

# 数字产业协同创新发展 对碳排放强度影响研究

张元庆<sup>1,2</sup>, 刘 烁<sup>3</sup>, 齐 平<sup>2,4</sup>

(1. 中共辽宁省委党校, 辽宁 沈阳 110004; 2. 吉林大学 经济学院, 吉林 长春 130012;  
3. 沈阳大学 经济学院, 辽宁 沈阳 110044; 4. 吉林大学 中国国有经济研究中心, 吉林 长春 130012)

**摘 要:**加快建设制造强国、网络强国和数字中国,推动制造业高端化和智能化,打造具有国际竞争力的数字产业集群对于我国数字产业协同创新,降低碳排放强度具有重要作用。本文利用2011—2019年数据,采用面板回归、中介效应以及空间模型就数字产业协同创新对碳排放强度的影响进行实证分析,并按照区域差异、经济发展阶段、经济模式以及人力资源储备进行分组回归比较,结果表明:首先,数字协同创新对碳排放强度影响的平均边际效应为负,且具有倒U型曲线关系,其通过促进相关企业数字化转型、数字依赖行业发展以及相关产业创新达到减小碳排放强度的作用。其次,数字协同创新对碳排放强度的空间效应仍然存在倒U型关系,周边地区数字协同创新对本地区碳排放强度影响具有先促进后抑制的曲线关系。最后,西部相对于东部和中部,其数字协同创新对碳排放强度的影响较小。经济发展水平较高、绿色经济发展模式以及高人力资源储备地区,数字协同创新对碳排放强度影响更大。此结论有助于采取针对性措施加强我国数字产业协同创新发展,降低碳排放强度,实现经济绿色、健康和高质量发展。

**关键词:**数字产业;协同创新发展;碳排放强度;数字化转型

**中图分类号:**F203 **文献标识码:**A **文章编号:**1673-9841(2023)03-0114-15

近年来,随着全球范围内环境污染不断加剧,无节制的碳排放,使全球气候逐渐变暖,高温天气不断增多,生态系统遭到破坏,人类生存也面临史无前例的危机。如何实现传统工业企业的转型升级,控制传统能源消耗数量,不断开发和创新新型替代能源,实现降低碳排放目标,成为全人类的共同挑战。二十大报告提出,要加快节能降碳先进技术研发与应用,推动形成绿色生产方式,实现绿色发展。值得一提的是,数字产业协同创新发展在降低碳排放强度方面具有重要作用。因为数字技术在赋能产业发展,提升产业质量方面具有不可替代的决定性作用。据国家网信办统计,截至2021年底,我国建成5G基站数量已达142.5万个,占全球60%以上。我国数据资源价值不断提升,由2017年2.3ZB增长到2021年的6.6ZB,大数据产业由2017年的4700亿增长到2021年的1.3万亿。此外,我国5G产业链全方位领先,人工智能,区块链,量子信息等新兴

**作者简介:**张元庆,男,经济学博士,中共辽宁省委党校,吉林大学经济学院博士后,副教授。

**通讯作者:**齐平,吉林大学经济学院,教授,博士生导师。

**基金项目:**中国工程科技发展战略吉林研究院2020年度咨询研究项目“吉林省健康福祉产业融合创新发展的对策研究”(JL2020-005-05),项目负责人:黄璐琦;国家自然科学基金项目“供给侧改革视阈下国企民企资源整合与创新行为研究”(16BJY064),项目负责人:齐平;辽宁省社会科学规划基金项目“‘逆城镇化’视阈下辽宁土地制度创新研究”(L19BJL013),项目负责人:张元庆;辽宁省社会科学规划基金项目“‘逆城镇化’视阈下农民内生性市民化与相对贫困治理机制研究”(2201zxzb18),项目负责人:张元庆。

技术已跻身全球第一梯队。国务院于 2022 年 11 月发布的《携手构建网络空间命运共同体》白皮书显示,我国 5G 基站单站址能源消耗比 2019 年商用初期下降了 20% 以上,目前在建的大型数据中心平均电能利用率降到 1.3 以下。到 2030 年,数字技术将助力碳排放量减少达 121 亿吨。由此可见,我国数字产业和数字技术迅猛发展对降低碳排放具有重要作用。此外,在疫情肆虐全球的大背景下,各国经济受到严重冲击,以数字制造业、软件与信息技术服务业为主的数字产业在协同创新发展的基础上为我国经济复苏提供了强大动力,也为我国实现 2035 年碳排放目标提供了强大的技术支持与产业准备。那么,数字经济在促进我国经济快速增长的同时,能否通过数字产业协同创新发展引致的效率变革改善环境污染? 数字产业协同创新发展如何作用和影响碳排放强度?

## 一、文献回顾

数字技术赋能产业发展是促进经济高质量发展的重要手段,更是实现经济绿色发展的重要动力。从现有研究看,围绕数字产业协同创新发展与碳排放的相关研究主要有三条主线。

一是数字产业创新发展方面。随着数字产业不断壮大,数字产业创新模式受到更多关注,数字经济创新要强,应坚持理论创新优先原则<sup>[1]</sup>。随着数字规模经济越来越显著,与数字经济有关的知识产权和技术标准研究越来越受到重视。其中,知识产权和治理标准对产业创新发展至关重要,知识产权界定清晰,内部协同治理也会更加顺畅<sup>[2]</sup>。此外,数字产业外部拉动与内部推动作用在不同部门存在差异,并且,硬件产业与 ICT 软件协同发展也存在创新不足问题<sup>[3]</sup>。同一时期,国外学者也非常关注数字技术的核心问题,如提出需要综合的知识产权组合及运营策略推动数字产业创新发展<sup>[4]</sup>。除此之外,关于缺乏技术标准的负面影响,有学者认为,鉴于作为数字产业的技术标准的重要性,加强知识产权保护和数字技术标准的制定有利于数字产业创新发展<sup>[5]</sup>。数字产业对城乡经济影响途径和效果存在一定差异,能够增加城市经济韧性<sup>[6]</sup>。政府对数字企业补助具有普惠性,能促进非国有企业,服务业企业等企业进行数字化转型,且上游企业的数字化程度对下游企业具有显著的正溢出效应<sup>[7]</sup>。科技创新对数字经济和数字产业创新具有较强的正向促进作用。同时,科技创新水平对数字经济发展具有区域差异性<sup>[8]</sup>。综上,鉴于数字经济重要性凸显,学者们对数字经济、数字产业和技术方面的研究愈发深入,从数字产业创新模式,技术标准,到数字产业创新对城乡经济的影响及区域差异都进行了深入研究,也取得了丰硕成果。

二是碳排放及影响方面。随着世界范围内气候逐渐变暖,环境不断遭到破坏,碳排放、碳中和等研究越来越受到重视。推动形成绿色生产方式,实现绿色高质量发展也是二十大的重要议题。对此,学者们也进行了深入研究,关于行业企业采用何种碳排放控制措施的研究,有学者提出,为实现京津冀地区绿色发展,应协调好碳税与碳排放权交易的冲突,在电力、热力等五个细化行业实施碳排放交易机制,其余采取碳税方式<sup>[9]</sup>。且碳排放权交易政策有效降低了企业碳排放总量,提升了环境质量<sup>[10]</sup>。此外,关于碳排放责任的省域差异性,中国碳排放责任呈现由东至西递减格局,资源和资本输入型省域碳排放责任相对较低,反之亦然<sup>[11]</sup>。随着研究深入,在碳排放总量控制差异性影响等方面,得出碳排放配额拍卖比例和总量控制对不同企业的减排效应存在差异,但都有利于企业降低碳排放目标<sup>[12]</sup>。针对我国重污染行业碳排放效率提升问题,学者们提出我国重污染行业碳排放效率整体低下,且呈现上升趋势。行业间存在溢出效应差异现象,政府应发挥作用,抑制负向溢出效应,促进重污染行业排放效率提升<sup>[13]</sup>。

基于以上分析,降低碳排放对中国乃至世界都具有重要意义,学者们对碳排放及影响的有关

研究也足够深入,从碳排放权交易到政府碳排放责任,从碳排放总量控制差异对企业的影响到治理重度污染等问题皆有涉猎,对我国未来碳排放控制也有指导作用。

三是数字产业发展与碳排放关系研究方面。由于近年来数字经济展现出惊人的效率和发展潜力,因此,关于数字产业和数字经济发展与碳排放关系研究也受到重视。在数字经济发展对城市碳排放影响方面,有学者通过构建模型研究数字经济发展具有显著的空间异质性特征,且明显改善城市碳排放,通过外生变量“智慧城市”的检验,依然具有稳健性。数字经济发展对碳排放的影响在不同经济圈内也存在差异<sup>[14]</sup>。随着数字经济规模不断壮大,数字产业在更广范围内能够达成碳排放何种目标成为研究热点,有学者通过采用 PVAR 模型研究数字产业发展对碳排放强度的影响,认为数字产业技术发展能够增加碳排放强度,但通过技术革新能实现低碳转型<sup>[15]</sup>。以上文献为深入研究数字经济发展与碳排放提供了深刻见解。但现有研究中,更多关注数字经济或数字产业发展对碳排放的影响方面,而少有人研究数字产业协同创新发展对碳排放强度的影响,因此,本文的边际贡献可能表现在:第一,从数字产业协同创新发展视角,对数字产业的创新发展水平进行了测量;第二,分析了数字产业协同创新发展影响碳排放强度的理论机制,并系统探讨了数字产业协同创新对碳排放强度影响的具体路径及空间效应;第三,按照区域、经济发展阶段、经济模式以及人力资本储备对数据进行分组,并探讨不同组别数字协同创新对碳排放强度影响的差异性。

## 二、理论机制与基本假设

### (一)数字产业协同创新对碳排放强度影响机制分析

数字产业本身是基于数字技术进步而形成的新兴产业,其以数字技术为基础,将数据作为新的生产要素,通过建立现代化的信息网络实现万物互联,而数字资产自身具有先天的低碳性特征,其形成的产业亦能有效降低碳排放。一些学者通过构建模型研究数字经济发展对区域碳排放的影响,得出数字经济发展能够降低碳排放量,且与碳排放强度存在倒“U”形相关性<sup>[16]</sup>。此外,通过理论分析和实证检验,数字经济发展与碳排放也存在显著的倒 U 型关系,且在区域差异背景下该相关性依然存在<sup>[17]</sup>。基于共同的数字技术基础,其形成的数字产业间存在密切的关联,进而形成数字产业整体协同创新趋势,促进更多数字依赖产业协同发展,从而达到更优碳减排效果。同时,数字产业自身具有共享性和外溢性特点,数字产业间通过协同创新实现数据资源共享,带动相关产业创新水平整体提高,形成良性市场竞争,进而减少碳排放。如繁荣的数字经济对提高数字服务业和服务水平具有重要作用,特别是数字平台建设大大缩短了空间距离,快捷的现代数字物流行业又加速了商品流通速度,而数字服务业的大发展和数字服务业比重的不断扩大又为减少碳排放做出重要贡献。

除此之外,也有学者通过面板数据分析数字经济促进产业结构升级能够加速促进碳减排的倒“U”型拐点提前到来<sup>[18]</sup>。可见,数字产业作为数字经济的重要产业基础,协同创新对碳减排具有重要作用。其影响碳减排的机理为:第一阶段,数字产业协同创新需求部门,如电信业、互联网行业具有电力密集度高等特点,巨量的资源消耗会直接导致碳排放增加,使碳排放强度提升。第二阶段,数字产业协同创新初期通常需要大量的资金及人员投入,而创新成果的转化相对较慢,存在时滞。因此,在数字产业协同创新初期其投入大于产出,由此导致碳排放量增大,而此时数字产业协同创新成果还没引起相关产业生产效率的快速提升,由此导致碳排放强度的增长。第三阶段,数字协同创新能够有效促进相关行业转型升级,但由于相关行业转型初期购置成本增大,生产部门通过消耗资源的方式降低其成本,直至经济产出稳定。因此,数字产业协同创新通

过降低碳排放量及促进经济增长的双重方式减小碳排放强度。

假设 1:数字产业协同创新对碳排放强度影响具有先上升后下降的倒 U 型关系。

假设 2:数字产业协同创新通过促进相关企业数字转型、数字依赖行业的发展以及促进相关产业创新从而减小碳排放强度。

## (二)数字产业协同创新对碳排放强度的空间溢出效应分析

数字资产自身具有非独占性,这一特征决定了数字经济的共享性和溢出效应。

有学者运用空间杜宾模型研究数字经济发展对城市碳排放的影响,结果发现,数字经济发展存在显著空间异质性,且数字经济发展带动数字产业和数字创新能力提高能够减少碳排放,其空间外溢性在 1 100 km 处到达顶峰<sup>[19]</sup>。可见,数字经济和数字产业的创新发展对周围地区存在显著外溢性。而数字产业不断发展壮大,为数据要素市场的繁荣提供了契机,数据通过技术手段,为数字经济和数字产业发展壮大做出了贡献,且在不同数字产业间广泛快速传播,提升了产业间的空间关联性,又通过便捷高效的信息传递,缩短区域距离,为跨区域合作提供了可行的途径,区域间经济发展越发紧密。国外学者也实证检验了知识和技术传播的空间溢出性<sup>[20]</sup>。数字产业协同创新依赖数字经济以及人才和知识的积累,而数字产业以及知识、人才的空间溢出性将导致数字协同创新存在空间相关性,数字产业协同创新对碳排放强度的影响理应具有空间溢出效应。

假设 3:数字产业协同创新对碳排放强度影响具有空间溢出效应

## 三、模型构建

### (一)面板回归模型

$$\ln CI_{it} = \beta_1 \ln C_{it} + \beta_2 \ln C_{it}^2 + \beta_3 X_{it} + c_i + \gamma_t + \mu_{it} \quad (1)$$

其中, $CI_{it}$ 为时期  $t$  第  $i$  个省份碳排放强度, $C_{it}$ 为  $i$  省份在时期  $t$  的数字产业协同创新水平, $X_{it}$ 为控制变量,考虑时间及地区异质性,本文采用双向固定效应面板回归模型对其进行回归<sup>①</sup>, $c_i$ 为个体效应, $\gamma_t$ 为时间效应, $\mu_{it}$ 为随机扰动项,为了消除异方差带来的偏误,本文对变量进行取对数处理。

### (二)中介模型

采用 Baron 和 Kenny<sup>[21]</sup>提出的三步中介效应检验法对数字协同创新影响碳排放强度的路径进行检验,具体如下:

$$\ln CI_{it} = \beta_1 \ln C_{it} + \beta_2 \ln C_{it}^2 + \beta_3 X_{it} + c_i + \gamma_t + \mu_{it} \quad (2)$$

$$\ln Y_{it} = \beta_1 \ln C_{it} + \beta_2 X_{it} + c_i + \gamma_t + \mu_{it} \quad (3)$$

$$\ln CI_{it} = \beta_1 \ln C_{it} + \beta_2 \ln C_{it}^2 + \alpha \ln Y_{it} + \beta_3 X_{it} + c_i + \gamma_t + \mu_{it} \quad (4)$$

$Y_{it}$ 为本文的中介变量,首先构建核心解释变量为数字产业协同创新和被解释变量为碳排放强度的回归模型;其次,构建核心解释变量为数字产业协同创新和被解释变量为中介变量的回归模型,并检验其显著性;最后将中介变量和数字产业协同创新共同作为核心解释变量,将碳排放强度作为被解释变量构建回归模型,若核心解释变量均通过了显著性检验,即验证中介效应成立。

### (三)空间 SDM 模型

$$\ln CI_{it} = \lambda W \ln CI_{it} + \beta_1 \ln C_{it} + \beta_2 \ln C_{it}^2 + \beta_3 X_{it} + W \ln C_{it} \delta + W \ln C_{it}^2 \theta + \gamma_t + \mu_{it} \quad (5)$$

其中, $CI_{it}$ 为时期  $t$  第  $i$  个省份碳排放强度, $W$ 为空间权重矩阵,具体公式为  $W =$

① 由 hausman 及时间效应检验,此模型较优。

$$\begin{cases} 0 & i=j \\ \frac{|Q_i - Q_j|}{d_{ij}^2} & i \neq j \end{cases} \quad \text{其中 } d_{ij} \text{ 为省份 } i \text{ 与省份 } j \text{ 采用经纬度测量的地理距离, } |Q_i - Q_j| \text{ 为省份 } i \text{ 与省}$$

份  $j$  的经济发展的差距,利用 2011—2019 年 GDP 的均值衡量各省经济发展水平,其值越大意味着二者空间联系越大。 $C_{it}$  为  $i$  省份在时期  $t$  的数字产业协同创新水平, $X_{it}$  为控制变量, $c_i$  为个体效应, $\gamma_i$  为时间效应, $\mu_{it}$  为空间滞后误差项。

#### (四) 分组回归并检验

$$\ln CI_{it1} = \beta_{11} \ln C_{it1} + \beta_{21} X_{it1} + c_{i1} + \gamma_{t1} + \mu_{it1} \quad (6)$$

$$\ln CI_{it2} = \beta_{12} \ln C_{it2} + \beta_{22} X_{it2} + c_{i2} + \gamma_{t2} + \mu_{it2} \quad (7)$$

按照不同经济发展阶段、不同经济模式以及不同的人力资源储备对其进行分组,公式(6)、(7)分别为对分组后样本的回归模型,其中经济发展阶段以不同人均 GDP 水平加以衡量,经济模式主要考虑其是否以能源消耗为主要经济发展模式,本文采用人均碳排放量加以衡量,而人力资源储备主要采用人均受教育年限进行衡量,并采用各中位数为界点对其进行分组。对分组回归所得系数差异的显著性采用似不相关模型(Seemingly Unrelated Regression)进行检验。

1. 被解释变量:碳排放强度。借鉴谢云飞<sup>[22]</sup>、吴建新对碳排放强度的测量<sup>[23]</sup>,其中碳排放量主要来源于能源直接消耗以及生产过程,生产过程的碳排放量主要考虑水泥生产过程产生的碳排放量,利用 IPCC 2006 提供的相关转化因子对能源消耗碳排放量进行计算,具体公式如下:

$$C = EC_a + EC_b = \sum E_a C_a + E_b C_b \quad (8)$$

$$CI = \frac{C}{GDP} \quad (9)$$

其中  $C$  为碳排放总量,其由能源直接消耗  $EC_a$  与生产过程  $EC_b$  碳排放量两部分构成, $E_a$  为  $a$  类能源消耗量, $C_a$  为直接消耗能源碳排放系数, $C_b$  为水泥生产碳排放系数。

2. 核心解释变量:数字产业协同创新(C)。所谓数字产业协同创新即考虑数字产业部门间创新的联动效应,即考虑了数字产业各部门创新发展相互促进与制约的动态创新过程。数字产业创新可大致分为数字创新供给与需求两大部门,其中数字产业创新供给部门主要指具有创新活动的数字行业,其发展依赖数字需求。同时,数字产业创新需求部门依赖数字创新部门的供给并且能够驱动数字创新供给部门的发展,加速其创新,以便满足数字创新需求,即所谓的数字创新驱动,主要指其自身发展依赖数字创新供给并对数字创新供给具有促进作用的数字行业。数字需求部门与供给部门相互促进、相互影响共同构成协调的数字创新体系。具有创新活动的数字行业主要集中在数字制造业与数字软件与信息技术服务业,数字产业发展离不开数字制造业为其提供硬件支撑以及软件与信息技术服务业为其提供软件保障,数字制造业与软件信息技术服务业通过技术溢出效应而相互影响,具体关联见图 1。

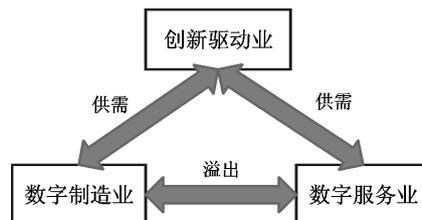


图 1 数字产业协同创新关联图

基于此,本文将数字产业协同创新部门分为数字制造业、软件与信息技术服务业以及创新驱动业。其中根据国家统计局发布的数字经济及其核心产业统计分类(2021),数字制造业选取计

计算机制造(0101)、雷达及通讯设备(0102)、数字媒体设备(0103)、电子元器件及设备制造(0105)等电子信息制造业行业对其进行衡量,创新驱动业主要选取电信、互联网行业的发展情况进行衡量。考虑数据可获得性,最终选取的变量见表1,其中对新产品收入、电信业务量采用CPI指数进行不变价处理。

表1 数字产业协同创新体系

维度	指标	变量	方向
创新供给	数字制造业	R&D人员全时当量(人年)	+
		R&D经费支出/GDP(%)	+
		新产品开发项目数(项)	+
	软件与信息技术	研发人员(人)	+
		研发经费/GDP(%)	+
		新产品收入(万元)	+
创新需求	电信	移动电话普及率(%)	+
		电信业务总量(亿元)	+
	互联网	网站、网页数(万个)	+
		互联网宽带接入用户(万户)	+

数字协同创新发展水平的测量,采用面板熵权法确定各个指标的权重<sup>[24]</sup>,并借鉴物理学中的耦合协调模型<sup>[25]</sup>对三个部门间的协同创新发展水平进行综合测量,数字产业协同创新水平的具体计算如下:

$$T^t_3 = \alpha\mu^t_1 + \beta\mu^t_2 + \gamma\mu^t_3 \quad (10)$$

其中 $\mu^t_1$ 、 $\mu^t_2$ 、 $\mu^t_3$ 分别为第 $t$ 年数字制造业、软件信息技术服务业创新以及创新需求业的发展水平, $\alpha$ 、 $\beta$ 、 $\gamma$ 分别表示各部门对协调创新系统的重要程度,为避免主观因素存在的人为误差,本文选取主成分分析方法对各个子系统的重要程度进行提取。协调度测量了各部门的综合发展程度,但并未体现各部门间的相互影响,因此进一步计算三部门间相互依赖制约的关联程度,即耦合度。

$$C^t_3 = 3 \times [(\mu^t_1 \times \mu^t_2 \times \mu^t_3) / \prod (\mu^t_i + \mu^t_j)]^{\frac{1}{3}} \quad (11)$$

则历年数字产业协同创新水平可表示为:

$$D^t_3 = \sqrt{C^t_3 \times T^t_3} \quad (12)$$

其既反映了系统之间相互依赖制约的动态关联关系,同时也反映了部门间良性互动的水平。

### 3. 中介变量

由上文所述,本文分别选取电子商务交易活动企业数比重、数字金融指数以及技术市场成交额分别作为数字化转型、数字依赖行业发展以及创新活跃度的代理变量。

数字化转型包括业务数字化、信息数字化等方式,是一种以数字化升级为基础的高层次转型<sup>[26]</sup>。基于此,本文选取有电子商务交易活动企业数比重(Lnt\_)来衡量其数字化转型程度,地区拥有电子商务交易活动企业的比重越大,意味着其应用数字信息以及产业数字化程度越高。

数字依赖行业即依赖数字产业链发展而迸发出来的新兴产业,如数字金融服务行业,其能够依托数字产业的发展而不断提升其服务水平,基于此,本文选取北京大学编制的数字金融指数(Sj),对数字金融服务行业的水平进行衡量。

创新活跃度指发明创造的活跃程度,可涉及到创新发展的各个阶段,本文创新活跃度主要指创新成果转化的活力,本文用各地区技术市场成交额(Mark)来衡量,其是反映地区科技成果转化能力的重要指标,也是体现我国科技进步水平的标志性指标。

### 4. 控制变量

借鉴现有研究(任晓松等<sup>[27]</sup>、赵涛<sup>[28]</sup>、杨慧梅等<sup>[29]</sup>),本文选取环境规制强度、市场化水平、对外开放程度、产业结构、地区科技投入以及人均教育年限作为本文的控制变量。其中环境规制强度借鉴刘荣增、何春<sup>[30]</sup>的处理方式采取工业污染治理投资完成额占第二产业增加值比重来衡量,其越大意味着环境治理成本越高,从而规制强度越大。市场化水平用樊纲,王小鲁等的市场化指数进行衡量。开放程度使用出口总额占 GDP 的份额进行测量,占比越高开放程度越高,反之亦然。产业结构主要采用第三产业占 GDP 比重以及干春晖泰尔指数衡量产业结构的合理化程度。科技投入指标以用于发展科技的支出占财政支出比重来衡量,科技支出占财政支出比重越大,越重视科技。教育水平衡量了一个地区的人才占比,本文选取高等教育人数比例来衡量,具体以人口抽样调查数据中的大专及以上学历人口数占 6 岁以上总人口的比例为标准。

#### 5. 数据来源与说明

本文数据来源于《中国统计年鉴》《电子信息产业年鉴》《第三产业年鉴》《高技术产业统计年鉴》《信息产业年鉴》,考虑到统计口径的一致性以及数据可得性,本文时间跨度选取为 2011—2019<sup>①</sup>年,由于西藏、青海、宁夏、新疆有关数字创新的数据缺失严重,因此本文不包含上述地区。

### 四、基准回归

表 2 基准回归结果

	CI			
	(1)	(2)	(3)	(4)
C	-0.252 (0.189)	-1.976*** (0.627)	-0.246 (0.177)	-1.665** (0.839)
C2		-0.378*** (0.119)		-0.308** (0.159)
_cons	0.397 (1.46)	-1.137* (-1.93)	-2.14** (-2.64)	-3.29*** (-3.71)
AME	-0.252 -1.33	-0.844*** -3.04	-0.246 -1.40	-0.925** -2.27
控制变量	否	否	是	是
省份固定	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是
时期数	9	9	9	9
R	0.347 8	0.418	0.369 3	0.520 9

注:括号内为 t 统计量,“\*”、“\*\*”、“\*\*\*”分别表示 10%、5%、1%显著性水平

由表 2,(1)–(2)列未考虑控制变量,其中第(1)列数字协同创新一次项对碳排放强度的影响为负,t 统计量为 0.189,未通过显著性检验。第(2)列为考虑了二次型的回归模型,一次项、二次型系数分别为-1.976、-0.378,且均通过了 1%显著性检验,说明数字协同创新对碳排放强度的影响并不为简单的线性关系,而是先上升后下降的倒 U 型曲线关系。即数字协同创新发展初期将会增大碳排放强度,但随着数字协同创新的提升,技术不断完善及成本不断下降,将会进一步减小碳排放强度。(3)–(4)列为分别加入控制变量和依次引入二次项的实证回归结果,与未加入控制变量回归结论一致,且系数浮动较小,进一步说明数字协同创新对碳排放强度影响的倒 U 型曲线关系成立。进一步由平均边际效应来看,虽然初期阶段碳排放强度有所上升,但总体而言,数字协同创新的发展能够减小碳排放强度。

① 限于有关软件创新相关数据更新为 2019 年。

## 五、机制检验

由上文分析可知,数字协同创新对碳排放强度的影响主要通过提高相关企业数字转型、数字依赖行业的发展以及促进相关产业创新活跃度从而减小碳排放强度,因此,本文选取电子商务交易活动企业数比重、数字金融指数以及技术市场成交额分别作为相关企业数字转型、数字依赖行业发展以及创新活跃度的代理变量,对其分别进行中介效应检验。

表 3 中介效应检验

	<i>Int_</i>	<i>CI</i>	<i>Sj</i>	<i>CI</i>	<i>Mark</i>	<i>CI</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Int_</i>		-0.121** (-2.63)				
<i>Sj</i>				-0.165*** (-5.01)		
<i>Mark</i>						-0.122*** (-4.37)
<i>C</i>	0.718** (2.71)	-1.468* (-1.97)	0.411*** (3.07)	-1.279* (-1.71)	3.673** (2.19)	-1.323* (-1.9)
<i>C2</i>		-0.273** (-2.02)		-0.235* (-1.75)	0.813** (2.52)	-0.221* (-1.78)
控制变量	是	是	是	是	是	是
<i>R</i>	0.387	0.524	0.337	0.128	0.432	0.438

注: 括号内为 t 统计量, “\*”、“\*\*”、“\*\*\*”分别表示 10%、5%、1% 显著性水平

由表 3, (1) — (2) 列可知数字协同创新显著提高了电子商务交易活动企业的比重, 将数字协同创新和电子商业比重同时引入模型, 二者均显著降低了碳排放强度, 因此, 数字协同创新通过刺激相关产业数字转型从而减小碳排放强度的作用机制得到验证。同理, (3) — (4) 列可知数字协同创新显著提高了数字金融水平, 数字协同创新和数字金融水平均显著降低了碳排放强度, 因此, 数字协同创新通过提高数字金融服务从而减小碳排放强度的作用机制得到验证。由 (5) — (6) 列, 数字协同创新显著提高了创新市场活跃度水平, 数字协同创新和创新市场活跃度同时引入模型, 二者均显著降低了碳排放强度, 因此, 验证了数字协同创新通过提高创新市场活跃度从而减小碳排放强度的作用机制。值得注意的是, 数字协同创新对创新市场活跃度的影响并非简单的线性关系, 其具有先下降后上升的 U 型关系, 主要原因为: 随着数字协同创新的发展, 在创新初期处于积累阶段, 由于需要投入科研人员以及科研经费从而出现暂时性的创新市场活跃度降低, 随着积累的质变, 最终将提高创新市场的活跃度。

## 六、空间效应

表 4 空间相关检验

	<i>CI</i>		<i>C</i>	
	<i>I</i>	<i>P</i>	<i>I</i>	<i>P</i>
2011	0.122	0.004***	0.074	0.046**
2012	0.121	0.004***	0.087	0.028**
2013	0.112	0.007***	0.07	0.055*
2014	0.118	0.005***	0.058	0.087*
2015	0.107	0.009***	0.059	0.084*
2016	0.111	0.007***	0.102	0.013**
2017	0.109	0.008***	0.089	0.024**
2018	0.103	0.011**	0.103	0.012**
2019	0.059	0.050**	0.089	0.023**

注: “\*”、“\*\*”、“\*\*\*”分别表示 10%、5%、1% 显著性水平

由表 4 可知,碳排放强度以及数字协同创新历年莫兰指数值为正且均通过显著性检验,说明碳排放强度以及数字协同创新的发展均具有空间正相关性。即数字协同创新水平较高以及碳排放强度较大的省份其周边省份数字协同创新水平以及碳排放强度也较高,表现出“高一高”“低—低”的空间分布状态。

表 5 空间模型检验

	检验	统计量	P
LM 检验	LM-error	5.076	0.024**
	RLM-error	3.514	0.061*
	LM-lag	21.014	0***
	RLM-lag	19.452	0***
LR	LR-SDM-SAR	11.91	0.064*
	LR-SDM-SEM	10.63	0.1*
WALD	SDM-SAR	12.24	0.05**
	SDM-SEM	10.92	0.09*

注:“\*”、“\*\*”、“\*\*\*”分别表示 10%、5%、1%显著性水平

由表 5 LM 检验结果表明,空间误差模型检验  $p$  值为 0.024,空间滞后模型检验  $p$  值为 0.061,二者在 5%显著性水平均通过了检验,稳健 LM 检验仍得到相同结论,说明空间效应存在,且选择同时考虑因变量和自变量相关性的 SDM 模型更合适。进一步采用 LR 以及 WALD 检验,均在 1%显著性水平上通过了检验,即认为 SDM 不能退化为 SEM 和 SAR 模型。综合 Hausman 检验结果以及考虑到每个省份的发展差异可能会导致存在不随时间而变的遗漏变量,并且考虑省份差异和时间因素可能会导致结果出现偏误,基于此,本文选取双向固定效应 SDM 模型对其进行估计。

表 6 空间回归结果

	主效应		空间效应		效应分解		
	(1)	(2)	(3)	(4)	直接	间接	总效应
c	-1.166*** (-3.2)	-1.146*** (-3.1)	-2.992** (-2.2)	-4.196*** (-2.9)	-1.065*** (-2.7)	-3.371** (-2.5)	-4.436*** (-3.3)
c2	-0.224*** (-2.9)	-0.219*** (-2.8)	-0.620** (-2.0)	-0.863*** (-2.8)	-0.203*** (-2.6)	-0.690** (-2.4)	-0.894*** (-3.1)
sigma2_e	0.033*** (10.99)	0.029*** (10.98)					
rho	0.107 (-0.92)	-0.238 (-1.07)					
控制变量	否	是	是	是	是	是	是
省份固定	是	是	是	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是	是	是	是
时期数	243	243	243	243	243	243	243
R	0.371	0.148					

注:括号内为  $z$  统计量,“\*”、“\*\*”、“\*\*\*”分别表示 10%、5%、1%显著性水平

由表 6,(1)–(2)列分别为考虑了控制变量和未考虑控制变量的回归结果,在考虑空间因素后,数字产业协同创新对碳排放强度的影响无论是否考虑控制因素均满足倒 U 型曲线关系,且在 1%显著性水平下显著,空间自回归系数  $\rho$  在考虑控制因素后估计结果为  $-0.238$ ,即周边地区碳排放强度的提高将会降低本地区碳排放强度,但并未通过显著性检验,说明这种负向溢出效应并不具有普遍性。(3)–(4)列为数字产业协同创新对碳排放强度的空间传导效应,由回归结果可知,数字产业协同创新对碳排放强度的空间效应仍满足倒 U 型关系,并且通过了显著性检

验,即数字产业协同创新发展对碳排放强度的影响存在先上升后抑制的空间溢出效应,换句话说,周边地区数字产业协同创新对本地区碳排放强度影响具有先促进后抑制的曲线关系。进一步对其效应进行分解,结果表明,数字产业协同创新一次项、二次项对碳排放强度的间接效应、直接效应以及总效应均为负,且均通过了5%显著性检验,即倒U型关系仍然成立。这进一步说明本地区数字协同创新不仅对本地区碳排放强度产生影响,还通过空间溢出对周边省份产生间接影响,且具有先促进后抑制的影响路径。因此,各省份应注重跨省合作,整合资源,促进数字协同创新的发展,从而减小碳排放强度。

## 七、异质性分析

### (一)区域异质

表7 分区域回归结果

	东	中	西
<i>C</i>	-1.187*	-2.993*	-0.973**
	(-2.06)	(-1.84)	(-2.35)
<i>C2</i>	-0.222**	-0.655*	-0.157*
	(-2.16)	(-1.77)	(-2.11)
<i>cons_</i>	-5.310	-3.947	-2.957
	(-2.08)	(-1.65)	(-1.66)
控制变量	是	是	是
<i>AME</i>	-0.731**	-0.771**	-0.407**
	(-2.00)	(-1.95)	(-2.32)
样本数	243	243	243
时期数	9	9	9
<i>R</i>	0.013	0.442	0.690

注:括号内为t统计量,“\*”、“\*\*”、“\*\*\*”分别表示10%、5%、1%显著性水平

由表7,按照东、中、西的区域划分方式对数字协同创新对碳排放强度影响的差异进行分析,结果显示,我国东、中、西部地区数字产业协同创新对碳排放强度影响均满足倒U型的曲线关系,并均通过了显著性检验,这进一步验证了数字协同创新对碳排放强度影响满足倒U型的曲线关系。由平均边际效应所得结果,相较于东部和中部,西部估计结果为-0.407,即西部地区的数字产业协同创新对该地区碳排放强度影响较小。可能原因为,相对于东中部地区而言,西部地区大部分省份较为偏远,人才集聚力相对不足,由此依赖数字协同创新模式减小碳排放强度存在阻碍较多,进而导致其平均边际效应较小。

### (二)发展特征异质性

考虑不同经济发展阶段、不同经济模式以及不同的人力资源储备会对碳排放强度产生不同影响,本文分别选取人均GDP水平、人均碳排放量以及平均受教育年限作为其代理变量,对其进行分组回归,并依据分布,将经济发展水平低于中位数的省份归于低经济地区,反之为高经济发展地区。同理,将人均碳排放水平低于中位数的省份归于绿色发展经济模式,反之为粗放经济发展模式。将平均受教育年限低于中位数水平的地区归于人力资源贫瘠地区,反之为人力资源优渥地区。采用似无相关SUR检验以及分块bootstrap法分别对其变量系数以及平均边际效应的组间差异是否显著进行检验。

由表8,高经济水平地区数字产业协同创新对碳排放强度影响的平均边际效应为-0.621,低经济水平地区数字产业协同创新对碳排放强度影响的平均边际效应为-0.4,数字产业协同创新对高经济发展地区的边际效应更大,人均碳排放量高的地区,数字产业协同创新对碳排放强度影

响的平均边际效应为-1.231,而人均碳排放量低的地区,数字产业协同创新对碳排放强度影响的平均边际效应为-0.453。可见,数字协同创新对绿色发展模式地区的边际效应更大。从具有不同人力资源储备地区来看,数字协同创新对具有高人力资源储备地区的边际效应更大,而对低人力资源储备地区的影响并不显著。进一步由分块 bootstrap 检验法所得结果,不同经济发展阶段、不同经济模式以及不同的人力资源储备的各组间平均边际效应通过了显著性检验,说明数字协同创新对碳排放强度影响依据不同经济发展阶段、不同经济模式以及不同的人力资源储备而存在显著差异。由似无相关检验结果,数字协同创新的一次和二次项均通过了5%显著性检验,进一步说明不同经济发展阶段、不同经济模式以及不同的人力资源储备,数字协同创新对碳排放强度影响存在差异。

表 8 发展特征异质性回归结果

	高经济水平	低经济水平	高排放	低排放	高人资	低人资
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>C</i>	-1.082*** (-4.26)	-1.387** (-2.49)	-3.075** (-2.79)	-0.908** (-2.56)	-2.603*** (-3.62)	-0.593* (-1.76)
<i>C2</i>	-0.214*** (-4.66)	-0.253** (-2.36)	-0.537*** (-2.99)	-0.180* (-1.78)	-0.496*** (-3.64)	-0.140 (-1.58)
<i>cons_</i>	-2.208** (-2.51)	-1.573 (-1.32)	-5.324** (-2.66)	-0.843 (-0.94)	-3.746*** (-2.86)	0.078 (0.09)
<i>R</i>	0.609	0.069	0.237	0.694	0.641	0.345
<i>N</i>	117	126	117	126	117	126
<i>AME</i>	-0.621*** (-3.87)	-0.400*** (-2.68)	-1.231** (-2.51)	-0.453*** (-3.12)	-1.285*** (-3.52)	-0.122 (-1.00)
<i>Diff_AME</i>	-0.679** (-2.24)		-0.894* (-1.32)		-1.164** (-1.74)	
<i>SUR</i>		<i>Chi2</i>		<i>Chi2</i>		<i>Chi2</i>
<i>C</i>		4.83**		15.47***		7.12***
<i>C2</i>		4.5**		13.72***		4.98**

注:变量系数括号内为t统计量,“\*\*\*”“\*\*”“\*”分别表示10%、5%、1%显著性水平,AME括号内为Z统计量

导致上述结果的可能原因为,经济水平较高的省份市场自我调节机制相对完善、产业结构相对合理、市场竞争较为激烈,因此更容易通过数字协同创新水平的提高而刺激市场相关部门通过数字转型、提升数字服务等方式提高其生产效率,从而其对碳排放强度的影响将会高于低经济发展地区。而绿色发展模式地区,其本身经济发展就具有重创新、重效率的新型经济发展特征,依赖其先天优势,作为本身具有绿色环保特点的数字协同创新发展将会更大发挥其对碳排放强度的影响,从而数字协同创新对绿色发展模式地区的边际效应将会更大。值得注意的是,数字协同创新对低人力资本储备地区的影响并不显著。一方面数字产业作为高技术行业的一部分,其发展依赖高技术人员的投入,而人力资本较为贫瘠的地区,因其区位优势或人才政策力度不足等原因,导致人力资源较为贫瘠,由此陷入恶性循环,从而很难通过数字协同创新减小其碳排放强度,由此所得结果并不显著。相反,具有高人力资源储备的地区,能为数字产业协同创新提供更多高技术人才,从而能够通过这一发展模式,进一步减小碳排放强度。

## 八、稳健性检验

### (一)删除部分省市

北上广地区高端生产性服务业较为聚集(张涛,2022)<sup>[31]</sup>,数字产业协同创新水平较高,其与碳排放强度的双向因果关系较强。因此,为了避免个别省份的影响而掩盖本质现象,本文删除北

上广地区,对其重新进行回归,所得结果见表 9(1)列。删除北上广后倒 U 型曲线关系依然成立,验证了结果的稳健性。

### (二) 替换被解释变量

借鉴已有研究方法,用人均碳排放水平替代被解释变量对结果稳定性进行验证,所得结果见表 9(2)列,数字协同创新一次项和二次项均通过了 10%显著性检验,替换被解释变量后,结论依然成立。

### (三) 内生性

数字产业协同创新兼具数字经济与创新双重特征,借鉴张涛等构建 Bartik 工具变量<sup>[32]</sup>以及谢云飞选取工具变量的思路,本文选取各地区高程和坡度以及 2005 年数字创新作为工具变量,并采用全国数字协同创新增长率将其拓展为面板数据。一方面地区的地形起伏会加大数字创新投入难度、限制数字服务行业发展,因此,地区高程和坡度与数字协同创新高度相关,此外地区起伏度严格外生,满足排他性约束。另外,Bartik 工具变量以自变量发展前水平为工具变量,同样满足工具变量相关性与排他性要求,大部分学者采用此思路构建工具变量(黄群慧等<sup>[33]</sup>,赵涛等<sup>[28]</sup>)。由表 9 内生性检验结果,LM 检验统计量值为 24.638,通过了 1%显著性检验,有理由强烈拒绝不可识别的原假设,由过度识别及 C 统计量检验的 p 值均大于 10%,由此认为工具变量满足外生性,由弱工具变量 CDWald 和 KPwald 检验说明不存在弱工具变量问题,因此,选取工具变量较为适宜。所得结果见表 9(3)列,所得结果表明,在考虑了内生性后,数字协同创新的一次项和二次项均在 1%显著水平下显著,即在考虑了内生性后结论依然成立。

表 9 稳健性检验

	delete	replace	内生性	分位数		
	(1)	(2)	(3)	Q_0.25	Q_0.5	Q_0.75
C	-2.587** (-2.6)	-4.694* (-1.78)	-3.685*** (-2.91)	-0.739*** (-22.68)	-0.651*** (-72.5)	-1.155*** (-22.83)
C2	-0.488** -2.64	-1.026* -1.83	-0.709*** -2.89	-0.020*** -2.82	-0.022*** -13.18	-0.172*** -19.28
Cons_	-0.882 (-0.74)	-0.744 (-0.2)	-	-	-	-
控制变量	是	是	是	是	是	是
时期数	9	9	9	9	9	9
样本数	216	243	243	243	243	243
R	0.315 3	0.000 4	8	-	-	-
		LM		24.638***		
		Overid	Chi-sq	0.449		
			P-value	0.503 0		
内生性检验		C statistic	Chi-sq	0.449		
			P-value	0.503 0		
		CD Wald	31.522	15% Maximal IV size		
		KP Wald	20.876	11.59		

注: 括号内为 t 统计量,“\*”“\*\*”“\*\*\*”分别表示 10%、5%、1%显著性水平

### (四) 替换空间权重矩阵

空间回归较为依赖空间权重矩阵的选取,基于此,本文选取邻接权重矩阵以及经济距离矩阵对空间效应结果的稳健性进行检验,所得结果见表 10,所得结论均与上文相同,估计系数相差不

大<sup>①</sup>,基于此,本文所得空间结论较为稳健。

### (五)分位数回归

分位数回归估计方法不易受极端值的影响,且其提供了较为全面的条件分布信息。基于此,本文采用分位数回归对其进行回归,从而验证结果的可靠性。所得结果见表9,由在四分位数点的回归结果可知,不同分位点处数字协同创新对碳排放强度的影响存在差异,随着分位点的增大,其对碳排放强度的影响将随之增大,但均满足倒U型曲线关系。因此,进一步证明本文结论的稳健性。

表10 空间回归检验

	邻接矩阵		经济距离矩阵	
	主效应(1)	空间效应(2)	主效应(3)	空间效应(4)
<i>c</i>	-1.429*** (-4.66)	-3.820*** (-6.3)	-1.853*** (-6.02)	-3.266*** (-4.68)
<i>c2</i>	-0.296*** (-4.76)	-0.708*** (-5.87)	-0.346*** (-5.54)	-0.687*** (-4.74)
<i>sigma2_e</i>	0.016*** (11)		0.018*** (11)	
<i>rho</i>	0.107 (1.13)		-0.125 (-0.94)	
控制变量	是	是	是	是
省份固定	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是
时期数	243	243	243	243
<i>R</i>	0.112		0.099	

注:括号内为z统计量,“\*”“\*\*”“\*\*\*”分别表示10%、5%、1%显著性水平

## 九、结论与建议

本文利用2011—2019年数据,采用面板回归、中介效应以及空间模式分析数字产业协同创新对碳排放强度的影响,并按照区域特征、经济发展阶段、经济模式以及人力资源储备进行分组回归比较,所得结论如下:其一,数字产业协同创新对碳排放强度的平均边际效应为负,但符合倒U型曲线特征,数字产业协同创新发展初期将会增大碳排放强度,随着协同创新力度提升,成本不断降低,将会进一步减小碳排放强度。数字产业协同创新对碳排放强度的影响主要通过促进相关企业数字化转型、促进数字依赖行业的发展及服务水平以及提高相关产业创新活跃度等路径实现。其二,数字协同创新发展以及碳排放强度水平均具有空间相关性,数字协同创新对碳排放强度的空间效应仍然存在倒U型关系,即周边地区数字协同创新的发展对本地区碳排放强度影响具有先促进后抑制的曲线关系。由空间效应分解可知,本地区数字协同创新不仅对本地区碳排放强度产生影响,亦对周边省份产生溢出效应,且具有先促进后抑制的影响路径。其三,数字协同创新对碳排放强度影响存在区域以及依赖经济发展特征而具有异质性。中东部和中部地区数字协同创新对碳排放强度影响的具体曲线路径存在差异,但平均边际效应相差不大,而相较于中东部,西部数字协同创新对碳排放强度的影响较小。由分组检验结果,高经济发展水平、绿色经济发展模式以及高人力资源储备地区,数字协同创新对碳排放强度影响更大,低人力资源储备的地区,数字协同创新对碳排放强度影响并不显著。

基于此,本文建议如下:

<sup>①</sup> 此外空间分解结果同样得到了与上文相同的结论,限于篇幅未列出。

第一,基于数字产业协同创新对碳排放的重要影响,应更加注重数字产业协同创新发展,通过宏观调控和市场配置相结合,加强数字产业间的协调性,特别是数字制造业和软件与信息技术服务业间的产业协调,有利于提升行业整体创新能力。同时构建好内部协调运行机制,提升产业协同创新整体水平。

第二,加强数字产业创新的跨区域交流合作,特别是鼓励人才和技术跨区域的交流合作,建立大型跨区域数字交流平台,构建人才、技术等要素的常态交流机制,催化数字产业间更深层次的协同创新发展,全力降低碳排放强度。

第三,基于数字创新的区域差异性特征,应加大西部地区人才引进力度,提升相关激励政策,大力提升西部数字协同创新发展水平,激发西部技术市场活跃度,加快西部地区产业数字化转型速度,提高相关数字服务行业质量,达成减小碳排放强度目标。

第四,重视地区差异性,因地制宜统筹安排。高经济发展水平、绿色经济发展模式以及高人力资源储备地区依靠其自身先天优势,提高其数字创新的良性互动水平。而经济发展水平较低、粗放型经济发展模式以及人力资源储备较低的地区,应更注重人才引进,加大数字企业的引进激励政策,提高数字产业技术创新水平。

#### 参考文献:

- [1] 张森,温军,刘红. 数字经济创新探究——一个综合视角[J]. 经济学家,2020(2):80-87.
- [2] CHEN Y,PEREIRA I,PATEL P C. Decentralized governance of digital platforms [J]. Journal of management,2020 (5):1305-1337.
- [3] 李腾,孙国强,崔格格. 数字产业化与产业数字化:双向联动关系、产业网络特征与数字经济发展[J]. 产业经济研究,2021(5):54-68.
- [4] COREYNEN W,MATTHYSSENS P,VANDERSTRAETEN J,et al. Unravelling the internal and external drivers of digital servitization:A dynamic capabilities and contingency perspective on firm strategy [J]. Industrial marketing management,2020,89:265-277.
- [5] 王黎莹,楼源,赵春苗,等. 标准与知识产权推进数字产业创新理论与展望[J]. 科学学研究,2022(4):632-641.
- [6] 毛丰付,胡承晨,魏亚飞. 数字产业发展与城市经济韧性[J]. 财经科学,2022(8):60-75.
- [7] 余典范,王超,陈磊. 政府补助、产业链协同与企业数字化[J]. 经理管理,2022(5):63-82.
- [8] 王胜鹏,滕堂伟,夏启繁,鲍涵. 中国数字经济发展水平时空特征及其创新驱动机制[J]. 经济地理,2022(7):33-43.
- [9] 刘建梅. 基于京津冀协同发展的碳税与碳排放权交易协调应用机制设计[J]. 经济体制改革,2020(6):71-78.
- [10] 李胜兰,林沛娜. 我国碳排放权交易政策完善与促进地区污染减排效应研究——基于省级面板数据的双重差分分析[J]. 中山大学学报(社会科学版),2020(5):182-194.
- [11] 丛建辉,石雅,高慧,赵永斌. “双碳”目标下中国省域碳排放责任核算研究——基于“收入者责任”视角[J]. 上海财经大学学报,2021(6):82-96.
- [12] 孟昕,梁志浩. 低碳消费偏好下碳排放配额分配方式的减排效应[J]. 财经问题研究,2022(2):42-51.
- [13] 杨友才,牛晓童. 碳中和背景下我国重污染行业碳排放效率的溢出效应研究[J]. 山东大学学报(哲学社会科学版),2022(5):165-175.
- [14] 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.
- [15] 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.
- [16] 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.
- [17] 费威,于宝鑫,王维国. 数字经济发展与碳减排——理论推演与实证检验[J]. 经济学家,2022(11):74-83.
- [18] 葛立宇,莫龙炯,黄念兵. 数字经济发展、产业结构升级与城市碳排放[J]. 现代财经(天津财经大学学报),2022(10):20-37.
- [19] 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.
- [20] KELLER W. Trade and the transmission of technology[J]. Journal of economic growth,2002(1):5-24.
- [21] BARON R M,KENNY D A. The Moderator-mediator variable distinction in social psychological research:conceptual, strategic, and statistical considerations[J]. Journal of personality and social psychology,1986(6):1173-1182.
- [22] 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.

- [23] 吴建新,郭智勇. 基于连续性动态分布方法的中国碳排放收敛分析[J]. 统计研究,2016(1):5-60.
- [24] 王军,邹广平,石先进. 制度变迁对中国经济增长的影响——基于 VAR 模型的实证研究[J]. 中国工业经济,2013(6):70-82.
- [25] VALERIE I.The penguin dictionary of physics[M]. Beijing,Beijing Foreign Language Press,1996:92-93.
- [26] 陈劲,杨文池,于飞. 数字化转型中的生态协同创新战略——基于华为企业业务集团(EBG)中国区的战略研讨[J]. 清华管理评论,2019(6):22-26.
- [27] 任晓松,刘宇佳,赵国浩. 经济集聚对碳排放强度的影响及传导机制 [J]. 中国人口·资源与环境,2020(4):95-106.
- [28] 赵涛,张智,梁上坤. 数字经济、创业活跃度与高质量发展——来自中国城市的经验证据[J]. 管理世界,2020(10):65-76.
- [29] 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 (4):3-15.
- [30] 刘荣增,何春. 环境规制对城镇居民收入不平等的门槛效应研究[J]. 中国软科学,2021(8):41-52.
- [31] 张涛,司秋利,冯冬发. 生产性服务业集聚、空间溢出与城市经济高质量发展[J]. 求是学刊,2022(2):78-93.
- [32] BARTIK T J. Who benefits from state and local economic development policies? [M]. Upjohn Press:W. E. Upjohn Institute for Employment Research,1991.
- [33] 黄群慧,余泳泽,张松林. 互联网发展与制造业生产率提升:内在机制与中国经验[J]. 中国工业经济,2019(8):5-23.

### A Research on the Impact of Collaborative Innovation Development of Digital Industry on Carbon Emission Intensity

ZHANG Yuanqing<sup>1,2</sup>, LIU Shuo<sup>3</sup>, QI Ping<sup>2,4</sup>

- (1. Party School of Liaoning Provincial Party Committee ; Shenyang 110004, China ;  
 2. School of Economics, Jilin University ; Changchun 130012, China ;  
 3. School of Economics, Shenyang University, Shenyang 110044, China ;  
 4. Chinese State-owned Economic Research Center of Jilin University ;  
 School of Economics, Jilin University, Changchun 130012, China )

**Abstract:** Based on the data from 2011 to 2019, this paper uses panel regression, intermediary effect model and spatial panel regression to make an empirical analysis on the impact of collaborative innovation in digital industry on carbon emission intensity, and conducts grouping regression comparison according to regional differences, different stages of economic development, different economic models and different human resource reserves. The results show that; first, the average of marginal effect of digital collaborative innovation on carbon emission intensity is negative. It has an inverted U-shaped curve relationship. It can reduce carbon emission intensity by promoting the digital transformation of related enterprises, the development of digital dependent industries and the innovation of related industries; secondly, the spatial effect of digital collaborative innovation on carbon emission intensity still meets the inverted U-shaped relationship, and the development of digital collaborative innovation in surrounding areas has a curve relationship of first promoting and then inhibiting the impact on local carbon emission intensity; finally, compared with the eastern and central regions, the digital collaborative innovation in the west has less impact on the carbon emission intensity. In areas with high economic development, green economic development mode and high human resource reserves, digital collaborative innovation have greater impact on carbon emission intensity. This conclusion is helpful to take targeted measures to strengthen the collaborative innovation development of China's digital industry, to reduce carbon emission intensity, and to achieve green, healthy and high-quality economic development.

**Key words:** digital industry; collaborative innovation and development; carbon emission intensity; digital transformation

责任编辑 张颖超

网 址: <http://xbbjb.swu.edu.cn>