

统计理论与实践

STATISTICAL THEORY AND PRACTICE

(2025年第9期,总第557期)

月刊

编委会主任 王承哲

副主任 王玲杰 郭 杰

编 委 (按姓氏笔画排序)

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

主 编 王玲杰

社 长 李红见

主管单位 河南省社会科学院

主办单位 河南省社会科学院

统计理论与实践

STATISTICAL THEORY AND PRACTICE

目 录

·财政与金融统计·

数字普惠金融驱动新质生产力发展

——理论机理与实证检验 严 杉 徐士琪 郑明贵/5

数字普惠金融、创新效应与共同富裕 左宇晓 张 涛/14

·人口与社会统计·

企业职工低收入的影响因素及增收路径

——基于上海市职工调查的数据 刘彩云/22

·资源与环境统计·

自由贸易试验区的碳减排效应

——经济集聚的中介与政府干预的动态调节 闫金玲 刘若琪/32

主 管 河南省社会科学院
主 办 河南省社会科学院
主 编 王玲杰
社 长 李红见
编辑出版 《统计理论与实践》编辑部
地 址 郑州市郑东新区恭秀路16号

邮 编 451464
刊 期 月刊
出版日期 每月25日
创刊时间 2020年9月
投稿邮箱 tjllysj@vip.sina.com
印 刷 河南瑞之光印刷股份有限公司

目 录

西部陆海新通道物流碳排放效率测度及影响因素分析 谈晓勇 唐 露/43

黄河流域生态保护和高质量发展的显著成效、现实挑战及推进路径 肖 悦/53

·数据开放专题·

政府数据开放对产业结构升级影响的实证分析 徐 强 李柏霖 乔亚彤/61

公共数据开放能否降低城投债信用利差？

——基于一项准自然实验的证据 薛选登 刘莹莹/71

本刊声明：1.本刊已许可国家哲学社会科学学术期刊数据库、中国知网、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；另外，本刊微信公众号将对本刊刊载文章进行转载；如有异议，请在投稿时说明，本刊将按作者说明处理。2.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。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。3.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。

MAIN CONTENTS

Digital Inclusive Finance Drives the Development of New Quality Productivity: Theoretical Mechanism and Empirical Verification	<i>Yan Shan, Xu Shiqi, Zheng Minggui</i> (5)
Digital Inclusive Finance, Innovation Effects and Common Prosperity	<i>Zuo Yuxiao, Zhang Tao</i> (14)
Factors Affecting Low Income of Enterprise Workers and Paths to Increase Income :Based on the Data of the Survey of Workers in Shanghai	<i>Liu Caiyun</i> (22)
The Carbon Emission Reduction Effect of Free Trade Pilot Zones:The Mediation of Economic Agglomeration and the Dynamic Moderation of Government Intervention	<i>Yan Jinling, Liu Ruoyi</i> (32)
Measurement and Influencing Factors Analysis of Logistics Carbon Emission Efficiency in the Western Land-Sea New Corridor	<i>Tan Xiaoyong, Tang Lu</i> (43)
The Remarkable Achievements, Current Challenges and Advancement Paths of Ecological Protection and High-Quality Development in the Yellow River Basin	<i>Xiao Yue</i> (53)
Empirical Analysis on the Impact of Government Data Opening on Industrial Structure Upgrading	<i>Xu Qiang, Li Bolin, Qiao Yatong</i> (61)
Can the Opening of Public Data Reduce the Credit Spread of Urban Investment Bonds?—Evidence from a Quasi-Natural Experiment	<i>Xue Xuandeng, Liu Yingying</i> (71)

数字普惠金融驱动新质生产力发展

——理论机理与实证检验

严 杉 徐士琪 郑明贵

(江西理工大学 经济管理学院,江西 赣州 341000)

摘要:数字普惠金融的快速发展为经济高质量发展提供了有利条件,是助力新质生产力发展的重要支撑。构建数字普惠金融与新质生产力理论模型和评价体系,基于2011—2022年中国30个省份的面板数据,采用空间计量模型和门槛效应模型对数字普惠金融与新质生产力的关系进行了实证分析。研究发现:(1)数字普惠金融能显著促进新质生产力发展。分维度看,覆盖广度对新质生产力发展的促进作用最大,使用深度次之,数字化程度最小。(2)机制检验表明数字普惠金融主要通过促进产业结构升级、提高创新能力、提高人力资本水平提升推动新质生产力发展。(3)异质性检验表明数字普惠金融对新质生产力发展的驱动作用呈现“东部>中部>西部”的特征。(4)进一步分析表明我国不仅存在数字金融溢出效应,也存在新质生产力的内生交互效应,且数字金融对新质生产力的促进作用呈现边际递增的非线性特征。

关键词:数字普惠金融;新质生产力;产业结构升级;创新能力;人力资本水平

中图分类号:F49

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2025)09-0005-09

DOI:10.13999/j.cnki.tjllysj.2025.09.001

一、引言

以数字经济和人工智能为主导的新一轮产业革命正以惊人的速度推动人类社会进步,数字要素的蓬勃发展催生了新质生产力。习近平总书记强调,发展新质生产力是推动高质量发展的内在要求和重要着力点。那么如何在当前时代背景下加速发展新质生产力?近年来,数字普惠金融的兴起,为解决当前金融供给与经济发展不对称的结构性问题提供了技术支持和创新机遇,也为新质生产力的发展创造了有利条件^[1]。数字普惠金融作为融合数字技术和普惠金融的新一代金融业,在我国经济高质量发展过程中具有重要作用^[2]。此外,国家“十四五”规划也指出,健全普惠性金融体系和构建金融有效支持实体经济的体制机制是促进我国经济高质量发展的驱动器。因此,探讨数字普惠金融对新质生产力的驱动作用并分析其作用机制,对促进我国经济高质量发展以及实现中国式现代

化具有重要的学术价值和实践意义。

现有关于数字普惠金融的研究主要聚焦在微观、中观和宏观三个层面。微观层面,现有研究主要探讨了数字普惠金融对企业家精神的影响^[3]、抑制实体经济的“脱实向虚”倾向^[4]和缓解企业融资约束^[5]等问题。中观层面,研究了数字普惠金融发展对产业结构升级的影响^[6]。宏观层面,探讨了数字普惠金融对城乡收入差距^[7]、乡村振兴^[8]的影响效应及其机制。综上所述,现有研究虽已广泛探讨数字普惠金融的实践路径与发展效应,但学术界尚未充分关注其与新质生产力之间的内在关联性,且对二者间的作用机制缺乏系统性分析。同时,已有关于新质生产力的文献主要围绕新质生产力的内涵和特征等方面展开^[9-10],缺乏实证检验。因此,本文利用2011—2022年中国30个省份的面板数据,构建新质生产力评价体系并利用熵值法计算新质生产力综合指数,在此基础上运用基准模型、中介

基金项目:国家社会科学基金西部项目“中国战略性矿产资源产业链供应链安全稳定战略研究(2025-2060)”(22XGL003)。

作者简介:严杉,男,硕士研究生,研究方向为资源经济;徐士琪,男,硕士研究生,研究方向为资源经济;郑明贵,通信作者,男,博士,教授,博士生导师,研究方向为资源经济。

模型、空间计量模型和门槛模型,深入分析数字普惠金融对新质生产力的影响及其作用机制。

本文的边际贡献主要体现在:一是厘清了数字普惠金融对新质生产力发展的作用机制,为加速形成新质生产力明确了政策路径。二是探究了数字普惠金融赋能新质生产力的异质性和非线性特征,为因地施策提供了决策依据。

二、理论分析与研究假设

(一)数字普惠金融与新质生产力

新质生产力的发展不仅取决于科学技术的创新、颠覆性技术的突破,还离不开金融的支持^[11]。新结构经济学认为,一个经济体在其特定的水平对应适当的金融结构^[12]。因此,富含科技创新属性的数字普惠金融,必然会促进新质生产力的发展。具体看:第一,通过数字技术,金融资源能更精准地匹配到有需求的企业和个人,进而提高资源的配置效率,促进生产力的发展^[13]。数字化金融系统可以利用大数据和人工智能技术,深入了解企业和个人的资金需求、信用状况以及风险特征,更精准地为其提供金融支持。这种精准匹配能够确保资金被有效投入到真正需要的领域,提高资源利用效率,推动整体生产力的提升。第二,数字普惠金融能够覆盖传统金融服务难以触及的地区和人群,扩大金融服务的覆盖面,促进经济的全面均衡发展^[14]。传统金融机构往往难以进入偏远地区或服务边缘群体,而数字化金融服务通过互联网和移动技术,使这些地区和人群也能够获得有效的金融服务。金融覆盖面的扩大,能够激发这些地区和人群的经济活力,促进经济水平的提升。第三,数字普惠金融能够降低信息不对称和交易成本,使中小企业和个人能够以更低的成本获得融资,从而推动创新水平和生产力的提升^[15]。传统金融服务往往受限于信息不对称和高昂交易成本,导致中小企业和个人难以获得有效的融资支持。数字化金融服务通过信息技术的应用,提供了更加透明高效的融资渠道,降低了融资的门槛和成本,为中小企业和个人创造了更多的融资机会。创新性的金融支持能够激发更多的创新活力,推动生产力整体水平的提升,驱动新质生产力发展。基于此,提出如下研究假设:

H1:数字普惠金融能够驱动新质生产力发展。

(二)产业结构升级的中介效应

金融资源的高效配置为产业结构升级提供了资金支持,进而促进技术进步和产业增长^[16]。首先,数字普

惠金融是传统金融和数字要素有机结合的产物,具有与传统金融类似的一方面。实现金融与实体经济发展的匹配有利于资本对产业的投入,促进产业发展和产业结构升级^[17]。其次,数字普惠金融的发展过程中,从事相关业务的金融机构通过吸纳存款实现资本形成和初始积累,并根据企业生产需求调整最佳资本投入量,强化资源配置功能,优化信贷资金在不同产业之间的分配,推动产业结构升级^[18]。此外,金融产品的多样化能够刺激居民消费需求^[19],消费需求的多样化促进产业结构转型升级,并伴随着技术创新和管理创新,进而推动新质生产力的发展。基于此,提出如下研究假设:

H2:数字普惠金融能够通过促进产业结构升级驱动新质生产力发展。

(三)创新能力的中介效应

金融市场是技术创新的重要支撑,而技术创新是推动经济高质量发展的核心力量,数字普惠金融可通过提高创新能力推动新质生产力发展。一方面,数字普惠金融利用大数据、人工智能和区块链等新兴技术,有效弥补了传统金融服务对“长尾”客户群体覆盖不足的问题,弱化了企业与金融市场投资者之间的信息不对称程度,扩展了中小微企业创新融资的方式和渠道,提高了其创新融资的可得性。中小微企业是区域创新的重要推动力量,强有力的金融支持为它们的创新活动提供了重要支撑,从而促进了其创新能力的提升。另一方面,创新能力的提升能够推动新技术的开发和应用,提高企业的生产效率和产品质量,降低成本,甚至创造全新的市场机会,引发生产方式、管理模式和商业模式的变革,激发和驱动新业态、新模式的涌现和成长,加速新质生产力的形成。基于此,提出如下研究假设:

H3:数字普惠金融能够通过提高创新能力驱动新质生产力发展。

(四)人力资本水平的中介效应

人力资本是劳动者具备的知识技能、文化技术水平和健康状况等综合素质,是形成新质生产力的重要基石。数字普惠金融可以通过提升人力资本水平来推动新质生产力发展。一方面,数字普惠金融能够降低金融门槛,提高金融服务的可及性和便利性,满足财富水平较低居民的信贷需求,增加其获取信贷的机会和信心,激励其投资于教育,进而提升人力资本水平^[20]。同时,数字普惠金融的发展需要参与者具备一定的数字技术知识,这促使居民学习相关知识和技能。因此,

数字普惠金融的发展可以刺激居民提升金融知识和数字知识,进而提高人力资本水平^[21]。另一方面,人力资本会直接影响一个国家或地区的技术创新能力,且人力资本水平的提升会促进发展中国家向创新驱动型经济增长方式转变^[22]。同时,人力资本是创新的重要因素^[23],而创新能够显著促进新质生产力的发展。基于此,提出如下研究假设:

H4:数字普惠金融能够通过提高人力资本水平驱动新质生产力发展。

三、研究设计

(一)模型设定

1.直接效应检验模型

为探究数字普惠金融对新质生产力的影响,设定模型(1)进行验证:

$$NPRO_{i,t}=\beta_0+\beta_1DIF_{it}+\varphi CVS_{it}+\tau_i+\mu_t+\varepsilon_{it}$$
 (1)

其中, $NPRO$ 为新质生产力; DIF 表示数字普惠金融; CVS_{it} 表示控制变量; τ_i 和 μ_t 分别是个体固定效应和时间固定效应; ε_{it} 表示随机误差项; i 表示省份; t 表示年份。

2.中介效应检验模型

为探究数字普惠金融影响新质生产力的内在机理,设定模型(2)进行检验:

$$M_{i,t}=\alpha_0+\alpha_1DIF_{i,t}+\varphi CVS_{it}+\tau_i+\mu_t+\varepsilon_{it}$$
 (2)

其中, M 为中介变量,其余符号含义同上。

3.门槛效应检验模型

为探究数字普惠金融对新质生产力发展的门槛作用,构建模型如下:

$$NPRO_{i,t}=\delta_0+\delta_1DIF_{it} \times I(DIF \leq \theta_1)+\delta_2DIF_{it} \times I(DIF \leq \theta_1)+\cdots+\delta_nDIF_{it} \times I(\theta_{n-1} < DIF \leq \theta_n)+\delta_nDIF_{it} \times I(DIF > \theta_n)+\varphi CVS_{it}+\tau_i+\mu_t+\varepsilon_{it}$$
 (3)

(二)变量说明

1.被解释变量

新质生产力($NPRO$)。本文基于生产力三要素,同时借鉴刘建华等(2024)^[24]的研究,构建新质生产力指标体系如表1所示。对于劳动者,从人力资本投入、劳动产出、劳动者技能和劳动生产率等方面进行衡量,具体包括科学投入、教育投入、研发人员数量、创新研发、人力资本结构和人均产值6个指标。对于劳动对象,从新兴产业和生态环境两方面进行衡量,具体包括战略性新兴产业、新兴产业活跃度、环境保护力度、污染物排放和污染治理5个指标。对于劳动资料,主要从基础设施完善水平、能源消耗水平和科技创新等方面进行衡量,包括传统基础设施、数字基础设施、电信业务渗透度、总体能源消耗和R&D投入5个指标。对指标数据做无量纲化处理后,采用综合评价法测算新质生产力发展水平综合指数。

2.解释变量

数字普惠金融(DIF)。选取北京大学数字金融研

表1 新质生产力评价指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	衡量方式	属性
劳动者	人力资本投入	科学投入	政府每年用于科学的财政支出	+
		教育投入	政府每年用于教育的财政支出	+
		研发人员数量	规模以上工业企业R&D人员全时当量	+
	劳动产出	创新研发	国内专利授予数	+
	劳动者技能	人力资本结构	高等学校平均在校生数	+
劳动对象	劳动生产率	人均产值	人均GDP	+
	新兴产业	战略性新兴产业	规模以上工业企业高新技术产业产值	+
		新兴产业活跃度	进出口总额	+
	生态环境	环境保护力度	环境保护支出/政府公共财政支出	+
		污染物排放	二氧化硫排放量	-
劳动资料	基础设施完善水平	污染治理	工业废气治理设施(套)	+
		传统基础设施	公路里程	+
			铁路里程	+
		数字基础设施	互联网宽带接入端口数	+
	能源消耗水平	电信业务渗透度	电信业务总量	+
	科技创新	总体能源消耗	能源消耗	-
		R&D投入	R&D经费支出	+

究中心发布的数字普惠金融指数来衡量数字普惠金融发展水平。该指数分为覆盖广度(*DIFC*)、使用深度(*DIFD*)和数字化程度(*DIFS*)三个维度,分别测度了数字普惠金融触达客户的能力、数字普惠金融的发展深度和数字普惠金融的便利性程度。

3.中介变量

产业结构升级(*Upg*),采用第三产业增加值与第一、二产业增加值的比值来衡量;创新能力(*Inn*),采用每万人发明专利授权量来衡量;人力资本水平(*Hum*),采用高等学校在校人数与总人数的比值来衡量。

4.控制变量

经济发展水平(*EGdp*),以人均GDP表示;城镇化水平(*Urban*),以城镇化率衡量;对外开放程度(*Open*),以进出口总额占GDP的比重表示;政府支持(*GS*),以地方财政预算收入占GDP的比重表示;社会消费水平(*Con*),以社会消费品零售总额占GDP的比重表示。

(三)数据来源与描述性统计

基于数据的可得性本文选取了2011—2022年我国30个省份(不包括港澳台和西藏)的面板数据作为研究样本。数字普惠金融指数数据来自北京大学数字金融研究中心,其他数据均来自《中国统计年鉴》和EPS数据库。变量的描述性统计如表2所示。

表2 变量的描述性统计

变量类型	变量符号	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	<i>NPRO</i>	360	0.177	0.115	0.062	0.777
解释变量	<i>DIF</i>	360	243.928	107.640	18.330	460.690
	<i>DIFC</i>	360	227.389	110.562	1.960	455.930
	<i>DIFD</i>	360	236.488	107.359	6.760	510.690
	<i>DIFS</i>	360	312.066	118.302	7.580	467.170
中介变量	<i>Upg</i>	360	2.384	0.128	2.166	2.836
	<i>Hum</i>	360	0.021	0.006	0.008	0.044
	<i>Inn</i>	360	9.654	1.391	5.318	12.399
控制变量	<i>EGdp</i>	360	107.017	3.015	96.400	116.100
	<i>Urban</i>	360	60.118	12.055	35.030	89.600
	<i>Open</i>	360	0.272	0.281	0.008	1.464
	<i>GS</i>	360	0.247	0.102	0.107	0.643
	<i>Con</i>	360	0.377	0.069	0.183	0.538

四、实证分析

(一)基准回归

本文首先检验了各变量的方差膨胀因子,所有变量的方差膨胀因子均小于1.59,并进行了相关性检验,

无多重共线性问题。其次,进行了Hausman检验,固定效应模型更适合本文的研究,故选用面板固定效应模型进行回归检验,并对回归进行了聚类稳健标准误的处理。基准回归结果如表3所示,其中列(1)和列(2)分别为不加入控制变量和加入控制变量且未控制固定效应的回归结果,数字普惠金融(*DIF*)的系数在1%的水平上显著为正;列(3)为加入控制变量且控制固定效应的回归结果,数字普惠金融(*DIF*)的系数仍在1%的水平上显著为正。说明数字普惠金融能驱动新质生产力发展。由此,H1得证。

表3 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
<i>DIF</i>	0.0005*** (9.2258)	0.0007*** (3.8512)	0.0028*** (5.6306)
<i>Egdp</i>		0.0028 (1.4030)	-0.0001 (-0.0242)
<i>Urban</i>		-0.0048** (-2.1039)	0.0084* (1.9196)
<i>Open</i>		0.2760** (2.6185)	-0.1609 (-0.8250)
<i>Gs</i>		-0.4245*** (-2.8481)	0.2348** (2.0618)
<i>Con</i>		-0.1034 (-0.7428)	-0.0732 (-1.0070)
常数项	0.0626*** (4.6271)	0.0645 (0.2302)	-0.6654** (-2.6102)
年份固定效应	否	否	是
个体固定效应	否	否	是
N	360	360	360
Adj_R ²	0.1898	0.5522	0.9243

注:括号内为t统计量,*、**和***分别表示在10%、5%和1%的统计水平下显著。下表同。

(二)机制检验

借鉴江艇(2022)^[25]提出的中介效应检验方法,验证数字普惠金融通过推动产业结构升级、提高创新能力、提高人力资本水平推动新质生产力发展的作用机制,结果见表4。表4中数字普惠金融(*DIF*)对产业结构升级(*Upg*)、创新能力(*Inn*)、人力资本水平(*Hum*)的回归系数均显著为正,表明数字普惠金融能促进产业结构升级、提高创新能力、提升人力资本水平。产业结构升级通过推动资源向高附加值、高技术含量领域集聚,激发创新活力,从而有力促进新质生产力的形成与发展;创新能力的提升能突破传统技术边界、催生新业

态及优化生产要素配置,为新质生产力发展提供核心动力与强劲支撑;高水准的人力资本凭借其专业知识、创新技能与高效执行力,为新质生产力发展注入关键智力支持与持久动力源泉。因此,H2、H3、H4得以验证。

表4 机制检验结果

变量	(1) <i>Upg</i>	(2) <i>Inn</i>	(3) <i>Hum</i>
<i>DIF</i>	0.348*** (2.147)	2.476* (1.711)	1.410*** (4.727)
控制变量	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
个体固定效应	是	是	是
N	360	360	360
Adj_R ²	0.997	0.997	0.997

(三)异质性检验

1.维度异质性

本文从数字普惠金融的三个维度进一步分析数字普惠金融对新质生产力的影响。回归结果如表5所示,数字普惠金融覆盖广度、使用深度和数字化程度对新质生产力均表现出显著的促进作用。覆盖广度的拓宽,将数字红利辐射到传统金融服务难以触及的地区和人群,为新质生产力发展提供充足的资金支持。使用深度的加大,使金融产品服务更精准地匹配到有需求的企业和个人,为新质生产力发展注入动力。数字化程度提升带来的便捷支付,可减少企业持有现金的结算成本和机会成本,加快其资金流转和经营效益提升。各子维度对新质生产力的促进作用且呈现出“覆盖广度>使用深度>数字化程度”的特征。

表5 维度异质性检验结果

变量	(1) 覆盖广度	(2) 使用深度	(3) 数字化程度
<i>DIFC</i>	0.002* (2.348)	0.001*** (4.111)	0.001*** (4.549)
<i>DIFD</i>			
<i>DIFS</i>			
控制变量	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
个体固定效应	是	是	是
N	360	360	360
Adj_R ²	0.906	0.918	0.917

2.区域异质性

为探析数字普惠金融对新质生产力的影响是否存在区域异质性,本文将样本划分为东部、西部和中部地区分别进行回归,结果如表6所示。无论是在东部、西部还是中部地区,数字普惠金融对新质生产力均有促进作用,且呈现出“东部>中部>西部”的特征。其原因可能是,东部地区是我国经济发展的先行区,拥有良好的经济基础和技术资源,数字普惠金融能更好发挥对新质生产力的促进作用。因此要积极发挥东部地区的引领作用,带动中、西部地区新质生产力水平的提升。

表6 区域异质性检验结果

变量	(1) 东部	(2) 西部	(3) 中部
<i>DIF</i>	0.003*** (3.510)	0.001** (2.506)	0.002*** (8.584)
控制变量	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
个体固定效应	是	是	是
N	132	132	96
Adj_R ²	0.912	0.900	0.980

(四)内生性分析与稳健性检验

1.内生性分析

数字普惠金融与新质生产力之间可能存在互为因果的内生性问题,从而造成回归结果的偏差。本文采用滞后一期的数字普惠金融指标作为工具变量,以缓解内生性问题,结果如表7列(1)所示。在采用滞后一期的数字普惠金融指标作为辅助工具变量进行回归检验后,其显著性与基准回归结果保持一致。说明在考虑可能存在的内生性问题后,仍不影响本文的研究结论。

表7 内生性分析与稳健性检验结果

变量	(1) 滞后一期	(2) 替换 被解释变量	(3) 剔除 直辖市样本
<i>L.DIF</i>	0.003*** (5.280)	0.001** (2.053)	0.003*** (7.678)
<i>DIF</i>			
控制变量	是		
年份固定效应	是	是	是
个体固定效应	是	是	是
N	330	360	312
Adj_R ²	0.932	0.962	0.951

2.稳健性检验

(1)替换被解释变量

借鉴张夏恒和马妍(2024)^[26]的研究思路,用其测度的新质生产力发展水平对被解释变量进行替换后重新进行回归,结果如表7列(2)所示。替换被解释变量后,数字普惠金融对新质生产力的系数依然在5%的水平上显著为正,说明本文的研究结论依旧稳健。

(2)剔除直辖市样本

考虑到直辖市往往在政策和经济发展水平上具有较大优势,故将北京、上海、天津、重庆剔除后进行回归估计,结果如表7列(3)所示。在剔除直辖市样本后,数字普惠金融对新质生产力的系数依然在1%的水平上显著为正,说明在剔除直辖市样本后,本文的研究结论依旧稳健。

(3)考虑其他政策影响

梳理文献发现,“宽带中国”试点政策和大数据综合试验区可能会影响样本期内的新质生产力发展水平。因此,本文选取2016—2022年的面板数据进行检验,结果如表8所示。表8表明相较于非大数据综合试验区试点和非“宽带中国”试点地区,在大数据综合试验区和“宽带中国”试点地区,数字普惠金融对新质生产力的促进作用更明显,即大数据综合试验区和“宽带中国”试点政策对新质生产力起着激励作用。

表8 考虑其他政策影响的检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
变量	非大数据 综合试验区	大数据 综合试验区	非“宽带中国” 试点	“宽带中国” 试点
<i>DIF</i>	0.002*** (4.024)	0.003*** (10.381)	0.002*** (4.024)	0.003*** (10.381)
控制变量	是	是	是	是
年份固定 效应	是	是	是	是
个体固定 效应	是	是	是	是
N	70	140	70	140
Adj_R ²	0.977	0.984	0.977	0.984

五、进一步分析

(一)空间溢出效应分析

数字普惠金融在推动新质生产力发展的同时,可能会对邻近区域产生空间溢出效应,本文利用空间计量模型进行回归估计验证。在进行空间计量回归之前,需要对核心变量进行空间相关性检验,本文采用莫

兰指数考察核心变量之间的空间相关性特征,结果如表9所示。在样本期内,核心变量的莫兰指数大部分显著为正,表明数字普惠金融与新质生产力之间存在不可忽略的空间相关性,进一步佐证了采用空间计量分析的合理性。

表9 空间自相关检验结果

年份	(1) <i>DIF</i> <i>Moran'I</i>	(2) <i>NPRO</i> <i>Moran'I</i>
2011	0.022* (1.585)	0.440*** (3.857)
2012	0.055** (2.493)	0.457*** (4.000)
2013	0.061*** (2.666)	0.443*** (3.880)
2014	0.065*** (2.786)	0.432*** (3.796)
2015	0.069*** (2.914)	0.450*** (3.947)
2016	0.059*** (2.650)	0.418*** (3.699)
2017	0.055*** (2.543)	0.416*** (3.698)
2018	0.068*** (2.913)	0.388*** (3.508)
2019	0.042** (2.191)	0.391*** (3.546)
2020	0.043** (2.228)	0.385*** (3.504)
2021	-0.001 (0.982)	0.396*** (3.593)
2022	0.022* (1.585)	0.377*** (3.435)

为检验数字普惠金融对新质生产力影响的空间溢出效应,本文运用空间杜宾模型(SDM)进行空间计量检验,并采用两种不同的空间权重矩阵对溢出效应进行检验,结果如表10所示。基于空间检验结果,数字普惠金融的空间自回归系数和新质生产力的空间交互项系数都显著为正,说明不仅存在外生的数字普惠金融交互效应,也存在新质生产力的内生交互效应。

(二)门槛效应分析

鉴于数字普惠金融自身发展的非均衡性,可能对新质生产力的影响表现出门槛效应,故采用如下步骤进行检验:

首先,使用Bootstrap自抽样法,以数字普惠金融作

为门槛变量重复抽样 300 次对门槛数和门槛值进行检验,结果见表 11。单一门槛和双重门槛分别在 1%和 5%的水平上显著,而三重门槛检验未通过,表明数字普惠金融对新质生产力的影响表现为自身双重门槛,门槛值分别为 4.241、5.851,对应的置信区间分别为 [2.936,4.349]、[5.932,5.978]。

表 10 空间回归检验结果

	(1) 邻接矩阵	(2) 经济地理矩阵
<i>DIF</i>	1.490*** (0.105)	1.466*** (0.103)
<i>r</i>	0.002*** (0.000)	0.003*** (0.000)
<i>W</i> × <i>DIF</i>	-0.571*** (0.241)	0.203*** (0.069)
控制变量	是	是
年份固定效应	是	是
个体固定效应	是	是
N	360	360
Adj_ R ²	0.624	0.918

表 11 门槛效应检验结果

门槛性质	F 统计值	P 值	10% 临界值	5% 临界值	1% 临界值
单一门槛	77.95	0.000	17.448	23.247	39.809
双重门槛	18.51	0.040	15.174	17.042	27.229
三重门槛	9.34	0.613	23.538	29.186	42.866

其次,进行回归分析,结果见表 12。各区间水平的数字普惠金融均可发挥对新质生产力的驱动作用。当数字普惠金融指数小于 4.241 时,其对新质生产力的作用系数为 0.032;当数字普惠金融指数在 [4.241, 5.851] 时,其对新质生产力的作用系数为 0.043;当数

表 12 门槛回归结果

变量	<i>NPRO</i>
<i>DIF</i> (<i>DIF</i> ≤ 4.241)	0.032*** (2.520)
<i>DIF</i> (4.241 ≤ <i>DIF</i> ≤ 5.851)	0.043*** (2.590)
<i>DIF</i> (<i>DIF</i> ≥ 5.851)	0.046*** (2.590)
控制变量	是
年份固定效应	是
个体固定效应	是
N	360
Adj_ R ²	0.690

字普惠金融指数大于 5.851 时,数字普惠金融对新质生产力的促进作用进一步增强,系数攀升至 0.046。上述结果表明,数字普惠金融发展水平越高,其对新质生产力的驱动作用越强。

六、结论与建议

(一)研究结论

本文基于 2011—2022 年中国 30 个省份的面板数据,运用计量模型实证考察了数字普惠金融对新质生产力的影响及其作用机制。主要结论如下:(1)数字普惠金融水平的提高能促进新质生产力的发展,且数字普惠金融对新质生产力的影响存在着显著的空间溢出效应。(2)数字普惠金融可以通过促进产业结构升级、提高创新能力、提高人力资本水平来推动新质生产力发展。(3)区域和维度异质性表明,与西部地区相比,东部和中部地区数字普惠金融对新质生产力的促进作用更大。数字普惠金融各子维度对新质生产力的促进作用且呈现出“覆盖广度>使用深度>数字化程度”的特征。(4)数字普惠金融对新质生产力的影响存在自身双门槛作用,即数字普惠金融程度越高越能促进新质生产力发展。

(二)对策建议

结合上述研究结论,本文提出以下对策建议:

第一,强化统筹协调,全面释放数字普惠金融对新质生产力的驱动效能。发挥政府主导作用,构建跨区域数字普惠金融协作网络。打破区域界限,推动东部地区的先进数字金融技术、理念和管理经验向中、西部地区辐射。通过组织跨区域交流活动、建立合作项目等方式,促进区域间技术交流与合作,形成协同发展的良好局面。同时,完善全国信用数据共享平台,整合各类信用信息资源,打破信息壁垒,降低金融机构获取信息的成本,进而降低空间交易成本,提升金融资源配置效率,使数字普惠金融能够更精准地服务新质生产力相关企业和项目。此外,鼓励先进地区持续深化数字金融创新,形成梯度发展格局,充分发挥空间溢出效应,带动全国数字普惠金融水平的整体提升。

第二,加大政策支持力度,多维度促进新质生产力发展。进一步加大对数字普惠金融的扶持力度,制定专项扶持政策,引导资金流向新兴产业,助力产业结构优化升级。设立数字普惠金融发展专项基金,对符合条件的新兴产业给予贷款贴息、风险补偿等支持。同时,开展针对性的数字技能培训,根据不同行业、不同岗位的需求,制定个性化的培训方案,提升劳动者数字

素养与技能水平,增强其适应新质生产力发展的能力。此外,出台创新激励政策,鼓励企业借助数字普惠金融加大研发投入,对开展技术创新和成果转化的企业给予税收优惠、财政补贴等奖励,推动形成多维度、全方位的新质生产力发展格局。

第三,夯实数字普惠金融根基,激发新质生产力强大引擎。针对西部地区数字基础设施建设相对薄弱的问题,应加大投入力度,加快5G网络、数据中心等新型基础设施建设,缩小与东、中部地区的“数字鸿沟”,为数字普惠金融发展奠定坚实基础。西部地区应主动加强与东、中部地区的合作,通过产业转移、共建园区等方式,推动产业链的整合与优化,实现资源共享、优势互补,积极承接东部地区的产业转移,同时借助东部地区的技术和资金优势,发展高端制造业和现代服务业。鼓励东、中部地区持续创新,形成梯度带动效应,共同推动全国新质生产力水平的提升。加大对农村和偏远地区的网络、金融服务站点建设等方面的投入,让更多人能够享受到数字普惠金融服务,为新质生产力发展提供有力支撑。聚焦深度创新,优化服务模式,推动数字普惠金融向更高水平发展。鼓励金融机构利用大数据、人工智能等技术,开发个性化的金融产品和服务,提高金融服务的精准度和效率。建立动态评估机制,根据发展阶段的变化及时调整政策措施,确保政策的有效性与针对性,持续激发数字普惠金融对新质生产力的促进作用。◆

参考文献:

- [1]王洋,谢钟慧,李新月.数字普惠金融与创新发展耦合协调发展研究[J].哈尔滨商业大学学报(社会科学版),2021(6):17-26.
- [2]王波,韦墨晖,蔡迎儿.信息化对泛珠三角区域高质量发展的影响:兼论创业活跃度的中介机制[J].资源科学,2025,47(2):310-321.
- [3]陈欢,李丹.数字普惠金融对企业家精神的影响研究:基于城市层面的经验证据[J].财贸研究,2024,35(12):1-12.
- [4]钟凯,梁鹏,王秀丽,等.数字普惠金融有助于抑制实体经济“脱实向虚”吗?:基于实体企业金融资产配置的分析[J].国际金融研究,2022(2):13-21.
- [5]李梁,殷凤春.数字普惠金融、融资约束与中小企业投资效率[J].科学管理研究,2024,42(1):106-114.
- [6]张少峰,方凌影,王希龙,等.数字普惠金融与产业结构升级的作用机制研究:基于技术进步的调节效应分析[J].上海经济研究,2024(11):92-102.
- [7]刘松涛,罗炜琳,梁颖欣.数字普惠金融对城乡收入差距的影响及其机制[J].湖南农业大学学报(社会科学版),2024,25(1):103-112.
- [8]罗振军.数字普惠金融如何影响乡村高质量发展:理论分析与实证检验[J].统计与决策,2024,40(7):132-137.
- [9]胡莹,方太坤.再论新质生产力的内涵特征与形成路径:以马克思生产力理论为视角[J].浙江工商大学学报,2024(2):39-51.
- [10]周文,许凌云.论新质生产力:内涵特征与重要着力点[J].改革,2023(10):1-13.
- [11]廖恒,邱志刚.金融助力新质生产力的长效机制研究[J].理论与改革,2024(3):52-61+159.
- [12]林毅夫.新结构经济学:重构发展经济学的框架[J].经济学(季刊),2011,10(1):1-32.
- [13]蒋长流,江成涛.数字普惠金融能否促进地区经济高质量发展?:基于258个城市的经验证据[J].湖南科技大学学报(社会科学版),2020,23(3):75-84.
- [14]梁榜,张建华.数字普惠金融发展能激励创新吗?:来自中国城市和中小企业的证据[J].当代经济科学,2019,41(5):74-86.
- [15]胡伟,张可萌,许志勇,等.数字普惠金融对中小企业技术创新的影响及传导路径研究[J].中国科技论坛,2024(1):27-37.
- [16]李敏.数字金融、产业结构升级与实体经济高质量发展[J].统计与决策,2025,41(3):141-146.
- [17]王定祥,李伶俐,冉光和.金融资本形成与经济增长[J].经济研究,2009,44(9):39-51+105.
- [18]罗能生,熊少平,李建明,等.数字普惠金融对城市减污降碳的影响效应与机制研究[J].管理科学,2024,37(3):95-111.
- [19]何剑,古再丽努尔·麦海提.数字金融、收入结构与消费升级[J].技术经济与管理研究,2024(4):64-70.
- [20]纪明,曾曦昊.共同富裕目标下数字普惠金融对居民消费促进作用研究[J].价格理论与实践,2022(5):66-69+193.
- [21]李北伟,李霖雯.数字普惠金融、人力资本与包容性增长[J].工业技术经济,2023,42(7):3-13.
- [22]阳立高,贺正楚,柴江艺,等.发展中国家知识产权保护、人力资本与经济增长[J].中国软科学,2013(11):123-138.
- [23]赖晓冰,李王新,岳书敬,等.数字新基建的技术创新效应:基于数字技术创新视角[J].金融经济研究,2025,40(4):93-107.
- [24]刘建华,闫静,王慧扬,等.黄河流域新质生产力水平的动态演进及障碍因子诊断[J].人民黄河,2024,46(4):1-7+14.
- [25]江艇.因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J].中国工业经济,2022(5):100-120.
- [26]张夏恒,马妍.新质生产力驱动数字经济高质量发展的机理、困境与路径[J].西北工业大学学报(社会科学版),2024(3):115-122.

Digital Inclusive Finance Drives the Development of New Quality Productivity: Theoretical Mechanism and Empirical Verification

Yan Shan, Xu Shiqi, Zheng Minggui

Abstract: The rapid development of digital inclusive finance has provided favorable conditions for high-quality economic development and serves as a crucial support for fostering the development of new-quality productive forces. This study constructs theoretical models and evaluation systems for digital inclusive finance and new-quality productive forces. Based on panel data from 30 provinces in China spanning from 2011 to 2022, it employs spatial econometric models and threshold effect models to conduct an empirical analysis of the relationship between digital inclusive finance and new-quality productive forces. The findings are as follows: (1) Digital inclusive finance significantly promotes the development of new-quality productive forces. From a dimensional perspective, coverage breadth exerts the greatest promoting effect on the development of new-quality productive forces, followed by usage depth, with digitalization level having the smallest impact. (2) Mechanism tests reveal that digital inclusive finance primarily drives the development of new-quality productive forces by facilitating industrial structure upgrading, enhancing innovation capabilities, and elevating human capital levels. (3) Heterogeneity tests indicate that the driving effect of digital inclusive finance on the development of new-quality productive forces exhibits a characteristic of “Eastern region > Central region > Western region.” (4) Further analysis demonstrates that China not only experiences digital finance spillover effects but also exhibits endogenous interaction effects among new-quality productive forces. Moreover, the promoting effect of digital finance on new-quality productive forces displays a nonlinear characteristic of marginally increasing returns.

Key words: Digital Inclusive Finance; New-Quality Productive Forces; Industrial Structure Upgrading; Innovation Capability; Human Capital Level

(责任编辑:云野)

数字普惠金融、创新效应与共同富裕

左宇晓¹ 张 涛²

(1. 郑州大学 商学院, 河南 郑州 450000; 2. 北京大学 法学院, 北京 100080)

摘要:共同富裕是社会主义的本质要求,是中国式现代化的重要特征,缩小居民收入差距是实现共同富裕的核心要义。基于2014—2020年的宏微观匹配数据,分析数字普惠金融对居民收入差距的影响效应及作用机制。研究发现,数字普惠金融的发展显著缩小了居民收入差距。机制分析结果表明,数字普惠金融的发展促进了创新效应的提升,进而缩小了居民收入差距。进一步分析发现,数字普惠金融对缩小居民收入差距的影响效应存在城乡异质性和区域异质性,数字普惠金融更有助于欠发达地区居民收入差距的改善,体现出包容性特征。数字普惠金融对创新效应的影响存在居民特征异质性,其促进作用主要体现在高人力资本组,数字普惠金融的发展显著增加了低物质资本组和低社会资本组实现创新效应的概率。因此,要扩大数字普惠金融的覆盖广度,推进和引导数字普惠金融可持续健康发展,同时有效发挥数字普惠金融对居民创新的促进作用,推动共同富裕目标的实现。

关键词:共同富裕;数字普惠金融;居民收入差距;创新效应

中图分类号:F832

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2025)09-0014-08

DOI: 10.13999/j.cnki.tjlysj.2025.09.002

一、引言

共同富裕是社会主义的本质要求,是中国式现代化的重要特征。党的二十大提出,到2035年“人的全面发展、全体人民共同富裕取得更为明显的实质性进展”,缩小居民收入差距是实现共同富裕的核心要义。2020年,我国全面建成小康社会取得伟大历史性成就,决战脱贫攻坚取得决定性胜利,但居民收入差距问题依旧存在。近十年来,我国的居民收入差距水平仍在高位徘徊,国民收入基尼系数仍高于国际警戒线^[1],且近期存在波动上升趋势。

2016年,我国金融发展战略明确提出要大力推动普惠金融发展,同年数字普惠金融概念正式提出,预示着普惠金融迈入了数字化、信息化、技术化的新发展阶段。2025年,为认真落实中央金融工作会议精神和《国务院关于推进普惠金融高质量发展的实施意见》《国务院办公厅关于做好金融“五篇大文章”的指导意见》,切实做好普惠金融大文章,更好满足人民群众和实体经济多样化、普惠性的金融需求,《银行业保险业

普惠金融高质量发展实施方案》指出,“未来五年基本建成高质量综合普惠金融体系,普惠金融促进共同富裕迈上新台阶”。金融资本是现代社会发展中的关键要素,数字普惠金融依托创新技术,拓宽了普惠金融的覆盖广度和触达深度,降低了金融约束^[2]。数字普惠金融是否有利于缓解金融服务对中低收入者和弱势群体的“排斥效应”,从而拓宽其增收渠道,缩小居民收入差距?数字普惠金融、创新效应与居民收入差距三者之间是否存在某种逻辑关系?针对上述问题的回答,对充分发挥数字普惠金融的促进作用、推动共同富裕具有重要意义。

已有学者对数字普惠金融的研究主要分为两类:一是关于数字普惠金融自身的分析与探讨。如数字普惠金融发展现状^[2]、发展趋势^[3]、影响因素^[4]等。二是关于数字普惠金融对其他经济活动影响的实证检验。如促进经济高质量发展^[5]、推动创新创业^[6]、缩小收入差距^[7]等。关于数字普惠金融对收入差距的影响,学术界的研究结论并不一致。一方面,Omar和Inaba

基金项目:国家社会科学基金一般项目“我国数字经济政策的不确定性与异质性测度及经济效应分析研究”(24BTJ017)。

作者简介:左宇晓,女,博士,讲师,研究方向为数字普惠金融与共同富裕、商务与经济统计分析;张涛,男,硕士研究生,研究方向为经济法。

(2020)^[8]通过116个发展中国家的调查数据,发现数字普惠金融对减缓贫困和收入不平等有显著影响;赵丙奇(2020)^[1]构建了面板门限模型研究数字普惠金融对城乡收入差距的影响作用,结果显示,数字普惠金融有助于缩小城乡收入差距,但这种影响存在门限效应;张贺和白钦先(2018)^[9]、张呈磊等(2021)^[10]研究表明,数字普惠金融对缩小居民收入差距具有显著正向影响。另一方面,Clarke等(2003)^[11]认为金融体系普遍存在“嫌贫爱富”特征,导致金融发展水平的提高并无法收敛居民收入差距;孙永强(2012)^[12]运用误差修正模型,发现金融深度发展对缩小居民收入差距的效果并不显著,甚至扩大了居民收入差距。在数字普惠金融与创新创业的关系方面,Lin等(2013)^[13]研究了金融科技与信息不对称之间的关系,发现金融科技的发展减弱了投融资双方的信息不对称程度,显著促进了企业创新;梁榜和张建华(2019)^[14]指出,数字普惠金融通过提高居民收入和推动服务业发展激励居民创新创业,有助于减轻中小微企业融资压力,促进中小微企业的技术创新,对提高区域创新能力、增加区域创新产出具有显著影响。

通过梳理相关文献,发现数字普惠金融对居民收入差距具有一定的影响效应,但对这一影响效应的创新机制研究较少。基于此,本文首先构建固定效应回归模型,分析数字普惠金融是否有助于缩小居民收入差距,并利用双重差分模型分析数字普惠金融政策对居民收入差距的影响效应。其次,构建中介效应模型,探讨创新效应在数字普惠金融影响居民收入差距过程中的中介作用。再次,为验证结论的可靠性,选用替换被解释变量和解释变量的方式进行稳健性检验,采用对数字普惠金融指数取一阶滞后项的策略进行内生性检验。最后,探究数字普惠金融影响居民收入差距的城乡和区域异质性,以及影响创新效应的居民特征异质性,并提出针对性的对策建议。

二、理论分析与研究假设

(一)数字普惠金融与居民收入差距

数字技术与金融服务的结合,赋予了数字普惠金融“低成本、广覆盖、高效率”的特点。数字普惠金融“低成本”的特点使信贷、保险、融资、理财等金融产品与服务可以通过互联网使用,突破了传统意义上的金融产品与服务受基础设施、地理位置等硬件资源限制的困境,降低了居民参与金融活动的交易成本,有利于间接缩小居民收入差距。数字普惠金

融“广覆盖”的特点拓宽了金融机构的服务边界,提高了金融服务的可得性和包容性,使中低收入者和弱势群体可以享受“碎片化”的小额理财和小额保险,有利于优化其财富配置,提高收入。数字普惠金融“高效率”的特点降低了资金融通的中介成本,为需要资金的中小微企业、中低收入者和弱势群体提供了有效、健全的融资渠道,有利于增强其资金流动性,提高抗风险能力,增加创收机会。基于此,本文提出如下假设:

假设1:数字普惠金融的发展有助于缩小居民收入差距。

(二)数字普惠金融、创新效应与居民收入差距

创新是推动我国经济可持续健康发展的关键举措^[15]。Samila和Sorenson(2011)^[16]认为创新不仅可以促进经济增长,而且对经济发展结果的合理分配具有重要影响。相关研究还表明,企业家精神能够改善居民收入分配格局、缩小居民收入差距^[17],且创新精神是企业家精神的重要组成部分^[18],而创新精神的实践结果具体表现为创新效应的提升。由于创新活动具有高风险、长周期、多投入的特征,企业仅利用内部资金通常无法满足创新活动需求^[19]。数字普惠金融以精准化的方式向企业“长尾客户”提供金融产品与服务,多维度拓宽了企业的融资渠道,减轻了创新研发的资金压力,从而激发企业创新动力,提升创新效应,有助于企业提高核心竞争力,扩大市场规模,为社会提供更多的就业岗位,为个人提供更多的就业机会和增收途径,同时有助于激励中低收入者和弱势群体进行创新创业。基于此,本文提出如下假设:

假设2:数字普惠金融的发展通过促进创新效应的提升,进而缩小居民收入差距。

三、研究设计

(一)模型设计

为探讨数字普惠金融对居民收入差距的影响,本文设定如下固定效应模型:

$$Gini_{s,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Dfin_{s,t} + \alpha_2 Con_{s,t} + u_i + \delta_t + \omega_{s,t} \quad (1)$$

其中, $Gini_{s,t}$ 为基尼系数; $Dfin_{s,t}$ 为数字普惠金融指数; α_0 为截距项; α_i 为回归系数; $Con_{s,t}$ 为控制变量; u_i 为个体固定效应; δ_t 为时间固定效应; $\omega_{s,t}$ 表示随机误差项;下标 s 和 t 分别代表地区和时间。

此外,2015年国务院发布《推进普惠金融发展规划(2016—2020年)》,将普惠金融的发展上升到国家战略高度。2016年制定的《G20数字普惠金融高级原

则》，进一步推动了数字普惠金融的快速发展。数字普惠金融的目的在于让更多居民享受到金融发展、科技进步的红利，解决欠发达地区以及弱势群体的金融服务难题，体现其“普惠性”特征。因此，相关政策的制定与实施具有一定的倾向性，相较于东部地区，中西部地区将获得更丰富的资源支持，受政策影响的程度也更为强烈。对居民而言，政策提出的时间具有外生性，利用双重差分模型考察政策实施产生的效果，有助于补充和验证基准回归模型的检验结果^[7]。

将数字普惠金融政策的实施作为一项准自然实验，设定如下模型探讨数字普惠金融政策对缩小居民收入差距的影响效应：

$$Gini_{i,t}=\theta_0+\theta_1Rejion_s\times Policy_{2016}+\theta_nCon_{s,t}+u_s+\delta_t+\omega_{s,t}\quad(2)$$

其中， $Rejion_s$ 为地区虚拟变量（中西部地区=1，东部地区=0）； $Policy_{2016}$ 为时间虚拟变量，2016年之前设定为0，2016年之后为1； θ_0 为截距项； θ_i 为回归系数，反映了数字普惠金融政策对居民收入差距的影响，若其显著为负，则表明数字普惠金融的发展能够缩小居民收入差距。

为检验数字普惠金融影响居民收入差距的作用机制，以创新效应为中介变量，借鉴温忠麟等（2004）^[20]的思路和方法，设定如下模型进行中介效应检验：

$$Innov_{s,t}=\gamma_0+\gamma_1Dfin_{s,t}+\gamma_nCon_{s,t}+u_s+\delta_t+\omega_{s,t}\quad(3)$$

$$Gini_{s,t}=\eta_0+\eta_1Dfin_{s,t}+\eta_2Innov_{s,t}+\eta_nCon_{s,t}+u_s+\delta_t+\omega_{s,t}\quad(4)$$

其中， $Innov$ 为创新效应； γ_0 、 η_0 为截距项； γ_i 、 η_i 为回归系数。

（二）数据来源

本文基于以年份（2014年、2016年、2018年和2020年）进行匹配的中国家庭追踪调查（CFPS）数据、省域层面的统计数据和北京大学数字普惠金融指数展开研究。

（三）变量选取

1.解释变量和被解释变量

本文的解释变量是数字普惠金融（ $Dfin$ ），用北京大学数字普惠金融指数衡量。该指数已被较多学者用于衡量数字普惠金融的发展程度，具有一定的影响力和代表性，适用于数字普惠金融领域的相关研究^[21]。基尼系数是目前经济学界应用最为广泛的测量居民收入差距的指标之一，且Morgan（1962）^[22]认为基尼系数是测度居民收入差距的最佳单一指标。因此，本文的被解释变量是基尼系数（ $Gini$ ）。在稳健性检验部分，以泰尔指数（ $Theil$ ）和MLD指数（ MLD ）作为衡量居民收入差距的替换指标，以数字普惠金融覆盖广度（ Cov ）、使用深度（ Use ）、数字化程度（ Dig ）三个二级指标作为衡量数字普惠金融发展程度的替换指标。

2.中介变量

本文的中介变量为创新效应（ $Innov$ ）。根据相关研究^[23-25]，各省份当年发明专利申请授权量、实用新型专利申请授权量及外观设计专利申请授权量是创新效应的具体体现。创新效应的提升有助于激发居民创业，而数字普惠金融可以扩大金融覆盖面，缓解企业信贷约束，提高融资效率以降低创业成本，创业机会和就业岗位的增加，有助于缩小居民收入差距。因此，本文选取各省份当年发明专利申请授权量、当年实用新型专利申请授权量及当年外观设计专利申请授权量作为衡量创新效应的测度指标。

3.控制变量

参考赵丙奇（2020）^[1]、张贺和白钦先（2018）^[9]的研究，本文选取的控制变量包括：年龄（ Age ）、人均GDP（ $Pergdp$ ）、城镇化率（ $Urban$ ）、政府财政支出（ $Finance$ ）、对外开放程度（ $Open$ ）、产业结构（ $Industry$ ）。

主要变量的说明及统计特征见表1。

表1 变量说明及描述性统计

变量类型	变量名称	变量说明	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	基尼系数($Gini$)	居民收入差距	0.487	0.051	0	0.773
解释变量	数字普惠金融($Dfin$)	数字普惠金融指数	0.227	0.051	0.160	0.378
中介变量	创新效应($Innov$)	专利授权总量	9.885	0.820	8.536	13.078
控制变量	年龄(Age)	居民年龄	3.806	0.389	2.890	4.644
	人均GDP($Pergdp$)	人均地区生产总值	4.490	1.136	2.643	13.498
	城镇化率($Urban$)	地区城镇人口/地区总人口	0.539	0.061	0.417	0.896
	政府财政支出($Finance$)	当地财政支出/GDP	0.262	0.086	0.126	0.458
	对外开放程度($Open$)	货物进出口总额/GDP	0.129	0.117	0.048	1.216
	产业结构($Industry$)	第三产业产值/GDP	0.463	0.054	0.379	0.699

四、实证分析

(一) 基准回归

表2列(1)汇报了固定效应回归结果。可以看出,在1%的显著性水平下, $Dfin$ 的估计系数为-0.9056,即数字普惠金融的发展对居民收入差距呈现显著的负向影响,这主要是由于数字普惠金融降低了融资成本,提高了融资可得性,从而提升了金融服务的触达能力,使传统金融服务所不能覆盖的中小微企业、中低收入者和弱势群体,都可能成为数字普惠金融的核心服务群体,为居民收入差距的缩小提供了必要条件。因此,本文的假设1得到验证。

列(2)—列(3)汇报了双重差分模型的检验结果。不论是否考虑控制变量,地区虚拟变量和时间虚拟变量的交互项系数在1%的水平下均显著为负,表明数字普惠金融政策的实施显著缩小了居民收入差距,且政策效应的影响在中西部地区更为显著。说明随着政策的落地实施,不同区域之间金融服务不均衡、居民收入差距过大的问题得到了有效缓解,一定程度上验证了基准回归的检验结果。

表2 基准回归和双重差分模型的检验结果

变量	(1) <i>Gini</i>	(2) <i>Gini</i>	(3) <i>Gini</i>
<i>Dfin</i>	-0.9056*** (-19.0502)		
<i>Regions</i> × <i>Policy</i> ₂₀₁₆		-0.0115*** (-29.4517)	-0.0359*** (-32.0549)
<i>Age</i>	-0.0075*** (-3.2290)		-0.0004 (-0.3134)
<i>Pergdp</i>	0.0695*** (22.7795)		0.0418*** (61.7524)
<i>Urban</i>	-0.4176*** (-6.3662)		-1.5963*** (-78.3567)
<i>Finance</i>	1.0833*** (25.1662)		0.7424*** (70.7173)
<i>Open</i>	0.0862*** (4.6597)		0.0318*** (7.6320)
<i>Industry</i>	0.0919** (2.1377)		-0.9317*** (-55.1155)
常数项	0.3013*** (10.6495)	0.4835*** (1701.0699)	0.0401*** (5.1725)
个体固定效应	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
N	12394	37181	12394
R ²	0.1027	0.0496	0.1019

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平下通过显著性检验。表3、表4、表5、表7同。

(二) 机制分析

表3是创新效应的机制分析结果。由列(1)可知, $Dfin$ 的估计系数显著为负,表明数字普惠金融的发展对居民收入差距呈现显著的负向影响。列(2)显示, $Dfin$ 的估计系数显著为正,原因在于,数字普惠金融缓解了信贷扭曲和信息不对称的程度,拓宽了资金来源,有助于促进中小微企业创新成果的转化,激励中低收入者和弱势群体进行创新创业,从而提升了创新效应。列(3)表明,在对式(4)进行回归后, $Dfin$ 的估计系数由-0.9056增加到-0.8820,且 $Innov$ 的估计系数显著为负,证实了创新效应在数字普惠金融影响居民收入差距过程中的中介作用,即数字普惠金融的发展促进了创新效应的提升,进而缩小了居民收入差距。假设2得到验证。

表3 创新效应的机制分析

变量	(1) <i>Gini</i>	(2) <i>Innov</i>	(3) <i>Gini</i>
<i>Innov</i>			-0.0255*** (-4.1472)
<i>Dfin</i>	-0.9056*** (-19.0502)	1.0168*** (11.2997)	-0.8820*** (-18.4438)
常数项	0.3013*** (10.6495)	3.9221*** (73.3062)	0.3988*** (10.8496)
控制变量	是	是	是
个体固定效应	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
N	12394	12942	12394
R ²	0.1027	0.9348	0.1049

(三) 稳健性检验及内生性检验

表4报告了稳健性及内生性检验结果。稳健性检验结果如列(1)—列(5)所示。列(1)—列(2)表明,分别采用泰尔指数和MLD指数进行稳健性检验,在替换被解释变量后, $Dfin$ 的回归系数负向显著,说明数字普惠金融对以泰尔指数和MLD指数所衡量的居民收入差距均产生了显著的负向影响。列(3)—列(5)显示,分别采用数字普惠金融的三个二级指标进行稳健性检验,在替换解释变量后,数字普惠金融三个二级指标的回归系数均显著为负,且 Cov 的回归系数最为显著。这主要是因为,数字普惠金融通过网络实现金融服务,缓解了金融服务的非均衡现象,减弱了金融排斥效应,使更多中低收入者和弱势群体可以使用虚拟金融账户参与金融活动、消费金融产品,从而合理配置财产,对消费和投资进行长期决策,增加了收入进而缩小了居民收入差距。以

表 4 稳健性及内生性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	替换被解释变量		替换解释变量			内生性检验
	<i>Theil</i>	<i>MLD</i>	<i>Gini</i>	<i>Gini</i>	<i>Gini</i>	反向因果关系
<i>Dfin</i>	-1.9600*** (-9.7665)	-1.9938*** (-20.3062)				
<i>Cov</i>			-0.9073*** (-25.1741)			
<i>Use</i>				-0.1580*** (-2.8470)		
<i>Dig</i>					-0.1194*** (-3.8194)	
<i>Dfin_1</i>						-1.3417*** (-21.6164)
控制变量	是	是	是	是	是	是
常数项	0.0007 (0.0060)	0.7544*** (12.9086)	0.5627*** (18.0081)	0.5627*** (18.0081)	0.6060*** (25.6123)	0.1384*** 0.1384***
个体固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
N	12394	12394	12394	12394	12394	7385
R ²	0.0781	0.1608	0.0591	0.0591	0.0599	0.5485

上证明了本文结论的稳健性。

由于数字普惠金融与居民收入差距之间可能存在反向因果关系,本文取一阶滞后项的数字普惠金融指数(*Dfin_1*)衡量对居民收入差距的影响效应,以减弱反向因果问题所造成的内生性干扰。由表4列(6)可知,*Dfin_1*的估计系数负向显著,与表2列(2)中的回归结果较为一致。因此,无论在基准回归中,还是在内生性检验的回归中,数字普惠金融发展对缩小居民收入差距均具有显著影响。以上证明了本文结论的可靠性。

(四)异质性分析

1.城乡和区域异质性

经济发展水平、数字技术、传统金融市场等共同影响着数字普惠金融的发展程度^[26-30]。长期以来,我国东部地区凭借其地理位置优越性、人才资源丰富性、区域政策激励性等优势发展迅速,而中西部地区则囿于基础设施、教育资源、经济实力等发展相对缓慢。此外,由于城镇地区在互联网硬件设施、金融服务覆盖广度、居民受教育程度等方面明显优于农村地区,导致我国不同区域之间、城乡之间的数字普惠金融发展程度不同,致使其对居民收入差距的影响程度也存在差异。

表5为数字普惠金融影响居民收入差距的城乡和区域异质性分析结果。可以发现,数字普惠金融在城镇和乡村、东部地区和中西部地区对居民收入差距均产生了负向影响,但该影响效应在乡村和中西部地区更为显著,说明数字普惠金融的发展更有助于缩小欠发达地区的居民收入差距。尽管发达地区具备传统意

表 5 城乡和区域异质性分析

变量	(1) 城镇	(2) 乡村	(3) 东部地区	(4) 中西部地区
<i>Dfin</i>	-0.8250*** (-11.8822)	-1.7447*** (-20.5783)	-0.5088*** (-2.6239)	-0.6566*** (-16.0500)
控制变量	是	是	是	是
常数项	0.4855*** (12.4803)	0.4192*** (7.2937)	-0.4152*** (-4.1354)	-0.3217*** (-12.0465)
个体固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
N	7237	4972	3466	8928
R ²	0.1063	0.3651	0.3612	0.3369

义上的发展优势,但数字普惠金融的“普惠性”特征,降低了欠发达地区居民享受金融服务的成本,提高了金融服务的触达性和供给质量,为其创收增收、脱贫致富提供了更多机会,更有利于其缩小居民收入差距。因此,数字普惠金融不仅在全国范围内缩小了居民收入差距,而且有助于改善欠发达地区的居民收入差距,体现出其包容性特征。

2.居民特征异质性

为了更加深入理解数字普惠金融与创新效应之间的关系,本文将居民按照物质资本、人力资本和社会资本进行分组(见表6),考察何类居民在数字普惠金融的影响下实现创新效应的概率更高。

表7为数字普惠金融影响居民收入差距的居民特征异质性分析结果。列(2)表明,数字普惠金融对居民收入差距的缩小效应主要体现在高人力资本组,说明文化水平、知识储备和金融素养是居民利用数字普惠金融实现创新效应的必要条件,这与现实情况相符。

表6 居民特征分组方式

资本类型	衡量指标	分组结果
物质资本	家庭纯收入	低物质资本组(中位数以下)
		高物质资本组(中位数以上)
人力资本	受教育年限	低人力资本组(小学及以下)
		高人力资本组(初中及以上)
社会资本	是否具有私人转移支付收入	低社会资本组 (不具有私人转移支付收入)
		高社会资本组 (具有私人转移支付收入)

列(3)和列(5)显示,数字普惠金融的发展与推广更为显著地增加了低物质资本组和低社会资本组居民实现收入差距的缩小,尽管这两类群体在金融服务和创新创业的过程中处于相对弱势地位,但数字普惠金融的包容性和普惠性特征,促使数字普惠金融将相对贫困群体视为重点服务对象,激励其进行创新创业,缩小了其收入差距。

表7 居民特征异质性分析

变量	(1) 低人力资本组	(2) 高人力资本组	(3) 低物质资本组	(4) 高物质资本组	(5) 低社会资本组	(6) 高社会资本组
<i>Dfin</i>	-0.253 (0.248)	1.552*** (0.110)	1.617*** (0.144)	0.435*** (0.143)	2.628*** (0.153)	-0.408*** (0.145)
控制变量	是	是	是	是	是	是
常数项	4.199*** (0.0708)	3.370*** (0.153)	4.151*** (0.0960)	3.616*** (0.0954)	4.774*** (0.105)	2.994*** (0.0851)
个体固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
N	4235	1764	2886	3125	3098	3385
R ²	0.938	0.954	0.957	0.941	0.950	0.950

五、结论及建议

(一)研究结论

本文基于2014—2022年的数据,实证检验了数字普惠金融对居民收入差距的影响效应和作用机制,并分析了其城市和区域异质性特征,得出如下主要结论:第一,数字普惠金融的发展显著缩小了居民收入差距,且双重差分模型的检验结果验证了数字普惠金融政策对居民收入差距的影响效应。第二,机制分析结果发现,创新效应在数字普惠金融影响居民收入差距过程中发挥中介作用。第三,数字普惠金融的发展能够缩小居民收入差距的结论在经过

稳健性和内生性检验后,仍然显著成立。第四,异质性分析结果说明,数字普惠金融对缩小居民收入差距的影响效应在欠发达地区更为显著,数字普惠金融对创新效应的影响在低物质资本组和低社会资本组更显著。

(二)对策建议

基于上述研究结论,为更好发挥数字普惠金融的促进作用,本文提出如下对策建议:

首先,在有效防范金融风险的前提下,政府应加快推进和引导数字普惠金融可持续健康发展,扩大数字普惠金融的覆盖广度,充分发挥数字普惠金融“低成

本、广覆盖、高效率”的优势。加强对数字普惠金融服务提供者的业务培训,尤其注重改进基层服务提供者的服务意识和方式,使其更好地服务于中小微企业、中低收入者和弱势群体,提高此类参与主体的数字普惠金融意识,缓解金融排斥,真正实现数字普惠金融的“普惠”目标,让更多的居民享受到金融发展、技术进步的红利,以进一步缩小居民收入差距。要积极开拓农村市场,借助数字技术为农村地区提供多样化金融服务,更好地满足农村居民的需求,进一步打造农村地区数字金融生态圈,提高数字化程度。这既符合金融机构的利益,有助于其提升经济效益,又会缩小城乡收入差距,实现共同富裕,同时能为农村地区发展打下良好基础。

其次,坚持“统筹规划,因地制宜”的政策方针,保持东部地区的“先发优势”,发挥中西部地区的“后发优势”。政府应针对性地进行财政补贴,加强中西部地区数字普惠金融的基础设施建设,尤其是互联网等数字技术应用过程中的硬件设施,提高数字技术的触达性,进而提升数字普惠金融服务的渗透性。此外,金融机构可以根据不同地区的特点加大对电商、旅游、休闲、教育、养老等特色产业的企业及从业者的支持力度,让数字普惠金融在更广阔的范围内促进创新效应的提升,更好地体现“普惠性”特征。我国已进入老龄化时代,银发经济的发展需要数字普惠金融的助力,社区养老、居家养老等多种养老方式的开发需要更多的居民和企业参与进来,资金也是不可或缺的一环。因此,要促使数字普惠金融和居民资金需求的有机融合,在提升金融效率的同时,提升居民的收入。电商直播带货行业的发展为居民创业提供了更多机会,应结合数字普惠金融和直播带货,满足多样化的资金需求,从而提高居民收入。

最后,有效发挥数字普惠金融对居民创新的促进作用,推动共同富裕目标的实现。结合数字普惠金融工具,帮助居民提升创新能力和创业技能,促进自主创业和就业。整合多源数据,完善居民信用评价体系,提升信用评估的准确性和全面性,为信用记录良好的居民提供信用担保,增强其融资能力,促进创新活动的开展。引导社会资本投入数字普惠金融领域,支持居民创新项目和创业企业的发展,发挥数字普惠金融在贷款方面的灵活快速优势,拓宽居民创新创业的资金来源渠道。加大普惠金融的政策宣传,提升居民创新创业意识,尤其注重对在校大学生群体的创新创业思维

引导,最大限度发挥普惠金融在大学生群体创新创业实践中的作用。◆

参考文献:

- [1]赵丙奇.中国数字普惠金融与城乡收入差距:基于面板门限模型的实证研究[J].社会科学辑刊,2020(1):196-205.
- [2]郭峰,王靖一,王芳,等.测度中国数字普惠金融发展:指数编制与空间特征[J].经济学(季刊),2020,19(4):1401-1418.
- [3]齐红倩,李志创.中国普惠金融发展水平测度与评价:基于不同目标群体的微观实证研究[J].数量经济技术经济研究,2019,36(5):101-117.
- [4]伍旭川,肖翔.基于全球视角的普惠金融指数研究[J].南方金融,2014(6):15-20.
- [5]赵丽.数字普惠金融、创新驱动与经济高质量发展[J].统计与决策,2022,38(15):104-107.
- [6]刘毛桃,何启志,彭承亮.数字普惠金融促进了城市的创新创业吗?:来自283个城市的经验证据[J].武汉金融,2021(7):35-43+52.
- [7]梁榜,李晓琳.数字普惠金融、贫困减缓与收入分配:来自中国微观数据的经验分析[J].上海金融,2021(5):12-24.
- [8]OMAR M A, INABA K. Does financial inclusion reduce poverty and income inequality in developing countries? A panel data analysis[J]. Journal of Economic Structures, 2020, 9(1):1-25.
- [9]张贺,白钦先.数字普惠金融减小了城乡收入差距吗?:基于中国省级数据的面板门槛回归分析[J].经济问题探索,2018(10):122-129.
- [10]张呈磊,郭忠金,李文秀.数字普惠金融的创业效应与收入不平等:数字鸿沟还是数字红利?[J].南方经济,2021(5):110-126.
- [11]CLARKE G R G, XU L C, ZOU H F. Finance and Income Inequality: Test of Alternative Theories [J]. CEMA Working Papers, 2003(2):364160.
- [12]孙永强.金融发展、城市化与城乡居民收入差距研究[J].金融研究,2012(4):98-109.
- [13]LIN M, PRABHALA N R, VISWANATHAN S. Judging borrowers by the company they keep: Friendship networks and information asymmetry in online peer-to-peer lending [J]. Management science, 2013, 59(1):17-35.
- [14]梁榜,张建华.数字普惠金融发展能激励创新吗?:来自中国城市和中小企业的证据[J].当代经济科学,2019,41(5):74-86.
- [15]周广肃,樊纲.互联网使用与家庭创业选择:来自CFPS数据的验证[J].经济评论,2018(5):134-147.
- [16]SAMILA S, SORENSON O. Venture capital, entrepreneurship, and economic growth[J]. The Review of Economics and Statistics, 2011, 93(1):338-349.
- [17]KIMHI A. Entrepreneurship and income inequality in southern Ethiopia[J]. Small Business Economics, 2010, 34(1):81-91.
- [18]刘伟丽,杨景院.收入不公平感对个体创业的影响:基于

- CGSS2015数据的实证分析[J].经济与管理研究,2021,42(3):97-110.
- [19] 庞加兰,张海鑫,王倩倩.数字普惠金融、融资约束与民营经济高质量发展[J].统计与决策,2023,39(5):130-135.
- [20] 温忠麟,张雷,侯杰泰,等.中介效应检验程序及其应用[J].心理学报,2004(5):614-620.
- [21] 余得生,杨礼华.数字金融对企业绿色创新的影响研究:基于区域异质性的视角[J].征信,2021,39(10):72-79.
- [22] MORGAN J. The anatomy of income distribution [J]. The review of economics and statistics, 1962, 44(3): 270-283.
- [23] 郑雅心.数字普惠金融是否可以提高区域创新产出?:基于我国省际面板数据的实证研究[J].经济问题,2020(10):53-61.
- [24] 喻平,豆俊霞.数字普惠金融、企业异质性与中小微企业创新[J].当代经济管理,2020,42(12):79-87.
- [25] 徐子尧,张莉沙,刘益志.数字普惠金融提升了区域创新能力吗[J].财经科学,2020(11):17-28.
- [26] 周广肃,李力行.养老保险是否促进了农村创业[J].世界经济,2016,39(11):172-192.
- [27] 胡宗哲.数字普惠金融对城乡收入差距的影响研究:基于异质性与门槛效应再检验[J].统计理论与实践,2022(2):65-72.
- [28] 张勋,万广华,张佳佳,等.数字经济、普惠金融与包容性增长[J].经济研究,2019,54(8):71-86.
- [29] HURST E, LUSARDI A. Liquidity constraints, household wealth, and entrepreneurship [J]. Journal of Political Economy, 2004, 112(2): 319-347.
- [30] 张凯,李国庆,崔文杰.数字普惠金融、数字乡村与乡村振兴[J/OL].西安财经大学学报,1-24[2025-07-18].<https://doi.org/10.19331/j.cnki.jxufe.20250806.001>.

Digital Inclusive Finance, Innovation Effects and Common Prosperity

Zuo Yuxiao, Zhang Tao

Abstract: Common prosperity is the essential requirement of socialism and an important characteristic of Chinese-style modernization. Narrowing the income gap among residents is the core principle of achieving common prosperity. Based on macro-micro matching data from 2014 to 2020, this paper analyzed the impact and mechanism of digital inclusive finance on residents' income gap. The study found that the development of digital inclusive finance had significantly narrowed the income gap among residents. The mechanism analysis showed that the development of digital inclusive finance had promoted the enhancement of innovation effects, thereby narrowing the income gap. Further analysis revealed that the impact of digital inclusive finance on narrowing the income gap exhibits urban-rural and regional heterogeneity. Digital inclusive finance was more helpful in improving the income gap in less developed regions, demonstrating inclusive characteristics. The impact of digital inclusive finance on innovation effects showed household characteristic heterogeneity, with its promoting effect mainly reflected in the high human capital group. The development of digital inclusive finance had significantly increased the probability of achieving innovation effects in low physical capital and low social capital groups. Therefore, it is necessary to expand the coverage of digital inclusive finance, promote and guide its sustainable and healthy development, while effectively leveraging its role in promoting resident innovation, thereby advancing the goal of common prosperity.

Key words: Common Prosperity; Digital Inclusive Finance; Income Gap; Innovation Effects

(责任编辑:杨扬)

企业职工低收入的影响因素 及增收路径

——基于上海市职工调查的数据

刘彩云^{1,2}

(1.上海市人力资源和社会保障科学研究所,上海 200070;2.中国劳动和社会保障科学研究院,北京 100000)

摘要:职工收入问题既关乎社会公平与和谐,还关乎经济发展与共同富裕目标的实现。以低收入职工为研究对象,利用调研数据和访谈资料,在人口学特征分析基础上从就业特征、岗位特征和收支状况三个维度勾勒上海低收入职工的主要特征,并通过Logit模型分析职工低收入的主要影响因素和异质性。研究发现,低收入职工群体既存在与传统低收入群体相一致的特征,又呈现一些新的趋势特征;回归结果表明个体特征、人力资本特征和制度性因素对职工的低收入共同发挥作用;异质性分析结果表明个体特征、人力资本特征和制度性因素对不同年龄段群体在低收入成因的解释中发挥不同程度的作用。因此,要在制度、服务、保障等方面协同发力,通过完善制度体系、加强数据共享监测、加大技能培训、提升就业服务精准性、增强权益保障和强化兜底帮扶等路径,切实提高低收入职工的收入水平。

关键词:低收入职工;个体特征;人力资本;制度因素

中图分类号:C971

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2025)09-0022-10

DOI:10.13999/j.cnki.tjlysj.2025.09.003

一、引言

党的二十大报告指出:“中国式现代化是全体人民共同富裕的现代化”。党的二十届三中全会指出要“形成有效增加低收入群体收入、稳步扩大中等收入群体规模、合理调节过高收入的制度体系”。提升低收入群体的收入水平是实现共同富裕的必然路径之一。收入水平是表征个体拥有的经济资源乃至其所处社会阶层的重要指标^[1],伴随市场经济的发展,中国的经济所有制形式和劳动力配置模式不断转变,劳动者作为一种生产要素定价机制由国家严格控制,政策确定逐步转向了市场化、差异化运行模式。由此,不同群体间的收入差距逐步显现,并形成目前收入差距相对较大的现实格局,受人力资本、区域、行业、单位性质等个体性、制度性和市场性因素的共同作用,部分企业职工的低

收入困境愈发突出。稳定就业的职工群体中有相当规模的低收入职工^①。由于低收入是一个相对的动态概念,伴随中国特色社会主义进入新时代,缩小收入差距、推进共同富裕显得愈发重要和迫切。职工低收入问题不仅关乎产业工人队伍建设,更关乎社会公平与和谐,还关乎经济发展与共同富裕目标的实现^[2]。因此,要在政策层面关注低收入职工的困境,积极改善低收入群体的就业生存状况。

收入分配是经济学的经典研究选题,劳动者低收入是个体、社会和制度等因素综合作用的结果。关于劳动者低收入的原因,目前学术界主要有三种主流观点。一是人力资本“弱势论”。个体人力资本水平较低是造成个体低收入的重要原因。孙岩等(2021)^[3]指出,人力资本价值是劳动经济学的核心问题,收入是人

基金项目:国家社会科学基金重大项目“国际劳工组织涉华劳工史料的收集、整理与研究(1919—2022)”(23&ZD264)。

作者简介:刘彩云,女,博士,经济师,在站博士后,研究方向为就业与收入分配。

^① 企业低收入职工主要指在企业等各类单位中从事相关工作的劳动者,包含国有单位、集体单位、私营企业等多种登记注册类型的就业人员,按月领取工资报酬,劳动关系类型覆盖劳动合同制、劳务派遣制和劳务外包制,也包括部分与某些单位存在劳务协议的灵活就业人员及临时工等用工类型的劳动者。

力资本价值的核心体现要素,要理解人力资本是蕴含在劳动、技能和知识中的生产性财富,必然需要探讨劳动者的工资水平。二是产业升级“抛弃论”。一般认为部分群体的收入水平较低既是劳动力要素自由竞争和资源配置的客观结果,也是市场作为经济和劳动要素配置主要手段的产物。但在产业升级背景下,造成企业职工低收入的因素更加多元化,是内在人力资本水平和外在行业发展环境共同作用的结果。新产业、新技术加速迭代发展,对某些行业形成了较强的替代和竞争压力,从而导致部分行业职工收入水平下降或增幅难以跟上社会平均工资增长步伐,形成相对低收入群体。三是劳动力市场“分割论”。制度经济学派在质疑新古典经济学派主张的基础上,引入制度性因素探究劳动力市场上不同劳动者的工资结构问题。效率工资理论认为一级市场的工作复杂性、工作效率难以衡量,二级市场的工作效率可以衡量导致了雇主给予职工薪酬的差异。因此,诸如流水线操作工、打字员、快递员等岗位的工作复杂性较低、工作效率容易衡量,也是低收入职工比较集中的岗位类型。国内劳动力市场分割研究中,赵阳等(2023)^[4]、闫娜娜(2025)^[5]认为所有制、企业规模、行业类型及用工类型等是劳动力市场的重要分割因素,造成了部分劳动者的相对低收入。

目前,实践层面主要通过三种主流方法界定低收入标准。一是绝对标准法。美国加利福尼亚州将旧金山年收入低于10.44万美元的单身人士视为低收入者。国家统计局将我国典型三口之家年收入在10万至50万元(2018年价格)之间的家庭定义为中等收入家庭,参照此标准测算出2020年我国低收入群体规模约9亿人^①。二是收入分层法。国家统计局在2012年采用“七分法”对收入水平进行分类,根据计算结果定义出七个层次,2013年开始实行“五分法”^②,2018年国家统计局在《全国时间利用调查公报》中,将低收入群体定义为月收入在2000元以下的群体。三是基于收入中位数的相对标准法。2010年联合国欧洲经济委员会发布《就业质量指标体系》,将“收入低于小时总收入中位数三分之二的员工”作为低收入员工。Birdsall等(2000)^[6]选取收入中位数的75%作为中等收入群体的下限。Pressman(2015)^[7]采用收入中位数的67%作为中等收入群体的下限。

当前,地区收入差距、城乡收入差距以及部门行业

之间的收入差距问题是学术界的研究热点。部分学者认为宏观政策和经济发展会影响个体的收入水平。潘华(2020)^[8]认为国家或地区的经济发展水平、收入分配政策、产业政策以及社会福利政策均会对个体收入增长产生显著影响。卢盛峰和卢洪友(2013)^[9]认为,经济的稳健增长及国家医疗保险等公共服务的持续完善一定程度上能够提高低收入群体的收入。常香荷(2016)^[10]研究发现,城镇低收入群体呈现出非就业状态多、低报酬岗位多、非正规就业多的特征。另有学者从个体或家庭的微观层面探讨低收入的成因与影响因素。叶林祥等(2018)^[11]研究指出,户主的已婚状态以及较高的家庭负担会增大个体成为低收入群体的概率,较高的教育水平、丰富的社会资本以及较多的家庭人口数会降低这一概率。李璐(2017)^[12]指出,因去产能而分流安置的城镇职工,以及因订单减少、盈利不佳而开工或招工不足的劳动密集型企业职工,更易成为城镇低收入群体。赵明霏(2024)^[13]认为,个体素质不高、技能形成不完善是造成一线职工收入较低的重要原因。总体看,宏观经济发展趋势、收入分配政策、产业结构及布局、社会阶层、经济地位及个体人力资本是导致低收入的主要因素。

已有研究对如何改善低收入群体境况提供了丰富的研究视角。Fox和Kaul(2017)^[14]提出,低收入群体的增收需要多主体共同参与,要构建包括社区和企业等多主体参与就业的激励机制。国内相关研究提出的具体举措可概括为制度保障、提升技能、减轻负担。首先,高质量就业机会、技术要素市场发展和工资集体协商制度等可促进低收入群体增加收入水平。龚顺(2023)^[15]认为,可以通过创造高质量就业机会、支持低收入群体就业创业提高其市场竞争力。廖直东和代法涛(2024)^[16]认为,技术要素市场的发展可以直接提高技能劳动者的工资水平,产生技能溢价。寿菊萍和罗春玲(2023)^[17]指出,工资集体协商会对低技术、低学历和低端岗位的职工群体产生有利的工资效应。其次,提升劳动者技能是增强低收入群体市场竞争力的重要途径。韩军辉和李锦(2023)^[18]提出,要关注青年低收入群体的技能培训需求,打造多元化培训体系,开展教育帮扶及培训工作。黄丽娟(2023)^[19]认为,提高低技能劳动者的技能水平会缩小技能工资差距,从而拉动个体和家庭消费水平提升。最后,减轻个人或家庭支

①李实:我国低收入人群有多少? <https://baijiahao.baidu.com/s?id=1676775981769483864&wfr=spider&for=pc>

②国家统计局:《中国统计年鉴2012》.主要统计指标解释.

出负担是弥补低收入的重要手段。杨立雄(2021)^[20]提出,减轻自负医疗负担、加大住房保障覆盖力度、完善照料服务体系等是减轻低收入群体负担的重要举措。

综上所述,本文认为低收入是一定范围内所有群体收入水平分布区间参照下的相对标准。为合理界定适合上海经济发展水平和职工工资整体收入状况的低收入标准,本文借鉴文献相对标准法思路并融合消费支出视角界定低收入标准^[21-22]。根据上海市统计局公布的数据,2023年上海市居民人均消费支出为48879.3元,考虑到在职职工需要缴纳“五险一金”,根据上海市当年度社保缴费率水平,测算出职工个人“五险一金”缴纳成本^①约为1280元/月,故将企业职工月收入低于5500元作为低收入群体的划分标准。就上海市的低收入职工当前现状而言,该群体收入水平偏低,长期处于收入与支出失衡状态,承受着较大的生活压力。青年低收入职工则面临双重困境,既面临收入增长的瓶颈,又面临未来职业发展不确定性的挑战,影响社会的公平与稳定。为此,本文聚焦上海市低收入职工群体,并着重回答两个问题:该群体当前的整体特征如何?哪些因素可解释该群体的低收入现状?本文通过统计模型分析不同因素对职工低收入的影响方向和影响程度,以期为提升低收入职工收入水平提供更具针对性和可行性的对策建议。

二、低收入职工的主要特征分析

(一)数据来源

本文所用数据来源于2024年上海市总工会开展的“上海市低收入岗位职工调查”,问卷调查对象为企业职工,调查行业覆盖生产性、生活性和公共服务类等,被调查对象主要选取企业中的一线岗位、专业性操作岗位以及后台类、行政类、辅助类等低收入群体分布较多的岗位。采集的数据包含个人特征、工作现状、收

支水平等相关信息,有效样本量为1320份。税前月收入不超过5500元的样本数共计979份,11.03%的低收入群体为年龄在35周岁以下的青年。

(二)面临年龄较大与学历较低的双重弱势

由表1可知,低收入职工的年龄结构整体偏高,平均年龄达到45.53岁,但20—35岁年龄段的平均年龄为29.95岁。低收入群体中女性占比高达57.6%,女性低收入群体年龄分布于20—35岁和36—45岁的比例较高,女性在56岁以上年龄段占比较低是根据相关退休政策,女性退出劳动力市场导致的。35岁以下青年低收入职工中,女性(63.9%)占比明显高于男性(36.1%)。

受教育程度是个体人力资本的重要衡量指标。低收入职工的学历整体偏低,初中及以下学历占比为51.1%,在56岁及以上年龄段该比例高达74.1%,说明年龄较大的群体学历水平相对更低。年轻群体受教育程度有提升趋势,在20—35岁年龄段的青年低收入群体中,初中及以下学历仅占19.4%,高中/中专/技校占21.3%,大专及以上学历占比达到59.3%,受教育程度明显高于整体水平,但低收入群体中大学及以上学历青年比重呈现增加趋势。

(三)就业所在的行业类型和企业规模高度集中

由表2可知,生活性服务业和制造行业是低收入群体的主要来源,受资本、技术和劳动要素集聚度差异的影响,不同行业的收入水平存有明显差距,而低收入群体主要分布于居民服务、修理和其他服务业(23.8%)、制造业(19.8%)、卫生和社会工作(11.1%)等领域。《上海统计年鉴》数据显示,上述3个行业的平均工资分别处于第19位、第15位、第5位,但卫生和社会工作行业中的低收入群体主要在养老护理机构从事护工等一线岗位,工资收入远低于行业平均水平。低收

表1 低收入职工的年龄、性别与学历情况

指标	总体情况	不同年龄段群体的情况			
		20—35岁	36—45岁	46—55岁	56岁及以上
平均年龄	45.53岁	29.95岁	41.52岁	49.97岁	57.49岁
女性	57.6%	63.9%	65.8%	57.5%	25.0%
男性	42.4%	36.1%	34.2%	42.5%	75.0%
初中及以下	51.1%	19.4%	38.1%	64.3%	74.1%
高中/中专/技校	23.1%	21.3%	22.9%	24.2%	21.3%
大专及以上	25.8%	59.3%	39.0%	11.5%	4.6%

①根据2023年7月1日至2024年6月30日期间,缴费基数下限为7310元/月,在职职工个人“五险一金”的比例共计为17.5%,其中住房公积金按照7%测算。

入青年的行业来源与面上情况基本一致,但制造业,交通运输、仓储和邮政业的低收入青年比重高于面上水平。整体看,低收入群体所在行业的劳动密集型特征明显,平均工资水平相比其他行业缺乏竞争优势,所从事岗位的体力劳动多、技术要求低。低收入群体所在单位主要以国有企业和民营企业为主,另有一些低收入群体在民营非企业、社会组织和家政类单位工作,所从事工作具有学历要求低、技能水平低等特点。

低收入群体所在企业以小、中型规模为主,20—300人的小型企业占48.0%,300—1000人的中型企业占25.1%,20人以下的微型企业占12.5%。相较面上情况,低收入青年群体分布于小型企业的占比低于面上情况,就业于中型企业的比重高于面上平均水平,青年低收入群体在不同企业规模的分布特征主要与青年的就业观念、雇主的需求偏好有关,青年在劳动力市场上的适应性相较其他群体更强,从而有更多机会进入中型和大型企业就业。

表2 低收入职工就业单位规模和单位性质情况

指标		低收入人群	低收入青年
行业类型 (前五大行业)	居民服务、修理和其他服务业	23.8%	14.8%
	制造业	19.8%	27.8%
	卫生和社会工作	11.1%	6.5%
	交通运输、仓储和邮政业	9.3%	13.9%
	批发和零售业	7.7%	2.8%
单位规模	20人以下	12.5%	15.7%
	20—300人	48.0%	36.1%
	300—1000人	25.1%	33.3%
	1000人以上	14.4%	14.8%
单位性质	国有企业	43.8%	41.7%
	民营企业	37.8%	35.2%
	外资企业	7.8%	15.7%
	其他	10.5%	7.4%
样本总数(个)		979	108

(四) 岗位的“含金量”与“工作量”双低

由表3可知,低收入人群的职业类型与岗位主要集中于基础性岗位,以一线生产或传统商业服务业中的普通岗位为主,“普通职员”占44.3%，“普通工人”占37.3%,少量低收入群体为商业服务业职工(如销售人员、商店职员、服务员等)。低收入青年劳动者的职业集中度更高,62.0%的低收入青年为“普通职员”,明显高于低收入群体中“普通职员”的比重。从工作环境看,约65%(加总数除以样本总数)低收入群体的工作

存在“苦”“脏”“累”情形,表明低收入群体不仅面临低收入困境,还伴随着相对较差的工作条件。低收入青年群体从事的多是“白领”工作,近1/4的青年认为其工作完全不具备任何“苦”“脏”“累”情形,由于主观评价存在不同年龄群体的差异,青年作出“苦”“脏”“累”评价的概率相对更高,但青年评价其工作“苦”“脏”“累”的占比仍均低于整个低收入人群。低收入青年群体的工作环境较好且从事体力劳动的比例较低,表明青年群体的就业观念发生了明显变化,“体面”“轻松”是青年群体择业的重要评价维度,对劳动力市场上“苦”“脏”“累”岗位的接受度相较其他群体更低,求职时对就业岗位的评价更加多维。

表3 低收入职工职业类型和岗位特征情况

指标		低收入人群	低收入青年
职业类型	普通职员	44.3%	62.0%
	普通工人	37.3%	27.8%
	商业服务业职工(如销售人员/商店职员/服务员等)	6.6%	3.7%
	个体经营者	0.7%	—
	自由职业者	1.3%	4.6%
	病休	4.6%	1.9%
岗位特征	累	56.7%	54.6%
	苦	46.9%	37.0%
	脏	35.0%	31.5%
	否	34.8%	23.1%
	险	14.1%	10.2%
	有毒有害	5.9%	4.6%
样本总数(个)		979	108

注:表中“否”指不存在“苦”“脏”“累”情形,“险”指工作环境危险。

(五) 收支处于明显劣势且结构有所失衡

由表4可知,收入水平是考察低收入群体状况的核心维度,居民人均可支配收入是衡量低收入群体经济资源和潜在消费能力的重要指标。从劳动收入看,低收入群体平均月收入为3724.56元,占同期上海市社会平均工资的比重仅为30.26%,32.6%的人月收入分布于2690—4500元区间,低收入群体整体的收入水平普遍较低,收入增长缓慢或提升空间较为有限。从可支配收入看,低收入群体的家庭人均可支配收入为4884元,为同期上海市平均值的69.1%,更多用于满足基本生活需求,难以有更多资金用于储蓄、投资或追求更高质量的生活。居民人均月可支配收入的中位数为3000元,56.7%的人均月可支配收入区间为2000—

表4 低收入职工收入和支出状况

收支状况		低收入人群	低收入青年
人均 月收入	2690元以下	8.3%	3.7%
	2690元—3500元	32.6%	29.6%
	3500元—4500元	30.0%	30.6%
	4500元—5500元	29.1%	36.1%
人均 月可支配收入	2000元以下	13.7%	15.7%
	2000元—3000元	23.8%	13.9%
	3000元—4500元	32.9%	23.1%
	4500元—5500元	13.0%	25.0%
	5500元—7000元	4.0%	1.9%
	7000元以上	12.7%	20.4%
人均 月支出	1500元以下	24.6%	26.9%
	1500元—2500元	32.2%	29.6%
	2500元—3500元	21.7%	13.0%
	3500元—5000元	9.4%	13.0%
	5000元以上	12.2%	17.6%
样本总数(个)		979	108

4500元,表明虽然低收入群体的收入水平整体较平均,但其家庭成员收入或家庭非工资性收入状况存在一定差异,对低收入职工的观察不仅要立足其个人收入水平,更要考虑人均可支配收入及家庭经济状况等因素影响。青年低收入群体的人均月收入和分布区间与面上情况基本一致,但家庭每月人均可支配收入可达到6088.5元,约为同期上海市家庭人均月可支配收入的86.1%,人均月可支配收入的中位数相应提高至4000元,说明青年低收入群体虽然面临低收入困境,但家庭经济状况较面上情况有所改善。

支出水平是衡量低收入群体经济负担和消费能力的重要维度,低收入群体支出的刚性特征明显,即低收入群体的支出主要集中于日常生活中“不得不”支出的项目上,生活水平改善空间较为有限。在绝大部分低

收入群体工资较上年处于增长停滞甚至略有下降的背景下,低收入群体的家庭人均月支出平均值为3257.3元,说明部分低收入群体由于家庭负担较重,面临相较收入水平而言过重的支出负担,而人均月支出的中位数仅为2000元说明部分家庭的支出较为节制。青年低收入群体的家庭月人均支出水平略高于面上情况,且问卷调查和调研访谈均显示青年群体将文化娱乐和旅游作为主要支出项目的占比更高。

三、研究设计

(一)模型设定

本文构建基于Logistic的线性变换的Logit回归模型,分析不同因素对企业职工低收入的影响,具体模型如下:

$$\ln\left(\frac{P}{1-P}\right)=a_0+a_1X_1+a_2X_2+\cdots+a_nX_n$$

(1)

在式(1)中,若被观察对象为低收入群体,则用“是=1”表示,用概率 P 来表示, $1-P$ 则表示“否=0”出现的概率。 $X_1,X_2,\cdots,X_n$ 表示自变量, a_0 表示常数项, $a_1,a_2,\cdots,a_n$ 表示自变量的回归系数。

(二)变量选取

因变量:收入水平。在衡量是否属于低收入情形时,将月收入5500元作为划分标准,如果被调查者的月收入水平低于5500元则认定为低收入,即“是=1”,如果被调查的月收入水平高于5500元则认为不属于低收入群体,即“否=0”。故将因变量表达为“是否低收入{是=1,否=0}”,属于分类变量。

自变量。已有研究表明个体的先天性和后致性因素均对其在劳动力市场的竞争力和收入水平产生影响。其中,生理特征包括性别、年龄等因素,是先天获得对劳动者收入产生影响,而学历、技能、经验等人

表5 变量说明及描述性统计

变量	变量说明	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
是否低收入	1=低收入,0=中高收入	1320	0.741	0.437	0	1
性别	1=男,0=女	1320	0.471	0.499	0	1
年龄	受访者的年龄	1320	44.459	8.531	20	61
受教育程度	1=高中及以下,2=大专/本科,3=硕士及以上	1320	1.309	0.469	1	3
工作经验	此份工作持续的月份	1320	128.301	112.640	0	1179
技能等级	1=高级技师,2=技师,3=高级工,4=中级工,5=初级工,6=无技能证书	1320	5.418	1.097	1	6
单位性质	1=国有企业,2=民营企业,3=外资企业,4=其他	1320	1.852	0.996	1	4
工作性质	1=劳动合同制,2=劳务派遣制,3=劳务外包制	1320	1.293	0.610	1	3
单位规模	1=小微企业(300人以下),2=中型企业(300—1000人), 3=大型企业(1000人及以上)	1320	1.633	0.786	1	3
行业类型	依据《国民经济行业分类》,将前18个行业门类依次赋值为1—18	1320	10.123	5.690	1	18

力资本特征及单位性质、企业规模、行业等制度性因素也会对劳动者的收入产生显性影响。故本文的自变量是包含企业职工个体特征、人力资本特征和制度性特征三个层面的变量。(1)个体特征:性别(男=1,女=0)、年龄(连续变量);(2)人力资本特征:受教育程度(高中及以下为参照组)、工作经验(按月计算的从业时长,连续变量)、技能等级(高级技师为参照组);(3)制度性因素:单位性质(外资企业为参照组)、工作性质(劳务派遣为参照组)、单位规模(大型企业为参照组)、行业类型(农、林、牧、渔业为参照组)。

四、实证分析

(一)回归结果分析

遵循逐步回归步骤,将受访者的个体特征、人力资本特征、制度性因素的变量逐次加入到回归模型中,在仅加入个体特征变量、加入个体特征变量和人力资本特征变量、加入全部特征变量的三种情形下,各变量对样本是否低收入的影响效应变化不大,表明本文所构建的低收入成因实证模型具备稳健性。从实证结果(见表6)看,个体特征、人力资本特征和制度性因素等变量因素均对个体是否陷入低收入具有显著影响,其中由于行业变量涉及的行业门类较多,每个行业中都会存在各层次的岗位,人力资本、专业性、技能水平和技能稀缺性等方面存在客观差异,各行业中均存在不同规模的低收入群体,导致行业变量的回归结果并不显著,故本文不做详细论述。

1.个体特征因素差异显著影响劳动者收入水平

由表6的模型3可知,女性更容易成为低收入群体,男性陷入低收入概率比女性低52.8%,低收入风险存在显著的性别差异。这与劳动力市场性别分割因素的相关研究结论和前文的描述性统计结果相一致,女性在劳动力市场上面临来自性别的弱势与不平等。劳动者的年龄每增加1岁,陷入低收入概率增加6.2%,陷入低收入概率会随着年龄增长而增长,即年龄越大越容易成为低收入群体。

2.人力资本特征因素对劳动者收入水平存在显著效应

相较受教育程度为高中及以下的样本,大专/本科的样本陷入低收入概率要低31.6%,硕士及以上的样本陷入低收入概率要低74.1%,这与现有文献的研究结论一致。工作经验每增加1个月,陷入低收入概率降低0.1%,表明低收入群体的就业稳定性对提升和改善其收入水平具有正向作用,工作经验越丰富,

就越可以避免或降低成为低收入群体的风险与概率。高级工、中级工、初级工陷入低收入概率是高级技师的5—6倍,而没有技能等级的样本陷入低收入概率是高级技师的8.6倍,表明劳动者个体的技能水平越高,收入水平整体会有所改善,作为技能水平重要表征的技能等级证书的持有,能够有效降低个体陷入低收入的风险。

3.制度性因素对劳动者收入水平发挥重要作用

单位性质为国有企业和民营企业的职工陷入低收入概率分别比外资企业职工低62.3%和65.7%,单位性质为“其他”类型的职工陷入低收入概率比外资企业的职工低68.3%。这主要是由调查样本的分布特征决定的,研究样本中的国有企业和民营企业多为大型企业和经营相对较好的企业,而单位性质为“其他类型”的职工则更多集中于灵活用工等实行计件薪酬的工作类型,由报酬计算方式差异导致不同类型单位的收入水平不同。用工类型对劳动者收入水平存在明显相关性,劳动合同制员工的收入表现要优于劳务派遣。与劳务派遣的样本相比,劳动合同制的职工陷入低收入概率要低39.9%,劳务外包制的职工陷入低收入概率要低46.0%,表明规范的劳动合同制用工方式可为劳动者提供包括就业稳定性、薪资收入等方面的保障。大型企业通常拥有更多的资源,可以利用规模经济效应提供更高的工资,在福利制度、奖金制度和晋升机会方面也优于中小微型企业。回归结果显示,职工所在单位规模为小微企业和中型企业的样本陷入低收入概率分别是大型企业职工的2.44倍和2.15倍,表明企业的规模越大,其职工陷入低收入概率越小。

(二)异质性分析

上文对低收入群体的特征分析发现,低收入群体中受过高等教育的青年占比有增加趋势,青年群体的就业岗位和就业环境与低收入群体面上情况存在明显差异,青年低收入群体多为“普通职员”,工作环境相对轻松体面。在制度因素方面,青年群体就业所在的单位规模、单位性质分布情况与面上也存在明显差异,中型规模企业和外资企业的集中度更高。在收支状况方面,青年低收入群体的个人收入水平虽与面上情况基本一致,但家庭可支配收入、支出水平高于低收入群体平均水平。因此,年龄成为考察低收入群体不可忽视的因素。本文以年龄作为标准对低收入群体进行划分,通过Logit回归模型进行异质性分析,以更好地探

表6 低收入成因的Logit模型结果

变量		是否低收入(月工资≤5500元)		
		模型1	模型2	模型3
个体特征	性别	0.416*** (0.055)	0.422*** (0.058)	0.472*** (0.067)
	年龄	1.064*** (0.008)	1.066*** (0.010)	1.062*** (0.011)
人力资本特征	受教育程度(高中及以下=参照组)			
	大专/本科		0.693** (0.109)	0.684** (0.114)
	硕士及以上		0.220** (0.170)	0.259* (0.201)
	工作经验(从业时长)			
	工作经验		0.998** (0.000)	0.999* (0.001)
	技能等级(高级技师=参照组)			
	技师		4.590** (3.213)	4.709** (3.452)
	高级工		5.078*** (2.939)	6.241*** (3.780)
	中级工		5.603*** (3.180)	6.350*** (3.758)
	初级工		5.106*** (2.773)	5.661*** (3.223)
	无		7.862*** (4.073)	8.627*** (4.693)
制度性因素	单位性质(外资企业=参照组)			
	国有企业			0.377*** (0.138)
	民营企业			0.343*** (0.128)
	其他			0.317*** (0.135)
	工作性质(劳务派遣=参照组)			
	劳动合同制			0.601** (0.139)
	劳务外包制			0.540* (0.172)
	单位规模(大型企业=参照组)			
	小微企业			2.438*** (0.422)
	中型企业			2.150*** (0.416)

注: *、**、***分别代表10%、5%、1%的显著水平, 括号内为稳健标准误。下表同。

表7 低收入成因的分年龄段异质性分析结果

变量		是否低收入(月工资≤5500元)		
		几率比		
		≤35岁 (N=196)	36—45岁 (N=489)	≥46岁 (N=628)
个体特征	性别	0.550* (0.200)	0.448*** (0.103)	0.701 (0.177)
	年龄	0.988 (0.043)	1.118*** (0.046)	0.998 (0.030)
人力资本特征	受教育程度(高中及以下=参照组)			
	大专/本科	0.903 (0.339)	0.642* (0.158)	0.512** (0.155)
	硕士及以上	—	—	—
	工作经验(从业时长)			
	工作经验	0.997 (0.003)	0.998 (0.001)	0.999 (0.000)
	技能等级(高级技师=参照组)			
	技师	—	6.376 (8.329)	5.926* (5.914)
	高级工	2.042 (2.156)	6.602* (7.083)	4.134* (3.272)
	中级工	1.499 (0.956)	5.716* (6.032)	4.227** (3.124)
	初级工	0.617 (0.410)	5.335 (5.552)	5.131** (3.510)
	无	—	6.756* (6.739)	10.467*** (6.824)
制度性因素	单位性质(外资企业=参照组)			
	国有企业	0.362 (0.258)	0.264** (0.141)	0.990 (0.664)
	民营企业	0.180** (0.129)	0.272** (0.151)	1.241 (0.864)
	其他	0.339 (0.305)	0.196** (0.132)	0.951 (0.689)
	工作性质(劳务派遣=参照组)			
	劳动合同制	1.175 (0.551)	0.468 (0.218)	0.365** (0.151)
	劳务外包制	0.642 (0.363)	0.444 (0.301)	0.587 (0.355)
	单位规模(大型企业=参照组)			
	小微企业	6.346*** (2.557)	2.106** (0.617)	1.199 (0.387)
	中型企业	4.250*** (1.980)	1.954** (0.603)	1.313 (0.462)

究上述个体特征、人力资本特征和制度性因素对不同年龄段低收入群体的差异化影响。

低收入成因的分年龄段异质性结果显示(见表7),不同因素在不同年龄段的低收入群体中发挥了不同作用。35岁及以下低收入群体的显著影响因素集中于单位性质和单位规模:民营企业样本陷入低收入的概率比外资企业样本低82%,小微企业和中型企业样本陷入低收入的概率分别是大型企业样本的6.35倍和4.25倍。36—45岁群体中,个体特征、单位性质和单位规模发挥着显著影响:个体特征方面,该年龄段的女性更容易陷入低收入,男性陷入低收入的概率比女性低55.2%,佐证了中年女性的职业天花板效应和工资性别歧视现象;36—45岁人群在国有企业、民营企业、其他类型企业工作陷入低收入的概率分别比外资企业低73.6%、72.8%、80.4%;在小微企业、中型企业工作陷入低收入的概率分别是在大型企业工作的2.11倍、1.95倍。46岁及以上群体中,人力资本特征和工作性质发挥着显著影响:人力资本特征方面,受教育程度为大专/本科的样本陷入低收入的概率比高中及以下样本低48.8%;技能等级为技师、高级工、中级工、初级工陷入低收入的概率是高级技师的4—5倍,而没有技能等级的样本陷入低收入的概率是高级技师的10.47倍;工作性质为劳动合同制的职工陷入低收入的概率比劳务派遣制职工低63.5%。

五、结论与建议

(一)研究结论

本文采用描述性统计和Logit回归模型分析了企业低收入职工的整体特征、主要成因及异质性,主要得出如下结论:

第一,低收入群体既存在与传统低收入群体相一致的特征,又呈现出一些新的趋势。传统对劳动力市场弱势群体特征所持有的观点,在目前的企业低收入职工群体身上仍有较大程度的体现,年龄较大和学历较低的双重弱势、劳动密集型行业和小、中型企业集中度高仍是企业低收入职工的重要特征,“苦”“脏”“累”是伴随低收入群体的重要工作环境描述。但低收入职工中受过高等教育的青年比重呈不断上升趋势、青年低收入职工岗位的去“苦”“脏”“累”化、青年低收入职工家庭人均可支配收入和支出接近上海市平均水平成为低收入群体重要的新趋势。

第二,个体特征、人力资本特征和制度性因素共同对职工的低收入发挥作用。其中,性别间的差异仍较为明显,女性职工陷入低收入风险的概率明显高于男

性职工,人力资本要素中的受教育程度和技能水平对劳动者陷入低收入风险具有显著影响,直接的劳动合同制用工、国有企业和大型企业就业等因素可显著降低劳动者陷入低收入风险的概率。

第三,个体特征、人力资本特征和制度性因素对不同年龄段群体在低收入成因的解释中发挥不同程度的作用。35岁及以下群体的显著影响因素更集中于单位性质和单位规模,36—45岁群体中个体特征、单位性质和单位规模的影响更加显著,46岁及以上群体中则是人力资本特征和工作性质发挥着显著影响。

(二)对策建议

造成劳动者低收入的原因是多元的,但在推动实现高质量充分就业和共同富裕的背景下,要充分关注长期存在的,或在产业升级、经济发展阶段跃升过程中新产生的低收入群体,将其内在需求有效融入政策制定与实施过程。在政策制度和举措实施过程中,应采取多元化路径,既要在制度层面不断完善,又要在服务举措方面加大实施力度,更要在保障层面加强对这一特殊群体的各类济困帮扶,发挥各类政策举措对改善低收入群体境况的作用,通过完善制度体系、加强数据共享监测、加大技能培训、提升就业服务精准性、增强权益保障和强化兜底帮扶等路径,切实提高低收入职工的收入水平和就业能力^[23-25]。

第一,持续完善最低工资制度、工资集体协商机制和低收入标准动态调整机制。发挥现有最低工资调整机制和工资集体协商制度的优势,进一步优化最低工资调整幅度,兼顾经济形势与企业成本负担,保持最低工资合理增长以推动低收入群体增收。扩大集体工资协商覆盖的行业和企业范围,提升工资集体协商对低收入职工较为集中的行业企业工资调整的引导性,引导企业根据自身状况合理调整工资并向低收入职工倾斜。完善低收入群体的监测范围和数据应用,加强低收入职工数据监测和跨部门共享,合理调整监测频率,提升数据共享的时效性和精准性,及时根据区域职工收入水平和结构变化对低收入标准进行动态调整。

第二,提升低收入群体技能培训力度和就业服务精准化水平。通过政策牵引鼓励低收入群体较为集中的行业,利用行业协会、龙头企业或社会化的培训机构等,积极结合产业和城市需求开发培训项目,组织实施技能等级培训。引导企业对产业转型中有转岗、失业风险岗位的职工开展技能培训,针对人员规模、所在区域、技能基础、工作意向等因素,优化培训项目和培训

组织方式,尤其关注青年低收入职工,提升其培训积极性、岗位适应性和工作转换能力^[26-27]。持续挖掘新产业、新消费、新职业等领域的岗位供给潜力,进一步拓展青年就业渠道。加强对大龄低收入职工就业稳定性的监测,对家政、护理等行业中存在的通过兼职增加收入需求度较高的低收入群体,加大公共就业服务供给力度,利用公共招聘平台和各类线上、线下零工市场,提供求职载体和岗位供需对接服务,增加低收入群体就业机会。

第三,增强低收入职工的权益保障、兜底保障与救助帮扶。引导劳动者积极与企业签订正式劳动合同,进一步推动企业采用电子劳动合同,通过劳动合同为低收入职工获得基本劳动权益提供坚实保障,增强职工的就业稳定性。在政策层面积极完善低收入岗位工作标准,营造公平有序的劳动力市场环境,避免或降低性别因素对女性职工收入和潜在失业风险的影响^[28]。充分整合工会、民政、人社、医保等方面资源,聚焦低收入群体的住房、医疗、教育、赡养等急难愁盼问题,加强各类救助帮扶项目实施效果的评估,及时根据低收入职工的收入情况变动和集中需求,对现有救助济困项目的享受标准界定、覆盖对象范围、项目内容进行动态调整优化,发挥好各类救助救困项目对低收入职工的托底保障作用。◆

参考文献:

- [1] 刘林, 怡阳. 数字普惠金融、居民收入变化与社会阶层流动[J]. 统计与决策, 2024, 40(23): 143-149.
- [2] 张慧芳, 徐子媛, 朱雅玲. 劳动者技能溢价对居民消费的影响研究[J]. 当代经济科学, 2020, 42(6): 120-134.
- [3] 孙岩, 邹卫民, 施思. 技能的“价值”: 产业工人人力资本与薪酬的关联性[J]. 山东工会论坛, 2021, 27(3): 13-27+64.
- [4] 赵阳, 吴克明, 胡月. 劳动力市场分割视角下职业教育吸引力研究: 逻辑、困境及路径[J]. 职业技术教育, 2023, 44(27): 36-41.
- [5] 闫娜娜. 社会保障水平对我国城乡居民收入水平的异质性影响研究[J]. 统计理论与实践, 2025(2): 72-80.
- [6] BIRDSALL N, GRAHAM C, PETTINATO S. Stuck in the Tunnel: Is Globalization Muddling the Middle Class? [J]. Brookings Institution Working Papers, 2000(14): 10-15.
- [7] PRESSMAN S. Defining and measuring the middle class[J]. American Institute for Economic Research, 2015(7): 1-27.
- [8] 潘华. 中国低收入群体增收的影响因素与实现路径研究[J]. 宏观经济研究, 2020(9): 130-139.
- [9] 卢盛峰, 卢洪友. 政府救助能够帮助低收入群体走出贫困吗: 基于1989—2009年CHNS数据的实证研究[J]. 财经研究, 2013, 39(1): 4-16.
- [10] 常香荷. 改善城镇低收入群体的生存状况[J]. 宏观经济管理, 2016(8): 62-64.
- [11] 叶林祥, 江石艳, 李庆海, 等. 我国城镇低收入群体财产性收入问题分析[J]. 山东工商学院学报, 2018, 32(5): 97-109.
- [12] 李璐. 综合施策促进城乡低收入群体增收: 对我国东西部分省市的调研[J]. 中国经贸导刊, 2017(34): 61-63.
- [13] 赵明霏. 以产业工人队伍建设改革推动发展新质生产力: 驱动机理、现实约束与实践路径[J]. 山东工会论坛, 2024, 30(3): 10-21.
- [14] FOX L, KAUL U. The evidence is in: How should youth employment programs in low-income countries be designed? [J]. World Bank policy research working paper, 2017(10): 35-49.
- [15] 龚顺. 扩大青年中等收入群体研究[J]. 中央社会主义学院学报, 2023(6): 106-113.
- [16] 廖直东, 代法涛. 技术要素市场发展与技能工资溢价扩大: 兼论对扎实推进共同富裕的启示[J]. 西北人口, 2024, 45(1): 87-97.
- [17] 寿菊萍, 罗春玲. 工资集体协商、政府偏向与共同富裕[J]. 浙江学刊, 2023(1): 182-190.
- [18] 韩军辉, 李锦. 客观物质与心理认知如何诱发农村低收入青年获得感: 基于fsQCA方法的组态分析[J]. 决策与信息, 2023(11): 58-68.
- [19] 黄丽娟. 技能工资差距、房价上涨与城镇居民消费: 基于31个省级面板数据的实证分析[J]. 内蒙古大学学报(哲学社会科学版), 2023, 55(2): 94-103.
- [20] 杨立雄. 低收入群体共同富裕问题研究[J]. 社会保障评论, 2021, 5(4): 70-86.
- [21] 章博奕. 我国农村低收入家庭的增收路径以及创新机制研究: 基于共同富裕视域[J]. 中国市场, 2025(27): 33-36.
- [22] 黄征学, 潘彪, 滕飞. 建立低收入群体长效增收机制的着力点、路径与建议[J]. 经济纵横, 2021(2): 38-45+2.
- [23] 刘明月, 汪三贵, 张崇尚. 共同富裕目标下低收入农户持续增收: 理论逻辑与路径探索[J]. 华南师范大学学报(社会科学版), 2024(6): 58-71+199-200.
- [24] 潘华. 中国低收入群体增收的影响因素与实现路径研究[J]. 宏观经济研究, 2020(9): 130-139.
- [25] 刘应杰, 陈耀, 李曦辉, 等. 共同富裕与区域协调发展[J]. 区域经济评论, 2022(2): 5-15.
- [26] 左停, 赵永丽. 增强劳动技能与改善劳动条件: 农村低收入人口增收路径分析[J]. 河海大学学报(哲学社会科学版), 2024, 26(2): 1-11.
- [27] 李永国. 技能型社会建设助推共同富裕: 逻辑、困境与路径[J]. 职业技术教育, 2022, 43(16): 12-17.
- [28] 杨穗. 低收入群体增收与福祉改善的保障路径研究[J]. 中国特色社会主义研究, 2022(4): 70-79.

Factors Affecting Low Income of Enterprise Workers and Paths to Increase Income :Based on the Data of the Survey of Workers in Shanghai

Liu Caiyun

Abstract: The issue of workers' income is not only related to social fairness and harmony, but also related to economic development and the achievement of the goal of common prosperity. This article takes low-income workers as the research object, and uses survey data and interview materials to outline the main characteristics of low-income workers in Shanghai from three dimensions: employment characteristics, job characteristics and revenue-expenditure conditions, analysis the main influencing factors and heterogeneity of low-income workers through the Logit model. The results show that the low-income working group has the same characteristics as the traditional low-income group, but also shows some new trend characteristics; The regression results show that individual characteristics, human resource characteristics and institutional factors work together to play a role in the low income of employees; The results of the heterogeneous analysis show that individual characteristics, human capital characteristics and institutional factors play different degrees of explanatory role in the explanation of the causes of low for different age groups. Therefore, efforts should be made in synergy in terms of systems, services, and security, by improving the institutional system, strengthening data sharing and monitoring, skills training, enhancing the accuracy of employment services, strengthening rights and interests protection, and intensifying support for the Low-income group, to effectively improve the income level of low-income workers.

Key words: Low-Income Workers; Individual Characteristics; Human Capital; Institutional Factors

(责任编辑:杨扬)

自由贸易试验区的碳减排效应

——经济集聚的中介与政府干预的动态调节

闫金玲^{1,2} 刘若琪²

(1.新疆财经大学 中国(新疆)与中亚区域经济合作研究中心,新疆 乌鲁木齐 830000;2.新疆财经大学 国际经贸学院,新疆 乌鲁木齐 830000)

摘要:为探究自贸试验区的碳减排作用,基于2008—2023年284个地级市的面板数据,运用多期DID、中介与调节效应及空间DID模型进行实证分析。研究发现:自贸试验区的设立显著降低了城市碳排放,且通过了多种稳健性及内生性检验。作用机制上,经济集聚是关键中介变量,政府干预的调节效应呈倒“U”形。异质性分析表明,非资源型城市、创新型城市、胡焕庸线西北侧城市及沿海城市的减排效果更突出,体现了产业结构、创新能力和地理区位的政策效应差异。此外,自贸试验区在100—150公里范围内存在显著的碳减排空间溢出效应。据此建议精准调控政府干预、实施差异化政策工具、构建区域协同机制,以自贸试验区建设推动城市低碳发展。

关键词:自由贸易试验区;经济集聚;碳排放;政府干预

中图分类号:F207

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2025)09-0032-11

DOI:10.13999/j.cnki.tjllsj.2025.09.004

一、引言

发展低碳经济,既是全球应对气候变化的必然选择,也是中国建设生态文明、实现可持续发展的关键路径。2020年9月22日,习近平主席在第七十五届联合国大会一般性辩论上郑重提出“中国二氧化碳排放力争于2030年前达到峰值,努力争取2060年前实现碳中和”。2022年,党的二十大报告提出“协同推进降碳、减污、扩绿、增长,推进生态优先、节约集约、绿色低碳发展”,为绿色低碳发展进一步指明了方向。自由贸易试验区(以下简称自贸试验区)建设作为国家制度型开放的战略载体,通过制度创新深化推动高水平对外开放,在稳定外贸增长动能、激发市场主体活力等方面形成示范效应。此外,自贸试验区在构建绿色供应链体系、创新环境规制工具等领域的先行先试,为区域绿色低碳转型提供了制度创新样本和经验借鉴。

在自贸试验区设立的影响方面,现有研究普遍选择跨国或跨地区自贸试验区作为分析样本,以评估其经济效应。针对中国自贸试验区政策效果的探讨,主要聚焦于经济、创新与环境三大维度。在经济维度,相

关研究着重探讨其对经济增长与可持续发展的影响,大量学者提出设立自贸试验区可以显著促进城市经济增长,同时对邻近地区具有正向溢出效应。其空间外溢性来源于自贸试验区设立与外商直接投资两部分(张军等,2018;胡艺等,2022)^[1-2]。在创新维度,崔日明和陈永胜(2022)^[3]、叶霖莉(2023)^[4]提出自贸试验区通过经济效应带动规模经济、通过国际贸易效应引进先进技术、通过竞争效应和溢出效应提升创新发展水平。在环境维度,Xue等(2023)^[5]、Wang等(2022)^[6]认为,自贸试验区设立有助于减少碳排放和降低PM2.5浓度,推动绿色全要素生产率提升。也有研究指出其可能形成“政策陷阱”,例如针对广东自贸试验区的研究发现,设立后其废水、废气排放量呈上升趋势。

针对城市的碳减排效应,相关研究认为政策试点、数字经济发展等可以推动城市碳减排。在政策试点方面,低碳城市试点政策通过提升绿色创新水平和优化产业结构来助推城市低碳发展,与创新型城市的协同效应也增强了碳减排的作用(王康等,2020)^[7]。同时,试点城市碳排放权交易通过减少能源消费总量与

基金项目:新疆维吾尔自治区高校人文社科重点项目“对口援疆助推新疆自贸试验区高质量发展的机制与路径研究”(XJEDU2024J102)。

作者简介:闫金玲,女,博士,副教授,研究方向为国际贸易、绿色发展;刘若琪,女,硕士研究生,研究方向为国际贸易。

改变能源消费结构实现碳减排(丁斐等,2020)^[8]。此外,城市的环境规制虽会抑制碳排放,但产业集聚显著提升了城市碳排放强度^[8]。在数字经济发展方面,数字基础设施的建设能直接和间接地减少碳排放,绿色金融改革创新试验区政策主要通过提升能源利用效率、优化产业结构、促进绿色技术创新等渠道实现碳减排。齐绍洲(2022)^[9]认为,产业结构升级和技术创新是数字经济赋能碳减排的重要路径,其中新质生产力通过产业结构合理化降低碳排放。

针对自贸试验区的政策效应国内外学者进行了不同角度的分析,但对自贸试验区环境效应的相关研究仍存在不足,难以回应“双碳”目标需求。基于此,本文融合制度创新理论与环境经济学,探究自贸试验区影响城市碳排放的作用机理,解析自贸试验区影响城市碳排放的动态传导机制,识别关键因素在其中的传导路径与调节效应,并考察该政策对周边区域的空间外溢影响。本文的边际贡献在于:第一,理论层面解构内外部复合作用路径,揭示自贸试验区设立对碳减排效应的多维传导机制;第二,方法层面创新政策评估框架,通过多期DID模型识别政策效应的动态演化特征与城市异质性响应规律;第三,空间维度构建“核心—边缘”分析范式,运用地理加权模型揭示自贸试验区碳减排的辐射效应与空间关联网络,为构建绿色贸易制度体系提供理论支撑。

二、理论分析与研究假设

(一)自贸试验区设立对碳排放的直接影响

自贸试验区作为国家制度型开放的战略载体,通过制度创新深化高水平对外开放,在稳定外贸、激发市场活力的同时,为区域低碳转型提供制度样本。自贸试验区依托政府财政支出的结构性引导,初期抑制高耗能产业集中,后期加速低能耗转型^[10],并借助环境规制强度的提升,倒逼市场主体采用低碳技术、优化能源结构。同时,通过构建绿色供应链、发挥技术溢出效应,推动产业结构低碳化与能源利用高效化,最终实现碳排放水平的下降^[11]。

(二)自贸试验区设立对碳排放的作用机制

自贸试验区作为制度创新载体,通过内外部双层机制对城市碳排放产生影响。一方面,自贸试验区通过提高经济集聚水平,实现规模经济效应,推动产业结构升级,进而影响碳排放量。另一方面,自贸试验区通过政府干预对经济集聚产生外部调节效应,协同影响城市碳排放。

1.经济集聚的中介效应

在自贸试验区建设对城市碳排放的影响机制中,经济集聚扮演着关键的中介角色^[10]。自贸试验区通过制度创新(如贸易便利化、投资自由化政策)降低要素流动成本,吸引企业、资本与技术集聚,推动经济集聚水平提升。在集聚初期,以规模扩张为主导的经济集聚会放大能源需求,企业生产、物流活动增加导致碳排放随集聚程度上升而增加,此时“规模效应”占据主导。当经济集聚超过一定阈值后,区域产业结构逐步向低能耗的服务业转型,技术溢出效应促使企业采用低碳技术、提升生产效率,“结构效应”与“技术效应”逐渐凸显,碳排放随集聚水平进一步提升出现下降,形成倒“U”形的阶段性影响特征。

自贸试验区建设对城市碳排放的影响通过经济集聚的动态演变呈现出非线性特征:先驱动经济集聚水平提升,继而由集聚的不同发展阶段决定碳排放的增减方向。前期的规模扩张可能带来短期碳排放压力,但随着集聚进入高级阶段,结构优化与技术进步将释放减排潜力。

2.政府干预的调节效应

经济型干预:财政支出。在经济集聚的不同阶段,财政支出方向与规模的变化会显著改变两者关系的形态与强度。孙璐璐(2024)^[12]提出,当经济集聚水平较低时,政府加大支出力度,通常倾向于投资基础设施建设、扶持传统产业等领域,以快速提升经济集聚规模。这种投入虽能吸引企业集聚、推动经济增长,但会因产业规模扩张、能源消耗增加,使碳排放随经济集聚上升的趋势更为显著。另一方面,企业为获取政策红利而扎堆涌入自贸试验区,地方政府的政策倾斜和财政补贴容易导致产业同构、重复建设,造成产能过剩与资源浪费,加剧集聚拥挤效应,进而加大碳排放。

社会型干预:环境规制。杜鹏程和洪宇(2022)^[13]提出,当经济集聚超过一定阈值后,政府支出若及时转向绿色技术创新、生态治理等领域,会激活经济集聚的技术溢出与结构优化效应。企业在绿色技术应用与环保要求倒逼下,及时提升能源效率、调整产业结构,使经济集聚对碳排放起到抑制作用。此外,政府通过设定污染治理标准、碳排放管控规则及配套激励政策,对自贸试验区的产业转型方向、绿色技术创新应用形成约束与引导。一方面,环境规制一定程度下会倒逼自贸试验区加速摒弃高碳产业路径,推动绿色技术、低碳产业要素集聚,优化能源使用结构,激发自贸试验

区内主体探索低碳生产模式,增强自贸试验区政策对城市碳排放的抑制作用。另一方面,“规制—补贴”组合政策能化解企业绿色转型成本沉没风险,增强技术采纳意愿,促进企业绿色技术创新,从而有效抑制碳排放。

基于以上分析,本文提出以下研究假设:

H1:自贸试验区的设立能显著降低碳排放。

H2:经济集聚在自贸试验区设立对碳排放的中介作用呈现先促进再抑制的倒“U”形特征。

H3:经济集聚中介作用的倒“U”形特征是受到政府干预的调节影响。

三、研究设计

(一)模型设定

1.基准回归模型

为识别自贸试验区建设的低碳发展效应,本文构建渐进双重差分模型(DID)框架。研究覆盖284个城市样本,将22个自由贸易试验区所在城市作为处理组,非试点城市纳入控制组,同时控制城市个体与时间双向固定效应。基准回归模型设定如下:

$$PF_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 DID_{it} + \alpha_2 X_{it} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, PF_{it} 表示*i*城市*t*年的二氧化碳排放量; DID_{it} 为自由贸易试验区建设政策, X_{it} 为控制变量, μ_i 为城市固定效应, v_t 为年份固定效应, ε_{it} 为随机扰动项。

2.中介效应模型

将地区经济集聚水平作为中介变量引入,研究其对自贸试验区碳减排效应的影响,模型如下:

$$ecoagg_{it} = \varphi_0 + \varphi_1 DID_{it} + \varphi_2 X_{it} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$PF_{it} = \omega_0 + \omega_1 ecoagg_{it} + \omega_2 ecoagg_{it}^2 + \omega_3 DID_{it} + \omega_4 X_{it} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, $ecoagg_{it}$ 为中介变量,表示地区经济集聚水平。

3.调节效应模型

为检验政府干预对自贸试验区碳减排效应的调节特征,构建包含二次项与调节交互项的扩展模型:

$$PF_{it} = \omega_0 + \omega_1 ecoagg_{it} + \omega_2 ecoagg_{it}^2 + \omega_3 ecoagg_{it} \times GY_{it} + \omega_4 ecoagg_{it}^2 \times GY_{it} + \omega_5 DID_{it} + \omega_6 X_{it} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中, GY_{it} 表示*i*城市的政府干预强度。

4.空间效应模型

基于地理经济互动效应,采用空间杜宾模型(SDM)检验政策外溢机制:

$$PF_{it} = \rho \sum_{i=1}^N w_{it} PF_{it} + \delta_1 DID_{it} + \delta_2 \sum_{i=1}^N w_{it} DID_{it} + \delta_3 X_{it} + \delta_4 \sum_{i=1}^N w_{it} X_{it} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

其中, w_{it} 为空间权重矩阵, ρ 为空间滞后项系数, N 为样本量。

(二)变量选取

核心解释变量:自贸试验区设立的虚拟变量(DID),为*treat*与*year*的交互项。*treat*为城市分组虚拟变量,将处理组城市赋值为1,其余赋值为0;*year*为年份虚拟变量,自贸试验区设立当年及以后按年份取值,设立当年主要分为3月份和9月份设立,参考王锋和葛星(2022)^[14]的做法,当年按季度算小数,之后年份为1,否则为0。

被解释变量:城市碳排放量(PF)。主要指大气中温室气体的排放,考虑到温室气体中CO₂的含量及比例最高,所以本文使用CO₂排放量的自然对数衡量城市碳排放水平。

控制变量:经济发展水平(*gdp*),用各城市人均国内生产总值的自然对数表示;市场需求(*qd*),用人均社会消费品零售总额的自然对数表示;教育支出(*jy*),用一般公共预算支出中教育支出的自然对数表示;外商直接投资(*fdi*),用当年实际使用外资金额的自然对数表示;资本投入水平(*inv*),用固定资产投资额与GDP比值的自然对数表示。

机制变量:调节变量为政府干预(*GY*),参考已有学者做法,将其分为社会性政府干预(环境规制)和经济性政府干预(财政支出)。环境规制参照李勇刚(2023)^[15]的做法,通过熵权法计算工业废水、工业二氧化硫和工业烟(粉)尘排放量的综合指标作为评估环境规制强度的指标,综合指标越小,说明环境规制强度越大。财政支出主要参考钱龙(2018)^[16]的做法,在地方财政一般公共预算支出的基础上剔除地方财政一般公共服务支出。中介变量为经济集聚水平(*ecoagg*),用单位行政面积的地区生产总值表示。

(三)数据来源

基础数据来源于《中国城市统计年鉴》《中国区域统计年鉴》,辅以中国能源与环境统计数据库、专利创新数据库及EPS经济预测系统。基于数据的可得性,排除西藏及港澳台地区城市,同时剔除巢湖、莱芜等行政区划调整的城市,以保障数据的连续性。个别缺失数据采用线性插值法与移动平均法补全。主要变量的描述性统计见表1。

四、实证分析

(一)基准回归

为了探究自贸试验区设立对碳排放的影响,本文

表1 主要变量的描述性统计

变量类型	变量名称	符号	观测值	均值	标准误	最小值	最大值
核心解释变量	自贸试验区设立	<i>DID</i>	4544	0.0467	0.206	0	1
被解释变量	CO ₂ 排放量	<i>PF</i>	4544	16.850	1.006	13.790	19.480
控制变量	经济发展水平	<i>gdp</i>	4544	16.510	0.983	13.540	19.920
	市场需求	<i>qd</i>	4544	15.480	1.113	5.472	19.010
	教育支出	<i>jy</i>	4544	13.010	0.870	9.283	16.280
	外商直接投资	<i>fdi</i>	4544	11.730	2.084	1.946	16.890
	资本投入水平	<i>inv</i>	4544	-0.240	0.642	-5.490	2.259
调节变量	环境规制	<i>hjpgz</i>	4544	4.280	0.488	-1.430	5.071
	财政支出	<i>czzc</i>	4544	0.194	0.105	0.042	1.592
中介变量	经济集聚水平	<i>ecoagg</i>	4544	7.120	1.248	3.306	10.370

使用多期 DID 方法进行实证检验。由表 2 可知,在加入控制变量后,自贸试验区设立显著降低了碳排放。因此,H1 初步得到验证。

表2 基准回归结果

变量	<i>PF</i>	
	(1)	(2)
<i>DID</i>	-0.0381** (0.0132)	-0.0442*** (0.0130)
<i>gdp</i>		0.152*** (0.0171)
<i>qd</i>		-0.0141 (0.00923)
<i>jy</i>		0.155*** (0.0128)
<i>fdi</i>		-0.0134*** (0.00250)
<i>inv</i>		0.000169 (0.00516)
常数项	16.85*** (0.00107)	12.70*** (0.121)
城市固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
N	4,544	4,544
R ²	0.433	0.459

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著,括号内为 t 值。下表同。

(二) 平行趋势检验

双重差分模型适用的前提是处理组与控制组在政策干预前满足共同趋势假设。为此构建事件研究法框架进行验证:

$$PF_{it} = \varphi_0 + \sum_{k=-3}^5 \varphi_k DID_{it}^k + \varphi_0 X_{it} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

其中, DID_{it}^k 表征政策时点虚拟变量,当样本城市 i

在 t 年处于政策冲击前第 $|k|$ 期或冲击后第 k 期时,对应时点虚拟变量取值为 1,否则为 0。鉴于政策窗口期样本分布特征,参数估计窗口设定为政策冲击前后各期($k \in [-3, 4]$),并以政策实施前 1 年($k=-1$)作为基准参照期。图 1 动态效应系数估计值显示,政策前各期系数未通过 10% 的统计显著性水平检验,而政策当期及之后 4 期系数显著为负,验证了平行趋势假设的有效性。

图 1 中自贸试验区设立前政策动态效应系数围绕 0 值波动且未显著异于 0,证明在政策实施前处理组与控制组的 CO₂ 排放量变化趋势无显著差异,平行趋势假设成立。在政策实行的第二年时,CO₂ 排放量有所回升,由于政策的滞后效应,可能是由于第一、二产业发展较为迅速,促进了 CO₂ 的排放。可看出自贸试验区设立后,总趋势是显著降低了城市碳排放量。

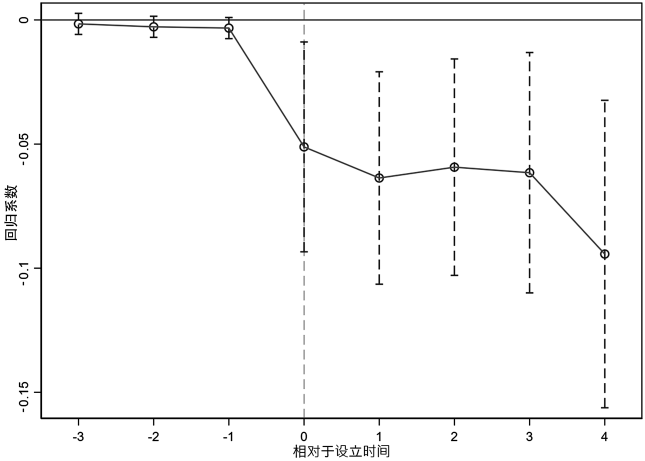


图1 平行趋势检验

(三) 稳健性检验

1. 安慰剂检验

采用随机虚拟处理组的准自然实验设计,对样本城市进行 1000 次模拟抽样。如图 2 所示,模拟得到的

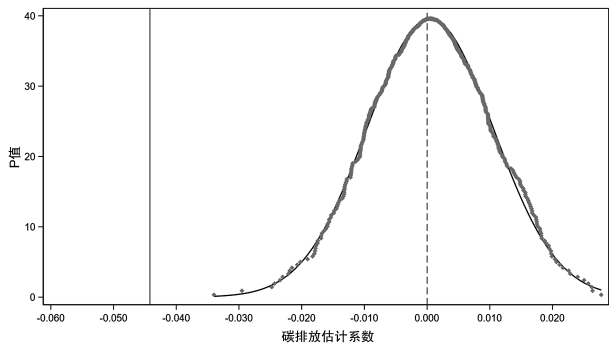


图2 安慰剂检验结果

估计值呈现近似正态分布,其中95%置信区间内估计值未通过10%显著性水平检验,而实际政策效应值显著偏离模拟分布,构成统计离群点。该检验有效排除了不可观测混杂因素的干扰,证实了低碳发展效应确系自贸试验区政策引致。

2.PSM-DID

使用DID方法最理想的情况是,处理组城市和控制组城市是随机选择的。但考虑到自贸试验区政策作为国家重要发展战略,实施前需要综合考量城市的经济社会发展水平、对外开放程度和地理条件等因素。为了控制这些城市之间原本存在的固有差距,降低政策选择中内生性对于估计结果的影响,本文参考已有学者的做法^[3,6],将控制变量作为协变量,使用倾向得分匹配法(PSM),在控制组城市中找到与处理组城市尽可能相似的城市进行匹配,形成新的样本,在该样本的基础上进行DID回归。结果如表3列(1)所示,可以发现,系数估计值仍然显著,说明自贸试验区设立降低所在城市碳排放的结论具有稳健性。

3.更换被解释变量

为验证基准回归结果的稳健性,本文将核心被解释变量替换为碳排放率(碳排放总量与GDP的比值)。二者受自贸试验区政策的影响效应具有一致性。表3列(2)显示,政策变量系数仍显著为负,且通过1%水平的检验,与基准模型方向及显著性高度吻合,表明自贸试验区通过优化能源利用效率降低城市碳排放的结论具有可靠性。

4.排除政策干扰

鉴于国家自2013年起在部分省市实施碳排放权交易试点(ETS)政策,为排除其对城市碳排放的影响,本文通过控制ETS政策虚拟变量进行交互分析。表3列(3)显示,在控制ETS政策干扰后,双重差分估计量(DID)仍然显著,参数方向与基准回归一致。表明自

贸试验区建设对城市低碳发展的促进作用具有政策独立性,其减排效应并非源自ETS政策的协同作用。

表3 稳健性检验结果(一)

变量	(1) PSM-DID	(2) 更换被解释变量	(3) 排除政策干扰
<i>DID</i>	-0.0387*** (0.0139)	-0.0786*** (0.0175)	-0.0412*** (0.0147)
控制变量	是	是	是
城市固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
N	4544	4544	4288
R ²	0.464	0.675	0.458

5.其他稳健性检验

为评估异常值敏感性,对全样本进行1%双侧缩尾处理。表4列(1)是缩尾处理结果,可见参数方向与幅度未发生实质性改变,结果依然稳健。鉴于直辖市特殊性可能干扰估计精度,本文剔除北京、天津、上海、重庆的样本后重新回归,列(2)是剔除直辖市样本的回归结果,*DID*系数为-0.0456,核心结论保持稳健。考虑到自贸试验区政策文件多在下半年颁布,当年政策执行存在时滞效应,故将*DID*变量滞后一期,列(3)是政策时滞效应检验结果,滞后项系数为-0.0323,较基准回归呈现更高的显著性水平,证实本文的研究结论具有时序稳健性。

表4 稳健性检验结果(二)

变量	(1) 缩尾处理	(2) 剔除直辖市	(3) 变量滞后一期
<i>DID</i>	-0.0510*** (0.0129)	-0.0456*** (0.0137)	
<i>DID_lag1</i>			-0.0323** (0.0136)
控制变量	是	是	是
城市固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
N	4544	4480	4260
R ²	0.453	0.984	0.385

(四)内生性问题处理

1.工具变量法

借鉴李晓龙等(2024)^[17]的研究,选择清朝末期是否设立为通商口岸作为工具变量。历史通商口岸城市在区位条件、经济禀赋与开放传统方面具有比较优势,这与自贸试验区区位选择存在显著空间耦合特征;此

外,开埠通商作为外生性历史冲击,满足工具变量相关性约束与排他性假设。为克服模型潜在的内生性问题,将通商口岸作为工具变量满足相关性条件,能够有效缓解内生性偏误。检验结果如表5所示,可以看出自贸试验区的设立显著减少了城市碳排放量。

表5 工具变量法检验结果

变量	(1) <i>DID</i>	(2) <i>PF</i>
<i>DID</i>		-0.0443* (-0.0247)
<i>port</i>	0.1412*** (0.0139)	
控制变量	是	是
城市固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
N	4544	4544
R ²	0.155	0.459

2.GMM系统估计法

考虑到城市碳排放具有动态持续性特征,参照薛天航等(2022)的研究方法^[18],采用系统广义矩估计(SYS-GMM)进行稳健性检验。如表6所示,工具变量通过Hansen过度识别检验(p=0.134),且AR(2)检验无自相关(p=0.100),满足模型有效性条件。结果显示,城市碳排放存在显著路径依赖。*DID*在控制动态内生性后仍保持统计显著性,验证了自贸试验区政策对碳减排的持续促进作用。

(五)异质性分析

1.城市异质性

依据《全国资源型城市可持续发展规划》界定的资

表6 GMM系统估计法检验结果

变量	(1) <i>PF</i>
<i>L.PF</i>	0.942*** (0.0137)
<i>DID</i>	-0.0360** (0.0143)
控制变量	是
城市固定效应	是
年份固定效应	是
N	4544
AR(1)	0.000
AR(2)	0.100
Hansen	0.134

源型城市识别标准,本文将全样本划分为资源型城市与非资源型城市进行异质性检验。非资源型城市比资源型城市的碳排放抑制效果更显著,这是由于非资源型城市的产业结构较为多元,对高耗能产业依赖度低,更易借助自贸试验区政策引入低碳产业、优化结构,政策效果更易显现;而资源型城市存在产业路径依赖,转型阻力大,制约了自贸试验区政策对碳排放的抑制效果,致使其显著性相对较低。同时,按照科技部于2010年、2018年、2022年公布的国家创新型城市名单,将284个城市分为创新型城市与非创新型城市两组。由表7可知,创新型城市与非创新型城市的效果存在显著差异,创新型城市的碳减排作用更显著。这是由于创新型城市能通过技术创新和产业升级抑制碳排放,形成技术扩散与清洁生产的良性循环。

表7 城市异质性检验结果

变量	资源型城市		创新型城市	
	(1) 是	(2) 否	(3) 是	(4) 否
<i>DID</i>	-0.0379* (0.0258)	-0.0404*** (0.0155)	-0.0385*** (0.0126)	-0.0230 (0.0228)
控制变量	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
N	1728	2816	1408	3136
R ²	0.450	0.466	0.553	0.445

2.地理区位异质性

借鉴赵金凯等(2023)^[19]的研究,胡焕庸线东南侧地区占到全国面积的36%,人口却占了96%,西北侧面积较大,但人口却仅占4%。从地理区位异质性看,胡焕庸线两侧的自贸试验区政策效果差异显著,西北侧的核心变量系数显著高于沿线和东南侧,表明自贸试验区对西北侧城市碳排放的抑制作用较强。主要是因为西北地区城市的能源结构中煤炭依赖度更高,政策推动的清洁技术替代效应更明显。根据罗芳勇等(2023)^[20]的研究,将284个城市分为沿海城市和非沿海城市。结果如表8所示,沿海城市的碳排放抑制效果更加显著。一方面,沿海城市的贸易基础好,自贸试验区设立后,贸易便利化促使产业快速向金融、物流等低能耗服务业及高端制造业转型,降低了高碳产业占比。另一方面,沿海城市凭借开放优势吸引了大量外资,同时引入了先进的低碳技术和环保设备,提高了能源利用效率。

表 8 地理区位异质性检验结果

变量	胡焕庸线			沿海城市	
	(1) 西北侧	(2) 东南侧	(3) 沿线	(4) 是	(5) 否
<i>DID</i>	-0.1780*** (0.0511)	-0.0794*** (0.0212)	-0.0350** (0.0143)	-0.0935*** (0.0201)	-0.0260 (0.0169)
控制变量	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
N	384	1280	2880	848	3696
R ²	0.970	0.985	0.986	0.567	0.436

(六)影响路径检验

1.经济集聚的中介传导效应检验

本文选取经济集聚水平(*ecoagg*)作为中介变量进行 Bootstrap 检验,结果如表 9 所示。列(1)显示,自贸试验区设立对城市碳排放的总效应在 1%水平上显著为负,Bootstraptest(directeffect)值为-0.2182,直接效应显著存在,即自贸试验区设立对城市碳排放有显著抑制作用。列(2)显示,自贸试验区的系数在 1%水平上显著,即自贸试验区政策能够提高经济集聚水平。列(3)显示,自贸试验区的系数为-0.0441,经济集聚水平起到部分中介的作用,即自贸试验区的设立既可以直接影响城市碳排放,又可以通过经济集聚水平影响碳排放。Bootstraptest(indirecteffect)值为-0.0377,表明间接效应也显著存在。进一步证明了经济集聚水平作为中介变量,在自贸试验区设立影响城市碳排放的过程中发挥了中介作用。

表 9 Bootstrap 中介效应检验结果

变量	(1) <i>PF</i>	(2) <i>ecoagg</i>	(3) <i>PF</i>
<i>DID</i>	-0.442*** (0.0130)	0.201*** (0.0574)	-0.0441*** (0.0133)
<i>ecoagg</i>			-0.188*** (0.0169)
控制变量	是	是	是
Sobel	-0.0380 (Z=-3.338,p=0.001)		
Bootstraptest (directeffect)	-0.2182 (Z=-4.56,p=0.000)		
Bootstraptest (indirecteffect)	-0.0377 (Z=-3.01,p=0.003)		
Indirect effect proportion	14.7%		
R ²	0.459	0.680	0.403

为判断经济集聚作为中介变量是不是线性调节,对 *ecoagg* 取二次项后进行回归。表 10 列(3)结果表明,*ecoagg* 对被解释变量 *PF* 存在显著的倒“U”形影响,经计算,倒“U”形曲线拐点对应的经济集聚水平为 5.14。样本期内达到及超过拐点的城市有 189 个,主要为东部城市以及中、西部核心城市,直辖市一直处于倒“U”形曲线的右端。在倒“U”形曲线左端的城市主要分布在我国中部、西南部、西北部和东北地区。

表 10 中介变量倒“U”形特征检验结果

变量	(1) <i>PF</i>	(2) <i>PF</i>	(3) <i>PF</i>
<i>DID</i>	-0.442*** (0.0130)	-0.0441*** (0.0133)	-0.108* (0.0637)
<i>ecoagg</i>		-0.188*** (0.0169)	0.367*** (0.0802)
<i>ecoagg</i> ²			-0.0357*** (0.00566)
控制变量	是	是	是
城市固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
N	4544	4544	4544
R ²	0.459	0.403	0.431

倒“U”形机制可能的解释为,在经济集聚的不同阶段,经济集聚通过规模效应、技术效应、拥挤效应、产业结构效应和技术溢出效应等对城市碳排放的影响存在非线性关系。在经济集聚初期,经济集聚的拥挤效应高于集聚效应,资源消耗速率超过了资源的再生速率和环境的承载能力,导致碳排放增加;在经济集聚的后期,随着市场化水平提高,技术溢出、基础设施共享、绿色技术创新和产业分工细化等效应占主导,集聚效应增加,从而降低了工业集聚对环境的影响,企业也通过规模经济优化能源效率降低碳排放。二次项 *ecoagg*²

的负向显著,印证了经济集聚对碳排放的边际效应递减,最终转向抑制作用。综上,假设H2得到验证。

2.政府干预的外部调节机制检验

在非线性调节效应公式中,主要关注二次项与二次交互项的符号和显著性。参考林伟鹏和冯保艺(2022)^[21]的研究,在两者均通过显著性检验的前提下,两者符号相同时,调节变量起到正向调节作用;两者符号相反时,调节变量起到负向调节作用。根据表11列(2)所示, $czzc \times ecoagg^2$ 的系数与 $ecoagg^2$ 的系数相反,表明经济型干预(财政支出)对经济集聚的调节作用为负向调节,即经济型干预缓和了经济集聚对碳排放的抑制程度,意味着经济干预使经济集聚对碳排放的边际影响变化更趋平缓。列(3)结果显示, $hjgz \times ecoagg^2$ 的系数与 $ecoagg^2$ 的系数相同,表明社会型干预(环境规制)具有正向调节作用,即当经济集聚超过一定阈值后,环境规制通过倒逼技术创新、提高减排标准等方式,更为显著地抑制碳排放,加速倒“U”形曲线向“减排端”转折。因此,假设H3得到验证。

表 11 机制检验结果

变量	(1) PF	(2) PF	(3) PF
<i>DID</i>	-0.151** (0.0615)	-0.171*** (0.0628)	-0.164*** (0.0612)
<i>ecoagg</i>	0.267*** (0.0824)	0.388*** (0.141)	-0.0273 (0.0937)
<i>ecoagg</i> ²	-0.0273*** (0.00578)	-0.0437*** (0.0101)	-0.0194** (0.00754)
<i>czzc</i>	-0.803*** (0.188)	3.479* (1.912)	
<i>czzc</i> × <i>ecoagg</i>		-1.605** (0.648)	
<i>czzc</i> × <i>ecoagg</i> ²		0.149*** (0.0541)	
<i>hjgz</i>	-0.00502*** (0.000536)		-0.00922*** (0.00205)
<i>hjgz</i> × <i>ecoagg</i>			0.0797*** (0.0109)
<i>hjgz</i> × <i>ecoagg</i> ²			-0.000127*** (3.51e-05)
控制变量	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
城市固定效应	是	是	是
N	4544	4544	4544
R ²	0.442	0.431	0.447

五、进一步分析

前文结果表明,自贸试验区的设立对城市的碳排放具有显著的抑制作用,那么这种影响是否存在空间溢出效应?如果存在空间溢出效应,具体影响程度如何?对此,本文建立空间计量模型进行进一步分析。

(一)全局空间相关性检验

本文依据城市间地理距离和GDP数据,构建了经济地理权重矩阵W,并分别进行了空间自相关检验。表12报告了CO₂排放量的空间相关性检验结果,可以看到,CO₂排放量在空间上存在相关性,需要构建空间计量模型进行分析。

表 12 莫兰指数结果

年份	莫兰指数	p 值	年份	莫兰指数	p 值
2008	0.143	0.000	2016	0.138	0.000
2009	0.138	0.000	2017	0.134	0.000
2010	0.141	0.000	2018	0.137	0.000
2011	0.143	0.000	2019	0.137	0.000
2012	0.138	0.000	2020	0.138	0.000
2013	0.134	0.000	2021	0.136	0.000
2014	0.134	0.000	2022	0.132	0.000
2015	0.139	0.000	2023	0.135	0.000

(二)空间辐射效应分析

经计量检验分析,LM与Wald检验的p值均为0.000,证明空间杜宾模型(SDM)不可降阶为SAR或SEM模型。Hausman检验与似然比(LR)检验p值均低于0.05统计阈值,故拒绝模型设定原假设。基于检验结果,采用时空双向固定效应的SDM模型,运用偏微分效应分解法测算自贸试验区政策对城市碳减排的空间作用机制。由表13可知,*DID*的系数在1%水平显著,证实政策实施存在显著空间辐射效应。空间滞后项系数负向显著,表明制度创新通过地理邻近机制产生扩散效应。效应分解显示:直接效应项中政策虚拟变量的系数为-0.0469,说明自贸试验区设立显著抑制了本地碳排放;间接效应项系数为-0.0608,证实自贸试验区政策通过要素流动、技术扩散等路径产生跨区域协同效应。

(三)空间溢出距离分析

为进一步分析自贸试验区设立的空间溢出效应的具体距离,借鉴曹清峰(2020)^[22]的做法,设定如下模型:

$$PF_{it} = \sigma_0 + \sigma_1 DID_{it} + \sum_{s=0}^{550} N_{is}^s \mu_s + \gamma X_{it} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

其中,*s*表征城市间空间地理距离,当城市*i*在*t*年

份与自贸试验区的空间距离处于 $(s-\Delta s, s]$ 阈值区间时,定义空间关联变量 $N_i=1$,否则为0。该参数用于测度政策效应的空间边界特征。图3的空间溢出距离分析显示,在100—150公里缓冲区范围内,政策虚拟变量系数显著为负,且系数绝对值随距离增加呈现显著

的空间衰减特征。这一空间衰减规律与空间双重差分模型的估计结果相互印证,表明自贸试验区政策不仅有效降低了所在城市的碳排放强度,同时对周边100—150公里辐射圈内的邻近城市产生了显著的空间溢出效应。

表 13 空间检验结果

变量	(1) <i>Main</i>	(2) <i>Wx</i>	(3) <i>LR_Direct</i>	(4) <i>LR_Indirect</i>	(5) <i>LR_Total</i>
<i>DID</i>	-0.0481*** (0.0129)	-0.0687** (0.0307)	-0.0469*** (0.0133)	-0.0608** (0.0297)	-0.108*** (0.0299)
控制变量	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
N	4544	4544	4544	4544	4544
R ²	0.313	0.313	0.313	0.313	0.313

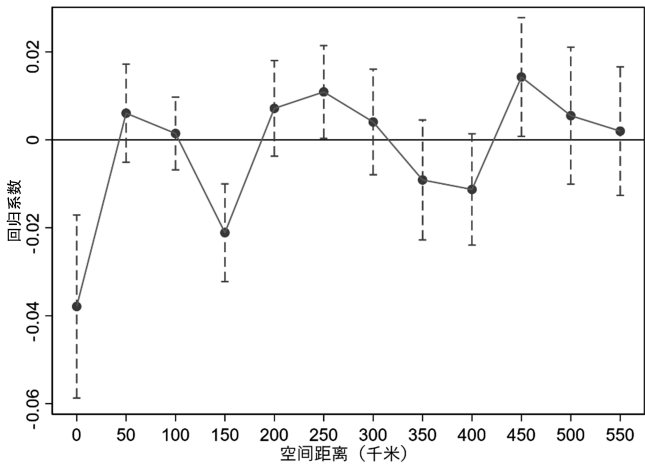


图 3 空间溢出距离分析

六、结论与建议

(一)研究结论

本文基于2008—2023年全国284个城市的面板数据,通过多期DID、中介效应及空间DID模型,系统探究了自贸试验区设立对城市碳排放的影响机制,得出主要结论如下:(1)自贸试验区设立通过制度创新与政策示范,显著降低了试点城市的碳排放水平,经多种稳健性检验和内生性处理后该结论依然成立。(2)自贸试验区通过提升经济集聚水平影响碳排放,初期规模效应导致碳排放随经济集聚程度上升而增加,超过阈值后,产业结构升级与技术溢出效应促使碳排放下降,形成先促进后抑制的倒“U”形关系。(3)经济型干预(财政支出)在经济集聚初期放大规模效应,社会型干预

(环境规制)在经济集聚后期倒逼技术创新与绿色转型,二者共同调节经济集聚与碳排放的关系。(4)非资源型城市、创新型城市、胡焕庸线西北侧城市及沿海城市的碳减排效果更优。(5)自贸试验区设立对周边100—150千米范围内城市的碳排放具有显著抑制作用,通过技术扩散、产业联动等机制形成区域协同减排效应。

(二)对策建议

根据以上研究结论,本文提出如下对策建议:

第一,构建经济集聚与低碳发展的阶段性协同机制。依据经济集聚对碳排放的非线性影响规律,实施分阶段政策引导。在集聚初期,通过制度创新优化要素配置,设立绿色产业准入标准,抑制高耗能产业过度集中,避免规模效应引致的碳排放激增;建立碳强度动态评估体系,将单位GDP碳排放、能源利用效率等指标纳入企业准入门槛,对高耗能项目实行严格的碳排放预审制度;引入环境库兹涅茨曲线理论,基于城市发展水平设置差异化的准入阈值,确保政策适配性。在集聚高级阶段,聚焦技术溢出与产业结构升级,依托自贸试验区试点绿色技术共享平台、创新低碳金融工具,加速低能耗产业集聚与高碳技术替代;鼓励发展碳捕集、利用与封存等前沿技术,通过设立专项基金、税收优惠等方式,推动经济集聚从规模扩张向质量提升转型;借鉴欧盟“碳边境调节机制”经验,探索建立低碳产品认证与贸易激励机制,释放结构效应与技术效应对碳排放的抑制潜力。

第二,优化政府干预工具的差异化配置。强化经济型干预与社会性干预的协同适配,针对经济集聚水平较低的城市,调整财政支出结构,增加对清洁能源、绿色技术研发的支持,避免政策补贴引发的集聚拥挤效应;设立绿色产业发展引导基金,采用市场化运作模式,精准扶持低碳产业项目;引入公私合营模式,吸引社会资本参与绿色基础设施建设。对集聚水平较高的城市,加强环境规制强度,建立碳排放强度与行业标杆挂钩的动态环境标准,倒逼企业技术创新与产业转型;引入碳税与碳交易协同机制,根据行业特点制定差异化的碳定价策略,形成“规制倒逼—技术采纳—排放下降”的良性循环;参考 OECD 环境绩效评估框架,构建政府干预工具效果的量化评估指标体系,确保两类干预工具结合城市发展阶段动态调整,避免政策僵化导致的效应失衡。

第三,实施异质性城市的精准化政策适配。对资源型城市,通过自贸试验区引入新兴低碳产业,构建“传统产业转型—新兴产业培育”双路径,降低对高碳产业的依赖;建立传统产业绿色化改造专项补贴机制,支持资源型企业向新能源、新材料等领域转型;运用产业生命周期理论,针对不同衰退阶段的资源型城市制定个性化转型方案。强化创新型城市的创新政策与低碳政策协同,打造绿色技术创新集聚区,放大技术扩散效应;鼓励高校、科研机构与企业共建绿色技术研发中心,完善产学研用协同创新机制;引入专利引用分析方法,追踪绿色技术创新的扩散路径与影响范围。针对胡焕庸线西北侧城市及沿海城市,结合其能源结构与开放程度,充分发挥沿海城市开放优势和胡焕庸线西北侧城市能源资源禀赋,推动清洁技术协同应用;依托“飞地经济”等模式,促进沿海低碳产业向胡焕庸线西北侧城市合理转移;建立跨区域产业合作利益共享机制,运用博弈论模型优化收益分配方案,保障沿海城市与胡焕庸线西北侧城市各方合理收益。

第四,打造“核心—边缘”区域协同减排网络。基于空间溢出效应的距离依赖性,以自贸试验区试点城市为核心划定“100—150公里低碳辐射圈”,推动试点城市与周边城市在技术扩散、产业分工、环境治理等领域的深度协同。建立区域碳市场互联互通机制,统一碳配额分配、交易规则与监管标准,促进碳资源的优化配置;参考欧盟排放交易体系的运行经验,设计符合区域特点的碳市场调控机制;设立区域低碳发展专项基金支持基础设施互联互通与污染共治项目,重点推进

跨区域环保设施共建共享。探索建立区域环境信息共享平台,实时监测区域内碳排放动态,形成“政策示范—技术溢出—协同减排”的空间传导链条;引入地理信息系统(GIS)技术,可视化呈现区域碳排放分布与协同减排效果,将本地减排效应转化为区域整体低碳发展动能。

第五,建立政策动态评估与适应性调整体系。构建包含经济集聚水平、政府干预强度、碳排放绩效的多维评估框架,定期监测政策实施的直接效应与空间溢出效应,识别不同城市类型的政策敏感点。引入大数据分析、人工智能等技术手段,建立政策效果智能评估模型,实现政策实施效果的动态跟踪与预警;运用机器学习算法,对政策效果进行预测性分析,提前识别潜在政策风险;基于评估结果动态调整政策工具组合,对处于倒“U”形曲线不同阶段的城市实施差异化干预,确保政策精准性与有效性。加强政策实施效果的国际比较研究,建立与国际先进低碳政策的对标分析机制,为全国范围内低碳政策的复制推广提供可参考的“自贸试验区经验”。◆

参考文献:

- [1]张军,闫东升,冯宗宪,等.自贸区设立能够有效促进经济增长吗?:基于双重差分方法的动态视角研究[J].经济问题探索,2018(11):125-133.
- [2]胡艺,张义坤,刘凯.内陆型自贸区的经济外部性:“辐射效应”还是“虹吸效应”?[J].世界经济研究,2022(2):54-72+135.
- [3]崔日明,陈永胜.自贸区设立、经济集聚与城市创新[J].经济理论与经济管理,2022,42(11):97-112.
- [4]叶霖莉.自贸区设立的产业结构升级效应:基于PSM-DID方法的实证分析[J].国际商务研究,2023,44(1):87-100.
- [5]XUE F, ZHOU M L, WANG L. The effect of the pilot free trade zone policy on carbon emissions: evidence from China [J]. Environmental Science and Pollution Research International, 2023, 30(38): 89510-89520.
- [6]WANG A P, HU Y, LI Y Y, et al. Do pilot free trade zones improve the green total factor productivity? Evidence from a quasi-natural experiment in China. [J]. Environmental Science and Pollution Research International, 2022, 29(50): 75307-75321.
- [7]王康,李志学,周嘉.环境规制对碳排放时空格局演变的作用路径研究:基于东北三省地级市实证分析[J].自然资源学报,2020,35(2):343-357.
- [8]丁斐,庄贵阳,刘东.环境规制、工业集聚与城市碳排放强度:基于全国282个地级市面板数据的实证分析[J].中国地质大学学报(社会科学版),2020,20(3):90-104.
- [9]齐绍洲.中国式现代化视角下的碳达峰与碳中和[J].经济评

论,2022(6):21-25.

[10]王三兴,欧阳鹏.自贸试验区如何促进绿色发展:基于环境污染视角的实证研究[J].华北水利水电大学学报(社会科学版),2024,40(4):27-37.

[11]黎兴,陈修素.战略性新兴产业集聚对碳排放强度的影响研究[J].统计理论与实践,2023(4):28-35.

[12]孙璐璐.自贸区设立、经济集聚与流通业发展:基于双重差分法和中介效应分析[J].商业经济研究,2024(1):26-29.

[13]杜鹏程,洪宇.碳中和实现途径与政策选择:基于空间溢出效应的视角[J].中国人口·资源与环境,2022,32(9):35-46.

[14]王锋,葛星.低碳转型冲击就业吗来自低碳城市试点的经验证据[J].中国工业经济,2022(5):81-99.

[15]李勇刚.土地资源错配、空间溢出效应与绿色技术创新[J].现代经济探讨,2023(7):84-101.

[16]钱龙.中国城市绿色经济效率测度及影响因素的空间计量

研究[J].经济问题探索,2018(8):160-170.

[17]李晓龙,张子怡,郑强.金融改革政策能否促进产业链现代化?:基于国家金融综合改革试验区政策的研究[J].金融论坛,2024(3):70-80.

[18]薛天航,郭沁,肖文.双碳目标背景下ESG对企业价值的影响机理与实证研究[J].社会科学战线,2022(11):89-99+281.

[19]赵金凯,张萌,吴婷强.可持续视角下中国碳中和指数的区域差异、结构差异及分布差异[J].西安交通大学学报(社会科学版),2023,43(2):143-155.

[20]罗芳勇,杨诗琦,李石强.数字经济对要素市场一体化的影响研究[J].产业经济评论,2023(3):31-53.

[21]林伟鹏,冯保艺.管理学领域的曲线效应及统计检验方法[J].南开管理评论,2022,25(1):155-166.

[22]曹清峰.国家级新区对区域经济增长的带动效应:基于70大中城市的经验证据.中国工业经济,2020(7):43-60.

The Carbon Emission Reduction Effect of Free Trade Pilot Zones:The Mediation of Economic Agglomeration and the Dynamic Moderation of Government Intervention

Yan Jinling, Liu Ruoqi

Abstract: In order to explore the carbon reduction effect of setting up pilot free trade zones under the “dual carbon” target, based on panel data from 284 prefecture level cities in China from 2008 to 2023, empirical analysis was conducted using multi period DID, mediation and moderation effects, and spatial DID models. Research has found that the establishment of pilot free trade zones significantly reduces urban carbon emissions, and has passed various robustness and endogeneity tests. In terms of mechanism of action, economic agglomeration is a key mediating variable, and the moderating effect of government intervention shows an inverted “U” shape. Heterogeneity analysis shows that non resource-based, innovative, and non coastal cities on the north side of the Hu’s line have more prominent emission reduction effects, reflecting differences in policy effects on industrial structure, innovation capabilities, and geographical location. In addition, there is a significant spatial spillover effect of carbon emission reduction within the range of 100–150 kilometers in the pilot free trade zone. Based on this, it is suggested to precisely regulate government intervention, implement differentiated policy tools, and establish regional coordination mechanisms to promote low-carbon development in cities through the construction of pilot free trade zones.

Key words: Pilot Free Trade Zone; Economic Agglomeration; Carbon Emission Effect; Government Intervention

(责任编辑:杨扬)

西部陆海新通道物流碳排放效率测度及影响因素分析

谈晓勇 唐 露

(重庆交通大学 经济与管理学院, 重庆 400074)

摘要:西部陆海新通道是深化国际经贸合作、构建开放型经济体系的重要载体。为探究西部陆海新通道物流碳排放效率及其影响因素,构建SBM模型与GML指数模型测度2013—2022年西部陆海新通道物流碳排放物流碳排放静态、动态效率,运用Moran's I指数和地理探测器模型揭示物流碳排放效率的空间自相关性及其影响因素。结果表明:(1)2013—2022年西部陆海新通道物流碳排放静态效率呈现波动下降趋势,2020—2021年动态效率达到峰值,大部分地区动态效率增长依赖技术进步。(2)通道北部与南部呈现高水平聚集效应,中部呈现低水平聚集效应,发展存在不均衡性。(3)政府支持力度、经济发展水平以及对外开放程度对碳排放效率的影响较大,所有因素相互结合对碳排放效率的提升有显著性影响。最后,从实施差异化的低碳政策、加大低碳技术研发的投入、增强区域均衡性等方面提出相应的对策建议。

关键词:西部陆海新通道;物流碳排放效率;空间自相关分析;地理探测器模型

中图分类号:X82

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2025)09-0043-10

DOI: 10.13999/j.cnki.tjllsj.2025.09.005

一、引言

西部陆海新通道是连接“一带一路”的重要纽带和支撑国内国际双循环的重要物流通道。高质量推进通道建设,对降低物流成本、形成高效便捷的物流网络、提升国际物流服务能力意义重大。2021年,国家发展和改革委员会牵头编制了《“十四五”推进西部陆海新通道高质量建设实施方案》,明确提出“到2025年,基本建成经济、高效、便捷、绿色、安全的西部陆海新通道”。2023年交通运输部等部门进一步出台《推进西部陆海新通道绿色低碳发展实施方案》,强调将“物流碳排放效率提升”作为关键考核指标。当前西部陆海新通道建设以完善物流基础设施、提升物流服务能力、降低物流成本以及推动国际物流合作为重点任务。提高物流效率是通道建设的必要途径,探讨西部陆海新通道沿线省份物流碳排放效率问题并分析影响效率提升的因素,从战略层面上响应了“双碳”目标对物流走廊的减排约束,从实践层面上为破解“效率洼地”瓶颈提供参考,对推动区域经济高质量发展、构建西部大开

发新格局具有重要意义。

目前许多学者对物流效率问题进行了研究,相关研究方法也较为成熟,为本文提供了一定的参考。第一,对低碳物流的研究主要集中在三个方面:物流碳排放效率评价研究^[1-2]、低碳物流网络优化研究^[3-4]以及低碳物流决策性问题研究^[5-6],而关于西部陆海新通道物流碳排放效率的研究还需扩充。第二,测算碳排放效率主要采用数据包络分析(DEA)^[7-9]和随机前沿分析(SFA)^[10-11]等方法。但传统的DEA方法存在一定的局限性,即当决策单元出现多个效率值为1的情况时,难以区分决策单元之间的差距,且对数据质量要求高,当数据存在不确定性时,会对传统DEA模型的结果产生影响。为突破传统DEA模型的局限性,学术界提出了一系列改进方法。Tone(2003)^[12]改进了DEA模型,提出了超效率SBM模型,能够考虑碳排放等非期望产出对评价的影响,对决策单元效率值均为1时,进行进一步评价。Fried(2002)等^[13]创新性地构建了三阶段DEA分析框架,通过系统性流程有效消除了环

基金项目:重庆市教育委员会人文社会科学基金项目“重庆市推进西部陆海新通道建设的物流网络结构与组织模式研究”(21SKGH088)。

作者简介:谈晓勇,男,博士,教授,研究方向为物流与供应链管理;唐露,女,硕士研究生,研究方向为物流与供应链管理。

境变量和随机误差对效率评估的干扰。还有些学者考虑将DEA模型、SBM模型与ML指数模型相结合,将静态和动态相结合,对碳排放效率进行分析^[14-17]。第三,关于物流碳排放效率的影响因素和作用机制的研究。陈刚等(2025)^[18]采用Tobit回归模型对中国八大经济区物流效率的影响因素进行了分析。叶翀和冯昊(2024)^[19]借助空间计量模型对长三角城市群进行了分析。武勇杰等(2024)^[20]、刘小兰和朱颖(2023)^[21]采用地理探测器模型分别对黄河流域和长江经济带进行了分析。Zhang等(2021)^[22]考虑了CO₂、GDP、能源、人口四个因素对碳排放的影响程度。徐英启等(2022)^[23]在“双碳”背景下,考虑了五个因素对碳排放效率的影响,其中经济发展水平、产业结构、城镇化水平、绿色技术创新与碳排放效率呈显著正相关,外商投资强度对碳排放效率有限制作用。

综上所述,现有关于物流碳排放效率的研究已经取得一定成果,但目前相关研究多集中于全国或特定经济区域(如长三角、长江经济带),针对西部陆海新通道这一国家战略物流大通道碳排放效率的研究仍较匮乏。基于此,以西部陆海新通道沿线省份为研究对象,在方法上结合超效率SBM模型和GML指数,从静态与动态双重视角测度物流碳排放效率,并进一步运用Moran's I指数和地理探测器模型分析其时空演化特征及影响因素。研究结论可为西部陆海新通道的绿色低碳发展、区域物流协同优化及“双碳”目标下的政策制定提供理论依据与实践参考。

二、研究设计

(一)指标体系

交通运输、仓储及邮政业等在物流生产总值中占比超过80%,参考有关学者^[24]的做法,将其替代物流业数据进行分析。参考部分学者^[25]的观点,从资本、劳动力、能源以及基础设施四个方面选择投入指标。其中,资本投入以交通运输、仓储和邮政业的固定资产总额表示,以2012年为参照年份,利用指数平减法消除价格影响;用交通运输、仓储和邮政业的从业人员数来替代物流业的劳动力投入;将能源消耗全部转化为标准煤来表示能源消耗总量,以此表征能源投入;基础设施投入用运输线路里程数表示。期望产出指标用交通运输、仓储和邮政业的货运量、货物周转量以及增加值表示,并通过指数平减法消除价格的影响。非期望产出指标通过物流业发展过程中产生的二氧化碳排放量表示。

表1 碳排放效率评价指标体系

	指标名称	指标度量	单位
投入指标	资本	固定资产总额	亿元
	劳动力	从业人员数	人
	能源	能源消耗总量	万吨
	基础设施	运输线路里程数	公里
期望产出指标	货物运输	货运量	万吨
	周转规模	货物周转量	亿吨公里
	经济产出	增加值	亿元
非期望产出指标	碳排放量	二氧化碳排放量	万吨

(二)数据来源

以2013—2022年为研究期间,以西部陆海新通道沿线省份作为研究对象。其中,西藏缺乏完整的能源消耗数据,故本文将除西藏以外的12个省份划分为北、中、南部三个区域,如表2所示。涉及的基础数据来源于国家统计局网站以及《中国统计年鉴》《中国能源统计年鉴》。

表2 西部陆海新通道区域划分

北部地区	中部地区	南部地区
内蒙古、宁夏、 新疆、甘肃	青海、陕西、 四川、重庆	贵州、云南、 广西、海南

(三)研究方法

1.碳排放量计算

碳排放量采用《2006年IPCC国家温室气体清单指南》中提供的方法——碳排放因子法进行测算,该方法是目前广泛应用的方法。选取原煤、汽油、煤油、柴油、燃料油、液化石油气、天然气以及电力8种能源,通过碳排放系数法转化为二氧化碳排量(8种能源的标准煤折算系数及二氧化碳排放系数见表3),计算公式如下:

$$CE=\sum_{i=1}^8E_i\times e_i\times F_i\tag{1}$$

表3 能源碳排放系数

能源	标准煤系数	二氧化碳排放系数
原煤	0.7143 kgce/kg	1.9003 kgCO ₂ /kg
汽油	1.4714 kgce/kg	2.9251 kgCO ₂ /kg
煤油	1.4714 kgce/kg	3.0179 kgCO ₂ /kg
柴油	1.4571 kgce/kg	3.0959 kgCO ₂ /kg
燃料油	1.4286 kgce/kg	3.1705 kgCO ₂ /kg
液化石油气	1.7143 kgce/kg	3.0119 kgCO ₂ /kg
天然气	1.3300 kgce/m ³	2.1622 kgCO ₂ /m ³
电力	0.1229 kgce/kW·h	0.7140 tCO ₂ /亿kW·h

资料来源:《2006年IPCC国家温室气体清单指南》。

其中, CE 为二氧化碳排放量, E_i 为第 i 种能源的消耗量, e_i 为第 i 种能源的折算标准煤系数, F_i 为第 i 种能源的二氧化碳排放系数。碳排放因子分解如式(2)所示:

$$F_i = NCV \times CC \times OF \times \frac{44}{12} \quad (2)$$

其中, NCV 为平均低位发热量, CC 为单位热值含碳量, OF 为碳氧化率。

2. 非期望产出超效率SBM模型

DEA 作为一种数据驱动的效率评估模型, 不需要预设生产函数, 在管理决策领域广泛应用。传统 DEA 模型在评估决策单元效率时存在明显不足, 即无法有效区分多个同时处于生产前沿面(效率值为1)的决策单元之间的优劣差异。此外, 传统的 DEA 模型对数据质量要求高, 当数据存在不确定性时, 会对传统 DEA 模型的结果产生影响。而超效率 SBM 模型于 2001 年被 Tone(2003)^[12] 在传统 DEA 模型的基础上提出, 能够考虑碳排放等非期望产出对评价的影响, 从而突破传统 DEA 方法的局限性, 对决策单元效率值均为 1 时, 进行进一步评价。采用超效率 SBM 方法对西部陆海新通道的物流碳排放效率进行测算, 构建考虑非期望产出的超效率 SBM 模型, 其基本形式如下:

$$\rho = \min \frac{1 - \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \frac{s_i^x}{x_{i0}}}{1 + \frac{1}{s_1 + s_2} \left(\sum_{k=1}^s \frac{s_k^y}{y_{k0}} + \sum_{l=1}^s \frac{s_l^z}{z_{l0}} \right)} \quad (3)$$

$$s.t. \begin{cases} x_{i0} = \sum_{j=1}^n \lambda_j x_{ij} + s_i^x, \forall i \\ y_{k0} = \sum_{j=1}^n \lambda_j y_{kj} - s_k^y, \forall k \\ z_{l0} = \sum_{j=1}^n \lambda_j z_{lj} + s_l^z, \forall l \\ s_i^x \geq 0, s_k^y \geq 0, s_l^z \geq 0, \lambda_j \geq 0, \forall i, j, k, l \end{cases} \quad (4)$$

其中, ρ 为目标函数即效率值; m 、 s_1 和 s_2 分别表示投入、期望产出以及非期望产出变量的数量, x 、 y 和 z 分别表示投入、期望产出和非期望产出向量, s_i^x 、 s_k^y 和 s_l^z 分别对应 x 、 y 和 z 的松弛变量。

3. GML指数模型

超效率 SBM 方法仅能测算碳排放静态效率, 而 ML 指数方法能够测算从 t 期到 $t+1$ 期的生产率的变化, 从而对碳排放效率进行动态分析。相较于 ML 指数方法, GML 指数方法对 ML 指数方法进行了改进, 使用了全局方向性距离函数, 考虑了所有时期的生产前沿面, 避免了局部前沿面带来的问题, 解决了 ML 指数方法的无可行解和不可传递性的问题。参考 Oh

(2010)^[26] 提出的改进版 GML 指数模型, 创新性地引入了全球前沿技术参照, GML 指数可以分解为技术效率变化指数(Global Efficiency Change, GEC)和技术进步变化指数(Global Technical Change, GTC), 能够更全面地分析动态效率变化。GML 指数法的函数表达式为:

$$GML_{it}^{t+1}(x^t, y^t, b^t, x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}) = \frac{1 + D^G(x^t, y^t, b^t)}{1 + D^G(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1})} = GEC_{it}^{t+1} \times GTC_{it}^{t+1} \quad (5)$$

$$GEC_{it}^{t+1} = \frac{1 + D^G(x^t, y^t, b^t)}{1 + D^G(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1})} \quad (6)$$

$$GTC_{it}^{t+1} = \frac{[1 + D^G(x^t, y^t, b^t)]/[1 + D^G(x^t, y^t, b^t)]}{[1 + D^G(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1})]/[1 + D^G(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1})]} \quad (7)$$

其中, $D^G(x^t, y^t, b^t)$ 表示 t 期的全局方向性距离函数, $D^G(x^t, y^t, b^t)$ 表示 t 期的方向性距离函数, $D^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1})$ 表示 $t+1$ 期的方向性距离函数。 GML_{it}^{t+1} 、 GEC_{it}^{t+1} 、 GTC_{it}^{t+1} 表示 GML、GEC、GTC 指数从 t 到 $t+1$ 期的变化: 当 $GML_{it}^{t+1} > 1$ 时, 代表全要素生产率增长, 反之代表下降; 当 $GEC_{it}^{t+1} > 1$ 时, 表示技术效率水平提升; 当 $GTC_{it}^{t+1} > 1$ 时, 表示技术进步水平提升, 反之亦然。

4. 空间自相关模型

空间自相关用于分析地理空间中邻近区域在特定属性上的关联程度。全局 Moran's I 指数是一种常用的空间相关性评估方法, 能够量化研究区域内属性值的整体空间集聚或离散特征^[27]。计算公式如下:

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

局部 Moran's I 指数用于分析局部空间分布特征, 其公式如下:

$$I = \frac{x_i - \bar{x}}{\sigma^2} \sum_{j=1}^n \omega_{ij} (x_j - \bar{x}) \quad (9)$$

其中, n 为决策单元数量, x_i 和 x_j 表示第 i 个地区和第 j 个地区的物流碳排放效率, $\bar{x}$ 表示碳排放效率年均值, σ^2 为 x 的方差, ω_{ij} 为空间权重矩阵中第 i 行第 j 列的权重值。Moran's I 指数的取值范围为 $[-1, 1]$: Moran's I > 0 时, 表示呈现空间正相关; Moran's I < 0 时, 表示呈现空间负相关; 其绝对值越大, 则相关性越强。

5. 地理探测器模型

地理探测器常用于分析空间分异性及其驱动因素。该方法能够评估不同因素间交互作用的强度、方向及线性或非线性特征, 目前在生态学、人文社科等多个领域都有广泛应用。其不仅能够用 q 值量化某个自变量对因变量的影响, 还能够探测两自变量对因变量的交互作用。 q 值的计算公式为:

$$q=1-\frac{1}{N\sigma^2}\sum_{h=1}^L N_h\sigma_h^2$$

(10)

其中, $q \in [0, 1]$, q 值越大, 因子影响力越强; L 表示因子分层数; σ_h^2 和 σ^2 分别表示第 h 层方差和全区方

差; N_h 和 N 分别表示第 h 层单元数目和全区单元数目。

在交互探测中, 通过计算两因子的单值与两因子的交互值并进行比较, 来判断两因子之间的交互作用, 判断作用的依据如表 4 所示。

表 4 两因子交互作用判断依据

判断依据	交互作用类型
$q(x_1 \cap x_2) < \min[q(x_1), q(x_2)]$	非线性减弱型
$\min[q(x_1), q(x_2)] < q(x_1 \cap x_2) < \max[q(x_1), q(x_2)]$	单因子非线性减弱型
$q(x_1 \cap x_2) > \max[q(x_1), q(x_2)]$	双因子增强型
$q(x_1 \cap x_2) = q(x_1) + q(x_2)$	独立型
$q(x_1 \cap x_2) > q(x_1) + q(x_2)$	非线性增强型

资料来源: 参考王劲峰和徐成东 (2017)^[28]的《地理探测器: 原理与展望》一文。

三、西部陆海新通道物流碳排放效率分析

(一) 物流碳排放静态效率分析

使用 Matlab 软件, 计算 2013—2022 年西部陆海新通道基于考虑非期望产出的超效率 SBM 模型的物流碳排放静态效率, 结果如表 5 所示。

如图 1 所示, 从时间维度看, 2013—2022 年西部陆海新通道 12 个省份的均值呈现出波动下降趋势。从 2013 年的 0.779 下降至 2016 年的 0.736, 又上升到 2017 年的 0.773, 继而又下降至 2020 年的 0.711, 最后上升至 2022 年的 0.724, 10 年的静态效率平均值为 0.752。西部陆海新通道物流碳排放效率总体呈现下降趋势, 整体仍有较大提升空间。区域上, 由表 5 可知, 北部地区和南部地区静态效率水平较高, 而中部地区的静态效率较低, 呈现出凹形、不均衡发展的趋势。2013—2015

年效率值最高的省份是宁夏, 2016 年是广西, 2017—2019 年是内蒙古, 2020—2022 年是海南。青海从 2013—2020 年持续最低, 而 2021 年后四川则处于最低位。

从空间维度看, 2013—2022 年内蒙古、宁夏、陕西、广西和海南的物流碳排放静态效率均值均高于 12 个省份效率均值, 说明这 5 个省份发展达到有效状态。其中, 内蒙古、陕西、广西和海南 4 个省份 10 年内静态效率较高, 说明这些省份投入与产出比例达到了相对最优。新疆、青海、四川、重庆和贵州 5 个省份 10 年内静态效率一直小于 1, 处于低效率水平, 说明这 5 个省份在效率提升方面有较大空间, 未来需要考虑效率提升的因素, 提升资源利用效率。宁夏在 2018 年效率值也小于 1, 其余年份效率值均大于 1。甘肃在 2013—2015 年

表 5 2013—2022 年西部陆海新通道物流碳排放静态效率值

		2013 年	2014 年	2015 年	2016 年	2017 年	2018 年	2019 年	2020 年	2021 年	2022 年	均值
北部	内蒙古	1.068	1.058	1.061	1.129	1.191	1.343	1.408	1.140	1.119	1.108	1.162
	宁夏	1.287	1.281	1.174	1.115	1.011	0.773	1.036	1.074	1.052	1.055	1.086
	新疆	0.384	0.427	0.415	0.393	0.459	0.430	0.397	0.353	0.239	0.294	0.379
	甘肃	1.037	1.029	1.000	0.612	0.574	0.580	0.588	0.546	0.467	0.464	0.690
	均值	0.944	0.949	0.913	0.812	0.809	0.782	0.857	0.778	0.719	0.730	0.829
中部	青海	0.343	0.406	0.351	0.347	0.295	0.270	0.216	0.241	0.213	0.210	0.289
	陕西	1.063	1.075	1.088	1.041	1.113	1.073	1.085	1.170	1.214	1.138	1.106
	四川	0.480	0.507	0.548	0.436	0.404	0.416	0.412	0.371	0.212	0.201	0.399
	重庆	0.568	0.625	0.632	0.604	0.570	0.577	0.565	0.575	0.440	0.485	0.564
	均值	0.613	0.653	0.655	0.607	0.595	0.584	0.569	0.589	0.520	0.509	0.590
南部	贵州	0.524	0.545	0.511	0.470	0.473	0.431	0.360	0.372	0.254	0.275	0.421
	云南	0.461	0.483	0.515	0.493	1.006	1.015	0.406	0.386	1.030	1.033	0.683
	广西	1.120	1.144	1.131	1.148	1.143	1.124	1.108	1.085	1.046	1.115	1.116
	海南	1.016	1.126	1.076	1.041	1.033	1.009	1.121	1.218	1.321	1.315	1.128
	均值	0.780	0.824	0.808	0.788	0.914	0.895	0.749	0.765	0.913	0.934	0.837
整体均值		0.779	0.809	0.792	0.736	0.773	0.753	0.725	0.711	0.717	0.724	0.752

效率值大于1,云南在2017—2018年以及2021—2022年效率值大于1,两省份其余年份效率值一直低于1,需要合理优化物流资源要素配置,提升物流效率。

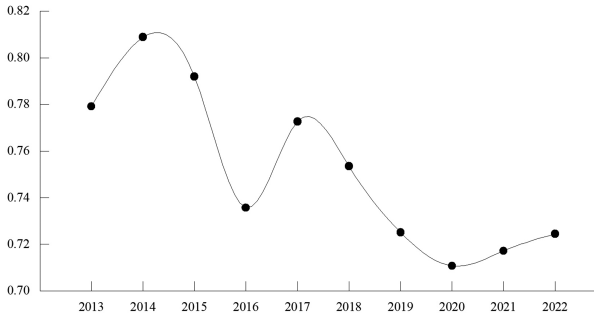


图1 2013—2022年西部陆海新通道物流碳排放静态效率均值

(二)物流碳排放动态效率分析

为进一步分析2013—2022年西部陆海新通道物流碳排放效率的动态变化趋势,运用Matlab软件对通道12个省份的全要素生产率GML指数进行测算,结果如图2所示。

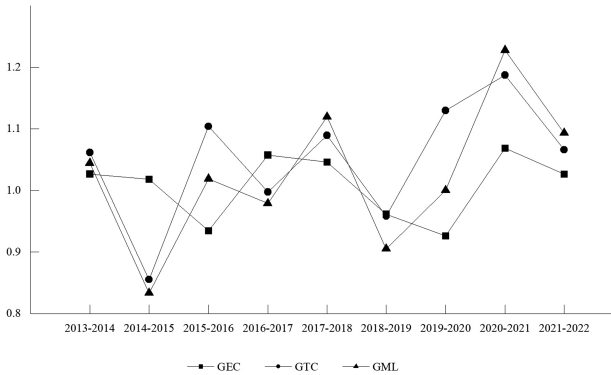


图2 2013—2022年西部陆海新通道按时间分解的全要素生产率GML指数变化趋势

由图2可知,2013—2022年西部陆海新通道全要素生产率呈现出波浪式上升趋势。其中2014—2015年、2016—2017年以及2018—2019年的全要素生产率均值小于1,说明这些时间内通道全要素生产率具有下降趋势;其余年份通道全要素生产率均值均大于1,说明该期间全要素生产率具有增长趋势。2020—2021年全要素生产率均值达到研究期间内峰值,为1.228,且该期间通道内大部分地区全要素生产率都处于增长

状态,全要素生产率GML指数与技术进步(GTC)的变动趋势相似。2013—2022年西部陆海新通道全要素生产率GML指数均值为1.025,全要素生产率整体增长了2.5%,通道内全要素生产率表现出增长的趋势。2013—2022年技术效率变化(GEC)均值为1.007,年均增长率为0.7%,技术进步变化(GTC)均值为1.050,年均增长率为5.0%。根据图3可以看出,除了内蒙古和云南,其他10个省份的全要素生产率的增长均依赖于技术进步的贡献。

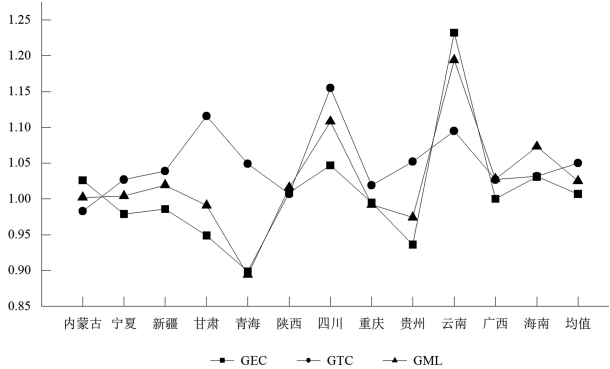


图3 西部陆海新通道按省份分解的全要素生产率GML指数均值

四、物流碳排放效率的空间相关性分析

通过Stata软件采用全局Moran's I指数分析西部陆海新通道碳排放效率的空间相关性,结果如表6所示。2013—2022年的全局Moran's I指数均大于0,且z得分均超过1.5,并通过了显著性检验,说明西部陆海新通道物流碳排放效率具有显著的空间正相关性,呈现出“减弱—增强—减弱—增强—减弱”的N形变动趋势,具有较大的波动性,并在2017年达到峰值,正相关性最强,在2018年降至谷底,正相关性最弱。总体看,西部陆海新通道物流碳排放效率水平在空间分布上呈现出聚集现象,但聚集性相较于2013年有所减弱。

为了进一步探究西部陆海新通道12个沿线省份的物流碳排放效率的空间集聚情况,绘制出2013年、2016年、2019年和2022年的物流碳排放效率莫兰散点图,第一至第四象限分别为“H-H”聚集型、“L-H”聚集型、“L-L”聚集型和“H-L”聚集型,12个省份所属的象限分布如表7所示。

表6 2013—2022年西部陆海新通道物流碳排放效率的全局Moran's I指数

	2013年	2014年	2015年	2016年	2017年	2018年	2019年	2020年	2021年	2022年
I	0.315	0.288	0.283	0.301	0.319	0.233	0.307	0.298	0.273	0.270
z	2.057	1.914	1.885	1.979	2.075	1.670	2.048	1.964	1.834	1.823
p	0.040	0.056	0.059	0.048	0.038	0.095	0.041	0.050	0.067	0.068

表7 西部陆海新通道沿线省份物流碳排放效率
空间集聚情况

	2013年	2016年	2019年	2022年
内蒙古	H-H	H-H	H-H	H-H
宁夏	H-H	H-H	H-H	H-H
新疆	L-L	L-L	L-L	L-L
甘肃	H-H	L-H	L-H	L-H
青海	L-L	L-L	L-L	L-L
陕西	H-H	H-H	H-H	H-L
四川	L-L	L-L	L-L	L-L
重庆	L-L	L-L	L-L	L-L
贵州	L-L	L-L	L-L	L-L
云南	L-L	L-L	L-L	H-L
广西	H-L	H-L	H-L	H-L
海南	H-H	H-H	H-H	H-L

2013年,内蒙古、宁夏、甘肃、陕西、海南属于“H-H”聚集型,其物流碳排放效率值较高,其邻域值也较高,呈现出“高-高”聚集状态。新疆、青海、四川、重庆、贵州和云南属于“L-L”聚集型,其物流碳排放效率值较低,其邻域值也较低,呈现出“低-低”聚集状态。而广西属于“H-L”聚集型,表现出自身值高邻域值低的现象,高值地区应该增强自身效率,进而带动周围低值地区。2016年,甘肃由“H-H”聚集型转为“L-H”聚集型,其余省份聚集类型不变,甘肃整体物流碳排放效率有所降低。2019年,所有省份聚集类型较2016年未发生变化。2022年,云南从“L-L”聚集型转为“H-L”聚集型,说明云南的效率相较于周围省份有所提升,而陕西和海南从“H-H”聚集型转为“H-L”聚集型,说明周围省份的效率值有所降低。西部陆海新通道北部地区与南部地区呈现出高水平聚集效应,而中部地区呈现出低水平聚集效应,区域发展不均衡现象比较突出。

五、物流碳排放效率的影响因素分析

(一)影响因素选择

运用地理探测器对西部陆海新通道物流碳排放效率的影响因素进行分析。在物流效率投入与产出指标

分析的基础之上,参考相关研究,并考虑数据的可获得性,选取经济发展水平、科技创新能力、对外开放程度、产业结构、物流产业集聚程度、物流信息化水平以及政府支持力度作为物流碳排放效率的影响因素,具体见表8。

表8 物流碳排放效率的影响因素

符号	指标	指标解释	单位
X1	经济发展水平	人均DGP	亿元
X2	科技创新能力	专利授权数	件
X3	对外开放程度	进出口贸易总额与GDP之比	%
X4	产业结构	第三产业产值与GDP之比	%
X5	物流产业集聚程度	物流产业区位熵	%
X6	物流信息化水平	互联网用户端口数	万户
X7	政府支持力度	物流财政支出占总财政支出之比	%

(二)因子探测

通过 ArcGIS 创建“渔网”,采用自然间断点分类法,将7个影响因素转化为离散型变量。再通过地理探测器模型根据2013—2022年、2013—2015年、2016—2018年以及2019—2022年的物流碳排放效率均值测算出q值与显著性水平p值,结果如表9所示。

由表9可知,7个影响因素在各个时期均值的测算中均通过显著性检验。总体看,2013—2022年科技创新能力(X2)、对外开放程度(X3)、产业结构(X4)以及物流信息化水平(X6)的影响程度呈现出上升趋势。而在2013—2022年政府支持力度(X7)对西部陆海新通道物流碳排放效率的影响最大,达到0.800,其次是经济发展水平(X1),为0.747。将2013—2022年分为2013—2015年、2016—2018年、2019—2022年三个阶段,其中物流产业集聚程度(X5)在2013—2015年影响最大,但是在其他时间影响较小,表明其影响具有阶段性。2016—2018年经济发展水平(X1)的影响最大,达到0.861,科技创新能力(X2)影响最小,为0.103。2019—2022年,产业结构(X4)对西部陆海新通道物流碳排放效率的影响达到峰值,而物流产业集聚程度(X5)的影响降至最低,为0.150。三个阶段内,

表9 西部陆海新通道物流碳排放效率的影响因子探测结果

	X1	X2	X3	X4	X5	X6	X7
2013—2022年	0.747***	0.126***	0.714***	0.416***	0.304***	0.160***	0.800***
2013—2015年	0.448***	0.107***	0.537***	0.540***	0.855***	0.168***	0.670***
2016—2018年	0.861***	0.103***	0.533***	0.655***	0.327***	0.266***	0.549***
2019—2022年	0.688***	0.342***	0.627***	0.755***	0.150***	0.400***	0.190***

注:***表示1%的显著性水平。

产业结构(X4)和对外开放程度(X3)的影响程度都较大,表示这两种因素在不同阶段对物流碳排放效率的提升皆起到重要作用。而科技创新能力(X2)和物流信息化水平(X6)在三个阶段内的影响相对较小,但是仍显著,表明这两种因素在提升物流碳排放效率方面也起到了一定作用。

(三) 因子交互作用探测

为进一步探究西部陆海新通道物流碳排放效率的影响因素之间是否存在交互作用,以2013—2022年的整体数据为基础,并将其分成2013—2015年、2016—2018年、2019—2022年三个时间段进行因子交互作用探测,利用Origin软件绘制热力图,见图4。

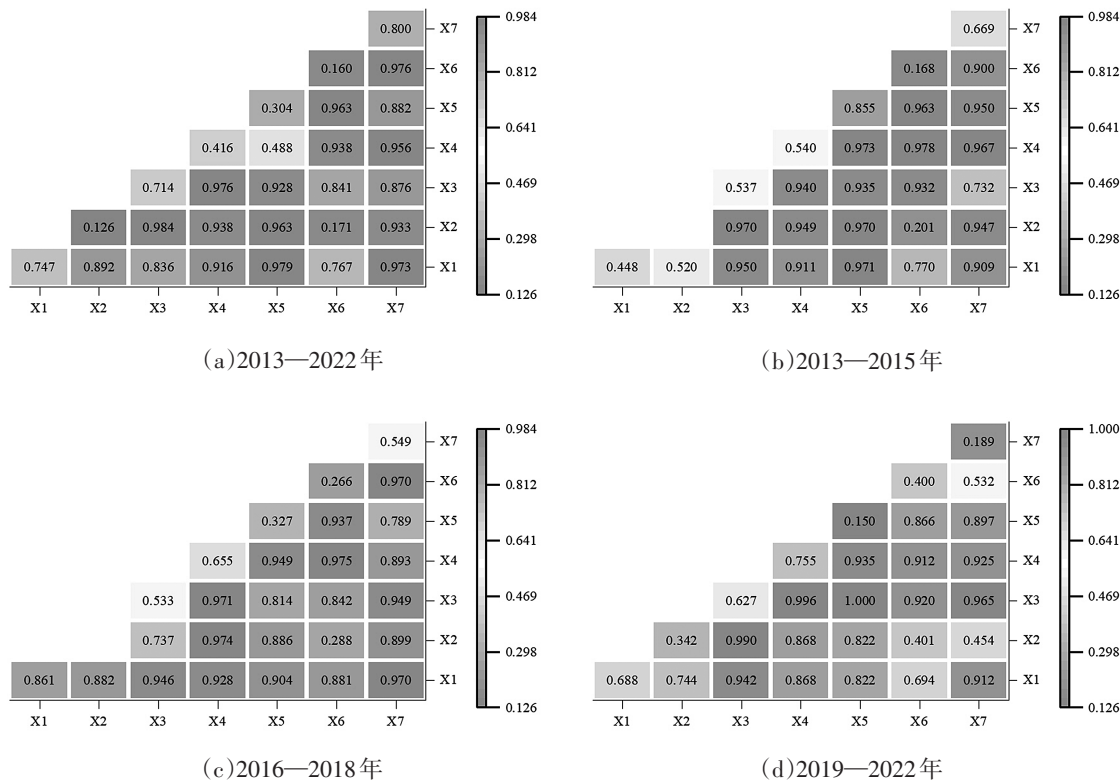


图4 西部陆海新通道物流碳排放效率影响因子的交互探测结果

总体看,所有影响因素的交互作用类型均为双因子增强型,这些因素的结合都对西部陆海新通道物流碳排放效率的提升有显著影响。2013—2022年,科技创新能力(X2)和对外开放程度(X3)的交互作用对物流碳排放效率的影响最大,为0.984,表明两种因素的联合作用对提升效率有显著的积极影响。其次为经济发展水平(X1)和物流产业集聚程度(X5)的交互作用,为0.979。产业结构(X4)和物流信息化水平(X6)的交互作用在2013—2015年以及2016—2018年两个时间段内均影响最大,分别为0.978和0.975。而2019—2022年交互作用最强的为对外开放程度(X3)和物流产业集聚程度(X5)的结合。四个时间段中,科技创新能力(X2)和物流信息化水平(X6)的交互作用均最弱,但仍表现为双因子增强,即两因子的交互作用大于两种因素的单独作用。因此,在提升西部陆海新通道物流碳排放效率方面,更应该注重多个因素的协同作用,

而不是单一因素的影响。

六、结论及建议

(一) 研究结论

本文基于2013—2022年西部陆海新通道沿线12个省份的数据,通过构建SBM模型与GML指数模型,测度了西部陆海新通道的物流碳排放效率,并运用Moran's I指数和地理探测器模型揭示了其空间自相关性及其影响因素,得出以下主要结论:

第一,西部陆海新通道物流碳排放静态效率整体呈现波浪式前进趋势。2014年整体均值达到最高,为0.809;2020年效率值降至最低,为0.711。其中内蒙古、宁夏、陕西、广西和海南的效率均值处于较高水平,这些省份依托资源优越、政策优势优化了低碳产业结构,显著提升了碳排放效率。而新疆、青海、四川、重庆和贵州处于低效率水平,能源利用效率整体较低,需通过区域协同政策与绿色基建破局。

第二,西部陆海新通道全要素生产率GML指数呈现波动上升的状态。2014—2019年全要素生产率的均值小于1,呈现下降趋势;2020—2021年,物流全要素生产率均值达到研究期间内峰值。10年间通道内大部分省份都处于增长状态,相较于技术效率变动的影响,技术进步对全要素生产率的增长具有更大贡献。

第三,根据全局Moran's I指数可知,西部陆海新通道物流碳排放效率具有显著的空间正相关性,且呈现出波动变化趋势。在2017年达到峰值,其正相关性最强,在2018年正相关性最弱。整体在空间分布上呈现出聚集现象,但聚集性相较于2013年有所减弱。根据局部Moran's I指数可知,西部陆海新通道北部地区与南部地区呈现出高水平聚集效应,而中部地区呈现出低水平聚集效应,表明西部陆海新通道物流碳排放效率的均衡性较弱。

第四,从单个因素上看,政府支持力度、经济发展水平以及对外开放程度的影响较大,科技创新能力和物流信息化水平的影响相对较小,但仍然显著,表明这些因素对提升物流碳排放效率都具有一定作用。从多个因素的交互作用结果看,所有影响因素的交互作用类型均为双因子增强型,说明这些因素的结合对西部陆海新通道物流碳排放静态效率的提升有显著的影响。在研究期间科技创新能力和对外开放程度的交互作用影响最大。从划分的三个时间段看,每个时间段交互作用最强的因素组合不相同,但科技发展水平和物流信息化水平在三个时间段内交互作用均最弱,但仍表现为双因子增强类型。

(二)对策建议

为优化西部陆海新通道物流碳排放效率,基于上述研究结论,结合相关省份的发展实际,本文提出以下对策建议:

第一,针对静态效率区域差异,实施差异化的低碳政策。新疆、青海、四川、重庆和贵州等低效率省份,受制于产业结构、地理条件和历史发展基础等因素,能源利用效率相对低下,需要弥补短板,制定针对性政策,推动区域协同发展,推动产业绿色化改造,强化绿色基础设施建设,提升能源利用效率。内蒙古、宁夏、陕西、广西和海南等高效率省份,依托政策支持以及资源优势已在低碳物流发展方面取得一定成效,应鼓励其总结低碳化转型的成功经验,树立低碳物流发展标杆,并进一步强化政策支持,深化产业结构低碳化^[29-31]。同时要深化高效率省份与低效率省份之间的协同合作,

通过技术帮扶、人才交流和经验共享,促进先进知识、技术和管理模式的有效转移,提升通道整体的物流碳排放效率。

第二,技术进步对全要素生产率的贡献较大,政府可通过加大配套资金和研发费用等方式,促进各省份及企业加大对智慧物流系统、绿色仓储技术等低碳技术研发的投入,推出一批高质量的创新成果,充分发挥技术进步的带动作用。重视技术进步的跨区域扩散,技术研发不能仅停留在高效率地区,要注重将技术从高效率地区向低效率地区转移,缩小高、低效率地区之间的“技术鸿沟”。此外,技术创新需要与物流网络优化相结合,保证物流网络和运营流程的通畅性,从而降低能源消耗,将技术进步的效益发挥到最大化。

第三,构建南北部带动中部的空间发展格局,增强区域均衡性。中部低聚集地区要加强基础设施建设投入,特别是在多式联运枢纽、物流节点建设上予以优先保障,逐步减弱低水平聚集效应,缩短发展差距。而南部与北部高水平聚集地区构建区域联动发展模式,促进资源互补。同时,通过构建跨省联合机制,定期对空间效应进行评估,动态调整发展策略,引导高聚集地区积极贡献经验,承担区域绿色发展的引领责任,避免过度集中或边缘化,实现区域间相对均衡发展。

第四,重视政府支持力度、经济发展水平和对外开放程度等关键影响因素。提供具有引导性和精准性的政府支持,营造良好的低碳发展环境,精准引导通道内企业主动选择低碳发展路径,积极承担低碳发展责任。提升对外开放程度,积极引入国际先进的低碳物流发展经验、技术与管理模式,最大化提升物流碳排放效率。还应推动多因素协同发挥作用,针对科技创新能力与对外开放程度的交互作用影响最大的结论,应大力推动“科技-开放”的融合发展,同时促进“政府-信息”协同,为物流信息化水平提升创造条件,放大政策效果。此外,根据不同时期影响因素交互作用的变化,建立定期评估制度,根据各因素的作用效果灵活调整发展重点,确保低碳减排政策符合发展实际,推动碳排放效率的持续提升。◆

参考文献:

- [1]LIANG Z J, CHIU Y H, GUO Q, et al. Low-carbon logistics efficiency: Analysis on the statistical data of the logistics industry of 13 cities in Jiangsu Province, China [J]. Research in Transportation Business & Management, 2022, 43: 100740.

- [2] WANG B J, TIAN Y. Green and low-carbon efficiency assessment of urban agglomeration logistics industry: Evidence from China's beijing-tianjin-hebei metropolitan area(2008-2020) [J]. Sustainability, 2023, 15(15): 11833.
- [3] ZHANG S Y, CHEN N, SONG X M, et al. Optimizing decision-making of regional cold chain logistics system in view of low-carbon economy [J]. Transportation research part A: Policy and practice, 2019, 130: 844-857.
- [4] ZHANG X, CHEN H Z, HAO Y C, et al. A low-carbon route optimization method for cold chain logistics considering traffic status in China [J]. Computers & Industrial Engineering, 2024, 193: 110304.
- [5] WANG H P, FU X Z. The Impacts of Regulatory Approaches to Carbon Quotas on Third-Party Logistics Low-Carbon Financing Strategies and Emission Reduction Effects [J]. Sustainability (2071-1050), 2024, 16(15): 6432.
- [6] CHEN J Y, ZHU Y, WU S N, et al. Carbon reduction strategies for logistics based on emission prediction under multi-scenarios in coastal developed region [J]. Carbon Balance and Management, 2025, 20(1): 13.
- [7] LI C, WANG Y L, LI Z Y, et al. Study on calculation and optimization path of energy utilization efficiency of provincial logistics industry in China [J]. Renewable Energy, 2025, 243: 122594.
- [8] CHEN Q H, WU T T, YIN Y. Evaluation and Analysis of Sustainable Development Efficiency of Port Cities in China Using the Super-Efficiency SBM-DEA Model [J]. Polish Journal of Environmental Studies, 2024, 33(5): 5037-5050.
- [9] 张瀚引, 刘云龙. 西部陆海新通道沿线省份物流效率的测算、演进与收敛性分析 [J]. 商业经济研究, 2024(24): 91-94.
- [10] ZHOU G L, XU Y R, ZHANG F P. Measurement of innovation efficiency in logistic enterprises: Evidence from China based on the three-stage DEA-Malmquist index model approach [J]. American Journal of Economics and Sociology, 2024, 83(2): 331-381.
- [11] 王海峰, 田强, 李金华, 等. “一带一路”沿线省份物流效率及其影响因素的随机前沿分析 [J]. 公路交通科技, 2020, 37(10): 151-158.
- [12] TONE K. Dealing with Undesirable Outputs in DEA: A Slacks-based Measure (SBM) Approach [R]. Japan: GRIPS Discussion Papers, 2003.
- [13] FRIED H O, LOVELL C A K, SCHMIDT S S, et al. Accounting for Environmental Effects and Statistical Noise in Data Envelopment Analysis [J]. Journal of Productivity Analysis, 2002, 17(1): 157-174.
- [14] WEI C, YUAN L. A study on the technological innovation efficiency of China's high-tech industries based on three-stage DEA and Malmquist index [J]. Operational Research, 2025, 25(1): 14.
- [15] DING H P, LIU C H. Carbon emission efficiency of China's logistics industry: measurement, evolution mechanism, and promotion countermeasures [J]. Energy Economics, 2024, 129: 107221.
- [16] 唐俊玮, 黄承锋, 雷洋. 西部陆海新通道物流效率时空演化及省际差异分析 [J]. 商业经济研究, 2025(4): 72-76.
- [17] 邓梦杰, 李义华, 吴露青, 等. 基于超效率SBM-GML指数模型的冷链物流绿色发展效率 [J]. 中南林业科技大学学报, 2024, 44(4): 189-200.
- [18] 陈刚, 贾晓朋, 付江月. 碳排放约束下中国八大经济区物流业效率的时空演化及影响因素 [J]. 生态经济, 2025, 41(2): 54-60.
- [19] 叶翀, 冯昊. 长三角城市群物流业效率时空演化和影响因素 [J]. 华东经济管理, 2024, 38(9): 52-60.
- [20] 武勇杰, 原悦, 侯柳茹. 黄河流域绿色物流与绿色经济协调发展的驱动因素 [J]. 科技管理研究, 2024, 44(24): 57-66.
- [21] 刘小兰, 朱颖. 长江经济带物流业碳排放效率非均衡性及驱动因素分析 [J]. 生态经济, 2023, 39(11): 47-53.
- [22] ZHANG C Y, ZHANG W Y, LUO W N, et al. Analysis of influencing factors of carbon emissions in China's logistics industry: A GDIM-based indicator decomposition [J]. Energies, 2021, 14(18): 5742.
- [23] 徐英启, 程钰, 王晶晶, 等. 中国低碳试点城市碳排放效率时空演变与影响因素 [J]. 自然资源学报, 2022, 37(5): 1261-1276.
- [24] 曹炳汝, 孔泽云, 邓莉娟. 长江经济带省域物流效率及时空演化研究 [J]. 地理科学, 2019, 39(12): 1841-1848.
- [25] CHEN B, LIU F, GAO Y A, et al. Spatial and temporal evolution of green logistics efficiency in China and analysis of its motivation [J]. Environment, Development and Sustainability, 2024, 26(2): 2743-2774.
- [26] OH D. A global Malmquist-Luenberger productivity index [J]. Journal of productivity analysis, 2010, 34(3): 183-197.
- [27] 黄伟新, 郑皓仁. 物流业碳排放效率的空间关联网络结构及其影响因素: 基于西部陆海新通道的实证研究 [J]. 统计理论与实践, 2025(1): 60-70.
- [28] 王劲峰, 徐成东. 地理探测器: 原理与展望 [J]. 地理学报, 2017, 72(1): 116-134.
- [29] 唐红祥, 夏惟怡, 黄跃. 西部陆海新通道制造业与物流业协同集聚的影响因素识别及突破路径研究 [J]. 中国软科学, 2022(8): 131-139.
- [30] 傅远佳. 中国西部陆海新通道高水平建设研究 [J]. 区域经济评论, 2019(4): 70-77.
- [31] 王景敏, 崔利刚. 西部陆海新通道沿线省份物流效率的时空演进及影响因素: 基于沿线省份面板数据的实证分析 [J]. 重庆理工大学学报(自然科学), 2021, 35(12): 243-255.

Measurement and Influencing Factors Analysis of Logistics Carbon Emission Efficiency in the Western Land–Sea New Corridor

Tan Xiaoyong, Tang Lu

Abstract: The New Western Land–Sea Corridor is an important carrier for deepening international economic and trade cooperation and building an open economic system. To explore the logistics carbon emission efficiency of the Western Land–Sea New Corridor and its influencing factors, the SBM model and the GML index model were constructed to measure the static and dynamic efficiency of logistics carbon emissions of the Western Land–Sea New Corridor from 2013 to 2022. The spatial autocorrelation and influencing factors of logistics carbon emission efficiency were revealed by using Moran's I index and the geographic detector model. The results show that: (1) From 2013 to 2022, the static efficiency of logistics carbon emissions in the Western Land–Sea New Corridor presented a fluctuating downward trend. The dynamic efficiency reached its peak in 2020–2021, and the growth of dynamic efficiency in most areas relied on technological progress. (2) The northern and southern parts of the channel show a high-level agglomeration effect, while the middle part shows a low-level agglomeration effect, and there is an imbalance in development. (3) The intensity of government support, the level of economic development and the degree of opening up to the outside world have a significant impact on carbon emission efficiency. The combination of all these factors has a significant effect on the improvement of carbon emission efficiency. Finally, corresponding countermeasures and suggestions are put forward from aspects such as implementing differentiated low-carbon policies, increasing investment in low-carbon technology research and development, and enhancing regional balance.

Key words: New Western Land–Sea Corridor; Logistics Carbon Emission Efficiency; Spatial Autocorrelation Analysis; Geographic Detector Model

(责任编辑:李雅)

黄河流域生态保护和高质量发展的 显著成效、现实挑战及推进路径

肖悦

(河南省社会科学院 统计与管理科学研究所, 河南 郑州 451464)

摘要:黄河流域生态保护和高质量发展是事关中华民族伟大复兴和永续发展的千秋大计。基于2019—2024年黄河流域九省(区)的数据,系统梳理了黄河流域生态保护和高质量发展取得的成效以及实施过程中面临的关键问题。研究发现,黄河重大国家战略实施以来,流域生态文明建设成效显著、高质量发展基础持续巩固、黄河文化影响力持续提升,但在统筹系统治理、筑牢发展优势等方面面临一些深层次、结构性问题。在此基础上从统筹推进水资源节约集约利用、绿色低碳转型、科技创新和产业创新、制度型开放、区域协调发展、黄河文化保护传承六方面提出创新性的发展路径,以期为新时代新征程,深入贯彻落实黄河国家重大战略,推动黄河流域生态保护和高质量发展实现新突破、构建新格局、迈向新高度提供理论和实践参考。

关键词:黄河流域;生态保护;高质量发展;科技创新;黄河文化

中图分类号:F205;F207

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2025)09-0053-08

DOI: 10.13999/j.cnki.tjllsj.2025.09.006

一、引言

党的十八大以来,以习近平同志为核心的党中央高度重视黄河流域的治理、保护和发展,自2019年9月18日在黄河流域生态保护和高质量发展座谈会上发表重要讲话,已连续3次主持专题座谈会,多次实地考察并对黄河流域生态环境保护和发展情况提出明确要求,擘画了黄河流域生态保护和高质量发展的重大战略决策并作出具体部署,为全面推动黄河流域生态保护和高质量发展领航掌舵、指明方向。黄河流域的生态保护和高质量发展关乎强国建设、民族复兴伟业。然而,黄河流域长期承受着生态脆弱与发展失衡的双重压力,上游水源涵养能力弱化,中游水土流失与污染突出,下游“悬河”风险与生态退化并存,流域传统重工业占比高,高消耗、高排放的发展模式难以为继,推动生态保护和高质量发展的协同路径亟待突破。2025年1月,中共中央政治局会议审议了《关于全面推动黄河流域生态保护和高质量发展的意见》,为黄河国家重

大战略纵深推进提供了根本遵循和方向指引。2025年5月19日至20日,习近平总书记在河南考察时再次强调,新时代新征程,要认真落实党中央关于黄河流域生态保护和高质量发展等战略部署。在此背景下,本文系统梳理了黄河流域生态保护和高质量发展取得的成效,包括生态文明建设持续强化、高质量发展基础持续巩固、黄河文化影响力持续提升、区域协同格局持续加深等,指出当前战略推进过程中亟待解决的生态环境质量有待提高、高质量发展不平衡不充分、黄河文化开发弘扬不足等现实挑战,在此基础上提出具有创新性的发展路径和对策建议。本文为深入贯彻落实黄河国家重大战略,完善流域综合治理与区域协调发展的理论框架,推动流域地区实现绿色、可持续的高质量发展提供理论和实践依据。

二、黄河流域生态保护和高质量发展取得的显著成效

黄河流域生态保护和高质量发展重大国家战略实

基金项目:河南省社会科学院创新工程项目“推动黄河流域生态保护治理的河南路径研究”(25ZXW07);河南省社会科学院基本科研基金项目“数字金融对黄河流域绿色发展效率的影响机制与效应研究”(25E079)。

作者简介:肖悦,女,博士,河南省社会科学院博士后,助理研究员,研究方向为数字经济、绿色经济、流域经济。

施以来,沿黄9省(区)深入贯彻落实习近平总书记重要讲话、重要指示批示精神,持续强化水资源开发利用和管理保护,加强生态系统保护修复,深入打好污染防治攻坚战,建设特色优势产业体系,水资源节约集约利用水平持续提高,生态环境质量持续稳定向好,高质量发展基础持续巩固,黄河文化影响力持续提升,各项事业呈现出高质量发展新格局。

(一)以绿色发展为底色加强生态保护,生态文明建设成效显著

沿黄9省(区)始终贯彻落实习近平生态文明思想,秉持生态优先、绿色发展理念,持续深入打好污染防治攻坚战,不断提升环境治理现代化水平,在水资源节约利用、生态修复、污染防治等领域取得突破性进展,推动黄河流域生态环境持续改善,为黄河流域可持续发展注入强劲动能。一是水资源利用效率效益持续提升。沿黄9省(区)全方位贯彻落实“四水四定”原则,深入实施国家节水行动和黄河流域深度节水控水行动,健全节水制度政策,加快推进节水型社会建设,扎实推进黄河流域水资源超载治理,水资源消耗总量和强度双控取得显著成效,纵深推进了黄河流域水利事业高质量发展。从总量看,2024年沿黄9省(区)用水总量较2019年减少1.2%,农业用水量较2019年减少1.17%,工业用水量较2019年减少23.01%,降幅优于全国平均水平。从强度来看,2024年,沿黄9省(区)万元地区生产总值用水量、万元工业增加值用水量分别为37.60立方米、12.46立方米,较2019年分别下降27.8%、42%;流域农田灌溉水有效利用系数由0.560提高到0.573,用水效率显著提高。二是生态修复和治理持续推进。沿黄9省(区)统筹山水林田湖草沙系统治理,科学布局重点生态功能区修复工程,全面提升生态系统质量和稳定性。陕西开展荒漠化综合防治,系统推进沙化土地治理与规模化林草植被建设;宁夏立足“一河三山”生态坐标,统筹推进山水林田湖草沙一体化保护和系统治理;内蒙古加快构筑锁边林草带、防风绿化带、光伏治沙带、拦沙淤地坝“四道防线”,推动黄河两岸620公里林草带全线贯通,累计完成黄河“几字弯”攻坚战治理面积1489万亩;河南建成黄河干流501公里标准化堤防,构建起“上排下拦、两岸分滞”的防洪工程体系,使下游防洪标准得到有力提升。三是水土保持功能持续完善。《黄河流域水土保持公报(2024年)》显示,截至2024年底,黄河流域水土流失面积24.58万平方公里,较2019年减少1.84万平方公里,减

幅6.96%;水土保持率69.07%,较2019年增加2.32个百分点,呈现水土流失面积强度“双下降”、水蚀风蚀“双减少”的良好态势。四是污染防治攻坚成果丰硕。从水生态治理来看,2019—2024年,黄河流域地表水断面水质优良(I~Ⅲ类)比例的中位数从74.9%提升到92.3%,提升17.4个百分点,优于全国平均水平的提升幅度(15.5%),水环境质量持续向好。从空气质量来看,2024年,黄河流域城市平均空气质量优良天数比例的中位数为82.8%,较2019年提高4.5个百分点;黄河流域地级及以上城市PM_{2.5}平均浓度的中位数为31.34微克/立方米,较2019年下降了17.36%,空气质量持续优化。

(二)以科技创新为引领构建现代产业体系,高质量发展基础持续巩固

沿黄9省(区)深入实施创新驱动发展战略,加力加速新质生产力培育发展,构建具有黄河流域特色的现代产业体系,推动了黄河流域高质量发展。一是经济综合实力不断增强。2024年,沿黄9省(区)地区生产总值为33.1万亿元,较2019年增加8.5万亿元,地区生产总值占全国比重保持在25%左右;人均地区生产总值从5.55万元上升到7.87万元,占全国人均地区生产总值的比例从0.79上升到0.82,人均水平实现新突破;工业增加值达到10.79万亿元,是2019年的1.33倍,占全国比重由25.5%扩大到26.6%,提高1.1个百分点,工业经济稳定向好。二是科技创新能力持续提升。2024年,沿黄9省(区)科学研究与试验发展(R&D)经费投入较2019年增长67.60%,增速高于全国平均水平(64.05%),占全国比重由19.27%提升到19.69%,提升0.42个百分点;R&D投入强度达2.12%,较2019年提升0.39个百分点,比重不断提升;技术市场成交额是2019年的3.44倍,增速高于全国平均水平,占全国比重由19.53%提升到21.99%,提升2.46个百分点,科技成果转化取得明显成效。2024年,沿黄9省(区)发明专利申请授权量13万件,是2019年的2.4倍,高于全国增速,占全国比重由12.1%提升到12.48%,提升0.38个百分点。三是区域发展协调性显著增强。2024年,沿黄9省(区)城镇居民人均可支配收入的中位数达45850.22元,较2019年名义增长27.63%;农村居民人均可支配收入的中位数为19689.78元,较2019年名义增长45.13%。居民收入水平进一步提高,农村居民收入增速连续高于城镇居民及全国平均水平。常住人口城镇化率为63.11%,较

2019年提高8.23个百分点,与全国平均水平的差距从5.7个百分点缩小到3.9个百分点,城镇化速度快于全国平均水平,城镇化水平不断提高。根据中位数计算的城乡收入比从2019年的2.64下降到2024年的2.32,城乡居民收入差距进一步缩小。四是开放格局逐步扩大。从内需来看,2024年,沿黄9省(区)社会消费品零售总额是2019年的1.22倍,年均增长3.67%,占全国比重由24.88%增加到25.59%,消费市场不断壮大,内需潜能彰显活力。2024年,沿黄9省(区)货物进出口总额达61704.8亿元,较2019年增长55.4%,占全国比重提高了1.5个百分点。其中,出口37519.8亿元,较2019年增长67.66%,占全国比重由12.8%增加到14.6%,提高1.8个百分点;进口24185亿元,较2019年增长37.8%,占全国比重由12.2%增加到13.1%,提高0.9个百分点,对外开放水平持续提升。

(三)以文化繁荣为导向强化创新传承,黄河文化影响力持续提升

沿黄9省(区)深入学习贯彻习近平文化思想,立足各自黄河流域文化特点和发展实际,坚持以文塑旅、以旅彰文,阐释黄河文化内涵魅力,弘扬黄河文化时代价值,构建文旅新营销矩阵,推动了文化事业和文化产业发展持续向好。一是文化基础设施持续完善。与2019年相比,2024年沿黄9省(区)公共图书馆增加21个,博物馆增加390个,开展黄河国家文化公园核心项目群等重大文化地标工程,实施数字黄河文化遗产保护工程,新建改造黄河文化主题驿站等,公共服务能力显著提升。沿黄博物馆将黄河文化符号融入文化旅游线上的“元宇宙”空间,利用虚拟环境、增强现实等技术加强游客参与度和体验感,让文物、文献、甲骨记载等“活起来”,“文博热”持续火爆,文创产品频频出圈。二是文化产业繁荣发展。2024年,沿黄9省(区)规模以上文化服务业营业收入达6501.04亿元,较2019年增长97.02%,增速高于全国平均水平,占全国比重由7.59%增加到8.45%,提高0.85个百分点,文化服务业支撑作用明显。三是文化品牌价值转化率显著提升。沿黄9省(区)以黄河、长城、长征、古都、大遗址、大运河、甲骨文为引领,推动文旅产业从“流量经济”向“留量经济”升级,促进“网红效应”转化为“长红业态”,现象级文旅项目频现,“天下黄河”“中国功夫”“华夏古都”等中华文化超级IP的国际影响力不断提升。四是文旅融合不断拓展。沿黄9省(区)深入挖掘其独特的黄河文化资源,通过业态创新、科技赋能,“文旅+生态

圈”的融合发展业态成为文旅新时尚。如通过设计精品线路推动业态创新,甘肃的“夜游黄河”入选全国典型案例;山东推出“沿着黄河遇见海”打卡地,实现跨省联动自驾游;陕西发展沿黄生态观光线路,推动乡村文旅振兴。

(四)以协同共治为机制优化生态布局,区域协同格局持续加深

沿黄9省(区)发挥各自比较优势,聚焦重点领域,高效联动拓展区域合作,推动形成黄河流域生态保护和高质量发展的强大合力,实现生态保护与经济发展的良性互动。一是构建黄河流域联动协商机制。甘肃持续强化重要生态空间监督,与相邻省份建立跨区域协同联动长效机制;四川统筹开展跨界河湖联防联控,与陕西、甘肃等省签订省、市、县三级联防联控联治合作协议,形成“横向到边、纵向到底”的协同治理体系;山西部分县市与陕西黄河沿岸八县(市)共同构建“信息共享、协同联防、灾害共防”的地方防灾减灾新格局。二是深化区域协同合作。相关省(区)深化跨省合作,开展生态环境保护协同、基础设施互联互通、产业集聚与协同发展等区域合作。如豫鲁两省在落实黄河重大国家战略方面协力作为,在建设全国统一大市场、推动科技创新和产业创新融合发展等方面进一步深化合作;山西、陕西、河南三省20个地级市和172个县(区)在跨区域政务协同上创新突破,推动黄河流域政务服务“跨省通办”。三是开发多元化生态补偿机制。河南与山东在黄河流域率先建立了省际横向生态补偿机制;陕西加强秦岭地区跨区域生态保护协同合作,签订黄河流域(晋陕蒙段)横向生态补偿协议,健全常态长效保护机制;青海、甘肃、四川、宁夏、内蒙古等省(区)签订省际横向生态补偿协议。

三、黄河流域生态保护和高质量发展存在的挑战

作为我国重要的自然防护带和经济发展战略区,黄河流域在保障生态稳定性和推动区域经济繁荣发展等方面发挥着不可替代的重要作用。虽然黄河流域在推进生态保护和高质量发展方面虽已取得显著成效,但其面临的诸多深层次、结构性问题依然不容忽视,仍待系统性治理。

(一)如何在筑牢国家生态屏障中统筹系统治理

黄河流域生态脆弱,资源环境承载能力弱,沿黄各省(区)发展不平衡不充分问题尤为突出。主要表现在:一是水资源严重短缺。水资源自然禀赋不足且时空分布不均衡,黄河流域多年平均水资源总量不到长江流

域的7%,人均占有量仅为全国平均水平的27%,却承担了全国12%的人口、17%的耕地和50多个大中城市的供水任务,水资源开发利用率高,远超生态警戒线。二是资源环境承载力弱。黄河流域生态脆弱区分布广、类型多,包括上游的高原冰川、草原草甸和三江源、祁连山,中游的黄土高原,下游的黄河三角洲等。具有明显沙化趋势的土地面积虽呈现下降趋势,但仍有较大面积需要治理。三是水沙关系不协调。下游泥沙淤积、河道摆动、“地上悬河”等老问题尚未彻底解决,下游滩区仍有近百万人受洪水威胁,气候变化和极端天气引发超标准洪水的风险依然存在。

(二)如何在促进区域协同发展中激发新质活力

沿黄各省(区)产业倚能倚重问题突出,传统产业绿色化、智能化转型任重道远,行政区域管理打破了黄河流域资源的整体性,“九龙治水”的协同发展机制尚未贯通。主要表现在:一是区域协同壁垒仍然存在。黄河流域横跨9个省(区),行政分割导致生态保护与产业布局缺乏统筹,跨省(区)治理效能不足。二是创新要素分布不均。创新资源集聚度差异显著,流域新质生产力呈现“下游高、上游低”的阶梯式分化,各地区新质生产力发展失衡。2024年山东R&D投入强度为2.64%,青海仅为0.85%,下游每万人高技术企业数量为上游的3.6倍。三是产业存在同质化竞争现象。流域内省际产业同质化率较高,重复建设问题突出。黄河流域煤化工企业占全国的80%以上,上游的青海、甘肃与中游的陕西、山西均聚焦煤基产业,下游的山东、河南石油化工集群高度相似。氢能等未来产业在多个城市群重复布局但产业链整合度低,新兴产业规模效应缺失。同时,全流域“双一流”高校支撑九省(区)科研需求不够,新质生产力培育动能不足,技术创新能力较为薄弱。

(三)如何在强化创新驱动发展中筑牢发展优势

沿黄区域整体的创新资源投入不足,产业结构低端化锁定发展路径显著,科创力量分散等问题,共同制约了创新驱动发展成效。一是创新要素集聚不足。2024年,沿黄9省(区)R&D投入强度为2.12%,与全国2.69%的平均水平相比,还存在差距。2024年,黄河流域共有五座万亿城市(西安、郑州、济南、青岛、烟台),但GDP不足7万亿元,人均GDP不足13万元,地方一般公共预算收入远低于长江流域。二是产业面临结构性矛盾。黄河流域能源化工、原材料和农牧业等传统高耗水、高碳排产业占比超过60%,而战略性新兴产业占比

不足,缺乏具有竞争力的产业集群,导致从传统要素驱动向创新驱动的转型升级不够,经济增长动力难以适应创新驱动发展的需求,制约了黄河流域经济的可持续发展。三是科创资源分散。创新要素流动存在行政壁垒,创新平台协同效能偏低,创新链与产业链衔接不畅,导致科创资源未形成合力,呈碎片化分布。

(四)如何在进一步全面深化改革中拓展开放格局

沿黄九省(区)在进一步全面深化改革、拓展开放合作格局过程中,存在陆海大通道的硬件短板和区域协同的软性壁垒,共同阻碍了流域整体的开放合作进程。一是陆海通道建设不足。现阶段黄河流域陆海大通道建设仍处于起步阶段,2024年沿黄九省(区)发起共建陆海大通道倡议,虽然部分线路物流成本显著下降,但基础设施互联互通水平仍偏低,物流成本显著高于长江流域。黄河流域有陕西、河南、山东、四川4个自贸试验区,占全国自贸试验区数量超过1/6,但外贸进出口总额仅占14%左右,西安、郑州以外节点城市外向型经济规模有限,开放载体能级不足。二是区域协同机制不完善。黄河流域各省(区)在开放合作中仍存在“条块分割”问题,高效协同治理体系尚未健全,如在海关协作、产业分工等方面尚未形成统一市场规则,制约了资源要素跨区域优化配置。三是物流与贸易便利化水平不均衡。腹地企业政策利用不足,沿黄陆海大通道建设仍面临“最后一公里”梗阻,跨域数据共享不足与物流标准碎片化问题突出,导致物流成本依然较高。

(五)如何在打造黄河文化标识中塑造品牌体系

沿黄不同省份文化资源各具特色,但文化资源挖掘、产业协同到品牌输出各环节尚未打通,导致历史文化价值难以释放、国际影响力受限。一是历史资源产业化转化不足。历史资源转化能力薄弱,产业价值仍需进一步挖掘。2019—2023年,沿黄9省(区)公共财政中文化支出由443.73亿元增加到466.36亿元,占全国比重由24.88%增加到25.98%;公共财政中文物支出由124.33亿元增加到150.16亿元,占全国比重由32.22%增加到34.67%。但2023年规模以上文化产业营业收入和利润总额占全国比重分别仅为8.57%和7.65%。历史文化资源虽具备高艺术与历史价值,但因地方财政有限、创意开发能力不足,无法转化为市场化产品与服务。二是黄河文化产业带状格局有待优化。黄河文化保护传承弘扬、国家文化公园建设、旅游业发展、公共文化服务建设等方面仍处于梯次推进阶

段,省内和省际之间缺乏对文化产业带的深入协同。沿黄各省(区)主导文化产业有待培育,普遍缺少龙头企业,文化产业集群效应不强,尚未形成共生互补的产业链和价值链。三是黄河文化品牌化运营程度不足。沿黄省(区)文化资源开发碎片化,如跨省景点和红色旅游线路等缺乏统一规划,客源争夺加剧内耗。品牌认知度不足,国际传播仍依赖零散节会,缺乏系统性海外推广和宣传,制约品牌国际认知度和影响力。

四、深入推动黄河流域生态保护和高质量发展的路径

黄河流域生态保护和高质量发展对于维护国家生态安全、促进区域协调发展、增进民生福祉具有重大战略意义,也为全球生态治理提供了极具示范价值的中国方案、中国实践和中国智慧。深入推动黄河流域生态保护和高质量发展,要牢固树立“绿水青山就是金山银山”的理念,做到“六个统筹”,构建在保护中发展、在发展中保护的长效工作机制,始终坚持把保护黄河流域生态作为谋划发展、推动高质量发展的基准线,以高度的政治自觉、思想自觉和行动自觉进一步全面深化改革,完善推进战略落实的规划政策体系,让黄河成为造福人民的幸福河。

(一)统筹推进水资源节约集约利用,加快构建可持续发展新支撑

习近平总书记强调:“要实施最严格的水资源保护利用制度,提高水资源节约集约利用水平。”因此,要坚持量水而行、节水优先,持续完善水资源节约集约利用和优化配置体系,探索水资源精细化管理模式,打好黄河流域深度节水控水攻坚战,为黄河流域高质量发展提供坚实的水安全保障和生态支撑。一是强化刚性约束与总量控制。采取流域水资源统一管理和精细调度,健全完善水资源过程管控机制,细化以水定城、以水定地、以水定人、以水定产举措,严格取用水总量和强度双控、地下水取水总量和水位双控,拓展非常规水利用领域和规模。严格落实空间规划,科学布局生产、生活、生态空间,推动产业、城市与黄河和谐共生、相融共济。二是深化分类节水与效率提升。深入实施国家节水 and 黄河流域深度节水控水行动,强化重点领域节水控水,加大农业节水增效、工业节水减排、城镇节水降损等领域基础设施建设投入力度,提高农业节水成效,严控高耗水行业产能,加强再生水利用设施建设,推广节水工艺技术,提高流域用水效率,全面推进节水型社会建设。三是建立水权交易常态化机制。创新市

场化体制机制,深入推进水权改革,完善用水权交易制度体系,积极探索和规范推进跨省(区)用水权交易,扩大水权交易范围,拓宽水权交易渠道,打通区域间、流域间、行业间、用户间和不同期限的水权交易通道,探索建立闲置用水权认定和处置机制,深化水资源税改革,盘活节余水资源,不断提升水资源节约集约利用水平。支持沿黄地区系统推进海绵城市建设,将再生水纳入水资源统一配置。

(二)统筹推进绿色低碳转型,加快打造生态文明建设新高地

习近平总书记强调:“坚持把绿色低碳发展作为解决生态环境问题的治本之策,加快形成绿色生产方式和生活方式,厚植高质量发展的绿色底色。”2025年《政府工作报告》指出,要持续加强生态环境保护,提升绿色低碳发展水平。黄河流域是我国不可或缺的生态安全屏障,关乎流域乃至全国高质量发展的资源环境基础稳固。因此,要牢牢把握“重在保护、要在治理”的战略要求,坚持生态优先、绿色发展,把改善生态环境质量作为核心任务,加强生态保护和治理,坚持山水林田湖草沙一体化保护和系统治理,提升生态系统的自我修复功能,加强环境污染防治,全力打造黄河流域生态保护样板区,推动黄河流域生态保护不断迈上新台阶,以高品质生态环境支撑流域高质量发展。一是分类施策精准提升全流域生态质量。牢固树立“一盘棋”思想,推进沿黄生态廊道建设,科学开展滩区土地综合整治和生态保护修复工程建设,持续退耕还林还湿,提高生态环境承载力。上游实施严格的国土空间用途管控制度,加强重要水源涵养区保护、修复与监督管理,科学配置林草植被,强化水源涵养能力建设。中游强化水土保持,构建灌草结合的防风固沙体系,推进塬面保护、小流域治理、淤地坝建设。下游开展滩区和湿地生态综合治理,推进入海口保护治理,保护物种栖息地,提升生态连通性与生物多样性。二是持续打好污染防治攻坚战。加大对环境污染的治理力度,加强大气、水、土壤等环境质量监测和治理,加强工业污染治理、农业面源污染治理和生活污染治理,加强城市黑臭水体治理和河道综合整治,严格控制污染物排放,推广生态农业和科学施肥用药技术,完善城乡垃圾处理设施,提高生活污水处理率,持续推进蓝天、碧水、净土保卫战,协同推进降碳减污扩绿增长。加大工业污染治理投入,推进流域重污染行业结构调整和企业生态集聚,紧抓钢铁、建材、有色、石化、化工等重点行业污染

防治,在抓重点带整体中推动工业整体有序达峰,构建绿色低碳循环发展的经济体系。三是开展黄河智慧工程建设。加快推动“互联网+黄河治理”,对大气、地表水、地下水、污染源等生态环境质量和监测实现全覆盖,及时评估预警生态环境风险,统筹利用监测站点和地面生态系统、环境、气象、水文、水土保持等卫星遥感,加强数据整合分析和综合应用,为提高环境承载力提供智慧支撑。

(三)统筹推进科技创新和产业创新,加快培育新质生产力增长极

习近平总书记指出,“要推动发展方式全面绿色转型,建设特色优势现代产业体系”,“高质量发展离不开创新驱动和产业支撑”。因此,要全力抢抓高端化赛道,以科技创新引领产业创新,着力构建以先进制造业为支撑的黄河流域现代化产业体系,因地制宜发展新质生产力,不断提升黄河流域高质量发展的独立性、自主性、安全性。一是强化全链条科技创新支撑。探索建立全链条创新体制机制,重点围绕黄河流域生态保护治理攻坚战和绿色低碳转型发展中的关键难点问题开展联合研究和集中攻关,为黄河战略科学决策和精准施策提供科技支撑。完善黄河流域科技投融资渠道,推广“政府+银行+保险”合作模式,吸引更多社会资本投向流域企业的创新活动,建立财政资金科技投入稳定增长机制,加大对事关黄河流域的重大科技项目、关键核心技术攻关支持力度。二是构建现代化产业体系。加快培育先进制造业和现代服务业集群,培育壮大战略性新兴产业,超前布局未来产业,以创新链、产业链、人才链打造经济高质量发展新引擎。以数字赋能、绿色转型、智能改造为抓手,推动食品轻纺、煤炭化工等产业向高端化迈进。聚焦新能源、新材料等领域开展新兴产业集群培育工程,打造具有核心竞争力的产业集群。在量子科技、空天开发等前沿领域建设先导示范区,超前布局未来产业。三是激发人才与企业创新活力。树立“人才是第一资源”理念,建立健全人才引进培养机制,推广“揭榜挂帅”“创新券”机制,赋予科研人员更多自主权。强化企业创新主体作用,深化企业科技体制改革,培育产学研深度融合的创新体系,打通企业从科技强到企业强、产业强、经济强的通道。四是建设高端创新平台。设立科技创新发展资金,建设一批流域科技创新平台,鼓励流域各省(区)争创国家重点实验室、国家技术创新中心、产业创新中心、制造业创新中心、临床医学研究中心等平台载体,

促进基础数据和研究成果等交流共享,培育提升沿黄地区科技服务和科技成果转化能力。

(四)统筹推进制度型开放,加快构建双循环新发展格局战略支点

习近平总书记强调,要稳步扩大制度型开放,不断拓展国际合作空间。黄河流域横跨东、中、西部,正逐步发展成为全国重要的综合交通运输枢纽。然而,外向型经济发展相对滞后,竞争力有待提升,在深度融入“一带一路”共建和新发展格局过程中,仍面临诸多堵点、断点。因此黄河流域要实现高质量发展,就必须在更高水平的开放条件下积极推进,在开放中不断寻求新的突破与发展。一是着力优化流域营商环境。深化“放管服”改革,建立沿黄九省(区)政务服务协同机制,赋予沿黄自贸区更大改革自主权,构建“自贸试验区+综合保税区+跨境电商综试区”的多层次开放平台体系,推动黄河流域成为新时代改革开放新高地。发挥上中游省(区)作为丝绸之路经济带核心通道的区位优势,深度整合经济、历史、文化等综合资源,着力构建内陆开放型经济新高地。强化西安、郑州等中欧班列枢纽节点功能,支持建设黄河流域对外开放门户。加强与“一带一路”沿线国家深度合作,积极开拓新兴市场,提升投资贸易便利化水平,鼓励流域企业“走出去”。二是打造内外开放新格局。优化提升既有铁路、公路、机场功能,实现区域高效连通,强化青岛作为黄河流域出海口的航运枢纽能力和陆海统筹能力,推进西安、郑州国际航空枢纽能级跃升,培育全球性航空货运网络,优化兰州、太原等区域枢纽机场功能布局,着力打造高效便捷安全的陆海空立体化综合交通网络。依托城市群和新亚欧大陆桥通道,加强黄河流域与长江经济带、京津冀、粤港澳大湾区、成渝地区的战略协同,以生态共建、产业协同和科创联动构建区域合作新格局。以产业链为纽带,以平台型龙头企业和园区为依托,探索“飞地经济”发展新模式,建立跨区域产业合作机制,推动建设“双向飞地”“共管园区”,奏响黄河流域对外开放“协奏曲”。

(五)统筹推进区域协调发展,加快形成生态大保护大协同格局

习近平总书记指出,要持续完善黄河流域生态大保护大协同格局。党的二十届三中全会提出“完善区域一体化发展机制,构建跨行政区合作发展新机制”。持续完善黄河流域生态大保护大协同格局,提高流域的协调发展水平,推动构建上下游贯通一体的生态环

境治理体系,是落实黄河战略的重中之重。因此,要不断探索黄河流域省际合作路径,打造省际毗邻地区合作发展样板,增强高质量发展的整体性、系统性、协调性,共同筑牢保障黄河长治久安的底线,为共同在黄河流域生态保护和高质量发展中走在前列开创新局面。一是构建生态大保护大协同格局。要从国家战略全局出发,打破传统行政区域和部门界限,算大账、长远账、整体账、综合账,统筹好当前和长远、整体和局部、左岸和右岸、干流和支流等方面的关系,加快构建全流域综合治理机制,唱响新时代“黄河大合唱”。要更加突出黄河治理的系统性、整体性、协同性,着力推动构建上下游贯通一体的生态环境治理体系,建立健全跨省区、跨城市协同联动的生态环境治理体制机制。二是促进城市群协同发展。黄河上游的兰西城市群、宁夏沿黄城市群和呼包鄂榆城市群,要以提升人口和产业集聚能力为载体,推动人口、产业向中心城市和县城集聚,加快碳达峰碳中和约束下的能源重化工业绿色转型升级,培育优势特色能源产业。中游的关中平原城市群和太原城市群,要进一步强化都市区引领和中心城市带动,打造体制机制更为完善、辐射带动力更强的发展区域。下游的中原城市群、山东半岛城市群要加快战略性新兴产业和先进制造业发展,进一步提高郑州、青岛等中心城市的经济和人口承载能力及可持续竞争力,建设具有国际竞争力和影响力的现代化大都市。三是创新协调发展体制机制。加快构建黄河流域联动协商机制,促进区域合作机制创新,构建跨区域的行业协会、联合商会、市场中介组织,实现资源信息共享。加快建设流域统一大市场体系,破除妨碍生产要素流动的体制机制障碍,统一市场准入标准和条件,设立全流域公正、公开、公平的市场准则,加强各省(区)在公共文化、教育科技、社会保障等方面联动合作。

(六)统筹推进黄河文化保护传承,加快塑造文化创新发展新优势

习近平总书记强调,要保护传承弘扬黄河文化,加强文化遗产整体性系统性保护,传承历史文脉和民族根脉。推动黄河流域生态保护和高质量发展,迫切需要全面挖掘梳理黄河文化蕴含的时代价值,推动沿黄地区文化产业、旅游产业做大做强,增强中华儿女“同根同源”“大一统”民族意识,凝聚起加快推进中国式现代化建设的磅礴伟力。因此,要坚持创造性转化、创新性发展,深化黄河文化研究发掘和文化遗产保护传承,立足黄河历史文化资源做优“文化经济”品牌,探索黄

河文化传播路径创新,切实守好黄河文脉,为新时代新征程黄河保护治理凝聚精神力量。一是加强黄河文化考古和遗产保护。按照“保护优先、适度开发”原则,深入开展黄河流域考古发掘和遗产研究工程,组织专业队伍完成黄河流域文化和旅游资源以及古文化遗址遗迹普查建档,建立黄河文化资源数据库。打造黄河历史文化地标,创新黄河文化遗产保护利用,推进黄河文化创造性转化、创新性发展,构建黄河文化保护传承新格局。二是打造黄河文旅融合示范带。借助最新技术手段,探索建立黄河文化旅游全景地图,建设黄河旅游信息化服务“微平台”,围绕消费新热点、新趋势打造独具魅力的黄河“几”字弯文化旅游带和跨区域主题精品旅游线路。统筹推进历史资源保护传承利用,加快沿黄古镇、古村落、古建筑等改造保护利用工程,打造有特色、精品化的黄河旅游带和文化体验廊道。组建“大黄河”文旅联盟,加强沿黄各省(区)文化交流与合作,共同举办艺术节等文化交流活动,构建文旅新营销矩阵,携手讲好“中国故事”和“黄河故事”。三是打造黄河流域文化品牌。坚持创造性转化、创新性发展,以科技赋能黄河文化传播,建设“数字黄河”,运用VR、5G+8K等新技术发展沉浸式文旅体验。鼓励沿黄各城市、城镇、乡村抢抓文化产业数字化发展机遇,充分挖掘本地特色文化资源,发展特色文化创意产业,培育一批具有较强竞争力的文化企业,打造一批内涵丰富、覆盖广泛的黄河文化品牌,建立一批具有鲜明特色和内容优势的黄河文化创意产业园区。四是拓展黄河文化国际影响力。主动开展黄河文化国际论坛等文明互鉴活动,深化与尼罗河、多瑙河等全球大河流域的文明对话,打造世界级文明交流互鉴枢纽,吸收借鉴世界优秀文化成果,推动黄河文化国际传播与创新发展。加强黄河文化产品生产推广国际合作,推出更多符合国外受众喜好、社交平台特点的原创产品,打造具有世界影响力的黄河文化品牌、数字化传播平台和国际交流合作高端平台,构建黄河文化全媒体外宣传播矩阵,以多维度、立体式传播平台推动黄河文化精品走出去,扎实做好加强国际传播能力建设的大文章。◆

参考文献:

- [1] 中共中央国务院印发《黄河流域生态保护和高质量发展规划纲要》[J]. 中华人民共和国国务院公报, 2021, (30): 15-35.
- [2] 中共水利部党组. 为开创黄河流域生态保护和高质量发展新

局面贡献水利力量[N].人民日报,2024-09-30(010).

[3]祖雷鸣.全面推动黄河流域生态保护和高质量发展[J].习近平经济思想研究,2025(7):66-69.

[4]王玲杰,陶宏展.面向“十五五”的黄河流域生态保护和高质量发展[J].区域经济评论,2024(5):13-19.

[5]王林伶,许洁,陈峻.黄河流域生态保护和高质量发展成效、问题及策略[J].宁夏社会科学,2023(6):173-181.

[6]曹明,杜明军.黄河流域生态保护协同治理的河南实践[M].

北京:社会科学文献出版社,2024.

[7]张晓昱,董雅慧.黄河流域经济-资源-环境系统承载力及耦合协调发展研究[J].统计理论与实践,2023(10):22-29.

[8]刘建华,黄亮朝,左其亭.黄河流域生态保护和高质量发展协同推进准则及量化研究[J].人民黄河,2020,42(9):26-33.

[9]苗长虹,夏成,金凤君,等.黄河流域生态保护和高质量发展战略实施成效与推进策略[J].自然资源学报,2025,40(3):569-583.

The Remarkable Achievements, Current Challenges and Advancement Paths of Ecological Protection and High-Quality Development in the Yellow River Basin

Xiao Yue

Abstract: Ecological protection and high-quality development in the Yellow River Basin are long-term plans that are crucial to the great rejuvenation and sustainable development of the Chinese nation. Based on the data of nine provinces (regions) in the Yellow River Basin from 2019 to 2024, this paper systematically summarizes the achievements of ecological protection and high-quality development in the Yellow River Basin, as well as the key issues faced in the implementation process. Research has found that since the implementation of the major national strategy for the Yellow River, significant achievements have been made in the construction of ecological civilization in the basin, the foundation for high-quality development has been continuously consolidated, and the influence of Yellow River culture has continued to increase. However, there are some deep-seated and structural problems in terms of overall system governance and building development advantages. On this basis, innovative development paths are proposed from six aspects: overall promotion of water resource conservation and intensive utilization, green and low-carbon transformation, technological and industrial innovation, institutional openness, regional coordinated development, and protection and inheritance of Yellow River culture, in order to provide theoretical and practical references for the new era and new journey, deeply implement the major national strategies of the Yellow River, promote new breakthroughs in ecological protection and high-quality development of the Yellow River Basin, construct new patterns, and move towards new heights.

Key words: Yellow River Basin; Ecological Protection; High-Quality Development; Scientific and Technological Innovation; Yellow River Culture

(责任编辑:田雨)

政府数据开放对产业结构升级影响的实证分析

徐 强 李柏霖 乔亚彤

(东北财经大学 统计学院, 辽宁 大连 116025)

摘要:数据作为重要的生产要素,在经济发展和社会治理中扮演着重要角色。基于2006—2022年的省级面板数据,采用多期双重差分方法,系统分析政府数据开放对产业结构高级化和产业结构合理化的影响及其作用机制。研究发现,政府数据开放能够显著促进产业结构高级化和产业结构合理化;数字经济在此过程中发挥部分中介作用,验证了“政府数据开放→数字经济→产业结构升级”的链式路径;政府数据开放的政策效应存在区域异质性,东部地区效应最强,中西部地区较弱,反映区域数字基础设施建设的重要性。基于此,提出优先开放关键领域数据、加强中西部地区数字基础设施建设、强化数据开放与产业政策协同、完善数据治理与保障机制等政策建议。

关键词:政府数据开放;产业结构升级;数字经济;多期双重差分

中图分类号:F124.5

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2025)09-0061-10

DOI:10.13999/j.cnki.tjlysj.2025.09.007

一、引言

随着数字经济时代的到来,数据已成为继土地、劳动力、资本和技术之后的第五大生产要素,在经济发展和社会治理中扮演着重要角色。其中,政府数据作为全社会数据资源的核心组成部分,具有规模大、覆盖面广、权威性高的特点。政府数据涵盖金融、交通、气象、医疗、教育、公共安全等多个领域,加强政府数据开放利用,能够提升公共治理效率、赋能企业创新。中国政府高度重视数据要素的价值及其市场化配置。2022年12月,中共中央、国务院印发《关于构建数据基础制度更好发挥数据要素作用的意见》,提出加快构建数据基础制度,充分发挥我国海量数据规模和丰富应用场景优势,激活数据要素潜能。政府数据开放通过降低市场主体的信息获取成本,促进数据驱动的商业模式创新,为产业结构升级和经济高质量发展注入了新动能。

数字经济正成为全球经济增长的核心驱动力,在中国经济高质量发展中占据重要地位。根据中国信息通信研

究院发布的《中国数字经济发展研究报告(2024年)》,2023年中国数字经济规模达到53.9万亿元,占GDP的42.8%,显示出强劲的发展势头^[1]。政府数据开放作为数字经济发展的关键基础,能够通过促进数据要素的市场化流通,提升全要素生产率,推动产业转型升级。

当前,中国经济正从高速增长阶段迈向高质量发展阶段,产业结构升级成为实现这一转型的核心路径。根据国家统计局数据,2024年中国第三产业占GDP的比重为56.7%,较2023年提高0.4个百分点,但与发达国家相比仍有差距。此外,传统产业仍面临产能过剩、生产效率低下等问题,而人工智能、大数据、新能源等新兴产业虽发展迅速,但对经济的拉动效应仍有待提升,产业结构仍需优化。产业结构升级的核心在于提升全要素生产率,而政府数据开放在这一过程中发挥了多重作用:一是优化资源配置,政府数据开放使市场主体能够更精准地匹配供需,减少资源错配。二是促进技术创新,开放的科研、专利等数据能降低企业研发成本,加速技术迭代。三是培育新业态,数据开

基金项目:辽宁省社会科学规划基金重点建设学科项目“居民通货膨胀感知指数:理论机制、构建方法与测算研究”(L23ZD022)。

作者简介:徐强,男,博士,教授,博士生导师,研究方向为国民经济核算、经济测度、统计指数、宏观经济统计分析;李柏霖,男,硕士研究生,研究方向为宏观经济统计分析;乔亚彤,女,硕士研究生,研究方向为宏观经济统计分析。

放催生大数据分析、AI模型训练等新兴服务业态,推动经济向高附加值方向转型。在此背景下,研究政府数据开放如何通过数据要素流通和产业数字化影响产业结构升级,具有重要的理论价值,且对推动中国经济高质量发展具有深远的现实意义。

现有研究主要从区域经济和企业创新两个层面探讨政府数据开放的宏观效应。在区域经济层面,政府数据开放通过促进数据要素流通,能够显著影响区域经济发展。方锦程等(2023)^[2]基于中国省级面板数据,采用准自然实验方法,发现政府数据开放平台显著促进了区域协调发展,在缩小区域经济差距方面发挥重要作用。赵丽丽和郝文强(2023)^[3]研究表明,政府数据开放通过提升数据可得性和利用效率,显著推动了区域数字经济的发展。然而,这些研究多聚焦于政府数据开放的短期经济效应,较少探讨其对区域产业结构的长期影响。在企业创新层面,政府数据开放为企业提供了丰富的公共数据资源,有助于降低创新成本并提升创新效率。蔡菲莹和黄秀霁(2022)^[4]发现,政府开放的数据能够降低企业研发的不确定性,显著提高企业的创新产出。彭远怀(2023)^[5]从全要素生产率视角出发,指出政府数据开放通过优化企业资源配置效率,促进企业的技术创新和生产效率提升。邹祥和贾永飞(2025)^[6]进一步探讨了政府数据开放对企业绿色创新效率的影响,验证了数据开放在推动可持续创新中的作用。然而,这些研究主要集中于企业层面的直接效应,对政府数据开放如何通过产业层面的数字化转型间接影响经济结构的关注较少。

对于产业结构升级的驱动因素,许多学者也进行了研究。有学者认为数字经济作为新兴驱动力,对产业结构升级的作用日益凸显。刘军等(2020)^[7]通过构建中国数字经济测度体系,发现数字技术渗透率每提高1%,服务业占比平均上升0.6%,反映了数字经济对产业结构高级化的显著促进作用。何地等(2023)^[8]分析了中国数字经济的时空格局,发现数字经济发展水平的区域差异显著影响了产业结构的优化进程。有学者认为技术创新也是产业结构升级的重要驱动力。薛秋童和封思贤(2022)^[9]研究发现,在双循环新发展格局下,数字金融通过技术创新赋能,显著促进了产业结构升级。蔡菲莹和黄秀霁(2022)^[4]验证了政府数据开放通过企业数字化转型间接推动了技术创新和产业结构升级。还有学者认为政策干预和城镇化进程对产业结构升级也具有重要影响。蓝庆新和陈超凡(2013)^[10]

基于中国省级面板数据,采用空间计量方法,发现新型城镇化通过促进资源集聚和产业分工,显著推动了产业结构升级。此外,赵映和张鹏(2023)^[11]从政务服务改革视角出发,指出政府数据开放作为政策工具,能够通过优化营商环境,间接影响产业结构。

尽管现有研究对政府数据开放和产业结构升级进行了系统探讨,但仍存在以下不足:(1)机制分析不完善。现有研究多集中于政府数据开放的短期经济效应(如提升创新效率、促进经济增长),而对产业结构长期变迁的影响机制关注不足。(2)异质性研究不足。政府数据开放对不同行业(如制造业、服务业)和不同地区(如东部、中西部)的效应可能存在显著差异,现有研究缺乏系统性分析。(3)实证研究较少。关于政府数据开放与产业结构升级关系的量化研究较少,且现有文献多聚焦于数字经济与产业结构的关系,未充分考虑政府数据开放作为政策变量的因果效应。

基于上述不足,本文尝试从以下方面进行改进:(1)构建“政府数据开放→数字经济→产业结构升级”的中介效应模型,系统分析政府数据开放对产业结构的链式影响机制。(2)利用省级面板数据,采用多期双重差分(DID)方法进行实证检验。(3)通过区域异质性分析,探讨政府数据开放在不同区域的政策效应差异。

二、理论分析

(一)政府数据开放对产业结构升级的直接影响

在全球经济竞争日趋激烈、技术变革加速的背景下,传统产业的转型升级成为我国高质量发展的重要任务。产业转型升级不仅是推动经济高质量发展的关键路径,也是应对全球竞争和资源环境约束的核心战略;不仅是推动供给侧结构性改革和建立现代经济体制的核心内容,更是实现我国实体经济更大更强发展的关键所在。在大数据时代,开放政府数据已经成为推动政府治理现代化、提升政府治理能力的重要手段^[12]。政府数据开放是政府机构借助政府数据开放平台,在严格遵循法律法规并确保数据安全的基础上向社会提供免费、无需特别授权的原始数据。这些数据蕴含巨大的经济和社会价值,对产业结构转型升级和社会稳定发展具有重要影响。世界银行认为开放数据为经济增长、创新和就业创造了全新的机会,实现数据的共享、交换和充分使用至关重要^[13]。推动政府信息系统和公共数据互联开放共享,加快政府信息平台整合,消除“信息孤岛”,推进数据资源向社会开放能够促进我国产业结构转型升级。同时,政府数据开放作为

推动数据要素市场化配置的核心手段,对产业转型升级产生了多维度、深层次的直接影响。

政府数据开放可以从以下方面促进产业结构的转型升级:首先,政府开放数据通过打破传统信息壁垒,推动跨领域数据融合,系统性降低产业链上下游的信息不对称,为产业转型升级构建高效的信息配置机制。其次,政府数据开放降低了获取和利用公共数据的成本,通过共享基础数据减少重复投入。政府通过向市场开放数据资源,并进行合理配置和高效利用,促进了现有生产体系的优化和重组,促使传统产业转型升级。同时,政府通过政策引导和制度保障,构建数据开放平台与标准,强化数据治理能力,促进跨部门、跨行业数据整合与创新应用,激发企业创新活力。最后,政府数据开放通过释放要素价值成为产业转型升级的核心驱动力。数据要素的高效配置与利用成为产业升级的核心引擎,推动经济结构向更高附加值、更可持续的方向发展。政府数据的开放和共享促进信息的流动和数据资源的全领域应用,实现生产要素的有机整合与优化配置,从而提升整体生产效率。从机制上来看,政府数据的开放助推技术、物质、资本和人才的流动自由,破除地域和时间的约束,实现资源配置的高效性和低成本,促进资源与生产要素的合理配置和高效利用,推进产业结构的转型升级。

(二) 数字经济的中介作用

政府数据开放通过释放海量公共数据资源,为产业转型升级提供基础要素支撑,而数字经济发展水平则在此过程中发挥关键的中介作用。数据已成为推动现代经济发展的核心战略资源,其对数字经济的快速发展和产业转型升级起到了显著的促进作用。政府数据开放为数字经济高质量发展提供数据支撑,同时释放创新要素^[14]。政府数据开放在生产要素资源共享、整合以及协作方面发挥积极影响,能有效避免信息不对称问题,提升各类要素资源的协同效率,对数字经济的蓬勃发展至关重要。同时,近年来我国数字经济规模增长迅速,传统产业通过互联网、大数据等新技术,有效整合要素资源,提升要素配置效率,促进产业结构的升级,因此数字经济的发展对产业转型升级也具有显著促进作用。也就是说,政府数据开放能为数字经济发展提供扎实的数据资源支撑,促使数字经济依托互联网、大数据、人工智能等技术,改造传统产业,培育新兴产业,优化产业结构。

一方面,政府数据开放可以直接推动原始数据流

动共享,赋予市场主体自由访问、获取和使用公共数据的权利,减少信息不对称,为数字经济发展提供数据支持。技术革新不断推动新一代信息技术的飞速进展,且新科技推动了传统行业的数字化转型,从而成为数字经济持续增长的核心动力。也就是说,数据是推动现代经济发展的核心战略资源,其对数字经济的繁荣和产业升级具有显著的促进作用,即政府数据开放可以促进数字经济发展水平的提高。另一方面,数字经济的快速发展促进了大数据、人工智能、云计算等技术的进步,数字经济与传统产业的深度融合使企业生产要素得到合理配置,即数字经济的发展能够提升传统产业效率,推动不同产业间的交互融合,引发产业变革。此外,政府数据开放为人工智能、物联网、精准医疗等领域提供数据支撑,促进产业数字化,同时催生新产品、新服务和新商业模式,助力传统产业转型,并培育新兴产业生态。政府数据资源经过整合与深度挖掘,以大数据技术为依托,构筑起全新的数字产业生态,显著提升了数字产业的整体价值,加速数字产业化。同时开放的政府数据能够促进传统行业的数字化改造,推动了传统产业的转型升级。从机制上看,政府数据开放通过提供大量数据资源,为数字经济的高质量发展提供数据支持,而数字经济通过促进技术创新和提升资源配置效率,驱动了高附加值产业的发展,从而推动产业结构转型升级。

三、研究设计

(一) 数据来源

本文的数据主要来源如下:政府数据开放相关数据来自各地方政府公共数据开放平台以及复旦大学数字与移动治理实验室发布的《中国地方政府数据开放报告》。该报告详细记录了中国省级政府数据开放平台的建设情况。本文根据报告内容,将样本期间(2006—2022年)已经建立政府数据开放平台的省级政府(如上海、北京等)设定为实验组,未建立政府数据开放平台的省级政府(如云南、内蒙古等)设定为对照组。此外,产业结构、数字经济及其他控制变量的数据来源于《中国统计年鉴》及各省份统计年鉴,研究对象覆盖2006—2022年全国30个省份(不含港澳台及西藏),共计510个观测值。

(二) 模型设计

为识别政府数据开放对产业结构升级的影响效应,本文采用多期双重差分(DID)方法,将省级政府数据开放平台的建立作为准自然实验,构建双向固定效应

模型。考虑到各省份建立政府数据开放平台的时间不一致(如上海、北京于2012年开放,部分省份尚未开放),本文将已建立平台的省级政府设为实验组,未建立平台的省级政府设为对照组,构建以下基准回归模型:

$$IS_{p,t} = \alpha_0 + \alpha_1 DID_{p,t} + \alpha_2 X_{p,t} + \mu_p + v_t + \epsilon_{p,t} \quad (1)$$

其中, $IS_{p,t}$ 表示被解释变量,即第 p 个省份在第 t 年的产业结构升级指标,包括产业结构高级化指数(AIS)和产业结构合理化指数(RIS); $DID_{p,t}$ 为核心解释变量,表示政府数据开放的虚拟变量;系数 α_1 用来衡量政府数据开放对产业结构升级的政策效应; $X_{p,t}$ 表示控制变量; μ_p 、 v_t 分别表示省份固定效应、年份固定效应; $\epsilon_{p,t}$ 为随机误差项。

为考察数字经济是否在政府数据开放与产业结构升级之间发挥中介作用,构建如下中介效应模型进行检验:

$$DIG_{p,t} = \beta_0 + \beta_1 DID_{p,t} + \beta_2 X_{p,t} + \mu_p + v_t + \epsilon_{p,t} \quad (2)$$

$$IS_{p,t} = \gamma_0 + \gamma_1 DID_{p,t} + \gamma_2 DIG_{p,t} + \gamma_3 X_{p,t} + \mu_p + v_t + \epsilon_{p,t} \quad (3)$$

其中, $DIG_{p,t}$ 表示中介变量数字经济,其余变量含义同式(1)。

(三) 变量说明

1. 被解释变量

本文的被解释变量为产业结构升级(IS),从两个维度进行衡量,即产业结构高级化指数(AIS)和产业结构合理化指数(RIS)。产业结构高级化指数(AIS)采用第三产业增加值与第二产业增加值的比值来衡量,该指标反映了产业结构向高附加值方向升级的程度,数值越大表明产业结构高级化程度越高。产业结构合理化指数(RIS)采用泰尔指数(TL)来衡量,泰尔指数常用于评估产业结构的合理性和均衡性。计算公式如下:

$$RIS_{p,t} = \sum_{i=1}^n \left[\frac{y_i}{y} \ln \left(\frac{y_i/l_i}{y/l} \right) \right] \quad (4)$$

其中, y_i 表示第 i 产业产值, l_i 表示第 i 产业就业人数, y 表示总产值, l 表示总就业人数。泰尔指数为逆向指标,值越小表示产业结构越合理。

2. 核心解释变量

本文的核心解释变量为政府数据开放(DID),通过多期双重差分方法构建。其定义为处理组($treated$)与时间($post$)的交互项,若某省份在某年份已建立政府数据开放平台,则 $DID=1$,否则为0。

3. 控制变量

为更加准确地分析政府数据开放对产业结构升级

的影响,本文引入控制变量来提升研究结果的准确性和稳健性。借鉴相关研究,本文选取以下控制变量:城镇化水平($URBAN$),以城镇人口占总人口的比例衡量;人均GDP($PGDP$),以人均国内生产总值衡量;劳动力水平(LAB),以就业人员数的对数来衡量;市场化程度($MARKET$),采用《中国市场化指数报告》中的市场化指数衡量;人力资本水平(HUM),以高等学校在校学生人数占总人口的比重来衡量;研发投入($R\&D$),以发明专利授权量的对数来衡量。

4. 中介变量

为检验政府数据开放影响产业结构的机制,本文引入数字经济发展水平(DIG)作为中介变量,选取信息化发展、互联网发展和数字交易发展三个维度共14个指标构建数字经济发展水平评价指标体系,衡量数字经济发展水平。

四、实证分析

(一) 描述性统计

为深入探究政府数据开放对产业结构升级的影响,对主要变量进行描述性统计分析,以揭示其分布特征和区域差异(见表1)。

表1显示,产业结构高级化指数(AIS)的均值为1.151,标准差为0.673,取值范围为0.500至5.297。产业结构合理化指数(RIS)的均值为0.184,标准差为0.119,取值范围为-0.026至0.714。核心解释变量(DID)的均值为0.210,表明约21%的观测值属于政策实施后的年份。中介变量数字经济发展水平(DIG)的均值为0.085,标准差为0.099,取值范围为0.004至0.711。

(二) 基准回归

为识别政府数据开放对产业结构的影响,本文采用多期双重差分方法进行基准回归分析。核心解释变量为政府数据开放虚拟变量(DID),被解释变量为产业结构高级化指数(AIS)和产业结构合理化指数(RIS)。为全面检验政府数据开放的政策效应,本文分两步进行回归:首先,不加入控制变量,仅考察 DID 的直接效应;随后,加入控制变量以控制潜在混淆因素。回归结果如表2所示。

表2第(1)列显示,政府数据开放(DID)对产业结构高级化指数(AIS)的系数为0.062,且在1%水平上显著,表明政府数据开放显著促进了产业结构高级化。第(2)列显示,政府数据开放(DID)对产业结构合理化指数(RIS)的系数为-0.021,在1%水平上显著。由于

表1 描述性统计结果

变量类型	变量名称	变量符号	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	产业结构高级化指数	<i>AIS</i>	510	1.151	0.673	0.500	5.297
	产业结构合理化指数	<i>RIS</i>	510	0.184	0.119	-0.026	0.714
核心解释变量	政府数据开放	<i>DID</i>	510	0.210	0.408	0.000	1.000
中介变量	数字经济发展水平	<i>DIG</i>	510	0.085	0.099	0.004	0.711
控制变量	城镇化水平	<i>URBAN</i>	510	0.570	0.137	0.275	0.896
	人均GDP	<i>PGDP</i>	510	9.281	0.480	8.123	10.794
	劳动力水平	<i>LAB</i>	510	7.589	0.780	5.624	8.924
	市场化程度	<i>MARKET</i>	510	7.828	1.903	3.359	12.864
	人力资本水平	<i>HUM</i>	510	0.019	0.006	0.006	0.042
	研发投入	<i>R&D</i>	510	9.166	1.641	4.369	12.943

表2 基准回归结果

变量	(1) <i>AIS</i>	(2) <i>RIS</i>	(3) <i>AIS</i>	(4) <i>RIS</i>
<i>DID</i>	0.062*** (3.37)	-0.021*** (-3.64)	0.059*** (3.17)	-0.015*** (-3.44)
<i>URBAN</i>			4.631*** (3.82)	-0.490*** (-4.52)
<i>PGDP</i>			0.153** (2.43)	-0.067*** (-3.95)
<i>LAB</i>			0.238** (2.37)	-0.060*** (-3.89)
<i>MARKET</i>			0.036*** (3.91)	-0.0120** (-2.09)
<i>HUM</i>			6.330** (2.11)	-5.904** (-2.51)
<i>R&D</i>			0.084** (2.17)	-0.009** (-2.38)
常数项	1.139*** (3.21)	-0.687*** (-4.05)	1.031*** (3.03)	-0.682*** (-3.81)
省份固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
N	510	510	510	510
R ²	0.917	0.873	0.953	0.903

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

*RIS*为负向指标，系数为负表明政府数据开放显著提高了产业结构的合理化程度。第(3)列结果显示，在控制变量后，*DID*对*AIS*的系数为0.059，仍在1%水平上显著。第(4)列显示，*DID*对*RIS*的系数为-0.015，在1%水平上显著。此外，加入控制变量后，模型的拟合优度显著提升。

(三)异质性检验

我国经济发展存在区域差异性，政府数据开放对产业结构的政策效应可能因地区而异。本文基于区域地理位置，将样本分为东部、中部和西部三个地区，分别考察政府数据开放(*DID*)对产业结构高级化指数(*AIS*)和产业结构合理化指数(*RIS*)的影响是否存在显著差异。表3报告了异质性检验的回归结果。

表3的第(1)列至第(3)列分别报告了东部、中部和西部地区政府数据开放对产业结构高级化指数的影响。东部地区*DID*的系数为0.067，在1%水平上显著；中部地区*DID*的系数为0.015，在5%水平上显著；西部地区*DID*的系数为0.022，在5%水平上显著。表明政府数据开放对产业结构高级化的促进作用在所有地区均显著，但效应强度存在差异：东部地区的政策效应最强，中西部地区次之。这一差异可能源于东部地区更强的数字经济基础和数据利用能力，能够更有效地将开放的数据转化为产业升级的驱动力，而中西部地区由于经济基础和数据应用能力较弱，政策效应相对有限。

表3的第(4)列至第(6)列分别报告了东部、中部和西部地区政府数据开放对产业结构合理化指数的影响。东部地区*DID*的系数为-0.037，在1%水平上显著；中部地区*DID*的系数为-0.005，在10%水平上显著；西部地区*DID*的系数为-0.012，在5%水平上显著。*RIS*作为负向指标，系数为负表明政府数据开放显著提高了各地区的产业结构合理化程度。政策效应的强度同样表现出区域差异：东部地区的政策作用最显著，西部地区次之，中部地区最弱。因此，在推进数据开放政策时，应充分考虑区域差异，针对中西部地区

表3 异质性检验结果

变量	(1) 东部 <i>AIS</i>	(2) 中部 <i>AIS</i>	(3) 西部 <i>AIS</i>	(4) 东部 <i>RIS</i>	(5) 中部 <i>RIS</i>	(6) 西部 <i>RIS</i>
<i>DID</i>	0.067*** (3.06)	0.015** (2.32)	0.022** (2.01)	-0.037*** (-3.74)	-0.005* (-1.47)	-0.012** (-2.14)
控制变量	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
N	187	136	187	187	136	187
R ²	0.976	0.864	0.882	0.948	0.869	0.847

应加强数字基础设施建设和数据应用能力的提升,以缩小区域间政策效应的差距。

(四)稳健性检验

1.平行趋势检验

多期双重差分方法的核心假设是处理组与控制组在政策实施前具有相似的趋势,即满足平行趋势假设。为验证政府数据开放政策(*DID*)对产业结构高级化指数(*AIS*)和产业结构合理化指数(*RIS*)影响的因果效应是否符合这一假设,本文采用事件研究法,通过估计政策实施前后各期的动态效应系数,绘制处理组(数据开放地区)和控制组(非数据开放地区)在政策实施

前后的趋势图。图1和图2展示了平行趋势检验的结果,其中以政策实施时间为基准($t=0$),横轴表示相对时间,纵轴分别表示产业结构高级化指数(*AIS*)和产业结构合理化指数(*RIS*)的估计系数及其置信区间。

从图1可以看出,在政府数据开放政策实施前($t<0$),产业结构高级化指数(*AIS*)的估计系数在各期均接近于0,且置信区间包含0,表明处理组与控制组的产业结构高级化水平在政策实施前无显著差异,满足平行趋势假设。同样,图2显示,在政策实施前($t<0$),产业结构合理化指数(*RIS*)的估计系数同样接近于0,满足平行趋势假设。

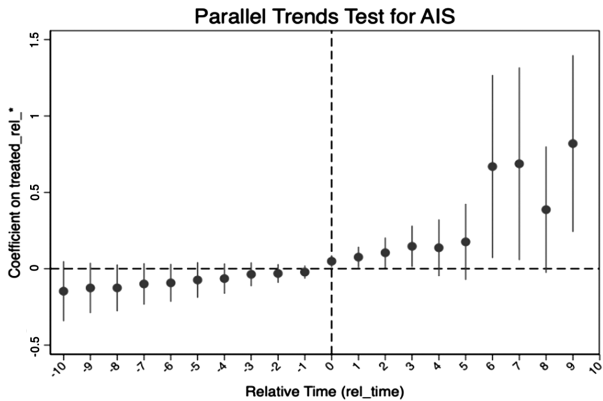


图1 产业结构高级化指数(*AIS*)的平行趋势检验

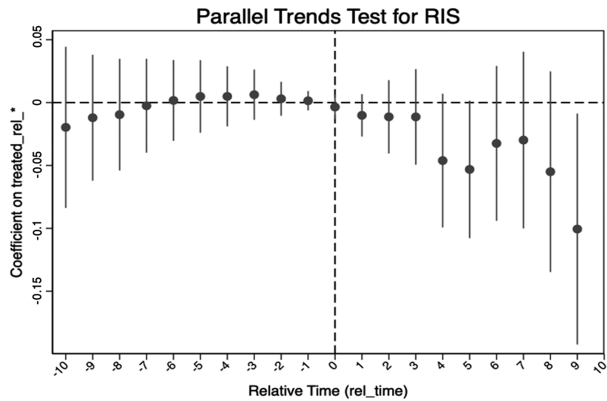


图2 产业结构合理化指数(*RIS*)的平行趋势检验

2.PSM-DID 检验

政府数据开放政策的实施可能受到地区特征(如经济发展水平、数字基础设施等)的影响,导致样本选择偏误,进而引发内生性问题。为降低基准回归中的选择偏误,采用倾向评分匹配-双重差分(PSM-DID)方法进行稳健性检验。本文采用最近邻匹配方法(1:1匹配)来计算倾向匹配得分,从而构造与处理组不存在显著差异的控制组。具体而言,首先利用倾向评分匹

配(PSM)方法,根据控制变量对处理组和控制组进行匹配,确保两组样本在可观测特征上尽可能相似;随后,在匹配后的样本上进行多期DID回归,以估计政府数据开放的政策效应。

表4报告了PSM-DID检验结果。第(1)列显示,在匹配后的样本中,*DID*对*AIS*的系数为0.056,在1%水平上显著;第(2)列显示,*DID*对*RIS*的系数为-0.013,在1%水平上显著。与基准回归结果相比,系数的方向

表4 PSM-DID 检验结果

变量	(1) <i>AIS</i>	(2) <i>RIS</i>
<i>DID</i>	0.056*** (3.47)	-0.013*** (-3.73)
控制变量	是	是
省份固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
N	463	463
R ²	0.960	0.908

和显著性保持一致。表明即使在控制样本选择偏误后,政府数据开放对产业结构高级化和产业结构合理化的正向促进作用依然稳健。

3.安慰剂检验

为进一步排除未观测到的时间趋势或随机因素对基准回归结果的干扰,本文通过安慰剂检验验证政府数据开放(*DID*)对产业结构高级化指数(*AIS*)和产业结构合理化指数(*RIS*)因果效应的稳健性。具体而言,本文将政策实施时间虚拟提前至2012年(即伪政策时间点),此时真实的政府数据开放政策尚未实施,构造伪政策变量*placebo_DID*,并在原始样本上重新进行多期DID回归。若伪政策变量的系数不显著,则表明基准回归结果并非由未观测到的时间趋势或其他随机因素驱动,从而支持政策效应的真实性。

表5报告了安慰剂检验的回归结果。第(1)列显示,在伪政策时间点下,*placebo_DID*对*AIS*的系数为0.003,且不显著;第(2)列显示,*placebo_DID*对*RIS*的

表5 安慰剂检验结果

变量	(1) <i>AIS</i>	(2) <i>RIS</i>
<i>placebo_DID</i>	0.003 (0.15)	-0.002 (-0.12)
常数项	1.025*** (3.01)	-0.675*** (-3.78)
控制变量	是	是
省份固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
N	510	510
R ²	0.952	0.902

系数为-0.002,同样不显著。由此可见,结果符合安慰剂检验的预期。

4.反事实检验

为进一步排除其他时间趋势对产业结构高级化和产业结构合理化的干扰,本文构建了反事实检验。具体而言,将政府数据开放的设立时间分别提前1年、2年和3年,构造虚拟*DID*变量*DID_1year*、*DID_2year*、*DID_3year*,并在原始样本上重新进行多期DID回归。此时,由于真实的政府数据开放政策尚未实施,虚拟*DID*变量不应显著影响*AIS*和*RIS*。

表6报告了反事实检验的回归结果。结果表明,将政府数据开放政策设立时间分别提前1年、2年、3年后,政府数据开放对产业结构高级化和产业结构合理化无显著影响。说明政府数据未开放时,虚拟变量*DID*没有给产业结构带来显著影响。

(五)中介效应检验

为进一步探究政府数据开放(*DID*)对产业结构高

表6 反事实检验结果

变量	(1) <i>AIS</i>	(2) <i>RIS</i>	(3) <i>AIS</i>	(4) <i>RIS</i>	(5) <i>AIS</i>	(6) <i>RIS</i>
<i>DID_1year</i>	0.004 (0.20)	-0.001 (-0.08)				
<i>DID_2year</i>			0.002 (0.10)	-0.003 (-0.15)		
<i>DID_3year</i>					0.001 (0.05)	-0.002 (-0.12)
常数项	1.028*** (3.22)	-0.678*** (-3.80)	1.026*** (3.01)	-0.676*** (-3.69)	1.025*** (3.56)	-0.675*** (-3.78)
省份固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
N	510	510	510	510	510	510
R ²	0.962	0.802	0.973	0.861	0.926	0.901

级化指数(*AIS*)和产业结构合理化指数(*RIS*)影响的作用机制,本文以数字经济发展水平(*DIG*)为中介变量进行检验^[15-16]。具体而言,检验分为三个步骤:首先,验证*DID*对中介变量*DIG*的影响;其次,验证*DID*对被解释变量*AIS*和*RIS*的直接影响;最后,在包含中介变量*DIG*的模型中,考察*DID*和*DIG*对*AIS*和*RIS*的共同影响。若*DID*对*DIG*的效应显著,且*DIG*对*AIS*和*RIS*的效应显著,同时*DID*的直接效应减弱,则表明*DIG*在政策效应中起到中介作用。

表7 中介效应检验结果

变量	(1) <i>DIG</i>	(2) <i>AIS</i>	(3) <i>RIS</i>
<i>DID</i>	0.019** (2.53)	0.047*** (3.05)	-0.009*** (-3.27)
<i>DIG</i>		0.016** (2.31)	-0.003** (-2.26)
常数项	1.435*** (3.65)	1.199*** (3.31)	-0.670*** (-3.07)
控制变量	是	是	是
省份固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
N	510	510	510
R ²	0.840	0.955	0.903

表7报告了中介效应检验的回归结果。第(1)列检验了政府数据开放(*DID*)对数字经济水平(*DIG*)的影响,*DID*的系数为0.019,在5%水平上显著,表明政府数据开放显著促进了数字经济的发展。第(2)列和第(3)列分别检验了在引入中介变量*DIG*后,*DID*和*DIG*对*AIS*和*RIS*的共同影响。第(2)列显示,*DIG*对*AIS*的系数为0.016,在5%水平上显著,表明数字经济水平显著促进了产业结构高级化。同时,*DID*的系数为0.047,在1%水平上显著,相比基准回归的系数有所减小,表明*DIG*在*DID*对*AIS*的影响中起到部分中介作用。第(3)列显示,*DIG*对*RIS*的系数为-0.003,在5%水平上显著。表明数字经济水平显著提升了产业结构的合理化程度。*DID*的系数为-0.009,在1%水平上显著,表明*DIG*在*DID*对*RIS*的影响中起到部分中介作用。从机制上看,政府数据开放通过提供大量数据资源,为数字经济的高质量发展提供了数据支持,而数字经济通过促进技术创新和提升资源配置效率,驱动了高附加值产业的发展,从而推动产业结构高级化和产业结构合理化。

五、结论与建议

(一)研究结论

本文基于2006—2022年的省级面板数据,采用多期双重差分方法,分析了政府数据开放对产业结构高级化和产业结构合理化的影响及其作用机制,得出以下结论:

第一,政府数据开放能够显著促进产业结构升级。基准回归显示,政府数据开放虚拟变量对产业结构高级化指数的系数为0.062(未加控制变量)和0.059(加入控制变量),对产业结构合理化指数的系数为-0.021(未加控制变量)和-0.015(加入控制变量),均在1%水平显著,表明政府数据开放显著促进了产业结构高级化和产业结构合理化。稳健性检验(PSM-DID检验、安慰剂检验、反事实检验)进一步验证了结果的可靠性。政府数据开放的经济意义在于,政府数据开放能够降低信息获取成本,优化资源配置。例如,开放的行业统计数据能帮助企业预测需求,推动第二产业向高附加值方向升级;跨领域数据融合则提升了产业协同效率,促进产业结构合理化。这与理论分析中提到的打破信息壁垒和促进要素流动的作用一致。

第二,数字经济发挥部分中介作用。中介效应检验表明,数字经济发展水平在政府数据开放与产业结构升级之间起部分中介作用。机制上,政府数据开放能为数字经济提供数据支撑,如交通流量数据支持智慧物流发展;数字经济则通过大数据、人工智能等技术优化资源配置,推动高附加值产业发展和产业协同。这验证了“政府数据开放→数字经济→产业结构升级”的链式路径。

第三,政策效应存在区域异质性。异质性分析显示,政府数据开放对产业结构升级的影响效应因区域而异。东部地区效应最强,因其数字基础设施较为完善,数据利用能力较强;中西部地区则效应较弱。

(二)对策建议

基于研究结论,本文提出以下对策建议:

第一,优先开放关键领域数据。政府应聚焦产业升级的核心需求,优先开放与产业结构优化升级密切相关的关键领域数据,以释放数据红利并降低企业创新成本。针对传统产业面临的产能过剩和效率低下问题,建议优先开放能耗数据、供应链数据和环境监测数据,支持制造业绿色转型和资源高效配置。通过开放实时能耗数据,企业可以运用大数据分析优化生

产流程,减少资源错配,推动产业向高附加值方向升级^[17-18]。此外,开放科研专利库、行业统计数据 and 公共技术数据,降低企业研发门槛,加速技术迭代和新兴产业培育,促进产业结构的优化升级。

第二,加强中西部地区数字基础设施建设。政府应针对中西部地区基础设施较为薄弱的问题,加大数字基础设施投资,以缩小区域差距并放大政策效应。通过实施“数据中心向西布局”战略,在中西部省份建设大规模数据中心和云计算设施,提升数据存储和处理能力;同时,通过财政补贴和专项资金,支持5G基站建设和宽带网络普及工程,降低企业数字化转型成本^[19-20]。借鉴东部地区的成功经验,在中西部地区部推广“数字乡村”项目,利用政府开放的农业和交通数据,推动当地传统产业数字化升级,并强化数字经济的中介作用,助力中西部地区产业结构向高级化转型。

第三,强化数据开放与产业政策协同。为发挥政府数据开放的乘数效应,政府应加强数据开放与产业政策的协同设计,引导资源向高附加值产业集聚。可结合市场需求数据和行业趋势分析,制定针对性的产业政策,如引导资金和技术向高端制造业、人工智能产业和新能源产业倾斜^[21-22]。同时,应优化数据开放内容以满足制造业和服务业的差异化需求。在制造业领域开放生产链数据支持数字化改造。在服务业领域开放公共服务数据培育新业态。通过数据与政策的深度融合,全面提升产业结构的优化效能。

第四,完善数据治理与保障机制。在推动政府数据开放的过程中,必须高度重视数据治理和安全问题,并将其作为政策长期可持续实施的重要前提。建立健全数据分类分级管理制度,明确哪些数据可以开放、如何开放以及开放的边界,确保敏感信息和个人隐私不被泄露。不断完善数据质量评估体系,强化数据标准化、结构化和动态更新,避免“开放数据不可用”的现象。建立跨部门协同的数据监管与问责机制,确保数据在开放、共享和利用过程中权责清晰。加强法律制度建设,完善数据安全法、隐私保护法等配套法律法规,为数据开放提供制度保障,并推动相关人才培养,提升政府部门和企业的数据治理能力,确保政策能够真正落地。推动数据开放平台建设并加强技术支撑,充分利用区块链、加密计算等新兴技术提升数据流通的透明度和安全性,从源头上防止数据滥用和垄断。合理借鉴国际经验,推动政府与社会机构、企业和科研机构的合作,构建多元共治的数据生态体系,做到兼顾

安全与效率^[23]。通过不断完善治理与保障机制,提高数据开放的使用价值,增强公众与企业对政府数据开放的信任,从而进一步释放数据红利,促进产业结构的持续优化升级。◆

参考文献:

- [1]中国信息通信研究院.中国数字经济发展研究报告(2024年)[EB/OL].https://www.caict.ac.cn/kxyj/qwfb/bps/202304/t20240827_491581.htm.
- [2]方锦程,刘颖,高昊宇,等.公共数据开放能否促进区域协调发展?:来自政府数据平台上线的准自然实验[J].管理世界,2023,39(9):124-142.
- [3]赵丽丽,郝文强.政府数据开放对数字经济的影响[J].统计与决策,2023,39(18):67-72.
- [4]蔡菲莹,黄秀菁.政府数据开放、企业数字化转型与企业创新[J].统计与决策,2022,38(23):175-179.
- [5]彭远怀.政府数据开放的价值创造作用:企业全要素生产率视角[J].数量经济技术经济研究,2023,40(9):50-70.
- [6]邹祥,贾永飞.政府数据开放与企业绿色创新效率:理论机制与实证检验[J].统计与决策,2025,41(3):164-169.
- [7]刘军,杨渊璧,张三峰.中国数字经济测度与驱动因素研究[J].上海经济研究,2020(6):81-96.
- [8]何地,赵炫焯,齐琦.中国数字经济发展水平测度、时空格局与区域差异研究[J].工业技术经济,2023,42(3):54-62.
- [9]薛秋童,封思贤.“双循环”新发展格局下数字金融对产业结构升级的影响[J].暨南学报(哲学社会科学版),2022,44(9):82-105.
- [10]蓝庆新,陈超凡.新型城镇化推动产业结构升级了吗?:基于中国省级面板数据的空间计量研究[J].财经研究,2013,39(12):57-71.
- [11]赵映,张鹏.政务服务改革的价值取向:演进、型塑及实现路径[J].上海行政学院学报,2023,24(4):41-54.
- [12]胡媛,黄思慧.美国政府数据治理战略与行动研究分析及启示[J].情报杂志,2023,42(10):48-55.
- [13]阚闯,路雨溪.世界银行参与开放数据治理的动因、模式与评析[J].贵州大学学报(社会科学版),2025,43(4):67-77.
- [14]邢芳菲,魏枫.政府数据开放对数字经济高质量发展的影响[J].统计与决策,2025,41(11):128-132.
- [15]温忠麟,叶宝娟.中介效应分析:方法和模型发展[J].心理科学进展,2014,22(5):731-745.
- [16]付梦媛.创新型城市试点政策的创新效果与影响机制[J].统计理论与实践,2024(9):64-72.
- [17]郑磊.开放政府数据研究:概念辨析、关键因素及其互动关系[J].中国行政管理,2015(11):13-18.
- [18]蒋琪,陈艳利.开放公共数据与政府治理能力:“对数据治理”到“依数据治理”的理论逻辑与经验证据[J].吉林大学社会科学学报,2025,65(5):151-163+238.

- [19]黄如花,温芳芳.我国政府数据开放共享的政策框架与内容:国家层面政策文本的内容分析[J].图书情报工作,2017,61(20):12-25.
- [20]胡海波,娄策群.数据开放环境下的政府数据治理:理论逻辑与实践指向[J].情报理论与实践,2019,42(7):41-47.
- [21]郝寿义,马洪福.中国智慧城市建设的作用机制与路径探索[J].区域经济评论,2021(3):81-91.
- [22]段盛华,于凤霞,关乐宁.数据时代的政府治理创新:基于数据开放共享的视角[J].电子政务,2020(9):74-83.
- [23]张晓娟,王文强,唐长乐.中美政府数据开放和个人隐私保护的政策法规研究[J].情报理论与实践,2016,39(1):38-43.

Empirical Analysis on the Impact of Government Data Opening on Industrial Structure Upgrading

Xu Qiang, Li Bolin, Qiao Yatong

Abstract: Data, as an important production factor, plays a significant role in economic development and social governance. Based on provincial panel data from 2006 to 2022, this paper uses the multi-period difference-in-differences method to systematically analyze the impact of government data opening on the high-end and rationalization of industrial structure and its mechanism. The research finds that government data opening can significantly promote the high-end and rationalization of industrial structure; the digital economy plays a partial mediating role in this process, verifying the chain path of “government data opening → digital economy → industrial structure upgrading”; the policy effect of government data opening shows regional heterogeneity, with the strongest effect in the eastern region and weaker in the central and western regions, reflecting the importance of regional digital infrastructure construction. Based on this, policy suggestions such as prioritizing the opening of key area data, strengthening digital infrastructure construction in the central and western regions, enhancing the synergy between data opening and industrial policies, and improving data governance and guarantee mechanisms are proposed.

Key words: Government Data Opening; Industrial Structure Upgrading; Digital Economy; Multi-Period Difference-in-Differences

(责任编辑:新月)

公共数据开放能否降低城投债信用利差？

——基于一项准自然实验的证据

薛选登 刘莹莹

(河南科技大学 商学院,河南 洛阳 471000)

摘要:加快公共数据开放是推动城投债市场化转型进而降低系统性风险的重要手段。以我国各城市设立的公共数据开放平台为准自然实验,基于2007—2023年城投债数据集构造的多维数据结构,采用渐进双重差分模型实证检验公共数据开放对城投债信用风险溢价的作用效应。研究发现:公共数据开放能显著降低城投债信用利差;机制检验表明,上述关系以缓解信息摩擦、提高经营效率及优化营商环境的一体化逻辑为路径;调节效应分析表明,公共数据开放对城投债信用利差的降低作用受到外部监督水平的负向调节;异质性研究发现,在高市场化程度地区以及数字基础设施欠发达地区,公共数据开放的信用利差降低效应更为显著。基于上述结论,提出加大公共数据开放力度、优化内外部环境以及因地制宜打造差异化的政策体系等对策建议。

关键词:数据要素;公共数据开放;城投债信用利差;准自然实验

中图分类号:F832

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2025)09-0071-10

DOI:10.13999/j.cnki.tjllsj.2025.09.008

一、引言

2023年中央金融工作会议强调,要“建立防范化解地方债务风险长效机制”。2024年的《政府工作报告》指出,要“统筹好地方债务风险化解和稳定发展”。城投债在推动我国城市化进程和维护宏观经济稳定方面发挥了重要作用。城投债信用利差作为信用风险评估的重要指标,反映了城投债收益率与无风险利率之间的差额,这一指标与市场预期风险存在正相关性。信用利差扩大时,意味着城投债相较于国债的风险溢价上升,反映出市场对发行人信用风险的担忧在加剧,即投资者认为债券违约的可能性增加,因此要求更高的收益补偿以覆盖潜在风险。反之,信用利差收窄往往标志着整体经济环境向好,发行人的偿债能力增强,市场对信用风险的顾虑逐渐消散。城投公司作为地方政府融资平台的主要运营主体,普遍存在非上市公司

的典型特征,其信息披露质量往往难以满足市场要求,导致市场参与者更加依赖地方财政状况等公开同质信息作为信用风险评估的主要依据。但是,据统计,我国政府部门集中管理着超过80%的核心数据资产,这种高度集中的数据管理模式所形成的信息壁垒制约数据要素潜在价值的充分释放。

公共数据不仅是构成生产要素的关键存量,更是数字基础设施的核心内容(贾洪文等,2025)^[1]。自2015年《促进大数据发展行动纲要》首次将政府数据开放纳入国家战略框架后,中央层面陆续出台《关于构建数据基础制度更好发挥数据要素作用的意见》等政策文件,系统推进公共数据资源的共享机制建设与价值合理转化。根据复旦大学数字与移动治理实验室发布的《中国地方公共数据开放利用报告(城市)》,截至2024年7月,全国已有24个省级行政区和219个城市

基金项目:国家社会科学基金青年项目“高技术制造业产业链创新链融合发展韧性评估与提升路径研究”(23CJY020);河南省哲学社会科学规划项目“风险叠加背景下河南省粮食供给韧性动态演化及提升路径研究”(2024BJJ00437)。

作者简介:薛选登,男,博士,教授,博士生导师,研究方向为区域经济;刘莹莹,女,硕士研究生,研究方向为数字金融。

完成数据开放平台的建设工作,且所涉及的核心内容集中于政务、财政税收、金融监管、科技研发以及创新驱动等关键领域。实践表明,原先处于封闭状态的公共数据资源正逐步发挥其对实体经济的驱动作用。这便引发思考,公共数据开放究竟以何种方式影响城投债信用利差?

目前学术界对公共数据开放所蕴含的经济效应进行了深入探讨。在宏观层面,研究表明公共数据开放不仅有助于推动区域之间的均衡发展、改善城市创业环境,还能够提高政府的行政效率,进而促进经济的可持续增长(来爽和马禹嫚,2024)^[2]。在微观层面,研究表明公共数据有助于提高企业效率和促进企业技术创新(沈坤荣和林剑威,2025)^[3]。现有文献普遍指出,数据因其虚拟性这一经济特征正作为核心要素驱动产业创新。而有关城投债信用利差的研究,主要对宏观经济环境、政府行为、融资平台以及债券自身这几个方面予以关注(李丽和丛海彬,2025)^[4]。

有关公共数据开放政策与城投债信用利差之间的作用机制尚未形成明确结论。有研究表明,公共数据与其他类型数据相似,能够为企业决策提供有价值的信息支持,帮助其更准确地把握市场动态和经营环境(Brynjolfsson 和 McElheran, 2016)^[5]。另有研究指出,数据的公开性使市场竞争者都借助公共资源来培育趋同化服务与同质性价值,这或许会逐渐压缩企业从信息优势中获取的租金空间,进而让企业在开发利用公共数据的投资决策上有所迟疑(Jetzek 等,2019)^[6]。鉴于此,本文以地方政府数据开放平台的上线作为外生政策变量,利用2007—2023年城投企业发行的债券样本,采用渐进双重差分法,通过理论与实证相结合的方式,系统检验公共数据开放对城投债信用利差的作用效果及内在机制。以期数据要素资产赋能实体经济增效增益的相关实践提供经验启示。

本文可能存在以下边际贡献:其一,研究视角新颖。以往有关城投债的研究对数据要素关注不够,本文以公共数据开放政策为切入点,是对已有文献的有力补充。其二,识别策略科学。利用公共数据开放的准自然实验,运用双重差分模型量化数据要素在经济发展中的市场价值。此外,针对双重差分模型可能存在的处理效应异质性问题,进行诊断及稳健性检验,尽可能保证方法的科学性。其三,机制剖析深化。从公共数据开放所引致的缓解信息摩擦、提高经营效率和优化营商环境等

角度出发,在理论分析的基础上,验证了公共数据开放影响城投债信用利差的作用机制。

二、理论分析与研究假设

(一)公共数据开放对城投债信用利差的直接效应

基于现代债券定价理论,公共数据开放对城投债信用利差的影响可从风险溢价分解的角度进行阐释,包括违约风险溢价、信息风险溢价和流动性溢价(Merton, 1974)^[7]。违约风险溢价方面,政府数据开放能增强地方政府财政行为的可观测性,降低债务契约的不完全程度,使投资者能够更准确地评估城投平台的偿债能力,从而降低要求的违约风险补偿(邹颖等, 2025)^[8]。信息风险溢价方面,公共数据开放能有效缓解发行人与投资者之间的“柠檬市场”问题,减少逆向选择带来的定价扭曲,同时降低投资者的信息获取成本(欧阳伊玲等, 2024)^[9]。流动性溢价方面,根据市场微观结构理论,高质量公共数据的供给能提升债券定价效率,增强二级市场流动性,进而降低投资者要求的流动性补偿。基于此,本文提出如下假设:

H1:公共数据开放能够降低城投债信用利差。

(二)公共数据开放对城投债信用利差的间接效应

1.理论机制分析

公共数据开放具有边际成本为零、非竞争性、非排他性及规模报酬递增等特殊公共资源属性,有望为降低城投债信用利差提供支撑。基于此,本文从以下三个方面剖析公共数据开放降低城投债信用利差的理论机制:

组织学习理论提出,各类经济主体必须基于系统性收集、分析及内化相关信息资源,才能形成新的认知框架并培育相应的组织竞争力(Huber, 1991)^[10]。而城投企业较低的市场化程度决定了其信息披露水平有限,客观上增加了投资者的信息处理成本。相关文献证实,这种信息披露环境特征会对城投债的信用利差产生系统性影响。例如地方财政透明度与城投债的信用利差呈负相关关系(朱莹和王健, 2018)^[11],市场参与主体的信息披露质量差异也可能影响其债务融资成本。公共数据开放平台的上线,一方面能够使城投公司相关业务数据的搜集门槛和使用费用大幅下降,有效提升市场主体的信息获取效率(Goldfarb 和 Tucker, 2019)^[12];另一方面,权威可靠的政府数据会减少市场参与者在信息筛选和真实性核验过程中的资源投入。通过多维度数据构建的企业特征画像,可以降低信息不对称引致的风险补偿要求,从而缓解债券市场的定价效率折损。基于此,本文提出如下假设:

H2:公共数据开放能够通过缓解信息摩擦降低城投债信用利差。

公共数据开放提供了信息资源获取与交换的平台,提升企业经营效率。从竞争效应看,企业在增强市场竞争力的过程中,会加速提升经营效率以获取竞争优势。例如“科技创新”“企业服务”等主题下的信息数据往往与企业独有的算法和数据相结合,助推产品研发的科学化与智能化,进而持续产生新的价值(Agrawal等,2019)^[13]。同时能够有效缩减城投企业的日常运营支出,促进其整体运营效能的提升(陶锋等,2023)^[14]。从学习效应看,企业通过公开数据深入洞察行业发展趋势、市场前景及最佳实践,为调整战略资源配置和提高经营投资效率提供依据。例如政府开放数据中的零售消费统计与产业经济监测信息,可辅助企业研判行业发展趋势,为其产品迭代和战略调整提供数据支撑,增强企业经营效能(黄勃等,2023)^[15]。数据驱动的管理模式可帮助城投平台提高资源配置效率,从而作出更具前瞻性的资本支出决策。这种管理改进既提升其偿债能力和营运能力,又通过经营效率优化降低城投债的信用风险。基于此,本文提出如下假设:

H3:公共数据开放能够通过提高经营效率降低城投债信用利差。

基于制度经济学的分析框架,企业生产率的提升主要依赖于规范透明的政策环境、公平竞争的市场机制以及制度健全的信用体系。公共数据平台的建立能够有效推动城投企业更好地整合政策导向、市场动态以及行业趋势等多维信息来创造经济社会价值(Magalhaes和Roseira,2020)^[16]。同时,政府公共数据凭借其正外部性与治理属性能够提高政府行政管理效力和商事服务的便捷化,加快形成公平竞争和司法保障的营商环境。城投债的功能在于实现资金的融通,以债务人(城投公司)视角出发,营商环境的优化会让该区域的知识储备和技术资本存量更多,吸引有效投资助力生产经营,进而缓解城投企业的融资困境(陈宝东和崔晓雪,2022)^[17]。以主要债权人(金融机构)视角出发,良好的营商环境可以提高银企间信息透明度,金融机构风险识别能力的提升会增强其投资意愿。以上两个视角均能说明,提升城市综合营商环境可以降低城投债信用利差(张猛,2023)^[18]。基于此,本文提出如下假设:

H4:公共数据开放能够通过优化营商环境降低城投债信用利差。

2.调节效应分析

作为政府治理数字化转型下的时代产物,公共数据开放的运行效率和效益受到城投企业外部监督水平的影响。良好的外部监督有助于改善城投企业的经营和投资绩效,从而降低信用风险。因而,在公共数据开放政策实施后,信息透明度较低、外部监督机制不完善的城投企业呈现出更显著的风险溢价降低趋势。其一,相对于国有持股,城投企业的社会资本持股比例更能反映企业决策的市场化和透明度(Bai等,2004)^[19],当社会资本参与度较低时,政府数据披露对完善外部监督机制的改善作用更为突出。其二,诸如地产开发等可观测性强的实体项目投资,相较于资金用途为补充营运资本或项目再融资的,其面临的监督难度更低(欧阳伊玲等,2024)^[9]。其三,四大会计师事务所具备更强的独立性和更专业的人才,因而选择四大会计师事务所作为审计主体的城投平台,其充分披露的财务信息不仅能够显著提升市场公信力(晓芳等,2021)^[20],还能通过强化市场约束、改善公司治理发挥较强的外部监督作用。基于此,本文提出如下假设:

H5:公共数据开放对城投债信用利差的降低作用受到外部监督水平的负向调节。

三、研究设计

(一)数据来源

本文所用的公共数据开放平台上线时间源于复旦大学数字与移动治理实验室发布的《中国地方公共数据开放利用报告(城市)》,城投债相关数据源于Wind数据库和《中国城市统计年鉴》,样本区间为2007—2023年。本文所研究的城投债样本主要涵盖企业债券、公司债券以及中期票据,并剔除行政级别为国家级和省级的城投企业以及主要财务指标缺失的样本,最终得到13565个观测值。

(二)变量选取

1.被解释变量

本文的被解释变量为城投债信用利差(*spread*)。借鉴孙征等(2024)^[21]的研究,采用以下计算方式:首先选取每只城投债的票面利率作为其名义收益率,然后从Wind数据库获取该债券发行当日同期限的国债到期收益率作为无风险利率,将二者相减得到信用利差。这一计算过程确保了信用利差数据的时间一致性和期限可比性,能够准确反映市场对城投债信用风险的定价。

2. 核心解释变量

本文的核心解释变量为公共数据开放平台(*data*)。若某只城投债的发行主体(即城投公司)所在城市在债券发行当年或之前已正式上线政府数据开放平台,则该债券对应的*data*取值为1;若该城市在债券发行时尚未建立公共数据开放平台,则*data*取值为0。

3. 控制变量

本文的控制变量主要包括城市及城投企业层面的控制变量。其中,城市层面的控制变量包括人均地区

生产总值(*lngdp*)、财政赤字率(*fid*);城投企业层面的控制变量包括流动比率(*cur*)、速动比率(*quk*)、资产负债率(*alt*)、产权比率(*det*)、净资产负债比(*lev*)、销售净利率(*npm*)、资产收益率(*roa*)、投入资本回报率(*roic*)。

各变量的名称和定义见表1。

(三) 模型设定

各城市公共数据开放平台的非同步开放特征,为本文基于渐进双重差分模型识别数据开放政策对城投债信用利差的因果效应提供了理想的准自然实验场景,因此构建如下回归模型:

表1 变量定义

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量	城投债信用利差	<i>spread</i>	城投债票面利率与同期国债到期收益率之差
核心解释变量	公共数据开放平台	<i>data</i>	城投债发行当年或之前上线取值为1,否则为0
控制变量	人均地区生产总值	<i>lngdp</i>	人均地区生产总值的对数
	财政赤字率	<i>fid</i>	(财政支出-财政收入)/财政收入
	流动比率	<i>cur</i>	流动资产/流动负债
	速动比率	<i>quk</i>	速动资产/流动负债
	资产负债率	<i>alt</i>	总债务/总资产
	产权比率	<i>det</i>	总债务/所有者权益
	净资产负债化	<i>lev</i>	净资产/总债务
	销售净利率	<i>npm</i>	净利润/销售收入
	资产收益率	<i>roa</i>	息税前利润/总资产
	投入资本回报率	<i>roic</i>	净营业利润/投入资本

$$spread_{it} = \alpha + \beta data_{it} + \gamma controls_{it} + bond_f E + year_f E + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)中,*i*与*t*分别代表债券与年份,*spread_{it}*代表城投债信用利差,*data_{it}*代表公共数据开放平台,*controls_{it}*代表控制变量集合,主要包括城市及城投企业层面的变量,*bond_fE*与*year_fE*分别为个体固定效应与时间固定效应, ε_{it} 为随机扰动项。估计系数 β 度量了城投债信用利差在公共数据开放政策冲击前后的平均差异。

采用渐进DID的前提是处理组和对照组在政策实施前不存在系统性差异。为此,本文基于事件研究法(Beck等,2010)^[22],构建如下计量模型进行检验:

$$spread_{it} = \alpha + \beta_m Event_{it}^m + \gamma controls_{it} + bond_f E + year_f E + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

式(2)中,*Event_{it}^m*是相较于公共数据开放平台上线时间的年份距离变量,*m*=0表示平台上线当年,*m*<0和*m*>0分别对应上线前和上线后的第|m|个年度。其余变量设定与式(1)保持一致。

为明确公共数据开放降低城投债信用利差的潜在

路径,进一步探究其作用机制,借鉴江艇(2022)^[23]的研究,构建以下回归模型进行机制检验:

$$Med_{it} = \alpha + \beta data_{it} + \gamma controls_{it} + bond_f E + year_f E + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

式(3)中,*Med_{it}*为机制变量,借鉴Gao等(2020)^[24]、张祥建等(2025)^[25]、沈坤荣和林剑威(2025)^[3]的方法,选取省级期刊出版总印数(*Tcp*)、总资产周转率(*TAT*)和新注册企业数量(*Nne*)作为中介变量。

(四) 描述性统计

主要变量的描述性特征见表2。城投债信用利差在样本期的均值水平为2.330,标准差为1.723,数据结果与孙征等(2024)^[21]的测算结果相近,说明本文测算的数据较为可靠。其取值在-3.519到6.821之间,显示不同城投债的信用风险溢价存在显著差异,为研究信用利差的影响因素提供了良好的样本基础。核心解释变量公共数据开放政策的虚拟变量(*data*)均值为0.210,表明样本期内约21%的城投债发行主体所在城市已实施公共数据开放政策。其他控制变量的分布特征与既有研究总体吻合。

表2 变量的描述性统计

变量	观测数	平均值	标准差	最小值	最大值
<i>spread</i>	13565	2.330	1.723	-3.519	6.821
<i>data</i>	13565	0.210	0.408	0.000	1.000
<i>lngdp</i>	13565	10.85	0.693	8.894	12.19
<i>fid</i>	13565	1.206	1.115	-0.351	11.40
<i>cur</i>	13565	4.454	5.756	0.235	154.3
<i>quk</i>	13565	1.725	1.691	0.098	30.97
<i>alt</i>	13565	53.50	12.48	0.721	79.09
<i>det</i>	13565	1.378	0.686	0.007	4.677
<i>lev</i>	13565	1.116	3.868	0.214	137.0
<i>npm</i>	13565	1.058	12.70	-0.761	271.1
<i>roa</i>	13565	1.845	1.847	-3.130	40.09
<i>roic</i>	13565	1.513	2.068	-4.268	45.64

四、实证分析

(一) 基准回归

基准回归结果见表3。具体而言,列(1)控制了个体与时间维度的不可观测因素;列(2)在列(1)的基础上,控制了城市时变特征变量;列(3)进一步扩展控制变量集,补充城投企业财务特征等微观指标。结果显示,*data*的估计系数均在1%的水平下显著为负。其中列(3)的回归系数为-0.061,表明公共数据开放政策平均可降低城投债信用利差6.1个基点。可能的原因在于,公共数据开放平台的上线,有利于增强政府与市场间的信息透明度,降低信息壁垒;有利于培育更公平有效的市场竞争格局,优化区域营商环境;有利于强化企业管理层的监督约束来降低道德风险,提升企业内部经营效率。因此,假设H1得到验证。

表3 基准回归结果

变量	(1) <i>spread</i>	(2) <i>spread</i>	(3) <i>spread</i>
<i>data</i>	-0.052*** (0.007)	-0.054*** (0.007)	-0.061*** (0.008)
常数项	1.957*** (0.027)	1.902*** (0.221)	1.693*** (0.225)
<i>controls_city</i>	否	是	是
<i>controls_enter</i>	否	否	是
个体固定效应	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
N	13565	13565	13565
调整的R ²	0.668	0.668	0.668

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著,括号内为稳健标准误。下表同。

(二) 平行趋势检验

本文借鉴Liu和Mao(2019)^[26]的做法,选择公共数据开放前一年作为基期,以规避多重共线性对估计结果的干扰。图1展示了公共数据开放对城投债信用利差的动态影响。从中可知,在政策实施前的多个时期,估计系数均不显著地异于0,通过平行趋势检验。而在政策实施后,系数显著为负并表现出持续性,表明公共数据开放平台上线后,处理组与控制组确实有预期的差异变化。联合显著性检验也表明事前不显著(p值为0.31),事后显著(p值为0),再次确认了政策的有效性。

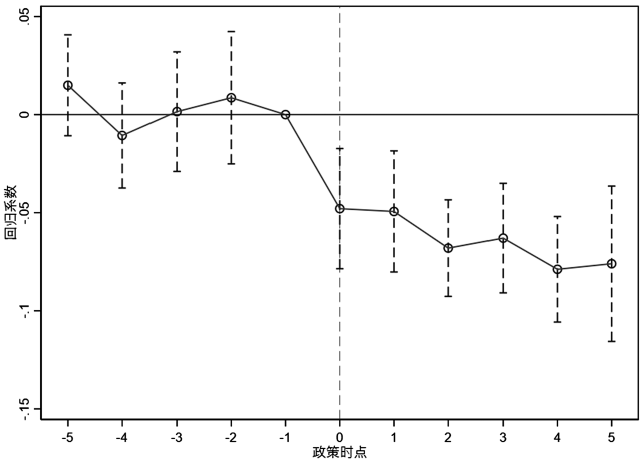


图1 平行趋势检验

注:图中的小圆点代表点估计值,竖线的上下界代表95%的置信区间。

(三) 稳健性检验

1. 异质性处理效应诊断及检验

首先,进行偏误诊断。借鉴De Chaisemartin和D'

haultfoeuille(2020)^[27]的诊断方法对所有权重进行分解发现:在所有的2762个权重中,2616个权重为正,146个权重为负,负权重占比为5.29%,表明估计结果不存在严重的偏误。其次,借鉴Sun和Abraham(2021)^[28]、Borusyak等(2024)^[29]的方法进行异质性稳健估计量检验,结果见表4的列(1)和列(2)。可见,在采用两种统计量排除处理效应异质性问题后,回归结果依然保持稳健。

2.安慰剂检验

城投债风险缓释可能部分源于该时期市场自发的风险偏好变化,而非完全由公共数据开放政策导致。因此,借鉴白俊红等(2022)^[30]的做法,通过随机抽样1000次构建“伪政策虚拟变量”,并按基准模型回归进行安慰剂检验,结果见图2。可以看到,抽样回归的估计系数呈现出均值为0的正态分布,而基准回归系数(-0.061)显著地落在该分布的左侧尾部,是一个极端小概率事件。这有力地证明了基准模型中观察到的信用利差下降确实是由公共数据开放政策所驱动的,显著增强了本文的因果识别强度。

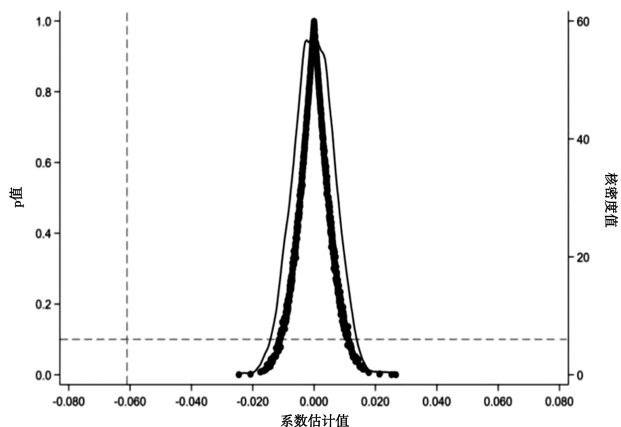


图2 安慰剂检验

注:图中的小圆圈代表p值,光滑曲线代表核密度曲线。

3.PSM-DID

虽然渐进DID可有效测度政策干预的因果效应,但由于公共数据开放并非完全外生的自然实验,处理组与对照组之间可能存在系统性差异,从而产生样本选择偏差。为解决传统倾向得分匹配(PSM)法在面板数据中的适用局限性,本文采用截面PSM法构造匹配样本,以有效控制组间特征差异。具体而言,以基准模型的控制变量集为匹配维度对政策虚拟变量进行Logit回归,设0.01为卡尺门槛,根据匹配后的样本进

行双重差分估计。回归结果见表4的列(3),进一步证实了本文结论的稳健性。

4.替换被解释变量

参考欧阳伊玲等(2024)^[9]的研究方法,以债券票面利率减去同一天相同期限的国开债利率替换。选择国开债收益率主要基于两方面考量:其一,其流动性溢价显著低于普通信用债;其二,国开债的税负结构与信用债完全一致,无需进行税收因素调整。回归结果见表4的列(4),说明本文的核心结论对信用利差的衡量方式不敏感。

5.排除同期政策干扰

在多政策环境中,不同政策对相同样本群体可能存在交叉影响,从而扭曲对目标政策效果的评估。为此排除“智慧城市”试点政策、国家大数据试验综合区建设政策以及“宽带中国”试点政策的干扰,重新进行回归,结果见表4的列(5)—列(7)。结果显示,在控制了相关政策影响后,公共数据开放对城投债信用利差的估计系数显著为负,表明前文的研究结论依旧稳健。

五、进一步分析

(一)机制分析

1.缓解信息摩擦

信息不对称是信用市场定价效率低下的重要根源。由于城投企业与地方政府的复杂关系使部分项目存在不透明性,信息摩擦问题尤为突出。而媒体报道能够显著改善市场信息环境,通过优化市场参与者的信息获取路径,降低城投公司的债务融资成本。本文采用省级期刊出版总印数(Tcp)作为信息摩擦的代理变量进行检验,检验结果见表5的列(1)。可以发现,公共数据开放对期刊出版总印数产生了显著的正向影响,该影响在1%的水平上具有统计显著性。这表明公共数据开放确实能够刺激区域信息的生产与流通,增加市场信息供给总量,促进信息传播,提高市场透明度,实现降低城投债信用利差的目标。因此,假设H2得到验证。

2.提高经营效率

将公共数据资源深度嵌入生产经营与战略管理流程,可有效缓解因信息不对称导致的资源配置扭曲,降低资源错配成本。企业可通过分析区域消费偏好数据,筛选高性价比营销渠道,精准规划产品线,压缩企业的经营性支出与市场推广费用,最终实现成本下降、经营效率提升与信用风险降低等多重效益。本文选取总资产周转率(TAT)来作为城投企业运营效率的代理

表4 稳健性检验

变量	(1) 交互加权法	(2) 插补法	(3) PSM-DID	(4) 替换 被解释变量	(5) “智慧城市” 试点	(6) 国家大数据 试验综合区建设	(7) “宽带中国” 试点
<i>ATT</i>	-0.055*** (0.014)	-0.063*** (0.008)					
<i>data</i>			-0.055*** (0.008)	-0.054*** (0.009)	-0.061*** (0.008)	-0.048*** (0.007)	-0.048*** (0.007)
<i>smart_policy</i>					0.001 (0.012)		
<i>dcez_policy</i>						0.011 (0.010)	
<i>band_policy</i>							-0.003 (0.009)
常数项			1.460*** (0.266)	1.218*** (0.251)	1.694*** (0.224)	2.236*** (0.202)	2.232*** (0.202)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是
N			12500	13565	13565	11722	11722
调整的R ²			0.670	0.737	0.668	0.754	0.754

变量,该指标越大代表企业的营运能力越好,回归结果见表5列(2)。可见公共数据开放政策对城投平台的总资产周转率具有显著的正向促进作用,说明政府数据开放的实施能够有效提升当地城投企业的运营效率。同时也表明公共数据开放能够通过提高城投企业的经营效率这一路径降低信用利差,假设H3得到验证。

3.优化营商环境

在数据要素市场化配置的背景下,政府主导的公共数据共享机制通过减少制度性交易成本、降低行业进入门槛、激发主体创新活力等维度促进区域营商环境的系统性优化,助力企业实现产能的高效利用,降低城投债信用利差。本文利用地级市新注册企业数量(*Nne*)作为营商环境的代理变量,回归结果见表5列(3)。可见公共数据开放显著促进了新注册企业数量的增长,有助于提升城市的营商环境。可能是因为,透明高效的营商环境有助于降低市场参与门槛、增强市场运行效能,改善区域整体信用面貌,间接降低城投债信用风险。因此,假设H4得到验证。

(二)调节效应分析

完善的外部监督机制能够显著提升企业经营及投

表5 机制检验

变量	(1) <i>Tcp</i>	(2) <i>TAT</i>	(3) <i>Nne</i>
<i>data</i>	0.121*** (0.022)	0.006*** (0.002)	0.043*** (0.016)
常数项	1.204*** (0.381)	0.201*** (0.044)	7.960*** (0.305)
控制变量	是	是	是
个体固定效应	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
N	11875	13003	13565
调整的R ²	0.271	0.115	0.841

资绩效,进而降低信用风险溢价。若公共数据开放通过增强信息透明度来提高城投企业的外部监督水平,那么通常情况下,初始监督水平较低的企业其风险溢价下降幅度更大,其信用利差更低。借鉴欧阳伊玲等(2024)^[9]的方法,采用债券募集资金用途来度量外部监督水平,根据城投企业所属证监会行业名称,划分为建筑类和其他行业,从而将资金用途划分为投资建设类及其他,设定虚拟变量*Eo*来表示(投资建设类赋值为1,否则为0),回归结果见表6。可以发现,公共数据开放的主效应依然显著为负,表明其总体上有利于降

低信用利差,但是公共数据开放与虚拟变量的交互项 $data \times Eo$ 的系数显著为正,且在5%的水平上通过了显著性检验。说明当债券募集资金用途为非投资建设类时,即外部监督机制相对薄弱的债券品种,公共数据开放降低信用利差的效应更为显著,符合预期假设H5。

表6 调节效应检验

变量	<i>spread</i>
<i>data</i>	-0.059*** (0.008)
<i>data</i> × <i>Eo</i>	0.025** (0.010)
常数项	1.706*** (0.227)
控制变量	是
个体固定效应	是
时间固定效应	是
N	13565
调整的R ²	0.668

(三)异质性分析

1.市场化程度的异质性

市场化程度反映了信息传递的效率和市场约束的强度,不同市场化程度的地区,其公共数据开放的程度和方式存在差异,直接影响了企业获取和使用公共数据的便利性,进而影响债券的信用利差。为此,本文采用市场化指数来衡量地区市场化程度,依据25%分位点划分为高市场化程度地区、低市场化程度地区两组。表7的列(1)—列(2)为市场化程度异质性的回归结果。可以看出,在高市场化程度地区,公共数据开放所产生的城投债信用利差降低效果更加明显。可能是

因为,高市场化程度通常意味着市场竞争更加激烈,企业需要不断进行产品和服务创新,以维持竞争优势来减少不确定性,而公共数据开放能够为企业提供市场趋势、技术发展和消费者需求等方面的洞察,有助于企业快速调整发展战略,提升其在面对外部冲击时的应变能力与适应性。

2.数字基础设施的异质性

公共数据开放平台的有效运行需要完善的数字基础设施作为支撑条件,确保数据采集更新的及时性和终端用户在数据获取过程中的连续性,避免因网络传输不稳定导致的服务中断现象。为此,本文采用各城市电信业务总量与GDP的比值来表征数字基础设施水平,依据均值分为数字基础设施发达地区和数字基础设施欠发达地区两组,以此检验数字基础设施异质性对城投债信用利差的影响,回归结果见表7的列(3)—列(4)。可以看出,在数字基础设施欠发达地区,公共数据开放的信用利差降低效应更为显著。这反映了信息渠道的“边际价值递减”规律。在数字基础设施发达地区,信息传播途径非常丰富,公共数据开放作为新增渠道,其带来的边际信息改善可能相对有限。然而,在数字基础设施发展相对滞后的地区,权威、便捷的信息来源比较稀缺,此时政府推动的数据开放能够有效填补“信息鸿沟”,因而其改善信息不对称、降低风险溢价的边际作用更为突出。

六、结论与建议

(一)研究结论

公共数据开放本质上是一场“数据民主化”运动,其核心价值在于将公共数据从政府的“管理工具”转化为全社会的“资本燃料”,最终实现释放数据效能、化解

表7 异质性检验

变量	(1) 高市场化程度 地区	(2) 低市场化程度 地区	(3) 数字基础设施 发达地区	(4) 数字基础设施 欠发达地区
<i>data</i>	-0.051*** (0.008)	-0.046 (0.048)	-0.012 (0.058)	-0.047*** (0.009)
常数项	1.976*** (0.246)	1.800** (0.826)	3.181*** (0.747)	1.584*** (0.270)
控制变量	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
N	9555	3185	3774	9791
调整的R ²	0.691	0.530	0.566	0.711

债务风险的效益。本文借助公共数据开放的准自然实验,运用渐进双重差分模型实证检验公共数据开放对城投债信用利差的影响。研究发现:(1)公共数据开放能够有效降低城投债信用利差水平,该结论在经过渐进DID估计偏误诊断、安慰剂检验等多项稳健性检验后依然成立。(2)公共数据开放能够通过缓解信息摩擦、提高经营效率和优化营商环境等路径降低城投债信用利差,且公共数据开放对外部监督水平较低的城投债券有更强的风险降低作用。(3)公共数据开放的信用利差降低效应在高市场化程度地区以及数字基础设施欠发达地区表现得更显著。

(二)对策建议

基于上述研究结论,本文提出如下对策建议:

第一,以数字化转型为基点,精准化加大公共数据开放政策力度。一方面,各级政府要明确公共数据开放的内容、范围和要求,对海量公共数据资源实施差异化开放策略,构建横纵联动的政府数据资源共享网络,扩大公共数据资源供给的广度和深度。另一方面,国家可以出台专项政策支持地方公共数据平台的维护、升级与改造,建立时效性驱动的动态管理机制,打造可用性和可靠性兼备的优质数据集。总之,构建系统完善的公共数据开放制度框架与标准化规范体系,需要兼顾数据质量提升与规模扩展的双重目标,最大化释放公共数据资源的潜在价值。

第二,以公共数据开放为着力点,多维度探索内外部环境的优化路径。一是要降低制度性交易成本,提高政务信息的透明度,充分激发公共数据资源在降低金融交易摩擦中的潜在价值。二是企业要主动将公共数据系统地嵌入运营管理各环节以提高经营效率。通过将公共数据与自身拥有的数据相融合,系统识别潜在创新机遇,精准定位差异化竞争优势领域,为培育发展新质生产力提供关键支撑。三是要完善数据要素市场化机制,着力解决行政审批复杂、审理周期长等制度性问题,营造透明开放、竞争有序的营商环境。

第三,以增进民生福祉为落脚点,差异化推进公共数据开放政策实施。政府公共数据“取之于民”,更应当“用之于民”,要因地制宜做好公共数据开放的顶层设计。在市场化程度较低的地区,通过政策引导与财政支持推动公共数据平台建设,提升企业对数据资源的获取能力与应用水平,强化公共数据要素的公益属性,帮助企业在数据驱动的经济转型中弥补市场机制缺陷。在数字基础设施发达地区,高质量推动数字平

台建设,鼓励企业有效整合制度保障、法律框架及区域禀赋等竞争优势,通过数据要素的协同共享机制合理化配置人力资源、标准化统筹数据安全。◆

参考文献:

- [1] 贾洪文,叶志伟,吴嘉乐.数据要素市场化、专利质押与包容性绿色增长:基于机器学习的因果推断[J].统计理论与实践,2025(4):5-14.
- [2] 来爽,马禹嫚.公共数据开放能否提升区域创新能力?[J].创新科技,2024,24(12):55-65.
- [3] 沈坤荣,林剑威.链“岛”成“陆”:公共数据开放的技术创新效应研究[J].管理世界,2025,41(2):83-104.
- [4] 李丽,丛海彬.数据要素共享对城市创新水平的影响:基于公共数据开放平台上线的准自然实验[J].科技与经济,2025(4):30-34.
- [5] BRYNJOLFSSON E, MCELHERAN K. Digitization and Innovation: The Rapid Adoption of Data-Driven Decision-Making [J]. The American Economic Review, 2016, 106 (5) : 133-139.
- [6] JETZEK T, AVITAL M, BJORN-ANDERSEN N. The Sustainable Value of Open Government Data [J]. Journal of the Association for Information Systems, 2019, 20(6):702-734.
- [7] MERTON R C. On the Pricing of Corporate Debt: The Risk Structure of Interest Rates [J]. The Journal of Finance, 1974, 29(2):449-470.
- [8] 邹颖,石福安,祁亚.数据要素共享与企业升级:基于公共数据开放平台上线的经验证据[J].当代财经,2025(5):86-99.
- [9] 欧阳伊玲,王愉靖,李平,等.数据要素与城投债定价:基于公共数据开放的准自然实验[J].世界经济,2024,47(2):174-203.
- [10] HUBER G P. Organizational Learning: The Contributing Processes and the Literatures [J]. Organization Science, 1991, 2(1): 88-115.
- [11] 朱莹,王健.市场约束能够降低地方债风险溢价吗?:来自城投债市场的证据[J].金融研究,2018(6):56-72.
- [12] GOLDFARB A, TUCKER C. Digital Economics [J]. Journal of Economic Literature, 2019, 57(1):3-43.
- [13] AGRAWAL A, GANS J, GOLDFARB A. The Economics of Artificial Intelligence: An Agenda [M]. Chicago: University of Chicago Press, 2019.
- [14] 陶锋,朱盼,邱楚芝,等.数字技术创新对企业市场价值的影响研究[J].数量经济技术经济研究,2023,40(5):68-91.
- [15] 黄勃,李海彤,刘俊岐,等.数字技术创新与中国企业高质量发展:来自企业数字专利的证据[J].经济研究,2023,58(3):97-115.
- [16] MAGALHAES G, ROSEIRA C. Open government data and the private sector: An empirical view on business models and

- value creation [J].Government Information Quarterly, 2020, 37 (3):101248.
- [17]陈宝东,崔晓雪.地方政府债务、金融营商环境与实体经济融资约束[J].财政科学,2022(1):32-48.
- [18]张猛.营商环境对城投债利差的影响研究[D].武汉:中南财经政法大学,2023.
- [19]BAI C E, LIU Q, LU J, et al.Corporate Governance and Market Valuation in China[J].Journal of Comparative Economics, 2004,32(4):599-616.
- [20]晓芳,兰风云,施雯,等.上市公司的ESG评级会影响审计收费吗?:基于ESG评级事件的准自然实验[J].审计研究,2021 (3):41-50.
- [21]孙征,胡志浩,李慧.城商行参与、地方政府救助与城投债违约风险化解[J].金融经济研究,2024,39(5):53-66.
- [22]BECK T, LEVINE R, LEVKOV A.Big Bad Banks? The Winners and Losers from Bank Deregulation in the United States [J].Journal of Finance,2010,65(5):1637-1667.
- [23]江艇.因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J].中国工业经济,2022(5):100-120.
- [24]GAO H Y, WANG J B, WANG Y C, et al.Media Coverage and the Cost of Debt [J].Journal of Financial and Quantitative Analysis,2020,55(2):429-471.
- [25]张祥建,韩欣彤,刘知恒.数据要素共享与企业数字化转型:基于公共数据开放的准自然实验[J].上海经济研究,2025(1): 28-42.
- [26]LIU Y Z, MAO J.How Do Tax Incentives Affect Investment and Productivity? Firm-Level Evidence from China [J].American Economic Journal:Economic Policy, 2019, 11(3): 261-291.
- [27]DE CHAISEMARTIN C, D'HAULTFOEUILLE X. Two-Way Fixed Effects Estimators with Heterogeneous Treatment Effects[J].American Economic Review,2020,110(9): 2964-2996.
- [28]SUN L Y, ABRAHAM S. Estimating Dynamic Treatment Effects in Event Studies with Heterogeneous Treatment Effects [J]. Journal of Econometrics,2021,225(2):175-199.
- [29]BORUSYAK K, JARAVEL X, SPIESS J.Revisiting Event Study Designs: Robust and Efficient Estimation [J].The Review of Economic Studies,2024,91(6):3253-3285.
- [30]白俊红,张艺璇,卞元超.创新驱动政策是否提升城市创业活跃度:来自国家创新型城市试点政策的经验证据[J].中国工业经济,2022(6):61-78.

Can the Opening of Public Data Reduce the Credit Spread of Urban Investment Bonds?—Evidence from a Quasi-Natural Experiment

Xue Xuandeng, Liu Yingying

Abstract: Accelerating the opening of public data is a crucial means to promote the market-oriented transformation of urban investment bonds and thereby reduce systemic risks. Taking the establishment of public data open platforms in Chinese cities as a quasi-natural experiment, and based on a multi-dimensional dataset of urban investment bonds from 2007 to 2023, this study employs a staggered difference-in-differences model to empirically examine the effect of public data opening on the credit risk premium of urban investment bonds. The findings reveal that the opening of public data significantly reduces the credit spread of urban investment bonds. Mechanism tests indicate that this relationship operates through an integrated logic of alleviating information friction, improving operational efficiency, and optimizing the business environment. Moderating effect analysis shows that the reducing effect of public data opening on the credit spread of urban investment bonds is negatively moderated by the level of external supervision. Heterogeneity analysis finds that the credit spread reduction effect of public data opening is more pronounced in regions with a high degree of marketization and in regions with less developed digital infrastructure. Based on the above conclusions, this study proposes countermeasures such as increasing the efforts to open public data, optimizing internal and external environments, and creating differentiated policy systems tailored to local conditions.

Key Words: Data Elements; Public Data Access; Urban Investment Bonds; Credit Spread

(责任编辑:新月)