

数字化转型与制造业企业绿色创新

魏思敏

扬州大学商学院, 江苏 扬州

收稿日期: 2025年6月5日; 录用日期: 2025年6月23日; 发布日期: 2025年7月24日

摘要

数字化与绿色化协同发展是实现“双碳”目标的重要手段。本文基于2011~2022年中国A股制造业上市企业数据, 探讨了数字化转型对企业绿色创新的影响及机制。研究结果显示, 数字化转型能够显著促进制造企业的绿色创新, 对实质性创新的影响尤为显著。这些结论通过了严格的内生性和稳健性检验。机制分析表明, 数字化转型通过提升环境管理披露和促进产学研合作来推动绿色创新。异质性分析表明, 数字化转型对非重污染制造业企业、EGS责任履行程度高的企业以及位于数字金融程度较高地区的企业绿色创新的影响更为显著。本研究拓展了关于数字化转型对微观企业绿色创新影响的理论, 为“双碳”目标下推动中国企业的低碳转型提供了理论支持及政策建议。

关键词

数字化转型, 实质性绿色创新, 战略性绿色创新, 环境管理披露, 产学研合作

Digital Transformation and Green Innovation of Manufacturing Enterprises

Simin Wei

Business School, Yangzhou University, Yangzhou Jiangsu

Received: Jun. 5th, 2025; accepted: Jun. 23rd, 2025; published: Jul. 24th, 2025

Abstract

The coordinated development of digitalization and greenization is an important means to achieve the “dual carbon” goals. Based on the data of Chinese A-share listed enterprises from 2011 to 2022, this paper empirically analyzes the impact and mechanism of digital transformation on green innovation. The research results show that digital transformation can significantly promote the green innovation of enterprises, and its impact on substantive innovation is particularly significant. These conclusions passed strict endogeneity and robustness tests. Mechanism analysis indicates that

digital transformation promotes green innovation by enhancing the quality of internal control and facilitating the disclosure of green management. Heterogeneity analysis indicates that digital transformation has a more significant impact on green innovation in non-heavily polluting manufacturing enterprises, enterprises with a high degree of EGS responsibility fulfillment, and enterprises located in regions with a higher degree of digital finance. This study expands the theoretical understanding of the impact of digital transformation on the green innovation of micro enterprises, providing theoretical support and policy recommendations for promoting the low-carbon transformation of Chinese enterprises under the “dual carbon” goals.

Keywords

Digital Transformation, Substantive Green Innovation, Strategic Green Innovation, Environmental Management Disclosure, Industry-University-Research Cooperation

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

改革开放以来，中国经济实现了长期高速增长，创造了经济发展的奇迹，但同时中国的环境污染问题也日趋严重。制造业作为国民经济的重要支柱，在实现碳减排方面发挥着重要作用，但其绿色转型进程面临着诸多挑战，包括化石燃料获取受限、日趋严格的环保法规以及“双碳”目标带来的约束。自然资源与生态环境“双红线”的刚性约束，正倒逼制造业企业摒弃传统高投入、高污染、高排放的要素驱动模式。党的二十大报告强调“必须加快发展方式绿色转型”，明确提出“推动制造业高端化、智能化、绿色化发展”。在此背景下，绿色创新作为实现低碳发展的关键驱动力，同时具备经济效益和环境效益，其重要性日益凸显[1]。企业作为市场经济的主体，是创新知识生产和成果转化的核心载体。然而，区别于传统创新活动，绿色创新具有独特的“双重外部性”特征，导致了企业层面绿色创新动力不足[2]。同时，相较于一般性创新，绿色创新活动具有长期性、高度不确定性与高风险性等特点[3]，这进一步抑制了企业内部绿色创新的积极性。因此，探索促进中国制造业企业绿色创新的有效途径至关重要。

与此同时，在新一轮科技革命与产业变革推动下，大数据、云计算、物联网等新一代信息技术不断涌现，催生了数字经济新形态。数字经济的蓬勃发展为产业数字化转型提供了重大机遇，成为驱动中国经济绿色低碳转型的重要催化剂[4]。数字化转型日益被视为提升企业效率和竞争力、促进企业绿色生产的关键途径。从外部环境看，快速迭代的市场需求与日益激烈的跨行业竞争迫使企业借助数字技术进行精准的趋势预测、优化资源配置，抓住创新机遇。从内部管理看，随着企业规模和业务范围的不断扩大，数字化转型成为整合资源和优化流程的有效手段，为绿色创新奠定了坚实的基础。因此，深入探究数字化转型如何推动制造企业绿色创新具有重要的理论与实践意义。

本文的边际贡献在于：首先，尽管以往文献已探讨了企业数字化转型与绿色创新之间的关系，但仍需对微观制造企业进行更全面的研究。制造企业具有强烈的绿色创新动机和潜力，在数字化与绿色化协同发展中发挥着关键作用。本文通过内部环境披露和外部产学研合作，阐释了数字化转型影响制造企业的绿色创新的作用路径，丰富并拓展了关于数字化转型对制造企业内部绿色创新影响的理论机制。其次，本文考察了数字化转型对制造企业绿色创新的异质性影响，考虑了企业规模、数字金融发展等多维因素，为政府部门制定数字化与环境可持续发展的针对性政策提供了微观层面的实证证据。

2. 研究假设

2.1. 企业数字化转型与绿色创新

自然资源基础理论认为,企业稀缺且不可替代的战略资源和能力能够创造持续的竞争优势。绿色技术作为企业拥有的宝贵且难以模仿的绿色资源,是其开展绿色创新活动的重要驱动力[5]。因此,企业有动力通过实施绿色创新不断提升其绿色技术水平。随着数字经济与实体经济的深度融合,企业数字化转型进程加速。新一代数字技术被广泛应用于企业生产、运营及管理的各个方面,加速了组织内部的信息传递和反馈,促进了内外部的知识共享[6]。一方面,数字化转型对内加强企业各部门之间的沟通,对外促进企业之间的创新合作,使企业成为技术创新区域辐射的主体,推动企业不断创新。此外,数字化转型可以能够更好地整合内外部绿色创新资源,触发协同效应,提高创新资源的边际产出和质量,增强企业绿色创新能力。企业数字化转型也扩大了绿色创新资源配置范围,拓宽了企业绿色创新边界,为绿色创新活动营造了更有利的环境[7]。另一方面,数字化转型为企业风险评估提供了更高效精准的工具和方法,帮助企业有效筛选出高风险的创新项目,降低企业绿色创新实践的风险性与不确定性。同时,数字化转型通过缓解信息不对称改善企业融资状况,为绿色创新活动提供充足的资金支持,降低企业的经营风险,从而提升企业绿色创新水平[8]。

依据企业创新的内在动机,可将绿色创新分为实质性绿色创新和战略性绿色创新。前者旨在通过推动绿色技术研发来提升长期竞争优势,而后者则侧重于规避政府环境法规、获取补贴或因实质性绿色创新能力不足而采取的权宜之策。实质性绿色创新代表以质量为导向的高水平技术进步,强调突破性变革,要求企业投入大量资源并承担较高风险,而战略性绿色创新则侧重于“数量”和“速度”,聚焦于对现有技术的简单改进,追求短期利益。在现实中,经济行为主体的创新决策通常是综合考量各类因素后的最优选择。在此背景下,制造企业可依托数字化转型缓解绿色创新过程中的资源管理挑战,同时提升公司治理透明度,从而有效避免绿色创新过程中常见的融资约束与代理问题。此外,数字经济时代下,数字政府的建立实现了多元化、透明化的环境保护监管,不仅增加了企业的污染成本,还显著提升了政府绿色补贴的匹配度。因此,企业在投机战略性绿色创新方面面临困难。基于上述分析,本文提出了假设1。

假设 1: 数字化转型能够促进制造企业绿色创新, 且对实质性绿色创新的影响要大于战略性绿色创新。

2.2. 环境管理披露的中介作用

环境管理披露指的是企业自愿披露其为实现可持续发展和解决环境问题所做出的管理努力。制度理论认为,企业作为社会主体,会采取行动以寻求合法性。随着可持续发展理念成为主流,企业披露环境相关信息已成为其获取合法性的有效途径。企业数字化转型整合了诸如云存储、区块链技术先进数字技术,能够提升信息质量与信息分类的效率,从而促进环境管理信息披露水平的提升。具体而言,数字化转型有助于构建组织内部信息网络,提升内部信息透明度,有效消除委托代理成本,进而抑制了高级管理人员为追求任期业绩而进行信息操纵的冬动机。Wu 等人(2022) [9]也强调,企业数字化能够抑制内部机会主义倾向,提高信息披露的透明度与可靠性。此外,数字平台与大数据技术能够帮助企业建立多样化的外部环境沟通渠道,从而提升其环境管理信息披露的可得性。

环境管理披露展示了企业在环境绩效方面的理念与目标、制度建设以及员工培训等内容,主要通过以下两种机制影响企业绿色创新。首先,根据信号理论,信息不对称会向利益相关者传递负面信号,使他们怀疑企业仅注重利润最大化而忽视其需求。反之,企业自愿披露环境管理细节则传递出积极信号,表明其致力于响应利益相关者的需求,努力实现可持续发展,这有助于拓宽企业融资渠道,从而促进绿

色创新。Barua 和 Chiesa (2019 年) [10] 也指出, 企业可靠的信息披露能够对其所获得绿色债券的规模产生积极影响, 从而为绿色创新提供支持。其次, 环境管理信息披露能够强化外部环境压力, 督促企业采用更加环保的生产方式, 从而带来更多的绿色创新产出 [11]。一方面环境信息披露能够吸引更多的媒体关注, 增加了企业因污染行为而面临声誉受损的风险, 从而促使企业进行绿色创新。另一方面, 企业的信息披露行为会引起分析师的密切关注, 分析师对这些信息的跟踪与解读会对企业产生压力, 从而能够增强企业开展绿色创新的意愿与动力。因此, 本文提出以下假设:

假设 2: 数字化转型能够通过提升内部控制质量来促进制造企业绿色创新。

2.3. 产学研合作的中介作用

作为一种开放、协作、高效的创新模式, 产学研合作通过整合绿色创新要素与创新主体之间的互动, 实现优势互补, 加速绿色创新成果转化, 在推动企业绿色创新方面发挥着关键作用。一方面, 产学研合作为企业绿色创新提供了高质量的平台, 通过促进资源互补缩短绿色创新周期, 并依托共享投资与风险分散机制降低成本、激发绿色创新活力 [12]。另一方面, 产学研合作显著增强了制造企业、高校、研究机构和其他组织之间的联系, 促进不同创新实体间的交流合作, 同时吸引优秀人才, 加速实质性绿色创新成果的转化。此外, 作为绿色创新资源的主要提供者, 产学研合作加速了主体间的技术转移、知识传播以及人力资本和物质资源的流动, 从而有效驱动绿色创新。同时, 随着数字技术的日益普及, 数字化转型能够显著降低不同主体之间的沟通与交易成本, 削弱企业合作壁垒, 从而有效促进产学研协作创新 [13]。首先, 数字技术具有强渗透性和无边界特性, 能够突破产学研合作的空间限制, 缓解创新主体间的资源获取约束, 进而扩大产学研创新主体间知识溢出的广度与深度 [14]。其次, 数字化转型在缓解信息不确定性的同时, 也大大降低了产学研各主体获取创新资源的成本。这一成本优势使得政府、企业、研究机构等多元创新主体在开展新技术与新产品研发时, 能够充分地发挥各自的比较优势, 为激发产学研主要参与者之间的协同创新营造了有利环境。最后, 数字化转型提升了不同创新主体在产品开发过程中联系客户的能力, 通过拓宽了吸引客户参与协同创新的多元化渠道, 不仅提高了客户参与度和可持续性, 还进一步促进了产学研合作成果的转化效率。据此, 本文提出以下假设:

假设 3: 数字化转型能够通过推动产学研合作来促进制造企业绿色创新。

3. 研究设计

3.1. 样本选择与数据来源

本文选取了 2011 年至 2023 年中国 A 股制造业上市企业作为研究样本。上市公司的财务数据和数字化转型指标来自 CSMAR 数据库, 企业绿色专利数据来自 CNRDS 数据库。样本数据按以下步骤进行处理: (1) 剔除 ST、ST* 和 PT 的样本; (2) 剔除主要变量缺失的样本; (3) 为了准确衡量数字化转型, 剔除了电信和计算机相关行业的样本; (4) 为了最大限度减少异常值的影响, 对所有连续变量在 1% 和 99% 处进行缩尾处理。

3.2. 变量定义

3.2.1. 被解释变量

借鉴相关研究, 将绿色专利申请数量作为衡量企业绿色创新能力的指标。绿色创新总量 ($Gretotal$) 为绿色发明专利和绿色实用新型专利申请数的加总, 实质性绿色创新 ($Greinvent$) 通过绿色发明专利申请数来评估, 战略性绿色创新 ($Greutility$) 则用绿色实用新型专利申请数来衡量。同时, 为调整专利数据中所观察到的“右偏”的特征, 本文对其采用加 1 取自然对数的处理方式。

3.2.2. 解释变量

使用 CSMAR 数据库中的企业数字化转型评价指数, 该指数根据战略引领、技术驱动、组织赋能环境支撑、数字化成果及数字化应用六个一级指标加权计算得出, 具体包括管理层数字创新、数字投入、行业及城市数字状况等 31 项二级指标。相较于以往仅采用与数字技术相关的关键词词频进行衡量, 这一指数具备以下优势: 一是涵盖了企业在数字化转型过程中的具体行动, 包括管理层内部是否建立了数字职务、是否有数字化资本投资计划等方面; 二是该指数衡量了公司开展活动的范围, 例如对数字基础设施的投资金额以及应用数字成果的领域。因此, 该指数可以更有效、全面地衡量企业的数字化转型水平 [15]。

3.2.3. 机制变量

- 1) 环境管理披露(EMD)。参考 Xiao 和 Shen (2022) [16]的研究, 将 CSMAR 数据库中的环境管理披露得分作为衡量指标。CSMAR 数据库提供了企业环境管理披露情况的详细信息, 具体包括环境绩效目标、环境绩效理念、环境绩效管理体系等八项内容。如果企业披露了上述内容之一, 得分为 1, 否则为 0, 将各项得分相加, 得出企业总体的环境管理披露得分。
- 2) 产学研合作(Cooperation)。根据产学研合作的基本定义, 通过衡量企业、高校和研究机构共同申请的绿色专利数量来进行评估, 并对专利数据进行了加 1 取对数处理。

3.2.4. 控制变量

为避免缺失变量偏差的可能性, 本文参考相关研究, 从企业层面对特征变量进行控制, 具体选取了企业年龄(Age)、企业规模(Size)、资产负债率(Debt)、资产收益率(Roa)、企业价值(TobinQ)、企业成长性(Growth)、现金流动性(Cash)、所有权集中度(Top)、两职合一(Dual)以及审计意见(Audit)。表 1 为主要变量的描述性统计。

Table 1. Descriptive analysis
表 1. 描述性分析

变量	符号	定义	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
绿色创新	Gretotal	Ln(绿色专利申请总数 + 1)	13,427	0	0.366	0.788	3.738
实质性绿色创新	Greinvent	Ln(绿色发明专利申请数 + 1)	13,427	0	0.244	0.628	3.332
战略性绿色创新	Greutility	Ln(绿色发明专利申请数 + 1)	13,427	0	0.224	0.564	2.833
数字化转型	Digital	Ln(数字化转型指标)	13,427	0	1.113	1.152	4.304
企业年龄	Age	Ln(公司年龄)	13,427	0	2.243	0.786	3.367
企业规模	Size	Ln(总资产)	13,427	20.02	22.31	1.212	25.93
资产负债率	Debt	总负债/总资产	13,427	0.0570	0.419	0.193	0.908
资产收益率	Roa	净利润/总资产	13,427	-0.229	0.0380	0.0630	0.210
企业价值	TobinQ	托宾 Q 值	13,247	0.843	1.959	1.169	7.809
企业成长性	Growth	营业收入增长率	13,403	-0.645	0.182	0.484	2.963
现金流动性	Cash	经营活动产生的净现金流量 /营业收入	13,425	-0.336	0.0870	0.124	0.461
所有权集中度	Top	最大股东持股比例	13,427	8.567	33.22	14.29	71.24
两职合一	Dual	董事长与总经理是否兼任	13,135	1	1.712	0.453	2
审计意见	Audit	标准无保留 = 1, 否则 = 0	13,427	0	0.712	0.453	1

3.3. 计量模型设定

为检验数字化转型对企业绿色创新的影响，本文建立了以下回归模型：

$$Innovation_{it} = \alpha + \beta Digital_{it} + \gamma Controls_{it} + year + ind + \varepsilon_{it}$$

其中， i 和 t 分别代表企业和年份； $Innovation_{it}$ 为因变量，表示 i 企业 t 年的绿色创新水平，用绿色专利数量来衡量； $Digital_{it}$ 为自变量，反映 i 企业 t 年的数字化转型程度； $Controls_{it}$ 为前文提到的一系列控制变量； $year$ 和 ind 分别表示年份、行业固定效应； ε_{it} 为随机误差项。

4. 实证检验与结果分析

4.1. 基准回归结果

数字化转型对绿色创新影响的回归结果如表 2 所示。第(1)、(3)和(5)列显示，在未纳入控制变量的情况下， $Digital$ 的系数均在 1%的水平上显著为正。同时，第(2)、(4)和(6)列的结果表明，在加入控制变量、年份和行业固定效应后， $Digital$ 的系数仍具有高度显著性，这表明数字化转型在促进绿色创新方面发挥着关键作用。此外，相较于战略性绿色创新，数字化转型对制造企业实质性绿色创新的促进作用更为显著，从而验证了假设 1。

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

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Gretotal</i>	<i>Gretotal</i>	<i>Greinvent</i>	<i>Greinvent</i>	<i>Greutility</i>	<i>Greutility</i>
<i>Digital</i>	0.541*** (0.036)	0.291*** (0.034)	0.486*** (0.029)	0.277*** (0.027)	0.271*** (0.026)	0.113*** (0.025)
<i>Age</i>		-0.109*** (0.010)		-0.073*** (0.008)		-0.083*** (0.008)
<i>Size</i>		0.213*** (0.010)		0.179*** (0.008)		0.137*** (0.007)
<i>Debt</i>		0.233*** (0.039)		0.119*** (0.031)		0.160*** (0.028)
<i>Roa</i>		0.164 (0.111)		0.004 (0.085)		0.088 (0.084)
<i>TobinQ</i>		0.028*** (0.006)		0.030*** (0.005)		0.016*** (0.004)
<i>Growth</i>		0.038*** (0.014)		0.038*** (0.011)		0.015 (0.010)
<i>Cash</i>		-0.117** (0.050)		-0.114*** (0.039)		-0.061* (0.037)
<i>Top</i>		0.000 (0.000)		0.000 (0.000)		0.000 (0.000)

续表

<i>Dual</i>		-0.013		-0.033***		-0.007
		(0.014)		(0.012)		(0.010)
<i>Audit</i>		0.039***		0.036***		0.023**
		(0.013)		(0.010)		(0.010)
<i>_cons</i>	-1.548***	-5.334***	-1.475***	-4.639***	-0.734***	-3.155***
	(0.124)	(0.222)	(0.102)	(0.187)	(0.090)	(0.168)
<i>Ind/Year</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
adj. R ²	0.120	0.201	0.106	0.190	0.103	0.170
N	13,427	12,938	13,427	12,938	13,427	12,938

注：括号内为稳健标准误，***p < 0.01，**p < 0.05，*p < 0.1，下同。

4.2. 内生性检验

1) 工具变量法

在探究数字化转型与绿色创新之间的关系时，本文仔细考虑了潜在的反向因果关系。为了确保研究结果的准确性和稳健性，采用工具变量法来解决内生性问题。借鉴 Madichie 等(2021) [17]、王玉喜(2023) [18]的研究，选择滞后一期地级市互联网用户数量分别与 1984 年每百人固定电话数量及 1984 年每百万人邮局数量的交互项作为企业当前数字化转型水平的工具变量。回归结果如表 3 所示，可以看出，数字化转型系数均在 1%的水平上保持显著为正。这表明，在排除内生性问题后，数字化转型对绿色创新仍然具有显著的促进作用。

Table 3. Endogeneity test (2SLS model)

表 3. 内生性检验(2SLS 模型)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	IV1: 滞后一期互联网用户数 × 1984 年每百人固定电话数			IV2: 滞后一期互联网用户数 × 1984 年每百万任邮局数		
	<i>Gretotal</i>	<i>Greinvent</i>	<i>Greutility</i>	<i>Gretotal</i>	<i>Greinvent</i>	<i>Greutility</i>
<i>Digital</i>	1.920*** (0.405)	1.353*** (0.300)	1.340*** (0.314)	1.675*** (0.368)	1.404*** (0.296)	0.873*** (0.261)
<i>controls</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Ind/Year</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
rk F 统计量	104.501***	104.501***	104.501***	121.558***	121.558***	121.558***
F 统计量	140.814	140.814	140.814	161.482	161.482	161.482
N	9188	9188	9188	9188	9188	9188

2) Heckman 两步法

本文进一步采用 Heckman 两阶段模型来解决潜在的样本选择偏差问题。在第一阶段，将企业是否开展绿色创新作为因变量，采用 Probit 模型计算出相应的逆米尔斯比率(IMR)。第二阶段将 IMR 和控制变量均纳入模型进行回归分析。表 4 展示了第二阶段的结果。结果表明，即使在控制了样本选择偏差后，

本文的研究结果仍然一致支持前文提出的假设。

Table 4. Endogeneity test (Heckman model)

表 4. 内生性检验(Heckman 模型)

	(1)	(2)	(3)
	<i>Gretotal</i>	<i>Greinvent</i>	<i>Greutility</i>
<i>Digital</i>	0.288*** (0.034)	0.273*** (0.027)	0.112*** (0.025)
<i>IMR</i>	0.209** (0.099)	0.281*** (0.080)	0.089 (0.075)
<i>_cons</i>	-5.864*** (0.351)	-5.353*** (0.294)	-3.383*** (0.270)
<i>controls</i>	YES	YES	YES
<i>Ind/Year</i>	YES	YES	YES
adj. R ²	0.201	0.191	0.170
N	12,938	12,938	12,938

4.3. 稳健性检验

1) 替换自变量。首先根据 Wang (2023) [19]、Zhang 和 Dong (2023) [20]的测量, 采用企业年报中数字化转型相关关键词词频加 1 的自然对数作为企业数字化的新指标(*Digital_other*)。其次, 使用企业数字无形资产净值占无形资产总净值的比例作为数字化转型的替代指标(*Int_Dig*)。如表 5 所示, *Digital_other* 和 *Int_Dig* 的系数均在 1%的水平上显著为正, 证实了结论的稳健性。

Table 5. Robustness test: replace independent variables

表 5. 稳健性检验: 替换自变量

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Gretotal</i>	<i>Greinvent</i>	<i>Greutility</i>	<i>Gretotal</i>	<i>Greinvent</i>	<i>Greutility</i>
<i>Digital_other</i>	0.043*** (0.007)	0.038*** (0.006)	0.018*** (0.005)			
<i>Int_Dig</i>				0.784*** (0.151)	0.738*** (0.128)	0.310*** (0.106)
<i>_cons</i>	-4.485*** (0.202)	-3.838*** (0.170)	-2.822*** (0.153)	-4.368*** (0.230)	-3.763*** (0.194)	-2.719*** (0.172)
<i>controls</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Ind/Year</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
adj. R ²	0.199	0.187	0.169	0.178	0.168	0.152
N	12,938	12,938	12,938	10,403	10,403	10,403

2) 替换因变量。采用 CNRDS 数据库中的绿色专利授权数量作为企业绿色创新能力的指标, 并结合一期滞后项, 以考虑专利申请到授权所需的时间。如表 6 第(1)至(3)列所示, *Digital* 的系数在 1%的显著

性水平上始终为正，这进一步证实了基准回归结果的可信性。

3) 更换回归模型。由于本文的被解释变量为企业的绿色专利数量均为非负整数且含有大量“0”值。因此，本文采用 Tobit 模型重新进行回归，结果如表 6 第(4)至(6)列所示。核心解释变量的结果依然显著为正，说明了结论是稳健的。

Table 6. Robustness test
表 6. 稳健性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>L.Gretotal1</i>	<i>L.Greinvent1</i>	<i>L.Greutility1</i>	<i>Gretotal</i>	<i>Greinvent</i>	<i>Greutility</i>
<i>Digital</i>	0.201*** (0.03)	0.168*** (0.02)	0.110*** (0.03)	0.997*** (0.12)	1.262*** (0.13)	0.446*** (0.12)
<i>controls</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Ind/Year</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	11,751	11,751	11,751	12,938	12,938	12,938
Adjusted R ²	0.202	0.156	0.172	-	-	-
log pseudolikelihood	-	-	-	-9967.198	-7788.342	-7523.867
AIC	-	-	-	20042.396	15684.684	15155.734

5. 机制分析与异质性检验

5.1. 机制分析

5.1.1. 环境管理披露的中介效应检验

表 7 显示了环境管理披露中介作用检验的回归结果。列(1)结果表明，数字化转型能够显著提升企业环境管理披露。通过分别对比第(2)、(4)、(6)列与第(3)、(5)、(7)列可以看出，数字化转型的系数在加入环境管理披露变量后有所下降，但二者的系数均在 1%的水平上显著为正，说明数字化转型对制造企业绿色创新的影响部分通过促进环境管理披露来实现。

Table 7. Mechanism analysis: environmental management disclosure
表 7. 机制分析：环境管理披露

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	<i>EMD</i>	<i>Gretotal</i>	<i>Gretotal</i>	<i>Greinvent</i>	<i>Greinvent</i>	<i>Greutility</i>	<i>Greutility</i>
<i>Digital</i>	0.116*** (0.026)	0.291*** (0.034)	0.281*** (0.034)	0.277*** (0.027)	0.271*** (0.027)	0.113*** (0.025)	0.107*** (0.024)
<i>EMD</i>			0.088*** (0.011)		0.058*** (0.008)		0.051*** (0.008)
<i>_cons</i>	-4.429*** (0.135)	-5.334*** (0.222)	-4.945*** (0.225)	-4.639*** (0.187)	-4.383*** (0.190)	-3.155*** (0.168)	-2.928*** (0.170)
<i>controls</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Ind/Year</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
adj. R ²	0.372	0.201	0.205	0.190	0.193	0.170	0.172
N	12,938	12,938	12,938	12,938	12,938	12,938	12,938

5.1.2. 产学研合作的中介效应检验

由表 8 中的列(1)可以看出,数字化转型能显著促进制造企业与高校及各类机构间的合作水平。列(2)至列(6)的结果显示,数字化转型与产学研合作的回归系数均显著为正,表明数字化转型对制造业企业绿色创新水平的影响部分通过推动产学研合作实现。

Table 8. Mechanism analysis: industry-university-research cooperation

表 8. 机制分析: 产学研合作

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	<i>Cooperation</i>	<i>Gpatent</i>	<i>Gpatent</i>	<i>Ginvention</i>	<i>Ginvention</i>	<i>Gutility</i>	<i>Gutility</i>
<i>Digital</i>	0.214*** (0.022)	0.291*** (0.034)	0.246*** (0.033)	0.277*** (0.027)	0.234*** (0.027)	0.113*** (0.025)	0.092*** (0.024)
<i>Cooperation</i>			0.210*** (0.021)		0.202*** (0.018)		0.098*** (0.016)
<i>_cons</i>	-4.019*** (0.200)	-5.334*** (0.222)	-4.491*** (0.222)	-4.639*** (0.187)	-3.826*** (0.186)	-3.155*** (0.168)	-2.760*** (0.167)
<i>controls</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Ind/Year</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
adj. R ²	0.169	0.201	0.218	0.190	0.216	0.170	0.177
N	12,938	12,938	12,938	12,938	12,938	12,938	12,938

5.2. 异质性检验

1) 是否重污染企业

企业所处行业的污染程度会影响数字化转型对绿色创新的促进作用。基于此,本文依据《上市公司环保核查行为分类管理名录》《上市公司环境信息披露指南》和《上市公司行业分类指引》,将样本企业划分为重污染企业 and 非重污染企业。表 9 的回归结果显示, *Digital* 的系数均在 1% 的水平下显著为正,但非重污染企业的系数均大于重污染企业,且组间系数差异的 *p* 值均为 0.000,显著拒绝了原假设,说明数字化转型程度对制造业企业绿色创新的促进作用在非重污染企业中更为显著。

Table 9. Heterogeneity test: whether high-tech enterprises

表 9. 异质性检验: 是否高新技术企业

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	重污染企业	非重污染企业	重污染企业	非重污染企业	重污染企业	非重污染企业
	<i>Gpatent</i>	<i>Gpatent</i>	<i>Ginvention</i>	<i>Ginvention</i>	<i>Gutility</i>	<i>Gutility</i>
<i>Digital</i>	0.215*** (0.047)	0.693*** (0.047)	0.160*** (0.041)	0.638*** (0.038)	0.112*** (0.029)	0.344*** (0.035)
<i>_cons</i>	-0.504*** (0.161)	-2.048*** (0.168)	-0.389*** (0.140)	-2.002*** (0.135)	-0.270*** (0.099)	-0.943*** (0.126)
<i>controls</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES

续表

<i>Ind/Year</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
adj. R ²	0.127	0.099	0.099	0.101	0.109	0.075
N	5500	7927	5500	7927	5500	7927
经验 p 值	0.000		0.000		0.000	

2) 企业 ESG 责任承担

ESG 作为可持续性的整体衡量标准，受到外部利益相关者监督与内部治理机制的影响。这种双重监管机制不仅为企业绿色转型提供了内部驱动力和外部激励，还释放了数字化转型过程中优化资源配置的潜力，引导数字技术支持环境友好型技术创新。基于上述逻辑，本文推论具有卓越 ESG 表现的企业，其数字化转型程度对企业绿色创新的意愿的促进作用更为显著。本文采用华证 ESG 评级作为企业 ESG 表现的衡量指标，将评级从低到高依次赋值 1 至 9 分，通过构建 ESG 与数字化转型的交互项(*ESG_Digital*)对异质性进行检验，回归结果见表 10。*ESG_Digital* 的系数在 1%的水平下显著为正，表明 ESG 评分越高的企业，其数字化转型对绿色创新的积极影响更为显著。

Table 10. Heterogeneity test: ESG
表 10. 异质性检验：ESG

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Gretotal</i>	<i>Gretotal</i>	<i>Greinvent</i>	<i>Greinvent</i>	<i>Greutility</i>	<i>Greutility</i>
<i>Digital</i>	0.541*** (0.036)	0.317*** (0.037)	0.486*** (0.029)	0.313*** (0.030)	0.271*** (0.026)	0.130*** (0.026)
<i>ESG_Digital</i>		0.034*** (0.002)		0.026*** (0.002)		0.021*** (0.002)
<i>_cons</i>	-1.548*** (0.124)	-1.248*** (0.123)	-1.475*** (0.102)	-1.243*** (0.100)	-0.734*** (0.090)	-0.545*** (0.089)
<i>controls</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Ind/Year</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
adj. R ²	0.120	0.141	0.106	0.126	0.103	0.120
N	13,427	13,303	13,427	13,303	13,427	13,303

3) 数字金融发展

随着数字化技术与传统产业的深度融合，数字金融顺势而生[21]，成为资本要素流通的新业态。数字金融缓解了金融机构与企业间的信息不对称，改善了信贷错配问题，有效拓宽了绿色创新的融资渠道，实现资金的高效配置，无形中降低了企业进行绿色创新的风险性与不确定性[22]。本文采用北大数字金融研究中心发布的《数字普惠金融指数》来衡量地区数字金融的发展水平，依据中位数将样本划分为数字金融发展环境良好和数字金融发展环境欠佳两组。表 11 的回归结果显示，在数字金融发展环境良好的地区，数字化转型程度越高的企业，其参与绿色创新实践的意愿越强，无论是实质性绿色创新还是战略性绿色创新，该促进作用在数字金融发展环境良好的地区均更为显著。

Table 11. Heterogeneity test: The development of digital finance
表 11. 异质性检验：数字金融发展

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	数字金融发展差	数字金融发展好	数字金融发展差	数字金融发展好	数字金融发展差	数字金融发展好
	<i>Gretotal</i>	<i>Gretotal</i>	<i>Greinvent</i>	<i>Greinvent</i>	<i>Greutility</i>	<i>Greutility</i>
<i>Digital</i>	0.197*** (0.045)	0.314*** (0.054)	0.204*** (0.036)	0.318*** (0.044)	0.065** (0.032)	0.116*** (0.039)
<i>_cons</i>	-6.256*** (0.326)	-4.976*** (0.315)	-5.528*** (0.277)	-4.270*** (0.265)	-3.686*** (0.252)	-2.950*** (0.237)
<i>controls</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Ind/Year</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
adj. R ²	0.218	0.210	0.206	0.200	0.182	0.176
N	7265	5666	7265	5666	7265	5666
经验 p 值	0.000		0.000		0.000	

6. 结论与政策启示

6.1. 结论

本文深入分析了数字化转型对制造业企业绿色创新影响的理论机制，并基于中国 A 股制造业上市企业数据实证检验了这一影响。研究结果表明，数字化转型能显著促进制造业企业的绿色创新，且与战略性绿色创新相比，数字化转型对实质性绿色创新的影响更为明显。机制检验表明，内部环境管理披露和外部产学研合作是数字化转型促进制造业企业绿色创新的关键渠道。此外，异质性分析揭示，数字化转型对非重污染制造业企业、EGS 责任履行程度高的企业以及位于数字金融程度较高地区的企业绿色创新的影响更为显著。

6.2. 政策启示

首先，政府应加快建立与数字化与绿色化协同发展相契合的政策体系，以推动制造业企业绿色创新的进步。对于那些积累了大量创新资源、具备强大创新能力且致力于实质性创新活动的制造业企业，政府应通过实施和细化相关激励和指导政策来加强政策支持。同时，政府应采取针对性的措施，协助这些企业加快数字化转型，从而有效发挥其在数字化转型赋能下推动制造业绿色高质量发展的关键作用。同时，对于那些面临内外约束、暂时无法进行实质性绿色创新，而是被动选择或主动进行战略性创新的制造业企业，一方面，政府应引导它们在不断提高创新能力的同时，更多地采用数字技术；另一方面，政企双方必须共同努力，提升企业对绿色发展素养的认识，消除过分看重眼前利益的短视思维。

其次，企业应利用数字化转型构建全面的信息披露体系，通过大数据、云计算等数字技术建立实时信息交流平台，提升内部沟通系统的透明度，避免因代理问题导致的信息不对称，提高信息质量，进而实现高质量的信息披露。同时，企业有必要加强与高校、研究机构及其他相关机构的绿色创新合作，利用数字化转型不断完善产学研合作机制，为绿色创新活动营造更优的外部环境，推进企业绿色实践和持续发展。

基金项目

扬州大学商学院 2024 年度研究生科研创新项目“历史冲击对中国产业集聚的长期影响研究”(项目编号: SXYYJSKC202405)。

参考文献

- [1] Xu, L., Fan, M., Yang, L. and Shao, S. (2021) Heterogeneous Green Innovations and Carbon Emission Performance: Evidence at China's City Level. *Energy Economics*, **99**, Article 105269. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2021.105269>
- [2] 王辉, 冯峥, 袁礼, 等. 公共科研机构绿色研发介入与企业绿色创新——基于环境外部性视角[J]. 中国工业经济, 2024(9): 81-99.
- [3] 翟华云, 刘易斯. 数字金融发展、融资约束与企业绿色创新关系研究[J]. 科技进步与对策, 2021, 38(17): 116-124.
- [4] Yang, G., Nie, Y., Li, H. and Wang, H. (2023) Digital Transformation and Low-Carbon Technology Innovation in Manufacturing Firms: The Mediating Role of Dynamic Capabilities. *International Journal of Production Economics*, **263**, Article 108969. <https://doi.org/10.1016/j.ijpe.2023.108969>
- [5] Tu, Y. and Wu, W. (2021) How Does Green Innovation Improve Enterprises' Competitive Advantage? The Role of Organizational Learning. *Sustainable Production and Consumption*, **26**, 504-516. <https://doi.org/10.1016/j.spc.2020.12.031>
- [6] 高智林, 谭文浩. 企业数字化转型会促进绿色技术创新吗?——基于文本分析方法的经验证据[J]. 财经论丛, 2024(1): 79-91.
- [7] 赵宸宇. 数字化发展与服务化转型——来自制造业上市公司的经验证据[J]. 南开管理评论, 2021, 24(2): 149-163.
- [8] 黄大禹, 谢获宝, 孟祥瑜, 等. 数字化转型与企业价值——基于文本分析方法的经验证据[J]. 经济学家, 2021(12): 41-51.
- [9] Wu, K., Fu, Y. and Kong, D. (2022) Does the Digital Transformation of Enterprises Affect Stock Price Crash Risk? *Finance Research Letters*, **48**, Article 102888. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2022.102888>
- [10] Barua, S. and Chiesa M. (2019) Sustainable Financing Practices through Green Bonds: What Affects the Funding Size? *Business Strategy and the Environment*, **28**, 1131-1147. <https://doi.org/10.1002/bse.2307>
- [11] 李青原, 肖泽华. 异质性环境规制工具与企业绿色创新激励——来自上市企业绿色专利的证据[J]. 经济研究, 2020, 55(9): 192-208.
- [12] 黄顺春, 王兆伟, 刘桥. 产学研融合对企业绿色创新绩效的影响研究——中介和调节机制分析[J]. 创新科技, 2025, 25(2): 62-77.
- [13] 江唐洋, 于洋, 聂军. 数字化转型会促进企业产学研合作创新吗? [J]. 中南财经政法大学学报, 2024(2): 29-39+148.
- [14] Gu, R., Li, C., Yang, Y. and Zhang, J. (2023) The Impact of Industrial Digital Transformation on Green Development Efficiency Considering the Threshold Effect of Regional Collaborative Innovation: Evidence from the Beijing-Tianjin-Hebei Urban Agglomeration in China. *Journal of Cleaner Production*, **420**, Article 138345. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2023.138345>
- [15] 甄红线, 王玺, 方红星. 知识产权行政保护与企业数字化转型[J]. 经济研究, 2023, 58(11): 62-79.
- [16] Xiao, G. and Shen, S. (2022) To Pollute or Not to Pollute: Political Connections and Corporate Environmental Performance. *Journal of Corporate Finance*, **74**, Article 102214. <https://doi.org/10.1016/j.jcorpfin.2022.102214>
- [17] Madichie, N.O., Bolat, E. and Taura, N. (2021) Digital Transformation in West Africa: A Two Country, Two-Sector Analysis. *Journal of Enterprising Communities: People and Places in the Global Economy*, **15**, 246-257. <https://doi.org/10.1108/JEC-06-2020-0114>
- [18] 王玉喜. 数字化转型、“脱虚强实”与企业全要素生产率[J]. 湘潭大学学报(哲学社会科学版), 2023, 47(6): 54-61.
- [19] Wang, L. (2023) Digital Transformation and Total Factor Productivity. *Finance Research Letters*, **58**, Article 104338. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2023.104338>
- [20] Zhang, H. and Dong, S. (2023) Digital Transformation and Firms' Total Factor Productivity: The Role of Internal Control Quality. *Finance Research Letters*, **57**, Article 104231. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2023.104231>
- [21] 郭峰. 中国数字普惠金融指标体系与指数编制[R]. 北京大学数字研究中心: 北京大学数字金融研究中心工作论文系列, 2016.
- [22] 万佳戡, 周勤, 肖义. 数字金融、融资约束与企业创新[J]. 经济评论, 2020, 41(1): 71-83.