

数字化转型对企业绿色技术创新的影响研究

——基于我国沪深A股上市公司数据

杨帆, 纪汉霖

上海理工大学管理学院, 上海

收稿日期: 2025年9月23日; 录用日期: 2025年10月17日; 发布日期: 2025年10月24日

摘要

数字化转型提升了企业竞争力, 对企业绿色经济发展至关重要。文章选取2013~2022年我国沪深A股上市公司数据作为样本, 深入探讨数字化转型对绿色技术创新的影响。实证结果表明, 数字化转型能够显著促进企业绿色技术创新, 且在重污染企业、高科技企业以及中西部地区, 这种促进作用更为突出。机制检验显示, 企业数字化转型能够通过缓解融资约束、增加企业研发投入两条路径提升绿色技术创新水平。该研究丰富了绿色创新的相关研究, 为实现低碳目标和经济高质量发展提供了理论参考。

关键词

数字化转型, 绿色技术创新, 融资约束, 企业研发投入

Research on the Impact of Digital Transformation on Green Technological Innovation of Enterprises

—Evidence from Listed Companies in China's Shanghai and Shenzhen Stock Exchanges

Fan Yang, Hanlin Ji

Business School, University of Shanghai for Science & Technology, Shanghai

Received: September 23, 2025; accepted: October 17, 2025; published: October 24, 2025

Abstract

Digital transformation enhances enterprise competitiveness and plays a crucial role in promoting

corporate green economic development. This paper employs a dataset of Chinese A-share listed companies from the Shanghai and Shenzhen Stock Exchanges between 2013 and 2022 to systematically investigate the impact of digital transformation on green technological innovation. The empirical results indicate that digital transformation significantly enhances green technological innovation in firms, with a notably stronger effect observed in heavily polluting enterprises, high-tech firms, and companies located in the central and western regions of China. The mechanism test indicates that digital transformation empowers the level of green technological innovation through two paths: alleviating financing constraints and increasing enterprise R&D investment. This research has enriched the related studies on green innovation and provided theoretical references for achieving low-carbon goals and promoting high-quality economic development.

Keywords

Digital Transformation, Green Technological Innovation, Financing Constraints, R&D Investment

Copyright © 2025 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

党的二十大报告中指出,目前我国经济发展已由高速增长阶段转向高质量发展阶段。为推动企业绿色转型和实现经济可持续发展,必须寻求更具包容性和韧性的高质量经济增长方式[1]。总书记在对新质生产力的论述中指出,要加强绿色技术创新和推广,积极发展绿色低碳产业,构建绿色低碳循环经济体系。绿色技术创新是实现节能减排、环境治理的核心驱动力,也是企业突破生态约束、提升竞争力的重要路径。从绿色技术创新的内在属性和特征等多维度出发探讨绿色技术创新的驱动因素,能够为我国实现“双碳”目标和经济绿色可持续发展提供参考。

在全球数字化的背景下,积极推进企业数字化技术革新和低碳经济发展,是响应国家战略、提升竞争力的内在需求。数字化进程为企业绿色技术创新提供了丰富的数据要素供给,改变了传统创新模式[2],推动创新活动向数据驱动、智能化方向演进。必须加快数字技术与实体经济的深度融合,大力推进产业数字化转型,推动企业绿色智慧转型,积极引导企业利用数字技术进行低碳创新活动进而提升环境治理水平。数字化转型已经成为企业新旧动能转换的核心驱动力[3]。因此,深入探讨企业数字化转型与企业绿色技术创新的内在机理,有助于为我国发展绿色低碳循环经济提供前进方向。

目前部分学者对企业数字化转型与绿色技术创新的关系以及二者的作用路径进行了探讨与分析。刘志铭等(2024)通过对制造业企业的实证分析发现,数字化转型能够通过提升企业信息透明度、促进研发投入两条路径推动绿色技术创新[4]。宋德勇等(2022)研究重污染企业数字化对绿色技术创新的影响,发现企业数字化水平能够通过促进信息共享、加大知识整合来推动企业绿色技术创新,并且该效应在环保投资水平高及环境规制力度强的区域内更强[5]。李小鲁等(2023)通过实证发现,数字经济的发展能够促进企业绿色技术创新,同时知识产权保护“双轨制”能够正向调节二者之间的相关性[6]。李明贤等(2025)以国家级大数据综合试验区设立为准自然实验研究发现,数字经济通过缓解融资约束、提升人力资本水平和环境规制力度能够显著提升企业绿色技术创新能力[7]。张泽南等(2023)将绿色创新分为实质性创新和策略性创新,通过实证发现数字化转型对实质性创新的提升效应更强[8]。束云霞等(2023)基于制造业转型升级视角研究发现,数字经济通过要素密集转型升级、污染密集转型升级能够显著提升绿色技术创新

[9]。郭丰等(2023)基于绿色技术创新的“质量”和“数量”双维度视角进行实证探究,发现数字化转型能够从数量和质量两个方面提升企业绿色技术创新能力[2]。梳理上述文献可知,现有研究关于企业数字化水平影响绿色技术创新的具体路径仍存在分歧,其内在作用机制有待后续研究。因此,本文基于数字化转型、融资约束、企业研发投入、绿色技术创新构建分析框架,从理论和实证的角度深入分析数字化转型与绿色技术创新之间的关系,并从融资约束、研发投入探讨二者的作用路径,为企业数字经济发展和绿色创新提供借鉴。

2. 理论分析与研究假设

2.1. 数字化转型对企业绿色技术创新的直接影响

Hart (1995)提出的自然资源基础观(NRBV)指出,企业应合理配置和利用自然资源,通过污染防治、产品全面管理实现可持续发展,保持其在市场上的竞争优势[10]。企业引入互联网、大数据、区块链等数字技术,开展创新型、高技能人才培养,加速绿色创新要素革新[8],同时增强企业数据挖掘、获取以及处理能力[11],推动内外部技术知识流通,打造技术优势,以数字竞争力赋能绿色持续发展。数字技术具有强渗透性,能够深度融入各产业环节,大范围整合企业绿色技术创新资源,提升企业的资源配置能力和信息决策能力[12],进而推动企业绿色技术创新。首先,企业数字化转型可以优化企业内外部信息共享渠道,强化信息处理能力,快速汇聚绿色创新所需的人才、资金与数据等要素,实现创新禀赋的全局优化配置,赋能企业绿色技术创新。其次,数字技术具有显著的知识溢出效应[13],企业数字化转型能够打破信息壁垒,促进绿色技术知识、低碳管理经验等隐性知识在行业间快速传播流动,促进企业吸收创新知识和市场资源,助力企业突破因绿色技术创新知识储备不足所形成的创新瓶颈[14],激发企业绿色技术创新水平提升。另外,同行业企业之间往往存在激烈竞争,根据社会学习理论,企业数字化转型激发绿色创新活动获得竞争优势,引起其他企业效仿积极开展数字化转型和绿色技术创新活动。基于上述分析,本文提出假设 1:

H1: 数字化转型能够显著推进企业绿色技术创新。

2.2. 数字化转型对企业绿色技术创新的作用机制分析

2.2.1. 融资约束

绿色技术创新活动是一个持续性、积累性的过程,且创新成果具有显著的滞后性与不确定性,这种高风险性削弱了投资者的投资意愿,进而加剧融资约束,制约企业的创新投入。竞争、模仿行为以及“外溢效应”的存在导致投资者与企业内部存在严峻的信息不对称,从而增加企业融资难度[15],导致绿色创新项目面临资金不足等风险。数字经济的发展为获取绿色投资、改善融资约束提供了新思路。首先,根据信号传递理论,企业积极应用互联网等平台披露其开展数字化转型和绿色创新活动的信息,向金融市场传递可靠信号,能有效缓解企业在绿色信贷申请中的信息不对称,有助于企业获取绿色贷款支持,进而推动企业开展绿色创新[16]。其次,根据交易成本理论,投资者与企业之间存在信息搜寻成本,而企业数字化转型有效缓解了资金供求双方的信息不对称,削弱了资金搜寻摩擦,缩短了匹配周期,融资成本的降低为企业开展绿色创新活动获取了更多资金支持[17]。基于此,本文提出假设 2:

H2: 数字化转型能够通过改善融资约束推动企业绿色技术创新。

2.2.2. 企业研发投入

绿色技术创新活动的研发周期长、资本投入高,研发投入影响着企业绿色技术创新产出。企业数字化转型能够改善投资结构,激励企业增加绿色项目投入,从而激发企业技术创新的内在动力。第一,企业数字化转型能够提升企业形象和资本市场估值,通过市场激励促进企业研发投入[4],打造协同研发平

台,推动创新资源要素流动和知识资源共享,降低资源和知识积累成本[18],促使企业将更多资金投入到绿色技术创新活动。第二,企业数字化转型能够提升企业信息透明度,降低企业内部与外部的沟通成本,减少投融资者之间的信息差,从而缓解信息不对称问题,通过更好履行环保责任、提高关注度获得研发补贴并吸引投资者进行绿色投资,从而促进企业绿色技术创新[19][20]。另外,数字化工具和平台的广泛应用提高了企业资源利用率,降低了企业运营成本,创造了隐形利润,促进企业研发投入增加,从而推动企业绿色技术创新[21]。根据上述分析,本文提出假设3:

H3: 数字化转型能够激励企业研发投入推动企业绿色技术创新。

2.2.3. 企业运营效率

企业运营效率反应了企业整合优化各种资源并对其进行有效配置和利用的能力。数字化转型能够重塑企业资源体系,通过提升信息质量、流程优化以及系统协同提升企业运营效率。高效的企业管理为绿色技术创新活动的顺利开展提供了资源保障和战略空间。一方面,绿色技术创新短期回报率低下,在与短期回报高的项目资源争夺中往往处于劣势,而数字化转型促使企业利用数字化技术优化生产流程、降低资源损耗,提高其生产效率,形成资源盈余,可以有效缓解绿色技术创新活动资源被挤占的风险,为绿色创新提供资源支撑。同时数字化转型能够提升企业决策科学性,驱动资源合理配置,有效缓解绿色资源错配,资本配置水平的提升推动绿色创新资源积累并形成了长期导向的资源分配策略,能够显著提升企业绿色技术创新[22]。另一方面,企业数字化有助于打破信息壁垒,实现企业纵向管理与横向业务的信息贯通,同时减少管理层认知偏差,推动科学决策,提升运营效率。运营效率的提高意味着企业具有更强的风险承担能力,企业管理层会从长期战略出发,将更多资源投向与“高质量发展”战略吻合的绿色技术创新活动,推动企业绿色创新发展。

H4: 数字化转型通过提升企业运营效率促进企业绿色技术创新。

3. 研究设计

3.1. 样本选择与数据来源

基于数据完整性和可获得性,本文选取了2013~2022年中国沪深A股上市公司的相关数据作为研究样本。数据主要来源于中国研究数据服务平台、国家知识产权局以及CSMAR数据库。本文对数据做了如下处理:(1)剔除数据缺失、数据异常的企业;(2)剔除处于金融行业、房地产行业的企业;(3)剔除处于ST、PT、*ST状态以及资不抵债的企业;(4)为避免极端值的干扰,对样本进行1%水平的缩尾处理。最终得到20789个有效样本。

3.2. 变量选取

(1) 被解释变量

企业绿色技术创新(LGTI)。本文参照徐佳等(2020)[23]的方法,提取上市公司的绿色专利申请数衡量企业的绿色技术创新水平,选择绿色发明专利申请数与绿色实用新型专利申请数之和加1取对数来计算。与专利授权量相比,专利申请数据能够更灵敏地反应企业在绿色技术领域的活跃程度和创新动向。为提升绿色技术创新水平评价的科学性,本文剔除绿色外观设计数量,原因在于外观设计专利的申请和授权依赖于主观审美和市场短期偏好,易受非技术因素干扰,可能扭曲创新水平的真实表现。

(2) 核心解释变量

数字化转型(DIGT)。本文借鉴赵宸宇等(2021)[24],统计上市企业年报中有关数字化转型的99个相关词频,构建企业数字化转型指标,同时对数据进行对数化处理。

(3) 中介变量

本文从融资约束、企业研发投入以及企业运营效率等路径探究企业数字化转型对绿色技术创新的影响。融资约束(FC): 借鉴张璇等(2019) [25]的方法, 利用企业规模和企业年龄构建 SA 指数测度企业融资约束。构建方法如下:

$$SA = -0.737 * Size + 0.043 * Size^2 - 0.04 * Age \quad (1)$$

其中, Size 为企业规模, 以公司总资产取对数衡量; Age 为企业年龄。

企业研发投入(RDsz): 目前企业研发投入的衡量方式尚不统一, 主要包括 R&D 支出总额取对数衡量 [26] [27]、R&D 支出与营业收入的比值衡量 [28] [29] 以及 R&D 支出与企业总资产的比值衡量 [30] 这三种方式。本文参考霍江林等(2016) [30], 利用企业当年研发支出与总资产的比值作为衡量指标。

企业运营效率(TFP): 本文利用全要素生产率来衡量企业运营效率。目前全要素生产率的测算方法主要有 OLS 法、OP 法和 LP 法。本文参考赵宸宇等(2021) [24], 胡海峰等(2025) [31]的方法, 利用 LP 方法测算 TFP, 能够有效解决 OLS 估计的内生性问题。

(4) 控制变量

本文根据已有研究, 选取以下指标作为控制变量, 主要包括: 企业规模(Size), 以企业年末总资产取自然对数表示; 企业现金流(CashFlow), 用经营现金流量净值与流动负债的比值衡量; 资产收益率(ROA), 反应企业的盈利能力, 以净利润占总资产的比例衡量; 资产负债率(Lev), 反应企业财务结构和长期偿债能力, 以总负债与总资产的比值计算; 独立董事占比(Indep)反应企业决策水平和经营状况; 上市年限(Age)反应企业的年龄和稳定性。

3.3. 模型构建

为验证上述假设, 本文构建如下基准回归模型:

$$LGTI_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 DIGT_{it} + \theta Controls_{it} + \gamma_i + \delta_t + \epsilon_{it} \quad (2)$$

其中, $LGTI_{it}$ 是企业 i 在 t 时期的绿色技术创新水平, $DIGT_{it}$ 是企业 i 在 t 时期的数字化转型程度, $Controls_{it}$ 代表一系列控制变量; γ_i 表示个体固定效应, δ_t 表示时间固定效应; ϵ_{it} 表示随机扰动项。

目前相关研究大多采用三步检验法进行中介效应检验, 但温忠麟等(2004)、温忠麟和叶宝娟(2014)明确指出, 中介效应检验中因变量与自变量之间可能只存在相关关系, 并非因果关系, 且中介检验不能验证因果关系, 中介效应模型中的因果关系要基于科学理论、文献或经验尝试做支撑 [32] [33]。江艇(2022)在此基础上提出的中介效应检验方法指出应注重探究自变量对因变量的因果关系的可信度, 另外提出一个或几个能够反映作用渠道的中介变量, 识别自变量对中介变量的因果关系 [34]。因此, 本文借鉴江艇(2022) [34]的研究经验, 构建自变量作用于中介变量的模型:

$$M_{it} = \beta_0 + \beta_1 DIGT_{it} + \beta_2 Controls_{it} + \epsilon_{it} \quad (3)$$

其中, M_{it} 为中介变量融资约束、企业研发投入和企业运营效率; $DIGT_{it}$ 为企业数字化转型; $Controls_{it}$ 为控制变量, ϵ_{it} 为随机扰动项。

4. 实证检验及结果分析

4.1. 描述性统计

根据表 1 的描述性统计结果可知, 企业绿色技术创新(LGTI)的标准差为 0.842, 均值为 0.43, 说明不同企业间绿色创新水平存在较大差异; 企业数字化转型(DIGT)的最小值为 0, 最大值为 0.152, 均值为 0.018, 标准差为 0.027, 说明企业数字化水平整体较低, 且不同企业间数字化转型程度存在明显差异。从控制变量来看, 不同企业之间规模、负债水平、盈利能力等存在一定差异。

Table 1. Descriptive statistics of relevant variables
表 1. 相关变量描述性统计

	变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	LGTI	20789	0.43	0.842	0	3.829
解释变量	DIGT	20789	0.018	0.027	0	0.152
	Size	20789	22.288	1.256	20.169	26.063
	Lev	20789	0.399	0.188	0.061	0.829
控制变量	ROA	20789	0.04	0.058	-0.207	0.189
	CashFlow	20789	0.052	0.063	-0.124	0.227
	Indep	20789	0.378	0.053	0.333	0.571
	ListAge	20789	2.069	0.766	0.693	3.332

4.2. 基准回归结果

表 2 汇报了数字化转型对企业绿色技术创新影响的实证结果。根据列(1)至列(4)结果,在对控制变量、个体效应与时间效应的一系列设定下,各估计系数均在 1%的水平上显著为正。由第(4)列可知,同时控制个体效应和时间效应,DIG 的回归系数为 0.942,且通过了 1%水平的显著性检验,表明数字化转型对企业绿色技术创新具有显著的正向影响。企业数字化转型打破了信息壁垒,通过驱动信息资源共享降低了信息不对称和绿色资源错配,有效推动了企业绿色技术创新,即假设 1 得到验证。

Table 2. Baseline regression results
表 2. 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	LGTI	LGTI	LGTI	LGTI
DIG	2.114*** (7.927)	1.189*** (3.661)	1.093*** (3.314)	0.942*** (2.842)
_cons	-1.992*** (-11.165)	0.309*** (24.073)	-1.330*** (-5.815)	-0.911*** (-3.674)
Controls	Yes	No	Yes	Yes
时间效应	No	Yes	Yes	Yes
个体效应	No	Yes	No	Yes
N	20789	20789	20789	20789
R ²		0.012	0.012	0.014
F		21.646	30.970	15.481

注: 括号内为 t 值, ***p < 0.01, **p < 0.05, *p < 0.10, 后表同。

4.3. 稳健性检验

(1) 工具变量法

为缓解因反响因果、遗漏变量存在的内生性问题,本文借鉴赵涛等(2020) [35]、王应欢和郭永祯(2023) [36]的方法,构建不同省份 1984 年每百人固定电话数与企业滞后一期的 DIGT 的交互项作为工具变量进行检验。如表 3 第(1) (2)列所示,第一阶段工具变量的估计系数为 0.303,且通过了 1%水平的显著性检验,表明工具变量与内生解释变量之间存在相关性,通过了相关性检验。Anderson canon. corr. LM 统计量为 1409.5,且在 1%的水平上显著,说明识别不足问题不存在。Cragg-Donald Wald F 统计量为 1558.648,超过了临界值,说明工具变量具有很强的解释力度,不存在弱工具变量问题。第二阶段 DIGT 的回归系数仍在 1%的水平上显著为正,且系数远大于基础回归结果,这表明在控制内生性后,数字化转型对企业

绿色技术创新的推动作用依然存在，本文的基本结论具有稳健性。

Table 3. Endogeneity tests
表 3. 内生性检验

变量	(1)	(2)
	第一阶段	第二阶段
	DIGT	LGTI
IV	0.303*** (39.479)	
DIGT		3.762*** (3.132)
Controls	Yes	Yes
时间效应	Yes	Yes
个体效应	Yes	Yes
Anderson canon. corr. LM		1409.5***
Cragg-Donald Wald F		1558.648
N		17087
R ²		0.006
F		10.722

(2) 替换被解释变量

为保持上述结论的稳健性，本文根据已有研究[37]，选择企业当年独立申请的绿色发明数量替代因变量进行回归分析。表 4 第(1)列回归结果显示，加入控制变量并控制个体和时间效应后，数字化转型对绿色技术创新的影响系数为 1.247，仍然在 1%水平下显著，证明了基准回归结论具有稳健性。

(3) 剔除特殊年份

考虑到 2020 年的公共卫生事件对全球经济和企业行为造成了外生冲击，为检验本文基本结论是否受到此特殊年份的过度影响，剔除了 2020 年的样本数据之后再次进行回归。表 4 的第(2)列的回归结果显示，DIGT 的回归系数在 5%水平下显著为 0.894，说明数字化转型与企业绿色技术创新呈正相关，这与上述基准回归结果基本一致，说明结论具有一定的稳健性。

(4) 加入宏观控制变量

为排除宏观环境因素可能带来的混淆效应，本文进一步控制了宏观经济变量，包括三个方面：一是经济发展水平(EDL)，以人均 GDP 取对数衡量；二是金融发展水平(FIN)，以金融机构存贷款总额与 GDP 的比值衡量；产业结构升级(INU)，用第三产业增加值与第二产业增加值的比值取对数衡量。回归结果如表 4 第(3)列所示，在加入宏观控制变量之后，数字化转型的回归系数为 0.957 且仍然在 1%的水平下显著，这表明企业数字化转型对绿色技术创新的促进作用独立于宏观经济环境，证实了上述研究结论的稳健性。

Table 4. Robustness check results
表 4. 稳健性回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	替换被解释变量	剔除特殊年份	加入宏观控制变量
	LGTI	LGTI	LGTI
DIGT	1.247*** (4.558)	0.894** (2.568)	0.957*** (2.884)

续表

_cons	-0.661*** (-3.229)	-0.934*** (-3.616)	-0.759 (-1.295)
Controls	Yes	Yes	Yes
时间效应	Yes	Yes	Yes
个体效应	Yes	Yes	Yes
N	20789	18375	20789
R ²	0.013	0.015	0.014
F	13.911	15.588	13.528

4.4. 机制检验

借鉴江艇(2022) [34]的研究思路, 首先验证数字化转型与绿色技术创新之间的相关性, 表 2 所示的基准回归结果已经证明数字化转型能够推动企业绿色技术创新; 其次, 通过构建的中介模型对企业数字化转型与融资约束、企业研发投入以及企业运营效率之间的关系进行实证检验。结果如表 5 所示, 第(1)列显示企业数字化转型对融资约束的回归系数为-0.207, 且通过了 1%水平的显著性检验, 表明企业开展数字化转型能够有效拓宽融资渠道、缓解融资约束, 获取绿色创新资金, 从而推动企业绿色技术创新, 即假设 2 得到验证。第(2)列中, 数字化转型对企业研发投入的回归系数在 1%的水平上显著为正, 说明数字化转型能够激励企业研发投入, 推动绿色技术创新, 即假设 3 得到验证。第(3)列的回归结果显示, 数字化转型对全要素生产率的回归系数在 1%的水平上显著为正, 说明数字化转型能够提升企业运营效率, 通过全要素生产率的提高促进绿色创新发展, 即假设 4 得到验证。在此基础上, 参考吴非等(2021) [3]的做法, 利用 Bootstrap 方法检验中介效应的显著性, 结果显示融资约束的 95% Bootstarp 置信区间为[-0.1421, -0.02], 不包含“0”, 说明融资约束的中介效应成立; 企业研发投入 95% Bootstarp 置信区间为[0.0071, 0.0909], 不包含“0”, 表示企业研发投入的中介效应成立; 全要素生产率 95% Bootstarp 置信区间为[0.0869, 0.263], 不包含“0”, 表示企业运营效率的中介效应成立。

Table 5. Results of mechanism analysis
表 5. 机制检验

变量	(1)	(2)	(3)
	融资约束	企业研发投入	全要素生产率
	SA	RDsz	TFP_LP
DIGT	-0.207*** (-7.305)	0.046*** (8.104)	0.873*** (4.628)
_cons	-3.768*** (-177.736)	0.090*** (21.226)	-3.819*** (-26.989)
Controls	Yes	Yes	Yes
Sobel 检验	-0.066***	0.099***	0.026**
bootstrap 置信区间	[-0.1421, -0.02]	[0.0071, 0.0909]	[0.0869, 0.263]
Ind_eff 检验(P-val)	0.003 间接效应成立	0.022 间接效应成立	0.000 间接效应成立
时间效应	Yes	Yes	Yes
个体效应	Yes	Yes	Yes
N	20789	20789	20437
R ²	0.876	0.076	0.588
F	7690.054	89.818	1533.517

4.5. 异质性分析

(1) 基于不同区域的异质性分析

考虑到所选取的样本企业处于不同地理位置, 且我国不同地域在经济发展、产业布局等方面存在显著差异, 本文借鉴沈小波等(2021) [38]的做法, 按照地理位置分为东、中西部进行效应分析。由表 6 中(1) (2)列的回归结果可以看出, 东部地区、中西部地区企业数字化转型的回归系数分别为 0.762 和 1.463, 均通过了显著性检验, 说明数字化转型对东部地区、中西部地区企业的绿色技术创新均存在显著的促进作用。但企业数字化转型对中西部地区企业绿色技术创新的影响大于东部地区。究其原因, 中西部地区企业的数字化基础薄弱, 面临着巨大的信息鸿沟和绿色升级压力, 企业数字化转型推动了信息传递和技术传输, 能够有效降低成本、提升资源效率, 因而产生的边际效益最为显著。对于东部地区企业, 其技术创新体系和数字化应用技术较为成熟, 市场存在激烈的竞争, 且东部地区人力、土地等要素成本高昂, 进行技术改造的边际成本更高, 因此数字化转型对企业绿色技术创新的促进作用就相对有限。

(2) 基于是否为重污染企业的异质性分析

重污染企业与非重污染企业面临着不同的排放标准和政策压力。本文将所选样本分为重污染企业 and 非重污染企业, 借鉴王伊攀和何圆(2021) [39], 按照中国证监会 2012 年修订的《上市公司行业分类指引》的二级行业分类划分界定重污染行业, 代码为: B06、B07、B08、B09、C17、C19、C22、C25、C26、C28、C29、C31、C32、D44。从表 6 中(3) (4)两列得知, 企业数字化转型对重污染企业 and 非重污染企业的绿色创新回归系数均为正, 且通过了 5%水平的显著性检验。但相较于非重污染企业, 数字化转型对重污染企业的绿色技术创新的促进作用更强。其可能的原因在于重污染企业面临着严格的环境规制, 绿色转型是企业实现可持续发展的根本路径, 数字化转型能够显著降低企业的合规成本, 有效提升节能减排效益, 这种成本的节约转化为可观的经济收益, 为重污染企业进行绿色技术创新活动提供了强劲的经济支撑, 其数字化转型的边际效用也更为突出。

(3) 基于是否为高科技企业的异质性分析

数字经济对绿色技术创新的影响在具有不同技术基础和创新体系的企业间存在差异。本文借鉴彭红星和毛新述(2017) [40]的做法, 将所选样本企业分为高科技企业 and 非高科技企业进行异质性分析。根据《上市公司行业分类指引(2012 年修订)》, 确定高科技上市公司行业代码为: C25、C26、C27、C28、C29、C31、C32、C34、C35、C36、C37、C38、C39、C40、C41、I63、I64、I65、M73。表 6 第(5)、(6)列的结果显示, 数字经济正向促进高科技企业绿色技术创新, 且通过了 1%水平下的显著性检验, 但非高科技企业的回归系数并不显著。原因可能在于数字化转型对绿色技术创新的促进作用存在“能力门槛”效应。高科技企业的内部研发能力、高技能人才储备以及技术吸收效率都较强, 能够快速融合数字技术和绿色研发系统, 整合创新资源并驱动其绿色技术创新。而非高科技企业缺乏研发技术基础和人才资源, 短期内难以激发数字化转型转化为绿色创新产出, 限制了绿色技术创新。

Table 6. Subgroup analysis results
表 6. 异质性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	东部	中西部	重污染	非重污染	高科技	非高科技
	LGTI	LGTI	LGTI	LGTI	LGTI	LGTI
DIGT	0.762** (2.061)	1.463* (1.905)	3.682** (2.238)	0.784** (2.270)	1.076*** (2.620)	-0.282 (-0.438)
_cons	-1.270*** (-4.314)	-0.031 (-0.064)	-0.716 (-1.253)	-1.090*** (-3.813)	-1.344*** (-3.851)	-1.027*** (-2.797)

续表

Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	15406	5383	4204	16585	13123	7666
R ²	0.018	0.007	0.011	0.016	0.017	0.012
F	14.797	2.016	2.464	14.539	11.799	4.928

5. 结束语

5.1. 相关结论

本文基于 2013~2022 年沪深 A 股上市公司的相关数据进行实证分析, 探究了数字化转型与企业绿色技术创新之间的关系和作用路径。得出以下结论: (1) 数字化转型能够推动企业绿色技术创新, 且通过工具变量法、替换被解释变量、剔除特殊年份、加入宏观控制变量等方法检验之后, 结果依旧稳健。(2) 企业数字化转型能够通过缓解融资约束、推动企业研发投入、提升企业运营效率促进绿色技术创新发展。(3) 异质性分析发现, 数字化转型对中西部地区企业、重污染企业以及高科技企业的绿色技术创新具有更显著的推动作用。

5.2. 政策与建议

根据本文的研究结论, 提出以下两点建议: 第一, 国家应出台更多激励企业数字化转型和绿色创新的政策法规, 规范数字平台, 营造良好的创新环境。同时企业应积极响应国家政策, 把握数字化转型契机, 大力引进数字技术和数字化人才, 加快数字技术与传统生产模式融合, 夯实数字化转型促进绿色技术创新的技术基础。第二, 针对企业面临的融资约束和研发投入不足的问题。首先, 金融监管部门要鼓励商业银行针对数字化转型和绿色创新设立专项信贷产品, 引导金融机构依托数字技术开发数字贷款和绿色贷款, 实施精准信贷投放, 同时鼓励上市企业发行绿色债券, 拓宽融资渠道。其次, 政府要积极实施财税政策支持企业开展数字化转型和绿色技术创新项目, 对企业绿色贷款和数字化设备、环保设备采购给予财政贴息以及税收优惠, 同时牵头搭建科研平台, 助力企业研发低成本、低风险。最后, 企业应将绿色创新作为长远战略, 设立绿色创新专项资金, 确保绿色技术创新投入的持续性和稳定性。

参考文献

[1] 庄贵阳. 我国实现“双碳”目标面临的挑战及对策[J]. 人民论坛, 2021(18): 50-53.

[2] 郭丰, 杨上广, 柴泽阳. 企业数字化转型促进了绿色技术创新的“增量提质”吗?——基于中国上市公司年报的文本分析[J]. 南方经济, 2023(2): 146-162.

[3] 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+10.

[4] 刘志铭, 童琳, 钟华明. 企业数字化转型与绿色技术创新——来自制造业上市公司的证据[J]. 广东社会科学, 2024(1): 37-47.

[5] 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.

[6] 李小鲁, 李喜燕, 张纬武. 数字经济、知识产权保护“双轨制”与企业绿色技术创新[J]. 中国流通经济, 2023, 37(7): 78-91.

[7] 李明贤, 邓晶晶. 数字经济发展对企业绿色技术创新的影响效应及机制研究[J]. 生态经济, 2025, 41(6): 59-67.

[8] 张泽南, 钱欣钰, 曹新伟. 企业数字化转型的绿色创新效应研究: 实质性创新还是策略性创新? [J]. 产业经济研究, 2023(1): 86-100.

- [9] 束云霞, 吴玉鸣, 鲍曙明. 制造业转型升级视角下数字经济对绿色技术创新的影响[J]. 科技管理研究, 2023, 43(16): 215-222.
- [10] 沈灏, 魏泽龙, 苏中锋. 绿色管理研究前沿探析与未来展望[J]. 外国经济与管理, 2010, 32(11): 18-25.
- [11] 李鑫, 徐琼, 王核成. 企业数字化转型与绿色技术创新[J]. 统计研究, 2023, 40(9): 107-119.
- [12] 刘翔宇, 李文韬, 娜比拉·海萨尔. 数字化转型与企业绿色技术创新——兼论环境信息披露的调节作用[J]. 工业技术经济, 2023, 42(8): 59-69.
- [13] 倪宣明, 顾芷源, 姜淼, 等. 数字经济对企业绿色技术创新的影响及机制研究[J]. 系统科学与数学, 2025, 45(7): 2093-2113.
- [14] Albort-Morant, G., Leal-Millán, A. and Cepeda-Carrión, G. (2016) The Antecedents of Green Innovation Performance: A Model of Learning and Capabilities. *Journal of Business Research*, **69**, 4912-4917. <https://doi.org/10.1016/j.jbusres.2016.04.052>
- [15] 钱雪松, 丁滋芳, 陈琳琳. 缓解融资约束促进了企业创新吗?——基于中国《物权法》自然实验的经验证据[J]. 经济科学, 2021(1): 96-108.
- [16] 王分棉, 贺佳, 陈丽莉. 连锁董事绿色经历会促进企业绿色创新“增量提质”吗[J]. 中国工业经济, 2023(10): 155-173.
- [17] Song, Y., Ren, T. and Zhang, M. (2024) Does the Issuance of Green Bonds Promote Green Practices among Peer Companies? Evidence from China's Listed Companies. *Journal of Cleaner Production*, **477**, Article ID: 143899. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2024.143899>
- [18] 董文婷, 张靖佳, 王伟楠, 等. 互补效应下企业研发投入与创新能力的相互关系研究[J]. 科研管理, 2024, 45(9): 155-165.
- [19] 李晖, 戚琦, 唐志鹏. 数字化能否赋能工业企业绿色创新?——来自中国上市企业的经验证据[J]. 中南林业科技大学学报(社会科学版), 2023, 17(4): 51-61.
- [20] 杜雯欣. 重污染行业数字化转型对绿色技术创新的影响——基于链式多重中介效应与调节效应分析[J]. 甘肃金融, 2025(3): 55-63.
- [21] 朱祥敏, 张炳辉. 数字化转型对企业绿色技术创新的作用机理探讨[J]. 武汉商学院学报, 2024, 38(6): 74-82.
- [22] He, W. and Shen, R. (2017) ISO 14001 Certification and Corporate Technological Innovation: Evidence from Chinese Firms. *Journal of Business Ethics*, **158**, 97-117. <https://doi.org/10.1007/s10551-017-3712-2>
- [23] 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.
- [24] 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.
- [25] 张璇, 李子健, 李春涛. 银行业竞争、融资约束与企业创新——中国工业企业的经验证据[J]. 金融研究, 2019(10): 98-116.
- [26] 张玉昌, 郑江淮, 冉征. 政府资助与企业研发投入: 影响机制和效应分析[J]. 经济理论与经济管理, 2024, 44(1): 71-86.
- [27] 张辉, 刘佳颖, 何宗辉. 政府补贴对企业研发投入的影响——基于中国工业企业数据库的门槛分析[J]. 经济学动态, 2016(12): 28-38.
- [28] 张长征, 郭倩, 赵欣. 股权集中度与企业研发投入: CEO 年龄的调节作用[J]. 工业工程与管理, 2017, 22(4): 140-146.
- [29] 解维敏, 魏化倩. 市场竞争、组织冗余与企业研发投入[J]. 中国软科学, 2016(8): 102-111.
- [30] 霍江林, 刘素荣. 外资参与对企业研发投入的影响研究——基于中国上市企业的实证分析[J]. 工业技术经济, 2016, 35(11): 115-120.
- [31] 胡海峰, 张烨, 王爱萍. 耐心资本赋能企业全要素生产率提升的机制和途径[J/OL]. 新疆师范大学学报(哲学社会科学版), 1-11. <https://doi.org/10.14100/j.cnki.65-1039/g4.20250919.001>, 2025-09-24.
- [32] 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.
- [33] 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.
- [34] 江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. 中国工业经济, 2022(5): 100-120.
- [35] 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.
- [36] 王应欢, 郭永祯. 企业数字化转型与 ESG 表现——基于中国上市企业的经验证据[J]. 财经研究, 2023, 49(9): 94-

108.

- [37] 曹献飞, 牛思敏. 绿色信贷对企业绿色技术创新的影响研究[J]. 金融理论探索, 2024(6): 68-78.
- [38] 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.
- [39] 王伊攀, 何圆. 环境规制、重污染企业迁移与协同治理效果——基于异地设立子公司的经验证据[J]. 经济科学, 2021(5): 130-145.
- [40] 彭红星, 毛新述. 政府创新补贴、公司高管背景与研发投入——来自我国高科技行业的经验证据[J]. 财贸经济, 2017, 38(3): 147-161.