

企业数字化转型对绿色技术创新的影响

刘政霞, 吴仕文章

贵州大学经济学院, 贵州 贵阳

收稿日期: 2025年9月13日; 录用日期: 2025年9月26日; 发布日期: 2025年10月27日

摘要

当前, 数字经济与绿色发展深度融合, 为企业提供了前所未有的机遇。以数字化转型为基础, 以绿色发展为依托, 以创新主导为核心, 助力构建可持续发展模式。本文基于2013~2022年中国A股上市公司数据, 实证分析了企业数字化转型对绿色技术创新的影响机制与异质性特征。研究发现, 数字化转型显著提升企业绿色技术创新水平, 在控制内生性问题并经一系列稳健性检验后, 该结论依然成立。机制分析表明, 数字化转型通过提升企业ESG评级间接促进绿色技术创新, 该中介效应占总效应的8.1%。异质性分析结果表明, 数字化转型对绿色技术创新的影响在高新技术产业更为显著, 而在非高新技术领域则微乎其微, 这表明技术密集型企业的数字技术吸收能力与创新环境共同放大了这种促进效应。

关键词

数字化转型, ESG, 绿色技术创新

The Impact of Corporate Digital Transformation on Green Technology Innovation

Zhengxia Liu, Shiwenzhang Wu

School of Economics, Guizhou University, Guiyang Guizhou

Received: September 13, 2025; accepted: September 26, 2025; published: October 27, 2025

Abstract

Currently, the deep integration of the digital economy and green development presents unprecedented opportunities for enterprises. By leveraging digital transformation as a foundation, green development as a pillar, and innovation as a core driver, we can help build sustainable development models. This paper empirically analyzes the impact mechanism and heterogeneity of corporate

digital transformation on green technological innovation using data from Chinese A-share listed companies from 2013 to 2022. Findings reveal that digital transformation significantly enhances corporate green technological innovation levels. This conclusion remains valid after controlling for endogeneity issues and undergoing a series of robustness tests. Mechanism analysis indicates that digital transformation indirectly promotes green technology innovation by improving corporate ESG ratings, with this mediating effect accounting for 8.1% of the total impact. Heterogeneity analysis reveals that the influence of digital transformation on green technology innovation is more pronounced in high-tech industries while being negligible in non-high-tech sectors. This suggests that the digital technology absorption capacity and innovation environment of technology-intensive enterprises jointly amplify this promotional effect.

Keywords

Digital Transformation, ESG, Green Technology Innovation

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

当前，中国正全力推动经济社会发展全面绿色化转型，以建设人与自然和谐共生的现代化为目标。绿色技术创新作为打破经济增长与环境改善困境的核心驱动力[1]，对实现绿色发展具有关键意义。企业作为微观经济主体和绿色转型的重要参与者，必须实施大规模绿色低碳科技项目，在基础性绿色低碳技术领域实现突破。然而绿色技术创新存在研发高度复杂性、资源需求巨大、周期漫长、风险较高等固有难题[2]，导致企业利润最大化目标与绿色创新投资之间矛盾加剧。因此突破该制约、提升绿色技术创新潜力已成为亟待解决的紧迫课题。近年来，由于数字经济的迅速发展，数字化转型已成为企业追求高质量发展的必由之路。借助新一代数据与数字技术，企业正逐步革新生产模式[3]、管理模式[4]、研发模式[5]及商业模式[6]。与此同时，数字化转型也在助力解决绿色技术创新的难题。具体而言，通过促进跨领域创新资源的整合与共享[7]、提高信息透明度[8]、向外部利益相关方传递积极信号、强化利益相关方监督机制[9]，企业获取外部资金支持的能力得以增强[10]。因此，从企业视角验证数字化转型能否促进绿色技术创新及其具体路径，在理论与实践层面均具有重要意义。

本文基于理论分析与实证验证，探讨了数字化转型对绿色技术创新的成果、机制、路径及多样化表现形式。研究构建了较为完整的理论框架以及可靠的数据支撑。基于研究成果，提出了促进企业数字化转型、激活绿色技术创新潜力、推动经济社会绿色转型的具体政策建议。

近年来，研究者关注到数字化转型在微观经济层面和宏观经济层面的影响，尤其侧重其对企业经济绩效的贡献，研究既揭示了数字化转型在企业层面的具体作用，如优化现有管理结构与方法[5]，同时也指出其实施过程中存在诸多挑战，包括成本过度攀升与不确定性加剧等问题[11]。此外，数字化转型在提升研发产品性能[12]、提高流动性[13]等方面具有显著优势。这些研究不仅验证了数字化转型的优势，也为本文关于数字化转型与绿色技术创新之间的关系奠定了基础。Zhang 等(2023) [14]将绿色技术创新划分为实质性绿色技术创新(RGTI)和策略性绿色技术创新(SGTI)，揭示了创新动机带来的异质性影响。与此同时，肩负“环境使命”与“转型目标”双重责任的 ESG，随着越来越多的企业将其纳入发展战略和经营活动，正日益推动企业绿色技术创新的发展[15]。那么，在影响绿色技术创新的数字化转型进程中，ESG 究竟发挥着怎样的作用？鲜有学者对此问题进行深入探究。

与现有研究相比, 本文的边际贡献在于: 第一, 将绿色技术创新分为实质性绿色技术创新和策略性绿色技术创新, 分别分析数字化转型对各类别的影响。第二, 引入 ESG 作为中介变量, 研究企业数字化转型如何通过改善 ESG 指标促进绿色技术创新。第三, 本研究分析了不同条件下企业数字化转型对绿色技术创新产生的多样化影响。

2. 理论机制与研究假设

2.1. 企业数字化转型与绿色技术创新

绿色创新需要可持续且稳定的投资, 但面临着绿色技术领域研发周期长、经济收益性存在较大不确定性等挑战, 这可能导致企业利润大幅波动。因此, 大多数企业对绿色创新的投资较为保守, 关注度也较为有限。数字化转型通过消除资金壁垒、增加创新投资、破除环境信息障碍, 使企业切实感受到绿色创新的经济效益, 从而推动企业绿色创新。首先在绿色创新的资金筹措与资源配置方面, 推进数字化转型的企业往往正在实施技术升级。这有助于向外部利益相关方展示积极创新形象, 吸引投资者和金融机构的资本注入。由此拓展绿色创新融资渠道, 缓解融资约束[16]。数字技术与数据要素作为维持核心竞争力的关键手段, 既能促进企业绿色创新的可持续性, 又能增加资源向该领域的配置[17], 从而推动发展进程。其次, 数字化转型推动企业构建数字化信息系统, 改善环境绩效与指标的信息披露。这将缓解信息不对称问题[18], 使监管机构和投资者能够实时追踪企业环境行动, 从而形成绿色创新的激励机制。最后, 在绿色创新的经济效益方面, 数字化发展使企业能够及时调整开发战略以适应市场需求[19], 从而确定绿色技术与创新产品的方向。这将创造新的收入来源并增强竞争力。同时, 数字技术推动消费者需求多元化, 迫使企业持续向市场推出新产品。这种需求推动绿色创新, 使产品实现差异化并保持市场竞争力。随着产品与技术的快速发展, 企业能够获得更高利润。由于绿色创新能提升企业经济效益, 企业将增加相关投入, 持续开发绿色技术, 最终形成提升绿色创新标准的良性循环。基于此分析, 提出假设 1。

H1: 企业数字化转型能够促进企业绿色技术创新水平提升。

2.2. 数字化转型与 ESG

数字化转型通过两种方式提升企业的 ESG 绩效。一方面, 它通过缓解信息不对称强化 ESG 标准。企业管理层为获取短期利益, 往往降低透明度、削弱披露质量, 甚至实施“漂绿”行为, 从而欺骗投资者并产生合规风险[20]。数字化转型通过提升信息传递的准确性与速度, 有效遏制此类行为, 增强企业公信力。同时, 在生产、采购、营销等关键领域提升管理层与决策者的效率, 推动 ESG 发展进程。在生产领域, 数字技术如智能系统、物联网及大数据分析, 通过优化资源利用、降低能耗与废弃物, 助力构建更高效可持续的生产模式。供应链环节中, 数字工具可打破信息孤岛, 运用数据分析预测市场与供应商趋势。由此提升采购与库存管理的精准度, 增强供应链透明度与协同性。需求端方面, 人工智能助力分析客户及消费趋势数据, 实现精准用户群体定位, 并促进与利益相关方构建共创价值的网络。这将有效推动企业社会责任的落实, 并全面改善 ESG 指标表现。

此外, ESG 指标与绿色技术创新存在正相关关系。绿色技术创新通过技术与服务革新实现环境可持续性与节能目标[21], 同时追求经济效益增长。企业 ESG 评分的提升有助于缓解股东与管理层之间的委托代理矛盾。通过设定明确的 ESG 目标与激励机制, 管理层能够聚焦长期利益进行决策, 从而催生关键性“绿色”创新。同时, ESG 评分的提升可缓解企业面临的财务压力, 绿色创新常因研发周期长、盈利性不确定等因素遭遇资金困境。可靠的 ESG 评级能增强金融机构信任度, 为企业提供更多资本、更低利率及更广泛的融资渠道。这有助于打破创新融资循环困境, 推动研发与绿色技术应用。因此, ESG 评级的提升不仅能促进绿色创新, 更能为其未来发展奠定关键的财务稳定基础。

H2：企业数字化转型通过提升 ESG 评级进而提升企业绿色技术创新水平。

3. 实证设计

3.1. 样本筛选与数据来源

本文选取 2013~2022 年我国 A 股上市公司的数据作为研究样本，企业数字化转型与绿色技术创新相关数据来源于 CNRDS，企业 ESG 数据来源于 Wind 数据库，控制变量数据来源于 CSMAR。本文样本筛选原则如下：1) 剔除金融行业的企业样本；2) 剔除研究期间出现 ST、*ST、PT 的样本；3) 剔除资产负债率大于 1 或小于 0 的样本；4) 剔除主要变量缺失的样本；5) 仅保留具有至少 5 年连续数据的企业样本；6) 将所有企业层面连续变量进行 1%缩尾处理。经过上述处理，最终得到了 41,705 个平衡面板数据。

3.2. 变量定义

1) 被解释变量：绿色技术创新(GI)

本文借鉴 Wurlod 和 Noailly [22]的研究方法，使用 CNRDS 数据库中上市公司当年申请的绿色发明专利和绿色实用新型专利数据，依据世界知识产权组织发布的《国际专利分类绿色清单》中的 IPC 代码，识别企业独立申请和联合申请的绿色发明专利申请数量。将总和加 1 并取对数后，作为绿色创新的核心衡量指标。

2) 解释变量：企业数字化转型(DT)

本文参考吴非等(2021) [13]的研究，采用企业年报进行文本分析，在 CNRDS 中的 AKRD 库中有针对上市公司年报中数字化转型关键词的词频统计，从中选取 2013~2022 年的词频数据进行处理，用整理完的词频数加 1 后取对数来衡量企业数字化转型。

3) 中介变量：企业 ESG (ESG)

华证指数的 ESG 评级分为 AAA、AA、A、BBB、BB、B、CCC、CC、C 九个等级。企业 ESG 指标按降序赋予 9 至 1 的评分。基于张慧等(2025) [23]的研究，本文采用华证 ESG 指数的年度平均值来衡量企业 ESG 指标。

4) 控制变量：参考张慧等(2025) [23]、龙小宁等(2023) [24]、王海等(2023) [25]的研究设计，本文还控制了可能影响绿色技术创新的变量，包括公司成立年限(FirmAge)、企业规模(Size)、所有制(Soe)、两职合一(Dual)、资产负债率(Lev)、现金流强度(Cashflow)、托宾 Q 值(Tobinq)、机构投资者持股比例(Inst)、是否重污染行业(Pollute)、第一大股东持股比例(Top1)。以上涉及变量的具体定义如下表 1 所示：

Table 1. Variable definitions
表 1. 变量定义

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量	绿色技术创新	GI	$\ln(\text{申请的绿色发明专利和绿色实用新型专利数据} + 1)$
解释变量	企业数字化转型	DT	$\ln(\text{年报中数字化转型关键词的词频数据} + 1)$
中介变量	企业 ESG	ESG	华证 ESG 指数的年度平均值
	公司成立年限	FirmAge	$\ln(\text{当年年份} - \text{公司成立年份} + 1)$
	企业规模	Size	年总资产的自然对数
控制变量	所有制	Soe	国有控股企业为 1，其他为 0
	两职合一	Dual	董事长与总经理是同一个人 为 1，否则为 0

续表

资产负债率	Lev	年末总负债/年末总资产
现金流强度	Cashflow	经营活动产生的现金流量净额/总资产
托宾 Q 值	Tobinq	市值/总资产
机构投资者持股比例	Inst	机构投资者持股总数/总股本数量
是否重污染行业	Pollute	重污染行业为 1，否则为 0
第一大股东持股比例	Top1	第一大股东持股数量/总股数

3.3. 模型设定

为检验企业数字化转型对企业绿色技术创新的影响效果，构建时间、个体双固定的固定效应模型，基准模型如下：

$$GI_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 DT_{it} + \sum_{j=2}^n \alpha_j X_{it} + \mu_i + \theta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中， GI_{it} 表示企业绿色技术创新， DT_{it} 表示企业数字化转型， X_{it} 为控制变量， μ_i 和 θ_t 分别为个体、时间固定效应， ε_{it} 为随机扰动项。文章还进行了如下处理：第一，考虑到绿色专利和数字化转型关键词词频存在右偏分布特征，故对上述数据采取加 1 后取自然对数处理；第二，鉴于数字化转型作用至绿色技术创新存在一定时滞，同时也为缓解同时性偏误引发的内生性干扰，将所有解释变量进行滞后一期处理。

4. 实证结果

4.1. 描述性统计

本文的描述性统计数据如表 2 所示。在样本范围内，被解释变量绿色技术创新的平均值为 0.341，标准差为 0.775。这表明企业绿色专利的整体水平相对较低且存在较大波动。尽管多数企业的绿色创新活动有限，但部分企业在绿色技术创新领域表现卓越，导致数据呈现典型的右偏分布。解释变量企业数字化转型的均值为 1.446，标准差为 1.435。这反映出数字化水平虽处于中等发展阶段，但企业间分布不均，既有尚未启动转型的企业，也有已达数字化高级阶段的领先企业。ESG 绩效的中间变量均值为 4.106，标准差为 0.842。这表明尽管仍有改进空间，但企业 ESG 实践整体处于较高水平。

Table 2. Descriptive statistics
表 2. 描述性统计

变量名	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
GI	14,390	0.341	0.775	0	6.848
DT	14,390	1.446	1.435	0	6.306
ESG	14,390	4.106	0.842	1	6.250
FirmAge	14,390	2.942	0.342	0.693	4.290
Size	14,390	22.211	1.297	19.415	26.452
Soe	14,390	0.342	0.475	0	1
Dual	14,390	0.289	0.453	0	1
Lev	14,390	0.427	0.205	0.028	0.908

续表

Cashflow	14,390	0.046	0.070	-0.222	0.282
Tobinq	14,390	2.066	1.397	0.795	17.676
Inst	14,390	0.434	0.245	0.001	0.923
Pollute	14,390	0.224	0.417	0	1
Top1	14,390	0.338	0.148	0.078	0.758

4.2. 基准回归结果

根据模型(1)，被解释变量为绿色技术创新，核心解释变量为企业的数字化转型。[表 3](#) 展示了关于绿色技术创新与企业数字化转型的线性回归估计值。列(1)展示仅考虑企业数字化转型的结果，列(2)与(3)则呈现控制变量及高维固定效应控制后的估计值。表中基准回归结果特别表明：企业数字化转型能在 1%显著性水平下显著提升绿色技术创新。该结果同时验证了本研究假设 1。

基准回归结果表明，企业数字化转型具有促进绿色技术创新的效果。相较于未实施数字化转型的企业，已实施的企业在绿色技术创新领域更为活跃。因此，假设 1 得到验证。控制变量分析表明，大型企业更倾向于实施联合绿色创新。因为大型企业不仅拥有充足资金覆盖绿色创新的资金成本，更需要抵御潜在市场参与者的威胁及创造性破坏以实现创新成果(寇宗来、刘学悦，2020) [26]、张慧等(2025) [23]，指出，即使大型企业在特定领域具备资源优势，跨部门协作不仅能确保资源互补性，更能通过协同创新实现规模经济效应。

Table 3. Benchmark regression
表 3. 基准回归

	(1)	(2)	(3)
变量	GI	GI	GI
DT	0.0797*** (0.0122)	0.0688*** (0.0118)	0.0723*** (0.0134)
FirmAge		-0.284*** (0.0580)	-0.199*** (0.0711)
Size		0.176*** (0.0278)	0.194*** (0.0296)
SOE		0.0994** (0.0426)	0.146*** (0.0416)
Dual		0.0583 (0.0414)	0.0383 (0.0386)
Lev		-0.00807 (0.0829)	0.174** (0.0862)
CashFlow		0.250 (0.169)	0.0342 (0.162)
TobinQ		0.0290***	0.0285***

续表

		(0.00922)	(0.0105)
Inst		-0.158*	-0.130
		(0.0819)	(0.0830)
Pollute		-0.0136	-0.136***
		(0.0370)	(0.0411)
Top1		-0.156	-0.0276
		(0.142)	(0.135)
Constant	0.263***	-2.817***	-3.602***
	(0.0219)	(0.582)	(0.691)
Observations	14390	14390	14390
R-squared	0.018	0.076	0.143

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著，括号内为聚类在城市层面的稳健标准误。下同。

4.3. 内生性分析

4.3.1. 滞后解释变量

为缓解反向因果关系导致的估计结果偏误，以滞后一期的企业数字化转型代替解释变量进行回归。如表 3 中列(1)所示，滞后一期的数字化转型对企业绿色创新的系数显著为正，这表明以滞后一期解释变量的方式缓解反向因果关系导致的内生性问题后，企业数字化转型仍可推动企业绿色技术创新。

4.3.2. 工具变量法

参考王海等人(2023) [25]的研究成果，将该年度同行业其他企业(除本企业外)的数字化转型平均水平作为数字化转型指标变量(Digmean)使用。表 4 展示了回归的第一阶段与第二阶段结果。其中第(2)列呈现第一阶段回归分析结果。行业整体数字化转型平均水平对企业绿色技术创新具有显著正向影响。此外，第一阶段 F 统计量达 6862.148，远超 10%显著性水平下 Stock-Yogo 的弱识别临界值 16.38，表明本研究选取的仪表变量不存在弱工具变量问题。Kleibergen-Paap rk LM 统计量为 1823.249，p 值为 0.000，表明与内生变量存在强相关性。列(3)显示，即使在引入工具变量以降低内生性后，企业的数字化转型仍以 1% 显著性水平对绿色技术创新显示显著正向贡献。

Table 4. Endogeneity test results
表 4. 内生性检验结果

	(1)	(2)	(3)
		第一阶段	第二阶段
L.DT	0.0739*** (0.0142)		
Digmean		0.955*** (0.012)	
DT			0.074*** (0.009)

续表

控制变量	是	是	是
企业效应	是	是	是
年份效应	是	是	是
第一阶段F值		6862.148	
LM统计量		1823.249	
Hansen J统计量			P = 0.000
观测值	12951	14390	14390

4.4. 稳健性检验

4.4.1. 替换被解释变量

参考姜如玥(2025) [27], 本文将技术创新水平的衡量数据由申请的绿色发明专利和绿色实用新型专利数据总和取对数替换为绿色专利获得量进行回归, 结果如表 5 列(1)所示。回归结果表明, 企业数字化转型依然能够显著促进绿色技术创新水平的提升, 文章基准结论稳健。

4.4.2. 替换解释变量

本文参考刘光富(2025) [28]等人的方法, 考虑到成功的数字化转型中, 数据、软件和技术等无形资产发挥的作用较大, 本文采用文本分析中“大数据技术”和“数字技术运用”的词频统计之和, 作为企业数字化转型的替代变量。结果如表 5 列(2)所示, 加强知识产权保护依然会削弱数字化转型对绿色创新的促进作用, 同时强化其对研发能力的正向影响。

4.4.3. 更换聚类标准误

本文参考陈勇兵(2023) [29], 通过聚类至更高层级以放松本文回归假设, 将聚类稳健标准误在 CIC2 位码行业层面进行稳健性检验。由于中国地方当局通常对区域政策和经济状况具有重大影响(Xu, 2011) [30], 区域层面和部门层面的误差可能呈现连续相关性。本研究的回归模型按照 Cameron 等人(2011) [31]提出的双向聚类方法, 本研究的回归模型通过调整聚类层级进行修正。如表 5 第(3)列所示, 在不同聚类层级计算标准误差后, 检验结果仍保持稳定。

Table 5. Robustness test results
表 5. 稳健性检验结果

	(1)	(2)	(3)
变量	DIG	GI	GI
DT	0.0723*** (0.0134)		0.0723*** (0.00799)
lnSUM		0.0572*** (0.0141)	
FirmAge	-0.199*** (0.0711)	-0.200*** (0.0712)	-0.199*** (0.0252)
Size	0.194*** (0.0296)	0.198*** (0.0297)	0.194*** (0.00742)

续表

SOE	0.146*** (0.0416)	0.142*** (0.0417)	0.146*** (0.0125)
Dual	0.0383 (0.0386)	0.0425 (0.0387)	0.0383** (0.0129)
Lev	0.174** (0.0862)	0.174** (0.0866)	0.174*** (0.0513)
CashFlow	0.0342 (0.162)	0.00898 (0.162)	0.0342 (0.0809)
TobinQ	0.0285*** (0.0105)	0.0296*** (0.0107)	0.0285*** (0.00351)
Inst	-0.130 (0.0830)	-0.138* (0.0837)	-0.130*** (0.0369)
Pollute	-0.136*** (0.0411)	-0.156*** (0.0411)	-0.136*** (0.0112)
Top1	-0.0276 (0.135)	-0.0370 (0.136)	-0.0276 (0.0558)
Constant	-3.602*** (0.691)	-3.636*** (0.694)	-3.602*** (0.167)
Observations	14390	14390	14390
R-squared	0.143	0.139	0.143

4.5. 中介效应检验

本部分试图分析企业数字化转型与绿色技术创新之间的影响渠道，张慧(2025) [23]的研究，设定中介变量为企业 ESG 评级年度平均数量(ESG)，并取了自然对数。为检验企业 ESG 在数字化转型与绿色技术创新的关系中是否存在中介效应，本文构建如下中介效应模型：

$$ESG_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 DT_{it} + \sum_{j=2}^n \alpha_j X_{it} + \mu_i + \theta_t + \varepsilon_{it} \tag{2}$$

$$GI_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 DT_{it} + \alpha_2 ESG_{it} + \sum_{j=2}^n \alpha_j X_{it} + \mu_i + \theta_t + \varepsilon_{it} \tag{3}$$

检验结果如表 6 所示，列(1)中数字化转型的系数显著为正，表明企业数字化转型对 ESG 存在显著的正向影响。加入 ESG 后，数字化转型的回归系数依然显著为正，并且 ESG 对实质性绿色技术创新和策略性绿色技术创新有显著正向影响，说明企业 ESG 在数字化转型与绿色技术创新之间的正向关系中起到了中介作用，假设 2 成立。此外，数字化转型对实质性绿色技术创新的影响系数大于对策略性绿色技术创新的影响系数，与基准回归结果一致，进一步支持了企业应将研发重心倾向于实质性绿色技术创新的观点。

Table 6. Analysis of mediating effects
表 6. 中介效应分析

	(1)	(2)
变量	ESG	GI
DT	0.062*** (0.0052)	0.063*** (0.0051)
ESG		0.090*** (0.0082)
控制变量	是	是
样本量	14,390	14,390
Sobel检验	0.000*** (z = 8.092)	
Goodman检验1	0.001*** (z = 8.077)	
Goodman检验2	0.001*** (z = 8.108)	
中介效应系数	0.000*** (z = 8.092)	
直接效应系数	0.000*** (z = 12.229)	
总效应系数	0.000*** (z = 13.240)	
中介效应比例	0.081	

5. 异质性分析

基于《高技术产业(制造业)分类(2017)》，将调查的目标企业划分为高技术产业与非高技术产业，以分析产业特性如何影响企业数字化转型与绿色技术创新的关系。回归分析结果如表 7 所示，结果表明：在高技术企业中，数字化转型对绿色创新具有显著的正向影响。而在非高技术企业中，这种影响较弱且不具有统计学意义。这一差异表明，高技术企业对绿色技术创新的敏感度更高，具备响应市场需求的能力，因此更倾向于运用数字化手段实现绿色转型。此外，高技术行业凭借更强的技术吸收能力、更高的研发投入强度以及更友好的创新环境，能够高效地将数字技术转化为绿色创新的具体成果。

Table 7. Heterogeneity analysis
表 7. 异质性分析

	(1)	(2)
	m1	m2
DT	0.107*** (0.0186)	0.00514 (0.0119)
FirmAge	-0.341*** (0.102)	-0.127* (0.0732)
Size	0.302*** (0.0434)	0.0701*** (0.0244)
SOE	0.212*** (0.0647)	0.00221 (0.0327)

续表

Dual	0.0737 (0.0508)	-0.0276 (0.0292)
Lev	0.373*** (0.124)	-0.178* (0.0954)
CashFlow	0.483* (0.256)	-0.228* (0.131)
TobinQ	0.0372*** (0.0137)	0.0227** (0.00994)
Inst	-0.102 (0.112)	-0.231** (0.0897)
Pollute	-0.141*** (0.0531)	0.0677 (0.0508)
Top1	-0.156 (0.204)	0.255** (0.114)
Constant	-5.583*** (0.989)	-0.966* (0.546)
Observations	8475	5915
R-squared	0.183	0.128

6. 研究结论与政策启示

6.1. 研究结论

当前，数字经济和绿色发展的深度融合，为企业依托数字化转型形成以绿色为底色、以创新为动力的可持续发展模式提供了崭新契机。本文选取 2011~2022 年企业数字化转型程度与绿色专利申请数量，构建双向固定效应模型分析数字化转型对绿色技术创新的影响。结论如下：第一，企业数字化转型能显著促进企业绿色技术创新，这一结论在一系列稳健性与内生性检验后仍然成立。第二，机制分析结果表明，企业数字化转型通过提升自身 ESG 评级从而影响企业绿色技术创新。第三，异质性分析结果表明，数字化转型对企业绿色技术创新的影响在高技术行业中更显著。

本文为企业数字化转型与企业绿色技术创新的关系及其机制提供了理论和经验启示，但受限于数据的可得性与文章的聚焦点，也存在一定的局限性，未来需要进一步深化。第一，变量度量可以更具体。当前对核心变量的测量未能充分揭示其多维内涵及差异化影响机制。例如，数字化转型可细分为“底层技术应用”与“场景融合应用”，绿色创新需区分“实质性创新”与“策略性创新”，ESG 表现则应解析 E、S、G 分项指标的中介路径。后续研究可通过文本分析、绿色专利筛选与分项评分，构建更具体的指标，以深入揭示其异质性作用。第二，因果识别策略可以更稳健。尽管采用了工具变量法，但其外生性仍存疑，后续可以采用更外生的政策冲击，如“宽带中国”试点作为工具变量，并融合双重差分法、断点回归等准实验方法，进行三角验证，以增强因果推断的可靠性。

6.2. 政策启示

第一，基于战略性绿色技术创新对企业扩大专利组合及获取可持续公共补贴具有重要作用，监管机

构应加强对企业的监督。一方面,政府需对受补贴的企业定期进行审计与评估,核查其资金使用情况 & 研发成果,确保补贴能切实推动技术发展。另一方面,为推动绿色技术创新的企业积极研究并借鉴海外竞争对手的先进绿色技术与经营经验,政府应设立专项基金促进国际合作与企业间交流,通过海外研修支持企业获取尖端技术信息 & 市场知识。

第二,政府应加强对中西部及东北地区城市的扶持力度,保障区域经济均衡发展。通过优惠政策、税收减免以及创新基金,政府可激励企业在绿色技术领域开展研发活动,进一步推动其在当地应用,从而增强区域绿色技术创新潜力。同时应构建企业间协作机制,促进不同地域、产业领域及规模企业的技术交流 & 合作,加速先进绿色技术与最佳实践的普及。地方政府还应积极鼓励 & 支持绿色产业发展,促进绿色产业园区建设,吸引更多投资 & 创新资源。

第三,企业应通过数字化转型,将数字技术与数据要素融入生产、研究、管理全流程,能够推动企业在显著提升 ESG 绩效的同时推动企业绿色创新。在生产领域,企业可以通过构建物联网监测系统 & 智能控制系统,既能降低能耗满足环保标准,又能实现节能减排的双重效益。在研发领域,企业可借助数字化建模平台,加速环保材料的迭代开发。在管理流程中,企业的供应链数字平台可以将 ESG 要求融入采购环节,构建提升决策效率 & 透明度的“绿色价值链”。从战略层面看,企业应将数字化转型列为首要任务,充分释放数字技术与数据要素的双重驱动力。通过优化实现路径,企业可实现运营管理优化、信息披露质量提升、人才培养体系升级,最终推动绿色技术创新领域的整体进步。

参考文献

- [1] 解学梅, 朱琪玮. 企业绿色创新实践如何破解“和谐共生”难题? [J]. 管理世界, 2021, 37(1): 128-149, 9.
- [2] 王营, 冯佳浩. 绿色债券促进企业绿色创新研究[J]. 金融研究, 2022(6): 171-188.
- [3] Wang, D. and Shao, X. (2024) Research on the Impact of Digital Transformation on the Production Efficiency of Manufacturing Enterprises: Institution-Based Analysis of the Threshold Effect. *International Review of Economics & Finance*, **91**, 883-897. <https://doi.org/10.1016/j.iref.2024.01.046>
- [4] Li, X., Zhao, F. and Zhao, Z. (2024) Corporate Digital Transformation, Internal Control and Total Factor Productivity. *PLOS ONE*, **19**, e0298633. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0298633>
- [5] 戚聿东, 肖旭. 数字经济时代的企业管理变革[J]. 管理世界, 2020, 36(6): 135-152, 250.
- [6] 马颖超, 刘树林. 企业家精神、数字化转型与商业模式创新[J]. 经济问题, 2024(11): 40-50.
- [7] 韩峰, 黄敏, 姜竹青. 企业数字化、网络地位与污染减排[J]. 世界经济, 2024, 47(2): 204-232.
- [8] 刘艳霞, 陈乐, 周昕格. 数字化转型与绿色创新: 基于信息的双重效应识别[J]. 改革, 2023(10): 30-45.
- [9] 田海峰, 刘华军. 企业数字化转型与绿色创新的“双化协同”机制研究[J]. 产业经济研究, 2023(6): 29-41, 72.
- [10] 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.
- [11] 谢康, 夏正豪, 肖静华. 大数据成为现实生产要素的企业实现机制: 产品创新视角[J]. 中国工业经济, 2020(5): 42-60.
- [12] 池毛毛, 叶丁菱, 王俊晶, 等. 我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.
- [13] 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): 130-140, 10.
- [14] Zhang, M., Yan, T., Gao, W., Xie, W. and Yu, Z. (2023) How Does Environmental Regulation Affect Real Green Technology Innovation and Strategic Green Technology Innovation? *Science of the Total Environment*, **872**, Article ID: 162221. <https://doi.org/10.1016/j.scitotenv.2023.162221>
- [15] 赵沁娜, 李航. ESG 评级是否促进了企业绿色技术创新——来自中国上市公司的微观证据[J]. 南方经济, 2024(2): 116-135.
- [16] 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.

-
- [17] Liu, X., Liu, F. and Ren, X. (2023) Firms' Digitalization in Manufacturing and the Structure and Direction of Green Innovation. *Journal of Environmental Management*, **335**, Article ID: 117525. <https://doi.org/10.1016/j.jenvman.2023.117525>
- [18] 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.
- [19] Hao, X., Li, Y., Ren, S., Wu, H. and Hao, Y. (2023) The Role of Digitalization on Green Economic Growth: Does Industrial Structure Optimization and Green Innovation Matter? *Journal of Environmental Management*, **325**, Article ID: 116504. <https://doi.org/10.1016/j.jenvman.2022.116504>
- [20] 黄世忠. ESG 报告的“漂绿”与反“漂绿”[J]. 董事会, 2022(Z1): 52-56.
- [21] 彭百川, 张颖, 王治. 企业 ESG 表现对绿色创新效率的影响研究[J]. 统计与决策, 2024, 40(5): 172-176.
- [22] Wurlod, J. and Noailly, J. (2018) The Impact of Green Innovation on Energy Intensity: An Empirical Analysis for 14 Industrial Sectors in OECD Countries. *Energy Economics*, **71**, 47-61. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2017.12.012>
- [23] 张慧, 石云帆, 孟纹羽, 等. 企业数字化转型对绿色技术创新的影响——基于 ESG 视角[J]. 统计与决策, 2025, 41(15): 150-155. <https://doi.org/10.13546/j.cnki.tjyj.2025.15.026>
- [24] 龙小宁, 刘灵子, 张靖. 企业合作研发模式对创新质量的影响——基于中国专利数据的实证研究[J]. 中国工业经济, 2023(10): 174-192.
- [25] 王海, 郭冠宇, 尹俊雅. 数字化转型如何赋能企业绿色创新发展[J]. 经济学动态, 2023(12): 76-91.
- [26] 寇宗来, 刘学悦. 中国企业的专利行为: 特征事实以及来自创新政策的影响[J]. 经济研究, 2020, 55(3): 83-99.
- [27] 姜如玥. 企业数字化转型对绿色技术创新的影响[J]. 技术经济与管理研究, 2025(5): 100-106.
- [28] 刘光富, 严韵, 刘嫣然. 数字化转型与绿色创新——知识产权保护的调节作用[J]. 软科学, 2025, 39(7): 1-7, 14.
- [29] 陈勇兵, 李辉, 林雄立. 劳动保护与企业智能制造转型——来自机器人进口的证据[J]. 数量经济技术经济研究, 2023, 40(6): 133-152.
- [30] Xu, C. (2011) The Fundamental Institutions of China's Reforms and Development. *Journal of Economic Literature*, **49**, 1076-1151. <https://doi.org/10.1257/jel.49.4.1076>
- [31] Cameron, A.C., Gelbach, J.B. and Miller, D.L. (2011) Robust Inference with Multiway Clustering. *Journal of Business & Economic Statistics*, **29**, 238-249. <https://doi.org/10.1198/jbes.2010.07136>