

# 数字经济、双重环境规制与国家自主创新示范区 企业绿色技术创新

马宗国<sup>1</sup>,刘亚男<sup>2</sup>

(1. 广东财经大学 工商管理学院,广东 广州 510320;2. 山东师范大学 商学院,山东 济南 250358)

**摘要:**探究数字经济、双重环境规制与企业绿色技术创新的逻辑关系,是国家自主创新示范区实现绿色高质量发展的重要议题。以2011—2020年国家自创区沪深A股上市公司为研究样本,实证分析数字经济对国家自创区企业绿色技术创新的影响效应,深入剖析双重环境规制的传导效应与门槛效应。研究发现,数字经济对国家自创区企业绿色技术创新具有显著的促进效应,该结果在国家自创区不同区域、行业和企业层面存在显著差异。数字经济通过双重环境规制的传导途径促进国家自创区企业绿色技术创新。进一步门槛效应检验发现,双重环境规制在数字经济与国家自创区企业绿色技术创新之间存在“边际效应递增”的门槛特征。基于此,国家自创区应做好数字经济发展的顶层设计,发挥数字经济对企业绿色技术创新的赋能效应,从而为国家自创区企业创新注入绿色基因。

**关键词:**数字经济;双重环境规制;企业绿色技术创新;国家自创区上市公司

**中图分类号:**F125 **文献标志码:**A **文章编号:**1672-6049(2024)02-0056-11

## 一、引言

绿色创新是国家自主创新示范区(简称国家自创区)厚植创新优势、践行生态理念以实现可持续发展的关键。作为国家自创区经济活动的重要参与者,企业逐渐成为实现绿色发展的行为主体,更加强调环境可持续导向与区域创新的有效融合,是构建绿色技术创新体系的重要驱动力<sup>[1]</sup>。

习近平总书记在中央经济会议工作中指出“大力发展数字经济”,深刻阐释数字经济的发展规律与趋势,从国家战略规划层面突出了数字经济发展的必要性。从宏观层面来看,数字经济可以通过扩大数据要素投入<sup>[2]</sup>、增强外部治理功能<sup>[3]</sup>和改善资源配置效率<sup>[4]</sup>等传导途径促进区域环境改善和经济高质量发展<sup>[5]</sup>。从微观层面来看,数字经济依赖于人工智能等数字技术呈现蓬勃发展态势,在加速企业管理变革<sup>[6]</sup>、提高生产效率<sup>[7]</sup>和降低社会成本<sup>[8]</sup>等方面取得显著效果。由此,数字经济已成为带动经济增长和技术创新的核心动力,促使传统技术经济范式向数字经济范式转变,是推进高技术产业发展、促进技术进步持久不衰的动力<sup>[9]</sup>。数字经济凭借密集知识创造和广泛赋能作用,推动国家自创区企业由被动响应向主动治理转变,成为促进企业绿色技术创新的关键力量。

本文聚焦国家自创区的研究视域,充分阐释数字经济对企业绿色技术创新的影响效应和作用机制。区别已有文献,文章可能的研究贡献在于:一是在研究角度上,考察了数字经济对国家自创区企

收稿日期:2023-09-01;修回日期:2024-01-22

基金项目:国家社会科学基金重点项目“基于研究联合体的国家自主创新示范区产业转型升级”(21AGL035)

作者简介:马宗国(1972—),男,山东泰安人,管理学博士,广东财经大学工商管理学院教授,博士生导师,研究方向为创新管理;刘亚男(1997—),女,山东济南人,通讯作者,山东师范大学商学院硕士研究生,研究方向为企业管理。

业绿色技术创新的影响,并将数字经济、双重环境规制与企业绿色技术创新纳入同一框架,较好地弥补相关研究的不足;二是在研究内容上,通过构建双向固定效应模型检验数字经济的直接效应,采用中介效应模型和面板门槛模型探究正式与非正式环境规制在数字经济与企业绿色技术创新的间接效应和门槛特征;三是在实践价值上,进一步探讨数字经济对企业绿色技术创新的影响在国家自创区不同区域、不同行业 and 不同类型企业之间的差异,为数字经济发展与国家自创区企业绿色创新有效融合提供政策启示。

## 二、理论分析与研究假设

### (一) 数字经济与企业绿色技术创新

数字经济以数据和信息作为关键生产要素,依托数字空间和密切联系的信息网络链接成多形态组织,在促进企业绿色技术创新方面发挥着重要作用<sup>[10]</sup>。国家自创区的数字经济发展具有先发优势,数字投入水平的提升、数字沟通平台的搭建,为企业绿色创新活动的开展奠定了资源和知识基础。在学习效应方面,由于数字经济发展具有可再生性、复制性和共享性特征,国家自创区企业借助大数据、人工智能等数字化整合方式,识别自身资源与战略需求,搭建企业主体间高效连接的信息网络,使得跨越时空约束参与绿色创新活动成为可能。基于信息加工理论,数字技术深度融入企业绿色创新战略,利于企业获取共享信息,在实现信息的有效处理与加工后进行模仿和创新<sup>[11]</sup>。数字经济发展使国家自创区市场环境更加公开透明,依托数字技术优势不仅降低了企业的信息搜寻成本、时间交易成本,还可增强企业对所处创新环境的感知能力<sup>[12]</sup>。基于动态能力理论,数字经济新范式强化国家自创区企业机会识别与思维转换的动态能力,激励企业在增加研发资本、技术投入过程中优化资源利用效率,以适应竞争环境变化、获取先发优势从事绿色技术创新<sup>[13]</sup>。综上所述,本文提出假说1。

假说1:数字经济发展能够显著促进国家自创区企业绿色技术创新。

### (二) 数字经济、双重环境规制与企业绿色技术创新

通常而言,企业绿色创新能力的提升往往是政府与企业之间博弈的结果。相较于企业,政府在环境污染行为监管中存在时滞性,大部分正式环境规制政策一般在企业存在污染行为后实施,使得政府在信息获取方面处于劣势地位<sup>[14]</sup>。数字经济发展为国家自创区生态环境治理体系和治理能力现代化提供了新的路径,有效改善了信息不对称问题,推动政府由末端治理向前端治理转变。一方面,环境监测系统、大数据平台等应用,改变政府信息获取的劣势地位,有效提升正式环境规制的监管效率。另一方面,基于波特的创新补偿理论和先动优势理论,合理的正式环境规制政策可能对企业绿色创新活动产生倒逼效应<sup>[15]</sup>。在环境规制政策的准确预见、科学决策下,企业在长期发展中以加强绿色技术创新提升竞争优势。

与此同时,数字经济发展亦会提升社会公众的环境关注度,即非正式环境规制强度,从而影响国家自创区企业绿色技术创新能力。其一,数字技术的广泛应用有效拓展了社会公众对环境保护的关注渠道,增强对企业污染行为的有效识别,促使企业绿色技术创新活动的有序开展。其二,伴随数字经济发展与环保意识的提升,社会公众积极践行绿色可持续发展理念,增强对生态环保型产品的需求,使企业因追求经济收益和额外利润提升其绿色技术创新。其三,非正式环境规制“软监督”是正式环境规制“硬监督”的有效补充,以社会公众视角增强对企业污染行为的关注具有多元性、创新性等特点,辅助正式环境规制发挥协同互补效应,是推动企业绿色技术创新不可忽略的另一重要力量。综上所述,本文提出假说2。

假说2:数字经济发展能够提升双重环境规制强度,进而促进国家自创区企业绿色技术创新。

### (三) 双重环境规制对数字经济与企业绿色技术创新的门槛效应

基于波特假说,当“创新补偿”效应高于“遵循成本”效应时,企业往往会选择以提高研发创新投入的方式,规避其因环境污染缴纳的成本,从事绿色技术创新活动。国家自创区激励和约束企业落实环保责任,支持区域围绕绿色发展、生态保护、智能服务等方面加强企业绿色技术供给。对于所在区域环境规制强度更高的企业而言,国家自创区积极落实先行先试政策,通过税收优惠、政府补贴等措

施对企业开展绿色创新的支持力度相对更高,一定程度上减轻企业资金压力,促进企业研发投入增加<sup>[16]</sup>。由此,在面临较强的环保监管压力下,数字经济发展强化企业绿色创新导向,激励其从事绿色技术创新活动的可能性更大。随着正式环境规制强度的提升,数字经济发展在提高环境规制管理效率的同时,进一步以数字技术核心驱动国家自创区企业绿色技术创新。同理,非正式环境规制强度的提升使得国家自创区企业污染行为被社会公众的监督放大,丰富了数字经济在绿色技术创新领域的应用,促进了绿色创新活动的开展。因此,在正式与非正式环境规制下,数字经济对国家自创区企业绿色技术创新可能呈现门槛效应。综上所述,本文提出假说3。

假说3:随着双重环境规制强度的提升,数字经济发展对国家自创区企业绿色技术创新的影响呈现“边际效应递增”的门槛效应。

### 三、研究设计

#### (一) 模型构建

依据理论分析与研究假设,为探究数字经济发展与国家自创区企业绿色技术创新的影响关系,构建如下基准模型:

$$\ln GTI_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Dige_{it} + \alpha \sum Control_{it} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)中,被解释变量为企业绿色技术创新绩效( $\ln GTI$ ),其代理指标为企业绿色技术创新数量( $\ln NGTI$ )和企业绿色技术创新质量( $\ln QGTI$ );解释变量为数字经济发展水平( $Dige$ );系数 $\alpha_1$ 的值越大,表示数字经济发展对企业绿色技术创新的影响越强;下标 $i$ 代表企业, $t$ 代表年份; $\sum Control$ 代表一系列控制变量,主要包括企业年龄( $Age$ )、企业规模( $Size$ )、企业固定资产收益率( $Ftr$ )、资产负债率( $Lev$ )、融资约束( $WW$ )、产业集聚( $HHI$ )、科技支出( $Rd$ )、外商直接投资( $Fdi$ )与人均地区生产总值( $Pgdp$ ); $\alpha_0$ 为常数项, $\mu_i$ 为个体固定效应, $v_t$ 为时间固定效应, $\varepsilon_{it}$ 为随机扰动项。

在借鉴温忠麟等<sup>[17]</sup>中介效应检验的基础上,引入正式与非正式环境规制中介变量,进一步探究数字经济发展对国家自创区企业绿色技术创新的影响机制,具体模型设定如下:

$$M_{it} = \beta_0 + \beta_1 Dige_{it} + \beta \sum Control_{it} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$\ln GTI_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 Dige_{it} + \gamma_2 M_{it} + \gamma \sum Control_{it} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, $M_{it}$ 为正式、非正式环境规制中介变量,其他变量含义均与式(1)相同。式(2)表示数字经济分别对正式、非正式环境规制的影响,式(3)表示数字经济与正式、非正式环境规制中介变量对企业绿色技术创新的共同影响。

与此同时,考虑到伴随正式、非正式环境规制强度的提升,数字经济发展对国家自创区企业绿色技术创新数量与质量可能存在门槛特征,参考Hansen<sup>[18]</sup>面板数据门槛模型理论的相关研究,以正式、非正式环境规制强度为门槛变量,构建单门槛模型:

$$\ln GTI_{it} = \zeta \quad (4)$$

在不同环境规制强度下,数字经济发展对国家自创区企业绿色技术创新可能存在多个门槛值,鉴于此,将单门槛面板回归模型延伸至多门槛面板回归模型,具体如下:

$$\ln GTI_{it} = \xi_0 + \xi_1 Dige_{it} \times I(Env_{it} \leq \theta_1) + \xi_2 Dige_{it} \times I(\theta_1 < Env_{it} \leq \theta_2) + \dots + \xi_n Dige_{it} \times I(\theta_{n-1} < Env_{it} \leq \theta_n) + \xi_{n+1} Dige_{it} \times I(\theta_n < Env_{it} \leq \theta_{n+1}) + \xi \sum Control_{it} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

式(4)与式(5)中, $Env_{it}$ 是门槛变量,代表正式环境规制( $ER$ )、非正式环境规制( $IER$ ), $\theta$ 为待核算的门槛值。 $I(\cdot)$ 为示性函数,若括号内的公式成立,则赋值 $I(\cdot) = 1$ ,否则赋值为 $I(\cdot) = 0$ ,其数值取决于门槛变量与门槛值的关系。

#### (二) 变量测度

##### 1. 企业绿色技术创新( $\ln GTI$ )

本文以国家自创区企业绿色专利衡量企业绿色技术创新。依据世界知识产权组织(WIPO)“国际

专利分类绿色清单”中涵盖的绿色专利编码,基于国家知识产权局以及中国研究数据服务平台(CNRDS)的数据库进行绿色专利变量的比较整理与数据核算,形成国家自创区上市公司绿色专利数据。借鉴胡江峰等<sup>[19]</sup>的研究,将绿色专利申请数量加1作对数化处理作为企业绿色技术创新数量( $\ln NGTI$ )的代理变量;由于企业绿色专利的授权情况更能说明企业实质性的绿色创新活动,在借鉴齐绍洲等<sup>[20]</sup>研究的基础上,将绿色专利授权数量加1作对数化处理作为企业绿色技术创新质量( $\ln QGTI$ )的代理变量。

## 2. 数字经济发展水平( $Dige$ )

考虑到数据的可得性与主题的适用性,本文借鉴赵涛等<sup>[21]</sup>的研究方法,采用主成分分析法重点阐述互联网发展现状与数字金融普惠两个层面,基于互联网普及率、相关从业人员情况、相关产出情况、移动电话普及率和数字金融发展五个子维度,采用百人中互联网宽带接入用户数、计算机服务和软件业从业人员占城镇单位从业人员比重、人均电信业务总量、百人中移动电话用户数以及数字普惠金融指数五个实质性指标测度国家自创区的数字经济发展水平。在对数据标准化处理后,以此作为数字经济发展水平的代理变量。

## 3. 中介与门槛变量:正式环境规制( $ER$ )与非正式环境规制( $IER$ )

正式环境规制( $ER$ ):借鉴陈诗一和陈登科<sup>[22]</sup>的研究方法,采用文本分析法对国家自创区地方政府工作报告中有关“减排”“绿色”“环境”等环境保护词频进行识别,以环境保护相关词频在总报告中的比重测度正式环境规制强度。具体步骤如下:第一,搜索和整理各个国家自创区地方政府每年的行动方案和工作报告;第二,运用 Python 将国家自创区的行动报告进行分词处理,选取与环境保护相关的词汇;第三,获取相关环境保护词汇在总报告中的频数,将所得词汇频数综合除以该年报告语段长度,依次得到该年份的正式环境规制强度。

非正式环境规制( $IER$ ):由于互联网的普及,其高效性与便捷性吸引社会公众倾向采用网络关注的方式参与环境问题的治理,互联网搜索逐渐成为社会公众表达自身对环境关注的重要途径。社会公众对于环境信息的有关搜索行为可以直接反应其对企业环境污染行为的关注与识别,借鉴吴力波等<sup>[23]</sup>的研究,利用百度指数互联网分析工具,以“环境污染”作为搜索关键词获取其年度搜索指数,并作对数化处理,得到各个国家自创区社会公众对环境污染的关注程度来度量非正式环境规制强度。

## 4. 控制变量

借鉴相关研究<sup>[24]</sup>,本文基于微观与宏观两个层面选取控制变量。微观层面的控制变量为:企业年龄( $Age$ ),企业上市年限加1作对数化处理;企业规模( $Size$ ),企业总资产的自然对数值;企业固定资产收益率( $Ftr$ ),产品销售收入与固定资产平均总值的比率;资产负债率( $Lev$ ),总负债与总资产的比率;融资约束( $WW$ ),借鉴 Whited and Wu<sup>[25]</sup>构建的  $WW$  指数;产业集聚( $HHI$ ),采用产业赫芬达尔指数。宏观层面的控制变量为:科技支出( $Rd$ ),科技支出占财政支出的比率;外商直接投资( $Fdi$ ),实际外商直接投资额占 GDP 的比率;人均地区生产总值( $Pgdp$ ),采用人均地区生产总值测度。

### (三) 数据来源与说明

本文的研究样本为 2011—2020 年国家自创区沪深 A 股上市公司的数据。自 2009 年国务院批复同意第一个国家自创区——中关村国家自创区以来,现已设立的自创区数量达 23 个。鉴于数据的可得性,本文重点以 2020 年前已批复建设的国家自创区为研究对象,未将 2022 年 4 月批复的长春国家自创区、2022 年 5 月批复的哈大齐国家自创区纳入考虑。企业绿色技术创新的数据来源于国家知识产权局与 CNRDS 数据,最终手工对比匹配而成。数字经济发展水平的数据主要来源于《北京大学数字普惠金融指数》以及国家自创区统计公报。正式、非正式环境规制数据通过搜集政府工作报告中与环境保护相关词频以及百度搜索指数概览整体年均值,手工分类汇总形成。其他数据获取均源于 CSMAR 数据库。本文剔除带有 ST 和 \*ST 标识、样本量数据缺失严重的企业,对相关连续变量进行了上下 1% 的缩尾处理,获取到 1 356 家上市公司的平衡面板数据,共有 12 204 个年度-企业样本观察值。

#### 四、实证结果分析

##### (一) 描述性统计与方差膨胀系数检验

在开展实证研究之前,本文对相关指标进行了描述性统计分析,各变量之间的最值差异相对较大,具体结果如表1所示。与此同时,为进一步验证基准回归方程中是否存在共线性问题,采用方差膨胀系数法对变量间的多重共线性进行了检验。由表2数据可知,VIF的最大值为2.35,并且各个解释变量的均值为1.31,远小于10。由此说明,解释变量之间的多重共线性问题并不严重。

表1 主要变量的描述性统计

变量名称	变量含义	平均值	标准差	中位数	最小值	最大值
lnNGTI	企业绿色技术创新数量	1.1184	1.3641	0.6931	0.0000	7.3639
lnQGTI	企业绿色技术创新质量	0.8678	1.1816	0.0000	0.0000	6.8997
Dige	数字经济发展水平	1.9257	0.7766	1.8537	0.0167	3.9441
ER	正式环境规制	0.0035	0.0013	0.0035	0.0003	0.0079
IER	非正式环境规制	4.0142	0.7860	4.2289	0.2718	4.9513
Rd	科技支出	0.0479	0.0238	0.0480	0.0040	0.1630
Fdi	外商投资	0.0303	0.0184	0.0280	0.0010	0.1980
Pgdp	人均地区生产总值	109900	36124.8988	106400	15895	203500
Age	企业年龄	2.8752	0.3698	2.9444	0.0000	3.7612
Sale	企业规模	8.5336	1.4714	8.3839	1.6478	14.8210
Ftr	固定资产收益率	0.4838	0.6427	0.2803	0.0036	3.9833
Lev	资产负债率	0.4611	0.4536	0.4456	0.0075	28.5477
WW	融资约束	-0.9237	0.3153	-1.0127	-1.2593	-0.0079
HHI	产业集聚	0.1988	0.1728	0.1371	0.0412	0.8783

##### (二) 基准回归分析

数字经济对国家自创区企业绿色技术创新的回归结果见表3。列(1)和列(3)的研究结果显示,在不加入任何控制变量的前提下,数字经济对国家自创区企业绿色技术创新数量和质量都具有显著的驱动效应,其回归系数分别为0.2995和0.2274,通过了10%水平下的显著性检验。在加入控制变量后,表3中列(2)和列(4)的回归结果显示,数字经济对企业绿色技术创新数量和质量都产生了显著的正向效应,表明数字经济发展有助于国家自创区企业绿色技术创新能力的提升,两者的影响系数依次为0.4748和0.3636,通过了1%水平下的显著性检验。回归结果表明,国家自创区衍生的数字技术被广泛运用到企业生产、交换、分配等各个环节,在打破企业信息交流壁垒的同时,降低了企业绿色技术创新的投入成本和技术门槛,推动了企业更多探索绿色的“数字+”技术创新模式,实现了数字技术和绿色创新融合发展,假说1得到实证结果的支持。

##### (三) 稳健性检验

借鉴王军等<sup>[26]</sup>的研究,采用熵权法对国家自创区的数字经济发展水平(Dige)重新进行评估,验证了回归结果的稳健性。参考赵涛等<sup>[21]</sup>的方法,借鉴Nunn and Qian<sup>[27]</sup>的处理方式,本文进一步采用工具变量法验证了研究结果的稳健性<sup>①</sup>。

表2 解释变量的方差膨胀系数

变量	VIF	1/VIF
Pgdp	2.35	0.4254
Rd	2.05	0.4873
Sale	1.23	0.8157
WW	1.21	0.8297
IER	1.18	0.8446
ER	1.13	0.8862
Age	1.13	0.8872
Fdi	1.08	0.9286
Lev	1.04	0.9616
Ftr	1.03	0.9743
HHI	1.01	0.9939
Mean	1.31	

①篇幅所限,稳健性检验和内生性检验结果未在文中列示,备索。

## (四) 异质性分析

## 1. 区域层面异质性

本文将国家自创区的研究样本划分为东部和中西部地区,以检验数字经济影响效应的区位异质性。由表4的结果可知,聚焦东部地区的国家自创区,数字经济对企业绿色技术创新数量和质量的回归系数分别为0.4227和0.4184,在1%的水平下显著为正。但对中西部地区的国家自创区而言,数字经济的回归系数均未通过显著性检验。究其原因,国家自创区不同区域数字经济发展基础、数字技术创新体系有所差异,使得区域数字经济发展不平衡、所处发展阶段不相同。具体来看,东部国家自创区具有优势区位条件,获取数字创新资源便捷、集聚科技创新能力较强,释放数字技术赋能效应促进企业绿色技术创新。中西部国家自创区的数字基础设施建设尚不完善,以数字经济带动园区绿色发展仍存在较大的发展空间。

本文进一步依据国家自创区GDP对数均值将样本划分为高经济和低经济发展水平区域。表5的研究结果表明,在国家自创区高经济发展水平区域,数字经济对企业绿色技术创新数量和质量的的影响依次通过1%和5%水平下的显著性检验,但在国家自创区的低经济发展水平区域,数字经济驱动作用未通过显著性检验。一般而言,经济发展水平较低区域的创新创业环境不完善、技术创新成果转化不充足,造成数字经济发展动力不强劲,难以推动绿色创新效应溢出。相比之下,在经济发展水平较高的国家自创区,其数字经济创新底座更加夯实,依托“先发优势”强化数据要素配置能力,促进企业绿色技术创新活动的开展。

## 2. 行业层面异质性

本文进一步将样本划分为战略性和非战略性新兴产业两个子样本。借鉴刘元锥和华桂宏<sup>[28]</sup>的研究,战略性新兴产业上市企业分类数据源于《战略性新兴产业分类(2018)》和《上市公司行业分类指引》(2012年修订)有关政策文件。由表6的数据结果可知,相较于非战略性新

表3 数字经济对国家自创区企业绿色技术创新的基准回归结果

变量	lnNGTI		lnQGTI	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Dige</i>	0.2995*	0.4748***	0.2274*	0.3636***
	(1.90)	(2.99)	(1.70)	(2.73)
<i>Age</i>	0.2042		0.2952**	
	(1.16)		(2.16)	
<i>Sale</i>	0.2359***		0.1491***	
	(9.82)		(7.01)	
<i>Ftr</i>	0.0468		0.0518*	
	(1.41)		(1.68)	
<i>Lev</i>	0.0199		0.0284*	
	(1.55)		(1.74)	
<i>WW</i>	-0.1767***		-0.1577***	
	(-4.83)		(-5.27)	
<i>HHI</i>	-0.0774		-0.1070*	
	(-1.04)		(-1.74)	
<i>Rd</i>	1.8612**		1.3156**	
	(2.49)		(2.26)	
<i>Fdi</i>	0.6285		0.6256	
	(0.77)		(0.91)	
<i>Pgdp</i>	$1.08 \times 10^{-7}$		$9.67 \times 10^{-7}$	
	(0.10)		(1.08)	
<i>_cons</i>	0.5169***	-2.2070***	0.4292***	-1.8624***
	(9.37)	(-4.61)	(9.11)	(-4.88)
<i>year_FE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>individual_FE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	1356	1356	1356	1356
<i>R<sup>2</sup></i>	0.1796	0.2144	0.1187	0.1461

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著,括号内为*t*值。

表4 所处区位异质性

变量	东部地区		中西部地区	
	lnNGTI	lnQGTI	lnNGTI	lnQGTI
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Dige</i>	0.4227***	0.4184***	0.3385	0.1845
	(2.59)	(2.94)	(0.81)	(0.51)
<i>_cons</i>	-1.9635***	-1.6760***	-3.7262***	-1.9317**
	(-4.15)	(-4.20)	(-3.04)	(-1.84)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>year_FE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>individual_FE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	859	859	497	497
<i>R<sup>2</sup></i>	0.2129	0.1517	0.2089	0.1204

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著,括号内为*t*值。

兴产业,数字经济在战略性新兴产业中的驱动作用更强,对企业绿色技术创新数量和质量影响系数依次为 0.475 8 和 0.389 3。由于战略性新兴产业引领重大技术创新、代表未来产业发展方向,往往处于产业生命周期的成长阶段,国家自创区更倾向于向其提供物质资本、数字技术和创新人才等支持,形成数字经济赋能创新的竞争优势。相比之下,非战略性新兴产业创新主体互动程度和知识溢出效应优势不明显,数字经济绿色创新活力有待进一步激发。

### 3. 企业层面异质性

以企业规模平均数作为分组依据,进一步将样本划分为大规模与非大规模企业两个子样本,结果详见表 7。在国家自创区大规模企业样本中,数字经济发展对企业绿色技术创新数量和质量促进效应更强,影响系数分别为 0.512 8 和 0.693 9;而在非大规模企业样本下,数字经济对企业绿色技术数量的回归系数通过 10% 水平下的显著性检验,但对企业绿色技术创新质量的影响不显著。通常而言,国家自创区大规模企业拥有雄厚的资金、充足的资源和强大的技术支持,更易抓住数字经济发展新优势,围绕产业发展和企业实践中的生态环境问题,积极开展绿色技术攻关和示范应用。对比之下,国家自创区小规模企业的资源基础薄弱、协同联动的技术攻关能力不强,在数字经济发展中尚未处于显著优势地位。

## 五、中介效应与门槛效应检验

### (一) 中介效应检验

就正式环境规制而言,表 8 中的回归结果表明,数字经济对正式环境规制的影响系数为 0.039 9,通过了 10% 水平下的显著性检验,说明了数字经济发展有助于提升正式环境规制强度。纳入正式环境规制中介变量后,表 8 中列(4)与列(5)的回归结果显示,数字经济对国家自创区企业绿色技术创新数量和质量的影响仍在 1% 水平下显著,进一步说明正式环境规制对数字经济与企业绿色技术创新存在部分中介效

表 5 经济发展程度异质性

变量	高经济发展水平		低经济发展水平	
	lnNGTI (1)	lnQGTI (2)	lnNGTI (3)	lnQGTI (4)
<i>Dige</i>	0.695 2 *** (3.05)	0.488 0 ** (2.44)	0.319 0 (1.18)	0.256 4 (1.11)
<i>-cons</i>	-2.396 5 *** (-3.81)	-1.798 1 *** (-3.37)	-1.943 7 *** (-3.09)	-1.768 6 *** (-3.41)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>year_FE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
N	964	964	392	392
R <sup>2</sup>	0.208 6	0.143 1	0.191 3	0.128 5

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示在 1%、5%和 10%的显著性水平下显著,括号内为 *t* 值。

表 6 行业层面异质性

变量	战略性新兴产业		非战略性新兴产业	
	lnNGTI (1)	lnQGTI (2)	lnNGTI (3)	lnQGTI (4)
<i>Dige</i>	0.475 8 ** (2.06)	0.389 3 ** (2.11)	0.424 3 ** (2.00)	0.384 5 ** (2.07)
<i>-cons</i>	-1.944 6 *** (-3.25)	-1.725 7 *** (-3.15)	-1.970 6 *** (-3.10)	-1.700 9 *** (-3.51)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>year_FE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>individual_FE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
N	544	544	812	812
R <sup>2</sup>	0.240 1	0.167 9	0.188 2	0.129 1

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示在 1%、5%和 10%的显著性水平下显著,括号内为 *t* 值。

表 7 企业规模异质性

变量	大规模企业		非大规模企业	
	lnNGTI (1)	lnQGTI (2)	lnNGTI (3)	lnQGTI (4)
<i>Dige</i>	0.512 8 ** (2.21)	0.693 9 *** (3.86)	0.340 6 * (1.79)	0.061 2 (0.41)
<i>-cons</i>	-3.010 6 *** (-4.83)	-2.820 1 *** (-4.91)	-2.953 1 *** (-6.16)	-2.146 7 *** (-5.26)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>year_FE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>individual_FE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
N	851	851	505	505
R <sup>2</sup>	0.232 9	0.166 7	0.117 6	0.077 5

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示在 1%、5%和 10%的显著性水平下显著,括号内为 *t* 值。

应。基于此,充分阐释了数字经济  
经济发展强化了国家自创区企业  
企业可持续性导向,促进政府环境  
监管效率的提升和管理技术的  
进步,助力政府由末端治理  
向前端治理转变,从而促进企  
业绿色技术创新。

就非正式环境规制而言,  
表 9 中列 (3) 的回归结果显  
示,数字经济发展提升了非正  
式环境规制强度,影响系数为  
0.417 2 且通过了 1% 水平下  
的显著性检验。纳入非正式  
环境规制中介变量后,由列(4)  
与列(5)的结果所示,数字经济  
对国家自创区企业绿色技术创  
新数量和质量的回归系数依次  
在 1% 和 5% 水平下显著为正。  
这说明了数字经济发展拓宽了  
社会公众环境保护关注渠道,  
但也间接表明部分企业因社会  
公众监督压力,选择扶持表面  
上的绿色技术创新,致力于追  
求绿色专利申请数量的提升但  
忽视开展实质性的绿色技术创  
新活动。中介效应检验结果表  
明,假说 2 得到验证。

(二) 门槛效应检验

聚焦国家自创区视域,以正式、非正式环境规制强度的门槛值为切入点,深入探讨数字经济对企业绿色技术创新数量和质量的门槛效应。在证明面板门槛效应的存在后,利用“自助法”(Bootstrap)反复抽样 1 000 次,依次估计正式、非正式环境规制约束下的门槛值。如表 10 所示,在正式环境规制门槛变量下,数字经济对企业绿色技术创新数量通过双重门槛检验,对企业绿色技术创新质量通过单一门槛检验;在非正式环境规制门槛变量下,数字经济对企业绿色技术创新数量和质量都通过单一门槛检验。

表 8 正式环境规制的中介效应

变量	lnNGTI (1)	lnQGTI (2)	ER (3)	lnNGTI (4)	lnQGTI (5)
Dige	0.474 8*** (2.99)	0.363 6*** (2.73)	0.039 9* (1.79)	0.461 2*** (2.95)	0.357 9*** (2.71)
ER			0.341 0*** (3.39)	0.141 9* (1.70)	
_cons	-2.207 0*** (-4.61)	-1.862 4*** (-4.88)	0.519 4*** (7.82)	-2.384 2*** (-4.78)	-1.936 1*** (-4.91)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	
year_FE	Yes	Yes	Yes	Yes	
individual_FE	Yes	Yes	Yes	Yes	
N	1 356	1 356	1 356	1 356	1 356
R <sup>2</sup>	0.214 4	0.146 1	0.260 1	0.216 2	0.146 6

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著,括号内为t值。

表 9 非正式环境规制的中介效应

变量	lnNGTI (1)	lnQGTI (2)	ER (3)	lnNGTI (4)	lnQGTI (5)
Dige	0.475 8*** (2.99)	0.365 0*** (2.73)	0.417 2*** (3.78)	0.434 7*** (2.67)	0.348 6** (2.56)
IER				0.096 2*** (4.00)	0.035 7* (1.70)
_cons	-2.150 7*** (-4.55)	-1.819 1*** (-4.80)	3.467 0*** (24.21)	-2.540 6*** (-5.26)	-1.986 7*** (-5.19)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
year_FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	1 356	1 356	1 356	1 356	1 356
R <sup>2</sup>	0.211 0	0.141 5	0.343 4	0.216 5	0.146 5

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著,括号内为t值。

表 10 门槛效应检验结果

门槛变量	Dige→lnGTI	门槛个数	F 统计量	P 值	1% 临界值	5% 临界值	10% 临界值
ER	lnNGTI	单一门槛	92.77	0.000 0	18.057 6	14.066 6	11.955 4
		双重门槛	14.80	0.063 3	19.604 6	15.597 6	12.663 2
		三重门槛	10.16	0.176 7	33.770 6	19.830 0	13.636 5
	lnQGTI	单一门槛	16.50	0.040 0	19.012 6	16.154 1	12.949 4
		双重门槛	7.71	0.410 0	24.620 4	19.286 2	15.930 5
		单一门槛	48.65	0.000 0	28.453 8	21.139 7	18.540 3
IER	lnNGTI	单一门槛	10.58	0.443 3	34.034 5	23.216 7	19.318 1
		单一门槛	23.73	0.010 0	23.052 8	18.566 7	14.605 4
	lnQGTI	双重门槛	10.58	0.150 0	20.750 5	15.533 8	13.068 9

## 1. 正式环境规制的门槛效应

表 11 中列(1)与列(2)的回归结果表明,伴随正式环境规制门槛值的提升,数字经济对国家自创区企业绿色技术创新数量和质量的的影响呈现“边际效应递增”特征。就企业绿色技术创新数量而言,当门槛变量正式环境规制强度低于 0.001 7 时,数字经济对其影响未通过显著性检验;当正式环境规制强度介于门槛值 0.001 7 和 0.005 9 之间时,数字经济对企业绿色技术创新的回归系数为 0.688 0 且在 1% 水平下通过显著性检验;当正式环境规制强度高于 0.005 9 时,数字经济对企业绿色技术创新的回归系数提高为 0.821 9。就企业绿色技术创新质量而言,当门槛变量正式环境规制强度低于 0.005 0

时,数字经济对其影响系数为 0.441 2,在 1% 水平下显著为正;当正式环境规制强度高于门槛值 0.005 0 时,数字经济对企业绿色技术创新质量的促进作用达到 0.524 1。数字经济发展促进了政府环境监管效率的提升,助力政府由末端治理向前端治理转变,进而提升企业绿色技术创新水平。

## 2. 非正式环境规制的门槛效应

表 11 中列(3)与列(4)的回归结果表明,伴随非正式环境规制门槛值的提升,数字经济对国家自创区企业绿色技术创新数量和质量的促进作用更为显著。就企业绿色技术创新数量而言,当非正式环境规制强度低于 2.588 7 门槛值时,数字经济对其影响未通过显著性检验;当非正式环境规制强度高于门槛值 2.588 7 时,数字经济对企业绿色技术创新的影响系数为 0.578 2,在 1% 水平下显著为正。就企业绿色技术创新质量而言,当非正式环境规制强度低于 2.697 6 时,数字经济对其影响未通过显著性检验;当非正式环境规制强度高于 2.697 6 时,数字经济的促进作用最强且通过 1% 水平下的显著性检验。在此情境下,社会公众提高了对企业环境污染行为的关注程度,利用软约束和隐形压力激发企业依托数字技术赋能绿色创新活动。由此,门槛效应检验结果表明,假说 3 得到实证结果支持。

## 六、研究结论与政策启示

本文以 2011—2020 年国家自创区沪深 A 股上市公司为研究样本,实证探究数字经济发展对企业绿色技术创新的赋能效应及传导途径,并考察了正式与非正式环境规制的门槛效应。聚焦国家自创区的研究表明:(1)数字经济发展显著促进了企业绿色技术创新,且细分企业绿色技术创新数量和质量,数字经济对企业绿色技术创新数量的正向驱动效应更强。(2)数字经济发展对企业绿色技术创新的影响存在明显的异质性。具体来看,数字经济显著促进了国家自创区东部地区、高经济发展水平区域、战略性新兴产业和大规模企业的绿色技术创新。(3)数字经济发展通过双重环境规制传导途

表 11 数字经济影响国家自创区企业绿色技术创新门槛模型的回归结果

门槛变量	ER		IER	
	(1)	(2)	(3)	(4)
$Dige \times I(ER \leq 0.0017)$	-0.0129 (-0.07)			
$Dige \times I(0.0017 < ER \leq 0.0059)$	0.6880*** (4.36)			
$Dige \times I(ER > 0.0059)$	0.8219*** (5.57)			
$Dige \times I(ER \leq 0.0050)$		0.4412*** (3.50)		
$Dige \times I(ER > 0.0050)$		0.5241*** (4.22)		
$Dige \times I(IER \leq 2.5587)$			0.1900 (1.15)	
$Dige \times I(IER > 2.5587)$			0.5782*** (3.85)	
$Dige \times I(IER \leq 2.6976)$				0.2218 (1.56)
$Dige \times I(IER > 2.6976)$				0.4522*** (3.63)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>year_FE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>individual_FE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
N	1356	1356	1356	1356
R <sup>2</sup>	0.2083	0.1375	0.2051	0.1388

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著,括号内为t值。

径促进企业绿色技术创新。在双重环境规制强度约束下,数字经济对企业绿色技术创新具有“边际效应递增”的门槛特征。

基于上述分析,本文提出以下政策建议:(1)做好国家自创区数字经济顶层设计,发挥数字经济的绿色创新效应。建立健全数字经济引领绿色创新的政策体系,培育以数据为核心要素的数字生态环境,秉持“企业主体、先行先试”的理念,促使企业微观主体借助数字经济红利促进绿色技术创新。(2)优化国家自创区差异化分区施策模式,提高区域数字经济发展的普惠性。结合国家自创区各个区域的地理位置特点、经济发展水平,坚持因地制宜、差异化分区施策。例如,针对长株潭、乌昌石等位于中西部地区、经济发展水平较低的国家自创区,应加强数字基础设施建设,进一步深化数字经济对企业绿色技术创新的驱动效应。(3)促进国家自创区数字技术与环境监管深度融合,激发政府统筹和公众参与环境治理积极性。国家自创区应提高政府环境监管力度与效率,将数字技术与治理理论融入数字政府的建设,运用大数据、人工智能等前沿技术提高环境监管科学性,以有效的环境约束激励企业绿色技术创新。

#### 参考文献:

- [1]孟韬,李东轩,赵非非.“双碳”背景下制造业企业意义导向创新生态系统构建[J].科学学与科学技术管理,2022,43(7):156-166.
- [2]MA D, ZHU Q. Innovation in emerging economies: research on the digital economy driving high-quality green development [J]. Journal of business research, 2022, 145: 801-813.
- [3]李三希,黄卓.数字经济与高质量发展:机制与证据[J].经济学(季刊),2022,22(5):1699-1716.
- [4]PAN W, XIE T, WANG Z, et al. Digital economy: an innovation driver for total factor productivity[J]. Journal of business research, 2022, 139: 303-311.
- [5]韩先锋,肖坚,董明放.创新驱动、产权保护与数字技术创新“量质齐升”——基于多重政策组合新视角[J].产业经济研究,2024(1):29-41+128.
- [6]TING A, GRAY S J. The rise of the digital economy: rethinking the taxation of multinational enterprises[J]. Journal of international business studies, 2019, 50(9): 1656-1667.
- [7]TEECE D J. Profiting from innovation in the digital economy: enabling technologies, standards, and licensing models in the wireless world[J]. Research policy, 2018, 47(8): 1367-1387.
- [8]沈剑飞,李亚杰,王涛,等.数字化转型与企业资本结构动态调整[J].统计与信息论坛,2022,37(12):42-54.
- [9]黄宏斌,刘倩茹,冯皓.数字经济时代“互联网+”是上市公司逆袭的利器吗?——基于自媒体新产品信息披露的研究[J].外国经济与管理,2021,43(5):137-152.
- [10]肖静,曾萍,任鸽.如何提升制造业绿色转型绩效?——基于TOE框架的组态研究[J].科学学研究,2022,40(12):2162-2172.
- [11]程广斌,吴家庆,李莹.数字经济、绿色技术创新与经济高质量发展[J].统计与决策,2022,38(23):11-16.
- [12]茹慧超,邓峰.数字消费与绿色创新驱动:增量与提质能否兼得?[J].南京财经大学学报,2024(1):100-110.
- [13]TEECE D J. Explicating dynamic capabilities: the nature and microfoundations of (sustainable) enterprise performance [J]. Strategic management journal, 2007, 28(13): 1319-1350.
- [14]朱于珂,高红贵,丁奇男,等.地方环境目标约束强度对企业绿色创新质量的影响——基于数字经济的调节效应[J].中国人口·资源与环境,2022,32(5):106-119.
- [15]ZHANG J, LIANG G, FENG T, et al. Green innovation to respond to environmental regulation: how external knowledge adoption and green absorptive capacity matter? [J]. Business strategy and the environment, 2020, 29(1): 39-53.
- [16]马宗国,蒋依晓.国家自主创新示范区产业转型升级的影响因素与路径选择——基于fsQCA方法的实证分析[J].科技进步与对策,2023,40(2):50-59.

- [17] 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.
- [18] HANSEN B E. Threshold effects in non-dynamic panels: estimation, testing, and inference[J]. Journal of econometrics, 1999, 93(2): 345-368.
- [19] 胡江峰,黄庆华,潘欣欣. 碳排放交易制度与企业创新质量:抑制还是促进[J]. 中国人口·资源与环境,2020,30(2):49-59.
- [20] 齐绍洲,林岫,崔静波. 环境权益交易市场能否诱发绿色创新?——基于我国上市公司绿色专利数据的证据[J]. 经济研究,2018,53(12):129-143.
- [21] 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.
- [22] 陈诗一,陈登科. 雾霾污染、政府治理与经济高质量发展[J]. 经济研究,2018,53(2):20-34.
- [23] 吴力波,杨眉敏,孙可贺. 公众环境关注度对企业和政府环境治理的影响[J]. 中国人口·资源与环境,2022,32(2):1-14.
- [24] 饶萍,吴青. 数字普惠金融对企业全要素生产率的影响[J]. 统计与决策,2022,38(16):142-146.
- [25] WHITED T M, WU G. Financial constraints risk[J]. The review of financial studies, 2006, 19(2): 531-559.
- [26] 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.
- [27] NUNN N, QIAN N. US food aid and civil conflict[J]. The American economic review, 2014, 104(6): 1630-1666.
- [28] 刘元维,华桂宏. 金融科技能否通过缓解金融错配促进企业创新可持续性——来自战略性新兴产业上市公司的经验证据[J]. 中国科技论坛,2023(4):122-132.

(责任编辑:陈 春;英文校对:谈书墨)

## Digital Economy, Dual Environmental Regulation, and Green Technology Innovation of Enterprises in the National Innovation Demonstration Zones

MA Zongguo<sup>1</sup>, LIU Yanan<sup>2</sup>

(1. School of Business Administration, Guangdong University of Finance & Economics, Guangzhou 510320, China;

2. Business School, Shandong Normal University, Jinan 250358, China)

**Abstract:** This study explores the logical relationship among the digital economy, dual environmental regulation, and green technology innovation, which are critical for the National Innovation Demonstration Zones (NIDZs) in achieving green and high-quality development. Using a sample of NIDZ companies with A-share listings in Shanghai and Shenzhen from 2011 to 2020, we empirically analyze the impact of the digital economy on enterprises' green technological innovation, including the conduction and threshold effects of dual environmental regulation. The results show that the digital economy has a significant promotional effect on green technology innovation by enterprises in the NIDZs, and this result varies significantly across different regions, industries, and enterprise levels in these zones. The digital economy promotes green technological innovation among enterprises in NIDZs through a dual environmental regulation transmission pathway. Further, according to the threshold effect test, with an increase in the intensity of dual environmental regulation, the impact of the digital economy on green technology innovation of NIDZ enterprises shows the threshold characteristic of "increasing marginal effect." Based on this, the NIDZs should focus on the top-level design of the development of the digital economy and give full play to its enabling effect on enterprises' green technological innovation in the NIDZs.

**Key words:** digital economy; dual environmental regulation; enterprise green technology innovation; listed enterprises in the National Innovation Demonstration Zones