

数字经济赋能区域绿色发展的低碳减排效应

杨 昕 赵守国

内容提要:本文基于扩展的 STIRPAT 方程和环境库兹涅茨曲线等理论,利用中国省级面板数据解析数字经济对区域碳排放的影响。研究表明:数字经济发展能够显著降低区域碳排放水平,且该结果在经过一系列稳健性检验后仍然成立。就其作用机制而言,数字经济能够通过提高能源利用效率和优化能源消费结构的方式降低区域碳排放。进一步考虑数字经济低碳减排效应的空间关联特征后发现,数字经济不仅可以推动本地区实现低碳发展,同时也有助于降低邻近地区的碳排放。非线性关系检验表明,在研究时段内,数字经济对区域碳排放的影响在整体上已经跨越环境库兹涅茨曲线的顶点,即中国当前的数字经济发展已经进入低碳减排阶段。伴随经济发展水平的演变,数字经济对区域碳排放的负向影响存在显著的单门槛效应。当地区经济发展水平跨越门槛值后,数字经济的低碳减排效应呈现边际递增特征。

关键词:数字经济 碳排放 减排效应 能源利用 低碳发展

中图分类号:F124.5;F205;F49

文献标识码:A

文章编号:1000-7636(2022)12-0085-16

一、问题提出

为了加速推进全球绿色低碳治理,习近平主席在第七十五届联合国大会一般性辩论上提出,“中国将提高国家自主贡献力度,采取更加有力的政策和措施,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”。由于“双碳”目标的实现依赖于新型电力系统,而受到新能源发电出力波动影响以及储能技术约束,新型电力系统的构建在短期内仍存在较大难度。自2021年下半年开始,煤炭价格上涨叠加减排目标的政策压力,中国部分地区陆续通过拉闸限电的方式进行能耗双控限产,从而引发社会热议。绿色低碳转型的发展诉求一方面可以推动生产经营方式的升级,另一方面则与传统的投资增长模式相矛盾,按照已有研究对中国经济增长趋势的预判,未来的绿色低碳转型仍需满足由经济增长带来的能源需求增量^[1]。因此,如何在保证经济平稳增长的同时如期达成“双碳”目标,成为中国经济社会发展亟待解决的重要问题。

收稿日期:2022-05-30;修回日期:2022-10-25

基金项目:国家自然科学基金地区科学基金项目“中国本土 VC 境外投资对中国本土企业创新的影响机理研究”(71962033);教育部人文社会科学研究青年基金项目“资本错配对中国制造业企业行为的扭曲效应”(20YJC790029);陕西省哲学社会科学重大理论与现实问题研究项目“秦创原创新驱动平台组织模式与动能激发研究”(2021ZD1003)

作者简介:杨 昕 西北大学经济管理学院博士研究生,西安,710127;

赵守国 西北大学经济管理学院教授、博士生导师。

作者感谢匿名审稿人的评审意见。

伴随数字技术的应用普及,数字经济无疑为缓和经济增长与绿色低碳转型的矛盾提供了新思路。已有研究模拟表明,相比以化石能源和重工业为主的传统经济刺激方案,以发展清洁能源和数字经济为主的绿色复苏方案对经济增长具有更强的拉动效应^[2]。聚焦数字碳中和的技术优势,党的十九大报告中强调指出,“推动互联网、大数据、人工智能和实体经济深度融合,在中高端消费、创新引领、绿色低碳、共享经济、现代供应链、人力资本服务等领域培育新增长点、形成新动能。”中国近年来数字经济发展迅速,这也为数字赋能中国实现“双碳”目标创造了有利契机。从后疫情时代的发展经验来看,数字经济和绿色发展已成为中国未来经济社会发展的两大主要方向,加快推动二者实现深度融合成为驱动高质量发展的必然要求。

二、文献综述

伴随数字经济时代的到来,数字技术成为解决能源资源利用与生产生活需求矛盾的核心,数字技术的创新应用可以有效促进能源清洁生产和能源绿色消费^[3]。就数字经济赋能区域绿色低碳发展的作用而言,已有研究多将其归于数字经济赋能高质量发展的研究框架之中,进而作为补充性内容探讨数字经济驱动高质量发展的低碳路径^[4]。在实证层面上,现有文献主要集中于考察数字经济对绿色全要素生产率的影响^[5]。在关注数字技术绿色低碳价值的基础上,目前也有少数学者基于数字经济发展的宏观视角,通过定性分析以及实证检验方法探讨了数字经济对碳排放的影响。相关研究认为,数字经济不仅可以通过促进绿色技术创新显著降低区域碳排放^[6],而且也能够通过促进产业结构升级和缓解信息不对称等方式显著降低碳排放强度^[7],且相较于产业数字化而言,数字产业化具有更强的碳减排效应^[8]。由于数字技术具有较强的空间关联性和渗透性,因此,数字经济也可以通过发挥空间外溢效应推动区域之间形成协调发展的碳减排格局^[9]。受到地理边界变化的影响,数字经济碳减排效应的空间外溢在不同的经济圈层内存在差异^[10]。基于分样本的异质性研究发现,数字经济提升碳生产率的正向外部效应在东部地区尚未得到有效发挥^[11]。另外,也有学者基于政策评估的角度考察了数字经济发展对区域碳排放的赋能作用,研究认为数字经济赋能可以通过优化产业结构等方式降低城市碳排放,尤其是对于非资源型城市和基础设施建设较好的城市,数字经济对城市低碳减排的赋能作用更为显著^[12]。

然而,也有部分研究认为,数字经济本身并非具有绿色低碳的天然属性,其发展不仅没有改变生产消费的资源偏好,而且造成了对资源依赖的加剧^[13],数字信息技术在促进经济发展的同时,也可能会因为加剧耗电量而造成碳排放的大幅上升^[14]。数字经济对边际碳排放强度的影响不存在显著的空间效应,而且对碳排放增长率的影响存在产业结构、人口集聚、城镇化的遮掩效应^[15]。结合两种不同的认识,也有研究利用国际经验数据进一步分析指出,数字产业规模的扩张虽然可能会增加碳排放强度,但其可以通过革新产业技术的方式降低碳排放,因而在整体上有利于推动低碳发展^[16]。考虑到数字经济的网络效应,数字经济与碳排放之间的关系也可能具有非线性特征^[17]。采用中国地区数据的实证研究发现,数字经济对碳排放的影响呈现显著的倒U型关系^[18]。另外,一些研究通过对比分析发现,数字经济碳减排效应的发挥可能依赖于一定的经济背景,当国家经济发展水平较高时,数字技术应用有助于促进环境的可持续发展^[19]。经济增长目标会削弱数字经济对碳减排的作用,而环境目标约束则会强化数字经济的低碳治理效应^[20]。数字经济的碳减排效应也受到经济集聚的影响,在经济集聚背景下,数字经济具有非线性空间减排效应,其发展与本地及邻近地区的碳排放之间呈现不同的U型曲线关系^[21]。

综上所述,已有研究为本文认识数字经济发展的碳减排效应提供了重要启示,但通过回顾既有研究可

知:第一,受到数字经济发展实践的限制,目前国内外关于数字经济赋能低碳发展的认识仍主要停留在公共定性讨论层面,且相关研究主要探讨互联网、人工智能、普惠金融等数字技术与绿色发展之间的关系,鲜有研究直接考察数字经济对碳排放的影响。因此,针对数字经济低碳减排效应的研究亟待补充。第二,受到数字经济发展动态的复杂影响,同时由于指标设定以及模型构建不足等问题,既有实证研究对数字经济与碳排放之间关系的认识尚未达成一致。而在“双碳”目标约束的现实背景下,中国数字经济发展对碳排放的影响是否具有与国际经验类似的特征,这对于明确低碳发展政策的设定方向具有重要意义。因此,需要利用国内经验数据进一步开展实证分析。

基于以上分析,本文可能的边际贡献在于:首先,基于扩展的 STIRPAT 方程以及环境库兹涅茨曲线等理论,并结合国内外数字经济发展的实践经验,从直接效应、空间效应以及非线性效应等多维度分析探讨数字经济的低碳减排机制,从而深化对数字经济与碳排放关系的理论认识。其次,利用中国省级面板数据,通过构建多种计量模型综合检验数字经济与碳排放的关系,以期能够明晰数字经济对碳排放影响的作用方向及其影响机制。最后,在考虑“双碳”目标政策约束下,以数字经济的低碳减排效应为导向,为制定与经济高质量发展相契合的低碳发展政策提供参考。

三、理论分析与假设提出

(一) 数字经济赋能区域低碳发展的减排机制

在研究人类发展与环境问题的因果关系过程中,埃尔利希和霍尔德伦(Ehrlich & Holdren, 1971)^[22]较早提出了概念性的 IPAT(impact, population, affluence, technology) 方程,以此分析人口规模、富裕程度、技术水平对环境污染的影响。根据实际研究需要,学者们在 IPAT 模型基础上通过扩展进一步形成了 ImPACT 方程和 STIRPAT 方程。其中,作为 IPAT 模型的随机形式,STIRPAT 方程可以对模型中的相关变量进行分解研究。作为一种定量分析环境负荷影响因素的有效方法,STIRPAT 方程结构简明,并且具有充分的生态学依据,从而被广泛应用于能源消费、生态足迹以及碳排放等研究中。根据 STIRPAT 方程的参数设定,环境污染的指数增长主要受到人口、经济与技术因素的影响,其一般形式表示如下:

$$I = a \times P^b \times A^c \times T^d \times e \quad (1)$$

式(1)中, I 表示以环境污染为主的人类活动对环境的影响(在本文中用于表示碳排放的环境负荷), P 表示人口规模, A 表示以收入水平衡量的富裕程度, T 表示科技发展。 a 为常数项, b 、 c 、 d 分别为上述各因素对应的弹性系数(弹性系数既可以作为常数,也可以作为函数形式出现), e 为均值为1的方程误差项。在式(1)的基础上,本文进一步考虑数字经济对碳排放的影响。由于数据要素既作为新型生产要素直接参与生产活动,同时也以技术进步的形式间接扩展了边际报酬递增的边界,因此,本文将数字要素投入对碳排放的影响从技术进步中分离出来,构造扩展的 STIRPAT 方程。假设 D 表示数字要素, μ 表示数字要素投入的弹性系数,扩展的 STIRPAT 方程形式如下:

$$I = a \times P^b \times A^c \times T^{d-\mu} \times D^\mu \times e \quad (2)$$

在实际分析中,由于科技发展因素 T 属于内生化的因素,同时现实发展中也存在影响碳排放的其他复杂因素,为了简化分析,理论上一般将 T 与其他影响因素一并归入误差项中。另外,为使模型设定符合参数估计和假设检验的线性特征,对式(2)两边同时取对数,最终得到如下模型:

$$\ln I = \ln a + b \ln P + c \ln A + \mu \ln D + \ln \hat{e} \quad (3)$$

基于形式逻辑的演绎结果,就数字经济低碳减排效应的现实逻辑而言,以非实物形式存在的数据资源本身具有无限复制和即时共享的环境友好特征,其生产和流动带来的边际效益增量远大于几乎为零的边际成本^[23]。随着数字要素投入的增加,各类生产要素结构更趋优化,技术创新水平不断提高,传统高耗能、高污染的经济增长方式被打破,更少的自然资源可以创造更高的经济效益,这与追求生态效率的绿色低碳发展理念相契合。进一步从直接产生碳排放的能源活动的角度来看,数字经济赋能低碳减排的作用机制主要体现在提升能源利用效率和优化能源消费结构两方面。

首先,就能源利用效率而言,有别于传统工业生产对有形资源和能源的过度消耗,以数据信息作为关键生产要素的数字经济具有绿色低碳的天然属性。从企业生产服务的全生命周期来看,数字化平台不仅可以降低行业内部的信息交流成本,也可以通过实时监测、收集、分析能源流数据,帮助企业优化生产服务流程,从而降低生产过程中能源资源的无谓损耗^[24]。能源利用效率的提升集中反映于技术进步在整体上具有绿色偏向性特征,而数字技术在促进绿色技术创新的同时,也有利于扩大其在实际生产中的应用场景。另外,具有共享特征的数字经济也为共享经济的崛起创造了有利条件,而共享经济能通过重复高效利用闲置资源避免不必要的新产出^[25],进而可以减少产出能耗。数字技术还可以通过健全碳排放监管体系和完善碳交易市场增强公共部门对能源供应和能源使用的有效调控,从而有助于倒逼企业提升能源利用效率。

其次,就能源消费结构而言,大数据分析和智能操控系统不仅可以通过全流程参与新能源的开发利用环节扩大清洁能源的消费比例,而且可以实现新能源与传统能源的跨区域调配使用,从而起到优化能源消费结构的作用。大数据对能源供求变化的动态模拟也可以优化碳排放足迹,从而能够引导地区实现能源消费升级。从产业发展的宏观层面来看,以低耗能为特征的服务业与人工智能之间具有互补性,因此,以产业智能化为引领的新型服务业引致的产业绿色转型则可以间接优化能源利用结构。数字技术创新进一步衍生的数字金融不仅能够以其无纸化特征降低个体参与消费过程的交易成本^[26],而且也能有效解决绿色低碳行业的融资难题,从而可以助推新能源企业发展。就移动终端应用而言,数字消费群体的扩大和数字消费平台的建立直接减少了会议、办公、交通等线下经济活动的频次与幅度,这有助于培养人们使用电力等清洁能源的消费偏好,从而推动形成绿色低碳消费的生产生活方式。

基于此,本文提出如下研究假设:

假设1:数字经济发展水平的提升能够显著降低区域碳排放。

假设2:数字经济可以通过提升能源利用效率和优化能源消费结构的方式赋能区域低碳发展。

(二)数字经济赋能区域低碳发展的空间效应

由于数字经济与碳排放均具有显著的空间关联特征,数字经济对区域低碳发展的影响会产生明显的空间溢出效应。一方面,就数字经济而言,首先,数字要素本身具有高效融合、强力渗透、即时传播的特征,其生产能够在区域之间实现自由流动,这使得本地区的数字要素生产能够优化邻近地区的要素投入结构,从而通过发挥经济协同效应影响邻近地区的碳排放。高度互联互通的信息网络可以通过打破信息壁垒和提升资源可获得性,从而可以降低区域之间由于要素流动造成的能源消耗。其次,数字技术具有显著的正外部性和空间辐射功能。数字技术产生的知识技术溢出效应在增强本地产业对外部环境响应能力的过程中^[24],也可以使相关企业快速获取先进的技术管理经验,从而能够降低企业生产制造过程产生的碳排放。借助互联网平台,产品服务等信息的交流共享可以促进商务合作,并避免低层次的重复生产,从而帮助企业

降低由于信息不对称导致的能耗产出。在消费品市场,信息通信技术在降低产品服务价格的同时,也会通过价格传递机制引导邻近市场降低能耗产品需求^[27]。数字技术的创新应用也有利于构建区际合作的能源消费市场和环境监管体系,从而为推动区域绿色协同发展提供支撑。另一方面,就碳排放而言,伴随自然气候条件的变化,碳排放不仅在空间上具有动态扩散性,而且通信技术推动的产业转移和要素流动也使得碳排放在不同区域之间进行传播^[28]。受到经济关联效应、竞争效应以及示范效应的影响,区域碳排放会在邻近地区表现出明显的空间集聚性^[29]。基于此,本文提出如下研究假设:

假设3:数字经济不仅能够降低本地区的碳排放水平,也有助于促进邻近地区实现低碳发展。

(三)数字经济赋能区域低碳发展的非线性特征

根据对数字经济发展以及区域碳排放水平演变特征的认识,数字经济的碳减排效应可能具有非线性特征。首先,从理论逻辑的角度来看,伴随经济发展水平的演变,碳排放与数字经济发展分别具有非线性特征。就碳排放而言,根据环境库兹涅茨(EKC)曲线理论,包含碳排放因素的环境污染水平与表征地区富裕程度的人均生产总值之间存在倒U型曲线关系。就数字经济而言,根据梅特卡夫法则,网络价值随着用户数量的增长呈现指数增长趋势,当数字经济发展达到一定水平后,网络用户会通过突破某个临界值触发正反馈机制,从而实现网络价值的爆发式增长。因此,数字经济与碳排放的函数叠加可能会使二者呈现非线性关系。其次,从现实逻辑的角度来看,新型数字基础设施建设会带来较大的投资增长,而且以数据中心、人工智能、5G网络为代表的高耗能数字技术以及与之配套的信息技术设备、制冷设备、配电设备等数字基础设施在运营过程中会加剧电力消耗,从而导致区域碳排放水平的上升。而随着数字经济的不断发展,数字基础设施的完善会缩小数字设备的生产空间,数字技术创新会降低数字设备能耗水平,而且,环境数据信息服务系统的建立也可以优化碳排放路径,数字经济因而会发挥低碳减排的效应。因此,在不同发展背景下,数字经济对碳排放的作用方向可能存在差异。基于此,本文提出如下研究假设:

假设4:伴随经济发展水平演变,数字经济对区域碳排放的影响具有非线性特征,当经济发展水平跨越阈值后,数字经济能够产生更强的低碳减排效应。

四、实证分析

(一)变量设定

1. 被解释变量

本文的被解释变量为碳排放水平(CDE)。由于既有统计中缺少对碳排放水平的直接监测数据,而经济活动造成的能源消耗是产生二氧化碳(CO₂)的主要来源,因此,本文基于能源消耗量测算区域CO₂排放水平。具体方法参照联合国政府间气候变化专门委员会(IPCC)提供的CO₂排放系数法进行测算,其计算公式如下:

$$CDE = \sum_{n=1}^7 \left(E_{in} \times CF_{in} \times CC_{in} \times COF_{in} \times \frac{44}{12} \right) \quad (4)$$

其中,CDE表示CO₂排放总量,下标*i*、*n*分别表示*i*地区第*n*种化石能源的消费量,*E*表示各类化石能源的最终消费量,*CF*表示各类化石能源的平均低位发热量,*CC*表示单位热值含碳量,*COF*表示碳氧化率, $\frac{44}{12}$ 表示CO₂气化系数。 $(CF \times CC \times COF \times \frac{44}{12})$ 被统称为CO₂排放系数。根据既有统计数据,实际测算中各类化石能源包括煤炭、焦炭、汽油、煤油、柴油、燃料油和天然气,其对应的CO₂排放系数依次为1.647、2.848、

3.045、3.174、3.150、3.064、21.670。

2. 核心解释变量

本文的核心解释变量为数字经济发展水平(*DEI*)。按照目前已有研究,对数字经济的测度主要分为编制相关指数、构建卫星账户、核算增加值等方法,而相比于其他方法,相关指数编制方法由于在数据可获得性、内容涵盖广度、指标核算处理等方面更具优势,因此在实际研究中得到广泛应用。据此,本文同样参照指数编制思路测度数字经济发展水平。就数字经济发展水平指标体系的构建而言,由于数字要素资源的生产及投入应用与各层次产业之间具有显著的交叉融合特征,且伴随信息技术的创新发展,数字经济基础内涵的延伸具有动态性,因此,对于数字经济概念的界定尚缺乏统一认识。根据对不同产业形态的属性认识,数字经济实质上是以互联网为代表的信息经济与传统产业不断融合的结果,从其发展演变的内在逻辑来看,互联网等新型基础设施建设直接带动了数字经济的兴起,数字技术在生产生活中的应用普及则将数字要素投入变现为实际产出,而数字应用规模的持续扩大则会引发数字技术的迭代创新,从而为进一步拓展数字经济发展空间提供不竭动力。因此,本文根据数字经济发展演变的内在逻辑,从数字化基础、数字化应用、数字化创新三个维度构建数字经济发展水平指标体系。以集中反映数字经济特征的代表性行业为导向,同时考虑各指标的数据可获得性,研究最终选择移动电话交换机容量、电信业务总量、软件和信息技术服务业研发经费等17个细类指标表征不同维度的数字化水平。各指标权重采用基于时序全局因子分析的主成分分析方法计算得到,时序立体数据的主成分分析结果显示,KMO检验统计量(0.836)在1%的置信水平下通过显著性检验,说明可以采用主成分分析方法计算各类指标的权重。指标权重的计算结果及数字经济发展水平指标体系见表1。

表1 数字经济发展水平指标体系

一级指标	二级指标	指标说明	指标权重/%	单位	指标属性
数字化基础	数字公共基础设施	互联网宽带接入端口数	6.639	万个	正向
		移动电话交换机容量	6.760	万户	正向
		长途光缆线路长度	4.243	公里	正向
	数字消费基础设施	每百户家庭移动电话拥有量	4.076	部	正向
		每百户家庭电脑拥有量	6.235	台	正向
		移动终端用户规模	6.982	万户	正向
数字化应用	信息服务产业规模	电信业务总量	5.769	亿元	正向
		软件业务收入	6.252	亿元	正向
		通信等电子设备主营业务收入	6.754	亿元	正向
	通信设备生产规模	手机产量	5.310	万台	正向
		微型计算机设备产量	4.351	万台	正向
		集成电路产量	5.419	亿块	正向
		电子商务消费规模	6.027	万件	正向
数字化创新	数字技术创新经费	软件和信息技术服务业研发经费	6.020	亿元	正向
	数字技术创新人才	软件研发人员数	5.603	万人	正向
	数字技术创新成果	高技术产业专利申请数	6.901	项	正向
		高技术产业新产品开发项目数	6.652	项	正向

3. 控制变量

依据理论认识,同时借鉴既有研究经验^[8-10],本文选取经济、人口、技术等指标作为控制变量。(1)经济规模:经济规模的迅速扩大是推动碳排放量增长的主导力量,经济规模采用地区实际人均生产总值表示,实际人均生产总值以2005年为基期,利用人均生产总值指数经过平减得到。(2)人口规模:人口增长引致的消费需求是产生碳排放的直接原因,人口规模采用年末人口总数表示。(3)技术创新:绿色低碳技术的研发应用能够降低工业企业的能耗强度,因此,采用绿色专利申请量作为表征技术创新的代理变量。(4)城镇化:城市规模扩张会推动地区生产方式向工业化转变,从而会提高区域碳排放强度。为了避免人口城镇化与模型中的人口规模因素产生共线性问题,基于土地城镇化的内涵表征城镇化水平,土地城镇化采用城市建成区面积表示。(5)产业升级:产业的服务化升级有利于降低工业碳排放和促进低碳消费,产业升级采用第三产业产值与第二产业产值之比表示。(6)消费能力:消费需求增加引致的市场规模扩张会进一步刺激生产,从而增加碳排放,消费能力采用社会消费品零售总额占生产总值比重表示。(7)投资水平:由投资扩张拉动的产出增长是造成碳排放上升的直接原因,投资水平采用社会固定资产投资总额占生产总值比重表示。(8)对外开放:区域之间自由贸易的存在能够使得经济发达地区利用产业转移的方式改变区域碳排放差异,地区对外开放程度采用外资企业投资总额占生产总值比重表示。(9)公共设施:良好的公共设施能够通过缓解交通压力的方式降低经济活动的交易成本,从而促进低碳发展,城市公共设施服务水平采用每万人拥有的公交标准运营车辆数表示。(10)环境规制:中国环境规制政策的实施可以通过行政处罚和市场调节方式对企业污染进行管控,从而能在一定程度上激励传统能耗型企业利用技术创新方式加速绿色低碳转型。由于环境规制强度是企业治污成本的反映,基于此,对于环境规制的衡量,本文采用工业污染治理投资额占工业产值的比重表示。实证分析中为了消除量纲并解决异方差影响,对碳排放量、数字经济综合得分、地区实际人均生产总值等绝对值指标进行对数化处理。各变量的描述性统计见表2。

表2 各变量的描述性统计

变量	变量定义	最大值	最小值	平均值	标准差
碳排放	二氧化碳排放量对数值	11.51	7.04	9.99	0.84
数字经济	数字经济发展综合指数对数值	11.75	4.67	8.14	1.03
经济规模	地区实际人均生产总值对数值	11.92	8.65	10.35	0.63
人口规模	年末人口总数对数值	9.35	6.31	8.19	0.74
技术创新	绿色发明专利申请量对数值	10.35	2.08	6.82	1.62
城镇化	城市建成区面积对数值	8.76	4.70	7.09	0.76
产业升级	第三产业产值/第二产业产值	5.17	0.53	1.13	0.67
投资水平	固定资产投资额占GDP比重	1.70	0.21	0.78	0.31
消费能力	社会消费品零售总额占GDP比重	0.98	0.24	0.40	0.11
对外开放	外资企业投资额占GDP比重	5.80	0.05	0.42	0.51
公共设施	每万人拥有公交车辆数对数值	3.28	1.75	2.44	0.27
环境规制	工业污染治理投资额占工业产值比重	2.80	0.02	0.37	0.33

(二)数据来源

本文实证分析中采用的样本数据为中国省级面板数据,样本包含30个省份(不含港澳台地区和西藏),时间跨度为2006—2019年。以上各类数据主要来自国家统计局公布的各种统计年鉴。其中,生产总值、人口规模、固定资产投资等数据来自《中国统计年鉴》以及各省份统计年鉴,能源消费及工业污染治理投资数据来自《中国环境统计年鉴》,数字经济测度相关数据主要来自《中国电子信息产业统计年鉴》和《中国工业统计年鉴》。各地区的绿色发明专利申请量数据来自国家知识产权数据库,利用世界知识产权组织(WIPO)国际专利分类绿色清单匹配汇总得到。在对数字经济发展水平的测算过程中发现,每百户家庭移动电话拥有量、电子设备主营业务收入、软件研发经费等指标的统计数据在部分年份有所缺失,为保证面板数据的样本有效性,根据缺失指标前后年份的样本信息,本文利用数值滑动平均方法对缺失样本进行插补处理。

(三)基准回归模型检验

基于前述理论假设,通过实证分析检验数字经济发展对区域碳排放的影响,利用中国省级面板数据,构建如下基准回归模型:

$$CDE_{it} = C + \alpha DEI_{it} + \theta_i X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

式(5)中, CDE 表示各地区碳排放水平, DEI 表示数字经济发展水平, X 表示包含各控制变量的集合形式, α 为核心解释变量对应的回归系数, θ 表示模型回归得到的各控制变量的系数集合, C 为模型常数项, ε_{it} 为模型扰动项。各变量下标 i,t 分别表示 i 省份第 t 年的变量值。

对于最优模型形式的选择,分别结合LR-F检验和豪斯曼(Hausman)检验的统计量进行判断(见表3),结果显示固定效应模型为最优模型形式。就固定效应的选择而言,一方面,受地理位置、自然资源禀赋差异的影响,中国不同省份之间存在较大差异;另一方面,为了推动经济发展实现绿色低碳转型,中国长期以来实施环境规制政策,也就是说,各省份的碳排放水平不仅取决于自身的经济发展特征,而且还受到不随地区变化但随时间变化的政策因素的影响。因此,本文选择采用省份时点双向固定效应模型作为基准回归模型,以此考察数字经济对中国区域碳排放的影响。基准回归结果见表3。

表3 基准回归及稳健性检验结果

变量	FE(1)	FE(2)	FE(3)	FE(4)	FE(5)
DEI	-0.232*** (-8.22)	-0.258*** (-9.49)	-0.204*** (-6.52)	-0.207* (-1.70)	-0.257*** (-9.45)
控制变量	未控制	控制	控制	控制	控制
常数项	11.320*** (55.32)	16.295*** (5.11)	14.999*** (4.08)	16.190*** (5.11)	16.223*** (5.07)
省份效应	控制	控制	控制	控制	控制
时点效应	控制	控制	控制	控制	控制
$\overline{R^2}$	0.591	0.674	0.715	0.980	0.675
ForWald	38.76***	31.55***	38.30***	870.75***	29.06***
LR-F	362.86***	114.30***	96.79***	—	113.53***
Hausman	23.54***	70.36***	59.73***	148.94***	74.22***

注:*、**、***分别表示回归系数在10%、5%、1%的统计水平上通过了显著性检验;括号内为 t 值;后表同。FE(i)表示不同的省份时点双向固定效应模型估计。

在未引入控制变量的情况下,模型 FE(1)的估计结果显示,数字经济发展对区域碳排放具有显著负向影响。进一步通过引入控制变量后,模型 FE(2)结果表明数字经济发展仍与区域碳排放水平之间存在统计上的显著负向关系,即数字经济发展水平的提升能够显著降低区域碳排放。结合模型的联合显著性检验结果及其拟合优度可知,各模型的估计结果在统计解释方面具有良好的效力。就基准回归模型 FE(2)得到的统计结果而言,全样本层面上数字经济发展水平每上升 1%,大约可以使区域碳排放水平下降 0.258%。

(四) 稳健性检验

1. 替换被解释变量

能源的投入产出过程具有复杂性。以工业生产为例,水泥、石灰、玻璃等原料的生产也会产生碳排放。因此,基于化石能源消耗测算得到的碳排放量可能与地区实际碳排放量之间存在一定的测量误差,从而对模型估计结果产生一定的影响。鉴于此,本文将被解释变量更换为中国碳核算数据库(CEADs)公布的各省份碳排放量,采用 CEADs 公布的碳排放量的对数值重新进行模型估计。表 3 中模型 FE(3)汇报了替换被解释变量后的估计结果。根据估计结果可知,采用 CEADs 公布的碳排放指标重新进行模型估计后发现,其估计结果无论是系数大小还是显著性水平,均与前述基准回归模型的估计结果基本保持一致。这说明测算误差问题对估计结果不存在显著影响,基于化石能源消耗测算得到的碳排放量及其估计结果具有稳健性,即数字经济与碳排放之间存在显著的负向关系。

2. 工具变量法

在实证分析中,尽管本文考虑了诸多控制变量,同时也采用固定效应控制不可观测的区域差异对碳排放的影响,但由于以“双碳”目标为导向的政策约束在促进低碳发展的过程中会倒逼绿色低碳技术的进步,而这种具有绿色偏向性的技术进步会对数字经济的创新发展形成示范作用。也就是说,数字经济发展也可能受到低碳发展的影响,这使得模型估计可能受到潜在反向因果的干扰,从而导致模型产生内生性问题。同时,结合对变量内生性特征的统计检验可知,豪斯曼检验统计量(148.94)在 1% 的显著性水平上显著拒绝数字经济不具有内生性特征的原假设,说明模型估计结果可能存在内生性问题。鉴于此,本文选择采用工具变量法对模型估计结果进行稳健性检验。

根据伊武什和博兰(Ivus & Boland, 2015)^[30]的研究,地形起伏度会影响与数字技术相关的基础设施的安装与调试,进而能够通过影响数字经济发展而间接作用于区域碳排放,但地形起伏度的自然地理特征基本不受其他经济社会发展因素的影响,也就是说,地形起伏度能够满足工具变量对外生性和相关性的统计要求。同时,考虑到地形起伏度指标对于中国各地区经济发展水平的经验事实而言具有负向属性,因此,本文采用各地区地形起伏度的倒数作为工具变量。由于不随时间变化的地形起伏度无法满足面板数据分析对样本数据时间异质性的要求,进一步借鉴努恩和钱(Nunn & Qian, 2014)^[31]的研究思路,在构造面板工具变量时引入随时间变化的相关指标。具体做法为,将地形起伏度的倒数与上一年全国互联网普及率进行交乘,从而构造满足面板数据分析的工具变量。地形起伏度数据来源于中国科学院资源环境科学中心。全国互联网普及率数据来自中国互联网络信息中心。

就工具变量的有效性进行检验而言,Stock-Yogo 弱识别检验在 10% 的置信水平下对应的临界值(16.38)远小于 K-P rk Wald F 检验的统计量(24.721),K-P rk LM 检验统计量(15.689)在 1% 的置信水平下显著拒绝模型存在工具变量识别不足的原假设。以上检验结果表明,本文构建的工具变量满足相关性和外生性假设,可以用于对内生性问题的统计分析。根据表 3 中模型 FE(4)的估计结果可知,在采用工具变量

克服模型可能存在的内生性问题后,数字经济对区域碳排放影响的回归系数仍然显著为负,即数字经济发展能够显著降低区域碳排放水平的研究结论成立。

3. 考虑外生政策冲击

一方面,从实现低碳减排的角度来看,在“双碳”目标的硬约束下,为了加速地区实现绿色低碳转型,国家发展改革委于2010年正式实施低碳省区和城市试点政策,并相继于2012年和2017年进一步扩大了试点政策的覆盖范围,目前各省份均有试点城市,该政策的实施可以在一定程度上诱发企业的绿色技术创新,推动形成低碳技术创新体系,从而对地区碳排放产生重要影响。另一方面,从数字经济发展的角度来看,为了加速推进数字中国建设,工业和信息化部联合国家发展改革委于2014年、2015年和2016年在各省份分批遴选上百个城市作为“宽带中国”示范点。该政策的实施不仅推进了宽带网络提速,也增加了网络覆盖面,从而促进了数字经济的发展。鉴于此,本文以中国实施低碳试点政策和“宽带中国”试点政策为参考,分别生成表征以上两种外生政策的虚拟变量(若各省份及其所辖城市在当年实施以上政策,则赋值为1,否则赋值为0),进而在基准回归模型中加入以上两种虚拟变量重新进行模型估计,以此考察外生政策冲击对模型估计结果的影响。表3中模型FE(5)汇报了考虑外生政策影响的估计结果。根据结果可知,在考虑外生政策冲击后,数字经济对区域碳排放仍然具有显著负向影响。

(五) 影响机制检验

根据稳健性检验结果可知,数字经济发展能够显著降低区域碳排放水平的研究结论成立。因此,在模型FE(2)的基础上,本文进一步从能源利用效率和能源消费结构的角度出发,通过构建如下中介效应模型考察数字赋能区域低碳发展的减排机制:

$$M_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 DEI_{it} + \theta_i X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

$$CDE_{it} = \beta_0 + \beta_1 DEI_{it} + \beta_2 M_{it} + \theta_i X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

式(6)中, M 为中介变量(包括能源利用效率和能源消费结构)。 α_1 为数字经济对各中介变量影响的回归系数, β_1 为在考虑中介变量的联合影响下,数字经济对碳排放影响的回归系数, β_2 为中介变量对区域碳排放影响的回归系数,控制变量以及变量下标等参数含义同式(1)。对于以上中介变量的表征,能源利用效率(EUZ)采用单位工业产值能耗表示,能源消费结构(ECS)采用煤炭消费量在能源总消费量中的占比表示。各地区煤炭消费量及其能源消费总量根据地区能源平衡表数据,利用各种能源折标准煤系数计算得到。采用联合显著性检验以及自举法(Bootstrap)检验方法考察中介效应,模型估计结果见表4。

表4 中介效应模型估计结果

变量	M(1)	M(2)	M(3)	M(4)
DEI	-0.247 *** (-9.46)	-0.133 ** (-5.01)	-0.045 *** (-5.24)	-0.198 *** (-7.74)
EUZ		0.504 *** (10.60)		
ECS				1.335 *** (8.85)
控制变量	控制	控制	控制	控制
常数项	9.638 *** (3.14)	11.439 *** (4.05)	2.211 ** (2.20)	13.343 *** (4.58)

表 4(续)

变量	M(1)	M(2)	M(3)	M(4)
省份效应	控制	控制	控制	控制
时点效应	控制	控制	控制	控制
$\overline{R^2}$	0.806	0.751	0.681	0.732
LR-F	36.46***	92.53***	54.13***	81.68***
Hausman	50.23***	94.32***	34.74***	64.30***
Bootstrap		-0.080***		-0.068***

注: M(i) 表示不同的中介效应模型估计。

模型 M(1) 和模型 M(3) 分别汇报了数字经济对能源利用效率和能源消费结构影响的回归结果, 模型 M(2) 和模型 M(4) 分别汇报了在加入能源利用效率和能源消费结构后, 数字经济对碳排放影响的回归结果。根据回归结果可知, 首先, 数字经济对单位工业产值能耗和煤炭消费占比均具有显著的负向影响, 且比较其回归系数可以看出, 数字经济对单位工业产值能耗的负向作用强度更大。其次, 就单位工业产值能耗和煤炭消费占比对区域碳排放的影响而言, 二者均对区域碳排放具有显著的正向影响。由于当中介效应较弱时, 联合显著性检验的检验势不高, 本文进一步结合 Bootstrap 检验结果进行判断分析。检验结果显示, 以上两种中介效应模型的 Bootstrap 检验的置信区间分别为 $[-0.108, -0.055]$ 和 $[-0.097, -0.045]$, 均在 99% 的置信区间内不包含 0, 说明检验结果均显著拒绝“不存在中介效应”的原假设。最后, 观察各中介效应模型中数字经济对区域碳排放的回归结果可以看出, 在加入中介变量后, 数字经济仍然对区域碳排放存在显著的负向影响。综合以上结果可知, 单位工业产值能耗和煤炭消费占比对于数字经济降低碳排放均存在显著的中介效应(二者的中介效应分别为 -0.080 和 -0.068 , 其在总效应中的占比分别为 32.67% 和 27.66%), 即数字经济能够通过提高能源利用效率和优化能源消费结构的方式降低区域碳排放, 且相比而言, 提高能源利用效率是其主要的碳减排方式。

(六) 空间效应检验

进一步通过构建空间计量模型考察数字赋能区域低碳发展的空间效应。首先, 通过构建空间权重矩阵识别空间自相关性。根据对碳排放影响因素的认识, 空间权重矩阵的构建采用同时考虑地理距离因素和经济距离因素的经济地理距离嵌套矩阵 (W^1)^①, 且考虑到空间计量模型参数估计在一定程度上受到空间权重矩阵设置特征的影响, 因此, 本文同时结合反地理距离矩阵 (W^2) 和地理邻接矩阵 (W^3) 进行对比分析, 以此检验模型估计结果的稳健性。其次, 利用莫兰指数对碳排放指标进行全局空间自相关性检验。检验结果在 1% 置信水平下显著拒绝变量“不存在空间自相关”的原假设。这说明可以通过构建空间计量模型开展实证分析。最后, 参照埃尔霍斯特 (Elhorst, 2014)^[32] 提出的检验思路确定最优空间计量模型形式。沃尔德 (Wald) 检验统计量 (分别为 89.78 和 88.61) 在 1% 置信水平下显著拒绝空间滞后模型和空间误差模型优于空间杜宾模型的原假设。这说明空间杜宾模型是刻画本文样本观测值特征的最优模型形式。豪斯曼 (Hausman) 检验统计量 (-213.41) 显著拒绝随机效应优于固定效应的原假设。LR 检验统计量 (分别为

① 经济地理距离矩阵 (W^1) 的计算公式为: $W^1 = W^2 \times \text{diag}(\bar{X}_1/\bar{X}, \bar{X}_2/\bar{X}, \dots, \bar{X}_n/\bar{X})$ 。其中, W^2 表示反地理距离矩阵(地理距离采用经纬度计算得到), $\text{diag}(\dots)$ 表示对角元素矩阵, 其对角元素 \bar{X}_i/\bar{X} 表示区域 i 的经济影响力, \bar{X}_i 为区域 i 在研究时段内的实际人均 GDP 的均值, \bar{X} 为各地区 \bar{X}_i 的均值。

43.47 和 850.17) 在 1% 置信水平下显著拒绝空间固定效应或时点固定效应优于双向固定效应的原假设。这说明双向固定效应是刻画模型特征的最优形式。因此,本文最终选用具有双向固定效应的空间杜宾模型进行分析。模型形式如下:

$$CDE_{it} = C + \rho \times W \times CDE_{it} + \alpha \times DEI_{it} + \beta \times W \times DEI_{it} + \theta_i \times X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

式(8)中, ρ 为用于反映不同地区之间碳排放空间自相关性的空间自回归系数; W 表示空间权重矩阵; $W \times DEI_{it}$ 表示数字经济的空间滞后项, β 为空间滞后项对应的回归系数; μ_i 和 λ_t 分别表示省份效应和时点效应。控制变量以及变量下标等参数含义同式(1)。根据勒沙杰和佩斯(LeSage & Pace, 2009)^[33]的认识,地区之间大量交互信息的存在使得解释变量对被解释变量的边际影响有别于采用点估计方法的回归系数含义,而对于是否存在空间溢出效应的检验,变量变化的偏微分解释可以为此提供有效参考。因此,本文采用根据回归系数计算得到的效应分解结果考察数字经济对碳排放影响的直接效应和空间溢出效应。模型的效应分解结果见表 5。

表 5 空间计量模型的效应分解结果

变量	$W^1 - D$	$W^1 - I$	$W^1 - T$	$W^2 - D$	$W^2 - I$	$W^2 - T$	$W^3 - D$	$W^3 - I$	$W^3 - T$
<i>DEI</i>	-0.258 *** (-8.78)	-0.216 ** (-2.37)	-0.474 *** (-5.49)	-0.250 *** (-8.93)	-0.261 *** (-2.84)	-0.511 *** (-5.72)	-0.228 *** (-7.62)	-0.236 *** (-3.61)	-0.465 *** (-7.20)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时点效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Log-lik</i>		342.29			355.51			367.82	
\bar{R}^2		0.354			0.354			0.361	
ρ		0.133 *			0.200 **			0.313 ***	

注: $W^i (i = 1, 2, 3)$ 表示分别采用经济地理距离矩阵、反地理距离矩阵、邻接矩阵的空间计量模型估计结果, D, I, T 分别表示模型效应分解的直接效应、间接效应、总效应。

根据估计结果可知,不同空间权重矩阵下的模型效应分解结果基本保持一致,这说明空间计量模型的估计结果具有稳健性。各模型的空间自回归系数 ρ 显著为正,说明区域碳排放在空间上存在明显的空间关联效应。模型的效应分解结果表明,数字经济对区域碳排放的影响存在显著的空间溢出效应,即数字经济的发展不仅能够显著降低本地区的碳排放,同时也能够显著降低邻近地区的碳排放。

(七)非线性关系检验

在非线性关系检验中,首先,按照通常的做法,采用在基准回归中引入核心解释变量二次项的方法检验数字经济发展与区域碳排放之间可能存在的倒 U 型曲线关系。结果表明,数字经济的二次项系数显著为负,这说明数字经济发展与碳排放之间可能存在倒 U 型曲线关系。其次,需要强调的是,当非线性函数具有凸形单调特征时,仅仅采用加入二次项的方法会导致对曲线关系的误判。因此,借鉴林德和梅勒姆(Lind & Mehlum, 2010)^[34]的做法,本文进一步利用对比样本极值点与实际观测值的方法进行倒 U 型关系检验,以此判断样本区间内是否包含倒 U 型的极值拐点。检验结果显示,在碳排放趋向峰值的拐点上,数字经济对应的模拟参考值为 2.742,而全样本观测值所在的实际区间为 [4.686, 11.750],这表明全样本观测值的实际区间并不包含函数取得极值点时对应的水平值,而是位于该水平值的右侧,也就是说,在研究时段内,数字经济与碳排放构成的统计关系是具有单调递减特征的函数关系,而非严格的倒 U 型曲线关系。由此进一步结

合环境库兹涅茨曲线的形态分析可知,数字经济与碳排放得到的线性拟合方程与环境库兹涅茨曲线拐点右侧的函数特征相契合,二者呈现显著的负向关系,即数字经济发展对碳排放的影响在整体上已经越过环境库兹涅茨曲线的顶点,中国当前的数字经济发展已经进入低碳减排阶段。

虽然上述分析表明数字经济与碳排放之间不存在严格的倒U型关系,但受到不同经济发展背景的影响,二者的函数叠加仍然可能会使单调递减的函数关系产生结构突变的非线性特征,对此,本文进一步通过构建面板门槛模型考察数字经济对碳排放的动态影响。鉴于数字经济与碳排放均是经济发展水平的函数,因此,本文将用于表征经济发展水平(*GDP*)的各地区实际人均生产总值的对数值作为门槛变量。面板门槛模型形式如下:

$$CDE_{it} = C + \alpha_0 \times DEI_{it} \times I(GDP \leq \gamma) + \alpha_1 \times DEI_{it} \times I(GDP > \gamma) + \theta_i \times X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

式(9)中,*GDP*为门槛变量, γ 为待估计的门槛值; $I(\cdot)$ 为反映约束条件的示性函数,若满足括号内的条件,取值为1,否则取值为0; α_0 和 α_1 分别为数字经济在门槛值两侧对区域碳排放影响的回归系数;控制变量以及变量下标等参数含义同式(1)。模型估计结果见表6。

表6 非线性关系检验的各模型估计结果

倒U型曲线检验		门槛回归模型检验					
二次项	极值	门槛数量	<i>F</i>	γ	95%置信区间	α_0	α_1
-0.017 ** (-2.46)	2.742 [4.686,11.750]	单一门槛	44.87 **	11.439	[11.388,11.451]	-0.250 *** (-9.65)	-0.288 *** (-10.96)
倒U型曲线检验的其他统计量: $\bar{R}^2 = 0.597$ $F = 37.07$ *** $\rho = 0.978$		双重门槛	17.49	—	—	单一门槛模型检验的其他统计量: $\bar{R}^2 = 0.707$ $F = 35.16$ *** $\rho = 0.973$	
		三重门槛	7.16	—	—		

注:Bootstrap次数为300;门槛回归模型检验采用包含控制变量的省份时点双向固定效应模型。

根据门槛模型的检验结果,首先,在1%的置信水平下,除单一门槛外,双重门槛和三重门槛的*F*统计量均未通过显著性检验,这说明在以地区经济发展水平作为门槛变量的实证检验中,数字经济对区域碳排放的影响具有非线性特征,且该非线性特征表现为单门槛效应,其门槛值 γ 为 $e^{11.439}$ (折算实际人均生产总值约为9.287万元)。其次,根据门槛回归结果可知,在门槛值的两侧,数字经济对区域碳排放均具有显著的负向影响,且当经济发展水平跨越门槛值后,数字经济对区域碳排放的负向作用逐渐变强,这表明伴随经济发展水平的演变,数字经济的低碳减排效应呈现边际递增的特征。

参照数字经济在不同经济背景下对区域碳排放的动态影响,就各地区的具体情况而言,将各省份2019年的实际人均生产总值与门槛值进行对比可知,除北京、天津、上海、江苏外,其余省份在整体上尚未跨越门槛值,这说明面临经济发展水平的条件约束,数字经济的减排效应在中国大部分地区仍存在进一步的释放空间。另外,通过对比各地跨越门槛值的时间发现,数字经济低碳减排效应增强的时间节点位于2013年前后,这与中国数字经济的实际发展情况一致。也就是说,在2013年后,得益于数字技术的快速发展,中国数字经济的低碳减排效应也随之加速释放。

五、结论与讨论

(一) 主要研究结论

本文基于扩展的STIRPAT方程以及环境库兹涅茨曲线理论分析探讨了数字赋能区域绿色发展的低碳减排

机制,并利用中国2006—2019年30个省份的面板数据对理论假设进行实证检验。研究主要得到以下结论:第一,数字经济发展水平的提升能够显著降低区域碳排放,且该结论在经过一系列稳健性检验后仍然成立,即数字赋能对于促进区域绿色低碳发展具有显著的低碳减排效应。第二,就数字经济减排效应的作用机制而言,从能源活动的角度来看,单位工业产值能耗和煤炭消费占比均对数字经济降低区域碳排放存在显著的中介效应,即数字经济能够通过提高能源利用效率和优化能源消费结构的方式赋能区域低碳发展。第三,进一步考虑数字经济低碳减排效应的空间关联特征后发现,数字经济对区域碳排放的负向影响存在显著的空间溢出效应,即数字经济不仅能够推动本地区实现绿色低碳发展,同时也有助于降低邻近地区的碳排放。第四,在研究时段的全样本层面,数字经济对中国区域碳排放的影响在整体上已经跨越环境库兹涅茨曲线的顶点,即中国当前的数字经济发展已经进入低碳减排阶段。伴随经济发展水平的演变,数字经济对区域碳排放的负向影响存在显著的单门槛效应,当经济发展水平跨越门槛值后,数字经济的碳减排效应呈现边际递增的特征。

(二) 政策启示

立足于中国当前经济增长需求以及新能源技术约束,传统能源消费仍是支撑中国未来经济平稳运行的重要力量。在企业加速绿色低碳转型的过程中,倘若通过拉闸限电的方式进行能耗双控限产,这不仅会冲击经济的稳定增长,也会造成既有资源的浪费。因此,相较于“运动式减碳”而言,不以牺牲经济发展而实现“双碳”目标的数字赋能方式更符合现实的低碳减排逻辑。基于此,本文研究结论的政策启示在于:

第一,数字赋能可以为区域绿色低碳发展提供有效路径。围绕“双碳”目标,建议地区发展在完善新型数字基础设施建设的同时,应加快数字赋能“双碳”重点领域,扩大数字技术在能源开发利用、电力系统构建、绿色低碳消费等场景中的实际应用,推动生产智能化转型和生活数字化升级。也可以充分利用大数据和互联网等信息技术优势,跟踪、学习、模拟碳足迹,推动建设碳达峰大数据平台和碳中和数字化服务系统,从而助力地区预测和优化碳排放活动。另外,要持续加大数字赋能绿色低碳技术创新的研发投入力度,利用数字信息技术积极探索碳捕获、碳利用、碳封存等负排放前沿技术,降低绿色低碳技术的使用成本,从而赋能区域实现绿色低碳转型发展。

第二,要突出数字技术在提高能源利用效率方面的赋能作用。受到能源禀赋特征、新能源发电波动以及储能技术等约束,在未来一定时期内,煤炭消费在中国能源资源利用中仍占主导地位,因此,中国绿色低碳发展的重点仍应围绕提升能源利用效率展开。根据数字赋能低碳发展的减排机制,建议一方面可以打造智能化的能源资源配置平台,丰富创新能源利用方式,积极推动数字技术与资源开采、煤炭清洁、电力传输等能源活动实现深度融合,并加快转变高能耗的产业结构,促进产业优化升级,从而提高能源利用效率。另一方面,也要加快构建城市生活全覆盖的数字化网络,通过培养数字消费模式促进节能减排,从而优化能源消费结构,为区域绿色低碳发展创造有利条件。

第三,全面绿色低碳发展需要建立以数字平台为导向的区域碳排放合作机制。就中国区域碳排放的合作机制而言,碳排放权交易试点政策的实施虽然初显成效,但要建立相对完善的碳排放交易市场,仍需解决碳排放量监测、报告、核查等技术问题,而数字技术为解决以上问题提供了有效途径。因此,建议加快通过卫星遥感、云计算、区块链等数字技术构建科学高效的碳排放计量监测体系,同时建立满足企业碳排放管理需求的数字信息服务平台,从而推动形成全国统一减碳大市场。此外,要积极创新区域数字产业合作模式,通过加快建设高速数据中心直联网络,统筹推进“东数西算”工程,优化数据资源配置,促进数字经济均衡发展。

展,从而推动形成数字赋能区域低碳发展的协同减排格局。

第四,数字赋能低碳发展的政策设计需要考虑区域经济背景的差异特征。虽然中国当前的数字经济发展在整体上已经进入低碳减排阶段,但数字基础设施投资以及数据中心运营仍然可能存在增加碳排放的潜在风险。因此,就经济发达地区而言,建议通过应用深度学习算法等数字技术,实时监控数字设备运行数据,持续进行信息系统自主调优维护,实现数字设备的智能供电散热,并加快利用人工智能开源平台提升数字模型开发效率,以此降低数字设备能耗水平,减少模型开发过程的碳足迹,从而强化数字经济的碳减排效力。而对于经济相对不发达地区,要重视优化数字基础设施布局,避免低效的数字设备投资,并加速推动传统能耗产业实现数字化转型,从而释放数字经济的低碳减排效应。

参考文献:

- [1] 林伯强. 碳中和进程中的中国经济高质量增长[J]. 经济研究, 2022(1): 56-71.
- [2] 郑馨竺, 张雅欣, 李晋, 等. 后疫情时期的经济复苏与绿色发展: 对立还是共赢[J]. 中国人口·资源与环境, 2021(2): 1-13.
- [3] 陈晓红, 胡东滨, 曹文治, 等. 数字技术助推我国能源行业碳中和目标实现的路径探析[J]. 中国科学院院刊, 2021(9): 1019-1029.
- [4] 张腾, 蒋伏心, 韦朕. 数字经济能否成为促进我国经济高质量发展的新动能? [J]. 经济问题探索, 2021(1): 25-39.
- [5] 范合君, 吴婷. 新型数字基础设施、数字化能力与全要素生产率[J]. 经济与管理研究, 2022(1): 3-22.
- [6] 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(3): 45-60.
- [7] 胡熠, 靳曙光. 数字技术助力“双碳”目标实现: 理论机制与实践路径[J]. 财会月刊, 2022(6): 111-118.
- [8] 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(2): 68-78.
- [9] 刘婧玲, 陈艳莹. 数字技术发展、时空动态效应与区域碳排放[J/OL]. 科学学研究; 1-17[2022-10-23]. <http://doi.org/10.16192/j.cnki.1003-2053.20220325.002>.
- [10] 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(1): 111-129.
- [11] 余姗, 樊秀峰, 蒋皓文. 数字经济发展对碳生产率提升的影响研究[J]. 统计与信息论坛, 2022(7): 26-35.
- [12] 郭劲光, 王虹力. 数字赋能下减排战略的创新性选择——基于“宽带中国”试点政策的准自然实验[J]. 产业经济研究, 2022(4): 101-113, 142.
- [13] 徐昊, 马丽君. 数字经济、资源依赖与绿色经济发展[J]. 金融与经济, 2022(1): 45-54.
- [14] SADORSKY P. Information communication technology and electricity consumption in emerging economies[J]. Energy Policy, 2012, 48: 130-136.
- [15] 张争妍, 李豫新. 数字经济对我国碳排放的影响研究[J]. 财经理论与实践, 2022(5): 146-154.
- [16] 易子榆, 魏龙, 王磊. 数字产业技术发展对碳排放强度的影响效应研究[J]. 国际经贸探索, 2022(4): 22-37.
- [17] LI X Y, LIU J, NI P J. The impact of the digital economy on CO₂ emissions: a theoretical and empirical analysis[J]. Sustainability, 2021, 13(13): 7267.
- [18] 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.
- [19] KHAN F N, SANA A, ARIF U. Information and communication technology (ICT) and environmental sustainability: a panel data analysis[J]. Environmental Science and Pollution Research, 2020, 27(29): 36718-36731.
- [20] 张杰, 付奎, 刘炳荣. 数字经济如何赋能城市低碳转型——基于双重目标约束视角[J]. 现代财经(天津财经大学学报), 2022(8): 3-23.
- [21] 李治国, 王杰. 经济集聚背景下数字经济发展如何影响空间碳排放? [J]. 西安交通大学学报(社会科学版), 2022(5): 87-97.
- [22] EHRLICH P R, HOLDREN J P. Impact of population growth: complacency concerning this component of man's predicament is unjustified and counterproductive[J]. Science, 1971, 171(3977): 1212-1217.
- [23] 何维达, 温家隆, 张满银. 数字经济发展对中国绿色生态效率的影响研究——基于双向固定效应模型[J]. 经济问题, 2022(1): 1-8, 30.
- [24] 韦施威, 杜金岷, 潘爽. 数字经济如何促进绿色创新? ——来自中国城市的经验证据[J]. 财经论丛, 2022(11): 10-20.
- [25] 白雪洁, 孙献贞. 互联网发展影响全要素碳生产率: 成本、创新还是需求引致[J]. 中国人口·资源与环境, 2021(10): 105-117.

- [26] 贺茂斌,杨晓维. 数字普惠金融、碳排放与全要素生产率[J]. 金融论坛,2021(2):18-25.
- [27] SHAHNAZI R, DEHGHAN SHABANI Z. The effects of spatial spillover information and communications technology on carbon dioxide emissions in Iran[J]. Environmental Science and Pollution Research,2019,26(23):24198-24212.
- [28] 韩峰,谢锐. 生产性服务业集聚降低碳排放了吗?——对我国地级及以上城市面板数据的空间计量分析[J]. 数量经济技术经济研究,2017(3):40-58.
- [29] 邵帅,范美婷,杨莉莉. 经济结构调整、绿色技术进步与中国低碳转型发展——基于总体技术前沿和空间溢出效应视角的经验考察[J]. 管理世界,2022(2):46-69,4.
- [30] IVUS O, BOLAND M. The employment and wage impact of broadband deployment in Canada[J]. Canadian Journal of Economics,2015,48(5):1803-1830.
- [31] NUNN N, QIAN N. US Food aid and civil conflict[J]. American Economic Review,2014,104(6):1630-1666.
- [32] ELHORST J P. Matlab software for spatial panels[J]. International Regional Science Review,2014,37(3):389-405.
- [33] LESAGE J, PACE R K. Introduction to spatial econometrics[M]. New York: CRC Press,2009.
- [34] LIND J T, MEHLUM H. With or without U? The appropriate test for a U-shaped relationship[J]. Oxford Bulletin of Economics and Statistics,2010,72(1):109-118.

Low-carbon Emission Reduction Effect of Digital Economy Empowering Regional Green Development

YANG Xin, ZHAO Shouguo
(Northwest University, Xi'an 710127)

Abstract: Based on the extended STIRPAT equation and the environmental Kuznets curve, this paper analyzes the impact of the digital economy on regional carbon emissions using the provincial panel data in China. The findings show that, even after a series of robustness tests, the development of the digital economy can significantly lower the level of regional carbon emissions. In terms of the mechanism, the digital economy can empower regional low-carbon development by improving energy utilization efficiency and optimizing energy consumption structure. Furthermore, considering the spatial correlation characteristics of the emission reduction effect of the digital economy, it is found that the digital economy can not only promote low-carbon development within the region, but also help reduce carbon emissions in neighboring regions. The nonlinear relationship test reveals that the impact of the digital economy on regional carbon emissions overall crossed the apex of the environmental Kuznets curve in the research period, that is, China's digital economy development enters the carbon emission reduction stage. With the evolution of the economic development level, there is a significant single-threshold effect on the negative impact of the digital economy on regional carbon emissions. When the regional economic development level crosses the threshold, the carbon emission reduction effect of the digital economy presents a marginal increase.

Keywords: digital economy; carbon emission; emission reduction effect; energy utilization; low-carbon development

责任编辑:周 斌;宛恬伊