

“双碳”目标下数字经济对企业持续绿色创新的影响

——基于数字化转型的中介视角

周雪峰¹ 韩露¹ 肖翔²

(1.郑州航空工业管理学院商学院, 河南 郑州 450046;

2.北京交通大学经济管理学院/中东欧研究中心, 北京 100044)

摘要: 本文基于2011—2019年沪深A股上市公司数据, 探讨“双碳”目标下数字经济通过数字化转型影响企业持续绿色创新的内在机理。研究发现, 数字经济能够促进数字化转型与企业持续绿色创新, 数字化转型在数字经济与企业持续绿色创新之间发挥中介效应。异质性分析显示, 在数字经济产业组、非资源型城市组和互联网发展水平高的地区组, 数字化转型在数字经济与企业持续绿色创新之间发挥的中介效应更加明显。进一步分析发现, 底层技术在数字经济与企业持续绿色创新之间发挥的中介效应高于实践应用发挥的中介效应; 数字化转型在数字经济与企业持续绿色实质创新之间发挥的中介效应高于其在数字经济与企业持续绿色策略创新之间发挥的中介效应。经济后果研究表明, 企业持续绿色创新能够降低碳强度, 且主要体现在碳交易试点地区。

关键词: “双碳”目标; 数字经济; 数字化转型; 持续绿色创新; 中介效应

Abstract: Based on the data of A-share listed companies on the Shanghai and Shenzhen stock markets from 2011 to 2019, this paper explores the internal mechanism of how the digital economy affects sustainable green innovation of firms through digital transformation with the carbon peaking and carbon neutrality goals (hereinafter called the “double carbon” goal). It is found that the digital economy can promote digital transformation and sustainable green innovation of firms, and digital transformation has a mediating effect between the digital economy and sustainable green innovation of firms. Heterogeneity analysis shows that the mediating effect of digital transformation on the relationship between the digital economy and sustainable green innovation of firms is more obvious in the type of digital economy industries, non-resource-based cities, and areas with high level of internet development. Further analysis shows that the mediating effect of underlying technology between the digital economy and sustainable green innovation is higher than that of practical application. The mediating effect of digital transformation between the digital economy and sustainable green substantive innovation is higher than that between the digital economy and sustainable green strategic innovation. Research on economic consequences shows that sustainable green innovation of firms can reduce carbon intensity, especially in carbon trading pilot areas.

Key words: “double carbon” goal, digital economy, digital transformation, sustainable green innovation, mediating effect

作者简介: 周雪峰(通讯作者), 管理学博士, 郑州航空工业管理学院商学院副教授, 研究方向: 数字经济与企业绿色创新。韩露, 女, 郑州航空工业管理学院商学院硕士生, 研究方向: 数字经济与企业绿色创新。肖翔, 女, 经济学博士, 北京交通大学经济管理学院/中东欧研究中心教授、博士生导师, 研究方向: 公司治理与企业创新。

中图分类号: F275.5 **文献标识码:** A

一、引言

“十四五”时期, 中国以降碳为重点方向, 将高质量

发展建立在资源高效利用和绿色创新的基础之上。习近平总书记在第七十五届联合国大会上明确提出, 中国二氧化碳排放量力争于2030年前达到峰值, 努力争取2060年前

实现碳中和。持续绿色创新有助于节能降耗、减少污染与改善环境,持续不断地获得经济效益(Jia et al., 2018)^[4];推进低碳城市建设、实现低碳经济和可持续发展模式,促进中国从高碳经济向低碳经济转型(Teixidó et al., 2019)^[13],对实现“双碳”目标具有重要推动作用。在“双碳”目标下,企业将逐渐成为应对气候变化和实现绿色发展的责任主体,其必须以绿色创新技术为支撑,实现减碳减排,履行社会责任。然而,目前企业持续绿色创新仍面临资金与技术两方面问题:一方面,绿色创新面临的不确定风险和高昂初始投资成本,使企业面临严重的融资约束;另一方面,企业对现有技术路径的依赖会降低改变现状的积极性,严重制约企业绿色技术创新突破。上述问题导致绿色创新难以自发形成和维持,绿色创新亟需外部驱动力。

数字经济是指以数字化知识和信息作为关键生产要素、以现代信息网络作为重要载体、以信息通信技术的有效使用作为效率提升和经济结构优化的重要推动力的一系列经济活动(Su et al., 2021)^[12]。基于生态现代化理论,数字经济依赖于人工智能等技术的高速发展,成为促进企业持续绿色创新和推动产业升级的关键力量,主要体现在数字经济能够降低金融机构与企业之间的信息不对称,促进金融机构为低消耗和低排放的企业提供充足的资金保障(Lee and Shin, 2018)^[6]。然而,数字经济发展并非使所有企业受益,受基础设施发展程度、人才等方面的影响,只有部分实施数字化转型的企业从传统产业中分离出来。2022年1月我国出台了针对数字经济的国家级专项计划《“十四五”数字经济发展规划》,将“加快数字化转型升级”列为八大重点任务之一,对数字经济的整体化布局做出详细的规划。

数字化转型是指企业在创新过程中将多种数字化技术应用到产品、运营、管理、战略思维、商业模式等方面以提高企业绩效和竞争力、实现企业变革的过程(Fichman et al., 2014)^[3]。基于企业价值创造理论,数字经济能够有效促进数字化转型,其分别从数字产业化和产业数字化两个角度为数字化转型开辟新的路径,使企业具有长期的竞争优势(倪克金和刘修岩, 2021)^[23]。从数字产业化角度看,数字技术与商业模式的逐步融合,形成数字产业链和产业集群,为企业注入新的活力(余东华和李云

汉, 2021; 左鹏飞和陈静, 2021)^{[31][35]}。从产业数字化角度看,数字技术的公平性和实时交互特性有助于打破时空界限,促进资源要素跨区域流动,为数字化转型提供技术支持(Luna-Reyes and Gil-Garcia, 2014; 王开科等, 2020)^{[10][25]}。实现“双碳”目标,需要数字化转型为企业持续绿色创新助力。数字化转型能够帮助企业研发人员深入理解数字技术带来的挑战和不确定性,鼓励研发人员将数字技术与绿色创新活动相结合,有效降低绿色创新活动过程的模糊性,并且能够提高企业创新效率、降低企业能耗(Liakhovych et al., 2021)^[9]、实现降本增效(赵宸宇等, 2021)^[33],为企业持续绿色创新提供技术支撑和资金保障。因此,本文基于数字化转型的中介视角,探讨数字经济对企业持续绿色创新的影响路径及作用机理,为更好地实现“双碳”目标提供理论依据和经验借鉴。

本文的贡献主要体现在三个方面:(1)从创新持续性的角度,研究数字经济与数字化转型对企业持续绿色创新的影响,厘清数字化转型在数字经济与企业持续绿色创新之间的作用机理,丰富和完善企业持续绿色创新的驱动因素研究;(2)区分不同情境下数字经济对企业持续绿色创新的影响,探讨数字化转型在两者之间发挥的中介效应,并考察企业持续绿色创新是否能产生积极的经济后果,即企业持续绿色创新能否降低碳强度,为研究企业持续绿色创新提供新的视角;(3)基于底层技术和实践应用两个维度探讨数字化转型在数字经济与企业持续绿色创新之间的中介效应,并分析数字经济和数字化转型分别对绿色实质创新和绿色策略创新的影响,为进一步理解数字经济、数字化转型与企业持续绿色创新之间的作用机理与路径提供新的思路。

二、理论机制与研究假设

(一)数字经济与企业持续绿色创新

基于生态现代化理论,数字经济能够促进信息技术和智能科技在企业传统产品中的应用,提升工业制造流程的信息化和智能化,从而实现传统产品按照生态优先升级,促进企业持续绿色创新。具体通过以下三个方面:

首先,数字经济能够提升环境信息披露水平,进而

促进企业持续绿色创新。大数据和互联网等新技术在金融机构绿色信贷中的应用(Lee and Shin, 2018)^[6], 有助于金融机构筛选低污染、低耗能和低环保的企业, 扩大其贷款规模, 为企业在相当长的时间内持续进行绿色创新提供资金保障(Veselovsky et al., 2018)^[16]。同时, 数字经济有助于降低信息获取和沟通的成本, 政府、外部监管部门以及潜在投资者能够及时获取企业信息(Li et al., 2022)^[7], 有效减少污染漏报瞒报情况, 使企业持续地获取投资者对创新活动的支持。

其次, 数字经济能够推进碳交易市场建设, 进而促进企业持续绿色创新。数字经济鼓励企业采用绿色能源, 具有解决未来大数据环境下中国碳交易市场面临的系统运行效率、管理成本、数据资产安全和虚假交易等优势(叶强等, 2022)^[29]。碳交易市场支持企业进行风险更高且收益不确定的绿色创新, 并且支持企业持续地进行绿色研发与创新、降低能源消耗与改善能源结构。

最后, 数字经济有助于突破关键核心技术, 进而促进企业持续绿色创新。数字经济的持续增长有助于企业突破数字低碳、能源和环保技术, 减少企业生产活动中各种废物的产量和排放, 从而将碳排放降至最低(Yang et al., 2021)^[18]。另外, 数字经济的增长能够鼓励制造商主动采用电子清洁技术、高端储能和污染治理遥感机, 形成资源节约和绿色经济发展的新模式。基于此, 本文提出假设:

H1: 数字经济能够促进企业持续绿色创新。

(二)数字经济与数字化转型

基于企业价值创造理论, 数字经济能够有效提高企业的运营效率, 达到降本增效的目的。数字经济通过数字产业化和产业数字化全面推动了产业结构优化升级, 使传统产业向低污染和低消耗的新兴技术产业发展, 从而促进数字化转型。

从数字产业化角度看, 数字经济有助于发展电子信息制造和互联网等新兴产业, 通过数字技术与商业模式相结合, 引导和促进各行业的快速发展和数字化转型。同时, 数字经济能够改善供应链物流能力, 有效提高企业价值, 并加快建设和更新企业的数字基础设施(余东华和李云汉, 2021)^[31], 从而促进数字化转型。

从产业数字化角度看, 数字经济能够为数字化转型

提供数据技术支持。第一, 数字经济有助于数字化知识的识别、选择、过滤和应用, 以实现资源的合理配置。人、财、物等资源是数字化转型的基石, 数字经济借助互联网、云计算、区块链以及物联网等信息技术, 能够实现与实体经济的深度融合, 降低市场失灵所引起的资源错配(Li et al., 2022)^[8], 从而优化资源配置效率, 促进数字化转型。第二, 数字经济为数字化转型提供了现代信息网络载体。企业数字资源的存储和使用需要特定的信息网络载体, 而数字经济为企业的数字化转型提供充分的现代信息网络基础设施, 从而加快信息获取、存储和处理的速度, 促进数字化转型。第三, 数字经济提高了企业的数字资源运营和管理能力。数字经济有助于优化数字交易市场, 促进企业与供应商和下游客户建立外部数字生态系统, 进而促进产业链和价值链中不同环节的产品和服务的数字化(Westerman and Bonnet, 2015)^[17], 提高企业的数字资源运营和管理能力, 从而促进数字化转型。基于此, 本文提出假设:

H2: 数字经济能够促进数字化转型。

(三)数字经济、数字化转型与企业持续绿色创新

根据组织能力理论, 战略组织活动需要外部环境资源和应对外部环境的能力。数字化转型涵盖了信息传输、数据采集、数据分析和流程优化等一系列安排, 使企业绿色研发资源得到有效配置, 从而促进企业持续绿色创新。第一, 数字化转型促进数字技术的更新迭代, 将基础数字化技术与企业特定技术进行协同, 从而产生技术溢出效应, 刺激企业持续进行绿色创新(Mikalef et al., 2018)^[11]。第二, 数字化转型有助于企业将数据资源与其他生产要素相结合, 在一定程度上解决了信息不对称问题, 有利于创新要素的跨区域流动, 进而降低资源错配, 为企业持续绿色创新提供充足的人力、物力和财力保障。第三, 数字化转型能够提高企业治理能力。企业可以有效整合消费者和下游公司的需求信息, 匹配供应链中上游和下游公司的信息, 以及企业内部生产过程的数据(Urbinati et al., 2020)^[14], 进而帮助企业评估其绿色创新成果的适应性和可行性。

综上, 数字经济已成为降低资源错配和改善生态环境的关键力量, 并逐步实现数字产业化和产业数字化, 促进各行各业数字化转型, 进一步推动企业实施持续绿

色创新。基于此，本文提出假设：

H3：数字化转型在数字经济与企业持续绿色创新之间发挥中介效应。

三、研究设计

(一)样本选取与数据来源

本文使用的样本为2011—2019年沪深A股上市公司，根据以下条件对样本进行筛选：(1)剔除金融行业和房地产行业；(2)剔除数据严重缺失的样本；(3)剔除ST等T类样本企业。本文主要数据来自于CSMAR数据库、中国研究数据服务平台(CNRDS)和《中国城市统计年鉴》。本文对所有连续型变量进行上下1%的缩尾处理，计量软件为Stata 16.0。

(二)变量选取

1.被解释变量

被解释变量是持续绿色创新(Oip)。本文借鉴何郁冰等(2017)^[19]的研究，采用绿色创新产出指标(Oin)的前后对比来反映企业绿色创新的持续程度：

$$Oip = \frac{Oin_t + Oin_{t-1}}{Oin_{t-1} + Oin_{t-2}} \times (Oin_t + Oin_{t-1})$$

其中， Oin 是指绿色发明专利申请量和绿色实用新型专利申请量之和。

2.解释变量

解释变量是数字经济(De)。本文借鉴赵涛等(2020)^[32]的研究，构建数字经济指标体系，主要从互联网和数字金融两个维度进行衡量，其中包括计算机服务和软件业从业人员数、移动电话年末用户数、互联网宽带接入用户数、电信业务收入和数字普惠金融指数等指标。通过主成分分析法得到测度数字经济的综合指数，记为 De 。

3.中介变量

中介变量是数字化转型(Dt)。本文利用Python对上市公司年报进行文本分析，将与数字化相关的关键词词频作为其代理变量。本文借鉴吴非等(2021)^[27]的研究，将数字化转型分为底层技术和实践应用两个维度，将两类词频汇总得到总词频，并对其进行对数化处理。

4.控制变量

参考何郁冰等(2017)^[19]的研究，选取年龄(Age)、规模($Asset$)、管理费用率(Mf)、财务费用率(Cf)、有形资产比率(Tir)、托宾Q($TobinQ$)、资本结构($Debt$)、固定资产

表1 变量定义

类型	名称	符号	度量方法
被解释变量	持续绿色创新	Oip	绿色创新产出指标的前后对比
解释变量	数字经济	De	从互联网和数字金融两个维度构建数字经济的指标体系
中介变量	数字化转型	Dt	底层技术和实践应用总词频数的对数
控制变量	年龄	Age	企业样本年份减去企业成立年份
	规模	$Asset$	企业当年资产总额的对数
	管理费用率	Mf	管理费用 / 营业收入
	财务费用率	Cf	财务费用 / 营业收入
	有形资产比率	Tir	有形资产 / 总资产
	托宾Q	$TobinQ$	公司市场价值 / 账面价值
	资本结构	$Debt$	总负债 / 总资产
	固定资产比例	Tan	固定资产净额 / 总资产
	年度效应	$Year$	年度虚拟变量
	行业效应	Ind	行业虚拟变量

比例(Tan)、年度效应($Year$)以及行业效应(Ind)作为控制变量($Ctrl$)。

本文具体的变量定义如表1所示。

(三)模型设计

本文参考温忠麟和叶宝娟(2014)^[26]对中介效应的检验，构建模型(1)~(3)，具体如下：

$$Oip = \alpha_0 + \alpha_1 De + \sum_{i=2}^n \alpha_i Ctrl_i + \varepsilon_1 \quad (1)$$

$$Dt = \beta_0 + \beta_1 De + \sum_{i=2}^n \beta_i Ctrl_i + \varepsilon_2 \quad (2)$$

$$Oip = \chi_0 + \chi_1 De + \chi_2 Dt + \sum_{i=3}^n \chi_i Ctrl_i + \varepsilon_3 \quad (3)$$

模型(1)检验数字经济对企业持续绿色创新的影响，若 α_1 显著为正，则表明数字经济能够促进企业持续绿色创新，验证假设1。模型(2)检验数字经济对数字化转型的影响，若 β_1 显著为正，则表明数字经济能够促进数字化转型，验证假设2。若存在中介效应，模型(2)的 β_1 与模型(3)中的 χ_2 乘积($\beta_1 \times \chi_2$)与模型(3)中的 χ_1 符号一致且均为正，即数字化转型在数字经济与企业持续绿色创新之间发挥中介效应，验证假设3。

四、实证结果与分析

(一)描述性统计与组间差异检验

1.描述性统计

表2是主要变量的描述性统计结果，显示：企业持续绿色创新存在较大差异，大部分企业的绿色创新难以持续；超半数企业数字化转型程度低于平均值；不同地区的数字经济发展程度存在一定差异。此外，企业在年

表2 变量的描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	中位数	最小值	最大值
<i>Oip</i>	11420	0.195	0.372	0	0	2.140
<i>Dt</i>	11420	2.030	1.123	1.792	0.693	5.024
<i>De</i>	11420	12.253	0.997	12.317	3.509	13.850
<i>Age</i>	11420	2.822	0.347	2.890	1.792	3.466
<i>Asset</i>	11420	22.091	1.245	21.961	19.628	26.022
<i>Mf</i>	11420	0.096	0.068	0.081	0.009	0.389
<i>Cf</i>	11420	0.011	0.032	0.006	-0.064	0.209
<i>Tir</i>	11420	0.913	0.100	0.950	0.516	1.000
<i>TobinQ</i>	11420	2.100	1.315	1.681	0.706	8.790
<i>Debt</i>	11420	0.390	0.199	0.375	0.049	0.930
<i>Tan</i>	11420	0.186	0.144	0.151	0.003	0.703

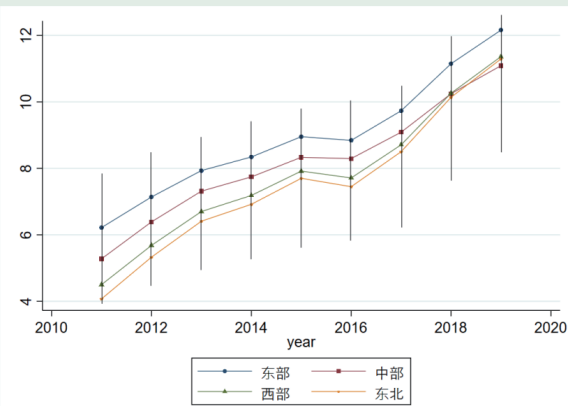


图1 数字经济发展趋势

龄和规模等方面均存在差异。从图1可以看出，数字经济发展水平呈逐年上升的趋势，但存在显著的异质性。从均值看，中部、西部和东北地区的经济发展水平低于东部地区，并且在2018年以后，中部、西部和东北地区的数字经济发展水平呈现趋同之势，但东部的数字经济发展水平仍遥遥领先于其他三大地区，该结果与王军等(2021)^[28]的研究结论较为相符，这在一定程度上表明本文构建的数字经济指数具有合理性。

2. 组间差异检验

以数字经济发展水平的中位数为标准，将大于中位数的样本确定为高数字经济发展水平组，小于中位数的样本确定为低数字经济发展水平组，并对两组样本的中介变量和被解释变量进行组间差异检验。表3列出了组间差异检验的分析结果。可以看出，高数字经济发展水平组中的企业持续绿色创新和数字化转型程度均显著高于低数字经济发展水平组。

表3 组间差异检验

变量	样本量	低数字经济发展水平	样本量	高数字经济发展水平	差值
<i>Oip</i>	5667	0.181	5753	0.208	-0.027***
<i>Dt</i>	5667	1.811	5753	2.248	-0.437***

注：*、**、***分别表示在10%、5%和1%水平下显著，下表同。

表4 回归分析

变量	<i>Oip</i>	<i>Dt</i>	<i>Oip</i>
	(1)	(2)	(3)
<i>De</i>	0.012*** (3.71)	0.076*** (8.27)	0.010*** (3.09)
<i>Dt</i>			0.026*** (7.13)
<i>Age</i>	-0.036*** (-3.41)	-0.064** (-2.26)	-0.035*** (-3.26)
<i>Asset</i>	0.053*** (15.36)	0.106*** (11.67)	0.051*** (14.47)
<i>Mf</i>	0.192*** (3.32)	0.726*** (4.29)	0.173*** (3.01)
<i>Cf</i>	-0.575*** (-4.67)	-2.010*** (-5.87)	-0.523*** (-4.24)
<i>Tir</i>	0.327*** (10.74)	-0.815*** (-7.86)	0.348*** (11.41)
<i>TobinQ</i>	0.001 (0.41)	0.034*** (4.40)	0 (0.10)
<i>Debt</i>	0.072*** (3.27)	0.005 (0.08)	0.072*** (3.27)
<i>Tan</i>	-0.080*** (-3.05)	-1.177*** (-17.49)	-0.050* (-1.88)
<i>Year</i>	是	是	是
<i>Ind</i>	是	是	是
截距项	-1.355*** (-14.71)	-0.579** (-2.26)	-1.340*** (-14.58)
样本量	11420	11420	11420
调整 R^2	0.115	0.312	0.120
F 值	31.427	73.397	33.298

注：括号内为t值。

(二) 回归分析

从表4的回归结果可知，列(1)中*De*的系数显著为正。从经济意义看，数字经济发展水平提高一个标准差，企业持续绿色创新将提高0.032个标准差¹，这得益于数字经济能够提高环境信息披露水平和推进市场建设，并帮助企业突破关键核心技术，进而降低企业资源消耗和资源错配，促进企业持续绿色创新。因此，假设1得到验证。

列(2)中*De*的系数显著为正。从经济意义看，随着数字经济发展水平每提高一个标准差，数字化转型将提高0.067个标准差，表明数字经济能够为数字化转型提供优越的基础设施环境和技术基础，推动数字化转型进程。因此，假设2得到验证。

列(2)中*De*与(3)中*Dt*的系数乘积为正，与列(3)中*De*

的系数符号方向一致，表明数字化转型在数字经济与企业持续绿色创新之间发挥中介效应。因此，假设3得到验证。

本文进一步运用Bootstrap中介效应检验方法验证数字化转型在数字经济与企业持续绿色创新之间的中介效应，发现数字化转型系数为5.890，且置信区间不包含0，说明数字化转型的正向中介效应得到进一步支持。

(三)稳健性检验

1. Heckman两阶段回归

由于部分企业尚未进行数字化转型，本文可能存在因样本自选择而产生的内生性问题。因此，为了保证实证结果具有稳健性，本文采用Heckman两阶段回归，具体结果见表5。其中列(1)报告了Heckman两阶段回归的第一阶段检验结果²，用上市公司是否进行数字化转型的哑变量(*Dzt*)进行Probit回归，计算出逆米尔斯比率(*IMR*)。

表5 Heckman两阶段回归的稳健性检验

变量	<i>Dzt</i>	<i>Oip</i>	<i>Dt</i>	<i>Oip</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>De</i>		0.012*** (3.51)	0.126*** (11.24)	0.014*** (6.04)
<i>Dt</i>				0.034*** (14.04)
控制变量	是	是	是	是
截距项	-2.079*** (-8.23)	0.257*** (2.58)	-0.378 (-0.96)	0.071 (0.76)
样本量	23208	23208	23208	23208
伪 R^2 /调整 R^2	0.191	0.025	0.045	0.034
Wald χ^2/F 值	4983.540	15.120	32.073	45.039

注：列(1)为伪 R^2 、Wald χ^2 值，且括号内为 z 值，列(2)-(4)为调整 R^2 、 F 值，且括号内为 t 值。

表6 两阶段最小二乘法的稳健性检验

变量	第一阶段		第二阶段	
	<i>De</i>	<i>Oip</i>	<i>Dt</i>	<i>Oip</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>IV_De</i>	1.317*** 91.61			
<i>DeFit</i>		0.021*** (3.81)	0.133*** (7.91)	0.020*** (2.67)
<i>Dt</i>				0.034*** (9.15)
控制变量	是	是	是	是
截距项	11.406*** 58.79	-1.559*** (-13.92)	0.257 (1.13)	-1.408*** (-14.06)
样本量	11420	11420	11420	11420
调整 R^2	0.4963	0.115	0.309	0.119
Wald χ^2/F 值	302.960	1523.100	6327.760	1939.210

注：列(1)为 F 值，且括号内为 t 值；列(2)-(4)为 Wald χ^2 值，且括号内为 z 值。

列(2)~列(4)报告了Heckman两阶段回归的第二阶段检验结果。回归结果显示，在控制企业是否进行数字化转型带来的样本选择偏差后，本文的研究结论依然成立。

2. 两阶段最小二乘法

为了克服潜在的反向因果和遗漏变量问题，本文参考黄群慧等(2019)^[20]的研究，采用1984年城市层面每百人固定电话数量作为数字经济的工具变量，运用两阶段最小二乘法重新对模型(1)~模型(3)进行回归分析。结果如表6所示，*IV_De*的系数为1.317，在1%水平下显著，表明工具变量有效。在第二阶段回归中，利用数字经济拟合值(*DeFit*)替代实际的数字经济(*De*)进行回归，结果表明数字经济有助于数字化转型进而促进企业持续绿色创新。因此，本文的研究结论较稳健。

3. 更换数字经济的衡量方法

为进一步验证实证结果的稳健性，本文借鉴叶胥等(2021)^[30]的研究，将互联网和数字金融两个维度基于变异系数法测算出权重，加权求和得到数字经济发展指数 *De2*，检验结果如表7所示。总体上，回归结果与前文结论无显著差异，说明结论较为稳健。

4. 安慰剂检验

本文借鉴Cantoni et al.(2017)^[2]的处理方法构建安慰剂检验，判断数字经济与企业持续绿色创新的正向关系以及数字化转型在两者之间所发挥的中介效应是否由其他随机因素引起。本文以数字经济变量对随机挑选的企业进行冲击，并重复进行了1000次回归，最后将企业持续绿色创新 p 值的核密度图进行展示。图2~图4显示，持续绿色创新的 p 值集中在0附近。综合来看，本文并没有因为随机因素导致严重偏误。

表7 更换数字经济衡量方法的稳健性检验

变量	<i>Oip</i>	<i>Dt</i>	<i>Oip</i>
	(1)	(2)	(3)
<i>De2</i>	0.011*** (3.87)	0.066*** (7.46)	0.009*** (3.25)
<i>Dt</i>			0.026*** (7.15)
控制变量	是	是	是
截距项	-1.358*** (-14.77)	-0.546** (-2.11)	-1.343*** (-14.65)
样本量	11420	11420	11420
调整 R^2	0.115	0.311	0.120
F 值	31.486	72.559	33.346

注：括号内为 t 值，下表同。

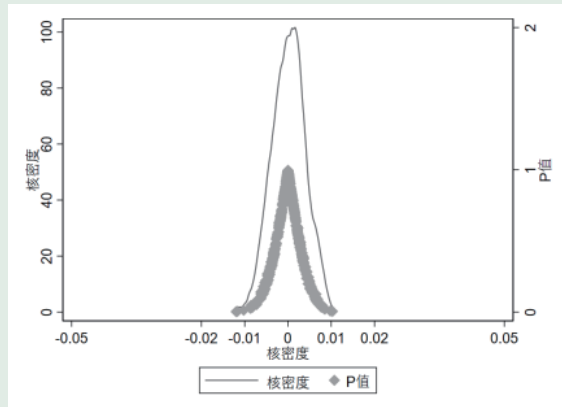


图2 数字经济与企业持续绿色创新

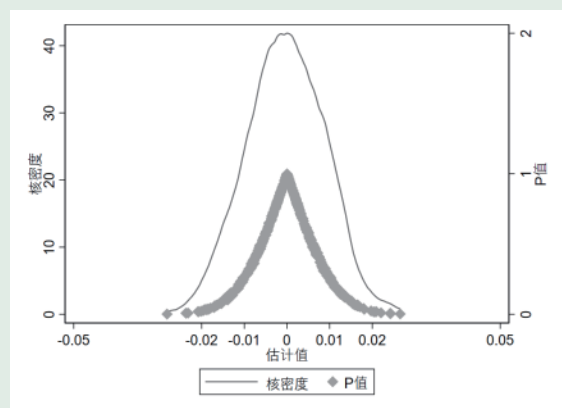


图3 数字经济与数字化转型

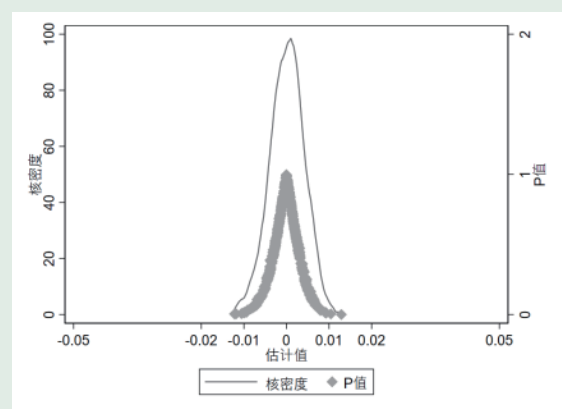


图4 数字经济、数字化转型与企业持续绿色创新

五、异质性分析

本文分别从数字经济产业、资源型城市和互联网发展程度三个方面进行异质性分析：(1)参照《数字经济及其核心产业统计分类(2021)》，将样本分为数字经济产业组和非数字经济产业组；(2)参照《国务院关于印发全国

资源型城市可持续发展规划(2013—2020年)的通知》，将样本分为资源型城市组和非资源型城市组；(3)借鉴田杰等(2021)^[24]的方法，以各年度互联网宽带接入用户数与年末总人口数的比值衡量互联网发展水平，并以互联网发展水平的中位数为标准，将大于中位数的样本确定为高互联网发展水平组，小于中位数的样本确定为低互联网发展水平组。

(一)数字经济产业分组

如表8所示，在数字经济产业组，列(1)中 De 的系数显著为正，说明数字经济能够促进企业持续绿色创新；列(2)中 De 的系数显著为正，说明数字经济能够促进数字化转型；并且列(2)中 De 与列(3)中 Dt 的系数乘积为正，与列(3)中 De 的系数符号相同，说明数字化转型在数字经济与企业持续绿色创新之间发挥中介效应。在非数字经济产业组，列(4)中 De 的系数不显著，说明数字经济难以促进企业持续绿色创新；列(5)中 De 的系数显著为正，说明数字经济能够促进数字化转型，在非数字经济产业中数字化转型在数字经济与企业持续绿色创新之间难以发挥中介效应。

为进一步验证基于数字经济产业分组回归的可靠性，本文运用邹检验(Chow-test)分别检验表8中列(1)和列(4)、列(2)和列(5)、列(3)和列(6)是否存在显著差异，列(1)与列(4)的 F 值为9.20，列(2)与列(5)的 F 值为22.77，列(3)与列(6)的 F 值为8.95，均在1%水平下显著，表明模型(1)~(3)在数字经济产业和非数字经济产业组的回归结果存在显著差异。

(二)资源型城市分组

资源型城市在开采煤矿和石油等能源的过程中会形

表8 基于数字经济产业的异质性检验

变量	数字经济产业			非数字经济产业		
	Oip	Dt	Oip	Oip	Dt	Oip
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
De	0.013*** (2.59)	0.098*** (7.48)	0.009* (1.72)	0.003 (1.19)	0.025*** (3.80)	0.003 (1.14)
Dt			0.045*** (8.16)			0.005 (0.89)
控制变量	是	是	是	是	是	是
截距项	-1.969*** (-12.22)	-2.184*** (-5.86)	-1.871*** (-11.58)	-0.982*** (-8.66)	0.862*** (3.23)	-0.986*** (-8.70)
样本量	5776	5776	5776	5644	5644	5644
调整 R^2	0.094	0.317	0.102	0.116	0.182	0.116
F 值	26.990	59.410	29.887	13.394	29.268	12.808

成许多环境污染等问题，从而面临更大的碳排放压力。如表9所示，在资源型城市组中，列(1)中 De 的系数显著为正，说明数字经济能够促进企业持续绿色创新；而列(2)中 De 的系数不显著，说明数字经济难以促进数字化转型，即数字化转型在数字经济与企业持续绿色创新之间难以发挥中介效应。³在非资源型城市组中，列(4)中 De 的系数显著为正，表明数字经济能够促进企业持续绿色创新；列(5)中 De 的系数显著为正，说明数字经济能够促进数字化转型；并且列(5)中 De 与列(6)中 Dt 的系数乘积为正，与列(6)中 De 的系数符号相同，印证数字化转型在数字经济与企业持续绿色创新之间发挥中介效应。

为进一步验证基于资源型城市分组回归的可靠性，本文运用邹检验(Chow-test)分别检验表9中列(1)和列(4)、列(2)和列(5)、列(3)和列(6)是否存在显著差异，列(1)与列(4)的 F 值为2.56，列(2)与列(5)的 F 值为4.89，列(3)与列(6)的 F 值为2.36，均在1%水平下显著，表明模型(1)~(3)在资源型城市和非资源型城市组的回归结果存在显著差异。

表9 基于资源型城市的异质性检验

变量	资源型城市			非资源型城市		
	Oip	Dt	Oip	Oip	Dt	Oip
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
De	0.052** (2.26)	-0.011 (-0.24)	0.018* (1.84)	0.011*** (3.18)	0.062*** (6.05)	0.009*** (2.68)
Dt			0.015 (0.76)			0.028*** (7.61)
控制变量	是	是	是	是	是	是
截距项	-1.561*** (-3.76)	0.256 (0.27)	-1.402*** (-3.81)	-1.337*** (-13.92)	-0.437 (-1.62)	-1.324*** (-13.84)
样本量	727	727	727	10693	10693	10693
调整 R^2	0.140	0.280	0.116	0.116	0.306	0.121
F 值	4.776	6.010	4.081	28.445	66.130	30.888

表10 基于互联网发展水平的异质性检验

变量	低互联网发展水平			高互联网发展水平		
	Oip	Dt	Oip	Oip	Dt	Oip
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
De	0.011*** (2.78)	0.022* (1.92)	0.010*** (2.61)	0.021*** (3.42)	0.193*** (12.04)	0.017*** (2.69)
Dt			0.028*** (5.08)			0.022*** (4.67)
控制变量	是	是	是	是	是	是
截距项	-1.115*** (-8.24)	0.625* (1.66)	-1.133*** (-8.40)	-1.648*** (-12.13)	-2.602*** (-7.14)	-1.590*** (-11.65)
样本量	4465	4465	4465	6955	6955	6955
调整 R^2	0.115	0.397	0.120	0.119	0.267	0.122
F 值	9.498	30.905	10.575	25.503	48.930	25.960

(三)互联网发展水平分组

如表10所示，在低互联网发展水平组中，列(1)中 De 的系数显著为正，说明数字经济能够促进企业持续绿色创新；列(2)中 De 的系数显著为正，说明数字经济能够促进数字化转型；并且列(2)中 De 与列(3)中 Dt 的系数乘积为正，与列(3)中 De 的系数符号相同，说明数字化转型在数字经济与企业持续绿色创新之间发挥中介效应，其中数字化转型在数字经济与企业持续绿色创新之间发挥的中介效应占总效应的比重为5.60%。⁴在高互联网发展水平组中，列(4)中 De 的系数显著为正，说明数字经济能够促进企业持续绿色创新；列(5)中 De 的系数显著为正，说明数字经济能够促进数字化转型；并且列(5)中 De 与列(6)中 Dt 的系数乘积为正，与列(6)中 De 的系数符号相同，说明数字化转型在数字经济与企业持续绿色创新之间发挥中介效应，其中数字化转型在数字经济与企业持续绿色创新之间发挥的中介效应占总效应的比重为20.22%。由此可见，相比于低互联网发展水平组，高互联网发展水平组中数字化转型更能发挥中介效应。

为进一步验证基于互联网发展水平分组回归的可靠性，本文运用邹检验(Chow-test)分别检验表10中列(1)和列(4)、列(2)和列(5)、列(3)和列(6)是否存在显著差异，列(1)与列(4)的 F 值为1.70，列(2)与列(5)的 F 值为2.75，列(3)与列(6)的 F 值为1.91，均在1%水平下显著，表明模型(1)~(3)在低互联网发展水平和高互联网发展水平组的回归结果存在显著差异。

六、进一步分析

(一)数字化转型：底层技术VS实践应用

数字化转型能够加速企业数字技术的快速发展和应用，通过重新制定运营规则以及创造新的客户关系、运营和商业模式等方式改变商业竞争格局，从而迫使企业利用数字技术跟上不断变化的竞争环境(Berman and Marshall, 2014)^[1]。Venkatraman(1994)^[15]将数字化转型称为“信息技术支持的数字化转型”，底层技术为数字化转型奠定坚实的基础，而实践应用数字技术的企业能够快速感知风险并做出应对，从而获取竞争优势，为绿色创新储蓄力量。本文从数字化转型的结构化分层中，将数字化转型分为“人工智能、区块链、云计算和大数据

据”等底层技术维度(ABCD)和实践应用维度(Ta)。

从表11回归结果可知,数字经济可通过底层技术和实践应用促进企业持续绿色创新,其中底层技术在数字经济与企业持续绿色创新之间发挥的中介效应占总效应的比重为20.07%,实践应用在数字经济与企业持续绿色创新之间发挥的中介效应占总效应的比重为4.27%。由此可见,底层技术在数字经济与企业持续绿色创新之间发挥的中介效应,高于实践应用在数字经济与企业持续绿色创新之间发挥的中介效应。

(二)绿色创新:绿色实质创新VS绿色策略创新

借鉴刘金科和肖翊阳(2022)^[22]、黎文靖和郑曼妮(2016)^[21]的做法,本文将绿色创新分为绿色实质创新和绿色策略创新,分别以绿色发明专利申请数量和绿色实用新型申请数量的前后对比来衡量持续绿色实质创新(Oipti)和持续绿色策略创新(Oiptu)。

结果如表12所示,数字经济能够促进持续绿色实质创新和持续绿色策略创新,并且数字化转型在两者之间发挥中介效应,其中数字化转型在数字经济与持续

表 11 基于底层技术和实践应用的回归分析

变量	Oip	ABCD	Ta	Oip	Oip
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
De	0.012*** (3.71)	0.086*** (8.79)	0.032*** (3.38)	0.010*** (2.97)	0.011*** (3.55)
ABCD				0.028*** (7.93)	
Ta					0.016*** (4.77)
控制变量	是	是	是	是	是
截距项	-1.355*** (-14.71)	-1.682*** (-6.20)	-0.285 (-1.07)	-1.308*** (-14.25)	-1.350*** (-14.67)
样本量	11420	11420	11420	11420	11420
调整 R ²	0.115	0.345	0.185	0.121	0.117
F 值	31.427	86.287	33.006	33.311	31.608

表 12 基于绿色实质创新和绿色策略创新的回归分析

变量	Oipti	Oiptu	Dt	Oipti	Oiptu
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
De	0.036*** (3.73)	0.020** (2.34)	0.076*** (8.27)	0.028*** (2.83)	0.017** (2.03)
Dt				0.113*** (10.47)	0.033*** (3.59)
控制变量	是	是	是	是	是
截距项	-8.043*** (-24.52)	-4.869*** (-17.48)	-0.579** (-2.26)	-7.978*** (-24.54)	-4.850*** (-17.42)
样本量	11420	11420	11420	11420	11420
调整 R ²	0.187	0.183	0.312	0.196	0.184
F 值	57.335	36.766	73.397	59.788	36.264

绿色实质创新之间发挥的中介效应占总效应的比重为23.86%,在数字经济与持续绿色策略创新之间发挥的中介效应占总效应的比重为12.54%。由此可见,数字化转型在数字经济与持续绿色实质创新之间发挥的中介效应,高于其在数字经济与持续绿色策略创新之间发挥的中介效应。

(三)经济后果研究

面对环境恶化带来的严峻挑战,企业持续绿色创新作为一种强调绿色环保的新型创新方式,不仅可以实现传统技术创新驱动的经济增长,还能够有效缓解能源和环境的双重压力(Khurshid and Deng, 2021)^[5],从而遏制碳排放强度。在数字经济与数字化转型对企业持续绿色创新具有显著的正向影响结论的基础上,本文将进一步探讨这种影响是否能产生积极的经济后果,即企业持续绿色创新是否能够降低碳强度,进而促进“双碳”目标的实现。

参照《关于开展碳排放权交易试点工作的通知》,本文将样本分为碳交易试点组和非碳交易试点组,构建模型(4):

$$Cr = \mu_0 + \mu_1 Oip + \sum_{i=2}^n \mu_i Ctrl_i + \sigma_1 \quad (4)$$

借鉴周曙东等(2012)^[34]的研究,本文以各省CO₂排放量与GDP的比值衡量碳强度(Cr)。如模型(4)所示,若μ₁显著为正,说明持续绿色创新能够提高碳强度;若μ₁显著为负,说明持续绿色创新能够降低碳强度。

结果如表13所示,列(1)中Oip的系数显著为负,说明持续绿色创新能够降低碳强度。列(2)中Oip的系数显著为负,说明在碳交易试点组,企业持续绿色创新能够降低碳强度。列(3)中Oip的系数显著为负,说明在非碳交易试

表 13 基于碳交易试点的经济后果回归分析

变量	全样本	碳交易试点	非碳交易试点
	Cr	Cr	Cr
	(1)	(2)	(3)
Oip	-0.027** (-2.55)	-0.008* (-1.86)	-0.043** (-2.57)
控制变量	是	是	是
截距项	0.680*** (5.79)	0.742*** (15.84)	0.256 (1.35)
样本量	11420	5063	6357
调整 R ²	0.110	0.387	0.106
F 值	46.014	127.637	24.605
SUR 估计			P=0.0023

点组，企业持续绿色创新能够降低碳强度。基于似无相关检验(SUR)判别 Oip 的回归系数在碳交易试点和非碳交易试点是否存在显著差异，结果显示 p 值为0.0023，即存在显著差异。列(2)中 Oip 的系数大于列(3)中 Oip 的系数，表明相比非碳交易试点组，企业持续绿色创新在碳交易试点组更能够降低碳强度。

七、结论与建议

本文探讨数字经济通过促进数字化转型进而促进企业持续绿色创新的机理及路径，基于2011—2019年沪深A股上市公司数据进行了实证检验。研究表明：(1)数字经济能够促进企业持续绿色创新。(2)数字经济能够促进数字化转型。(3)数字化转型在数字经济与企业持续绿色创新之间发挥中介效应。(4)异质性分析发现，在数字经济产业组、非资源型城市组和互联网发展水平高的地区组，数字化转型在数字经济与企业持续绿色创新之间发挥的中介效应更加明显。(5)进一步分析发现，底层技术在数字经济与企业持续绿色创新之间发挥的中介效应高于实践应用发挥的中介效应；数字化转型在数字经济与持续绿色实质创新之间发挥的中介效应高于其在数字经济与持续绿色策略创新之间发挥的中介效应；经济后果研究显示，企业持续绿色创新能够降低碳强度，并且在碳交易市场地区表现得更加明显。

基于上述结论，本文提出如下政策建议：

第一，高质量发展数字经济，为数字化转型和企业持续绿色创新提供动力。一方面，各地区要加快发展数字经济，促进数字经济与实体经济有效融合，进而提升数字化治理能力。在智能化和数字化的新兴生态系统下，企业应该加速数字化转型，以适应社会经济的变化和消费者的需求，逐步让数字化转型成为助力企业持续绿色创新的重要选择。另一方面，地方政府应更加重视数字经济在绿色创新和产业结构升级中的作用。各地区应该积极发展数字经济，依托数字技术促进企业持续绿色创新，发挥企业绿色创新的减污效应；还应鼓励企业淘汰落后产能，进行产业升级，在促进经济发展和

减少环境污染等方面实现共赢。

第二，加快实现资源型城市向非资源型城市转变。相比于非资源型城市，资源型城市面临更大的碳排放压力。因此，资源型城市应该加速建设具有特色和竞争力强的制造业产业集群，向高科技、高质量、高增值、低能耗、低物耗和低排放的先进制造业和现代服务业协同发展转型，推动产业向高端化、集聚化和智能化升级，从而实现向非资源型城市的转变。当地政府要根据实际情况选取具有代表性的主导产业，推动制造业和服务业迈向价值链高端；还应推动数字经济与制造业的融合，优化资源配置，减少城市对资源的过度依赖，从而促进持续绿色创新。

第三，积极提高互联网发展水平，助力数字经济高质量发展和企业持续绿色创新。数字经济领域离不开互联网的发展，各地区应积极提高互联网领域核心技术突破，构建新兴网络，用新型基础设施支撑数字经济发展。应该针对不同规模企业的互联发展水平状况，为其提供特色整体解决方案，以鼓励企业加大资金投入，加快建设和完善数字基础设施，助力数字经济发展。同时，企业应充分认识“互联网+”对企业持续绿色创新的重要性，及时更新管理理念和管理模式，实现企业管理目标细化和合理配置企业资源，为企业的长远发展打下良好的基础。

第四，逐步扩大碳交易市场范围以降低碳强度。经过多年发展，碳交易试点卓有成效，为全国碳交易市场建设积累了经验。各地区应丰富碳交易市场的类型和交易方式，因地制宜制定碳交易体系，实现全国碳交易市场的平稳有序运行和持续健康发展，降低碳强度，更好地实现“双碳”目标。一方面，在碳交易试点领域要进一步探索低碳发展，重点是持续发展绿色创新，发展绿色生产和生活方式；另一方面，为了降低碳排放，需要启动和发展更多绿色能源项目。 ■

[基金项目：河南省哲学社会科学规划项目“‘双碳’目标下数字经济赋能企业持续绿色创新的机理及对策研究”(项目编号：2022BJJ100)、国家社会科学基金一般项目“‘一带一路’铁路项目的效应评价与债务可持续性研究”(批准号：19BGJ001)]

注释

1. 0.032 为数字经济的标准差(0.997)乘以数字经济的回归系数(0.012)再除以企业持续绿色创新的标准差(0.372)，即

$0.032=0.012 \times 0.997 / 0.372$ ，下同。

2. 为避免共线性问题对回归结果造成影响，本文对主要变量进

行了VIF共线性分析,各变量VIF值未超过2,故排除多重共线性对回归结果的不利影响。

3. 借鉴温忠麟和叶宝娟(2014)^[26]的文献,列(2)中De的系数不显著,还不能完全说明数字化转型在数字经济与企业持续绿色创新之间难以发挥中介效应,需要通过Bootstrap检验进一步验证。本文通过Bootstrap检验发现,在资源型城市组,数字化转型的置信区间为

(-0.0018, 0.0012),再次印证数字化转型在数字经济与企业持续绿色创新之间难以发挥中介效应。

4. 5.60%为中介效应(0.022×0.028)与总效应(0.011)的比值,即5.60%=(0.022×0.028)/0.011×100%。本文进一步通过Sobel检验考察中介效应占比,Sobel检验的Z值为1.765,在1%水平下显著,再次验证中介效应占比的合理性和可靠性。下同。

参考文献:

- [1] Berman S, Marshall A. The next digital transformation: from an individual-centered to an everyone-to-everyone economy[J]. *Strategy & Leadership*, 2014, 42(5): 9-17.
- [2] Cantoni D, Chen Y, Yang D Y, et al. Curriculum and ideology[J]. *Journal of Political Economy*, 2017, 125(2): 338-392.
- [3] Fichman R, Santos D, Brian L, et al. Digital innovation as a fundamental and powerful concept in the information systems curriculum[J]. *MIS Quarterly*, 2014, 2(38): 329-343.
- [4] Jia P, Li K, Shao S. Choice of technological change for China's low-carbon development: evidence from three urban agglomerations[J]. *Journal of Environmental Management*, 2018, 206: 1308-1319.
- [5] Khurshid A, Deng X. Innovation for carbon mitigation: a hoax or road toward green growth? evidence from newly industrialized economies[J]. *Environmental Science and Pollution Research*, 2021, 28(6): 6392-6404.
- [6] Lee I, Shin Y J. Fintech: ecosystem, business models, investment decisions, and challenges[J]. *Business Horizons*, 2018, 61(1): 35-46.
- [7] Li J, Chen L, Chen Y, et al. Digital economy, technological innovation, and green economic efficiency—Empirical evidence from 277 cities in China[J]. *Managerial and Decision Economics*, 2022, 43(3): 616-629.
- [8] Li R, Rao J, War L. The digital economy, enterprise digital transformation, and enterprise innovation[J]. *Managerial and Decision Economics*, 2022, (10): 1-12.
- [9] Liakhovych G, Kupchak V, Borysiak O, et al. Innovative human capital management of energy enterprises and the role of shaping the environmental behavior of consumers of green energy based on the work of smart grids[J]. *Propósitos y Representaciones*, 2021, 9(SPE3).
- [10] Luna-Reyes L F, Gil-Garcia J R. Digital government transformation and internet portals: the co-evolution of technology, organizations, and institutions[J]. *Government Information Quarterly*, 2014, 31(4): 545-555.
- [11] Mikalef P, Pappas I O, Krogstie J, et al. Big data analytics capabilities: a systematic literature review and research agenda[J]. *Information Systems and e-Business Management*, 2018, 16(3): 547-578.
- [12] Su J, Su K, Wang S. Does the digital economy promote industrial structural upgrading?—a test of mediating effects based on heterogeneous technological innovation[J]. *Sustainability*, 2021, 13(18): 1-23.
- [13] Teixidó J, Verde S F, Nicolli F. The impact of the EU Emissions trading system on low-carbon technological change: the empirical evidence[J]. *Ecological Economics*, 2019, 164: 1-28.
- [14] Urbinati A, Chiaroni D, Chiesa V, et al. The role of digital technologies in open innovation processes: an exploratory multiple case study analysis[J]. *R&D Management*, 2020, 50(1): 136-160.
- [15] Venkatraman N. IT-enabled business transformation: from automation to business scope redefinition[J]. *Sloan Management Review*, 1994, 35(2): 73-87.
- [16] Veselovsky M Y, Pogodina T V, Ilyukhina R V, et al. Financial and economic mechanisms of promoting innovative activity in the context of the digital economy formation[J]. *Entrepreneurship and Sustainability Issues*, 2018, 5(3): 672-681.
- [17] Westerman G, Bonnet D. Revamping your business through digital transformation[J]. *MIT Sloan Management Review*, 2015, 3(56): 10-13.
- [18] Yang X, Wu H, Ran Q, et al. Does the development of the internet contribute to air pollution control in China? mechanism discussion and empirical test[J]. *SSRN Electronic Journal*, 2021, 56: 207-224.
- [19] 何郁冰, 周慧, 丁佳敏. 技术多元化如何影响企业的持续创新?[J]. *科学学研究*, 2017, 35(12): 1896-1909.
- [20] 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.
- [21] 黎文靖, 郑曼妮. 实质性创新还是策略性创新?——宏观产业政策对微观企业创新的影响[J]. *经济研究*, 2016, 51(4): 60-73.
- [22] 刘金科, 肖翊阳. 中国环境保护税与绿色创新: 杠杆效应还是挤出效应?[J]. *经济研究*, 2022, 57(1): 72-88.
- [23] 倪克金, 刘修岩. 数字化转型与企业成长: 理论逻辑与中国实践[J]. *经济管理*, 2021, 43(12): 79-97.
- [24] 田杰, 谭秋云, 靳景玉. 数字金融能否改善资源错配?[J]. *财经论丛(浙江财经学院学报)*, 2021, (4): 49-60.
- [25] 王开科, 吴国兵, 章贵军. 数字经济发展改善了生产效率吗[J]. *经济学家*, 2020, (10): 24-34.
- [26] 温忠麟, 叶宝娟. 中介效应分析: 方法和模型发展[J]. *心理学进展*, 2014, 22(5): 731-745.
- [27] 吴非, 胡慧芷, 林慧妍, 等. 企业数字化转型与资本市场表现——来自股票流动性的经验证据[J]. *管理世界*, 2021, 37(7): 130-144.
- [28] 王军, 朱杰, 罗茜. 中国数字经济发展水平及演变测度[J]. *数量经济技术经济研究*, 2021, 38(7): 26-42.
- [29] 叶强, 高超越, 姜广鑫. 大数据环境下我国未来区块链碳市场体系设计[J]. *管理世界*, 2022, 38(1): 229-249.
- [30] 叶胥, 杜云晗, 何文军. 数字经济发展的就业结构效应[J]. *财贸研究*, 2021, 32(4): 1-13.
- [31] 余东华, 李云汉. 数字经济时代的产业组织创新——以数字技术驱动产业链群生态体系为例[J]. *改革*, 2021, (7): 24-43.
- [32] 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.
- [33] 赵宸宇, 王文春, 李雪松. 数字化转型如何影响企业全要素生产率[J]. *财贸经济*, 2021, 42(7): 114-129.
- [34] 周曙东, 赵明正, 王传星, 等. 基于二次能源省际调配的中国分省CO₂排放量计算[J]. *中国人口·资源与环境*, 2012, 22(6): 69-75.
- [35] 左鹏飞, 陈静. 高质量发展视角下的数字经济与经济增长[J]. *财经问题研究*, 2021, (9): 19-27.

(责任编辑: 李赫扬)