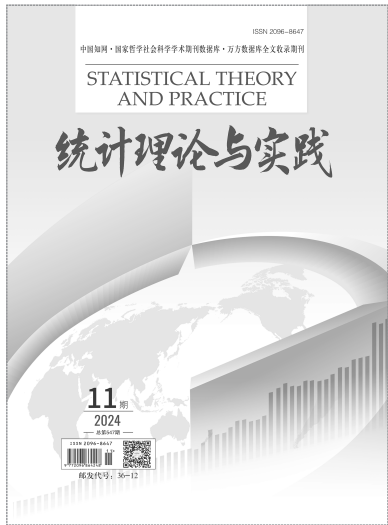




2024年第11期(总第547期)

主管单位:河南省社会科学院

主办单位:河南省社会科学院

出版单位:《统计理论与实践》编辑部

出版地址:河南省郑州市郑东新区

恭秀路16号

国内发行:河南省邮政报刊发行局

国外发行:中国国际图书贸易总公司

本刊承印:河南瑞之光印刷股份有限公司

连续出版物号: $\frac{\text{ISSN } 2096-8647}{\text{CN } 41-1458/\text{C8}}$

出版日期:每月25日

邮政编码:450008

单册定价:15.00元

订 阅:全国各地邮局(所)

邮发代号:36-12

投稿邮箱:tjllysj@vip.sina.com

网络合作伙伴:博看网 www.bookan.com.cn

统计理论与实践

STATISTICAL THEORY
AND PRACTICE

编委会

编委会主任:王承哲

编委会副主任:李同新 王玲杰 郭 杰

编委会成员:(按姓氏笔画排序)

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

社 长:曹 明

主 编:曹 明

封面设计:王青丽

版式设计:周 易

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

目录 CONTENTS

●数字经济

- 数字经济赋能绿色低碳循环经济发展:实证检验与机制分析 梁江艳 许佳星 / 3
- 数字经济对区域绿色创新效率的影响研究 张筱娟 / 13

●金融观察

- 绿色金融对市场结构优化的政策效应研究 杜明军 / 22
- 数字金融对区域经济韧性的影响及路径研究 韩婷婷 白玉莹 周 南 / 31

●区域发展

- 共同富裕视域下和美乡村建设测度评价研究 曹 雷 / 39
- 我国中职教育资源承载力测度、区域差异及空间效应 王 晶 黄梦雪 李 毅 / 48

●产业解读

- 人力资本如何影响智能制造产出?
——基于知识生产函数的分析 苗 圃 张 宁 / 57
- 珠三角建筑业高质量发展水平、效率差异及影响因素研究 何寿奎 丘康尧 / 64

数字经济赋能绿色低碳循环经济发展：实证检验与机制分析

梁江艳 许佳星

(新疆财经大学 经济学院, 新疆 乌鲁木齐 830012)

摘要:立足新发展阶段与“双碳”目标,把握数字经济发展机遇,激发数字新动能,对发展城市绿色低碳循环经济意义重大。基于2011—2021年全国275个城市的面板数据,从绿色生产方式、绿色节能减排、绿色监管治理出发,实证探讨数字经济对绿色低碳循环经济的影响,为推动“数字中国”建设、促进城市绿色低碳循环经济发展提供理论与实践证据。研究发现:数字经济能够提升绿色低碳循环经济水平,且该结论通过一系列稳健性、内生性检验后依然成立;机制分析表明,绿色技术创新、产业结构优化是提升数字经济改善绿色低碳循环经济水平的重要路径,并且随着绿色技术创新程度加深及产业结构优化程度提升,数字经济发展的促进影响显著增强;异质性分析表明,在大型城市和非资源型城市,数字经济发展对绿色低碳循环经济提升作用明显。

关键词:数字经济;绿色低碳循环经济;绿色技术创新;产业结构优化

中图分类号:F149

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2024)11-0003-10

DOI: 10.13999/j.cnki.tjllsjsj.2024.11.001

一、引言及文献综述

改革开放以来,我国经济快速发展,跃为世界第二大经济体,但与此同时,环境污染、碳排放增加、资源短缺等问题日益凸显。2021年2月,中共中央、国务院颁布《关于加快建立健全绿色低碳循环发展经济体系的指导意见》,强调把建立健全绿色低碳循环发展经济体系,促进经济社会发展全面绿色转型作为解决我国资源、环境、生态问题,实现可持续发展目标和“双碳”目标的治本之策。因此,立足新发展阶段与“双碳”战略目标,平衡经济发展与绿色、降碳、减排的关系,引导城市走可持续的绿色发展之路,已成为中国经济高质量发展的当务之急。在新技术革命蓬勃发展背景下,数字经济已成为推动全球经济结构转型的关键力量。中国数字经济发展势头迅猛,《中国数字经济发展研究报告(2024年)》显示,我国数字经济规模从2012年的11.2万亿元增长到2023年的53.9万亿元,占GDP的比

重达到42.8%。数字经济的快速发展彰显了强劲活力和无限潜力,带来了生产方式、生活方式和治理方式的深刻变革。因其高技术、高增长、高清洁等特点,为实现高质量的绿色低碳循环经济发展创造了新的机遇。上述背景下,如何借助数字经济的发展推动城市经济走向绿色低碳循环发展的新模式,是当前亟待阐释的重要课题。

那么,数字经济能否提升城市绿色低碳循环经济发展水平?数字经济对绿色低碳循环经济发展水平的影响机制如何?在绿色技术创新水平、产业结构优化水平发展的不同阶段,数字经济是否会产生不同影响?近年来一些文献从数字经济与城市经济高质量发展^[1]、要素流动^[2]、创新效率^[3]等角度进行了相关探讨,因此,本文的研究有助于正确认识数字经济在城市绿色低碳循环经济发展中所发挥的作用,对促进绿色低碳循环经济发展,推进生态文明建设和实现中国式

基金项目:新疆维吾尔自治区自然科学基金项目“丝绸之路经济带沿线省区贸易高质量发展的测度与影响因素研究”(2021D01B30);新疆维吾尔自治区社会科学基金重点项目“新疆高标准高质量建设自贸试验区的路径与对策研究”(24PT001)。

作者简介:梁江艳(1988—),女,河南南阳人,博士,副教授,研究方向为区域经济;许佳星(1998—),通信作者,男,黑龙江海伦人,硕士研究生,研究方向为区域经济。

现代化具有重要现实意义。

现有文献主要从概念体系、现实问题、影响因素三方面进行了探讨。概念体系研究方面,有学者将绿色低碳循环经济发展体系分解成四个方面,即绿色发展效益、低碳发展效益、循环发展效益和经济社会效益^[4],认为其可概念化为植根于自然资源,在特定的经济阶段出现的科学发展体系,是突破了生态约束和资源瓶颈的新发展理念^[5]。现实问题研究方面,主要包括对其在区域层面的实现问题^[6-7],以及从省级层面对其测度的研究^[8]。影响因素研究方面,包括对绿色发展、低碳发展、循环发展等单方面影响因素的分别考察。如从绿色发展角度看,经济集聚^[9]、产业集聚^[10]和技术进步^[11]被视为影响绿色发展的重要因素。低碳发展方面,学者研究了贸易开放、产业结构升级和经济结构调整对碳减排的影响^[12-14]。从循环发展看,人才支撑、技术成果^[15]可提高区域循环经济绩效。此外,研究还发现环境规制与循环发展之间的关系呈现非线性特征^[16]。

与农业和工业等传统经济相比,以知识和信息融合为特征的数字经济在信息时代塑造国家竞争优势方面发挥着举足轻重的作用。现有文献主要从统计测度、经济影响、环境影响等视角对数字经济开展研究。如统计测度方面,现有研究主要从国家^[17]、省级^[18]和市级^[1]层面的发展状况进行了评估。经济影响上,数字经济可以提升资源配置效率^[19]、推动经济高质量发展^[20]。环境影响上,数字经济会对绿色经济发展产生导向作用,改善资本配置,提高绿色全要素生产率^[21];限制高能耗、高排放产业发展空间,减轻环境污染,倒逼产业结构绿色转型^[22-23];促进绿色技术创新、产业结构升级,缓解信息不对称,进而降低碳排放^[24]。

梳理文献发现,一是现有文献大多测度省级层面的绿色低碳循环经济发展指数,缺乏市级层面相关评价指标体系的构建与测度;二是现有研究未将绿色、低碳、循环置于同一框架探讨数字经济对绿色低碳循环经济发展的作用机制。鉴于此,本文的主要贡献有:第一,从市级层面综合考虑绿色、低碳、循环和经济社会发展等多个维度测度绿色低碳循环经济发展水平,并将数字经济和绿色低碳循环经济纳入同一个研究框架,深入分析数字经济对绿色低碳循环经济的影响机制和传导路径,拓展了国内相关研究。第二,进一步证实了数字经济的非线性机制,并探讨了在城市规模、资源依赖等方面存在的异质性,为探寻

促进城市绿色低碳循环经济的实现路径提供了经验证据。

二、理论分析

要实现绿色低碳循环经济发展的目标,必须协调经济和环境,注重绿色技术创新和改善传统产业结构。数字经济以高渗透率和高创新性等固有优势,有效缓解了传统产业对有形资源和能源的过度消耗,解决了传统产业链中普遍存在的碎片化问题。此外,数字经济通过促进绿色技术创新和产业结构优化影响绿色低碳循环经济的水平。

(一)直接效应

随着数字经济的快速发展,数字经济对城市绿色低碳循环经济水平产生了深远影响。主要包括三个方面:第一,数字经济倡导绿色生活方式。数字经济使信息更加透明和易于获取,消费者能够更容易地了解产品的属性,从而做出更环保的购买决策。电商平台和在线服务促进了新型消费模式的发展,减少了资源浪费。社交媒体和互联网平台为传播环保知识提供了广阔的空间,有助于提高公众对绿色低碳循环理念的认识。数字化工具支持远程工作,在线会议和其他虚拟交流平台减少了商务旅行的需求,降低了与交通相关的碳排放。而网上银行、移动支付等手段也提高了金融交易的效率,间接促进了节能减排。第二,数字经济促使企业节能减排。数字经济发展强化了基础设施的绿色化与智能化水平,优化物流与运输效率,为城市绿色低碳循环发展提供了关键支撑。同时,数字化网络与大数据的深度融合,实现了对生产效率和运行状况的实时监控,显著提高了资源配置效率。此外,数字经济促进了生产流程的优化和新型生产技术、知识的快速传播,从而降低了污染排放。第三,数字经济强化政府绿色监管。大数据、云计算和人工智能等先进数字技术能够对环境质量、污染物排放以及河流水质等核心环境数据进行实时动态监控,进而提升了政府的治理效能。随着移动互联网的普及,政府、企业和公众共同参与到环境保护中,使网络舆论成为环境监管的渠道,促使企业降低污染和减少碳排放,为城市绿色低碳循环经济的发展提供了重要动力。综合上述分析,本文提出以下假说:

假说1:数字经济能够有效提升城市绿色低碳循环经济水平。

(二)绿色技术创新效应

数字经济发展是提升创新水平的关键力量,以互

联网、大数据技术为核心的数字经济具有强大的创新活力和巨大的增长潜力。数字经济在塑造地区绿色技术创新方面发挥着深远影响。这种影响源于数字经济能够降低研发成本、促进协同创新和改善创新环境,从而推动城市绿色低碳循环经济发展。第一,数字化信息网络加强了区域互联互通,降低了创新活动的成本,促进绿色技术创新进步。数字经济时代吸引了大量研究人才涌入创新领域,为绿色技术创新提供了支撑。第二,大数据、物联网的发展突破了地域限制,促进了技术交流和知识扩散,鼓励不同主体间的协同创新,增强绿色技术创新的溢出效应,推动城市向可持续发展转型。第三,数字经济在优化创新环境中扮演重要角色,催生了许多新兴产业,促进了企业与高校、科研机构在绿色技术创新领域的融合,进一步推动城市绿色技术创新水平的提升。而且绿色技术创新对绿色低碳循环水平产生重要影响,通过提高资源利用效率,获得竞争优势。革新环保降污技术并不断培养绿色生产方式,是从源头上减少污染排放的有效策略,这不仅可以显著降低企业在减排过程中的成本投入,还能有效促进绿色技术创新。而那些积极参与绿色技术创新的企业,将因此获得市场竞争的优势,从而进一步激发其持续投身于绿色创新活动的动力。通过改善生产生活方式,可解决环境污染。绿色技术创新渗透到企业生产和居民日常生活中,能够促进清洁生产、提升节能力度和倡导绿色消费。在能源领域,绿色技术创新加快了光伏发电、风力发电和其他可再生能源的发展,促进能源结构向绿色低碳和清洁能源消费模式转变,助力城市绿色低碳循环水平提升。基于此,本文提出以下假说:

假说2:数字经济通过绿色技术创新提升城市绿色低碳循环水平。

(三) 产业结构优化效应

数字经济具有创新性、渗透性和广泛性等特点,在重塑社会生产和消费模式方面发挥着关键作用。数字经济对产业结构优化的推动作用可以从两个角度来理解:一是通过数字产业化,促进数据要素与资本、劳动力、土地等传统生产要素的有效配置。反过来,数字技术的广泛应用又会刺激新商业模式的产生,从而推动新兴产业的发展。二是通过产业数字化,数据要素与传统产业深度融合,促进传统产业向数字化、智能化、网络化转型,从而释放出巨大的经济发展潜力。产业发展过程中,产业结构优化的本质意味着环

境和生态可持续性的增强。新产业和新业态中,知识、技术、信息和数据等生产要素取代了传统产业对自然资源要素的依赖。通过产业链内有效的资源整合和配置,数字经济以最小的投入实现了高产出,减少了污染。数字经济与传统产业融合,推动传统产业向中高端迈进,随着产业结构的不断演进,高污染、高能耗产业逐步退出,为清洁高效的战略性新兴产业和现代服务业“让路”。这些渐进式转变为城市追求绿色低碳循环经济发展注入了活力。基于此,本文提出以下假说:

假说3:数字经济通过产业结构优化提升城市绿色低碳循环水平。

(四) 非线性效应

数字经济时代,消费者对产品或服务的需求日益多样化。与此同时,各产品部门间的经济界限逐渐削弱,交易成本和信息搜索成本大幅降低。这些因素共同促使创新部门和产业部门更多地参与绿色低碳循环经济的发展。数字经济因其网络化、数据化的特点,遵循梅特卡夫定律,即呈现边际效应递增的特性。因此,数字经济对绿色低碳循环经济发展的影响可能呈非线性影响。第一,要考虑绿色技术创新水平带来的影响。绿色技术创新成果的采纳能够有效提升企业的生产效率,加强企业间的协作能力,并为企业投资决策提供有益的指导,体现正面的外部效应。然而,采纳绿色技术创新成果也可能引发融资成本上升、生产规模扩张以及某种程度的环境污染问题。当绿色技术创新强度不足时,企业对新技术的使用受到制约,限制了实现资源节约和高效利用的能力,数字经济通过绿色技术创新促进绿色低碳循环的作用有限。随着绿色技术创新力度的加深,绿色技术创新与数字经济不断融合推进,不但提高了资源利用率,而且大幅减少了污染排放,极大地促进了绿色低碳循环经济的发展。第二,要考虑产业结构优化的影响。数字经济对产业结构的影响主要是通过促进数据和资源的快速流通,从而提高资源配置效率,促进产业结构优化。但当产业构成不合理、资源利用受限时,实现效益最大化就成为一项艰巨的任务。随着产业结构不断优化,生产要素的合理配置得以实现,资源利用效率得以提高,并不断萌生新业态、新模式、新产业。这有助于推动生产生活方式向绿色转变,推动产业从粗放型发展向技术密集型转变,推动城市经济向绿色低碳循环方向发展。基于此,本文提出以下假说:

假说4:数字经济发展的提升作用会随着绿色技术创新的加深、产业结构优化程度的提升而增强。

三、研究设计

(一)模型设定

构建年份和城市的双向固定效应模型考察数字经济的直接影响,模型如下:

$$Y_{i,t}=\alpha_0+\alpha_1DEI_{i,t}+\alpha_2X_{i,t}+\mu_i+\delta_t+\varepsilon_{i,t}\tag{1}$$

其中, $Y_{i,t}$ 为绿色低碳循环经济水平, $DEI_{i,t}$ 为*i*城市第*t*年的数字经济发展水平, $X_{i,t}$ 表示控制变量的合集, μ_i 、 δ_t 分别为个体、时间固定效应, $\varepsilon_{i,t}$ 为随机扰动项, α_0 为常数项, α_1 、 α_2 为各变量的回归系数。

(二)变量选取

被解释变量:绿色低碳循环经济指数(*GLR*)。参考张友国等(2020)^[4]的研究,在充分考虑数据连续有效性及可获得性的基础上,从绿色发展、低碳发展、循环发展、经济发展和社会发展五个维度出发,构建共16个指标的市级层面绿色低碳循环经济的评价指标体系,见表1。

核心解释变量:数字经济指数(*DEI*)。借鉴赵涛等(2020)的做法^[1],选取互联网普及程度、相关行业从业情况、互联网相关产出、邮政业务水平、移动电话普及程度和数字普惠金融发展六个维度构建数字经济发展水平评价指标体系,见表1。对具体指标数据进行标准化处理后,运用熵值法计算数字经济指数。

控制变量和其他变量。为更加全面分析数字经济对绿色低碳循环经济发展的影响,选取如下控制变量:政府支持(*Gov*):用财政支出与城市生产总值的比值衡量;外贸依存度(*FTD*),用进出口总额与国内生产总值之比来衡量;外商投资水平(*FDI*),用外商直接投资占GDP的比重来衡量;城镇化率(*URB*),采取城市人口占总人口比重衡量;人力资本水平(*HCI*)使用城市每万人常住人口中普通高校在校学生数来表示。此外,将绿色技术创新、产业结构优化作为机制变量带入模型进行验证。绿色技术创新(*GRE*)使用绿色专利申请量(万件)来衡量,产业结构优化(*IND*)则使用第三产业增加值与第二产业增加值的比值衡量。

表1 绿色低碳循环经济和数字经济发展水平评价指标体系

综合指标	指标类别	指标名称	指标属性
绿色低碳循环经济	绿色发展	城市绿化率	正
		人均公园绿地面积	正
		工业废水排放量/工业产值	负
		工业二氧化硫排放量/工业产值	负
		工业烟(粉)尘排放量/工业产值	负
	低碳发展	单位GDP电耗	负
		单位GDP能源消耗	负
		人均碳排放	负
	循环发展	一般工业固体废物综合利用率	正
		污水处理厂集中处理率	正
		生活垃圾无害化处理率	正
	经济发展	人均GDP	正
		城乡居民收入差距	负
	社会发展	科技财政支出占公共财政支出	正
		教育财政支出占公共财政支出	正
		第三产业占比	正
数字经济	互联网普及程度	每百人互联网用户数	正
	相关行业从业情况	计算机服务和软件从业人员占比	正
	互联网相关产出	人均电信业务总量	正
	邮政业务水平	人均邮政业务	正
	移动电话普及程度	每百人移动电话用户数	正
	数字普惠金融发展	数字普惠金融指数	正

(三)数据来源

本文选取全国 275 个城市为研究样本,数据主要来源于《中国城市统计年鉴》、《中国统计年鉴》、北京大学数字普惠金融指数、Wind 数据库、CEIC 数据库、国家统计局网站,及各省(区、市)和城市的统计公报、统计年鉴等。鉴于行政区划调整和数据缺失等情况,剔除部分城市或采用插值法填补缺失值。具体变量的描述性统计见表 2。

四、实证分析

(一)基准分析

为验证假说 1,采取双向固定效应模型进行回归分析。表 3 列出了数字经济与绿色低碳循环经济之间

的回归结果。结果表明,无论是否加入控制变量,数字经济对城市绿色低碳循环经济的影响在 5%的显著性水平上为正。列(1)显示,数字经济(DEI)影响系数为 0.244,意味着数字经济水平每提高 1 个百分点,将使城市绿色低碳循环经济指数提升 0.244 个百分点。逐步控制其他变量后,列(6)结果显示,数字经济的回归系数降低至 0.190,假说 1 依然成立。

(二)稳健性检验

1.稳健性检验

采取以下方法进行稳健性检验:

剔除直辖市和副省级城市。为进一步增强研究结论的可靠性,考虑直辖市和副省级城市在政策支持、资

表 2 变量描述性统计

变量符号	变量名称	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
GLR	绿色低碳循环经济发展指数	3025	0.312	0.102	0.090	0.949
DEI	数字经济指数	3025	0.108	0.073	0.006	1.233
Gov	政府支持	3025	0.198	0.097	0.044	0.916
FTD	外贸依存度	3025	0.192	0.319	0	2.934
FDI	外商投资水平	3025	0.016	0.017	0	0.199
HCI	人力资本水平	3025	173.600	182.600	0.211	1595
URB	城镇化率	3025	0.565	0.148	0.181	1
Infra	基础设施水平	3025	45.820	71.690	0.406	1039
GRE	绿色技术创新	3025	0.070	0.200	0	2.975
IND	产业结构优化	3025	1.066	0.601	0.175	5.350

表 3 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
DEI	0.244** (2.43)	0.222** (2.27)	0.188** (1.98)	0.193** (2.02)	0.194** (2.01)	0.190** (1.97)
Gov		-0.317*** (-8.04)	-0.317*** (-8.04)	-0.315*** (-8.04)	-0.316*** (-7.99)	-0.318*** (-8.13)
FTD			-0.043 (-1.50)	-0.046* (-1.69)	-0.046* (-1.69)	-0.046* (-1.67)
FDI				0.530*** (3.45)	0.534*** (3.46)	0.538*** (3.50)
HCI					-0.000 (-0.44)	-0.000 (-0.45)
URB						-0.038 (-1.05)
ID &Year FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Observations	3025	3025	3025	3025	3025	3025
N	275	275	275	275	275	275
R ²	0.324	0.370	0.375	0.380	0.385	0.386

注:***、**、*分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著,括号内为 t 值。表 4、表 5、表 6、表 8、表 9 同。

源禀赋等方面具有优势,故剔除4个直辖市和15个副省级城市后进行回归。结果见表4列(1),解释变量的回归系数仍然显著为正。

剔除极端值、缩短样本时间。为验证结论的稳健性,排除离群值对结果带来的偏误,在对样本数据进行2.5%缩尾的基础上进行回归,结果见表4列(2),其结果依然显著为正。进一步地,为防止结果的偶然性,缩短样本时间,选取2012—2020年的数据样本进行回归,其结果见表4列(3),稳健性得以验证。

更换解释变量。以地级市层面的数字普惠金融

指数代替数字经济发展指数来表示解释变量。结果见表4列(4),数字经济发展水平(*DEI*)的回归系数在1%的水平上显著为正,即在调整数字经济的测量指标后,回归结果仍与前文保持一致。

考虑遗漏变量。考虑到城市基础设施水平既会影响城市经济增长,也会影响数字经济发展,为尽可能缓解遗漏变量造成的回归结果偏误,以人均公路面积表征城市基础设施建设水平,将其带入原模型中进行回归,见表4列(5)。结果并未发生明显变化,解释变量系数仍然显著为正。

表4 稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	剔除直辖市和副省级城市	剔除极端值	缩短样本时间	更换解释变量	考虑遗漏变量
<i>DEI</i> (<i>DE</i>)	0.193** (2.30)	0.093* (1.69)	0.190** (2.37)	0.002*** (6.01)	0.190** (1.97)
<i>Gov</i>	-0.307*** (-7.85)	-0.308*** (-8.53)	-0.278*** (-7.59)	-0.254*** (-7.66)	-0.318*** (-8.13)
<i>FTD</i>	-0.037 (-1.17)	-0.028 (-1.36)	-0.034 (-1.29)	-0.052* (-1.81)	-0.046* (-1.67)
<i>FDI</i>	0.387*** (3.29)	0.534*** (3.75)	0.530*** (3.58)	0.447*** (3.15)	0.538*** (3.50)
<i>HCI</i>	-0.000 (-0.11)	0.000 (0.12)	-0.000 (-0.03)	-0.000 (-0.39)	-0.000 (-0.45)
<i>URB</i>	-0.032 (-0.91)	-0.018 (-0.63)	0.008 (0.25)	-0.053 (-1.45)	-0.038 (-1.05)
<i>Infra</i>					0.000 (0.09)
ID & Year FE	YES	YES	YES	YES	YES
Observations	2816	3025	2475	3025	3025
N	256	275	275	275	275
R ²	0.374	0.412	0.425	0.403	0.385

2.内生性检验

基准回归结果表明,数字经济发展提升了城市绿色低碳循环经济水平。然而,其线性回归模型可能存在内生性问题,即绿色低碳循环经济发展反向影响了数字经济的发展。因此,本文将通过以下方法加强检验:

控制宏观因素。鉴于绿色低碳循环经济水平可能会受到宏观系统性环境变化的影响,因此,在回归分析中,纳入省(区、市)与年份的交互固定效应,以便更全面地考量。根据表5列(1)的结果,*DEI*的回归系数在1%的显著性水平上为正,意味着在综合考量宏观环境因素后,数字经济与绿色低碳循环经济之间依

然存在显著的正相关性,这与表3的基准回归结果相吻合。

动态面板回归。考虑到本期绿色低碳循环经济发展水平可能受上一期的影响,通过引入滞后一期被解释变量,更换为动态面板模型,使用系统GMM方法进行估计。结果如表5列(2)所示,加入*L.GLR*这一变量后,*DEI*回归系数依然为正,且在1%水平上显著,表明绿色低碳循环经济存在路径依赖,在排除滞后项干扰后,数字经济(*DEI*)依然显著促进了城市绿色低碳循环经济的发展,再次验证假说1结论的可靠性。

工具变量法。为解决数字经济与绿色低碳循环经济可能存在的双向因果问题,缓解内生性影响,借

鉴张海洋和韩晓(2019)^[25]的做法,使用1984年固定电话数与上一年互联网普及率的交乘项作为工具变量,并采用2SLS方法进行检验。在不可识别检验中,LM统计量为114.712,在1%水平显著拒绝识别不足;相关性检验中,CD统计量为184.031、KP统计量为124.406,均明显大于10%偏误下16.38的临界值,即不存在工具变量弱识别的情况。表5列(3)报告了

2SLS的估计结果。其中,第一阶段结果显示工具变量与数字经济水平呈显著正相关,系数为0.165;在第二阶段结果中,引入工具变量后,数字经济的回归系数达到了0.499,且仍然显著为正。这表明,在采用工具变量方法有效地缓解内生性问题之后,依然可以得出稳健的结论,即数字经济的发展对绿色低碳循环经济水平具有显著的促进作用。

表5 内生性检验

变量	(1)	(2)	(3)IV-2SLS	
	控制宏观政策因素	系统GMM	第一阶段	第二阶段
<i>DEI</i>	0.285*** (3.07)	0.211** (2.39)		0.499*** (5.73)
<i>L.GLR</i>		0.670*** (9.24)		
<i>IV</i>			0.165*** (13.57)	
<i>Gov</i>	-0.117*** (-3.34)	-0.154*** (-4.01)	0.108*** (4.55)	-0.325*** (-11.96)
<i>FTD</i>	-0.027 (-0.82)	0.033** (1.99)	-0.184*** (-21.86)	0.011 (0.59)
<i>FDI</i>	0.062 (0.47)	0.411** (2.18)	-0.366*** (-4.66)	0.524*** (5.15)
<i>HCI</i>	-0.000 (-0.09)	-0.000 (-1.16)	0.0001*** (9.09)	-0.000 (-1.03)
<i>URB</i>	0.014 (0.36)	-0.014 (-0.35)	0.228*** (12.99)	-0.013 (-0.38)
State *Year FE	YES	NO	NO	NO
ID &Year FE	YES	YES	YES	YES

五、机制检验

(一)绿色技术创新和产业结构优化的机制检验

数字经济可以通过城市绿色技术创新、产业结构优化来影响绿色低碳循环经济发展,表6报告了机制检验的结果。列(2)与列(4)的结果显示,数字经济对绿色技术创新以及产业结构优化的回归系数均在1%的显著性水平上呈现正值,证明了数字经济对提升绿色创新能力以及推动产业结构优化具有显著的正向影响。由列(3)与列(5)可知,在引入中介变量后,数字经济对城市绿色低碳循环经济的影响依然显著为正。绿色技术创新以及产业结构优化对城市绿色低碳循环经济水平的回归系数同样显著为正。上述检验结果说明,数字经济通过绿色技术创新、产业结构优化提升了绿色低碳循环经济发展水平,假说2、假说3成立。

(二)非线性效应检验

前文验证了数字经济对绿色低碳循环经济发展的直接影响,伴随着绿色技术创新和产业结构优化水平的提高,数字经济对绿色低碳循环经济的影响是否也呈现非线性转变?为此,构建模型(2)进一步检验。

$$Y_{i,t} = \varphi_0 + \varphi_1 DEI_{i,t} I(q_{i,t} \leq \theta) + \varphi_2 DEI_{i,t} I(q_{i,t} > \theta) + \varphi_c X_{i,t} + \mu_{i,t} + \delta_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中, $q_{i,t}$ 为门槛变量集合; θ 代表特定门槛值; $I(*)$ 为示性函数,括号里式子成立则取1,否则取0。门槛变量选取绿色专利数的对数值表征绿色技术创新水平,选取第三产业增加值的对数值表征产业结构优化水平。

使用Bootstrap法,经500次抽样后得到F统计量值及P值。表7结果显示,绿色技术创新和产业结构优化均存在单一门槛,表明在绿色技术创新、产业结构

表6 机制检验

变量	(1)基准回归	绿色技术创新		产业结构优化	
		(2)GRE	(3)GLR	(4)IND	(5)GLR
DEI	0.190** (1.97)	0.924*** (4.40)	0.159*** (3.30)	0.906*** (4.34)	0.128** (2.43)
GRE			0.105*** (2.99)		
IND					0.051*** (9.48)
Controls	YES	YES	YES	YES	YES
ID &Year FE	YES	YES	YES	YES	YES
Observations	3025	3025	3025	3025	3025
N	275	275	275	275	275
R ²	0.386	0.421	0.399	0.477	0.404

表7 门槛效应检验

门槛变量	门槛数量	F值	P值	临界值		
				10%	5%	1%
绿色技术创新	单一门槛	50.59	0.0040	23.8036	29.2555	37.9648
产业结构优化	单一门槛	100.23	0.0000	31.6825	36.9715	50.7476

优化发展到不同阶段,数字经济对城市绿色低碳循环经济发展水平的影响具有非线性关系。其中,绿色技术创新的门槛值 γ_1 为0.0454,产业结构优化水平的门槛值 γ_2 为0.4635。

在确定门槛存在的基础上,对面板门槛模型系数进行估计。表8报告了不同门槛约束条件下数字经济对绿色低碳循环经济发展的影响。结果显示,当绿色技术创新水平低于0.0454时,数字经济对城市绿色低碳循环经济发展水平的提升作用不显著;而当绿色技术创新水平超过0.0454时,数字经济的回归系数为0.219且显著为正,其影响程度增强。这意味着绿色技术创新的提高能激发数字经济对绿色低碳循环经

济的促进作用,绿色技术创新和数字经济之间存在显著的协同效应。当产业结构优化水平低于0.4635时,数字经济促进城市绿色低碳循环经济发展水平不显著;当产业结构优化水平超过门槛值时,数字经济每提高1个单位,可促进城市绿色低碳循环经济发展水平提升0.259个单位。表明随着产业结构升级水平的提高,数字经济对绿色低碳循环经济发展的推动作用不断增强。综上,假说4得以验证。

六、进一步分析

不同城市的人口规模、资源类型不同,数字经济发展的促进作用是否会呈现异质性?下面对其进行验证。

(一)城市人口规模异质性

大城市通常拥有经济和人才集聚的优势,有助于提高资源利用效率,推动区域经济实现绿色低碳经济发展。然而,这些城市常常面临资源稀缺、环境污染和交通拥堵等问题。这些问题严重限制了城市经济的可持续发展。数字经济通过利用大数据、云计算和物联网等新兴技术,激发地区的创新活力,提高城市的创新能力和管理效率,推动城市产业向绿色和服务化方向发展。这不仅能进一步发挥大城市的产业集聚效应,还能从根本上改善“大城市问题”,为发展绿色低碳循环经济创造有利条件。基于此,本文认为数字经济对绿色低碳循环经济发展存在基于城市规模

表8 门槛效应估计结果

变量	GLR	
	(1)	(2)
DEI($q \leq \gamma$)	0.073 (0.82)	0.026 (0.29)
DEI($q > \gamma$)	0.219** (2.12)	0.259** (1.97)
Controls	YES	YES
ID &Year FE	YES	YES
Observations	275	275
N	3025	3025
R ²	0.395	0.405

的异质性。根据城市常住人口规模将样本城市按照特大及以上城市、大型城市和中小城市来划分,并使用双向固定效应模型对不同人口规模等级城市进行分组回归。结果见表9,数字经济对绿色低碳循环经济的影响在大型城市显著为正,而在中小城市并不显著,即数字经济发展提升了大型城市的绿色低碳循环经济水平。

(二)城市资源类型异质性

城市的资源禀赋会对资源利用效率和产业结构产生影响,从而影响城市的绿色低碳循环发展。依据《全国资源型城市可持续发展规划(2013—2020年)》,将样本城市分为资源型城市和非资源型城市,并从资

源禀赋角度考察了数字经济对绿色低碳循环经济发展的异质性影响。表9第(4)、(5)列显示,数字经济对非资源型城市有显著的促进作用,但对资源依赖型城市的影响并不显著。可能的原因是资源型城市普遍存在污染和能耗问题,与数字经济的融合度较低,常常面临“资源诅咒”路径依赖问题,改变原有产业结构的难度很大。相比之下,非资源型城市经济更加发达,更注重市场导向,支持技术人才和绿色创新研发的投资力度较大。这些城市对环境质量要求更高,环保意识和监督污染企业的意识也更强,促进了产业结构优化和绿色技术创新,进而推动城市绿色低碳循环经济的发展。

表9 异质性分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	特大城市	大型城市	中小城市	非资源型城市	资源型城市
DEI	0.146 (0.85)	0.230** (2.07)	0.063 (0.86)	0.184* (1.69)	0.075 (0.64)
Controls	YES	YES	YES	YES	YES
ID &Year FE	YES	YES	YES	YES	YES
Observations	231	869	1925	1881	1144
N	21	79	175	171	104
R ²	0.520	0.467	0.360	0.405	0.390

七、结论与对策建议

基于2011—2021年我国275个城市的面板数据,从绿色技术创新和产业结构优化的视角系统验证了数字经济对绿色低碳循环经济的影响及作用机制,研究发现:(1)数字经济有助于城市绿色低碳循环经济的发展,且该结论在考虑内生性问题及一系列稳健性检验后仍然成立。(2)提升绿色技术创新水平、促进产业结构优化是数字经济赋能城市绿色低碳循环经济发展的有效机制,并且随着绿色技术创新、产业结构优化水平跨越门槛值,数字经济对城市绿色低碳循环经济发展的促进作用显著增强。(3)数字经济对城市绿色低碳循环经济的影响存在显著差异,其促进效果在大型城市和非资源型城市更加显著。

根据上述研究结论,提出以下对策建议:

第一,推进“数字中国”建设,打造绿色发展新引擎。数字经济在促进经济增长、实现经济结构转型和推动区域经济可持续发展方面具有重要作用。各地应充分挖掘数字经济潜力,利用数字技术提升生产效率和资源利用率,降低成本,减少污染物排放,推动传统产业数字化、智能化和绿色化转型。政府在数字经济

发展中扮演着重要角色,应加强对数字基础设施的投入,缩小“数字鸿沟”,加速数字经济在推进绿色发展及协同合作方面的功能发挥。

第二,加强绿色技术创新,促进产业结构优化。政府和企业应该加强数字核心技术供给,推动数字技术与绿色技术的融合,发挥数字技术在绿色技术创新中的基础作用。要积极探索数字技术在绿色技术创新领域的应用,加快数字技术与新能源开发、清洁技术、绿色制造、污染治理和资源循环利用等领域的融合,提高绿色技术的数字含量。此外,数字经济对于促进产业结构优化至关重要,需要推动传统产业的数字化转型,利用数字技术改造传统产业,实现产业结构的优化,引导生产要素向资源节约型、环境友好型等新兴产业转变,逐步实现经济的绿色低碳循环发展。

第三,因地制宜发挥数字经济的绿色优势。对于大城市和特大城市,应继续推动数字经济与实体经济的融合,通过合理规划城市布局、提高能源利用效率、实施城市污染治理等措施实现绿色低碳循环经济发展。对于中小城市要完善数字基础设施建设,促进绿色产业发展,释放数字消费潜力和经济潜力。对于资

源依赖型城市,可以利用数字经济的创造性和高渗透性来培育新兴产业,提高资源利用率,减少对自然资源的过度开发,实现数字经济和绿色低碳循环经济的协同发展。◆

参考文献:

- [1]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.
- [2]王永瑜,吴玉彬.数字经济赋能新发展格局:内在机理及政策选择[J].甘肃社会科学,2023(1):218-227.
- [3]安孟,张诚.数字经济发展能否提升中国区域创新效率[J].西南民族大学学报(人文社会科学版),2021,42(12):99-108.
- [4]张友国,窦若愚,白羽洁.中国绿色低碳循环发展经济体系建设水平测度[J].数量经济技术经济研究,2020,37(8):83-102.
- [5]吕指臣,胡鞍钢.中国建设绿色低碳循环发展的现代化经济体系:实现路径与现实意义[J].北京工业大学学报(社会科学版),2021,21(6):35-43.
- [6]甘仝鑫,刘进,杨柳,等.加快建立广西绿色低碳循环发展经济体系研究[J].广西社会科学,2021(8):142-151.
- [7]李猛.“双碳”背景下海南自由贸易港绿色低碳循环发展经济体系构建[J].经济体制改革,2022(3):48-54.
- [8]梁刚.中国绿色低碳循环发展经济体系建设水平测度[J].统计与决策,2021,37(15):47-51.
- [9]林伯强,谭睿鹏.中国经济集聚与绿色经济效率[J].经济研究,2019,54(2):119-132.
- [10]张治栋,秦淑悦.产业集聚对城市绿色效率的影响:以长江经济带108个城市为例[J].城市问题,2018(7):48-54.
- [11]孟望生,张杨.自然资源禀赋、技术进步方式与绿色经济增长:基于中国省级面板数据的经验研究[J].资源科学,2020,42(12):2314-2327.
- [12]刘媛媛.开放经济、产业集聚与区域碳减排效应[J].国际经济合作,2020(4):72-80.
- [13]赵玉焕,钱之凌,徐鑫.碳达峰和碳中和背景下中国产业结构升级对碳排放的影响研究[J].经济问题探索,2022(3):87-105.
- [14]邵帅,范美婷,杨莉莉.经济结构调整、绿色技术进步与中国低碳转型发展:基于总体技术前沿和空间溢出效应视角的经验考察[J].管理世界,2022,38(2):46-69+4-10.
- [15]程钰,王晶晶,王泽萍,等.中国区域循环经济绩效的时空演变与创新驱动[J].中国人口·资源与环境,2022,32(4):115-125.
- [16]王晓红,冯严超.环境规制对中国循环经济绩效的影响[J].中国人口·资源与环境,2018,28(7):136-147.
- [17]许宪春,张美慧.中国数字经济规模测算研究:基于国际比较的视角[J].中国工业经济,2020(5):23-41.
- [18]王军,朱杰,罗茜.中国数字经济发展水平及演变测度[J].数量经济技术经济研究,2021,38(7):26-42.
- [19]丁志帆.数字经济驱动经济高质量发展的机制研究:一个理论分析框架[J].现代经济探讨,2020(1):85-92.
- [20]荆文君,孙宝文.数字经济促进经济高质量发展:一个理论分析框架[J].经济学家,2019(2):66-73.
- [21]周晓辉,刘莹莹,彭留英.数字经济发展与绿色全要素生产率提高[J].上海经济研究,2021(12):51-63.
- [22]李广昊,周小亮.推动数字经济发展能否改善中国的环境污染:基于“宽带中国”战略的准自然实验[J].宏观经济研究,2021,(7):146-160.
- [23]韩晶,陈曦,冯晓虎.数字经济赋能绿色发展的现实挑战与路径选择[J].改革,2022(9):11-23.
- [24]郭丰,杨上广,任毅.数字经济、绿色技术创新与碳排放:来自中国城市层面的经验证据[J].陕西师范大学学报(哲学社会科学版),2022,51(3):45-60.
- [25]张海洋,韩晓.数字金融能缓和社会主要矛盾吗?:消费不平等的视角[J].经济科学,2022(2):96-109.

(责任编辑:云野)

数字经济对区域绿色创新效率的影响研究

张筱娟

(湖南财政经济学院 经济学院, 湖南 长沙 410205)

摘要:基于2013—2021年中国30个省份的面板数据,构建数字经济、绿色创新效率评价指标体系,采用综合面板Tobit模型、中介效应模型、门槛回归模型实证检验省级层面数字经济对绿色创新效率的影响及其作用机制。研究表明,数字经济发展能够显著提升绿色创新效率;机制分析发现,数字经济可以通过推动产业结构升级和绿色技术创新,进而提升绿色创新效率;异质性分析发现,数字经济对绿色创新效率的影响表现出区域异质性,具有“中部>东部>东北>西部”的特点;门槛检验发现,数字经济对绿色创新效率的影响表现出三重门槛效应,数字经济综合水平超过门槛值0.2419时,数字经济对绿色创新效率的作用强度最大。

关键词:数字经济;绿色创新效率;产业结构升级;绿色技术创新;门槛效应

中图分类号:F124

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2024)11-0013-09

DOI:10.13999/j.cnki.tjllsjsj.2024.11.002

一、引言

党的十九大报告指出:“必须坚定不移贯彻创新、协调、绿色、开放、共享的发展理念。”绿色创新将创新、绿色两大理念有机融合,是创新驱动、绿色发展两大国家发展战略的结合点。现阶段,我国资源约束趋紧、碳排放总量大、环境污染等问题十分突出。2020年9月,中国在第七十五届联合国大会上提出了实现“碳达峰”“碳中和”的目标。新发展格局下,实现绿色创新发展是突破资源环境约束、推动经济高质量发展的重要手段,提升绿色创新效率成为实现可持续发展的重要途径。近年,我国数字经济发展迅速,规模跃居全球第二位,根据《中国数字经济发展研究报告(2024年)》,2023年我国数字经济规模达到53.9万亿元,占国内生产总值的比重为42.8%^[1]。2022年的《政府工作报告》提出了“促进数字经济发展,发展智慧城市”“持续改善生态环境,推动绿色低碳发展”的要求。发展数字经济不仅是推动绿色发展的关键引擎,也是我国深入实施创新驱动发展战略的重要推动力量。

近年,学术界围绕数字经济、绿色创新效率等主题展开了相关研究。其中关于数字经济的研究主要包含数字经济的概念和内涵^[2]、发展趋势与区域差异^[3]、影响因素^[4]及数字经济对相关经济变量的影响^[5]等。从测度评价看,国内外主要采取构建指标体系方式对数字经济发展水平进行测算。从影响效应看,宏观层面的研究大多关注数字经济发展对城市创新水平^[6]、高质量发展^[3]、产业结构升级^[7]等的影响,且大多研究表明数字经济对其均具有正向促进作用。关于绿色创新效率的研究,主要涵盖概念内涵^[8]、时空特征及影响因素^[9]、影响效应^[10]等。一是概念内涵。绿色创新与生态创新、环境创新、可持续发展等概念近似,指为实现环境保护和绿色、可持续发展而进行的创新活动^[11]。绿色创新效率综合考量了创新过程中的能耗和环境污染情况,反映了创新投入对产出的贡献^[8]。二是衡量指标。通常采用构建综合评价体系的方式测度区域绿色创新效率,其中投入指标主要包括人员(研发人员全时当量、

基金项目:湖南省社会科学成果评审委员会项目“数字经济赋能区域绿色创新效率提升的机理与路径研究”(XSP2023JJZ008);湖南省教育厅科学研究项目“多尺度下中部地区创新网络韧性评估及提升策略研究”(23B0890)。

作者简介:张筱娟(1991—),女,湖南邵阳人,博士,讲师,研究方向为城镇化与区域创新。

R&D活动人员等)、资本(研发经费内部支出、R&D经费存量等)和能源(能源消耗总量、工业用电等)等,产出指标包括专利申请等期望产出、工业“三废”等非期望产出。三是测度方法。已有研究主要采用数据包络分析和随机前沿分析方法对绿色创新效率进行评价,其中数据包络分析为主流方法。早期以传统的DEA模型为主,随着研究的深入,DEA模型类型多样化,包括DEA-SBM模型、DEA-RAM模型、超效率DEA模型、四阶段DEA模型、Super-SBM模型等。四是影响因素。学者大多聚焦探究对外开放程度、政府支持、经济发展水平、FDI、金融发展、产业集聚等因素对绿色创新效率的影响,侧重点在不同阶段存在差异。

与本文主题相关的研究如:吕岩威等(2023)^[12]发现数字经济对绿色创新效率有显著提升作用,知识产权保护、国内技术转移和产学研合作在其中起中介作用。郭爱君等(2023)^[13]研究发现数字经济发展能够显著提升绿色科技研发效率以及成果转化效率。综上可知,学术界以数字经济、绿色创新效率为主题展开了丰富的研究,为本文的研究提供了重要的研究基础。但仍有如下问题值得进一步深入探讨:既有研究对数字经济如何影响绿色创新效率这一问题的分析仍较为薄弱,对二者的影响路径和门槛效应缺乏深入研究。鉴于此,本文紧密结合数字经济强势发展的现实背景以及“创新、协调、绿色、开放、共享”五大发展理念,将数字经济发展与绿色创新效率置于统一的分析框架。基于2013—2021年中国30个省份的面板数据,分别构建数字经济和绿色创新效率评价指标体系,采用熵值法测算数字经济发展水平,运用非期望产出SBM模型测度绿色创新效率。在此基础上,运用综合计量方法检验数字经济对区域绿色创新效率的影响效应,以期对现有研究形成补充,同时为新发展阶段下推进数字化建设和提升区域绿色创新效率提供决策参考。

二、理论分析与研究假设

(一)数字经济与绿色创新效率

数字经济发展可以通过对要素资源进行精准监控分析,推动创新要素跨区域流动,纠正要素市场扭曲,实现要素优化配置。凭借数字化在资源配置上的独特优势,如减轻信息不对称等,促进要素资源供给和需求有效匹配,提升要素配置效率^[14-15]。数字经济通过高质量数字人才队伍建设,加速人力资本积累,释放人才红利,提升区域创新能力。数字金融的发展,一定程度上可以弥补传统金融的不足,为绿色创新活动扩大金

融供给规模,降低金融服务成本,提高金融服务能力,增加金融资源供给和需求的适配度,提升金融资源配置效率^[16-17]。创新主体可以借助数字金融发展拓宽融资渠道^[18],缓解融资约束和资金瓶颈^[19],提升绿色创新技术,进而提升绿色创新效率。

假设1:数字经济发展有利于提升绿色创新效率。

(二)数字经济、产业结构升级与绿色创新效率

数据要素与传统产业渗透融合,可以变革传统产业生产方式,推动传统产业向智能化、高端化、绿色化方向发展。以制造业为例,物联网、云计算、大数据、人工智能等新一代信息技术广泛运用于生产过程,可以有效提升产业的附加值,推动传统制造业数字化转型和先进制造业发展。对高污染、高能耗产业而言,通过数字技术精准管理生产环节,降低能耗和污染物排放,实现向轻污染、低能耗产业转变。此外,数字经济发展有助于推动新旧动能转换,加快新兴产业培育,如电子商务、大数据服务等,推动产业结构由低级向高级形态转变。产业结构升级有利于提升创新过程中的资源配置效率,减少对环境的负面影响,进而提升绿色创新效率。

假设2:数字经济可以通过推动产业结构优化升级对绿色创新效率产生积极影响。

(三)数字经济、绿色技术创新与绿色创新效率

数字化背景下,信息技术迅速发展,创新主体所处的环境更加开放,创新网络主体日趋丰富,网络规模与异质性趋于扩大^[20]。数字技术可以逐渐破解由地理空间距离导致的合作障碍,加强多元创新主体的协同与合作,降低交易成本,加速区域绿色协同创新网络形成^[6],实现知识外溢效应,提升绿色创新水平^[14]。数字技术进步有利于提高创新投入的利用率,促进清洁能源的开发和利用,提升污染物转换率,改善环境质量^[21-22]。随着数字经济发展,消费者的绿色消费理念逐步深化,绿色消费需求不断增加,倒逼绿色创新能力提升。从政府角度看,依托先进的信息技术,可以动态监测创新过程中的废弃物排放以及能源消耗情况,适度进行环境规制,赋能政府现代化治理,提升区域绿色创新水平和效率。

假设3:数字经济可以通过推进绿色技术创新对绿色创新效率产生正向促进作用。

三、研究方法与数据来源

(一)分析方法与模型

1.熵值法

熵值法常用于对多元化指标进行综合评价,在构

建数字经济评价指标体系的基础上,采用该方法测度中国省级层面的数字经济发展水平。由于熵值法的运用较为成熟,此处不再详细说明。

2. 非期望产出SBM模型

传统DEA模型具有无法克服投入或产出的松弛性问题等局限,往往造成效率值计算不准确。非径向、非角度的SBM模型规避了传统DEA模型的不足,可以准确计算存在非期望产出情形下的效率值。模型基本形式如下:

$$\rho^* = \min \frac{1 - \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \frac{s_i^-}{x_{ij}}}{1 + \frac{1}{s_1 + s_2} \left(\sum_{r=1}^{s_1} \frac{s_r^g}{y_{rj}^g} + \sum_{n=1}^{s_2} \frac{s_n^b}{y_{nj}^b} \right)} \quad (1)$$

$$\text{s.t.} \begin{cases} x_j = X\lambda + s^- \\ y_j^g = Y^g\lambda - s^g \\ y_j^b = Y^b\lambda + s^b \\ s^- \geq 0, s^g \geq 0, s^b \geq 0, \lambda \geq 0 \end{cases} \quad (2)$$

本文采用非期望产出SBM模型测算绿色创新效率。式中, ρ^* 为绿色创新效率; m 、 s_1 和 s_2 分别为投入、期望产出和非期望产出指标个数; x 、 y^g 和 y^b 分别为投入、期望产出和非期望产出的要素值; X 、 Y^g 和 Y^b 分别为投入、期望产出和非期望产出值构成的矩阵; s^- 、 s^g 和 s^b 分别为投入、期望产出和非期望产出的松弛变量; λ 为权重向量。

3. 面板Tobit模型

为揭示数字经济发展对绿色创新效率的影响,考虑到绿色创新效率取值范围为0—1之间,模型的因变量具有截断性,采用面板数据Tobit模型进行估计,构建模型如下:

$$\begin{cases} y_{it}^* = \alpha_0 + \alpha_1 \text{digit}_{it} + \delta x_{it} + \varepsilon_{it} \\ y_{it} = y_{it}^*, \text{ if } y_{it}^* > 0 \\ y_{it} = 0, \text{ if } y_{it}^* \leq 0 \end{cases} \quad (3)$$

式中, $\varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma^2)$, y 为绿色创新效率, digit 为数字经济发展水平, x 为控制变量。

4. 中介效应模型

为检验数字经济对绿色创新效率的影响机制,结合中介效应模型分析,构建回归模型如下:

$$m_{it} = \varphi_0 + \varphi_1 \text{digit}_{it} + \varphi_2 x_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$y_{it} = \theta_0 + \theta_1 \text{digit}_{it} + \theta_2 m_{it} + \theta_3 x_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

式中, m 为中介变量,选取产业结构升级、绿色技术创新作为中介变量,其中产业结构升级以第三产业增加值与第二产业增加值的比值表示,绿色技术创新

采用绿色专利授权数衡量; x 表示控制变量。

5. 门槛回归模型

为检验数字经济对绿色创新效率影响的非线性效应,构建门槛回归模型如下:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{digit}_{it} I(q_{it} \leq \gamma) + \beta_2 \text{digit}_{it} I(q_{it} > \gamma) + \lambda x_{it} + u_i + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

上式中, q_{it} 为门槛变量, γ 是门槛值, $I(\cdot)$ 为示性函数, x_{it} 代表控制变量, u_i 为个体扰动项, ε_{it} 为随机扰动项。

(二) 变量选取

1. 被解释变量

被解释变量为绿色创新效率。构建投入产出指标体系对绿色创新效率进行测度,其中,投入指标主要包括人力投入、资本投入和能源投入,产出指标包括期望产出和非期望产出。

一是投入指标。劳动和资本是生产过程中的基本投入要素,绿色创新效率投入指标通常采用R&D经费内部支出、R&D人员投入作为资本和劳动投入;能源是绿色创新过程中的要素投入,能源投入以能源消耗总量表示。考虑到R&D经费支出的累积效应,采用永续盘存法对R&D资本存量进行估算,计算公式为: $k_{it} = (1 - \delta)k_{it-1} + I_{it}$ 。其中, k_{it} 为*i*地区第*t*年的研发资本存量, k_{it-1} 为*i*地区第*t*-1年的研发资本存量, I_{it} 是第*t*年的R&D经费内部支出, δ 为折旧率,结合吴延兵^[23](2008)的做法,取值为15%。以2013年为基期,构建R&D价格指数对R&D经费内部支出流量指标进行平减。由于2020年及之后各省份固定资产投资价格指数不再公布,参照朱有为和徐康宁(2006)^[24]的做法,采用消费价格指数(CPI)和工业生产者出厂价格指数(PPI)构建R&D价格指数, $\text{R\&D价格指数} = 0.75\text{PPI} + 0.25\text{CPI}$ 。基期的R&D资本存量计算公式为: $k_{2013} = I_{2013} / (g + \delta)$ 。其中, I_{2013} 为2013年各地区实际R&D经费内部支出, g 为研究期间实际R&D经费内部支出的平均增长率。

二是期望产出指标。专利授权数、新产品销售收入是衡量区域创新水平的常用指标,故选取专利授权数和新产品销售收入作为期望产出指标。

三是非期望产出指标。非期望产出通常采用工业“三废”(工业废水、工业废气、工业固体废弃物)指标衡量,由于2015年之后少数省份工业废水排放量指标缺失严重,且工业固体废弃物排放量不予公布,根据《“十三五”生态环境保护规划》,主要污染物包括化学需氧量、氨氮、二氧化硫、氮氧化物等,最终选取工业化学需氧量、工业氨氮排放量、工业二氧化硫排

放量、工业氮氧化物排放量四个指标构建环境污染综合指数反映非期望产出情况。

2.核心解释变量

解释变量为数字经济发展水平。既有文献对数字经济的评价多采用构建评价指标体系的方式,基于数字经济的内涵,结合数据的可获取性、统计口径的一致性原则,参照《中国数字经济发展白皮书》《中国数字经济发展指数报告》等文件,综合数字基础设

表 1 绿色创新效率评价指标体系

指标类别	一级指标	二级指标	指标单位
投入指标	人力投入	R&D人员全时当量	人
	资本投入	R&D经费内部支出	万元
	能源投入	能源消耗总量	亿千瓦时
产出指标	期望产出	新产品销售收入	元
		专利授权数	件
	非期望产出	工业化学需氧量COD	吨
		工业氨氮排放量	吨
		工业二氧化硫排放量	吨
		工业氮氧化物排放量	吨

施、数字产业化、产业数字化、数字创新环境四个维度对数字经济综合水平进行测度,包括 19 个二级指标,具体见表 2。其中数字基础设施包括互联网宽带接入用户数、光缆线路长度、域名数、移动电话基站数、IPv4 数 5 个指标;数字产业化选取电信业务总量,信息传输、软件和信息技术服务业就业人员数,互联网百强企业数,规模以上电子信息制造业企业数 4 个指标衡量;每百家企业拥有网站数、企业每百人使用计算机数反映企业数字化水平,有电子商务交易活动企业数、企业电子商务销售额用于测度电子商务发展情况,淘宝村数量用于反映数字农业发展情况,数字普惠金融指数用于反映数字金融发展情况;数字创新环境包括科学技术支出、专利授权数、技术市场成交额 3 个指标。对数字金融指数除以 100 进行处理,采用熵值法计算出各指标的权重。

3.控制变量

选取对外开放程度、政府支持、教育水平、人口规模作为控制变量,其中对外开放程度以进出口总额占

表 2 数字经济评价指标体系

一级指标	二级指标	指标单位	指标权重
数字基础设施	互联网宽带接入用户数	万户	0.0794
	光缆线路长度	公里	0.0692
	域名数	万个	0.0724
	移动电话基站数	万户	0.0421
	IPv4 数	万个	0.0566
数字产业化	电信业务总量	亿元	0.0164
	信息传输、软件和信息技术服务业就业人员数	万人	0.0705
	互联网百强企业数	个	0.0871
	规模以上电子信息制造业企业数	个	0.0587
产业数字化	百家企业拥有网站数	个	0.0434
	企业每百人使用计算机数	台	0.0596
	有电子商务交易活动企业数	个	0.0772
	企业电子商务销售额	亿元	0.0562
	快递业务收入	万元	0.0370
	淘宝村数量	个	0.0274
	数字普惠金融指数	-	0.0131
数字创新环境	科学技术支出	亿元	0.0545
	专利授权数	件	0.0351
	技术市场成交额	万元	0.0443

GDP 比重表示,政府支持以财政支出占 GDP 的比值表示,教育水平采用每万人高等学校在校生数表示,人口规模以年末总人口表示,分别以符号 *open*、*gov*、*edu*、*pop* 表示。

(三)数据来源

遵循数据选取的科学性和可获取性等原则,以 2013—2021 年中国大陆 30 个省份为研究对象(不含西藏和港澳台)。选取 2013 年作为起始年份的原因在于,2013 年之后我国数字经济发展步入成熟发展阶段。所用数据来源于相应年份的《中国统计年鉴》《中国信息产业年鉴》《中国科技统计年鉴》《中国淘宝村研究报告》《中国环境统计年鉴》,其中数字普惠金融

指数由北京大学数字金融研究中心与蚂蚁金服集团合作编制,绿色专利数据来源于国家知识产权局,部分缺失数据采用插值法补齐。考虑到不同年份间指标的可比性,货币度量指标均采用相应价格指数折算为实际值。

四、实证结果分析

(一)基准回归结果分析

为避免量纲和异方差的影响,对所有变量进行对数化处理,采用 Stata14.0 软件对模型进行估计,结果见表 4。LR 检验结果拒绝原假设,因而使用随机效应的面板 Tobit 回归。加入控制变量之前,数字经济变量系数为 0.4719,且通过了 1% 的显著性检验。采用

表 3 主要变量描述性统计结果

变量类型	变量	符号	样本数	平均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	绿色创新效率	<i>y</i>	270	0.5069	0.2477	0.1361	1
解释变量	数字经济	<i>digit</i>	270	0.1727	0.1309	0.0407	0.8098
中介变量	产业结构升级	<i>indus</i>	270	1.3238	0.7170	0.5722	5.2968
	绿色技术创新	<i>gpat</i>	270	5302.7960	6889.8650	40	46147
控制变量	对外开放水平	<i>open</i>	270	0.2414	0.2439	0.0072	1.2764
	政府支持	<i>gov</i>	270	0.2524	0.1024	0.1066	0.6430
	教育水平	<i>edu</i>	270	210.4807	54.3149	88.7478	424.8748
	人口规模	<i>pop</i>	270	4632.8590	2878.2100	571	12684

表 4 面板 Tobit 模型估计结果

变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5
<i>digit</i>	0.4719*** (8.43)	0.4890*** (8.69)	0.4864*** (8.94)	0.3099*** (4.87)	0.3760*** (5.32)
<i>open</i>		-0.0852 (-1.42)	-0.0204 (-0.33)	-0.0266 (-0.43)	-0.0110 (-0.19)
<i>gov</i>			0.4231*** (3.35)	0.4583*** (3.75)	0.3271** (2.41)
<i>edu</i>				0.6966*** (5.00)	0.6000*** (4.06)
<i>pop</i>					-0.2408** (-2.20)
常数项	0.1442 (1.08)	0.0201 (0.13)	0.7476*** (2.81)	-3.2668*** (-3.86)	-0.8056 (-0.58)
样本数	270	270	270	270	270

注:***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%的水平上显著;()内为 z 值。表 5、表 7、表 8、表 9、表 11 同。

逐步回归法依次加入控制变量后,数字经济回归系数值下降为0.3760,说明数字经济发展水平对绿色创新效率具有显著的正向影响。在其他条件不变时,数字经济发展水平越高,越有利于绿色创新效率提升,假设1得到验证。具体而言,数字经济水平每提升1%,绿色创新效率将增加0.376%。数字经济发展可以推动创新要素合理配置,促进知识溢出,缓解融资约束,提升绿色创新投入的转化效率,降低能耗和“三废”排放,为绿色创新活动提质增效。

从控制变量看,政府支持对绿色创新效率具有显著的正向影响,政府科技支出可以为绿色创新提供重要的资金支持,为创新活动创造良好的环境,从而提升绿色创新效率。教育水平同样对绿色创新效率具有显著的正向影响,教育水平的提升有利于人力资本的积累,为绿色创新活动提供人才支撑,提升区域创新能力。人口规模对绿色创新效率的影响系数为负,原因可能为人口压力过大可能会增加能源消耗和污染物排放,不利于绿色创新效率水平的提高。

(二)稳健性检验

分别采用以下方法进行稳健性检验:①剔除部分年份研究样本。剔除2021年样本,采用2013—2020年的面板数据重新进行估计。②替换解释变量。采用主成分分析法重新计算指标权重对数字经济进行测度,替换原有指标。③解释变量滞后一期处理,重新进行估计。表5模型1为采用2013—2020年面板Tobit模型估计结果,模型2为采用主成分分析法重新测度数字经济发展水平后面板Tobit模型估计结果,模型3为采用解释变量滞后一期面板Tobit模型估计结果。研究结果表明,不同模型下数字经济的回归系数均显著为正,说明数字经济发展有利于提升区域绿色创新效率,研究结论较为稳健。

表5 稳健性检验

变量	模型1	模型2	模型3
digit	0.4115*** (5.88)	0.5685*** (8.23)	0.3223*** (4.27)
控制变量	是	是	是
样本数	240	270	240

(三)内生性处理

绿色创新效率改进可能作用于数字经济发展,二者

之间可能存在因果关系,从而造成内生性问题。模型中可能遗漏了影响绿色创新效率的重要因素,由遗漏变量所产生的内生性问题。参照赵涛等(2020)^[3]的做法,以1984年各省份邮电业务总量与上一年全国互联网用户数的交互项作为工具变量,采用2SLS方法进行检验,控制了个体固定效应。估计结果显示,工具变量与数字经济发展水平显著正相关,Kleibergen-Paap rk LM统计量为22.84,p值为0.000,拒绝“工具变量识别不足”的假设,Kleibergen-Paap rk Wald F统计量为34.668,大于Stock-Yogo弱识别检验10%水平上的临界值,说明不存在弱工具变量问题。第二阶段估计结果表明,数字经济的系数显著为正,说明数字经济发展是提升区域绿色创新效率的重要动能。

表6 2SLS估计结果

变量	第一阶段	第二阶段
	digit	gie
iv	0.7375*** (5.89)	
digit		1.6516*** (4.42)
控制变量	是	是
样本数	270	270
Kleibergen-Paap rk LM	22.84[0.000]	
Kleibergen-Paap rk Wald F统计量	34.668{16.38}	
Cragg-Donald Wald F统计量	33.135{16.38}	

注:***表示在1%的水平上显著;第2列()内为t值,[]内为P值,{ }内为Stock-Yogo弱识别检验10%水平上的临界值;第3列()内为z值。

(四)中介效应检验

采用中介效应模型检验数字经济影响绿色创新效率的传导机制,表7模型1中数字经济的系数显著为正,说明数字经济发展对产业结构升级有促进作用。模型2中数字经济和产业结构升级的作用系数均显著为正,说明产业结构升级在数字经济提升绿色创新效率中起到部分中介作用。数字经济发展赋能传统产业转型以及新兴产业培育,助推产业结构优化升级,进而有效提升绿色创新效率,假设2得到验证。模型3中数字经济的系数为0.5449,且通过了1%的显著性检验,说明数字经济发展有利于绿色技术创新。模型4中数字经济和绿色技术创新的回归系数均显著为

正,表明绿色技术创新在数字经济提升绿色创新效率中具有部分中介作用。数字经济发展通过推进绿色技术创新进一步提升绿色创新效率,假设3得到验证。

表7 中介效应检验

变量	模型1	模型2	模型3	模型4
	<i>indus</i>	<i>y</i>	<i>gpat</i>	<i>y</i>
<i>indus</i>	0.3232*** (8.45)	0.2864*** (3.61)	0.5449*** (4.48)	0.1722*** (2.68)
<i>gpat</i>		0.2529** (2.28)		
<i>digit</i>				0.3361*** (8.18)
控制变量	是	是	是	是
样本数	270	270	270	270

(五)异质性分析

1.区域异质性

为考察数字经济的异质性影响,将全部样本划分为四大区域(东部、中部、西部、东北)。结果显示,数字经济对绿色创新效率的影响存在明显的地区差异,东部、中部、东北地区的数字经济水平提升有利于绿色创新效率改进,西部地区数字经济发展对绿色创新效率的影响未通过显著性检验。这可能与东部、中部、东北地区不断加强信息基础设施建设,加快数字技术与产业深度融合,不断优化政策环境有关。而西部地区数字基础设施不完善,数字化人才欠缺,数字经济发展不充分,对绿色创新效率的赋能效果较为有限。从影响系数看,中部地区分样本下数字经济的影响系数最大,系数值为0.4056,东部地区次之,不同区域样本下的回归系数表现出中部>东部>东北>西部的特点,说明中部地区数字经济对绿色创新效率的提升作用最大。原因可能在于,东部地区数字经济发展相对成熟,数字

表8 区域异质性检验

变量	东部地区	中部地区	西部地区	东北地区
<i>digit</i>	0.2780** (2.00)	0.4056*** (2.72)	0.1450 (1.13)	0.2412* (1.75)
常数项	-6.5098* (-1.89)	-2.9906 (-0.54)	-0.6414 (-0.33)	-7.9651* (-1.78)
控制变量	是	是	是	是
样本数	90	54	99	27

经济水平高于其他区域,而中部地区的政策与制度环境不断完善,产业结构不断优化,数字经济发展处于上升阶段,发展潜力大,因而对绿色创新效率的提升效果明显。

2.时间异质性

由于2017年“数字经济”首次在《政府工作报告》中出现,将研究时段划分为2013—2017年和2018—2021年两个阶段,以考察不同阶段数字经济对绿色创新效率的影响,结果见表9。结果表明,不同阶段数字经济均对绿色创新效率有显著影响,且2018—2021年数字经济的回归系数值高于2013—2017年,说明随着数字经济的发展,其对绿色创新效率的提升作用更大。原因可能在于,2017年之后中国数字经济规模增长迅速,数字技术赋能绿色创新的能力显著增强。

表9 时间异质性检验

变量	2013—2017年	2018—2021年
<i>digit</i>	0.4541***	0.5140*** (3.55)
常数项	3.1944* (1.78)	-0.5791 (-0.31)
控制变量	是	是
样本数	150	120

(六)门槛效应检验

为检验数字经济对绿色创新效率的非线性效应,采用门槛回归模型进一步估计。先判别门槛变量门槛的个数,采用Bootstrap“自抽样”方法,设置次数为1000次,结果见表10。研究发现数字经济在5%的显著性水平上通过了单一门槛、双重门槛以及三重门槛检验,由此确定数字经济对绿色创新效率的影响具有三重门槛效应。

表10 门槛效应检验

门槛类别	F值	P值	Bootstrap 次数	临界值		
				10%	5%	1%
单一门槛	5.7199	0.0170	1000	2.7338	3.6524	6.9180
双重门槛	6.0212	0.0160	1000	2.7752	3.8424	7.7821
三重门槛	4.7342	0.0450	1000	2.8738	4.2673	7.7014

以数字经济发展水平作为门槛变量,控制了个体固定效应,面板数据门槛回归模型结果如表11所示。

表 11 门槛模型估计结果

变量	回归系数	稳健标准误	t值	P值
<i>open</i>	-0.2479**	0.1177	-2.1056	0.0363
<i>gov</i>	0.3262***	0.1249	2.6113	0.0096
<i>edu</i>	1.0440***	0.1699	6.1429	0.0000
<i>pop</i>	-2.7296***	0.6797	-4.0157	0.0001
<i>digit</i> ≤ 0.0750	0.4270***	0.0736	5.8010	0.0000
0.0750 < <i>digit</i> ≤ 0.1173	0.4764***	0.0784	6.0768	0.0000
0.1173 < <i>digit</i> ≤ 0.2419	0.5612***	0.0886	6.3350	0.0000
<i>digit</i> > 0.2419	0.7317***	0.1090	6.7142	0.0000

结果表明,当数字经济综合指数小于等于0.0750时,其对绿色创新效率的作用系数为0.4270;当数字经济综合指数介于0.0750—0.1173之间时,回归系数为0.4764,在1%的水平上显著;当数字经济综合指数介于0.1173—0.2419之间时,系数值为0.5612;越过门槛值0.2419之后,数字经济对绿色创新效率的影响达到最大,系数值为0.7317。由此可知,数字经济发展水平越高,其对绿色创新效率的提升作用越大。

五、结论与建议

(一)研究结论

基于2013—2021年中国30个省份的面板数据,首先测度省级层面数字经济发展水平和绿色创新效率,进而实证检验数字经济对区域绿色创新效率的影响。主要研究结论如下:

数字经济能够显著提升区域绿色创新效率,产业结构升级和绿色技术创新均具有部分中介作用。数字经济对绿色创新效率的影响存在区域异质性,东部地区、中部地区、东北地区数字经济发展显著提升了绿色创新效率,西部地区数字经济发展对绿色创新效率的影响在统计上不显著。数字经济对绿色创新效率的影响具有三重门槛效应,当数字经济发展水平超过门槛值0.2419之后,数字经济对绿色创新效率的作用强度最大。

(二)对策建议

结合上述结论,提出如下对策建议:

以创新、绿色等发展理念为指导,树立全域一盘棋思想,建立区域统筹机制,推动要素市场化改革,破除区域间研发要素流动障碍,促进要素合理高效配置。各地区要抓住“东数西算”的政策机遇,做好顶层设计

和政策优化,充分发挥地区优势。加强多元创新主体协同合作,强化区域间创新交流,构建跨区域绿色创新网络,发挥绿色创新的网络效应。

加强新型数字基础设施建设,增强技术自主创新能力,深化数字技术与传统产业渗透融合,助推产业结构优化升级。建设高素质数字人才队伍,完善人才培养体系,加速人力资本积累。

促进数字金融发展,深化金融体系改革,提升数字金融服务能力,有效防范数字金融风险,缓解区域绿色创新中的融资约束。构建数字化精准监管体系,建立生态预警机制,加强对污染物排放、能源消耗的监管。加快数字政府建设,增强政府治理效能,提升科学决策能力。◆

参考文献:

[1]中国信息通信研究院.中国数字经济发展研究报告(2024年). [DB/OL].[2024-08-27].http://www.caict.ac.cn/kxyj/qwfb/bps/202408/t20240827_491581.htm.
[2]金环,于立宏.数字经济、城市创新与区域收敛[J].南方经济, 2021(12):21-36.
[3]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(10):65-76.
[4]王彬燕,田俊峰,程利莎,等.中国数字经济空间分异及影响因素[J].地理科学,2018,38(6):859-868.
[5]张英浩,汪明峰,刘婷婷.数字经济对中国经济高质量发展的空间效应与影响路径[J].地理研究,2022,41(7):1826-1844.
[6]韩璐,陈松,梁玲玲.数字经济、创新环境与城市创新能力[J].科研管理,2021,42(4):35-45.
[7]刘翠花.数字经济对产业结构升级和创业增长的影响[J].中国人口科学,2022(2):112-125+128.
[8]肖仁桥,丁娟.我国企业绿色创新效率及其空间溢出效应:基

- 于两阶段价值链视角[J].山西财经大学学报,2017,39(12):45-58.
- [9]吕岩威,谢雁翔,楼贤骏.中国区域绿色创新效率时空跃迁及收敛趋势研究[J].数量经济技术经济研究,2020(5):78-97.
- [10]赵路,高红贵,肖权.中国工业绿色创新效率动态演变趋势及其空间溢出效应研究[J].统计与决策,2020(7):95-99.
- [11]RENNINGS K. Redefining Innovation-Eco-innovation research and the contribution from ecological economics [J]. Ecological Economics,2000,32(2):319-332.
- [12]吕岩威,王文强,张晋宁.数字经济对区域绿色创新效率的影响效应及其传导机制[J].统计与决策,2023(20):120-124.
- [13]郭爱君,杨春林,张永年,等.数字经济产业发展对城市绿色创新效率的影响:基于两阶段价值链视角的分析[J].城市问题,2023(1):49-59.
- [14]李琳,刘瑞.创新要素流动对城市群协同创新的影响:基于长三角城市群与长江中游城市群的实证[J].科技进步与对策,2020,37(16):56-63.
- [15]李柏洲,张美丽.数字化转型对区域经济高质量发展的作用机理:区域创新能力的调节作用[J].系统工程,2022,40(1):57-68.
- [16]DEMERTZISM M, MERLER S, WOLFF G B. Capital Market Union and the Fintech Opportunity [J]. Journal of Financial Regulation,2018(1):157-165.
- [17]刘伟,戴冰清,刘卫镇.数字金融能驱动经济高质量发展吗?:基于2011~2017年中国省级面板数据的实证分析[J].经济社会体制比较,2021(6):63-75.
- [18]蔡乐才,朱盛艳.数字金融对小微企业创新发展的影响研究:基于PKU-DFIIC和CMES[J].软科学,2020(12):20-27.
- [19]OZILI P K. Impact of Digital Finance on Financial Inclusion and Stability [J]. Borsa Istanbul Review, 2018 (4) : 329-340.
- [20]鲁若愚,周阳,丁奕文,等.企业创新网络:溯源、演化与研究展望[J].管理世界,2021(1):217-233.
- [21]孙耀武,胡智慧.数字经济、产业升级与城市环境质量提升[J].统计与决策,2021(23):91-95.
- [22]张腾,蒋伏心,韦朕韬.数字经济能否成为促进我国经济高质量发展的新动能?[J].经济问题探索,2021(1):25-39.
- [23]吴延兵.中国工业R&D产出弹性测算(1993—2002)[J].经济学(季刊),2008,7(3):869-890.
- [24]朱有为,徐康宁.中国高技术产业研发效率的实证研究[J].中国工业经济,2006(11):38-45.

(责任编辑:萧静)

绿色金融对市场结构优化的政策效应研究

杜明军

(河南省社会科学院 统计与管理科学研究所, 河南 郑州 451464)

摘要:借力双重机器学习算法(DML),运用始于2007年的绿色金融政策作为准自然实验,基于中国工业企业数据库与专利数据库,采用多种机器学习训练模型相互印证与交叉验证技术,澄清绿色金融对市场结构优化的政策效应特征,同时剔除其他相关政策环境变量的干扰。研究发现,绿色金融显著促进了市场结构优化,且政策效应具有明显的存在性可信性。绿色金融政策对异质性企业的市场结构优化行为选择呈现显著的非对称性影响,主要表现在固定资产占比、资本要素密集度、规模水平、所有制属性、金融市场化水平和生产率等方面。

关键词:绿色金融;市场结构优化;政策效应;DML算法

中图分类号:F832

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2024)11-0022-09

DOI:10.13999/j.cnki.tjllsj.2024.11.003

一、引言

绿色金融具有绿色低碳转型的市场结构优化行为选择功能。依托绿色金融对微观经济组织的绿色低碳投融资行为的支持约束功能,引领市场行为选择的绿色低碳导向与市场结构优化升级,抑制高耗能投资,发掘绿色低碳化与可持续发展的长期潜能,引导社会资本更多用于绿色低碳转型,促进市场结构优化,打造调结构的新动力,推动产业结构绿色低碳转型升级,确保碳达峰碳中和“双碳”目标的实现。

中国的绿色金融发端于2007年国家环保总局、中国人民银行、银监会联合颁布的《关于落实环保政策法规防范信贷风险的意见》,以及2008年国家环保部的绿色业务鼓励措施,倡导绿色资金资源信用对经济发展的系列化引领,协助设计绿色生态工程项目实施方案,为绿色低碳转型提供市场结构优化行为选择激励等实践探索。评估绿色金融政策对市场结构优化行为选择的实施效果,验证绿色金融政策体系的市场结构优化效应,反思绿色金融政策工具支持市场结构优化行为选择的实践挑战与问题症结,探析绿色金融对实体经济结构优化的政策意蕴,发现绿色金融政策纵深

发展完善的努力方向,价值、意义明显。

本文的主要工作与边际贡献包括:一是借力双重机器学习算法的部分线性模型(partially linear models; PLM),以始于2007年的绿色金融政策作为准自然实验,识别绿色金融对市场结构优化行为选择的政策效应。通过企业、省份、行业等角度添加控制变量的不同组合,选用不同的样本内外交叉验证法参数,与采用随机森林(rf)、梯度提升(gradboost)、拉索回归(lassocv)、岭回归(ridgecv)、最小二乘(ols)等多种不同的机器学习算法相结合,训练验证绿色金融政策对市场结构优化效应的存在性可信性。二是识别其他相关政策环境变量的干扰,缓解内生性、增加稳健性。通过控制样本时段内的同期外部融资依赖程度、同期样本选择偏差、时间趋势效应、金融危机期间新的外部融资需求、金融危机期间新的投资机会、同期流域限批或区域限批政策、同期清洁标准环境规制、同期落后生产能力环境规制等其他政策环境变量,将绿色金融对市场结构优化行为选择的政策效应从同时期其他相关的政策环境措施中识别出来,剔除其他环境政策变量对绿色金融的市场结构优化行为选择政策效应的干扰,缓解因果关

作者简介:杜明军(1965—),男,河南郑州人,博士,研究员,研究方向为区域经济、宏观经济、计量经济。

系内生性。三是借力双重机器学习算法的一般性交互模型,从固定资产占比、资本要素密集度、规模水平、所有制属性、金融市场化水平、劳动生产率等角度,考察绿色金融政策对市场结构优化行为选择的异质性影响规律,发现绿色金融对市场结构优化行为选择的政策作用基点和努力方向。

二、文献回顾

国内外关于绿色金融对市场结构优化行为选择的功能作用的研究,主要从微观企业主体视角,探讨了绿色金融对企业主体的市场结构优化行为选择、市场行为成本,以及研究的理论基础与实证方法,认为绿色金融是凭借金融资源作为鼓励支持手段,以生态环保约束为调控杠杆,以推进市场结构优化行为选择、实施产业结构优化升级为目的,有效推动经济可持续发展,加快实现经济社会绿色低碳转型。

一是绿色金融对企业主体市场进入行为选择、退出行为选择的影响。陆菁等(2021)^[1]认为,绿色信贷政策加剧了高污染行业企业的退出可能。张彩云和苏丹妮(2020)^[2]认为,环境规制通过优化企业选址行为,有助于改善要素在区域间的配置效率。Brandt等(2012)^[3]从环境政策引致的企业进入与退出行为角度,分析了其产生的市场结构优化行为选择效应。李蕾蕾和盛丹(2018)^[4]、孙学敏和王杰(2014)^[5]、Jefferson等(2013)^[6]从不同角度说明了环境政策影响企业进入、退出行为,为行业内部资源配置与结构优化提供了契机。

二是绿色金融对企业主体交易成本和融资便利性的影响。牛海鹏等(2020)^[7]认为,绿色信贷政策主要通过提高绿色上市公司的融资便利性从而实现配置结构效应。韩超等(2017)^[8]认为,绿色金融政策作为一种环境规制手段,能够通过内部化环境成本,弥补污染企业私人成本与社会成本的差距,挤压污染行业内低效率企业的生存空间,实现企业规模的动态调整和配置效率改善。连莉莉(2015)^[9]认为,绿色信贷政策可以帮助绿色企业获得更低成本的资金资源。Tombe和Winter(2015)^[10]发现,环境规制会对企业生产要素成本产生非对称影响,导致要素资源在企业间错配。

三是研究绿色金融作用于市场结构优化行为选择的理论基础与实证方法。Melitz(2003)^[11]构造的企业异质性模型,奠定了基于环境政策本质的绿色金融政策影响市场结构优化行为选择的理论基础。陈永伟和胡伟民(2011)^[12]基于双重差分法,分析绿色信贷政策

对重污染企业的影响,为绿色金融政策抑制重污染行业的信贷融资,有效遏制其过度投资等提供了较为充分的证据。杨汝岱和朱诗娥(2015)^[13]、Liu等(2017)^[14]利用双重差分法,为绿色金融的政策效力提供了更为可靠的证据。

学者关于绿色金融对企业主体市场结构优化行为选择的影响作用价值,提供了宝贵的研究经验和理论基础,启发了后续研究努力的方向。绿色金融在引领企业市场结构优化行为选择中发挥了重要作用。基于绿色金融支撑基础的市场结构优化行为选择,可减少环境生态污染,提高绿色低碳转型绩效,有效提高绿色产品市场的竞争潜力,实现经济效益和环境保护的双赢。因而,绿色金融促进市场结构优化的行为选择仍然是一个值得继续探讨的问题。一是既有文献探究绿色金融政策对市场结构优化行为选择的影响作用关系尚未形成明确共识,特别是关于经济发展的环境支撑条件对政策效应的异质性作用关系的文献较少。二是中国绿色金融的发展仍处于探索提升阶段,梳理绿色金融对市场结构优化行为选择的作用价值,厘清绿色金融对市场结构优化行为选择的政策效应,才能更好明晰绿色金融政策体系持续发展完善的努力方向。三是现有大部分研究主要采用双重差分模型,采用契合大数据需求特征的双重机器学习算法是有益的尝试,可以与传统实证方法相互印证。四是大部分既有研究主要使用的是行业或者地区层面的数据,基于微观数据的应用和讨论相对较少,鉴于企业是市场结构优化行为选择的主体,从微观视角来探析绿色金融对市场结构优化行为选择的影响更具现实意义。

三、实证设计

(一)命题假设

基于相关文献的梳理回顾与反思,深化了绿色金融对市场结构优化行为选择的作用价值的系统性认知,启发了继续深入探索,命题假设如下:

假设一:绿色金融政策体系的构建实施,对市场结构优化行为选择活动会产生显著的政策支持促进效应,存在性可信性明显,典型地呈现在基于多元机器学习算法及结果的一致性上。

假设二:绿色金融政策体系的构建实施,对市场结构优化行为选择活动会产生显著的政策支持促进效应,存在性可信性明显,典型地呈现在基于相关其他政策工具变量作用剔除的内生性缓解与稳健上。

假设三:绿色金融政策体系的构建实施,对市场结构优化行为选择效用具有显著的异质性作用规律特征,典型地呈现在影响企业行为主体发展差异性的变量指标上。

(二)识别过程设计

验证绿色金融对市场结构优化行为选择的政策效应存在性的模型估计过程,主要分为基准模型估计过程与稳健内生性识别过程两个层面,均以Lasso模型学习器、交叉验证法参数 $k=5$ 为基础。一是在基准模型估计部分,通过添加控制变量组,变换交叉验证法参数 k 的取值(通常在5—10),选用不同的模型学习器,以验证绿色金融对市场结构优化行为选择的政策效应的存在性及其科学合理性。二是在稳健内生性识别部分,在基准模型估计的基础上,通过控制其他相关政策环境变量,以剔除特定政策环境对绿色金融政策效应的扰动,缓解其他因果关系的干扰,以考察绿色金融对市场结构优化行为选择的政策效应的稳健性内生性。

绿色金融对市场结构优化行为选择的政策效应模型估计及模型扩展估计,主要涵盖三个处理过程。

第一,添加多层面的多元控制变量组。在控制变量设置方面,除选择多层面多元控制变量外,还加入了控制变量(二元变量除外)的二次方项,以考量解释变量与控制变量之间的非线性关系。一是企业层面的控制变量组:企业外部融资约束程度、速动资产占比、就业规模、利润率。二是省份层面的控制变量组:各省份人均GDP、信贷总额占各省份GDP比重、各省份第二产业占比。三是行业层面的控制变量组:行业平均出口倾向、行业资本密集度、行业集中程度、行业平均固定成本、行业国有资本比重。

第二,选取交叉验证法的多元参数值进行估计结果比较。为了避免参数估计中的过度拟合问题并提高估计的准确性,对双重机器学习方法使用样本内外交叉验证法。先将样本分成辅助样本和主样本,然后用辅助样本估计 $h(X_{i,t})$ 和 $g(X_{i,t})$,最后用主样本估计 θ_0 并计算误差。样本拆分后,一组数据作为主样本,另一组数据作为辅助样本,在估计参数的过程中只有一部分数据被使用,参数估计依旧不具有一般性。Chernozhukov等(2018)^[15]证明,将辅助样本和主样本进行多次轮换,将样本拆分为5组的估计结果表现会比2组更好。因此,选取交叉验证法参数 $CV=5、6、8、10$ 等不同的取值,从而让模型效果更具有一般性。

第三,采用不同的模型学习器进行估计结果比

较。双重机器学习模型可选用不同的学习算法,以提升训练效果的一般性与可信性。通过分别替换采用随机森林、梯度提升、拉索回归、岭回归、最小二乘等不同的模型学习器,以比较验证绿色金融对市场结构优化行为选择的政策效应的存在性和结论稳健性。

四、模型选取与数据支撑

为识别绿色金融对市场结构优化行为选择的政策效应,并契合数据支撑特点,采用双重机器学习模型进行评估。

(一)识别模型的具体形式设定

第一,基于DML方法构造部分线性回归模型。

主方程的具体形式:

$$Exit_{i,t} = \theta_0 T_{i,t} + g(X_{i,t}) + U_{i,t}, E(U_{i,t} | T_{i,t}, X_{i,t}) = 0$$

式中, $Exit_{i,t}$ 为被解释变量,表示企业 i 在第 t 年的市场结构优化行为选择水平; $T_{i,t}$ 为企业 i 在第 t 年的绿色金融政策措施事件虚拟变量(绿色金融政策措施发挥作用的年份取值为1,否则为0),若其估计系数 θ_0 显著为正,意味着绿色金融政策措施对市场结构优化行为选择具有促进作用,根据前文的研究假设,本文预计 θ_0 显著为正; $X_{i,t}$ 为企业 i 在第 t 年的多维控制变量,其是通过函数 $g(X_{i,t})$ 来影响被解释变量的协变量,包括企业特征变量、行业发展变量、区域治理发展特征变量等; $g(X_{i,t})$ 的具体形式未知,其估计量 $\hat{g}$ 可以通过机器学习模型训练获得; $U_{i,t}$ 为误差项,其条件均值为0($1 \leq i \leq I; 0 \leq t \leq T$)。

辅助方程的具体形式:

$$T_{i,t} = h(X_{i,t}) + V_{i,t}, E(V_{i,t} | X_{i,t}) = 0$$

式中, $h(X_{i,t})$ 是协变量 $X_{i,t}$ 影响被解释变量 $T_{i,t}$ 的函数,函数的具体形式未知,可以使用机器学习算法训练得到; $V_{i,t}$ 为误差项,其条件均值为0($1 \leq i \leq I; 0 \leq t \leq T$)。

可以使用机器学习算法对辅助方程中的函数 $h(X_{i,t})$ 进行估计,以获得估计量 $\hat{h}$,进而计算得到残差项 $V_{i,t}$ 的估计量 $\hat{V}_{i,t}$;然后,将 $\hat{V}_{i,t}$ 看作是 $T_{i,t}$ 的工具变量,使用机器学习算法估计主方程中函数 $g(X_{i,t})$ 的估计量 $\hat{g}$,进而计算 θ_0 的无偏估计值 $\hat{\theta}_0$,即:

$$\hat{\theta}_0 = \left(\frac{1}{n} \sum_{i \in I; t \in T} \hat{V}_{i,t} T_{i,t} \right)^{-1} \frac{1}{n} \sum_{i \in I; t \in T} \hat{V}_{i,t} [Exit_{i,t} - \hat{g}(X_{i,t})]$$

式中, n 为总样本量。

第二,基于DML方法构造绿色金融影响市场结构优化行为选择差异性表现的交互模型。主方程具体形式:

$$Exit_{i,t} = \theta_0 \cdot (T_{i,t} \times Hete_var_i) + g(X_{i,t}) + U_{i,t}, E(U_{i,t} | X_{i,t}, T_{i,t} \times Hete_var_i) = 0$$

辅助方程具体形式:

$$T_{i,t} \times Hete_var_i = h(X_{i,t}) + V_{i,t}, E(V_{i,t} | X_{i,t}) = 0$$

式中, $Hete_var$ 表示需要识别的导致异质性影响的目标变量作用情况, 是在原主方程基础上增加的变量。此时, 核心被解释变量为 $T_{i,t} \times Hete_var_i$, 变量 $Hete_var_i$ 与 $T_{i,t}$ 归入多维控制变量。辅助方程中的其余变量与主方程完全一致。 $T_{i,t} \times Hete_var_i$ 用来衡量绿色金融与影响市场结构优化行为选择差异性表现的生成变量的交互作用, 具体可以是描述差异性表现的企业规模、所有制属性、外部融资环境、生产率分位数等变量特征。若该交互项的估计系数 $\hat{\theta}_0$ 显著为正, 说明绿色金融在影响市场结构优化行为选择过程中, 引入异质性作用变量 $Hete_var_i$ 后, 绿色金融对市场结构优化行为选择政策促进效应更强。根据研究假设, 本文预计 $\hat{\theta}_0$ 显著为正。

(二) 变量数据说明

一是被解释变量。被解释变量为企业市场进退行为选择 ($Exit$), 表示企业 i 在第 t 年的市场结构优化行为选择水平, 其含义是曾经出现但从某一年份开始不再出现在数据库中的企业总数的变化。参照陆菁等 (2021)^[1] 的做法, 具体采用在样本期间内, 曾经出现但从某一年份开始不再出现在数据库中的企业被定义为该年的退出企业, 取值为 1, 否则取值为 0。

二是解释变量。解释变量 $T_{i,t}$ 表示绿色金融政策对企业 i 在第 t 年发挥作用的虚拟变量, 其含义是企业是否受到政策作用的标识变量 ($enterprise$) 与受到政策冲击时间的识别变量 ($post$) 的交乘项, 即解释变量同时考虑了绿色金融政策发挥作用的对象与时间两个维度。关于绿色金融政策效应的时间维度界定, 自 1995 年首次规定绿色信贷要落实国家环境政策, 2007 年系列化倡导绿色信贷, 意味着绿色金融政策布局基本成型^[16]。参考陆菁等 (2021)^[1] 基于中国工业企业数据库对企业信贷融资变动的分析发现, 将绿色信贷政策发生作用的时间维度界限确定为 2007 年, 表示绿色金融政策冲击时间 ($post$), 并将 2007 年以前各年赋值为 0, 2007 年以后各年赋值为 1。关于绿色金融政策效应的对象维度设定, 借鉴陆菁等 (2021)^[1]、李蕾蕾和盛丹 (2018)^[4] 的、孙学敏和王杰 (2014)^[17] 处理办法, 对于识别企业污染属性的变量 ($enterprise$), 取值 1 表示为高污染的处理组企业, 否则表示为低污染对照组企业。

三是控制变量和其他变量 (见表 1)。绿色金融对市场结构优化行为选择的影响过程, 与微观层面的企业特征、中观层面的行业发展, 以及区域空间布局条件等控制变量密切相关, 需要对这些控制变量加以有效控制, 否则存在绿色金融对市场结构优化行为选择的真正影响的识别漏洞。此外, 绿色金融对市场结构优化行为选择的影响过程, 还涉及混淆变量控制或互为因果识别的稳健内生性问题。

五、基准模型与政策效应存在性

运用 DML 模型方法, 通过调整控制变量添加组合, 同时采用不同的机器学习训练方法, 可以发现绿色金融对市场结构优化行为选择的政策效应的存在性特征及可信度。

(一) 基准模型检验过程说明

表 2 展示了绿色金融政策影响市场结构优化行为选择的基准机器学习模型训练结果, 并基于交叉验证法参数 $CV=5$ 为基础。

一是控制变量的添加组合过程。表 2 第 (1) 行是未加入控制变量的估计结果; 第 (2) 行是加入企业层面控制变量之后的估计结果; 第 (3) 行是加入省份层面控制变量之后的估计结果; 第 (4) 行是加入行业层面控制变量之后的估计结果; 第 (5) 行是加入企业层面和省份层面控制变量之后的估计结果; 第 (6) 行是加入企业层面和行业层面控制变量之后的估计结果; 第 (7) 行是加入行业层面和省份层面控制变量之后的估计结果; 第 (8) 行是加入企业层面、行业层面、省份层面控制变量之后的估计结果。

二是机器学习算法替换采用过程。表 2 第 (1) 列是学习器采用随机森林 (rf) 算法的估计结果; 第 (2) 列是学习器采用梯度提升算法的估计结果; 第 (3) 列是学习器采用拉索回归算法的估计结果; 第 (4) 列是学习器采用岭回归算法的估计结果; 第 (5) 列是学习器采用最小二乘算法的估计结果。

(二) 基准模型检验的基本结论

基于表 2 的基准学习结果可以发现, 绿色金融对市场结构优化行为选择的政策效应正向显著, 证明了绿色金融对市场结构优化行为选择具有明显政策效应的研究假设。

一是绿色金融政策积极促进市场结构优化行为选择。绿色金融政策对市场结构优化行为选择的影响方向均为正向, 意味着实施绿色金融政策对市场结构优化行为选择具有积极促进价值。

表 1 控制变量与其他变量

变量类别	变量名称	变量含义
企业层面控制变量	企业外部融资约束程度(<i>FC</i>)	借鉴陆菁等(2021) ^[1] 的处理办法,按 $(-0.737\times\text{企业规模})+(0.043\times\text{企业规模的平方})-(0.040\times\text{企业年龄})$ 计算,其中,企业规模采用企业总资产取自然对数衡量。
	速动资产占比(<i>Quick_assets</i>)	速动资产/总资产,其中,速动资产等于流动资产减存货。
	就业规模(<i>Lnemploy</i>)	企业从业人员年平均人数取自然对数。
	利润率(<i>Pr</i>)	当年利润总额除以主营业务收入。
行业层面控制变量	行业平均出口倾向(<i>EMOD</i>)	四位数行业出口交货值总额/行业销售收入总额。
	行业资本密集度($\ln(K/L)$)	四位数行业固定资产净值合计/行业中企业从业人员年平均人数合计。
	行业集中程度(<i>HHI</i>)	$HHI=\sum_{i=1}^n(sale_i/\sum_{j=1}^n sale_j)^2$,其中, <i>sales</i> 表示企业主营业务收入。
	行业平均固定成本(<i>Fix</i>)	加总折旧、营业费用、管理费用和财务费用为企业层面的固定成本,将企业的固定成本除以总资产后,加总到四位数行业层面后,再取平均值。
	行业国有资本比重(<i>Soeratio</i>)	四位数行业国有资本总和/行业实收资本总和。
省份层面控制变量	各省份人均GDP(<i>per_capita_GDP</i>)	各省份人均GDP取自然对数。
	信贷总额占省份GDP比重(<i>Credit/GDP</i>)	省级银行信贷总额占GDP比重。
	各省份第二产业占比(<i>Secondary</i>)	第二产业增加值占GDP比重。
其他变量	外部融资依赖特征	参照陆菁等(2021) ^[1] 的处理办法,采用“应收账款净值/总资产”,以衡量企业商业信贷约束。该指标值越高,表明企业越有可能成为商业信贷供给方,其对外部融资的依赖程度越低,受绿色信贷政策的影响应更小。商业信贷约束的哑变量(<i>credit</i>)取1表示企业商业信贷约束较紧,外部融资依赖度高;取0表示企业商业信贷约束较宽松,外部融资依赖度低。为进行比较,将样本按政策实施前“应收账款净值/总资产”的平均值进行三分位划分, <i>credit</i> 取1表示低于下1/3分位数的企业, <i>credit</i> 取0表示高于上1/3分位数的企业。
	潜在外部融资需求状况	参照Durnev和Kim(2005) ^[18] 的处理办法,通过构建企业潜在外部融资需求指标(<i>External</i>),以控制企业自身融资需求变化。 $External=(Asset_t-Asset_{t-1})/(Asset_{t-1}-ROE_t/(1-ROE_t))$,其中, <i>Asset</i> 表示企业的总资产, <i>ROE</i> 表示企业的净资产收益率。
	特定投资机会	借鉴Ding和Knight(2012) ^[19] ,采用销售增长率(<i>Sale growth</i>)以控制企业的特定投资机会,其中,销售增长率(<i>Salegrowth</i>)表示企业主营业务收入的年度增长率。

注:数据来自陆菁等(2021),参见《中国工业经济》网站(<https://ciejournal.ajcass.com>),并经作者整理。

表 2 基于基准模型的识别结果

模型方法	随机森林		梯度提升		拉索回归		岭回归		最小二乘	
控制相关变量	pollut_post	P> z	pollut_post	P> z	pollut_post	P> z	pollut_post	P> z	pollut_post	P> z
无	0.081284	0.000	0.086863	0.000	0.090094	0.000	0.090171	0.000	0.089929	0.000
企业	0.081084	0.000	0.086866	0.000	0.090194	0.000	0.091172	0.000	0.089939	0.000
省份	0.022098	0.000	0.027577	0.000	0.083109	0.000	0.083198	0.000	0.083137	0.000
行业	-7.692308	0.082	0.074724	0.000	0.085514	0.000	0.085551	0.000	0.085611	0.000
企业+省份	0.041849	0.000	0.042059	0.000	0.089714	0.000	0.089886	0.000	0.089478	0.000
企业+行业	0.128808	0.087	0.134562	0.000	0.079308	0.000	0.079494	0.000	0.079163	0.000
行业+省份	-0.121223	0.089	0.082161	0.000	0.084521	0.000	0.084494	0.000	0.084437	0.000
企业+行业+省份	0.085668	0.094	0.119296	0.000	0.082348	0.000	0.082547	0.000	0.082109	0.000

注:数据由作者计算整理。下表同。

二是绿色金融政策对市场结构优化行为选择的影响具有整体 1% 水平下的显著性。除采用随机森林 (rf) 训练器且涉及行业相关控制变量的情形下, 在 5% 或 10% 的水平下显著外, 其余均在 1% 水平下显著, 因而可以整体认为绿色金融政策对市场结构优化行为选择的影响显著性明显。

三是绿色金融政策对市场结构优化行为选择的影响大小具有轻微差异性。通过添加不同的控制变量, 采用不同的学习器模型, 体现绿色金融政策对市场结构优化行为选择影响水平的训练结果系数的大小, 并未呈现明显的差别性变动, 体现着绿色金融政策影响市场结构优化行为选择的稳健性。

四是绿色金融对市场结构优化行为选择的政策积极促进效应具有存在性和可信性。通过添加不同的控制变量、采用不同的学习器模型, 绿色金融政策对市场结构优化行为选择的影响方向与显著性均呈理想的正向显著性。

六、稳健内生性

将绿色金融对市场结构优化行为选择的政策效应从同时期其他相关政策措施中识别出来是本文的难点之一。反向因果和遗漏变量可能导致内生性问题, 可通过控制样本时段内的其他政策环境变量, 以剔除特定政策环境对绿色金融政策效应的干扰, 缓解其他环境政策对绿色金融政策效应因果关系识别的干扰。

(一) 考量其他政策环境变量的识别过程

基于样本时段内的经济发展环境特征, 本文从外部融资依赖状况、同期样本选择偏差、时间趋势效应、2008 年金融危机期间外部融资需求、2008 年金融危机期间的投资机会、同期流域限批或区域限批政策、同期清洁标准环境规制政策、同期落后生产能力环境规制政策等角度控制了其他政策环境变量对绿色金融政策效应的干扰, 以缓解其中的内生性问题, 增加模型识别的稳健性。

一是基于考量的其他政策环境变量的识别过程。表 3 第 (1) 行是, 排除周期外部融资依赖程度干扰的估计结果; 第 (2) 行是排除周期样本选择偏差干扰的估计结果; 第 (3) 行是排除时间趋势效应干扰的估计结果; 第 (4) 行是排除 2008 年金融危机期间外部融资需求干扰的估计结果; 第 (5) 行是排除 2008 年金融危机期间的投资机会干扰的估计结果; 第 (6) 行是排除同期流域限批或区域限批政策干扰的估计结果; 第 (7) 行是排除同期清洁标准环境规制政策干扰的估计结果; 第 (8) 行是排除同期落后生产能力环境规制政策干扰的估计结果。

二是采用不同机器学习算法的识别过程。表 3 第 (1) 列是采用梯度提升算法的估计结果; 第 (2) 列是采用拉索回归算法的估计结果; 第 (3) 列是采用岭回归算法的估计结果; 第 (4) 列是采用最小二乘算法的估计结果。

表 3 考量其他政策环境变量后的识别结果

模型方法	梯度提升		拉索回归		岭回归		最小二乘	
目的 控制相关变量	pollut_post	P> z	pollut_post	P> z	pollut_post	P> z	pollut_post	P> z
排除同期外部融资依赖程度干扰 外部融资依赖 (post_credit)	0.0575	0.010	0.0705	0.000	0.0705	0.000	0.0698	0.000
排除同期样本选择偏差干扰 保留在位企业——缩小样本	0.0019	0.081	0.0066	0.086	0.0073	0.079	0.0073	0.076
排除时间趋势效应干扰 政策变量和时间趋势交互项 (pollution_trend)	37.6405	0.095	0.1529	0.000	0.1536	0.000	0.1529	0.000
排除 2008 年金融危机期间外部融资需求干扰 潜在外部融资需求 (External)	0.0959	0.000	0.0838	0.000	0.0842	0.000	0.0837	0.000
排除 2008 年金融危机期间的投资机会干扰 销售增长率 (Salegrowth)	0.1121	0.000	0.0816	0.000	0.0819	0.000	0.0815	0.000
排除同期流域限批或区域限批政策干扰 删除限批部分——缩小样本	3.0532	0.031	0.0336	0.000	0.0338	0.000	0.0337	0.000
排除同期清洁标准环境规制政策干扰 是否受清洁标准管制 1 或 0 (clean)	3.2015	0.006	0.0266	0.000	0.2714	0.000	0.0269	0.000
排除同期落后生产能力环境规制政策干扰 是否为落后生产能力 1 或 0 (capacity)	2.1924	0.038	0.0339	0.000	0.0343	0.000	0.0343	0.000

(二) 考量稳健内生性后的基本结论

表3展示了排除其他政策环境变量干扰后,通过选择梯度提升、拉索回归、岭回归、最小二乘等算法作为估计模型,相互比较印证,并基于交叉验证法参数 $CV=5$ 为基础,运用双重机器学习模型的训练结果。表明:

一是绿色金融政策仍然积极促进市场结构优化行为选择。绿色金融政策对市场结构优化行为选择的影响方向均为正向,意味着绿色金融政策的实施,在排除其他政策环境变量的干扰后,对市场结构优化行为选择仍然具有积极的促进价值。

二是绿色金融政策对市场结构优化行为选择的影响具有整体5%水平下的显著性。除个别情形下具有10%水平下的显著性,其余均在5%水平下显著,因而可以认为绿色金融政策对市场结构优化行为选择的影响,在排除其他政策环境变量对绿色金融政策效应的干扰后,整体显著性仍然非常明显。

三是绿色金融政策对市场结构优化行为选择的影响大小仍然具有差异性。通过控制不同的其他政策环境变量,体现绿色金融政策对市场结构优化行为选择影响水平的训练结果系数大小,并未呈现规律性增加或减小变动。

四是绿色金融对市场结构优化行为选择的政策积极促进效应仍然具有存在性和可信性。通过控制不同的其他政策环境变量,绿色金融政策对市场结构优化行为选择的影响方向与显著性均呈现理想的正向显著性。

以上各项检验均验证了基准回归结果的稳健性。

七、异质性变动规律

在识别绿色金融政策对市场结构优化行为选择的平均效应的基础上,进一步考察绿色金融政策对异质性企业的影响效应差异,分析特定特征变量影响绿色金融政策效应的异质性规律,以发现绿色金融对市场结构优化行为选择的政策作用基点与努力方向。

(一) 特定特征变量影响绿色金融政策效应的异质性识别过程

一是固定资产结构特征作用于绿色金融政策效应的异质性识别。在考虑固定资产占比的背景条件下,绿色金融政策对市场结构优化行为选择的作用效应存在规律性差异变动,表明固定资产占比对绿色金融政策效应的异质性作用规律。固定资产占比,采用政策

出台前样本企业固定资产占总资产比的平均值来衡量。其一是对固定资产占比实施总体检验,其二是采用固定资产占比的四分位数进行分层次估计。基于双重机器学习的训练结果如表4第(1)组所示。

二是要素密集度偏好特征作用于绿色金融政策效应的异质性识别。在考虑资本要素密集度的背景条件下,绿色金融政策对市场结构优化行为选择的作用效应存在规律性差异变动,表明资本要素密集度对绿色金融政策效应的异质性作用规律。资本要素密集度差异,采用政策出台前样本企业人均固定资产净值的平均值表示。其一是对资本要素密集度实施总体检验,其二是采用资本要素密集度的三分位数进行分层次估计。基于双重机器学习的训练结果见表4第(2)组。

三是资产规模水平特征作用于绿色金融政策效应的异质性识别。在考虑资产规模的背景条件下,绿色金融政策对市场结构优化行为选择的作用效应存在规律性差异变动,表明资产规模对绿色金融政策效应的异质性作用规律。资产规模水平,采用企业总资产规模取自然对数衡量。其一是对资产规模水平实施总体检验,其二是采用资产规模的四分位数进行分层次估计。基于双重机器学习的训练结果见表4第(3)组。

四是所有制属性特征作用于绿色金融政策效应的异质性识别。在考虑所有制属性(民营与国有)的背景条件下,绿色金融政策对市场结构优化行为选择的作用效应存在规律性差异变动,表明企业的民营与国有所有制属性对绿色金融政策效应的异质性作用规律。设定 soe 为企业所有制属性的哑变量, soe 取1表示企业具有明显的公有所有制属性, soe 取0表示企业具有明显的民营所有制属性。基于双重机器学习的训练结果见表4第(4)组。

五是金融市场化特征作用于绿色金融政策效应的异质性识别。在考虑金融市场化水平的背景条件下,绿色金融政策对市场结构优化行为选择的作用效应存在规律性差异变动,表明金融市场化程度对绿色金融政策效应的异质性作用规律。基于《中国市场化指数——各地区市场化相对进程年度2011年报告》中的区域“金融市场化程度指数”,设定 $financial$ 虚拟变量。针对金融市场化程度高($financial_high$)虚拟变量,若区域“金融市场化程度指数”在2007年排名前五位,取1;否则取0。针对金融市场化程度低

表4 基于特定特征变量的异质性识别结果

目标变量		异质性特征	
		作用效应(Coefficient)	显著性(p> z)
固定资产占比(<i>Fixratio</i>)	总体(<i>post_pollution_Fixratio</i>)	-0.055507	0.014
	四分位数1(<i>pollution_post_fix1</i>)	0.016912	0.021
	四分位数2(<i>pollution_post_fix2</i>)	0.011011	0.092
	四分位数3(<i>pollution_post_fix3</i>)	0.008151	0.094
	四分位数4(<i>pollution_post_fix4</i>)	0.021412	0.000
资本要素密集度(<i>Factor</i>)	总体(<i>post_pollution_Factor</i>)	0.004296	0.000
	三分位数1(<i>pollution_post_factor1</i>)	0.026231	0.000
	三分位数2(<i>pollution_post_factor2</i>)	0.017901	0.008
	三分位数3(<i>pollution_post_factor3</i>)	0.001958	0.093
规模(<i>Scale</i>)	总体(<i>post_pollution_Scale</i>)	-0.018151	0.000
	四分位数1(<i>pollution_post_scale1</i>)	0.029732	0.000
	四分位数2(<i>pollution_post_scale2</i>)	0.023298	0.000
	四分位数3(<i>pollution_post_scale3</i>)	0.011785	0.029
	四分位数4(<i>pollution_post_scale4</i>)	0.001118	0.868
所有制属性(民营 <i>poe</i> 与国有 <i>soe</i>)	国有(<i>post_pollution_soe</i>)	0.019836	0.000
	民营(<i>post_pollution_poe</i>)	-0.019873	0.000
金融市场化水平(<i>Financial</i>)	程度高(<i>pollution_post_high1</i>)	-0.2102538	0.000
	程度低(<i>pollution_post_high2</i>)	0.0843245	0.040
生产率(<i>tfp</i>)	四分位数1(<i>pollution_post_tfp1</i>)	-0.9211202	0.059
	四分位数2(<i>pollution_post_tfp2</i>)	-0.0085621	0.135
	四分位数3(<i>pollution_post_tfp3</i>)	0.0235682	0.000
	四分位数4(<i>pollution_post_tfp4</i>)	0.0214043	0.000

(*financial_low*)虚拟变量,若区域“金融市场化程度指数”在2007年排名后五位,取1;否则取0。其一是对金融市场化程度高虚拟变量实施检验,其二是对金融市场化程度低虚拟变量实施检验。基于双重机器学习的训练结果见表4第(5)组。

六是生产效率特征作用于绿色金融政策效应的异质性识别。在考虑生产率的背景条件下,绿色金融政策对市场结构优化行为选择的作用效应存在规律性差异变动,表明生产率对绿色金融政策效应的异质性作用规律。生产率采用样本企业按政策出台前的平均劳动生产率,并进行四分位划分。采用劳动生产率的四分位数进行分层次估计检验。基于双重机器学习的训练结果见表4第(6)组。

(二)特定背景变量影响绿色金融政策效应的异质性变动规律

基于双重机器学习模型,在基准模型系统性估计的基础上,从固定资产结构、要素密集度偏好、资产规模水平、所有制属性、金融市场化水平、生产效率等与市场结构优化行为选择密切相关的微观宏观环境特征角度,进一步考察绿色金融政策对异质性企业的影响

效应差异。经验证,在这些特定背景变量发挥作用的条件下,绿色金融对市场结构优化行为选择的政策效应仍具有显著可信性。

在特定背景变量作用条件下,绿色金融政策对市场结构优化行为选择的政策效应呈现异质性变动规律。一是在固定资产占比较高时,绿色金融政策对市场结构优化行为选择的作用效应较小;二是在资本要素密集度较低时,绿色金融政策对市场结构优化行为选择的作用效应较大;三是在资产规模水平较高时,绿色金融政策对市场结构优化行为选择的作用效应较小;四是相比民营企业,国有企业对绿色金融政策的市場结构优化行为选择作用价值更为积极可靠;五是在金融市场化程度较低时,绿色金融对市场结构优化行为选择的冲击较大,政策效应提升;六是随着生产率水平的逐步提升,绿色金融对市场结构优化行为选择的抑制作用逐步下降。这些特定特征变量影响绿色金融政策效应的差异性变动规律,对绿色金融政策影响市场结构优化行为选择的作用基点选择和发力工具使用具有政策意蕴价值。

八、结论与启示

深入研究绿色金融政策对市场结构优化行为选择的作用效应及其异质性变动规律特征,对有效制定差异化的市场结构优化行为选择路径,最大程度地以低成本、高效率方式支持绿色低碳转型,助推碳达峰碳中和“双碳”目标实现,具有参考价值。基于本文实证结果,绿色金融具有促进市场结构优化行为选择的作用效应,叠加基准模型的系统性估计和稳健内生性的缓解识别考查,绿色金融对市场结构优化升级具有正向的积极促进作用价值,且其显著性可信性凸显。基于特定特征变量作用的条件下,绿色金融促进市场结构优化行为选择的作用效应呈现异质性变动规律,处理效应系数呈现差异性分布特征。应依托绿色金融政策促进市场结构优化行为选择的处理效应,构建差异化的绿色金融政策体系及工具组合,因地制宜、分门别类地打造契合异质性企业运营需要的市场结构优化行为选择路径策略,协同碳排放与经济发展,稳步推进“双碳”目标的实现。◆

参考文献:

- [1] 陆菁, 鄢云, 王韬璇. 绿色信贷政策的微观效应研究: 基于技术创新与资源再配置的视角[J]. 中国工业经济, 2021(1): 174-192.
- [2] 张彩云, 苏丹妮. 环境规制、要素禀赋与企业选址: 兼论“污染避难所效应”和“要素禀赋假说”[J]. 产业经济研究, 2020(3): 43-56.
- [3] BRANDT L, BIESEBROECK J V, ZHANG Y. Creative accounting or creative destruction? Firm-level productivity growth in Chinese manufacturing [J]. journal of development economics, 2012, 97(2): 339-351.
- [4] 李蕾蕾, 盛丹. 地方环境立法与中国制造业的行业资源配置效率优化[J]. 中国工业经济, 2018(7): 136-154.
- [5] 孙学敏, 王杰. 环境规制对中国企业规模分布的影响[J]. 中国工业经济, 2014(12): 44-56.
- [6] JEFFERSON G H, TANAKA S, YIN W. Environmental regulation and industrial performance: evidence from unexpected externalities in China [J]. SSRN Electronic Journal, 2013 (2): 2216220.
- [7] 牛海鹏, 张夏羿, 张平淡. 我国绿色金融政策的制度变迁与效果评价: 以绿色信贷的实证研究为例[J]. 管理评论, 2020, 32(8): 3-12.
- [8] 韩超, 张伟广, 冯展斌. 环境规制如何“去”资源错配: 基于中国首次约束性污染控制的分析[J]. 中国工业经济, 2017(4): 115-134.
- [9] 连莉莉. 绿色信贷影响企业债务融资成本吗?: 基于绿色企业与“两高”企业的对比研究[J]. 金融经济研究, 2015, 30(5): 83-93.
- [10] TOMBE T, WINTER J. Environmental policy and misallocation: the productivity effect of intensity standards [J]. Journal of environmental economics and management, 2015, 72(7): 137-163.
- [11] MELITZ M J. The impact of trade on intra-industry reallocations and aggregate industry productivity [J]. Econometrica, 2003, 71(6): 1695-1725.
- [12] 陈永伟, 胡伟民. 价格扭曲、要素错配和效率损失: 理论和应用[J]. 经济学(季刊), 2011, 10(4): 1401-1422.
- [13] 杨汝岱, 朱诗娥. 市场潜力、地方保护与企业成长[J]. 经济学动态, 2015(11): 31-42.
- [14] LIU J Y, XIA Y, FAN Y, et al. Assessment of a green credit policy aimed at energy-intensive industries in China based on a financial CGE model [J]. Journal of cleaner production, 2017, 163(10): 293-302.
- [15] CHERNOZHUKOV V, CHETVERIKOV D, DEMIRER M, et al. Double/debiased machine learning for treatment and structural parameters [J]. The Econometrics Journal, 2018, 21(1): 1-68.
- [16] 杜明军. 完善绿色金融政策体系的战略思考[J]. 区域经济评论, 2022(6): 116-127.
- [17] 孙学敏, 王杰. 环境规制对中国企业规模分布的影响[J]. 中国工业经济, 2014(12): 44-56.
- [18] Durnev A, Kim E H. To Steal or Not to Steal: Firm Attributes, Legal Environment, and Valuation [J]. The Journal of Finance, 2005, 60(3): 1461-1493.
- [19] DING S, KNIGHT J. Why Has China Grown So Fast? The Role of Physical and Human Capital Formation [J]. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 2012, 73(2): 141-174.

(责任编辑: 云野)

数字金融对区域经济韧性的影响及路径研究

韩婷婷 白玉莹 周 南

(辽宁省统计局调查队, 辽宁 沈阳 110032)

摘要:根据经济韧性理论和数字金融理论,分别搭建数字金融、区域经济韧性的综合评价指标体系,利用2011—2022年东北三省一区(黑龙江省、吉林省、辽宁省、内蒙古自治区)的面板数据对其进行测度,并构建数字金融对区域经济韧性影响的计量模型,实证检验数字金融对区域经济韧性的影响效应与中介机制。检验结果显示:数字金融对区域经济韧性水平提升存在显著的促进作用,产业结构调整和提升开创新水平是有效路径。此外,缩小城乡收入差距可以强化数字金融对区域经济韧性的促进作用。因此,应充分发挥数字金融对区域经济韧性的正向促进作用,因地制宜制定数字金融政策,逐步完善数字金融基础设施,提升数字金融素养水平。同时,要借助数字金融推动第三产业转型升级、提升创新水平、缩小城乡收入差距,系统提升区域经济韧性。

关键词:数字金融;区域经济韧性;创新水平

中图分类号:F127

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2024)11-0031-08

DOI: 10.13999/j.cnki.tjllsjsj.2024.11.004

一、引言和文献回顾

根据韧性理论,韧性包含两个部分:一是维持自身稳定,降低下行风险;二是走向新的均衡,提升向上流动趋势。习近平总书记在新时代推动东北全面振兴座谈会上深刻指出:“推动东北全面振兴,根基在实体经济,关键在科技创新,方向是产业升级。”金融业作为现代服务业的主体和核心,为实体经济提供金融服务是其根本。数字金融是金融业的重要组成部分,是数字技术与传统金融结合的新型金融业态,具有数字与金融的双重属性,既是数字技术在金融领域的映射,也是金融向智能化发展的体现。用活用好数字金融,既能为科技创新注资,又能为产业结构升级赋能,进而推动经济高质量发展及新质生产力的形成和提升,从而提高区域经济韧性。因此,在大力发展新质生产力的背景下,本文通过构建综合指标体系测度数字金融、区域经济韧性发展水平,实证分析数字金融对区域经济韧性的影响机制,进而提出有针对性的对策建议,不仅具

有重要的理论价值,对实现东北振兴、促进区域经济高质量发展也有重要的实践意义。

已有文献表明,数字金融能够对经济的多个层面产生积极影响。宋科和延安(2023)^[1]认为,与传统金融相比,数字金融能够更好地满足低收入人群的金融需要,减轻信息不对称,使收入结构得到优化,进而缩小收入差距。朱金鹤和孙红雪(2020)^[2]、崔耕瑞(2021)^[3]发现,数字金融能够明显推动经济韧性的提升,并对周边区域存在正向溢出效应。在数字金融促进经济韧性提升的路径方面,何宗樾等(2020)^[4]认为,数字金融能够减轻创业者的信息约束与融资约束,提高城镇企业的创业活力与低收入家庭的创业热情,进而推动我国城镇经济在新经济环境下快速复苏与转型升级。田瑶和郭立宏(2022)^[5]提出,数字金融的普惠属性,可以在满足城乡居民对金融需求的同时,提升其对金融产品的持有概率,以及对其信用的可得性,以此减少收入差距,提高低收入人群面对经济冲击时的抗风险能力。

作者简介:韩婷婷(1987—),女,山东临沂人,硕士,高级统计师,研究方向为宏观经济;白玉莹(1997—),女,辽宁沈阳人,硕士,研究方向为宏观经济;周南(1994—),男,辽宁锦州人,硕士,研究方向为数量经济。

本文的创新之处主要体现在以下方面:一是数字金融指标体系的创新性。结合中央金融工作会议精神,在指标体系的构建上突出强调了数字金融的数字性、普惠性、政策性等特点,打破了当前大多数研究仅选择北京大学数字普惠金融指数代替数字金融这一概念的局限性,拓展了数字金融相关研究。二是区域经济韧性指标体系的创新性。根据新发展理论、新发展格局、新质生产力的内涵与要求,立足东北地区五大安全战略地位,将粮食安全、消费、实体经济、科技创新等因素纳入指标体系,以更好测度严峻复杂背景下的区域经济韧性情况。三是研究视角的创新性。当前,将数字金融与区域经济韧性相结合的研究较少,尤其是缺乏对东北三省一区的研究,本文的研究能为区域协调发展提供相应的政策启示。

二、理论分析与研究假设

(一)数字金融对区域经济韧性的直接作用分析

区域经济韧性是指一个国家或地区应对外部环境变化的过程中,所具备的适应环境变化的能力。首先,通过提供多样化的场景和多元化的服务,数字金融解决了企业的融资问题,降低了金融服务的门槛和投资的成本,扩大了融资渠道,让金融资源分配更加合理。其次,借助大数据技术,数字金融能够迅速满足不同的市场主体对信息的需要,从而有效解决信息不对称问题,避免企业在进行产业技术更新迭代时因流动性资金不足而导致的资金链断裂现象,进一步提高企业抗打击能力。最后,数字金融能营造公平、透明的金融市场环境,有效减轻资源不匹配,更加精准地服务实体经济,为实体经济打下坚实基础,从而优化区域经济发展结构,提升区域经济的恢复能力和创新发展能力。据此,提出以下假说:

H1:数字金融对区域经济韧性有显著的正向促进作用。

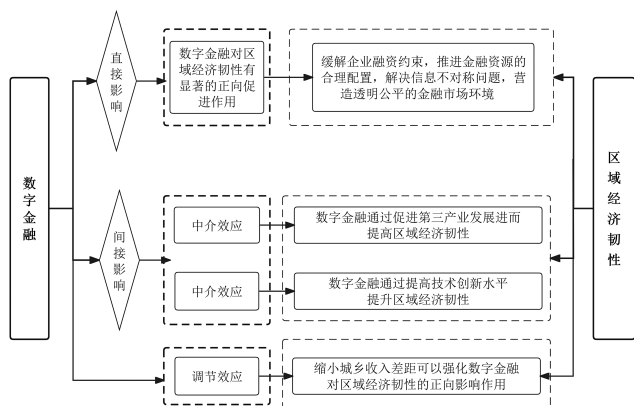


图1 理论机制分析思维图

(二)中介效应:数字金融对区域经济韧性的间接作用分析

数字金融为第三产业的转型升级提供了新机遇。首先,数字金融打破了第三产业发展地理上的限制。移动支付、在线交易、远程医疗等数字金融服务,让原本受地域限制的服务变得触手可及,极大地拓宽了服务业的市场范围。其次,数字金融通过提供创新的支付结算、信贷、投资等金融服务,增强了第三产业的竞争力。最后,数字金融推动了不同服务业间的融合,催生了新的商业模式和产业生态。总之,随着技术不断进步和应用,数字金融将继续深化与第三产业的融合,共同推动经济高质量发展。据此,提出以下假说:

H2:数字金融通过促进第三产业发展进而提高区域经济韧性。

数字金融的发展可以有效弥补传统金融的缺陷,企业能够更加容易地获取外部融资,激发企业的创新研发热情,进而促进技术升级和创新。首先,数字金融简化了借贷审批手续,扩大了金融的服务范围和服务对象,支撑企业进行技术创新活动,尤其是科技型中小微企业。其次,依托于大数据等数字技术,数字金融能够有效降低资金供求双方的信息不对称,通过事前筛选有价值项目、事中精准匹配供求双方需求、事后进行动态监测,有效降低交易成本并提高资金使用效率。最后,数字金融的发展能够积极有效地引导社会资金流向,重塑一个地区的产业发展方向,为技术创新机会的转移和优化配置创造良好的软硬件条件,从而放大技术创新的溢出效应,提升技术创新水平。总之,数字金融的发展有助于提升区域技术创新水平,进而提升区域经济韧性。据此,提出以下假说:

H3:数字金融通过提高技术创新水平提升区域经济韧性。

数字金融通过影响城市、农村居民的收入,间接影响地区的经济恢复能力。首先,数字金融增强了金融普惠性,为乡村地区的居民提供了金融服务便利,可以有效地缩小城乡间的金融服务鸿沟,进而增加农村居民就业创业机会,扩大获取收入的渠道与机会,增加可支配性收入,提高乡村地区的经济韧性。其次,数字金融可以将投资者更多注意力集中在乡村发展潜力和资源优势上,能改善乡村的基础设施,促进乡村的产业发展,从而提升乡村地区的生产效率,创造更多就业和创业岗位。最后,数字金融能提升农村地区金融服务,为

农户和乡村企业带来更多贷款、储蓄和理财投资机会,使乡村地区更好地共享金融资源,有效防止返贫的发生,进而带动乡村振兴。据此,提出以下假说:

H4:缩小城乡收入差距可以强化数字金融对区域经济韧性的正向影响作用。

三、指标选取

(一)数字金融指标体系

当前尚未对数字金融的界定达成共识,但学术界、金融机构等对其特点和基本构成要素已形成统一认识:第一,数字金融的参与主体从传统的金融机构向数字平台公司、金融技术企业发展;第二,以数字化技术为基础,以数字化渠道和数字化基础设施为支持,以数字化的金融产品和服务为基础,以数字化方式提供金融产品和服务;第三,在金融产品、业务流程和业务模式等多个层面上,数字金融有众多新的体现。基于此,本文从数字性、普惠性、政策性三个方面构建数字金融指标体系。

1.数字金融的数字性

数字金融的发展需要数字金融基础设施作为“底座”,其产生、传播等依赖于数字技术、互联网等技术的发展,因此用人均电信业务总量、移动电话普及率、人均互联网宽带接入端口衡量数字金融基础设施水平。数字金融素养指标反映了公众对数字金融的认知度、包容度与接受度,经济管理学科的毕业生通常接受过较为系统的金融知识和经济理论教育,对理解和应用数字金融服务至关重要,且大多数研究发现受教育年限与财经素养呈显著正相关,因此选用每十万人经济管理学科毕业生、人均受教育年限两个指标衡量数字金融素养。其中,人均受教育年限借鉴魏敏和李书昊(2018)^[6]的研究。

2.数字金融的普惠性

将北大数字普惠金融指数作为数字金融的二级指标,主要包括覆盖广度、使用深度、数字化程度三个指标。出发点主要有两个方面:一是目前数字金融主要体现在支付、理财、小额融资等方面,而北大数字普惠金融指数较好地反映了这几个方面;二是腾讯理财、银联等第三方机构数据难以完整获取。

3.数字金融的政策性

数字金融的政策性主要由数字金融注意力和数字

金融持续力体现。数字金融注意力是政府层面对数字金融的重视程度,主要包括政府科研财政支出占比、政府教育财政支出占比、金融科技指数(金融科技相关关键词的百度搜索指数^①)三个指标;数字金融持续力指数字金融发展的可持续性、创新性,离不开专业技术人员与金融相关人才的支撑,离不开金融科研项目的经费投入,主要包括相关专业技术人员人数、金融业R&D经费支出两个指标。

表1 数字金融指标体系

一级指标	二级指标	具体指标	属性
数字性	数字金融基础设施水平 (24.2)	人均电信业务总量	正
		移动电话普及率	正
		人均互联网宽带接入端口	正
	数字金融素养 (14.8)	每十万人经济管理学科毕业生	正
		人均受教育年限	正
普惠性	北大数字普惠金融指数 (22.1)	覆盖广度	正
		使用深度	正
		数字化程度	正
政策性	数字金融注意力 (22.9)	政府科研财政支出占比	正
		政府教育财政支出占比	正
		金融科技指数	正
	数字金融持续力 (16.0)	相关专业技术人员人数	正
		金融业R&D经费支出	正

注:括号内为指标权重,单位为%。

(二)区域经济韧性指标体系

借鉴已有研究,从风险承受力、经济恢复力、社会变革力三个维度构建区域经济韧性综合指标体系,反映区域经济韧性情况。

风险承受力反映地区经济面对负面冲击时,能够抵抗冲击并维持稳定状态的能力,表现在抵抗风险能力和经济再造能力两个要素层。抵抗风险能力方面,选择人均GDP、人均粮食产量两个指标,粮食安全是实现经济发展、社会稳定、国家安全的重要基础,东北地区作为我国粮食主要产区,选用人均粮食产量指标符合区域特色。经济再造能力方面,选取规上企业数量、工业增加值占GDP比重两个指标,测度地区经历经济冲击或危机后,能够通过创新、结构调整、资源重新配置等方式,实现经济复苏和增长的能力。

①与金融科技相关的关键词主要包括金融科技、互联网金融、人工智能、大数据、云计算、区块链、生物识别、移动支付、在线支付、第三方支付、网贷、网络贷款、网上贷款、网上银行、互联网银行、电子银行、直销银行等。

经济恢复力指地区经济遭受外部冲击或内部危机后,能够通过自身的调整机制和资源配置,迅速回归至原有发展水平或实现新的稳定增长状态的能力。结合新发展格局,选取环境适应能力、结构调整能力两个要素层。环境适应能力要求地区具备多元化的消费模式和市场结构,选取消费水平、人均社会消费品零售额两个指标来衡量。结构调整能力体现了地区经济对市场变化的敏感性和适应性,包含城镇化率、金融发展指数两个指标。

社会变革力是经济韧性强的重要表现。新质生产力之“新”,核心在于以科技创新推动产业创新,基于此,社会变革力主要以科技投入能力和科技产出能力两个要素层衡量。科技投入能力反映地区在科技领域进行投入的能力,包括资金、人才、设备等,选取R&D人员全时当量和研发投入强度两个指标。科技产出能力主要反映地区在科技领域的产出能力,包括科技成果、专利、论文等,选取高技术产业营业收入占规上工业总营收的比重、每万人专利授权数两个指标。

四、数字金融与区域经济韧性的测度

(一)数据来源

本文数据主要来源于北京大学数字金融研究中心、《中国科技统计年鉴》、《中国劳动力统计年鉴》、《中

国高技术产业统计年鉴》、《中国人口和就业统计年鉴》、《中国金融年鉴》、中国人民银行官方网站、国家统计局及相关省(区)统计官方网站、国家统计局相关省(区)调查总队网站等。

(二)研究方法

本文采用熵值法测度东北三省一区的数字金融得分,计算公式囿于篇幅不再赘述。

(三)数字金融的测度结果

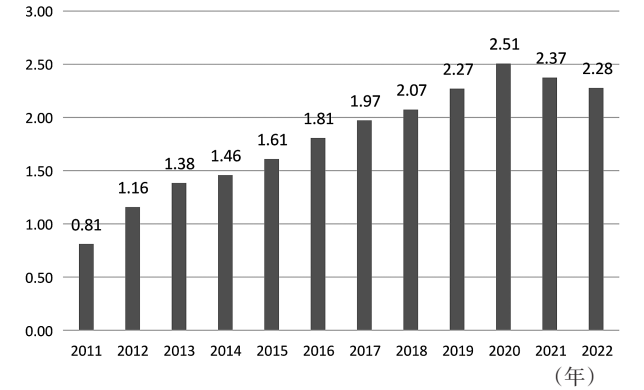


图2 东北三省一区数字金融总体得分

根据权重算出每年数字金融得分情况(见图2),2011—2022年东北三省一区数字金融得分整体呈现上升趋势,并在2020年达到峰值。2022年数字金融得分是2011年2.81倍,年均增长率为9.8%,说明近年来数字基础设施逐步完善,公众受教育水平不断提升,政府对数字金融的重视程度增强,科研投入不断增多,数字金融整体发展态势较好。

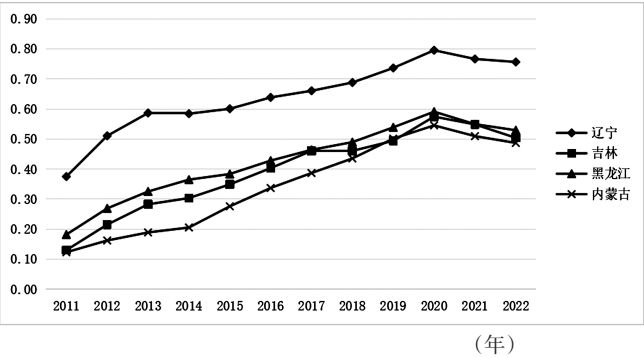


图3 东北三省一区数字金融分省(区)得分

如图3,从具体省(区)情况看,2011—2022年辽宁数字金融得分居东北三省一区首位,从2011年的0.375提高到2022年的0.756,增长了101.6%,年均增长率为6.6%;内蒙古得分情况相对落后,得分从2011年的0.124提高到2022年的0.487,但增速较快,增长了292.7%,年均增长率为13.3%,为东北三省一区中最高。

表2 区域经济韧性指标体系

一级指标	二级指标	具体指标	属性
风险承受力	抵抗风险能力 (16.5)	人均GDP	正
		人均粮食产量	正
	经济再造能力 (18.0)	规上企业数量	正
		工业增加值/GDP比重	正
经济恢复力	环境适应能力 (16.1)	人均社会消费品零售额	正
		消费水平(人均消费/人均可支配收入)	正
	结构调整能力 (15.8)	城镇化率(城镇人口/总人口)	正
		金融发展指数(金融机构存贷款之和与GDP的比值)	正
社会变革力	科技投入能力 (17.0)	R&D人员全时当量	正
		研发投入强度(全社会R&D经费与GDP之比)	正
	科技产出能力 (16.6)	高技术产业主营业务收入占规上工业总营收的比重	正
		每万人专利授权数	正

注:括号内为指标权重,单位为%。

(四) 区域经济韧性的测度结果

根据权重算出得分,从图4可以看出东北三省一区经济韧性逐年增强。从2011年的1.338提高到2022年的2.021,年均增长率为3.8%。

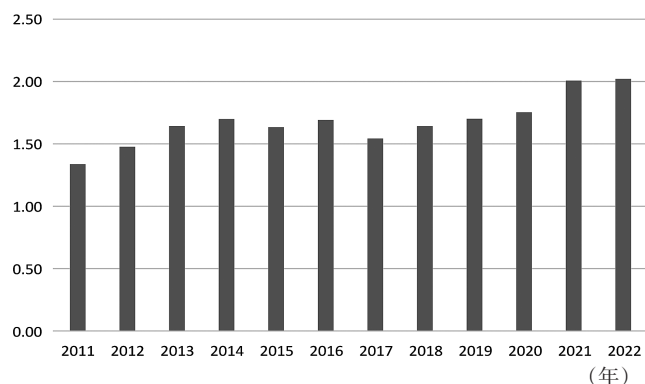


图4 东北三省一区经济韧性总体得分

如图5,辽宁经济韧性一直高于东北其他省(区),从2011年的0.486提高到2022年的0.667,年均增长率为2.9%;吉林年均增长率为5.2%;黑龙江年均增长率为3.0%;内蒙古年均增长率为5.0%,从增长率看,辽宁年均增长率最低,内蒙古最高。

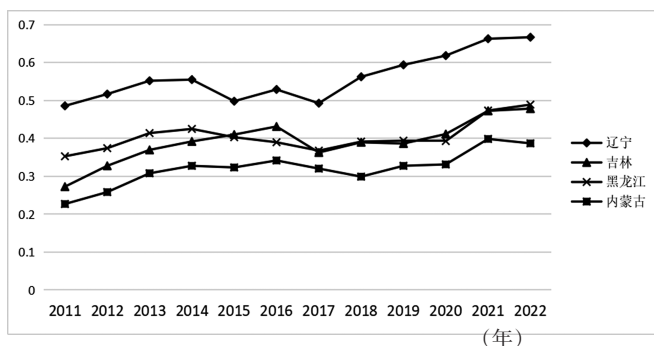


图5 东北三省一区经济韧性分省(区)得分情况

五、模型构建与实证分析

(一) 变量说明

被解释变量为区域经济韧性。区域经济韧性是一个动态演变过程,单个指标很难完全反映其内在特性,只有通过综合指标体系进行评价才能更好地对其进行解释。此处区域经济韧性由前文熵值法测度得到。

核心解释变量为数字金融水平。数字金融兼具金融和数字化的属性,是数字技术、数据要素与金融市场、金融活动、金融机构深度融合的产物。数字金融具有运用技术手段为中小企业和各类社会群体提供金融服务的优势,本文将北大数字普惠金融指数纳入数字金融体系,反映这一特点,测度数字金融发展情况。此处数字金融水平由前文熵值法测度得到。

中介变量。(1)产业结构调整。采用第三产业增加

值与GDP的比值衡量。出发点是数字金融能够降低金融服务的门槛和投资成本,拓宽融资渠道,使金融资源分配更加合理化、均衡化,使产业结构更加高级化、合理化,从而推动实体经济的发展,巩固区域经济结构,增强区域经济韧性。(2)创新水平。本文基于创新产出角度,采用发明专利数据对创新水平进行测度。其中,由于发明专利的研发费用高、技术难度大、申请程序严谨而复杂,被认为能更好地体现一个区域的创新质量与能力。鉴于此,采用国内发明专利申请受理量衡量。

调节变量为城乡收入差距,用城市居民人均可支配收入和农村居民人均可支配收入之差来表示。数字金融提升了金融普惠性,提高了金融服务的触达能力,使农民享受更便捷的金融服务,有利于缩小城乡之间的金融服务鸿沟,减少农村地区的金融排斥,提升经济机会与可支配收入,进而缩小城乡收入差距。

控制变量。(1)人口密度。高质量人才不仅能够稳定市场需求,发挥经济减震器的作用,还能吸纳外来的知识和技术,进而提高区域抵御外部风险的能力。采用区域内的常住人口数量与该区域的土地面积之比衡量。(2)对外开放水平。地区发展不仅受国内市场的影响,还受国际市场的作用,对外开放水平越高,受负面冲击的影响可能越大,但也越能聚集丰富的外在资源,恢复地区经济。(3)政府干预能力。当市场配置资源的决定性作用失效时,适度的政府宏观调控可以弥补其不足,为地区经济增长注入新的动能,提高区域经济弹性。采用财政一般公共预算支出占GDP的比重衡量。

(二) 模型构建

1. 基准回归模型

为检验假说H1,根据Hausman检验拒绝随机效应的原假设,采用面板固定效应模型进行分析,并控制年份效应。

表3 相关变量的定义和说明

变量	名称	符号	变量说明
被解释变量	区域经济韧性	<i>rrc</i>	熵值法测度
解释变量	数字金融水平	<i>difin</i>	熵值法测度
中介变量	产业结构调整	<i>ind</i>	第三产业增加值/GDP
	创新水平	<i>inno</i>	国内发明专利申请受理量
调节变量	城乡收入差距	<i>gap</i>	城镇、农村居民人均可支配收入差值
控制变量	人口密度	<i>human</i>	每平方千米人口数
	对外开放水平	<i>open</i>	货物进出口总额/GDP
	政府干预能力	<i>gover</i>	财政支出/GDP

$$rrc_{it}=\alpha_0+\alpha_1difin_{it}+\alpha_2human_{it}+\alpha_3open_{it}+\alpha_4gover_{it}+v_i+\varepsilon_{it} \quad (1)$$

式中, rrc_{it} 表示区域经济韧性; $difin_{it}$ 表示数字金融水平; $human_{it}$ 表示人口密度; $open_{it}$ 表示对外开放程度; $gover_{it}$ 表示政府干预程度, v_i 表示时间固定效应, ε_{it} 是服从正态分布 $N(0,\delta^2)$ 的误差项。

2.中介效应模型

为了验证假说H2、假说H3,在模型(1)的基础上,引入产业结构调整、创新水平作为中介变量,构建中介效应模型。式中, I_{it} 表示中介变量。

$$I_{it}=\gamma_0+\gamma_1difin_{it}+\gamma_2human_{it}+\gamma_3open_{it}+\gamma_4gover_{it}+v_i+\varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$rrc_{it}=\beta_0+\beta_1difin_{it}+\beta_2I_{it}+\beta_3human_{it}+\beta_4open_{it}+\beta_5gover_{it}+v_i+\varepsilon_{it} \quad (3)$$

3.调节效应模型

为了验证假说H4,在模型(1)的基础上,引入数字金融和城乡收入差距的交互项 $difin_{it}\times gap_{it}$ 作为调节变量,构建模型(4),用来检验城乡收入差距在数字金融和区域经济韧性间的调节作用。式中, gap_{it} 表示城乡收入差距。

$$rrc_{it}=\varphi_0+\varphi_1difin_{it}+\varphi_2gap_{it}+\varphi_3difin_{it}\times gap_{it}+\varphi_4human_{it}+\varphi_5open_{it}+\varphi_6gover_{it}+v_i+\varepsilon_{it} \quad (4)$$

(三)实证结果与分析

1.描述性统计

由表4可知,所选指标的标准差总体上小于均值,说明样本观测值比较平稳可靠,不存在异常值。此外,数字金融发展水平的最小值与最大值存在明显差距,说明样本在数字金融水平上的差异较为显著,这也符合东北地区各省(区)数字金融的发展现状。

表4 相关变量的描述性统计

变量	变量观测值	均值	标准差	最小值	最大值
rrc	48	0.392	0.127	0.179	0.662
$difin$	48	0.452	0.173	0.123	0.795
ind	48	0.471	0.054	0.334	0.538
$inno$	48	8.936	0.882	6.837	10.149
gap	48	9.726	0.279	9.140	10.191
$human$	48	4.493	0.977	3.044	5.707
$open$	48	0.141	0.084	0.042	0.299
$gover$	48	0.242	0.052	0.156	0.397

2.基准回归结果分析

根据Huasman检验拒绝随机效应的原假设,本文选择时间固定效应模型进行回归分析。此外,为消除异常值对回归结果的影响,对样本在1%至99%的分位

点区间进行缩尾处理。表5为基准回归结果,从表中可知,数字金融对区域经济韧性在1%水平上显著性为正,说明数字金融对区域经济韧性存在正向促进作用,假说H1成立。其原因在于,一是数字金融通过互联网和移动技术,提高了金融资源的可及性,使人们更容易获得金融服务,有助于增加创业就业机会,缓解地区经济发展不平衡、进展不均衡的窘境,增强地区经济韧性。二是数字金融促进了大数据、区块链技术、智能合同等金融创新,使支付、结算、合同履行等金融过程得以简化,提升了企业创新活力,进而提升了经济系统的弹性。

表5 基准回归结果

变量	rrc	rrc	rrc	rrc
$difin$	0.616*** (10.43)	0.464*** (8.49)	0.423*** (8.17)	0.460*** (7.03)
$human$		0.052*** (5.36)	0.018 (1.29)	0.017 (1.23)
$open$			0.520*** (3.11)	0.434 (2.28)
$gover$				-0.187 (-0.94)
时间固定	是	是	是	是
N	48	48	48	48
R ²	0.7028	0.8187	0.8515	0.8545

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著;括号内数字为t值。下表同。

3.多重共线性检验

对于回归模型,如果各个变量间的相关性较强,会导致回归系数的标准误偏大,影响回归结果的稳定性。在此,利用方差膨胀因子(VIF)对多重共线性进行测试,出发点在于本文中数字金融、区域经济韧性均是通过构建综合指标体系而得出的变量,可能会存在共线性问题,也可能存在影响经济韧性的遗漏变量,影响模型的解释效果。经检验,各变量的VIF值都明显小于10,表明变量间不存在共线性问题,均可以纳入模型中进行线性回归。

4.稳健性检验

替换被解释变量。本文运用主成分分析法重新测度区域经济韧性,替换原被解释变量进行回归。稳健性检验结果与前文基本一致。

替换核心解释变量。本文运用主成分分析法重新测度数字金融水平,替换原解释变量进行回归。稳健性检验结果与前文基本一致。

表6 稳健性检验结果(替换被解释变量)

变量	<i>rrc</i>	<i>rrc</i>	<i>rrc</i>	<i>rrc</i>
<i>difin</i>	7.187*** (18.64)	6.508*** (9.98)	5.109*** (4.10)	3.626*** (4.34)
<i>human</i>		0.100 (1.29)	0.046 (0.53)	0.075 (1.33)
<i>open</i>			2.609 (1.31)	2.347* (1.82)
<i>gover</i>				-7.552*** (-6.83)
时间固定	是	是	是	是
N	48	48	48	48
R ²	0.9173	0.9211	0.9251	0.9695

表7 稳健性检验结果(替换核心解释变量)

变量	<i>rrc</i>	<i>rrc</i>	<i>rrc</i>	<i>rrc</i>
<i>difin</i>	0.123*** (16.56)	0.096*** (10.15)	0.098*** (5.93)	0.093*** (5.69)
<i>human</i>		0.033*** (3.85)	0.034*** (3.01)	0.035*** (3.17)
<i>open</i>			-0.043 (-0.19)	-0.094 (-0.42)
<i>gover</i>				-0.355* (-1.72)
时间固定	是	是	是	是
N	48	48	48	48
R ²	0.9091	0.9368	0.8515	0.9422

从表6、表7的结果可以发现,即使更换被解释变量、核心解释变量的测度,所有变量的回归系数除了在大小和显著性上程序有所差异,其余均没有发生改变,这表明本文得到的结果较为稳定。

六、数字金融影响区域经济韧性的机制检验

参考温忠麟和叶宝娟(2014)^[7]的研究并结合中介效应设定,进行机制检验。

(一)产业结构的中介效应分析

如表8所示,在1%显著性水平下,数字金融水平对区域经济韧性和产业结构调整的影响表现为正向作用,这表明数字金融水平不断地深入发展,其产业结构会持续由低向高演进,会促进区域经济韧性不断提高,假说H2成立。

(二)创新水平的中介效应分析

如表9所示,数字金融水平对区域经济韧性和创新水平的影响在1%显著性水平下表现为正向作用,表明随着数字金融水平不断地提升,其经济韧性会不断增强,其创新水平会持续由低向高演进,数字金融能够

表8 基于产业结构的中介机制检验

变量	模型1 (<i>rrc</i>)	模型2 (<i>ind</i>)	模型3 (<i>rrc</i>)
<i>difin</i>	0.460*** (7.03)	0.270*** (6.19)	0.860*** (5.56)
<i>ind</i>			0.664*** (3.42)
<i>human</i>	0.017 (1.23)	0.045*** (4.83)	-0.007 (-0.49)
<i>open</i>	0.434 (2.28)	-0.832*** (-6.57)	0.151 (0.61)
<i>gover</i>	-0.187 (-0.94)	-0.224 (-1.70)	0.032 (0.14)
N	48	48	48
R ²	0.8545	0.6463	0.9480

表9 基于创新水平的中介机制检验

变量	模型1 (<i>rrc</i>)	模型2 (<i>inno</i>)	模型3 (<i>rrc</i>)
<i>difin</i>	0.460*** (7.03)	2.440*** (6.15)	1.183*** (6.97)
<i>inno</i>			0.098*** (4.28)
<i>human</i>	0.017 (1.23)	0.412*** (4.83)	0.057*** (4.59)
<i>open</i>	0.434 (2.28)	1.664 (1.44)	0.043 (0.19)
<i>gover</i>	-0.187 (-0.94)	3.609*** (3.00)	0.534 (1.97)
N	48	48	48
R ²	0.8545	0.8784	0.9549

通过促进创新水平影响区域经济韧性,假说H3成立。

(三)城乡收入差距水平的调节效应分析

根据调节模型计算得出结果,如表10所示,数字金融及城乡收入差距的回归系数均为正,在1%水平下显著;交互项*difin*×*gap*系数为-0.368,在1%水平下显著,说明城乡收入差距在数字金融和区域经济韧性的关系中产生了负向调节作用,即城乡收入差距每缩小1个单位,区域经济韧性就会增加0.368,假说H4成立。

七、研究结论与对策建议

(一)研究结论

充分发挥金融是国民经济血脉这一作用,做好金融“五篇大文章”,不断服务实体经济,能为推动高质量发展奠定坚实基础。本文基于东北三省一区2011—2022年的面板数据,构建数字金融、区域经济韧性指

表 10 基于城乡收入差距水平的调节机制检验

变量	模型 1 (rrc)	模型 2 (rrc)
difin	0.460*** (7.03)	3.734*** (2.99)
gap		0.456*** (7.64)
difin×gap		-0.368*** (-2.80)
human	0.017 (1.23)	0.093*** (7.17)
open	0.434 (2.28)	0.254 (1.42)
gover	-0.187 (-0.94)	0.623 (2.28)
N	48	48
R ²	0.8545	0.9777

标体系并进行测度,然后选用基准回归、中介效应和调节效应模型,实证分析数字金融对区域经济韧性的影响。结果表明:第一,数字金融对提升区域经济韧性存在显著的促进作用。第二,机制检验表明,数字金融通过促进产业结构调整和提高创新水平来间接提高区域经济韧性。第三,调节效应检验表明,缩小城乡收入差距能够强化数字金融对区域经济韧性的正向影响。

(二)对策建议

基于以上研究结论,结合东北三省一区数字金融、区域经济发展现状,提出如下对策建议:

第一,充分发展数字金融赋能产业的新模式。一是通过数字金融为专精特新企业、高技术企业提供金融市场中的可行路径,赋能东北地区的战略性新兴产业和未来产业,推动东北地区经济实现高质量发展。二是充分利用大数据、区块链等信息技术,优化金融服务功能,助力第三产业快速发展,推动形成科技服务业特色产业集群,并借助金融促进产业融合发展,将科技与工业、制造业有机结合,推动第二产业,特别是传统工业转型升级,进一步夯实东北地区维护国家产业安全的重要战略地位。三是发展数字金融,助力企业数字化转型。数字化转型不仅是技术的应用,更是业务模式的转变。东北地区企业应通过数字化转型适应新的商业模式,提高竞争力和市场拓展能力。

第二,坚持创新引领。一是激发科技创新动力,积

极为企业、高校、科研院所等产学研各方搭建交流合作平台,开展联合攻关,提升研发能力,寻找新的应用场景。二是积极谋划,鼓励有研发能力的企业带头创新,为有创新意愿的企业提供更多政府支持和参与成果转化的机会,支持设备、技术落户的企业升级改造。三是进一步加强知识产权保护,完善防范、保护、惩处等机制,提升企业研发投入的积极性。

第三,构建城乡融合发展新格局。一是不断推进农村一、二、三产业融合发展。在夯实粮食“压舱石”地位的基础上,不断延伸产业链条,增加农业效益,提高农民收入,缩小城乡差距。二是推进城镇基础设施和公共服务向乡村覆盖和延伸。统筹规划和推进城乡一体化,加大政府投入力度,积极引导和鼓励各类社会资本投入农村基础设施建设,为城乡融合发展提供相对公平的外部环境。◆

参考文献:

- [1]宋科,延安.以金融科技促进消费增长[J].中国金融,2023(24):58-59.
- [2]朱金鹤,孙红雪.中国三大城市群城市韧性时空演进与影响因素研究[J].软科学,2020,34(2):72-79.
- [3]崔耕瑞.数字金融能否提升中国经济韧性[J].山西财经大学学报,2021,43(12):29-41.
- [4]何宗樾,张勋,万广华.数字金融、数字鸿沟与多维贫困[J].统计研究,2020,37(10):79-89.
- [5]田瑶,郭立宏.数字普惠金融缩小收入差距了吗?:来自中国国家家庭追踪调查的经验证据[J].当代经济科学,2022,44(6):57-70.
- [6]魏敏,李书昊.新时代中国经济高质量发展水平的测度研究[J].数量经济技术经济研究,2018,35(11):3-20.
- [7]温忠麟,叶宝娟.中介效应分析:方法和模型发展[J].心理学进展,2014,22(5):731-745.
- [8]杜庆昊.数字金融的发展趋势和实现路径[J].中国金融,2024(3):18-20.
- [9]蒋平.做实金融“五篇大文章”的重庆实践[J].中国金融,2024(5):9-12.
- [10]戴淑庚,胡文涛,李辉.金融发展、人力资本积累与经济增长[J].统计研究,2023,40(10):83-95.
- [11]黄凌云,邹博宇,张宽.中国金融发展质量的测度及时空演变特征研究[J].数量经济技术经济研究,2021,38(12):85-104.
- [12]聂秀华,江萍,郑晓佳,等.数字金融与区域技术创新水平研究[J].金融研究,2021(3):132-150.

(责任编辑:新月)

共同富裕视域下和美乡村建设 测度评价研究

曹 雷

(河南省社会科学院 统计与管理科学研究所, 河南 郑州 451464)

摘要:基于和美乡村的基本内涵构建评价指标体系,借助熵权法、泰尔指数对2013—2022年全国30个省份的和美乡村发展水平进行全面评估。研究结果表明:全国和美乡村综合指数呈稳步上升态势,但超2/3的省份低于全国平均水平,且各省份存在较大差异;四个维度指数均值由高到低依次为基础设施建设、人居环境整治、公共服务与治理效能、村庄规划建设;区域和美乡村综合指数呈“东部>西部>中部>东北”依次递减的非均衡发展态势;泰尔指数总体差异呈下降态势,降幅达63.4%,区域间差异贡献率总体大于区域内差异贡献率,东部、西部地区的内部差异是造成区域内差异较大的主要原因。

关键词:和美乡村;农业农村现代化;共同富裕;熵权法;泰尔指数

中图分类号:F323

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2024)11-0039-09

DOI:10.13999/j.cnki.tjllsysj.2024.11.005

一、引言

中国式现代化是全体人民共同富裕的现代化,城乡之间的发展鸿沟与农村内部发展的不充分,是当前亟待跨越的重大障碍。提升农民收入水平、加速乡村全面发展、破解城乡二元结构难题,是通向全体人民共同富裕道路上不可避免且至关重要的任务。习近平总书记在党的二十大报告中明确提出“统筹乡村基础设施与公共服务建设,打造宜居、宜业、和美的乡村环境”,这不仅是我们党对新时代乡村发展战略的精准定位,也深刻体现了国家对乡村繁荣的深切期许与高标准要求,紧密呼应了广大农民群众对高品质生活的热切期盼。在共同富裕宏伟蓝图下,深入研究和评价和美乡村发展状况,积极探索其可持续发展的有效路径,不仅是对乡村高质量发展模式的创新探索,更是推动农业农村现代化进程,助力全面建设社会主义现代化强国战略的重要一环。

二、文献综述

相较于“美丽乡村”,“和美乡村”的提出不仅是文字上的微妙变化,更是对乡村发展愿景与目标的

深刻升华与拓展。“和美乡村”强调在保留乡村自然风貌与文化底蕴的基础上,通过综合提升,让乡村既“青山绿水常在”,又充满“乡愁记忆”,同时显著增强村民的幸福感受与满意度。作为党的二十大报告中的焦点议题之一,“和美乡村”迅速成为学术界的热议焦点,众多学者从不同角度展开了探索。理论层面,学者围绕和美乡村的内涵、理论基础及逻辑框架展开了广泛讨论。崔钊达和余志刚(2024)^[1]认为,和美乡村旨在构建集生态宜居、产业兴旺、社会和谐于一体的乡村发展新范式,是物质文明与精神文明并重、人与自然和谐共生的生动体现。尹君锋等(2024)^[2]强调,和美乡村不仅追求物质层面的现代化,更重视人的全面发展与精神世界的丰富,是一个全面、立体的乡村发展理念。实证研究方面,尽管已有学者尝试通过量化手段分析和美乡村的发展状况,但这一领域的研究仍处于初级阶段。例如,谢圣召(2024)^[3]利用地理探测器等工具,针对特定区域探究影响和美乡村发展的关键因素。肖颖和李文锐(2024)^[4]基于全国范围的美丽乡村案例,进行横向比

基金项目:2023年河南省哲学社会科学规划年度项目“河南数字经济赋能乡村振兴研究”(2023BJJ048)

作者简介:曹雷(1985—),男,河南济源人,硕士,高级统计师,研究方向为现代化评估、新型城镇化。

较与评估。然而,目前尚未形成统一、科学的和美乡村评价指标体系,多数研究仍依赖于乡村振兴战略的总体框架,且多侧重于静态分析,难以全面捕捉和美乡村建设的动态进程与区域差异。鉴于上述研究现状,本文旨在响应党中央关于和美乡村的最新政策导向,构建一套科学合理的评价指标体系,对和美乡村的发展水平进行量化评估,力求揭示全国和美乡村建设的总体成效与区域特色,深入分析其动态变化趋势,为制定更加精准有效的乡村发展策略、促进区域协调发展提供有力的数据支持与决策参考。同时,探索提升和美乡村发展路径,推动和美乡村研究向更加深入、全面的方向发展,为实现全体人民共同富裕的宏伟目标贡献力量。

三、研究设计

(一)评价指标体系构建

习近平总书记指出:“民族要复兴,乡村必振兴。”党的二十大报告明确提出“建设和美乡村”的宏伟目标,并在随后的2023年、2024年中央一号文件中进行了规划部署。这一系列连续性的政策举措,不仅彰显了国家对推动乡村全面发展的高度重视,更为和美乡村建设绘制了清晰的蓝图。本文在广泛吸纳已有研究成果的基础上,紧密围绕和美乡村的核心理念,秉持科学性、代表性、系统性和数据可获取性原则,从村庄规划建设、人居环境整治、基础设施建设、公共服务与治理效能4个维度出发,选取23个指标构建评价指标体系。具体见表1。

表1 和美乡村评价指标体系

维度指标	具体指标	指标单位	指标属性	指标权重
村庄规划建设 (0.117)	人均住宅建筑面积	平方米	+	0.030
	人均公共建筑面积	平方米	+	0.033
	人均生产性建筑面积	平方米	+	0.054
人居环境整治 (0.407)	村均污水处理投入	元	+	0.129
	村均垃圾处理投入	元	+	0.059
	每万人乡镇公共厕所数	座	+	0.042
	单位面积农用化肥施用量(折纯)	吨	-	0.014
	单位面积农药使用量	吨	-	0.008
	单位面积农用塑料薄膜使用量	吨	-	0.010
	村均园林绿化投入	元	+	0.102
	村均水土流失治理面积	公顷	+	0.043
基础设施建设 (0.304)	村均道路长度	公里	+	0.024
	人均用电量	千瓦时	+	0.111
	供水普及率	%	+	0.019
	燃气普及率	%	+	0.053
	村均宽带接入用户数	户	+	0.033
	有效灌溉面积比例	%	+	0.029
	单位面积农业机械总动力	千瓦	+	0.034
公共服务与治理效能 (0.172)	村均义务教育阶段在校学生数	人	+	0.048
	村均乡村医生和卫生员数	人	+	0.015
	人均最低生活保障支出	元	+	0.048
	每万人乡镇文化站数	个	+	0.029
	每万人村民委员会数	个	+	0.032

1.村庄规划建设

村庄规划建设是构筑和美乡村的坚实基石。科学合理的村庄规划,不仅能够改善村民的生产生活条件,还能够为乡村的可持续发展奠定坚实基础,推动和美乡村愿景的逐步实现。因此,用人均住宅建筑面积、人均公共建筑面积、人均生产性建筑面积衡量村庄规划建设水平。

2.人居环境整治

开展农村人居环境整治提升是夯实和美乡村基础的关键,直接关系到农民群众的获得感和幸福感。因此,用村均污水处理投入、村均垃圾处理投入、每万人乡镇公共厕所数、单位面积农用化肥施用量(折纯)、单位面积农药使用量、单位面积农用塑料薄膜使用量、村均园林绿化投入以及村均水土流失治理面积考量人居

环境整治情况。

3. 基础设施建设

农村基础设施是衡量乡村发展质量的重要标尺,对于提升农民福祉、促进农业现代化、构筑和美乡村具有不可估量的价值。因此,用村均道路长度、人均用电量、供水普及率、燃气普及率、村均宽带接入用户数、有效灌溉面积比例以及单位面积农业机械总动力表征农村基础设施水平。

4. 公共服务与治理效能

作为民生福祉的直接体现和民心所向的纽带,公共服务与治理效能是构筑高效乡村治理体系的核心要素,不仅关乎农民群众日常生活的便利与幸福,更是衡量和美乡村治理现代化水平的重要标尺。因此,用村均义务教育阶段在校学生数、村均乡村医生和卫生员数、人均最低生活保障支出和每万人乡镇文化站数衡量农村公共服务水平。此外,参考其他学者研究成果^[5],用每万人村民委员会数反映乡村治理效能水平。

(二) 研究方法

1. 熵权法

熵权法,作为一种依托数据自身特性来分配权重的客观方法,其核心在于根据数据中蕴含的信息丰富程度来确定各项指标的权重。该方法能有效避免人为主观因素带来的偏差,确保评估过程与结果的客观性、公正性。各省份和美乡村发展水平 Z_i 的表达式如下:

$$Z_i = \sum_{j=1}^n W_j X_{ij} \quad (1)$$

式中, Z_i 为和美乡村综合指数, X_{ij} 表示第 i 年第 j 项指标经过无量纲化后的标准化值, W_j 为第 j 个指标的权重。

2. 泰尔指数

泰尔指数,又称泰尔熵标准,是通过熵的概念来衡量数据的有序性或平均性,经济学中常用来衡量不同国家或地区的收入不平等程度,还可以用来衡量组内差距和组间差距对总差距的贡献程度。计算公式如下:

$$T = \frac{1}{k} \sum_{g=1}^k \left(\frac{S_g}{S} \times \ln \frac{S_g}{S} \right) \quad (2)$$

式中, T 代表总体差异泰尔指数,取值范围为 $[0,1]$;指数越小,说明总体差异越小,反之则越大。 g 表示省份, k 表示省份数量, S_g 表示省份 g 的和美乡村发展水平, $\bar{S}$ 表示全国和美乡村发展水平的均值。

$$T_h = \frac{1}{k_h} \sum_{g=1}^{k_h} \left(\frac{S_{hg}}{S_h} \times \ln \frac{S_{hg}}{S_h} \right) \quad (3)$$

式中, T_h 表示区域 h 的总体差异泰尔指数, k_h 表示区域 h 的省份数量, S_{hg} 表示区域 h 省份 g 的和美乡村发展水平, $\bar{S}_h$ 表示区域 h 的和美乡村发展水平的均值。

此外,总体差异泰尔指数可以分解为区域内差异泰尔指数 T_w 和区域间差异泰尔指数 T_b ,公式如下:

$$T_w = \sum_{h=1}^4 \left(\frac{k_h}{k} \times \frac{\bar{S}_h}{S} \times T_h \right) \quad (4)$$

$$T_b = \sum_{h=1}^4 \left(\frac{k_h}{k} \times \frac{\bar{S}_h}{S} \times \ln \frac{\bar{S}_h}{S} \right) \quad (5)$$

式中, T_w/T 为区域内差异对总体差异的贡献率, T_b/T 为区域间差异对总体差异的贡献率, $(S_h/S) \times (T_h/T)$ 为各区域对区域内总体差异的贡献率, S_h 表示区域 h 内各省份的和美乡村发展水平之和, S 表示全国和美乡村发展水平之和。

(三) 指标数据来源

考虑数据的可获得性,本文选取全国30个省份(不含西藏和港澳台)2013—2022年的数据进行分析。涉及的原始数据主要来源于历年《中国农村统计年鉴》《中国城乡建设统计年鉴》《中国统计年鉴》等。采取插值法对部分缺失值进行补齐,指标数据在原始数据基础上计算得到。

四、测算结果与分析

(一) 综合指数分析

图1直观展示了2013—2022年全国和美乡村综合指数的演变轨迹。可以看出,全国和美乡村综合指数呈稳步上升态势,指数由2013年的0.204上升至2022年的0.287,年均增长3.9%,深刻反映了党的十八大以来,国家对“三农”工作的高度重视与持续投入,以及乡村振兴战略深入实施积极成效。深入剖析各维度指数的变化,不难发现人居环境整治、村庄规划建设、公共服务与治理效能这三个维度均展现出强劲的上升势头,年均增长率分别达到了4.9%、3.8%、3.7%,彰显出我国在改善乡村生态环境、优化乡村空间布局、提升乡村治理能力和公共服务水平方面的显著成效。值得注意的是,尽管基础设施建设维度同样保持了上升趋势,但年均增长率相对较低,仅为3.0%,这可能与基础设施建设的长期性、复杂性以及高投入特点有关。进一步观察发现,在多数年份,基础设施建设维度指数均领先于其他三个维度,显示出我国乡村基础设施建设取得的扎实成果。然而,这并不意味着我们可以忽视其他维度的进步与挑战。实际上,村庄规划建设的滞后成为当前和美乡村发展的一大瓶颈,其指数长期处于

较低水平,提示我们在未来的发展中需要更加注重科学规划与合理布局,以突破这一制约因素,推动和美乡村建设向更高水平迈进。

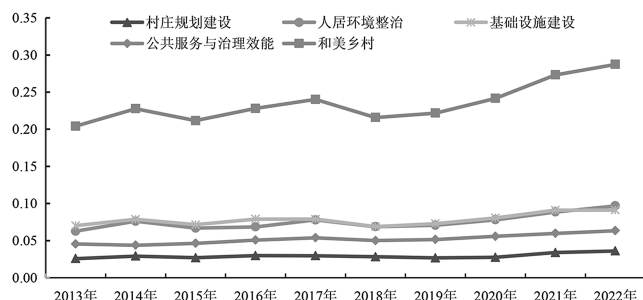


图1 2013—2022年全国和美乡村总体
及各维度发展水平

此外,从各维度和各指标的权重(见表1)可以看出,人居环境整治维度以0.407的权重高居榜首,凸显其对和美乡村整体发展水平的核心影响力。其中,村均污水处理投入、村均园林绿化投入分别以12.9%、10.2%的权重彰显了优美生态环境在乡村经济繁荣与社会发展中的基石作用。这要求我们要加大对乡村环境改善的投入力度,并辅以财政支持,为和美乡村建设注入强劲动力,推动乡村全面振兴。基础设施建设维度紧随其后,权重为0.304,表明完善的基础设施是实现乡村生活富裕的关键所在。人均用电量、燃气普及率的高权重(分别为11.1%、5.3%),更是进一步指出农村电网、燃气管道等基础设施对于提升农村居民生活品质的重要性。这些基础设施的完善,不仅关乎农民日常生活的便利与舒适,更是乡村现代化进程中的重要标志。公共服务与治理效能维度权重为0.172,体现了教育、社会保障在乡村发展中的不可或缺性。村均义务教育阶段在校学生数、人均最低生活保障支出的高权重(均为4.8%),既强调了教育作为乡村人才振兴与科技进步的基石作用,也凸显了社会保障在维护社会公平、共享发展成果中的安全网功能。虽然村庄规划建设维度权重相对较低(0.117),但人均生产性建筑面积的较高权重(5.4%)仍不容忽视。它揭示了产业振兴对于和美乡村发展的基础性地位,以及生产性建筑在支撑产业发展中的关键作用。此外,单位面积农用地化肥、塑料薄膜及农药使用量的低权重,侧面反映了公众绿色消费意识的提升,以及对有机、健康农产品的偏好,为乡村绿色发展指明了方向。

(二)省际差异分析

2013—2022年全国30个省份的和美乡村综合指数及排名见表2。结果显示,全国和美乡村发展水平

相对较低,均值仅为0.235;各省份之间的发展水平存在较大差异,考察期内均值位于全国前3位的是上海(0.529)、北京(0.473)、江苏(0.391),发展水平较高的省份绝大部分位于东部沿海地区。位于后3位的是陕西(0.161)、黑龙江(0.143)、吉林(0.126)。从变动幅度看,新疆、青海、四川的上升幅度居全国前3位,其中,新疆增幅最大,为130.7%。贵州、湖南、湖北等12个省份的提高幅度超过了50%,内蒙古、河北、山西等15个省份的上升幅度不足50%,上海增幅最低,为-19.5%。

图2为2013—2022年全国和美乡村发展水平的4个维度得分均值。村庄规划建设维度方面,北京(0.096)、上海(0.084)、浙江(0.074)具有绝对优势,海南(0.011)、黑龙江(0.005)、吉林(0.003)等省份的排名相对靠后。该维度最大最小值比为32.7:1,说明区域间差距巨大。人居环境整治维度方面,上海(0.205)、北京(0.169)遥遥领先于其他省份,主要得益于其财政实力雄厚,在污水处理、园林绿化等方面投入较大。吉林(0.046)、山东(0.046)、河北(0.044)、陕西(0.044)、海南(0.028)排名相对靠后。该维度最大最小值比为7.4:1,说明区域间差距较大。基础设施建设维度方面,上海(0.198)、江苏(0.178)、浙江(0.130)领先于其他省份,主要得益于这些地区拥有较为完善的燃气、宽带等基础设施;北京(0.128)、天津(0.122)、福建(0.121)、海南(0.120)、广东(0.114)等紧随其后,内蒙古(0.038)、重庆(0.037)、贵州(0.033)排名相对靠后,该维度最大最小值比为6.1:1,说明区域之间差距适中。公共服务与治理效能维度方面,北京(0.080)、青海(0.080)、天津(0.078)居全国前3位,主要是由于其最低生活保障支出、乡镇文化站、村民委员会等方面发展较为优越。海南(0.034)、吉林(0.033)、黑龙江(0.030)排名居全国末3位。该维度最大最小值比为2.7:1,说明区域之间差距较小。

表3展示2013—2022年全国各省份和美乡村综合指数排名的变迁,可以看到,绝大多数省份的排名均经历了显著波动,仅有江苏、浙江、吉林保持不变。上升阵营中,有15个省份实现了排名显著提升,尤其新疆、四川、湖北、贵州、青海,其排名跃升超过5个位次,成为全国和美乡村建设中的佼佼者。深入分析发现,新疆、青海、贵州主要得益于公共服务与治理效能的显著增强,以及人居环境的大幅改善;湖北则凭借其基础设施的坚实基础和科学合理的村庄规划实现了排名的大幅提升;四川依靠其在村庄规划建设方面的卓越表现,

表2 2013—2022年全国30个省份和美乡村综合指数及排名

省份	2013年	2014年	2015年	2016年	2017年	2018年	2019年	2020年	2021年	2022年	均值	排名
北京	0.461	0.476	0.494	0.456	0.473	0.390	0.448	0.459	0.549	0.519	0.473	2
天津	0.280	0.309	0.290	0.300	0.364	0.260	0.265	0.309	0.334	0.313	0.302	5
河北	0.172	0.200	0.188	0.204	0.225	0.195	0.197	0.237	0.253	0.249	0.212	14
上海	0.615	0.564	0.447	0.502	0.580	0.551	0.601	0.454	0.485	0.495	0.529	1
江苏	0.381	0.427	0.370	0.405	0.402	0.330	0.353	0.353	0.425	0.462	0.391	3
浙江	0.339	0.447	0.434	0.459	0.411	0.328	0.334	0.333	0.369	0.413	0.387	4
福建	0.247	0.297	0.262	0.296	0.316	0.272	0.290	0.304	0.323	0.335	0.294	6
山东	0.215	0.253	0.227	0.245	0.249	0.206	0.204	0.227	0.256	0.271	0.235	9
广东	0.261	0.270	0.218	0.241	0.241	0.200	0.229	0.253	0.326	0.338	0.258	7
海南	0.147	0.165	0.164	0.188	0.194	0.181	0.191	0.204	0.239	0.252	0.193	19
东部均值	0.312	0.341	0.309	0.329	0.346	0.291	0.311	0.313	0.356	0.365	0.327	—
山西	0.158	0.181	0.168	0.167	0.177	0.170	0.176	0.194	0.231	0.226	0.185	20
安徽	0.183	0.214	0.190	0.222	0.235	0.215	0.225	0.245	0.291	0.330	0.235	10
江西	0.207	0.193	0.178	0.186	0.191	0.182	0.194	0.214	0.249	0.273	0.207	15
河南	0.131	0.159	0.132	0.141	0.169	0.149	0.159	0.173	0.195	0.209	0.162	27
湖北	0.136	0.167	0.146	0.162	0.178	0.282	0.179	0.198	0.231	0.254	0.193	18
湖南	0.127	0.151	0.131	0.156	0.200	0.155	0.153	0.178	0.222	0.238	0.171	24
中部均值	0.157	0.177	0.158	0.172	0.192	0.192	0.181	0.200	0.236	0.255	0.192	—
内蒙古	0.164	0.175	0.193	0.244	0.202	0.173	0.175	0.213	0.235	0.244	0.202	16
广西	0.156	0.189	0.163	0.194	0.210	0.175	0.178	0.199	0.248	0.258	0.197	17
重庆	0.171	0.175	0.143	0.154	0.183	0.165	0.173	0.201	0.206	0.218	0.179	22
四川	0.124	0.153	0.140	0.152	0.160	0.157	0.160	0.185	0.223	0.252	0.171	25
贵州	0.121	0.154	0.146	0.154	0.183	0.180	0.172	0.208	0.224	0.229	0.177	23
云南	0.172	0.204	0.182	0.208	0.239	0.243	0.234	0.314	0.277	0.317	0.239	8
陕西	0.137	0.150	0.130	0.138	0.159	0.145	0.154	0.178	0.201	0.217	0.161	28
甘肃	0.122	0.147	0.232	0.246	0.157	0.152	0.154	0.181	0.200	0.222	0.181	21
青海	0.148	0.168	0.221	0.240	0.217	0.217	0.231	0.274	0.296	0.300	0.231	12
宁夏	0.188	0.217	0.161	0.172	0.267	0.209	0.224	0.261	0.321	0.320	0.234	11
新疆	0.145	0.170	0.191	0.197	0.192	0.212	0.216	0.255	0.281	0.334	0.219	13
西部均值	0.150	0.173	0.173	0.191	0.197	0.184	0.188	0.224	0.247	0.265	0.199	—
辽宁	0.173	0.191	0.170	0.178	0.183	0.151	0.140	0.151	0.170	0.177	0.168	26
吉林	0.112	0.120	0.104	0.107	0.116	0.104	0.112	0.139	0.168	0.176	0.126	30
黑龙江	0.132	0.147	0.132	0.129	0.133	0.129	0.131	0.155	0.168	0.178	0.143	29
东北均值	0.139	0.153	0.135	0.138	0.144	0.128	0.128	0.148	0.169	0.177	0.146	—
全国	0.204	0.228	0.212	0.228	0.240	0.216	0.222	0.242	0.273	0.287	0.235	—

实现了和美乡村建设的快速推进。剖析重庆、辽宁的情况,农村基础设施的滞后与人居环境整治的不足成为制约其和美乡村发展的关键因素。

(三)区域差异分析

图3展示了全国四大区域和美乡村发展水平均值。整体看,东部地区表现最为突出,其综合指数超过了全国平均水平,西部、中部地区紧随全国步伐,东北地区则略显滞后,低于全国平均水平。四大地区呈现

出“东部(0.327)>西部(0.199)>中部(0.192)>东北(0.146)”依次递减的区域非均衡发展态势。究其原因主要是东部地区作为我国经济发展的重要引擎,经济总量和财政实力较为雄厚,为其在和美乡村建设中的高额投入提供了可能,完善的基础设施成为推动该地区乡村发展的重要基石,有力推动了东部地区的和美乡村建设;相反,东北地区受地理位置和资源条件的局限,基础设施建设相对滞后,乡村发展步伐缓慢,与其

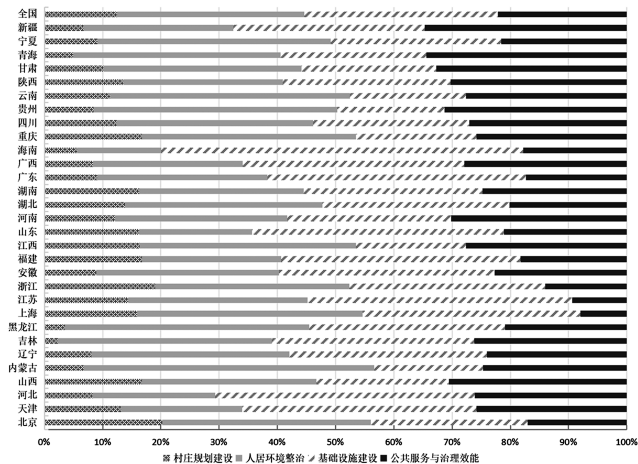


图2 2013—2022年全国各省份和美乡村发展水平及四个维度发展水平

表3 全国30个省份和美乡村发展水平排名及变化

省份	2013年排名	2022年排名	排名变化
北京	2	1	升1
天津	5	11	降6
河北	13	19	降6
山西	17	23	降6
内蒙古	16	20	降4
辽宁	12	29	降17
吉林	30	30	持平
黑龙江	24	28	降4
上海	1	2	降1
江苏	3	3	持平
浙江	4	4	持平
安徽	11	8	升3
福建	7	6	升1
江西	9	13	降4
山东	8	14	降6
河南	25	27	降2
湖北	23	16	升7
湖南	26	21	升5
广东	6	5	升1
广西	18	15	升3
海南	20	17	升3
重庆	15	25	降10
四川	27	18	升9
贵州	29	22	升7
云南	14	10	升4
陕西	22	26	降4
甘肃	28	24	升4
青海	19	12	升7
宁夏	10	9	升1
新疆	21	7	升14

他三大区域形成了鲜明对比,凸显了区域协调发展的紧迫性与必要性。

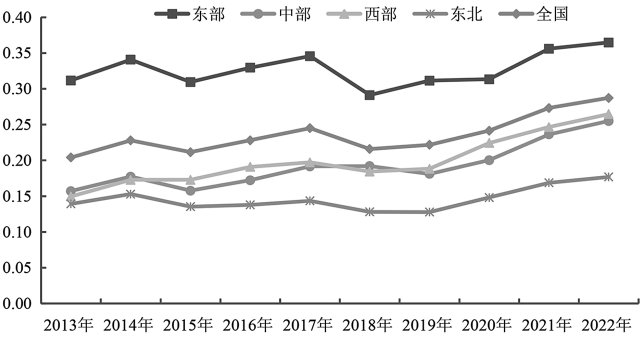


图3 2013—2022年全国及四大区域和美乡村发展水平

进一步分析发现各区域在和美乡村建设各维度的表现情况不一。具体表现为:村庄规划建设维度,整体呈现出“东部领先,中部追赶,西部跟进,东北滞后”的递减趋势。东部地区尽管波动显著,但始终维持在全国平均水平之上。西部、东北地区持续低于全国平均水平,中部地区虽初时落后,但逐渐实现反超,不过其增长势头尚需稳固。人居环境整治维度,区域差异同样显著,呈现“东部最优,西部次之,中部第三,东北第四”的排序。东部地区始终引领全国,西部地区在人居环境改善上表现积极,多次超越全国平均水平。中部地区波动较大,多数时间未能达到全国平均水平。基础设施建设维度,东部依旧占据领先地位,中部与西部地区均展现出积极的上升趋势,中部地区始终保持着对西部的优势。值得注意的是,东北地区在2015年前尚能保持领先地位,随后逐渐落后,被中西部地区超越。东部地区在2018年虽经历短暂下滑,但仍稳居榜首。公共服务与治理效能的对比中,西部地区异军突起,成为四大区域中的佼佼者,持续高于全国平均水平;东部地区偶有波动,总体保持上升态势,自2015年起也超越了全国平均水平;中部地区则多数时间低于全国,且与全国的差距在2018年后有所扩大;东北地区在这一维度上表现较为薄弱,落后于其他三大区域。

表4揭示了全国和美乡村发展水平的泰尔指数及贡献率。从总体差异看,2013—2022年全国和美乡村发展的泰尔指数由0.1172降至0.0429,降幅达63.4%,这一趋势显示了全国范围内和美乡村发展水平的总体差异正在逐步缩小。进一步分析发现,这种总体差异的缩减并非偶然,主要由区域间的显著差距驱动。值得注意的是,多年来区域间差异贡献率居高不下,

尤其是2014年高达61.0%的现象,凸显了区域发展不均衡的现实。这主要归因于全国四大区域在经济基础、资源禀赋及政策执行上的差异,导致和美乡村建设成效的参差不齐。另外,尽管区域间差异显著,但区域内差异的贡献率也在逐年波动上升,2022年已达到48.3%,揭示了同一区域内各省份间亦存在不容忽视的发展鸿沟。具体到各区域内部,差异分布各有特点。东部地区的内部差异尤为突出,其泰尔指数平均

值及贡献率均处于领先地位,映射出东部地区省份间发展的多样性与不平衡性。西部地区虽整体贡献率较低,但内部差异同样显著。中部地区虽相对稳定,但仍有待进一步均衡。至于东北地区,则在区域内外均展现出较高的内部一致性,这意味着其整体发展水平的提升空间有限。由此可见,东部和西部地区的内部差异是构成全国和美乡村发展水平区域内差异的主要因素。

表4 2012—2022年全国和美乡村发展水平的泰尔指数及贡献率

年份	总体差异	区域间差异 及贡献率	区域内差异及贡献率				
			总体	东部	中部	西部	东北
2013	0.1172	0.0656 (56.0)	0.0516 (44.0)	0.0450 (38.4)	0.0027 (2.3)	0.0027 (2.3)	0.0011 (1.0)
2014	0.0961	0.0586 (61.0)	0.0380 (39.5)	0.0333 (34.3)	0.0011 (1.2)	0.0024 (2.2)	0.0012 (1.3)
2015	0.0920	0.0523 (56.8)	0.0397 (43.2)	0.0318 (34.6)	0.0015 (1.7)	0.0051 (5.6)	0.0013 (1.4)
2016	0.0857	0.0497 (58.0)	0.0360 (42.0)	0.0268 (31.3)	0.0017 (2.0)	0.0061 (7.1)	0.0014 (1.6)
2017	0.0818	0.0484 (59.1)	0.0319 (39.0)	0.0269 (33.0)	0.0010 (1.2)	0.0028 (5.1)	0.0012 (1.4)
2018	0.0716	0.0334 (46.7)	0.0382 (53.3)	0.0288 (40.2)	0.0047 (6.6)	0.0040 (5.6)	0.0007 (0.9)
2019	0.0818	0.0427 (52.2)	0.0391 (47.8)	0.0336 (41.1)	0.0014 (1.7)	0.0039 (4.7)	0.0002 (0.3)
2020	0.0488	0.0262 (53.7)	0.0226 (46.3)	0.0154 (31.6)	0.0012 (2.4)	0.0059 (12.1)	0.0001 (0.1)
2021	0.0474	0.0262 (55.1)	0.0213 (44.89)	0.0158 (33.4)	0.0013 (2.7)	0.0042 (8.8)	0.0000 (0.0)
2022	0.0429	0.0222 (51.7)	0.0208 (48.3)	0.0144 (33.5)	0.0020 (4.7)	0.0044 (10.2)	0.0000 (0.0)

注:括号内数值为贡献率,单位为%。

五、结论与对策建议

(一)主要结论

从全国看,考察期内全国和美乡村综合指数呈稳步上升态势,指数由2013年的0.204提高到2022年的0.287,年均增长3.9%。分维度看,基础设施建设维度水平最高,紧随其后的是人居环境整治、公共服务及治理效能维度,村庄规划建设维度水平最低。然而,在人居环境整治、村庄规划建设与公共服务及治理效能方面,其增长速度却超过了基础设施建设,显示出这些领域正加速追赶并寻求突破的态势。

各维度及具体指标的影响权重方面,人居环境整

治占据了最重要的位置,基础设施建设、公共服务及治理效能次之,村庄规划建设的权重则相对较低。具体到各项指标,村均污水处理投入、人均用电量及村均园林绿化投入被视为推动和美乡村发展的关键要素,而农业生产中的化肥、塑料薄膜及农药使用量则权重较低,反映了随着人民群众生活水平的提高,人们绿色消费意识日益增强,更青睐于选择绿色、健康的有机食品。

从各省份综合指数看,超2/3的省份和美乡村发展水平低于全国平均水平,仅上海、北京、江苏、浙江等9个省份表现优异。同时,各省份间的发展差异显著,

新疆、青海、四川等省份在综合指数提升上表现最为突出。省份排名方面,新疆、四川、湖北等15个省份实现了排名的上升,河北、山西、重庆、辽宁等12个省份则有所下滑,仅有江苏、浙江、吉林排名保持不变。分区域看,呈现“东部>西部>中部>东北”依次递减的区域非均衡发展态势,东部地区显著高于全国平均水平,而东北地区则远低于全国平均水平,区域间的发展差距不容忽视。

此外,全国和美乡村总体格局正经历积极变革,其中最显著的是发展水平差异的显著缩小,泰尔指数的大幅下降(63.4%)便是这一趋势的直观体现。深入剖析可以发现,其背后的主要推动力是区域间差异的逐渐缩小,这一趋势在多数年份尤为明显,区域间差异的贡献率持续保持在50%以上的高位。进一步可以观察到东部与西部地区在内部发展上的显著差异,这两大区域内部的多样性和不均衡性,成为影响全国和美乡村区域内差异的重要因素。东部地区的快速发展与内部省份间的多元发展路径,导致较高的内部差异;而西部地区虽然整体发展相对滞后,但其内部同样存在着不容忽视的分化现象。总之,全国和美乡村发展水平的均衡性提升,既得益于区域间差距的逐步缩小,也面临着区域内差异的挑战,特别是东部、西部地区的内部差异问题。

(二)对策建议

1.夯实基础设施,筑牢宜居基石

乡村的全面振兴是实现城乡融合共富的关键路径,乡村基础设施则是这一壮丽图景中的坚固基石,不仅是促进城乡协调发展的桥梁,更是提升农民幸福感的重要民生项目。一是强化乡村基础设施建设。构建宜居乡村环境,离不开完善的基础设施支撑。统筹村庄规划编制,科学布局生活和生产空间,合理高效利用土地资源以支持基础设施建设。加速数字乡村的转型步伐,推动城乡信息化深度融合,提升乡村网络覆盖率和信息化水平。此外,厘清管护产权,推动设施确权登记颁证,构建乡村基础设施长效管护机制,巩固和美乡村建设成果。二是深化农村人居环境整治工作。坚守乡村生态保护底线,改善农村土壤质量,减少农业面源污染,实现生态资源价值的最大化利用。深入推进农村厕所改造,提升生活污水和垃圾处理能力,为农民创造更加洁净、舒适的居住环境。在保留乡村原有风貌的同时,巧妙融入现代元素,展现乡村的独特韵味与时代特色。三是加快完善农村公共服务体系。加大农村

教育的支持力度,提升农村教师队伍的专业素养,通过引入先进的教学理念和技术手段,确保农村学生能够享受与城市学生同等质量的教育资源。加强农村医疗卫生服务体系建设,提升基层医疗机构的诊疗水平和服务质量,确保农民群众能够就近获得及时、有效的医疗服务。完善养老服务体系,建立健全关爱老年人的各项服务机制,全方位、多层次满足农村老年人的需求,实现老有所养、老有所乐。

2.培育乡村特色产业,奠定宜业根基

在乡村振兴宏伟蓝图中,宜居与宜业相辅相成,缺一不可。一是深化乡村产业融合与创新。乡村产业融合发展不仅是乡村振兴战略的核心策略,也是构建宜业乡村的关键路径。在保持传统农业根基稳固的同时,积极引入现代科技与管理理念,延长农业产业链,提升农产品的加工层次与附加值。强化绿色、有机农业的发展导向,大力推广生态种植、有机养殖等绿色生产方式,减少化肥、农药使用量,培育一批具有鲜明地域特色、良好市场口碑的绿色农产品品牌。积极拥抱“互联网+农业”浪潮,充分利用电商平台、直播带货等新兴业态,拓宽农产品销售渠道,让优质农产品走出乡村,走向全国乃至全球市场。同时,深入挖掘并传播乡村文化,将文化元素融入农产品设计与营销,提升产品的文化内涵与附加值,让乡村产业焕发新的生机与活力。二是积极拓宽乡村发展空间。乡村的无限潜力是吸引并留住人才的重要磁石。不断优化乡村营商环境,强化市场监管,确保公平竞争,为乡村企业和农民提供稳定、可预期的发展环境。制定并落实一系列扶持政策,确保政策红利惠及每位农民、每家乡村企业。同时,根据当地实际情况,加大农业科技和乡村治理等领域的人才引进力度,提供有吸引力的薪酬和福利,让人才在乡村找到归属感与价值实现的空间。鼓励乡村人才深度参与乡村发展规划与决策,激发其主人翁意识和创造力。三是持续拓宽农民增收致富渠道。通过深入挖掘乡村特色资源,培育壮大乡村特色产业,创造更多就业机会,让农民在家门口就能实现就业增收。鼓励农民参与乡村产业经营,增加经营性收入,提升生活水平。同时,深化农村土地制度改革,探索多元化的农民增收途径。

3.强化文明风尚,铸就乡风和美之魂

和美乡村建设既要塑形,更要铸魂;既要物质富足,更要精神富有。一是深化农村精神文明建设,铸就乡村之魂。以社会主义核心价值观为精神灯塔,引领

乡村社会风尚,提升农民群众的道德水平和文明素养。通过举办丰富多彩的文明评选活动,如“文明村镇”“最美家庭”等,树立可学可比的先进典型,用身边事教育身边人,激发农民群众崇德向善的内在动力。同时,丰富乡村文化生活,挖掘乡土文化资源,举办农民喜闻乐见的文体活动,创作反映乡村新风貌、新气象的文化产品,满足农民群众多样化、多层次的精神文化需求。此外,持续推进农村移风易俗,引导农民摒弃陈规陋习,树立科学、健康、文明的生活方式,共同营造风清气正、和谐美好的乡村社会氛围。二是完善现代乡村治理体系,强化治理之基。加强农村基层党组织建设,发挥其战斗堡垒作用,确保党的路线方针政策在乡村落地生根。鼓励社会组织、企业和农民等多方主体参与乡村治理,形成政府主导、社会协同、公众参与、法治保障的多元共治格局。运用数字化技术提升乡村治理效能,增强治理透明度,拓宽农民群众参与渠道,保障其知情权、参与权和监督权。建立健全民主监督机制,畅通农民诉求表达渠道,及时回应农民关切,推动乡村治理更加民主化、法治化、规范化。三是加快县域城乡融合发展,共绘共荣之图。打破城乡二元结构壁垒,促进城乡要素自由流动和公共资源在城乡间均衡配置。推动城乡产业协同发展,加强农村产业融合创

新,培育农村新产业新业态,促进农民增收致富。加快城乡基础设施互联互通和公共服务普惠共享,让农民在家门口就能享受到优质的教育、医疗、文化等公共服务。在尊重和保护乡村自然风貌、生态环境和历史文化的基础上,推动城乡空间布局优化和产业布局调整,实现城乡优势互补、融合发展。通过构建城乡一体化发展格局,让乡村成为宜居宜业宜游的美好家园,实现城乡和而不同、各美其美、协调发展的美好愿景。◆

参考文献:

- [1]崔钊达,余志刚.中国和美乡村发展水平指标体系构建、测度及评价[J].农业经济问题,2024(4):104-120.
- [2]尹君锋,宋长青,石晶,等.和美乡村发展水平评价及其影响因素研究:以甘肃省1230个乡镇为例[J].地理科学进展,2024,43(7):1389-1402.
- [3]谢圣召.乡村振兴战略背景下建设宜居宜业和美乡村的路径探究[J].甘肃农业,2024(6):81-86.
- [4]肖颖,李文锐.共同富裕目标下和美乡村的建设规范路径研究[J].市场周刊,2024,37(20):14-18.
- [5]刘庆.数字乡村发展水平指标体系构建与实证研究:以河南省2014—2021年18个地级市面板数据为例[J].西南农业学报,2023,36(4):885-896.

(责任编辑:萧静)

我国中职教育资源承载力测度、区域差异及空间效应

王 晶 黄梦雪 李 毅

(湖南师范大学 旅游学院,湖南 长沙 410081)

摘要:职业教育肩负培养多样化人才和促进就业创业的重要职责,准确把握中职教育资源承载力的区域分布及演变规律,对推动职业教育可持续发展具有重要意义。构建了中职教育资源承载力评价指标体系并采用熵权法计算各指标权重以及各省份教育资源承载力水平,结合 Kernel 核密度估计、Dagum 基尼系数以及 Moran's I 指数对 2013—2022 年我国中职教育资源承载力的区域差异和空间效应进行计算。结果表明:各省份中职教育资源承载力水平偏低但呈整体上升趋势,存在“东高西低”的分布现象;各省份间差异正在逐年减小;中职教育资源承载力存在显著的正向空间聚集性。据此,从全国、区域、省份三个层面提出提升中职教育资源承载力的政策建议:多方协同,助推高质量发展;强化辐射效应,跨地区共同发展;制定差异化战略,加大各地发展力度。

关键词:中职教育;资源承载力;时空格局演变;地区差异;空间聚集

中图分类号:G712,N32

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2024)11-0048-09

DOI:10.13999/j.cnki.tjllsj.2024.11.006

一、引言

坚持发展中等职业(以下简称中职)教育是以人为本、促进公平的要求,是保障经济社会发展和优化教育结构的需要。2024 年的《政府工作报告》中提出“大力提高职业教育质量”。当前,我国中职教育的资源投入呈良好发展态势,2022 年我国中职教育经费总投入达 3238 亿元,较上年增长 9.1%。然而现阶段各省份中职教育资源分布不均、教育发展后生动力不足等问题依然存在。贺祖斌和杨婷婷(2021)^[1]基于生态资源承载力相关研究提出教育生态的理念,将环境资源承载力衍生至教育学,提出教育资源承载力的概念。开展省域层面中职教育资源承载力的研究有助于剖析各省份职业教育面临的资源难题,为优化我国中职教育资源配置提供决策参考。

教育资源承载力指一个国家或地区在各种教育资源合理配置和确保质量的前提下,现有教育资源对该空间内人口接受各级各类教育的支撑能力^[2]。为进一

步量化教育资源承载力各层级指标并分析其影响因素,众多学者建立评价指标体系并采用综合评价模型计算教育资源承载力。基础教育方面,王振与赵林(2021)^[3]基于省域面板数据对我国基础教育资源承载力的时空分异与影响因素进行深层次分析,拓展了该领域时空维度的研究。吴培乐(2010)^[2,4]基于人、财、物三种教育资源类型设置了承载力绝对指标和相对指标,并运用主成分分析法构建教育资源承载力模型,对西安市义务教育资源承载力进行综合评价研究。高等教育方面,柯文进和王军(2020)^[5]以“双一流”高校所在的 37 个城市为研究对象,从高等教育核心资源、城市经济资源、城市基础资源三个方面构建高等教育资源承载力模型和评价指标,基于熵权法和 TOPSIS 模型分析,得出高等教育核心资源及城市基础资源是影响高等教育资源承载力的主要因素。马鹏媛与米红(2015)^[6]采用承载力指数模型对各省域高等教育资源各分量承载力及其综合承载力进行定量分析,结果表

基金项目:湖南省普通高等学校教学改革研究项目“知识整合能力视域下旅游管理专业课程思政教学改革与实践”(HNJG-20230252)。

作者简介:王晶(1981—),女,黑龙江鸡西人,博士,副教授,研究方向为职业技术教育、旅游管理;黄梦雪(1999—),女,重庆人,通信作者,硕士研究生,研究方向为职业技术教育;李毅(1993—),男,江西萍乡人,博士,讲师,研究方向为环境经济与政策评估。

明高等教育资源综合承载力区域差异显著。中职教育方面,何晓芹等(2018)^[7]根据人口承载力、人力资源承载力、物力资源承载力、财力资源承载力和统筹多种要素承载力五大指标及若干次级指标,构建中职教育资源承载力综合评价指标体系。关于教育资源承载力的研究主要偏向于基础教育与高等教育,对中职教育资源承载力的研究相对较少,评价体系未形成统一标准。

综上,本文以全国31个省份为研究对象,选用熵权法测度我国中职教育承载力综合发展水平,深入研究全国中职教育资源承载力的区域差异和时空演变特征规律,并根据研究结果提出相应的政策建议,以期为推动我国中职教育可持续发展提供理论和实践支撑。

二、研究设计与数据收集

(一)熵权法

熵权法是根据各指标变异程度,利用信息熵计算各指标的熵权,通过熵权对各指标权重进行修正,最终得到综合得分值^[8]。鉴于熵权法赋权较为客观合理且可信度更高,本文使用熵权法进行中职教育资源承载力的综合评价。熵权法是比较常见的方法,相应公式不作赘述。

(二)Kernel核密度估计法

核密度估计法是基于给定的核函数来推算样本,进而找出其分布状态的密度函数,通常用来计算数据点之间的相关性,确定数据点之间的联系,分析数据间模式和关系。对样本分布特征的全貌描述需考察其三方面的特性:位置(position)、延展性(spread或stretch)、形态(modality或modes)^[9]。核密度估计法能全面、准确刻画样本分布的基本特性,本文采用核密度估计对我国中职教育资源承载力的样本分布差异和动态演变趋势进行分析。

(三)Dagum基尼系数及分解法

目前地区差异的测度方法主要是Theil指数、Dagum基尼系数,基尼系数相对于Theil指数能更加精确地测度地区差异,并对地区差异来源进行分析,且这一方法得到研究者的广泛运用^[10-12]。本文运用Dagum基尼系数及按子群分解的方式对我国中职教育资源承载力进行区域差异分析,计算公式见相关文献^[13-15]。

(四)Moran's I指数

目前用来度量空间自相关的指标主要有莫兰指数(Moran's I)、吉尔里指数(Geary's C)、Getis-Ord指数^[16],其中莫兰指数的界定更为明确且能够判断正负

相关性。莫兰指数分为全局莫兰指数、局部莫兰指数,全局莫兰指数主要用于考察整个空间序列的聚集情况,局部莫兰指数则用于考察某一区域附近的空间聚集情况。本文选取莫兰指数用于分析样本空间的依赖、分异关系。

(1)全局莫兰指数的计算公式为:

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

$$S^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 \quad (2)$$

其中, n 为全国区域单元总个数, x_i 和 x_j 分别表示第*i*个单元和第*j*个单元的属性值; $\bar{x}$ 为*n*个空间单元样本属性值的平均值; w_{ij} 为省份单元相互之间邻接关系的权重矩阵。

(2)局部莫兰指数的计算公式为:

$$I_i = \frac{Z_i \sum_{j=1}^n w_{ij} Z_j}{S^2 \sum_{j=1}^n w_{ij}} \quad (3)$$

其中, $Z_i = y_i - \bar{y}$, $Z_j = y_j - \bar{y}$, $S^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2$, w_{ij} 为空间权重值, n 为全国研究区域所有地区总数, y_i 为第*i*个地区的中职教育资源承载力水平。

(五)指标体系与数据来源

借鉴王振和赵林(2021)^[3]、柯文进和王军(2020)^[5]构建的教育资源承载力指标体系,依据科学、完整、可计量原则以及数据的可获取性,从经济资源、基础资源、核心资源三个维度构建综合评价指标体系,见表1。经济资源主要用于衡量经济发展对中职教育发展的支撑能力;基础资源主要用于衡量基础设施和公共服务对中职教育发展的辅助支撑作用;核心资源主要用于衡量中职教育自身拥有的资源及可持续发展能力。

选取2013—2022年省域面板数据,对中国(港、澳、台除外)31个省份的中职教育资源承载力进行实证分析。相关数据来自《中国统计年鉴》《中国教育统计年鉴》《中国教育经费统计年鉴》。考虑到固定资产和院校面积数据的完整性,对两个指标的学校产权部分和非学校产权独立使用部分分别加总求和;用线性插值法补齐个别年份缺失的教育经费支出数据。

三、研究过程与结果

(一)中职教育资源承载力的测度分析

1. 中职教育资源承载力总体水平测度

选用熵权法计算中职教育资源承载力综合得分,得分越大承载力越大,反之则越小,结果见表2。研究期内,我国中职教育资源承载力呈上升趋势,平均增长

表1 中职教育资源承载力评价指标体系

一级指标	二级指标
经济资源	人口密度(人/平方公里)
	人均国内生产总值(元)
	地区生产总值指数
	城镇单位就业人员平均工资(元)
基础资源	人均用水量(立方米)
	用电总量(亿千瓦时)
	人均道路面积(平方米)
	医院每万人床位数(张)
核心资源	院校数(所)
	固定资产(万元)
	院校面积(平方米)
	在校生数(人)
	专任教师数(人)
	教育经费支出(元)

率为3.22%。总体看,中职教育资源承载力排名前三的省份为广东、江苏、山东,均值分别为0.5235、0.5124、0.4959,排名后三位的省份为西藏、青海、海南,均值分别为0.0664、0.0811、0.1008。中职教育资源承载力综合得分排名前三的省份地处东部沿海地区,排名靠后的青海、西藏地处西部地区,原因主要在于东部沿海地区经济更发达,产业层次较完善,对人才的需求更迫切,中职教育资源投入较多,因此沿海地区的中职教育核心资源、经济资源和基础资源更加完善,对中职教育资源承载力的支撑作用较强。

2. 中职教育资源承载力区域水平测度

为便于从区域层面考察中职教育资源承载力的动态变化趋势,本文将31个省份划分为东、中、西三大区域。东、中、西部中职教育资源承载力的长期演变趋势与全国整体基本一致,呈逐步上升态势,但在空间分布上呈现高度不均的现象,具体表现为东部地区>中部地区>西部地区,见图1。从曲线的相对位置看,东部地区处于最高水平,平均承载力得分为0.33;中部地区排名第二,平均承载力得分为0.26;西部地区排名最后,平均得分为0.19。从曲线的变化趋势看,2013—2016年增速较缓,2017—2022年增幅较大。东、中、西部地区分别由0.29、0.24和0.17增加到0.38、0.30和0.22。

3. 中职教育资源承载力一级指标差异分析

为进一步探析不同维度对中职教育资源承载力贡献的差异,本文绘制全国以及东、中、西部的经济资源、基础资源、核心资源指标得分均值折线图,具体见图

2。全国以及东、中、西部地区的中职教育核心资源演化趋势呈“下降—上升”的阶段性演化特征,经济资源和基础资源均呈现快速上升趋势。值得注意的是,经济资源在2020年有明显下跌,与疫情暴发的时间高度一致。全球疫情对我国造成较大冲击,导致经济资源供给减少,直接影响了中职教育资源承载力的提升,与图1展示的2020年教育资源承载力情况相吻合。

从全国维度看,核心资源得分最高,表明中职教育核心资源对资源承载力贡献最大,具体见图2(a)。核心资源、基础资源、经济资源平均得分分别为0.133、0.062、0.065,基础资源、经济资源对中职教育资源承载力的贡献相近,与核心资源的贡献相差较大。从东部地区看,三个指标的发展趋势与全国趋势相同,但经济维度展现出来的驱动力明显优于全国和中、西部,具体见图2(b)。核心资源、经济资源得分远高于基础资源得分,表明核心资源和经济资源对中职教育资源承载力的贡献大于基础资源对其的支撑。其主要原因在于东部地区位于我国对外开放的前沿,拥有更多的经济资源和财富积累,进而可以投入更多经费到中职教育当中,满足高人口密度的中职教育资源需求,提升中职教育资源承载力。从中、西部地区看,基础资源和经济资源的分布位置与全国整体和东部地区刚好相反,如图2(c)、(d)所示。基础资源、经济资源的发展趋势与全国整体相同,均呈现出稳定提升走向,即两者对中职教育资源承载力的贡献在逐步加大。同时,西部的核心资源平均得分0.097,远小于全国和东、中部的核心资源得分,表明西部地区核心资源方面的问题更加严峻。

(二) 中职教育承载力的动态分布演进特征

本文基于核密度估计法绘制全国2013—2022年的非参数核密度估计曲线,见图3。从整体的空间坐标轴看,X轴是中职教育资源承载力综合得分;Y轴是年限,时间区间为2013—2022年;Z轴是核密度,其值越大表明在该区间内的省份数量越多。

我国中职教育资源承载力多级分化的现象在逐步减弱。首先,核密度三维图整体呈现出右偏态分布,大部分省份中职教育资源承载力的综合得分集中在0.3左右,表明我国中职教育资源承载力整体处于较低水平。其次,图中出现了三个显著峰值,随时间推移三峰向单峰过度,表明多级分化现象在减弱,意味着中职教育资源正在向更加公平、均衡和高质量发展的方向迈进。多级分化现象减弱的原因可能在于:政府部门不断提高对中职教育公平的重视程度,制定

表2 中职教育资源承载力综合评价得分

省份	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022	平均值
北京	0.1911	0.1975	0.2042	0.2111	0.2198	0.2278	0.2353	0.2320	0.2504	0.2502	0.2219
天津	0.1561	0.1564	0.1572	0.1588	0.1633	0.1601	0.1653	0.1685	0.1806	0.1817	0.1648
河北	0.3319	0.3274	0.3308	0.3403	0.3608	0.3725	0.3928	0.4048	0.4283	0.4484	0.3738
山西	0.2105	0.2064	0.2054	0.2105	0.2215	0.2165	0.2208	0.2306	0.2502	0.2621	0.2234
内蒙古	0.1786	0.1823	0.1866	0.1910	0.1995	0.2068	0.2118	0.2173	0.2319	0.2377	0.2043
辽宁	0.2115	0.2059	0.2085	0.2112	0.2200	0.2262	0.2274	0.2261	0.2421	0.2449	0.2224
吉林	0.1435	0.1441	0.1406	0.1419	0.1413	0.1431	0.1460	0.1557	0.1635	0.1623	0.1482
黑龙江	0.1697	0.1662	0.1535	0.1567	0.1619	0.1633	0.1615	0.1719	0.1834	0.1839	0.1672
上海	0.3302	0.3334	0.3397	0.3505	0.3607	0.3710	0.3799	0.3819	0.4022	0.4016	0.3651
江苏	0.4605	0.4622	0.4726	0.4772	0.5010	0.5147	0.5299	0.5331	0.5771	0.5960	0.5124
浙江	0.3214	0.3153	0.3340	0.3440	0.3613	0.3805	0.3984	0.4134	0.4383	0.4499	0.3756
安徽	0.3344	0.3246	0.3210	0.3209	0.3259	0.3334	0.3427	0.3665	0.3793	0.3928	0.3441
福建	0.2110	0.2113	0.2129	0.2167	0.2270	0.2422	0.2531	0.2556	0.2809	0.2924	0.2403
江西	0.2143	0.2018	0.2083	0.2045	0.2064	0.2199	0.2312	0.2463	0.2774	0.2953	0.2305
山东	0.4638	0.4551	0.4653	0.4649	0.4736	0.4866	0.4933	0.5179	0.5553	0.5828	0.4959
河南	0.4153	0.4128	0.4109	0.4099	0.4238	0.4407	0.4428	0.4403	0.4597	0.4809	0.4337
湖北	0.2315	0.2347	0.2347	0.2432	0.2512	0.2639	0.2748	0.2724	0.3074	0.3174	0.2631
湖南	0.2653	0.2720	0.2800	0.2881	0.3003	0.3207	0.3410	0.3565	0.3854	0.4050	0.3214
广东	0.4726	0.5244	0.4858	0.4925	0.5084	0.5166	0.5331	0.5380	0.5734	0.5903	0.5235
广西	0.2348	0.2356	0.2364	0.2359	0.2404	0.2464	0.2583	0.2610	0.2789	0.2849	0.2513
海南	0.0846	0.0882	0.0905	0.0928	0.0972	0.0990	0.1064	0.1062	0.1234	0.1200	0.1008
重庆	0.1663	0.1718	0.1785	0.1856	0.1953	0.2022	0.2128	0.2160	0.2339	0.2401	0.2003
四川	0.3409	0.3347	0.3283	0.3300	0.3395	0.3488	0.3581	0.3711	0.4019	0.4149	0.3568
贵州	0.1538	0.1698	0.1892	0.1961	0.2039	0.2085	0.2149	0.2238	0.2330	0.2516	0.2045
云南	0.2038	0.2090	0.2105	0.2224	0.2310	0.2427	0.2513	0.2738	0.2806	0.2827	0.2408
西藏	0.0426	0.0482	0.0648	0.0581	0.0630	0.0648	0.0692	0.0810	0.0863	0.0860	0.0664
陕西	0.1910	0.1902	0.1845	0.1829	0.1887	0.1901	0.2041	0.2032	0.2223	0.2324	0.1989
甘肃	0.1387	0.1399	0.1378	0.1375	0.1357	0.1478	0.1555	0.1589	0.1722	0.1771	0.1501
青海	0.0625	0.0658	0.0676	0.0703	0.0792	0.0851	0.0914	0.0914	0.0972	0.1001	0.0811
宁夏	0.0949	0.0984	0.1003	0.1029	0.1089	0.1195	0.1200	0.1184	0.1251	0.1309	0.1119
新疆	0.2006	0.2107	0.2120	0.2135	0.2213	0.2246	0.2470	0.2446	0.2586	0.2644	0.2297

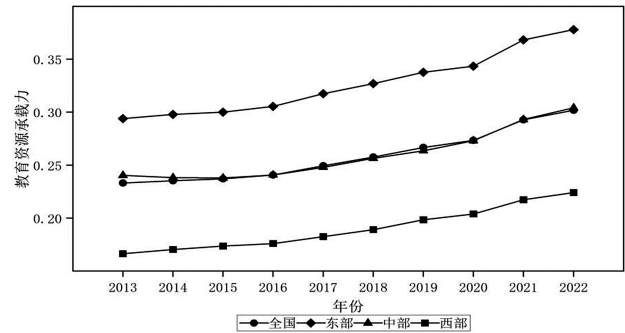


图1 中职教育资源承载力

和实施相关政策以缓解各地区教育发展不平衡的现象。如增加中、西部教育财政投入以及优化教育资源

配置等以提升薄弱地区中职教育核心资源和经济资源,减少省份间资源差异,削弱中职教育资源承载力多级分化现象。

(三) 中职教育资源承载力区域差异及来源分析

1. 总体及区域内差异

我国中职教育资源承载力的总体基尼系数在研究期内呈缓慢下降趋势(见图4),表明全国中职教育资源承载力差异在不断减小。从具体数值看,全国基尼系数稳定在0.25—0.27,从2013年的0.269下降到2021年的0.254,表明中职教育资源承载力地区差异在不断减小,但仍然显著。

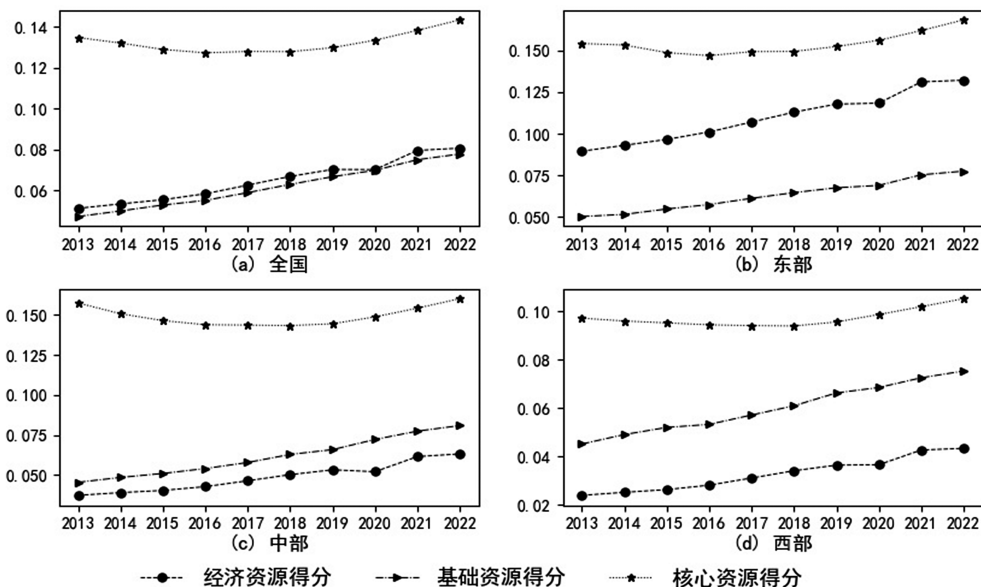


图2 中职教育资源承载力一级指标得分变化趋势

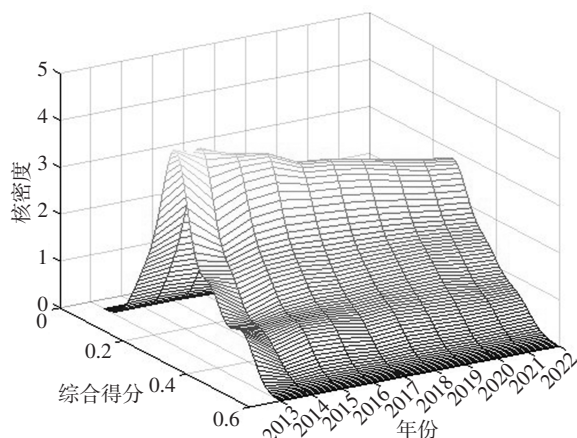


图3 中职教育资源承载力全局趋势

三大区域基尼系数随时间的演变趋势分别呈现出缓慢下降和平缓发展的特征。三大区域内差异分级比较明显,基尼系数演变曲线均在全国总体曲线下,自上而下分别为东部、西部、中部。其中,西部地区与全国发展趋势大体保持一致,呈下降趋势;东部和中部区域内部差异的演变特征在固定的基尼系数值上下波动。从基尼系数均值看,东、中、西部中职教育资源承载力的均值分别为0.241、0.186、0.236,东部地区各省份中职教育资源承载力差异最大,西部区域居中,中部区域最小。从具体演变趋势看,西部地区展现出渐进式的下滑态势,下降速度相对全国略显迅速,从0.265下降到0.224;东部和中部地区基尼系数值分别在0.24和0.18左右波动,整体波动幅度较小。

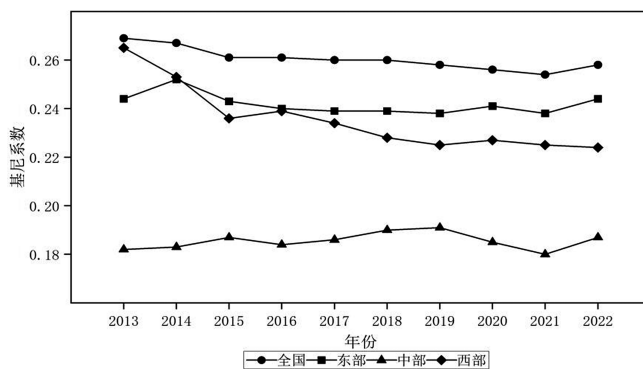


图4 中职教育资源承载力全国及各区域基尼系数演变趋势

2.区域间差异

东、中、西部三大区域间的基尼系数整体波动幅度较小,相对位置在2014年以后保持不变(见图5)。从三个区域间差异比较看,“东部—西部”“东部—中部”“中部—西部”地区间的中职教育资源承载力基尼系数均值分别为0.332、0.248、0.241,可见“东部—西部”的差异最大,与现实相符,区域间总体不协调程度较高,“东部—西部”区域间差异是制约中职教育资源承载力协调发展的“痛点”。从动态发展看,研究期内三者相对位置没有发生改变,“东部—西部”区域间差异呈“下降—平缓”趋势,从2013年的0.346下降到2022年的0.326,东、西部差异在缩小;“东部—中部”区域间差异在0.25上下波动;“中部—西部”与“东部—西部”区域间差异趋势大致相似,表现为“先降后稳再升”,从2013年的0.261下降到2020年的0.234,再回升到2022年的0.239。

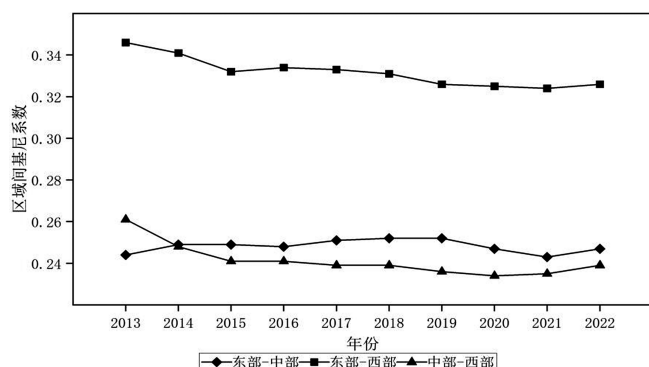


图5 中职教育资源承载力区域间差异的动态演变趋势

3. 差异来源及贡献

为进一步研究三大区域中职教育资源承载力的差异来源,按照Dagum基尼系数的分解公式,将我国中职教育资源承载力的总体差异 G 分解为区域内差异 G_w 、区域间差异 G_{nb} 、超变密度 G_i 三个部分。图6展示了研究期内三类差异对总体差异贡献率的演变趋势。

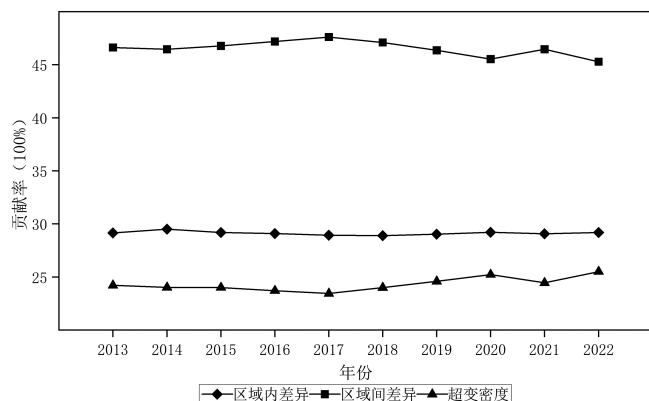


图6 中职教育资源承载力区域差异来源的贡献率演变趋势

从贡献维度出发,区域间差异的贡献最大,远超区域内差异、超变密度,贡献率均值为46.54%;区域内差异贡献率稳居第二位,贡献率均值为29.14%;超变密度的贡献最小,贡献率均值为24.32%。显然,我国中职教育资源承载力差异的第一来源是区域间差异,其次是区域内差异,最后为超变密度。因此,缩减中职教育资源承载力区域差异首先要缩小区域间差异,进而促进各地区中职教育资源承载力协调发展。

从具体演变趋势看,在研究期内区域内差异、区域间差异和超变密度基本在1%内波动,变化趋势较小。第一,区域内差异贡献率在研究期内的波动非常平缓。第二,区域间差异贡献率演变趋势明显呈现两个阶段,2013—2017年是缓慢上升阶段,从2013年的

46.63%上升到2017年的最高峰47.61%,2018—2022年是下降阶段,最终下降到45.28%。第三,超变密度贡献率与区域间差异贡献率整体走向相反,2013—2017年超变密度贡献率呈缓慢下降趋势,从2013年的24.22%下降到2017年的23.45%,随后在2018—2022年间波动回升,最终达到25.52%。

(四) 中职教育承载力的空间聚集特征分析

1. 全局莫兰指数

借助GeoDa软件对2013—2022年的中职教育资源承载力进行全局自相关指数测算,结果见表3。其中Moran's I指数得分随时间推移呈不断上升趋势,表明中职教育资源承载力在全国范围内的空间分布集聚程度增强。具体看,Moran's I指数均大于0,表明整体呈现正的空间自相关,各地的中职教育资源承载力具有一定的空间正向聚集关系。

表3 中职教育资源承载力Moran's I值及检验结果

年份	Moran's I指数	Z值得分	P值
2013	0.248	2.422	0.015
2014	0.205	2.066	0.039
2015	0.251	2.456	0.014
2016	0.251	2.447	0.014
2017	0.250	2.441	0.015
2018	0.256	2.492	0.013
2019	0.254	2.466	0.014
2020	0.261	2.522	0.012
2021	0.271	2.619	0.009
2022	0.274	2.643	0.008

2. 局部莫兰指数

为进一步探究中职教育资源承载力空间聚集象限的具体位置,引入局部莫兰指数进行分析,选取2013年、2016年、2019年和2022年四个时间节点,绘制中职教育资源承载力莫兰指数散点图(见图7)。X轴表示中职教育资源承载力的标准化值,Y轴表示中职教育资源承载力的空间滞后值,反映各省份在空间上的关联性。我国31个省份的中职教育资源承载力主要聚集在第一、二、三象限,第四象限仅有广东和四川两个省份。

在莫兰指数散点图的基础上,结合表4的空间聚集类型时空变迁表,进一步分析空间关联特征及演变趋势。全国大部分省份的空间聚集类型未发生变化,仅有广西、湖北、陕西发生跃迁,其中“高一高”聚集地区基本在东、中部地区,“低—低”聚集地区主要处于西

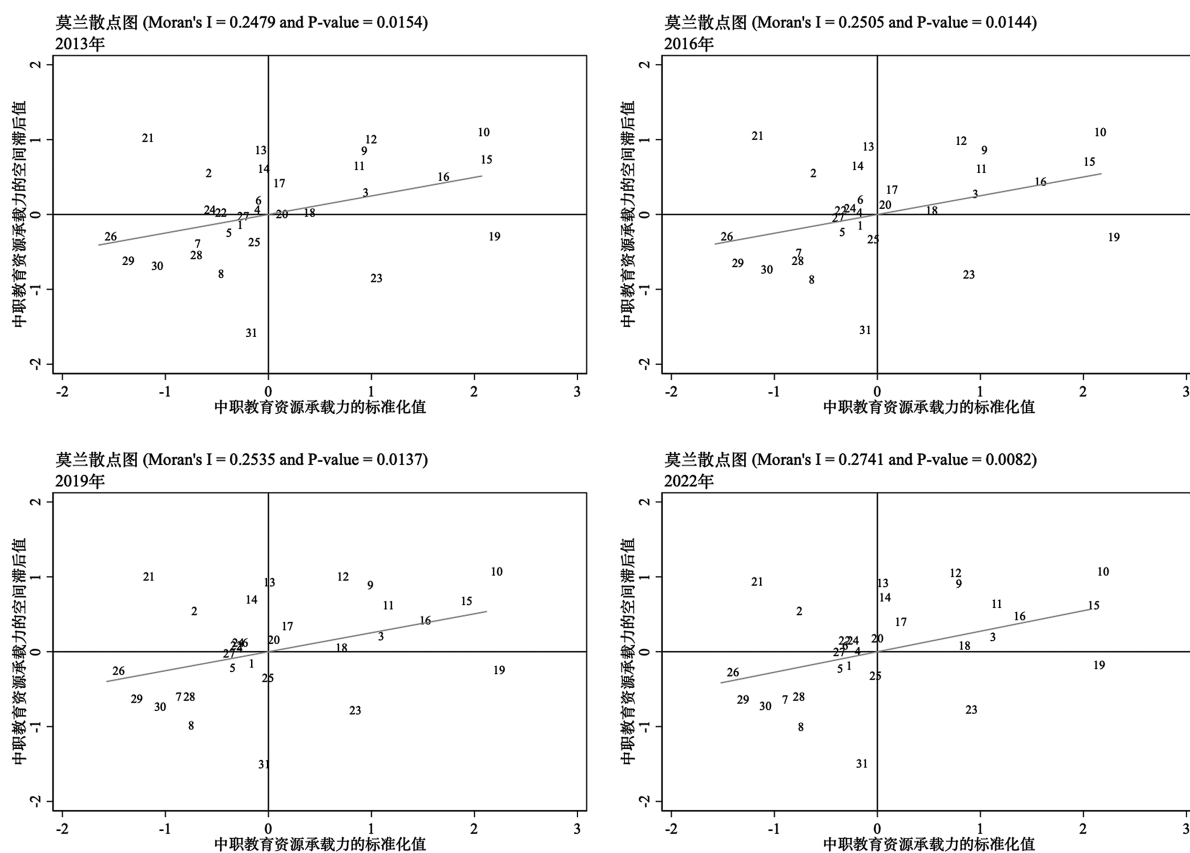


图7 中职教育资源承载力莫兰指数散点图

注:编号遵循《中国统计年鉴》的地区统计数据排序规制,如1对应北京,31对应新疆。

部地区。2013年,河北、上海等9个省份属于“高一高”聚集地区,具有显著的扩散效应,不仅自身具有较高的中职教育资源承载力,且对周边省份中职教育资源承载力水平的提升起到了辐射带动作用;天津、山西等9个省份属于“低—高”聚集地区,尽管自身的中职教育资源承载力水平较低,但对周围省份的中职教育资源承载力水平起到良好的促进作用;北京、内蒙古等11个省份属于第三象限,与周围省份形成“低—低”聚集模式,自身的中职教育资源承载力水平较低且与周围省份的中职教育资源的发展相互制约;广东、四川属于“高一低”聚集地区,虽然自身具有较高的中职教育资源承载力水平,但对周围省份的中职教育资源承载力的发展起到反向作用,抑制周围省份的中职教育资源的发展。2016年广西由“高一高”转为“低—高”,湖北则与之相反,2019年各省份空间聚集类型未发生变化,2022年陕西空间聚集类型由“低—低”转变为“低—高”。需要注意的是,北京中职教育资源承载力处于第三象限,可能的原因在于北京对普通教育的重视程度远超于职业教育,职业教育在资源分配和投入

上处于次要地位,导致中职教育核心资源维度水平较低,影响中职教育资源承载力。广东、四川处于第四象限,这是因为广东作为我国经济最发达地区之一,制造业、服务业庞大,对技能型人才的需求量大,进而引发虹吸效应,吸引周围省份技术型人才,一定程度上拉低了周围省份的中职教育资源承载力。四川作为西部重要省份,其快速发展的制造业、服务业同样产生了虹吸效应。为进一步推进中职教育资源承载力协调发展,应促进“高一高”聚集区向内陆地区扩散,进而推进全国中职教育资源承载力的高质量持续发展。

四、结论与建议

(一) 结论

通过构建指标体系测度中职教育资源承载力,并探究区域差异及其空间效应,得到如下结论:

第一,我国中职教育资源承载力整体呈上升趋势,东、中、西部地区异质性显著,表现为东部地区>中部地区>西部地区。具体到一级指标维度,核心资源对中职教育资源承载力的贡献最大,基础资源和经济资源贡献较小,东部地区的经济资源贡献大于基础资源

表4 中职教育资源承载力空间聚集类型的时空变迁

	2013年	2016年	2019年	2022年
第一象限 (高一高)	河北、上海、江苏、浙江、安徽、山东、河南、湖南、广西	河北、上海、江苏、浙江、安徽、山东、河南、湖北、湖南	河北、上海、江苏、浙江、安徽、山东、河南、湖北、湖南	河北、上海、江苏、浙江、安徽、山东、河南、湖北、湖南
第二象限 (低一高)	天津、山西、辽宁、福建、江西、湖北、海南、重庆、贵州	天津、山西、辽宁、福建、江西、广西、海南、重庆、贵州	天津、山西、辽宁、福建、江西、广西、海南、重庆、贵州	天津、山西、辽宁、福建、江西、广西、海南、重庆、贵州、陕西
第三象限 (低一低)	北京、内蒙古、吉林、黑龙江、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆	北京、内蒙古、吉林、黑龙江、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆	北京、内蒙古、吉林、黑龙江、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆	北京、内蒙古、吉林、黑龙江、云南、西藏、甘肃、青海、宁夏、新疆
第四象限 (高一低)	广东、四川	广东、四川	广东、四川	广东、四川

贡献,中、西部地区刚好相反。

第二,我国中职教育资源承载力差异逐步缩小,多级分化现象得到缓解。差异来源中,区域间差异对整体差异的影响最为显著,远超区域内差异和超变密度两部分。东部地区区域内差异最大,其次是西部地区,中部地区区域内差异最小。“东部—西部”的区域间差异最大,其次为“东部—中部”,最后为“中部—西部”。

第三,我国中职教育资源承载力存在明显的正向空间聚集性。“高一高”聚集地区基本处于东部地区和中部地区,“低一低”聚集地区主要处于西部地区。全国空间聚集类型仅有广西、湖北、陕西发生跃迁,其余省份的空间聚集类型未发生改变。

(二)建议

基于上述结论,提出以下提升中职教育承载力的政策建议:

第一,全国层面,多方协同,助推高质量发展。我国中职教育资源承载力水平增长长期受阻,主要源于社会对中职教育的认知水平较低、中职教育经费投入较少以及中职教育就业形势严峻。首先,应提高社会对中职教育重要性的认识,提升职业教育类型的身份认同,树立更加科学的职业教育发展理念,提高社会对中职教育的认知度。加大现代媒体的宣传引导力度,发挥积极的舆论导向作用,使公众转变对职业教育的刻板认知,宣扬正确的成才观,大力弘扬劳模精神,为技能人才成长发展营造良好的社会氛围。同时,加大招生制度改革力度,探索免试入学、注册就读、宽进严出的招生试点改革,增强职业教育吸引力。其次,推动各级财政优化教育经费支出结构,加大全国中职教育经费投入。将教育经费向中职教育倾斜,完善与中职院校办学规模、培养成本、办学质量相适应的财政投入制度,确保中职院校办学条件达标。最后,积极发挥行

业龙头企业的指导作用,推行产业规划,引导中职院校紧贴市场和就业形势。强化政策引导,以城市为节点、行业为支点、企业为重点,建设一批产教融合试点城市,打造一批引领产教融合的标杆行业。奖励和扶持企业进行人才培养,处理好企业与中职院校之间的资源传递,进一步优化中职教育核心资源。面向实际、找准问题,从中国职业教育类型化的现实困境出发,扎根中国大地办好具有中国特色的类型职业教育。

第二,区域层面,强化辐射效应,跨地区共同发展。充分认识我国中职教育资源承载力的聚集特征和空间溢出效应,强化高水平地区的带动作用。一是根据经济圈构建中职教育发展圈,建设长三角、珠三角和环渤海中职教育发展圈。重点关注“高一低”和“低一高”聚集区,加强区域间的经济资源和核心资源流动,把握中职教育资源发展新机遇,化“虹吸”为“辐射”,借助高资源承载力城市的先天优势,积极带动周边地区,推动区域中职教育资源承载力协调发展。二是打破地理距离限制,构建中职教育资源共享平台,发挥东部地区的示范效应,为中职教育发展相对欠缺的地区提供可借鉴的发展模式。探索建构东、中、西部中职教育共进群,加强东部沿海地区对中西部地区职业教育的对口支援,构建从点到面的省域整体统筹城乡职业教育的发展模式,助推城乡职业教育的整体发展。提高人力资源的边际贡献率,推进人力资源从相对富裕的地区流入相对稀缺的地区和企业。推动各类资源在东、中、西部的合理流动,发挥各自优势,推动中职教育资源承载力发展。

第三,省级层面,制定差异化战略,加大各地发展力度。由于各省份地理位置、经济基础、资源禀赋各不相同,有必要根据其中职教育资源水平现状和三大维度各自短板制定差异化发展战略。首先,经济发展较

好的省份应着重关心中职教育核心资源和基础资源。一是根据地区人口密度和地区经济发展合理分布中职教育资源,构建符合市场需求的中职教育环境。二是改革中职课程,更新课程内容,转变教学理念,变革教学模式,加大中职教育专业建设力度。通过专业设置与产业需求对接、课程内容与职业标准对接、教学过程与生产过程对接,鼓励企业深度参与人才培养全过程。其次,经济欠发达省份以提升经济资源为主。一是发展产业园,紧密对接产业发展需求,服务当地经济,驱动经济高速增长。二是完善中职学校经费拨款标准,建立与办学规模及培养成本相适应的拨款制度。驱动人才引擎,将教育经费实实在在投入到高质量专业型技术人才的培养中。将职业人才培养与企业发展紧密对接,深化校企合作、双元育人,为经济社会发展提供源源不断的人才红利。◆

参考文献:

- [1]贺祖斌,杨婷婷.作为高等教育话语的新视角:生态承载力研究[J].大学教育科学,2021(3):23-30+38.
- [2]吴培乐.教育资源承载力及其测评研究[J].陕西教育学院学报,2010,26(3):1-4+68.
- [3]王振,赵林.中国基础教育资源承载力的时空分异与影响因素[J].资源开发与市场,2021,37(7):844-849.
- [4]吴培乐.基于主成分分析的西安市义务教育资源承载力综合评价[J].西安邮电学院学报,2010,15(4):57-62.
- [5]柯文进,王军.基于熵权TOPSIS模型的城市高等教育资源承载力评价[J].统计与决策,2020,36(18):50-53.
- [6]马鹏媛,米红.区域高等教育资源承载力定量分析[J].中国高教研究,2015(9):48-52.
- [7]何晓芹,鄂世举,赵忠平.社会转型背景下的中职教育资源承载力省思[J].职业技术教育,2018,39(12):50-54.
- [8]雷霆,郭娟,向川.中国人口老龄化风险分布的梯次结构及其动态演进[J].人口与经济,2023(1):87-105.
- [9]COWELL F, JENKINS S P, LITCHFIELD J A. The Changing Shape of the UK Income Distribution: Kernel Density Estimates [M]. Cambridge: Cambridge University Press, 1996.
- [10]马浚锋.研究生教育与区域创新水平耦合协调的时空格局及空间收敛性分析[J].中国高教研究,2023(5):79-86.
- [11]刘精明.教育扩张与分布型教育不平等:复合教育基尼系数的演化性质及其检验[J].社会学研究,2023,38(1):68-95+227-228.
- [12]王奕俊,王婧遐.基于教育基尼系数的我国中等职业教育资源配置效率评价[J].现代教育管理,2017(12):51-57.
- [13]涂正革,程琅,张沐.中国营商环境地区差异及时空演变特征研究[J].数量经济技术经济研究,2022,39(7):3-25.
- [14]伍国勇,庞国光,汤钧惠,等.中国乡村数字经济发展水平的测度、区域差异及时空演变[J].湖南农业大学学报(社会科学版),2022,23(4):15-27.
- [15]黄凌云,邹博宇,张宽.中国金融发展质量的测度及时空演变特征研究[J].数量经济技术经济研究,2021,38(12):85-104.
- [16]罗小娟,冯淑怡,黄信灶.信息传播主体对农户施肥行为的影响研究:基于长江中下游平原690户种粮大户的空间计量分析[J].中国人口·资源与环境,2019,29(4):104-115.

(责任编辑:沐晨)

人力资本如何影响智能制造产出？ ——基于知识生产函数的分析

苗圃^{1,2} 张宁³

(1.上海海事大学 经济管理学院,上海 200000;2.常州工业职业技术学院 旅游与康养学院,江苏 常州 213000;
3.常州工业职业技术学院 数字商务学院,江苏 常州 213000)

摘要:在深入实施智能制造战略背景下,探讨人力资本对智能制造产出的影响作用具有重要意义。通过构造C-D函数形式的最终产品生产函数和CES函数形式的知识生产函数,揭示人力资本对智能制造产出的影响作用。研究发现:第一,人力资本能够促进智能制造产出,研发人力资本与技术人力资本对智能制造产出均产生促进作用。第二,智能制造知识对智能制造产出具有促进作用,研发人力资本能够促进智能制造研发知识产出,技术人力资本能够促进智能制造技术知识产出。第三,以我国智能制造水平较高的汽车制造业为例,依据构建的数学模型估计汽车制造业的相关参数,发现智能制造知识的产出弹性为0.0567,智能制造生产函数的规模收益基本处于不变阶段;对知识生产函数的参数估计发现,研发人力资本的产出弹性为0.6375,研发知识生产函数的规模收益基本处于不变阶段,技术人力资本的产出弹性为4.8113,技术知识生产函数的规模收益处于递增阶段。

关键词:人力资本;智能制造;知识生产函数;汽车制造业

中图分类号:F426

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2024)11-0057-07

DOI:10.13999/j.cnki.tjllsj.2024.11.007

一、引言

2021年工信部等八部门印发的《“十四五”智能制造发展规划》明确提出,到2025年,规模以上制造业企业大部分实现数字化网络化,重点行业骨干企业初步应用智能化;到2035年,规模以上制造业企业全面普及数字化网络化,重点行业骨干企业基本实现智能化。中国作为世界最大的新兴经济体,正在全国范围内推动传统制造向智能制造迈进,力争实现由“中国制造”向“中国智造”的转型。智能制造是由先进制造技术和新一代信息技术的有机融合所推动,在产品的设计、生产、管理和服务等环节深度融入人工智能技术^[1],主要由智能机器人和人类专家共同开展制造决策的先进制造系统^[2]。智能制造是制造业发展的新阶段,是相

对以大规模机械化生产为主要特征的制造业发展阶段而言的。相比之下,智能制造能够大幅提升生产效率、降低生产成本、节约生产要素。它与以往制造业阶段相比,最大的区别在于能够依靠新一代信息技术实现制造系统的自主决策与分析^[3]。因此,智能制造的技术密集性程度更高,对内化在人力资本中的相关研发与操作知识的依赖更强。

研究表明,智能制造的发展将挤出非技能劳动力,且促进技能劳动力的就业需求^[4]。非技能劳动力主要是被智能制造中的工业机器人所替代,但是工业机器人对高技能劳动力没有替代效应^[5]。这是因为智能制造依赖高水平的科技创新成果,而高技能劳动力是提供这类成果的主要力量^[4]。由此可知,高技能劳动力

基金项目:2023年江苏省教育科学规划课题“推动江苏高职院校智能制造类专业结构与产业结构适配的制度创新研究”(C/2023/02/13);2023—2024年度江苏职业教育研究课题“江苏高职院校专业结构与‘智造’产业结构适配性机理与治理路径研究”(XHYBLX2023007);2021年常州大学高等职业教育研究院课题“江苏高职教育质量对‘智造’产业结构升级的影响研究:基于学科结构和人力资本结构的视角”(CDGZ2021043)。

作者简介:苗圃(1988—),男,江苏徐州人,博士研究生,讲师,研究方向为产业经济;张宁(1992—),女,安徽蚌埠人,硕士,讲师,研究方向为产业经济。

通过产出创新成果,进而对智能制造起到推动作用。依据人力资本理论,高技能劳动力可以被视为人力资本,受过高等教育的人力资本能够使生产可能性边界向外扩展^[6],因为人力资本具有人工效应,能够引致生产要素使用效率的提升。黄群慧和贺俊(2013)^[7]的研究表明,人才的知识对智能制造的发展起到重要推动作用,培养专业化的技术人才是促进智能制造的重要途径。因此,深入研究人力资本,尤其是高学历人力资本对智能制造的影响非常有必要。

本文通过构建包含劳动力、资本和智能制造知识在内的最终产品生产函数,以及包含研发人力资本、技术人力资本、研发投入资本、技术投入资本在内的知识生产函数,分析人力资本对智能制造产出的影响。再以我国智能制造发展水平较高的汽车制造业为例,构建数学模型,估算我国汽车制造业的相关参数,并对产出弹性、规模收益进行分析。本文的边际贡献如下:(1)探讨了研发人力资本与技术人力资本对智能制造产出的影响,证明了二者对智能制造产出都具有正向影响作用。(2)探讨了智能制造知识在人力资本对智能制造产出影响中发挥的作用,证明了研发人力资本对研发知识的正向影响作用,技术人力资本对技术知识的正向影响作用,以及智能制造知识对智能制造产出的正向影响作用。(3)构造C-D生产函数形式的智能制造产出模型,以及CES生产函数形式的智能制造知识产出模型,运用数学分析方法,证明了人力资本对智能制造产出的影响作用,该模型通过了实证数据的检验,丰富了人力资本影响智能制造的模型研究。(4)运用我国智能制造水平较高的汽车制造业的数据,估算了汽车制造业的产出弹性、规模收益,为汽车制造业的智能化研究提供了有益的实证结论。

二、研究综述

智能制造是继柔性制造、敏捷制造、模块制造之后提出的新概念,代表了制造系统发展的趋势,学术界对于智能制造的研究大致起始于20世纪90年代,与信息技术的快速发展并向制造系统不断渗透密切相关。对于智能制造与人力资本关系的研究出现较晚。最初是从智能制造对劳动力的替代性研究开始,但是该劳动力更多指的是中低端的非技能型劳动力,对于中高端劳动力则被视为人力资本加以研究,已有研究探讨了智能制造对劳动力结构或是人力资本结构的影响。虽然具有创新潜能的人力资本能够创造出智能制造所需的技术知识,但是现有研究更多关注智能制造对人的

影响,而非人力资本对智能制造的作用。

智能制造的本质是在不同层次上设计、构建和应用人-信息-物理系统(HCPS),智能制造经历了数字化制造和数字网络化制造阶段,正在向新一代智能制造(NGIM)演进^[8]。

首先,关于智能制造对人力资本的影响研究,主要认为智能制造能够促进人力资本积累,该结论得到了众多理论支撑。例如:工业智能化通过信号效应和价值效应,推动个人和政府加大教育人力资本投资,进而促进我国人力资本积累^[9]。部分研究在此基础上进一步探讨了路径与机制,发现企业通过新增机器类固定资产,提升对技能劳动力的需求,促进人力资本升级^[10]。而且,人工智能可以通过促进产业结构高级化,进而促进人力资本结构高级化^[11]。此外,智能化应用可以通过提高收入均值和拉大收入差距两条路径,作用于人力资本流动,进而改善人力资本错配情况^[12]。

其次,关于智能制造对劳动力的影响研究,主要发现智能制造对高技能劳动力具有增进作用,对低技能劳动力具有挤出作用。例如智能制造的发展将挤出非技能劳动力,且增加对技能劳动力的就业需求^[4],并通过高、中等技能劳动力提升经济增长质量^[13]。进一步研究发现,智能制造对劳动力就业结构的影响存在门槛效应,是产业结构升级和人口老龄化等因素共同作用的结果^[14]。这些研究更多探讨的是智能制造对劳动力内在结构的影响,对于高技能劳动力而言,可以将其视为人力资本。因此从研究内容看,智能制造对劳动力的影响研究与人力资本没有本质上的区别,可能是由于这些研究没有严格界定劳动力与人力资本内涵的区别所致。但是,这些研究仍然为分析智能制造与人力资本的关系做出了贡献。

最后,关于人机协作的研究,主要是从工业制造系统效率提升的角度,分析人与机器人如何在智能制造系统中有效协作,提升整体系统的生产效率。现有研究认为,智能制造旨在建立一个协作平台,将先进的数据分析和人工智能集成到制造过程中^[15]。但是在智能制造系统对人的集成不足,需要提升人机协作水平,将人保留在智能制造过程控制的回路中,并根据自动化水平确定不同的参与程度^[16]。也有研究提出了基于数字孪生的人机协作智能制造系统动态重构优化方法,在重构优化过程中充分考虑了操作人员和机器人的不同特性^[17],以提升算法的有效性。这些探讨智能制造系统中的人机协作的研究,本质上是关注人在智

能制造系统中的作用,只是研究的视角从人机协作提升智能制造效率出发,是对智能制造与人力资本关系研究的补充。

通过以上分析,可发现现有研究从一些有价值的角度揭示了智能制造对人力资本或是劳动力的影响作用,并探讨了二者的作用路径与机理,以及智能制造中人机协作的作用,但是没有直接研究人力资本对智能制造的影响作用。智能制造作为制造业发展的新阶段,对人力资本或高技能劳动力具有较大的需求,然而具有创新潜能的人力资本是否对智能制造发挥推动作用,以及如何发挥作用,现有研究却未直接回答。本文认为,人力资本作为生产要素,是直接投入到生产体系中的,对生产体系的效率提升具有直接影响作用。智能制造可以视为一种生产体系,这个生产体系的产出是包括人力资本在内的众多投入要素的作用结果。所以,直接研究人力资本对智能制造的影响作用,及其具体的作用方式具有一定的理论价值。

三、理论框架

(一)基本模型

1.设计假设

本研究的模型建立在以下假设的基础上:经济由两个部门构成,即最终产品部门与知识产品部门,最终产品部门仅生产单一产品,知识产品部门仅生产智能制造知识。最终产品生产过程中投入三种要素,包括劳动力、资本与智能制造知识;知识产品生产过程中投入两种要素,包括人力资本与研发资本。各要素可以相互替代,且存在要素的完全竞争市场,为简单起见,假定资本不折旧。生产函数均是新古典生产函数,连续且规模收益不变。

2.构造生产函数

(1)最终产品生产函数

最终产品部门符合C-D生产函数,设定为:

$$Y(L, K, R) = AL^\alpha K^\beta R^{1-\alpha-\beta} \quad (1)$$

其中, Y 是最终产品, L 是劳动力, K 是资本, R 是智能制造知识, A 是技术水平。 α 、 β 、 $1-\alpha-\beta$ 分别是劳动力、资本、智能制造知识的产出弹性,且 $0 < \alpha < 1$, $0 < \beta < 1$, $0 < 1-\alpha-\beta < 1$, $A > 0$ 。

该函数表示,最终产品的产出是劳动力、资本与智能制造知识的综合投入结果。该函数表示这样一种生产过程,即在传统劳动力与资本的投入生产中,加入智能制造知识,它改进了传统的生产加工过程或模式,体现了智能化的生产方式,与劳动力、资本共同发挥作

用,影响最终产出。

(2)知识生产函数

智能制造知识可视为创新的产出,投入产出关系可以由知识生产函数表示,设定为:

$$R_A(H_A, K_{RA}) = \eta_A H_A^a K_{RA}^{1-a} \quad (2)$$

$$R_T(H_T, K_{RT}) = \eta_T H_T^b K_{RT}^{1-b} \quad (3)$$

$$H = H_A + H_T \quad (4)$$

智能制造知识的生产者需要将两类知识组合为新知识,以用于最终产品生产,反映了知识生产的可能性边界,采用CES生产函数表示,设定为:

$$R(R_A, R_T) = [r R_A^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} + (1-r) R_T^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}}]^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}} \quad (5)$$

其中, R_A 与 R_T 分别是智能制造研发知识与智能制造技术知识, H_A 与 H_T 分别是研发人力资本与技术人力资本, K_{RA} 与 K_{RT} 分别是研发投入资本与技术投入资本, η_A 与 η_T 分别是研发知识与技术知识的生产效率, H 是总人力资本。 a 、 b 是弹性, r 是贡献强度, ε 是智能制造研发知识与智能制造技术知识的替代弹性,且 $0 < a < 1$, $0 < b < 1$, $0 < r < 1$, $\varepsilon > 0$, $\eta_A > 0$, $\eta_T > 0$ 。

该函数表示,作为投入到最终产品部门的智能制造知识,由两部分综合构成,即智能制造研发知识与智能制造技术知识。其中,前者代表与智能制造机器设备、信息系统等硬软件研发密切相关的知识,后者代表对智能制造机器设备、信息系统等硬软件进行具体操作、检修与改进的知识,以保证设备系统能够正常运转。所以,这两个部分的知识缺一不可,是构成智能制造知识的重要组成部分。

(二)智能制造知识的影响作用分析

根据式(1), Y 的一阶均衡条件如下:

$$\frac{\partial Y}{\partial L} = p_L = A \alpha L^{\alpha-1} K^\beta R^{1-\alpha-\beta} \quad (6)$$

$$\frac{\partial Y}{\partial K} = p_K = A \beta L^\alpha K^{\beta-1} R^{1-\alpha-\beta} \quad (7)$$

$$\frac{\partial Y}{\partial R} = p_R = A(1-\alpha-\beta) L^\alpha K^\beta R^{-(\alpha+\beta)} \quad (8)$$

其中, p_L 、 p_K 、 p_R 分别是劳动力、资本、智能制造知识的价格。式(6)、(7)、(8)可以被视为劳动力、资本、智能制造知识产出的需求函数,均衡条件下,据此确定劳动力、资本、智能制造知识的价格和产出量的最优决策,于是得到:

$$p_L = \frac{1}{\alpha} \quad (9)$$

$$L = A^{\frac{1}{1-\alpha}} \alpha^{\frac{2}{1-\alpha}} K^{\frac{\beta}{1-\alpha}} R^{\frac{1-\alpha-\beta}{1-\alpha}} \quad (10)$$

$$p_K = \frac{1}{\beta} \quad (11)$$

$$K = A^{\frac{1}{1-\beta}} \beta^{\frac{2}{1-\beta}} L^{\frac{\alpha}{1-\beta}} R^{\frac{1-\alpha-\beta}{1-\beta}} \quad (12)$$

$$p_R = \frac{1}{1-\alpha-\beta} \quad (13)$$

$$R = A^{\frac{1}{\alpha+\beta}} (1-\alpha-\beta)^{\frac{2}{\alpha+\beta}} L^{\frac{\alpha}{\alpha+\beta}} K^{\frac{\beta}{\alpha+\beta}} \quad (14)$$

将式(10)、(12)、(14)代入式(1),整理为只有R的函数形式:

$$Y = A^{\frac{1}{1-\alpha-\beta}} \alpha^{\frac{2\alpha}{1-\alpha-\beta}} \beta^{\frac{2\beta}{1-\alpha-\beta}} R \quad (15)$$

由此判断, $\frac{dY}{dR} > 0$, 所以Y是R的增函数, 而且能够发现Y随R增加的幅度取决于A的水平。表明智能制造知识对智能制造产出存在正向影响, 只是影响的程度取决于技术水平, 技术水平可以被视为使生产要素相互作用并影响产出的能力。

(三)人力资本的影响作用分析

根据式(2), RA的一阶均衡条件如下:

$$\frac{\partial R_A}{\partial H_A} = p_{HA} = a\eta_A H_A^{a-1} K_{RA}^{1-a} \quad (16)$$

$$\frac{\partial R_A}{\partial K_{RA}} = p_{KRA} = (1-a)\eta_A H_A^a K_{RA}^{-a} \quad (17)$$

其中, p_{HA} 、 p_{KRA} 分别是研发人力资本、研发投入资本的价格。式(16)、(17)可以被视为研发人力资本、研发投入资本的需求函数, 均衡条件下, 据此确定研发人力资本与研发投入资本的价格和产出量的最优决策, 于是得到:

$$p_{HA} = \frac{1}{a} \quad (18)$$

$$H_A = a^{\frac{2}{1-a}} \eta_A^{\frac{1}{1-a}} K_{RA} \quad (19)$$

将式(19)代入式(2), 整理可得:

$$R_A = a^{-2} H_A \quad (20)$$

同理可得:

$$R_T = b^{-2} H_T \quad (21)$$

将式(20)、(21)代入式(5), 由于要素市场是完全

竞争的, 所以, $\frac{\partial R_A}{\partial H_A} = p_{HA}$, $\frac{\partial R}{\partial H_T} = p_{HT}$, $\frac{p_{HA}}{p_{HT}} = \frac{b}{a}$, 于是能够推导出:

$$\frac{H_A}{H_T} = \Psi = \left(\frac{1-r}{r}\right)^{-\epsilon} \left(\frac{b}{a}\right)^{\epsilon-2} \quad (22)$$

将式(22)与式(4)联立方程组, 可得:

$$H_A = \frac{H\Psi}{\Psi+1} \quad (23)$$

$$H_T = \frac{H}{\Psi+1} \quad (24)$$

将式(23)、(24)、(20)、(21)代入式(5), 可得:

$$R = H \frac{[r(a^{-2}\Psi)^{\frac{\epsilon-1}{\epsilon}} + (1-r)b^{\frac{2(\epsilon-1)}{\epsilon}}]^{\frac{\epsilon}{\epsilon-1}}}{\Psi+1} \quad (25)$$

令 $\Phi = \frac{[r(a^{-2}\Psi)^{\frac{\epsilon-1}{\epsilon}} + (1-r)b^{\frac{2(\epsilon-1)}{\epsilon}}]^{\frac{\epsilon}{\epsilon-1}}}{\Psi+1}$, 得到 $R = \Phi H$, 代入式(15), 可得:

$$Y = A^{\frac{1}{1-\alpha-\beta}} \alpha^{\frac{2\alpha}{1-\alpha-\beta}} \beta^{\frac{2\beta}{1-\alpha-\beta}} \Phi(H_A + H_T) \quad (26)$$

由此判断, $\frac{\partial Y}{\partial H_A} > 0$, $\frac{\partial Y}{\partial H_T} > 0$, 所以Y是 H_A 与 H_T 的增函数, 表明随着研发人力资本与技术人力资本的投入增加, 通过智能化生产方式生产的最终产品也随之增加, 即人力资本对智能制造产出存在正向影响。

四、案例分析

针对我国智能制造发展水平较高的汽车制造业, 通过构建计量经济模型对该产业的投入要素的产出弹性进行估计, 以分析人力资本对该产业智能制造产出的影响作用。国际机器人联合会(IFR)发布的《2023年世界机器人报告》显示, 2022年, 中国汽车制造业工业机器人年安装量73363台, 同比增长26%, 全球汽车行业工业机器人54%的安装量在中国, 汽车制造业是中国工业机器人安装量占世界比重最大的产业, 能够代表中国智能制造的发展水平。所以本文以汽车制造业为例进行分析。

(一)研究设计

1.模型

将式(1)、(2)、(3)转换成计量经济模型, 因为式(1)、(2)、(3)均是C-D生产函数的形式, 所以对等号两边同时取对数, 可得:

$$\ln Y = \ln A + \alpha \ln L + \beta \ln K + (1-\alpha-\beta) \ln R + \ln \mu \quad (27)$$

$$\ln R_A = \ln \eta_A + a \ln H_A + (1-a) \ln K_{RA} + \ln \mu \quad (28)$$

$$\ln R_T = \ln \eta_T + b \ln H_T + (1-b) \ln K_{RT} + \ln \mu \quad (29)$$

令 $\ln Y = Y_0$, $\ln A = A_0$, $\ln L = L_0$, $\ln K = K_0$, $\ln R = R_0$, $\ln R_A = R_{A0}$, $\ln \eta_A = \eta_{A0}$, $\ln H_A = H_{A0}$, $\ln K_{RA} = K_{RA0}$, $\ln R_T = R_{T0}$, $\ln \eta_T = \eta_{T0}$, $\ln H_T = H_{T0}$, $\ln K_{RT} = K_{RT0}$, $\ln \mu = \mu_0$, $(1-\alpha-\beta) = \gamma$, $(1-a) = c$, $(1-b) = d$ 。其中 μ_0 为误差项, 上式可表示为:

$$Y_0 = A_0 + \alpha L_0 + \beta K_0 + \gamma R_0 + \mu_0 \quad (30)$$

$$R_{A0} = \eta_{A0} + a H_{A0} + c K_{RA0} + \mu_0 \quad (31)$$

$$R_{T0} = \eta_{T0} + b H_{T0} + d K_{RT0} + \mu_0 \quad (32)$$

对以上模型运用最小二乘法(OLS)进行估计, 以

得到 α 、 β 、 γ 、 a 、 b 、 c 、 d 各参数的估计结果。

2. 变量

(1) 被解释变量

Y_0 代表汽车制造业的产出,考虑数据的可得性,采用规模以上汽车制造业的营业收入表示。

R_{A0} 与 R_{T0} 分别是与汽车制造相关的智能制造研发知识与智能制造技术知识,借鉴以往研究^[18],结合本文的研究对象,认为制造领域的知识可以用已有专利代表。因为研发知识表示开发具有新功能产品的知识集合,技术知识表示更有效、更熟练操作现有设备与系统的知识集合,这些知识的集合在当前创新环境下可以集中体现在专利中。因此,采用发明专利数表示 R_{A0} ,采用实用新型专利数表示 R_{T0} 。

(2) 解释变量

L_0 代表劳动力,为了与人力资本相区分,本文根据劳动力的受教育水平区分二者。依据智能制造对人才的需求,以高中及以下受教育水平人员作为劳动力。由于缺乏汽车制造业的劳动力受教育水平数据,设计 L_0 的估算方法如下:

$$L_0 = w_L \times ANE$$

其中, w_L 为地区就业人员的高中及以下学历比重, ANE 为地区汽车制造业的平均用工人数。

H_{A0} 与 H_{T0} 分别代表研发人力资本与技术人力资本,借鉴现有研究,将劳动力的受教育年限视为内化在人身中的人力资本,根据 L_0 的估算方法设计 H_{A0} 与 H_{T0} 的估算方法:

$$H_{A0} = w_A \times ANE \times EY$$

$$H_{T0} = w_T \times ANE \times EY$$

其中, w_A 为地区就业人员的研究生学历比重, w_T 为地区就业人员的本科、大专学历比重, EY 为受教育年限,以教育部规定的各学历阶段正常教育年限为准,大专15年、本科16年、硕士19年、博士23年。由于现有劳动力就业数据对硕士、博士统一归类为研究生学历,所以,本文根据每年全国硕士毕业人数高于博士生毕业人数的事实,将研究生教育年限设定为20.5年。

K_0 代表投入资本,由汽车制造业固定资产净额表示。因为该指标包括了机器设备、生产装置等硬件设施的投入资本,能够代表投入到智能化生产与改造中的资本数量。

K_{RA0} 与 K_{RT0} 分别代表了研发投入资本与技术投入资本,采用汽车制造业研发经费内部支出表示。由于该指标不区分用于发明专利与实用新型专利的投入

量,所以,本文根据两类专利的开发难度,确定汽车制造业研发经费内部支出的60%为 K_{RA0} ,40%为 K_{RT0} 。

R_0 代表智能制造知识总量,根据式(5)计算。但是,式(5)中的 r 与 ε 是未知的, r 代表智能制造研发知识的贡献度,本文认为智能制造研发知识与智能制造技术知识对总知识产出的贡献同等重要,所以,将 r 设定为0.5。 ε 是智能制造研发知识与智能制造技术知识的替代弹性,本文借鉴已有研究^[19],将 ε 设定为0.5。

(二) 研究样本与数据来源

考虑数据的可得性,本文选取中国大陆境内28个省级行政单位作为研究区域(由于青海、宁夏、西藏的数据缺失严重,故剔除)。因为统计口径的变化或者官方未公布相关数据,2012年以前部分指标没有数据,因而以2012年作为起始年份。另外,2020年新冠肺炎在全球爆发,对经济造成严重的外生冲击,为了避免外生冲击对参数估计的影响,因而以2019年作为截止年份。

本文所需数据来源于《中国统计年鉴》《中国人口统计年鉴》《中国科技统计年鉴》《中国工业统计年鉴》,以及省级行政单位的统计年鉴。对于个别缺失数据,采用插值法进行补充。此外,为了降低数据的异方差性,对所有数据取对数处理。

(三) 实证分析

回归结果见表1。针对 Y_0 ,模型中的变量 L_0 、 K_0 、 R_0 的估计系数均在1%水平上显著, L_0 的估计系数最大, K_0 的估计系数次之, R_0 的估计系数最小,模型的拟合优度大于0.9,而且 F 统计值显著,表明模型的整体回归结果非常好。对系数进行分析能够发现,劳动力对汽车制造业智能化产出的影响最大,资本次之,智能制造知识最小。合理的解释是智能制造知识需要与劳动力,以及以资本投入形式表示的硬软件设施设备相结合,才能对最终产出发挥作用,这也体现了智能制造知识是内化在生产加工过程体系之中的。另外,从 L_0 的系数能够发现,我国智能化生产水平较高的汽车制造业对劳动力的依赖程度仍然较强。

针对 R_{A0} ,模型中的变量 H_{A0} 与 K_{RA0} 的估计系数均在1%水平上显著, H_{A0} 的估计系数大于 K_{RA0} ,模型的拟合优度大于0.9, F 统计值也显著,表明模型的整体回归结果非常好。对系数进行分析可以发现,研发人力资本对智能制造研发知识的促进作用大于研发投入资本,表明内化在人自身中的人力资本,对知识产出的作用更重要。

针对 R_{T0} ,模型中的变量 H_{T0} 与 K_{RT0} 的估计系数均在1%水平上显著, H_{T0} 的估计系数大于 K_{RT0} 。模型的拟合优度仅大于0.6,小于前两个模型,但是该拟合优度也能够接受,而且F统计值显著,表明模型的整体回归结

果合理。对系数进行分析可以发现,技术人力资本对智能制造技术知识的促进作用远大于技术投入资本。与研发知识相比,开发难度相对较低的技术知识更需要人力资本的投入。

表1 回归分析结果

变量	Y_0			R_{A0}			R_{T0}		
	系数	t统计值	概率	系数	t统计值	概率	系数	t统计值	概率
L_0	0.4999	4.7540	0.0000						
K_0	0.3871	4.3805	0.0000						
R_0	0.0567	4.0149	0.0001						
H_{A0}				0.6375	6.3670	0.0000			
H_{T0}							4.8113	9.0784	0.0000
K_{RA0}				0.3407	4.9850	0.0000			
K_{RT0}							0.5640	2.6132	0.0097
常数项	3.6995	8.8367	0.0000	3.3634	22.8733	0.0000	-11.3832	-8.0098	0.0000
R^2	0.9839			0.9238			0.6430		
F统计值	392.8912			81.0641			12.0495		
F统计值的概率	0.0000			0.0000			0.0000		

注:根据本文搜集的数据测算而得。

因为本文在回归分析之前对所有数据均取对数,因而回归结果中的各变量系数就是相应参数的估计值,参数估计结果见表2。

对产出弹性进行分析,发现在最终产品生产函数中,智能制造知识增加1%,最终汽车产出量增加0.0567%。在知识生产函数中,研发人力资本增加1%,研发知识增加0.6375%;技术人力资本增加1%,技术知识增加4.8113%。

进一步计算产出弹性之比,发现在最终产品生产函数中,智能制造知识对最终产量的影响仅是劳动力的11.3423%、资本的14.6474%,表明智能制造知识直接作用于最终产出的能力小于另外两种生产要素。在知识生产函数中,研发人力资本对研发知识的影响是研发投入资本的1.8711倍,技术人力资本对技术知识的影响是技术投入资本的8.5307倍,表明人力资本对于知识产出的作用强于投入资本。

对规模收益进行分析,发现在最终产品生产函数中, α 、 β 与 γ 之和为0.9437,仅略小于1,表明最终产品生产函数基本处于规模收益不变阶段。同样, a 与 c 之和为0.9782,也略微小于1,表明研发知识生产函数基本处于规模收益不变阶段。但是, b 与 d 之和为5.3753,远大于1,表明技术知识生产函数处于规模收益递增阶段。

表2 参数估计结果

参数	α	β	γ	a	b	c	d
估计值	0.4999	0.3871	0.0567	0.6375	4.8113	0.3407	0.5640

五、结论与建议

(一)结论

本文通过构造C-D函数形式的最终产品生产函数和CES函数形式的知识生产函数,证明了人力资本对智能制造产出的促进作用。具体而言,本文将人力资本分为研发人力资本与技术人力资本,发现研发人力资本能够促进研发知识的产出,技术人力资本能够促进技术知识的产出。由这两类知识形成的智能制造知识,与劳动力和资本共同作为生产要素投入到智能制造的生产函数之中,通过模型推导发现,智能制造知识对智能制造产出具有促进作用,且两类人力资本能够直接促进智能制造产出。另外,以我国智能制造水平较高的汽车制造业为例,依据构建的模型估计汽车制造业的相关参数,分析我国汽车制造业中人力资本通过智能制造知识对产出的影响作用。发现智能制造知识的产出弹性为0.0567,小于劳动力与资本的产出弹性,智能制造生产函数的规模收益基本处于不变阶段。对知识生产函数的参数估计发现,两类人力资本对知识产出的弹性均大于相应的投入资本,研发知识

生产函数的规模收益基本处于不变阶段,技术知识生产函数的规模收益处于递增阶段。

(二) 建议

加大对人力资本的投资。因为人力资本能够促进智能制造产出,对我国智能制造发展起到推动作用。要从两个方面着手,一是扩增量,持续加大学历教育与技能培训的规模,根据授业对象的特点与学习需求采取多样化的培养手段与形式。二是提质量,严格执行学历教育与技能培训的授课标准,强化毕业与资格认定的考核标准,避免“严进宽出”。

注重对研发人力资本的投资。因为研发人力资本与发明创造密切相关,这对智能制造设备与系统的更新换代至关重要。要持续优化科研人才的培养体系,以科技服务智能制造发展作为培养目标,构建包括科研成果、学术贡献和创新能力的综合评价体系。要注重发明专利的应用转化,以企业科研人员作为科技创新的主引擎,针对市场需求开展创新研究。

注重对技术人力资本的投资。因为技术人力资本与操作技能密切相关,这对智能制造设备与系统的有效运行、维修与改进至关重要。要构建科学合理的技能型人才评价体系,以培养大国工匠为目标,以操作性技能、设备检测与维修、设备使用效率改进为主要评价内容。同时,要通过开展专业技术人才知识更新培训、举办技术技能大赛、支持社会培训机构和重点企业定制化课程,培育壮大智能制造技能型人才队伍。

重视对智能制造知识的积累。因为智能制造知识是与劳动力、资本共同发挥对智能制造产出的推动作用。企业要建立智能制造知识库,根据企业的技术架构确定选择的知识库平台,设计知识库的整体架构,并持续收集、整理与优化知识资源。要围绕企业的设计、生产、管理与服务的智能化改造需求,通过知识库中已有的知识资源,为研发与技术人才提供精准的知识搜寻、整合、处理等服务,提升人才的工作效率。◆

参考文献:

- [1] 李廉水,石喜爱,刘军.中国制造业40年:智能化进程与展望[J].中国软科学,2019(1):1-9+30.
- [2] WANG B, TAO F, FANG X D, et al. Smart Manufacturing and Intelligent Manufacturing: A Comparative Review[J]. Engineering, 2021, 7(6): 738-757.
- [3] XU L D, XU E L, LI L. Industry 4.0: State of the Art and Future Trends[J]. International Journal of Production Research,

2018, 56(8): 2941-2962.

- [4] 宋旭光,左马华青.智能制造时代需要怎样的技能人才?[J].东北大学学报(社会科学版),2022,24(1):16-24.
- [5] ACEMOGLU D, RESTREPO P. Low-Skill and High-Skill Automation[J]. Journal of Human Capital, 2018, 12(2): 204-232.
- [6] RAUL R, JORDIS, MANUEL A. Regional Economic Growth and Human Capital: the Role of Over-education[J]. Regional Studies, 2012, 46(10): 1389-1400.
- [7] 黄群慧,贺俊.“第三次工业革命”与中国经济发展战略调整:技术经济范式转变的视角[J].中国工业经济,2013(1):5-18.
- [8] ZHOU J, ZHOU Y H, WANG B C, et al. Human-Cyber-Physical Systems (HCPSs) in the Context of New-Generation Intelligent Manufacturing[J]. Engineering, 2019, 5(4): 624-636.
- [9] 程钦良,宋彦玲,黄恒君.工业智能化是否推动了我国人力资本积累?:基于不同宏观经济主体投资视角[J].当代经济管理,2024,46(6):74-86.
- [10] 方福前,马瑞光.智能制造与企业人力资本升级:基于智能制造试点政策的准自然实验[J].人文杂志,2023(12):131-140.
- [11] 韩颖,许薛璐.人工智能技术与人力资本结构升级:内在机理与经验检验[J].江西财经大学学报,2024(2):13-26.
- [12] 孙雪,宋宇,赵培雅.智能化技术应用是否改善了人力资本要素错配[J].科学学研究,2023,41(8):1389-1400.
- [13] 陈晓,郑玉璐,姚笛.工业智能化、劳动力就业结构与经济增长质量:基于中介效应模型的实证检验[J].华东经济管理,2020,34(10):56-64.
- [14] 惠树鹏,朱晶莹.工业智能化影响劳动力就业结构的门槛分析[J].产经评论,2021,12(3):69-86.
- [15] WEI W, JIANG C, HUANG Y A. Data-Driven Human-Machine Collaborative Product Design System Toward Intelligent Manufacturing[J]. IEEE Transactions on Automation Science and Engineering, 2023, 23(11): 1-14.
- [16] PACAUX-LEMOINE M P, TRENTESAUX D, REY G Z, et al. Designing Intelligent Manufacturing Systems Through Human-Machine Cooperation Principles: A Human-Centered Approach[J]. Computers & Industrial Engineering, 2017, 111(9): 581-595.
- [17] ZHU Q, HUANG S, WANG G, et al. Dynamic Reconfiguration Optimization of Intelligent Manufacturing System with Human-Robot Collaboration Based on Digital Twin[J]. Journal of Manufacturing Systems, 2022, 65(10): 330-338.
- [18] 张雪,张志强.专利知识吸收和扩散演化规律及影响研究[J].科研管理,2022,43(6):160-169.
- [19] 傅晓霞,吴利学.技术差距、创新路径与经济赶超:基于后发国家的内生技术进步模型[J].经济研究,2013,48(6):19-32.

(责任编辑:沐晨)

珠三角建筑业高质量发展水平、效率差异及影响因素研究

何寿奎¹ 丘康尧²

(1.重庆交通大学 经济与管理学院,重庆 400074;2.广州美术学院 后勤管理处,广东 广州 510006)

摘要:珠三角九市是中国综合实力强、人口集聚多、创新能力强的城市群之一,是国家建筑行业的重要区域,华南地区建筑业核心区域,研究其建筑业高质量发展具有重要的现实意义。首先采用熵权Topsis法测度珠三角建筑业高质量发展水平,得出整体发展水平不高,呈现“中心高一周边低”趋势;继而采用莫兰指数分析空间效应,得出区域高质量发展不平衡不充分情况突出,城市溢出效应较差;进而采用Super-SBM模型分析效率水平、质量与效率的关系,得出大部分城市呈现效率下降现象,质量和效率不协调现象比较突出;再而采用Tobit模型分析建筑业高质量发展的影响因素,得出建筑业供给侧结构性改革对高质量发展影响较大,行业粗放式发展、高耗能高排放的问题依然比较显著;最后提出深化珠三角城市群建筑业供给侧结构性改革等政策建议。

关键词:建筑业;高质量发展;珠三角;空间效应;效率差异

中图分类号:F426

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2024)11-0064-09

DOI: 10.13999/j.cnki.tjllysj.2024.11.008

一、引言

高质量发展是全面建设社会主义现代化国家的首要任务。目前中国发展存在不平衡不充分问题,其本质是发展质量不高,由增量型发展转向质量型发展是社会发展的根本出路。在建筑业领域,《“十四五”建筑业发展规划》提出行业存在发展方式粗放、高污染高排放、劳动生产率不高等问题。《广东省建筑业“十四五”发展规划》提出广东省建筑业存在企业核心竞争力不高、产业现代化程度不高、行业队伍素质不高等问题。2023年召开的广东省高质量发展大会指出,按照新发展理念进行高质量发展是广东省的根本出路,需推动“质量+效率+动力”变革。珠三角是中国人口集聚多、创新能力强、综合实力强的城市群之一,是中国建筑业重要区域、华南地区建筑业核心区域,研究其建筑业高质量发展及其影响因素,具有重要的现实意义。

从建筑业高质量发展研究范围、方向和方法看,国家层面,Wang和Wu(2022)^[1]采用SE-SBM模型测度我

国在“双碳”背景下建筑业高质量发展的区域差异和驱动机制。何清华和解燕平(2015)^[2]采用熵权Topsis法测度我国建筑业高质量发展水平。王文钊等(2019)^[3]分析了行业发展的空间布局情况。张立新等(2023)^[4]利用空间自相关和障碍度模型分析空间影响因素。高华建和李小冬(2021)^[5]采用物元可拓模型测度高质量发展水平。项勇等(2019)^[6]构建建筑业高质量发展动力机制理论模型并提出建议。区域层面,邓加等(2022)^[7]采用改进G1法和时空极差熵权法测度我国四大区域建筑业高质量发展水平,并分析区域差异。张爱国等(2022)^[8]利用熵权Topsis法对长江经济带建筑业进行动态测度和评价。钱应苗等(2022)^[9]采用NCA法和QCA法分析识别长三角各城市建筑业高质量发展路径。省域层面,Kong和Feng(2023)^[10]采用PCA法对河南省建筑业高质量发展水平进行测度,并运用聚类分析探究各维度的相对变化。姜吉坤等(2022)^[11]采用熵权法和模糊集对分析理论构建山东省

基金项目:重庆市社会科学规划项目成渝双城经济圈建设重大项目“长江上游‘三水’协同治理的成渝联动机制研究”(2021DZSC06)。

作者简介:何寿奎(1967—),男,四川南充人,博士,教授,博士生导师,研究方向为公共项目管理、低碳建设;丘康尧(1985—),男,广东梅州人,硕士,高级工程师、咨询工程师,研究方向为工程管理。

建筑业高质量发展模型。王莉和李慧民(2020)^[12]采用PCA法对陕西省建筑业高质量发展水平进行动态测度及比较。卢嘉润等(2022)^[13]构建陕西省建筑业转型升级子系统和高质量发展子系统,对各子系统进行DEA分析,得出总系统的协同程度。分析发现,较多学者在国家和部分区域、省域方面均有相关研究,地市层面研究偏少,研究多偏重建筑业高质量发展测度,对空间布局分析、行业质量效率协同性分析和发展路径研究偏少,较缺乏珠三角区域层面的研究,且在影响因素、形成机理、发展趋势等方面的研究有待深入。

在建筑业高质量发展的指标构建方面,王莉和李慧民(2020)^[12]基于新发展理念五个维度构建指标体系。姜吉坤等(2022)^[11]在此基础上增加建筑业经济稳定性这一维度建立评价体系。王文钊等(2019)^[3]从建筑业规模增长、建筑业增长稳定性等七个维度构建指标体系。张立新等(2023)^[4]从规模增长、产业创新等六个维度构建评价指标体系。高华建和李小冬(2021)^[5]从产业基础、发展效益等五个维度构建指标识别行业的薄弱环节。项勇等(2019)^[6]从企业发展、市场等四个维度构建建筑业高质量发展的动力要素。钱应苗等(2022)^[9]从外部和内部因素两个层面归纳出影响建筑业发展的关键因素。Kong和Feng(2023)^[10]从产业规模、产业效率等七个维度,基于高质量发展理论和建筑业特点构建指标体系。卢嘉润等(2022)^[13]从经济、规模、社会、环境四个层面构建筑业升级转型与发展的协同研究体系。分析发现,较多学者结合新发展理念选定高质量发展水平测度指标,可归纳为内因与外因两个层面,水平测度研究方面比较完善,但水平测度结合正、负影响因素等层面的研究偏少。

综上,本文首先采用熵权Topsis法测度珠三角建筑业高质量发展水平,继而采用莫兰指数分析空间效应,进而采用Super-SBM模型分析效率水平、质量与效率的关系,最后采用Tobit模型分析建筑业高质量发展的系统影响因素。数据来源为2008—2022年《广东统计年鉴》、珠三角九市的统计年鉴、珠三角九市的国民经济和社会发展统计公报、珠三角九市的全国经济普查公报(第二、三、四次)数据,部分年份缺失值采用平均插值法计入。

二、珠三角建筑业高质量发展水平测度

熵权Topsis法是一种多指标评价法,结合熵权法和Topsis法对所选的指标原始数据进行客观赋权,实现对研究目标的系统量化分析,兼具客观性和系统性

优势。其基本思想是:对原始数据归一化处理,利用熵权法确定权重,利用最优和最劣向量差异测度评价对象的差异,在研究建筑业高质量发展方面有较多应用^[2-4,8,11]。因此,本文采用该方法测度珠三角建筑业高质量发展水平。

(一)指标选取

建筑业高质量发展受内外因共同作用^[9],与经济高质量发展联系密切。因城市发展程度不一,规模大小有差异,为更全面测度城市建筑业高质量发展水平,在内因层面除考量水平类指标外,还需考量城市建筑业的规模效应^[3-4,10,13]。因此,结合新发展理念,参考相关学者的研究^[2-13],建立珠三角建筑业高质量发展测度指标体系,见表1。

(二)结果分析

通过熵权Topsis法计算2007—2021年珠三角建筑业高质量发展水平,见表2。可以看出,从年度平均值看,2007—2021年珠三角建筑业高质量发展总体水平不高(0.4463),九个城市中,各年份在平均值以上的城市2—4个,占比不足50%。从城市平均值看,在年度平均值以上的有4个城市,分别为广州、深圳、佛山、珠海,广州、深圳相比其他7个城市水平较为突出,肇庆、惠州水平较差。为更好分析建筑业高质量发展水平情况,结合城市区位和定位、城市发展趋势等绘制区域分布图、城市箱线图、城市年度平均值以上和以下的发展趋势图,如图1、图2、图3、图4所示。

由图1可知,广州、深圳作为珠三角和粤港澳大湾区的核心城市,水平明显高于周边区域,整体呈现“中心高一周边低”态势。由图2、图3可知:(1)广州是广东省会、副省级城市、国家中心城市,建筑业在珠三角乃至华南地区具有核心龙头地位,其水平离散程度低,发展相对稳定,在经济社会高速发展的同时,因其具备行政、人才、技术等优势,呈现稳中有升趋势。(2)深圳是国家经济特区、全国性经济中心城市和国家创新型城市,其经济社会的高速发展带动建筑业高速发展,其水平离散程度低,发展水平相对稳定,但行业粗放型发展影响整体水平的情况一直存在,因此存在稳中有降的情况。基于其问题,深圳在“十二五”“十三五”期间大力加强人才培养和科技投入,包括引入多所国内知名高校、大力增加科技投入等措施。(3)佛山是国家重要的制造业基地,是典型的以第二产业为主的城市,“十二五”期间建筑业发展水平有所增强,“十三五”期间呈现下降趋势,其水平离散程度不高,总体相对稳

表1 珠三角建筑业高质量发展测度指标体系

类别	序号	指标	表征指标	单位	属性
外因	1	经济发展水平	人均地区生产总值	元	+
	2	科技研发水平	财政科技投入	亿元	+
	3	人才潜力水平	高职院校在校生成数	万人	+
	4	社会创新水平	专利授权数量	万件	+
	5	固定资产投资协调水平	固定资产投资内资/固定资产投资	%	+
	6	固定资产投资开放水平	固定资产投资外资及港澳台投资/固定资产投资	%	+
内因	7	建筑业产值规模	建筑业总产值	亿元	+
	8	建筑业资产规模	建筑企业总资产	亿元	+
	9	建筑业从业人员规模	建筑业从业人员数量	万人	+
	10	建筑业能耗规模	建筑业电力消耗	万千瓦·时	-
	11	建筑业房屋竣工规模	建筑业房屋竣工面积	万平方米	+
	12	建筑业技术水平	建筑业劳动生产率	万元/人	+
	13	建筑业规模水平	建筑业总产值/地区生产总值	%	+
	14	建筑业资产水平	建筑企业总资产/建筑业总产值	%	+
	15	建筑业共享水平	建筑业从业人员数量/全社会从业人员数量	%	+
	16	建筑业能耗水平	建筑业电力消耗/电力总消耗	%	-

表2 2007—2021年珠三角城市建筑业高质量发展水平

年份	广州	深圳	佛山	珠海	东莞	江门	中山	肇庆	惠州	年度平均值
2007	0.6317	0.5835	0.4626	0.3579	0.4196	0.5016	0.3863	0.2828	0.2370	0.4292
2008	0.6633	0.6248	0.4643	0.4354	0.4256	0.4769	0.4263	0.3532	0.3004	0.4633
2009	0.6840	0.6750	0.4881	0.4041	0.4239	0.4220	0.4167	0.3323	0.3126	0.4621
2010	0.6474	0.6260	0.4932	0.3452	0.4132	0.4220	0.4069	0.3639	0.3457	0.4515
2011	0.6726	0.6566	0.4822	0.3700	0.4289	0.4339	0.4193	0.3147	0.2947	0.4525
2012	0.6751	0.6401	0.5018	0.4110	0.3901	0.3970	0.3793	0.3141	0.2993	0.4453
2013	0.6785	0.6268	0.5113	0.4768	0.3937	0.3962	0.3935	0.2989	0.3032	0.4532
2014	0.6699	0.6181	0.4828	0.4839	0.4134	0.3749	0.4003	0.2934	0.3247	0.4513
2015	0.6177	0.5643	0.5114	0.4775	0.4662	0.3952	0.4129	0.3437	0.3541	0.4603
2016	0.6445	0.5971	0.4423	0.5103	0.3972	0.3627	0.3706	0.2820	0.3117	0.4354
2017	0.6408	0.6177	0.4471	0.5350	0.4376	0.3993	0.4037	0.2830	0.3229	0.4541
2018	0.6559	0.6121	0.4324	0.5512	0.4237	0.3748	0.3894	0.2646	0.2559	0.4400
2019	0.7089	0.6001	0.4473	0.5129	0.3836	0.3277	0.3410	0.2593	0.2252	0.4229
2020	0.6824	0.6086	0.4509	0.5362	0.4044	0.3545	0.3642	0.2788	0.2326	0.4347
2021	0.6700	0.6032	0.4520	0.5606	0.4031	0.3658	0.3635	0.2849	0.2465	0.4389
城市平均	0.6628	0.6169	0.4713	0.4645	0.4149	0.4003	0.3916	0.3033	0.2911	0.4463
平均排名	1	2	3	4	5	6	7	8	9	-

定,说明经济社会的快速发展对建筑业的需求急剧增加,建筑业企业实力、人才、技术等未匹配导致行业粗放式发展,影响整体质量提升,进而导致“十三五”期间呈现下降趋势。(4)珠海是国家经济特区、省域副中心城市,也是内地唯一与香港、澳门陆路相连的城市,其水平是九个城市中唯一呈现明显增长趋势的城市,说明珠海在发展中注重量的提升同时注重质的提高,但整体水平不高,离散程度大,说明行业发展水平不太稳定。

由图2、图4可知,东莞、江门、中山、肇庆、惠州基

本在平均值以下,其发展趋势比较一致。其中:(1)东莞是珠三角东岸中心城市、第一批国家新型城镇化综合试点地区,近十年间建筑业快速发展,建筑业总产值、增加值大幅增长,水平离散程度低,整体发展比较稳定。(2)江门处于承东启西位置,是粤港澳大湾区重要节点城市,建筑业是江门的传统支柱产业,由《江门市建筑业“十四五”发展规划》和相关统计数据可发现,其建筑业存在企业竞争力不强、亮点精品工程不多、产业人才匮乏等问题,导致其发展水平不太稳定,离散程度较大。为此,江门近年陆续出

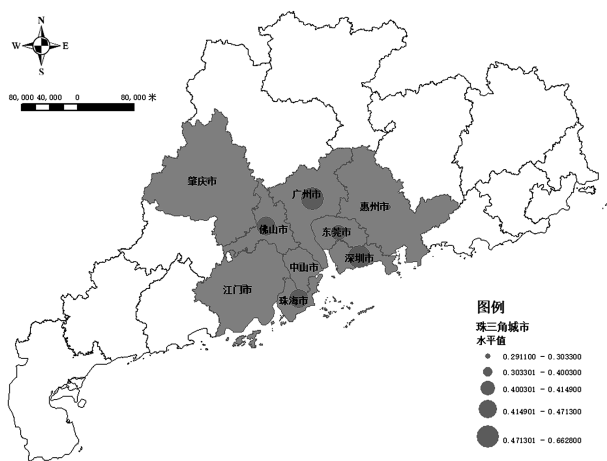


图1 珠三角城市建筑业高质量发展水平区域分布图

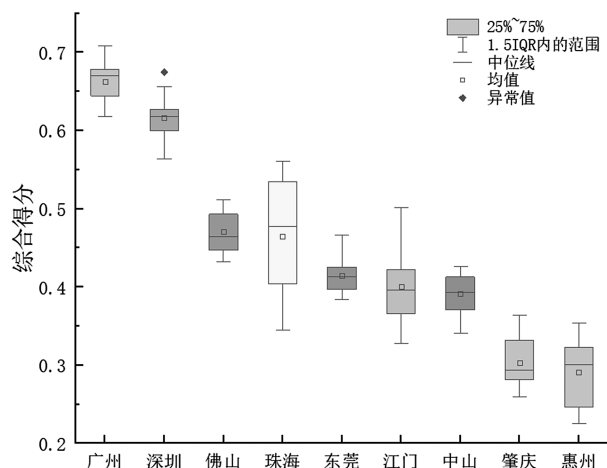


图2 珠三角城市建筑业高质量发展水平箱线图

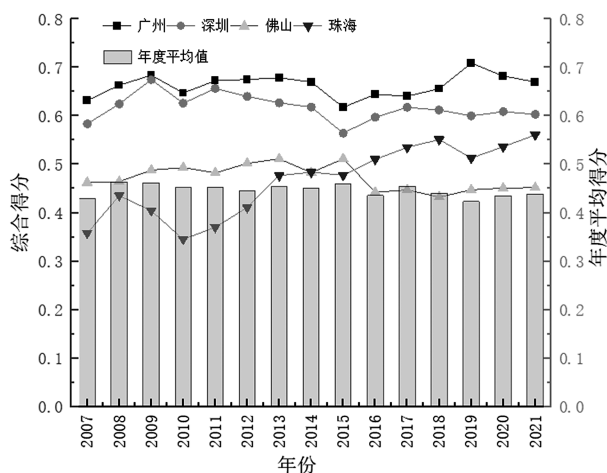


图3 珠三角城市平均值在年度平均值以上的水平趋势

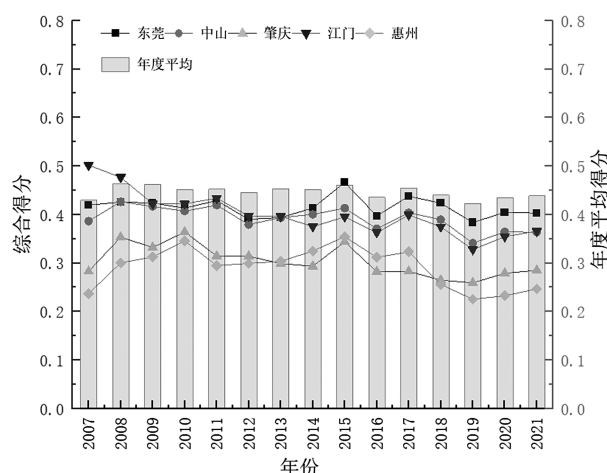


图4 珠三角城市平均值在年度平均值以下水平趋势

台《促进江门市建筑业高质量发展十条措施》《江门市建筑业产业链高质量发展工作行动方案》等文件，针对性地提升建筑业整体水平和综合竞争力，促进行业高质量发展。(3)中山是珠三角中心城市、粤港澳大湾区重要节点城市，其建筑业稳步发展。中山有关部门在建筑业政策解读时提出总体存在体制机制不健全、技术标准不完善、市场化不高、管理效率不高、人才匮乏等问题。中山建筑业水平总体不高，“十三五”期间有所降低，但离散程度不高，说明其发展相对较为稳定。针对建筑业存在的问题，中山出台了《关于促进建筑业发展若干措施》等多项政策措施，助力建筑业企业发展壮大，促进行业高质量发展。(4)肇庆是粤港澳大湾区、珠江—西江经济带的重要节点城市，建筑业规模不断扩大，但由相关统计数据可发现总体存在建筑业企业规模小、资质低、竞争力弱等问题。该市距离珠三角中心城市较远，地

缘优势较弱，水平离散程度较低，发展相对稳定，但由于建筑业规模扩大而企业实力、人才、技术无法匹配，导致总体水平有所降低。(5)惠州是珠三角中心城市，地处粤港澳大湾区东岸，基于其地缘优势，利于承接广州、深圳、东莞等产业转移，目前正加速推进“2+1”现代产业集群、“3+7”产业园区集聚发展，其他产业发展带动了建筑业快速发展。由惠州相关统计数据可发现，其总体存在建筑企业综合实力不强、建设方式粗放、工业化程度不高等问题，离散程度较大，呈现水平有所降低趋势。在自身水平较低的情况下，行业快速发展而企业实力、人才、技术等难以匹配造成对高质量发展的冲击明显，为此，惠州针对性出台了《惠州市促进建筑业高质量发展若干措施》等政策。

三、珠三角建筑业高质量发展空间效应与效率差异
为进一步研究珠三角建筑业高质量发展水平的影

响因素,从其空间效应、效率(含效率与质量的关系)差异、系统层面进行深入研究,以便提出更具针对性的政策建议。

(一)空间效应分析

地理学第一定律指出相近的事物关联会更紧密。在数字化、信息化快速发展的当下,区域空间数据可能呈现空间自相关特征。研究空间自相关常用的方法是全局莫兰指数(Moran's I),本文采用该模型研究珠三角建筑业高质量发展水平的空间效应。2007—2021年珠三角建筑业高质量发展水平全局莫兰指数见表3。

由表3可知,2007—2021年I值均为负,较为显著,说明相邻城市在空间上呈现分散趋势,存在一定的负相关性(即相似特征往往分布在较远位置,如广州和深圳等),相邻位置间特征差异明显。为进一步研究各城市集聚情况,绘制2008年、2016年、2021年和2007—2021年平均局部莫兰散点图(见图5)。由图5可知,九市大部分年份主要集中在第二、第四象限。第二象限(低-高集聚区)主要为平均值以下城市,包括东莞、江门、中山、肇庆、惠州五市,说明其发

表3 珠三角建筑业高质量发展水平全局莫兰指数

年份	I值	z值	p值	年份	I值	z值	p值
2007	-0.412	-1.323	0.093	2015	-0.365	-1.105	0.135
2008	-0.469	-1.644	0.050	2016	-0.414	-1.334	0.091
2009	-0.383	-1.223	0.111	2017	-0.368	-1.118	0.132
2010	-0.313	-0.882	0.189	2018	-0.409	-1.295	0.098
2011	-0.360	-1.107	0.134	2019	-0.455	-1.547	0.061
2012	-0.417	-1.369	0.085	2020	-0.462	-1.554	0.060
2013	-0.441	-1.467	0.071	2021	-0.470	-1.570	0.058
2014	-0.389	-1.234	0.109	平均	-0.430	-1.436	0.075

展水平较低,周边城市发展水平较高,需要提升行业发展水平;第四象限(高-低集聚区)主要为平均值以上的城市,包括广州、深圳、佛山、珠海四市,说明其发展水平相对较高,周边城市发展水平较低,对周边城市具有一定的溢出效应。

结合表1、图1、图5,基于前述各市的特点,说明区域发展不平衡不充分情况突出,城市溢出效应较差,从而导致空间上的分散现象。因城市样本量较少,且城市溢出效应仅是行业发展的其中一个层面,为此,从效率层面进一步研究其影响因素。

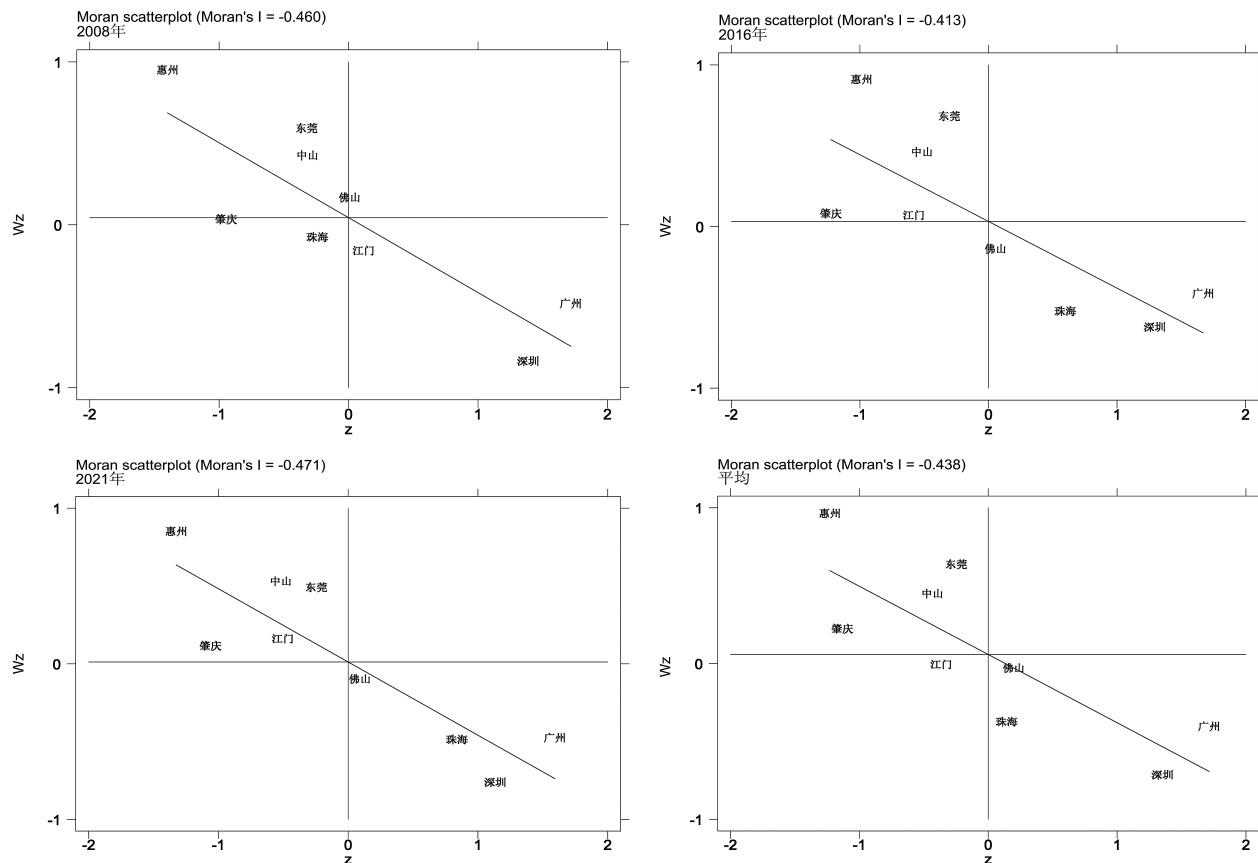


图5 珠三角建筑业高质量发展水平莫兰散点图

(二)效率差异分析

传统的数据包络分析因未考量松弛变量影响导致测算的效率值存在误差,为解决该问题,非径向SBM模型应运而生。但当多个决策变量同时有效时,SBM模型无法区分效率高低,为此,又升级为Super-SBM模型。Super-SBM模型修正了松弛变量,可适用多个决策变量同时有效时的情况^[14],本文采用Super-SBM模型测度珠三角建筑业效率水平。

研究建筑业高质量发展时,建筑业效率是衡量建筑业高质量发展水平的重要指标^[15]。钱应苗等(2022)^[9]、余泳泽等(2019)^[16]将效率作为发展程度的代理指标,郑维伟等(2023)^[17]提出了两者的区别与联系。为加快形成区域发展新格局,效率是保障,质量是目标^[17],因此,发展需要建立在高效率的基础之上,既确保质量,又提升效率,实现质量与效率的有机统一。为此,采用Super-SBM模型进一步研究珠三角

建筑业效率对高质量发展的关联影响情况。参考钱应苗等(2022)^[9]的研究,投入从人、财、物三个层面分别选取建筑业从业人员数量(万人)、建筑业总资产(亿元)、建筑业电力消耗(万千瓦·时)三个指标表征;产出选取建筑业总产值(亿元)、建筑业房屋竣工面积(万平方米)两个指标表征。

通过Super-SBM模型计算2007—2021年珠三角建筑业效率及其趋势,如图6、图7所示。由图6可知,广州、佛山效率呈现稳步提升趋势;深圳总体效率较高,“十二五”期间比较稳定,“十三五”期间波动较大,且有下降趋势;珠海总体较稳定,“十三五”期间呈现下降趋势。由图7可知,江门、惠州、肇庆效率相对较高,但肇庆不太稳定,“十三五”期间下降比较明显;东莞和中山效率值偏低,其中东莞呈现下降趋势,中山在“十三五”期间有上升趋势。为进一步分析珠三角建筑业质量与效率的关系,绘制珠三角建筑业效率箱线图,效率与质

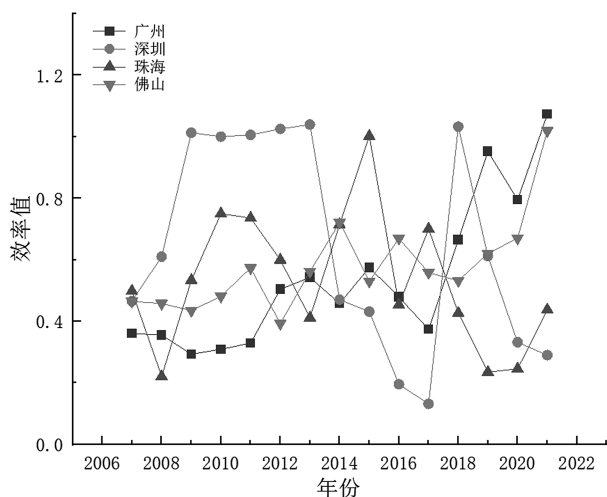


图6 高质量水平均值在年度平均值以上的效率趋势

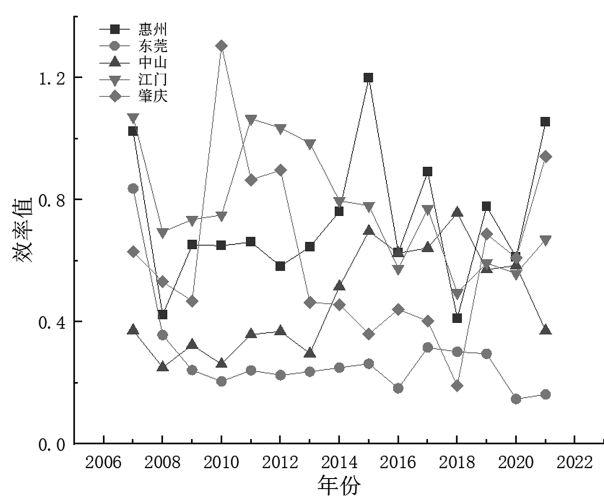


图7 高质量水平均值在年度平均值以下的效率趋势

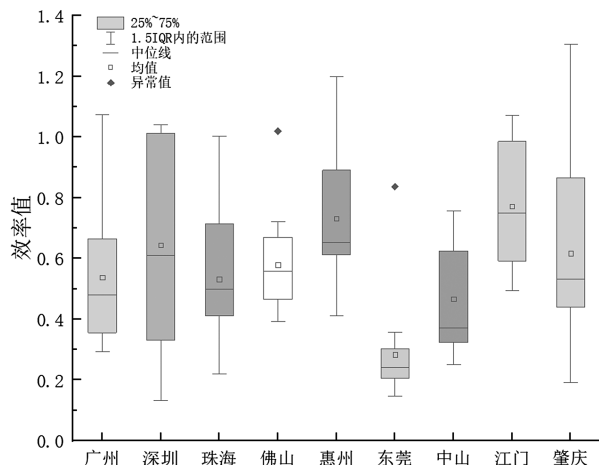


图8 珠三角建筑业效率箱线图

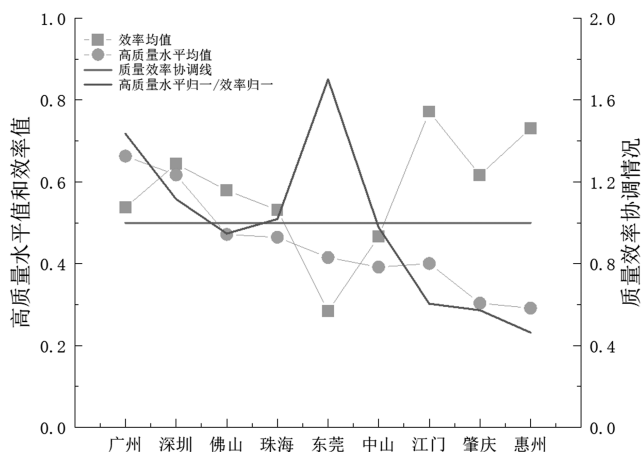


图9 珠三角建筑业效率与质量均值关系图

量均值关系图,如图8、图9所示。由图8、图9结合图2,可见珠三角各市建筑业高质量水平与效率呈现四种情况:(1)水平中高、效率中低,包括广州、东莞;(2)水平较高、效率较高,主要为深圳,但其效率波动较大;(3)水平中高、效率中高,包括佛山、珠海,珠海质量水平、效率均波动较大;(4)水平较低、效率较高,包括惠州、肇庆、江门、中山。

综上,广州建筑业发展水平较高,但总体效率不高,呈现质量效率稳步协调发展趋势;深圳质量和效率协调发展,但受行业高速发展的影响,质量和效率表现不够稳定;珠海和佛山较类似,质量和效率居中,佛山表现较为稳定,珠海波动较大;东莞与广州总体类似,但其效率呈现下降趋势;惠州、肇庆、江门、中山较类似,总体呈现水平较低但效率较高现象。因此,水平较高的城市往往比较注重质量和效率的协同发展,水平低的城市往往质量和效率呈现反向关系。进一步说,只关注效率提升去谋求行业的高速发展,往往会牺牲质量,对质量影响较大。由此,实现质量效率的有机统一,关注质量和效率稳步协调发展是行业高质量发展的重要路径。

四、珠三角建筑业高质量发展影响因素Tobit模型回归分析

高质量发展需要考量产业创新、技术进步、结构变

革等因素^[2-3],需致力于推动“质量+效率+动力”变革^[17],因此,对于建筑业高质量发展来说,其空间溢出效应、质量与效率的联系并未能完全阐述行业高质量发展的系统影响因素,有一定的局限。考虑到珠三角各市的水平测度值位于 $[0,1]$ 内,为此采用Tobit模型深入分析各因素的系统影响情况。Tobit回归模型属于因变量受限的一种模型,该模型可克服普通最小二乘法估计回归系数在因变量数值存在切割或片段(截断)的情况时出现偏差的问题^[18]。

张立新等(2023)^[4]提出建筑业高质量发展的障碍因素主要集中在创新、技术、节能、企业实力和经营水平等方面,主要为水平类指标,结合其他学者的相关研究^[19],综合考量经济发展水平和建筑业规模水平,以及为尽量减少指标间的多重共线性影响,选取社会创新水平(X_1)、建筑业技术水平(X_2)、建筑业能耗水平(X_3)、建筑业资产水平(X_4)、建筑业负债水平(X_5)、建筑业规模水平(X_6)、经济发展水平(X_7)七个指标。以珠三角建筑业高质量水平为因变量,以选取的七个影响因素为自变量构建Tobit模型,计算2007—2021年珠三角各城市建筑业高质量水平Tobit模型回归结果,见表4。

整体看,建筑业能耗水平呈现负相关,而建筑业负债水平、技术水平、规模水平指标呈现较大的正相关,

表4 2007—2021年珠三角城市建筑业高质量水平Tobit模型回归结果

城市	X_1	X_2	X_3	X_4	X_5	X_6	X_7
广州	-0.126***	0.073**	-0.093**	-0.001	-0.352	0.253***	0.302***
深圳	-0.108*	0.169	-0.018	0.090	0.022	0.158	0.042
珠海	-0.104**	-0.010	-0.064	0.172**	-0.081	0.077**	0.344***
佛山	-0.012	0.075*	0.041	-0.016	-0.069	0.021	-0.115
惠州	-0.076*	0.136*	-0.211***	0.112	0.038	0.190**	0.110
东莞	0.023	-0.165***	0.053	0.107*	-0.214	0.161	-0.148
中山	0.056*	-0.125***	-0.012	-0.118	-0.028	-0.032	0.166**
江门	-0.014	-0.106***	-0.140***	0.026	-0.453	0.028	0.128*
肇庆	-0.027*	0.047*	-0.111**	0.263	-0.038	0.550**	0.009
平均	0.065***	0.183	-0.100**	0.006	0.389	0.108**	0.043

注:***、**、*分别代表1%、5%、10%的显著性水平。

说明供给侧结构性改革对高质量发展影响较大,但目前行业粗放式发展、高耗能高排放的问题依然比较显著。分城市看:(1)广州的建筑业负债水平、社会创新水平、建筑业能耗水平、建筑业资产水平呈现负相关,行业规模稳居广东省前列,目前正处于由量到质转变的过渡期,而企业经营、社会创新、能耗水平已难以适

应高质量发展的要求,需利用政策调控实现高质量发展。(2)珠海与广州较为类似,其负相关指标还有建筑业技术水平,因此须注重建筑业技术效率的提升。(3)深圳的社会创新水平、建筑业能耗水平呈现负相关,在行业高速发展的同时,城市的创新能力、能源利用效率影响高质量发展,需着力于提升社会创新能力,不断加

大人才培养和科技投入。(4)惠州与深圳较为类似,两者地缘毗邻,惠州承接深圳的产业溢出转移,其能源利用效率方面影响程度更大,行业高耗能高排放问题较为突出,要在关注发展的同时提升能源效率。(5)佛山的社会创新水平、建筑业资产水平、建筑业负债水平、经济发展水平指标呈现负相关,说明在建筑业层面整体实力较弱,需密切关注建筑企业实力和经营水平,提升社会的经济实力和创新能力。(6)东莞的建筑业技术水平、建筑业负债水平、经济发展水平指标呈现负相关,说明行业供给侧结构性改革方面效果不理想,在行业高速发展时,其人才、技术水平难以适应高质量发展需要。(7)中山与建筑业相关的指标均呈负相关,说明行业粗放式发展问题突出,亟须进行政策调控,完善体制机制,提升建筑业效率,加强人才培养,实现质量效益协同发展。(8)江门的建筑业负债水平、建筑业能耗水平、建筑业技术水平和社会创新水平呈负相关,说明在行业高速发展情况下,建筑企业的经营水平、能效效率、人才、技术等难以适应行业高质量发展,其中建筑企业的经营水平影响较大。(9)肇庆的建筑业能耗水平、建筑业负债水平和社会创新水平呈现负相关,因其地缘优势弱、经济社会水平整体较低,行业高污染高能耗、粗放式发展问题较为突出,需扬长避短,进行行业供给侧结构性改革,加强人才交流、培养。

五、结论及建议

珠三角是中国改革开放的先行区、重要的经济中心区域,是辐射带动华南、华中和西南发展的龙头。以新发展理念、新发展格局为指引,以供给侧结构性改革为主线,以推动智能建造与新型建筑工业化协同发展为主动力,逐步实现珠三角建筑业由快速发展到高质量发展的转型升级具有重大的现实和示范意义。研究得出,珠三角建筑业整体发展水平不高,呈现“中心高一周边低”趋势,发展不平衡不充分情况突出,城市溢出效应较差;大部分城市呈现效率下降现象,建筑业发展水平质量和效率不协调的现象比较突出;建筑业供给侧结构性改革对建筑业高质量发展影响较大,建筑业粗放式发展、高耗能高排放的问题依然比较显著。为此,提出以下建议:

第一,深化建筑业供给侧结构性改革。一是实现由大规模增量建设向存量提质改造、增量结构调整并重转变,走内涵集约式发展新路。二是实现由劳动密集型、资源密集型向现场工业化、预制装配化的新生产方式转变。三是实现由传统离散管理向标准化、信息

化、智能化管理方式转变。四是实现由传统承包模式向工程总承包、全过程咨询等模式转变。以上四个转变是实现珠三角建筑业质量变革和动力变革的重要途径,是深化建筑业供给侧结构性改革的必经之路,每个转变建议进一步进行政策量化,并动态调控预期性指标和约束性指标等。

第二,打破建筑业区域壁垒,推动各城市协同发展。一是政府在政策调控和资源分配时应协同考量区域的空间集聚和差异状态,加大对建筑业薄弱城市的关注和支持,资源、扶持政策优先向基础薄弱城市倾斜。二是充分发挥建筑业高质量水平较高的城市如广州、深圳的带动作用 and 正向溢出效应,为建筑业区域市场带来活力,引导建筑业人才资源交流合作,率先实现建筑产业转型升级;充分发挥同城化优势,进行近邻城市的资源整合,产生“1+1>2”的效应,如广佛同城。三是坚决摒弃高污染高排放产业向低水平城市转移,防止对口扶持、近邻转移出现“弱者更弱”状况,着力提升建筑产业转移的质量和效率,不能为了经济发展而牺牲建筑业质量。四是水平较弱城市应积极主动、承接优质外溢资源,提供优质的营商环境;主动与高水平城市交流合作,引进高水平人才和经验等;主动与近邻城市共谋共建、优势互补、共享红利。

第三,推动建筑业效率变革,同步提升质量和效益。一是质量和效率协同发展,在制定发展目标、相关政策和实施市场监管时,同时把控好质量和效率,实现两者的同步提升。二是加大建筑科技研发投入,提升全产业链的现代化水平,实现建筑工业化、机械化、智能化水平提升,推动政府服务、企业生产的提质增效。三是建筑业能效是制约建筑业高质量发展的重要影响因素,基于“双碳”目标,能源效率提升和低碳生产应双管齐下,进一步培育全民低碳意识,实现“低碳+高效率+高质量”可持续发展,在新型生产方式、建造方式、运营方式等加持下,形成一批绿色低碳示范工程,起到示范作用和经验传递效果,走出具有特色的建筑业生产建造道路。

第四,做好建筑业人才培养,提升建筑企业实力和经营能力。一是政府在政策制定时需要引导人才培养和行业发展方向,在规模发展的同时,培育行业龙头企业;加大对信誉好、实力强的企业扶持力度,如税收优惠、金融支持等;推动中小企业向专业化、技术化过渡。二是积极利用区域内高等院校的技术研发和人才培养能力,培养适应现代建筑业发展的人才,做好校企

对接,推动新技术在实践中的应用和发展,如建筑废料的应用、建筑工业化等技术。三是企业应积极适应现代建筑产业的要求,抓住机遇,积极应对当下产业、技术转型的挑战,争取做大做强,向专业化、技术化、国际化发展。◆

参考文献:

- [1] WANG Y, WU X. Research on High-Quality Development Evaluation, Space-Time Characteristics and Driving Factors of China's Construction Industry under Carbon Emission Constraints [J]. Sustainability, 2022, 14(17): 10729.
- [2] 何清华, 解燕平. 基于最优组合赋权的建筑业产业区域竞争力评价[J]. 同济大学学报(自然科学版), 2015, 43(11): 1765-1770.
- [3] 王文钊, 蔡振法, 张立涛. 新时代建筑业高质量发展测度体系的构建及评价[J]. 建筑经济, 2019, 40(12): 21-26.
- [4] 张立新, 张家瑞, 邵志国, 等. 建筑业高质量发展综合评价与障碍因素分析[J]. 工程管理学报, 2023, 37(4): 13-18.
- [5] 高华建, 李小冬. 基于物元可拓模型的建筑业高质量发展评价研究[J]. 建筑经济, 2021, 42(11): 85-89.
- [6] 项勇, 郑茂, 代天卉. 我国建筑业高质量发展动力因素及影响机理研究[J]. 建筑经济, 2019, 40(12): 15-20.
- [7] 邓加, 徐鹏鹏, 孙旭. 基于组合赋权法的区域建筑业高质量发展评价研究[J]. 工程管理学报, 2022, 36(5): 1-6.
- [8] 张爱国, 刘荣桂, 马颖莉. 基于熵权TOPSIS法的长江经济带建筑业高质量发展动态测度研究[J]. 科技和产业, 2022, 22(7): 228-233.
- [9] 钱应苗, 余梦媛, 袁瑞佳. 长三角建筑业高质量发展路径识别研究: 基于模糊集定性比较分析[J]. 沈阳大学学报(社会科学版), 2022, 24(5): 483-494.
- [10] KONG X, FENG Z. Evaluation Study on the Level of High-Quality Development of the Construction Industry in Henan Province of China [J]. Open Journal of Applied Sciences, 2023, 13(3): 366-382.
- [11] 姜吉坤, 李晓云, 祝胜来, 等. 基于模糊集对分析法的建筑业高质量发展评价研究: 以山东省为例[J]. 工程管理学报, 2022, 36(3): 6-11.
- [12] 王莉, 李慧民. 建筑业高质量发展水平测度及路径选择: 以陕西省为例[J]. 建筑经济, 2020, 41(9): 24-28.
- [13] 卢嘉润, 李永飞, 耶佳罕, 等. 建筑业转型升级与高质量发展的协同性研究[J]. 工程管理学报, 2022, 36(2): 6-11.
- [14] TONE K. A slacks-based measure of super-efficiency in data envelopment analysis [J]. European Journal of Operational Research, 2002, 143(1): 32-41.
- [15] 孙洁, 龚晓南, 张宏, 等. 数字化驱动的建筑业高质量发展战略路径研究[J]. 中国工程科学, 2021, 23(4): 56-63.
- [16] 余泳泽, 杨晓章, 张少辉. 中国经济由高速增长向高质量发展的时空转换特征研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2019, 36(6): 3-21.
- [17] 郑维伟, 瞿茜, 刘耀彬, 等. 新时代中国区域发展新格局形成机制: 基于“动力—效率—质量”三元体系的演化经济分析[J]. 南开经济研究, 2023(8): 24-42.
- [18] 于枫敏, 许晶晶, 唐希. 技术创新对我国建筑业生产效率的影响研究: 基于DEA-Tobit模型的实证分析[J]. 无锡商业职业技术学院学报, 2022, 22(4): 49-56.
- [19] 李世春. 新时代国有企业高质量发展的实现路径分析: 基于建筑业的调研[J]. 学术研究, 2020(3): 88-94.

(责任编辑: 新月)