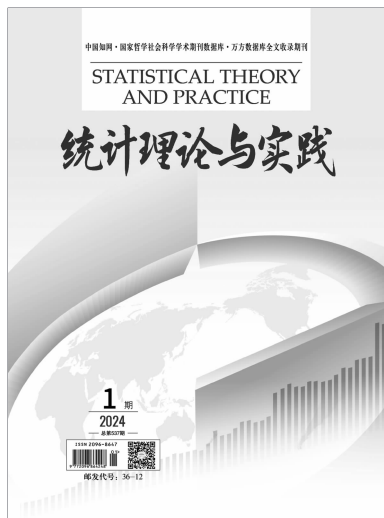




2024年第1期(总第537期)

主管单位:河南省统计局

主办单位:河南省统计信息咨询中心

出版单位:统计理论与实践杂志社

出版地址:河南省郑州市郑东新区

恭秀路16号

国内发行:河南省邮政报刊发行局

国外发行:中国国际图书贸易总公司

本刊承印:河南豫统印刷有限公司

连续出版物号: ISSN 2096-8647
CN 41-1458/C8

出版日期:每月25日

编辑部电话:(0371)65966326

发行部电话:(0371)65966326

邮政编码:450008

单册定价:15.00

订 阅:全国各地邮局(所)

(邮发代号:36-12)

网 址:<http://navi.cnki.net>

投稿邮箱:tjllysj@vip.sina.com

网络合作伙伴:博看网 www.bookan.com.cn

统计理论与实践

STATISTICAL THEORY
AND PRACTICE

编委会

编委会主任: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

● 社会经纬

我国乡村振兴水平测度及政策效应差异性评估

——基于广义双重差分模型

袁 靖 代 滢 刘晓敏 王靖茜 / 3

中国内循环动态因子的估计与分析

成 杰 刘娅娅 / 9

● 产业解读

数字经济赋能制造业绿色低碳转型:实证检验与机制分析

李 蕾 樊西锋 唐思婕 / 15

数字经济赋能农村三产高质量融合发展研究

——基于投入产出表视角

杨 阳 金 钰 / 23

长三角一体化战略对高技术产业绿色创新效率的影响研究

尤怡卜 孙玉环 胡 娜 / 30

● 区域发展

长株潭地区经济韧性的时空分布特征和影响因素研究

王 俊 刘 丹 / 37

四川省数字经济规模测度及指数监测分析

丛日玉 / 43

中国式现代化视域下河南省生态效率差异及其驱动因素研究

薛 冰 刘玉寒 杨洪鑫 张晓敏 / 49

● 实践探索

社会资本对农民主观幸福感的影响

——基于 CGSS2017 的实证分析

张宇争 徐 阳 凌 巍 / 55

人口老龄化对经济社会发展的影响及应对措施

——以商丘市为例

刘青松 谢 岚 / 62

数字普惠金融是否提升了中小企业竞争力?

——基于二元创新中介效应的视角

李元霞 刘春玲 / 66

我国乡村振兴 水平测度及政策效应差异性评估

——基于广义双重差分模型

袁靖 代滢 刘晓敏 王靖茜

(山东工商学院 统计学院, 山东 烟台 264005)

摘要:采用熵值法基于产业兴旺、生态宜居、乡风文明、治理有效和生活富裕 5 个维度共 19 个指标测度 2014—2021 年我国 31 个省(区、市)乡村振兴发展水平,在此基础上,采用控制双向固定效应的广义双重差分模型检验以 2018 年为实施年份的乡村振兴战略是否能够显著影响农民人均纯收入。结果表明:我国乡村振兴水平在 2018 年之后均有所增长,但乡村振兴发展不平衡不充分问题比较突出,存在显著的“东中部较高、西部较低”特征;广义差分模型回归结果显示我国乡村振兴政策显著有效,但异质性分析发现东部的乡村振兴政策效果明显优于西部。

关键词:乡村振兴;熵值法;政策评估;双重差分

中图分类号:F323

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2024)01-0003-06

DOI:10.13999/j.cnki.tjllysj.2024.01.001

一、引言

习近平总书记在党的二十大报告中指出,在全面建设社会主义现代化国家的道路上,最困难、最繁重的工作还是在农村。乡村振兴战略,是中国实现城乡一体化、全面建设社会主义现代化强国的重要指导方针,也是全面推进高质量发展的重要抓手。

乡村振兴战略是我国发展的特色,随着乡村振兴战略的进一步实施,需要考察以下两个问题:我国及各地区乡村振兴水平及战略实施的成效如何?各区域的乡村振兴水平是否存在不平衡发展?以上问题的解答可以更好地把握我国乡村振兴的政策效应及发展差异,有助于为乡村全面振兴战略目标的实现提出科学的对策建议。

二、文献综述

已有文献^[1-3]围绕乡村振兴发展水平测度进行了广泛的理论及实证研究,采用层次分析法、熵值法、因子分析法和 TOPSIS 方法等对我国乡村振兴水平进行测度,并分别基于省域、县域及村域进行了综合测度评价。吴儒练(2023)^[4]采用熵值法基于 28 个指标构建

指标体系,对 2010—2019 年我国 31 个省(区、市)乡村振兴水平进行了测度分析,结论表明我国乡村振兴发展水平存在显著区域性差异特征。杨朝娟和贺高祥(2023)^[5]采用熵值法和灰色预测模型等方法对 2010—2020 年我国长江经济带 11 省(市)乡村振兴发展水平进行了测度分析,结论表明未来随着乡村振兴发展水平的提升,长江经济带各地区之间的绝对差距可能会更加突出。程明和钱力等(2020)^[6]采用双重差分法对我国最为贫困地区的乡村振兴战略进行分析,研究表明,“乡村振兴示范村”政策对贫困地区的乡村振兴成效有明显促进作用;劳动力结构、本地务工情况以及交通便利性等指标,会对乡村振兴成效产生明显影响,“乡村振兴”对“示范村”的“周边”和“邻接”有明显的正外溢效应。王青和曾伏(2023)^[7]利用 2006—2020 年我国 31 个省(区、市)面板数据构建乡村振兴水平评价指标体系,使用熵值法测度乡村振兴水平,采用空间杜宾模型考察我国及各区域乡村振兴水平的区域差异及贡献,结论表明我国乡村振兴战略取得显著成效,但各区域存在较为明显的不平衡发展。在此基础上,有学者

基金项目:国家社会科学基金项目“碳减排政策、环境质量与经济增长的一般均衡分析级传导路径研究”(19CJL007)。

作者简介:袁靖(1977—),女,山东聊城人,博士,教授,研究方向为金融统计分析;代滢(1999—),女,黑龙江鸡西人,硕士研究生,研究方向为应用统计分析;刘晓敏(1998—),女,内蒙古乌兰察布人,硕士研究生,研究方向为金融统计分析;王靖茜(2000—),女,山西忻州人,硕士研究生,研究方向为金融统计分析。

840对乡村振兴与数字经济、新型城镇化发展等影响因素进行了耦合协调分析。

以上文献从不同角度对乡村振兴进行了评价测度。本文首先采用熵值法对 2014—2021 年我国 31 个省(区、市)乡村振兴水平进行综合评价,然后基于 2014—2021 年数据采用控制双向固定效应的广义双重差分模型,检验以 2018 年为实施年份的乡村振兴战略是否能够显著影响农民人均纯收入,进而探究乡村振兴战略相关政策在全国范围内的实施效果,并将全国划分为东中西三个地区进行异质性分析,以更加综合地评判我国 31 个省(区、市)乡村振兴战略的实施效果,并通过异质性分析探索提升乡村振兴战略实施薄弱地区的有效方案,为今后加快推动乡村全面振兴提供重要的经验证据和决策参考。

三、我国乡村振兴水平综合评价

(一)数据选取及说明

本文以除港澳台外的 31 个省(区、市)为研究对象构建乡村振兴指标体系,数据来自历年《中国统计年鉴》《中国农村统计年鉴》及国家统计局分省份年度数据。

(二)熵权法及综合指数计算

1. 数据指标的无量纲化处理

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

逆向指标: $x'_{ij}=\frac{\max x_j-x_{ij}}{\max x_j-\min x_j}$ (2)

其中, x_{ij} 表示第 i 年的第 j 个评价指标。

2. 求和归一化

计算第 i 个样本第 j 项指标的比重 p_{ij} 。

$$p_{ij}=\frac{x'_{ij}}{\sum_{i=1}^n x'_{ij}}$$
 (3)

3. 计算第 j 项指标的熵值

$$e_j=-\frac{1}{\ln n} \sum_{i=1}^n P_{ij} \ln(p_{ij})$$
 (4)

其中, $0 \leq e_j < 1$

4. 计算第 j 项指标的冗余度

$$g_j=1-e_j$$
 (5)

其中,熵值 e_j 越小,指标的冗余度越大,说明该指标的重要程度越高。

5. 计算第 j 项指标的权重

$$w_j=\frac{g_j}{\sum_{i=1}^n g_j}$$
 (6)

6. 计算高质量发展和乡村振兴水平的综合指数

$$S=\sum_{j=1}^m w_j p_{ij}$$
 (7)

按照上述公式,计算得到乡村振兴水平评价指标的权重如表 1 所示。

(三)乡村振兴指标体系构建

对于乡村振兴综合评价,依据乡村振兴“20 字方针”的总要求,选取产业兴旺、生态宜居、乡风文明、治理有效、生活富裕 5 个一级指标共 19 个二级指标,见表 1。

表 1 乡村振兴水平综合评价指标体系及权重

一级指标	二级指标	单位	属性	权重
产业兴旺	第一产业增加值	元	+	0.0884
	地区生产总值	元	+	0.0875
	全社会固定资产投资	元	+	0.0221
	农业机械总动力	千瓦时	+	0.0962
生态宜居	森林覆盖率	%	+	0.0558
	生活垃圾无害化处理率	%	+	0.0095
	供水综合生产能力	-	+	0.0800
	卫生机构床位数	个	+	0.0787
	电视节目综合人口覆盖率	%	+	0.0055
乡风文明	粗离婚率	%	+	0.0395
	地方财政教育支出	元	+	0.0680
	15 岁及以上文盲人口数	人	+	0.0053
	乡镇综合文化站机构数	个	+	0.0781
治理有效	村民委员会单位数	个	+	0.0801
	地方财政一般公共服务支出	元	+	0.0623
	公共管理、社会保障和社会组织法人单位数	个	+	0.0684
生活富裕	农民人均可支配收入	元	+	0.0437
	农村居民人均文教娱乐现金消费支出	元	+	0.0307

(四)乡村振兴发展综合指数评价

根据熵权法及综合指数计算公式,计算出 2014—

2021 年我国 31 个省(区、市)乡村振兴发展水平综合指数,见表 2。图 1 为 2021 年测算结果的雷达图。

表 2 2016—2021 年全国 31 个省(区、市)乡村振兴水平测算结果

地区	所属区域	2016 年	2017 年	2018 年	2019 年	2020 年	2021 年
北京	东部	0.347	0.342	0.343	0.339	0.338	0.340
天津	东部	0.308	0.329	0.322	0.317	0.317	0.318
河北	东部	0.619	0.628	0.622	0.605	0.604	0.599
山西	中部	0.442	0.438	0.439	0.442	0.446	0.452
内蒙古	西部	0.416	0.426	0.438	0.432	0.442	0.452
辽宁	东部	0.488	0.477	0.476	0.490	0.491	0.496
吉林	中部	0.477	0.482	0.480	0.484	0.495	0.500
黑龙江	中部	0.527	0.544	0.546	0.534	0.547	0.547
上海	东部	0.297	0.292	0.296	0.300	0.281	0.278
江苏	东部	0.529	0.548	0.545	0.524	0.514	0.512
浙江	东部	0.530	0.556	0.557	0.536	0.524	0.523
安徽	中部	0.539	0.550	0.554	0.529	0.501	0.505
福建	东部	0.542	0.557	0.559	0.550	0.537	0.538
江西	中部	0.573	0.584	0.583	0.568	0.550	0.549
山东	东部	0.692	0.676	0.667	0.659	0.631	0.636
河南	中部	0.682	0.680	0.678	0.667	0.638	0.639
湖北	中部	0.570	0.589	0.588	0.564	0.551	0.558
湖南	中部	0.577	0.577	0.588	0.570	0.556	0.554
广东	东部	0.564	0.559	0.566	0.563	0.566	0.564
广西	西部	0.552	0.561	0.566	0.555	0.560	0.563
海南	东部	0.423	0.431	0.435	0.445	0.447	0.457
重庆	西部	0.454	0.457	0.458	0.450	0.456	0.459
四川	西部	0.597	0.614	0.616	0.598	0.600	0.600
贵州	西部	0.485	0.479	0.484	0.487	0.490	0.496
云南	西部	0.540	0.534	0.540	0.556	0.567	0.572
西藏	西部	0.240	0.220	0.227	0.268	0.273	0.276
陕西	西部	0.481	0.477	0.478	0.482	0.484	0.484
甘肃	西部	0.373	0.370	0.369	0.389	0.395	0.399
青海	西部	0.202	0.204	0.212	0.228	0.232	0.232
宁夏	西部	0.283	0.287	0.292	0.291	0.298	0.301
新疆	西部	0.425	0.415	0.423	0.445	0.453	0.458

注:由于篇幅限制,仅展示 2016—2021 年测算结果。

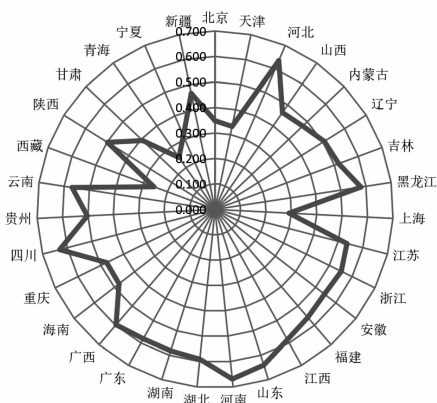


图 1 2021 年全国 31 个省(区、市)乡村振兴水平综合评价比较

总体看,当前我国乡村振兴战略实施主要处于以下几个阶段:基础设施建设阶段、农业科技进步阶段、农产品质量安全水平提升阶段、生态环境保护和农业产业融合发展阶段、农村生活环境治理水平提升阶段。乡村振兴水平基本在 2019 年之后出现显著增长,究其原因,可能是《乡村振兴战略规划(2018—2022 年)》的实施促进了乡村振兴相关指标数据的变化,推动我国乡村振兴战略取得显著成效。但是当前全国绝大多数省(区、市)的乡村振兴发展水平仍有待提高,且与发达国家相比存在差距,乡村振兴发展不平衡不充分问题仍比较突出。乡村振兴是一个长期过程,需要坚定地贯彻实施乡村振兴战略,保证各项政策落实落地,

力争在中长期内将其稳定提升至较高水平。

具体到省际层面,绝大多数省(区、市)的乡村振兴水平在乡村振兴战略实施后提升显著,说明乡村振兴战略得到迅速和深入的贯彻落实。从数值看,我国乡村振兴水平存在显著的“东中部较高、西部较低”特征。高值方面,乡村振兴水平靠前的省(区、市)基本出现在东中部,包括东部的山东、河北等地,中部的河南、湖南、江西等地,西部近年来仅四川进入全国前

五;低值方面则呈现“西部为主,东中部为辅”特征,乡村振兴水平靠后的省(区、市)大多数年份以西部的宁夏、西藏、青海为主,东部的上海和中部的甘肃乡村振兴水平也相对较低。从分化特征看,东中西部三大区域一定程度上均具有内部差异,特别是近年来东部区域内乡村振兴水平靠前的省(市)较多,而北京、天津乡村振兴水平相对靠后,因此其内部分化趋势相较于中西部区域更为明显。

表 3 2016—2021 年全国乡村振兴水平的平均得分

	2016 年	2017 年	2018 年	2019 年	2020 年	2021 年
东部	0.489	0.491	0.490	0.492	0.490	0.496
西部	0.413	0.420	0.425	0.432	0.445	0.452
中部	0.557	0.555	0.557	0.560	0.562	0.567

表 3 报告了 2016—2021 年东中西部的平均得分,2016—2021 年三个地区连续上升,其中西部增长最快、中部次之、东部最慢。之后东部和中部出现小幅下降后再次上升且数值较大,西部地区一直稳步上升。从差异看,中部和西部之间差距最大,中部和东部之间差距居中,东部和西部之间差距最小。从差异变化看,东西部和中西部的差异越来越小,中东部的差异先增大后减小;东西部的差异变化幅度最大,中东部次之,中西部最小。

四、数据说明和研究设计

(一)数据选取及说明

本文以全国 31 个省(区、市)的 333 个地级行政区为研究对象,时间选取为 2014—2021 年,数据来自历年《中国城市统计年鉴》、《中国县域统计年鉴》、中经网统计数据库、《城市建设统计年鉴》和各地区统计年鉴。在此基础上,对数据做如下筛选与填补:首先,因地市合并、划县入市、撤县建市等因素,我国地级行政区数量有所变化,本文采用 2021 年 10 月 31 日更新维护的城乡划分,共计 333 个地级行政区。其次,部分变量因年份缺失,采用插缺处理方法进行补全。

(二)变量选取及说明

本文采用的被解释变量是农民人均纯收入,用农民纯收入除以农村居民家庭常住人口计算,反映了区域农村居民收入的平均水平,对全面建成小康社会、农村脱贫,以及宏观决策部门所研究制定的乡村振兴战略等与农村相关的政策效应有重要作用。

对于乡村振兴综合评价,依据乡村振兴“产业兴旺、生态宜居、乡风文明、治理有效、生活富裕”20 字方针的总要求,选取 12 个控制变量(变量说明见表 4):

粮食综合生产能力、规模以上农产品加工企业主营业收入、畜禽粪污综合利用率、卫生厕所普及率、农村绿化率、农村居民教育文化娱乐支出占比、农村义务教育学校专任教师本科以上学历比例、有线电视覆盖率、开通互联网宽带业务的行政村比重、已编制村庄规划的行政村占比、安全饮用水普及率、农村每千人拥有卫生技术人员数。控制这些变量有助于满足条件独立性。

表 4 变量说明

	变量名称及单位	表示
被解释变量	农民人均纯收入(元)	inc
解释变量	强度连续变量	score
	时间虚拟变量	post
控制变量	粮食综合生产能力(万吨)	grain
	规模以上农产品加工企业主营业收入(亿元)	mbusiness
	畜禽粪污综合利用率(%)	livestock
	卫生厕所普及率(%)	platrines
	农村绿化率(%)	rgreen
	农村居民教育文化娱乐支出占比(%)	peducul
	农村义务教育学校专任教师本科以上学历比例(%)	pdegree
	有线电视覆盖率(%)	cTV
	开通互联网宽带业务的行政村比重(%)	pinternet
	已编制村庄规划的行政村占比(%)	pvillage1
	安全饮用水普及率(%)	swater
	农村每千人拥有卫生技术人员数(人)	docter

(三)模型设计

本文构建如下广义双重差分模型：

$$y_{it}=\alpha+\delta\times score_i*post_t+\gamma'X_{it}+\lambda_i+u_t+\varepsilon_{it}\tag{8}$$

其中， y_{it} 为因变量， i,t 分别表示地级行政区和时间， X_{it} 为控制变量向量， λ_i 、 u_t 分别表示地级行政区和时间固定效应， ε_{it} 是随机误差项， $score$ 代表政策强度。 $post$ 代表时间虚拟变量，在 2018 年及以后 $post=1$ ，在 2018 年以前 $post=0$ 。交互项的系数是本文关注的重点，表示的是乡村振兴政策效果，即政策发布前后全国各地区城乡差距的差异。如果呈现显著性，当 $\delta>0$ 时，说明政策具有正向调节作用，反之则说明具有负向调节作用。

五、实证分析

(一)模型适用性检验

使用广义双重差分模型需要数据满足一致性的基本假设。如图 2 所示，在实际政策冲击发生之前，估计系数值较小且保持稳定，表明在实行乡村振兴战略前，我国乡村发展水平有增长但较低；实行乡村振兴战略后，估计系数值较大，表明我国乡村发展水平显著提高。因此本文模型通过了平行趋势检验。

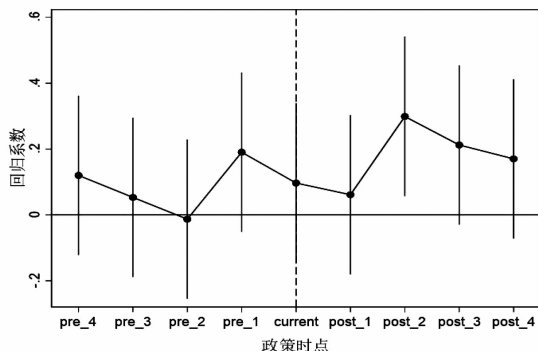


图 2 城乡居民收入比

(二)模型选择

对面板数据进行 F 检验、Hausman 检验，表 5 报告了检验结果。本文选择固定效应模型。

表 5 模型选择检验

	检验统计量值	p 值
F 检验	301.51	0.000
Hausman 检验	209.40	0.000

(三)基准回归

使用控制双向固定效应的双重差分模型，检验以 2018 年为实施年份的乡村振兴战略是否能够显著影响农民人均纯收入，进而探究乡村振兴战略的政策实施在全国范围内的实施效果，实证检验结果如表 6 所示。表 6 中的列(1)、列(2)结果显示，加入乡镇特征变

量的交叉项的系数估计值和不加入乡镇特征变量的值，都在 1%的显著性水平上显著为正，意味着乡村振兴战略显著提高了农民人均纯收入，乡村振兴战略的实施极为有效。

表 6 基准回归结果

被解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	inc	inc	Urincr	Inc(2017)
score*post	9078.7*** (25.32)	402.2*** (3.07)	0.33*** (15.46)	534.5*** (3.74)
grain		√	√	√
mbusiness		√	√	√
livestock		√	√	√
platrines		√	√	√
rgreen		√	√	√
peducul		√	√	√
pdegree		√	√	√
cTV		√	√	√
pinternet		√	√	√
pvillage		√	√	√
swater		√	√	√
docter		√	√	√
year FE	YES	YES	YES	YES
id FE	YES	YES	YES	YES
observations	4160	4160	4160	2912

注：括号内为 t 值，*、**、*** 分别代表 10%、5%、1%的显著性水平。

(四)稳健性检验

1. 改变政策冲击的时间

将时间冲击提前到 2017 年，重新将时间冲击与政策虚拟变量相乘得到 $score*post$ 2017 交互项并进行回归，从表 6 中列(4)可以发现，虽然交互性的系数为正且显著，但系数大小远远低于 2018 年时间虚拟变量与 $score$ 的交乘项，而原因正是 2018 年受到政策冲击的影响，表明模型稳健。

2. 调整变量

通过调整被解释变量进行模型的稳健性检验。被解释变量由模型的农民人均纯收入变为表 6 列(3)的城乡居民收入比，可以看出关键变量的系数依旧在 1%的显著性水平下为正，表明模型稳健。

(五)异质性分析

本文将全样本数据分为东中西部三个子样本，对模型重新进行回归。表 7 报告了回归结果，对比不加控制变量的三个子变量模型，系数大小是西部大于中部，中部大于东部；加控制变量后，东部地区的系数明显大于西部地区，表明东部地区较西部地区政策效果更显著。

表 7 乡村振兴战略对于不同地区的影响差异

被解释变量	东部地区		中部地区		西部地区	
	Inc		Inc		Inc	
score*post	8166.9*** (13.94)	582.3* (2.48)	9376.*** (10.94)	135.9 (0.51)	9842.5*** (13.32)	243.8.** (1.69)
grain		√		√		√
mbusiness		√		√		√
livestock		√		√		√
platrines		√		√		√
rgreen		√		√		√
peducul		√		√		√
pdegree		√		√		√
cTV		√		√		√
pinternet		√		√		√
pvillage		√		√		√
swater		√		√		√
docter		√		√		√
year FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES
id FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES
observations	1487	1487	1362	1362	1311	1311

注:括号内为 t 值,*、**、*** 分别代表 10%、5%、1%的显著性水平。

六、对策建议

本文采用熵值法基于产业兴旺、生态宜居、乡风文明、治理有效和生活富裕 5 个维度 19 个指标测度 2014—2021 年我国 31 个省(区、市)乡村振兴发展水平,在此基础上,采用控制双向固定效应的广义双重差分模型检验以 2018 年为实施年份的乡村振兴战略是否能够显著影响农民人均纯收入。结果表明:我国乡村振兴水平在 2018 年之后均有所增长,但乡村振兴发展不平衡不充分问题比较突出,存在显著的“东中部较高、西部较低”特征;广义差分模型回归结果显示我国乡村振兴政策显著有效,异质性分析发现东部的乡村振兴政策效果明显优于西部。对此,本文提出如下建议:(1)全面厘清乡村振兴评价体系中各指标的重要程度,根据指标得分有差别地发挥各区域的独特优势,如西部地区加大经济发展,增加地区生产总值,东中部地区致力于绿色发展要素。(2)对全国农村提供坚实的政策支持,如税收优惠政策等,加快乡村现代化高质量建设,加大农村基建、医疗、社保、教育、文化、就业、生态环境保护等民生资源的投入。(3)加大农业科技创新投入,大力发展绿色低碳循环产业,如绿色养殖和绿色农产品加工产业,促进全国乡村绿色健康发展。(4)充分发挥东中部如河南、山东、湖南和湖北等省份乡村振兴发展的正向溢出效应,推动省际合作与

优势互补,助力其他地区优化乡村产业结构,推动全国乡村振兴的发展进程。◆

参考文献:

[1]张挺,李闽榕,徐艳梅.乡村振兴评价指标体系构建与实证研究[J].管理世界,2018,34(8):99-105.
[2]毛锦凤,王林涛.乡村振兴评价指标体系的构建:基于省域层面的实证[J].统计与决策,2020,36(19):181-184.
[3]陈俊梁,史欢欢,林影.乡村振兴水平评价体系与方法研究:以华东 6 省为例[J].华东经济管理,2021,35(4):91-99.
[4]吴儒练.省域乡村振兴发展水平测度及空间集聚特征分析[J].统计与决策,2023,39(4):59-64.
[5]杨朝娟,贺高祥.长江经济带乡村振兴发展水平时空演化及预测[J].统计与决策,2023,39(11):77-82.
[6]程明,钱力,倪修凤,等.深度贫困地区乡村振兴效度评价与影响因素研究:以安徽省金寨县样本数据为例[J].华东经济管理,2020,34(4):16-26.
[7]王青,曾伏.中国乡村振兴水平的区域差异及收敛性研究[J].贵州财经大学学报,2023(1):99-110.
[8]孟维福,张高明,赵凤扬.数字经济赋能乡村振兴:影响机制和空间效应[J].财经问题研究,2023(3):32-44.
[9]张芬芬,邓博华.数字经济赋能乡村振兴的影响机制与空间效应[J].金融与经济,2023(3):65-76.
[10]鲁钊阳,杜雨潼.数字普惠金融发展促进乡村振兴的实证研究[J].金融理论与实践,2023(3):47-56.

中国内循环动态因子的估计与分析

成 杰 刘娅娅

(西安财经大学 统计学院, 陕西 西安 710100)

摘要: 对内循环进行分类讨论, 经过检测从中挑选服务、科技、制造和消费四个方面, 使用 gibbs 抽样法估计基于马尔可夫区制转移动态因子模型的内循环因子。结果显示科技内循环因子的波动最剧烈, 服务、消费和制造内循环因子更能刻画我国的现实情况。将服务、消费和制造内循环因子构造出向量自回归模型, 脉冲响应分析表明服务内循环因子对另外两种因子的冲击最为显著, 其在方差分解中的占比最大。

关键词: 内循环; gibbs 抽样法; 马尔可夫区制转移; 动态因子模型

中图分类号: F064.2

文献标识码: A

文章编号: 2096-8647(2024)01-0009-06

DOI: 10.13999/j.cnki.tjllsj.2024.01.002

一、文献综述

2020 年党的十九届五中全会提出要“形成强大国内市场, 构建新发展格局。坚持扩大内需这个战略基点, 加快培育完整内需体系, 把实施扩大内需战略同深化供给侧结构性改革有机结合起来, 以创新驱动、高质量供给引领和创造新需求。要畅通国内大循环, 促进国内国际双循环, 全面促进消费, 拓展投资空间”。同时, 随着中美贸易摩擦不断升级、全球产业链重新布局以及俄乌冲突长期化, 国际外循环的形势越来越难以掌控, 国内内循环的构建逐渐被摆到突出位置, 越来越多的学者开始对双循环新发展格局进行深入探讨。

定性分析上, 江小涓和孟丽君(2021)^[1]从国际分工演变以及我国要素禀赋改变等现实基础出发, 重点分析了要素丰裕度逆转的资源禀赋变化的影响, 得出转向内循环是必然选择的结论。钟钰和甘林针等(2021)^[2]为农业双循环提出具有针对性的对策建议。汪婉(2022)^[3]分析了当前外循环给我国带来的机遇与挑战。张晔(2022)^[4]以苏州市从外循环至内循环经济模式转型的经验, 为政府提供了建议。夏诗园和郑联盛(2023)^[5]针对双循环新发展格局下乡村振兴存在的一系列有待加强的方面, 提出全面推进乡村振兴战略助力双循环新发展格局的对策建议。尹政平和齐冠钧(2023)^[6]建议进一步完善内外贸一体化制度体系, 增

强内外贸一体化发展能力, 加快内外贸融合发展。

定量研究中, 朱兢和肖婧文等(2022)^[7]研究了高水平外循环经济驱动本土企业技术创新的机理。吕晓璐(2022)^[8]探讨了资本外循环与商品外循环对制造业的影响机制与效应。林发勤和周默涵等(2022)^[9]提供了内循环促进外循环部分微观理论机制和相关实证证据。吕佳煜和张阿兰等(2022)^[10]提出了内外双循环协同发展耦合协调度测算模型, 并比较了我国东部、中部和西部地区差异。周玲玲(2023)^[11]为国内循环与国际循环提供了测度基础。

目前的研究表明, 学术界在新发展格局的讨论上主要聚焦在外循环, 针对内循环的研究相对较少, 部分关于内循环历史性变动的探究还存在数据滞后问题。由于内循环本身也是一种经济概念, 本文从时间序列分析的角度出发, 采用近 5 年的内循环相关数据指标, 运用马尔科夫链蒙特卡罗法(MCMC)对马尔可夫区制转移动态因子模型(MS-DFM)进行估计。在刻画内循环因子数据区制转移变动的同时, 计算内循环之间的脉冲响应函数, 提供更具内涵的内循环分析视角。

二、模型介绍及估计方法

(一) 马尔可夫区制转移动态因子模型

动态因子模型(DFM)是经典因子模型在时间维度上的扩展^[12]。由于单个经济指标通常不能较好地解释经济的周期性波动, 从大量时间序列指标中提取公共

作者简介: 成杰(1996—), 男, 江苏盐城人, 硕士研究生, 研究方向为计量经济学; 刘娅娅(1984—), 通信作者, 女, 陕西西安人, 博士, 副教授, 研究方向为计量经济学。

因子受到经济学家们的青睐,目前已成为判别和分析经济周期波动的主要工具之一。模型如下:

$$X_{it} = \lambda_{i0}f_t + \lambda_{i1}f_{t-1} + \cdots + \lambda_{is}f_{t-s} + e_{it} = \lambda_i'(L)f_t + e_{it} \quad (1)$$

$$\Phi(L)f_t = u_t \quad (2)$$

$$\Psi(L)e_t = v_t \quad (3)$$

其中, X_{it} 表示第 i 个变量在时期 t 的观测值, e_{it} 是对应的观测误差项, λ_{ij} 为 x_{it} 的 j 阶滞后因子的因子载荷, 通常取 $s=1$, 即 $X_t = \Lambda f_t$, Λ 的第 i 列 Λ_i 为矩阵 $\sum X_t X_t'$ 的第 i 个特征值对应单位特征向量的 $\sqrt{N}$ 倍^[13]。 f_t 为 r 阶向量, e_t 为 $(e_{1t}, \dots, e_{Nt})'$, 两个变量均满足 VAR 过程, 并假设 f_t 的自回归阶数为 p , e_t 的自回归阶数为 q 。 u_t 和 v_t 为独立不相关的随机扰动项。由于计算需要, 通常写作如下的状态空间表达式:

$$X_t = H\xi_t + w_t \quad (4)$$

$$\xi_t = A\xi_{t-1} + G\varepsilon_t \quad (5)$$

$$\text{其中, } H = [\Lambda \quad 0_{N \times r(p-1)} \quad I_{N \times N} \quad 0_{N \times r(q-1)}], \xi_t = (f_t' \cdots f_{t-p+1}' \quad e_t' \cdots e_{t-q+1}')', w_t = 0, \text{Var}(w_t) = R, A = \begin{bmatrix} \Phi_1 & \cdots & \Phi_p & 0_{r \times Nq} \\ I_{r(p-1) \times r(p-1)} & 0_{r(p-1) \times r} & 0_{r(p-1) \times Nq} \\ 0_{N \times pr} & \Psi_1 & \cdots & \Psi_p \\ 0_{N(q-1) \times pr} & I_{N(q-1) \times N(q-1)} & 0_{N(q-1) \times N} \end{bmatrix},$$

$$G = \begin{bmatrix} I_{r \times r} & 0_{r \times N} \\ 0_{r(p-1) \times r} & 0_{r(p-1) \times N} \\ 0_{N \times r} & I_{N \times N} \\ 0_{N(q-1) \times r} & 0_{N(q-1) \times N} \end{bmatrix}, \varepsilon_t = (u_t' \quad v_t')', \text{Var}(\varepsilon_t) = Q。$$

而马尔可夫区制转移动态因子模型 (MS-DFM) 是在动态因子模型的基础上, 将马尔可夫区制转换机制加入因子向量中^[14], 即:

$$\Phi(L)(f_t - \mu^* s_t - \gamma) = u_t \quad (6)$$

其中, γ 是因子向量自回归的截距, s_t 是区制状态变量, 服从一阶马尔可夫链, 其转移概率 $P_{ij} = \Pr(s_t = j | s_{t-1} = i)$ 表示从 $t-1$ 时刻 $s_{t-1} = i$ 转移到 t 时刻 $s_t = j$ 的概率。 $\text{Var}(u_t) = \sigma^2$ 。 本文取两种状态, $s_t = 0$ 时表示缓慢发展状态, $s_t = 1$ 时表示较快发展状态。 令 τ 为 ξ_t 的截距项, 从而 MS-DFM 的状态空间表达式为:

$$X_t = H\xi_t + w_t \quad (7)$$

$$(\xi_t - \eta^* s_t - \tau) = A(\xi_{t-1} - \eta^* s_{t-1} - \tau) + G\varepsilon_t \quad (8)$$

为了方便估计处理, 令 $\zeta_t = \xi_t - \eta^* s_t - \tau$, 模型重新表示为:

$$X_t = H(\eta^* s_t - \tau) + H\zeta_t + w_t \quad (9)$$

$$\zeta_t = A\zeta_{t-1} + G\varepsilon_t \quad (10)$$

(二) 估计方法

在多数文献中采用极大似然法对模型进行估计,

但由于 MS-DFM 同时存在因子 f_t 和区制状态 s_t 两种不可观测状态变量, 尽管本文只采用两种区制状态, 状态变量潜在的路径数目在 t 时刻还是会递增至 2^{t+1} , 极大似然法无法做到精确计算。 通常采用 Kim 滤波将每个样本期内状态变量路径数目“折合”到两个, 从而得到近似极大似然估计, 但近似滤波必然会给模型的估计带来较大误差, 进一步影响待估变量特征分析的结果。 鉴于此, 本文参考郑挺国和夏凯 (2017)^[15] 采用的基于马尔科夫链蒙特卡罗 (MCMC) 的 Gibbs 抽样法进行估计, 具体估计步骤如下:

步骤一: ζ_t 的抽样。 假设因子向量满足正态分布, 其条件分布同样满足正态分布。 基于条件分布 $P(\zeta_{1:T} | X_{1:T}, \Theta)$ 对 ζ_t 进行抽样:

$$P(\zeta_{1:T} | X_{1:T}, \Theta) = P(\zeta_T | X_{1:T}, \Theta) \prod_{t=1}^{T-1} P(\zeta_t | \zeta_{t+1}, X_{1:t}, \Theta) \quad (11)$$

即可由 Kalman 滤波得到的 $\zeta_{t|T}$ 和 $P_{t|T}$ 作为 ζ_t 的期望和方差。 考虑到线性投影的性质 $E(\zeta_t | \zeta_{t+1}, X_{1:t}, \Theta) = E(\zeta_t | \zeta_{t+1}, X_{1:T}, \Theta)$, 同时 $E(\zeta_t | \zeta_{t+1}, X_{1:T}, \Theta)$ 对 $X_{1:T}$ 的投影是平凡的^[16], 所以本文采用平滑后的 $\zeta_{t|T}$ 和 $P_{t|T}$ 作为 ζ_t 的期望和方差。 具体表达式如下:

$$\zeta_{t|T} = \zeta_{t+1} + J_t(\zeta_{t+1|T} - \zeta_{t+1|t}) \quad (12)$$

$$P_{t|T} = P_{t+1} + J_t(P_{t+1|T} - P_{t+1|t})J_t' \quad (13)$$

其中, $\zeta_{t+1} = \zeta_{t+1|t-1} + P_{t+1|t-1}H_t' (HP_{t+1|t-1}H' + R)[X_t - H(\eta^* s_t) - H\zeta_{t+1|t-1}]$, $\zeta_{t+1|t} = A\zeta_{t|t}$, $P_{t+1} = P_{t+1|t-1} - P_{t+1|t}H'(HP_{t+1|t-1}H' + R)^{-1}HP_{t+1|t-1}$, $P_{t+1|t} = AP_{t|t}A' + Q$, $J_t = P_{t+1|t}A'P_{t+1|t}^{-1}$ 。 为下一步估计的便利, 取 ζ_t 前 r 个变量作为 $(f_t - \mu^* s_t - \gamma)$ 的估计。

步骤二: s_t 和 P_{ij} 的抽样。 令 S_{-t} 表示 $(s_1 \cdots s_{t-1} \quad s_{t+1} \cdots s_T)$, S_k 表示 $(s_1 \cdots s_k)$, F_t 表示 $(f_1 \cdots f_t)$, 并将 s_t 分为 $t \leq p$, $p+1 \leq t \leq T-p$ 和 $T-p+1 \leq t \leq T$ 三种情况, 其条件分布分别满足:

$$\Pr(s_t | f_t, S_{-t}) \propto \Pr(s_t | s_{t-1}) \Pr(s_{t+1} | s_t) f(f_1 \cdots f_p | F_{t-1}, S_t) \times \prod_{k=p+1}^{t+p} f(f_k | F_{k-1}, S_k) \quad (14)$$

$$\Pr(s_t | f_t, S_{-t}) \propto \Pr(s_t | s_{t-1}) \Pr(s_{t+1} | s_t) \prod_{k=t}^{t+p} f(f_k | F_{k-1}, S_k) \quad (15)$$

$$\Pr(s_t | f_t, S_{-t}) \propto \Pr(s_t | s_{t-1}) \Pr(s_{t+1} | s_t) \prod_{k=t}^T f(f_k | F_{k-1}, S_k) \quad (16)$$

比例常数 “ $\propto$ ” 右侧在 $s_t = 0$ 和 $s_t = 1$ 情况下结果的加和。 $f(f_1 \cdots f_p | F_{t-1}, S_t)$ 和 $\prod_{k=t}^{t+p} f(f_k | F_{k-1}, S_k)$ 的具体公式参

考 Albert(1993)^[17]。因为 $P_{01}=1-P_{00}$ 、 $P_{10}=1-P_{11}$ ，所以只需对 P_{00} 、 P_{11} 抽样即可。设 $P_{00}|S_T \sim \text{Beta}(u_{00}+n_{00}, u_{01}+u_{01})$ 、 $P_{11}|S_T \sim \text{Beta}(u_{11}+n_{11}, u_{10}+u_{10})$ ，其中 u_{ij} 为先验参数， n_{ij} 为 S_T 中满足 $s_{t-1}=i, s_t=j$ 的个数。

步骤三： μ 、 γ 和 σ^2 的抽样。因为本文的数据经过差分处理，故 γ 默认为 0。令 $\Phi(L)f_t$ 为 Y ， $\Phi(L)s_t$ 为 X 。 μ 的先验分布为 $N(\mu_0, \Sigma_0)$ ，在得到 f_t 和 s_t 的估计后，可算出 μ 的后验分布 $N(\mu_1, \Sigma_1)$ ，其中：

$$\mu_1 = \left(\sum_0^{-1} + \sigma^{-2} X'X \right)^{-1} \left(\sum_0^{-1} \mu_0 + \sigma^{-2} X'Y \right) \quad (17)$$

$$\Sigma_1 = \left(\sum_0^{-1} + \sigma^{-2} X'X \right)^{-1} \quad (18)$$

σ^{-2} 的先验分布通常取逆伽马分布，即 $\frac{1}{\sigma^2} | \mu \sim$

$\Gamma\left(\frac{v_0}{2}, \frac{\delta_0}{2}\right)$ ，后验分布的参数 v_1 和 δ_1 分别是：

$$v_1 = v_0 + T \quad (19)$$

$$\delta_1 = \delta_0 + (Y - \mu * X)'(Y - \mu * X) \quad (20)$$

步骤四： Φ 的抽样。令 $\Xi'_0 = (\Phi_1 \cdots \Phi_p)$ ，其后验条件分布为 $N(\Xi_1, \Omega_1^{-1})$ ， $\Xi_1 = \Omega_1^{-1}(\Omega_0 \Xi_0 + \sigma^{-2} E' \varepsilon)$ ， $\Omega_1 = (\Omega_0 + \sigma^{-2} E'E)$ 。 E 为自回归式中的自变量， ε 为因变量。

三、数据选取及预处理

(一)数据指标的选取

目前学术界暂未对内循环的类别进行细致讨论，但有部分学者认为内循环可以分为金融、科技、投资、制造、服务、消费六大类。因此，本文分别对这六大类选取四个具有一定代表性的指标，具体如下：

表 1 指标选取

内循环类	指标一	指标二	指标三	指标四
金融	上证 50	深证成指	保险业资产总额	银行业金融机构总资产
科技	锂电池产量	集成电路产量	光电子器件产量	手机产量
投资	投资者情绪指数	每月新增投资者开户数	制造业投资收益	房地产投资实际到位资金
制造	制造业销售费用	制造业营业利润	发电量	PMI
服务	快递量	客运量	餐饮收入	非制造业商务活动指数
消费	粮油、食品类零售	服装、纺织类零售	日用品类零售	通信器材类零售

数据来源：国家统计局官网、中国银保监会官网、百度股市通等。

以上部分数据为月度数据经过平减处理后的月度同比数据，其余数量类型、指数类型的数据也采用月度同比，可有效降低季节性差异带来的影响。其中，金融类数据统一使用 M2 进行平减，消费类数据使用各自指标的价格指数平减，其余货币数据则使用消费价格指数平减。由于部分数据来源于国家统计局，因此存在 1、2 月份数据系统性缺失的问题。为减小缺失带来的影响，本文采用 2018 年 3 月至 2022 年 12 月的数据，并参考 Bańbura 和 Modugno (2014)^[18]的做法，

首先对部分缺失数据采用线性插值法进行填充，然后在状态空间模型的观测方程中添加矩阵 M_t ，即 $M_t X_t = M_t H(\eta^* s_t) + M_t H \zeta_t + w_t$ 。其中 M_t 为对角矩阵，若 $x_{it}=0$ 则 M_t 的第 i 个主元为 0，其余主元为 1。

(二)数据指标的预处理

数据指标首先需要平稳化、归一化处理。而初始数据并没有通过 ADF 检验，一阶差分处理后通过平稳性检验，具体结果见表 2。

表 2 ADF 检验 P 值

未差分	金融	科技	投资	制造	服务	消费
指标一	0.905	0.475	0.628	0.630	0.808	0.343
指标二	0.939	0.815	0.603	0.598	0.140	0.385
指标三	0.725	0.614	0.091	0.510	0.169	0.352
指标四	0.806	0.344	0.372	0.318	0.163	0.387
差分	金融	科技	投资	制造	服务	消费
指标一	0.044	<0.01	<0.01	<0.01	<0.01	<0.01
指标二	0.036	0.03	<0.01	<0.01	<0.01	<0.01
指标三	<0.01	<0.01	<0.01	<0.01	<0.01	<0.01
指标四	0.038	<0.01	<0.01	<0.01	<0.01	<0.01

由 Bartlett 球形检验和 KMO 检验可知，除投资类以外，其余内循环类均适合做因子分析。此外，为了进一步确定因子的自回归阶数，本文采用主成分法在各

类内循环中提取 1 个主成分并应用 AIC 准则选定最佳的自回归阶数。但是，通过 Box Test 白噪声检验发现金融内循环因子是明显的白噪声过程，而制造内循环

因子的 p 值虽大于 0.05,考虑到主成分因子提取具有一定的粗糙程度,本文选择接受制造内循环因子。

表 3 预处理检验

	金融	科技	投资	制造	服务	消费
Bartlett 检验	1.845e-17	0.045	0.875	1.963e-17	3.209e-44	8.748e-25
KMO 检验	0.58	0.54	0.48	0.75	0.79	0.67
白噪声检验	0.996	0.003	0.008	0.064	0.012	0.022
自回归阶数	NA	2	NA	3	3	2

由于检验结果不理想,本文最终选择放弃金融和投资内循环的动态因子探究。同时从表 3 可以看出,科技、消费内循环因子的最佳自回归阶数为 2,制造、服务内循环的最佳自回归阶数为 3。为了方便计算,观测方程中误差项的自回归阶数均设为 1。

四、结果与分析

(一)因子及参数估计

由于因子分析存在识别性问题,本文将约束施加在参数 Λ 上,即用主成分法得出 Λ 后将其视为固定参数。抽样前,需对参数设定初始值:①使用主成分法提取主成分,利用 R 软件的 `arima` 函数得出其自回归参数 Φ 作为该参数的初始估计,同时根据 kalman 滤波的递归方法得出 ζ_{10} 和 P_{10} 以方便第一步的估计;②使用 K 均值法将初始主成分分成两类,其类别顺序作为 S_T 的初始估计;③令 $\mu_0=0$, P_{00} 和 P_{11} 初始设定为 0.9。将前 2000 次 Gibbs 抽样作为燃烧期,取后 10000 次抽样的均值作为估计结果,详细参数估计见表 4。

表 4 参数估计结果

估计参数	服务	科技	制造	消费
μ (中位数)	0.163	0.233	0.183	0.163
5%分位数	0.161	0.218	0.179	0.161
95%分位数	0.166	0.240	0.186	0.166
Φ_1 (中位数)	-0.490	-0.188	-0.380	-0.340
5%分位数	-0.502	-0.209	-0.387	-0.350
95%分位数	-0.484	-0.184	-0.377	-0.335
Φ_2 (中位数)	-0.229	-0.189	-0.247	-0.157
5%分位数	-0.232	-0.200	-0.254	-0.163
95%分位数	-0.225	-0.185	-0.242	-0.144
Φ_3 (中位数)	-0.172	NA	-0.227	NA
5%分位数	-0.177	NA	-0.232	NA
95%分位数	-0.169	NA	-0.224	NA
P_{00} (中位数)	0.788	0.423	0.808	0.553
5%分位数	0.785	0.405	0.806	0.545
95%分位数	0.790	0.468	0.809	0.575
P_{11} (中位数)	0.810	0.719	0.758	0.805
5%分位数	0.805	0.710	0.754	0.802
95%分位数	0.812	0.740	0.760	0.813

从自回归的角度看,服务、制造内循环因子不仅滞后阶数较大,滞后参数也有较大的绝对值,而科技、消费内循环因子却完全相反。同时服务、制造内循环因子的 μ 较小,发展的稳定性较高,这间接说明我国的制造业仍然强劲。消费内循环因子的 μ 同样较小,可能是因为本文选取的消费指标多为硬性消费,所以受区制状态影响不明显。科技内循环因子则整体呈现随机性较高且易受区制状态影响的趋势,可能是由于严峻的外部形势导致我国高科技企业受供应链影响较大。

绘制内循环因子趋势图(见图 1),可以看出除科

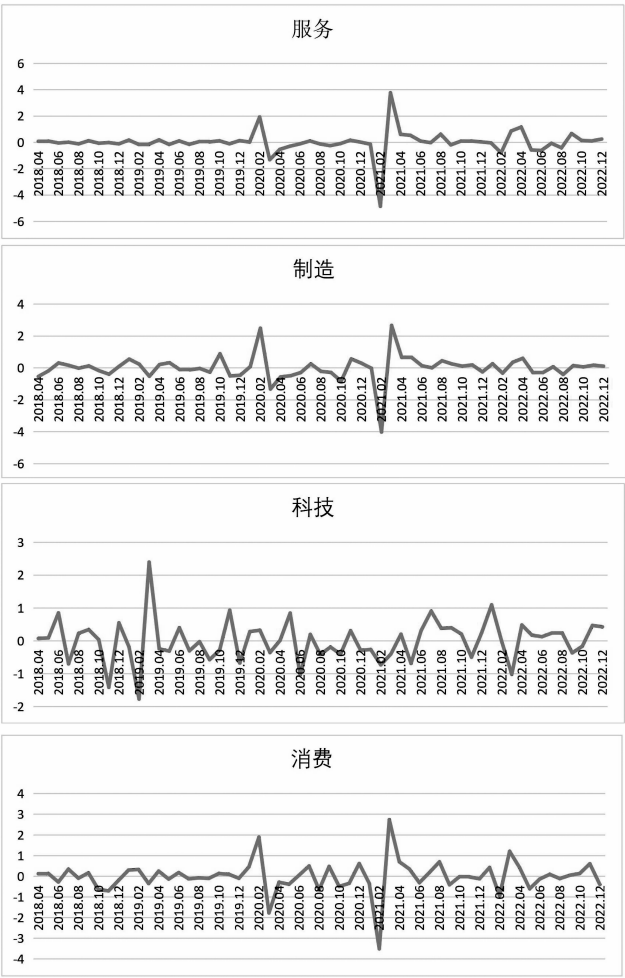


图 1 内循环因子

技内循环因子外,其余因子总体存在两处较大波动。一处是在2020年初,考虑到新冠疫情在2019年底出现,该处波动可能是社会各界为疫情防控做出的“养膘”行为;另一处波动是在2021年初,由于发展模式存在的问题,加上经过一年的疫情防控,房地产行业开始出现“爆雷”情况,这也一定程度上引起了社会上恐慌情绪,而政府也做出了迅速且频繁的调控,仅2021年上半年,全国房地产累计调控超过320次,其中中央各部门的调控政策高达46次,而2020年同期只有30次左右。从后续发展情况看,调控措施有效遏制了进一步恶化的风险,各类内循环因子恢复了较为稳定的波动,但服务、制造和消费内循环因子后续的波动仍较2020年前更为频繁。

关于转移概率,服务和制造内循环因子的 P_{00} 和 P_{11} 均较大,图2所示的区制状态也表现得更具黏性。从这两个内循环区制状态图可以看出,尽管2020年是在疫情攻坚的关键时期,政府还是通过其强大的动员能力,使两类内循环处于较快发展状态。但由于大量的消费由政府买单,同时随着房地产产业的衰落,地方政府财政赤字增加,2021年的长期低迷也在情理之中。而后随着房地产政策的不断调整,以及对周期短、收益高的行业(如教培、基金等)进行整改,使资金逐步向制造业回流,于是在2022年出现回暖。对于科技和消费内循环因子, P_{00} 较小但 P_{11} 较大,在图2中则表现得更具弹性,同样在2020年均处于较快发展阶段,在2021年前期经过短暂的下降后,很快又反弹至高位。

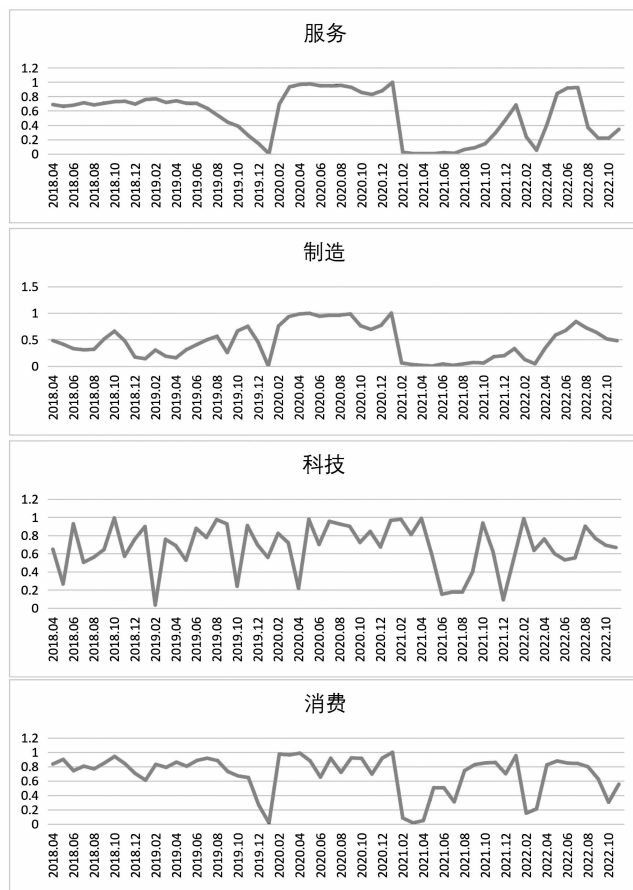


图2 区制状态

(二) 脉冲响应和方差分解

由上述分析结果可知,服务、制造和消费内循环因子有较大的相似性,通过相关性分析可知,服务、制造和消费内循环因子之间的相关性均超过0.88,而科

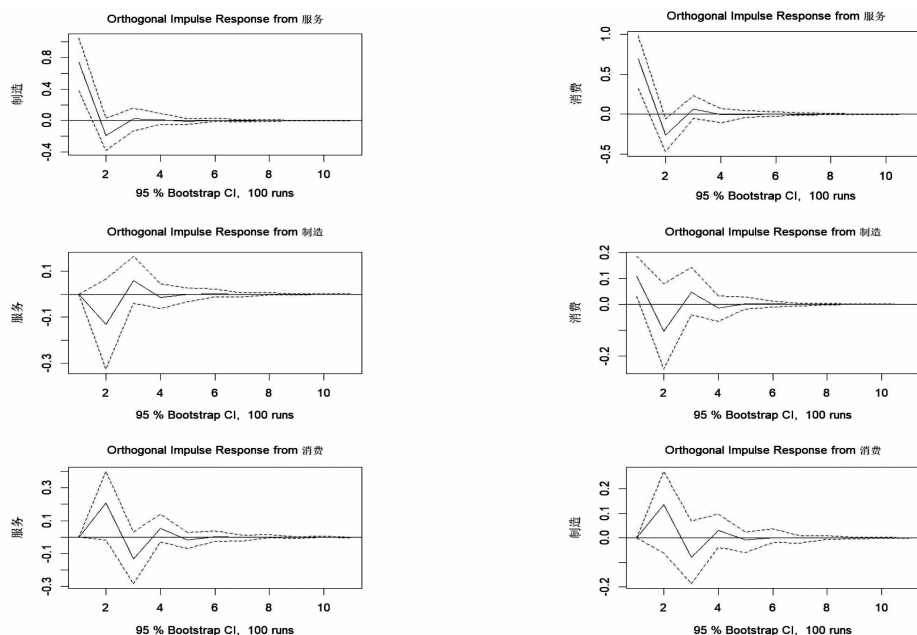


图3 脉冲响应图

技内循环与它们的相关性不超过 0.07,对这三类因子做进一步分析有利于更深刻地了解因子之间的关系。因此本文考虑将这三种因子组成 VAR(1)模型,使用 R 中的 serial test 检验得知模型的残差项是白噪声且通过稳定性检验,自回归模型的特征根分别为 0.3615、0.3615 和 0.1902,说明模型是合理的。

因果检验表明三种内循环无相互的格兰杰因果关系,但均存在瞬时因果关系,说明三者具有自主性的同时相互影响,因此本文考虑的六种内循环中的三种是正确且有意义的。从图 3 的脉冲响应函数图进一步可知:①服务内循环对另外两种内循环的冲击均是较快且较大的,在 1 期产生正向的最大影响,2 期产生较小的负向影响后回归平稳。但相比消费内循环,其对制造内循环产生的正向作用更大,负向作用则更小。②制造内循环在整体上对服务内循环起负向作用,可以理解为制造目标达到预期后,其相应的服务开始减少,对消费内循环有一定的促进作用。③消费内循环对另外两种内循环的冲击最缓慢,影响却最长远,其在 2 期才出现正向影响,5 期后回归平稳。

同时,方差分解结果显示,对于服务内循环因子,服务本身的影响占比最大,起始就占了 100%,后期虽有下降,但仍稳定在 90%以上。而制造和消费内循环因子,其本身的影响从开始到后期均不超过 20%,服务仍然占据 80%以上,这间接说明了服务内循环因子在我国内循环整体中占据的重要地位,也为政府部门推动我国经济的发展提供了新的视野。

五、对策建议

本文通过预处理分析,发现当前我国内循环可以大致分为服务、制造、消费和科技四大类,除去科技内循环有较大的随机性外,其余三种相对平稳且较符合现实发展状况。脉冲响应分析和方差分解显示了服务内循环因子举足轻重的作用,鉴于此,本文提出以下对策建议:一是加大对服务业的扶持力度,适当降低服务行业的服务费用,从而带动制造端和消费端的增长。二是提高科技从业人员的薪资待遇,拉动消费端的同时逐渐减弱外部压力造成的波动,使其更好融入内循环整体中。三是减少隐藏在日常商品中的消费税,带动制造端和消费端的增长,对内循环增长提供助力。四是加快数字人民币的推广,通过使用 M2 将金融类数据平减后,金融类主成分因子显示为白噪声,说明央行的超发货币主要流通在金融行业,这不利于内

循环的长远发展,使用数字人民币可以确保货币能够更多流入消费市场。◆

参考文献:

- [1]江小涓,孟丽君.内循环为主、外循环赋能与更高水平双循环:国际经验与中国实践[J].管理世界,2021,37(1):1-19.
- [2]钟钰,甘林针,崔奇峰.农业“双循环”战略思路与系统性对策[J].新疆师范大学学报(哲学社会科学版),2021,42(6):113-123.
- [3]汪婉.深入分析形势,有效增强中国经济“外循环”的韧性[J].中国发展观察,2022(5):45-54+63.
- [4]张晔.从外循环到双循环:沿海地区经济模式的转型:以苏州地区为例[J].经济学家,2022(8):43-52.
- [5]夏诗园,郑联盛.“双循环”新发展格局与乡村振兴:理论内涵、耦合机制及路径选择[J].新金融,2023(4):24-29.
- [6]尹政平,齐冠钧.“双循环”格局下如何推进内外贸一体化[J].中国外资,2023(7):82-85.
- [7]朱兢,肖婧文,付晓蓉.“一带一路”视角下高水平外循环与企业技术创新[J].科研管理,2022,43(5):121-130.
- [8]吕晓璐.资本外循环和商品外循环对制造业全球价值链升级的影响[D].杭州:浙江工商大学,2022.
- [9]林发勤,周默涵,刘梦珂.扩大内循环可促进外循环的微观效应[J].数量经济技术经济研究,2022,39(9):114-133.
- [10]吕佳煜,张阿兰,甄鑫悦.新发展格局下我国内外循环协同发展关系:基于消费与进出口数据的实证分析[J].商业经济研究,2022(12):185-188.
- [11]周玲玲.新发展格局下国内大循环与国际循环测度研究[J].上海对外经贸大学学报,2023,30(2):36-47.
- [12]高华川,张晓峒.动态因子模型及其应用研究综述[J].统计研究,2015,32(12):101-109.
- [13]BAI J. Inferential Theory for Factor Models of Large Dimensions[J]. Econometrica, 2003, 71(1): 135-171.
- [14]DIEBOLD F X, RUDEBUSCH G D. Measuring Business Cycles: A Modern Perspective[J]. Business Cycles, 1999(12): 117-143.
- [15]郑挺国,夏凯.宏观数据发布与经济周期实时测度方法研究[J].系统工程理论与实践,2017,37(04):817-830.
- [16]JAMES D H. 时间序列分析[M]. 夏晓华,译. 北京:中国人民大学出版社,2015.
- [17]ALBERT J H, CHIB S. Bayes Inference via Gibbs Sampling of Autoregressive Time Series Subject to Markov Mean and Variance Shifts[J]. Journal of Business & Economic Statistics, 1993, 11(1): 1-15.
- [18]BANBURA M, MODUGNO M. Maximum likelihood estimation of factor models on datasets with arbitrary pattern of missing data[J]. Journal of applied econometrics, 2014, 29(1): 133-160.

数字经济赋能制造业绿色低碳转型： 实证检验与机制分析

李 蕾¹ 樊西锋² 唐思婕¹

(1.河南财经政法大学 国际经济与贸易学院,河南 郑州 450046;2.西北农林科技大学 经济管理学院,
陕西 杨凌 712199)

摘要:数字经济是制造业绿色低碳转型的重要引擎。在从理论上阐述数字经济赋能制造业绿色低碳转型事实与机制的基础上,运用普通面板模型、渠道检验模型和空间面板模型等计量方法进行实证检验。研究发现:不论是数字经济规模还是数字经济发展水平,均可以显著促进制造业碳排放强度的下降,但单纯的数字经济规模扩大对制造业碳减排的促进作用弱于数字经济发展水平;数字经济发展水平的提升可以显著促进制造业资源配置效率的提高和产品的持续创新,而数字经济规模的扩大并不能显著促进制造业资源配置效率的提高和产品创新;数字经济规模和发展水平对制造业绿色低碳转型的赋能作用均具有显著的空间溢出效应,各省(区、市)制造业碳排放强度会受到邻近省(区、市)数字经济规模和发展水平的正向影响。未来应提高数字经济发展水平,打造数字化和信息化的绿色制造全产业链体系,加强区域合作,助力制造业绿色低碳转型。

关键词:制造业;数字经济;碳排放强度;资源配置;产品创新

中图分类号:F062.9

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2024)01-0015-08

DOI:10.13999/j.cnki.tjlysj.2024.01.003

一、引言

习近平主席在第七十五届联合国大会上提出的“双碳”承诺对中国推进生态文明建设和提升国际影响力意义重大,成为我国经济和产业绿色低碳发展的新开端。《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二〇三五年远景目标纲要》提出,“十四五”时期要实现“单位国内生产总值能源消耗和二氧化碳排放分别降低 13.5%、18%”的目标,显现了中国高强度低碳发展的决心。中国是世界第一制造业大国,而作为国民经济的支柱产业,制造业节能低碳发展虽然近年来伴随产业结构升级和能源消费结构优化取得显著成效,但当前制造业仍然是我国重要的能源消费和碳排放主体。据统计,2019 年我国制造业能

源消耗量几乎占到了全国的半壁江山,而二氧化碳排放量在全国的占比也高达 1/3^①。制造业碳减排成为推动我国实现“双碳”目标的重要内容。

同时,伴随着物联网、云计算、人工智能、区块链等新一代信息技术的快速发展,数字经济日益成为国民经济中最活跃的部分。作为数字经济的主战场,制造业与数字经济呈现出日益融合的大发展态势,数字经济对制造业发挥着越来越重要的作用,表现为要素供给方式的变革、生产制造模式的转型以及价值链的重塑等等。那么,在这个过程中,数字经济能否赋能中国制造业碳减排?如果可以,数字经济赋能制造业碳减排的作用机制是什么?数字经济对制造业碳减排有多大的赋能效应?单纯的数字经济规模与包含质量的数字

基金项目:河南省科技厅软科学项目“数字经济赋能视角下黄河流域产业生态化效率提升研究”(232400410066);河南省高等学校重点科研项目“数字经济、绿色创新与黄河流域产业-生态两化发展研究”(23A790003);河南财经政法大学华贸金融研究院项目“数字经济赋能制造业绿色低碳转型的机制与政策研究”(HYK-2021027);河南省研究生教育改革与质量提升工程(YJS2024SZ38)。

作者简介:李蕾(1987—),女,河南安阳人,博士,副教授,研究方向为数字经济与产业竞争力;樊西锋(1992—),男,河南安阳人,硕士研究生,研究方向为工商管理;唐思婕(1999—),女,河南开封人,硕士研究生,研究方向为国际贸易。

^①根据中国碳核算数据库(CEADs)提供的能源清单和碳排放清单计算得到。

经济发展水平对制造业绿色低碳的赋能作用有什么差异?发挥数字经济对制造业碳减排赋能作用的政策着力点在哪里?这一系列问题的解决对推动制造业绿色低碳转型,构建绿色低碳循环的经济体系和制造业产业体系以及“双碳”目标的实现具有重要意义。

二、文献综述

现有关于数字经济对绿色低碳影响的研究并不区分数字经济规模与发展水平,在内容上主要分为三类:一是数字经济或大数据对区域碳排放或绿色转型的影响^[1-5]。二是数字经济对绿色生态效率或绿色全要素生产率的影响^[6-7]。三是基于数字经济的某一细分领域研究其对碳排放的影响^[8-9]。部分学者关注到数字经济对创新或绿色创新的赋能作用。数字经济不仅有助于创新能力的提升或创新绩效的改善^[10-12],在创新形式上还能促进非模仿式的真正创新和突破性创新^[13-14],同时会通过强大的数据整合能力或增强消费者参与产品设计的便利性催生新产品、新业态和新模式^[15-17]。数字经济对绿色创新的影响既可以通过经济产业集聚和金融结构优化等方面起作用^[18-19],也可以通过数字政府建设更好地发挥市场作用,进而赋能绿色技术创新^[20]。

关于数字经济对制造业绿色发展影响的相关研究,早期主要是基于大数据技术的智能化生产管理的节能减排效应进行的理论分析。如 Zhang 和 Ren 等(2017)及 Wang 和 Liang 等(2018)从大数据背景下产品生产周期的视角进行分析^[21-22]。前者认为,基于大数据技术的产品生命周期管理能够降低能源密集型制造业的能耗和污染排放,为清洁制造创造条件。后者分析发现,大数据分析对产品生命周期进行监测优化的智能免疫系统有助于实现节能制造。Zhang 和 Ma 等(2018)提出了一种基于能源大数据采集和能源大数据挖掘两项技术的能源大数据分析框架,能够实现由于制造数据缺乏而无法实施的清洁生产战略,从而有助于减少高耗能制造业的能源消耗和排放^[23]。在实证模型层面,相关研究主要聚焦于数字经济对工业绿色全要素生产率或低碳产业发展的促进作用上。程文先和钱学锋(2021)通过实证研究发现,数字经济可以从整体上显著提升中国工业的绿色全要素生产率,而且在以地区行业规模、制度环境为门槛变量的回归中,分别呈现出边际递增的非线性特点和 U 形关系^[24]。郭彩霞和高媛(2020)则直接分析了数字经济驱动低碳产业发展的机制和效应,同样得到数字经济能够赋能绿色

发展的结论^[25]。戴翔和杨双至(2022)以制造业为研究对象,发现数字赋能主要通过规模效应和技术效应两个机制促进制造业企业绿色转型^[26]。

综上所述,数字经济赋能绿色低碳转型的相关理论和实证研究都取得了较为丰硕的成果。不过,现有研究要么只侧重于数字经济规模的绿色低碳赋能效应,要么聚焦于数字经济发展水平的分析,缺乏将两者纳入同一个分析框架中的比较研究。而且,碳排放具有明显的空间溢出效应,而目前关于数字经济赋能绿色低碳发展的空间分析相对较为缺乏。为此,本文在从理论和实证两个层面分析数字经济赋能制造业绿色低碳转型的事实及机制的基础上,重点从两方面进行拓展:一是从数字经济规模和数字经济发展水平两个维度实证分析数字经济赋能制造业绿色低碳转型的作用及差异,重点检验资源配置效应和产品创新效应两个影响渠道;二是构建空间计量模型检验相邻省(区、市)间存在的空间溢出效应,丰富了数字经济引领制造业绿色低碳发展的经验研究,为新时期发挥数字经济对制造业绿色低碳的引领作用提供经验支撑,也从实践层面为“双碳”目标约束下通过数字经济实现制造业绿色低碳发展提供了切实可行的路径选择。

三、理论分析

数字经济是依托大数据、物联网、云计算、人工智能等新兴技术,以数字化的知识和信息等关键生产要素的投入实现经济 and 产业高质量发展的经济形态,具有鲜明的智能化、网络化、平台化和共享化等特征,可以从多个角度引领产业绿色低碳转型。具体看,借助数字经济,可以实现对能源资源供需及使用情况的实时收集与监测,以及企业、政府、社会等多元主体相互之间及内部不同主体之间资源的共建共享,推动生产、制造和管理等全产业链流程的智慧化和可视化,从而降低能源资源消耗,提高生产效率。同时,数字技术的应用还能实现对碳排放源的锁定与监测,进而对企业碳排放行为进行实时监督。数字经济的发展可以促进知识和信息的互联共享以及不同主体之间关于产品设计、创意等实时高效的沟通交流,更有助于协同创新格局的形成,激发新业态新模式和产品创新。而且数字经济和碳排放具有明显的空间关联性。可见,数字经济不仅可以通过资源配置效率的提升和产品创新两个渠道赋能制造业绿色低碳转型,还可以通过空间溢出效应影响相邻区域制造业的绿色低碳转型。三种作用机制如图 1 所示。

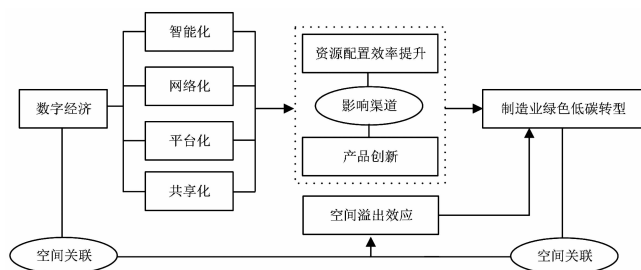


图1 数字经济赋能制造业绿色低碳转型的作用机制

(一) 资源配置效应

绿色低碳的本质特征就是资源、能源的节约利用，在产业层面的重要表现是资源配置效率的提高。作为数字经济发展的基础，数据要素借助互联网、云计算、区块链等新兴技术引发了资源配置方式的数字化和智能化新变革，不仅能有效缓解劳动和资本等要素配置的扭曲状态，改进生产流程，提高设备利用效率，还能激活要素供给新方式，实现资源在不同部门和企业间更精准、更有效地匹配，从而有助于资源配置效率和使用效率的提高。同时，由于产业链供应链是不同产业部门在一定技术经济关系基础上形成的一种链式关联形式，数字经济借助大数据、云计算、物联网、人工智能等新兴技术，能够提高整体产业链供应链的现代化和智能化水平，可以实现对产品、工艺、资源、物流、资金等各方面信息的分析、规划和重组，从而有助于提高生产和管理效率。进一步地，数字经济提高了生产对需求的响应速度，可以通过分析客户潜在需求和产品供应趋势实现客户精准营销，避免信息不对称导致的资源配置效率损失。

(二) 产品创新效应

基于技术创新的新产品往往具有典型的绿色低碳和环境友好型特征，因此，绿色低碳转型在产业层面的另一个重要表现是产品的持续创新和新业态新模式的不断涌现，而数字经济恰好表现出明显的产品创新效应。许宪春和任雪等(2019)指出，大数据作为创新的核心要素，以其为主体构成的数据库是新经济发展萌生出的新动能^[1]。在大数据驱动下，制造业创新生态正在加速形成，衍生出“互联网+产业”等新业态和新模式。具体看，大数据能够有效整合人才、知识、科研等创新要素，打破“信息孤岛”的大数据对信息的整合能够作为新产品的创意输入，通过生成可视化的决策路径支持新产品开发所需能力决策的制定。同时，数字经济不仅增强了消费者直接参与产品设计的便利性，产生知识溢出和共享效应，促使制造业企业在产品开发、外观设计、产品包、市场营销等方面加强

创新，还有助于深化创新主体之间的交流合作与竞争，能够激发创新主体的积极性，为新产品和新业态打造良好的创新基础，产生协同创新的放大效应。

(三) 空间溢出效应

作为碳排放的重要形式，二氧化碳的气体属性使其在空间上具有很强的流动性，从而导致相邻地区的碳排放存在一定程度的正相关性，即碳排强度高的地区倾向于接近其他碳排放强度高的地区，而碳排放强度低的地区倾向于接近其他碳排放强度低的地区^[27-30]。同时，数字经济的重要特征就是通过高效的信息传递压缩了时空距离，增强了区域间经济活动关联的广度和深度，其对经济的影响在空间上也存在溢出效应^[31]。这意味着，一方面本地碳排放强度的变动会影响相邻区域碳排放强度的变动，另一方面数字经济在促进本地制造业绿色低碳发展的同时，也会对相邻区域制造业的绿色低碳发展产生积极影响，即存在空间溢出效应。

四、实证检验

(一) 模型构建

“双碳”目标下，制造业绿色低碳转型最重要的表现就是单位产值碳排放量的减少，即碳排放强度的降低。为验证数字经济赋能制造业绿色低碳转型的作用事实，分别构建制造业碳排放强度关于数字经济规模和数字经济发展水平的回归模型。考虑到制造业碳排放强度受多种因素的影响，这里借鉴徐维祥和周建平^[20]、杨昕和赵守国^[2022]的研究，将制造业重化工产业结构、研发投入强度、环境规制强度、能源消费结构等作为控制变量引入模型^[2,5]。同时考虑到模型可能存在的异方差，对所有变量取对数，并加入时间趋势项，得到本文的两个基本回归方程：

$$\ln CPM_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln DEIS_{it} + \alpha_2 \ln RD_{it} + \alpha_3 \ln IND_{it} + \alpha_4 \ln ER_{it} + \alpha_5 \ln ECS_{it} + T + \mu_{it} \quad (1)$$

$$\ln CPM_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln DEIQ_{it} + \alpha_2 \ln RD_{it} + \alpha_3 \ln IND_{it} + \alpha_4 \ln ER_{it} + \alpha_5 \ln ECS_{it} + T + \mu_{it} \quad (2)$$

其中， i 和 t 代表省（区、市）和年份； CPM 为制造业碳排放强度，即万元产值的二氧化碳排放量； $DEIS$ 为数字经济规模； $DEIQ$ 为数字经济发展水平； RD 为研发投入强度； IND 为制造业重化工产业结构； ER 为环境规制强度； ECS 为能源消费结构； T 为时间趋势项； μ 为随时间和个体变动的随机误差项。

(二) 变量选取及数据来源

1. 因变量：制造业绿色低碳水平

在碳排放强度的计算中，最为关键的指标是制造

业碳排放量的计算。本文借鉴《2006 年 IPCC 国家温室气体清单指南》的计算方法,采用更符合中国能源实际情况的各类能源的平均低位发热量计算二氧化碳排放系数,具体计算方法:

$$CO_2 = \sum_{i=1}^n E_i * NCV_i * CEF_i * COF_i * 44/12 \quad (3)$$

其中, CO_2 表示计算的二氧化碳排放量; i 表示第 i 种能源,共有 n 种能源; E_i 为第 i 种能源的消费量,数据来自中国碳核算数据库(CEADS)提供的能源清单; NCV_i 为第 i 种能源的平均低位发热量,数据来自《中国统计年鉴》; CEF_i 为第 i 种能源转换为热量的缺省碳含量; COF_i 为第 i 种能源的缺省氧化因子;44 和 12 分别为二氧化碳和碳的分子量; $CEF_i * COF_i * 44/12$ 为第 i 种能源的有效二氧化碳排放因子,数据来自《2006 年 IPCC 国家温室气体清单指南》。

2. 核心解释变量:数字经济规模和数字经济发展水平

随着数字经济的快速发展,学术界涌现出较为丰富的关于数字经济规模和数字经济发展水平测算的相关研究。在规模测算层面,主要是界定数字经济行业或在此基础上将对应行业的增加值加总得到^[32-35]。也有学者将界定的数字经济基础部门对其他部门的增加值投入量作为数字经济规模的代理变量^[36]。还有学者建议通过构建数字经济卫星账户对数字经济发展规模进行核算^[37-38]。关于数字经济发展水平的测算,主要是根据数字经济的内涵特征构建评价指标体系,既包括腾讯研究院、紫光新华三集团、财新智库和数联

铭品等研究机构,也涌现出众多学者的相关研究^[31,39]。

考虑到上述数字经济规模测算方法的复杂性,本文直接以计算机、通信和其他电子设备制造业与信息技术服务、软件和信息技术服务业等数字经济相关行业的规模作为数字经济规模的衡量指标。同时,数字经济发展水平借鉴现有的研究,从“数字基础设施—数字产业发展—数字网络应用—数字科研支撑”四个维度构建评价指标体系,采用主成分分析法进行计算得到^①。相关指标数据来自《中国统计年鉴》《中国工业统计年鉴》《中国信息年鉴》《中国人口和就业统计年鉴》《中国第三产业统计年鉴》,以及北京大学数字普惠金融指数和 EPS 数据库,或者根据前述相关年鉴和数据库中的数据计算得到。

3. 控制变量

制造业重化工产业结构采用石油、煤炭及其他燃料加工业等高碳排放行业的销售产值占比衡量。研发投入强度采用 R&D 经费投入在 GDP 中的占比衡量。地方政府环境规制强度借鉴杜龙政和赵云辉等(2019)的做法,同时考虑到制造业在工业中的主体地位,以工业的情况代替制造业的情况,采用工业废气污染治理投资总额占工业企业主营业务成本的比重来衡量各省(区、市)制造业的环境规制强度^[40]。能源消费结构借鉴黄玉霞和谢建国(2019)的方法,采用煤炭、石油等非清洁能源消费量占能源消费总量的比重表示^[41]。经济发展水平采用人均 GDP 衡量。各变量的描述性统计^②见表 1。

表 1 变量的描述性统计

变量类别	变量符号	变量名称	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
因变量	lnCPM	制造业碳排放强度	240	8.226	1.158	4.247	10.443
核心解释变量	lnDEIS	数字经济规模	240	3.340	1.223	0.157	6.432
	lnDEIQ	数字经济发展水平	240	7.315	1.271	2.303	9.210
控制变量	lnRD	研发投入强度	240	4.983	0.582	3.807	6.447
	lnIND	制造业重化工产业结构	240	3.555	0.466	2.334	4.385
	lnER	环境规制强度	240	3.991	0.985	0.294	6.589
	lnECS	能源消费结构	240	4.511	0.109	3.977	4.599
	lnPGDP	经济发展水平	240	10.431	0.503	9.205	11.815
	T	时间趋势	240	4.500	2.296	1.000	8.000

①通过 KMO 和 SMC 检验发现,本文的指标数据符合主成分分析的前提条件。

②由于本文的回归模型是双对数模型,这里变量的描述性统计列出的是原变量取对数后的描述性统计特征。另外,中国碳核算数据库(CEADS)提供的能源清单截至 2019 年,同时数字经济相关指标 2012 年之前数据缺失较为严重,故本文数据起止时间为 2012—2019 年。

(三) 实证结果分析

采用 Stata14 软件对模型(1)和模型(2)进行估计,得到如表 2 的估计结果。其中,前两列为数字经济规模赋能制造业绿色低碳转型的估计结果,后两列为数字经济发展水平赋能制造业绿色低碳转型的估计结果。结果显示,不管是数字经济规模(lnDEIS)还是数字经济发展水平(lnDEIQ),系数估计值均显著为负,即数字经济规模的扩大和数字经济发展水平的提高均可以显著促进制造业碳排放强度的降低,意味着数字经济的发展有助于制造业碳减排,这与现有关于数字经济赋能碳减排的相关研究结论一致。就系数大小看,数字经济规模对制造业碳排放强度的抑制作用弱于数字经济发展水平,说明相对于数字经济规模,包含发展质量的数字经济发展水平对制造业表现出更强的碳减排效应。控制变量中,研发投入强度(lnRD)的回归系数虽不显著,但系数均为负,符合理论预期。制造业重化工产业结构(lnIND)和能源消费结构(lnECS)的估计系数均显著为正,即石油、煤炭及其他燃料加工业等高碳排放行业在制造业中的占比越高,煤炭、石油等非清洁能源消费量在能源消费总量中的占比越大,制造业的碳排放强度就越高,同样符合理论预期。环境规制强度(lnER)的系数为正,虽然与理论预期不

表 2 数字经济赋能制造业绿色低碳转型的估计结果

变量	数字经济规模(lnDEIS)		数字经济发展水平(lnDEIQ)	
	FE	RE	FE	RE
lnDEIS	-0.3597*** (-3.22)	-0.3312*** (-3.73)		
lnDEIQ			-0.5413** (-2.64)	-0.3214** (-2.20)
lnRD	0.0540 (0.29)	-0.0610 (-0.37)	0.1659 (0.85)	-0.0397 (-0.22)
lnIND	1.2942*** (6.56)	1.2853*** (6.67)	1.2449*** (5.66)	1.3127*** (6.02)
lnECS	0.8404* (1.8)	1.1926*** (3.06)	0.8129* (1.72)	1.1800*** (3.00)
lnER	0.0110 (0.57)	0.0120 (0.62)	0.0229 (1.20)	0.0226 (1.18)
T	-0.0012 (-0.10)	0.0016 (0.15)	-0.0267*** (-3.09)	-0.0195** (-2.23)
常数项	0.7286 (0.35)	-0.3666 (-0.24)	3.2958 (1.22)	0.7830 (0.43)
R ²	0.7993	0.8207	0.7222	0.7992
观测值	240	240	240	240

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的显著性水平下显著,括号内为 t 值或 z 值,所有模型均采用异方差稳健的标准误进行估计。表 3、表 4、表 5 同。FE 代表固定效应模型,RE 代表随机效应模型。表 3 同。

符,但其系数不显著。

(四) 稳健性检验

以韩兆安和赵景峰等(2021)测算的数字经济增加值^[35],以及赛迪顾问发布的 2017—2020 年数字经济发展指数作为数字经济规模和数字经济发展水平的代理变量,对模型(1)和模型(2)的估计结果进行稳健性检验,见表 3。结果显示,数字经济规模(lnDEIS)和数字经济发展水平(lnDEIQ)的估计系数均显著为负,与表 2 中相应估计系数的符号相同,只是存在系数值大小和系数显著程度的差异,说明本文模型的估计结果具有一定的稳健性。

表 3 稳健性检验的估计结果

变量	数字经济规模(lnDEIS)		数字经济发展水平(lnDEIQ)	
	FE	RE	FE	RE
lnDEIS	-0.3904* (-2.01)	-0.3384*** (-3.40)		
lnDEIQ			-0.4039* (-1.83)	-0.6080*** (-2.90)
lnRD	-0.0017 (-0.01)	-0.1510 (-0.87)	-0.4858 (-1.33)	-0.3969** (-2.02)
lnIND	1.0873*** (3.07)	1.1700*** (4.59)	0.4765 (0.71)	1.0857*** (3.25)
lnECS	0.6145 (1.08)	1.0855** (2.55)	0.5022 (0.28)	1.8934** (2.56)
lnER	-0.0114 (-0.40)	-0.0100 (-0.37)	0.0407 (1.58)	0.0472** (2.18)
T	-0.0001 (-0.00)	0.0022 (0.14)	0.0211 (0.55)	0.0039 (0.15)
常数项	4.2301* (2.02)	2.1937 (1.32)	7.7195 (1.01)	-0.3522 (-0.10)
R ²	0.7897	0.8171	0.8227	0.8708
观测值	180	180	120	120

五、机制检验

(一) 模型构建

为验证数字经济赋能制造业绿色低碳转型的影响渠道,设立制造业资源配置效率和产品创新水平两个渠道变量,在式(1)和式(2)中核心解释变量数字经济规模和数字经济发展水平对制造业碳排放强度系数(α_1)显著的基础上,分别构建制造业资源配置效率和产品创新水平两个渠道变量对数字经济规模和数字经济发展水平的回归方程:

$$\ln MTFP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln DEIS_{it} + \alpha_2 \ln PGDP_{it} + \alpha_3 \ln RD_{it} + T + \mu_{it} \quad (4)$$

$$\ln MTFP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln DEIQ_{it} + \alpha_2 \ln PGDP_{it} + \alpha_3 \ln RD_{it} + T + \mu_{it} \quad (5)$$

$$\ln IPAT_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln DEIS_{it} + \alpha_2 \ln PGDP_{it} + \alpha_3 \ln RD_{it} + T + \mu_{it} \quad (6)$$

$$\ln IPAT_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln DEIQ_{it} + \alpha_2 \ln PGDP_{it} + \alpha_3 \ln RD_{it} + T + \mu_{it} \quad (7)$$

式(4)—(7)为数字经济赋能制造业绿色低碳转型的渠道检验方程。其中,MTFP 为制造业的资源配置效率,IPAT 表示产品创新水平,PGDP 表示经济发展水平,RD 为研发投入强度,T 为时间趋势项, μ 为随时间和个体变动的随机误差项。

(二) 变量选取及数据来源

在制造业资源配置效率的衡量指标中,全要素生产率是相对综合全面的指标,因此选择制造业的全要素生产率来衡量制造业的资源配置效率。根据柯布—道格拉斯生产函数,可得全要素生产率的计算公式为:

$$\ln TFP = \ln Y - \alpha \ln K - \beta \ln L \quad (8)$$

其中,Y 为制造业规模,用制造业销售产值衡量;K 和 L 为制造业的资本存量和劳动数量,分别用制造业固定资产净值和劳动就业人数来衡量; α 和 β 分别为资本和劳动的产出弹性,通过 OLS 估算得到。采用式(8)计算各省(区、市)制造业的全要素生产率(TFP)。涉及的制造业销售产值、固定资产净值、劳动就业人数等数据来自《中国工业统计年鉴》。由于 2018 年和 2019 年的《中国工业统计年鉴》没有公布,2017 年和 2018 年的相关数据根据前后年份的数据进行插值补充。2020 年《中国工业统计年鉴》没有公布制造业的销售产值数据,2019 年制造业的销售产值是基于年鉴上公布的主营业务收入,按照 2016 年销售产值与主营业务收入的比例关系换算得到。制造业销售产值和固定资产净值采用各地区 2000 年为不变价的工业出厂价格指数和固定资产投资价格指数转换为 2000 年不变价的数据。工业出厂价格指数和固定资产投资价格指数来自《中国统计年鉴》。

关于产品创新,考虑到创新质量是产品创新的基础,而发明专利授权数是体现创新效率和质量的较好指标,因此采用发明专利授权数来衡量产品创新水平。经济发展水平采用人均 GDP 衡量,研发投入强度采用 R&D 经费投入在 GDP 中的占比衡量。数据来自《中国统计年鉴》和 EPS 数据库,或者根据相关数据计算得到。

(三) 实证结果分析

采用 Stata14 软件对模型(4)—(7)进行估计,得到数字经济赋能制造业绿色低碳转型的资源配置效率和产品创新两个影响渠道的估计结果,见表 4。其中,前两列为数字经济对资源配置效率影响的模型回归结果,后两列为数字经济对产品创新影响的模型回归

结果。结果显示,不管是资源配置效率还是产品创新,数字经济发展水平($\ln DEIQ$)的估计系数均显著为正,而数字经济规模($\ln DEIS$)的估计系数虽然为正,但不显著。这说明,数字经济发展水平的提升可以显著促进制造业资源配置效率的提高以及产品的持续创新,而单纯数字经济规模的扩大并不能显著促进制造业资源配置效率的提高和产品创新。同时意味着,在赋能制造业绿色低碳转型的过程中,相对于数字经济规模的扩大,包含发展质量的数字经济发展水平的提升更为重要。因此,数字经济的发展不仅要注重规模的扩大,更应该注重包含数字经济质量发展水平的提升。

表 4 资源配置效率和产品创新效应的估计结果

变量	资源配置效率		产品创新效应	
	$\ln DEIS$	$\ln DEIQ$	$\ln DEIS$	$\ln DEIQ$
$\ln DEIS$	0.0148 (0.73)		0.0394 (0.43)	
$\ln DEIQ$		0.0582*** (3.24)		0.5611** (2.40)
$\ln PGDP$	0.1658*** (2.82)	0.1162*** (2.06)	2.4005*** (3.22)	1.3487 (1.45)
$\ln RD$	0.0778* (1.71)	0.0566 (1.23)	-0.1218 (-0.43)	-0.2503 (-1.02)
T	-0.0107** (-2.26)	-0.0023 (-0.44)	-0.0122 (-0.25)	0.0637 (1.00)
常数项	2.8645*** (5.50)	3.2447*** (5.89)	-16.3019** (-2.39)	-9.0051 (-1.12)
R ²	0.4588	0.5253	0.3979	0.7358
观测值	240	240	240	240

六、空间溢出效应

(一) 空间计量模型设定

根据本文的理论机制分析,数字经济对制造业绿色低碳转型发展的影响在很大程度上存在空间溢出效应,因此这里构建空间计量模型进行实证检验。在多个空间模型中,空间滞后模型和空间误差模型最为基本,这里采用 LM 检验对两个模型进行判断。结果发现,空间滞后模型的 LM 和 Robust LM 统计量都十分显著,而空间误差模型的 LM 和 Robust LM 统计量要么不显著要么显著性很弱,因此应该选择空间滞后模型。在模型(1)和(2)的基础上,构建空间自回归模型:

$$\ln CPM_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln DEIS_{it} + \alpha_2 \ln RD_{it} + \alpha_3 \ln IND_{it} + \alpha_4 \ln ER_{it} + \alpha_5 \ln ECS_{it} + \rho W \ln CPM_{it} + T + \mu_{it} \quad (9)$$

$$\ln CPM_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln DEIQ_{it} + \alpha_2 \ln RD_{it} + \alpha_3 \ln IND_{it} + \alpha_4 \ln ER_{it} + \alpha_5 \ln ECS_{it} + \rho W \ln CPM_{it} + T + \mu_{it} \quad (10)$$

(二) 实证结果分析

采用 Stata14 软件对模型(9)和模型(10)进行估

计,得到数字经济赋能制造业绿色低碳转型空间溢出效应的估计结果,见表5。其中,前两列采用的是基于高德经纬度计算的权重矩阵,后两列采用的是基于百度地图直线距离计算的权重矩阵。回归结果显示,数字经济规模(lnDEIS)和数字经济发展水平(lnDEIQ)的估计系数与基准模型(1)和(2)两变量的估计系数在符号和显著性上都相同,只是存在系数大小和系数显著程度的差异。而且不管是数字经济规模还是数字经济发展水平,也不管是采用基于高德经纬度计算的权重矩阵还是采用基于百度地图直线距离计算的权重矩阵,制造业碳排放强度的空间滞后项(WlnCPM)的估计系数 ρ 都在5%的显著性水平下显著,说明数字经济赋能制造业绿色低碳转型存在空间自回归效应,各省(区、市)制造业的绿色低碳发展会对邻近地区制造业的绿色低碳发展产生正向影响。相应地,各省(区、市)数字经济发展水平的提升会通过促进本地制造业绿色低碳转型而间接促进相邻地区制造业的绿色低碳转型。

表5 空间溢出效应的估计结果

变量	高德经纬度权重矩阵		百度地图直线距离权重矩阵	
	lnDEIS	lnDEIQ	lnDEIS	lnDEIQ
lnDEIS	-0.2310*** (-5.64)		-0.2312*** (-5.65)	
lnDEIQ		-0.1851*** (-4.73)		-0.1852*** (-4.74)
lnRD	-0.3031*** (-4.58)	-0.3014*** (-4.66)	-0.3028*** (-4.58)	-0.3010*** (-4.66)
lnIND	1.2538*** (10.15)	1.3065*** (10.60)	1.2543*** (10.16)	1.3070*** (10.61)
lnECS	2.4535*** (8.44)	2.5650*** (8.68)	2.4523*** (8.44)	2.5639*** (8.68)
lnER	0.0584 (1.59)	0.0923** (2.57)	0.0585 (1.59)	0.0923** (2.57)
T	0.0128 (0.98)	0.0020 (0.15)	0.0128 (0.99)	0.0020 (0.15)
常数项	-5.4076*** (-4.04)	-5.6180*** (-4.50)	-5.4076*** (-4.04)	-5.6167*** (-4.50)
ρ	0.3857** (1.98)	0.4115** (2.17)	0.3947** (2.05)	0.4189** (2.24)
LM	17.5880***	21.4900***	18.502***	22.336***
观测值	240	240	240	240

七、结论与对策建议

本文在从理论上阐述数字经济赋能制造业绿色低碳转型事实与机制的基础上,运用面板回归模型和空间面板模型等方法,从数字经济规模和数字经济发展水平两个维度实证分析数字经济赋能制造业绿色低碳转型的作用,重点验证资源配置效应、产品创新

效应和空间溢出效应等作用机制。主要结论如下:第一,不管是数字经济规模还是数字经济发展水平,均可以显著促进制造业碳排放强度的下降。第二,数字经济发展水平的提升可以显著促进制造业资源配置效率的提高以及产品的持续创新,而单纯的数字经济规模的扩大并不能显著促进制造业资源配置效率的提高和产品创新。第三,数字经济规模和发展水平赋能制造业绿色低碳转型均具有显著的空间溢出效应,各省(区、市)制造业碳排放强度会受到邻近省(区、市)数字经济发展的正向影响,或者本地数字经济的发展有助于邻近区域制造业的绿色低碳发展。

根据上述结论,提出以下对策建议:

(一)发挥数字经济对制造业绿色低碳转型的引领作用

数字经济的发展显著促进了制造业碳排放强度的下降,是制造业绿色低碳转型的重要动力。应继续大力发展数字经济,不仅要扩大数字经济的规模,还要注重数字经济的发展水平,包括积极推进数字基础设施建设、加快数字网络技术的应用、强化数字科研支撑等多方面,充分发挥数字经济赋能制造业绿色低碳转型的资源配置效应和产品创新效应。

(二)打造数字化和信息化的绿色制造全产业链体系

积极利用物联网、大数据、云计算、区块链、人工智能、数字孪生等新一代数字信息技术,打造网络化共享和智能化协作的绿色产业链供应链,积极推行绿色产业链供应链智慧化管理。创新数字化的绿色制造监管模式,推动碳排放源锁定、碳排放监管、碳排放预测预警等场景应用。构建数字化的绿色技术创新体系,专注于节能减排和碳捕集、碳封存等技术的网络化开发应用。完善数字化的绿色金融服务平台,实现绿色信贷和绿色企业、绿色项目的智能对接。

(三)加强数字经济赋能制造业绿色低碳转型的区域协作

数字经济赋能制造业绿色低碳转型存在显著的空间溢出效应,应通过区域协作推进制造业的绿色低碳转型。各省(区、市)在实施包括数字基础设施共建共享、数字产业发展互补互促、数字技术应用互联互通、数字技术协同研发等数字经济合作的基础上,积极建立制造业区域协同降碳机制,设立区域性制造业绿色低碳发展基金,强化节能减碳技术的协同研发和推广应用,形成制造业绿色低碳发展的协同推进新格局。◆

参考文献:

- [1] 许宪春,任雪,常子豪.大数据与绿色发展[J].中国工业经济,2019(4):5-22.
- [2] 徐维祥,周建平,刘程军.数字经济发展对城市碳排放影响的空间效应[J].地理研究,2022,41(1):111-129.
- [3] 罗军,邱海桐.城市数字经济驱动制造业绿色发展的空间效应[J].经济地理,2022,42(12):13-22.
- [4] 叶强,高超越,姜广鑫.大数据环境下我国未来区块链碳市场体系设计[J].管理世界,2022,38(1):229-249.
- [5] 杨昕,赵守国.数字经济赋能区域绿色发展的低碳减排效应[J].经济与管理研究,2022,43(12):85-100.
- [6] 何维达,温家隆,张满银.数字经济发展对中国绿色生态效率的影响研究:基于双向固定效应模型[J].经济问题,2022(1):1-8+30.
- [7] 管宁,何晶彦,李博雅.京津冀数字服务经济对绿色经济效率的影响研究[J].宏观经济研究,2022(7):105-119.
- [8] 邓荣荣,张翱翔.中国城市数字金融发展对碳排放绩效的影响及机理[J].资源科学,2021,43(11):2316-2330.
- [9] 江红莉,蒋鹏程.数字金融对城市绿色经济效率的影响研究[J].软科学,2022,36(4):37-43.
- [10] 韩璐,陈松,梁玲玲.数字经济、创新环境与城市创新能力[J].科研管理,2021,42(4):35-45.
- [11] 梁琦,肖素萍,李梦欣.数字经济发展、空间外溢与区域创新质量提升:兼论市场化的门槛效应[J].上海经济研究,2021(9):44-56.
- [12] 夏杰长,姚战琪,徐紫嫣.数字经济对中国区域创新产出的影响[J].社会科学战线,2021(6):67-78+281-282.
- [13] 胡山,余泳泽.数字经济与企业创新:突破性创新还是渐进性创新? [J].财经问题研究,2022(1):42-51.
- [14] 温琚,阎志军,程愚.数字经济驱动创新效应研究:基于省级面板数据的回归[J].经济体制改革,2020(3):31-38.
- [15] ZHAN Y, TAN K H. An analytic infrastructure for harvesting big data to enhance supply chain performance[J]. European Journal of Operational Research, 2020, 281(3):559-574.
- [16] 马中东,宁朝山.数字经济、要素配置与制造业质量升级[J].经济体制改革,2020(3):24-30.
- [17] 詹晓宁,欧阳永福.数字经济下全球投资的新趋势与中国利用外资的新战略[J].管理世界,2018,34(3):78-86.
- [18] 金芳,齐志豪,梁益琳.大数据、金融集聚与绿色技术创新[J].经济与管理评论,2021,37(4):97-112.
- [19] 韦施威,杜金岷,潘爽.数字经济如何促进绿色创新:来自中国城市的经验证据[J].财经论丛,2022(11):10-20.
- [20] 伦晓波,刘颖.数字政府、数字经济与绿色技术创新[J].山西财经大学学报,2022,44(4):1-13.
- [21] ZHANG Y, REN S, LIU Y, et al. A big data analytics architecture for cleaner manufacturing and maintenance processes of complex product[J]. Journal of Cleaner Production, 2017, 142(2):626-641.
- [22] WANG S, LIANG Y C, LI W D, et al. Big data enabled intelligent immune system for energy efficient manufacturing management[J]. Journal of Cleaner Production, 2018, 195(10):507-520.
- [23] ZHANG Y, MA S, YANG H, et al. A big data driven analytical framework for energy-intensive manufacturing industries [J]. Journal of Cleaner Production, 2018, 197(1):57-72.
- [24] 程文先,钱学锋.数字经济与中国工业绿色全要素生产率增长[J].经济问题探索,2021(8):124-140.
- [25] 郭彩霞,高媛.数字经济驱动低碳产业发展的机制与效应研究[J].贵州社会科学,2020(11):155-161.
- [26] 戴翔,杨双至.数字赋能、数字投入来源与制造业绿色化转型[J].中国工业经济,2022(9):83-101.
- [27] WANG S, FANG C, WANG Y. Spatiotemporal variations of energy-related CO₂ emissions in China and its influencing factors: An empirical analysis based on provincial panel data[J]. Renewable & Sustainable Energy Reviews, 2016, 55(1):505-515.
- [28] 刘贤赵,郭若鑫,张勇,等.中国省域碳排放空间依赖结构的非参数估计及其实证分析 [J]. 中国人口·资源与环境, 2019, 29(5):40-51.
- [29] 王少剑,黄永源.中国城市碳排放强度的空间溢出效应及驱动因素[J].地理学报,2019,74(6):1131-1148.
- [30] 刘华军,邵明吉,吉元梦.中国碳排放的空间格局及分布动态演进:基于县域碳排放数据的实证研究[J].地理科学, 2021, 41(11):1917-1924.
- [31] 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.
- [32] 康铁祥.中国数字经济规模测算研究[J].当代财经,2008(3):118-121.
- [33] 许宪春,张美慧.中国数字经济规模测算研究:基于国际比较的视角[J].中国工业经济,2020(5):23-41.
- [34] 关会娟,许宪春,张美慧,等.中国数字经济产业统计分类问题研究[J].统计研究,2020,37(12):3-16.
- [35] 韩兆安,赵景峰,吴海珍.中国省际数字经济规模测算、非均衡性与地区差异研究[J].数量经济技术经济研究,2021,38(8):164-181.
- [36] 张艳萍,凌丹,刘慧岭.数字经济是否促进中国制造业全球价值链升级? [J]. 科学学研究,2022,40(1):57-68.
- [37] 杨仲山,张美慧.数字经济卫星账户:国际经验及中国编制方案的设计[J].统计研究,2019,36(5):16-30.
- [38] 向书坚,吴文君.中国数字经济卫星账户框架设计研究[J].统计研究,2019,36(10):3-16.
- [39] 杨慧梅,江璐.数字经济、空间效应与全要素生产率[J].统计研究,2021,38(4):3-15.
- [40] 杜龙政,赵云辉,陶克涛,等.环境规制、治理转型对绿色竞争力提升的复合效应:基于中国工业的经验证据[J].经济研究,2019,54(10):106-120.
- [41] 黄玉霞,谢建国.制造业投入服务化与碳排放强度:基于WIOD 跨国面板的实证分析[J].财贸经济,2019,40(8):100-115.

数字经济赋能农村三产 高质量融合发展研究

——基于投入产出表视角

杨 阳¹ 金 钰²

(1.东北财经大学 国际商学院,辽宁 大连 116025;2.东北财经大学 统计学院,辽宁 大连 116025)

摘要:基于2017年、2018年和2020年投入产出表,运用相关指标从投入产出视角测度农村三产的融合发展现状以及数字经济产业与农村三产的融合互动关系。结果表明:农村第一产业与农村第二、三产业的融合发展水平不足;数字经济产业与农村第一产业尚未得到有效融合,农村第一产业发展主要依靠研究与开发行业支撑,其他产业部门对其推力不足;农村第二产业与数字经济的融合互动效果较为突出,尤其对数字产品制造业的需求较大;2017—2020年,数字经济产业与农村第三产业的融合互动程度逐渐增强,除数字媒体行业外,其他产业部门共同推进农村第三产业发展;数字经济产业对农村三产的影响主要以间接带动作用为主,且数字经济对农村三产的需求拉动作用较弱,成本推动作用正逐渐增强。对此,要不断增强农村三产对数字经济的直接需求,培育、发展乡村新业态新模式,实现产业之间的高质量融合。

关键词:数字经济;农村三产;高质量融合;投入产出表

中图分类号:F326

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2024)01-0023-07

DOI:10.13999/j.cnki.tjlls.j.2024.01.004

一、引言

随着我国加速进入数字化时代,在推进农业农村现代化和“互联网+现代农业”的背景下,数字经济助力农村三产高质量融合成为农业发展的必然趋势。党的二十大报告不仅强调要推动数字经济和实体经济深度融合,同时强调推动农村一、二、三产业的高质量融合发展,这既是乡村振兴的战略方向,也是建设数字中国的重要内容。因此,为适应数字经济时代的发展和市场变化的需要,在农村三产高质量融合发展的过程中要充分利用数字经济,推动农村产业的可持续发展。

二、文献综述

(一)数字经济产业与农村三产融合的驱动因素

数字经济所蕴含的现代信息技术可以打破农村

三产之间的技术壁垒,逐步消除不同产业间边界,进而推动数字经济产业和农村三产的融合发展(赵霞和韩一军等,2017)^[1],而且数字技术对农业生产全过程的精准监测与管控有助于缓解资源禀赋对农业发展的限制,进而提高农业的生产效率(夏显力和陈哲等,2019)^[2]。物联网系统的应用给传统农业管理模式带来创新性变革,形成了数字农业运营管理模式,对推动产业深度融合的作用不容小觑(阮俊虎和刘天军等,2020)^[3]。

(二)数字经济产业与农村三产融合的路径

推动数字经济产业与农业农村经济深度融合发展应从国家战略落实、基础设施建设、数字人才体系完善等不同方面加以引导(温涛和陈一明,2020)^[4]。在大数据基础上搭建而成的应用系统和农业平台创造

基金项目:国家社会科学基金重点项目“中国生产率账户编制的理论与实践研究”(21AZD122);国家社会科学基金重大项目“国民福利核算理论、方法与中国实践研究”(22&ZD165)。

作者简介:杨阳(2000—),女,河北邯郸人,硕士研究生,研究方向为商业数据分析;金钰(1975—),男,辽宁大连人,博士,教授,博士生导师,研究方向为国民经济核算。

了全新的商业运作模式,在农户经营决策的过程中可以实现信息共享,从而提高农户的盈利能力(Iaksch 和 Fernandes 等,2021)^[5]。同时,在电子商务技术及互联网平台基础上衍生的农村电子商务 O2O 模式、第三方交易模式等新的商业模式应用于农业生产资料销售、农产品交易以及农业信息服务,很好地实现了数字化在农业服务上的创新(成德宁和汪浩等,2017;成晨和丁冬,2016;罗晰和周业付,2017)^[6-8]。

(三)数字经济产业与农村三产融合的测度方法

在测度方法的选择上,常用的融合测度方法包含以下三种:第一种是技术系数法(刘川,2014;于泽,2020)^[9-10]。例如利用熵指数、专利系数法等方法近似测度产业之间的融合程度,但这些方法主要关注技术层面的融合,可能存在片面性,并且数据可获得性有限。第二种是计量经济方法(余泳泽和刘大勇等,2016;陈松青和周琴,2018)^[11-12]。计量经济方法包括空间计量模型、随机前沿分析、VAR 模型等。第三种是投入产出法(张捷和陈田,2016;祝合良和王明雁,2018;彭徽和匡贤明,2019)^[13-15]。投入产出法能够较好地投入来源和产出去向的视角反映产业之间的相互依赖关系,并且投入产出表基于一般均衡模型构建,在产业融合测度中具有较高的可靠性,且应用广泛。因此,在产业融合测度中,投入产出法通常优于前两种方法。

数字经济的迅猛发展为传统农业部门的转型升级提供了新的机遇,当前学术研究普遍认为,数字经

济赋能农村一、二、三产业高质量融合具有重大的现实意义和实践意义。但现有研究大多是针对数字经济推动农村一、二、三产业融合的定性分析,在融合测度领域的研究尚不完善。因此,在现有文献基础上,本文选取中国 2017 年、2018 年和 2020 年的投入产出表作为研究基础,首先从投入产出视角研究农村一、二、三产业的融合现状,在此基础上通过构建数字经济核心产业体系,进一步探究数字经济产业与农村一、二、三产业的互动融合关系,分析数字经济发展对农村一、二、三产业促进带动作用,为我国农村产业数字化转型升级提供参考和借鉴。

三、研究方法与数据处理

(一)数据来源与分类

投入产出表能够很好地反映不同产业部门生产要素和投入产品在相关部门之间的投入产出情况,本文选取 2017 年、2018 年和 2020 年的投入产出表进行分析,该表包含 149 个生产部门。虽然数字经济的行业分类在不断完善,但是目前尚未建立直接包含数字经济行业部门的投入产出表。本文参考王硕和李云发等(2023)^[16]的数字经济分类方式,以国家统计局发布的分类为基准,首先将数字经济核心产业归纳为 5 大类。其次,从 149 个行业部门中提取出 16 个与数字经济核心产业相对应的代表性细分行业,形成数字经济核心行业分类表,见表 1。

表 1 数字经济核心产业及细分行业分类表

数字经济核心产业	投入产出表对应细分行业
数字产品制造业	计算机,通信设备,广播电视设备和雷达及配套设备,视听设备,电子元器件,其他电子设备
电子信息通信行业	电信,广播电视及卫星传输服务
互联网和软件行业	互联网和相关服务,软件服务,信息技术服务
研究与开发行业	研究和试验发展,专业技术服务,科技推广和应用服务
数字媒体行业	新闻和出版,广播、电视、电影和影视录音制作

进一步,本文采用剥离系数法将农村二、三产业从 149 个产业部门中分离出来,考虑数据的可获得性,2017 年、2018 年和 2020 年的投入产出表均采用 2020 年国家统计局发布的有关我国农村二、三产业的增加值占二、三产业增加值的比重分别作为农村二、三产业的剥离依据,计算得出农村二、三产业的剥离系数分别为 0.127、0.073。需要指出的是,在《国民经济行业分类》(GB/T 4754-2017)中农村第一产业包括农林牧

渔业,这与投入产出表中的行业部门分类相吻合。因此,投入产出表中的农、林、牧、渔产品及服务产品可以直接作为农村第一产业。

(二)投入产出表的编制

在对国民经济各产业部门进行拆解、划分与合并后编制五部门投入产出表,进而通过相关指标的计算分析农村三产的融合现状以及数字经济产业赋能农村三产的融合互动关系。构建的投入产出表如表 2 所示。

表2 五部门投入产出表

投入 \ 产出		中间使用						最终使用				总产出
		农村 第一产业	农村 第二产业	农村 第三产业	数字 经济产业	其他 产业	合计	最终 消费	资本形 成总额	净出口	合计	
中间投入	农村第一产业	x_{11}	x_{12}	x_{13}	x_{14}	x_{15}		C_1	Z_1	J_1	x_1	Y_1
	农村第二产业	x_{21}	x_{22}	x_{23}	x_{24}	x_{25}		C_2	Z_2	J_2	x_2	Y_2
	农村第三产业	x_{31}	x_{32}	x_{33}	x_{34}	x_{35}		C_3	Z_3	J_3	x_3	Y_3
	数字经济产业	x_{41}	x_{42}	x_{43}	x_{44}	x_{45}		C_4	Z_4	J_4	x_4	Y_4
	其他产业	x_{51}	x_{52}	x_{53}	x_{54}	x_{55}		C_5	Z_5	J_5	x_5	Y_5
	合计											
初始投入	劳动者报酬	V_1	V_2	V_3	V_4	V_5						
	生产税净额	S_1	S_2	S_3	S_4	S_5						
	固定资产折旧	D_1	D_2	D_3	D_4	D_5						
	营业盈余	M_1	M_2	M_3	M_4	M_5						
	增加值合计	A_1	A_2	A_3	A_4	A_5						
总投入		X_1	X_2	X_3	X_4	X_5						

(三) 研究方法

投入产出法是从投入来源和产出去向的视角定量揭示产业部门之间的融合互动关系,本文主要研究数字经济产业对农村一、二、三产业的渗透促进作用。

1. 直接融合度:直接消耗系数

直接消耗系数可用于衡量特定产业部门在其他产业部门中作为中间投入要素的直接投入比例,计算公式如下:

$$\alpha_{ij} = \frac{x_{ji}}{X_j} (i, j=1, 2, \dots, n) \quad (1)$$

其中, x_{ji} 表示 j 部门产品生产过程中所直接消耗的 i 部门产品的价值量, X_j 表示 j 部门产品生产过程中的总投入, α_{ij} 可以反映 j 部门对 i 部门的直接生产依赖度。部门 j 的整体融合度 T_j 的测度公式为:

$$T_j = \sum_{i=1}^n x_{ji} / X_j (j=1, 2, \dots, n) \quad (2)$$

整体融合度 T_j 的值越大,说明 i 部门与 j 部门的融合效果越好。

2. 综合融合度:完全消耗系数

完全消耗系数矩阵是在直接消耗系数矩阵的基础上计算的,不仅考虑了 i 部门对 j 部门的直接贡献度 T_j ,同时也考虑了其对 j 部门的间接贡献度,计算公式如下:

$$B = (I - A)^{-1} - I \quad (3)$$

其中, A 为直接消耗系数矩阵, I 为单位矩阵, $(I - A)^{-1}$ 为完全需求系数矩阵,即 Leontief 逆矩阵。完全消耗系数矩阵 B 等于完全需求系数矩阵与单位矩

阵的差值,其元素 b_{ij} 更加综合地反映了部门之间经济依存关系,揭示不同部门之间的资源流动和相互影响的本质特征。同理,将 i 部门对 j 部门的综合贡献度 S_j 表示为:

$$S_j = \sum_{i=1}^n b_{ij} (j=1, 2, \dots, n) \quad (4)$$

3. 融合互动度:影响力系数和感应度系数

影响力系数和感应度系数是用来度量产业之间关联程度的重要指标。本文的研究目的主要是测算数字经济部门对农村一、二、三产业部门的拉动和支撑作用,因此借鉴王琪延和徐玲(2013)^[7]的方法,将影响力系数表达为:

$$e_{ij} = \frac{c_{ij}}{\frac{1}{n} \sum_{j=1}^n \sum_{i=1}^n c_{ij}} (i, j=1, 2, \dots, n) \quad (5)$$

其中, c_{ij} 是 Leontief 逆矩阵的元素, e_{ij} 表示部门 j 对部门 i 的影响力系数,以此度量数字经济产业与农村一、二、三产业的后向关联度,其数值越大,表明数字经济产业发展对农村一、二、三产业的需求拉动作用越强。

感应度系数用来度量数字经济产业与农村一、二、三产业的前向关联度,在作用力上表现为数字经济产业对农村一、二、三产业的支撑和推动作用,其数值越大,说明对农村一、二、三产业的成本推动作用越强。相应地,感应度系数可以表示为:

$$e_{il} = \frac{c_{il}}{\frac{1}{n} \sum_{j=1}^n \sum_{i=1}^n c_{ij}} (i, j=1, 2, \dots, n) \quad (6)$$

四、实证结果分析

(一)农村一、二、三产业的融合发展现状分析

农村一、二、三产业的融合发展实际上是农业、工业和服务业三大产业的融合发展,本文利用式(1)来测算 2017—2020 年农村一、二、三产业之间的直接融合度,结果见表 3。从表中数值可以看出:

第一,2017 年、2018 年和 2020 年农村第一产业对自身的直接消耗系数分别为 0.1333、0.1263 和 0.1375,在 2018 年出现小幅度的回落后上升,总体呈现上升趋势,而农村二、三产业对农村第一产业的直接消耗系数总体上均呈现下降趋势,与农村第一产业尚未得到有效融合,其中农村一、三产业之间的融合效果最差。

第二,2017—2020 年农村一、二、三产业对农村第

二产业的直接消耗系数均呈现不同幅度的下降,农村第二产业对农村三产的中间投入贡献越来越小,其中农村第一产业对农村第二产业的直接消耗系数下降幅度最为显著。

第三,2017—2020 年除农村第一产业对农村第三产业的消耗系数出现下降趋势外,农村二、三产业对农村第三产业的消耗系数逐年增大。而且从直接消耗系数的数值上来看,农村第三产业对农村第一产业的直接贡献度最小,进一步说明了二者的融合效果较差。

可见,我国在农村三产的融合发展过程中仍存在很多问题,农村第一产业与农村二、三产业的高质量融合发展水平不足,具体表现为农产品的深加工发展水平不足,农业与服务业之间的相互渗透程度尚未达到理想水平。

表 3 2017 年、2018 年和 2020 年农村一、二、三产业之间的直接融合度

部门	农村第一产业			农村第二产业			农村第三产业		
	2017 年	2018 年	2020 年	2017 年	2018 年	2020 年	2017 年	2018 年	2020 年
农村第一产业	0.1333	0.1263	0.1375	0.0477	0.0424	0.0456	0.0072	0.0079	0.0077
农村第二产业	0.0252	0.0236	0.0222	0.0715	0.0711	0.0695	0.0206	0.0199	0.0195
农村第三产业	0.0054	0.0054	0.0051	0.0105	0.0109	0.0114	0.0215	0.0222	0.0227

(二)数字经济产业与农村一、二、三产业的融合程度分析

由于农业资源禀赋的限制,产业壁垒等阻碍了农村三产的高质量融合发展,而数字经济在赋能农村三产之间的优质融合中发挥着重大作用。本文通过式(2)和式(4),从投入的角度来度量数字经济产业与农村一、二、三产业的融合程度,测算结果如图 1 和图 2 所示。

第一,由直接消耗系数的数值可以看出,2017 年、2018 年和 2020 年,农村第一产业对数字经济产业的直接消耗系数分别为 0.0089、0.0091 和 0.0082,变动率为 -7.77%,在 2018 年略有提升后出现了小幅回落,总体呈现下降趋势,与数字经济产业尚未得到有效融合。农村二、三产业对数字经济产业的直接消耗系数在 2017—2020 年呈现逐渐上升趋势,其增长率分别为 9.68%和 26.91%。可以明显看出,相较于农村一、二产业,数字经济产业与农村第三产业的融合效果愈加显著。

第二,由完全消耗系数的数值可以看出,农村一、二、三产业对数字经济产业的完全消耗系数均显著大于直接消耗系数。与直接消耗系数不同的是,2017—2020 年农村一、二、三产业对数字经济产业的完全消耗系数总体上均呈现上升态势,增长率分别为 0.64%、9.97%和 22.64%,说明当前数字经济产业对农村一、二、三产

业的影响表现为越来越强的间接带动作用。

第三,由综合直接消耗系数和完全消耗系数的数值可以看出,数字经济产业与农村一、二、三产业融合程度存在显著差异。农村二、三产业对数字经济产业的经济依赖性较强,反映数字经济产业在农村加工制造和服务业行业的融合程度较高;而农村第一产业这种劳动密集型的行业对数字经济产业的经济依存度较弱。除此之外,2017—2020 年从投入角度来看,数字经济产业与农村一、二、三产业的融合程度有逐渐增强之势。

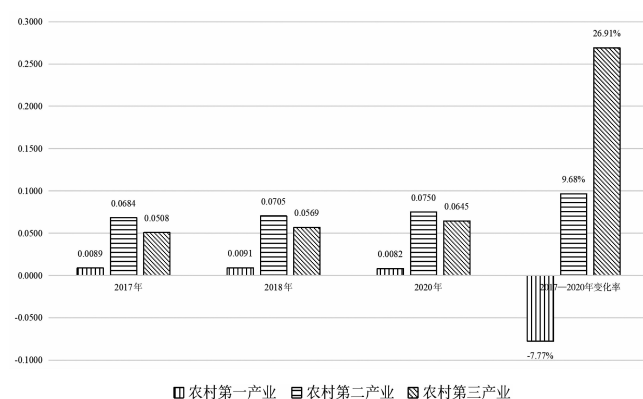


图 1 2017 年、2018 年和 2020 年农村一、二、三产业对数字经济产业的直接消耗系数

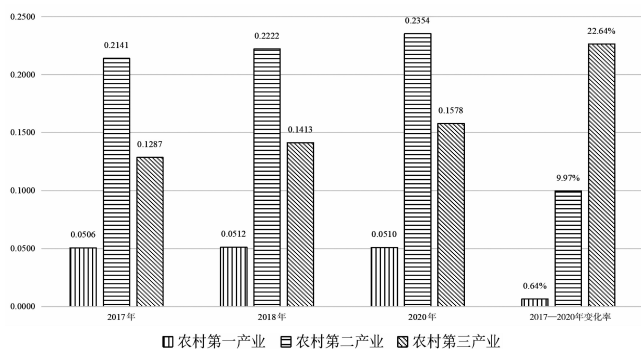


图2 2017年、2018年和2020年农村一、二、三产业对数字经济产业的完全消耗系数

(三)数字经济核心产业与农村一、二、三产业的融合程度分析

为了进一步评估数字经济产业在农村一、二、三产业中的渗透水平,使用式(1)和式(3),分别测算2020年农村一、二、三产业对数字经济细分产业的直接和完全消耗系数,结果见表4。可以看出:

第一,从直接消耗系数的数值看,不同数字经济部门与农村一、二、三产业的直接融合程度存在行业差异。数字产品制造业和农村第二产业的直接融合程度较高,为0.04742;研究与开发行业与农村一、二、三产业的直接融合程度普遍呈现比较高的水平,其数值分别为0.00615、0.02005和0.01048,而数字媒体行业与农村一、二、三产业的直接融合程度普遍呈现较低

水平,尤其是数字媒体行业对农村第一产业的贡献微乎其微。互联网和软件行业、电子信息通信行业与农村一、二、三产业的融合程度无显著差异。数字产品制造业、互联网和软件行业、电子信息通信行业和研究与开发行业共同推进农村第三产业的发展。

第二,从综合直接消耗系数和完全消耗系数看,农村一、二、三产业对数字经济部门细分的完全消耗系数均显著大于直接消耗系数,说明农村一、二、三产业通过间接消耗对数字经济细分产业部门产生了很大程度的间接依赖性,并且完全消耗系数与直接消耗系数的趋势基本一致。综合融合度体现了数字经济产业与农村一、二、三产业之间更加复杂和深层次的关联关系,涉及更广泛的资源共享、技术交流和市场互动。因此,不能忽视间接融合度对数字经济产业与农村一、二、三产业融合的影响和意义。

可见,农业加工制造对数字产品制造业的需求较大,农村第一产业的发展主要依靠研究与开发行业支撑,其他产业部门对农村第一产业的发展尚未发挥出显著的支撑作用,导致农村第一产业发展效率偏低,缺乏创新驱动动力。因此,电子信息通信行业及互联网和软件行业与农村第一产业的积极融合会推动农业的技术进步,进而为全面推进乡村振兴、加快农业农村现代化注入新动能。

表4 2020年农村一、二、三产业对数字经济核心产业的消耗系数

部门	农村第一产业		农村第二产业		农村第三产业	
	直接	完全	直接	完全	直接	完全
数字产品制造业	0.00022	0.01749	0.04742	0.14260	0.01414	0.05951
电子信息通信行业	0.00077	0.00425	0.00149	0.01016	0.01167	0.01991
互联网和软件行业	0.00102	0.00929	0.00546	0.02859	0.02652	0.04617
研究与开发行业	0.00615	0.01919	0.02005	0.05151	0.01048	0.02926
数字媒体行业	0.00002	0.00075	0.00063	0.00253	0.00165	0.00294

(四)数字经济产业与农村一、二、三产业的互动程度分析

根据式(5)和式(6),本文分别计算了2017年、2018年和2020年数字经济产业对农村一、二、三产业的影响力系数和感应度系数,从需求拉动和成本推动视角度量数字经济产业与农村一、二、三产业的后向、前向关联度,结果见表5。可以看出:

第一,从需求拉动视角看,2017—2020年,数字经济产业与农村一、二产业的影响力系数总体呈下降趋势,特别是农村第二产业的下降趋势更加显著,但农村第二产业受数字经济产业的支撑作用较强。与农村

一、二产业不同,数字经济产业与农村第三产业的影响力系数逐年增大,从2017年的0.0177增至2020年的0.0209,增幅最大,说明数字经济产业对农村第三产业的需求拉动作用逐年增强。

第二,从成本推动视角看,2017—2020年数字经济与农村第一产业的感应度系数整体变化平稳,而数字经济产业与农村二、三产业的感应度系数逐年递增,变化率分别为11.95%、23.50%,增长趋势较为明显,说明数字经济发展对农村一、二、三产业的推动作用逐渐增强。

第三,综合看,数字经济产业对农村一、二、三产业

表 5 2017 年、2018 年和 2020 年数字经济产业对农村一、二、三产业的影响力系数和感应度系数

部门	影响力系数				感应度系数			
	2017 年	2018 年	2020 年	变化率	2017 年	2018 年	2020 年	变化率
农村第一产业	0.0212	0.0191	0.0204	-3.62%	0.0205	0.0209	0.0207	0.97%
农村第二产业	0.0599	0.0585	0.0553	-7.73%	0.0734	0.0772	0.0822	11.95%
农村第三产业	0.0177	0.0191	0.0209	17.85%	0.0501	0.0555	0.0618	23.50%

的影响力系数和感应度系数均不高,在未来的融合发展进程中仍有很大提升空间。此外,从表 5 可以观察到,数字经济产业对农村一、二、三产业具有较高的感应度系数,数字经济发展对农村一、二、三产业的成本推动作用更强。

(五)数字经济核心产业与农村一、二、三产业的互动程度分析

为进一步分析数字经济产业与农村一、二、三产业之间的互动程度,使用式(5)和式(6)分别测算出 2020 年数字经济细分产业对农村一、二、三产业的影响力和感应度系数,结果见表 6。表中所反映出的前者对后者的影响和感应能力具有以下特点:

第一,从影响力系数的值可以看出,数字产品制造业与农村第二产业的影响力系数为 0.1057,数字产品制造业发展对农村第二产业具有较强的需求拉动作用。同时,结合表 4 中数字产品制造业和农村第二产业较为突出的消耗系数分析表明数字产品制造业和农村第二产业的融合互动效果较好。除此之外,数

字经济细分产业对农村一、二、三产业的需求拉动作用并无显著差异。

第二,从感应度系数的值可以看出,数字产品制造业、互联网和软件行业以及软件与开发行业对农村一、二、三产业的感应度系数无显著差异,在农村产业数字化转型升级中起到了关键性的推动作用。电子信息通信行业对农村一、二、三产业的感应度系数分别为 0.0016、0.0039、0.0076,推动作用较弱,进一步印证了电子信息通信行业制约了数字经济产业与农村一、二、三产业的高质量融合发展。数字媒体行业与农村一、二、三产业的感应度系数分别为 0.0003、0.0010、0.0011,前者对后者的成本推动作用不理想,前向关联性最弱,两个产业之间的互动关联存在较大障碍。

可见,数字经济细分产业与农村一、二、三产业之间的融合互动效果存在显著差异。要实现二者的高质量融合发展,应结合数字经济各细分部门和农村三产业的行业特点,对于不同的农业部门应匹配不同的数字经济产业,明确数字经济的发展方向。

表 6 2020 年数字经济细分产业对农村一、二、三产业的影响力系数和感应度系数

部门	影响力系数			感应度系数		
	农村第一产业	农村第二产业	农村第三产业	农村第一产业	农村第二产业	农村第三产业
数字产品制造业	0.0247	0.1057	0.0190	0.0066	0.0541	0.0226
电子信息通信行业	0.0136	0.0296	0.0175	0.0016	0.0039	0.0076
互联网和软件行业	0.0142	0.0319	0.0220	0.0035	0.0109	0.0175
研究与开发行业	0.0229	0.0447	0.0202	0.0073	0.0196	0.0111
数字媒体行业	0.0180	0.0358	0.0171	0.0003	0.0010	0.0011

五、结论与对策建议

(一)结论

本文基于投入产出法测算了农村三产的融合发展现状以及数字经济产业和农村一、二、三产业之间的融合互动程度,探究了数字经济产业与农村一、二、三产业的融合互动关系及其动态变化趋势,研究结论如下:

第一,通过分析农村三产的融合发展现状可以看出,在农村一、二产业的融合过程中,农产品的精加工仍是短板,有很大的发展空间;农村第一产业与农村

第三产业的融合深度不够,还未能满足现代消费者的个性化需求。

第二,从数字经济部门整体看,数字经济与第二产业的融合互动效果较为突出,与农村第三产业的融合互动程度逐渐增强,但是农村第一产业对数字经济的直接消耗系数以及二者之间的影响力系数总体呈现下降趋势,数字经济产业与农村第一产业的融合情况并不理想。当前数字农业在我国仍然处于初级阶段,缺乏顶层设计、成本高等因素制约着数字经济与农村一、二、三产业的高质量融合发展,在未来仍有很

大的提升空间。

第三,从数字经济部门细分看,数字经济的核心产业部门在农村一、二、三产业中的融合互动程度存在明显差异。农村第二产业对数字产品制造业的需求较大,产业之间的融合互动效果较好。农村第一产业的发展绝大多数依靠研究与开发行业来支撑。电子信息通信、数字媒体以及互联网软件技术的应用制约着数字经济产业与农村一、二、三产业的高质量融合。

第四,综合看,数字经济产业对农村一、二、三产业的影响主要以间接带动作用为主。此外,数字经济产业与农村一、二、三产业之间的前向关联更为紧密,后向关联较弱,并且前向关联程度逐渐增强。

(二) 建议

基于以上结论,提出对策建议如下:

第一,推动新一代信息技术的广泛应用和渗透,为数字经济赋能农村三次产业高质量发展注入新动能。加快在农业生产经营管理中应用物联网、云计算、大数据、人工智能等新兴技术,提升农业装备、农机作业服务和农机管理的现代化水平。此外,为有效应对传统农产品流通模式面临的问题,要重视数字经济在农产品流通中发挥的作用,利用基于新一代信息技术为核心的智慧物流和农产品电子商务平台,有效降低产品损耗,保障产品品质的稳定性。

第二,积极发挥数字媒体行业推动农村三次产业高质量发展的作用,以数字经济助力乡村产业振兴。数字媒体行业与农村一、二、三产业的融合程度普遍较低,新媒体是促进农业经济发展,实现农村产业振兴的有力工具。首先,要提高农民有效使用新媒体的意识,政府应加强农民使用互联网和信息技术教育,引导农民正确使用手机了解农业信息,并尝试以直播的方式提升农产品销量。其次,政府应系统全面规划农业信息的发布工作,严格把控,从根本上提高农业信息服务水平。最后,政府相关机构应监督媒体平台,根据现代化农业要求,完善农业的信息内容,使农民能够通过新媒体平台准确及时获取所需的农业信息。

第三,推动农村三次产业向数字经济产业主动融合,增强数字经济产业对农村三次产业的后向关联。数字经济产业与农村一、二、三产业之间关联主要体现在前向关联上,而且农村一、二、三产业的增长主要得益于数字经济近几年的快速发展所带来的间接带动作用。要实现数字经济产业与农村一、二、三产业的高质量融合发展,一要增强农村一、二、三产业向数字经济产业主动融合的动力,除通过使用数据要素来间接

增强对数字经济产品的需求外,还应积极采用数字经济为现代农业提供新的科学技术知识和生产组织形式以增强对数字经济产业的直接需求。二要以增强数字经济产业与农村一、二、三产业的后向关联作为提高二者融合度的新切入点,培育、发展乡村新业态新模式,助力全面推进乡村产业振兴。◆

参考文献:

- [1]赵霞,韩一军,姜楠.农村三产融合:内涵界定、现实意义及驱动因素分析[J].农业经济问题,2017,38(4):49-57+111.
- [2]夏显力,陈哲,张慧利,等.农业高质量发展:数字赋能与实现路径[J].中国农村经济,2019(12):2-15.
- [3]阮俊虎,刘天军,冯晓春,等.数字农业运营管理:关键问题、理论方法与示范工程[J].管理世界,2020,36(8):222-233.
- [4]温涛,陈一明.数字经济与农业农村经济融合发展:实践模式、现实障碍与突破路径[J].农业经济问题,2020(7):118-129.
- [5]IAKSCH J, FERNANDES E, BORSATO M. Digitalization and big data in smart farming—A review[J]. Journal of Management Analytics, 2021, 8(2): 333-349.
- [6]成德宁,汪浩,黄杨.“互联网+农业”背景下我国农业产业链的改造与升级[J].农村经济,2017(5):52-57.
- [7]成晨,丁冬.“互联网+农业电子商务”:现代农业信息化的发展路径[J].情报科学,2016,34(11):49-52+59.
- [8]罗晰,周业付.“互联网+”背景下农业产业化创新体系研究[J].科技进步与对策,2017,34(24):71-77.
- [9]刘川.产业转型中现代服务业与先进制造业融合度研究:基于珠三角地区的实证分析[J].江西社会科学,2014,34(5):59-65.
- [10]于泽.文化与科技产业融合度测算分析[J].科技管理研究,2020,40(4):88-97.
- [11]余泳泽,刘大勇,宣烨.生产性服务业集聚对制造业生产效率的外溢效应及其衰减边界:基于空间计量模型的实证分析[J].金融研究,2016(2):23-36.
- [12]陈松青,周琴.制造业结构、规模与研发投入对生产性服务业发展的影响:基于随机前沿模型的分析[J].科技与管理,2018,20(3):51-57.
- [13]张捷,陈田.产业融合对制造业绩效影响的实证研究:制造业与服务业双向融合的视角[J].产经评论,2016,7(2):17-26.
- [14]祝合良,王明雁.基于投入产出表的流通业产业关联与波及效应的演化分析[J].中国流通经济,2018,32(1):75-84.
- [15]彭徽,匡贤明.中国制造业与生产性服务业融合到何程度:基于2010—2014年国际投入产出表的分析与国别比较[J].国际贸易问题,2019(10):100-116.
- [16]王硕,李云发,贾小爱.基于2018年中国投入产出表的数字经济就业效应研究[J].统计与决策,2023,39(7):17-21.
- [17]王琪延,徐玲.基于产业关联视角的北京旅游业与农业融合研究[J].旅游学刊,2013,28(8):102-110.

长三角一体化战略对高技术产业 绿色创新效率的影响研究

尤怡卜¹ 孙玉环² 胡娜¹

(1.兰州财经大学 统计学院,甘肃 兰州 730030;2.东北财经大学 统计学院,辽宁 大连 116000)

摘要:以长三角一体化政策上升为国家战略为契机,基于 2011—2020 年中国省级面板数据,在利用非期望产出 Super-SBM 模型测度高技术产业绿色创新效率的基础上,构建多种计量模型实证检验长三角一体化战略对高技术产业绿色创新效率的影响。研究发现:研究期内,我国高技术产业绿色创新效率整体呈波动上升趋势,长三角地区效率整体处于全国前列;长三角一体化战略能够显著促进高技术产业绿色创新效率,良好的营商环境能够强化这一促进作用。

关键词:长三角一体化战略;绿色创新效率;双重差分模型;门槛效应

中图分类号:F276.44,F124.4

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2024)01-0030-07

DOI:10.13999/j.cnki.tjllsysj.2024.01.005

一、引言

随着经济发展步入新常态,我国经济社会逐渐改变以 GDP 为单一导向的粗放式发展模式,更加注重生态友好型的创新驱动发展。绿色创新作为生态友好与创新驱动两大发展理念的结合产物,愈加成为评价区域创新可持续性的重要考量标准。长期以来,长江三角洲地区^①走在我国创新驱动发展改革前列。2018 年,长三角一体化正式上升为国家战略,其发展进入新的历史阶段。作为实现区域创新的重要抓手,高技术产业得到长足发展。数据显示,自 2018 年以来,长三角地区高技术企业增长明显提速,年均增长率超过 60%^②。2020 年长三角地区高技术企业增至 7 万多家,与 2013 年相比数量增长近 20 倍,占全国比重从 6% 上升到 27%。在此背景下,明晰一体化战略对高技术产业绿色创新效率的影响机制,不仅能为提升高技术企业绿色创新水平拓展思路,也有助于加快区域绿色发展与创新驱动协同发展的步伐。

二、文献综述

(一)长三角一体化相关研究

已有研究对长三角一体化的分析从多种视角展

开。在一体化发展方面,学者主要利用熵权法(王山和刘文斐等,2022)^[1]、社会网络分析(杜德斌和金红等,2022)^[2]以及主成分分析(金飞和陈晓峰,2022)^[3]等方法,对长三角经济、生态、数字化发展等维度一体化水平进行测度,得出的结论也相对一致,即长三角东部地区的一体化水平普遍高于西部地区。基于此,部分学者进一步探究一体化程度的影响因素。已有文献表明,长三角一体化政策不仅可以推动产业结构升级,并以此为机降低地区碳排放强度,实现区域间的节能减排,还能提高城市的创新能力,进而提高全要素生产率和经济效率,达到促进长三角地区经济高质量发展的目标(杨航英和强永昌,2022)^[4]。

(二)绿色创新效率相关研究

目前关于绿色创新效率的研究主要集中于效率测度及影响机制分析等。学者主要从省域(曹霞和于娟,2015)^[5]、城市及行业(徐建中和王曼曼等,2019)^[6]尺度进行效率测度,涉及的模型包括 SFA 模型、DEA 模型及其改进形式等(鲍涵和滕堂伟等,2022)^[7]。相关研究表明,经济发展水平与产业结构、对外开放水平(杨树旺和吴婷等,2018)^[8]以及环境规制等多方因素的

作者简介:尤怡卜(1998—),女,辽宁朝阳人,硕士研究生,研究方向为资源与环境统计;孙玉环(1970—),女,黑龙江牡丹江人,博士,教授,研究方向为资源与环境统计;胡娜(1998—),女,吉林长春人,硕士研究生,研究方向为数量经济。

^①下文将“长江三角洲地区”简称为“长三角地区”。

^②数据来源于 2021 年南京大学长江产业经济研究院发布的《长三角产业创新发展报告:分布与协同》。

影响导致绿色创新效率在不同区域、不同产业间呈现出巨大差异。除了关于影响因素的线性分析,一些研究还检验某些因素与绿色创新效率间的非线性关系。例如刘文琦(2019)^[9]发现随着产业聚集度提升,高技术产业研发投入强度对绿色创新效率的抑制性有所减弱。宋晓玲和李金叶(2023)^[10]认为制度环境在产业协同集聚对工业绿色创新效率影响中发挥着重要的调节作用,有助于产业协同集聚正外部性作用的发挥。

总体看,无论是一体化政策还是绿色创新效率,相关研究都较为丰富,但将两者纳入统一体系进行研究并不多见。相较于单独考虑一体化对创新或环境的影响,绿色创新具备经济与环境效益的双重属性,更贴合高质量发展的要求。在关于长三角一体化的研究中,鲜有学者以新阶段长三角一体化战略作为研究对象进行定量分析。因此,本文以最具创新活力的高技术产业为研究主体,基于2011—2020年的省际面板数据,探究长三角一体化战略对绿色创新效率的影响机制。可能的边际贡献有:第一,以长三角一体化战略作为准自然实验,构建双重差分模型,分析一体化战略对高技术产业绿色创新效率的影响作用;第二,以营商环境作为门槛变量,分析存在于一体化战略与效率间的非线性关系。

三、机制分析与理论假设

(一)一体化战略对高技术产业绿色创新效率的影响

推进一体化会对各产业的创新体系进行改革,为跨区域的协作创新提供契机,从而对企业和地区的创新活动、绿色发展产生深刻影响。为了保证自身利益最大化,区域内创新主体间的关系从竞争逐渐走向共生,即主体间求同存异,取长补短,协作分工。原本不同利益相关体间的挤出效应会逐渐转变成溢出效应,形成可持续的创新发展模式,主体创新能力随之提升(储节旺和李振延,2023)^[11]。从绿色发展看,区域间生态环境保护协作机制的不断完善,会倒逼企业使用清洁能源和更为先进的节能减排技术。同时会淘汰一批高污染且产能落后的企业,推动区域产业结构升级,从而降低对环境的影响(郭艺和曹贤忠等,2022)^[12]。

据此提出假设 H1:实施一体化战略能够提升高技术产业绿色创新效率。

(二)营商环境的门槛效应分析

营商环境是企业参与经济活动时面临的各种外部约束环境的集合。良好的营商环境为企业提供了完

善的投资环境和高效的服务体系,能够吸引更多投资落地,因此带来创新要素的集聚效应,为企业进一步强化创新奠定了基础(刘新智和黎佩雨等,2023)^[13],而区域一体化可以实现生产要素在区域内的自由流动。因此在营商环境良好的地区,一体化让更多的创新要素流动起来,二者形成合力更有利于企业间形成良性竞争氛围,加快技术革新速度,从而实现创新能力的提高。而且,各级政府在优化营商环境的同时,会重视生态环境的管理(李卫波和王霞等,2022)^[14]。良好的营商环境使企业不愿轻易退出市场,通过不断优化自身技术降低污染以达到政府的环境要求,而招商引资过程中的环境准入门槛也会阻止一批高污染企业进入当地市场。因此,当地生态与经济发展会维持在相对稳定的平衡状态。

据此提出假设 H2:营商环境在一体化战略对高技术产业绿色创新效率的促进过程中起正向调节作用。

四、研究设计

(一)模型的构建

1. 非期望产出的 Super-SBM 模型和全局 DEA 模型

Kaoru(2002)^[15]提出的基于非期望产出 Super-SBM 模型同时解决了传统 DEA 模型径向有偏、测算误差大、前沿面上效率值无法有效区分以及未考虑非期望产出等问题。其基本模型为:

$$\begin{aligned} \min \rho = & \frac{1 + \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \left(\frac{s_i^-}{x_{ik}} \right)}{1 - \frac{1}{r_1 + r_2} \left(\sum_{p=1}^{r_1} \frac{s_p^+}{y_{pk}} + \sum_{q=1}^{r_2} \frac{s_q^-}{z_{qk}} \right)} \\ \text{s.t. } & \begin{cases} X\lambda \leq x_k - s^-, Y\lambda \leq y_k + s^+, Z\lambda \leq z_k - s^- \\ 1 - \frac{1}{r_1 + r_2} \left(\sum_{p=1}^{r_1} \frac{s_p^+}{y_{pk}} + \sum_{q=1}^{r_2} \frac{s_q^-}{z_{qk}} \right) > 0 \\ s^+ \geq 0, s^- \geq 0, \lambda \geq 0 \end{cases} \end{aligned} \quad (1)$$

其中,假设有 n 个决策单元,每个决策单元由投入 $x \in R_m$ 、期望产出 $y \in R_p$ 和非期望产出 $z \in R_q$ 组成; s^- 、 s^+ 和 s^- 分别是投入、期望产出和非期望产出对应的松弛变量; λ 为权重系数; ρ 为高技术产业绿色创新效率。

为使效率值能够跨期比较,在效率测算过程中引入全局 DEA 思想,以所有时期的投入产出数据构造全局生产技术前沿面 P^G 。若记单期 DEA 的截面生产技术前沿面为 P^T ,则有

$$P^G = P^1 \cup P^2 \cup \dots \cup P^T \quad (2)$$

2. 双重差分模型

双重差分模型常被用于政策效果的研究。为避免时间及个体差异对结果造成影响,考虑面板模型的双重固定效应,建立如下模型:

$$Eff_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 period_{it} \times treat_{it} + \alpha_2 control_{it} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, Eff_{it} 是被解释变量,表示第 i 个省(市)在第 t 年的高技术产业绿色创新效率;交互项 $period_{it} \times treat_{it}$ 表示一体化战略实施变量; μ_i 和 η_t 分别为个体固定效应和时间固定效应; $control_{it}$ 代表所有的控制变量; ε_{it} 为随机扰动项。

3. 门槛效应模型

门槛效应模型由 Bruce(1999)^[16]首次提出,单一门槛模型如下:

$$Eff_{it} = \beta_1 Int_{it} \times I(Env \leq \eta_1) + \beta_2 Int_{it} \times I(Env > \eta_1) + \beta_3 control_{it} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中, Int_{it} 表示长三角地区 i 省(市)在第 t 年的一体化指数; Env 为门槛变量营商环境; η_1 为门槛变量的单一门槛值; I 为指标函数;其余各项含义与基准模型保持一致。双重门槛模型可由单一门槛模型扩展而来。

(二)指标的选取与说明

1. 高技术绿色创新效率的测度

在兼顾高技术产业的特点、数据的可获得性以及 DEA 模型的使用条件的基础上,建立的投入产出指标体系见表 1。

表 1 高技术产业绿色创新效率指标体系

	类型	指标选取	单位
投入	人力投入	R&D 人员全时当量	人年
	资本投入	R&D 内部经费支出	万元
	能源投入	能源消耗总量	万吨·标准煤
产出	期望产出	新产品销售收入	万元
		专利申请量	项
	非期望产出	环境污染指数	%

其中,环境污染指数借鉴姚孟超和段进军等(2022)^[17]的做法,同时考虑工业废水、废气、粉尘的排放,利用熵权法综合计算得到。此外,由于创新投入与产出之间存在时滞,借鉴高晓光(2015)^[18]的做法,选取 1 年的时滞期,即两个期望产出指标的观测年份较其余变量均滞后一年。

2. 一体化战略的影响分析

(1)被解释变量。利用非期望产出的 Super-SBM 模型测得的高技术产业绿色创新效率(Eff)。

(2)解释变量。在基准双重差分模型中,解释变量为长三角一体化战略,即双重差分模型中的交互项 $period_{it} \times treat_{it}$ (DID)。长三角地区的三省一市构成实验组,即 $treat=1$;其他省份自动分为对照组,即 $treat=0$ 。虽然长三角一体化战略在 2018 年上升为国家战略,但考虑到其提出时间在 2018 年末,因此将政策冲击时点设置为 2019 年,即 2019 年之前 $period=0$,2019 年及以后 $period=1$ 。

在门槛效应模型中,解释变量为利用相对价格法测度长三角地区的一体化指数(Int)。参照袁茜和吴利华等(2019)^[19]的做法,首先选择 16 类商品的价格指数^③,并利用相对价格方差法先求出长三角地区的市场分割指数,再对该指数取倒数求出市场一体化指数。

(3)控制变量。高技术产业的绿色创新效率主要受到产业特点、区域环境以及政府相关政策等因素的影响。据此,选取如下 5 个指标:企业污染成本,用排污费征收金额表征;人力资本,用每十万人中高等教育人数表征;经济发展水平,用人均 GDP 表征;政府财政支持,用 R&D 内部经费中政府资金所占比例表征;对外开放水平,用区域进出口总额与 GDP 比值表征。

(4)门槛变量。营商环境(Env),采用市场化总指数衡量。

3. 数据来源及描述性统计

(1)数据来源及说明。以 2011—2020 年为研究时期,因海南、青海、西藏以及港澳台相关数据缺失严重,故设定研究范围为其余的 28 个省(区、市)。鉴于创新的时滞性,创新期望产出指标的观测年份为 2012—2021 年。由于政策变动原因,企业污染成本在 2011—2017 年用排污费征收金额表征^④,2018—2020 年用环保税表征。涉及的原始数据均来源于《中国统计年鉴》《中国高技术统计年鉴》《中国科技统计年鉴》、EPS 数据库、中国市场化指数数据库及各省(区、市)统计年鉴,少量缺失数据以邻期算数平均值代替。

(2)描述性统计。研究中变量的描述性统计如表 2 所示。

③16 类商品的价格指数指统计局官网公布的食物、饮料烟酒、服装鞋帽、纺织品、家用电器及音像器材、文化办公用品、日用商品、体育娱乐用品、交通通信用品、家具、化妆品、金银珠宝首饰、药品、书籍、燃料及建筑材料等商品的价格指数。

④《中华人民共和国环境保护税法实施条例》于 2018 年 1 月 1 日起施行,2003 年 1 月 2 日国务院公布的《排污费征收使用管理条例》同时废止。

表 2 变量描述性统计

变量名称	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
绿色创新效率	280	0.547	0.291	0.127	1.386
财政支持	280	0.105	0.094	0.002	0.433
对外开放水平	280	0.284	0.296	0.027	1.464
经济发展水平	280	57398.844	27880.990	16413.000	164889.000
人力资本	280	2700.410	787.657	1253.668	5612.870
企业污染成本	280	68729.470	56519.113	2848.600	358900.000
营商环境	280	8.119	1.805	3.359	11.934
一体化指数	40	101.159	20.258	61.113	139.130

五、实证分析

(一)高技术产业绿色创新效率测度与分析

得 2011—2020 年全国各省(区、市)的高技术产业绿色创新效率如表 3、表 4 所示。

利用考虑全局的非期望产出 Super-SBM 模型,测

表 3 2011—2020 年长三角地区高技术产业绿色创新效率

地区	2011 年	2012 年	2013 年	2014 年	2015 年	2016 年	2017 年	2018 年	2019 年	2020 年	均值
上海	0.667	0.622	0.672	0.587	0.681	0.801	0.804	0.909	1.052	1.007	0.780
江苏	0.531	0.539	0.765	0.743	1.020	0.818	0.714	0.731	1.009	1.083	0.795
浙江	0.772	0.849	1.020	1.025	1.018	1.015	0.882	0.902	1.017	1.101	0.960
安徽	0.642	0.718	1.033	1.022	1.024	1.029	0.827	0.725	0.919	1.054	0.899
均值	0.653	0.682	0.873	0.844	0.936	0.916	0.807	0.817	0.999	1.061	—

表 4 2011—2020 年非长三角地区高技术产业绿色创新效率

地区	2011 年	2012 年	2013 年	2014 年	2015 年	2016 年	2017 年	2018 年	2019 年	2020 年	均值
北京	0.805	0.710	0.913	0.869	0.912	0.850	0.758	0.858	1.005	1.045	0.873
河北	0.286	0.275	0.290	0.248	0.225	0.256	0.260	0.415	0.563	0.683	0.350
山西	0.406	0.350	0.346	0.355	0.402	0.342	0.265	0.324	0.329	0.317	0.344
内蒙古	0.372	0.346	0.394	0.503	0.342	0.418	0.384	0.350	0.521	0.419	0.405
辽宁	0.219	0.229	0.264	0.214	0.250	0.329	0.304	0.271	0.305	0.261	0.264
吉林	0.361	0.252	0.473	0.340	1.064	1.020	0.360	0.656	0.744	0.632	0.590
黑龙江	0.147	0.156	0.147	0.135	0.150	0.174	0.127	0.362	0.300	0.327	0.202
福建	0.302	0.313	0.338	0.346	0.407	0.409	0.380	0.374	0.421	0.515	0.381
江西	0.237	0.312	0.338	0.362	0.501	0.582	0.542	0.558	0.580	0.781	0.479
山东	0.466	0.434	0.472	0.435	0.455	0.524	0.378	0.345	0.670	1.055	0.523
河南	0.312	0.420	0.421	0.395	0.358	0.405	0.401	0.339	0.393	0.409	0.385
湖北	0.236	0.251	0.300	0.305	0.371	0.458	0.478	0.537	0.513	0.540	0.399
湖南	0.548	0.594	1.037	1.010	0.517	0.771	0.419	0.484	0.551	0.484	0.642
广东	0.322	0.327	0.387	0.379	0.478	0.686	0.807	0.810	0.924	1.087	0.621
广西	0.410	0.517	0.778	0.652	1.009	1.041	0.639	0.648	1.079	0.690	0.746
重庆	0.705	0.655	0.779	1.199	1.008	1.004	0.503	0.459	0.624	1.036	0.797
四川	0.257	0.221	0.214	0.237	0.236	0.261	0.212	0.215	0.258	0.273	0.238
贵州	0.184	0.127	0.170	0.163	0.180	0.213	0.200	0.218	0.220	0.208	0.188
云南	0.319	0.271	0.400	0.409	0.495	0.679	0.359	0.360	0.389	0.328	0.401
陕西	0.144	0.151	0.158	0.139	0.150	0.176	0.184	0.216	0.215	0.233	0.177
甘肃	0.602	0.600	0.802	0.560	0.510	0.486	0.312	0.361	0.466	0.419	0.512
宁夏	1.073	1.107	1.045	0.871	0.510	0.497	0.418	0.467	0.452	0.451	0.689
新疆	0.474	1.030	1.386	1.015	0.514	0.431	0.358	0.446	0.876	1.032	0.756
均值	0.421	0.438	0.540	0.502	0.488	0.546	0.409	0.451	0.559	0.599	—
全国	0.478	0.498	0.619	0.581	0.585	0.631	0.495	0.533	0.657	0.703	—

从表 4 可知,研究期内,我国高技术产业绿色创新效率整体呈波动上升趋势,且效率值普遍偏低,未达到有效前沿面,处于相对无效率状态。分区域看,长三角地区的效率平均水平与全国整体水平走势相同,并高于非长三角地区平均水平。各年的效率值也普遍较高,很多时点效率值都位于有效前沿面,处于相对有效率状态。在 2019 年、2020 年两年内,除了 2019 年的安徽省,长三角地区其余省份效率值均大于 1。从结果初步猜测一体化战略的实施有助于提升长三角地区的高技术产业绿色创新效率,下面利用模型进行具体分析。

表 5 平行趋势回归结果

	bef_8	bef_7	bef_6	bef_5	bef_4	bef_3	bef_2	current	aft_1	_cons	N
Eff	-0.097	-0.094	-0.007	-0.009	0.103	0.010	0.036	0.084**	0.114*	0.215	280
	(-1.690)	(-1.560)	(-0.070)	(-0.070)	(0.930)	(0.120)	(0.930)	(2.150)	(1.750)	(0.910)	-

注: * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。表 6、表 8、表 10 同。

的效率值出现显著差异,政策效果具有一定持续性。

(2)基准回归结果。根据 2011—2020 年我国 28 个省(区、市)高技术产业的面板数据,利用 Stata 16.0 进行结果分析,见表 6。

表 6 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
DID	0.497*** (4.970)	0.110** (2.340)	0.297*** (6.000)	0.100** (2.400)
控制变量	NO	NO	YES	YES
时间/个体效应	NO	YES	NO	YES
_cons	0.533*** (31.500)	0.544*** (56.170)	0.452*** (7.540)	0.235 (1.340)
adj. R ²	0.078	0.699	0.346	0.709
N	280	280	280	280

表 6 列出了不同情况下的回归结果,可以看到四种模型下核心解释变量的系数符号未发生变化。虽然固定效应模型较随机效应模型显著性水平有所下降,但依然在 5%水平下显著。同时利用双重固定效应的双重差分模型的拟合优度最好,证明所选模型结果具有较高可信度。结果显示,长三角一体化战略能够显著提升高技术产业绿色创新效率,假设 1 得以验证。

2. 异质性分析

考虑到一体化战略和高技术产业绿色创新效率之间的紧密联系,接下来利用门槛效应模型进一步分析两者间是否存在非线性关系。参照假设 2 的内容,选取营商环境作为门槛变量进行检验,并在不同门槛个

(二)一体化政策效果的实证分析

1. 基准回归结果分析

(1)平行趋势检验。利用双重差分方法的前提是处理组与对照组在政策前满足平行趋势假设,即在一体化战略实施之前,两者的高技术产业绿色创新效率变化趋势相似。参考卢盛峰和董如玉等(2021)^[20]的做法,进行以事件研究为基础的平行趋势假设,结果如表 5 所示。在政策发生前,交互项系数不显著,表明处理组与对照组之间的变化趋势没有明显差异,符合平行趋势假设。整体看,政策实施当期和后一期,交互项系数均显著为正,说明政策实施后,处理组和对照组

数下利用 BS 自抽样 300 次。结果表明营商环境水平存在单一门槛,且单一门槛效应在 5%水平下显著。在此基础上,对门槛效应模型进行参数估计,具体结果见表 7、表 8。

表 7 门槛效应检验结果

门槛变量	门槛数	F 值	p 值	门槛值	95%置信区间
营商环境	单一门槛	26.280	0.043	11.113	[10.932, 11.137]
	双重门槛	6.700	0.677	-	-

表 8 门槛模型回归结果

	营商环境	
	(Env ≤ 11.113)	(Env > 11.113)
一体化指数	0.005** (1.240)	0.007** (2.810)
控制变量	YES	
时间/个体效应	YES	
_cons	-1.980** (-4.160)	
adj. R ²	0.883	
N	40	

由表 8 可知,无论营商环境是否跨过门槛值,长三角一体化战略对高技术产业绿色创新效率的影响回归系数均在 5%水平下显著为正。当营商环境水平大于 11.113 的门槛值时,回归系数较之前提高了 0.2 个百分点。说明营商环境水平影响长三角一体化战略对高技术产业绿色创新效率的促进程度,即在营商环境水平更高的区域,长三角一体化战略对高技术产业绿色创新效率的促进程度更高,假设 2 得以验证。

3. 稳健性检验

(1)安慰剂检验。为增强基准回归结果的稳健性,排除随机因素的干扰,借鉴石大千和丁海等(2018)^[21]的研究,采用虚构处理组的方法进行安慰剂检验。具体做法是,在28个省(区、市)中随机抽取4个作为处理组与长三角一体化战略一并构成虚拟政策冲击时点,其余则自动分为对照组。进行随机试验1000次,

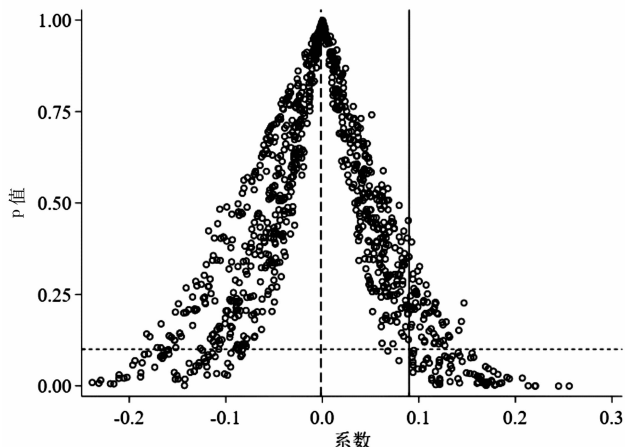


图1 p 值系数散点图

最终得到的虚拟p值分布如图1所示。

图1中,实线表示基准回归结果中的真实系数。由图1可知,p值散点集中分布在0附近,远离真实值,且多数散点都位于虚线以上,说明大多数随机实验结果在10%的水平下不显著,意味着长三角一体化战略对高技术产业绿色创新效率的政策效应没有受到其他未被观测因素的影响,证实了基准结果具有一定的稳健性。

(2)合成控制法。为了降低系统性差异,利用合成控制法进一步进行稳健性检验。具体做法是,参照刘乃全和吴友(2017)^[22]的做法,将长三角地区三省一市合并成一个整体作为处理组,其余24个省(区、市)作为控制组,文内涉及的5个控制变量作为预测变量。表9列出了参与合成长三角的省(区、市)及权重,最终政策效应结果如图2所示。从图2可以看到,实际长三角和合成长三角的效率走势十分接近,且在2019年后实际长三角的效率值明显高于合成长三角,证实了长三角一体化战略能够促进高技术产业绿色创新效率,与基准回归结果保持一致。

表9 合成变量的省(区、市)与权重

合成长三角	省(区、市)	北京	天津	广东	广西	均方根误差
	权重	0.731	0.009	0.007	0.254	0.037

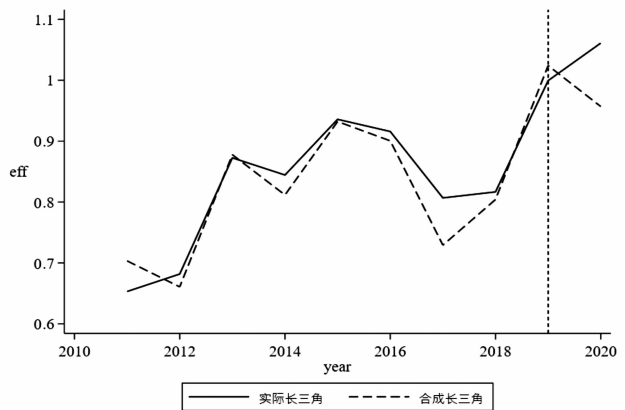


图2 实际长三角与合成长三角效率值对比

(3)其他稳健性检验方法。第一,排除其他政策干扰。2014年长江经济带发展进入整体推进时期,长三角地区作为长江下游地区也列入其中。因此,将是否为位于长江经济带省份与是否为2014年后的交互项加入基准回归方程,从而排除该政策对结果可能存在的影响,结果为表10中(1)列所示。第二,缩尾处理。为避免异常值的影响,对所有连续型变量进行上下1%的缩尾处理,结果如(2)列所示。第三,替换标准误。将

基准回归中的稳健标准误替换成在省(区、市)层面进行聚类的聚类标准误,回归结果如(3)列所示。可以看到,三个模型结果下核心解释变量均显著为正,意味着基准回归结果具有较强稳健性。

表10 稳健性检验结果

	(1) 剔除政策影响	(2) 缩尾处理	(3) 聚类标准误
DID	0.087** (2.220)	0.098** (2.380)	0.099** (2.390)
控制变量	YES	YES	YES
时间/个体效应	YES	YES	YES
_cons	0.334* (1.820)	0.237 (1.360)	0.238 (0.920)
adj. R ²	0.712	0.717	0.706
N	280	280	280

六、结论建议

(一)结论

本文测算了2011—2020年全国28个省(区、市)的高技术产业绿色创新效率,并实证分析了长三角一体化战略如何影响高技术产业绿色创新效率。主要得

出以下结论:

第一,我国高技术产业绿色创新效率整体呈波动上升趋势,效率值普遍偏低。长三角地区的效率平均水平与全国整体水平走势大致相同,并高于非长三角地区平均水平,处于全国前列。

第二,长三角一体化战略能够显著促进高技术产业绿色创新效率的提升,在一系列稳健性检验后结论依然成立。同时,门槛效应模型结果表明促进作用的强弱与区域营商环境有关,即在营商环境水平更高的区域,长三角一体化战略对高技术产业绿色创新效率的促进程度更高。

(二)建议

基于以上结论,提出如下建议:

第一,长三角地区各级政府应持续加强合作交流,明确本地区在产业链中所处位置,发挥地区优势,因地制宜制定创新政策。政府部门应共同配合加大对高技术产业集群的布局力度,打造区域科技创新高地,由此实现产业链上中下游既协同发展又分工明确的目标,促进产业链的进一步延伸,提高生产效率和创新效率。同时要重视发展中的生态保护问题,加大对企业排污规范力度,做到创新与绿色双管齐下,实现高技术产业乃至全产业绿色创新效率的提高。

第二,营商环境对高技术产业绿色创新效率的提高具有重要影响。因此,政府部门应持续优化当地营商环境,着力打造公平、透明、高效的政务环境,为企业营造优质稳定的外部经营环境。地方政府应出台更有针对性的惠企政策,并在此基础上,了解企业经营现状及现实困难,督促相关部门及时调整政策方案,使惠企政策发挥最大作用。在区域一体化战略下,建立城市间重大项目共商共建机制,加快地区间交流频率。营商环境水平较高的地区要充分发挥引领带动作用,营商环境水平较低的地区要通过实地调研等方式借鉴先进地区经验,找准自身症结,对症下药加强营商环境建设。由此实现区域间协同发展,推动营商环境水平整体提升。◆

参考文献:

- [1]王山,刘文斐,刘玉鑫.长三角区域经济一体化水平测度及驱动机制:基于高质量发展视角[J].统计研究,2022,39(12):104-122.
- [2]杜德斌,金红,段德忠.绿色技术跨城流动下长三角生态绿色一体化发展研究[J].中国科学院院刊,2022,37(12):1770-1782.
- [3]金飞,陈晓峰.长三角数字一体化水平测度及其影响因素分析:数字经济驱动视角[J].科技管理研究,2022,42(24):78-84.
- [4]杨航英,强永昌.城市群扩容对区域绿色经济效率的影响研究:以长三角城市群扩容为例[J].技术经济,2022,41(2):75-85.
- [5]曹霞,于娟.绿色低碳视角下中国区域创新效率研究[J].中国人口·资源与环境,2015,25(5):10-19.
- [6]徐建中,王曼曼,贯君.动态内生视角下能源消费碳排放与绿色创新效率的机理研究:基于中国装备制造业的实证分析[J].管理评论,2019,31(9):81-93.
- [7]鲍涵,滕堂伟,胡森林,等.长三角地区城市绿色创新效率空间分异及影响因素[J].长江流域资源与环境,2022,31(2):273-284.
- [8]杨树旺,吴婷,李梓博.长江经济带绿色创新效率的时空分异及影响因素研究[J].宏观经济研究,2018(6):107-117+132.
- [9]刘文琦.产业集聚视角下研发投入对高技术产业绿色创新效率的影响[J].江西社会科学,2019,39(11):65-75.
- [10]宋晓玲,李金叶.产业协同集聚、制度环境与工业绿色创新效率[J].科技进步与对策,2023,40(4):56-65.
- [11]储节旺,李振延.长三角一体化区域创新生态系统及其知识协同机制研究[J].现代情报,2023,43(5):14-22.
- [12]郭艺,曹贤忠,魏文栋,等.长三角区域一体化对城市碳排放的影响研究[J].地理研究,2022,41(1):181-192.
- [13]刘新智,黎佩雨,张鹏飞.营商环境优化、技术进步与产业转型升级:基于长江经济带的实证分析[J].西南大学学报(社会科学版),2023,49(1):111-122.
- [14]李卫波,王霞,赵长江,等.营商环境与生态环境关系研究[J].环境保护,2022,50(Z2):70-73.
- [15]KAORU T.A slacks-based measure of super-efficiency in data envelopment analysis[J].European Journal of Operational Research,2002,143(1):32-41.
- [16]BRUCE E H.Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing, and inference[J].Journal of Econometrics, 1999,93(2):345-368.
- [17]姚孟超,段进军,张仁杰,等.中国高技术产业绿色创新效率的空间关联结构与影响机制分析[J].长江流域资源与环境,2022,31(11):2345-2356.
- [18]高晓光.我国高技术产业创新效率的时间演变与地区分布特征[J].产经评论,2015,6(5):30-41.
- [19]袁茜,吴利华,张平.长江经济带一体化发展与高技术产业研发效率[J].数量经济技术经济研究,2019,36(4):45-60.
- [20]卢盛峰,董如玉,叶初升.“一带一路”倡议促进了中国高质量出口吗:来自微观企业的证据[J].中国工业经济,2021(3):80-98.
- [21]石大千,丁海,卫平,等.智慧城市建设能否降低环境污染[J].中国工业经济,2018(6):117-135.
- [22]刘乃全,吴友.长三角扩容能促进区域经济共同增长吗[J].中国工业经济,2017(6):79-97.

长株潭地区经济韧性的时空分布特征和影响因素研究

王 俊 刘 丹

(长沙理工大学 建筑学院, 湖南 长沙 410114)

摘要: 引入经济韧性概念分析长株潭地区城市增长和收缩情况。基于抵抗力和恢复力两个维度, 分析了长株潭地区面对 2008 年金融危机时经济韧性的时空分布特征, 并探索其决定性因素。结果发现: 由于金融危机的影响, 长株潭地区 27% 的县(市、区)面临收缩; 经济韧性空间分布呈现“核心—边缘”模式; 制造业、服务业、人力资本、地方财政状况、固定资产等因素对长株潭地区经济韧性至关重要。

关键词: 经济韧性; 城市收缩; 长株潭地区

中图分类号: F127

文献标识码: A

文章编号: 2096-8647(2024)01-0037-06

DOI: 10.13999/j.cnki.tjllysj.2024.01.006

一、引言

由于经济全球化和日益频繁的周期性波动, 城市增长与收缩现象引发学者的高度关注。以城市人口急剧减少为标志的城市收缩现象近年来蔓延到中国。2008 年全球金融危机爆发后, 中国也出现了城市收缩现象, 如人口下降、经济衰退和住房空置等。随着宏观经济的复苏, 中国的城市经济呈现不对称性。有些城市抵抗住了金融危机的冲击, 经济开始复苏增长, 而部分城市却面临经济衰退和人口流失的局面。Simmie 和 Martin(2010)^[1]发现经济韧性有助于分析外部冲击后城市经济的响应、调整 and 变化, 并为快速城市化地区存在的显著经济差异提供理论支持。伴随新常态下中国经济整体增速放缓和区域发展差异凸显, 经济和人口的局部收缩将成为越来越普遍的发展现象。湖南是中国省际人口流动中稳定的“净流出活跃地区”, 研究表明有 13 个地(州、市)常住人口均少于户籍人口。而作为湖南经济最有活力的地区, 长株潭地区城市发展也呈现快速城镇化过程中的普遍增长与局部收缩并存的新空间现象。将经济弹性概念运用到长株潭地区城市发展转型的研究中, 有助于理解和分析其发展趋

势与演化路径, 对于我国中部地区城市有效应对经济放缓带来的风险, 推动城市发展转型和可持续发展具有现实意义。因此, 本文基于抵抗力和恢复力两个维度, 分析长株潭地区面对 2008 年金融危机时经济韧性的时空分布特征, 探索长株潭地区经济韧性的决定性因素, 以为经济韧性研究提供有价值的参考和依据。

二、文献综述

(一) 关于收缩城市

现阶段国内外学术界尚未形成关于收缩城市的统一认知, 多数学者都是围绕人口与经济两个维度对收缩城市展开论述, 即人口流失和经济总量减少通常被视为城市收缩的核心标志。其研究主要聚焦收缩城市识别和测度、类型划分、影响机制及应对策略等方面。大部分学者基于人口指标对收缩城市进行识别, Wiechmann 和 Pallagst(2012)^[2]提出以人口指标和经济指标共同识别收缩城市。在类型划分上, Schetke 和 Haase(2008)^[3]根据人口空间分布将收缩型城市分为穿孔型和圈饼型。张京祥和冯灿芳等(2017)^[4]针对中国城市收缩的特点将收缩型城市划分为趋势型收缩、透支型收缩和调整型收缩。张学良和张明斗等(2018)^[5]依据

基金项目: 湖南省教育厅重点项目“基于经济弹性测度的长株潭地区发展转型研究”(20A027)。

作者简介: 王俊(2000—), 男, 湖南岳阳人, 硕士研究生, 研究方向为韧性城市与规划; 刘丹(1979—), 通信作者, 女, 湖南长沙人, 博士, 副教授, 研究方向为韧性城市与规划。

收缩范围将城市收缩划分为全域式收缩、边缘式收缩和局部式收缩。韩军垚(2022)^[6]根据城市优势变化、收缩原因将城市收缩分为产业衰退型、资源枯竭型和被动虹吸型。在实证研究中,学者们发现产业结构^[7-8]、地区发展水平^[9]、人口结构^[5]、就业规模^[7]等对收缩城市有着重要影响。

(二)关于经济韧性

韧性表示系统或个体经历冲击或扰动后能够恢复的能力。韧性可分为工程韧性^[9]、生态韧性^[10]以及演化韧性^[11]。Simmie 和 Martin(2010)^[11]指出由于演化韧性思想体现了系统动态变化的过程,从而更加适用于经济韧性的分析。2008 年金融危机的爆发引发了学者对经济韧性的关注,国内外学者就如何应对经济危机、有效消解外部冲击进而实现经济复苏开展了大量研究,经济韧性成为学界研究热点。研究方法和研究尺度是区域经济韧性实证研究中十分重要的两大方面。在研究方法上,常见的测度方法有核心变量法和指标体系两种。核心变量法通常和经济周期模型、“峰—峰”法等方法结合,先划分经济波动周期,再主要采用一个对经济冲击反应敏感且能够反映经济体运行状况的核心变量来代理测度不同周期经济韧性,例如 GDP、就业率等。指标体系,是通过构建区域经济韧性评估指标体系,计算区域经济韧性指数,进而测度经济韧性。实证研究中,大多文献从产业结构^[8]、技术创新^[8]、数字经济^[12]、人力资本^[13]等视角探讨区域经济韧性的影响因素。在研究尺度上,国家、城市群与城市、乡村、工业园区^[14-17]等尺度均有涉及,关注老工业城市与资源枯竭型城市的研究相对较多。

综上所述,现有研究存在以下不足:第一,对城市收缩与城市经济韧性之间关系的研究有所欠缺。第二,对经济韧性演化过程的定量研究薄弱,特别是针对中部地区的研究相对较少。基于此,本文以长株潭地区为例,通过人口变化识别城市增长与收缩,对2008 年金融危机后长株潭地区经济韧性的时空演变特征进行分析,通过多元回归模型探究区域经济韧性的决定性因素,并依据长株潭地区经济弹性的时空特征,结合发展环境和地域特点,因地制宜提出促进城市发展转型和可持续发展的对策建议。

三、研究对象与研究方法

(一)研究区域概况

长株潭地区位于湖南省中东部,由长沙、株洲、湘

潭三市组成,下辖 13 个区、5 个县级市和 5 个县,是湖南省最具活力的经济区域,总面积 28087km²,2022 年末常住人口 1699.44 万人。本文将研究对象确定为市所辖全部县级行政单元(地级市市辖区为一个基本研究单元),其中雨湖区和岳塘区部分年鉴数据是合并的,因此将其合为湘潭市区一个研究单元,共包括 22 个研究单元。

(二)数据来源

GDP、常住人口、制造业国内生产总值、服务业国内生产总值、地方政府的一般预算收入和一般预算支出等数据来源于研究区域对应年份的统计年鉴和统计公报。高等教育的劳动比例来自 2010 年全国人口普查和 2015 年的 1%人口抽样调查。长株潭地区行政区划来源于国家地理信息公共服务平台。

(三)研究方法

1. 识别长株潭地区城市增长和收缩的动态变化

人口变化通常被认为是判断城市增长或收缩的重要指标。本文通过评估长株潭地区年度常住人口的变化率,来识别城市增长和收缩的动态变化。基于城市增长和收缩动态变化的线性时间轨迹,明确城市的收缩阶段和增长阶段。

2. 基于两个维度的经济韧性测度

本文通过构建经济韧性指数来测度经济韧性,主要用 GDP 在冲击扰动下的数值变化表示。并借鉴 Martin 和 Sunley(2015)^[18]、Sensier 和 Bristow 等(2016)^[19]的观点,分别从抵抗能力(Resistance)和恢复能力(Recoverability)两个维度对经济韧性进行测度:在城市收缩阶段,经济韧性主要表现为城市抵抗冲击的能力;在城市增长阶段,经济韧性主要表现为恢复能力。本文以长株潭地区 GDP 变化为基础,比较各个研究单元的 GDP 在收缩阶段和增长阶段的不同变化情况。

假定每个研究单元的 GDP 以与长株潭地区 GDP 一致的速率在增长阶段和收缩阶段发生变化。因此,在 k 时期的增长或收缩阶段,研究单元 r 的 GDP 的预期变化可表示为:

$$\left(\Delta E_r^{t+k}\right)^{\text{expected}} = \sum_i g_N^{t+k} E_r^t \quad (1)$$

式中: g_N^{t+k} 是长株潭 g 地区 GDP 在收缩或增长阶段变化的速率; E_r^t 是研究单元 r 在时间点 t 的 GDP;时间点 t 是基准年,即收缩和增长阶段之间的转折点。

抵抗力值(RES)为:

$$RES_r = \frac{(\Delta E_r^{Shrinking}) - (\Delta E_r^{Shrinking})^{expected}}{(\Delta E_r^{Shrinking})^{expected}} \quad (2)$$

恢复力值(REC)为:

$$REC_r = \frac{(\Delta E_r^{Growing}) - (\Delta E_r^{Growing})^{expected}}{(\Delta E_r^{Growing})^{expected}} \quad (3)$$

式中: $(\Delta E_r^{Shrinking})$ 和 $(\Delta E_r^{Growing})$ 分别表示研究单元 r 在经济收缩或经济增长阶段实际的 GDP 变化量, $(\Delta E_r^{Shrinking})^{expected}$ 和 $(\Delta E_r^{Growing})^{expected}$ 分别表示研究单元 r 在经济收缩或经济增长阶段预期的 GDP 的变化量。

根据定义,式(2)和(3)都以 0 为中心进行测度。因此, RES_r 的正值表明该研究单元在长株潭地区经济中更具韧性,负值表示其抵御冲击的能力较弱。类似地, REC_r 的正值表明该研究单元在长株潭地区经济中具有更强恢复能力,负值则表示其恢复能力较弱。

通过对长株潭地区经济韧性的抵抗力和恢复力两个维度进行测度之后,在此基础上分析其经济韧性的时空分布特征。

3. 四象限情景分类

对长株潭地区经济韧性和恢复能力进行测度之后,进一步分析其经济弹性的时空特征。根据 Du 和 Zhang 等(2019)^[17]的研究,由于经济抵抗能力和恢复能力的差异,可能出现四种情景:高经济韧性(HER)、具有高度抵抗能力的中等经济韧性(MER1)、具有高度恢复能力的中等经济韧性(MER2)、低经济韧性(LER)。HER 场景指具有强大韧性和恢复能力的城

市,对经济冲击反应积极;MER1 场景指城市具有高度的抵抗力,但恢复能力较低,这使它们能够克服经济冲击中的不利影响,但恢复速度较慢;MER2 场景指城市恢复能力高,但抵抗力较低,这使它们容易受到外部冲击,但能较快恢复;LER 场景适用于抵抗力和恢复能力都比较弱的城市。

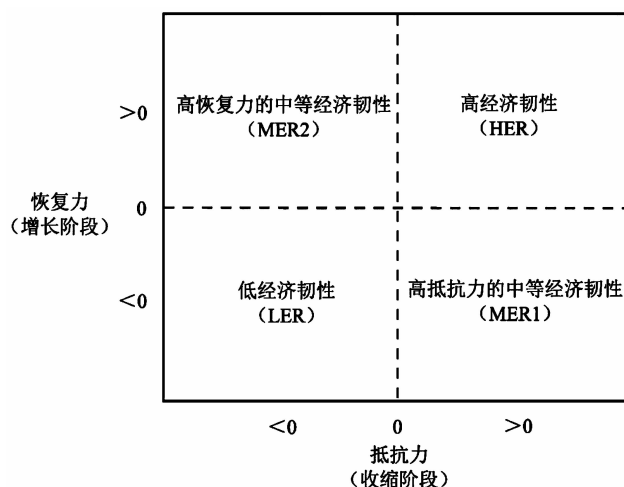


图1 按抵抗力和恢复力分类的情景

4. 探讨经济韧性的决定因素

为了识别影响长株潭地区经济韧性的关键因素,本文运用多元回归模型从以下几个方面探究影响经济韧性的潜在决定因素,包括地方财政状况(FINAN)、人力资本(CAPIT)、制造业(MANUF)、服务业(SERV)、固定资产投资(INVST)、城市化水平(URBAN)和城市发展阶段(LNGDP)等。其中抵抗力和恢复力均作为因变量引入模型中。所有自变量的描述性统计见表1。

表1 自变量的描述性统计

变量	定义	最小值	最大值	均值
FINAN	地方政府的一般预算收入/地方政府的一般预算支出(%)	0.289	1.406	0.572
CAPIT	受过高等教育的劳动力所占比例(%)	0.027	0.430	0.173
MANUF	制造业在国内生产总值中的份额(%)	0.159	0.854	0.510
SERV	服务业在国内生产总值中的份额(%)	0.131	0.836	0.379
INVST	固定资产投资(百亿元)	0.097	5.285	1.344
URBAN	城镇化率(%)	0.265	1.000	0.632
LNGDP	人均GDP的对数	9.344	11.710	10.513

其中,22个研究单元在收缩阶段的抵抗力和增长阶段的恢复力通过构建多个回归模型进行评估,所有计算均使用Stata17软件进行。回归模型如下:

$$RES_i = \beta_0 + \beta_1 FINAN_i + \beta_2 CAPIT_i + \beta_3 MANUF_i + \beta_4 SERV_i$$

$$+ \beta_5 INVST_i + \beta_6 URBAN_i + \beta_7 LNGDP_i + \mu_i \quad (4)$$

$$REC_i = \beta_0 + \beta_1 FINAN_i + \beta_2 CAPIT_i + \beta_3 MANUF_i + \beta_4 SERV_i + \beta_5 INVST_i + \beta_6 URBAN_i + \beta_7 LNGDP_i + \mu_i \quad (5)$$

式中: i 代表研究单元, β 为回归系数, μ 为随机扰

动项。

四、研究结果

(一)长株潭地区经济韧性的时空特征

为了进一步区分增长和收缩阶段,绘制城市增长和收缩的时间轨迹。由图2可知,2001—2022年长株潭

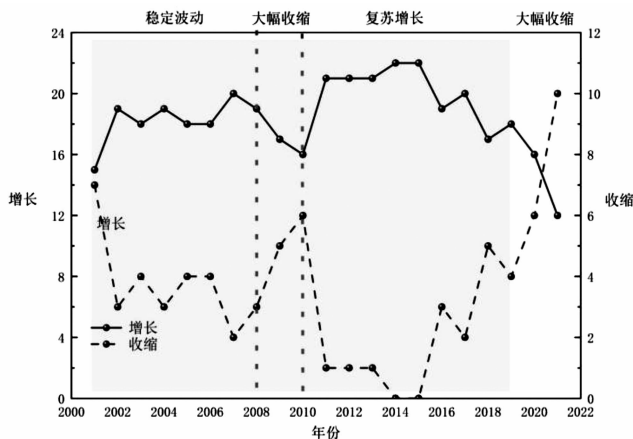


图2 2001—2022年
长株潭地区城市增长和城市收缩的轨迹

注:2006年行政区划调整频繁,本文剔除了因行政区划调整导致人口数量增长或减少的情况。

地区经济韧性的特征是总体增长和局部波动收缩。特别是在2008年金融危机和2019年新冠肺炎疫情之后,城市增长和收缩出现了明显波动。2002—2007年,增长和收缩的研究单元数量保持稳定,每年有3—4个研究单元萎缩。2008年金融危机爆发后,收缩的研究单元数量急剧增加。然而,随着宏观经济逐步复苏,增长的研究单元数量出现明显的回升,大部分地区在2010年之后实现了复苏。2019年在疫情影响下,收缩的研究单元数量再次急剧增加。

以2008年、2010年和2019年为转折点,将2001—2022年分为四个阶段:稳定波动阶段(2001—2007年)、大幅收缩阶段(2008—2010年)、复苏增长阶段(2011—2018年)和大幅收缩阶段(2019—2022年)。本文选取2008—2018年作为一个周期进行研究,将2008—2010年视为衡量抵抗力的收缩阶段,将2011—2018年视为衡量恢复力的增长阶段。

利用ArcGIS软件对数据进行可视化处理,运用自然间断点分级法将长株潭地区的抵抗力和恢复力划分为高、较高、中等、较低、低5级,较为直观地展示长株潭地区的抵抗力和恢复力空间分布情况,详见图3。

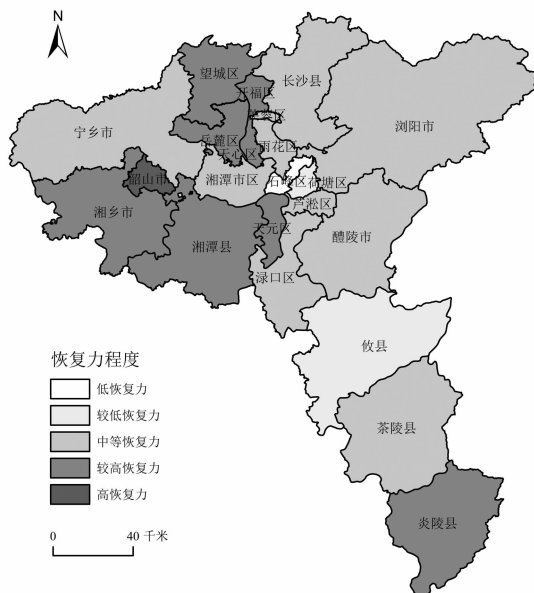
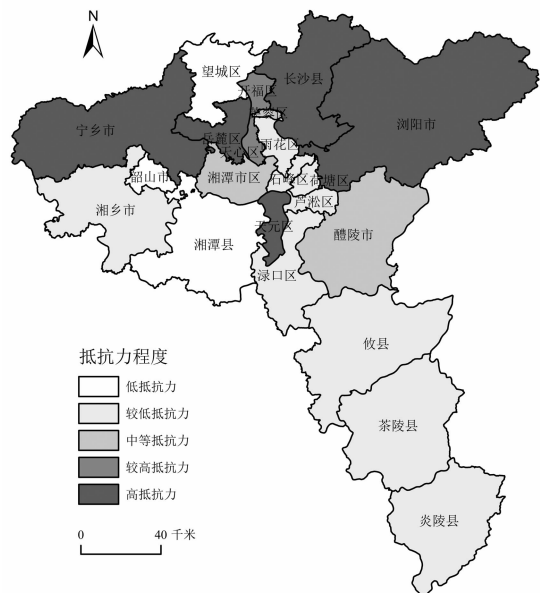


图3 2008—2018年长株潭地区抵抗力、恢复力的空间分布

在抵抗力方面,长株潭地区总体呈现北高南低格局。北部地区大部分具有高抵抗力,包括岳麓区、长沙县、浏阳市等6个县(市、区);较高抵抗力主要分布在天心区、开福区2个区;中等抵抗力主要分布在芙蓉区、湘潭市区、醴陵市3个县(市、区);较低抵抗力主要分布在西南地区,包括雨花区、石峰区、芦淞区等8

个县(市、区);低抵抗力主要分布在望城区、韶山市、湘潭县3个县(市、区)。

在恢复力方面,只有韶山市具有高恢复力;较高恢复力主要分布在开福区、岳麓区、天心区等8个县(市、区);中等恢复力主要分布在雨花区、芙蓉区、长沙县等10个县(市、区);较低恢复力主要分布在荷塘

区、攸县 2 个县(市、区);低恢复力分布在石峰区。

依据四象限情景分类,相关城市数量由多到少是:HER(10)>MER2(8)>LER(4)>MER1(0),如图 4 所示。其中,经济抵抗力高的县(市、区)有 10 个,占 45.45%。经济恢复力高的县(市、区)有 18 个,占 81.82%。强经济韧性(HER)情景的县(市、区)有 10 个,占 45.45%,主要分布在长株潭地区北部。强恢复力弱抵抗力(MER2)情景下的县(市、区)有 8 个,占 36.36%。只有 4 个县(市、区)属于弱经济韧性(LER)情景,都分布在株洲市,包括石峰区、荷塘区、渌口区 and 攸县。

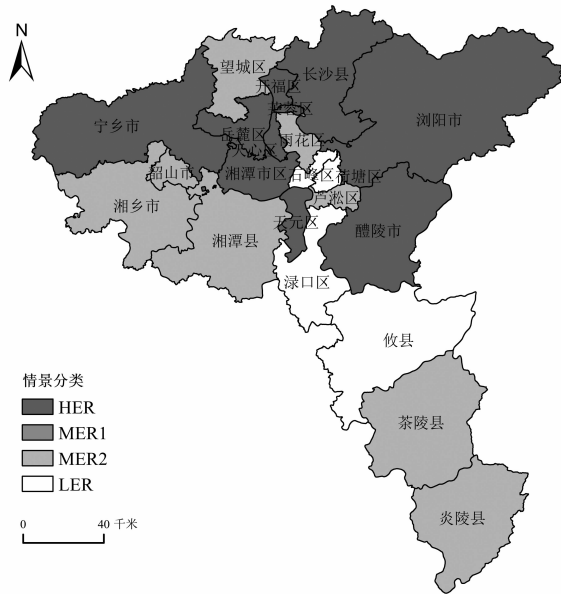


图 4 2008—2018 年长株潭地区经济韧性空间分布

(二)长株潭地区经济韧性的主要决定因素

方差膨胀系数(Variance Inflation Factor, VIF)用来检验和量化回归分析中多重共线性的严重程度。一般认为当 $VIF < 5$ 时,表明模型中的变量之间不存在多重共线性,符合预期。回归分析的结果如表 2 所示,模型中 RES 和 REC 的 VIF 分别为 4.56 和 3.67,均小于 5,表明不存在严重多重共线性问题。模型中抵抗力和恢复力的决定系数(R^2)分别为 0.379 和 0.450,表明模型拟合是可靠的。

在收缩阶段,地方财政状况和抵抗力有明显的正相关关系(1.252),表明公共债务少、财政收入多的县(市、区)有较高的抵抗力,能更好应对经济危机的影响。固定资产投资与抵抗力呈正相关关系(0.265),表明合理的固定资产投资能够为经济增长提供显著的正向支持力,提高城市的抵抗力。此外,服务业与抵抗

表 2 回归分析结果

变量	RES	REC
FIN	1.252** (0.543)	0.293 (0.432)
MANUF	1.573 (0.328)	0.523*** (-1.014)
SERV	0.259*** (0.666)	1.269** (0.504)
LNGDP	0.009 (0.325)	0.054 (0.225)
URBAN	-0.350 (0.755)	-1.943*** (0.546)
INVEST	0.265** (0.124)	0.058 (0.062)
CAPIT	-1.363 (1.615)	1.972* (1.123)
常数项	-0.338 (2.999)	-0.154 (2.118)
观测数	22	22
调整后 R^2	0.379	0.450
F	2.35	3.87
方差膨胀系数(VIF)	4.56	3.67

注:括号内为 t 值,*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的显著性水平下显著。

力呈正相关关系(0.259),表示在面对冲击时,具有较为繁荣服务业的城市更能抵抗抗住冲击,有较强韧性。

在增长阶段,制造业(0.523)、服务业(1.269)和人力资本(1.972)都发挥了重要作用。长株潭地区先进制造业的互补性、差异化和多样性,增强了其产业竞争力,促进了城市经济复苏。长株潭地区服务业内部结构的不断优化,现代服务业迅速壮大,能保证国民经济快速从冲击中复苏,推动其平稳、健康、可持续发展。人力资本和恢复力有明显的正相关关系,能够通过提高劳动力的素质和劳动生产率促进劳动力专业化程度的提高,为经济社会高质量发展提供智力支撑,推动经济的增长与复苏。

城市化水平与恢复力呈负相关关系(-1.943),快速城市化的负面效应会抵消投资所带来的效应,造成土地和房地产价格上涨,导致居住成本升高,给居民带来经济负担,对城市经济恢复不利。

五、结论及启示

本文以长株潭地区为研究对象,关注城市经济韧性和城市收缩间的联系,探索长株潭地区经济韧性的

决定性因素,得到如下结论:第一,由于金融危机的影响,长株潭地区 27%的县(市、区)面临收缩。通过对长株潭地区经济韧性和恢复能力两个维度进行测度发现,2008—2018 年期间,高经济韧性的县(市、区)占比为 45.45%,中等经济韧性的县(市、区)占比为 36.36%,低经济韧性的县(市、区)占比为 18.18%。第二,在空间分布上,长株潭地区总体经济韧性呈现明显的“核心—边缘”格局,开福区、天心区、湘潭市区、天元区为经济韧性高的“核心”,渌口区、攸县为经济韧性低的“边缘”。第三,多元回归分析表明,服务业、制造业、人力资本、地方财政状况等对长株潭地区经济韧性至关重要。地方财政状况良好、固定资产投资多且结构优化的地区,往往具有较好的抵御外部冲击能力,避免了危机所造成的城市收缩。同时,服务业经济、制造业经济和高素质劳动力可以帮助城市更快从冲击中恢复过来。

新冠疫情的影响,导致长株潭地区 45%的县(市、区)面临收缩,未来经济发展面临较大压力。为推动经济恢复、促进经济增长,提出以下对策建议:第一,地方政府需要通过加强地方财政管理,完善地方财政税收制度和政策,促进收支平衡,增强自身经济韧性。随着经济体制改革的不断深化和政府职能的转变,应优化投资结构,以进一步提升投资效率。第二,深入推进智能制造,深化新一代信息技术与制造业融合发展,推动制造业数字化智能化转型。大力发展服务业,优化产业结构,夯实城市创新支撑,拉动经济发展。第三,地方政府应加大财政性教育投入力度,提高劳动力综合素质,为经济高质量发展提供高素质人才。同时注重城镇化发展质量,有效提高城市经济韧性,高质量推进长株潭一体化建设。◆

参考文献:

- [1]SIMMIE J,MARTIN R.The economic resilience of regions: towards an evolutionary approach[J].Cambridge journal of regions,economy and society,2010,3(1):27-43.
- [2]WIECHMANN T,PALLAGST K M.Urban shrinkage in Germany and the USA:A comparison of transformation patterns and local strategies[J].International journal of urban and regional research,2012,36(2):261-280.
- [3]SCHETKE S,HAASE D.Multi-criteria assessment of socio-environmental aspects in shrinking cities.Experiences from eastern Germany[J].Environmental impact assessment review,2008,28(7):483-503.
- [4]张京祥,冯灿芳,陈浩.城市收缩的国际研究与中国本土化探索[J].国际城市规划,2017,32(5):1-9.
- [5]张学良,张明斗,肖航.成渝城市群城市收缩的空间格局与形成机制研究[J].重庆大学学报(社会科学版),2018,24(6):1-14.
- [6]韩军焱.收缩型城市的概念界定、影响机制与治理路径[J].领导科学,2022(12):100-103.
- [7]林雄斌,杨家文,张街春,等.我国城市收缩测度与影响因素分析:基于人口与经济变化的视角[J].人文地理,2017,32(1):82-89.
- [8]杜志威,金利霞,刘秋华.产业多样化、创新与经济韧性:基于后危机时期珠三角的实证[J].热带地理,2019,39(2):170-179.
- [9]PIMM S L.The complexity and stability of ecosystems[J].Nature,1984(307):321-326.
- [10]HOLLING C S.Resilience and stability of ecological systems[J].Annual review of ecology & systematics,1973,4(1):1-23.
- [11]PENGALL R,FOSTER K A,COWELL M.Resilience and regions:building understanding of the metaphor[J].Cambridge Journal of Regions,Economy and Society,2010,3(1):71-84.
- [12]朱金鹤,孙红雪.数字经济是否提升了城市经济韧性?[J].现代经济探讨,2021(10):1-13.
- [13]胡艳,张安伟.人力资本如何增强城市经济韧性[J].财经科学,2022(8):121-134.
- [14]丁建军,王璋,柳艳红,等.中国连片特困区经济韧性测度及影响因素分析[J].地理科学进展,2020,39(6):924-937.
- [15]李玉恒,黄惠倩,王晟业.基于乡村经济韧性的传统农区城乡融合发展路径研究:以河北省典型县域为例[J].经济地理,2021,41(8):28-33+44.
- [16]PAN S C,HU T S,YOU J X,et al.Characteristics and influencing factors of economic resilience in industrial parks[J].Heliyon,2023,9(4):14812.
- [17]DU Z W,ZHANG H G,YEY Y,et al.Urban shrinkage and growth:Measurement and determinants of economic resilience in the Pearl River Delta[J].Journal of Geographical Sciences,2019,29(8):1331-1345.
- [18]MARTIN R,SUNLEY P.On the notion of regional economic resilience:conceptualization and explanation[J].Journal of economic geography,2015,15(1):1-42.
- [19]SENSIER M,BRISTOW G,HEALY A.Measuring Regional Economic Resilience across Europe:Operationalizing a Complex Concept[J].Spatial Economic Analysis,2016,11(2):128-151.

四川省数字经济规模测度及指数监测分析

丛日玉

(成都信息工程大学 统计学院, 四川 成都 610103)

摘要:数字经济是继农业经济、工业经济之后的主要经济形态,是经济高质量发展的重要力量,发展态势如火如荼。依据《数字经济及其核心产业统计分类(2021)》,探索数字经济核心产业和数字化效率提升业增加值核算方法,测度四川省数字经济规模,构建数字经济发展指标体系,利用熵权法综合监测四川省数字经济发展水平及趋势,全面分析数字经济发展短板和不足,并提出相应对策建议,以期更好促进四川省数字经济高质量发展。

关键词:数字经济;增加值核算;数字产品制造业;数字化转型

中图分类号:F222.3

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2024)01-0043-06

DOI:10.13999/j.cnki.tjllysj.2024.01.007

一、引言

Tapscott(1996)^[1]首次提出数字经济概念之后,数字经济的宏观测度和监测受到普遍关注。许宪春和张美慧(2020)^[2]、向书坚和吴文君(2019)^[3]、李相龙(2019)^[4]、王智和丛日玉(2022)^[5]等学者以及中国信息通信研究院(2021)^[6]普遍认可从生产核算角度测算数字经济增加值,并进行实践测算分析,得出数字经济核心增加值差异不大,但产业数字化部分增加值差异非常大等结论。另外,关于数字经济统计监测和综合评价方面的研究,指标体系差异很大,缺乏统一公认的体系。中国信息通信研究院(2021)^[6]、腾讯研究院(2019)^[7]、赛迪顾问(2017)^[8]等根据自身数据优势,构建并发布不同的数字经济指数。徐清源和单志广等(2018)^[9]、刘海荣(2021)^[10]、林云和蒋晓雁(2019)^[11]、雷鸣嘉(2020)^[12]从不同角度构建数字经济发展水平测度指标体系,但仅后两者进行了综合实证探究。

为贯彻落实党中央、国务院关于数字经济发展战略的重大决策部署,2025年实现全国数字经济核心产业增加值占GDP比重达到10%的规划目标,全国各地高度重视,相继出台“十四五”时期数字经济发展相关规划,进一步明确数字经济发展目标。其中,北京、海南和青海明确了数字经济发展速度目标,上海、重庆、贵州和新疆制定了数字经济增加值占GDP比重的目标,四川等地制定了数字经济核心产业增加值占GDP

比重的目标。“十四五”规划实施近半,数字经济发展水平及进展如何,能否按时实现预期目标有待探究。本文依据《数字经济及其核心产业统计分类(2021)》^[13],探索数字经济增加值核算方法,分别测度四川省数字经济核心产业和数字化效率提升业增加值规模,构建数字经济发展指标体系,利用熵权法综合监测四川省数字经济水平及发展趋势,全面分析数字经济发展短板和不足,并提出相应对策建议,以期更好促进四川省数字经济高质量发展。

二、四川省数字经济增加值核算及分析

(一)数字经济及其核心产业统计分类

国家《“十四五”数字经济发展规划》指出,数字经济是继农业经济、工业经济之后的主要经济形态,是以数据资源为关键要素,以现代信息网络为主要载体,以信息通信技术融合应用、全要素数字化转型为重要推动力,促进公平与效率更加统一的新经济形态。

《数字经济及其核心产业统计分类(2021)》将数字经济产业范围确定为:01 数字产品制造业、02 数字产品服务业、03 数字技术应用业、04 数字要素驱动业、05 数字化效率提升业5个大类。其中,01—04是核心产业(见表1),涉及126个国民经济行业小类,其中116个行业全部涵盖,10个行业部分涵盖(行业小类代码后带星号)。与149个部门投入产出表中的33个部门分类对应,其中10个部门全部属于数字经济核心产

基金项目:四川省社会科学规划统计专项项目“数字经济统计监测体系和增加值核算方法研究”(SC21TJ003)。

作者简介:丛日玉(1979—),女,内蒙古宁城人,硕士,副教授,研究方向为新兴经济核算。

业,22 个部门部分属于数字经济核心产业。

表 1 数字经济核心产业分类统计表

类型	具体说明	小类行业 个数	带星行业 个数
★01 数字 产品制造业	包括通用设备制造业、电气机械和器材制造业、计算机通信和其他电子设备制造业等 54 个国民经济行业小类。其中,只有游艺用品及室内游艺器材制造(2462*),专用电线、电缆制造(3831*)2 个小类(带星)部分包括。	54	2
★02 数字 产品服务业	包括数字产品批发、数字产品零售、数字产品租赁、数字产品维修和其他数字产品服务业,主要涉及国民经济行业的批发零售业(F),租赁与商务服务业(L),居民服务、修理和其他服务业(O),涉及 10 个行业小类全部属于该数字经济核算大类。	10	0
★03 数字 技术应用业	主要包括信息传输、软件和信息技术服务业(I),33 个行业小类中有新闻业(8610*)、互联网其他信息服务(6429*)2 个行业小类(带星)部分包括。	33	2
★04 数字 要素驱动业	主要对应科学研究和技术服务业(M),建筑业(E),金融业(J),文化、体育和娱乐业(R)。其中,29 个行业小类中有电气安装(4910*),架线及设备工程建筑(4851*),其他房屋建筑业(4790*),其他建筑安装(4999*),资源与产权交易服务(7213*),工程和技术研究和试验发展(7320*)6 个小类(带星)部分包括。	29	6
合计	-	126	10

(二)数字经济增加值核算方法

数字经济增加值核算是新兴经济核算,要在国民经济核算(SNA)框架下进行概念界定和核算,以保持与 GDP 核算口径一致。从生产核算角度入手,依据国家标准,构建以“直接核算法+比例推算法”的核算方法体系进行核算,直接利用收入法核算小类行业增加值,再根据比例推算方法核算。核算公式如下:

小类行业增加值 = 劳动者报酬 + 生产税净额 + 固定资本消耗 + 营业盈余

小类行业数字经济增加值 = 该小类行业增加值 × 数字经济比例系数

其中,数字经济比例系数依据第四次经济普查数据分类测算。即小类没有标识*,该行业数字经济比例系数取 1。小类有标识*,采用关键词搜索法、德尔菲

法、投入产出法及信息化指标法确定。

关键词搜索法采用关键词库搜索带*行业的主要业务活动(或主要产品)及单位名称,按照抓大放小原则,确定带*行业属于数字经济的单位库,根据带*行业属于数字经济的增加值与全部增加值,确定带*行业数字经济比例系数。德尔菲法采用专家多轮调查收敛确定。投入产出法借鉴制造业服务化投入系数做法,根据投入产出表,以非数字经济产业数字化投入系数(完全消耗系数)确定数字经济比例系数。信息化指标法则根据四上企业非数字经济产业信息化管理情况(生产制造管理使用信息化的情况)确定数字经济比例系数。

一般数字经济核心产业中部分涵盖的行业数字经济比例系数采用关键词搜索法确定(见表 2),该方

表 2 带*行业的关键词库或处理

数字经济大类	行业代码	行业名称	检索法的关键词或处理说明
★01	2462	游艺用品及室内游艺器材制造	电子、自动、机动
★01	3831	电线、电缆制造	电脑线、电子线、母线、光纤、通信线缆、网络线、电子数据线
★03	8610	新闻业	适用于德尔菲法等
★03	6429	互联网其他信息服务	类间部分涵盖,实际全部涵盖
★04	4851	架线及设备工程建筑	通信、电信、光缆、广电、互联网、机电、计算机
★04	4790	其他房屋建筑业	适用于德尔菲法
★04	4910	电气安装	通信、广播电视(广电)、安防、自动化、智能
★04	4999	其他建筑安装	安防工程、智能化、通信、机电
★04	7213	资源与产权交易服务	适用于德尔菲法等
★04	7320	工程和技术研究和试验发展	计算技术、网络技术、通信技术、电子、自控、智慧、智能、自动化、软件
05	B、C 等	数字化效率提升业	适用于德尔菲法等

法比较科学有效,需要根据各微观单位的基本信息进行判断;核心产业中的新闻业(8610)、其他房屋建筑业(4790)、资源与产权交易服务(7213)和众多数字化效率提升业的数字经济比例系数采用德尔菲法、投入产出法或信息化指标法确定,但差异性比较大,不稳定且时效性明显较低。

(三)四川省数字经济增加值变动分析

1. 数字经济核心产业增加值变动分析

初步测算,2021年四川省数字经济核心产业增加

值为4012.2亿元,占地区生产总值(GDP)的比重为7.5%,比2018年提高2.7个百分点(见表3),具体呈现以下特点。

一是态势较好。四川省数字经济与整体经济发展态势基本一致,已成为经济增长的新动能和新引擎。数字产品制造业、数字技术服务业、数字技术应用业、数字要素驱动业增加值比2018年现价年均增速分别达17.1%、13.8%、32.1%、23.0%,远高于GDP现价年均增速。

表3 2018—2021年四川省数字经济核心产业增加值

指标	2018年	2019年	2020年	2021年
数字经济核心产业增加值(亿元)	2076.1	2442.5	3302.4	4012.2
其中:数字产品制造业(亿元)	936.2	897.0	1365.4	1505.0
数字产品服务业(亿元)	51.6	54.0	64.2	76.1
数字技术应用业(亿元)	917.1	1271.5	1615.7	2112.9
数字要素驱动业(亿元)	171.2	220.1	257.1	318.2
数字经济核心产业增加值占GDP比重(%)	4.8	5.3	6.8	7.5

二是优势较强。数字产品制造业和数字技术应用业是四川省数字经济核心产业的主体,2021年二者增加值分别为1505.0亿元和2112.9亿元,占全省数字经济核心产业增加值的90.2%。

三是集中度高。四川省数字经济主要集中在成都及部分区域中心城市。成都、绵阳、宜宾、德阳、南充数字经济核心产业增加值规模依次居全省前五,合计占全省的82.0%,其中成都占64.3%。

2. 数字化效率提升业增加值变动分析

利用四上企业生产制造管理使用信息化比率估计数字经济比例系数,测算发现,2020年数字化效率提升业增加值为5841.68亿元,比2018年名义年均增长1.06%,数字化产业和产业数字化增加值之比由27:73变为36:64。

利用投入产出完全消耗系数估计数字经济比例系数,测算发现,2020年数字化效率提升业增加值为3329.14亿元,比2018年名义年均增长4.72%,数字化产业和产业数字化增加值之比由40:60变为50:50。

两种方法测算结果差异较大,前者选用四上企业的信息化程度估计,显而易见数字化效率提升业增加值会明显过高;后者由于企业使用数字化产品的投入并非计入消耗而是计入投资,该方法会低估数字化效率提升业增加值。综合看,数字化产业和产业数字化增加值之比由30:70变为40:60比较合理。四川省在“十三五”期间积极谋划发展,重点突出发展信息产

业,效果明显,数字经济核心产业增加值迅速提高,但众多传统产业进行数字化转型的动力不足,转型实践参与度不高,转型步伐较慢,产业数字化发展效果较差。与中国信息通信研究院发布的全国25:75到20:80的占比相比,四川省数字经济核心产业相比数字化效率提升业发展更为突出,产业数字化发展相对缓慢,未来提升空间巨大。

三、数字经济指数监测分析

(一)构建数字经济监测指标体系

数字经济影响经济社会各方面发展,如何更加有效地监测并促进数字经济发展,不仅需要核算数字经济增加值,还需要随时监测一系列高度相关指标的发展变动,系统反映数字经济发展。遵循系统性、层次性、科学性和可操作性原则,结合国情和省情,构建四川省数字经济监测指标体系,主要包括数字化基础设施、数字化产业发展、产业数字化程度、数字化创新能力4个一级指标12个二级指标43个三级指标(见表4)。

数字化基础设施反映了数字经济发展的软硬件及网络基础,具体包括光缆线路长度、计算机普及率、人均移动互联网接入流量等8个指标。数字化产业发展反映了数字经济核心产业的发展状况,是数字化效率提升业的发展前提,具体包括反映数字经济总体发展、数字产品制造、数字产品服务、数字应用驱动情况共4个维度18个指标。产业数字化程度主要反映数字融合发展情况,具体包括反映企业信息化、数字金融

和数字政府共 3 个维度 7 个指标。数字创新反映数字 果和企业孵化服务共 3 个维度 10 项指标。
经济发展的持续动力情况,具体包括创新活动、创新成

表 4 数字经济监测指标体系及熵权

一级指标	二级指标	指标名称	计量单位	熵权
数字化基础设施	数字化基础	光缆线路长度	公里	0.019
		域名数	万个	0.028
		互联网宽带接入端口	万个	0.018
		移动电话普及率	部/百人	0.019
		计算机普及率	台/百户	0.015
	网络化资源	人均互联网网页数	个/人	0.026
		互联网普及率	%	0.014
		人均移动互联网接入流量	GB/万人	0.036
数字化产业发展	数字经济总体发展	数字经济核心产业增加值	万亿元	0.025
		数字经济核心产业增加值占 GDP 的比重	%	0.024
	数字产品制造	移动通信手持机产量	万台	0.030
		微型计算机设备产量	万台	0.039
		集成电路产量	万块	0.027
		彩色电视机产量	万台	0.036
		计算机、通信和其他电子设备制造业单位数	个	0.024
		计算机、通信和其他电子设备制造业总资产	亿元	0.022
		计算机、通信和其他电子设备制造业主营业务收入	亿元	0.025
		计算机、通信和其他电子设备制造业平均用工人数	万人	0.018
	数字产品服务	电子商务销售额	亿元	0.021
		电子商务采购额	亿元	0.026
		网络零售额占社会消费品零售额的比重	%	0.020
	数字应用驱动	电信业务总量	亿元	0.037
		软件业务收入	亿元	0.021
		信息技术服务收入	亿元	0.024
		信息安全收入	亿元	0.020
		嵌入式系统软件收入	亿元	0.030
产业数字化程度	企业信息化	每百家企业拥有网站数	个	0.019
		每百人使用计算机数	台	0.030
		有电子商务交易活动的比重	%	0.015
		生产制造管理使用信息化的企业比重	%	0.001
		购销存管理使用信息化的企业比重	%	0.001
	数字金融	数字普惠金融指数中数字化子指数	%	0.018
	数字政府	一体化政务服务能力指数	%	0.012
数字化创新能力	创新活动	规模以上工业企业中有 R&D 活动企业数的占比	%	0.018
		规模以上工业企业 R&D 人员全时当量	人年	0.021
		规模以上工业企业 R&D 经费	万元	0.021
		规模以上工业企业 R&D 项目数	项	0.024
		R&D 投入占 GDP 的比重	%	0.042
	创新成果	专利申请授权量	项	0.041
		发明专利申请授权量	项	0.026
		技术市场成交额	亿元	0.030
	企业孵化服务	在统孵化器数量	个	0.019
		众创空间数量	家	0.018

(二) 数字经济指数测度及分析

基于数字经济监测指标体系,选取 2015—2021 年四川省样本数据,原始数据来源于国家统计局统计数据管理平台、《四川统计年鉴》、《中国科技统计年鉴》等,利用熵权法对数字经济发展状况进行综合测度。

1. 指标的标准化处理

考虑到各指标性质、量纲的不一致性,为使各个指标可相互比较,采用极差法对数据进行标准化处理。由于数据极差法量纲会出现 0,为避免求熵值时取对数无意义,需对各指标标准化后的数据进行平移处理。为降低平移对原数据的影响,本文平移 0.01。

$$\text{正向指标: } X'_{ij} = \frac{X_{ij} - \min(X_{ij})}{\max(X_{ij}) - \min(X_{ij})} + 0.01$$

$$\text{负向指标: } X'_{ij} = \frac{\max(X_{ij}) - X_{ij}}{\max(X_{ij}) - \min(X_{ij})} + 0.01$$

其中, X_{ij} 和 X'_{ij} 分别表示第 i 年的第 j 项数字经济评价指标的原始数据和标准化后的数值, $\min(X_{ij})$ 表示第 j 项指标的最小值, $\max(X_{ij})$ 表示第 j 项指标的最大值。

2. 熵权法计算指标权重

熵权法作为一种客观赋值方法,是利用各指标的具体数值的差异度确定权重系数,客观反映各项指标在指标体系中的重要性,能够有效避免主观赋权带来的人为偏差。因此本文选用熵权法确定数字经济指标权重。具体操作步骤如下:

(1) 计算各指标 X'_{ij} 在该指标的比重 P_{ij} :

$$P_{ij} = \frac{X'_{ij}}{\sum_{i=1}^m X'_{ij}}$$

(2) 计算第 j 项指标下的信息熵值 E_j :

$$E_j = \frac{-1}{\ln(m)} * \sum_{i=1}^m P_{ij} * \ln P_{ij}$$

(3) 计算各指标的综合权重 W_j :

$$W_j = \frac{1 - E_j}{\sum_{j=1}^n (1 - E_j)}$$

其中, $1 - E_j$ 为第 j 个指标的差异系数,差异系数越大,则指标在综合评价指标体系中越重要。

3. 基于熵权法的指数计算

通过对各指标的综合权重 W_j 与相对应的标准化 X'_{ij} 的乘积之和计算综合评价指数 Z_i :

$$Z_i = \sum_{j=1}^n W_j X'_{ij}$$

4. 数字经济发展指数综合分析

研究发现,近年来四川省数字经济发展态势良好,

整体水平逐年攀升,数字经济指数从 2015 年的 8.58 逐步提高到 2021 年的 93.11(见图 1)。主要得益于数字产品制造业、数字技术应用业等数字经济核心产业的良好发展,数字创新和产业数字化基础设施的发展也为四川省数字经济的进一步突破提供了基础支撑。

从数字经济 4 个一级指标看,各一级指标指数逐年递增,表明数字化基础设施、数字化产业发展、产业数字化程度、数字化创新能力都有所提高。其中,发展水平最高的是数字化产业发展指数,其次是数字化创新能力指数,然后是数字化基础设施指数,最后是产业数字化程度指数。

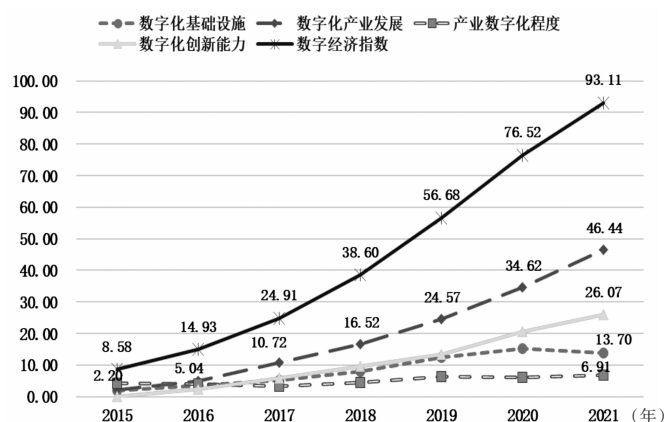


图 1 2015—2021 年四川省数字经济指数变化趋势图

从数字化基础设施看,2015—2021 年,发展趋势平稳增长,发展指数由 1.95 提高到 13.70。网络新基建效果明显,光缆线路长度、域名数和互联网宽带接入端口基本翻了一番,由 161.70 万公里、104.40 万个和 3117.90 万个分别增加到 374.80 万公里、126.21 万个和 6708.50 万个。网络化资源的普及和使用迅速提高,家庭互联网普及率由 31.65% 到接近全覆盖,人均移动互联网接入流量由 2.15GB/ 万人增长到 150.1GB/ 万人,每百人拥有移动电话数量由 82.87 部增加到 111.55 部,计算机普及率由 35.4% 提升至 40%。

从数字化产业发展看,数字经济核心产业发展突飞猛进,2015—2021 年,数字化产业发展指数由 2.22 提高到 46.44。具体看,数字经济核心产业增加值、微型计算机设备产量得分较高,数字制造和数字应用在全国优势突出。四川省逐步成为手机、微型电子计算机和集成电路的重要生产基地,2021 年三者产量依次达到 13137.21 万台、9751.37 万台和 142.53 亿块,占全国总产量的 7.91%、20.88% 和 3.97%,分别居全国第三、第二和第七位。同时,信息传输、软件和信息技术

服务业也是四川省发展特色突出的现代服务业之一,2021年电信业务总量、软件业务收入、信息技术服务收入分别达到947.43亿元、4341.13亿元、2826.19亿元,占全国的5.56%、5.21%、4.98%,分别居全国第六、第七、第七位。

从数字化创新能力看,创新动力保障比较充分,2015—2021年数字化创新能力指数由0.12提升到26.07。创新活动活跃,企业积极参与创新,项目经费保障充分,创新成果和应用突出。规模以上工业企业中,参与R&D活动的占比由9.6%提高到28.70%,R&D经费由223.81亿元增长到480.17亿元,全国排名第十二位。全省R&D投入占GDP的比重由1.66%提高到2.26%。技术市场相对活跃,成交额由282.32亿元增长到1388.69亿元,全国排名第十位。国内申请专利授权量由64953项增加到146936项,全国排名第十一位。

但从产业数字化能力看,四川省仍存在较大提升空间,2015—2021年指数由4.31上升到6.91,企业信息化水平有待加强,数字化智能化水平需进一步提升,数字经济与实体经济需深度融合,加速实现传统经济的转型升级。企业生产制造管理等环节信息化普及率不高,数字化销售、支付等应用不足。

四、四川省数字经济发展存在的不足及对策建议

第一,产业数字化发展明显不足,信息化数字化建设需加强。虽然近年来整体信息化投入不断增长,企业信息化应用的种类和场景越来越多,2018年普查数据显示仅在财务管理方面信息化应用程度接近90%,在购销存管理方面接近50%,客户关系管理和人力资源管理方面信息化应用程度接近40%,而在物流配送管理及生产制造管理方面实现信息化数字化管理的程度相对薄弱,不足20%,且在生产制造管理方面的信息化程度远低于全国平均水平。总体上,数字化转型步伐较慢,数字化水平不高,2021年有电子商务交易活动的企业数比重仅为12.6%,需要大力推动新型工业化和信息化,加强智慧农业、智能交通、智慧旅游、数字政府等数字化场景应用,深化数字技术与实体经济的融合。

第二,R&D投入占GDP比重明显相对偏低,持续创新动力偏弱。四川省近年来发展速度加快,R&D投入的增加和产学研结合的持续深化,也成为数字经济发展的新动力。但总体看,R&D投入占GDP的比重不高,2021年四川省R&D经费1214.5亿元,全国排名第

七位,但R&D经费占GDP的比重仅为2.26%,低于全国1.08个百分点,全国排名第十一位。从长远可持续发展看,需要进一步完善数字化创新的动力保障机制,出台政策引导企业重视研发,加大研发投入,保障数字化创新的不竭动力。

第三,数字经济区域发展极不平衡,中心辐射效应不足,副中心城市发展不足。全省各地应结合当地产业基础突出优势,发展特色数字经济核心产业,同时提高数字化技术和手段应用,提高产业数字化水平,贯彻“一干多支、五区协同”战略部署,切实建成西部数字经济发展高地。◆

参考文献:

- [1]TAPSCOTT D.The Digital Economy:Promise and Peril in the Age of Networked Intelligence[M].New York:McGraw-Hill,1996.
- [2]许宪春,张美慧.中国数字经济规模测算研究:基于国际比较的视角[J],中国工业经济,2020(5):23-41.
- [3]向书坚,吴文君.中国数字经济卫星账户框架设计研究[J].统计研究,2019(10):3-16.
- [4]李相龙.美国数字经济核算理论与实践[J].中国统计,2019(4):47-48.
- [5]王智,丛日玉.四川数字经济测度取得良好突破! [J].四川省情,2022(3):62.
- [6]中国信息通信研究院.中国数字经济发展白皮书(2021)[R].(2021-04-25)[2023-08-18].http://www.caict.ac.cn/kxyj/qwfb/bps/202104/t20210423_374626.htm.
- [7]腾讯研究院.数字中国指数报告(2019)[R].(2019-05-21)[2023-08-18].<https://www.tisi.org/15098>.
- [8]赛迪顾问.2017中国数字经济发展指数(DEDI)研究报告[R].(2017-11-29).<https://ccidgroup.com/info/1096/22352.htm>.
- [9]徐清源,单志广,马潮江.国内外数字经济测度指标体系研究综述[J].调研世界,2018(11):52-58.
- [10]刘海荣.天津市数字经济评价指标体系研究[J].环渤海经济瞭望,2021(4):165-167.
- [11]林云,蒋晓雁.建立和完善数字经济统计体系研究[J].统计科学与实践,2019(1):17-20.
- [12]雷鸣嘉.数字经济发展水平测度指标体系研究[J].上海信息化,2020(5):17-20.
- [13]国家统计局.数字经济及其核心产业统计分类(2021)[EB/OL].(2021-05-27)[2023-08-18].https://www.stats.gov.cn/xxxgk/tjbz/gjtjbz/202106/t20210603_1818135.html.

中国式现代化视域下河南省生态效率差异及其驱动因素研究

薛冰¹ 刘玉寒² 杨洪鑫³ 张晓敏⁴

(1.濮阳市华龙区统计局,河南 濮阳 457001;2.濮阳县统计局,河南 濮阳 457100;

3.濮阳市经济社会调查队,河南 濮阳 457099;4.濮阳县经济社会调查队,河南 濮阳 457199)

摘要:从河南在中部地区的发展情况出发,描述了2010—2021年河南省经济—资源—生态发展情况,通过非期望产出下超效率SBM模型和Malmquist指数对河南生态效率进行综合评价。研究发现:河南生态效率整体呈上升趋势,但在中部地区处于落后位次且尚未到达生产前沿,接着从静态、动态指数及构成,纵向、横向对比全面剖析河南生态效率的短板。进一步运用Tobit模型、灰色关联度探究差异驱动因素的强度和变化,实证得出中部地区经济发展、开放程度、政府干预、能源消费和生态基础5个驱动因素是河南的短板因素。最后从提高经济发展水平、优化升级城乡布局、改善能源消费结构等方面提出河南“人与自然和谐共生”现代化的实践路径。

关键词:生态效率;超效率SBM模型;Malmquist指数;Tobit模型

中图分类号:X321;F127

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2024)01-0049-06

DOI:10.13999/j.cnki.tjlysj.2024.01.008

一、引言

中国式现代化是党在改革开放以来长期探索和实践基础上实现的创新突破,契合我国构建新发展格局的战略需要。生态问题是人口巨大规模背景下我国经济社会发展的明显短板,是共同富裕目标下最公平的民生福祉,是物质文明和精神文明协调发展下社会新形态的具象化表达。因此,“人与自然和谐共生”作为关键一项,以其特有的深层意蕴渗透于其他各项中国式现代化的内容之中。

河南是全国农业大省,2021年耕地面积12229万亩,水资源总量689.18亿立方米;矿产资源丰富,已查明资源储量的110种矿产中,已开发利用93种,但资源分布不均、人均拥有量低、环境问题突出。河南作为经济大省,同时也是资源消耗大省、碳排放大省,其绿色发展道路更值得探究。在中国式现代化的主旋律下,河南将以“绿色低碳转型”战略在生态实践中走出

“河南道路”,擦亮高质量发展底色,挺起中部脊梁。

二、理论回顾及文献综述

随着生态环境和自然资源问题日益突出,生态效率自提出以来得到国内外学者的重点关注。

生态效率的概念发展。1990年,Stefan和Andreas在学术界率先提出了生态效率的概念,并把生态效率定义为增加的经济价值与增加的环境影响的比值。

生态效率内涵延伸。1998年经济合作与发展组织(OECD)将生态效率研究的领域从企业、行业扩展到区域、社会层次上。国外学者Claude于1995年把生态效率概念带到中国,此后国内学者围绕生态效率展开了一系列研究。李丽平和田春秀等(2000)首次尝试对生态效率概念进行详细解释,并以加拿大的生态效率指标体系为案例进行分析。曾贤刚和牛木川(2020)通过测度长江经济带的生态效率,倡导坚持创新、协调、绿色、开放、共享的新发展理念。

作者简介:薛冰(1989—),女,河南林州人,硕士,统计师,研究方向为经济统计;刘玉寒(1975—),女,河南濮阳县人,高级统计师,研究方向为经济统计;杨洪鑫(1996—),女,河南南乐县人,研究方向为互联网经济统计;张晓敏(1992—),女,河南濮阳县人,硕士,助理统计师,研究方向为运筹学与控制论。

生态效率研究方法探讨。近年来,国内外不断更新完善研究方法,以期更好地测度生态效率水平。总体看,研究方法主要有单一比值法、指标体系法、模型分析法、综合评价法。马晓君和李煜东等(2018)将生态资源存量的表征性指标及环境污染治理投资总额加入循环经济的生态效率评价指标体系,引入非期望产出指标。史丹和王俊杰(2016)基于单位生态足迹的 GDP 产出测算了 1991—2013 年中国人均生态足迹、人均生态承载力和生态效率。

生态效率影响因素测度。于士航(2019)基于面板数据的灰色矩阵相似关联模型,测算了 2008—2017 年河南城市生态效率影响因素的综合灰色关联度,分析发现城镇化水平、产业结构和经济发展水平对生态效率的影响较大。陈明华和刘文斐等(2020)利用地理探测器方法首次分析城市生态效率的内源、外源影响因素及影响程度,结果表明经济发展差异和人口密度差异对长江经济带城市生态效率空间差异的决定力较高。

三、河南省生态效率评价

(一)研究方法介绍

1. 超效率 SBM 模型

传统的数据包络分析(DEA)已广泛应用于测算区域生态效率。基于 DEA 的缺陷,有学者提出一种非径向 DEA,即通过松弛变量评价效率,SBM 模型直接将松弛变量引入目标函数。本文采用超效率 SBM 模型,全面考虑投入、产出(期望与非期望)松弛性的问题,兼顾负外部效应等一些非期望产出的影响,计算生态效率更符合当前实际情况。考虑非期望产出的超效率 SBM 模型为:

$$\min \rho = \frac{1 - \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \left(\frac{s_i^-}{x_{ik}} \right)}{1 + \frac{1}{q_1 + q_2} \left(\sum_{r=1}^{q_1} \frac{s_r^+}{y_{rk}} + \sum_{z=1}^{q_2} \frac{s_z^-}{b_{zk}} \right)} \quad (1)$$

2. Malmquist 指数

Malmquist 指数即全要素生产率(TPF),反映的是某一评价单位当期较上期的变化程度。用 x 表示投入, y 表示产出, $Z(x, y)$ 为函数映射,公式如下:

$$\begin{aligned} M &= \sqrt{\frac{Z'(x^{t+1}, y^{t+1}) Z^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})}{Z'(x^t, y^t) Z^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})}} \\ &= \frac{Z^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})}{Z'(x^t, y^t)} \sqrt{\frac{Z'(x^t, y^t) Z^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})}{Z^{t+1}(x^t, y^t) Z^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})}} \\ &= EC \times TC \end{aligned} \quad (2)$$

式中, EC 为技术效率,表示生产前沿面与实际产出之间的距离变化; TC 是技术进步,即生产前沿面移动对生产率的贡献程度。

(二)指标选取及说明

1. 投入指标包括人力投入 L 、资本投入 K 、土地投入 G 和能源投入 E 。其中,人力投入为年末全社会从业人员数量,资本投入采用资本存量这一指标。同时,将资源影响和能源消耗引入投入指标。土地资源对人类至关重要,长期以来,一些地方政府通过土地出让将其成为“第二财政”。但这种土地财政的一次性决定了其不具有长期生命力,在资源与环境协调发展的情况下,土地资源应考虑在内,因此选取城市建设用地面积作为土地投入指标。能源投入方面为反映能源消费的总体情况,选取能源消费总量来衡量。

对资本存量的计算,国内多以永续盘存法为主,即 $K_{it} = K_{i,t-1}(1-\delta) + I_{it}$ 。 K_{it} 、 $K_{i,t-1}$ 分别表示 i 省份 t 、 $t-1$ 时期资本存量,资本存量的基期国际上多采用 $K_0 = I_0 / (g + \delta)$ 的计算公式进行估算。 I_{it} 表示固定资本形成总额,以 2010 年为基期进行折算;结合本文样本期,资本折旧率 δ 取值为 9.6%。

2. 产出指标包括期望产出和非期望产出。期望产出指标采用以 2010 年为基期平减后的实际 GDP 数据。非期望产出指标围绕污染物排放情况,目前水污染和大气污染是我国面临的主要污染问题,我们把化学需氧量(COD)和二氧化硫(SO_2)的排放情况作为重点监测对象。同时,考虑到“无废城市”建设规划,工业一般固体废弃物产生量也作为非期望产出的指标。鉴于决策单元越多模型的区分力越差,因此在搜集原始数据的基础上通过熵值法测算得到综合污染指数作为非期望产出指标。

本文研究对象为中部六省,即山西、河南、安徽、江西、湖北和湖南。数据来源于 2011—2022 年《中国统计年鉴》《中国能源统计年鉴》《中国环境统计年鉴》《中国城乡建设统计年鉴》及各省统计年鉴。部分缺失值或由于统计口径调整导致数据不衔接等问题,通过插值法补齐。

(三)河南省生态效率静态演变

运用考虑非期望产出的超效率 SBM 模型,测算规模报酬可变下 2010—2021 年中部地区及各省生态效率值,并绘制生态效率变动趋势图,见图 1。

从变动趋势看,河南生态效率基本优于中部地区平均水平,呈波动式上升。分阶段看,2010—2012 年,

河南与中部地区(除山西)生态效率水平基本处于一起跑线,趋于上升并且相对稳定;2013年开始出现明显分化,此时党的十八大提出的生态建设的政策驱动作用尚不明显;第一个高峰出现在2018年,河南在经济新常态下主动调整适应,同时党的十九大将生态文明建设列入更高位置,生态效率大幅提高,环境改善效应明显;第二个高峰在2020年,之后生态效率趋于向好。

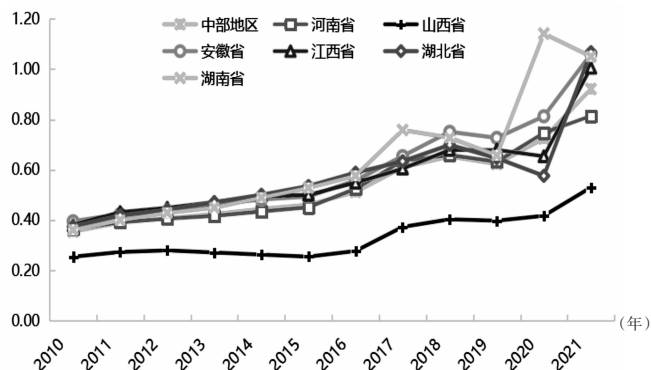


图1 2010—2021年中部地区及各省份生态效率

根据模型原理,被评价的决策单元在大于等于1时相对有效。因此,从生态效率值看,中部各省生态发展的前景依然严峻,整体水平连年无效且进程缓慢,与经济发展的关系基本处于中等偏下水平,生态问题尚未得到有效遏制,并在一定时间内依然存在且突出,可持续发展面临挑战。

与中部地区其他省份横向对比,2020年湖南生态效率值率先达到有效状态,2021年湖北、安徽呈“J”形曲线大幅提升,湖北武汉城市圈和湖南长株潭城市群“两型社会”试验区走出了资源节约、环境友好的循环经济新路子,安徽公众生态环境满意度超九成,至此,长江中游综合经济区4个省份生态效率均达到生产前沿面,实现评价有效。报告期内河南生态效率值处

于0.364—0.814之间,长期处于中等效率,2021年达到高效率水平,可见河南经济—生态—资源发展不协调且亟待改善,实现绿色低碳转型、全面提高生态效率任重而道远。山西属于低效地区(0.000—0.400),长久以来“一煤独大”的模式造成生态赤字问题严重。

(四)河南省生态效率动态分析

为更好分析中部地区生态效率的变化趋势,运用Malmquist指数模型计算其效率变动率,并将其分解为结构性效率分析,见图2、表1。

1. 区域层面

从图2可知,中部地区生态效率经历了“上升—下降—上升—下降”的波动变化过程。从指标分解情况看,技术进步是推动生态效率提高的主要动力,贡献率为4.1%,这得益于资源要素的有效配置;而技术效率未体现出正向效应,主要由于纯技术效率的提高不足以弥补规模效率的缺口,制约了生态效率的增长。

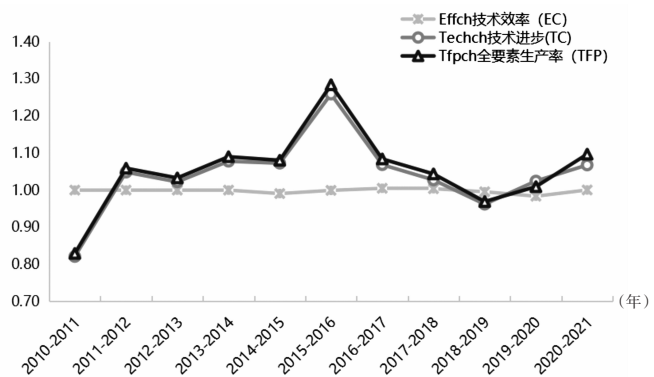


图2 中部地区 Malmquist 指数分解变动情况

2. 省际层面

从表1可以看出,中部六省各年份平均生态效率Malmquist指数均大于1,侧面说明中部地区正不断提升自身实力,提高生态效率水平,其中技术进步对生态效率的提升具有显著的正向效应。

表1 中部六省 Malmquist 指数分解变动情况

省份	Effch 技术效率	Techch 技术进步	Pech 纯技术效率	Sech 规模效率	Tfpch 全要素生产率
河南	0.988	1.081	1.000	0.988	1.068
山西	1.000	1.067	1.000	1.000	1.067
安徽	1.000	1.009	1.000	1.000	1.009
江西	1.000	1.062	1.000	1.000	1.062
湖北	1.000	1.049	1.000	1.000	1.051
湖南	1.000	1.059	1.000	1.000	1.059
均值	0.998	1.055	1.000	0.998	1.053

从河南生态效率变化情况的影响因素看,较高的技术进步增长率拉动生态效率提高;技术效率小于1反映河南在生态效率管理水平和制度设计上存在不足,究其原因在于河南存在规模不经济的问题,有过度投资、资源闲置的可能。纯技术效率等于1说明在科技投入和技术创新方面长期保持优势,也是促进生态效率稳定有效的因素。中国共产党河南省第十一次代表大会后,河南通过实施“创新驱动”“优势再造”“换道领跑”等战略积极赢取下一轮竞争力。其他省份各分解指标均大于等于1,处于有效状态,生态效率水平均衡。

四、河南省生态效率驱动因素实证分析

为进一步探究影响生态效率的因素,将上文中的生态效率值作为被解释变量,由于测算的生态效率值范围在0—2之间,使用Tobit模型较为合适,表达式为:

$$Y_i = X_i B + \varepsilon_i; i = 1, 2, \dots, N$$
$$Y_i = \begin{cases} X_i B + \varepsilon_i, & Y_i > 0 \\ 0, & Y_i \leq 0 \end{cases}; \varepsilon_i \sim N(0, \sigma^2) \quad (3)$$

(一)驱动因素的指标选取

根据EKC(环境库兹涅茨曲线)理论,结合现有研究成果,将生态效率分解为经济、技术、社会、环境、政策等效应,选取10个指标作为解释变量。

表2 生态效率驱动因素指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	单位
经济效应	经济发展	人均GDP	元
	产业分布	第三产业增加值与第二产业的比值	/
技术效应	能源消费	能源消费量较上年变动幅度	%
	技术进步	R&D经费投入强度	%
社会效应	人口聚集	城市人口密度	人/平方公里
	生态基础	建成区绿化覆盖率	%
环境效应	开放程度	实际利用外资额	亿美元
	金融发展	金融机构存贷比	/
政策效应	环境规制	工业污染治理投资额占GDP的比重	%
	政府干预	地方一般公共预算支出与收入比值	%

经济效应:地区的经济发展水平与资源、环境存在较大关系,因此选取人均GDP来代表该地区的经济发展情况。第二产业的行业与能源息息相关,其生产活动直接影响生态,学者们通常认为第二产业导致的地区污染问题较为突出,生态效率偏低,同时需要考虑第三产业与第二产业分布。

技术效应:技术进步不仅可以控制高耗能资源的使用量,还可以提高能源开发利用效率,加快污染物处理周期。本文分别采用能源消费量较上年变动幅度和R&D经费投入强度来表征能源消费和技术进步,测度对生态效率的影响。

社会效应:理论上人口的高度聚集势必带来生产和消费行为的激增,加速资源消耗,相应导致环境污染加重;同时另一种声音认为人口聚集将促进地区形成规模效率,改善生态环境。因此,用城市人口密度反映人口聚集程度,用建成区绿化覆盖率反映地区的生态基础,共同构成社会效应。

环境效应:用开放程度和金融发展两个指标来衡量。开放程度对生态的影响目前存在争议,有学者认

为,外商投资会带来前沿技术和优秀管理经验,提高资源利用效率,减少污染物排放;同时部分学者支持“污染天堂假说”,即外国资本为获取低廉的原材料、人力,降低污染成本,将低附加值的产业引入国内,进而破坏生态环境。绿色金融的发展有利于金融资本配置,使其流入高技术产业,进而优化地区产业结构,提高生态效率。

政策效应:地方政府对环境治理的态度直接影响当地高质量发展,采用污染治理强度(工业污染治理投资额占GDP的比重)来反映政策在环境方面的规制;地区政府通常更注重经济增长而忽视环境改善,因此以地方一般公共预算支出与收入比值衡量政府“无形的手”对经济、环境的干预程度。

(二)实证结果与分析

1.中部地区驱动因素探究

由于普通最小二乘法(OLS)存在估计偏差,因此采用最大似然法(ML)进行参数估计。中部地区Tobit模型计量结果见表3。

表3 Tobit 回归分析结果

项	回归系数	标准误	p 值
截距	-0.523	0.161	0.001
经济发展	0.000	0.000	0.002**
产业分布	-0.019	0.073	0.792
能源消费	0.009	0.002	0.000**
技术进步	0.095	0.073	0.195
人口聚集	0.046	0.206	0.824
生态基础	0.010	0.004	0.007**
开放程度	0.002	0.000	0.000**
金融发展	0.198	0.183	0.279
环境规制	-0.337	0.212	0.112
政府干预	0.003	0.000	0.001**

注:**表示在5%的显著性水平下显著。

回归结果显示,中部地区经济发展、开放程度、政府干预、能源消费和生态基础5项指标在95%的置信水平下通过了显著性检验,对生态效率呈积极的正相关且影响程度逐渐加强;其他指标未通过检验。中部地区的生态环境优势极大地促进了生态效率提高,稳定的能源消费和优化的能源结构维持了一定的能源财富价值,政府财政支出进一步完善环保设施、优化空间布局,发达的交通体系为对外开放提供便利的条件,各省较大的发展差异使经济发展这一指标虽呈正相关但影响较弱。

此外,产业分布和环境规制未通过检验,但相关性为负,反映中部地区产业调整存在盲目性,三产比重提高不足以弥补经济产出的损失,制约生态效率的提高;环境规制对生态效率的提高有负向作用,且溢出作用为负,表明污染治理投入没有发挥应有作用,一方面考虑近年污染治理投资额比重下降,另一方面是因为环保投资的配置效率偏低。

2. 河南省驱动因素分析

由于单一省份样本量较少,无法利用Tobit模型得到较好的回归结果,因此利用灰色矩阵相似关联度测算河南各驱动因素与生态效率之间的同步变化程度,见表4。

从综合关联度看,河南产业分布、技术进步、环境规制三个方面关联度较高,均在0.8以上,开放程度和金融发展的综合关联度介于0.6—0.7之间。

(1)产业分布综合关联度为0.901,排在所有影响因素的第一位,说明河南产业结构对生态效率有显著影响。得益于河南提出的换道领跑战略,在传统产业上“高位嫁接”,在新兴产业上抢滩占先,在未来产业

表4 广义灰色关联度

项	绝对关联度	相对关联度	综合关联度	排名
经济发展	0.501	0.668	0.585	6
产业分布	0.820	0.983	0.901	1
能源消费	0.504	0.519	0.511	10
技术进步	0.779	0.909	0.844	2
人口聚集	0.597	0.541	0.569	8
生态基础	0.546	0.604	0.575	7
开放程度	0.500	0.837	0.669	4
金融发展	0.644	0.568	0.606	5
环境规制	0.677	0.955	0.816	3
政府干预	0.576	0.541	0.559	9

上前瞻布局,构建能级更高、结构更优、创新更强、动能更足、效益更好的产业体系。

(2)技术进步对生态效率的影响较大,以综合关联度0.844排名第二。河南大力实施创新驱动、科教兴省等战略,河南制造在部分新兴产业领域崭露头角,外引内育、精准落子,向着大而优、大而新、大而强不断迈进。

(3)环境规制也是影响河南生态效率的主要因素之一,这得益于河南省委省政府大力推进绿色低碳发展、全面加强生态环境保护、深入打好污染防治攻坚战,河南生态环境保护大格局基本形成,生态环境质量达到近年来最好水平。

(4)开放程度和金融发展一定程度上有利于河南生态效率提高,但经济发展、生态基础、人口聚集、政府干预、能源消费的影响力相对较小,综合关联度在0.5—0.6之间。通过对比中部地区Tobit模型回归结果,发现中部地区的优势因素正是河南生态效率的短板,这意味着经济并没有与生态协调发展,较高的人口密度和有限的环保支出不利于生态改善,这是今后需要努力的方向。

五、河南省绿色低碳发展的实践路径

(一)提高经济发展水平

河南经济发展水平的提升,一定程度上代表了产业、科技、人才的综合提高。但由于河南庞大的人口基数,经济效益惠及人民的水平并不高。因此,提高经济发展水平,要追求经济发展质量与效益统一,继续发扬优势因素以克服消极影响。继续大力实施创新驱动、科教兴省等战略,加快科技成果转化扩散,在规模效应、技术效应上形成有力支撑。把握对外开放新趋势,以市场化、法制化、国际化的营商环境促进对外开放蓬勃发展。加大对金融产业的扶持力度,支持绿色信

贷、绿色投资证券化发展,将绿色金融手段渗透到经济—生态体系全过程,不断满足人民对生活品质和环境质量的更高追求。

(二) 优化升级城乡布局

城镇化是持续发展的社会复杂系统,是现代化的必由之路,是新时代扩大内需、推动经济社会高质量发展的强大引擎。近年来,河南城镇化水平显著提高,城乡融合发展持续深化,城市功能品质不断提升。但城镇化快速发展中积累的矛盾和问题不容忽视,过快的城镇化进程给城市带来较大压力,城市的人口承载力无法负荷人口的加速流入,导致出现资源过度消耗等问题,对生态环境也造成一定程度的冲击,阻碍了生态效率水平的提升。因此,河南在城镇化发展的进程中,要注重生态效率的空间联系和空间溢出效应,健全区域协调发展体制机制,促进城乡空间均衡开发和保护格局的形成,统筹推进城镇化发展与乡村振兴,实现与生态文明建设的良性互动。

(三) 改善能源消费结构

能源是社会发展的基础资源,现代化程度越高的城市对能源的依赖越强,能源供需将长期面对省内生产不足、传统能源产能结构性过剩等诸多问题。为此,要充分挖掘清洁可再生资源潜力,大力推动水电、风电、光电生产,以更为多样化、清洁化的能源生产结构推动全省绿色低碳转型。同时,加快产业调整,优化能源结构,淘汰落后产能,加大节能降耗投入以及推进节能型社会建设,促进碳排放总量和强度“双控”目标的实现。

(四) 推进生态文明建设

地区经济发展、自然资源禀赋、地理位置等方面的差异,导致区域间生态基础不同,长江中游综合经济区各省明显的生态优势极大影响了中部地区的生态效率。因此,在政策层面,要坚定不移走以生态优先、绿色发展为导向的高质量发展道路,根据各地实际发展状况制定相应措施。在经济层面,要打破行政区域界限,实现资源优化配置,助推生态要素与生产力有机融合,促进经济社会发展全面绿色转型。在社会层面,要挖掘中华优秀传统文化中“天人合一”等生态文明思想,坚持以人为根本,将生态文化、生态价值转化为人民的内在认知和自觉意识,为建设资源节约型、环境友好型社会积淀精神力量。

(五) 充分发挥政府职能

政府是环保治理的主要承担者,政府职能的发挥直接关系到居民的生活水平和享受到的环境公共产品质量。研究显示,地方一般公共预算支出与收入的比值影响中部地区生态效率,河南在这方面较为落后。生态环境改善是长期过程,因此要加大政府节能环保方面的财政支出,以稳定的节能环保支出、高效的污染防治水平、严格的环境监督管理,全面改善生态环境,推动生态效率进一步提高。政府应制定环境指标,约束企业的资源消耗和污染排放,形成源头防控和管制效果;相关部门应制定税收优惠、财政补贴等政策,激励企业节能减排的积极性,源头和过程双管齐下,形成有效的环境管制手段。◆

参考文献:

- [1]李丽平,田春秀,国冬梅.生态效率:OECD 全新环境管理经验[J].环境科学动态,2000(1):33-36.
- [2]曾贤刚,牛木川.高质量发展下长江经济带生态效率及影响因素[J].中国环境科学,2020,40(2):906-918.
- [3]马晓君,李煜东,王常欣,等.约束条件下中国循环经济发展中的生态效率:基于优化的超效率 SBM-Malmquist-Tobit 模型[J].中国环境科学,2018,38(9):3584-3593.
- [4]史丹,王俊杰.基于生态足迹的中国生态压力与生态效率测度与评价[J].中国工业经济,2016(5):5-21.
- [5]于士航.河南省生态效率评价及影响因素分析[D].开封:河南大学,2019.
- [6]陈明华,刘文斐,王山,等.长江经济带城市生态效率的时空分异及其驱动因素[J].中国人口·资源与环境,2020,30(9):121-127.
- [7]张炳,黄和平,毕军.基于物质流分析和数据包络分析的区域生态效率评价:以江苏省为例[J].生态学报,2009,29(5):2473-2480.
- [8]曾庆顺,李永正,周子扬.基于 Super-SBM 模型的江苏省生态效率评价[J].湖北农业科学,2021,60(23):191-195+214.
- [9]唐晓灵,冯艳蓉,杜莉.产业结构调整与能源生态效率的演变特征及耦合关系:以关中平原城市群为例[J].技术经济,2021,40(4):58-64.
- [10]程云鹤,董洪光,耿纪超,等.中部地区崛起的能源需求及碳达峰路径研究[J].中国工程科学,2021,23(1):68-78.
- [11]闫涛,张晓平,赵艳艳.基于超效率 SBM 模型的中国城市生态效率时空演变及影响因素[J].中国科学院大学学报,2021,38(4):486-493.
- [12]徐峰,李想,舒畅,等.黄河流域生态效率时空分异特征及其影响因素研究[J].中国环境管理,2022,14(5):70-78.

社会资本对农民主观幸福感的影响

——基于 CGSS2017 的实证分析

张宇争¹ 徐 阳² 凌 巍³

(1. 云南大学 人口研究所, 云南 昆明 650091; 2. 云南大学 民族学与社会学学院, 云南 昆明 650091;

3. 贵州师范学院 数学与大数据学院, 贵州 贵阳 550018)

摘要: 基于社会资本理论、社会比较理论, 利用中国综合社会调查(CGSS2017)数据, 通过基准模型、异质性分析、机制检验深入探究社会资本对农民主观幸福感的影响。结果表明, 社会信任与社会网络这两项社会资本均会显著提高农民主观幸福感, 但存在地区及收入的异质性, 社会网络对于中西部以及收入较低的农民影响更大。健康是社会资本影响农民主观幸福感的重要作用机制之一, 中介效应显著, 社会资本可通过影响农民的健康水平, 进而影响农民的主观幸福感。

关键词: 社会资本; 健康; 主观幸福感; 农民

中图分类号: C912-06

文献标识码: A

文章编号: 2096-8647(2024)01-0055-07

DOI: 10.13999/j.cnki.tjllsj.2024.01.009

一、引言及文献回顾

“为中国人民谋幸福”是对新时代社会主要矛盾转换的有效呼应, 是对人民日益增长的美好生活需要的真切回应。如何有效提高居民幸福感, 是我国当前发展阶段面临的治理难题。帕特南(2001)^[1]的社会资本理论认为, 社会资本作为一种有效的社会机制, 各种各样的社会资本会密切人们之间的合作、交换, 提高社会效率。社会资本对我国农村获取社会支持, 实现国家治理体系和治理能力现代化具有重要作用。高质量发展意味着从增速到增质、从物质到精神的转变, 我国民众的整体幸福感是衡量高质量发展的一个重要方面, 而农村是我国目前发展的重点和洼地。因此, 关注社会资本与农民的主观幸福感, 对于我国推动治理能力现代化和实现高质量发展具有重要意义。

国际上对幸福感的研究起源于 20 世纪中叶, 各国学者基于心理学、社会学、经济学甚至地理学等不同角度给出了自己的观点。经济学对主观幸福感研究主要从收入角度切入, 其中较著名的理论当属“伊斯

特林悖论”, 其核心观点即收入在国家层面上不会对幸福感产生显著影响, 仅在个人层面发挥作用, 比如在富裕阶层和贫困阶层之间^[2]。心理学对幸福感的定义研究较多, 更喜欢采取量表进行测量, 不同于经济学, 心理学并不简单地把主观幸福感当作快乐。Diener (2000)^[3]对幸福感作出了如下定义: 幸福感是个体通过实际生活状态和理想生活状态的比较而产生的肯定态度和积极感受。而在社会学领域, 社会学家将幸福感视作社会产物, 更强调社会因素对幸福感的影响, 如 Campbell 和 Converse 等(1976)^[4]认为婚姻因素可提高主观幸福感, 原因是配偶带来的社会支持。

而关于社会资本对主观幸福感的影响, 学界大多持肯定态度。Helliwell 和 Putnam(2004)^[5]对多种社会资本进行研究后发现, 生活中常见的社会资本对主观幸福感均产生了显著影响。裴志军(2010)^[6]基于浙江农村的调研数据发现, 家庭社会资本对主观幸福感的不同维度都具有显著影响。申云和贾晋(2016)^[7]的研究发现社会资本对主观幸福感产生显著正向影响, 且这

基金项目: 贵州省教育厅本科高校科学研究项目(青年项目)“新型城镇化进程中贵州省农业转移人口市民化质量动态评估研究”; 云南大学研究生科研创新基金项目“云南人口流动促进各民族交往交流交融的机制研究”(KC-23235285)。

作者简介: 张宇争(1998—), 男, 贵州六盘水人, 博士研究生, 研究方向为人口经济学; 徐阳(1999—), 女, 贵州遵义人, 硕士研究生, 研究方向为人口社会学; 凌巍(1992—), 男, 贵州贵阳人, 博士, 讲师, 研究方向为人口统计学。

种影响可以减少收入不平等对主观幸福感产生的负面影响。社会资本对不同群体的差异性作用,也有学者进行了讨论。李平和朱国军(2014)^[7]发现,现代社会资本对人们幸福感的作用要远大于传统社会资本,且现代社会资本对外地以及独生子女的影响要大于对本地户籍和非独生子女的影响。计小青和赵景艳(2020)^[8]通过实证研究发现,社会资本对女性的主观幸福感具有补偿机制。杨晶和孙飞等(2019)^[9]发现,结构型社会资本对农村居民幸福感的作用会随年龄增大而减弱。学者们也关注到了社会资本对穷人的特殊作用,认为社会资本对穷人的收益比富人更大,提出社会资本是“穷人的资本”这一假说^[10]。但也有学者对这一假说提出了质疑,Gertler和Levine(2006)^[11]最早进行了反驳,其实证研究验证了对遭受意外负向冲击的家庭,社会资本并不能够平滑其消费。赵剑治和陆铭(2010)^[12]发现社会网络会扩大农户收入差距,并不能称之为“穷人的资本”。

现有文献主要存在以下问题:(1)学者们虽对社会资本对农民幸福感的异质性进行了讨论,但是鲜有基于地区异质性的视角。我国各地因资源禀赋及历史条件存在巨大差异,导致各地社会资本存量不同,这种存量不同进而直接导致各地农民的主观幸福感受到的影响不同。(2)学者们对是否存在“穷人的资本”这一现象有分歧,主要原因是对社会资本的定義有差异,不同的定义导致不同的操作化过程,进而导致实证结果不同。更加重要的是,学者们对“穷人的资本”这一现象的验证局限于个体的收入或者经济领域。实际上,如果想说明社会资本并非是“穷人的资本”,除了经济维度之外,还需要从社会层面进行考量。因此,基于以上两点不足,本文将基于帕特南对于社会资本的定義进行概念的操作化,建立恰当的计量模型,对社会资本的地区异质性以及社会资本是否是“穷人的资本”这一现象从社会层面进行实证研究。

二、理论分析及研究假设

从个体客观上看,社会资本理论认为,各种各样的社会资本会提高社会效率。社会资本的各个方面,如社会网络、社会信任加强了人与人之间交流、交易的频率,增加了个体获取的资源总量,而资源总量增加后,个体也获得了更多的平均资源,这些资源会对个体的经济实力、健康程度、生活预期产生显著的正向作用,进而提高个体的主观幸福感。从个体主观上看,社会比较理论认为,个体之所以感到幸福是因为

个体基于外在或内在的标准,与他人进行了横向比较,当个体优于他人时,便产生了幸福感。而社会资本高的个体,得益于关系网络的存在,比那些低的个体拥有更多的社会信息,也有更多的机会进行社会比较,同时也拥有更多的社会资源,更容易通过比较获得幸福感。因此,社会资本从主观与客观上共同作用,提高了个体的幸福感。而对于农民群体来说,这一作用可能更强,因为中国农村整体上更偏向“关系社会”,市场化程度较低,而社会资本的作用会随市场化程度的增加而降低^[13]。市场化过程中,市场的资源配置作用逐渐占据主导地位,传统的精英阶层由于无法再掌握资源配置,绝大部分精英会滑落,其权力及资源会向市场进行转移,随着市场发展,会产生一批新的精英。而国内市场化程度低的地区,往往是农村或者欠发达地区,所以,市场化程度越低,社会资本的作用越强。基于上述分析,本文提出以下假设:

H1:社会资本对农民主观幸福感存在显著的正向影响。

H2:社会资本是“穷人的资本”,对地区经济发展水平较差,收入较少的农民作用更大。

社会资本理论在发展过程中逐渐被运用于多个领域,其中一个重要领域就是健康领域。学界对于社会资本影响健康的机制及过程进行了充分讨论。学者们认为,一方面,社会资本高的个体拥有更多社会支持、社会交往以及信任环境,减少了个体所面临的压力,进而减少了因压力导致的幸福感下降,增加了个体的健康程度;另一方面,社会资本高的个体,获得医疗设施、服务的可能性更高,为提高和维持健康水平提供了可能^[14]。此外,张文宏和于宜民(2020)^[15]通过对我国北、中、南部十个城市的调查,发现农民的社会信任水平对心理健康有积极的促进作用,而社会资本对农村居民健康的影响比城市居民健康的影响要高。而对于城市农民来说,由于在生活中与同事、同学、同乡的接触机会多,如果对这三者的信任程度高,那么所带来的社会信任就可以显著提高自身的心理健康^[16]。因此,总的来看,拥有社会资本较多的个体更有机会也更倾向于主动与身边人进行沟通,逐渐提高彼此间信任,对事物也有更加积极的看法,健康程度随之提高,进而提高了自己的主观幸福感。基于以上分析,本文提出以下假设:

H3:健康在社会资本与农民主观幸福感之间存在部分中介作用,社会资本可通过影响农民的健康,进

而影响其主观幸福感。

三、数据来源与模型建构

(一)数据来源

本文采用 2017 年度中国综合社会调查(CGSS)的调查统计数据,覆盖了 28 个省(区、市)不同性别、年龄、婚姻状况、户籍、受教育程度、工作状况的人群。该数据资料相对来说较为全面,对反映总体状况具有较高的科学性、可行性以及代表性。2017 年度中国综合社会调查共计样本 12582 份,经筛选处理后得到有效样本 6289 份。

(二)变量选择

本文的因变量为农民主观幸福感,在将城市居民样本剔除后,以问卷中第 a36 题“总的来说,您觉得您的生活是否幸福?”作为衡量标准,并且在 Stata 上将“不知道”及“拒绝回答”的样本剔除,1—5 分分别对应“非常不幸福”“比较不幸福”“说不上幸福不幸福”“比较幸福”“非常幸福”,即分值越高,农民的主观幸福感越强。

本文的自变量为社会资本,从社会信任、社会网络两方面进行衡量。社会信任以问卷中第 a33 题“总的来说,您同不同意在这个社会上,绝大多数人都是可以信任的?”作为衡量标准,并且在 Stata 上将“不知道”及“拒绝回答”的样本剔除,1—5 分分别对应“非常不同意”“比较不同意”“说不上同意不同意”“比较同意”“非常同意”,即得分越高,社会信任程度越高。社会网

络以问卷第 a31 题“在过去一年中,您是否经常在他的空闲时间社交或串门?”作为衡量标准,1—5 分分别对应“从不”“很少”“有时”“经常”“总是”,即得分越高,社会网络程度越高。

上文已经进行了理论假设,健康可能会在社会资本与农民的主观幸福感之间存在部分中介作用,因此将中介变量操作化为心理健康以及身体健康。心理健康选取问卷第 a17 题“在过去的四周中,您感到心情抑郁或沮丧的频繁程度是?”作为衡量标准,并且在 Stata 上将“不知道”及“拒绝回答”的样本剔除,1—5 分分别对应“总是”“经常”“有时”“很少”“从不”,即得分越高,心理越健康。身体健康选取问卷第 a15 题“您觉得您目前的身体健康状况是?”作为衡量标准,1—5 分分别对应“很不健康”“比较不健康”“一般”“比较健康”“很健康”。

根据研究需要和相关文献,本文将控制变量设定为教育程度、性别、全年总收入、社会等级、婚姻状况、互联网使用、年龄、民族等微观层面的变量。需要说明的是,收入这项原始数据中存在大量为 0 的样本(占 15%),因此如果直接取对数或者删除为 0 的样本会因丢失大量样本造成信息丢失,进而造成回归结果估计不准。因此本文将收入样本进行四等分,这样既能将收入进行区分,又不会因丢失样本造成伪回归,使结果更加准确。具体赋值结果见表 1。

表 1 控制变量赋值及来源问题

变量名	来源问题	赋值
年龄	A3	2017 年时的实际年龄(周岁)
性别	A2	男=0,女=1
民族	A4	汉族=1,其他=0
教育程度	A7	没有受过教育为赋值 1,初中及以下赋值为 2,大专以下赋值为 3,大专及以上赋值为 4
社会等级	A43e	下层为 1,上层为 5
全年总收入	A8a	将收入进行四等分,0—25%赋值为 1,25%—50%赋值为 2,50%—75%赋值为 3,75%以上赋值为 4
婚姻状况	A69	未婚=0,已婚=1
互联网使用	A285	使用互联网赋值为 1,未使用赋值为 0

(三)模型构建

在关于主观幸福感的众多研究中,使用较多的模型有 OLS、Oprobit、Ologit 三种。部分学者将其认定为连续变量,采取 OLS 模型进行回归,但这种认定并不科学,因为连续变量需要变量定类、定序、定比,而主观幸福感显然不满足定比的要求,因此本文将主观幸

福感认定为定类有序变量,采用 Ologit 模型作为基准模型进行回归。基准模型设定如下:

$$\text{Happiness}=\alpha_1+\beta_1\text{trust}+\gamma_1\text{net}+\delta_1+\varepsilon_1 \quad (1)$$

其中,Happiness 是农民主观幸福感, α_1 是常数项, β_1 是社会信任的系数, γ_1 是社会网络的系数,trust 代表社会信任,net 代表社会网络, δ_1 是控制变量的系数,

ε_1 是随机误差项。

表 2 变量描述统计

变量	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
主观幸福感	6289	3.763	0.891	1	5
社会信任	6289	3.484	1.029	1	5
社会网络	6289	2.772	1.067	1	5
心理健康	6289	3.647	1.000	1	5
身体健康	6289	3.344	1.156	1	5
年龄	6289	50.583	16.230	18	103
性别	6289	0.524	0.499	0	1
民族	6289	0.909	0.288	0	1
教育程度	6289	2.059	0.738	1	4
社会等级	6289	2.055	0.857	1	5
全年总收入	6289	2.473	1.121	1	4
婚姻状况	6289	0.913	0.282	0	1
互联网使用	6289	0.454	0.498	0	1

四、实证结果分析

(一) 基准回归

在基准回归前,考虑到各变量间的作用关系,可能存在多重共线性问题,因此本文进行了多重共线性检验。检验结果表明,各变量的 VIF 值最大为 2.4,最小为 1.01,平均值为 1.4,远远小于多重共线性的临界值,因此各变量间均不存在多重共线性问题。然后进行基准回归,回归结果见表 3。模型 1 为仅加入社会信任、社会网络的 Ologit 模型估计结果,结果显示社会信任和社会网络的回归系数分别为 0.332 和 0.155($p<0.01$),说明这两项社会资本对农民主观幸福感产生了显著的正向影响,社会信任及社会网络高的农民,获得幸福感的概率越高,本文的假设 H1 得到证明。从模型 2 的结果看,加入全部控制变量后,模型的 R^2 明显提高,而社会信任、社会资本对农民主观幸福感仍然存在十分显著的正向影响,但其系数有所下降。从模型 2 的结果还可以看出,社会信任对农民幸福感的影响大于社会网络。除了收入之外,其他变量均对农民的主观幸福感产生了显著影响。年龄对农民主观幸福感的影响系数为 0.009($p<0.01$),说明随着年龄提高,农民感到幸福的概率增加。性别对农民的主观幸福感的影响系数为 0.112($p<0.05$),说明女性的主观幸福感要高于男性。民族也显著影响农民的主观幸福感,系数为 -0.24($p<0.01$),说明汉族农民的幸福感受显著低于少数民族农民。教育程度也对农民的主观幸福感起到了显著影响,系数为 0.234($p<0.01$),说明教育程度越高的农民,

主观幸福感越高。社会等级对农民的主观幸福感起到了显著影响,系数为 0.552($p<0.01$),说明社会等级越

表 3 社会资本对农民主观幸福感的基准回归结果

	模型(1)	模型(2)
	主观幸福感	主观幸福感
社会信任	0.332*** (0.025)	0.319*** (0.025)
社会网络	0.155*** (0.023)	0.100*** (0.024)
年龄		0.009*** (0.002)
性别		0.112** (0.053)
民族		-0.240*** (0.088)
教育程度		0.234*** (0.042)
社会等级		0.552*** (0.031)
全年总收入		-0.009 (0.025)
婚姻状况		0.296*** (0.101)
互联网使用		0.267*** (0.071)
N	6289	6289

注:括号内为标准误,***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的显著性水平上显著。表 4、表 5、表 6、表 7、表 8、表 9 同。

高的农民,主观幸福感也越强。收入增加对农民主观幸福感的影响并不显著,呈现出一定的“伊斯特林悖论”,有研究指出,绝对收入的增加并不一定能增加人们的主观幸福感,相对收入的增加更加有效。婚姻状况、互联网使用都可以对农民的主观幸福感产生显著的正向影响,说明已婚农民主观幸福感要高于未婚农民,使用互联网农民的主观幸福感要高于不使用互联网的农民。

(二)稳健性检验

为了保证回归结果的稳健性,本文进行稳健性检验:有学者在实证分析中是将主观幸福感当作一种离

散的有序变量进行处理的,因此可采用 Oprobit 模型代替原本的 Ologit 模型进行估计,在此基础上再添加 Ols 模型,二者的回归结果见表 4。表 4 显示,无论是 Oprobit 模型还是 OLS 模型,社会信任、社会网络对农民主观幸福感的回归系数都显著为正,并且大部分控制变量的显著性与方向均与基准回归保持一致,进一步证明了上文回归结果的稳健性。

(三)内生性问题

在前文的基准回归中,已证实社会资本与农民的主观幸福感存在相关性,但若证明是社会资本影响了农民的主观幸福感,则需要经过进一步的内生性检验,排除反向因果等内生性问题造成的偏差。为此,本文选取了两个工具变量进行回归,以期得到社会资本与农民主观幸福感之间的净效应。参照丁从明和吴羽佳等(2019)^[17]的研究,选取的两个工具变量分别是农民的利他性评价及在村委会选举时是否参与投票,分别对应社会信任以及社会网络,回归结果见表 5。考虑到工具变量的情况下,社会信任与社会网络两阶段系数均显著,F 统计值远大于 10 的弱工具变量临界值,工具变量的选择有效,解决了内生性问题。

表 4 替换模型后的稳健性检验结果

	模型(1)	模型(2)
	主观幸福感	主观幸福感
社会信任	0.129*** (0.011)	0.170*** (0.014)
社会网络	0.042*** (0.010)	0.058*** (0.013)
控制变量	是	是
N	6289	6289

表 5 工具变量回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	社会信任	主观幸福感	社会网络	主观幸福感
社会信任		0.336***		
利他性评价	-0.180***			
社会网络				0.451***
村委会选举投票			0.187***	
控制变量	是	是	是	是
N	6259	6259	6178	6178
F 统计值	245.890***		45.310***	

(四)异质性检验

将样本区域分为东、中、西部三组,分别进行回归。从表 6 可以看出,社会信任对东、中、西部地区农民的主观幸福感都具有显著的正向影响,且对东部农民的影响大于中、西部农民。社会网络对东部地区虽产生了正向影响,但其系数小于中、西部地区,且并不显著。说明产生了“穷人的资本”现象,网络型社会资本对中、西部的收益更高,假设 H2 成立。

为了进一步验证上文的发现,在基准回归中加入社会信任与收入、社会网络与收入的交互项,回归结

果见表 7。从表 7 的回归结果看,社会信任与收入交互项的系数为负,但并不显著,社会网络与收入的交互项系数显著且为负,说明收入较低的农民群体在社会网络中得到的收益更大,社会网络的促增效应会随收入的增加而降低。实证结果进一步验证了上文的发现,论证了社会资本是“穷人的资本”这一现象,但仅存在于网络型社会资本当中。对于信任型社会资本来说,并不存在这一现象,即相较于高收入农民来说,社会网络对低收入农民的幸福感的产生作用更大,而社会信任并不会因收入的高低而对农民产生不同的影响。

表 6 社会资本对农民主观幸福感的异质性检验

	(1)	(2)	(3)
	东部	中部	西部
社会信任	0.370*** (0.051)	0.314*** (0.041)	0.278*** (0.043)
社会网络	0.014 (0.047)	0.134*** (0.038)	0.132*** (0.044)
控制变量	是	是	是
N	1591	2490	2003

表 7 社会信任、社会网络与收入的交互效应检验

	(1)	(2)
	主观幸福感	主观幸福感
社会信任	0.321*** (0.025)	0.320*** (0.025)
社会网络	0.096*** (0.024)	0.101*** (0.024)
社会网络×收入	-0.063*** (0.021)	
社会信任×收入		-0.026 (0.021)
控制变量	是	是
N	6289	6289

(五) 机制检验

将健康分为心理健康和身体健康,分别对其在社会资本对农民主观幸福感中的作用机制进行检验。参考温忠麟和叶宝娟(2014)^[18]的中介效应检测方式,使用三步回归法进行检验,模型设定如下:

$$\text{healthy}=\alpha_2+\beta_2\text{trust}+\gamma_2\text{net}+\delta_2+\varepsilon_2 \quad (2)$$

$$\text{Happiness}=\alpha_3+\beta_3\text{trust}+\gamma_3\text{net}+\delta_3+\varepsilon_3 \quad (3)$$

其中,Happiness 为农民主观幸福感,healthy 为中介变量健康,trust、net 分别为社会信任、社会网络, α_2 、 α_3 为常数,其余为系数。

回归结果见表 8、表 9。从回归结果可以看出,无论在社会信任还是在社会网络中,心理健康都对农民的主观幸福感产生了中介作用,即社会信任与社会网络通过影响农民的心理健康,影响农民的主观幸福感。身体健康在社会信任与农民的主观幸福感之间的中介作用并不显著,只在社会网络与农民的主观幸福感之间产生中介作用,即社会网络会通过影响农民的身体健康,从而影响农民的主观幸福感,而社会信任并不存在这种作用机制。

表 8 心理健康在社会信任、网络之间的中介作用

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	主观幸福感	心理健康	主观幸福感	主观幸福感	心理健康	主观幸福感
社会信任	0.130*** (0.011)	0.095*** (0.012)	0.225*** (0.010)			
社会网络				0.046*** (0.010)	0.026*** (0.012)	0.235*** (0.010)
心理健康			0.109*** (0.010)			0.040*** (0.010)
控制变量	是	是	是	是	是	是
样本量	6289	6289	6289	6289	6289	6289

表 9 身体健康在社会信任、网络之间的中介作用

	(1)	(2)	(3)	(4)
	身体健康	主观幸福感	身体健康	主观幸福感
社会网络	0.078*** (0.012)	0.033*** (0.010)		
社会信任			0.172 (0.013)	0.164*** (0.010)
身体健康		0.163*** (0.011)		0.021 (0.011)
控制变量	是	是	是	是
样本量	6289	6289	6289	6289

五、结论与建议

本文利用 Ologit 模型,对社会信任、社会网络这两项社会资本进行实证分析,经过基准回归、稳健性检验、异质性检验及机制检验后,得出以下结论:第一,社会信任、社会网络会显著提高农民主观幸福感。第二,社会信任、社会网络对农民主观幸福感具有异质性。第三,心理健康可在社会信任、社会网络与农民主观幸福感之间起到中介作用,身体健康在社会网络与农民主观幸福感之间的中介作用显著,但在社会信任与农民主观幸福感之间并不存在作用机制。

结合本文的研究结论,得出以下政策启示:第一,社会及政府应该及时关注农民的社会资本状况,要缩小城乡差距,同时对进城农民给予更高保障,帮助其建立在城市中的关系网络,让其感觉自己更像“本地人”,从而更好地融入城市,增加农民与市民的交流与信任程度,进而增加其社会资本,增强幸福感。第二,地方政府应做到因地制宜,对东部地区农民可优先关注社会信任水平,利用社会信任对市场的作用,提高农民收入,进而提升其幸福感。而对于中部和西部地区的农民则应优先关注社会网络水平,加强其与周边流入地的交流与融合,进而提升其幸福感。第三,要持续提升农民的医疗保障水平,加快推进医疗体系改革和城乡一体化建设,保证农民能去看病、看得起病。此外,除了身体健康外,还应该关注农民的心理健康,通过基层社区以及社会工作机构进行心理疏导,提升基层治理能力。◆

参考文献:

- [1]帕特南.使民主运作起来[M].王列,赖海榕,译.南昌:江西人民出版社,2001.
- [2]DIENER E D. Subjective Well-being: The Science of Happiness and a Proposal for a National Index[J]. American Psychologist, 2000, 55(1): 34-43.
- [3]CAMPBELL A, CONVERSE P E, RODGERS W L. The Quality of American Life: Perceptions, Evaluations, and Satisfaction[M]. New York: Russell Sage Foundation, 1976.
- [4]HELLIWELL J F, PUTNAM R D. The social context of well-being[J]. Philosophical Transactions of the Royal Society B: Biological Sciences, 2004, 359(1449): 1435-1446.
- [5]裴志军. 家庭社会资本、相对收入与主观幸福感: 一个浙西农村的实证研究[J]. 农业经济问题, 2010, 31(7): 22-29+111.
- [6]申云, 贾晋. 收入差距、社会资本与幸福感的经验研究[J]. 公共管理学报, 2016, 13(3): 100-110+158.
- [7]李平, 朱国军. 社会资本、身份特征与居民幸福感: 基于中国居民社会网络变迁的视角[J]. 经济评论, 2014(6): 113-125.
- [8]计小青, 赵景艳. 社会资本对女性主观幸福感的补偿机制分析: 基于 CGSS 数据的实证研究[J]. 西北人口, 2020, 41(6): 1-14.
- [9]杨晶, 孙飞, 申云. 收入不平等会剥夺农民幸福感吗: 基于社会资本调节效应的分析[J]. 山西财经大学学报, 2019, 41(7): 1-13.
- [10]GROOTAERT C. Social Capital, Household Welfare and Poverty in Indonesia[R]. Washington DC: World Bank, 1999.
- [11]GERTLER P, LEVINE D I, MORETTI E. Is Social Capital the Capital of the Poor? The Role of Family and Community in Helping Insure Living Standards against Health Shocks[J]. CESifo Economic Studies, 2006, 52(3): 455-499.
- [12]赵剑治, 陆铭. 关系对农村收入差距的贡献及其地区差异: 一项基于回归的分解分析[J]. 经济学(季刊), 2010, 9(1): 363-390.
- [13]张爽, 陆铭, 章元. 社会资本的作用随市场化进程减弱还是加强?: 来自中国农村贫困的实证研究[J]. 经济学(季刊), 2007(2): 539-560.
- [14]梁玉成, 贾小双. 体育锻炼、社会资本对城乡居民身心健康的影响机制[J]. 上海体育学院学报, 2022, 46(4): 12-27.
- [15]张文宏, 于宜民. 社会网络、社会地位、社会信任对居民心理健康的影响[J]. 福建师范大学学报(哲学社会科学版), 2020(2): 100-111+170.
- [16]胡安宁. 社会参与、信任类型与精神健康: 基于 CGSS2005 的考察[J]. 社会科学, 2014(4): 64-72.
- [17]丁从明, 吴羽佳, 秦妹媛, 等. 社会信任与公共政策的实施效率: 基于农村居民新农保参与的微观证据[J]. 中国农村经济, 2019(5): 109-123.
- [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.

人口老龄化对经济社会发展的影响及应对措施

——以商丘市为例

刘青松 谢 岚

(商丘市统计局,河南 商丘 476005)

摘要:人口老龄化是当前人口最突出的特点之一,对经济社会发展产生了深远影响。以劳动力输出地区商丘市为例,分析了人口老龄化发展趋势,并从劳动力供给、消费、储蓄以及投资等方面探讨了人口老龄化对经济社会发展的严峻挑战,指出应该在积极应对老龄化的同时大力发展老龄产业,培育经济新的增长点,持续推动社会养老保障与服务体制改革创新,促进人口与经济协调高质量发展。

关键词:人口老龄化;人口素质;老龄产业

中图分类号:C924.24;D669.6

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2024)01-0062-04

DOI:10.13999/j.cnki.tjllsj.2024.01.010

人口是主要的生产要素,是社会财富最主要的创造者,也是经济社会中的主要消费者。促进人口长期均衡发展,是经济社会可持续发展的重要基础。作为发展中国家,庞大的人口规模以及人口负增长将与人口老龄化、少子化等构成多维复合的发展变化趋势,将对以劳动密集型产业为主要经济发展模式的中国经济产生广泛而深远的影响。如何不失时机地平衡好人口与经济发展之间的关系,促进人口与经济高质量发展,是我国亟待破解的难题。

为此,本文以商丘市人口老龄化与经济元素的相互影响为出发点,基于商丘市人口总量及结构特征进行分析,深入研究人口老龄化对经济增长和可持续发展的影响,努力挖掘人口发展变化给商丘经济社会发展带来的机遇,从中国式现代化全局出发,坚持以改革创新推动人口高质量发展,加快塑造素质优良、总量充裕、结构优化、分布合理的现代化人力资源,以人口高质量发展支撑中国式现代化。

一、商丘市人口老龄化的基本现状及特点

商丘市位于河南省东部,下辖夏邑县、虞城县、宁陵县、柘城县、睢县、民权县、睢阳区、梁园区、永城

市,总面积 1.07 万平方公里,全市常住人口为 781.68 万人。作为河南人口大城市,商丘市人口发展有着自身特征。

(一)人口老龄化程度持续加深

2020 年,商丘市 60 岁以上老年人口 141.81 万人,占常住人口的 18.14%,比 2010 年提高了 4.97 个百分点。其中 65 岁以上老年人口 109.58 万人,占常住人口的 14.02%,比 2010 年提高了 5.01 个百分点;60—69 岁老年人口 74.15 万人,占老年人口数的 52.29%;70 岁以上的老年人口 67.66 万人,占老年人口数的 47.71%。近十年,80 岁以上高龄老年人口以年均 4.7% 的速度增加,商丘市已进入中度老龄化社会阶段,人口抚养负担越来越重等问题将持续困扰商丘市人口高质量发展。

(二)老龄人口呈现空巢化

空巢家庭一般指因子女外出学习、工作或婚嫁而老人独居的家庭。2020 年,商丘市 60 岁以上老人户有 91.90 万户,其中空巢家庭 55.76 万户,占老年人口家庭户的 60.67%。从空巢家庭的人口数据看,全市 60 岁以上空巢老人 84.64 万人,占 60 岁以上老年人口的 59.69%。需要社会关照的老年家庭数量较大,成为不

作者简介:刘青松(1966—),男,河南商丘人,研究方向为区域经济及人口统计;谢岚(1977—),女,河南商丘人,正高级统计师,研究方向为区域经济与人口统计。

容忽视的社会问题。

(三)老年人口区域分布不均衡

通常由于城市的经济发展水平高于农村,所以理论上其人口年龄老化程度应高于农村,商丘市的情况却相反。根据河南省第七次全国人口普查数据,2020年商丘市60岁以上老年人口中,城镇老年人口为49.21万人,占城镇常住人口的13.63%;农村老年人口为92.6万人,占农村常住人口的22.10%。也就是说,农村老龄化水平比城镇高出8.47个百分点。由于商丘市大量劳动力外出务工,当前全市人口老龄化城乡倒置现象明显,农村的年轻人持续向城镇迁移,老人和儿童被留在农村,留守人口结构不合理,抑制农业现代化发展。

(四)老年人口的健康状况总体良好

目前家庭养老仍然是商丘市老年人口的主要养老方式,全市60岁及以上老年人中,与子女一起居住的占25.3%,与配偶共同居住或独居的占70.3%,住在养老机构的仅占0.6%。第七次全国人口普查数据显示,在老年人口的健康方面,60岁及以上老年人口中,身体健康和基本健康的老年人占87.9%,不健康但生活能自理的占9.2%,生活不能自理的占1.9%。老年人口的健康状况城乡差异较大,农村60岁及以上老年人口中,身体健康和基本健康的老年人占87.1%,不健康但生活能自理的占10.9%,生活不能自理的占2.0%;城镇身体健康和基本健康的老年人口占比较农村高出2.6个百分点。

(五)老年人生活来源以家庭成员供养和劳动收入为主

数据显示,60岁及以上老年人口中,靠家庭其他成员供养的占32.0%,靠劳动收入生活的占40.6%,靠离退休金、养老金生活的占10.5%,靠最低生活保障金生活的占7.0%,靠其他及财产性收入生活的占9.9%。随着年龄增长,家庭成员供养的比重越来越高,并逐渐占据主导地位。分城乡看,城市老人靠离退休金、养老金生活的占比较高,镇村老人以家庭其他成员供养和劳动收入生活的占比较高。

(六)人口预期寿命明显提高

得益于经济社会稳步发展、人民生活水平不断提高、医疗卫生保障体系逐步完善以及城乡公共卫生服务水平不断提高,商丘市常住人口的平均预期寿命持续提高。第七次全国人口普查数据显示,2020年商丘市常住人口平均寿命达77.93岁,比2010年提高2.06

岁,比河南省平均水平高0.33岁。

(七)育龄妇女平均年龄增加

我国虽已放开三孩政策,但居民生育率和生育意愿仍然偏低,主要原因是育龄妇女人数递减,平均年龄增加。2020年,商丘市15—49岁育龄妇女平均年龄为32.53岁,比2010年提高3.51岁。分年龄结构看,2020年,商丘市15—24岁育龄妇女占23.13%,25—34岁育龄妇女占36.38%,35—49岁育龄妇女超四成。育龄妇女年龄越大,二、三胎生育意愿就越低。尽管全面二、三孩政策新增加的目标育妇人群很大,但有四成育龄妇女是35—49岁人群,而且随着妇女平均年龄不断增大,其生育意愿不断下降,实际生育潜力将降低。

(八)人口自然增长放缓

2020年商丘市人口自然增长率为2.68‰,与2010年相比,10年间人口自然增长率下降了2.79个百分点,人口自然增长相对平稳。2016年全面二孩政策放开后,多年积压的生育需求释放,仅2016年和2017年人口自然增长率超过6‰,2018年人口自然增长率又回落至5.59‰。随着家庭结构和生育观念的改变,适龄妇女的生育意愿和生育水平不断下降,人口自然增长率持续走低,加之教育、医疗、住房等压力持续增加,年轻人越来越不愿意生育。全面三孩政策执行以来,全国人口自然增长率不增反降,2022年全国为-0.60‰,商丘也低至0.18‰,预计还将继续下滑。

(九)家庭户规模逐渐缩小

随着交通等基础设施逐步改善,人口流动进一步加速,受居民收入增加、住房条件改善、年轻人婚后独立居住、生育观念变化等社会、经济、文化多种因素的影响,商丘市家庭平均人口进一步减少。第七次全国人口普查数据显示,2020年,全市共有家庭户274.46万户,比2010年增加54.58万户,增长24.8%;平均每个家庭户的人口为2.64人,比第六次全国人口普查的3.28人减少0.64人。家庭户人口继续减少,反映了家庭户逐渐向小型化、核心化发展,对家庭养老、子女教育、住房需求等方面将产生长远影响。

二、人口老龄化对经济社会发展的影响

从人口与经济高质量发展关系看,人口年龄结构、素质结构、空间结构有效支撑经济高质量发展,而经济高质量发展能够提升人们生活和工作质量,促进人口长期均衡发展。随着现代化的不断推进,商丘市人口老龄化将持续加深,并通过影响劳动力供给、储蓄以及资本投资等因素进而影响经济增长。

(一) 劳动年龄人口对经济社会发展的影响

改革开放以来商丘市经济持续快速增长离不开充足劳动力带来的人口红利,目前全市劳动年龄人口已呈减少趋势,但总体人口规模仍较大,并且质量不断提高。人口红利减弱和老龄化加深造成劳动力短缺、用工成本增加、储蓄水平及消费需求降低等连锁冲击,削弱了商丘市对于投资者的吸引力和市场竞争优势,阻碍了经济社会发展,全市经济增速有所放缓。但是,劳动力总量的减少加速了国民经济的智能化,推动了产业结构的优化和升级,从而弱化甚至补偿人口少子化、老龄化对经济增长造成的负面影响。人口老龄化进程的加快,也直接刺激了养老产业的发展,为经济社会发展提供了新的增长点。

(二) 人口年龄结构对消费和投资的影响

人口年龄结构变动对经济社会的影响极其复杂,作用于经济社会的多个维度,渗透到宏观和微观层面。从宏观角度看,人口老龄化将对社会生产、分配和消费产生深远影响,人口老龄化使消费需求相对减少,影响产业结构调整。从政府角度分析,老年人口数量增加,退休金、养老金、医疗卫生支出、老年福利设施和老年服务等支出明显上升,降低了政府对生产和其他设施的投资规模,不利于扩大再生产。从企业角度分析,人口老龄化导致企业医疗费用和社会养老基金支出增加。从居民家庭角度分析,商丘市的家庭规模有所缩小。人口老龄化削弱了传统的家庭养老功能,供养老人的能力在减弱。同时,城乡人口迁移和流动的加剧,导致空巢家庭增加,使高龄老人生活照料面临困境。

(三) 人口文化素质对经济社会发展的影响

第七次全国人口普查数据显示,商丘市15岁及以上人口的平均受教育年限由2010年的8.18年提高至2020年的9.07年,15—59岁劳动年龄人口平均受教育年限由8.88年提高至9.98年,全市人口受教育程度明显提高,人口整体文化素质不断上升,为经济发展提供了强劲动力,促使经济增长从劳动密集型向技术密集型、资本密集型、知识密集型转变,快速推动产业升级,带动国民经济整体高质量发展。但与全国以及河南省相比,商丘市缺乏高精尖人才,尤其是具有较高文化素质的农村青壮年劳动力本应该成为乡村振兴的主体却在城市聚集,制约了农业现代化的发展。

(四) 人口空间转移对经济社会发展的影响

人口空间转移对经济社会的影响主要体现在城

镇化进程上。近年来商丘市人口城乡结构变化加速了产业结构从农业和工业向新型高科技产业和服务业转变,新型城镇化发展促进产业结构升级。商丘市三次产业结构由2010年的27.6:45.1:27.3调整为2020年的17.8:37.4:44.8,第三产业的发展创造了更多的就业机会,形成了以“产”带城,以“城”促产的产城融合发展态势。若与2020年全国63.89%的城镇化率比较,商丘市还相差甚远,城镇化水平滞后减缓了全市产业结构升级,影响了城乡居民收入、消费增长。同时,全市农村劳动力短缺、留守人口结构不合理,抑制了农业现代化的发展。

三、应对人口老龄化的对策建议

人口发展关系中华民族伟大复兴,认识、适应、引领人口发展新常态意义重大。鉴于商丘市人口老龄化对经济社会产生的影响,要在控制好人口数量的同时注重对人口结构的优化,有效解决当前人口结构中存在的问题,深刻把握人口发展规律,以改革创新推动人口高质量发展,着力提高人口整体素质,努力保持适度生育水平和人口规模,努力促进人的全面发展和全体人民共同富裕,以人口高质量发展支撑中国式现代化。

(一) 大力发展老龄产业,培育新的经济增长点

随着社会保障制度的逐步完善,老年人消费能力和心态随着经济社会的进步发生了较大变化,他们开始追求更广泛、更高品质的老年生活,对医疗保健、家庭服务、娱乐等消费需求不断提高,老龄产业创造的增加值在GDP中的比重将会不断提高,老年人的消费能力将逐渐增强,过去被边缘化的老年消费群体如今有了更大的利润空间。目前商丘市老年人潜在的消费需求很大,但有效需求不足,老年产品和服务也缺乏吸引力,这就需要政府大力扶持老龄产业,推进基本养老服务体系建设和发展银发经济,努力实现老有所养、老有所为、老有所乐,推动消费需求增长,促进经济增长。

(二) 全面挖掘劳动力供给潜能,努力向人力资本强市转变

面对商丘市人口发展新形势,要努力保持适度生育水平和人口规模,深入挖掘人力资源潜力,加快人力资本积累,稳定劳动参与率,提升人口整体素质,实现劳动力素质对数量的替代,努力增加全社会劳动力有效供给,收获人力资本新红利。同时要增强经济社会发展对人口老龄化的适应性,千方百计提高人力资源利用效率,实现人口年龄、性别结构合理均衡,形成

人口发展与经济发展的良性互动。建立健全高质量充分就业体系,落实完善各项政策措施,不断吸引高素质人才落户。加强灵活就业和新就业形态劳动者劳动保障、权益维护,稳定重点群体劳动参与率。大力发展第三产业,充分发挥高素质人才的创新能力,积极提升第二产业层次,加强技术创新和改良,从而实现产业结构内部的良性循环,使经济增长由要素驱动转向创新驱动,从而突破传统的人口红利消失带来的要素约束,实现经济长期持续增长。推动实现老有所为,激活老年人力资源,提升老年人口经济社会活动参与水平,鼓励用人单位返聘优秀的退休人员。

(三)完善养老保障服务体系,壮大养老护理队伍

应对人口老龄化除了要发展经济,还要提高对老年群体的社会保障水平。要探索构建多元化、广覆盖的社会保障体系,建立以家庭养老为主、社会养老为辅的养老体系,走中国特色的养老道路,鼓励社会资本进入养老产业,积极发展市场型养老机构,发展智慧养老模式,推动居家养老服务走社会化、产业化之路。倡导养老和医疗相结合,大力发展老人护理院,帮助失能或半失能老人通过医疗护理提高生存质量。加快培育从事养老服务的志愿者队伍,多渠道组织养老职业技能培训,逐步实现养老服务人员的职业化、专业化,形成专业人员引领志愿者的联动工作机制,以弥补养老服务人员缺乏造成的不足。鼓励专业医师到养老机构开展多点执业,为养老机构提供技术支撑,实现养老与医疗相结合,为老年人提供更好的服务。

(四)优化生育支持政策体系,助力执行三孩生育政策

结合人口发展趋势看,商丘市将很快迎来人口负增长,因此要适时调整生育政策,构建适度生育观念,积极营造适度生育的社会氛围,实现低生育向适度生育转变,提高家庭抗风险能力。建立健全生育支持政策体系,以减轻家庭生育养育教育负担为中心,大力发展普惠托育服务体系,积极探索家庭婴幼儿照护补贴制度,发挥普惠托育机构保障作用,逐步将婴幼儿照护服务和学前教育纳入基本公共服务。同时,要扩大生育保险覆盖范围,吸引灵活就业群体参保。

(五)全面提升人口素质,促进人口高质量发展

提升全民科学文化素质,是新形势下经济社会发展更加强劲和更加持久的动力源。要努力提高高等教育水平,培养拔尖创新人才,强化高素质高技能人才资源支撑,激发优秀人才的创新能力。加大公共教育经

费投入,保证农村地区适龄贫困儿童、留守儿童,城市流动儿童能够平等地接受教育。不断提升全社会人力资本和劳动者技能水平,增强致富本领,缩小收入差距,逐步实现共同富裕。加强对农村劳动力的培训,打造城乡融合发展人才队伍,激发乡村振兴内生动力。强化数字化赋能,建设学习型社会,全面提升人口健康水平,强化社会主义核心价值观引领,传承中华民族传统美德,提高全民道德水平和文明素养。

(六)促进城乡空间布局转变,助推产业结构转型升级

立足阶段性和区域性特征,推进商丘市城乡融合发展,充分彰显人口大市、农业大市、粮食大市的优势特色,优化人口与空间资源配置,统筹人口与经济社会、资源环境的关系,优化区域经济布局和国土空间体系,促进人口和劳动力在城乡、区域间流动更加活跃,形成畅通有序、合理公正的人口流动和分布格局。依托商丘重要地理交通位置,以新型城镇化和乡村振兴为双动力,构建衔接互补、全域协调发展新格局,实现要素在中心城区、县城、乡镇、农村之间更合理流动,通过发展县域产业、支持乡村经济,实现以城带乡、城乡融合,同时避免农村人口空心化,逐步形成工农互促、城乡互补、协调发展的新型城乡关系。顺应人口变化新趋势,建设现代化产业体系,以需求结构升级和人力资本跃升引领产业转型升级,畅通信息、教育、文化、医疗等公共资源的共享通道,提升智慧化水平,促进学校、医院、养老院、图书馆等资源数字化。把握人口城乡流动进程,推进乡村振兴,推动城乡之间基本公共服务供给均等化,促进全体人民共同富裕。◆

参考文献:

- [1]王美凤,陈蓉.人口年龄结构变动对我国经济发展的影响研究[J].西北人口,2015,36(3):95-99+105.
- [2]孔晓妮.中国人口结构的分布特征及其变动对经济增长的影响研究[D].乌鲁木齐:新疆大学,2016.
- [3]杨瑒.中国人口年龄结构对居民消费的影响研究[D].太原:山西财经大学,2018.
- [4]张晴.中国人口老龄化对城乡居民消费结构的影响研究[D].保定:河北大学,2020.
- [5]王宇鹏.人口老龄化对中国城镇居民消费行为的影响研究[J].中国人口科学,2011(1):64-73+112.
- [6]李成章.我国劳动力结构变化以及老龄化问题[J].区域治理,2019(52):37-39.

数字普惠金融 是否提升了中小企业竞争力?

——基于二元创新中介效应的视角

李元霞 刘春玲

(湖北经济学院 法商学院, 湖北 武汉 430205)

摘要:数字普惠金融能够为实体企业发展注入新鲜活力,重塑企业竞争格局;企业竞争力的提升,是我国经济高质量发展的微观基础,而创新是一切竞争的核心。基于二元创新中介效应视角,以2012—2021年我国中小板上市公司的数据为样本,探究数字普惠金融对企业竞争力的作用机制。研究得出:数字普惠金融有利于提升企业竞争力;数字普惠金融既能促进企业的探索式创新,也能促进企业的利用式创新;这两类创新都能够正向影响企业竞争力的提升。机制分析显示,数字普惠金融对企业竞争力的积极影响部分经由探索式创新和利用式创新得以实现,即二元创新在数字普惠金融对企业竞争力的影响中存在中介效应。

关键词:数字普惠金融;企业竞争力;二元创新;中介效应

中图分类号:F275;F276.6

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2024)01-0066-07

DOI:10.13999/j.cnki.tjllsj.2024.01.011

一、引言

伴随着数字经济的快速发展,普惠金融与数字技术紧密融合,数字普惠金融应运而生,改变了传统金融业的生态格局,提高了金融服务的可得性,为更多“长尾”客户提供流动性支持,缓解了中小企业融资难和融资贵的问题。当前,自主创新能力不足已经成为我国企业转型升级、提升国际竞争力的关键性制约因素。企业竞争力的提升,对企业自身至关重要,也是我国经济高质量发展的微观基础。已有学者关注到创新对企业竞争力有明显促进效果。创新能力作为促进企业竞争力的重要因素,不仅为企业竞争培养了良好的能力基础,而且有利于提高研发投入产出效率,提升企业竞争力^[1]。基于以上现实背景,本研究拟将数字普惠金融、企业竞争力和二元创新纳入同一框架,结合理论分析与实证研究,以期能够厘清数字普惠金融发展对企业竞争力的影响及其作用机制,为发展数字普惠金融、优化金融经济结构、助力经济发展、践行创新驱动发展战略和提升企业竞争力,进而为推动我国经济

高质量发展提供理论参考和实证支持。

二、文献综述

近年来,数字普惠金融领域的研究热度不断增加,学者们从宏观和微观两个层面对数字普惠金融进行了探究。宏观层面的研究主要聚焦于数字普惠金融与共同富裕、居民消费、农村金融需求、产业结构升级、经济高质量发展、区域创新创业等方面。随着研究不断深入,更多学者开始关注数字金融对微观企业的影响,具体包括对企业融资困境、投资行为、企业创新、企业风险承担、财务持续性、企业价值及成长性等影响。

从企业融资角度看,Jagtiani 和 Lemieux(2018)^[2]、阮坚和申么等(2020)^[3]研究发现数字金融发展缓解了企业融资约束。从企业投资角度来看,王龙和明士琦等(2022)^[4]实证得出数字金融对企业投资效率的驱动效应成效显著。李季刚和成群蕊(2022)^[5]指出数字普惠金融整体上提升了企业的投资效率。从企业创新角度看,唐松和伍旭川等(2020)^[6]、赵晓鸽和钟世虎等(2021)^[7]、郭景先和鲁营(2022)^[8]、王平和王凯(2022)^[9]、张佳佳

基金项目:湖北经济学院法商学院院级科学研究项目“数字普惠金融对企业竞争力的影响:效果、路径及优化”(2023K06)。

作者简介:李元霞(1989—),女,湖北荆州人,硕士,讲师,研究方向为公司治理、投融资管理;刘春玲(1988—),女,河南信阳人,硕士,副教授,研究方向为企业管理、企业绩效。

(2023)^[10]认为数字金融对企业创新具有促进作用。

也有学者从企业风险承担、企业现金持有、企业价值及企业创新等角度探讨数字普惠金融的经济后果。范志英和杜俊萍(2023)^[11]认为数字普惠金融可以提升企业的风险承担水平。傅顺和王正位等(2023)^[12]发现数字金融能增加企业现金持有。高绍福和何紫晶等(2022)^[13]、王旭和赵梦菲等(2023)^[14]、杨毅和石书合等(2023)^[15]研究发现,数字普惠金融能提升企业价值。李荣锦和姚小露(2023)^[16]得出数字普惠金融能有效促进中小企业创新的结论。

在文献梳理过程中发现,数字普惠金融相关文献研究领域较广,研究主题十分全面,且宏观层面的文献居多,微观层面的研究近几年虽然有增加趋势,但仍较少,有待进一步探讨。当前,我国经济正进行数字化转型,部分学者开始关注数字化产品和服务对企业竞争力的影响,但分析还不够深入和全面,形成的研究成果寥寥无几,进一步探索的空间还很大。因此,本研究尝试在借鉴已有研究的基础上,基于二元创新的视角,深入分析数字普惠金融提升企业竞争力的作用机制,对现有文献进行补充,为数字普惠金融的发展和企业数字经济时代找到新的经济增长点,提升企业竞争力提供经验参考,为其他学者提供新的研究思路。

三、理论基础与研究假设

(一)数字普惠金融与企业竞争力

竞争力是企业的生存发展之本,是企业市场竞争中获得成功的关键因素,对企业不断提高经济效益具有重要意义。具有较高市场竞争力的企业,会更好地抓住发展机遇,形成良性循环的发展势头。根据资源基础理论,企业竞争力的提升过程也是资源集聚的过程,且其中往往有一部分来自企业之外,这必然离不开持续的金融支持。随着数字经济时代的到来,借助先进的数字技术,数字普惠金融得到了快速发展,为支持实体经济包容性、高质量发展赋予了新动能,激发了企业活力,重塑了企业竞争格局。

具体而言,数字普惠金融克服了传统金融发展的局限性,突破了时间和空间的限制,极大降低了金融服务门槛、交易成本和信用风险,有效拓展了普惠金融的服务广度和深度,能够实现金融资源与企业项目的快速匹配,为企业提供更加充分、高效和便捷的资金支持,这无疑是企业形成竞争优势和价值增值的物质基础和保障。此外,伴随着数字金融的迅猛发展,数字化转型是传统金融机构未来获取竞争优势的必由

之路,会促进金融机构改善其渠道结构^[17],降低人工成本和设备成本;能够有效减少交易过程中的信息不对称,降低信息搜寻成本;利用互联网技术优化运营,降低交易成本;利用大数据和云计算技术更好地控制风险,降低风险管控成本,从而降低企业获取资金的成本。在竞争性的市场中,企业基于这一优势,会积极抓住良好的投资机会开展活动,有利于形成企业的竞争优势。张佳佳(2023)^[18]的研究也证实了数字普惠金融带来的资源效应和信息效应有助于提升企业竞争力。据此,本文提出以下假设:

H1:数字普惠金融有利于企业竞争力提升。

(二)数字普惠金融与二元创新

根据二元创新理论,企业创新活动可分为探索式创新和利用式创新。探索式创新是超越现有知识基础,对新知识进行获取和创造的大幅度、突破性的创新活动;利用式创新是企业基于已有研发基础,对现有知识进行整合、挖掘的一种小幅度、渐进性的创新活动。创新是我国经济高质量发展的新引擎,面临动态多变的复杂环境和持续升级的战略目标,企业应当根据自身发展的需要,适时、适当地寻求创新方案,兼顾两类创新的恰当平衡,才能更好地实现企业的发展愿景。

不论是探索式创新还是利用式创新都要有足够的资金支持。数字普惠金融有利于缓解企业的融资约束程度,能够驱动企业创新。金融机构在数字金融技术帮助下能够低成本地处理海量企业信息,为企业建立信用评分体系,降低信息成本^[18]。通过对所获取的信息进行有效整合,可以评估企业的项目前景,并筛选出较为优质的项目,为其提供资金支持,提升企业的创新能力。刘伟和戴冰清(2022)^[19]以及郑雨稀和杨蓉等(2022)^[20]发现数字普惠金融不仅能够驱动企业整体创新水平,还能够使探索式创新和利用式创新呈现一定的协同效应,有效避免了二者对企业资源的争夺。据此,本文提出以下假设:

H2a:数字普惠金融有利于促进企业的探索式创新。

H2b:数字普惠金融有利于促进企业的利用式创新。

(三)二元创新与企业竞争力

创新是一切竞争的核心。二元性创新属于创新的一类,更加强调对于渐进的、风险较小的利用式创新和激进的、风险较大的探索式创新的兼顾性。在日益激烈的市场竞争环境中,如果企业只进行探索式创新,则会导致创新活动占用大量资金,短期内却无法转化为效益;如果企业只进行利用式创新,可能短期效益

明显但企业却难以有长足发展。因此,企业在开展创新活动的过程中不能厚此薄彼,而应二者兼顾,开创双元均衡创新的局面,以获得较强的竞争优势,实现可持续发展。

基于利用式创新,企业能够更新、优化现有产品或服务,深化和升级现有技术与业务模式,提升企业业务支持的软实力,确保企业获得短期竞争优势。基于探索式创新,企业可以识别和内化新颖知识,进行技术、流程和组织格局方面的升级和突破,在市场上率先推出新产品,实现质的提升。因此,企业注重双元创新两方面的平衡有助于其兼顾追求目前短期收益和谋求未来长期发展的目标,进而提升企业的竞争能力和巩固市场地位。苏昕和周升师(2019)^[24]的研究显示双元创新的平衡性能对企业竞争地位的提升产生积极影响。据此,本文提出以下假设:

H3a:探索式创新有利于促进企业竞争力提升。

H3b:利用式创新有利于促进企业竞争力提升。

(四)双元创新的中介作用

数字普惠金融作为金融发展的新兴业态,依托其数字化、高效率等优势,可以降低金融机构与企业之间信息不对称的程度,减少交易成本,提升广大中小企业的金融可得性,有助于缓解中小企业长期存在的融资约束问题,为其提供开展创新活动所需要的资金支持,有利于促进企业的双元创新。进一步地,企业通过双元创新更新或优化现有产品或服务,进行技术等方面的升级和突破,促使企业形成创新能力强、质量效益好、市场份额高的良好局面,形成更强的竞争力。综上所述,我们认为数字普惠金融可能通过促进探索式创新和利用式创新提升企业竞争力。据此,本文提出以下假设:

H4a:探索式创新在数字普惠金融对企业竞争力的影响中存在中介效应。

H4b:利用式创新在数字普惠金融对企业竞争力的影响中存在中介效应。

四、研究设计

(一)样本与数据来源

本研究以2012—2021年我国中小板上市公司的数据作为初始研究样本,并进行如下处理:(1)剔除ST和*ST的上市公司样本;(2)剔除在检验区间内数据不全的样本;(3)对连续变量在上下1%的水平上进行缩尾处理以降低极端值可能的影响。数字普惠金融指数来源于北京大学数字普惠金融指数;专利数据来源于中国研究数据服务平台(CNRDS);其余数据均来自Wind数据库。

(二)变量说明

(1)解释变量:数字普惠金融

北京大学数字普惠金融指数的编制方法和指标体系已经得到国内外学术界和业界的广泛认可。本文参照王平和王凯(2022)^[9]的思路,采用数字普惠金融总指数作为核心解释变量,以其二级指标覆盖广度和使用深度作为稳健性检验的替换变量,并对其取对数进行平滑处理。

(2)被解释变量:企业竞争力

关于企业竞争力的测度,尚未有统一标准。金碚(2003)^[22]开发了囊括企业竞争力中的规模、增长和效率三个评价要素的企业竞争力监测指标体系,在后来的研究中应用性较高。本文参考李志学和杜丹(2022)^[23]、张佳佳(2023)^[10]等的做法,从规模、增长和效率三个方面选取相关指标进行赋权,最终加权得到企业竞争力得分。具体指标体系见表1。

表1 企业竞争力评价指标体系

因素	指标名称	指标权重(%)	指标定义或来源
规模子因素	营业收入	20	Wind数据库
	净资产	11	Wind数据库
	净利润	16	Wind数据库
增长子因素	近三年营业收入增长率	17	$(\text{本年营业收入}-\text{三年前营业收入})^{1/3}-1$
	近三年净利润增长率	14	$(\text{本年净利润}-\text{三年前净利润})^{1/3}-1$
效率子因素	净资产利润率	8	净利润/净资产
	总资产贡献率	8	净利润/总资产
	全员劳动效率	6	营业收入/员工人数
综合指标	企业竞争力		上述各指标加权汇总得出

(3)中介变量:双元创新

不同的研究中虽然对双元创新的定义有所不同,

但在度量方面往往采用类似的划分方法,即通过发明专利与非发明专利来进行区分。本文借鉴杨蓓蓓和李

健(2023)^[24]的思路,用发明专利申请数加 1 后取自然对数来衡量探索式创新(Patents1),用实用新型与外观设计专利申请数量之和加 1 后取自然对数来衡量利用式创新(Patents2)。

(4)控制变量
影响企业竞争力的因素有很多,除了上述变量之外,还选取了规模、资本结构、产权性质、股权集中度和两职合一作为控制变量,详见表 2。

表 2 变量说明

变量类型	变量符号	变量名称	度量方法
被解释变量	ECP	企业竞争力	表 1 中各指标加权汇总得出
解释变量	DF	数字普惠金融	北京大学数字普惠金融指数取自然对数
	DF1	覆盖广度	
	DF2	使用深度	
中介变量	Patents1	探索式创新	发明专利申请数加 1 后取自然对数
	Patents2	利用式创新	实用新型与外观设计专利申请数量之和加 1 后取自然对数
控制变量	SIZE	规模	年末总资产取自然对数
	LEV	资本结构	负债总额/资产总额 *100%
	SOE	产权性质	国有企业取值为 1,非国有企业取值为 0
	TOP10	股权集中度	前十大股东持股比例之和
	DUAL	两职合一	若总经理兼任董事长,取值为 1,否则为 0
	AGE	企业年龄	观测年份与企业成立年份的差值

(三)模型设定

为了检验数字普惠金融发展与企业竞争力之间的关系,以验证前文的假设 1,构造如下回归模型:

$$ECP=\alpha+\beta_1 \sum Control+\beta_2 DF+\varepsilon \tag{1}$$

为了检验数字普惠金融发展与二元创新之间的关系,以验证前文的假设 2,构造如下回归模型:

$$Patentsi=\alpha+\beta_1 \sum Control+\beta_2 DF+\varepsilon \tag{2}$$

为了检验二元创新与企业竞争力之间的关系,以验证前文的假设 3,构造如下回归模型:

$$ECP=\alpha+\beta_1 \sum Control+\beta_2 Patentsi+\varepsilon \tag{3}$$

为了检验二元创新是否在数字普惠金融发展对企业竞争力的影响中存在中介效应,以验证前文的假设 4,构造如下回归模型:

$$ECP=\alpha+\beta_1 \sum Control+\beta_2 DF+\beta_3 Patentsi+\varepsilon \tag{4}$$

五、实证结果分析

(一)描述性统计分析

由表 3 可知,数字普惠金融(DF)取对数后最小值为 4.33,最大值为 6.13,平均值为 5.6104,标准差为 0.3213,说明我国数字普惠金融在 2012—2021 年间发展迅速,发展水平较高,但仍存在明显的区域差异。探

表 3 描述性统计分析结果

	N	Minimum	Maximum	Mean	Std. Deviation
DF	7058	4.33	6.13	5.6104	0.3213
ECP	7058	0.16	0.69	0.3630	0.1405
Patents1	7058	0.00	4.45	2.0572	1.3628
Patents2	7058	0.00	5.05	2.5006	1.5548
SIZE	7058	20.52	23.69	21.9545	0.8813
LEV	7058	10.91	71.26	38.3328	17.5573
SOE	7058	0.00	1.00	0.1000	0.3070
TOP10	7058	34.54	80.02	59.0288	13.3530
DUAL	7058	0.00	1.00	0.3400	0.4730
AGE	7058	6.00	66.00	19.2100	5.9530

索式创新(Patents1)的最小值为 0,最大值为 4.45,平均值为 2.0572,标准差为 1.3628;利用式创新(Patents2)的最小值为 0,最大值为 5.05,平均值为 2.5006,标准差为 1.5548;说明样本公司在创新方面存在较大差异性,有的公司可能并不重视创新活动。企业竞争力

(ECP)平均值大于中位数呈现左偏,最大值与最小值差距较大。

(二)相关分析

从表 4 分析结果看,数字普惠金融(DF)与企业竞争力(ECP)显著正相关($\beta=0.239, p<0.01$),这是本研

表 4 Pearson 相关分析结果

	DF	ECP	Patents1	Patents2	SIZE	LEV	SOE	TOP10	DUAL	AGE
DF	1									
ECP	0.239***	1								
Patents1	0.228***	0.313***	1							
Patents2	0.288***	0.258***	0.659***	1						
SIZE	0.323***	0.681***	0.385***	0.341***	1					
LEV	0.125***	0.202***	0.109***	0.161***	0.477***	1				
SOE	-0.027**	-0.009	-0.064***	-0.055***	0.053***	0.096***	1			
TOP10	-0.120***	0.103***	-0.116***	-0.061***	-0.050***	-0.117***	0.008	1		
DUAL	0.012	0.000	-0.009	0.002	-0.068***	-0.056***	-0.065***	0.055***	1	
AGE	0.372***	0.093***	0.091***	0.104***	0.167***	0.066***	0.044***	-0.124***	-0.094***	1

注：* $p<0.10$ ；** $p<0.05$ ；*** $p<0.01$ 。表 5、表 6 同。

究的第一个前提。数字普惠金融(DF)与探索式创新(Patents1)和利用式创新(Patents2)的显著正相关($\beta=0.228$ 和 0.288 , $p<0.01$),表明数字普惠金融发展水平与二元创新显著正相关,这是本研究的第二个前提。探索式创新(Patents1)和利用式创新(Patents2)与企业竞争力(ECP)之间显著正相关($\beta=0.313$ 和 0.258 , $p<0.01$),这是本研究的第三个前提。三者之间的关系以及是否存在中介效应有待多层回归分析进一步验证。

(三)中介效应检验

表 5 中的模型 1 显示数字普惠金融(DF)与企业竞争力(ECP)显著正相关($\beta=0.034$, $p<0.01$),假设 1 得到验证。模型 2 的回归结果表明数字普惠金融(DF)与探索式创新(Patents1)显著正相关($\beta=0.103$, $p<0.01$),假设 2a 得到验证。模型 3 显示探索式创新(Patents1)与企业竞争力(ECP)显著正相关($\beta=0.059$, $p<0.01$),说明加强探索式创新有利于促进企业竞争力的提升,假设 3a 成立。模型 4 显示,加入探索式创新

表 5 探索式创新中介效应的检验

	Model1	Model 2	Model 3	Model 4
	ECP	Patents1	ECP	ECP
DF	0.034*** (3.573)	0.103*** (8.422)		0.028*** (2.959)
Patents1			0.059*** (6.385)	0.056*** (6.061)
SIZE	0.750*** (74.508)	0.401*** (31.019)	0.734*** (70.297)	0.727*** (67.968)
LEV	-0.140*** (-14.480)	-0.098*** (-7.935)	-0.135*** (-13.949)	-0.134*** (-13.882)
SOE	-0.033*** (-3.910)	-0.071*** (-6.550)	-0.030*** (-3.576)	-0.029*** (-3.437)
TOP10	0.124*** (14.524)	-0.097*** (-8.809)	0.128*** (14.937)	0.130*** (15.114)
DUAL	0.033*** (3.867)	0.011 (0.967)	0.034*** (4.013)	0.032*** (3.807)
AGE	-0.016* (-1.744)	-0.015 (-1.293)	-0.006 (-0.696)	-0.015* (-1.654)
R ²	0.503	0.181	0.504	0.505
Ad-R ²	0.502	0.180	0.504	0.505
F Value	1017.326***	222.705***	1025.351***	899.264***
DW	1.984	1.970	1.983	1.983
中介效应占比				ab/c=17.87%

(Patents1)之后,数字普惠金融(DF)对企业竞争力(ECP)的回归系数从 0.034 下降到 0.028,意味着探索式创新在数字普惠金融对企业竞争力的影响中起到部分中介作用,且中介效应占比 17.87%。据此,假设 4a 得到充分验证。

表 6 中的模型 1 与表 5 中的模型 1 相同,显示数字普惠金融(DF)与企业竞争力(ECP)显著正相关。模型 2 的回归结果表明数字普惠金融(DF)与利用式创

新(Patents2)显著正相关($\beta=0.198$, $p<0.01$),假设 2b 得到验证。模型 3 显示利用式创新(Patents2)与企业竞争力(ECP)显著正相关($\beta=0.032$, $p<0.01$),说明加强利用式创新有利于促进企业竞争力的提升,假设 3b 成立。模型 4 显示,加入利用式创新(Patents2)之后,数字普惠金融对企业竞争力的回归系数从 0.034*** 下降到 0.029***,意味着利用式创新在数字普惠金融对企业竞争力的影响中起到部分中介作用,且中介效应

表 6 利用式创新中介效应的检验

	Model1	Model 2	Model 3	Model 4
	ECP	Patents2	ECP	ECP
DF	0.034*** (3.573)	0.198*** (16.000)		0.029*** (2.969)
Patents2			0.032*** (3.516)	0.027*** (2.900)
SIZE	0.750*** (74.508)	0.278*** (21.219)	0.749*** (73.863)	0.743*** (71.564)
LEV	-0.140*** (-14.480)	0.009 (0.713)	-0.141*** (-14.615)	-0.140*** (-14.512)
SOE	-0.033*** (-3.910)	-0.064*** (-5.794)	-0.032*** (-3.825)	-0.031*** (-3.703)
TOP10	0.124*** (14.524)	-0.024** (-2.186)	0.123*** (14.414)	0.125*** (14.602)
DUAL	0.033*** (3.867)	0.015 (1.350)	0.034*** (4.013)	0.032*** (3.822)
AGE	-0.016* (-1.744)	-0.015 (-1.272)	-0.006 (-0.750)	-0.016* (-1.700)
R ²	0.503	0.157	0.502	0.503
Ad-R ²	0.502	0.156	0.502	0.503
F Value	1017.326***	187.253***	1017.211***	892.147***
DW	1.984	1.924	1.985	1.985
中介效应占比			ab/c=18.64%	

占比 18.64%。据此,假设 4b 得到充分验证。

法代替依次检验法来进行检验,结果见表 7。

(四)稳健性检验

由表 7 可知,将探索式创新(Patents1)和利用式创新(Patents2)作为中介变量进行 Bootstrap 检验时,95%

(1)改变中介效应检验的检验方式,采用 Bootstrap

表 7 Bootstrap 中介效应检验结果

中介变量	总效应	直接效应	间接效应	中介效应占比	95%置信区间	
					下限	上限
Patents1	0.0149	0.0123	0.0025	16.78%	0.0016	0.0036
Patents2	0.0149	0.0126	0.0023	15.44%	0.0007	0.0040

的置信区间里均不包含 0,表明探索式创新和利用式创新在数字普惠金融对企业竞争力的影响中存在显著

用其二级指标覆盖广度(DF1)和使用深度(DF2)进行替代,再次进行 Bootstrap 中介效应检验,所得结果见表 8、表 9。

的中介效应,与前文相一致,前述结论稳健。

(2)改变解释变量数字普惠金融(DF)的衡量,采

表 8 用覆盖广度量度的 Bootstrap 中介效应检验结果

中介变量	总效应	直接效应	间接效应	中介效应占比	95%置信区间	
					下限	上限
Patents1	0.0131	0.0109	0.0022	16.79%	0.0013	0.0032
Patents2	0.0131	0.0111	0.0020	15.27%	0.0006	0.0035

表 9 用使用深度度量的 Bootstrap 中介效应检验结果

中介变量	总效应	直接效应	间接效应	中介效应占比	95%置信区间	
					下限	上限
Patents1	0.0203	0.0180	0.0023	11.33%	0.0014	0.0034
Patents2	0.0203	0.0184	0.0019	9.36%	0.0004	0.0035

由表 8、表 9 可知,将数字普惠金融指数的二级指标覆盖广度(DF1)和使用深度(DF2)纳入模型进行 Bootstrap 检验时,95%的置信区间里均不包含 0,表明探索式创新和利用式创新在数字普惠金融对企业竞争力的影响中存在显著的中介效应,与前文相一致,前述结论稳健。

六、研究结论与对策建议

(一)研究结论

本研究以 2012—2021 年我国中小板上市公司的数据作为研究样本,基于二元创新中介效应的视角,深入分析了数字普惠金融对企业竞争力的直接作用和影响机制。研究得出:

第一,数字普惠金融发展能够显著促进企业竞争力提升;第二,数字普惠金融发展既能促进企业的探索式创新,也能促进企业的利用式创新;第三,探索式创新和利用式创新都有利于提升企业竞争力;第四,数字普惠金融对企业竞争力的积极影响部分经由探索式创新和利用式创新得以实现。

(二)对策建议

基于上述研究结论,就推动数字普惠金融长效发展,更有力支持实体企业开展创新活动、提升企业竞争力,提出以下建议:

第一,总体层面,应加强和完善数字软硬件基础设施建设,包括数字基础硬件设施,以及基于大数据技术的数据中心和超算中心等平台,尽可能发挥大数据技术超强的数据整合、运算和分析能力,更好地匹配数字经济整体发展要求,筑牢数字普惠金融持续稳步发展的根基和保障。第二,金融机构层面,应全面开展数字化转型,提高金融体系服务实体经济的能力和水平,发挥数字普惠金融对现代化产业体系的支撑作用,推动数字普惠金融进入高质量发展阶段。通过数字化转型改造业务流程、提高服务效率、降低金融交易成本等,支持企业以更便捷的方式、更合理的成本获取金融资源,切实提升广大中小企业的金融可得性,促成金融与实体经济良好协调发展。第三,企业层面,应顺应数字化改革的浪潮,做好数字普惠金融对接机制建设,完善配套设施,培养相关专业人才,推动区块链、大数据、云计算等数字技术的应用和发展,以更好地享受数字普惠金融带来的红利。另外,数字普惠金融与二元创新都是企业提高竞争力的重要手段,企业应将二者有效结合,充分利用数字普惠金融的优势,积极开展创新活动,增强核心竞争力,以支持实体经济发力,助推我国经济高质量发展。◆

参考文献:

- [1]任静,谢靖.二元创新能力与跨境电商企业竞争力关系研究:资源复合效率的调节作用[J].商业经济研究,2023(3):135-138.
- [2]JAGTIANI J,LEMIEUX C.Do Fintech Lenders Penetrate Areas That Are Underserved by Traditional Banks?[J].Journal of Economics and Business,2018(100):43-54.
- [3]阮坚,申么,范忠宝.何以驱动企业债务融资降成本:基于数字金融的效用识别、异质性特征与机制检验[J].金融经济研究,2020,35(1):32-44.
- [4]王龙,明士琦,俞林.数字金融、融资约束与企业投资效率[J].武汉理工大学学报(信息与管理工程版),2022,44(3):506-512.
- [5]李季刚,成群蕊.数字普惠金融与实体企业投资效率[J].统计与决策,2022,38(14):128-133.
- [6]唐松,伍旭川,祝佳.数字金融与企业技术创新:结构特征、机制识别与金融监管下的效应差异[J].管理世界,2020,36(5):52-66+9.
- [7]赵晓鸽,钟世虎,郭晓欣.数字普惠金融发展、金融错配缓解与企业创新[J].科研管理,2021,42(4):158-169.
- [8]郭景先,鲁莹.科技金融有助于企业创新效率提升吗?:兼论企业数字化转型的调节效应[J].南方金融,2022(9):50-63.
- [9]王平,王凯.数字金融、技术创新与企业价值[J].统计与决策,2022,38(15):164-169.
- [10]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.
- [11]范志英,杜俊萍.数字普惠金融、风险承担与技术创新[J].中国注册会计师,2023(3):57-61.
- [12]傅顺,王正位,王宇桐,等.数字金融如何影响企业现金持有?[J].审计与经济研究,2023,38(4):44-52.
- [13]高绍福,何紫晶,江涵远.数字普惠金融发展能提升企业价值吗?:来自中小板上市公司的证据[J].集美大学学报(哲学社会科学版),2022,25(4):35-45.
- [14]王旭,赵梦菲,房佳仪.数字普惠金融、技术创新与科技型中小企业价值[J].会计之友,2023(15):60-68.
- [15]杨毅,石书合,吴晶晶.数字普惠金融、二元创新与企业价值[J].金融理论与实践,2023(4):16-25.
- [16]李荣锦,姚小露.数字普惠金融的发展与中小企业创新:基于新三板企业数据[J/OL].经营与管理:1-12.[2023-12-28].<https://doi.org/10.16517/j.cnki.cn12-1034/f.20230814.005>.
- [17]王诗卉,谢绚丽.经济压力还是社会压力:数字金融发展与商业银行数字化创新[J].经济学家,2021(1):100-108.
- [18]刘伟,刘卫镇,戴冰清.数字普惠金融能驱动企业二元创新吗?:来自沪深上市公司数据的经验证据[J].金融发展研究,2023(5):46-53.
- [19]刘伟,戴冰清.数字金融赋能企业创新:结构、功能与传导路径[J].金融发展研究,2022(3):39-49.
- [20]郑雨稀,杨蓉,HEYOARI M.数字金融促进了突破式创新还是渐进式创新?[J].云南财经大学学报,2022,38(2):49-69.
- [21]苏昕,周升师.二元性创新与企业竞争地位:来自中国上市企业的经验数据[J].南方经济,2019(5):52-77.
- [22]金碚.企业竞争力测评的理论与方法[J].中国工业经济,2003(3):5-13.
- [23]李志学,牡丹.企业社会责任履行、技术创新与企业竞争力:基于中国A股上市公司的经验证据[J].西安石油大学学报(社会科学版),2022,31(3):36-44.
- [24]杨蓓蓓,李健.社会信任提高企业二元创新了吗[J].财会月刊,2023,44(6):46-53.