

DOI: 10.15918/j.jbitss1009-3370.2024.1292

环境规制、数字化转型与绿色技术创新 ——来自中国工业企业的数据分析

任广乾, 赖浣峰, 赵乐凡

(郑州大学 商学院, 河南 郑州 450001)

摘要: 在工业强国战略日益深化的背景下, 环境规制对工业企业绿色技术创新的影响已成为研究的热点问题。利用 2007—2021 年中国 A 股工业上市公司为研究样本的有效数据, 构建非线性模型进行实证研究, 研究发现: 环境规制强度与工业企业绿色技术创新呈“U 形”关系, 环境规制在低强度范围内抑制了绿色技术创新, 而在达到最佳环境强度范围时则促进了绿色技术创新。数字化转型对工业企业绿色技术创新有正向影响。数字化转型是环境规制强度促进绿色技术创新关系的重要途径, 政府环境规制驱动企业数字化转型进而作用于绿色技术创新。异质性检验发现, 环境规制对绿色技术创新的影响在东西部地区、政府补贴程度高和非国有工业企业中的影响更为显著。未来应适度加强环境规制强度, 同时通过企业数字化转型, 持续推动工业企业绿色技术创新, 构建绿色低碳循环发展经济体系。

关键词: 环境规制强度; 绿色技术创新; 数字化转型; 工业企业; 异质性检验

中图分类号: F270

文献标志码: A

文章编号: 1009-3370(2024)03-0028-15

绿色技术创新是企业保持竞争优势的源泉, 是中国创造新的经济增长点的同时, 深入实施双碳战略的根本途径。中国转型前期, 用高能耗、高污染、高排放和低效益的粗放发展方式发展国民经济, 不仅没有构建核心技术体系, 也导致了环境污染问题的日益严重。工业绿色技术创新体系构建迫在眉睫, 推动工业转型发展刻不容缓。党的二十大报告明确要求“构建市场导向的绿色技术创新体系”, 强调绿色技术创新是建设生态文明的关键。2021 年, 国务院发布《国务院关于加强建立健全绿色低碳循环发展经济体系的指导意见》^①, 进一步强调要加快构建以企业为主体的绿色技术创新体系, 为绿色低碳循环经济体提供持续动力。绿色技术创新是一项投资风险较大和不确定性较高的系统工程, 离不开外部“有形之手”的驱动和支持, 环境规制是政府利用经济行政手段调控企业行为, 以达到环境污染治理的防控目的, 进而解决污染问题的重要手段, 环境规制对绿色技术创新的重要性不言而喻。同时, 在国家“十四五”规划和 2035 年远景目标纲要中, “加快数字化发展, 建设数字中国”单独成章, 提出充分发挥海量数据和丰富应用场景优势, 促进数字技术与实体经济深度融合, 深化生产制造过程的数字化应用, 赋能绿色制造^[1]。数字化转型是工业企业实现绿色技术创新的重要路径^[2], 也是政府规范企业行为, 实现地方数字经济与绿色环境双赢的重要途径。一方面, 政企之间存在信息不对称的客观原因, 企业可能存在机会主义行为^[3], 政府会推动调节数字化转型从而降低信息不对称程度^[4]。另一方面, 政府环境规制提高了合同签订和实施的交易成本^[5], 提高了可置信承诺, 因此企业更倾向于投资于数字化专用性资产, 降低环境风险承担水平^[6]。通过数字化转型这一行为, 实现环境规制的经验式环境治理走向智慧型环境治理的改革^[7]。

企业技术创新能力一直是中国经济学界关注的热点话题^[8], 绿色技术创新是推动高质量发展的关键^[9]。已有研究从不同层面对环境规制与绿色技术创新的关系进行了探讨, 环境规制^[10]、外商投资^[11]、政府补

收稿日期: 2023-07-15

基金项目: 国家社会科学基金重点项目“政府激励行为下混合所有制改革的模式选择及治理机制优化研究”(22AGL017)

作者简介: 任广乾(1982—), 男, 教授, 河南省社会科学院博士后, E-mail: rgq1982@163.com; 赖浣峰(1999—), 女, 硕士研究生, E-mail: tl368322498@163.com; 赵乐凡(1999—), 女, 硕士研究生, E-mail: Zhaolefan123@163.com

① https://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/2021-02/22/content_5588274.htm。

贴^[12]等宏观制度环境是影响企业绿色技术创新的重要因素,在微观层面上,董事会治理^[13]、企业高管因素^[14]和数字化^[15]等是研究企业绿色技术创新的主要方向。从研究对象来说,学者多从制造业^[16]角度探讨环境规制与绿色技术创新的关系,还有的学者从资源型企业^[17]等进行研究,学术界对于绿色技术创新影响因素的研究已较为充分,由于研究的侧重点各不相同,工业企业作为创新主体的作用并未得到充分的关注,且环境规制对绿色技术创新的影响机制尚未得到充分探讨。在以数据价值为竞争力的背景下,工业企业的数字化转型进程备受关注,企业接受和响应政府环境规制的行为中,会增强企业数字化转型的动力,提升其治理水平和资源获取能力,从而破解工业企业绿色技术创新面临的压力和挑战,提高工业企业绿色技术创新能力。

与现有文献相比,本文的潜在贡献有三点:第一,完善环境规制强度对工业企业绿色技术创新影响的理论研究,通过从成本效应和波特效应两个角度研究环境规制强度对工业企业绿色技术创新的影响,可以更加真实全面地评估环境规制强度对工业企业绿色技术创新影响的动态变化程度。第二,分析数字化转型在二者之间的中介效应,打开“环境规制强度—工业企业绿色技术创新”机理的黑箱,并在此基础上探讨环境规制强度与工业企业绿色技术创新之间的传导关系,丰富了政府环境规制与工业企业绿色技术创新影响的理论。第三,从异质性视角考察了环境规制强度对工业企业绿色技术创新的影响,发现环境规制强度对东西部工业企业、有政府补贴的工业企业和非国有工业企业均有显著影响,为政策制定者精准决策提供了理论依据。

一、理论分析与研究假设

(一)环境规制强度对工业企业绿色技术创新的影响

现有研究从不同视角评价环境规制对技术创新影响的研究,由于企业性质、样本范围和研究变量等不同原因,环境规制对技术创新的影响主要有三种观点^[18-19]:第一种观点是成本效应,新古典主义传统学派基于静态视角提出环境规制增加企业生产成本、挤占国内外市场资源^[20],制约经济的发展,阻碍技术创新^[21]。第二种观点是波特效应,Porter^[22]从动态角度分析认为适度的环境规制强度促进创新,竞争优势取决于变动约束条件下的改进与创新^[23]。中国部分学者通过非线性门槛面板模型和演化博弈等验证了波特假说在中国成立的证据^[24-25]。第三种是不确定性观点,该观点认为环境规制对绿色技术创新兼具成本效应和波特效应^[26-31],最后的影响取决于波特效应的大小。由于绿色技术创新具有双重外部性,环境规制作为外部驱动力影响企业生产结构,推动绿色技术创新活动^[32]。当环境规制强度较低时,对企业的影响主要表现为成本效应。从直接角度来看,环境规制是将外部治污成本内部化,直接增加了企业成本^[33]。从间接角度来看,政府环境规制管控有污染性质的原材料,对市场释放了绿色经济的信号,企业出于价值最大化的目标,会倾向于购买清洁性质的替代原材料,减少污染排放,短期的边际收入远远低于边际成本,这增加了企业的生产成本^[34]。环境规制强度对绿色技术创新具有中长期激励作用和正反馈作用^[35]，“波特效应”和“绿色技术创新”成为企业新的竞争优势。随着环境规制强度不断提升,波特效应的匹配程度不断提高。适当的、严格的环境法规可以鼓励企业投资于绿色技术创新,激发研发活力,提高绿色技术的效率和创新能力,并抵消部分或全部成本。环境规制对绿色技术创新的激励作用显著,政府的正反馈将进一步提高绿色技术的创新潜力。

中国越来越多的学者对企业绿色技术创新领域进行理论和实证研究,其中大多数学者采用产品投入产出或绿色技术创新申请衡量企业绿色技术创新水平,本文采用绿色技术专利授权数可以体现企业更真实的创新活动。环境规制是工业企业绿色技术创新的外部驱动力,但是现有研究主要以整体上市公司或省级地区为主,并未聚焦于具体企业中。绿色技术创新是工业企业的核心竞争力,响应好政府环境规制,借助政府环境规制对企业的波特效应,对于工业企业发展绿色技术创新意义重大。据上述分析,本文将基于绿色技术专利授权,研究政府环境规制对工业企业绿色技术创新的关系,据此,本文提出以下假设:

假设1. 环境规制强度与工业企业绿色技术创新之间存在“U形”关系。

(二)数字化转型对工业企业绿色技术创新的影响

数字化是技术变革的重要战略方向,随着中国数字化转型的不断深入,管理领域的学者从不同视角研究数字化转型,大部分学者研究支持数字化转型促进企业绩效的结论。数字化转型天然地嵌入了绿色发展理念,能够为绿色技术创新提供强大的内在驱动力^[36],本文从治理逻辑和资源逻辑角度探讨数字化转型对绿色技术创新的积极影响,数字化转型将通过优化资源配置和提高整合效率来改善业务运营和企业绩效^[37],对于企业实现快速成长和价值提升具有重要意义^[38]。

从治理逻辑看,数字化转型可以通过数字化流程管理,缓解企业内部代理冲突,从而提升绿色技术创新。相比于传统的技术创新活动,绿色技术创新活动具有更强的专业性和高度不确定性,为了规避风险,自私的管理者往往追求眼前利益的机会主义动机,这抑制了公司的绿色技术创新战略^[39],而推动数字化转型可以有效提高治理效率。

首先,数字化转型可以通过提高管理、运营和生产流程的透明度,减少管理层投机取巧的机会,降低企业监督的成本,鼓励采用绿色技术,从而鼓励企业的内部变革^[40]。其次,数字化转型正向作用于企业动态能力,提高组织流程的数字化水平,有助于提高管理层、股东和员工之间沟通效率,管理层和股东之间的矛盾得到解决,绿色技术创新得到有效推动。

从资源逻辑看,数字化转型能够加速数据流动,优化资源配置,提高企业财务能力,进而改善企业运营,促进绿色技术创新^[37]。从企业内部资源配置来看,企业淘汰传统落后产能,数字化生产过程和技术可以提高内部生产制造效率,提升专业化分工水平^[41],扩大产能,形成规模效应,提高创新回报,对企业利用绿色研发能力产生积极影响,支持企业绿色技术创新,提高企业绿色技术创新水平^[42]。在获取公司的外部资源方面,数字化转型促进了企业数据信息的有效流动。提高企业数据信息的高效流动并向外界输出可利用信息,改善企业内外部信息不对称程度的情况,减少投资者信息搜寻和签订契约等外部交易成本^[41],同时,企业的数字化转型向外界传递了有利发展前景的积极信号,提高了企业的财务能力,有助于为企业吸引更多的外部投资。增强企业的创新能力、应对冲击能力以及可持续发展能力^[43]。基于上述理论分析,本文提出如下假设:

假设2.数字化转型与工业企业绿色技术创新存在正相关关系。

二、研究设计

(一)样本选取和数据来源

综合考虑工业企业的代表性、环境影响程度、行业广泛性和数据可获得性等因素,本文的研究样本来自2007—2021年的A股上市工业企业。选取A股上市工业企业作为研究对象的依据:第一,工业企业是技术创新的重要载体,为了实现“双碳”目标与经济高质量发展,工业企业不仅会面临更加严格的环境政策约束,还要推动企业的技术升级与经济绩效的提高,绿色技术创新是工业企业稳增长的重要推动力。第二,工业企业是二氧化碳排放总量的重要组成部分,特别是在生产过程中会对环境造成不同程度的污染,是政府和环境保护部门关注的重点对象。第三,工业企业规模庞大,涵盖了广泛的产业范围,实证研究结果具有一定的代表性,可避免行业差异性对实证结果造成的影响。第四,上市工业企业披露信息相对完善,政府和环保部门对工业企业的监督力度较大,企业环境行为相关数据较易获取,为实证研究提供了数据基础。

环境规制数据来源于国家统计局,企业绿色专利申请数据来源于国家知识产权局专利数据库,并与世界知识产权组织(WIPO)国际专利分类(IPC)绿皮书进行比对。为了提高样本的代表性,本文对数据进行了以下预处理:(1)剔除ST样本;(2)剔除变量缺失样本;(3)剔除极端异常值样本。经过上述处理,最终获得了1817个有效样本企业,包括十四个会计年度共计24370个样本观测值。采用描述性统计分析、回归分析等实证研究方法,使用Excel和Stata17统计分析程序对数据进行处理和分析,并对所有连续变量进行缩尾处理,以消除极端值的影响。

(二)变量说明与指标界定

1. 被解释变量:绿色技术创新

由于经过实质审查后的专利授权数能更真实地反映企业实际绿色技术创新活动,本文参考齐绍洲等^[44]

的研究思路，将上市公司绿色技术专利授权数衡量工业企业绿色技术创新，用GT表示。

2. 解释变量：环境规制

虽然学术界没有统一的方法来衡量环境规制，但一般从两个角度来衡量：一是环境规制强度。环境规制强度是企业治污成本的反映，环境监管的力度越大，企业的环保成本就越高。国内外学者分别采用行业污染减排投资^[45]、单位产值企业的治污成本^[46]和排污费征收额衡量环境规制。二是环境规制效果。通过二氧化硫去除率、工业烟尘去除率等指标综合衡量环境规制水平^[47]。考虑到本文中环境规制是用于研究微观工业企业行为，参考范洪敏和穆怀^[48]的研究，本文从环境规制强度的角度设置环境规制指标，采用工业污染治理投资完成额占工业增加值的比重衡量环境规制。比重越高，说明政府对工业污染治理的投资越多，环境规制的强度也就越大。同时，为了方便地处理数据，参考王国印和王^[49]对环境规制变量的处理，本文将环境规制强度变量扩大100倍，以减少估计系数偏大的现象。

3. 中介变量：数字化转型

为反映企业的数字化发展程度，借鉴吴非等^[50]的做法，从全部上市企业年报全文中提取计算大数据技术、人工智能技术、数字技术运用，以及全部数字化转型特征词的词频总数，将其作为企业数字化转型水平的测度指标DIGI。

4. 控制变量

本文借鉴任广乾等^[51]的做法，从企业特征、财务状况以及治理结构三个层面加入了控制变量，具体包括企业规模（Size）、资产负债率（Lev）、营业收入增长率（Growth）、董事人数（Board）、市场价值（TobinQ）、公司成立年限（FirmAge）、管理层持股比例（Mshare）和大股东资金占用（Occupy）共计8个变量。另外，为了控制行业效应和时间效应对模型产生的影响，本文引入了行业虚拟变量（Ind）和年度虚拟变量（Year）。表1为本文的变量定义表。

表 1 变量定义及界定标准

变量性质	变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量	绿色技术创新	GT	上市工业企业绿色专利授权数
解释变量	环境规制	ER	工业治理投资完成额与工业增加值的比值
中介变量	数字化转型	DIGI	数字化发展程度词频
控制变量	企业规模	Size	企业员工总人数取自然对数
	资产负债率	Lev	年末总负债除以年末总资产
	营业收入增长率	Growth	本年营业收入除以上一年营业收入减1
	董事人数	Board	董事会人数取自然对数
	企业成长性	TobinQ	（流通股市值 + 非流通股股份数*每股净资产 + 负债账面值）除以总资产
	公司成立年限	FirmAge	当年年份减去公司成立年份加1的对数值
	管理层持股比例	Mshare	管理层持股数据除以总股本
	大股东资金占用	Occupy	其他应收款除以总资产
	行业虚拟变量		Ind
	年度虚拟变量		Year

（三）模型构建

根据上述因果分析，本文构建如下计量模型实证检验环境规制强度对绿色技术创新的影响

$$GT = \beta_0 + \beta_1 ER_{i,t} + \beta_2 ER_{i,t}^2 + \beta_T \sum_{T=3}^n Control_{i,t-1} + \sum Industry + \sum Year + \partial_{i,t}$$

(1)

$$GT = \beta_0 + \beta_1 DIGI_{i,t} + \beta_2 \sum_{T=2}^n Control_{i,t-1} + \sum Industry + \sum Year + \partial_{i,t}$$

(2)

其中，ER代表环境规制强度；GT代表绿色技术创新；Control表示控制变量； $\partial_{i,t}$ 表示随机扰动项。

三、实证结果分析

（一）描述性统计分析

表2列出了主要变量的主要描述性统计，包括全部样本的观测值、平均值、标准差、最小值和最大值。被解释变量是绿色专利授权量（GT），最大值为32件，平均授权量约为1.40件，说明绿色技术创新整体实力有待提高。环境规制强度（ER）均值为2.15，标准差为1.70，说明我国环境规制整体差异较大，存在部分地区环境规制弱，部分地区环境规制较强的现象。数字化转型水平（DIGI）平均值为6.12，反映企业在数字化技术方面的应用和转型水平。在其他控制变量中，企业规模（Size）的对数平均值为7.70，企业资产负债率（Lev）约为42%，营业收入增长率（Growth）平均约为18%，董事人数（Board）平均值约为2.13，市场价值（TobinQ）均值约为2.15，公司成立年限（FirmAge）平均约为2.84，管理层持股比例（Mshare）平均约为13%，大股东资金占用（Occupy）约为1%。

表2 主要变量的描述性统计特征

变量	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
GT	24 370	1.40	4.46	0.00	32.00
ER	24 370	2.15	1.70	0.12	9.26
DIGI	24 370	6.12	14.00	0.00	88.00
Size	24 370	7.70	1.19	4.63	10.96
Lev	24 370	0.42	0.21	0.06	1.01
Growth	24 370	0.18	0.42	-0.56	2.89
Board	24 370	2.13	0.20	1.61	2.71
TobinQ	24 370	2.15	1.45	0.88	9.64
FirmAge	24 370	2.84	0.34	1.79	3.50
Mshare	24 370	0.13	0.20	0.00	0.69
Occupy	24 370	0.01	0.02	0.00	0.16

（二）相关性分析

表3汇报了主要变量的相关系数特征，从表3的相关分析结果可以看出，环境规制强度与企业的绿色技术创新在1%的水平上负相关，企业规模（Size）、资产负债率（Lev）、董事人数（Board）、市场价值（TobinQ）与企业绿色技术创新在1%的水平上显著正相关，公司成立年限（FirmAge）与企业绿色技术创新在10%的水平上正相关，管理层持股比例（Mshare）与企业绿色技术创新在1%的水平上负相关关系，营业收入增长率（Growth）与企业绿色技术创新在10%的水平上负相关关系，大股东资金占用（Occupy）与企业绿色技术创新无显著的相关关系。VIF系数为1.15，完全小于10，说明本文构建的多元回归模型不存在严重的共线性问题。

表3 主要变量的相关系数特征

变量	GT	ER	Size	Lev	Growth	Board	TobinQ	FirmAge	Mshare	Occupy
GT	1.000									
ER	-0.061***	1.000								
Size	0.271***	0.048***	1.000							
Lev	0.107***	0.081***	0.341***	1.000						
Growth	-0.011*	-0.010	0.015**	0.024***	1.000					
Board	0.071***	0.127***	0.256***	0.165***	-0.010	1.000				
TobinQ	-0.086***	-0.005	-0.322***	-0.155***	0.049***	-0.117***	1.000			
FirmAge	0.011*	-0.143***	0.073***	0.101***	-0.050***	-0.014**	0.032***	1.000		
Mshare	-0.037***	-0.157***	-0.247***	-0.318***	0.048***	-0.207***	-0.025***	-0.171***	1.000	
Occupy	-0.004	0.042***	-0.075***	0.198***	-0.056***	-0.027***	0.084***	0.028***	-0.096***	1.000

注：***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平下显著；括号内为T值。

（三）基准回归结果分析

表4报告了文章的基准结果，列（1）和列（2）考察了环境规制强度对工业企业绿色技术创新的影响，发现环境规制强度与企业绿色技术创新之间存在显著的“U形”关系。列（1）为不加入控制变量的回归结果， ER^2 的系数为0.018， ER 的系数为-0.260；列（2）引入控制变量后， ER^2 的系数为0.020， ER 的系数为-0.306，系数均在1%的统计水平上显著，换言之，在环境规制强度尚未达到拐点之前，随着环境规制强度的增加，成本效应超过波特效应，工业企业的绿色技术创新水平下降，而在环境规制强度超过拐点之后，环境规制强度正向作用于绿色技术创新，经济意义为，企业产生的创新效应可以补偿成本投入，提升绿色技术创新能力，这一结果验证了假设1。

表 4 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	GT	GT	GT	GT
ER	-0.260*** (-4.72)	-0.306*** (-5.73)		
ER ²	0.018*** (3.20)	0.020*** (3.68)		
DIGI			0.023*** (8.26)	0.019*** (7.24)
Size		1.001*** (24.30)		0.990*** (24.21)
Lev		0.426*** (3.43)		0.433*** (3.47)
Growth		-0.240*** (-4.96)		-0.250*** (-5.17)
Board		0.725*** (4.11)		0.716*** (4.07)
TobinQ		0.022 (1.39)		0.024 (1.57)
FirmAge		-0.708*** (-7.12)		-0.657*** (-6.56)
Mshare		-0.049 (-0.38)		0.043 (0.34)
Occupy		5.446*** (5.25)		4.734*** (4.52)
Ind	控制	控制	控制	控制
Year	控制	控制	控制	控制
常数项	0.781*** (4.46)	-6.983*** (-12.37)	0.154 (1.25)	-7.776*** (-13.63)
N	24370	24370	24370	24370
R ²	0.040	0.116	0.043	0.116
F	64.69	50.33	68.04	52.23

注：***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平下显著；括号内为T值。

表4的列（3）和列（4）列出了数字化转型对绿色技术创新正向影响的估计结果，列（3）中不含控制变量的回归结果显示，数字化转型的回归系数为0.023，列4中含控制变量的回归系数为0.019，在1%的水平上显著性。这一结果验证了假设2。由此可以看出，数字化转型对工业企业绿色技术创新具有重要影响，数字化转型可以通过治理效应和资源效应来促进工业企业的绿色技术创新动力。

（四）环境规制强度影响绿色技术创新的机制分析

转型时期的中国经济和环境的共赢发展是备受关注的话题，经济增长和环境保护是一组难以平衡的矛盾。政府环境规制将企业生产活动中对外部环境造成的损失内部化到企业成本中^[3]，这会影 响企业数字化转型动力，进而对数字化赋能工业企业绿色技术创新产生影响。规制政策本身作为公共政策是一种特殊的公共产品，存在外部性，它产生的社会效果往往很难直接测度^[26]，因此，政府环境规制通过提升环境规制强度，将环保压力传导给企业，可能会影响数字化转型动力和能力，进而影响企业绿色技术创新。

在验证假设 1 和假设 2 之后，为考察数字化转型在环境规制和绿色技术创新之间的中介效应，本文利用全样本观测值，借鉴温忠麟和叶宝娟^[52]的研究，构建非线性关系的中介效应检验，在式（1）的基础上以下两个方程的回归系数进行了检验

$$DIGI_{i,t} = \beta_0 + \beta_2 ER_{i,t} + \beta_3 ER_{i,t}^2 + \beta_T \sum_{T=3}^n Control_{i,t-1} + \sum Industry + \sum Year + \partial_{i,t} \tag{3}$$

$$GT_{i,t} = \beta_0 + \beta_2 ER_{i,t} + \beta_4 ER_{i,t}^2 + \beta_3 DIGI_{i,t} + \beta_T \sum_{T=5}^n Control_{i,t-1} + \sum Industry + \sum Year + \partial_{i,t} \tag{4}$$

结果如表 5 所示，第（1）列检验环境规制强度（ER）与数字化转型（DIGI）的“U 形”关系，环境规制强度的一次项估计系数为-1.705，二次项估计系数为 0.158，均在 1% 水平上显著，表明环境规制与数字化转型之间有“U 形”关系。从激励规制理论来说，政府规制和企业行为之间存在信息不对称，在环境规制力度较小时，企业可能会认为这是地方政府官员迫于环保压力而采取的行为，并不会真正的长期执行，其原因在于发展中国家政府在承诺环境规制规则时缺乏可信性^[3]，在这种情况下，企业面对政府环境规制者会隐藏更多的私人信息，存在侥幸心理，会有逆向选择或者道德风险问题，并不会由于地方政府的行为而提高对数字化转型的投入，可能将用于数字化转型的部分资金用于工业污染治理，挤出对数字化转型的投入，故在环境规制力度较小时，环境规制对数字化转型是负向的^[53]。

在环境规制力度比较大时，意味着政府承担了信息租金带来的社会成本，提高了地方政府保护区 域环境的可置信承诺，因为环境规制的执行成本和监督成本也比较高，此时企业的侥幸心理可能会减弱。为了减少长期存在的遵循成本，企业不仅会通过增加环境投入提高绿色技术创新以满足合规要求，也会通过数字化转型渠道减少环境污染，提升数字化转型程度。

第（2）列报告了环境规制强度（ER）与绿色技术创新（GT）的“U 形”关系以及数字化转型在其中的中介影响。ER 和 ER² 均显著，系数分别为-0.275 和 0.017，数字化转型（DIGI）的系数为 0.018，在 1% 的水平上显著为正，表明环境规制强度通过“U 形”曲线效应影响数字化转型，进而影响企业绿

表 5 环境规制强度影响绿色技术创新的机制分析检验

变量	(1)	(2)
	DIGI	GT
ER	-1.705*** (-10.78)	-0.275*** (-5.15)
ER ²	0.158*** (9.49)	0.017*** (3.16)
DIGI		0.018*** (6.82)
Size	0.925*** (10.44)	0.985*** (24.16)
Lev	-1.882*** (-4.21)	0.460*** (3.70)
Growth	0.477** (2.27)	-0.248*** (-5.14)
Board	-2.459*** (-5.21)	0.770*** (4.36)
TobinQ	0.214*** (3.47)	0.018 (1.15)
FirmAge	-2.325*** (-7.46)	-0.665*** (-6.63)
Mshare	1.461*** (2.89)	-0.076 (-0.59)
Occupy	44.053*** (10.14)	4.643*** (4.44)
Ind	控制	控制
Year	控制	控制
常数项	4.885*** (3.32)	-7.072*** (-12.50)
N	24 370	24 370
R ²	0.129	0.119
F	122.09	48.93

注：***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平下显著；括号内为T值。

色技术创新,促成了环境规制强度与绿色技术创新的“U形”关系。在政府环境规制下,无论从收益最大化还是承担“双碳目标”的考量,大部分工业企业会从“开源”和“节流”的两个角度促进绿色技术创新,一方面,依照环境规制要求,自查生产环节,开展绿色生产,提升资源利用效率。另一方面,具有转型意识的企业,产品更容易被消费者认可,有利于长远发展,树立企业良好的社会形象^[34]。

此外,为了进一步验证结果的稳健性,文章参考 Kohler 等^[54]的研究,采用 KHB 进行检验,检验结果表明数字化转型在环境规制与绿色技术创新之间发挥了部分中介作用,其中,间接效应为 0.003,假设 3 得到了验证。以上结果表明,在数字化转型时期的背景下,当环境规制提高时,地方政府会通过引导企业进行数字化转型来维持地方环保,当环境规制未达到“U形”拐点时,会抑制企业的绿色技术创新,而环境规制达到“U形”拐点以后,会促使其进行绿色技术创新,补偿效应发挥作用。

(五)稳健性检验结果

1. 工具变量。由于企业绿色技术创新水平也会影响地方政府的环境政策决策,计量经济学模型存在互为因果的内生性问题。参考王彦皓^[55]的研究思路,选取距离本身同年的环境规制平均水平作为环境规制的工具变量,以缓解模型的内生性问题。在选取环境规制与各城市环境规制平均水平的关系时,用各城市环境规制平均水平来解释单个企业的绿色技术创新行为。环境规制的平均水平与解释变量相关,且不受单个企业行为影响。表 6 列 1 和列 2 的回归结果显示,第一阶段 F 统计量值大于 10,去除自身同年份的环境规制平均水平也通过了 1% 水平的显著性检验,表明本文的结果对克服内生性问题是稳健的。

2. 基于“U形”关系的稳健性检验。本文利用 Utest 检验进一步验证环境规制与绿色技术创新的“U形”关系^[49]。基准模型总体检验 $p=0.090$,即拒绝原假设,表明存在“U形”关系,与基准回归结果一致。从表 7 可以得知,极点值为 7.502,即拐点值为环境规制强度为 7.502,当环境规制强度低于 7.502 时,会抑制企业的绿色技术创新,而当环境规制强度超过 7.502 时,环境规制开始发挥创新补偿效应。其次,斜率先为 -0.301,后转正为 0.072,可见,环境规制对绿色技术创新的影响是一个长期的过程。

3. 替换被解释变量。本文将企业绿色发明专利数 (INVENT_GT) 作为企业绿色技术创新的替代指标参与回归^[56],回归结果如表 8 的列 (1) 和列 (2) 所示。表 8 列 (1) 的结果显示,环境规制强度与企业绿色发明专利的一次项回归系数为 -0.043,二次项系数为 0.003,且在 1% 水平上显著,表 8 列 (2) 是数字化转型与企业绿色发明专利的回归结果,回归系数为 0.004,在 1% 水平上显著,表明研究结论较为稳健。

4. 剔除绿色专利授权量为 0 的企业样本。考虑到文章样本中部分企业的绿色专利授权量为 0,这可能会影响文章的研究结论。因此,在剔除了绿色专利授权量为零的样本的基础上,对式 (1) 和式 (2) 再次进行回归,回归结果如表 8 的列 (3) 和列 (4) 所示,环境规制强度与企业绿色技术创新的一次项回归系数为 -0.656,二次项系数为 0.045,在 1% 水平上显著,数字化转型与绿色技术创新的回归系数为 0.016,在 1% 水平上显著,表明文章的结论仍然稳健。

5. 改变计量模型。由于企业绿色技术创新的专利数据具有明显的左截尾特征,即企业绿色专利不可

表 6 稳健性检验结果(工具变量)

变量	(1)	(2)
	First stage	Second stage
	DIGI	GT
Avg.ER	0.000*** (5.27)	
ER ²		0.032*** (2.83)
Controls	控制	控制
常数项	-4.09** (-3.46)	-6.28*** (-10.09)
第一阶段F值	596.41	
内生性检验(p值)	0.010	
N	20 556	20 556
R ²	0.49	0.09

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平下显著;括号内为T值。

表 7 稳健性检验结果(Utest 检验)

ER	Lower bound	Upper bound
Interval	0.121	9.264
Slope	-0.301	0.072
$P> t $	0.000	0.090
Extreme point	7.502	

表 8 稳健性检验结果(替换变量/剔除 0 值)

变量	替换被解释变量		剔除0值	
	(1) INVENT_GT	(2) INVENT_GT	(3) GT	(4) GT
ER	-0.043*** (-6.55)		-0.656*** (-3.88)	
ER ²	0.003*** (4.11)		0.045** (2.33)	
DIGI		0.004*** (10.54)		0.016*** (3.08)
Controls	控制		控制	
Ind	控制		控制	
Year	控制		控制	
常数项	-0.839*** (-12.53)	-0.952*** (-14.14)	-10.729*** (-6.47)	-12.380*** (-7.48)
N	24 370	24 370	6 657	6 657
R ²	0.098	0.103	0.175	0.172

注：***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平下显著；括号内为T值。

能为负，被解释变量可以归为以 0 为下限的拖尾变量。因此，文章采用面板 Tobit 回归模型和 Poisson 回归模型对式（1）和式（2）进行再次回归，回归结果如表 9 所示。表 9 列（1）和列（3）的结果显示，环境规制强度与企业绿色技术创新的一次回归系数仍在 1% 的水平下显著为负，二次回归系数仍在 5% 的水平下显著为正，表明文章结论依旧稳健。表 9 列（2）和列（4）是检验数字化转型与绿色技术创新关系的稳健性，回归系数分别为 0.019 和 0.006，在 1% 的水平下显著为正，稳健性检验证明了本文的核心结论，环境规制强度和工业企业绿色技术创新间存在显著的“U 形”关系，数字化转型与工业企业绿色技术创新间存在正向关系。

表 9 稳健性检验结果(改变计量模型)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	GT	GT	GT	GT
ER	-0.306*** (-5.86)		-0.125*** (-11.17)	
ER ²	0.020*** (3.30)		0.004** (2.51)	
DIGI		0.019*** (9.41)		0.006*** (20.98)
Controls	控制	控制	控制	控制
Ind	控制	控制	控制	控制
Year	控制	控制	控制	控制
常数项	-0.839*** (-12.53)	-7.776*** (-16.47)	-10.729*** (-6.47)	-6.141*** (-55.62)
N	24 370	24 370	24 370	24 370

注：***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平下显著；括号内为T值。

6. 更改固定效应。为了保证结论的稳健性，本文进一步控制行业和年份的交乘项，以消除时间序列中未观察到的行业层面变量的影响。结果如表 10 所示，列（1）中，环境规制的一次项回归系数为 -0.306，二次项系数为 0.020，列（2）中，数字化转型的回归系数为 0.996，在 1% 的水平上显著。

表 10 稳健性检验结果(更改固定效应)

变量	(1)	(2)
	GT	GT
ER	-0.306*** (-5.86)	
ER ²	0.020*** (3.30)	
DIGI		0.996*** (24.22)
Controls	控制	控制
Ind	控制	控制
Year	控制	控制
Ind×Year	控制	控制
常数项	-0.839*** (-12.53)	-7.599*** (-13.20)
N	24 370	24 370
R ²	0.120	0.120

注：***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平下显著；括号内为T值。

四、异质性分析

前文研究了“环境规制强度—工业企业绿色技术创新”黑箱，完善了环境规制强度对绿色技术创新的影响分析。然而，环境规制对工业企业绿色技术创新的影响取决于几个因素。在宏观层面，政府环境规制强度和落地程度在不同区域存在显著差异，各地方政府会采取补贴等财政手段驱动工业企业开展绿色技术创新活动。在微观层面，工业企业面对政府环境规制方式时，不同性质的企业会做出不同的反应，何种类型的工业企业会激发数字化转型内在动力，驱动绿色技术创新呢？本文从区域差异、政府补贴差异和产权性质差异进一步分析环境规制强度对绿色技术创新的影响的异质性。

(一)区域差异

中国各地区经济发展水平存在着明显的差异，这种差异主要源于不同区域间的制度环境、经济政策和社会文化等方面的差异。由于这些差异的存在，各地区在环境监管手段和产业集聚现象方面也存在显著差异。相关研究证明，环境规制对绿色技术创新的促进作用存在地区差异，沈能和刘朝凤^[57]利用非线性门槛面板模型，实证分析了环境规制对技术创新区域差异的影响，结果表明在发达的东部地区能较好地支持技术创新^[58]，而在中西部难以支持。陈宇科等^[59]通过对环境规制工具对不同地区企业绿色技术创新的实证分析，结果发现各种环境规制工具对绿色技术创新的影响存在较大地区差异。

为进一步研究环境规制对工业企业绿色技术创新影响的区域差异，本文参考沈小波等^[60]的省份分类方式，将企业样本分为东部地区、中部地区和西部地区三个子样本。通过回归结果，本文发现，东西部地区环境规制的估计系数最为显著。其中，东部地区的环境规制对绿色技术创新的促进作用更为明显。这是因为东部地区的经济发展程度相对较高，绿色需求更为强烈，制造业企业更愿意遵守环境规制政策，促进绿色技术创新，构建企业的核心竞争力。此外，东部地区的政策环境相对较为稳定，政府对环境保护和绿色技术创新的支持力度也更大，这进一步促进了东部地区绿色技术创新的发展。相比之下，西部地区是资源禀赋、生态良好和能源较为充足的区域，便于吸引产业聚集。政府会更加重视环境规制的实施落地，培育相关领域的绿色技术创新活动。虽然西部地区的经济发展相对较为滞后，但政府对环境保护和绿色技术创新的关注度也相对较高，这为西部地区绿色技术创新的发展提供了政策和资源支持。中部地区则处于东西部地区之间，在样本期间主要承载“中部崛起”重任，地级市政府为了争夺东部地区产业承接权，存在“逐底竞争”的潜在可能。

（二）政府补贴差异

在当前的环境形势下，政府需要采取一系列有效的财政措施，引导和激励工业企业承担环境责任，采用绿色发展模式^[61]。政府补贴就是一种重要有效的措施，姚东旻和朱泳奕^[62]通过对微观企业的研究发现，政府补贴能够明显降低企业的创新成本，增加企业的权益资本，引导企业的后续研发投入。一方面，政府补贴可以帮助企业减少社会治污成本；另一方面，也可以为企业研发提供了资金来源，为绿色技术创新提供支持。

因此，本文对企业是否获得政府补贴进行异质性分析，研究结论如表11列（4）和列（5）所示，验证了政府补贴对绿色技术创新的有效影响。具体来说，本文发现当政府提供补贴时，环境规制强度的一次项系数为-0.423，二次项系数为0.030，环境规制与绿色技术创新存在“U形”关系。政府补贴可以为企业提供资金支持，促进企业的数字化转型，并为创新和研发创造动力。反之，如果企业得不到政府补贴，就没有足够的资金支持绿色技术创新研发，创新补偿效应也就无法形成，环境规制与绿色技术创新之间的“U形”关系也就不复存在。

表 11 异质性检验结果

变量	区域差异			政府补贴		产权性质	
	东部 (1)	中部 (2)	西部 (3)	无 (4)	有 (5)	国企 (6)	非国企 (7)
ER	-0.448*** (-5.29)	0.157 (1.43)	-0.423*** (-4.48)	-0.048 (-0.43)	-0.423*** (-6.24)	-0.251** (-2.52)	-0.352*** (-5.83)
ER ²	0.043*** (3.82)	-0.019 (-1.62)	0.033*** (3.64)	-0.000 (-0.03)	0.030*** (4.25)	0.012 (1.22)	0.030*** (4.57)
Controls	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Ind	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Year	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	-8.268*** (-11.01)	-6.678*** (-5.73)	-2.654** (-1.99)	-5.565*** (-4.50)	-7.138*** (-9.64)	-9.436*** (-8.29)	-4.569*** (-6.49)
N	16472	4471	3281	4735	15707	7389	13053
R ²	0.132	0.098	0.127	0.127	0.121	0.149	0.103

注：***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平下显著；括号内为T值。

（三）产权性质差异

企业所有制是影响绿色技术创新的一个重要影响因素。已有学者的研究表明，不同所有制企业的创新行为有所不同，非国有企业往往有较高的创新效率。民营企业 and 外资企业拥有清晰的产权结构和充分的市场竞争，处于创新活动的领先地位。相反，国有企业由于产权属性以及相关的委托代理和预算约束，缺乏竞争力，创新活动受到限制^[63]。

因此，本文将上市工业企业分为国有企业和非国有企业进行回归分析。结果表明，在非国有企业中，环境规制对绿色技术创新的影响更为明显，环境规制强度的一次项系数为-0.352，二次项系数为0.030。这种现象可能的原因在于，一般大型国有企业的绿色研发投入相对稳定，不会因为环境规制强度的增强而剧烈变动。相比之下，一方面，非国有企业在采取创新行动时更加灵活和迅速，能够更加自主地制定创新策略和实施计划，更容易适应市场需求和技术变革。另一方面，具有市场势力的国有企业和非国有企业面临着市场竞争的压力，能更加敏锐地意识到环境问题的紧迫性，并积极寻求可持续发展的创新解决方案，倾向于投入更多的资源和精力来进行数字化转型和绿色技术创新，以培育企业的市场竞争力^[44]。

五、结论与建议

绿色技术创新是实现“碳达峰”“碳中和”的重要驱动力，中国政府出台了一系列环境规制政策鼓励企

业构建绿色技术创新体系。在中国工业强国不断改革深化的背景下,环境规制强度能够缓解企业“不敢转”“不想转”的难题,激发数字化转型行为,对工业企业绿色技术创新产生影响。基于此,本文以2007—2021年上市工业企业为研究样本,实证研究了环境规制强度对工业企业绿色技术创新的影响,分析了数字化转型在其中的中介传导机制。通过理论分析和实证检验,本文得到以下结论:

1. 环境规制强度与工业企业绿色技术创新之间存在“U形”关系。本文从环境规制强度视角出发,从成本效应和波特效应动态解释了环境规制强度对绿色技术创新的直接影响,证实了当前环境规制强度还未达到创新补偿的强度,环境规制强度对绿色技术创新最优区间的拐点值是7.502,在环境规制未达到7.502的强度时,环境规制抑制工业企业绿色技术创新,达到最优的环境规制强度区间后,环境规制强度越高,对企业绿色技术创新越有利。

2. 数字化转型与工业企业绿色技术创新呈正向关系。其中,数字化转型可以通过深化数字化生产流程,加强组织变革,促进内外部信息沟通,协调资源配置等方式促进绿色技术创新。相比于传统企业运营模式,当企业数字化程度越高,说明企业生产流程越智慧,生产效率越高,内部组织结构越扁平,各部门信息交流速度较高,协调资源配置程度更高,外部信息不对称程度越低,越有利于吸引投资者,获取更多资源。可以说,数字化转型对工业企业绿色技术创新的改善具有重要意义。

3. 数字化转型是环境规制推动工业企业绿色技术创新的重要方式。数字化转型的中介作用对环境规制强度与工业企业绿色技术创新之间的“U形”关系具有正向影响。当政府环境规制强度较低时,企业倾向于承担风险,不鼓励在数字化转型和绿色技术创新方面的投资;当政府环境规制较高时,政府执行成本和监督成本比较高,可置信承诺较高,为了降低长期遵循成本,企业不仅会增加环境投入减少,还会通过数字化转型等途径促进绿色技术创新。本文发现了数字化转型的中介作用,构建了“环境规制—数字化转型—绿色技术创新”的传导机制,为环境规制政策和数字化转型战略实施提供了理论依据。

4. 区域不同、政府补贴不同和产权性质不同时,环境规制对绿色技术创新的影响效应存在着明显的差异。通过进一步分析,本文发现相对于中部工业企业,环境规制强度促进绿色技术创新在东西部工业企业更显著;相对于国有企业,环境规制强度促进绿色技术创新在非国有企业更显著;与政府支持力度低的企业相比,政府支持力度高的工业企业的环境规制强度更有可能刺激绿色技术创新,这一发现丰富了环境规制与绿色技术创新之间的应用领域。

根据本文的结论,为加强环境规制强度在促进工业企业绿色技术创新中的作用,提出以下建议:

1. 环境规制实施过程,环境规制强度可以作为促进企业绿色技术创新的重要指标。环境规制强度是绿色技术创新的重要外部驱动力,通过适度加强和改善环境规制强度,可以确保环境规制强度促进工业企业绿色技术创新。环境规制对企业绿色技术创新具有成本效应和波特效应。只有在严格的环境规制强度下,企业才能利用波特效应,形成创新效应。

2. 实施数字化转型改革,深化数字化技术在生产过程中的应用。积极顺应数字经济发展趋势,认识和应对数字经济带来的机遇和挑战,为企业数字化转型创造良好的外部环境,落实工业企业数字化转型过程中的具体措施,切实推进质量、效率和能力转型,深化数字化生产过程的数字化改造 优化组织结构,实现资源效能和贡献最大化。

3. 在环境监管不断完善和加强的情况下,应充分审视工业企业的数字化程度,评估数字化对企业的战略意义。如果数字化转型的程度是积极的,可以通过奖励、表彰和优惠政策进一步激发工业企业的绿色技术创新。如果数字化转型程度不足以推动工业企业的绿色技术创新,那么问题的原因在于动力不足或能力不足,应根据企业政策,提高工业企业数字化水平,激发工业企业的绿色技术创新。

4. 在环境规制的实施过程中要根据区域差异、政府补贴差异和产权性质差异持续深化环境规制政策组合。首先,政府和企业应该根据各地区的实际情况,采取相应的措施,鼓励企业承担环境责任,促进绿色技术创新的发展,要进一步适度东西部地区企业的环境规制强度,企业所有制是影响绿色技术创新的一个重要影响因素;针对不同类型的企业,应该采取不同的措施,鼓励非国有企业承担环境责任,非国有企业需要更加积极地参与绿色技术创新,以应对市场竞争的挑战;政府补贴可以作为一种有效的手段,为企业提供资金支持,促进企业数字化转型和创新研发,此外,政府还可以通过税收优惠、减免环

保罚款等方式,激励企业积极参与环保事业,推动绿色发展。同时,政府还应该加强环境监管,加大对环境违法行为的处罚力度,提高企业环保意识和责任感。这样,才能实现环境保护和经济发展的双赢局面。另一方面,重视工业企业的绿色技术创新活动,进一步加强生态文明建设的宣传,营造绿色转型、创新发展的氛围。因此,不同地区的环境法规对绿色技术创新发展的影响存在较大差异。政府和企业应根据各地区的实际情况,采取相应措施促进绿色技术创新发展。政府可以通过增加环保投入、提高环保标准、加强政策支持等方式促进绿色技术创新的发展。企业可以通过加强研发、提高技术水平、优化产品结构等方式推动绿色技术创新发展,实现环境保护与经济的双赢。

参考文献:

- [1] 申明浩,谭伟杰.数字化与企业绿色创新表现:基于增量与提质的双重效应识别[J].南方经济,2022(9):118-138.
- [2] 王守海,徐晓彤,刘炜炜.企业数字化转型会降低债务违约风险吗?[J].证券市场导报,2022(4):45-56.
- [3] LAFFONT J J. The new economics of regulation ten years after[J]. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1994: 507-537.
- [4] 段军山,庄旭东.金融投资行为与企业技术创新:动机分析与经验证据[J].中国工业经济,2021(1):155-173.
- [5] 孙早,张振.优惠政策、法律制度与私营企业的发展:来自中国省级面板数据的证据[J].经济学家,2007(5):41-48.
- [6] 方红星,张勇.供应商/客户关系型交易、盈余管理与审计师决策[J].会计研究,2016(1):79-86.
- [7] 陈少威,贾开.跨境数据流动的治理:历史变迁、制度困境与变革路径[J].经济社会体制比较,2020(2):120-128.
- [8] 冯根福,郑明波,温军,等.究竟哪些因素决定了中国企业的技术创新:基于九大中文经济学权威期刊和A股上市公司数据的再实证[J].中国工业经济,2021(1):17-35.
- [9] 李强,陈山漫.绿色信贷政策、融资成本与企业绿色技术创新[J].经济问题,2023(8):67-73+120.
- [10] 陶锋,赵锦瑜,周浩.环境规制实现了绿色技术创新的“增量提质”吗:来自环保目标责任制的证据[J].中国工业经济,2021(2):136-154.
- [11] 徐佳,崔静波.低碳城市和企业绿色技术创新[J].中国工业经济,2020(12):178-196.
- [12] 张铂晨,赵树宽.政府补贴对企业绿色创新的影响研究:政治关联和环境规制的调节作用[J].科研管理,2022,43(11):154-162.
- [13] 王锋正,陈方圆.董事会治理、环境规制与绿色技术创新:基于中国重污染行业上市公司的实证检验[J].科学学研究,2018,36(2):361-369.
- [14] 李楠博.本土情境下高管团队断裂带对企业绿色技术创新的影响[J].科技进步与对策,2019,36(17):142-150.
- [15] 宋德勇,朱文博,丁海.企业数字化能否促进绿色技术创新:基于重污染行业上市公司的考察[J].财经研究,2022,48(4):34-48.
- [16] 张莉.环境规制、绿色技术创新与制造业转型升级路径[J].税务与经济,2020(1):51-55.
- [17] 于克信,胡勇强,宋哲.环境规制、政府支持与绿色技术创新:基于资源型企业的实证研究[J].云南财经大学学报,2019,35(4):100-112.
- [18] 游达明,李琳娜.环境规制强度、前沿技术差距与企业绿色技术创新[J].软科学,2022,36(8):108-114.
- [19] SCHMUTZLER A. Environmental regulations and managerial myopia[J]. *Environmental and Resource Economics*, 2001, 18(1): 87-100.
- [20] GOLLOP F M, ROBERTS M J. Environmental regulations and productivity growth: the case of fossil-fueled electric power generation[J]. *Journal of Political Economy*, 1983, 91(4): 654-674.
- [21] GRAY W B, DEILY M E. Compliance and enforcement: air pollution regulation in the US steel industry[J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 1996, 31(1): 96-111.
- [22] PORTER M E, VAN der LINDE C. Toward a new conception of the environment-competitiveness relationship[J]. *Journal of Economic Perspectives*, 1995, 9(4): 97-118.
- [23] KLEMETSEN M E, BYE B, RAKNERUD A. Can direct regulations spur innovations in environmental technologies? a study on firm-level patenting[J]. *The Scandinavian Journal of Economics*, 2018, 120(2): 338-371.
- [24] 郭进.环境规制对绿色技术创新的影响:“波特效应”的中国证据[J].财贸经济,2019,40(3):147-160.
- [25] 张倩,姚平.波特假设框架下环境规制对企业技术创新路径及动态演化的影响[J].工业技术经济,2018,37(8):52-59.
- [26] 张成,陆旻,郭路,等.环境规制强度和生产技术进步[J].经济研究,2011,46(2):113-124.
- [27] 刘和旺,郑世林,左文婷.环境规制对企业全要素生产率的影响机制研究[J].科研管理,2016,37(5):33-41.
- [28] 林勇军,陈星宇.环境规制、经济增长与可持续发展[J].湖南社会科学,2015(4):151-155.
- [29] 张娟,耿弘,徐功文,等.环境规制对绿色技术创新的影响研究[J].中国人口·资源与环境,2019,29(1):168-176.

- [30] 董景荣, 张文卿, 陈宇科. 环境规制工具、政府支持对绿色技术创新的影响研究[J]. 产业经济研究, 2021(3): 1-16.
- [31] 李香菊, 贺娜. 税收激励有利于企业技术创新吗?[J]. 经济科学, 2019(1): 18-30.
- [32] 邝嫦娥, 路江林. 环境规制对绿色技术创新的影响研究: 来自湖南省的证据[J]. 经济经纬, 2019, 36(2): 126-132.
- [33] 姜英兵, 崔广慧. 环保产业政策对环境污染影响效应研究: 基于重污染企业环保投资的视角[J]. 南方经济, 2019(9): 51-68.
- [34] 余东华, 崔岩. 双重环境规制、技术创新与制造业转型升级[J]. 财贸研究, 2019, 30(7): 15-24.
- [35] 张永坤, 李小波, 邢铭强. 企业数字化转型与审计定价[J]. 审计研究, 2021(3): 62-71.
- [36] 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.
- [37] 靳毓, 文雯, 何茵. 数字化转型对企业绿色创新的影响: 基于中国制造业上市公司的经验证据[J]. 财贸研究, 2022, 33(7): 69-83.
- [38] 易露霞, 吴非, 常曦. 企业数字化转型进程与主业绩效: 来自中国上市企业年报文本识别的经验证据[J]. 现代财经(天津财经大学学报), 2021, 41(10): 24-38.
- [39] 王才. 数字化转型对企业创新绩效的作用机制研究[J]. 当代经济管理, 2021, 43(3): 34-42.
- [40] 涂心语, 严晓玲. 数字化转型、知识溢出与企业全要素生产率: 来自制造业上市公司的经验证据[J]. 产业经济研究, 2022(2): 43-56.
- [41] 袁淳, 肖士盛, 耿春晓, 等. 数字化转型与企业分工: 专业化还是纵向一体化[J]. 中国工业经济, 2021(9): 137-155.
- [42] 池毛毛, 叶丁菱, 王俊晶, 等. 中国中小制造企业如何提升新产品开发绩效: 基于数字化赋能的视角[J]. 南开管理评论, 2020, 23(3): 63-75.
- [43] 刘建江, 熊智桥, 石大千. 环境规制对国有企业转型升级的影响: 来自环保问责制的新证据[J]. 财经理论与实践, 2022, 43(2): 114-122.
- [44] 齐绍洲, 林岫, 崔静波. 环境权益交易市场能否诱发绿色创新: 基于中国上市公司绿色专利数据的证据[J]. 经济研究, 2018, 53(12): 129-143.
- [45] 黄大禹, 谢获宝, 孟祥瑜, 等. 数字化转型与企业价值: 基于文本分析方法的经验证据[J]. 经济学家, 2021(12): 41-51.
- [46] 张志彬. 政府环境规制、企业转型升级与城市环境治理: 基于35个重点城市面板数据的实证研究[J]. 湖南师范大学社会科学学报, 2020, 49(6): 146-154.
- [47] 段一群, 徐赛兰. 命令型环境规制与重污染企业投资: 激励还是抑制: 基于新《环保法》的准自然实验[J]. 金融发展研究, 2021(7): 54-61.
- [48] 范洪敏, 穆怀申. 环境规制、FDI与农民工城镇就业[J]. 财贸研究, 2017, 28(8): 23-32.
- [49] 马君, 郭明杰. 企业数字化转型、员工数字认知与创新绩效: 技术为刀, 我为鱼肉?[J]. 科技进步与对策, 2023, 40(22): 22-32.
- [50] 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.
- [51] 任广乾, 周雪娅, 李昕怡, 等. 产权性质、公司治理与企业环境行为[J]. 北京理工大学学报(社会科学版), 2021, 23(2): 44-55.
- [52] 温忠麟, 叶宝娟. 中介效应分析: 方法和模型发展[J]. 心理科学进展, 2014, 22(5): 731-745.
- [53] 罗军. 数字化如何赋能制造业绿色发展[J]. 当代财经, 2023(7): 108-120.
- [54] KOHLER U, KARLSON K B, HOLM A. Comparing coefficients of nested nonlinear probability models[J]. The Stata Journal, 2011, 11: 420-438.
- [55] 王彦皓. 政企合谋、环境规制与企业全要素生产率[J]. 经济理论与经济管理, 2017(11): 58-71.
- [56] 王旭, 张晓宁, 牛月微. “数据驱动”与“能力诅咒”: 绿色创新战略升级导向下企业数字化转型的战略悖论[J]. 研究与发展管理, 2022, 34(4): 51-65.
- [57] 沈能, 刘凤朝. 高强度的环境规制真能促进技术创新吗: 基于“波特假说”的再检验[J]. 中国软科学, 2012(4): 49-59.
- [58] 王国印, 王动. 波特假说、环境规制与企业技术创新: 对中部地区的比较分析[J]. 中国软科学, 2011(1): 100-112.
- [59] 陈宇科, 刘蓝天, 董景荣. 环境规制工具、区域差异与企业绿色技术创新: 基于系统GMM和动态门槛的中国省级数据分析[J]. 科研管理, 2022, 43(4): 111-118.
- [60] 沈小波, 陈语, 林伯强. 技术进步和产业结构扭曲对中国能源强度的影响[J]. 经济研究, 2021, 56(2): 157-173.
- [61] 杜龙政, 赵云辉, 陶克涛, 等. 环境规制、治理转型对绿色竞争力提升的复合效应: 基于中国工业的经验证据[J]. 经济研究, 2019, 54(10): 106-120.
- [62] 姚东旻, 朱泳奕. 指引促进还是“锦上添花”: 中国财政补贴对企业创新投入的因果关系的再检验[J]. 管理评论, 2019, 31(6): 77-90.
- [63] 王珍愚, 曹瑜, 林善浪. 环境规制对企业绿色技术创新的影响特征与异质性: 基于中国上市公司绿色专利数据[J]. 科学学研究, 2021, 39(5): 909-919.

Environmental Regulation, Digital Transformation and Green Technology Innovation

—A Study based on Empirical Evidence of Chinese Listed Manufacturing Companies

REN Guangqian, LAI Huanfeng, ZHAO Lefan

(Business School, Zhengzhou University, Zhengzhou Henan 450001, China)

Abstract: In the context of the deepening strategy of building an industrial power, the impact of environmental regulation on green technological innovation of industrial enterprises has become a hot research topic. Using valid data from A-share industrial listed companies in China from 2007 to 2020 as the research sample, a non-linear model was constructed to conduct empirical research and it is found that the intensity of environmental regulation had a U-shape relationship with green technological innovation, and environmental regulation inhibited green technological innovation in the range of low intensity, but promoted green technological innovation when it reached the range of optimal environmental intensity. Digital transformation had a positive impact on green technological innovation. Digital transformation is an important way to promote the relationship between environmental regulation intensity and green technological innovation, and government environmental regulation drives digital transformation of enterprises, which then acts on green technological innovation. The heterogeneity test finds that the positive impact of environmental regulations on green technological innovation was more significant in the eastern and western regions, industries with high government subsidies and non-state-owned industrial enterprises. In the future, the intensity of environmental regulation should be strengthened moderately, and at the same time, through digital transformation of enterprises, the green technological innovation of enterprises should be promoted continuously, so as to build a green, low-carbon and sustainable economic system.

Keywords: environmental regulation intensity; green technological innovation; digital transformation; industrial enterprises; heterogeneity test

[责任编辑: 孟青]

(上接第 6 页)

From “Unverborghenheit” to “Mining”: Reflections on Technological Manifestation of Life

LI Hongwei, GOU Yiming

(School of Marxism, Central China Normal University, Wuhan Hubei 430079, China)

Abstract: Human life is not a static existence, but a dynamic process that is constantly unfolding with the development of technology. Ancient natural technology contains the “emergence” of human life, which is an “unverborghenheit” process of complying with nature and obtaining freedom, giving life a rich meaning. However, in the world of concrete experience of modern human life, big data technology has become a new program to extract the trajectory of life activities. The calculation of human life has changed people’s cognition of technology from the original “passive and attached” to “positive and catering to people”, and the focus of “life mining” has shifted from the “physical behavior” of life to the deep mining of “spiritual behavior”. This can be seen as the negative dimension of “life mining”. How to get rid of the “historical destiny” of human beings displayed by technology and explore the “affirmative” dimension of “life mining” is an important issue of the modern times.

Keywords: life mining; unverborghenheit; technology manifestation; positive dimension

[责任编辑: 伍甬]