

统计理论与实践

STATISTICAL THEORY AND PRACTICE

(2025年第4期,总第552期)

月刊

编委会主任 王承哲

副主任 王玲杰 郭 杰

编 委 (按姓氏笔画排序)

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

主 编 王玲杰

社 长 李红见

主管单位 河南省社会科学院

主办单位 河南省社会科学院

统计理论与实践

STATISTICAL THEORY AND PRACTICE

目 录

·数字经济·

数据要素市场化、专利质押与包容性绿色增长

——基于机器学习的因果推断 贾洪文, 叶志伟, 吴嘉乐/5

数智化发展对我国碳排放的空间溢出效应研究 何启志, 吴慧坊/15

·区域发展·

基于三支决策模型的生态效率时空差异化研究 周晓香, 张晓琴, 薛璐瑶, 王金海/25

河南城乡融合发展: 水平测度、分布动态与演进趋势 乔宇锋/35

·产业解读·

生产性服务业赋能低空经济高质量发展的机制和路径研究 郝爱民 贾鸣谦/46

主 管 河南省社会科学院

主 办 河南省社会科学院

主 编 王玲杰

社 长 李红见

编辑出版 《统计理论与实践》编辑部

地 址 郑州市郑东新区恭秀路16号

邮 编 451464

刊 期 月刊

出版日期 每月25日

创刊时间 2020年8月

投稿邮箱 tjllysj@vip.sina.com

印 刷 河南瑞之光印刷股份有限公司

目 录

京津冀钢铁产业碳排放驱动因素分解及脱钩状态研究

..... 刘 静,郑文静,张亚楠,邵 博/54

·社会经纬·

心理所有权、居住意愿与宅基地退出意愿

——基于中西部8地649户农户调查样本 曹 飞,刘奕辰/62

人口老龄化对共同富裕的影响研究 杨胜利,张孟阳,刘金盼/71

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

国内订阅	全国各地邮局	国外发行	中国国际图书贸易总公司
国内发行	河南省邮政发行局	国际标准连续出版物号	ISSN 2096-8647
邮发代号	36-12	国内统一连续出版物号	CN 41-1458/C8
		定 价	15 元

MAIN CONTENTS

Marketization of Data Factors, Patent Pledge, and Inclusive Green Growth: A Machine Learning-Based Causal Inference	<i>Jia Hongwen, Ye Zhiwei, Wu Jiale</i> (5)
Research on the Spatial Spillover Effects of Digital-Intelligent Development on China's Carbon Emissions	<i>He Qizhi, Wu Huifang</i> (15)
Spatio-Temporal Differentiation of Eco-Efficiency Based on a Three-Way Decision Model	<i>Zhou Xiaoxiang, Zhang Xiaoqin, Xue Luyao, Wang Jinhai</i> (25)
Urban-Rural Integrated Development in Henan: Level Measurement, Distribution Dynamics, and Evolution Trends	<i>Qiao Yufeng</i> (35)
Mechanism and Pathway of Producer Services Empowering High-Quality Development of the Low-Altitude Economy	<i>Hao Aimin, Jia Mingqian</i> (46)
Decomposition of Driving Factors and Decoupling Status of Carbon Emissions in the Iron and Steel Industry in the Beijing-Tianjin-Hebei Region	<i>Liu Jing, Zheng Wenjing, Zhang Yanan, Shao Bo</i> (54)
Psychological Ownership, Residential Preferences, and Willingness to Exit Homesteads: Evidence from 649 Rural Household Surveys in 8 Central and Western Regions	<i>Cao Fei, Liu Yichen</i> (62)
The Impact of Population Aging on Common Prosperity: A Comprehensive Study	<i>Yang Shengli, Zhang Mengyang, Liu Jinpan</i> (71)

数据要素市场化、专利质押 与包容性绿色增长 ——基于机器学习的因果推断

贾洪文 叶志伟 吴嘉乐

(兰州大学 经济学院,甘肃 兰州 730000)

摘要:数据要素作为新型生产要素的重要性日益凸显,是促进地方包容性绿色增长的强劲引擎。通过构建2011—2022年281个地级市的面板数据集,运用因果森林和双重机器学习模型,深入探讨数据要素市场化对城市包容性绿色增长的影响及通过专利质押这一中介机制的具体作用。研究发现:数据要素市场化对城市包容性绿色增长具有显著的正向影响,且影响程度在不同城市间存在异质性;数据要素市场化能够有效扩大城市专利质押的规模;专利质押在数据要素市场化促进包容性绿色增长的过程中起到重要的桥梁作用。基于此,提出构建数据要素市场健康发展生态,促进跨区域数据合作,优化数据要素市场推动专利质押发展的环境等对策建议。

关键词:数据要素市场化;专利质押;包容性绿色增长;因果森林;机器学习

中图分类号:F061.3

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2025)04-0005-10

DOI:10.13999/j.cnki.tjllsjsj.2025.04.001

一、引言

党的二十大报告提出推动绿色发展,促进人与自然和谐共生等要求。在此背景下,促进包容性绿色增长成为实现经济高质量发展的必要路径。包容性绿色增长最早在2012年“里约+20”峰会后由世界银行提出,强调在推动经济增长的同时,加强环境保护,并将包容性理念融入绿色增长框架。近年来,大数据、云计算、人工智能等信息技术迅猛发展,数据作为新型生产要素对经济增长的促进作用日益凸显,深刻改变了生产力和生产关系。中国政府高度重视数据要素市场化改革,2020年4月,中共中央、国务院发布《关于构建更加完善的要素市场化配置体制机制的意见》,将数据列为与土地、劳动力、资本和技术并列的生产要素。2024年1月,国家数据局等17个部门印发《“数据要素x”三年行动计划(2024—2026年)》,强调发挥数据要素的放大、叠加、倍增作用,构建以数据为关键要素的数字经济。

数字技术的发展和应用,不仅促进了经济增长,也为实现更广泛的经济社会发展目标提供了新的路径。包容性绿色增长作为一种强调经济增长、环境保护和社会包容性协调发展的模式^[1],受到越来越多的关注。学术界对此领域的研究主要集中在以下两个方面:一是对包容性绿色增长水平和效率的测度。例如吴武林和周小亮(2019)^[2]构建了涵盖经济发展、社会机会公平、绿色生产和环境保护的绩效评价体系。谷魁英和孙慧(2022)^[3]测度了287个城市的包容性绿色增长指数,揭示了其空间分布特征及随时间变化的趋势。二是探讨影响包容性绿色增长的因素。周小亮等(2024)^[4]指出,调整财政支出结构能促进创新和包容性绿色增长。周锐波等(2024)^[5]研究表明,工业智能化发展通过促进数字技术和产业结构优化,显著提升包容性绿色增长。徐玉冰和王晶(2024)^[6]以长江经济带为例的研究显示,数字化转型在互联网发达城市显

基金项目:国家社会科学基金项目“人口结构变化对共同富裕的影响及对策研究”(23BRK002)。

作者简介:贾洪文,男,教授,研究方向为金融、人口与区域经济;叶志伟,男,硕士研究生,研究方向为数字经济;吴嘉乐,女,硕士研究生,研究方向为区域经济。

著提升了长江经济带的包容性绿色增长水平。

现有研究鲜有涉及数据要素市场化对包容性绿色增长的影响,探讨的层面集中在外在基础设施的完善上。如李波等(2024)^[7]发现,信息基础设施建设通过减少要素错配和促进绿色技术创新,推动包容性绿色增长。马茜等(2024)^[8]指出,网络基础设施建设对非资源型城市包容性绿色增长有显著促进作用。数据要素市场化在此方面的作用体现在:数据要素市场化能优化资源配置,促进绿色技术创新,减少资源浪费和环境污染,实现经济增长与环境保护的双赢^[9]。数据要素市场化能改善信息不对称,促进社会公平,使更多群体受益于数字经济发展^[10]。

目前尚无研究将专利质押放入数据要素市场化对包容性绿色增长的机制中进行考量。学者对专利质押的探讨集中在融资对企业的正面影响,如缓解融资约束^[11]、提高企业的全要素生产率^[12]、促进企业创新、提高创业活跃度^[13]等。部分学者的研究涉及数据要素对专利质押的相关分析,刘然等(2021)^[14]、周鸿煊(2023)^[15]认为通过大数据可以实现技术供需双方的有效对接,提高专利质押率和专利价值评估的准确度。上述研究并未从实证角度分析数据要素对专利质押的促进作用,也未从机制层面深入分析专利质押影响包容性绿色增长的过程。数据要素市场化能否进一步促进经济的绿色可持续与包容性发展?厘清该问题有助于深化相关领域的研究,为政策制定提供参考。

本文基于中国281个地级市的数据,运用因果森林和双重机器学习模型实证分析数据要素市场化对包容性绿色增长的影响及其作用机制。边际贡献在于:第一,系统探讨了数据要素市场化对包容性绿色增长的影响,丰富了理论框架;第二,引入专利质押作为中介机制,为现有研究提供了新的视角;第三,运用改进的因果森林模型和部分线性的双重机器学习模型,提高了模型估计的精准度和稳健性,为未来相关研究提供思路。

二、理论分析与研究假设

(一)数据要素市场化与包容性绿色增长

包容性绿色增长可细分为三个方面:经济增长、包容性增长、绿色增长。数据作为新型生产要素,通过数据要素市场进行定价和分配,在实现数据供给方价值追求、数据需求方使用价值需求的同时,对包容性绿色增长起到重要促进作用。具体影响体现在以下三个方面:

数据要素市场化通过优化资源配置、提升技术创

新水平和增强创新型企业市场竞争力,促进经济增长。数据要素市场化建设使数据共享和信息互通更加便捷,企业可以更有效地获取市场信息,不仅有助于减少信息不对称问题,还有利于提高资源配置的精准性和效率,从而提升整体经济效率。数据要素市场的推进有助于推动技术创新,尤其是在绿色技术领域,企业可以通过数据分析优化生产流程,减少资源消耗和环境污染,提高生产效率。此外,数据驱动的研发模式能够促进新技术和新产品的开发,便于以市场需求为导向作出更准确的决策,从而在市场上占据更有利的位置^[16]。

数据要素市场化通过缓解中小企业融资约束,提升就业水平,促进社会公平等途径,促进包容性增长。数据要素交易平台作为中立机构,能够在识别数据来源真实可靠的基础上,给予金融机构更多维的信息渠道,有助于中小企业作出更准确的信用判断,减少信息不对称问题,进而提高金融机构的贷款审批效率^[17],使中小企业能够更快地获得所需资金。数据要素市场化有利于促进数字经济的发展,这些产业本身就是就业的新增长点,通过数据要素市场的建设,这些产业能够在更好挖掘、利用数据资源的基础上进行创新发展,从而带动就业的增长^[18]。数据要素市场的推进离不开政府端数据的开放,数据要素的流通有助于政府更精准地制定和实施社会保障政策^[19],提高公共服务质量和效率,确保不同群体都能享受到应有的社会福利和发展机遇。

数据要素市场化通过推动绿色技术创新、优化产业结构、提供环境友好型产品与服务等途径促进绿色增长。数据要素市场的建立可以促进绿色技术的研发和应用,企业可以利用大数据分析,识别生产过程中的节能降耗点,实现绿色生产^[20]。数据要素市场的建设促进绿色技术的研发和专利转化,企业能够利用大数据分析挖掘市场需求,优化绿色技术创新的方向,加速绿色专利技术的推广应用,从而推动传统产业向环保节能方向转型。数据要素市场不仅提供了大量的环境监测数据和用户偏好信息,帮助企业更精准地捕捉市场需求,还为企业提供了有关节能减排、循环经济等方面的先进经验和成功案例,促进最佳实践的共享与应用,进一步推动企业向环境友好型产品与服务转型^[21]。因此,提出以下研究假设:

H1:数据要素市场化能够提高城市包容性绿色增长水平。

H1a:数据要素市场化能够提高城市经济增长水平。

H1b:数据要素市场化能够提高城市包容性增长水平。

H1c:数据要素市场化能够提高城市绿色增长水平。

(二) 专利质押与包容性绿色增长

专利质押作为一种创新的融资方式,能够帮助企业将无形资产转化为实际资金,从而缓解资金周转压力,支持企业的持续发展和创新活动。在包容性绿色增长背景下,专利质押有助于企业投入更多资源于环保和可持续技术的研发与应用,实现经济增长与环境保护的双赢。具体影响体现在以下三个方面:一是通过专利质押,企业能够更有效地获得外部融资,缓解融资约束,这种资金支持不仅有助于企业扩大生产规模、提高生产能力,还能推动高技术产业的发展^[22],从而带动经济增长。二是通过专利质押,科技创新领域的中小企业能够利用专利资源获得资金支持,支持企业发展,促进就业水平的提升^[23],缓和不同规模企业员工之间的收入差距,从而实现包容性增长。三是市场对绿色、高效、具有市场前景的专利具有明显的偏好^[24],倾向于为这些专利提供质押融资支持,鼓励企业投资绿色技术和高效生产方式,减少能源消耗和环境污染,推动经济体系向可持续方向发展。因此,提出以下研究假设:

H2:专利质押能够提高城市包容性绿色增长水平。

(三) 专利质押发挥的中介效应

数据要素市场化通过健全的数据产权制度,提供透明的市场环境和高效的价值评估体系,促进专利质押的发展,进而提升城市包容性绿色增长水平。具体影响如下:一是数据要素市场通过提供大量的历史数据和实时数据,支持金融机构进行复杂的分析和建模^[25],以更准确地评估专利的价值和未来的经济收益,进而提高金融机构对专利质押的积极性,为企业提供更多的融资机会,提升经济活跃度。二是通过数据要素市场,企业能够通过数据分析识别市场需求^[26],优化技术创新的方向,加速专利技术的推广应用,提高专利市场价值,增强专利质押吸引力,支持中小企业技术研发和创新活动,增加就业机会,提高社会包容性。三是数据要素市场的建设一方面减少了信息不对称问题,提高了贷款审批效率,另一方面为专利技术的广泛传播和应用提供了平台。融资环境的改善能够增强企业对技术创新的信心,特别是在绿色技术领域,专利质押不仅有助于绿色企业克服资金瓶颈,而且推动其在环保技术上的创新。基于以上分析,提出以下研究假设:

H3:专利质押在数据要素市场化与包容性绿色增长之间发挥中介效应。

H3a:数据要素市场化通过扩大专利质押规模进而提高城市经济增长水平。

H3b:数据要素市场化通过扩大专利质押规模进而提高城市包容性增长水平。

H3c:数据要素市场化通过扩大专利质押规模进而提高城市绿色增长水平。

三、研究设计

(一) 样本选取与数据来源

本文使用的数据分为两部分:一部分为2011—2022年地级市面板数据,删除变量严重缺失的城市后,共得到281个地级市、3372条可用于分析的面板数据,主要数据来自CSMAR数据库、中国研究数据服务平台(CNRDS)和各城市统计年鉴;另一部分为专利质押数据,选取质押时间在2011—2022年发明专利申请类专利数据,共计13余万条,均来自incoPat数据库。

(二) 变量选取

1. 被解释变量

被解释变量为包容性绿色增长(Igg)。包容性绿色增长的测度始于周小亮和吴武林(2018)^[1]、吴武林和周小亮(2019)^[2]等的研究,构建了包含经济发展、社会机会公平、绿色生产消费、生态环境保护的包容性绿色增长绩效评价体系。刘成坤和张茗泓(2024)^[27]进一步整合指标体系,分为经济增长、包容性增长、绿色增长三个方面的指标。借鉴其研究,构建如表1所示包含3个二级指标共34个三级指标的指标体系。对于部分缺失值,利用线性插值法进行补全。在包容性绿色增长及其子系统的定量测度时,参照了周小亮和吴武林(2018)^[1]的定基极差熵权法。

2. 解释变量

解释变量为数据要素市场化(Mde)。采用数据交易平台设立年份与所在城市虚拟变量的乘积来衡量。具体而言,如果某个城市在某一特定年份建立了数据交易平台,则该年份及之后年份,其 Mde 值为1,之前年份的 Mde 值为0;如果某个城市在整个研究期间都未建立数据交易平台,则该城市所有年份的 Mde 值为0。

3. 中介变量

中介变量为专利质押(Pat)。本文选取质押时间发生在2011—2022年的发明专利申请专利,共13万余条质押数据,样本中不仅包含上市公司,还包括非上市中小企业,样本更具代表性,能够更全面地反映专利质押作

为中介机制的作用。对专利质押数量进行时间、地区处理,汇总到单一城市的各个年份中,从城市层面考察数据要素市场化能否通过专利质押进而影响包容性绿色增长。

4.控制变量

借鉴吴武林和周小亮(2019)^[2]、周锐波等(2024)^[5]的研究,选取政府干预程度(*Gov*)、政府竞争力水平(*Lgc*)、金融发展程度(*Fin*)、人口密度(*Dop*)和产业结构(*Ist*)作为控制变量。衡量方式分别为:财政收支与生产总值之比、财政收入与支出之比、贷款余额与地区生产总值之比、每平方公里人数、第三产业增加值与第二产业增加值之比。

(三)模型设定

1.因果森林模型

在对数据要素市场化对包容性绿色增长的实证研究上参考Nie和Wager(2021)^[28]改进的用于因果识别的因果森林模型。其改进版本因果森林算法具有以下优势:其一,优化了分裂标准,更能捕捉到处理效应的异质性,而非仅依据预测误差最小化进行分裂,有助于更精确地估计处理效应;其二,引入了R-learner框架,通过构造辅助损失函数估计个体处理效应(ITE),并且通过在估计过程中加入正则化项,以防止过拟合,增强模型的泛化能力;其三,因果森林提供了用于异质性处理效应的真实置信区间的有效渐近标准误差估计,这种方法允许进行经典的统计推断。下式为利用因果森林模型获得的条件平均处理效应的估计结果:

$$\hat{\tau} = \frac{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n a_i(x) [Y_i - \hat{m}^{(-i)}(X_i)] [W_i - \hat{e}^{(-i)}(X_i)]}{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n a_i(x) [W_i - \hat{e}^{(-i)}(X_i)]^2} \quad (1)$$

其中, $\hat{\tau}$ 表示在特定条件下处理(本文为该城市设立了数据交易平台)对结果变量的平均影响; $a_i(x)$ 是数据自适应核,反映了训练样本*i*与测试点*x*在特征空间中的相似程度; Y_i 是结果变量,即观测到的结果或效益; $\hat{m}^{(-i)}(X_i)$ 表示在没有使用样本*i*的情况下,基于其余样本得到*X_i*的期望值; W_i 是处理变量,这里用来区分该城市在该时间点是否设立了数据交易平台; $\hat{e}^{(-i)}(X_i)$ 是在不考虑样本*i*的情况下,基于其余样本计算得到的接受处理的概率。

式子分子部分计算了每个样本的残差结果处理状态偏离期望处理概率程度的加权乘积,反映了处理状态对结果变量的实际影响。式子分母部分衡量了处理状态偏离期望处理概率的加权平方和,提供了对处理

状态与预期处理概率之间差异的度量,确保了估计结果的稳定性、可靠性。

2.部分线性的双重机器学习模型

构建部分线性的双重机器学习模型进行机制检验:

$$Igg_i = \theta_0 Mde_i + g(X_i) + U_i \quad (2)$$

$$E(U_i | Mde_i, X_i) = 0 \quad (3)$$

其中,*Igg*为被解释变量包容性绿色增长;*Mde*为核心解释变量数据要素市场化,如果城市*i*在时间点*t*建立了数据交易平台,则取值为1,否则为0;*X_i*为高维控制变量集合,在估计过程中,数据被分割成两个独立的部分:一部分用于估计控制变量的预测函数*g(X)*,另一部分用于估计处理效应(处置效应)。

在此基础上引入反事实框架的因果中介检验:

$$\theta(1) = E\{Igg[1, Pat(1)] - Igg[0, Pat(1)]\} \quad (4)$$

$$\theta(0) = E\{Igg[1, Pat(0)] - Igg[0, Pat(0)]\} \quad (5)$$

$$\delta(1) = E\{Igg[1, Pat(1)] - Igg[1, Pat(0)]\} \quad (6)$$

$$\delta(0) = E\{Igg[0, Pat(1)] - Igg[0, Pat(0)]\} \quad (7)$$

公式(4)中的 $\theta(1)$ 表示处置组直接效应,解释的是建立数据交易平台的城市,假设其没有建立数据交易平台,实际情形与假设情况的包容性绿色增长会存在怎样的差异;公式(5)中的 $\theta(0)$ 表示控制组直接效应,解释的是未建立数据交易平台的城市,假设其建立了数据交易平台,假设情形与实际情况的包容性绿色增长会存在怎样的差异;公式(6)中的 $\delta(1)$ 表示处置组间接效应,解释的是建立数据交易平台且存在专利质押的城市,假设其没有进行过专利质押,实际情形与假设情况的包容性绿色增长会存在怎样的差异;公式(7)中的 $\delta(0)$ 表示处置组间接效应,解释的是未建立数据交易平台且不存在专利质押的城市,假设其进行过专利质押,假设情形与实际情况的包容性绿色增长会存在怎样的差异。

四、实证分析

(一)平均因果效应

在因果森林模型中,将树的数量设定为2000,在保证模型性能的同时,兼顾了计算效率的选择。为了控制和校正可能存在的群组效应,即不同地区的独特特征可能会影响最终的因果效应估计,对地区进行聚类处理。最后将包容性绿色增长细分为经济增长、包容性增长、绿色增长三个维度分别进行检验,以此全面评估数据要素市场化对整体包容性绿色增长的影响,并识别其在各个维度的具体贡献。

表 1 包容性绿色增长指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	单位	方向
经济增长 (Eco)	经济产出	地区生产总值	万元	+
		人均生产总值	元	+
		第二产业增加值/地区生产总值	%	-
		第三产业增加值/地区生产总值	%	+
	收入水平	财政收入	万元	+
		城镇人均可支配收入	元	+
		农村人均可支配收入	元	+
		城乡人均可支配收入比	—	-
		职工平均工资	元	+
包容性增长 (Inc)	就业公平	全部职工年均人数	万人	+
		第二、三产业从业人员比重	%	+
	医疗公平	万人拥有医生人数	人	+
		万人拥有医院、卫生院数	个	+
		万人拥有医院、卫生院床位数	张	+
	教育公平	财政教育支出/财政预算支出	%	+
		每万人学校数	所	+
		小学生师比(教师人数=1)	—	+
		中学生师比(教师人数=1)	—	+
		高等院校生师比(教师人数=1)	—	+
		每百人公共图书馆藏书数	册	+
	社会保障公平	养老保险覆盖率	%	+
		医疗保险覆盖率	%	+
		失业保险覆盖率	%	+
绿色增长 (Gre)	绿色生产	单位产值工业二氧化硫排放量	吨/亿元	-
		单位产值工业烟粉尘排放量	吨/亿元	-
		单位产值工业废水排放量	吨/万元	-
		万人绿色专利申请数	项	+
		万人绿色专利授权数	项	+
	绿色消费	人均居民生活用水量	吨/人	-
		生活垃圾无害化处理率	%	+
	绿色宜居	人均城市道路面积	平方米	+
		建成区绿化覆盖率	%	+
		人均拥有公园绿地面积	平方米	+
		全市污水处理厂集中处理率	%	+

如表 2 所示,数据要素市场化对包容性绿色增长及细分维度(经济增长、包容性增长、绿色增长)的平均因果效应(ATE)均显示出显著的正面影响,且在进行城市层面的聚类后,这种正面效应依然显著,进一步证实数据要素市场化能够提高城市的包容性绿色增长水平,实证结果验证了假设 H1。

(二)异质性因果效应

为了探究数据要素市场化对包容性绿色增长的影

响因城市不同而存在的异质性,采用 2000 棵树设定聚类的因果森林算法估计条件平均处理效应(CATE)。分析中,使用四个图表展示异质性因果效应的分布情况,分别对应包容性绿色增长、经济增长、包容性增长、绿色增长四个维度。

如图 1 所示,多数城市样本的 CATE 分布在 0.05—0.1,并且绝大多数样本集中在 0 的右侧,表明数据要素市场化对多数样本的包容性绿色增长具有显著的正向

表2 数据要素市场化对包容性绿色增长的平均因果效应

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	<i>Igg</i>	<i>Igg</i>	<i>Eco</i>	<i>Eco</i>	<i>Inc</i>	<i>Inc</i>	<i>Gre</i>	<i>Gre</i>
<i>Mde</i>	0.1027*** (10.2918)	0.1041*** (5.7962)	0.1559*** (14.5294)	0.1503*** (5.4792)	0.0188*** (6.8205)	0.0213*** (3.0560)	0.2024*** (7.9857)	0.1987*** (4.0424)
树的数量	2000	2000	2000	2000	2000	2000	2000	2000
聚类	否	是	否	是	否	是	否	是
其他超参数	默认	默认	默认	默认	默认	默认	默认	默认
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是	是	是	是	是
个体固定	是	是	是	是	是	是	是	是
N	3372	3372	3372	3372	3372	3372	3372	3372

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

促进作用；如图2所示，多数样本的CATE分布在0.1—0.15，同样倾向于正向影响，但分布范围较包容性绿色增长更窄，表明数据要素市场化对经济增长相较于对包容性绿色增长而言影响更强且相对集中；图3表明，数据要素市场化对包容性增长的影响在不同样本中差异较大，但整体样本全部位于0的右侧，总体上呈现正向趋势，不过相比于经济增长，这种效应较为温和；从图4可以看出，CATE分布集中在0.1—0.15，呈现较为广泛的正向影响。

整体看，数据要素市场化对包容性绿色增长及细分维度均产生了显著的正向促进作用，在绿色增长方

面效果尤为明显。此外，异质性分析表明，在不同城市中，数据要素市场化带来的促进作用程度不一。

(三) 机制分析

为深入理解数据要素市场化如何通过专利质押促进包容性绿色增长及细分维度，采用基于套索回归的双重机器学习模型进行因果中介效应分析，具体检验结果见表4。总体看，专利质押对包容性绿色增长及各个维度的总效应在1%的水平上均显著为正；剥离专利质押路径后，处置组和控制组的直接效应依旧为正，并通过显著性检验，进一步论证了数据要素市场化能够提高城市包容性绿色增长水平的结论。

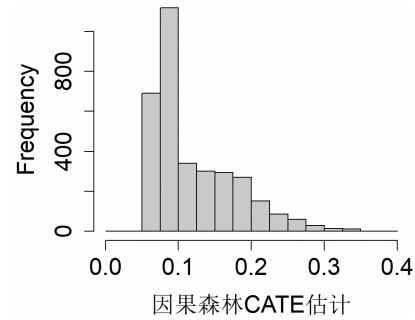


图1 包容性绿色增长

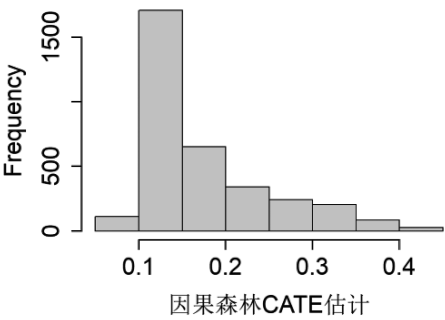


图2 经济增长

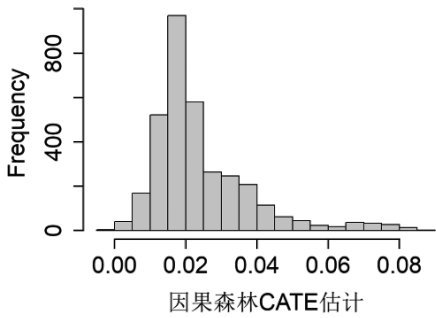


图3 包容性增长

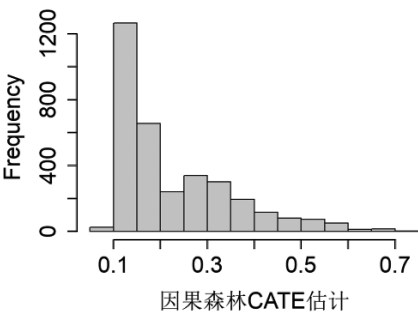


图4 绿色增长

为检验专利质押对城市包容性绿色增长的影响,采用因果森林模型进行回归分析。同时,为检验结论的稳健性,在2000棵树的参数设定基础上,引用4000棵树设定进行重新回归。表3结果显示,无论树的数量是2000棵还是4000棵,以及聚类与否,专利质押对包容性绿色增长的直接作用在1%水平上都显著为正,充分验证了假设H2。

为检验数据要素市场化能否通过专利质押进而影响城市包容性绿色增长,将专利质押规模作为中介变量进行回归分析。表4显示,处置组和控制组的专利质押对包容性绿色增长的间接效应均为正,且剥离专利质押路径后,处置组和控制组的直接效应依旧为正,并通过显著性检验。这表明建立了数据交易平台的城市能够通过扩大专利质押规模进而促进包容性绿色增长,验证了假设H3。以下为数据要素市场化通过专利质押影响包容性绿色增长子维度的实证分析:

表4的*Eco*行显示,处置组层面,专利质押对经济增长的间接效应显著为正,剥离专利质押路径后,处置组和控制组的直接效应显著为正,表明建立了数据交易平台的城市通过扩大专利质押规模促进了经济增长,验证了假设H3a。数据交易平台改善了信息流通,提高了信息透明度,减少了信息不对称,使金融机构能够更准确地评估专利价值,并提供更多的资金支持,特别是对创新技术和高技术产业的支持,有助于推动生产效率提升和高技术产业发展,进而促进经济增长。

表4的*Inc*行显示,处置组的专利质押对包容性增长的间接效应在10%的水平上显著为正,而控制组的间接效应存在异质性,处置组和控制组的直接效应在1%和5%的水平上显著为正。这表明数据要素市场化通过扩大专利质押规模显著促进了包容性增长,验证了假设H3b。数据要素市场化推进,减少了信息不对称,提高了金融机构对专利价值的评估信心,有助于中小企业缓解融资问题,进一步促进就业机会增加,促进整体经济增长,政府通过税收等手段将增长转化为社会福利,实现社会的整体包容性增长。

表4的*Gre*行显示,在处置组层面,专利质押对绿色增长的间接效应在5%的水平上显著为正,剥离专利质押路径后,处置组和控制组的直接效应依旧显著为正,表明数据要素市场化通过扩大专利质押规模显著促进了绿色增长,验证了假设H3c。数据交易平台促进绿色技术的研发和专利转化,企业利用大数据分析

挖掘市场需求,优化绿色技术创新方向,推动绿色技术的研发和应用,进一步推动绿色增长。

表3 专利质押的直接作用检验

变量	(1) <i>Igg</i>	(2) <i>Igg</i>	(3) <i>Igg</i>	(4) <i>Igg</i>
<i>Pat</i>	0.0011*** (8.3655)	0.0008*** (2.6915)	0.0011*** (9.7844)	0.0008*** (2.9093)
树的数量	2000	2000	4000	4000
聚类	否	是	否	是
其他超参数	默认	默认	默认	默认
控制变量	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是
个体固定	是	是	是	是
N	3372	3372	3372	3372

表4 专利质押的中介机制检验

变量	总效应	处置组 直接效应	控制组 直接效应	处置组 间接效应	控制组 间接效应
<i>Igg</i>	0.1914*** (5.2911)	0.1620*** (5.7366)	0.1403*** (5.6738)	0.0511** (2.2740)	0.0294 (0.9515)
<i>Eco</i>	0.3152*** (7.8816)	0.2657*** (7.9817)	0.23575*** (7.3722)	0.0795*** (3.5168)	0.0494 (1.4616)
<i>Inc</i>	0.0369*** (2.8352)	0.0317*** (2.6775)	0.0272** (2.4563)	0.0096* (1.8153)	0.0052 (0.9339)
<i>Gre</i>	0.3725*** (4.3379)	0.3184*** (4.5319)	0.2433*** (4.3580)	0.1292** (2.4399)	0.0541 (0.7565)
控制变量	是	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是	是
个体固定	是	是	是	是	是
N	3372	3372	3372	3372	3372

(四)稳健性检验

1.考虑其他政策影响

除数据交易平台试点政策外,“宽带中国”试点政策和低碳城市试点政策也可能通过多方面渠道促进城市包容性绿色增长。通过加入这些政策的虚拟变量,可以更准确地估计数据要素市场化对包容性绿色增长的净效应。表5列(1)显示,考虑这两个政策后,数据要素市场化对包容性绿色增长的平均因果效应仍在1%的水平上显著,结果稳健。

2.考虑数字经济水平差异

数字经济水平测度参考赵涛等(2020)^[29]的研究。通过考虑数字经济水平的差异,可以排除数字经济水平本身对包容性绿色增长直接影响。表5列(2)显示,考虑了各地级市的数字经济水平差异后,数据要素

市场化对包容性绿色增长的平均因果效应仍在1%的水平上显著,结论的稳健性再次被证明。

3. 替换解释变量

解释变量(数据要素市场化)用该地级市是否建设国家级大数据综合试验区进行替换。表5列(3)显示,替换解释变量之后,数据要素市场化对包容性绿色增长的平均因果效应仍在1%的水平上显著,结论依旧稳健。

4. 更换机器学习模型

为确保研究结果不受单一模型选择的影响,并且在不同方法论背景下仍能保持一致性,选用梯度提升、神经网络、套索回归、支持向量机四种机器学习模型重新进行检验。表6的结果显示,在更换了机器学习模型后,数据要素市场化对包容性绿色增长的处理效应仍然在1%的水平上显著。因此,可以认为数据要素市场化对包容性绿色增长的促进作用是稳定的,并且不受具体建模方法选择的影响。

表5 稳健性检验结果

变量	(1) 考虑其他政策影响	(2) 考虑数字经济水平差异	(3) 替换解释变量
<i>Mde</i>	0.0929*** (4.6236)	0.0904*** (4.5172)	0.0497*** (3.1308)
树的数量	2000	2000	2000
聚类	是	是	是
其他超参数	默认	默认	默认
控制变量	是	是	是
时间固定	是	是	是
个体固定	是	是	是
N	3372	3372	3372

表6 更换机器学习模型检验结果

变量	梯度提升 <i>lgg</i>	神经网络 <i>lgn</i>	套索回归 <i>lss</i>	支持向量机 <i>svm</i>
<i>Mde</i>	0.108*** (5.52)	0.123*** (8.41)	0.119*** (7.73)	0.287*** (10.79)
控制变量	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是
个体固定	是	是	是	是
N	3372	3372	3372	3372

五、结论与建议

(一) 研究结论

数据作为新型生产要素,其重要性日益凸显,随着数字社会进程的深入推进,数据要素在促进经济结构调整、创新驱动发展、实现包容性绿色增长等方面发挥

着不可替代的作用。数据要素市场化不仅为数据资源的高效配置提供了可能,也为推动经济社会高质量发展开辟了新路径。通过构建2011—2022年281个地级市的面板数据集,综合运用因果森林、双重机器学习模型有效识别了数据要素市场化对城市包容性绿色增长水平的因果效应及中介机制。实证结果表明:(1)数据要素市场化对城市包容性绿色增长具有显著的正向影响,但影响程度在不同城市间存在异质性;(2)数据要素市场化能够有效扩大城市专利质押的规模;(3)专利质押在数据要素市场化对包容性绿色增长的过程中起到了重要的桥梁作用,通过扩大专利质押规模,数据要素市场化间接提升了城市的经济增长、包容性增长、绿色增长水平。

(二) 对策建议

基于上述结论,提出以下建议:

第一,构建数据要素市场健康发展生态。其首要在于明晰数据所有权归属,政府应建立统一的数据产权登记制度,明确规定不同类型数据的所有权归属,防止数据滥用或侵权行为。为扩大数据要素市场总体规模、促进数据资源的有效配置,还应鼓励多方参与,构建多层次的数据交易平台体系,以国家级数据交易中心作为全国性枢纽,负责制定行业标准和监管规则;区域性数据交易平台则根据各地的实际情况,聚焦本地特色数据资源,推动区域内数据共享与合作;行业性数据共享平台则专注于特定行业的数据流通,如医疗、金融、教育等领域,促进行业内企业间的协同创新。在数据交易前端,需建立健全数据质量评估体系,制定统一的数据质量标准,涵盖数据的真实性、准确性、完整性和时效性等方面,确保数据质量可靠;定期开展数据质量审计工作,对各类数据源进行审查,发现问题及时整改;建立数据质量反馈机制,允许用户对数据质量问题提出意见和建议,促使数据提供者不断改进服务质量。在数据交易全流程,强化数据安全保障,制定严格的数据保护标准,加强对数据泄露、滥用等违法行为的打击力度;提升数据加密、隐私保护等技术手段的应用水平,采用先进的加密算法和隐私计算技术,确保数据在合法合规的前提下得到有效利用;设立专门的数据交易安全监管机构,负责监督和管理数据市场的运行情况,及时发现并处理潜在的安全隐患,保障企业和个人的合法权益。

第二,促进跨区域数据合作。鼓励不同地区间建立数据共享协议,促进数据资源的优化配置,支持跨区

域数据交易联盟或平台的建设,实现数据的互联互通,打破“数据孤岛”现象。地方政府可签署数据合作协议,通过定期召开数据要素市场研讨会、论坛等形式,加强区域间的信息交流与合作,共享数据要素市场发展的经验与成果,形成良性互动、互利共赢的新格局,促进区域间协调发展。

第三,优化数据要素市场推动专利质押发展的环境。各金融机构可积极通过数据要素市场提供的大数据分析工具和技术,进行复杂的分析和建模,更准确地评估专利的实际价值及其未来可能产生的经济收益,进而提高专利价值评估的准确性与效率。政府可通过政策引导和支持,推动专利质押因地制宜地发展,进而满足企业提升自主创新能力和技术水平的资金需求,促进绿色技术的研发和应用,推动产业结构优化升级,在企业规模扩张的基础上提供更多就业岗位,实现企业成长、经济可持续、包容性发展、环境友好的良性循环。◆

参考文献:

- [1]周小亮,吴武林.中国包容性绿色增长的测度及分析[J].数量经济技术经济研究,2018,35(8):3-20.
- [2]吴武林,周小亮.中国包容性绿色增长绩效评价体系的构建及应用[J].中国管理科学,2019,27(9):183-194.
- [3]谷魁英,孙慧.中国城市包容性绿色增长指数测度与分析[J].统计与决策,2022,38(8):100-104.
- [4]周小亮,吴洋宏,宝哲.调整财政支出结构能够促进包容性绿色增长吗?:基于创新路径的理论与实证分析[J].生态文明研究,2024(2):64-80.
- [5]周锐波,吴云峰,宋佳晞.共生共荣:工业智能化发展与包容性绿色增长[J].中国人口·资源与环境,2024,34(5):162-174.
- [6]徐玉冰,王晶.数字化转型、要素流动与包容性绿色增长:以长江经济带为例[J].华东经济管理,2024,38(2):22-30.
- [7]李波,徐奥辉,甘天琦.信息基础设施赋能包容性绿色增长的效应与机制[J].统计与决策,2024,40(16):73-78.
- [8]马茜,廖麓,张红兵.网络基础设施建设、知识流动与城市包容性绿色增长:基于调节中介与链式中介的综合分析框架[J].统计研究,2024,41(8):98-111.
- [9]王志凌,曾洪,罗蓉.数据要素新动能对绿色创新链升级的影响效应研究[J].统计与决策,2024,40(16):167-171.
- [10]郑国强,张馨元,赵新宇.数据要素市场化如何驱动企业数字化转型?[J].产业经济研究,2023(2):56-68.
- [11]张超,唐杰.专利权质押融资是否缓解了中小企业的融资约束?[J].中央财经大学学报,2022(9):39-51.
- [12]孟祥旭.专利质押是否提升了企业全要素生产率?:基于中国专利质押试点的准自然实验[J].经济科学,2022(4):124-137.
- [13]赵振洋,钟张慧,李新丽,等.专利质押行权促进中小微企业创新的机制研究[J].科研管理,2023,44(12):170-178.
- [14]刘然,孟奇勋,余忻怡.知识产权运营领域数据要素市场化配置路径研究[J].科技进步与对策,2021,38(24):9-17.
- [15]周鸿煊.专利质押合约治理中的利益平衡[J].社会科学家,2023(2):109-114.
- [16]何瑛,陈丽丽,杜亚光.数据资产化能否缓解“专精特新”中小企业融资约束[J].中国工业经济,2024(8):154-173.
- [17]何德旭,张庆君,陈思,等.资产数字化、银行风险与“双支柱”调控[J].经济研究,2023,58(1):38-55.
- [18]何伟,董影,孙中原.数据要素对区域协调发展的影响研究:基于中国279个地级市面板数据的实证分析[J].城市问题,2024(6):35-44.
- [19]彭国柱,周湘莲.数据要素配置与共同富裕:基于国家级大数据综合试验区的准自然实验[J].经济问题探索,2024(4):87-102.
- [20]田晖,郭明,秦佳奇.数字经济对长江经济带高质量发展的影响研究:基于108个地级市的证据[J].工业技术经济,2023,42(10):17-25.
- [21]孙铭,王茗旭.数字经济发展对生态韧性影响的机制及效应分析[J/OL].环境科学,1-18[2024-9-24].<https://doi.org/10.13227/j.hjkk.202406006>.
- [22]袁礼,龚钰涵.专利质押融资对创业活跃度的影响[J].数量经济技术经济研究,2023,40(11):202-224.
- [23]余明桂,王俐璇,赵文婷,等.专利质押、融资约束与企业劳动雇佣[J].数量经济技术经济研究,2022,39(9):70-93.
- [24]潘大鹏,郝亚杰,王雪妍,等.绿色偏好视角下的绿色发展:政府监管、企业转型与金融机构投资选择[J].系统工程理论与实践,2024,44(8):2411-2425.
- [25]王仁祥,谢文君.数据要素如何影响金融与科技耦合结构?[J].研究与发展管理,2024,36(5):26-38.
- [26]张斌,李亮.“数据要素×”驱动新质生产力:内在逻辑与实现路径[J].当代经济管理,2024,46(8):1-10.
- [27]刘成坤,张茗泓.城市能否因“智慧”而“绿色包容”? :基于中国智慧城市试点的准自然实验[J].中国人口·资源与环境,2024,34(1):175-188.
- [28]NIE X, WAGER S. Quasi-oracle estimation of heterogeneous treatment effects[J]. Biometrika, 2021, 108(2): 299-319.
- [29]赵涛,张智,梁上坤.数字经济、创业活跃度与高质量发展:来自中国城市的经验证据[J].管理世界,2020,36(10):65-76.

Marketization of Data Factors, Patent Pledge, and Inclusive Green Growth: A Machine Learning–Based Causal Inference

Jia Hongwen, Ye Zhiwei, Wu Jiale

Abstract: As a new type of production factor, the importance of data elements is becoming increasingly prominent, serving as a powerful engine for promoting regional inclusive green growth. By constructing a panel dataset of 281 prefecture–level cities from 2011 to 2022 and employing causal forest and double machine learning models, this study delves into the impact of data factor marketization on urban inclusive green growth, as well as the specific mediating mechanism of patent pledge. The findings reveal that: The marketization of data factors has a significant positive effect on urban inclusive green growth, with the degree of impact exhibiting heterogeneity across different cities; The marketization of data factors can effectively expand the scale of urban patent pledges; Patent pledge plays a crucial bridging role in the process by which data factor marketization promotes inclusive green growth. Based on these findings, this paper proposes policy recommendations such as fostering a healthy development ecosystem for the data factor market, promoting cross–regional data collaboration, and optimizing the environment for the data factor market to facilitate patent pledge development.

Key words: marketization of data factors; patent pledge; inclusive green growth; causal forest; machine learning

(责任编辑:萧静)

数智化发展对我国碳排放的空间溢出效应研究

何启志 吴慧坊

(浙江工商大学 统计与数学学院, 浙江 杭州 310018)

摘要: 低碳化发展是推动经济高质量发展的重要引擎, 而数智化转型为碳减排提供了关键动力。基于 2011—2022 年全国 30 个省(区、市, 不含西藏和港澳台)的面板数据, 采用空间杜宾模型, 系统分析了数智化发展对碳排放强度的影响及其空间溢出效应。研究表明: 数智化发展对碳排放强度存在先增后减的倒 U 型非线性影响; 同时, 区域间数智化发展的影响存在显著的负向空间溢出效应, 长远而言, 某区域的数智化发展可能会促使邻近地区碳排放强度显著上升; 机制分析表明, 数智化发展能够通过绿色技术创新实现降碳效果; 此外, 受区位条件和经济发展水平差异的影响, 数智化与碳排放强度间的倒 U 型关系在东部、东北地区及高经济发展地区表现得更为显著。

关键词: 数智化; 碳排放; 绿色技术创新; 空间溢出效应

中图分类号: X321, F124.5

文献标识码: A

文章编号: 2096-8647(2025)04-0015-10

DOI: 10.13999/j.cnki.tjllsj.2025.04.002

一、引言

自工业革命以来, 人类活动规模的急剧扩张导致传统能源过量消耗, 给全球气候治理带来严峻挑战。面对日益加剧的环境问题, 探索绿色低碳发展模式已成为国际社会的共识。绿色发展是中国实现高质量发展的必然选择, 必须坚定不移地推进形成低碳循环的经济体系。2024 年 12 月, 习近平总书记在中央经济工作会议上强调, 要协同推进降碳减污与扩绿增长, 深入推进发展模式向绿色转型。2013—2023 年, 我国碳排放强度十年间下降 34.4%, 低碳发展进程取得了实质性进展, 正加快推进碳达峰碳中和目标的达成。与此同时, 在大数据和人工智能等新兴信息技术的快速推动下, 我国数智化进程也日趋成熟。数智化是数字化和智能化的深度融合, 是数字技术与人工智能技术结合的产物, 代表技术创新的新高度(陈剑和刘运辉, 2021)^[1]。碳中和背景下, 中国能源的高质量发展需要加快技术创新融合, 推动能源与信息技术的结合(刘晓龙等, 2021)^[2]; 中国企业的高质量发展也需要融合数

字与信息技术, 加快实现企业的数智化转型。数智化发展能够通过提升企业经营效率、促进资源合理配置、推动低碳产业升级等方式助力我国工业、交通和制造等领域实现低碳化发展, 为实现碳减排目标提供重要支撑。然而, 数智化技术的应用依赖于大规模的计算资源和智能设备, 其运行过程中产生的高能耗问题可能引发显著的碳排放, 这与数智化发展驱动绿色发展的目标相悖。因此, 数智化发展能否赋能绿色发展并助力我国实现“双碳”目标, 仍需深入研究。

目前, 已有众多学者对数智化的发展与应用展开研究。企业在数智化转型的过程中, 能够更加高效地提取企业内部的非结构化文本信息, 并提升数字产品与服务的灵活性, 从而更好地提供个性化服务(Huang, 2018)^[3]。作为企业数据的核心存储库, 财务部门对数智化的需求日益增长, 从“财务管理”转型到“智能运营”有利于降低企业运营成本并提高管理效率(张馨予, 2024)^[4]。在教育领域, 数智化技术通过引入数字化平台和虚拟现实等方式深度融合现代教育, 推

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

作者简介: 何启志, 男, 博士, 二级教授, 博士生导师, 研究方向为计量经济、金融计量; 吴慧坊, 男, 硕士研究生, 研究方向为经济统计。

动未来跨学科人才的培养(吴志强,2025)^[5]。在医药产业方面,智能技术的应用显著提升了医疗服务水平,减少了病人因距离过远而无法获得医疗资源的问题(蒋莹,2023)^[6]。陆岷峰(2024)^[7]认为数智发展能够优化创新链循环,全面提升技术创新效率与经济治理能力,为实体经济的高质量发展提供强劲动力。罗斌元和陈艳霞(2022)^[8]的实证研究表明,数智化转型对经济高质量发展起到了显著的推动作用,且营商环境越优越,这种推动作用越明显。经济的高质量发展离不开产业绿色低碳转型,有效控制碳排放量才能实现经济和环境的协调发展。关于数智化与碳排放强度的关系,也有学者进行了相关研究。廖名岩和田炜(2023)^[9]发现数智化水平的提升能够有效抑制本地区的物流业碳排放强度,但对邻近地区物流业碳减排的作用并不明显。戴越等(2024)^[10]认为工业数智化在中心城市和高数智化程度地区的降碳效果优于非核心地区,只有当工业数智化水平达到一定规模时,才能发挥较大的调整效应进而促进地区低碳发展。刘亮等(2024)^[11]发现数智化通过提升金融科技水平和服务业聚集度能够有效推动长江经济带城市群的低碳发展,同时长三角城市群的绿色发展水平与数智化水平呈现逐年提升的趋势,二者相互促进,共同推动区域可持续发展。

综上所述,现有研究主要聚焦于数智化转型对经济高质量发展和碳减排方面的影响,探讨了数智化驱动绿色发展的作用机制。然而,大多数研究仅考虑了数智化对碳排放的简单线性影响,较少从空间效应角度研究二者之间的关系。本文的边际贡献在于:第一,从数字化、智能化的基础建设和发展状况方面构建数智化指标体系,较为全面地衡量全国各地区的数智化程度;第二,从空间效应视角出发,引入数智化的平方项,研究了数智化与碳排放强度之间的复杂非线性关系及空间外部性;第三,探讨了数智化驱动低碳发展的作用机制,并从地理位置、经济发展水平两个维度,分析了不同情境下区域数智化对碳排放强度影响的差异性。

二、理论分析与研究假设

(一)数智化发展对碳排放强度的影响分析

数智化是在数字化的基础上,结合人工智能、机器学习以及大数据等技术,处理经过数字化加工的信息,从而提升工作效率和决策能力。通过精准监测碳排放强度和能源消耗程度,物联网与云计算等数智技术促进了资源的优化配置和能源使用效率的提升,进而降

低了我国对传统能源的依赖,影响碳排放强度的变化。许宪春等(2019)^[12]指出智能化现代技术的广泛应用带动了信息资源整合并减少资源浪费,能够有效促进绿色发展,改善城市的环境质量,助力智慧城市建设。尽管数字化与智能化在降低碳排放强度方面均发挥了积极作用,但通过人工智能等技术赋能,智能化在抑制碳排放方面的效果要略优于数字化。此外,数智化还能促进清洁能源的应用,推动经济循环发展。汤奕和张宏(2020)^[13]指出人工智能与互联网等技术的发展使能源生产和消费方式发生了巨大变化,能源消费者转变为参与者,能够通过清洁能源生产和协调能源供需路径,进一步扩大数智技术的降碳效应,为实现“双碳”目标提供重要支持。然而,数智化技术在初期发展阶段通常依赖大量的基础设备和硬件设施,在海量数据存储、处理和网络传输过程中可能消耗大量电力、化石能源,此时数智化发展对碳排放强度的抑制作用可能较小,甚至短期内可能导致碳排放的增加。数智产业的减碳效应大致可以分为三个阶段:第一阶段,电信业等电力密集型行业的资源消耗可能会推高碳排放强度;第二阶段,尽管人员与资金大量投入,但技术应用的效果存在时滞性,导致碳排放强度未必立即下降;第三阶段,随着数字产业的协同创新,其对碳排放的影响发生显著变化,能够有效降低碳排放强度,实现经济绿色发展(张元庆等,2023)^[14]。综上所述,提出如下假设:

假设1:数智化发展对碳排放强度的影响呈现先促进后抑制的倒U型趋势。

(二)数智化发展对碳排放强度的空间溢出效应分析

数智化发展往往通过资源配置和区域协同治理等路径,对碳排放强度产生复杂的空间溢出效应,不同区域的数智化转型对碳排放的影响也各具差异性。目前,已有不少学者对数智化与碳排放强度的空间效应进行了研究,多数学者认为数智化发展能够抑制周边地区的碳排放强度。数字技术的发展能够有效推动区域间形成低碳协同治理的发展格局,促进技术与信息的跨区域流动,从而有助于降低周边地区的碳排放强度(刘婧玲和陈艳莹,2023)^[15]。此外,数字产业的发展能够推动传统低收益产业向高收益产业转型,不仅优化了资源配置,还促进了城市产业结构与能源结构的升级,显著提升了周边地区的绿色发展水平。这种正向的空间溢出效应具有地理距离递减特征,在地理距

离1100km处达到峰值,之后对邻近地区的降碳效应逐渐减弱(徐维祥等,2022)^[16]。对数智化发展能够有效降低周边地区碳排放强度这一观点,也有学者持不同意见。数智化发展在改善本地生态环境的同时,可能会压缩高污染企业的生存空间,迫使其向周边地区转移,从而导致周边地区碳排放强度的增加。此外,数字经济的发展对周边地区可能存在负面的虹吸效应。尽管数智化发展能够有效减少本地的碳排放,但从另一方面看,这反而可能促进邻近弱势地区碳排放量的增加(尹龙等,2024)^[17]。随着本地数智化技术的深入发展,大量人才和资金向高数智化地区集聚,而周边地区则面临技术滞后和资源流失,导致绿色低碳发展的难度加大,因此邻近弱势地区碳排放水平可能上升。据此,提出如下假设:

假设2:数智化发展可能通过空间溢出效应增加周边地区的碳排放。

(三)数智化通过绿色技术创新效应影响碳排放强度的中介效应分析

在数智化背景下,人工智能、大数据等技术的持续进步推动了绿色技术的研发与应用。绿色技术创新能通过优化生产流程、推广清洁能源以及提升能源效率等方式,达到节约资源和改善环境质量的目的,从而为经济、社会 and 环境的协调发展提供支持。在特定条件下,绿色技术创新能够促进资源要素从低效领域向高效领域转移,进而使农业内部的布局结构发生显著变化,实现更低的碳排放。绿色技术的应用还推动了循环农业模式的发展,充分利用各种能源物质并减少废气排放量,有效促进了生态的良性循环(唐菁和易露,2024)^[18]。许可和张亚峰(2021)^[19]研究发现绿色科技创新能够产生积极的环境效益。沈世铭等(2023)^[20]指出随着绿色科技创新水平的持续提升,其对碳排放强度的抑制作用呈现逐步强化的趋势。企业在大规模应用绿色技术后,不仅能够加速产业清洁化转型,还能够促进经济高质量发展,减少区域碳排放,以实现经济和环境效益的最大化。王磊和何斌锋(2024)^[21]发现绿色技术创新的发展不仅对本地的碳排放产生显著的负向抑制作用,还会通过空间溢出效应影响周围地区的碳排放水平。由于技术的溢出效应和知识的传播效应,周边地区的产业会受到正向带动,从而共同推动区域间碳排放的控制,增强了区域的可持续发展能力。总体而言,数智化发展为绿色技术创新提供了良好的发展环境。通过数智技术的赋

能,绿色技术创新得以快速发展并广泛应用,同时借助产业结构优化和资源高效配置等途径,最终实现碳减排的目标。基于上述分析,提出如下假设:

假设3:绿色技术创新在数智化对碳排放强度的影响中具有中介效应。

三、研究设计

(一)模型构建

鉴于数智化发展对碳排放的影响具有显著的空间依赖性特征,利用空间杜宾模型分析数智化发展对我国碳排放强度的影响效应。缪陆军等(2022)^[22]指出数字经济发展对碳排放水平的影响呈倒U型,而数智化是在数字化基础上的深入发展,因此引入数智化水平的平方项,构建如下空间计量模型探究数智化发展对碳排放强度的非线性影响:

$$CI_{it} = \beta_0 + \rho \sum_{j=1}^n W_{ij} CI_{jt} + \beta_1 DI_{it} + \beta_2 DI_{it}^2 + \alpha_1 \sum_{j=1}^n W_{ij} DI_{jt} + \alpha_2 \sum_{j=1}^n W_{ij} DI_{jt}^2 + \lambda_0 controls_{it} + \lambda_1 \sum_{j=1}^n W_{ij} controls_{jt} + \mu_t + \delta_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, i 代表样本中的30个省(区、市), t 代表年份; CI_{it} 代表 i 省(区、市) t 年的碳排放强度; DI_{it} 和 DI_{it}^2 分别代表了 i 省(区、市) t 年的数智化水平及其平方项; $controls_{it}$ 代表本文所用的控制变量; W_{ij} 代表30个省(区、市)的空间权重矩阵,若 i 地与 j 地相邻,则 W_{ij} 定义为1,否则为0; ρ 为被解释变量的空间自回归系数; β_1 、 β_2 和 λ_0 分别表示核心解释变量和控制变量的回归系数; α_1 、 α_2 和 λ_1 分别为核心解释变量和控制变量的空间滞后系数; μ_t 表示时间固定效应; δ_i 表示空间固定效应; β_0 和 ε_{it} 分别为常数项和随机误差项。

(二)变量说明与指标构建

1.被解释变量:碳排放强度(CI)

不同学者对碳排放量的测算方法存在差异,相对而言,基于各地区终端能源的消耗量来计算碳排放量更具合理性。因此,按照联合国政府间气候变化专门委员会(IPCC)推荐的方法,参考齐绍洲和付坤(2013)^[23]的研究,选取煤炭、焦炭、汽油、柴油、燃料油、天然气6种化石燃料的消费量计算各省(区、市)的碳排放强度(CI),计算公式如下:

$$C = \sum_{i=1}^n E_i \cdot \varphi_i \quad (2)$$

$$CI = \frac{C}{GDP} \quad (3)$$

其中, C 为省(区、市)碳排放量; E_i 为第 i 类化石能源消费量; φ_i 为第 i 类化石能源的碳排放系数; CI 代表碳排放强度,某省(区、市)的碳排放强度通过该地区碳排放总量与GDP总量之比计算得出。涉及的6种化石

能源的碳排放系数均是参考齐绍洲和付坤(2013)^[23]的研究并整理所得,具体见表1。

表1 6种化石能源的碳排放系数

能源种类	煤炭	焦炭	汽油	柴油	燃料油	天然气
碳排放系数 (kg-CO ₂ /kg)	1.9027	2.8640	2.9827	3.0998	3.1744	2.1649

2.核心解释变量:数智化水平(DI)

目前,关于数智化水平的测算尚未形成统一的框架,多数学者通常从数字化与智能化两个角度研究数智化的发展。基于此,从数字化基础建设、数字化发展状况、智能化基础建设、智能化发展状况四个维度出发,构建综合指标体系,具体见表2。数字化基础建设与发展状况方面,借鉴王嘉祯和韩有鹏(2024)^[24]的研

究,选取光缆线路长度,互联网宽带接入端口数,移动电话普及率,信息传输、软件和信息技术服务业城镇单位就业人员与城镇就业人员之比,数字普惠金融覆盖广度、使用深度和数字化程度作为反映指标;智能化基础建设与发展状况方面,参考何琨玫等(2025)^[25]对数智赋能指标体系的研究,选取R&D人员全时当量、R&D经费占GDP的比重、财政科学技术支出占一般财政支出的比重、科学研究和技术服务业城镇单位就业人员占比以及高技术产业专利授权数、营业收入和企业数等指标进行测度。在构建完数智化水平的测度指标体系后,首先将数据进行标准化处理,然后采用客观赋权的熵值法计算各省(区、市)不同年份的数智化发展水平。

表2 数智化水平测度指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	单位	指标方向
数智化水平(DI)	数字化基础建设	光缆线路长度	公里	+
		互联网宽带接入端口数	万个	+
		移动电话普及率	部/百人	+
		信息传输、软件和信息技术服务业城镇单位就业人员与城镇就业人员之比	%	+
	数字化发展状况	数字普惠金融覆盖广度	—	+
		数字普惠金融使用深度	—	+
		数字普惠金融数字化程度	—	+
	智能化基础建设	R&D人员全时当量	(人年)	+
		R&D经费/GDP	%	+
		财政科学技术支出/一般财政支出	%	+
		科学研究和技术服务业城镇单位就业人员占比	%	+
	智能化发展状况	高技术产业专利授权数	个	+
		高技术产业营业收入	亿元	+
		高技术产业企业数	个	+

3.中介变量:绿色技术创新(lnGRE)

绿色技术创新能够通过优化资源配置、推广清洁能源等途径对碳排放量产生显著影响,通常以绿色专利数表示。本文以绿色实用新型专利申请数作为绿色技术创新的量化指标,并使用对数化后的绿色实用新型专利申请数(lnGRE)进行机制分析。

4.控制变量

为控制其他可能影响碳排放强度的因素,参考已有文献,选取经济发展水平(lnPGDP)、产业结构(IS)、城镇化水平(UL)、环境规制(ER)、教育支出(EDU)作为控制变量。其中,经济发展水平通过人均地区生产总值的对数来衡量;产业结构采用第二产业增加值占GDP的比重来表示;城镇化水平根据城镇年末人口数

与城镇常住人口数的比率进行衡量;环境规制使用工业污染治理投资额与工业增加值的比值来衡量;教育支出则通过地方财政教育支出占地方财政一般预算支出的比重来表示。

(三)数据来源

由于数据的统计口径存在不一致性,本文利用2011—2022年中国30个省(区、市,不含西藏和港澳台)的面板数据作为研究样本。相关数据主要来源于《中国统计年鉴》、《中国能源统计年鉴》、《中国高技术产业统计年鉴》、北京大学数字普惠金融指数、CNRDS数据库、国家知识产权局等,部分缺失数据通过线性插值法补齐。各变量的描述性统计见表3。

表3 变量的描述性统计

变量类型	变量名称	变量符号	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	碳排放强度	<i>CI</i>	360	2.066	1.848	0.143	8.813
核心解释变量	数智化水平	<i>DI</i>	360	0.150	0.117	0.026	0.862
中介变量	绿色技术创新	<i>lnGRE</i>	360	7.397	1.373	2.708	10.473
控制变量	经济发展水平	<i>lnPGDP</i>	360	10.868	0.461	9.682	12.155
	产业结构	<i>IS</i>	360	0.405	0.081	0.160	0.620
	城镇化水平	<i>UL</i>	360	0.601	0.121	0.350	0.896
	环境规制	<i>ER</i>	360	0.003	0.003	0.000	0.031
	教育支出	<i>EDU</i>	360	0.164	0.026	0.099	0.222

四、实证分析

(一)空间自相关性分析

1.全局自相关检验

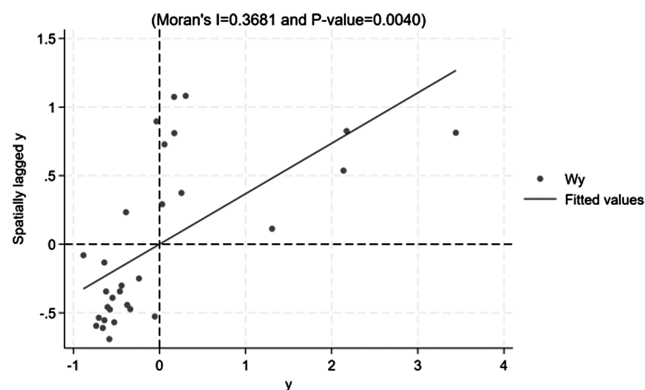
为了分析我国碳排放强度是否存在空间自相关性,选取0-1邻接矩阵,并采用全局莫兰指数对碳排放强度在观测期内的空间自相关性进行检验,结果见表4。可以看出,2011—2022年我国碳排放强度的全局莫兰指数在一定范围内波动变化且始终保持显著的正值,表明我国各省(区、市)的碳排放强度存在明显的空间正相关性,在空间上表现出集聚分布的特征。

表4 碳排放强度的全局莫兰指数

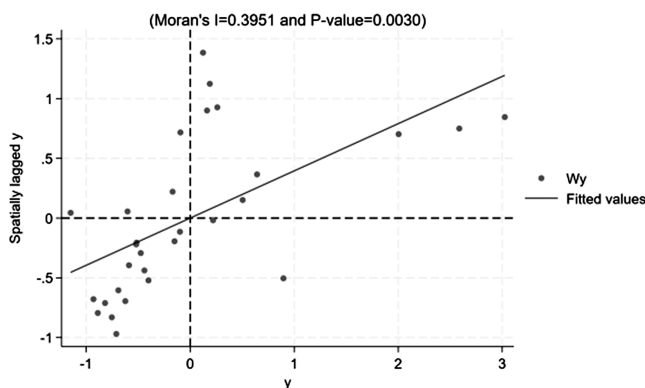
年份	Moran's I	sd(I)	z值	p-value*
2011	0.395	0.116	3.693	0.000
2012	0.406	0.117	3.747	0.000
2013	0.388	0.117	3.593	0.000
2014	0.397	0.117	3.684	0.000
2015	0.355	0.116	3.360	0.001
2016	0.357	0.116	3.370	0.001
2017	0.359	0.116	3.402	0.001
2018	0.365	0.115	3.484	0.000
2019	0.363	0.114	3.483	0.000
2020	0.368	0.114	3.522	0.000
2021	0.370	0.114	3.560	0.000
2022	0.368	0.113	3.568	0.000

2.局部自相关检验

为了深入分析碳排放强度在局部空间的集聚或离散现象,进一步利用Stata18.0软件绘制2011年、2022年碳排放强度的莫兰散点图,如图1所示。大多数省(区、市)分布在第一、三象限,主要表现为“高-高”集聚、“低-低”集聚的空间模式,进一步显示出我国碳排放强度在空间上具有较强的关联性。



(a)2011年碳排放强度的莫兰散点图



(b)2022年碳排放强度的莫兰散点图

图1 2011年、2022年碳排放强度的莫兰散点图

(二)空间计量模型的检验与选择

空间计量模型具有多种表现形式,为确保本文所选模型准确合理,能够充分反映空间数据的内在特征,对空间计量模型进行检验与识别。表5中LM-error和LM-lag统计量均通过了1%的显著性检验,表明存在空间误差效应和空间滞后效应,因此采用空间计量模型是必要的;LR检验和Wald检验的结果在1%的显著性水平下均显著,表明空间杜宾模型并不会退化为空间误差模型或空间滞后模型;Hausman检验也通过了

1%的显著性检验,拒绝采用随机效应模型的假设,选取了固定效应模型。综上所述,最终选用固定效应形式的空间杜宾模型研究数智化发展对我国碳排放强度的空间溢出效应。

表5 空间计量模型检验结果

检验方法	统计量	P 值
LM-error	16.586	0.000
Robust-LM-error	1.203	0.273
LM-lag	36.749	0.000
Robust-LM-lag	21.365	0.000
LR-spatial-error	34.63	0.000
LR-spatial-lag	43.27	0.000
Wald-spatial-error	34.72	0.000
Wald-spatial-lag	46.14	0.000
Hausman	114.14	0.000

(三)空间杜宾模型回归结果

表6展示了空间杜宾模型回归分析的估计结果,从列(1)到列(4)分别为空间杜宾模型的随机效应回归、个体固定效应回归、时间固定效应回归和双固定效应回归结果。为了减小由个体特征和时间因素引起的潜在偏误,主要关注双固定效应下的空间杜宾模型回归结果。从表6的列(4)可见,在1%的显著性水平下,数智化水平(DI)的一次项系数显著为正,二次项系数显著为负,表明数智化发展对地区碳排放强度的影响是先促进后抑制。具体而言,在数智化发展的初期阶段,数智技术创新需要大量数字基础设施的支持,如5G基站、物联网设备等,这些基础设施的建设与运转通常会消耗大量的能源,可能导致碳排放强度的上升。然而,随着数智化水平的提升,人工智能、大数据和物联网等技术逐渐成熟并广泛应用于低碳发展领域,如优化资源配置、推广清洁能源以及推动绿色技术创新等,此阶段数智技术的发展不仅推动了经济高质量发展,还促进了各部门产业结构的转型,进而降低了碳排放强度,实现了经济与环境的协同发展。综上所述,数智化发展与碳排放强度之间存在先促进后抑制的倒U型关系,假设1得证。

此外,数智化水平(DI)及其平方项的空间效应系数在5%及以上显著性水平下均显著,展现出明显的空间溢出效应,表明数智化发展对周边地区的碳排放强度也会产生影响。长期看,数智化发展可能会导致周边地区碳排放强度的上升。列(4)中的空间自相关系数 ρ 值为正且通过了1%的显著性检验,表明各省(区、

市)的碳排放强度在空间上具有显著的正相关性,即某一地区碳排放强度不仅受本地因素的影响,还受到周边地区碳排放强度的影响。

表6 空间杜宾模型回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>RE</i>	<i>FE</i>	<i>FE</i>	<i>FE</i>
DI	5.373*** (4.49)	5.699*** (4.92)	-12.392*** (-5.46)	4.647*** (3.88)
DI^2	-3.588*** (-3.62)	-3.925*** (-4.12)	12.230*** (4.60)	-3.214*** (-3.30)
$W \times DI$	-4.351** (-2.56)	-4.014** (-2.40)	-9.459*** (-2.64)	-3.932** (-2.23)
$W \times DI^2$	4.588*** (3.46)	4.403*** (3.40)	8.504** (2.36)	4.543*** (3.26)
ρ	0.324*** (5.27)	0.316*** (5.12)	0.141* (1.79)	0.190*** (2.68)
σ^2_{μ}	0.046*** (12.71)	0.042*** (13.29)	1.039*** (13.38)	0.041*** (13.35)
控制变量	是	是	是	是
个体固定	否	是	否	是
时间固定	否	否	是	是
N	360	360	360	360

注:***、**、*分别表示变量通过了1%、5%、10%的显著性水平检验。下表同。

(四)影响效应分解

为了深入分析数智化发展对碳排放的影响及其空间溢出效应,采用偏导数分解法将数智化对碳排放的影响效应分解为直接效应、间接效应和总效应,具体结果见表7。基于双固定效应的空间杜宾模型,从数智化发展对碳排放强度的直接效应看,数智化水平(DI)的一次项系数为正且二次项系数为负,两者均在1%显著性水平下显著,再次表明数智化发展对本地区碳排放强度的影响呈现倒U型关系,即数智化转型初期会促进碳排放强度的上升,随着发展阶段的推进,碳排放量会逐步得到抑制。此外,经济发展水平的提升与产业结构转型的降碳效果也均显著;城镇化率的提高在一定程度上促进了碳减排,可能是由于城镇化推动了公共交通系统的完善以及绿色产业的集聚发展;环境规制能通过推动能源结构转型和绿色税收政策等途径有效抑制碳排放。

在间接效应中,数智化水平(DI)的二次项系数显著为正,意味着从长期看,某一地区的数智化发展会导致周边地区碳排放水平的上升。具体原因可能如

下:数智化水平较高的地区会吸引大量科技人才流入,而周边地区的人才流失导致其技术创新发展与绿色转型动力不足,难以有效推动碳减排。同时,数智化发展较为成熟的地区可能会将高污染产业挤压到周边地区,这些转移来的传统产业可能会导致周边地区碳排放的增加。此外,经济发展水平在间接效应中显著为正,表明一个地区的经济发展能通过空间关联机制提升邻近地区的碳排放强度。综上所述,数智化发展会通过空间溢出效应提升邻近地区的碳排放强度,假设2得证。

表7 影响效应分解结果

变量	直接效应	间接效应	总效应
<i>DI</i>	4.486*** (3.72)	-4.046** (-2.04)	0.440 (0.18)
<i>DI</i> ²	-3.049*** (-3.16)	4.973*** (3.38)	1.925 (1.02)
<i>lnPGDP</i>	-2.038*** (-5.86)	2.601*** (3.24)	0.563 (0.63)
<i>IS</i>	-3.430*** (-3.93)	-2.895 (-1.43)	-6.325** (-2.41)
<i>UL</i>	-7.020*** (-6.40)	3.326 (1.24)	-3.695 (-1.21)
<i>EDU</i>	2.312* (1.73)	-7.750** (-2.54)	-5.438 (-1.57)
<i>ER</i>	-19.166*** (-3.44)	-12.933 (-1.05)	-32.099** (-2.34)
个体固定	是	是	是
时间固定	是	是	是
N	360	360	360

(五)稳健性检验

为进一步验证前文实证结果的稳健性,采用两种方法进行稳健性检验:(1)缩尾处理。由于面板数据中存在的极端值可能会影响空间计量模型的回归结果,因此对变量实施上、下1%缩尾处理,以剔除异常值的干扰,缩尾处理后的回归结果如表8列(1)所示。(2)更换空间权重矩阵。考虑到空间权重矩阵的选择可能对空间回归结果产生影响,使用经济距离权重矩阵代替0-1邻接权重矩阵重新进行回归分析,结果见表8列(2)。从列(1)和列(2)可以看出,经过缩尾处理或更换空间权重矩阵后,数智化水平(*DI*)的一次项和二次项系数的正负号方向保持不变且均通过了显著性检验,

表明数智化发展与碳排放强度之间仍然存在倒U型关系;而数智化水平(*DI*)二次项的空间效应系数依然显著为正,表明从长期看,数智化对邻近地区的碳排放强度具有促进效应。回归结果均未发生明显变化,进一步验证了前文回归分析结论的稳健性。

表8 稳健性检验结果

变量	(1)	(2)
	缩尾处理	更换空间权重矩阵
<i>DI</i>	4.596*** (3.115)	3.835*** (3.18)
<i>DI</i> ²	-2.877** (-2.121)	-2.922*** (-2.93)
<i>W</i> × <i>DI</i>	-7.725*** (-3.328)	-6.904** (-2.10)
<i>W</i> × <i>DI</i> ²	8.925*** (4.324)	8.255*** (3.01)
ρ	0.131* (1.787)	-0.123 (-0.97)
<i>sigma2_e</i>	0.047*** (13.395)	0.039*** (13.45)
控制变量	是	是
个体固定	是	是
时间固定	是	是
N	360	360

(六)机制检验

数智化发展可以通过提升生产效率、精准监测碳排放、推动技术研发与应用等多个途径促进绿色技术创新。绿色技术创新又推动了传统高污染、高能耗产业向低碳方向转型,并加速了清洁技术与低碳技术的广泛应用。为了深入分析绿色技术创新在抑制碳排放过程中发挥的传导作用,采用分层回归方法进行机制分析,逐步回归结果见表9。表9列(1)展现了数智化对碳排放强度的影响,列(2)展现了数智化对绿色技术创新的影响,列(3)则考察了数智化与绿色技术创新对碳排放强度的联合影响。列(1)中数智化水平(*DI*)的一次项系数显著为正而二次项系数显著为负,表明数智化对碳排放强度存在显著的倒U型直接影响,与前文结果一致。列(2)中数智化水平的一次项系数为负而二次项系数为正,二者均通过了1%的显著性水平检验,可以看出,短期内数智化发展对绿色技术创新产生了负向影响。这可能是由于初期数智化基础设施建设耗费了大量的劳动力和资本,进而挤压了绿色技术研发的预算资金。同时,初期绿色技术发展所带来的经

济效益可能不如数智化技术直观,因此企业短期内更愿意支持数智技术发展而非绿色技术创新。然而长期看,数智化发展能够通过数据赋能与跨领域合作有效驱动绿色技术创新。列(3)中引入了绿色技术创新项($\ln GRE$),其系数为-0.121且通过了5%显著性水平的检验,可见绿色技术创新对碳排放强度具有明显的抑制作用,此时数智化发展水平的一次项以及二次项系数依然显著,表明绿色技术创新在数智化发展降低碳排放强度的过程中发挥了部分中介作用,假设3得证。

表9 机制检验结果

变量	(1)	(2)	(3)
	CI	$\ln GRE$	CI
DI	4.647*** (3.88)	-3.928*** (-3.95)	4.079*** (3.51)
DI^2	-3.214*** (-3.30)	3.772*** (4.68)	-3.291*** (-3.45)
$\ln GRE$			-0.121** (-1.98)
ρ	0.190*** (2.68)	0.015 (0.18)	0.215*** (3.10)
控制变量	是	是	是
个体固定	是	是	是
时间固定	是	是	是
N	360	360	360

(七)异质性分析

1.区域异质性

由于各省(区、市)在自然资源禀赋、人口规模等方面存在差异,导致各地区的数智化发展进程和碳排放强度都有所不同,且数智化对碳排放强度的影响效应也存在异质性。据此,本文根据地理位置将30个省(区、市)划分为中部地区、东部地区、西部地区、东北地区^①进行区域异质性分析。表10的回归结果显示,东部地区、东北地区的数智化发展对碳排放强度的影响显著且呈现倒U型关系,表明当数智化发展达到特定阈值后,碳排放强度开始下降。中部地区数智化发展对碳排放强度存在U型影响,意味着某些地区高能耗基础设施的建设可能导致碳排放强度回弹。西部地区

数智化发展对碳排放强度的非线性影响不显著,呈现正向的线性关系,说明西部地区的数智化发展反而会促进碳排放。

产生上述现象的原因可能在于:东部地区、东北地区的数智化水平相对较高,且良好的社会保障与政策引导吸引了大量人才为数智化发展提供支持。在初期阶段,可能由于技术研发、基础设施建设等因素致使碳排放强度有所上升,但随着数智化发展水平的提升,智能化管理、能源高效利用和绿色技术推广等手段的应用能够显著抑制碳排放。而中、西部地区的数智化发展相较于东部地区仍处于初级阶段,且依赖化石能源的传统产业较多,此时数智技术发展尚不完善且应用范围有限,降碳效果较微弱,而支撑数智设备运行需要消耗大量的能源,反而可能推动当地碳排放强度的上升。

表10 区域异质性分析结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	东部地区	中部地区	西部地区	东北地区
DI	3.199*** (3.69)	-15.854*** (-2.88)	14.411** (2.48)	30.013*** (3.14)
DI^2	-1.491*** (-2.60)	35.928*** (2.77)	-21.886 (-1.57)	-152.184*** (-4.08)
ρ	-0.177* (-1.73)	0.047 (0.30)	-0.043 (-0.32)	-0.045 (-0.31)
控制变量	是	是	是	是
个体固定	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是
N	120	72	132	36

2.经济发展水平异质性

不同地区经济发展水平的差异性也会影响数智化与碳排放强度之间的关系,因此根据人均GDP将30个省(区、市)划分为高经济发展地区和低经济发展地区^②进行异质性分析。从表11的回归结果可以看出,高经济发展地区的数智化水平与碳排放强度之间的倒U型关系仍然显著。当数智化水平发展到一定程度后,数智技术通过优化能源结构和促进企业转型,能够有效降低碳排放强度,推动低碳经济的发展。而在低经济

①根据地理位置,将30个省(区、市)划分为四组:中部地区包括山西、河南、湖北、安徽、湖南、江西;东部地区包括北京、天津、河北、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南;西部地区包括内蒙古、甘肃、青海、重庆、四川、广西、云南、贵州、宁夏、陕西、新疆;东北地区包括黑龙江、吉林、辽宁。

②根据人均GDP,将30个省(区、市)划分为两组:高经济发展地区包括北京、天津、内蒙古、辽宁、上海、江苏、浙江、安徽、福建、山东、湖北、湖南、广东、重庆、陕西;低经济发展地区包括河北、山西、吉林、黑龙江、江西、河南、广西、海南、四川、贵州、云南、甘肃、青海、宁夏、新疆。

发展地区,数智化发展对碳排放强度的影响并不显著,可能是由于这些地区的资源与劳动力相对匮乏,导致数智化发展水平较低。尽管数智技术有助于提升企业生产效率、节省运营成本并实现碳减排,但数智设备的建设和运转需要大量化石能源,从而使降碳效果在一定程度上被能源消耗所抵消,此时数智化发展对碳排放强度的影响尚未显现,二者间的关系随着经济发展水平的提升将逐渐变得显著。

表 11 经济发展水平异质性分析结果

变量	(1)	(2)
	高经济发展地区	低经济发展地区
DI	6.260*** (5.08)	6.558 (1.55)
DI^2	-3.538*** (-3.70)	-13.727 (-1.29)
ρ	-0.086 (-1.30)	0.131 (1.56)
控制变量	是	是
个体固定	是	是
时间固定	是	是
N	180	180

五、结论与建议

(一) 研究结论

本文基于 2011—2022 年中国 30 个省(区、市)的面板数据,采用双固定效应的空间杜宾模型,研究了数智化发展与碳排放强度之间的关系,得出以下主要结论:(1)数智化发展与碳排放强度之间存在显著的倒 U 型关系。在数智化发展初期,由于数智设备建设和维护等原因,碳排放强度可能会有所上升,但当数智化发展到一定阶段时,数智化能够通过优化资源配置、推广清洁能源等途径有效推动碳减排。该结论在进行缩尾处理与更换空间权重矩阵后仍然成立。(2)数智化发展对碳排放强度的影响存在空间溢出效应,即某一地区的数智化发展可能会促使邻近地区碳排放强度的提升。(3)从绿色技术创新视角进行机制分析发现,数智化发展能够通过推动绿色技术创新进而促进碳减排。(4)不同区域的数智化发展在降碳效应上存在差异,东部、东北地区的数智化发展对碳排放强度呈现显著的倒 U 型影响,而中、西部地区的数智化发展在长期内可能会导致碳排放强度的增加;在高经济发展地区,数智化水平在达到一定程度后存在显著的降碳效应,但二者关系在低经济发展地区并不显著。

(二) 对策建议

根据以上结论,提出以下对策建议:

第一,加强数智转型的阶段性统筹与区域特色化发展,切实提升数智化发展的降碳效应。在数智化技术发展的初期,相关部门和企业应重点布局数智化基础设施建设,利用监测技术和清洁能源等手段有效抑制由数智化导致的碳排放;当数智技术发展到一定临界值后,应通过政策引导、人才培养等措施加速企业数智化转型及数智技术的应用,进一步发挥数智化在碳减排中的作用。同时,注重各地区数智化的均衡发展,依据各地区的资源禀赋和劳动力情况,制定具有地方特色的发展计划,避免数智化发展引起阶段性能耗反弹。

第二,完善数智化基础设施建设,推进区域间数智协同发展。各地区可以共同构建数智化协同发展体系,加强区域间的交流与合作,通过信息互享、资源交换和技术学习等渠道,推进各地区数智化的共同发展与绿色可持续发展,并增强数智化对碳减排的正向作用。此外,要注重规避某一区域的资源和劳动力过度集中而导致高污染产业向周边地区转移,避免加剧周边地区的碳排放,确保区域间的绿色协同发展。

第三,以绿色技术创新为驱动,挖掘数智发展潜力。政府应该通过人工智能、大数据和物联网等数智技术进一步推动绿色技术创新与发展,并将绿色技术广泛应用于生产的主要环节。尤其要关注清洁能源技术、绿色农业技术和绿色交通技术的推广应用,这些不仅能够推动传统产业的可持续发展转型,还能有效降低生产过程中能源的消耗,提高资源利用效率,为实现碳减排目标提供有力支持。◆

参考文献:

- [1]陈剑,刘运辉.数智化使能运营管理变革:从供应链到供应链生态系统[J].管理世界,2021,37(11):227-240+14.
- [2]刘晓龙,崔磊磊,李彬,等.碳中和目标下中国能源高质量发展路径研究[J].北京理工大学学报(社会科学版),2021,23(3):1-8.
- [3]HUANG J. Building Intelligence in Digital Transformation[J]. Journal of Integrated Design and Process Science. 2018, 21(4): 1-4.
- [4]张馨予.数智化发展与企业财务管理效率提升的路径[J].现代企业,2024(8):27-29.
- [5]吴志强.城市规划教育的数智化焕新[J/OL].城市规划学刊,1-7[2025-03-24].https://doi.org/10.16361/j.upf.202501002.
- [6]蒋莹.数智化驱动医药产业新发展[J].中国发展观察,2023(8):53-56.

- [7] 陆岷峰.数智化创新赋能实体经济高质量发展:运行机理与实践策略[J].广西社会科学,2024(1):12-20.
- [8] 罗斌元,陈艳霞.数智化如何赋能经济高质量发展:兼论营商环境的调节作用[J].科技进步与对策,2022,39(5):61-71.
- [9] 廖名岩,田炜.数智化对物流业碳排放的影响研究[J].吉林工商学院学报,2023,39(1):30-37.
- [10] 戴越,杨树勤,祝惠娟.工业数智化对碳排放的影响效应研究:基于长三角城市群高质量发展的视角[J].生态经济,2024,40(12):32-44.
- [11] 刘亮,阮俊杰,庄海涛.数智化赋能长三角城市群绿色发展的效应研究[J].经济地理,2024,44(9):123-132.
- [12] 许宪春,任雪,常子豪.大数据与绿色发展[J].中国工业经济,2019(4):5-22.
- [13] 汤奕,张宏.能源互联网下的智慧建筑与智慧园区[J].供用电,2020,37(8):2.
- [14] 张元庆,刘烁,齐平.数字产业协同创新发展对碳排放强度影响研究[J].西南大学学报(社会科学版),2023,49(3):114-128.
- [15] 刘婧玲,陈艳莹.数字技术发展、时空动态效应与区域碳排放[J].科学学研究,2023,41(5):841-853.
- [16] 徐维祥,周建平,刘程军.数字经济发展对城市碳排放影响的空间效应[J].地理研究,2022,41(1):111-129.
- [17] 尹龙,陈强,郭子彤.数字基础设施赋能区域碳减排的实证研究:兼论门槛效应与空间溢出效应[J].金融与经济,2024(1):55-65+87.
- [18] 唐菁,易露.中国绿色农业技术创新的碳减排效应研究[J].农林经济管理学报,2024,23(6):720-730.
- [19] 许可,张亚峰.绿色科技创新能带来绿水青山吗?:基于绿色专利视角的研究[J].中国人口·资源与环境,2021,31(5):141-151.
- [20] 沈世铭,许睿,陈非儿.中国绿色科技创新对碳排放强度的影响研究[J].技术经济与管理研究,2023(5):28-34.
- [21] 王磊,何斌锋.绿色技术创新对物流业碳排放的空间溢出效应[J].商业经济研究,2024(5):91-95.
- [22] 缪陆军,陈静,范天正,等.数字经济发展对碳排放的影响:基于278个地级市的面板数据分析[J].南方金融,2022(2):45-57.
- [23] 齐绍洲,付坤.低碳经济转型中省级碳排放核算方法比较分析[J].武汉大学学报(哲学社会科学版),2013,66(2):85-92+129.
- [24] 王嘉祯,韩有鹏.数智化对区域绿色低碳发展的影响研究[J].统计理论与实践,2024(6):10-18.
- [25] 何琨玟,张文彬,张楠.数智赋能与中国节能降碳效率:机制与效应[J].中国地质大学学报(社会科学版),2025,25(1):82-99.

Research on the Spatial Spillover Effects of Digital-Intelligent Development on China's Carbon Emissions

He Qizhi, Wu Huifang

Abstract: Low-carbon development serves as a crucial engine for promoting high-quality economic growth, while digital-intelligent transformation provides key momentum for carbon emission reduction. Based on panel data from 30 provinces (autonomous regions and municipalities, excluding Tibet, Hong Kong, Macao, and Taiwan) in China from 2011 to 2022, this study employs a spatial Durbin model to systematically analyze the impact of digital-intelligent development on carbon emission intensity and its spatial spillover effects. The findings indicate that: Digital-intelligent development exerts an inverted U-shaped nonlinear effect on carbon emission intensity, initially increasing and subsequently decreasing it; There is a significant negative spatial spillover effect of digital-intelligent development across regions, meaning that in the long run, the digital-intelligent advancement of one region may lead to a notable rise in carbon emission intensity in neighboring areas; Mechanism analysis reveals that digital-intelligent development can achieve carbon reduction through green technology innovation; Furthermore, influenced by differences in geographical conditions and economic development levels, the inverted U-shaped relationship between digital-intelligent development and carbon emission intensity is more pronounced in the eastern and northeastern regions, as well as in more economically developed areas.

Key words: digital-intelligent development; carbon emissions; green technology innovation; spatial spillover effect

(责任编辑:萧静)

基于三支决策模型的生态效率时空差异化研究

周晓香 张晓琴 薛璐瑶 王金海
(山西财经大学 统计学院,山西 太原 030006)

摘要:协调经济、社会与生态发展,平衡效率与质量,是可持续发展的关键。基于此,构建生态效率与生态环境质量的综合评价指标体系,运用非期望产出超效率EBM模型与多层次熵权法,对2011—2020年中国30个省份(不含西藏及港澳台)的生态效率与生态环境质量进行测算,并借助基于邻域的三支决策模型分析省际差异。研究结果表明:(1)2011—2020年中国生态效率综合水平达到DEA最优前沿的77%,表明在现有资源投入下,生态效率仍有较大提升空间,且各省份间差异明显;(2)2011—2020年中国生态环境质量综合得分在0.35附近小幅波动,各省份的生态环境质量存在明显分界;(3)根据三支决策模型的差异性分析,30个省份被划分为五类,揭示了发展不平衡不充分的问题。

关键词:生态效率;生态环境质量;数据包络分析;多层次熵权法;三支决策模型

中图分类号:F205

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2025)04-0025-10

DOI:10.13999/j.cnki.tjllsj.2025.04.003

一、引言

现代化的生产方式提高了劳动生产率,但也带来了一定的环境问题。2014年,中国经济发展进入新常态,不再单纯追求经济总量上升,更着眼于经济增长方式的转变,实现经济、资源与环境的协调发展。党的十八大提出“大力推进生态文明建设”,将生态文明提升到前所未有的高度。党的十九大明确指出“建设生态文明是中华民族永续发展的千年大计”。为推动经济持续健康发展,习近平总书记多次强调要“建立健全绿色低碳循环发展经济体系”。因此,如何以最小的资源消耗获得最大的经济效益,已经成为经济可持续发展与生态文明建设过程中面临的重大课题。在此背景下,有学者提出建设生态文明的关键在于生态效率的提升。

生态效率将生产活动与环境因子相互融合,成为分析高质量发展和生态文明建设水平的重要工具,掀

起了广大学者的研究热潮。“生态效率”的表述由Schaltegger和Sturm(1990)^[1]首次提出,他们用经济生产活动与自然环境因素的比值来衡量经济、社会与生态之间的协调发展程度。随后,世界可持续发展工商理事会(WBCSD)、世界经济合作与发展组织(OECD)等国际组织对其内涵进行了扩充与完善,认为生态效率是指以最小的资源消耗和最低的环境代价获得经济效益最大化^[2-3]。

目前,有关生态效率的研究主要从三个方面展开。第一,效率评价方法。现有文献大多从以下两个角度进行研究:一是通过测算生态效率描述静态特征。除了早期的生态足迹法、能值分析法、生命周期分析法和随机前沿模型法以外,吕彬和杨建新(2006)^[4]提出将DEA方法运用于生态效率的计算。传统的DEA模型能够有效摆脱对环境因素赋权时的主观性,由此,学者在DEA模型与生态效率相结合的

基金项目:教育部人文社会科学研究项目“基于机器学习的分位数因果效应估计研究”(22YJAZH092);山西省统计科学研究项目“新质生产力的统计监测及对经济高质量发展的影响研究”(2024Z035)。

作者简介:周晓香,女,博士研究生,研究方向为宏观经济统计;张晓琴,女,博士,教授,研究方向为经济统计、机器学习;薛璐瑶,女,硕士研究生,研究方向为经济统计;王金海,男,硕士研究生,研究方向为经济统计。

研究方向进行了大量探索。近年,研究者多借助三阶段DEA模型、网络DEA模型和超效率SBM模型等对生态效率进行静态评估。二是探究生态效率的时空演变规律。常用方法有Malmquist指数法、核密度估计法、Dagum基尼系数法等。第二,评价对象尺度。国外学者多以农业、工业、企业等作为研究对象测评生态效率,国内学者的研究则从国家层面到城市群等特定区域,从研究全行业到细分各行业,如农业、制造业、旅游业等。既有基于单个城市、企业的微观层面分析,也有针对经济带、国家的宏观层面论述,还有流域与流域、城市群与城市群之间的生态效率对比分析。第三,影响因素分析。关于生态效率的相关研究多侧重以下两方面的探讨:一是针对某一具体因素与生态效率之间的耦合研究。例如,胡彪等(2017)^[5]采用耦合度模型考察京津冀地区城市化与生态环境之间的协调程度。陈立泰等(2020)^[6]从产业结构高度化和合理化出发,厘清了产业结构变迁影响生态效率的作用机理。张立新和闫振好(2019)^[7]实证分析了高技术产业技术创新与生态效率的关系。杨明洪等(2022)^[8]采用双固定效应面板回归模型探究了人口结构对生态效率的影响。二是针对外部驱动因素对生态效率的影响研究。相关学者常使用空间自相关模型、Tobit模型、地理探测器、门槛回归模型等工具,选取外部驱动因子对生态效率的影响因素进行探讨。

对现有文献的梳理可发现,尽管学术界关于中国各省份生态效率的测度研究已经趋于成熟,但仍存在一定的拓展空间。第一,效率是资源利用和治理水平的体现,质量是环境现状和发展水平的表达。已有研究大多对生态效率与生态环境质量分别研究,针对生态效率与生态环境质量对比各省份差异性的研究较少,未能清晰揭示生态环境视角下生态效率的时空格局变化。第二,针对中国各省份生态效率进行分类的研究较少,对空间差异化特征的认识也有待深化。现有文献通常按照行政区域简单划分为东、中、西部,研究结论的政策启示具有一定局限性。因此,本文聚焦于中国30个省份(不含西藏和港澳台),以生态效率与生态环境质量作为两大关键评价指标,运用基于非期望产出的超效率EBM模型和多层次熵权法对生态效率和生态环境质量进行测度,分析其时空演变规律,并借助基于邻域的三支决策方法划分省份类型,对全域进行更为有效、准确的分类,开展区域差异化

研究,力求为提升生态效率提供切实可行的方案与对策。

二、研究方法与数据来源

(一)研究方法

1.数据包络分析法

DEA模型是一种基于非参数技术的效率分析方法,因不需要确定生产前沿的具体形式,能够基于多投入、多产出的情境对被评价对象进行当期和跨期比较,相较于其他模型更具可比性。传统的DEA模型按照距离函数的不同可分为两大类:一类是径向距离函数的模型,例如规模报酬不变的CCR模型;另一类是非径向距离函数的模型,例如考虑松弛变量的SBM模型。然而,单一使用径向或者非径向距离函数作为目标函数存在一定的局限性。因此,Tone和Tsutsui(2010)^[9]提出了混合距离函数的EBM模型,认为对于非有效单元,其要素投入与产出的改进方式应包括径向与非径向改进两个部分,所测算的改进值才能更具精准性。但原始EBM模型无法对决策单元进行有效排序,且疏忽了生产活动过程中所产生的非期望产出。为解决以上问题,参考樊鹏飞等(2018)^[10]的研究,结合具有非期望产出的EBM模型与超效率的约束条件,得到了基于非期望产出的超效率EBM模型。

然而,基于非期望产出的超效率EBM模型只能描述静态效率,而无法描述其跨期变动情况。Malmquist指数方法是基于DEA模型而提出的,主要用于计算不同时期下DMU的动态效率,并由此分析其动态演变情况和变化趋势^[11]。

2.多层次熵权法

熵权法是一种基于客观赋权的评价方法,即根据信息熵的定义,利用熵值确定各项指标的离散程度。信息熵值越小,指标的离散程度越大,表示该指标对综合评价的影响就越大,反之越小。如果某项指标的值全部相等,则该指标在综合评价中作用较小。因此,借助信息熵计算各项指标的权重,能够为多指标综合评价提供依据^[12]。

一般的熵权法评价会将所有的指标作为同一个层次进行权重计算,为了结合DPSIR模型的五大层次,构建了多层次熵权法。该方法根据指标分类,在每一个层次内,对属于该层次的指标进行单独的权重计算,再根据五个层次的权重得分,从而计算出综合评价指数。

3. 基于邻域的三支决策模型

三支决策模型是一种处理不确定数据的有效方法,来源于决策粗糙集理论,是Yao(2010)^[13]为合理解释粗糙集的三个域而提出的一种方法。传统的二支决策分类过程中采用“非此即彼”“非黑即白”的二分模式,只有接受、拒绝两种结果,而三支决策的计算模型是通过阈值将论域划分为三个互不相交且独立的部分,即正域、负域、边界域,并分别做出接受、拒绝和延迟处理三种决策。该理论增加了延迟决策这一选项,有效降低了决策风险代价,是二支决策的拓展与延伸。其相关理论如下:

三支决策表是一个四元组: $S=(U, At=CUD, V=\{V_a|a \in At\}, f)$ 。其中, U 表示有限非空对象集合, At 表示有限非空属性集合, C 表示条件属性集合, D 表示决策属性集合, V 表示属性值域集, f 表示 $U \rightarrow V$ 的映射函数。令 R 表示 U 上的一个等价关系,基于属性子集 $B \subseteq C$ 构建的对象 x 和 y 的等价关系为:

$$xRy \Leftrightarrow \{(x, y) \in U \times U | \forall a \in B \subset C \subset At, f_a(x) = f_a(y)\}$$

对象 x 的等价类为 $[x]_B = \{y \in U | xRy\}$, 对象 x 的等价类中属于决策类 X 的条件概率为 $P(X|[x]_B)$ 。

依据贝叶斯风险决策最小原则,得到了基于属性子集 $B \subseteq C$ 下最小风险化的三支决策规则:

- (1) 若 $P(X|[x]_B) \geq \alpha$ 且 $P(X|[x]_B) \geq \gamma$, 则判定 $x \in POS_B(X)$;
- (2) 若 $\beta < P(X|[x]_B) < \alpha$, 则判定 $x \in BND_B(X)$;
- (3) 若 $P(X|[x]_B) \leq \beta$ 且 $P(X|[x]_B) \leq \gamma$, 则判定 $x \in NEG_B(X)$ 。

其中, (α, β, γ) 表示三支决策的阈值对, $POS(X)_B$ 表示决策类 X 的正域, $BND_B(X)$ 表示决策类 X 的边界域, $NEG_B(X)$ 表示决策类 X 的负域。

阈值对的取值与决策代价表有关。表1中, $\{a_P, a_N, a_B\}$ 分别表示把对象划分到正域、负域、边界域的决策动作, $\{\lambda_{PP}, \lambda_{BP}, \lambda_{NP}\}$ 和 $\{\lambda_{PN}, \lambda_{BN}, \lambda_{NN}\}$ 分别表示当对象属于和不属于决策类时,划分到的正域、边界域和负域的风险损失值。

由表1中记号给出阈值对的计算公式,如下式所示:

表1 决策代价(1)

决策动作	属于决策类	不属于决策类
a_P	λ_{PP}	λ_{PN}
a_N	λ_{NP}	λ_{NN}
a_B	λ_{BP}	λ_{BN}

$$\begin{cases} \alpha = \frac{\lambda_{PN} - \lambda_{BN}}{(\lambda_{PN} - \lambda_{BN}) + (\lambda_{BP} - \lambda_{PP})} \\ \beta = \frac{\lambda_{BN} - \lambda_{NN}}{(\lambda_{BN} - \lambda_{NN}) + (\lambda_{NP} - \lambda_{BP})} \\ \gamma = \frac{\lambda_{PN} - \lambda_{NN}}{(\lambda_{PN} - \lambda_{NN}) + (\lambda_{NP} - \lambda_{PP})} \end{cases}$$

当决策代价表满足下式^[14]时:

$$\begin{cases} \lambda_{PP} \leq \lambda_{BP} \leq \lambda_{NP}, \lambda_{NN} \leq \lambda_{BN} \leq \lambda_{PN} \\ \frac{\lambda_{NP} - \lambda_{BP}}{\lambda_{BN} - \lambda_{NN}} > \frac{\lambda_{BP} - \lambda_{PP}}{\lambda_{PN} - \lambda_{BN}} \end{cases}$$

可得 $0 \leq \beta \leq \gamma \leq \alpha \leq 1$, 由此可进一步简化上述三支决策规则为:

- (1) 若 $P(X|[x]_B) \geq \alpha$, 则判定 $x \in POS_B(X)$;
- (2) 若 $\beta < P(X|[x]_B) < \alpha$, 则判定 $x \in BND_B(X)$;
- (3) 若 $P(X|[x]_B) \leq \beta$, 则判定 $x \in NEG_B(X)$ 。

基于上述理论,引入邻域概念确定等价关系(邻域关系)和等价类(邻域粒子)。在邻域系统 $NS=(U, AT=CUD, V=\{V_a|a \in C\}, \delta)$ 中, δ 表示邻域参数,计算公式为:

$$\delta = \min(V(x, y)) + \omega \cdot (\max(V(x, y)) - \min(V(x, y))), \quad 0 < \omega < 1$$

其中, $V(x, y)$ 为对象 x 和 y 在条件属性上的欧氏距离值。

则基于属性子集 $B \subseteq C$ 的对象 x 和 y 的邻域关系为 $NR_\delta(B) = \{(x, y) \in U \times U | V_B(x, y) \leq \delta\}$, 对象 x 的邻域粒子为 $\eta_B^\delta(x) = \{y \in U | V_B(x, y) \leq \delta\}$, 相应的邻域三支决策规则定义为:

- (1) 若 $P(X|\eta_B^\delta(x)) \geq \alpha$, 则判定 $x \in POS_B(X)$;
- (2) 若 $\beta < P(X|\eta_B^\delta(x)) < \alpha$, 则判定 $x \in BND_B(X)$;
- (3) 若 $P(X|\eta_B^\delta(x)) \leq \beta$, 则判定 $x \in NEG_B(X)$ 。

除此之外,需要确定决策代价表和邻域参数的权重,参考贾修一等(2011)^[15]的研究,构建决策风险损失最优化模型,旨在使风险损失总和值越小越好:

$$\min_{\alpha, \beta, \gamma} \sum_{P_i \geq \alpha} (1 - P_i) + \sum_{P_j \leq \alpha} \left(\frac{1 - \gamma}{\gamma} \cdot P_j \right) + \varepsilon \cdot \sum_{\beta < P_k < \alpha} \left[\frac{\beta \cdot (\alpha - \gamma)}{\gamma \cdot (\alpha - \beta)} \cdot (1 - P_k) + \frac{(1 - \alpha) \cdot (\gamma - \beta)}{\gamma \cdot (\alpha - \beta)} \cdot P_k \right]$$

其中, ε 是惩罚因子,满足 $\varepsilon \geq 1$, 用来避免把对象过多地划分到边界区域中。

(二) 数据来源与预处理

基于数据的可得性,本文以省份为主要研究单元,

包括除港澳台和西藏外的30个省份。指标数据均来源于EPS数据平台、《中国统计年鉴》、《中国环境统计年鉴》、《中国能源统计年鉴》及各省统计年鉴。针对缺失值,部分用当地统计局发布的指标数据进行填补,其他运用统计学方法(均值插补、自然增长率等)对指标数据进行辅助填补,以提高数据的真实性与科学性。

表2 省份序号

序号	省份	序号	省份	序号	省份
1	北京	11	浙江	21	海南
2	天津	12	安徽	22	重庆
3	河北	13	福建	23	四川
4	山西	14	江西	24	贵州
5	内蒙古	15	山东	25	云南
6	辽宁	16	河南	26	山西
7	吉林	17	湖北	27	甘肃
8	黑龙江	18	湖南	28	青海
9	上海	19	广东	29	宁夏
10	江苏	20	广西	30	新疆

三、生态效率的时空特征

(一)生态效率指标体系

生态效率是连接资源、环境和经济的节点,指标体系的构建应充分体现其内涵。在既有研究与相关理论的基础上,结合中国省域的实际发展情况,构建目标层、准则层、要素层和指标层,并根据DEA方法指标选取的基本原则,即“(投入指标数+期望产出指标数+非期望产出指标数)≤1/3决策单元个数”,最终确定了9个生态效率评价指标(见表3)。其中,投入指标涵盖人力要素、资本要素、自然要素、能源要素四方面;期望产出指标通过经济效益来反映;非期望产出指标主要

表3 生态效率评价指标体系

目标层	准则层	要素层	指标层	单位
生态效率	投入	人力要素	城镇就业人员	万人
		资本要素	全社会固定资产投资总额	亿元
		自然要素	城市建设用地面积	平方公里
			供水总量	万立方米
	产出	能源要素	电力消费量 能源消费量	亿千瓦小时 万吨标煤
		经济效益(期望)	地区生产总值	亿元
		污染排放(非期望)	废水排放总量 二氧化硫 排放总量	万吨 吨

涉及污染排放。需要注意的是,固定资产投资总额和地区生产总值涉及市场价值,均以2011年为基期,并用相应的价格平减指数进行平减处理,以剔除价格因素的影响。

(二)生态效率的空间演变特征

针对2011—2020年中国30个省份,采用基于非期望产出的超效率EBM模型,选择非导向的效率测量模式,求解得到规模效率不变(CRS)条件下的效率值。整体看,2011—2020年中国生态效率综合水平在0.77附近波动,即达到了DEA最优前沿面的77%,不存在显著的上升或下降趋势,意味着在现有资金和自然资源投入下,生态效率仍有较大的提升空间。同时,生态效率的变异系数大致呈现出先降后升的V型演变趋势(见图1),说明全国范围内的生态资源有效利用率正在逐步提高,但部分区域未能保持强有力的节能减排举措,导致生态效率区域间差异扩大。从区域角度来看,各省份的生态效率存在显著差异。其中,30个省份中有5个省份的生态效率平均值大于1,处于有效生产前沿面上,其余省份的效率平均值小于1,表现为DEA无效。

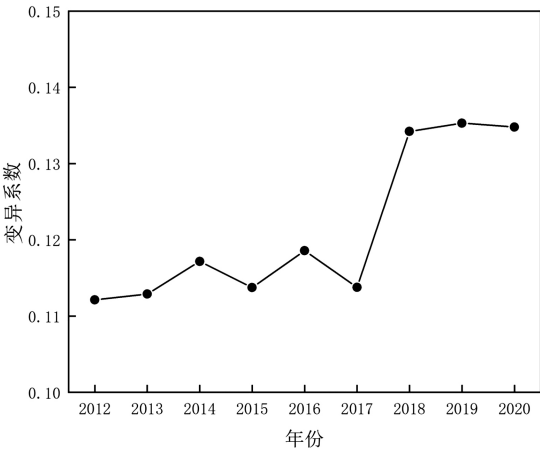


图1 变异系数的总体演变趋势

通过分析各省份生态效率变动情况(见图2)发现:(1)河北总体呈现出稳定的增长趋势,虽然未能达到DEA有效,但仍致力于生态治理能力和资源配置水平的提升。(2)北京(1.07)、天津(1.05)、内蒙古(1.02)、上海(1.03)、福建(1.00)的生态效率平均水平处于DEA有效范围内,整体呈现高位运行趋势。具体原因一是部分省份占据先天地理优势,资源丰富、资本集聚,因此率先提高了社会和自然资源的高效率利用水平;二是部分省份虽然经济发展水平不高,但污染排放较少,注重生态修复,因此生态效率较高。(3)江苏、浙

江、广东、陕西呈现负增长,说明其生态发展的基础水平优异,但资源配置和经济效益转化不足,导致生态效益出现负增长。(4)其余省份表现稍弱,尤其是宁夏、新疆,效率值在0.5附近波动,主要是因为这些省份缺乏资源优势,经济发展方式较为粗放。

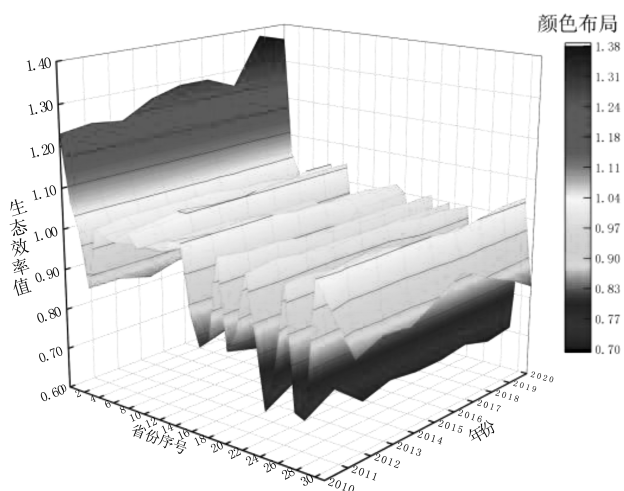


图2 各省份生态效率的变动情况

(三)生态效率的时间演变特征

空间演变特征的分析结果主要揭示各省份在空间上的生态效率差异,忽略了生产前沿面的移动情况,无法跨期对比分析。为考察生态效率动态变化的趋势和原因,采用Malmquist指数测算中国30个省份的生态效率(TFP)指数及技术效率(EC)分解指数、技术进步(TC)分解指数。从全国层面分析(见图3),Malmquist生态效率指数均值为1.07,整体呈现W型波动趋势,说明生态文明建设已取得一定成效,但稳定性较弱。从分解指数看,技术效率指数在1附近波动,技术进步指数年均增长率为8.0%,且技术进步所产生的积极影响大于技术效率并拉动了生态效率的提升,说明中国生态技术利用能力和物资投入配置水平有待提高。

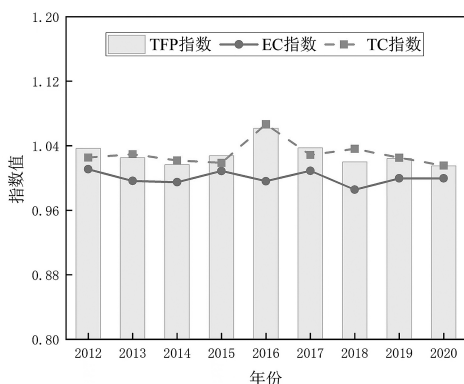


图3 Malmquist指数的总体演变趋势

从区域层面分析(见图4),在观测期内,各省份的Malmquist生态效率指数均值均大于1,仅有个别地区在个别年份指数小于1,一定程度上体现了区域生态效率整体向好发展的态势。进一步观察分解指数可以看出,各省份的技术进步指数均大于1,说明技术进步变动是提高生态效率的主要动力。其中,北京、天津、河北、吉林、河南、湖南、甘肃的技术效率指数大于1,即技术效率变动和技术进步变动共同促进了生态效率的提高,二者均有显著贡献。山西、内蒙古、辽宁、黑龙江、上海、福建、湖北、贵州、云南的技术效率指数等于1,即技术效率保持不变,在生态文明建设方面未能发挥出显著作用。其余省份的技术效率指数小于1,即技术效率对生态效率的提升起抑制作用,说明技术成果转化效率不足问题明显需要改善,要素配置结构仍有较大优化空间。

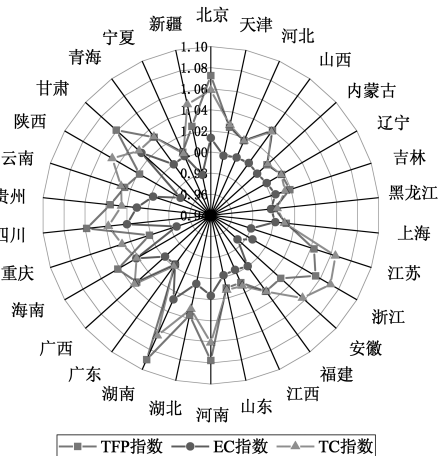


图4 各省份Malmquist指数的平均水平

四、生态环境质量的时空特征

(一)生态环境质量指标体系

国内外关于可持续发展和生态环境质量的相关文献,学者大多基于DPSIR模型对出现的高频指标按照驱动力、压力、状态、影响、响应进行归类。借鉴相关研究成果,利用DPSIR模型确定生态环境综合评价指标体系,并基于多层次熵权法计算生态环境质量综合得分。在DPSIR模型中,驱动力(D)是指驱使生态环境变化的人口、经济与社会因素;压力(P)是指由人类活动引起生态环境变化的人为因素;状态(S)是指自然生态系统和人类社会系统的发展现状;影响(I)是指由生态环境变化引起的对社会、经济等方面的影响;响应(R)是指为应对自然生态系统变化,人类社会系统所作出的响应。根据上述五大层次的内涵,选取各层次的具体指标(见表4)。

表4 生态环境质量评价指标体系

目标层	准则层	指标层	单位	属性
生态环境质量	驱动力(+)	人口自然增长率	‰	-
		城市人口密度	人/平方公里	-
		第三产业增加值占比	%	+
	压力(-)	单位GDP化学需氧量排放量	吨/亿元	-
		单位GDP氨氮排放量	吨/亿元	-
		单位GDP二氧化硫排放量	吨/亿元	-
		单位GDP氮氧化物排放量	吨/亿元	-
		单位GDP烟(粉)尘排放量	吨/亿元	-
	状态(+)	湿地面积率	%	+
		森林覆盖率	%	+
		人均水资源量	立方米	+
		人均城市绿地面积	平方米	+
	影响(-)	城镇登记失业率	%	-
		人均地区生产总值	元	+
	响应(+)	污水处理厂集中处理率	%	+
		生活垃圾无害化处理率	%	+
		环境污染治理投资占比	%	+

(二)生态环境质量的空间演变特征

由于数据量较大,选取2011年、2015年、2020年三个时间节点进行区域差距分级(见表5),并将30个省份的生态环境质量综合得分划分为三个等级,分别为:高水平、中水平和低水平。由表5可以看出,不同年份各省份的生态环境质量存在明显的分界。2011年生态环境质量处于领先水平的区域地理位置分布较零散,且处于高水平以上的省份占研究样本总数的33%,这些省份或具有经济基础雄厚、创新能力超群与社会发展进步等特征,或地理位置和资源储备有着天然的发展优势,而落后地区主要集中在西部和东北地区,多为位置偏远、经济欠发达的地区。随着时间推移,2015年大部分区域出现环境质量倒退现象,仅有江苏、陕西达到高水平。2020年,大部分省份步入生态环境发展中高水平行列,西部地区也保持正常水平的发展,但是东部个别省份由于城市化进程的加速,在生态环境质量方面表现不尽人意,未能充分反映其经济优势,此外,东北地区需要提高对生态环境建设的重视程度。

(三)生态环境质量的时间演变特征

为探究各省份生态环境质量综合得分值的时序差异,继续采用多层次熵权法,以2011—2020年作为评价对象,从时间维度分析其演变规律。首先,测度

表5 2011年、2015年、2020年各省份生态环境质量水平

区域划分	省份	2011年	2015年	2020年	均值	区域均值
东部	北京	0.44	0.41	0.62	0.47	0.47
	天津	0.69	0.43	0.57	0.44	
	河北	0.65	0.35	0.60	0.46	
	上海	0.60	0.57	0.31	0.42	
	江苏	0.56	0.67	0.44	0.45	
	浙江	0.78	0.65	0.33	0.52	
	福建	0.56	0.54	0.51	0.49	
	山东	0.69	0.43	0.52	0.48	
	广东	0.74	0.62	0.24	0.49	
	海南	0.69	0.34	0.43	0.44	
中部	山西	0.83	0.46	0.31	0.48	0.44
	安徽	0.61	0.51	0.44	0.46	
	江西	0.49	0.36	0.58	0.44	
	河南	0.47	0.38	0.53	0.42	
	湖北	0.67	0.50	0.53	0.48	
	湖南	0.41	0.43	0.51	0.38	
西部	内蒙古	0.72	0.58	0.47	0.47	0.45
	广西	0.55	0.53	0.52	0.46	
	重庆	0.80	0.48	0.32	0.45	
	四川	0.45	0.66	0.38	0.41	
	贵州	0.56	0.49	0.58	0.46	
	云南	0.45	0.45	0.58	0.45	
	陕西	0.53	0.67	0.57	0.50	
	甘肃	0.55	0.32	0.56	0.41	
	青海	0.52	0.39	0.58	0.44	
	宁夏	0.58	0.58	0.35	0.46	
东北	新疆	0.40	0.46	0.61	0.47	0.43
	辽宁	0.46	0.37	0.39	0.40	
	吉林	0.55	0.36	0.63	0.43	
	黑龙江	0.40	0.40	0.30	0.47	

期内生态环境质量水平综合得分在0.35附近小幅度波动,说明解决生态脆弱问题、化解生态安全风险成为高质量发展的迫切需要。其次,各省份生态环境发展状况参差不齐(见图5)。其中,北京、内蒙古、黑龙江、湖北、四川、贵州、陕西、青海保持稳定发展,主要原因在于这些省份积极贯彻新发展理念、坚持推动形成绿色发展方式和生活方式;上海呈现转好趋势,其生态环境质量不断改善,生态环境保护能力显著增强,因此生态环境质量得分优于其他省份;天津、河北、吉林呈现出先降低后增加的发展趋势,说明这些省份由于工业化和城市化的飞快发展,生态系统受到了不同程度破坏,但随着经济发展水平与人民生活质

量的上升,生态环境质量得分也显著提高;山西、安徽则呈现出先增加后降低的发展趋势;其余省份在不同程度上呈现出了W型、倒W型、N型、倒N型的波动趋势,表明生态环境发展较不稳定。

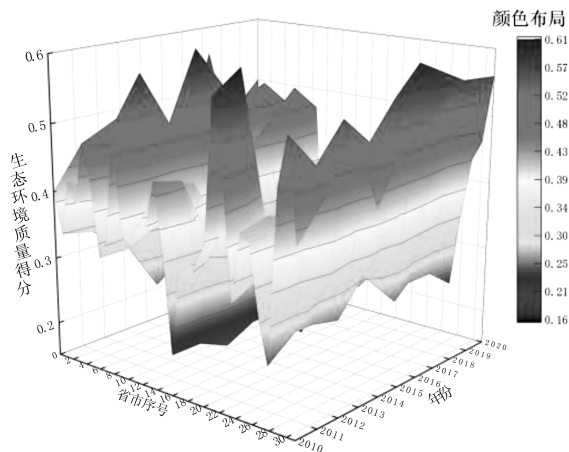


图5 各省份生态环境质量的变动情况

五、基于三支决策模型的生态效率差异性研究

(一)初始分类

关于省份类型的划分依据有很多,学者通常按照行政区域简单划分为东、中、西部,或者根据自身研究需要选择某些特征进行划分。传统的特征指标分类具有一定局限,决策只有两种结果:属于这一类与不属于这一类,这样的分类往往需要其他指标信息进行辅助分析。当指标信息不足以立即给对象分类时,接受或拒绝决策所带来的代价风险过高。基于邻域概念的三支决策分类模型在信息不足时,选择将该对象划分到边界域中,等信息增加后再对其进行分类。与二元评价决策模型相比,评价结果更加合理,评价准确率更高,误判损失更低。

基于上述思想,利用生态效率值对省份进行初始分类。根据上文的超效率模型可知,生态效率值大于1,说明该省份为处于生产前沿面的决策单元;生态效率值小于1,说明该省份与前沿面之间还有一定距离。因此,按照生态效率值,将省份初步划分为高效率与低效率,并以分类结果作为三支决策的决策属性,初始分类结果见表6。

表6 初始分类结果

类型	包含对象	个数
高效率	北京、天津、内蒙古、上海、福建	5
低效率	河北、山西、辽宁、吉林、黑龙江、江苏、浙江、安徽、江西、山东、河南、湖北、湖南、广东、广西、海南、重庆、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆	25

(二)分类代价表与阈值

基于邻域的三支决策需要事先设定决策代价表,进而计算得到阈值对。以风险损失总和最小为约束条件,从而使模型达到更好的分类性能。根据三支决策的思想,可以采取相应的三种决策动作:对于高效率省份而言,接受则判断为高效率省份,拒绝则判断为低效率省份,延迟则表示已有指标不足以进行准确无误地判断,同理对低效率省份进行判断。当省份真正属于高效率时,将其划分到正域所付出的代价为0,反之,当省份真正属于低效率时,将其划分到正域所付出的代价为0,即 $\lambda_{PP}=\lambda_{NN}=0$,再根据约束条件与实际情况,得到几组决策代价值。相关文献^[16]中提到了三种常用的阈值取值组合,分别为(0.0,0.5)、(0.3,0.8)和(0.5,1.0)。其中,(0.0,0.5)和(0.5,1.0)对于风险的预测过于积极或消极,而(0.3,0.8)是较为中性的预测方式,符合人们日常生活中的决策习惯。因此,本文的阈值取值向第二种组合靠拢,即 $\alpha=0.89, \beta=0.25$ 。决策代价表见表6。

表7 决策代价(2)

决策动作	属于决策类	不属于决策类
a_P	$\lambda_{PP}=0.0$	$\lambda_{PN}=0.9$
a_N	$\lambda_{NP}=0.4$	$\lambda_{NN}=0.0$
a_B	$\lambda_{BP}=0.1$	$\lambda_{BN}=0.1$

(三)邻域粒子与条件概率

计算邻域粒子之前,需要先确定邻域参数中权重的取值。若邻域参数过小,则对近似要求更苛刻,邻域类中元素极少甚至只有本身,反之邻域参数过大,会使不相似对象归为同一邻域类,不能准确反映数据的区分信息。令权重的取值范围为(0.0,1.0),步长为0.01,根据风险损失总和最小的原则,计算权重在(0.0,1.0)时,对应的风险损失,最终得到有效的权重范围(0.25,1.00),并确定权重为 $\omega=0.25$ (见图6)。

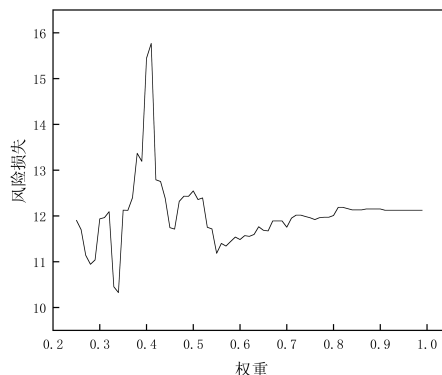


图6 权重在(0.25,1.00)时对应的风险损失

得到邻域参数后,寻找各省份的邻域粒子。根据三支决策步骤,需要条件属性对初始分类进行辅助分类,并增加因信息不足暂时无法进行分类的边界域。因此,引入以时间和空间两个维度计算得到的生态环境质量综合得分作为三支决策的条件属性,旨在探索生态环境质量视角下生态效率的发展规律。根据条件属性计算各省份之间的欧式距离,得到距离矩阵。接下来将邻域参数作为临界值,如果距离低于临界值,则取值为1,表示该省份可以作为该列省份的邻域粒子,反之,如果距离高于临界值,则取值为0,表明两者没有相关性。由此,得到空间关系矩阵和邻域粒子。在此基础上,计算各省份属于各决策类的条件概率,结果见表8。

表8 条件概率表

D	P	Value	D	P	Value	D	P	Value
D_1	$P(D_1 \delta(x_1))$	0.25	D_2	$P(D_2 \delta(x_{10}))$	0.90	D_2	$P(D_2 \delta(x_{21}))$	0.86
	$P(D_1 \delta(x_2))$	0.06		$P(D_2 \delta(x_{11}))$	0.92		$P(D_2 \delta(x_{22}))$	0.90
	$P(D_1 \delta(x_5))$	0.25		$P(D_2 \delta(x_{12}))$	0.90		$P(D_2 \delta(x_{23}))$	0.88
	$P(D_1 \delta(x_9))$	0.50		$P(D_2 \delta(x_{14}))$	1.00		$P(D_2 \delta(x_{24}))$	0.87
	$P(D_1 \delta(x_{13}))$	0.06		$P(D_2 \delta(x_{15}))$	0.89		$P(D_2 \delta(x_{25}))$	0.91
D_2	$P(D_2 \delta(x_3))$	0.90		$P(D_2 \delta(x_{16}))$	0.67		$P(D_2 \delta(x_{26}))$	0.80
	$P(D_2 \delta(x_4))$	0.88		$P(D_2 \delta(x_{17}))$	0.88		$P(D_2 \delta(x_{27}))$	0.88
	$P(D_2 \delta(x_6))$	1.00		$P(D_2 \delta(x_{18}))$	0.89		$P(D_2 \delta(x_{28}))$	0.80
	$P(D_2 \delta(x_7))$	0.89		$P(D_2 \delta(x_{19}))$	0.88		$P(D_2 \delta(x_{29}))$	0.25
	$P(D_2 \delta(x_8))$	0.95		$P(D_2 \delta(x_{20}))$	0.90		$P(D_2 \delta(x_{30}))$	0.25

(四)分类结果

基于邻域的三支决策分类器,将中国30个省份分为六类,具体分类结果见表9。其中,正域中的省份保持初始分类不变;边界域中的省份则是从初始分类中分离出来,以便进一步观察;负域中的省份分类表示结果与初始分类相反。

表9 三支决策分类结果

类型	正域	边界域	负域
高效率	—	上海	北京、天津、内蒙古、福建
低效率	河北、辽宁、黑龙江、江苏、浙江、安徽、江西、山东、广西、重庆、云南	吉林、河南、湖北、湖南、广东、海南、四川、贵州、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆	山西

类型Ⅰ(高效率高质量):无。此类省份属于DEA有效和生态系统先进的双高阶段,即在观测期间既表现出高效的生态效率,又拥有优异的生态环境,整体达到领先水平,现阶段尚未有省份分入此类。

类型Ⅱ(高效率但需要改善质量):包括上海。上海是国家中心城市,存在大量劳动力与资本涌入现象,拥有领先其他省份的科技创新能力和雄厚的经济实力,其生态效率始终处于DEA最优前沿面。然而,其生态环境质量发展略微逊色。对此,相关部门需重视环境保护,使生态环境与生态效率朝着相互促进的方向协调发展。

类型Ⅲ(高效率低质量):包括北京、天津、内蒙古、福建。该类省份的显著特点是在生态治理方面表现突出,即以绿色发展为主导的经济增长模式对提高生态效率具有显著影响。然而,生态环境现状相较于效率水平始终处于低水平,主要源于该类省份的环境要素支撑保障受自然因素的影响,需要借助人为手段提升生态环境保护水平。

类型Ⅳ(低效率高质量):包括河北、辽宁、黑龙江、江苏、浙江、安徽、江西、山东、广西、重庆、云南。其拥有优异的生态环境和充足的自然资源,但在生态环境治理方面表现不佳。在以发展质量为核心的形势下,要想实现生态高效发展,推动绿色发展和资源的合理利用是关键。因此这些省份需要尤为重视生态效率的提升,可以通过增加要素投入的方式促进经济增长,减少污染物排放,优化资源配置,从而达到DEA最优前沿面。

类型Ⅴ(低效率需要改善质量):包括吉林、河南、湖北、湖南、广东、海南、四川、贵州、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆。这类省份的生态效率不仅处于DEA无效,生态环境发展也略显落后。此类省份需要重视生态环境保护和治理,大力发展绿色经济,提升绿色发展效率,朝着高效率高质量的方向前进。

类型Ⅵ(低效率低质量):包括山西。此类省份属于DEA无效和生态系统落后的双低阶段。山西有着丰富的煤、铁、铜、铝等矿产资源,形成了以煤炭、冶金、机械、化工等重工业为主体的产业结构,一直以来的高碳能源结构和高碳产业结构推动了山西经济的发展,同时也对山西的生态环境造成了破坏。生态环境低质量带来低效率,近年山西一直面临着经济转型难度大、污染严重等问题,且在短期内难以得到明显改善。对此,山西需加快产业结构调整,以缓解产业结构不优、对资源依赖性高的境况。

六、结论与建议

(一) 研究结论

第一, 2011—2020 年中国生态效率综合水平在 0.77 附近波动, 即达到了 DEA 最优前沿面的 77%。各省份的生态效率存在显著差异, 5 个省份处于有效生产前沿面上, 其余省份表现为 DEA 无效。Malmquist 生态效率指数整体呈现 W 型波动趋势, 稳定性较弱。技术进步产生的积极影响大于技术效率并拉动了生态效率指数提升, 说明提高生态效率的重要因素是促进技术进步, 技术效率水平需进一步提高。

第二, 不同年份各省份的生态环境质量存在明显的分界: 2011 年生态环境质量处于中高水平以上的省份占总数的 33%, 落后地区主要集中在西部和东北地区; 2015 年仅有江苏和陕西达到高水平; 2020 年大部分省份步入生态环境发展中高水平行列, 西部省份也保持正常水平的发展。时间维度的分析结果表明各省份的生态环境质量水平仍需提升, 测度期内综合得分值在 0.35 附近小幅度波动, 各省份环境发展状况参差不齐。

第三, 从三支决策模型的分类结果看, 没有省份被划入类型 I; 类型 II 包括上海, 其生态效率始终处于 DEA 最优前沿面, 而生态环境质量发展略微逊色; 类型 III 包括北京、天津、内蒙古、福建, 该类省份的显著特点是在生态治理方面表现突出, 而生态环境现状相较于效率水平始终处于低水平; 类型 IV 包括河北、辽宁、黑龙江、江苏、浙江、安徽、江西、山东、广西、重庆、云南, 此类省份拥有优异的生态环境和充足的自然资源, 但生态效率方面表现欠佳; 类型 V 包括吉林、河南、湖北、湖南、广东、海南、四川、贵州、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆, 此类省份的生态效率不仅处于 DEA 无效, 生态环境发展略显落后; 类型 VI 包括山西, 此类省份属于 DEA 无效和生态系统落后的双低阶段, 亟须进行产业结构调整, 改善生态环境。

(二) 政策建议

第一, 合理配置资源, 改善生态环境。投入方面, 鉴于资源消耗过度情况, 需要进一步提高资源利用率, 减少要素投入; 期望产出方面仍有较大提升空间, 应该充分发挥科技创新的引领作用, 促进经济发展; 此外, 非期望的过度产出意味着应注重污染物处理水平的提升和处理设施的投入, 以改善生态环境。相关部门还可以针对“高投入、低产出、高污染”的企业采取相应的考核制与淘汰制; 加强环保宣传力度, 营造良好的社会

氛围; 注重创新型人才的培养和高水平人才的引进, 促进高新技术的引进和推广。

第二, 制定联合联动管理机制, 加强区域间合作。空间差异一直是生态效率水平存在差异的主要原因。因此, 不仅要注重全国整体生态水平的提升, 还要注意缩小区域间差距, 加强地区间的合作与交流, 相互借鉴, 从而全面改善生态环境。例如, 高生态效率区可以利用完善的政策制度和先进的科技水平等带动低生态效率区, 而低生态效率区应借鉴高生态效率区的经济发展路径和生态环境管理措施, 并结合自身实际情况, 平衡好生态环境保护与经济增长。

第三, 针对不同类型的省份实施针对性的政策。对于上海、北京、天津等高生态效率省份, 应继续保持高效发展, 并发挥区域引领作用, 促进内外联动, 以开放的姿态助力全国高质量发展; 对于河北、辽宁等低效率高质量的省份, 应优化资源配置, 推动绿色技术创新, 强化生态治理与政策监管, 提升生态效率; 对于吉林等低效率需要改善的省份, 建议加强生态保护与治理, 推动生态与经济协同发展, 朝高效率高质量方向迈进; 对于山西这类低效率低质量省份, 能源、重工业是其发展的核心, 但需要充分发挥自身优势, 注重绿色发展, 做好经济绿色转型。◆

参考文献:

- [1] SCHALTEGGER S, STURM A. Ökologische rationalität[J]. Die unternehmung, 1990, 44(4): 273-290.
- [2] STIGSON B. Eco-efficiency: creating more value with less impact[R]. North Yorkshire, UK: WBCSD, 2000.
- [3] OECD. Eco-efficiency[M]. Paris: OECD Publishing, 1998.
- [4] 吕彬, 杨建新. 生态效率方法研究进展与应用[J]. 生态学报, 2006(11): 3898-3906.
- [5] 胡彪, 张旭东, 程达, 等. 京津冀地区城市化效率与生态效率时空耦合关系研究[J]. 干旱区资源与环境, 2017, 31(8): 56-62.
- [6] 陈立泰, 李金林, 叶长华, 等. 长江经济带城市群产业结构变迁对生态效率的影响研究: 2006-2014[J]. 数理统计与管理, 2020, 39(2): 206-222.
- [7] 张立新, 闫振好. 高技术产业技术创新与生态效率协同度研究: 以山东省为例[J]. 大连理工大学学报(社会科学版), 2019, 40(5): 36-43.
- [8] 杨明洪, 刘昕禹, 吴晓婷. 中国人口结构对生态效率的影响研究[J]. 当代经济管理, 2022, 44(2): 58-67.
- [9] TONE K, TSUTSUI M. An epsilon-based measure of efficiency in DEA: a third pole of technical efficiency[J]. European journal of operational research, 2010, 207(3): 1554-1563.
- [10] 樊鹏飞, 冯淑怡, 苏敏, 等. 基于非期望产出的不同职能城

- 市土地利用效率分异及驱动因素探究[J].资源科学,2018,40(5):946-957.
- [11]王景波,刘忠诚,张佳.基于改进非期望SBM模型的工业能源效率测度研究:以山东省17地市面板数据为例[J].华东经济管理,2017,31(7):25-30.
- [12]徐辉,师诺,武玲玲,等.黄河流域高质量发展水平测度及其时空演变[J].资源科学,2020,42(1):115-126.
- [13]YAO Y Y. Three-way decisions with probabilistic rough sets[J]. Information Sciences,2010,180(3):341-353.
- [14]王光琼.不完备混合型数据的决策粗糙集与三支决策分类算法[J].计算机应用与软件,2020,37(11):246-254.
- [15]贾修一,李伟津,商琳,等.一种自适应三支决策中决策阈值的算法[J].电子学报,2011,39(11):2520-2525.
- [16]RONALD R. YAGER.Generalized owa aggregation operators [J]. Fuzzy optimization and decision making,2004(3):93-107.

Spatio-Temporal Differentiation of Eco-Efficiency Based on a Three-Way Decision Model

Zhou Xiaoxiang, Zhang Xiaoqin, Xue Luyao, Wang Jinhai

Abstract: Balancing economic, social, and ecological development while harmonizing efficiency and quality is crucial for sustainable progress. Based on this premise, this study constructs a comprehensive evaluation index system for eco-efficiency and ecological environment quality. Using the undesirable-output super-efficiency EBM model and a multi-level entropy weight method, we measure the eco-efficiency and ecological environment quality of 30 Chinese provinces (excluding Tibet, Hong Kong, Macao, and Taiwan) from 2011 to 2020. A neighborhood-based three-way decision model is then applied to analyze inter-provincial disparities. The findings reveal that: (1) China's comprehensive eco-efficiency level reached 77% of the DEA optimal frontier during 2011-2020, indicating significant room for improvement under current resource inputs, with notable variations across provinces; (2) The composite score of China's ecological environment quality fluctuated slightly around 0.35 during the same period, with clear demarcations observed among provinces; (3) Based on the three-way decision model's differentiation analysis, the 30 provinces are categorized into five distinct types, highlighting issues of imbalanced and insufficient development.

Key words: eco-efficiency; ecological environment quality; data envelopment analysis (DEA); multi-level entropy weight method; three-way decision model

(责任编辑:沐晨)

河南城乡融合发展：水平测度、分布动态与演进趋势

乔宇锋

(河南省社会科学院 农村发展研究所,河南 郑州 451464)

摘要:构建城乡融合发展新格局是实现乡村振兴和高质量发展的重要内容。基于2014—2023年河南省18个省辖市(示范区)的面板数据,采用熵权法测度城乡融合发展水平,并运用Dagum基尼系数、核密度估计、空间自相关分析及Markov链,系统考察了河南城乡融合发展的时空动态演进特征与机制。结果表明:全省城乡融合发展水平稳步提高,区域总体差异呈缩小趋势,区域内部差异是造成不均衡的主要原因;全省空间分异明显,呈“北高南低、中强东弱”格局,且存在显著的正向空间自相关,但效应趋于减弱;全省城乡融合发展的动态演变具有路径依赖和空间溢出效应,状态转移具有锁定效应,低水平跃迁需经中水平,空间邻近效应明显,高水平邻居产生正向溢出,助推向上转移,低水平邻居产生负向溢出,加剧低水平锁定。建议实施区域差异化协调发展战略,重点关注豫北、豫中内部均衡,着力突破豫南、豫东“空间贫困陷阱”,提升郑州核心城市辐射能级,利用空间关联性促进全省城乡融合均衡发展。

关键词:城乡融合;区域差异;河南;Markov链

中图分类号:F127

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2025)04-0035-11

DOI:10.13999/j.cnki.tjllsj.2025.04.004

一、引言

党的二十届三中全会明确提出“城乡融合发展是中国式现代化的必然要求”。河南是全国经济大省和人口大省,经济总量稳居全国前列,但城镇化率较全国低7.8个百分点,居民人均可支配收入较全国低9762元,城乡融合发展存在较大差距。

中央经济工作会议明确城乡融合发展是2025年要抓好的重点工作,并指明了城乡融合发展对统筹推进新型城镇化和乡村全面振兴的双重功能。城乡融合发展能够促进土地、资金、劳动力等生产要素在城乡之间的双向流动和优化组合,释放更大的市场规模和促进充分竞争(文丰安,2025)^[1],从而提高整体经济效率。河南的城乡融合发展水平到底如何,地区之间存在何种差异,未来将会呈现何种发展趋势?全面回答这些问题有利于更加清楚地认识城乡融合发展格

局,更加细致地理清各地区之间的水平差异,进而对症下药施策,对实现高质量发展具有重要意义。

随着政策的不断推进和学术研究的深入,城乡融合发展水平的测度、区域差异及动态演进成为关注的热点。城乡融合的理论基础可以追溯到马克思的城乡关系理论,强调城市与乡村的对立性可以被消灭,社会经济发展必须依赖于城市与乡村的深度融合(尹君锋等,2023)^[2]。随着城乡融合的理论内涵不断深化,学者们通过多种视角来理解这一过程。杨婕等(2025)^[3]认为城乡融合是通过城乡生产要素的自由流动,实现三产合理分工和城乡经济协调发展的过程。党的十九大报告首次明确提出“城乡融合”概念,标志着中国城乡关系进入融合发展的新阶段(陆进锋等,2023)^[4]。城乡融合发展水平的测度是研究城乡关系的重要基础,学者们构建了多种测度指标体系。周佳宁等

基金项目:河南省软科学项目“河南城乡融合发展空间分异及演化趋势研究”(252400410722)。

作者简介:乔宇锋,男,博士,副研究员,研究方向为农村经济。

(2019)^[5]通过主成分分析法对1999—2016年中国30个省份的城乡融合发展水平进行了测度。郑瑜晗和龙花楼(2023)^[6]基于人口融合、社会融合、经济融合、空间融合和生态融合五个维度构建了城乡融合发展的测度指标体系。王青和曾伏(2023)^[7]构建了包括城乡经济融合、社会融合和空间融合等六个维度的评价指标体系。这些研究为城乡融合发展水平的测度提供了多样化的理论框架和方法工具。

二、研究设计

(一)测度指标体系构建

城乡融合是一个深层次、全方位、多领域的概念,具有多方面特征(魏后凯,2020)^[8]。构建城乡融合发展测度指标体系,需要将城乡融合发展置于高质量发展的时代背景之下(刘荣增等,2020)^[9],统筹考虑新型

城镇化和乡村振兴战略,基于“以人为本”理念对经济发展和社会治理进行全面考量(吕宛青和肖钊富,2024)^[10]。城乡融合发展是一个动态的变化过程,根据城乡融合发展的演进逻辑和共性特征(贾晋和高远卓,2024)^[11],兼顾数据权威性及可得性,参考张学良等(2023)^[12]、张子珍和邢赵婷(2023)^[13]对城乡融合发展水平的指标分类思路,结合河南城乡融合发展水平相对较低、不同地区差异较大的实际情况,从经济发展、人民生活、社会发展三个维度,构建河南城乡融合发展水平测度指标体系。测度指标体系如表1所示,共17个指标,其中除城乡居民人均收入比、城乡居民人均消费比、城乡居民恩格尔系数比、城乡居民文教娱乐支出比、城乡居民医疗保障支出比为负向指标之外,其余均为正向指标。

表1 河南城乡融合发展水平测度指标体系

一级指标	二级指标	指标含义
经济发展	农林水财政支出占比(%)	农林水事务一般公共预算支出/一般公共预算支出
	非农产业增加值占比(%)	非农产业增加值/GDP
	亩均农业机械总动力(千瓦)	农业机械总动力/农作物播种面积
	二元对比系数(%)	(第一产业产值/第一产业从业人数)/(第二、三产业产值/第二、三产业从业人数)
	非农就业人口占比(%)	第二、三产业就业人员数/总就业人员数
	城乡人均生产总值(元)	人均GDP
人民生活	城乡居民人均收入比	城镇居民家庭人均可支配收入/农村居民家庭人均可支配收入
	城乡居民人均消费比	城镇居民家庭人均消费支出/农村居民家庭人均消费支出
	城乡居民家庭恩格尔系数比	城镇居民家庭恩格尔系数/农村居民家庭恩格尔系数
	城乡居民文教娱乐支出比	城镇居民教育及文化娱乐消费支出/农村居民教育及文化娱乐消费支出
	城乡居民医疗保障支出比	城镇居民医疗、保健及服务消费支出/农村居民医疗、保健及服务消费支出
	私人车辆人均拥有量(辆/人)	私人车辆拥有量/常住人口
社会发展	常住人口城镇化率(%)	城镇常住人口数/常住人口
	节能环保财政支出占比(%)	节能环保一般公共预算支出/一般公共预算支出
	城乡社区事务财政支出占比(%)	城乡社区事务一般公共预算支出/一般公共预算支出
	农村每万人医生和卫生人员数(人)	乡村医生和卫生员数/农村常住人口(万人)
	农村每万人医疗卫生机构床位(张)	农村医疗卫生机构床位/农村常住人口(万人)

(二)研究方法

1.熵权法

采用熵权法对河南省18个省辖市(示范区)的城乡融合发展水平进行测度,由于各指标的量纲和数量级不同,首先需要对数据进行标准化处理,然后计算各个地区不同指标的熵值和差异系数,最后根据不同指标的熵值来确定该指标的权重,计算出各地区城乡融合发展水平。

2.Dagum基尼系数

Dagum基尼系数对于多个区域的比较分析具有良

好的适用性,可以清晰地展示不同区域之间的差异关系以及各区域内部的差异状况,其计算公式为:

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

其中: k 为划分区域的个数, n 是城市的数量, i 、 h 是区域 k 的内集, y_{ji} 、 y_{hr} 分别表示第 j 个区域中 i 个城市、第 h 个区域中 r 个城市的城乡融合发展水平测度值, $\bar{y}$ 为总均值。

区域内基尼系数 G_j 的计算公式为:

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

其中: n_j 是第 j 个区域内的城市数, $\bar{y}_j$ 是第 j 个区域的测度均值。

区域间基尼系数 G_{jh} 的计算公式为:

$$G_{jh} = \frac{\sum_{i=1}^{n_j} \sum_{r=1}^{n_h} |y_{ji} - y_{hr}|}{n_j n_h (\bar{y}_j + \bar{y}_h)} \quad (3)$$

Dagum 总体基尼系数可以分解为三个部分: $G = G_w + G_{nb} + G_t$ 。

超变密度贡献 G_t 的计算公式为:

$$G_t = \sum_{j=2}^k \sum_{h=2}^{j-1} G_{jh} (p_j s_h + p_h s_j) (1 - D_{jh}) \quad (4)$$

区域内差距贡献 G_w 的计算公式为:

$$G_w = \sum_{j=1}^k G_{jj} p_j s_j \quad (5)$$

其中: $p_j = \frac{n_j}{n}$ 表示第 j 个区域的测度占比, $s_j = \frac{\sum_{i=1}^{n_j} y_{ji}}{n \bar{y}}$ 表示第 j 个区域的权重。

区域间净值差距贡献 G_{nb} 的计算公式为:

$$G_{nb} = \sum_{j=2}^k \sum_{h=1}^{j-1} G_{jh} (p_j s_h + p_h s_j) D_{jh} \quad (6)$$

其中:

$$D_{jh} = \frac{\int_0^\infty dF_j(y) \int_0^y (y-x) dF_h(x)}{\int_0^\infty dF_j(y) \int_0^y (y-x) dF_h(x) + \int_0^\infty dF_h(y) \int_0^y (y-x) dF_j(x)}, F_j$$

是第 j 个区域的累积密度分布函数。

3. Kernel 核密度估计

Kernel 核密度估计无须预设数据的具体分布形式,能够在不受模型设定限制下反映数据的局部波动和全局特征,用其对城乡融合发展水平数据进行处理,不仅能使平滑曲线在保留原始数据局部特征的同时揭示整体发展态势,而且有利于捕捉动态过程中潜在的转折点和结构性变化。Kernel 核密度估计的公式如下:

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

其中: $\hat{f}(x)$ 是在点 x 处的密度估计值; n 是指标总数; h 是带宽,控制核函数的平滑程度,本文采用 Silverman 规则, $h = 1.06 \sigma n^{-1/5}$,其中 σ 是样本标准差; $K(\cdot)$ 是核函数,本文选择高斯核函数 $K(u) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}u^2}$; X_i 是样本数据点。

4. Moran's I 指数

Moran's I 指数是一种用于衡量空间自相关性的统计量,可分析各城市在空间上的分布是否具有相关性。

全局 Moran's I 指数的公式为:

$$I = \frac{n \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \quad (8)$$

其中: n 为城市个数; x_i 和 x_j 分别表示第 i 个和第 j 个城市的城乡融合发展水平测度值; $\bar{x}$ 为均值,即 $\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$; w_{ij} 为空间权重矩阵的元素,表示第 i 个与第 j 个城市间的空间关系权重。

局域 Moran's I 指数的公式为:

$$I_i = \frac{x_i - \bar{x}}{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_j - \bar{x}) \quad (9)$$

各参数意义与全局 Moran's I 指数类似。局域 Moran's I 指数能够识别局部空间集聚的热点(高-高集聚)和冷点(低-低集聚)区域。

5. Markov 链

Markov 链用于描述具有马尔可夫性质的随机过程,通过构建转移矩阵可计算城乡融合发展水平在不同状态之间的转移概率,并进一步分析其稳态分布。转移概率矩阵形式如下:

$$P = \begin{bmatrix} P_{11} & P_{12} & \cdots & P_{1n} \\ P_{21} & P_{22} & \cdots & P_{2n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ P_{n1} & P_{n2} & \cdots & P_{nn} \end{bmatrix} \quad (10)$$

其中: P_{ij} 表示在一个时间步长内从状态 i 转移到状态 j 的概率。 k 步转移概率矩阵 $P(k)$ 表示城乡融合经过 k 个时间步长后从一个发展状态转移到另一个发展状态的概率矩阵,可通过转移概率矩阵 P 的 k 次幂得到,即 $P(k) = P^k$, $P_{ij}(k)$ 表示从状态 i 经过 k 步转移到状态 j 的概率。

(三) 数据来源

时间跨度为2014—2023年,数据主要来源于《河南统计年鉴》、《中国农村统计年鉴》、河南省统计局网站、各省辖市(示范区)统计年鉴以及国民经济和社会发展统计公报。对于部分缺失的数据,采用三次样条插值法进行补齐。

三、城乡融合发展水平及聚类分析

(一) 城乡融合发展水平

2014—2023年河南各省辖市(示范区)的城乡融合发展水平测度结果如表2所示。整体来看,河南城乡融合发展水平呈现波动上升趋势,2020年和2023年是多数省辖市(示范区)发展的转折点,多数省辖市(示范区)在此期间有明显提升。就各省辖市(示范区)的发展情况来看,排名前三的从高到低依次为郑州(0.74)、济源(0.61)、鹤壁(0.54),发展提升较快的有濮阳(38.5%)、漯河(42.2%)、平顶山(52.9%)。郑州作为

表2 2014—2023年各省辖市(示范区)城乡融合发展水平

省辖市(示范区)	2014年	2015年	2016年	2017年	2018年	2019年	2020年	2021年	2022年	2023年	均值
郑州	0.75	0.73	0.73	0.74	0.77	0.69	0.77	0.78	0.73	0.71	0.74
开封	0.28	0.29	0.25	0.24	0.32	0.28	0.29	0.27	0.27	0.28	0.28
洛阳	0.34	0.31	0.33	0.33	0.36	0.41	0.46	0.40	0.38	0.40	0.37
平顶山	0.23	0.24	0.23	0.21	0.23	0.31	0.32	0.29	0.31	0.35	0.27
安阳	0.34	0.37	0.35	0.33	0.35	0.35	0.37	0.39	0.39	0.40	0.36
鹤壁	0.48	0.58	0.58	0.58	0.58	0.50	0.55	0.49	0.49	0.58	0.54
新乡	0.42	0.40	0.37	0.35	0.39	0.40	0.44	0.39	0.35	0.41	0.39
焦作	0.47	0.46	0.42	0.42	0.46	0.46	0.55	0.51	0.42	0.47	0.46
濮阳	0.28	0.30	0.31	0.29	0.33	0.47	0.40	0.41	0.37	0.39	0.35
许昌	0.38	0.33	0.36	0.34	0.41	0.38	0.44	0.42	0.41	0.49	0.39
漯河	0.29	0.24	0.23	0.25	0.27	0.31	0.40	0.42	0.41	0.41	0.32
三门峡	0.41	0.37	0.33	0.31	0.33	0.32	0.36	0.34	0.32	0.41	0.35
南阳	0.20	0.20	0.21	0.18	0.23	0.21	0.29	0.29	0.28	0.30	0.24
商丘	0.22	0.25	0.26	0.24	0.27	0.28	0.26	0.25	0.20	0.25	0.25
信阳	0.26	0.31	0.26	0.26	0.30	0.30	0.30	0.29	0.29	0.34	0.29
周口	0.19	0.18	0.17	0.16	0.23	0.25	0.21	0.22	0.21	0.32	0.21
驻马店	0.23	0.24	0.24	0.27	0.25	0.26	0.24	0.22	0.23	0.29	0.25
济源	0.61	0.54	0.50	0.48	0.56	0.57	0.75	0.74	0.64	0.70	0.61
全省	0.35	0.35	0.34	0.33	0.37	0.38	0.41	0.39	0.37	0.42	0.37

第一梯队独领风骚,济源、鹤壁、焦作作为第二梯队紧随其后,其他省辖市为第三梯队,特别是全省有11个省辖市的得分低于平均值(0.37),表现出明显的“核心-边缘”结构特征。

将全省划分为豫东、豫西、豫南、豫北、豫中共5个区域:豫东包含开封、商丘、周口,豫西包含洛阳、三门峡,豫南包含南阳、驻马店、信阳,豫北包含安阳、鹤壁、焦作、新乡、濮阳、济源,豫中包含郑州、许昌、平顶山、漯河。从区域发展水平来看,全省呈“哑铃型”结构,豫北发展最好,平均得分为0.44,然后依次是豫中(0.43)、豫西(0.36)、豫南(0.26)、豫东(0.25),豫北、豫中的发展水平基本相当,豫南和豫东的发展水平接近。豫北、豫中是内部发展差异最大的区域,济源(0.61)与安阳(0.36)差距达0.25,郑州(0.74)与平顶山(0.27)差距达0.47,高水平地区的虹吸效应大于溢出效应。

(二)城乡融合发展水平聚类分析

根据2014—2023年全省城乡融合发展水平,使用Python软件进行聚类分析,结果如表3所示。将全省划分为高水平地区、中等水平地区、低水平地区,从分析结果可以看到,全省有8个省辖市得分低于0.35,位

于低水平地区;在得分处于0.35—0.50之间的中等水平地区,有7个省辖市。在空间分布特征上,全省城乡融合发展呈现明显的“北强南弱”“中心强、边缘弱”的空间格局,豫北、豫中城乡融合发展水平明显高于豫东、豫南,省会郑州及周边地区发展水平较高,形成了以郑州为中心的发展核心区。在发展类型特征上,高水平地区多为工业基础较好、城镇化水平较高的城市,低水平地区多为农业大市,城乡二元结构较为明显。从时序聚类上来看,郑州、济源、鹤壁为持续领先型,10年间始终保持在前列;漯河、平顶山为稳步提升型,从低水平逐步提升,尤其是2019年后有明显改善;濮阳、许昌、新乡为波动发展型,发展水平有较大波动,排名起伏明显。

表3 各省辖市(示范区)城乡融合发展水平的聚类分析结果

城乡融合发展水平	省辖市(示范区)
高水平地区(3个)	郑州、济源、鹤壁
中等水平地区(7个)	焦作、许昌、新乡、洛阳 安阳、濮阳、三门峡
低水平地区(8个)	漯河、信阳、开封、平顶山 商丘、驻马店、南阳、周口

四、城乡融合发展水平的区域差异分析

(一)城乡融合发展水平总体差异

Dagum 基尼系数及其分解的计算结果如表 4 所示。2014—2023 年全省基尼系数总体呈现下降趋势,10 年间共下降了 27.62%,表明各省辖市(示范区)之间的城乡融合发展水平差异总体上在缩小,区

域协调发展取得了一定成效。基尼系数的变化可分为三个阶段:第一阶段(2014—2016 年)基尼系数小幅下降;第二阶段(2016—2017 年)基尼系数反弹上升,达到 0.05607,为 10 年间最高点;第三阶段(2017—2023 年)基尼系数呈下降趋势,尤其是 2019 年降幅明显。

表 4 2014—2023 年河南城乡融合水平的总体基尼系数及分解结果

年份	Dagum 基尼系数	组内差距	组间差距	超变密度	组内差距 贡献率(%)	组间差距 贡献率(%)	超变密度 贡献率(%)
2014	0.05481	0.03622	0.01520	0.00340	66.07	27.72	6.20
2015	0.05457	0.03596	0.01653	0.00207	65.91	30.30	3.80
2016	0.05317	0.03439	0.01673	0.00205	64.67	31.47	3.86
2017	0.05607	0.03713	0.01559	0.00335	66.22	27.80	5.98
2018	0.05194	0.03439	0.01483	0.00271	66.22	28.56	5.22
2019	0.03950	0.02420	0.01417	0.00112	61.28	35.88	2.85
2020	0.04847	0.03188	0.01373	0.00285	65.78	28.34	5.88
2021	0.04774	0.03086	0.01210	0.00478	64.64	25.34	10.02
2022	0.04438	0.02873	0.01330	0.00236	64.72	29.96	5.32
2023	0.03967	0.02635	0.00898	0.00435	66.41	22.64	10.95

从关键时间节点来看,2019 年 Dagum 基尼系数下降至 0.03950,成为城乡融合发展的重要转折点,精准扶贫政策对提升低水平地区发展水平有明显的促进作用;组内差距贡献率降至 61.28%,为 10 年间最低;组间差距贡献率升至 35.88%,为 10 年间最高;超变密度贡献率降至 2.85%,为 10 年间最低。2023 年 Dagum 基尼系数为 0.03967,为 10 年间次低值;组内差距贡献率升至 66.41%,为 10 年间最高;组间差距贡献率降至 22.64%,为 10 年间最低;超变密度贡献率升至 10.95%,为 10 年间最高。表明全省城乡融合发展已进入新阶段,区域间差距明显缩小,区域内部差距和交叉不平等成为主要矛盾。

组内差距是导致各地区间差异的主要因素,10 年间贡献率均在 60%以上,2023 年达到最高值 66.41%,表明区域内部发展不平衡是导致总体差异的主要原因。组间差距是第二大影响因素,但其贡献率波动较大,2019 年达到最高值 35.88%,2023 年降至最低值 22.64%,表明区域间发展不平衡是总体差异的次要来源,且其影响程度在减弱。超变密度反映了区域间的交叉不平等程度,贡献率相对较低但波动较大,2023 年达到最高值 10.95%,2019 年为最低值 2.85%,但在 2021 年和 2023 年有明显提高,表明各地区发展水平的交叉重叠现象对总体差异的影响有所增强,区域发展

边界模糊,区域间分层格局有所弱化。

(二)城乡融合发展水平地区内差异

区域内发展差异是影响全省城乡融合整体水平的重要原因,Dagum 基尼系数及其对全省的贡献率如表 5 所示。全省各地区的基尼系数总体呈下降趋势,表明各地区内部发展差距在缩小,呈现出豫北>豫中>豫东≈豫南>豫西的格局。豫北、豫中是全省地区间差异的主要来源,2023 年贡献率达到 93.55%,是全省发展不平衡的核心区域。豫北的基尼系数在整个考察期内始终处于最高水平,基本维持在 0.12 以上,表明豫北内部差异最大且相对稳定,但其对全省差异的贡献率持续上升,2023 年已超过 60%。豫中内部差异次之,但呈下降趋势,2014 年其基尼系数高达 0.25356,远超其他区域,但随后呈现波动下降趋势,2023 年降至 0.15004,降幅达 40.83%,表明豫中内部发展不平衡问题虽然比较突出,但正在逐步改善。

五、城乡融合发展水平的分布动态及演进趋势

(一)基于 Kernel 核密度估计的分布动态

利用 Kernel 核密度估计的动态分布得出全省以及五个区域的城乡融合发展水平核密度分布三维图(如图 1 所示),对城乡融合发展的集中趋势、分散特征及尾部延伸现象进行分析。从集中趋势来看,全省均值、中位数和众数整体呈现波动上升趋势,表明全省城乡

表5 2014—2023年各区域的Dagum基尼系数及其贡献率

区域	2014年	2015年	2016年	2017年	2018年	2019年	2020年	2021年	2022年	2023年
豫东	0.08366	0.10148	0.08734	0.08691	0.07421	0.02952	0.06598	0.04919	0.06109	0.04965
贡献率(%)	4.11	5.36	4.63	4.19	4.42	2.44	3.56	2.74	3.59	3.56
豫西	0.04573	0.04861	0.00549	0.01021	0.02152	0.06314	0.06186	0.04063	0.04768	0.00299
贡献率(%)	1.64	1.61	0.19	0.33	0.72	3.13	2.40	1.53	1.94	0.14
豫南	0.05665	0.09991	0.04959	0.08884	0.06164	0.07906	0.04931	0.05909	0.05258	0.03472
贡献率(%)	2.85	5.49	2.79	4.74	3.54	6.24	2.87	3.60	3.64	2.75
豫北	0.13613	0.12722	0.12283	0.13370	0.12261	0.08329	0.13528	0.12336	0.11788	0.12188
贡献率(%)	51.19	49.10	49.32	49.15	47.83	46.82	58.56	54.71	54.25	60.60
豫中	0.25356	0.25530	0.26383	0.27003	0.26667	0.18075	0.17981	0.19341	0.17036	0.15004
贡献率(%)	40.21	38.43	43.06	41.59	43.50	41.38	32.62	37.42	36.58	32.95

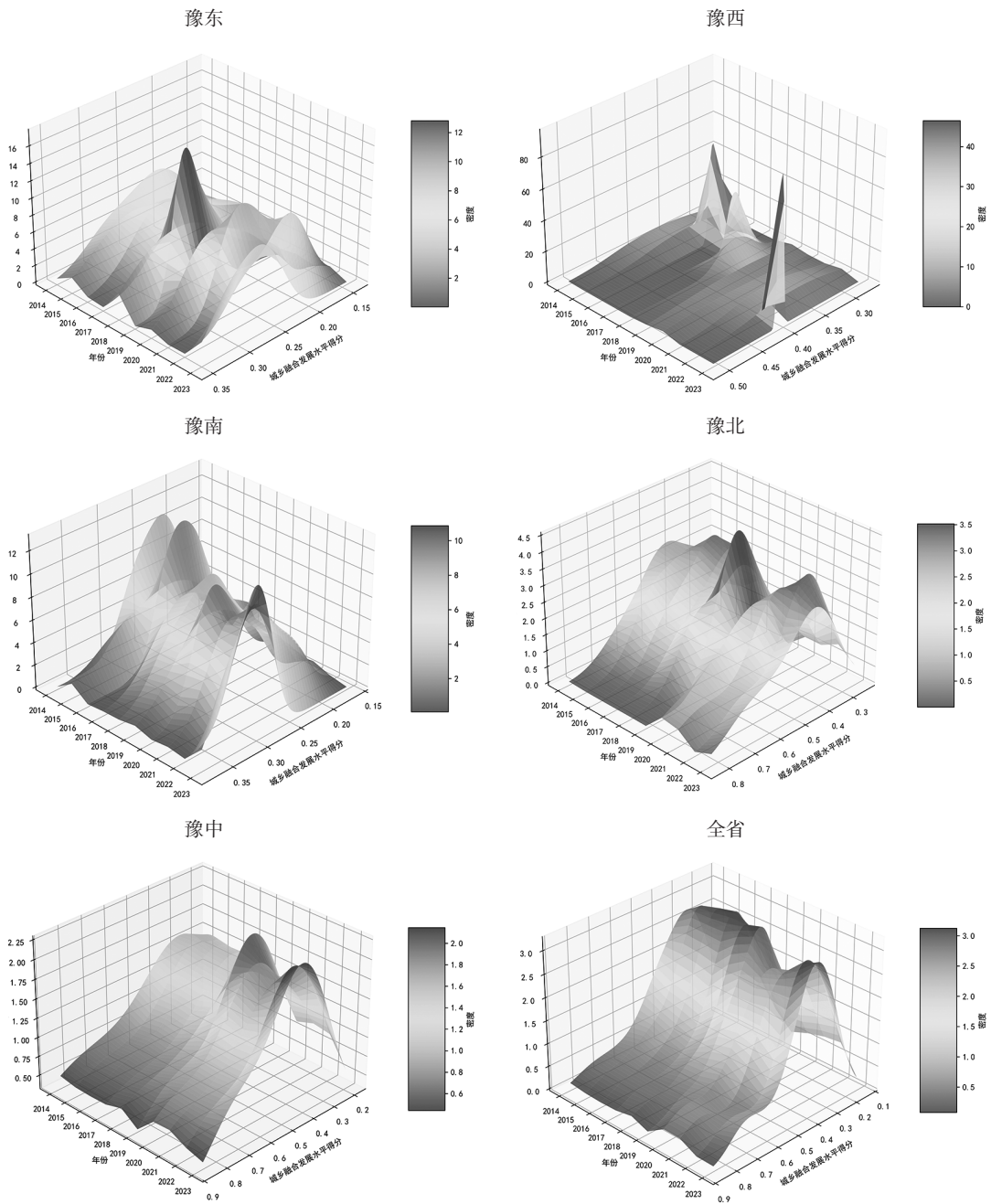


图1 2014—2023河南及各区域城乡融合发展水平的核密度分布三维图

融合发展的整体水平稳步提升,分布中心向右(高值方向)移动。从分散特征来看,绝对差异略有缩小(从0.147降至0.128),而相对差异明显缩小(从0.415降至0.307),表明省内各城市之间的城乡融合发展水平差距,尤其是相对差距,在考察期内有所缩小,区域发展趋于均衡化。从分布形态与延展性来看,偏度始终为正(维持在1.1—1.4之间),表明始终呈现右偏状态,即大部分城市处于中低发展水平,少数城市处于较高水平,且高水平城市带动效应减弱;峰度值多小于3(甚至小于0),表明分布形态相对扁平,峰值不突出,右偏特征持续存在,表明高水平城市与其他城市的差距有所缩小。

(二)基于Moran's I指数的演进趋势

为进一步探讨河南城乡融合发展的空间关联特征及其演化机制,运用多维空间权重矩阵方法,分别从邻接空间和地理距离两个维度来分析各地区发展的空间关联程度,结果如表6所示。2014—2023年,河南城乡融合发展水平在两种空间权重矩阵下均呈现显著的正向空间自相关,表明在空间上存在明显的集聚特征,即高水平地区倾向于与高水平地区相邻,低水平地区倾向于与低水平地区相邻。在所有年份中,基于地理距离构建的空间权重矩阵下的Moran's I指数普遍高于基于邻接关系构建的空间权重矩阵下的Moran's I指数,表明地理距离在空间关联中发挥着更为重要的作用。

表6 2014—2023年河南城乡融合发展水平的
全局Moran's I指数

年份	邻接空间(contiguity)		地理距离(distance)	
	Moran's I	P值	Moran's I	P值
2014	0.353	0.000	0.414	0.000
2015	0.310	0.000	0.374	0.000
2016	0.259	0.001	0.308	0.000
2017	0.206	0.007	0.241	0.002
2018	0.217	0.005	0.321	0.000
2019	0.238	0.002	0.363	0.000
2020	0.277	0.000	0.366	0.000
2021	0.168	0.023	0.275	0.000
2022	0.110	0.090	0.179	0.017
2023	0.177	0.017	0.182	0.015

从空间关联强度的时间演化来看,邻接空间权重下Moran's I指数呈现波动下降的趋势,从2014年的0.353下降到2023年的0.177,表明基于地理邻接关系的空间集聚强度在考察期内有所减弱。地理距离权重下的Moran's I指数同样呈现波动下降的趋势,从2014

年的0.414下降到2023年的0.182,进一步印证了基于地理距离的空间集聚强度也在减弱。地理距离权重下的Moran's I指数通常略高于邻接权重,意味着空间关联性在更大地理范围内表现更强。从权重矩阵比较来看,地理距离权重下的空间自相关最强,邻接空间次之,表明全省城乡融合发展的空间关联性主要受地理邻近性的影响,地理上邻近的城市其城乡融合发展水平更容易相互影响或表现出相似性。无论是邻接关系还是地理距离,都显示出空间集聚强度随时间推移有所减弱,这与区域发展政策的调整、交通基础设施改善带来的跨区域联系增强等因素有关,使原有的空间集聚格局有所松动。

2014—2023年全省城乡融合发展的空间关联经历了“高度集聚→波动下降→短暂回升→继续下降→微弱回升”的演变过程,地理距离是影响城乡融合发展空间关联的主导因素,相邻或地理位置接近的城市往往具有相似的城乡融合发展水平。随着时间的推移,基于地理因素的空间集聚强度呈现波动下降的趋势,表明全省空间格局正在经历一定的调整和演变,趋向于更均衡或更复杂的空间模式。在制定城乡融合发展政策时,需要充分考虑空间邻近效应和区域联动性,打破行政壁垒、加强跨区域合作是推动全省城乡融合水平整体提升和空间均衡化的有效途径。

为进一步反映河南各省辖市(示范区)之间城乡融合发展的空间相关性,分别基于地理距离和邻接空间矩阵,采用局域Moran's I指数分析局部空间自相关性(LISA),进一步对区域间的空间聚集态势进行分类,分析结果通过“High-High(高-高)”“Low-Low(低-低)”“High-Low(高-低)”“Low-High(低-高)”以及“Not Significant(不显著)”五种状态进行刻画,2014年和2023年全省城乡融合发展水平的Moran's I散点图分别如图2和图3所示。

从图2和图3可以看出,河南城乡融合发展呈现较为稳定的空间集聚格局,豫北、豫中郑州附近以及部分豫西地区倾向于形成高-高集聚(热点区),而豫南、豫东地区则持续形成低-低集聚(冷点区)。高-高集聚区呈动态变化趋势,在邻接权重下,豫北核心区(焦作、济源、鹤壁)较为稳定;在距离权重下,郑州处于高-高集聚区,且2023年许昌加入,显示出一定的空间演化趋势。低-低集聚区则高度固化,豫南、豫东地区的低-低集聚特征非常稳固,表明这些区域的城乡融合发展水平长期处于省内较低水平,且具有明显的空间

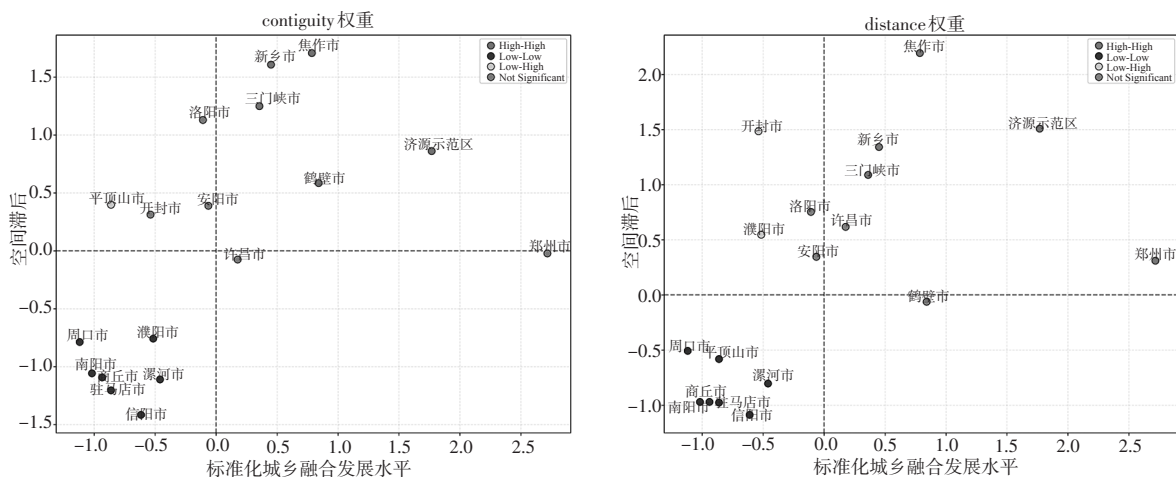


图2 2014年河南城乡融合发展水平的Moran's I散点图

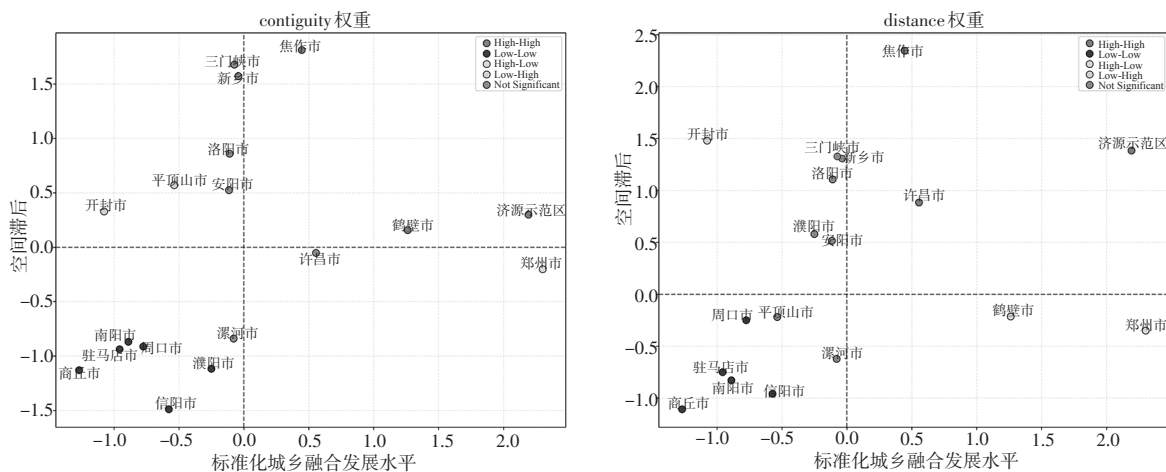


图3 2023年河南城乡融合发展水平的Moran's I散点图

锁定效应。从空间异常点变化来看,高-低集聚类型主要出现在郑州(后期显著),表明其辐射带动作用有待加强;低-高集聚类型主要出现在邻近高水平区域的城市(如开封、平顶山),表明存在发展洼地。从权重矩阵影响来看,地理距离权重通常能更好地发现核心城市(如郑州)的集聚效应,而邻接权重更侧重于直接相邻关系,虽然两种权重下的结果存在差异,但总体格局相似。

总体而言,河南城乡融合发展存在明显的空间分异,形成了北部、中西部水平相对较高(高-高集聚)和东部、南部相对落后(低-低集聚)的空间格局,且这种格局具有较强的稳定性。空间格局演变上,全省从“北高南低”的相对简单格局,逐渐演变为“点状高值”和“片状低值”并存的复杂格局,不显著区域增多,表明空间关联性整体减弱,异质性集聚(高-低集聚和低-高集聚)增多,空间分化加剧。除豫东地区外,其他四个区域发展联动性强,政策制定需要考虑区域间的联动效应;豫东的相对独立性也需要格外关注,并制

定更具针对性的发展策略。郑州作为核心城市,后期呈现高-低集聚特征,表明其辐射带动作用仍有待加强。豫南、豫东地区长期形成的低-低集聚区是全省城乡融合发展的主要短板,需要进一步的政策扶持和资源倾斜,以打破空间锁定效应。

(三)基于Markov链的演进趋势

为分析和预测全省城乡融合发展的动态演变趋势,分别使用传统Markov链和空间Markov链分析方法,对地区间转移概率和稳态分布特征进行考察。在聚类分析结果的基础之上,时间跨度分别设置为1年(短期)、2年(中期)、3年(中长期)、5年(长期),转移概率矩阵如表7所示,其中对角线上的元素表示没有发生转移的概率,非对角线上的元素表示发生转移的概率,从而能够揭示转移过程中的非线性和多阶段特征。

通过对角线元素分析,短期内保持低水平的概率为82.81%,长期降至62.50%,表明低水平状态具有一定的稳定性,但随着时间推移,其向上转移的可能性逐渐增大。各时间跨度内保持中水平的概率均稳定在

表7 2014—2023年河南城乡融合发展水平的
转移概率矩阵

时间跨期	起始状态	低水平	中水平	高水平
短期(1年)	低水平	82.81%	17.19%	0.00%
	中水平	6.76%	86.49%	6.76%
	高水平	0.00%	16.67%	83.33%
中期(2年)	低水平	77.59%	22.41%	0.00%
	中水平	7.81%	84.38%	7.81%
	高水平	0.00%	22.73%	77.27%
中长期(3年)	低水平	76.47%	23.53%	0.00%
	中水平	5.36%	87.50%	7.14%
	高水平	0.00%	21.05%	78.95%
长期(5年)	低水平	62.50%	37.50%	0.00%
	中水平	5.41%	86.49%	8.11%
	高水平	0.00%	15.38%	84.62%

84%—88%之间,具有极强的稳定性,一旦进入中水平,很难发生向上或向下的转移。短期内保持高水平的概率为83.33%,长期仍高达84.62%,表明高水平状态也具有极强的稳定性,维持该状态的可能性很大。通过非对角线元素分析,低水平向中水平转移的概率随时间增加而提高(短期17.19%,长期37.50%),但无法直接跨越到高水平,表明低水平地区实现向上跃迁的主要路径是先进入中水平。中水平向低水平转移的概率较低(5%—8%),向高水平转移的概率也较低(6%—8%),表明中水平状态如同一个“稳定器”,向上或向下转移的概率都相对较低。高水平向中水平转移的概率在15%—23%之间波动,但不会直接跌落至低水平,表明高水平城市存在一定的向中水平回落风险,但风险相对可控。

在总体演变趋势上,低、中、高水平都表现出较强的自我维持能力,状态锁定效应明显,尤其是中、高水平稳定性极高,表明河南城乡融合发展水平存在一定的“俱乐部收敛”现象或路径依赖。低水平城市无法直接跃升至高水平,必须先经过中水平阶段,向上跃迁存在路径依赖,揭示了城乡融合发展水平提升的阶段性特征。从长期来看,低水平地区向上转移至中水平的概率明显高于短期,长期改善趋势明显,表明随着时间的推移,低水平城市改善的可能性更大。中水平状态也极难改变,对于低水平城市来说是向上跃迁的必经之路,但一旦进入,再向上突破到高水平的难度也很大,同时也降低了向下滑落的风险,表明中水平“陷阱”与“缓冲带”作用并存。此外,高水平城市维持自身优势的能力很强,向下转移的概率相对较低。

由于全省城乡融合发展水平具有明显的空间相关性,为了进一步分析邻近区域之间的空间影响效应,基于空间Markov链分析方法,时间跨度仍然分别设置为1年、2年、3年、5年,城乡融合发展水平的空间转移概率矩阵如表8所示。当邻居为低水平地区时,低水平自身固化效应增强,但中水平稳定性大幅削弱,高水平城市若邻近低水平区域则难以维持,表明低水平邻居对中、

表8 2014—2023年河南城乡融合发展水平的
空间转移概率矩阵

时间跨期	空间滞后	起始状态	低水平	中水平	高水平
短期 (1年)	低水平邻居	低水平	88.89%	11.11%	0.00%
		中水平	28.57%	71.43%	0.00%
		高水平	0.00%	0.00%	0.00%
	中水平邻居	低水平	75.00%	25.00%	0.00%
		中水平	4.69%	89.06%	6.25%
		高水平	0.00%	15.79%	84.21%
	高水平邻居	低水平	0.00%	0.00%	0.00%
		中水平	0.00%	66.67%	33.33%
		高水平	0.00%	20.00%	80.00%
中期 (2年)	低水平邻居	低水平	81.82%	18.18%	0.00%
		中水平	50.00%	50.00%	0.00%
		高水平	0.00%	0.00%	0.00%
	中水平邻居	低水平	72.00%	28.00%	0.00%
		中水平	3.64%	89.09%	7.27%
		高水平	0.00%	23.53%	76.47%
	高水平邻居	低水平	0.00%	0.00%	0.00%
		中水平	0.00%	66.67%	33.33%
		高水平	0.00%	20.00%	80.00%
中长期 (3年)	低水平邻居	低水平	82.76%	17.24%	0.00%
		中水平	40.00%	60.00%	0.00%
		高水平	0.00%	0.00%	0.00%
	中水平邻居	低水平	68.18%	31.82%	0.00%
		中水平	2.08%	91.67%	6.25%
		高水平	0.00%	26.67%	73.33%
	高水平邻居	低水平	0.00%	0.00%	0.00%
		中水平	0.00%	66.67%	33.33%
		高水平	0.00%	0.00%	100.00%
长期 (5年)	低水平邻居	低水平	75.00%	25.00%	0.00%
		中水平	50.00%	50.00%	0.00%
		高水平	0.00%	0.00%	0.00%
	中水平邻居	低水平	43.75%	56.25%	0.00%
		中水平	2.94%	91.18%	5.88%
		高水平	0.00%	20.00%	80.00%
	高水平邻居	低水平	0.00%	0.00%	0.00%
		中水平	0.00%	0.00%	100.00%
		高水平	0.00%	0.00%	100.00%

高水平城市具有“拖累”效应。当邻居为中水平地区时,各状态的稳定性与传统 Markov 链结果相似,表现出相对中性的影响。当邻居为高水平地区时,虽然中水平城市的稳定性有所降低,但高水平城市自身的稳定性得到极大增强,体现了高水平邻居的“提携”效应。

若邻居为低水平地区,城市向上跃迁受阻,且向下转移风险剧增,易形成“洼地效应”。若邻居为中水平地区,则对低水平城市向中水平的长期转移具有更强的促进作用,其他转移模式与传统 Markov 链相似。若邻居为高水平地区,则能极大地促进中水平城市向高水平跃迁,并有效抑制向下转移,展现出强大的正向空间溢出效应,即“高地效应”。

六、结论与建议

(一)研究结论

第一,2014—2023 年全省城乡融合发展水平波动上升,区域间差距有所缩小,均衡性改善。地区不均衡主要源于区域内部差异,其中豫北、豫中内部差异对全省总体差异的贡献是影响全省均衡发展的关键。

第二,空间分布格局固化,地理邻近效应主导。全省城乡融合发展呈现“北强南弱”“中心强、边缘弱”的空间格局,具有较强的稳定性和空间锁定效应,正向空间自相关表明高-高集聚和低-低集聚现象明显,但随时间推移呈波动减弱趋势。局部空间格局稳定,豫北、豫中郑州附近以及部分豫西地区倾向于形成高-高集聚热点区,豫南、豫东则持续形成低-低集聚冷点区,时空锁定特征强;郑州等核心城市后期呈现高-低集聚特征,辐射带动作用有待加强;开封、平顶山等地呈低-高集聚特征,发展水平有待进一步提升。

第三,动态演进路径依赖,空间溢出效应明显。传统 Markov 链分析显示,各水平状态均具强稳定性,尤其是高-高水平状态极难改变,存在路径依赖。低水平向高水平的跃迁需经中水平,但长期看低水平向中水平转移概率增加。空间 Markov 链分析证实邻近区域发展水平对本区域动态演变的影响显著:高水平邻居通过正向溢出促进向上转移并抑制向下转移风险;低水平邻居通过负向溢出增加维持低水平或向低水平转移的风险并阻碍向上跃迁;中水平邻居的转移模式与平均情况类似,但长期对低水平区域向上发展有更强促进作用。除豫东外,豫西、豫南、豫北、豫中四大区域发展趋势时间上高度正相关,区域联动性强。

(二)对策建议

第一,强化顶层设计,实施区域差异化协调发展战

略。需要认识到全省“北强南弱”“中心强、边缘弱”的空间格局,精准定位,分类施策,针对豫北、豫中、豫东、豫南、豫西不同发展阶段、内部差异来源和空间邻近特征,制定差异化的发展目标、路径和政策。突出重点,协调推进,将缩小豫北、豫中内部发展差距作为现阶段促进全省均衡发展的核心任务,同时,将豫南、豫东的整体发展水平提升作为长期攻坚的重点方向。

第二,聚焦“冷点”区域,打破低水平空间锁定。针对豫南、豫东低-低集聚和负向空间溢出效应,加大省级层面的财政转移支付、重大基础设施布局、产业引导基金等方面的倾斜力度,通过外部赋能激发内生动力,改善其基础发展条件。加强豫南、豫东与豫中、豫北高水平区域的交通、信息、市场等通道建设,降低要素流动成本,促进技术、人才、资本等向“冷点”区域扩散,打破区域壁垒。结合地方资源禀赋,支持豫南、豫东地区发展特色县域经济、农产品加工业、乡村旅游等,培育内生增长点,增强自我发展能力。

第三,优化“热点”区域,增强辐射带动与内部协调。持续增强郑州国家中心城市综合承载力和辐射带动力,推动郑州都市圈高质量发展,有效带动周边区域的城乡融合进程。支持洛阳副中心城市及济源、鹤壁等高水平节点城市发展,形成多点支撑、多极带动的格局。针对豫北、豫中内部差异较大的问题,建立健全区域内部协调机制,推动高水平城市与区域内相对落后城市在产业协作、公共服务共享、生态共治等方面加强合作,促进要素合理流动和梯度转移。

第四,畅通转移渠道,促进城乡融合水平跃迁。关注“中间地带”,充分认识到中等水平状态的“稳定器”和“桥梁”作用,以及低水平向高水平跃迁的路径依赖。对于邻近中等水平区域的低水平城市,要鼓励其主动对接,积极承接产业转移,利用中水平邻居的长期带动作用实现向上发展。针对中等水平区域向上突破概率相对较低的问题,鼓励其在产业升级、科技创新、公共服务提质等方面加大投入,激发向高水平迈进的内生动力。

第五,完善体制机制,促进城乡要素自由流动。持续深化户籍制度、土地制度、农村产权制度改革,破除妨碍城乡要素自由流动和平等交换的体制机制障碍。加大财政投入,推动城乡基本公共服务标准统一、制度并轨,重点提升农村和欠发达地区的教育、医疗、养老、文化等服务水平,促进城乡居民共享发展成果。在全省范围内,特别在欠发达地区,持

续优化营商环境,吸引社会资本参与城乡融合发展项目。◆

参考文献:

- [1]文丰安.新质生产力推动城乡融合发展的作用机理与实现路径[J].中国流通经济,2025,39(1):39-49.
- [2]尹君锋,石培基,黄万状,等.甘肃省县域乡村振兴与新型城镇化耦合协调发展的时空分异特征及影响因素[J].自然资源学报,2023,38(8):2148-2168.
- [3]杨婕,戈大专,孙攀,等.基于“人口-土地-资本”要素流动的城乡融合发展机制:以江西省为例[J].资源科学,2025,47(1):110-124.
- [4]陆进锋,仝德,龙嘉骞,等.县域城乡融合发展与宅基地制度改革:理论逻辑及实现路径[J].自然资源学报,2023,38(8):2135-2147.
- [5]周佳宁,秦富仓,刘佳,等.多维视域下中国城乡融合水平测度、时空演变与影响机制[J].中国人口·资源与环境,2019,29(9):166-176.
- [6]郑瑜晗,龙花楼.中国城乡融合发展测度评价及其时空格局[J].地理学报,2023,78(8):1869-1887.
- [7]王青,曾伏.中国城乡协调发展水平的分布动态、区域差异及收敛性研究[J].软科学,2023,37(8):23-30+45.
- [8]魏后凯.深刻把握城乡融合发展的本质内涵[J].中国农村经济,2020(6):5-8.
- [9]刘荣增,赵亮,陈娜,等.中国城乡高质量融合的水平测度[J].区域经济评论,2020(5):94-104.
- [10]吕宛青,肖钊富.中国式现代化进程中的县域城乡融合:理论逻辑、指标构建与实现路径[J].云南大学学报(社会科学版),2024,23(5):122-133.
- [11]贾晋,高远卓.变中的不变:城乡融合发展的演进逻辑、共性规律及优化路径[J].农村经济,2024(9):1-10.
- [12]张学良,王耀辉,贾文星.长三角地区城乡融合发展的空间不平衡及演进趋势[J].苏州大学学报(哲学社会科学版),2023,44(5):67-80.
- [13]张子珍,邢赵婷.数字经济下城乡融合系统高质量协调发展核心内涵及动态演化研究[J].统计与信息论坛,2023,38(3):84-96.

Urban-Rural Integrated Development in Henan: Level Measurement, Distribution Dynamics, and Evolution Trends

Qiao Yufeng

Abstract: Building a new pattern of urban-rural integrated development is a crucial aspect of achieving rural revitalization and high-quality development. Based on panel data from 18 cities (demonstration zones) in Henan Province from 2014 to 2023, this study employs the entropy weight method to measure the level of urban-rural integrated development. Additionally, it systematically examines the spatiotemporal dynamic evolution characteristics and mechanisms of urban-rural integrated development in Henan using the Dagum Gini coefficient, kernel density estimation, spatial autocorrelation analysis, and Markov chains. The results indicate that the overall level of urban-rural integrated development in the province has steadily improved, with regional disparities showing a narrowing trend. Internal regional differences are the primary cause of imbalance. The spatial distribution across the province is distinct, presenting a pattern of "higher in the north and lower in the south, stronger in the center and weaker in the east." Moreover, a significant positive spatial autocorrelation exists, though its effect is gradually weakening. The dynamic evolution of urban-rural integrated development in the province exhibits path dependence and spatial spillover effects, with state transitions showing a lock-in effect. Low-level leaps require transitioning through medium levels, and spatial proximity effects are evident. High-level neighbors generate positive spillovers, facilitating upward transitions, while low-level neighbors produce negative spillovers, exacerbating low-level lock-ins. The study recommends implementing a regionally differentiated and coordinated development strategy, focusing on internal balance in northern and central Henan, and addressing the "spatial poverty traps" in southern and eastern Henan. It also suggests enhancing the radiating capacity of Zhengzhou as a core city and leveraging spatial connectivity to promote balanced urban-rural integrated development across the province.

Key words: urban-rural integration; regional disparities; Henan; Markov chains

(责任编辑:沐晨)

生产性服务业赋能低空经济高质量发展的机制和路径研究

郝爱民 贾鸣谦

(郑州航空工业管理学院 经济学院,河南 郑州 450046)

摘要:作为新质生产力的典型代表,低空经济推动经济活动由“平面”向“立体”转变,正成为我国经济高质量发展的新动能。在系统阐述生产性服务业赋能低空经济高质量发展的理论基础上,选用2011—2022年中国省级面板数据实证检验生产性服务业对低空经济高质量发展的赋能机制,得出如下结论:生产性服务业能够有效赋能低空经济高质量发展;异质性分析表明,生产性服务业对低空经济高质量发展的影响存在区域性差异,对西部地区的驱动作用更加显著;进一步分析表明,人力资本在生产性服务业对低空经济高质量发展的影响中发挥正向调节作用。

关键词:低空经济;生产性服务业;高质量发展;人力资本

中图分类号:F56

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2025)04-0046-08

DOI: 10.13999/j.cnki.tjllsj.2025.04.005

一、引言

在全球经济结构转型与科技创新双重驱动下,低空经济成为加快新质生产力发展的重要经济形态,推动着我国经济发展。2021年2月发布的《国家综合立体交通网规划纲要》提出要发展低空经济^[1];2023年12月的中央经济工作会议将低空经济列为战略性新兴产业之一;2024年3月低空经济首次被写入《政府工作报告》,并纳入新质生产力范畴。我国低空经济发展势头迅猛,2023年低空经济规模达5059.5亿元^[2],2030年有望形成万亿级市场规模^[3]。然而,低空经济发展仍在技术、产业转型、资金和人才等层面存在挑战,如何实现低空经济的高质量发展成为各界关注的问题。

生产性服务业从制造业发展而来,深度融入企业生产的诸多环节,是我国现代产业体系的重要组成部分,是国家和地区实体经济的灵魂。现代生产性服务业能够有效赋能低空经济的科技创新、应用场景和管理改革,通过提供关键服务支持,优化资源配置,改善经济结构,促进政策落实与监管优化,推动产业链协同发展,为低空经济持续健康高质量发展提供有力保障。

生产性服务业的概念最早可追溯到1966年,由经济学家Greenfield研究服务业及其分类时提出,他认为生产性服务业是政府、企业及非营利性组织等提供给制造性企业的服务产品^[4],随后Browning和Singelman(1975)^[5]提出生产性服务业是为客户提供专门性服务的知识密集行业。此后,国内学者也开始对生产性服务业的概念进行定义。郭淑芬等(2020)^[6]从规模、质量和结构三个维度对生产性服务业发展的内涵进行界定。测度方面,李籽墨和余国新(2023)^[7]使用超效率SBM模型对中国生产性服务业高质量发展水平进行测度,并借助Dagum基尼系数和核密度估计方法分析其空间差异、来源及分布动态。成康康和杜赫(2023)^[8]从创新、协调、绿色、开放、共享五个维度对农业生产性服务业发展水平进行测度。影响因素方面,夏杰长等(2024)^[9]认为生产性服务业受数字技术、制度环境、对外开放、产业结构和出口产品质量等多重因素影响。李江苏等(2023)^[10]认为市场发育程度、政府作用、城市化水平能够提高不同空间尺度的生产性服务业综合发展水平。

基金项目:河南省高校智库研究专项项目“河南低空经济发展问题研究”(2025ZKYJ19)。

作者简介:郝爱民,男,博士,教授,研究方向为产业经济学、航空经济学;贾鸣谦,女,硕士研究生,研究方向为低空经济。

低空经济的相关研究主要集中在内涵特征、赋能及发展现状等方面。内涵特征方面,覃睿等(2011)^[11]、将低空经济视为经济活动集合,并对其产业构成和产业活动形式进行初步探索。随后基于术语标准,从主要工具、活动场域、产出形式对低空经济进行定义,明确了低空经济概念的内涵和外延^[12]。沈映春(2025)^[13]从产业构成方面对低空经济的内涵进行定义,认为低空经济主要由制造、飞行、保障以及综合服务四类低空产业构成。赋能方面,宋丹和徐政(2024)^[14]指出低空经济通过创新驱动、产业融合和提质增效有效赋能高质量发展。张夏恒(2025)^[15]、欧阳日辉(2025)^[16]认为低空经济可以通过创新支持、要素供给、跨界融合和开创应用场景助推新质生产力。发展现状方面,张晓兰和黄伟熔(2024)^[17]指出我国低空经济存在核心技术薄弱、市场体系薄弱、管理体系不完善等问题。周钰哲(2024)^[18]认为我国低空经济发展存在要素供给不足、配置欠优等问题。

关于生产性服务业赋能低空经济高质量发展的研究则相对较少,学者多聚焦于生产性服务业与地区经济、制造业、农业高质量发展关系的探讨^[19-23],缺乏对低空经济的具体研究。综上,已有研究多关注生产性服务业以及低空经济高质量发展,但研究二者之间关系的较少。本文将生产性服务业与低空经济高质量发展纳入同一框架,针对生产性服务业对低空经济高质量发展的影响机制进行理论分析,建立计量模型进行实证检验,并根据分析结果提出相关建议,以期对低空经济高质量发展提供新思路。

二、理论分析和研究假设

(一)生产性服务业对低空经济高质量发展的影响

1.生产性服务业对低空经济的科技进步与产业升级的推动效应

生产性服务业是促进产业升级的黏合剂和推动力。生产性服务业作为高技术含量和高附加值的产业,能够通过技术创新和知识溢出,推动低空经济领域的技术革新。作为高级生产要素融合于低空生产的各个阶段,优化生产流程,推动低空产业技术进步,提高劳动生产效率和产品附加值,推进低空产业向技术密集型和知识密集型演变,带动产业结构的优化升级^[24]。生产性服务业把人力资本和知识资本作为主要投入品,全方位地嵌入和渗透进低空经济产业当中,为低空经济提供专业化的服务支持,加速二、三产业融合。此外,生产性服务业中的市场调研、产品设计等服

务可以帮助低空企业更好地了解市场需求和消费者偏好,从而开发出更高质量、更高性能、更符合市场需求的产品,提升企业的市场竞争力,满足消费者日益提高的需求,推动低空经济的产品升级。

2.生产性服务业对低空经济的成本效应

我国低空经济发展面临成本回收周期长、生产运营投入大等问题,综合成本有待下降,生产性服务业可以有效降低其成本^[25]。生产性服务业可以通过降低低空企业寻求产业链配套服务的风险与不确定性,减少低空产业之间的交易成本、搜寻成本、运输成本、时间成本、金融成本和制造成本,进而实现综合成本的下降^[26]。第一,生产性服务业通过共享研发资源、优化研发流程、提高研发效率等方式,实现低空技术创新和工艺改进,缩减生产周期,降低生产成本,加速新产品的推出。第二,空域管理规划和飞行调度等专业服务有助于实现对低空飞行任务和航线的合理安排,提高空域资源的利用效率。第三,信息服务帮助企业实时掌握政策动态、市场需求变化、技术发展趋势和行业竞争格局,减少信息搜寻成本,避免因信息不对称而产生的额外成本。第四,金融服务可以为低空经济企业提供天使投资、风险投资、私募股权、融资租赁等多元化的融资渠道,降低企业融资门槛。此外,生产性服务业中的保险机构和担保机构可以提供风险管理服务,降低企业经营风险和融资成本。

3.生产性服务业对低空经济的资源优化配置效应

生产性服务业的大规模发展可以充分、有效地吸收劳动和转移资本,实现资源合理配置,赋能低空经济高质量发展^[6]。生产性服务业可以通过先进的空域监测系统和通信技术,实时掌握空域使用情况,及时调整飞行计划和空域分配,灵活调整空域资源的使用,满足不同低空飞行对空域资源使用的动态需求,制定合理的空域规划,提高空域的利用效率,实现空域资源的动态优化配置。生产性服务业可以根据低空经济的技术发展趋势和企业需求,开设针对性培训课程,实现低空从业人员的知识、技能更新,适应产业发展的新要求,提高人力资源质量,优化人才结构,满足低空经济产业对跨领域、跨学科的专业人才需求。同时,生产性服务业可以通过建立人才数据库,实现对人才专业技能、工作经验、资质证书等精准分类和评估,通过快速筛选和推荐,实现人才的精准匹配,满足低空经济不同领域的人才需求,实现人力资源的配置优化。

4.生产性服务业对低空经济应用场景和市场空间的拓展效应

生产性服务业促进低空经济与物流运输、城市管理、应急救援、娱乐消费以及农业等传统产业的跨行业合作和融合,驱动低空应用场景多样化,为低空经济提供更广阔的市场前景。专业的营销推广服务机构利用线上线下多种渠道,展示低空旅游的独特魅力、物流配送的高效便捷、巡检监测的精准高效等优势,将低空产品项目推向更广泛的市场,提升社会公众对低空产品的认知度和好感度,培育政府、企业、社会公众对低空产品和服务的市场需求。同时,市场拓展服务通过深入分析市场数据、消费者行为等信息,帮助低空产业更好地把握市场需求和竞争态势,根据不同客户群体的需求,提供定制化解决方案和服务,从而拓展低空经济的市场空间。

基于此,提出研究假设:

H₁:生产性服务业能够促进低空经济高质量发展。

(二)人力资本的调节效应分析

人力资本是生产性服务业的核心要素,决定着服务质量和创新能力,也是推动经济发展和产业进步的核心动力之一。人力资本是知识和技能等高级要素的重要载体,具备更强的专业知识和创新能力。随着高质量人才涌入生产性服务业,能够推动服务创新、

服务效率与质量的提升,加强不同学科背景的人才跨界合作,加速新技术、新工艺在低空经济的应用,提升低空科技创新成果到实际生产力的转化效率,强化生产性服务业对低空经济技术创新的推动作用,进而促进低空经济高质量发展。人力资本能够实时跟踪市场变化和产业发展动态,精准识别低空经济不同发展阶段的需求,实现对服务业各类资源的精准配置和动态调整,优化服务匹配效率,提升劳动生产率,为低空经济的各个环节提供全方位支持,探索更多低空商业模式与应用场景,实现低空经济高质量发展。

基于此,提出研究假设:

H₂:人力资本在生产性服务业对低空经济高质量发展的影响中发挥调节作用。

三、研究设计

(一)变量选取

1.被解释变量:低空经济高质量发展(LAE)

借鉴深圳龙华区的低空经济高质量发展评价指标以及沈映春和张豪兴(2024)的研究^[27],建立包括低空产业发展实力、低空产业发展环境、低空技术创新能力、低空安全保障水平、低空基础设施支撑力五个维度的低空经济高质量发展水平评价指标体系,并采用熵值法测度(见表1)。

表1 低空经济高质量发展水平评价指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	属性
低空产业发展实力	企业数量	eVTOL企业数量(个)	+
		经营范围有无人机的企业数量(个)	+
		在册通用航空企业数(个)	+
	企业规模	低空经济上市企业营业收入(亿元) 低空经济上市企业总资产(亿元)	+
低空产业发展环境	市场规模	低空经济产值规模(亿元)	+
		地区GDP(亿元)	+
		居民消费水平(亿元)	+
低空技术创新能力	创新投入	低空经济上市企业研发投入总额(万元)	+
		低空经济上市企业研发人员数量(人)	+
	绿色技术	绿色专利申请数(件)	+
		绿色专利授权量(件)	+
低空安全保障水平	飞行事故	无人机事故数量(件)	-
		通用航空事故数量(件)	-
低空基础设施支撑力	基础设施	已取证通用机场数量(个)	+
		自动气象业务站数量(个)	+
		天气雷达观测业务站数量(个)	+

注:+表示正向指标,-表示负向指标

2. 解释变量:生产性服务业(*Serv*)

参照熊婷燕和刘泽平(2023)的研究^[28],选取交通运输、仓储和邮政业,信息传输、计算机服务和软件业,批发和零售业,金融业,租赁和商务服务业,科学研究和技术服务业六大行业作为生产性服务业的代表行业。借鉴闫晗等(2022)的研究^[29],将城镇的六个细分行业就业人数总和占城镇总就业人数的比值作为衡量生产性服务业发展水平的替代指标。

3. 控制变量

低空经济发展水平还会受到其他因素的影响,为了更加准确地分析生产性服务业对低空经济高质量发展的促进作用,在参考已有文献基础上,选取如下控制变量:财政支持力度(*fs*),用一般公共预算支出取对数表示;税负水平(*tb*),用税收收入与地区生产总值的比值表示;交通基础设施水平(*lti*),用货物运输量取对数表示;工业化水平(*ind*),用工业增加值占GDP的比重表示。

(二) 模型选择

1. 基准回归模型

经 Hausman 检验,采用固定效应模型进行分析。为验证生产性服务业对低空经济发展水平的促进作用,设定模型如下:

$$LAE_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Serv_{it} + \alpha_2 Con_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, LAE_{it} 表示*i*省份*t*年的低空经济高质量发展水平, $Serv_{it}$ 表示*i*省份*t*年的生产性服务业发展水平, Con_{it} 为控制变量, μ_i 和 γ_t 分别表示个体固定和时间固定, ε_{it} 表示随机误差项。

2. 调节效应模型

为验证H₂,构建调节效应模型,进行机制检验,具体公式如下:

$$LAE_{it} = \beta_0 + \beta_1 Serv_{it} + \beta_2 Human_{it} + \beta_3 (Serv_{it} \times Human_{it}) + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, $Human_{it}$ 为调节变量,代表人力资本水平,由普通高校在校生人数占总人口比重表示, β_2 表示其系数; $Serv_{it} \times Human_{it}$ 表示生产性服务业与人力资本水平的交互项, β_3 表示其交互项系数。

(三) 数据来源

基于2011—2022年中国30个省份(西藏和港澳台除外)的面板数据进行分析研究,数据主要来自中国劳动经济数据库、中国宏观经济数据库、中国区域经济数据库、中国第三产业数据库、各省份统计年鉴、EPS数据库等,部分缺失值使用Stata进行插值法补齐。各变量的描述性统计见表2。

表2 变量的描述性统计

变量类别	变量名称	变量符号	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	低空经济高质量发展	<i>LAE</i>	0.096	0.091	0.018	0.578
解释变量	生产性服务业	<i>Serv</i>	0.210	0.077	0.116	0.529
控制变量	财政支持力度	<i>fs</i>	8.435	0.599	6.560	9.830
	税负水平	<i>tb</i>	0.084	0.029	0.036	0.188
	交通基础设施水平	<i>lti</i>	11.633	0.834	9.440	12.981
	工业化水平	<i>ind</i>	0.333	0.080	0.100	0.574

四、实证分析

(一) 低空经济高质量发展的时空分异特征

使用熵值法对各省份低空经济高质量发展水平进行测算,结果见表3。总体看,我国各省份的低空经济高质量发展水平呈上升趋势,低空经济发展前景广阔。从排名看,广东位居第一;北京、江苏、上海等地紧随其后;青海、宁夏等排名相对靠后,有较大发展空间。我国低空经济发展水平较高的地区主要集中在东部沿海地区,可能因为这些地区经济基础更雄厚、科技实力更领先、市场需求更旺盛、政策支持更有力。以广东为例,广东在无人机制造和消费级、工业级无人机领域,初步形成了“三核联动、多点支撑、成片发展”的态势,具备坚实的产业基础。此外,广东出

台了一系列支持低空经济发展的政策,如《广东省推动低空经济高质量发展行动方案(2024—2026年)》,明确了发展目标、重点任务和实施路径,以推动低空经济高质量发展。

(二) 基准回归

为验证H₁,选用双固定效应模型实证检验生产性服务业对低空经济高质量发展的影响效应,回归结果见表4。从列(1)可以看出,在无控制变量的情况下,生产性服务业的系数为0.827,并通过了5%的显著性检验,表明生产性服务业能够显著促进低空经济高质量发展。逐步加入控制变量后可以看出,生产性服务业的系数较无控制变量的情况下有所上升,且都在1%水平上显著,据此,H₁得以初步验证。

表3 各省份低空经济高质量发展水平

省份	2011年	2014年	2017年	2022年	均值	排名
北京	0.109	0.183	0.277	0.557	0.298	2
天津	0.027	0.044	0.042	0.081	0.056	22
河北	0.044	0.061	0.110	0.176	0.102	8
山西	0.033	0.037	0.057	0.073	0.048	26
内蒙古	0.031	0.037	0.052	0.159	0.067	16
辽宁	0.042	0.043	0.060	0.094	0.064	17
吉林	0.031	0.036	0.043	0.066	0.046	27
黑龙江	0.035	0.040	0.047	0.124	0.068	15
上海	0.099	0.140	0.194	0.345	0.200	4
江苏	0.077	0.102	0.177	0.441	0.203	3
浙江	0.060	0.076	0.129	0.258	0.137	6
安徽	0.044	0.058	0.092	0.167	0.094	10
福建	0.036	0.044	0.058	0.089	0.060	19
江西	0.045	0.051	0.071	0.099	0.070	14
山东	0.067	0.081	0.131	0.261	0.134	7
河南	0.084	0.070	0.089	0.134	0.095	9
湖北	0.061	0.052	0.090	0.140	0.085	13
湖南	0.062	0.060	0.076	0.137	0.086	12
广东	0.117	0.181	0.320	0.578	0.318	1
广西	0.070	0.043	0.051	0.070	0.058	21
海南	0.030	0.023	0.027	0.050	0.032	28
重庆	0.046	0.043	0.063	0.098	0.064	18
四川	0.085	0.105	0.149	0.229	0.145	5
贵州	0.062	0.039	0.044	0.064	0.054	23
云南	0.038	0.046	0.052	0.098	0.059	20
陕西	0.055	0.058	0.073	0.152	0.087	11
甘肃	0.041	0.034	0.048	0.076	0.051	25
青海	0.019	0.019	0.021	0.028	0.022	30
宁夏	0.019	0.022	0.024	0.030	0.024	29
新疆	0.030	0.039	0.059	0.078	0.052	24

(三)稳健性检验

为进一步确保回归结果的有效性,选取以下三种方法进行稳健性检验。

1.剔除直辖市样本

为避免直辖市数据的特殊性对整体回归结果产生干扰,剔除4个直辖市的样本数据进行回归,结果如表5列(1)所示。剔除直辖市样本后回归结果仍然显著,生产性服务业的回归系数为1.338,通过了5%的显著性检验,验证了H₁。

2.缩尾处理

为排除极端值对实证结果的干扰,对各变量进行双边1%缩尾处理,进行稳健性检验,结果如表5列(2)所示。缩尾处理后生产性服务业的回归系数为0.873,通过了1%的显著性检验,H₁再次得到验证。

表4 基准回归结果

变量	LAE				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>Serv</i>	0.827** (0.313)	0.898*** (0.271)	0.920*** (0.271)	0.894*** (0.256)	0.901*** (0.262)
<i>fs</i>		0.151** (0.066)	0.182** (0.086)	0.200** (0.095)	0.200** (0.094)
<i>tb</i>			-0.519 (0.939)	-0.555 (0.924)	-0.547 (0.897)
<i>lti</i>				-0.037 (0.043)	-0.037 (0.043)
<i>ind</i>					0.023 (0.140)
常数项	-0.096 (0.061)	-1.305** (0.552)	-1.510** (0.664)	-1.218* (0.605)	-1.229* (0.606)
时间固定	是	是	是	是	是
个体固定	是	是	是	是	是
N	360	360	360	360	360
R ²	0.521	0.558	0.562	0.567	0.567

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

3.更换回归模型

生产性服务业和低空经济的发展水平的取值均介于0—1之间,选取Tobit模型进行回归检验,结果如表5列(3)所示。生产性服务业的回归系数为0.617,通过了1%的显著性检验,表明基准回归的结果是稳健的。

表5 稳健性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)
	剔除直辖市样本	缩尾处理	更换回归模型
<i>Serv</i>	1.338** (0.580)	0.873*** (0.251)	0.617*** (0.099)
控制变量	是	是	是
常数项	-1.218 (0.739)	-1.202** (0.522)	-0.787*** (0.103)
<i>sigma_u</i>			0.034*** (0.005)
<i>sigma_e</i>			0.039*** (0.002)
时间固定	是	是	是
个体固定	是	是	是
N	312	360	360
R ²	0.583	0.578	

(四)内生性检验

为避免遗漏变量、解释变量与被解释变量互为因果关系带来的误差,借鉴颜华等(2023)^[30]的做法,采

用滞后一期的生产性服务业发展水平作为工具变量进行重新估计,使用两阶段最小二乘法(2SLS)进一步检验生产性服务业对低空经济高质量发展的影响,回归结果如表6所示。在2SLS估计中,工具变量恰好识别,因此不再进行过度识别检验;Kleibergen-Paap rk LM 检验结果拒绝工具变量识别不足的假设,Cragg-Donald Wald F 检验结果则拒绝弱工具变量的假设,故选取滞后一期生产性服务业为工具变量是合理的。从回归结果可以看出,第一阶段工具变量的回归系数显著,为0.745,表明内生变量与工具变量具有强相关性;第二阶段回归中纳入了工具变量,生产性服务业的系数为1.160,表明基准回归结果是稳健的, H_1 再次得到验证。

表6 内生性检验结果

变量名称	第一阶段	第二阶段
滞后一期 <i>Serv</i>	0.745*** (0.083)	
<i>Serv</i>		1.160*** (0.224)
常数项	0.098 (0.123)	-1.650 (0.420)
F 值	81.965***	
时间固定	是	是
个体固定	是	是
N	360	360
Kleibergen-Paap rk LM	23.395***	
Cragg-Donald Wald F	457.180	

(五)异质性检验

由于我国各省份之间生产性服务业的发展水平存在差异,其对低空经济高质量发展的影响也会有所不同,这可能会对回归结果产生影响。因此根据低空经济产业基础的差异,将30个省份划分为东中部地区和西部地区^①进行回归,回归结果如表7所示。表中生产性服务业的回归系数均为正,东中部地区生产性服务业的回归系数为0.599,通过5%的显著性检验,西部地区生产性服务业的回归系数为0.811,通过1%的显著性检验,说明生产性服务业能够促进低空经济高质量发展。东中部地区的回归系数相对西部地区较小的原因可能是东中部地区产业较为成熟,经历了较长的发展与整合,其边际影响逐渐变小,而西部地区产业

起步较晚,存在较大的发展空间和潜力,生产性服务业能够促进低空经济在短期内实现较快发展,因此生产性服务业对低空经济高质量发展的促进作用更强。

表7 异质性检验结果

变量名称	(1)	(2)
	东中部	西部
<i>Serv</i>	0.599** (0.274)	0.811*** (0.210)
控制变量	是	是
常数项	-1.910** (0.877)	0.039 (0.300)
时间固定	是	是
个体固定	是	是
N	228	132
R ²	0.625	0.737

(六)进一步分析

为进一步验证 H_2 ,构建生产性服务业与人力资本水平(*human*)的交互项来探讨人力资本水平的调节作用,具体结果如表8所示。在纳入生产性服务业与人力资本水平的交互项之后,回归结果仍然显著,交互项系数为17.310,并且在1%的水平上显著,表明人力资本水平在生产性服务业对低空经济高质量发展的影响中发挥正向调节作用, H_2 得到验证。

表8 进一步分析检验结果

变量	<i>LAE</i>
<i>Serv</i>	0.666** (0.266)
<i>human</i>	-4.035** (1.551)
<i>Serv</i> × <i>human</i>	17.310*** (4.940)
控制变量	是
常数项	-1.180** (0.550)
时间固定	是
个体固定	是
N	360
R ²	0.618

五、结论与建议

(一)研究结论

在深入阐述生产性服务业赋能低空经济高质量发展的理论基础上,利用2011—2022年我国30个省份的

①本文的东中部地区包括北京、天津、河北、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南、山西、安徽、江西、河南、湖北、湖南、辽宁、吉林、黑龙江,西部地区包括内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆。

面板数据实证检验了生产性服务业对低空经济高质量发展的影响,主要结论如下:(1)从整体看,生产性服务业能够显著促进低空经济高质量发展,在经过一系列稳健性检验之后,该结论依然成立。(2)异质性分析表明,生产性服务业对低空经济高质量发展的影响存在区域性差异,对西部地区的促进作用比对东中部地区更为显著。(3)进一步分析发现,人力资本在生产性服务业对低空经济高质量发展的影响中发挥正向调节作用。

(二)对策建议

基于上述研究结论,提出以下对策建议:

第一,以制度创新为核心,建立健全低空政策支持体系。发挥政府的指引作用,加强低空经济政策法规的制定与完善。首先,充分发挥政府的引领与协调作用,由省级人民政府牵头,当地军队和民航相关单位参与,承担低空涉及的国防安全、飞行安全和公共安全责任,完善政府指导、市场主体、社会协同等多个环节。其次,根据当前低空经济市场环境,在行业指导下制定方案、规划空域、试点运行、确定行业标准、明确有关部门职责,为培育低空经济新增长极提供有力支撑,满足低空经济实现“飞得起来、飞得顺畅、飞得安全、飞得便捷、飞得精准、飞得盈利”的需求。最后,以国家政策为导向,根据地方实际需求迅速采取调整措施。

第二,以新发展理念为引领,加快低空经济绿色发展。首先,鼓励企业研发和应用绿色技术,以达到低能耗、低排放、低污染等效果,并通过建立公共平台和引入第三方企业进行环境绩效评估与公开,提升环境治理的透明度。其次,低空经济各主体要以绿色高质量发展为导向,整合各类绿色化数字化科技资源,加强绿色化数字化技术研发设计、检验检测等,将绿色发展理念融入低空经济全产业链,充分发挥数字化转型在低空经济绿色高质量发展中的砥柱作用。最后,积极构建包括绿色供应链管理、绿色能源使用、绿色废弃物处理等在内的绿色运营体系,加强产业链协同发展和优化升级,推动产业之间的绿色连接和循环发展,共同推动产业链的绿色化升级,以实现低空经济的可持续发展。

第三,充分发挥各地区优势,因地制宜发展低空经济。因地制宜建设一批低空经济产业集群,推动低空经济产业链上下游的协同发展,鼓励资源的循环利用和再生利用,提高整体能效。东中部地区应发挥经

济与科技优势,加大对低空核心技术的研发投入,建立低空经济产业创新联盟,加速科技成果转化,打造集研发、生产、销售为一体的高端低空产业集群。西部地区则可充分利用农业、旅游、空域和矿产等资源,结合地方特色,开发多种低空应用场景,激发市场活力。

第四,科学构建低空专业人才培养体系,落实人才培养方向。首先,企业和学校应积极探索建立快速、有序、健康的“六统一”^①联盟制发展模式,培养从业人员的实战能力和创新思维,提升其知识储备、动手能力以及团队协作能力。其次,构建产学研用结合的合作体系,搭建低空经济多元化协同机制。政府部门应出台相关政策,将产学研用结合纳入低空经济发展战略的整体框架中,并携手高校、企业、科研机构共同搭建人才联合培养的多元化协同机制,制定具体方案,满足行业对人才的需求。最后,依托互联网技术,建立高效严格的人才交流平台,为低空专业人才的畅通输送、精准从业奠定坚实基础。◆

参考文献:

- [1] 中共中央国务院印发《国家综合立体交通网规划纲要》[J]. 中华人民共和国国务院公报, 2021(8): 25-37.
- [2] 中国电子信息产业发展研究院. 中国低空经济发展研究报告(2024)[R]. 北京: 中国电子信息产业发展研究院, 2024.
- [3] 通用航空装备创新应用实施方案(2024-2030年)[J]. 中国军转民, 2024(22): 6-8.
- [4] GREENFIELD H I. Manpower and The Growth of Producer Services[J]. Economic Development, 1966: 163.
- [5] BROWNING H L, SINGELMAN J. The emergence of a service society: Demographic and sociological aspects of the sectoral transformation of the labor force in the USA [M]. Springfield: Springfield College, 1975.
- [6] 郭淑芬, 裴耀琳, 吴延瑞. 生产性服务业发展的产业结构调整升级效应研究: 来自中国 267 个城市的经验数据[J]. 数量经济技术经济研究, 2020, 37(10): 45-62.
- [7] 李籽墨, 余国新. 中国生产性服务业高质量发展水平的空间差异及分布动态演进[J]. 统计与决策, 2023, 39(3): 121-125.
- [8] 成康康, 杜赫. 中国农业生产性服务业高质量发展研究[J]. 技术经济与管理研究, 2023(12): 106-111.
- [9] 夏杰长, 徐紫嫣, 袁航. 中国生产性服务业嵌入全球价值链: 影响因素、现实挑战与策略选择[J]. 改革, 2024(10): 1-13.
- [10] 李江苏, 孟琳琳, 李韦华, 等. 黄河流域生产性服务业综合发展水平时空演变及影响因素分析[J]. 人文地理, 2023, 38(2): 116-125.

①六统一: 即产品研发、资质、飞行员、机务、产业示范和航空科普教育统一。

- [11] 覃睿,李卫民,靳军号,等.基于资源观的低空及低空经济[J].中国民航大学学报,2011,29(4):56-60.
- [12] 覃睿.再论低空经济:概念定义与构成解析[J].中国民航大学学报,2023,41(6):59-64.
- [13] 沈映春.低空经济的内涵、特征和运行模式[J].新疆师范大学学报(哲学社会科学版),2025,46(1):108-117.
- [14] 宋丹,徐政.低空经济赋能高质量发展的内在逻辑与实践路径[J].湖南社会科学,2024(5):65-75.
- [15] 张夏恒.低空经济赋能新质生产力的逻辑、阻碍及建议[J].当代经济管理,2025,47(1):17-23.
- [16] 欧阳日辉.低空经济助推新质生产力的运行机理与路径选择[J].新疆师范大学学报(哲学社会科学版),2025,46(1):118-131.
- [17] 张晓兰,黄伟熔.低空经济发展的全球态势、我国现状及促进策略[J].经济纵横,2024(8):53-62.
- [18] 周钰哲.低空经济发展的理论逻辑、要素分析与实现路径[J].东南学术,2024(4):87-97.
- [19] 玛依拉·米吉提,谢雨欣.农业生产性服务业对农业高质量发展的影响研究:基于双重机器学习模型[J].调研世界,2024(6):15-26.
- [20] 曹景林,张子贤.生产性服务业是推动经济高质量发展的“新引擎”吗?[J].统计与信息论坛,2021,36(6):84-93.
- [21] 黄先海,诸竹君.生产性服务业推动制造业高质量发展的作用机制与路径选择[J].改革,2021(6):17-26.
- [22] 李平,付一夫,张艳芳.生产性服务业能成为中国经济高质量发展新动能吗[J].中国工业经济,2017(12):5-21.
- [23] 马龙龙.生产性服务业与地区经济增长:基于调节效应的影响因素及其有效性研究[J].经济理论与经济管理,2011(4):55-63.
- [24] 韩明华.生产性服务业促进产业结构优化升级研究:以宁波制造业转型为例[J].经济体制改革,2010(4):51-55.
- [25] 陈应武.加快低空经济发展促进新质生产力形成的现实蕴意与路径举措[J].贵阳市委党校学报,2024(1):35-41.
- [26] 刘珺,王嘉丽,张夏恒.生产性服务业集聚对制造业创新效率的影响:基于空间杜宾模型的实证分析[J].技术经济与管理研究,2024(4):120-126.
- [27] 沈映春,张豪兴.数字基础设施建设对低空经济高质量发展的影响研究[J].北京航空航天大学学报(社会科学版),2024,37(5):96-108.
- [28] 熊婷燕,刘泽平.生产性服务业集聚对数字经济发展的影响研究[J].调研世界,2023(11):14-26.
- [29] 闫晗,乔均,邱玉琢.生产性服务业发展能促进粮食生产综合技术效率提升吗?:基于2008—2019年中国省级面板数据的实证分析[J].南京社会科学,2022(2):18-29.
- [30] 颜华,齐悦,张梅.农业生产性服务促进粮食绿色生产的效应及作用机制研究[J].中国农业资源与区划,2023,44(2):54-67.

Mechanism and Pathway of Producer Services Empowering High-Quality Development of the Low-Altitude Economy

Hao Aimin, Jia Mingqian

Abstract: As a representative form of new-quality productive forces, the low-altitude economy is transforming economic activities from “two-dimensional” to “three-dimensional,” emerging as a new driver of high-quality economic development in China. Building on a systematic theoretical analysis of how producer services empower the high-quality development of the low-altitude economy, this study employs provincial panel data from 2011 to 2022 to empirically examine the enabling mechanisms. The findings reveal that: Producer services significantly empower the high-quality development of the low-altitude economy; Heterogeneity analysis indicates regional disparities in this effect, with a more pronounced impact in western China; Further analysis demonstrates that human capital plays a positive moderating role in the relationship between producer services and the high-quality development of the low-altitude economy.

Key words: low-altitude economy; producer services; high-quality development; human capital

(责任编辑:新月)

京津冀钢铁产业碳排放驱动因素分解及脱钩状态研究

刘 静¹ 郑文静¹ 张亚楠² 邵 博¹

(1.河北工业大学 马克思主义学院,天津 300401;2.河北工业大学 财务处,天津 300401)

摘要:“双碳”目标的提出为钢铁产业绿色低碳发展指明了方向,对推动高碳行业碳减排提出了新要求。基于时变参数C-D生产函数LMDI分解方法和Tapio脱钩模型,研究了2000—2021年京津冀钢铁产业碳排放驱动因素的演变趋势及碳排放与工业增加值的脱钩状态。研究表明:整体看,京津冀钢铁产业碳减排、碳增排的最主要驱动因素分别为能源强度效应、资本存量效应;分阶段、分效应看,京津冀钢铁产业碳排放各驱动因素的阶段累积效应存在明显差异;从脱钩状态看,分析期内两者脱钩状态还未达到强脱钩。在此基础上针对性地提出推动钢铁产业绿色低碳发展的对策建议,以助推“双碳”目标的实现。

关键词:钢铁产业;碳排放;京津冀;Tapio脱钩模型

中图分类号:F424

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2025)04-0054-08

DOI:10.13999/j.cnki.tjllsj.2025.04.006

一、引言

随着“双碳”目标的提出,绿色发展、减排降碳成为“十四五”时期乃至未来很长一段时期内中国经济发展的主题之一。钢铁产业作为国民经济的重要基础原材料产业,是碳排放的重点行业,对一个区域乃至整个国家的产业结构调整 and 国民经济发展有着重要影响。《中国制造2025》明确指出要全面推进钢铁、有色金属等资源消耗大、污染排放多的粗放制造向绿色制造转变。在实现经济增长和“双碳”目标的双重约束下,各地区的钢铁产业面临不同程度的挑战。京津冀作为北方经济规模最大、最具活力的地区,GDP总量占全国的10%左右,碳排放总量超过10%^[1],是中国碳排放的主要区域。本文以京津冀钢铁产业为研究对象,运用LMDI分解方法和Tapio模型研究京津冀钢铁产业碳排放驱动因素演变趋势以及碳排放与工业增加值的脱钩状态,对“双碳”目标下实现京津冀协同发展具有重要意义,也可为其他地区的碳减排工作提供经验借鉴。

在对钢铁产业碳排放的研究中,何枫等(2013)^[2]

利用LEAP软件预测和分析了在既定发展目标约束下,未来一段时期内中国钢铁产业碳排放和能源消耗情况。崔和瑞和魏朋邦(2016)^[3]运用过程分析法计算中国钢铁产业的碳排放量,并结合发达国家低碳发展经验,提出我国钢铁产业的升级路径。上官方钦等(2021)^[4]通过分析中国钢铁产业碳排放现状,提出钢铁产业实现碳达峰碳中和的关键切入口和技术路线图。在碳排放驱动因素的研究中,国内外学者采用较多的是计量回归分析和因素分解法。这两种方法存在分解剩余和无法处理数据零值问题,为此,有学者提出对数平均迪氏指数(LMDI)分解法,有效解决了零值问题,并得到广泛应用。徐国泉等(2006)^[5]较早应用LMDI分解法研究中国碳排放影响因素问题,之后学者们开始从产业结构变化^[6]、技术进步^[7]、能源消费^[8]等不同角度引入LMDI分解法研究碳排放问题。在碳排放脱钩效应研究中,脱钩理论描述了经济增长与环境污染(资源消耗)之间的关系。研究方法主要有OECD脱钩因子法和Tapio弹性系数法,其中Tapio弹性系数

基金项目:河北省社会科学基金项目“面向碳达峰目标的河北钢铁产业产能优化及调控政策研究”(HB21YJ006)

作者简介:刘静,女,博士,副教授,研究方向为绿色经济;郑文静,女,硕士研究生,研究方向为低碳经济;张亚楠,女,硕士,会计师,研究方向为财务管理、会计与审计;邵博,女,硕士研究生,研究方向为社会主义经济理论与实践。

法应用较为广泛,被认为是研究“经济-环境”之间关系的有效工具。通过文献梳理可以看出,现有文献涉及驱动因素及脱钩状态的研究相对较多,但仍存在一定的拓展空间:从研究对象看,主要从国家层面或省域层面研究制造业整体或某一行业碳排放问题,从区域角度对钢铁产业碳排放的研究相对匮乏。从研究方法看,对钢铁产业碳排放的研究多采用向量自回归和LEAP预测方法,但对各历史阶段的时间演变特征分析不足。从变量选择看,较多研究忽略了技术进步和要素投入对碳排放的贡献。基于此,本文的边际贡献可能在于:一是从区域角度出发,立足京津冀,针对性地研究钢铁产业的碳排放驱动因素变化及其脱钩效应;二是将时变参数C-D生产函数引入LMDI分解法,增加技术进步和劳动、资本要素投入的产出贡献,在碳排放驱动因素机理分析的基础上,分阶段、分效应分析京津冀钢铁产业碳排放变化趋势,并通过Tapio脱钩效应模型探究京津冀钢铁产业各历史阶段的脱钩状态,为进一步深入开展区域“双碳”研究提供理论与实践支撑。

二、理论分析

(一)能源消费对钢铁产业碳排放的影响

能源消费结构决定了不同能源类型在总能源消费中的比例。目前,钢铁产业能源消费以煤炭为主,煤炭在燃烧过程中会释放大量的二氧化碳等温室气体,增加了钢铁产业的碳排放量。如果能源消费结构向低碳能源转变,钢铁产业的碳排放量会相应减少。

(二)能源强度对钢铁产业碳排放的影响

能源强度是衡量国家、地区或产业能源利用效率和技术水平的重要指标。它不仅反映了经济增长对能源消费的依赖程度,也体现了技术进步在经济发展中的作用。具体到钢铁产业,其能源强度的降低直接体现了产业能效水平的提升,并推动碳排放量的减少。

(三)行业结构对钢铁产业碳排放的影响

行业结构影响钢铁产业碳排放的路径主要表现在以下两方面:一是在经济发展过程中,行业结构通过形成范围经济和规模经济,推动绿色低碳产业比重不断提高,从而逐渐减少钢铁产业对传统能源的依赖性。二是生产要素会随着行业结构升级加快资源的优化配置。与此同时,市场主体创新发展的营商环境随着“放管服”改革的推进而大幅改善,微观主体市场活力得到释放,企业的生产效益得到提高,有助于提升碳排放绩效并在一定程度上抑制碳排放强度。

(四)劳动、资本、技术要素供给对钢铁产业碳排放的影响

在发展新质生产力的背景下,劳动、资本、技术要素供给新格局正在形成,并推动钢铁产业碳减排。劳动要素通过劳动者受教育水平、低碳技术实践能力的提升,提高人力资本素质,优化产业结构,增强产业创新能力,深化了人力资本的广度和深度,为钢铁产业碳减排提供可靠的人才基础。资本要素通过传统产业与新兴技术的深度融合,推动资本积累模式的转型,优化资本配置效率,助力企业低碳转型。技术要素通过发展低碳技术、挖掘使用清洁能源渠道,提高能源利用率,在生产层面减少钢铁企业对高能耗化石能源的依赖,高碳排放能源的减少将直接导致碳排放的减少,从而促进钢铁产业碳排放量的下降。技术进步可能带来生产效率的提升,使企业在扩大生产规模时,因能源消耗增加而抵消部分减排效果。当企业从高碳排放生产活动中获得的收益超过其环境成本时,反而可能刺激碳排放增长,形成碳排放反弹效应。

三、研究设计

(一)基于时变参数C-D生产函数的LMDI分解

根据Kaya等式,构建钢铁产业碳排放的驱动力公式:

$$C_t = \sum_j \frac{C_t^j}{E_t^j} \times \frac{E_t^j}{G_t^j} \times \frac{G_t^j}{G_t} \times G_t = \sum_j ES_t^j \times EI_t^j \times S_t^j \times G_t \quad (1)$$

其中: C_t 表示钢铁产业 t 年的碳排放总量, j 表示第 j 类工业行业, C_t^j 表示 t 年第 j 类工业行业的碳排放量, E_t^j 表示 t 年第 j 类工业行业的能源消耗量, G_t^j 表示 t 年第 j 类工业行业产值, G_t 表示 t 年钢铁产业产值, $ES_t^j = C_t^j / E_t^j$ 和 $EI_t^j = E_t^j / G_t^j$ 分别表示 t 年第 j 类工业行业的能源消费碳强度和能源强度, $S_t^j = G_t^j / G_t$ 表示 t 年钢铁产业的产业结构。

参照袁伟彦等(2022)^[9]、李健等(2023)^[10]的研究,把时变参数C-D生产函数引入LMDI分解法,将钢铁产业碳排放的驱动因素分解为能源消费碳强度、能源强度、产业结构、劳动投入、资本存量和技术水平效应。

C-D生产函数方程如下:

$$G = A \times K^\alpha \times L^\beta \quad (2)$$

$$\ln G_t = \ln A_t + \alpha \ln K_t + \beta \ln L_t + u_t \quad (3)$$

其中: A_t 、 K_t 、 L_t 分别表示技术水平、资本存量、劳动投入, α 、 β 分别代表随时间变化的资本、劳动投入弹性,且 $\alpha + \beta = 1$, u_t 表示随机扰动项。

由式(2)得到随时间变化的技术进步为:

$$A_t = G_t / K_t^\alpha L_t^\beta \quad (4)$$

结合上述公式,即可得到基于时变参数C-D生产函数的LMDI分解结果:

$$C_t = \sum_j ES_t^j \times EI_t^j \times S_t^j \times \frac{G_t}{K_t^\alpha L_t^\beta} \times K_t^\alpha L_t^\beta \quad (5)$$

利用LMDI分解法中的加和分解方式,基于公式(5)对碳排放进行如下分解:

$$\Delta C_t = \Delta C_{ES} + \Delta C_{EI} + \Delta C_S + \Delta C_A + \Delta C_K + \Delta C_L \quad (6)$$

$$\Delta C_t = \sum_j (C_t^j - C_0^j) = \sum_j \frac{C_t^j - C_0^j}{\ln C_t^j - \ln C_0^j} \times (\ln C_t^j - \ln C_0^j) \quad (7)$$

其中:

$$\Delta C_{ES} = \sum_j W_j \times \ln \frac{ES_t^j}{ES_0^j} \quad (8)$$

$$\Delta C_{EI} = \sum_j W_j \times \ln \frac{EI_t^j}{EI_0^j} \quad (9)$$

$$\Delta C_S = \sum_j W_j \times \ln \frac{S_t^j}{S_0^j} \quad (10)$$

$$\Delta C_A = \sum_j W_j \times \ln \left(\frac{G_t}{K_t^\alpha \times L_t^\beta} / \frac{G_0}{K_0^\alpha \times L_0^\beta} \right) \quad (11)$$

$$\Delta C_K = \sum_j W_j \times \ln \frac{K_t}{K_0} \quad (12)$$

$$\Delta C_L = \sum_j W_j \times \ln \frac{L_t}{L_0} \quad (13)$$

$$\text{其中: } W_j = \begin{cases} C_t^j - C_0^j / \ln C_t^j - \ln C_0^j, C_t^j \neq C_0^j \\ C_t^j, C_t^j = C_0^j \neq 0 \\ 0, C_t^j = C_0^j = 0 \end{cases} \quad (14)$$

式中 ΔC_{ES} 、 ΔC_{EI} 、 ΔC_S 、 ΔC_A 、 ΔC_K 和 ΔC_L 分别表示能源消费碳强度、能源强度、产业结构、技术进步、资本存量和劳动投入对碳排放增长总量的贡献份额,分别称之为能源消费碳强度效应、能源强度效应、产业结构效应、技术进步效应、资本存量效应和劳动投入效应。

(二) Tapio 脱钩模型

“脱钩弹性”概念由 Tapio 于 2005 年提出,并按照弹性值范围将其分为连接、脱钩和负脱钩三种状态,后被进一步细分为八种等级。以二氧化碳排放和经济增长的脱钩效应为例,弹性系数值计算公式如下:

$$D = \frac{C_t - C_0}{C_0} / \frac{G_t - G_0}{G_0} = \frac{\Delta C / C_0}{\Delta G / G_0} \quad (15)$$

其中: D 代表二氧化碳排放与经济增长的脱钩指

数, ΔC 和 ΔG 分别表示从基期到末期二氧化碳排放量和GDP的变化量。脱钩状态的判别标准如图1所示。

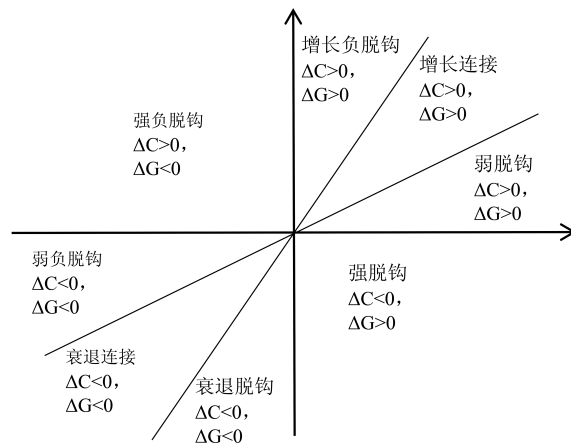


图1 脱钩状态的判别标准

(三) 数据来源

借鉴马军和窦超(2017)^[11]、邓忠奇等(2018)^[12]的分类方法,将黑色金属矿采选业、非金属矿采选业、非金属矿物制品业、黑色金属冶炼和压延加工业四个行业作为钢铁行业,原始数据由四个细分行业相应数据加总而得。在数据来源上,细分行业的二氧化碳排放量和能源消费数据均来源于中国碳核算数据库(CEADs)的碳排放清单和能源清单;细分行业的工业产值、劳动投入、资本存量数据均来源于相关年份的《中国工业经济统计年鉴》《北京统计年鉴》《天津统计年鉴》《河北经济年鉴》。

四、实证分析

(一) 碳排放分解结果分析

采用LMDI分解方法研究京津冀钢铁产业碳排放的时间演变特征,结果见图2、图3。整体看,京津冀钢铁产业碳排放量增加了380.81百万吨。其中,能源消费碳强度效应、产业结构效应、技术进步效应、资本存量效应、能源强度效应和劳动投入效应对京津冀钢铁产业碳排放增长的贡献率分别为24.62%、1.04%、84.18%、116.00%、-95.36%和-30.47%。可以看出,资本存量效应、能源强度效应分别是导致钢铁产业碳排放增加、碳排放减少的最主要驱动力。

1. 分阶段分析

2000—2005年,京津冀钢铁产业碳排放量增加了190.21百万吨,其中,能源强度效应、产业结构效应为负,其余效应为正。说明在新型城镇化背景下,国家大力推进钢铁、水泥等重工业发展,导致这一时期京津冀钢铁产业碳排放呈高位运行态势。随着中国加

入WTO,出口增长加大了制造业的投资力度,京津冀作为北方钢铁产业重地,钢铁产业呈粗放型发展,使京津冀钢铁产业碳排放量显著增加。这期间能源强度效应的减少说明京津冀能源利用效率出现小幅提升。

2005—2010年,京津冀钢铁产业碳排放量增加了295.59百万吨,跟第一阶段类似,这一时期京津冀钢铁产业碳排放仍高位运行。其中,资本存量是该时期碳排

放增加的最主要因素,共增加258.38百万吨碳排放量,能源强度效应对碳减排的贡献最大,共减少151.79百万吨。说明随着工业发展,京津冀制造业的发展模式正从粗放型向集约型转变。2006年国家首次明确提出节能减排约束性指标,节能减排从此成为中央到地方各级政府的重要工作,尤其是重点约束黑色金属冶炼和压延加工业、非金属矿物制品业等碳排放高的产业,这些政策措施促进了能源效率的提高。

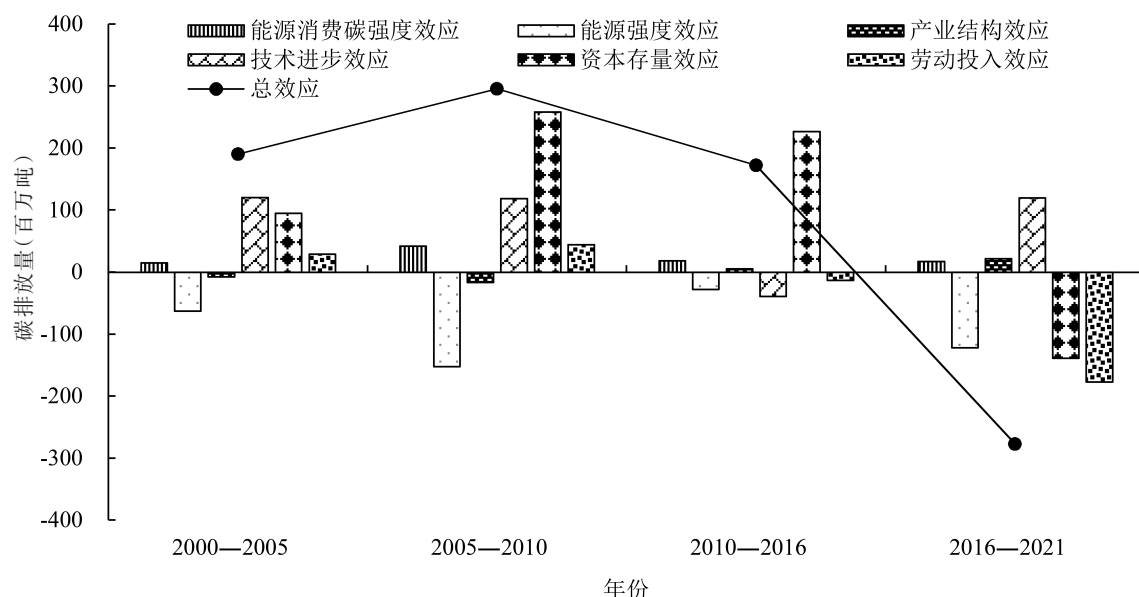


图2 2000—2021年京津冀钢铁产业碳排放因素分阶段分解结果

2010—2016年,京津冀钢铁产业碳排放量增加了172.30百万吨,这一时期京津冀钢铁产业碳排放增速出现下降趋势。其中,能源强度效应、技术进步效应、劳动投入效应推动了碳减排,而且技术进步效应在该时期对钢铁产业碳减排贡献最大,共减少38.68百万吨碳排放量。能源消费碳强度效应虽然仍为正,但相比前两个阶段,增速大幅下降,说明国家为解决在工业快速发展过程中产生的产能过剩和环境污染问题,出台的一系列政策发挥了积极作用。同时,党的十八大提出建设资源节约型、环境友好型社会目标,京津冀进一步加大对钢铁产业节能减排的约束力度,能源结构逐步向低碳化方向调整,推动碳排放量增速放缓。

2016—2021年,京津冀钢铁产业碳排放量减少了277.29百万吨,京津冀钢铁产业碳排放增速出现明显下降趋势。其中,能源强度效应、资本存量效应、劳动投入效应均推动了钢铁产业碳减排。需要注意的是,该时期资本存量效应相比前三个时期,首次由正转负,而且劳动投入效应成为该时期碳减排的最主要驱动

力,共减少176.91百万吨碳排放量。说明这一期间京津冀钢铁产业在供给侧结构性改革大背景下,以节能减排为约束性目标,产业结构加快调整,劳动力大量转入以第三产业为主的低耗能行业,使劳动投入转为促进钢铁产业碳减排。同时,随着“互联网+”、数字经济等各种新业态新模式的迅速崛起,以钢铁产业为代表的重工业投资得到有效分流,降低了高耗能行业的碳排放。

2. 分效应分析

从能源强度效应看,分析期内除个别年份之外,能源强度效应是推动京津冀钢铁产业碳减排的最主要驱动力,由2000—2001年能源强度效应使钢铁产业减少碳排放19.86百万吨,到2007—2008年减少52.44百万吨,再到2020—2021年减少163.95百万吨,说明样本期间京津冀钢铁产业碳排放大幅减少主要得益于钢铁产业能源利用效率的提高。

从能源消费碳强度效应看,在分析期内,能源消费碳强度效应呈W型变化趋势。其中,能源消费碳强度

效应对钢铁产业碳减排贡献的峰值分别出现在2006—2007年和2017—2018年,其余年份能源消费碳强度效应对京津冀钢铁产业碳减排贡献较小,甚至起到碳增排作用,说明京津冀钢铁产业在能源消费构成中高碳排放能源比重仍然较大,这与我国整体能源消费结构有关。主要原因在于,长期以来我国制造业的能源消费以煤炭为主,而煤炭类能源的碳排放系数较大,进而导致制造业碳排放的变化受煤炭类能源消费比重的影响较大。

从产业结构效应看,分析期内,产业结构效应对京津冀钢铁产业的影响方向不稳定且影响不大。其中“十五”和“十一五”期间产业结构效应推动了京津冀钢

铁产业碳减排,在2008—2009年达到碳减排峰值,碳排放较上一年减少12.83百万吨,但“十二五”和“十三五”期间除了个别年份行业结构效应为碳减排,其余年份表现为碳增排效应。说明钢铁产业内部产业结构的调整优化需进一步加强。

从技术进步效应看,分析期内,技术进步效应对京津冀钢铁产业的影响呈波动变化趋势。“十五”和“十一五”期间技术进步效应均表现为碳增排;“十二五”时期,技术进步效应对钢铁产业碳减排贡献最大;“十三五”时期,技术进步对钢铁产业的碳减排效应有所反弹。主要原因可能在于技术进步对碳排放的双重影响,与上文理论分析保持一致。

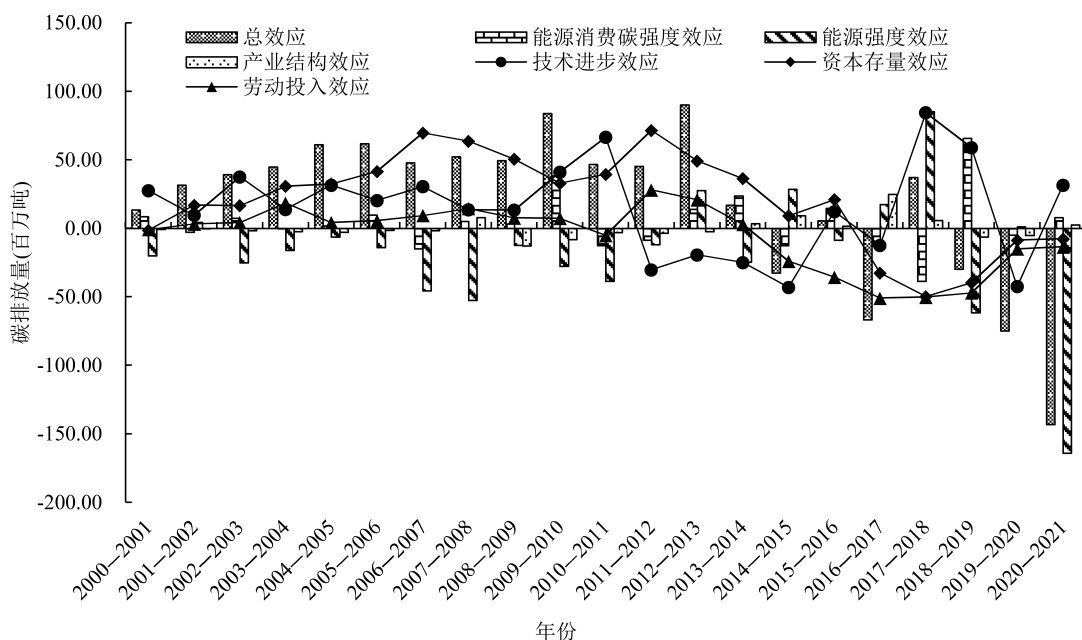


图3 2000—2021年京津冀钢铁产业碳排放因素分效应分解结果

从资本存量效应看,分析期内,资本投入作为京津冀钢铁产业碳排放的最主要驱动因素,呈倒U型发展趋势,在2016年之前持续抑制了钢铁产业碳减排,并于2011—2012年达到碳排放效应最大值。主要原因在于企业追求经济效益最大化,增强了资本存量的产出弹性,由此导致碳增排效应持续增强。2016年之后,资本存量效应呈现整体下降的趋势,并于2016—2017年首次由正转负,整个“十三五”时期资本存量推动钢铁产业碳减排117.52百万吨。主要原因在于中央和地方政府出台的一系列化解钢铁产业产能过剩、推动绿色低碳的政策发挥了积极作用,同时随着“互联网+”、数字经济等各种新业态新模式的迅速崛起,工业投资不断转向高附加值、技术先进的战略性新兴产业

和第三产业,以钢铁产业为代表的重工业投资被有效分流,由此降低了高耗能行业的碳排放。

从劳动投入效应看,分析期内,2000—2014年劳动投入效应大多表现为碳增排效应,其中,在2011—2012年达到了碳排放效应最大值,主要原因在于这一时期资本投入仍以实体经济为主,实体产业仍是新增就业人口涌入的主要渠道。从2014年开始,劳动投入效应由正转负,说明随着供给侧结构性改革的实施,经济高质量发展的不断推进,以及信息化的发展,劳动力大量转入低耗能产业,而且随着劳动者受教育水平的提升以及低碳技术实践能力的增强,劳动投入由过去的碳增排效应转为碳减排效应,2014—2021年共减少碳排放236.38百万吨。

(二)碳排放脱钩状态分析

为更清晰地揭示钢铁产业碳排放与经济增长的脱钩效应,将2000—2021年划分为四个阶段进行考察,每个阶段分别以2000年、2005年、2010年、2016年为基准年(见表1)。

表1 2000—2021年京津冀钢铁产业碳排放脱钩指数及脱钩状态

年份	地区	$\Delta C/C0$	$\Delta G/G0$	D	脱钩状态
2000—2005年	北京	0.1237	1.7126	0.0723	弱脱钩
	天津	1.0943	2.8408	0.3852	弱脱钩
	河北	1.8756	2.9842	0.6285	弱脱钩
	京津冀	1.5091	2.7412	0.5505	弱脱钩
2005—2010年	北京	-0.1747	0.1142	-1.5292	强脱钩
	天津	1.1702	2.2045	0.5308	弱脱钩
	河北	0.6973	1.8630	0.3743	弱脱钩
	京津冀	0.6779	1.6971	0.3995	弱脱钩
2010—2016年	北京	-0.8315	-0.3130	2.6567	衰退脱钩
	天津	0.1199	0.5129	0.2337	弱脱钩
	河北	0.2349	0.1781	1.3188	增长负脱钩
	京津冀	0.1837	0.2158	0.8512	增长连接
2016—2021年	北京	-0.4289	0.1296	-3.3088	强脱钩
	天津	-0.0454	-0.2303	0.1972	弱负脱钩
	河北	0.1052	0.5110	0.2058	弱脱钩
	京津冀	0.0856	0.3257	0.2630	弱脱钩

从表1可以看出,2000—2021年间京津冀钢铁产业碳排放与工业增加值的脱钩状态呈现6种类型:强脱钩、弱脱钩、衰退脱钩、增长负脱钩、增长连接、弱负脱钩。其中,北京经历了由弱脱钩到衰退脱钩再到强脱钩状态,天津经历了由弱脱钩到弱负脱钩状态,河北经历了由弱脱钩到增长负脱钩再到弱脱钩状态,京津冀整体经历了由弱脱钩到增长连接再到弱脱钩状态。分时段看,2000—2005年,北京、天津、河北钢铁产业碳排放与工业增加值脱钩状态均为弱脱钩,即钢铁产业碳排放随着工业增加值增长而增加,但碳排放增长率小于工业增加值增长率。其中,北京、天津和河北的脱钩弹性系数值分别为0.0723、0.3852和0.6285,河北的脱钩弹性系数最大。2005—2010年,北京钢铁产业碳排放与工业增加值的脱钩状态为强脱钩,即钢铁产业碳排放下降而工业增加值增长,天津和河北呈现弱脱钩状态。原因可能与“十一五”规划首次明确提出节能减排约束性指标有关,加上2008年北京奥运会的举办,北京钢铁产业碳排放与工业增加值的脱钩效应明

显。2010—2016年,北京钢铁产业碳排放与工业增加值的脱钩状态为衰退脱钩,即钢铁产业碳排放和工业增加值均下降,且碳排放下降速度大于工业增加值下降速度,河北呈现增长负脱钩状态,主要原因可能在于首钢搬离北京,天津仍为弱脱钩状态。2016—2021年,北京钢铁产业碳排放与工业增加值的脱钩状态为强脱钩,此状态为产业发展的最佳状态。天津呈现弱负脱钩状态,即钢铁产业碳排放和工业增加值均下降,但碳排放下降速度小于工业增加值下降速度,说明天津钢铁产业碳排放仍有很大提升空间,河北仍为弱脱钩状态。

2000—2021年京津冀钢铁产业整体脱钩状态经历了由弱脱钩到增长连接再到弱脱钩状态。虽然2000—2005年和2016—2021年京津冀整体脱钩状态均为弱脱钩,但2016—2021年脱钩指数同2000—2005年相比,由0.5505下降到0.2630,脱钩弹性系数有所下降,但还未达到强脱钩状态,说明京津冀近几年在推动钢铁产业绿色转型升级方面效果有所提升,但与强脱钩仍有一定差距,实现碳达峰碳中和目标仍需进一步优化资源配置。

五、结论与建议

(一)研究结论

采用基于时变参数C-D生产函数的LMDI分解方法和Tapio脱钩模型,研究了2000—2021年京津冀钢铁产业碳排放驱动因素演变趋势以及碳排放与工业增加值的脱钩状态,得到如下结论:整体看,2000—2021年资本存量效应、能源强度效应分别是导致钢铁产业碳排放增加、碳排放减少的最主要驱动力。分阶段、分效应看,京津冀钢铁产业碳排放各驱动因素的阶段累积效应存在明显差异。从时间演化趋势看,能源强度效应在四个阶段均为负,说明能源强度效应在四个阶段均促进了碳减排;资本存量效应对碳排放贡献呈倒U型发展趋势;能源消费碳强度效应呈W型变化趋势;技术进步效应对京津冀钢铁产业的影响呈波动变化趋势;行业结构效应对京津冀钢铁产业碳排放的影响方向不稳定且效应不大;劳动投入效应呈现先增加后减少的趋势。从脱钩状态看,2000—2021年京津冀钢铁产业碳排放与工业增加值脱钩状态由弱脱钩到增长连接再到弱脱钩状态,虽然脱钩弹性系数有所下降,但还未达到强脱钩状态。其中,北京实现了由弱脱钩到强脱钩的转变;天津脱钩状态由弱脱钩变为弱负脱钩,还有很大提升空间;河北经历了由弱脱钩到增长负脱钩再到弱脱钩状态的转变。

(二) 对策建议

基于以上分析,提出如下对策建议:

第一,进一步增强能源消费碳强度和能源强度的碳减排效应,促进钢铁产业绿色转型。一是深化能源体制改革,促进能源结构优化升级。钢铁产业需结合自身实际情况,从着力推动以煤炭为主的能源消费结构转变为以技术创新和政策支持为主的能源供给结构,深化能源体制机制改革,优化能源结构,推动钢铁产业降碳增效。二是随着经济发展进入新常态,国内钢铁需求逐渐放缓,同时叠加政策效应驱动钢材出口回流,如果不采取切实有效的低碳发展措施,将面临“缩减产量、优胜劣汰”的压力。因此,钢铁产业应加快低碳技术研发及应用,提升能源利用效率,提高生产技术水平。采用成熟度高、实用性强的低碳冶金技术,进一步优化燃料结构,降低燃料比、铁钢比。结合发展实际推进能源管控系统优化,加快数字化、信息化技术推广应用,对现有生产线进行全面的智能化改造升级,以数字化、网络化、智能化赋能钢铁产业绿色化,提高系统能效。

第二,进一步改善劳动、资本、技术要素供给结构,优化资源配置效率。近年,京津冀钢铁产业劳动投入和资本存量的碳减排效应已经显现,为进一步降低钢铁产业碳排放,需持续提升劳动者受教育水平,增强低碳技术实践能力,鼓励钢铁产业绿色投资,优化资本和劳动配置效率,增大劳动投入和资本存量的碳减排效应。技术进步是钢铁产业经济产出高效化、生产过程低碳化、能源效率提高化、能源结构合理化的主要推动力,是产业绿色转型升级的新动能,但要防止出现碳排放反弹效应。因此在政策层面,要强化顶层设计和政策创新,针对钢铁产业细分行业特点,统筹研究制定适合本行业的数字化转型实施方案,通过整合现有科技资源和技术示范推广,引导企业开展数字化改造,形成低碳技术路线的利益共享、风险分担、创新促进机制。在技术层面,加强产学研用深度融合,利用数字化制造资源平台、数字化车间等,打通上中下游的数据流,实现产业链供应链的协同合作。在监督层面,为防止技术进步出现碳排放反弹效应,一定要压实节能减排责任,激励企业主动开展碳核算工作,加强过程性考核和监督。

第三,实施差异化低碳政策,协调推进钢铁产业实现“双碳”目标。根据京津冀钢铁产业碳排放驱动因素的贡献度及脱钩状态,在推动钢铁产业实现“双碳”目

标过程中应注重地区特点,实施差异化低碳政策。一是加强顶层设计,建立京津冀碳减排长效机制,保障京津冀协同发展。通过共同谋划产业空间布局、共同建立生产排放统一认证体系、共同分享绿色金融资源等措施,多措并举全面助推京津冀整体实现碳排放强脱钩。二是立足京津冀整体发展格局和各自的发展现状,制定差异化碳减排政策。北京钢铁产业碳排放较低,作为科技创新高地,需要发挥高科技产业集群效应,做好京津冀地区绿色研发技术的保障工作;天津钢铁产业碳排放居中,但脱钩状态由弱脱钩变为弱负脱钩,脱钩状态还有很大提升空间,需进一步在碳排放驱动因素上下功夫,改善钢铁产业碳排放与工业经济增长的脱钩状态,尽快实现强脱钩;河北钢铁产业碳排放比重较大,除注重碳排放驱动因素以外,要抓住数字经济发展的重大机遇,深化与京津地区的联系和合作,全面推动数字技术改造,赋能传统钢铁产业转型升级。◆

参考文献:

- [1]陈亮,张楠,王一帆,等.京津冀地区碳排放强度变化驱动因素及归因分析[J].中国环境科学,2023,43(8):4382-4394.
- [2]何枫,徐晓宁,王学艳,等.我国钢铁产业碳减排LEAP模型情景研究[J].华东经济管理,2013,27(12):89-92+134.
- [3]崔和瑞,魏朋邦.钢铁行业节能减排政策情景研究:基于LEAP模型[J].北京理工大学学报(社会科学版),2016,18(6):1-9.
- [4]上官方钦,刘正东,殷瑞钰.钢铁行业“碳达峰”“碳中和”实施路径研究[J].中国冶金,2021,31(9):15-20.
- [5]徐国泉,刘则渊,姜照华.中国碳排放的因素分解模型及实证分析:1995-2004[J].中国人口·资源与环境,2006(6):158-161.
- [6]鲁万波,仇婷婷,杜磊.中国不同经济增长阶段碳排放影响因素研究[J].经济研究,2013,48(4):106-118.
- [7]张鸿武,王珂英,爻蕴钰.中国工业碳减排中的技术效应:1998—2013:基于直接测算法与指数分解法的比较分析[J].宏观经济研究,2016(12):38-49.
- [8]刘玉珂,金声甜.中部六省能源消费碳排放时空演变特征及影响因素[J].经济地理,2019,39(1):182-191.
- [9]袁伟彦,方柳莉,罗明.中国工业碳排放驱动因素及其脱钩效应:基于时变参数C-D生产函数的分解和测算[J].资源科学,2022,44(7):1422-1434.
- [10]李健,付春旺,李柏桐.钢铁领域CO₂减排协同发展的实现策略:以京津冀为例[J].中国环境管理,2023,15(5):27-34.
- [11]马军,窦超.我国钢铁行业产能利用率的测度及产能过剩影响因素分析[J].经济问题,2017(2):85-90.
- [12]邓忠奇,刘美麟,庞瑞芝.中国钢铁行业产能过剩程度测算及去产能政策有效性研究[J].中国地质大学学报(社会科学版):2018,18(6):131-142.

Decomposition of Driving Factors and Decoupling Status of Carbon Emissions in the Iron and Steel Industry in the Beijing–Tianjin–Hebei Region

Liu Jing, Zheng Wenjing, Zhang Yanan, Shao Bo

Abstract: The proposal of the “dual carbon” goals has charted a course for the green and low-carbon development of the iron and steel industry, while imposing new requirements for carbon emission reduction in high-carbon sectors. Based on the time-varying parameter C–D production function LMDI decomposition method and the Tapio decoupling model, this study investigates the evolutionary trends of carbon emission driving factors and the decoupling status between carbon emissions and industrial added value in the Beijing–Tianjin–Hebei (BTH) iron and steel industry from 2000 to 2021. The findings indicate that: Overall, the energy intensity effect and capital stock effect are the most significant drivers of carbon reduction and carbon increase, respectively, in the BTH iron and steel industry; From a phased and effect-specific perspective, there are notable differences in the cumulative effects of various driving factors across different stages; Regarding decoupling status, the analysis period has not yet achieved strong decoupling between carbon emissions and industrial added value. Building on these insights, targeted policy recommendations are proposed to promote green and low-carbon development in the iron and steel industry, thereby facilitating the realization of the “dual carbon” goals.

Key words: iron and steel industry; carbon emissions; Beijing–Tianjin–Hebei region; Tapio decoupling model

(责任编辑:云野)

心理所有权、居住意愿与宅基地退出意愿

——基于中西部8地649户农户调查样本

曹 飞¹ 刘奕辰²

(1.河南财经政法大学 管理科学与工程学院,河南 郑州 450046;

2.驻马店市机关事务中心,河南 驻马店 463000)

摘要:厘清如何构建以合理约束机制、激励机制为核心的宅基地退出机制,对于破解中国农村宅基地低效利用难题具有重要意义。基于中西部8地的实地调研资料,建立Logistic回归模型和中介效应检验模型,探究农户的宅基地心理所有权、居住意愿等因素对农户宅基地退出意愿的影响。实证结果表明:(1)农户宅基地心理所有权会抑制农户宅基地退出意愿,农户宅基地心理所有权越强,越倾向于持有宅基地。(2)意愿居住地、意愿居住方式是农户心理所有权和宅基地退出意愿的中介变量。从政策制定角度来看,应注重宅基地退出过程中农户的情感需求,加强政策解读与学习,消除农户认知偏差。此外,做好社会保障体系的差异化管理,协调要素长期均衡流动是实现宅基地合理有序退出的重要举措。

关键词:心理所有权;宅基地退出;居住意愿;Logistic回归模型

中图分类号:F321.1

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2025)04-0062-09

DOI:10.13999/j.cnki.tjllsjsj.2025.04.007

一、引言

随着工业化、城镇化进程的发展和城镇落户政策的持续放松,越来越多的农村人口选择进城务工并定居,2021年我国共有13309万名进城农民工年末在城镇居住,占外出农民工总数的77.5%^[1]。因为宅基地的产权配置等原因,这些农业转移人口选择“城乡分离”的户籍策略^[2],在城市定居后仍有意愿保留自己的土地,以至于农村宅基地严重闲置,“一户多宅”、“空心村”、宅基地隐性交易等现象普遍存在,土地资源利用低效^[3]。全国典型村庄调研发现2018年我国宅基地闲置程度约为10.7%,整体来看中国约有1/3的宅基地长期处于闲置和低效利用状态^[4]。当前城乡二元结构背景下我国经济的堵点在农村,以宅基地为抓手推进乡村发展是畅通城乡经济循环的重要着力

点^[5],因此实现闲置宅基地的有序退出和高效利用成为亟须解决的重要问题。

2018年中央一号文件提出探索农村宅基地“三权分置”,开启了农村宅基地制度改革的新篇章;2019年农业农村部发布《关于积极稳妥开展农村闲置宅基地和闲置住宅盘活利用工作的通知》,指出鼓励农民以出租、入股等形式盘活农村闲置住宅;同年,新修正的《中华人民共和国土地管理法》明确指出,要给予退出宅基地的农户合理的经济补偿。在“三权分置”背景下,以落实所有权、保障权为基础,通过农户宅基地的退出来提升农村用地效益,已成为宅基地制度改革的重中之重。我国的宅基地制度改革当前仍具有较强的封闭性特质^[6],宅基地闲置的农民是否愿意退出宅基地,退出宅基地后应采取怎样的补偿方式成为学界关注的热

基金项目:河南省软科学项目“土地要素市场化配置对城乡收入差距的影响机制、实证效果与政策路径优化研究”(252400411086);国家社会科学基金项目“土地要素市场化配置对城乡融合发展的影响机制研究”(21BJY135)。

作者简介:曹飞,男,博士,副教授,博士生导师,研究方向为土地、房地产与城市经济管理;刘奕辰,女,硕士,研究方向为土地、房地产与城市经济管理。

点。有学者认为农民不会在没有更大的经济利益时放弃宅基地这一具有固定资产属性的财产权利^[7],除非放弃宅基地带来的经济补偿能够帮助其在城市长久扎根,提高生活质量和归属感。相反的意见则认为农户是因为其集体经济组织成员的身份免费获得了宅基地,当其脱离农村集体经济组织在城市生活稳定时,应自觉、无偿退出宅基地。

作为农村安居政策的一部分,我国现行的宅基地管理制度起到了保障农民的基本生存和促进农村社会安定的作用。但现行制度也限制了宅基地的流转,难以匹配我国城市化进程中高效集约利用土地的需要。宅基地退出机制的缺乏是现阶段宅基地利用问题的重要原因,主要表现在制度可操作性差、宅基地本身的限制流转和无偿无限期使用、缺乏促进宅基地集约高效利用的相关制度等方面。为破解宅基地退出困境,近年来诸多研究针对宅基地退出机制进行了探索,现有研究主要围绕宅基地退出的必要性、宅基地退出意愿和影响因素、宅基地退出模式、宅基地退出补偿机制展开^[8-9],其中明确指出农户宅基地退出影响因素是宅基地制度改革的重中之重。已有研究主要围绕农户个人特征、家庭特征、宅基地特征、农户风险认知等方面展开,但忽略了农户这一主体的居住意愿和对宅基地的认知等主观因素对宅基地退出意愿的影响。近年来虽然对于农户的行为、风险偏好等主观因素对宅基地退出意愿的研究有所加强^[10],但也只有较少研究从行为经济学出发,通过实证探究认知偏差、锚定心理等因素对宅基地退出意愿的影响,更进一步综合性的宅基地退出意愿研究较为缺乏。鉴于此,本文利用河南、四川8地农户的调研数据,从价值显化和马斯洛层次需求理论出发,考虑宅基地产权认知、个人特征、家庭特征以及宅基地特征等客观因素的影响,使用主客观因素协同、中介效应检验的方法探究宅基地退出的影响因素。其中,本文分别设置隐性和显性问题来体现农户的宅基地心理所有权,提出农民的居住意愿是农户心理所有权和宅基地退出意愿间的中介变量,以期制定切实可行的宅基地退出政策提供决策参考。

二、理论分析与研究假设

“理性经济人”假设认为,农户作为典型独立的个体,决策时会采用自身效用最大化的决策方式,然而农户在实践中往往会掺杂非理性情感因素,不能保持完全的理性。因此行为经济学提出“行为人”在经济活动中是“有限理性”,所作的决策受理性因素和感性因素

双重影响。农户一方面追求自身效益最大化,另一方面又不能摆脱对于归属、尊重等自我实现的需要。马斯洛需求理论将人的需求分为生理需求、安全需求、社交需求、尊重需求和自我实现需求^[11]。宅基地是资产属性资源,农户作为理性经济人,会对宅基地的价值进行量化评估。在面临基地退出决策时,农户会评估并权衡该行为的感知收益与心理期望^[12],考虑退出宅基地后的问题时不仅包含居所问题,还有后续的就业、生存、社交、自身发展等问题。

随着城镇化推进和宅基地制度的不断变迁,宅基地的价值构成逐渐多元化,除了居住这一基本保障功能外,农户开始追求情感寄托价值、资本增值等其他价值。这些价值需求在不同农户间存在差异,如农户主观上对宅基地的占有感越强,乡愁情结越浓,情绪寄托价值显化度越高,越无法割舍承载乡土情怀的宅基地。宅基地退出实际上是产权主体让渡权利,让渡的权利和载体的价值量都会影响宅基地退出的效益^[13]。基于此,从以下两个方面提出假设:

(一)心理所有权与宅基地退出意愿

从法律上看,农村宅基地所有权主体明确:农村土地属于集体所有指的是集体土地所有权并不是归集体经济组织所有,也不是村民所有,而是属于农村集体经济组织的成员集体所有^[14]。作为成员权的衍生,宅基地资格权认定应当以集体成员身份为基础,成员的身份和土地产权不是绝对绑定关系。2013年至今我国在完善城乡土地产权同权化的过程中,探索并建立了所有权、资格权、使用权“三权分置”的制度^[15]。在宅基地“三权分置”过程中,不完善的所有权行使机制、尚未建立的资格权保障机制、不健全的使用权流转市场机制导致了“人-地”、权能、身份错配等问题^[16]。在乡村振兴进程中,需用改革推动人才、土地、资本流动,打破城乡流动壁垒,宅基地方面应通过改革建立清晰归属、流转顺畅、保护严格的制度。微观上,虽然法律制度对宅基地所有权界定明确,但是个人可能会忽视宅基地属于集体所有,基于现实生活中对宅基地的长期占有和使用事实,心理上形成对宅基地“准所有”的认知,从而导致较多土地归属、利用纠纷。

心理所有权的概念来源于占有心理学理论,主要包含控制感、认同感和效能感,强调的是个体对目标物体的主观占有感。对农户来讲,宅基地是先辈留下的财产,不仅是一个居所,更承载了传承的意义,是亲人

联结的纽带。此外,农户在宅基地上建造房屋的过程中投入了大量的时间、金钱和精力,无形中加强了农户对宅基地的心理所有权。一方面,只要户内有生存的成员,农户可以无偿、永续使用宅基地^[17],长期使用后农户对宅基地的心理所有权会导致农民产生预期反应,拒绝退出宅基地带来的未知变化,另一方面,宅基地和住房息息相关,心理所有权会强化宅基地人格化财产属性,提高其禀赋效应,阻碍农户退出宅基地。

多数学者用传染病模型刻画从众心理、客观经济因素对于社会事件的影响,宅基地退出必然受到客观条件的催化,同时农户也受社会从众心理因素的影响,具体表现在人际交流过程中农户的意愿和行为会被其他群体的决策影响。实际上,在回答心理所有权问题时,农户可能会因从众心理忽略个体实际情况选择非内心真实所想的答案。因此,设置“若您在城镇购买住房,是否认为您的农村宅基地相关权利保持不变”问题体现农户的隐性心理所有权^[18]。设置“您认为宅基地属于谁”问题体现农户的显性心理所有权,代表农户对宅基地所有权的一般认知。基于上述论证提出假设:

假设1:心理所有权会抑制农户宅基地退出意愿。

(二)心理所有权、居住意愿与宅基地退出意愿

行为与实验经济学背后隐藏着“方法论弱个体主义”,不同于新古典经济学所坚持的方法论个体主义,它将人的社会属性着重提了出来,认为社会中的每个个体是具有情感、认同等社会性的“理性经济人”^[19]。学者对有关行为影响因素的探讨从传统的理性动机分析拓展到情感驱动分析领域,部分研究认为人和场所、环境之间的情感联结十分重要,强调人的主体性经验凌驾于冷冰冰的空间科学逻辑之上。在居民与城乡生活的真实互动中,地方依恋被看作一种相对稳定和长久的情感变量,会直观体现在农户的意愿居住地选择上。人文地理学中引入了地方依恋一词来表示人对地方的爱恋之情,目前学界普遍采纳的是3P框架,将地方依恋分为人、地方、心理三个维度进行解读,个体在空间迁移后对新空间形成依恋的过程中,也会保留对原空间的依恋,进而出现意愿居住地的选择分化,进而对宅基地退出意愿产生影响。

居住意愿作为人类的一种主体性选择,取决于对居住场所、居住形式的偏好,会受到个人客观情况和主观偏好的影响。对农户来讲宅基地退出意味着放弃其所有预期功能,宅基地心理所有权越强,农户对宅基地功能价值预期越高,更愿意居住在乡村,宅基地退出意

愿越弱。从占有感、信仰等维度来看,农户会产生与某地维持亲密联系的行为倾向,进而影响宅基地退出决策,中国农民的故土难离、叶落归根等传承观是其直观呈现。因此,农户层面人地关系的作用应被充分重视,农户选择在城市上楼居住意味着抑制内心的乡土情结和心理归属,选择退出宅基地意味着放弃与故乡的联结纽带,这种所有权导致的意愿居住地改变也影响着农户的宅基地退出意愿。正如新生代乡城移民具有较高的城市融入和较低的乡土依恋,更倾向于在城市居住,因此其宅基地退出意愿较高^[20]。基于此,提出假设:

假设2:意愿居住地是农户心理所有权和宅基地退出意愿的中介变量。

假设3:意愿居住方式是农户心理所有权和宅基地退出意愿的中介变量。

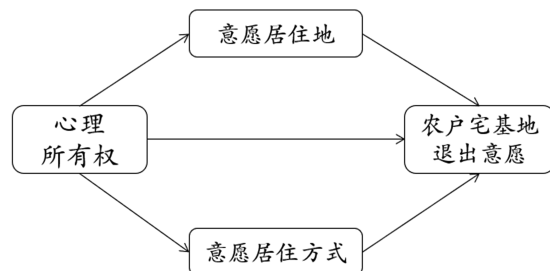


图1 理论模型

三、研究设计

(一)数据来源

数据来自课题组于2022年1月至2022年2月组织的“中西部地区农村宅基地使用和退出意愿情况调查”。调查采用课题组大学生寒假返乡的调研方式,以实地问卷调查、一对一访谈的形式在河南省、四川省进行抽样调查,剔除空白、回答严重缺失等的无效问卷后得到有效问卷649份。从经济发展情况看,调查了成都市、开封市、兰考县、三台县、武陟县、郸城县、滑县、西峡县等8个区域,覆盖了中西部不同类型的地区,既包含经济较为发达的成都市、开封市,也包含了兰考县、三台县等脱贫县;从地理位置看,既有处于城镇的城中村(样本较少),也有分布在距离城镇不同距离的城郊村庄。调查问卷涵盖了农户个人及家庭成员基本信息、宅基地状况、住房状况、居住意愿、宅基地退出意愿、宅基地退出补偿方式和补偿参考额度等内容。

(二)变量说明

实证模型的被解释变量、核心解释变量、中介变量、控制变量的设置见表1。

1.被解释变量:宅基地退出意愿

本文关注的是乡村振兴背景下农户的宅基地退出意愿,在这里指的是“三权同退”。将农户宅基地退出意愿设置为虚拟变量,愿意=1,不愿意=0。

2.核心解释变量

设置问题“您认为宅基地属于谁”,体现农户的显性宅基地心理所有权,有个人、集体和国家三个选项,该变量为类别变量,将“宅基地属于个人”作为控制对照组。设置“若您在城镇购买住房,是否认为您的农村宅基地相关权利保持不变”问题来体现农户的隐性宅基地心理所有权,是=0,否=1。

3.中介变量

农户心理所有权通过影响农户的居住意愿促使农

户作出退出宅基地的决策,故选取农户意愿居住地、意愿居住方式为中介变量。通过调研确定农户的意愿居住地有农村、小城镇、城市三种,分别赋值为0、1、2。农户的意愿居住方式有分散居住、上楼居住两种,并分别赋值为0、1。

4.控制变量

从农户个人特征、家庭特征、宅基地特征等方面选取变量测度农户宅基地退出决策行为的控制因素。农户个人特征选取年龄、婚姻状况、受教育程度等变量;家庭特征选取家庭人口数量、家庭收入水平等变量;宅基地特征选取宅基地总面积、村内宅基地是否紧缺等变量。

变量说明及描述性统计见表1。

表1 变量说明及描述性统计

变量	变量名称	定义与赋值	均值	标准差
被解释变量	农户宅基地退出意愿	不愿意=0;愿意=1	0.32	0.48
核心解释变量	宅基地所有权	属于农民个人=1;属于农民集体=2;属于国家=3	1.81	0.83
	若您在城镇购买住房,是否认为您的农村宅基地相关权利保持不变	是=0;否=1	0.46	0.50
中介变量	意愿居住地	农村=0;小城镇=1;城市=2	0.95	0.82
	意愿居住方式	分散居住=0;上楼居住=1	0.336	0.473
控制变量	年龄	25岁以下=1;25—40岁=2;40—60岁=3;60岁以上=4	1.97	0.57
	婚姻状况	已婚=0;未婚=1	0.20	0.40
	受教育程度	小学及以下=1;初中=2;高中=3;大专及以上=4	2.37	1.12
	家庭人口数量	1人=1;2人=2;3人=3;4人=4;5人及以上=5	4.04	0.94
	家庭收入水平	3万元以下=1;3万—5万元=2;5万元—10万元=3;10万元以上=4	2.55	0.92
	宅基地总面积	0.1—0.3亩=1;0.3—0.5亩=2;0.5—0.8亩=3;0.8亩及以上=4	2.02	0.87
	村内宅基地是否紧缺	基本可以分配到=0;很紧缺有人分配不到=1	0.21	0.41

(三)描述性统计

在调查获得的649份有效问卷中,男性有388人,占比59.78%;年龄以25—40岁为主,占比67.49%;已婚人士居多,有521人;大部分家庭人口数量为4人,占比38.37%,5人及以上的人口次之,占比36.67%。统计结果显示,愿意退出宅基地的农户有209户,占比32.20%;不愿意退出宅基地的农户有440户,占比67.80%。由此看,现阶段倾向于退出宅基地的农户较少。

由于区位差异,不同区域农户对宅基地退出的响应程度有所不同。按照距离城镇远近将调查问卷分为城中村、城郊两区域,分别得到42份、607份问卷。城中村、城郊的农户宅基地退出支持度分别为23.81%、32.78%,城中村农户宅基地退出意愿低于城郊农户宅基地退出意愿。可能是因为,宅基地退出有关政策发布后,城中村宅基地价值显化不均衡诱发了农户的预

期收益差异。城中村的农户是最先感知城镇化进程中土地政策变化的一批人,所面临的利益冲突更明显。由于其资源禀赋具有独特性和优越性,农户心理预期更倾向于获得更多的补偿。为推进城市和城中村规划统一,地方政府也会以较高成本改造城中村,这些因素都会降低城中村农户的宅基地退出意愿。城郊村庄中,宅基地价值总体较低,宅基地退出后的有利补偿相对更容易满足居民心理预期,农户也较城中村农户更愿意退出宅基地。

表2 不同区位村庄农户宅基地退出意愿情况

分区类型	调查户数	占比	宅基地退出意愿			
			愿意	占比	不愿意	占比
城中村农户	42户	6.47%	10户	23.81%	32户	76.19%
城郊农户	607户	93.53%	199户	32.78%	408户	67.22%

此外,本次调研设置了“不愿意退出宅基地的原因”“您认为如何让村民退出多余的宅基地”“退出补偿额度应参考什么”三道主观问题,部分农户积极给出了回答。本文期望通过实证研究,结合表3中农户回答的关键词筛选和词频统计,为相关农户宅基地退出政策的制定提供调研支撑。

表3 主观问题调研的关键词词频统计

问题	关键词	词频统计
不愿意退出宅基地的原因	乡愁留恋,不愿远离亲戚	120
	社会保障	63
	经济价值	54
您认为如何让村民退出多余的宅基地	货币补偿	52
	政策引导	40
	法律手段	29
	房屋补偿	19
退出补偿额度应参考什么	周边征收补偿价格	60
	周边同等情况的商品房价格	54
	村内宅基地买卖价格	36
	政府给多少算多少	19
	集体土地入市价格	18

(四)模型构建

1.农户心理所有权对宅基地退出意愿的影响

本研究中农民退出宅基地指的是“三权同退”,反映农户退出意愿的数据设定为同意和不同意,这种是典型的二元离散变量。将被解释变量设定为农户退出宅基地意愿,愿意赋值为1,不愿意赋值为0。使用二项分类 Logistic 回归进行计量分析,运用最大似然法拟合回归参数。Logistic 模型构建如下:

$$P = \frac{e^{f(x)}}{1 + e^{f(x)}} \quad (1)$$

$$\ln \left[\frac{P}{1-P} \right] = f(x) = \alpha + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \cdots + \beta_i X_i + \varepsilon \quad (2)$$

其中, P 表示农户愿意退出宅基地的概率, $1-P$ 表示农户不愿意退出宅基地的概率, X_i 是农户退出宅基地意愿的影响因素, β_i 是第*i*个自变量的回归系数, ε 是随机扰动项, α 为常数项。

2.中介效应检验

中介效应检验常用来探讨关键自变量对自变量影响的内在机制,方法主要有逐步检验法、Sobel法和非参数百分位 Bootstrap 法。逐步检验法的结果更易理解和解释,利用该方法探讨农户心理所有权、意愿居住地、农户宅基地退出意愿的中介效应。构建模型如下:

$$Y = \alpha_0 + \alpha_1 X + \mu K_i + e_1 \quad (3)$$

$$M_i = \beta_0 + \beta_1 X + \mu K_i + e_2 \quad (4)$$

$$Y = \delta_0 + \delta_1 X + \delta_2 M_i + \mu K_i + e_3 \quad (5)$$

其中, Y 为农户宅基地退出意愿; X 为农户的宅基地心理所有权; M_i 为中介变量,表示农户的意愿居住地; K_i 为控制变量; α_0 、 β_0 、 δ_0 是常数项; e_1 、 e_2 、 e_3 为随机扰动项; α_1 、 β_1 、 δ_1 、 δ_2 、 μ 是待估系数。式(3)表示农户宅基地心理所有权对宅基地退出意愿的直接影响;式(4)表示农户宅基地心理所有权对意愿居住地的影响;式(5)表示农户宅基地心理所有权通过意愿居住地对宅基地退出意愿的间接影响。

农户心理所有权、意愿居住方式和农户宅基地退出意愿的中介效应模型构建同上,中介变量 M_i 含义发生变化,表示农户的意愿居住方式。

四、实证分析

(一)基准模型

在宅基地退出意愿影响因素模型中,选取农户宅基地退出意愿作为被解释变量,模型1和模型2分别代表农户宅基地心理所有权意识的隐性问题 and 显性问题对农户宅基地退出意愿的影响,估计结果见表4的模型1和模型2。模型1农户心理所有权的隐性变量系数显著为正,模型2农户心理所有权的显性变量系数同样显著为正,说明农户心理所有权越强,宅基地退出意愿越弱。

从需求角度出发,宅基地价值认知取决于宅基地价值显化度,宅基地的价值主要由“居住保障”“情感寄托”“经济发展”三方面构成。从村庄区位看,城中村居民由于其优越的地理位置使宅基地价值显化,为了获取更多经济利益,农户更倾向于保留宅基地,而城郊村庄居民宅基地的“居住保障”“情感寄托”功能则会有不同程度的价值显化。本次调研样本中城中村居民明显多数不愿意退出宅基地,因此选取城郊居民为样本,探究内部主观认知等因素对农户宅基地退出意愿的影响,估计结果见表4的模型3和模型4。

综合表4结果,可以看出四组变量建立的模型通过了显著性检验。具体分析如下:

农户的宅基地心理所有权对宅基地退出意愿有显著影响。直接层面上,认为宅基地属于集体或国家的农户的宅基地退出意愿显著高于认为宅基地属于个人的农户的宅基地退出意愿,即认定宅基地为个人所有的农户宅基地退出意愿更低。隐性的宅基地心理所有权认知对宅基地退出有显著影响,假设进城定居后倾向于将宅基地归还集体经济组织的农户更愿意退出宅

表4 Logistic模型参数估计结果

变量类别	变量名称	总体		城郊	
		模型1	模型2	模型3	模型4
心理所有权	若您在城镇购买住房,是否认为您的农村宅基地相关权利保持不变	3.051*** (12.24)		3.240*** (12.13)	
	农户宅基地心理所有权(对照组:宅基地属于农户个人)				
	属于农户集体		0.528** (2.35)		0.542** (2.33)
	属于国家		0.787*** (3.59)		0.718*** (3.17)
个人特征	年龄	-0.258 (-0.93)	-0.581** (-2.53)	-0.299 (-1.03)	-0.627*** (-2.65)
	婚姻状况	-0.618* (-1.78)	-0.429 (-1.45)	-0.620* (-1.67)	-0.412 (-1.35)
	受教育程度	0.225* (1.95)	0.131 (1.38)	0.307** (2.48)	0.160 (1.61)
家庭特征	家庭人口数量	-0.209* (-1.79)	-0.142 (-1.43)	-0.223* (-1.80)	-0.154 (-1.51)
	家庭收入水平	0.335*** (-1.77)	0.183* (1.83)	0.357*** (2.74)	0.203* (1.92)
宅基地特征	宅基地总面积	0.398*** (3.21)	0.192* (1.88)	0.372*** (2.84)	0.172 (1.63)
	村内宅基地是否紧缺	-0.534* (-1.79)	-0.764*** (-2.98)	-0.432 (-1.34)	-0.807*** (-2.97)
常数项		-3.190 (-3.33)	-0.392 (-0.52)	-0.102 (0.10)	-1.437* (-1.71)
N		649	649	607	607
对数似然值		-276.63	-377.20	-249.10	-361.09

注:***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平。下表同。

基地,宅基地心理所有权意识越强,农户对于宅基地的价值评估越高,现阶段的宅基地补偿政策无法满足农户偏高的心理预期从而引发农户的相对剥夺感,农户往往会为了规避较大的损失而拒绝退出宅基地。

通过比较替换变量后回归的结果,发现少数控制变量显著性发生变化,但其系数符号仍保持一致,且核心解释变量模型中主要解释变量并未发生较大差异,假设1得到验证,即心理所有权会抑制农户宅基地退出意愿。

(二)稳健性检验

为验证模型是否稳健,采用Probit模型对数据再次进行回归,结果见表5。由稳健性检验结果可知,替换检验方法后,核心解释变量依旧对因变量有显著影响,且符号不变;部分控制变量的显著性发生变化,但所有变量的系数符号均与表4保持一致,不影响本文的核心结论,回归结果通过稳健性检验。

(三)中介效应检验

为了考察农户心理所有权是否通过影响意愿居住

地而对宅基地退出意愿产生影响,选取意愿居住地作为中介变量进行中介效应检验,结果见表6。表6中模型9农户心理所有权的变量系数显著为正,表明农户心理所有权越强,宅基地退出意愿越弱;模型10农户心理所有权的变量系数显著为正,表明农户心理所有权越强,越倾向于在农村居住。符合中介效应检验的要求。模型11回归结果显示, $R^2=0.327$,大于模型9中的 R^2 ,表明数据拟合程度更好,农户意愿居住地的系数($\beta=0.320, p<0.05$)显著为正,农户心理所有权的系数为正且在1%的水平上显著($\beta=2.984, p<0.01$),与模型9和模型10的回归系数显著为正保持一致,与模型9相比农户心理所有权的系数减少,表明农户的宅基地心理所有权越强,越倾向于在农村居住,进而越不倾向于退出宅基地,假设2得到验证,即意愿居住地在农户心理所有权和宅基地退出意愿关系中起部分中介效应。

同理,选取意愿居住方式进行中介效应检验,结果见表6。表6中模型12农户心理所有权的变量系数显著

表5 Probit模型参数估计结果

变量类别	变量名称	总体		城郊	
		模型5	模型6	模型7	模型8
心理所有权	若您在城镇购买住房,是否认为您的农村宅基地 相关权利保持不变	1.734*** (13.44)		1.831*** (13.44)	
	农户宅基地心理所有权(对照组:宅基地属于农户 个人)		0.319** (2.38)		0.327** (2.34)
	属于农户集体		0.486*** (3.68)		0.446*** (3.28)
个人特征	属于国家				
	年龄	-0.120 (-0.78)	-0.342** (-2.52)	-0.137 (-0.86)	-0.366*** (-2.64)
	婚姻状况	-0.305 (-1.57)	-0.241 (-1.37)	-0.301 (-1.47)	-0.229 (-1.25)
家庭特征	受教育程度	0.133** (2.03)	0.084 (1.47)	0.177** (2.55)	0.102* (1.70)
	家庭人口数量	-0.128* (-1.95)	-0.081 (-1.35)	-0.136** (-1.97)	-0.087 (-1.41)
	家庭收入水平	0.180*** (2.66)	0.101* (1.68)	0.188** (2.56)	0.112* (1.76)
宅基地特征	宅基地总面积	0.200** (2.87)	0.112* (1.81)	0.180** (2.45)	0.099 (1.54)
	村内宅基地是否紧缺	-0.354** (-2.13)	-0.445*** (-3.03)	-0.304* (-1.69)	-0.467*** (-3.00)
常数项		-0.012 (-0.02)	-0.266 (-0.02)	-1.801*** (-3.22)	-0.203 (-0.43)
N		649	649	607	607
对数似然值		-277.94	-377.19	-250.68	-353.42

为正,表明农户心理所有权越强,越倾向于分散居住,符合中介效应检验要求。模型13回归结果显示, $R^2=0.328$,大于模型9中 R^2 ,表明数据拟合程度更好,农户意愿居住地的系数($\beta=0.526, p<0.05$)显著为正,而农户心理所有权系数为正且在1%的水平上显著($\beta=2.989, p<0.01$),与模型9和12的回归系数显著为正保持一致,与模型9相比农户心理所有权系数减少,表明农户的宅基地心理所有权越强,越倾向于分散居住,越不倾向于退出宅基地,假设3得到验证,即意愿居住方式在农户心理所有权和宅基地退出意愿关系中起部分中介效应。

五、结论与建议

(一)研究结论

从内部主观认知视角出发,基于中西部8地649户农民的实地调查数据,剖析农户心理所有权和居住意愿对宅基地退出意愿的影响。研究发现:(1)农户的宅基地心理所有权对宅基地退出意愿有显著影响,宅基地心理所有权越强烈,农户越不愿意退出宅基地。(2)

我国宅基地退出意愿传导机制错综复杂,从“农户心理所有权→意愿居住地→宅基地退出意愿”“农户心理所有权→意愿居住方式→宅基地退出意愿”的视角切入考察发现,存在以意愿居住地和意愿居住方式为中介变量的显著中介效应。

(二)对策建议

“十四五”规划提出要深化农村宅基地制度改革试点,要充分还权赋能,推动宅基地置换,进而推进乡村内生发展。尽管目前保障农民“三权”、进一步明确宅基地的主体、内容和程序已成共识,但在农户日常生活、社交中形成并不断深化的宅基地心理所有权和居住意愿,导致农户对于宅基地退出的信心和政策认同感不足,一定程度上阻碍了宅基地有序、有偿退出的进程。基于上述背景和研究结论,为调整优化土地宅基地管理和退出策略,推动国土资源高效整合利用,提出以下对策建议:

第一,宅基地制度改革需以明晰产权关系为核心

表6 中介效应回归结果

变量名称	意愿居住地			意愿居住方式	
	模型9	模型10	模型11	模型12	模型13
	退出意愿(1)	意愿居住地(2)	退出意愿(3)	意愿居住方式(4)	退出意愿(5)
若您在城镇购买住房,是否认为您的农村宅基地相关权利保持不变	3.051*** (12.24)	0.882*** (4.28)	2.984*** (11.90)	0.850*** (4.53)	2.989*** (11.94)
意愿居住地/意愿居住方式			0.320** (2.06)		0.526** (2.32)
年龄	-0.258 (-0.93)	-0.864*** (-3.54)	-0.154 (-0.55)	-0.314 (-1.38)	-0.226 (-0.82)
婚姻状况	-0.618* (-1.78)	0.146 (0.40)	-0.642* (-1.85)	0.234 (0.82)	-0.644* (-1.85)
受教育程度	-0.225* (1.95)	0.737*** (6.60)	0.163 (1.36)	0.344*** (3.67)	0.189 (1.62)
家庭人口数量	-0.209* (-1.79)	-0.378*** (-3.43)	-0.177 (-1.49)	-0.123 (-1.27)	-0.200* (-1.71)
家庭收入水平	0.335*** (-1.77)	0.474*** (4.09)	0.301** (2.50)	-0.092 (-0.92)	0.357*** (2.98)
宅基地总面积	0.398*** (3.21)	-0.267** (-2.29)	0.418*** (3.36)	-0.135 (-1.30)	0.398*** (3.20)
村内宅基地是否紧缺	-0.534* (-1.79)	0.179 (0.489)	-0.569* (-1.89)	0.013 (0.06)	-0.591* (-1.95)
常数项	-3.190 (-3.33)	1.209 (1.42)	-3.602*** (-3.67)	-0.275 (-0.36)	-3.399*** (-3.56)
LRchi²	262.40	216.89	266.66	74.26	267.77
Prob>chi2	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
N	649	649	649	649	649
R²	0.322	0.256	0.327	0.090	0.328

构建系统性框架。通过现代测绘技术建立全域数字化管理平台,精准界定宅基地资格权、使用权与所有权的权利边界,构建覆盖确权登记、流转交易、纠纷调解的全链条制度体系。重点完善资格权动态认定机制,创新使用权抵押融资模式,同步建立所有权监管网络,形成权属清晰、流转有序、监管有效的现代治理格局,切实保障农民财产权益的同时激活土地要素活力。

第二,城乡融合发展应注重构建情感联结与价值认同的双向通道。政策设计需聚焦农户城镇化过程中的心理适应需求,通过城乡资源置换机制将土地权益转化为城市发展资本,配套就业培训、住房保障等系统性支持,帮助农户完成生产生活方式转型。建立文化融合支持网络,提供法律咨询、心理调适等社会服务,开展城乡文化互鉴活动,缓解传统乡土情结与城市文明碰撞产生的认知焦虑,缩短社会身份转换的适应周期。

第三,宅基地退出管理需建立全生命周期跟踪机制。政策实施应尊重农户决策的渐进性特征,创新弹

性退出模式,在允许保留资格权的前提下探索使用权多种实现形式。通过智能化监测平台动态追踪农户市民化进程,构建涵盖经济融入、文化适应、社会保障等多维度的评估体系,针对不同阶段需求提供差异化政策支持,形成从退出决策到城市融合的闭环调节系统,确保政策实施与个体发展节奏相协调。

第四,社会保障体系创新要着力破除城乡制度壁垒。建立养老、医疗等社会保障跨区域接续机制,设计过渡性保障政策缓冲城乡待遇落差,梯度赋予农户教育、住房等公共服务权益。同步保留农村特定权益形成制度弹性,构建“农村权益保留+城市保障递进”的差异化模式,配套专项资金与金融工具形成政策托底,既消除农户后顾之忧又激发其市民化内生动力,最终实现生产要素流动与社会稳定的有机统一。◆

参考文献:
[1]2021年农民工监测调查报告[N].中国信息报,2022-05-06(02).

- [2]陈思创,曹广忠,刘涛.中国农业转移人口的户籍迁移家庭化决策[J].地理研究,2022,41(5):1227-1244.
- [3]曲衍波,赵丽黎,柴非凡,等.乡村振兴视角下空心村多维形态识别与分类治理:以山东省禹城市房寺镇为例[J].资源科学,2021,43(4):776-789.
- [4]郑风田.让宅基地“三权分置”改革成为乡村振兴新抓手[J].人民论坛,2018(10):75-77.
- [5]冯淑怡,鲁力翡,王博.城乡经济循环下我国农村宅基地制度改革研究[J].农业经济问题,2021(4):4-12.
- [6]袁方成,靳永广.封闭性公共池塘资源的多层级治理:一个情景化拓展的IAD框架[J].公共行政评论,2020,13(1):116-39+198-199.
- [7]刘守英,熊雪锋.经济结构变革、村庄转型与宅基地制度变迁:四川省泸县宅基地制度改革案例研究[J].中国农村经济,2018(6):2-20.
- [8]梁发超,林彩云.经济发达地区宅基地有偿退出的运行机制、模式比较与路径优化[J].中国农村观察,2021(3):34-47.
- [9]邹秀清,武婷燕,徐国良,等.乡村社会资本与农户宅基地退出:基于江西省余江区522户农户样本[J].中国土地科学,2020,34(4):26-34.
- [10]孙鹏飞,赵凯,周升强,等.风险预期、社会网络与农户宅基地退出:基于安徽省金寨县626户农户样本[J].中国土地科学,2019,33(4):42-50.
- [11]晋铭铭,罗迅.马斯洛需求层次理论浅析[J].管理观察,2019(16):77-79.
- [12]鄂施璇,王兆林.感知利益对农户宅基地发展权转移行为意向的影响研究:基于成渝地区宅基地改革试点区的实证[J].中国土地科学,2022,36(7):43-52.
- [13]吴郁玲,于亿亿,洪建国.产权让渡、价值实现与宅基地退出收益分享:基于金寨、余江的实地调查[J].中国农村经济,2022(4):42-63.
- [14]黄延信.破解农村宅基地制度改革难题之道[J].农业经济问题,2021(8):83-89.
- [15]蔡继明,李蒙蒙.中国城乡融合发展的制度障碍及政策建议[J].河北学刊,2019,39(4):139-145.
- [16]朱新华,吴舒心,韩沛岑.农户宅基地资格权何以保障:分置还是错配:L市宅基地资格权择优竞价的案例研究[J].农业经济问题,2022(3):109-116.
- [17]宋志红.乡村振兴背景下的宅基地权利制度重构[J].法学研究,2019,41(3):73-92.
- [18]李琳,郭志京,张毅,等.宅基地“三权分置”的法律表达[J].中国土地科学,2019,33(7):19-25.
- [19]周业安.经济学正在寻求新的微观基础吗[J].学术月刊,2020,52(12):30-41.
- [20]严金海,王彬,郑文博.乡土依恋、城市融入与乡城移民宅基地退出意愿:基于福建厦门的调查[J].中国土地科学,2022,36(1):20-29.

Psychological Ownership, Residential Preferences, and Willingness to Exit Homesteads: Evidence from 649 Rural Household Surveys in 8 Central and Western Regions

Cao Fei, Liu Yichen

Abstract: Clarifying how to establish a homestead exit mechanism centered on reasonable constraints and incentives is crucial for addressing the inefficient use of rural homesteads in China. Based on field survey data from eight regions in central and western China, this study employs logistic regression and mediation effect models to examine the impact of farmers' psychological ownership of homesteads and residential preferences on their willingness to exit homesteads. The empirical results reveal that: Farmers' psychological ownership of homesteads inhibits their willingness to exit, with stronger psychological ownership correlating with a greater tendency to retain homesteads. Preferred residential locations and living arrangements serve as mediating variables between psychological ownership and willingness to exit. From a policy perspective, attention should be paid to farmers' emotional needs during the homestead exit process, with enhanced policy interpretation and education to eliminate cognitive biases. Furthermore, differentiated management of social security systems and coordinated long-term equilibrium in factor flows are essential measures for achieving orderly and rational homestead exits.

Key words: psychological ownership; homestead exit; residential preference; logistic regression model

(责任编辑:新月)

人口老龄化对共同富裕的影响研究

杨胜利 张孟阳 刘金盼

(河北大学 经济学院,河北 保定 071002)

摘要:人口老龄化已成为影响全体人民共同富裕的重要因素。从理论层面分析人口老龄化与共同富裕的逻辑关系,采用固定效应回归模型、门槛效应模型、中介效应模型检验人口老龄化对共同富裕增速的影响程度及其作用机制。研究发现:人口老龄化会制约共同富裕增速;人口老龄化对共同富裕增速的负向影响存在空间差异,其效应在东部地区比中西部地区更显著,且对共同富裕增速处于中等水平地区的影响大于共同富裕增速相对较慢和较快的地区;人口老龄化通过影响科技创新、人口流动活力制约共同富裕增速;公共服务在人口老龄化对共同富裕增速的影响中发挥着调节效应,且这种效应具有门槛。因此,应针对老龄化现状和趋势采取差异化策略、完善公共服务体系、推动科技创新、畅通人口流动渠道等措施以应对人口老龄化对共同富裕的影响。

关键词:人口老龄化;共同富裕;公共服务;科技创新;人口流动

中图分类号:C924.24;F126

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2025)04-0071-10

DOI: 10.13999/j.cnki.tjllsj.2025.04.008

一、引言

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。从宏观视角看,共同富裕的实现是不断演进的过程,我国已迈入扎实推进共同富裕的关键阶段。目前我国老年人口规模庞大,2021年65岁及以上人口已经突破2亿,占总人口的14.2%,我国正式进入“老龄社会”^[1]。截至2023年末,我国65岁及以上人口数量为21676万人,占总人口的15.4%。展望未来,我国人口老龄化将日益严重,经济总量增长幅度会随着老龄化程度的加剧而下降^[2],给推动共同富裕带来一定的艰巨性与复杂性,但由于制度不断完善以及战略规划等带来的正面影响能够抵消一部分人口老龄化带来的负向影响,共同富裕水平仍会不断提升,但增速有所放缓。这一点从国际发展经验可以看出,欧洲、美国、日本等人口老龄化程度很高,其共同富裕水平仍在提升,但共同富裕

增速已经很低,进一步表明人口老龄化不会导致共同富裕水平的下降,但可能对共同富裕增速产生影响,进而影响共同富裕的实现进程。党的二十大报告提出,要“实施积极应对人口老龄化国家战略”,党的二十届三中全会进一步明确指出“在发展中保障和改善民生是中国式现代化的重大任务”,并强调“健全人口发展支持和服务体系”。那么人口老龄化对共同富裕增速的具体影响如何?其中存在怎样的异质性和作用机制?提高公共服务水平能否弱化人口老龄化对共同富裕增速的负向影响等问题亟须明确。因此,本文通过理论分析和实证研究进一步探讨人口老龄化对共同富裕增速的影响过程,以及公共服务在人口老龄化对共同富裕增速影响中发挥的调节作用,以期为稳步推进共同富裕提供针对性的对策建议。

学者们对共同富裕的时代特征和内涵已展开了全面探讨。关于共同富裕的内涵,陈丽君和郁建兴

基金项目:国家社会科学基金项目“区域人口增减分化背景下劳动力资源空间优化配置研究”(24BRK034);河北省统计科学研究计划重点课题“人口高质量发展多维测评与提升路径研究”(2024HZ01);河北省社会科学发展研究课题“河北省县域人口增减分化与公共服务资源优化配置研究”(202401009)。

作者简介:杨胜利,男,博士,教授,博士生导师,研究方向为人口经济学;张孟阳,女,硕士研究生,研究方向为经济统计;刘金盼,女,硕士研究生,研究方向为人口经济学。

(2021)^[3]认为共同富裕应包括发展性、共享性和可持续性三个层面。胡联和王娜(2022)^[4]认为共同富裕应从农村贫困、经济发展不平衡、收入不平等以及公共服务差距四个维度推进。影响实现共同富裕目标的因素是多层次、多方面的。具体看,已有研究认为共同富裕的影响因素为城镇化进程、数字经济、收入分配等多个方面。如已有研究发现,城镇化可以有效调整资源配置,逐步缩小城乡之间的收入差距,进一步促进共同繁荣^[5],但带有城市倾向性的社会保障支出会进一步拉大城乡之间的收入差异,并对共同富裕产生“逆推效应”。还有学者认为绿色发展是实现共同富裕的关键路径,其效能不仅在于推动整体发展,更在于有效缩减各地区在共同富裕发展层面上的差距,为全面均衡的发展提供有力支撑^[6]。但在数字经济对共同富裕的影响上学者们的观点尚未达成一致,部分学者认为数字经济的发展会提升全体人民的共同富裕水平^[7],也有学者认为数字经济可能会带来负面影响,包括结构性失业问题的加剧和收入不平等的扩大^[8]。

已有研究普遍认为随着人口老龄化进程的加快,老年人口规模的快速增长会对社会经济发展造成一定的不利影响。相关研究主要从消费、储蓄、劳动力供需等多个角度进行了探讨。首先,人口老龄化程度的不断加深,不仅会导致就业率、生产率和国内生产总值增长率下降^[9],还会逐步降低劳动力参与率和家庭储蓄率^[10],进而削弱劳动力市场活力、抑制经济增长^[11]。如张桂莲和王永莲(2010)^[12]指出人口老龄化对居民消费、储蓄率、劳动力供给均具有负面效应,且由于老龄化峰值的来临,其负面效应会进一步凸显。王云多(2014)^[13]发现在短期内,不断加剧的人口老龄化趋势将引发劳动力总供给的缩减,进而导致产出水平下降,这种缩减不仅会影响劳动力市场的供需结构,也会间接提高整个社会的经济成本。其次,人口老龄化会与其他经济社会因素相互渗透,进而影响到共同富裕。如袁培和江妍妍(2022)^[14]发现人口老龄化带来的经济压力与共同富裕的实现之间存在着显著的空间关联,即人口老龄化的经济负担对共同富裕的实现构成一定障碍。赵建国和刘子琼(2023)^[15]指出随着人口老龄化进程的加快,城乡居民收入差距将进一步增大,进而影响共同富裕,但社会保障支出与人口老龄化的交互作用在城乡居民收入差距方面展现出正向的抑制效果。宋佳莹和高传胜(2022)^[16]探究了人口老龄化对中国居民收入差距的影响和作用机制,理论与实证分析均表

明,人口老龄化扩大了居民收入差距,且存在区域异质性。

通过梳理和分析既有文献发现,学者们在共同富裕的测度方法、影响因素分析方面取得了颇多成就,为本文的深入研究奠定了基础。但仍存在以下有待改进之处:一是已有研究多基于对共同富裕水平的测度和分析,鲜有学者对共同富裕增速进行实证检验,新时期共同富裕水平虽然仍在上升,但其上升速度正面临人口老龄化带来的挑战。二是随着人口老龄化的加剧,打破了原有的经济社会发展格局,形成了人口快速老龄化背景下共同富裕推进的特殊性和时代性特征,但目前关于人口老龄化对共同富裕增速的影响及其作用机制的研究还有待深入。三是已有文献对人口老龄化、公共服务与共同富裕增速之间关系的探讨较少。为了更好地研究在人口老龄化背景下推进共同富裕的路径,本文采用固定效应模型、中介效应模型和门槛效应模型检验人口老龄化对共同富裕的影响机理和空间差异,并基于“人口老龄化—公共服务—共同富裕增速”模型深入分析公共服务在人口老龄化对共同富裕影响中的调节作用。

二、理论分析与研究假设

人口老龄化对共同富裕的影响主要体现在以下几个方面:一方面,人口老龄化从供需两侧对经济增长和共同富裕带来负面影响,而供给和需求的交互作用也会对此造成负向的乘数效应,从而导致经济规模萎缩后陷入“缩小螺旋”^[16],进而降低共同富裕增速。从消费角度看,老年人的消费倾向与其他个体不同,集中表现为消费节俭^[17]、消费倾向低、消费习惯固化^[18]、消费支出减少,对经济发展的拉动作用下降,从而影响共同富裕增速。从投资角度看,人口老龄化导致劳动力供给减少,国民收入降低,居民储蓄能力下降,进而导致投资减少。另一方面,根据老年贫困理论,老年人相比于年轻人收入较低,不仅会导致收入不平等扩大^[19],加剧居民之间的收入差距^[20],还会导致城乡居民消费差距的变化^[21]。从生命周期理论看,个体随着年龄增长,其工作经验、技能和资产也随之不断积累,但个体年老不仅导致其身体条件、行为能力和认知水平不如青年时期,也导致老年人在经济和社会行为上显现出脆弱性,从而使他们在生活和劳动力市场上都遭到了“排斥”,即老年人群体和年轻人群体的收入差距可能会拉大。另外,人口老龄化会导致原有的城乡消费差距扩大,由于人均收入增加带来的消费水平提升会随

着老龄化程度的加深而被抵消,导致未来消费水平和消费比率下降。由此提出研究假设:

假设1:人口老龄化会对共同富裕增速产生负向影响。

从人口老龄化对共同富裕的影响机制看,人口老龄化通过影响科技创新进而影响共同富裕。已有理论认为人口的自然属性决定了人口老龄化不利于科技创新。首先,老年人生理机能下降、冒险倾向变弱,进而抑制科技创新^[22]。从人的生产力和创新能力规律看,人年富力强时生产力和创造力最强,随着年龄增长,老年人的创造力往往会下降。其次,人口老龄化导致养老负担加重,进而影响科技创新^[23]。老年人规模快速增长带来更多的经济、服务、照料支持需求,不仅会加重家庭的养老负担,也会使整个社会养老负担加重,由此影响生产投资,挤占对教育、科研等方面的投资份额,不利于科技创新。但从科技创新与共同富裕的关系看,科技创新对实现共同富裕具有促进作用^[24],科技创新不仅有利于缩小城乡“数字鸿沟”,推进共同富裕的实现,还有利于发展现代农业科技,提高农业生产能力和抗风险能力,补齐共同富裕短板。同时,根据流动人口自然属性,老年人流动性弱于青年人,而人口流动是促进就业、推进劳动力转移、提高劳动生产率、缩小收入差距的重要渠道。因此,人口老龄化不仅降低了人口流动性,还带来老龄化的空间分化,不利于区域收入差距缩小。由此提出研究假设:

假设2:人口老龄化通过影响科技创新进而影响共同富裕增速。

假设3:人口老龄化会降低人口流动性,不利于各群体间收入差距缩小。

由于老年人所在地社会政策、经济发展水平不同、享受到的公共服务也不同,导致老年人收入差距在老龄化空间分异趋势下扩大。具体表现为:一是我国文盲率主要体现在老年人身上(尤其是农村、偏远山区的老年人),由于缺乏数字素养以及对现代科技的接纳能力,限制其社会参与空间和自我发展^[25]。二是进入老年期后,常常伴随身心疾病和失能,其医疗和护理成本大幅上升,公共医疗卫生服务的空间差异不利于老年人收入差距的缩小^[26]。三是硬件适老化改造和包容性构建不可忽视,通过利用信息技术构建在线学习、远程医疗等平台,能够为老年保障体系提供重要的技术支持^[27]。同时,自然环境和人文环境优化,能够有效提升老年人生活舒适度与幸福感^[28]。这些均有利于应

对人口老龄化带来的挑战,进而推进共同富裕。由此提出研究假设:

假设4:公共服务在人口老龄化对共同富裕增速的影响中存在调节效应。

三、研究设计

(一)变量描述

核心解释变量:本文的核心解释变量为人口老龄化程度(*old*),用65岁及以上人口数占总人口数的比重来表示。在稳健性检验时,进一步采用老年人口抚养比(*odr*)替换人口老龄化程度(*old*)作为解释变量。

被解释变量:本文的被解释变量为共同富裕增速(*gtfy_{it}*),具体表示在第*t*年*i*省份的共同富裕增速。

控制变量:本文的控制变量用*control*表示。选取以下变量:(1)劳动力市场化程度(*lab*),用非国有企业从业人员数占全部从业人员比重表示。(2)交通设施水平(*traf*),用公路里程数的对数值表示。(3)对外开放程度(*open*),用各省份实际利用外商直接投资额与该地区GDP的比值并对其进行标准化处理后的数值表示,其中外商直接投资额用当年汇率折算。(4)城镇化率(*urb*),用城镇人口占地区总人口比重表示。

(二)模型设计

根据前述研究假设,本文构建回归分析模型检验人口老龄化对共同富裕增速的影响,具体模型如下:

$$gtfy_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 old_{it} + \sum_{c=1}^s \alpha_c control_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, α_0 、 α_1 、 α_c 分别表示常数项、解释变量、控制变量的回归系数, ε_{it} 代表随机扰动项。

一般而言,共同富裕的基本内涵包括“富裕”和“共同”两方面。基于客观性、可比性、可操作性和系统性等原则,在借鉴陈秋星和陈少晖(2023)^[29]、金桂兰和刘佳玮(2024)^[30]以及范方志和彭田田(2024)^[31]的研究基础上构建共同富裕指标体系,主要从富裕度和共同度两个维度进行测度,共选取14个指标,具体见表1。接着采用熵值法确定各指标权重,对标准化之后的各指标值进行加权求和,得到各地区共同富裕水平的得分,并以此计算共同富裕增速。

为探究人口老龄化对共同富裕的影响机理,本文借鉴温忠麟等(2004)^[32]的中介效应模型,在上述基准回归模型的基础上进一步构建如下模型进行检验:

$$Z_{it} = \beta_0 + \beta_1 old_{it} + \sum_{c=1}^s \beta_c control_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$gtfy_{it} = \theta_0 + \theta_1 old_{it} + \theta_2 Z_{it} + \sum_{c=1}^s \theta_c control_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中,*i*表示地区,*t*表示时间。*Z_{it}*表示中介变量,包括:科技创新(*kjcx*),用规模以上企业新产品销售收

表 1 共同富裕指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	指标属性	指标权重
富裕度	物质富裕	人均GDP	正向	0.123
		第三产业增加值占GDP比重	正向	0.083
		居民人均可支配收入	正向	0.140
		恩格尔系数	负向	0.037
		社会消费品零售总额/GDP	正向	0.044
	精神富裕	居民文化娱乐服务消费支出占比	正向	0.222
		人均拥有图书馆藏量	正向	0.120
		规模以上工业企业R&D经费支出比重	正向	0.059
共同度	区域差距	地区人均GDP倍差	负向	0.021
	人群差距	基尼系数	负向	0.033
	城乡差距	城乡收入差距	负向	0.021
		城乡居民人均消费支出比	负向	0.039
		城乡低保覆盖率差异	负向	0.033
		城乡医疗卫生技术人员差距	负向	0.026

入占GDP的比重衡量;人口流动活力(*pflo*),用某一省份跨省流出人口数量和跨省流入人口数量之和占该省份年末户籍人口数量比重表示。

考虑到在人口老龄化对共同富裕增速的影响中公共服务水平可能存在调节效应,参考Hansen(1999)^[33]的研究,建立门槛模型进行实证检验,探寻人口老龄化、公共服务与共同富裕增速三者的关系,进而厘清人口老龄化下推进共同富裕的路径。模型如下:

$$Y_{it}=\rho_0+\rho_1X_{it}I(q_{it}\leq\gamma)+\rho_2X_{it}I(q_{it}>\gamma)+\sum_{c=1}^s\alpha_cControl_{it}+\varepsilon_{it}\tag{4}$$

其中, Y_{it} 为被解释变量, q_{it} 为门槛变量,本文将公共服务水平作为门槛变量。 X_{it} 为人口老龄化, γ 为待估计门槛值, ε_{it} 为服从独立同分布的随机扰动项。 $I(\cdot)$ 为示性函数,若括号内表达式为真时,则取值为1,反之取值为0。公共服务变量包括:教育文化(*edu*)、医疗卫生(*ylws*)、基础设施(*jcss*)、生态环境(*sthj*),分别用大专以上学历人口数占6岁以上人口数的比重、每千人口卫生技术人员数、互联网普及率、建成区绿化覆盖率表示。

(三)数据来源

本文的研究对象为我国的30个省份(港澳台和西藏除外),研究时间为2012—2021年。原始数据主要来自相关年份的《中国统计年鉴》《中国劳动统计年鉴》《中国民政统计年鉴》《中国人口和就业统计年鉴》,个别缺失数据从国家统计局网站、各省份统计年鉴以及国民经济和社会发展统计公报等获取,变量的描述性统计结果见表2。

四、实证分析

(一)基准模型检验结果分析

在进行实证分析前,对数据进行了Hausman检验来决定选择固定效应还是随机效应,结果显示拒绝原假设,故选择固定效应模型。基准回归的结果见表3,模型(1)—(4)分别是未添加任何控制变量、增加部分控制变量和增加所有控制变量后的回归结果。可以看出,无论是否加入控制变量,人口老龄化的回归系数都负向显著,表明人口老龄化对共同富裕增速产生负向影响。模型(4)是加入全部控制变量的回归结果,人口老龄化的回归系数为-0.300,并且在1%的显著性水平下显著。表明在其他条件不变时,人口老龄化程度每增加1个单位,共同富裕增速将下降0.3个单位,即社会政策的完善和科技创新并不能完全抵消人口老龄化对共同富裕的负向影响,验证了假设1。同时进一步证明,人口老龄化一定程度上阻碍区域协调发展进程、扩大收入差距,从而制约共同富裕增速。

(二)稳健性检验

为确保回归结果的稳健性,需要对其进行进一步检验。本文采用工具变量法、替换解释变量、缩尾处理和缩短年限四种方法进行稳健性检验,检验结果见表4。

1.工具变量法

人口老龄化与共同富裕间可能存在着复杂的反向因果关系,且在测量共同富裕时存在误差或者回归检验时遗漏了重要变量等可能导致内生性问题。本文先进行DWH检验,对是否存在内生性问题进行检验,得出拒绝原假设的结论,即存在内生性变量。然后借鉴

表2 变量的描述性统计

变量	符号	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
共同富裕增速	<i>gtfy</i>	300	0.055	0.046	-0.083	0.242
人口老龄化程度	<i>old</i>	300	0.111	0.026	0.064	0.188
老年人口抚养比	<i>odr</i>	300	0.154	0.040	0.088	0.267
劳动力市场化程度	<i>lab</i>	300	0.754	0.077	0.644	0.893
交通设施水平	<i>traf</i>	300	11.700	0.850	9.437	12.900
对外开放程度	<i>open</i>	300	-0.000	1.000	-0.201	13.620
城镇化率	<i>urb</i>	300	0.647	0.118	0.311	0.893
科技创新	<i>kjcx</i>	300	0.265	0.032	0.106	0.352
人口流动活力	<i>pflo</i>	300	0.159	0.011	0.097	0.582
教育文化	<i>edu</i>	300	0.151	0.076	0.058	0.505
医疗卫生	<i>ylws</i>	300	2.502	0.620	1.310	5.850
基础设施	<i>jcxs</i>	300	55.990	13.050	28.500	91.900
生态环境	<i>sthj</i>	300	39.970	3.469	29.790	49.300

表3 基准模型回归结果

变量	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)
人口老龄化	-0.471*** (0.116)	-0.386*** (0.133)	-0.386*** (0.133)	-0.300*** (0.132)
劳动力市场		0.086** (0.058)	0.086*** (0.058)	0.109*** (0.059)
交通设施水平		-0.044* (0.025)	-0.044*** (0.025)	-0.060*** (0.028)
对外开放程度		0.002*** (0.001)	0.002*** (0.001)	0.003*** (0.001)
城镇化率		0.091** (0.019)	0.085** (0.034)	0.665*** (0.051)
科技创新			0.523*** (0.209)	0.514*** (0.222)
人口流动活力			0.305*** (0.112)	0.292*** (0.211)
生态环境				0.001** (0.003)
教育文化				0.012*** (0.002)
医疗卫生				0.012*** (0.017)
基础设施				0.023*** (0.025)
常数项	0.108*** (0.013)	0.549** (0.295)	0.512*** (0.288)	0.562*** (0.299)
时间固定	是	是	是	是
省份固定	是	是	是	是
N	300	300	300	300
R ²	0.136	0.145	0.154	0.164

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

陈小辉等(2021)^[34]的做法,以其他省份相同年度老龄化程度的均值(*ivold*)作为工具变量,对其进行弱工具变量检验,结果显示F统计量为80.944,P值为0.000,即拒绝弱工具变量的假设。回归结果见表4模型(1),人口老龄化的回归系数为负且在1%水平下显著,因此考虑内生性问题后本文的结论仍稳健。

2. 替换解释变量

随着人口老龄化的加剧,老年抚养比呈现不断上升的趋势,为了检验基准回归结果的稳健性,本文将人口老龄化程度(*old*)替换为老年人口抚养比(*odr*)作为解释变量进行回归,结果见表4模型(2)。结果显示,老年人口抚养比对共同富裕增速的回归系数为-0.210,且在1%水平下显著,说明基准回归结果稳健。

3. 缩尾处理

缩尾处理能够去除异常值或超出范围的值以改善回归结果的稳健性和真实性。为检验前文研究结论的稳健性且避免数据极端值对回归结果产生的影响,本文采用Winsorize法对全部连续变量进行1%分位缩尾处理,结果见表4模型(3)。结果显示,人口老龄化的回归系数为-0.417,且在5%水平下显著,说明人口老龄化对共同富裕增速具有显著的负向影响,结论与基准回归一致。

4. 缩短年限

鉴于2020—2021年期间,受到新冠肺炎疫情的影响,经济社会发展可能会出现波动,导致共同富裕相关的数据不够精准。为确保研究结果的稳健性,本文将时间范围限定在2012—2019年,结果见表4模型(4)。结果显示,人口老龄化的回归系数为-0.688,且在5%水平下显著,说明人口老龄化对共同富裕增速的影响

负向显著,结论与基准回归一致。

(三) 作用机制分析

本部分检验了人口老龄化对共同富裕增速的作用机制,结果见表5。具体看,表5模型(2)中人口老龄化的回归系数显著为负,表明人口老龄化对科技创新具有负向影响;模型(3)中科技创新的回归系数显著为正,说明科技创新有利于共同富裕增速的提高,但模型(3)中人口老龄化的回归系数仍显著为负。综合模型(1)—(3)的回归结果可知,人口老龄化的回归系数虽然均显著为负,但是回归系数的绝对值从0.435下降至0.300,说明随着科技创新的推进,人口老龄化对共同富裕增速的负向影响显著减小,即推动科技创新会缓解或减轻人口老龄化给共同富裕带来的负面影响。模型(3)中人口老龄化的回归系数显著且人口老龄化与科技创新回归系数的乘积与模型(3)中人口老龄化的回归系数符号相同,由此证明科技创新在人口老龄化对共同富裕增速的影响中存在部分中介效应,证实了假设2。上述结论不仅说明人口老龄化程度的加深不利于科技创新,也为提升共同富裕增速提供了一种可行性选择,即要增加科教支出,推动科技创新发展,进一步减弱人口老龄化给共同富裕增速带来的负面影响。

从人口流动活力看,人口老龄化对人口流动活力具有显著负向影响,人口流动活力对共同富裕增速具有显著正向影响,证明了假设3,即人口老龄化通过降低人口流动活力影响共同富裕增速。从模型(5)可以看出加入人口流动活力变量后,相较于模型(1)人口老龄化回归系数的绝对值变小,一定程度上说明促进人口流动能够有效缓解人口老龄化对共同富裕增速的负向影响。

表4 稳健性检验结果

变量	模型(1) 共同富裕增速	模型(2) 共同富裕增速	模型(3) 共同富裕增速	模型(4) 共同富裕增速
人口老龄化	-0.660*** (0.219)		-0.417** (0.157)	-0.688** (0.265)
老年抚养比		-0.210*** (0.074)		
控制变量	是	是	是	是
常数项	-0.009 (0.049)	0.489 (0.303)	0.417 (0.315)	-0.238 (0.410)
时间固定	是	是	是	是
省份固定	是	是	是	是
N	300	300	300	240
R ²	0.146	0.167	0.165	0.166

表5 机制检验结果

变量	模型(1) 共同富裕增速	模型(2) 科技创新	模型(3) 共同富裕增速	模型(4) 人口流动活力	模型(5) 共同富裕增速
人口老龄化	-0.435*** (0.124)	-0.263** (0.109)	-0.300** (0.132)	-0.186*** (0.107)	-0.152*** (0.132)
科技创新			0.514** (0.222)		
人口流动活力					0.332*** (0.207)
控制变量	是	是	是	是	是
常数项	0.591* (0.312)	0.055 (0.237)	0.562* (0.299)	0.132 (0.192)	0.274* (0.206)
时间固定	是	是	是	是	是
省份固定	是	是	是	是	是
N	300	300	300	300	300
R ²	0.046	0.124	0.264	0.103	0.221

(四)调节效应分析

前文已对人口老龄化与共同富裕增速之间的关系进行了基准回归检验,验证了人口老龄化对共同富裕增速的负向影响,而科技创新和人口流动都遵循一定的生产力发展规律,在政策上往往受到多种限制,不能持续发挥效能,那么除了科技创新和人口流动还有无其他路径?接下来通过研究人口老龄化、公共服务与共同富裕增速三者的关系来探讨老龄化下推进共同富

裕的另一种实现路径(见表6)。首先,进行门槛效果检验,以此来确定检验时应设定的门槛个数。按照有无门槛、单门槛和双门槛分别进行估计,单一门槛检验时,公共服务均通过了显著性检验,而在双重门槛检验中均没有通过显著性检验,因此初步判断为单一门槛效应。其次,对门槛估计值进行检验,教育文化、医疗卫生、基础设施、生态环境的门槛值分别为0.202、1.650、0.696、0.369。

表6 门槛模型回归结果

变量	共同富裕增速			
	教育文化	医疗卫生	基础设施	生态环境
门槛值	0.202	1.650	0.696	0.369
人口老龄化($q_0 \leq \gamma$)	-0.463** (0.223)	-0.741*** (0.248)	-0.579** (0.232)	-0.642*** (0.241)
人口老龄化($q_0 \geq \gamma$)	-0.194 (0.207)	-0.241 (0.203)	-0.321 (0.206)	-0.309 (0.205)
控制变量	是	是	是	是
常数项	0.448 (0.498)	1.098** (0.520)	0.438 (0.495)	0.570 (0.495)
单一门槛检验	7.400* (0.083)	12.810* (0.093)	9.760** (0.023)	10.030** (0.013)
双重门槛检验	5.350 (0.267)	2.690 (0.793)	2.330 (0.790)	5.780 (0.140)
R ²	0.183	0.113	0.193	0.194

在教育文化方面,受教育程度为大专以上的人数占比低于0.202时,人口老龄化对共同富裕增速的回归系数为-0.463,当其大于0.202时,该项系数提高至-0.194,同时显著性水平也发生了变化,说明教育文化公共服务存在明显的门槛效应。在医疗卫生方面,

其门槛值为1.650,当每千人口卫生技术人员数低于和高于该门槛值时,人口老龄化对共同富裕增速的影响系数分别为-0.741和-0.241,说明医疗卫生公共服务也存在门槛效应。在基础设施方面,互联网普及率的门槛值为0.696,当其小于0.696时,人口老龄化对共同

富裕增速的影响系数为-0.579,当其大于0.696时,回归系数提高至-0.321,说明基础设施公共服务同样具有减缓人口老龄化对共同富裕增速负向影响的作用。在生态环境方面,其门槛值为0.369,当建成区绿化覆盖率小于0.369时,人口老龄化对共同富裕增速的影响系数为-0.642,当其大于门槛值时,系数会提高至-0.309,表明生态环境公共服务具有门槛效应,其有助于减轻人口老龄化带来的负面影响。以上结果证实了假设4,即人口老龄化对共同富裕增速的影响差异很大程度上受制于公共服务水平的不同。

(五)异质性分析

1.区域异质性分析

为探讨人口老龄化对共同富裕增速影响的区域差异,将样本划分为东部和中西部地区进行回归检验分析(见表7)。结果显示,在不同地区人口老龄化回归系数均显著为负。具体看,东部地区老龄化的回归系数为-0.633,且在1%水平下显著;在中西部地区老龄化的回归系数为-0.343,在10%水平下显著。相对于中西部,东部地区人口老龄化对共同富裕增速的负向影响更显著,说明人口老龄化对共同富裕增速的影响在经济较发达地区更明显。

表7 区域异质性检验结果

变量	模型(1) 东部地区	模型(2) 中西部地区
人口老龄化	-0.633*** (0.181)	-0.343* (0.182)
控制变量	是	是
常数项	-0.358*** (0.135)	-0.068*** (0.149)
时间固定	是	是
省份固定	是	是
N	110	190
R ²	0.161	0.179

2.分位数回归

为进一步探讨在不同分位数处人口老龄化对共同富裕增速的影响情况,基于共同富裕增速测度结果,以QR_25、QR_50和QR_75为分位点进行分位数回归,结果见表8。结果表明,人口老龄化在各分位点下回归系数均显著为负,即不论共同富裕增速高低,该地区的人口老龄化均对共同富裕增速产生负向影响。另外,从低分位点到高分位点,人口老龄化的回归系数绝对值先增大再减小,说明随着共同富裕增速

的提高,人口老龄化对共同富裕增速的影响程度先升后降。表明人口老龄化对共同富裕增速两端的影响小于其对中间部分的影响,即人口老龄化程度的加深对共同富裕增速较慢和较快地区的影响都较小,对共同富裕增速处于中间的地区影响最大。

表8 分位数回归结果

变量	模型(1) QR_25	模型(2) QR_50	模型(3) QR_75
人口老龄化	-0.343*** (0.115)	-0.438*** (0.118)	-0.315** (0.123)
控制变量	是	是	是
常数项	-0.066** (0.051)	0.000** (0.052)	-0.038** (0.055)
N	300	300	300

五、结论与建议

(一)研究结论

本文采用固定效应模型、中介模型、分位数回归和门槛模型检验了人口老龄化对共同富裕增速的影响及其空间异质性,研究发现:(1)我国人口老龄化对共同富裕的影响主要体现在共同富裕增速上,即人口老龄化下共同富裕水平的提升速度会降低。(2)相较于中西部地区,人口老龄化对东部地区共同富裕增速的负向影响更为显著。通过分位数回归发现,不论各地区共同富裕增速的高低,人口老龄化对共同富裕增速均有负向影响,且随着共同富裕增速的提高,老龄化对共同富裕增速的影响程度先升后降。(3)人口老龄化对共同富裕增速的影响机理主要体现在科技创新滞缓效应和人口流动下降效应。一方面,人口老龄化通过影响国民财富分配进而影响投资比重,挤占对教育、科研等方面的投资份额,不利于推动科技创新的发展,降低国民财富增速;另一方面,人口老龄化降低人口流动频率,不利于劳动要素空间配置效率的提升,进而影响城乡区域收入分配格局,不利于收入差距缩小。(4)人口老龄化对共同富裕增速的负向影响随着公共服务水平的提高而减弱,即在人口老龄化背景下推进共同富裕需要重点关注公共服务水平的提升,尤其需要加快缩小城乡区域老年公共服务差距。

(二)对策建议

基于前文的研究结论,结合我国的现实情况,本文提出以下几点对策建议:

第一,人口老龄化是我国实现共同富裕进程中的必经阶段,要积极应对老龄化,按各地区实际养老资源

能力,以“老有所养”和“老有善养”为目标,完善适老化公共服务体系。针对人口老龄化空间差异、区域经济发展差异和人口老龄化下人口流动放缓等现状,构建多层次、高质量的区域基本公共服务均等化体系,促进基础设施、养老、医疗、科教文卫、生态环境等公共服务供给要素持续改善,推动数字化公共服务建设跃上新台阶,以促进老年公共服务均等化。重视新时期社区养老在养老服务体系中的重要地位和对家庭养老模式的补充作用,规范各地社区养老运行标准,均衡城乡养老服务保障资源,特别重视城乡困难老龄群体养老保障问题。鼓励相关企业积极探索医养康养新型养老方式,回应老年人逐渐复杂的养老需求和预期。

第二,制定差异化策略,充分发挥各地区优势。考虑到我国各个区域的人口老龄化水平以及共同富裕水平的不均衡,东部地区要把握新一轮科技革命带来的机遇,充分发挥自身在资金、人才、技术等方面的优势,着力发展新兴科技产业,推动经济高质量发展。中西部地区应该充分地发挥自身资源优势和人口优势,与东部地区联动发展,加强自身经济建设,促进共同富裕的实现。

第三,加快科技创新。国际经验表明科技创新是提高劳动生产率,增加国民财富的重要动力,扎实推进共同富裕,离不开科技创新。要增加科教支出,提高科技创新能力,推动更多民生科技的发展,进而改善居民的生活条件,缓解人口老龄化带来的压力,为扎实推进共同富裕提供有力科技支撑。

第四,进一步畅通人口流动渠道。根据国家发展战略规划、产业空间布局等,进一步完善相关政策,打破省域、市域、县域和城乡的分割,形成全国统一的劳动力大市场。同时也要重视老年人力资源,引导人口有序流动、合理分布,进而缩小收入差距。◆

参考文献:

- [1]宋佳莹,高传胜.人口老龄化与中国居民收入差距:影响与机制分析:基于共同富裕背景下再分配视域的实证研究[J].西北人口,2022,43(4):104-117.
- [2]童玉芬,刘志丽.人口负增长对未来我国经济增长影响的系统模拟[J].人口学刊,2023,45(6):5-15.
- [3]陈丽君,郁建兴.共同富裕指数模型的构建[J].治理研究,2021,37(4):5-16.
- [4]胡联,王娜.我国共同富裕实质性进展的评估及面临挑战[J].财经问题研究,2022(4):3-14.
- [5]万广华,江葳蕤.城镇化的共同富裕效应[J].中国农村经济,2022(4):2-22.
- [6]孙学涛,于婷.新型城镇化对共同富裕的影响及其作用机制[J].广东财经大学学报,2022,37(2):71-87.
- [7]向云,陆倩.数字经济发展赋能共同富裕:影响效应与作用机制[J].证券市场导报,2022(5):2-13.
- [8]陈岑,张彩云.新时代背景下的共同富裕:挑战与路径选择[J].西南金融,2022(4):31-43.
- [9]SON J C, LEE D Y, JUNG S Y. The Impact of Population Aging on Economic Growth and Its Policy Implications [J]. Journal of Korean Economics Studies, 2016, 34(2): 153-191.
- [10]BLOOM D E, CANNING D, FINK G, et al. Implications of Population Ageing for Economic Growth [J]. Oxford Review of Economic Policy, 2011, 26(4): 583-612.
- [11]EMERSON P M, KNABB S D, SIRBU A I. Institutional Responses to Aging Populations and Economic Growth: A Panel Data Approach [J]. IZA Discussion Papers, 2019, 12561.
- [12]张桂莲,王永莲.中国人口老龄化对经济发展的影响分析[J].人口学刊,2010(5):48-53.
- [13]王云多.人口老龄化对劳动供给、人力资本与产出影响预测[J].人口与经济,2014(3):69-75.
- [14]袁培,江妍妍.共同富裕视角下人口老龄化经济压力与科技创新影响研究分析[J].统计理论与实践,2022(8):3-9.
- [15]赵建国,刘子琼.人口老龄化、社会保障支出与城乡收入差距[J].农业技术经济,2023(9):39-53.
- [16]宋佳莹,高传胜.人口老龄化与中国居民收入差距:影响与机制分析[J].西北人口,2022,43(4):104-117.
- [17]何纪周.我国老年人消费需求和老年消费市场研究[J].人口学刊,2004(3):49-52.
- [18]李建民.老年人消费需求影响因素分析及我国老年人消费需求增长预测[J].人口与经济,2001(5):10-16.
- [19]刘李华,孙早.人口老龄化、居民健康与收入不平等[J].经济科学,2022(5):135-149.
- [20]王健,赵凯.城市化和老龄化对城乡居民消费差距影响研究[J].云南财经大学学报,2020,36(8):38-54.
- [21]王金营,付秀彬.考虑人口年龄结构变动的中国消费函数计量分析[J].人口研究,2006(1):29-36.
- [22]楼永,王留瑜,郝凤霞.人口老龄化对我国科技创新的影响分析[J].科技管理研究,2020,40(21):14-22.
- [23]黄春元,王冉冉.人口老龄化、人口流动与地方政府债务[J].中央财经大学学报,2022(6):14-29.
- [24]李永海,陆胤.地方财政科技支出与共同富裕[J].天津商业大学学报,2024,44(1):53-62.
- [25]杨菊华.人口老龄化与中国式现代化的关系[J].中国特色社会主义研究,2023(3):14-26+2.
- [26]陈飞,陈琳.城市规模与老龄健康: [J]. 系统工程理论与实践,2022,42(12):3184-3200.
- [27]邱泽奇.人口老龄化背景下如何跨越代际数字鸿沟[J].群言,2021(6):15-18.

- [28]何静,周典,刘天野,等.老龄化社会西安城市公共服务设施环境质量评价方法研究[J].建筑学报,2022(S2):23-30.
- [29]陈秋星,陈少晖.共同富裕耦合协调度:理论逻辑、水平测度与区域差异[J].统计与决策,2023,39(24):41-46.
- [30]金桂兰,刘佳玮.中国共同富裕水平测度及区域差异分析[J].统计与决策,2024,40(3):69-74.
- [31]范方志,彭田田.中国共同富裕测度与时空演变特征研究[J].社会科学战线,2024(5):89-100.
- [32]温忠麟,张雷,侯杰泰,等.中介效应检验程序及其应用[J].心理学报,2004(5):614-620.
- [33]HANSEN B E.Threshold Effects in Non-dynamic Panels: Estimation, Testing, and Inference [J].Journal of Econometrics.1999,93(2):345-68.
- [34]陈小辉,滕磊,卢孔标.老龄化会影响金融科技创新吗?[J].财经论丛,2021(11):36-46.

The Impact of Population Aging on Common Prosperity: A Comprehensive Study

Yang Shengli, Zhang Mengyang, Liu Jinpan

Abstract: Population aging has become a significant factor influencing the realization of common prosperity for all citizens. This study first establishes the theoretical relationship between population aging and common prosperity, then employs fixed-effects regression models, threshold effect models, and mediation effect models to examine the extent and mechanisms of population aging's impact on the growth rate of common prosperity. The findings reveal that: Population aging constrains the growth rate of common prosperity; The negative impact exhibits spatial heterogeneity, being more pronounced in eastern regions compared to central and western areas, and exerting greater influence on regions with moderate common prosperity growth rates than those with relatively slower or faster growth; Population aging hinders common prosperity growth by affecting technological innovation and population mobility dynamics; Public services play a moderating role with threshold effects in this relationship. Accordingly, differentiated strategies tailored to regional aging patterns, improvements in public service systems, promotion of technological innovation, and facilitation of population mobility channels are recommended to mitigate the effects of population aging on common prosperity.

Key words: population aging; common prosperity; public services; technological innovation; population mobility

(责任编辑:沐晨)