共同富裕、文明协调、人自共生、和平发展5个一级指标, 人口质量、市场潜力等13个二级指标, 人口密度、城镇化率等27个三级指标构成的中国式现代化评价指标体系。秦柳(2024)^[3]构建了包括经济发展、科技创新、生态文明、社会进步、人民生活5个一级指标和29个二级指标的中国式现代化评价指标体系。还有学者基于不同视角构建不同的评价指标体系对中国式现代化进行测度。如邹红等(2023)^[4]基于“三生”协同发展理论, 从生产发展、生活富裕、生态良好3个维度, 下设42个指标对中国式现代化水平进行测度。蒋永穆等(2022)^[5]基于创新、协调、绿色、开放、共享的新发展理念构建了中国式现代化评价指标体系。贾晓芬和张宏莉(2022)^[6]将现代化形态嵌入经济建设、政治建设、文化建设、社会建设和生态文明建设, 并以此为基础形成了中国式现代化评价指标体系。在测度与评价方法方面, 中国式现

基金项目: 河南省哲学社会科学规划项目“河南数字经济赋能县域现代化的作用机理与实现路径研究”(2023BJJ052)。

作者简介: 崔理想(1985—), 男, 河南永城人, 硕士, 助理研究员, 研究方向为区域经济。

代化水平的测度与评价方法主要包括多指标综合测度法(熵值法、熵权TOPSIS、德尔菲法、层次分析法、客观赋权法等)、Dagum 基尼系数、耦合协调度模型、核密度估计法、Markov 链转移概率矩阵、空间收敛模型、BP 神经网络模型等^[7]。

二、研究设计

上述研究成果,为本文县域现代化评价指标体系构建及评价方法选择提供了有益参考。同时,县域治理“三起来”,即“把强县和富民统一起来,把改革和发展结合起来,把城镇和乡村连通起来”,是2014年习近平总书记在河南视察期间提出的重大要求。县域现代化作为中国式现代化在县域层面的具体实践,其县域现代化评价指标体系构建,既要充分体现中国式现代化的内涵特征,也要充分体现县域特色特征以及践行县域治理“三起来”的重大要求。基于此,以可操作性、可比性、引导性为基本原则,本文在借鉴国内相关成熟

研究成果的基础上,充分考虑河南县域特色特征以及相关统计数据的可得性,构建了包括经济现代化、社会现代化、人的现代化、城乡高质量融合4个一级指标,经济发展质量、地方财政水平、医疗卫生水平、居民收入水平、城乡收入差距等14个二级指标,GDP、地方一般公共预算收支比、收入经济匹配程度、城乡居民人均可支配收入比、常住人口城镇化率等40个三级指标的河南县域现代化评价指标体系,详见表1。

经济基础决定上层建筑。经济现代化既是县域现代化的实现基础、经济支撑,也是县域现代化的主战场和核心要务。表1中的经济现代化一级指标包括经济发展质量、地方财政水平、经济发展结构、主导产业水平、金融服务水平5个二级指标和15个三级指标。其中,经济发展质量包括GDP、人均GDP、人均GDP指数、土地生产率4个三级指标,主要表示县域经济发展的规模、经济发展规模的人均水平及增长水平、单位行

表1 河南县域现代化评价指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	指标计算及说明	单位	权重
经济现代化	经济发展质量	GDP	地区生产总值(正向指标)	亿元	0.0271
		人均GDP	GDP/常住人口(正向指标)	元/人	0.0319
		人均GDP指数	上年=100(正向指标)	%	0.0062
		土地生产率	GDP/行政区域面积(正向指标)	万元/km ²	0.0229
	地方财政水平	单位GDP财税水平	地方一般公共预算收入/GDP×100%(正向指标)	%	0.0333
		地方一般公共预算收支比	地方一般公共预算收入/地方一般公共预算支出×100%(正向指标)	%	0.0493
		地方财政支出水平	地方一般公共预算支出/常住人口(正向指标)	元/人	0.0282
	经济发展结构	第二产业增加值占GDP比重	第二产业增加值/GDP×100%(正向指标)	%	0.0242
		第三产业增加值占GDP比重	第三产业增加值/GDP×100%(正向指标)	%	0.0221
	主导产业水平	规模以上工业企业数量	(正向指标)	个	0.0291
		规模以上工业增加值增速	(报告期规模以上工业增加值-基期规模以上工业增加值)/基期规模以上工业增加值×100%(正向指标)	%	0.0055
		规模以上工业企业营业收入水平	规模以上工业企业营业收入/规模以上工业企业数量(正向指标)	万元/个	0.0144
		规模以上工业企业利润水平	规模以上工业企业利润总额/规模以上工业企业数量(正向指标)	万元/个	0.0093
	金融服务水平	金融发展指数	金融机构存贷款余额/GDP(正向指标)	—	0.0119
		信贷投放拉动经济发展水平	GDP/金融机构贷款余额(正向指标)	—	0.0210
社会现代化	基础教育水平	教育支出占比	教育支出/地方一般公共预算支出×100%(正向指标)	%	0.0265
		义务教育在校学生占常住人口比重	义务教育在校学生数/常住人口×100%(正向指标)	%	0.0266
		义务教育师生比	义务教育专任教师数/义务教育在校学生数(正向指标)	人/百人	0.0256

(续表)

一级指标	二级指标	三级指标	指标计算及说明	单位	权重
社会 现代化	医疗卫生 水平	人均卫生机构床位数	卫生机构床位数/常住人口(正向指标)	张/万人	0.0176
		人均执业医师数	执业医师数/常住人口(正向指标)	人/万人	0.0186
		人均注册护士数	注册护士数/常住人口(正向指标)	人/万人	0.0149
	社会保障 水平	人均提供住宿的民政服务机构床位数	提供住宿的民政服务机构床位数/ 常住人口(正向指标)	张/万人	0.0385
		城乡居民基本养老保险参保率	城乡居民基本养老保险参保人数/ 户籍人口×100%(正向指标)	%	0.0125
		城乡居民基本医疗保险参保率	城乡居民基本医疗保险参保人数/ 户籍人口×100%(正向指标)	%	0.0102
人的 现代化	居民收入 水平	居民人均可支配收入	(正向指标)	元/人	0.0405
		城镇居民人均可支配收入	(正向指标)	元/人	0.0291
		收入经济匹配程度	居民人均可支配收入/人均GDP×100%(正向指标)	%	0.0149
	消费能力 潜力	社会消费品零售水平	社会消费品零售总额/常住人口(正向指标)	万元/人	0.0340
		消费拉动经济增长水平	社会消费品零售总额/GDP×100%(正向指标)	%	0.0316
		居民人均存款水平	住户存款总额/常住人口(正向指标)	万元/人	0.0267
	物质供给 水平	人均粮食产量	粮食产量/常住人口(正向指标)	公斤/人	0.0411
		人均园林水果产量	园林水果产量/常住人口(正向指标)	公斤/人	0.0194
		人均猪肉产量	猪肉产量/常住人口(正向指标)	公斤/人	0.0252
		人均禽蛋产量	禽蛋产量/常住人口(正向指标)	公斤/人	0.0278
城乡 高质量融合	城乡人口 流动	常住人口城镇化率	城镇人口/常住人口×100%(正向指标)	%	0.0190
		常住人口与户籍人口比率	常住人口/户籍人口(正向指标)	—	0.0192
	城乡收入 差距	城乡居民人均可支配收入比	农村居民人均可支配收入/ 城镇居民人均可支配收入(正向指标)	—	0.0354
	乡村产业 振兴	农林水事务支出占比	农林水事务支出/地方一般 公共预算支出×100%(正向指标)	%	0.0211
		粮食亩均产量	粮食产量/粮食播种面积(正向指标)	公斤/亩	0.0389
		设施农业种植占地面积占行政区 域面积比重	设施农业种植占地面积/ 行政区域面积(正向指标)	公顷/km ²	0.0487

政区域面积的经济密度,进而反映报告期内县域经济实现质的有效提升和量的合理增长的现实情况。地方财政水平包括单位GDP财税水平、地方一般公共预算收支比、地方财政支出水平3个三级指标,主要用来反映报告期内各县(市)地方一般公共预算收支水平、收支均衡状态及其支撑经济社会稳步运行和人的全面发展的保障能力。经济发展结构包括第二产业增加值占GDP比重、第三产业增加值占GDP比重2个三级指标,主要用来反映报告期内各县(市)二、三产业的发展水平和支撑能力。主导产业水平包括规模以上工业企业数量、规模以上工业增加值增速、规模以上工业企业营业收入水平、规模以上工业企业利润水平4个三级指标,主要用来反映规模以上工业企业发展水平,以及主导产业在地方发展中的产业集聚效应、带动效应及支

撑能力。金融服务水平包括金融发展指数、信贷投放拉动经济发展水平2个三级指标,主要用来反映报告期内各县(市)金融发展水平、资金链供给能力以及服务地方经济社会发展的水平。

社会现代化是县域现代化建设的题中之义,也是县域现代化实现的关键保障。教育、医疗、社会保障是民生大事。表1中的社会现代化一级指标包括基础教育水平、医疗卫生水平、社会保障水平3个二级指标和9个三级指标。其中,基础教育水平包括教育支出占比、义务教育在校学生占常住人口比重、义务教育师生比3个三级指标,主要用来反映报告期内各县(市)重视教育的程度、教育水平、教育当下吸引力及未来态势演变可能。医疗卫生水平包括人均卫生机构床位数、人均执业医师数、人均注册护士数3个三级指标,主要用来

反映报告期内各县(市)当前的医疗卫生服务水平以及支撑家庭医生、老幼护理等医疗卫生现实需求的能力。社会保障水平包括人均提供住宿的民政服务机构床位数、城乡居民基本养老保险参保率、城乡居民基本医疗保险参保率3个三级指标,主要用来反映报告期内各县(市)重视社会保障事业高质量发展的程度、水平及能力。

中国式现代化的本质是人的现代化,县域现代化亦如此。表1中的人的现代化一级指标包括居民收入水平、消费能力潜力、物质供给水平3个二级指标和10个三级指标。其中,居民收入水平包括居民人均可支配收入、城镇居民人均可支配收入、收入经济匹配程度3个三级指标,主要用来反映报告期内各县(市)城乡居民收入水平、居民收入与GDP增长的匹配程度以及城乡居民实现人的全面发展的经济(收入)支撑能力。消费能力潜力包括社会消费品零售水平、消费拉动经济增长水平、居民人均存款水平3个三级指标,主要用来反映报告期内各县(市)提振消费信心、释放消费潜力、更好满足人民群众对美好生活需要的主要成效以及消费拉动经济增长的动力水平。物质供给水平包括人均粮食产量、人均园林水果产量、人均猪肉产量、人均禽蛋产量4个三级指标,主要用来反映报告期内各县(市)居民基本物质生活的供给水平。

城乡高质量融合是县域层面践行和实现“中国式现代化是全体人民共同富裕的现代化”的必由之路,也是显性特征。城乡差距是否如期达标缩小,在一定程度上决定着县域现代化的成败。表1中的城乡高质量融合一级指标包括城乡人口流动、城乡收入差距、乡村产业振兴3个二级指标和6个三级指标。其中,城乡人口流动包括常住人口城镇化率、常住人口与户籍人口比率2个三级指标,主要用来反映报告期内各县(市)新型城镇化建设水平、农业转移人口市民化潜力以及城乡人口集聚与扩散等流动情况。城乡收入差距主要由城乡居民人均可支配收入比表示,主要反映报告期内各县(市)城乡居民以收入水平为代表的“经济鸿沟”情况以及城乡居民携手实现共同富裕奋斗目标的努力方向。乡村产业振兴包括农林水事务支出占比、粮食亩均产量、设施农业种植占地面积占行政区域面积比重3个三级指标,主要用来反映报告期内各县(市)粮食安全保障能力、现代农业重视程度及发展水平。

三、评价方法与数据来源

(一)评价方法

河南县域现代化评价指标体系是多维度、多层次

的指标体系。多指标评价方法有层次分析法、综合评分法、指数加权法等主观评价法和熵值法、主成分分析法、神经网络分析法等客观评价法。通过比较各类评价方法的优劣特性,熵值法能够更加客观科学地评估指标综合水平,基于此,本文选用熵值法测算河南县域现代化水平得分,模型如下:

$$Mod_i = \sum_{j=1}^m w_j \times x'_{ij} \quad (1)$$

式(1)中, Mod_i 表示第*i*个县(市)现代化水平的综合指数; w_j 表示第*j*个基础指标的权重; x'_{ij} 表示第*j*个指标的第*i*个观测值的标准化指标。计算过程如下:

$$\left\{ \begin{aligned} x'_{ij} &= \frac{x_{ij} - \min\{x_{1j}, \dots, x_{nj}\}}{\max\{x_{1j}, \dots, x_{nj}\} - \min\{x_{1j}, \dots, x_{nj}\}} \\ p_{ij} &= (x'_{ij}) / \sum_{i=1}^n (x'_{ij}) \\ e_j &= -\frac{1}{\ln(n)} \sum_{i=1}^n [p_{ij} \times \ln(p_{ij})] \\ w_j &= (1 - e_j) / \sum_{j=1}^m (1 - e_j) \end{aligned} \right. \quad (2)$$

式(2)中, x'_{ij} 表示正向标准化后的 X_{ij} 值,负向标准化则需将 x'_{ij} 的分子变为 $\max\{x_{1j}, \dots, x_{nj}\} - x_{ij}$; p_{ij} 表示第*j*个指标的第*i*个观测值占该指标所有样本值之和的比重; e_j 是第*j*个指标的信息熵; n 是样本县(市)数量; m 是基础指标数量。

(二)数据来源

未经特殊说明,本文所用数据均来自2023年的《河南统计年鉴》《中国县域统计年鉴(县市卷)》。其中,行政区域面积、户籍人口、住户存款余额、设施农业种植占地面积、规模以上工业企业数量、提供住宿的民政服务机构床位数等样本数据来自《中国县域统计年鉴(县市卷)》,其他样本数据来自《河南统计年鉴》。结合数据可得性并通过计算,得到了包含102个县(市)2022年的河南省县域现代化面板数据。

四、测度结果与特征分析

(一)测算结果

基于式(1)和式(2)测算得出2022年河南县域现代化水平,测算结果见表2。

(二)特征分析

河南县域现代化总体水平与其经济现代化水平、人的现代化水平、城乡高质量融合水平、社会现代化水平的正相关性大致依次从强到弱。从测算结果看,县

表2 部分县域现代化水平测算结果

县(市)名称	总体水平		经济现代化		社会现代化		人的现代化		城乡高质量融合	
	得分	排名	得分	排名	得分	排名	得分	排名	得分	排名
义 马	0.4758	1	0.2070	1	0.0832	64	0.1288	4	0.0567	61
长 葛	0.4642	2	0.1902	4	0.0783	76	0.1269	9	0.0689	36
巩 义	0.4546	3	0.1951	3	0.0731	86	0.1277	8	0.0587	55
永 城	0.4490	4	0.1455	13	0.0885	51	0.1356	2	0.0794	18
西 峡	0.4456	5	0.1265	24	0.1350	1	0.1065	47	0.0775	20
新 郑	0.4449	6	0.1957	2	0.0658	96	0.0975	65	0.0858	11
长 垣	0.4442	7	0.1516	12	0.0768	80	0.1279	5	0.0878	10
孟 州	0.4409	8	0.1330	17	0.0749	85	0.1432	1	0.0898	9
中 牟	0.4327	9	0.1853	5	0.0571	100	0.0819	93	0.1084	2
滎 池	0.4289	10	0.1665	7	0.0989	27	0.1172	29	0.0463	86
博 爱	0.4215	11	0.1060	40	0.0720	90	0.1209	19	0.1226	1
禹 州	0.4186	12	0.1537	11	0.0877	54	0.1170	31	0.0602	51
沁 阳	0.4099	13	0.1332	16	0.0723	89	0.1232	16	0.0812	14
兰 考	0.4093	14	0.1311	20	0.0879	52	0.1159	32	0.0745	25
栾 川	0.4070	15	0.1670	6	0.0924	37	0.1101	40	0.0374	98
淇 县	0.4061	16	0.1211	28	0.0829	66	0.1249	13	0.0772	22
临 颖	0.4054	17	0.1316	19	0.0890	48	0.1086	42	0.0762	23
内 乡	0.4017	18	0.1032	44	0.1264	2	0.1205	21	0.0516	75
确 山	0.3994	19	0.1093	37	0.1184	8	0.1180	26	0.0537	71
新 乡	0.3991	20	0.1211	27	0.0849	60	0.1202	22	0.0728	29
新 密	0.3986	21	0.1560	10	0.0807	68	0.1079	45	0.0540	70
固 始	0.3963	22	0.0935	53	0.0969	30	0.1350	3	0.0708	32
荥 阳	0.3952	23	0.1636	8	0.0583	99	0.1059	49	0.0674	37
夏 邑	0.3929	24	0.0820	76	0.1055	14	0.1119	37	0.0936	7
鄢 陵	0.3897	25	0.1131	32	0.0968	31	0.1103	39	0.0696	34
灵 宝	0.3868	26	0.1130	33	0.1020	22	0.1263	10	0.0455	89
温 县	0.3866	27	0.1046	42	0.0767	81	0.1226	17	0.0827	13
遂 平	0.3861	28	0.1102	36	0.0951	33	0.1277	7	0.0531	72
登 封	0.3851	29	0.1291	22	0.1054	15	0.1031	55	0.0476	84
修 武	0.3821	30	0.1167	31	0.0728	87	0.1234	15	0.0691	35
舞 钢	0.3812	31	0.1319	18	0.0795	73	0.1206	20	0.0492	83
新 安	0.3793	32	0.1580	9	0.0781	77	0.1111	38	0.0321	100
鹿 邑	0.3779	33	0.1045	43	0.0908	42	0.1278	6	0.0547	68
襄 城	0.3768	34	0.1261	26	0.0912	41	0.0953	72	0.0642	42
南 乐	0.3767	35	0.0763	90	0.0975	28	0.1061	48	0.0969	4
罗 山	0.3766	36	0.0789	78	0.1013	23	0.1235	14	0.0729	28
虞 城	0.3764	37	0.0871	63	0.1040	17	0.1049	52	0.0804	17
新 野	0.3759	38	0.0850	68	0.1193	7	0.1080	44	0.0637	44
镇 平	0.3745	39	0.0822	75	0.1206	5	0.1222	18	0.0495	81
滑 县	0.3740	40	0.0806	77	0.0839	61	0.1051	51	0.1044	3

注:因篇幅原因,在此仅展示总体水平排名前40的县域的测算结果。

域现代化总体水平排名前10的县(市)中,经济现代
化、人的现代化、城乡高质量融合、社会现代化4项一
级指标同样排名前10的县(市)数量分别为6个、6个、
3个、1个;县域现代化总体水平排名前20的县(市)中,

经济现代化、人的现代化、城乡高质量融合、社会现代化4项一级指标同样排名前20的县(市)数量分别为14个、9个、8个、3个;县域现代化总体水平排名前30的县(市)中,经济现代化、人的现代化、城乡高质量融合、社会现代化4项一级指标同样排名前30的县(市)数量分别为20个、18个、14个、8个;县域现代化总体水平排名前40的县(市)中,经济现代化、人的现代化、城乡高质量融合、社会现代化4项一级指标同样排名前40的县(市)数量分别为29个、28个、23个、16个。

河南县域现代化总体水平呈现“豫中地区>豫西地区>豫南地区>豫北地区>豫东地区”“豫中地区高于平均线,豫西地区、豫南地区、豫北地区、豫东地区低于平均线”等态势。从测算结果看,2022年河南县域现代化水平平均值为0.3623,有54个县(市)高于均值,约占样本县(市)总量的52.94%(平均线)。这54个县(市)中,只有西峡(第5名)和鄢陵(第25名)的4个一级指标得分均在均值以上,其余52个县(市)至少有1项一级指标得分低于均值。从样本县(市)所属地级市看,17个地级市中高于均值的县(市)数量占比从高到低依次为郑州(100%)、漯河(100%)、许昌(100%)、焦作(100%)、三门峡(75.00%)、南阳(54.55%)、鹤壁(50.00%)、开封(50.00%)、信阳(50.00%)、驻马店(44.44%)、商丘(42.86%)、安阳(40.00%)、新乡(37.50%)、周口(37.50%)、平顶山(33.33%)、洛阳(28.57%)、濮阳(20.00%)。其中,豫中地区(郑州、许昌、平顶山、漯河)高于均值的县(市)数量占比为83.33%,豫西地区(三门峡、洛阳)高于均值的县(市)数量占比为51.79%,豫南地区(南阳、信阳、驻马店)高于均值的县(市)数量占比为49.66%,豫北地区(新乡、安阳、焦作、濮阳、鹤壁)高于均值的县(市)数量占比为49.50%,豫东地区(开封、商丘、周口)高于均值的县(市)数量占比为43.45%;郑州“1+4”都市圈(郑州+开封、许昌、焦作、新乡)高于均值的县(市)数量占比为77.50%。

河南县域经济现代化水平呈现“豫中地区>豫西地区>豫北地区>豫东地区>豫南地区”“豫中地区、豫西地区、豫北地区高于平均线,豫东地区、豫南地区低于平均线”等态势。从上述测算结果看,2022年河南县域经济现代化水平平均值为0.1057,有40个县(市)高于均值,约占样本县(市)总量的39.22%(平均线)。从样本县(市)所属地级市来看,17个地级市中高于均值的县(市)数量占比从高到低依次为郑州(100%)、漯河

(100%)、许昌(100%)、焦作(83.33%)、三门峡(75.00%)、洛阳(57.14%)、鹤壁(50.00%)、开封(50.00%)、平顶山(50.00%)、安阳(40.00%)、新乡(37.50%)、驻马店(22.22%)、南阳(18.18%)、商丘(14.29%)、信阳(0)、周口(0)、濮阳(0)。其中,豫中地区高于均值的县(市)数量占比为87.50%,豫西地区高于均值的县(市)数量占比为66.07%,豫北地区高于均值的县(市)数量占比为42.17%,豫东地区高于均值的县(市)数量占比为21.43%,豫南地区高于均值的县(市)数量占比为13.47%;郑州“1+4”都市圈高于均值的县(市)数量占比为74.17%。

河南县域社会现代化水平呈现“豫南地区>豫西地区>豫东地区>豫中地区>豫北地区”“豫南地区、豫西地区高于平均线,豫东地区、豫中地区、豫北地区低于平均线”等态势。从测算结果看,2022年河南县域社会现代化水平平均值为0.0891,有47个县(市)高于均值,约占样本县(市)总量的46.08%(平均线)。从样本县(市)所属地级市来看,17个地级市中高于均值的县(市)数量占比从高到低依次为南阳(100%)、驻马店(88.89%)、信阳(87.50%)、三门峡(75.00%)、周口(75.00%)、洛阳(57.14%)、许昌(50.00%)、商丘(42.86%)、濮阳(20.00%)、郑州(16.67%)、新乡(12.50%)、漯河(0)、焦作(0)、鹤壁(0)、开封(0)、平顶山(0)、安阳(0)。其中,豫南地区高于均值的县(市)数量占比为92.13%,豫西地区高于均值的县(市)数量占比为66.07%,豫东地区高于均值的县(市)数量占比为39.29%,豫中地区高于均值的县(市)数量占比为16.67%,豫北地区高于均值的县(市)数量占比为6.50%;郑州“1+4”都市圈高于均值的县(市)数量占比为15.83%。

河南县域人的现代化水平呈现“豫中地区>豫北地区>豫南地区>豫西地区>豫东地区”“豫中地区、豫北地区、豫南地区、豫西地区高于平均线,豫东地区低于平均线”等态势。从测算结果看,2022年河南县域人的现代化水平平均值为0.1046,有52个县(市)高于均值,约占样本县(市)总量的50.98%(平均线)。从样本县(市)所属地级市来看,17个地级市中高于均值的县(市)数量占比从高到低依次为鹤壁(100%)、焦作(100%)、漯河(100%)、三门峡(75.00%)、许昌(75.00%)、南阳(63.64%)、平顶山(50.00%)、信阳(50.00%)、郑州(50.00%)、周口(50.00%)、驻马店(44.44%)、商丘(42.86%)、新乡(37.50%)、洛阳

(28.57%)、开封(25.00%)、安阳(20.00%)、濮阳(20.00%)。其中,豫中地区高于均值的县(市)数量占比为68.75%,豫北地区高于均值的县(市)数量占比为55.50%,豫南地区高于均值的县(市)数量占比为52.69%,豫西地区高于均值的县(市)数量占比为51.79%,豫东地区高于均值的县(市)数量占比为39.29%;郑州“1+4”都市圈高于均值的县(市)数量占比为57.50%。

河南县域城乡高质量融合水平呈现“豫北地区>豫中地区>豫南地区>豫东地区>豫西地区”“豫北地区高于平均线,豫中地区、豫南地区、豫东地区、豫西地区低于平均线”等态势。从测算结果看,2022年河南县域城乡高质量融合均值为0.0629,有45个县(市)高于均值,约占样本县(市)总量的44.12%(平均线)。从样本县(市)所属地级市来看,17个地级市中高于均值的县(市)数量占比从高到低依次为鹤壁(100%)、焦作(100%)、濮阳(80.00%)、新乡(75.00%)、信阳(75.00%)、许昌(75.00%)、安阳(60.00%)、商丘(57.14%)、漯河(50.00%)、郑州(50.00%)、周口(37.50%)、开封(25.00%)、南阳(18.18%)、驻马店(11.11%)、洛阳(0)、平顶山(0)、三门峡(0)。其中,豫北地区高于均值的县(市)数量占比为83.00%,豫中地区高于均值的县(市)数量占比为43.75%,豫南地区高于均值的县(市)数量占比为34.76%,豫东地区高于均值的县(市)数量占比为39.88%,豫西地区高于均值的县(市)数量占比为0%;郑州“1+4”都市圈高于均值的县(市)数量占比为65.00%。

五、研究结论与对策建议

(一)研究结论

基于上述测算结果及特征分析,研究结论可归纳如下:(1)河南县域现代化总体水平与其经济现代化水平、人的现代化水平、城乡高质量融合水平、社会现代化水平的正相关性大致依次从强到弱。(2)县域现代化总体水平高于均值的54个县(市)中,只有西峡和鄢陵的4个一级指标得分全部高于均值,其余52个县(市)至少有1项一级指标得分低于均值。(3)河南县域现代化总体水平呈现“豫中地区>豫西地区>豫南地区>豫北地区>豫东地区”“豫中地区高于平均线,豫西地区、豫南地区、豫北地区、豫东地区低于平均线”等态势。(4)河南县域经济现代化水平呈现“豫中地区>豫西地区>豫北地区>豫东地区>豫南地区”“豫中地区、豫西地区、豫北地区高于平均线,豫东地区、豫南地区低于

平均线”等态势。(5)河南县域社会现代化水平呈现“豫南地区>豫西地区>豫东地区>豫中地区>豫北地区”“豫南地区、豫西地区高于平均线,豫东地区、豫中地区、豫北地区低于平均线”等态势。(6)河南县域人的现代化水平呈现“豫中地区>豫北地区>豫南地区>豫西地区>豫东地区”“豫中地区、豫北地区、豫南地区、豫西地区高于平均线,豫东地区低于平均线”等态势。(7)河南县域城乡高质量融合水平呈现“豫北地区>豫中地区>豫南地区>豫东地区>豫西地区”“豫北地区高于平均线,豫中地区、豫南地区、豫东地区、豫西地区低于平均线”等态势。(8)豫东地区的县域现代化总体水平、经济现代化水平、社会现代化水平、人的现代化水平、城乡高质量融合水平等5项“高于均值的县(市)数量占比”指标均低于平均线,是当前河南县域现代化水平最低和发展较为滞后的地区。(9)郑州“1+4”都市圈的县域现代化总体水平、经济现代化水平、人的现代化水平、城乡高质量融合水平4项“高于均值的县(市)数量占比”指标超过平均线,但社会现代化水平的该指标低于平均线。

(二)对策建议

河南作为县域大省,谱写新时代中国式现代化建设河南实践的出彩县域篇章,需要立足县域现代化当前水平、区域特征,坚持全省统筹、区域联动,坚持目标导向、问题导向,坚持扬优势和补短板相结合,持续践行县域治理“三起来”重大要求,奋力高质量推进和高水平实现县域现代化,夯实中国式现代化之基,不断开创中国式现代化建设河南实践的新局面。

第一,着力推进县域经济现代化。聚焦经济高质量发展首要任务,发挥好各县(市)县域经济发展比较优势及辐射带动作用,统筹推动县域经济发展滞后的县(市),尤其豫东和豫南地区提质扩容增效,合力加快推动河南县域经济实现质的有效提升和量的合理增长。着力推动县域经济发展与人口结构变化相协调,提升经济发展与居民收入、经济发展与财税水平、经济发展与金融服务水平等主要经济关系的匹配度,促进地方一般公共预算收支水平维持在合理区间。在牢牢守住国家粮食安全底线的基础上,科学谋划和实施产业结构优化升级专项行动,推动二、三产业创新发展,加快推动传统优势产业、新兴产业做大做强,加快打造富有县域特色、有竞争力的现代产业链群。建设好和利用好产业园区等产业载体平台,打造县域经济“成高原”的主阵地和主引擎。

第二,着力推进县域社会现代化。聚焦社会民生大事要事,着力提升基层社会治理体系和治理能力现代化水平,切实保障和改善民生,更好满足人民群众对美好生活的向往。加快顺应人口结构变化、人口老龄化等现实问题,尤其像中牟、新郑等人口大量流入的县(市)以及社会现代化水平滞后的县(市)。要统筹抓好养老事业与养老产业发展,提升养老机构、社会福利院等民政服务机构的服务能力及水平,不断完善社会保障服务体系。统筹优化基础教育布局,提高义务教育师生比例,实现“就近就便服从就优”。着力提高医疗卫生服务能力及水平,推动“医、康、养、健”四位一体融合发展。着力推动社会现代化与经济现代化、社会现代化与人的现代化等关系协调发展,加快弥补社会现代化建设的不足。

第三,着力推进县域人的现代化。现代化的本质是人的现代化。要始终坚持把人民对美好生活的向往作为县域现代化建设的出发点和落脚点,对人民需求的升级变化要密切关注和及时回应,夯实稳步实现人的现代化的根基。要着力促进城乡居民增收,实施城乡居民收入倍增计划,保持城乡居民收入水平和经济增长相匹配,不断提高人民群众对美好生活需要的购买能力及保障水平,促使发展成果更多更公平惠及广大人民群众。要着力促进物质文明与精神文明供给水平相协调,优化消费环境,改善消费条件,创新消费场景,释放消费潜力,不断强化消费对经济增长的支撑促进作用,加快实现由“物的现代化”向“人的现代化”有序转变。要着力拓宽基本生活物质来源渠道,确保居民消费价格平稳运行和城乡居民生活无忧。

第四,着力推进县域城乡高质量融合。推动城乡融合发展是践行和实现全体人民共同富裕的现代化的

必由之路。要立足重点区域、重点县(市)的城乡融合发展实际,坚持扬优势和补短板相结合,推动县域城乡高质量融合。积极适应县域人口规模及结构变化,高质量推进农业人口转移市民化,扎实推进以县城为重要载体的新型城镇化建设,努力实现人口长期均衡发展。积极引导劳动力、科技、资金等要素城乡畅通流动和优化配置,推动城乡基础设施、产业、公共服务等高质量融合发展,促进城乡居民更好共享发展成果。以乡村产业振兴为主抓手,积极发展设施农业、现代农业,加快实现农业农村现代化,全面推进乡村振兴。积极引导和鼓励城乡居民通过积极参与县域经济发展、社会治理等过程获得就业增收机会,不断缩小城乡居民收入差距,助力加快实现全体人民共同富裕的现代化。◆

参考文献:

- [1]许宝健.习近平关于县域治理的重要论述及其实践基础[J].行政管理改革,2022(8):4-13.
- [2]叶阿忠,朱灵群,张源野,等.中国式现代化水平测度、区域差异及来源分解[J].工业技术经济,2024,43(3):23-32.
- [3]秦柳.中国式现代化评价指标体系的构建与实证[J].统计与决策,2024,40(8):46-50.
- [4]邹红,杨晗硕,喻曦.中国式现代化的理论内涵与测度指标体系:基于生产发展、生活富裕和生态良好的协同发展研究[J].经济学家,2023(10):23-32.
- [5]蒋永穆,李想,唐永.中国式现代化评价指标体系的构建[J].改革,2022(12):22-35.
- [6]贾晓芬,张宏莉.科学构建中国式现代化的评价指标体系[J].国家治理,2022(20):56-64.
- [7]周芷梦,王亮.中国式现代化发展水平评价研究综述[J].社会科学动态,2024(6):70-75.

(责任编辑:萧静)

规模股指开盘价差率统计分布 拟合与应用

司元成^{1,2}

(1. 安徽省社会科学院,安徽 合肥 230051;2. 复旦大学应用经济学博士后流动站,上海 200433)

摘要:通过分析2020年4月25日至2024年3月4日之间上证指数、深证成指、沪深300、中证500、中证1000和中证2000的开盘价差率数据,探索不同市值股指对市场信息的反应。研究发现,大市值指数如沪深300在市场信息面前反应较为稳定,小市值指数如中证2000则显示出更大的波动性。这种差异反映了市场结构的多样性和经济信息的不同影响。利用多种统计方法和假设检验,确保了分析结果的可靠性和实用性,为投资者提供了宝贵的市场洞察。此外,所选时间区间的数据准确捕捉了市场的当前行为,增强了模型的预测能力。不仅丰富了股市微观结构的理论体系,也对实际投资策略和政策制定提供了指导。

关键词:A股;开盘价差率;规模指数;参数分布

中图分类号:F830.9;F224;O212.1

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2024)09-0056-08

DOI:10.13999/j.cnki.tjllys.2024.09.007

一、引言

股票市场中,开盘价差率通常被称为早晨价差,是指交易日开盘价与前一交易日收盘价之间的相对差异。根据差额的方向,开盘价差率可分为正向和负向。正向价差率通常发生在市场闭市后接收到积极信息时,此时买方愿意在随后的开盘时支付更高的价格。相对地,负向价差率发生在接收到不利消息后,导致卖方在开盘时接受较低的价格。开盘价差率反映了连续交易日之间指数的变动,显示市场开盘指数相较于前一交易日收盘指数的高低。

本文聚焦于分析中国两大股市指数(上证指数和深证成指)以及四个重要规模综合指数(沪深300、中证500、中证1000、中证2000)的开盘价差率,旨在通过历史数据的拟合,发掘在不同拟合优度指标下,各个股指开盘价差率分布的最优参数统计模型,同时揭示不同参数模型下蕴含的经济意义差异。具体研究的指标包括上证指数开盘价差率($SSE_Index_diffrate$)、深证成指开盘价差率($SZSE_Index_diffrate$)、沪深

300开盘价差率($HS300_diffrate$)、中证500开盘价差率($ZZ500_diffrate$)、中证1000开盘价差率($ZZ1000_diffrate$)以及中证2000开盘价差率($ZZ2000_diffrate$),后面分别简称为上证指数、深证成指、沪深300、中证500、中证1000以及中证2000。

A股中,规模指数如沪深300、中证500、中证1000和中证2000,按照上市公司的市值规模进行排名,这些指数分别代表大、中、小市值公司的市场表现。这种分类方法提供了一个透明且有效的方式来观察和比较不同市值规模公司的股市活动。沪深300、中证500和中证1000指数涵盖了A股市场中的不同市值层级且没有重叠部分,不仅能够反映市场的整体状况,而且构成了定投指数基金的核心选择。

此外,中证规模指数覆盖了沪、深两个市场,覆盖面广且比较均衡,是理解中国股市动态的关键工具。投资者和分析师通过这些指数可以更好地识别市场趋势和潜在投资机会,也使基于这些指数的基金产品成为投资者的优选。

基金项目:上海市“超级博士后”激励计划(2023057);浦东新区博士后创新发展资助(2310300013C486)。

作者简介:司元成(1991—),男,安徽合肥人,博士,复旦大学应用经济学博士后流动站博士后,研究方向为次序统计量、统计分布理论。

二、文献综述

开盘价差率被称为隔夜收益,通常反映的是某个金融标的在标准化市场非交易时间段内的价格变化(考虑到非交易时段并不一定固定在夜晚,这也是本文用“开盘价差率”代替“隔夜收益”表达这个概念的原因)。从实践理论角度出发,开盘价差率通常可以被当作一种金融市场机构参与者的情绪指标,同时有研究者还通过公司层面会计信息数据和对应公司股票市场表现数据,验证了开盘价差率和市场交易行为相关的三个具体假说。Aboody等(2018)发现隔夜收益可以作为公司特定投资者情绪的衡量标准,特别是隔夜收益具有作为公司层面情绪衡量指标的特征。因此股票指数价差的研究具有重要的学术和实践意义。首先,股票指数作为市场的“晴雨表”,其价差反映了整体市场的信息吸收和反应速度,提供了观察市场效率和信息传递机制的宏观视角(Fama, 1970)。其次,对股票指数价差的研究可以帮助投资者、基金经理和政策制定者更好地理解市场动态,制定更为合理的投资策略和监管政策。

股票指数开盘价差与单个股票开盘价差之间存在明显的区别和关联性。从区别上看,股票指数开盘价差反映的是整体市场或某一板块的平均情况,而单个股票的开盘价差则更多受到该公司特定信息和行业动态的影响(Lo, 1991)。此外,股票指数的价差往往更为稳定,因为它汇总了多个股票的信息,可以抵消单个股票的极端波动,Si等(2024)开发了一种混合统计模型,旨在准确捕捉中国股票市场开盘价差的动态模式。开盘价差率波动率预测方面,Ahoniemi和Lanne(2013)发现对于标准普尔500指数,结合开盘价差率构建的波动率统计量在样本内表现的更准确。相比之下,对于个别股票,不包含开盘价差率的预测统计量更准确。从关联性上看,单个股票的开盘价差往往会影响到股票指数的开盘价差,特别是当这些股票在指数中的权重较大时(Plastun等, 2019)。同时,股票指数的开盘价差也可能反映出市场对某一板块或行业的整体看法,从而影响到该板块或行业内单个股票的开盘价差。总体说,股票指数开盘价差与单个股票开盘价差之间存在复杂的相互作用和影响关系,这也是我们后续需要深入研究二者的原因。

在不同市值的股指中,开盘价差率表现出显著的差异,这主要受到市场流动性、信息披露机制及投资者构成等因素的影响。例如,大盘股指数包含的公司通

常具有较高的市场流动性,使其价格变动相对稳定。相比之下小盘股由于交易量较低,更容易受到单一事件的影响,从而显示出更大的开盘价差率波动。此外,大市值公司因其较高的市场关注度和成熟的信息披露机制,能够更迅速且均衡地响应市场信息,从而减少信息不对称的影响。相反,小市值公司可能由于信息传递不畅或市场关注度不足,表现出更高的价格波动性和开盘价差率的不确定性。目前,尚未有相关文献对不同规模股指的开盘价差率的统计模型进行具体的量化分析。本文首次对中国大陆股票市场中不同规模股指开盘价差率参数模型差异进行分析,并分析此现象的特征,对相关模型的拟合优度进行验证,具有一定的创新性和现实意义。

三、数据与预处理

本文采用从新浪财经和Yahoo Finance等下载的上证指数、深证成指和中证规模指数等日度交易数据。样本时间跨度为2020年4月25日至2024年3月4日,在此数据集中构造“difftrate”,即开盘价差率(其中,shdifftrate为上证指数的日开盘价差率,szdifftrate为深证成指的日开盘价差率)。开盘价差率的定义如下:

$$difftrate_t = \left(\frac{open_t - close_{t-1}}{close_{t-1}} \right) \times 100 \quad (1)$$

其中, $difftrate_t$ 表示第 t 日的开盘价差率, $open_t$ 是第 t 日的开盘价, $close_{t-1}$ 是第 $t-1$ 日的收盘价。

对不同市值股指进行描述性统计分析后(见表1),得到一系列关键的统计指标,这些指标反映了多指数在样本期内的表现特征。

对不同市值指数进行假设检验分析,详见表2。结果显示,沪深300、中证1000和中证2000等指数的价格变动在观察期内表现出高度的随机性,没有可预测的趋势。此外,大部分指数的数据没有显示出显著的自相关性,表明价格变动是独立的,每天的价格变化不由先前的变动直接影响,这增强了市场预测模型的独立性假设。同时,所有指数的异方差性检测结果显示高 p -value,表明波动性在时间上是均匀的,没有波动聚集现象。

四、模型拟合

根据数据处理中展现出的尖峰厚尾、偏态及非对称性的特征,筛选符合条件的一系列参数模型对不同股指开盘价差率进行拟合对比,其中部分方法可参考Chan等(2017)的相关研究,具体参数分布和拟合过程可参考但不限于Theodossiou(1998)、McDonald和

表 1 各指数日度开盘价差率的描述性统计

统计指标	沪深 300	中证 500	中证 1000	中证 2000	上证指数	深证成指
最小值	-2.2973	-2.2109	-2.5148	-2.9318	-1.9660	-2.4540
25%分位数	-0.2748	-0.2119	-0.2083	-0.2152	-0.2292	-0.2491
中位数	-0.0367	-0.0261	-0.0369	-0.0624	-0.0457	-0.0323
均值	-0.0333	-0.0313	-0.0427	-0.0666	-0.0435	-0.0257
75%分位数	0.1925	0.1391	0.1281	0.0940	0.1298	0.2009
最大值	5.4567	5.4589	5.5294	5.2149	5.0576	5.7670
偏度	1.4910	1.9113	1.8523	1.5230	1.9087	1.4976
峰度	16.514	26.591	28.130	33.124	24.900	17.503
标准差	0.5183	0.4511	0.4537	0.4166	0.4247	0.5401
方差	0.2686	0.2035	0.2058	0.1736	0.1804	0.2917
变异系数	-15.559	-14.423	-10.635	-6.255	-9.760	-20.994
范围	7.7540	7.6700	8.0442	8.1467	7.0236	8.2210
四分位距	0.4674	0.3510	0.3364	0.3092	0.3591	0.4500

表 2 开盘价差率的假设检验结果

指数	Runs Test p-value	Durbin-Watson Test p-value	ARCH Test p-value
上证指数	0.2657	0.8053	0.9998
深证成指	0.1016	0.9707	0.9657
沪深 300	0.7434	0.8788	0.9298
中证 500	0.0771	0.9581	0.9999
中证 1000	0.7434	0.9097	0.9998
中证 2000	0.8958	0.8915	0.9997

Newey(1988)、Madan 和 Seneta(1990)、Nolan 等(2020)的相关研究。令 X 表示一个连续随机变量,代表所关注的股票指数的日度开盘价差率。令 $f(x)$ 表示 X 的概率密度函数。令 $F(x)$ 表示 X 的累积分布函数。假设 X 遵循以下可能的分布(正态分布、t 分布、laplace 分布,柯西分布不包括在内),这些是金融统计中较为重要的参数分布。相关定义如下:

①偏态 t 分布,其表达式为:

$$f(x) = \frac{K(v)}{\sigma} \left[1 + \frac{(x-\mu)^2}{\sigma^2 v} \right]^{-(1+v)/2} + \frac{2K^2(v)\lambda(x-\mu)}{\sigma^2} {}_2F_1\left(\frac{1}{2}, \frac{1+v}{2}; \frac{3}{2}; -\frac{\lambda^2(x-\mu)^2}{\sigma^2 v}\right) \quad (2)$$

其中, $-\infty < x < \infty$, $-\infty < \mu < \infty$, $-\infty < \lambda < \infty$, $\sigma > 0$ 且 $v > 0$ 。

$${}_2F_1(a, b; c; x) = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{(a)_k (b)_k}{(c)_k} \frac{x^k}{k!} \quad (3)$$

定义的 Gauss 超几何函数,其中 $(e)_k = e(e+1)\cdots(e+k-1)$ 表示升阶阶乘。

②广义 t(GT)分布,其表达式为:

$$f(x) = \frac{\tau}{2\sigma v^{1/\nu} B(v, 1/\tau)} \left[1 + \frac{1}{v} \left| \frac{x-\mu}{\sigma} \right|^\tau \right]^{-(v+1/\tau)} \quad (4)$$

其中, $-\infty < x < \infty$, $-\infty < \mu < \infty$, $\sigma > 0$, $v > 0$, $\tau > 0$ 。

③偏斜广义 T 分布(SGT)是对传统 T 分布的一种扩展,允许模型化偏态和厚尾行为。这个分布由五个参数定义:位置 μ 、尺度 $\sigma > 0$ 、偏态参数 λ 、形状参数 p 和 q 。其概率密度函数(pdf)为:

$$f_{SGT}(x; \mu, \sigma, \lambda, p, q) = \frac{p}{2v\sigma q^{1/p} B(\frac{1}{p}, q)} \left(\frac{|x-\mu+m|^p}{q(v\sigma)^p (\lambda \text{sign}(x-\mu+m)+1)^p + 1} \right)^{-(\frac{1}{p}+q)} \quad (5)$$

其中 m 由下式给出:

$$m = \frac{2v\sigma\lambda q^{1/p}}{B(\frac{2}{p}, q - \frac{1}{p})} \quad (6)$$

这里 $B(x, y)$ 是 Beta 函数。该分布通过调整参数 λ 、 p 和 q , 可以灵活地表示不同程度的偏斜和尾部厚度。

④广义双曲分布(ghyp)可以通过多种方式参数

化。广义双曲分布的概率密度函数(pdf)为:

$$f(x; \lambda, \mu, \sigma, \alpha, \beta) = \frac{(\beta^2 - \alpha^2) K_{\lambda - \frac{1}{2}}(\beta \sqrt{\sigma^2 + (x - \mu)^2}) \exp(\alpha(x - \mu))}{(\sqrt{2\pi} \beta^{\lambda - \frac{1}{2}} \sigma^\lambda K_\lambda(\sigma \sqrt{\beta^2 - \alpha^2}) (\sigma \sqrt{\sigma^2 - (x - \mu)^2})^{\frac{1}{2} - \lambda}} \quad (7)$$

其中, K_λ 表示第三类修正贝塞尔函数。对于 $\lambda > 0$, 有 $\sigma \geq 0$ 且 $|\alpha| < \beta$; 对于 $\lambda = 0$, 有 $\sigma > 0$ 且 $|\alpha| < \beta$; 对于 $\lambda < 0$, 有 $\sigma > 0$ 且 $|\alpha| \leq \beta$ 。

广义双曲分布包含许多特殊情况和极限分布, 例如学生 t 分布、正态分布、双曲分布和正态逆高斯分布等。

⑤ 正态逆高斯分布(NIG), 其表达式为:

$$f(x) = \frac{(\gamma/\delta)^\lambda \alpha}{\sqrt{2\pi} K_{\lambda-1/2}(\delta\gamma)} [\delta^2 + (x - \mu)^2]^{-1} K_{\lambda-1}(\alpha \sqrt{\delta^2 + (x - \mu)^2}) \quad (8)$$

其中, $-\infty < x < \infty$, $-\infty < \mu < \infty$, $\delta > 0$, $\alpha > 0$, $\beta > 0$, $\gamma = \sqrt{\alpha^2 - \beta^2}$ 且 $K_\nu(\cdot)$ 表示第二类修正贝塞尔函数:

$$K_\nu(x) = \begin{cases} \frac{\pi \csc(\pi \nu)}{2} [I_{-\nu}(x) - I_\nu(x)] & \nu \notin Z \\ \lim_{\mu \rightarrow \nu} K_\mu(x) & \nu \in Z \end{cases} \quad (9)$$

其中, $I_\nu(\cdot)$ 表示第一类修正贝塞尔函数:

$$I_\nu(x) = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{1}{\Gamma(k + \nu + 1) k!} \left(\frac{x}{2}\right)^{2k + \nu} \quad (10)$$

⑥ α -稳定分布, 通过其特征函数定义如下:

$$\phi(z) = \begin{cases} \exp\{-\delta^\alpha |z|^\alpha [1 - i\beta \text{sign}(z) \tan \frac{\pi\alpha}{2}] + i\mu z\} & \alpha \neq 1 \\ \exp\{-\delta^\alpha |z| [1 + i\beta \frac{2}{\pi} \text{sign}(z) \ln|z|] + i\mu z\} & \alpha = 1 \end{cases} \quad (11)$$

其中, $0 < \alpha \leq 2$, $\delta \geq 0$, $-1 \leq \beta \leq 1$, $-\infty < \mu < \infty$, $i = \sqrt{-1}$ 。当 $z > 0$ 时 $\text{sign}(z) = 1$, 当 $z < 0$ 时 $\text{sign}(z) = -1$, 当 $z = 0$ 时 $\text{sign}(z) = 0$ 。一般 α 稳定分布的概率密度函数(pdf)除特殊情况外, 如高斯分布($\alpha = 2$)、柯西分布($\alpha = 1, \beta = 0$)和莱维分布($\alpha = 0.5, \beta = 1$), 没有封闭形式的表达式。在大多数其他参数值的情况下, α 稳定分布的概率密度函数通常通过特征函数或数值近似来描述, 本文主要通过数值近似获得对应概率密度函数用于模型拟合。

⑦ 方差-伽马(VG)分布, 也被称为贝塞尔函数分布和 McKay II 型分布, 其参数为 $r > 0, \theta \in \mathbb{R}, \sigma > 0, \mu \in \mathbb{R}$, 记作 $VG(r, \theta, \sigma, \mu)$, 其概率密度函数(pdf)为:

$$p(x) = \frac{1}{\sigma \sqrt{\pi} \Gamma(r/2)} e^{\frac{\theta(x - \mu)}{\sigma^2}} |x - \mu|^{-\frac{r-1}{2}} (2\sqrt{\theta^2 + \sigma^2})^{-\frac{r-1}{2}} K_{\frac{r-1}{2}} \left(\sqrt{\theta^2 + \sigma^2} \cdot \frac{|x - \mu|}{\sigma^2} \right), x \in \mathbb{R}. \quad (12)$$

在 $\sigma \rightarrow 0$ 的极限下, 若 $\theta > 0$, 支持区间为 (μ, ∞) ; 若 $\theta < 0$, 支持区间为 $(-\infty, \mu)$ 。其中 $K_\nu(x)$ 是第二类修正贝塞尔函数。对于一般参数值 $r > 0, \theta \in \mathbb{R}, \sigma > 0, \mu \in \mathbb{R}$ 的情况, VG 分布的累积分布函数(CDF)没有封闭形式的公式。某些情况可以给出精确的公式。

假设 $\theta = 0$, 由 $VG(r, 0, \sigma, \mu)$ 分布关于 $x = \mu$ 的对称性可知, $F(x) = 1/2 + \text{sgn}(x) \int_0^{|x-\mu|} p(t) dt$, 其中 $\text{sgn}(x)$ 是 x 的符号函数。对于 $x \in \mathbb{R}$:

$$F(x) = \frac{1}{2} + \frac{x - \mu}{2\sigma} \left[K_{\frac{r-1}{2}} \left(\frac{|x - \mu|}{\sigma} \right) L_{\frac{r-3}{2}} \left(\frac{|x - \mu|}{\sigma} \right) + L_{\frac{r-1}{2}} \left(\frac{|x - \mu|}{\sigma} \right) K_{\frac{r-3}{2}} \left(\frac{|x - \mu|}{\sigma} \right) \right] \quad (13)$$

其中, $L_\nu(x)$ 是第一类修正 Struve 函数。

每种分布都通过最大似然法进行拟合。即如果 $x_1, x_2, \dots, x_n$ 是对 X 的独立观测, 那么每种分布的参数是最大化似然函数或对数似然函数。

$$L(\Theta) = \prod_{i=1}^n f(x_i; \Theta) \quad (14)$$

$$\ln L(\Theta) = \sum_{i=1}^n \ln f(x_i; \Theta) \quad (15)$$

其中, $\Theta = (\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_k)'$ 是指定 $f(\cdot)$ 的参数向量。让 $\hat{\Theta} = (\hat{\theta}_1, \hat{\theta}_2, \dots, \hat{\theta}_k)'$ 表示 Θ 的最大似然估计, 最大化过程使用 R 软件包中的 optim 例程完成。 $\hat{\Theta}$ 的标准误差通过近似观测信息矩阵的逆来计算协方差矩阵, 即:

$$\text{cov}(\hat{\Theta}) \approx \left(\frac{\partial^2 \ln L}{\partial \theta_i \partial \theta_j} \right)_{\theta = \hat{\Theta}}^{-1} \quad (16)$$

赤池信息量准则(AIC)定义为:

$$\text{AIC} = 2k - 2\ln L(\hat{\Theta}) \quad (17)$$

贝叶斯信息量准则(BIC)定义为:

$$\text{BIC} = k \ln n - 2\ln L(\hat{\Theta}) \quad (18)$$

一致赤池信息量准则(CAIC)定义为:

$$\text{CAIC} = -2\ln L(\hat{\Theta}) + k(\ln n + 1) \quad (19)$$

修正赤池信息量准则(AICc)定义为:

$$\text{AICc} = \text{AIC} + \frac{2k(k+1)}{n-k-1} \quad (20)$$

汉南-奎因准则(HQC)定义为:

$$\text{HQC} = -2\ln L(\hat{\Theta}) + 2k \ln \ln n \quad (21)$$

五、数值结果

规模股指参数的建模结果见表3, 不同的统计信

息准则(AIC、AICc、BIC、HQC、CAIC)在选择最优模型方面的表现见表4。具体说,在数据的中间和上部分位,所选分布显示出较高的拟合精度,这归因于Skewed Generalized T分布在处理具有偏态和重尾特

征的金融数据方面的内在优势。这种分布通过调整偏度(λ)和峰度(p, q)能够灵活适应数据的分布特征,从而在中上部分位提供了较好的拟合。

表 3 规模股指参数建模结果

Dist.	Index	Para.1	Para.2	Para.3	Para.4	Para.5
*Skewed Generalized T	上证指数	-0.0507(μ)	0.485(σ)	-0.0211(λ)	2.027(p)	1.269(q)
Skewed Generalized T	深证成指	-0.0337	0.585	-0.0137	1.757	1.621
Skewed Generalized T	沪深300	-0.0409	0.541	0.0000	1.768	1.736
Skewed Generalized T	中证500	-0.0385	0.502	-0.0337	1.678	1.602
Skewed Generalized T	中证1000	-0.0477	0.544	-0.0312	1.876	1.310
Skewed Generalized T	中证2000	-0.0664	0.617	-0.0422	2.118	1.043

表 4 Skewed Generalized T分布下各规模股指统计信息准则

Index	lnL	AIC	AICc	BIC	HQC	CAIC
上证指数	-339.90	683.81	683.82	693.49	687.50	695.49
深证成指	-575.12	1154.24	1154.26	1163.92	1157.93	1165.92
沪深300	-553.70	1111.40	1111.41	1121.07	1115.09	1123.07
中证500	-366.79	737.58	737.59	747.26	741.27	749.26
中证1000	-359.88	723.76	723.77	733.44	727.45	735.44
中证2000	-242.06	488.12	488.13	497.80	491.81	499.80

表 5 模型拟合优度检验结果

Index	Cramer-von Mises Test		Kolmogorov-Smirnov Test	
	ω^2	P-value	D	P-value
上证指数	0.40097	0.8987	0.01541	0.9873
深证成指	0.4817	0.7492	0.023553	0.7305
沪深300	0.57153	0.5531	0.012711	0.9991
中证500	0.32301	0.9783	0.017379	0.9586
中证1000	0.37671	0.9313	0.021067	0.8428
中证2000	0.521	0.6636	0.020744	0.8558

通过 Cramer-von Mises 和 Kolmogorov-Smirnov 检验,评估 Skewed Generalized T 分布对 6 个主要股票指数开盘价差率的拟合效果,从而验证该分布是否可以准确反映股票市场的统计特性,具体检验结果见表 5。6 个主要股票指数开盘价差率的拟合结果均未显示出显著的偏离 Skewed Generalized T 分布,表明该分布模型可以有效地描述和捕捉这些数据的统计特征。

(一)数值结果的结论

根据以上数值结果分析,可以得出以下几个关键结论:

1. 大盘股与小盘股之间的市场情绪差异

上证指数($\mu=-0.0507$)、深证成指($\mu=-0.0337$)、沪深 300($\mu=-0.0409$)、中证 500($\mu=-0.0385$)、中证

1000($\mu=-0.0477$)和中证 2000($\mu=-0.0664$)的均值均为负值,表明这些指数的开盘价通常低于前一日的收盘价,反映出整体市场情绪较为谨慎。相比之下,小盘股指数(中证 1000 和中证 2000)的均值更低,表明市场对小盘股的情绪较为保守。

2. 市场波动性的比较

上证指数的标准差($\sigma=0.485$)最小,表明大盘股的波动性较低,市场预期较为稳定。深证成指($\sigma=0.585$)、沪深 300($\sigma=0.541$)和中证 500($\sigma=0.502$)显示出中等波动性,反映出中盘股和部分大盘股的市场预期相对稳定。中证 1000($\sigma=0.544$)和中证 2000($\sigma=0.617$)的标准差较大,表明小盘股的波动性较高,市场预期最不稳定。

3. 偏度比较

上证指数($\lambda=-0.0211$)、深证成指($\lambda=-0.0137$)、中证 500($\lambda=-0.0337$)、中证 1000($\lambda=-0.0312$)和中证 2000($\lambda=-0.0422$)的偏度均为负值,特别是中证 2000,表明开盘价更有可能较低,小盘股的这种特征更为显著。沪深 300 的偏度为 0,显示其开盘价差异是对称的,反映出相对平衡的市场情绪。

4. 尾部特征与极端市场反应

上证指数($p=2.027, q=1.269$)、深证成指($p=1.757$,

$q=1.621$)、沪深 300 ($p=1.768, q=1.736$)、中证 500 ($p=1.678, q=1.602$)、中证 1000 ($p=1.876, q=1.310$)和中证 2000 ($p=2.118, q=1.043$)的峰度参数显示出尾部特征。中证 2000 和中证 1000 的尾部最厚,表明小盘股极端事件的概率最高。

(二)具体应用

为了理解和管理与不同市值股指开盘价差相关的风险,采用稳健的金融风险度量方法至关重要。在此背景下,本文使用两个关键指标:在险价值(VaR)和预期损失(ES)。这些指标提供了在不同概率水平下的最大损失(VaR)和超过 VaR 阈值的平均损失(ES)的估计,有助于揭示潜在的极端风险情景,并支持风险管理和投资决策。

在险价值(VaR)和预期损失(ES)是最常用的两种金融风险度量方法。如果 $\hat{F}(\cdot)$ 表示最佳拟合分布的累积分布函数(CDF),则相对于概率 q 的 VaR 可以定义为:

$$\text{VaR}(q)=\hat{F}^{-1}(q) \quad (22)$$

在开盘价差率的风险评估中,传统的期望亏损(ES)计算主要关注分布的左尾部风险。然而,从监管视角去观察,大涨与大跌同样属于极端风险,右尾部的风险同样重要。因此,本文调整了 ES 的计算方式,以便更好地捕捉可能出现的极端开盘价差率。具体如下:

$$\text{ES}(q)=\frac{1}{1-q} \int_q^1 \text{VaR}(u) du \quad q>0.5 \quad (23)$$

其中, $\text{VaR}(u)$ 是在概率水平 u 下的价值风险(VaR), q 是风险水平分位数。通过这种方式,将 ES 的焦点转移到更高的分位数,特别是在 95%以上的高风险区间,更加精确地评估在极端市场波动下开盘价差率可能达到的最高水平。综上,给出关于 ES 的统一定义如下:

$$\text{ES}(q)=\begin{cases} \frac{1}{q} \int_0^q \text{VaR}(u) du & q \leq 0.5 \\ \frac{1}{1-q} \int_q^1 \text{VaR}(u) du & q > 0.5 \end{cases} \quad (24)$$

对上证指数、深证成指、沪深 300、中证 500、中证 1000 和中证 2000 的开盘价差率在不同分位数的风险进行测量,测量结果通过 VaR 和 ES 进行评估,分别对应指数在市场不同情况下可能面临的开盘价差率和小于 VaR 情况下的平均开盘价差率。分析这些指数时,将分位数分为两大类:低尾部(0.5%—5%)和高尾部(95%—99.5%)。这些指数覆盖了从大盘到小盘的不

同市值公司,其中沪深 300、中证 500、中证 1000 和中证 2000 分别代表了不同规模和市值的公司群体。具体风险测量结果见表 6。

①上证指数的低尾部 VaR 和 ES 显示,在极端不利的市场条件下,损失可能非常显著。这可能反映了大型蓝筹股在市场波动时的下行风险。相对而言,高尾部的损失预期较低,这可能与这些股票的稳定性和抗风险能力有关。

②深证成指展示出在所有指数中最高的低尾部风险,这可能因为其包含了较多的中小市值股票,这些股票往往更易受市场情绪影响,波动性更大。

③沪深 300 在高尾部的损失预期较为稳定,这可能与该指数涵盖的股票多为行业领先公司有关,其基本面较强,市场信心较高。

④中证 500 与中证 1000 的风险特征表明,中等市值股票在市场动荡时可能面临较大压力,但在正常市场环境下表现出良好的收益潜力。

⑤中证 2000 极高的风险暴露了小市值股票在面临市场恐慌或负面信息时可能遭受的重大损失。这些股票通常流动性较低,价格易受到极端事件的影响。

基于偏斜广义 T 分布(Skewed Generalized T Distribution)参数模型,对不同市值股指的开盘价差率在一定时间区间内的风险进行分析。基于现有的参数估计和研究区间,得出以下结论:

①市值与开盘价差率的波动:高市值股指(如沪深 300)极端低开的幅度显著小于低市值股指(如中证 1000 和中证 2000)。这表明高市值股指在市场不利条件下的抗风险能力更强。

②市场比较:深证成指在极端市场情况下的低开程度相较于上证指数更为显著,与中小盘股指(如中证 1000 和中证 2000)的表现更为接近。这反映了深市中小企业集中以及这些企业面临的高波动性和风险。

③极端低开程度分析:基于当前模型,极端低开程

表 6 规模股指在 VaR 和 ES 在 Skewed Generalized T 分布下的估计

	Quantile (%)	VaR	ES	Quantile (%)	VaR	ES
	Lower Tail(0.5%—5%)			Upper Tail(95%—99.5%)		
上证 指数	0.5	-1.6659	-2.7295	95	0.5202	0.9500
	1	-1.264	-2.0815	95.5	0.5505	0.9961
	1.5	-1.0718	-1.774	96	0.5854	1.0497
	2	-0.9512	-1.5824	96.5	0.6265	1.1132

(续表)

	Quantile (%)	VaR	ES	Quantile (%)	VaR	ES
	Lower Tail(0.5%—5%)			Upper Tail(95%—99.5%)		
	2.5	-0.8654	-1.4472	97	0.6761	1.1903
	3	-0.8	-1.3445	97.5	0.738	1.2872
	3.5	-0.7475	-1.2629	98	0.8191	1.4149
	4	-0.7041	-1.1957	98.5	0.933	1.5957
	4.5	-0.6672	-1.1389	99	1.1145	1.8858
	5	-0.6353	-1.0901	99.5	1.4938	2.4972
深证 成指	0.5	-2.0598	-3.2313	95	0.7152	1.2487
	1	-1.5805	-2.5076	95.5	0.755	1.3058
	1.5	-1.3457	-2.1559	96	0.8009	1.3718
	2	-1.196	-1.9335	96.5	0.8546	1.4497
	2.5	-1.0885	-1.7747	97	0.9191	1.5437
	3	-1.0056	-1.6532	97.5	0.999	1.6609
	3.5	-0.9389	-1.5557	98	1.1028	1.814
	4	-0.8833	-1.4751	98.5	1.2472	2.0285
	4.5	-0.8358	-1.4066	99	1.4738	2.3675
沪深 300	5	-0.7946	-1.3474	99.5	1.936	3.0653
	0.5	-1.8984	-2.8671	95	0.6933	1.1820
	1	-1.4815	-2.2631	95.5	0.7313	1.2343
	1.5	-1.2739	-1.965	96	0.7749	1.2945
	2	-1.1402	-1.7745	96.5	0.8258	1.3652
	2.5	-1.0434	-1.6375	97	0.8866	1.4502
	3	-0.9684	-1.532	97.5	0.9616	1.5557
	3.5	-0.9076	-1.447	98	1.0584	1.6927
	4	-0.8567	-1.3763	98.5	1.1921	1.8832
中证 500	4.5	-0.8131	-1.3161	99	1.3997	2.1813
	5	-0.7751	-1.2638	99.5	1.8166	2.7853
	0.5	-1.7955	-2.9104	95	0.5592	1.0143
	1	-1.3582	-2.2268	95.5	0.592	1.0631
	1.5	-1.1469	-1.8989	96	0.6298	1.1197
	2	-1.0134	-1.6931	96.5	0.6743	1.1866
	2.5	-0.9181	-1.5472	97	0.7279	1.2677
	3	-0.8452	-1.436	97.5	0.7947	1.3692
	3.5	-0.7866	-1.3473	98	0.8818	1.5025
中证 1000	4	-0.7381	-1.2741	98.5	1.0039	1.6903
	4.5	-0.6968	-1.2122	99	1.197	1.9896
	5	-0.6611	-1.1588	99.5	1.5963	2.6133
	0.5	-1.8314	-3.1051	95	0.5407	1.0185
	1	-1.3675	-2.3339	95.5	0.5732	1.0699
	1.5	-1.1481	-1.9718	96	0.6109	1.1297
	2	-1.0114	-1.7477	96.5	0.6554	1.2007
	2.5	-0.9148	-1.5903	97	0.7092	1.2872
	3	-0.8413	-1.4713	97.5	0.7768	1.3964

(续表)

	Quantile (%)	VaR	ES	Quantile (%)	VaR	ES
	Lower Tail(0.5%—5%)			Upper Tail(95%—99.5%)		
	3.5	-0.7827	-1.377	98	0.8655	1.5407
	4	-0.7344	-1.2996	98.5	0.9911	1.7462
	4.5	-0.6935	-1.2345	99	1.1924	2.0781
	5	-0.6582	-1.1786	99.5	1.6178	2.7849
	0.5	-1.7502	-3.1774	95	0.4450	0.9045
中证 2000	1	-1.2808	-2.3271	95.5	0.4737	0.954
	1.5	-1.0653	-1.939	96	0.5072	1.012
	2	-0.9335	-1.703	96.5	0.5469	1.0814
	2.5	-0.8417	-1.5394	97	0.5955	1.1665
	3	-0.7726	-1.4171	97.5	0.6568	1.2749
	3.5	-0.718	-1.321	98	0.7383	1.4197
	4	-0.6733	-1.2428	98.5	0.8552	1.6287
	4.5	-0.6358	-1.1773	99	1.0462	1.9722
	5	-0.6036	-1.1215	99.5	1.4618	2.7246

度排序为深证成指、中证 1000、中证 2000、中证 500、沪深 300、上证指数。这一排序揭示了不同指数对市场下跌反应的灵敏度,其中小市值和技术型板块较为敏感。

④极端高开风险分析:在极端高开情况下,深证成指表现出最高的开盘价差率风险,其次是中证 1000、中证 2000、沪深 300,而中证 500 和上证指数的风险程度相对较低。这与市场参与者对不同市场的预期和投机行为有关,值得后续进行深入研究。

⑤两侧风险比较:总体看,上证指数在开盘价差率的波动中表现出最高的稳定性,小市值股指和深证成指的波动性和风险程度较大。这反映了大市值指数如上证指数由于其包含的企业规模大且稳定,能够更有效地吸收市场波动。

以上分析显示,通过细致的参数选择和模型应用,可以深入理解市场动态及其对不同类型股指的影响,从而为市场参与者提供有价值的风险管理工具和投资决策支持。

六、结论

本文对比多种参数分布模型,对 2020 年 4 月 25 日至 2024 年 3 月 4 日期间的上证指数、深证成指、沪深 300、中证 500、中证 1000 和中证 2000 的开盘价差率进行建模和模型验证,深入分析了中国大陆不同市值股指的开盘价差率模式及其差异。研究结果显示,大盘股指如沪深 300,在面对市场信息时展现出较低的波

动性,体现了其较强的市场稳定性和抗风险能力。相比之下,小盘股指如中证2000则表现出更高的波动性,反映了其对市场信息更为敏感的特性。特别地,深证成指在极端市场情况下的波动幅度甚至超过了上证指数,进一步揭示了其较高的风险敏感度。需要指出的是,考虑到时间区间的更新和特定时间段内的市场动态变化,本文的分析方法具有高度的可扩展性。可以通过滚动建模的方式对后续数据进行持续的分析和验证,从而在不断变化的市场环境中捕捉更为精细的数据特征。

这些发现对投资者和金融监管机构而言,不仅有助于其更准确地理解和预测市场趋势,还为制定更为有效的投资策略和监管政策提供了坚实的数据支持。本文对开盘价差率的系统性分析不仅强调了市场微观结构理论的重要性,凸显了在快速变化的市场环境中进行风险管理的必要性。本文通过精确的参数模型选择和实证分析,为金融市场的参与者提供了宝贵的视角和工具,以便其更好地应对市场的不确定性和波动性。这一研究的深化将进一步丰富对市场行为的理解,并为未来的监管策略和市场行为分析提供重要的理论和实践指导。◆

参考文献:

- [1]ABOODY D, EVEN-TOV O, LEHAVY R, et al. Overnight returns and firm-specific investor sentiment[J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2018, 53(2): 485-505.
- [2]FAMA E F. Efficient capital markets: A review of theory and empirical work[J]. *Journal of Finance*, 1970, 25(2): 383-417.
- [3]LO A W. Long-term memory in stock market prices[J]. *Econometrica*, 1991, 59(5): 1279-1313.
- [4]SI Y, NADARAJAH S, ZHANG Z, et al. Modeling opening price spread of shanghai composite index based on arima-gru/lstm hybrid model[J]. *Plos One*, 2024, 19(3): e0299164.
- [5]AHONIEMI K, LAMNE M. Overnight stock returns and realized volatility[J]. *International Journal of Forecasting*, 2013, 29(4): 592-604.
- [6]PLASTUN A, KOZMENKO S, PLASTUN V, et al. Market anomalies and data persistence: the case of the day-of-the-week effect[J]. *Journal of International Studies*, 2019, 12: 122-130.
- [7]CHAN S, CHU J, NADARAJAH S, et al. A statistical analysis of cryptocurrencies[J]. *Journal of Risk and Financial Management*, 2017, 10(2): 12.
- [8]THEODOSSIOU P. Financial data and the skewed generalized t distribution[J]. *Management Science*, 1998, 44(12): 1650-1661.
- [9]MCDONALD J B, NEWKEY W K. Partially adaptive estimation of regression models via the generalized t distribution[J]. *Econometric Theory*, 1988, 4(3): 428-457.
- [10]MADAN D B, SENETA E. The variance gamma (vg) model for share market returns [J]. *Journal of Business*, 1990: 511-524.
- [11]NOLAN J P. Univariate stable distributions[M]. Berlin: Springer International Publishing, 2020.
- [12]AZZALINI A, CAPITANIO A. Distributions generated by perturbation of symmetry with emphasis on a multivariate skew-t-distribution[J]. *Journal of the Royal Statistical Society Series B*, 2003, 65(2): 367-389.
- [13]BALTAGI B H. Econometric analysis of panel data[M]. Hoboken: John Wiley & Sons, 2008.
- [14]BARNDORFF-NIELSEN O E. Normal inverse gaussian distributions and stochastic volatility modelling[J]. *Scandinavian Journal of Statistics*, 1997, 24(1): 1-13.
- [15]BURNHAM K P, ANDERSON D R. Model selection and multimodel inference: A practical information-theoretic approach [M]. New York: Springer, 2002.
- [16]SI Y, NADARAJAH S, DEY D. Lindley power series distributions[J]. *Sankhya A*, 2020, 82(1): 242-256.
- [17]SI Y, NADARAJAH S. A statistical analysis of chinese stock indices returns from approach of parametric distributions fitting[J]. *Annals of Data Science*, 2023, 10: 73-88.

(责任编辑:沐晨)

创新型城市试点政策的创新效果与影响机制

付梦媛

(河南省社会科学院 统计与管理科学研究所, 河南 郑州 451464)

摘要:城市作为创新资源的集聚地与创新活动的主阵地,其创新水平的提高对于提升国家整体创新实力具有重要的支撑作用。以创新型城市试点政策为准自然实验,基于2003—2017年277个城市的面板数据,采用多期双重差分法论证了创新型城市试点政策对城市创新水平的影响,研究发现我国创新型城市试点政策显著提升了城市创新水平,而且随着时间推移,其影响会更加积极。通过异质性分析,发现中小城市、东部地区城市和科教资源质量较低的城市,试点政策的创新效应更加明显。通过机制检验,发现创新型城市试点政策主要通过促进城市高素质人才集聚、加大科技支出强度和提高信息化发展水平等渠道来提升城市创新水平。

关键词:创新型城市试点;城市创新水平;多期双重差分法;中介效应

中图分类号:F120.3

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2024)09-0064-09

DOI:10.13999/j.cnki.tjlysj.2024.09.008

一、引言

创新水平的提高是国家经济持续发展的第一动力,发达国家纷纷把科技创新提升到国家战略层面,不断加大对创新战略的重视与支持(Jones等,2019)^[1]。面对经济高速增长转向高质量发展的挑战,我国正在实施创新驱动发展战略,创新型城市建设是国家创新战略实施的重要组成部分(何凌云和马青山,2021;Fan等,2019)^[2-3],区域创新体系的建设成效将直接影响到国家整体的创新水平与能力。因此,充分释放城市创新活力,提高城市创新能力,对于发挥城市在国家创新活动中的基础作用与支撑作用具有重要意义。近年来,我国政府不断进行制度改革,努力探索提高创新水平的新路径,而创新型城市试点政策是政府参与和支持城市创新活动的一项重要探索。研究创新型城市试点政策对城市创新的影响,不仅评估了该政策的实施效果,而且能为下一步政策试点的优化提供依据。

二、文献综述

城市集聚了国家大量的创新资源和要素,是科技创新活动的空间载体(Wang和Deng,2022)^[4],因此,城

市创新体系与水平对于国家创新能力的形成具有重要意义(惠献波,2024;Ferrari等,2018)^[5-6],释放城市的创新活力已成为中央政府和地方政府共同的战略目标(李政和杨思莹,2019)^[7]。众所周知,创新活动具有投入大、周期长、风险高的特点,需要政府宏观层面的政策支持(Dosi等,2006)^[8],需要通过财政补贴、税收优惠和低息贷款政策对微观创新主体发挥激励性作用(巫强和刘蓓,2014;Guerzoni和Raiteri,2015)^[9-10],需要为区域创新活动提供更加良好的外部创新环境(余泳泽,2011)^[11]。

以往文献主要集中于以下两个方面:一是微观主体层面,杨以文等(2018)^[12]基于江苏省微观企业数据进行研究,发现创新型城市试点政策显著促进了创新型企业的创新绩效。王保乾和罗伟峰(2018)^[13]以长三角地区为例,结果显示创新型城市试点显著提升了城市创新绩效。也有学者持反对意见,Guerzoni和Raiteri(2015)^[10]认为政府的参与和支持政策对创新存在显著的抑制作用,会降低创新效率,这种抑制性可能是因为政府补贴政策会对企业研发支出产生挤出效应

基金项目:河南省社会科学院2024年度基本科研费项目“‘双碳’背景下政府环保补贴的绿色创新效应”(24E069)。

作者简介:付梦媛(1996—),女,河南林州人,博士,助理研究员,研究方向为税收理论与政策。

(Boeing, 2016; Hottenrott 等, 2017)^[14-15], 也来源于政府补贴存在的委托代理行为, 可能会降低政府监督补贴的使用效率, 从而降低政策的有效性(Zhang, 1997)^[16]。二是区域创新环境层面, 政府的支持政策能够营造良好的创新氛围, 优化投资结构, 规避投资风险, 提高区域创新活动活跃度, 从而有利于区域创新效率的提升和创新体系的形成(徐换歌和蒋硕亮, 2020)^[17]。

创新型城市试点政策是我国实施的以城市为基础, 以创新为导向的政府支持政策。该项政策是否对城市创新水平产生了影响, 以及影响效果与具体机制等问题还需要进一步加以研究。本文以我国的创新型城市试点政策为准自然实验对上述问题进行分析, 可能的边际贡献为: 第一, 以往文献集中于对省级层面和微观企业层面进行研究, 本文选择城市层面为研究对象, 试图拓展研究对象的范围。第二, 本文在双重差分的基础上, 运用了PSM-DID等方法尝试解决内生性问题, 克服了创新型城市选择具有非随机性的问题, 使研究结论更加可靠。第三, 本文试图分析创新型城市试点政策影响创新效应的作用机制, 更好地揭示创新型城市试点政策与区域创新能力之间的内在机理。

三、研究背景与理论分析

(一) 创新型城市试点政策

创新型城市是指自主创新能力强、科技支撑引领作用突出、经济社会可持续发展水平高、区域辐射带动作用显著的城市。创新型城市建设是一项旨在增强城市自主创新能力、加快转变经济发展方式、促进区域均衡协调发展的政策, 工作重点主要包括深化产学研合作、加强创新人才培养和创新基地建设、持续优化创新环境等。基于试点政策的理念, 创新型城市建设选择一批城市在体制机制和创新政策等方面进行试点, 然后随着试点城市的不断发展, 将政策效应进一步辐射到周边城市, 为该政策在更大范围的实施起到示范和引领作用。

创新型城市试点政策的实施由科技部和国家发展改革委联合发起。2008年, 深圳被批准为第一个国家创新型试点城市, 2010—2013年, 国家发展改革委和科技部陆续批准了40多个城市为创新型试点城市, 2013年达到61个, 2018年又有17个城市获批建设国家创新型城市。因此, 创新型城市建设是一个由浅入深、逐渐推开的探索式发展过程, 这种治理模式能够有效降低整体性的政策成本和制度成本, 有助于把控不

确定风险和可能面临的阻碍。

(二) 理论分析与研究假设

创新型城市试点政策通过吸引高素质人才为创新活动提供智力支撑。创新型城市试点政策中包含了诸多引进高素质人才的举措, 例如优先落户、住房补贴、科研补助等, 甚至一些城市还在科研团队建设方面提供支持, 使城市聚集一批高水平的创新创业人才和优秀团队, 为城市创新注入强大动力。人才是促进创新的关键要素(李政和刘丰硕, 2021)^[18], 其不仅是知识产出与技术革新的主体, 也是知识与技术流动的重要载体。当前各国各地区经济实力、创新实力的竞争归根结底是人才的竞争。创新型试点城市建设, 为创新思想形成和传播提供了条件, 试点城市通过建设实验室、研发中心和产学研合作平台等人才集聚载体, 为创新思想的产生提供学习交流的平台, 通过人才的跨区流动, 专业知识和技术得以外溢, 创新思想得到有效传播。同时, 也为人力资本积累奠定了基础, 试点城市通过吸引人才保障创新活动的知识要素供给, 充实城市的人力资本, 提高科技研发效率和创新成果的转化能力, 从而促进城市创新。

基于此, 提出假说1: 创新型城市建设通过吸引高素质人才集聚提高城市创新水平。

创新型城市建设通过加大科技支出强度为创新活动提供充足的资金支持。创新活动离不开大量资金的支持, 政府增加科技支出强度有助于高校、科研院所购买科研设备、吸引高素质人才, 以便更好地开展创新活动。此外, 技术研发等创新活动具有风险高、外部性强、直接经济回报少的特征, 企业缺乏创新投入激励, 势必需要政府支持来保障创新活动的资金供给。政府支持可以缓解企业的融资约束, 缓解资金短缺问题(Tether, 2002)^[19]。政府增加科技支出也间接促进了企业的创新投入, 能够分散企业创新活动的风险, 促进企业创新(王翔翔和刘瀑, 2023)^[20]。创新型城市试点政策中明确要求政府要加强对企业创新活动的扶持力度, 激励企业加大科技创新支出以提高创新水平。除此之外, 根据信号理论, 政府加大科技支出无疑释放了支持创新的良好信号, 会增强企业自主创新的自信心, 激发企业创新的积极性, 进而影响城市创新。

基于此, 提出假说2: 创新型城市通过加大科技支出强度提高城市创新水平。

创新型城市建设通过提升信息化发展水平为创新活动提供良好的环境。依托互联网建设的信息化逐渐

成为知识交流和传播的重要媒介,是城市开展科技活动必不可少的环境依托。信息化发展水平的提高能够打破科技创新活动中面临的时空距离障碍,降低科技市场信息不对称,提高城市创新水平。创新型城市试点政策中包含了对城市信息化建设的支持政策,推进互联网基地建设,完善资源共享网络建设,引导产业集聚与研发基地建设,这一系列以信息化、网络化为特征的基础设施建设有助于促进知识和技术的交流传播,提升研发效率,优化创新环境。此外,创新型城市的信息化发展在为信息集成和数据共享提供便利的同时,也使创新主体能够以较低成本及时获取和吸收相关知识,打破信息壁垒,促进各创新主体的协同发展,有助于提升城市的创新效率与创新水平。

基于此,提出假说3:创新型城市通过提高信息化发展水平提高城市创新水平。

四、研究方法与数据

(一)模型设定

我国的创新型城市建设遵循由试点不断扩散的渐进式发展过程,2008—2013年间,共有61个城市获批,这为本文运用双重差分模型评估创新型城市的创新效应提供了一项准自然实验。以试点城市为处理组,非试点城市为控制组,估计创新型城市试点的政策效应。考虑到创新型城市建设多时点、多试点的逐步推进特征,本文构建多时点双重差分模型。如式(1)所示:

$$innov_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Did_{it} + \alpha_2 X_{it} + \alpha_3 year_t + \alpha_4 city_i + \mu_{it} \quad (1)$$

式(1)中, $innov$ 表示城市创新水平; $Did = pilot_t \times post_t$,在样本期内,如果城市*i*是创新型试点城市,为处理组,则 $pilot = 1$,否则为控制组, $pilot = 0$ 。在处理组中,如果城市*i*进入了政策实施期,则 $post = 1$,在实施期之前, $post = 0$ 。 X 表示所有控制变量的集合; i 和 t 分别代表城市和时间; $year_t$ 和 $city_i$ 分别代表了时间固定效应和城市个体固定效应; μ_{it} 为随机误差项;回归系数 α_i 反映了创新型城市试点的政策效果。

为了检验创新型试点城市的设立对城市创新水平的影响路径,本文通过高素质人才集聚、科技支出强度和信息化发展水平来进行验证,结合理论分析构建了以下模型:

$$M_{it} = \beta_0 + \beta_1 pilot_{it} + \beta_2 X_{it} + \beta_3 year_t + \beta_4 city_i + \mu_{it} \quad (2)$$

$$innov_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 pilot_{it} + \lambda_2 M_{it} + \lambda_3 X_{it} + \lambda_4 year_t + \lambda_5 city_i + \mu_{it} \quad (3)$$

其中, M 代表了高素质人才集聚($talent$)、科技支出强度($science$)和信息化发展水平($infor$)。科研人员

的从业数量是高素质人才集聚的重要反映,采用每万人中科研、技术服务人员的数量来衡量;科技支出强度反映了政府对科技创新活动的支持力度,采用政府的科技支出与财政支出总额的比值来衡量;信息化发展水平借鉴Shi等(2020)^[21]的处理方法,采用每万人中互联网用户接入量来衡量。

(二)变量与数据

被解释变量:本文的被解释变量是城市创新水平,根据现有文献,一般采用城市专利数量来衡量。根据国家知识产权局的专利申请类别,将专利分为发明专利、实用新型专利和外观设计型专利,但由于外观设计专利的申请过程不需要提交报告和实质性审查,且技术含量较低,因此本文只选用了发明专利和实用新型专利,最终采用每万人拥有的发明专利数量($Innov1$)和实用新型专利数量($Innov2$)来衡量城市创新水平。

解释变量:本文的核心解释变量是创新型试点城市政策,根据国家发展改革委、科技部公布的国家创新型城市名单,结合创新型城市的设立时间进行赋值,最终得到核心解释变量 Did 。

控制变量:根据现有文献,本文选择以下变量作为控制变量:经济发展水平($\ln Gdpp$),经济发展水平显著影响城市创新水平,采用各城市的人均GDP取自然对数来衡量;教育投入($\ln Edu$),教育通过传播创新思维来促进创新,教育投入有利于提升城市创新水平,选用教育支出取自然对数来衡量;对外开放程度($\ln Open$),以城市进出口总额取自然对数来衡量;金融发展水平($Bank$),用各城市年末金融机构存贷款余额与地方生产总值的比值来衡量;产业结构(Ind),用第三产业产值与第二产业产值的比值表示;固定资产投资($\ln Invest$),用固定资产投资额取自然对数来衡量;财政依存度($Fiscal$),用城市财政收入与GDP的比值来衡量。

变量的描述性统计见表1。

本文中控制变量的数据均来源于《中国城市统计年鉴》,专利数据来自国家知识产权局专利数据库。由于2018年创新型城市新增了一批试点,2020年受疫情影响,研究周期选为2003—2017年。为了保证结果的稳健性,本文剔除了仅城市某个区域获批的试点,包括北京市海淀区、天津市滨海新区、上海市杨浦区和重庆市沙坪坝区。昌吉、石河子等城市由于数据缺失而被剔除,最终选择277个城市为研究样本。其中,处理组55个城市,控制组222个城市。

表1 变量的描述性统计

变量	观察值	平均值	标准差	最小值	最大值
Innov1	4154	0.6351	2.4348	0	48.1324
Innov2	4154	2.7802	7.0766	0	142.1232
lnGdpp	4147	10.1076	0.8201	4.6052	13.0557
lnEdu	4155	12.2707	1.0494	6.7274	15.4430
lnOpen	3994	0.0029	0.0033	0	0.0812
Bank	4144	2.0638	0.9903	0.5081	12.5079
Ind	4155	0.8430	0.4005	0.7997	4.2655
lnInvest	4142	0.4877	0.1637	0.0836	1.4998
Fiscal	4153	0.0652	0.0265	0.1074	0.2380
Index	3878	4.3053	14.6972	0	219.3900
Talent	4152	0.0019	0.0025	0.0001	0.0253
Science	4153	0.0114	0.0129	0	0.2068
Infor	4133	0.1259	0.1520	0.0008	1.9866

(三)事件研究法

双重差分估计的重要前提条件是处理组与控制组在创新型城市试点政策实施前的创新水平不存在显著差异或变化趋势相同。为了检验处理组和控制组是否满足平行趋势假设,参考 Beck 等(2010)^[22]的事件分析法,构建动态模型:

$$innov_{it} = \delta_0 + \sum_{j=-8}^7 \beta_j D_{it}^j + \delta_1 X_{it} + year_t + city_i + \mu_{it} \quad (4)$$

其中, D_{it}^k 的赋值规则如下:用 m_i 表示创新型城市试点设立的年份,如果 $t - m_i \leq -8$ 或 $t - m_i \geq 7$, 则定义 $D_{it}^k = 0$, 否则 $D_{it}^k = 1$ 。

通过绘图法和回归法验证是否满足平行趋势假设(如图1、图2所示)。可以看出,在创新型城市试点政策实施之前,处理组和控制组的城市创新水平不存在显著差异,无论是用发明专利还是实用型专利来衡量都满足平行趋势。此外,创新型城市试点政策实施后,

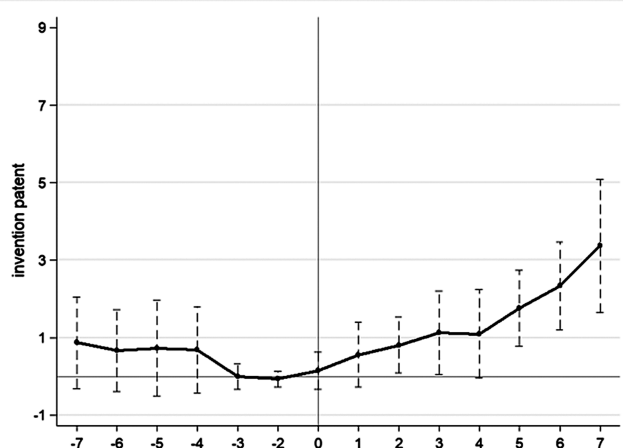


图1 发明专利共同趋势检验

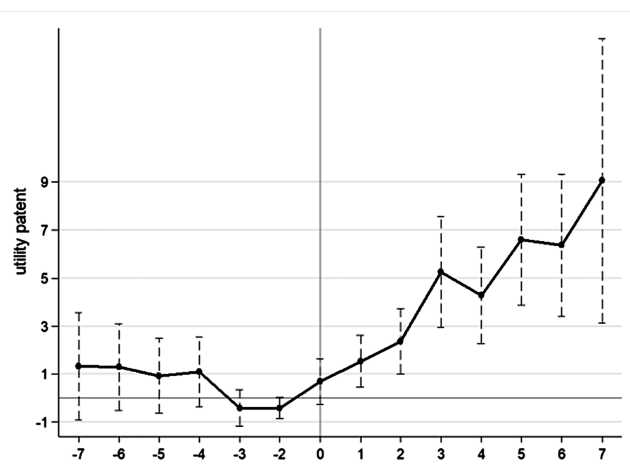


图2 实用型专利共同趋势检验

政策效应逐年增强,具有一定的持续性。因此,创新型城市试点政策具有稳定性和持续性。

五、实证结果与分析

(一)基准回归

为了检验创新型城市试点政策对城市创新水平的影响,采取逐渐加入控制变量的方式对式(1)进行估计,结果见表2。列(1)—(3)是创新型城市试点政策对发明专利的影响,列(4)—(6)是创新型城市试点政策对实用型专利的影响。列(1)和列(4)仅加入了试点政策虚拟变量,列(2)和列(5)加入了控制变量,列(3)和列(6)在加入控制变量的基础上又控制了时间效应和城市个体固定效应。结果显示,试点政策系数值均在1%的水平上显著为正,虽然在加入控制变量后,系数有所降低,但回归结果依然在1%的水平上显著为正,创新型城市试点政策显著提高了城市创新水平。在试点政策实施后,发明专利、实用型专利的数量都有所上升。相比较而言,试点政策对实用型专利的影响大于对发明专利的影响,可能是因为与实用型专利相比,发明专利存在研发投入大、研发周期长等特点,回归系数相对较小。

(二)稳健性检验

1. PSM-DID 回归分析

创新型城市试点政策的选择并不是一个完全随机的过程,经济发展水平较好、创新环境优良的城市被设立为试点城市的可能性更高。但是,非随机政策的选择可能会给上述模型带来选择性偏差问题。为此,在基准回归的基础上引入倾向得分-双重差分法来验证基准回归结果的稳健性。选择经济发展水平、教育投入、对外开放程度、金融发展水平和财政依存度等作为

表2 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Innov1	Innov1	Innov1	Innov2	Innov2	Innov2
<i>Did</i>	2.9190*** (0.0991)	1.7918*** (0.1138)	1.8472*** (0.4095)	8.7434*** (0.3070)	4.5140*** (0.3500)	4.5535*** (1.0104)
<i>lnGdpp</i>		-0.0209 (0.1284)	-1.4865*** (0.3283)		1.3529*** (0.3556)	-4.7909*** (1.2670)
<i>lnEdu</i>		0.6703*** (0.0970)	1.0531*** (0.2939)		1.8172*** (0.2689)	2.7898** (1.1574)
<i>lnOpen</i>		-0.0190 (0.0310)	0.0155 (0.0274)		-0.1092 (0.0933)	-0.1030 (0.0961)
<i>Bank</i>		0.0755 (0.0594)	-0.1807 (0.1196)		0.2410 (0.1769)	-0.6070 (0.4056)
<i>Ind</i>		1.0224*** (0.1361)	0.1876 (0.2348)		2.7718*** (0.4061)	0.6710 (0.7163)
<i>lnInvest</i>		-2.2038*** (0.2665)	-2.4685*** (0.7382)		-7.5462*** (0.8006)	-7.2643*** (2.3930)
<i>Fiscal</i>		4.2060** (1.8926)	4.5024 (3.9428)		18.9666*** (5.7100)	13.1430 (9.2367)
Time effect	No	No	Yes	No	No	Yes
City effect	No	No	Yes	No	No	Yes
Observation	4154	3979	3979	4154	3979	3979
R ²	0.6731	0.7561	0.7922	0.6642	0.7968	0.8490

注:括号内为标准误,***、**、*分别表示在1%、5%、10%的统计水平上显著。表3、表4、表5、表6、表7同。

匹配变量,通过Logit回归估计得出倾向匹配得分,将与处理组得分最相近的作为控制组。采用近邻匹配法进行匹配,最终匹配得到的样本容量为841个。基于匹配后的样本,进一步对式(1)进行估计,估计结果见表3的列(1)和列(2)所示。从中可以看出,*Did*的回归系数在1%的水平上显著为正,表明估计结果是稳健的,但估计系数略有降低,原因在于使用PSM的方法削弱了试点政策的非随机影响。

2. 安慰剂检验

基准回归的结果表明,创新型城市试点政策显著促进了城市创新水平,但不能代表该政策不会对非试点城市产生影响,因此进一步采用安慰剂检验的方法来估计结果的可靠性。采用构造虚拟处理组和虚拟政策时间结合的方法进行安慰剂检验,即从277个城市中随机抽取55个城市作为伪处理组,并为伪处理组每一个个体随机抽取一个年份作为其政策实施时间。首先,将数据按照城市分组,在每组中随机抽取一个年份,最后再随机抽取55个样本,与原数据进行匹配,最

终匹配上的就是虚拟处理组样本,未匹配上的则是控制组样本,构造差分项 Did_i ,重复取样500次进行估计,采用绘图方式展示估计结果(见图3、图4)。从估计结果可以看出,随机抽样的系数大多是不显著的,且服从正态分布,与表2的估计结果存在较大差异。这进一步证实了本文结果的稳健性,意味着创新型城市试点政策对城市创新存在显著影响。

3. 替换被解释变量

专利价值是专利质量的整体反映,基于国家知识产权局的数据估算专利价值,得到城市创新指数(*index*)^①,现有文献多采用这一指标衡量城市创新水平(Zhou和Li,2023)^[23]。采用城市创新指数作为被解释变量来进行稳健性检验,估计结果见表3的列(3)。可以看出,试点政策虚拟变量的回归系数同样在1%的水平上显著为正,说明估计结果是可靠的,创新型城市试点显著提高了城市创新水平。

4. 政策唯一性检验

政策唯一性检验是有效评估创新型城市试点政策

①参考寇宗来和刘学悦主编的《中国城市和产业创新力报告2017》。

效应的重要要求,意味着创新型城市试点政策是影响城市创新水平的主要因素。在本文研究的时间段内,我国还颁布了其他政策来促进城市发展,从而影响城市创新水平,因此可能造成本文的高估问题。我国2012年开始实施的智慧城市试点政策,一定程度上也为城市创新提供了机遇。为了精准识别创新型城市试点政策的净效应,就要控制智慧城市试点政策的冲击,构建智慧城市政策的虚拟变量 Did_2 加入式(1)中,估计结果见表3的列(4)、列(5)。可以看出,与基准回归结果相比, Did 系数虽然减小,但仍然在1%的水平上显著为正。 Did_2 系数也显著为正,但比 Did 系数小,说明创新型城市试点政策是影响城市创新水平的主要因素,智慧城市试点政策对城市创新水平有一定影响,但政策效果明显低于创新型城市试点政策。

采用PSM-DID回归分析、安慰剂检验、替换被解释变量以及政策唯一性检验等方式来进行稳健性检验后,结果都显示创新型城市试点政策显著促进了城市创新水平。

表3 稳健性检验

	PSM-DID		替换被解释变量	政策唯一性	
	(1)	(2)		(4)	(5)
	Innov1	Innov2		Innov1	Innov2
Did	1.2556*** (0.2598)	4.0635*** (1.0824)	22.6133*** (4.1864)	1.7556*** (0.4535)	4.0341*** (1.0550)
Did_2				0.7198*** (0.2463)	1.8483** (0.9299)
Control	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Time effect	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
City effect	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Observation	879	879	3919	3931	3931
R^2	0.6497	0.6969	0.8864	0.7001	0.7541

六、异质性分析和机制检验

(一)异质性分析

1. 城市规模异质性分析

不同规模的城市在经济规模、产业基础和交通设施等方面存在较大差异。一般而言,与小城市相比,大城市往往具有创新要素和资源的集聚优势,通常是国家或区域经济发展战略的中心和“先行者”。大城市凭借其经济发展的规模优势、政策优势以及创新要素集聚优势来增强城市的创新竞争力,从而促进城市创新水平的提高。为此,本文参考国务院印发的《关于调整

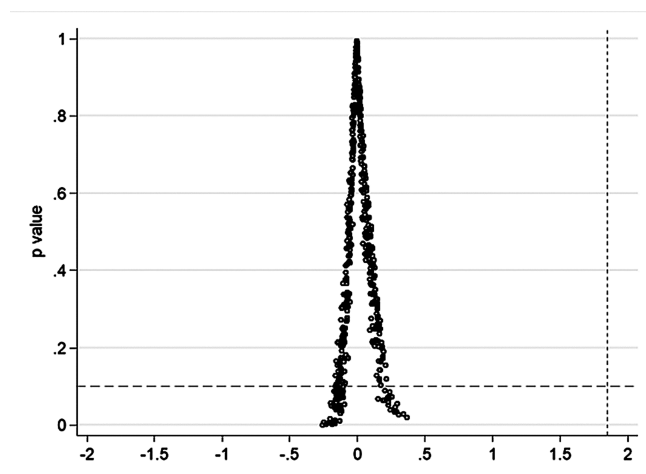


图3 发明专利安慰剂检验

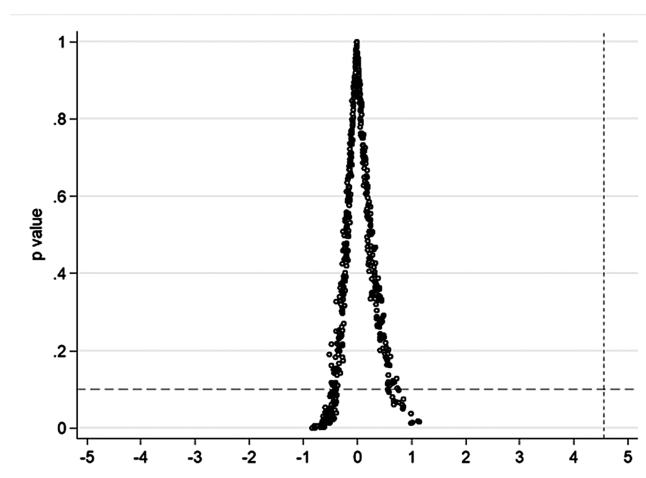


图4 实用型专利安慰剂检验

城市规模划分标准的通知》,以城区常住人口为统计口径,将城市分为小城市、中等城市、大城市、特大城市和超大城市,小城市和大城市又分别分成Ⅰ型和Ⅱ型城市。根据本文的样本分布状况,超过90%的城市集中在大城市和特大城市,因此将样本分为Ⅰ型大城市、Ⅱ型大城市和特大城市,分别估计创新型城市试点政策对城市创新水平的影响,估计结果见表4。研究结果显示,虽然创新型城市试点政策对不同规模城市的创新水平都有影响,但对不同规模城市的影响不同,该政策对Ⅱ型大城市的影响最大,对特大城市影响最小,Ⅰ型大城市介于两者之间。这意味着随着城市规模逐渐变大,政策效应呈现出递减趋势。之所以如此,是因为规模较小的城市往往处于发展的早期阶段和追赶阶段,具有一定的后发优势,创新型城市试点政策可以充分挖掘其创新潜能,对城市创新水平的提升作用较大。而规模较大城市往往发展相对较为成熟,处于创新发展的中期阶段甚至成熟阶段,走在了创新发展

的前列,此时,创新要素投入可能会呈现一定的边际递减特征,对城市创新水平的边际作用较小。

表4 城市规模异质性分析

	Ⅰ型大城市 300百万<常住人口<500百万		Ⅱ型大城市 100百万<常住人口<300百万		特大城市 500百万<常住人口<1000百万	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	innov1	innov2	innov1	innov2	innov1	innov2
<i>Did</i>	1.6832*** (0.5079)	7.0721*** (2.3575)	2.3950* (1.3935)	7.4279** (3.2259)	1.6172*** (0.2807)	4.2678*** (0.9939)
Control	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Time effect	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
City effect	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Observation	1017	1017	1097	1097	1119	1119
R ²	0.6878	0.7153	0.5889	0.6121	0.9095	0.8931

2. 城市区位异质性分析

由于地理条件和区位因素,各区域存在发展不平衡问题,与中西部地区相比,东部地区交通便利,对外开放程度较高,也是诸多试点政策的“先行者”。为检验区域异质性,按照样本所处的地理位置分为东部、中部和西部地区分别进行回归,回归结果见表5。结果

表明,无论是东部、中部还是西部地区,创新型城市试点政策均能显著提高城市创新水平,对东部地区的促进作用更大,可能是东部地区为创新型城市试点政策的实施提供了良好的经济和交通条件。同时,实用型专利数量增加更多,与前文的结果一致。

表5 城市区位异质性分析

	东部地区		中部地区		西部地区	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	innov1	innov2	innov1	innov2	innov1	innov2
<i>Did</i>	2.6075*** (0.8225)	5.9379*** (1.9151)	1.0438*** (0.2983)	2.4974*** (0.7708)	0.9492*** (0.2913)	2.4013*** (0.6592)
Control	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Time effect	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
City effect	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Observation	1339	1339	1209	1209	878	878
R ²	0.7271	0.7637	0.7915	0.8609	0.8271	0.9890

3. 科教资源异质性分析

高等学校为科技创新提供了良好的科教资源,为人才培养和科研活动提供了良好平台,为城市创新发展提供了动力。各城市的科教资源存在一定差异,可能对城市的创新发展存在异质性。城市是否有高校入选“211工程”是衡量科教资源质量的重要标准,如果有,为科教发展水平较高的城市,否则为科教发展水平较低的城市。将样本按照这一标准分为两组分别进行回归,回归结果见表6。可以看出,创新型

城市试点政策对城市创新水平的促进作用在科教发展水平较高的城市弱于科教发展水平较低的城市。从创新发展阶段视角分析,科技发展水平较高的城市,其创新发展处于相对成熟的阶段,创新潜力得到了较为充分的挖掘,试点政策的边际作用较小。科教发展水平较低的城市,其创新发展处于初期阶段,创新型城市试点政策恰好为城市创新发展提供了良好的平台和契机,对城市创新水平的促进作用则更大。

表6 科教资源异质性分析

	有高校入选“211工程”		无高校入选“211工程”	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	innov1	innov2	innov1	innov2
Did	1.6027*** (0.5038)	4.0082*** (1.1139)	1.6166* (0.8237)	4.2002*** (1.5603)
Control	Yes	Yes	Yes	Yes
Time effect	Yes	Yes	Yes	Yes
City effect	Yes	Yes	Yes	Yes
Observation	401	401	3025	3025
R ²	0.6955	0.6233	0.7733	0.8306

(二)影响机制分析

创新型城市试点政策对城市创新水平具有显著的促进作用已得到证实,该政策产生这一效应的理论机制是我们关心的问题。基于前文的理论分析,本部分将从高素质人才集聚、科技支出强度和信息化发展水平三个方面来验证创新型城市试点政策对城市创

新水平的影响机制。表7报告了机制检验的结果,其中,列(1)—(3)是式(2)的估计结果,Did的系数均在1%的水平上显著为正,说明创新型城市试点政策对高素质人才集聚、科技支出强度和信息化发展水平具有显著的促进作用。列(4)—(6)是式(3)的估计结果,被解释变量为发明专利。从列(4)可以看出,高素质人才集聚对城市创新水平的估计系数在1%的水平上显著为正,说明高素质人才集聚显著促进了创新水平的提升,Did的系数为0.8966,明显低于表2中的估计系数1.8472,说明高素质人才集聚是创新型城市试点政策影响城市创新水平的中介变量,创新型城市试点政策通过促进高素质人才集聚从而提高了城市创新水平,验证了前文的假说1。列(5)和列(6)也同样证明了科技支出强度和信息化发展水平是创新型城市试点政策影响城市创新水平的中介变量,创新型城市试点政策通过提高科技支出强度和信息化发展水平来提高城市创新水平,验证了假说2、假说3。

表7 影响机制检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Talent	Science	Infor	Innov1	Innov1	Innov1
Did	13.2472*** (2.3797)	0.3356*** (0.0699)	0.0467*** (0.0141)	0.8966*** (0.2865)	1.7314*** (0.3867)	1.7154*** (0.4112)
Talent				0.0841*** (0.0212)		
Science					0.4939*** (0.1224)	
Infor						3.8745*** (1.1515)
Control	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Time effect	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
City effect	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Observation	4152	4152	4133	3424	3425	3409
R ²	0.6996	0.9103	0.9059	0.8222	0.6903	0.7092

七、研究结论与政策建议

本文以2003—2017年我国277个城市的面板数据为基础,利用双重差分模型和中介效应模型研究了创新型城市试点政策对城市创新水平的影响并验证了影响机制。主要研究结论如下:(1)整体看,创新型城市试点政策能够有效提升城市创新水平,对实用型专利的促进作用大于发明专利,该结论证实了政府支持是有效的,应当充分发挥政府在城市创新发展中的引领作用。(2)创新型城市试点政策对城市创新水平的影响在不同城市不同区域之间存在差异,试点政策对规模

较大城市创新水平的提升作用弱于规模较小的城市;对东部地区的促进作用大于中西部地区;对科教资源质量较高城市创新水平的促进作用弱于科教资源质量较低的城市。(3)创新型城市试点政策能够通过促进高素质人才集聚、加大科技支出强度和提高信息化发展水平等方式,对城市创新水平产生间接促进作用。

本文的研究结论为评估创新型城市试点的建设成效提供了重要的经验证据,基于此,提出以下政策建议:

第一,进一步扩大创新型城市的试点范围,充分发挥该政策在创新型国家建设中的作用。要充分发挥引

引领作用,为试点城市提供优良的创新环境,提升城市的创新积极性,以更好地实现创新驱动的发展目标。为此,要明确划分中央与地方政府在建设创新型国家中的责任,充分挖掘试点城市的创新潜力,共同助力我国向创新型国家迈进。

第二,创新型城市试点政策的推动要因地制宜地采取差异化战略,根据各个城市的特点精准施策,充分体现政策执行的灵活度和包容性。在科教资源质量较高的城市,应继续优化创新环境,加快创新成果的转化,借助创新型城市试点政策构建具有城市特色的创新体系,促进城市创新水平的提升。在科教资源质量较低的城市,要充分挖掘城市的创新潜力,利用其后发优势,充分发挥创新型城市试点政策对创新要素集聚的带动作用,提高城市的创新活力。

第三,地方政府要不断探索推动城市创新水平提升的多维路径,多举措提升城市创新水平。制定更具有吸引力的人才引进政策,促进高素质劳动者集聚,提高城市的人力资本水平,为城市创新注入活力。进一步加大政府科技支出强度,为创新活动的开展提供充足的资金支持,尤其是要加强对企业创新活动的扶持力度,增强企业创新的信心,激发企业创新的积极性。持续推动信息化建设,大力引导大数据、智能化、云计算、物联网等信息技术集成应用能力,加快知识、技术和人才在更大范围内流动,促进城市创新水平的提升。◆

参考文献:

- [1] JONES K E, GRANZOW M, SHIELDS R. Urban Virtues and the Innovative City: An Experiment in Placing Innovation in Edmonton, Canada[J]. Urban Studies, 2019, 56(4): 705-721.
- [2] 何凌云, 马青山. 智慧城市试点能否提升城市创新水平?: 基于多期DID的经验证据[J]. 财贸研究, 2021, 32(3): 28-40.
- [3] FAN P, URS N, HAMLIN R E. Rising Innovative City-Regions in a Transitional Economy: A Case Study of ICT Industry in Cluj-Napoca, Romania[J]. Technology in Society, 2019, 58(8): 101139.
- [4] WANG J, DENG K. Impact and mechanism analysis of smart city policy on urban innovation: Evidence from China[J]. Economic Analysis and Policy, 2022(73): 574-587.
- [5] 惠献波. 国家创新型城市建设、创新能力培育与经济韧性[J]. 现代管理科学, 2024(2): 3-12.
- [6] FERRARI S G, SMITH H, COUPE F, et al. City Profile: Medellin[J]. Cities, 2018, 74(4): 354-364.
- [7] 李政, 杨思莹. 创新型城市试点提升城市创新水平了吗?[J]. 经济动态, 2019(8): 70-85.
- [8] DOSI G, MARENGO L, PASQUALI C. How much should society fuel the greed of innovators?: On the relations between appropriability, opportunities and rates of innovation[J]. Research Policy, 2006, 35(8): 1110-1121.
- [9] 巫强, 刘蓓. 政府研发补贴方式对战略性新兴产业创新的影响机制研究[J]. 产业经济研究, 2014(6): 41-49.
- [10] GUERZONI M, RAITERI E. Demand-side vs. supply-side technology policies: Hidden treatment and new empirical evidence on the policy mix[J]. Research Policy, 2015, 44(3): 726-747.
- [11] 余泳泽. 政府支持、制度环境、FDI与我国区域创新体系建设[J]. 产业经济研究, 2011(1): 47-55.
- [12] 杨以文, 周勤, 李卫红. 创新型城市试点政策对企业创新绩效的影响: 来自微观企业的经验证据[J]. 经济评论, 2018(1): 91-105.
- [13] 王保乾, 罗伟峰. 国家创新型城市创新绩效评估: 以长三角地区为例[J]. 城市问题, 2018(1): 34-40.
- [14] BOEING P. The allocation and effectiveness of China's R&D subsidies—Evidence from listed firms[J]. Research Policy, 2016, 45(9): 1774-1789.
- [15] HOTTENROTT H, LOPES-BENTO C, VEUGELERS R. Direct and cross scheme effects in a research and development subsidy program[J]. Research Policy, 2017, 46(6): 1118-1132.
- [16] ZHANG W. Decision rights, residual claim and performance: A theory of how the Chinese state enterprise reform works[J]. China Economic Review, 1997, 8(1): 67-82.
- [17] 徐换歌, 蒋硕亮. 国家创新型城市试点政策的效果以及空间溢出[J]. 科学学研究, 2020, 38(12): 2161-2170.
- [18] 李政, 刘丰硕. 创新型城市试点能否提升城市绿色创新水平[J]. 社会科学研究, 2021(4): 91-99.
- [19] TETHER B S. Who co-operates for innovation, and why: An empirical analysis[J]. Research Policy, 2002, 31(6): 947-967.
- [20] 王翔翔, 刘瀑. 城市发展转型提升创新水平吗?: 来自国家创新型城市试点的证据[J]. 经济经纬, 2023, 40(2): 34-44.
- [21] SHI D, LI G, LIU J. Informatization impact, transaction cost and TFP of enterprise—natural experiments based on Chinese smart city construction[J]. Financ. Trade Econ. 2020(3): 117-130.
- [22] BECK T, LEVINE R, LEVKOV A. Big bad banks? The winners and losers from bank deregulation in the United States[J]. The journal of finance, 2010, 65(5): 1637-1667.
- [23] ZHOU Y, LI S. Can the innovative-city-pilot policy promote urban innovation? An empirical analysis from china[J]. Journal of Urban Affairs, 2023, 45(9): 1679-1697.

(责任编辑:新月)