

数字化转型对企业绿色创新效率的影响研究

朱翔宇

江苏师范大学商学院, 江苏 徐州

收稿日期: 2026年3月14日; 录用日期: 2026年3月26日; 发布日期: 2026年6月16日

摘要

在“双碳”战略目标和数字经济浪潮的背景下, 数字技术与实体产业的深度融合, 深刻影响着企业发展低碳产业的绿色创新效率。本文以2010~2023年中国A股上市4332家企业为样本, 运用词频统计法构建企业数字化转型指标, 探究数字化转型与企业绿色创新效率的关系。研究发现: 数字化转型程度显著提升企业绿色创新效率; 进一步研究发现, 数字化转型能通过提高企业的媒体关注度和ESG表现, 降低融资约束的路径机制来提升企业绿色创新效率, 并且数字化转型在国有企业、高科技型企业、制造业型企业中的正向作用更加显著。

关键词

数字化转型, 绿色创新效率, 媒体关注度, ESG表现, 融资约束

Research on the Impact of Digital Transformation on Corporate Green Innovation Efficiency

Xiangyu Zhu

School of Business, Jiangsu Normal University, Xuzhou Jiangsu

Received: March 14, 2026; accepted: March 26, 2026; published: June 16, 2026

Abstract

Against the backdrop of the “dual carbon” strategic goals and the wave of the digital economy, the in-depth integration of digital technology and real economy industries has exerted a profound impact on the green innovation efficiency of enterprises in developing low-carbon industries. This study takes 4332 listed companies on China’s A-share market from 2010 to 2023 as samples, uses the word frequency analysis method to construct an indicator for corporate digital transformation,

and explores the relationship between digital transformation and corporate green innovation efficiency. The findings reveal that: the degree of digital transformation significantly improves corporate green innovation efficiency; further research shows that digital transformation can enhance corporate green innovation efficiency through the path mechanism of increasing enterprises' media attention and ESG performance, as well as reducing financing constraints. Additionally, the positive effect of digital transformation is more pronounced in state-owned enterprises, high-tech enterprises, and manufacturing enterprises.

Keywords

Digital Transformation, Green Innovation Efficiency, Media Attention, ESG Performance, Financing Constraints

Copyright © 2026 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

在全球积极推进“碳达峰、碳中和”战略目标与数字经济发展浪潮交相辉映的时代背景下，推动经济社会发展的绿色化、低碳化转型已成为关乎长远的重要议题。随着绿色发展理念的深入普及，加快转变发展方式已成为社会各界的普遍共识。然而，企业在推进绿色转型过程中仍面临“意愿强、行动难”的现实困境，突出表现为绿色技术投入成本高、专业人才不足、长效机制不健全等多重约束。因此，探索如何为企业构筑科学、可行、系统的转型路径，破解绿色创新过程中的瓶颈问题，已成为当前推动绿色低碳高质量发展的重大课题。

当前，以人工智能、大数据、云计算、区块链等为代表的数字技术快速发展与深度融合，正从底层重构企业价值创造的关键环节与整体流程。在国家推动经济高质量发展与“双碳”目标的宏观导向下，数字经济与实体经济深度融合、数字产业化与产业数字化协同推进已成为重塑竞争新优势的重要路径。与此同时，微观企业层面数字化与绿色化的协同演进趋势日益明显。在此背景下，数字化转型是否真正有效驱动企业绿色创新？若存在促进作用，其内在作用路径与机制又如何？对这些问题的深入探讨，不仅关乎数字化与绿色化协同转型的体制设计，也对构建现代化绿色创新体系、塑造高质量发展新优势具有重要的理论价值与现实意义。

基于上述分析，本文以2010~2023年中国沪深A股上市企业为样本，实证检验数字化转型对企业绿色创新效率的影响。因此，本文的边际贡献如下：第一，基于信息披露视角，研究了数字化转型对企业绿色创新效率的影响；第二，通过识别融资约束缓解、媒体关注提升和ESG表现改善三条中介路径，揭示了数字化转型影响绿色创新效率的内在机理；第三，从产权性质、行业特征等维度进行的异质性分析，为制定差异化政策提供了经验依据，为政府制定和实施绿色创新战略提供了重要的理论依据和决策参考。

2. 文献综述

2.1. 关于数字化转型的研究

在数字化浪潮席卷全球的进程中，数字化转型已经成为企业快速发展的重要驱动力。目前已有一

些学者对数字化转型的概念展开界定。企业的数字化转型是指以数字技术为核心驱动，引入研发、生产、管理、服务等全流程，实现企业效益的提升[1][2]。针对企业数字化转型水平的测度，学界提供了多种方式。

相关学者采用“0~1”虚拟变量的方式测度企业的数字化转型的程度[3]，只能反映企业是否进行数字化转型，不能反映数字化转型程度，可能会降低研究结论的可靠性。还有其他学者通过提取上市公司年报中数字化转型相关的词频统计，刻画企业数字化转型程度[4]-[6]。并且，学者们从多维度分析了数字化转型对企业发展的影响。从经济社会的宏观视角来看，大量研究分析表明，数字化转型对我国经济的高质量发展[7][8]和产业结构升级[9]、就业结构优化[10]、城乡融合发展[11]都产生了明显的促进作用。从企业的微观视角来看，数字化转型能够显著提升企业的绩效和运转效率，包括提高企业生产效率[12]、优化人力资本结构[13]、股票流动性[4]、投入产出效率[14]、企业绩效[15]、ESG表现[16]、绿色技术创新[17]、企业韧性[18]、融资约束[19]、媒体关注度[20]。此外，数字化转型有助于企业参与全球范围开放式创新活动，不断进而提升企业技术创新能力[21]。但同样，我国企业数字化转型也面临包括战略认知和思想理念有待更新、技术和资金相对不足以及数据管理和运用存在困难等现实问题[22]。

2.2. 关于绿色创新效率的研究

自工业革命以来，经济发展引发的全球环境问题，如资源匮乏和环境恶化。绿色创新通常是指旨在减少经济活动过程中对环境的不利影响的产品创新和工艺创新[23][24]。此外，根据信号理论，公司可能会自愿披露环境信息，向利益相关者发出积极的信号，为了提高声誉并获得利益相关者的支持，进行绿色创新[25]。目前对绿色创新效率的研究，现有研究通常强调外部环境因素和内部因素。从外部因素来看，外部因素包括市场化程度、对外开放程度及环境规制强度[26]、政府环保支持[27]、绿色税收[28]、消费偏好[29]等。从内部因素来看，具体包括企业研发投入[30]、ESG表现[31]、融资效率[32]、媒体关注[33]、CEO绿色经历[34]等。

3. 理论分析和研究假设

3.1. 数字化转型对企业绿色创新效率的影响

相关学者指出，数字化转型有助于刺激企业优化自身生产流程、组织结构、科技投入，进而提升企业的绿色创新效率[35]。从信息披露的角度来看，数字化转型促进企业畅通与外界之间的信息传输渠道，使债权人了解企业的内部信息，提升对企业绿色创新项目的资金支持和投资意愿，提升企业绿色创新效率[36]。数字化转型可以帮助企业分析海量数据，提高决策精准度，增强生产、管理以及研发部门间的沟通，提升资源配置效率，推动绿色创新[37]。数字化转型可以有效提升企业的资源要素配置效率，倒逼企业加强数字化深入应用将推动需求预测、产品设计和能耗控制，从而推动创新模式向产业集成、协作和数据化发展，提升企业的绿色创新能力[38]。

H1：企业数字化转型会显著提升绿色创新效率。

3.2. 数字化转型影响企业绿色创新效率的作用机制

融资约束缓释效应。由融资约束理论(FCT)可知，企业获取融资的渠道主要分为外源融资和内源融资，当企业存在内源融资和外源融资的成本差异时，这种差异产生的结果可以称为融资约束。一般认为，融资约束理论认为信息不对称、代理问题和交易成本是产生融资约束的主要原因[39]。本文以2010~2023年我国沪深A股非金融上市企业为调研样本中国上市企业整体的融资约束问题较为突出，并具有以下两大特点：一方面，融资约束在不同的产权性质，上市板块，区域及行业企业间存在显著差异；另一方面，信

息不对称和政府干预因素与融资约束呈显著性关系。融资约束会显著影响企业的管理水平、技术创新、经营理念等方面,严重阻碍企业的发展。数字化转型可以有效通过提升企业信息的透明度,降低信息不对称,并向金融机构、投资者传递一种良好信号,吸引投资,降低融资成本。中国上市企业通过数字化转型,提升融资交易效率和资金配置效率,减少融资双方的信息不对称和交易成本,提高企业绩效来改善企业融资[40]。长期以来,融资约束一直阻碍着企业的扩张和发展,削弱企业的未来可持续发展潜力,干扰企业投资策略,限制了企业获得资金和成长[41]。根据已有研究,中国上市企业的绿色创新能力受到融资约束的显著制约,民营企业绿色化能力对融资约束更敏感[42]。“绿色创新”通常被定义为有助于创造新生产和技术的过程,目的是减少环境污染,如污染和资源开发(例如能源)的负面后果,企业通过科技创新的方式开发污染控制和预防技术、废物最少化技术、循环再生技术、生态工艺、绿色产品等来实现低污染、低排放。通过减少融资约束,企业可以进一步优化投资结构,完善风险防范机制,将资金投向绿色、环保方向的发展路线[43]。同时由于绿色技术创新存在高风险、投资周期长等特性,绿色技术创新企业往往面临更严重的融资约束。随着中国上市企业数字化转型的深入,信息不对称程度得到降低,投资者信心增强,企业融资约束得到降低[17],并且获得融资效率和融资规模得到提升,企业风险降低,提升企业绩效[44],企业将有更充足的资金保障进行绿色创新投入,提升企业绿色创新效率。据此,本文提出如下假说:

H2: 企业数字化转型通过缓解融资约束而提升绿色创新效率。

媒体关注增强效应。媒体关注通常是指媒体机构对企业相关新闻、事件或活动的报道频率和深度,并通过披露企业信息、舆论压力、声誉压力等来推动企业进行公司治理,因此具有一定外部性。媒体关注可以有效发挥公司治理的作用,通过增加企业环境不当行为的曝光、约束管理层的行为、引导投资者舆论等行为来发挥治理效应[45],并且有助于培养和增强公众对绿色转型的认识,企业承担社会责任[46],并营造有利于绿色创新的整体社会氛围。随着数字化时代的到来,社交媒体平台已成为信息获取和观点表达的重要渠道,媒体关注的信息披露量对企业绿色创新具有显著的驱动作用[47]。在披露过程中,公众可以使用这些平台表达他们对公司行为的看法,从而产生公众监督,从而以市场化的方式影响公司行为[48]。一般来说,媒体关注度高的企业,正面和负面的媒体报道的影响相对比较明显,发挥媒体环境治理功能[49]。因此这些企业在业务发展上会更加谨慎,更加关注环境、社会、治理等方面的问题,承担更多的社会责任,因此媒体关注的监督治理会使企业更加注重数字化转型、绿色创新等方式进行公司治理,增强利益相关者的信任与合作,积累良好的合作条件和绿色创新的氛围,实现公司可持续发展,推动企业绿色创新效率。

H3: 企业数字化转型通过提升媒体关注度而提升绿色创新效率。

ESG 表现增强效应。ESG 是从环境、社会和治理绩效三个层面为企业可持续发展构建框架。数字化转型有利于提高 ESG 表现,并显示出显著的空间溢出效应[50]。根据目前研究,中国上市企业通过数字技术实现数据信息披露,来使企业媒体关注度和信息披露质量得到提升,激励企业推进绿色创新,从内部治理走上内外兼治。随着企业数据资产的披露,企业的信息透明度得到提升,企业会更注重自身的企业社会责任,更加关注公司治理对环境、公众、治理的影响。数字技术与公司生产经营流程的融合可以提高其对利益相关者的感知和对信息的获取,以数据资产信息披露的形式,提高公司的信息披露质量。同时,利益相关者可以从公司获得足够的信息,从而减少信息不对称,督促公司能够更有效地履行其 ESG 责任[51]。根据信号理论,当上市公司的环境责任表现较好时,向市场释放绿色环保信号,从而吸引更多投资者投资,可以降低企业的融资成本,从而提升企业的绿色创新效率。企业环境信息披露作为企业与外部利益相关者之间的沟通手段,可以有效减少信息不对称,增强投资者信心[52]。ESG 评级可以通过市场激励机制与外部监督机制来倒逼企业绿色创新,加强环保低碳技术的研发、运用和发展[53]。随着上市

企业 ESG 的披露, 会不断向市场释放绿色信号, 增加绿色环保的决策力, 推动企业绿色创新。企业 ESG 表现的提升, 可以逐渐实现环境保护和企业社会责任等长期价值[54], 最终使整个社会经济走向绿色环保、长期可持续发展。

H4: 企业数字化转型通过改善 ESG 表现而提升绿色创新效率。

总之, 本文基于文献分析, 搭建以“信息 - 资源 - 治理”为主的机制框架, 构建实证模型研究检验了数字化转型赋能企业绿色创新效率的具体路径。其一, 资源获取路径, 即高质量的信息披露通过降低内外部信息不对称, 直接缓解融资约束, 从而为企业长周期、高风险的绿色创新活动提供稳定的资金保障; 其二, 外部治理路径, 即数字化转型实践及其带来的良好 ESG 表现作为积极的“绿色信号”, 能够有效吸引具有可持续投资偏好的投资者, 降低企业的融资成本与合规风险; 其三, 外部监督路径, 即企业数字化转型通过提升信息透明度与公众可见性, 显著吸引了媒体关注, 进而构建了基于声誉机制与舆论压力的外部监督环境, 持续驱动企业为维护其社会形象与合法性而开展绿色创新, 三者共同系统性地阐释了数字化转型如何通过信息基础、资源配置与多重治理机制的综合作用, 赋能企业绿色创新效率的提升。数字化转型对企业绿色创新效率影响机制见图 1。

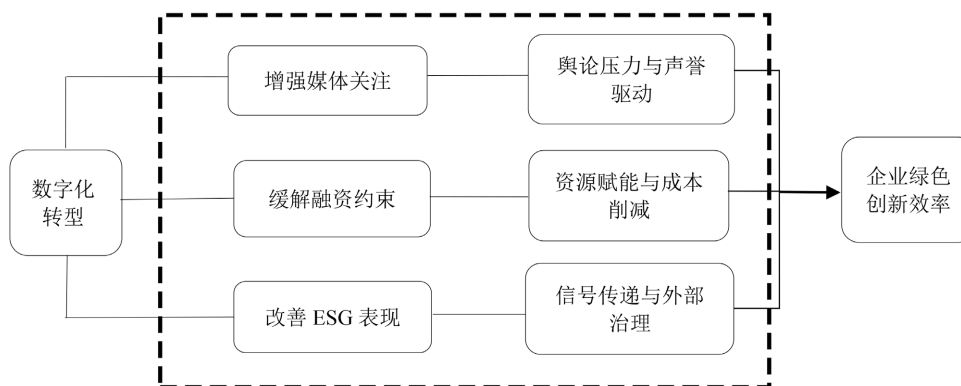


Figure 1. The mechanism of digital transformation on enterprise green innovation efficiency
图 1. 数字化转型对企业绿色创新效率影响机制图

4. 数据、变量和研究方法

4.1. 样本选取和数据来源

本文以 2010~2023 年中国沪深 A 股上市公司为研究样本, 并进行以下处理: (1) 剔除金融行业上市公司数据; (2) 剔除 ST、ST*以及已退市企业; (3) 剔除缺失数据过多的企业样本; (4) 为消除数据极端值对实证结果的影响, 对所有连续变量进行上 1% 的缩尾处理。本文, 经过整理后获得 4332 家中国上市企业共 31,707 个观测值, 相关数据均来源于国泰安(CSMAR)、中国研究数据服务平台(CNRDS)、以及 Wind 数据库。

4.2. 变量定义

4.2.1. 被解释变量

本文的核心被解释变量为企业绿色创新效率(Gie)。为准确衡量企业创新水平, 本研究基于中国国家知识产权局(SIPO)的专利检索数据库, 对样本企业的绿色发明专利申请与授权情况进行系统检索与整理。为缓解数据可能存在的右偏分布问题, 并参考肖静等学者的研究方法[55], 本文采用以下指标进行测度: 以上市公司当年独立申请的绿色发明数量加 1 的自然对数, 与同期企业研发投入加 1 的自然对数之比, 作为企业绿色创新效率的代理变量。该比值越大, 表明企业的绿色创新效率水平越高。

4.2.2. 解释变量

本文的解释变量为企业数字化转型(Digi)。当前对企业数字化转型的测度主要有三类方法：一是基于信息资产占比的度量，该方法主要反映企业信息化水平，难以全面刻画数字化转型的深度与广度；二是采用“是否进行数字化转型”的虚拟变量，该方式虽易于构造，但无法反映转型程度的连续差异。为更全面、精准地刻画企业数字化转型的持续性与多维特征，本文借鉴赵宸宇学者的做法[5]，采用文本分析法进行测度。具体而言，首先从数字技术应用、互联网商业模式、智能制造和现代信息系统四个维度构建数字化转型特征词图谱；其次，运用机器学习方法对上市公司年报进行文本分析，计算年报中上述特征词的出现频数之和与年报总词数的比值，作为企业数字化转型程度的代理变量。该比值越高，表明企业数字化转型程度越高。

4.2.3. 中介变量

媒体关注(media)，借鉴王福胜学者的研究[56]，计算方法为各公司全年媒体报道数量加1后取自然对数。融资约束(SA)，本文使用SA指数测度企业的融资约束[57]，SA指数越大，融资约束越严重。Esg表现(Esg)，综合考虑各ESG评级适用期间与覆盖范围，采用华证ESG评级作为企业ESG表现的代理变量[58]。

4.2.4. 控制变量

为消除其他可能的因素对回归系数的影响，本文参考了相关学者的做法[59][60]，在模型中控制了一系列可能影响中国上市企业绿色创新的特征变量，包括企业规模(Size)、资产负债率(Lev)、企业成立年限(Firmage)、总资产净利润率(Roa)、现金流比率(CashFlow)、营业收入增长率(Growth)、两职合一(Dual)、第一大股东持股比例(top1)、董事规模(Board)。变量的具体定义如表1所示。

Table 1. Measurements of variables

表 1. 变量定义表

变量类型	变量名称	变量符号	计算方法
被解释变量	绿色创新效率	Gie	$\ln(\text{绿色发明数量} + 1) / \ln(\text{研发投入} + 1)$
解释变量	数字化转型	Digi	特征词的出现频数之和/年报总词数的比值
中介变量	媒体关注	Media	$\ln(\text{各公司全年媒体报道数量} + 1)$
	融资约束	Sa	SA 指数
	Esg 表现	Esg	华证 ESG
控制变量	企业规模	Size	$\ln(\text{总资产})$
	资产负债率	Lev	总负债/总资产
	公司成立年限	Firmage	$\ln(\text{当年年份} - \text{公司成立年份} + 1)$
	总资产净利润率	Roa	净利润/总资产平均余额
	现金流比率	Cashflow	经营活动产生的现金流量净额/总资产
	营业收入增长率	Growth	本年营业收入
	两职合一	Dual	董事长与总经理是同一个人则为 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
	董事规模	Board	董事会人数，取自然对数

4.3. 模型设定

为了探究企业数字化转型对企业绿色创新效率的影响，本文构建如下基准回归模型进行分析：

$$Gie_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Digi_{i,t} + \alpha_2 controls_{i,t} + \delta_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中，被解释变量 Gie 代表企业绿色创新效率，核心解释变量 $Digi$ 为企业数字化转型程度， α_1 是数字化转型对企业绿色创新效率的影响系数， $controls_{i,t}$ 为一系列控制变量， α_2 代表着这一系列控制变量的估计系数， δ_i 为行业固定效应， λ_t 为时间固定效应， $\varepsilon_{i,t}$ 为随机误差项。 α_1 是本文主要关注的回归系数，由前文的理论分析可知，若回归系数 α_1 显著为正，则表明数字化转型会提升企业的绿色创新效率，支持本文的预期。

4.4. 描述性统计

表 2 报告了主要变量的描述性统计结果。由表可知，样本期间内，企业绿色创新效率(Gie)的平均值为 0.022，最大值为 0.187，标准差为 0.042，表明我国 A 股上市公司的绿色创新效率整体处于较低水平，且不同企业之间存在显著差异。核心解释变量数字化转型($Digi$)的平均值为 0.017，最大值为 0.141，这反映出样本企业中数字化转型程度的整体水平不高。

Table 2. Descriptive statistics of variables

表 2. 变量描述性统计

变量类型	变量名称	符号	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	绿色创新效率	Gie	31,707	0.022	0.042	0	0.187
解释变量	数字化转型	$Digi$	31,707	0.017	0.026	0	0.141
	企业规模	$Size$	31,707	22.137	1.251	20.104	26.171
	资产负债率	Lev	31,707	0.379	0.191	0.048	0.829
	公司成立年限	$Firmage$	31,707	2.891	0.345	1.792	3.555
	总资产净利润率	Roa	31,707	0.049	0.061	-0.177	0.226
控制变量	现金流比率	$Cashflow$	31,707	0.05	0.065	-0.137	0.234
	营业收入增长率	$Growth$	31,707	0.153	0.313	-0.484	1.675
	两职合一	$Dual$	31,707	0.335	0.472	0	1
	第一大股东持股比例	$top1$	31,707	0.337	0.146	0.084	0.741
	董事规模	$Board$	31,707	2.108	0.195	1.609	2.639

5. 实证结果分析

5.1. 基准回归分析

基准回归结果如表 3 所示。(1)列为未考虑引入控制变量的回归结果，结果显示数字化转型($Digi$)的系数为 0.170，通过 1%水平的显著性检验，初步说明数字化转型对企业绿色创新效率(Gie)具有显著正向作用。第(2)列在此基础上同时控制了企业固定效应和时间固定效应，并加入各种控制变量后，核心解释变量的回归系数为 0.119，并通过 1%水平的显著性检验，说明在控制了其它因素对企业绿色创新效率的影响之后，数字化转型显著促进了企业的绿色创新效率水平，并且该回归结果具有一定的稳健性。

5.2. 内生性检验

工具变量法。为缓解因双向因果关系可能导致的内生性偏误，本文采用工具变量法(IV)进行估计。

Table 3. Baseline regression results
表 3. 基准回归结果

变量	(1) Gie	(2) Gie
Digi	0.170*** (0.015)	0.119*** (0.015)
Firmage		-0.006*** (0.001)
Size		0.007*** (0.000)
Lev		0.015*** (0.002)
Roa		0.050*** (0.005)
Growth		-0.002** (0.001)
Cashflow		-0.005 (0.004)
Board		0.006*** (0.001)
top1		0.001 (0.002)
Dual		0.002*** (0.001)
constant	0.020*** (0.000)	-0.128*** (0.007)
Control variables	No	Yes
Year FE	Yes	Yes
Industry FE	Yes	Yes
Observations	27,924	27,593
R-squared	0.131	0.157

注：***、**、*分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著，括号内为稳健标准误。下同。

参考既有研究做法，选取同年度、同省份其他企业数字化转型程度均值作为工具变量。该选择的合理性在于：其一，相关性条件，同一省份内企业在相同年份面临相似的数字基础设施与政策环境，其数字化转型进程具有空间相关性；其二，外生性，其他企业数字化转型平均水平主要通过行业示范、要素流动等渠道影响本企业数字化决策，而不直接作用于其绿色创新效率。检验结果显示，工具变量有效且相关性强：Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量为 590.130，远超 10%偏误水平临界值 16.38，说明拒绝弱工具变量假设。Kleibergen-Paap rk LM 统计量为 414.918 (P = 0.000)，表明识别充分。在控制内生性后，工具变

量(Ln_Invest_Digi)的系数为 0.178, 且在 1%水平上显著为正, 证实数字化转型对企业绿色创新效率的促进效应在考虑内生性问题后仍然稳健。

替换解释变量。避免因核心解释变量测度方式单一可能导致的估计偏差, 本研究参考张永坤等学者的方法[6], 对解释变量进行了替代性测度, 重新搭建数字化转型相关关键词群来测度企业数字化转型水平。检验结果如表 4 (2)所示, Digim 的系数为 0.423, 通过 1%水平的显著性检验。这说明数字化转型水平可以显著提升企业绿色创新效率水平, 增强了研究结论的稳健性。

替换被解释变量。本文改变企业绿色创新水平的衡量方式, 采用其测度方式为企业当年授权的全部绿色专利(包括发明专利与实用新型专利)在后续所有年份中被引用的累计次数加 1 后取自然对数。检验结果如表 4 第(3)列所示。在替换被解释变量后, 核心解释变量数字化转型(Digi)的系数为 0.046, 且在 10%的水平上显著。该结果与基准回归结论高度一致。

Table 4. Endogenous test
表 4. 内生性检验

变量	工具变量法 (1) Gie	替换解释变量 (2) Gie	替换被解释变量 (3) Giq
Digi			0.046* (0.025)
Digim		0.006*** (0.001)	
Ln_Invest_Digi	0.178*** (0.064)		
Kleibergen-Paap rk Wald F	590.130 [16.38]		
Kleibergen-Paap rk LM	414.918*** P = 0.000		
Year FE	Yes	Yes	Yes
Industry FE	Yes	Yes	Yes
Observations	25,793	27,116	27,116
R-squared	0.060	0.172	0.306

5.3. 稳健性检验

聚类标准误。为控制模型可能存在的异方差与自相关问题, 避免因误差项相关而导致的估计偏差, 本文对标准误的聚类层次进行了调整。如表 5 第(1)至(3)列所示, 在分别将标准误聚类到城市、行业和省份层面后, 核心解释变量数字化转型(Digi)的系数均在 1%的水平上显著为正, 其数值与显著性水平与基准回归结果(0.119)高度一致。这表明, 基准回归中数字化转型对企业绿色创新效率(Gie)的正向促进效应在不同聚类假设下均保持稳健, 不受特定聚类结构的影响。

更换固定效应。为控制不同维度的不可观测因素, 进一步排除遗漏变量带来的内生性干扰, 本研究依次更换了固定效应的设定方式, 结果如表 5 第(4)至(7)列所示。具体而言, 在第(4)列中控制“城市 × 年份”双固定效应, 在第(5)列中控制“省份 × 年份”双固定效应, 以吸收地区层面随时间变化的异质性影响。在第(6)列和第(7)列中, 则进一步引入了“行业 × 年份”与“省份 × 年份”的交互固定效应, 以控

制行业或省份内部随时间演变的技术趋势与政策冲击。结果表明，在以上各种严格的固定效应设定下，数字化转型(Digi)的系数估计值均稳定在 0.106 至 0.118 之间，且始终在 1% 的统计水平上显著。这一系列检验结果进一步证实，数字化转型对企业绿色创新效率的促进作用在不同模型设定下均稳健成立，研究结论具有高度的可靠性。

剔除直辖市。如表 5 第(8)列所示，在剔除北京、上海、天津、重庆四个直辖市的样本后，核心解释变量数字化转型(Digi)的系数为 0.132，且在 1% 的水平上显著为正。数字化转型对企业绿色创新效率的正面促进效应依然显著存在，该结果进一步强化了基准回归结论的稳健性。

更换样本区间。考虑到特定年份可能存在的特殊政策冲击或宏观经济波动对估计结果产生影响，本文将 2017 年的观测值从全样本中予以剔除。如表 5 第(9)列所示，在调整后的样本区间内，核心解释变量数字化转型(Digi)的系数估计值为 0.113，且在 1% 的水平上保持统计显著。这一结果与基准回归的发现高度一致，表明在排除可能受特定年度因素干扰的样本后，数字化转型对企业绿色创新效率的促进效应依然稳健存在。因此，本研究的主要结论并不依赖于某一特定年份的样本，具有跨时期的可靠性。

Table 5. Robustness test
表 5. 稳健性检验

变量	聚类标准误				更换固定效应			剔除 直辖市	更换 样本区间
	(1) Gie	(2) Gie	(3) Gie	(4) Gie	(5) Gie	(6) Gie	(7) Gie	(8) Gie	(9) Gie
Digi	0.119*** (0.024)	0.119*** (0.034)	0.119*** (0.023)	0.106*** (0.015)	0.118*** (0.015)	0.117*** (0.015)	0.118*** (0.015)	0.132*** (0.019)	0.113*** (0.016)
constant	-6.812*** (0.443)	-6.812*** (0.765)	-6.812*** (0.434)	-6.734*** (0.150)	-6.688*** (0.145)	-6.909*** (0.145)	-6.693*** (0.145)	-0.124*** (0.008)	-0.131*** (0.009)
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	No	No	Yes	Yes
City FE	No	No	No	Yes	No	No	No	No	No
Industry FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	No	No	Yes	Yes
Province FE	No	No	No	No	Yes	No	No	No	No
Industry × Year FE	No	No	No	No	No	Yes	No	No	No
Province × Year FE	No	No	No	No	No	No	Yes	No	No
Observations	27,593	27,593	27,593	27,586	27,593	27,497	27,593	23,132	19,335
R-squared	0.305	0.305	0.305	0.349	0.314	0.334	0.321	0.178	0.189

5.4. 中介效应检验

为揭示数字化转型影响企业绿色创新效率的内在机制，本研究进行了中介效应检验[61]。结果如表 6 所示，数字化转型主要通过三条路径发挥作用。第一，提升媒体关注。数字化转型(Digi)显著增加了企业的媒体关注度，系数为 2.199，通过 1% 的显著性水平检验。媒体关注的增强发挥了外部监督与声誉激励作用，促使企业为维护社会形象而更积极地从事绿色创新。第二，缓解融资约束。数字化转型显著降低了企业的 SA 指数，系数为 -0.176，通过 1% 的显著性水平检验，表明其能有效缓解融资约束。这得益于数字化提升的信息透明度与信用状况，从而为长期、高投入的绿色创新活动提供了必要的资金支持。第

三, 改善 ESG 表现。数字化转型对企业 ESG 评级具有显著的正面影响, 系数为 2.220, 通过 1% 的显著性水平检验。数字化赋能于环境、社会与治理实践, 优异的 ESG 表现既能吸引长期偏好可持续投资的资本, 也能降低合规风险, 为绿色创新营造稳定的内外部环境。

Table 6. Mediation effect test

表 6. 中介效应检验

变量	(1) Media	(2) Sa	(3) esg
Digi	2.199*** (0.384)	-0.176*** (0.034)	2.220*** (0.263)
constant	-4.632*** (0.172)	-2.517*** (0.026)	-0.662*** (0.129)
Control variables	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes
Industry FE	Yes	Yes	Yes
Observations	26,612	26,612	26,612
R-squared	0.334	0.840	0.175

5.5. 异质性分析

为深入探究数字化转型对企业绿色创新效率影响的边界条件, 本研究进一步从产权性质、技术水平与行业特征三个维度进行异质性分析。分组回归结果如表 7 所示。首先, 在产权性质维度, 数字化转型的促进效应存在所有制差异。如表 7 列(1)和(2)所示, 在国有企业样本中, 数字化转型的回归系数为 0.153, 且在 1% 水平上显著; 而在非国有企业样本中, 该效应虽显著但系数值较小。这表明, 数字化转型对国有企业绿色创新效率的促进力度更强。这一结果可能与国有企业在获取政策性资源、贯彻国家绿色创新战略方面具有的体制性优势有关, 其数字化转型进程更容易与行政力量及政策支持形成协同效应。其次,

Table 7. Regression results of heterogeneity analysis

表 7. 异质性分析回归结果

变量	非国有企业	国有企业	非高科技企业	高科技企业	非制造业	制造业
	(1) Gie	(2) Gie	(3) Gie	(1) Gie	(2) Gie	(3) Gie
Digi	0.108*** (0.016)	0.153*** (0.038)	0.054** (0.027)	0.118*** (0.017)	0.086*** (0.021)	0.157*** (0.022)
constant	-0.102*** (0.009)	-0.168*** (0.015)	-0.043*** (0.010)	-0.167*** (0.009)	-0.061*** (0.013)	-0.151*** (0.008)
Control variables	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	19,719	6890	8239	18,373	6554	20,058
R-squared	0.184	0.221	0.266	0.150	0.221	0.165

在技术水平维度，企业既有的技术能力构成了重要的吸收条件。表 7 列(3)和(4)显示，对于高科技企业，数字化转型的估计系数为 0.118，在 1%水平上显著；对于非高科技企业，其系数值与影响强度均显著较低。这意味着，企业自身的技术吸收与再创新能力是数字化赋能绿色创新的关键基础，高科技企业的先天技术储备更有利于将数字技术转化为绿色创新成果。最后，在行业特征维度，数字化转型的影响呈现显著的行业异质性。根据表 7 列(5)和(6)的结果，在制造业企业中，数字化转型的系数为 0.157，在 1%水平上显著；相比之下，其对非制造业企业的影响系数仅为 0.086，且显著性水平较低。制造业的生产流程复杂、能源消耗与排放集中，数字化技术能够更直接地嵌入研发设计、生产工艺、供应链管理及污染实时监控等全流程，从而对绿色工艺革新与产品创新产生更为深刻和直接的改造效能。

6. 结论和启示

实证结果表明：① 数字化转型能显著提升企业的绿色创新效率，在国有企业、高科技、制造型企业样本中更为显著。② 数字化转型通过缓解融资约束、增强媒体关注、改善 ESG 表现三个渠道提高企业绿色创新效率。政府应着力构建激励相容的制度环境。根据研究结论，本文提出如下建议：

第一，政府要加快制定数字化转型与绿色创新协同发展的专项政策，明确财政补贴、税收优惠和绿色信贷等支持工具的适用条件；推动建立跨部门数据共享机制，打破信息孤岛，提升环境信息披露质量与透明度；鼓励龙头企业牵头组建数字绿色创新联合体，带动产业链上下游企业共同升级；加强数字人才培养机制的落实，发挥数字人才支撑数字经济的基础性作用。

第二，企业应注重数据资产信息披露的策略。在数字经济的背景下，网络媒体发达，企业应将数据资产信息披露作为展现自身经济发展状况、数字化转型程度、降低信息不对称的重要的沟通方式，减少债权人与企业之间的信息阻隔，优化自身的投资策略。企业应根据自身经营情况、行业特征，及时、完整以及准确披露自身数据资产信息，提高获取融资的能力，降低现金流周转风险，促进企业的可持续发展。

第三，提高财务报告的可读性和合规性，提升债权人等社会公众对企业经营状况的了解，注重从企业数据资产信息披露质量的角度，制定融资策略，关注企业对环境的影响，从而通过倒逼企业加强数字化转型的投入，提升绿色创新效率。

参考文献

- [1] 戚聿东, 杜博, 温馨. 国有企业数字化战略变革: 使命嵌入与模式选择——基于 3 家中央企业数字化典型实践的案例研究[J]. 管理世界, 2021, 37(11): 137-158.
- [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] Ferreira, J.J.M., Fernandes, C.I. and Ferreira, F.A.F. (2019) To Be or Not to Be Digital, That Is the Question: Firm Innovation and Performance. *Journal of Business Research*, **101**, 583-590. <https://doi.org/10.1016/j.jbusres.2018.11.013>
- [4] 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): 130-44+10.
- [5] 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.
- [6] 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.
- [7] 钱海章, 陶云清, 曹松威, 等. 中国数字金融发展与经济增长的理论及实证[J]. 数量经济技术经济研究, 2020, 37(6): 26-46.
- [8] 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.
- [9] 刘翠花. 数字经济对产业结构升级和创业增长的影响[J]. 中国人口科学, 2022(2): 112-25+28.
- [10] 戚聿东, 刘翠花, 丁述磊. 数字经济发展、就业结构优化与就业质量提升[J]. 经济学动态, 2020(11): 17-35.

- [11] 谢璐, 韩文龙. 数字技术和数字经济助力城乡融合发展的理论逻辑与实现路径[J]. 农业经济问题, 2022(11): 96-105.
- [12] 杨仁发, 杨梅君. 数字化转型的持续性创新效应研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2025, 42(2): 109-29.
- [13] 肖土盛, 孙瑞琦, 袁淳, 等. 企业数字化转型、人力资本结构调整与劳动收入份额[J]. 管理世界, 2022, 38(12): 220-237.
- [14] 刘淑春, 闫津臣, 张思雪, 等. 企业管理数字化变革能提升投入产出效率吗[J]. 管理世界, 2021, 37(5): 170-190+13.
- [15] 李琦, 刘力钢, 邵剑兵. 数字化转型、供应链集成与企业绩效——企业家精神的调节效应[J]. 经济管理, 2021, 43(10): 5-23.
- [16] 胡洁, 韩一鸣, 钟咏. 企业数字化转型如何影响企业 ESG 表现——来自中国上市公司的证据[J]. 产业经济评论, 2023(1): 105-123.
- [17] 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.
- [18] 蒋峦, 凌宇鹏, 张吉昌, 等. 数字化转型如何影响企业韧性?——基于二元创新视角[J]. 技术经济, 2022, 41(1): 1-11.
- [19] 花俊国, 刘畅, 朱迪. 数字化转型、融资约束与企业全要素生产率[J]. 南方金融, 2022(7): 54-65.
- [20] 热比亚·吐尔逊, 巴文浩, 王岚. 数字化转型、绿色供应链与企业环境绩效——媒体关注的调节作用[J]. 中国流通经济, 2023, 37(10): 14-25.
- [21] 李雪松, 等. 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): 43-61.
- [22] 张新文. 浅析数字经济时代企业数字化转型面临的问题及应对措施[J]. 现代商业研究, 2024(22): 65-67.
- [23] Fussler, C. and James, P. (1996) Driving Eco-Innovation: A Breakthrough Discipline for Innovation and Sustainability. Pitman.
- [24] Mirata, M. and Emtairah, T. (2005) Industrial Symbiosis Networks and the Contribution to Environmental Innovation: The Case of the Landskrona Industrial Symbiosis Programm. *Journal of Cleaner Production*, **13**, 993-1002. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2004.12.010>
- [25] Xiang, X., Liu, C., Yang, M. and Zhao, X. (2020) Confession or Justification: The Effects of Environmental Disclosure on Corporate Green Innovation in China. *Corporate Social Responsibility and Environmental Management*, **27**, 2735-2750. <https://doi.org/10.1002/csr.1998>
- [26] 成琼文, 贺显祥, 李宝生. 绿色技术创新效率及其影响因素——基于我国 35 个工业行业的实证研究[J]. 中南大学学报(社会科学版), 2020, 26(2): 97-107.
- [27] 肖仁桥, 陈小婷, 钱丽. 异质环境规制、政府支持与企业绿色创新效率——基于两阶段价值链视角[J]. 财贸研究, 2022, 33(9): 79-93.
- [28] 乔羽, 马晓君, 杨佳. 绿色税收对工业企业绿色创新效率的双重影响效应[J]. 金融发展研究, 2020(12): 59-67.
- [29] Jones, C.I. and Tonetti, C. (2020) Nonrivalry and the Economics of Data. *American Economic Review*, **110**, 2819-2858. <https://doi.org/10.1257/aer.20191330>
- [30] 王惠, 王树乔, 苗壮, 等. 研发投入对绿色创新效率的异质门槛效应——基于中国高技术产业的经验研究[J]. 科研管理, 2016, 37(2): 63-71.
- [31] 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.
- [32] 刘军航, 张玲玲. 融资效率对企业绿色创新的影响——基于新能源上市公司的实证分析[J]. 工业技术经济, 2022, 41(9): 35-42.
- [33] 张玉明, 邢超, 张瑜. 媒体关注对重污染企业绿色技术创新的影响研究[J]. 管理学报, 2021, 18(4): 557-568.
- [34] 卢建词, 姜广省. CEO 绿色经历能否促进企业绿色创新? [J]. 经济管理, 2022, 44(2): 106-121.
- [35] Ning, J., Jiang, X. and Luo, J. (2023) Relationship between Enterprise Digitalization and Green Innovation: A Mediated Moderation Model. *Journal of Innovation & Knowledge*, **8**, Article 100326. <https://doi.org/10.1016/j.jik.2023.100326>
- [36] Wang, H., Jiao, S., Ge, C. and Sun, G. (2024) Corporate ESG Rating Divergence and Excess Stock Returns. *Energy Economics*, **129**, Article 107276. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2023.107276>
- [37] Yu, M., Zhou, Q., Cheok, M.Y., Kubiczek, J. and Iqbal, N. (2022) Does Green Finance Improve Energy Efficiency? New Evidence from Developing and Developed Economies. *Economic Change and Restructuring*, **55**, 485-509. <https://doi.org/10.1007/s10644-021-09355-3>

- [38] Goldfarb, A. and Tucker, C. (2019) Digital Economics. *Journal of Economic Literature*, **57**, 3-43. <https://doi.org/10.1257/jel.20171452>
- [39] Guo, L., Xu, L., Wang, J. and Li, J. (2024) Digital Transformation and Financing Constraints of SMEs: Evidence from China. *Asia-Pacific Journal of Accounting & Economics*, **31**, 966-986. <https://doi.org/10.1080/16081625.2023.2257235>
- [40] He, J., Du, X. and Tu, W. (2023) Can Corporate Digital Transformation Alleviate Financing Constraints? *Applied Economics*, **56**, 2434-2450. <https://doi.org/10.1080/00036846.2023.2187037>
- [41] Gao, Y., Yang, H., Sun, X., Tian, X. and Xu, J. (2024) Corporate Digital Transformation and Financing Constraints: The Moderating Effect of Institutional Investors. *Heliyon*, **10**, e33199. <https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2024.e33199>
- [42] Yu, C., Wu, X., Zhang, D., Chen, S. and Zhao, J. (2021) Demand for Green Finance: Resolving Financing Constraints on Green Innovation in China. *Energy Policy*, **153**, Article 112255. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2021.112255>
- [43] Xu, G., Li, G., Sun, P. and Peng, D. (2023) Inefficient Investment and Digital Transformation: What Is the Role of Financing Constraints? *Finance Research Letters*, **51**, Article 103429. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2022.103429>
- [44] Liu, M., Li, H., Li, C. and Yan, Z. (2023) Digital Transformation, Financing Constraints and Enterprise Performance. *European Journal of Innovation Management*, **28**, 1472-1497. <https://doi.org/10.1108/ejim-05-2023-0349>
- [45] Liang, C., Zhu, L. and Zeng, J. (2024) Analysis on the Impact of Media Attention on Energy Enterprises and Energy Transformation in China. *Energy Reports*, **11**, 1820-1833. <https://doi.org/10.1016/j.egyr.2024.01.051>
- [46] 赵宸宇. 数字化转型对企业社会责任的影响研究[J]. 当代经济科学, 2022, 44(2): 109-116.
- [47] Qiu, J., Deng, X. and Liang, R. (2024) Can the Enterprise Intelligent Transformation Promote Accounting Information Transparency? Pressure from Media Attention. *Finance Research Letters*, **66**, Article 105605. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2024.105605>
- [48] 赵莉, 张玲. 媒体关注对企业绿色技术创新的影响: 市场化水平的调节作用[J]. 管理评论, 2020, 32(9): 132-141.
- [49] 潘爱玲, 刘昕, 邱金龙, 等. 媒体压力下的绿色并购能否促使重污染企业实现实质性转型[J]. 中国工业经济, 2019(2): 174-192.
- [50] Kwilinski, A., Lyulyov, O. and Pimonenko, T. (2023) Unlocking Sustainable Value through Digital Transformation: An Examination of ESG Performance. *Information*, **14**, Article 444. <https://doi.org/10.3390/info14080444>
- [51] Yang, P., Hao, X., Wang, L., Zhang, S. and Yang, L. (2024) Moving toward Sustainable Development: The Influence of Digital Transformation on Corporate ESG Performance. *Kybernetes*, **53**, 669-687. <https://doi.org/10.1108/k-03-2023-0521>
- [52] Zhang, Y., Xing, C. and Wang, Y. (2020) Does Green Innovation Mitigate Financing Constraints? Evidence from China's Private Enterprises. *Journal of Cleaner Production*, **264**, Article 121698. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2020.121698>
- [53] 戴翔, 杨双至. 数字赋能、数字投入来源与制造业绿色化转型[J]. 中国工业经济, 2022(9): 83-101.
- [54] 王晓祺, 宁金辉. 强制社会责任披露能否驱动企业绿色转型?——基于我国上市公司绿色专利数据的证据[J]. 审计与经济研究, 2020, 35(4): 69-77.
- [55] 肖静, 曾萍. 数字化能否实现企业绿色创新的“提质增量”?——基于资源视角[J]. 科学学研究, 2023, 41(5): 925-935+960.
- [56] 王福胜, 王也, 刘仕煜. 媒体关注、管理者过度自信对盈余管理的影响研究[J]. 管理学报, 2022, 19(6): 832-840.
- [57] 鞠晓生, 卢荻, 虞义华. 融资约束、营运资本管理与企业创新可持续性[J]. 经济研究, 2013, 48(1): 4-16.
- [58] 方先明, 胡丁. 企业 ESG 表现与创新——来自 A 股上市公司的证据[J]. 经济研究, 2023, 58(2): 91-106.
- [59] Xu, C., Sun, G. and Kong, T. (2024) The Impact of Digital Transformation on Enterprise Green Innovation. *International Review of Economics & Finance*, **90**, 1-12. <https://doi.org/10.1016/j.iref.2023.11.001>
- [60] Feng, H., Wang, F., Song, G. and Liu, L. (2022) Digital Transformation on Enterprise Green Innovation: Effect and Transmission Mechanism. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, **19**, Article 10614. <https://doi.org/10.3390/ijerph191710614>
- [61] 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.