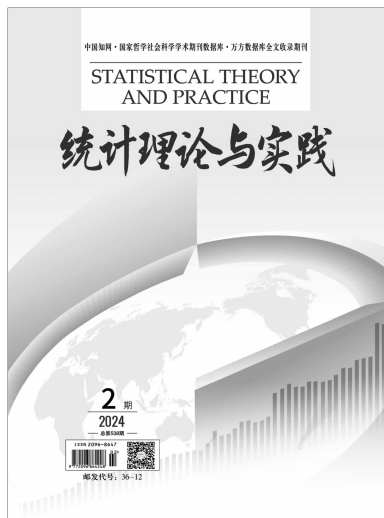




2024年第2期(总第538期)

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:tjllys@vip.sina.com

网络合作伙伴:博看网 www.bookan.com.cn

统计理论与实践

STATISTICAL THEORY
AND PRACTICE

编委会

编委会主任:王承哲

编委会副主任:李同新 王玲杰

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:曹 明

主 编:曹 明

编 辑:马 昂 李亚芳 李莹莹 杨玉雪

肖 悦 曹 雷 董黎明

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

● 数字经济

数字金融与绿色全要素生产率

——基于沪深 A 股上市公司的实证研究

蒋再平 杨明珠 安志勇 / 3

能源数字化转型对工业绿色发展效率的影响

杨习铭 郭若劼 李嘉豪 / 9

● 区域发展

优化营商环境能否促进经济发展

——来自“一带一路”沿线国家的证据

曾 慧 郭慧聪 郑倩倩 / 20

中国城市相对贫困的统计测度及其分解

李壮壮 / 29

安徽省新时代区域协调发展综合评价研究

周 强 / 35

● 产业解读

农村公共投资对农村产业融合发展的影响

——基于共同富裕目标的研究

耿玉极 艾麦提江·阿布都哈力克 程金月 / 44

粤港澳大湾区产业分工与对接关系的测度分析

杨海深 / 52

● 实践探索

社会消费品零售总额模型预测实证研究

徐延军 / 59

数字政府建设水平的时空差异与动态演进

叶提芳 苏昕竹 王宏宇 王星雨 张耀峰 / 64

数字金融与绿色全要素生产率

——基于沪深 A 股上市公司的实证研究

蒋再平¹ 杨明珠¹ 安志勇²

(1. 山东工商学院 统计学院, 山东 烟台 264005; 2. 山东工商学院 计算机科学与技术学院, 山东 烟台 264005)

摘要: 提高绿色全要素生产率是实现经济与环境共赢发展的关键, 数字金融作为提升金融效率的新业态, 或对企业绿色全要素生产率产生重要影响。基于中国 2011—2020 年沪深 A 股重污染行业上市公司的数据, 实证检验数字金融对企业绿色全要素生产率的影响效应和作用机制。研究表明, 数字金融发展有效提升了企业绿色全要素生产率, 绿色技术效率在其中发挥重要的中介作用。进一步研究发现, 相较于中部地区, 东西部地区数字金融对企业绿色全要素生产率的提升更为显著。最后给出政策启示: 加大数字基础设施建设力度, 促进数字金融与传统金融优势互补, 重视对数字金融业态发展的监管引导, 以更好发挥数字金融对绿色全要素生产率的促进作用。

关键词: 数字金融; 绿色全要素生产率; 绿色技术效率

中图分类号: F832

文献标识码: A

文章编号: 2096-8647(2024)02-0003-06

DOI: 10.13999/j.cnki.tjllys.2024.02.001

一、引言

党的二十大报告(以下简称《报告》)指出, 要“着力提高全要素生产率”, 以实现高质量发展。《报告》同时强调, 要“加快发展方式绿色转型”“协同推进降碳、减污、扩绿、增长”。结合《报告》阐述, 不难发现高质量发展要求经济增长与环境保护相协调^[1], 而企业高质量发展是经济高质量发展的重要基础^[2], 因此, 提升企业绿色全要素生产率是实现高质量发展的关键。企业绿色全要素生产率是包含考虑生产要素投入和能源资源消耗的综合指标, 能够有效衡量绿色增长绩效。促进企业绿色全要素生产率, 不仅需要环境产业等方面的政策, 还需要稳定充足的金融资源^[3]。

近年来, 数字技术与金融服务的深度融合和加速推动全球金融领域的转型与创新, 这一趋势催生了数字金融新业态^[4]。数字金融以数字技术为基础, 为企业信贷需求方、金融服务供给方之间建立了便捷的沟通桥梁, 以此优化金融结构和提升金融效率^[5]。在此背景下, 本文以中国数字金融为切入点, 以推动我国企业

绿色全要素生产率的提升为目标, 对二者的关系进行深入研究。

二、文献综述

目前大量文献从多个角度研究了绿色全要素生产率的变化。原毅军和谢荣辉(2015)^[6]在研究 2000—2012 年中国工业绿色全要素生产率时指出环境规制对生产率增长有显著促进作用。杨友才和王玉聪等(2022)^[7]认为数字经济通过产业结构升级和改善要素扭曲两个渠道提升城市绿色全要素生产率。Hou 和 Song(2021)^[8]认为通过提高绿色效率和绿色技术进步, 市场一体化会对区域绿色全要素生产率产生明显的正面影响。Song 和 Hao 等(2021)^[9]指出经济不确定性对企业绿色全要素生产率有负向影响。崔兴华和林明裕(2019)^[10]研究发现外商直接投资有助于企业绿色全要素生产率的提升。

现有文献中涉及数字金融驱动绿色全要素生产率增长的相对较少, 且关于提升渠道的研究也不统一。余进韬和张蕊等(2022)^[11]以 2011—2018 年 281 个

基金项目: 辽宁省社会科学规划基金项目“辽宁省互联网金融发展测度及其地区影响效应统计评估”(L18CTJ003)。

作者简介: 蒋再平(1986—), 男, 辽宁大连人, 博士, 讲师, 研究方向为经济统计与分析; 杨明珠(1998—), 女, 江苏盐城人, 硕士研究生, 研究方向为经济统计与分析; 安志勇(1975—), 男, 山西怀仁人, 博士, 副教授, 研究方向为金融大数据分析。

城市为研究对象,通过对其绿色全要素生产率的观测及实证分析,检验了数字金融对城市绿色全要素生产率的提升效应,并识别出产业结构升级和绿色技术创新为提升渠道。张爱玲和靳卫东(2022)^[1]验证了数字金融能够提升城市绿色全要素生产率,且提升渠道是减轻城市市场扭曲程度和促进技术创新。范欣和尹秋舒(2021)^[2]证明了数字金融能够促进城市绿色全要素生产率增长,提升渠道是技术创新和地区创业水平。

综上,现有研究中关于数字金融与绿色全要素生产率的较少,且罕有以微观企业为研究视角。虽然少数研究证实了数字金融在宏观上可以提升绿色全要素生产率,但这一结论在微观上是否成立?如果成立,其影响机制是什么?还需要数据检验才能得到可靠结论。鉴于此,本文以中国 2011—2020 年沪深 A 股重污染行业上市公司为样本,研究数字金融对企业绿色全要素生产率的影响效果和作用机制,以期数字金融的长效健康发展和企业绿色全要素生产率的提升提供经验证据。

三、理论分析与研究假设

(一) 企业绿色全要素生产率与数字金融

在中国经济进入新常态背景下,“资源—环境”型经济增长模式应当是以环境与经济相结合,以全要素生产率提升为主要目标,以绿色为主要特征的经济增长模式。然而,长期以来中国大多数重污染企业由于资金短缺,难以实现绿色生产与绿色技术创新,制约中国重污染企业绿色全要素生产率的提升。

随着中国经济社会不断发展,科技水平不断提高,金融产品与数字化技术逐步结合,中国的金融一体化服务呈现出多元化、多层次的趋势^[3]。一方面,传统金融机构与新兴互联网金融机构正逐渐探索与新型数字化技术相结合的金融服务,从而促进中国金融市场的创新与发展。另一方面,数字金融融合产品已经不再局限于转账、支付等方面,而是集资产管理、信贷、保险和支付为一体的多元化金融服务体系。相对于初期的数字化金融发展,目前的数字化金融发展具有更加广泛的覆盖面、更加完备的业务和更加广泛的包容性等特点。数字金融的创新已经不仅仅是把传统的金融服务扩展到网络平台上,还发展出更多的金融服务形式。因此,数字金融不仅能降低重污染企业获取金融服务的门槛和成本,还能够提升金融服务效率,有效降低信息不对称程度,为重污染企业绿色技术创新和

生态投资项目的金融安全提供多元化的融资渠道。基于此,本文提出如下假设:

H1:数字金融能够促进重污染企业绿色全要素生产率提升。

(二)数字金融、企业绿色技术效率与绿色全要素生产率

绿色全要素是指从资源收集、生产制造、使用到废弃处置等整个生命周期内,将环境、经济和社会三大因素综合考虑在内的全要素。绿色全要素生产率又可细分为绿色技术效率和绿色技术进步两部分。绿色技术效率是指在使用绿色技术进行生产、能源使用或其他有关活动过程中,对资源和环境的利用和管理效率。企业获得丰裕的金融资源,有利于弥补经营管理中的短板,优化产品生产工序,提升资源配置效率。因此,提升绿色技术效率是实现节能降耗与经济增长协同推进的关键。

相较于绿色技术效率,绿色技术进步是一个较长期的过程,需要大量的投入。本文选取的是微观企业层面的短面板样本,所以企业可能为了追求效率,而暂时性忽视技术进步投入,且诱发技术进步的因素较多,如环境规制强度等^[4]。基于此,本文提出如下假设:

H2:数字金融通过提高绿色技术效率促进重污染企业绿色全要素生产率提升。

四、研究设计

(一) 数据来源

本文着眼于研究数字金融对重污染企业绿色全要素生产率的影响,为此选取了 2011—2020 年沪深 A 股重污染行业上市公司为样本进行研究。其中,重污染行业上市公司的相关数据来自锐思金融数据库并剔除掉 ST 和 *ST 企业,数字金融使用的是北京大学数字金融研究中心发布的数字普惠金融指数^[5],该数据包含了省(区、市)、市和县三级,本文采用的是地级及以上城市数据。其余相关数据来自 EPS 数据库。

(二) 变量说明

1. 被解释变量——绿色全要素生产率

绿色全要素生产率(GTFP)的计算需要相关的投入产出变量,分为劳动投入(以各企业的职工数来衡量),资本投入(以固定资产净值来衡量),期望产出(以各企业的营业收入来衡量)以及非期望产出(以各企业的排污费来衡量)。使用这些投入产出变量的数据通过 SBMrun 软件中的全局参比超效率 SBM 模型

计算每个企业的 GML 指数。GML 指数为各企业绿色全要素当期数值相对于上期数值的变化率,每年的 GTFP 值由上一年的 GTFP 水平与当年的 GML 指数相乘获得(2010 年 GTFP 设为 1),便可得到 2011—2020 年每年的 GTFP 值^[16]。根据研究需求,采用取对数的 $\ln gtfp$ 作为被解释变量。

2. 解释变量——数字金融

数字金融(DF)。本文使用北京大学数字金融中心和蚂蚁金服共同编制的数字普惠金融指数来衡量。由于数字金融指数和其他变量在量纲上差异较大,将数字金融指数及其子维度均除以 100 且取对数为 $\ln df$ 作为原始数据。

3. 控制变量

为了控制影响绿色全要素生产率的其他因素,本文选取以下控制变量:企业年龄(age),由企业成立年限取对数用 $\ln age$ 表示;资产收益率(roa),使用当期财报公布的资产收益率表示;杠杆率(lev),使用当期财报公布的资产负债率表示;企业成长能力(gro),使用企业营业业务增长率表示;地区经济发展水平(gd),采用企业所在地区地级市 GDP 增长率表示。

4. 中介变量

前文提出数字金融可以通过绿色技术效率($\ln gec, gec$ 取对数)这一中介变量促进绿色全要素生产率的提升,借鉴张军涛和范卓玮(2021)的方法^[17],采用绿色全要素生产率分解指数来分别衡量企业绿色技术效率和绿色技术进步。相较于绿色技术效率,绿色技术进步($\ln gtc, gtc$ 取对数)一定程度上并不能促进绿色全要素生产率的提升。

(三)模型构建

为了检验数字金融发展是否会显著影响绿色全要素生产率,构建如下双向固定效应模型,且控制了年份固定效应和行业固定效应:

$$\ln GTFP_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln DF_{i,t} + \sum \alpha_2 \text{Control}_{i,t} + \eta_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

为探究数字金融对绿色全要素生产率的影响路径,本文采用温忠麟和叶宝娟(2014)^[18]的中介效应三步法进行中介效应检验,构建模型如下:

$$M_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln DF_{i,t} + \sum \beta_2 \text{Control}_{i,t} + \eta_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$\ln GTFP_{i,t} = \tau_0 + \tau_1 \ln DF_{i,t} + \tau_2 M_{i,t} + \sum \tau_3 \text{Control}_{i,t} + \eta_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, $\ln GTFP_{i,t}$ 表示被解释变量绿色全要素生产率, $\ln DF_{i,t}$ 表示解释变量数字金融, $\text{Control}_{i,t}$ 代表控制变量, M_{it} 表示中介变量, α, β, τ 是回归系数, η_i 为行

业固定效应, μ_t 为年份固定效应, ε_{it} 为随机扰动项。

五、实证分析

(一)描述性统计分析

变量描述性统计分析见表 1。结果显示,企业绿色全要素生产率的差异较大,并且各地区的数字金融发展水平也存在较大差异。

表 1 变量描述性统计

变量	样本数	平均值	标准差	最小值	最大值
$\ln GTFP$	1080	0.191	0.936	-3.954	4.41
$\ln df$	1080	0.552	0.477	-1.306	1.277
$\ln age$	1080	3.246	0.168	2.708	3.784
roa	1080	6.595	12.84	-191.5	84.67
lev	1080	0.48	0.184	0.007	0.979
gro	1080	0.167	0.969	-0.805	21.7
gd	1080	8.089	4.59	-19.38	109
$\ln gec$	1080	-0.056	0.793	-3.295	2.978
$\ln gtc$	1080	0.193	0.721	-2.746	2.496

(二)基准回归结果与分析

运用双向固定效应模型分别对所选取的核心解释变量、被解释变量和控制变量进行回归,使用 Stata17 软件对数据进行实证分析,结果见表 2。由表 2 可知,核心解释变量数字金融的回归系数在 5%的置信水平上显著为正,数字金融的回归系数为 0.385,表明数字金融对重污染企业绿色全要素生产率具有正向促进作用。表 2 的(2)—(6)列是在逐渐增加控制变量的情况下进行的回归。在添加了全部控制变量之后,通过回归模型得出,数字金融的回归系数达到 0.373,说明数字金融发展对重污染企业的绿色全要素生产率有明显的正向推动效果。数字金融作为一种新型的金融发展方式,能够通过金融资源的有效配置促进重污染企业开展绿色技术创新活动,有助于推动重污染企业的绿色发展, H1 得到证实。

(三)稳健性检验

为了得到可靠的研究结果,本文采用两种方法分别进行稳健性检验:一是考虑到双向固定效应模型存在一定的数据归并问题,因此将模型更换为随机效应模型;二是考虑到直辖市不管是在经济规模、行政级别还是在人口数量方面,都与地级市有很大不同,因此,使用剔除直辖市后的样本,重新进行了回归估计。表 3 的列(1)和列(2)展示的是将双向固定效应模型更改为随机效应模型后的回归结果,可以得知,数字金融仍然能够显著提升重污染企业绿色全要素生产率。表

表 2 基准回归结果

变量	(1) lngtfp	(2) lngtfp	(3) lngtfp	(4) lngtfp	(5) lngtfp	(6) lngtfp
lndf	0.385** (2.00)	0.393** (2.07)	0.365* (1.92)	0.367* (1.94)	0.370* (1.96)	0.373** (1.97)
lnage		0.932*** (5.76)	0.973*** (5.99)	0.914*** (5.53)	0.914*** (5.55)	0.904*** (5.46)
roa			0.00467** (2.32)	0.00537*** (2.62)	0.00502** (2.45)	0.00503** (2.45)
lev				0.281* (1.89)	0.271* (1.82)	0.275* (1.85)
gro					0.0609** (2.44)	0.0609** (2.44)
gd						0.00445 (0.70)
Cons	-0.0220 (-0.20)	-3.052*** (-5.69)	-3.200*** (-5.93)	-3.149*** (-5.84)	-3.154*** (-5.86)	-3.160*** (-5.87)
年份固定效应	固定	固定	固定	固定	固定	固定
行业固定效应	固定	固定	固定	固定	固定	固定
N	1080	1080	1080	1080	1080	1080
R ²	0.303	0.325	0.328	0.330	0.334	0.334

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著；括号内的数值为 t 统计量。表 3、表 4、表 5、表 6 同。

表 3 稳健性检验结果

变量	随机效应模型		剔除直辖市	
	(1)lngtfp	(2)lngtfp	(3)lngtfp	(4)lngtfp
lndf	0.372*** (13.55)	0.350*** (11.02)	1.173*** (5.29)	1.059*** (4.69)
lnage		0.565 (1.19)		0.449** (2.33)
roa		0.00714*** (6.01)		0.00545** (2.51)
lev		0.237 (1.62)		0.313* (1.94)
gro		0.0346*** (2.58)		0.0366 (1.31)
gd		-0.00590* (-1.73)		0.00296 (0.45)
Cons	-0.0149 (-0.18)	-1.954 (-1.27)	-0.429*** (-3.55)	-2.045*** (-3.40)
年份固定效应	不固定	不固定	固定	固定
行业固定效应	不固定	不固定	固定	固定
N	1080	1080	960	960
R ²			0.326	0.339

3 的列(3)和列(4)展示的是剔除直辖市后的结果,可以看出,核心解释变量的系数仍然在 1%的水平上显著为正。两种稳健性检验的结果与前文结论保持一致,说明本文的结论是稳健的。

(四)异质性检验与分析

1. 数字金融结构的异质性检验

考虑到数字金融指数包含覆盖广度、使用深度和数字服务支持度三个子维度,本文分维度对绿色全要素生产率进行考察。表 4 中的评估结果显示,数字金融的覆盖广度和使用深度对中国重污染企业绿色全要素生产率的提高起到了显著作用,其中数字金融的覆盖广度达到了 10%的显著性水平,数字金融的使用深度达到了 1%的显著性水平。具体地说,中国的数字金融覆盖范围很广,包括移动支付、电子银行等,使更多人能够参与金融活动,并享受便利和效率。中国数字金融在各个领域的使用深度不断增加,这些深度应用使金融资源能够更有效地配置,提高了生产效率。中国数字金融的发展也促进了整个经济的数字化转型。通过数字化技术和互联网平台,金融服务的传统流程得以优化和改造,减少了交易成本和信息不对称问题。但是,实证分析结果显示,数字化程度对企业绿色全要素生产率的影响呈现负向效应,并且这种影响并不显著。这可能是因为数字化程度所涵盖的业务范畴包括信用贷款、优惠的小额贷款利率和便捷的贷款方式等。虽然这些业务可以在一定程度上缓解重污染企业的融资约束,但也难免促使某些企业利用金融资源进行虚拟套利,导致金融资源偏离实体经济,从而对经

济效率造成损害。

表 4 金融结构异质性检验结果

变量	(1) lngtfp	(2) lngtfp	(3) lngtfp
lnbreadth	0.217* (1.68)		
lndepth		0.423*** (2.68)	
Indigitization			-0.140 (-1.08)
lnage	0.904*** (5.46)	0.903*** (5.47)	0.897*** (5.41)
roa	0.00506** (2.47)	0.00503** (2.46)	0.00525** (2.57)
lev	0.262* (1.76)	0.311** (2.08)	0.273* (1.84)
gro	0.0609** (2.44)	0.0606** (2.43)	0.0607** (2.42)
gd	0.00441 (0.69)	0.00455 (0.71)	0.00456 (0.71)
Cons	-4.060*** (-4.81)	-5.145*** (-5.28)	-2.204** (-2.53)
年份固定效应	固定	固定	固定
行业固定效应	固定	固定	固定
N	1080	1080	1080
R ²	0.334	0.336	0.333

总体而言,中国数字金融覆盖广度、使用深度的提升为推动绿色全要素生产率发挥了积极作用。通过便捷高效的金融服务,更多企业和个人能够参与绿色经济活动,并通过数字化技术优化资源配置,从而提高绿色生产力水平。

2. 地区异质性

由于中国幅员辽阔,所以东、中、西部的数字金融发展水平以及各地区企业绿色全要素生产率的增长速度有很大不同。为了更深入地研究数字金融对绿色全要素生产率的影响,把除港澳台和西藏外的 30 个省(区、市)分为东部、中部和西部,对其进行异质性分析,回归结果见表 5。由表 5 可知,东部地区数字金融的系数为 1.654 且在 1% 的水平下显著,西部地区数字金融的系数为 1.746 且也在 1% 的水平下显著,然而,中部地区数字金融对企业绿色全要素生产率的影响系数为正,但并不显著。这表明,在东部地区以及西部地区,数字金融对重污染企业绿色全要素生产率有非常明显的影响,但在中部地区影响并不明显,这可能与中部地区发挥其地理位置优势,在一定程度上承接了东部地区的产业转移有关。但是,中部地区承接的产业大多是传统产业,这些产业往往存在着能耗高、污染重等特征,而且在短时间内很难实现产业的转型升

级。再加上中部地区与东部地区相比缺乏人才资源,导致数字金融发展对中部地区企业的绿色全要素生产率提高效果并不显著。

表 5 地区异质性检验结果

变量	东部 (1)lngtfp	中部 (2)lngtfp	西部 (3)lngtfp
ln df	1.654*** (4.72)	0.00769 (0.03)	1.746*** (3.47)
ln age	0.428* (1.83)	0.658** (2.03)	0.495 (0.74)
roa	0.0132*** (3.36)	0.00557* (1.84)	0.00136 (0.59)
lev	-0.179 (-0.85)	-0.00730 (-0.03)	1.392*** (4.52)
gro	0.0484* (1.67)	0.106** (2.04)	0.240* (1.97)
gd	-0.00454 (-0.56)	0.00230 (0.22)	0.0232 (1.28)
Cons	-2.293*** (-3.06)	-1.807* (-1.83)	-3.060 (-1.35)
年份固定效应	固定	固定	固定
行业固定效应	固定	固定	固定
N	600	250	220
R ²	0.368	0.617	0.559

(五)机制检验

本文采用温忠麟和叶宝娟(2014)^[18]的中介效应三步法,为验证前文关于绿色技术效率和绿色技术进步的假设,分别将绿色技术效率机制和绿色技术进步作为中介变量。表 6 中列(1)的数字金融对绿色技术效率机制的估计系数显著为正,说明数字金融能显著促进绿色技术效率机制的提升。列(2)中,绿色技术效率机制能够显著提升企业绿色全要素生产率,但是数字金融对于企业绿色全要素生产率的影响却不显著,根据中介效应三步法理论,绿色技术效率为数字金融提升绿色全要素生产率的完全中介。列(3)中数字金融对绿色技术进步的回归系数为负数,且显著水平为 1%,说明数字金融对绿色技术进步的直接效应是负向的,即数字金融的发展可能对绿色技术进步产生负面影响。因此,数字金融不能通过促进绿色技术进步进而提升绿色全要素生产率。但是,数字金融通过促进绿色效率机制进而提高绿色全要素生产率的中介效应是存在的,H2 得到证实。重污染企业多属于第二产业,创新周期相对较长,所以,与产品创新对应的实质性技术进步往往见效缓慢,但是相对充足的金融资源能够在短期实现生产、流通过程创新或者是其他形式的模式创新,进而通过绿色技术效率改善促进企业绿色全要素生产率提升。

表 6 数字金融对绿色全要素生产率的作用机制

变量	(1) lngec	(2) lngtfp	(3) lngtc	(4) lngtfp
ln df	0.397** (2.28)	0.164 (0.99)	-0.561*** (-3.60)	0.608*** (3.40)
lngec		0.527*** (17.87)		
lngtc				0.419*** (11.84)
lev	0.346** (2.53)	0.0924 (0.71)	0.322*** (2.63)	0.140 (1.00)
gro	0.0870*** (3.78)	0.0151 (0.69)	0.00306 (0.15)	0.0596** (2.54)
gd	-0.000476 (-0.08)	0.00470 (0.84)	-0.00138 (-0.26)	0.00503 (0.84)
Cons	-2.466*** (-4.97)	-1.862*** (-3.91)	-1.698*** (-3.83)	-2.450*** (-4.81)
年份固定效应	固定	固定	固定	固定
行业固定效应	固定	固定	固定	固定
N	1080	1080	1080	1080
R ²	0.213	0.491	0.239	0.414

六、结论与建议

实证分析结果显示,数字金融显著促进了绿色全要素生产率的提高,是助力企业绿色发展的重要力量。在充分考虑内生性偏误并且进行多种稳健性检验之后,该结论依然成立,且数字金融的覆盖广度和使用深度皆正向促进中国重污染企业绿色全要素生产率的提高,只有数字化程度的影响不显著。影响机制检验结果表明,绿色技术效率机制是数字金融提升绿色全要素生产率的重要中介。本文的研究结果表明数字金融可以有效提高企业绿色全要素生产率,这对中国深化金融领域供给侧结构性改革,推动经济绿色转型发展有着重要意义。

基于以上结论,本文提出以下建议:一是加大数字基础设施建设力度,为数字金融的发展提供物质载体,推动数字金融的持续健康发展。虽然中国的数字金融发展尚处起步阶段,但其对绿色转型的推动效应已逐步显现,特别是在提高绿色全要素生产率方面有明显的优势。具体而言,要加快落后地区和边远地区的网络基站建设步伐,提高互联网的普及率,通过规模化建设,降低基础设施的建设成本。二是加快银行支付结算体系数字化、便利化建设进程,推动数字金融与传统金融优势互补,让数字金融更好地发挥对提升绿色全要素生产率的影响。三是加强对数字金融行业的监督管理,避免虚拟套利行为,防止其损害实体经济的发展。同时,由于数字金融是新事物,监管部门要

把握好监管尺度,既不能“一棒子敲晕”,也不能放任自流。◆

参考文献:

- [1]何凌云,祁晓凤.环境规制与绿色全要素生产率:来自中国工业企业的证据[J].经济学动态,2022(6):97-114.
- [2]张佳佳.数字金融、技术创新与企业竞争力:来自中国A股上市企业的实证证据[J].南方金融,2023(1):23-36.
- [3]余进韬,张蕊,龚星宇.数字金融如何影响绿色全要素生产率?:动态特征、机制识别与空间效应[J].当代经济科学,2022,44(6):42-56.
- [4]黄益平,黄卓.中国的数字金融发展:现在与未来[J].经济学(季刊),2018,17(4):1489-1502.
- [5]吴晓求.互联网金融:成长的逻辑[J].财贸经济,2015(2):5-15.
- [6]原毅军,谢荣辉.FDI、环境规制与中国工业绿色全要素生产率增长:基于Luenberger指数的实证研究[J].国际贸易问题,2015(8):84-93.
- [7]杨友才,王玉聪,魏涛.数字经济是否提高了绿色全要素生产率?[J].学习与探索,2022(12):114-123.
- [8]HOU S, SONG L. Market Integration and Regional Green Total Factor Productivity: Evidence from China's Province-Level Data[J]. Sustainability, 2021, 13(2):472.
- [9]SONG Y, HAO F, HAO X, et al. Economic Policy Uncertainty, Outward Foreign Direct Investments, and Green Total Factor Productivity: Evidence from Firm-Level Data in China[J]. Sustainability, 2021, 13(2339):1-16.
- [10]崔兴华,林明裕.FDI如何影响企业的绿色全要素生产率?:基于Malmquist-Luenberger指数和PSM-DID的实证分析[J].经济管理,2019,41(3):38-55.
- [11]张爱玲,靳卫东.数字金融对绿色全要素生产率的影响研究[J].青岛大学学报(自然科学版),2022,35(4):105-111.
- [12]范欣,尹秋舒.数字金融提升了绿色全要素生产率吗?[J].山西大学学报(哲学社会科学版),2021,44(4):109-119.
- [13]姜其林,苏晋经,杜敏.银行业金融机构数字普惠金融实践与思考:基于国内35家银行业金融机构的调查[J].华北金融,2018(8):76-80.
- [14]何枫,祝丽云,马栋栋,等.中国钢铁企业绿色技术效率研究[J].中国工业经济,2015(7):84-98.
- [15]郭峰,王靖一,王芳,等.测度中国数字普惠金融发展:指数编制与空间特征[J].经济学(季刊),2020,19(4):1401-1418.
- [16]邱斌,杨帅,辛培江.FDI技术溢出渠道与中国制造业生产率增长研究:基于面板数据的分析[J].世界经济,2008(8):20-31.
- [17]张军涛,范卓玮.城市产业结构与绿色全要素生产率:基于东北地区的实证分析[J].科技管理研究,2021,41(13):77-86.
- [18]温忠麟,叶宝娟.中介效应分析:方法和模型发展[J].心理科学进展,2014,22(5):731-745.

能源数字化转型 对工业绿色发展效率的影响

杨习铭 郭若劼 李嘉豪

(新疆财经大学 经济学院, 新疆 乌鲁木齐 830012)

摘要:探讨能源数字化转型对工业绿色发展效率的影响,对发挥能源数字化转型的绿色价值,培育“即时预测—及时行动”的供能模式,助力工业企业形成“清洁低碳、安全高效”的生产方式,提高工业绿色发展效率具有重要的现实意义。基于2013—2021年的省级面板数据进行实证检验,分析能源数字化转型对工业绿色发展效率的影响效应和作用机制,研究结果显示:(1)我国能源数字化转型能提高工业绿色发展效率,且存在区域异质性;(2)金融发展效率、人力资本水平、创业活跃度和货运能力均可增强能源数字化转型提高工业绿色发展效率的作用效果。提出应重视数字技术与能源管理系统、能源技术的融合应用,加快推动能源数字化转型,并通过提高资金支持、劳动力质量、技术创新水平和生产要素流动性促进工业绿色高效发展的对策启示。

关键词:能源数字化转型;工业绿色发展效率;异质性

中图分类号:F426;F424

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2024)02-0009-11

DOI:10.13999/j.cnki.tjllysj.2024.02.002

一、引言

习近平总书记在2023年全国生态环境保护大会上强调,要加快推动发展方式绿色低碳转型,坚持把绿色低碳发展作为解决生态环境问题的治本之策,形成绿色生产方式和生活方式,厚植高质量发展的绿色底色。以“高能耗、高排放、高污染”为特征的粗放型工业增长模式造成了资源消耗和环境污染问题,已无法满足低碳、高效发展的要求。近年来,我国工业能效水平不断提升,但工业领域仍面临重点行业节能挖潜难度大、用能结构绿色化水平不高、节能提效技术创新及装备推广存在短板等问题。《“十四五”工业绿色发展规划》提出实施工业领域碳达峰行动,着力构建完善的绿色低碳技术体系和绿色制造支撑体系,系统推进工业向能源消费低碳化、生产方式数字化等方向转

型。基于此,如何借助数字技术优化能源结构、提升工业绿色发展效率是本文关注的重点。

能源产业作为现代社会发展的支柱产业之一,是关乎国家安全和发展的重点领域,在资源和环境的双重压力下,亟待通过数字技术转变发展方式,推进能源革命。能源数字化转型是指聚焦能源企业及其产业链、供应链,借助新兴信息技术优化能源生产、储运、交易和消费的资源配置能力、安全保障能力和智能互动能力,构建多能协调互补的综合能源供给体系,逐步实现可再生能源替代传统能源,提高能源使用效率。绿色、低碳转型是构建现代化能源体系的核心任务之一,能源供给的绿色化、能源传输的低碳化、能源消费的高效化是能源数字化转型的重要抓手。多能协调互补的综合能源供给体系能有效满足工业企业的用能需求,助

基金项目:国家自然科学基金项目“绿色全要素能源效率对新疆经济高质量发展的影响研究”(72064035);国家社会科学基金项目“丝绸之路经济带建设背景下新疆产业结构升级的路径研究”(19BJL129);新疆维吾尔自治区自然科学基金项目“中国与中亚国家产能合作绩效评价与推进路径研究”(2021D01A54);新疆财经大学校级科研项目“新疆与中亚五国产能合作模式选择与推进路径研究”(2022XGC025)。

作者简介:杨习铭(1985—),男,新疆乌鲁木齐人,博士,副教授,研究方向为数字经济与区域经济;郭若劼(1998—),通信作者,女,河南周口人,硕士研究生,研究方向为数字经济与产业经济;李嘉豪(2002—),男,河南周口人,研究方向为数字经济。

力工业企业在生产过程中提高效率、节能降碳,实现绿色发展。

能源数字化转型能否提高工业绿色发展效率?若结论成立,存在哪些机制效应?我国不同地区存在较大的经济、社会、环境差异,能源数字化转型对工业绿色发展效率的影响是否存在异质性?关于上述问题的探讨,对发挥能源数字化转型的绿色价值,培育“即时预测—及时行动”的供能模式,助力工业企业形成“清洁低碳、安全高效”的生产方式,提高工业绿色发展效率具有重要的现实意义。

二、文献综述

(一)能源数字化转型的相关实践和研究

能源领域的数字化转型经历了三个阶段,即概念提出阶段、示范实践阶段和全面发展阶段^①。能源数字化概念的提出可追溯到20世纪80年代,高景德认为现代电力系统是计算机、通信、控制与电力系统以及电力电子技术的深度融合,即CCCP概念。在示范实践阶段,2008年,为推动基于ICT技术的高效能源系统发展,德国推出了E-Energy计划。于慎航和孙莹等(2010)^[1]指出能源互联网是基于分布式可再生能源的新型高效电网结构。在全面发展阶段,2016年,德国启动智慧能源展示计划,进行能源数字化研究和试点项目。2019年,我国南方电网成立全球首家数字电网研究院。2022年,为解决能源危机,欧盟制定了“能源系统数字化”计划。能源数字化转型是数字技术引领下的传统能源向可再生能源过渡和能效提升的过程^[2]。以平等、开放、共享为特点的数字技术能有效推动多种能源协同互补^[3],有利于构建清洁低碳、安全高效的现代能源体系。

(二)工业绿色发展效率的相关研究

已有研究对工业绿色发展效率的讨论主要集中在两个方面:一是关于工业绿色发展效率的测度。工业绿色发展效率是在综合考虑资源、环境等因素的情况下,反映工业绿色发展的一种效率值,故以绿色全要素生产率表征工业绿色发展效率^[4-6]。二是关于工业绿色发展效率的影响因素,可归纳为政治、经济、技术、社会和资源环境等。政治方面,财政分权对绿色发展效率的影响存在区域异质性^[7],且政府干预将阻碍绿色发展效率的进一步增长^[8]。经济方面,产业集聚、经济发展、工业化和对外开放等对工业绿色发展效率有

重要影响。技术方面,技术创新与经济发展阶段、要素配置结构等方面的适宜性越高,越有利于提高工业绿色发展效率^[9-10]。社会方面,城镇化水平对工业绿色发展效率的影响存在显著的异质性特征^[11]。环境方面,低碳约束下的环境全要素生产率是影响工业绿色发展效率的重要因素^[12],优化资源配置效率是推动产业结构升级、提高工业绿色发展效率的重要动力^[13]。

(三)能源数字化转型影响工业绿色发展效率的相关研究

当前,学者主要关注能源相关因素或信息技术与工业绿色发展效率之间的关系,鲜有综合考虑能源数字化转型影响工业绿色发展效率的研究。一是能源相关因素与工业绿色发展效率之间的关系。新能源环境效应、能源结构优化和能源技术迭代是促进工业绿色发展的重要因素^[14]。能源政策中,开源类和节流类政策更能促进工业绿色发展效率,其中开源类政策的时效性较弱^[15]。二是信息技术与工业绿色发展效率之间的关系。信息网络通过优化要素配置、降低交流成本和节能减排引导企业数字化、网络化、智能化转型,提高工业绿色发展效率^[16]。数字经济通过加强技术创新、降低生产成本等方式显著促进工业绿色发展效率^[17]。工业智能化主要通过技术创新和提高能效两种途径对工业绿色发展效率产生正向影响,且存在显著的区域异质性^[18]。应完善数字基建,充分发挥数字经济的辐射作用,因地制宜促进各地工业绿色发展效率^[19]。

(四)文献述评

目前关于能源数字化转型和工业绿色发展效率的研究较为丰富,但仍存在值得深入探讨之处:一是学者对数字产业与能源产业深入融合的探讨较多,但构建指标体系对能源数字化转型指数进行测度的研究较少。二是能源相关因素或数字化影响工业绿色发展效率的相关研究较多,但关于能源数字化转型与工业绿色发展效率之间关系的探讨较少。三是鲜有文献分析能源数字化转型影响工业绿色发展效率的影响效应和调节效应。鉴于以上不足,本文的边际贡献如下:第一,在已有研究的基础上构建能源数字化转型指标体系,并对能源数字化转型指数进行测度;第二,实证研究能源数字化转型与工业绿色发展效率之间的关系,并进行区域异质性分析;第三,探讨能源数字化转型影响工业绿色发展效率的机制效应。

①中国能源报:《数字化转型,能源智库需要回答的五大问题》。

三、机制分析与研究假设

能源数字化转型能否提高工业绿色发展效率呢？

本文将从影响效应和调节效应两个方面阐述能源数字化转型对工业绿色发展效率的作用机制,见图1。

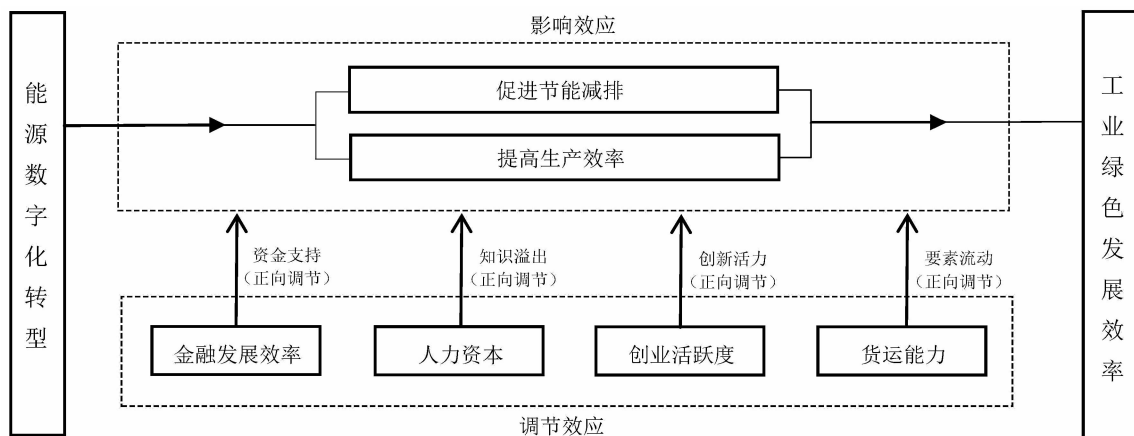


图1 能源数字化转型对工业绿色发展效率的作用机制

（一）能源数字化转型对工业绿色发展效率的影响效应

能源数字化转型对工业绿色发展效率的影响效应主要体现在以下两个方面：

第一，能源数字化转型通过助力节能减排提高工业绿色发展效率。首先，能源产业的数字化转型能通过“资本－能源替代”实现节能减排。能源数字化转型通过技术创新将研发出更高效环保的能源替代品，给传统能源带来竞争压力，促使传统能源企业积极进行技术研发，提高能源效率、减少污染排放。其次，能源数字化转型能推动节能减排技术的研发进程，对工业产生资源环境的正向外部性影响。节能减排相关技术的应用能带来更高效的生产和能源利用方式，带动工业向低碳、清洁、高效方向转型，减少资源消耗和环境污染，实现社会生产节能减排水平的整体提升。最后，能源数字化转型可通过节能减排措施的成本效益分析，为决策者和利益相关者提供科学依据，从而促进节能减排。通过成本效益分析能评估不同节能减排技术和措施的成本与收益，将资源重点投入能实现较大节能减排效果的领域，进一步提高节能减排效果。

第二，能源数字化转型通过提升生产效率提高工业绿色发展效率。首先，能源数字化转型能通过“资本－能源替代”提高生产效率。能源数字化转型将使各产业利用更少的能源资源生产相同数量的产品成为可能，有利于生产效率的提高。其次，能源数字化转型将产生知识溢出效应，对工业产生正向外部性影响。能

源数字化转型通过技术外溢惠及其他产业的生产活动，促进整个经济体系的生产效率提升。最后，能源数字化转型通过引起边际生产力递增效应，提高生产过程中能源的利用效率，进而提高社会生产效率。能源数字化转型将引入新的生产方法、工具或设备，以替代过时或低效的生产方式，助力企业更好地安排和组织生产活动，避免资源浪费和闲置，提高生产效率。

综上所述，能源数字化转型通过助力节能减排、提高生产效率对工业绿色发展效率产生影响。据此，提出假设：

H1：能源数字化转型能提高工业绿色发展效率。

（二）能源数字化转型影响工业绿色发展效率的调节效应

新古典经济增长模型指出资金支持、劳动力质量、技术创新和生产要素流动是经济增长的主要动力，本文认为金融发展效率、人力资本、创业活跃度和货运能力^①是影响经济高质量发展的重要因素。因此，本文就能源数字化转型影响工业绿色发展效率过程中可能存在的调节机制进行探究。

1. 金融发展效率的调节效应

金融发展效率通过影响对工业企业的资金支持力度，调节能源数字化转型与工业绿色发展效率之间的关系。金融发展效率表示金融机构对实体经济的资金支持能力，金融发展效率高意味着金融机构具有较好的盈利能力，资金的流动性好。能源产业的数字化转型具有长周期和高风险特征，相关技术的研发可能

①区域协调发展战略要求各区域发挥比较优势，实行区际合作与优势互补，提高货运能力，可有效改善要素配置不合理的状况。

面临融资成本高、融资难等问题^[20]。良好的金融发展效率能降低能源企业的融资难度,缓解由于资金约束影响研发进程的困境。同时,工业企业迭代低碳环保设备、开展绿色技术项目等都需要大量的资金支持,充足的资金支撑有助于工业企业增强降碳技术的应用和转化能力,促进工业绿色发展。据此,提出假设:

H2:金融发展效率能加强能源数字化转型提高工业绿色发展效率的效果。

2. 人力资本的调节效应

人力资本通过影响生产效率,调节能源数字化转型与工业绿色发展效率之间的关系。能源数字化转型亟须培养大量领军型、复合型、专业型人才,为工业企业开展节能降碳技术改造、提高生产效率提供人力支撑。另外,跨领域高质量人才的流动、集聚将促进不同微观主体之间的技术交流和资源共享,产生知识溢出效应,有利于加快工业企业对各种“卡脖子”技术和关键技术的攻关,推动企业清洁化生产工艺改造,为长期良性低碳发展奠定基础,提高工业企业绿色发展效率。据此,提出假设:

H3:人力资本水平能加强能源数字化转型提高工业绿色发展效率的效果。

3. 创业活跃度的调节效应

创业活跃度通过激发创新活力影响能源数字化转型与工业绿色发展效率之间的关系。首先,较高的创新活跃度能吸引更多致力于开发和应用能源数字化技术的创新项目,这些项目的实施落地能提高能源利用效率、减少污染排放,推动工业向更加环保和可持续发展的方向发展。其次,较高的创业活跃度能吸引更多的资金投入,这些资金投入可以用于支持能源数字化转型相关技术的研发、创新和应用,进而促进工业绿色发展效率的提升。最后,创业者为了率先从市场竞争中胜出获得垄断地位,将增强对培育和发展创新创业文化的重视度,激发创新活力。良好的创新活力将提高工业企业科技研发和绿色转型的积极性,助力工业绿色发展。据此,提出假设:

H4:创业活跃度能加强能源数字化转型提高工业绿色发展效率的效果。

4. 货运能力的调节效应

货运能力通过影响要素流动性对能源数字化转型与工业绿色发展效率之间的关系产生影响。工业生产对现代物流的要求较高,一般会选择在要素流动性好的区域投资建厂,以满足生产需要。较强的货运能

力能增强要素流动性,优化要素配置,进而提高工业生产效率。另外,货运能力较高的地区一般拥有较大的物流市场,为在激烈的市场竞争中获得更多客户,物流企业不断通过技术革新优化管理、提高储运效率、降低储运成本和碳排放量,对工业绿色发展效率的提高产生正向影响。据此,提出假设:

H5:货运能力能加强能源数字化转型提高工业绿色发展效率的效果。

四、研究设计

(一)模型构建

基于假设 H1,构建计量模型见式(1):

$$GE_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 EDT_{i,t} + \theta_i X_{i,t} + \delta_t + \eta_i + \varepsilon_{i,t} \quad (i=1,2,\dots,N; t=1,2,\dots,T) \quad (1)$$

其中, i 表示省(区、市)的截面单元; t 表示年份; $GE_{i,t}$ 为 i 省(区、市)在 t 年的工业绿色发展效率; β_1 为能源数字化转型指数($EDT_{i,t}$)的回归系数; θ_i 为各控制变量的回归系数; δ_t 和 η_i 为不可观测的时间效应和个体效应; $\varepsilon_{i,t}$ 为随机误差项。

针对假设 H2—H5,为分别探究金融发展效率、人力资本、创业活跃度、货运能力在能源数字化转型与工业绿色发展效率之间的调节效应,本文构建如下调节效应分析模型:

$$GE_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 EDT_{i,t} + \beta_2 R_{i,t} + \beta_3 EDT_{i,t} \times R_{i,t} + \theta_i X_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中, $GE_{i,t}$ 为工业绿色发展效率; $R_{i,t}$ 为各调节变量。

(二)变量选择和测算

1. 被解释变量

被解释变量为工业绿色发展效率(GE)。现有研究对工业绿色发展效率的测算主要包括数据包络分析法(DEA)、Malmquist 生产力指数和随机前沿生产函数(SFA)等。为避免传统 DEA 模型的缺陷,降低投入产出数据短期波动的影响,更科学地评价效率,本文采用 Super-SBM 模型对工业绿色发展效率进行测度^[21]。投入指标,包括资本、能源、水资源和劳动力四个方面。由于不能完全获取工业固定资产投资和能源综合消费量等数据,本文以规模以上工业企业资产总计作为资本投入,以工业用电量和工业用水量作为资源投入,以采矿业,制造业,电力、热力、燃气及水的生产和供应业从业者人数作为劳动力投入。关于产出指标,以工业增加值作为期望产出,以工业二氧化碳排放量、工业废水排放量和工业固体废物产生量作为非期望产出。

2. 核心解释变量

解释变量为能源数字化转型指数(EDT)。《关于加快推进能源数字化智能化发展的若干意见》要求加快推进能源产业和数字产业深度融合,考虑到衡量能源

数字转型的单一指标不具可得性,本文参考《能源数字化转型白皮书(2021)》《2023 年能源工作指导意见》和已有研究^[2],构建能源数字化转型评价指标体系(见表 1),并以熵值法测算得到能源数字化转型指数。

表 1 能源数字化转型评价指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	指标说明	属性
转型基础	数字基础设施	数字平台	域名数(万个)	+
			互联网宽带接入用户数(万个)	+
			IPv4 地址数(万个)	+
			网站数(万个)	+
		数字用户	电话普及率(%)	+
			电信业务总量(亿元)	+
			网民数(万人)	+
			数字电视用户数(万户)	+
	能源基础设施	电力建设	电网建设:电网建设本年投资完成情况(万元)	+
			电网建设:35 千伏及以上输电线路回路长度(千米)	+
			电源建设:电源项目建设规模(万千瓦)	+
			电源建设:电源建设投资(万元)	+
		能源建设	天然气管道长度(公里)	+
			石油管道长度(公里)	+
			人工煤气管道长度(公里)	+
			能源工业投资额(亿元)	+
转型规模	数字产业	数字交易	电子商务销售额(亿元)	+
			信息技术服务收入(万元)	+
			有电子商务交易活动的企业占比(%)	+
			软件业务收入(万元)	+
		基础产业发展	信息传输、软件和信息技术服务业城镇就业人员(万人)	+
			每百家企业拥有网站数(个)	+
			信息传输、软件和信息技术服务业新增固定资产(亿元)	+
			数字普惠金融指数	+
	能源产业	清洁能源发展	太阳能、风能和水能装机容量占比(%)	+
			太阳能、风能和水能发电量占比(%)	+
			能源消费结构低碳化指数	+
			人均用电量(千瓦时)	+
		传统能源发展	单位 GDP 煤炭消费量(吨标准煤/万元)	-
			单位 GDP 天然气消费量(立方米/万元)	-
			单位 GDP 电耗(千瓦小时/万元)	-
			单位 GDP 石油消费量(吨标准煤/万元)	-
转型潜力	转型治理	政府支持	数字关注度:政府工作报告中数字经济相关词汇数(条)	+
			生态环境注意力:政府工作报告中环境保护类词汇数(条)	+
			环境规制强度:工业污染治理完成投资/工业增加值	+
			财政支持力度:科技支出占一般公共预算支出的比重(%)	+
		技术创新	绿色发明专利授权数(件)	+
			绿色实用专利授权数(件)	+
			技术市场发展水平:技术市场成交额/GDP	+
			研发强度:规模以上工业企业 R&D 经费(万元)	+

(续表)

一级指标	二级指标	三级指标	指标说明	属性
转型潜力	转型质量	经济社会效益	经济效益:人均 GDP(元)	+
			经济效益:经济年均增长率(%)	+
			社会效益:城镇化率(%)	+
			社会效益:电力、热力、燃气及水的生产和供应业从业者平均工资(元)	+
		环境效益	PM2.5 浓度(微克/立方米)	-
			森林覆盖率(%)	+
			洪涝、地质灾害和台风受灾面积(千公顷)	-
			人均二氧化碳排放量(吨)	-

3. 控制变量

本文进行实证分析时对如下变量进行控制:

(1)对外开放程度(FDI)。外商投资能对能源数字化转型和工业绿色发展提供必要的资金、技术支持,故采用外商直接投资占 GDP 的比重表示对外开放程度。

(2)劳动力素质(PCS)。劳动力素质与生产率之间存在重要的相关关系,随着劳动者受教育年限的提高,其掌握的专业技能也随之增强,将有效提高工业生产率,故以人均受教育年限表征劳动力素质。

(3)产业结构(IS)。重视产业结构的优化调整有利于激发创新活力,提高工业绿色发展效率,故以第三产业和第二产业增加值的比值表征产业结构。

(4)市场竞争程度(MCE)。竞争能优化资源配置,实现分配效率的帕累托最优,助力技术创新,促进工业绿色发展,故以规模以上企业数量的对数表示市场竞争程度。

(5)人口结构(PS)。人口结构与未来劳动力、创新活力息息相关,代表工业绿色高质量发展的潜力,以少儿抚养比和老年抚养比之比表征人口结构。

4. 机制变量

本文以金融发展效率(FDE)、创业活跃度(EA)、人力资本(HC)、货运能力(SC)为机制变量,进一步探究能源数字化转型对工业绿色发展效率的影响机制。

金融发展效率:工业增长需要金融部门予以资金支持,金融发展效率代表金融机构所拥有的投资渠道以及资金管理质量,本文以银行业金融机构存贷款之比表征金融发展效率^[23]。

创业活跃度:创业能充分挖掘自身潜能,激发创新活力,创业活跃度高的地区将增强经济的内生增长机制,促进工业绿色高质量发展,本文采用私人控股企业法人单位数的对数表示创业活跃度^[24]。

人力资本:拥有较强可塑性、学习能力以及较高

生产效率的区域往往拥有更大的发展潜力,以高素质年轻劳动力为研究样本更为准确。而前文所述劳动力素质这一变量以全体劳动力为研究对象,无法精准刻画高素质年轻劳动力的特征,故本文以每百人在校大学生人数表示人力资本。

货运能力:工业的货运需求较大,一般以公路运输或铁路运输为主。货运能力是优化要素流动性的重要物质基础,本文以人均公路货运量(PHF)和人均铁路货运量(PRF)表征货运能力。其中,人均公路货运量 = 公路货运量 / 当地总人口,人均铁路货运量 = 铁路货运量 / 当地总人口。

(三)数据来源

本文选取 2013—2021 年除西藏和港澳台 的 30 个省(区、市)的面板数据进行实证分析。数据分别来源于《中国能源统计年鉴》《中国科技统计年鉴》《中国人口与就业统计年鉴》,以及各省(区、市)统计年鉴、国家统计局、Wind 数据库、美国哥伦比亚大学社会经济数据与应用中心等。对面板数据进行共线性检验,发现各变量方差膨胀因子的最大值为 4.65,小于经验判断值 5,因此可忽略多重共线性的影响。

五、实证结果与相关分析

(一)基准回归分析

本文以消除固定效应模型异方差影响后的 FGLS 估计为基准模型,以 OLS 估计、固定效应、随机效应和 TOBIT 模型为对比模型,检验能源数字化转型对工业绿色发展效率的影响,具体结果见表 2。第(1)—(5)列的结果均显示核心解释变量能源数字化转型指数(EDT)的回归系数在 1%的水平上显著为正,说明能源数字化转型能提高工业绿色发展效率,可能原因如下:第一,数字技术与能源管理系统的深度融合,能有效满足工业企业的用能需求,提高绿色生产效率。能

表 2 能源数字化转型对工业绿色发展效率的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	FGLS 估计	OLS 估计	固定效应	随机效应	TOBIT
EDT	13.970*** (16.300)	12.410*** (7.994)	11.390*** (4.816)	14.540*** (7.687)	6.444*** (7.184)
FDI	0.524 (0.620)	2.784* (1.842)	-9.528*** (-4.167)	-4.224** (-2.382)	-2.909*** (-3.581)
PCS	0.080*** (5.340)	0.082*** (2.978)	0.245*** (3.854)	0.176*** (4.127)	0.101*** (4.569)
IS	-0.085*** (-2.889)	-0.082 (-1.236)	-0.473*** (-5.668)	-0.210*** (-3.063)	-0.102*** (-3.544)
MCE	-0.078*** (-5.657)	-0.078*** (-2.961)	-6.79E-02 (-0.883)	-0.110*** (-3.122)	-0.049*** (-2.600)
PS	0.049*** (2.742)	0.084*** (3.326)	-0.372*** (-4.341)	-0.014 (-0.270)	-0.107*** (-3.427)
/sigma_u					0.131*** (5.803)
/sigma_e					0.052*** (16.500)
CON	-4.741*** (-17.950)	-4.248*** (-9.571)	-4.015*** (-3.703)	-5.177*** (-7.674)	-2.136*** (-5.679)
F 检验			F=10.200 (P=0.000)		
Hausan 检验			chi2=56.960 P=0.000		
N	270	270	270	270	270

注：***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的显著性水平上通过检验；括号内的数值为 t 统计量值。表 3、表 4、表 5、表 6 同。

源企业借助信息技术收集、分析、挖掘工业企业在生产、储运、销售等环节的用能数据,形成“即时预测—及时行动”的供能模式^①,促进源网荷储互动、多能协同互补,最大化满足工业企业的用能需求,降低用能成本,提高工业生产效率。同时,通过分析工业企业各环节的用能数据,更好地测算碳排放量,及时发现解决可能存在的问题,助力工业节能减排,实现绿色发展。第二,数字技术与能源技术的融合创新,将助力工业企业形成绿色高效的生产方式。能源数字化转型要求构建清洁低碳、安全高效的能源体系,鼓励工业企业在生产过程中以电能替代煤炭和石油,广泛使用清洁能源提供的电力及其产生的热力,使煤炭、石油等传统能源逐步回归其工业原料的基本属性,加快提高电能工业用能中的比重。同时,利用数字技术打通能源链“源—网—荷—储”各个环节,实现能源的远距离、高功率、低损耗、低成本传输和配置,淘汰高排放、高能耗、低附加值的落后产能、工艺和产品,提高工业

绿色发展效率。由此证实了假设 H1。

(二)异质性检验

我国东、中、西部地区经济发展差异较大,不同区域的能源消费量各有不同,故进行区域异质性检验,结果见表 3。

第(1)—(3)列是我国东、中、西部地区的异质性检验结果,可知不同区域的能源数字化转型能显著提高工业绿色发展效率,东部的影响效应较好,西部次之,中部最小。可能原因是:东部地区具备更好的能源数字化转型环境,在资金、技术、人才等要素支持下,旧的技术、基建和生产体系被逐步替代,能更好地提高工业绿色发展效率。西部地区较中部地区有更大的经济发展潜力和更丰富的可再生能源,故西部地区的能源数字化转型对工业绿色发展效率的影响更大。

第(4)—(5)列是基于不同能源消费量的区域异质性检验。本文参考已有研究^[29],以能源消费量的均值作为分类依据,把我国 30 个省(区、市)划分为高能源消

①来源:《城市能源数字化转型白皮书》。

表 3 分区域异质性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	东部地区	中部地区	西部地区	高能源消费地区	低能源消费地区
EDT	17.670*** (8.826)	12.320*** (4.591)	15.040*** (8.221)	11.760*** (6.970)	18.680*** (11.480)
FDI	-1.509 (-1.014)	0.941 (0.371)	-6.569** (-2.025)	-4.645*** (-2.727)	1.485 (1.517)
PCS	0.029 (0.678)	0.267*** (3.061)	0.148*** (6.693)	0.177*** (6.530)	0.063*** (2.900)
IS	-0.212*** (-4.097)	-0.229** (-2.288)	-0.237*** (-3.475)	-0.172*** (-2.719)	-0.208*** (-6.111)
MCE	-0.277*** (-7.610)	0.043 (0.901)	-0.119*** (-6.215)	-0.002 (-0.069)	-0.136*** (-6.858)
PS	0.042 (0.711)	-0.006 (-0.079)	-0.066*** (-3.474)	0.037* (-1.799)	-0.012 (-0.537)
CON	-3.498*** (-5.676)	-6.706*** (-7.224)	-4.933*** (-8.683)	-5.370*** (-10.240)	-5.533*** (-11.630)
N	99	81	90	117	153

费地区和低能源消费地区,检验并分析不同区域能源数字化转型影响工业绿色发展效率的差异。研究发现,高低能源消费地区的能源数字化转型均能显著提高工业绿色发展效率,且低能源消费地区的影响效果较高能源消费地区更好。可能原因是:在能源数字化转型初期缺乏统一合理的行业标准,不利于工业企业用能数据的挖掘分析,而工业企业的数量和类型越多,制定通用行业标准的难度越大。高能源消费地区的工业体量普遍大于低能源消费地区,所以能源数字化转型对工业绿色发展效率的影响效果较弱。

(三)稳健性检验

为避免数据选择对估计结果的干扰,本文通过删减、增加控制变量和删减特殊年份三种方式对面板数据的稳健性进行检验。

本文在删减所有控制变量后对面板数据进行回归,结果与基准回归的检验结果较为接近,说明能源数字化转型能提高工业绿色发展效率的结论是稳健的,见表 4 第(1)列。

工业绿色发展还需要资金、创新活力、人力资本、货运能力等因素的支撑,故本文在原面板的基础上增加金融发展效率(FDE)、创业活跃度(EA)、人力资本(HC)、人均公路货运量(PHF)和人均铁路货运量(PRF)五个指标作为控制变量,重新进行实证检验。由表 4 第(2)列可知,增加控制变量后的估计结果较基准回归结果变化不大,再次证明了能源数字化转型能提高工业绿色发展效率的结论。

2020 年以后,我国工业企业的生产状况在不同程

度上受到了新冠肺炎疫情的影响,故本文将删减 2020 年之后的数据再进行检验。由表 4 第(3)列可知,回归

表 4 稳健性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)
	删减控制变量	增加控制变量	删减特殊年份
EDT	10.666*** (15.120)	11.710*** (10.900)	13.010*** (18.150)
FDI		1.670* (1.873)	1.809*** (2.834)
PCS		0.060*** (3.003)	0.027** (2.080)
IS		-0.195*** (-6.247)	-0.082*** (-3.374)
MCE		-0.158*** (-5.863)	-0.077*** (-7.559)
PS		0.071*** (3.708)	0.023* (1.766)
FDE		0.067 (0.908)	
EA		0.105*** (4.476)	
HC		0.078** (2.549)	
PHF		-0.003*** (-2.798)	
PRF		-0.000 (-0.086)	
CON	-3.497*** (-13.670)	-3.423*** (-8.949)	-3.908*** (-15.830)
N	270	270	210

结果与基准回归结果基本一致,进一步验证了能源数字化转型能提高工业绿色发展效率的结论。

(四)内生性检验

首先,工业绿色发展效率的影响因素较多,可能会存在遗漏变量。其次,能源数字化转型会对工业绿色发展效率产生影响,工业绿色发展效率也会在“双碳”目标和新发展理念的要求下倒逼能源数字化转型,但工业绿色发展效率对能源数字化转型的影响效果很小。为避免遗漏变量或反向因果问题干扰回归结果,本文参考黄群慧和余泳泽等(2019)的做法^[26],以1984年每百人固定电话数量、每百万人邮局数量作为工具变量,通过工具变量法识别能源数字化转型对工业绿色发展效率的影响。

内生性结果显示:表5中AR(2)统计量检验差分后的残差项显示面板数据不存在自相关,Sargan检验和Hansen检验的结果均可证明工具变量的有效性,回归结果表明在考虑了内生性问题后,能源数字化转型能提高工业绿色发展效率的结论仍旧成立。

表5 内生性检验结果

变量	System-GMM 回归	
	1984年百万人邮局数	1984年每百人固定电话数
	(1)	(2)
LGE	-0.413** (-2.117)	-0.358* (-1.814)
EDT	16.140* -1.879	14.140** -1.986
FDI	-15.200** (-2.233)	-13.910** (-2.204)
PCS	0.365*** (2.660)	0.246*** (2.598)
IS	-0.456* (-1.808)	-0.309 (-1.622)
MCE	-0.036 (-0.185)	5.15E-03 (0.029)
PS	0.091 (0.492)	-0.034 (-0.177)
CON	-7.631*** (-3.718)	-6.211*** (-3.236)
AR(1)检验	0.003	0.003
AR(2)检验	0.330	0.124
Sargan检验	117.95 (P=0.000)	142.900 (P=0.000)
Hansen 检验	16.81 (P=0.398)	20.450 (P=0.252)

(五)调节效应检验

为进一步探讨能源数字化转型对工业绿色发展效率的影响存在哪些优化条件,本文构造了金融发展效率、创业活跃度、人力资本、货运能力与能源数字化转型的交互项,用以分析金融发展效率、创业活跃度、人力资本、货运能力对能源数字化转型与工业绿色发展效率关系的调节作用。采用FGLS估计模型对式(2)进行回归,为避免共线性问题,对交互项均进行去中心化处理,结果见表6。

1. 金融发展效率

金融发展效率通过工业企业的资金支持力度影响能源数字化转型与工业绿色发展效率之间的关系。由表6第(1)列可知,金融发展效率与能源数字化转型的交互项系数为22.780,且在1%的水平上显著,表明金融发展效率正向调节能源数字化转型与工业绿色发展效率的关系,证实了假设H2。

2. 人力资本

人力资本通过影响生产效率对能源数字化转型与工业绿色发展效率之间的关系产生影响。由于劳动力素质与每百人在校大学生数之间可能存在相关关系,为避免控制变量劳动力素质对回归结果的影响,本文在去除劳动力素质这一控制变量后,再对式(3)进行实证检验。由表6第(2)列可知,人力资本与能源数字化转型的交互项系数为2.887,且在5%的水平上显著,表明人力资本正向调节能源数字化转型与工业绿色发展效率的关系,证实了假设H3。

3. 创业活跃度

创业活跃度通过激发创新活力影响能源数字化转型与工业绿色发展效率之间的关系。由表6第(3)列可知,创业活跃度与能源数字化转型的交互项系数为1.351,且在5%的水平上显著,表明创业活跃度正向调节能源数字化转型与工业绿色发展效率的关系,证实了假设H4。

4. 货运能力

货运能力通过影响要素流动性对能源数字化转型与工业绿色发展效率之间的关系产生影响。由表6第(4)列和表6第(5)列可知,公路货运能力、铁路货运能力与能源数字化转型的交互项系数分别为0.269、1.069,均在1%的水平上显著,表明货运能力能正向调节能源数字化转型与工业绿色发展效率的关系,证实了假设H5。

表 6 调节效应检验结果

变量	金融发展效率	人力资本	创业活跃度	货运能力	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
FDE×EDT	22.780*** (5.133)				
HC×EDT		2.887** (2.006)			
EA×EDT			1.351** (2.556)		
PHF×EDT				0.269*** (3.325)	
PRF×EDT					1.069*** (4.134)
EDT	14.220*** (14.430)	14.880*** (15.810)	8.911*** (7.094)	16.650*** (14.640)	17.580*** (14.120)
FDE	0.311*** (5.385)				
HC		0.152*** (6.864)			
EA			0.100*** (4.687)		
PHF				0.001 (1.156)	
PRF					0.008** (2.532)
FDI	1.499* (1.945)	0.909 (1.350)	0.466 (0.485)	1.091 (1.118)	0.669 (0.816)
PCS	0.087*** (6.342)		0.072*** (4.846)	0.100*** (5.643)	0.107*** (6.078)
IS	-0.068*** (-2.646)	-0.132*** (-5.881)	-0.105*** (-3.211)	-0.161*** (-5.268)	-0.180*** (-5.984)
MCE	-0.094*** (-5.734)	-0.092*** (-5.748)	-0.115*** (-7.283)	-0.130*** (-7.183)	-0.114*** (-6.334)
PS	0.060*** (3.733)	0.042*** (2.773)	0.025 (1.403)	0.048** (2.570)	0.041** (2.319)
CON	-5.053*** (-18.180)	-4.465*** (-18.860)	-2.773*** (-5.751)	-5.390*** (-15.880)	-5.860*** (-15.140)
N	270	270	270	270	270

六、结论与启示

(一) 结论

本文基于 2013—2021 年我国 30 个省(区、市)的面板数据,利用 FGLS 估计模型实证检验了能源数字化转型对工业绿色发展效率的影响,得到以下结论:第一,我国能源数字化转型能提高工业绿色发展效率。第二,不同区域的能源数字化转型均能显著提高工业绿色发展效率。其中,东部地区的影响效应较好,西部次之,中部最小;另外,低能源消费地区的影响效果较高能源消费地区更好。第三,金融发展效率、人力资本

水平、创业活跃度、货运能力能增强能源数字化转型提高工业绿色发展效率的作用效果。

(二) 对策启示

第一,推进能源数字化转型,因地制宜提高工业绿色发展效率。一是坚持创新驱动,催生具有设备智能、信息共享、多能协同、交易开放等特征的能源数字化新技术、新模式、新业态。加快推动能源生产清洁化、能源消费电气化、能源利用高效化,构建现代化能源体系。二是各地应立足自身能源资源禀赋,坚持先立后破,有计划分步骤推进能源革命,促进能源结构

低碳化调整,优化要素市场化配置效率,加强多能协调互补的综合能源供给能力,推动节能降碳先进技术研发和推广应用,助力工业绿色发展。

第二,提升金融发展、人力资本、货运能力的抓手作用,拓展工业绿色发展的相关渠道。一是深化金融体制改革,优化融资结构及市场体系和产品体系,强化服务工业企业绿色发展的能力,提高金融资源配置效率,为工业企业绿色创新项目提供更多的金融支持。二是重视培养领军型、复合型、专业型人才,推动建立多样化人才培养和发展模式,为工业企业开展节能降碳技术改造、提高生产效率提供人才支撑。三是巩固提升货运基础能力,推动货运与快运、快递、配送等融合发展,积极发展智慧、绿色货运物流,通过全方位提升货运物流效能提高生产要素的流动性,满足工业绿色生产对货运能力的要求。

第三,鼓励各经济主体积极参与绿色创新,充分发挥政府在工业绿色发展中的组织引领作用。一是鼓励各经济主体依据自身禀赋积极参与绿色创新,助力工业企业对生产设施、技术、流程等进行升级改造。二是及时关停、淘汰高排放、高能耗、低附加值的落后产能、工艺和产品,将资金、人力等要素投入前沿技术的开发,促进工业绿色高效发展。三是各级政府应为能源数字化转型制定科学合理的发展规划,鼓励不同成分经济主体参与能源数字化转型相关基础设施、数字技术、产品服务、市场培育等领域的投资,避免由重复建设或恶性竞争导致的资源配置扭曲,不断探索绿色低碳发展新动能。◆

参考文献:

- [1]于慎航,孙莹,牛晓娜,等.基于分布式可再生能源发电的能源互联网系统[J].电力自动化设备,2010,30(5):104-108.
- [2]范珊珊.德国如何进行能源数字化转型? [J].能源,2021(12):24-26.
- [3]WANG L Y,HAN S W,GUO L,et al.Analysis of typical characteristics and main functions of urban energy internet under city energy reformation:IOP Conference Series:Earth and Environmental Science[C].London:IOP Publishing,2020,585(1):012039.
- [4]黄磊,吴传清.长江经济带城市工业绿色发展效率及其空间驱动机制研究[J].中国人口·资源与环境,2019,29(8):40-49.
- [5]孙振清,李欢欢,刘保留.中国碳交易下的工业绿色发展效率及影响因素[J].华东经济管理,2020,34(12):57-64.
- [6]任嘉敏,郭付友,赵宏波,等.黄河流域资源型城市工业绿色转型绩效评价及时空异质性特征[J].中国人口·资源与环境,2023,33(6):151-160.
- [7]冉启英,王健龙,杨小东.财政分权、环境分权与中国绿色发展效率:基于地级市层面的空间杜宾模型研究[J].华东经济管理,2021,35(1):54-65.
- [8]张彰,郑艳茜,李玉姣.财政分权、政府行为与绿色全要素生产率的增长[J].财经论丛,2020(3):22-33.
- [9]逯进,李婷婷.产业结构升级、技术创新与绿色全要素生产率:基于异质性视角的研究[J].中国人口科学,2021(4):86-97+128.
- [10]孔宪丽,米美玲,高铁梅.技术进步适宜性与创新驱动工业结构调整:基于技术进步偏向性视角的实证研究[J].中国工业经济,2015(11):62-77.
- [11]刘青利,夏彩瑞,张曼.河南省工业绿色发展效率测算及影响因素研究[J].信阳师范学院学报(自然科学版),2021,34(3):394-400.
- [12]齐亚伟.节能减排、环境规制与中国工业绿色转型[J].江西社会科学,2018,38(3):70-79.
- [13]邓楚雄,赵浩,谢炳庚,等.土地资源错配对中国城市工业绿色全要素生产率的影响[J].地理学报,2021,76(8):1865-1881.
- [14]吴静.新能源革命能否促进中国工业绿色转型?:基于因素分解法的实证分析[J].经济体制改革,2017(2):184-191.
- [15]曾婧婧,童文思.能源政策如何作用工业绿色经济发展[J].中国人口·资源与环境,2018,28(12):19-28.
- [16]邓峰,任转转.信息网络、高技术产业集聚与工业绿色转型[J].经济经纬,2021,38(3):76-85.
- [17]肖远飞,姜瑶.数字经济对工业绿色生产效率的影响研究[J].现代管理科学,2021(8):100-109.
- [18]唐晓华,迟子茗.工业智能化提升工业绿色发展效率的实证研究[J].经济学家,2022(2):43-52.
- [19]孔芳霞,刘新智.数字经济发展对工业绿色转型的影响研究:基于中国城市的经验证据[J].软科学,2023,37(4):27-35.
- [20]钟昌标,卢建霖.大数据试验区建设推动我国工业绿色转型了吗[J].江西社会科学,2023,43(1):122-133.
- [21]肖滢,卢丽文.资源型城市工业绿色转型发展测度:基于全国108个资源型城市的面板数据分析[J].财经科学,2019(9):86-98.
- [22]杨习铭,郭若劫,高志刚.能源数字化转型如何影响我国出口贸易竞争力[J].价格月刊,2023(7):43-53.
- [23]王志强,孙刚.中国金融发展规模、结构、效率与经济增长关系的经验分析[J].管理世界,2003(7):13-20.
- [24]赵涛,张智,梁上坤.数字经济、创业活跃度与高质量发展:来自中国城市的经验证据[J].管理世界,2020,36(10):65-76.
- [25]肖文,薛天航.劳动力成本上升、融资约束与企业全要素生产率变动[J].世界经济,2019,42(1):76-94.
- [26]黄群慧,余泳泽,张松林.互联网发展与制造业生产率提升:内在机制与中国经验[J].中国工业经济,2019(8):5-23.

优化营商环境能否促进经济发展

——来自“一带一路”沿线国家的证据

曾 慧^{1,2} 郭慧聪¹ 郑倩倩¹

(1.浙江工商大学 统计与数学学院,浙江 杭州 310018;

2.浙江工商大学 统计数据工程技术与应用协同创新中心,浙江 杭州 310018)

摘要:基于世界银行营商环境评价指标体系(WB-EDB),采用改进灰色 TOPSIS 评价模型测算营商环境得分,进一步运用空间滞后模型检验“一带一路”沿线国家的营商环境及子环境对经济发展的影响,并考察营商环境经济效应的异质性。研究结果显示:优化营商环境可促进经济发展,且营商子环境的经济效应存在差异,其中开办企业、获得电力、纳税、跨境贸易、执行合同等子环境显著促进了经济发展。营商环境的经济效应具有异质性,西亚、北非国家和亚洲国家营商环境对经济发展的促进作用更为明显;沿线经济欠发达国家营商环境对经济发展的促进作用大于沿线经济较发达国家。

关键词:营商环境评价;经济发展;改进灰色 TOPSIS 模型;空间滞后模型

中图分类号:F125;F279.1

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2024)02-0020-09

DOI:10.13999/j.cnki.tjllsj.2024.02.003

一、引言

全球经济形势不断变化,国际投资贸易格局和多边投资贸易规则不断调整,新兴市场正在寻找新的增长和发展途径。在这一背景下,2013 年中国提出共建“丝绸之路经济带”和“21 世纪海上丝绸之路”(简称“一带一路”)的合作倡议,该倡议是扩大对外开放的重要举措,促进了中国与“一带一路”沿线国家的投资合作。然而,“一带一路”沿线国家地域广阔,主要分布在中东欧、北非、西亚、中亚、南亚以及东南亚等地区,存在经济发展水平普遍偏低、经济发展水平空间分布不均衡的特点。优化营商环境是推进“一带一路”倡议的重要举措,是一个国家或地区国际竞争力和经济软实力的重要表现。近年来,我国不断推出优化营商环境的重大举措以助力经济高质量发展,党的二十大报

告更是强调要完善市场经济基础制度以优化营商环境。因此,作为企业市场经济活动的外部环境,营商环境的经济效应是当前推进经济发展的重要议题。

本文基于世界银行营商环境评价指标体系(WB-EDB),采用改进灰色 TOPSIS 评价模型评价沿线国家营商环境,运用空间面板模型检验营商环境及子环境对经济发展的影响,并进一步考察营商环境经济效应的异质性,从营商环境的角度出发为促进沿线国家经济发展提出针对性的对策建议。

二、文献综述

营商环境是一国或地区投资环境和综合实力的重要衡量指标,如何客观评价营商环境一直以来是政府和学术界研究的焦点问题,其中比较有代表性的是世界银行营商环境评价指标体系(WB-EDB)。学术界

基金项目:国家社会科学基金项目“‘一带一路’沿线国家营商环境评价及其对我国 OFDI 的影响研究”(19BTJ037);浙江省属高校基本业务费专项资金;浙江省重点建设高校优势特色学科(浙江工商大学统计学);浙江省“十四五”研究生教学改革项目“《大数据分析中的统计方法及应用》课程思政:模式探索、教学实践与效果评价”。

作者简介:曾慧(1979—),女,湖南岳阳人,博士,教授,研究方向为经济统计理论与方法;郭慧聪(1997—),女,江西赣州人,硕士研究生,研究方向为经济统计;郑倩倩(1999—),女,浙江温州人,硕士研究生,研究方向为经济统计。

采用世界银行营商环境评价指标体系(WB-EDB)的研究成果颇为丰富,检索到相关文献可以归为两类。一类是对标 WB-EDB 的国别分析和跨国比较研究。如 Musienko 和 Tulepbekova(2019)^[1]基于 WB-EDB 开展了营商环境的量化分析并进行跨国比较。张松(2017)^[2]、张莉(2017)^[3]比较了包括中国在内的“一带一路”沿线国家及东盟国家的营商环境水平。一类是对 WB-EDB 的质疑和改进研究。在 WB-EDB 广受青睐时,许多学者对 WB-EDB 的指标赋权与合成方式提出了质疑。就指标赋权而言,Rogge 和 Archer(2017)^[4]指出 WB-EDB 过于依赖“一刀切”的赋权方法,未能考虑指标权重的差异。鉴于此,现有研究尝试采用不同的方法为营商环境指标体系赋权,包括层次分析法、德尔菲法、文本分析法等(袁志明和虞锡军等,2018;冯烨,2020;张三保和康璧成等,2020)^[5-7]主观赋权法,变异系数法、熵权法等(刘帷韬,2020;邱康权和陈静等,2022)^[8-9]客观赋权法,以及各种主客观相结合的组合赋权方法(李志军和张世国等,2021)^[10]。就指标合成而言,除了 WB-EDB 采用的简单算术平均法,因子分析法(张洽和曹玉臣,2021)^[11]、主成分分析法(涂正革和程烺等,2022)^[12]、TOPSIS 法(姜爱华和辛婷等,2021)^[13]以及灰色关联分析法(邓加和徐鹏鹏,2022)^[14]等被广泛运用于营商环境评价指标体系的加总。

作为市场经济活动的外部土壤,营商环境对投资(刘军和王长春,2020)^[15]、贸易(刘镇和邱志萍等,2018)^[16]、创新(王磊和景诗龙等,2022)^[17]的影响备受关注,其中营商环境之于经济发展的影响是诸多营商环境效应研究中的焦点问题。具体地,基于国家层面,Cebula(2013)^[18]的研究表明改善营商环境不仅可以提高 OECD 国家的经济活力,还可以提高人均收入。Glodowska(2017)^[19]通过对欧盟国家营商环境和经济增长的比较分析,发现营商环境与经济增长之间存在显著正相关关系。王雨飞和张睿嘉等(2020)^[20]研究表明改善营商环境有利于促进亚欧国家的经济增长。此外,不少学者基于城市和省域层面研究营商环境的经济效应。董志强和魏北海等(2012)^[21]基于城市层面发现良好的营商软环境有利于城市的经济发展。张曾莲和孟苗苗(2022)^[22]基于 2011—2017 年省级面板数据发现良好的营商环境可以提高科技创新水平,促进经济高质量发展。钱丽和魏圆圆等(2022)^[23]则验证了

中国各省(区、市)营商环境与经济高质量发展之间的非线性关系,即 U 形关系。

现有文献为营商环境评价和效应研究奠定了坚实基础,然而尚存在可以深入探究之处:一是虽然 WB-EDB 给出了反映营商全过程和便于跨国比较的营商环境评价指标体系,但是指标赋权和指标合成方面有待进一步优化。二是尽管多维度、多层面的营商环境效应研究被广泛关注,但是分析过程中大都忽视了对变量空间特征以及营商环境效应异质性的考察。

鉴于此,本文对营商环境评价与经济效应研究这两个领域进行了有益补充,可能的创新之处与边际贡献在于:构建 CRITIC 赋权法+改进灰色 TOPSIS 模型对“一带一路”沿线国家的营商环境进行综合评价,丰富营商环境评价理论研究,拓展评价实践领域。然后,以空间视角构建面板模型检验“一带一路”沿线国家营商子环境的经济效应,同时从沿线国家的区位和发展水平差异考察营商环境经济效益的异质性,为推进沿线国家的营商环境建设和经济发展提供实证依据。

三、“一带一路”沿线国家营商环境评价

(一)营商环境评价方法

考虑到世界银行评价指标体系的全面性和权威性,以及现有研究对其指标等权重算术平均评价方法的质疑,本文的评价实践过程遵循“指标体系→指标赋权→指标合成”的一般过程,以世界银行的指标体系和数据为基础,尝试采用 CRITIC 法为指标赋权,进一步构建改进灰色 TOPSIS 模型进行指标合成。

CRITIC 赋权法旨在综合考虑指标的变异性和相关性,通过将指标变异性和相关性的代表统计量相乘,得到指标的客观信息量,并将信息量进行归一化处理,得到指标权重。具体的赋权过程为:

首先,对指标数据进行标准化处理。由于世界银行的数据已进行标准化处理,此步骤不再赘述。

其次,计算指标变异性与相关性。其中, x_{ij} 为第*i*个评价对象的第*j*项评价指标的标准化数值, r_{kj} 表示第*k*项评价指标与第*j*项评价指标之间的相关系数,即:

$$S_j = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_{ij} - \bar{x}_j)^2} \quad (1)$$

$$R_j = \sum_{k=1}^n (1 - r_{kj}) \quad (2)$$

最后,将变异性指标与相关性指标相乘得到信息

量 C_j, C_i 越大,第 j 项指标在整个评价指标体系中的作用越大,分配的权重也更多。权重 w_j 的表达式如下,其中, $0 \leq w_j \leq 1$, 且 $\sum_{k=1}^n w_j = 1$ 。

$$C_j = S_j \times R_j \quad (3)$$

$$w_j = \frac{C_j}{\sum_{j=1}^m C_j} \quad (4)$$

指标赋权后,进行指标合成得到综合得分。改进灰色 TOPSIS 评价模型由灰色关联分析法和 TOPSIS 法有机结合,构造了一种新的相对贴近度以实现对方案的评价,同时反映了方案与正理想方案和负理想方案之间的位置关系和数据曲线的相似差异。改进灰色 TOPSIS 评价模型的计算步骤如下:

首先,确定加权决策矩阵 Z :

$$Z = (z_{ij})_{n \times m} = (w_j x_{ij})_{n \times m} \quad (5)$$

其次,确定正理想解数列 A^+ 、负理想解数列 A^- ,并基于此计算各研究对象与正负理想解数列的灰色关联系数。其中, ρ 为分辨系数,代表分辨力的大小,通常取 $\rho = 0.5$ 。

$$z_j^+ = \max_i z_{ij}, A^+ = (z_1^+, z_2^+, \dots, z_m^+) \quad (6)$$

$$z_j^- = \min_i z_{ij}, A^- = (z_1^-, z_2^-, \dots, z_m^-) \quad (7)$$

$$r_{ij}^{\pm} = \frac{\min_i \min_j |z_j^{\pm} - z_{ij}^{\pm}| + \rho \max_i \max_j |z_j^{\pm} - z_{ij}^{\pm}|}{|z_j^{\pm} - z_{ij}^{\pm}| + \rho \max_i \max_j |z_j^{\pm} - z_{ij}^{\pm}|} \quad (8)$$

随后,计算各研究对象与正负理想解数列的灰色关联度和欧式距离,并进行标准化,以便于对其进行合并计算。

$$r_i^{\pm} = \frac{1}{m} \sum_{j=1}^m r_{ij}^{\pm}, R_i^{\pm} = \frac{r_i^{\pm}}{\max_i r_i^{\pm}} \quad (9)$$

$$d_i^{\pm} = \sqrt{\sum_{j=1}^m (z_{ij} - z_j^{\pm})^2}, D_i^{\pm} = \frac{d_i^{\pm}}{\max_i d_i^{\pm}} \quad (10)$$

接着,基于求得的灰色关联度和欧式距离计算相

对贴近度。其中, α 和 β 分别代表决策者对曲线簇位置和形状的偏好程度,取值范围均为 $[0, 1]$, 且 $\alpha + \beta = 1$, 本文借鉴李红和智硕楠(2020)^[24]的做法,取 $\alpha = \beta = 0.5$ 。

$$H_i^{\pm} = \alpha D_i^{\pm} + \beta R_i^{\pm} \quad (11)$$

最后,根据相对贴近度的大小对各研究对象进行排序。

$$C_i = \frac{H_i^+}{H_i^+ + H_i^-} \quad (12)$$

(二)评价结果分析

由于部分国家数据缺失,本文仅选取 55 个“一带一路”沿线国家营商环境子环境进行评价。根据地理位置和营商环境的空间分布情况,将沿线国家按区域划分为 3 类^①,以 2019 年为例,图 1 展示了不同区域营商子环境的得分雷达图。总体而言,开办企业的便利程度整体水平最优,其次为获得电力、跨境贸易等便利程度,办理破产的便利性整体最差。区域间差异方面,不同区域在开办企业的子环境维度差异较小,而在跨境贸易、获得信贷、获得电力等子环境的表现有较大差异。可见,地理区位的差异一定程度影响交通运输、货物往来的便利性从而使营商环境水平存在差异性。

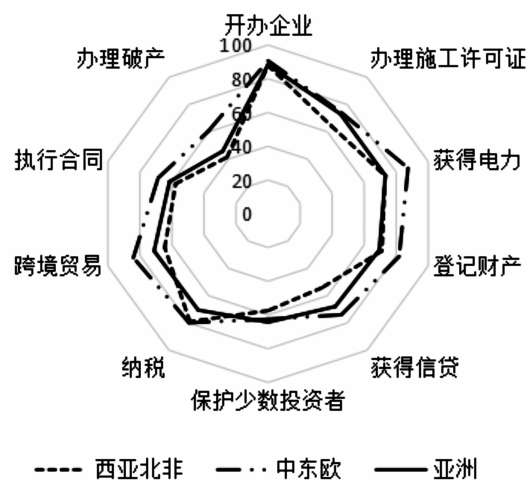


图 1 2019 年各区域营商子环境得分雷达图

① 西亚北非国家:伊拉克、土耳其、约旦、以色列、沙特阿拉伯、阿曼、阿拉伯联合酋长国、巴林、塞浦路斯、格鲁吉亚、亚美尼亚、阿塞拜疆、伊朗、黎巴嫩、埃及。中东欧国家:俄罗斯、波兰、立陶宛、爱沙尼亚、拉脱维亚、捷克、斯洛伐克、匈牙利、斯洛文尼亚、克罗地亚、波黑、阿尔巴尼亚、罗马尼亚、保加利亚、北马其顿、希腊、白俄罗斯、摩尔多瓦、乌克兰。亚洲国家:中国、蒙古国、新加坡、马来西亚、泰国、文莱、印度尼西亚、缅甸、柬埔寨、菲律宾、马尔代夫、印度、巴基斯坦、孟加拉国、斯里兰卡、尼泊尔、不丹、哈萨克斯坦、乌兹别克斯坦、塔吉克斯坦、吉尔吉斯斯坦。

进一步探讨不同经济发展水平下^①沿线国家的营商子环境均值得分情况。如图2所示,在各子环境下,整体看沿线国家开办企业方面表现较为优良,在办理破产方面表现较差。而营商子环境在不同经济水平下表现的差异程度方面,开办企业的便利性程度差异最小,跨境贸易便利性程度差异最大。可见,较高的经济发展水平一定程度给予跨境贸易等市场交易行为更加强劲的发展动能,进而使营商环境在不同经济水平下存在差异。

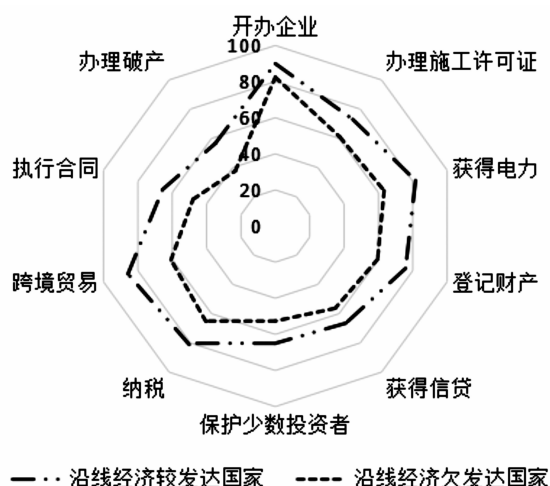


图2 2019年不同经济发展水平下营商子环境得分雷达图

四、理论逻辑与研究假设

宏观视角下,优质的营商环境有利于形成对经济发展前景的良好预期,进而吸引投资和人才,促进经济发展。具体看,市场主体对一个国家或地区的营商环境进行评估,例如开办企业是否便利、是否支持跨境贸易,并基于此对其现在和未来的经济发展状况作出理性预期,从而决定是否进行投资。微观视角下,营商环境是影响交易费用的核心因素,市场主体获得政府许可和相关资源(如获得电力等)的便利性程度直接影响市场主体的交易费用,进而影响市场主体发展的活力和效率。良好的营商环境意味着市场主体的交易费用低、交易效率高,促进市场主体的发展,促使新

的市场主体不断涌现,激发经济发展活力,进而促进经济发展。综上,营商环境从宏微观路径出发,通过不同的子环境促进经济发展。基于此,提出如下假设:

假设1:优化“一带一路”沿线国家营商环境一定程度上可以促进经济发展,且不同营商子环境的影响可能有差异。

“一带一路”沿线国家横跨亚欧大陆,地理区位差异较大。地理区位的差异导致各区域之间的要素禀赋、政策背景与市场环境存在差异进而使营商环境的经济效应可能有差异。而且由于距离的差异,运输成本以及投资的不确定性一定程度影响营商环境的经济效应。前文关于不同区域下营商子环境的分析结果中提及的不同区域在跨境贸易、获得电力等子环境具有差异性,也为以上理论逻辑提供了事实依据。综上,由于地理区位差异,营商环境的优化或因聚集效应起到促进经济发展的效果,或因拥挤效应无法促进经济发展,甚至抑制经济增长。基于此,提出如下研究假设:

假设2:“一带一路”沿线国家营商环境对经济发展的影响可能存在区域异质性。

经济增长理论将人力资本及技术进步等要素的集聚作为经济发展的重要落脚点。营商环境是影响经济发展的重要因素,良好的营商环境能够有效地吸引人才、提高科技创新水平。这些要素的集聚促进市场竞争和技术创新,激发市场活力,进而促进经济发展。进一步,经济发展水平的提高也会使人力资本及技术进步等要素产生聚集效应,从而提高人力资本及技术水平,两者相辅相成。同样地,由上文不同经济发展水平下营商子环境的分析结果可知,沿线经济较发达国家在营商子环境的表现均优于沿线经济欠发达国家,且各个子环境之间差异程度不同,故而基于优化营商环境所实现的经济效应可能存在差异。因此,提出如下假设:

假设3:经济较发达国家和经济欠发达国家的营

①经济较发达国家:中国、俄罗斯、新加坡、马来西亚、泰国、文莱、马尔代夫、哈萨克斯坦、伊拉克、土耳其、约旦、以色列、沙特阿拉伯、阿曼、阿拉伯联合酋长国、巴林、塞浦路斯、格鲁吉亚、亚美尼亚、阿塞拜疆、波兰、立陶宛、爱沙尼亚、拉脱维亚、捷克、斯洛伐克、匈牙利、斯洛文尼亚、克罗地亚、波黑、阿尔巴尼亚、罗马尼亚、保加利亚、北马其顿、希腊、白俄罗斯、摩尔多瓦;经济欠发达国家:蒙古国、印度尼西亚、缅甸、柬埔寨、菲律宾、印度、巴基斯坦、孟加拉国、斯里兰卡、尼泊尔、不丹、乌兹别克斯坦、塔吉克斯坦、吉尔吉斯斯坦、伊朗、黎巴嫩、埃及、乌克兰。

商环境经济效应可能存在异质性。

五、研究设计

(一)样本确定与变量选择

由于 2013 年以前营商环境数据缺失较为严重,且世界银行最新的《营商环境报告》于 2020 年发布,本文以 2013—2019 年的 55 个“一带一路”沿线国家为研究对象,变量选取如下:

被解释变量:经济发展(pgdp),采用人均国内生产总值来表示,单位为以 2010 年为基期的不变美元。数据来源于世界银行的世界发展指标数据库。

核心解释变量:营商环境(db),采用前文的营商环境评价结果值。营商环境可细分为 10 个子环境:开办企业(start)、办理施工许可证(cons)、获得电力(ele)、登记财产(prop)、获得信贷(cred)、保护少数投资者(minor)、纳税(tax)、跨境贸易(trade)、执行合同(cont)和办理破产(insol),营商子环境水平采用前沿距离分数表示,数据来源于世界银行《营商环境报告》。

在控制变量选取上,借鉴 Haidar(2012)^[25]、李峰和李明祥等(2021)^[26]的做法:(1)资本(k),采用固定资本形成总额占 GDP 的百分比来衡量;(2)劳动力(l),采用 15—64 岁人口中从事经济活动的比例来衡量;(3)政府支出(gc),采用各国政府最终消费支出总额占 GDP 的百分比来衡量;(4)贸易开放度(open),采用商品和服务的进出口总额占 GDP 的百分比来衡量;(5)城市化率(urban),采用城市人口占总人口的百分比来衡量。控制变量数据均来源于世界银行的世界发展指标数据库。

(二)空间自相关检验

基于邻接空间权重矩阵,计算 2013—2019 年“一带一路”沿线国家营商环境与经济发展的全局 Moran's I 指数(见表 1)。2013—2018 年营商环境的全局 Moran's I 指数均为正数且通过了 5% 的显著性检验,虽然 2019 年营商环境的全局 Moran's I 指数没有通过显著性检验,但是基本上可以说明沿线国家的营商环境存在显著的空间正相关性。另外,2013—2019 年经济发展指标的全局 Moran's I 指数均为正数,且通过了 1% 的显著性检验,表明沿线国家的经济发展存在显著的空间正相关性,表现为“高—高”和“低—低”的空间分布特征。进一步考察营商环境与经济发展的局部空间自相

表 1 营商环境与经济发展的全局 Moran's I 指数

年份	营商环境(db)		经济发展(lnpgdp)	
	Moran's I	p 值	Moran's I	p 值
2013	0.4380	0.0000	0.3840	0.0000
2014	0.4670	0.0000	0.3730	0.0010
2015	0.4020	0.0000	0.3630	0.0010
2016	0.4170	0.0000	0.3520	0.0010
2017	0.3600	0.0010	0.3430	0.0010
2018	0.2560	0.0150	0.3400	0.0020
2019	0.1390	0.1590	0.3350	0.0020
均值	0.3540	—	0.3560	—

关性^①,同样得到如上结论。

(三)空间面板模型选择与设定

对于空间计量模型的选择,本文先采用 LM 检验来判别是选择空间滞后模型(SAR)还是空间误差模型(SEM),再采用 Hausman 检验来确定是固定效应还是随机效应。LM-lag 和 Robust-LM-lag 都通过了 1% 的显著性检验,而 LM-error 和 Robust-LM-error 只通过了 5% 的显著性检验,因此,SAR 模型相比于 SEM 模型更为合适。同时,依据 Hausman 检验结果,接受随机效应的原假设。因此,本文选择随机效应下的空间滞后模型(SAR)。

表 2 空间面板模型识别检验结果

检验统计量	检验统计值	p 值
LM-error	5.4860	0.0190
Robust-LM-error	4.1430	0.0420
LM-lag	16.4960	0.0000
Robust-LM-lag	15.1540	0.0000
Hausman 检验	10.0100	0.1878

空间滞后模型表达式为:

$$\ln pgdp_{it} = \rho \sum_{j=1}^n w_{ij} \ln pgdp_{jt} + \beta_1 db_{it} + \beta_2 controls_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

其中,pgdp_{it} 为被解释变量,dp_{it} 表示解释变量, ρ 为空间自回归系数,表示相邻地区被解释变量对本地区被解释变量的影响程度, w_{ij} 表示空间权重矩阵, β_1 表示解释变量对被解释变量的影响程度,controls_{it} 为控制变量, μ_i 表示个体效应, ε_{it} 表示随机误差项。

①因篇幅所限,局部空间自相关性结果留存备案。

六、实证结果与分析

(一)营商环境经济效应的回归结果分析

表3展示了营商环境经济效应的回归结果,随着控制变量的不断加入,各变量系数的符号和显著性并没有发生变化,表明模型能较好地反映沿线国家营商环境和控制变量对经济发展的影响。首先,空间自回归系数(Spatial rho)为正且通过了1%的显著性检验,表明空间因素对经济发展的影响显著,邻近国家的经济

发展会影响本国的经济发展。可见,“一带一路”沿线国家的经济发展可能会形成“高-高”集聚或“低-低”集聚的现象,与前文经济发展的空间自相关检验结果一致。其次,无论是对营商环境进行单独检验,还是依次加入控制变量进行检验,营商环境(db)的系数均为正数,且通过了1%的显著性检验,表明沿线国家的营商环境存在正向的经济效应。

表3 营商环境经济效应的回归结果

变量	模型(1.1)	模型(1.2)	模型(1.3)	模型(1.4)	模型(1.5)	模型(1.6)
db	0.6329*** (7.3100)	0.6210*** (7.3100)	0.6113*** (7.2100)	0.5926*** (7.0600)	0.5882*** (7.0300)	0.5306*** (6.1500)
k		0.3026*** (3.3700)	0.3072*** (3.4200)	0.2965*** (3.3300)	0.2754*** (3.1000)	0.3199*** (3.4600)
l			0.5213** (2.5500)	0.5932*** (2.9000)	0.6207*** (3.0400)	0.4304** (2.0200)
gc				-0.6466** (-2.4200)	-0.5580** (-2.0800)	-0.5832** (-2.0900)
open					0.0702** (2.2400)	0.1092*** (3.3100)
urban						2.7120*** (6.5800)
constant	5.1120*** (11.7000)	4.9559*** (11.4300)	4.7952*** (11.1200)	4.8032*** (11.2100)	4.6992*** (10.9400)	4.9996*** (12.4700)
Spatial rho	0.4110*** (7.9700)	0.4218*** (8.3100)	0.3996*** (7.7200)	0.4067*** (7.9700)	0.4081*** (7.9600)	0.1859*** (2.9300)
R ²	0.4333	0.4524	0.4675	0.4737	0.4747	0.5262
Log-likelihood	359.5864	365.1352	368.4117	371.2940	373.8013	394.6024

注: *、** 和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平下显著; 括号内的数值为 z 统计量。表 4、表 5、表 6、表 7 同。

(二)营商子环境经济效应的回归结果分析

进一步基于营商子环境进行实证研究。表4回归结果显示,开办企业(start)、获得电力(ele)、纳税(tax)、跨境贸易(trade)和执行合同(cont)的系数显著为正,表明上述子环境的便利性程度与经济发展之间均具有显著正向关系。而办理施工许可证(cons)、登记财产(prop)、获得信贷(cred)、保护少数投资者(minor)和办理破产(insol)的系数均未通过显著性检验,表明这些营商子环境并不是影响经济发展的重要因素。可见优化营商环境能促进经济发展,而子环境的经济效应存在差异,其中开办企业、获得电力、纳税、跨境贸易、执行合同等子环境显著促进经济发展。假设1得到

验证。

(三)营商环境经济效应的异质性分析

为探究营商环境经济效应的异质性,本文按照地理区域和经济发展水平将样本进行分组回归分析(见表5)。表5前三列回归结果显示,西亚北非国家、亚洲国家营商环境(db)的系数在1%的显著性水平下为正,这两个区域的营商环境都有利于促进经济发展,且这种促进作用在西亚北非国家表现最为明显;中东欧国家的营商环境对经济发展具有正向影响但不显著。因此,营商环境对经济发展的影响具有区域异质性。假设2得到验证。后两列回归结果显示,沿线经济较发达国家、沿线经济欠发达国家营商环境(db)的系数分别为

表 4 营商子环境经济效应的回归结果

变量	模型 (2.1)	模型 (2.2)	模型 (2.3)	模型 (2.4)	模型 (2.5)	模型 (2.6)	模型 (2.7)	模型 (2.8)	模型 (2.9)	模型 (2.10)
lnstart	0.0635** (2.3800)					0.0368 (1.5400)				
lncons		0.0142 (1.4000)					0.1242*** (4.5000)			
lnele			0.1134*** (3.8300)					0.0231*** (2.7800)		
lnprop				-0.0462 (-0.8900)					0.0855* (1.9000)	
lncred					-0.0033 (-0.4100)					0.0329 (0.9300)
control	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
constant	3.7124*** (9.0600)	3.6998*** (9.0700)	3.4788*** (8.6800)	3.9041*** (7.9100)	3.6584*** (8.9700)	3.5801*** (8.7300)	3.2947*** (8.1800)	3.9875*** (9.2300)	3.3852*** (7.9200)	3.6654*** (8.9300)
Spatial rho	0.3266*** (4.7900)	0.3717*** (5.9700)	0.3570*** (5.6900)	0.3626*** (5.7200)	0.3730*** (5.9700)	0.3646*** (5.7900)	0.3461*** (5.5100)	0.2995*** (4.2100)	0.3739*** (6.0100)	0.3552*** (5.3900)
R ²	0.4981	0.4973	0.5248	0.4951	0.4947	0.4984	0.5326	0.4989	0.4879	0.4926
Log-likelihood	378.5754	376.6280	382.9616	376.0533	375.7381	376.8448	385.8148	379.7266	377.4403	376.0929

表 5 营商环境经济效应的异质性回归结果

变量	不同地理区域			不同经济发展水平	
	西亚北非	中东欧	亚洲	经济较发达	经济欠发达
db	0.7323*** (4.5300)	0.1108 (1.0800)	0.5992*** (4.8000)	0.4148*** (3.9800)	0.7384*** (5.6300)
control	YES	YES	YES	YES	YES
constant	9.8030*** (14.9400)	2.9272*** (5.5200)	5.4509*** (12.6400)	6.0801*** (14.3000)	5.1249*** (13.8200)
Spatial rho	-0.0961* (-1.6700)	0.6355*** (10.4600)	0.0201 (0.3100)	0.0936* (1.8500)	0.0699 (1.6400)
R ²	0.4288	0.7368	0.7354	0.4507	0.7631
Log-likelihood	128.5716	187.6459	173.1434	276.5298	152.2804

0.4148、0.7384,且均通过 1%的显著性检验,说明不同经济发展水平下的营商环境一定程度上均促进经济发展,且经济欠发达国家表现更为明显。这表明不同经济发展水平下营商环境对经济发展的促进作用存在异质性。假设 3 得到验证。

(四)稳健性检验

为了检验实证结果的稳健性,将邻接空间权重矩阵换成地理距离空间权重矩阵,分别对营商环境经济效应的回归结果、基于地理区域以及经济发展水平的异质性回归结果进行稳健性检验,检验过程中仍采用随机效应下的空间滞后模型。表 6 稳健性结果显示,

营商环境(db)的系数在 1%的水平下显著为正,表明沿线国家营商环境对经济发展的促进作用具有较强的稳健性。空间自回归系数均显著为正,控制变量系数的正负和显著性与表 3 的回归结果基本一致,说明表 3 中模型的估计结果具有较强的稳健性。同理对营商子环境进行稳健性检验,结果证明同样具有稳健性。

表 7 前三列稳健性结果显示,西亚北非国家和亚洲国家营商环境(db)的系数显著为正,中东欧国家营商环境的系数不显著,与表 5 的回归结果基本一致。后两列稳健性结果显示,沿线经济较发达国家和沿线经济欠发达国家营商环境(db)的系数均为正且都通过

表 6 营商环境经济效应的稳健性检验结果

变量	模型 (3.1)	模型 (3.2)	模型 (3.3)	模型 (3.4)	模型 (3.5)	模型 (3.6)
db	0.7603*** (8.0900)	0.7338*** (7.7400)	0.7565*** (8.4500)	0.7463*** (8.4400)	0.7583*** (8.6500)	0.5880*** (7.3500)
k		0.3394*** (3.5300)	0.3393*** (3.4800)	0.3299*** (3.4100)	0.3146*** (3.2200)	0.3464*** (3.5900)
l			0.4507* (1.9100)	0.5168** (2.1800)	0.5603** (2.3600)	0.4293* (1.9400)
gc				-0.5615* (-1.9300)	-0.5039* (-1.7100)	-0.5670* (-1.9600)
open					0.0474 (1.3500)	0.1057*** (3.0800)
urban						3.0215*** (8.9800)
constant	5.6282*** (10.7700)	5.3333*** (9.6400)	5.4649*** (11.5600)	5.5121*** (11.8200)	5.5575*** (12.4300)	5.3297*** (18.9500)
Spatial rho	11.5993*** (5.2200)	12.5525*** (5.3400)	10.6845*** (4.9300)	10.7008*** (5.0500)	10.1430*** (4.9400)	4.0399*** (3.4100)
R ²	0.4068	0.4273	0.4351	0.4438	0.4477	0.5081
Log-likelihood	352.7093	358.7647	360.5894	362.4420	363.3606	395.4261

表 7 营商环境经济效应异质性的稳健性检验结果

变量	不同地理区域			不同经济发展水平	
	西亚北非	中东欧	亚洲	经济较发达	经济欠发达
db	0.7140*** (4.4200)	0.0705 (0.7300)	0.2338** (2.3000)	0.4343*** (4.2300)	0.5934*** (4.1600)
control	YES	YES	YES	YES	YES
constant	9.4927*** (12.1000)	2.6538*** (4.2600)	2.8912*** (5.0600)	6.2904*** (17.7700)	4.4155*** (8.8700)
Spatial rho	-2.7200 (-0.5900)	27.9781*** (11.6400)	45.8088*** (5.7200)	2.1127* (1.7300)	20.1812** (2.5100)
R ²	0.4304	0.7284	0.8352	0.4422	0.7773
Log-likelihood	127.4957	181.1649	185.9454	276.0179	154.5077

了 1%的显著性检验,且沿线经济欠发达国家营商环境系数同样大于经济较发达国家。两者结果表明上述结论均具有稳健性。

七、结论与建议

本文基于世界银行营商环境评价指标体系和相关指标数据,构建 CRITIC 赋权法 + 改进灰色 TOPSIS 模型对“一带一路”沿线国家的营商环境进行综合评价。进一步构建空间滞后模型,实证研究营商环境及子环境对经济发展的影响,并检验营商环境经济效应的异质性。本文的主要结论与对策建议如下:

第一,优化营商环境可促进经济发展,而子环境的经济效应存在差异。沿线国家应立足于营造稳定、透明、法制化、公平、可预期的营商环境,为经济发展创造良好环境。在营商子环境中,对经济发展影响最为显著的是获得电力、纳税和跨境贸易,沿线国家要着力这些领域,以时间缩短、费用降低、手续减少、流程优化为重点,推进获得电力、纳税和跨境贸易便利化,降低制度性交易成本,为经济发展助力。

第二,营商环境对经济发展的促进作用具有区域异质性,其中西亚北非国家、亚洲国家营商环境显著

影响经济发展。因此,优化营商环境可成为其经济发展的战略选择。同时,由于邻近国家的经济发展会影响本国的经济发展,以优化营商环境为抓手,各地区应依据资源禀赋及营商环境建设情况制定差异化营商环境建设方案,加强营商环境建设的辐射作用和扩散作用,以促进东道国经济与邻国经济共同发展。

第三,不同经济发展水平下的营商环境对经济发展的促进作用具有异质性,沿线经济欠发达国家营商环境对经济发展的促进作用大于沿线经济较发达国家。因此,经济欠发达的国家拥有发展潜力,更应着力提升营商环境水平,以实现经济快速发展。具体可学习、借鉴和吸收先进国家的经验和做法,聚焦营商环境建设领域的最佳实践,持续跟踪和研究,结合本国国情优化营商环境。经济较发达国家应加强国家合作,实现互利共赢,促进沿线国家营商环境的整体优化。◆

参考文献:

- [1]MUSIENKO S,TULEPBEOVA A.Russia and Kazakhstan in doing business ranking[J].Mirovaia ekonomika i mezhdunarodnye otnosheniia,2019,63(1):59-66.
- [2]张松.“一带一路”沿线国家营商环境[J].经济研究参考,2017(15):148-159.
- [3]张莉.“一带一路”战略下中国与东盟营商环境差异与协同构建研究[J].经济与管理,2017,31(2):27-32.
- [4]ROGGE N,ARCHER G.Measuring and analyzing country change in establishing ease of doing business using a revised version of World Bank's ease of doing business index [J].European Journal of Operational Research,2021,290(1):373-385.
- [5]袁志明,虞锡君,顾骅珊,等.县域市场营商环境评价指标测度方法研究[J].嘉兴学院学报,2018,30(4):105-110+118.
- [6]冯烨.法治化营商环境评估指标体系构建[J].理论探索,2020(2):120-128.
- [7]张三保,康璧成,张志学.中国省份营商环境评价:指标体系与量化分析[J].经济管理,2020,42(4):5-19.
- [8]刘帷韬.我国国家中心城市营商环境评价[J].中国流通经济,2020,34(9):79-88.
- [9]邱康权,陈静,吕雁琴.中国营商环境综合发展水平的测度、地区差异与动态演变研究[J].数量经济技术经济研究,2022,39(2):121-143.
- [10]李志军,张世国,牛志伟,等.中国城市营商环境评价的理论逻辑、比较分析及对策建议[J].管理世界,2021,37(5):98-112+8.
- [11]张洽,曹玉臣.基于“放管服”改革的我国营商环境指标体系构建与评价研究:以陕西省为例[J].价格理论与实践,2021(9):124-127+203.
- [12]涂正革,程琅,张沐.中国营商环境地区差异及时空演变特征研究[J].数量经济技术经济研究,2022,39(7):3-25.
- [13]姜爱华,辛婷,张艳梅.基于供应商主体感知的政府采购营商环境研究:指标构建与综合评价[J].经济与管理评论,2021,37(6):89-101.
- [14]邓加,徐鹏鹏.建筑业企业营商环境评价研究[J].建筑经济,2022,43(2):77-83.
- [15]刘军,王长春.优化营商环境与外资企业 FDI 动机:市场寻求抑或效率寻求[J].财贸经济,2020,41(1):65-79.
- [16]刘镇,邱志萍,朱丽萌.海上丝绸之路沿线国家投资贸易便利化时空特征及对贸易的影响[J].经济地理,2018,38(3):11-20.
- [17]王磊,景诗龙,邓芳芳.营商环境优化对企业创新效率的影响研究[J].系统工程理论与实践,2022,42(6):1601-1615.
- [18]CEBULA R J.Which economic freedoms influence per capita real income? [J].Applied Economics Letters,2013,20(4):368-372.
- [19]GLODOWSKA A.Business environment and economic growth in the European union countries:what can be explained for the convergence? [J].Entrepreneurial Business and Economics Review,2017,5(4):189-204.
- [20]王雨飞,张睿嘉,王光辉.营商环境、“五通”合作与亚欧国家经济增长[J].中国行政管理,2020(9):114-120.
- [21]董志强,魏下海,汤灿晴.制度软环境与经济发展:基于30个大城市营商环境的经验研究[J].管理世界,2012(4):9-20.
- [22]张曾莲,孟苗苗.营商环境、科技创新与经济高质量发展:基于对外开放调节效应的省级面板数据实证分析[J].宏观质量研究,2022,10(2):100-112.
- [23]钱丽,魏圆圆,肖仁桥.营商环境对中国省域经济高质量发展的非线性影响:双元创新的调节效应[J].科技进步与对策,2022,39(8):39-47.
- [24]李红,智硕楠.新常态下中国能源安全动态研究:基于灰色关联 TOPSIS 模型[J].生态经济,2020,36(8):57-62+87.
- [25]HAIDAR J I.The impact of business regulatory reforms on economic growth[J].Journal of the Japanese and international economies,2012,26(3):285-307.
- [26]李峰,李明祥,张宇敬.科技创新、产业结构升级对经济发展的实证分析[J].技术经济,2021,40(7):1-10.

中国城市相对贫困的统计测度及其分解

李壮壮

(宿州学院 数学与统计学院, 安徽 宿州 234000)

摘要:随着改革步入深水区、城镇化步伐加快,中国城市相对贫困问题越来越凸显。利用 2018 年 CFPS 数据库的微观数据,构建多维相对贫困指标体系,运用 A-F 法对中国城市相对贫困状况进行测度和分解,得到如下结论:一是前期的农村精准扶贫政策不仅消除了绝对贫困问题,也在一定程度上降低了城市的相对贫困发生率和相对贫困程度;二是按照省(区、市)样本分解多维相对贫困指数,结果显示各省(区、市)城市居民的多维相对贫困程度不仅与经济发展水平有关,也与地区的外来人口规模有关;三是通过对比不同指标的贡献率,发现中国城市相对贫困的中心问题是教育、就业和社会保障等一些非经济维度。最后,对中国城市相对贫困的治理提供了对策建议。

关键词:城市相对贫困;统计测度;多维相对贫困指数;A-F 法

中图分类号:C813

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2024)02-0029-06

DOI:10.13999/j.cnki.tjllysj.2024.02.004

一、引言

据专家预测,未来全球的贫困人口分布以城市居多,特别是发展中国家,城市贫困将成为阻碍其发展的重要因素之一。随着中国城市化进程的加快,中国城市相对贫困问题越来越复杂,成为中国贫困治理的难关。2000 年中国城市人口仅占总人口的 36.22%,2022 年中国城镇化率已达 65.22%。大量的农村人口涌入城市,由于自身家庭经济条件的脆弱性,他们容易成为城市的弱势群体,而且受医疗支出、教育负担、住房条件、社会救助、负面情绪等因素影响,新进入城市的农村居民家庭压力越来越大,直接影响家庭成员的生活满意度和家庭幸福感,间接给城市发展增添许多不稳定因素。因此,缓解城市相对贫困对巩固脱贫攻坚成果具有重要意义。

分析已有研究成果,学术界关于相对贫困问题的研究主要集中在三个方面:一是基于收入指标的相对贫困标准线的确定^[1-3];二是基于非收入指标的相对贫困多维度体系的设置^[4-6];三是基于 A-F 法的相对贫困综合指数的构建和分解^[7-9]。收入指标的相对贫困标准线以中位数或平均数的 30%—60%为主。多维相对贫困指标体系主要包括教育、就业、健康和生活水平等。多维相对贫困指数的测度方法和分解模型主要集中

于对 A-F 法的使用。从已有研究成果看,关于中国城市相对贫困的研究文献已有一定数量,存在的不足主要有:一是已有相对贫困研究成果的研究对象多是农村居民家庭,对城市居民家庭相对贫困的研究匮乏;二是相对贫困多维研究以经济指标为主,在非经济指标体系的构建上尚不完全一致;三是主要利用综合评价法测度多维相对贫困程度,但综合评价法难以量化贫困程度,在测度不同相对贫困程度时存在缺陷。本文基于以上研究不足,在构建中国城市相对贫困评价指标体系的基础上,利用双界线 A-F 法测度和分解中国城市相关贫困程度并深入探究其原因,以期为中国城市相对贫困的统计监测提供对策建议。

二、理论依据

(一)相对贫困的内涵

相对贫困是一种人与人在比较中产生的贫困现状,主要反映相对经济差距,是测定社会收入不均等复杂社会现象的重要依据。相对贫困的存在与经济水平有着密切关系,其核心是收入不平等和社会分配不均衡。多维相对贫困的概念基于 1983 年印度学者 Sen 提出的能力贫困理论^[10],从其观点看,贫困不仅没有收入来源,而且无法获得医疗健康、教育、生活保障等基本服务。所以贫困本身应该是多维的,多维贫困指标体

基金项目:安徽省哲学社会科学规划项目“乡村振兴战略下安徽农村多维贫困预警治理体系的构建与应用研究”(AHSKQ2022D139)。

作者简介:李壮壮(1984—),男,安徽淮南人,博士,副教授,研究方向为宏观经济统计、统计指数。

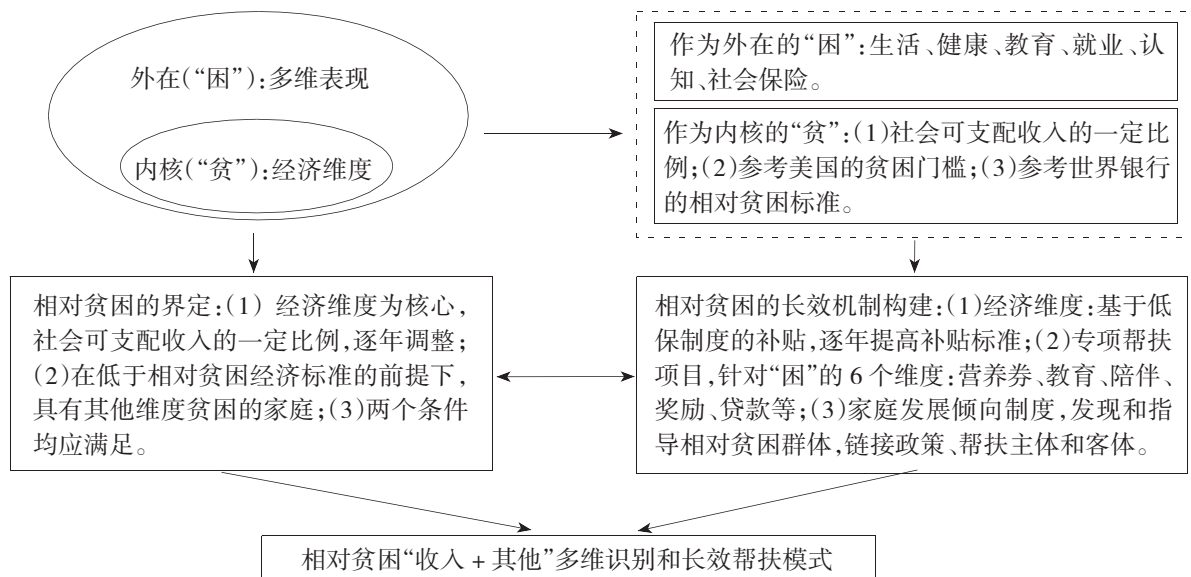


图1 我国相对贫困的概念和内涵图解

系是一种包含收入指标在内,涵盖多方面因素去判断各维度指标能力剥夺情况的评价体系。多维贫困理论测定贫困比单纯以收入测定贫困更能准确把握贫困的本质,为扶贫理论研究提供更加实用和有效的方案。

城市的相对贫困与传统城市贫困和传统农村贫困不同。农村贫困更多与长期的社会经济制度相关,传统城市贫困更多与无劳动能力、无抚养人、无生活来源的贫困相联系。而新发展阶段的农村相对贫困具有新时代制度变迁和社会发展的特征,出现在我国实现全面小康之后。我国多维相对贫困内涵的演进如图1所示。中国相对贫困理论以马克思主义贫困理论为基础,并具有中国特色社会主义性质,随着国情的变化不断发展。新中国成立以来,中国正在从输血式扶贫向开放式、造血式、多角度精准扶贫转变,精准扶贫是中国特色社会主义扶贫理论的核心^[1]。在全面建成小康社会、消除绝对贫困后,我国在努力构建脱贫攻坚的长效机制和管理模式,巩固来之不易的脱贫成果,致力于先富带后富,有效缓解相对贫困,最终实现共同富裕。

(二) 相对贫困测度方法的探索

2010年,联合国开发计划署(UNDP)协同牛津大学贫困与人类开发倡议(OPHI)提议从健康、教育、生活水平3个角度测度多维贫困,并设置了10个指标的贫困门槛值和权重分布,从不同视角反映全球不同地区的贫困发生率、贫困发生强度和被剥夺程度。全球多维贫困指标体系见图2。

此外,借助一种被称为“知识汇合”的理论,第四

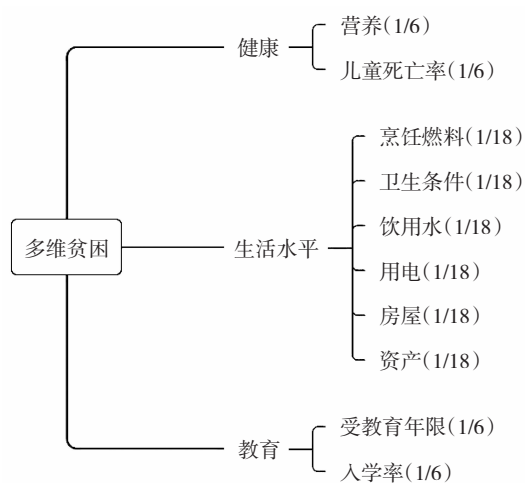


图2 全球多维贫困指数: 贫困的层面和指标

世界扶贫国际运动协同坦桑尼亚、孟加拉国、法国、维多利亚、美国和研究者,研究贫困的维度和指标构成,最终选择了6个维度和影响贫困的5个因素,见图3。



图3 贫困维度和调节因素

从国际已有的贫困测度方法看,当人类发展到一定阶段,贫困测度不能仅停留在对温饱的考察,城市相对贫困的测度更为复杂,不能仅考虑收入这一因素,需要综合考虑贫困家庭的个人因素、家庭因素和社会因素等方面^[2]。结合国际多维贫困的内涵和测度实践,本文主要从收入水平、教育程度、健康状况、生活水平、社会保障、就业、信息利用 7 个维度研究中国城市多维相对贫困问题。

三、指标体系和测度方法

(一) 多维相对贫困指标体系的构建

(1) 收入维度。由于纯收入能更好地反映收入的增加,因此 2012 年以后,中国家庭追踪调查(China Family Panel Studies, CFPS)数据库只制定并公布家庭纯收入综合数值。本文构造的家庭收入变量主要基于 2018 年家庭经济问卷数据,将人均家庭纯收入作为测度收入相对贫困的指标,并将 2018 年我国政府制定的城市居民最低生活保障标准 6956 元作为剥夺临界值,低于该水平赋值为 1,视为收入维度贫困,否则为 0。

(2) 教育维度。相关调查数据显示,我国儿童入学率高达 99%,故入学率不适合用于现阶段的城市相对贫困测度。本文选取受教育年限作为教育维度评价指标。将城市家庭人均受教育年限不满 9 年的个体视为教育贫困,赋值为 1,否则为 0。

(3) 健康维度。考虑到健康状态的自我评价主观性较强,因此本文没有选取这一指标,而是选择 CFPS 数据库中“是否患有慢性疾病”“是否患病住院”这两个指标。当每户家庭中有成员半年内患有慢性病、有成员过去一年内因病住院时,视为医疗健康维度相对

贫困,赋值为 1,否则为 0。同时,在 CFPS 数据库中选择幸福指数作为心理健康评价指标。每户家庭人均幸福值低于 4,视为心理健康贫困,赋值为 1,否则为 0。

(4) 生活水平维度。生活水平内容涵盖用水、炊用能源、电、金融资产、住房资产、人均耐用消费品总值等众多内容,基于城市经济生活各方面的基本标准和城市家庭特征,不再选择水、电、炊用能源等指标,仅选取家庭住房指标和家居整洁度指标。家庭住宅是只有产权的一部分、公共住宅、廉价租赁住宅、公共租赁住宅、市场租赁的商品房、亲朋之家和其他有居住条件的住宅,设置数值为 1,否则为 0。家居整洁度评分在 4 分以下,视为生活水平维度的相对贫困,赋值为 1,反之为 0。

(5) 社会保障维度。随着中国城市老龄化加速,没有工作和收入的老年人一定程度上增加了家庭经济压力,养老保险已变成老年人的基本生活保障。如果城市家庭样本中有成年人无法领取养老保险,则该家庭被视为贫困。

(6) 就业维度。考虑到城市就业压力大但是选择机会多等因素,将就业类型作为衡量城市相对贫困人口的依据。如果一个家庭中的成年人长期处于失业状态,则将其判定为城市相对贫困人口,赋值为 1。

(7) 信息利用维度。在信息化时代,智能手机为必备品,手机不仅能发消息和打电话,满足城市居民日常社交需求,还可以进行网购和支付,对当下城市人群至关重要。因此本文将是否拥有智能手机作为衡量城市居民信息利用维度的贫困标准。

本文构建的具体指标体系及界定见表 1。

表 1 多维贫困识别指标体系

维度	指标	剥夺临界值	指标取值	权重
收入	人均家庭纯收入	未达到 2018 年中国政府确定的城市最低生活保障标准 6956 元人民币,视为贫困	贫困取 1, 非贫困取 0	1/7
教育	受教育年限	接受义务教育未满 9 年的成年家庭成员,视为贫困		1/7
健康	慢性病	家庭成员半年患有慢性疾病的,视为贫困		1/21
	因病住院	在一年内因病住院的,视为贫困		1/21
	幸福指数	当家庭成员人均幸福分低于 4 时,视为精神健康维度贫困		1/21
生活水平	家庭住房	家庭住宅是有部分财产权、公共住宅、廉价租赁住宅、公共租赁住宅、商品房、亲友住宅和其他有居住条件住宅的,视为居住条件上的贫困		1/14
	家居整洁度	如果家庭整洁度的评分低于 4,则被认为是生活贫困		1/14
社会保障	养老保险	如果家庭成员中有无法领取养老保险的成年人,该家庭将被视为贫困		1/7
就业	就业状态	若家庭成年群体中有一人长期处于失业状态,即视为就业贫困		1/7
信息利用	智能手机持有率	将城市居民是否拥有智能手机作为衡量其贫困的标准		1/7

(二) 多维相对贫困的测度

本文采用 A-F 双临界值法,对多维相对贫困群体

进行双重识别。A-F 法是由 Alkire 和 Foster(2011)^[13]为计算贫困指数而提出的方法。它综合不同维度、指标

权重以及个人、家庭的贫困数据建立多维贫困指标体系,主要通过设定两层界线识别贫困。

首先是贫困的第一层识别:建立指标体系,设置各指标临界值,识别未达到临界值的指标。

其次是贫困加总:将不达标指标的个数相加,根据设定的权重,测算个体在所有维度下的剥夺得分。

接着是贫困的第二层识别:通过加总后设定门槛值的界限,判别陷入多维贫困的个体数,计算剥夺率和平均剥夺份额。

最后计算 MPI 指数,即多维贫困剥夺率和平均剥夺份额的乘积。

1. 多维相对贫困的识别

构造一个 $n \times d$ 维的矩阵 $Y=[y_{ij}]^{nd}$, 矩阵任一元素 y_{ij} 表示样本中第 i 个人的第 j 个维度的取值, i 的取值范围为 $[1, n]$, j 的取值范围为 $[1, d]$ 。向量 y_i 表示 d 个维度个体 i 的值; 向量 y_j 表示在 j 维度有 n 个个体。假定每个维度的贫困标准线用 z_j 表示, 对于矩阵 Y 建立一个剥夺矩阵 $G=[g_{ij}]$, 当 $y_{ij} \geq z_j$ 时, $g_{ij}=0$, 表示未陷入贫困; 当 $y_{ij} < z_j$ 时, $g_{ij}=1$, 表示陷入贫困。

当识别贫困的第一层次后, 开始第二层次的贫困识别。设置各维度的权重为 w_j , 并对剥夺矩阵值进行加权求和。假设个体 i 陷入多维贫困的门槛值界限为 k , 通过比较加权贫困剥夺值与 k 值, 可以得到多维贫困剥夺份额矩阵 $C=[c_i]^T$, 即当 $\sum_{j=1}^d w_j g_{ij} \geq k$ 时, $c_i = \sum_{j=1}^d w_j g_{ij}$; 当 $\sum_{j=1}^d w_j g_{ij} < k$ 时, $c_i=0$ 。

构造多维贫困矩阵 $Q=[q_1, q_2, \dots, q_n]^T$, 识别个体的多维贫困状况。当 $c_i > 0$ 时, $q_i=1$, 表明个体陷入多维贫困; 当 $c_i=0$ 时, $q_i=0$, 表明个体未处于多维贫困状态。

2. 多维相对贫困指数计算

MPI 指数根据各个维度的贫困程度加总计算得出, 具体计算公式如下:

$$H = \frac{q}{n} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n q_i \quad (1)$$

$$A = \frac{\sum_{i=1}^n c_i}{q} \quad (2)$$

$$M = H \times A = \frac{\sum_{i=1}^n c_i}{n} \quad (3)$$

其中, q 是在陷入多维贫困的临界值取 k 的情况下的多维相对贫困人口数, H 是多维相对贫困发生率即剥夺率, A 为多维相对贫困强度即平均被剥夺份额。

3. 多维相对贫困的分解

先按照指标计算全体样本的贫困指数, 再按照指

标维数加权得到按指标分解的多维贫困指数, 公式如下:

$$M_{(k)} = H_{(k)} \times A_{(k)} = \frac{\sum_{i=1}^n C_i(k)}{n} = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^d w_j g_{ij}}{n} = \sum_{j=1}^d \frac{\sum_{i=1}^n w_j g_{ij}}{n} \quad (4)$$

记 $M_j(k) = \frac{\sum_{i=1}^n w_j g_{ij}}{n}$, 则:

$$M_{(k)} = \sum_{j=1}^d M_j(k) \quad (5)$$

不同指标维度下的各指标对贫困的贡献率为:

$$\beta_j = \frac{\sum_{i=1}^n w_j g_{ij} / \sum_{i=1}^n C_i(k)}{n} \quad (6)$$

为进一步得到各地区城市家庭样本的贫困特征, 按子样本进行分解, 具体公式如下:

$$M(k) = \sum_{\alpha=1}^m \frac{n_{\alpha}}{n} \times M_{\alpha}(k) \quad (7)$$

其中, $M_{\alpha}(k)$ 为第 α 个 ($\alpha=1, 2, \dots, m$) 子样本的多维相对贫困指数, $n = \sum_{\alpha=1}^m n_{\alpha}$ 为城市家庭样本总量。

4. 指标权重的设置

通用做法是采用等权重法, 即将所有指标采用等额权重的方法进行计算。对具有不同维度的评价体系来说, 首先赋予维度等权重, 再对各维度下的指标赋予等权重。本文采用等权重赋权法设置的各指标权重见表 1。

四、数据来源、测度结果和分解

(一) 数据来源

本文的实证数据来自 2018 年 CFPS 数据库, 即中国家庭追踪调查数据库, 涵盖全国 31 个省(区、市), 是北京大学中国社会科学调查中心带头组织实施的社会跟踪调查项目。问卷内容分为个人和家庭样本数据, 可以反映中国社会、经济、人口、教育等变化, 为监测中国城市居民的多维贫困状况提供有力支撑。

指标体系的构建遵循科学、全面、有针对性原则, 先选取维度指标, 再在精准识别指标内涵的基础上, 对其进行划分。本文所使用的变量结合了家庭经济数据库和个人自答库的核心数据, 得到我国家庭多维贫困测度的基础样本 17623 份。对重复值、无效值和缺失值进行适当处理后, 得到有效城市居民家庭样本 7447 份。

(二) 测度结果

利用公式(1)、(2)、(3)测算中国城市的多维相对贫困发生率、平均剥夺份额以及多维相对贫困指数, 结果见表 2。

表 2 中国城市多维相对贫困的测算结果

k	多维相对贫困发生率(H)	平均剥夺份额(A)	多维相对贫困指数(M)
0.1	0.879	0.315	0.276
0.2	0.636	0.376	0.239
0.3	0.402	0.444	0.179
0.4	0.261	0.496	0.129
0.5	0.114	0.567	0.065
0.6	0.029	0.659	0.019
0.7	0.004	0.754	0.003
0.8	0.001	0.875	0.001

表 2 显示,随着 k 值增加,多维相对贫困发生率和多维相对贫困指数呈下降趋势,且下降速度较快,说明城市多维相对贫困程度随着维度增加迅速下降;而平均剥夺份额随着 k 值增加逐渐增加,说明我国城市家庭贫困人口的贫困强度随着更多维度的贫困剥夺而逐渐增加。具体看,k=0.1 时的多维相对贫困发生率为 87.9%,表明有 87.9%的城市家庭处于在某一指标维度的相对贫困,剥夺强度为 0.315,多维相对贫困指数为 0.276;当 k 的取值上升到 0.8 时,多维相对贫困发生率下降到 0.1%,多维贫困指数下降到 0.001,说明至少存在 8 个指标被剥夺的家庭已经很少,不存在 9 个以上指标被同时剥夺的家庭。

(三)指数分解

利用公式(4)、(5)、(6)、(7)分解中国城市的多维相对贫困指数。按照省(区、市)分解的中国城市多维相对贫困结果见表 3;按照维度和指标分解的中国城

表 3 按省(区、市)分解的多维相对贫困指数(k=0.3)

省(区、市)	M(%)	省(区、市)	M(%)
北京	0.336	山东	0.627
天津	0.151	河南	1.497
河北	0.731	湖北	0.429
山西	0.426	湖南	0.639
辽宁	2.111	广东	1.551
吉林	0.287	重庆	0.197
黑龙江	0.929	四川	0.820
上海	3.303	贵州	0.242
江苏	0.549	云南	0.265
浙江	0.331	陕西	0.414
安徽	0.399	甘肃	0.998
福建	0.170	广西	0.202
江西	0.163	-	-

注:内蒙古、海南、西藏、青海、宁夏、新疆因样本量小未纳入分析范围。以 k=0.3 为例进行分析(下同),主要因为在 3 个指标维度上出现相对贫困的城市家庭规模适中,对贫困指数的分解分析具有一定的代表性。

市多维相对贫困结果见表 4。

从各省(区、市)分解的多维相对贫困指数看,天津、重庆、福建、江西等地区的多维相对贫困指数最低;一些中西部地区如山西、陕西、江西、广西、贵州和安徽的多维相对贫困程度较低,河南、辽宁、四川、甘肃的多维相对贫困指数较高;经济发展程度较高的上海、广东等地多维相对贫困指数反而很高。表明经济增长虽然很大程度上缓解了居民相对贫困程度,但在新阶段城市相对贫困治理中,很容易忽视收入差异和分配不均衡对外来城市居民在教育、医疗和健康等方面的影响,一定程度上加大了城市相对贫困人口识别的难度。采用统一的收入相对贫困线来判定城市相对贫困人口并不能准确地反映经济发达地区和经济落后地区的城市多维相对贫困人口。所以,政府部门要根据不同经济地区的实际情况制定符合当地城镇居民人均收入差异情况的扶贫政策。

表 4 按维度和指标分解的剥夺贡献率(k=0.3)

维度分解		指标分解	
维度	剥夺贡献率%	指标	剥夺贡献率%
收入	1.5	人均家庭纯收入	1.5
教育	27.4	受教育年限	27.4
健康	8.6	慢性病	4.4
		因病住院	3.3
		幸福指数	0.9
生活水平	8.1	家庭住房	3.1
		家居整洁度	5.0
社会保障	22.1	养老保险	22.1
就业	25.3	就业状态	25.3
信息利用	7.0	智能手机持有率	7.0

从维度看,教育维度指标的剥夺贡献率最高,为 27.4%,其次是就业维度 25.3%,接着是社会保障维度 22.1%,健康、生活水平维度分别为 8.6%、8.1%。从指标分解看,受教育年限、就业状态和养老保险的指标贡献率均超过 20%;健康维度中慢性病指标的剥夺贡献率较高,为 4.4%,略高于因病住院影响贡献率,幸福指数指标贡献率最低为 0.9%;在生活水平维度中,家居整洁度贡献率为 5.0%,高于家庭住房贡献率;在信息利用维度中智能手机持有率的指标贡献率为 7.0%;人均家庭纯收入的剥夺贡献率最少,仅有 1.5%。相比收入的相对剥夺情况,其他维度指标像教育、就业和社会保障等的相对剥夺情况更严重。

为深入分析各维度、各指标对多维相对贫困指数的贡献,查找城市居民相对贫困的主要致贫因素,本

表 5 各指标剥夺贡献率

	人均家庭 纯收入	受教育 年限	慢性病	因病住院	幸福指数	家庭住房	家居 整洁度	养老保险	就业状态	智能手机 持有率
k=0.1	0.011	0.358	0.039	0.029	0.010	0.033	0.059	0.185	0.224	0.051
k=0.2	0.013	0.310	0.038	0.029	0.008	0.034	0.063	0.205	0.241	0.058
k=0.3	0.015	0.274	0.044	0.033	0.009	0.031	0.050	0.221	0.253	0.071
k=0.4	0.019	0.267	0.036	0.027	0.007	0.031	0.045	0.226	0.255	0.088
k=0.5	0.023	0.245	0.037	0.029	0.007	0.037	0.056	0.219	0.235	0.111
k=0.6	0.039	0.214	0.040	0.028	0.007	0.031	0.049	0.202	0.215	0.176
k=0.7	0.077	0.189	0.039	0.032	0.012	0.050	0.074	0.189	0.183	0.154
k=0.8	0.122	0.163	0.054	0.027	0.000	0.061	0.082	0.163	0.163	0.163

文测量得出了各指标的剥夺贡献率,见表 5。随着 k 值的增加,收入和信息利用维度指标的相对剥夺贡献率逐渐上升,教育维度指标的剥夺贡献率逐渐下降,健康、生活水平和就业维度指标的相对剥夺贡献率变化不大。说明考察更多维度下的相对贫困,就业、健康、生活水平对城市居民相对贫困的影响较为稳定。

五、主要结论和对策建议

本文构建多维相对贫困指标体系,实证研究了我国城市居民的多维相对贫困程度、省际差异和主要致贫因素。研究发现:第一,我国城市相对贫困发生率和多维相对贫困指数均呈下降趋势,扶贫政策不仅对农村的绝对贫困消除起到巨大作用,也一定程度上缓解了城市相对贫困程度。第二,按照省(区、市)样本分解多维相对贫困指数,结果显示各省(区、市)城市居民的多维相对贫困程度不仅与经济发展水平有关,也与地区的外来人口规模有关,重视外来常住人口发展有助于缓解城市的相对贫困水平。第三,通过对比不同指标的贡献率,发现中国城市相对贫困的中心问题是教育、就业和社会保障等一些非经济维度,贫困发生率最高的是受教育年限、就业状态和养老保险这 3 个指标,相对贫困发生率和致贫贡献率均在较高水平。

根据上述主要研究结论,提出以下对策建议:第一,对于中国城市相对贫困问题,需要构建一套完整的城市多维相对贫困动态监测指标体系,尽可能实现中国城市相对贫困数据库的应用,追踪调查城市相对贫困家庭基本状况、心理状态、福利状况等,制定精准识别中国城市相对贫困规模及影响的政策。第二,进行贫困人口识别时,应从教育、就业等多个层面测度城市相对贫困,兼顾不同群体的差异性。大城市失业下岗群体和农民工群体是最容易形成相对贫困的群体,针对这部分群体要提供更多的社会关怀,例如增加就业岗位、发放失业补贴、提高扶贫标准和工资福利等;在医疗保健和社会保障等方面,需要对此类群体开放更

多福利渠道,提供更多人性关怀,多方面提高其生活水平和就业能力。第三,受教育程度对城市居民相对贫困程度的影响较大,政府要鼓励相对弱势家庭重视子女的教育训练,对其子女教育的各项投入提供便利措施和保障;同时,通过对受教育程度较低的家庭提供技能培训扶持,提高其专业技能和就业能力。◆

参考文献:

[1]沈扬扬,李实.如何确定相对贫困标准?:兼论“城乡统筹”相对贫困的可行方案[J].华南师范大学学报(社会科学版),2020(2):91-101+191.
[2]陈飞,刘宣宣,王友军.数字经济是否缓解了农村多维相对贫困?:基于收入导向型视角[J].浙江社会科学,2022(10):25-36+155-156.
[3]陈铭聪,程振源,杨彦欣.中国居民绝对与相对贫困的综合测度:1989—2015[J].经济科学,2023(2):26-48.
[4]李壮壮,龙莹.新发展阶段农村多维贫困的识别与测度[J].华南农业大学学报(社会科学版),2022,21(2):15-27.
[5]平卫英,占成意,罗良清.中国城市居民家庭相对贫困测度研究[J].统计与信息论坛,2021,36(8):84-94.
[6]黄璆,刘巍,陈佳.新时期农村多维贫困的识别与测度[J].统计与决策,2022,38(20):16-22.
[7]周迪,邱文妍,冯怡豪.中国持续多维相对贫困的统计测度及其结果比较[J].人口与经济,2022(6):113-129.
[8]李春根,陈文美.共同富裕目标下农村相对贫困家庭多维贫困测度及分解[J].当代财经,2022(5):3-12.
[9]贾玮,黄春杰.中国农村多维相对贫困的测度及其时空特征分析[J].统计与决策,2023,39(3):88-92.
[10]SEN A.Poor,relatively speaking[J].Oxford Economic Papers,1983,35(2):153-169.
[11]王玥琳,施国庆.精准扶贫框架下的“后脱贫时代”:中国城市相对贫困问题的防治研究[J].当代经济管理,2021,43(8):1-9.
[12]ALKIRE S,APABLAZA M,CHAKRAVARTY S,et al. Measuring Chronic Multidimensional Poverty[J].Journal of Policy Modeling,2017,39(6):983-1006.
[13]ALKIRE S,FOSTER J.Counting and multidimensional poverty measurement[J].Journal of Public Economics,2011,95(7):476-487.

安徽省新时代 区域协调发展综合评价研究

周 强

(安徽省统计局,安徽 合肥 230001)

摘要:推进区域协调发展是实现中国式现代化的内在要求。通过构建区域协调发展综合监测评价体系,运用多元统计分析方法,从纵向和横向两个层面监测安徽区域协调发展取得的阶段成效、特色经验、短板弱项,以期政府决策咨询和协调监测工作提供参考。结果表明:党的十八大以来,安徽区域协调发展取得阶段性成效,但发展不平衡不充分问题依然突出。统筹推进区域协调发展,应在做大做强“经济蛋糕”、强化区域联动发展、推进生态环境协同治理、充分发挥政府职能作用等方面精准施策、久久为功、善作善成。

关键词:协调发展;综合评价;路径研究

中图分类号:F127;F224

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2024)02-0035-09

DOI:10.13999/j.cnki.tjllsj.2024.02.005

一、引言

党的二十大报告擘画了以中国式现代化全面推进中华民族伟大复兴的宏伟蓝图,提出要“深入实施区域协调发展战略、区域重大战略”,对区域协调发展做出了更加长远、更加系统的战略部署和总体安排。科学开展监测评估工作,是推动区域协调发展的重要环节。人民对美好生活的向往已从单纯的物质层面,发展到经济发展、生活富裕、文化丰富、生态优美等领域,涵盖面更宽、层次更高。因此,区域协调监测体系应该是多指标、多维度、时代性强的综合评价。纵观现有区域发展研究文献主要有三点不足:全局性、系统性、综合性的监测研究少;基于中国式现代化背景下,反映时代要求的监测研究少;省级层面尤其是统计系统内的监测研究少。

针对现有不足,本文主要有三点创新:一是方法创新。建立多指标综合评价与多元统计分析有机结合的研究体系,对现有方法进行拓展和创新,包括进程与结果、动态与静态、定量与定性分析。二是视角创新。紧扣区域协调发展战略,将党的二十大精神、新发展理念融入指标体系中,充分体现高质量发展、共同富裕战略要求,具有鲜明的时代性。三是应用创新。立足安徽省情实际,监测指标均采用变异系数,构建一套

具有安徽特色的监测体系,为区域协调发展监测工作提供借鉴。

二、区域协调发展的综合评价方法

(一)监测原则

为确保监测的科学性、连续性、完整性,构建指标体系时应遵循以下基本原则。

1. 目标性原则。全面聚焦区域协调发展战略目标,体系框架注重与区域协调发展要求相一致,能充分反映区域协调发展成效;单个指标突出反映相关领域发展目标,纵向能够与历史、未来可比,能够精准反映区域协调发展水平。

2. 问题性原则。紧扣安徽区域发展不平衡不充分问题,科学设置靶向性监测指标,着重研究当前影响区域协调发展的关键问题、突出问题、前瞻问题,着力反映区域发展的重大问题和主要矛盾。

3. 实用性原则。突出“实用性”导向,通过监测区域协调指数变化情况,全面评价安徽区域协调发展成果,客观分析当前政策实施成效,及时反馈一些趋势性、苗头性、区域性问题的,为制定和调整相关区域政策提供针对性参考依据。

4. 操作性原则。充分考虑监测指标的可得性、稳定性、代表性,确保做到可定期监测、可纵向分析、可

作者简介:周强(1974—),男,安徽望江人,高级统计师,研究方向为宏观经济、区域经济、统计监测等。

横向比较。选择指标时,力求数据来源以统计部门数据为主、其他部门统计资源为辅。

5. 实际性原则。充分考虑国家区域协调整体战略要求,切实将中央精神贯彻落实到位。同时,充分结合实际,与安徽“十四五”规划和 2035 年远景目标指标相衔接,研究建立一套能够充分体现安徽发展特点的具有创新性的指标体系。

(二) 监测方法

1. 指标体系

《中共中央 国务院关于建立更加有效的区域协调发展新机制的意见》提出:“立足发挥各地区比较优势和缩小区域发展差距,围绕努力实现基本公共服务

均等化、基础设施通达程度比较均衡、人民基本生活保障水平大体相当的目标。”此外,科技差距是区域差距的重要因素之一,优化区域生产力布局,必然要求发挥科技、人才支撑和创新驱动作用。考虑到安徽科技、人才、创新要素等方面的均衡性较差,据此,设置科技创新支撑能力维度。

综上所述,区域协调发展监测指标体系包含人民基本生活水平、基本公共服务均等化、基础设施通达程度、科技创新支撑能力、地区比较优势发挥和生态环境协同发展 6 个一级指标,具体包括 25 个二级指标, 25 个三级指标,见表 1。

表 1 区域协调发展监测指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	指标类型
人民基本生活水平	经济发展水平差距	16 市人均 GDP 变异系数	逆向
	居民收入水平差距	16 市居民人均可支配收入变异系数	逆向
	居民消费水平差距	16 市居民人均消费支出变异系数	逆向
	城乡居民收入差距	16 市城乡居民人均可支配收入比变异系数	逆向
	城市化水平差距	16 市常住人口城镇化率变异系数	逆向
基本公共服务均等化	公共预算支出差距	16 市人均一般公共预算支出变异系数	逆向
	居民教育差距	16 市每十万人口拥有大专及以上学历受教育程度人口数变异系数	逆向
	医疗服务差距	16 市每千人口执业(助理)医师数变异系数	逆向
	城乡养老差距	16 市城乡基本养老保险参保率变异系数	逆向
基础设施通达程度	交通发展差距	16 市高速公路里程与地区人口之比变异系数	逆向
	农村卫生水平差距	16 市农村卫生厕所普及率变异系数	逆向
	农村供水设施差距	16 市农村自来水普及率变异系数	逆向
	信息化建设差距	16 市固定宽带普及率变异系数	逆向
科技创新支撑能力	科技投入差距	16 市 R&D 经费支出占 GDP 比重变异系数	逆向
	科技成效差距	16 市每万人发明专利拥有量变异系数	逆向
	企业创新差距	16 市每万就业人口中从事 R&D 活动人员变异系数	逆向
地区比较优势发挥	人口经济协调水平	16 市经济-人口比值变异系数	逆向
	文化产业发展差距	16 市文化产业增加值占 GDP 比重变异系数	逆向
	劳动力配置效率差距	16 市全员劳动生产率变异系数	逆向
	产业结构发展差距	16 市第三产业增加值占 GDP 比重变异系数	逆向
生态环境协同发展	能源消耗强度	16 市单位 GDP 能源消耗量变异系数	逆向
	工业废物利用差距	16 市一般工业固体废物综合利用率变异系数	逆向
	城市地表水质差距	16 市城市水质指数变异系数	逆向
	大气污染治理差距	16 市空气质量优良率变异系数	逆向
	城市绿化差距	16 市人均公园绿地面积变异系数	逆向

2. 测算方法

区域协调发展监测指标体系以 2012 年指标值为基数,以安徽省 16 市为监测评价单元开展监测评价。为高质量开展监测工作,需进行指标标准化处理,合理分配权重,并采用科学方法进行监测。

(1) 标准化处理。由于监测目标是序时纵向反映区域协调发展成效,因此在权衡多种方法后,选取基期法进行无量纲化处理。方法如下:

y_t 为某指标的测算值; y_{2012} 为某指标 2012 年的基期值; P_t 为标准化后的指标值; $t=2012,2013,\cdots,2022$ 。

正向指标计算方法: $P_t = y_t / y_{2012}$

逆向指标计算方法: $P_t = 1 / y_t / y_{2012}$

(2)权重确定。采用熵值法确定指标权重。

一是定义标准化:

$$Y_{ij} = \frac{y_{ij}}{\sum_{i=1}^m y_{ij}}$$

二是确定各指标的信息熵 e 和信息效用值 d :

$$e_i = -\frac{1}{\ln m} \sum_{j=1}^m Y_{ij} \ln Y_{ij}$$

$$d_i = 1 - e_i$$

三是确定各指标的权重 W :

$$W_i = \frac{d_i}{\sum_{i=1}^m d_i}$$

信息效用值越大,表明指标越重要,对评价的重要性就越大,最后得到 j 项指标的权重,指标权重见表 2。

表 2 区域协调发展监测指标权重

三级指标	熵值	信息效用值	权重
16 市人均 GDP 变异系数	0.7069	0.2931	0.0771
16 市居民人均可支配收入变异系数	0.9033	0.0967	0.0254
16 市居民人均消费支出变异系数	0.9060	0.0940	0.0247
16 市城乡居民人均可支配收入比变异系数	0.9198	0.0802	0.0211
16 市常住人口城镇化率变异系数	0.8017	0.1983	0.0522
16 市人均一般公共预算支出变异系数	0.8412	0.1588	0.0418
16 市每十万人口拥有大学文化程度人口数变异系数	0.9138	0.0862	0.0227
16 市每千人口执业(助理)医师数变异系数	0.7396	0.2604	0.0685
16 市城乡基本养老保险参保率变异系数	0.9206	0.0794	0.0209
16 市高速公路里程与地区常住人口之比变异系数	0.9172	0.0828	0.0218
16 市农村卫生厕所普及率变异系数	0.8082	0.1918	0.0505
16 市农村自来水普及率变异系数	0.8844	0.1156	0.0304
16 市固定宽带普及率变异系数	0.9112	0.0888	0.0234
16 市 R&D 经费支出占 GDP 比重变异系数	0.9146	0.0854	0.0225
16 市每万人发明专利拥有量变异系数	0.8166	0.1834	0.0482
16 市每万就业人口中从事 R&D 活动人员变异系数	0.8916	0.1084	0.0285
16 市经济-人口比值变异系数	0.7069	0.2931	0.0771
16 市文化产业增加值占 GDP 比重变异系数	0.7191	0.2809	0.0739
16 市全员劳动生产率变异系数	0.8576	0.1424	0.0375
16 市第三产业增加值占 GDP 比重变异系数	0.8431	0.1569	0.0413
16 市单位 GDP 能源消耗量变异系数	0.7649	0.2351	0.0618
16 市一般工业固体废物综合利用率变异系数	0.9143	0.0857	0.0226
16 市城市水质指数变异系数	0.8245	0.1755	0.0462
16 市空气质量优良率变异系数	0.8903	0.1097	0.0289
16 市人均公园绿地面积变异系数	0.8810	0.1190	0.0313

(3)指数计算。运用加权指数法进行综合评价。加权指数法公式为:

$$\text{综合指数 } S = \sum P_i \times W_i \times 100$$

其中, P_i 是经过标准化处理的评价值,该值乘以相应的权重 W_i 得到一个指标分值, W_i 为第 i 个分指标权重;计算各项分指标的分值后进行加总,最后得到综合指数。

3. 数据来源

本文指标体系数据涵盖 2012—2022 年,主要数据

来源于《安徽统计年鉴》和 16 市统计年鉴,部分数据来源于安徽省有关部门,个别缺失数据通过插值法补齐。

三、区域协调发展的监测评价结果

(一)总体指数稳步上升

监测结果显示,2022 年安徽区域协调发展指数为 133.9,较 2012 年提高 33.9,年均提高 3.4,2021 年、2022 年较上年分别提高 4.3 和 4.5。监测结果表明,党的十八大以来,安徽各地统筹兼顾、同频共振,扎实推进区域协调发展战略,区域协调发展水平稳步上升,“十四

五”实现良好开局,一个要素自主有序流动、主体功能

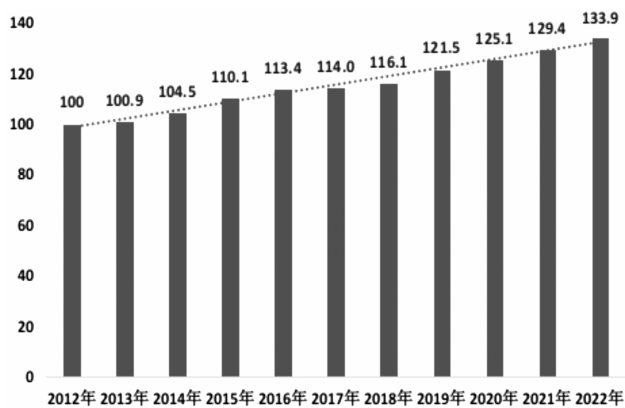


图 1 区域协调发展指数

明显、人民生活水平不断缩小、公共服务趋于完善、基础设施趋于均衡、地区比较优势发挥更充分、科技创新支撑能力更强劲、生态环境协同发展的区域协调发展新格局正加速形成(见图 1)。

(二)六个方面均衡发展

从六个方面看,2022 年安徽基础设施通达程度指数达到 143.1,上升幅度最大,成为推动区域协调发展的主要力量;人民基本生活水平、基本公共服务均等化、科技创新支撑能力、地区比较优势发挥等指数均超过 130.0;生态环境领域发生积极变化,指数值达 122.2。六个方面发展较为均衡,共同推动区域协调发展指数持续攀升(见表 3)。

表 3 一级指标协调发展指数

一级指标	2012 年	2013 年	2014 年	2015 年	2016 年	2017 年	2018 年	2020 年	2021 年	2022 年
人民基本生活水平	100	101.5	103.1	114.1	120.8	124.2	125.7	135.6	134.8	136.2
基本公共服务均等化	100	101.1	102.8	113.4	127.2	126.5	123.6	130.2	133.9	136.5
基础设施通达程度	100	96.3	98.1	106.1	109.3	112.5	117.2	127.2	131.7	143.1
科技创新支撑能力	100	102.6	103.4	106.5	109.6	112.2	115.3	121.8	129.2	134.3
地区比较优势发挥	100	102.9	109.2	113.1	115.2	111.2	113.1	127.3	130.6	134.6
生态环境协同发展	100	101.4	106.3	104.1	97.6	98.4	103.4	107.1	117.3	122.2

(三)监测领域全面协调

1. 人民基本生活差距不断缩小

2022 年安徽人民基本生活水平指数为 136.2,与 2012 年比较,年均提高 3.62。经济发展水平方面,人均 GDP 变异系数从 2012 年的 0.552 下降到 2022 年的 0.371,地区经济发展差距明显缩小;居民收入水平方面,城乡居民人均可支配收入比由 2012 年的 2.49 下降到 2022 年的 2.31;居民消费支出方面,城乡居民人均消费支出比由 2012 年的 2.70 下降到 2022 年的 1.49,城乡居民人均消费水平差距显著缩小;食品消费支出方面,城镇居民恩格尔系数由 2012 年的 38.7%下降到 2022 年的 33.3%,农村居民恩格尔系数由 39.3%下降到 35.3%。

2. 基本公共服务体系更加完善

2022 年安徽基本公共服务均等化指数为 136.5,与 2012 年比较,年均提高 3.65。人均基本公共服务支出方面,地区人均一般公共服务支出变异系数由 2012 年的 0.564 下降到 2022 年的 0.243,地区基本公共服务差距大幅缩小;居民受教育程度方面,地区每十万人拥有大专及以上学历受教育程度人口数变异系数由 2012 年的 0.409 下降到 2022 年的 0.335,地区高等教

育水平趋于均衡;公共医疗服务能力方面,地区每千人口执业(助理)医师数变异系数由 2012 年的 0.244 下降到 2022 年的 0.063,地区卫生技术人员数差距明显缩小。

3. 基础设施通达程度更趋均衡

2022 年安徽基础设施通达程度指数为 143.1,与 2012 年比较,年均提高 4.31。公路网建设方面,以人口数量计算,地区公路网密度变异系数由 2012 的 0.367 下降到 2022 年的 0.330,地区高速公路通车里程差距缩小;农村基础设施方面,农村自来水普及率变异系数由 2012 年的 0.348 下降到 2022 年的 0.083,农村基础设施持续完善,地区差距不断缩小;信息化方面,16 市固定宽带普及率变异系数下降 34.7%,地区互联网普及率差距显著缩小,为各地数字经济发展打下坚实基础。

4. 科技创新支撑能力更加强劲

2022 年安徽科技创新支撑能力指数为 134.3,与 2012 年比较,年均提高 3.43。科技投入方面,R&D 经费支出占 GDP 比重变异系数由 2012 年的 0.655 下降到 2022 年的 0.454,地区科技投入强度趋于均衡;科技人力资源方面,以 R&D 人员全时当量计算,地区每万

人就业人口中从事 R&D 活动人员数量变异系数由 2012 年的 0.954 下降到 2022 年的 0.650,地区科技人力资源趋于均衡;科技产出方面,每万人发明专利拥有量变异系数由 2012 年的 0.907 下降到 2022 年的 0.780,地区科技产出差异缩小。

5. 地区比较优势发挥更加充分

党的十八大以来,安徽各地充分发挥比较优势,加强区域分工协作,促进区域协调发展,取得较好成效。2022 年安徽地区比较优势发挥指数为 134.6,与 2012 年比较,年均提高 3.46。经济聚集强度方面,地区经济-人口比值差异变异系数由 2012 年的 0.551 下降到 2022 年的 0.367,地区产业聚集能力差距趋于缩小;产业结构方面,地区第三产业增加值占 GDP 比重变异系数由 2012 年的 0.147 下降到 2022 年的 0.099,结构转型成效明显,地区产业水平差距明显缩小。

6. 生态环境协同发展成效突出

2022 年安徽生态环境协同发展指数为 122.2,与 2012 年比较,年均提高 2.22。水环境质量方面,2022 年安徽地表水国考断面水质优良比例为 86.1%,较 2012 年提高 13.2 个百分点,水环境质量明显改善;人均水资源方面,地区人均水资源占有量变异系数由 2012 年的 1.355 下降到 2022 年的 1.181,地区经济发展与资源环境条件的均衡性提高;空气质量方面,地区空气质量优良率变异系数由 2012 年的 0.217 下降到 2022 年的 0.076,地区空气质量差异大幅缩小,大气污染协同治理成效显著;城市绿化方面,16 市人均公园绿地面积变异系数下降 27.8%,城市绿化水平差距明显缩小。

四、区域发展的不平衡不充分问题

通过对 2012—2022 年面板数据的综合分析,纵

表 4 12 项评价指标及代码

指标	代码
人均 GDP	X ₁
居民人均可支配收入	X ₂
人均一般公共预算支出	X ₃
每十万人拥有大专及以上学历受教育程度人口数	X ₄
固定宽带普及率	X ₅
高速公路里程与地区常住人口之比	X ₆
R&D 经费支出占 GDP 比重	X ₇
每万人发明专利拥有量	X ₈
经济-人口比值	X ₉
第三产业增加值占 GDP 之比	X ₁₀
一般工业固体废物综合利用率	X ₁₁
人均公园绿地面积	X ₁₂

向展示了安徽区域协调发展的整体成效。为进一步横向深度分析 16 市的发展差异,从 2022 年截面数据选择 12 项重要指标(见表 4),利用 SPSS 软件进行多元统计分析,对 16 市综合发展差异进行深入研究。

(一)区域发展的多元分析

多元统计分析是一种多变量综合分析方法,可以在多指标相互关联情况下分析其统计规律,在经济社会现象研究中应用广泛。依据 2022 年安徽 16 市 12 项指标数据,借助 SPSS 软件,运用主成分、因子、聚类方法进行多元统计分析。

1. 主成分分析

表 5 KMO 和 Bartlett 检验

KMO 值		0.712
	近似卡方	214.328
Bartlett 球形度检验	自由度	66.000
	显著性	0.000

从表 5 可以看出,KMO=0.712>0.5,效果较好;且 Bartlett 球形度检验显著性统计量 sig.=0.000<0.05,拒绝原假设,变量之间存在相关关系,适合因子分析。

表 6 公共因子方差

指标	初始	提取
人均 GDP	1	0.892
居民人均可支配收入	1	0.711
人均一般公共预算支出	1	0.822
每十万人拥有大专及以上学历受教育程度人口数	1	0.862
固定宽带普及率	1	0.873
高速公路里程与地区常住人口之比	1	0.969
R&D 经费支出占 GDP 比重	1	0.922
每万人发明专利拥有量	1	0.916
经济-人口比值	1	0.971
第三产业增加值占 GDP 比重	1	0.935
一般工业固体废物综合利用率	1	0.552
人均公园绿地面积	1	0.817

从表 6 可以看出所选取的 12 个指标中,5 个提取的信息大于 90%,5 个大于 80%,1 个大于 70%,仅有 1 个低于 70%,由此可见,主成分分析能够较好反映各指标的信息。

从表 7 可知,特征值大于 1 的有 3 个,这 3 个主成分方差贡献累积高达 85.351%,第一个特征值最大,为 58.725%。为达到降维目的,提取 3 个主成分建立因子载荷矩阵。

从表 8 可知,主成分 1 在人均 GDP、每十万人人口

表 7 主成分分析解释的总方差

成分	初始特征值			提取平方和载入		
	合计	方差的%	累积%	合计	方差的%	累积%
1	7.047	58.725	58.725	7.047	58.725	58.725
2	2.060	17.164	75.890	2.060	17.164	75.890
3	1.135	9.462	85.351	1.135	9.462	85.351
4	0.759	6.322	91.673			
5	0.328	2.731	94.404			
6	0.317	2.638	97.043			
7	0.154	1.286	98.329			
8	0.101	0.839	99.168			
9	0.076	0.636	99.804			
10	0.010	0.080	99.884			
11	0.008	0.066	99.950			
12	0.006	0.050	100.000			

表 8 主成分分析的成分矩阵

指标	成分		
	1	2	3
人均 GDP	0.934	-0.100	-0.100
居民人均可支配收入	-0.790	-0.290	-0.110
人均一般公共预算支出	0.647	0.626	0.107
每十万人口拥有大专及以上学历受教育程度人口数	0.914	-0.090	0.140
固定宽带普及率	0.868	0.034	0.345
高速公路里程与地区常住人口之比	0.072	0.932	0.308
R&D 经费支出占 GDP 比重	0.898	-0.070	-0.330
每万人发明专利拥有量	0.927	-0.200	-0.130
经济-人口比值	0.957	0.177	-0.150
第三产业增加值占 GDP 比重	0.311	-0.460	0.790
一般工业固体废物综合利用率	0.668	0.109	-0.310
人均公园绿地面积	-0.651	0.629	-0.030

拥有大专及以上学历受教育程度人口数、固定宽带普及率、R&D 经费支出占 GDP 比重、每万人发明专利拥有量、经济-人口比值 6 个指标上得分较高,称为综合因子;主成分 2 在人均一般公共预算支出、高速公路里程与地区常住人口之比、人均公园绿地面积 3 个指标上得分较高,称为公共服务因子;主成分 3 在第三产业增加值占 GDP 比重上得分较高,称为结构优化因子。

2. 因子分析

因子分析是主成分分析的扩展,未做旋转之前,输出的公共因子方差、解释的总方差、成分矩阵均与主成分分析输出结果相同。进一步研究发现成分数为 3 时,方差累计贡献率高达 85.351%,因此确定使用 3 个公共因子构建因子载荷矩阵,这与主成分分析结果选取的公共因子和特征根数量一致。

表 9 因子分析的旋转成分矩阵 a

指标	成分		
	1	2	3
人均 GDP	0.913	0.024	0.241
居民人均可支配收入	-0.690	-0.432	-0.220
人均一般公共预算支出	0.551	0.718	0.044
每十万人口拥有大专及以上学历受教育程度人口数	0.809	0.123	0.439
固定宽带普及率	0.691	0.299	0.554
高速公路里程与地区常住人口之比	-0.068	0.978	-0.084
R&D 经费支出占 GDP 比重	0.960	-0.036	0.018
每万人发明专利拥有量	0.918	-0.079	0.261
经济-人口比值	0.944	0.263	0.095
第三产业增加值占 GDP 比重	0.027	-0.085	0.963
一般工业固体废物综合利用率	0.730	0.098	-0.099
人均公园绿地面积	-0.616	0.461	-0.475

表 10 因子分析解释的总方差

成分	初始特征值			提取平方和载入			旋转平方和载入		
	合计	方差的%	累积%	合计	方差的%	累积%	合计	方差的%	累积%
1	7.047	58.725	58.725	7.047	58.725	58.725	6.317	52.643	52.643
2	2.060	17.164	75.890	2.060	17.164	75.890	2.070	17.252	69.895
3	1.135	9.462	85.351	1.135	9.462	85.351	1.855	15.457	85.351
4	0.759	6.322	91.673						
5	0.328	2.731	94.404						
6	0.317	2.638	97.043						
7	0.154	1.286	98.329						
8	0.101	0.839	99.168						
9	0.076	0.636	99.804						
10	0.010	0.080	99.884						
11	0.008	0.066	99.950						
12	0.006	0.050	100.000						

通过因子旋转之后的旋转成分矩阵见表 9。根据表 9 可知,旋转后的成分矩阵与未旋转前的主成分分析结果基本一致。

由表 10 可以看出,旋转后的第一公共因子方差有所下降,但所占比重依然最高;旋转后的第二公共因子方差基本无变化;旋转后的第三公共因子方差上升幅度较大,但仍然低于第二公共因子。

表 11 因子分析的成分矩阵

指标	成分		
	1	2	3
人均 GDP	0.157	-0.056	-0.018
居民人均可支配收入	-0.068	-0.181	-0.059
人均一般公共预算支出	0.045	0.328	-0.011
每十万人拥有大专及以上学历受教育程度人口数	0.079	0.028	0.163
固定宽带普及率	0.008	0.146	0.294
高速公路里程与地区常住人口之比	-0.098	0.515	0.057
R&D 经费支出占 GDP 比重	0.223	-0.116	-0.201
每万人发明专利拥有量	0.165	-0.109	-0.015
经济-人口比值	0.172	0.052	-0.108
第三产业增加值占 GDP 比重	-0.196	0.055	0.703
一般工业固体废物综合利用率	0.182	-0.034	-0.224
人均公园绿地面积	-0.087	0.257	-0.170

根据表 11 可知,3 个因子得分公式如下:

$$F_1=0.157X_1-0.068X_2+0.045X_3+0.079X_4+0.008X_5-0.098X_6+0.223X_7+0.165X_8+0.172X_9-0.196X_{10}+0.182X_{11}-0.087X_{12}$$

$$F_2=-0.056X_1-0.181X_2+0.328X_3+0.028X_4+0.146X_5+0.515X_6-0.116X_7-0.109X_8+0.052X_9+0.055X_{10}-0.034X_{11}+0.257X_{12}$$

$$F_3=-0.018X_1-0.059X_2-0.011X_3+0.163X_4+0.294X_5+0.057X_6-0.201X_7-0.015X_8-0.108X_9+0.703X_{10}-0.224X_{11}-0.170X_{12}$$

综合得分公式为:

$$Z_i=0.58725F_1+0.17164F_2+0.09462F_3$$

其中, Z_i 为 i 城市的综合得分, F_{1i},F_{2i},F_{3i} 为第 i 地区的因子得分,其系数为各因子的信息贡献率,综合得分越高,表明该地区的综合实力越强。

根据公式,计算出 16 市得分,见表 12。

3. 聚类分析

根据可行性和指标选择原则,基于 2022 年安徽区域协调监测指标体系的截面数据,依据多元统计分

表 12 2022 年安徽 16 市综合得分及排名

地区	F_1	F_2	F_3	综合得分	位次
合肥	1.680	-0.468	2.675	1.160	1
芜湖	1.819	-0.086	-0.263	1.029	2
马鞍山	1.794	-0.074	-0.825	0.963	3
铜陵	0.559	0.087	-0.827	0.265	4
池州	-0.155	1.769	-0.531	0.162	5
宣城	0.156	0.736	-1.181	0.106	6
黄山	-0.848	2.602	1.607	0.101	7
滁州	0.037	0.583	-1.153	0.012	8
蚌埠	0.041	-0.612	0.270	-0.055	9
淮北	-0.177	-0.718	0.069	-0.221	10
安庆	-0.267	-0.237	-0.272	-0.223	11
六安	-0.795	-0.417	-0.196	-0.557	12
宿州	-0.968	-0.452	-0.001	-0.646	13
淮南	-0.853	-1.121	0.417	-0.654	14
阜阳	-0.765	-1.055	-0.362	-0.665	15
亳州	-1.257	-0.537	0.571	-0.776	16

析理论,采用距离度量法对安徽 16 市综合水平进行分类。根据聚类结果,16 市可划分为三类。这个结果与上述因子分析结果在很大程度上是一致的,证明分析结论是准确可靠的。

第一类地区:合肥、芜湖、马鞍山。这 3 市综合得分居全省前 3。作为安徽政治、经济和文化中心,合肥综合得分最高,为 1.160;作为省域副中心的芜湖、安徽融入沪苏浙“东大门”的马鞍山综合实力较强,综合得分居第 2 位、第 3 位。

第二类地区:铜陵、池州、宣城、黄山、滁州、蚌埠、淮北、安庆。这 8 市综合得分位于 $[-0.223,0.265]$ 之间,构成安徽的二类经济区,综合水平与合肥、芜湖、马鞍山存在一定差距。

第三类地区:六安、宿州、淮南、阜阳、亳州。这 5 市综合得分位于 $[-0.776,-0.557]$ 之间,这类地区综合水平处于全省平均以下,是安徽协调发展的“短板”。

(二) 区域发展的不平衡性

1. 区域发展梯度特征明显

皖南综合实力较强。芜湖、马鞍山综合得分位居全省前 3 位,黄山、铜陵、宣城、池州综合得分均居前 7 位,2022 年皖南 6 市人均 GDP 均位于前 8,马鞍山、芜湖、宣城、铜陵 4 市居民人均可支配收入位于前 5。皖中综合实力居中。合肥综合实力最强、排名第一,安庆、滁州 2 市综合得分排名居中,仅六安综合得分较

低、综合实力较弱。皖北综合实力最弱。仅蚌埠、淮北综合实力稍强,分居第 9 位、第 10 位。淮南、宿州、亳州、阜阳综合得分居全省后 4 位。

2. 交通枢纽经济差异显著

皖江城市带是安徽发展最强板块,综合实力明显高于安徽沿淮、沿京九铁路城市,2022 年皖江 8 市人均 GDP、人均一般公共预算支出、每万人发明专利拥有量排名均位于全省前 10;素有“黄金水道”之称的淮河对沿淮城市的辐射带动作用不强,安徽沿淮城市群综合实力不高;京九铁路、京沪铁路沿线的皖北城市发展较为落后。

3. 皖北短板更加明显

皖北地区实力最弱,近年来与一类地区差距有所拉大。2022 年淮北、亳州、宿州、蚌埠、阜阳、淮南 6 市人均 GDP 与合肥的差距比 2012 年分别扩大 33630 元、43164 元、45940 元、38031 元、43759 元、53423 元,与芜湖的差距扩大 32093 元、41627 元、44403 元、36494 元、42222 元、51886 元,与马鞍山的差距扩大 22705 元、32239 元、35015 元、27106 元、32834 元、42498 元。

五、形区域差异成的深层原因

1. 经济发展动力

从人才资源看,2022 年,亳州、阜阳、蚌埠、淮北、淮南文盲人口占 15 岁及以上人口的比重分别为 10.47%、9.7%、8.26%、7.93%、6.81%,远远高于全省平均水平(5.85%);蚌埠、淮南、阜阳、亳州人均受教育年限低于全省平均水平,阜阳、亳州位居倒数第 3 位、第 1 位。从新旧动能转换能力看,2022 年,除蚌埠外,皖北 5 市远低于全省平均水平,淮北、淮南排名全省后

2 位。

2. 创新驱动能力

从科技人力资源分布看,2022 年,芜湖、马鞍山、铜陵、宣城规模以上工业企业每万就业人员的 R&D 人员全时当量分别为 171.0 人年、127.8 人年、104.1 人年、95.7 人年,阜阳、亳州、宿州分别为 16.1 人年、15.2 人年、15.0 人年,排名全省后 3 位。从开展产品或工艺创新活动的规上工业企业占全部企业比重看,2022 年,宿州、淮北、淮南排名全省后 3 位。

3. 基础设施建设

从农村自来水普及率看,2022 年,蚌埠、淮北、淮南分别为 83.3%、81.2%、74.6%,低于全省平均水平,排名全省后 5 位;从公里网密度看,以常住人口数计算,2022 年,亳州、蚌埠、淮南、淮北、阜阳均低于全省平均水平,淮北、阜阳排名分别为全省倒数第 2 位、第 3 位。

4. 公共服务均等化

2022 年,亳州、宿州、阜阳 3 市一般人均公共预算收入排名全省后 3 位,人均一般公共预算支出排位也靠后;阜阳、淮北、亳州、宿州每万人口医院床位数全省排名靠后,其中,亳州、宿州分别为 47.3 张/万人、45.5 张/万人,排名全省后 2 位。

5. 地区比较优势

从经济-人口比值(称 R 值)看,皖北地区经济集聚能力较弱。2022 年,皖北六市 R 值均小于 1.0,亳州、宿州、阜阳 3 市排名全省后 3 位,产业吸纳能力较弱,劳动力外流严重;皖南 6 市 R 值均等于或大于 1.0,经济集聚相对较强。从产业结构优化方面看,2022 年,淮北、淮南、亳州第三产业增加值占 GDP 比重分别为 44.3%、41.7%、41.6%,排名后 3 位(见表 13)。

表 13 2022 年安徽 16 市经济-人口比值

地区	合肥	芜湖	马鞍山	铜陵	滁州	池州	宣城	黄山	淮北	安庆	蚌埠	淮南	六安	亳州	宿州	阜阳
R 值	1.7	1.6	1.6	1.3	1.2	1.1	1.0	1.0	0.9	0.9	0.8	0.7	0.6	0.6	0.6	0.5

6. 生态资源环境

从人均水资源量看,皖北 6 市是缺水地区,2022 年人均水资源量均低于 500 立方米/人,远低于全省平均水平(889.8 立方米/人),排名全省后 6 位;从城市水质指数看,2022 年皖北 6 市排名全省后 6 位,表明皖北地区城市水环境质量较差;从空气质量优良率看,2022 年,宿州、阜阳、亳州、淮北分别为 77.0%、75.0%、

74.0%、74.0%,排名全省后 4 位。

人才是第一资源,科技是第一生产力,基础设施、公共资源和新旧动能转换是高质量发展的重要保障,自然资源是发展的基本条件。各地在人才资源、新旧动能转换、科技创新、公共资源、基础设施、自然资源等方面的分布、发展、配置不同,是区域发展差异形成的重要原因。

六、统筹区域协调发展的基本路径

1. 坚持发展是硬道理思想,持续做大做强“经济蛋糕”

习近平总书记强调“发展是硬道理的战略思想要坚定不移坚持”,推进区域协调发展要坚持发展是硬道理的战略思想,努力下好创新“先手棋”,集聚高端科技创新要素,积极构建协同合作的创新联合体,加强技术攻关,奋力打造科技强省;着力健全市场化机制,强化市场在资源配置中的决定性作用,健全市场机制,积极营造良好的市场环境,充分发挥有效市场的决定性作用;发力优化营商环境,加大税费、融资政策支持力度,持续促进民营经济蓬勃健康发展;以“数字安徽”建设为统领,以促进数字经济和实体经济深度融合为主线,着力赋能产业加速转型升级、激发数据要素价值潜力、提速数字基础设施建设,推动数字经济成为高质量发展新引擎。

2. 加大对皖北地区的综合扶持力度,加速洼地崛起

助力皖北地区驶入发展快车道,加快皖北全面振兴是推进安徽区域协调发展的首要任务。在立足皖北地区资源优势、发挥有效市场配置作用的基础上,进一步加大对皖北地区的综合扶持力度,在资金、金融、科技、人才、产业、资源以及经济发展政策等方面给予皖北地区足够的支持,促进基础教育的区域均衡,强化科技人才支撑,夯实基础设施建设,提升公共服务水平,为加速推进皖北地区“四化同步”“两个加快”发展,推动皖北地区全面振兴注入动能。同时,皖北地区要积极应对政策输入形成的“路径依赖”消极影响,全面贯彻新发展理念、提升科技创新能力、不断激活发展内生动力,推动经济社会可持续发展。

3. 深入推进区域联动战略,促进区域协调发展

做强做优合肥都市圈。在要素资源流动、产业布局、创新资源共享、城乡一体化等方面多做文章,持续提升发展能级和核心竞争力,不断增强合肥都市圈辐射带动作用。打造长江城市带主导产业集群。皖江地区要积极与高校、科研院所、大型企业合作共建创新平台,推动江北江南新兴产业集中区的创新发展,在新能源汽车、智能网联汽车等领域打造具有核心竞争力的主导产业集群。加快皖南地区旅游高质量发展。黄山、池州、宣城要积极融入杭州都市圈,推动乡村旅游、民宿经济及乡村休闲业健康快速发展。马鞍山、宣

城要深度融入南京都市圈一体化、同城化发展。推动大别山区绿色发展。依托生态资源优势,积极探索推动生态优势转化为发展优势,建设国家级“绿水青山就是金山银山”实践创新基地,大力发展绿色经济,做强绿色经济增长点。

4. 坚持系统观念,切实推进生态环境跨界协同治理

生态环境治理是一项复杂的系统工程,必须坚持系统观念,强化综合治理,统筹区域协同发力。强化生态环境法治保障。加强顶层设计,探索生态环境协同治理的法治模式,加强环境普法建设,强化环境执法力度,筑牢环境法治意识。探索市场化方式开展生态环境保护。对于大气污染、水环境污染,可采用政府购买服务方式,支持第三方参与环境治理,推进社会化生态环境治理和保护。强化生态环境治理创新机制。秉持“权责对等、双向补偿,协同保护、联防联控,多元合作、互利共赢”原则,建立健全多元化生态与保护补偿长效机制,完善协商与对话沟通机制、公众参与机制等,发挥公众的监督作用。

5. 充分发挥“有为政府”职能,不断缩小各领域差距

紧扣区域协调发展三大目标,优化政府职能,发挥政策调节作用。缩小群体收入差距。突出“提低扩中”,适度提高最低工资标准,充分发挥财政资金托底功能,减轻中低收入群体生活成本。缩小城乡收入差距。利用好乡村振兴战略政策,充分释放政策红利,促进小农户与现代农业发展的有机衔接,深入推进城乡融合发展。缩小区域收入差距。充分发挥区位优势,持续推进区域更深层次帮扶合作,聚力打造“一圈五区”融合发展新格局。缩小基础设施差距。加快构建现代化基础设施体系,不断优化基础设施布局,促进基础设施建设均衡发展。缩小公共服务差距。聚焦人的全面发展,推进更高水平的“民生七有”建设,逐步实现城乡、区域间义务教育、公共卫生、基本医疗、社会保障等领域的体制机制接轨。◆

参考文献:

- [1]周强.统筹区域经济协调发展的思考[J].中国国情国力,2012(10):44-46.
- [2]黄群慧,叶振宇.中国区域协调发展指数报告(2021)[M].北京:中国社会科学出版社,2023.

农村公共投资 对农村产业融合发展的影响

——基于共同富裕目标的研究

耿玉极 艾麦提江·阿布都哈力克 程金月
(新疆财经大学 经济学院, 新疆 乌鲁木齐 830012)

摘要: 基于共同富裕目标的视阈, 利用 2012—2021 年 30 个省(区、市)数据, 运用面板数据双向固定效应模型, 分析农村公共投资对农村产业融合发展的影响, 探讨二者之间的影响机制, 并进行区域异质和用途异质检验。结果表明, 农村公共投资能够促进农村产业融合发展, 且农村公共投资对农村产业融合发展的影响是非线性的。从地区维度看, 农村公共投资对农村产业融合的影响具有区域异质性, 其中东部地区最为显著, 西部次之, 中部最小。从农村公共投资维度看, 公共基础设施投资及公共服务投资对农村产业融合均具有正向的显著影响。最后, 提出加大农村公共基础设施的投入力度、强化公共投资对农业相关产业投资的引导作用、调整财政农村公共投资方向等对策建议。

关键词: 共同富裕; 农村公共投资; 农村产业融合; 倒 U 形; 双向固定效应模型

中图分类号: F323

文献标识码: A

文章编号: 2096-8647(2024)02-0044-08

DOI: 10.13999/j.cnki.tjllsj.2024.02.006

一、引言

共同富裕是社会主义国家的根本原则, 是中国式现代化的重要特征, 是全体中华儿女的共同期盼。然而区域发展不平衡、城乡收入差距较大以及农村产业现代化进程缓慢等诸多问题阻碍了共同富裕目标的实现。要促进共同富裕, 最艰巨最繁重的任务仍然在农村, 要实现共同富裕必须实施乡村振兴, 产业兴旺是乡村振兴的重要基础。

2022 年中央一号文件指出, 要将“持续推进农村一、二、三产业融合发展”作为“聚焦产业促进乡村发展”的首要任务。2023 年中央一号文件再次强调要“支持国家农村产业融合发展示范园建设”。这是继 2015 年中央一号文件首次提出“农村产业融合发展”后第八次聚焦农村产业融合发展。农村产业融合发展不仅是实现共同富裕的强有力手段, 更是“三农”工作的重

要抓手、现代化农村建设的基石以及乡村振兴的着力点。在推动产业融合发展的过程中, 国家的财政支持必不可少。近年来, 国家加大了农村建设力度, 2021 年, 国家财政用于农业的支出高达 7363.9 亿元, 农村发展面临重大机遇。党的二十大报告指出要“统筹乡村基础设施和公共服务布局, 建设宜居宜业和美乡村”。当下公共投资仍存在诸多问题, 其中中央在农村公共投资所占比重仍需进一步提高(罗翔和金贵, 2022)^[1]。随着农村公共投资的增强, 其对农村产业融合发展将产生怎样的影响? 有怎样的作用机理? 在不同区域或不同类别的公共投资上, 是否具有一定的区域异质性或用途异质性? 厘清上述问题对促进产业融合发展乃至实现共同富裕目标具有一定的现实意义及理论意义。

基于此, 在共同富裕目标下, 利用中国除港澳台

作者简介: 耿玉极(2000—), 女, 黑龙江海伦人, 硕士研究生, 研究方向为产业发展规划与资源产业化; 艾麦提江·阿布都哈力克(1985—), 男, 新疆喀什人, 博士, 副教授, 研究方向为宏观经济政策; 程金月(1999—), 女, 河南商丘人, 硕士研究生, 研究方向为产业发展规划与资源产业化。

和西藏外的 30 个省(区、市)的农村地区面板数据进行研究,从不同维度探究农村公共投资对农村产业融合发展的影响,分析二者的关系并提出针对性的对策启示,以期打破城乡二元化结构,促进农村农业现代化发展,为实现乡村振兴乃至共同富裕提供理论支撑和实证经验。

二、文献综述

乡村振兴既是共同富裕的必然要求,也是实现共同富裕的难点,在共同富裕目标下推动乡村振兴需要全面深化改革(黄承伟,2021)^[2]。产业振兴作为乡村振兴的第一要务,是乡村经济社会发展的重要支撑(赵培和郭俊华,2022)^[3]。农村产业融合作为产业扶贫、产业振兴的必然选择,逐渐成为研究的焦点。梳理产业融合相关文献,最早由日本学者 Rosenberg(1963)^[4]提出“六次产业化”的概念——农业的“六次产业化”是农村地区第一、第二和第三产业有机整合的过程。这与农村产业融合发展的概念不谋而合。而后,基于生产要素的跨界流动、利益关系相互交错联结的新兴产业的发展新趋向以及生产、流通、分配三大领域的动态演进(肖婧文和冯梦黎,2020)^[5],产业融合的内涵由最初的产业间技术关联逐渐延伸到产品、市场和产业关联。目前我国农村产业融合的整体层次和水平还不高,对农民富裕的促进作用发挥的还不够充分(涂圣伟,2022)^[6]。

农村公共投资作为影响产业融合发展的重要因素,具有一定的研究价值。现有研究文献表明加大公共基础设施投资及补齐公共服务短板有助于解决乡村振兴战略中制约共同富裕目标实现的主要问题(刘明月和汪三贵,2022)^[7]。农村公共投资可促进农业、农村经济增长,提高农民收入和缩小城乡收入差距,是激发农村内生动力、对接城市外生助力的路径(徐志文和王礼力等,2016)^[8],同时促进产业的集聚发展(何青容,2017)^[9]。农村公共投资能否促进农村产业融合发展,是本文关注的焦点。梳理文献可发现,已有学者注意到农村公共投资对产业融合的影响,如在研究农村产业融合的增收减贫效应时,将教育投资作为调节变量加入研究(彭影,2022)^[10]。部分学者认为促进农村产业融合发展的手段之一是采取政府资助、购买、奖励等多种鼓励方式,支持龙头企业、行业协会、科研机构等为农村产业融合提供公共服务(汪恭礼,2018)^[11]。相比城市而言,农村的基础设施建设较为落后,导致

现阶段农村发展动力不足,难以为农村发展提供持续不断的后备力量(胡嘉慧和周笑梅,2022)^[12],限制了产业的融合发展。我国农村产业融合发展面临的基础设施环境和融资环境有待优化(陈奇琦,2023)^[13]。在产业融合过程中,特别是在基础设施建设、农业技术供给、基层治理领域,要更加重视“有为”政府的建设。财政拨款的多寡会直接对农村农业发展产生影响,如农业相关项目的开展、人才技术的引进和相关部门的产出等(胡玉凤和丁友强,2019)^[14]。农村产业融合受地理区位、基础设施、环境水平、村俗文化等因素影响,而且产业融合很大程度上是一个自发过程(郭晓杰,2014)^[15]。

综上所述,已有大量学者在农村公共投资与农村产业融合领域进行研究,并取得较为丰硕的成果。已有学者关注到农村产业融合与农村公共投资的因果及影响关系,但在农村公共投资对农村产业融合的影响方面缺乏系统性研究。因此,本文可能的边际贡献主要在于:第一,较为系统地探析农村公共投资对农村产业融合的影响,并探讨二者之间的影响机理。第二,使用理论与实证相结合的方法验证了农村公共投资能够促进农村产业融合发展,且其对农村产业融合发展的影响是非线性的。此外,本文还对二者的影响关系进行了区域异质及用途异质性分析。

三、理论分析与研究假设

(一)农村公共投资对农村产业融合影响的传导机制

农村公共投资可以直接优化投资环境,吸引相关产业的投资,为产业融合提供基础。农村公共投资由政府主导,政府的公信力决定其具有一定的引导和促进作用,能够吸引外资企业及民营企业投资,进一步优化投资环境。同时,公共投资会伴随一定的政策扶持,进一步刺激外商投资并鼓励民营企业加入,带动民间资本向相关产业流动,充分发挥公共投资的引领效应,彰显其作为公共品所具有的正外部性。

公共基础设施投资方面:第一,农村公共基础设施投资通过改善水利、电力及道路等农民生产生活必备的基础设施,满足了产业融合中产业链延伸各个环节的设施基础。第二,在微观层面,农村基础设施建设的完善可以吸引更多资金、人才等生产要素投入农村产业发展^[17]。从生产者角度看,理性人假设要求生产者追求效益的最大化,即既定产量追求成本最小化,既定成本追求产量最大化。公共基础设施水平较高的区域

会吸引企业等的流入,带动资本要素流通。从消费者角度看,人们更倾向于选择基础设施完善、幸福水平较高的地区生活,且基础设施水平较高的地区就业机会更加充盈,可进一步吸引劳动力流入,带动劳动力资本流通。资本要素和劳动要素的流入,势必带动技术要素的流通,从而进一步加快产业融合速度,提高产业融合效率。第三,公共基础设施投资降低了农村产业融合成本。公共投资的加强促进了农村机械化水平的提高,解放了劳动生产力,进而节约人力资本,降低企业生产成本。水利等基础设施的建设可极大程度上减少农民的生活成本。道路等基础设施的建设提高了地区与地区之间的通达性,加速了知识外溢,在节约产品与产品间运输成本、人与人之间交易成本的同时节约了由信息不对称带来的信息成本,进一步降低了产业融合成本。

农村教育投资层面:教育水平的提高可以改善人口素质。农村教育投资的增加使更多农村居民获得了受教育的可能性,提高了劳动力知识和技能水平。尤其教育相对落后的农村地区,教育资源较为稀缺,而教育作为国之基石,对激发农民进行产业融合调整的内生动力具有重要作用。医疗等公共服务的投资可以提高劳动力的身体素质,使产出效率进一步提高。社会基本服务的完善,如农民最低生活保障补助系统的健全,能满足其基本的生活保障与资金需求,为农村农民提供坚实的后备力量,让农户可以更放心大胆地进行产业融合技术革新。

农村公共投资影响农村产业融合的路径理论框架见图 1。

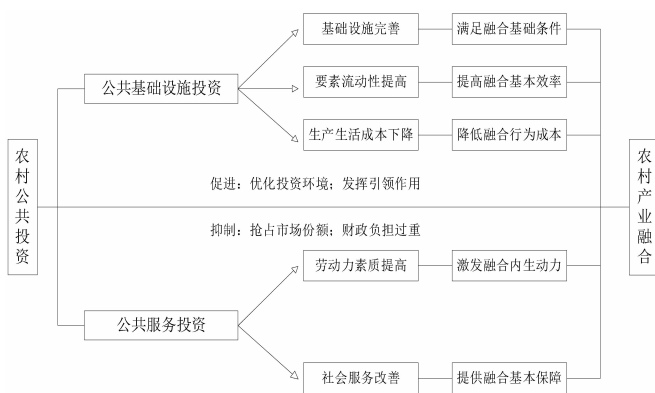


图 1 农村公共投资影响农村产业融合的理论框架

基于以上机理的分析,本文提出如下假说:

假说 1: 农村公共投资能够促进农村产业融合发展。

(二)农村公共投资与农村产业融合发展的非线性关系

农村公共投资与农村产业融合的关系可能存在先促进后抑制的非线性关系。2021 年,我国国家财政用于农林水的支出为 22034.50 亿元,相比 2020 年下降 8%,与之相对应的反映农村产业融合发展社会效益的核心指标“城乡收入比”却从 2020 年的 2.56 降为 2021 年的 2.50。农村公共投资的减少并没有扩大城乡收入差距,也并未抑制农村产业融合发展。刘畅(2012)^[17]研究发现,以基础设施建设为标志的农村公共投资虽然在减贫历程中发挥了巨大作用,但其影响已逐渐减弱,并且由于其在财政农业支出所占比例逐年变大而产生了农业财政支出结构不合理问题,在农村推进经济增长与提高低收入群体福利水平方面面临着方式和手段的转型。同样,农村公共投资对农村产业融合发展的影响也受农业财政支出结构和农村基本现状的制约。虽然农村公共投资对农村产业融合发展在初期有积极影响,但随着公共投资的过量投入,其对产业融合的消极作用逐渐显现,可能会抑制产业融合发展。一是公共投资的增多开始抢占市场,扩张性的财政政策导致利率上升,从而引起借贷资金需求的竞争以及生产要素资源的掠夺,产生挤出效应,不利于私人投资的加入,投资环境变得恶劣,公共投资的负外部性显现,导致资源配置效率低下,农村社会整体福利下降,对经济增长以及农村产业融合发展起到负面作用。二是公共投资的大力投入意味着财政负担加重,而财政收入主要由税收构成,过量的农村公共投资间接导致公民更重的赋税负担,不利于农村产业融合发展。因此,农村公共投资与农村产业融合可能存在先促进后抑制的非线性关系。

基于以上分析,本文提出如下假说:

假说 2: 农村公共投资与三次产业融合之间存在先促进后抑制的非线性关系。

四、研究设计

(一)研究方法

1. 熵值法

本文借鉴李冶和王一杰等(2019)^[18]的研究,使用客观赋权法中较为广泛的熵值法对农村公共投资及农村产业融合水平进行测度,具体步骤如下:

(1)数据标准化处理:

$$x'_{ij} = \frac{x_{ij} - \min(x_j)}{\max(x_j) - \min(x_j)} + K \quad (\text{正向指标})$$

$$x'_{ij} = \frac{\max(x_j) - x_{ij}}{\max(x_j) - \min(x_j)} + K \quad (\text{负向指标})$$

式中, x'_{ij} 为标准化平移后的指标值, x_{ij} 为第 i 年第 j 项指标的原始数据, $\max(x_j)$ 和 $\min(x_j)$ 分别为第 j 项指标的最大值和最小值, K 为指标平移幅度。

(2) 计算第 i 年第 j 项指标所占的比重 P_{ij} :

$$P_{ij} = \frac{x'_{ij}}{\sum_{i=1}^n x'_{ij}}$$

(3) 计算第 j 项指标的信息熵:

$$e_j = -k \sum_{i=1}^n P_{ij} \ln(P_{ij})$$

其中, $k = \frac{1}{\ln(n)}$, 且 $k > 0, e_j \geq 0$ 。

(4) 计算第 j 项指标信息熵的冗余度:

$$d_j = 1 - e_j$$

(5) 计算第 j 项指标的权重:

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

(6) 计算第 i 年第 j 项准则层的指数:

$$X_{ij} = \sum_{j=1}^m w_j x'_{ij}$$

2. 基准面板回归

基于以上理论分析及两个重要假设, 本文根据固定效应模型及双向固定效应模型, 构建如式 (1)、式 (2) 所示的面板回归方程。其中, 加入核心解释变量 ($Rinv_{it}$) 及其平方项 ($Rinv_{it}^2$) 来验证农村公共投资对农村产业融合的倒 U 形影响, 具体形式如下:

$$Riid_{it} = \beta_0 + \beta_1 Rinv_{it} + \beta_2 Rinv_{it}^2 + \sum_{m=3}^n \beta_m X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$Riid_{it} = \beta_0 + \beta_1 Rinv_{it} + \beta_2 Rinv_{it}^2 + \sum_{m=3}^n \beta_m X_{it} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, 下标 i 和 t 分别表示 i 地区和第 t 年; $Riid_{it}$ 为三次产业融合发展水平; $Rinv_{it}$ 表示农村公共投资; X_{it} 表示模型中的一系列控制变量; β_0 为常数项; $\beta_1, \beta_2, \beta_m$ 为待估计参数; μ_i 和 δ_t 分别为个体效应和时间效应; ε_{it} 为随机扰动项。

(二) 变量选取

1. 被解释变量: 农村产业融合发展 ($Riid$) 为被解释变量。本文参照已有研究^[19-20], 从融合发展的基本行为、演变进化及经济社会效益三个层面, 将农村产业融合发展分解为农业产业链延伸和农业多功能拓展等 7 个一级指标。

表 1 农村产业融合发展评价指标体系

子系统	一级指标	二级指标	指标说明	权重	指标属性
融合发展的基本行为	农业产业链延伸	人均第一产业总产值 x_1	第一产业总产值/农村人口数(万元/人)	0.064	正向
		人均农副产品加工业主营业务收入 x_2	规模以上农副产品加工业主营业务收入/农村人口数(元/人)	0.078	正向
		农业机械化水平 x_3	农业机械化总动力/耕地面积(千瓦/公顷)	0.073	正向
	农业多功能发挥	人均主要农作物产量 x_4	粮食产量/乡村人口数(吨/人)	0.091	正向
		农作物化肥施用强度 x_5	农作物化肥施用总量/农作物总播种面积(吨/公顷)	0.017	负向
		休闲农业水平 x_6	林业旅游、休闲服务收入/农业总产值(%)	0.107	正向
	农业服务业融合发展	人均农林牧渔服务业总产值 x_7	(农林牧渔总产值-第一产业总产值)/农村人口数(万元/人)	0.052	正向
		农村信息化水平 x_8	农村电话年末用户数(万户)	0.127	正向
融合发展的演变进化	农业新业态培育利益联结机制完善	设施农业水平 x_9	设施农业总面积/耕地面积(%)	0.172	正向
		农村社会团体发展水平 x_{10}	农业与农村发展社会团体数量/农村人口数(个)	0.146	正向
融合发展的经济社会效益	农民就业与增收	农民净收入增长率 x_{11}	本年农户净收入增加量/上年农户净收入(%)	0.014	正向
		农民非农收入占比 x_{12}	1-家庭经营收入/农户净收入(%)	0.020	正向
	城乡一体化发展	城乡居民人均收入比 x_{13}	城镇居民人均可支配收入/农村居民人均可支配收入(%)	0.016	负向
		城乡居民人均消费支出比 x_{14}	城镇居民人均消费支出/农村居民人均消费支出(%)	0.018	负向
		城乡居民人均固定资产投资比 x_{15}	非农户人均固定资产投资/农户人均固定资产投资(%)	0.005	负向

2. 核心解释变量:农村公共投资(Rinv)为核心解释变量。具体包括农村基础设施投资和农村公共服务投资两大范畴,按其用途及使用性质细分为生产性公共投资、生活性公共投资和公益性公共投资。

表 2 农村公共投资水平评价指标体系

子系统	一级指标	分类	二级指标	方向
农村基础设施投资	生产性投资	生产	农林水支出(亿元)	正向
			有效灌溉面积(千公顷)	正向
			年人均生产用水量(立方米/人)	正向
	生活性投资	电力	农村人均用电量(千瓦时)	正向
		水利	年人均生活用水量(立方米/人)	正向
		道路	乡道路桥梁建设投入(万元)	正向
农村公共服务投资	公益性投资	教育	农村人均中小学教师数(每千人)	正向
		医疗	农村人均卫生人员数(每千人)	正向
		社会服务	农村居民最低生活保障(万人)	正向

3. 控制变量:影响产业融合的因素颇多,本文选取以下四个控制变量:第一,经济发展水平(Agdp),用各地人均 GDP(万元)来表示。第二,产业结构水平(Ris),即第一产业增加值占 GDP 的比重。第三,地区对外开放程度(Open),为进出口总额占 GDP 的比重。第四,金融支撑程度(Fina),使用各地区年末小额贷款公司贷款余额(亿元)来衡量。

(三)数据来源

基于数据的可获得性,本文选取 2012—2021 年 30 个省(区、市)的面板数据为研究样本。农村公共投资

及各个维度的数据来源于中经网、《中国统计年鉴》、《中国农村统计年鉴》、《中国教育统计年鉴》、《中国卫生统计年鉴》。农村产业融合的数据通过《中国统计年鉴》、《中国农村统计年鉴》、《中国工业统计年鉴》、《中国民政统计年鉴》、全国温室数据系统以及各省(区、市)统计年鉴获取。控制变量均来源于中经网、《中国金融统计年鉴》及各省(区、市)统计年鉴。其中缺失的部分变量通过线性插值法及均值法处理。变量描述性统计见表 3。

表 3 变量描述性统计

变量名称	符号	样本量	均值	中位数	标准差	最小值	最大值
农村产业融合水平	Riid	300	0.192	0.189	0.057	0.075	0.413
农村公共投资	Rinv	300	0.196	0.206	0.086	0.025	0.428
经济发展水平	Agdp	300	6.041	5.215	2.910	1.971	18.400
产业结构水平	Ris	300	9.589	9.187	5.138	0.231	25.100
对外开放程度	Open	300	0.256	0.141	0.274	0.007	1.459
金融支撑程度	Fina	300	291.900	215.600	277.600	7.390	1583.000

五、实证结果分析

(一)基准回归结果

为确定面板回归模型,首先通过 F 检验及 Hausman 检验,检验结果见表 4。其中,P=0.000,强烈拒绝“混合回归是可以接受的”以及“随机效应模型为正确模型”原假设,表明应使用固定效应模型,而非混合回归及随机效应模型,故首先选择固定效应模型进行基准回归。为避免多重共线性问题对回归结果的影响,将自变量逐一加入模型中并观察系数的显著性,农村公共投资与农村产业融合关系的回归结果见表 5。

表 4 F 检验及 Hausman 检验结果

	统计量	P 值
F 检验	16.340	0.000
Hausman 检验	37.630	0.000

从表 5 的实证结果可以看出,随着自变量的加入,变量间依旧显著正相关,即农村公共投资对农村产业融合的正向促进影响这一结果较为稳健,验证了假说 1。从系数看,农村公共投资回归系数的平均值在 1%水平上与农村产业融合发展显著正相关。从控制变量看,经济发展水平在 1%水平上与农村产业融合发展

表 5 基准回归结果

变量	(1)FE	(2)FE	(3)FE	(4)FE	(5)FE	(6)FE
Rinv	0.223*** (0.071)	0.135** (0.062)	0.152** (0.062)	0.154*** (0.058)	0.153*** (0.058)	0.777*** (0.193)
Agdp		0.013*** (0.001)	0.014*** (0.001)	0.020*** (0.002)	0.021*** (0.002)	0.021*** (0.002)
Ris			0.004** (0.002)	0.005*** (0.002)	0.005*** (0.002)	0.005*** (0.002)
Open				0.153*** (0.026)	0.162*** (0.026)	0.159*** (0.026)
Fina					3.37e-05** (1.58e-05)	2.99e-05* (1.56e-05)
Rinv _{it} ²						-1.419*** (0.420)
Constant	0.149*** (0.014)	0.087*** (0.014)	0.041 (0.025)	-0.049* (0.028)	-0.064** (0.029)	-0.120*** (0.033)
观测值	300	300	300	300	300	300
id	30	30	30	30	30	30
R ²	0.035	0.294	0.306	0.386	0.396	0.421
Hausman 检验	5.694	3.532	2.662	26.980	37.000	37.630
P 值	0.0170	0.171	0.447	2.01e-05	5.99e-07	4.48e-07
Utest 检验	拐点:0.274 t 值:1.740 P 值:0.047					

注:括号内的数值为标准误;*、**、*** 分别代表在10%、5%、1%水平下显著。表 7、表 8 同。

显著正相关,宏观上经济发展水平的提高在刺激经济增长的同时激励农民自发进行产业优化,有利于促进农村产业融合发展。产业结构水平在 5%水平上与农村产业融合显著正相关,说明优化产业结构可以通过有效促进要素之间的流动,使农村产业融合发展打破传统要素流动壁垒。对外开放水平在 1%水平上与农村产业融合显著正相关,对外开放水平的提高能够吸引人才、技术、投资,促进农村产业融合发展。金融支撑水平在 5%水平上显著正相关,说明在足够的金融支撑下,农户可以有足够的资金进行纵向产业链拓展延伸以及横向产业间融合拓展。

除此之外,本文进行 Utest 检验验证农村公共投资与农村产业融合之间的非线性关系。结果表明,在 5%水平下,农村公共投资的平方项与农村产业融合发展显著负相关,存在明显的倒 U 形关系。倒 U 形的拐点为 0.274,说明农村公共投资在拐点之前对农村产业融合具有显著的正向影响,但过了拐点,公共投资不再对产业融合产生正向的促进效果,验证了假说 2。

最后,在固定效应模型中考虑时间效应,即双向固定效应。对所有年度虚拟变量的联合显著性进行检验,结果强烈拒绝无时间效应原假设(见表 6),认为应

在模型中包含时间效应,故采用双向固定效应模型与未加入时间效应模型的原模型作对比。

表 6 年度虚拟变量显著性

(1)year2=0	(6)year7=0
(2)year3=0	(7)year8=0
(3)year4=0	(8)year9=0
(4)year5=0	(9)year10=0
(5)year6=0	
F(9,29)=4.5	Prob>F=0.0009

(二)区域及用途异质性分解分析

为进一步多维度剖析农村公共投资对农村产业融合的影响机理,从区域及用途两个方位进行异质性检验及分析。首先,本文将 30 个省(区、市)分解为东部、中部和西部分别分析农村公共投资影响的区域异质性;其次,按用途将农村公共投资分解为农村基础设施投资(Rii)及农村公共服务投资(Rps)分别分析系农村公共投资影响的用途异质性;最后根据模型,采取固定效应以及双向固定效应进行参数再估计,结果见表 7、表 8。

根据表 7,在区域视角下,农村公共投资对农村产业融合的影响具有区域异质性,对东部地区的影响尤

表 7 区域异质性检验结果

变量名称	东部		中部		西部	
	Fe	Fe_tw	Fe	Fe_tw	Fe	Fe_tw
Rinv	1.138*** (0.297)	0.814*** (0.296)	0.154 (0.229)	0.103 (0.247)	0.818** (0.352)	0.600* (0.330)
Agdp	0.010*** (0.002)	0.008*** (0.003)	0.021*** (0.002)	0.020*** (0.004)	0.035*** (0.003)	0.005 (0.006)
Ris	0.001 (0.002)	-0.002 (0.002)	0.009*** (0.001)	0.009*** (0.001)	0.001 (0.003)	-0.004 (0.003)
Fina	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
Open	-0.002 (0.024)	-0.046* (0.028)	-0.022 (0.083)	0.059 (0.103)	0.053 (0.072)	0.081 (0.072)
Rinv ²	-3.031*** (0.738)	-2.132*** (0.743)	-0.204 (0.427)	-0.101 (0.452)	-1.870** (0.735)	-1.688** (0.683)
	-	(0.018)	-	(0.015)	-	(0.019)
Constant	0.046 (0.057)	0.139** (0.061)	-0.032 (0.035)	-0.041 (0.045)	-0.083** (0.040)	0.088* (0.050)
个体效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间效应	-	控制	-	控制	-	控制

表 8 用途异质性检验结果

变量名称	Rii		Rps	
	Fe	Fe_tw	Fe	Fe_tw
Rinv	0.838*** (0.143)	0.667*** (0.141)	0.017*** (0.001)	0.008*** (0.002)
Agdp	0.017*** (0.001)	0.009*** (0.002)	0.004*** (0.001)	0.002 (0.001)
Ris	0.005*** (0.001)	0.002* (0.001)	0.000** (0.000)	0.000*** (0.000)
Fina	0.000* (0.000)	0.000** (0.000)	0.078*** (0.019)	0.060*** (0.020)
Open	0.065*** (0.018)	0.055*** (0.018)	0.515*** (0.096)	0.327*** (0.097)
Rinv ²	-1.742*** (0.326)	-1.482*** (0.315)	-0.541*** (0.094)	-0.361*** (0.094)
Constant	-0.059** (0.027)	0.022 (0.029)	-0.074** (0.032)	0.026 (0.035)
个体效应	控制	控制	控制	控制
时间效应	-	控制	-	控制

为显著,西部次之,对中部地区的影响最不显著。尽管三者 in 参数估计值及显著水平上略有差异,但基本方向没有改变。根据表 8,在用途视角下,不管是否控制个体效应及时间效应,农村基础设施投资及农村公共服务投资均在 1%水平下显著。

六、结论与建议

(一) 结论

本文基于 2012—2021 年中国 30 个省(区、市)的面板数据,利用双向固定效应模型实证检验农村公共

投资对农村产业融合的影响,提出并验证了假说 1、假说 2。结果表明,从地区维度看,农村公共投资对农村产业融合的影响具有区域异质性,东部地区最为显著,西部次之,中部最小。从农村公共投资维度看,公共基础设施投资及公共服务投资对农村产业融合均具有正向的显著影响,结果较为稳健。

(二) 建议

为进一步促进农村产业融合发展,提出如下对策建议:

第一,加大农村公共基础设施的投入力度,尽可能提高公共服务投资的投入力度。农村产业融合发展、农业现代化的实现离不开机械化、智能化的生产方式。而机械化、智能化的生产方式立足于一定的基础设施建设,需要较为齐全的现代化机械装备、较为完善的现代化物流运输体系以及基本的水利电力设施做支撑。政府要加大农村地区公共基础设施建设力度,尤其是农业机械设备的升级和新兴水利电力的建设等方面。且机械化、智能化的生产方式对劳动力素质提出了更高要求,需要加大公共服务投资力度,保障农民享有必不可少的教育、医疗及其他社会公共服务资源。

第二,强化公共投资对农业相关产业投资的引导作用,加强农村区域间协同配合,促进农业产业间统筹融合。政府可充分发挥公共投资“四两拨千斤”的引领带动作用,给予相关重点产业一定的扶持,鼓励私人资本或外资加入。譬如,在产业链延伸环节中,投资上中下游缺失产业,以保证产业链畅通完整。在农业多功能发挥中,投资休闲农业,将农业与旅游业融合起来。在农业服务业融合发展中,投资信息化产业,缓解城乡之间信息不对称等问题。在农业新业态培育中,投资创新型新兴产业,鼓励利益相关主体创新与合作,完善利益联结机制。

第三,调整财政农村公共投资方向。现阶段我国农村公共投资结构中,地方财政作为农村公共投资的主体承担了绝大部分投资内容,然而经济不发达的地区,如西部地区农业产业现代化程度远落后于东部地区,此时地方政府需要承担更多的农村公共支出。因此,可适当调整公共投资的方向,提高西部地区农村公共投资比例。一方面可以推动地方政府发展地方比较优势产业,另一方面可以缩小东中西部间的贫富差距,有利于农村产业融合总体水平的提高,推动共同富裕目标的实现。◆

参考文献:

- [1]罗翔,金贵.区域相对贫困视角下农村公共投资的空间福利[J].华中师范大学学报(人文社会科学版),2022,61(2):52-61.
- [2]黄承伟.论乡村振兴与共同富裕的内在逻辑及理论议题[J].南京农业大学学报(社会科学版),2021,21(6):1-9.

- [3]赵培,郭俊华.产业振兴促进农民农村共同富裕:时代挑战、内在机理与实现路径[J].经济问题探索,2022,482(9):1-11.
- [4]ROSENBERG N.Technological Change in the Machine Tool Industry,1840-1910[J].The Journal of Economic History,1963,23(4):414-443.
- [5]肖婧文,冯梦黎.农村产业融合嬗变:利益联结与生产要素的互动和共演[J].财经科学,2020(9):64-78.
- [6]涂圣伟.产业融合促进农民共同富裕:作用机理与政策选择[J].南京农业大学学报(社会科学版),2022,22(1):23-31.
- [7]刘明月,汪三贵.以乡村振兴促进共同富裕:破解难点与实现路径[J].贵州社会科学,2022(1):152-159.
- [8]徐志文,王礼力,谢方.农村公共投资影响城乡收入差距研究:基于农村内生发展视角的实证分析[J].农村经济,2016(1):63-68.
- [9]何青容.中国公共投资对产业集聚的影响分析[D].重庆:重庆大学,2017.
- [10]彭影.乡村振兴视角下农村产业融合的增收减贫效应:基于农村数字化与教育投资的调节作用分析[J].湖南农业大学学报(社会科学版),2022,23(3):28-40.
- [11]汪恭礼.乡村振兴战略视角下的农村三次产业融合发展探析[J].河北大学学报(哲学社会科学版),2018,43(6):118-127.
- [12]胡嘉慧,周笑梅.乡村振兴战略背景下推进农村一二三产业融合发展研究[J].农业经济,2022(8):42-43.
- [13]陈奇琦.乡村振兴背景下农村产业融合发展研究[J].农业经济,2023(2):46-48.
- [14]胡玉凤,丁友强.农村产业融合背景下政府补贴对产业链增值的影响[J].财政研究,2019(11):91-101.
- [15]郭晓杰.现代农村视域下的三次产业融合发展模式及路径分析[J].商业时代,2014(5):122-124.
- [16]曹俊勇,张乐柱.数字普惠金融对农村产业融合发展的动态影响:基于系统 GMM 及门限效应的检验[J].西南金融,2023(1):43-55.
- [17]刘畅.农村公共投资、公共服务与中国益贫式增长[J].农业经济问题,2012,33(6):49-54+111.
- [18]李治,王一杰,胡志全.农村一、二、三产业融合评价体系的构建与评价:以北京市为例[J].中国农业资源与区划,2019,40(11):111-120.
- [19]王丽纳,李玉山.农村一二三产业融合发展对农民收入的影响及其区域异质性分析[J].改革,2019(12):104-114.
- [20]张林,温涛.财政金融服务协同与农村产业融合发展[J].金融经济研究,2019,34(5):53-67.

粤港澳大湾区产业分工 与对接关系的测度分析

杨海深

(广东省社会科学院 国际问题研究所, 广东 广州 510635)

摘要:粤港澳大湾区产业协作模式正从分工走向对接,进而实现产业融合。利用产业专业化指数、竞合关系指数和分工指数对粤港澳大湾区分工与对接的关系演变过程进行探讨,总结产业分工与对接的特点及演变趋势。研究发现:粤港澳大湾区已经形成优势行业覆盖面广、行业结构优化和产业分工水平不断提升的产业对接基础,在产业对接中形成中心城市间互补合作、节点城市间竞争角逐的格局,呈现出珠江东西两岸城市间产业互补逐步增强,东岸城市间和西岸城市间各自竞争仍然强烈的特点。提出从打造优势产业集群、城市间分层次对接和产业数字化对接三个方面促进粤港澳大湾区产业协作的建议。

关键词:产业分工;产业对接;专业化指数;粤港澳大湾区

中图分类号:F061.5;F062.9

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2024)02-0052-07

DOI:10.13999/j.cnki.tjllsj.2024.02.007

一、研究背景

区域内部或区域间产业主体之间的发展存在差异,促使产业合作不断深化,产业也向着利润最大化的方向和地区扩展,这符合主体利益的选择,也是市场调节的必然结果。区域产业协作主要有四种形式,即商品贸易、生产要素流动、产业转移和产业对接,这四种形式是一个分工合作不断深化的过程,从商品贸易到要素流动,再到产业的整体转移,最后到产业的紧密对接,这是区域产业专业化和分工的必然规律。因此,产业对接是区域产业协作模式的深化,是一种更高层次的区域经济协作方式。一方面,产业对接源于区域内或区域间的比较优势和产业发展的差异化;另一方面,产业对接的最终目的是通过区域内或区域间的互动,巩固合理的分工和合理的利益分配。徐远征(2007)认为,产业对接是以市场为导向,以企业为主体,为实现某种共同利益和利益互补为目的的跨地区产业合作的总称。信虎强和李建(2007)则认为政府作为宏观调控的主体,自然可以通过理性科学的产业政策,引导企业决策,促进产业的合理布局和融合发展。姜泽华(2012)认为,产业对接是由政府参与的,以市

场为导向,以企业为主体,按照产业链的顺序,实现跨区域间产业紧密衔接,以达到提高跨地区产业合作效率和效益的目的。本文比较认同姜泽华的观点,尤其对市场化程度较高的区域产业协作,更应该注重产业对接。

粤港澳大湾区产业协作由来已久,总体上可分为两个阶段和两个层面。两个阶段分别是改革开放的头20年和最近20余年,两个层面分别是港澳与粤港澳大湾区内地城市之间,以及内地城市之间的产业分工与对接。

第一个阶段主要以港澳地区的制造业向内地城市转移为重心,港澳企业通过在内地城市投资设厂,形成港澳为“前店”、珠三角城市为“后厂”的粤港澳大湾区别具特色的产业合作形态,并推动粤港澳大湾区经济的高速发展;与此同时,粤港澳大湾区内地城市纷纷通过加大招商引资力度吸引港澳资本和企业,表现出激烈的产业竞争,再加上各城市资源禀赋相当,最终造成了产业发展重叠、产业结构高度趋同的状况。

进入第二阶段,港澳地区制造业基本转移完毕,逐步建立起以金融、航运、物流、专业服务和旅游休闲为

基金项目:广州市哲学社科规划2022年度课题“RCEP实施对广州提升产业链供应链现代化水平的影响研究”(2022GZGJ16)。

作者简介:杨海深(1982—),男,河南柘城人,博士,副研究员,研究方向为产业经济与区域发展。

核心的现代服务业体系,在三次产业方面与粤港澳大湾区内地城市相比表现出明显的结构差异。同样,内地城市在发展过程中,不断强调产业升级和结构调整,产业呈现一定程度的分工,尤其是经历了“十二五”和“十三五”先进制造业规划的调整,深圳、东莞、惠州逐步向珠江东岸高端电子信息产业带方向发展,珠海、佛山、中山、江门、肇庆向珠江西岸先进装备制造产业领域拓展。这一时期随着分工与对接政策的进一步落实,特别是行业内分工的逐步细化,城市间的产业同构现象正在减轻,产业差异化程度正在扩大。

综合两个阶段看,粤港澳大湾区产业协作除商品贸易和生产要素流动作为长期的合作方式外,起初主要是进行产业转移,先是大规模地接纳从发达国家和地区转移到本地区的加工制造业,经过制造业技术引进、消化、吸收、改造和升级,形成强大的制造业能力。随后,为了产业整体的转型升级,开始将部分低水平的制造业向区外转移,以腾出空间发展更高层次的产业。经过持续的产业升级、结构调整和产业分工,粤港澳大湾区产业的互补性日益提升,成为一个更紧密、关联度更高的经济体。至此,粤港澳大湾区产业转移的转入和转出已基本达到预设的目标。继续深化区域产业协作的重点将是有序的产业对接,这是粤港澳大湾区未来产业协作的主要模式。

此外,粤港澳大湾区不同产业发展的现状和基础不同,产业分工与对接的协同发展选择的模式也不尽相同。具体包括产业间的分工和对接、产业内的分工和对接、产业链的分工和对接,最终实现粤港澳大湾区的产业全面融合。其中,产业间的分工和对接是前期阶段的产业分工和对接形式,不同的地区根据自身优势发展不同的产业;产业内的分工和对接是基于比较优势、规模经济,生产种类不同产品,为实现专业化目标,在同一产业内部的协同发展模式;产业链的分工和对接是属于同一产品不同环节上的分工,关联性更强,是生产不同环节、工序甚至模块上的分工与对接;产业的全面融合则包含研发、生产、销售以及售后服务等多方面的融合。因此,同一产业不同分支的发展,是城市间产业合作深化的表现,也是产业对接的基点。

鉴于此,本文利用专业化指数、分工指数和区域竞合关系指数对粤港澳大湾区专业化分工及竞合关系演变态势进行探讨,分析当前产业分工特点和规律,

提出深入推进粤港澳大湾区产业分工与对接的对策建议,以期为粤港澳大湾区产业高质量发展提供参考。

二、粤港澳大湾区产业专业化及演变分析

(一) 产业专业化指数的测算

专业化指数是通过衡量地区产业结构的专业化和集中程度来反映行业的相对发展水平和优势行业的地区分布,表示地区在高层次区域的地位和作用,进而揭示区域分工的基本格局,公式如下:

$$LQ_{ij} = \frac{q_{ij}}{q_i} \bigg/ \frac{q_j}{q} \quad (1)$$

其中, q_{ij} 为*i*城市制造业分行业*j*的增加值, q_i 为*i*城市全部制造业增加值,即 $q_i = \sum_j q_{ij}$,因此, $\frac{q_{ij}}{q_i}$ 为*i*城市的分行业*j*占全部制造业增加值的比重。 q_j 为全区域制造业分行业*j*的增加值,即 $q_j = \sum_i q_{ij}$, q 为全区域全部制造业增加值。本文以粤港澳大湾区作为全区域比较对象,来反映各城市产业在粤港澳大湾区的地位及专业化程度。

(二) 粤港澳大湾区优势行业特点演变分析

参照国民经济行业分类标准(GB/T 4754—2017),将制造业的大类代码13—43作为行业类别,使用专业化指数公式(1),测算粤港澳大湾区各城市2009年、2013年和2018年的优势行业分布(一般认为,专业化指数大于1的行业为优势行业),并依照高技术产业(制造业)分类代码(2017),将优势行业划分为传统优势行业和高技术优势行业,通过近十年专业化指数测定的传统优势行业和高技术优势行业变化来判断粤港澳大湾区产业发展的演变趋势。

表1给出了粤港澳大湾区各城市2009年、2013年和2018年传统优势行业和高技术优势行业代码分布情况,从中可以发现:

一是粤港澳大湾区优势行业分布覆盖了制造业所有大类。总体看,粤港澳大湾区优势行业囊括了制造业代码13—43共31个全部行业大类,既涵盖传统制造业领域,也包括高技术制造业领域。可以说,粤港澳大湾区是中国乃至全球工业门类最为齐全且具有相对优势的区域之一。

二是粤港澳大湾区各城市制造业结构正持续改善。对比2018年和2009年,粤港澳大湾区各城市的传统优势行业具有一定的延续性,高技术优势行业变动较为显著。就传统优势行业而言,绝大多数城市行业变动不太明显,说明其已形成具有比较优势和较为

表 1 2009—2018 年粤港澳大湾区优势行业变化

城市	2009 年		2013 年		2018 年	
	传统优势行业	高技术优势行业	传统优势行业	高技术优势行业	传统优势行业	高技术优势行业
广州	13-16,25,29,32	26,27,35,37	13-16,18,25,36	26,27,34,37	13-16,18,21,25,36	26,27,37,40,43
深圳	36,41	39,40	23	27,35,39,40	41	27,35,39,40
香港	14-16,18,22,23,29,33,41	43	14-16,18,22,23,41	26,43	14-16,18,22,23,41	26,43
澳门	14,17,18,23,41	—	14,17,18,23,30,41	—	14,18,23,30,41	—
珠海	28,32,36	26,27,35,38,40	25,28,31	27,34,35,38,40,43	28,31,32	26,27,34,37,38,40,43
佛山	13,17,20,21,30-33,36,42	34,35,38	15,17,20,21,24,28-33,42	34,35,38	13,15,17-21,24,28-33,42	26,34,35,38
东莞	13,15,17-19,21-24,29,30,36,41	39,40	13,15,17-19,21-24,29,41	34,39,40	13,15,17-19,21-24,29,33,41	35,39,40
惠州	19,20,25,42	26,39	19-21,25	26,39	19-21,25	26,39
中山	14,17-24,27,33,36	29,30,34,35,38	14,15,17-22,24,32,33,41	27,29,34,38	15,17-22,24,33,41	26,27,29,34,38,40,43
江门	13,14,17-23,28-32,41	34,37	13-15,17,18,20-23,28-31,33	26,37	13,14,17-23,28,30,33	26,37,38
肇庆	17,19-22,24,28,29,31,33,41,42	26,27,34,35	13,17,19,20,22,23,30,32,33,42	26	13,15,17,19-24,28-30,32,33,42	26

注:表中数字是按国民经济行业分类(GB/T 4754—2017)的代码;香港和澳门行业代码参照国标 GB/T 4754—2017 进行分类;高技术行业标准参照国家统计局发布的《高技术产业(制造业)分类(2017)》,包括制造业行业分类代码中的 26,27,34,35,37-40 和 43。此外,“—”表示代码的连续符号。

持续的竞争能力。从高技术优势行业变动看,珠三角核心城市中,广州从 4 个增加到 5 个,深圳从 2 个增加到 4 个,珠海从 5 个增加到 7 个;其他城市除肇庆和澳门外,数量也基本持平或略有增加,反映出粤港澳大湾区制造业内部结构正在进行调整和升级。

三是粤港澳大湾区优势行业同构正趋于舒缓、行业间分工水平正在提升。目前粤港澳大湾区各城市优势行业同构的来源主要有两个方面:一方面是地理临近性和产业链分工不足所导致,如广州和佛山拥有相同的优势行业代码 13、15、18、21 和 26,深圳和东莞拥有相同的行业代码 35、39-41,珠海和中山拥有相同的行业代码 26、27、38、40 和 43;另一方面是粤港澳大湾区内的产业转移所引起,如江门和肇庆作为产业转移地,在传统优势行业领域与广州、珠海、佛山和东莞有较多的行业代码重合。但是整体看,粤港澳大湾区各城市行业分布有较为清晰的主线,珠江东岸形成以计

算机、通信和其他电子设备制造业(代码 39)、仪器仪表制造业(代码 40)为行业主体的电子信息产业基地;珠江西岸形成以通用设备制造业(代码 34)和专用设备制造业(代码 35)为主体的装备制造产业基地,有力提升了行业间分工水平。

三、粤港澳大湾区产业竞合关系及演变分析

(一)产业竞合关系的测算方法

产业竞合关系指数是从行业结构的差异性出发,利用欧式经济距离公式测算产业同构或互补的程度,是表达区域经济竞合关系性质的重要指标。

首先,采用制造业各行业增加值比重所构成的指标向量来描述城市制造业结构状态,计算城市间指标向量的欧式经济距离,通过距离值的大小来判别城市间竞争与合作关系。欧氏经济距离公式如下:

$$D_{ik} = \sqrt{\sum_j (x'_{ij} - x'_{kj})^2} \quad (2)$$

其中, D_{ik} 指 i 城市与 k 城市的欧氏经济距离, x'_{ij} 、 x'_{kj} 为 i 城市和 k 城市制造业分行业 j 标准化后的数据, 计算公式为:

$$x'_{i(k)j} = \frac{x_{i(k)j} - \bar{x}_j}{\sqrt{\frac{\sum_j (x_{i(k)j} - \bar{x}_j)^2}{M}}} \quad (3)$$

其中, $x_{i(k)j}$ 为 i 或 k 城市的行业 j 占制造业增加值的比重, $\bar{x}_j$ 为全部城市行业 j 的平均值, M 为研究地理单元的总数, 粤港澳大湾区共有 11 个城市, 故 $M=11$ 。

其次, 通过欧式经济距离公式(2), 可计算城市间的竞合关系指数, 进而判断竞合关系。竞合关系指数公式如下:

$$I_{ik} = \frac{(D_{ik} - \bar{D}_{ik})}{\sqrt{\frac{\sum (D_{ik} - \bar{D}_{ik})^2}{N}}} \quad (4)$$

其中, N 为粤港澳大湾区 11 个城市的配对样本数, 即 $N=55$ 。若该指数为正, 则表示城市间存在互补合作关系, 且值越大, 互补性越强; 若指数为负, 则说明城市间存在竞争关系, 绝对值越大, 竞争性越强。

(二) 粤港澳大湾区城市间竞合关系特点

城市间的产业合作和生产要素流动均建立在行业发展异构与互补的基础上, 行业间的分工深化有利于强化城市间的互补合作, 但行业同构将带来恶性竞争。本文采用竞合关系指数来判断粤港澳大湾区城市之间的产业竞合关系。若竞合关系指数 $I_{ik} \geq 0.5$, 表示两城市是强互补合作型; 若 $0 \leq I_{ik} < 0.5$, 则是一般互补合作型; 若 $-0.5 < I_{ik} < 0$, 表示为一般竞争型; 若 $I_{ik} \leq -0.5$, 则是强竞争型。由此对粤港澳大湾区城市间产业竞合关系状态进行类型划分, 结果见表 2。

表 2 2018 年粤港澳大湾区制造业竞合关系

	广州	深圳	香港	澳门	珠海	佛山	东莞	惠州	中山	江门	肇庆
广州	-	1.41	0.09	1.09	-0.34	-0.42	-0.01	0.07	-0.57	-0.62	-0.37
深圳	1.41	-	2.04	2.71	0.41	1.49	-0.66	-0.49	0.73	1.25	1.39
香港	0.09	2.04	-	-0.13	0.12	-0.09	0.52	0.73	-0.12	-0.74	-0.12
澳门	1.09	2.71	-0.13	-	1.29	1.05	1.46	1.75	1.06	0.34	0.92
珠海	-0.34	0.41	0.12	1.29	-	-1.19	-1.05	-0.30	-1.83	-1.31	-1.10
佛山	-0.42	1.49	-0.09	1.05	-1.19	-	-0.27	0.14	-1.65	-1.37	-0.97
东莞	-0.01	-0.66	0.52	1.46	-1.05	-0.27	-	-1.25	-1.02	-0.52	-0.30
惠州	0.07	-0.49	0.73	1.75	-0.30	0.14	-1.25	-	-0.55	-0.13	0.09
中山	-0.57	0.73	-0.12	1.06	-1.83	-1.65	-1.02	-0.55	-	-1.38	-0.85
江门	-0.62	1.25	-0.74	0.34	-1.31	-1.37	-0.52	-0.13	-1.38	-	-0.42
肇庆	-0.37	1.39	-0.12	0.92	-1.10	-0.97	-0.30	0.09	-0.85	-0.42	-

1. 粤港澳大湾区制造业竞合关系以竞争关系为主, “深莞惠”和“珠中江”经济圈内竞争尤为严重

从表 2 可以看出, 在粤港澳大湾区 55 个配对样本城市中, 竞合关系指数为负数的有 32 对, 占 58.18%, 侧面反映了粤港澳大湾区城市之间制造业同质化较为严重, 潜在的产业竞争压力较大。从珠三角三大经济圈看, “深莞惠”经济圈中, “东莞 - 惠州”“深圳 - 惠州”“深圳 - 东莞”竞合关系指数分别为 -1.25、-0.49、-0.66, 绝对值均接近或大于 0.5; “珠中江”经济圈中, “珠海 - 中山”“中山 - 江门”“珠海 - 江门”竞合关系指数分别为 -1.83、-1.38、-1.31, 绝对值均大于 0.5, 可见“深莞惠”和“珠中江”经济圈内均为强竞争型关系; “广佛肇”经济圈中, “广州 - 佛山”“广州 - 肇庆”“佛

山 - 肇庆”竞合关系指数分别为 -0.42、-0.37、-0.97, 虽都处在竞争关系中, 但程度与其他两个经济圈相比, 竞争关系稍为缓和。

2. 粤港澳大湾区四大中心城市之间以互补合作关系为主, 但节点城市之间以竞争关系为主

广州、深圳、香港、澳门 4 个中心城市之间的竞合关系指数(除“香港 - 澳门”外)均大于 0, 表明粤港澳大湾区中心城市已经形成各自相对独立而又相互支撑的产业体系。但是对粤港澳大湾区 7 个节点城市而言, 彼此间竞合关系指数(除“佛山 - 惠州”外)均小于 0, 某些城市之间为强竞争关系, 说明节点城市之间制造业的行业同构程度较高, 产业存在较为严重的竞争关系。中心城市与节点城市之间的竞合关系出现分化

特征,广州和香港分别与佛山、中山、江门、肇庆表现为竞争关系;深圳与东莞、惠州表现为竞争关系,与佛山、中山、江门、肇庆呈现互补关系;澳门与全部节点城市表现为互补关系。可见中心城市要成为区域发展的核心引擎,辐射带动功能还有待加强。

3. 粤港澳大湾区竞合关系呈现出动态性特征,但总体上相对稳定

与 2009 年城市间竞合关系对比(见表 3),竞合关

系指数呈现出一定的变化趋势和动态特征,主要表现为中心城市的互补程度在加强,大部分节点城市的竞争程度在下降。竞合关系演变的本质原因在于城市之间的产业差异化程度高低所引发的产业合作与市场竞争行为,从粤港澳大湾区竞合关系演变结果看,经济发展有助于改善城市间的分工与合作。但从整体看,竞合关系状态依然与上述两点基本相同,说明短期内改变城市间的竞合关系比较困难。

表 3 2009 年粤港澳大湾区制造业竞合关系

	广州	深圳	香港	澳门	珠海	佛山	东莞	惠州	中山	江门	肇庆
广州	-	1.40	-0.03	1.13	0.12	-0.30	-0.32	0.07	-0.33	-0.93	-0.56
深圳	1.40	-	1.95	2.63	0.95	1.40	-0.22	-0.92	1.13	1.41	1.23
香港	-0.03	1.95	-	-0.26	0.26	-0.36	-0.12	0.90	-0.54	-0.57	-0.36
澳门	1.13	2.63	-0.26	-	1.58	0.97	0.91	1.80	0.69	0.62	0.87
珠海	0.12	0.95	0.26	1.58	-	-1.25	-0.73	-0.13	-1.52	-0.73	-0.90
佛山	-0.30	1.40	-0.36	0.97	-1.25	-	-0.85	0.32	-1.98	-1.41	-1.13
东莞	-0.32	-0.22	-0.12	0.91	-0.73	-0.85	-	-1.08	-1.14	-0.79	-0.83
惠州	0.07	-0.92	0.90	1.80	-0.13	0.32	-1.08	-	0.09	0.27	0.05
中山	-0.33	1.13	-0.54	0.69	-1.52	-1.98	-1.14	0.09	-	-1.26	-0.88
江门	-0.93	1.41	-0.57	0.62	-0.73	-1.41	-0.79	0.27	-1.26	-	-0.34
肇庆	-0.56	1.23	-0.36	0.87	-0.90	-1.13	-0.83	0.05	-0.88	-0.34	-

四、粤港澳大湾区城市分工及演变分析

(一)分工指数的测算

城市分工指数是基于城市间产业结构的差异度来衡量城市分工的重要指标,产业结构差异的背后是城市间分工的结果,表达式为:

$$S_{ik}=\sum_j\left|\frac{q_{ij}}{q_i}-\frac{q_{kj}}{q_k}\right|$$
 (5)

其中, S_{ik} 为 i 城市与 k 城市之间的分工指数, q_{ij} 与

q_{kj} 分别指 i 城市与 k 城市产业 j 的增加值, $q_{ik}=\sum_jq_{ikj}$ 指城市产业部门的总增加值。 S_{ik} 越大,则产业结构差异越大,区域分工程度越高。当两个城市间的产业结构完全相同时, S_{ik} 为 0;当两个城市间产业结构完全不同时, S_{ik} 等于 2。可见,城市分工指数衡量了两个城市间的分工状况。

(二)粤港澳大湾区城市分工特点及演变分析

本文利用城市分工指数公式,测算粤港澳大湾区

表 4 2018 年粤港澳大湾区城市间分工指数

	广州	深圳	香港	澳门	珠海	佛山	东莞	惠州	中山	江门	肇庆
广州	-	1.28	1.31	1.79	0.91	1.03	1.14	1.05	0.85	0.97	1.06
深圳	1.28	-	1.66	1.91	0.98	1.31	0.66	0.74	1.09	1.32	1.37
香港	1.31	1.66	-	1.17	1.46	1.46	1.42	1.44	1.35	1.05	1.42
澳门	1.79	1.91	1.17	-	1.88	1.73	1.79	1.90	1.76	1.49	1.66
珠海	0.91	0.98	1.46	1.88	-	0.70	0.84	0.84	0.51	0.94	1.15
佛山	1.03	1.31	1.46	1.73	0.70	-	0.91	1.19	0.50	0.69	0.67
东莞	1.14	0.66	1.42	1.79	0.84	0.91	-	0.63	0.61	0.87	0.99
惠州	1.05	0.74	1.44	1.90	0.84	1.19	0.63	-	0.92	1.05	1.20
中山	0.85	1.09	1.35	1.76	0.51	0.50	0.61	0.92	-	0.71	0.81
江门	0.97	1.32	1.05	1.49	0.94	0.69	0.87	1.05	0.71	-	0.71
肇庆	1.06	1.37	1.42	1.66	1.15	0.67	0.99	1.20	0.81	0.71	-

城市之间的分工指数,以反映粤港澳大湾区城市间分工程度,结果见表4。

1. 粤港澳大湾区中心城市间的分工程度明显高于节点城市间的分工

广州、深圳、香港、澳门4个粤港澳大湾区中心城市间的分工指数均大于1,珠海、佛山、东莞、惠州、中山、江门和肇庆节点城市间的分工指数(除“佛山-惠州”“珠海-肇庆”“惠州-江门”“惠州-肇庆”外)均小于1,可见粤港澳大湾区中心城市间分工程度要高于节点城市间。说明中心城市已经形成具有各自特点的产业定位和产业结构体系,而节点城市仍然面临着行业间的定位重叠和分工不充分的境况。

2. 粤港澳大湾区节点城市与中心城市之间的分工显著高于节点城市间的分工

以佛山为例,其与广州、深圳、香港和澳门的制造业分工指数均大于1,与珠海、东莞、中山、江门、肇庆分工指数均小于1,说明佛山与中心城市已经形成良好的产业分工体系,但与节点城市的产业分工有待进

一步优化。

3. “广佛肇”经济圈内的分工程度稍高于“深莞惠”和“珠中江”两个经济圈

“广佛肇”经济圈内(除“佛山-肇庆”外)的分工指数均大于1,而“深莞惠”和“珠中江”内部分工指数均小于1,说明“广佛肇”经济圈已经形成较为合理的“中心-外围”形式的产业结构异质性和整体性分工。

4. 粤港澳大湾区城市间的分工程度在不断提高

对比表4和表5可以发现,上述3个分工关系依然保持不变,说明粤港澳大湾区城市分工具有一定的稳定性,可能是产业结构在一定时期内难以改变,有一定的结构“黏性”造成的。此外,粤港澳大湾区城市间的分工指数大部分有所提升,表现出较高的同步性,说明粤港澳大湾区城市分工演变是一个同步的过程。但也有例外,如“东莞-惠州”“珠海-江门”“珠海-中山”分工指数略有下降,反映出这些城市间产业结构有继续同质化的趋势。

表5 2009年粤港澳大湾区城市间分工指数

	广州	深圳	香港	澳门	珠海	佛山	东莞	惠州	中山	江门	肇庆
广州	-	1.23	1.31	1.73	1.02	1.05	1.06	0.93	0.96	0.85	0.97
深圳	1.23	-	1.52	1.82	0.99	1.17	0.75	0.62	1.09	1.23	1.27
香港	1.31	1.52	-	1.05	1.40	1.35	1.25	1.51	1.17	1.18	1.35
澳门	1.73	1.82	1.05	-	1.84	1.73	1.65	1.85	1.57	1.56	1.76
珠海	1.02	0.99	1.40	1.84	-	0.71	0.83	1.01	0.63	1.00	1.06
佛山	1.05	1.17	1.35	1.73	0.71	-	0.77	1.13	0.42	0.62	0.66
东莞	1.06	0.75	1.25	1.65	0.83	0.77	-	0.78	0.59	0.78	0.93
惠州	0.93	0.62	1.51	1.85	1.01	1.13	0.78	-	1.04	1.14	1.04
中山	0.96	1.09	1.17	1.57	0.63	0.42	0.59	1.04	-	0.64	0.76
江门	0.85	1.23	1.18	1.56	1.00	0.62	0.78	1.14	0.64	-	0.69
肇庆	0.97	1.27	1.35	1.76	1.06	0.66	0.93	1.04	0.76	0.69	-

五、粤港澳大湾区加强产业对接的建议

综上所述,粤港澳大湾区已经形成优势行业覆盖面广、行业同构现象趋缓和产业分工水平不断提升的产业对接基础,在产业对接中形成中心城市间互补合作、节点城市间竞争角逐的格局,呈现出珠江东、西两岸间产业互补趋势逐步增强,东岸城市之间、西岸城市之间各自竞争仍然激烈,特别是“深莞惠”“珠中江”“广佛肇”三个经济圈内部的竞争有更为明显的产业对接特点。基于此,粤港澳大湾区要以城市间的产业对接作为主要协作模式,促进产业深度合作。

(一)强化优势行业集聚,在粤港澳大湾区内建设有序分工与对接的产业链条

随着粤港澳大湾区产业结构的升级调整走向深入,以及粤港澳大湾区产业融合的新要求,必须从简单着重区域间的产业转移变为强调城市间的产业对接;既要坚守并充分发挥传统优势行业,又要推进正在迅猛发展的高技术优势行业,促使这些行业成为粤港澳大湾区的行业龙头或打造重要生产基地,从设计、研发、整体制造和市场拓展等方面形成核心,将中心城市行业配套与节点城市的配件加工、生产能力有机

结合起来,形成优势行业发展的梯度合力,进而形成产业链集群。充分利用港澳现代金融和专业服务优势,促进其与广东制造业深度融合发展,从战略顶层设计、产业链协同招商等方面构建多层次产业协同分工体系,建立产业链供应链协同保障机制,合理打造先进制造产业集群,协调谋划未来产业发展,增强粤港澳产业协同能力、安全发展能力和产业国际竞争力,积极主导 RCEP 区域产业链重塑,增强粤港澳大湾区在 RCEP 供应链网络中的核心节点地位,推动在更高层次参与国际产业合作和竞争。

(二)加强城市间分层次对接,实现粤港澳大湾区产业间点对点突破

粤港澳大湾区节点城市应把握与中心城市分工程度持续改善的良好趋势,加强与中心城市的产业对接,特别是要多方位对接深圳先行示范区以及广州“老城市、新活力”规划,积极发展成为传统优势产业的重要合作创新源头。推进“广佛”“港深”和“澳珠”极点产业辐射带动节点城市产业发展,以技术要素和金融要素为产业对接的突破口,以“产业链—资金链—创新链”为对接体系,调整节点城市之间的产业对接形态,通过产业链演进过程中分工层次增加、生产环节分工细化,实现各节点城市精准的生产环节层次对接,缓解节点城市的产业同构压力。鼓励产业结构趋同前提下的产品差异化发展,将面上的产业同构转化为产业链条内的合作协同。发挥横琴、前海、南沙和河套 4 个重大合作平台作用,切实加强其与港澳产业协同、科创资源承接,强化粤港澳大湾区创新链、产业链、人才链深度融合,并在产业对接领域强化制度设计和机制创新,共同构建密切的开放经济合作空间,促进产业集聚发展和科技成果转化,筑牢粤港澳全面深化合作的基石。

(三)以产业升级为契机,促进粤港澳大湾区产业数字化对接

产业升级是解决粤港澳大湾区产业同构和产能过剩的有效治理手段。粤港澳大湾区应抓住产业升级机遇,坚持供给侧结构性改革主线,完善数字经济与制造业融合发展机制,推进传统优势行业与数字技术深度融合,以智能工厂、机器人应用、“互联网+”等为重要手段加大技术改造投资,加快推进产业数字化转型中的标准体系建设,促进产业向价值链两端跃升,通过产业数字化转型推动数字产业链关联协同发展,推

动建设数字产业集群,共建国际数字新技术新业态策源地,培育数据要素一体化大市场,推动产业加速向数字化、网络化、智能化发展。同时,加大对企业数字化转型的激励和支持力度,充分调动企业融入参与数字化转型的积极性,引导社会资本向数字技术与制造业融合创新研发方向倾斜,支持企业巨头和优势行业联盟打造工业互联网平台,应用物联网、大数据分析等资讯技术融入生产方式和商业模式,帮助企业“上云上平台”,引导行业定制流程生产方式向智能制造方向转变,形成错位和梯级发展的抱团式产业集群。◆

参考文献:

- [1]徐远征.两广产业对接的领域和方式[J].经济与社会发展,2007,5(11):87-89.
- [2]信虎强,李建.落后地区产业对接中面临的锁定效应及对策[J].商业时代,2007(34):101-102.
- [3]姜泽华.关于产业对接的几个基本理论问题[J].长春理工大学学报(社会科学版),2012,25(12):67-69.
- [4]睦文娟,张昱,王大卫.粤港澳大湾区产业协同的发展现状:以珠三角 9 市制造业为例[J].城市观察,2018(5):24-30.
- [5]陈燕,林仲豪.粤港澳大湾区城市间产业协同的灰色关联分析与协调机制创新[J].广东财经大学学报,2018,33(4):89-97.
- [6]向晓梅,杨娟.粤港澳大湾区产业协同发展的机制和模式[J].华南师范大学学报(社会科学版),2018(2):17-20.
- [7]覃成林,潘丹丹.粤港澳大湾区产业结构趋同及合意性分析[J].经济与管理评论,2018,34(3):15-25.
- [8]徐长乐,徐廷廷,孟越男.长江经济带产业分工合作现状、问题及发展对策[J].长江流域资源与环境,2015,24(10):1633-1638.
- [9]张震.粤港澳大湾区产业结构变迁对经济协调发展的影响[J].科技进步与对策,2019,36(7):48-55.
- [10]孟德友,陆玉麒.中部省区制造业区域专业化分工与竞合关系演进[J].地理科学,2012,32(8):913-920.
- [11]毕学成,谷人旭,苏勤.制造业区域产业专业化、竞合关系与分工:基于江苏省市域面板数据的计量分析[J].长江流域资源与环境,2018,27(10):2202-2213.
- [12]覃剑.三维视角下的大湾区产业高水平协同发展[J].开放导报,2023(3):67-79.
- [13]郭叶波.全面提升粤港澳大湾区产业链供应链安全保障能力[J].宏观经济管理,2023(1):54-60.
- [14]陈秀英,刘胜.服务业空间转移与粤港澳大湾区协同发展:基于区域专业化视角[J].港澳研究,2018(4):75-85.

社会消费品零售总额模型预测实证研究

徐延军

(河南君友数字科技有限公司, 河南 郑州 450008)

摘要:以河南省月度社会消费品零售总额为研究对象,构建 ARIMA、SARIMA 和 SARIMAX 三种预测模型,对 2023 年 1 月至 11 月的社会消费品零售总额进行预测。结果显示,SARIMAX 模型的预测值与实际值的相对误差最小,误差率控制在 3.0% 左右,且相较于其他两种模型具有明显优势。以 MAPE 指标为例,SARIMAX 模型的预测精度分别比 ARIMA 和 SARIMA 模型高 51.7% 和 39.1%。因此,SARIMAX 预测模型可为政府事先掌握消费市场动向、采取正确的应对措施提供重要的决策参考。

关键词:社会消费品零售总额;ARIMA 模型;SARIMA 模型;SARIMAX 模型;月度预测

中图分类号:F724

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2024)02-0059-05

DOI:10.13999/j.cnki.tjllsysj.2024.02.008

一、引言

2023 年以来,各地政府将恢复和扩大消费作为优先任务,相继出台了一系列促进消费的政策。然而,目前经济恢复仍然面临需求不足、结构性矛盾与周期性问题相互交织以及消费市场恢复基础不够巩固等挑战。为了推动消费增长回归正轨,充分利用和发挥促消费政策作用,提高政府决策的科学性、针对性和精准性,及时进行消费运行预测显得尤为重要和紧迫。社会消费品零售总额(以下简称“社消零总额”)是反映国内消费市场状况的重要指标,准确预测社消零总额对了解消费市场趋势、加强政府市场调控、促进经济增长具有重要的实际意义。

目前,国内学者已经采用多种方法对社消零总额进行预测。罗艺和肖李春(2022)使用多元线性回归方法分析了地方财政支出、居民消费价格指数、年末常住人口数和居民人均可支配收入等因素对社消零总额的影响。蒋翠清和乔晗(2022)则结合股市数据建立了累计增幅预测模型,发现长短期记忆神经网络在预测效果上表现最好。李方一和肖夕林等(2016)将百度搜索指数与传统经济指标结合,建立多元回归模型验证了网络搜索数据与社消零总额之间的相关性。总体而言,国内学者在选择指标和构建模型时虽考虑了社消零总额的影响因素,但存在以下局限:一是缺乏将政府统计数据和网络大数据结合的研究;二是指标的时效性较差,多为历史数据验证分析,实际应用的可操作性有限;三是缺乏对比分析和统一的评价标准,无

法科学系统地评估最优模型。

本文借助大数据技术获取与社消零总额高度相关的同趋势观测变量,并基于这些变量构建深度机器学习模型。同时,与传统计量经济学模型进行对比分析,以直观展现机器学习模型在经济运行预测应用方面的优越性。通过这种方式,可以更准确地预测社消零总额,提升预测精度,更好地应对经济运行中的不确定性和复杂性。

二、研究思路

本文以大数据技术为基础,结合计量经济学模型和机器学习算法,旨在探索实现消费运行可预测性变革。具体而言,选取 2018 年 1 月至 2022 年 12 月的河南省月度社消零总额数据,分别构建 ARIMA、SARIMA、SARIMAX 模型。

研究分为以下几步:

(1)数据准备。多渠道获取河南省月度社消零总额数据,通过相关性分析筛选若干影响社消零总额的观测指标。采用差分法,对非平稳月度社消零总额数据进行平稳操作。

(2)构建模型。确定训练集和测试集,调试模型参数,分别构建 ARIMA、SARIMA、SARIMAX 预测模型。

(3)评估模型。采用 MSE(均方误差)、RMSE(均方根误差)、MAE(平均绝对值误差)和 MAPE(平均绝对百分比误差)指标对三种模型预测结果进行评估,选取最优模型。

(4)实施预测。选取最优模型,预测 2023 年 1—11

作者简介:徐延军(1967—),男,河南郑州人,高级统计师,研究方向为数据洞察、产业发展。

月河南省月度社消零总额。

三、数据准备

(一)数据来源

按照全面性、可靠性、可获取性和时效性原则,选取解释变量。解释变量分为历史数据和观测数据。其中,历史数据来自商务部门重点企业监测数据、统计部门年度统计公报及《统计年鉴》等。观测数据来自现有数据合成、百度搜索引擎、专项统计调查、平台实时监测、网站定期发布。具体如下:

现有数据合成。提取不同平台反映网络零售发展情况的一系列指标,形成时间序列数据,构建网络零售发展指标体系,进行指数合成。

百度搜索引擎。百度提供关键词搜索指数,反映与该关键词相对应的某类商品的热门程度和被关注度。

平台实时监测。运用大数据抓取技术,实时监测淘宝、天猫、京东、拼多多、抖音、当当、唯品会、国美、苏宁等平台商品零售额、城乡商品交易量占比数据。

网站定期发布。乘联会每周公布当周乘用车日均销量;国家发展和改革委员会每月发布油价调整通知;国家统计局发布采购经理人指数、消费者信心指数;邮政管理局发布当月快递件数。

(二)指标体系

结合已有研究和统计实践,通过分析社消零总额构成,引入与社消零总额具有高度相关性的同趋势观测指标,见表1。运用相关性分析,确定社消零总额预测的历史数据与观测数据。

表1 社消零总额预测指标体系

类型	指标
历史数据	社消零总额及其分类别的零售额
	商品零售额
	餐饮收入额
观测数据	网络零售发展指数
	百度搜索指数
	重点店铺零售数据
	平台大型企业交易数据
	乘用车零售数据
	95#汽油市场价
	PMI采购经理人指数
	消费者信心指数
	快递件数

四、预测模型

国内学者多基于ARIMA模型预测社消零总额,未考虑预测模型的季节性因素,也未引入同趋势观测变量参与预测,短期内模型预测误差相对较小,随着时间跨度增加预测误差逐步增大。时间序列数据是长

期趋势、季节变动、循环波动、不规则波动等变化形式的叠加或耦合,结合时间序列数据特点,本文分别构建ARIMA、SARIMA、SARIMAX模型进行社消零总额预测,并对比三种模型拟合情况,选取最优模型进行预测分析。

(一)ARIMA模型

ARIMA模型(Auto-Regressive Integrated Moving Average Model)也被称为“自回归移动平均模型”,即ARIMA(p,d,q)模型。其中,p,d,q分别代表模型中自回归阶数、差分阶数、移动平均阶数。该模型先将非平稳时间序列转化为平稳时间序列,然后对因变量的滞后值以及随机误差项的现值和滞后值进行回归预测。模型考虑数据时间特性和相关性,能够捕捉到数据趋势变化,为决策者提供准确预测和相应决策依据。模型表示为:

$$\varphi(B)(1-B)^d Y_t = \theta(B) e_t + c \quad (1)$$

其中, Y_t 为t时刻的预测量,B为后移算子, e_t 、c分别为残差序列、常数项。

(二)SARIMA模型

SARIMA模型(Seasonal Auto-Regressive Integrated Moving Average Model)也被称为“季节性差分自回归滑动平均模型”,即在ARIMA模型基础上引入季节性因素,转化为SARIMA(p,d,q)(P,D,Q)^s模型。SARIMA共有7个参数,其中,p为非季节自回归最大滞后阶数,d为非季节差分次数,q为非季节移动平均算子的最大滞后阶数,P为季节自回归算子的最大滞后阶数,D为季节性差分次数,Q为季节移动平均算子的最大滞后阶数,s为季节长度或周期大小。SARIMA模型通过考虑社消零总额的季节性特征,能够更准确地捕捉到季节性变动对社消零总额的影响。模型表示为:

$$\Phi_p(B)\Phi_P(B^s)\Delta_d\Delta_D^s Y_t = \theta_q(B)\theta_Q(B^s)e_t + c \quad (2)$$

其中, $\Phi_p(B)=1-\Phi_1B-\Phi_2B^2-\cdots-\Phi_pB^p$ 为相邻时刻之间的p阶自回归算子,p为自回归阶数; $\theta_q(B)=1+\theta_1B+\theta_2B^2+\cdots+\theta_qB^q$ 为相邻时刻之间q阶自回归算子,q为移动平均阶数; $\Phi_P(B^s)=1-\Phi_1B-\Phi_2B^2-\cdots-\Phi_PB^P$ 为相邻时刻之间P阶自回归算子,P为季节性自回归阶数; $\theta_Q(B^s)=1+\theta_1B+\theta_2B^2+\cdots+\theta_QB^Q$ 为相邻时刻之间的Q阶自回归算子,Q为季节性移动平均阶数。

(三)SARIMAX模型

SARIMAX模型(Seasonal Auto-Regressive Integrated Moving Average with eXogenous factors Model),也被称为“季节性自回归综合移动平均外生模型”,即SARIMAX(p,d,q)(P,D,Q)^s(X)模型,在ARIMA模型基础上

考虑季节性因素(S, Seasonal),引入外生观测变量(X, eXogenous)辅助预测。SARIMAX 模型通过结合季节性因素和外生观测变量,能够更好地捕捉和解释时间序列数据中的复杂性和潜在规律,进而提高模型预测能力。实际应用中,SARIMAX 模型常用于对经济指标和市场趋势进行预测。模型表示为:

$$\varphi(B)\Phi(B^S)\Delta_d\Delta_D^SY_t=\sum_{i=1}^m\sum_{k=0}^{\infty}\alpha_{ik}X_{i,t-k}\theta(B)\theta(B^S)e_t+c \quad (3)$$

其中, $X_{i,t-k}$ 为 $t-k$ 时刻的第 i 外部因素, i 为外部因素个数, k 为第 i 个影响预测变量的外部因素的回归阶数, α_{ik} 为第 i 个外部因素 k 时刻的回归系数,其他参数同式(1)和式(2)。

(四)评价指标

评价模型预测效果的常用指标包括 MSE(均方误差)、RMSE(均方根误差)、MAE(平均绝对误差)和 MAPE(平均绝对百分比误差)。核心思想为度量预测值与真实值之间的差异程度,指标数值越小,预测模型效果越好。反之,则预测误差较大。上述评价指标仅为度量预测误差,不能单独作为判断模型好坏的唯一依据。计算公式为:

$$MSE=\frac{1}{n}\sum_{i=1}^n(\hat{y}_i-y_i)^2 \quad (4)$$

$$RMSE=\sqrt{\frac{1}{n}\sum_{i=1}^n(\hat{y}_i-y_i)^2} \quad (5)$$

$$MAE=\frac{1}{n}\sum_{i=1}^n|\hat{y}_i-y_i| \quad (6)$$

$$MAPE=\frac{1}{n}\sum_{i=1}^n\left|\frac{\hat{y}_i-y_i}{y_i}\times 100\right| \quad (7)$$

其中, y_i 是第 i 个测试样本的实际值, $\hat{y}_i$ 是第 i 个测试样本的预测值, n 代表测试样本数量。本文选取上述四个指标比较不同模型的预测准确性,综合分析各模型的预测效果。

五、实证分析

运用 SPSS 软件构建 ARIMA 模型与 SARIMA 模型,基于 Python 语言建立 SARIMAX 模型,选取 2018 年 1 月至 2021 年 12 月数据作为训练集,2022 年 1 月至 2022 年 12 月数据作为测试集进行测试,分别预测河南省月度社消零总额。其中,ARIMA 模型仅考虑社消零总额时间序列特征;SARIMA 模型引入影响社消

零总额的季节性功能;SARIMAX 模型引入影响社消零总额的季节性功能以及同趋势观测变量。

(一)ARIMA 模型预测

先对河南省月度社消零总额数据进行平稳性检验,通过 1 阶差分运算,转化为平稳时间序列。然后对平稳时间序列分别计算自相关系数 ACF 和偏自相关系数 PACF,得到最佳阶数和阶数,确定模型 d, p, q 的取值范围。最终确定 ARIMA(3,1,13)为最优预测模型,平稳 R 方值为 0.671,BIC^①值为 12.248。预测结果如表 2 所示,ARIMA 模型存在预测准确性不稳定的问题,表现为 2 月社消零总额误差率达到 28.6%,12 月社消零总额误差率仅为 0.3%,极差超过 20%,有较大的改善空间。

表 2 基于 ARIMA 模型的 2022 年 1—12 月社消零总额实际值与预测值

月份	预测值(亿元)	实际值(亿元)	误差率 ^② (%)
1 月	2418	2663	9.2
2 月	1844	1434	28.6
3 月	1963	1934	1.5
4 月	1860	1844	0.9
5 月	1979	1859	6.5
6 月	2053	2114	2.9
7 月	2083	1899	9.7
8 月	2000	1969	1.6
9 月	2176	2132	2.1
10 月	2241	2165	3.5
11 月	2158	2099	2.8
12 月	2301	2295	0.3

注:2022 年 1 月、2 月的数据,根据统计经验,将 1—2 月累计数据换算成月度数据。表 3、表 4 同。

(二)SARIMA 模型预测

结合社消零总额数据特点,确定 SARIMA 模型季节性周期值 S 为 12。先对河南省月度社消零总额数据进行平稳性判断分析,将其转化为平稳时间序列。然后分别确定季节性与非季节性差分阶数,即 D 和 d 。再运用 PCA 和 FPCA 定阶,确定季节性与非季节性阶数,即 p, q 和 P, Q 。通过对模型参数进行残差检验,确定拟合度最优模型 SARIMA(1,1,6)(1,0,1)₁₂,平稳 R 方值为 0.804,BIC 值为 11.157。预测结果如表 3 所示,SARIMA 模型整体预测相对稳定,但 1 月、2 月、4 月、6 月、10 月和 11 月这 6 个月误差率均超过 5.0%,模型预测精度有待提升,仍有一定的改善空间。

①AIC(赤池信息量)、BIC(贝叶斯信息量)为在训练模型中选择更好模型时的判断准则。AIC、BIC 越小,模型越好,通常选择 AIC 或 BIC 最小的模型。

②误差率=|预测值-实际值|/实际值。

表 3 基于 SARIMA 模型的 2022 年 1—12 月社消零总额实际值与预测值

月份	预测值(亿元)	实际值(亿元)	误差率(%)
1 月	2508	2663	5.8
2 月	1525	1434	6.3
3 月	1906	1934	1.4
4 月	1971	1844	6.9
5 月	1950	1859	4.9
6 月	2006	2114	5.1
7 月	1974	1899	3.9
8 月	1990	1969	1.1
9 月	2063	2132	3.2
10 月	2285	2165	5.6
11 月	2305	2099	9.8
12 月	2282	2295	0.6

(三) SARIMAX 模型预测

先对数据进行预处理,选取预测模型观测变量,使用网格搜索进行超参数调优,拟合出 729 种模型,按照 AIC 准则进行甄选,最终选定最优模型 SARIMAX (1,1,0)(0,2,2,12),AIC 的值为 2.111。预测结果见表 4,SARIMAX 模型具有较强预测能力,预测准确性比较稳定,除 2 月和 8 月误差率超过 5.0%外,其他月份误差率则稳定在 3.0%左右,能够实现对社消零总额的有效预测。

表 4 基于 SARIMAX 模型的 2022 年 1—12 月社消零总额实际值与预测值

月份	预测值(亿元)	实际值(亿元)	误差率(%)
1 月	2622	2663	1.5
2 月	1557	1434	8.6
3 月	1958	1934	1.2
4 月	1822	1844	1.2
5 月	1857	1859	0.1
6 月	2039	2114	3.5
7 月	1950	1899	2.7
8 月	1844	1969	6.3
9 月	2098	2132	1.6
10 月	2120	2165	2.1
11 月	2160	2099	2.9
12 月	2240	2295	2.4

(四) 模型预测效果对比分析

图 1 显示出三种模型测试集的拟合效果。可以看出,三种模型预测值与社消零总额实际值走势大致趋同,但 SARIMAX 模型的预测效果更贴近实际值,可以有效预测实际变动趋势。相比之下,ARIMA 模型和 SARIMA 模型的预测效果不太稳定,在个别月份出现较大的误差波动。具体看,在 2022 年 5 月和 8 月,社消零总额均呈现小幅上升态势,而 ARIMA 模型的预测结果却是大幅上升和小幅下降。在 2022 年 10 月和

11 月,社消零总额呈现小幅上升和小幅下降态势,而 SARIMA 模型的预测结果却是大幅上升和小幅微升。需要注意的是,由于统计局未公布 2022 年 1 月和 2 月单月社消零总额,本文根据统计经验,将 1—2 月社消零总额累计数据换算成月度数据,造成三种模型 1 月和 2 月预测值与实际值走势偏差较大,误差率普遍较高。整体看,SARIMAX 模型在预测中表现相对较好,其拟合效果整体优于其他两种模型。

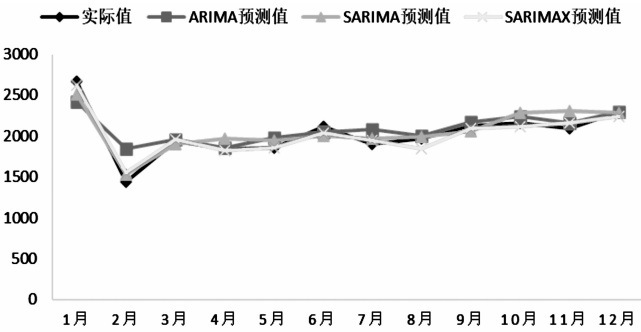


图 1 三种模型预测值对比

为进一步分析比较 ARIMA、SARIMA 和 SARIMAX 模型,引入模型评价指标,计算结果如表 5 所示。具体看,ARIMA 模型预测中出现较高误差,MSE 为 24446, RMSE 为 156.4,MAE 为 106.8,MAPE 为 5.8,表明 ARIMA 模型预测结果与实际值之间存在较大差距,预测误差率较高,需进一步调整模型参数或改进模型结构以提高预测准确性。SARIMA 模型相对 ARIMA 模型显示出更好的性能,具有较低的 MSE(11430)、RMSE(106.9)、MAE(92.0)和 MAPE(4.6)值,该预测结果与实际值间误差相对较小。SARIMAX 模型 MSE(4304)、RMSE(65.6)、MAE(54.8)和 MAPE(2.8),预测误差进一步减小,是三种模型中的最佳模型,在各评估指标中均显示出最优性能,预测优势明显。

表 5 ARIMA、SARIMA、SARIMAX 模型评估指标对比

指标	ARIMA	SARIMA	SARIMAX
MSE	24446	11430	4304
RMSE	156.4	106.9	65.6
MAE	106.8	92.0	54.8
MAPE	5.8	4.6	2.8

综上所述,三种模型预测准确性从高到低依次为 SARIMAX 模型、SARIMA 模型、ARIMA 模型。多变量 SARIMAX 模型在精准性和稳定性上优于单变量的 ARIMA 和 SARIMA 模型,而 SARIMA 模型因考虑季节性因素,预测效果优于 ARIMA 模型。机器学习算法相对于传统的统计预测方法,具有一定优越性,与已有研究相吻合。

(五)基于 SARIMAX 模型社消零预测分析

结合模型预测结果对比分析,选取 SARIMAX 模型预测 2023 年 1—11 月河南省社消零总额,预测结果见表 6。

表 6 2023 年 1—11 月河南省社消零总额实际值与预测值比较

月份	实际值(亿元)	预测值(亿元)	误差率(%)
1 月	1540	1561	1.4
2 月	2860	2899	1.4
3 月	2124	2130	0.3
4 月	1856	1923	3.6
5 月	2031	1970	3.0
6 月	2127	1982	6.8
7 月	1921	1975	2.8
8 月	2048	2030	0.9
9 月	2239	2230	0.4
10 月	2402	2360	1.8
11 月	2410	2380	1.2

注:2023 年 1 月、2 月的数据,根据统计经验,将 1—2 月累计数据换算成月度数据。

从 2023 年 1—11 月预测结果看,6 月河南省社消零总额预测误差率达 6.8%,预测值与实际值出现明显误差,可能与统计数据季节性调整相关;3 月、8 月和 9 月社消零总额预测效果最为理想,误差率不足 1.0%;其他月份预测误差率均控制在 3.0%左右。整体而言,SARIMAX 模型能够较为精准反映社消零总额月度走势情况,模型预测具有较高精准度与较好时效性,能够更好地为河南省消费品市场进行宏观调控和分类指导服务,高效统筹布局河南省经济发展,实现宏观经济运行逆周期调节。

六、总结与展望

本文利用 2018—2022 年河南省的月度社消零总额数据,分别构建了 ARIMA、SARIMA 和 SARIMAX 模型,并利用这些模型对 2022 年河南省月度社消零总额进行预测。通过引入预测模型评价指标进行评估,确定 SARIMAX 模型为最优模型。随后利用该模型对 2023 年 1—11 月的河南省月度社消零总额进行了预测,预测结果误差率在 0.3%—6.8%之间,预测效果较好。

根据研究结果,得出以下结论:首先,网络零售指标和快递规模指标与月度社消零总额之间存在较强相关性,为 SARIMAX 模型中的主要观测变量。其次,引入季节性因素的 SARIMA 模型在预测效果上明显优于 ARIMA 模型,预测精度提高了 20.7%,改善效果明显。再次,引入外部变量的 SARIMAX 模型在预测效果上明显优于 SARIMA 模型,预测精度提高了 39.1%,

提升效果最为显著。最后,机器学习模型在模型参数确定和预测精度方面具有明显优势,预测效果优于传统的统计分析模型。

本文在研究方法和模型设计方面还存在一些不足之处,需要进一步深入和完善。首先,本文仅利用机器学习模型 SARIMAX 与传统统计分析模型 ARIMA、SARIMA 进行了对比分析,未来研究可以引入更多的机器学习模型,如支持向量机、随机森林、LSTM 等来进行对比分析,以进一步验证 SARIMAX 模型预测的科学性和准确性。其次,受限于现实条件,本文引入的 SARIMAX 模型观测变量较少,不能涵盖影响社消零总额的所有影响因素。未来研究可以结合消费的新业态和新模式,引入更多高频指标,如线下消费活跃度、企业活跃度等,以提升对消费行为的预测和分析能力。

对社消零总额预测,具有以下意义:一是精准施策,靠前发力。先行掌握全省消费数据,有效解决数据滞后或无数据的现实痛点、难点,辅助政府及时掌握经济运行情况,为出台政策措施提供数据支撑和决策依据。二是针对重点领域、重要节点、重点企业,建立预警机制,对异常波动进行情况核实、原因分析、影响评估,从政策支持、融资协调等方面扶持引导,助力企业纾困解难。三是互联互通,数据共享。建立跨部门跨区域协同联动机制,将社消零数据与保供数据统一分析处理,打造多源融合数据底层架构,使消费分析更为精准,流通保供更加高效。◆

参考文献:

- [1]罗艺,肖李春.影响我国社会消费品零售总额相关因素的实证分析[J].中国集体经济,2022(24):86-88.
- [2]蒋翠清,乔晗.融合股市数据的社会消费品零售总额预测方法[J].统计与决策,2022,38(2):151-154.
- [3]李方一,肖夕林,刘思佳.基于网络搜索数据的区域经济预警研究[J].华东经济管理,2016,30(8):60-66.
- [4]戴娜,章源升,李洪英,等.宁波新型经济监测指数研究[J].浙江经济,2021(6):45-47.
- [5]杨青,王晨蔚.基于深度学习 LSTM 神经网络的全球股票指数预测研究[J].统计研究,2019,36(3):65-77.
- [6]吴玉霞,温欣.基于 ARIMA 模型的短期股票价格预测[J].统计与决策,2016(23):83-86.
- [7]翟静,曹俊.基于时间序列 ARIMA 与 BP 神经网络的组合预测模型[J].统计与决策,2016(4):29-32.
- [8]潘冬,石常峰.我国社会消费品零售总额预测方法与应用[J].统计与决策,2015(13):96-98.
- [9]王志坚,王斌会.基于 ARMA 模型的社会消费品零售总额预测[J].统计与决策,2014(11):77-79.
- [10]黄彦.基于 ARIMA 模型的我国社会消费品零售总额实证分析[J].经济论坛,2011(11):31-37.

数字政府建设水平的时空差异与动态演进

叶提芳^{1,2} 苏昕竹¹ 王宏宇¹ 王星雨¹ 张耀峰^{1,2}

(1.湖北经济学院 统计与数学学院,湖北 武汉 430205;2.湖北经济学院 湖北数据与分析中心,湖北 武汉 430205)

摘要:政府数字化建设水平关系国家治理现代化进程,是数字生态建设的关键,对深入推进中国式现代化具有重大意义。通过构建中国式现代化背景下数字政府建设水平的评价指标体系,综合利用熵值法、独立权,对2017—2021年我国除港澳台和辽宁、西藏、新疆外的28个省(区、市)的数字政府建设水平进行测度;运用Dagum基尼系数及核密度估计剖析我国数字政府建设水平的时空差异与动态演进特征。研究发现:当前我国数字政府建设总体上呈持续稳步上升趋势;空间上,省域间呈现“南高北低”“东快西缓”的时空演变特征,各经济区域的发展情况各具特色;区域上,地区间数字政府建设存在明显差异,地区内存在两极分化现象,地区间在政府引导与社会协作方面差异明显。最后,提出提升数字化基础环境建设水平、缩小区域间数字政府建设差距等政策建议,为提升区域政府数字化治理能力提供靶向支撑。

关键词:数字政府;数字生态;国家治理;时空差异;Dagum基尼系数

中图分类号:D63

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2024)02-0064-09

DOI:10.13999/j.cnki.tjllys.2024.02.009

一、引言

数字建设同国家治理和高质量发展密切相关,政府数字化建设水平关系国家治理现代化进程,是数字生态建设的关键,对深入推进中国式现代化具有重大意义。党中央、国务院高度重视数字政府建设,不断强化顶层设计。2019年,党的十九届四中全会首次提出“数字政府”。2021年,《中华人民共和国国民经济和社会发展第十四个五年规划和2035年远景目标纲要》明确提出要“将数字技术广泛应用于政府管理服务,推动政府治理流程再造和模式优化,不断提高决策科学性和服务效率”。2022年6月,国务院印发《关于数字政府建设的指导意见》,对未来五年及更长一段时间数字政府建设作出战略部署。党的二十大报告提出要建设数字中国,为加强数字政府建设、加快政府数字化转型进一步指明了方向。在此背景下,科学测度我国

各地区的数字政府建设水平,深入探讨其时空差异与动态演进特征,对于推进和改善各地区数字政府建设具有重要意义。

二、文献综述

明晰数字政府的概念和特征是科学测度和实证评估的基础,已有文献从不同角度对数字政府进行了定义。黄璜(2020)^[1]指出应从技术和组织两个层面来理解数字政府的概念:技术层面,数字技术是基础和核心,其他治理技术或实现政策目标的基本手段也都包含在内;组织层面,是政府基于数字基础设施的赋能、协同与重构。部分文献关注技术角度,将数字政府看作是政府部门以ICT技术赋能信息和服务供给,鼓励民众参与决策的过程(Gil-Garcia和Dawes等,2018)^[2];实现安全的跨部门合作、数据共享和基于数据驱动的决策,提供统一的服务渠道等(Katsonis和Botros,2015)^[3];并

基金项目:国家社科基金重点项目“政务大数据统计建模与应用研究”(23ATJ005);湖北省教育厅科学研究计划重点项目“基于大数据的湖北省科技型中小企业信用评价研究”(D20212202)。

作者简介:叶提芳(1982—),女,河南西平人,博士,副教授,研究方向为大数据统计、经济统计;苏昕竹(2002—),女,湖北荆门人,研究方向为统计学;王宏宇(2001—),通信作者,女,河南新乡人,研究方向为统计学;王星雨(2001—),女,湖北十堰人,研究方向为统计学;张耀峰(1979—),男,河北承德人,博士,教授,研究方向为大数据技术与应用、经济统计等。

具备一些特征,例如公众能够便捷地获取信息与参与,各政府机构间数据能方便地整合和共享,政府能提供个性化的服务,以及实现政府采购数字化等。胡税根和杨竞楠(2021)^[4]认为数字政府是一种新型政府形态,能综合运用互联网、物联网、大数据、人工智能和区块链等现代信息技术,目的在于促进经济社会运行全面数字化。

在数字政府测度方面,联合国电子政务调查评估于2001年启动并每年发布报告,从电信基础设施、人力资本和在线服务三大维度共80个指标对各国电子政务水平进行评估,是全球电子政务领域较权威的参考(王益民,2019)^[5]。国内,清华大学数据治理中心自2020年起对我国数字政府发展进行评估,并进行年度更新,其构建的指标体系涵盖组织机构、制度体系、治理能力和治理效果,已由最初的12个二级指标65个三级指标,优化完善至现在的13个二级指标79个三级指标(清华大学数据治理研究中心,2023)^[6]。

国内外专门对数字政府建设水平测度的研究较为少见。相关文献多从治理角度对政府治理能力现代化进行测度研究。例如,李文彬和陈晓运(2015)^[7]聚焦政府治理的六个维度,即战略性、信息化、多元化、多中心、就绪化和法制化,构建评估政府治理能力现代化的指标体系框架。唐天伟和李林(2017)^[8]从治理体系现代化和治理能力现代化两个角度构建指标体系,并对2016年292个地级市的地方政府治理现代化水平做出实证评估。冯朝睿和赵倩莹(2023)^[9]基于政府数字治理能力理论与体系,从“投入-过程-产出”的动态视角,构建评估我国地区政府数字治理能力的框架,并对31个省(区、市)级行政区进行实证研究。

纵观已有文献,基于数字政府的研究成果颇丰,但仍存在可以拓展的空间。首先,在测度指标方面,已有研究聚焦在政府治理能力现代化、数字治理能力等方面,而数字治理只是政府实施治理的一种模式,且测度数据大多是基于特定年份或特定地区的相关报告,并非基于连贯且全面的面板数据。其次,在研究内容上,随着中国式现代化新要求的提出,数字政府的内涵特征也需要随着时代的发展进行拓展和丰富,且现有文献忽略了对区域差异性及时序变化特征的研究。

本文的研究将围绕以下几个问题展开:第一,在把握中国式现代化建设背景下数字政府内涵的基础上,如何选取合适的评价体系和方法测度中国数字政府的建设水平?第二,中国数字政府的动态分布演进

具有何种趋势和特征?第三,各个地区数字政府建设水平是否存在差异?如果存在,这种空间差异有多大?主要来自于不同区域之间还是区域内部?依据上述问题的研究结果,不仅可以对不同地区数字政府的建设水平有清晰和客观的认识,为未来数字政府发展提供路径参照,而且可根据数字政府建设水平的地区差异、时空演变趋势对区域数字政府发展提出有针对性的政策建议,为提高区域政府治理能力、缩小区域发展不平衡提供靶向支撑。

三、数字政府建设水平的指标体系构建与研究方法

(一) 指标体系构建

中国式现代化背景下,数字政府超越单一领域发展阶段,迈入全面数字化转型的协同发展阶段。现阶段数字政府建设的内涵不但指数字技术赋能治理能力提升,而且涵盖数字技术赋能对政府内跨层级、跨地域和跨系统整体协同,以及政府与外部市场和社会主体包容协同的全面推进(孟天广,2022)^[10]。据此,本文基于社会系统理论阐述中国式现代化背景下数字政府建设的内涵。社会系统理论认为组织应包含内、外环境系统,且应考虑包括技术工具在内的技术系统,包括行为体及其关系在内的社会系统和整合、协调、设计、控制整个组织的管理系统。因此,可以将政府的数字治理看作为一个社会技术系统,要判断政府的数字治理水平需综合考虑其数字技术及其运用水平和多元主体的参与,主要体现在环境支持、社会协作和政府引导三个方面。

环境支持水平方面,包括基础设施建设和数字资源供给两个维度。基础设施建设中移动互联网用户数指标,反映了移动互联网的普及程度和用户规模,并且随着普及程度的提高,公民可以更好地参与数字政府建设和享受数字治理带来的福利。此外基于数字政府建设相关实践的考量,还选择了数字资源供给维度,包括科学技术财政支出比重和5G试点城市数量两个指标对其进行支撑,体现了数字政府建设的基础研究和核心技术攻关水平。

社会协作水平方面,考虑到公众主要通过政务网站、手机软件等途径参与数字政府治理,所以政府网络信息发布和公众网络参与水平这两个维度数据主要通过各省级政府门户网站的年度报表获得,具体选择移动端政务服务网站总访问量、政府服务网站注册用户数、平台收到意见数,及其附属政务新媒体(微博、微信公众号)订阅数和信息发布量等8个指标。

政府引导水平方面,从政府数字技术应用水平和政府保障建设水平两个维度测量。政府数字技术应用水平选择概括类信息更新量、政务动态信息更新量和信息公开目录信息更新量等指标。政府保障建设水平包括数字政府相关政策数量、省级数据管理机构设置情况两个指标。数字政府建设涉及各组织层级的决策部署和责任安排,政府通过制定相关政策将社会力量凝聚起来;省级数据管理机构的设置可以搭建起推动

数据流转、开发和利用的全面数字化路线图,为政府与社会之间打破壁垒、共同治理,形成高效的社会治理网络奠定基础。

综上,本文从环境支持水平、社会协作水平和政府引导水平三个子系统构建中国数字政府建设水平评价指标体系,并选取 24 个基础指标来具体反映,详见表 1。

表 1 数字政府建设水平评价指标体系

子系统	维度	指标	权重	指标属性	数据来源
环境支持水平	基础设施建设情况	互联网宽带接入端口数	1.01%	+	国家统计局
		规模以上工业企业 R&D 人员折合全时当量	2.71%	+	
		移动电话基站数	17.59%	+	
		移动互联网用户数	0.99%	+	
		移动电话普及率	0.61%	+	
	数字资源供给	科学技术财政支出比重	7.53%	+	各省(区、市)政府新闻通稿
		5G 试点城市数量	5.54%	+	
社会协作水平	政府网络信息发布	政务机构微博信息发布量	3.86%	+	各省(区、市)政府网站年度报表
		政务微信公众号信息发布量	2.88%	+	
		可全程在线政府服务事项比例	6.17%	+	
		平台收到意见数	13.13%	+	
	公众网络参与水平	移动端政务服务网站总访问量	4.32%	+	
		政府服务网站注册用户数	3.26%	+	
		政务微博订阅数	6.56%	+	
政府引导水平	政府数字技术应用水平	政务微信公众号订阅数	3.65%	+	各省(区、市)政府网站年度报表
		概括类信息更新量	0.77%	+	
		政务动态信息更新量	0.31%	+	
		信息公开目录信息更新量	1.47%	+	
		解读材料数量	0.82%	+	
		解读产品数量	0.64%	+	
		媒体评论文章数量	0.74%	+	
		回应公众关注热点或重大舆情数量	0.76%	+	
	政府保障建设水平	数字政府相关政策数量	8.38%	+	
		省级数据管理机构设施情况	6.28%	+	

(二)数据来源与数据处理

囿于数据可得性,本文的研究对象为除港澳台和辽宁、西藏、新疆外的 28 个省(区、市),相关数据主要来自相关省(区、市)的统计年鉴和政府门户网站工作年度报表。其中,5G 试点城市数量来自工信部;数字政府相关政策数量通过各省(区、市)政府门户网站检索得出;省级数据管理机构设施情况根据现有省(区、市)数据管理部门的机构设置与职能配置情况统计得出,

采取 0、1 变量。部分省(区、市)和年份缺失数据通过指数平滑法进行补充。为消除不同指标间的量纲及单位的影响,本文所涉及指标根据式(1)所示方法将原始数据进行标准化处理。

正向指标: $x'_{ij} = \frac{x_{ij} - x_{\min}}{x_{\max} - x_{\min}}$ (1)

其中,i 为省(区、市),j 为第 i 个指标, x_{ij} 为第 i 个省(区、市)第 j 个指标的原始数据, x'_{ij} 为第 i 个省(区、

市)第 j 个指标原始数据经过标准化后的数据, $x_{\min}$ 、 $x_{\max}$ 分别为原始数据中第 j 个指标的最小值和最大值。

(三)基础指标赋权与指标合成方法

在多指标综合评价中,权数所测度的综合指数起到至关重要的作用。从不同视角考虑,权数的衡量可以归结于信息量的多少、独立性的多少、可靠性的高低以及评价者的主观判断四个层面。在信息量权方面,熵权法可以很好地反映各指标包含的信息量差异。在独立性权数方面,指标间相关系数可以有效处理多指标综合评价中指标间重复信息对综合评价的影响。因此,本文借鉴杨耀武和张平(2021)^[1]测度我国经济发展质量的多指标综合评价体系中的信息量权和独立权合成的综合权进行基础指标赋权。

$$Z_i = \frac{Q_i * w_i}{\sum_{i=1}^m (Q_i * w_i)} \quad (2)$$

其中, Q_i 为熵权法所得权重, w_i 为独立性权数。在指标合成时,由于基础指标间的可替代性较强,考虑各方面指标间的均衡发展,使用加法原则进行基础指标的合成,使用乘法原则进行三个维度的合成。

四、数字政府建设水平的测度结果与时空差异

(一)各地区数字政府建设水平综合指数

基于信息熵权经独立性调整的综合权赋权基础指数,得出 2017—2021 年中国 28 个省(区、市)数字政府建设水平综合得分^①。依据国家统计局对我国经济区域的划分,将测度结果分为东部、西部、中部和东北四个地区,全国及各地区每年的数字政府建设水平综合指数见表 2。

表 2 全国及各地区数字政府建设水平综合指数

地区	2017 年	2018 年	2019 年	2020 年	2021 年
全国	0.0921	0.1195	0.1346	0.1424	0.1598
东北	0.0456	0.0647	0.0584	0.0816	0.1084
东部	0.1169	0.1753	0.1917	0.1977	0.2153
西部	0.0717	0.0855	0.0973	0.0978	0.1197
中部	0.1002	0.1037	0.1291	0.1470	0.1512

图 1 直观地展示了 2017—2021 年全国及各地区的数字政府建设水平变化。可以看到,不同地区数字政府建设水平差异十分明显,东部地区最高,中部地

区次之,然后是西部地区,东北地区最低,全国平均水平与中部地区较为接近。另外,2017—2021 年,全国各地区呈整体稳定增长趋势,西部与东北地区数字政府建设差距逐渐收敛,这得益于我国数字政府的顶层设计。事实上,自 2017 年国务院印发《“互联网+政务服务”技术体系建设指南》后,东部地区快速响应,加快数字政府建设,与其他地区数字政府建设水平逐渐拉大;2018 年,国务院印发《进一步深化“互联网+政务服务”推进政务服务“一网、一门、一次”改革实施方案》,中部地区的政务服务建设意识开始深化,中西部地区数字政府建设差距逐渐加大;2019 年,《中华人民共和国政府信息公开条例》发布,全国上下加快了电子政务的建设步伐,西部与东北地区数字政府建设差距逐渐呈收敛趋势;2021 年,全国四大地区数字政府指数均超过 0.1,表明数字政府及电子政务已基本融入全国各地人民的生活当中。

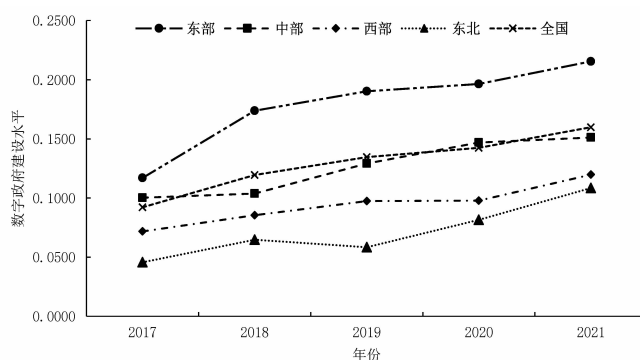


图 1 全国及各地区数字政府建设水平时序图

(二)各省(区、市)数字政府建设水平的时序特征

根据各省(区、市)数字政府建设水平综合得分,将 28 个省(区、市)的数字政府建设水平分为起步型、追赶型、发展型、优质型、引领型等五个类型^②。以 2017 年、2019 年和 2021 年三个年份作为时序代表,各省(区、市)所属类型详见表 3。由表 3 可知,从空间格局看,我国数字政府建设水平呈现以下特征:

第一,全国整体看,数字政府建设水平逐年上升,且呈现出“南高北低”“东快西缓”的空间分布特征。2017—2019 年,全国引领型省(区、市)由 0 个增加至 2 个,优质型省(区、市)由 7 个增加至 16 个,发展型省

①因篇幅所限,2017—2021 年各省(区、市)数字政府建设水平详细结果留存备案。

②起步型、追赶型、发展型、优质型、引领型数字政府建设水平综合得分分别为 0.0015 及以下、0.0015—0.0700、0.0700—0.1200、0.1200—0.2100、0.2100 及以上。

(区、市)由 12 个减少至 3 个,追赶型省(区、市)由 8 个减少至 6 个。2019—2021 年,全国引领型省(区、市)由 2 个增加至 7 个,发展型省(区、市)由 3 个增加至 7 个,追赶型省(区、市)由 6 个减少至 3 个,起步型省(区、市)由 1 个减少至 0 个。

第二,分省(区、市)看,沿海地区大部分处于领先态势。五年来,广东数字政府建设水平稳居全国第一,与福建率先成为引领型,成为全国数字电子政务建设的标杆。浙江、江苏、上海发展迅猛,至 2021 年也跃升为引领型。西部大省四川,中部省份河南、湖北、安徽、江西建设水平也遥遥领先,至 2019 年均跃升为优质型,其中四川 2021 年跻身引领型。位居西部的青海、宁夏、云南数字政府建设水平一直较为落后,亟

待追赶。

第三,分经济区域看,长江经济带呈“前后引领,带动中线”的趋势,2017—2021 年,四川、上海、江苏等率先完成优质型数字政府建设,逐步跨进了引领型队列,带动长江沿线地区数字政府快速发展建设。珠江三角洲呈“超前引领”的趋势。京津冀呈北京、天津稳步提升,而河北停滞不前的现象。黄河上游地区数字政府建设动力不足,2017—2021 年呈现不稳定、难维持和少变化的特征,其间出现停滞发展的现象,呈现出由追赶型转向起步型再转向追赶型的曲折过程;黄河中下游地区表现不一致,内蒙古、山西的数字政府建设动力不足,而河南、山东、陕西稳步提升,2021 年均跃升为优质型。

表 3 各省(区、市)数字政府建设水平所属类型

年份 类型	2017 年	2019 年	2021 年
起步型	甘肃	青海	—
追赶型	青海、宁夏、山西、山东、云南、广西、海南、黑龙江	甘肃、宁夏、山西、云南、湖南、黑龙江	青海、宁夏、云南
发展型	吉林、北京、天津、河北、河南、安徽、湖北、湖南、重庆、贵州、江西、内蒙古	内蒙古、吉林、河北	甘肃、山西、河北、湖南、海南、黑龙江、内蒙古
优质型	陕西、江苏、上海、四川、浙江、福建、广东	北京、天津、山东、陕西、河南、江苏、四川、重庆、湖北、安徽、上海、贵州、江西、浙江、广西、海南	吉林、河南、天津、陕西、山东、重庆、湖北、贵州、江西、广西、安徽
引领型	—	福建、广东	四川、北京、上海、江苏、浙江、福建、广东

(三)数字政府建设水平的空间差距

1. 空间差异测度方法: Dagum 基尼系数

选用 Dagum 基尼系数测度我国数字政府建设水平的空间差距。该方法能高效分析不同地区对样本总体差异的影响、不同地区的组间和组内差距,并有效解决不同地区之间的交叉重叠问题。式(3)给出了 Dagum 基尼系数的表达式,其中, G 表示总体基尼系数, $\bar{y}$ 表示全国数字政府建设水平的平均值, n 为省(区、市)个数, k 为地区划分个数, $y_{ji}(y_{hr})$ 是 $j(h)$ 地区内任意一个省份的数字政府建设水平, $n_j(n_h)$ 是 $j(h)$ 地区内省份的个数, j, h 为地区划分个数, i, r 为地区内省(区、市)的个数。

$$G = \sum_{j=1}^k \sum_{h=1}^k \sum_{i=1}^{n_j} \sum_{r=1}^{n_h} \frac{|y_{ji} - y_{hr}|}{2n\bar{y}} \quad (3)$$

式(4)和式(5)分别表示 j 地区的基尼系数 G_{ji} 和地区内差异 G_w ; 式(6)和式(7)分别表示 j, h 地区的地区间基尼系数 G_{jh} 和地区净值差异 G_{nb} ; 式(8)表示超变

密度 G_t 。它们之间的关系满足 $G = G_w + G_{nb} + G_t$ 。

$$G_{ji} = \frac{1}{2Y} \sum_{i=1}^{n_j} \sum_{r=1}^{n_j} \frac{|y_{ji} - y_{jr}|}{n_j} \quad (4)$$

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

$$G_{jh} = \frac{\sum_{i=1}^{n_j} \sum_{r=1}^{n_h} |y_{ji} - y_{jr}|}{n_j n_h (\bar{Y}_j + Y \bar{Y}_h)} \quad (6)$$

$$G_{nb} = \sum_{j=2}^k \sum_{h=1}^{j-1} G_{jh} (p_j s_h + p_h s_j) D_{jh} \quad (7)$$

$$G_t = \sum_{j=2}^k \sum_{h=1}^{j-1} G_{jh} (p_j s_h + p_h s_j) (1 - D_{jh}) \quad (8)$$

其中, $p_j = n_j \bar{Y}$, $s_j = n_j \bar{Y} / n \bar{Y}$, $j = 1, 2, \dots, k$ 。式(9)进一步给出了各省(区、市)间数字政府建设水平相对影响 D_{jh} 的定义, 其中, d_{jh} 为各省(区、市)间数字政府建设水平的差值, 计算公式如式(10); p_{jh} 为超变一阶矩, 计算公式如式(11); F_j, F_h 分别为 j, h 省(区、市)的累积密度分布函数。

$$D_{jh} = \frac{d_{jh} - p_{jh}}{d_{jh} - p_{jh}} \quad (9)$$

$$d_{jh} = \int_0^{\infty} dF_j(y) \int_0^y (y-x) dF_h(x) \quad (10)$$

$$p_{jh} = \int_0^{\infty} dF_j(y) \int_0^y (y-x) dF_j(x) \quad (11)$$

2. 数字政府建设水平的总体差异

图2直观给出了我国数字政府建设水平的总体差距随着时间的变化特征,可以看出,呈先下降、后趋于平缓的趋势。近五年来,我国数字政府建设水平的基尼系数下降了2.8%。事实上,得益于国家出台的诸多政策,如《关于加快推进全国一体化在线政务服务平台建设的指导意见》,进一步促使数字政府建设较为落后地区的加大重视,相关部门加速推进,我国数字政府建设水平的地区差距开始缩小,具体表现为数字政府建设的社会协助水平和政府引导水平的基尼系数大幅下降。2017—2018年,我国数字政府建设的社会协助水平和政府引导水平的基尼系数分别下降14.9%和16.5%,对于我国数字政府建设的均衡发展起到了较大的促进作用。2018—2021年,我国通过统筹数字政府建设的环境支持,有效防止了数字政府建设水平地区差距的进一步扩大,数字政府建设水平的基尼系数平稳波动。

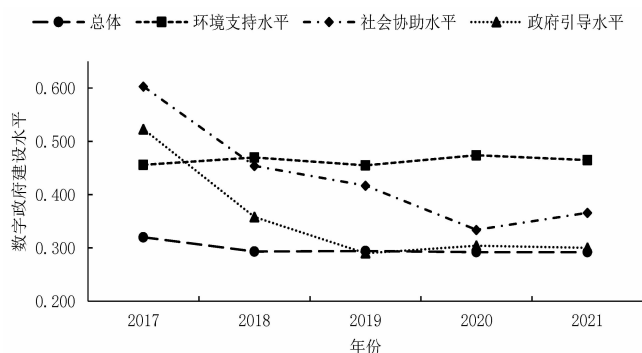


图2 数字政府建设水平的地区差距

图3直观展示了地区差异的空间来源,可以看出,我国数字政府建设水平的地区差距来源于地区间差异、地区内差异以及超变密度。其中,地区间差异度量了我国东部、中部、西部和东北地区间的建设水平差异;地区内差异度量了我国东部、中部、西部和东北地区各省(区、市)的建设水平差异;超变密度度量了我国东部、中部、西部、东北地区间离群值的跨群交叉程度。在以上三种差距中,地区间差距是我国数字政府建设水平的地区差距的主要差异来源。由2017—2021年的各自差异的贡献率看,地区间差异对总体差异的贡献均达到了近50%或50%以上,而地区内差异和超变密度对

总体的贡献率分别为20%左右和15%—30%。

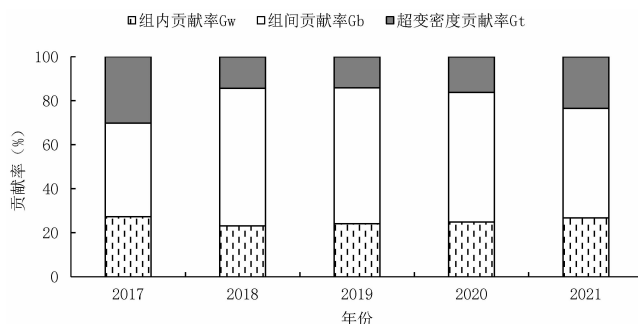


图3 数字政府建设水平的地区差距来源

从演变趋势看,数字政府建设起始时期,地区间差距的大幅度上升促进了总体差距的大幅度下降;之后,地区间差距的降低使总体差距平稳下降。具体说,2017—2018年,地区间差距增大了4.8%,同时总体差距降低了2.7%;2018—2021年,地区间差距逐步减少的同时,总体差距也稳步降低。地区间差距的增大可以短时间拉动数字政府建设的均衡发展;但是,地区间差距的缩减有利于数字政府建设的长期均衡发展。

3. 数字政府建设水平的地区间差异

图4直观展示了地区之间差异的变动趋势,可以看出,东部、中部、西部和东北地区的地区间差距均呈波浪式下降趋势。其中,东部与东北、东部和中部及东北和西部的地区间差距存在较大幅度波动,而东部和西部、西部和中部及东部和中部的地区间差距为较为平缓的波动。此外,东部和东北之间的差异最大,而中部和西部、东部和中部之间的差异较小。虽然不同地区间的差异在不同年份有大小不同的波动,但是从整体上看,各地区间的差异呈下降趋势。

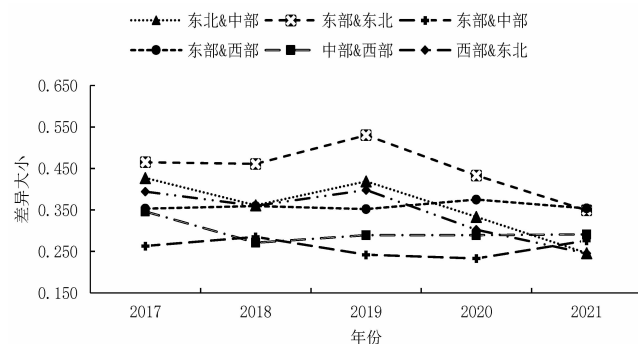


图4 数字政府建设水平的地区间差距

4. 数字政府建设水平的地区内差异

图5直观展示了各地区组内差距的变动趋势,可以看到,东部、中部地区表现出稳步下降的现象,但是存在组内差距变大的态势;西部地区呈现较为平缓的

波动下降趋势;东北地区呈现大幅度的波动下降趋势。另外,从各地区组内差距的大小看,组内差距最大的地区为西部地区,其数字政府建设发展存在明显的不平衡性,但随着近年来的发展,其不平衡性有了一定程度的改善。东部地区的组内差距最小,与西部地区形成鲜明对比,其地区内部数字政府建设发展较其他地区发展的更加均衡。从发展趋势看,东部地区组内差距存在扩大趋势,说明其数字政府建设发展有均衡性减弱的态势。而对于中部地区,它与东部地区有相同的发展趋势,但是其均衡性较东部地区更弱。东北地区的组内差距存在大幅度波动,说明其数字政府的建设发展比较不稳定。

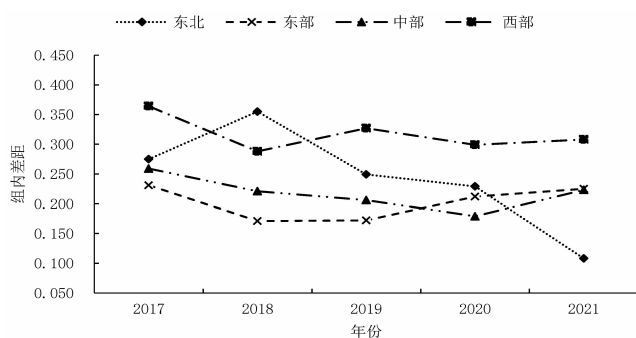
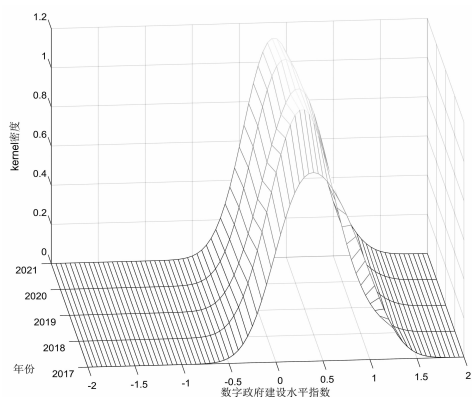


图5 数字政府建设水平的各地区组内差距

五、数字政府建设水平的动态演进特征

(一) Kernel 核密度估计方法

Kernel 核密度估计用于估计数据样本的概率密度函数,通过对数字政府建设水平指数的 Kernel 核密度估计来考察其时间变化的趋势及空间集聚特征。假设



图(a)侧面

随机变量 $X=(x_1, x_2, \dots, x_m)$ 和 $Y=(y_1, y_2, \dots, y_n)$ 服从独立同分布, $f(x, y)$ 是其联合核密度估计函数, 计算公式为:

$$f(x, y) = \frac{1}{N h_x h_y} \sum_{i=1}^n K_x \left(\frac{X_i - x}{h_x} \right) K_y \left(\frac{Y_i - y}{h_y} \right) \quad (12)$$

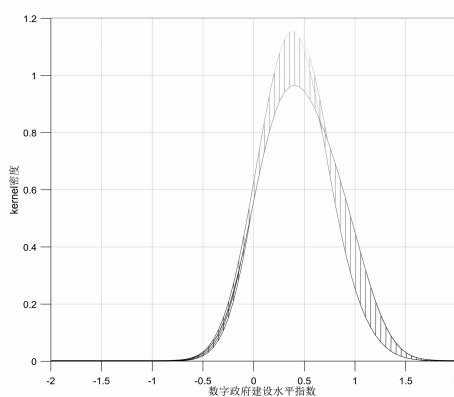
其中, N 为省(区、市)的个数; $K(\cdot)$ 为核密度函数; h 为窗宽, 决定了核密度曲线的光滑程度和估计精度。

(二) 数字政府建设水平的动态演进特征

通过绘制数字政府建设水平的三维核密度图, 来分析数字政府建设水平动态演变特征, 并对我国不同年份、不同地区的数字政府建设水平的分布位置、形态、延展性和极化趋势等进行比较分析, 探索我国数字政府建设水平的空间分布动态特征。

1. 全国总体层面的数字政府建设水平空间动态演变规律

图6直观展示了全国层面数字政府建设水平空间动态趋势。可以看到, 2017—2021年间, 我国数字政府建设水平的特征如下: 首先, 从分布位置看, 核密度曲线没有明显的随时间移动的趋势, 说明我国数字政府建设水平整体上处于平稳发展阶段。其次, 从分布形态看, 波峰呈现出逐年上升的趋势, 波峰的形状逐渐收窄, 从宽峰变为尖峰, 说明我国各省(区、市)间的数字政府建设水平的差距呈缩小趋势。从波峰数量看, 2017—2021年均仅有一个主峰, 说明2017—2021年我国数字政府建设水平不存在极化特征, 总体上呈均衡发展态势。



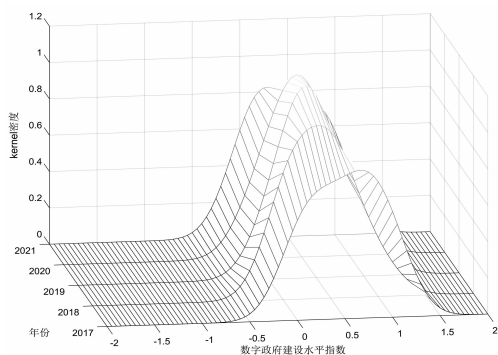
图(b)正面

图6 全国层面数字政府建设水平空间动态趋势

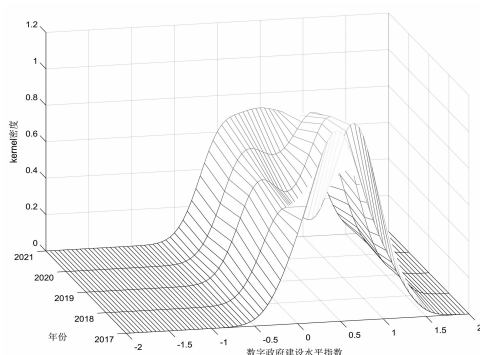
2. 分地区的数字政府建设水平空间动态演变规律

图7直观展示了地区层面数字政府建设水平空间动态趋势。可以看到, 东部地区数字政府建设水平的分布及其变化呈现如下特征: 从分布形状看, 东部

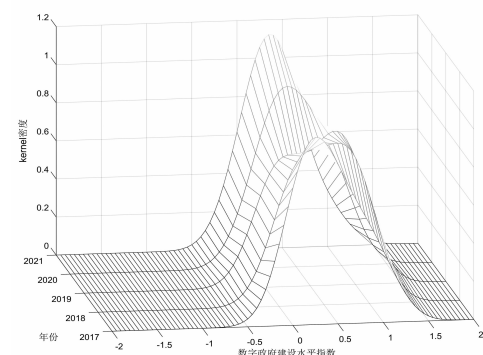
地区整体波峰形状相似且都为单峰, 说明东部地区各省(市)数字政府建设水平差异不明显; 整体波峰逐渐收窄, 说明东部地区各省(市)差距不断缩小。



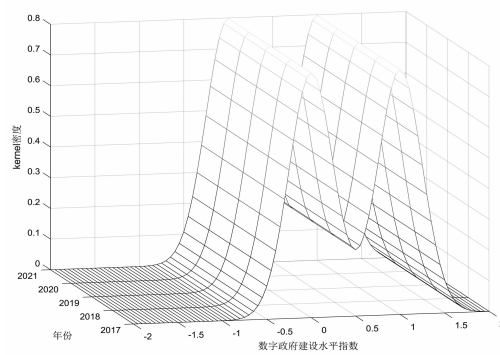
图(a)东部地区



图(b)中部地区



图(c)西部地区



图(d)东北地区

图7 地区层面数字政府建设水平空间动态趋势

中部地区的核密度曲线整体上呈现向右移动的趋势,说明样本期间中部地区的数字政府建设水平不断提高。从分布形状看,2017年和2018年为单峰,说明此时中部地区的数字政府建设水平差异不明显;自2019年变为双峰且波峰跨度逐渐拉大,说明出现多极分化现象,中部地区各省(区、市)的数字政府建设水平日益提升,且波峰峰值逐渐变大,说明中部地区数字政府建设水平差异逐渐缩小。

西部地区的核密度曲线呈现总体向右移动的趋势,说明样本期间西部地区的数字政府建设水平不断提高。从分布形状看,西部地区数字政府建设水平分布呈现“单峰—双峰—单峰”转变的趋势,说明西部地区多极分化趋势逐步减弱,双峰期间西部地区各省份数字政府建设水平发展迅速且建设水平差异大;2019年后波峰形状逐渐收窄,说明西部地区各省(区、市)数字政府建设水平差距在缩小。

东北地区的核密度估计结果表明:从分布位置和分布形态看,与全国的数字政府建设水平演变趋势一致,说明东北地区的数字政府建设水平总体呈现增速稳定且各省份间差距缩小的趋势,但滞后于全国总体发展水平。但是,从波峰数量看,2017—2021年均存在

两个主峰,说明2017—2021年东北地区的数字政府建设水平存在两极分化现象,各省份间的数字政府建设水平差异较大。

六、结论与政策启示

(一) 结论

本文在中国现代化建设背景下,基于社会系统理论,构建数字政府建设水平评价指标体系,并综合利用熵值法、变异系数法及独立型权重法测度了2017—2021年我国28个省(区、市)样本期的数字政府建设水平,运用Dagum基尼系数和核密度法分析当前全国数字政府建设的发展现状、空间差异与动态演进特征,主要结论如下:

第一,从整体看,2017—2021年全国数字政府建设水平呈现稳步提升态势。全国数字政府建设指数均值从2017年的0.065提高到2021年的0.120,总体增长89.64%,年均增长率为17.44%。具体看,研究期间内数字政府建设水平排名稳居前十的省份分别为广东、北京、福建、江苏、浙江、四川、上海,而建设水平较低的省(区)集中于西北地区,表明数字政府建设水平与当地数字经济发展水平高度相关。

第二,从时间演变看,全国数字建设水平呈“南高

北低”“东快西缓”的空间演变特征。分经济区域看,长江经济带呈现“前后引领,带动中线”的趋势;珠江三角洲呈现“超前引领”的趋势;京津冀呈现北京、天津稳步提升,而河北停滞不前的现象;黄河上游地区的数字政府建设水平呈现由追赶型转向起步型再转向追赶型的曲折过程,黄河中下游地区的表现不一致。

第三,从空间差异看,全国数字政府建设水平总体差异不断减小,且地区间差距是我国数字政府建设水平地区差距的主要差异来源。2017—2021年我国数字政府建设水平总体差距先大幅度下降,后趋于平缓。其中东北地区数字政府建设水平差异主要来源于政府支持水平,东部和中部地区的差异主要来源于社会协作水平,西部地区的差异主要来源于环境支持水平。另外,东部地区与东北地区的组间差异最为明显,西部地区的组内差异最大。整体上,四个地区的地区内差异呈波浪式下降态势。

第四,从动态演进看,总体上,我国数字政府建设水平呈现稳定增长趋势,各省(区、市)间差距不断缩小。区域上,东部地区的数字政府建设水平发展稳定,且随着时间推移,地区差距快速缩小;中部地区的数字政府建设水平不断提升,但长期存在两极分化现象;西部地区与东北地区的数字政府建设水平发展缓慢,徘徊不前,且东北地区存在严重的两极分化问题。

(二)政策启示

根据上述研究结论,结合各地数字政府建设的实际情况,提出以下政策建议:

第一,高度重视数字政府建设,提升数字化基础环境建设水平,完善电子政务系统。在全面建设社会主义现代化国家的新征程上,加强政府数字化建设,推动公众与政府的高效良性互动是中国社会治理现代化的内在要求。各地应提升对数字政府建设的重视程度,不断优化数字治理基础环境,为数字政府建设创造良好条件。要完善以“数字政府”为核心的数字中国建设体系,积极主动改进电子政务的线上功能系统,全面推进“互联网+政务服务”。

第二,因地制宜制定政策,加强创新引领。在各地数字政府建设政策制定方面,根据各自经济发展特征,制定差异化政策,合理发挥优势,循序渐进推进数字政府建设进程。各地政府应在吸取、借鉴数字政府建设水平先进地区经验的基础上,积极树立创新思维,提出创新型政策思路,并进行实践检验,积极探索符

合自身特点的数字政府建设路径。

第三,实施区域协同性战略,缩小区域间数字政府建设差距。东部和西部数字经济发展差距是全国各地区数字政府建设水平存在差距的重要来源之一,另外,数字政府建设水平差异还和各地区信息基础设施、人才储备和产业基础等多方面因素有关。要实施区域协同发展战略,以先进地区带动落后地区,利用国内大循环及数字经济的空间溢出性,提升各经济区域的整体发展水平,加快落后地区发展,缓解区域间发展不平衡现象。

第四,各地区要警惕两极化现象,合理分配资源供给,平衡地区内部差异。真正的优质型数字政府建设是全面的数字化建设,各地区应该加强统筹协调,合理规划数字资源的分配供给问题,努力减小内部各个城市之间的发展差异,并积极进行政策调整和结构优化,防止出现两极化现象。◆

参考文献:

- [1]黄璜.数字政府:政策、特征与概念[J].治理研究,2020,36(3):6-15+2.
- [2]GIL-GARCIA J R, DAWES S S, PARDO T A. Digital Government and Public Management Research: Finding the Grossroads[J]. Public Management Review, 2018(5): 1-14.
- [3]KATONIS M, BOTROS A. Digital: A Primer and Professional Perspectives[J]. Australian Journal of Public Administration, 2015, 74(1): 42-52.
- [4]胡税根, 杨竞楠. 发达国家数字政府建设的探索与经验借鉴[J]. 探索, 2021(1): 77-86.
- [5]王益民. 2019 数字政府发展报告[R]. 北京: 国家行政学院电子政务研究中心, 2019.
- [6]清华大学数据治理研究中心. 2022 年中国数字政府发展指数报告[R]. [S.l.: s.n.], 2023.
- [7]李文彬, 陈晓运. 政府治理能力现代化的评估框架[J]. 中国行政管理, 2015(5): 23-28.
- [8]唐天伟, 李林. 2016 我国地方政府治理现代化测度与分析: 以内地 292 个地级市为例[J]. 地方治理研究, 2017(4): 3-16.
- [9]冯朝睿, 赵倩莹. 中国政府数字治理能力指标体系构建与测度研究: 基于熵权 TOPSIS 方法的实证分析[J]. 云南财经大学学报, 2023, 39(3): 98-110.
- [10]孟天广. 数字治理生态: 数字政府的理论迭代与模型演化[J]. 政治学研究, 2022(5): 13-26+151-152.
- [11]杨耀武, 张平. 中国经济高质量发展的逻辑、测度与治理[J]. 经济研究, 2021, 56(1): 26-4.