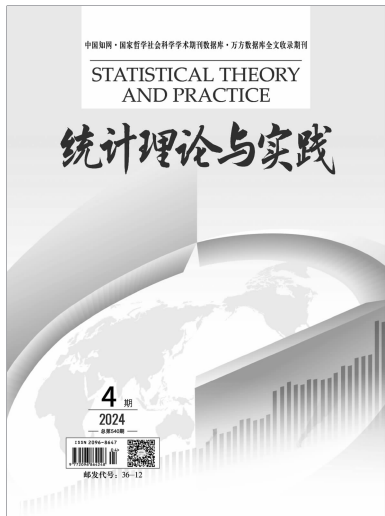




2024年第4期(总第540期)

主管单位:河南省社会科学院
主办单位:河南省社会科学院
出版单位:《统计理论与实践》编辑部
出版地址:河南省郑州市郑东新区
恭秀路16号
国内发行:河南省邮政报刊发行局
国外发行:中国国际图书贸易总公司
本刊承印:河南豫统印刷有限公司
连续出版物号:ISSN 2096-8647
CN 41-1458/C8
出版日期:每月25日
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
投稿邮箱:tjllys@vip.sina.com
网络合作伙伴:博看网 www.bookan.com.cn

统计理论与实践

STATISTICAL THEORY
AND PRACTICE

编委会

编委会主任:王承哲

编委会副主任:李同新 王玲杰

编委会成员:(按姓氏笔画排序)

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

社 长:曹 明

主 编:曹 明

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

目录

CONTENTS

●“双碳”目标与绿色发展专题

- 中国碳排放权交易的双重红利效应研究 邓光耀 朱 倩 / 3
- “双碳”目标下中国制造业绿色低碳发展的时空演进 孔晓瑞 / 10
- 中国制造业企业数字化转型对碳排放强度的影响研究 陈 军 张靖凯 / 19

●数字经济

- 数字经济与实体经济融合的统计测度、空间收敛性与网络特征 陈修素 陈秋华 / 25
- 数字经济促进区域创新的效应与机制研究 陈钰芬 朱宙廷 / 32

●区域发展

- 绿色金融、科技创新投入与实体经济增长
——基于中部六省数据的实证分析 杜文胜 吴映雪 / 39
- 县域经济高质量发展水平测度及其时空格局演化分析
——基于重庆市 38 区县数据的实证 车四方 张 曦 / 45
- 河南乡村振兴发展水平测度及优化路径研究 史云瑞 / 52

●产业解读

- 生产性服务业对制造业效率提升作用的空间效应与机理研究
——以京津冀地区为例 冯鹏飞 王亚晨 周 园 贾 晶 / 59
- 基础研究投入能否促进产业结构升级?
——基于灰关联熵与耗散结构理论的实证研究 刘 晨 钮 钦 / 66

中国碳排放权交易的双重红利效应研究

邓光耀 朱 倩

(兰州财经大学 统计与数据科学学院, 甘肃 兰州 730010)

摘要: 基于 2004—2020 年全国 30 个省(区、市)碳排放权交易政策的准自然实验和双重差分方法, 实证检验了碳排放权交易对环境和经济的双重红利效应。异质性分析发现, 碳排放权交易政策对东部的碳减排效应促进作用最显著, 中部次之, 而对西部不存在显著的碳减排效应。经济增长方面, 政策实施对东、中、西部三大区域的经济发展都有显著的促进作用。中介效应检验发现, 碳排放权交易政策的碳减排效应通过能源消费结构这一中介指标的介导实现; 促进经济发展则通过产业结构升级指标的介导来实现。碳排放权交易政策具有环境和经济的双重红利效应。

关键词: 碳排放权交易; 双重差分; 污染减排效应; 双重红利效应

中图分类号: X322; X192

文献标识码: A

文章编号: 2096-8647(2024)04-0003-07

DOI: 10.13999/j.cnki.tjllsj.2024.04.001

一、引言

碳排放权交易由美国经济学家戴尔斯最早提出, 具体原理是构建合法的污染物排放权利, 使环境资源能够同常规商品一样进行交易。通常做法是政府相关部门对满足既定地域内环境容量的二氧化碳最大排放量进行估算, 并将它划分为若干个碳排放份额, 每一个排放份额意味着一份排放权。政府将这些排放份额在碳交易市场上用招标、拍卖等方式进行买卖。合同一方通过付款从另一方手中取得二氧化碳排放份额, 买方将购入的碳排放份额用于排放二氧化碳^[1], 最后借助碳排放权交易市场通过市场经济的形式有效率地解决污染问题。中国的碳排放交易要求监管机构设定碳排放量上限并且颁发合格证, 根据此政策, 企业在交易市场上进行碳排放权的买卖^[2]。

为实现中国经济高质量发展, 国家发展和改革委员会于 2011 年批准北京、天津、上海、重庆、湖北、广东及深圳等地作为碳排放权交易试点。这 7 个碳市场试点地区于 2013 年陆续上线交易。全国开放碳交易市场后, 交易市场相当火爆, 极具市场潜力。

碳排放权交易的意义在于用市场机制解决科学、

环境、技术和经济的综合问题, 将减少碳排放这一环境问题与经济发展这个经济问题结合起来, 也就是说实现污染减排环境效益的同时也能带来经济效益——这被称为双重红利效应。碳排放权交易把来自不同地区的减排量开发成现实中标准的金融工具, 通过金融资本的庞大力量引导实体经济良好发展^[3], 这能够使中国实现减排成本收益转化, 形成碳金融体系, 促进经济低碳转型^[4]。

二、文献综述

碳排放权交易对二氧化碳排放的影响方面。有学者^[5]使用倍差法对排放交易机制下的碳排放总量和碳排放强度等进行净动态影响分析, 结果表明碳排放权交易政策一定程度上具有抑制二氧化碳排放的作用。Zhang 和 Li 等(2020)^[6]利用 12 年的中国城市面板数据估算出碳排放权交易政策施行可以使中国试点地区碳排放降低 16.2%, 认为在政策实施过程中仍需进一步控制碳排放量并且建立多种市场工具。以上文献得出的结果具有普遍一致性——碳排放权交易政策能够有效降低试点地区产业的碳排放量。

碳排放权交易对经济发展具有显著影响。Kemfert

基金项目: 国家自然科学基金项目“增加值贸易视角下虚拟水国际贸易的核算、网络特征及影响因素研究”(72363021); 甘肃省陇原青年英才项目“增加值贸易视角下中国省级虚拟水贸易网络的特征及影响因素研究”(2022); 兰州财经大学丝绸之路经济研究院重点科研项目“黄河流域各省环境效率的空间关联网络特征及其影响因素研究”(JYYZ202102)。

作者简介: 邓光耀(1985—), 通信作者, 男, 湖南邵阳人, 博士, 教授, 研究方向为资源环境统计; 朱倩(1999—), 女, 河北邢台人, 硕士研究生, 研究方向为碳排放。

和 Kohlhaas 等(2006)^[7]研究了欧洲地区主要是德国碳排放交易市场的运行情况,发现碳排放权交易使各地区实际 GDP 都有所增长。Wang 和 Dai 等(2015)^[8]应用 CGE 模型研究了广东省碳排放权交易的经济效益,指出碳排放权交易可以促进当地的经济发展。另外,碳排放权交易不仅是经济增长的影响因素,而且与股票市场密切相关(Wen 和 Zhao 等,2020)^[9]。

碳排放权交易政策对于环境效益和经济效益的共同作用方面。Zhang 和 Liang 等(2020)^[10]基于数据包络分析和最优化模型评估得出碳交易可以增加中国工业部门潜在收益,并且可以降低工业碳排放强度。Wang 和 Chen 等(2019)^[11]利用倾向得分匹配—双重差分模型实证研究发现中国的碳排放权交易市场能够促进经济的低碳发展,也就是说碳减排效应和经济发展效应同时发生。Huang 和 Shen 等(2021)^[12]构建了经济和环境两方面的指标体系,利用耦合协调模型得出碳排放权交易政策可以促进中国经济—环境的可持续发展。

从以上文献可知,单独研究碳排放交易政策对碳排放或者经济发展影响的文章较多,但是研究碳排放权交易双重红利效应的文章较少,利用中介效应模型研究碳排放权交易双重红利效应作用机制的文献更是匮乏。与已有研究碳排放权交易双重红利效应的文献相比,本文有以下边际贡献:(1)以中国 30 个省(区、市)整体为研究主体。(2)从碳排放和经济发展两方面选取指标。(3)对实证结果进行了平行趋势检验、安慰剂检验等一系列检验。(4)利用中介效应模型探讨了碳排放权交易对碳排放和经济发展影响的作用机制。(5)选取双重差分模型对碳排放权交易政策进行研究,评估政策实施对环境和经济的双重红利效应,很大程度上避免了内生性问题的困扰。因此,本文采用 2004—2020 年中国 30 个省(区、市)的碳排放权交易数据,应用双重差分模型,实证研究碳排放权交易政策试点对于减排效应和经济增长的影响作用,最后根据实证分析结论并结合实际对碳排放交易政策与市场管理提出政策建议。

三、数据来源与研究设计

(一)变量选择和数据来源

碳排放:选择二氧化碳排放强度的对数作为衡量碳排放的指标,即二氧化碳总排放量(吨)与地区生产总值(亿元)的比值,使用 CI 表示。经济发展:选取人均 GDP(万元)表示地区经济发展水平,使用 Pergdp 表示。

工业企业总产值:用地区工业增加值的对数即各

地区第二产业增加值的对数代表,使用 Lnoutput 表示。工业增加值的数值代表地区第二产业发展现状,并且工业产业一般能耗较大,对于碳排放量有显著影响。产业比例:用第三产业增加值与第二产业增加值的比值表示,用 Structure 表示。产业比例表示地区各产业发展情况,三大产业的划分使其带来的经济增长和大气污染物的排放不尽相同。森林覆盖率(以百分比为单位):相关数据分别来源于第七次全国森林资源清查(2004—2008)、第八次全国森林资源清查(2009—2013)和第九次全国森林资源清查(2014—2018)资料,使用 Forest 表示。森林覆盖率在一定程度上影响大气中二氧化碳含量,同时森林覆盖率也可以从一定程度上代表环境治理水平。能源消费:用能源消耗总量(万吨标准煤)的对数来代表,使用 Lnener 表示。技术进步:选取规模以上工业企业专利申请数量(件)的对数衡量,使用 Lntech 表示。

能源消费结构:煤炭消费量与能源消费总量的比值作为碳排放权交易政策对碳排放强度影响的中介指标,用 Estru 表示。碳排放权交易政策的实施会限制地区排放二氧化碳的强度及总量,企业为减少生产成本,需要改善优化能源消费结构,减少二氧化碳的排放,促进节能减排。产业结构升级:第三产业增加值与第一、二产业增加值之和的比值作为碳排放权交易政策对经济发展的中介指标,使用 Upgra 表示;碳排放权交易政策的实施会倒逼各地区进行产业结构升级。

限于数据的可得性,本文选取 2004—2020 年中国除西藏和港澳台地区之外的 30 个省(区、市)进行研究。其中与碳排放相关的数据来源于中国碳核算数据库(CEADs),其他数据来源于国家统计局网站以及历年的《中国统计年鉴》《中国能源统计年鉴》等。上述数据中的缺失数据采取线性插值法补齐。表 1 是所有变量的描述性统计量。

表 1 描述性统计

变量	样本数量	均值	标准差	最小值	最大值
CI	510	10.054	0.713	5.975	11.878
Pergdp	510	4.264	2.839	0.422	16.422
Forest	510	33.344	17.823	4.000	66.800
Lntech	510	8.530	1.673	3.761	12.630
Lnoutput	510	8.482	1.088	5.040	10.706
Structure	510	1.191	0.657	0.527	5.244
Lnener	510	9.264	0.715	6.610	10.641
Estru	510	0.935	0.409	0.015	2.461
Upgra	510	0.959	0.632	0.424	5.147

(二) 研究设计

第一步,基准回归。由于碳排放强度和经济发展水平会随着省(区、市)不同和时间推移而变化,因此选取的是双向固定的 DID 模型进行回归,双向固定是指共同控制时间年份上固定效应和个体省(区、市)上固定效应。

为评估碳排放权交易政策的环境和经济双重红利效应,拟将碳排放权交易政策视为准自然实验,并采用定量评估政策效果的 DID 模型进行实证分析,具体的双重差分模型设计如下:

$$CI_{it}(\text{Pergdp}_{it}) = \beta_0 + \beta_1 \text{time}_{it} * \text{treat}_{it} + \sum \beta_k X_{kit} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \\ \text{RCP} = \text{time}_{it} * \text{treat}_{it} \quad (1)$$

其中,CI 和 Pergdp 分别指第 t 年 i 省(区、市)的碳排放强度和地区经济发展水平;treat 为碳排放权交易政策实行分组的虚拟变量,若省(区、市)实施碳排放权交易政策则 treat 值为 1,反之则 treat 值为 0;time 为时间虚拟变量,省份在实施碳排放权交易政策之前也就是在 2013 年前,time 为 0,反之则为 1; X_{it} 为控制变量,包括工业企业总产值、产业比例、森林覆盖率、能源消费和技术进步; μ_i 和 δ_t 分别表示的是省(区、市)固定效应和年份固定效应,用来控制省份和时间层面不可观测的变量带来的影响,如国家法规变更、对污染的行政处罚等; ε_{it} 表示随机扰动项。如果碳排放权交易政策的实施能够显著促进碳排放减少, β_1 的系数应该在某一显著性水平下显著为负;反之,说明此政策不能促进二氧化碳排放减少。如果碳交易政策能够显著促进经济增长, β_1 的系数应该在某一显著性水平下显著为正;反之,表明此政策对经济增长没有显著促进作用。

第二步,平行趋势检验。

$$CI_{it}(\text{Pergdp}_{it}) = \alpha + \beta_{-3} \text{treat}_{it} \text{Year}^{-3} + \cdots + \beta_0 \text{treat}_{it} \text{Year}^0 + \cdots + \beta_6 \text{treat}_{it} \text{Year}^6 + \sum \beta_k X_{kit} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中,Year 表示时间虚拟变量,若年份处于 i 省(区、市)实施碳排放权试点交易政策前的第 j 年,Year^{-j} 为 1,否则为 0,而在省(区、市)i 实施碳排放交易政策后的第 j 年,Year^j 为 1,反之为 0。在碳排放权交易政策的施行年份也就是 2013 年,Year⁰ 为 0,作为基准。假定实验组、对照组在政策施行之前的发展趋势相同,则 $\beta_{2005} - \beta_{2011}$ 的系数应该不显著,即在政策实施前对照组与实验组双重差分模型回归没有显著差异。由于平行趋势需要有一期未受到政策冲击的时间作为基准组,将其他各期与这一基准组进行对比,从

而判断实验组与控制组的差异是否会随时间发生显著变化。在下文的实证过程中我们不选择政策当期即 2013 年作为基准组,因为当期已经受到政策冲击,不能判断处理组和对照组是否存在差异。我们选择政策前一期(2012 年)作为基准组进行平行趋势检验。

第三步,安慰剂检验。选取较好操作且使用最为频繁的改变政策时点、随机生成实验组两种检验方法。

第四步,缩尾处理。对样本做了 1%分位上的双边缩尾处理,对前 1%和后 99%的数据分别用 1%和 99%分位上的数值进行替代。

第五步,异质性检验。采取异质性检验是为了检验碳减排效应和经济发展效应是否存在区域异质性,具体地域分为东、中、西部三个地区。

第六步,中介效应检验。为验证研究假设且为了探究碳排放权交易政策通过中介变量对碳减排和经济增长作用机制,采用三步法进行中介效应检验,模型设置如下:

$$CI_{it}(\text{Pergdp}_{it}) = \alpha + \beta \text{time}_{it} * \text{treat}_{it} + \sum \beta_k X_{kit} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \\ M_{it} = a + b \text{time}_{it} * \text{treat}_{it} + \sum \beta_k X_{kit} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \\ CI_{it}(\text{Pergdp}_{it}) = a + d M_{it} + c \text{time}_{it} * \text{treat}_{it} + \sum \beta_k X_{kit} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, M_{it} 表示选取的两个中介效应变量,如果 b、d 这两个系数都显著,则解释变量可以通过中介变量作用于被解释变量,说明中介效应的存在。如果 b、d 两个系数不显著,需进一步进行 soble 检验,若 soble 检验所对应的 p 值大于等于 0.1,说明双重差分模型的中介效应不存在,否则存在中介效应。

四、实证结果与分析

(一) 基准回归

基准回归估计结果见表 2。在(1)和(3)列中仅纳入了政策变量即仅对公式(1)中的虚拟变量进行回归,RCP 对于 CI 的系数显著为负,说明碳排放权交易政策能够显著降低碳排放强度,能够有效促进碳减排;RCP 对于 Pergdp 的系数显著为正,说明碳排放权交易政策显著提高了人均 GDP,能够有效促进经济增长。在(2)列和(4)列中将省(区、市)的控制变量添加到模型当中,RCP 的系数及显著性没有发生明显改变,在控制省(区、市)特征后碳排放权交易政策仍然能够有效降低碳排放强度,同时促进经济发展。初步判断碳排放权交易政策具有碳减排及经济增长的双重红利。

随着在试点地区开展碳排放权交易政策,企业为了满足更严格的环境规制水平,也为了不增加企业运

表2 基准回归结果

变量	CI		Pergdp	
	(1)	(2)	(3)	(4)
RCP	-0.279*** (-5.91)	-0.136*** (-2.95)	1.821*** (10.56)	1.303*** (7.15)
Forest		-0.008 (-1.33)		0.086*** (3.40)
Lntech		-0.026 (-0.67)		-0.244 (-1.62)
Lnoutput		-0.685*** (-7.31)		1.473*** (3.97)
Structure		-0.173** (-2.55)		1.383*** (5.16)
Lnener		0.879*** (9.59)		0.242 (0.67)
时间、地区 固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
Observation	510	510	510	510
R-squared	0.919	0.940	0.932	0.941

注：***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平下显著；括号中为标准误差。下表同。

营成本,会逐步完成低碳技术的研发升级和低碳能源结构的调整,严格控制污染物和温室气体如二氧化碳的排放,因此,政策实施会促进碳减排。碳排放权交易政策会迫使污染企业转移关停,随后不断倒逼产业结构升级,而产业结构升级会增强集聚效益、形成产业集群,新的经济发展方式也会由此诞生,所带来的优势就是促进经济发展。因此碳排放权交易政策的实施会带来碳减排和经济发展的双重红利效应。

(二) 平行趋势检验

图1中,current 及以后即政策实施年份 2013 年及以后的年份中碳排放权交易政策虚拟变量系数为负。如图2所示,current 及以后的年份中政策虚拟变

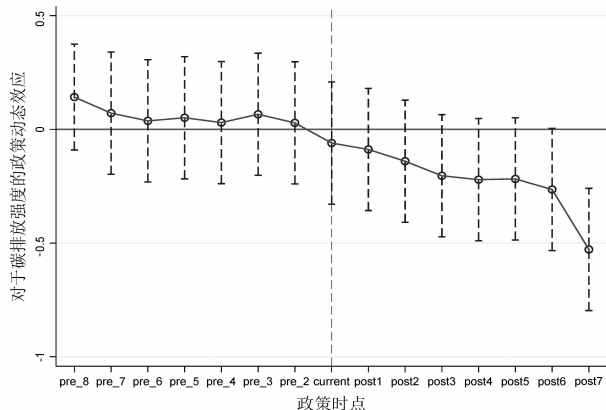


图1 碳排放权交易政策对于碳排放强度的动态效应

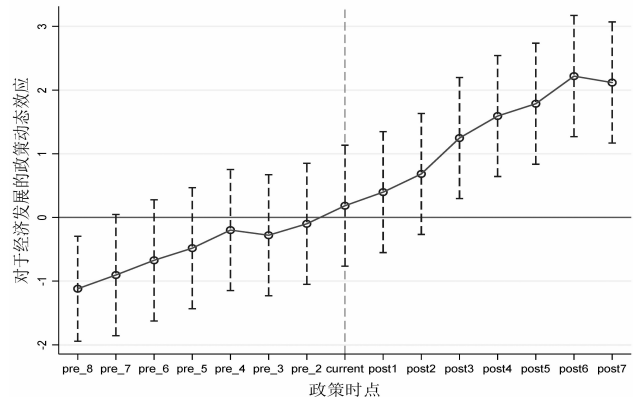


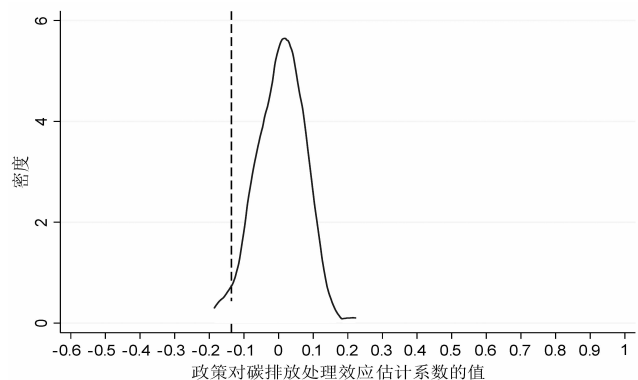
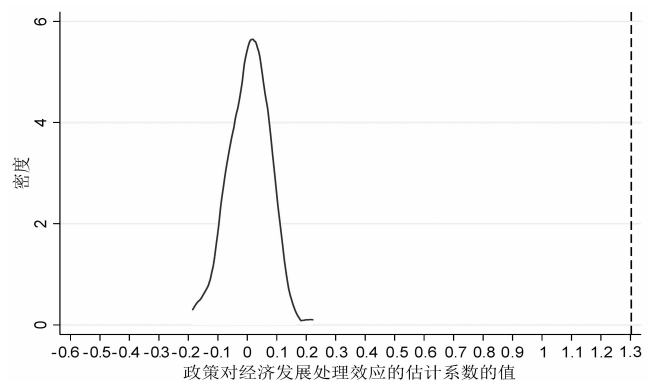
图2 碳排放权交易政策对于经济发展的动态效应

量系数为正,并且在政策实施后第三年也就是2016年系数在5%的显著性水平上显著为正。说明碳排放权交易政策对于减小碳排放强度和促进经济发展有显著效应,二者均通过平行趋势检验。

(三) 安慰剂检验

1. 虚假政策时点的安慰剂检验

图3和图4是将形成“虚假”政策年份这一操作重复500次后得到的新回归系数分布图,真实政策执行实施时间下的碳排放强度回归系数是-0.064,即图

图3 随机设置政策执行年份后
关于碳排放强度政策变量的回归系数分布图4 随机设置政策执行年份后
关于经济发展政策变量的回归系数分布

3 中虚线所在的位置,同样在真实政策执行时点下的人均 GDP 回归系数是 1.276,即图 4 中虚线所在位置,它们都是偏离不真实政策时间下的回归系数分布,说明选取 2013 年作为碳排放权交易政策实施时点具有合理性。

2. 随机生成虚假实验组的安慰剂检验

实验结果如图 5、图 6 所示。虚线所代表的真实回归系数是偏离主要分布在 0 值附近的回归系数分布的。说明碳排放权交易政策选取的 7 个试点地区作为政策试点有其合理性,也验证了碳排放权交易具有碳

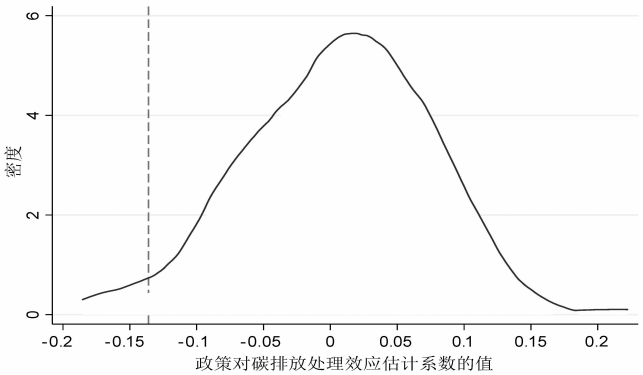


图 5 随机产生处理组后
关于碳排放强度政策变量的回归系数分布

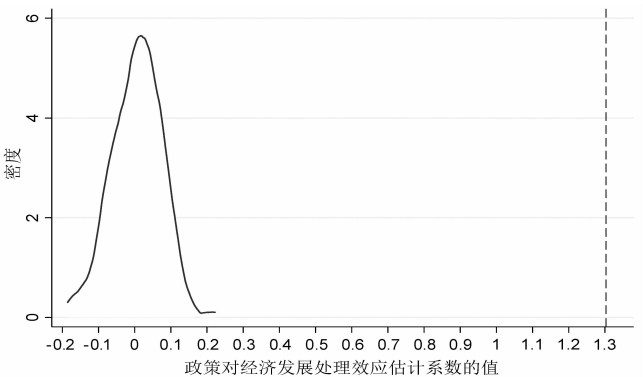


图 6 随机产生处理组后
关于经济发展政策变量的回归系数分布

减排和经济发展的双重红利效应,排除了其他无关随机因素对于实证研究的干扰。

(四) 稳健性检验:缩尾处理

与表 1 中基准回归过程中的系数相比,表 3 中缩尾处理后核心解释变量的系数大小发生了细微变化,但是系数符号与显著性均保持一致。验证了前文结论:碳排放权交易政策具有碳减排与经济的双重红利效应。

表 3 缩尾后 DID 回归结果

变量	CI_w		Pergdp_w	
	(1)	(2)	(3)	(4)
RCP	-0.197*** (-4.91)	-0.053* (-1.54)	1.362*** (8.54)	1.099*** (6.55)
控制变量	No	Yes	No	Yes
时间、地区 固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
Observation	510	510	510	510
R-squared	0.935	0.961	0.934	0.941

(五) 异质性检验

参考曾诗鸿和李璠等(2021)^[13]的做法,研究碳排放权交易政策对中国东、中、西部三大区域的影响差异。

如表 4 所示,碳排放权交易政策的碳减排效应主要体现在东部和中部地区,对西部地区碳排放强度下降无显著促进作用。从(1)、(3)、(5)列中可以看出,碳排放权交易政策的实施使东部地区的碳排放强度降低 29%并在 1%的显著性水平上显著。但西部地区未实现碳排放权交易政策对碳减排的促进作用。这主要是由于重庆是 7 个试点中唯一的西部地区,西部地区实现经济增长主要依靠的是第二产业;同时西部地区近年来经济处于快速发展的上升期,经济发展水平是当地政府重要考核指标之一,当地不会为了环境保护

表 4 东、中、西部区分考察政策效应

变量	东部地区		中部地区		西部地区	
	CI	Pergdp	CI	Pergdp	CI	Pergdp
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
RCP	-0.290* (-1.80)	0.931*** (3.07)	-0.007 (-0.13)	0.991*** (3.63)	0.096 (1.31)	1.111*** (5.21)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间、地区固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Observation	510	510	510	510	510	510
R-squared	0.986	0.975	0.976	0.954	0.968	0.976

和污染减排而过分约束、制约经济发展。除此之外,西部地区政府对碳排放交易市场的重视程度不足,对排污强度强和排污量大的企业惩罚力度不够,加之以罚代缴使碳排放权交易市场履约程度低的现象时有发生。西部地区与东部、中部地区相比污染排放企业的分布密度较为稀疏,数量也较少,因此总碳排放量相对较少,排放强度也较低,碳排放权交易政策的施行对西部地区无显著的碳减排作用。除此之外,东部、中部地区经济相较于西部地区较为发达,拥有更多的环境治理资金,碳排放权交易政策的实施会让东部、中部地区投入充足的环境治理投资资金,改善地区环境污染现状以此促进经济发展。因此,政策实施对东部、中部地区碳减排有显著的抑制作用。由此可知碳排放权交易政策的实施对东、中、西部三个区域的碳减排存在明显异质性。

从表4的(2)、(4)、(6)列中可以看出,碳排放权交易政策的实施促进东、中、西部三个区域以人均GDP为代表指标的经济增长并且都在1%的显著性水平下显著,因此碳排放权交易政策的实施可以明显推动经济发展。三个区域虽然在经济发展、科技进步等方面存在一定的差异性,但是在中国各地区碳排放权交易市场运行如火如荼,交易额不断攀升的情况下,当地企业会增加投资,增加科学技术研发和低碳生产技术的投入资金,吸引高水平科技人才,加强技术与人才的双重储备,增强各地区的招商引资竞争力,在地区整体发展进步和地区相互竞争中优化产业结构,转变经济增长方式,最终促进经济的高质量 and 可持续发展。

(六) 中介效应检验

以能源消费结构[煤炭消费量(万吨)与能源消费总量(万吨标煤)的比值]作为碳排放权交易政策对减排效应的中介指标;以产业结构升级(第三产业增加值与一、二产业增加值之比)作为政策对于经济发展的中介变量。依据上文的中介效应模型,并且借鉴温忠麟与叶宝娟(2014)^[4]的做法,选择sobel中介效应检验法,结果如表5所示。从结果可以看出在被解释变量为碳排放强度时, $b=-0.113$, $d=0.426$;被解释变量为经济发展指标即人均GDP时, $b=0.110$, $d=5.393$;系数都在1%的显著性水平下显著,说明能源消费结构对于碳排放强度的中介效应,产业结构升级对于经济发展的中介效应是存在的。

在碳减排方面:碳排放权交易政策的实施加大了

表5 中介效应检验结果

变量	Estru	CI	Upgra	Pergdp
	(1)	(2)	(3)	(4)
RCP	-0.113*** (-3.71)	-0.136*** (-2.95)	0.110*** (7.69)	1.303*** (7.15)
Estru		0.426*** (6.30)		
Upgra				5.393*** (10.01)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
时间、地区 固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
Observation	510	510	510	510

企业排放二氧化碳的约束,对企业施加的碳配额限制压力也会同时加大。企业为满足碳排放权政策的减排要求,会使用绿色环保的能源,改善能源消费结构并且采取低碳的工业技术进行生产。由于煤炭资源消耗会造成较大污染,这要求企业减少煤炭资源消费占总能源消费量的比重,促进能源消费结构改善;随着污染较大的煤炭资源消费占比减少,碳排放强度自然而然会随着能源消费结构的改善而降低,即政策实施降低了煤炭资源消费占比,进而降低了碳排放强度。说明碳排放权交易政策起作用的背后离不开能源消费结构这一中介指标的介导。

在经济发展方面:碳排放权交易政策的实施已经推进了各地实现碳排放强度减小目标的步伐,为了进一步落实政策,各地区必须加快经济向环境友好型和低碳经济转型,重点发展高质量、环境友好型和低碳型的制造业和服务业,从而转移和关停污染产业;企业也会调整自身生产方式,进行改革创新,拓展新兴业务。基于企业与地区政府行为,政策会倒逼产业结构升级并提高经济竞争力。

五、结论与建议

本文基于中国30个省(区、市)碳排放权交易政策的准自然实验,利用2004—2020年的省级面板数据和双重差分估计方法研究碳排放权交易政策是否具有碳减排和经济发展的双重红利效应,通过双向固定效应的双重差分模型进行基准回归,初步可以判断碳排放权交易政策的实施在减小碳排放强度的同时也能促进经济增长。平行趋势检验说明碳排放权交易政策发生时间与实验组趋势显著偏离对照组的时间,即实验组的双重红利效应是由碳排放权交易政策引起的。

安慰剂检验排除了其他政策的影响,进一步说明基准回归中的碳排放权交易政策具有双重红利效应的结果是可靠的。缩尾处理后的再回归排除了面板数据中极端值的影响,同样验证了前文基准回归的结果。碳排放权交易政策的发布与实施对于东、中、西三大区域的经济发展异质性并不明显,但显著促进东、中部地区的碳减排。中介效应检验表明,碳排放权交易政策是通过促进能源消费结构优化和产业结构升级两个中介指标的介导实现对碳减排和经济发展的影响。

实证结论对于推动碳排放权交易和促进污染治理、经济发展有着积极的政策启示,对此提出如下政策建议:

第一,充分兼顾地区差异性,实施具有地区差异性的碳排放权交易政策。地区异质性分析表明碳排放权交易政策的实施对不同地区碳减排有明显的异质性。因此在进一步落实碳排放权交易政策时,应该兼顾不同区域或不同省(区、市)的地域差异性,结合地区环境治理与经济发展状况,实行具有差异性的碳排放权交易政策。要提高西部地区对低碳、绿色、环保和碳减排的重视程度,加大西部地区的政策实施力度,采取措施增强西部地区参与交易的主体意愿和参与度,同时西部地区应该在满足碳减排目标的同时兼顾自身经济增长,实现经济高质量发展。

第二,中介效应分析表明碳排放权交易政策通过两个中介指标——能源消费结构和产业结构升级,实现环境碳减排和经济增长的双重红利效应。要增加科研投入资金,鼓励人才引进,利用人才和科学技术的优势创新低碳绿色技术,开发可再生的清洁能源。将人才和技术优势集中于产业素质的整体提升,集中发展低污染产业和高新技术产业,改造和提升传统产业,改善能源消费结构并且优化产业发展结构。推进煤炭能源清洁高效使用,进行清洁能源的多元化布局,逐步实现化石能源减量替代,有力推进能源生产供应与消费结构的转型。完善能源输送体系,提升能源的智能化管理与利用体系,减少能源非正常损耗。以此加快推进能源结构和产业结构的优化升级,从而实现碳排放权交易政策的最终目的:碳减排和经济发展的双重红利效应。◆

参考文献:

[1]杨继.碳排放交易的经济学分析及应对思路[J].当代财经,

2010(10):16-24.

[2]LO A Y. Carbon emissions trading in China[J]. Nature Climate Change, 2012(11):765-766.

[3]CAO L B, TANG Y Q, CAI B F, et al. Was it better or worse? Simulating the environmental and health impacts of emissions trading scheme in Hubei province, China[J]. Energy, 2021, 217:119427.

[4]傅强,李涛.低碳经济与中国应对:碳排放权交易市场的探索[J].商业经济与管理,2010(9):65-70.

[5]ZHANG Y, ZHANG J K. Estimating the impacts of emissions trading scheme on low-carbon development[J]. Journal of Cleaner Production, 2019, 238:117913.

[6]ZHANG Y F, LI S, LUO T Y, et al. The effect of emission trading policy on carbon emission reduction: evidence from an integrated study of pilot regions in China[J]. Journal of Cleaner Production, 2020, 265:121843.

[7]KEMFERT C, KOHLHAAS M, TRUONG T, et al. The environmental and economic effects of European emissions trading[J]. Climate Policy, 2006(4):441-455.

[8]WANG P, DAI H, REN S, et al. Achieving Copenhagen target through carbon emission trading: Economic impacts assessment in Guangdong Province of China[J]. Energy, 2015, 79:212-227.

[9]WEN F H, ZHAO L L, HE S Y, et al. Asymmetric relationship between carbon emission trading market and stock market: evidences from China[J]. Energy Economics, 2020, 91:104850.

[10]ZHANG Y J, LIANG T, JIN Y L, et al. The impact of carbon trading on economic output and carbon emissions reduction in China's industrial sectors[J]. Applied Energy, 2020, 260:114290.

[11]WANG H, CHEN Z P, WU X Y, et al. Can a carbon trading system promote the transformation of a low-carbon economy under the framework of the porter hypothesis? Empirical analysis based on the PSM-DID method[J]. Energy Policy, 2019, 129:930-938.

[12]HUANG J G, SHEN J, MIAO L. Carbon emissions trading and sustainable development in China: empirical analysis based on the coupling coordination degree model[J]. International Journal of Environmental Research and Public Health, 2021(1):89.

[13]曾诗鸿,李璠,翁智雄,等.碳市场的减排效应研究:来自中国碳交易试点地区的经验证据[J/OL].中国环境科学:1-15 [2021-10-25].https://doi.org/10.19674/j.cnki.issn1000-6923.20211022.007.

[14]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(5):731-745.

(责任编辑:萧静)

“双碳”目标下中国制造业绿色低碳发展的时空演进

孔晓瑞

(河南大学 经济学院, 河南 开封 475004)

摘要: 加快推动制造业绿色低碳发展是建设现代化产业体系、实现高质量发展的应有之义, 而无法度量就无法管理, 在兼顾环境 and 经济效益下测度我国制造业绿色低碳发展水平, 运用 Dagum 基尼系数、Kernel 密度估计和 Moran's I 等方法分析我国 30 个省(区、市)的整体、分行业和分区域制造业绿色低碳发展水平的差异及动态演进特征。结果表明: (1) 整体或分类别下我国制造业绿色低碳发展水平呈现持续上升状态, 但各区域间存在差异, 且传统制造业绿色低碳发展水平提升速度大于先进制造业, 这与传统制造业本身粗放式增长方式碳排放强度较高但下降空间大有关。(2) 整体或分类别下区域内差异和组间超变密度在观察期后期表现为扩大趋势, 尤其是传统制造业更为明显, 存在子样本的交叉重叠, 需注意区域内部的减排机制。(3) 观察期内某地区的绿色低碳发展主要受制于其自身影响因素。

关键词: “双碳”目标; 制造业; 绿色低碳发展; 时空演进

中图分类号: F49; F424

文献标识码: A

文章编号: 2096-8647(2024)04-0010-09

DOI: 10.13999/j.cnki.tjllsj.2024.04.002

一、引言

实现低碳经济转型是高质量发展和可持续发展的必然选择(陈诗一, 2022)^[1], 尤其是党的十八大以来, 在习近平生态文明思想指引下, 中国的绿色发展取得了历史性进展。

但是中国作为发展中国家, 面临着经济增长和节能减排的双重压力。制造业不仅是我国经济发展的中流砥柱, 还是能源消费的重点行业, 是实现“双碳”目标的关键, 我国绿色低碳经济的实现依赖制造业的绿色低碳发展。因此, 为了更好地服务制造业高质量发展, 多维度探讨我国制造业绿色低碳发展水平并分析其时空演进特征是必要且有意义的。

现有相关研究较为丰富, 但多数基于空间视角或者行业分类进行制造业碳排放水平或者碳效率的测度。从空间视角看, 现有文献多从宏观视角出发测度我国区域层面或省级(周迪和王雪芹, 2019)^[2]、经济带(黄德春和沈雪梅等, 2023)^[3]和城市群(肖国安和陈诚

等, 2023)^[4]等层面的碳排放水平、低碳发展效率。从行业视角看, 部分学者测度了我国农业(张俊飏和何可, 2022)^[5]、旅游业(苏振和郑应宏等, 2023)^[6]、制造业(姜明栋和白杨等, 2023)^[7]和工业(蔺雪芹和边宇等, 2021)^[8]等行业碳排放水平及碳排放效率。从绿色低碳发展或绿色转型的内涵看, 行业的绿色转型是指传统生产方式向可持续发展模式的转变, 同时暗含发展模式转变所产生的效益(李金昌和连港慧等, 2023)^[9], 即转变“两高一低”(高排放、高污染、低附加值)的传统发展模式, 推动“两低一高”(低排放、低污染、高附加值)的可持续发展模式(Zhou 和 Li 等, 2022; 武汉大学国家发展战略研究院课题组, 2022)^[10-11]。

由此, 从环境 and 经济等方面出发, 根据“十四五”规划中“培育先进制造业集群”等有关先进制造业的战略部署, 基于行业分类视角对我国制造业绿色低碳发展水平展开测度, 并进一步综合评价分析其时空演进特征, 对推动我国制造业绿色高质量发展具有一定

基金项目: 国家社会科学基金青年项目“数字资源驱动下的制造业技术创新与价值链位移动统计研究”(19CTJ015); 国家社会科学基金重大项目“乡村振兴的治理内涵与绩效测度研究”(22&ZD156)。

作者简介: 孔晓瑞(1989—), 女, 河南周口人, 博士, 讲师, 研究方向为数字化转型、新经济统计。

的启示性。

二、研究设计

(一)制造业的统计分类

为了准确刻画经济数字化转型分类促进制造业的升级效应,理应合理划分先进制造业的统计分类。部分学者综合 OFDI 分类标准、战略性新兴产业、高端装备制造业、高技术产业等范畴,选择电气机械制造业、医药制造业等七个行业作为先进制造业研究样本(孙

明哲和綦天熠,2021)^[12]。綦良群和刘晶磊等(2022)^[13]认为先进制造业不仅涵盖高新技术产业和战略性新兴产业中的制造业部分,还有使用先进制造技术改良后的传统制造业。由此,以有关先进制造业的战略规划和《国民经济行业分类》(GB/T 4754—2017)为蓝本,划定先进制造业的统计范围涉及制造业中的 10 个大类行业,具体如表 1 所示。

表 1 先进制造业统计分类

类别		名称	类别		名称
大类	中类		大类	中类	
26		化学原料和化学制品制造业	36		汽车制造业
	261	基础化学原料制造		361	汽车整车制造
					
	268	日用化学产品制造		367	汽车零部件及配件制造
27		医药制造业	37		铁路、船舶、航空航天和其他运输设备制造业
	271	化学药品原料药制造		371	铁路运输设备制造
					
	276	生物药品制品制造		379	潜水救捞及其他未列明运输设备制造
28		化学纤维制造业	38		电气机械和器材制造业
	281	纤维素纤维原料及纤维制造		381	电机制造
					
	283	生物基材料制造		389	其他电气机械及器材制造
34		通用设备制造业	39		计算机、通信和其他电子设备制造业
	341	锅炉及原动设备制造		391	计算机制造
					
	349	其他通用设备制造业		399	其他电子设备制造
35		专用设备制造业	40		仪器仪表制造业
	351	采矿、冶金、建筑专用设备制造		401	通用仪器仪表制造
					
	359	其他专用设备制造		409	其他仪器仪表制造业

注:依据《国民经济行业分类》(GB/T 4754—2017)整理所得。

(二)制造业绿色低碳发展水平的测度

在“双碳”和“制造业强国”战略目标要求下,制造业作为经济低碳绿色发展的主战场,进行低碳绿色升级是重塑我国制造业竞争优势的现实需要,是推动我国经济发展的内在要求,更是推动可持续发展的必然选择。

有关制造业低碳绿色升级概念的研究,随着经济社会的发展和人们思想的转变其侧重点不同。一是强调以生态文明为导向,实现环境友好型发展;二是强调结果上实现经济效益和环境效益的双赢,在强调环境效益的基础上兼顾经济效益;三是强调制造业生产

系统全过程绿色化,以资源高效利用和环境友好为导向,以绿色技术创新为核心,坚持从研发、设计、采购、生产、销售等全流程采用更加绿色的生产方式、生产设备和生产工艺,更注重环境效益和经济效益协调发展的过程。

综合看,制造业低碳绿色升级就是要兼顾环境效应和经济效益两个方面。由此,本文所指制造业绿色低碳发展水平在兼顾环境(碳排放总量)和经济发展水平下,以制造业碳排放强度来衡量,首先测出各个地区的制造业碳排放总量,而后除以各地区不变价总产值,最终得出制造业碳排放强度。

1. 制造业碳排放总量的测度方法及结果

由前文可知,关于碳排放量的测度目前未有官方统一标准,既有主流研究方法是通过能源消耗估算,具体又分为两种:第一种是自下而上法,根据企业具体产品和项目排放的二氧化碳(CO₂)量进行汇总,该方法获得的数据真实,但是具体到不同地区的每个企业,实施难度较大,获取完整全面碳排放数据的可能性较低;第二种方法是从上而下法,源自联合国政府间气候变化专门委员会制定的 IPCC(Intergovernmental

Panel on Climate Change)法,基于各地区各行业能源消耗的总量及各类能源 CO₂ 转换系数,最终求得碳排放总量 C_{ijt}。基于 IPCC(2019)修订的清单指南,制造业碳排放具体测度公式见式(1):

$$C_{ijt} = \sum \varphi_k E_{ijkt} \quad (1)$$

其中,i 表示省(区、市),j 表示行业,t 表示时间,E_{ijkt} 表示第 i 个省份的制造业的第 j 个行业(j=1,2,⋯,29)^①在第 t 年消耗的第 k 种能源的总量(k=1,2,⋯,11),φ_k 表示第 k 种能源消耗 CO₂ 转换系数,具体见表 2。

表 2 能源消耗 CO₂ 转换系数

k	原煤	焦炭	原油	汽油	煤油	柴油	燃料油	天然气	电力
φ _k	1.90	2.86	3.02	2.93	3.02	3.10	3.17	2.16	1.30

注:能源分类来源于《中国能源统计年鉴》。

目前碳排放第二种测度方法较为通用,主要通过追踪温室气体排放的来源,基于各地区各部门 CO₂ 排放总量进行汇总。本文着眼于中国各省(区、市)制造业碳排放强度,因此选择使用第二种方法来核算各省(区、市)制造业碳排放总量,所需碳排放数据来源于中国碳核算数据库^②,根据 2011—2019 年中国 30 个省(区、市。港澳台和西藏除外)分部门碳排放清单和制造业对应行业碳排放总量汇总得出各个省(区、市)制造业碳排放数据^③。

2. 制造业碳排放强度的测度方法及结果

碳排放强度的计算公式为碳排放总量与生产总值的比值,用 CE_{it} 来表示,如(2)所示。

$$CE_{it} = \sum_{j=1}^{29} C_{ijt} / Y_{it} \quad (2)$$

其中,∑_{j=1}²⁹ C_{ijt} 表示 i 省(区、市)在 t 年制造业碳排放总量,j(j=1,2,⋯,29)表示国民经济行业分类,Y_{it} 指 i 省(区、市)在 t 年的制造业总产值,由于近几年各省(区、市)有关制造业等分行业生产总值数据的缺失,本文以同样反映产出水平的制造业总产值进行替代(导致最终测度结果普遍降低,但反映内容、原理以及趋势不变),对于个别省(区、市)的制造业生产总值在个别年份缺失的情况,本文采用插值法、平滑移动平均法测度,或结合其历年制造业总产值与营业收入的

表 3 2011—2019 年中国制造业碳排放强度测度结果

单位:吨/万元

区域		2011 年	2012 年	2013 年	2014 年	2015 年	2016 年	2017 年	2018 年	2019 年	年均降速(%)
东部地区	北京	0.0701	0.0688	0.0566	0.0470	0.0459	0.0414	0.0378	0.0296	0.0279	10.89
	天津	0.4035	0.3954	0.3725	0.3451	0.3270	0.3066	0.2924	0.2797	0.2592	5.38
	河北	1.3589	1.2117	1.1913	1.0824	0.9978	0.9604	0.9278	0.9055	0.8989	5.03
	上海	0.1789	0.1640	0.1637	0.1557	0.1531	0.1399	0.1191	0.0923	0.0887	8.39
	江苏	0.3260	0.2903	0.2701	0.2624	0.2583	0.2467	0.2397	0.2284	0.2162	5.00
	浙江	0.4165	0.3905	0.3733	0.3573	0.3339	0.3177	0.2917	0.2738	0.2469	6.33
	福建	0.3851	0.3643	0.3586	0.3327	0.3177	0.2931	0.2776	0.2579	0.2370	5.89
	山东	0.3895	0.3788	0.3696	0.3557	0.3385	0.3128	0.2873	0.2512	0.2324	6.25
	广东	0.1151	0.1082	0.0929	0.0829	0.0792	0.0737	0.0680	0.0639	0.0593	7.95

①行业划分依据为《国民经济行业分类》(GB/T 4754—2017)。

②<https://www.ceads.net.cn/>。

③限于篇幅,碳排放测度结果留存备索。

(续表) 单位:吨/万元

区域		2011 年	2012 年	2013 年	2014 年	2015 年	2016 年	2017 年	2018 年	2019 年	年均降速 (%)
	海南	0.6165	0.5725	0.6018	0.6008	0.6389	0.6591	0.6027	0.5170	0.4612	3.56
	均值	0.4260	0.3944	0.3850	0.3622	0.3490	0.3351	0.3144	0.2899	0.2728	5.42
中部地区	山西	1.7079	1.6265	1.5410	1.4690	1.3233	1.2846	1.1709	1.0451	0.9853	6.64
	安徽	0.4102	0.3989	0.3708	0.3643	0.3533	0.3322	0.3114	0.2911	0.2705	5.07
	江西	0.4465	0.4408	0.4238	0.3771	0.3592	0.3262	0.2980	0.2796	0.2701	6.09
	河南	0.5235	0.4183	0.3573	0.3554	0.3347	0.3189	0.2950	0.3049	0.2868	7.25
	湖北	0.4289	0.3825	0.3628	0.3445	0.3238	0.2949	0.2705	0.2598	0.2491	6.57
	湖南	0.4715	0.4299	0.3517	0.3424	0.3336	0.3509	0.3497	0.2996	0.2925	5.79
	均值	0.6648	0.6162	0.5679	0.5421	0.5046	0.4846	0.4493	0.4134	0.3924	6.38
西部地区	内蒙古	1.4664	1.3034	1.2146	1.1687	1.0551	0.9503	0.8961	0.8378	0.7715	7.71
	广西	0.8620	0.7957	0.7612	0.6448	0.6123	0.5845	0.5585	0.5204	0.4890	6.84
	重庆	0.4293	0.3877	0.3686	0.3529	0.3278	0.2901	0.2788	0.2535	0.2317	7.42
	四川	0.5312	0.5292	0.4592	0.4438	0.4091	0.3733	0.3416	0.3229	0.2966	7.02
	贵州	1.5352	1.3153	1.2845	1.1053	1.0254	0.9088	0.8325	0.7442	0.6954	9.43
	云南	1.2300	1.2214	1.0940	0.9290	0.8912	0.9501	0.8794	0.8351	0.6644	7.41
	陕西	1.0359	0.9607	0.8852	0.8279	0.7841	0.7128	0.6670	0.5795	0.5180	8.30
	甘肃	1.5840	1.4685	1.3019	1.2612	1.2546	1.1580	1.0986	1.1066	1.0310	5.23
	青海	1.6115	1.5304	1.4473	1.3344	1.3531	1.3455	1.1129	1.0919	1.0205	5.55
	宁夏	1.2981	1.1299	0.9740	0.8610	0.8718	0.7507	0.7285	0.7256	0.6876	7.64
	新疆	1.4772	1.4009	1.2949	1.1249	1.0093	0.9526	0.9425	0.9350	0.8915	6.12
	均值	1.1873	1.0948	1.0078	0.9140	0.8722	0.8161	0.7578	0.7229	0.6634	7.02
东北地区	辽宁	0.7407	0.4790	0.4851	0.4722	0.4901	0.4717	0.4488	0.4336	0.4216	6.80
	吉林	0.8402	0.7913	0.7627	0.7353	0.6819	0.6647	0.6309	0.6272	0.5794	4.54
	黑龙江	1.0784	0.9686	0.8674	0.8144	0.7753	0.7588	0.7333	0.6861	0.6795	5.61
	均值	0.8864	0.7463	0.7050	0.6740	0.6491	0.6317	0.6043	0.5823	0.5601	5.58
全国	均值	0.7990	0.7308	0.6819	0.6317	0.6020	0.5710	0.5330	0.5026	0.4687	6.45

对比关系进行估算,具体测度结果见表 3。

(三)研究方法

1. Dagum 基尼系数

Dagum 基尼系数可分解为区域内和区域间净差异以及超变密度三个板块。其中,超变密度能够识别子系统间的交叉重叠现象,并衡量该交叉项对总体差异的贡献,可用于深入分析总体差异及来源,有利于追根溯源并探索解除差异的具体路径。

本文用 G_w 表示四大区域内制造业绿色低碳发展水平差异, G_{nb} 表示四大区域间制造业绿色低碳发展水平差异, G_t 表示四大区域制造业绿色低碳发展水平交叉影响的一种基尼系数余额,计算公式如下:

$$G_w = \sum_{j=1}^4 G_{jj} p_j s_j \tag{3}$$

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

$$G_t = \sum_{j=2}^4 \sum_{h=1}^{j-1} G_{jh} (p_j s_h + p_h s_j) (1 - D_{jh}) \tag{5}$$

其中, $p_j = n_j/n$ 为 j 区域内省(区、市)个数占比(p_h 同理), $s_j = (n_j \bar{y}_j)/(n \bar{y})$ 。 D_{jh} 是 j 区域和 h 区域制造业绿色低碳发展水平的相对影响, 计算公式为 $D_{jh} = (d_{jh} - p_{jh}) / (d_{jh} + p_{jh})$, 其中, $d_{jh} = \int_0^\infty dF_j(y) \int_0^y (y-x) dF_h(x)$, d_{jh} 为区域间制造业绿色低碳发展水平的差值, $p_{jh} = \int_0^\infty dF_h(y) \int_0^y (y-x) dF_j(x)$, p_{jh} 为超变一阶矩, 分别表示 j 区域和 h 区域中满足 $y_{jt} - y_{ht} > 0$ 和 $y_{jt} - y_{ht} < 0$ 条件的所有样本值之和的数学期望, 且 j (h) 区域的累计密度分布函数用 F_j

(F_h)表示。

2. 核密度估计

核密度估计(Kernel Density Estimation)主要应用于分析和解释经济增长演进的收敛性,是一种利用密度制图的方法。本文借用 Kernel 密度函数估计来探索全国和各个区域制造业绿色低碳发展水平绝对差异的分布动态演进规律。设 $f(x)$ 为中国制造业绿色低碳发展水平的密度函数,则:

$$f(x) = \sum_{i=1}^N K(x_i - \bar{x}/h) / Nh \quad (6)$$

式(6)中, N 为观察值的个数(30×10), $K(\cdot)$ 是核函数,表示一种加权函数或平滑函数,本文选择使用比较普遍且符合 x_i 作为观察值为独立同分布的高斯函数,表达式为 $K(x) = \exp(-x^2/2)/2\pi$ 。 h 为核密度带宽,带宽越窄,呈现的概率密度曲线越不光滑,表明包含噪声越多,反之概率密度曲线越光滑,但会丢失部分信息,使估计的结果有偏差,因此,带宽的选择很重要。本文依据实际所得概率密度与使用数据集估计的概率密度差值的平方最小原理,可得 $h = cN^{-0.2}$,其中 c 为常数等于 $0.9Se$ (Se 为标准差。叶阿忠,2004)^[14]。

3. 莫兰指数

目前用于衡量空间相关性最具有代表性的指标是莫兰指数(Moran's I),根据表达式不同,分为式(7)全局莫兰指数和式(8)局部莫兰指数。其中,全局莫兰指数从整体上检验或反映各省(区、市)间是否存在空间相关性,局部莫兰指数进一步刻画各个省(区、市)之间的相关程度,具体出现的集聚模式如何。两者计算公式如下:

$$I = n \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \omega_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x}) / \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \omega_{ij} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 (i \neq j) \quad (7)$$

$$I_i = \frac{x_i - \bar{x}}{S^2} \sum_{j=1}^n \omega_{ij} (x_j - \bar{x}) \quad (8)$$

其中, x_i 代表第 i 省(区、市)的制造业绿色低碳发展水平, $\bar{x}$ 为观察期内各省(区、市)制造业绿色低碳发展水平的平均值, $S^2 = 1/n \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2$ 。Moran's I 的取值在 -1 和 1 之间,若 Moran's I > 0 ,则表示中国制造业绿色低碳发展水平存在显著的空间正相关性,且 Moran's I 越趋近 1 ,表示区域间的正相关性越强;反之,若 Moran's I < 0 ,则表示中国制造业绿色低碳发展水平存在显著的空间负相关性,即经济数字化高低极端区域

间存在集聚现象。

4. 空间权重矩阵

不同的空间权重矩阵会使计算的莫兰指数不同,进而得出不同结论。既有研究常用的空间权重矩阵主要分为邻接、地理距离权重和经济矩阵三类。若单独选择某一类权重矩阵计算莫兰指数会有所偏误,且在数字时代,数字资源要素的空间配置已经不同于传统的路径和格局,数据资源的产生及数字技术的应用已经超越地理空间限制。因此,本文顾及全空间地理位置和经济发展水平,使用经济地理嵌套权重矩阵计算莫兰指数,具有一定的科学性和全面性。

$$W_{\text{地理}} = (w_{ij})_{n \times n} = (1/d_{ij})_{n \times n} (i \neq j) \quad (9)$$

$$W_{\text{经济}} = \text{diag}(\bar{Y}_1/\bar{Y}, \bar{Y}_2/\bar{Y}, \dots, \bar{Y}_n/\bar{Y}) \quad (10)$$

$$W_{\text{经济地理}} = W_{\text{地理}} \times W_{\text{经济}} \quad (11)$$

其中, $W_{\text{地理}}$ 为地理距离矩阵,本文采用一次方反距离矩阵, d_{ij} 表示第 i 和第 j 两地区之间的距离,计算公式为 $d_{ij} = \arccos\{(\sin\theta_i \times \sin\theta_j) + [\cos\theta_i \times \cos\theta_j \times \cos(\Delta\tau)]\} \times R$, θ_i 和 θ_j 分别表示两地区的纬度和经度, $\Delta\tau$ 为两个地区之间的经度之差, R 为地球半径。 $W_{\text{经济}}$ 表示经济距离对角矩阵, $\bar{Y} = 1/n \sum_{k=1}^n \bar{Y}_k$, $\bar{Y}_k$ 表示第 k 个省(区、市)观察期内制造业绿色低碳发展水平的均值。

三、制造业绿色低碳发展的时序演变特征

(一) 基本特征分析

1. 整体制造业碳排放及制造业碳排放强度基本特征分析

为进一步探究制造业绿色低碳发展状况,将制造业碳排放趋势与制造业碳排放强度趋势进行对比分析,见图 1。

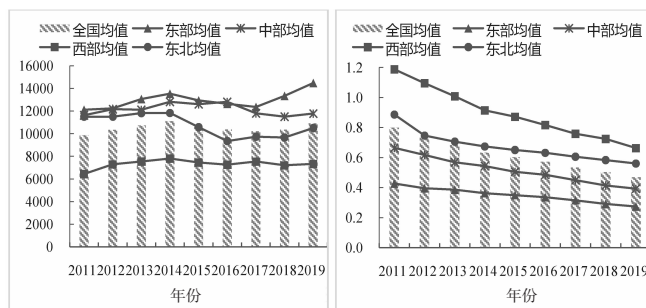


图 1 全国及各区域制造业碳排放(左)和制造业碳排放强度(右)趋势图

从整体看,中国制造业碳排放总量在观察期内表现为上升、下降再上升趋势,中国制造业碳排放强度整体表现为下降趋势。由此可知,中国制造业总产值逐年

增加,且产出效应大于碳排放增加效应,我国制造业由传统粗放式的增长方式逐渐转变为集约式增长方式,由此证实我国低碳政策措施发挥了积极效应。

分区域看,各区域制造业碳排放总量和制造业碳排放强度在观察期内变化趋势同全国类似,但各区域又存在差异。从图1可知,左图中东部地区制造业碳排放总量最大,右图中东部地区制造业碳排放强度最低且处于持续下降状态;左图中西部地区制造业碳排放总量最小,右图中西部地区制造业碳排放强度最高,这与区域经济发展水平成正向关系,东部地区经济发展水平较高,制造业生产过程中对能源消耗的需求量较大,产生的碳排放总量较多,但总产值较大,产出效应大于碳排放效应,由此二者的比值碳排放强度则较小。西部工业不发达,制造业总产值较低,且在“东数西算”等工程影响下,其碳排放强度下降空间较大,且年均降速最快(7.02%)。同时,随着“中部地区崛起”等战略的引导和鼓励,中部地区在经济发展水平提升的同时向绿色化生产靠拢,其碳排放强度年均降速仅次于西部区域。东北地区“老工业”问题严重,碳排放强度年均降速一般,但高于东部区域。从降速看,制造业碳排放强度各区域间的差异逐渐减小,存在“你追我赶”效应,表明制造业碳排放强度具有一定的收敛性,但各区域是否能收敛为一致的稳态,还需依靠区域间协调的碳排

放协作机制。

分省(区、市)看,大多数省(区、市)制造业碳排放和碳排放强度在观察期内分别呈现上升和下降趋势(见图2),但又不尽相同,具体表现为:第一,从时序变化看,北京(1)、上海(9)制造业碳排放和制造业碳排放强度表现为双低且双降趋势;第二,从绝对值看,河北(3)、山西(4)、辽宁(6)、江苏(10)、山东(15)、河南(16)、四川(23)等省份制造业碳排放较高,尤其是河北、江苏等。而北京(1)等科技发达地区,海南(21)等旅游业发达地区,以及甘肃(27)、青海(28)和宁夏(29)等工业不发达省(区)制造业碳排放较低。河北(3)、山西(4)、内蒙古(5)、辽宁(6)、吉林(7)、黑龙江(8)、广西(20)、贵州(24)、云南(25)、甘肃(27)、青海(28)、宁夏(29)和新疆(30)等省(区)制造业碳排放强度较高,主要为制造业大省(区)或者西部不发达地区,与我国经济发展水平和综合竞争力分布的空间格局较为契合,其次为宁夏、内蒙古等地。反之,北京(1)、上海(9)、江苏(10)、浙江(11)、福建(13)、广东(19)等经济科技水平较发达地区的制造业碳排放强度较低,主要在于这些地区具有先进制造业和现代服务业集聚的优势,有助于其在增加总产值的同时减少碳排放。整体看,全部省(区、市)制造业碳排放强度呈持续降低态势,表明各地区一直遵循绿色化发展原则,且取得了积极效果。

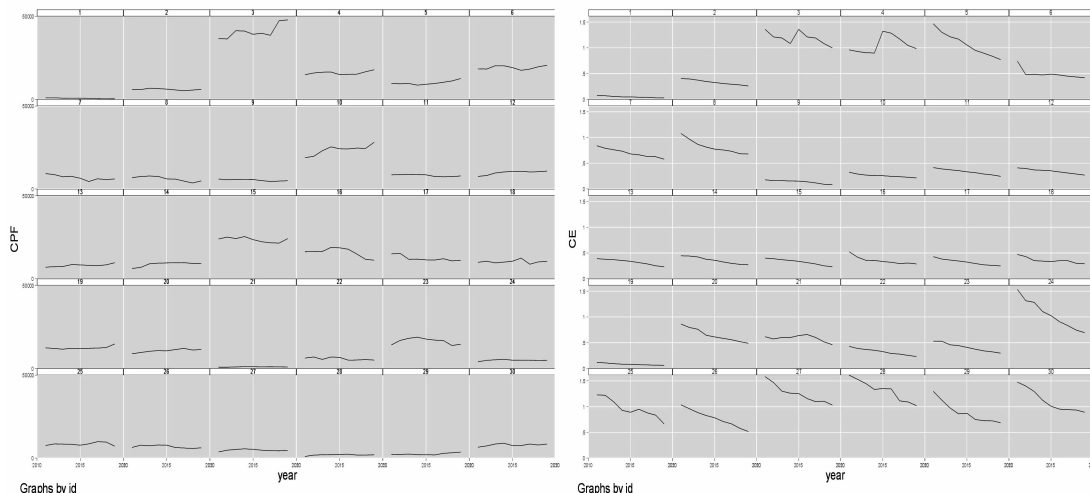


图2 各省(区、市)制造业碳排放(左)和制造业碳排放强度(右)面板趋势图

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

2. 分类别制造业碳排放强度基本特征分析

为可视化各个省(区、市)和全国四大区域先进制

造业与传统制造业碳排放强度的时序演进特征,本文基于逐年测度结果绘制面板趋势图,具体见图3。

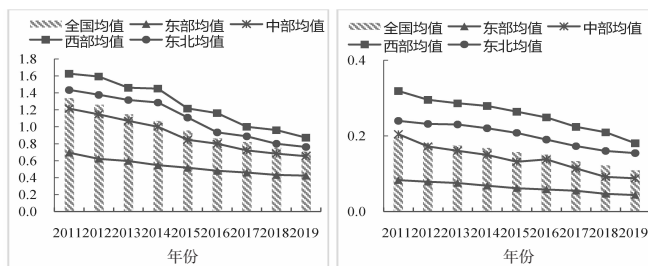


图3 2011—2019年中国四大区域传统制造业(左)与先进制造业(右)碳排放强度

从整体看,中国传统制造业与先进制造业碳排放强度均表现为下降趋势,表明我国制造业逐渐向集约化、绿色化发展方式转变。

分类别分区域看,传统制造业与先进制造业各区域碳排放强度大小均表现为西部>东北>中部>东部。但从时序变化图看,传统制造业各区域下降速度大于先进制造业,这与传统制造业本身粗放式增长方式碳排放强度较高但下降空间大有关。同时,传统制造业、先进制造业各区域下降速度大小排序不同,传统制造业为东北区域下降速度最快(7.36%),西部区域次之(6.77%),中部和东部区域较低,与前文所述传统制造业碳排放强度相对较高下降空间较大,尤其是东北区域和西部区域,传统制造方式较为粗放,具有明显的“两高一低”(高排放、高污染、低附加值)特征有关;先进制造业为西部区域下降最快(7.03%),中部区域次之(6.73%),东北和东部区域相对较低,先进制造业中西部部和中部区域,随着“东数西算”和“中部地区崛起”的推进,其降碳增产的追赶效应较为明显。

分省(区、市)看,在观察期内各省(区、市)先进制

造业和传统制造业碳排放强度基本均呈下降趋势,但又不尽相同,具体如图4所示。从绝对值看,北京(1)、广东(19)、浙江(11)和福建(13)等地传统制造业和先进制造业碳排放强度表现为“双低”。山西(4)、内蒙古(5)、黑龙江(8)、贵州(24)、云南(25)、甘肃(27)、青海(28)和新疆(30)等地传统制造业和先进制造业碳排放强度表现为“双高”。相对来说,东北区域和西部区域的传统制造业碳排放强度下降速度较快,与前文结果相符,再次表明我国制造业绿色低碳发展战略规划取得积极效应。

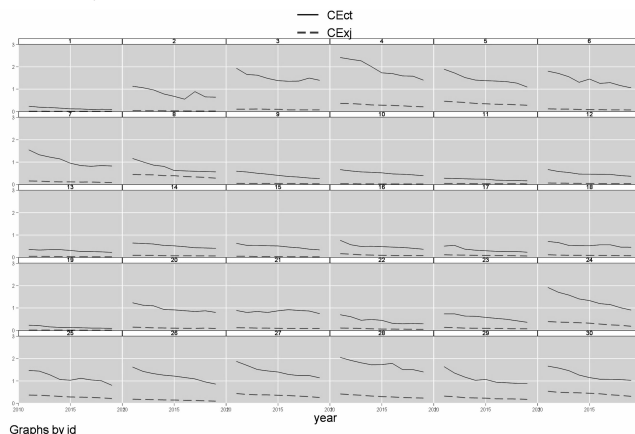


图4 2011—2019年各省(区、市)分类别制造业碳排放强度面板趋势图

(二) 区域差异分解

1. 整体制造业碳排放强度区域间差异分解

为了进一步分析各区域间的差异来源,本文使用Dagum 基尼系数对区域间差异进行分解,具体结果如图5所示。

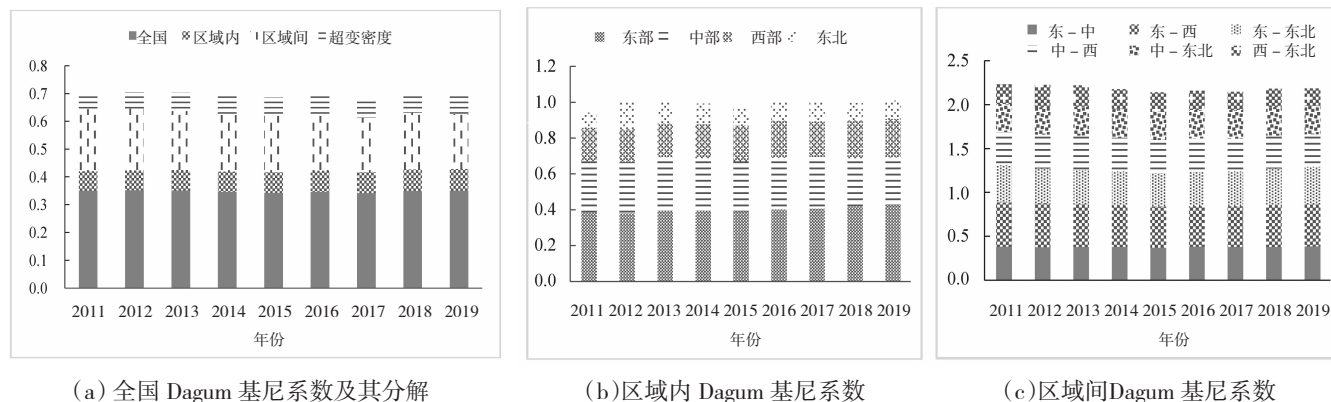


图5 区域差异分析图

从全国层面看,由图5(a)可得中国制造业碳排放强度基尼系数观察期内均值为0.3481,整体表现为先下降后上升趋势,说明中国制造业绿色低碳发展不平衡,且该种不平衡主要来自区域间差异。

分区域看,区域间差异在观察期后期呈下降趋势,区域内差异和超变密度有扩大趋势,与图5(b)和(c)一致。由此可得,在持续完善区域间的碳排放合作机制下,需要注意区域内碳排放的合作机制。同时,组间

超变密度的扩大,说明存在子样本的交叉重叠,即低碳区域内存在制造业碳排放强度高的省(区、市)高于高碳区域内制造业碳排放强度低的省(区、市)。

2. 分类别制造业碳排放强度区域间差异分解

为进一步分析分类别制造业碳排放强度的不平衡性,本文分别计算传统制造业和先进制造业碳排放强度的 Dagum 基尼系数并对其进行分解,具体结果如图 6 所示。

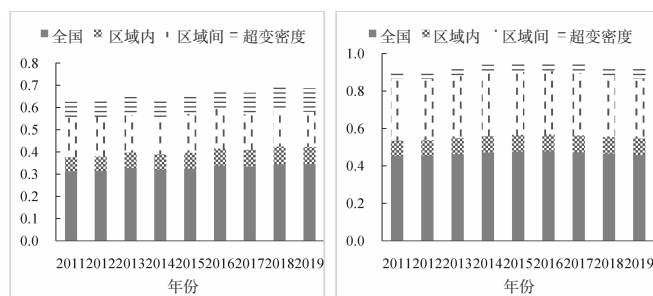


图 6 传统制造业(左)和先进制造业(右)碳排放强度 Dagum 基尼系数及其分解

从整体基尼系数看,中国传统制造业和先进制造业碳排放强度基尼系数观察期内均值分别为 0.3292 和 0.4657,先进制造业绿色低碳发展的不平衡性相对较大。但从变化趋势看,传统制造业碳排放强度变化

趋势复杂,且后期大于前期,先进制造业呈先上升后下降的趋势,表明先进制造业绿色低碳发展的不平衡性总体趋势是下降的。

从分解结果看,传统制造业和先进制造业的绿色低碳发展不平衡性主要来自区域间差异,从分解结果变化趋势看,区域间差异逐渐减小,区域内差异和超变密度呈上升趋势,尤其是传统制造业更为明显。表明制造业在绿色低碳转型升级时区域内各地表现不一致,且这种差异愈发明显,与前文所述一致。

四、制造业绿色低碳发展的空间演变特征

为考察我国制造业绿色低碳发展空间演变特征,本文分别使用邻接矩阵、经济距离矩阵和经济地理嵌套矩阵,计算 2011—2019 年中国制造业碳排放强度全局莫兰指数(Moran's I)。

(一)整体制造业绿色低碳发展空间演变特征

由表 4 可知,在三种空间权重矩阵下,2011—2019 年中国制造业碳排放强度的全局 Moran's I 均为正值,但由 p 值可得在 5%显著性水平均不显著。由此表明,中国制造业碳排放强度空间自相关性不显著,即观察期内某地区制造业的绿色低碳发展主要受制于其自身影响因素。

表 4 2011—2019 年制造业碳排放强度 Moran's I

年份	邻接矩阵		经济距离矩阵		经济地理嵌套矩阵	
	Moran's I	p 值	Moran's I	p 值	Moran's I	p 值
2011	0.101	0.196	0.087	0.151	0.102	0.150
2012	0.100	0.234	0.085	0.162	0.101	0.154
2013	0.101	0.190	0.083	0.176	0.100	0.152
2014	0.102	0.168	0.084	0.156	0.103	0.128
2015	0.102	0.165	0.092	0.114	0.108	0.096
2016	0.104	0.133	0.109	0.086	0.110	0.090
2017	0.102	0.165	0.100	0.103	0.108	0.102
2018	0.100	0.262	0.123	0.078	0.115	0.092
2019	0.100	0.276	0.125	0.076	0.113	0.096

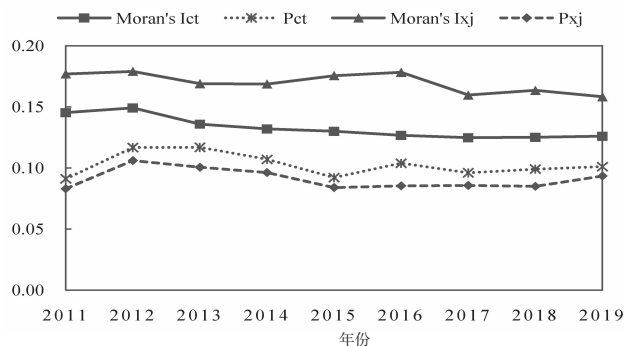


图 7 传统制造业(ct)和先进制造业(xj)碳排放强度 Moran's I

(二)分类别制造业绿色低碳发展空间演变特征

由图 7 可知,2011—2019 年中国传统制造业和先进制造业碳排放强度的全局莫兰指数 Moran's I 均为正值,但由 p 值可得在 5%显著性水平下均不显著,即传统制造业和先进制造业碳排放强度不具有显著的空间自相关性。

五、结论

在兼顾环境和经济效益下测度我国制造业绿色低碳发展水平,并运用 Dagum 基尼系数、Kernel 密度估

计和 Moran's I 等方法分析了我国 30 个省(区、市)的整体、分行业和分区域的制造业绿色低碳发展水平的差异、差异来源分解及时空动态演进特征。主要结论与建议如下:

第一,基于测度结果看,整体抑或是分类别下我国制造业绿色低碳发展水平呈现持续上升状态,表明中国推进经济发展和节能减排取得了切实进展,我国制造业逐渐向集约化、绿色化发展方式转变;分区域看,整体制造业绿色低碳发展水平排序一致,均表现为东部>中部>东北>西部;从时序变化情况看,各区域分类别制造业绿色低碳发展水平提升速度存在差异,传统制造业各区域提升速度大于先进制造业,这与传统制造业本身粗放式增长方式碳排放强度较高但下降空间大有关。先进制造业中西部和中部区域,随着“东数西算”和“中部地区崛起”的推进,其降碳增产的追赶效应较为明显。

由此可得,“双碳”目标下制造业绿色低碳发展的过程中,东北区域优先从传统制造业也就是“老工业”问题方面着手,西部区域和中部区域在新时期下随着数字化技术的应用优先完成先进制造业绿色低碳发展,进而带动其传统制造业升级。

第二,基于差异来源分解看,基尼系数值,整体表现为先下降后上升趋势,中国制造业碳排放强度不平衡,且不平衡主要来自区域间差异;进一步分类别可得中国先进制造业绿色低碳发展的不平衡性较大,但从其变化趋势看,传统制造业碳排放强度变化趋势复杂,且后期大于前期,先进制造业呈现先上升后下降的趋势,由此也表明先进制造业碳排放强度的不平衡性趋势下降;进一步分解看,整体上或分类别下区域内差异和组间超变密度在观察期后期表现为扩大趋势,尤其是传统制造业更为明显,表明制造业在绿色低碳转型升级时区域内各地表现不一致,且这种差异愈发明显。

由此可得,在持续完善区域间碳排放合作机制的同时,需要注意区域内碳排放的合作机制,针对子样本的交叉重叠,各区域需制定相应的联合减排机制,以相对发达地区带动周围地区制造业升级,在政策模仿的同时要因地制宜,避免“一刀切”加剧区域间制造业绿色低碳发展水平的差距。

第三,基于空间演变特征看,在三种空间权重矩阵下,中国制造业碳排放强度的全局 Moran's I 均为正值,但在 5%显著性水平均不显著,分类别下所得结果

相似。表明中国制造业绿色低碳发展空间自相关性不显著,即观察期内某地区的绿色低碳发展主要受制于其自身影响因素。

由此可知,制造业绿色低碳发展短时间内要注重自身发展影响因素。长期看,随着数字经济的发展、数据资源的共享和要素的流动,需要注重区域间的联动发展。◆

参考文献:

- [1]陈诗一.低碳经济[J].经济研究,2022(6):12-18.
- [2]周迪,王雪芹.中国碳排放效率与产业结构升级的耦合度及耦合路径[J].自然资源学报,2019(11):2305-2316.
- [3]黄德春,沈雪梅,竺运.长江经济带制造业碳排放效率的时空演变及影响因素研究[J].长江流域资源与环境,2023(6):1113-1126.
- [4]肖国安,陈诚,高雅捷.中国五大城市群碳排放效率的动态演进特征及影响因素分析[J].统计与决策,2023(21):159-163.
- [5]张俊飏,何可.“双碳”目标下的农业低碳发展研究:现状、误区与前瞻[J].农业经济问题,2022(9):35-46.
- [6]苏振,郑应宏,郭峦.数字经济对旅游业碳排放效率的影响及门槛效应[J].中国人口·资源与环境,2023(8):69-79.
- [7]姜明栋,白杨,王奇.我国制造业低碳发展的省际差异及其驱动因素研究[J].经济体制改革,2023(2):77-85.
- [8]蔺雪芹,边宇,王岱.京津冀地区工业碳排放效率时空演化特征及影响因素[J].经济地理,2021(6):187-195.
- [9]李金昌,连港慧,徐蔼婷.“双碳”愿景下企业绿色转型的破局之道:数字化驱动绿色化的实证研究[J].数量经济技术经济研究,2023(9):27-49.
- [10]ZHOU S Y,LI W,LU Z G,et al.A technical framework for integrating carbon emission peaking factors into the industrial green transformation planning of a city cluster in China[J].Journal of Cleaner Production,2022(344):131091.
- [11]武汉大学国家发展战略研究院课题组.中国实施绿色低碳转型和实现碳中和目标的路径选择[J].中国软科学,2022(10):1-12.
- [12]孙明哲,慕天熠.先进制造业服务化推动 GVC 升级机理及影响因素研究[J].商业研究,2021(5):28-34.
- [13]慕良群,刘晶磊,吴佳莹.服务化对先进制造业全球价值链升级的影响机制:基于企业二元能力视角的研究[J].中国软科学,2022(4):95-104.
- [14]叶阿忠.非参数计量经济联立模型的变窗宽估计理论[J].管理科学学报,2004(1):30-37.

(责任编辑:萧静)

中国制造业企业数字化转型 对碳排放强度的影响研究

陈 军^{1,2} 张靖凯¹

(1.新疆师范大学 商学院,新疆 乌鲁木齐 830017;2.丝绸之路经济带核心区产业高质量发展研究中心,
新疆 乌鲁木齐 830017)

摘要:在“双碳”目标指导下,制造业企业的数字化转型成为缓解能源短缺与环境问题的关键力量。基于2012—2021年中国制造业上市公司年度数据,实证分析制造业企业数字化转型对碳排放强度的影响。结果表明:数字化转型有助于降低企业的碳排放强度。具体而言,数字化转型通过提高内部控制的有效性促进企业绿色技术创新,实现节能减排,融资约束具有强化这一机制的作用。企业数字化转型的节能减排效果受企业股权性质、环境规制强度等条件的影响。对此,应增加企业的数字化投入,重视企业绿色技术创新水平的提高,强化企业内部控制的有效性,同时完善金融体系,以加强企业数字化转型对碳排放的促进作用。

关键词:数字化转型;碳排放;绿色技术创新;内部控制;融资约束

中图分类号:F061.5

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2024)04-0019-06

DOI:10.13999/j.cnki.tjllsj.2024.04.003

一、引言

改革开放以来,我国逐步构建了较为完整的工业体系,加入WTO为我国制造业的发展注入了强大动力。制造业中的重工业大多为能源密集型,在飞速发展的同时造成了大气污染、水污染,这使制造业成为我国碳排放总量的主要贡献者之一。因此,节能减排在制造业领域的推进,对国家整体减排目标的实现至关重要。

随着数字时代的到来,数字化成为各领域的发展浪潮,制造业作为重要的支柱产业,推进其数字化转型是大势所趋。2022年8月,工信部、国家发展改革委、生态环境部联合印发《工业领域碳达峰实施方案》,提出包括加快工业绿色低碳技术变革和主动推进工业领域数字化转型在内的六大任务。在碳约束时代,制造业碳减排是促进制造业绿色发展、推动我国经济发展方式转变、早日实现双碳目标的急迫所需,而制造业数字化转型提供了现实可行的道路。在数字化和碳约束重叠背景下,加强对制造业节能减排的研究,推动制造业向更加绿色低碳的方向发展,协同实现制造

业高效能和碳减排目标,是新发展阶段我国进一步实现高质量发展的重要任务。

二、文献综述

(一)关于制造业数字化转型的研究

目前关于制造业数字化转型的研究主要集中在以下方面:一是制造业数字化转型的概念及测度;二是制造业企业数字化转型的驱动机制及问题探讨。刘飞(2020)^[1]认为数字化转型的内涵经历了信息化、数字化、数字化转型三个阶段。姜卫民和郑琼洁等(2023)^[2]认为制造业数字化是物联网、大数据、人工智能等新一代信息通信技术融入制造业产品设计、生产流程管理、仓储物流、售后服务等环节,推动生产方式变革,提升企业质量、效率、创新力和竞争力的过程。关于企业数字化转型的测度,李继学和高照军(2013)^[3]使用企业年报中固定资产和无形资产的子项目作为测度指标。杨德明和刘泳文(2018)^[4]使用企业年报中的关键词构建反映企业实施“互联网+”程度的指数。何帆和刘红霞(2019)^[5]通过构建“0-1”虚拟变量观测企业是否进行数字化转型。吴非和胡慧芷等(2021)^[6]使用Python

作者简介:陈军(1973—),男,新疆乌鲁木齐人,博士,教授,研究方向为区域经济;张靖凯(1997—),男,河南驻马店人,硕士研究生,研究方向为数字经济。

整理上市企业年报并归纳“数字化转型”的关键词来刻画数字化转型程度。关于制造业企业数字化转型的驱动机制,现有研究表明研发投入、金融支持、高管学历和企业规模等(胡青,2020;孔存玉和丁志帆,2021;童雨,2022)^[7-9]对企业数字化转型产生正向影响。

(二)关于制造业数字化转型与碳排放的研究

随着数字经济的飞速发展和“双碳”目标的提出,越来越多的文献开始关注数字化转型在节能减排方面的效果。钟廷勇和马富祺(2022)^[10]认为,数字化转型能够通过减排增效、供应链优化以及绿色技术创新等降低企业的碳风险水平。杨来科和闫珂(2023)^[11]进一步指出,企业数字化转型能够通过提高生产率、促进能源消费结构转型的前端控制以及提升污染处理能力的末端治理实现节能减排。马从文和杨洁(2023)^[12]补充认为,数字化转型主要通过激发企业技术创新、推动企业向服务化转型以及抑制企业过度投资等达成节能减排的目标。此外,上述作用机制在不同环境规制强度、行业竞争环境以及产权性质的企业样本中表现出差异化的影响结果。

三、理论分析与研究假设

数字化转型实质上是企业运营模式由“工业化”向“数字化”的深刻变革,贯穿企业经营发展始终。将数字技术引入生产过程中,与其他生产要素结合,企业得以优化生产方式,提高运营效率,促进资源共享。一是数字化转型通过优化能源使用和提高生产过程效率减少碳排放。二是数字化转型促进资源共享和循环经济,企业可减少能源消耗和碳排放。三是数字化转型可以帮助企业收集大量数据,并通过数据分析提高运营效率和资源利用率。四是数字化转型可以提高企业对供应链的可见性和协调能力,降低供应链中的能源消耗和碳排放。具体说,企业数字化转型通过以下两种途径降低企业碳排放水平:

一是数字化转型通过提高信息透明度和内部控制实现碳减排。在现代公司治理机制中,所有权与经营权的分离可能会产生信息不对称,导致股东与经营者之间缺乏有效的沟通和信息共享,可能进一步引发经营层滥用权力、操纵股价等不良行为。通过数字化技术,企业可实现信息共享和协同管理,提高集团内部的信息流通和协作效率。数字技术可提供即时、准确的数据和信息,经营者可通过数字技术实时监控和报告经营情况,所有者可实时获取这些信息,消除了传统经营中信息传递的滞后性和不准确性,加强信息

的对称性。数字技术的使用提供可追溯的数据和记录,有助于防止信息隐瞒或操纵。而企业信息透明度和内部控制有效性的提高有利于降低碳排放。企业可通过建立碳排放管理体系,明确碳排放的目标、策略和行动计划,通过碳盘查、碳评估、碳排放计划制定等内部管理手段,实现对企业碳排放的有效控制。内部控制可通过风险管理、财务管理等手段,对企业的碳排放进行间接影响,通过识别和评估企业生产过程中的高碳排放环节,采取相应的风险控制措施,降低企业的碳排放量。

二是数字化转型通过促进企业绿色技术创新水平的提升实现碳减排目标。作为数字经济的核心组成部分和微观层面的具体体现,企业数字化转型在推动绿色技术创新发展方面发挥着至关重要的作用。首先,数字化转型为企业丰富的数据和技术支持,使其更深入地了解资源使用情况、环境影响及潜在的绿色创新机会。其次,通过应用数据分析和预测技术,企业可更好地了解环境和可持续发展方面的挑战,找到解决这些挑战的创新方法。最后,数字化转型为企业提供了与其他企业、研究机构跨界合作的机会。而企业绿色技术创新水平的提升有利于降低碳排放。绿色创新可推动企业采用更为高效的能源利用方式和节能技术,减少能源消耗和碳排放。同时,绿色创新能力的提高可使企业更好地适应碳市场的发展。通过以上分析,提出以下假设:

假设 1:数字化转型能够降低企业碳排放水平。

假设 2:数字化转型能够通过提高企业内部控制的有效性,促进企业绿色技术创新,降低碳排放水平。

数字化转型能够通过提高企业内部控制的有效性,促进企业绿色技术创新推动节能减排,本文认为,数字化转型的上述两种机制及最终节能减排效果的发挥均受企业融资条件的制约。

融资约束在企业数字化转型促进碳减排过程中发挥重要作用。一是数字化转型需要企业进行大量的技术投资,包括购置数字化设备、软件和系统等。融资约束可促使企业更加谨慎地评估和选择投资项目,确保对降低碳排放的技术投资具有高回报率和可持续性。二是融资约束可推动金融机构关注环保和碳减排议题,促进环保债券和绿色金融的发展。基于此,本文提出假设 3:

假设 3: 融资约束在企业数字化转型促进碳减排过程中发挥着重要的调节作用。

四、研究设计

(一) 样本选择与数据来源

以 2012—2021 年制造业上市公司为研究样本,数字化转型数据通过 Python 文本挖掘技术从上市公司年报中提取,碳排放强度数据来源于样本期内《中国工业经济统计年鉴》《中国能源统计年鉴》,其他财务数据来源于 CSMAR 数据库。本文对数据进行如下处理:剔除 ST 和退市等特殊处理的公司样本;剔除存在变量缺失的样本;对连续变量在 1%和 99%的分位数上进行缩尾处理,最终得到包含 13688 个观测值的非平衡面板数据。

(二) 模型设计

为了探究中国制造业企业数字化转型的碳减排效应,构建如下基准回归方程:

$$\text{Intensity}_{it} = \alpha_0 + \beta_1 \text{Digital}_{it} + \beta \text{Control}_{it} + \lambda_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)中,下标 i 和 t 分别代表制造业企业和年份。 Intensity_{it} 表示制造业企业 i 在 t 年的碳排放强度, Digital_{it} 表示制造业企业 i 在 t 年的数字化转型程度, Control_{it} 表示企业层面的一系列控制变量, λ_i 和 η_t 分别表示企业和年份固定效应, ε_{it} 表示随机扰动项。 β_1 是本文重点关注的系数,若 β_1 显著为负,则说明制造业企业数字化转型可以有效降低其碳排放强度。

此外,为了深入探究企业数字化转型对碳排放的影响机理,在式(1)的基础上构建如下中介效应模型,对企业内部控制的有效性和绿色技术创新水平进行中介效应检验。

$$M_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{Digital}_{it} + \beta \text{Control}_{it} + \lambda_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$\text{Intensity}_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 \text{Digital}_{it} + \gamma_2 M_{it} + \gamma \text{Control}_{it} + \lambda_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

式(2)中, M_{it} 表示中介变量,包括企业内部控制的有效性和绿色技术创新水平。企业内部控制指数评分从迪博内部控制数据库得到。绿色技术创新水平利用上市公司绿色发明专利和绿色实用新型专利的申请总量加 1 衡量。其他符号同上。

针对假设 3,构建如下调节效应模型:

$$\text{Intensity}_{it} = \delta_0 + \delta_1 \text{Digital}_{it} + \delta_2 \text{SA}_{it} + \delta_3 \text{Digital}_{it} * \text{SA}_{it} + \delta \text{Control}_{it} + \lambda_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

式(4)中, SA_{it} 表示融资约束。采用 SA 指数模型来度量融资约束,数据来源于国泰安数据库。其他符号同上。

(三) 变量设置

1. 被解释变量 Intensity_{it}

本文的被解释变量为制造业企业的二氧化碳排放强度,以企业的二氧化碳排放量与其营业收入的比值表示(吨二氧化碳/万元)^①。

2. 核心解释变量 Digital_{it}

利用 Python 的爬虫功能对企业年报中数字化转型的相关关键词进行搜索和统计,以刻画企业的数字化转型程度。通过对关键词的词频数加总求和并取对数,得到企业数字化转型指数。

3. 控制变量

借鉴钟廷勇和马富祺(2022)^[10]研究,选取如下企业层面的控制变量:(1)资产负债率。高资产负债率意味着企业使用了更多的债务融资,可能导致其资金流动性降低,从而影响其能源消耗和碳排放。以负债总额除以资产总额来衡量资产负债率。(2)现金流比率。企业的现金流比率可反映其现金流量的充足程度和稳定性。一般来说,较高的现金流比率意味着企业有更多的资金用于日常运营和投资,这可能包括提高能源效率、采用清洁能源等措施,从而降低碳排放强度。(3)是否两职合一。在两职合一的情况下,CEO 所具备的权利相对较大,可能会影响董事会的独立性,进而影响其对碳排放的监管力度。董事长兼任总经理取 1,反之为 0。(4)股权制衡度。若企业存在较高的股权制衡度,股东之间能够形成有效的监督和制约机制,可能影响企业的经营策略和投资决策,进而影响其能源消耗和碳排放。本文采用第二至第五大股东持股比例之和与第一大股东持股比例的比值表示。(5)利润率。高利润率的企业可能具有更强的经济实力和资源整合能力,能投入更多的资金和资源用于节能减排、研发新技术等,从而降低能源消耗和碳排放。(6)资本密集度。资本密集型企业通常具有较高的能源消耗,能源消耗的增加会导致碳排放量增加。本文采用企业年末总资产与营业收入的比值表示。(7)独立董事比例。独立董事的比例越高,对企业的监督力度越大,企业可能更加重视环保和碳排放管理,进而降低碳排放水平。本文以独立董事人数与董事人数之比表示。

五、实证结果与分析

(一) 基准回归结果

表 1 列(1)和列(2)报告了企业数字化转型对其

①二氧化碳排放量=(企业主营成本/行业主营成本)×行业能源消耗总量×二氧化碳折算系数。二氧化碳折算系数采用厦门节能中心的标准(2.493)。

碳排放强度影响的回归结果,估计系数显著为负,表明企业数字化转型降低了企业碳排放强度。在纳入相关控制变量集后,上述结果维持不变。由此验证了假设 1。

表 1 基准回归结果

	(1)	(2)
Digital	-1.526*** (-8.310)	-1.610*** (-8.910)
资产负债率		12.172*** (9.220)
现金流比率		-35.039*** (-11.520)
是否两职合一		-1.463*** (-4.430)
股权制衡度		-1.224** (-2.130)
利润率		-2.237 (-1.090)
资本密集度		-0.075 (-0.230)
独立董事比例		-0.215 -0.070
_cons	21.708*** (20.280)	19.776*** (10.730)
地区/年份/行业效应	是	是
N	13688	13688
调整的 R ²	0.900	0.904

注:**和***分别表示在5%和1%的水平上显著,括号内为t值。表2、表3、表4、表5同。

控制变量的回归结果显示,资产负债率、现金流比率、是否两职合一、股权制衡度都通过了显著性检验。企业高资产负债率意味着使用了更多的债务融资,这可能限制其投资能力和风险承受能力。面对清洁能源和传统能源的投资选择时,企业可能更倾向于传统能源,以降低投资风险和成本,这种投资决策可能导致碳排放的增加。高现金流比率意味着企业有更多的资金用于日常运营和投资。这种情况下,企业可更轻松地投资于节能减排、研发新技术等方面,以降低能源消耗和碳排放。两职分离的情况下,董事会和管理层的战略规划可能存在差异,导致企业在面对环保问题时缺乏统一的方向和行动计划。而在两职合一的情况下,CEO兼任董事会主席,可更好地将企业的战略规划与环保目标相结合,制定更加关注环保和可持续发展的战略规划,进而降低碳排放。当企业的股权结构相对集中时,大股东有动力也有能力对企业的经营和管理进行有效监督和约束。这种制衡机制可降低企业的代理成本,提高企业的治理效率,有助于企业更好地管理碳排放。

(二)中介效应检验

引入企业内部控制指数评分和绿色技术创新水平作为中介变量,进一步验证其与企业数字化转型与碳排放关系中的中介效应。表2报告了上述中介效应模型的检验结果。

表 2 中介效应检验结果

	(1) 内部控制指数评分	(2) 二氧化碳排放强度	(3) 企业绿色技术创新水平	(4) 二氧化碳排放强度
Digital	0.156*** (9.990)	-1.587*** (-8.750)	0.229*** (18.940)	-1.515*** (-8.270)
内部控制指数评分		-0.260** (-1.960)		
企业绿色技术创新水平				-0.415*** (-3.720)
控制变量	是	是	是	是
地区/年份/行业效应	是	是	是	是
N	13688	13688	13688	13688
调整的 R ²	0.092	0.904	0.162	0.904

表2的第(1)列检验了式(2),系数显著为正说明企业数字化转型确实提高了企业内部控制的有效性。第(2)列检验了式(3),中介变量的系数显著为负表明企业内部控制有效性的提高会降低其碳排放强度,证明了模型存在间接效应。式(2)企业数字化转型变量和式(3)中介变量的乘积与式(3)企业数字化转型变量符号一致且为负,说明模型存在部分中介效应,即企业数字化转型通过提高内部控制的有效性降低其碳排放

强度。同理,表2列(3)、列(4)表明企业数字化转型通过促进企业绿色技术创新水平降低其碳排放强度。由此验证了假设2。

(三)调节效应检验

表3报告了融资约束在企业数字化转型影响其碳排放强度过程中的调节效应回归结果。数字化转型与融资约束的交互项通过了1%的显著性水平检验,且与核心解释变量的符号一致。说明调节变量融资约

束强化了企业数字化转型对缓解碳排放的促进作用,即融资约束显著强化了企业数字化转型与碳排放强度之间的关联。可能的原因是,企业在数字化转型时,需要投入大量资金用于购买和更新设备、培训员工、研发新技术等,增加了对外部融资的依赖性。如果企业

表 3 调节效应检验结果

	(1)	(2)
Digital	-1.526*** (-8.310)	-1.519*** (-8.140)
融资约束		0.229* (1.690)
Digital*SA		-0.005*** (-4.570)
_cons	21.708*** (20.280)	19.542** (9.850)
控制变量	是	是
地区/年份/行业效应	是	是
N	13688	13688
调整的 R ²	0.900	0.903

面临较强的融资约束,其可用资金有限,可能会影响数字化转型的进程和效果,进而影响碳排放强度。

(四) 稳健性检验

为了确保研究结论的准确性,采取多种方法进行稳健性检验。表 4 列(1)报告了将样本时间范围缩短为 2015—2021 年的回归结果。列(2)报告了更换核心解释变量词频的回归结果。上述估计系数在 1%的水平上显著为负。考虑到数字化转型效果的滞后性特点,列(3)报告了将核心解释变量滞后一期的回归结果。回归结果显示,即使对解释变量进行滞后一期处理,研究结论依然稳健,不受滞后效应的影响。列(4)进一步构造多期的准自然实验。整理研究样本的制造业企业是否包含在“两化”融合贯标试点企业名单,来构建多期的准自然实验进行内生性检验。可以看到使用双重差分法克服因果识别问题后,结果依然具备较强的说服力。

表 4 稳健性检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
Digital	-1.027*** (-7.370)	-0.705*** (-5.210)	-1.229*** (-6.290)	-1.797*** (-2.730)
_cons	13.233*** (9.100)	17.193*** (9.370)	12.481*** (5.710)	16.766*** (7.000)
控制变量	是	是	是	是
地区/年份/行业效应	是	是	是	是
N	9543	13688	10661	13688
调整的 R ²	0.952	0.903	0.901	0.3272

(五) 异质性检验

1. 企业产权属性

根据企业产权属性,将研究样本划分为国有企业、非国有企业两大类。由表 5 列(1)、列(2)的回归结果可知,无论是国有企业还是非国有企业,企业数字化转型均能显著降低碳排放强度。其中,国有企业数字化转型的碳减排效果强于非国有企业。

2. 是否重污染行业

将研究样本划分为重污染行业、非重污染行业,由表 5 列(3)、列(4)的回归结果可知,无论是重污染行业还是非重污染行业,企业数字化转型均能够显著降低碳排放强度。其中,属于重污染行业的企业数字化转型的碳减排效果强于非重污染行业。

3. 注册地是否一线城市

将新一线城市和北京、上海、广州、深圳合并为一线城市,按企业注册地匹配,将研究样本划分为注册

表 5 异质性检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	国有企业	非国有企业	重污染行业	非重污染行业	一线	非一线	强环境规制	弱环境规制
Digital	-2.122*** (-5.000)	-1.264*** (-6.470)	-4.091*** (-7.590)	-0.407*** (-7.150)	-1.317*** (-5.640)	-1.881*** (-6.920)	-1.612*** (-6.030)	-1.339*** (-7.260)
_cons	19.327*** (4.860)	18.399*** (8.520)	52.915*** (10.310)	19.831*** (30.640)	22.733*** (10.270)	19.702*** (4.370)	15.864*** (5.760)	27.599*** (12.820)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
地区/年份/行业效应	是	是	是	是	是	是	是	是
N	3791	8987	3770	9918	5786	7902	7674	4984
调整 R ²	0.911	0.900	0.819	0.890	0.908	0.900	0.890	0.952

地是否为一线城市。由表5列(5)、列(6)的回归结果可知,无论企业注册地是否为一线城市,企业数字化转型均能够显著降低碳排放强度。其中,非一线城市企业数字化转型的碳减排效果强于一线城市。

4. 环境规制强度

使用上市公司所在地当年投入废气废水治理的金额占该年工业产值的比重作为环境规制强度的代理指标,根据该指标的中位数,将研究样本划分为强环境规制组和弱环境规制组。由表5列(7)、列(8)的回归结果可知,无论环境规制强弱,企业数字化转型均能够显著降低碳排放强度。其中,强环境规制组企业数字化转型的碳减排效果强于弱环境规制组。

六、结论及对策建议

基于2012—2021年中国制造业上市公司的年度数据,对企业碳排放强度进行测算,实证分析制造业企业数字化转型对碳排放的影响。采用企业内部控制指数评分和绿色技术创新水平作为中介变量,验证该机制在企业数字化转型与碳排放关系中的中介效应。同时考虑融资约束在企业数字化转型促进碳减排过程中的调节效应,并进行稳健性和异质性检验。研究结果表明:(1)数字化转型能够降低企业碳排放强度。(2)数字化转型能够通过提高内部控制的有效性,促进企业绿色技术创新,降低碳排放强度。(3)融资约束对企业数字化转型与碳排放强度之间的影响关系具有显著的强化作用。(4)国有企业、重污染行业、注册地在非一线城市的企业、注册地拥有较高的环境规制强度,其数字化转型的碳减排效应较强。

据此,提出如下对策建议:

第一,增加企业的数字化投入,强化数字化转型的碳减排机制。不断加大包括硬件设备、软件系统、网络基础设施等方面的投入,提高企业的技术水平,为数字化转型提供技术支持。重视数字化人才的培养和引进,提高员工的数字化素养,为企业的数字化转型提供人才保障。

第二,提高企业绿色技术创新水平,发挥数字化转型的节能减排效果。一是加强与其他企业、研究机构、大学等建立长期合作关系,共同开展绿色技术创新项目。开展合作研发,增加研发资源和技术交流,提高绿色专利的申请数量和质量。二是设立奖金或其他奖励机制以鼓励员工提出绿色专利申请,激发员工的创新热情,增加绿色专利申请的数量和质量。

第三,重视企业内部控制的有效性,发挥数字化转型的节能减排效果。建立健全内部控制体系,确保

内部控制体系与企业的业务特点、管理需求相匹配。一是企业应建立内部控制监督机制,定期检查评估内部控制的有效性,及时发现问题并整改优化。二是建立风险评估机制,及时识别和评估潜在风险。通过风险评估发现内部控制的薄弱环节和问题,针对性地改进和完善,提高内部控制的有效性。

第四,完善金融体系,加强企业数字化转型对碳排放强度的促进作用。一是加强企业与金融机构的合作,建立长期稳定的合作关系。金融机构可通过提供绿色贷款、绿色债券等金融产品,为企业提供更加稳定和可靠的融资支持。同时,金融机构可为企业提供专业的投资建议和 market 分析,帮助企业更好地把握市场机遇和风险。二是企业应加强对碳减排项目的风险管理,建立风险评估机制,对项目进行全面的风险评估和预测,帮助企业识别和评估潜在的风险隐患,为融资提供更加稳定可靠的投资环境。◆

参考文献:

- [1]刘飞.数字化转型如何提升制造业生产率:基于数字化转型的三重影响机制[J].财经科学,2020(10):93-107.
- [2]姜卫民,郑琼洁,曹劲松.区域制造业数字化转型评价体系的建构与应用[J].南京大学学报(哲学·人文科学·社会科学),2023(6):127-137.
- [3]李继学,高照军.信息技术投资与企业绩效的关系研究:制度理论与社会网络视角[J].科学学与科学技术管理,2013(8):111-119.
- [4]杨德明,刘泳文.“互联网+”为什么加出了业绩[J].中国工业经济,2018(5):80-98.
- [5]何帆,刘红霞.数字经济视角下实体企业数字化变革的业绩提升效应评估[J].改革,2019(4):137-148.
- [6]吴非,胡慧芷,林慧妍,等.企业数字化转型与资本市场表现:来自股票流动性的经验证据[J].管理世界,2021(7):130-144+10.
- [7]胡青.企业数字化转型的机制与绩效[J].浙江学刊,2020(2):146-154.
- [8]孔存玉,丁志帆.制造业数字化转型的内在机理与实现路径[J].经济体制改革,2021(6):98-105.
- [9]童雨.中国制造业数字化转型的影响因素研究[J].技术经济与管理研究,2022(3):124-128.
- [10]钟廷勇,马富祺.企业数字化转型的碳减排效应:理论机制与实证检验[J].江海学刊,2022(4):99-105.
- [11]杨来科,闫珂.数字化转型对中国制造业企业污染排放的影响:基于微观层面的三维面板数据分析[J].资源科学,2023(8):1481-1496.
- [12]马从文,杨洁.企业数字化转型的碳减排效应研究:来自制造业上市公司的经验数据[J].南京财经大学学报,2023(2):76-85.

(责任编辑:萧静)

数字经济与实体经济融合的统计测度、空间收敛性与网络特征

陈修素 陈秋华

(重庆工商大学 数学与统计学院, 重庆 400067)

摘要:基于新发展理念构建数字经济发展水平指标体系,采用耦合协调度模型测度 2013—2021 年我国数字经济与实体经济融合(简称数实融合)水平,综合运用收敛模型和社会网络分析法解析数实融合发展的收敛性和网络特征。研究发现:我国数实融合发展水平逐年上升,四大区域差异显著并且呈东、中、东北、西依次递减的空间分布特征,空间集聚效应明显;仅东北地区存在 σ 收敛,全国以及东、中、西部均存在明显的绝对 β 收敛趋势,除中部地区外,其余地区条件 β 收敛系数均显著为负;数实融合发展水平的关联网络逐渐稠密,高强度引力关联由中部向东部密集,西部和东北地区存在孤立点,东部省(市)起到重要的节点支撑作用。

关键词:新发展理念;数实融合发展;收敛模型;社会网络分析

中图分类号:F49;F124

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2024)04-0025-07

DOI:10.13999/j.cnki.tjllsj.2024.04.004

一、引言和文献综述

促进数字经济和实体经济的融合发展是党中央立足全局、面向中国式现代化作出的重大战略决策。党的二十大报告明确指出,要“加快发展数字经济,促进数字经济和实体经济深度融合,打造具有国际竞争力的数字产业集群”。关于数字经济与实体经济的研究主要集中在以下两方面:第一,数字经济发展对实体经济的影响。现有文献实证表明,数字经济从直接和间接两个角度显著提升实体经济发展水平(罗茜和王军等,2022;胡西娟和师博等,2022)^[1-2]。任保平和迟克涵(2022)^[3]从理论层面分析发现数字经济在实体经济的分工和全要素生产率方面起到了促进作用。也有学者认为数字经济对实体经济的影响不仅限于促进作用,而是存在正向和负向的双重影响(王儒奇和陶士贵,2022;姜松和孙玉鑫,2020)^[4-5]。第二,对数字经济和实体经济融合的研究主要集中在定性研究方面。郭晗(2020)^[6]分析了数字经济与实体经济协同发展及相互影响的动态关系。洪银兴和任保平(2023)^[7]认为数

字经济和实体经济深度融合是数据成为关键生产要素之后提出的要求。还有研究从量化角度关注数实融合发展,张帅和吴珍玮等(2022)^[8]、董亚娟和付思瑶等(2023)^[9]运用熵值法和耦合协调度模型揭示了中国数字经济与实体经济的耦合协调度逐年提高,存在明显的空间分布不均现象。

本文主要围绕数实融合展开研究,边际贡献在于:一是基于新发展理念建立数字经济发展水平指标体系并测算其与实体经济的融合发展水平,丰富了相关研究;二是考察数实融合的发展趋势,利用收敛模型系统量化数实融合发展水平的收敛特征;三是将社会网络分析法应用于数实融合发展水平研究,探究各省(区、市)在网络体系中的地位与作用,为未来数字经济与实体经济深度融合提供参考。

二、研究设计

(一)研究方法

1. 数实融合发展水平测度方法

测度数实融合发展水平时使用的耦合协调度评

基金项目:国家社会科学基金重点项目“新工业革命背景下我国制造业企业战略调整研究”(17AGL007);重庆市专业学位研究生教学案例库项目“应用统计理论方法应用”(yal223009)。

作者简介:陈修素(1964—),男,四川大竹人,硕士,教授,研究方向为经济统计、运筹与管理;陈秋华(1999—),女,四川凉山人,硕士研究生,研究方向为经济统计。

价模型具体如下：

$$C^t=2\sqrt{\frac{DI^t \times RE^t}{(DI^t+RE^t)^2}}$$
 (1)

其中, C^t 代表第 t 期数字经济和实体经济的协同程度,取值范围在 0 到 1 之间; DI^t 代表第 t 期数字经济发展水平; RE^t 代表第 t 期实体经济发展水平。

$$DRI^t=\sqrt{C^t \times T^t}$$
 (2)

其中, $T^t=\alpha DI^t+\beta RE^t$; $\alpha+\beta=1$;DRI 表示数实融合发展指数,其值越大,说明数实融合水平越高,由于数字经济与实体经济两个子系统都具有相同的重要性,故参数 α 和 β 取值均为 0.5。此外,在数实融合发展水平等级划分上,目前还没有统一的划分标准,考虑到等级划分的相对准确性和客观性,本文选用自然间断点分级法进行等级划分,数实融合发展指数取值

(0.2366,0.3200]为低度融合、(0.3200,0.4060]为中度融合、(0.4060,0.5210]为较高融合、(0.5210,0.7036]为高度融合。

计算数实融合发展水平前需要分别测度数字经济发展水平和实体经济发展水平,文中通过建立综合评价指标体系并采用熵值法计算数字经济发展水平和实体经济发展水平。本文在参考相关研究(王军和朱杰等,2021;李勇和蒋蕊等,2023)^[10-11]的基础上构建数字经济发展水平综合评价指标体系(详见表 1),对我国数字经济发展水平进行测度。借鉴已有文献(史丹和孙光林,2023)^[12]的做法,将实体经济分为农业、工业、建筑业、运输邮电业、批发零售业、住宿和餐饮业,具体指标见表 2。

表 1 数字经济发展水平综合评价指标体系

目标层	准则层	指标层	具体指标	属性	单位	权重
数字 经济 发展 水平	X1:创新	创新投入	X11:地方财政科学技术支出	+	亿元	0.0647
			X12:规模以上工业企业 R&D 经费	+	万元	0.0072
			X13:规模以上工业企业 R&D 人员全时当量	+	人年	0.0549
			X14:信息传输、软件和信息技术服务业就业人员	+	万人	0.0596
		创新产出	X15:技术市场交易额	+	亿元	0.0653
			X16:软件产品和信息技术服务收入	+	万元	0.0575
			X17:发明专利授权数	+	件	0.0465
	X2:协调	产业协调 城乡协调	X21:信息传输、计算机服务和软件业收入占 GDP 比重	适度	%	0.0908
			X22:城乡居民平均每百户年末户均耐用用品拥有量之比	适度	%	0.0702
	X3:绿色	资源消耗	X31:信息传输、软件和信息技术服务业就业人员人均电力消耗	-	亿千瓦时/人	0.0021
			X32:万元 GDP 能耗	-	吨标准煤/万元	0.0062
		绿色环保	X33:环境污染治理投资占 GDP 比重	+	%	0.0137
	X4:开放	对外贸易	X41:计算机、通信和其他电子设备制造业产品进出口总额占 GDP 比重	+	%	0.0147
			X42:外商投资占 GDP 比重	+	%	0.1796
	X5:共享	数字化 基础	X51:移动电话交换机容量	+	万户	0.0237
			X52:互联网宽带接入用户数	+	万户	0.0296
			X53:光缆线路长度	+	公里	0.0275
			X54:电话普及率	+	部/百人	0.0136
		数字化 服务	X55:邮政业务总量	+	亿元	0.0929
			X56:电信业务总量	+	亿元	0.0021
			X57:电子商务销售额	+	亿元	0.0648
			X58:数字金融普惠指数	+	-	0.0129

表 2 实体经济发展水平综合评价指标体系

目标层	准则层	指标层	属性	单位	权重
	X1:农业	X11:农林牧渔业增加值	+	亿元	0.0384
		X12:农林牧渔业总产值	+	亿元	0.0397

(续表)

目标层	准则层	指标层	属性	单位	权重
实体经济 发展水平	X2:工业	X21:规模以上工业企业单位数	+	个	0.0696
		X22:规模以上工业企业主营业务收入	+	亿元	0.0050
		X23:规模以上工业企业资产总计	+	亿元	0.0442
		X24:工业增加值	+	亿元	0.0533
	X3:建筑业	X31:建筑业增加值	+	亿元	0.0466
		X32:建筑业总产值	+	亿元	0.0556
		X33:建筑业资产合计	+	亿元	0.0482
		X34:建筑业企业单位数	+	个	0.0388
	X4:运输邮电业	X41:公路里程	+	万公里	0.0279
		X42:交通运输、仓储和邮政业增加值	+	亿元	0.0391
		X43:交通运输、仓储和邮政业城镇单位就业人员	+	万人	0.0327
	X5:批发零售业	X51:批发和零售业增加值	+	亿元	0.0573
		X52:批发和零售业法人企业单位数	+	个	0.0575
		X53:批发和零售业商品销售总额	+	亿元	0.0776
		X54:批发和零售业城镇单位就业人员	+	万人	0.0500
	X6:住宿和餐饮业	X61:住宿和餐饮业增加值	+	亿元	0.0447
		X62:住宿和餐饮业法人企业总数	+	个	0.0485
		X63:住宿和餐饮业企业营业总额	+	亿元	0.0714
		X64:住宿和餐饮业城镇单位就业人员	+	万人	0.0538

2. 收敛模型

选用收敛模型分析数实融合发展水平的收敛性。常见的收敛模型有 σ 收敛和 β 收敛。 σ 收敛用数实融合水平的标准差和变异系数来测度,公式如下:

$$\sigma_t = \frac{\sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n \left(\text{DRI}_i(t) - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \text{DRI}_i(t) \right)^2}}{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \text{DRI}_i(t)} \quad (3)$$

其中, $\text{DRI}_i(t)$ 为第*i*个省(区、市)第*t*年的数实融合发展水平, σ_t 为第*t*年的变异系数,*n*表示区域内的省(区、市)个数。

β 收敛包括绝对 β 收敛和条件 β 收敛,一般的 β 收敛模型如下:

$$\ln \left(\frac{\text{DRI}_{i,t+1}}{\text{DRI}_{i,t}} \right) = \alpha + \beta \ln(\text{DRI}_{i,t}) + \delta X_{i,t} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中, $\text{DRI}_{i,t+1}$ 和 $\text{DRI}_{i,t}$ 分别表示第*i*个省(区、市)第*t+1*年和第*t*年的数实融合发展水平; $\ln \left(\frac{\text{DRI}_{i,t+1}}{\text{DRI}_{i,t}} \right)$ 表示第*i*个省(区、市)在第*t+1*年数实融合发展水平的增长率; δ 为参数向量; β 为收敛系数, $\beta < 0$ 说明地区数实融合发展水平具有收敛趋势,反之则存在发散趋势,收敛速度为 $v = \frac{-\ln(1 - |\beta|)}{T}$; μ_i 、 η_t 和 ε_{it} 分别

表示个体效应、时间效应和随机扰动项; $X_{i,t}$ 是一系列控制变量。

本文选取的控制变量为产业结构(CY),用第三产业增加值占GDP比重衡量;城镇化水平(CZ),即地区城镇人口数与地区总人口数之比;经济发展水平(JJ),用地区人均GDP的对数表示;政府行为(ZF),用地区政府财政支出与地区GDP比重衡量;人力资本(RL),用中高等院校在校学生人数与地区人口总数的比值表示。

考虑到数实融合发展水平的空间相关性,引入空间面板模型进行研究,具体如下:

$$\text{SAR:} \ln \left(\frac{\text{DRI}_{i,t+1}}{\text{DRI}_{i,t}} \right) = \alpha + \beta \ln(\text{DRI}_{i,t}) + \rho \sum_{j=1}^n \omega_{ij} \ln \left(\frac{\text{DRI}_{j,t+1}}{\text{DRI}_{j,t}} \right) + \delta X_{i,t} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

$$\text{SEM:} \ln \left(\frac{\text{DRI}_{i,t+1}}{\text{DRI}_{i,t}} \right) = \alpha + \beta \ln(\text{DRI}_{i,t}) + \delta X_{i,t} + \mu_i + \eta_t + u_{it}, \quad u_{it} = \lambda \sum_{j=1}^n \omega_{ij} u_{jt} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

$$\text{SDM:} \ln \left(\frac{\text{DRI}_{i,t+1}}{\text{DRI}_{i,t}} \right) = \alpha + \beta \ln(\text{DRI}_{i,t}) + \rho \sum_{j=1}^n \omega_{ij} \ln \left(\frac{\text{DRI}_{j,t+1}}{\text{DRI}_{j,t}} \right) + \gamma \sum_{j=1}^n \omega_{ij} \ln(\text{DRI}_{j,t}) + \delta X_{i,t} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

其中, ρ 表示周边地区数实融合发展水平增长率对本地区数实融合发展水平增长率的影响; λ 为空间

误差系数; γ 表示周边地区数实融合发展水平对本地区的影响。为避免经济社会距离带来的内生性干扰,选用地理距离平方的倒数来设定空间权重矩阵 ω_{ij} :

$$\omega_{ij} = \begin{cases} \frac{1}{d_{ij}^2} & (i \neq j) \\ 0 & (i = j) \end{cases} \quad (8)$$

3. 构建关联网络的方法

为探究省(区、市)数实融合发展的关联特征,本文采用引力模型来测度。两地之间数实融合发展的引力强度应该受到相关省(区、市)发展差异的影响,受文献(程开明和吴西梦等,2023)^[13]启发,将引力模型中的引力常数 K 调整为体现相关省(区、市)数实融合发展差异的参数 K_{ij} ,得到省(区、市) i 对省(区、市) j 的数实融合引力值为 H_{ij}^* 。修正的引力模型如下:

$$\begin{cases} H_{ij}^* = K_{ij} \frac{I_i I_j}{D_{ij}^2} \\ K_{ij} = \frac{I_i}{I_i + I_j} \end{cases} \quad (9)$$

其中, I_i 、 I_j 分别代表省(区、市) i 和省(区、市) j 的数实融合发展指数, D_{ij} 为省(区、市) i 和省(区、市) j 之间的地理距离,使用 ArcGis 软件计算得到。定义某一省(区、市)对自身的数实融合引力值为 0,即 $H_{ii}^*=0$ 。同时,本文利用二值化矩阵构建省域数实融合关联网络,以 2013—2021 年各省(区、市)数实融合引力的平均值 H_m^* 作为阈值,得到二值化的省(区、市)数实融合空间关联矩阵:

$$H'_{ij} = \begin{cases} 1, H_{ij}^* \geq H_m^* \\ 0, H_{ij}^* < H_m^* \end{cases} \quad (10)$$

其中, $H'_{ij}=1$ 代表省(区、市) i 与省(区、市) j 间数实融合存在较强空间关联; $H'_{ij}=0$ 代表省(区、市) i 与省(区、市) j 间数实融合存在较弱空间关联或不存在空间关联。

4. 社会网络分析方法

本文选取网络密度、点度中心度、中介中心度和接近中心度,反映数实融合空间关联网络特征。

(二)数据来源

鉴于数据的可获得性,本文选取 2013—2021 年除西藏、港澳台外的 30 个省(区、市)进行研究。其中数字普惠金融指数取自北京大学发布的《数字普惠金融指数》,其他指标数据来自《中国统计年鉴》《中国科技统计年鉴》以及国家统计局官方网站等,部分指标的缺失值采用线性插值法进行估计。

三、实证分析

(一)数实融合发展水平测度结果

使用前述方法测度得到全国和四大区域数实融合发展水平,结果见图 1。总体看,我国数实融合发展水平从样本初期的 0.3833 逐渐上升至期末的 0.4720,年平均增幅为 2.635%,呈稳步上升趋势。分区域对比看,东部的数实融合发展水平最高,其均值为 0.5107,大幅高于中部地区的 0.4295,两区域均长期高于全国(0.4216)水平。考察期内,各区域数实融合发展水平均出现不同的增幅,并呈现向更高水平发展的趋势,东部数实融合发展水平上升了 0.1246,东北地区则上升了 0.0339,说明数实融合发展高水平区域的增速显著高于低水平区域,且区域间数实融合发展水平的差异呈扩大趋势。

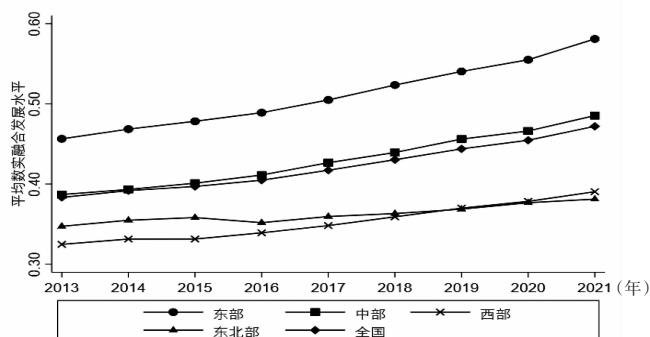


图 1 2013—2021 年全国及四大区域数实融合发展水平的变化情况

为进一步了解我国数实融合发展情况,从数字经济的五个维度分别计量其与实体经济融合发展的分项指数,结果显示:考察期内数实融合分项指数都逐年递增,东部地区数实融合分项指数相对较高,内陆地区的数实融合发展较为滞后。从全国层面看,共享维度的分项融合指数普遍高于其他维度,其均值为 0.4286;开放维度和协调维度融合指数平均值分别为 0.3957 和 0.3777;创新维度和绿色维度融合指数平均值分别为 0.3257 和 0.2296。

(二)数实融合发展水平收敛性

1. σ 收敛

表 3 给出了全国及四大区域数实融合发展水平的 σ 收敛结果。从全国范围看,数实融合发展水平收敛系数呈持续上升趋势,不存在 σ 收敛特征。四大区域中,东部收敛系数呈现先增后减趋势,收敛系数出现下降的时点为 2020 年;中部呈现先增后减再增趋势,收敛系数在 2013—2016 年呈现明显的增长趋势;西部和东北地区均呈现先减后增趋势,但收敛系数增加的时点不同,分别为 2017 年和 2019 年。东部收敛

表3 2013—2021年全国及四大区域数实融合发展水平 σ 收敛系数

地区	2013年	2014年	2015年	2016年	2017年	2018年	2019年	2020年	2021年
全国	0.2380	0.2413	0.2548	0.2584	0.2655	0.2709	0.2762	0.2750	0.2764
东部	0.2206	0.2238	0.2314	0.2381	0.2441	0.2485	0.2525	0.2456	0.2335
中部	0.0962	0.1092	0.1178	0.1264	0.1200	0.1182	0.1190	0.1130	0.1135
西部	0.1846	0.1781	0.1980	0.1921	0.2081	0.2113	0.2199	0.2250	0.2282
东北地区	0.1230	0.1221	0.1198	0.0886	0.0863	0.0820	0.0890	0.0841	0.0860

系数在四大区域中最高。东北地区收敛系数在四大区域中保持较低水平。西部地区收敛系数的上升幅度居于四大区域首位。总体看,东、中、西部普遍不存在 σ 收敛,东北地区存在 σ 收敛。

2. 空间相关性

结合上文测算所得的数实融合发展水平,从地理视角考察我国数实融合发展的空间格局。结果表明:我国数实融合发展水平呈现出东、中、东北、西依次递减的态势,值得注意的是四川、湖北、湖南虽处于中、西部地区,但其数实融合程度属于较高水平。采用全局 Moran's I 测度数实融合发展水平的空间相关性,详见表4。考察期内我国数实融合发展水平的全局 Moran's I 均通过1%水平的显著性检验,说明数实融

表4 2013—2021年我国数实融合的全局 Moran's I

年份	全局 Moran's I	E[I]	Z 值	P 值
2013	0.173	-0.036	3.054	0.002
2014	0.176	-0.036	3.078	0.002
2015	0.185	-0.036	3.208	0.001
2016	0.179	-0.036	3.122	0.002
2017	0.183	-0.036	3.192	0.001
2018	0.183	-0.036	3.194	0.001
2019	0.192	-0.036	3.329	0.001
2020	0.190	-0.036	3.299	0.001
2021	0.197	-0.036	3.396	0.001

合存在明显的空间集聚特征。时序变化上,数实融合全局 Moran's I 呈现明显的上升趋势,空间依赖性增强。结合局部 Moran's I 指数可知多数省份位于“H-H”集聚区和“L-L”集聚区,2013年和2021年位于一、三象限的省(区、市)占全部省份的比重基本保持73.3%不变,由此可知,省域数实融合发展在考察期内始终保持高度集聚的状态,且存在显著的空间正自相关性。

3. 绝对 β 收敛

表5是全国及四大区域数实融合发展水平的绝对 β 收敛结果。结果表明:第一,全国和东、中、西部均存在绝对 β 收敛,东北地区收敛系数 β 为负但不显著。第二,存在绝对 β 收敛的地区数实融合发展水平的收敛速度各有不同,全国收敛速度为0.040,其余地区均低于全国平均水平。第三,全国及四大区域表现出不同的空间效应,全国具有的空间效应模型为SDM,且模型中 ρ 和 γ 在1%的水平下显著,表明在全国范围内,本省(区、市)数实融合发展水平变化同时受到其他省(区、市)影响。东、中、西部地区存在被解释变量空间滞后,东北地区不存在空间效应。上述绝对 β 收敛分析是在假定各地区的产业结构、城镇化水平、经济水平、政府行为、人力资本水平相似的情况下开展的,但这并不符合实际情况,因此需要开展条件 β 收敛做进一步研究。

表5 全国及四大区域数实融合发展水平绝对 β 收敛

区域	全国	东部	中部	西部	东北地区
模型类型	SDM	SAR	SAR	SAR	OLS
β	-0.275*** (0.045)	-0.229** (0.083)	-0.260** (0.062)	-0.256*** (0.072)	-0.125 (0.112)
ρ 或 λ	-0.201** (0.278)	-0.592** (0.275)	-1.279*** (0.336)	-0.720** (0.315)	
γ	0.987*** (0.259)				
个体效应	YES	YES	YES	YES	YES
时间效应	YES	YES	YES	YES	YES
ν	0.040	0.033	0.038	0.037	-

注:***、**、* 分别表示在1%、5%、10%的水平下显著;括号内为标准误。表6同。

4. 条件 β 收敛

表6为全国及四大区域数实融合发展水平的条

件 β 收敛检验结果,结果表明:第一,除中部地区外的其他区域均存在条件 β 收敛。第二,与绝对 β 收敛相

表 6 全国及四大区域数实融合发展水平条件 β 收敛

区域	全国	东部	中部	西部	东北部
模型类型	SAR	OLS	OLS	SAR	OLS
β	-0.373*** (0.055)	-0.246** (0.102)	-0.091 (0.054)	-0.452*** (0.092)	-0.651*** (0.175)
ρ 或 λ	-0.345** (0.289)			-0.680** (0.304)	
CY	0.216** (0.087)	-0.168 (0.219)	0.310*** (0.101)	0.293 (0.180)	-0.411*** (0.136)
CZ	-0.145 (0.101)	-0.040 (0.169)	-0.632*** (0.213)	-0.427 (0.280)	-1.351*** (0.500)
JJ	0.188*** (0.041)	0.134** (0.120)	0.076** (0.037)	0.204*** (0.082)	0.100 (0.091)
ZF	0.200*** (0.069)	0.165 (0.199)	0.022 (0.130)	0.195 (0.120)	0.325*** (0.109)
RL	-0.432 (1.229)	6.481*** (2.527)	4.243** (0.362)	1.594 (2.138)	-6.609* (3.241)
个体效应	YES	YES	YES	YES	YES
时间效应	YES	YES	YES	YES	YES
ν	0.058	0.035	-	0.075	0.132

比,所有地区 β 条件收敛的速度有所加快。全国和东部地区收敛速度上升幅度不大,分别为 0.018 和 0.002,西部地区收敛速度上升幅度最大,达到 0.038,数实融合发展水平较低的西部和东北地区收敛速度比其他地区快。第三,全国和四大区域表现出不同的空间效应,与绝对 β 收敛分析相比,部分区域的空间效应发生变化。全国的空间相关形式由 SDM 转变为 SAR,东部和中部地区在条件 β 收敛分析中不存在空间效应,采用普通面板回归模型,西部和东北地区空间效应类型未发生变化。

全国及四大区域数实融合发展水平的影响因素差异显著。以全国为研究对象,产业结构、经济水平和政府行为对数实融合发展水平变化率具有显著的正向影响,而城镇化水平和人力资本对数实融合发展水平变化率影响不显著。另外,上述控制变量对不同区域数实融合发展水平变化率的影响具有显著的异质性。以产业结构为例,其对中部地区数实融合发展水平变化率具有显著正向影响,与全国一致;对东北地区具有显著负向影响。再看人力资源,其对东部和中部的数实融合发展水平变化率具有显著正向影响,对东北地区具有显著负向影响。东北地区的数字经济发展水平较低,其数字经济相关设施建设较为薄弱,单纯提高人力资本水平甚至会促进数实融合发展水平向低值收敛。

(三)数实融合发展水平关联网

空间关联的识别是社会网络分析的核心,根据式

(9)计算省(区、市)数实融合发展水平引力值。可以发现,数实融合发展水平的弱引力和次弱引力关联多由西部省(区、市)发出,呈放射状散发至全国,原因是空间距离的影响和西部地区经济基础薄弱,限制了西部与其他地区经济发展合作,使数实融合关联强度较低;较强的引力关联多出现在东部和中部地区,所连接的省(区、市)数实融合水平差距不大;发达省(区、市)之间的数实融合通常呈现高强度引力关联,得益于空间邻近带来的便利性和经济基础雄厚的优越性。

根据式(10)得到二值化关联矩阵,利用 UCINET6.0 软件计算出 2013 年和 2021 年的网络密度用于描述关联网络的总体特征,网络密度从 0.1678 上升为 0.1747,网络形态逐渐稠密,但仍存在部分孤立点,说明我国数实融合发展存在较大进步空间。进一步分析关联网络个体特征,以 2021 年为例,利用 UCINET6.0 软件计算出空间关联网络的点度中心度、接近中心度和中介中心度,详见图 2。

点度中心度反映个体网络结构的中心程度和节点的连接程度,由图 2 可知,河南、山东、江苏等地区的点度中心度排名靠前,说明以上地区在数实融合空间网络中与其他地区关联较多,处于网络核心位置;黑龙江、甘肃、青海、新疆的点度中心度较低,说明以上地区与其他地区的关联较少。具体说,点度中心度大的地区基本属于东部或中部联通地区。接近中心度衡量某节点对其他节点的影响力,2021 年省(区、市)接近中心度平均值为 13.983。河南、湖北、山东等地区

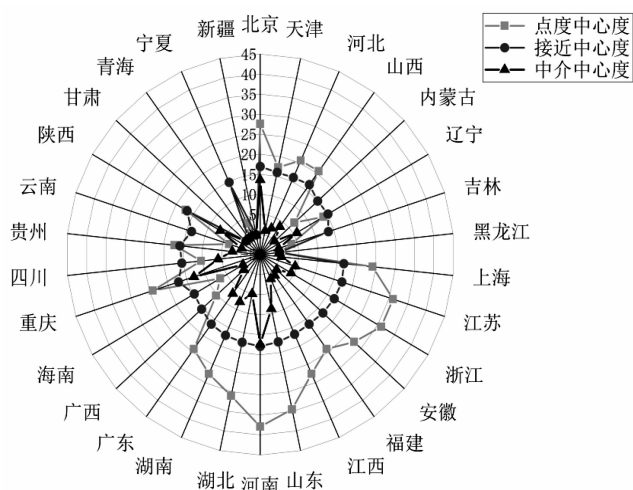


图2 2021年数实融合空间关联网络中心度雷达图

的接近中心度较高,说明这些地区的传输路径较短,能够较快与其他地区建立联系。中介中心度表示节点在网络中的“中介”和“桥梁”作用,2021年省(区、市)中介中心度平均值为3.809。河南、北京、重庆等9个地区的中介中心度总和占比高达75.5%,说明这9个地区起到了重要的节点支撑作用,且大多数位于东部和中部。进一步研究发现,虽然中介中心度平均值较高,但省(区、市)之间的差异明显,内蒙古、吉林、黑龙江等8个省(区、市)的中介中心度远低于其他省(区、市)。

四、结论与建议

(一) 结论

通过上述研究,本文的主要结论如下:(1)数实融合发展水平的基本特征方面:在考察期内,全国及四大区域的数实融合发展水平显著提升,区域间的数实融合水平差距明显,东部地区远高于全国其他地区。数字经济的共享维度与实体经济的融合发展优于其他维度,创新维度和绿色维度是制约数实融合发展的短板。(2)数实融合发展水平的收敛特征方面:除东北地区外,其余地区普遍不存在收敛;在加入控制变量后,除中部地区外均存在显著的条件收敛效应,数实融合水平较低的西部地区和东北地区具有较快的收敛速度;将空间效应引入收敛模型后,全国的收敛模型为空间杜宾,东、中、西部地区则存在空间滞后效应,东北地区不存在空间效应,加入控制变量后,东部地区 and 中部地区不存在空间效应,全国的空间效应由空间杜宾转变为空间滞后,西部地区和东北地区未发生变化。(3)数实融合发展水平空间关联网络结构方面:数实融合发展水平关联网络形态逐渐稠密,东部地区 and 中部地区起到重要的节点支撑作用;数实融合发展水

平的弱引力和次弱引力关联主要从西部地区和东北地区发出,高强度引力关联由中部地区向东部地区逐渐密集。

(二) 建议

基于以上结论,为促进我国数实融合的发展,提出以下建议:(1)大力发展数字经济,要考虑地区发展差异,深度释放数据要素的价值,加快建立保障数据开放和共享的相关制度,鼓励各类数据要素主体积极促进数据的流通。(2)充分认识数字经济与实体经济之间的关系,坚持以实体经济发展为基础,不断提升二者的融合水平,缩小地区之间的差距,各地区应坚持发展实体经济,注重技术创新和人才培养,利用自身资源禀赋不断提升数实融合水平。(3)数字经济发展较快且数实融合水平较高的地区在数实融合空间关联网络中起到了重要的节点支撑作用,应发挥辐射效应和联通作用,促进各地区数实融合的协调发展。◆

参考文献:

- [1]罗茜,王军,朱杰.数字经济发展对实体经济的影响研究[J].当代经济管理,2022(7):72-80.
- [2]胡西娟,师博,杨建飞.数字经济壮大实体经济发展的机制识别和经验证据[J].经济问题,2022(12):1-8.
- [3]任保平,迟克涵.数字经济支持我国实体经济高质量发展的机制与路径[J].上海商学院学报,2022(1):3-14.
- [4]王儒奇,陶士贵.数字经济如何影响实体经济发展:机制分析与中国经验[J].现代经济探讨,2022(5):15-26.
- [5]姜松,孙玉鑫.数字经济对实体经济影响效应的实证研究[J].科研管理,2020(5):32-39.
- [6]郭晗.数字经济与实体经济融合促进高质量发展的路径[J].西安财经大学学报,2020(2):20-24.
- [7]洪银兴,任保平.数字经济与实体经济深度融合的内涵和途径[J].中国工业经济,2023(2):5-16.
- [8]张帅,吴珍玮,陆朝阳,等.中国省域数字经济与实体经济融合的演变特征及驱动因素[J].经济地理,2022(7):22-32.
- [9]董亚娟,付思瑶,秦媛.中国数字经济与实体经济:耦合协调、空间演进及影响路径[J].统计与决策,2023(14):5-10.
- [10]王军,朱杰,罗茜.中国数字经济发展水平及演变测度[J].数量经济技术经济研究,2021(7):26-42.
- [11]李勇,蒋蕊,张敏,等.中国数字经济高质量发展水平测度及时空演化分析[J].统计与决策,2023(4):90-94.
- [12]史丹,孙光林.数字经济和实体经济融合对绿色创新的影响[J].改革,2023(2):1-13.
- [13]程开明,吴西梦,庄燕杰.我国省域新经济新动能:统计测度、空间格局与关联网络[J].统计研究,2023(3):18-31.

(责任编辑:沐晨)

数字经济促进区域创新的效应与机制研究

陈钰芬 朱宙廷

(浙江工商大学 统计与数学学院, 浙江 杭州 310038)

摘要:数字经济正在成为驱动创新发展的新引擎,更好地利用数字经济提升区域创新绩效,对加快实现高水平科技自立自强具有重要意义。基于2014—2020年省际面板数据,从创新主体协同视角实证检验数字经济发展对区域创新绩效的影响及其作用机理。研究发现,数字经济的快速发展有效提升了区域创新绩效,呈现“边际效应”递增的非线性特征。作用机制表明,数字经济主要通过优化匹配机制和实现创新激励影响区域创新绩效。与此同时,知识产权保护对上述关系起到显著的正向调节作用。研究为认识数字经济驱动创新发展的动能机制提供了新的解释视角,为国家打好数字经济发展战略、创新驱动发展战略和知识产权战略的“战略组合拳”提供重要启示。

关键词:数字经济;区域创新绩效;匹配机制;创新激励

中图分类号:F120

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2024)04-0032-07

DOI:10.13999/j.cnki.tjllysj.2024.04.005

一、引言

科技创新是提高综合国力和国家核心竞争力的关键支撑。党的二十大报告指出,要坚持创新在我国现代化建设全局中的核心地位。近年来,随着创新驱动发展战略的深入实施,我国创新投入迅猛增长,各类专利成果显著提升,已跻身创新型国家行列。然而我国原始创新能力仍显薄弱,基础研究经费投入力度依然不足,2021年其占全部研究与试验发展(R&D)经费的比重仅为6.5%,远低于发达国家15%—25%的水平,且科技成果转化长期偏低,创新绩效不突出。

当前,数字经济飞速发展,为实施创新驱动发展战略提供了新动能。一些数字经济发达地区,如粤港澳大湾区、北京数字贸易示范区等,利用互联网、云计算、区块链等技术,打造数字经济新高地,不断催生新产品、新业态和新产业,充分释放创新活力。而一些经济欠发达地区,由于基础设施落后,产业发展不平衡等因素,无法充分享受数字经济带来的创新红利。由此产生的问题是,数字经济怎样促进创新发展?如何更好地利用数字经济促进地区创新发展?此外,数字经济本质上属于知识密集型产业,不断完善的知识产权保护制度对数字经济与创新的关系产生怎样的影响?在数字经济发展战略、创新驱动发展战略以及知识产权战略三重战略叠加背景下,研究上述问题有助于正确认识数字经济与创新发展的关系,对各地区把握数

字经济发展机遇,提高区域创新能力意义重大。

二、文献综述

(一)数字经济影响区域创新绩效的关系研究

已有文献认为数字经济对区域创新绩效具有显著促进作用,观点主要包括两类:一是线性影响研究。谢康和夏正豪等(2020)^[1]认为大数据作为新时代的生产要素,能够降低市场需求和产品供给的不确定性,对创新绩效具有正向影响。二是非线性影响研究。周青和王燕灵等(2020)^[2]基于浙江省县(区、市)面板数据,发现数字经济和创新绩效之间存在倒U形关系,数字化投入不足或过度均不利于区域创新发展。

(二)数字经济影响区域创新绩效的作用机制研究

现有学者尝试构建理论模型剖析数字经济对区域创新绩效的影响机制,形成如下主要观点:第一,数字经济能缓解信息冗余,提高供需匹配效率,优化创新主体的匹配机制。郭家堂和骆品亮(2016)^[3]认为数字化平台的联通功能消除了经济系统内的信息壁垒,为供需双方提供了“零接触”的创新平台。第二,数字经济能减少创新过程中的成本,降低创新难度,激励主体参与更多研发活动。荆文君和孙宝文(2019)^[4]强调数字经济具有显著的规模经济效应和范围经济效应特征,能实现创新活动的成本边际递减和收益边际递增,激励创新主体增加研发投入,促进地区创新发展。第三,知识产权保护能激发数字经济的创新驱动效应。

作者简介:陈钰芬(1973—),女,浙江绍兴人,博士,教授,博士生导师,研究方向为科技创新评价与技术创新管理;朱宙廷(1997—),男,浙江绍兴人,硕士研究生,研究方向为数字经济。

姜南和李鹏媛等(2021)^[5]强调数字经济与知识产权保护之间具有密不可分的联系,健全的知识产权保护能为数字经济发展创造良好的外部营商环境,激励内部数字技术创新,是数字经济发展的必要资源。

梳理已有文献发现,当前学界关于数字经济和区域创新绩效的关系尚未达成一致意见,且数字经济对区域创新绩效的影响机制路径研究缺乏系统的实证证据。本文尝试基于完整框架探讨数字经济促进区域创新绩效的效应与作用机制。主要贡献在于:一是从线性和非线性角度分别探讨数字经济和区域创新绩效的影响关系,探究不同情景下数字经济对区域创新绩效的影响。二是基于创新主体协同视角,探讨数字经济影响区域创新绩效的路径,揭开数字经济驱动创新发展的“黑箱”。三是理论分析和实证检验知识产权保护对数字经济赋能创新发展的调节作用,为更好利用数字经济驱动创新发展提供新的视角。

三、分析框架与研究假设

(一)数字经济影响区域创新绩效的基本作用

1. 基本影响

数字经济具有数据、技术和平台三重属性。数据层面,从性质上看,数据凭借流动性、低成本、可复制等特征赋能企业生产,突破传统生产要素的稀缺性和排他性限制,为企业研发创新创造有利条件;从作用上看,数据能够提高要素协同性,一定程度上促进创新要素聚集,优化地区创新资源配置效率^[6]。技术层面,数字技术创新实质上是一种破坏式创新,数字化创新过程以及创新结果不再受传统组织边界的限制,创新产品和服务快速更迭,驱动企业突破式创新^[7]。平台层面,数字化网络具有强大的信息交互能力,催生平台经济、共享经济等新模式。数字平台能够迅速将双边用户聚集在一起,提高各方合作意愿,促进创新成果转化。同时,在数字共享平台上,各方绕过中间商进行动态定价的共享模式激活了大量闲置创新资源,有利于促进地区创新绩效提升。据此提出假设1:

H1:数字经济的发展有利于提升区域创新绩效。

2. 非线性影响

数字化情境下部门间的组织边界正在被弱化,创新主体变得难以界定。网络示范效应会吸引各行各业创新主体参与,形成大众创业、万众创新的良好氛围。随着用户规模的不断扩大,网络信息来源越发广泛,形成层次更高、价值更大的综合性信息,这些具有实时性和交互性的信息流使产业各部门的合作越发频繁,刺激彼此技术创新活力,提高运行效率。当网民用

户规模超过某临界值时,便会触发正反馈机制,部门获取新知识、新信息的边际成本越来越低,此时获得的创新溢出价值呈现倍增效应,并吸引更多创新者参与其中。如此循环,最终出现区域创新溢出的边际效应递增特征。据此提出假设2:

H2:数字经济对区域创新绩效的影响具有边际效应递增的非线性影响。

(二)数字经济影响区域创新绩效的作用机制

1. 匹配机制的中介作用

匹配机制具体表现为创新过程中主体的协同发展,主要体现创新主体间的合作共生关系,通过倒逼效应与强化效应实现。

倒逼效应表现为提高各主体的创新能力。数字经济发展极大激发用户的个性化需求,以企业为代表的部门需不断变革组织管理模式,提高新技术的商业化能力,采取更加灵活的创新策略为消费者提供差异化产品与服务。同时,数字经济对传统政府治理框架产生冲击,倒逼政府制度创新,为地区创新活动营造更加开放包容的环境。用户享受数字经济带来的创新溢出红利后,又会提出更大规模的异质性需求。如此循环,有利于各创新主体在协同过程中提升创新能力。

强化效应表现为增强创新主体间的联系。数字技术发展有利于形成更为公开透明的市场环境,拓宽主体获取知识和信息的途径。数字平台具有海量数据及共享性资源,多元创新主体可基于自身需求自发进行协同创新。在此过程中,创新参与者不仅能更好地吸收合作伙伴的知识溢出,还能通过完善价格机制以相对较低的成本获取创新资源,强化各方的联系,由此形成价值共创共享的合作网络关系。因此,数字经济的发展为地区创新活动提供更好的匹配机制,促进创新能力整体提升。据此提出假设3:

H3:数字经济通过优化匹配机制(提高创新主体协同水平)间接提升区域创新绩效。

2. 创新激励的中介作用

创新激励具体表现为主体增加研发投入,主要体现于创新主体内部的竞争关系,通过规模效应和竞争效应实现,本文从企业主体视角展开研究。

规模效应表明产品单位成本随生产规模的扩大呈下降趋势。生产要素数据化促使企业成本呈现高固定成本和低边际成本两大特征,在网络正外部性作用下,企业研发投入和创新收益会随用户规模的扩大分别呈现边际成本递减规律和边际报酬递增规律。此外,创新研发难度的降低会激励企业释放更多资金用

于创新活动。

数字经济发展日新月异,面对日益个性化、多元化的市场环境,若不能提供差异化的创新产品,企业将面临被淘汰或被兼并的危险。而且,数字经济拓宽原有的市场边界,中小企业争相涌入推动商业模式创新,重构了消费者和企业间的关系。市场竞争本质在于争夺顾客,抢占市场份额,要求企业必须通过创新实现进化,避免在同行竞争中处于劣势。高校、科研院所等创新主体亦是如此,最终表现为地区总研发投入的增加,由此实现创新激励。从索洛增长模型看,创新激励的实质是将生产可能性曲线外推,促进区域创新绩效提升。据此提出假设4:

H4:数字经济通过实现创新激励(增加研发资本投入)间接提升区域创新绩效。

综上,匹配机制与创新激励的中介效应传导机制如图1所示。

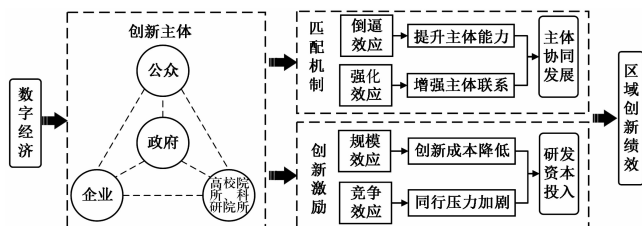


图1 匹配机制与创新激励的中介效应传导机制图

(三)知识产权保护对数字经济和区域创新绩效的调节作用

创新主体通过数字平台实现协同创新,提高自主创新能力。但也可能引发网络侵权行为,创新成果被模仿和剽窃的概率大大提高,在此背景下,知识产权保护成为激励数字创新的关键所在:一是数字经济以数字化信息和知识为生产要素,属于知识密集型产业,健全的知识产权保护制度可促进数字经济健康发展,保障数据要素有序流动和公平交易,激发市场主体创新活力。二是知识产权保护很大程度上决定了区域创新绩效,为地区创新活动营造良好的法治环境。当创新收益得到保障,知识产权保护会进一步激励创新主体增加研发经费与人力资源投入,使创新创造的作用更加显著,进而提高区域创新绩效。据此提出假设5:

H5:知识产权保护正向调节了数字经济对区域创新绩效的促进作用。

四、研究设计

(一)变量设定

1. 被解释变量

区域创新绩效(Inn):本文认为区域创新绩效是在

区域创新活动中产出的成果以及商业化贡献,包括知识创造和成果转化。其中,专利和论文体现创新的学术价值,技术市场成交额和新产品销售收入体现创新的经济价值。本文基于主成分分析法,采用发明专利授权量、科技论文数、技术市场成交额和新产品销售收入构造区域创新绩效发展水平指数。

2. 解释变量

数字经济发展指数(Dige):本文将数字经济产业定义为“信息传输、软件和信息技术服务业”(简称软件信息业)和“计算机、通信和其他电子设备制造业”(简称计算机制造业)。同时,本文认为数字经济应该以数字基础设施为基石,以数字技术创新为核心驱动力,以数字产业化为支撑,以产业数字化为根本。基于此,构建中国省级数字经济综合发展水平测度体系(见表1),通过纵横向拉开档次法对指标进行赋权,得到各省(区、市)的数字经济发展水平指数。

表1 经济综合发展水平测度体系

一级指标	二级指标	三级指标
数字基础设施	普及水平	互联网普及率
		宽带普及率
	服务能力	互联网接入端口数
		长途光缆线路密度 千入域名数
数字技术创新	资本投入	计算机制造业研发经费 软件信息业研发经费
		计算机制造业研发人员数量 软件信息业研发人员数量
	人力投入	计算机制造业研发人员数量 软件信息业研发人员数量
数字产业化	软件信息业	人均电信主营业务收入 软件业务收入占GDP比重 万人软件信息业从业人员数
		计算机制造业收入占GDP比重 万人计算机制造业从业人员数
	计算机制造业	计算机制造业收入占GDP比重 万人计算机制造业从业人员数
		计算机制造业收入占GDP比重 万人计算机制造业从业人员数
产业数字化	工业数字化	两化融合指数
	服务业数字化	电子商务企业占比
		电子商务销售额
		数字金融普惠指数
	政府数字治理	在线政府指数 政务微博影响力指数

3. 中介变量

主体协同(Syn):本文将区域创新系统分为企业、高校/科研院所、政府、用户四个子系统,构建区域产学研用创新系统耦合协调度评价指标体系(见表2)。基于熵权法确定每个三级指标的权重,同时根据主体重要性将企业、学研、政府、用户的权重值分别设为0.3、0.3、0.2、0.2,并运用耦合协调度模型计算得到产学研用耦合协调度。

表2 区域政产学研用耦合协调度评价指标体系

一级指标	二级指标	三级指标
企业 创新子系统	投入	R&D 人员全时当量
		R&D 经费内部支出
	产出	新产品销售收入
		发明专利申请数
学研 创新子系统	投入	R&D 人员全时当量
		R&D 经费内部支出
	产出	发表科技论文
		发明专利申请数
政府 创新子系统	政府	R&D 资金补贴
	中介机构	科技企业孵化器创业导师人数
		大学科技园管理机构从业人员数
用户 创新子系统	线上	“创新”百度搜索指数日均值
	线下	众创空间数量
		众创空间服务创业团队数量
		常驻初创企业拥有知识产权数量

注：企业创新子系统数据口径为规模以上工业企业，学研创新子系统包括大学和科研院所，政府创新子系统包括政府和中介机构。

研发投入(R&D)：创新主体通过释放研发资本改善技术水平，达到激励创新的目的。本文选取地区R&D经费作为区域创新系统研发资金投入的衡量指标，采用永续盘存法对其进行存量化处理。

4. 调节变量

知识产权保护强度(IPR)：借鉴李俊青和苗二森(2018)^[8]的思路，本文采用专利未被侵权率和地区每万人拥有律师数分别反映地区行政执法水平和司法保护水平，并各自赋予0.5的权重合成综合指标。

5. 控制变量

经济发展水平(Pgdp)：经济发展水平越高的地区，创新投入的资金和人员就越多，越能促进地区创新。本文采用地区人均生产总值衡量，实际运算中核算为基期不变价。

对外开放水平(Open)：外商企业的直接投资往往被当作技术引进的重要手段，一定程度上会影响区域的创新水平。本文采用人均外商直接投资额衡量，实际运算中折算为人民币单位。

金融发展水平(Finsize)：金融行业的发展可以缓解企业资金紧张、融资困难等问题，确保创新活动有序展开。本文采用金融业增加值占GDP比重衡量。

(二)模型构建

本文选择双向固定效应模型作为基准模型，以此检验数字经济对区域创新绩效的影响，可表示为：

$$\text{Inn}_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Dige}_{it} + \alpha_i \sum \text{control}_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式中，被解释变量 Inn_{it} 表示 i 省(区、市)在 t 年的

创新绩效水平，核心解释变量 Dige_{it} 表示 i 省(区、市)在 t 年的数字经济发展水平； $\sum \text{control}_{it}$ 表示控制变量合集； μ_i 表示不随时间变化的省(区、市)固定效应； λ_t 表示不随省(区、市)变化的时间固定效应； ε_{it} 表示随机扰动项。

为了进一步探究数字经济驱动创新的作用机理，在式(1)的基础上构建如下计量模型：

$$\text{med}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{Dige}_{it} + \beta_i \sum \text{control}_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$\text{Inn}_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 \text{Dige}_{it} + \gamma_2 \text{med}_{it} + \gamma_i \sum \text{control}_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

式中， med_{it} 为中介变量，表示主体协同和研发投入。 β_1 、 γ_1 代表数字经济影响区域创新绩效的总效应、直接效应， $\beta_1 \times \gamma_1$ 代表间接效应，其他变量定义同式(1)。

为了进一步揭示知识产权保护对数字经济与区域创新绩效的调节作用，构建如下计量模型：

$$\text{Inn}_{it} = \alpha + \beta \text{Dige}_{it} + \delta \text{IPR}_{it} + \varepsilon \text{Dige}_{it} \times \text{IPR}_{it} + \eta \sum \text{control}_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

式中， $\text{Dige}_{it} \times \text{IPR}_{it}$ 表示数字经济发展水平与知识产权保护强度的交互项，其他变量定义同式(1)。若交互项系数 ε 显著，表明知识产权保护对数字经济影响区域创新绩效具有调节作用。

为了检验数字经济对区域创新绩效的非线性影响，对式(1)进行拓展，构建如下门槛效应模型：

$$\text{Inn}_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Dige}_{it} \cdot I(\text{Dige}_{it} \leq \gamma) + \alpha_2 \text{Dige}_{it} \cdot I(\text{Dige}_{it} > \gamma) + \alpha_i X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

式中， Dige_{it} 既是核心解释变量也是门槛变量， γ 为待估门槛值， $I(\cdot)$ 是指示函数，满足括号内的条件则取值为1，反之取值则为0，其他变量定义同式(1)。可根据检验结果将式(5)扩充至多门槛模型。

(三)数据说明

以2014—2020年中国30个省(区、市，除西藏和港澳台外)为研究样本，数据主要来源于《中国统计年鉴》《中国科技统计年鉴》《中国高技术产业统计年鉴》以及国家知识产权局等。个别缺失数据采用插值法补齐。

五、实证结果与分析

(一)基本估计结果分析

表3汇报了不同模型的回归结果。列(1)采用了普通最小二乘法(OLS)。列(2)和列(3)分别采用随机效应模型和个体固定效应模型，并在列(1)基础上加入控制变量，Hausman 检验结果显示， $p=0.000<0.05$ ，因此选择固定效应模型进行估计较为科学。进一步地，列(4)在列(3)的基础上加入了时间固定效应，结果显示数字经济发展对区域创新绩效的正向影响依然显

表 3 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	OLS	随机效应	个体固定效应	双向固定效应
Dige	1.905*** (0.069)	0.999*** (0.087)	0.826*** (0.094)	2.098*** (0.244)
Pgdp		2.206*** (0.498)	3.154*** (0.663)	2.257*** (0.633)
Open		1.446*** (0.309)	2.001*** (0.314)	1.898*** (0.291)
Finsize		3.039 (3.106)	6.563* (3.530)	8.555** (3.329)
省(区、市)固定	NO	NO	YES	YES
年份固定	NO	NO	NO	YES
样本个数	210	210	210	210
Adj.R ²	0.782		0.688	0.734

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的统计水平下显著；括号内数值为标准误。表 5、表 6、表 7、表 8 同。

表 4 门槛检验结果

模型	F 值	p 值	门槛值			Crit1	Crit5	Crit10
			I	II	III			
单一门槛	83.460	0.000	1.301			32.197	24.948	19.799
双重门槛	35.640	0.003	1.301	2.570		32.360	25.077	19.186
三重门槛	43.450	0.170	-0.108	1.301	2.570	78.728	64.437	57.440

表 5 门槛模型回归结果

变量	门槛变量
	Dige
门槛值	q ₁ =1.301 q ₂ =2.570
Dige·I(Th≤q ₁)	1.348*** (0.281)
Dige·I(q ₁ <Th≤q ₂)	2.064*** (0.289)
Dige·I(q ₂ ≤Th)	2.413*** (0.268)
控制变量	YES
省(区、市)固定	YES
年份固定	YES
样本个数	210
Adj.R ²	0.834

中在广东、浙江、上海等沿海地区。因此初步判定,沿海省份数字经济的发展更有利于区域创新绩效提升。

(三)异质性分析

为验证上述猜想,进一步展开区域异质性分析。本研究以“是否沿海岸线分布”将中国 30 个省(区、市)分为沿海和内陆地区,以“秦岭—淮河”为分界线将全样本分为南方和北方地区。表 6 列(1)、列(2)汇报了沿海与内陆地区的异质性结果,数字经济系数均为正,且 p 值小于 0.05。说明相较于内陆地区,沿海地区能获得

著,因此假设 H1 得到验证。

(二)非线性效应分析

进一步验证数字经济对区域创新绩效的非线性影响。面板门槛存在性检验结果见表 4,数字经济发展水平显著通过单一门槛和双重门槛检验,未通过三重门槛检验。在此基础上,设定双重门槛回归模型。

表 5 为双重门槛回归结果。当数字经济发展水平低于第一个门槛值时,其对区域创新绩效的回归系数为 1.348;当数字经济发展水平突破第一个门槛和第二个门槛时,回归系数分别为 2.064 和 2.413。不难发现,随着数字经济发展水平的上升,创新驱动效应呈现出边际效应递增的非线性特征,假设 H2 得到检验。

根据上述两个门槛值将数字经济分为低、中、高三个发展水平阶段,通过计算发现低发展阶段样本数据占比达 89.05%,且处于高水平发展阶段的省份主要集

表 6 异质性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	沿海	内陆	北方	南方
Dige	2.422*** (0.397)	1.170*** (0.298)	2.154*** (0.327)	2.231*** (0.413)
控制变量	YES	YES	YES	YES
省(区、市)固定	YES	YES	YES	YES
年份固定	YES	YES	YES	YES
样本个数	77	133	105	105
Adj.R ²	0.850	0.717	0.860	0.748
p-value	0.014**		0.147	

注:异质性检验的 p 值采用费舍尔组合检验(抽样 2000 次)计算得到。

更多的数字创新溢出红利。表 6 列(3)、列(4)为北方与南方地区的异质性结果,回归系数数值较为接近,差异不显著。综上所述,数字经济对创新绩效的驱动作用存在异质性,且这种异质性在沿海与内陆之间较为明显。

(四)中介效应分析

表 7 为中介效应和调节效应的检验结果,首先本文对作用机制进行实证检验。

表 7 列(1)—(3)汇报了以主体协同为中介变量的估计结果。其中,列(2)显示变量 Syn 的回归系数为 0.134,且显著。列(3)显示 Dige 和 Syn 的回归系数显

表 7 中介效应和调节效应检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Inn	Syn	Inn	R&D	Inn	Inn
Dige	2.098*** (0.244)	0.134*** (0.016)	0.703*** (0.232)	3.251*** (0.819)	1.545*** (0.211)	1.372*** (0.308)
Syn			10.711*** (0.875)			
R&D					0.170*** (0.019)	
IPR						0.190 (0.463)
Dige*IPR						1.276*** (0.351)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
省(区、市)固定	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定	YES	YES	YES	YES	YES	YES
样本个数	210	210	210	210	210	210
Adj.R ²	0.734	0.444	0.819	0.616	0.868	0.795

著为正,表明主体协同发展对区域创新绩效产生了部分中介效应。具体看,数字经济发展水平每增加 1 个单位,区域创新绩效会直接提高 2.098 个单位,同时会使主体协同水平增加 0.134 个单位,进而导致创新绩效间接提高 1.435(10.711*0.134=1.435)个单位。由此可知,中介效应占比为 68.32%。据此,假设 H3 得证。

表 7 列(1)、列(4)、列(5)是以研发投入为中介变量的估计情况。结果发现,数字经济对研发资本和研发资本对区域创新绩效的影响系数分别为 3.251 和 0.170,且显著,说明数字经济发展通过激励创新主体增加研发投入,间接提高区域创新绩效水平。直接效应、间接效应和总效应分别为 0.553、1.545 和 2.098,中介效应占比为 26.33%。据此,假设 H4 得证。

(五)调节效应分析

表 7 列(6)是以知识产权保护为调节效应的估计情况。可以发现,数字经济和知识产权保护的交互项系数(Dige*IPR)显著为正,说明知识产权保护在数字经济和区域创新绩效中起到了正调节作用,假设 H5 得证。为了更清晰地展示知识产权保护的调节效应,绘

制知识产权保护的调节效应图(见图 2)。

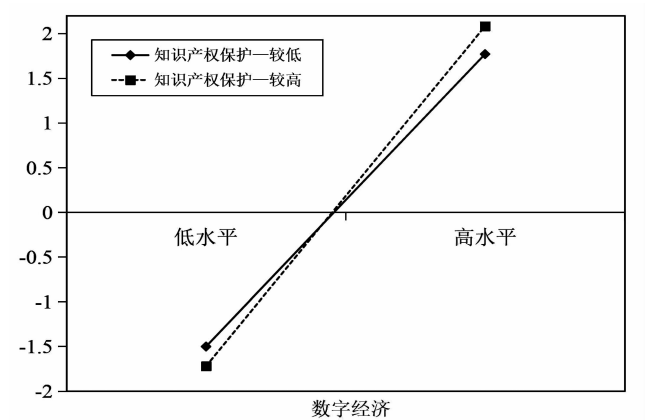


图 2 知识产权保护的调节效应图

(六)稳健性和内生性检验

1. 稳健性检验

对本文结论的稳健性进行检验:一是剔除特殊城市样本。直辖市在国家政策支持方面具有一定优势,会对数字经济水平和创新绩效产生一定影响。二是替换因变量。选择专利申请数作为代理变量,原因在于专利属于非经济指标,在统计意义上避免了“寻租”行

表 8 稳健性与内生性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	剔除直辖市	替换因变量	替换自变量	控制变量	工具变量
Dige	2.045*** (0.256)	1.486*** (0.316)	1.546*** (0.212)	1.981*** (0.230)	
L.Dige					2.900*** (0.482)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
省(区、市)固定	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定	YES	YES	YES	YES	YES
样本个数	189	210	210	210	180
Adj.R ²	0.685	0.725	0.710	0.775	0.977

为,且在地区间可比。三是替换自变量。参考赵涛和张智等(2020)^[9]的思路,构造数字经济发展水平的替换变量。稳健性检验结果如表8列(1)—(3)所示,可以发现数字经济的回归系数保持了较好的一致性,说明基准回归的结果稳健。

2. 内生性检验

内生性问题的存在可能会导致结论出现偏误,采用以下两种方式进行处理:首先引入其他控制变量,参考部分学者的做法,继续加入人均受教育年限、人口密度、人均道路面积和非国有员工占比。其次运用工具变量法,为保证工具变量的外生性和相关性,以数字经济滞后一阶项作为当期Dige的工具变量,采用广义矩估计法(GMM)对动态面板模型进行估计。内生性检验结果如表8列(4)、列(5)所示,在考虑了内生性问题后,数字经济发展的区域创新绩效依然具有显著的促进作用,进一步佐证了本文的研究假设。

六、结论与建议

本文采用一系列计量模型从区域层面实证分析了数字经济的创新驱动作用。主要结论如下:

第一,数字经济对区域创新绩效的促进作用遵循边际效应递增规律,沿海地区的正向作用显著高于内陆地区。基准回归结果显示,数字经济能够促进区域创新绩效提升,通过引入工具变量等稳健性检验后结论依然成立。门槛回归结果显示,数字经济对区域创新绩效的正向影响存在双门槛效应,即这种创新驱动效应会随着数字经济的发展越来越明显。异质性检验结果显示,数字经济对沿海地区创新发展的促进作用强于内陆地区,其中大部分省(区、市)数字经济发展水平低于第一门槛值,未能充分享受到创新溢出红利。

第二,优化匹配机制和实现创新激励是数字经济促进创新发展的重要路径,知识产权保护正在成为激励数字经济持续创新的关键。中介效应检验结果显示,数字经济能够通过促进主体协同发展和研发投入间接提升区域创新绩效。其中,主体协同的间接效应远大于直接效应,占比超过六成。调节效应检验结果显示,知识产权保护在数字经济促进区域创新绩效的过程中发挥正向调节作用。地区知识产权保护水平越高,数字经济的创新驱动效应越显著。

根据上述研究结论,得到如下对策启示:

第一,大力发展地方特色数字经济,缩小区域数字鸿沟。根据要素禀赋结构,发展特色区域数字经济,不断做强做优做大数字经济。对北京、浙江、广东等数

字经济发展优势明显的地区,应进一步加强数字技术的基础研究与应用研究,发挥好示范引领作用,帮助落后地区跨越数字鸿沟。对贵州、宁夏等欠发达地区,应积极响应国家“东数西算”布局,把握数字经济发展机遇,建设国家算力枢纽节点,带动数据中心等信息基础设施投资大幅增长,打造数字产业基地。

第二,优化创新主体的匹配机制与创新激励机制。统筹多元要素协调发展,筑牢政产学研用协同创新平台,发挥科技领军企业引领作用和政府引导作用,实现创新主体与资源的快速对接。充分挖掘社会公众的创新力量,营造“大众创业,万众创新”的良好环境。完善创新激励举措,优化创新要素配置,加大税收优惠和财政补贴力度,激励创新主体增加研发投入。

第三,加强数字创新成果的知识产权保护,营造良好的科技创新创业环境。网络知识产权侵权往往更加隐蔽,政府相关部门应及时修订有关法律法规,提高执法人员专业化水平,使其符合新时代区域创新发展形势需求。同时,数字经济一定程度上加剧了知识产权保护难度,要求政府将数字技术与执法能力相结合,强化政府数字监管能力,同时加强多部门协同合作,建立跨部门、跨地区的协同监管机制,为地区创新发展保驾护航。◆

参考文献:

- [1]谢康,夏正豪,肖静华.大数据成为现实生产要素的企业实现机制:产品创新视角[J].中国工业经济,2020(5):42-60.
- [2]周青,王燕灵,杨伟.数字化水平对创新绩效影响的实证研究:基于浙江省73个县(区、市)的面板数据[J].科研管理,2020(7):120-129.
- [3]郭家堂,骆品亮.互联网对中国全要素生产率有促进作用吗?[J].管理世界,2016(10):34-49.
- [4]荆文君,孙宝文.数字经济促进经济高质量发展:一个理论分析框架[J].经济学家,2019(2):66-73.
- [5]姜南,李鹏媛,欧忠辉.知识产权保护、数字经济与区域创业活跃度[J].中国软科学,2021(10):171-181.
- [6]蔡跃洲,马文君.数据要素对高质量发展影响与数据流动制约[J].数量经济技术经济研究,2021(3):64-83.
- [7]田秀娟,李睿.数字技术赋能实体经济转型发展:基于熊彼特内生增长理论的分析框架[J].管理世界,2022(5):56-74.
- [8]李俊青,苗二森.不完全契约条件下的知识产权保护与企业出口技术复杂度[J].中国工业经济,2018(12):115-133.
- [9]赵涛,张智,梁上坤.数字经济、创业活跃度与高质量发展:来自中国城市的经验证据[J].管理世界,2020(10):65-76.

(责任编辑:新月)

绿色金融、科技创新投入与实体经济增长

——基于中部六省数据的实证分析

杜文胜 吴映雪

(郑州大学 商学院, 河南 郑州 450001)

摘要:党的二十大报告提出,要完善支持绿色发展的财税、金融、投资、价格政策和标准体系,发展绿色低碳产业。中部地区承东启西、连南通北,促进中部地区崛起是优化国民经济、保持经济持续健康发展的战略举措。在此背景下,以中部六省为研究对象,分析绿色金融发展对实体经济增长的影响。结果表明,当前中部六省绿色金融发展较不平衡,其中,安徽、山西对绿色金融的高需求使其发展水平较高。绿色金融对实体经济增长促进作用明显,科技创新投入带动作用明显。此外,绿色金融还具有明显的区域溢出效应。

关键词:科技创新;绿色金融;实体经济;空间计量

中图分类号:F832.5

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2024)04-0039-06

DOI:10.13999/j.cnki.tjllysj.2024.04.006

一、引言

经济增长是促进社会进步的重要动力,但是随着生产力的大幅提升,环境问题日趋凸显。因此,环保理念伴随着经济发展和生产力进步开始逐渐提升,我国已明确提出“绿水青山就是金山银山”的绿色发展观。绿色发展观的践行离不开绿色产业发展和原有产业的绿色升级,而产业的发展和升级又离不开金融工具的支持。金融业提供的各类金融工具通过汇集资金到环保项目中,提高环保产业的发展水平,促进经济的绿色发展;通过促进技术和资本结合,分散投资风险。因此,绿色金融这一概念在绿色发展理论和绿色金融工具的探索中衍生而来。

我国自提出发展绿色金融以来,采用自上而下的方式推行绿色金融的有关概念,并先于世界其他国家出台相关政策,于2016年对绿色金融进行明确界定^[1]。此后,关于绿色金融的研究开始转向银行业、产业结构及经济增长等方面。Clark和Reed等(2018)^[2]参照银行业普遍使用的赤道原则,利用银行机构总量和占比、绿色贷款规模等因素测算一国的绿色金融发展水平。

Banerjee(2019)^[3]认为发展绿色债券可以应对气候资金缺口。因绿色金融项目源于银行业,大部分研究仍基于绿色信贷展开,黄建欢和吕海龙等(2014)^[4]选取环境污染治理投资中银行贷款规模,及其占环境污染治理投资的比重反映绿色金融水平。随后学者开始使用多项指标综合测度绿色金融,韩科振(2020)^[5]选取绿色信贷、绿色证券、绿色保险和碳金融多维度综合表示绿色金融,研究结果表明绿色金融确能提高我国绿色技术创新效率。

明确绿色金融测度方式后,绿色金融与经济增长间的关系成为讨论热点。刘传江和张劭辉(2022)^[6]从金融理论视角探讨了绿色金融与经济发展之间的关系,绿色金融在推动传统金融升级的同时由经济增长的内生及外生变量影响总需求和总供给。Ronaldo和Suryanto(2022)^[7]运用问卷调查法,发现绿色金融能够促进绿色技术创新和绿色微型企业发展,进而通过环境和经济可持续发展实现可持续发展的总目标。李江涛和黄海燕(2022)^[8]以粤港澳大湾区为研究对象,分析得出绿色金融对第二产业环保改造具有促进作用。

基金项目:河南省软科学研究计划项目“数字赋能河南制造业高质量发展路径研究”(242400410307);河南省高等学校重点科研项目计划支持“科技创新对黄河流域高质量发展影响路径研究”(24A790020)。

作者简介:杜文胜(1987—),男,河南濮阳人,博士,副教授,博士生导师,研究方向为经济统计与决策分析;吴映雪(1998—),女,河南许昌人,硕士,研究方向为经济统计与文献计量学。

在学者普遍得出绿色金融确能促进经济增长结论的基础上,有学者从间接机制入手展开新研究。孙焱林和陈青青(2019)^[9]从间接视角入手,剖析技术进步在绿色金融发展与经济增长之间的作用,研究结果虽然证实了二者对经济增长具有正向影响,绿色金融在促进企业技术进步上的作用却并不显著。戚逸康(2023)^[10]通过实证分析验证技术进步在绿色金融与经济增长之间具有一定的中介效应。

通过对国内外文献梳理发现,绿色金融如何助力环境改善、产业升级是当前研究热点。在对经济增长影响的讨论中,多数立足于实现产业结构调整方面,只有小部分涉及技术创新,并且未对中部六省发展情况进行讨论。绿色金融更多的是提供一种金融中介工具和投融资手段,其直接影响经济和科技创新投入的数量与方式,因此本文将科技创新投入纳入探索中部六省绿色金融发展对实体经济增长的影响之中,并对科技创新投入的中介效应以及绿色金融在中部六省中的溢出效应进行分析。

二、基于熵值法的绿色金融发展水平测算

(一)指标体系构建

当前参与绿色金融建设、影响绿色金融发展的主体为政府、金融机构和企业,因此,分别选取金融机构绿色扶持的绿色信贷和绿色保险、企业绿色发展的绿色证券、政府绿色支持的绿色投资,作为评价绿色金融的依据。综合当前我国绿色金融发展历程,选用数

据时间范围为 2008—2020 年。绿色信贷、绿色保险、绿色证券及绿色投资指标计算方法见表 1。

表 1 绿色金融发展指数指标体系

指标名称	计算方法	指标属性
绿色信贷	六大高能耗工业产业利息支出/工业利息总支出	负向
绿色保险	农业保险收入/农业总产值	正向
绿色证券	区域内绿色企业 A 股市值/区域上市公司总市值	正向
绿色投资	环境污染治理投资/区域生产总值	正向

本文指标数据来源如下:绿色信贷、绿色保险参考李晓西和夏光(2014)^[11]的研究,用六大高能耗工业产业利息支出反映绿色信贷规模,用农业保险收入反映绿色保险规模,数据分别来自《中国工业统计年鉴》《中国保险统计年鉴》;绿色证券以我国上市绿色制造企业市值计算,参考工业和信息化部发布的绿色制造名单,筛选中部六省各省 A 股上市企业名单,并通过 RESSET 数据库和 Wind 数据库查找各上市公司的市值数据及各省上市公司总市值;绿色投资数据来源于《中国环境统计年鉴》。

(二)绿色金融发展指数测算

为保证计算结果的客观性,选用熵值法测算绿色金融发展指数,从而避免人为赋值存在的主观性。

各省绿色金融发展指数以及平均得分排名见表 2。

表 2 中部六省绿色金融发展指数及排名

省份	2008 年	2010 年	2012 年	2014 年	2016 年	2018 年	2020 年	平均得分	排名
安徽	0.6843	0.8856	0.8850	0.8710	0.7511	0.8140	0.6374	0.8215	1
山西	0.4675	0.3833	0.3882	0.4766	0.6389	0.5102	0.3771	0.4633	2
河南	0.2960	0.3562	0.3399	0.3214	0.4333	0.4775	0.4987	0.4098	3
湖南	0.3820	0.3157	0.3288	0.4231	0.3458	0.4745	0.3238	0.3967	4
江西	0.1090	0.3012	0.3881	0.2892	0.2403	0.3985	0.4810	0.3218	5
湖北	0.1676	0.1421	0.1575	0.1162	0.1087	0.1510	0.0841	0.1350	6

总体看,中部六省绿色金融发展水平差距较大。安徽得分最高,山西、河南、湖南、江西次之,湖北绿色金融排名最后。中部六省绿色金融发展体制机制和组织体系相对完善,一些省份拥有良好的生态环境基础,促使环保绿色类投资发展,为绿色金融发展奠定了基础。

三、绿色金融对实体经济增长影响的实证分析

(一)模型设定与变量选取

为分析绿色金融对实体经济增长的直接传导机制,构建如下模型:

$$\text{Reg}_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Gfi}_{it} + \alpha_2 \text{Z}_{it} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, Reg_{it} 表示 i 省在 t 时期的实体经济增长水平, Gfi_{it} 表示 i 省在 t 时期的绿色金融水平, Z_{it} 表示一系列控制变量, μ_i 和 δ_t 分别表示不随时间变化的个体固定效应及时间固定效应, ε_{it} 表示随机扰动项。在系数通过检验后,引入科技创新投入,检验中介效应是否存在。

$$\text{Inno}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{Gfi}_{it} + \beta_2 \text{Z}_{it} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$\text{Reg}_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 \text{Gfi}_{it} + \gamma_2 \text{Inno}_{it} + \gamma_3 \text{Z}_{it} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, $Inno_{it}$ 表示 i 省在 t 时期的科技创新投入。

在式(1)中引入空间交互项,构建空间计量模型检验是否存在空间溢出效应。

$$Reg_{it} = \alpha_0 + \rho WReg_{it} + \varphi_1 WGf_{it} + \alpha_1 Gf_{it} + \varphi_2 WZ_{it} + \alpha_2 Z_{it} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中, ρ 为空间自回归系数, W 为空间权重矩阵, φ_1 为核心解释变量空间交互项的弹性系数, φ_2 为控制

变量空间交互项的弹性系数。

被解释变量为实体经济增长水平,借鉴罗能生和罗富政(2012)^[12]的研究,选择各省剔除金融业和房地产业后的各行业生产总值作为替代指标衡量实体经济增长;解释变量绿色金融指数,由熵值法测算得到;控制变量借鉴张林和冉光和等(2014)^[13]的研究,具体计算方式见表3。

表3 各变量及计算方式

	变量名称	计算方式
被解释变量	实体经济增长水平(Reg)	剔除金融业和房地产业后的各行业生产总值的同比增长率
解释变量	绿色金融发展水平(Gf)	中部六省各省绿色金融指数
控制变量	城镇化水平(Urban)	中部六省各省城镇人口占各省总人口比重
	财政支出水平(Fin)	中部六省各省财政支出总额占各省生产总值比重
	对外开放水平(Open)	中部六省各省进出口总额占各省生产总值比重
	人力资本水平(H)	中部六省6岁及以上人口的平均受教育年限与实体经济部门从业劳动力的乘积

考虑到数据的可获得性,选取2008—2020年中部六省有关数据,来源于《中国统计年鉴》《中国劳动统计年鉴》《中国工业统计年鉴》《中国保险统计年鉴》《中国环境统计年鉴》,以及RESET数据库、Wind数据库和各省统计年鉴。

(二)数据处理及检验

为便于分析,对于实体经济增长水平选用同比增长率进行衡量,以消除每年购买力平价对数据的影响;对数据进行对数化处理,在一定程度上消除模型的异方差;部分缺失数据采用线性插值法进行补充。

使用Hausman检验,针对随机效应和固定效应无差异的原假设,检验模型的固定效应和随机效应。如果拒绝原假设则认为应建立固定效应模型,经检验 $\chi^2=124.41$, p 值为0.0000,拒绝原假设,确定建立面板固定效应模型。

(三)实证结果分析

1. 中介效应

为验证科技创新投入的中介效应是否存在,需要先对解释变量与被解释变量间是否具有线性相关关系进行检验,在系数通过检验后,再进行中介效应检验。经计算,基准回归结果见表4。

表4结果(1)为未引入各项控制变量的回归结果,结果(2)为加入各控制变量后的回归结果。可以看出,未加入控制变量前系数为0.7163,加入控制变量后系数为0.6580,均在1%置信水平下通过显著性检验。由此,中部六省的绿色金融发展对实体经济增长具有正向促进作用。在基准回归结果的基础上,将科

表4 基准回归结果

	(1)	(2)
Gf	0.7163*** (0.075)	0.6580*** (0.0651)
控制变量	YES	YES
常数项	10.8911*** (0.1831)	9.3593*** (0.4250)
时间固定效应	YES	YES
地区固定效应	YES	YES
R ²	0.9870	0.9939

注:括号内数值为标准稳健误,*、**和***分别表示回归结果在10%、5%和1%置信水平下通过显著性检验。表5、表6、表8、表9、表10同。

表5 中介效应检验结果

变量	Inno	Inno	Reg
	(1)	(2)	(3)
Gf	0.7462*** (0.1280)	0.7130*** (0.1499)	0.6525*** (0.0994)
Inno			0.0076*** (0.0011)
控制变量	NO	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES
地区固定效应	YES	YES	YES
R ²	0.5194	0.6236	0.9939

技创新投入引入模型中,分别进行回归,结果见表5。

表5结果(1)为未加入控制变量的科技创新投入与绿色金融的回归结果,结果(2)为加入各控制变量

后的回归结果,结果(3)为实体经济增长水平与绿色金融和科技创新投入的回归结果。结果显示,引入控制变量前后回归系数分别为 0.7462 和 0.7130,均为显著的正向影响。随后,将中介变量加入基准回归方程中。结果显示,在模型(3)中 Gf、Inno 均通过 1%水平的显著性检验,对 Reg 有显著促进作用,并且回归系数由 0.7462 下降至 0.6525,可以说明 Inno 是中介变量,中介效应存在。

2. 溢出效应

选取邻接权重矩阵、地理距离矩阵以及经济距离矩阵,表达式如式(5)所示。

$$W = \begin{bmatrix} w_{11} & w_{12} & \cdots & w_{1n} \\ w_{21} & w_{22} & \cdots & w_{2n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ w_{n1} & w_{n2} & \cdots & w_{nn} \end{bmatrix}$$

(5)

对于邻接权重矩阵而言,当两个省份相邻时, w_{ij} 取 1;当两个省份不相邻时, w_{ij} 取 0,当 $i=j$ 时, w_{ij} 等于 0。对于地理距离权重矩阵而言, w_{ij} 表示省份 i 与省份 j 之间距离平方的倒数。对于经济距离权重矩阵而言, w_{ij} 表示省份 i 与省份 j 之间人均 GDP 之差的绝对值的倒数。

首先,对变量是否存在空间效应进行莫兰指数检验,采用地理距离矩阵计算结果见表 6,二者均通过 5% 的显著性检验,说明可以进行空间溢出效应分析。

表 6 绿色金融及实体经济增长莫兰指数

年份	绿色金融发展水平(Gf)		实体经济增长水平(Reg)	
	Moran's I	Z 值	Moran's I	Z 值
2008 年	0.071	2.084**	0.256	3.794***
2009 年	0.066	1.981**	0.152	2.597***
2010 年	0.072	2.013**	0.126	2.395***
2011 年	0.078	2.033**	0.052	2.157**
2012 年	0.083	2.065**	0.046	3.698***
2013 年	0.090	2.137**	0.040	4.587***
2014 年	0.101	2.242**	0.060	2.000**
2015 年	0.106	2.314**	0.098	2.282***
2016 年	0.117	2.428***	0.133	2.541***
2017 年	0.109	2.324***	0.120	2.426***
2018 年	0.117	2.401***	0.182	2.769***
2019 年	0.119	2.857***	0.189	2.857***
2020 年	0.103	2.099***	0.191	2.916***

其次,确定模型形式。选择 LM 检验对模型形式进行确定:第一,根据 LM-lag 对应统计量检验滞后因变量是否存在空间自相关;第二,根据 LM-error 对应统

计量检验误差是否存在空间自相关,检验结果见表 7。结果表明 LM-lag 统计量对应 p 值为 0.8251, LM-error 统计量对应 p 值为 0.0000,应选用误差模型。并且 Hausman 检验统计量对应数值 $\chi^2=62.30$, p 值为 0.0000,拒绝原假设,建立固定效应模型。

表 7 模型形式检验结果

	统计量	p 值	结果
LM-lag	0.0489	0.8251	滞后因变量不存在空间自相关
LM-error	24.0265	0.0000	误差存在空间自相关

再次,确定空间计量模型形式。杜宾退化检验结果显示,在空间误差模型(SEM)和空间杜宾模型(SDM)检验中 $LR\chi^2=60.14$,对应 p 值为 0.0000;在空间滞后模型(SAR)和 SDM 检验中统计量 $LR\chi^2=76.16$,对应 p 值为 0.0000。检验结果表明,拒绝原假设,空间杜宾模型并不会退化为空间误差模型或空间滞后模型,需要建立 SDM 模型。

最后,检验模型固定效应。Hausman 检验结果表明模型存在双重固定效应,因此,构建双重固定效应的 SDM 模型。用所构建的邻接矩阵、地理距离矩阵及经济距离矩阵,分别对二者之间的作用关系进行分析,结果见表 8。

表 8 基于邻接矩阵、地理距离矩阵和经济距离矩阵的空间溢出效应分析

	邻接矩阵	地理距离矩阵	经济距离矩阵
ρ	0.5050** (0.2244)	0.4268* (0.2469)	0.5926*** (0.2012)
Gf	0.2690*** (0.0693)	0.2787 *** (0.0634)	0.8536*** (0.0667)
$W \times Gf$	0.8424*** (0.3359)	1.1754 *** (0.2341)	1.2786*** (0.2274)
控制变量	YES	YES	YES
直接效应	0.3532*** (0.0649)	0.5023*** (0.0498)	0.7474*** (0.0680)
溢出效应 (间接效应)	-0.7451*** (0.2642)	0.5312*** (0.0959)	0.6240*** (0.2290)
总效应	0.3918 (0.3157)	1.0335*** (0.1078)	1.3714*** (0.2666)
R^2	0.8245	0.9227	0.8926
LogL	188.7498	202.2320	185.5570

由表 8 结果可知,经济距离矩阵的空间自相关系数为 0.5926,相比于邻接矩阵的 0.5050 和地理距离矩阵的 0.4268 相关性更高,三个自相关系数分别在 5%、10%和 1%置信水平下显著为正,并且空间交互项分别

为 0.8424、1.1754 和 1.2786。但是，在 SDM 模型分析中，不能直接用空间交互项的回归系数讨论两变量之间的关系，即无法直接用于分析绿色金融对实体经济增长的影响，需要使用直接效应和间接效应来解释。结果显示，邻接矩阵间接效应为 -0.7451，地理距离矩阵为 0.5312，经济距离矩阵为 0.6240，三者均在 1% 置信水平下通过检验，除邻接矩阵为负值外其余显著为

正。间接效应结果表明，中部六省的绿色金融发展对实体经济增长具有明显的空间溢出效应。

3. 区域异质性分析

由理论和现状分析可知，当前我国绿色金融发展存在区域不平衡现象。因此，对中部六省各省数据进行单独回归，加入控制变量后的分区域回归结果见表 9。

表 9 分区域回归结果

	山西	安徽	河南	湖北	湖南	江西
Gf	0.2478* (0.1331)	0.4427** (0.1770)	0.0842 (0.2296)	0.0532* (0.0275)	0.0360 (0.0364)	0.0246 (0.0289)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
常数项	10.2674*** (0.2805)	12.2217*** (1.3839)	9.8843 (6.5393)	11.0670*** (0.8516)	15.9578*** (0.6637)	14.7561*** (0.8262)
R ²	0.9361	0.9944	0.9509	0.9966	0.9910	0.9978

由表 9 可知，山西回归系数为 0.2478，安徽为 0.4427，河南为 0.0842，湖北为 0.0532，湖南为 0.0360，江西为 0.0246。除山西、安徽和湖北通过 10%、5% 和 1% 显著性水平检验外，其他省份的作用并不显著。当前山西及安徽绿色金融发展势头强、需求旺盛，随着生态环境的改善其建设已经初具成效；湖北地区早已形成成熟的体系且能对实体经济增长产生积极影响；河南、湖南及江西受制于金融基础薄弱等因素影响，虽然绿色金融发展水平不低，但仅局限于部分产业，甚至是极小部分地区，尚未形成促进实体经济增长的力量。因此，山西、安徽和湖北绿色金融对实体经济增长的积极效应更强。

4. 内生性检验

基准回归和空间计量回归结果表明，中部六省绿色金融发展确实对实体经济增长存在正向影响。然而二者可能互为因果，即经济的快速增长为绿色金融发展提供了良好的外部环境，一定程度上会对绿色金融发展起到正向促进作用。由此，可能会导致内生性问题。考虑到综合指标体系数据的可得性，选用核心解释变量绿色金融发展指数的滞后一期作为工具变量，构建两阶段最小二乘法模型，进行内生性检验，结果见表 10。

回归结果表明，绿色金融系数为 0.8289，说明即使考虑了内生性，绿色金融仍会促进实体经济增长，结果在 1% 置信水平下显著。同时，为了保证结果的可靠性，对工具变量进行不可识别检验和弱工具变量检验，不可识别检验结果为 55.12，对应 p 值为 0.0000，

表 10 工具变量法回归结果

变量	工具变量法结果
Gf	0.8289*** (0.0521)
控制变量	YES
时间固定效应	YES
地区固定效应	YES
Anderson LM	55.12
Cragg-Donald Wald F	253.39

在 1% 水平上显著拒绝“工具变量识别不足”的原假设；弱工具变量检验 F 值为 253.39，大于 10% 临界值 16.38，拒绝原假设不存在弱工具变量。由此，可以说明选取绿色金融发展指数的滞后一期作为绿色金融工具变量具有合理性。经检验，核心解释变量绿色金融并不存在内生性。

四、结论及建议

(一) 结论

通过上述研究，本文的主要结论如下：

第一，中部六省绿色金融发展不平衡。安徽和山西工业发展程度高，具有很强的资源禀赋优势，长期的工业发展和资源开采也产生了诸多环境问题，加之这两省具有较好的金融基础，因此其绿色金融发展较为成熟并且需求较高，相应得分较高。对于河南、湖南、江西和湖北四省来说，绿色金融自 2016 年发展至今，除绿色信贷外其他金融产品尚未形成规模，导致绿色金融产品覆盖面较小。同时，这些省份旅游资源丰富，相较于排名靠前的两省而言，对绿色金融产品的需求

也较少。

第二,绿色金融对实体经济增长具有正向影响。基于基础线性回归结果,未考虑其他影响因素的情况下,绿色金融对实体经济增长有显著促进作用;在空间计量回归中,基于不同空间权重矩阵,中部六省绿色金融对实体经济增长直接效应分别为 0.3532、0.5023 和 0.7474;分省份看,虽然部分省份回归系数不显著,但是绿色金融回归系数均为正值,表明绿色金融确能促进实体经济增长。

第三,科技创新投入中介效应以及绿色金融地区溢出效应明显。中介效应分析表明,对比不含科技创新投入的模型,绿色金融的系数随着中介变量加入由 0.7462 下降至 0.6525,由此证明中介效应存在。同时,所有模型间接效应均在 1%置信水平下通过检验,即可以解释中部六省的绿色金融发展,其不仅在各省份内的推行与发展对经济进一步增长具有促进作用,也会通过经济上、位置上的邻近对其他省份产生积极影响。

(二)建议

根据研究结论,结合中部六省实际情况,提出以下对策建议:

第一,因地制宜制定绿色金融发展政策。“双碳”目标下,加快绿色转型是实现经济高质量发展的必然举措。中部六省作为我国主要的能源、原材料基地,发展绿色金融的需求更加迫切。但是,当前中部六省绿色金融发展不平衡不充分的现象突出。因此,除了已有政策,中部六省在大力发展绿色金融的同时,要根据自身发展实际情况分类施策,从降低融资成本、扩大债券融资规模、持续优化信贷结构等方面入手,助力绿色金融更好地服务于实体经济增长。

第二,加大对科技创新项目的支持力度。科技创新在绿色金融与实体经济增长间起着桥梁纽带的作用,项目的绿色发展离不开科技赋能。中部六省粮食产量约占中国粮食总产量的 40%,未来绿色金融将成为助力乡村振兴的关键支撑。中部六省以农业、能源资源业及交通运输业为主,需发挥绿色信贷在城乡项目改造升级、农业基础设施升级项目中的信贷支持作用。整合银行、信托、保险、期货等各类金融资源,给予贷款优惠,助力农业高质量发展,助推能源业快速转型。

第三,实现绿色项目互认和金融产品共享。中部六省具有地域上的邻近性,如果各省的绿色金融发展仅关注自身,可能会导致资源的浪费和重复建设。因此,六省需加大交流与联系,形成区域性的绿色项目认证机制和绿色金融产品连通机制,实现项目和产品的跨

省互认、区域内互认,从而提高效率,减少资源浪费,避免重复建设。同时,区域性的绿色金融发展也将更好地满足区域内实体经济建设的需求,推动产业升级和转型发展。推动绿色金融发展方式和方法的创新,加大区域内的互联互通,有助于形成更加完善和高效的绿色金融体系,为经济的高质量发展提供有力支持。◆

参考文献:

- [1]LARSEN M L.Driving Global Convergence in Green Financial Policies:China as Policy Pioneer and the EU as Standard Setter[J].Global Policy,2022(3):358-370.
- [2]CLARK R, REED J, SUNDERLAND T.Bridging Funding Gaps for Climate and Sustainable Development: Pitfalls, Progress and Potential of Private Finance[J].Land Use Policy,2018(71): 335-346.
- [3]BANERJEE A.Financing the Climate Change through Green (Climate Sustainable) Bonds[C]//2019 Advances in Science and Engineering Technology International Conferences (ASET).IEEE, 2019:1-4.
- [4]黄建欢,吕海龙,王良健.金融发展影响区域绿色发展的机理:基于生态效率和空间计量的研究[J].地理研究,2014(3): 532-545.
- [5]韩科振.绿色金融发展与绿色技术创新效率关系研究:基于空间溢出视角的实证分析[J].价格理论与实践,2020(4): 144-147+178.
- [6]刘传江,张劭辉.源头活水:绿色金融之于经济发展:基于金融理论视角的解构[J].西北师大学报(社会科学版),2022(3):134-144.
- [7]RONALDO R, SURYANTO T.Green Finance and Sustainability Development Goals in Indonesian Fund Village[J].Resources Policy,2022(78):102839.
- [8]李江涛,黄海燕.绿色金融的生态环境效应:双碳目标下粤港澳大湾区的实践检验[J].广东财经大学学报,2022(1):87-95.
- [9]孙焱林,陈青青.绿色金融发展对技术进步、经济增长的影响:基于 PVAR 模型的实证研究[J].金融与经济,2019(5): 28-33.
- [10]戚逸康.绿色金融、技术进步与经济增长:基于一般均衡模型的理论分析与实证检验[J].兰州学刊,2023(3):16-30.
- [11]李晓西,夏光.中国绿色金融报告 2014[M].北京:中国金融出版社,2014.
- [12]罗能生,罗富政.改革开放以来我国实体经济演变趋势及其影响因素研究[J].中国软科学,2012(11):19-28.
- [13]张林,冉光和,陈丘.区域金融实力、FDI 溢出与实体经济增长:基于面板门槛模型的研究[J].经济科学,2014(6):76-89.

(责任编辑:新月)

县域经济高质量发展水平测度 及其时空格局演化分析

——基于重庆市 38 区县数据的实证

车四方 张 曦

(重庆工商大学 长江上游研究中心, 重庆 400067)

摘要: 县域经济高质量发展是推进共同富裕的重要环节。构建县域经济高质量发展评价指标体系, 采用熵权 TOPSIS 法精准测度了 2013—2021 年重庆市各区县经济高质量发展水平, 并探究其空间分布特征。研究表明: (1) 十八大以来, 重庆市县域经济高质量发展水平呈上升趋势, 但内部发展不平衡不协调问题凸显; (2) 分维度看, 发展动力、发展结构、发展方式以及发展成果的合力增长促进县域经济高质量发展水平总体上升; (3) 从空间分布特征看, 重庆市县域经济高质量发展水平呈现“都市区较高, 大山区较低”“渝西较高, 渝东南和渝东北较低”的特征。

关键词: 高质量发展; 熵权 TOPSIS 法; 空间分布; 县域经济

中图分类号: F127

文献标识码: A

文章编号: 2096-8647(2024)04-0045-07

DOI: 10.13999/j.cnki.tjllysj.2024.04.007

一、引言及文献综述

推进经济高质量增长是当前及今后经济发展的主旋律。但是, 实现经济高质量发展必须立足于区域间、城乡间发展不平衡不充分问题将长期存在的事实, 因此缩小区域间、城乡间发展差距至关重要。其中, 县域作为城乡融合发展的重要切入点, 在缩小城乡发展差距中扮演着关键角色。数据显示^①: 截至 2022 年底, 中国共有 1866 个县(包含县级市), 占全国国土面积的 90% 左右, 占中国大陆人口和 GDP 的比重分别为 52.5% 和 37.8%。可见, 县域是国之根基, 推进县域高质量发展事关国之高质量发展。事实上, 中国古代就有“郡县治, 天下安”的说法, 县域高质量发展包括经济、社会、文化、生态等方面的高质量发展, 且经济高质量发展起着决定性作用。相关研究指出, 县域是创新驱动经济高质量发展的“末梢神经”。同时, 县域构成了中国区域经济的基本单元, 其在连接城乡市场、吸

纳农业转移人口、承接城市产业转移等方面的作用不可替代。近些年国家高度重视, 县域经济发展取得了显著成效, 但发展中仍然存在诸多问题, 如县域主导产业较弱、市场化程度较低、工业经济薄弱、基础设施落后、要素流失严重、区域发展失衡等。因此, 推动县域经济高质量发展已成为务实界和学术界高度关注的重要问题之一。目前, 学术界围绕经济高质量发展进行了大量研究, 主要集中于经济高质量发展的内涵界定(王永昌和尹江燕, 2019; 赵剑波和史丹等, 2019)、发展水平测度(魏敏和李书昊, 2018; 王思薇和陈西坤, 2023)以及影响因素分析(王慧艳和李新运等, 2019; 赵儒煜和常忠利, 2020)等方面。现有研究更多从宏观层面探讨中国省域经济高质量发展水平, 且开始从定性视角关注县域经济高质量发展情况(陈健生和任蕾, 2022), 但鲜有从县域层面定量评价县域经济高质量发展水平的研究。本文拟聚焦于县域经济高质量发展定量测

基金项目: 国家社会科学基金青年项目“基于机器学习的多维相对贫困精准识别、测度与预警机制研究”(21CTJ007); 重庆市自然科学基金项目“重庆市经济高质量发展水平测度与动态监测机制研究”(cstc2021jcyj-bshX0123); 重庆工商大学重点科研平台开放项目“成渝经济区绿色化发展指数测度与分析”(KFJJ2019030)。

作者简介: 车四方(1989—), 男, 重庆人, 博士, 副教授, 研究方向为区域经济、多维相对贫困和机器学习等; 张曦(2000—), 女, 四川成都人, 硕士研究生, 研究方向为区域经济。

^①数据来源:《中国县域发展潜力报告 2023》。

度分析。

在中国区域发展中,重庆市由于特殊的区位优势和战略地位,历来受到中央政府的高度重视。重庆市1997年直辖后,其经济、社会、文化等方面取得了长足发展。截至2022年底,重庆市GDP达29129.03亿元,较1997年增长了21.2倍,首次超越广州,成为中国城市GDP排名第4的城市。当前,重庆市作为成渝地区双城经济圈建设的核心区域,在推动形成中国经济增长“第四极”中发挥着引擎作用。但是,重庆市集“大城市、大农村、大山区、大库区”于一体,县域间要素禀赋差异较大,导致各区域发展不平衡不充分问题凸显。正是由于重庆市独特的地理位置和区域差异,从重庆市县域经济高质量发展中可以窥探整个中国县域经济高质量发展的概况。因此,本研究以重庆市38个区县为例,探究其经济高质量发展水平及时空分布特征,以期为实现县域经济高质量发展提供理论依据和决策参考。

相较于已有研究,本文的边际贡献主要有:(1)从县域视角出发,定量探究县域经济高质量发展水平,为经济高质量发展研究领域提供了新的视角和依据;(2)构建了包括发展动力、发展结构、发展方式、发展成果等多维度的县域经济高质量发展评价指标体系;(3)采用熵权TOPSIS法精准测度了重庆市各县域的经济高质量发展水平,并对其空间分布特征进行了分析。

二、经济高质量发展指标体系构建

经济高质量发展不仅要满足经济更好更快发展,也要满足人民日益增长的美好生活需要。科学评价区域高质量发展,不仅要考虑高质量发展的目标,也要兼顾区域发展特色,指标体系中既要包含投入性指标,也要有产出性指标。鉴于此,本文从发展动力、发展结构、发展方式、发展成果四个维度出发,根据实际可得数据构建了经济高质量发展评价指标体系,见表1。

表1 经济高质量发展评价指标体系

经济高质量发展 评价指标体系	一级指标	二级指标	属性
	发展动力	R&D经费支出占GDP比重(%)	+
		专利授权量(项)	+
		全员劳动生产率(元/人年)	+
		教育支出占一般公共预算支出比重(%)	+
经济高质量发展 评价指标体系	发展结构	税收占一般公共预算收入比重(%)	+
		产业高级化(第三产业产值/第二产业产值)	+
		第三产业占GDP比重(%)	+
		对外贸易依存度	+
		全体居民人均可支配收入(元)	+
		社会消费品零售总额指数(上年=100)	+
		地区GDP占全市GDP比重(%)	+
		地区人均生产总值指数(上年=100)	+
		城镇化率(%)	+
		城市居民最低生活保障人数(万人)	-
		地区一般财政预算支出占全市一般财政预算支出比(%)	+
		金融机构贷款余额占全市金融机构贷款余额比重(%)	+
		工业企业资产总计(万元)	+
		资产负债率(%)	-
		产品销售率(%)	+
		总资产贡献率(%)	+
		规模以上工业能源消费总量(万吨标准煤)	+
	发展方式	空气质量综合指数	-
		区域环境噪声(分贝)	-
		大气可吸入颗粒物(微克/立方米)	-
		二氧化硫(微克/立方米)	-
		森林覆盖率(%)	+

(续表)

	一级指标	二级指标	属性
经济高质量发展 评价指标体系	发展成果	社会保障和就业支出占一般公共预算支出比重(%)	+
		卫生支出占一般公共预算支出比重(%)	+
		文化旅游体育与传媒支出占一般公共预算支出比重(%)	+
		每万人拥有病床数(张)	+
		每万人拥有义务教育专任教师数(人)	+
		公共图书馆总藏量(万册)	+

三、经济高质量发展水平实证测度

(一)测度方法

熵权 TOPSIS 法是熵权法和 TOPSIS 法的结合,是一种多目标优化的数学方法,适用于多方案综合评分选择问题。本文使用熵权 TOPSIS 法测度重庆市经济高质量发展水平。具体步骤如下:

1. 原始数据标准化。运用极差标准化方法对原始数据进行标准化。假设存在 n 个评价对象, m 个评价指标,则构建如下原始数据矩阵 X :

$$X = \begin{bmatrix} x_{11} & x_{12} & \cdots & x_{1m} \\ x_{21} & x_{22} & \cdots & x_{2m} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ x_{n1} & x_{n2} & \cdots & x_{nm} \end{bmatrix}_{n \times m}$$

对原始数据矩阵标准化 X , 可得新矩阵 $R = (r_{ij})_{n \times m}$ 。 $r_{ij} \in [0, 1]$, 表示第 i 个评价对象在第 j 个评价指标上的标准值。

$$\text{正向指标: } r_{ij} = \frac{x_{ij} - \min x_{ij}}{\max x_{ij} - \min x_{ij}}$$

$$\text{负向指标: } r_{ij} = \frac{\max x_{ij} - x_{ij}}{\max x_{ij} - \min x_{ij}}$$

2. 构建加权矩阵 Z 。假设 P_{ij} 为矩阵 R 第 i 个评价对象第 j 个评价指标的比重, 即 $P_{ij} = \frac{r_{ij}}{\sum_{i=1}^n r_{ij}}$ 。令 $e_j = \frac{1}{\ln n}$

$\sum_{i=1}^n P_{ij} \ln P_{ij}$ 表示第 j 个指标的熵值, 则各项评价指标的

权重 $w_j = \frac{(1-e_j)}{\sum_{j=1}^m (1-e_j)}$, 由此可得加权矩阵:

$$Z = w_j \times R = \begin{bmatrix} w_1 r_{11} & w_2 r_{12} & \cdots & w_m r_{1m} \\ w_1 r_{21} & w_2 r_{22} & \cdots & w_m r_{2m} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ w_1 r_{n1} & w_2 r_{n2} & \cdots & w_m r_{nm} \end{bmatrix}$$

$$= \begin{bmatrix} z_{11} & z_{12} & \cdots & z_{1m} \\ z_{21} & z_{22} & \cdots & z_{2m} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ z_{n1} & z_{n2} & \cdots & z_{nm} \end{bmatrix}$$

3. 由加权矩阵确定最优方案 Z^+ 和最劣方案 Z^- 。令 z_j^+ 和 z_j^- 表示在所有评价对象中第 j 个指标的最大值和最小值。则有:

最优方案: $Z^+ = (z_1^+, z_2^+, \cdots, z_m^+)$; 最劣方案: $Z^- = (z_1^-, z_2^-, \cdots, z_m^-)$

4. 计算各评价对象与和的欧式距离:

$$D_i^+ = \sqrt{\sum_{j=1}^m (z_{ij} - z_j^+)^2}; D_i^- = \sqrt{\sum_{j=1}^m (z_{ij} - z_j^-)^2}$$

5. 计算各评价对象与最优方案的接近程度。

$$C_i = \frac{D_i^-}{D_i^- + D_i^+}$$

C_i 值越大, 表示第 i 个评价对象的经济高质量发展水平越高, 反之则越差。因此, C_i 值的大小排序即为重庆市 38 个区县经济高质量发展水平高低的排序。

(二)数据来源

本文主要数据来源于 2014—2022 年重庆各区县的统计年鉴与中国经济社会大数据研究平台, 部分数据来源于相应年份的各区县统计公报或《重庆统计年鉴》, 部分缺失数据采用插值法补齐。

(三)测度结果与分析

1. 县域经济高质量发展整体水平

从表 2 可知, 2013—2021 年重庆市 38 个区县高质量发展水平呈逐年上升趋势, 其指数值从 2013 年的 0.2720 上升到 2021 年的 0.7623, 年均增长率高达 22.5%; 分维度看, 发展动力、发展结构、发展方式、发展成果指数均呈递增趋势(见图 1), 其中发展结构得分最高、发展成果次之, 发展动力和发展方式呈交替上升态势。

2013—2021 年, 发展结构是重庆市高质量发展的核心动力。经济增长尤其是经济规模的扩张为重庆市

经济结构调整、产业结构升级、科技创新变革提供了重要支持。自我国经济转入新常态后,经济增长从高速转为中高速,经济结构优化升级,经济发展质量进一步改善,2021年重庆市第三产业与第二产业比为132.21%,第三产业占GDP比重为53.01%,比2013年分别提高了60.93%、27.65%。共享发展成果持续推进,重庆市在2013—2021年间从文化、医疗、社会保障等层面入手,不断推进社会共建共享,注重解决社会公平公正问题,其2021年综合得分较2013年提高了17倍。创新是引领发展的第一动力,虽然重庆市发展动力维度综合得分较低,但是重庆市不断引进科技创新力量、支持高校和企业科研发展,实现了发展动力大幅提升,2021年发展动力综合得分是2013年的13倍,为重庆市立足新发展阶段推动经济高质量发展打下坚实基础。绿色是永续发展的必要条件,发展方式维度得分逐年上升,由2013年0.0073上升至2021年0.0612,经济社会发展逐渐向绿色转型,向人与自然和谐共生迈出一大步。

从四个维度指标综合得分看(以2021年为例),主

城都市区中发展动力得分最高是沙坪坝区(0.0890),最低是合川区(0.0218),后者仅是前者的24.52%。由此可见,主城都市区创新发展的空间差异较大。发展结构综合得分最高的区县为沙坪坝区(0.3055),遥遥领先其他区县。发展方式得分最高的前3个区县分别是江北(0.1547)、渝中(0.1471)、渝北(0.1404),其他区县与前三者存在较大差距,说明主城都市区中区域差距十分明显。发展方式除铜梁、綦江外,主城都市区其余区县综合水平得分较低,大部分区县位于全市排名后段。发展成果综合得分最高的前3个区县依次是沙坪坝(0.0938)、渝中(0.0624)、江津(0.0438),得分最低的是南川(0.0237)、璧山(0.0224)、南岸(0.0202),且后三者发展成果综合得分在全市也居于末尾。由此可见,虽然主城都市区在公共服务、教育、医疗、文化建设等方面领先于其他区域,但区域内部存在着极度的不平衡。相对而言,渝东北城镇群和渝东南城镇群在发展动力、发展结构、发展成果三个维度综合得分较低,具体表现为科学创新动力不足、经济质量不高、区域差异较大。

表2 2013—2021年重庆市38个区县经济高质量发展综合水平得分

区县	2013年		2014年		2015年		2016年		2017年		2018年		2019年		2020年		2021年	
	评价	排名	评价	排名	评价	排名	评价	排名	评价	排名	评价	排名	评价	排名	评价	排名	评价	排名
全市	0.2720	—	0.3593	—	0.3503	—	0.3833	—	0.3813	—	0.4499	—	0.4971	—	0.5945	—	0.7623	—
沙坪坝区	0.4000	1	0.3983	3	0.4009	2	0.3900	2	0.4237	1	0.4560	1	0.4831	1	0.4880	1	0.5185	1
渝北区	0.3512	3	0.4362	1	0.3546	3	0.3342	3	0.3469	3	0.3711	3	0.3628	2	0.3548	2	0.3707	2
江北区	0.3177	4	0.3175	4	0.3134	4	0.3303	4	0.3384	4	0.3325	4	0.3278	3	0.3315	3	0.3531	3
渝中区	0.3955	2	0.3985	2	0.4204	1	0.4229	1	0.4185	2	0.3901	2	0.2728	4	0.2701	4	0.2920	4
长寿区	0.2185	6	0.2142	6	0.2158	5	0.2186	5	0.2269	5	0.2431	5	0.2598	5	0.2683	5	0.2802	5
九龙坡区	0.2624	5	0.2303	5	0.2067	6	0.1950	6	0.1863	6	0.2341	6	0.2088	6	0.2058	6	0.2275	6
北碚区	0.1287	12	0.1331	11	0.1677	9	0.1710	8	0.1766	8	0.1834	9	0.1928	8	0.1959	7	0.2258	7
涪陵区	0.1513	8	0.1597	8	0.1721	7	0.1757	7	0.1796	7	0.1857	8	0.1893	9	0.1957	8	0.2195	8
江津区	0.1602	7	0.1597	7	0.1655	10	0.1682	10	0.1688	9	0.1920	7	0.2014	7	0.1932	9	0.2191	9
南岸区	0.1512	9	0.1565	9	0.1689	8	0.1699	9	0.1596	10	0.1696	10	0.1800	10	0.1719	10	0.1896	10
巴南区	0.1291	11	0.1310	13	0.1374	12	0.1490	11	0.1416	13	0.1376	13	0.1496	13	0.1529	12	0.1771	11
大渡口区	0.1412	10	0.1345	10	0.1298	15	0.1331	16	0.1578	11	0.1584	11	0.1560	12	0.1480	13	0.1594	12
永川区	0.1149	15	0.1184	15	0.1227	16	0.1351	15	0.1342	15	0.1323	14	0.1465	14	0.1417	14	0.1593	13
綦江区	0.1114	16	0.1161	16	0.1411	11	0.1461	12	0.1539	12	0.1508	12	0.1643	11	0.1554	11	0.1566	14
璧山区	0.0985	19	0.1043	17	0.1078	18	0.1178	17	0.1245	17	0.1233	17	0.1271	17	0.1351	17	0.1518	15
合川区	0.1247	13	0.1315	12	0.1365	13	0.1431	13	0.1357	14	0.1277	15	0.1420	15	0.1376	16	0.1495	16
万州区	0.1234	14	0.1257	14	0.1319	14	0.1389	14	0.1276	16	0.1248	16	0.1369	16	0.1399	15	0.1486	17
荣昌区	0.1004	18	0.1008	18	0.1115	17	0.1147	18	0.1104	18	0.0986	18	0.1159	18	0.1104	18	0.1273	18
铜梁区	0.0870	24	0.0900	23	0.0927	22	0.0950	23	0.0965	20	0.0890	22	0.1049	22	0.1044	21	0.1266	19
开州区	0.0955	21	0.0953	20	0.0977	20	0.0885	27	0.0906	23	0.0933	19	0.0999	24	0.0922	27	0.1247	20
大足区	0.1070	17	0.0983	19	0.0958	21	0.0969	21	0.0955	22	0.0924	20	0.1075	19	0.1007	23	0.1244	21

(续表)

区县	2013 年		2014 年		2015 年		2016 年		2017 年		2018 年		2019 年		2020 年		2021 年	
	评价值	排名	评价值	排名	评价值	排名	评价值	排名	评价值	排名	评价值	排名	评价值	排名	评价值	排名	评价值	排名
黔江区	0.0960	20	0.0905	22	0.0892	24	0.0913	26	0.0904	25	0.0857	25	0.1034	23	0.1079	19	0.1162	22
南川区	0.0912	23	0.0849	24	0.0884	25	0.0915	25	0.0957	21	0.0862	24	0.1064	20	0.0990	24	0.1148	23
忠县	0.0775	31	0.0791	32	0.0835	29	0.0920	24	0.0905	24	0.0884	23	0.1061	21	0.0946	26	0.1135	24
酉阳县	0.0852	25	0.0845	26	0.0859	27	0.0855	28	0.0870	29	0.0792	28	0.0989	25	0.1047	20	0.1131	25
石柱县	0.0840	27	0.0812	29	0.0831	30	0.0853	29	0.0847	30	0.0766	30	0.0958	28	0.1013	22	0.1124	26
潼南区	0.0941	22	0.0941	21	0.1037	19	0.1003	20	0.0978	19	0.0840	26	0.0970	26	0.0909	28	0.1088	27
云阳县	0.0811	29	0.0843	27	0.0860	26	0.0850	30	0.0873	28	0.0769	29	0.0969	27	0.0834	32	0.1087	28
垫江县	0.0848	26	0.0847	25	0.0920	23	0.0965	22	0.0883	26	0.0892	21	0.0887	34	0.0864	31	0.1079	29
奉节县	0.0767	34	0.0770	33	0.0783	34	0.0826	33	0.0841	32	0.0728	33	0.0886	35	0.0782	36	0.1024	30
秀山县	0.0745	35	0.0749	35	0.0796	33	0.0797	36	0.0825	34	0.0742	32	0.0916	30	0.0949	25	0.1020	31
城口县	0.0771	33	0.0738	37	0.0709	38	0.0804	35	0.0705	38	0.0590	38	0.0898	33	0.0906	29	0.1018	32
梁平区	0.0835	28	0.0811	30	0.0823	31	0.0835	32	0.0842	31	0.0749	31	0.0914	31	0.0805	33	0.1012	33
丰都县	0.0744	36	0.0803	31	0.0849	28	0.0809	34	0.0875	27	0.0822	27	0.0938	29	0.0793	35	0.1005	34
彭水县	0.0800	30	0.0812	28	0.0823	32	0.0837	31	0.0826	33	0.0722	34	0.0909	32	0.0804	34	0.0996	35
巫山县	0.0775	32	0.0750	34	0.0775	35	0.0766	37	0.0774	36	0.0687	35	0.0864	36	0.0713	37	0.0973	36
武隆区	0.0735	37	0.0747	36	0.0752	36	0.1015	19	0.0784	35	0.0667	36	0.0851	37	0.0882	30	0.0939	37
巫溪县	0.0710	38	0.0727	38	0.0721	37	0.0732	38	0.0714	37	0.0607	37	0.0825	38	0.0684	38	0.0925	38
平均值	0.1356	—	0.1375	—	0.1396	—	0.1422	—	0.1430	—	0.1417	—	0.1506	—	0.1472	—	0.1655	—
标准差	0.0902	—	0.0956	—	0.0901	—	0.0881	—	0.0922	—	0.0986	—	0.0883	—	0.0906	—	0.0923	—

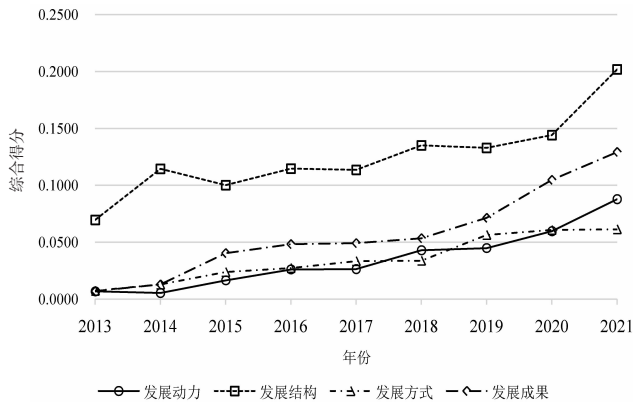


图1 2013—2021年重庆市经济高质量发展趋势

2. 县域经济高质量发展水平空间特征

本文将38个区县经济高质量发展水平分为高(≥0.290)、较高[0.185,0.290)、中等[0.125,0.185)、较低[0.110,0.125)以及低(<0.110)五个等级,并以2013年、2015年、2017年、2019年、2021年区县面板数据分析区县经济高质量发展水平的空间特征,具体见表3。可以发现,重庆市经济高质量发展综合水平呈现随时间变化的趋势,不同区域的区县综合水平存在明显差异,具有“都市区较高,大山区较低”“渝西较高,渝东较低”的空间分布特征。高水平发展的区县情况变

动不明显,常年为沙坪坝、渝北、江北、渝中,是重庆经济高质量发展的标杆区县。另外,“一区”中大足、南川、潼南三区的综合发展水平偏低,且总体属于低水平发展区县。在样本期间,永川、綦江、璧山、合川、万州、荣昌、铜梁7个区县持续发展,达到中等发展水平。

较低水平和低水平区县的综合水平得分低于0.125,主要包括大足、开州、潼南、黔江、南川、忠县、酉阳、垫江、石柱、云阳、丰都、梁平、秀山、彭水、奉节、武隆、城口、巫山、巫溪等19个区县,排名后五位的区县分别为丰都、彭水、巫山、武隆和巫溪,以上区县主要分布在渝东北城镇群,该区域既是大库区也是大山区,生态承载能力弱,城镇建设难,产业转型条件苛刻,同时肩负国家淡水资源安全的责任,这些因素一定程度上限制了其高质量发展。

以2013年和2021年为例,采用ArcGIS画图得到图2,可以看出重庆市高质量发展水平呈现西高东低的特点。主城都市区作为重庆市经济发展的主战场,聚焦数字产业化和产业数字化,加快向全球价值链中高端迈进。目前,主城都市区以建设国家重要先进制造业中心为切入点,持续壮大汽车、电子、装备、材料、消费品等优势产业,加快培育智能网联新能源汽车世

表 3 2013—2021 年重庆市 38 个区县经济高质量发展综合水平空间分布特征

发展水平	2013 年	2015 年	2017 年	2019 年	2021 年
高 (≥0.290)	沙坪坝、渝中、渝北、江北	渝中、沙坪坝、渝北、江北	沙坪坝、渝中、渝北、江北	沙坪坝、渝北、江北、渝中、长寿、九龙坡、江津、北碚、涪陵	沙坪坝、渝北、江北、渝中
较高 [0.185,0.290)	九龙坡、长寿	长寿、九龙坡	长寿、九龙坡		长寿、九龙坡、北碚、涪陵、江津、南岸
中等 [0.125,0.185)	江津、涪陵、南岸、大渡口、巴南、北碚	涪陵、南岸、北碚、江津、綦江、巴南、合川、万州、大渡口	涪陵、北碚、江津、南岸、大渡口、綦江、巴南、合川、永川、万州	南岸、綦江、大渡口、巴南、永川、合川、万州、璧山	巴南、大渡口、永川、綦江、璧山、合川、万州、荣昌、铜梁
较低 [0.110,0.125)	合川、万州、永川、綦江	永川、荣昌	璧山、荣昌	荣昌	开州、大足、黔江、南川、忠县、酉阳、石柱
低 (<0.110)	大足、荣昌、璧山、黔江、开州、潼南、南川、铜梁、酉阳、垫江、石柱、梁平、云阳、彭水、忠县、巫山、城口、奉节、秀山、丰都、武隆、巫溪	璧山、潼南、开州、大足、铜梁、垫江、黔江、南川、云阳、酉阳、丰都、忠县、石柱、梁平、彭水、秀山、奉节、巫山、武隆、巫溪、城口	潼南、铜梁、南川、大足、开州、忠县、黔江、垫江、丰都、云阳、酉阳、石柱、梁平、奉节、彭水、秀山、武隆、巫山、巫溪、城口	大足、南川、忠县、铜梁、黔江、开州、酉阳、潼南、云阳、石柱、丰都、秀山、梁平、彭水、城口、垫江、奉节、巫山、武隆、巫溪	潼南、云阳、垫江、奉节、秀山、城口、梁平、丰都、彭水、巫山、武隆、巫溪

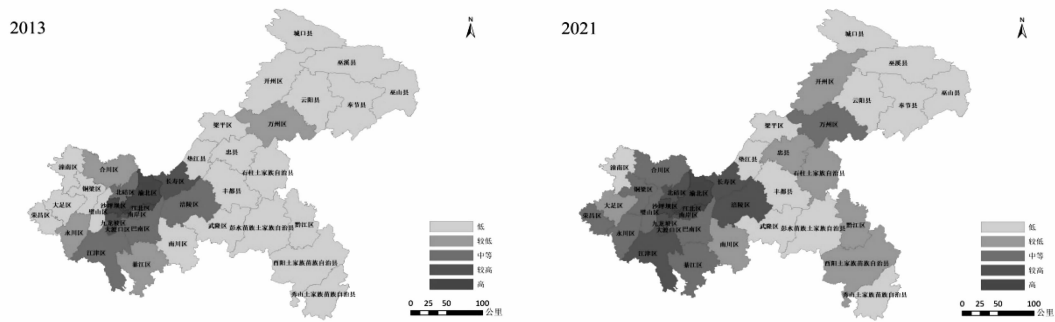


图 2 2013 年、2021 年重庆市 38 个区县经济高质量发展水平变化图

界级产业集群和软件信息、生物医药等新兴产业,推进西部金融中心和国际消费中心建设。渝东北城镇群与渝东南城镇虽然现阶段高质量发展落后于主城都市区,但是“两群”区位优势独特、资源禀赋良好,在重庆市经济社会发展大局中有着独特地位。

分维度看,各维度得分均值前五名和后五名的区

县见表 4。发展动力、发展结构、发展成果三个维度中排名前五的区县大多隶属于主城都市区,后五位多集中于渝东北、渝东南两个城镇群。而发展方式维度中,前五名中以渝东北、渝东南城镇群的区县为主,后五名均属于主城都市区。不同区县的维度指标得分差距显著,与区县实际发展状况较为符合。

表 4 2013—2021 年重庆市 38 个区县经济高质量发展指标得分均值前五名与后五名

维度	前五名	后五名
发展动力	九龙坡、沙坪坝、渝北、北碚、南岸	武隆、秀山、巫溪、巫山、城口
发展结构	渝北、渝中、沙坪坝、江北、长寿	奉节、彭水、巫山、城口、巫溪
发展方式	酉阳、城口、云阳、彭水、秀山	合川、江北、渝中、九龙坡、大渡口
发展成果	沙坪坝、渝中、江津、开州、北碚	南川、江北、巫溪、璧山、南岸

具体而言,发展动力指标得分均值最高的为九龙坡(0.0641),是排名末位城口(0.0065)的 9.92 倍,不同

区县间创新发展水平差距显著。发展结构指标得分均值最高的为渝北(0.2790),是排名最末的巫溪(0.0459)

的 6.08 倍,2013—2021 年,重庆市整体发展结构综合得分呈上升趋势,且各区县间经济发展结构保持相对稳定,并未出现差距扩大的趋势。发展方式指标得分均值前五的区县分别是酉阳、城口、云阳、彭水、秀山,这些区县属于大山区,工业基础较为薄弱、生态环境优秀,适宜推进绿色产业发展。发展成果指标得分均值后五名中,南川、江北、璧山、南岸属于发达的主城都市区,有较好的经济基础,但是在社会建设和文化发展方面投入不足,限制了其经济高质量发展水平。

四、结论与建议

本文从发展动力、发展结构、发展方式、发展成果四个维度出发,对 2013—2021 年重庆市经济高质量发展水平及其空间分布特征进行实证测度,主要研究结论如下:

第一,总体上,2013—2021 年重庆市县域经济高质量发展水平呈上升趋势。具体而言,2013—2021 年前十名区县均属于主城都市区,属于重庆市经济核心发展区域,领先于渝东北三峡库区城镇群和渝东南武陵山区城镇群。“两群”区县整体综合得分较低,大部分处于较低及以下水平,发展动力不足。总的来说,重庆经济高质量发展情况呈现“都市区较高,大山区较低”“渝西较高,渝东北和渝东南较低”的特征。

第二,分维度看,重庆市各县域在发展动力、发展结构、发展方式、发展成果的得分情况存在空间分布差异,且四个维度指标对重庆市经济高质量发展的贡献率不同。主城都市区总体说,在教育、医疗、社会保障等方面领先于“两群”地区,但也存在南川、江北、璧山、南岸等区县社会共享方面投入不足。整体说,与主城都市区相比,“两群”地区存在科技创新动力不足、经济发展较弱、区域发展不协调以及社会共享建设较差等特征。

基于以上结论,本文得出实现县域经济高质量发展的一些有价值的对策启示:

第一,思想上要从注重规模扩张型经济发展转变为重视质量效益型经济。经济高质量发展依托于经济发展,没有经济规模,各地区的产业结构调整、科技创新以及社会成果共建共享均难以推动。主城都市区正是因其良好的经济基础,经济高质量发展水平远超渝东北、渝东南。“两群”地区的经济高质量发展不能受限于 GDP,应着眼于生态环境建设保护,走绿色发展、低碳发展、循环发展的路子,经济发展不应该与环境保护成为矛盾体,基于生态环境保护的发展思想,会为经济发展提供一些新的路径,使两者和谐统一。

第二,应当构建科学的县域经济高质量发展评价体系。不同区域的发展条件和定位不同,需要对各地发展情况进行差异化评价,同类型的区县发展情况值得交流对比,形成竞争、促进发展。如涪陵、永川、合川、綦江均被确立为重庆都市圈区域中心,在经济规模、科学技术创新以及社会成果共建共享等方面具有相似之处。因此,应加强交流、相互竞争、共同进步,通过人才资源、物质资本等要素流动,推动重庆市都市圈区域中心的发展,辐射周边区县,实现经济协调发展。

第三,应当以科学创新为核心发展战略,加大相关领域的资源投入。落后地区应当针对科学创新领域上的短板,以市场为导向,吸引高素质人才和科研机构等科学创新力量,建立高效的科学创新体系,同时加大政府对科学创新领域的政策支持,激发科学创新热情,助力区域经济高质量发展。◆

参考文献:

- [1]王永昌,尹江燕.论经济高质量发展的基本内涵及趋向[J].浙江学刊,2019(1):91-95.
- [2]赵剑波,史丹,邓洲.高质量发展的内涵研究[J].经济与管理研究,2019(11):15-31.
- [3]魏敏,李书昊.新时代中国经济高质量发展水平的测度研究[J].数量经济技术经济研究,2018(11):3-20.
- [4]王思薇,陈西坤.中国区域经济高质量发展水平测度、空间分布及动态演进[J].统计与决策,2023(21):90-96.
- [5]王慧艳,李新运,徐银良.科技创新驱动我国经济高质量发展绩效评价及影响因素研究[J].经济学家,2019(11):64-74.
- [6]赵儒煜,常忠利.经济高质量发展的空间差异及影响因素识别[J].财经问题研究,2020(10):22-29.
- [7]陈健生,任蕾.从县域竞争走向县域竞合:县域经济高质量发展的战略选择[J].改革,2022(4):88-98.
- [8]王一鸣.百年大变局、高质量发展与构建新发展格局[J].管理世界,2020(12):1-13.
- [9]赵涛,张智,梁上坤.数字经济、创业活跃度与高质量发展:来自中国城市的经验证据[J].管理世界,2020(10):65-76.
- [10]高培勇,袁富华,胡怀国,等.高质量发展的动力、机制与治理[J].经济研究,2020(4):4-19.
- [11]李金昌,史龙梅,徐蔼婷.高质量发展评价指标体系探讨[J].统计研究,2019(1):4-14.
- [12]任保平,李禹墨.新时代我国经济从高速增长转向高质量发展的动力转换[J].经济与管理评论,2019(1):5-12.
- [13]洪银兴,刘伟,高培勇,等.“习近平新时代中国特色社会主义思想”笔谈[J].中国社会科学,2018(9):4-73+204-205.

(责任编辑:沐晨)

河南乡村振兴发展水平测度 及优化路径研究

史云瑞

(河南省社会科学院 统计与管理科学研究所, 河南 郑州 451450)

摘要: 全面推动乡村振兴、加快农业农村现代化建设是河南实现高质量发展的必由之路。运用熵权 TOPSIS 法以及障碍度模型研究 2018—2022 年河南 18 个地市乡村振兴指数, 结果表明: (1) 河南乡村振兴指数整体偏低, 全省均值仅为 0.362; 在 18 个地市中, 只有济源和郑州的乡村振兴指数超过 0.5, 其余城市均低于 0.5。 (2) 河南乡村振兴指数主要障碍因素是农村人均公园绿地面积、农村人均公共预算支出、农村人均公共管理单位数、土地生产率、每千公顷农业机械动力数, 河南在农业生产、乡村治理和生态保护等方面的问题较为突出。

关键词: 乡村振兴; 熵权 TOPSIS 法; 障碍度模型

中图分类号: F323

文献标识码: A

文章编号: 2096-8647(2024)04-0052-07

DOI: 10.13999/j.cnki.tjllysj.2024.04.008

一、引言

党的二十大报告指出: “全面建设社会主义现代化国家, 最艰巨最繁重的任务仍然在农村。” 《河南省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: “坚持农业农村优先发展, 推动乡村产业、人才、文化、生态、组织等全面振兴, 构建工农互促、城乡互补、协调发展、共同繁荣的新型工农城乡关系, 促进农业高质高效、乡村宜居宜业、农民富裕富足。” 河南是农业大省, 经济发展的根基在农村, 推动河南社会主义现代化建设最繁重最艰巨的任务也在农村, 如何加快实现从农业大省向农业强省跨越, 推动乡村产业、文化、生态、组织等方面全面振兴成为河南经济高质量发展的重要议题。因此, 构建完整的乡村振兴评价指标体系, 科学评估河南乡村振兴战略的实施成效和困难阻力对全面推进河南乡村振兴、加快农业农村现代化具有重要的理论意义和现实意义。

乡村振兴战略既是新时代加快农业农村现代化的重大战略举措, 也是深化农业供给侧结构性改革、

提升农业供给质量和效益的必然举措(唐安来和翁贞林等, 2017)^[1]。我国关于乡村振兴的研究主要分为两个方面: 一是乡村振兴的影响因素研究。学术界主要从农户经营(陈一鸣和魏修建, 2022; 王晓毅和罗静, 2022)^[2-3]、乡村文旅产业(吴茂英和王怡等, 2021; 吕臣和王慧等, 2022; 杨小东, 2022)^[4-6]、财税政策优化(储德银和罗鸣令等, 2019; 余宜珂和杜妍等, 2023)^[7-8]、社会资本(胡中应, 2018; 李怀瑞和邓国胜, 2021)^[9-10]等方面分析不同主体对乡村振兴的影响。二是乡村振兴的评价指标研究。大部分学者采用综合评价法, 从产业兴旺、生态宜居、乡风文明、治理有效、生活富裕五个维度展开(陈秧分和黄修杰等, 2018; 徐维祥和李露等, 2020; 李季刚和马俊, 2021; 蔡文伯和贺薇宇, 2023)^[11-14]。此外, 乡村振兴评价指标体系的权重设置方法主要分为德尔菲法和熵值法, 其中熵值法能消除主观评价因素的影响, 应用相对较广(张雅静和孔敏等, 2023)^[15]。

综合以上分析可以发现, 我国乡村振兴评价研究多集中于对省级数据的研究, 对省域空间范围内各城

基金项目: 河南省社会科学院 2024 年度基本科研费一般项目“加快推动中国式农业农村现代化的政策研究”(24E073)。

作者简介: 史云瑞(1993—), 男, 河南郑州人, 博士, 助理研究员, 研究方向为区域经济学、财政理论与实践。

市的研究相对不足。对于评价方法而言,大多数文献利用熵值法从产业兴旺、生态宜居、乡风文明、治理有效、生活富裕五个维度评价我国乡村振兴水平,对实施乡村振兴战略面临的困难阻力缺乏量化研究。因此,在基于熵权 TOPSIS 法测度 2018—2022 年河南 18 个地市乡村振兴指数的基础上,运用障碍度模型诊断影响河南乡村振兴的障碍因素,为提升河南乡村振兴水平提供科学依据。

二、评价指标体系构建

(一)指标体系

基于典型性、可比性、数据可获得性等原则以及乡村振兴的内涵,从产业兴旺、生态宜居、乡风文明、治理有效、生活富裕五个维度选取 19 个指标评估 2018—2022 年河南 18 个地市的乡村振兴发展水平,具体指标见表 1。

表 1 乡村振兴发展水平评价指标体系

一级指标	二级指标	指标解释	单位	属性
产业兴旺	农村人均第一产业产值	第一产业增加值/乡村人口	元/人	正指标
	土地生产率	第一产业增加值/农作物总播种面积	元/公顷	正指标
	农村人均农林牧渔业产值	农林牧渔总产值/乡村人口	元/人	正指标
	农业机械化水平	农业机械总动力/农作物总播种面积	千瓦/公顷	正指标
生态宜居	农村人均公园绿地面积	公园绿地面积/乡村人口	公顷/人	正指标
	乡村人均配备医生和卫生员数量	乡村医生和卫生员数量/乡村人口	人/千人	正指标
	化肥施用强度	农用化肥施用折纯量/农作物总播种面积	吨/公顷	负指标
	建成区绿化覆盖率	建成区绿化覆盖面积/建成区面积	%	正指标
乡风文明	农村九年义务教育比率	(乡村小学人数+乡村初中人数)/乡村人口	%	正指标
	农村人均公共管理单位数	公共管理和社会组织法人单位数/乡村人口	个/万人	正指标
	农村电视覆盖率	—	%	正指标
	农村居民人均教育文化娱乐支出	—	元	正指标
治理有效	村委会覆盖率	村民委员会数/乡村人口	个/万人	正指标
	乡村就业率	乡村从业人员/乡村人口	%	正指标
	农村人均公共预算支出	地方财政一般公共服务支出/乡村人口	元/人	正指标
	农村人均医疗卫生机构数量	农村医疗卫生机构数量/乡村人口	个/万人	正指标
生活富裕	农村居民人均可支配收入	—	元	正指标
	收入差距	农村居民人均可支配收入/城镇居民人均可支配收入	%	正指标
	恩格尔系数	农村居民人均食品消费支出/农村居民人均消费支出	%	负指标

(二)研究方法

本文采用熵权 TOPSIS 法评价 2018—2022 年河南 18 个地市的乡村振兴水平,熵权法是一种客观赋权方法,能够有效避免主观因素带来的偏差,但是不考虑属性间的相关性,导致不同维度的评价结果可能会失真,而熵权 TOPSIS 法兼顾了不同属性之间的相关性,能够更加准确地评估决策对象的优劣程度。

1. 指标标准化。由于不同指标的量纲不同,因此需要对原始数据进行标准化处理使其具备可比性。其中,“化肥施用强度”和“恩格尔系数”为负向指标,其余指标皆为正向指标。正向指标和负向指标的标准化处理如公式(1)和公式(2)所示。

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

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

其中, X_{ij} 表示河南第*i*个地市第*j*项指标的标准化数值, $\max(x_{ij})$ 和 $\min(x_{ij})$ 分别表示第*j*项指标的最大值和最小值。

2. 确定指标权重。计算各个指标权重需要分别计算第*i*个地市第*j*项指标的比重 p_{ij} 和计算各个指标的信息熵 e_j ,最后确定各项指标的权重 W_j 。其中*n*表示地市总数,*m*表示指标总数。

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

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

$$W_j = \frac{1 - e_j}{\sum_{i=1}^m (1 - e_j)} \quad (5)$$

3. 利用 TOPSIS 计算评价对象得分。首先,构建加权标准化决策矩阵:

$$V = W_j \times X_{ij} \quad (6)$$

其次,确定各指标的正负理想解:

$$\text{正理想解: } V^+ = \{\max(v_{ij}) \mid j=1, 2, \dots, m\} \quad (7)$$

$$\text{负理想解: } V^- = \{\min(v_{ij}) \mid j=1, 2, \dots, m\} \quad (8)$$

然后,计算欧式距离:

各评价对象到正理想解的距离:

$$D^+ = \sqrt{\sum_{j=1}^m (V_{ij} - V_j^+)^2} \quad (9)$$

各评价对象到负理想解的距离:

$$D^- = \sqrt{\sum_{j=1}^m (V_{ij} - V_j^-)^2} \quad (10)$$

最后,计算贴近度,即评价对象的综合得分:

$$C_i = \frac{D^-}{D^+ + D^-} \quad (11)$$

4. 计算指标障碍度。首先,计算各单项指标和乡村振兴系统发展目标之间的差距,即各个指标的标准化值与 100%之差:

$$D_{ij} = 1 - X_{ij} \quad (12)$$

其次,计算各指标的障碍度:

$$h_{ij} = \frac{D_{ij} \times W_j}{\sum_{j=1}^m (D_{ij} \times W_j)} \times 100\% \quad (13)$$

(三)数据来源

原始数据来源于历年《河南统计年鉴》,指标数据在原始数据基础上计算得到。

三、测算结果与分析

(一)综合指数分析

图 1 展示的是 2018—2022 年河南 18 个地市的乡村振兴综合指数均值以及排名情况。整体看,河南的乡村振兴指数偏低,均值仅为 0.354。18 个地市中,只有济源(0.650)和郑州(0.622)的乡村振兴指数超过 0.5;位于 0.3—0.5 区间的有 10 个,分别为三门峡(0.491)、鹤壁(0.481)、焦作(0.406)、濮阳(0.354)、开封(0.350)、信阳(0.342)、许昌(0.34)、洛阳(0.332)、漯河(0.331)和新乡(0.316);低于 0.3 的有 8 个,分别为平顶山(0.247)、鹤壁(0.281)、濮阳(0.334)、安阳(0.296)、信阳(0.282)、南阳(0.256)、驻马店(0.249)、周口(0.223)、商丘(0.240)、三门峡(0.491)和洛阳(0.332)。

河(0.331)和新乡(0.316);低于 0.3 的有 6 个,分别为安阳(0.296)、南阳(0.256)、驻马店(0.249)、平顶山(0.242)、商丘(0.240)和周口(0.223)。乡村指数整体偏低说明河南乡村发展依旧面临许多问题和挑战,需要进一步推进乡村产业发展,加快实现农业农村现代化。

从区域看,豫西示范区、豫北示范区、郑州都市圈、豫南示范区、豫东示范区的乡村振兴指数均值分别为 0.491、0.394、0.377、0.282、0.231。豫西示范区、豫北示范区和郑州都市圈的乡村振兴指数较高,豫西示范区的济源、三门峡位于第 1、第 3 位,豫北示范区的鹤壁和濮阳分别位于第 4、第 6 位,郑州都市圈的郑州、焦作、开封位于第 2、第 5、第 7 位;豫南和豫东示范区乡村振兴发展水平相对较低,其中豫南示范区的南阳、驻马店位于第 14、第 15 位,豫东示范区的商丘、周口位于第 17、第 18 位。

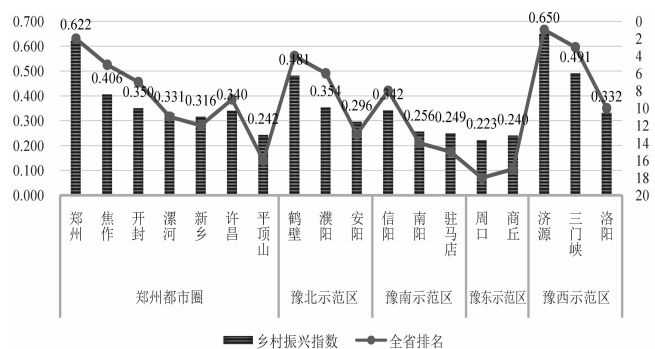


图 1 2018—2022 年河南乡村振兴指数均值及排名

(二)维度指数分析

1. 乡村产业兴旺指数

图 2 展示的是 2018—2022 年河南 18 个地市的乡村产业兴旺指数均值。整体看,河南的产业兴旺指数相对较低,均值仅为 0.317。产业兴旺指数超过 0.5 的有 2 个,分别是济源(0.585)和三门峡(0.503);处于 0.3—0.5 区间的有 7 个,分别是信阳(0.440)、鹤壁(0.430)、郑州(0.419)、开封(0.397)、焦作(0.339)、漯河(0.324)、濮阳(0.313);低于 0.3 的有 9 个,分别为驻马店(0.272)、南阳(0.272)、洛阳(0.268)、新乡(0.262)、商丘(0.229)、平顶山(0.192)、周口(0.163)、安阳(0.155)和许昌(0.148)。

①本文中豫北示范区指豫北跨区域协同发展示范区,豫南示范区指豫南高效生态经济示范区,豫东示范区指豫东承接产业转移示范区,豫西示范区指豫西转型创新发展示范区;郑州都市圈和豫西转型创新发展示范区均包括洛阳和济源,为便于研究,本文区域划分时将其划入豫西转型创新发展示范区。

从区域看,豫西示范区、豫南示范区、豫北示范区、郑州都市圈、豫东示范区的产业兴旺指数均值分别为0.452、0.328、0.300、0.297、0.196。豫北示范区、郑州都市圈和豫东示范区的产业兴旺指数相对较低,豫北示范区的濮阳、安阳分别位于第9、第17名,郑州都市圈的新乡、平顶山、许昌分别位于第13、第15、第18名,豫东示范区的商丘、周口分别位于第14、第16名。

综合以上分析可以发现,河南的农业生产力水平较低,地区之间发展不均衡,其根本原因在于河南资源环境趋紧,农业规模经营水平有待进一步提高。河南人均耕地占全国平均水平的4/5,土地流转稳定性差,农村人才、资金等要素短缺,导致河南农业总体上还是以小规模家庭经营为主,农业经营粗放、效益不高。虽然家庭农场、农民专业合作社发展迅速,但是普遍规模较小、运作模式欠佳、影响力有限、竞争力不强。推动河南农业生产率提高,需要发展壮大集体经济,发展适度规模经营,推动农村经济组团式、区块化发展。

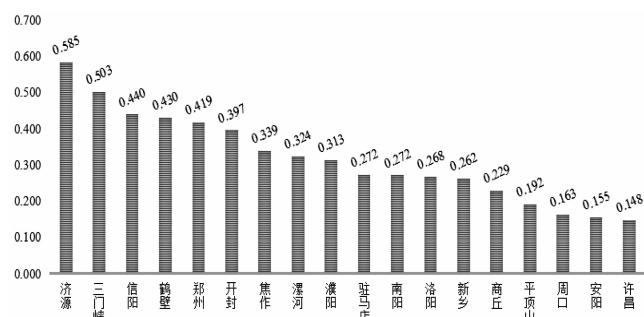


图2 2018—2022年河南乡村产业兴旺指数均值

2. 乡村生态宜居指数

2018—2022年河南18个地市的乡村生态宜居指数均值为0.252,低于产业兴旺指数。如图3所示,郑州生态宜居指数一枝独秀,达到0.643,远远高于其他地市。和产业兴旺指数相比,河南各地市的生态宜居指数差距更为明显。生态宜居指数超过0.5的仅有郑州(0.643),处于0.3—0.5区间的只有济源(0.405)、鹤壁(0.384)、洛阳(0.329)和濮阳(0.327),其他地区均低于0.3。

从区域看,豫西示范区、豫北示范区、郑州都市圈、豫南示范区、豫东示范区的生态宜居指数均值分别为0.318、0.286、0.251、0.211、0.162。豫西示范区和豫北示范区的生态宜居水平相对较高,其中豫西示范区的济源和洛阳排名分别位于第2、第4名,豫北示范区的鹤壁和濮阳排名分别位于第3、第5名。郑州都市圈、

豫南示范区和豫东示范区的生态宜居指数排名靠后,郑州都市圈的许昌、开封、焦作、新乡、平顶山排名位于第10、第11、第12、第17、第18名,豫南示范区的南阳、驻马店排第9、第13名,豫东示范区的周口、商丘排第14、第15名。

生态宜居指数偏低说明河南自然生态环境保护 and 治理仍存在不足,生态环境质量有待提升。河南部分地区的化肥、农药用量仍然较大,农业面源污染、土壤酸化、生态退化等问题依然突出;乡村地区的土地资源、森林资源、植被资源、动物资源等方面的保护还比较薄弱,如矿产资源的无序开采导致植被和生态的破坏,土地流转不足导致的荒废,污水处理厂的功能未发挥等;乡村地区居民的环保意识也不是很强,生活垃圾随意掩埋造成土壤污染,农作物秸秆焚烧也对大气造成污染。河南应进一步强化农业面源污染治理,在引黄灌溉区实施农田退水污染综合治理,加快农膜、农药包装、秸秆的回收和综合利用。

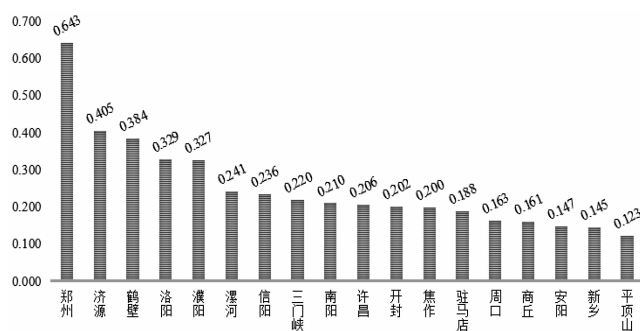


图3 2018—2022年河南乡村生态宜居指数均值

3. 乡村乡风文明指数

2018—2022年河南18个地市的乡村乡风文明指数均值为0.391,高于产业兴旺指数和生态宜居指数(见图4)。其中,济源的乡风文明指数最高,达到0.650;南阳的乡风文明指数最低,仅为0.215。乡风文明指数超过0.5的有3个,分别为济源(0.650)、三门峡(0.534)和焦作(0.514);除周口(0.287)、驻马店(0.284)、漯河(0.276)和南阳(0.215)外,其他地区的乡风文明指数均在0.3—0.5的区间之内。综上,相比产业发展和环境保护,河南的人文环境水平相对较高,区域间的差距相对较小。

从空间格局看,豫西示范区、豫北示范区、郑州都市圈、豫东示范区、豫南示范区的乡风文明指数均值分别为0.499、0.430、0.398、0.297、0.249。豫西示范区和豫北示范区的乡风文明水平最高,豫西示范区的济源和三门峡分别排名第1、第2名,豫北示范区的鹤

壁、安阳分别排名第4、第8名。豫东示范区和豫西示范区的乡风文明指数均值相对较低,豫东示范区的商丘、周口排第14、第15名,豫南示范区的驻马店、南阳排第16、第18名。

乡风文明指数相对较高说明河南近些年的乡风文明建设取得显著成效,但是河南农村仍存在文化活动少、思想认识不到位等问题,需要进一步加强新时代农村精神文明建设。德治是乡村治理的价值支撑,乡风文明是乡村振兴的有力保障。推动河南乡风文明建设要坚持以社会主义核心价值观为引领,不断丰富村民文化生活,将传统文化与公序良俗教育相结合,通过数字平台深度挖掘乡村优秀传统文化,助力文化传承与保护,进一步推动河南乡村文明发展。

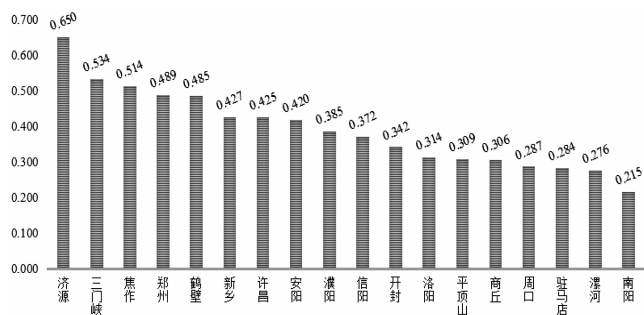


图4 2018—2022年河南乡村乡风文明指数均值

4. 乡村治理有效指数

2018—2022年河南18个地市的乡村治理有效指数均值为0.278。如图5所示,济源的治理有效指数最高,达到0.639;驻马店的治理有效指数最低,仅为0.126。18个地市中只有济源(0.639)、三门峡(0.523)的治理有效指数超过0.5,郑州(0.480)和鹤壁(0.327)位于0.3—0.5的区间之内,其余地区均低于0.3。

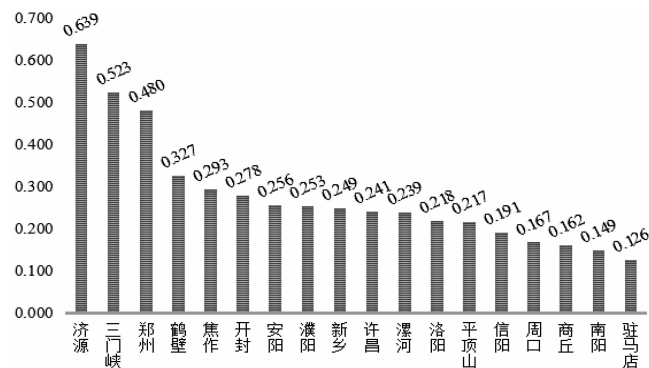


图5 2018—2022年河南乡村治理有效指数均值

从空间格局看,豫西示范区、豫北示范区、郑州都市圈、豫东示范区、豫南示范区的治理有效指数均值

分别为0.460、0.285、0.279、0.164、0.156。豫西示范区、豫北示范区的治理有效指数最高,其中豫西示范区的济源、三门峡排第1、第2名,豫北示范区的鹤壁、安阳和濮阳分别排第4、第7、第8名。豫东示范区、豫南示范区治理有效指数较低,其中豫东示范区的周口、商丘排第15、第16位,豫南示范区的信阳、南阳、驻马店排第14、第17、第18位。

河南治理有效指数偏低的原因在于农业质量效益不高、乡村基础设施和公共服务有待进一步完善。一是城乡经济发展差距较为明显,对人才的吸引力不足。合作社、家庭农场和农业产业化龙头企业是乡村产业发展的主力军,然而人才短缺、组织缺位导致农民合作社、新型农业经营主体等乡村产业发展滞后,农村人口流失严重,农民就业动力不足。二是乡村基础设施和公共服务水平有待进一步提升。应加快推进农村道路、信息通信、清洁能源、防汛抗旱、高标准农田等设施建设,不断改善人居环境,持续缩小城乡差距。

5. 乡村生活富裕指数

2018—2022年河南18个地市的乡村生活富裕指数均值为0.376。如图6所示,郑州的生活富裕指数最高(0.702),商丘的生活富裕指数最低(0.141)。生活富裕指数高于0.5的有5个,分别为郑州(0.702)、济源(0.627)、许昌(0.555)、鹤壁(0.545)和焦作(0.526);指数位于0.3—0.5的区间地区有5个,分别是漯河(0.428)、三门峡(0.415)、新乡(0.401)、安阳(0.382)、开封(0.345);指数低于0.3的地区有8个,分别是南阳(0.299)、洛阳(0.273)、濮阳(0.257)、平顶山(0.245)、信阳(0.245)、驻马店(0.209)、周口(0.168)和商丘(0.141)。

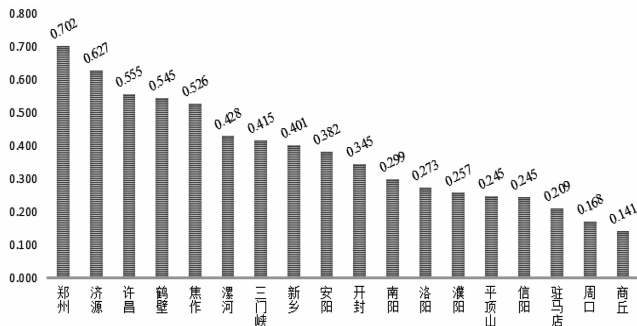


图6 2018—2022年河南乡村生活富裕指数均值

从空间格局看,郑州都市圈、豫西示范区、豫北示范区、豫南示范区、豫东示范区的生活富裕指数均值分别为0.458、0.438、0.394、0.251、0.155。郑州都市圈

和豫西示范区的生活富裕指数相对较高,郑州都市圈的郑州、许昌、焦作、漯河的生活富裕指数排第1、第3、第5、第6位,豫西示范区的济源排名第2位。豫南示范区和豫东示范区的生活富裕指数相对较低,豫南示范区的南阳、信阳、驻马店排第11、第15、第16位,豫东示范区的周口、商丘排第17、第18位。

河南的生活富裕指数相对较高说明脱贫攻坚取得决定性成就,农民生活逐步向现代化方式转变,农民收入持续增长,消费能力持续提升,但是城乡之间的差距依旧不容忽视,需要尽快补齐农村生活短板,加快推进以城带乡、城乡一体的基础设施和公共服务建设,健全城乡一体化公共服务机制,让农民在农村就能享受城市化服务;夯实乡村产业基础,不断完善现代农业产业体系、生产体系、经营体系,发展带动能力强、凸显资源禀赋、有效盘活资源的产业,实现产业链、价值链、供应链三链同构,让农民享有更多产业链增值收益。

(三)河南乡村振兴障碍度分析

根据障碍因素诊断方法,可以得到2018—2022年河南乡村振兴各个指标的障碍度均值,如图7所示。通过障碍度测算可以找出阻碍乡村振兴指数提高的关键因素,障碍度排名前5的分别为农村人均公园绿地面积、农村人均公共预算支出、农村人均公共管理单位数、土地生产率、农业机械化水平。

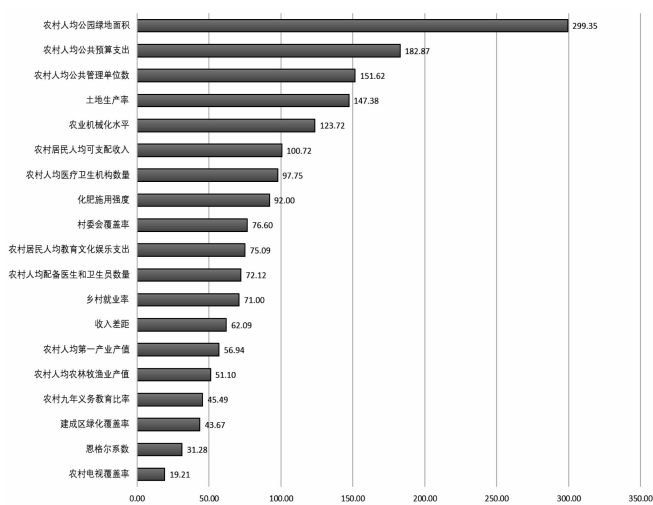


图7 2018—2022年河南乡村振兴指数障碍度均值

农村人均公园绿地面积障碍度高达299.35%,说明乡村振兴面临资源环境双重约束。河南自然资源种类丰富,生态环境类型多样,但是人口基数大、人均数量少,且分布不均衡,资源环境约束和乡村经济发展之间的矛盾尤为突出。例如,河南的森林覆盖率在全

国排名第20位,人均森林蓄积量为全国平均水平的1/7;森林面积在全国列第22位,人均均为全国平均水平的1/5。随着农业农村现代化的加速推进,河南资源能源消耗和污染物的排放也会刚性增加,生态环境问题必然是制约乡村振兴的重要瓶颈。

农村人均公共预算支出和农村人均公共管理单位数的障碍度分别为182.87%和151.62%,说明农村公共服务和基础设施短板突出。交通、能源、水利、通信等基础设施短板弱项较多,需要加快农村基础设施提档升级,促进县域内城乡基础设施共建共享、互联互通,建立全域覆盖、普惠共享、城乡一体的基础设施服务网络。教育、医疗、社会保障等公共服务水平均衡度不高,应强化基本公共服务供给县乡村统筹,引导城镇公共服务设施向乡村延伸和覆盖,完善城乡公共资源均衡配置机制。

土地生产率和农业机械化水平的障碍度分别为147.38%和123.72%,说明河南农业机械化水平偏低,农业生产效率不高。基于当前我国农村土地制度以及河南人均耕地现状,河南农业生产具有分散化的特点,导致用于规模化生产的农业机械装备难以普遍应用,粮食等大宗商品之外其他产业及丘陵山区农机化发展机具供应不足,河南乡村更多使用的是小型拖拉机、收割机,装备技术水平不高,中低端产品多而且同质化严重,同时缺乏大型加工设备、复合作业设备等现代农业智能设备,农业技术水平不高最终影响了第一产业的生产效率。

四、研究结论和对策建议

(一)研究结论

在利用熵权TOPSIS法测度2018—2022年河南18个地市乡村振兴指数的基础上,运用障碍度模型诊断影响河南乡村振兴的障碍因素,主要结论如下:(1)河南的乡村振兴指数整体偏低,全省均值仅为0.362;在18个地市中,只有济源(0.65)和郑州(0.622)的乡村振兴指数超过0.5,其余均低于0.5。(2)产业兴旺指数、生态宜居指数、乡风文明指数、治理有效指数和生活富裕指数均值分别为0.317、0.252、0.391、0.278、0.376,乡风文明指数和生活富裕指数相对较高,产业兴旺指数、生态宜居指数、治理有效指数相对较低。(3)河南乡村振兴指数主要障碍因素是农村人均公园绿地面积、农村人均公共预算支出、农村人均公共管理单位数、土地生产率、农业机械化水平,河南在农业生产、乡村治理和生态保护等方面面临突出问题。

(二) 对策建议

第一,加速土地流转,推动农业适度规模经营,提高农业劳动生产率。深化农村土地制度改革,搭建农村产权抵押融资、评估、登记、交易、流转、收储平台,建立农村土地承包经营权流转服务中心,引导农民签订正式的土地流转合同以代替口头约定,通过土地流转,加快推动农业适度规模经营。深入推进主要粮食作物生产全程机械化,建立健全区域化、标准化的高质量粮食机械化生产体系。整合现有各类支农资金,加大对种粮大户、家庭农场、农民合作社、农业企业等规模化市场经营主体的支持力度。出台鼓励农民到城镇落户的支持政策,健全城镇社会保障体系,确保进城农民的基本生活,减轻进城农民对农村承包地和宅基地的依赖。

第二,提升乡村基础设施和公共服务建设水平,加大对乡村公共服务的投入力度,实现城乡公共服务均等化。一是推动基础设施提档升级,建立全域覆盖、普惠共享、城乡一体的基础设施服务网络,全面改善农村生产生活条件。加强农村路网建设,全面提升建设品质,集中开展农村公路危桥改造,加强农村资源路、产业路、旅游路建设,推进农村公路沿线绿化、美化、洁化;实施“气化乡村”工程,加快推动城区管道天然气向重点乡镇、农村新社区延伸;加强农产品供应链体系建设,重点推进跨区域农产品批发市场和干线冷链物流建设。二是强化基本公共服务供给县乡村统筹,引导城镇公共服务设施向乡村延伸和覆盖。完善乡村基层公共文化设施网络,加强图书馆和体育场建设,设立村级综合性文化服务中心,实现乡镇文化设施全覆盖;推进农村医疗卫生建设,实施基层医疗卫生能力提升工程,重点支持中心乡镇卫生院提质升级、薄弱乡镇卫生院达标改造,加快培养基层医疗卫生人才。

第三,深入推进农村人居环境整治,优化乡村人居环境,实现人与自然和谐共生。首先,加快推进农业发展绿色转型,有效遏制农业面源污染。大力推广节水农业,提高水资源利用率;积极引导农民科学施肥、施药,强化农药新品种、新剂型、新助剂等试验示范;发展循环经济,加大对畜禽粪污、作物秸秆的综合利用;积极开展地膜残留监测、回收等工作,建立完善地膜残留回收机制。其次,强化农村资源环境保护和修复,营造宜居的乡村生态环境。重点治理水源保护区、黑臭水体集中区域的生活污水,打造农村生活污水智

慧管理系统,推动农村生活污水资源化利用;统筹农村生活污水治理和厕所革命,鼓励推广有利于粪污资源化利用的改厕技术;开展环境宣传教育工作以增强广大农民的环境意识,提高农民在资源环境保护和修复中的参与度、幸福度。最后,强化财政资金支持引导,加快推动美丽乡村建设。发挥财政资金的撬动作用,积极推进政府与社会资本合作,创造良好融资环境,引导各类资本支持美丽乡村建设。◆

参考文献:

- [1]唐安来,翁贞林,吴登飞,等.乡村振兴战略与农业供给侧结构性改革:基于江西的分析[J].农林经济管理学报,2017(6):803-808.
- [2]陈一鸣,魏修建.乡村振兴视域下宏观经济增长的农户增收效应研究[J].管理学报,2022(2):43-53.
- [3]王晓毅,罗静.共同富裕、乡村振兴与小农户现代化[J].北京工业大学学报(社会科学版),2022(3):64-74.
- [4]吴茂英,王怡,李秋成.乡村文旅小微企业助力乡村振兴的多重效应[J].旅游学刊,2021(4):5-7.
- [5]吕臣,王慧,李乐军,等.数字文旅融合助力乡村振兴实现逻辑、路径与对策[J].商业经济研究,2022(23):137-140.
- [6]杨小冬.文旅融合赋能乡村振兴的机制与路径[J].人民论坛,2022(24):81-83.
- [7]储德银,罗鸣令,贺晓宇.助推乡村振兴的财税政策优化与机制设计:2019年财税制度创新与乡村振兴国际研讨会综述[J].经济研究,2019(8):204-208.
- [8]余宜珂,杜妍,王云驰.税务助力乡村振兴的机制探析[J].税务研究,2023(5):124-127.
- [9]胡中应.社会资本视角下的乡村振兴战略研究[J].经济问题,2018(5):53-58.
- [10]李怀瑞,邓国胜.社会力量参与乡村振兴的新内源发展路径研究:基于四个个案的比较[J].中国行政管理,2021(5):15-22.
- [11]陈秧分,黄修杰,王丽娟.多功能理论视角下的中国乡村振兴与评估[J].中国农业资源与区划,2018(6):201-209.
- [12]徐维祥,李露,周建平,等.乡村振兴与新型城镇化耦合协调的动态演进及其驱动机制[J].自然资源学报,2020(9):2044-2062.
- [13]李季刚,马俊.数字普惠金融发展与乡村振兴关系的实证[J].统计与决策,2021(10):138-141.
- [14]蔡文伯,贺薇宇.我国乡村振兴发展水平综合评价研究[J].重庆大学学报(社会科学版),2023(1):102-116.
- [15]张雅静,孔敏,胡光铭,等.乡村振兴发展水平综合评价体系研究综述[J].统计与决策,2023(7):39-45.

(责任编辑:新月)

生产性服务业对制造业效率提升作用的空间效应与机理研究

——以京津冀地区为例

冯鹏飞 王亚晨 周园 贾晶

(河南省科学院 地理研究所, 河南 郑州 450052)

摘要: 通过将生产性服务业投入引入科布-道格拉斯生产函数公式, 基于产业集群理论、产业关联理论、流空间理论以及中心地理论, 利用 OLS 回归模型分析了生产性服务业投入对不同空间尺度内的规模以上工业企业生产效率的影响程度。主要结论如下: (1) 在包含京津冀全域的情况下, 京津冀制造业和本区县大多生产性服务业并未产生协同集聚效应, 仅金融业具有明显提升作用。(2) 行政区边界对生产性服务业输出的效率提升作用产生明显影响。京津冀三地制造企业倾向于优先从本地区寻找服务供给, 省际行政边界对生产性服务业的有效输送产生明显的阻滞作用。(3) 中心地理论的等级原则依然部分适用于生产性服务业的空间布局, 仅金融业例外。在京津冀低等级区县从高等级区县获得生产性服务业产品更加有可能提升其制造企业的生产效率。(4) 京津冀制造业还处在依靠实物投入获取规模化效益阶段, 京津冀生产性服务业使用对制造业的效率提升作用还有很大的提升空间。

关键词: 生产性服务业; 制造业; 中心地理论; 行政边界; 京津冀地区

中图分类号: F127

文献标识码: A

文章编号: 2096-8647(2024)04-0059-07

DOI: 10.13999/j.cnki.tjllysj.2024.04.009

一、引言

制造业是生产性服务业的重要使用者。作为知识和信息等无形投入要素的生产者和提供者, 生产性服务的投入对制造业企业效率具有潜在的提升促进作用^[1]。从经济地理学视角看, 这种促进作用一方面表现在城市化集聚或专业化集聚区内的“蜂鸣”(local-buzz), 另一方面表现在通过全球管道、全国管道和区域管道跨地区流动^[2]。

产业集聚和产业集群理论认为生产性服务业企业是集群中重要的组成部分^[3]。作为专业化知识的提供方, 生产性服务业企业是新马歇尔式产业集群内创新环境的建造者。在竞争优势理论中, 生产性服务业是区域内优势产业的辅助性机构。通过为不同行业客

户提供服务, 生产性服务业企业搭建起跨行业知识和技术沟通的桥梁, 为区域产业演进提供孕育环境。

然而, 生产性服务业企业和制造业企业具有各自的产业特性, 其区位选择具有不同的偏好。此外, 由于知识基础的差异, 以及技术含量的不同, 生产性服务业不同部门空间区位有差异, 并且对制造业的效率提升作用具有行业异质性。

虽然存在区位差异, 但生产性服务业具有可贸易性, 可以远距离为制造业输出服务, 且方式多样。一是可依托物质介质。二是生产性服务企业可派遣技术员工到外地提供面对面的专业性服务。三是生产性服务企业和其客户可在展览会、博览会等第三方空间, 通过创造临时性地缘邻近(temporary proximity)完成服务

基金项目: 河南省科学院基本科研业务费项目“中原城市群生产性服务业与制造业空间协同演化机制及调控研究”(230601064); 河南省科学院科研启动经费项目“中原城市群人口结构与经济结构的时空耦合研究”(231801035); 河南省科学院特聘研究员项目“基于黄河国家战略的中原城市群空间优化与产业转型”(220501003)。

作者简介: 冯鹏飞(1990—), 男, 河南洛阳人, 博士, 助理研究员, 研究方向为人口结构、产业发展与空间布局; 王亚晨(1992—), 女, 河南开封人, 博士, 助理研究员, 研究方向为区域经济; 周园(1986—), 男, 陕西铜川人, 硕士, 副研究员, 研究方向为区域发展与城市规划; 贾晶(1971—), 女, 河南安阳人, 硕士, 研究员, 研究方向为区域发展与旅游规划。

交易。

在信息化日益深化的知识经济时代,流动空间正在逐步替代地方空间成为经济活动空间组织的主要形式^[4]。生产性服务业,尤其是高端生产性服务业被普遍认为是流动空间的塑造者^[5]。这种作用在全球表现为全球城市(global city)的形成和世界城市(world city)网络的构建^[6]。在区域则表现为巨型城市区域(mega-city region,也有学者用城市群、巨型区域、大型都市连绵区等名词指代)的出现^[7],并且日益向功能多中心方向演化发展^[8]。

但是,不同于早已进入后工业社会的西方发达国家,中国现阶段仍处在工业化中后期,制造业在国民经济和区域发展中仍然扮演重要角色。与此同时,在中国特色社会主义市场经济中,政府与市场均在资源配置中发挥关键作用。但转型期行政区经济的存在,阻碍了区域经济一体化进程^[9-10],从而限制了流空间理论解释力的有效性。也有研究表明即使在省域尺度,流空间理论与中心地理论同样存在内在统一性^[11]。

因此,在中国大型城市群地区,关于生产性服务业对制造业的供给模式,存在两个问题亟待回答:流动空间是否超越地方空间成为区域经济活动的主导力量?生产性服务业对制造业的空间互动,如何共同影响各级城市(镇)之间,以及城乡之间的关系,进而重塑城市群空间形态?

基于以上分析,本研究以京津冀地区为例,提出研究假设。假设1:生产性服务业对本地制造业的效率提升作用小于挤出效应。假设2:生产性服务业对制造业的效率提升效应具有部门异质性。假设3:京津冀生产性服务业对制造业的效率提升作用超越了行政边界,可跨区域辐射。假设4:中心地理论(行政区原则)依然对生产性服务业的传输产生影响。

二、模型构建、变量说明与数据来源

(一)模型构建

为检验生产性服务业对制造业效率的作用,借鉴相关研究的建模思路^[12],同时考虑企业、产业与空间因素对制造业生产效率的影响。

首先,引入科布-道格拉斯生产函数公式:

$$Y=AL^{\alpha}K^{\beta}H^{\gamma} \quad (1)$$

其中,Y为制造企业的总产值,是劳动力(L)、资本(K)、人力资本(H)的函数。效率参数A代表外部影响全要素生产率的因素。

其次,假定全要素生产率是一个指标函数,衡量生产性服务业投入、集聚经济效应和企业属性等因素

的作用。其公式为:

$$A=\exp[\alpha_0+\sum_{i=1}^I\alpha_i\ln X_i+r_i+i_i+o_i] \quad (2)$$

最后,将公式(2)导入公式(1),然后方程两边同除以L并分别求导,公式1可转化为一个可检验的线性方程:

$$\ln\left(\frac{Y}{L}\right)=\alpha_0+\beta\ln\left(\frac{K}{L}\right)+\varphi\ln\left(\frac{H}{L}\right)+\sum_{i=1}^I\alpha_i\ln X_i+r_i+i_i+o_i+\varepsilon \quad (3)$$

方程(3)左侧表示单位就业人员的产出,右侧 $\frac{K}{L}$ 和 $\frac{H}{L}$ 分别代表资本劳动力比率和人力资本劳动力比率。 X 表示生产性服务业投入、集聚经济效应和企业属性等一系列变量。另外, r_i 、 i_i 和 o_i 分别代表区域、产业部门和所有权等与制造业生产率相关的哑变量。

(二)变量说明

1. 因变量

劳动生产率(LP),由每个制造企业的单位劳动生产总值衡量。图1展示了京津冀制造企业劳动生产率的变化范围。参考相关研究^[12],将劳动生产率按照两位数行业代码分类,并计算每个两位数部门劳动生产率的平均值和中位数。同时,报告各部门企业劳动生产率第十百分位数和第九十百分位数的值。从图1可知,各部门之间的劳动生产率分布具有明显差异。

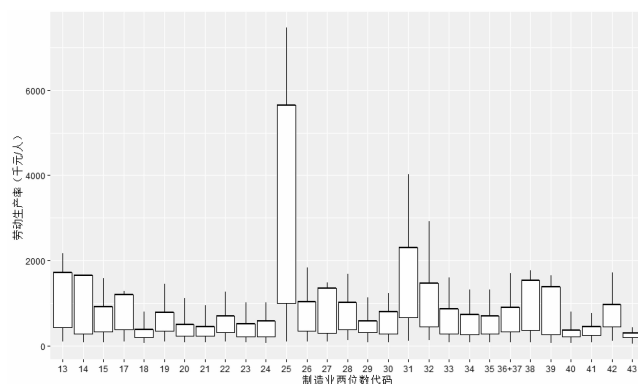


图1 京津冀规模以上制造企业劳动生产率的部门差异

2. 解释变量

企业层面解释变量有资本-劳动比例与人力资本。资本-劳动比率定义为企业固定资产与企业从业人员数之比(ZB)。资本-劳动比率预期与劳动生产率呈正相关关系。因为资本存量的数量,如机器设备等将增加工人的生产效率。由于企业层面的人力资本数据难以获得,因此本研究采用区县层面的人力资本-人口比率替代指标,即制造企业所在区域内总人口的

人均受教育年限(JY)。预期劳动力受教育程度越高,制造企业的生产效率就越高。

衡量生产性服务业对制造业劳动生产率的影响程度和空间范围,是本研究的重要目标之一。已有文献普遍肯定了其对制造业效率的提升作用,但对二者空间关系还存在争议。生产性服务业与制造业具有产业关联关系,是关键的中投入产品,可用制造企业的生产性服务业直接投入测度。鉴于本研究同时考虑生产性服务业对本地和外地制造企业的劳动效率提升作用,在此借鉴相关研究^[12],引入生产性服务业直接投入指标(PSDI_{im}),用以指代*i*制造部门的企业所在地*m*所能获得的生产性服务业直接投入。其公式如下:

$$PSDI_{im} = \sum_j \sum_n EMP_j^n * W_{ij} / d_{im} \quad (4)$$

其中,EMP_jⁿ是区县*n*中*j*生产性服务业部门的总就业人员数,当*m=n*时,表示本地所能提供的生产性服务业投入,可测度与本地制造业共同区位(colocation)的生产性服务业的效率提升作用。*W_{ij}*是生产性服务业和制造业部门间的供需关系。由于企业层面数据难以获得,此处用投入产出表数据替代,具体为:当*m、n*属于同一省(市)时,*W_{ij}*为生产性服务业*j*部门和制造业*i*部门之间的直接投入系数;当*m、n*分属不同省(市)时,*W_{ij}*由所构建的两部门的京津冀各地以及区际投入产出表计算而得(见图2)。

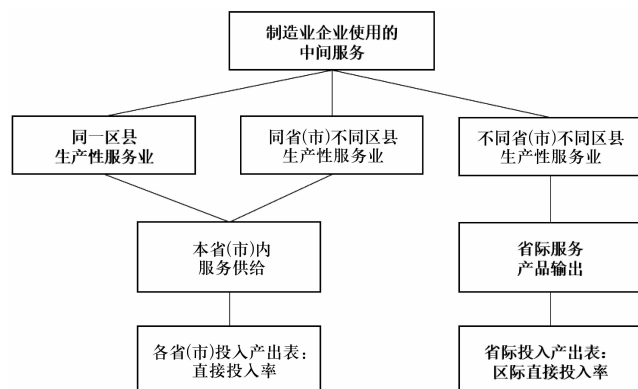


图2 *W_{ij}* 计算方法

流空间假设下,知识、信息、智力人才流对行政边界具有穿透性,并且可以在同级、高低等级城市之间相互流动,即低等级的城市也可为高等级城市提供服务。而中心地理论的核心假设之一为低等级城市只能从高等级城市获得高一级的服务,从而认为高等级城市的服务半径大于低等级城市。本研究将等级指标*p_m*、*p_n*引入公式(4)中,并假定*m*地制造企业只能从同级或更高一级的区县获得生产性服务。因此,得到新

的生产性服务业投入公式:

$$PSDI_{im} = \begin{cases} \sum_j \sum_n EMP_j^n * W_{ij} / d_{im} & (\text{如果 } p_m \leq p_n) \\ 0 & (\text{如果 } p_m > p_n) \end{cases} \quad (5)$$

关于京津冀各区县的等级设定,本研究参考Wen和Thill(2016)对京津冀功能性城市区域的划分^[13],将京津冀13个城市所有区县划分为城市中心区、环绕城区郊区和其他地区。基于此并结合生产性服务业的集中程度,本研究规定京津冀各地区中心地的级别*p_n*排序为:北京中心区>天津中心区>石家庄中心区、北京外环区、天津外环区>河北省其余10个地市的中心区>河北省各市外环区>其他地区。

3. 控制变量

为精确评估生产性服务业对制造业的效率提升作用,需要控制集聚经济的影响。三个与集聚经济相关的变量引入到模型中,分别为区位熵(LQ)、产业多样化指数(DYX)、人口规模(POPU)。区位熵用以衡量地方化集聚程度,反映同一两位数代码产业部门内的企业在空间单元*m*上的集中程度。第二个控制变量是制造业产业多样化指数,由空间单元*m*内两位数代码的制造业部门的赫芬达尔指数的倒数测度。第三个控制变量人口规模,由空间单元*m*的人口总量表示。多样化指数和人口规模两个变量用以控制城市化经济对制造业效率的影响。产业多样性高的地区容易通过产业之间的技术与信息交换从而实现产业创新,并实现发展路径的创造^[14]。大规模的人口地区通过劳动力池效应和提供较好的基础设施为制造业企业效率提升创造良好条件。然而,考虑到人口规模超大的大城市中可能存在挤出效应,制造企业生产率可能随着人口持续增长出现倒U形下降,故在模型中增加人口模型平方这一指标(POPUSQ)。

另外,企业层面的变量被引入方程,以控制企业属性对生产效应的影响。首先,制造企业成立时间被认为可能与生产效率相关。成立越早的企业采用的技术可能越旧从而导致效率较低,但存活时间越久的企业可能越具有获利能力和较高的生产效率。企业年龄的衡量采用二元变量Year2008、Year1998、Year1988、Year1978,分别表示制造企业是否成立于2008年之后、1998—2008年之间、1988—1998年之间、1988年之前。

其次,企业规模通常被认为与企业生产效率有关联,规模大的企业易实现范围经济和规模经济,从而提升生产效率。在此引入企业规模变量,用企业从业

人员数表示。

最后,引入三个哑变量。第一个哑变量表示企业的所有权,所有制造业企业被划分为国有控股、私人控股、外商和港澳台控股,以及其他4种所有权类型。第二个哑变量为企业所在地区的等级,如图3所示,表示企业在城区还是郊区。第三个哑变量为产业部门,用制造企业所属两数数代码表示,用以控制产业部门差异对生产效率的影响。

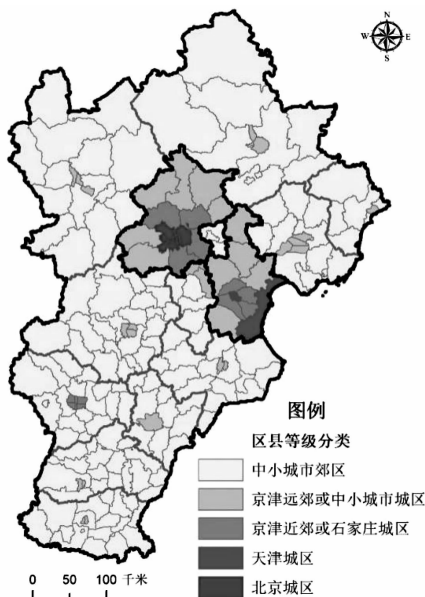


图3 京津冀地区各区县的等级划分示意图

(三)数据来源

制造企业原始数据来自2013年中国工业企业数据库,包含营业年收入在2000万以上的所有工业企业的基本情况和财务信息。数据库中将企业营业状态分为营业、筹备、停业、关闭、其他共5类,本文仅提取状态为营业的制造企业。剔除信息不完整及不便处理的企业之后,共得到19368家京津冀制造企业作为研究样本。生产性服务业企业数据来自2013年经济普查数据库。

空间层面数据是基于区县的汇总数据。由于在市带县行政体制下,地级及以上城市行政区范围往往大于城市实体地域,模糊了城乡的分别,让研究结果大打折扣。因此,本研究选择区县为空间单元,便于区分以建成区为主体的城市地区和以乡镇村落为主的农村地区。经过对京津冀空间数据的整理,共得到204个区县地理尺度空间单元。然后,通过按两位数行业代码汇总各区县企业数据,得到各区县的区位熵和产业多样化指数。人口规模和人均受教育年限数据来自2010年第六次全国人口普查分县数据。虽然与研究期

存在3年的时间差,但因为人口规模和受教育年限短期内通常较为稳定,这样的数据缺陷整体上不会对研究结果造成结构性影响。

三、研究结果

(一)大城市非城区区县的物流、信息服务业与制造业存在协同集聚效应

首先,在不考虑区县外部生产性服务输入的情况下,利用OLS方法,分析生产性服务业本地供应与制造业生产效率的关系。表1为分析结果,其中,模型一为区县生产性服务业总体对本地制造业的效应,模型二至模型六分别为交通、信息、金融、商务、科技服务的影响。模型系数均通过共线性检验。

从本地生产性服务业及各分行业回归系数的符号看,只有金融业为正,且通过显著性检验。这表明金融业与制造业的协同集聚对制造业的效率产生显著的正向促进作用。而其他负值或不显著的系数表明,京津冀制造业和本地大多生产性服务业在区县空间单元并未产生协同集聚效应。相反,本地生产性服务业的发展导致制造业生产资源受到挤压。分行业看,科技与商务服务业对制造业的挤出效应最大,交通与信息服务业不明显。

解释变量中,资本对制造企业的生产效应影响系数最大,为0.363,并通过显著性检验。反映出研究期内京津冀大多制造部门的增长模式依然主要靠增加机械设备、物质资源投入等传统方式,表明京津冀制造业的发展有待通过加大生产性服务业等软性投入要素实现高质量发展。人力资源的作用具有差异,模型一、二、三、四中均不显著。

控制变量中,集聚因素均通过了显著性检验,且符号为正,表明制造业生产率同时受到专业化集聚和城市化集聚效应的促进作用。然而,区位熵的系数大于产业多样性和人口规模,表明制造业生产率受专业化集聚的影响更大一些。人口平方系数显著为正,表明人口规模超大的地区可能存在挤出效应,随着人口持续增长制造企业生产率可能出现倒U形下降。

与企业相关的各控制变量中,企业规模和企业年龄均显著影响到了生产率,而企业控股类型与行业类型无影响或影响微小。表示区县相对位置的区县等级显著为负,说明越靠近城市中心的区县的制造企业,因生产成本提高等因素的影响,其生产效率越低。

为了单独分析制造业集中地区生产性服务业投入的效率提升作用,将北京、天津、石家庄中心城区区县的数据样本排除并重新分析。在新的样本中,生产

表 1 同区县生产性服务业对制造业效率提升作用

	模型一	模型二	模型三	模型四	模型五	模型六
本区县生产性服务业	-0.027***					
本区县交通		0.005				
本区县信息			0.003			
本区县金融				0.016**		
本区县商务					-0.051***	
本区县科技						-0.039***
(常量)	8.682***	9.184***	9.314***	9.197***	8.167***	7.614***
ZB 资本劳动比率	0.363***	0.362***	0.362***	0.361***	0.362***	0.361***
平均受教育年限(年)	0.114	0.01	-0.021	-0.033	0.18**	0.345***
区位熵	0.116***	0.117***	0.116***	0.118***	0.111***	0.11***
赫芬达尔倒数	0.063***	0.051***	0.051***	0.056***	0.089***	0.066***
人口平方	0.067***	0.058***	0.057***	0.056***	0.075***	0.082***
位置行政地位	-0.047***	-0.07***	-0.07***	-0.073***	0.009	-0.05***
1988s 以前	-0.018	-0.124***	-0.124***	-0.015	-0.016	-0.019
1988s	0.215***	0.105***	0.105***	0.214***	0.218***	0.219***
1998s	0.11***			0.11***	0.113***	0.111***
2008s		-0.109***	-0.109***			
行业代码两位数	0.001	0.002**	0.002**	0.002**	0.001	0.003***
企业规模	-0.345***	-0.347***	-0.346***	-0.347***	-0.346***	-0.35***
企业控股情况	0.002	0.001	0.001	0.001	0.006	0.002
F 值	851.123	850.201	850.424	850.899	865.430	863.955
观测数	19368	19368	19368	19368	19368	19368
调整后 R ²	0.363	0.363	0.363	0.363	0.367	0.367

注: *、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平上显著。表 2、表 3、表 4、表 5 同。

表 2 非大城市城区区县生产性服务业对制造业效率提升作用

	模型一	模型二	模型三	模型四	模型五	模型六
本区县生产性服务业	-0.018*** ↑					
本区县交通		0.024*** ↑				
本区县信息			0.006*** ↑			
本区县金融				0.013* ↓		
本区县商务					-0.047*** ↑	
本区县科技						-0.039***
(常量)	8.682***	9.701***	9.798***	9.197***	8.549***	8.018***
F 值	809.442	809.966	809.984	809.472	820.440	822.424
观测数	180013	180013	180013	180013	180013	180013
调整后 R ²	0.368	0.369	0.369	0.368	0.372	0.372

性服务业及各部门的系数变化十分明显(表 2),其中,交通、信息服务的系数由不显著转为显著为正,生产性服务业总体、商务服务业的系数呈增大趋势。这说明在非大城市中心区域的制造企业容易与所在区县内交通和信息服务产生协同集聚效应。而商务、科技、金融类服务则需要从区县外部购买更为优质的服务产品才能显著提高生产效率。因此,假设 1 部分成立,假设 2 成立——虽然总体上,生产性服务业与制造业呈现挤出效应,但各行业存在显著差异。其中交通、信

息服务与制造业在非城区区县存在协同集聚效应,而其余各类服务部门与制造业呈挤出效应。

(二)行政区边界对生产性服务业输出的效率提升作用产生明显影响

为检验行政边界是否影响生产性服务业的输送,依次先后假设生产性服务业产品:(1) 仅在省级行政区内部输送。(2)可在省际输送。

首先,制造企业可从省级行政区内获得生产性服务投入情境下的回归结果如表 3 所示,交通服务与金

表 3 同省(市)生产性服务业对制造业效率作用

	模型一	模型二	模型三	模型四	模型五	模型六
本省(市)PS	-0.031** ↓					
本省(市)交通		0.031** ↑				
本省(市)信息			-0.040*** ↓			
本省(市)金融				0.023** ↑		
本省(市)商务					-0.056*** ↓	
本省(市)科技						-0.041*** ↓
(常量)	9.258***	9.584***	8.793***	9.599***	9.037***	8.469***
F 值	809.841	809.840	817.811	809.629	822.153	823.873
观测数	180013	180013	180013	180013	180013	180013
调整后 R ²	0.369	0.369	0.371	0.369	0.372	0.373

表 4 包含跨省域服务的京津冀生产性服务业对制造业效率作用

	模型一	模型二	模型三	模型四	模型五	模型六
京津冀 PS	-0.039*** ↓					
京津冀交通		0.029** ↓				
京津冀信息			-0.113*** ↓			
京津冀金融				0.023** ↓		
京津冀商务					-0.061*** ↓	
京津冀科技						-0.077*** ↓
(常量)	9.214***	9.572***	7.811***	9.593***	9.023***	7.621***
F 值	810.239	809.718	830.064	809.577	823.873	837.262
观测数	180013	180013	180013	180013	180013	180013
调整后 R ²	0.369	0.369	0.374	0.369	0.373	0.377

融服务业的系数均显著为正值,且呈增大趋势。与区县内部就地提供生产性服务业的效应(表 2)相比,生产性服务业总体、信息服务业、商务服务业与科技服务业的系数呈下降趋势。这表明交通、金融服务业可以在省级范围内远程输送,但是信息、商务、科技等知识密集型服务业由于与制造业关联较弱,省级范围内难以对制造企业产业促进作用。

其次,将跨省域服务流引入模型,回归结果(表 4)显示生产性服务业及其他各细分行业的系数呈现下

降趋势,说明京津冀三地制造企业倾向于优先从本省级行政区内寻找服务供给,省际行政边界对生产性服务业的有效输送产生明显的阻滞作用。

综上,假设 3 在省级行政边界层面不成立。

(三)中心地理论等级原则对制造企业生产性服务业投入的效率提升作用具有解释力

根据中心地等级原则将限定条件计入方程,鉴于在省级空间尺度上,生产性服务业对制造业的效率提升作用最强,本节仅分析省域尺度下的结果(表 5)。回

表 5 中心地体系下省域内京津冀生产性服务业对制造业效率作用

	模型一	模型二	模型三	模型四	模型五	模型六
中心地 PS	-0.024*** ↑					
中心地交通		0.033** ↑				
中心地信息			-0.024*** ↑			
中心地金融				0.020** ↓		
中心地商务					-0.046*** ↑	
中心地科技						-0.029*** ↑
(常量)	9.238***	9.684***	8.973***	9.621***	8.935***	8.632***
F 值	809.617	810.256	813.798	809.577	823.873	818.456
观测数	180013	180013	180013	180013	180013	180013
调整后 R ²	0.369	0.369	0.370	0.368	0.373	0.371

归结果中,除金融业之外,其余各类生产性服务业部门的系数均出现了不同程度的增长。这表明中心地的等级原则依然部分适用于生产性服务业的空间布局,反映出中心地理论对生产性服务业中心的布局仍然具有指导意义。因此,假设4成立。

在信息化、网络化时代,“流空间”正在替代地方空间成为经济活动空间组织的主导模式,城市群区域倾向由单中心等级式的空间结构向多中心扁平式的空间结构转变。实现这样的转变需要较长的过程和条件,导致在可预见的时间内,中心地理论仍具有较大解释力。

四、结论与讨论

本研究通过将生产性服务业投入引入科布-道格拉斯生产函数公式,基于产业集群理论、产业关联理论、流空间理论以及中心地理论,利用OLS回归模型分析了生产性服务业投入对不同空间尺度内的规模以上工业企业生产效率的影响程度。主要结论如下:

第一,在包含了京津冀全域的情况下,京津冀制造业和本区县大多生产性服务业并未产生协同集聚效应,仅金融业具有明显提升作用。这表明生产性服务业的发展,尤其是城市中心区的生产性服务业,易导致本区县制造业生产资源受到挤压,产生挤出效应。分行业看,科技与商务服务业对制造业的挤出效应最大,交通与信息服务业不明显。然而在排除大城市中心区域之后的样本分析结果表明,非中心城区制造企业容易与所在区县内交通和信息服务产生协同集聚效应。

第二,行政区边界对生产性服务业输出的效率提升作用产生明显影响。京津冀三地制造企业倾向于优先从本省(市)寻找服务供给,省际行政边界对生产性服务业的有效输送产生明显的阻滞作用。在省域范围内交通、金融服务业远程输送有助于提高制造企业生产效率,但是信息、商务、科技等知识密集型服务业由于与制造业关联较弱,在省(市)级范围内难以对制造企业产业促进作用。相对而言,地级市行政区的影响不明显。

第三,中心地理论的等级原则依然部分适用于生产性服务业的空间布局,仅金融业例外。在京津冀低等级的区县从高等级区县获得生产性服务业产品更加有可能提升其制造企业的生产效率。因此,加强交通、通信基础设施建设,增强广大腹地与各级中心地的连通性十分有助于提高京津冀地区二、三产业的协同发展。

第四,其他解释变量中,资本投入对制造业的生产效率影响最为明显,表明京津冀制造业还处在依靠实物投入获取规模化效益阶段。而人力资本效用的发挥需要借助商务、科技服务业企业的桥梁作用。这两个变量均从侧面反映京津冀生产性服务业投入对制造业的效率提升作用还有很大的提升空间。◆

参考文献:

- [1]冯鹏飞,申玉铭,曾春水.北京生产性服务业与电子信息制造业共同集聚特征及影响因素[J].城市发展研究,2019(9):125-132+140.
- [2]BATHELT H,MALMBERG A,MASKELL P.Clusters and knowledge:local buzz,global pipelines and the process of knowledge creation[J].Progress in human geography,2004(1):31-56.
- [3]王缉慈.创新的空间:产业集群与区域发展(修订版)[M].北京:科学出版社,2019.
- [4]王士君,廉超,赵梓渝.从中心地到城市网络:中国城镇体系研究的理论转变[J].地理研究,2019(1):64-74.
- [5]ZHAO M X,LIU X J,DERUDDER B,et al.Mapping producer services networks in mainland Chinese cities [J].Urban Studies,2015(16):3018-3034.
- [6]薛德升,邹小华.基于中资商业银行全球空间扩展的世界城市网络及其影响因素[J].地理学报,2018(6):989-1001.
- [7]YEH A G O,CHEN Z F.From cities to super mega city regions in China in a new wave of urbanisation and economic transition:Issues and challenges[J].Urban Studies,2020(3):636-654.
- [8]HALL P G,PAIN K.The polycentric metropolis:learning from mega-city regions in Europe[M].London:Routledge,2006.
- [9]刘君德.中国转型期“行政区经济”现象透视:兼论中国特色人文—经济地理学的发展[J].经济地理,2006(6):897-901.
- [10]孙久文,卢怡贤.新发展格局视角下京津冀城市群发展与影响力研究[J].城市问题,2020(11):4-13.
- [11]程遥,王理.流动空间语境下的中心地理论再思考:以山东省域城市网络为例[J].经济地理,2017(12):25-33.
- [12]YANG F,YEH A G O,WANG J J.Regional effects of producer services on manufacturing productivity in China [J].Applied Geography,2018,97:263-274.
- [13]WEN Y Y,THILL J C.Identification,structure and dynamic characteristics of the Beijing-Tianjin-Hebei mega-city region [J].Cambridge Journal of Regions,Economy and Society,2016(3):589-611.
- [14]贺灿飞.区域产业发展演化:路径依赖还是路径创造? [J].地理研究,2018(7):1253-1267.

(责任编辑:沐晨)

基础研究投入能否促进产业结构升级？

——基于灰关联熵与耗散结构理论的实证研究

刘 晨¹ 钮 钦²

(1. 中国传媒大学 文化产业管理学院, 北京 101160; 2. 中国科学技术发展战略研究院, 北京 100038)

摘要: 基础研究投入能否促进产业结构升级, 学术界对此有着不尽一致的理解和认识。基于灰色关联分析和耗散结构理论, 利用灰关联熵模型, 对我国基础研究投入与产业结构升级之间的逻辑关系进行实证检验。结果显示, 从产业结构高级化看, 基础研究、应用研究、试验发展三类研发活动投入显现出的正向促进作用依次递减, 基础研究投入已成为近年来我国产业结构高级化演进的重要支撑; 从产业结构合理化看, 基础研究投入的促进作用也较其他两类研发投入更强, 且二者正在逐步建立起良性协同关系。据此, 提出加大中央财政对基础研究的支持力度、制定差异化的地方基础研究经费支持政策、对标领先国家提高基础研究社会化投入水平、增强产业需求在基础研究投入中的导向性作用等政策建议。

关键词: 基础研究; 产业结构升级; 资金投入; 基础科学

中图分类号: F121.3

文献标识码: A

文章编号: 2096-8647(2024)04-0066-07

DOI: 10.13999/j.cnki.tjllysj.2024.04.010

一、引言

随着全球经济竞争和大国科技博弈的日益加剧, 基础研究在推动技术进步和产业创新中的关键作用受到越来越多的重视, 基础研究投入也大幅提升。2012年以来, 我国基础研究投入增长迅速, 2021年我国基础研究费用是十年前的 3.4 倍。在实现科技自立自强的新发展阶段, 加大基础研究投入力度、优化投入结构、调整投入方向对于推动产业链创新链深度融合具有重要意义。

在理论研究领域, 不少学者关注到了基础研究投入对产业结构升级的影响。温珂和李乐旋(2007)^[1]、柳卸林和何郁冰(2011)^[2]通过研究得出, 我国研发投入总量虽然逐年上升却未能带来产业创新水平提高的主要原因在于基础研究投入的比重偏低。林卓玲和李文辉等(2016)^[3]研究认为, 以区域产业结构升级需求驱动的基础研究可增强区域创新绩效, 并进一步促进产业结构优化升级。成力为和郭园园(2016)^[4]提出, 与处于相似产业发展阶段的国家相比, 中国的研发结构不

合理, 基础研究投入强度过低。李培楠和赵兰香等(2019)^[5]的研究表明, 企业基础研究投入呈现阶段性特征, 当期企业基础研究投入 6 年后对促进产业发展具有显著正向的影响。李政和王思霓(2021)^[6]研究发现, 基础研究投入可以持续提升产业创新绩效。已有文献针对基础研究投入对于中国产业创新的作用进行了深入探讨, 但是面对我国产业创新发展和科技事业进步的新形势新变化, 全面对照基础研究、应用研究和试验发展的投入对产业创新的影响, 系统研究不同类型研发投入对产业结构升级的影响效应十分必要。因此, 本文尝试从产业结构高级化和产业结构合理化的二维视角, 通过基础研究、应用研究和试验发展的对照比较, 更加客观全面地分析基础研究投入对中国产业结构升级的影响效应。

二、理论基础

(一) 产业结构升级的基本内涵和一般规律

产业结构升级指在产业发展的过程中, 要素资源由生产效率较低的部门向生产效率较高的部门迁移,

基金项目: 国家社会科学基金重点项目“习近平总书记关于科技创新的重要论述研究”(22AZD111)。

作者简介: 刘晨(1995—), 女, 山西太原人, 博士研究生, 研究方向为产业创新管理; 钮钦(1986—), 男, 山西天镇人, 博士, 副研究员, 研究方向为技术创新及管理。

产业结构由低级形态向高级形态转化的过程。一般而言,产业结构升级包含产业结构高级化和产业结构合理化两个维度,其中产业结构高级化主要指产业结构由第一产业占比较高的低级状态向第三产业占比较高的高级状态顺序演进^[7],产业结构合理化则主要指以产业间的协调发展和资源的有效配置为表征的产业衔接程度不断提升。

产业结构升级与地区经济发展息息相关。根据配第-克拉克定理,随着一国经济的发展和人均收入的增长,劳动力逐渐由收入相对较低的第一产业流向收入相对较高的第二产业,进而流向收入水平相对更高的第三产业,第一产业劳动力和产值在国民经济中的占比逐渐降低,第二产业、第三产业劳动力和产值的比例则不断上升,产业重心逐渐由有形产品的生产制造转向服务产品的输出。在多数研究中,这种产业结构的变化升级趋势已基本成为共识。

(二)基础研究投入影响产业结构升级的内在机理

1. 基础研究投入与产业结构高级化

技术进步是产业升级的根本动力,而基础研究是技术创新的源泉^[8]。加大基础研究投入强度已成为推动核心技术攻关、提高战略性新兴产业产业链供应链自主可控性的必然要求^[9]。对基础研究的持续投入能够促进企业对前沿技术的学习和消化,助力企业加快知识吸收、夯实知识积累、提高创新绩效,从而加速产业的升级^[10-11]。高校和科研院所等机构的基础研究成果通过知识溢出传递至企业,催生新业态、新模式、新产品、新服务,进而实现产业竞争位势的提升和结构的高级化转型^[12]。

2. 基础研究投入与产业结构合理化

基础研究成果是各类应用型创新的知识源头,具有显著的正外部性。基础研究的突破将带动多项关联产业的全面升级,实现更广范围的产业变革,促进产业结构向着更加协调的方向演进,而这显然离不开持续的资金投入支撑。由于投入高、风险大、回报周期长,基础研究活动往往需要由多个主体联合出资、共同开展,这类联合投入模式的兴起为跨行业、跨领域的研究合作提供了便利,能够有效促进产业协同。同时,基础研究对于基础性底层原理和规律的探索能够提高产业与当地资源禀赋、社会环境的适配程度,帮助产业得以突破原有资源条件的限制实现更高质量发展,一定程度上提高了产业结构合理化的发展效率。

三、实证分析与检验

基础研究投入促进产业结构升级的内在逻辑已较为清晰,但基础研究投入与我国产业结构升级之间的具体关系仍需进一步实证检验。

(一)模型的选择

基于系统论视角,选择灰关联熵模型对基础研究投入与产业结构升级之间的关系进行实证检验,并利用耗散结构理论中的“熵变”原理对基础研究投入的影响效果进行判定。

1. 灰关联熵模型

灰关联熵模型是衡量系统演化的有效工具,能够利用点关联测度值提供丰富信息。灰关联熵的计算公式如下:

$$S(x) = -\sum P \cdot \ln P \quad (1)$$

其中, S 表示系统的灰关联熵, P 表示灰色关联系数的分布密度值。

2. 耗散结构理论

耗散结构理论是系统科学中的重要组成,主要讨论了系统通过与外界交换物质与能量从无序向有序转化的机理和规律。系统的总熵变(dS)由系统内部熵变(diS)和系统与外界交换产生的熵变(deS)组成,即 $dS=diS+deS$ 。当总熵变 $dS<0$ 时,系统能够持续提高自身协调度,由无序向有序、由低级阶段向高级阶段持续进化。

3. 灰关联熵模型及耗散结构理论在产业结构分析中的适用性

产业结构系统具有经典耗散结构的四项基本特征:(1)系统的开放性。作为复杂经济体系中的一个组成部分,产业结构在演化过程中从经济环境中不断获取和输出物质资源、资本资源、人力资源等要素。(2)系统的非平衡性。当技术进步引起产业变革,产业结构远离原先的平衡态进行动态调整,资源自发流向生产效率高的产业,主导产业逐渐形成并带动其他产业发展。(3)系统内部的非线性结构。产业结构是对现实经济活动的抽象化分类,各产业部门之间处于复杂的相互竞争和协同网络之中,存在非线性的正负反馈机制。(4)系统演化经历“涨落”和“突变”。产业结构受技术、政策等环境因素影响不断产生“小涨落”,当“涨落”的影响积累到一定程度时,系统就会发生“突变”,由当前状态跃升至新的有序状态,构建起新的产业结构格局。因此,可以利用系统熵的变化反映产业结构

的演化状态,并可基于灰关联熵模型和耗散结构理论对研发投入与产业结构升级之间的关系进行实证检验。

(二) 指标选择与数据来源

考虑到 2006 年实施的《国家中长期科学和技术发展规划纲要(2006—2020 年)》对于我国科技创新事业的发展具有重要的里程碑意义,本文选取 2006—2020 年数据作为研究对象。

1. 产业结构高级化指标

本文借鉴徐德云(2008)^[13]、徐敏和姜勇(2015)^[14]对产业结构高级化水平的测算方法,构建产业结构高级化指标测度产业结构的高级化水平,计算方法如下:

$$GJ=1*W_1+2*W_2+3*W_3 \quad (2)$$

其中,GJ 代表产业结构高级化水平,取值范围为[1,3]; W_1 、 W_2 、 W_3 分别代表第一、二、三产业在 GDP 中所占比重。GJ=1 或接近于 1 时,产业结构的高级化程度较低,经济社会处于以农业为主的农耕文化;GJ=2 或接近于 2 时,产业结构高级化程度有所提高,社会发展至工业化经济阶段;GJ=3 或接近于 3 时,产业结构层次较高,经济社会进入后工业化的信息经济或知识经济阶段。我国产业结构高级化水平的变化情况如图 1 所示。根据图 1,我国产业结构高级化水平自 2006 年起始终显著大于 2 且持续稳步上升,表明我国已由工业经济社会迈向知识经济社会,产业结构向着高级化的方向逐渐演进。

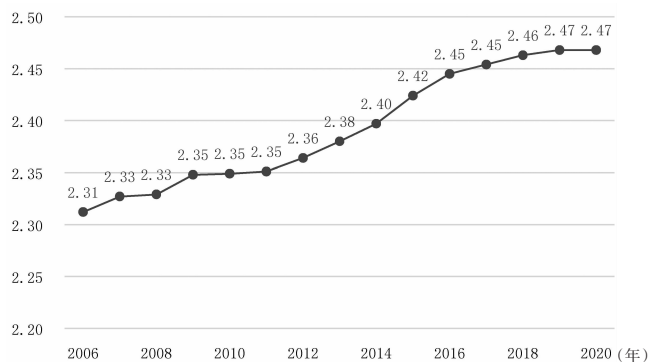


图 1 2006—2020 年我国产业结构高级化水平

2. 产业结构合理化指标

本文借鉴陈凡和周民良(2022)^[15]对产业结构合理化水平的测算方法,利用泰尔系数构建产业结构合理化指标测度产业结构的合理化水平。考虑到泰尔系数测算结果与产业结构合理化水平呈负相关,为使测算结果更加直观,选取泰尔系数的倒数作为产业结构合

理化指标,计算方法如下:

$$HL = \frac{1}{\sum \left(\frac{E_m}{E} \right) \left| \frac{E_m/L_m}{E/L} - 1 \right|} = \frac{1}{\sum \left(\frac{E_m}{E} \right) \left| \frac{E_m/E}{L_m/L} - 1 \right|} \quad (3)$$

其中,E 和 L 分别反映产值和就业情况,m 反映部门数量,取值为[1,3]。HL 的数值越远离 1,表示产业结构的合理化水平越高;数值越趋近于 1,表示产业结构越不合理。我国产业结构高级化水平的变化情况如图 2 所示。图 2 表明,我国产业结构合理化水平虽在 2017 年前后略有波动,但近 15 年间总体呈现上升趋势,产业间协同发展效应日趋显著。

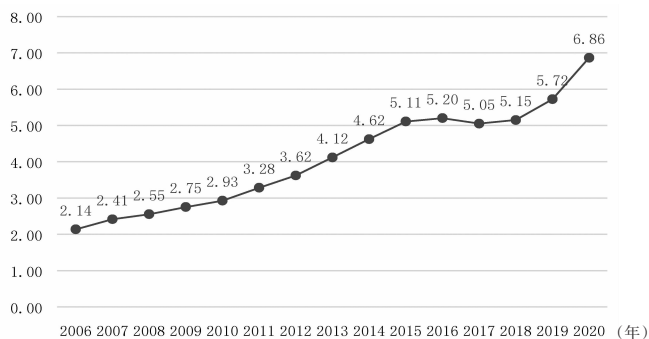


图 2 2006—2020 年我国产业结构合理化水平

3. 基础研究投入水平指标

参考已有文献,选取《中国科技统计年鉴》中各年度基础研究投入作为我国基础研究投入水平的表征性指标,同时选取应用研究投入、试验发展投入作为对照性指标。2006—2020 年我国基础研究投入情况如图 3 所示。可以看出,近年来我国基础研究投入的绝对值持续增长,2020 年基础研究投入是 2006 年投入水平的 9.41 倍,在三类研究投入中增长最快。同时,基础研究投入在我国 R&D 投入中的占比略有上升,2020 年基础研究投入占比为 6.01%,较 2006 年提高了 0.82

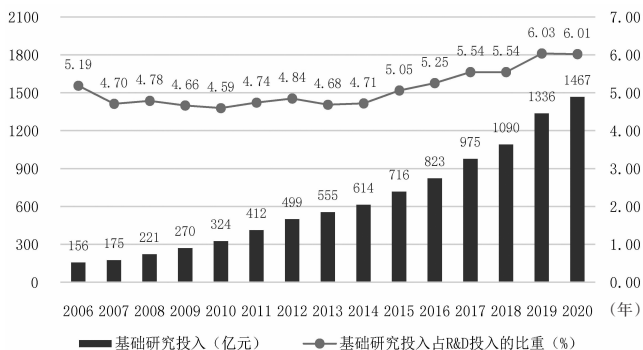


图 3 2006—2020 年我国基础研究投入及占 R&D 投入的比重

个百分点。然而,与其他发达国家相比,我国基础研究投入在 R&D 投入中的比重仍然较低,如图 4 所示。

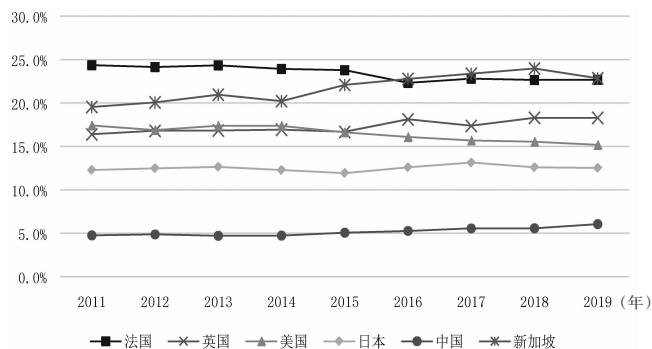


图 4 部分国家基础研究投入占 R&D 投入的比重

(三)模型的构建

第一,确定参考序列和比较序列。假定 Y 和 X 分别为两个系统的指标体系,其中 Y 为反映系统行为特征的参考序列,即产业结构高级化水平指标(Y_1)和产业结构合理化水平指标(Y_2); X 是由影响系统行为的因素所组成的比较序列,即反映我国基础研究投入水平的指标体系,包括基础研究投入(X_1)、应用研究投入(X_2)和试验发展研究投入(X_3)。

第二,对数据进行无量纲化处理。采用均值化的方法对数据进行无量纲化处理,计算方法如下:

$$Y'_i(t) = \frac{Y_i(t)}{\bar{Y}}, i=1,2 \quad (4)$$

$$X'_j(t) = \frac{X_j(t)}{\bar{X}}, j=1,2,3 \quad (5)$$

第三,计算灰色关联系数。分别计算研发活动子序列、研发执行主体子序列内比较序列的灰色关联系数,计算公式为:

$$r[Y'_i(t), X'_j(t)] = \frac{\min_j \min_t |Y'_i(t) - X'_j(t)| + \rho \max_j \max_t |Y'_i(t) - X'_j(t)|}{\max_j \min_t |Y'_i(t) - X'_j(t)| + \rho \max_j \max_t |Y'_i(t) - X'_j(t)|} \quad (6)$$

其中, ρ 为分辨系数,在 $[0,1]$ 之间取值。考虑到数据可能存在的偏差和离乱性,本文将 ρ 取值为 0.5。

第四,计算灰关联密度值。对观测序列 X 进行映射处理,得到灰色关联系数的分布映射 $P_{ij}(t)$,计算公式为:

$$\text{Map}: r_{ij}(t) \rightarrow P_{ij}(t) \quad (7)$$

$$P_{ij}(t) = r_{ij}(t) / \sum_{i=1}^n r_{ij}(t)$$

其中, $P_{ij} > 0$ 且 $\sum_{i=1}^n P_{ij}(t) = 1$

第五,计算灰关联熵及灰关联熵变。在分布映射的基础上,计算得出灰色关联熵 $S_i(t)$ 以及灰关联熵变 $\Delta S_i(t)$ 。

$$S_i(t) = - \sum_{j=1}^n P_{ij}(t) \cdot \ln P_{ij}(t) \quad (8)$$

$$\Delta S_i(t) = S_i(t) - S_i(t-1) \quad (9)$$

第六,灰关联熵变动的原因追溯分析。通过观测不同比较序列的 $|P \cdot \ln P|$ 及其变化情况,探究引起产业结构高级化水平变动的主要原因。

(四)实证检验结果分析

通过观测灰关联熵模型的实证检验结果以及对灰关联熵变动的原因进行追溯,可以得到如下结论:

第一,近年来,基础研究投入的增长对于我国提升产业结构高级化水平具有正向促进作用,且促进作用较应用研究、试验发展更强。2006—2020 年,我国产业结构高级化水平与基础研究投入、应用研究投入和试验发展投入的灰关联熵及灰关联熵变结果见表 1。

总体看,基础研究投入的增长对我国产业结构高级化起到了显著的促进作用,2006—2020 年产业结构高级化系统灰关联熵由 0.474 降低至 0.376,其中基础研究投入对于系统总熵减的贡献率为 41.8%,高于应用研究投入(35.7%)和试验发展投入(23.5%)的贡献率。

分阶段看,R&D 投入与产业结构升级之间的关系处于不断变化、不断调整的过程中,大致可分为两个阶段。

第一阶段为 2006—2013 年,该阶段内系统灰关联熵持续上升,系统总熵变和基础研究投入熵变持续为正,基础研究投入与我国产业结构升级的协调度不高,对我国产业结构升级的推动作用尚不明显。这一阶段也是我国实施创新驱动发展战略的初始阶段以及建设创新型国家的起步期。当时我国科技创新在体制机制、科研条件、科研资源和科研能力等方面存在诸多短板,基础研究推动经济转型升级的路径处于探索过程中,基础研究在转变经济发展方式和调整经济结构中的支撑引领作用尚未充分显现。

第二阶段为 2014—2020 年,该阶段内系统灰关联熵逐渐下降,基础研究投入对系统总熵变的贡献率超过 40%,高于其他两类研究投入的熵变贡献率,基础研究投入与产业结构高级化之间初步建立起良性协同关系。2014 年中国开始全面深化改革,我国科技体

表 1 产业结构高级化发展进程中不同研发活动投入的|P·lnP|值

年份	基础研究		应用研究		试验发展		产业结构高级化	
	P·lnP	Δ P·lnP	P·lnP	Δ P·lnP	P·lnP	Δ P·lnP	灰关联熵	灰关联熵变
2006	0.159		0.160		0.155		0.474	
2007	0.161	0.002	0.159	0.000	0.160	0.005	0.480	0.007
2008	0.167	0.006	0.165	0.005	0.167	0.006	0.498	0.018
2009	0.173	0.006	0.175	0.010	0.175	0.008	0.523	0.025
2010	0.182	0.009	0.189	0.014	0.186	0.011	0.556	0.033
2011	0.198	0.016	0.202	0.013	0.203	0.017	0.603	0.046
2012	0.217	0.019	0.216	0.014	0.224	0.020	0.657	0.054
2013	0.231	0.014	0.226	0.010	0.223	-0.001	0.680	0.023
2014	0.230	-0.001	0.211	-0.015	0.209	-0.014	0.649	-0.031
2015	0.206	-0.024	0.199	-0.013	0.197	-0.011	0.602	-0.048
2016	0.186	-0.020	0.192	-0.007	0.183	-0.015	0.560	-0.042
2017	0.163	-0.023	0.172	-0.020	0.168	-0.015	0.503	-0.057
2018	0.149	-0.013	0.151	-0.021	0.155	-0.013	0.455	-0.048
2019	0.127	-0.022	0.136	-0.015	0.142	-0.013	0.405	-0.050
2020	0.118	-0.009	0.125	-0.010	0.132	-0.011	0.376	-0.030

制改革开始攻坚,国家颁布了《关于改进加强中央财政科研项目和资金管理的若干意见》《关于加快科技服务业发展的若干意见》等一系列重要文件和措施,在资源配置、科技与经济结合、科技评价和治理体系等诸多方面产生深远影响。随着改革的逐步推进,特别是《关于全面加强基础科学研究的若干意见》《新形势下加强基础研究若干重点举措》等系列重要文件的出台,我国基础研究对于产业升级的引领作用愈发凸显。同时,在信息革命与技术革命浪潮的席卷下,尖端科技竞争日趋白热化,基础研究能够提供取得关键核心技术突破所必要的知识储备,对于解决“从0到1”的前沿技术创新问题至关重要,在产业高级化过程中发挥的支撑性作用日益显著。此外,科技创新环境的不断改善和成果转化渠道的持续完善缩短了基础研究成果转化为现实生产力的周期^[10],基础研究投入增长对于产业升级的促进作用也得到强化。

第二,基础研究投入与我国提升产业结构合理化水平的协同关系持续增强,且与应用研究、试验发展等研发活动相比,基础研究对于产业结构合理化的促进作用更显著。2006—2020年,我国产业结构合理化水平与基础研究投入、应用研究投入和试验发展投入的灰关联熵及灰关联熵变结果见表2。

整体看,基础研究投入的增长对我国产业结构合

理化的支撑性作用存在一定波动,二者的协同演进关系尚处于探索期。2006—2020年,基础研究投入与产业结构合理化之间的灰关联熵变经历了多次正负交替过程,其中出现灰关联熵减的年份占比近50%,表明基础研究投入与产业结构合理化之间正在逐步建立协同演进关系,这种“涨落”反映了区域经济系统“无序—有序—新的无序—新的有序”的一般性演化规律^[7]。总体上,产业结构仍向着合理化的方向演进,系统灰关联熵由0.516降至0.383,其中基础研究投入熵减贡献率高达44.4%,是应用研究的1.2倍、试验发展的2.3倍,显示出基础研究投入在推动我国产业协同发展中的关键性作用。基础研究成果通常表现为一般的原则、理论或规律。相比应用研究和试验发展研究溢出效应更强,其投入的增长能够带动更多关联产业的转型升级,增进产业间的协同关系,近年来联合实验室等基础研究模式的出现客观上也为基础研究密切产业交流合作、提升产业结构合理化水平提供了现实条件。

分阶段看,我国基础研究投入和产业结构合理化水平之间的协同联动关系大致可分为两个阶段。

第一阶段为2006—2012年,该阶段基础研究投入对于产业结构合理化的促进作用不显著,系统灰关联熵出现熵减的年份仅占16.7%,基础研究促进产业协

表 2 产业结构合理化发展进程中不同研发活动投入的 $|P \cdot \ln P|$ 值

年份	基础研究		应用研究		试验发展		产业结构合理化	
	$ P \cdot \ln P $	$\Delta P \cdot \ln P $	$ P \cdot \ln P $	$\Delta P \cdot \ln P $	$ P \cdot \ln P $	$\Delta P \cdot \ln P $	灰关联熵	灰关联熵变
2006	0.174		0.178		0.165		0.516	
2007	0.168	-0.005	0.166	-0.012	0.165	0.003	0.500	-0.016
2008	0.175	0.007	0.172	0.005	0.173	0.007	0.520	0.020
2009	0.182	0.006	0.186	0.015	0.183	0.011	0.551	0.031
2010	0.191	0.009	0.207	0.021	0.197	0.014	0.595	0.044
2011	0.204	0.013	0.206	-0.001	0.212	0.015	0.622	0.027
2012	0.220	0.017	0.200	-0.006	0.210	0.002	0.630	0.008
2013	0.214	-0.006	0.209	0.009	0.203	-0.007	0.626	-0.004
2014	0.208	-0.006	0.203	-0.006	0.208	0.004	0.620	-0.007
2015	0.223	0.015	0.199	-0.004	0.213	0.002	0.636	0.016
2016	0.194	-0.030	0.208	0.009	0.186	-0.028	0.588	-0.048
2017	0.149	-0.045	0.161	-0.047	0.154	-0.030	0.464	-0.123
2018	0.132	-0.017	0.131	-0.030	0.138	-0.016	0.401	-0.064
2019	0.112	-0.020	0.122	-0.009	0.131	-0.006	0.365	-0.035
2020	0.115	0.003	0.128	0.007	0.139	0.009	0.383	0.017

同、推动产业结构优化的作用尚不明显。

第二阶段为 2013—2020 年,该阶段内基础研究投入与产业结构合理化调整间的有序度增大,两者间的良性有序关系占据主导地位,系统熵减年份占比达到 75.0%,表明基础研究投入与产业结构合理化正在建立一定程度的协同关系,基础研究投入对于我国产业结构合理化的重要性日益凸显。

四、结论与建议

在基础研究投入对产业结构优化升级的作用机理基础上,结合耗散结构理论与灰色关联分析,利用灰关联熵模型实证检验了基础研究投入对产业结构升级的影响效应。

一是基础研究投入的增长对我国产业结构高级化起到了显著的促进作用,且较应用研究、试验发展两类研发活动的投入而言正向促进作用更加显著,三者对产业结构高级化的贡献依次递减。同时,基础研究投入对产业结构高级化的驱动作用呈现出明显的阶段性特征。2006—2013 年,我国基础研究投入与产业结构高级化之间协同度不高,基础研究对产业结构向高级方向演进的积极作用尚不明显;2014 年以来,基础研究投入熵减效应明显,持续增长的基础研究投入成为我国产业结构高级化的重要驱动力。

二是基础研究投入的增长对我国产业结构合理

化演进起到较为显著的促进作用。两者间的良性协同关系在 2013 年以来占据主导,且基础研究投入对系统熵减的贡献率显著高于应用研究和试验发展研究投入,正在成为我国促进产业协同、优化产业结构过程中不可忽视的关键力量。

为进一步推动基础研究投入与产业结构协同演化,深度激发基础研究对产业结构升级的推动力,本文提出如下政策建议:

一是加大中央财政对基础研究的支持力度。基础研究投入占研发总投入比重较高是创新型国家的一项重要特征。优化科技创新研发投入结构、提高基础研究投入占比将是今后一个时期我国深入实施创新驱动发展战略、巩固壮大实体经济根基、推动产业结构优化升级的重要任务。基础研究难度高、创新风险大、社会共享特征明显,对政府投资高度依赖的局面短期内不会改变^[8],因此要继续发挥政府在基础研究投入中的支撑性作用,深入实施基础研究十年规划,制定科学合理的中央财政基础研究经费增长目标,进一步提高基础研究经费占全社会研发经费比重。

二是制定差异化的地方基础研究经费支持政策。当前,我国各地区基础研究投入在规模、结构、效率等方面呈现较大地区差异^[9]。对此,应因地制宜、精准施策,提升基础研究资源的合理化利用水平。应积极发

挥经济发展水平较高地区的带动作用,鼓励东部沿海等地区提高基础研究投入强度,加快国家实验室和重大科学装置等研究平台的建设,按照区域产业发展重点加强核心领域攻关。对于欠发达的中西部地区,可通过中央科技创新专项等支持逐步提升其基础研究投入水平,并支持其依托水文气候、地质山体等自然条件优势建设特色产业研发实验室,切实增强基础研究投入对当地产业发展的促进作用。

三是对标领先国家提高基础研究社会化投入水平。社会化的投入机制是世界主要发达国家得以构建科技创新竞争优势的重要因素^[20]。与西方发达国家相比,我国企业开展基础研究的积极性仍显不足。下一步,应加强企业基础研究载体建设,布局一批企业国家重点实验室等研发平台,支持企业设立前沿科技研发中心、博士后工作站等,强化面向行业共性问题的应用基础研究。同时,可通过给予企业基础研究投入税收优惠、核心技术突破奖励、基础研究中心建设补贴,支持高校和科研院所与企业间科研人员的流动,引导企业和社会力量加强基础研究投入。

四是增强产业需求在基础研究投入中的导向性作用。习近平总书记指出:“科学研究既要追求知识和真理,也要服务于经济社会发展和广大人民群众。”在当前全球产业升级步伐加快、尖端科技竞争白热化的形势下,增强基础研究的市场需求导向、提高产业链和创新链的协同度已成为我国提升产业基础能力、实现产业高质量发展的战略选择。为此,应当着力完善产业需求导向的基础研究投入机制,建立面向产业需求的基础研究问题库和重大产业基础研究项目揭榜制,保障和提高企业在基础研究项目决策和评估中的话语权,提高基础研究对产业升级的支撑力。◆

参考文献:

- [1]温珂,李乐旋.从提升自主创新能力视角分析国内企业基础研究现状[J].科学学与科学技术管理,2007(2):5-9+20.
- [2]柳卸林,何郁冰.基础研究是中国产业核心技术创新的源泉[J].中国软科学,2011(4):104-117.
- [3]林卓玲,李文辉,陈忠暖.基础研究与产业结构协调发展对区域创新绩效的影响[J].广东社会科学,2016(3):26-35.
- [4]成力为,郭园园.中国基础研究投资的严峻态势及投资强度影响因素的跨国分析[J].研究与发展管理,2016(5):63-70.
- [5]李培楠,赵兰香,万劲波,等.研发投入对企业基础研究和产业发展的阶段影响[J].科学学研究,2019(1):36-44.
- [6]李政,王思霓.基础研究与应用研究的产业创新效应[J].武汉大学学报(哲学社会科学版),2021(5):91-104.
- [7]李虹,邹庆.环境规制、资源禀赋与城市产业转型研究:基于资源型城市与非资源型城市的对比分析[J].经济研究,2018(11):182-198.
- [8]昌忠泽,陈昶君,张杰.产业结构升级视角下创新驱动发展战略的适用性研究:基于中国四大板块经济区面板数据的实证分析[J].经济学家,2019(8):62-74.
- [9]姜江.增强战略性新兴产业产业链供应链自主可控能力的思考[J].经济纵横,2022(2):35-41.
- [10]MARTINEZ -SENRA A I,QUINTAS M A,SARTAL A,et al.How Can Firms' Basic Research Turn Into Product Innovation? The Role of Absorptive Capacity and Industry Appropriability[J].IEEE Transactions on Engineering Management,2015(2):205-216.
- [11]黄革.不同活动类型技术创新单要素效率研究[J].科研管理,2015(11):64-70.
- [12]吴玉鸣,田斌.高校知识溢出、产学研 R&D 合作与工业企业创新产出的 GWR 分析[J].桂海论丛,2014(1):22-27.
- [13]徐德云.产业结构升级形态决定、测度的一个理论解释及验证[J].财政研究,2008(1):46-49.
- [14]徐敏,姜勇.中国产业结构升级能缩小城乡消费差距吗?[J].数量经济技术经济研究,2015(3):3-21.
- [15]陈凡,周民良.中部崛起战略与区域产业结构转型升级:来自中国城市面板数据的经验证据[J].中国软科学,2022(2):105-115.
- [16]郑刚,夏文莉,陈良,等.基础研究与战略性新兴产业如何协同发展:浙江省的实践探索与若干建议[J].科技进步与对策,2015(20):57-61.
- [17]谷国锋,张秀英.区域经济系统耗散结构的形成与演化机制研究[J].东北师大学报(自然科学版),2005(3):119-124.
- [18]张明喜.我国基础研究经费投入及问题分析[J].自然辩证法通讯,2016(2):106-111.
- [19]胡绪华,吕程扬,丁绪辉.基础研究与应用研究对地区经济高质量发展的异质性作用:基于“中等收入陷阱风险”视角[J].科技进步与对策,2022(1):60-68.
- [20]石金叶,范旭.西方发达国家基础研究在创新型国家建设中的作用及其启示[J].自然辩证法研究,2019(6):33-38.

(责任编辑:萧静)