

数字化转型对企业绿色创新的影响研究

——基于企业投资支持能力视角

杨佳悦

哈尔滨商业大学财政与公共管理学院, 黑龙江 哈尔滨

收稿日期: 2025年3月23日; 录用日期: 2025年4月14日; 发布日期: 2025年4月25日

摘要

“双碳”目标背景下, 数字化转型成为推动企业绿色创新的重要引擎。本文基于沪深A股上市公司2000年至2023年的数据, 运用面板计量模型, 探讨数字化转型对绿色创新的影响及其机制。结论为: 数字化转型显著提升企业绿色创新能力。同时投资支持通过增强资本支持和资源配置效率, 放大数字化转型对绿色创新的积极作用。异质性分析表明, 重污染行业受政策规制驱动更强, 非重污染行业依赖市场导向创新; “双碳”政策后, 数字化转型的绿色效应有所减弱。本文提出通过差异化数字化转型战略、加强政策支持和资源倾斜, 以及促进产学研协同, 推动中小企业绿色创新和技术应用的全面发展。

关键词

企业数字化转型, 绿色创新, 投资支持能力, 计量模型

The Impact of Digital Transformation on Enterprise Green Innovation

—Based on the Perspective of Enterprise's Investment Support Capacity

Jiayue Yang

College of Public Finance and Administration, Harbin University of Commerce, Harbin Heilongjiang

Received: Mar. 23rd, 2025; accepted: Apr. 14th, 2025; published: Apr. 25th, 2025

Abstract

In the context of the “dual carbon” goal, digital transformation has become an important engine to promote green innovation of enterprises. Based on the data of Shanghai and Shenzhen A-share listed companies from 2000 to 2023, this paper uses A panel econometric model to explore the

文章引用: 杨佳悦. 数字化转型对企业绿色创新的影响研究[J]. 统计学与应用, 2025, 14(4): 329-341.

DOI: 10.12677/sa.2025.144114

impact of digital transformation on green innovation and its mechanism. The conclusion is that digital transformation can significantly improve the green innovation ability of enterprises. At the same time, investment support amplifies the positive role of digital transformation on green innovation by enhancing the efficiency of capital support and resource allocation. Heterogeneity analysis shows that heavy polluting industries are more driven by policy regulation, while non-heavy polluting industries rely on market-oriented innovation. After the “two-carbon” policy, the green effect of digital transformation has been weakened. This paper proposes to promote the comprehensive development of SMEs’ green innovation and technology application through differentiated digital transformation strategies, strengthening policy support and resource tilt, and promoting industry-university-research collaboration.

Keywords

Enterprise Digital Transformation, Green Innovation, Investment Support Capacity, Measurement Model

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. 绪论

2020 年，中国在第七十五届联合国大会上承诺将力争在 2030 年前实现碳达峰、2060 年前实现碳中和，这是应对气候变化、推动高质量发展和绿色经济转型的关键战略。“十四五”时期成为实现碳达峰的关键阶段，通过政策引导、产业优化和技术驱动加速绿色转型。尽管工业化与城市化的快速发展加剧生态压力，中国在 2012 至 2023 年间通过年均 3% 的能源消费增速支撑超过 6% 的经济增长，同时单位 GDP 能耗下降 26.8%，二氧化碳排放下降 35% 以上，体现出绿色转型的显著成效。然而，能源结构优化和技术变革依然是实现长期目标的主要挑战。数字化转型作为绿色创新的核心手段，通过大数据、人工智能和物联网技术助力碳交易管理、能源结构优化和可持续发展。2021 年，全国碳排放权交易市场启动，覆盖年排放量 51 亿吨的发电行业，累计交易量达 4.4 亿吨，成交额约 249 亿元，充分说明数字技术在碳管理中的重要作用。同时，中国可再生能源装机规模已突破 15 亿千瓦，超越煤电装机规模。企业作为绿色转型的核心主体，尽管绿色金融规模达 4800 亿元，但中小企业数字化转型率不足 40%，资金和技术不足等问题限制转型速度。数字化通过提升资源效率、优化供应链和精准市场匹配推动绿色创新，但高昂的技术成本和资源配置复杂性对中小企业构成阻力。基于上述背景，本文从企业微观视角探索数字化转型是否赋能促进绿色创新，为完善理论体系和交叉研究提供新视角。结合行业特征与战略阶段差异，为政府制定差异化政策和优化资源配置提供依据。

2. 文献综述

数字化转型作为推动企业绿色创新的重要途径，其作用机制已成为国内外学术界的重要研究议题。现有研究普遍认为，数字化转型通过优化资源配置、提升技术创新能力及改进管理效率，显著促进企业绿色创新的发展。Yang (2025) 研究指出，数字化转型通过提升信息透明度和知识共享能力，加速战略性新兴产业绿色技术的进步，在环境规制较为严格的情境中表现尤为突出[1]。Chen 等人(2024)的研究进一步表明，供应链的数字化转型通过降低资源浪费和优化物流管理，为企业绿色创新提供坚实的技术支持[2]。数字化转型在强化企业创新动力方面，Fizza 等人(2024)从要素流动的角度探讨数字化转型如何通过

促进知识、技术与人才的高效流通,提升企业的绿色技术创新能力[3]。Liu 等人(2025)的研究则从消费者需求出发,发现数字化技术在支持环保产品开发方面具有重要潜力,其通过分析大规模消费者数据,帮助企业精确定位市场需求,从而实现绿色产品的高效研发[4]。在行业异质性方面,张文秋等人(2024)聚焦纺织行业,发现数字化转型不仅推动生产效率的提升,还显著促进绿色产品的研发,为传统行业注入新的增长动能[5]。倪立坤等人(2024)针对建筑行业的研究指出,数字化转型通过技术进步和管理创新,有效促进该行业的绿色发展。与此相对,Liu 等人(2025)的研究揭示,非重污染行业更多依赖市场导向的创新模式,而重污染行业则主要受政策驱动推动绿色转型[6]。在全球化背景下,数字化转型还被视为企业融入国际创新网络的重要手段。李雪松等人(2022)研究表明,数字化技术通过加强企业的全球知识共享能力,提升企业在国际化背景下的绿色创新绩效,为实现全球范围内的绿色合作奠定基础[7]。同时,政策的支持在数字化转型与绿色创新的关系中具有重要意义。王千龙等人(2024)从 ESG 视角分析数字化转型对企业环境治理的影响,发现其通过提升企业全要素生产率和绿色技术创新能力,显著改善企业的可持续发展表现[8]。

尽管上述研究揭示数字化转型推动绿色创新的多重机制,但在调节机制的探讨方面仍存在不足。固定资产投资作为企业资源配置效率的核心变量,在数字化转型与绿色创新之间的调节作用尚未被系统研究。现有研究多将固定资产投资视为辅助变量,而未深入分析其质量与结构对数字化技术应用效果的影响。这导致对企业投资能力在绿色创新中的间接作用认识不足。本文进一步探讨固定资产投资的质量与效率如何通过增强数字化技术的应用能力,间接推动绿色创新发展。同时,不同行业异质性机制研究亦需进一步深化,以揭示不同情境下数字化转型与绿色创新的影响关系。

3. 影响机制及研究假设

3.1. 企业数字化转型对绿色创新的直接影响

企业数字化转型作为现代化生产方式的变革路径,正逐步改变传统经济运行逻辑,在推动绿色创新发展中发挥重要作用。从机制层面来看,数字化转型通过优化资源配置、强化协同效应以及提升组织韧性,为绿色创新的高效开展提供关键支撑。

其一,企业数字化转型通过提升资源配置效率,为绿色创新活动提供必要的支持基础。依托大数据、人工智能及物联网等先进技术,企业能够高效整合和深度分析异构数据,优化资源配置方案。企业能够更精准地识别市场需求和技术趋势,从而显著降低资源浪费和冗余投入,为绿色创新活动提供低成本且高效的资源保障。其二,数字化转型通过强化协同效能,显著加速绿色创新的推进。企业内部通过数字化平台优化各部门之间的协作流程,同时数字化技术的运用促进企业与外部创新主体间的资源共享和知识交流,推动跨部门、多主体的互动与协作[9]。通过数字化开放平台,高校、科研机构 and 产业链合作伙伴得以深度参与绿色创新活动,进一步拓展资源共享的范围并提高创新成果转化效率。其三,数字化转型增强企业应对绿色创新中复杂性和不确定性的能力。绿色创新由于其高风险和长期性特征,需要更灵活的策略调整和动态反馈机制。数字化技术通过实时监控和智能反馈,帮助企业在研发过程中更精准地应对挑战,降低不确定性。同时,智能化的生产流程优化和资源管理提升企业在应对市场波动及政策变化时的灵活性和适应力,从而为绿色创新活动的可持续发展提供支持[10]。其四,数字化转型通过增强企业内部与外部的信息透明度,为绿色创新创造更加稳定的支持环境。在企业内部,数字化技术实现高效的信息共享和透明管理,优化资源配置效率。在外部,数字化转型帮助企业有效传递关键信息,与外部投资者和政策制定者形成积极互动,从而吸引更多资金和政策资源,为绿色创新活动提供长期且稳定的投入保障[11][12]。

研究假设 H1: 企业数字化转型对绿色创新存在显著的正向影响。

3.2. 企业投资支持能力对直接影响的调节作用

高投资支持能力体现企业在长期资本配置中的优越意图与能力，为数字化技术的广泛应用与深度推广奠定物质基础，同时为绿色创新活动提供关键资源支撑。固定资产比重较高的企业在数字化基础设施升级领域具有显著优势，通过智能化设备与高效能技术的精准部署，实现资源利用效率提升与生产流程优化，为绿色技术突破与工艺革新提供强劲动能。固定资产比例的提升有效强化企业资产稳定性，降低资本获取难度与成本，为满足数字化转型中的资金需求提供充足支持，缓解绿色创新活动的资金约束，并确保研发投入的连续性与科学性。固定资产规模的扩大优化资源获取与整合能力，精准化的资源动态调配与管理减少浪费，进一步增强创新活动的经济回报与生态价值。高质量的资产结构向市场传递积极信号，凸显企业履约能力与技术开发潜力，从而吸引政策支持与资本注入，为绿色创新活动开辟更广阔的发展路径。投资支持能力通过强化数字化技术与资源的有效联动机制，以及创新活动内外部协同能力，构建绿色创新长期可持续发展的战略框架，成为数字化技术驱动绿色转型的核心调节要素。

研究假设 H2：企业投资支持能力会加强数字化转型对绿色创新的促进作用。

3.3. 不同行业影响的异质性能效应

对于重污染行业，其生产过程中资源消耗高、污染排放量大，受到更严格的环境规制和社会监督。这促使企业通过数字化转型提升生产效率、优化资源配置以及改进污染治理工艺，以应对日益严格的排放标准。例如地方生态环境部门针对污染物和碳排放主要来源企业，构建“大气污染物排放和碳排放一体化清单”，并推广减污降碳协同技术，为重污染行业提供具体技术路径。通过 LEAP 模型的预测，能够有效削减二氧化碳排放并改善大气污染物治理。相比之下，非重污染行业的绿色创新更多由市场需求和企业战略驱动，而非外部强制性约束。主要通过数字化技术优化产品生命周期管理和供应链透明度，以满足消费者对绿色产品和可持续发展的偏好。然而，由于外部约束较弱，数字化转型对非重污染行业绿色技术研发和推广的直接推动作用相对有限。尽管如此，市场型环境规制(如排污权交易和碳减排补贴)仍为非重污染行业提供支持，激励企业利用数字化技术实现资源高效利用和生产流程优化。不同类型的环境规制(如命令型、市场型、自愿型)对企业绿色创新行为的影响路径因行业特性而异。命令型规制通过严格排放要求推动重污染行业引入清洁技术和绿色生产流程，实现技术升级。市场型规制通过排污费、环保税和碳交易等经济杠杆，激励企业选择成本效益更高的绿色技术。自愿型规制则通过社会监督 and 市场需求驱动非重污染行业强化绿色形象并推动绿色创新。

研究假设 H3：重污染行业由于更大的政策驱动和外部压力，其数字化转型对绿色创新的促进作用更大且显著，而非重污染行业则更依赖市场驱动和自发性推动，影响较小。

3.4. “双碳”政策前后时间异质性效应

“双碳”政策的提出标志着我国在绿色发展和生态文明建设方面迈入新的阶段，其对企业行为与发展模式的影响具有时间维度上的差异性。政策出台之前，企业的绿色创新活动更多由市场驱动、成本优化及技术进步的内在需求所引导，数字化转型作为提升生产效率与优化资源配置的重要战略选择。技术研发主要集中于提升资源利用效率和减少排放，以契合消费者对绿色产品的偏好。在此阶段，企业的绿色创新主要依赖自主决策与竞争压力，政策影响较为间接且不具强制性。政策发布后，绿色发展上升为国家战略，政策导向对企业行为的约束显著增强。政策实施初期，资源配置和关注焦点倾向于短期的排放控制与能源结构调整，企业在绿色创新中的自主性受到一定限制。同时，政策合规性要求使企业资源分配优先满足短期目标，数字化技术在深化绿色创新中的潜力因而受到一定程度的制约。此外，由于绿色创新活动普遍具有高风险、高投入和长周期特点，企业在政策激励的强制性框架下逐渐形成对外部政

策的依赖,从而弱化以市场为导向的自主研发能力。一方面,强制性政策措施与经济激励机制(例如排污权交易、碳配额管理和环保税等)强化企业对绿色创新的关注,尤其在高耗能行业,政策驱动企业加速清洁技术的研发与生产工艺优化;另一方面,政策的设计需要平衡短期目标与长期转型战略,通过精准的制度安排与资源支持,促进数字化技术与绿色创新的深度协同,为经济与环境的可持续发展提供更为稳健的动力。

研究假设 H4:“双碳”政策的实施重新塑造企业绿色创新的驱动逻辑,不同时期数字化转型对绿色创新的影响存在显著差异性。

4. 实证分析

4.1. 样本选择与研究设计

4.1.1. 样本选择与数据来源

本文选取 2000 年至 2023 年沪深 A 股上市公司为研究对象,利用面板数据实证分析数字化转型对企业绿色创新的影响及作用机制。数据主要来源于国泰安(CSMAR)数据库、CNRDS 数据库以及上市公司年报。

4.1.2. 变量定义与描述

已有文献大多通过绿色研发投入或研发支出来衡量企业的绿色创新水平。然而,由于绿色创新活动具有高风险性和不确定性,仅依赖投入指标难以全面反映实际创新成果。因此,本研究借鉴李焯等(2024)的方法,采用绿色专利申请数量作为绿色创新水平的衡量指标[13]。其中,绿色专利申请数量涵盖绿色发明专利申请数和绿色实用新型专利申请数,专利文件中详细的背景说明和分类有助于确保指标的绿色属性,同时,专利成果兼具创新性与经济性,因而更全面地体现了企业的绿色创新水平。为避免回归系数偏差,本文对企业绿色专利申请数量加 1 后取对数,作为最终的衡量指标。虽然当前的绿色创新测度方法主要依赖专利数据,但未来的研究可考虑整合绿色产品销售额、绿色认证数量、环境绩效等多维指标,并借助熵值法等更细致的模型构建企业绿色创新发展的综合评价体系。然而,基于本文参考文献及数据的限制,本研究仅选用绿色专利申请数量作为绿色创新水平的综合指标。

本文借鉴吴非等(2021)的方法,利用 Python 爬虫收集 A 股上市公司的年度报告[14]。从人工智能、大数据、云计算、区块链和数字技术应用五个维度出发,选出 76 个与“数字化”相关的关键词,并对其词频进行统计,作为数字化词频指数的基础指标。

本文将投资支持能力(ISA)视为调节变量,并以固定资产占资产总额的比重作为测度指标。从理论上讲,高投资支持能力不仅能为数字化技术在绿色生产设备中的应用提供坚实的硬件保障,从而提升企业绿色创新中技术落地的能力,也可能由于过高的固定资产投资而降低资源配置的灵活性,进而限制企业对新兴绿色技术的快速响应和调整。由此,投资支持能力通过调控数字化技术资源转化效率,显著影响数字化转型与绿色创新之间的作用机理。尽管理论上可进一步细分投资为研发投入、软件投入、人才投入等多个维度,并探讨各类投资在数字化转型中的支持作用及其投资质量与效率,但鉴于现有文献及数据可获得性的限制,本文在微观企业层面仅从经费层面的社会投资角度来考察其调节效应。

控制变量包括研发投入能力(RDI),反映企业技术开发资源的配置水平;资产负债率(DAR),衡量企业财务杠杆;净资产收益率(ROE)和营业利润(OPM),反映企业盈利能力;托宾 Q 值(TQ),体现市场价值与资产重置成本的关系;账面市值比(BTM),衡量企业账面价值与市场估值的偏离程度,旨在控制企业创新投入、资源配置、财务结构及市场表现角度对绿色创新的影响。

具体指标介绍,如表 1 所示。

Table 1. Introduction of variables
表 1. 变量介绍

变量类型	变量名称	变量定义	符号
被解释变量	绿色创新水平	企业在绿色技术、绿色产品和绿色管理上的创新能力和成果	GI
解释变量	数字化转型	企业采用数字技术对业务流程、产品和服务进行优化的程度	DT
调节变量	投资支持能力	固定资产/资产总额	ISA
控制变量	研发投入能力	研发费用/资产总额	RDI
	资产负债率	负债总额/资产总额	DAR
	净资产收益率	净利润/股东权益	ROE
	营业利润率	营业利润/营业总收入	OPM
	托宾 Q 值	企业市场价值/资产重置成本(市场价值 = 股票市值 + 负债总额)	TQ
	账面市值比	账面价值(总资产 - 负债总额)/ 市值	BTM

描述分析结果如下表 2。

Table 2. Descriptive analysis
表 2. 描述分析

	N	Mean	SD	Min	p25	Median	p75	Max
绿色申请总和	61278	1.623	15.835	0	0	0	0	1595
数字化转型	60692	10.855	30.581	0	0	1	8	589
投资支持能力	57125	0.222	0.172	-0.206	0.087	0.187	0.319	0.971
研发投入能力	24845	0.004	0.013	0	0	0	0.001	0.283
资产负债率	57128	0.507	3.987	-0.195	0.275	0.439	0.605	877.256
净资产收益率	56393	0.031	1.2	-174.895	0.027	0.073	0.124	33.831
托宾 Q 值	53694	2.421	65.025	0.611	1.201	1.533	2.17	14810.306
账面市值比	53694	0.644	0.247	0	0.461	0.653	0.833	1.636
营业利润率	57057	-5.648	1196.093	-285335.47	0.021	0.075	0.157	552.838

4.1.3. 面板计量模型构建

为分析数字化转型对企业绿色创新的影响，并考虑投资支持能力在其中的调节作用，本文构建固定效应模型，控制个体异质性和时间变化带来的影响。

(一) 基准模型

在基准模型中，检验数字化转型(DT_{it})对企业绿色创新水平(GI_{it})的直接影响，同时引入控制变量组(C_{it})以及时间固定效应和个体固定效应。模型数学表达如下式(1)：

$$GI_{it} = \alpha + \beta_1 DT_{it} + \sum_{j=1}^k \gamma_j C_{it} + \lambda_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \tag{1}$$

其中， β_1 表示数字化转型对绿色创新的直接影响系数， γ_j 表示控制变量对绿色创新的影响系数， λ_t 和 μ_i

分别控制时间固定效应与个体固定效应， ε_{it} 为随机误差项。

(二) 调节效应模型

在含调节变量的模型中，考虑投资支持能力(ISA_{it})对数字化转型与绿色创新关系的调节作用。为此，引入数字化转型与投资支持能力的交互项($DT_{it} \times ISA_{it}$)。模型数学表达如下式(2)：

$$GI_{it} = \alpha + \beta_1 DT_{it} + \beta_2 ISA_{it} + \beta_3 (DT_{it} \times ISA_{it}) + \sum_{j=1}^k \gamma_j C_{it} + \lambda_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \tag{2}$$

模型中，交互项系数 β_3 的显著性及符号用于判断投资支持能力是否在数字化转型影响绿色创新过程中具有显著的调节作用。正向的 β_3 表明投资支持能力增强数字化转型对绿色创新的促进作用，负向则表明其产生抑制效应。

4.2. 基准回归

表 3 为三大检验结果。F 检验的统计量为 $F(3011,19738) = 14.41$ ，原假设为混合回归模型($POOL$) 优于固定效应模型(FE)，P 值为 0，在 5%的显著性水平下拒绝原假设，选择固定效应模型。LM 检验的统计量为 $x^2(1) = 49681.57$ ，原假设为混合回归模型($POOL$)优于随机效应模型(RE)，P 值为 0，在 5%的显著性水平下拒绝原假设，选择随机效应模型。Hausman 检验的统计量为 $x^2(8) = 36.30$ ，原假设为随机效应模型(RE)优于固定效应模型(FE)，P 值为 0，在 5%的显著性水平下拒绝原假设，最终选择固定效应模型作为适用模型。

Table 3. Results of the three major tests
表 3. 三大检验结果

检验类型	检验值	检验结论
F 检验	$F(3011, 19738) = 14.41, P = 0$	FE 模型
LM 检验	$x^2(1) = 49681.57, P = 0$	RE 模型
Hausman 检验□	$x^2(8) = 36.30, P = 0$	FE 模型

表 4(模型 1 至模型 5)的分析结果看出，数字化转型对企业绿色创新始终具有显著的正向影响。无论是否引入控制变量，数字化转型的回归系数均为正，并且在 1%水平下显著($P < 0.01$)。模型 1 至模型 5 中，数字化转型的 T 统计值分别为 24.83、15.39、15.39、14.54 和 14.08，均显著高于 1%水平的临界值，表明数字化转型对绿色创新的正向影响稳健可靠。随着更多控制变量的加入，数字化转型的影响系数(0.0028 变化到 0.0023)逐渐趋于稳定，说明控制变量的引入进一步提高模型的解释力，但未改变核心变量数字化转型的正向效应。

从模型 5 对控制变量的进一步分析可得，研发投入能力对绿色创新的影响显著为正，回归系数为 1.5443，且 T 统计值为 4.08 ($P < 0.01$)，表明企业的技术开发资源配置对绿色创新存在推动作用。此外，资产负债率对绿色创新同样存在 1%水平下显著的正向作用，回归系数为 0.1370，T 统计值为 4.68，说明适度的财务杠杆有助于企业资源整合与绿色创新投资。究其原因，高研发投入增强企业在绿色技术、产品和管理方案上的创新效率，推动技术突破与市场竞争力提升。研发投入缓解绿色创新高风险和不确定性，增加绿色专利数量，推动企业在绿色技术领域发展。债务融资优化资金使用效率，在外部监督下集中资源投向高社会价值绿色项目。然而，净资产收益率和托宾 Q 值对绿色创新的影响不显著，回归系数分别为 0.0014 和 -0.0001，T 统计值为 -0.28 和 -0.26 ($P > 0.1$)，说明盈利能力与市场估值偏离对企业绿色创新的直接作用较弱。

Table 4. Results of the benchmark regression
表 4. 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
数字化转型	0.0028*** (24.83)	0.0023*** (15.39)	0.0023*** (15.39)	0.0023*** (14.54)	0.0023*** (14.08)
研发投入能力		1.5424*** (4.25)	1.5424*** (4.25)	1.4607*** (3.99)	1.5443*** (4.08)
资产负债率			0.0002 (0.10)	0.1214*** (4.54)	0.1370*** (4.68)
净资产收益率				0.0016 (0.37)	0.0014 (0.28)
托宾 Q 值					-0.0001 (-0.26)
Constant	0.2501*** (111.65)	0.2535*** (74.47)	0.2534*** (72.32)	0.2036*** (16.68)	0.2093*** (15.75)
Observations	60692	24844	24844	24490	22767
Number of id	5568	3152	3152	3150	3012

注：t-statistics in parentheses, ***P < 0.01, **P < 0.05, *P < 0.1.

4.3. 稳健性检验

本文通过增加控制变量与更换解释变量进行稳健性检验。增加控制变量有效控制潜在遗漏变量偏差，更换解释变量通过替代性指标验证结果的鲁棒性，双重验证确保结论的可靠性，结果如表 5 所示。

4.3.1. 增加控制变量

在增加控制变量账面市值比和营业利润率后，数字化转型对企业绿色创新的正向影响依然稳健，回归系数保持在 0.0023，T 统计值分别为 14.08 和 14.07，显著性水平仍在 1%以下($P < 0.01$)。这表明无论是否引入新的控制变量，数字化转型对企业绿色创新的促进作用并未发生显著变化，进一步验证其作为核心驱动因素的稳健性。与此同时，账面市值比对绿色创新表现出显著正向作用，回归系数为 0.0643，T 统计值为 3.51 ($P < 0.01$)，说明较高的账面市值比促使企业通过加大绿色创新投入来增强市场竞争力。相比之下，营业利润率的影响不显著，回归系数为 0.0003，T 统计值为 0.18 ($P > 0.1$)，表明短期盈利能力对绿色创新的推动作用有限，部分小微企业依赖长期战略性资源配置。

4.3.2. 更换解释变量

本文通过更换解释变量进行稳健性检验，采用赵宸宇(2023)的做法，统计关键词披露次数，标准化词频数据，并通过熵值法赋权，计算数字化转型指数(更换后)作为替代变量重新进行回归分析[15]。结果显示，数字化转型指数的回归系数为 3.3676，T 统计值为 14.91，在 1%水平下显著($P < 0.01$)，进一步验证数字化转型对企业绿色创新的正向促进作用的稳健性。同时，控制变量中研发投入能力和资产负债率依然表现出显著正向影响，回归系数分别为 1.3308 ($T = 3.51, P < 0.01$)和 0.1309 ($T = 4.45, P < 0.01$)，表明技术资源配置和适度财务杠杆对绿色创新具有显著推动作用。而账面市值比的回归系数为 0.0575，在 1%水平下显著。净资产收益率、托宾 Q 值和营业利润率的影响则不显著。

Table 5. Results of the robustness test
表 5. 稳健性检验结果

变量	增加控制变量		更换解释变量
	(6)	(7)	(8)
数字化转型(原始)	0.0023*** (14.08)	0.0023*** (14.07)	
研发投入能力	1.5284*** (4.04)	1.5275*** (4.04)	1.3308*** (3.51)
资产负债率	0.1333*** (4.56)	0.1352*** (4.60)	0.1309*** (4.45)
净资产收益率	0.0012 (0.25)	0.0005 (0.10)	0.0013 (0.25)
托宾 Q 值	0.0002 (0.36)	0.0003 (0.42)	0.0003 (0.42)
账面市值比	0.0643*** (3.51)	0.0648*** (3.51)	0.0575*** (3.11)
营业利润率		0.0003 (0.18)	0.0003 (0.19)
数字化转型(更换后)			3.3676*** (14.91)
Constant	0.1713*** (10.00)	0.1702*** (9.84)	0.1621*** (9.38)
Observations	22767	22757	22757
Number of id	3012	3012	3012

注：t-statistics in parentheses, ***P < 0.01 **P < 0.05 *P < 0.1.

4.4. 调节效应检验

本文构造投资支持能力和数字化转型的交互项，以探讨投资支持能力如何调节数字化转型对绿色创新的影响，揭示两者在共同作用下的机制。交互项能够量化两个变量的联合作用对因变量的影响方向和强度。如果交互项的回归系数显著且为正，说明投资支持能力在数字化转型促进绿色创新中起增强作用；若为负，则表明抑制作用；若不显著，则无调节效应。调节效应模型的结果(表 6)显示，投资支持能力与数字化转型的交互项对绿色创新的回归系数为 0.0068，T 统计值为 4.14，在 1%显著性水平下显著(P < 0.01)，表明投资支持能力在数字化转型促进绿色创新的过程中具有显著的增强作用。相比于基准模型，加入交互项后数字化转型的回归系数从 0.0023 下降至 0.0017，T 统计值从 14.07 下降至 7.80，说明投资支持能力的调节效应部分分担数字化转型对绿色创新的直接影响。结果表明，投资支持能力通过提供更高的资本支持和资源配置效率，增强数字化转型在绿色创新中的促进作用，在绿色技术开发和应用中提供更强的技术落地保障。同时，交互项的显著性说明企业在实施数字化转型时，具备较强的投资支持能力可以进一步放大数字化技术对绿色创新的积极效应，反之，若投资支持能力不足，则数字化转型的作用受到限制。

Table 6. Test of the moderating effect
表 6. 调节效应检验

变量	基准模型	调节效应模型
	(9)	(10)
数字化转型	0.0023*** (14.07)	0.0017*** (7.80)
交互项	—— ——	0.0068*** (4.14)
研发投入能力	1.5275*** (4.04)	1.4752*** (3.90)
资产负债率	0.1352*** (4.60)	0.1339*** (4.56)
净资产收益率	0.0005 (0.10)	0.0012 (0.25)
托宾 Q 值	0.0003 (0.42)	0.0003 (0.41)
账面市值比	0.0648*** (3.51)	0.0651*** (3.53)
营业利润率	0.0003 (0.18)	0.0003 (0.17)
Constant	0.1702*** (9.84)	0.1692*** (9.79)
Observations	22757	22757
Number of id	3012	3012

注：t-statistics in parentheses, ***P < 0.01 **P < 0.05 *P < 0.1.

4.5. 异质性检验

4.5.1. 是否属于污染企业

异质性检验结果(表 7)表明，数字化转型对绿色创新的促进作用在重污染企业与非重污染企业之间的效果有所差异，且在重污染企业中表现出更大的影响力度。对于重污染企业，数字化转型的回归系数为 0.00272，T 统计值为 2.54，在 5%水平下显著(P<0.05)，而对于非重污染企业，数字化转型的回归系数为 0.00226，T 统计值为 12.80，在 1%水平下显著。尽管非重污染企业的显著性更高，但重污染企业的回归系数更大，表明数字化转型对绿色创新的边际影响在重污染企业中更为显著。究其原因，重污染企业面临更强的环境规制压力和社会监督驱动。政府对重污染行业实施严格的强制性政策，比如提升污染物排放标准，迫使企业加快利用数字化技术实现绿色技术的开发与应用。差别电价、环保补贴和排污权交易等市场型规制政策，为重污染企业提供必要的资金激励，降低数字化转型与绿色创新的成本壁垒。重污

染企业通过数字化技术优化生产流程和污染治理工序，能够满足环境监管要求，并且提升资源利用效率并降低治理成本。在全国环境治理战略下，重污染行业成为政策和资源倾斜的重点领域，其数字化转型对绿色创新的边际收益显著提高，推动经济效益与环境绩效的同步改善。

Table 7. Results of the heterogeneity test
表 7. 异质性检验结果

变量	不属于重污染企业	属于重污染企业
	(11)	(12)
数字化转型	0.00226***	0.00272**
	(12.80)	(2.54)
研发投入能力	2.83762***	−0.11169
	(5.39)	(−0.22)
资产负债率	0.21186***	0.04498
	(5.48)	(0.96)
净资产收益率	0.00150	−0.00705
	(0.27)	(−0.52)
托宾 Q 值	0.00023	0.00267
	(0.32)	(0.61)
账面市值比	0.07034***	0.08500**
	(2.98)	(2.42)
营业利润率	0.00037	−0.00261
	(0.20)	(−0.27)
Constant	0.16709***	0.11191***
	(7.41)	(3.26)
Observations	15775	6982
Number of id	2244	970

注：t-statistics in parentheses, ***P < 0.01 **P < 0.05 *P < 0.1.

4.5.2. 是否属于“双碳”年份

时间异质性检验结果(表 8)证明，数字化转型对绿色创新的推动效应在“双碳”政策提出前后产生显著分化。在“双碳”政策出台之前，数字化转型的回归系数为 0.00201，T 统计值为 10.98，达到 1%显著性水平，存在显著的正向促进作用。而“双碳”政策出台之后，回归系数下降至 0.00085，T 统计值仅为 1.09，显著性消失。影响减弱的原因涉及以下方面：其一，政策实施初期，资源和注意力更多倾向于达成短期碳中和目标，企业投入偏向排放控制及能源替代，限制数字化技术在绿色创新领域的深化应用；其二，政策红利集中释放后，企业逐渐依赖政策驱动进行末端治理，数字化技术在推动绿色创新中的战略地位相对减弱；其三，绿色创新活动本身具有高风险与长周期特点，数字化转型的资源配置更集聚在降低运营成本与优化效率层面，削弱其在绿色技术开发中的直接作用。上述现象证明“双碳”政策引导下绿色创新路径的动态变化，进一步体现在政策推动背景下，激发数字化技术潜力仍需长期、系统性的制度激励与资源支持。

Table 8. Results of the heterogeneity test
表 8. 异质性检验结果

变量	双碳政策前	双碳政策后
	(13)	(14)
数字化转型	0.00201*** (10.98)	0.00085 (1.09)
研发投入能力	1.47683*** (3.39)	2.00201 (1.53)
资产负债率	0.12050*** (3.95)	-0.13126 (-0.71)
净资产收益率	-0.00341 (-0.44)	-0.00070 (-0.08)
托宾 Q 值	0.00015 (0.23)	-0.02973* (-1.70)
账面市值比	0.04994*** (2.67)	-0.08067 (-0.62)
营业利润率	0.00032 (0.20)	-0.01654 (-0.58)
Constant	0.16423*** (9.24)	0.65377*** (4.73)
Observations	19968	2789
Number of id	2826	1099

注：t-statistics in parentheses, ***P < 0.01 **P < 0.05 *P < 0.1.

5. 研究结论与政策建议

本文基于面板计量模型进行实证分析，得到下述结论：(一) 数字化转型是推动绿色创新的重要驱动因素，研究结果在不同控制变量和替代变量设定下均保持一致。研发投入能力与适度财务杠杆对绿色创新产生积极影响，技术资源的高效配置与财务策略优化对提升企业绿色技术突破具有重要作用。盈利能力与市场估值等变量对绿色创新的直接作用较弱，表明绿色创新更加依赖于长期战略规划和技术开发能力。(二) 调节效应检验证明，投资支持能力通过增强资本支持和资源配置效率，显著放大数字化转型对绿色创新的积极作用。(三) 数字化转型对绿色创新的影响在不同情境下存在显著差异。在重污染企业中，其促进效应更为突出，因环境规制和资源倾斜推动数字化技术在绿色技术开发中的应用。而在“双碳”政策提出后，数字化转型对绿色创新的促进作用减弱，主要由于政策初期企业资源聚焦短期目标和末端治理，削弱数字化技术在绿色创新中的战略地位。

基于上述结论，本文给出下述政策建议：

(一) 精准战略规划驱动绿色发展。企业需立足区域特性与资源禀赋，制定差异化的数字化转型战略以推动绿色创新。制造业企业应着眼于流程再造和供应链协同，通过引入先进数字技术提升资源利用效率，减少环境负担。非制造业企业可借助数字平台优化管理流程，实现资源配置效率最大化。高新技术企业企业在技术研发和数据整合上具备优势，应进一步深化技术的规模化应用，构建覆盖全生命周期的数字

化绿色发展路径。相较之下,非高新技术企业应优先发展数字化基础设施,借助外部资源和政策支持加速转型。国有企业需通过增强组织灵活性提升数字化转型效果,同时避免资源浪费;非国有企业则应聚焦市场需求,拓展资本与技术渠道,以推动绿色技术的落地。

(二) 政策支持增强中小企业动能。中小企业在数字化转型与绿色创新中面临资金不足、技术资源匮乏等障碍,亟需政策引导与资源倾斜。政府应强化绿色金融工具的应用,例如设立专项债、扩大绿色信贷规模,为中小企业提供稳定的资金支持。同时,优化税收优惠与创新奖励政策,激励中小企业参与绿色技术研发与转型。建立共享型数字化服务平台,为中小企业提供技术培训、咨询服务及转型指导,降低转型成本。区域协同发展是关键,应通过资源整合和政策协调解决中小企业因区域发展不平衡导致的资源短缺问题。

(三) 融合机制深化创新效能。企业需着力构建数据驱动的绿色创新体系,通过整合内部数字化资源优化信息传递效率,降低管理决策中的风险,提高资源配置效能。政府应全力推动数字基础设施建设,完善技术创新和市场化机制,为企业绿色创新提供强有力支撑。深化产学研用协同机制,通过政策引导和资金支持,鼓励企业与高校、研究机构合作,提升绿色技术的研发效率与转化能力。同时,完善绿色技术交易平台,健全交易规则,提升市场透明度和资源匹配效率。数字技术的广泛应用将有效激发绿色技术创新的潜力,实现从技术研发到实际应用的全链条协同效应。

参考文献

- [1] Tingting, Y. and Botong, X. (2025) Green Innovation in Manufacturing Enterprises and Digital Transformation. *Economic Analysis and Policy*, **85**, 571-578. <https://doi.org/10.1016/j.eap.2024.12.024>
- [2] Chen, R., Zhang, B. and Chen, Y. (2024) How Does Digital Transformation Influence Collaborative Green Innovation? *Journal of Global Information Management*, **32**, 1-21. <https://doi.org/10.4018/jgim.357728>
- [3] Ishaq, F., Dou, X., Qasim, M. and Abbass, A. (2024) Navigating Green Innovation and Key Determinants of Small and Medium-Sized Enterprises in Pakistan. *Journal of the Knowledge Economy*. <https://doi.org/10.1007/s13132-024-02338-5>
- [4] 张文秋, 陈水琳, 李浩. 数字化转型对纺织企业绿色创新的影响作用与机制[J]. 丝绸, 2024, 61(9): 89-102.
- [5] 倪立坤, 王炳刚, 邓雷. 绿色发展背景下数字化转型对企业绿色创新的影响——以建筑业上市公司为例[J]. 财会通讯, 2024(22): 36-39, 79.
- [6] Liu, M., Zhao, J. and Liu, H. (2025) Digital Transformation, Employee and Executive Compensation, and Sustained Green Innovation. *International Review of Financial Analysis*, **97**, Article ID: 103873. <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2024.103873>
- [7] 李雪松, 党琳, 赵宸宇. 数字化转型、融入全球创新网络与创新绩效[J]. 中国工业经济, 2022(10): 80-98.
- [8] 王千龙, 林雨璐, 黄晓慧. 企业数字化转型对 ESG 表现的影响研究——基于全要素生产率和绿色技术创新的中介效应[J]. 经营与管理, 2024(8): 38-45.
- [9] Liu, T., Zhuang, X. and Li, M. (2025) How Supplier Concentration Influences Labor Income Share: Evidence from China. *Finance Research Letters*, **73**, Article ID: 106653. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2024.106653>
- [10] 张佳一. 数字化转型对企业创新绩效的影响研究——以海康威视为例[J]. 老字号品牌营销, 2024(19): 139-141.
- [11] 后显婷. 数字化转型战略对企业数字创新绩效影响机制实证研究[J]. 全国流通经济, 2024(19): 81-84.
- [12] 周少甫, 叶宁, 詹闻喆. 企业金融化对企业创新的影响——基于数字化转型的调节效应[J]. 统计与决策, 2024, 40(16): 183-188.
- [13] 李烨, 梁立珉. 制造业绿色创新发展对企业价值的非均衡影响[J]. 技术经济与管理研究, 2024(12): 128-134.
- [14] 吴非, 胡慧芷, 林慧妍, 任晓怡. 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): 137-154.
- [15] 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.