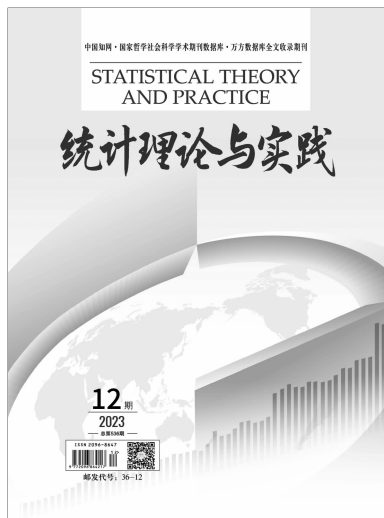




2023 年第 12 期(总第 536 期)

主管单位:河南省统计局

主办单位:河南省统计信息咨询中心

出版单位:统计理论与实践杂志社

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:河南豫统印刷有限公司

连续出版物号: ISSN 2096-8647
CN 41-1458/C8

出版日期:每月 25 日

编辑部电话:(0371)65966326

发行部电话:(0371)65966326

邮政编码:450008

单册定价:15.00

订 阅:全国各地邮局(所)

(邮发代号:36-12)

网 址:<http://navi.cnki.net>

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:陈红瑜

编委会副主任:赵德友 郭学来

编委会成员:(按姓氏笔画排序)

王顺钦 左卫兵 卢方元 向书坚 朱启明 刘定平
刘 洪 孙 磊 张广宇 苏为华 杨凤娟 邱 东
宋丙涛 杨仲山 肖红叶 杨 灿 李冻菊 张 虎
李金昌 李宝瑜 杨贵军 李腊生 张 静 李 鑫
罗良清 苗 雨 周国富 金勇进 郑 晨 胡玉萍
洪兴建 赵彦云 郝爱民 姚新建 顾六宝 徐 良
徐国祥 郭国锋 顾俊龙 梁景予 曾五一 温素清
蒋 萍 雷钦礼 薛 波

社 长:刘朝阳

主 编:刘朝阳

编辑部主任:李永娣

责任编辑:马 昂 唐建国

发行部主任:杜卫东

封面设计:王青丽

版式设计:马俊臣

●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。

目录 CONTENTS

● 绿色发展专题

环境规制实现了制造业绿色转型吗？

——基于绿色全要素生产率的经验证据 张泽义 韩东旻 / 3

数字经济能够推动高质量发展吗？

——基于“双碳”背景的实证分析 杜文胜 夏琦 / 10

碳排放量预测及其与绿色金融指数的相互作用研究 李程 李佳馨 游弋 李佳微 / 18

● 区域发展

“一带一路”倡议对中国碳排放的影响及作用机制研究 徐丽 莫汝坚 严梓豪 黄腾 鲁晨婕 / 27

中部地区高质量发展的水平测度及路径探索 李莹莹 / 35

山东省宏观经济效益的统计测度及障碍因子诊断 董侠 张圣红 范承华 / 41

● 社会经纬

家庭财富积累是否存在邻里效应？

——基于分位数回归梯度提升树模型的分析 蔡超 王乐华 / 46

多源数据融合方法及其在市场调查中的应用 王霄 王小宁 柴青慧 苏磊 付晓东 / 52

● 实践探索

基于内部控制的科学事业单位成本核算体系建设研究 罗薇 / 57

研发补助政策的实施效果与改进路径

——以河南省为例 郭家彤 / 61

● 数据发布

河南省幸福美好生活指数报告(2022) 吴旭晓 / 64

环境规制实现了制造业绿色转型吗？

——基于绿色全要素生产率的经验证据

张泽义 韩东朕

(重庆师范大学 经济与管理学院, 重庆 401331)

摘要:推动制造业绿色转型升级是实现制造强国的关键。在理论上阐释环境规制对制造业绿色转型的影响及机制,采用SBM方向性距离函数和Luenberger生产率指数测算除西藏、港澳台外我国30个省(区、市)的制造业绿色全要素生产率,实证环境规制对制造业绿色转型的影响,并就不同环境规制类型的差异性进行检验。研究表明:2012—2021年我国制造业绿色转型水平呈上升趋势;环境规制能显著促进制造业绿色转型,自愿型环境规制的促进作用相对较小;环境规制通过激发技术创新、加快结构转型和吸引高质量外资推动制造业绿色转型,其中市场激励型环境规制的间接效应更为显著。

关键词:环境规制;绿色全要素生产率;制造强国

中图分类号:F293.1

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2023)12-0003-07

DOI: 10.13999/j.cnki.tjllysj.2023.12.001

一、引言

我国制造业总体规模大幅提升,制造业增加值从2012年的16.98万亿元增至2021年的31.4万亿元,制造业产值占全球比重从20%提高到30%,并连续10年保持世界第一制造大国地位。但是我国制造业高能耗、高污染的特征依然突出,对生态环境造成较大影响。2020年我国制造业能源消费总量为279651万吨标准煤,占全国能源消费总量的56.12%。加快制造业绿色转型是实现制造强国和高质量发展的必然要求,《中国制造2025》强调把可持续发展作为制造业强国的重要着力点,构建绿色制造业体系。政府作为环境治理的重要力量,其环境规制是实现减排降污和绿色发展的重要工具^[1]。我国已经出台了诸多环境法律法规,并逐步形成多样化的规制方式和手段,那么在当前建设制造强国的背景下,现有的环境规制政策能否促进制造业绿色转型,具体通过哪些机制实现?本文对这些问题的回答将为我国制造业走出一条提质增效、绿色转型的发展道路提供有益参考。

国内外学者从不同角度对环境规制的作用和影响做了较为丰富的研究。一类是研究环境规制对环境质量的影响。环境规制能扩大市场规模、促进产业结构升级和提升技术水平,进而减少污染排放和提高环境质量^[2-3]。但是有的研究提出了相反观点,认为环境规制不能有效降低污染排放,甚至会使污染排放增加^[4-5]。环境规制影响企业的区位迁移,从而导致污染转移,降低污染治理效率,使整体和局部环境质量难以改善^[6]。一类是考察环境规制对技术创新的影响。随着政府规制强度的增加,会给企业的技术创新带来两方面截然不同的影响,一方面,政府环境规制产生遵循成本效应,即增加企业环境治理成本,不利于研发创新活动的开展^[7];另一方面,政府环境规制会带来创新补偿效应,内外部压力激励企业进行技术创新,提高绿色生产能力和污染治理水平,从而抵消环境规制的遵循成本效应^[8-9]。

部分研究探讨了环境规制对工业绿色转型的影响。彭星和李斌(2016)^[10]认为随着环境规制强度的增

基金项目:重庆市社会科学规划项目“绿色发展视域下重庆市制造业转型升级的潜力测度及路径优化研究”(2019YBJJ038);国家社会科学基金项目“环境约束下长江经济带城市群产业联动高质量发展研究”(21BJL045);重庆市教育委员会科学技术研究项目“公众环境意识、政府环境规制与企业减排行为”(KJQN201900538)。

作者简介:张泽义(1989—),男,四川泸州人,博士,讲师,研究方向为区域经济、环境经济;韩东朕(2003—),男,河北廊坊人,研究方向为区域经济。

加,工业绿色转型指数呈先下降后上升的变化趋势,且环境规制通过影响技术创新作用于工业绿色转型,影响方向取决于创新补偿效应和污染治理技术进步效应的大小。朱东波和任力(2017)^[11]认为环境规制与工业绿色转型存在U形关系,外商直接投资不利于工业绿色转型,而环境规制能对外商直接投资起到筛选作用,引导高质量外资流入,助力工业绿色转型。申晨和李胜兰等(2018)^[12]发现我国环境规制通过提高生产效率和技术效率促进产业结构清洁化两个途径优化工业环境效率,且环境规制的生产技术效应和技术创新效应存在显著的替代关系。这些文献围绕整体工业行业展开,聚焦制造业层面的研究有待拓展,且大多数文献忽略了不同类型环境规制影响的异质性。

基于此,本文以除西藏、港澳台外我国30个省(区、市)的面板数据为样本,采用SBM方向性距离函数和Luenberger生产率指数测算制造业绿色全要素生产率,刻画我国制造业绿色转型的现状和趋势,并实证检验环境规制对制造业绿色转型的影响效应及机制路径,同时考察不同环境规制类型的差异性。

二、理论分析与研究假说

(一)环境规制对制造业绿色转型的影响

政府对企业采取严格的污染排放标准,从短期看,政府强制的环境规制措施使企业的生产成本因排污费、环境税等相关费用的征收而增加,这会使企业短期内生产发展的积极性下降。但从长期看,企业为了合理规避环保税费、获得政府环保补贴和树立清洁生产的绿色发展形象,选择更环保的生产方式,形成刚性的绿色发展需求,实现污染的源头防控,有助于制造业的绿色转型^[13-14]。另外,政府环保措施的严格有效执行,一定程度上能减少企业的策略性减排投机行为,对企业产生“威慑效应”^[15],促使企业开展实质性节能减排措施,实现制造业的绿色生产。

(二)环境规制影响制造业绿色转型的机制

1. 技术创新效应

虽然政府环境规制短期内会增加企业用于污染治理的成本,从而挤占用于研发创新的资源,对企业技术创新产生抑制作用,即遵循成本效应,但是波特假说认为,从长期看,源于利益相关者绿色诉求的外部压力和技术创新带来的竞争优势的内部刺激,环境规制会产生大于规制成本的补偿性收益,从而对企业技术创新产生正向影响^[16-17]。而且企业间技术创新的模仿和学习会产生技术溢出效应,技术创新有利于促

进企业资源利用效率和配置效率的提升,以较少的能源投入产出更多经济收益的同时达到减排目标,进而实现制造业的清洁生产和绿色转型。

2. 产业结构优化效应

环境规制对产业结构升级的促进作用体现在两个方面。一是政府严格的环境规制要求企业将污染负外部性内部化,导致各生产要素流向优势行业,生产要素的流动强化了企业间、行业间的分工协作,促进资源的优化配置。二是环境规制能促进绿色消费需求的增加,从而推动企业生产的绿色化和绿色产业的发展^[18]。产业结构优化包括产业结构高级化和合理化,产业结构高级化意味着产业的清洁化生产和高附加值,资本和技术密集型产业的比重不断增加,产业结构合理化意味着紧密的产业关联和协作能力,二者都有利于制造业的绿色转型。

3. 外商直接投资效应

“污染天堂假说”认为,为了追求最大化利润,污染密集型企业倾向于将其产业转移到环境规制程度较低的国家,以寻求可持续发展^[19]。随着环境问题的不断恶化,发达国家不得不考虑自身的环境问题,从而把本国现有的重污染型企业转移到发展中国家。由于发展中国家的技术水平相对较低,所以具有从其中获得技术从而推动自身技术进步和增强自身市场活力的动机。加大环境规制力度会使外商投资企业的成本上升,导致外商企业投资积极性降低,阻碍国外技术引进,不利于企业的绿色转型。但环境规制对外商直接投资具有筛选功能,高质量外资带来的先进技术将显著提升企业绿色生产能力,同时给当地企业带来竞争效应,从而加快制造业的绿色转型进程^[20]。

三、我国制造业绿色转型测算

(一)测算方法

制造业绿色转型是在经济效率提升的同时兼顾资源集约、污染减排的环境绩效^[21]。现有文献主要用两种方法衡量绿色转型,一是指标体系法^[10],二是绿色全要素生产率^[22]。第一种方法的指标选取及权重确定主观因素较多,第二种方法能将资源和环境因素纳入测算的同时考虑经济和资源环境绩效,受到多数学者的青睐。本文采用SBM方向性距离函数和Luenberger生产率指数测算制造业绿色全要素生产率,与传统数据包络方法相比能有效解决非期望产出、松弛、径向和角度等问题。

根据Fukuyama和Weber(2009)^[23]的研究,将SBM

方向性距离函数定义如下:

$$\begin{aligned} \vec{S}_V^t(x^{t,k'}, y^{t,k'}, b^{t,k'}, g^x, g^y, g^b) = & \frac{\max_{s^x, s^y, s^b}}{\frac{1}{N} \sum_{n=1}^N \frac{s_n^x}{g_n^x} + \frac{1}{M+I} \left(\sum_{m=1}^M \frac{s_m^y}{g_m^y} + \sum_{i=1}^I \frac{s_i^b}{g_i^b} \right)} \\ & \text{s.t.} \sum_{t=1}^T \sum_{k=1}^K z_k^t x_{kn}^t + s_n^x = x_{kn}^t, \forall n; \sum_{t=1}^T \sum_{k=1}^K z_k^t y_{km}^t - s_m^y = y_{km}^t, \forall m; \\ & \sum_{t=1}^T \sum_{k=1}^K z_k^t b_{ki}^t + s_i^b = b_{ki}^t, \forall i; \sum_{k=1}^K z_k^t = 1, z_k^t \geq 0, \forall k; s_n^x \geq 0, \forall n; \\ & s_m^y \geq 0, \forall m; s_i^b \geq 0, \forall i \end{aligned} \quad (1)$$

其中, $(x^{t,k'}, y^{t,k'}, b^{t,k'})$ 表示省(区、市) k' 在 t 时期的投入、期望产出和非期望产出向量, (g^x, g^y, g^b) 表示方向向量, (s_n^x, s_m^y, s_i^b) 表示松弛向量, N, M 和 I 分别表示投入、期望产出和非期望产出的种类。

参考 Chambers 和 Fare 等(1996)^[24]的研究,将 t 期到 $t+1$ 期的 Luenberger 生产率指数定义为:

$$\begin{aligned} \text{LTFP}_t^{t+1} = & \frac{1}{2} \{ [\vec{S}_C^t(x^t, y^t, b^t; g) - \vec{S}_C^t(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}; g)] \\ & + [\vec{S}_C^{t+1}(x^t, y^t, b^t; g) - \vec{S}_C^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}; g)] \} \end{aligned} \quad (2)$$

可将其分解为纯效率变化 (LPEC)、纯技术进步 (LPTP)、规模效率变化 (LSEC) 和技术规模变化 (LTPSC), 即:

$$\text{LTFP} = \text{LPEC} + \text{LPTP} + \text{LSEC} + \text{LTPSC} \quad (3)$$

$$\text{LPEC}_t^{t+1} = \vec{S}_V^t(x^t, y^t, b^t; g) - \vec{S}_V^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}; g) \quad (4)$$

$$\begin{aligned} \text{LPTP}_t^{t+1} = & \frac{1}{2} \{ [\vec{S}_V^t(x^t, y^t, b^t; g) - \vec{S}_V^t(x^t, y^t, b^t; g)] \\ & + [\vec{S}_V^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}; g) - \vec{S}_V^t(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}; g)] \} \end{aligned} \quad (5)$$

$$\begin{aligned} \text{LSEC}_t^{t+1} = & [\vec{S}_C^t(x^t, y^t, b^t; g) - \vec{S}_V^t(x^t, y^t, b^t; g)] \\ & - [\vec{S}_C^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}; g) - \vec{S}_V^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}; g)] \end{aligned} \quad (6)$$

$$\begin{aligned} \text{LTPSC}_t^{t+1} = & \frac{1}{2} \{ [\vec{S}_C^{t+1}(x^t, y^t, b^t; g) - \vec{S}_V^{t+1}(x^t, y^t, b^t; g)] \\ & - [\vec{S}_C^t(x^t, y^t, b^t; g) - \vec{S}_V^t(x^t, y^t, b^t; g)] \\ & + [\vec{S}_C^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}; g) - \vec{S}_V^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}; g)] \\ & - [\vec{S}_C^t(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}; g) - \vec{S}_V^t(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}; g)] \} \end{aligned} \quad (7)$$

(二) 指标选取

本文以除西藏、港澳台外的中国 30 个省(区、市)为研究对象,测算制造业绿色全要素生产率,以此衡量制造业绿色转型情况。投入和产出指标选择如下:

1. 投入指标

选取劳动、资本和能源作为投入指标。劳动投入用各省(区、市)规模以上制造业企业从业人员平均人数衡量。资本投入用永续盘存法来测算,即 $K_t = (1-\delta)K_{t-1} + I_t/P_t$, 其中, I 是各省(区、市)制造业固定资产投资额衡量, P 是固定资产投资价格指数。基期资本存量 $K_0 = I_0/(g+\delta)$, g 是 2012—2021 年固定资产投资增长率的几何平均值, 折旧率 $\delta=9.6\%$ 。能源投入用各省份制造业能源消费总量表示。

2. 产出指标

产出指标包括期望产出指标和非期望产出指标。期望产出指标用各省(区、市)规模以上制造业企业营业收入总和衡量。非期望产出因缺乏各省(区、市)制造业污染物排放量数据,本文用各省(区、市)工业废水、工业废气和工业固体废弃物的排放量衡量,并利用熵值法将其合并为污染排放综合指标。

(三) 测算结果

2012—2021 年我国制造业绿色全要素生产率及其分解的测算结果见表 1。2012—2021 年我国制造业绿色全要素生产率为 4.79%, 说明整体上我国制造业绿色转型水平呈上升趋势。从分解结果看,制造业绿色转型主要源于纯技术进步的大幅提高,技术进步带来产量增加、资源要素集约利用和节能减排,提升了制造业绿色转型的水平。纯效率变化和规模效率变化的影响较小。分区域看,我国三大区域的制造业绿色全要素

表 1 2012—2021 年我国制造业绿色全要素生产率均值及其分解

区域	LTFP	LPEC	LPTP	LSEC	LTPSC
全国	0.0479	0.0005	0.0312	0.0009	0.0153
东部	0.0573	0.0086	0.0286	0.0123	0.0078
中部	0.0495	0.0065	0.0254	0.0050	0.0126
西部	0.0136	-0.0140	0.0263	-0.0122	0.0135

生产率均得到提高,其中东部地区制造业绿色转型进程较快,西部地区相对较慢。

四、实证研究设计

(一) 计量模型构建

为了检验环境规制对制造业绿色转型的影响,建立如下面板数据模型:

$$Green_{it} = \beta_0 + \beta_1 Er_{it} + \beta_2 X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

其中, i 代表省(区、市), t 代表年份, $Green$ 表示各省(区、市)制造业绿色转型程度, Er 表示环境规制程度, X 为一系列控制变量, μ 和 λ 分别是个体固定效应和时间效应, ε 表示随机误差项。

为检验环境规制影响制造业绿色转型的机制路径,将环境规制与机制变量的交叉项引入基准模型:

$$Green_{it} = \beta_0 + \beta_1 Er_{it} + \beta_2 Er_{it} \times M_{it} + \beta_3 X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

其中, M 表示机制变量,即分别代表技术创新、产业结构升级和外商直接投资。

(二) 变量说明及数据来源

1. 被解释变量($Green$)

用测算得到的制造业绿色全要素生产率衡量,借鉴王兵和吴延瑞等(2010)^[25]的做法,采用累积生产率指标,同时考虑到负数情况,将生产率指数转化为 $\ln(1+LTEP)$ 。

2. 解释变量(Er)

根据徐佳和崔静波(2020)^[26]的做法,将环境规制分为命令控制型、市场激励型和自愿型三种类型。命令控制型环境规制(Er_1)用地区环境法规数量衡量,市场激励型环境规制(Er_2)用地区排污费总额衡量,自愿型环境规制(Er_3)用地区环境问题上访数量衡量。三个变量均取自然对数进入回归方程。

3. 机制变量

机制变量包括技术创新(Tec)、产业结构升级(Ind)和外商直接投资(Fdi)。技术创新用地区 R&D 经费投入衡量。产业结构升级用产业结构高级化(Ind_1)和产

业结构合理化(Ind_2)衡量,其中产业结构高级化用地区第三产业与第二产业的比值衡量,产业结构合理化用泰尔熵指数的倒数衡量。外商直接投资用地区实际利用外资额衡量。

4. 控制变量

借鉴蔡乌赶和周小亮(2017)^[18]、王兵和吴延瑞等(2010)^[25]的研究,选取以下控制变量来减少遗漏变量造成的偏误问题。(1)经济发展水平(Gdp),用地区人均 GDP 并取对数衡量。(2)人力资本(Hum),用地区平均受教育年限衡量,即每种教育水平的年限与该教育水平的人数占比的加权和。(3)能源消耗($Econ$),用地区能源消耗总量占地区 GDP 的比重衡量。(4)政府干预(Gov),用地区财政支出占地区 GDP 的比重衡量。

基于数据可得性,本文选用 2012—2021 年除西藏、港澳台外我国 30 个省(区、市)作为研究对象,数据来源于《中国统计年鉴》《中国工业统计年鉴》《中国环境年鉴》《中国能源统计年鉴》,以及各省(区、市)统计年鉴和 Wind 数据库等。

五、实证结果及其分析

(一) 基准模型回归结果

基准模型(8)式的估计结果见表 2。F 检验、Hausman 检验和 LM 检验结果表明应采用固定效应模型,表 2 的第(1)—(3)列仅考虑了个体固定效应,(4)—(6)列同时考虑了个体和时间固定效应。结果显示,三种类型的环境规制系数均大于 0 且显著,说明环境规制能促进制造业绿色转型。从系数大小看,自愿型环境规制的系数相对较小,说明自愿型环境规制对制造业绿色转型的促进作用较弱。可能是因为作为非正式的环境规制方式,自愿型环境规制的强制性和约束力相对较弱,且其规制效果取决于地区公众的环保意识、环保信息披露等,因此其对制造业绿色转型的促进作用较弱。

表 2 基准模型回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Er_1	0.2832*** (3.84)			0.2161*** (4.03)		
Er_2		0.1827*** (3.27)			0.1645*** (3.88)	
Er_3			0.0583** (2.30)			0.0913** (2.29)
Tec	0.1824*** (4.29)	0.1199*** (5.04)	0.1738*** (3.99)	0.1485*** (4.00)	0.1382*** (3.85)	0.1649*** (4.20)

(续表)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Ind ₁	0.2831*** (3.31)	0.1928*** (3.02)	0.1627*** (3.58)	0.1839*** (4.65)	0.1458*** (3.77)	0.1668*** (4.23)
Ind ₂	0.1738*** (3.38)	0.0938*** (4.46)	0.1174*** (4.85)	0.0829*** (3.95)	0.1742** (2.39)	0.1472*** (4.93)
Fdi	0.0717*** (4.92)	0.0933*** (5.02)	0.0710*** (4.99)	0.0662** (2.44)	0.0573*** (3.45)	0.0637** (2.21)
Gdp	0.2831 (0.99)	0.1999 (1.00)	0.3928 (0.73)	0.1736 (0.60)	0.2930 (1.01)	0.3929 (0.82)
Hum	0.3944*** (3.33)	0.2948** (2.14)	0.4936** (2.16)	0.2273*** (3.17)	0.3746** (2.09)	0.2839*** (3.26)
Econ	-0.4857*** (-4.02)	-0.0993*** (-3.84)	-0.2938*** (-3.74)	-0.5930*** (-4.02)	-0.3849*** (-6.39)	-0.3748*** (-4.59)
Gov	0.3948 (0.38)	0.4958 (1.03)	0.6354 (0.75)	0.5739 (1.11)	0.7392 (0.57)	0.6472 (0.34)
年份固定效应	否	否	否	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是
常数项	-2.0394*** (-4.59)	-1.9485*** (-3.60)	-2.1948** (-2.15)	-1.4839*** (-5.92)	-1.7849*** (-5.30)	-3.2039*** (-4.59)
F 检验	24.48*** [0.000]	19.39*** [0.000]	20.18*** [0.000]			
Hausman 检验	34.39*** [0.000]	40.91*** [0.000]	38.18*** [0.000]			

注：*、** 和 *** 分别代表 10%、5% 和 1% 的显著性水平，() 内数字表示 t 统计量，[] 内数字表示相应检验对应的 p 值。表 3、表 4 同。

(二)稳健性检验

从以下三个方面对上述基准模型的回归结果进行稳健性检验。

一是更换环境规制指标。用行政处罚案件数量作为命令控制型环境规制的替代指标,用工业污染治理投资额作为市场激励型环境规制的替代指标,用环保系统使用人数作为自愿型环境规制的替代指标。表 3 第(1)—(3)列分别汇报了估计结果。

二是考虑内生性问题。在实际建模中,无法控制同时影响环境规制与制造业绿色转型的遗漏变量,导致因遗漏变量带来内生性问题,从而不能正确识别两者的关系。另外,环境规制与制造业绿色转型之间还可能双向因果,因此本文选择合适的工具变量来解决内生性问题,得到更加可靠的结果。工具变量的选择要满足两个条件,一是与环境规制相关,二是严格外生性,与制造业绿色转型不存在明显的相关性。借鉴孙振清和成晓斐等(2021)^[27]的做法,选取河流面积

作为环境规制的工具变量,从与内生变量关系看,企业的污染排放会严重污染河流水质,地区的河流面积越大,出于河流污染治理的需要,政府采取严格环境规制的可能性越大。从外生性看,河流面积体现的是地区自然地理环境,具有客观自然性,与制造业绿色转型没有直接相关性。表 3 第(4)—(6)列分别汇报了估计结果。Kleibergen-Paap rk LM 检验结果拒绝了工具变量识别不足的原假设;Kleibergen-Paap rk Wald F 检验结果拒绝了工具变量弱识别的原假设;Sargan-Hansen 检验结果接受工具变量过度识别的原假设。以上统计检验均一致表明工具变量合理有效。

三是更换估计方法。考虑面板数据可能存在的序列相关,本文采用 FGLS 进行参数估计。表 3 第(7)—(9)列分别汇报了估计结果。

从表 3 可知,三种类型的环境规制的系数依然显著为正,即环境规制能显著促进制造业绿色转型,与前文结论一致。

表 3 稳健性检验估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Er ₁	0.1829*** (4.04)			0.2003*** (6.02)			0.1703*** (3.74)		
Er ₂		0.1483*** (5.39)			0.1716*** (4.23)			0.1592*** (4.71)	
Er ₃			0.1010*** (3.63)			0.1162*** (4.42)			0.0933*** (3.90)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
常数项	0.8493 (0.72)	1.3948*** (3.94)	1.5837 (0.22)	0.9384*** (3.58)	-0.5968 (-0.31)	1.9193 (1.02)	0.8283 (0.41)	1.0382*** (3.21)	0.7630*** (4.27)
Kleibergen-Paap rk LM 检验				40.748	38.409	45.930			
Kleibergen-Paap rk Wald F 检验				37.289	36.423	41.907			
Sargan-Hansen 检验				2.347	1.919	2.015			

(三) 机制检验

利用(9)式进行机制检验的估计结果见表 4。环境规制与技术创新的交叉项显著为正,说明环境规制的创新补偿效应大于遵循成本效应,验证了波特假说。环境规制通过激发企业技术创新促进制造业绿色转型。环境规制与产业结构高级化、合理化的交叉项为正且显著,表明环境规制具有产业结构优化效应,推动制造业的绿色化发展。环境规制与外商直接投资的交叉项大于 0 且显著,表明严格的环境规制有助于吸引高质量外资的流入,更好发挥其技术溢出效应和竞争效应,以质促优推动制造业绿色转型。从不同类型的环境规制看,市场激励型环境规制与机制变量的交叉项的系数较大,自愿型环境规制与机制变量交叉项的系

数较小,表明市场型环境规制能更好地通过技术创新效应、产业结构优化效应和外商投资效应促进制造业绿色转型。

六、结论与对策建议

本文采用 SBM 方向性距离函数和 Luenberger 生产率指数测算了我国 30 个省(区、市)的制造业绿色转型情况,从理论和实证的角度分析了环境规制对制造业绿色转型的影响及其机制路径,考察了不同环境规制类型的差异性。研究表明:第一,2012—2021 年我国制造业绿色转型水平呈上升趋势,且主要源于纯技术进步的大幅提高。第二,环境规制对制造业绿色转型有显著的促进作用,自愿型环境规制的促进作用相对较小。第三,环境规制能通过激发技术创新,加快结构转型和吸引高质量外资推动制造业绿色转型,其中市场激励型环境规制的间接效应更显著。

本文的研究结论对有效发挥环境规制的正向效应,实现制造业的绿色发展具有重要的对策启示。第一,强化以命令控制型、市场激励为主的环境规制对制造业绿色转型的促进作用。加大命令型环境规制力度,有效发挥市场激励型环境规制的激励作用,完善排污权交易制度、绿色补偿机制以及环保信息披露制度等,提高环境监管与执法效率,进而激发企业进行环保类技术创新以达到绿色转型目的。第二,引导公众有序参与环境治理,提高相关法律法规的精细化和灵活性,增强环境信息公开、诉求表达渠道和反馈回应等程序的可操作性,保证公众诉求的渠道多元、途径畅通和有效衔接,更好发挥公众环保诉求对绿色转

表 4 机制检验估计结果

	(1) Er ₁	(2) Er ₂	(3) Er ₃
Er×Tec	0.3829*** (4.84)	0.5948*** (3.95)	0.1938*** (3.02)
Er×Ind ₁	0.5253*** (4.97)	0.7721*** (4.40)	0.2682*** (5.72)
Er×Ind ₂	0.3954*** (3.83)	0.4183*** (4.02)	0.1663*** (5.93)
Er×Fdi	0.2385*** (4.92)	0.3525*** (5.00)	0.1019*** (4.62)
控制变量	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
省份固定效应	是	是	是
常数项	-0.3849*** (-3.12)	-0.6930 (-0.98)	-1.2745 (-0.23)

型的积极作用。第三,充分发挥各类环境规制的间接效应,加大实质性的高质量创新投入,为绿色创新的重点领域、薄弱环节提供有力支持,从政策引领、财政投入、人力引育、平台搭建等方面给企业提供良好的创新环境。发挥环境规制的外资引入门槛作用,严格控制部分污染型外资,发挥外资企业对制造业绿色转型的正向作用。加快产业结构优化升级,引导企业以高质量发展为目标,向以技术、产品和服务质量为核心的方向发展,不断提高自身生产效率,实现从“制造”到“智造”的转型,同时重视新兴产业的发展,加大对新能源、新材料等新兴产业的扶持力度。◆

参考文献:

- [1]沈煜,孙文凯.污染信息公开如何影响健康消费决策[J].世界经济,2020,43(7):98-121.
- [2]CHEN Z,KAHN M E,LIU Y,et al.The consequences of spatially differentiated water pollution regulation in China[J].Journal of Environmental Economics and Management,2018,88(8):468-485.
- [3]陈诗一,张建鹏,刘朝良.环境规制、融资约束与企业污染减排:来自排污费标准调整的证据[J].金融研究,2021(9):51-71.
- [4]WANG H,WEI W.Coordinating technological progress and environmental regulation in CO₂ mitigation:The optimal levels for OECD countries & Emerging economies[J].Energy Economics,2020,87(8):104510.
- [5]李永友,沈坤荣.我国污染控制政策的减排效果:基于省际工业污染数据的实证分析[J].管理世界,2008(7):7-17.
- [6]SHAPIRO J S,WALKER R.Why is pollution from US manufacturing declining? The roles of trade,regulation,productivity,and preferences[J].American Economic Review,2015,8789(1):3814-3854.
- [7]PETRONI G,BIGLIARDI B,GALATI F.Rethinking the Porter hypothesis:The underappreciated importance of value appropriation and pollution intensity[J].Review of Policy Research,2019,36(1):121-140.
- [8]齐绍洲,林岫,崔静波.环境权益交易市场能否诱发绿色创新?:基于我国上市公司绿色专利数据的证据[J].经济研究,2018,53(12):129-143.
- [9]陶锋,赵锦瑜,周浩.环境规制实现了绿色技术创新的“增量提质”吗:来自环保目标责任制的证据[J].中国工业经济,2021(2):136-154.
- [10]彭星,李斌.不同类型环境规制下中国工业绿色转型问题研究[J].财经研究,2016,42(7):134-144.
- [11]朱东波,任力.环境规制、外商直接投资与中国工业绿色转型[J].国际贸易问题,2017(11):70-81.
- [12]中晨,李胜兰,黄亮雄.异质性环境规制对中国工业绿色转型的影响机理研究:基于中介效应的实证分析[J].南开经济研究,2018(5):95-114.
- [13]原毅军,陈喆.环境规制、绿色技术创新与中国制造业转型升级[J].科学学研究,2019,37(10):1902-1911.
- [14]杨岚,周亚虹.环境规制与城市制造业转型升级:基于产业结构绿色转型和企业技术升级双视角分析[J].系统工程理论与实践,2022,42(6):1616-1631.
- [15]CARPENTIER C,SURET J M.Stock market and deterrence effect:A mid-run analysis of major environmental and non-environmental accidents[J].Journal of Environmental Economics and Management,2015,71(5):1-18.
- [16]GROSSMAN G M,HELPMAN E.Growth,trade,and inequality[J].Econometrica,2018,86(1):37-83.
- [17]李青原,肖泽华.异质性环境规制工具与企业绿色创新激励:来自上市企业绿色专利的证据[J].经济研究,2020,55(9):192-208.
- [18]蔡乌赶,周小亮.中国环境规制对绿色全要素生产率的双重效应[J].经济学家,2017(9):27-35.
- [19]MULATU A.The structure of UK outbound FDI and environmental regulation[J].Environmental and Resource Economics,2017,68(1):65-96.
- [20]刘金焕,万广华.环境规制是否抑制了外商直接投资的流入[J].经济与管理研究,2021,42(11):20-34.
- [21]邓慧慧,杨露鑫.雾霾治理、地方竞争与工业绿色转型[J].中国工业经济,2019(10):118-136.
- [22]陈岩,徐玢.智能服务、生产要素替代机制与绿色转型:基于中国制造业上市公司的实证研究[J].暨南学报(哲学社会科学版),2023,45(4):89-103.
- [23]FUKUYAMA H,WEBER L W.A directional slacks-based measure of technical inefficiency[J].Socio-Economic Planning Sciences,2009,43(4):274-287.
- [24]CHAMBERS R G,FARE R,GROSSKOPF S.Productivity growth in APEC countries[J].Pacific Economic Review,1996,1(3):181-190.
- [25]王兵,吴延瑞,颜鹏飞.中国区域环境效率与环境全要素生产率增长[J].经济研究,2010,45(5):95-109.
- [26]徐佳,崔静波.低碳城市和企业绿色技术创新[J].中国工业经济,2020(12):178-196.
- [27]孙振清,成晓斐,谷文姗.异质性环境规制对工业绿色发展绩效的影响[J].华东经济管理,2021,35(8):1-10.

数字经济能够推动高质量发展吗?

——基于“双碳”背景的实证分析

杜文胜 夏琦

(郑州大学 商学院, 河南 郑州 450001)

摘要:基于2011—2021年全国除西藏和港澳台外30个省(区、市)的面板数据,利用熵值法测度我国省级数字经济与高质量发展综合水平,并构建中介效应模型和面板门槛模型,实证探讨数字经济、碳排放强度与经济高质量发展的关系。结果表明:数字经济能显著促进经济高质量发展,经过稳健性检验后该结论仍显著成立;碳排放强度降低是数字经济影响高质量发展的重要传导机制;与东、西部地区相比,数字经济对中部地区经济高质量发展的正向影响更强;相较于高碳排放地区,数字经济在低碳排放地区对高质量发展的促进作用得到显著增强。

关键词:数字经济;碳排放;高质量发展;中介效应;面板门槛模型

中图分类号:F49;X22

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2023)12-0010-08

DOI:10.13999/j.cnki.tjllsj.2023.12.002

一、引言

改革开放以来,我国经济发展取得了巨大成就,但以资源和劳动等要素投入为主的粗放型经济发展模式,对我国经济产生了一系列消极影响。我国经济发展对能源存在高度依赖性,导致我国面临严重的碳排放问题。如何实现碳达峰、碳中和目标,对我国建设现代化经济体系,实现经济高质量发展具有重大意义。与此同时,互联网、人工智能等技术加速发展并不断融入社会各领域,数字技术迅猛的发展和广泛的辐射为高质量发展注入新的推动力。数字经济作为我国经济可持续发展的重要动力受到广大学者的持续关注,成为近年来政府与社会各界广泛讨论的重要议题。

二、文献综述

(一)数字经济对经济高质量发展影响的研究

理论研究方面,荆文君和孙宝文(2019)^[1]认为互联网、移动通信等新兴技术通过形成规模经济、范围

经济及长尾效应的经济环境提高经济均衡水平,并促进经济高质量发展。蒋金荷(2021)^[2]基于环境外部性和技术创新思想论证了我国构建新发展格局的必由之路是绿色经济高质量发展与数字经济的深度融合。实证研究方面,Makridakis(2017)^[3]认为数字经济可以通过提高劳动生产率促进全要素生产率的增长。赵爽和米国芳等(2022)^[4]发现数字经济对提升周围省份绿色全要素生产率起到关键作用。国内学者还进一步考察了数字经济对城乡收入差距、包容性增长、区域创新、产业结构优化等的影响(涂颖清和万建军,2022;张勋和万广华等,2019;葛立宇和莫龙炯等,2022;唐冰晶,2022)^[5-8]。不同学者基于不同视角对数字经济影响经济高质量发展的机制进行了实证研究,赵涛和张智等(2020)^[9]发现创业活跃度是数字经济释放高质量发展红利的重要机制。徐晓慧(2022)^[10]利用中介模型,发现数字经济可以通过促进产业结构升级来助推我国

基金项目:河南省软科学研究计划项目“数字化转型背景下河南省经济高质量发展路径研究”(232400410066);河南省高等学校重点科研项目计划支持“科技创新对黄河流域高质量发展影响路径研究”(24A790020);河南省高校人文社会科学研究一般项目“数字经济发展对产业结构转型升级影响的评价与测度研究”(2023-ZDJH-384)。

作者简介:杜文胜(1987—),男,河南濮阳人,博士,副教授,博士生导师,研究方向为经济统计与决策分析;夏琦(1996—),女,河南驻马店人,在读硕士,研究方向为数量经济。

经济高质量发展。徐嘉钰和刘茜(2022)^[11]在确定数字经济可以通过产业结构优化和绿色技术创新赋能高质量发展的基础上,利用空间计量模型发现数字经济能促进相邻地区高质量发展。

(二)数字经济对碳排放强度的影响研究

多数文献认为数字经济对碳排放强度存在抑制作用。李欣和杨朝远等(2017)^[12]、张生玲和王瑶等(2018)^[13]研究发现,数字经济的广泛辐射特性带来的“舆论效应”以及政府的大数据发展策略可以产生环境规制,从而改善城市空气质量。汪克亮和赵斌(2021)^[14]发现区域创新是数字经济提高能源效率的重要传导机制。谢云飞(2022)^[15]研究表明数字经济可以有效改善能源结构引起碳排放强度下降。樊轶侠和徐昊(2021)^[16]则认为数字经济与能源消费呈现倒U形关系,其主要原因是数字经济引发的收入效应和前期对电力消费依赖性偏高。章志华和贺建风(2022)^[17]也持相同观点。

(三)碳排放强度对经济高质量发展的影响研究

徐政和左晟吉等(2021)^[18]通过梳理碳达峰、碳中和的历史动因和实施背景,表明完善碳排放交易,重构能源体系可以发挥高质量发展改革潜力。刘梦和胡汉辉(2020)^[19]研究发现碳排放强度对经济绿色发展有显著负作用,降低碳排放量、优化能源结构可以有效促进经济平衡。

综上,现有文献对数字经济的研究大多集中于数字经济带来的经济福利效应,对数字经济对环境可能造成的影响的研究则较少。基于此,本文在“双碳”背景下,将数字经济发展、碳排放强度与高质量发展纳入同一讨论框架,在理论分析基础上,运用中介模型和门槛模型探究数字经济在“双碳”背景下对经济高质量发展的影响,对进一步促进数字经济发展、实现碳达峰碳中和目标和经济高质量发展有一定启示意义。

三、理论分析与研究假设

碳排放强度降低的本质在于能源效率的持续改进,归根到底取决于技术进步与技术外溢(许宪春和任雪等,2019)^[20]。而数字经济本身代表着以科技创新为主的生产技术水平,通过科技创新成果不断提高能源利用率,降低生产与交易成本,对绿色发展具有显著的正外部性(缪陆军和陈静等,2022)^[21]。与此同时,数字经济可以通过改变能源生产结构、优化能源消费结构和加速新能源的开发有效抑制碳排放强度(谢云飞,2022)^[15],这改变了我国目前“一煤独大”的能源结构,从而抑制生态环境恶化状况,促进经济高质量发

展。基于上述分析,提出假设1和假设2:

假设1:数字经济对经济高质量发展具有正向影响。

假设2:数字经济可以降低碳排放强度,进而促进经济高质量发展。

随着数字经济的广泛应用,数字经济提供了更优质的网络服务与技术创新,从而可以导致能源消费结构不断优化,能源利用效率随之提高,碳排放强度也因此不断降低,其影响具有非线性特征。基于上述分析,本文提出假设3:

假设3:碳排放强度较低时,数字经济对高质量发展的影响具有非线性特征。

四、模型构建与变量选取

(一)模型构建

根据上述相关理论分析,首先构建基准回归分析探究数字经济对高质量发展的影响,如式(1)所示:

$$HQD_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 DIG_{it} + \sum \alpha_j X_{it} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

上文分析表明,数字经济可以通过降低碳排放进而促进经济高质量发展。为了进一步探究碳排放的减少是否在数字经济和高质量发展之间起作用,借鉴温忠麟和张雷等(2004)^[22]的研究,采用中介视角进行研究并设定模型如下:

$$EC_{it} = \beta_0 + \beta_1 DIG_{it} + \sum \beta_j X_{it} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$HQD_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 DIG_{it} + \gamma_2 EC_{it} + \sum \gamma_j X_{it} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

由于间接传导机制的实证检验除了中介效应模型检验线性间接作用外,还应该考虑互联网的梅特卡夫定律。因此,设定如下面板门槛模型:

$$HQD_{it} = \delta_0 + \delta_1 DIG_{it} \times I(EC_{it} \leq \theta) + \delta_2 DIG_{it} \times I(EC_{it} > \theta) + \sum \delta_j X_{it} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中,下标*i*和*t*分别代表省(区、市)和年份; μ_i 为地区固定效应; ν_t 为时间固定效应; ε_{it} 为随机扰动项; HQD 为经济高质量发展水平; DIG 为数字经济发展水平; EC 为碳排放强度,是本文的中介变量和门槛变量; X 为控制变量。式(4)中, $I(\cdot)$ 为取值1或0的指示函数,满足括号内条件等于1,不满足则等于0,且可以根据样本数据扩充门槛个数。

(二)变量选取

1. 被解释变量。经济高质量发展(HQD)是一个综合性概念,通过构建多维度测度指标,可以改善单一指标的局限。本文依据五大发展理念内涵并借鉴詹新宇和崔培培(2016)^[23]的构建方法,将经济高质量发展划分为五个维度,基于全面性、科学性和可行性原则,选取相应指标,详见表1。

表 1 高质量发展综合评价体系

一级指标	二级指标	三级指标	指标说明
经济高质量发展指标	创新发展	技术市场成交额占比	技术市场成交额/GDP
		万人拥有专利授权量	国内专利授权量/常住人口数
		财政科技支出占比	财政科学技术支出/财政预算支出
	协调发展	地区协调	地区人均 GDP/全国人均 GDP
		城乡收入协调	城镇居民可支配收入/农村居民可支配收入
		产业合理化	泰尔指数
	绿色发展	建成区绿化覆盖率	建成区绿化覆盖率
		单位废气排放	二氧化硫排放量/GDP
	开放发展	贸易开放度	经营单位所在地进出口总额/GDP
		投资开放度	外商投资企业进出口总额/GDP
	共享发展	文化设施完善度	人均拥有公共图书馆藏量
		交通设施完善度	公路里程/常住人口数
		医疗设施完善度	每万人医疗机构床位数
		财政教育占比	财政教育支出/财政预算支出

2. 核心解释变量。数字经济(DIG)是一个多维度综合指标,且对其测度尚未达成共识。遵循真实性、可比性、科学性和数据可获得性原则,本文从基础设施、数字产业化和数字普惠金融三个维度构建数字经济发展综合评价体系,见表 2。

表 2 数字经济综合评价体系

一级指标	二级指标	三级指标	指标说明
数字经济指标	基础设施	互联网宽带基础	互联网宽带接入用户(万户)
		互联网移动基础	移动电话年末用户(万户)
		互联网域名基础	域名数(万个)
		光缆密度	光缆长度/土地面积
	数字产业化	电信业务规模	电信业务总量/GDP
		信息服务业劳动力	信息传输、软件和信息技术服务业就业人员/总人口
	数字普惠金融	覆盖广度	数字普惠金融覆盖广度指数
		使用深度	数字普惠金融使用深度指数
		数字化程度	数字普惠金融数字化程度指数

3. 中介变量。选择碳排放强度(EC)为中介变量,参考刘贤赵和高长春等(2018)^[25]、余志伟和樊亚平等(2022)^[26]的做法,选取煤炭等 7 种能源计算碳排放总量(C),计算公式如下:

$$C = \sum_{i=1}^7 E_i \times SCC_i \times CED_i \times \frac{44}{12} \quad (5)$$

$$EC = \frac{C}{GDP} \quad (6)$$

其中,C 为碳排放总量;E 为能源消费量;SSC 为标准煤折算系数;CEC 是 IPCC 碳排放系数;EC 表示碳排放强度;GDP 为地区生产总值。EC 越大,表示该地区碳排放强度越强。SCC 和 CEC 数值如表 3 所示。

表 3 SCC 和 CEC 数值

能源总类	煤炭	焦炭	汽油	煤油	柴油	燃料油	天然气
SSC(千克标准煤/千克)	0.7143	0.9714	1.4714	1.4714	1.4571	1.4286	1.2143
CEC(千克/千克标准煤)	0.7559	0.8550	0.5538	0.5714	0.5921	0.6185	0.4483

注:天然气 SCC 单位为千克标准煤/立方米。

4. 控制变量。为了确保数字经济对高质量发展影响结果具有稳健性,选取对经济高质量发展产生影响的控制变量:政府干预度(GOV),用财政一般预算支出占财政一般预算收入比重来表示;产业结构水平(IND),用地区第三产业增加值与第二产业增加值比值表示;人力资本(EDU),采用人均受教育年限表示;社会消费占比(SRG),用社会消费品零售总额与 GDP 的比值表示;金融深化水平(FIN),采用金融机构人民币各项存贷款余额与 GDP 的比值表示。

(三)数据来源

考虑数据的可得性,本文采用 2011—2021 年我国 30 个省(区、市)的面板数据作为研究样本,因西藏、香港、澳门、台湾数据缺失较为严重,本文不予考虑。数字金融普惠数据来源于北京大学数字金融研究中心,其余数据均来源于各省(区、市)的统计年鉴、能源平衡表以及《中国能源统计年鉴》,少量缺失数据采用插值外延法补齐。采用熵值法来确定指标权重,得出经济高质量发展和数字经济发展的综合指数,表 4 为变量描述性统计。

表 4 变量描述性统计

变量	均值				标准差	最小值	最大值
	全国	东部地区	中部地区	西部地区			
	N=330	N=121	N=88	N=121			
HQD	0.2025	0.2977	0.1540	0.1425	0.1122	0.0746	0.6225
DIG	0.1805	0.2425	0.1565	0.1360	0.1070	0.0234	0.5155
EC	2.1191	1.2272	2.2009	2.9515	1.8917	0.0886	8.9824
GOV	2.3548	1.5292	2.4806	3.0889	1.0253	1.0737	6.6029
IND	1.3415	1.6654	1.0908	1.2000	0.7320	0.5271	5.2440
EDU	9.0504	9.5723	9.0397	8.5364	0.8819	7.1646	12.5535
SRG	0.3957	0.3999	0.4193	0.3744	0.0632	0.2198	0.6101
FIN	3.3953	3.9310	2.7883	3.3012	1.0787	1.6879	7.5783

五、实证分析

(一)基准回归

Hausman 检验结果显示,本文适合采用固定效应模型进行基准回归。表 5 显示了数字经济对经济高质量发展存在显著的线性影响。由列(1)可知,数字经济

在全国范围内显著促进经济高质量发展,该实证结果支持了假设 1。

由列(2)—(4)可知,数字经济对东、中、西部地区均具有显著促进作用,其中数字经济对经济高质量发展的促进作用在中部地区更大,东部地区次之。

表 5 数字经济对高质量发展的影响

变量	HQD			
	(1)全国地区	(2)东部地区	(3)中部地区	(4)西部地区
DIG	0.149*** (0.024)	0.214*** (0.038)	0.221*** (0.041)	0.166*** (0.041)
控制变量	是	是	是	是
地区固定	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是
R ²	0.623	0.706	0.801	0.725
N	330	121	88	121

注:表中()内为标准误,*、**、*** 分别代表在 10%、5%、1%水平下显著。表 6、表 7、表 9 同。

(二)中介效应分析

为了进一步验证数字经济发展是否通过降低碳排放促进经济高质量发展,本文采用中介效应模型检验,选择碳排放强度为中介变量。表 6 为利用中介效应系数判定法、Sobel-Goodman 检验法和 Bootstrap 检验法三种方法对碳排放强度的中介效应检验结果。根

据中介效应系数判定法,列(1)报告了数字经济对高质量发展的影响,通过了 1%的显著性水平检验。列(2)的结果显示数字经济与中介变量之间存在显著负向关系,并且在 1%的水平上显著。列(3)是在基准模型基础上加入中介变量后的回归结果,结果表明,数字经济发展和碳排放强度降低对经济高质量发展的影

响在 5%的水平上显著,并且与列(1)相比,加入碳排放强度后,数字经济对高质量发展的系数绝对值降低,由此可知碳排放强度是数字经济促进区域高质量发展的重要中介变量,假设 2 得到支持。

表 6 碳排放强度中介效应检验结果

检验方法	变量	HQD	EC	HQD
		(1)	(2)	(3)
中介效应 系数判定法	DIG	0.149*** (0.024)	-3.180*** (0.405)	0.115*** (0.026)
	EC	-	-	-0.011** (0.003)
	控制变量	是	是	是
	地区固定	是	是	是
	时间固定	是	是	是
	N	330	330	330
	R ²	0.623	0.542	0.635
Sobel-Goodman 检验法	中介效应检验	Coef	Z score	p 值
	Sobel	0.098	5.619	0.000
	检验结果	中介机制有效		
Bootstrap 检验法 (1000 次)	中介效应检验	Coef	Z score	p 值
	_bs_1	0.098	6.750	0.000
	_bs_2	0.223	7.940	0.00
	检验结果	间接效应成立		

(三)区域异质性分析

为了使研究更具有针对性,本文通过分地区来检验碳排放强度的中介效应,并分别使用中介效应系数判定法、Sobel-Goodman 检验法和 Bootstrap 检验法三种方法对碳排放强度的中介效应进行检验,结果见表 7。列(1)检验了数字经济对高质量发展的影响,回归结果与表 5 相同。列(2)结果显示,数字经济对碳排放强度依旧存在负向影响,并且可以看出西部地区的数

字经济减排效果最强,中部次之。列(3)在基准回归的基础上加入碳排放强度,检验数字经济和碳排放强度同时对高质量发展的影响,结果表明中介效应是存在的,即数字经济可以通过降低碳排放强度促进我国经济高质量发展。其中,中部地区碳排放强度的中介效应占比最高,说明中部地区高质量发展受益于数字经济带来的碳排放强度降低最多,其次是西部地区。

表 7 分地区碳排放强度中介效应检验结果

地区	变量	HQD	EC	HQD
		(1)	(2)	(3)
东部地区	DIG	0.214*** (0.038)	-1.518*** (0.363)	0.213*** (0.041)
	EC	-	-	-0.001 (0.010)
	控制变量	是	是	是
	地区/时间固定	是	是	是
	N	121	121	121
	R ²	0.706	0.744	0.707
	Sobel 检验	0.034*** (0.012)	中介效应占比:15.4%	
	Bootstrap 检验 (1000 次)	_bs_1	_bs_2	中介效应占比
		0.034*** (0.010)	0.189*** (0.028)	15.4%

(续表)

地区	变量	HQD	EC	HQD
		(1)	(2)	(3)
中部地区	DIG	0.221*** (0.041)	-3.876*** (0.547)	0.135** (0.051)
	EC	-	-	-0.022** (0.008)
	控制变量	是	是	是
	地区/时间固定	是	是	是
	N	88	88	88
	R ²	0.801	0.781	0.819
	Sobel 检验	0.099*** (0.033)	中介效应占比:37.6%	
	Bootstrap 检验 (1000 次)	_bs_1	_bs_2	中介效应占比
0.099*** (0.031)		0.165*** (0.043)	37.6%	
西部地区	DIG	0.166*** (0.041)	-5.768*** (1.210)	0.125** (0.044)
	EC	-	-	-0.007** (0.003)
	控制变量	是	是	是
	地区/时间固定	是	是	是
	N	121	121	121
	R ²	0.725	0.526	0.737
	Sobel 检验	0.060*** (0.021)	中介效应占比:22.3%	
	Bootstrap 检验 (1000 次)	_bs_1	_bs_2	中介效应占比
0.060** (0.025)		0.210*** (0.034)	22.3%	

(四) 门槛效应分析

考虑到数字经济依托于互联网,而网络具有外部性,数字经济促进高质量发展的作用可能存在非线性影响,因此本文采用面板门槛回归模型进行验证。通

过自举抽样 1000 次判断是否存在碳排放门槛效应,如果存在则进一步判断有几个门槛以及门槛值,结果见表 8。

由表 8 可知,存在碳排放强度的门槛效应,且为

表 8 碳排放门槛检验结果

门槛变量	门槛类型	门槛值	F 统计量	p 值	10%临界值	5%临界值	1%临界值
碳排放	Single	0.1426	26.8100	0.0850	25.4725	30.8978	43.3094
	Double	1.8942	15.7900	0.2970	23.2644	27.9158	41.4502

表 9 门槛回归结果

变量	(1)EC
门槛值 q	0.1426
DIGoI(Th≤q)	0.282*** (0.0354)
DIGoI(Th>q)	0.143*** (0.0232)
控制变量	是
地区固定	是
时间固定	是
N	330
R ²	0.652

单一门槛显著,其门槛值 $\mu=0.1426$ 。

表 9 表示了以碳排放强度为门槛变量的单一门槛效应。当区域碳排放强度的单门槛值高于 0.1426 时,影响系数为 0.143,在 1% 的显著水平上显著为正。碳排放强度不高于 0.1426 时,影响系数提升至 0.282,在 1% 显著水平上显著,说明数字经济对高质量发展有显著促进作用,并且该促进作用在低碳排放地区得到显著增强,网络效应得到实现,假设 3 成立。

(五) 稳健性检验

1. 替换核心解释变量。数字普惠金融指数能够较

表 10 稳健性检验

变量	替换核心 解释变量	替换综合 指标指数	省份-年份 固定效应	2SLS 回归
	(1)	(2)	(3)	(4)
DIG	0.019*** (0.002)	0.035*** (0.005)	0.111*** (0.025)	0.363*** (0.035)
控制变量	是	是	是	是
_cons	-0.147*** (0.037)	-0.205*** (0.036)	-4.534*** (0.958)	-0.190*** (0.040)
时间固定	是	是	是	是
省份固定	是	是	是	是
省份-年份效应	否	否	是	否
Kleibergen-Paap rk LM 统计量				50.040 [0.000]
Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量				669.754 {16.380}
N	330	330	330	330
R ²	0.674	0.647	0.647	0.818

注:表中()内数值为标准误,[]内数值为 p 值,{ }内数值为 Stock-Yogo 弱识别检验 10%水平上的临界值,*、**、*** 分别代表在 10%、5%、1%水平下显著性。

为全面地反映我国各地区数字经济发展情况。表 10 中的列(1)为数字普惠金融指数作为解释变量的结果,结果表明数字普惠金融指数的系数在 1%水平显著为正,即基准回归具有稳健性。

2. 替换综合指标构建方法。本文运用熵值法计算相关指标,因此改用主成分分析法计算的综合指标进行赋权求值,回归结果作为稳健性检验的呈现,详见表 10 列(2)。

3. 控制省(区、市)-年份固定效应。经济发展水平较高的省份,网络基础设施的发展也会得到重视,数字经济的应用上具有更大优势,使本文面临内生性问题。为了缓解省(区、市)和时间变化的不可观测因素对实证结果的影响,设定省(区、市)和年份相乘的虚拟变量的结果如表 10 列(3)所示,数字经济的回归系数显著为正,与前文结果保持一致。

4. 工具变量法。为规避由于不可观测因素引致的内生性问题以及双向因果问题,选取合适的工具变量是解决该问题的主要方法。采用各省(区、市)在 1984 年的邮电历史数据与前一年互联网宽带接入端口数据作交乘项,从而构成数字经济发展工具变量。表 10 列(4)表明,在考虑内生性问题之后,数字经济对高质量发展仍然具备正向显著影响,结果在 1%的水平下显著,表明基本结论依旧稳健。由结果可知,该工具变量不存在识别不足与弱工具变量问题,综合看,选取邮电历史数据为工具变量是合理的。

综上所述,本文核心结论具有较好稳健性。

六、结论与建议

(一)研究结论

本文基于 2011—2021 年我国 30 个省(区、市)的面板数据,在“双碳”背景下,利用中介模型和门槛面板模型,对数字经济影响高质量发展进行了研究,并探讨降低碳排放强度在其中的作用,得出以下结论:

第一,数字经济对我国经济高质量发展呈现显著正向促进作用,这一正向驱动效应应在 1%的水平上显著。从区域异质性分析的结果看,数字经济对经济高质量发展的影响存在明显的区域差异,其中,中部地区受到正向影响程度最高,东部次之。

第二,数字经济可以通过降低碳排放强度改善经济发展质量,即存在“数字经济发展→降低碳排放强度→促进经济高质量发展”的传导机制。此外,碳排放强度降低在数字经济对高质量发展影响中的中介效应也存在地区差异,其中,中部地区的中介效应比东、西部地区强。

第三,将碳排放强度作为门槛变量加入模型时,数字经济对经济高质量发展的推动作用会从线性变成非线性,这种推动作用也会变得越来越弱,即随着碳排放强度降低时,数字经济对高质量发展的促进作用表现出递增的非线性特征,依托于数字技术存在的数字经济网络效应得以实现。

(二)政策建议

根据以上结论,为了更好推动我国经济高质量发展,提出如下建议:

第一,充分发挥数字经济对经济高质量发展的助推作用,培育经济高质量发展新动能和新优势。加强5G、6G通信、人工智能和虚拟现实等数字经济技术基础设施建设,完善数字经济产业内容,优化数字经济结构,促进要素资源高效利用。构筑数字技术创新体系,赋能科技创新,进而推动我国经济协调发展。构建并完善数据流通交易市场,发挥数据要素对经济增长的驱动效应,促进数字科技与实体经济的融合。

第二,因地制宜制定数字经济发展政策,缩小“数字鸿沟”,实现不同区域对经济高质量发展的差异化推动作用。由于各地区经济高质量发展状况不尽相同,因此需要合理制定规章制度和数字经济发展策略,积极利用数字经济的空间溢出效应。中、西部地区在发展数字经济的同时可以将东部地区的技术、信息等资源引入,不断提高数字产业化和产业数字化水平,从而促进区域经济协调发展。

第三,充分发挥数字经济推动经济高质量发展的碳减排效应。优化能源结构以提升效率,减少对化石能源的依赖,降低碳排放强度。政府应鼓励新能源行业,利用数字技术完善政府对碳排放的监管,打造低能减排的社会环境。同时,加速数字经济发展,提高创新能力,优化生产成本,降低碳排放强度,驱动经济高质量发展。◆

参考文献:

- [1]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.
- [2]蒋金荷.可持续数字时代:数字经济与绿色经济高质量发展融合[J].企业经济,2021,40(7):23-30+161.
- [3]MAKRIDAKIS S.The Forthcoming Artificial Intelligence (AI) Revolution:Its Impact on Society and Firms[J].Futures,2017,90:46-60.
- [4]赵爽,米国芳,张晶珏.数字经济、环境规制与绿色全要素生产率[J].统计学报,2022,3(6):46-59.
- [5]涂颖清,万建军.数字普惠金融发展对城乡居民消费的影响[J].企业经济,2022,41(5):41-49.
- [6]张勋,万广华,张佳佳,等.数字经济、普惠金融与包容性增长[J].经济研究,2019,54(8):71-86.
- [7]葛立宇,莫龙炯,张方.数字经济发展与城市区域创新:来自我国281个城市的经验证据[J].广东财经大学学报,2022,37(5):18-30+42.
- [8]唐冰晶.数字经济与区域产业结构高级化:基于电子商务与数字普惠金融发展的研究[J].统计理论与实践,2022(11):34-40.
- [9]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.

[10]徐晓慧.数字经济与经济高质量发展:基于产业结构升级视角的实证[J].统计与决策,2022,38(1):95-99.

[11]徐嘉钰,刘茜.数字普惠金融与经济增长质量研究:基于绿色全要素生产率的省级面板数据分析[J].统计理论与实践,2022(7):19-26.

[12]李欣,杨朝远,曹建华.网络舆论有助于缓解雾霾污染吗?:兼论雾霾污染的空间溢出效应[J].经济学动态,2017(6):45-57.

[13]张生玲,王瑶,李跃.地区雾霾舆论对空气质量有影响吗?:来自中国北方54个地级市月度数据证据[J].干旱区资源与环境,2018,32(8):100-106.

[14]汪克亮,赵斌.“双碳”目标背景下数字金融对能源效率的影响研究[J].南方金融,2021(9):20-31.

[15]谢云飞.数字经济对区域碳排放强度的影响效应及作用机制[J].当代经济管理,2022,44(2):68-78.

[16]樊轶侠,徐昊.中国数字经济发展能带来经济绿色化吗?:来自我国省际面板数据的经验证据[J].经济问题探索,2021(9):15-29.

[17]章志华,贺建风.数字普惠金融与城市绿色经济增长:基于空间溢出的研究视角[J].统计学报,2022,3(5):10-19.

[18]徐政,左晟吉,丁守海.碳达峰、碳中和赋能高质量发展:内在逻辑与实现路径[J].经济学家,2021(11):62-71.

[19]刘梦,胡汉辉.如何让绿水青山成为金山银山:基于碳排放对高质量发展作用的经验证据[J].云南财经大学学报,2020,36(4):19-35.

[20]许宪春,任雪,常子豪.大数据与绿色发展[J].中国工业经济,2019(4):5-22.

[21]缪陆军,陈静,范天正,等.数字经济发展对碳排放的影响:基于278个地级市的面板数据分析[J].南方金融,2022(2):45-57.

[22]温忠麟,张雷,侯杰泰,等.中介效应检验程序及其应用[J].心理学报,2004(5):614-620.

[23]詹新宇,崔培培.中国省际经济增长质量的测度与评价:基于“五大发展理念”的实证分析[J].财政研究,2016(8):40-53+39.

[24]千春晖,郑若谷,余典范.中国产业结构变迁对经济增长和波动的影响[J].经济研究,2011,46(5):4-16+31.

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

[26]余志伟,樊亚平,罗浩.中国产业结构高级化对碳排放强度的影响研究[J].华东经济管理,2022,36(1):78-87.

碳排放量预测及其 与绿色金融指数的相互作用研究

李 程 李佳馨 游 弋 李佳微

(天津工业大学 经济与管理学院, 天津 300387)

摘要:构建并测算了 2008—2020 年的绿色金融指数,基于 LSTM 神经网络模型和 ARIMA-BP 模型对我国碳排放进行了预测,并使用 MS-VAR 模型刻画绿色金融指数和碳排放量的动态互动关系。研究结论为:(1)LSTM 神经网络模型在预测碳排放量时具有较好的拟合效果,在此框架下,中国碳排放量在 2030 年将达到 104.509 亿吨。(2)绿色金融指数和碳排放量相伴而生,二者具有明显的正相关性,但绿色金融发展一定程度上减缓了碳排放量的增加速度。(3)测算边际减排成本后发现,成本提高促进绿色金融发展。可以通过测算、预测碳排放量和减排成本来判断绿色金融的需求量,进而通过发展绿色金融,设法抑制碳排放量,降低减排成本。

关键词:绿色金融指数;碳排放量;神经网络模型;MS-VAR;减排成本

中图分类号:F832.5

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2023)12-0018-09

DOI:10.13999/j.cnki.tjllsj.2023.12.003

一、引言

碳达峰、碳中和目标要求大多数“双高”企业大幅减少碳排放,在此背景下,企业如何面对气候风险带来的转型风险及物理风险,实现自身的可持续发展,是一个严峻的问题。可通过金融手段和金融创新,发挥其巨大的推动作用,将更多社会资本引入绿色低碳领域,提供专业化服务,为绿色产业发展提供更多融资渠道。在碳排放的控制过程中,二氧化碳排放量的控制是重要环节。对碳排放而言,产业结构调整、能源结构升级、节能技术和碳捕获技术的应用是直接影响因素,但是结构调整与技术应用都需要资金支持,绿色金融在这个过程中发挥了投融资方面的保障作用,企业获得资金支持后才有能力使用清洁技术,因此,有必要研究绿色金融和二氧化碳排放量之间的关系。

关于绿色金融发展指数的测度,目前较为广泛应用的测度方法有曾学文和刘永强等(2014)^[1]通过对宏观、微观两条主线进行梳理,尝试构建的包含 5 个二级

指标、11 个三级指标的绿色金融发展评价体系。任丹妮(2020)^[2]运用文本挖掘法测算了 2012—2017 年全国各省(区、市)绿色金融发展指数水平,发现有政策推动的 2015 年前后,绿色金融发展迅速。周月秋和殷红等(2020)^[3]在全面搜集、整理各国数据的基础上,构建“一带一路”绿色金融(投资)指数,对“一带一路”沿线 79 个国家的绿色经济表现和绿色发展能力进行了测算。

关于碳排放总量的预测这一问题,学者们提出了很多方法。Tseng 和 Yu 等(2002)^[4]通过 BP 神经网络和 ARIMA 模型进行季节性预测,利用不同方法相互补充,提高预测效果。赵成柏和毛春梅(2012)^[5]运用 ARIMA 模型和 BP 神经网络组合模型,对碳排放强度的时间序列进行分析,预测了 2020 年中国的碳排放强度。纪广月(2014)^[6]基于灰色关联分析原理对碳排放因素进行筛选,再利用 BP 神经网络模型对中国碳排放进行预测,达到了良好的预测结果。进入新发展时期,胡剑波和罗

基金项目:教育部哲学社会科学后期资助项目“资产负债表关联与风险溢出双重视角下的政府杠杆率结构性优化研究”(21JHQ068)。

作者简介:李程(1981—),通信作者,男,天津人,博士,教授,研究方向为宏观金融;李佳馨(2000—),女,四川德阳人,研究方向为金融学;游弋(2002—),男,江西吉安人,研究方向为金融学;李佳微(2001—),女,湖北随州人,研究方向为计算机科学与技术。

志鹏等(2022)^[7]基于 LSTM 神经网络模型和 ARIMA-BP 神经网络模型拟合预测出了到 2030 年的碳排放总量及强度。

绿色金融发展与碳排放相互影响,密不可分。绿色金融指数与碳排放相互作用,通过动态分析二者在不同经济状态下的作用机制,能够更加接近实际情况。Christiansen 和 Arvanitakis 等(2005)^[8]首先考虑到了外部经济环境的影响,认为碳排放与宏观经济运行周期存在一定的关系。对于二者的关系,Artur 和 Juan 等(2009)^[9]认为金融促进技术研发,可通过技术来提升资源利用率,从而达到二氧化碳减排的效果。邵汉华和刘耀彬(2017)^[10]基于 2000—2014 年的中国省际面板数据,通过面板平滑转换模型验证了金融发展与碳排放之间的关系,发现金融发展总体上对碳排放的降低具有正向作用。辛姜和赵春艳(2018)^[11]基于 MS-VAR 模型探究了碳排放权交易市场的波动性,并进行区制转换和市场联动分析。何吾洁和陈含桦等(2019)^[12]通过四个维度构建指数,衡量中国绿色金融发展水平,并基于 VAR 模型验证了绿色金融与碳排放之间的动态关系。江红莉和王为东等(2020)^[13]以绿色信贷和绿色风投为例构建了动态面板数据模型,从整体和分组两个层面研究了绿色金融的碳减排效果。

总之,已有研究对绿色金融和碳排放的关系进行了比较广泛、深入的探讨,认为二者有密切关系。但是,已有文献主要研究了单一的绿色金融发展水平,或者是对碳排放总量的预测,针对二者之间的相互作用关系的研究受限于现有碳排放量和绿色金融的数据而相对较少。对此,本文在研究二者互动关系方面侧

重预测了未来的变化趋势。同时,在衡量绿色金融和碳排放的关系方面,大多数文献仅考虑了绿色金融和碳排放量的关系,很少考虑和边际减排成本的关系,本文通过数理模型测算进一步探究了边际减排成本的影响。

本文的边际贡献主要在于:其一,在测度和预测碳排放总量时,选择了目前较为新颖的 LSTM 神经网络模型和 ARIMA-BP 神经网络模型进行交叉验证,相较于已有研究,将 ARIMA 模型得到的真实值和预测值的误差带入 BP 神经网络模型进行残差优化,使单一模型充分发挥各自优势,实现优势互补,一定程度上提高了预测结果的准确性和可靠性。其二,在探究碳排放量与绿色金融指数之间的相互作用关系时,引入了 MS-VAR 模型,能够动态分析不同经济运行状态下,二者之间的关系和作用机制。这种组合模型能够优势互补,并充分考虑非线性信息,比以往单一模型的研究更加接近实际情况。其三,根据预测的碳排放量和减排边际成本判断绿色金融发展的需求量,使判断绿色金融的发展趋势有了量化基础。

二、绿色金融指数的构建与评价

(一)样本选择

考虑到数据的全面性和可得性,本文选取 2008—2020 年的数据作为指数测算的研究对象。原始数据主要来源于国家统计局、Wind 数据库和同花顺数据库等。

(二)指标体系

结合中国绿色金融发展的实际情况,参考曾学文和刘永强等(2014)^[14]的评价体系,从四个维度构建我国绿色金融发展水平评价指标体系(见表 1)。

表 1 绿色金融发展水平评价指标体系

二级指标	三级指标	指标定义
绿色信贷	绿色信贷占比	绿色信贷余额/金融机构贷款余额
	高耗能产业利息支出占比	六大高耗能工业产业利息支出/工业产业利息总支出
绿色证券	环保企业市值占比	环保企业总市值/A 股总市值
	高耗能企业市值占比	六大高耗能行业总市值/A 股总市值
绿色保险	农业保险规模占比	农业保险保费收入/我国财产保险保费收入
	农业保险赔付率	农业保险赔付支出/农业保险保费收入
绿色投资	节能环保公共支出	节能环保产业财政支出/财政支出总额
	环保投资占比	环境污染治理投资额/GDP

(三)指数的构建方法

1. 数据预处理

本文涉及的 8 个指标中,高耗能产业利息支出占

比、高耗能企业市值占比是反向指标,采用极差化法对正负向指标进行标准化处理。

针对正向指标:

$$A_{ij} = \frac{X_{ij} - \min(X_{ij})}{\max(X_{ij}) - \min(X_{ij})} \quad (1)$$

针对负向指标:

$$A_{ij} = \frac{\max(X_{ij}) - X_{ij}}{\max(X_{ij}) - \min(X_{ij})} \quad (2)$$

其中, A_{ij} 表示 t 时期 j 指标的标准化值, X_{ij} 表示 t 时期 j 指标的初始化值。

2. 确定指标权重

采取主成分分析法,通过变量变换改变其相关性,实现对数据集的降维,以标准化后的数据为样本,对其进行主成分分析,用 SPSS 软件分析得出表 2。提取三个主成分,其累计贡献率大于 85%,且特征值均大于 1。

表 2 总方差解释表

成分	初始特征值			旋转载荷平方和		
	总计	方差百分比	累积(%)	总计	方差百分比	累积(%)
1	3.831	47.882	47.882	2.719	33.993	33.993
2	2.157	26.963	74.845	2.470	30.876	64.869
3	1.102	13.775	88.620	1.900	23.751	88.620
4	0.469	5.864	94.485			
5	0.275	3.432	97.916			
6	0.100	1.245	99.162			
7	0.053	0.663	99.825			
8	0.014	0.175	100.000			

结合上述结果构建我国绿色金融指数的权重,合成我国绿色金融发展指数:

$$F = \frac{47.881812}{88.620291} F_1 + \frac{26.963249}{88.620291} F_2 + \frac{13.775231}{88.620291} F_3 \quad (3)$$

通过 Eviews 软件将年度指数变为季度指数,输出结果如图 1 所示。

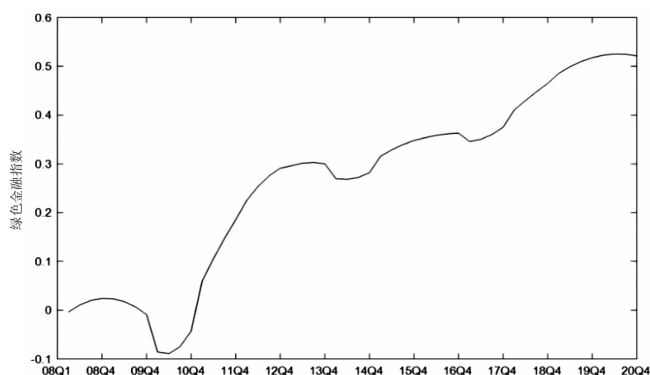


图 1 绿色金融指数曲线

可以看出,我国绿色金融指数总体呈攀升趋势。2008—2013 年上升速度较快,但波动较大,极不稳定,这与中国绿色金融市场处于初步发展阶段,内部体系尚未健全有关。2010 年之后指数上升显著,中国绿色金融改革成效开始显现。2014—2020 年,绿色金融指数保持稳定增长,与中国绿色金融市场进入规模化稳定发展有关,自身稳定性明显提高,抵御外部风险的能力也随之增强。

三、中国二氧化碳排放量的测度及趋势预测

(一) 模型构建

1. LSTM 神经网络模型

LSTM 模型是长短时记忆网络模型,本质上是一种特殊的循环网络模型。LSTM 模型在 RNN 模型的基础上增加了门限来解决短期记忆的问题,使循环神经网络模型能够切实高效地利用长距离的时序信息。

一般来说,测定中国碳排放量时,不仅要考虑其变动会受到近期影响,还要考虑过去任一时期都可能对未来的发展趋势产生影响。离现在越远的时间节点对碳排放量的发展趋势造成的影响越小,因此,本文所选择的 LSTM 神经网络模型可以充分发挥优点,过滤掉冗余信息,筛选出对历史数据预测有效的信息。

2. ARIMA-BP 神经网络模型

ARIMA(p, d, q)模型中,AR 是自回归,MA 是移动平均, p 是自回归项, q 为移动平均项数, d 是时间序列成为平稳序列时所做的差分次数。该模型将预测对象随时间推移形成的数据视为一个随机序列,用数学模型来近似描述这个序列,一旦识别成功就可以用过去值和现在值去预测未来值。ARIMA 模型的表达式为:

$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^p r_i y_{t-i} + \varepsilon_t + \sum_{i=1}^q \theta_i \varepsilon_{t-i} \quad (4)$$

BP 神经网络模型在 1986 年被首次提出,该模型能够很好地解决数据的非线性问题,弥补 ARIMA 建模

中忽略的非线性信息。

本文结合两个模型的优点,利用 ARIMA-BP 残差优化组合模型,将 ARIMA 模型得到的真实值和预测值的误差带入 BP 神经网络模型进行残差优化,使单一模型充分发挥各自优势,实现优势互补。将 ARIMA-BP 神经网络模型作为辅助,用于对 LSTM 模型下得到的中国碳排放量测度和预测的验证,ARIMA 模型主要用于对碳排放量进行线性建模和预测,BP 模型可对其残差进行优化,捕捉碳排放量变化中的非线性信息,使中国碳排放量的测度和趋势预测更加准确。

(二)数据来源及处理

碳排放指二氧化碳和其他温室气体的排放,包括某个区域、某个群体或某个生物体的温室气体排放量。考虑到全球温室气体中二氧化碳的比重近 80%,因此,学术界针对碳排放多数仅研究二氧化碳。

本文以《中国统计年鉴》《中国能源统计年鉴》为基础,参照 ORNL 提出的方法对二氧化碳排放量进行计算。如图 2 所示,将本文测量结果与中国碳核算数据库(CEADs)公开的数据进行对比,结果大体一致。

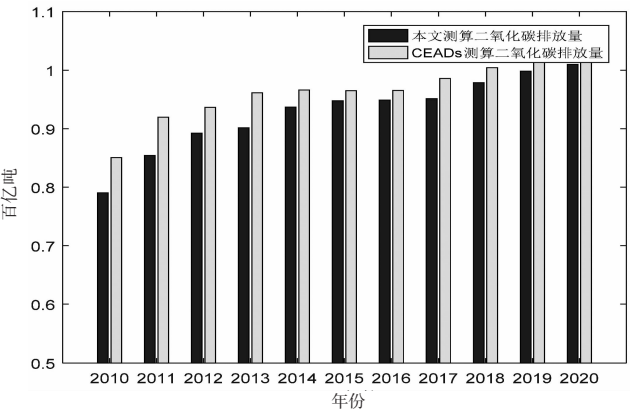


图2 二氧化碳排放量柱状图

(三)中国二氧化碳排放量的实证分析

1. LSTM 神经网络模型下的二氧化碳排放量测度及预测

本文参照胡剑波和罗志鹏等(2022)^[7]的方法,在进行样本外预测的同时,将样本内数据特征传入模型以达到扩充数据的目的,循环往复,最终得到中国二氧化碳排放总量的预测值及拟合曲线。

最终的训练模型均方误差为 0.094281,设置回调均方误差标准为 0.1,在验证集上的平均绝对百分比误差为 9.219%,表明该模型具有较好的拟合性能。图 3 为中国二氧化碳排放总量趋势预测曲线,可以看到,2005—2020 年总体处于上升趋势,二氧化碳排放总量

达 1.009867 百亿吨。2021—2030 年,二氧化碳排放总量的上升趋势开始趋于平缓,甚至接近水平,此时中国的二氧化碳排放总量将达到 1.04509 百亿吨。

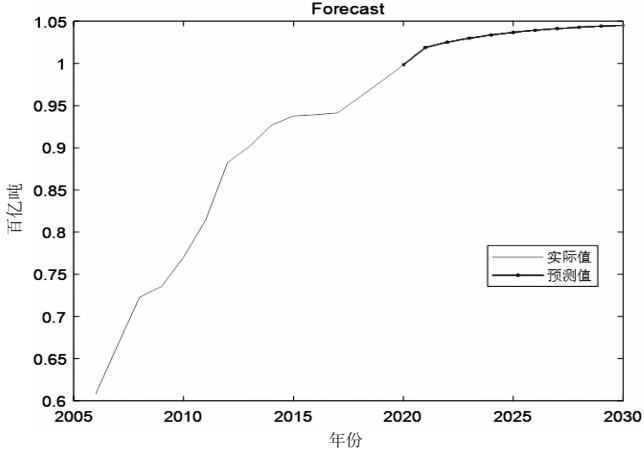


图3 LSTM模型二氧化碳排放量拟合预测曲线

2. ARIMA-BP 神经网络模型下的二氧化碳排放量测度及预测

为了提高预测值的准确性,进一步建立 ARIMA-BP 神经网络模型对预测值进行交叉验证。在构建该模型前,需要对数据进行平稳性检验。如表 3 所示,对其进行 ADF 检验后,二氧化碳排放序列的伴随概率 t 统计量为 0.1200,在 0.05 的显著性水平下无法拒绝原假设。二氧化碳排放 1 阶差分序列的伴随概率 t 统计量为 -1.8812,在 0.1 的显著性水平下拒绝了原假设,可认为 1 阶差分后的二氧化碳排放序列是平稳的。

表3 ADF 检验

序列名称	t 统计量	p 值	是否平稳
二氧化碳排放序列	0.1200	0.96740	否
1 阶差分序列	-1.8812	0.34092	是

进一步探究碳排放序列的自相关系数和偏自相关系数,在[-0.5,0.5]区域表示了 95%的置信区间。发现不论是自相关系数还是偏自相关系数的一阶、二阶系数都落在了 95%的置信区间之内。

通过 ARIMA 模型对中国碳排放总量进行了拟合预测,从图 4 可看出该模型下的二氧化碳排放总量预测值在 2030 年将达到 1.241064577 百亿吨。由于与 LSTM 模型下的预测值有较大不同,考虑到单一模型的局限性,因此,将通过 ARIMA-BP 神经网络模型再次对中国碳排放总量进行拟合预测。

如图 5 所示,采用 ARIMA-BP 残差优化组合模型进行预测。可以看到,在 ARIMA-BP 神经网络模型下

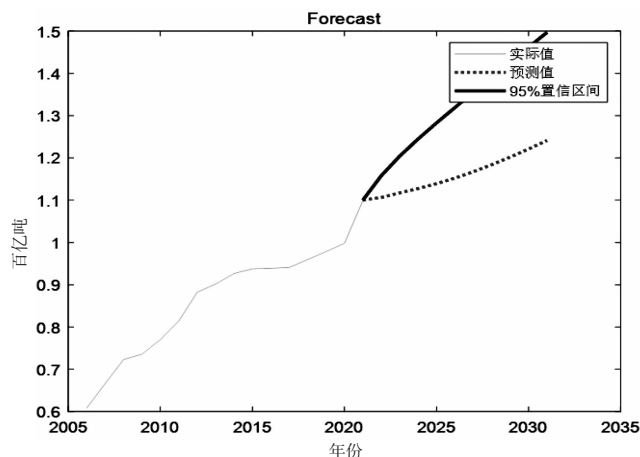


图4 ARIMA模型二氧化碳排放量拟合预测曲线

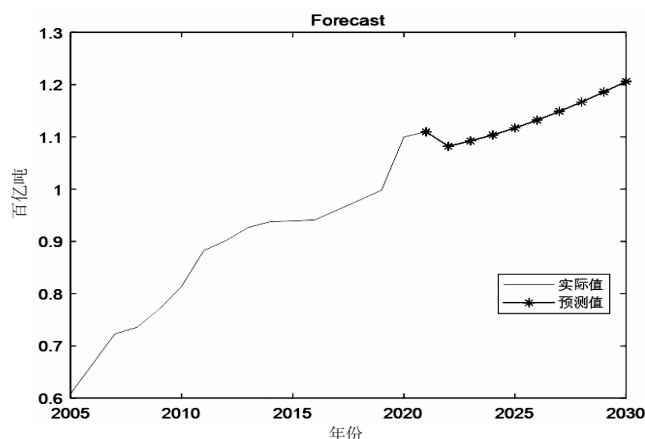


图5 ARIMA-BP模型二氧化碳排放量拟合预测曲线

的预测值呈现较强的上升趋势,2030年中国二氧化碳排放总量将到达1.206114208 亿吨。

最后,对 LSTM 神经网络模型下得到的预测值和 ARIMA-BP 神经网络模型下得到的预测值进行对比分析,发现 LSTM 神经网络模型的预测精度高于 ARIMA-BP 模型。两个模型的交叉验证进一步证明了本文对中国二氧化碳排放总量预测值的准确性和可靠性。

四、绿色金融指数与二氧化碳排放量的关系

(一)MS-VAR 模型

马尔可夫区制转换向量自回归模型在原 VAR 模型基础上加入了 Markov Chain 特性,该模型能将样本划分成若干个区间,在不同区制下分析变量之间的相互作用关系。

本文基于 MS-VAR 模型探究不同状态下绿色金融指数与碳排放量之间的相互作用关系。其中,构建 P 阶 VAR 模型时可表示如下:

$$Y_t = \Phi_0 + \Phi_1 Y_{t-1} + \dots + \Phi_p Y_{t-p} + B X_t + \varepsilon_t; t=1, 2, \dots, T \quad (5)$$

其中, Y_t 为 k 维内生变量列向量, Y_{t-i} 为滞后的内生变量, X_t 表示 d 维外生变量列向量, P 是滞后阶数, Φ_i 为 $k \times k$ 维的待估矩阵, B 为 $k \times d$ 维的待估矩阵, $\varepsilon_t \sim N(0, M)$ 为 k 维白噪声向量, M 为 ε_t 的协方差矩阵, 是一个 $k \times k$ 的正定矩阵。

MS 模型被称为马尔可夫区制转移模型, 区制转移的概率可以表示为:

$$P_{ij} = P(S_{t+1}=j | S_t=i, \sum_{j=1}^n P_{ij}=1) \quad \forall i, j \in \{1, 2, \dots, n\} \quad (6)$$

一阶的 MS 模型中, S_t 为状态变量。 S_t 遍历 K 个区制状态的转移概率可以用马尔可夫转移矩阵表示:

$$P = \begin{bmatrix} P_{11} & \dots & P_{1K} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ P_{K1} & \dots & P_{KK} \end{bmatrix} \quad (7)$$

马尔可夫区制转换向量自回归模型在 K 区制 P 阶下表示为 MS(K)-VAR(P)模型:

$$Y_t = \nu_s + \sum_{i=1}^p A_{i,s} Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (8)$$

(二)平稳性检验

运用 MS-VAR 模型时,为了避免出现“伪回归”现象,保证其数据的平稳性,本文通过 ADF 法对数据进行平稳性检验。为了减少波动性,对绿色金融指数的绝对值取对数处理,进行 ADF 检验,具体结果见表 4:

表4 ADF 检验

变量	ADF 检验值	临界值(5%)	是否平稳
二氧化碳排放量	-2.9451	-2.9451	否
ln(I绿色金融指数I)	-4.4368	0.0002	否
d(二氧化碳排放量)	-1.4800	0.5433	是
d(ln(I绿色金融指数I))	-1.7575	0.5017	是

注:该模型在二阶差分后平稳,可以运用 MS-VAR 模型进行实证分析。

(三)数据处理及模型选择

将 2008—2020 年的碳排放量测度数据和绿色金融指数作为模型数据。由于样本数量的限制,通过

Eviews 软件将年度低频数据转换成了季度高频数据,共获得 104 个数据。

对于模型的选择,考虑到 MS-VAR 模型存在多个

子模型,其中包括 MSMH-VAR、MSM-VAR、MSIH-VAR、MSIA-VAR 等,本文在选取最佳的 MS-VAR 模型时,通过计算 AIC、HQ、SC 等准则和实际的情况来进行选择。经过比较发现,本文最适合 MSMH(2)-VAR(3)模型,且得到的 LR=76.3281,可以显著拒绝线性的原假设,说明该模型拟合度良好,对解决实际问题是有意义的。

(四)模型估计结果
1. MSMH(2)-VAR(3)模型的参数分析

表 5 说明了 MSMH(2)-VAR(3)模型各类参数估计结果,通过比较两区制的不同参数,可以认为区制 1 代表了二氧化碳排放量和绿色金融指数波动比较大的状态,区制 2 代表了二氧化碳排放量和绿色金融指数波动比较小的状态。

表 5 参数估计结果

	CE 方程	t 值	GFI 方程	t 值
Mean(Reg.1)	0.255399	7.4203	0.516801	2.0994
Mean(Reg.2)	0.255383	7.4164	0.513815	2.0792
CE_1	1.362035	7.8117	2.879199	1.0676
CE_2	0.000230	0.0007	0.190663	0.0385
CE_3	-0.379736	-2.4484	-2.399677	-0.9510
GFI_1	0.003019	0.7519	1.257117	15.5347
GFI_2	-0.003830	-0.6074	-0.191821	-1.4513
GFI_3	0.002024	0.5336	-0.159955	-2.0078
SE(Reg.1)	0.001413		0.028259	
SE(Reg.2)	0.000335		0.007162	

从各变量对二氧化碳排放量的影响看,滞后 1 期的二氧化碳排放量变动将对当期二氧化碳排放量变动产生显著的正向作用。当滞后 1 期的二氧化碳排放量上升一个单位时,当期的二氧化碳排放量也会上升 1.362035 个单位。滞后 2 期的二氧化碳排放量变动对当期二氧化碳排放量具有正向作用,但是并不显著。滞后 3 期的二氧化碳排放量变动对当期变动具有负向作用,但是显著水平较低。滞后 1 期、2 期和 3 期的绿色金融指数变动对当期二氧化碳排放量具有或正或负的作用,但是都不显著。

从各变量对绿色金融指数的影响看,滞后 1 期、2 期和 3 期的二氧化碳排放量变动对当期绿色金融指数的变动产生或正或负的作用,但显著性水平都较低。滞后 1 期的绿色金融指数对当期绿色金融指数的变动具有显著的正向作用,说明未来一季度的绿色金融指数上升 1 个单位时,当期的绿色金融指数会上升 1.257117 个单位。滞后 2 期、3 期的绿色金融指数变动对当期变动具有不显著的负向作用。

在二区制的 MS-VAR 模型中,从表 6 的区制相关系数可以看出,二氧化碳排放量和绿色金融指数在不同的区制中相关性不同。在区制 1 中,二者表现出负相关性。在区制 2 中,二者表现出正相关性,且在区制 2 的正相关作用远远大于在区制 1 中的负相关性。说

明在波动较大的状态下,绿色金融指数随二氧化碳排放量的增加而减小;在波动较小的状态下,绿色金融指数随二氧化碳排放量的增加而增加。

表 6 二区制相关系数

Regime 1		CE	GFI
	CE	1.0000	-0.0451
	GFI	-0.0451	1.0000
Regime 2		CE	GFI
	CE	1.0000	0.8324
	GFI	0.8324	1.0000

2. 区制状态分析

图 6 为两区制概率图,可以看出大部分的样本处于区制 2 中,主要时段为 2008 年四季度至 2009 年三季度,2010 年二季度至 2010 年四季度,2014 年二季度至 2014 年四季度,2015 年二季度至 2020 年四季度,在这段时间里,绿色金融指数与二氧化碳排放量波动比较平稳。在区制 1 中,主要时段为 2009 年四季度至 2010 年一季度和 2011 年一季度至 2014 年一季度,此时绿色金融指数与二氧化碳排放量波动都比较大。

中国绿色金融的发展进程大致可分为三个阶段,2005—2008 年为绿色金融萌芽阶段,2009—2014 年为中国绿色金融初步发展阶段,2015 年至今为绿色金

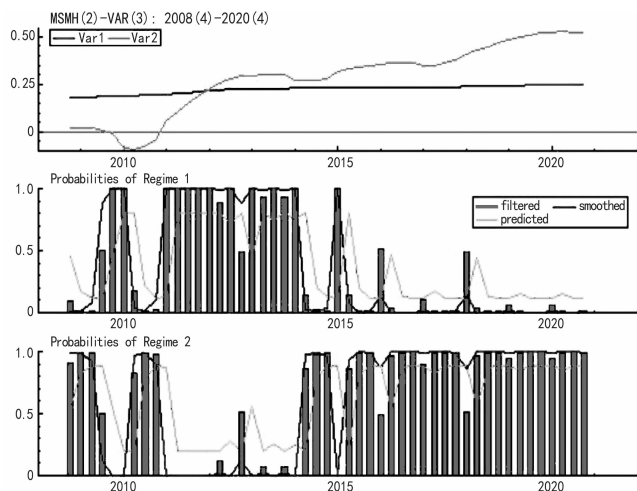


图6 区制概率图

融规模化健康发展阶段,且这三个时间段与本文的区制划分不谋而合,表现出高度的一致性。

2009年11月,中国代表团在联合国哥本哈根气候大会前夕首次于国际会议上作出庄严承诺,中国将在2020年使每单位GDP的碳排放量相比于2005年实现近一半的下降幅度。对于绿色政策,2010年出台的“十二五”规划明确提出节能减排目标,中国绿色信贷体系也随之开始发展。由于国家层面大力推进绿色改革,此时正处于区制1的剧烈波动期间,二氧化碳排放量和绿色金融指数表现出较大的波动。

2011—2014年是绿色金融体系不断发展和改革的时期。2012年,银监会印发《绿色信贷指引》,成为中国绿色信贷体系的纲领性文件。为了大力推进金融体系的绿色信贷规模发展,2014年银监会印发了《绿色信贷实施情况关键评价指标》。此时,区制1状态下的二氧化碳排放与绿色金融指数高位波动,说明二者具有明显的相互影响关系。

2015—2020年二者都处于平稳发展的区制1状态下,这也是中国绿色金融规模化健康发展的阶段。2015年10月,十八届五中全会提出“绿色发展”概念,政府层对绿色发展的重视程度增加。2015年至今,随着国家对绿色金融产业的大力扶持,绿色金融开始成为主流银行业务。绿色金融相关法律法规陆续出台,市场交易秩序得到保障,为投资者提供了良好的金融市场环境。

由表7可知,系统维持在区制1的概率为0.8015,由区制1转移到区制2的概率是0.1985。系统维持在区制2的概率为0.8911,由区制2转移到区制1的概率为0.1089。

表7 区制转移概率

	Regime 1	Regime 2
Regime 1	0.8015	0.1985
Regime 2	0.1089	0.8911

表8 区制特性

	样本数	概率	持续期
Regime 1	17.5	0.3542	5.04
Regime 2	31.5	0.6458	9.18

从表8可以看出,系统在35.42%的时间里处于区制1,平均可持续5.04个季度;64.58%的时间处于区制2,平均可持续的时间为9.18个季度。

3. 脉冲响应函数分析

当给二氧化碳排放量一个标准差的正向冲击时,在两区制下,二氧化碳排放量的增加对绿色金融指数的变动产生正向冲击,但是影响效果不同。在区制1下,二氧化碳排放量的增加对绿色金融指数造成的正向冲击大于在区制2下的正向冲击,且两区制的冲击都保持上升趋势。

当绿色金融指数受到一个标准差的正向冲击时,绿色金融指数的增加对两区制下的二氧化碳排放量都产生了一个正向冲击,且区制1的正向冲击大于区制2的正向冲击,且上升趋势都趋于平缓。

总体上,二氧化碳排放量受到外部冲击时,更能影响中国绿色金融指数,即对整个市场的绿色金融发展水平的影响更大。因此,良好且稳定的外部经济环境可以有效促进绿色金融健康发展,在经济波动大的时期,绿色金融发展水平则会较大程度上受到二氧化碳排放量的影响和冲击。

五、绿色金融指数和减排边际成本的关系

衡量绿色金融和碳排放的关系,不能只考虑和二氧化碳排放量的关系,还要考虑和边际减排成本的关系,因此,有必要进一步测算边际减排成本。

本文测算边际减排成本,借鉴郭新明(2022)^[4]的研究,通过二次型方向距离函数测度2005—2020年中国的二氧化碳边际减排成本。构造产出缩放向量 $\vec{g}=(g_y, -g_b)$,其中 y 和 b 表示期望产出和非期望产出。由于使用影子价格模型的基础是方向距离函数和收益函数存在对偶性,因此通过方向距离函数推导出收益函数。根据包络定理和拉格朗日定理,推导出非期望产出与期望产出的影子价格之比, q 和 p 分别表示非期望产出的价格和期望产出的价格,公式如下:

$$\frac{q}{p} = - \frac{\partial \vec{D}_0(x,y,b;g_v,-g_b)/\partial b}{\partial \vec{D}_0(x,y,b;g_v,-g_b)/\partial y} \tag{9}$$

假设 $\vec{g}=(1,-1)$,期望产出和非期望产出同比例反向变化。二次型函数具有良好的微分特性,在实际求解过程中,通常采用二次型参数函数的形式,表达式如下:

$$\begin{aligned} \vec{D}_0(x_i^t,y_i^t,b_i^t;1,-1) = & \alpha_0 + \sum_{n=1}^N \alpha_n x_{i,n}^t + \sum_{m=1}^M \beta_m y_{i,m}^t \\ & + \sum_{j=1}^J \gamma_j b_{i,j}^t + \frac{1}{2} \sum_{n=1}^N \sum_{n'=1}^N \alpha_{nn'} x_{i,n}^t x_{i,n'}^t + \frac{1}{2} \sum_{m=1}^M \sum_{m'=1}^M \beta_{mm'} y_{i,m}^t y_{i,m'}^t \\ & + \frac{1}{2} \sum_{j=1}^J \sum_{j'=1}^J \gamma_{jj'} b_{i,j}^t b_{i,j'}^t + \sum_{n=1}^N \sum_{m=1}^M \delta_{nm} x_{i,n}^t y_{i,m}^t + \sum_{n=1}^N \sum_{j=1}^J \eta_{nj} x_{i,n}^t b_{i,j}^t \\ & + \sum_{m=1}^M \sum_{j=1}^J \mu_{mj} y_{i,m}^t b_{i,j}^t \end{aligned} \tag{10}$$

本文选取劳动(x_1)、能源(x_2)和资本(x_3)这三种投

入,采用第一、二、三产业就业人数之和表示劳动投入,能源消耗总量表示能源投入,以永续盘存法估计资本存量。产出则以二氧化碳排放量为非期望产出,GDP为期望产出。数据来源于2005—2020年的《中国能源统计年鉴》和《中国统计年鉴》,二氧化碳排放量基于前文测量数据。采用线性规划方法进行求解,目标函数应使各个时期前沿点与生产点的离差和最小。

通过上述理论基础,利用Lingo构建模型。对二次型函数的未知参数进行求解,方向距离函数参数估计如表9所示。

结果显示,2005—2009年边际减排成本基本保持一致,增长并不明显;2010年出现了明显改变,增速开始变大,边际减排成本进入快速攀升阶段。进一步用MATLAB软件拟合绿色金融指数和边际减排成本,得到图7。

表9 参数估计值

参数	变量	估计值	参数	变量	估计
a_0	常数项	-0.153	a_{33}	x_3x_3	0.252
a_1	x_1	1.319	$a_{12}=a_{21}$	x_1x_2	0
a_2	x_2	0	$a_{23}=a_{32}$	x_2x_3	0
a_3	x_3	0.960	$a_{13}=a_{31}$	x_1x_3	0.048
b_1	y	-1.029	$b_3=g_2=m$	y^2,b^2,yb	0.255
g_1	b	-0.023	$h_1=d_1$	x_1b,x_1y	0.150
a_{11}	x_1x_1	-0.699	$h_2=d_2$	x_2b,x_2y	0
a_{22}	x_2x_2	0	$h_3=d_3$	x_3b,x_3y	-0.287

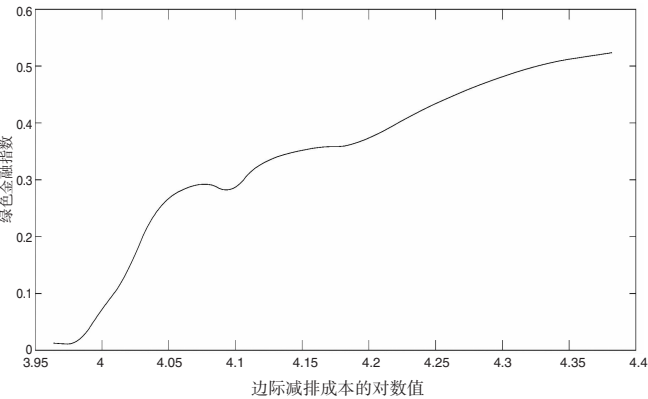


图7 绿色金融指数和边际减排成本拟合图

由图7可以看出,随着减排边际成本上升,绿色金融指数也随之上升,而且二者关系趋于平缓。结合前文研究,碳排放量和减排成本的增加都会使绿色金融指数上升,一定程度上说明绿色金融的发展是在碳排放基础上实现的,可以根据碳排放量的增加情况和减排边际成本的变化来预测绿色金融的发展。

六、结论与对策建议

(一)研究结论

第一,绿色金融指数总体呈逐年攀升趋势。2008—2013年上升虽然较快,但是波动较大,2010年之后呈迅速上升趋势,2014—2020年一直保持稳定增长,说明我国的绿色金融发展态势良好。

第二,LSTM神经网络模型在预测二氧化碳排放量时具有较好的拟合效果,在此框架下,中国二氧化碳排放量在2030年将达到104.509亿吨。为了验证LSTM的预测效果,在ARIMA-BP神经网络模型中,中国二氧化碳排放量在2030年将达到120.611亿吨。两种模型进行交叉验证,对比后发现LSTM模型的预测精度更好。

第三,利用MS-VAR模型分析绿色金融指数和二氧化碳排放量在不同经济状态下的相互作用关系,发现二者相伴而生,且具有明显的正相关性。反映出二氧化碳排放量的预测和绿色金融指数的预测高度一致,

可以通过二者中一个变量的预测判断出另一个的发展趋势。而且当经济处于高波动状态时,二氧化碳排放量对绿色金融指数的冲击会大于在经济平稳时的冲击。因此,良好且稳定的外部经济环境可以有效促进绿色金融健康发展。

第四,绿色金融发展一定程度上减缓了二氧化碳排放量的增加速度。因此,不仅可以通过环保手段来减少二氧化碳排放,还可以通过促进绿色金融发展来实现减排效果。随着绿色金融的发展,二氧化碳排放量的增速不断下降,绿色金融能够降低二氧化碳排放的边际量,最终实现碳达峰、碳中和。

第五,通过构建“三投入—两产出”的方向距离函数,测算我国二氧化碳的减排成本,发现2005—2020年减排的边际成本持续上升,MATLAB拟合后发现绿色金融指数也随之上升,进一步说明可以通过减排成本来判断绿色金融发展趋势,进而判断绿色金融的需求量。

(二)对策建议

第一,根据碳排放量和减排成本研判绿色金融的需求量。强调发展绿色金融,具体需求量可以通过碳排放量和减排成本的增加状况来判断,使绿色金融的发展有了量化依据。根据绿色金融发展趋势,结合当前的发展状况制定相应政策,确保绿色金融的发展满足减排的需求。

第二,通过市场化手段降低碳减排成本。碳市场作为一种促进减排的市场机制,允许碳排放资源在不同企业之间通过市场进行自由配置,相比行政手段,能够以较低的成本实现既定减排目标。通过全国碳市场运行,降低全社会总减排成本,助力我国早日实现较低的排放峰值,降低后续实现碳中和目标的难度。

第三,借助绿色金融市场,多渠道促进碳减排,实现“双碳”目标。绿色金融是一项创新的制度化安排,发展绿色金融就是要以市场化原则引导激励更多社会资本投入绿色产业,鼓励金融机构提供更多绿色金融产品和服务。

第四,促进绿色金融和碳减排的良性循环。全面提高绿色意识,支持更多资金投入绿色产业领域,促使我国传统产业不断转向绿色产业,助力低碳发展,改善治理环境,实现有限资源的高效利用,减少污染,节约污染治理资金,加大环保技术研发,实现发展和减排的良性循环。◆

参考文献:

- [1]曾学文,刘永强,满明俊,等.中国绿色金融发展程度的测度分析[J].中国延安干部学院学报,2014,7(6):112-121+105.
- [2]任丹妮.政策推动还是市场驱动?:基于文本挖掘技术的绿色金融发展指数计算及影响因素分析[J].西南金融,2020(4):78-89.
- [3]周月秋,殷红,严瑾,等.“一带一路”绿色金融(投资)指数研究[J].金融论坛,2020,25(6):4-6.
- [4]TSENG F M,YU H C,TZENG G H.Combining neural net-work model with seasonal time ARIMA model[J].Technology For ecasting and Social Change,2002(69):71-87.
- [5]赵成柏,毛春梅.基于ARIMA和BP神经网络组合模型的我国碳排放强度预测[J].长江流域资源与环境,2012,21(6):665-671.
- [6]纪广月.基于灰色关联分析的BP神经网络模型在中国碳排放预测中的应用[J].数学的实践与认识,2014,44(14):243-249.
- [7]胡剑波,罗志鹏,李峰.“碳达峰”目标下中国碳排放强度预测:基于LSTM和ARIMA-BP模型的分析[J].财经科学,2022(2):89-101.
- [8]CHRISTIANSEN A C,ARVANITAKIS A,TANGEN K,et al.Price Determinants in the EU Emissions Trading Scheme[J].Climate Policy,2005,5(1):15-30.
- [9]ARTUR T,JUAN P C,KRISHNA C V.Does Higher Economic and Financial Development Lead to Environmental Degradation:Evidence from BRIC Countries[J].Energy Policy,2009(37):246-253.
- [10]邵汉华,刘耀彬.金融发展与碳排放的非线性关系研究:基于面板平滑转换模型的实证检验[J].软科学,2017,31(5):80-84.
- [11]辛姜,赵春艳.中国碳排放权交易市场波动性分析:基于MS-VAR模型[J].软科学,2018,32(11):134-137.
- [12]何吾洁,陈含桦,王卓.绿色金融发展与碳排放动态关系的实证研究:基于VAR模型的检验[J].贵州师范大学学报(社会科学版),2019(1):99-108.
- [13]江红莉,王为东,王露,等.中国绿色金融发展的碳减排效果研究:以绿色信贷与绿色风投为例[J].金融论坛,2020,25(11):39-48+80.
- [14]郭新明.我国碳减排的路径选择及其对金融稳定的影响研究[J].上海金融,2022(10):20-31.

“一带一路”倡议对中国碳排放的影响及作用机制研究

徐丽 莫汝坚 严梓豪 黄腾 鲁晨婕

(广东外语外贸大学 数学与统计学院, 广东 广州 510006)

摘要: 基于 2008—2019 年中国 265 个城市的面板数据, 采用空间双重差分模型检验“一带一路”倡议对中国沿线城市碳排放量的影响及其空间溢出效应, 在此基础上利用中介效应模型探究其作用机制。结果表明: (1) “一带一路”倡议使沿线城市的碳排放平均降低 18%, 显著促进周边地区的碳排放, 考虑内生性问题与样本选择性偏误后上述结论仍然成立。(2) 异质性分析表明, “一带一路”倡议对沿线城市的碳减排效应存在异质性, 在中等城市中的效应更显著。(3) 中介效应分析表明, “一带一路”倡议对沿线城市的碳减排效应主要通过降低能源消耗或提高科研支出实现。为此, 建议沿线城市贯彻落实绿色发展理念, 注重周边地区的碳减排工作, 同时根据不同城市的特点和需求制定差异化的碳减排政策。

关键词: “一带一路”倡议; 绿色发展; 碳排放; 空间双重差分

中图分类号: F205

文献标识码: A

文章编号: 2096-8647(2023)12-0027-08

DOI: 10.13999/j.cnki.tjllysj.2023.12.004

一、引言

二氧化碳等温室气体的大量排放与全球变暖息息相关, 危害生态系统平衡, 威胁人类的生存。因此, 碳排放的有效控制成为当前国际社会普遍关注的热门话题, 如何进行碳减排、实现碳中和成为当前亟须解决的难题。“一带一路”倡议的提出为中国碳排放问题的解决提供了机遇。那么, “一带一路”倡议的绿色发展理念是否对中国沿线城市的碳排放量有显著的减排效应? 其对不同城市的碳减排效应是否存在异质性? 减排机制如何? 这些都是值得探讨的问题。本文基于政策评估视角从城市层面探究“一带一路”倡议对中国沿线城市碳排放的政策效应、异质性及其作用机制, 为“一带一路”沿线城市更好地协调经济发展与环境保护的关系, 针对性地寻求碳减排路径, 尽早实现碳达峰、碳中和提供参考依据。

二、文献综述

早期研究主要关注对外贸易与贸易模式对碳排

放的影响。近年来, 研究逐步转向以产业结构为核心, 从多维度探讨碳排放的影响因素。研究认为, 人口增长、经济增长与产业结构均与碳排放量有显著的正相关关系, 对外开放度、技术水平、能源结构则与碳排放量有显著的负相关关系。此外, 环境规制政策或手段对碳排放的政策效应也逐渐引起研究者的重视, 但研究结论尚未形成共识。

“一带一路”倡议提出以来, 沿线国家间的经济交往日益频繁, 促进了沿线国家的产业转移与经济快速增长。部分研究认为, “一带一路”倡议的实施给环境带来正面影响。基于省级层面的研究发现, “一带一路”倡议显著促进当地的技术进步与绿色全要素生产率的提升。基于国家层面的研究发现, “一带一路”沿线地区的农产品贸易潜力指数与碳排放呈负相关关系, 且“一带一路”倡议总体上倾向于降低沿线国家的碳排放强度, 这一政策效应在碳排放强度较高的国家以及能源密集型行业尤其明显。

作者简介: 徐丽(1984—), 通信作者, 女, 福建龙岩人, 博士, 副教授, 研究方向为空间统计及应用; 莫汝坚(1999—), 男, 广东肇庆人, 在读硕士, 研究方向为社会与经济统计; 严梓豪(2001—), 男, 广东清远人, 研究方向为社会与经济统计; 黄腾(2001—), 男, 广东揭阳人, 研究方向为社会与经济统计; 鲁晨婕(2001—), 女, 江苏盐城人, 研究方向为社会与经济统计。

尽管“一带一路”倡议对碳排放的政策效应已取得了一定的研究成果,但现有研究对两者关系尚未形成共识,缺少基于政策评估视角、沿线城市尺度的研究。为此,本文的边际贡献主要体现在以下四个方面:第一,研究视角上,本文重点关注“一带一路”倡议的绿色发展理念对沿线城市碳排放量的影响及其作用机制,具有创新性。第二,研究尺度上,本文将研究细化到城市层面,为制定基于城市的精准碳减排政策提供参考依据。第三,研究方法上,本文采用的空间双重差分模型(SDID)不仅能够有效避免存在空间相关性时传统双重差分模型可能存在的空间不一致与内生性问题,而且能够利用空间自相关性建模进而评估政策的溢出效应。第四,研究内容上,本文主要从宏观层面评估“一带一路”倡议对碳排放的政策效应、异质性及作用机制,能丰富碳减排路径相关研究。

三、理论机制与研究假设

国家相关部门在“一带一路”倡议提出后陆续出台《关于推进绿色“一带一路”建设的指导意见》《“一带一路”生态环境保护合作规划》等文件,将绿色发展作为“一带一路”倡议的核心理念之一。绿色发展理念会促进行业绿色技术创新,提高城市的绿色经济发展效率,为解决环境污染问题提供新动能,最终实现“双碳”目标。因此,本文提出如下假设:

H1:“一带一路”倡议对中国沿线城市的碳排放有显著的减排效应。

当一个地区率先践行绿色发展理念实现碳减排之后,其他地区会学习和模仿,调整本地区的环境政策或通过碳排放交易市场等环境政策开展碳减排。这种强烈的示范及模仿效应意味着“一带一路”倡议绿色发展理念不仅对本地区的碳排放有显著的减排效应,还可能通过示范及模仿效应对相邻地区的碳排放产生影响。与此同时,由于地区间交流频繁,高污染企业如果由于本地区实行的限排政策无法生存,则会向邻近低限制地区进行产业转移,进而增加邻近地区的碳排放。基于此,本文提出如下假设:

H2:“一带一路”倡议的实施会产生明显的空间溢出效应,且溢出效应的方向不定。

二氧化碳等环境污染物主要通过规模效应、结构效应和技术效应这三个途径对环境产生影响。由于产业结构在模型中已被视为控制变量,因此本文主要探究“一带一路”倡议是否通过降低能源消耗(规模效应)以及提升企业技术创新水平或当地全要素生产率(技术效应)这两条途径影响碳排放。

“一带一路”倡议实施后,国家、社会和个人可能会通过各种途径降低能源消耗量。例如,为贯彻实施绿色发展理念,政府部门会出台相关政策予以支持,如低碳城市试点政策等,以控制能源消耗,加大地方环境规制力度。在企业层面,“一带一路”倡议可能会促使相关企业研发绿色环保技术,控制能源消耗量。在个人层面,可能会促使个体转变生活方式,有效降低碳排放量。由此,本文提出如下假设:

H3:“一带一路”倡议通过降低能源消耗从而降低碳排放量。

适度的环境规制会通过生产技术进步或低碳环保技术升级等途径降低碳排放。“一带一路”倡议可能会促使地方政府加大科研投入,提升企业技术创新水平,进而实现碳减排。基于此,本文提出如下假设:

H4:“一带一路”倡议通过技术效应降低碳排放量。

四、研究设计

(一)样本选择与数据来源

数据来自2009—2020年《中国城市统计年鉴》以及国务院发展研究中心信息网数据库。数据处理基本思路如下:首先,剔除仅有少部分数据的城市^①;其次,对存在部分年份数据缺失的城市用平均增长率方法将数据补齐,最终得到2008—2019年265个城市的面板数据。

(二)核心变量说明

1. 碳排放量的测算。 Y_{it} 是被解释变量,表示实验组或对照组各城市不同年份的二氧化碳排放量。由于各城市的二氧化碳排放量无法直接测量,需通过模型(1)计算获得近似数据。

$$Y = I = C_n + C_p + C_e = kE_n + \gamma E_p + \varphi(\eta \times E_e) \quad (1)$$

2. 交互项 $Treat_{it} \times Time_{it}$ 是核心解释变量。其中, $Treat_{it}$ 表示是否为“一带一路”倡议所包含城市的虚拟

①数据缺失比例为8.6%(25/290),删除的城市名单如下:(1)实验组城市有安康市、儋州市、定西市、固原市、贵港市、海东市、贺州市、黑河市、嘉峪关市、金昌市、拉萨市、丽水市、临沧市、陇南市、平凉市、普洱市、三沙市、乌兰察布市、吴忠市、伊春市;(2)对照组城市有广安市、开封市、莱芜市、濮阳市、雅安市。

表 1 符号说明

符号	变量单位	含义
Y 或 I	千克	各城市的二氧化碳排放量
C _n	千克	工业消耗天然气的碳排放量
C _p	千克	液化石油气的碳排放量
C _e	千克	工业用电产生的碳排放量
E _n	立方米	工业消耗天然气量
E _p	吨	液化石油气量
E _e	千瓦时	工业用电量
k	—	天然气的二氧化碳排放系数
γ	—	液化石油气的二氧化碳排放系数
φ	—	煤电燃料链温室气体排放系数
η	%	煤电发电量占总发电量的比重

表 2 变量说明

变量	指标	含义	符号
被解释变量	各城市的二氧化碳排放量	发电量、天然气消耗量和液化石油气消耗量等能源消耗量的对数值	ln Y
解释变量	政策实施时间	2013 年及其之前定义为 0;以后定义为 1	Time
	实验组和对照组	“一带一路”倡议所包含的城市作为实验组定义为 1;反之为对照组定义为 0	Treat
	交互项	实验组和政策实施的交互项	Time×Treat
控制变量	经济发展水平	人均 GDP 的对数	ln GDP
		人均 GDP 的对数平方项	(ln GDP) ²
	产业结构	第二产业占比	stru
	人口密度	单位土地面积的人口数量	poden
	对外经济贸易额	当年实际利用外资额的对数值	ln FDI
其他变量	年份固定效应	—	λ _t
	城市固定效应	—	μ _i
	随机扰动项	—	ε _{it}

(三)模型构建

空间双重差分模型(SDID)不仅能够有效避免传统双重差分模型因空间相关性导致的数据不一致与内生性问题,而且能够有效考虑空间自相关性的影响进而评估政策的空间溢出效应。因此,本文将“一带一路”倡议看作准自然实验,利用 SDID 研究“一带一路”倡议的绿色发展理念对实验组和对照组所在城市的碳排放影响、异质性及其作用机制。其中,实验组为“一带一路”倡议包含的 132 个城市,对照组为倡议中未提及的 133 个城市。在引入空间计量模型后得到空间杜宾模型(SDM 模型),如式(2)所示:

$$\ln Y_{it}=\eta_0+\rho W\ln Y_{it}+\delta_1 W\text{Treat}_{it}\times\text{Time}_{it}+\delta_2 WX_{it}+\eta_1\text{Treat}_{it}\times\text{Time}_{it}+\eta_2 X_{it}+\lambda_i+\mu_t+\varepsilon_{it}\quad(2)$$

其中,i 和 t 分别代表城市与年份;Y_{it} 表示样本城市的二氧化碳排放量;Treat_{it} 为虚拟变量,表示城市是

变量,“是”取值为 1,否则为 0;Time_{it} 表示时间的虚拟变量,2013 年之前取值为 0,2013 年之后取值为 1。

3. X_{it} 表示一系列控制变量。控制变量 X_{it} 的选取与碳排放影响因素密切相关。因此,本文将各城市不同年份的经济发展水平、产业结构、人口密度与对外经济贸易额作为控制变量。其中,经济发展水平用人均 GDP 的对数(ln GDP)衡量,产业结构用第二产业占比(stru)表示,人口密度用单位土地面积的人口数量(poden)衡量,对外经济贸易额用当年实际利用外资额的对数值(ln FDI)表示。此外,考虑到环境污染与经济发展水平间的倒 U 形关系,本文在模型(2)中还引入了 ln GDP 的平方项。

否为“一带一路”倡议沿线城市,“是”取值为 1,“否”取值为 0;Time_{it} 是年份虚拟变量,实施“一带一路”倡议之后的 Time_{it} 定义为 1,实施之前的年份定义为 0;X_{it} 表示一组控制变量;λ_i 和 μ_t 分别表示年份固定效应和城市固定效应;ε_{it} 为随机误差项。W 是研究样本的空间邻接权重矩阵,WlnY_{it} 表示地区二氧化碳的空间滞后项,W×Treat_{it}×Time_{it} 表示解释变量的空间滞后项,WX_{it} 表示控制变量的控制滞后项。ρ 是被解释变量的空间滞后项系数;δ_m 是核心解释变量与控制变量的空间滞后项系数;η_m 是核心解释变量与控制变量对本市的影响系数,代表解释变量的直接效应。当 ρ、δ_m 与 η_m 等系数取不同值时,SDM 模型可退化为 SAR 模型或 SEM 模型。

(四)变量描述性统计

剔除数据缺失严重的部分城市,本研究收集到

2008—2019 年中国 265 个城市的平衡面板数据。全样本的样本量为 3180, 其中实验组的样本量为 1584, 对照组的样本量为 1596。除第二产业占比外, 实验组与对照组的其他指标均存在较为明显的差异。其中, 实验组的碳排放量、人均 GDP 和当时实际利用外资额明显大于对照组, 但人口密度明显小于对照组。

五、“一带一路”倡议对中国碳排放的影响

(一) 平行趋势检验

双重差分模型假设政策实施之前处理组和对照组有相同的发展趋势, 为此, 本文采用最直观的时间趋势法验证这一假设(见图 1)。可以看出, “一带一路”倡议提出前, 实验组的碳排放量明显大于控制组, 且两者的碳排放曲线大致平行, 符合双重差分模型的平行趋势假设。倡议提出后, 实验组的碳排放量增长速度放缓, 但控制组的碳排放量仍然保持着明显的增长态势。由此本文认为, 实验组和对照组在“一带一路”倡议提出前发展趋势基本相同, 即通过了平行趋势检验。同时, 倡议提出后实验组碳排放的缓慢增长初步表明“一带一路”倡议对沿线城市的碳排放有减排效应。

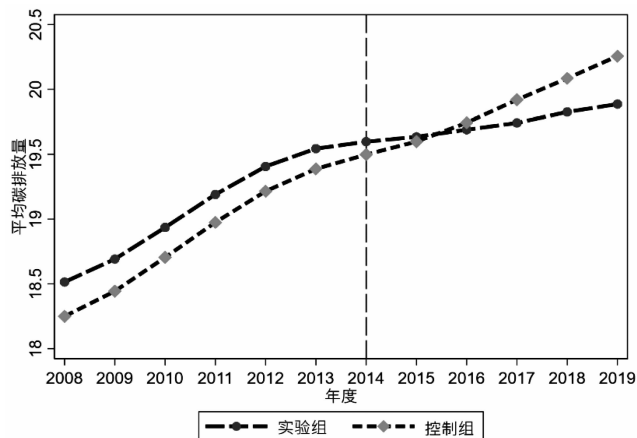


图 1 平均碳排放量增长趋势

(二) 实证分析

1. 空间相关性检验

全局莫兰指数用于从全局层面反映空间邻近区域或邻接区域属性值的相关性程度。本文利用全局莫兰指数衡量 265 个样本城市的二氧化碳排放量的空间相关性, 结果如表 3 所示。可以看出, Moran's I 的数值在 1% 的显著性水平上均大于 0, 表明样本城市的二氧化碳排放量存在显著的空间正相关性, 且这一空间相关性在 2014 年后呈逐步上升趋势。因此, 考虑空间效应进行研究具有合理性, 即在平行趋势检验与空间相关性检验的基础上, 选用空间双重差分模型进行分

析具有合理性。

表 3 基于距离矩阵碳排放的全局莫兰指数

年份	Moran's I	年份	Moran's I
2008	0.068***	2014	0.056***
2009	0.069***	2015	0.076***
2010	0.064***	2016	0.090***
2011	0.060***	2017	0.107***
2012	0.060***	2018	0.117***
2013	0.058***	2019	0.112***

注: *, **, *** 分别表示参数估计在 10%、5%、1% 水平下显著, 表 5、表 6、表 7、表 8、表 9 同。

2. 空间计量模型的选择

首先, 进行拉格朗日乘数检验(LM)与似然比检验(LR), 并根据检验结果在 SAR、SEM 和 SDM 三种空间计量模型中选择合适模型。LM 检验与 LR 检验均表明 SDM 模型较为合适(见表 4)。其次, 利用 Hausman 检验确定是使用固定效应模型还是随机效应模型。由于检验结果在 1% 的水平下显著, 本文采用固定效应模型。

表 4 LM 检验与 LR 检验

检验方法		检验值	p 值
LM 检验	LM-lag	90.421	0.000
	Robust LM-lag	273.232	0.000
	LM-error	392.014	0.000
	Robust LM-error	209.204	0.000
LR 检验	Irtestsdmsar	92.550	0.000
	Irtestsdmsem	74.980	0.000
Hausman 检验	Hausman	84.950	0.000

3. SDM 基准回归结果

SDM 基准回归结果如表 5 第(2)列所示, 表 5 第(1)列显示了传统 DID 基准回归结果作为参照。

在控制时间效应和个体效应下, DID 与 SDID 的核心解释变量($Treat_{it} \times Time_{it}$)的系数均为负, 但 DID 高估了政策带来的碳减排效应(-0.232 vs. -0.180)。表明“一带一路”倡议总体上有助于降低沿线城市的碳排放水平, 有效促进碳减排, 可能原因是“一带一路”倡议显著促进了各城市的技术进步与绿色全要素生产率, 进而抑制了碳排放。因此, “一带一路”倡议对中国沿线城市的碳排放有显著的减排效应, 即假说 H1 成立。

从控制变量看, 实际利用外资额(ln FDI)对各城市的碳排放量有显著的正向影响, 平均而言增加 11.1% 的碳

排放。 $\ln GDP$ 的回归系数为负值,而 $\ln GDP^2$ 的回归系数为正值,符合环境库兹涅茨曲线的假设,即表明当经济水平较低时碳排放量随着经济增长而增加,当经济水平发展到一定程度时,碳排放量随着经济增长反而逐渐下降,与多数研究结论一致。第二产业占比(stru)的提高会显著增加沿线城市的碳排放量,与目前的研究结论一致,可能是第二产业的能源消耗量相对较大,相应的碳排放量较高。值得注意的是,虽然人口密度(poden)对碳排放量也有显著的正向影响,但其系数远小于第二产业占比(stru)与实际利用外资额($\ln FDI$),说明相比产业结构与对外贸易,人们日常生活对碳排放量的影响较为轻微。

此外,在 SDID 模型中, $W \times \ln Y$ 的参数估计值为 0.548,且在 5%的置信水平下显著,说明本地区的碳排放每增长 1%将引起相邻地区的碳排放平均增长 0.548%。此外, $W \times Time \times Treat$ 的滞后参数估计值为 0.553,也在 5%的置信水平下显著,表明本地区“一带一路”倡议的绿色发展理念加速了地区间二氧化碳的流动,显著增加了周边地区的碳排放,可能是本地区将高排放的企业转移到邻近地区,导致邻近地区的碳排放增加,即假设 H2 成立。

4. SDM 的效应分解

SDM 中核心解释变量($Time \times Treat$)的水平项系

表 5 DID 与 SDID 回归结果对比

变量	$\ln Y$	
	(1)DID	(2)SDID
Time×Treat	-0.232*** (0.040)	-0.180*** (0.038)
W×ln Y	—	0.548** (0.215)
W×Time×Treat	—	0.553** (0.234)
ln FDI	0.116*** (0.011)	0.111*** (0.010)
ln GDP	-0.199** (0.079)	-0.068 (0.073)
ln GDP ²	0.023*** (0.005)	0.010** (0.005)
stru	0.018*** (0.002)	0.013*** (0.002)
poden	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)
Cons.	15.916*** (0.344)	—
N	3168	3168
R ²	0.442	0.4572

注:括号中数字表示稳健标准误。下同。

数和空间交互项($W \times Time \times Treat$)系数分别在 1%与 5%的水平上显著(见表 5)。然而,SDM 的回归系数在反映解释变量对被解释变量的影响程度和空间溢出特征时表现欠佳。因此,需采用偏微分方程进一步测算解释变量与控制变量的直接效应、间接效应和总效应(见表 6)。其中,直接效应反映本区域自变量对本区域因变量的平均影响,间接效应反映本区域自变量对其他区域因变量的平均影响,即间接效应用于反映空间溢出效应。

表 6 各变量的直接效应、间接效应和总效应

变量	$\ln Y$		
	直接效应	间接效应	总效应
Time×Treat	-0.178*** (0.039)	0.549** (0.243)	0.370 (0.238)
ln FDI	0.111*** (0.010)	-0.060 (0.067)	0.051 (0.067)
ln GDP	-0.061 (0.070)	-1.627 (1.149)	-1.688 (1.155)
ln GDP ²	0.010** (0.005)	0.123* (0.074)	0.132* (0.075)
stru	0.013*** (0.002)	0.058*** (0.021)	0.072*** (0.020)
poden	0.000*** (0.000)	0.001 (0.000)	0.001 (0.000)

由表 6 可知:(1)从直接效应看,“一带一路”倡议的直接效应显著为负,表明本地区实施“一带一路”倡议的绿色发展理念有助于促进本地区的碳减排。(2)从间接效应看,“一带一路”倡议的间接效应显著为正,表明本地区对相邻地区有显著的正向溢出效应,能显著促进邻近地区的碳排放。(3)从控制变量看,在 5 个控制变量中,经济发展水平($\ln GDP^2$)与第二产业占比(stru)的直接效应和间接效应都显著为正,表明本地区的经济发展水平与第二产业占比的提高不仅促

进本地区的碳排放,还会促进邻近地区的碳排放。

(三)稳健性检验

为验证实证结果的稳健性,本文分别进行更换空间矩阵与剔除其他政策影响的方法进行稳健性检验。

1. 更换空间矩阵

分别以反距离平方矩阵、经济距离矩阵为权重矩阵重新构建 SDID 模型,以检验回归结果是否随着空间相邻矩阵定义的变化而变化。由表 7 的第(1)列与第(2)列的回归结果看,将空间矩阵由空间邻接矩阵

表 7 稳健性检验回归结果

变量	ln Y			
	更换空间矩阵		剔除其他政策影响	
	反距离平方矩阵	经济距离矩阵	排除直辖市与省会城市	控制碳排放权交易试点城市
Time×Treat	-0.109*(0.060)	-0.102*(0.053)	-0.194*** (0.041)	-0.204*** (0.039)
W×ln Y	0.804*** (0.094)	0.405*** (0.047)	0.207 (0.281)	0.277 (0.223)
W×Time×Treat	0.092 (0.112)	0.029 (0.071)	0.560** (0.227)	0.502** (0.239)
CET×after	—	—	—	0.142*** (0.054)
lnFDI	0.090*** (0.010)	0.091*** (0.010)	0.102*** (0.011)	0.113*** (0.010)
lnGDP	-0.051 (0.070)	-0.086 (0.072)	-0.020 (0.075)	-0.164** (0.072)
lnGDP ²	0.006 (0.005)	0.011** (0.005)	0.008 (0.005)	0.018*** (0.005)
stru	0.011*** (0.002)	0.013*** (0.002)	0.013*** (0.002)	0.011*** (0.002)
poden	0.000** (0.000)	0.000** (0.000)	0.000** (0.000)	0.000** (0.000)
N	3168	3168	2820	3168
R ²	0.404 0.523	0.575	0.337	0.427

注：CET×after 表示碳排放权交易政策效应的交互项。

替换为反距离平方矩阵或者经济距离矩阵后,核心解释变量系数并没有实质性变化,即“一带一路”倡议仍然能够显著降低沿线城市的碳排放量,由此验证前文估计结果的稳健性。

2. 剔除其他政策的影响

通常而言,国家对直辖市或省会城市有政策倾斜,从而可能高估“一带一路”倡议的碳减排效应。为此,剔除直辖市和省会城市重新进行参数估计,结果如表 7 第(3)列所示。可以看出,排除了直辖市与省会城市后,“一带一路”倡议对沿线城市的碳排放仍有显著的减排效应,且减排效应更为明显(-0.180 vs. -0.194)。

接着,加入碳排放权交易试点城市与试点政策实施年份的交互项作为控制变量,以剔除其潜在干扰。碳排放权交易试点城市政策的颁布时间与“一带一路”倡议提出的时间较为接近,且该政策的试点城市与“一带一路”倡议沿线城市基本重叠,可能造成“一带一路”倡议减排效果的高估。表 7 第(4)列为控制了碳排放权交易政策效应(CET×after)后的估计结果。可以看出,“一带一路”倡议对碳排放的政策效应仍然显著为负,且其减排效应大于基准回归水平(-0.180 vs. -0.204)。表明控制低碳试点城市或碳排放权交易试点政策对碳排放的潜在影响后,研究结论依然成立。

(四) 异质性分析

城市的不同规模所呈现的资源集聚程度、要素流

动等情况存在差异,可能导致“一带一路”倡议对碳排放的影响具有区域差异。因此,本文按照国务院颁布的《关于调整城市规模划分标准的通知》,将城市划分为超大城市、特大城市、大城市、中等城市与小城市。由于超大城市与特大城市样本较少,会导致估计的偏误,故将这两类城市合并,进一步研究“一带一路”倡议对不同规模城市碳排放的影响,回归结果见表 8。

结果显示,在 1% 的显著性水平上“一带一路”倡议对超大与特大城市、大城市和小城市的碳排放均没有明显的减排效应,但其对中等城市有显著的减排效应。可能是超大与特大城市以及大城市较高的经济水平与较大的人口密度形成了碳排放依赖效应与碳锁定效应,抵消了“一带一路”倡议带来的碳减排效应。进一步,“一带一路”倡议的绿色发展理念不仅对中等规模城市有显著的碳减排效应,还对中等规模城市的相邻地区有显著的碳减排效应。需要指出的是,在 SDID 的基准回归分析中,本地区“一带一路”倡议的绿色发展理念对相邻地区有显著的正向溢出效应,即促进邻近地区的碳排放。而在异质性分析中,中等规模城市却对相邻地区的碳排放起反作用,可能在于大部分中等城市在城市化进程中产业集聚对碳排放产生了影响。城市规模在扩张的过程中,产业集聚程度会提高产业能源利用效率并降低碳排放,并且随着产业集群的高级化,相邻地区间企业间的关联和合作越来越密切,污染物会减少,因此会对相邻城市碳减排

表 8 城市规模异质性检验结果

变量	ln Y			
	(1)	(2)	(3)	(4)
	超大与特大城市	大城市	中等城市	小城市
Time×Treat	-0.015(0.147)	-0.056(0.071)	-0.182**(0.086)	0.019(0.093)
W×ln Y	-3.669*** (0.431)	-0.725*** (0.279)	-1.069*** (0.397)	-0.892(0.288)
W×Time×Treat	-0.448(0.654)	-0.386** (0.182)	-1.086*** (0.368)	-0.533(0.280)
lnFDI	0.214*** (0.058)	0.082*** (0.021)	0.148*** (0.020)	0.091(0.017)
lnGDP	-10.265*** (3.556)	0.041(0.082)	-0.774*** (0.217)	-0.447(0.158)
lnGDP ²	0.465*** (0.160)	0.000(0.005)	0.060*** (0.014)	0.048(0.011)
stru	0.024*** (0.008)	0.023*** (0.005)	0.015*** (0.004)	0.010(0.004)
poden	-0.000(0.000)	-0.000(0.000)	0.000*** (0.000)	0.000(0.000)
N	240	780	1008	1140
R ²	0.089	0.009	0.234	0.060

起空间溢出效应。

六、影响机制分析

上述实证结果表明,“一带一路”倡议的绿色发展理念对中国沿线城市的碳排放有明显的抑制作用,即验证了研究假说 H1。但究竟通过何种方式抑制沿线城市的碳排放值得进一步探讨。对此,本文分别采取分样本回归方法以及中介效应模型对研究假说 H3 与 H4 进行检验,即分别验证政策环境好的城市是否有助于“一带一路”倡议的实施,“一带一路”倡议是否通过减少能源消耗(规模效应)以及企业提升技术创新水平或当地绿色全要素生产率(技术效应)来降低碳排放量:

$$\ln Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{Treat}_{it} \times \text{Time}_{it} + \beta_2 X_{it} + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$M_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Treat}_{it} \times \text{Time}_{it} + \alpha_2 X_{it} + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$\ln Y_{it} = \sigma_0 + \sigma_1 \text{Treat}_{it} \times \text{Time}_{it} + \sigma_2 M_{it} + \sigma_3 X_{it} + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

上述模型中, M_{it} 表示机制变量。根据上述理论机

制的分析,本文选取三个变量作为中介机制变量:第一,规模效应的中介变量。将煤炭、石油、天然气和水电等消耗量合成总能源消耗量(lnenergy),并将其作为中介变量,用于验证“一带一路”倡议是否通过规模效应降低沿线城市的碳排放。第二,技术效应的中介变量。采用地方政府科研支出(Science)衡量技术创新水平,用于验证“一带一路”倡议是否通过技术效应路径降低沿线城市的碳排放。

首先,对假说 H₃ 进行验证。表 9 为“一带一路”倡议对碳排放的规模效应作用路径检验结果。由于缺失某些城市能源消耗量的数据,剔除缺失严重的城市后样本量为 258。表 9 第(1)列显示了模型(2)的回归结果,表明“一带一路”倡议显著降低了中国沿线城市的碳排放量。第(2)列为模型(3)的回归结果,Time×Treat 的系数在 1%的显著性水平下为负,说明倡议显著降低沿线城市的能源消耗量,平均降低 9.5%。第(3)列为模型(4)的回归结果,系数 σ_1 与 σ_2 在 1%的水平下均

表 9 中介效应检验:能源消耗量与科研支出

变量	(1) lnY	(2) lnenergy	(3) lnY	(4) lnY	(5) Science	(6) lnY
Time×Treat	-0.238*** (0.040)	-0.095*** (0.029)	-0.215*** (0.040)	-0.194*** (0.049)	64.513*** (13.695)	-0.230*** (0.048)
lnenergy			0.123*** (0.027)			
Science						0.001*** (0.000)
N	3075	3075	3075	2342	2342	2342
R ²	0.526	0.6327	0.5222	0.326	0.396	0.604

显著,表明能源消耗量这一中介效应成立,且通过sober检验后可知中介效应占总效应的68%,表明假说H3成立,即“一带一路”倡议通过降低地方的能源消耗实现了碳减排。

其次,对假说H4进行验证。剔除机制变量数据缺失严重的城市后,“一带一路”倡议对碳排放的技术效应作用路径检验结果如表9的(4)、(5)、(6)列所示。其中3个核心系数都显著,表明科研支出这一中介效应成立,假说H4成立,即“一带一路”倡议通过提高地方的科研支出提升技术创新水平,从而降低地方的碳排放量。

七、研究结论与启示

本文基于2008—2019年中国265个城市的面板数据构建空间双重差分模型,评估了“一带一路”倡议对中国132个沿线城市碳排放的政策空间效应及对不同规模城市碳排放的异质性效应。结果表明,“一带一路”倡议对中国沿线城市的碳排放有显著的减排效应,且对周边地区的碳排放具有正向的空间溢出效应。这一结论经平行趋势检验与稳健性检验验证后仍然成立。异质性分析表明,“一带一路”倡议对中国沿线城市的碳减排效应在中等城市中表现尤为明显;经济水平高且人口密度大的超大与特大城市和大城市则对倡议的绿色发展理念反应速度较慢,削弱了倡议的碳减排效应。分析发现,“一带一路”倡议的碳减排效应主要通过能源消耗的规模效应与科研支出的技术效应来实现。

对此,本文提出以下三点建议:

(一)抓住发展机遇,减少碳排放量

“一带一路”倡议为中国带来了诸多发展机遇,各城市应抓住机遇,鼓励节能减排和绿色技术创新,促进社会可持续发展。国家层面,相关部门应出台相应环保政策保障“一带一路”倡议的顺利实施,减少碳排放总量。城市层面,各个城市应该加快产业转型升级,在提高城市经济水平的同时贯彻可持续发展理念,为降低碳排放量作贡献。

(二)增加科研支出,提升创新水平

研究表明“一带一路”倡议对中国碳减排的技术效应路径主要通过增加科研支出实现。因此,相关部门可出台税收优惠等政策,降低企业的研发成本。同时,充分发挥政府科研支出的作用,引导企业参与绿色“一带一路”建设,提升技术创新水平。

(三)出台支持政策,提高生产效率

地方政府可因地制宜制定财政支持等政策优惠,推动高新技术发展,提高生产效率,进一步减少碳排放。对于经济发展水平高的城市,政府可出台一些环境政策以抵消高经济水平与高人口密度对碳排放的促进作用,同时增加清洁能源占比和减少化石燃料的使用,优先考虑环保合作项目,在减少碳排放的同时兼顾经济增长。◆

参考文献:

- [1]刘清春,孔令群,安泽扬.中国制造业能源相关的碳排放因素分析[J].中国人口·资源与环境,2014,24(S2):14-18.
- [2]胡国珠.贸易模式对碳排放的影响差异研究:基于苏、浙、粤三省数据的实证分析[J].国际经贸探索,2013,29(10):95-105.
- [3]刘小丽,王永利.基于LMDI分解的中国制造业碳排放驱动因素分析[J].统计与决策,2022,38(12):60-63.
- [4]任峰,龙定洪.广东省碳排放量测算、影响因素分析及预测模型选择[J].生态经济,2022,38(5):21-27+32.
- [5]刘钻扩,辛丽.“一带一路”建设对沿线中国重点省域绿色全要素生产率的影响[J].中国人口·资源与环境,2018,28(12):87-97.
- [6]WU Y, CHEN C, HU C. Does the Belt and Road Initiative increase the carbon emission intensity of participating countries? [J]. China & World Economy, 2021, 29(3): 1-25.
- [7]杨波,李波.“一带一路”倡议与企业绿色转型升级[J].国际经贸探索,2021,37(6):20-36.
- [8]MAO X, WANG Y. Cooperative carbon emission reduction through the Belt and Road Initiative[J]. Environmental Science and Pollution Research, 2022, 29(7): 1005-10026.
- [9]施锦芳,高宛钰.出口贸易与碳排放关系的门槛效应研究:以中国—“一带一路”国家为例[J].投资研究,2020,39(6):67-77.
- [10]赵军,王晓辰.中国对外直接投资对“一带一路”沿线国家碳排放的影响:基于金融发展的门槛效应[J].工业技术经济,2021,40(10):42-51.
- [11]昌敦虎,缪琪,原佳倩,等.“一带一路”沿线国家碳排放:外商直接投资与发展要素的共同影响分析[J].环境科学研究,2022,35(7):1556-1563.

中部地区 高质量发展的水平测度及路径探索

李莹莹

(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:推动中部地区高质量发展对于促进区域协调发展、发展现代产业体系、培育完整内需体系等具有重大现实意义和深远历史意义。基于新发展理念,从创新、协调、绿色、开放、共享五个维度构建高质量发展评价指标体系,通过熵值法对2012—2021年中部地区高质量发展水平进行测度。结果表明:党的十八大以来,中部地区整体高质量发展水平态势向好,提升幅度和速度均居四大区域第一位,但各省份的高质量发展水平存在不均衡现象。其中,湖北、安徽的高质量发展水平在中部地区处在第一梯队,山西、河南的高质量发展水平相对落后。最后提出四个方面的对策建议。

关键词:新发展理念;中部地区;高质量发展;熵值法

中图分类号:F127

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2023)12-0035-06

DOI:10.13999/j.cnki.tjllysj.2023.12.005

一、引言

中部地区包括山西、安徽、江西、河南、湖北和湖南六个省份,是全国经济版图的重要组成部分,区位优势显著,承东启西、连南接北,资源丰富,产业基础较好,是全国重要的粮食生产基地、能源原材料基地、现代装备制造及高技术产业基地。2022年末,中部地区总人口为3.65亿人,占全国总人口的25.9%;经济总量达266513亿元,占全国GDP总量的22.1%。推动中部地区高质量发展是党中央统筹国内国际两个大局,立足当前、着眼未来、审时度势作出的重大决策部署。党的十八大以来,习近平总书记高度重视中部地区发展,多次深入中部六省调研指导,要求不断增强中部地区综合实力和竞争力,奋力开创中部地区崛起新局面,并在党的二十大报告中对推动中部地区高质量发展作出新的重大部署,提出“促进中部地区加快崛起”。新征程上,实现中部地区高质量发展既是全面推动形成区域良性互动协调发展的客观需要,也是扎实推进中国式现代化的必然要求。

二、文献综述

自2006年中部崛起战略实施以来,学者针对中部地区高质量发展的诸多方面展开研究。陈明华和谢琳霄等(2022)^[1]构建高质量发展水平评价指标体系测度

了2006—2019年中部地区高质量发展水平,提出中部地区高质量发展分布存在“马太效应”,不同省份在同一水平向上向下转移概率差别较大,导致高质量发展不平衡存在进一步加深倾向。玛依拉·米吉提和程紫莹(2023)^[2]结合城市韧性,从经济、生活、基础设施和生态4个方面构建城市韧性测度指标体系,运用熵值法对2006—2019年中部六省的80个地级以上城市的韧性水平进行综合测度,并分析各省及城市间的韧性水平差异及影响因素,指出中部地区综合韧性水平稳中有升,各城市韧性得分均逐年增长,但速度存在差异,且省内差异逐年扩大,省会城市远高于其他城市。陈明华和王哲等(2023)^[3]基于中部地区高质量发展的基本逻辑与科学内涵,对2006—2019年中部地区高质量发展水平进行了测度研究,并从多级空间尺度考察中部地区高质量发展的时空格局,提出中部地区高质量发展水平低于全国平均水平,但增速较快;与东部地区差距明显,与西部、东北地区接近。宋豪和张继泽等(2023)^[4]基于2011—2020年中部六省面板数据,利用TOPSIS熵值法测算中部地区经济高质量发展综合指数和分项指数,并通过障碍度模型找出对经济高质量发展影响较大的障碍因子,提出中部地区各省经济高质量发展总体水平差异较大,发展不平衡问题依然

基金项目:河南省社会科学院2023年度基本科研费项目“中部地区高质量发展的水平测度及路径探索”(23E45)。

作者简介:李莹莹(1995—),女,河南周口人,硕士,研究实习员,研究方向为应用统计。

突出,并且各省经济高质量发展的主要障碍因子不尽相同。吴九兴和何丹(2023)^[5]利用2010—2021年中部六省数据,对中部六省的经济规模、增长速度、人均GDP、常住人口、人口密度、城乡收入、城乡差距等的变化趋势与特征进行考察研究,发现中部六省的经济规模均不断增加,但数量差距在扩大,经济增长率在整体上呈现降速趋势、从高速增长转向中速增长。徐冰清和刘建等(2023)^[6]通过深入分析当前中部地区对外开放面临的问题与挑战,详细探讨了中部地区抢抓国家推进高水平对外开放的战略机遇,提出了中部地区推进高水平对外开放的机制创新和路径选择的对策建议。刘倩倩(2023)^[7]利用熵权-TOPSIS法计算2012—2021年中部地区高质量发展综合指数,科学量化中部六省高质量发展水平,并借用障碍度模型挖掘影响中部各省高质量发展的主要障碍因子。

当前的研究成果为研究中中部地区高质量发展提供了有力的理论基础和方法支持,本文在已有文献研究的基础上,基于中部地区发展实际,科学把握党的二十大精神 and 高质量发展内涵,构建科学、全面的测度评价指标体系,全面考察中部地区高质量发展现状及演进特征,对于加深高质量发展机理的理解、找到中部地区发展的优势和不足、提升高质量发展水平,具有

重要意义。

三、高质量发展评价指标体系

(一)评价指标体系构建

高质量发展是全面建设社会主义现代化国家的首要任务,是我国经济社会发展的新目标和新要求。习近平总书记指出,高质量发展是从解决社会各方面产品和服务供给“有没有”“大不大”“足不足”转向解决“好不好”“优不优”“美不美”的问题,是经济社会发展方式由注重速度转向注重质量和效益的发展。因此,在新时代背景下,要更加突出高质量发展的“高”,突出新理念和新要求。新发展理念是指创新、协调、绿色、开放、共享的发展理念,对我国社会发展全局具有战略性、纲领性和引领性作用,集中体现了我国的发展思路、发展方向和发展着力点,也是对地区是否实现高质量发展的评价准则。

因此,本文基于高质量发展的理论内涵及科学基础,以“十四五”时期经济社会发展的主要目标为依据,从创新发展、协调发展、绿色发展、开放发展、共享发展五个维度出发,构建了包括12个一级指标、25个二级指标的高质量发展评价指标体系。具体指标选取见表1。

表1 高质量发展评价指标体系

目标层	一级指标	二级指标	具体衡量指标	指标单位	指标属性
创新发展	创新投入	研发经费投入强度	R&D经费支出/GDP	%	+
		研发人员投入强度	R&D人员/从业人员	%	+
		财政科技支持	财政科技支出/一般公共预算支出	%	+
	创新产出	人均专利授权量	专利授权量/年末总人口	项	+
		技术市场发展	技术市场合同成交额/GDP	%	+
协调发展	产业协调	第三产业占比	第三产业产值/GDP	%	+
	城乡协调	常住人口城镇化率	城镇人口/总人口	%	+
		城乡收入差距	城乡居民人均可支配收入比	%	-
		城乡消费差距	城乡居民消费支出比	%	-
	就业稳定	城镇登记失业率	城镇登记失业人口/总人口	%	-
绿色发展	资源节约	单位GDP耗水量	用水总量/GDP	立方米/万元	-
		城市人均绿地面积	城市绿地面积/城镇人口	平方米	+
		单位GDP耗电量	用电总量/GDP	千瓦时/万元	-
	环境友好	单位GDP废气排放量	二氧化硫排放量/GDP	吨/万元	-
		万元GDP化学需氧量	化学需氧量/GDP	吨/万元	-
		单位GDP固体废弃物排放量	固体废弃物排放量/GDP	吨/万元	-
开放发展	外资依存度	外资利用程度	外商直接投资额/GDP	%	+
		外商投资企业投资总额	外商投资企业投资总额	亿元	+
	外贸开放度	外贸开放水平	进出口总额/GDP	%	+

(续表)

目标层	一级指标	二级指标	具体衡量指标	指标单位	指标属性
共享发展	收入共享	人均 GDP	GDP/常住人口	元	+
	社会福利	教育福利重视度	人均教育支出	元	+
		医疗卫生福利重视度	人均医疗卫生支出	元	+
	基础设施	医疗设施完善度	每万人医疗卫生机构床位数	张	+
		网络设施完善度	互联网宽带接入端口数	万户	+
		建成区绿化水平	建成区绿化覆盖面积	平方米	+

(二) 指标说明

创新是高质量发展的动力引擎,是牵动经济社会发展全局的“牛鼻子”。2023年9月,世界知识产权组织(WIPO)发布《2023年全球创新指数》,中国居全球第12位,是前30名中唯一的中等收入经济体。创新发展评价既要关注创新投入,又要关注创新产出。因此,本文从创新投入、创新产出两个方面选取创新发展评价指标,具体选择研发经费投入强度、研发人员投入强度、财政科技支持、人均专利授权量、技术市场发展5个指标作为衡量指标。

协调发展是评价高质量发展的重要标准和尺度,也是高质量发展的内在要求。习近平总书记指出,协调发展,就要找出短板,在补齐短板上多用力,通过补齐短板挖掘发展潜力、增强发展后劲。因此,本文从产业协调、城乡协调、就业稳定3个方面选取协调发展评价指标,具体选择第三产业占比、常住人口城镇化率、城乡收入差距、城乡消费差距、城镇登记失业率5个指标作为衡量指标。

绿色发展是高质量发展的必由之路,是突破资源环境瓶颈制约、转变发展方式、实现可持续发展的必然选择。习近平总书记指出,要把建设美丽中国摆在强国建设、民族复兴的突出位置,以高品质生态环境支撑高质量发展,加快推进人与自然和谐共生的现代化。因此,本文从资源节约、环境友好两个方面选取绿色发展评价指标,具体选择单位GDP耗水量、城市人均绿地面积、单位GDP耗电量、单位GDP废气排放量、万元GDP化学需氧量、单位GDP固体废弃物排放量6个指标作为衡量指标。

开放发展是高质量发展的核心内容,是实现中国现代化的内在要求。习近平总书记指出:“古往今来,人类从闭塞走向开放、从隔绝走向融合是不可阻挡的时代潮流。”过去中国经济发展是在开放条件下取得的,未来中国经济实现高质量发展也必须在更加开放

的条件下进行。因此,本文从外资依存度、外贸开放度两个方面选取开放发展评价指标,具体选择外资利用程度、外商投资企业投资总额、外贸开放水平3个指标作为衡量指标。

共享发展是高质量发展的根本目的,是实现共同富裕的必然要求。广大人民群众共享改革发展成果,是中国特色社会主义的本质要求。习近平总书记强调,要真正“做到发展为了人民、发展依靠人民、发展成果由人民共享”。因此,本文从收入共享、社会福利、基础设施3个方面选取共享发展评价指标,具体选用人均GDP、教育福利重视度、医疗卫生福利重视度、医疗设施完善度、网络设施完善度、建成区绿化水平6个指标作为衡量指标。

(三) 研究方法

为了避免赋权法主观性强、信息利用不充分的弊端,本文采用客观性较高的熵值法确定各指标权重,从而提高结果的可信度及评价的客观性。熵值法作为一种客观赋权方法,可以有效解决嵌入准则间的内在冲突,平衡各评价准则间的关系,利用数据的离散程度客观衡量指标权重,从而得到更加准确合理的评价结果。该方法不仅避免了专家打分法的主观依赖性,具有较高的精确度和可信度,也克服了主成分分析法易受异常值干扰等局限。具体计算步骤如下:

1. 无量纲化处理

为避免指标之间因量纲不同而不可比,在进行计算之前需要对指标进行无量纲化处理,以消除量纲影响。

若为正向指标,则:

$$X_{ij} = \frac{x_{ij} - \min\{x_j\}}{\max\{x_j\} - \min\{x_j\}} + 0.0001$$

若为负向指标,则:

$$X_{ij} = \frac{\max\{x_j\} - x_{ij}}{\max\{x_j\} - \min\{x_j\}} + 0.0001$$

其中, X_{ij} 表示第*i*年第*j*项指标经过无量纲化后

的标准化值, $\min\{x_j\}$ 表示第 j 项指标的最小值, $\max\{x_j\}$ 表示第 j 项指标的最大值。

因无量纲化处理后各项指标数值的区间范围为 $[0, 1]$, 此时为了消除数据后续无法计算的影响, 将整体数据进行非负平移, 即全体指标无量纲化处理后的数据均加上 0.0001。

2. 权重计算

计算第 i 个地区在第 j 项指标所占的比重 P_{ij} :

$$P_{ij} = \frac{X_{ij}}{\sum_{i=1}^n X_{ij}}$$

计算第 j 项指标的熵值 e_j :

$$e_j = \frac{1}{\ln n} \sum_{i=1}^n p_{ij} \ln p_{ij}$$

计算第 j 项指标的差异系数 g_j :

$$g_j = 1 - e_j$$

计算第 j 项指标的权重 w_j :

$$w_j = \frac{g_j}{\sum_{j=1}^m g_j}$$

(四) 数据来源

本文考察 2012—2021 年我国除西藏和港澳台外的 30 个省(区、市)的高质量发展水平的演进特征, 数据主要来源于历年《中国统计年鉴》和中部六省统计年鉴, 对于个别缺失数据, 采用插值法将其补全。

四、中部地区高质量发展水平测度及分析

(一) 分区域高质量发展水平评价结果

根据上述公式计算 2012—2021 年全国 30 个省(区、市)的高质量发展水平综合得分, 并划分为东部地区(北京、天津、河北、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南)、中部地区(山西、安徽、江西、河南、湖北、湖南)、西部地区(内蒙古、广西、四川、重庆、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆)和东北地区(辽宁、吉林、黑龙江)四大区域, 各区域的高质量发展水平综合得分

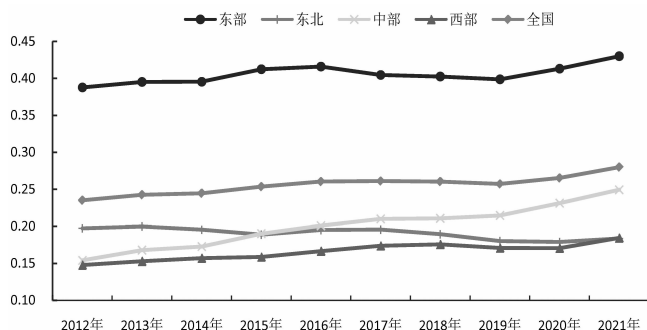


图1 2012—2021 年各区域高质量发展水平综合得分

如图 1 所示。

可以看出, 党的十八大以来, 除东北地区外, 东部、中部、西部地区的高质量发展水平总体呈上升态势, 且东部地区高质量发展综合得分均值一直远高于其他地区, 其高“异常”水平拉高了全国的平均水平, 致使其他三个地区的得分均值都低于全国平均水平。

东部地区作为我国经济最发达的区域, 发展韧性强、活力足, 高质量发展的基础十分优越, 高质量发展水平综合得分由 2012 年的 0.388 提高到 2021 年的 0.430, 提高了 0.042, 年均增长 1.2%。东北地区作为我国的老工业基地, 新中国成立以来为国家建设和改善人民生活作出了不可磨灭的巨大历史贡献, 但是在市场化进程加快和改革日益深入的大背景下, 东北地区产业结构转型不畅, 机制性和结构性等深层次矛盾凸显, 经济发展陷入低迷, 高质量发展水平综合得分从 2012 年的 0.197 下降至 2021 年的 0.184, 下降了 0.014。西部地区由于基础设施较为落后, 高质量发展的内生动力不足, 绝大多数省(区、市)的全社会劳动生产率低于全国同期值, 且西部的工业企业利润率相对偏低, 半数西部省(区、市)的规模以上工业企业成本费用利润率和单位产值利润率低于全国同期水平, 新兴产业发展相对不足, 创新驱动的支撑力不强, 导致其高质量发展水平综合得分均值一直是四个地区中最低的, 从 2012 年的 0.148 提高到 2021 年的 0.184, 提高了 0.036, 增长较为平缓。中部地区高质量发展势头良好, 面临的发展机遇更加显著, 高质量发展综合得分从 2012 年的 0.154 提高到 2021 年的 0.249, 提高了 0.095, 年均增长 5.5%, 提高幅度和年均增速均居四大区域之首, 并于 2015 年超过东北地区, 升至四大区域第二位。站在新时代历史潮头, 具有区位优势、资源优势、文化优势等比较优势的中部地区迎来广阔天地, 也必将在全面建设社会主义现代化国家新征程中描绘出加快发展的生动画卷。

(二) 中部六省高质量发展水平分析

表 2 为 2012—2021 年中六省的高质量发展水平综合得分。可以看出, 中部六省的高质量发展水平综合得分均呈上升态势, 六省的得分排名依次为湖北、安徽、江西、湖南、河南、山西, 2012—2021 年得分均值分别为 0.247、0.237、0.199、0.186、0.179、0.152。其中, 安徽的高质量发展水平综合得分提高幅度最大, 从 2012 年的 0.172 提高到 2021 年的 0.309, 提高了 0.137; 山

西提高幅度最小,从 2012 年的 0.148 提高到 2021 年的 0.172,仅提高了 0.024;江西、河南、湖北、湖南分别

提高了 0.103、0.093、0.110、0.106,反映出中部地区内部也存在较大差异,实现高质量发展需要付出较大努力。

表 2 2012—2021 年中部六省高质量发展水平综合得分

	2012 年	2013 年	2014 年	2015 年	2016 年	2017 年	2018 年	2019 年	2020 年	2021 年	均值
山西	0.148	0.160	0.148	0.148	0.147	0.146	0.153	0.146	0.155	0.172	0.152
安徽	0.172	0.188	0.191	0.224	0.246	0.252	0.249	0.258	0.280	0.309	0.237
江西	0.156	0.168	0.167	0.180	0.187	0.205	0.210	0.224	0.238	0.259	0.199
河南	0.140	0.150	0.151	0.165	0.179	0.190	0.190	0.191	0.205	0.233	0.179
湖北	0.176	0.198	0.225	0.256	0.272	0.271	0.257	0.255	0.274	0.286	0.247
湖南	0.132	0.143	0.154	0.168	0.174	0.195	0.204	0.214	0.235	0.238	0.186

(三) 中部六省高质量发展各子系统分析

高质量发展评价体系由五个子系统构成,利用前文的计算方法,可得到 2012—2021 年中部六省各子系

统的得分情况,详见表 3。依据其计算结果分析中部六省在创新发展、协调发展、绿色发展、开放发展、共享发展的时序差异。

表 3 2012—2021 年中部六省高质量发展子系统平均得分

	创新发展	协调发展	绿色发展	开放发展	共享发展
山西	0.024	0.040	0.031	0.014	0.042
安徽	0.072	0.045	0.041	0.032	0.044
江西	0.032	0.040	0.040	0.034	0.053
河南	0.029	0.035	0.039	0.025	0.049
湖北	0.075	0.052	0.039	0.022	0.056
湖南	0.037	0.037	0.037	0.023	0.049

从创新发展维度看,中部六省的排名为湖北、安徽、湖南、江西、河南、山西,仅有湖北、安徽的创新发展水平得分高于中部地区得分均值。究其原因,党的十八大以来,湖北和安徽认真贯彻落实习近平总书记关于科技创新的重要论述,深入实施创新驱动发展战略,全力推进重大原始创新,围绕攻克关键核心技术“卡脖子”问题,出台一系列科技政策体系,推进产学研协同创新,加快打造“乔木”参天、“灌木”茁壮、“苗木”葱郁的创新生态,实现了从科技强到产业强、经济强的高质量发展创新通道。

从协调发展维度看,中部六省的排名为湖北、安徽、江西、山西、湖南、河南,仅有湖北、安徽的协调发展水平得分高于中部地区得分均值。究其原因,党的十八大以来,湖北和安徽紧紧围绕当前发展中不平衡、不协调、不可持续的突出问题,加快推进产业转型升级,统筹推进区域协调发展、城乡协调发展、产业协调发展,引导各地差异化发展、协同化发展,切实促进农民增收,缩小城乡差距,在协调发展中加快建设新格局。

从绿色发展维度看,中部六省的排名为安徽、江

西、河南、湖北、湖南、山西,仅有山西和湖南的绿色发展水平得分低于中部地区得分均值。究其原因,党的十八大以来,中部六省坚定践行习近平生态文明思想,坚持“绿水青山就是金山银山”,坚持走生态优先、绿色发展之路,各省生态环境发生了“河畅水清、岸绿景美”的明显变化,空气质量优良天数比例和森林覆盖率也大幅改善,美丽中国建设成效显著,但由于山西、湖南的产业结构偏重,转型升级步伐略显不足,导致两省的绿色发展维度得分相对较低。

从开放发展维度看,中部六省的排名为江西、安徽、河南、湖南、湖北、山西,仅有江西和安徽的开放发展水平得分高于中部地区得分均值。究其原因,党的十八大以来,江西、安徽充分发挥区域优势,坚持向改革要动力,向开放要活力,主动对标对接国际经贸规则,全面深化体制机制改革,加快形成与国际高标准规则相衔接的制度体系,不断提高开放型经济水平,江西、安徽正加速成为开放前沿、创业高地。

从共享发展维度看,中部六省的排名为湖北、江西、湖南、河南、安徽、山西,仅有山西和安徽的共享发展水平得分低于中部地区得分均值。究其原因在于,

党的十八大以来,中部六省均始终坚持以人民为中心的发展思想,千方百计促发展、惠民生、保稳定,教育、医疗卫生设施、网络设施等领域的财政支出比重不断上升,用心用力办好了一批又一批老百姓的急事难事烦心事,人民群众的获得感成色更足、幸福感更可持续、安全感更有保障,但由于山西和安徽的历史欠账较重,民生事业领域的支出与其他省份相比略显不足,影响共同富裕的扎实推进。

五、推动中部地区高质量发展的政策建议

(一)实施创新驱动战略,打造高质量发展引擎

创新是一个民族进步的灵魂,是一个国家兴旺发达的不竭动力。中部地区各省要始终坚持把创新摆在高质量发展的逻辑起点进行安排部署,紧抓国家战略科技力量优化重组战略机遇,集中力量打造一批国家重点实验室、国家工程技术研究中心等科技创新平台。以创新为突破,坚持创新驱动和产业发展有机结合,围绕现有产业向高新技术产业链布局、创新,提升科技对传统产业、现有基础产业的支撑和发展。强化企业创新主体地位,支持企业牵头建设重点实验室、技术研发中心等。完善科技创新法规政策,推广“揭榜挂帅”“赛马”等新机制,探索破解科技、经济“两张皮”新路径。重视创新型人才的引进和培养力度,激发人才创新创造活力。

(二)做好生态保护大文章,厚植高质量发展底色

中部地区各省要牢固树立“绿水青山就是金山银山”理念,全面贯彻习近平生态文明思想,深入开展山水林田湖草一体化生态保护和修复,增强高质量发展“绿色”底色,更好地服务于中国式现代化。建立健全资源环境产权、交易、价格形成机制以及利益分配制度,使市场在自然资源配置中充分发挥决定性作用。加强跨部门协作,统筹施策,综合发力,积极构建区域清洁低碳型能源结构,加快优化中部六省能源结构,为实现碳达峰、碳中和目标提供强有力支撑。

(三)以“一带一路”倡议为抓手,构筑高质量发展开放平台

开放是繁荣进步的鲜明标识,是中国式现代化的鲜明特征。一是强化竞争优势。依托中部地区超大规模市场优势,着力打造国内大循环的重要支点;依托产业基础优势,强化在全国产业链供应链中的关键环节地位;依托区位优势,强化在促进双循环中的战略链接地位。二是提振消费需求。突出消费对高质量发展的“压舱石”作用,提升传统消费,培育新型消费,发展中高端消费,扩大公共消费;发挥分配环节对

扩大消费需求的支撑作用,着力提高低收入者收入,扩大中等收入群体规模,完善再分配调节机制。三是提供有效供给。深化供给侧结构性改革,增强产业链和供应链的韧性和竞争力,大力解决重点行业、重点产业链供应链“卡脖子”问题。依托自贸区、口岸等开放平台,做大做强枢纽经济、航空经济、口岸经济、临港经济。

(四)增加财政投入,厚植高质量发展价值底色

改善民生、增进民生福祉是中国式现代化的根本目的。一是完善收入分配制度,健全科学的工资水平决定机制、正常增长机制,提高劳动报酬占居民收入的比重,逐步缩小行业之间的收入差距。二是充分发挥武汉、郑州、长沙、合肥等城市的龙头带动作用,形成高质量发展的重要增长极和新的动力源。三是进一步转变政府职能,调整财政支出结构,提高教育、医疗卫生、民生事业支出比例,科学划分各级政府的事权,合理分配财权,提高财政资金使用效率,着力增强财政资金的可获得性和公平性。◆

参考文献:

- [1]陈明华,谢琳霄,李倩,等.中部地区高质量发展水平测度与演进趋势分析[J].统计与决策,2022,38(23):107-111.
- [2]玛依拉·米吉提,程紫莹.我国中部地区城市韧性测度及影响因素[J].河南科学,2023,41(1):79-87.
- [3]陈明华,王哲,谢琳霄,等.中国中部地区高质量发展的时空演变及形成机理[J].地理学报,2023,78(4):859-876.
- [4]宋豪,张继泽,张爱儒.中部地区经济高质量发展测度与差异研究[J].中国商论,2023(7):5-9.
- [5]吴九兴,何丹.中部地区2010—2021年经济社会发展的时空变化特征[J].科技和产业,2023,23(10):80-87.
- [6]徐冰清,刘建,陆柯.新发展阶段下中部地区高水平对外开放推进机制与路径选择研究[J].价格月刊,2023(8):79-87.
- [7]刘倩倩.新发展理念下中部地区高质量发展水平测度及障碍因子诊断[J].统计理论与实践,2023(8):25-30.
- [8]曹雷,翟玉美.河南在中部地区实现高质量发展路径研究[J].中国国情国力,2022(6):35-39.
- [9]王远,贾兴梅.中国城市高质量发展水平的测度及其驱动力分析[J].长江师范学院学报,2022,38(4):28-42.
- [10]曹雷,李莹莹.新发展理念下提升河南综合竞争力的路径研究[J].统计理论与实践,2023(2):46-52.

山东省宏观经济效益的统计测度及障碍因子诊断

董 侠 张圣红 范承华

(山东省统计局, 山东 济南 250001)

摘要:基于宏观经济效益评价指标体系,对2018—2022年山东、江苏、浙江、广东宏观经济效益进行评价,采用障碍度模型对山东宏观经济效益的障碍因子进行诊断。结果表明,能源利用效率、实体经济、对外开放、居民收入等为影响山东宏观经济效益提升的主要障碍因子。在此基础上,提出山东宏观经济效益提升的对策建议,以期更好推动山东经济绿色低碳高质量发展。

关键词:宏观经济效益;高质量发展;障碍度模型

中图分类号:F127

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2023)12-0041-05

DOI:10.13999/j.cnki.tjllsysj.2023.12.006

一、引言

宏观经济效益是衡量经济发展的重要标准,经济发展离不开经济质量和效益的提升。当前,环境、资源、劳动力、土地等要素承载力面临极大挑战,如何将有限的资源合理配置,以取得最大产出和获得最大效益成为经济社会发展需要考虑的重大战略问题。为此,本文选取部分效益指标,建立宏观经济效益评价指标体系,运用定量分析方法,对山东、江苏、浙江、广东宏观经济效益进行量化分析,用数据说话,用量化分析的方法看待和解读经济质量和效益,剖析山东宏观经济发展中存在的短板弱项,并提出对策建议,以期为山东经济社会发展提供借鉴。

二、宏观经济效益评价指标体系

国民经济是一个复杂、广泛的有机体,宏观经济效益评价是复杂的工程,现行统计制度中评价经济效益的指标很多,学者评价的角度各有不同。党的二十大报告明确提出:“我们要坚持以推动高质量发展为主题……推动经济实现质的有效提升和量的合理增长。”本文认为宏观经济效益水平评价应该包括两个方面:一是量的合理增长,包括生产、流通、分配、消费等环节,既要平稳发展,又要循环畅通,通过经济发展速度指标体现;二是质的有效提升,量变积累形成质变,随着中国特色社会主义新时代的到来、社会主要矛盾的转化,需要推动经济发展质量、效率、动力变革,

为量的增长提供持续动力。

(一)指标体系构建

在广泛借鉴已有研究成果的基础上,综合考量评价指标体系的科学性、全面性、可操作性、动态性等因素,从发展速度和发展质量两个维度选取17个二级指标,组成宏观经济效益评价指标体系(见表1),对2018—2022年山东、江苏、浙江、广东宏观经济效益进行实证分析和深入剖析。

表1 宏观经济效益评价指标体系

一级指标	二级指标	方向	权重
发展速度	地区生产总值增速	正向	0.058
	规模以上工业增加值增速	正向	0.060
	固定资产投资增速	正向	0.022
	社会消费品零售总额增速	正向	0.039
	规模以上服务业营业收入增速	正向	0.077
	进出口总值增速	正向	0.090
	一般公共预算收入中税收收入增速	正向	0.065
发展质量	全员劳动生产率	正向	0.062
	能源消耗利用效率	正向	0.065
	每单位贷款生产的GDP	正向	0.051
	每单位职工工资总额创造的GDP	正向	0.074
	新增存贷占GDP比重	负向	0.032
	研发投入强度	正向	0.038
	高端生产性服务业营业收入占比	正向	0.068

作者简介:董侠(1982—),女,河北唐山人,研究方向为经济学;张圣红(1966—),女,山东济南人,硕士,研究方向为宏观经济分析及评价、数据解读;范承华(1981—),女,山东日照人,硕士,高级统计师,研究方向为经济统计。

(续表)

一级指标	二级指标	方向	权重
发展质量	“四上”企业数量	正向	0.076
	常住人口城镇化率	正向	0.048
	居民人均可支配收入对人均 GDP 的弹性系数	正向	0.076

(二)主要指标解释

全员劳动生产率。衡量劳动力要素的投入产出效率,是地区生产总值(GDP)与平均从业人员数之比。

能源消耗利用效率。反映能源消耗的指标,是 GDP 与年能源消费量(以标准煤计)之比。

每单位贷款生产的 GDP。反映贷款产出效益的指标,是年度 GDP 除以本外币各项贷款。

每单位职工工资总额创造的 GDP。反映劳动者报酬创造的效益,是 GDP 除以年城镇非私营单位就业人员工资总额。

新增存货占 GDP 比重。在支出法生产总值核算中,是当年新增存货与当年 GDP 总额的比值,数值越小说明经济效益越好。

研发投入强度。反映科技投入的产出效益,是研发经费与 GDP 之比。

全体居民人均可支配收入对人均 GDP 的弹性系数。即居民收入增长率与人均 GDP 增长率之比,主要用来分析和判定居民收入与经济增长是否保持同步,系数越高说明居民收入增长率超过 GDP 增长率的程度越大。

(三)数据来源

数据主要来源于山东、江苏、浙江、广东等省份的统计年鉴,对于部分缺失数据,采用 GM(1,1)模型进行预测补齐。

三、2018 年以来鲁苏浙粤宏观经济效益评价

为避免指标量纲及正负取向的干扰,更好地进行纵向比较,本文参考杨丽和孙之淳(2015)的方法,在熵值法赋权中引入时间变量,同时为解决 0 的可能性给结果带来的影响,将数据进行平移。设 t 为年份, i 为地区, j 为指标,共有 m 个年份, n 个地区, z 个指标,则 x_{ijt} 为第 t 年第 i 地区的第 j 个指标值。具体计算过程如下:

第一步:采用极值法标准化处理,并进行非负平移。

正向指标标准化:

$$x'_{ijt} = \text{Standard}_{ijt} = \frac{x_{ijt} - \min\{x_{ijt}\}}{\max\{x_{ijt}\} - \min\{x_{ijt}\}} + 0.0001 \quad (1)$$

负向指标标准化:

$$x'_{ijt} = \text{Standard}_{ijt} = \frac{\max\{x_{ijt}\} - x_{ijt}}{\max\{x_{ijt}\} - \min\{x_{ijt}\}} + 0.0001 \quad (2)$$

第二步:确定指标值比重。

$$w_{ijt} = \frac{\text{Standard}_{ijt}}{\sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^m \text{Standard}_{ijt}} \quad (3)$$

第三步:计算第 j 项指标的信息熵 e_j 和冗余度 d_j 。

$$w_{ijt} = -\frac{1}{\ln mn} \sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^m (w_{ijt} \times \ln w_{ijt}) \quad (4)$$

$$d_j = 1 - e_j \quad (5)$$

第四步:计算各指标权重。

$$W_j = \frac{d_j}{\sum_{j=1}^z d_j} \quad (6)$$

第五步:计算各地区综合得分。

$$dth_{it} = \sum_{j=1}^z (W_j x'_{ijt}) \quad (7)$$

经测算,各指标权重见表 1,鲁苏浙粤四省宏观经济效益评价结果见表 2。

表 2 2018—2022 年宏观经济效益评价水平得分

地区	年份	发展速度得分	发展质量得分	综合得分
山东	2018 年	0.195	0.207	0.402
	2019 年	0.108	0.182	0.290
	2020 年	0.101	0.174	0.274
	2021 年	0.385	0.167	0.552
	2022 年	0.133	0.186	0.318
江苏	2018 年	0.208	0.330	0.538
	2019 年	0.139	0.363	0.502
	2020 年	0.102	0.360	0.462
	2021 年	0.340	0.376	0.717
	2022 年	0.086	0.410	0.496
浙江	2018 年	0.253	0.251	0.504
	2019 年	0.229	0.290	0.518
	2020 年	0.156	0.310	0.466
	2021 年	0.367	0.260	0.627
	2022 年	0.126	0.273	0.398
广东	2018 年	0.225	0.269	0.494
	2019 年	0.169	0.288	0.457
	2020 年	0.036	0.350	0.385
	2021 年	0.290	0.304	0.594
	2022 年	0.031	0.330	0.361

从表 2 可以看出,近年来,山东牢固树立新发展理念,始终坚持稳中求进工作总基调,加快推进新旧动能转换重大工程,全力实施“十强产业”“十大创新”“十大扩需求”行动,有效应对疫情反复冲击等超预期

因素影响,推动全省经济运行质效双升,经济发展已恢复至疫情前水平。2022年,山东宏观经济效益综合得分0.318,较2019年提高0.028。其中,发展速度、发展质量得分分别为0.133、0.186,分别比2019年提高0.025、0.004。但对比江苏、浙江、广东,山东经济还有一定差距,存在一些亟待补齐的短板弱项。2022年,山东宏观经济效益综合得分分别比江苏、浙江、广东低0.178、0.080、0.043。尽管山东发展速度得分好于江苏、浙江、广东,但发展质量得分分别比江苏、浙江、广东低0.224、0.087、0.144。表明山东发展中的矛盾和问题更多体现在发展质量上,必须把提高发展质量摆在更为突出的位置,在保持量的合理增长的同时,更加注重综合发展实效,努力实现更高质量、更有效率、更加公平、更可持续、更为安全的发展。

四、山东宏观经济效益影响因素剖析

在前文熵值法计算出宏观经济效益得分的基础上,参照孙振杰和袁家冬等(2020)的做法,引入障碍度模型,分析17个指标对山东整体效益的负向贡献程

度,以明确各指标对山东宏观经济效益发展的制约程度,具体步骤如下。

第一步:确定因子贡献度 w_j 和指标偏离度 v_j 。因子贡献度为各评价指标的权重,反映各评价指标对总体的影响程度。指标偏离度反映各评价指标与宏观经济效益理想目标之间的差距,定义1为宏观经济效益的理想目标,则指标的偏离度为1与各评价指标标准化值之差,即 $v_j=1-x_j$ 。

第二步:计算第 j 个评价指标对宏观经济效益的障碍度 h_j 。障碍度反映了各评价指标对宏观经济效益的影响程度。如果某评价指标的障碍度较大,说明该指标为宏观经济效益的障碍因子。

$$h_j = \frac{w_j \times v_j}{\sum_{j=1}^z (w_j \times v_j)} \quad (8)$$

计算2018—2022年山东各评价指标的障碍度,具体结果见表3。

表3 2018—2022年山东宏观经济效益各指标障碍度

(单位:%)

指标名称	2018年	2019年	2020年	2021年	2022年
地区生产总值增速	3.31	4.00	6.05	0.58	5.94
规模以上工业增加值增速	6.63	8.48	5.60	3.79	5.89
固定资产投资增速	1.30	3.05	1.15	1.26	0.82
社会消费品零售总额增速	1.96	2.26	3.79	0.00	4.41
规模以上服务业营业收入增速	9.38	7.47	9.40	0.00	8.48
进出口总值增速	11.12	10.09	9.24	0.00	7.35
一般公共预算收入中税收收入增速	2.27	7.16	7.39	0.00	7.78
全员劳动生产率	10.34	8.05	7.40	10.34	6.09
能源消耗利用效率	10.89	8.86	8.51	13.41	9.22
每单位贷款生产的GDP	0.00	0.63	1.78	2.76	2.50
每单位职工工资总额创造的GDP	0.19	0.00	1.69	0.89	0.69
新增存货占GDP比重	2.27	1.53	3.39	5.82	4.67
研发投入强度	4.47	5.41	4.40	6.90	4.00
高端生产性服务业营业收入占比	8.00	9.19	8.79	15.09	9.70
“四上”企业数量	12.65	10.62	9.04	13.31	7.65
常住人口城镇化率	8.10	6.62	5.88	8.79	5.46
居民人均可支配收入对人均GDP的弹性系数	7.13	6.56	6.50	17.06	9.37

对表3中各指标按障碍度排序。考虑到二级指标较多,本文按照障碍度大小列出排序前5位的因子,见表4。

由表4可以看出,山东宏观经济效益的主要障碍因子中,能源消耗利用效率出现5次,“四上”企业数量、高端生产性服务业营业收入占比均出现4次,进出口总值增速、规模以上服务业营业收入增速出现3次,

居民人均可支配收入对人均GDP的弹性系数、全员劳动生产率出现2次,规模以上工业增加值增速和一般公共预算收入中税收收入增速均出现1次。据此可以得出以下结论:

(一)能源消耗利用效率是山东宏观经济效益提升的最大障碍因子

山东作为工业大省,产业结构偏重、能源结构偏

表 4 2018—2022 年山东宏观经济效益主要障碍因子

年份	障碍因子排序				
	1	2	3	4	5
2018 年	“四上”企业数量	进出口总值增速	能源消耗利用效率	全员劳动生产率	规模以上服务业营业收入增速
2019 年	“四上”企业数量	进出口总值增速	高端生产性服务业营业收入占比	能源消耗利用效率	规模以上工业增加值增速
2020 年	规模以上服务业营业收入增速	进出口总值增速	“四上”企业数量	高端生产性服务业营业收入占比	能源消耗利用效率
2021 年	居民人均可支配收入对人均 GDP 的弹性系数	高端生产性服务业营业收入占比	能源消耗利用效率	“四上”企业数量	全员劳动生产率
2022 年	高端生产性服务业营业收入占比	居民人均可支配收入对人均 GDP 的弹性系数	能源消耗利用效率	规模以上服务业营业收入增速	一般公共预算收入中税收收入增速

煤特征比较突出,在实现“双碳”目标背景下,经济绿色低碳转型任务比较艰巨。从能源消耗总量看,2021 年山东能耗总量 4.59 亿吨标准煤,居全国首位,占全国的比重为 8.7%,分别为广东、浙江的 1.2 倍、1.7 倍;煤耗 3.94 亿吨,占全国的比重为 9.2%,分别为广东、浙江的 2.1 倍、2.5 倍。从非化石能源消费看,近年来,山东非化石能源消费占比提升较快,但仍低于全国平均水平。2021 年,山东非化石能源消费占比为 9.3%,低于全国 7.3 个百分点,分别低于江苏、浙江、广东 3.0 个、9.7 个、18.2 个百分点。从能源消耗利用效率看,2018—2021 年,山东平均每吨标准煤产生 1.8 万元的 GDP,低于全国 0.3 万元/吨,比江苏、浙江、广东分别低 1.3 万元/吨、0.9 万元/吨、1.4 万元/吨。

(二)实体经济,特别是“四上”企业发展情况是山东宏观经济效益提升的主要障碍因子

山东的市场主体规模质量仍与江苏、浙江、广东有较大差距。2022 年山东“四上”法人 11.5 万个,相当于浙江的 92.2%、江苏的 73.5%、广东的 60.8%。从增长速度看,山东“四上”法人数量五年累计增长 41.1%,分别低于江苏、广东 8.6 个、9.0 个百分点。从行业看,差距更为明显,如规上工业企业数量仅相当于浙江的 63.3%、江苏的 57.2%、广东的 50.6%,规上服务业企业数量仅相当于浙江的 84.7%、江苏的 52.2%、广东的 50.4%。而且,山东的高端生产性服务业供给不足。2022 年,山东信息传输软件和信息技术服务业、科学研究和技术服务业营业收入占规上服务业的比重为 27.5%,低于全国 13.6 个百分点,分别低于江苏、浙江、广东 11.4 个、22.9 个、16.7 个百分点。全国服务业企业 500 强中,广东有 73 家,江苏有 52 家,浙江有 47 家,山东只有 27 家。

(三)对外开放是山东宏观经济效益提升的第三障碍因子

从出口商品结构看,山东出口新动能产品规模小、占比低,仍有较大提升空间。2022 年山东机电产品出口 8840.3 亿元,相当于江苏、浙江、广东的 38.4%、57.7%、24.9%;高新技术产品出口 1382.9 亿元,相当于江苏、浙江、广东的 11.5%、16.0%、8.3%。2023 年上半年,山东“新三样”(新能源汽车、锂电池、太阳能电池)出口额只有 28 亿元,仅占全省出口总额的 0.3%,而江苏、浙江、广东出口额分别达到 1053 亿元、792 亿元、470 亿元。从民营外贸企业发展看,2022 年,山东民营企业进出口额占全省的 73.7%,占比较浙江(78.3%)低 4.6 个百分点;占全国民营企业进出口总值的 11.5%,占比分别比广东和浙江低 10.8 个和 5.7 个百分点;有进出口实绩的民营外贸企业 5.9 万家,而广东和浙江在 2021 年已分别超过 10 万家和 8 万家。

(四)居民收入是山东宏观经济效益提升的第四障碍因子

山东民营经济发展活力与江苏、浙江、广东相比仍有差距,人均财富相对较少,工资性收入偏低,财产净收入拉动作用较弱。山东居民人均可支配收入近五年持续低于江苏、浙江、广东,按五年平均计算,山东为 33391 元,低于江苏、浙江和广东 10659 元、19805 元和 8192 元。从城乡收入差距看,2022 年,山东城乡居民人均可支配收入收入比(以农村为 1)为 2.22,居全国第 14 位,而江苏的倍差是 2.11,浙江是 1.90,均小于山东。从收入来源看,山东工资性收入偏低,与江苏、浙江、广东差距较大。2022 年,山东工资性收入 21422 元,占全体居民人均可支配收入的 57.0%,分别比江苏(28124 元)、浙江(34177 元)和广东(32201 元)

低 6702 元、12755 元和 10779 元;财产性净收入 2561 元,占全体居民人均可支配收入的 6.8%,比重分别比江苏、浙江、广东低 3.9 个、5.5 个、6.2 个百分点。

五、提高山东宏观经济效益的对策建议

以上研究表明,现阶段制约山东宏观经济效益提升的因素主要有能源消耗利用效率、“四上”企业发展情况、对外开放程度、居民收入等。高质量发展是全面建设社会主义现代化国家的首要任务,实现高质量发展是中国式现代化的本质要求。山东作为沿海经济大省,是我国重要的工业基地和北方地区经济发展的战略支点,在推进中国式现代化进程中,应积极探寻推动全省经济社会高质量发展的新思路与新路径。本文根据以上研究结论,结合山东发展实际,提出促进山东宏观经济效益提升的对策建议。

(一)聚焦绿色低碳转型,提高生态效益

聚焦传统支柱产业转型升级,以绿色化、高端化为方向,部署开展新一轮企业技术改造行动,巩固提升山东冶金、化工、轻工、建材、纺织服装、机械装备等重点行业领先地位。如浙江在数字经济发展方面大力实施集成电路“强芯”、智能终端“扩量”、高端软件“四名”等产业提升行动,建成国家工业互联网示范区。山东要依托沿海区位优势和产业基础,培育壮大新兴动能;学习浙江经验,做优做强数字经济;充分发挥新能源在绿色低碳转型中的引领作用,促进化石能源清洁高效利用,提高非化石能源消费占比。

(二)聚焦产业强基,提高实体经济效益

建设新时代社会主义现代化强省,制造业、服务业是重要抓手,要加力提速工业高质量发展,推动服务业提档升级、提质增效。如广东省东莞市实施制造业当家“一把手”工程,由党政主要领导担任制造强市工作领导小组“双组长”,统筹推进全市坚持制造业当家重点工作任务,每年对投向制造业的资金、土地、用能、金融等要素设立硬指标。江苏建立高端生产性服务业链长制,加力提速打造现代服务业产业链条。在实施产业基础再造上,山东要着力在工业母机、芯片、机器人等高端领域实现突破,持续巩固扩大智能家电、轨道交通等领先优势,建设一批国家级先进制造业集群。围绕数字金融、能源互联网、工业互联网、生物医药、区块链、智能驾驶、新型消费等特色新兴服务业态,推动制造业与服务业融合发展。

(三)聚焦高质量发展,提高对外开放效益

江苏出台《关于推动外贸稳规模有结构的若干措施》,从稳定贸易规模、优化贸易结构、加强服务保障

等方面提出 14 条具体举措,如着眼长远提出创新举措,支持太阳能电池、新能源汽车、锂电池等“新三样”出口,推动贸易数字化、绿色化发展,加快培育外贸新业态、新增长点,优化外贸结构。山东要全面贯彻《国务院办公厅关于推动外贸稳规模优结构的意见》,落实落细推动外贸外资稳规模优结构高质量发展的若干措施,“一业一策”指导企业精准开拓多元化国际市场,持续开展“产业集群+跨境电商”培育行动,充分发挥山东优势,提高出口产品附加值。

(四)聚焦推动共同富裕,提高收入效益

浙江把实施居民收入和中等收入群体“双倍增”计划,作为打造高质量发展、建设共同富裕示范区的重要举措。山东要实施不同群体就业促进工程,完善促进创业带动就业、多渠道灵活就业的保障制度,提升就业质量增加劳动收入,稳住居民增收基本盘。健全扶持中等收入群体后备军发展的政策体系,落实提高基本减除费用标准、优化税率结构、专项附加扣除等个人所得税改革政策,稳步提高中等收入群体比重。加快农民增收步伐,支持农村青年、返乡农民工带头创办领办家庭农场、农业合作社,开发运营乡村旅游、康养养老等新产业新业态,积极稳妥推进农村闲置宅基地和闲置住宅盘活利用,扩大居民财产性收入。◆

参考文献:

- [1]朱杰,田中禾,郭自诚,等.经济效益考核与评价[M].兰州:兰州大学出版社,1992.
- [2]孙静娟.论国民经济效益综合评价方法[J].统计与预测,2000(2):22-25.
- [3]侯荣华,王朝纲,张耀辉.宏观经济效益理论与实证分析[M].北京:中国计划出版社,1997.
- [4]曲明光,文利,王金凤.我国宏观经济效益的实证分析[J].浙江统计,2001(2):8-10.
- [5]杨丽,孙之淳.基于熵值法的西部新型城镇化发展水平测评[J].经济问题,2015(3):115-119.
- [6]孙振杰,袁家冬,刘继斌.中国典型旅游城市生活服务水平评价及障碍因素研究[J].地理科学,2020,40(2):289-297.
- [7]薛明月,王成新.东部沿海城市群高质量发展的时空演变特征及障碍因子识别[J].统计与决策,2022,38(19):98-102.
- [8]薛贺香.基于障碍度模型的河南省粮食产业高质量发展障碍因子诊断[J].统计理论与实践,2022(8):29-34.

家庭财富积累是否存在邻里效应？

——基于分位数回归梯度提升树模型的分析

蔡 超 王乐华

(山东工商学院 统计学院, 山东 烟台 264005)

摘要:以 2018 年中国家庭追踪调查数据(CFPS)为研究对象,采用分位数回归梯度提升树模型研究邻里效应对家庭财富积累的非线性影响。研究结果表明:(1)邻里效应能够更好地估计家庭财富积累;(2)邻里效应对家庭财富积累的影响最强;(3)邻里效应对家庭财富积累的影响呈现非线性特征。不仅利用分位数回归梯度提升树方法从邻里效应这一全新视角对中国家庭财富积累情况进行研究,也为制订化解财富不平等的政策提供了有益启发。

关键词:邻里效应;家庭财富积累;分位数回归梯度提升树

中图分类号:F224.0

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2023)12-0046-06

DOI:10.13999/j.cnki.tjllysj.2023.12.007

一、引言

家庭财富积累是一个家庭生活发展的物质基础,关系着家庭福利水平的高低。改革开放以来,中国居民家庭财富大幅增加^[1],但居民家庭财富差距较大且呈上升趋势^[2-3]。党的二十大报告要求“着力促进全体人民共同富裕,坚决防止两极分化”,实现共同富裕的核心是缩小家庭财富差距。要想缩小家庭财富差距,首先需要明晰家庭财富的积累路径。因此,有必要研究家庭财富积累的主要影响因素,寻找促进家庭财富积累持续增长、缩小财富差距的新动力。

已有文献基于微观数据实证研究了家庭投资和人口特征对家庭财富积累的影响。如 Heo 和 Grable 等(2017)^[4]、宋宝琳(2021)^[5]的研究表明风险投资不但能够增加居民家庭财富积累,还能为家庭提供更多的生活保障。尹志超和张号栋(2017)^[6]、胡振(2018)^[7]的研究表明居民金融素养的提升能够显著促进家庭财富增长。罗楚亮(2012)^[8]的研究表明收入增长能够促进居民财富增长。

已有研究发现个体的行为和决策易受群体中其他个体行为决策的影响^[9-10],将这种他人行为或思想对个体行为决策的影响称为邻里效应。众多学者展开对邻里效应的研究,如余丽甜和詹宇波(2018)^[11]指出家庭教育支出存在邻里效应,学历水平的 1/5 可归因于社区邻里效应。岳华和王海燕等(2021)^[12]指出家庭风险金融投资存在邻里效应。谢垚和宋颜群(2021)^[13]研究了收入的社区邻里效应,指出邻里效应对居民收入的影响程度较大。社区邻里效应对家庭教育、家庭风险投资、个体收入等都有重要影响,而家庭教育、家庭风险投资和个体收入等对家庭财富积累至关重要,因此,本文推断家庭财富积累也可能存在邻里效应。

然而,目前少有文献从家庭财富积累是否存在邻里效应这个角度展开研究。中国是典型的关系型社会,人与人之间、家庭与家庭之间的交流比较频繁,使中国居民的家庭投资、支出等行为易受他人行为的影响^[14-15]。家庭财富积累的邻里效应可能来源于以下三种机制:一是家庭投资理财观念在与其他家庭交流过程中会受

基金项目:国家社会科学基金项目“共同富裕目标下中国家庭财富不平等统计监测与政策调控研究”(22BTJ038)。

作者简介:蔡超(1983—),男,山东沾化人,博士,副教授,研究方向为经济计量分析;王乐华(1999—),女,陕西渭南人,在读硕士,研究方向为经济计量分析。

到影响,其投资理财的方式与群体中其他家庭趋同。二是人都具有从众心理,家庭投资理财行为会模仿社区中其他家庭,从而产生从众效应或跟风效应^[16]。三是财富积累正逐渐成为划分各个社会群体的重要指标^[17]。可见,无论哪种机制,都会使我国居民家庭的财富积累与群体平均财富积累表现出正相关关系。

基于以上分析,本文从家庭财富积累是否存在邻里效应这一视角展开研究。谢亚和宋颜群(2020)^[18]指出邻里效应具有非线性特征,因此本文在探究邻里效应对家庭财富积累的影响时,采用分位数回归梯度提升树模型这一非线性回归模型进行分析。分位数回归梯度提升树模型一是能够利用其非线性回归模型优势,挖掘邻里效应对家庭财富积累的非线性影响;二是克服了线性分位数回归模型估计性能差的局限,增强了邻里效应对家庭财富积累的估计能力。

与现有文献相比,本文的边际贡献如下:一是从家庭财富积累是否存在邻里效应这一新角度开展研究,丰富了家庭财富积累的相关研究。二是采用前沿的分位数回归梯度提升树模型,规避了传统线性分位数回归模型的缺陷,更好地探究邻里效应和家庭财富积累之间的非线性关系。

二、模型与方法

(一)线性分位数回归模型

线性分位数回归模型由 Koenker 和 Bassett(1978)^[19]提出,其描述了解释变量与响应变量之间在不同分位点下的线性关系。线性分位数回归模型不需要满足最小二乘回归模型设定的假定条件,具有更强的稳健性,是一种流行且有效的统计分析方法。假设有训练集 $D=\{x_i, y_i\}_{i=1}^n$, 其中 y_i 为响应变量, $x_i \in R^p$ 为解释变量, 在 $\tau(0<\tau<1)$ 分位点处,线性分位数回归模型可以由下式求解:

$$\hat{\beta}(\tau)=\arg \min _{\beta} \sum_{i=1}^n \rho_{\tau}\left(y_i-x_i^T \beta\right) \quad (1)$$

其中, β 为系数向量, $\rho_{\tau}(u)=u(\tau-I(u<0)), I(\cdot)$ 为示性函数。

(二)分位数回归梯度提升树模型

Zheng(2012)^[20]和 Yuan(2015)^[21]提出的分位数回归梯度提升树模型(QRGBT, Quantile Regression Gradient Boosting Trees)是梯度提升树模型在分位数回归框架下的扩展,是一种准确有效的非线性回归模型。分位

数回归梯度提升树模型通过不断迭代,利用损失函数的负梯度来拟合生成多个分位数回归树,最终将所有分位数回归树的结果线性相加得到分位数回归梯度提升树模型。生成分位数回归梯度提升树模型的算法具体步骤如下:

步骤 1: 给定训练数集 $D=\left\{x_i, y_i\right\}_{i=1}^n$, 设置初始值 $f^{(0)}\left(\tau \mid x_i\right)=0$ 。

步骤 2: 对于 $m=1,2, \cdots, n$

(a) 计算负梯度

$$U_i^{[m]}=\frac{\partial \rho_{\tau}\left(y_i-f\right)}{\partial f} \mid_{f=f^{(m-1)}\left(x_i\right)}=I\left\{\left[y_i-f^{(m-1)}\left(\tau \mid x_i\right)\right] \geq 0\right\}-\left(1-\tau\right), i=1,2, \cdots, n \quad (2)$$

(b) 以负梯度 $U_i^{[m]}$ 为响应变量机进行拟合, 获得拟合结果 $g^{[m]}(\tau \mid x_i)$;

(c) 更新 $f^{[m]}(\tau \mid x_i)=f^{[m-1]}(\tau \mid x_i)+\eta \cdot g^{[m]}(\tau \mid x_i)$, 其中 η 为收缩参数。

步骤 3: 重复步骤 2, 共迭代 M 次, $f^{[M]}(\tau \mid x_i)$ 即为分位数回归梯度提升树模型的最终估计值。

为增强分位数回归梯度提升树模型的可解释性, 本文采用变量相对重要性测度来进一步挖掘模型背后的经济学内涵。变量相对重要性测度是度量解释变量对响应变量的影响程度。Friedman(2001)^[22]指出如果在模型中改变某个变量的值, 其他变量不变时模型的拟合能力变化较大, 则其相对重要性较大。记 $\hat{f}^{[M]}(\tau \mid x_{i, 1}, \cdots, x_{i, j}=x, \cdots, x_{i, p})$ 为第 j 个变量为正常数据时分位数回归梯度提升树模型的估计值, $\hat{f}^{[M]}(\tau \mid x_{i, 1}, \cdots, x_{i, j}=\tilde{x}, \cdots, x_{i, p})$ 为第 j 个变量为扰动数据时分位数回归梯度提升树模型的估计值, 定义下式为第 j 个变量的重要性测度:

$$I\left(X_j\right)=\frac{1}{n} \sum_{m=1}^n\left[\hat{f}^{[M]}(\tau \mid x_{i, 1}, \cdots, x_{i, j}=x, \cdots, x_{i, p})-\hat{f}^{[M]}(\tau \mid x_{i, 1}, \cdots, x_{i, j}=\tilde{x}, \cdots, x_{i, p})\right]^2 \quad (3)$$

为减少随机性影响, 计算 100 次式(3)的均值作为第 j 个变量的重要性测度值。本文通过计算变量相对重要性来测度邻里效应对家庭财富积累的影响程度。

本文还希望基于分位数回归梯度提升树模型的估计挖掘出一些解释性意义, 因此进一步引入偏相关系来度量解释变量在不同水平下对响应变量的影响方向和大小, 同时揭示变量之间的非线性关系。第 j 个变量 X_j 的偏相关系测度的方法为: 剔除 X_j 的重复值

并按照升序排列,记为 $\{x_l^{(j)}\}_{l=1}^L$ ($1 \leq n$),并将其依次代入下式计算 X_j 在不同取值下的偏相依关系值:

$$P(X_j=x_l^{(j)})=\frac{1}{n}\sum_{i=1}^n\hat{f}^{[M]}(\tau|x_{i,1},\cdots,x_{i,j}=x_l^{(j)},\cdots,x_{i,p}),$$

$$l=1,2,\cdots,L \tag{4}$$

三、数据选取与变量描述

本文数据来自 2018 年中国家庭追踪调查数据 (CFPS),样本覆盖 31 个省(区、市)。删除主要变量缺失的样本后,最终得到 9321 个有效家庭样本。

将家庭总资产定义为家庭财富积累,并计算家庭财富积累的邻里效应(以下简称“邻里效应”)。根据国家家庭追踪调查数据中的社区编码,将居住在同一农村或同一城市社区的家庭都归类为同一社区,将邻里效应定义为同社区家庭平均财富规模(不包括相应的家庭)。

$$peer_total_asset_{-i}^c=\frac{1}{n^c-1}\sum_{j=1}^{n^c-1}total_asset_j^c \tag{5}$$

其中, $peer_total_asset_{-i}^c$ 为社区 c 中除家庭 i 之外其他家庭的平均总资产, $total_asset_j^c$ 为社区 c 中除家庭 i 之外的家庭 j 的总资产, n^c 为社区 c 中样本家庭的个数。

除此之外,本文还控制了一系列可能影响家庭财富积累的其他因素,包括家庭收入、家庭人口规模、家庭居住地(城镇 =1,农村 =0)、家庭所在地区(东部 =1,中西部 =0)、户主年龄、户主性别(男性 =1,女性 =0)和户主受教育程度(文盲 =0、小学 =6、初中 =9、高中、中专及技校 =12、大学专科 =15、大学本科 =16、研究生及以上 =19)。表 1 报告了变量含义及描述统计结果。从表 1 可知,家庭财富积累为尖峰右偏数据,且离散程度较大,这说明我国家庭财富积累存在较大差距。

表 1 变量含义及描述性统计

变量	变量含义	均值	标准差	偏度	峰度
家庭财富积累	万元,连续变量,取值范围 0.01—5026.47	71.355	172.138	9.662	163.225
邻里效应	万元,连续变量,取值范围 0.5—1745.5	71.693	121.628	4.733	31.217
家庭收入	万元,连续变量,取值范围 0—192	5.890	7.450	7.333	116.255
家庭人口规模	连续变量,取值范围 1—21	3.763	1.908	1.046	2.361
居住地	分类变量,1=城镇,0=农村	0.447	0.497	0.213	-1.955
地区	分类变量,1=东部,0=中西部	0.422	0.494	0.315	-1.901
年龄	连续变量,取值范围 20—95	52.931	13.813	-0.028	-0.382
性别	分类变量,1=男性,0=女性	0.545	0.498	-0.179	-1.968
受教育程度	离散变量,取值范围 0—19	7.003	4.827	-0.073	-0.759

四、实证分析

(一)邻里效应能够更好地估计家庭财富积累吗?

本文首先构建了只包含家庭财富积累和家庭、个人特征但不含邻里效应的基准模型(以下简称“基准

模型”)。其次,在基准模型的基础上,加入了邻里效应,构建邻里效应模型(以下简称“邻里效应模型”)。两个模型的构建如表 2 所示。

表 2 模型构建

响应变量	模型	解释变量
家庭财富积累	基准模型	家庭收入、家庭人口规模、居住地、地区、年龄、性别、受教育程度
	邻里效应模型	邻里效应、家庭收入、家庭人口规模、居住地、地区、年龄、性别、受教育程度

基于上述模型,首先,使用线性分位数回归模型(LQR)和分位数回归梯度提升树模型(QRGBT)分别对两个模型进行拟合。其次,由拟合结果计算分位数平均绝对误差(QAAE)和拟合优度 R^1 ,一是评估分位数回归梯度提升树模型是否比线性分位数回归模型

更能提升估计性能,二是评估邻里效应模型是否比基准模型更能提升估计性能。

表 3 报告了线性分位数回归模型和分位数回归梯度提升树模型分别对基准模型和邻里效应模型进行拟合的结果。由表 3 可知,第一,无论是基准模型还

是邻里效应模型,在五个分位点处,分位数回归梯度提升树模型的 QAAE 值都小于线性分位数回归模型,且分位数回归梯度提升树模型的 R^1 值都大于线性分位数回归模型,说明分位数回归梯度提升树模型更能提升估计性能。第二,在五个分位点处,邻里效应模型的拟合优度都大于基准模型,且邻里效应模型的估计

误差也都小于基准模型。说明邻里效应模型对家庭财富积累的估计能力远远大于基准模型,其原因可能为同一社区居民的金融素养、教育偏好、信息获取渠道等因素存在相似性,使同一社区居民的投资行为、财富积累模式等也存在相似性,因此,邻里效应模型对家庭财富积累的估计能力优于基准模型。

表 3 主要拟合结果

分位点	QAAE				R^1			
	基准模淮		邻里效应模型		基准模淮		邻里效应模型	
	LQR	QRGBT	LQR	QRGBT	LQR	QRGBT	LQR	QRGBT
0.05	3.332	3.304	3.253	3.169	0.048	0.056	0.070	0.077
0.25	14.598	14.376	13.127	13.012	0.115	0.129	0.205	0.212
0.50	24.656	24.388	20.160	19.659	0.178	0.187	0.328	0.344
0.75	27.983	27.580	21.072	20.288	0.257	0.268	0.441	0.461
0.95	16.554	15.779	11.390	10.762	0.392	0.420	0.581	0.605

(二)变量相对重要性测度

表 4 报告了解释变量对家庭财富积累影响的重要程度。由表 4 可知,第一,邻里效应对家庭财富积累的影响程度最大、家庭收入次之,而其他诸如家庭人口规模、居住地、地区、年龄、性别、受教育程度等变量的权重较小。可能原因在于,首先,对于多数普通居民来说,现阶段财富积累的载体仍以住房为主,同一社区居民所处地段环境与房产价格相似,因此邻里效应对家庭财富积累的影响是最强的。其次,工资收入的储蓄是家庭财富积累的主要途径,因此工资收入对

家庭财富的积累是非常关键的因素。第二,从不同分位点上看,在低分位点处,邻里效应的相对重要性程度较高,而在中分位点、高分位点处,邻里效应的相对重要性程度降低,即在家庭财富积累较少时邻里效应的影响更大。其原因可能是财富较少的家庭会面临更大的资源限制和经济机会不足,邻里效应对这些家庭来说可能更为重要,邻居之间的相互支持和资源共享可以提供更多的经济机会和资源,帮助他们改善经济状况。相比而言,财富较多的家庭已经拥有更多的经济资源和机会,对邻里效应的依赖相对较小。

表 4 各变量相对重要性权重

变量	(%)				
	$\tau=0.05$	$\tau=0.25$	$\tau=0.5$	$\tau=0.75$	$\tau=0.95$
邻里效应	80.49	85.05	76.94	73.48	77.43
家庭收入	19.14	14.81	22.97	26.42	22.52
家庭人口规模	0.02	0.00	0.01	0.03	0.01
居住地	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00
地区	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
年龄	0.11	0.02	0.01	0.02	0.02
性别	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
受教育程度	0.23	0.12	0.07	0.05	0.01

(三)邻里效应对家庭财富积累的影响模式

基于变量的重要性分析,继续探究邻里效应和家庭财富积累的具体关联,采用偏相依关系图来考察邻里效应对家庭财富积累的影响。图 1 展示了在不同分位点处邻里效应对家庭财富积累的影响,其中横轴为

邻里效应,纵轴为家庭财富积累。

从图 1 可以看出,邻里效应对家庭财富积累的影响具有明显的非线性特征。第一,当邻里效应逐渐增加时,前期(邻里效应为 0—450 万元)家庭财富积累增长较快,但后期(邻里效应为 450 万元—900 万元)

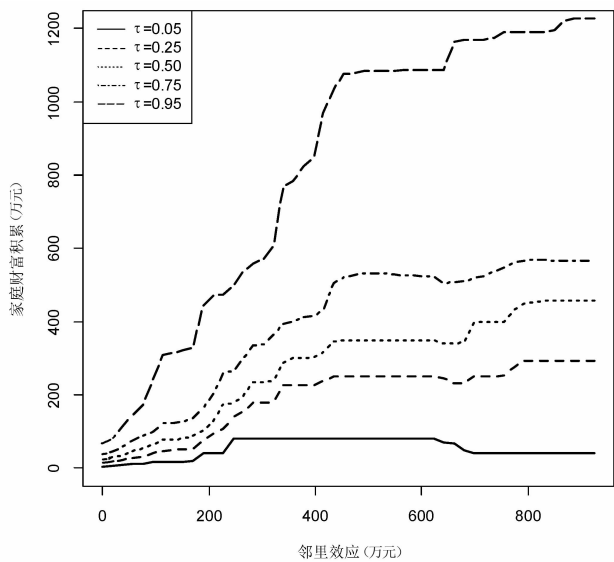


图 1 偏相依关系图

逐渐趋于平稳。这可能是由于财富积累较少时更需要邻里之间的相互支持和资源共享,而随着家庭财富的不断增加,更依赖个人的资源和能力来积累财富。第

二,不同分位点处,邻里效应对家庭财富积累的影响不同。在中高分位点处,邻里效应对家庭财富积累的影响较强;在低分位点处,邻里效应对家庭财富积累的影响较弱。其原因可能是财富积累较高的家庭往往具有较强的社交关系和社会资本网络,邻里之间的互动和信息共享可能更有利于家庭财富的积累;相反,财富较少的家庭往往存在较弱的社会资本网络和社会关系,这可能限制了邻里效应对财富积累的影响。

五、稳健性检验

(一)数据缩尾处理

将数据按照家庭财富积累的升序进行排列,删除家庭财富积累值前 5%和后 5%的数据,对数据进行缩尾处理后再进行估计。表 5 报告了数据缩尾处理后估计误差和拟合优度的结果。由表 5 可知,对数据缩尾处理后,分位数回归梯度提升树模型仍优于线性分位数回归模型,邻里效应模型仍优于基准模型,通过了稳健性检验。

表 5 数据缩尾处理后主要拟合结果

分位点	QAAE				R ¹			
	基准模淮		邻里效应模型		基准模淮		邻里效应模型	
	LQR	QRGBT	LQR	QRGBT	LQR	QRGBT	LQR	QRGBT
0.05	2.001	1.971	1.970	1.942	0.041	0.055	0.056	0.070
0.25	8.343	8.141	7.864	7.705	0.125	0.147	0.176	0.192
0.50	13.099	12.781	11.728	11.327	0.194	0.214	0.279	0.303
0.75	13.140	12.813	11.311	10.794	0.264	0.283	0.367	0.396
0.95	5.677	5.538	4.825	4.522	0.322	0.339	0.424	0.460

(二)更换机器学习方法

分位数回归森林(QRF, Quantile Regression Forest)同样是基于树的集成方法,采用这一方法进行稳健性检验。表 6 报告了更换机器学习方法后的估计误差和

拟合优度结果。由表 6 可知,相较于线性分位数回归模型,分位数回归森林模型的估计能力有所提高,这与 QRGBT 的表现基本一致,表明模型是稳定的。

表 6 更换机器学习方法后主要拟合效果

分位点	QAAE				R ¹			
	基准模淮		邻里效应模型		基准模淮		邻里效应模型	
	LQR	QRGBT	LQR	QRGBT	LQR	QRGBT	LQR	QRGBT
0.05	3.332	3.282	3.253	3.027	0.048	0.062	0.070	0.135
0.25	14.598	13.543	13.127	10.356	0.115	0.180	0.205	0.372
0.50	24.656	20.601	20.160	13.744	0.178	0.313	0.328	0.542
0.75	27.983	19.264	21.072	9.144	0.257	0.489	0.441	0.757
0.95	16.554	7.561	11.390	5.533	0.392	0.722	0.581	0.797

六、结论与启示

本文基于2018年中国家庭追踪调查数据,采用分位数回归梯度提升树模型研究邻里效应对家庭财富积累的非线性影响,讨论了邻里效应能否较大地估计家庭财富积累,分析了邻里效应对家庭财富积累的影响程度及影响模式。研究发现:第一,在不同分位点处,邻里效应都能更好地估计家庭财富积累;第二,在众多解释变量中,邻里效应对家庭财富积累的影响最强,且邻里效应在财富积累较少的家庭里影响更大;第三,邻里效应和家庭财富积累之间的关系呈现出非线性特点,且在财富积累较多的家庭里非线性特征更为明显。本文不仅从邻里效应这个全新视角对中国家庭财富积累的影响因素进行研究,丰富了家庭财富积累这一领域的文献,而且采用前沿的分位数回归梯度提升树方法规避了传统线性模型的缺陷,更加适用于分析变量之间的非线性和交互关系。◆

参考文献:

- [1] 强国令, 商城. 数字金融、家庭财富与共同富裕[J]. 南方经济, 2022(8): 22-38.
- [2] 郭杰, 陶凌峰. 基于异质性资产回报率的中国财富不平等研究[J]. 经济研究, 2022, 57(4): 154-171.
- [3] 董丽霞. 中国家庭财富不平等状况、形成机制及对策[J]. 当代经济研究, 2023(4): 115-128.
- [4] HEO W, GRABLE J E, O'NEILL B. Wealth accumulation inequality: does investment risk tolerance and equity ownership drive wealth accumulation? [J]. Social Indicators Research, 2017(133): 209-225.
- [5] 宋宝琳. 风险性金融资产投资能提升家庭财富水平吗? : 基于城镇家庭微观数据的实证分析[J]. 投资研究, 2021, 40(4): 29-46.
- [6] 尹志超, 张号栋. 金融知识和中国家庭财富差距: 来自 CHFS 数据的证据[J]. 国际金融研究, 2017(10): 76-86.
- [7] 胡振. 金融素养与家庭财富积累: 基于中国城镇家庭微观数据[J]. 中南财经政法大学学报, 2018(4): 110-117.
- [8] 罗楚亮. 收入增长、收入波动与城镇居民财产积累[J]. 统计研究, 2012, 29(2): 34-41.
- [9] LING C, ZHANG A Q, ZHEN X P. Peer Effects in Consumption Among Chinese Rural Households [J]. Emerging Markets Finance and Trade, 2018, 54(10): 2333-2347.
- [10] 晏艳阳, 邓嘉宜, 文丹艳. 邻里效应对家庭社会捐赠活动的影响: 来自中国家庭追踪调查(CFPS)数据的证据[J]. 经济学动态, 2017(2): 76-87.
- [11] 余丽甜, 詹宇波. 家庭教育支出存在邻里效应吗? [J]. 财经研究, 2018, 44(8): 61-73.
- [12] 岳华, 王海燕, 张沛莹. 里谈巷议: 家庭风险金融资产投资存在邻里效应吗: 以农村村落为样本的经验分析[J]. 中国经济问题, 2021, (6): 140-155.
- [13] 解垚, 宋颜群. 收入的社区邻里效应研究[J]. 经济管理, 2021, 43(6): 190-208.
- [14] BIAN Y J. Bringing Strong Ties Back in: Indirect Ties, Network Bridges, and Job Searches in China [J]. American Sociological Review, 1997, 62(3): 366-385.
- [15] EUN C S, WANG L L, XIAO S C. Culture and R² [J]. Journal of Financial Economics, 2015, 115(2): 283-303.
- [16] AKERLOF G A. A Theory of Social Custom, of Which Unemployment May be One Consequence [J]. The Quarterly Journal of Economics, 1980, 94(4): 749-775.
- [17] 田帆. 财富积累对身份认同影响的研究[J]. 中央财经大学学报, 2019(1): 109-117.
- [18] 解垚, 宋颜群. 社区邻里效应对个人贫困的影响有多大[J]. 财贸经济, 2020, 41(2): 24-38.
- [19] KOENKER R, BASSETT G. Regression Quantiles [J]. Econometrica, 1978, 46(1): 33-50.
- [20] ZHENG S F. QBoost: Predicting quantiles with boosting for regression and binary classification [J]. Expert Systems with Applications, 2012, 39(2): 1687-1697.
- [21] YUAN S. Random gradient boosting for predicting conditional quantiles [J]. Journal of Statistical Computation and Simulation, 2015, 85(18): 3716-3726.
- [22] FRIEDMAN J H. Greedy function approximation: A gradient Boosting machine [J]. The Annals of Statistics, 2001, 29(5): 1189-1232.

多源数据融合方法 及其在市场调查中的应用

王 霄¹ 王小宁² 柴青慧¹ 苏 磊¹ 付晓东¹

(1. 央视市场研究股份有限公司, 北京 100032; 2. 中国传媒大学 数据科学与智能媒体学院, 北京 100024)

摘要:传统在线市场调查通常利用单一数据来源,存在抽样框对调查总体涵盖不全、实施效率低下、成本费用固化等弊端,市场研究行业越来越多地倾向于依靠多种来源数据进行混合抽样调查。迄今为止,关于多源数据融合调研理论化、系统化的研究尚少,如何基于多源异质的大数据来源进行混合抽样调查,以及精确推断目标总体是当前市场研究行业关注的焦点。通过重点研究综合评估效率、成本、数据质量等关键因素下的多源数据融合技术,提出融合电信运营商、在线可访问样组、社会化媒体等多种来源数据构建多重概率抽样框的思想,详细介绍了抽样设计及统计推断方法,通过实证阐明多源数据融合技术在抽样调查中的基本应用和价值。最后,以市场调查最优化、智能化为导向设计“全域用户调研智能引擎”产品,实现多源数据最优组合和执行策略的智能推荐,在确保数据质量的基础上达到降本增效目的,完成相关理论方法向实际应用的转化。

关键词:多源数据融合;多重抽样框;参数估计;双重稳健估计

中图分类号:F713.52

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2023)12-0052-05

DOI:10.13999/j.cnki.tjllys.2023.12.008

一、引言

市场调查设计一般要实现三个相互制约的目标:数据质量、实施效率和花费成本。市场调查设计的现实发展趋势是追求三个目标间的最优路径规划和可持续发展平衡。当前,市场研究利用的调查方式均面临着一些难以突破的瓶颈与痛点。譬如,基于样本招募的在线可访问样组(Web Access Panel),以及基于微信群、公众号、调研类 App 等社会化媒体(Social Media)的抽样调查,能够较为快速、高效、低成本地获取大量、多样性的样本,但面临样本逐渐固化、职业化,问卷数据质量下降,以及非概率样本实质上难以进行统计推断的挑战。互联网大数据的抽样调查,是基于覆盖人群更广泛、更丰富的运营商数据的概率抽样调查,调查数据能够实现对目标总体特征较为精准的推断,包括可以实现下沉城市、高低年龄段、低渗透率消费品等目标人群的抽样,但其通过大数据推送问卷调查的单位成本高,答题存在一定随意性,有不可忽视的

短板。

为了充分发挥概率抽样对目标总体的代表性优势和非概率样本网络调查便捷、低成本的优势,市场研究行业越来越普遍的运用混合调查模式进行数据采集和研究。探寻一种能够带来成本和效率相互平衡、相互弥补、更高数据质量的调查模式成为整个行业关注的焦点。本文针对在线可访问样组、微信群、调研社区等社会化媒体的非概率样本,以及运营商大数据抽样框的概率样本等多种来源数据进行混合抽样调查的模式进行较为深入地探索和研究,包括多重抽样框的编制、具体抽样方案设计,以及通过倾向得分匹配、校准估计等问卷数据融合算法,实现概率-非概率样本融合推断目标总体特征,提升调查数据使用效率和数据质量。

同时,在理论研究的基础上积极进行产品化实践,综合数据质量、实施效率和花费成本等关键因素,基于机器学习的多目标规划算法搭建“全域用户调研智能

作者简介:王霄(1984—),女,河北张家口人,硕士,数据分析师,研究方向为抽样调查与运作技术;王小宁(1989—),男,山东德州人,博士,副教授,研究方向为抽样调查与数据整合;柴青慧(1981—),男,吉林延边人,研究方向为抽样调查与运作技术;苏磊(1976—),男,陕西宝鸡人,硕士,研究方向为抽样调查与运作技术;付晓东(1971—),男,北京人,研究方向为抽样调查与运作技术。

引擎”产品,实现多源数据资源最优组合和执行策略的智能化推荐,利用数字化手段重构调研流程,在确保数据质量的基础上达到降本增效目的,为混合调查模式的实际应用和行业内推广积累了较为丰富的经验。

二、多源数据融合数据采集方法

目前,大量的在线调查仍是基于传统的非概率抽样调查,利用其对目标总体特征进行统计推断通常会出现涵盖误差、样本选择性偏差等问题。因此,基于网民总体数据构建一个完善的抽样框是在线调查抽样的重要基石。互联网及大数据背景下,数据信息更新速度快,调查对象变化频繁,仅仅依靠单一数据来源建立完善、实时的抽样框成本较高,难度较大,而且很难涵盖目标总体。多重抽样框则可以通过融合多个单一抽样框来提高对目标总体的覆盖度,从而实现概率抽样、节约成本、提高效率。在具体的抽样过程中,对多个抽样框的融合可以完善数据的多样性,增加样本,在解决样本动态变化问题的同时让新增加的样本进入抽样框,从而大大降低更新数据带来的成本。

基于此,本文尝试探索和研究在大数据背景下通过融合在线可访问样组、社会化媒体和运营商大数据

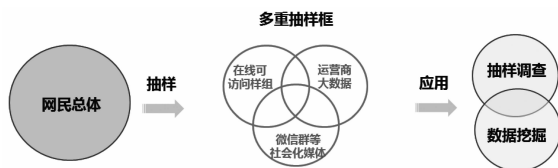


图1 多重抽样框设计及应用

源等构建多重抽样框,依据多重抽样框的估计方法对抽取样本数据的因果关系进行分析,探索调研数据背后隐含的变量间深层因果关系,剖析大数据时代抽样技术的必要性和重要应用价值。

(一)概率抽样框编制

大数据背景下,电信运营商掌握的海量数据资源几乎100%覆盖总体网民,基于运营商数据的抽样调查本质上属于概率抽样。直接对全量数据的大规模挖掘和分析会耗费巨大的人力、物力,因此,引入编制大规模概率抽样框的方法可以提升处理效率、降低成本。探索如何利用这些数据构建科学的抽样设计进行网络调查和总体信息推断,以及如何分析挖掘消费者潜在的行为模式尤为必要。

国家统计局每5年进行一次1%抽样调查,对应抽样误差为0.26‰,获得了精确度非常高的人口、经济等指标的估算结果。在市场研究中,考虑满足各类网络抽样调查和数据挖掘项目的样本量需求,本文大数据概率抽样框的编制规模约为1000万,约占目前全国总网民的1%,对1000万样本的抽样调查本质上可以实现概率抽样和推断目标总体。

对于全国各个城市抽样框样本的分配方案,在确定抽样框规模(总样本量 m)的基础上,计算各个城市分配的比例。按照等概率抽样的原理,通常根据城市人口比例形式分配样本量,但是考虑到经济因素,确定样本量比例时须同时考虑城市总人口、GDP、人均GDP,最终采用多指标加权方案计算抽样框城市分配人数占比,部分城市最终分配结果见表1。

表1 部分城市样本分配占比

城市	样本分配占比	城市	样本分配占比	城市	样本分配占比
上海	0.0054	南京	0.0040	合肥	0.0033
北京	0.0053	宁波	0.0037	福州	0.0033
深圳	0.0050	无锡	0.0040	南通	0.0034
广州	0.0045	青岛	0.0035	西安	0.0032
重庆	0.0050	郑州	0.0034	烟台	0.0037
苏州	0.0044	长沙	0.0036	常州	0.0041
成都	0.0039	佛山	0.0035	徐州	0.0023
武汉	0.0040	泉州	0.0033	大连	0.0036
杭州	0.0040	东莞	0.0033	唐山	0.0023
天津	0.0037	济南	0.0032	温州	0.0022

抽样框在基本属性特征如性别、年龄上的样本分配方案,需要先进行假设检验,判断运营商数据与实际网民结构之间是否存在显著性差异。然后根据检验结果,从数据源中抽取性别、年龄等具有代表性的样本构建抽样框,同时考虑参数估计时的权数问题。

(二)非概率抽样框编制

在线可访问样组是在线调查最为依赖的样本来源,受访者均是通过招募来自愿参与各类市场调查项目的人群,大致规模在几十万到几百万不等。为了激励样本加入在线可访问样组,常常会采取一些激励措施,

比如提供一定的现金、礼品兑换券、抽奖机会等。

社会化媒体经历了近几年的高速发展,目前已在市场调查领域展现出了潜在应用价值,其社会化特性能够以更低的成本吸引更多外部效度更高的受访者。而某些平台的实名制特性也能够增强受访者的信任水平,使其更用心地进行作答。目前社会化媒体调查方式包括微信群、公众号、手机 App 等。上述两类市场调查的数据来源本质上均为非概率样本集合,我们在编制抽样框时通常需要严格参照网民总体在属性结构上的比例分布情况,尽可能地接近网民总体的各类特征分布。

抽样过程中,要充分利用辅助信息,例如常见的人口普查数据、行政区划数据等。基于多重抽样框的抽样设计是借助多源数据增进抽样方案的探索,使抽样更为科学和有代表性。针对多重抽样框,除概率与规模成比例抽样、非概率配额抽样、多阶段分层抽样等常规的抽样方法外,目前较为前沿的抽样设计方法包括链接跟踪取样、适应性集群抽样、响应式调查设计等,在实际抽样调查中均具有探索和尝试价值。

三、多源调研数据的融合算法及实证研究

(一)基于模型和加权的总体推断算法

传统的抽样推断理论是依据随机原则抽取样本,样本单元入样概率的倒数是其权数,将观测结果与样本单元的权数结合实现对总体目标量的估计。从在线可访问样组、社会化媒体中抽取样本单元的入样概率本质上是非概率样本,无法使用传统的抽样推断理论

进行统计推断。目前基于概率-非概率多源数据融合推断的方法主要包括倾向得分加权、校准加权、大规模插补和双重稳健估计。

(二)模拟分析

为了评估双重稳健估计的性能,同时比较不同方法的优劣,将基于逻辑斯蒂回归构建倾向得分并得到逆概率加权估计量和大规模插补进行比较。本文中分别考虑两个因素:一是样本量的大小,二是生成有限总体的超参数模型。非概率样本 B 的样本量分别定义为 500 和 1000,有限总体 $N=100000$,辅助变量 $x_i \sim N(2,1)$,同时误差项 $e_i \sim N(0,1)$,且分别是独立同分布的。

目标变量 y 分别通过两个不同的模型实现:

模型 1: $y_i = 2x_i + 1 + e_i$

模型 2: $y_i = 2x_i^2 + 3 + e_i$

通过使用随机抽样获得样本量为 $n_A=500$ 的概率样本 A,各抽取 A、B 样本的 50%进行融合,分别计算其简单样本、校准加权(Cal)、大规模插补(M)、双重稳健估计(DR)的样本估计偏差(Bias)及其方差(Var)和相对均方误差(ReMSE),其定义为:

$$\text{ReMSE} = \frac{\text{MSE}(\hat{\theta})}{\text{MSE}(\hat{\theta}_A)}$$

偏差及其方差具体结果通过 1000 次 Bootstrap 重复抽样得到,相对均方误差(ReMSE)越小表明估计的精度越高,其结果见表 2。

表 2 偏差、方差和相对均方误差估计结果

n_B	估计量	模型 1			模型 2		
		Bias	Var($\times 10^3$)	ReMSE($\times 10^2$)	Bias	Var($\times 10^3$)	ReMSE($\times 10^2$)
500	$\hat{\theta}_A$	0.00	5.12	100	0.00	10.23	100
	$\hat{\theta}_B$	-0.52	5.23	2260	-0.61	4.46	3210
	$\hat{\theta}_{\text{Cal}}$	0.03	10.23	160	0.04	16.66	127
	$\hat{\theta}_M$	0.01	6.28	108	0.03	15.32	124
	$\hat{\theta}_{\text{DR}}$	0.00	6.12	103	0.02	14.38	108
1000	$\hat{\theta}_A$	0.00	10.77	100	0.00	10.63	100
	$\hat{\theta}_B$	-0.53	5.46	2156	-0.62	23.45	2200
	$\hat{\theta}_{\text{Cal}}$	0.10	13.11	160	0.12	21.43	120
	$\hat{\theta}_M$	0.02	6.32	126	0.08	15.55	115
	$\hat{\theta}_{\text{DR}}$	0.00	5.87	105	-0.01	13.96	102

从表 2 可看出,本文提出的方法在不同样本量基础上均表现出较好的性能,相对均方误差(ReMSE)较概率样本稍增加,较非概率样本大幅下降,并且在非概率样本量较大时得到的估计精度更好。

(三)实证研究案例

下面结合具体数据对多源数据融合进行估计。某电信运营商对受访者进行包括传统电视媒体、广播、互联网(PC 端、移动端)、智能电视终端(电视盒子)等不

同媒体类型接触习惯的调查,采用基于运营商大数据抽样获得的概率样本是 380 个,采用在线可访问样组和微信群共同抽样获得的非概率样本是 378 个,2 个目标变量分别是:

Y₁:过去一周您是否看过陕西卫视?

Y₂:过去一年,您的家庭收入在高端消费(教育培

训、旅游文化、休闲娱乐、奢侈品消费等)中所占的比例是多少?

第一个变量是二元变量,用来估计比例值,第二个变量是连续变量。首先,将概率和非概率样本各自随机抽样 50%的样本进行融合,融合后总样本量为 379 个,结合原始数据对两个目标变量进行估计,结果见表 3。

表 3 目标变量的估计

目标变量	估计量	概率样本	非概率样本	简单融合
Y ₁	均值(Mean)	0.4100	0.4500	0.4300
	标准误(SEM)	0.0251	0.0129	0.0128
Y ₂	均值(Mean)	0.1600	0.1700	0.1700
	标准误(SEM)	0.0062	0.0072	0.0066

注:标准误是样本平均数的标准差。标准误越小,表明样本统计量与总体参数的值越接近,样本对总体越有代表性,用样本统计量推断总体参数的可靠度越大。

多源数据估计的目的是为了尽可能多的利用辅助信息对目标变量进行更加精准的估计,因此本文考虑三种不同的融合方法并进行比较,采用的辅助信息

(X)包括受访者家庭年收入、最高受教育程度、是否本市常住三个月以上以及实际年龄。得到三种不同方法的估计结果如表 4 所示。

表 4 三种不同融合方法的估计值比较

目标变量	估计量融合方法	校准加权	大规模插补	双重稳健
Y ₁	均值(Mean)	0.4400	0.4400	0.4400
	标准误(SEM)	0.0116	0.0108	0.0090
Y ₂	均值(Mean)	0.1700	0.1700	0.1700
	标准误(SEM)	0.0047	0.0036	0.0032

通过表 4 可看出,两个目标变量的融合估计方法相对单一数据源的估计精度均有较大提升,尤其是结合了加权和插补的稳健估计方法,这为后续的多源数据融合估计提供了新的思路。

迄今为止,针对多源数据融合技术完成了各类场景下抽样调查和数据挖掘的若干项目实践。通过产品满意度调查、消费者态度和行为研究、新产品上市研究等若干抽样调查项目的模拟和实际测试,有效验证了基于多源数据融合技术的抽样调查相较于传统网络调查方式能够提升目标总体推断的准确性。这样不仅提升了抽样调查的数据质量,而且综合了成本、效率因素,在实际的市场研究中可以表现出明显的优势。

四、多源数据融合技术产品设计

(一)全域用户调研智能引擎的产品设计

以上述多源调研数据融合方法为理论支撑,以实现全域用户调研资源最优化、智能化为导向,将问卷调研转化为多渠道样本资源立体化分配的解决方案。综合数据质量、执行效率和成本费用等因素,利用智

能优化算法自动为调研项目匹配最优资源组合和最佳执行策略。大体讲,首先根据项目需求通过智能引擎产品进行多渠道抽样问卷投放,其次完成多渠道样本数据采集和数据融合,最终实现调研目标总体的精确推断。基于数据融合技术的智能化产品颠覆以往依靠人工、固有经验的传统调研模式,通过数字化手段重构调研执行的全流程,实现样本渠道资源的最优组合和合理调度,在确保数据质量的基础上达到降本增效的目的(见图 2)。

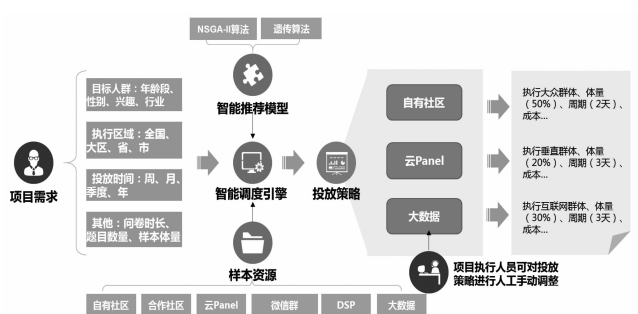


图 2 全域用户调研智能引擎

(二)多目标规划算法推荐策略优化生成

全域用户调研智能引擎底层集成的算法本质上属于多目标规划算法的范畴。多目标规划通常记为MOP(Multi-objective Programming),指在一定约束下希望使多个目标都能达到最优,或者是妥协最好,就像是在多目标函数构成的多维曲面数不清的“山峰”中利用全局搜索能力,寻找海拔最高的“山峰”的过程。多目标规划在资源分配、生产调度、计划编制等问题上均有广泛应用。例如,买车,要便宜,又要省油,还要速度快,那么对应市场研究领域则应是执行速度快、成本费用低,而且确保数据质量不打折扣。

实际上,智能推荐算法在追求实现多目标最优或妥协最优的过程中,需要考虑的影响因素和限制条件非常复杂而繁多,譬如各样本渠道具有不同的问卷响应率、回答率和非抽样误差;对应到具体调研项目,各渠道能够触达调研目标人群的能力不同,例如不同城市级别人群、母婴人群、汽车人群等垂直类人群。智能推荐模型最终要输出的是考虑各类影响因素、满足各类限制条件的约束下,具体某个调研项目个性化的最优执行推荐策略。算法的具体实现过程主要通过基于精英策略的快速非支配排序遗传算法(NSGA-II)实现。

五、总结和展望

目前,国内学者关于多源数据融合在市场研究中的应用理论化、系统化的研究尚少,更未形成抽样调查的标准化流程。本文提出在综合考虑调研成本、效率、质量基础上的数据融合技术,通过构建多重抽样框和设计抽样方法获取混合随机样本进行问卷调查,借助校准估计、大规模插补、双重稳健估计等专业数据融合算法实现目标总体特征的精确推断。事实证明,多源数据融合方法的样本代表性和总体推断的准确性均优于近似样本量的非概率数据来源,并且具有降本增效等多方面的优越性。

数据融合技术覆盖了问卷调查从抽样设计到最终推及总体的全流程,是理论研究的前沿课题,具有重要的应用价值。本文创新性地将相关研究成果落地为“全域用户调研智能引擎”最优执行策略推荐类产品,利用多目标规划算法为调研项目自动化匹配最优资源组合和合理调度策略,完成了理论方法到实践应用的转化。现阶段有越来越多的市场研究公司与企业倾向于依赖多种来源数据进行内部或外部调查,本文研究成果能够为其实践调查提供借鉴与参考。

未来,我们将会更多关注和掌握不同调查方式间的数据差异,凭借类似随机对照研究的方法来测量在线可访问样组、各类App、微信群等不同调研模式之间的异同。通过计算选项无差异程度、答题规范程度等

指标来衡量,从而充分了解混合调查模式中运用不同类型调查方式产生的问题与偏差,考虑融合混合模式数据时所面临的潜在风险,以获取同质性更高水平的调查数据,提升数据利用效率,保证调研数据质量。◆

参考文献:

- [1]万舒晨,金勇进.大数据背景下小微企业多重抽样框应用研究[J].数量经济技术经济研究,2018,35(9):126-140.
- [2]贺建风.多重抽样框方法及其应用研究[D].广州:暨南大学,2010.
- [3]KIM J K,WANG Z.Sampling Techniques for Big Data Analysis[J].International Statistical Review,2018,87(S1):77-91.
- [4]CHIPPERFIELD J,CHESSMAN J,LIM R.Combining household surveys using mass imputation to estimate population totals[J].Australian & New Zealand Journal of Statistics,2012,54(2):223-238.
- [5]BETHLEHEM J.Solving the nonresponse problem with sample matching? [J].Social Science Computer Review,2016,34(1):59-77.
- [6]KIM J K,RAO J N K.Combining data from two independent surveys:a model-assisted approach[J].Biometrika,2012,99(1):85-100.
- [7]SCHENKER N,RAGHUNATHAN T.Combining information from multiple surveys to enhance estimation of measures of health[J].Statistics In Medicine,2007,26(8):1802-1811.
- [8]CHUN A Y,SCHOUTEN B,WAGNER J.Responsive and Adaptive Survey Design:Looking Back to See Forward [J].Journal of Official Statistics,2017,33(3):571-577.
- [9]GROVES R,HEERINGA S.Responsive Design for Household Surveys:Tools for Actively Controlling Survey Errors and Costs[J].Journal of The Royal Statistical Society Series A-statistics in Society,2006,169(3):439-457.
- [10]DISOGRA C,COBB C,CHAN E,et al.Calibrating non-probability internet samples with probability samples using early adopter characteristics[J].Joint Statistical Meetings(JSM),Survey Research Methods,2011:4501-4515.
- [11]LEE S,VALLIANT R.Estimation for volunteer panel web surveys using propensity score adjustment and calibration adjustment[J].Sociological Methods & Research,2009,37(3):319-343.
- [12]ELLIOTT M R,VALLIANT R.Inference for non-probability samples[J].Statistical Science,2017,32(2):249-264.

基于内部控制的科学事业单位成本核算体系建设研究

罗 薇

(河南省社会科学院 行政财务管理部, 河南 郑州 451464)

摘要:科学事业单位是以公益为目的,不直接参与市场竞争但充分融入经济社会发展的法人机构。在新常态下,科学事业单位的健康有序发展对推进社会公益事业、落实国家战略创新研究以及带动关键领域系统化研究等起到重要作用。优化和完善科学事业单位成本核算体系是推动科技成果转化的需要,是提高绩效管理水平的要求,更是提升资源配置效率的保障。通过分析科学事业单位优化成本核算的必要性以及内部控制对科学事业单位成本核算的影响,针对当前科学事业单位成本核算过程中的诸多问题,提出树立和强化成本核算意识、规范和完善成本核算规章制度、加强和改进财政预算管理、推动和落实财务信息化建设等对策建议。

关键词:内部控制;科学事业单位;成本管理;财务优化

中图分类号:G311;F810.6

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2023)12-0057-04

DOI:10.13999/j.cnki.tjllysj.2023.12.009

一、引言

事业单位是国家为了社会公益目的,利用国有资产开办的从事科学、教育、文化、卫生事业或执行政府机构不适合直接从事的行政辅助业务的法人机构。事业单位不是政府机构,但由政府批准、利用国有资产举办,与国外的“非政府公共机构”或政府资助的“非政府公益组织”有一定相似之处。科学事业单位即从事科学研究事业单位,往往以“研究所”“研究院”等形式存在,大多由财政全额拨款保障其科研活动,部分由政府差额拨款或自筹科研经费。科学事业单位具有服务性、公益性、知识相对密集等特点,为强化国家科技战略力量、实现科学研究的骨干和带动作用提供了重要支撑。科学事业单位不以营利为目的,但在社会主义市场经济环境下必然无法脱离社会经济活动,因此优化成本核算、提高财务管理水平、提升国有资产利用效率在科学事业单位运行管理过程中显得尤

为重要。2019年12月,财政部印发《事业单位成本核算基本指引》,为事业单位加强和改进成本核算工作提供了指导和规范。2022年10月,财政部印发《事业单位成本核算具体指引——科学事业单位》,明确了高等学校、科研院所等科学事业单位的成本核算流程、核算内容以及管理规范,为提升科学事业单位财务成本管理水平提供了制度依据,科学事业单位成本核算逐渐进入新发展阶段。

二、内部控制的应用和拓展

内部控制起源于内部牵制,随着市场经济的发展,企业规模逐渐扩大,通过优化资源配置、完善组织体系、改进计划目标等手段提高企业生产经营效率的需求日益突出,内部控制理念伴随生产经营的多元化逐渐形成。与西方国家相比,内部控制在我国的应用较晚。新中国成立以来,我国长期实行计划经济体制,基于市场经济的内部控制未得到广泛应用。改革开放

基金项目:河南省社会科学院2023年度基本科研费项目“科学事业单位成本核算体系构架研究及应用研究”(23E98)。

作者简介:罗薇(1991—),女,河南开封人,会计师,研究方向为财务管理。

后,社会主义市场经济逐步确立、完善和发展,内部控制在我国逐渐得到广泛应用。1985年1月,第六届全国人大常委会第九次会议通过的《中华人民共和国会计法》规定了不相容岗位应当相分离,是我国首次从法律层面对内部控制的部分环节提出明确要求。1996年财政部颁布了《会计基础工作规范》,对会计活动进行全面规范,形成我国早期系统的内部控制规范指引。此后相当长的一段时间,财政部、证监会等多个部委根据其职能和管理权限颁布了多个关于内部控制的指导原则,内部控制概念进一步扩展,在国有企业、金融机构、上市公司、大中型企业中的应用越来越广泛。出于市场环境要求和规范化管理需要,内部控制在中小企业及行政事业单位得到进一步推广,财政部相继于2012年和2017年印发《行政事业单位内部控制规范(试行)》《小企业内部控制规范(试行)》,为中小企业和行政事业单位内部控制标准体系的建立指明了方向。科学事业单位作为事业单位的重要组成部分,建立健全内部控制体系、加强内部控制制度建设成为提高国有资产利用效率、提升成本控制水平与管理能力的重要手段,对提高事业单位履职能力、充分发挥事业单位职能起到重要作用。

三、科学事业单位优化成本核算的必要性

1. 推动科技成果转化的需要

新常态下,创新驱动成为经济社会发展的主要动力。加快实施创新驱动发展战略,畅通科技与市场之间的通道、推动科技成果转化成为新阶段下抓住历史机遇、实现跨越式发展的重要手段。早在1996年我国便出台《科技成果转化法》,并于2015年重新修订。2016年,国务院印发《实施〈中华人民共和国促进科技成果转化法〉若干规定》,提出协同开展科技成果转化、强化多元化科技资金投入,对市场化科技成果定价方式进行规范。成果定价是科技成果转化过程中的重要环节,而科研成本是影响科研成果定价的重要因素,由于事业单位不直接参与市场竞争,不以营利为目的,如何以市场角度衡量其科技研发成本便成为科学事业单位科技成果转化过程中的重要问题。部分科学事业单位没有形成科学的成本核算机制,只能依靠第三方中介机构对科研成果价值依据市场法进行评估,无法全面科学地将科研投入成本纳入评估范围。科学事业单位只有优化成本核算体系,形成科学的成本

核算机制,才能真正推动科技成果转化。

2. 提高绩效管理水平的要求

财政管理是国家通过经济手段落实宏观战略和政府意志的重要手段,通过建立现代财政体系,对财政收支进行战略管理,为政府活动的落地实施提供有效保障。绩效即成绩和效益,现代绩效管理理念注重结果导向、强调成本效益,提高绩效管理水平对优化财政管理、提升政府治理能力起到至关重要的作用。2018年,中共中央、国务院印发《关于全面实施预算绩效管理的意见》,要求在绩效管理过程中强化成本约束与责任落实,进一步提高预算资金使用效率。科学事业单位大多由财政全额拨款,其财务管理同时是预算管理的重要组成部分,优化科学事业单位成本核算是提高绩效管理水平的必然要求,为绩效管理过程中的投入核算奠定数据基础。提高科学事业单位的成本核算水平、建立健全成本核算体系,可以更加科学地评价财政投入水平与科研成果产出水平,从而提高绩效管理水平提供有力支撑。

3. 提升资源配置效率的保障

提高科学事业单位成本核算水平有利于单位及上级财政主管部门更加科学全面地掌握科学研究活动的投入情况,尤其是基于工资津补贴的基本支出所反映的人力资源成本,基于业务费、劳务费以及间接费用等项目支出所反映的业务支撑成本,进而为单位及主管部门合理配置资源、作出科学决策提供依据。科学事业单位需要利用有限的财政投入资源完成更多的科学研究产出,因此管理部门需要重视优化单位内部组织结构、提高资源配置效率,实现成本管理模式的优化与创新,从经济活动的角度出发对单位各部门业务活动的开展进行约束、管理和推进,推动科研工作的持续、稳定、健康开展。大部分科研事业单位成立时间相对较长,或由其他历史较长的事业单位调整而来,国有资产结构相对复杂,许多国有资产没有实现合理利用,对科研活动的贡献率相对较低。优化成本核算有利于从财务数据出发寻求资产利用的最优方案,发挥单位资源的最大价值,避免资源限制带来的资产浪费。

四、内部控制对科学事业单位成本核算的影响

1. 有利于保障成本核算的可靠性

可靠的成本核算是实现科学财务管理的前提,从

内部控制的角度出发,能够将科学事业单位成本核算结果运用到单位整体财务管理过程中,进而提高单位各部门以及科研活动中各个环节的规范意识。单位建立科学有效的信息传导机制,使科学研究过程中的各项经济信息得到有效反映,进一步明确不同学科、不同类别、不同经费来源以及不同应用对象科研项目的成本核算对象与成本核算范围,为单位获取更加准确、完整、真实的财务信息提供保障,使成本核算更加可靠。科学事业单位往往承担较多科研课题任务,不同性质课题的成本核算方法可能不尽相同,如部分科研课题需要承担单位管理成本,部分课题则只需要核算业务活动成本,内部控制水平的提升可以使成本核算更加公允。

2. 有利于提高成本核算工作效率

加强和改进内部控制在事业单位财务管理过程中发挥着基础性作用,是财务管理重点工作。随着经济社会的发展,内部控制被赋予更多内涵,内部控制体系的建立与优化将逐渐突破财务管理的范畴,开始向单位综合管理转变。提升内部控制水平能够推动事业单位各部门与业务环节之间的优化协调,进而提高单位整体的资产管理水平与财务核算效率,推动事业单位稳定、健康发展,为实现社会公益职能提供充分保障。事业单位成本核算当前尚未完全普及,面对新兴事物,推动和完善成本核算工作还有很大空间。在内部控制机制有效发挥作用的前提下,成本核算各个环节能够有效衔接,财务管理更加有据可依,即使成本核算工作属于新兴事物,但在内部控制流程的规范下能够按部就班开展,有利于提高工作效率。

3. 有利于改进财务成本管理模式

构建科学的内部管理结构是内部控制的重要组成部分,科学事业单位在优化内部控制过程中能够进一步完善财务管理系统结构,提高科学研究所产生经济活动的核算水平与管理能力。利用现代科学技术,在不增加综合成本的基础上,提高财务信息提取能力与财务信息处理效率,通过开展科学研究的每个环节进行分解、记录和核算,加强对成本核算各个环节的管理与控制,有利于改进科学事业单位的财务管理模式。基于科研成本对科研活动进行管理,能够摆脱在财政拨款情况下通过财政预算进行管理效率不高、绩效评价不科学等弊端,将单位管理模式由单纯的成

果导向转变为基于成本的成果导向,重视资金利用效率,使科学事业单位的资金收支形成完整的财务链条,推动成本管理模式的完善。

4. 有利于优化成本要素分配机制

中共中央、国务院自2011年提出推进事业单位分类改革,将事业单位划分为行政类、公益类、生产经营类,到2020年实现建立功能明确、治理完善、运行高效的事业单位总体目标。根据事业单位改革分类,科学事业单位属于公益一类或公益二类。近年来,各级政府对科研事业的支持力度逐渐加大,科学事业单位的整体规模、科研能力、管理水平稳步提升。在当前创新驱动越来越受重视的背景下,实现成本核算与要素分配机制的创新对激发科研事业单位活力、提升科研水平与能力起到重要作用。内部控制的推进有利于使科研成本产生和形成的过程更加清晰,进一步明确直接与间接成本对科研成果的影响因素和影响机制,从而使相关管理部门更加有针对性地优化成本要素分配,提高成本控制水平。

五、完善科学事业单位成本核算体系的对策建议

1. 树立和强化成本核算意识

成本产生在科研活动的全过程,推动科学事业单位成本核算体系建设需要树立和强化成本核算意识。科学事业单位在成本核算过程中往往只注重成本产生的环节,科研部门和专职科研人员大多只关注经费拨付及使用情况,对成本核算流程、费用核算标准、评价指标选取及评价方法制定等成本核算环节不够重视。新颁发的政府会计制度和成本核算具体指引实施不久,科学事业单位专业化成本会计人才缺乏,没有形成系统的成本核算意识。科学事业单位应通过对各项相关制度政策的优化完善,提高单位内各部门对成本核算管理的重视程度。成本核算不单单是财务管理部门的工作,而是需要单位各部门全体职工共同参与。只有强化成本核算意识,全员形成节约高效的科研成本理念,才能推动成本核算有序进行。

2. 规范和完善成本核算规章制度

规范和完善相关规章制度,使成本核算有据可依是推动成本核算体系建设的前提。只有明确规章制度,才能保障会计核算工作的严肃性与科学性。科学事业单位应当探索制定成本核算规范、成本核算具体指引落实方案、内部控制体系建设制度以及财务管理

实施细则等规章制度,加强顶层设计,将成本核算纳入单位整体发展规划之中,从领导班子做起,各部门推动实施,自上而下带头落实。新的政府会计制度的实施改变了传统的会计核算与凭证填制习惯,会计核算方式也较以往产生变化,科学事业单位成本核算具体指引的出台也使成本核算流程、核算内容以及管理规范更加明确。科学事业单位需要根据新时期单位发展的特点,因时因地形成适应本单位管理需求的成本核算方法和财务管理理念,按照内部研究部门、管理部门、辅助部门业务类型的不同,制定具有不同侧重点的成本归集方案,推动成本精细化核算。

3. 加强和改进财政预算管理

科学事业单位大部分或者全部依靠财政拨款开展业务,因此加强和改进财政预算管理能够从资金来源推动成本核算水平的提升。科学事业单位应当推动科学化财政预算管理,对内设部门性质、业务事项类型、科研项目分组等因地制宜开展精细化成本核算,从而满足单位财政绩效管理需求。科研活动中的间接费用应当科学分摊至各个项目,推动科学事业单位科研项目成本核算更加完整、全面、准确、科学,提升科研项目各个环节的成本控制与风险防范能力。预算分配与成果核算要能够客观衡量科学事业单位内部各部门工作的运行效率、工作业绩和科研项目成果,将成

本核算结果应用到绩效评价之中,通过绩效评价调整单位内部资源分配,从而提高单位全体职工的重视程度,形成投入产出激励机制的良性循环。

4. 推动和落实财务信息化建设

科学技术的飞速发展对财务信息化建设奠定了技术基础。随着信息技术的逐渐普及,财务信息化的成本逐渐下降,科学事业单位推动和落实财务信息化建设的时机已经趋于成熟。科学事业单位应当积极引入现代信息技术,推动成本系统化、全面化、高效化核算。科学事业单位成本核算项目多,且不能完全参照市场模式开展,核算工作面临更多挑战,单位可以积极应用高拍仪、电子票据打印机、标签打印机等现代化设备,在发票智能扫描识别、电子票据验真、固定资产标签打印扫描等环节应用先进设备和现代技术手段,减少因人工操作带来的失误。同时,在保障信息安全的前提下,将部分具体工作交由人工智能辅助开展,推动财务智能化转型升级,保障成本核算数据归集、整理、利用、报告的及时性与准确性,为单位作出科学决策提供信息支撑。科学事业单位还需从单位自身发展与国家科研战略落实出发,做好财务信息化系统与单位成本核算的适配,探索建立成本核算数据库,推动成本核算准确高效。◆

参考文献:

- [1]杨爱娟.事业单位会计风险识别及防范策略分析[J].财会学习,2023(25):89-91.
- [2]潘虹.预算绩效视角下高校成本核算分析[J].中国农业会计,2023,33(17):70-72.
- [3]朱艺芬.事业单位成本管理存在的问题及对策[J].财富生活,2023(16):55-57.
- [4]庞雅心.通过加强内部控制改革事业单位财务管理研究[J].财讯,2023(9):23-25.
- [5]谢燕妮.行政事业单位内部审计优化对策研究[J].财富生活,2022(16):145-147.
- [6]王桃.事业单位成本管理策略分析[J].行政事业资产与财务,2022(9):123-125.
- [7]李亚桐.科学事业单位机关运行成本绩效评价方案设计及应用研究[D].郑州:河南财经政法大学,2023.



研发补助政策的实施效果与改进路径

——以河南省为例

郭家彤

(中央民族大学 管理学院, 北京 100081)

摘要: 财政补助政策是政府引导企业研发投入的重要制度安排。当前, 河南实施企业研发补助政策的催化效应、叠加效应、杠杆效应、协同效应全面显现, 但是也出现了财政资金支出边际效应逐步减弱、区域受惠不平衡问题比较突出、政策执行有待强化协同等问题。为此, 提出调整财政奖补支持方向、统筹兼顾区域平衡发展、激发企业申报积极性、强化补助资金绩效评价等政策建议, 助力企业提高研发投入, 提升科技创新水平。

关键词: 创新驱动; 企业研发; 财政补助

中图分类号: F812.0

文献标识码: A

文章编号: 2096-8647(2023)12-0061-03

DOI: 10.13999/j.cnki.tjllys.2023.12.010

一、引言

习近平总书记强调, 要进一步突出企业的技术创新主体地位, 努力把企业打造成为强大的创新主体。企业成为自主创新主体的前提条件就是企业成为研发投入的主体, 而具有宏观调控职能的财政支出政策是政府引导企业研发活动的重要工具。为进一步引导企业加大研发投入, 激发创新动能, 提升核心竞争力, 河南财政积极发挥国家治理的基础和重要支柱作用, 自2017年开始实施企业研发财政补助政策。经过6年的实践, 有力地支持了企业研发活动, 推动了区域创新能力的提升。当前, 河南同全国一道进入了新发展阶段, 企业研发财政补助政策实施的整体环境也有了一定的变化, 需要适时调整财政引导企业研发投入的政策及策略, 以期更好地适应新的发展形势, 助推创新驱动在现代化河南建设新征程中发挥更大的作用。

二、河南实施企业研发财政补助政策的主要措施

(一) 制度先行, 建立完善的政策体系

制度是确保政策有效实施的基本保障。《河南省支持转型发展攻坚战若干财政政策》出台后, 河南省财政设立了省级企业研究开发财政补助专项资金, 并联合相关部门先后出台了《河南省企业研究开发财政补助实施方案(试行)》《河南省企业研究开发省级财政补助政策操作指引(试行)》《河南省企业技术创新省级引导专项资金管理办法》等政策文件, 对补助对象、申报流程、资质审核、信息公开、监督检查和绩效评价等

作了明确规定, 从制度层面保障了企业研发补助工作的顺利开展, 并带动市、县跟进, 形成了省、市、县三级政府共同推动政策实施的制度安排。

(二) 创新机制, 引导科技部门职能转变

在运用财政政策引导企业研发投入的过程中, 河南改变了以前“评项目、分资金”的方式, 采用了“定门槛、普惠性、后补助”的支持方式, 省级制定政策按因素分配对市县转移支付, 市县落实到具体项目。这种经费管理方式的改变, 一方面推动省级科技部门由项目评审转为政策制定, “站高一层、退后一步”; 另一方面引导市县科技部门职能从项目拨款管理等调整为“审核条件和兑现政策”及做好科技企业融资对接, 服务意识进一步提升。此外, 后补助资金由企业统筹用于后续研发活动, 并按研发项目设置辅助账, 进一步凸显企业的研发主体地位, 推动企业研发投入良性循环。

(三) 阳光操作, 实行全流程网上管理

为了最大程度减轻企业负担, 河南坚持简单规范、便捷高效原则, 一方面研发费用采用税务部门第三方数据, 网上申报和审核, 企业申领补助零成本; 另一方面通过河南省企业研发信息管理系统实行全流程网上申报、审核, 留痕管理, 杜绝暗箱操作和寻租空间。后期按照“放管服”改革精神, 进一步整合了全省企业研发费用加计扣除系统和财政补助系统, 实现了“一网通办”。通过简化工作流程、提升服务能力, 真正实现了无纸化申请、电子化审核、零接触审批, 使企业足不出

作者简介: 郭家彤(2005—), 女, 河南郑州人, 研究方向为经济学。

户就能享受政策红利。

(四)注重评价,执行严格的绩效管理

实行财政预算绩效管理,是优化财政资源配置、提升公共服务质量的关键举措。河南省在实施企业研发财政补助政策过程中,注重绩效评价,形成了以结果为导向的管理模式。一是注重源头约束,根据建立研发预算制度企业数量、企业研发准备金规模等因素,做好企业研发补助资金预算。二是注重过程跟踪,按时对政策实施进程、资金支出进度等进行跟踪管理和督促检查,加强资金绩效目标监控。三是注重花钱问效,委托第三方机构对市(县)补助资金安排情况进行监督检查,全面开展绩效评价。四是注重提高效益,将评价结果作为政策调整、预算安排和改进管理的重要依据,强化绩效评价结果应用。

(五)跟进调整,形成长期的稳定支持

企业的创新过程具有长周期、高投入、高风险的特点,因此要给企业提供连续、完整、稳定的财政支持。因此,河南省在2017—2019年首期企业研发财政补助政策绩效评估基础上,决定2020—2022年继续实施,并对政策做出了适时调整:一是在支持范围上,突出普惠性;二是在奖补比例上,突出补增量;三是在资助对象上,突出精准性。与此同时,通过开展政策巡回宣讲、专题培训、短信发送、邮件定向直推、派发宣传手册等多种形式进行了宣传,明显提高了企业的政策知晓度和申报积极性。

三、河南实施企业研发财政补助政策的主要成效

河南实施企业研发财政补助政策以来,有效发挥了财政资金的引导作用,激励企业强化研发投入主体地位,企业覆盖面不断扩大,研发投入积极性不断提高,取得了良好的效果。

(一)催化效应显著,企业研发预算制度初步建立

企业研发财政补助政策是一项普惠性政策,只要建立企业研发预算制度就同时拥有一定的知识产权,大量的中小微科技型企业也可以从中受益。在企业研发补助政策引导带动下,2017年,河南建立研发预算制度并进行备案的企业数量为1259家,2022年增长至16981家,年平均增长率达到68.3%。通过政策引导,全省多数创新型企业已经建立了现代化的研发投入预算管理制度,企业主动创新意识显著提升,创新主体地位逐步显现。

(二)叠加效应显著,高新技术企业培育全面提速

河南实施的企业研发财政补助政策可以与其他优惠政策叠加享受。企业研发费用通过加计扣除和补助政策,研发投入的17.5%—22.5%可由政府财税优惠

政策买单,政策支持力度大,特别是高新技术企业,还可以继续享受15%所得税优惠,政策的协同效应有力推动企业加大研发投入。2016年全省高新技术企业仅有1664家,自2017年政策实施以来,高新技术企业数量大幅上升,2022年突破10000家,2017—2022年年均增速达到34.5%。

(三)杠杆效应显著,全社会研发投入大幅度增长

在企业研发财政补助政策带动下,河南省研发投入增长驶入“快车道”。政策实施前,全省研发投入为494亿元,占GDP比重为1.22%。政策实施后,2017—2022年全省享受财政补助的企业由1033家增加至9231家,带动企业研发投入规模由119亿元增长至639亿元;省财政专项资金六年共投入资金27.2亿元,带动市县财政投入为省级资金的1.2倍,带动企业研发投入为省级资金的68倍。2021年,河南全社会研发投入达到1018.84亿元,占GDP比重达到1.73%,与全国差距进一步缩小。

(四)涵养地方税源,提升区域财政造血造血能力

从短期看,企业开展研发费用加计扣除会减少地方税源,但从长期看,有利于提高企业创新能力和盈利能力,提高区域财政造血造血能力。2017—2022年,全省市县财政投入资金从3.9亿元增加到10亿元,年均增长率达到26.5%,重视创新、鼓励创新、推动创新的氛围更加浓厚,加速扩张了高新技术企业规模,加快了科技型企业的发展,为全省涵养了优质税源,培植了税收增长新动力。

(五)协同效应显著,推进创新氛围更加浓厚

河南在组织实施企业研发财政补助政策过程中,初步实现了横向协同、上下协同,形成了共同服务企业创新、支持企业创新的强大合力。横向协同方面,河南省建立了由科技、财政、发改、税务、统计等部门组成的跨部门联席会议制度,通过定期沟通协商机制,实现了多部门联动。上下协同方面,通过建立市县投入激励机制,充分调动了市县的主动性,形成上下联动、要素融通的共进局面,全省创新生态明显改善。

四、河南实施企业研发财政补助政策存在的主要问题

随着环境的变化,河南在实施企业研发财政补助政策的过程中,出现了一些新的情况和问题,需要认真思考,加以解决。

(一)财政资金支出边际效应逐步减弱

进入新发展阶段,经济发展更加注重质量和效益。河南省经过六年企业研发财政补助政策的实施,奖补政策引导企业加大研发投入、引导市县加大科技投入

的效益已达到,奖补对象规模逐渐扩大,普惠性财政资金需求大幅提升,财政资金边际效应逐步减弱,单纯依靠扩大财政支出规模和增加财政投入的方式来推动企业加大投入的效率已经降低,亟待通过调整支持方式,进一步提高财政支出的精准性和有效性。

(二)区域受惠不平衡问题比较突出

河南区域经济发展不平衡,造成企业布局也不均衡。从企业研发财政补助政策实施的情况看,郑州、洛阳、新乡三市获得全省企业研发补助资金占比较高,2022年受惠企业占全省的70%,获得的省财政补助资金占全省的54%,周口、驻马店等省辖市补助规模明显偏低,区域受惠不平衡问题比较突出。

(三)政策执行有待强化协同

河南虽然成立了联席会议制度来推进企业研发财政补助政策,但是联席会议制度并没有较好地发挥作用,存在科技或者财政“一家单干”现象。具体到基层部门,这种现象就更为突出。另外,部分市(县)由于机构改革,基层科技部门职能弱化,有的甚至全部并入工信部门,造成对科技部门的重视程度不够,基础条件差,人员队伍匮乏,导致企业研发财政补助政策在基层推动过程中阻力大、见效慢、落实难。

(四)政策宣传模式和手段有待创新

河南实施企业研发财政补助政策的宣传动员效果与预期还有一定差距,部分中小企业的经营管理人员认识不够到位,对政策了解不够。特别是一些农业市县,工业基础比较薄弱,企业研发投入低,研发能力偏弱,存在部分企业申报积极性较低的情况。所以,政策的实施仍需依靠基层发动来解决政策覆盖“最后一公里”问题,政策宣传还需要创新方式方法。

五、完善河南企业加大研发投入政策的路径

当前,企业研发财政补助政策实施的外部环境发生了明显的变化,但是,河南的区域创新能力相对较弱,研发投入强度不足仍是制约经济高质量发展的突出短板。需要适时调整优化引导企业加大研发投入的政策,助力企业在区域创新能力提升方面挑重担、走在前。

(一)量力而行,调整财政奖补支持方向

企业研发财政补助政策实施期已满,河南省科技创新“十四五”规划已明确新的目标。河南是农业大省,各级政府财政收支矛盾一直比较突出。因此,需要根据新形势新任务,调整财政奖补政策,支持高新技术企业培育和规上工业企业研发活动全覆盖,调整资金分配方式,继续坚持财权、事权相统一原则,引导市县持续加大财政科技投入,进一步明确市县主体责任,营造鼓励创新的社会氛围。

(二)突出重点,统筹兼顾区域平衡发展

当前,河南处于爬坡过坎、攻坚转型的阶段,实现新旧动力平稳衔接、转换还需较长的过程。在政策资助领域方面,工业企业是转型发展的排头兵、主力军,因此,对企业研发投入的补助应突出重点,即聚焦工业领域。在政策资助企业选择方面,应把补助的重点更多地放在规模以上工业企业以及高新技术企业方面,把政策引导的标准以及分配奖补资金的考核因素进一步细化,增强政策的针对性。在政策资助区域方面,要充分考虑区域的差异性,引导创新资源向豫东、豫南地区倾斜,推动区域间优势互补、良性互动。

(三)加大宣传,激发企业申报积极性

当前,政策的宣传力度、知晓度还不够,应利用更多的渠道加强宣传和咨询服务。比如,可在政府部门的门户网站上设立财政引导政策专栏,对其进行介绍和宣传,并对企业常见问题进行解答;定期召开地科技主管部门申报审核工作培训班,对相关工作人员进行业务指导和培训;组织召开企业申报培训班,开展企业研发补助巡回宣讲;邀请科技创新政策专家录制政策解读视频,并通过门户网站、微信公众号、短视频平台等进行传播,扩大政策的传播度和知晓率。

(四)强化考评,强化补助资金绩效评价

后补助政策很大程度上避免了科研经费的挤占与挪用、研发经费重复投入等问题,实现了财政科技资金对应用型研发活动的精准发力和绩效提升,已经成为支持企业研发活动的主体政策。因此,财政奖补政策调整为引导规上工业企业研发活动全覆盖后,要引入绩效评价管理理念,通过第三方机构,运用问卷调查、大数据等形式对市县财政奖补政策执行情况进行绩效考核,并将省级资金分配与考核结果相挂钩,以此引导地方和企业增加研发投入。

(五)创新方式,将大数据融入资金管理

互联网大数据能够有效促进财政资金管理的科学化。将原有企业奖补服务平台调整为规上工业企业研发活动全覆盖引导政策服务平台,并进一步升级完善。可以依托河南省政府“一网通办”系统,建立全省财税政策高效落实信息平台,构建财税大数据,并嵌入规上工业企业研发活动信息模块。对政府来讲,能增强决策的科学性和操作规范性,并提高补助资金的使用绩效和安全性。对企业来讲,有利于提高企业违法违规成本,督促企业合法经营。同时,也可有关部门完善资金管理模式、深化科技管理以及“放管服”改革提供更多动力。◆

河南省幸福美好生活指数报告(2022)

吴旭晓

(河南省社会科学院 统计与管理科学研究所, 河南 郑州 451464)

摘要: 实现人民对幸福美好生活的向往是高质量推进中国式现代化建设河南实践的出发点和落脚点。运用改进的 CRITIC 法对 2021 年河南省幸福美好生活综合指数及维度指数进行测评, 结果显示: 河南省幸福美好生活指数整体偏低, 全省均值只有 0.504; 在 18 个地市中, 幸福美好生活指数最高是三门峡, 其次是郑州, 其余城市均低于 0.6。“民生三感”指数、物质富裕指数最高的均是郑州, 精神富足指数、公共服务指数、生态环境指数最高的分别是洛阳、济源、三门峡。维度指数由高到低依次是物质富裕指数、公共服务指数、“民生三感”指数、生态环境指数、精神富足指数, 物质富裕指数处于核心地位; 生态环境指数和精神富足指数较大变异是河南省幸福美好生活指数不均衡发展的主要成因。

关键词: 幸福美好生活指数; 改进的 CRITIC 法; 关联特征; 河南省

中图分类号: F126; C913

文献标识码: A

文章编号: 2096-8647(2023)12-0064-09

DOI: 10.13999/j.cnki.tjllys.2023.12.011

一、引言及文献梳理

党的二十大报告明确指出:“必须坚持在发展中保障和改善民生, 鼓励共同奋斗创造美好生活, 不断实现人民对美好生活的向往。”《河南省国民经济和社会发展的第十四个五年规划和二〇三五年远景目标纲要》提出:“展望二〇三五年, 我省将紧紧围绕奋勇争先、更加出彩, 坚持‘两个高质量’, 基本建成‘四个强省、一个高地、一个家园’的社会主义现代化河南。”其中, “一个家园”指的就是“幸福美好家园”。高质量实现人民对幸福美好生活的向往已然成为新阶段推进河南省现代化建设的出发点和落脚点。因此, 精准把握河南省幸福美好生活实现程度, 分析面临的现实制约短板, 找准政策发力点, 具有重要的理论价值和实践意义。

测度幸福美好生活指数是当前国内外机构与学者的研究热点之一。自 2011 年起, 经济合作组织(OECD)每两年就推出一份“美好生活指数”分析报告, 从住房、安全、环境、收入等维度出发, 评估 OECD

成员国居民生活质量。联合国自 2012 年起定期发布《世界幸福报告》, 主要从收入、平均寿命、社会保障、自由和腐败等方面考察各国居民的幸福水平。Taskaya (2020)^[1]从生活质量、生活水平改善和生活满意度等维度构建美好生活指数指标体系, 并运用分层多元回归分析法测度了土耳其各省人均 GDP 对美好生活指数的影响。Schleicher(2021)^[2]在 OECD 美好生活指数评价体系基础上引入未来幸福感指标, 对德国城市乌珀塔尔市民幸福生活水平进行评估。余剑和李康等(2020)^[3]在借鉴 OECD“美好生活指数”基础上, 构建包含人口、经济、工资、收入与消费、收入房价比、生活设施、教育、社会保障 8 个方面 25 个具体指标的省域评价体系, 对 2018 年我国 31 个省份的美好生活指数进行测度分析。边燕燕(2020)^[4]构建了经济、政治、文化、社会和生态文明“五位一体”高品质生活评价指标体系, 运用变异系数法对 2008—2018 年我国 4 个直辖市的高品质生活进行评价分析。方巍(2020)^[5]认为, 从文化的视角看, 美好生活的标准是和谐社会, 并从个体层

基金项目: 河南省哲学社会科学规划项目“河南新型城镇化高质量发展的创新与开放‘双强引擎’构建及协同效应研究”(2022BJJ055)。

作者简介: 吴旭晓(1976—), 男, 广西平南人, 博士, 研究员, 研究方向为资源与环境管理、区域经济、科技创新与政策仿真等。

面的基本生活保障和文化精神生活、社会层面的市场公共服务和社会生活环境以及富有中国文化特色的人伦关系诉求 5 个方面构建美好生活评价指标体系,开拓了美好生活评价体系研究的新视野。陈志霞和徐杰(2021)^[6]从城市交通、文化教育、生态环境等维度出发,构建包含 38 项指标的城市幸福指数评价体系,运用 TOPSIS 和灰色关联分析法对 2019 年深圳、宁波、南京、武汉、成都、哈尔滨、南宁 7 座城市幸福指数进行测度分析。戈兴成和季璐(2023)^[7]构建了包含经济发展、生活水平、社会发展、文化体育、生态环境、身心健康、生活便利和价值实现 8 项一级指标以及 30 项二级指标的比较完善的美好生活评价指标框架,但由于主观性指标较多导致数据收集难度提升,没有开展实证研究。

以上典型研究表明,目前对省域空间范围内各城市的研究相对不足。此外,“幸福指数”与“美好生活指数”是在内容上交叉重叠但又存在明显差异的两个概念,前者更注重个体无形的精神感受和文化体验,后者更强调一种有形可见的生活状态(郑方辉和刘国歌,2020)^[8];在评价指标体系上,“幸福指数”更多采用幸福感和满意度等主观愉悦感受方面的衡量指标,而“美好生活指数”侧重于选用物质和环境层面的客观社会生活状态的描述指标(李鸿阶和张元钊,2018)^[9]。

综合来看,幸福美好生活是一种以人民为中心,融合物质、精神、社会和环境等多维度、多层次追求为一体的生活方式,不仅包含物质富裕、公共服务均等化等维度内容,还包含幸福平安、精神富足和生态良好等高层次需求。为此,本文从河南省建设幸福美好家园的具体目标要求出发,对 2021 年河南省 18 个地市幸福美好生活状况展开系统评估,为高质量推进中国式现代化建设的河南实践提供数据支撑和决策参考。

二、评价体系的构建

1. 指标体系

基于典型性、可比性、数据可获得性等原则,立足幸福美好生活基本内涵,借鉴现有研究成果,从“民生三感”、物质富裕、精神富足、公共服务和生态环境等 5 个维度选取 35 个指标来评估河南省幸福美好生活指数,具体指标体系见表 1。

(1)“民生三感”

“民生三感”指获得感、幸福感、安全感,是幸福美

好生活的重要标志。获得感用分配合理性指数、真实收入增长指数这 2 个指标来描述。前者是居民人均可支配收入与人均 GDP 之比,反映了劳动者真正拿到手的收入占人均 GDP 的比重,在人均 GDP 水平相同情形下,居民人均可支配收入占比越高,意味着人民获得了可自由支配的钱更多,人民的支付能力就越强,人民的获得感就越高;后者是收入增速与 CPI 增速比,反映了人民可支配收入增速是否跑赢 CPI 涨幅,也是衡量人民获得感的重要指标。幸福感用总抚养系数、收入房价比、贫富差距缩小系数 3 个指标来衡量。总抚养系数是少儿抚养系数与老年抚养系数之和,收入房价比是城镇居民人均可支配收入与商品房平均销售价格之间的比值,贫富差距缩小系数是低收入与高收入家庭平均每人全年可支配收入比值;抚养成本增大、高房价和贫富差距扩大是降低人民幸福感的主要原因。安全感用每万人在校大学生人数、刑事犯罪率这 2 个指标来衡量。前者反映人口素质,后者描述社会和谐安全情况;正常情况下人口素质越高、刑事犯罪率越低,人民的安全感越高。

(2)物质富裕

在中国式现代化进程中,物质富裕不仅要求区域总体上实现经济富裕,而且要求城乡居民共同富裕^[10]。区域总体经济富裕程度用经济质量和收入消费水平来考量:经济质量用人均 GDP、全员劳动生产率来描述,收入水平用平均百人拥有私人汽车数、居民家庭人均可支配收入来反映,消费情况用居民家庭人均消费支出来描述。城乡居民共同富裕用城乡居民收入比、城乡居民消费支出比来描述。

(3)精神富足

精神富足主要从文化设施配置、精神服务供给、政府支持和居民消费体验等维度选取指标。文化设施配置用每十万人拥有文化馆数、每十万人拥有博物馆数、人均公共图书馆藏书量来描述,精神服务供给用电视覆盖率、每万人文化及相关产业从业人员数来衡量,政府支持用人均文化旅游体育与传媒财政支出表示,居民消费体验用人均教育文化娱乐消费支出来反映。

(4)公共服务

公共服务均等化和普遍化是幸福美好生活的基石。公共服务主要从就业、医疗、教育、交通、卫生、生

表 1 幸福美好生活指数评价指标体系

维度	具体指标	指标单位	指标类型
民生三感	分配合理性指数 x_1	%	正向
	真实收入增长指数 x_2	-	正向
	总抚养系数 x_3	-	正向
	收入房价比 x_4	-	正向
	贫富差距缩小系数 x_5	-	正向
	每万人在校大学生人数 x_6	人/万人	正向
	刑事犯罪率 x_7	‰	负向
物质富裕	人均 GDP x_8	元	正向
	全员劳动生产率 x_9	万元/人	正向
	平均百人拥有私人汽车数 x_{10}	辆/百人	正向
	居民家庭人均可支配收入 x_{11}	元	正向
	居民家庭人均消费支出 x_{12}	元	正向
	城乡居民收入比 x_{13}	-	负向
	城乡居民消费支出比 x_{14}	-	负向
精神富足	每十万人拥有文化馆数 x_{15}	个/十万人	正向
	每十万人拥有博物馆数 x_{16}	个/十万人	正向
	人均公共图书馆藏书量 x_{17}	册	正向
	电视覆盖率 x_{18}	%	正向
	每万人文化及相关产业从业人员数 x_{19}	‰	正向
	人均文化旅游体育与传媒财政支出 x_{20}	元	正向
	人均教育文化娱乐消费支出 x_{21}	元	正向
公共服务	城镇登记失业率 x_{22}	%	负向
	每千人口卫生技术人员数 x_{23}	人/千人	正向
	初中阶段生师比 x_{24}	-	负向
	人均城市道路面积 x_{25}	平方米	正向
	每万人拥有公共厕所数 x_{26}	座/万人	正向
	城市燃气普及率 x_{27}	%	正向
	社区服务机构覆盖率 x_{28}	个/万人	正向
生态环境	建成区绿地率 x_{29}	%	正向
	人均公园绿地面积 x_{30}	平方米	正向
	建成区绿化覆盖率 x_{31}	%	正向
	城镇污水处理率 x_{32}	%	正向
	PM2.5 年均浓度 x_{33}	微克/立方米	负向
	空气质量优良天数比重 x_{34}	%	正向
	每万人造林育林面积 x_{35}	公顷/万人	正向

活以及社区服务等民生关注焦点选取指标。就业、医疗、教育、交通、卫生、生活分别用城镇登记失业率、每千人口卫生技术人员数、初中阶段生师比、人均城市道路面积、每万人拥有公共厕所数、城市燃气普及率来反映；社区服务水平用社区服务机构覆盖率来衡量，是各城市的社区服务机构和设施数与常住人口之间的比值。

(5) 生态环境

和美、可持续发展的人居生态环境是幸福美好生活的重要支撑。生态环境主要从城绿、水净、天蓝、山青等方面选取指标。“城绿”用建成区绿地率、人均公园绿地面积、建成区绿化覆盖率来反映，“水净”用城镇污水处理率描述，“天蓝”用 PM2.5 年均浓度、空气质量优良天数比重来衡量，“山青”用每万人造林育林

面积表示。

2. 评价模型

(1) 指标数据标准化

对各指标进行标准化处理,以统一指标的单位量纲,确保指标之间的可比性。正向指标: $u_{ij}=x_{ij}/\max(x_j)$;负向指标: $u_{ij}=\min(x_j)/x_{ij}$ 。其中, u_{ij} 为第*i*维度层第*j*项指标标准化后的数值; $i \in N(N=1,2,\dots,p)$; $j \in M(M=1,2,\dots,m)$; x_{ij} 为第*i*维度层第*j*项指标的原始数值; $\max(x_j)$ 和 $\min(x_j)$ 分别为第*j*个指标的最大值和最小值。

(2) 指标权重确定

与传统的 CRITIC 法相比,改进的 CRITIC 法仍然是通过指标变异性和冲突性来衡量指标*j*的信息量 C_j , C_j 越大意味着指标*j*在指标体系中作用越大,其权重 w_j 就越大。不同之处在于,改进的 CRITIC 法用指标*j*的变异系数 V_j 替代原来的标准差来描述变异性,有助于减少误差,提升准确性;用 Pearson 相关系数 r_{ij} 的绝对值取代原来的非绝对值,避免负相关带来的干扰,简化数值计算^[11]。改进的 CRITIC 法确定指标*j*的权重 w_j 的计算公式如下:

$$w_j = C_j / \sum_{j=1}^m C_j = V_j \times R_j / \sum_{j=1}^m (V_j \times R_j)$$

$$= V_j \sum_{i=1}^p (1-|r_{ij}|) / \sum_{j=1}^m \left[V_j \sum_{i=1}^p (1-|r_{ij}|) \right]$$

(3) 指数测度

$$\text{维度指数计算公式: } B_i = \sum_{j=1}^m u_{ij} w_j$$

$$\text{综合指数计算公式: } A = \frac{1}{5} \sum_{i=1}^5 B_i$$

其中, B_i 是第*i*维度指数; w_j 是第*i*维度下属第*j*指标权重; u_{ij} 是指标 x_{ij} 标准化值; A 是综合指数,即幸福美好生活指数,在计算综合指数时,认为5个维度同等重要。

3. 数据来源

本文所涉及的原始数据主要来源于2022年《河南统计年鉴》,个别指标来自2021年河南省各地市国民经济和社会发展统计公报,大部分指标数据是在原始数据基础上计算得到。

三、测算结果与分析

1. 综合指数分析

图1显示的是2021年河南省18个地市幸福美好

生活指数。河南省幸福美好生活指数整体偏低,全省均值只有0.504。在18个地市中,幸福美好生活指数在0.6以上的只有三门峡和郑州,占比仅有11.11%;幸福美好生活指数在0.5—0.6之间有济源、洛阳、许昌、鹤壁、漯河、焦作、开封、信阳8个城市,占比达到44.44%;幸福美好生活指数在0.4—0.5之间有平顶山、南阳、安阳、新乡、驻马店、濮阳、商丘7个地市,占比为38.89%;周口幸福美好生活指数低于0.4。

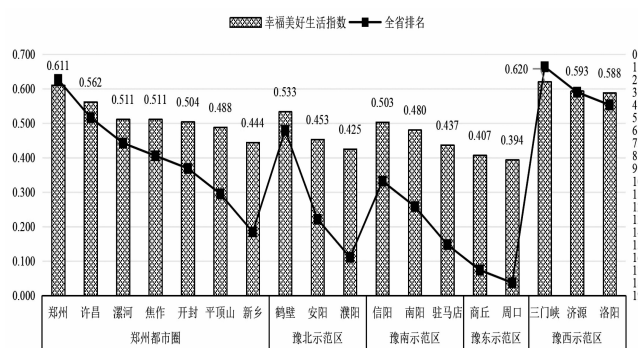


图1 2021年河南省城市幸福美好生活指数及其排名

从空间格局上看,豫西转型创新发展示范区幸福美好生活指数总体处于领先地位,均值达到0.6,三门峡、济源和洛阳分别排在全省第1、第3和第4位。郑州都市圈核心区排在第二位,均值为0.519,郑州、许昌、漯河、焦作、开封、平顶山、新乡分别位居全省第2、第5、第7、第8、第9、第11、第14名。豫南高效生态经济示范区排在第3位,均值为0.473,信阳、南阳、驻马店分别位居全省第10、第12、第15名。豫北跨区域协同发展示范区排在第4位,均值为0.470,鹤壁、安阳、濮阳分别位居全省第6、第13、第16名。豫东承接产业转移示范区排在第5位,均值为0.401,商丘和周口位居全省后两名。

2. 维度指数分析

(1) “民生三感”指数

图2显示,河南省“民生三感”指数整体不高,均值只有0.518,人民的获得感、幸福感和安全感还有较大提升空间;“民生三感”指数的短板主要是每万人在校大学生人数得分较低。在18个地市中,郑州“民生三感”指数一枝独秀,处于遥遥领先地位,达到0.851;焦作、新乡、安阳、漯河、信阳、平顶山、商丘、鹤壁的“民生三感”指数在0.5—0.6之间,依次排在全省第2—9位;洛阳、南阳、周口、济源、开封、驻马店、三门峡、许昌、濮

阳的“民生三感”指数在 0.4—0.5 之间,依次排在全省第 10—18 位。

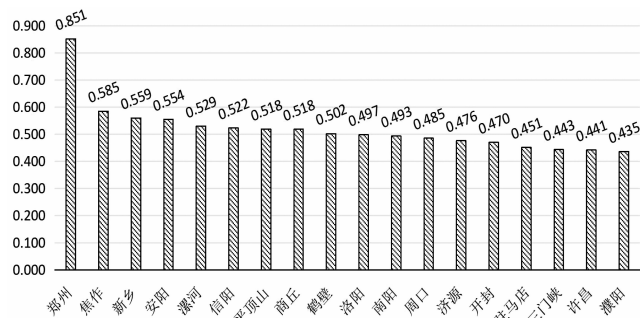


图2 2021年河南省城市“民生三感”指数

从具体指标排名看,商丘、安阳和南阳分配合理性指数排在全省前 3 名,郑州、许昌和济源排在全省后 3 名;真实收入增长指数前 3 名依次是濮阳、信阳和漯河,安阳、济源和郑州则是全省后 3 名。总抚养系数得分排在前 3 名的是郑州、三门峡和焦作,排在后 3 名的是南阳、周口和驻马店;收入房价比得分排在前 3 名的是三门峡、平顶山和漯河,排在后 3 名的是济源、洛阳和郑州;贫富差距缩小系数得分排在前 3 名的是漯河、信阳和焦作,排在后 3 名的是济源、濮阳和许昌;每万人在校大学生人数排在前 3 名的是郑州、新乡和

焦作,排在后 3 名的是濮阳、周口和驻马店;刑事犯罪率得分排在前 3 名的是许昌、周口和漯河,排在后 3 名的是开封、南阳和三门峡(见表 2)。

(2)物质富裕指数

图 3 显示,河南省物质富裕指数整体高于“民生三感”指数,均值达到 0.662。郑州和济源为第一梯队,物质富裕指数在 0.8 以上,其中,郑州高达 0.956;许昌、洛阳、焦作、鹤壁、三门峡为第二梯队,物质富裕指数在 0.7—0.8 之间;漯河、新乡、平顶山、开封在 0.6—0.7 之间,属于第三梯队;安阳、濮阳、信阳、南阳、商丘、驻马店、周口在 0.5—0.6 之间,属于第四梯队。物质富裕指数高于 0.6 的地市数量占比达到 61.11%。

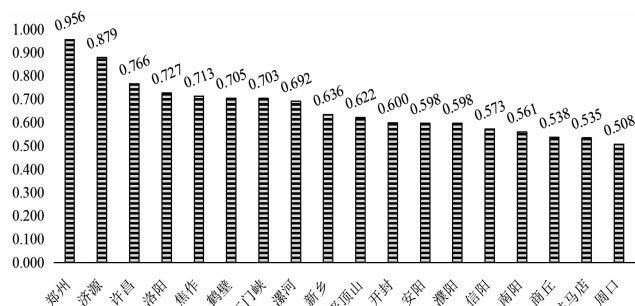


图3 2021年河南省城市物质富裕指数

从具体指标排名看,郑州所有指标均位居全省前 3 名,核心城市优势凸显。济源表现也比较突出,人均 GDP、全员劳动生产率和城乡居民消费支出比这 3 项指标位居全省第 1;平均百人拥有私人汽车数、居民家庭人均可支配收入这 2 项指标位居全省第 2;其主要短板是居民家庭人均消费支出偏低,位居全省倒数第二。许昌人均 GDP 全省第 3,全员劳动生产率和城乡居民消费支出比均位居全省第 4,城乡居民收入比、居民家庭人均可支配收入、居民家庭人均消费支出、平均百人拥有私人汽车数依次排在全省第 5—8 位。洛阳优势和短板都比较明显,居民家庭人均消费支出、居民家庭人均可支配收入和全员劳动生产率 3 项指标位居全省前 3,但城乡共同富裕的 2 个指标,即城乡居民收入比和城乡居民消费支出比均位居全省末位。焦作城乡居民收入比位居全省第 1,居民家庭人均消费支出和城乡居民消费支出比均位居全省第 3。鹤壁的城乡居民收入比指标得分排在全省第 2 名。平顶山的主要短板在于城乡居民收入比得分偏低。商丘的居民家庭人均可支配收入和全员劳动生产率分别位居全

表2 河南省城市“民生三感”指数各指标排名

指标 城市	x ₁	x ₂	x ₃	x ₄	x ₅	x ₆	x ₇
郑州	16	18	1	18	9	1	12
开封	10	7	11	15	10	13	16
洛阳	12	12	6	17	11	6	11
平顶山	8	13	12	2	5	9	9
安阳	2	16	10	4	7	5	14
鹤壁	13	8	5	12	6	10	6
新乡	7	9	7	11	14	2	10
焦作	11	15	3	5	3	3	15
濮阳	5	1	14	8	17	16	13
许昌	17	11	9	6	18	11	1
漯河	14	3	8	3	1	7	3
三门峡	15	5	2	1	13	12	18
南阳	3	6	16	7	4	15	17
商丘	1	14	15	10	15	8	4
信阳	9	2	13	13	2	14	5
周口	4	10	17	14	8	17	2
驻马店	6	4	18	9	12	18	8
济源	18	17	4	16	16	4	7

省倒数第3名和倒数第1名,人均GDP和城乡居民收入比均排在全省倒数第2名。周口和驻马店均有5项指标位居全省倒数后3名(见表3)。

表3 河南省城市物质富裕指数各指标排名

指标 城市	X ₈	X ₉	X ₁₀	X ₁₁	X ₁₂	X ₁₃	X ₁₄
郑州	2	2	1	1	1	3	2
开封	10	10	14	14	4	11	17
洛阳	5	3	6	3	2	18	18
平顶山	9	9	13	11	11	16	7
安阳	15	14	7	9	15	10	5
鹤壁	7	8	4	5	9	2	9
新乡	11	11	5	8	8	7	10
焦作	8	7	10	4	3	1	3
濮阳	13	12	3	13	18	15	6
许昌	3	4	8	6	7	5	4
漯河	6	6	11	7	5	6	13
三门峡	4	5	9	10	6	8	15
南阳	14	15	15	12	12	12	12
商丘	17	18	12	16	14	17	11
信阳	12	13	16	15	13	9	8
周口	18	17	17	18	16	14	14
驻马店	16	16	18	17	10	13	16
济源	1	1	2	2	17	4	1

(3)精神富足指数

图4表明,河南省精神富足指数整体偏低,全省均值为0.393,在5个维度中最低,主要原因是文化设施配置水平较低、每万人文化及相关产业从业人员数较少和政府支持力度不足。洛阳和许昌的精神富足指数排在前两位,得分均在0.6以上。三门峡、鹤壁、焦作、开封、郑州、济源、漯河排在第3—9位,精神富足指数在0.4—0.5之间。信阳、平顶山、新乡排在第10—12

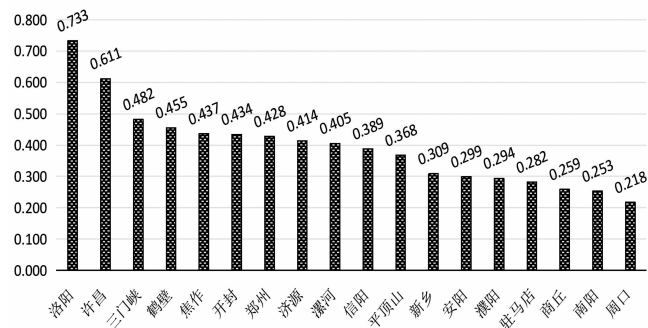


图4 2021年河南省城市精神富足指数

位,精神富足指数在0.3—0.4之间。安阳、濮阳、驻马店、商丘、南阳、周口位居全省第13—18名,精神富足指数在0.2—0.3之间。精神富足指数高于0.6的城市数量占比仅有11.11%。

从具体指标排名看,郑州、开封、济源的情况类似,均是有2项指标排在前3位、1项指标排在后3位。洛阳有5项指标位居前3位、1项指标排在后3位。漯河、许昌和鹤壁分别有1项、2项、3项指标排在全省第1位。焦作有2项指标排在全省第2位。濮阳有1项指标位居全省第1,有1项指标位居全省倒数第2。三门峡有4项指标位居全省前3位、1项指标排在全省倒数第3。驻马店和南阳分别有2项和3项指标排在全省后3位。商丘和周口均有1项指标位居全省第1,分别有3项和4项指标排在全省后3位(见表4)。

表4 河南省城市精神富足指数各指标排名

指标 城市	X ₁₅	X ₁₆	X ₁₇	X ₁₈	X ₁₉	X ₂₀	X ₂₁
郑州	18	9	9	13	3	5	1
开封	8	3	14	1	4	6	17
洛阳	9	1	3	16	2	2	3
平顶山	5	8	8	18	9	7	15
安阳	6	12	10	12	18	14	8
鹤壁	1	11	4	1	15	1	10
新乡	11	14	15	11	11	11	5
焦作	2	5	7	15	7	8	2
濮阳	10	7	11	1	17	13	13
许昌	12	6	6	1	1	10	11
漯河	7	4	12	1	5	9	12
三门峡	3	10	2	1	16	3	4
南阳	14	13	16	17	12	18	14
商丘	17	15	17	1	6	16	6
信阳	4	2	13	1	8	12	18
周口	16	16	18	1	10	15	16
驻马店	13	17	5	14	13	17	9
济源	15	18	1	1	14	4	7

(4)公共服务指数

图5显示,济源公共服务指数最高,开封、许昌和漯河位居第2—4位,新乡最低。前4名城市的公共服务指数都在0.6以上,占城市总数的22.22%。平顶山、鹤壁、郑州、三门峡、洛阳和驻马店位居第5—10位,公共服务指数在0.5—0.6之间,占城市总数的33.33%。其

余的濮阳、安阳、新乡等 8 个城市排在第 11—18 位,公共服务指数在 0.4—0.5 之间,占城市总数的 44.44%。全省公共服务指数均值为 0.531,在 5 个维度中排第 2;公共服务指数的主要制约短板是每万人拥有公共厕所数得分偏低。

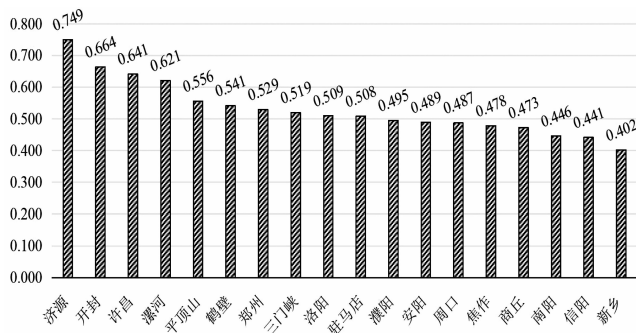


图 5 2021 年河南省城市公共服务指数

从具体指标排名看,城镇登记失业率得分前 3 名依次是平顶山、郑州和开封,洛阳、安阳和新乡则是后 3 名。每千人口卫生技术人员数得分前 3 名是郑州、三门峡和洛阳,后 3 名是商丘、信阳和周口。初中阶段生师比得分前 3 名是三门峡、焦作和信阳,后 3 名是平顶山、新乡和安阳。人均城市道路面积得分前 3 名是许昌、驻马店和焦作,后 3 名是洛阳、三门峡和郑州。每

表 5 河南省城市公共服务指数各指标排名

指标 城市	X ₂₂	X ₂₃	X ₂₄	X ₂₅	X ₂₆	X ₂₇	X ₂₈
郑州	2	1	7	18	3	18	18
开封	3	5	14	5	2	7	8
洛阳	16	3	5	16	5	16	15
平顶山	1	11	16	9	12	13	6
安阳	17	14	18	7	10	7	5
鹤壁	7	9	12	6	6	9	16
新乡	18	10	17	12	9	9	17
焦作	12	7	2	3	16	12	13
濮阳	13	12	15	10	18	1	1
许昌	5	15	10	1	7	14	7
漯河	6	6	9	8	4	1	9
三门峡	11	2	1	17	8	16	4
南阳	15	8	13	13	13	1	10
商丘	14	16	8	15	11	15	3
信阳	4	17	3	14	14	1	14
周口	9	18	11	4	17	11	2
驻马店	10	13	6	2	15	1	11
济源	8	4	4	11	1	1	12

万人拥有公共厕所数得分前 3 名是济源、开封和郑州,后 3 名是焦作、周口和濮阳。濮阳、漯河、南阳、信阳、驻马店和济源等 6 个城市燃气普及率均是 100%,得分并列第 1;开封和安阳城市燃气普及率得分并列第 7;鹤壁和新乡并列第 9;周口、焦作、平顶山、许昌和商丘位居第 11—15;洛阳和三门峡并列第 16,郑州倒数第 1。社区服务机构覆盖率得分前 3 名是濮阳、周口和商丘,后 3 名是鹤壁、新乡和郑州(见表 5)。

(5) 生态环境指数

图 6 显示,2021 年生态环境指数最高的是三门峡,其次为南阳,信阳位居第 3;洛阳、鹤壁、济源和驻马店排在第 4—7 位,在 0.4—0.5 之间;平顶山、开封、许昌、焦作、安阳、新乡、漯河和濮阳,位居第 8—15 位,在 0.3—0.4 之间;郑州、周口、商丘排在后 3 名,在 0.2—0.3 之间。2021 年生态环境指数全省平均值只有 0.415,在 5 个维度中排倒数第 2;生态环境指数高于 0.6 的城市数量占比只有 11.11%。

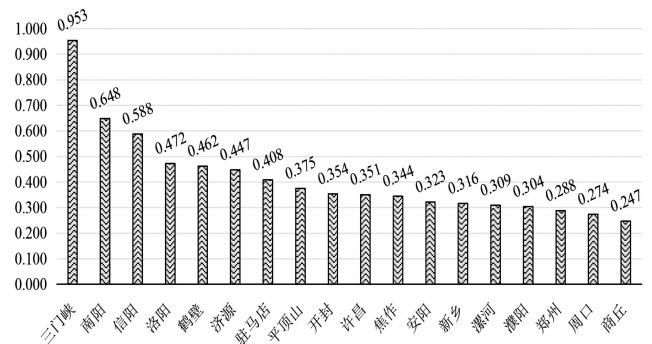


图 6 2021 年河南省城市生态环境指数

从具体指标排名看,建成区绿地率得分前 3 名的是鹤壁、南阳和驻马店,后 3 名是濮阳、周口和商丘。鹤壁、漯河和驻马店人均公园绿地面积得分排在前 3 位,新乡、平顶山和济源排在后 3 位。建成区绿化覆盖率得分前 3 名是鹤壁、驻马店和信阳,后 3 位是濮阳、周口和商丘。河南省城市城镇污水处理率都较高,得分都在 0.97 以上;郑州、洛阳、安阳、鹤壁、漯河、信阳和驻马店城镇污水处理率都达到 100%,并列第 1;许昌和周口城镇污水处理率均为 99.7%,并列第 8;南阳和平顶山分别排在第 10 位和第 11 位;新乡、焦作、三门峡和济源城镇污水处理率均为 99.0%,并列第 12;商丘、濮阳和开封排在后 3 位。PM_{2.5} 年均浓度得分整体也比较高,均在 0.7 以上;信阳得分最高,郑州、三门峡

表6 河南省城市生态环境指数各指标排名

指标 城市	X ₂₉	X ₃₀	X ₃₁	X ₃₂	X ₃₃	X ₃₄	X ₃₅
郑州	15	8	15	1	2	12	17
开封	5	9	4	18	11	11	9
洛阳	7	6	7	1	5	10	4
平顶山	10	17	11	11	10	3	7
安阳	12	15	12	1	15	18	12
鹤壁	1	1	1	1	17	16	6
新乡	6	16	13	12	11	17	13
焦作	13	4	9	12	9	15	11
濮阳	16	11	16	17	18	13	14
许昌	14	7	14	8	5	8	10
漯河	9	2	10	1	15	9	16
三门峡	4	14	5	12	2	7	1
南阳	2	5	6	10	11	6	2
商丘	18	13	18	16	5	5	15
信阳	11	12	3	1	1	1	3
周口	17	10	17	8	5	4	18
驻马店	3	3	2	1	2	2	8
济源	8	18	8	12	11	14	5

和驻马店并列第2,洛阳、许昌、商丘和周口并列第5,焦作和平顶山排在第9—10名,开封、新乡、南阳、济源并列第11,安阳和漯河并列第15,鹤壁和濮阳排在后两名。空气质量优良天数比重得分整体也比较高,都在0.7以上;信阳、驻马店、平顶山排在前3位,鹤壁、新乡和安阳排在后3位。每万人造林育林面积得分总体较低,三门峡最高,其次是南阳,信阳排在第三;其余城市得分都小于0.2,新乡、濮阳、商丘、漯河、郑州和周口得分甚至低于0.1;每万人造林育林面积得分较低是造成生态环境指数整体偏低的主要原因(见表6)。

3. 关联特征分析

表7显示了河南省幸福美好生活指数5个维度层的Pearson相关系数。“民生三感”指数与物质富裕指数在5%水平上显著正相关,而与精神富足指数、公共服务指数、生态环境指数存在非显著负相关关系。物质富裕指数与精神富足指数、公共服务指数均在5%水平上较强显著正相关,与生态环境指数存在非显著正相关关系。精神富足指数与公共服务指数、生态环境

表7 河南省幸福美好生活指数维度层关联特征

	“民生三感”指数	物质富裕指数	精神富足指数	公共服务指数	生态环境指数
“民生三感”指数	1	0.528*	-0.008	-0.181	-0.302
物质富裕指数	0.528*	1	0.582*	0.501*	0.027
精神富足指数	-0.008	0.582*	1	0.376	0.235
公共服务指数	-0.181	0.501*	0.376	1	-0.081
生态环境指数	-0.302	0.027	0.235	-0.081	1

注:*表示在5%水平(双侧)上显著相关;**表示在1%水平(双侧)上显著相关。

指数存在非显著正相关关系。公共服务指数与生态环境指数存在非显著负相关关系。由维度层相关系数可以看出,物质富裕指数在河南省幸福美好生活指数中处于核心地位,而“民生三感”指数与生态环境指数是主要突破点。

4. 均衡特征分析

图7显示了河南省幸福美好生活指数5个维度层的变异系数。变异系数由大到小依次为生态环境指数、精神富足指数、物质富裕指数、“民生三感”指数、公共服务指数。其中,生态环境指数和精神富足指数的变异特征尤为突出,是河南省幸福美好生活指数城

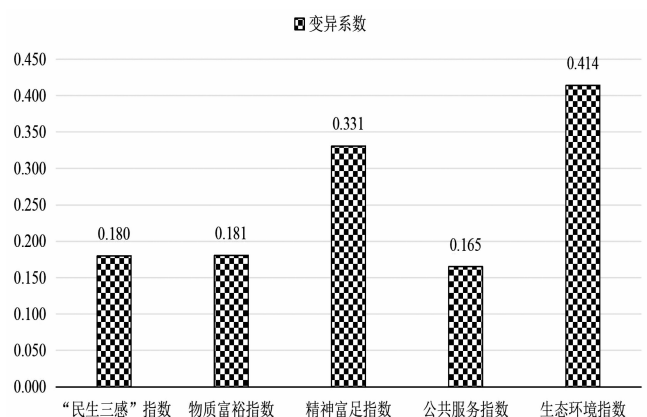


图7 河南省幸福美好生活指数维度层变异系数

市之间发展不均衡的主要来源。

四、结论与对策建议

1. 主要结论

运用改进的 CRITIC 法对 2021 年河南省幸福美好生活的综合指数及维度指数进行测算与分析,主要结论以下:(1)河南省幸福美好生活指数整体偏低,全省均值只有 0.504;在 18 个地市中,幸福美好生活指数最高是三门峡,其次是郑州,其余城市均低于 0.6。(2)“民生三感”指数、物质富裕指数最高均是郑州,精神富足指数最高是洛阳,公共服务指数最高是济源,生态环境指数最高是三门峡。(3)“民生三感”指数的短板主要是每万人在校大学生人数得分较低,物质富裕指数的短板主要是平均百人拥有私人汽车数,精神富足指数不高的主要原因在文化设施配置水平较低、每万人文化及相关产业从业人员数较少和政府支持力度不足,公共服务指数的主要制约因素是每万人拥有公共厕所数得分偏低,每万人造林育林面积得分较低是造成生态环境指数整体偏低的主要原因。(4)幸福美好生活的 5 个维度指数由高到低依次是物质富裕指数、公共服务指数、“民生三感”指数、生态环境指数、精神富足指数;物质富裕指数在河南省幸福美好生活指数中处于核心地位,而“民生三感”指数与生态环境指数是主要突破点;生态环境指数和精神富足指数较大变异是河南省幸福美好生活指数城市之间发展不均衡的主要原因。

2. 对策建议

根据研究结论,高质量推进河南省幸福美好家园建设,不断满足人民对美好生活的向往,应主要从以下几个方面发力:一是持续推进战略性新兴产业和未来产业协同发展,培育现代化产业生态体系,增强新质生产力的引擎功能,不断提升河南省物质富裕指数,畅通经济增长助推人民生活质量提高的渠道,为城乡居民共享幸福美好生活夯实物质基础。二是坚持人与自然和谐共生,推进生态产业化和产业生态化融合发展,持续扩大造林育林面积,实现森林覆盖率和蓄积量“双跨越”,增进全省人民生态福祉,提升生态环境指数。三是践行“人才是第一资源”的发展理念,实行高等教育先行战略,提升高等教育普及水平,有序推进职业技术培训,全面提升人口素质,使人民的获得感更加充实、幸福感更可持续、安全感更有保障,跃升

“民生三感”指数。四是加大对博物馆、文化馆、图书馆“三馆”建设的财政投入,构建和完善文化设施网络,激活和赓续传统文化,大力发展现代文化产业,补齐精神富足指数短板。五是合理规划、布局和建设城乡卫生设施,提升城乡公共服务标准化、人性化、均等化、多样化、普遍化供给水平,织密幸福美好生活的安全网,将公共服务质量推上新高度。此外,河南省各地市应扬长补短,以各自的制约瓶颈为突破口,找准政策着力点。◆

参考文献:

- [1]TASKAYA S.Impact of the Provinces' Gross Domestic Product Per Capita on the Better Life Index:An Analysis at the Level of Provinces[J].Sosyoekonomi,2020,28(45):87-98.
- [2]SCHLEICHER K.Urban well-being indicators:learnings from a participatory adjustment of the OECD Better-Life Index[J].SN Social Sciences,2021,10(1):1-23.
- [3]余剑,李康,杨小玄,等.中国美好生活指数构建研究[J].河北金融,2020(10):37-43+62.
- [4]边燕燕.城市高品质生活评价指标体系构建与实证分析[J].重庆理工大学学报(社会科学),2020,34(8):45-57.
- [5]方巍.文化视野下的中国特色美好生活评价指数[J].社会科学,2020(1):102-111.
- [6]陈志霞,徐杰.基于 TOPSIS 与灰色关联分析的城市幸福指数评价[J].统计与决策,2021,37(9):59-62.
- [7]戈兴成,季璐.美好生活评价指标体系构建:一个初步框架[J].决策咨询,2023(1):80-86.
- [8]郑方辉,刘国歌.治理绩效检验:“美好生活”与幸福指数及其实证比较:以广东省为例[J].山西师大学报(社会科学版),2020,47(4):69-76.
- [9]李鸿阶,张元钊.OECD 国家生活质量评价及其对我国的启示[J].福建论坛(人文社会科学版),2018(2):5-11.
- [10]吴旭晓.新时代河南省共同富裕实现程度评估与政策靶向[J].统计理论与实践,2022(12):5-15.
- [11]张鑫,梁佩云,陈茹茹.区域科技服务业服务创新能力评价:基于改进的 CRITIC-VIKOR 法[J].科技管理研究,2020,40(16):60-69.