

数字化转型对制造企业绿色技术创新影响研究

孙 焱

西北师范大学, 甘肃 兰州

收稿日期: 2026年3月13日; 录用日期: 2026年4月22日; 发布日期: 2026年4月30日

摘 要

数字经济迅猛崛起, 数字化助力绿色化已成为“双碳”背景下必然趋势。本文以2013~2023年企业微观层面的面板数据, 基于资源基础理论和动态能力理论, 实证检验数字化转型推动企业绿色协同创新发展的机制路径。研究发现, 数字化转型显著促进制造企业绿色技术创新, 且通过合作网络嵌入程度实现这一推动作用, 并分析了环境信息披露的调节作用。进一步的异质性分析表明, 数字化转型对绿色技术创新的促进作用在国有企业、大规模企业中更为显著。基于研究结论, 本文提出企业应积极顺应数字化转型浪潮, 政府应制定差异化政策, 金融机构应优化融资环境等建议, 以推动制造企业实现绿色低碳转型与可持续发展。

关键词

数字化转型, 绿色技术创新, 合作网络, 环境信息披露

A Study on the Impact of Digital Transformation on Green Technology Innovation in Manufacturing Enterprises

Ye Sun

Northwest Normal University, Lanzhou Gansu

Received: March 13, 2026; accepted: April 22, 2026; published: April 30, 2026

Abstract

With the rapid rise of the digital economy, digitalization to promote green development has become an inevitable trend under the “dual carbon” background. This paper uses panel data at the micro level of enterprises from 2013 to 2023, based on resource-based theory and dynamic capability theory, to empirically examine the mechanism and path of digital transformation in promoting

green collaborative innovation in enterprises. The study finds that digital transformation significantly promotes green technology innovation in manufacturing enterprises, and this driving effect is achieved through the degree of embedding in cooperative networks. The moderating effect of environmental information disclosure is also analyzed. Further heterogeneity analysis shows that the promoting effect of digital transformation on green technology innovation is more significant in state-owned enterprises and large-scale enterprises. Based on the research conclusions, this paper proposes that enterprises should actively adapt to the wave of digital transformation, governments should formulate differentiated policies, and financial institutions should optimize the financing environment to promote the green and low-carbon transformation and sustainable development of manufacturing enterprises.

Keywords

Digital Transformation, Green Technology Innovation, Cooperative Network, Environmental Information Disclosure

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

在数字技术革新与全球气候治理的双重推动下，数字化升级与绿色技术创新成为调整全球经济结构的重要因素。我国于 2020 年提出碳达峰、碳中和目标，“十四五”规划将低碳发展纳入布局，推动工业绿色升级与技术优化，相关政策也强调完善生态治理、落实低碳模式。同时，数字经济作为重点方向，依托相关政策促进数字技术与实体经济融合。当前，我国制造业作为国民经济重要部分，需突破传统路径实现低碳转型，并借助数字化优化产业结构，对构建可持续发展模式意义重大。绿色技术创新兼具生态与创新属性，可提升能效、减少排放、推动绿色产品研发，对企业兼顾经济与生态效益具有重要价值。

然而，中国制造企业绿色创新水平仍有待提升，其原因在于：企业为推进绿色创新需付出高额研发成本，且因易被模仿而难以获得价值；污染排放定价机制的缺失，导致环境外部性成本未能被充分内部化，企业因此缺乏足够的绿色转型动力[1]。因此，如何促进制造业企业绿色创新成为学界关注的焦点。在此背景下，数字化转型凭借其技术赋能、资源整合与流程重构的能力，被视为破解绿色技术创新困境的重要驱动力[2]。然而，也有学者指出“索洛悖论”的存在，即数字化转型可能因组织惯性或资源错配引发“能力诅咒”，抑制创新效率[3]。目前，数字化转型对企业绿色技术创新的影响研究主要集中在直接效应和机制检验两个方面，现有研究已从信息披露、融资约束、不同行业等多个视角展开[4][5]，且大多得出数字化转型能显著促进绿色创新的结论。但现有文献机制分析多聚焦企业内部资源整合，而忽视企业间合作网络对创新要素流动的关键作用[6]。

综上所述，本研究突破传统企业内部视角局限，基于资源基础理论和社会网络理论，选取 2013~2023 年沪深 A 股制造业上市公司为样本，从企业外部合作网络切入，系统探究数字化转型影响绿色技术创新的传导路径。边际贡献在于：第一，构建“数字技术嵌入 - 合作网络拓展 - 绿色创新跃迁”的分析框架，揭示跨组织知识共享与技术协同的中介机制；第二，将环境信息披露纳入机制检验框架，构建有调节的中介效应模型，发现环境信息披露在数字化转型对绿色技术创新的直接和间接影响中存在调节效应，这为企业优化环境管理策略提供实证参考。第三，基于企业所有权性质、企业规模进行异质性分析，为厘清不同类型企业数字化转型推动企业绿色技术创新做出有益补充，为政府制定“数字 - 绿色”协同政策设

计提供依据。实践层面，研究结论对制造业把握数字革命机遇、破解绿色创新“孤岛困境”具有重要启示。

2. 研究假设

2.1. 数字化转型与绿色技术创新

绿色技术创新的推动力量来自企业内外两方面因素的共同影响，而数字化转型主要从企业内部着手，通过对组织体系与运营流程进行调整优化，增强企业的综合实力，从而有效提高企业开展绿色技术创新的水平。数字化转型既包含技术层面的应用，也涉及组织层面的调整，这两方面特点使其能够有效带动制造企业开展绿色技术创新(如图 1)，具体作用路径主要有以下三点：

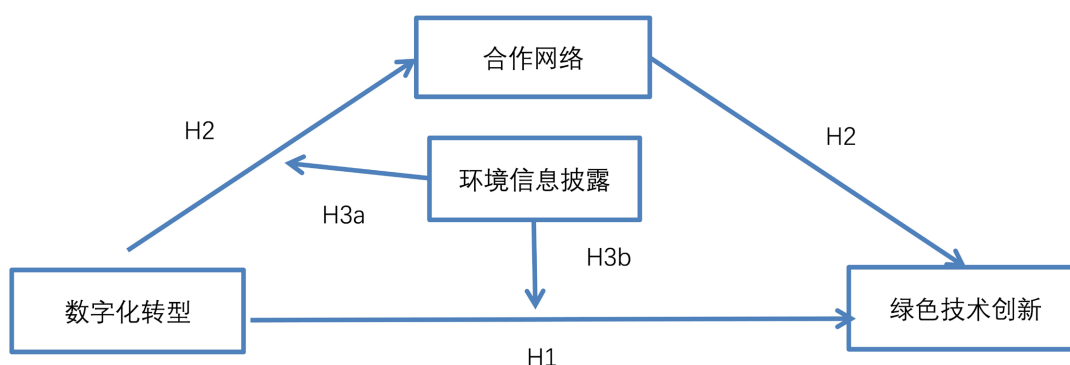


Figure 1. Research framework for digital transformation and green technology innovation in manufacturing enterprises
图 1. 数字化转型对制造企业绿色技术创新的研究框架

一是绿色技术创新的实现需要制造业企业攻克复杂技术难题，数字化转型为制造企业绿色技术创新奠定了数字技术基础。从人才角度出发，数字化转型一方面通过提供更清晰透明的规章制度，强化了员工与企业的有效联结[7]；另一方面，它为员工提供了丰富多样的有价值信息，并构建了高效的学习与培训平台，从而全面激发了员工参与绿色创新的动机与意愿[8]。从生产经营视角考察，数字化转型助力构建自动化、智能化的业务流程，无缝连接各创新环节，推动协同创新，从而显著降低绿色创新的成本[6]。

二是数字化转型可以帮助制造企业在竞争中获得优势，缓解融资约束，为企业带来更多现金流和投资资源。在国家推动数字经济与绿色可持续发展政策的背景下，数字化转型能增强企业与政府间的沟通效率，削减环境信息获取与分析的成本，使企业迅速响应环境政策变动，精准把握政策趋势，进而争取更多财政支持，增加外部资本投入，缓解企业融资约束[9]。数字化转型使企业传递积极信号，向供应商、需求方及投资者等展示企业盈利潜力，拓宽融资渠道，降低融资成本，为企业创新研发提供技术支持[5]。

三是数字化转型可以帮助制造企业有效降低企业间信息不对称性[10]。一方面，数字化转型利用数字化技术增强企业内部信息透明度与可获取性，降低信息成本，促进厂商与客户间的高效信息交流，从而精准推动绿色技术创新[11]。另一方面，数字化平台促进了企业与合作伙伴的信息共享、资源整合及协同创新，增强了合作效率，加速了绿色技术创新进程[11]。此外，数字化转型还助力跨界合作与联合创新，依托数字技术打破组织界限，发挥差异化优势，提升企业绿色技术创新能力[2]。因此，本文提出以下研究假设：

H1: 数字化转型对制造企业绿色技术创新具有积极的正向影响。

2.2. 合作网络的中介作用

数字化转型助力企业融入合作网络，通过增强企业在合作中的影响力和互利能力，推动企业在网络中的地位提升，深化与其他主体的合作关联。凭借数字技术、产品和平台强大的检索功能，企业能够发

现并建立更多之前未被关注到的合作联系，从而拓展合作网络的边界，增加合作对象数量。此过程加快了同类知识流动速率，畅通了异质知识迁移路径，进一步巩固了企业在合作网络中的地位[11]。企业在合作选择上更具自主性，既可以通过维持现有合作关系来保障知识和资源的稳定获取，也能够凭借广泛的合作网络，开辟新的合作渠道，获取更多创新资源。

社会网络理论指出，资源在网络连接的主体间流动，处于合作网络关系密集区域以及占据不同连接位置的个体或组织获取资源更为容易，竞争优势也更强[12]。企业合作网络越广泛，从不同渠道挖掘和整合知识的能力就越强[13]。企业可以依据自身绿色技术创新的需求，有针对性地收集和整理相关知识，将其拆解、重组并应用到实际创新过程中，构建起符合自身发展的绿色技术创新知识体系，不断扩充知识库[14]。这有助于企业形成“知识-创新-新知识-大创新”的良性循环，推动绿色技术创新持续发展。

同时，广泛的合作网络使企业能够接触到更多绿色技术创新的实践案例，包括失败经验。通过学习这些经验，企业可以降低自身试错成本，缩短创新周期，在绿色技术创新中抢占先机。此外，合作广度的增加还有利于企业获取各类隐性知识和关键技术[15]。这些知识和技术散布在不同的合作对象中，企业借助广泛的合作网络，能够将其汇聚起来，助力突破前沿高难度绿色技术，推动基础普适性绿色技术创新，实现绿色技术创新的全方位提升。因此，本文提出以下研究假设：

H2：合作网络在数字化转型与制造企业绿色技术创新间起中介作用。

2.3. 环境信息披露的调节作用

企业数字化转型能否驱动绿色技术创新，很大程度上取决于外部环境的支持。环境信息披露作为企业对外传递环境信息的主要方式，依据信号理论可有效降低信息不对称。一方面，高质量的环境信息披露能帮助企业降低融资成本、拓宽融资渠道并获取政策支持，从而降低经营风险、提升企业价值[16]。另一方面，外部监管与公众监督的压力会促使企业调整数字化资源分配，将数据分析、云计算等资源用于绿色技术研发[17]。其三，环境信息披露激发市场的绿色偏好，引导数字化转型服务于绿色技术商业化。企业公开产品碳足迹、回收利用率等数据后，消费者和采购商可通过区块链溯源系统等数字化平台验证产品绿色属性，形成对绿色技术的差异化需求，成为绿色技术创新的市场竞争优势。

此外，在数字化转型进程中，企业凭借数字技术搭建起广泛的合作网络，与供应商、客户、科研机构等各类主体建立联系。环境信息披露能有效缓解由于信息不对称所阻碍合作网络的高效运作的这一问题，高环境信息披露水平的企业，可借助数字化平台，向协作伙伴清晰传递自身绿色发展战略、环保举措及目标等信息[18]。这使得合作伙伴更全面、准确地了解企业，降低对企业环境风险的担忧，增强彼此间的信任。企业数字化转型促使合作网络中的资源流动更加频繁和复杂。环境信息披露作为一种信号机制，能引导企业在合作网络中更合理地配置资源[17]。在严格的环境规制下，高披露水平的企业更易获得政府支持，高耗能企业在数字化转型过程中，通过披露环境信息，更易发现自身碳排放问题，进而积极与低碳技术企业、科研机构合作，调整合作网络结构，共同研发和应用节能减排技术，推动整个行业的绿色转型。

H3a：环境信息披露对数字化转型与制造业企业绿色创新起正向调节作用。

H3b：环境信息披露对数字化转型与合作网络的关系起正向调节作用。

3. 研究设计

3.1. 变量定义与测量

(1) 核心解释变量：数字化转型(Digital)为反映企业的数字化发展程度，借鉴文献[18]，采用文本分析法，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 *Digital*。为解决数据偏态和异方差的问题，对年报数据进行词频统计求和、加 1 并取自然对数衡量数字化转型。

(2) 被解释变量：绿色技术创新(*EnvrPat*)：参考以往研究[19]，本文选取制造企业年度绿色专利申请量作为该企业绿色技术创新的代理指标。以绿色实用新型专利申请量作为衡量绿色技术创新的比较指标。为消除绿色专利申请数据右偏分布的问题，将绿色专利申请数量加 1，然后作为自然对数[4]。

(3) 中介变量：

合作网络(*Degree*)：参考以往研究[20]，选取合作网络度中心度这一指标，用以衡量企业与其他合作主体的联结数量，该指标数值越高，说明企业在合作网络中的核心地位越突出。研究数据源自 *IncoPat* 专利数据库，具体处理步骤如下：首先，完成专利数据检索，收集 2013 至 2023 年制造企业的专利申请记录，提取股票代码、申请年份、专利号、申请人信息等关键字段；其次，开展数据匹配工作，通过 *Python* 工具拆分申请人信息，筛选出申请人数量不少于 2 人且包含上市制造企业的合作专利；最后，进行指标计算，利用 *Python* 的 *network* 程序包搭建企业合作网络，将企业设为节点，同年度有共同专利申请的企业间建立无向边，边权重依据年度合作专利数量设定。按年度分别构建 2013~2023 年的 11 个合作网络，以体现网络的动态演变特征。度中心度的计算方法参考张晟剑、胡仁杰(2013) [21] 的研究，具体公式如下：

$$\text{Degree}_{it} = \frac{\sum_{j=1}^N X_{ijt}}{N-1}$$

其中， X_{ijt} 企业 i 与企业 j 在年度 t 的合作专利总数(若未合作则 $X_{ijt} = 0$)， N 为年度 t 网络中的企业总数，为消除网络规模影响，进行标准化处理。度中心度值越高，表明企业在该年度合作网络中处于核心位置，拥有更广泛的外部合作资源。

(4) 调节变量：环境信息披露(*EID*)：参考以往研究[17]，本研究选取 *CSMAR* 数据库中上市公司在环境负债、环境管理、环境业绩与治理情况、披露载体以及所受监管认证情况等项目的评分数据，从公司环境信息披露质量的充分性、显著性、可靠性等多个维度进行综合性考量。参考已有研究运用的内容评分法，将各个项目的评分进行加总，以此来衡量上市公司的环境信息披露质量。

(5) 控制变量：本文参考已有研究，选取董事会规模(*Board*)、现金流(*CashFlow*)、固定资产占比(*Fixed*)、账面市值比(*BM*)、独立董事比例(*Indep*)、托宾 Q 值(*TobinQ*)、资产负债率(*Lev*)、总资产收益率(*ROA*)作为控制变量。

3.2. 模型构建

3.2.1. 主效应模型

为验证数字化转型对制造企业绿色技术创新的影响，本文构建如下基准回归模型：

$$\text{EnvrPat}_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Digital}_{it} + \sum \theta_i \text{Control}_{it} + \sum \text{Industry} + \sum \text{Year} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中：*EnvrPat* 为被解释变量，表示制造企业绿色技术创新能力；*Digital* 为核心解释变量，表示企业数字化转型程度；*Controls* 为相关控制变量；*Industry* 为行业虚拟变量，*Year* 为年份虚拟变量，对模型进行了行业和年份的双向固定，以消除行业和年份因素对回归结果的影响； ε 为随机扰动项， i 和 t 分别表示企业和年份。同时，为了提高回归结果的准确性，本文对所有回归方程均采用了 *Cluster* 聚类稳健标准误差调整的 t 统计量，聚类到企业个体层面。

3.2.2. 中介效应模型

在基准回归模型的基础上，参考以往研究[21]，逐步检验中介变量在数字化转型与制造企业绿色技术创新之间的中介效应：

$$\text{Degree}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{Digital}_{it} + \sum \mu_i \text{Control}_{it} + \sum \text{Industry} + \sum \text{Year} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$\text{EnvrPat}_{it} = \sigma_0 + \sigma_1 \text{Digital}_{it} + \sigma_2 \text{Degree}_{it} + \sum \rho_i \text{Control}_{it} + \sum \text{Industry} + \sum \text{Year} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

3.2.3. 调节效应模型

本文参考温忠麟和叶宝娟提出的检验有调节的中介效应(调节前半段)的方法[22], 构建以下模型验证环境信息披露的调节作用, 完整的有调节的中介效应模型为:

$$\text{EnvrPat}_{it} = c_0 + c_1 \text{Digital}_{it} + c_2 \text{EID}_{it} + c_3 \text{Digital}_{it} \times \text{EID}_{it} + \sum \tau_i \text{Control}_{it} + \sum \text{Industry} + \sum \text{Year} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$\text{Degree}_{it} = a_0 + a_1 \text{Digital}_{it} + a_2 \text{EID}_{it} + a_3 \text{Digital}_{it} \times \text{EID}_{it} + \sum \mu_i \text{Control}_{it} + \sum \text{Industry} + \sum \text{Year} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

$$\begin{aligned} \text{EnvrPat}_{it} = & c_0 + c_1 \text{Digital}_{it} + c_2 \text{EID}_{it} + b_1 \text{Degree}_{it} + b_2 \text{Digital}_{it} \times \text{EID}_{it} + \sum \varphi_i \text{Control}_{it} \\ & + \sum \text{Industry} + \sum \text{Year} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (6)$$

第一步先验证式(4)中的系数 c_3 , 检验在未考虑合作网络时, 数字化转型对制造企业绿色技术创新的直接效应是否受到调节变量的影响; 第二步, 验证式(5)的系数 a_3 和式(6)的系数 b_1 是否显著, 如显著则证明有调节的中介效应(调节前半段路径)成立。

3.3. 样本选择与数据处理

本研究以 2013~2023 年沪上 A 股制造业上市公司为初始研究样本, 按照以下原则对样本进行筛选: (i) 剔除 ST、PT、资不抵债样本; (ii) 剔除相关变量缺失的样本。数据源于国家统计局官网、CSMAR、IncoPat 和 CNRDS 数据库。上市企业年报主要来自于沪深交易所及企业官网。通过企业公开数据得到的实证结果更加客观规范, 可复现性更强。这样的做法能够确保研究结论的科学性和权威性, 同时也能为其他研究提供有价值的数据来源。

4. 实证分析

4.1. 描述性统计

Table 1. Descriptive statistics

表 1. 描述性统计

Variable	Obs	Mean	Std.Dev	Min	Max
EnvrPat	18,092	0.347	0.760	0.000	6.328
Digital	18,092	1.482	1.315	0.000	6.151
Degree	18,092	0.013	0.032	0.000	0.963
EID	18,092	8.850	7.481	0.000	34.000
Board	18,092	2.100	0.190	1.609	2.708
CashFlow	18,092	0.053	0.065	-0.202	0.266
Fixed	18,092	0.213	0.128	0.002	0.720
BM	18,092	0.356	0.157	0.015	0.860
Indep	18,092	0.377	0.053	0.286	0.600
TobinQ	18,092	2.084	1.263	0.795	16.647
Lev	18,092	0.377	0.187	0.046	0.934
ROA	18,092	0.044	0.065	-0.578	0.220

表 1 呈现了本研究主要变量的描述性统计结果，涵盖变量的观测值、平均值、标准差以及最值。在样本期内，企业数字化转型(Digital)均值为 1.482，标准差为 1.315。均值与标准差的情况表明，样本中不少企业在样本期积极投身数字化转型，但转型水平参差不齐，差异较为明显。绿色技术创新(EnvrPat)均值为 0.347，标准差为 0.760，数据级差为 6.328，表明样本期内制造企业绿色技术创新水平存在显著差异。合作网络的度中心度(Degree)均值为 0.013，标准差为 0.032，反映合作网络参与程度在企业间有明显区别。环境信息披露(EID)均值为 8.850，标准差 7.481，极差为 34，说明企业间环境信息披露水平差异较大，部分企业披露程度较高，而部分企业则较低。其他控制变量的均值、标准差等统计值表明其分布处于合理范围内，较好地反映了不同企业的发展差异，表明本文进行实证研究的基础数据良好。

4.2. 相关性分析与多重共线性检验

本文对主要变量展开了相关性与多重共线性检验。相关性检验结果显示，数字化转型(Digital)与绿色技术创新(EnvrPat)在 1% 的显著性水平上呈显著正相关，相关系数为 0.194。意味着数字化转型程度的提升，在一定程度上能够促进绿色技术创新水平的提高。

在多重共线性检验方面，采用方差膨胀因子(VIF)进行检测。结果显示，各变量的 VIF 系数均小于 3，其中均值仅为 1.87，远小于 10 的临界标准。这充分表明，各观测变量之间不存在严重的多重共线性问题，说明本研究在变量选取和模型设定上较为合理，后续回归分析结果的可靠性有一定保障，受多重共线性干扰的可能性较小。

4.3. 基准回归结果

在控制行业和年份固定效应后进行回归分析，结果见表 2，模型(1)结果显示，数字化转型(Digital)对绿色技术创新(EnvrPat)的回归系数为 0.0832，在 1% 的水平上显著。这一结果表明，制造业企业通过实施数字化转型策略，易于企业精准获取数据信息，合理配置企业资源，从而能够显著提升其绿色技术创新产出和效率，验证了假设一。在模型(2)中，数字化转型对合作网络的度中心度(Degree)的回归系数为 0.00197，且在 1% 的水平上显著，模型(3)结果显示，数字化转型对绿色技术创新的影响系数为 0.0809，在 1% 的水平上显著；度中心度对绿色技术创新的回归系数为 1.172，同样在 1% 的水平上显著，表明数字化转型对绿色技术创新的促进作用，在一定程度上是通过提升企业在合作网络中的度中心度来实现的，由此，形成“制造企业数字化转型 - (拓宽)合作网络 - (推动)绿色技术创新”的正向路径，从而验证了假设 2。

Table 2. Benchmark regression results

表 2. 基准回归结果

Variable	(1)	(2)	(3)
	EnvrPat	Degree	EnvrPat
Digital	0.0832*** (0.0108)	0.00197*** (5.88)	0.0809*** (7.58)
Degree			1.172*** (3.34)
Board	0.433*** (0.0937)	0.00991*** (4.30)	0.421*** (4.53)
CashFlow	0.488*** (0.139)	-0.000442 (-0.09)	0.488*** (3.53)

续表

Fixed	-0.352*** (0.107)	-0.00332 (-0.95)	-0.349*** (-3.27)
BM	0.256** (0.109)	0.0169*** (3.55)	0.237** (2.19)
Indep	1.084*** (0.291)	0.0237*** (2.74)	1.056*** (3.66)
TobinQ	0.00511 (0.0107)	0.000630 (1.52)	0.00437 (0.41)
Lev	0.970*** (0.0984)	0.0277*** (8.00)	0.937*** (9.83)
ROA	0.814*** (0.125)	0.0330*** (7.24)	0.776*** (6.33)
_cons	-1.770*** (-12.57)	-0.0380*** (-7.43)	-1.726*** (-12.27)
ind FE	YES	YES	YES
year FE	YES	YES	YES
Observations	18,092	18,092	18,092
R-squared	0.142	0.0389	0.144

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

4.4. 调节效应分析

进一步分析环境信息披露(EID)对合作网络度中心度(Degree)的中介效应的调节效应。如表 3, 首先, 模型(1)中数字化转型(Digital)与环境信息披露的交互项(Digital*EID)回归系数为 0.00496, 在 1%水平上显著, 表示环境信息披露可以正向调节数字化转型对绿色技术创新(EnvrPat)的直接效应, 即环境信息披露水平越高, 数字化转型对绿色技术创新的促进作用越强。其次, 模型(2)中数字化转型(Digital)与环境信息披露(EID)的交互项(Digital*EID)系数为 0.000120, 在 1%水平上显著; 模型(3)中度中心度的回归系数为 0.904, 在 1%水平上显著, 说明有调节的中介效应模型成立且调节作用涉及数字化转型影响度中心度以及度中心度影响绿色技术创新的路径。综上, 环境信息披露水平越高, 数字化转型通过度中心度对绿色技术创新的促进效应越好, 相关假设得到验证。

Table 3. Results of the moderating effect

表 3. 调节效应结果

Variable	(1)	(2)	(3)
	EnvrPat	Degree	EnvrPat
Digital	0.0403*** (3.41)	0.000932** (2.21)	0.0394*** (3.34)
Degree			0.904*** (2.68)

续表

EID	0.00875*** (4.26)	0.000201*** (2.73)	0.00857*** (4.18)
Digital*EID	0.00496*** (3.78)	0.000120*** (3.16)	0.00485*** (3.72)
Board	0.340*** (3.78)	0.00771*** (3.39)	0.333*** (3.72)
CashFlow	0.375*** (2.88)	-0.00310 (-0.63)	0.378*** (2.90)
Fixed	-0.464*** (-4.30)	-0.00594* (-1.68)	-0.458*** (-4.28)
BM	0.168 (1.62)	0.0148*** (3.13)	0.155 (1.50)
Indep	0.976*** (3.54)	0.0212** (2.46)	0.957*** (3.47)
TobinQ	0.00148 (0.14)	0.000544 (1.32)	0.000985 (0.09)
Lev	0.812*** (9.14)	0.0239*** (6.99)	0.791*** (9.07)
ROA	0.610*** (5.17)	0.0282*** (6.19)	0.585*** (5.01)
_cons	-1.770*** (-12.57)	-0.0380*** (-7.43)	-1.726*** (-12.27)
ind FE	YES	YES	YES
year FE	YES	YES	YES
Observations	18,092	18,092	18,092
R-squared	0.142	0.0389	0.144

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

4.5. 稳健性检验

(1) 更换被解释变量

本文参考以往研究[23], 绿色专利分为绿色发明专利和绿色实用性专利两类, 以绿色发明专利申请量(EnvrPat1), 替换被解释变量进行稳健性检验。表4的模型(1)实证结果显示, 更换被解释变量后, 数字化转型仍对绿色技术创新具有显著正向驱动效应, 回归系数为0.090, 且在1%水平上显著, 研究结论稳健。

(2) 添加省份固定效应

不同省份在政策支持力度、经济发展水平、资源禀赋、环境规制强度、产业结构等方面存在显著差异。制造业经营活动深受所在省份环境影响, 添加省份固定效应后, 表4的模型(2)稳健性检验结果显示: 数字化转型对绿色技术创新的正向促进作用依然显著, 回归系数为0.081, 在1%水平上显著, 研究结论稳健。

Table 4. Robustness test results
表 4. 稳健性检验结果

Variable	(1)	(2)	(3)	(4)
	更换被解释变量	加入省份固定	滞后一期	Heckman
	EnvrPat1	EnvrPat	EnvrPat	EnvrPat
Digital	0.0900*** (7.41)	0.0810*** (7.60)		0.0292*** (8.50)
L.Digital			0.0881*** (7.00)	
Mils				0.774*** (105.19)
控制变量	控制			
_cons	-2.097*** (-13.16)	-1.665*** (-11.65)	-1.679*** (-11.52)	-16.05*** (-4.67)
ind FE	YES	YES	YES	YES
year FE	YES	YES	YES	YES
Province FE	No	YES	No	No
Observations	18,092	18,082	13,960	18,092
R-squared	0.1620	0.1507	0.1509	0.175

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

4.6. 内生性检验

(1) 工具变量法

将数字化转型滞后一期作为工具变量，表 4 的模型(3)回归结果显示 Digital 系数为 0.0226，在 1%水平上显著，显著性未发生明显变化。因此数字化转型对制造企业绿色技术创新正向促进作用未因时间窗口变化而发生改变。

(2) Heckman 两步法

使用 Heckman 两步法来解决可能存在的样本偏差问题。第一阶段，以企业是否有绿色技术创新(EnvrPat)为被解释变量，存在绿色技术创新(即绿色专利申请量大于 0)赋值为 1，否则取值为 0。加入主回归中的所有控制变量，构造 Probit 模型，对企业是否存在绿色技术创新进行估计，计算出逆米尔斯比(IMR)。第二阶段，将逆米尔斯比(IMR)作为控制变量添加到主回归模型中重新进行回归估计，回归结果显示，表 4 的模型(4)回归系数为 0.0293，在 1%水平上显著，数字化转型依然对制造企业绿色技术创新具有正向显著效果。

4.7. 异质性分析

这些研究结果验证了理论假设，证明企业数字化转型可以通过合作网络的机制有效提升绿色技术创新水平，那么这种促进作用是否会因企业间不同特质而出现异质性，本文从所有权和企业规模两个层面进一步研究数字技术的引入对绿色创新的不同促进效果。

(1) 所有权异质性

本文通过异质性分析,探讨不同所有权形式下数字化转型对绿色创新的差异化影响。表5的实证结果显示,无论是国有企业还是非国有企业,数字化转型对绿色创新的推动效果均显著,验证了假设H1。将产权性质与数字化转型进行交乘项处理,二次验证相关实证结果。具体而言,模型(1)中国有企业的回归系数为0.118,在1%水平显著为正,显著高于非国有企业。交乘项系数在1%的水平下显著为正,这一结果表明,国有企业在数字化转型过程中对绿色创新的推动作用更强,可能源于其更容易获得政策支持与长期资金投入。

(2) 规模异质性

本文基于企业规模(Size)中位数大小,设置虚拟变量(L.Size)将企业进行分组。具体的,将企业规模大于等于中位数的样本企业赋值为1,否则赋值为0,进行分组回归,之后将企业规模大小与数字化转型进行交乘项(Digital × L.Size)处理,二次验证回归的相关实证结果,回归结果如表5所示,大规模企业的数字化转型对绿色技术创新的回归系数为0.0832,在1%水平显著为正;高于小规模企业的回归系数0.0587,交乘项系数在1%的水平下显著为正。这表明数字化转型在大规模企业中对绿色技术创新的促进作用更为显著。由于大规模企业在内部控制质量和外部资金支持等方面具有优势,且绿色创新意识和能力更强,这为数字化转型推动绿色创新提供了有利条件。

Table 5. Heterogeneity test

表 5. 异质性检验

Variable	(1) 国	(2) 非国有	(3) 交乘项	(4) 大规模	(5) 小规模	(6) 交乘项
	EnvrPat	EnvrPat	EnvrPat	EnvrPat	EnvrPat	EnvrPat
Digital	0.118*** (9.03)	0.0678*** (13.92)	0.0613*** (6.13)	0.0832*** (9.34)	0.0587*** (10.53)	0.0392*** (3.95)
SOE*Digital			0.0888*** (3.60)			
L.Size*Digital						0.0752*** (6.37)
控制变量	控制					
_cons	-3.010*** (-9.77)	-0.490*** (-3.77)	-1.472*** (-10.68)	-2.490*** (-10.92)	-0.146** (-1.66)	-1.507*** (-10.68)
ind FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES
year FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Observations	4205	13473	17678	9046	9046	18,092
R-squared	0.206	0.117	0.146	0.167	0.094	0.150

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

5. 结束语

本文基于2013~2023年上市公司数据,构建企业数字化转型赋能绿色技术创新的机制框架,研究表明,数字化转型显著推动制造企业绿色技术创新,且稳健性与内生性检验结果一致。机制分析表明,数字化转型通过拓宽合作网络从而有效推动绿色创新。且环境信息披露能正向强化数字化转型对制造企业绿色技术创新的推动作用。此外,数字化转型对绿色创新的促进作用在国有企业和大规模企业中更为

显著, 显著呈现所有权与规模异质性。

基于以上结论, 本文提出以下建议: 首先, 企业应积极顺应数字化转型浪潮, 加大对数据分析、人工智能、云计算等数字技术的投入, 弥合供应链数字化断点, 实现数字技术与绿色创新的战略对接。同时, 企业应注重外部力量, 拓宽外部合作网络, 推动绿色技术创新的可持续发展。其次, 政府应针对不同所有权和区域特点制定差异化政策, 重点支持国有企业的数字化转型, 通过研发补助、税收优惠等手段激发企业创新能动性。同时, 政府应推动产学研合作, 打造数智绿色创新服务平台, 整合知识、技术和资金, 推动数字化绿色技术创新与成果转化。最后, 金融机构应优化绿色创新的融资环境, 开发针对绿色创新项目的专项金融产品, 降低企业融资成本, 缓解融资约束。政府可通过设立绿色技术创新基金、提供风险补偿等方式, 引导金融机构加大对绿色技术创新的支持力度。

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] 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.
- [3] 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.
- [4] 王锋正, 刘向龙, 张蕾. 数字化促进了资源型企业绿色技术创新吗? [J]. 科学学研究, 2022, 40(2): 332-344.
- [5] 李晓翔, 张树含. 数字化转型如何影响企业融通创新? [J]. 经济管理, 2023, 45(4): 41-63.
- [6] 邢丽云, 俞会新, 任相伟. 网络嵌入、绿色动态能力与企业绿色创新——环境规制和管理者环境注意力的调节作用[J]. 科技进步与对策, 2022, 39(14): 105-113.
- [7] 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.
- [8] 王海花, 杜梅. 数字技术、员工参与与企业创新绩效[J]. 研究与发展管理, 2021, 33(1): 138-148.
- [9] 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.
- [10] 车德欣, 戴美媛, 吴非. 企业数字化转型对融资成本的影响与机制研究[J]. 金融监管研究, 2021(12): 56-74.
- [11] 祁怀锦, 曹修琴, 刘艳霞. 数字经济对公司治理的影响——基于信息不对称和管理者非理性行为视角[J]. 改革, 2020(4): 50-64.
- [12] 肖静, 曾萍. 数字化能否实现企业绿色创新的“提质增效”?——基于资源视角[J]. 科学学研究, 2023, 41(5): 925-935, 960.
- [13] 王娟茹, 刘童心. 网络嵌入、资源协奏对颠覆式绿色技术创新的影响[J]. 科技进步与对策, 2022, 39(16): 48-57.
- [14] 厉娜, 林润辉, 谢在阳. 双重网络嵌入下企业探索式创新影响机制研究[J]. 科学学研究, 2020, 38(1): 169-179.
- [15] Ou, Z.H., Cai, Y.H. and Hu, H.F. (2021) How Knowledge Network Embedding Context Activates Firms' Ambidextrous Innovation?—A Research Based on the QCA Method. *Science Research Management*, 42, 94-101.
- [16] 安琪, 冯启良, 方炜. 合作网络双重嵌入与企业关键核心技术突破[J]. 科学学研究, 2025, 43(2): 394-405.
- [17] 周礼, 金晨晨. 网络嵌入对企业绿色创新的影响与作用机制: 吸收能力的中介作用[J]. 科技进步与对策, 2021, 38(5): 79-86.
- [18] 谢宜章, 唐辛宜, 吴菁琳. 环境信息披露对企业财务绩效的影响——基于沪深 A 股化工行业上市公司的经验分析[J]. 湖南农业大学学报(社会科学版), 2022, 23(4): 115-124.
- [19] Kamalaldin, A., Linde, L., Sjödin, D. and Parida, V. (2020) Transforming Provider-Customer Relationships in Digital Servitization: A Relational View on Digitalization. *Industrial Marketing Management*, 89, 306-325. <https://doi.org/10.1016/j.indmarman.2020.02.004>
- [20] 奚宾, 张威威. 环境信息披露与企业经营绩效——基于投资者关注的中介效应检验[J]. 技术经济, 2022, 41(5): 85-96.
- [21] 张晟剑, 胡仁杰. 企业技术创新合作网络中心度分析[J]. 科技管理研究, 2013, 33(11): 14-19.

-
- [22] 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.
- [23] 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.