

基于资源配置视角的数字经济发展对碳排放的影响及其潜在机制研究

姚磊, 庄晓伟

安徽大学 大数据与统计学院, 安徽 合肥 230039

摘要:基于2013—2021年30个省份的面板数据对我国数字经济发展与区域碳排放的内在关联进行研究,发现:数字经济发展对区域碳排放存在抑制效应,并且在稳健性检验与异质性检验后该结论依然成立。从资源配置效率视角综合考虑经济效率与生态效率,利用SBM模型GML指数法构建中介变量,结果显示提升资源配置效率是数字经济发展抑制碳排放的潜在机制之一。考虑到区域数字经济发展状况各异,采用面板双门槛模型对样本数据进行差异性研究,结果表明:在数字经济发展水平相对落后但能源禀赋较为优越的中西部地区,数字经济发展对碳排放的抑制效果更加显著。

关键词:数字经济;资源配置;SBM-GML;碳排放

中图分类号:F49 **文献标识码:**A **DOI:**10.12186/2024.05.007

文章编号:2096-9864(2024)05-0056-09

改革开放40多年来,我国经济飞速发展,人民整体生活水平大幅提升,但经济发展初期以高污染、高能耗为代价的经济增长方式偏离了可持续发展理念。作为碳排放大国,中国在巴黎协定中提出“3060”双碳目标,以期推动构建可持续发展的人类命运共同体。基于此背景,中国政府多次强调以绿色创新为核心驱动高质量发展,这明确预示着中国未来的经济发展将加速迈向绿色与低碳。

为深入推进党的十九大提出的供给侧结构性改革,国内多个省市以全要素生产率作为衡量经济发展效率的重要指标^[1],坚持质量和效率优先,逐步实施推动经济转型的政策。然而,在推动绿色发展、促进人与自然和谐共生的内

在要求下,如何平衡经济发展和生态环境成为一个新问题。

《中国数字经济发展白皮书2020》^[2]指出,截至2020年,中国数字经济规模已达39.2万亿元,数字经济贡献了超过38%的国民生产总值,且增速大幅领先总体GDP。这说明高速发展的数字经济已成为当下我国经济增长的新动能和新支点^[3]。与此同时,数字技术衍生的互联网生态经济与实体经济融合,为绿色循环经济注入了持续的活力、创新力和竞争力。

在追求高质量发展的过程中,数字经济的发展为实现“双碳”目标提供了重要动力,数字经济发展是否有助于促进区域碳排放的减少?在数字经济日益兴盛、经济发展质量日趋提高

收稿日期:2024-02-10

基金项目:安徽省哲学社会科学规划项目(AHSKY2022D068)

作者简介:姚磊(1982—),女,安徽省庐江县人,安徽大学副教授,博士,硕士生导师,主要研究方向:金融统计。

的情形下,数字经济助力实现“双碳”目标的潜在机制如何?在我国东部、中部和西部地区之间数字经济发展存在巨大差异的客观事实下,数字经济在促进区域碳排放减少的过程中是否存在门槛效应?针对这些问题,本文拟利用2013—2021年30个省份的省级面板数据检验数字经济发展对碳排放的抑制作用,并通过机制分析为数字经济发展促进资源配置优化,进而助力实现“双碳”目标提供有力支撑。

一、文献综述与研究假设

近年来,数字经济的发展引起了学术界的广泛关注,学者们探讨了数字经济发展的经济效益,发现并验证了其在区域创新、产业结构转型和经济增长等方面存在正向推动作用^[4]。然而,当前侧重于数字经济环境效益,尤其针对“双碳”目标的研究还相对较少,因此,综合考虑数字经济发展的经济效益和环境效益显得愈发重要。

在数字经济驱动高质量发展的背景下,本文采取荆文君等^[5]提出的从微观、中观、宏观三个层面研究数字经济促进经济高质量发展的思考框架分析现有研究成果。

在微观层面上,企业的数字化转型有助于改善人力资本结构,增强企业的技术创新能力^[6],企业通过数字技术实现生产和管理方式的精细化与智能化,同时,数字技术的应用和数据要素的投入提高了企业的资源配置效率,使其在相同产出条件下能够实现更低的成本投入,最终获得降本增效的结果^[7]。这表明,一方面,企业在环保投入上拥有了更大的资源空间,从而激励企业承担更多的社会责任与环境责任;另一方面,在数字经济的推动下,电子商务等新兴产业持续展现出明显的规模经济效应和范围经济效应,部分领军企业衍生出“马太效应”,汇聚了行业内更多的优质资源,构筑起坚实的竞

争壁垒^[8]。“马太效应”引起的竞争态势,有利于促进行业规范的确立和完善,这不仅为行业在承担环境责任方面树立了典范,同时也减轻了政府在环保层面对企业和行业的监督压力,推动了行业的健康可持续发展。

在中观层面上,数字经济融合互联网、大数据、区块链等技术,从数字产业化和产业数字化两个渠道推动实现了产业转型和升级^[9]。A. Goldfarb等^[10]研究发现,数字经济中区块链等技术的发展降低了检索、复制、传输、跟踪和验证成本,数字技术的应用有利于增加市场透明度,并通过削弱信息的不对称性来完善价格匹配机制。基于价格匹配机制的市场会逐渐淘汰具有竞争劣势的企业和行业,即淘汰低效率、高成本和高污染的企业或行业,进而形成环境效益更为友好的发展格局^[11]。同时,数字技术驱动的交易平台确保了畅通的舆论反馈机制,极大地提升了资本市场对相关企业和行业的社会监督效率。综合前述分析,数字经济的发展促进了市场的充分竞争,有效减少了资本市场的资源错配,进而筛选出环境效益更为突出的企业和行业,实现了抑制碳排放的目的。

在宏观层面上,王宏鸣等^[12]引入数据作为新的投入要素,揭示了数字经济的发展如何加速区域研发资本流动、减少创新要素错配^[13]。周晓辉等^[14]和刘维林等^[15]则更关注数字经济的绿色价值,从要素配置效率的角度探讨了数字经济如何对绿色全要素生产率产生积极影响,并深入分析了数字经济与高质量发展之间的正向关系。此外,伴随着数字科技的渗透与数据资源的流通,区域劳动力的资源配置效率也获得了显著提升^[16]。这些研究都表明数字经济在推动创新、优化资源配置和促进绿色发展方面具有重要作用。

数字技术与传统产业的深度融合加速实现了生产自动化与智能化,进而提高设备的能源

效率,降低生产过程中的碳排放。此外,传统产业通过数据驱动决策、数字化供应链管理提升传统企业供应链的透明度和协同效率,加快了要素结构调整,促进了能源节约和碳减排^[17]。

关于数字经济与碳排放之间作用机制的研究成果较为丰富,其中产业结构、能源结构、环境规制、技术创新一直是研究的热点,但资源配置效率的传导路径等还未受到应有的关注。结合前文论述,数字经济发展过程中往往伴随着资源配置的优化,本文在参考游达明等^[18]和张子珍等^[19]的研究基础上,为规避投入和产出项的单位影响,并全面考虑所有非效率的因素,采用松弛测度的非径向-非角度SBM(Slacks-Based Measure)模型^[20]和GML(Global-Malmquist-Luenberger)指数^[21]计算资源配置效率指标,并将资源配置效率纳入数字经济影响碳排放的机制研究。综上提出以下假设:

假设1:数字经济发展对碳排放存在显著抑制作用。

假设2:优化资源配置是数字经济影响碳排放的潜在传导机制之一。

学界关于数字经济对碳排放影响异质性的研究成果颇丰,研究视角多集中于时间和空间两个维度。在时间维度方面,缪陆军等^[22]、金飞等^[23]的研究验证了数字经济对碳排放存在显著的先促进后抑制的倒“U”型非线性特征,且该效应在不同区域间存在显著的差异性,即数字经济同样存在空间维度的异质性。有研究者从空间维度具体分析了数字经济的发展态势,并指出数字经济的发展格局从“多点式”零星分布向“组团式”聚集形态转变^[24]。考虑到我国数字经济发展水平表现出东部高中西部低的特征,数字经济对碳排放的影响效应是否同步呈现相似的结果引起了不同学者的关注。一部分学者认为数字经济对碳排放的抑制效应在中西部地区与碳排放强度较高的地区表现更为

明显^[25],另一部分学者则认为东部地区的数字经济对碳排放的负向边际效应更强^[26]。根据不同区域的数字经济发展面临着巨大分异的客观状况,本文提出如下假设:

假设3:数字经济发展对碳排放的抑制作用存在门槛效应。

二、模型构建与变量说明

1. 模型构建

本文利用2013—2021年30个省份的省级面板数据验证数字经济对碳排放的影响效应,设定基准模型如下:

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

其中, i 代表地区, t 代表年份, Ce_{it} 代表碳排放(千万吨), $Dige_{it}$ 代表数字经济发展水平, X_{it} 代表控制变量, μ_i 为区域固定效应, v_t 为时间固定效应, ε_{it} 为随机干扰项。参照王立猛等^[27]、王勇等^[28]对碳排放的研究,本文控制变量的选取基于经典STIRPAT模型,其有效揭示了经济驱动因素与环境变化之间的关系,所选控制变量涉及区域人口规模、城镇化水平、产业发展结构、对外开放程度、政府关注度5个维度。此外,本文通过对变量取对数的形式以缓解异方差与变量间量纲差距的问题。

为检验资源配置效率对数字经济的传导作用,本文基于SBM-GML方法测算资源配置效率并将其作为中介变量。另外,参照温忠麟等^[29]的研究构建了三阶段中介效应模型,其中 Era_{it} 代表资源配置效率,公式如下:

$$Era_{it} = \beta_0 + \beta_1 Dige_{it} + \beta_2 X_{it} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$Ce_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 Dige_{it} + \gamma_2 Era_{it} + \gamma_3 X_{it} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

为比较不同的数字经济发展水平对碳排放抑制效果的差异,本文利用面板双门槛效应模型对样本数据进行研究,构建模型如下:

$$Ce_{it} = \delta_0 X_{it} + \delta_1 Dige_{it} I(Dige_{it} < \theta_1) +$$

$$\delta_2 Dige_{it} I(\theta_1 \leq Dige_{it} \leq \theta_2) + \delta_3 Dige_{it} I(\theta_2 < Dige_{it}) + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中, $I(\cdot)$ 为示性函数, $\theta_1 < \theta_2$ 。

2. 变量说明

(1) 数字经济发展指数评价体系构建

关于数字经济概念的界定,从狭义层面上来看,生产与消费过程中涉及数字技术应用与数据要素驱动的产品或服务均属于数字经济的范畴。从广义视角上来说,数字经济是将数据作为关键要素,引导资源的配置优化与再生,推动生产力发展的经济形态^[30]。

结合相关学者的观点与本文的研究主题,对数字经济作如下界定:以数据为核心驱动要素,依靠网络通信基础设施,应用数字技术助力资源配置优化、引导产业融合创新发展,持续提升经济社会治理数字化、智能化水平的新型经济发展模式。

针对省级层面数字经济发展指数的测算,本文在借鉴赵涛等^[31]、万晓榆等^[32]研究的基础上,从数字用户基础、数字产业融合发展、数字创新活力和数字普惠金融^[33] 4个层面构建指标体系并采用熵值法计算数字经济发展指数,具体指标体系见表1。

(2) 中介变量测度

本文基于全局参比的数据包络分析框架,利用非径向 SBM 模型并结合 GML 指数计算包含非期望产出的投入产出效率值,进而实现对资源配置效率的测度,变量选取包括劳动力(万人)、固定资产(亿元)、能源(万吨),期望产出为 GDP(亿元),非期望产出变量为工业二氧化硫(万吨)、废水(万吨)、一般工业废弃物(万吨),其中固定资产估算参照张军等^[34]的方法以 2000 年为物质资本存量基期。因为 GML 指数为全局环比数据,所以本文设定基期的资源

表1 数字经济发展指数评价体系

一级指标	二级指标	三级指标	指标属性
数字用户基础	互联网与移动通信基础	每百人互联网用户数/人	+
		每百人移动电话数/部	+
		人均电信业务量/万元	+
数字产业融合	数字产业化	软件服务收入/万元	+
		软件产品收入/万元	+
		计算机服务和软件业从业人员占比/%	+
数字创新活力	产业数字化	快递总量/万件	+
		活跃电商的企业数/个	+
		电子商务交易总额/亿元	+
数字普惠金融	综合科技发展水平	国内专利申请授权数量/项	+
	高等教育资源	每十万人高等学校平均在校生数/人	+
数字普惠金融	覆盖广度	数字普惠金融覆盖广度指数	+
	覆盖深度	数字普惠金融覆盖深度指数	+
	数字化程度	数字普惠金融数字化程度指数	+

配置效率为 1,将各年度的 GML 值累乘,最终获得各城市的年份资源配置效率值。使用的测算软件为 Dearun 3.1。

3. 控制变量选择

参照已有研究,在保证有限内生性与多重共线性的基础上,本文选择如下控制变量:人口规模(千万人),以区域年末人口总数来表示;城镇化水平,以非农业人口占比表示;产业结构,以第三产业产值与第二产业产值比表示;对外开放程度,以外商直接投资水平表示(外商直接投资水平 = 外商直接投资(万元)/GDP(亿元)/10 000);政府关注度,以地方财政支出占比表示。

4. 数据来源

鉴于数据可得性,本文选取 30 个省(不包括港、澳、台、西藏)2013—2021 年的面板数据为样本,其中碳排放数据来源于中国碳核算数据库(CEADs)。控制变量和数字经济指标的相关数据主要来源于国家统计局、《中国城市统计年鉴》《中国环境统计年鉴》和中经网数据

库。部分缺失数据采用线性插补法补齐。主要变量的描述性统计结果见表2。

三、实证结果和分析

1. 基准回归

本文首先考察数字经济发展是否对区域的碳排放存在抑制作用,基准回归结果见表3。由表3可知,核心解释变量对碳排放量的回归结果均显著为负,以(3)列的回归结果为例,数

表2 主要变量的描述性统计结果

	变量	观测数	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	lnCe	270	3.184	0.930	-1.698	5.136
核心解释变量	lnDige	270	-1.968	0.854	-3.425	-0.074
	lnpopu	270	1.304	0.741	-0.560	2.540
	lnur	270	-0.513	0.182	-0.971	-0.110
控制变量	lnis	270	0.261	0.363	-0.407	1.657
	lngovern	270	-1.411	0.381	-2.254	-0.283
	lnfdi	270	-4.506	1.192	-9.210	-2.112
中介变量	lnEra	270	0.442	0.263	0.018	1.391

表3 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	OLS lnCe	FE lnCe	FE lnCe
lnDige	-12.486*** (-2.10)	-9.263*** (-3.49)	-7.950*** (-3.29)
lnpopu	24.106*** (6.82)	44.408** (2.46)	40.564* (1.80)
lnur	86.049*** (3.89)	19.086 (1.13)	6.240 (0.39)
lnis	-28.794*** (-5.34)	-0.771 (-0.15)	3.891 (0.55)
lngovern	6.551 (0.75)	-5.364 (-1.12)	-2.442 (-0.40)
lnfdi	-2.470* (-1.77)	0.051 (0.08)	0.266 (0.42)
Constant	32.729* (1.71)	-34.873 (-1.17)	-29.705 (-0.88)
R ²	0.269	0.192	0.217
N	270	270	270
个体效应	no	yes	yes
时间效应	no	no	yes

注:括号内为t值,***表示 $p < 0.01$,**表示 $p < 0.05$,*表示 $p < 0.1$,下同。

字经济发展指数每增加1%,就会促使碳排放量平均减少7.95%,这说明数字经济的发展在一定程度上抑制了区域碳排放的增长,从而印证了假设1。

在控制双向固定效应后,样本数据回归结果显示人口规模的系数为正,且在10%水平上显著,表明人口数量与区域碳排放间存在显著正相关。城镇化水平、产业结构、政府关注度、对外开放程度的系数分别为6.240、3.891、-2.442、0.266,尽管系数在统计检验方面并不显著,但系数的符号符合经济意义,如城镇化水平、产业结构、对外开放程度对碳排放均显示出正向推动作用,结合当下我国许多城市处于加速城镇化进程、调整产业结构的发展背景,上述控制变量的正向边际效应符合环境库兹涅茨曲线,即在经济发展初期各控制变量与碳排放呈现协同增长趋势。政府关注度对碳排放存在负向边际效应,表明政府支出占比越高,用于公共政策的资源越多,环境规制的效果也就越好。

2. 稳健性检验

替换被解释变量,以碳排放强度(碳排放总量与国内生产总值的比值)作为被解释变量进行稳健性检验,检验结果见表4。由表4(1)列的结果可知,在替换被解释变量后,数字经济发展指数的回归系数在1%水平上显著为负。这表明,即使在替换被解释变量的情况下,数字经济抑制碳排放的结论依然成立。

表4 稳健性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	FE lnCe _i	FE pca	FE envir	FE winsor
lnDige	-9.262*** (-3.49)		-8.059*** (-3.36)	-7.919*** (-2.88)
Dige		-1.69* (-1.89)		
Control	yes	yes	yes	yes
个体效应	yes	yes	yes	yes
时间效应	yes	yes	yes	yes

替换核心解释变量,表4(2)列展示了以主成分法构建的数字经济发展指标作为核心变量的回归结果,可见数字经济发展指数仍然在10%的水平上显著。

加入可能遗漏变量,环境规制政策对区域碳排放存在限制作用,一方面环境规制限制了碳排放总量,另一方面环境规制间接加速了产业转型。因此,将环境规制当作可能遗漏变量纳入稳健性检验。其中,基于我国各省份的“三废”排放量并使用熵值法计算得出环境规制指数。表4(3)列显示,核心解释变量在加入可能遗漏变量后依然显著。

对控制变量进行缩尾处理:对所有的控制变量进行上下1%的双边缩尾处理,减少控制变量中的异常值。控制变量缩尾的回归结果见表4(4)列,可知数字经济发展指数的回归系数仍然显著为负。

综上所述,数字经济发展对碳排放的抑制作用存在稳健性。

3. 异质性检验

基准回归结果表明数字经济发展总体上有利于抑制区域碳排放,那么这种抑制效应在不同区域间是否具有普适性呢?国内资源输出、能源密集型产业多集中于东北与中西部省份,如东北老工业区的黑吉辽、淮河工业带的安徽和煤炭输出大省山西。中部地区的工业基地以

加工生产为主,西部地区则以资源输出为主,而东部地区则聚集了大量的高新技术产业和对外贸易产业。针对区域经济存在显著差异的特点,本文依照国家行政区划对东部、中部、西部进行划分,采用面板数据变系数模型进一步探索数字经济对碳排放抑制效应的区域异质性。区域异质性检验结果见表5,其中“1”代表东部,“2”代表中部,“3”代表西部,结果显示数字经济发展对东中西部地区的碳排放均有抑制作用,并且中西部的抑制效应显著于东部地区。

相较于东部沿海省份,中西部地区大多属于资源输出基地,其经济对于传统资源如煤炭、石油、天然气的依赖度较高。相关研究发现全要素能源效率在能源禀赋相对丰裕的地区反而比较低,而导致这一现象的重要原因在于市场分割造成的地区间资源配置的扭曲阻碍了规模经济的形成。因此,加快市场化改革,提高市场配置资源的比重,强化政府对能源资源配置的监管是改善中国当前能源效率偏低的重要手段^[35]。数字经济发展过程中不断流动的数据资源帮助打破了市场信息的不对称性,尤其在区块链等相关技术的加持下,要素配置过程变得更加透明^[36],能够推动能源要素配置效率的提升,从而对降低碳排放产生积极影响。

除区域差异外,本文还探讨了数字经济在不同碳排放量下抑制作用的强度差异。为此,采用分位数回归分析法探究数字经济在不同碳排放量水平下对碳排放的抑制作用。本文选取0.3、0.5、0.7和0.9这4个分位数水平,回归

表5 区域异质性检验结果

	(1)	(2)	(3)
变量	lnCe 东部	lnCe 中部	lnCe 西部
1. lnDige	-4.946 (-1.08)		
2. lnDige		-15.196*** (-3.53)	
3. lnDige			-8.516*** (-2.91)
Control	yes	yes	yes
个体效应	yes	yes	yes
时间效应	yes	yes	yes

表6 分位数回归结果

变量	(Q30)	(Q50)	(Q70)	(Q90)
	lnCe	lnCe	lnCe	lnCe
lnDige	8.838*** (4.97)	2.142* (1.80)	-11.330*** (-8.43)	-13.860*** (-10.34)
Control	yes	yes	yes	yes
个体效应	yes	yes	yes	yes
时间效应	yes	yes	yes	yes

结果见表6,整体而言,碳排放量越大,数字经济对其抑制的作用也越大。

四、进一步研究

1. 中介效应检验

为进一步探究数字经济发展对碳排放的抑制效应,本文在前文理论分析的基础上将资源配置效率作为中介变量,采用传统中介效应三步法进行检验分析。中介效应回归结果见表7。由表7可知,数字经济发展指数对资源配置效率的回归系数为0.087且通过了5%水平下的显著性检验,说明数字经济发展对资源配置效率存在正向边际效应,一定程度上验证了数字经济发展对资源配置效率的提升作用。表7(3)列中数字经济发展指数和资源配置效率显著的负值回归系数表明数字经济发展和资源配置效率对碳排放均产生了负向的边际效应。综上,样本数据通过了三阶段中介效应检验,表明优化资源配置效率是数字经济发展促进碳排放减少的一个潜在传导路径。

2. 门槛效应检验

为深入探究数字经济与区域碳排放之间的关联,参考E. B. Hansen^[37]的做法,本文基于自助法(Bootstrap)对数据反复抽样300次进行面

表7 中介效应回归结果

	(1)	(2)	(3)
变量	FE lnCe	FE lnEra	FE lnCe
lnDige	-7.950*** (-3.29)	0.087** (2.05)	-7.200*** (-3.13)
lnEra			-20.075*** (-2.69)
Constant	-29.705 (-0.88)	0.349** (2.56)	-4.179 (-0.15)
R ²	0.207	0.790	0.250
Control	yes	yes	yes
个体效应	yes	yes	yes
时间效应	yes	yes	yes

板门槛的存在性检验,门槛检验结果见表8,以数字经济发展指数为门槛变量通过了双门槛检验,面板双门槛回归结果见表9。由表9可知,当数字经济发展指数未达到门槛值0.148时,数字经济发展水平的回归系数为-9.129且显著为负;当数字经济发展水平处于0.148~0.315时,数字经济对于区域碳排放的抑制作用下降到1.591,依然显著为负;当数字经济发展水平高于0.315时,数字经济发展水平的回归系数变为-0.345但不再显著。这表明随着数字经济发展水平的提高并跨越门槛值,其对区域碳排放的抑制效果逐渐衰减。这一结果印证了假设3,同时与上文区域异质性的分析结果相照应,即在数字经济发展相对滞后且高度依赖传统能源的中西部地区,数字经济发展对区域碳排放的抑制效果更好。

五、结论与建议

目前我国正处于经济转型重要时期,经济效益与生态效益的平衡是转型期间面临的重大挑战,数字经济不仅推动经济发展模式的变革,也有助于促进“双碳”目标的达成。本文利用2013—2021年30个省份(不包括港、澳、台、西藏)的面板数据对我国数字经济发展与区域碳排放的内在关系进行分析,结果显示:数字经济发展对

表8 门槛检验结果

模型	第一门槛值	第二门槛值	Bootstrap次数	F值	P值
双门槛	0.148	0.315	300	25.01	0.057

表9 面板双门槛回归结果

变量	系数	标准误	t统计量	P值
Dige($Dige < \theta_1$)	-9.129***	2.104	-4.34	0.000
Dige($\theta_1 \leq Dige \leq \theta_2$)	-1.591***	0.442	-3.60	0.000
Dige($Dige > \theta_2$)	-0.345	0.319	-1.08	0.281
Control			yes	
个体效应			yes	
时间效应			yes	

区域碳排放存在抑制效应。此外,综合考虑经济效率与生态效率,本文选取资源配置效率作为中介变量,运用三阶段中介效应模型验证了优化资源配置效率是数字经济发展影响碳排放的一个潜在机制。结合当下我国城市转型的背景与区域数字经济发展状况各异的现实,对样本数据使用门槛模型进行研究时发现:数字经济在其发展水平较低的地区抑制碳排放的效果更明显。根据以上研究结论,本文提出以下政策建议。

其一,加强数字基础设施建设。本文研究发现数字经济建设有助于抑制碳排放,数字经济除能带来以往文献提到的经济效应外,还能通过优化资源配置等方式带来环境效益,可为加速数字产业化与产业数字化的发展提供新的支持。因此,相关部门应进一步加强数字基础设施建设,加快实体经济与数字经济融合,为早日实现碳达峰贡献力量。

其二,坚持节能降耗。政府应积极引导能源电力等传统工业园区企业进行产业结构优化升级,利用数字技术优化资源配置,以较少的资源能源消耗生产出高质量的产品,严格控制高污染、高耗能、高排放企业入驻,大力发展绿色低碳产业。

其三,采取因地制宜的政策措施,有针对性地抑制碳排放,实现环境效率的显著提升。实证结果表明数字经济发展在中西部地区对碳排放的抑制效应更加明显,这意味着数字经济发展在传统产业集中度更高的地区对碳排放的促减效果更为突出。鉴于中西部地区整体数字基础建设起步较晚、发展缓慢的特点,该地区在数字经济发展带来的环境红利上具有更大的进步空间。若政府适当将数字资源倾向于中西部地区,中西部地区在环境问题上将实现大的跨越,进而实现环境效益与经济效益的综合改善。

参考文献:

[1] 胡宗义,石威正,李毅.碳排放对绿色全要素生

产率的影响与地区异质效应[J].经济数学,2020,37(4):114-122.

[2] 中国信息通信研究院.中国数字经济发展白皮书:2020[EB/OL].(2021-06-01)[2023-12-21].<http://m.caict.ac.cn/>.

[3] 张可云,杨丹辉,赵红军,等.数字经济是推动区域经济发展的新动力[J].区域经济评论,2022(3):8-19.

[4] 郭丰,杨上广,任毅.数字经济、绿色技术创新与碳排放:来自中国城市层面的经验证据[J].陕西师范大学学报(哲学社会科学版),2022,51(3):45-60.

[5] 荆文君,孙宝文.数字经济促进经济高质量发展:一个理论分析框架[J].经济学家,2019(2):66-73.

[6] 李菲菲.数字经济推动经济高质量发展的机制效应分析:基于我国省际面板数据[J].郑州轻工业大学学报(社会科学版),2023,24(6):53-62.

[7] 戚聿东,肖旭.数字经济时代的企业管理变革[J].管理世界,2020,36(6):135-152,250.

[8] 韦庄禹.数字经济发展对制造业企业资源配置效率的影响研究[J].数量经济技术经济研究,2022,39(3):66-85.

[9] 郭桂霞,张尧.数字普惠金融与碳减排关系研究[J].价格理论与实践,2022(1):135-138.

[10] GOLDFARB A, TUCKER C. Digital economics [J]. Journal of Economic Literature, 2019, 57(1):3-43.

[11] 于世海,许慧欣,孔令乾.数字经济水平对中国制造业资源配置效率的影响研究[J].财贸研究,2022,33(12):19-34.

[12] 王宏鸣,陈永昌,杨晨.数字化能否改善创新要素错配?——基于创新要素区际流动视角[J].证券市场导报,2022(1):42-51.

[13] 杨慧梅,江璐.数字经济、空间效应与全要素生产率[J].统计研究,2021,38(4):3-15.

[14] 周晓辉,刘莹莹,彭留英.数字经济发展与绿色全要素生产率提高[J].上海经济研究,2021

- (12):51-63.
- [15] 刘维林,王艺斌.数字经济赋能城市绿色高质量发展的效应与机制研究[J].南方经济,2022(8):73-91.
- [16] 丛屹,俞伯阳.数字经济对中国劳动力资源配置效率的影响[J].财经理论与实践,2020,41(2):108-114.
- [17] 丁志帆.数字经济驱动经济高质量发展的机制研究:一个理论分析框架[J].现代经济探讨,2020(1):85-92.
- [18] 游达明,邱雅婷,姜珂.我国区域科技创新资源配置效率的实证研究:基于产出导向的SBM模型和Malmquist生产率指数[J].软科学,2017,31(8):71-75,85.
- [19] 张子珍,杜甜,于佳伟.科技资源配置效率影响因素测度及其优化分析[J].经济问题,2020(8):20-27.
- [20] TONE K. A slacks-based measure of efficiency in data envelopment analysis[J]. European Journal of Operational Research, 2001, 130(3): 498-509.
- [21] OH D H. A global Malmquist-Luenberger productivity index [J]. Journal of Productivity Analysis, 2010,34(3):183-197.
- [22] 缪陆军,陈静,范天正,等.数字经济发展对碳排放的影响:基于278个地级市的面板数据分析[J].南方金融,2022(2):45-57.
- [23] 金飞,徐长乐.数字经济发展对碳排放的非线性影响研究[J].现代经济探讨,2022(11):14-23.
- [24] 徐维祥,周建平,刘程军.数字经济发展对城市碳排放影响的空间效应[J].地理研究,2022,41(1):111-129.
- [25] 谢云飞.数字经济对区域碳排放强度的影响效应及作用机制[J].当代经济管理,2022,44(2):68-78.
- [26] 余星辉,卜亚.数字经济发展对城市碳排放的影响[J].金融与经济,2023(1):74-84.
- [27] 王立猛,何康林.基于STIRPAT模型的环境压力空间差异分析:以能源消费为例[J].环境科学学报,2008(5):1032-1037.
- [28] 王勇,许子易,张亚新.中国超大城市碳排放达峰的影响因素及组合情景预测:基于门限-STIRPAT模型的研究[J].环境科学学报,2019,39(12):4284-4292.
- [29] 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.
- [30] 王帅.数字经济对区域绿色发展的影响研究[D].兰州:兰州大学,2022.
- [31] 赵涛,张智,梁上坤.数字经济、创业活跃度与高质量发展:来自中国城市的经验证据[J].管理世界,2020,36(10):65-76.
- [32] 万晓榆,罗焱卿.数字经济发展水平测度及其对全要素生产率的影响效应[J].改革,2022(1):101-118.
- [33] GUO F, WANG J Y, WANG F, et al. Measuring China's digital financial inclusion: Index compilation and spatial characteristics [J]. China Economic Quarterly, 2020, 19(4): 1401-1418.
- [34] 张军,吴桂英,张吉鹏.中国省际物质资本存量估算:1952—2000[J].经济研究,2004(10):35-44.
- [35] 盛鹏飞.中国能源效率偏低的解释:技术无效抑或配置无效[J].产业经济研究,2015(1):9-20,60.
- [36] 邬彩霞,高媛.数字经济驱动低碳产业发展的机制与效应研究[J].贵州社会科学,2020(11):155-161.
- [37] HANSEN B E. Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing, and inference [J]. Journal of Econometrics, 1999, 93(2): 345-368.

[责任编辑:毛丽娜 张省]



引用格式:姚磊,庄晓伟.基于资源配置视角的数字经济发展对碳排放的影响及其潜在机制研究[J].郑州轻工业大学学报(社会科学版),2024,25(5):56-64.