

数字化驱动持续绿色创新

——基于内外部信息不对称视角

潘明珠, 李旭芳*, 李卓璇

上海工程技术大学管理学院, 上海

收稿日期: 2024年9月20日; 录用日期: 2024年10月15日; 发布日期: 2024年11月29日

摘要

数字化能否以及如何促进持续绿色创新对于当前企业绿色发展来说意义重大。本文基2007~2021年沪深两市上市的A股公司数据, 构建LSDV时间和行业双重固定效应模型, 探究了企业数字化转型对绿色创新的影响与机制。研究发现: 数字化转型能够显著促进企业持续绿色技术创新活动, 且该结论在经过一系列稳健性测试后依然成立。作用机制分析表明, 数字化转型可以通过降低企业内部员工之间, 企业之间, 投资方与企业之间的信息不对称程度来增加绿色技术创新的产出, 从不同主体之间的信息不对称角度验证了数字化转型对企业持续绿色技术创新影响的传导机制。数字化转型更有利于促进高新技术企业、非重污染企业以及位于东部地区企业的持续绿色技术创新。

关键词

数字化, 绿色创新, 持续性, 信息不对称

Digitalization Drives Sustainable Green Innovation

—Based on that Asymmetric Perspective of Internal and External Information

Mingzhu Pan, Xufang Li*, Zhuoxuan Li

School of Management, Shanghai University of Engineering Science, Shanghai

Received: Sep. 20th, 2024; accepted: Oct. 15th, 2024; published: Nov. 29th, 2024

Abstract

Whether and how digitalization can promote sustainable green innovation is of great significance

*通讯作者。

文章引用: 潘明珠, 李旭芳, 李卓璇. 数字化驱动持续绿色创新[J]. 电子商务评论, 2024, 13(4): 6391-6404.

DOI: 10.12677/ecl.2024.1341879

to the current green development of enterprises. Based on the data of A-share companies listed in Shanghai and Shenzhen stock markets from 2007 to 2021, this paper constructs a double fixed effect model of LSDV time and industry, and explores the influence and mechanism of digital transformation of enterprises on green innovation. It is found that digital transformation can significantly promote the sustainable green technology innovation activities of enterprises, and this conclusion is still valid after a series of robustness tests. The mechanism analysis shows that digital transformation can increase the output of green technology innovation by reducing the information asymmetry between employees, enterprises and investors. The transmission mechanism of digital transformation on the sustainable green technology innovation of enterprises is verified from the perspective of information asymmetry between different subjects. Digital transformation is more conducive to promoting the sustainable green technology innovation of high-tech enterprises, non-heavily polluting enterprises and enterprises located in the eastern region.

Keywords

Digitalization, Green Innovation, Persistence, Information Asymmetry

Copyright © 2024 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

“十四五”时期，我国生态文明建设进入了以降碳为重点战略方向、促进经济社会发展全面绿色转型、实现生态环境质量改善由量变到质变的关键时期。绿色技术创新被视为协调经济增长和绿色低碳发展的关键因素，是实现区域经济可持续发展的重要途径[1]。依靠传统的高投入和高消费的发展方式难以促进企业经济的持续增长，只有持续进行创新，才能降低能耗，实现企业绿色转型[2]，才能激发企业的活力，实现高质量创新[3]。面临着日益严峻的环境威胁，利益相关者正在向企业施压，要求其减少污染排放，以试图阻止商品和服务消费以及工业污染做法造成的损害[4]。当下企业是实现绿色技术创新的主体，在发展技术的同时必须要注重绿色和可持续。在新一轮科技革命和产业变革的推动下，区块链、大数据、人工智能以及云计算等新兴技术为企业发展提供了强劲动力，也为绿色技术创新带来了新的机遇。党的二十大报告提出：“加快发展数字经济，促进数字经济和实体经济深度融合。”国务院印发的《2030年前碳达峰行动方案》中指出“推进工业领域数字化智能化绿色化融合发展”，因此，本文研究企业数字化对绿色持续创新的影响并分析其传导机制，以期为企业推进数字化转型，提升绿色技术创新持续性，获得长期竞争优势提供经验借鉴。

本文的边际贡献体现在以下三个方面：首先，从时效性视角，拓展了微观层面上数字化转型对绿色持续创新作用的研究。已有研究多考察的是数字化转型对绿色技术创新的绩效或者提质增量的影响，较少考察到绿色创新的持续性。其次，基于信息不对称的角度，从不同的主体出发，分别讨论了数字化通过改善内部员工之间、外部企业之间、投资方与企业之间信息不对称来促进企业绿色技术创新，丰富了数字化对持续绿色技术创新作用机制的研究。最后，从企业的特性以及企业所处的地区层面探讨了数字化对绿色技术创新影响的异质性表现，揭示了小规模、高科技、轻污染、以及东部地区的企业中数字化驱动绿色技术创新的效果更好。以上研究为企业利用数字化转型赋能绿色发展提供了依据，同时也为政府利用数字经济助力经济高质量发展提供了启示。

2. 理论分析及研究假设

数字化转型不仅仅是企业在生产过程中对信息技术的应用,更多的是帮助企业重构产品和服务、业务流程、组织结构、商业模式和合作模式,更有效地设计企业商业活动、创造和获取更多价值的过程[5]。不同于传统生产技术,数字技术本身就具有高技术含量、低环境成本等特点,在提高生产效率的同时,更加注重生产与环境的协调,能耗和物耗均相对有限,对环境影响也是微乎其微[6],可以说,数字化中天然就带有着“绿色”的成分,可以整合各方面的资源信息,促进生产效率的提高[7],可以降低企业的能源消耗,实现生态环境保护的绿色发展目标[8]。绿色技术创新项目若要保持持续性需要长期、大量的研发投入,加之其风险巨大,一旦中断则面临着较高的沉没成本[9],使其别具有艰巨性,因此需要企业利用数字化的优势来降低持续绿色技术创新的不确定性。企业数字化赋予了企业更多的活力与机遇,促使其打造技术优势,整合业务运作方式、重塑价值创造流程,为绿色技术创新打下坚实基础[10]。基于此,本文提出假设:

H1: 数字化能够促进企业持续绿色技术创新

数字化可以提高内部控制相关信息的披露程度,有助于提高沟通效率,增加企业信息透明度。绿色技术创新需要整合来自各领域的知识和资源,企业数字化能够通过提升企业的信息共享水平,加速知识和信息的低成本扩散,数字化也有助于企业进行知识的整合[11],进而促进企业绿色技术创新。企业数字化转型在促进信息共享与知识整合的同时,还能够提炼出新的信息和知识[12],这有助于增厚企业智力资本,激发企业创新活力[13]。数字化转型全面提升了企业内部控制各个环节的效率和敏捷性、实效性,增强了企业识别和评估风险的能力[14],有效降低试错成本[15],从而提高绿色技术创新的数量和质量。此外内部控制可以缓解代理人冲突,减少信息不对称,从而提高中小企业的创新效率[16]。基于此,本文提出假设:

H2: 企业数字化能有效增加内部信息透明度和信息共享程度,提高企业的运行效率,进而促进企业持续绿色技术创新。

当企业信息不对称程度较高时,会增加与其他创新主体协调、合作的成本,不利于开放式创新活动的开展[17]。而持续绿色创新需要大量、持续的创新投入,单个企业的实力和资源难以支撑[18]。数字信息技术的应用能打破时空地理因素对企业跨地区合作的限制[19],有效降低信息沟通成本,促进企业之间的协同合作[20]。在高数字化水平下,企业的机会主义行为更容易被发现,这促进了外部利益相关者与企业间的沟通交流[15],促进创新共享,增加企业间不同创新要素和技术融合的可能性[21]。数字技术的应用将拓展创新资源配置空间,促进创新生态系统内企业、大学、科研院所等多元创新主体共同参与跨区域、跨领域的协同创新活动[22],从而激励企业从事绿色技术创新活动[23]。基于此,本文提出假设:

H3: 企业数字化能有效缓解外部企业之间信息不对称,促进企业之间协同创新,赋能企业持续绿色技术创新。

资本市场固有的信息不对称导致的道德风险使投资者对企业的信用行为持谨慎态度,从而导致融资约束[24],专利产出不确定性和难转化率使得外部投资陷入恶性循环[25]。企业的融资约束在很大程度上使得 R&D 投资不足,影响了创新产出。数字化转型使企业能够利用数字化技术减少信息不对称,降低信贷市场成本,缓解融资约束,从而为企业开展绿色技术创新活动筹集充足资金[26]。一方面,企业数字化可以帮助投资者捕捉大量非结构化财务信息[27],减少投资者信息搜寻和契约签订等外部交易成本[28],促进双方信息的快速匹配,提高企业获得资金援助的效率,缓解信用错配问题(数字金融发展、融资约束与企业绿色技术创新关系研究)改善了企业对外信息传播环境,拓宽了企业融资渠道[29],另一方面,企业数字化降低了信息分析与过程优化的成本,有效提升了企业的资源利用度以实现更高水平的创新产出

绩效,这种积极信号是吸引外部投资者的重要因素[30],促使企业更易赢得资本市场的青睐。基于此,本文提出假设:

H4: 企业数字化能有效缓解投资市场的信息不对称,有利于企业缓解融资约束,进而促进企业持续绿色技术创新。

3. 论文写作注意事项

3.1. 样本选择和数据来源

本文选择 2007~2021 年在沪深两市上市的 A 股公司作为样本展开研究,企业绿色技术创新数据、专利数据来源于中国科研数据服务平台(CNRDS),数字化转型等数据来源于巨潮资讯网企业年报,通过使用 Python 爬虫技术对数字化相关词频进行汇总与分析,其余数据来自于国泰安(CSMAR)数据库。同时,为了保证数据的可靠性,排除了金融保险行业的企业、ST、*ST 公司、数据缺失的样本,共得到 3628 家企业 32,522 条观测值,数据具有高度连续性、权威性。在回归分析中,主要连续变量被缩写为 1%以排除极端值影响,计量软件为 Stata16.0。

3.2. 变量定义

3.2.1. 持续绿色技术创新

参照马永强等的研究,为了更准确地测度绿色技术创新,本文将绿色发明专利申请量作为绿色技术创新(Qin)的代理变量。绿色发明专利申请量相比绿色实用新型申请量更具创造性,同时专利申请量相比授权量更能及时、准确地反映企业的绿色技术创新意愿和产出水平。由于绿色发明专利申请量存在右偏分布问题,本文对其采用加 1 取自然对数的处理方式。创新持续性的本质为当前创新和过去创新呈正相关关系,并且可以给企业带来持续性的创新收益[31],为了测度持续绿色技术创新,本文借鉴何郁冰等的研究[5],采用绿色技术创新产出指标(Oin)的前后对比来反映企业绿色技术创新的持续程度:

$$SGR = \frac{Oin_t + Oin_{t-1}}{Oin_{t+1} + Oin_{t-2}} \times (Oin_t + Oin_{t-1}) \quad (1)$$

其中,为了提高分析结果的稳定性,对 Qin 变量进行标准化后带入公式,得到持续绿色技术创新指标 SGR。

3.2.2. 数字化

借鉴吴非等[32]研究:首先,从巨潮(cninfo)数据网归集整理了 A 股上市企业的年度报告,并将所有文本内容提取至一个数据池,用于特征词筛选。其次,参考了关于数字化转型的经典文献、政策文件和研究报告,归纳出相关的关键词。然后,对这些特征词的词频进行计数并求和,形成了衡量数字化转型程度的指标。由于数据呈现明显的右偏分布特征,本文对其进行了加 1 后取对数处理,得到了数字化转型指标 DI。

3.2.3. 控制变量

参考现有文献做法,选取公司规模、资产负债率、总资产净利润率、现金流比率、股权集中度、托宾 Q 值、公司成立年限作为控制变量。此外,本文分别用年份和行业固定效应控制了宏观经济因素及行业差异对绿色技术创新的影响。

3.3. 模型设定

为了更有效地控制个体异质性,本文采用 LSDV 方法(Least Square Dummy Variable,简称:LSDV)估

计个体固定效应，构建如下多元回归模型，检验数字化转型对企业绿色技术创新的影响。

$$SGR_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 DI_{i,t} + \alpha_i Controls_{i,t} + yearFE + indFE + \varepsilon_i$$

(2)

在这个模型中，下标 i 表示个体企业， t 代表年份；被解释变量 SGR 代表企业持续绿色技术创新；解释变量 DI 代表数字化转型水平； $yearFE$ 代表年份固定效应， $indFE$ 代表行业固定效应； ε 代表残差项。如果假设 1 成立，即数字化转型显著提高了企业持续绿色技术创新，那么 α_1 应显著为正。

4. 实证结果

4.1. 描述性统计

Table 1. Descriptive statistical results
表 1. 描述性统计结果

变量	N	mean	sd	min	max
DI	32,522	1.243	1.390	0	4.984
SGR	32,522	0.228	3.110	-28.77	65.70
Size	32,522	3.144	0.0547	3.031	3.299
Lev	32,522	0.362	0.142	0.0498	0.639
ROA	32,522	0.0324	0.0712	-0.404	0.200
Cashflow	32,522	0.0435	0.0687	-0.191	0.221
Top1	32,522	0.287	0.109	0.0840	0.556
TobinQ	32,522	1.061	0.338	0.630	2.217
FirmAge	32,522	1.351	0.0903	0.959	1.503
ASY1	31,921	-0.0904	0.388	-1.898	0.594
DIB	29,139	32.58	9.496	0	59
nk	29,139	7.756	3.621	0	24
fp	29,139	4.680	2.568	0	10.52
ctrl	29,139	7.673	2.829	0	14
commu	29,139	2.425	1.225	0	6
supervise	29,139	10.05	4.900	0	16.60
KV	32,169	0.388	0.127	0.101	0.727

表 1 展示了本文主要变量的描述性统计结果。企业持续绿色技术创新(SGR)均值为 0.228，标准差为 3.110，表明企业之间持续绿色技术创新的水平差异较大。数字化(DI)的均值和标准差分别是 1.243 和 1.390，最大值是 4.984，表明不同企业之间的数字化转型水平也有较大差异。此外，企业的 Lev 、 $Cashflow$ 等均存在差异。

4.2. 基准回归结果

表 2 报告了假设 1 的检验结果。列(1)中 DI 的回归系数为 0.243***，在 1% 的统计水平上显著，说明数字化能够显著促进绿色技术创新。从经济意义看，企业数字化程度每提高一个标准差，企业持续绿色

技术创新将提高 1.481 个标准差。综上可知，数字化转型有助于推动企业绿色技术创新，且该结果兼具统计显著性和经济显著性。由此，H1 得到验证。

Table 2. Benchmark regression and robustness test results
表 2. 基准回归及稳健性检验结果

变量	(1)	(2)
DI	0.243*** (0.0305)	0.294*** (0.0318)
Size	9.626*** (1.130)	
Lev	0.735*** (0.241)	
ROA	1.196*** (0.315)	
Cashflow	-0.467 (0.296)	
Top1	-0.373 (0.335)	
TobinQ	0.258*** (0.0950)	
FirmAge	-1.478*** (0.414)	
Constant	-29.38*** (3.540)	-0.882*** (0.126)
Observations	32,523	33,182
R-squared	0.070	0.043

注：*、**和***表示变量的显著性水平分别为 10%、5%和 1%；括号内为系数标准误差。

4.3. 稳健性检验

4.3.1. Heckman 两阶段回归

Table 3. Heckman two-stage regression results
表 3. Heckman 两阶段回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
meandi		-0.152*** (0.0108)	
DI_dummy		0.377*** (0.0141)	

续表

DI	0.299***		
	(0.0137)		
lambda			-0.109
			(0.247)
Constant	-0.134	0.820***	
	(0.0970)	(0.0145)	
Observations	44,802	44,802	44,802

注：*、**和***表示变量的显著性水平分别为 10%、5%和 1%；括号内为系数标准误差。

由于可能存在样本自选择而导致的内生问题，例如某些特定行业(信息行业等)企业更倾向于实施数字化转型，而恰好这些企业的绿色技术创新水平比较高，导致研究结果产生一定偏差，本文采用 Heckman 两阶段模型来处理这类内生性问题。第一阶段先生成被解释变量 DI_dummy，衡量企业是否进行数字化转型；然后，借鉴余林徽等的思路[32]，使用同行业除该企业外其他企业数字化的均值(meandi)作为该企业数字化的工具变量。先将 DI_dummy、meandi 和原控制变量一起放入 Probit 回归模型中，估算 IMR 指数。再将估算出来的 IMR 代入回归方程进行回归。由表 3 的结果可知，DI 的回归系数均在 1%水平上显著为正，说明在考虑了样本自选择问题之后，企业数字化转型仍然显著促进其持续绿色技术创新，与前文结果保持一致。

4.3.2. 固定省份

鉴于企业数字化转型与创新激励政策在地域与行业间的异质性，本文在实证分析中不仅纳入了年份固定效应，还深入考虑了省份与行业层面的特定效应，具体通过引入省份固定效应及行业固定效应来实现。这一处理旨在有效减轻因遗漏关键变量而产生的内生性问题，从而提升研究结论的准确性和可靠性，回归结果见表 4。

Table 4. Fixed effect regression result
表 4. 固定效应回归结果

变量	(1)
DI	0.227***
	(0.0291)
Size	8.253***
	(1.154)
Lev	0.435*
	(0.241)
ROA	1.313***
	(0.323)
Cashflow	-0.249
	(0.304)
Top1	-0.833**
	(0.351)

续表

TobinQ	0.363*** (0.0974)
FirmAge	-2.722*** (0.417)
Constant	-23.10*** (3.572)
Observations	32,523
R-squared	0.041

注：*、**和***表示变量的显著性水平分别为 10%、5%和 1%；括号内为系数标准误差。

4.4. 稳健性检验

4.4.1. 更换模型

为排除回归模型选择对实证结果的干扰，由于绿色发明专利申请数为计数数据，本文采用面板泊松回归进行稳健性检验，以保证实证结果的可靠性。本文以绿色发明专利申请数的原值代入公式作为被解释变量，表 5 列(1)显示 DI 的系数显著为正，与基准结果一致。

Table 5. Robustness test result

表 5. 稳健性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
DI	0.0994*** (0.00970)	0.137*** (0.0120)	0.243*** (0.0296)	0.217*** (0.0340)	0.258*** (0.0308)
Size	4.745*** (0.274)	19.92*** (0.450)	9.623*** (1.147)	10.42*** (1.255)	9.391*** (1.125)
Lev	0.499*** (0.129)	-0.386*** (0.141)	0.680*** (0.241)	0.641** (0.255)	0.610** (0.240)
ROA	1.433*** (0.273)	1.019*** (0.164)	1.046*** (0.315)	0.335 (0.337)	1.087*** (0.311)
Cashflow	-0.195 (0.237)	1.025*** (0.197)	-0.475 (0.298)	-0.560* (0.324)	-0.575* (0.296)
Top1	0.0423 (0.116)	-0.334** (0.160)	-0.421 (0.335)	-0.563 (0.372)	-0.335 (0.334)
TobinQ	0.0180 (0.0505)	0.306*** (0.0533)	0.313*** (0.0961)	0.357*** (0.107)	0.231** (0.0932)
FirmAge	-0.468*** (0.171)	-1.516*** (0.207)	-1.339*** (0.416)	-1.676*** (0.416)	-1.366*** (0.405)
Constant	-14.71*** (0.892)	-45.31*** (1.419)	-29.96*** (3.592)	-31.63*** (4.000)	-28.67*** (3.518)
Observations	7234	23,865	32,523	25,758	29,904
R-squared		0.530	0.069	0.069	0.071

注：*、**和***表示变量的显著性水平分别为 10%、5%和 1%；括号内为系数标准误差。

4.4.2. 更换被解释变量

为了排除被解释变量衡量方式对回归结果造成的干扰，本文选取更换被解释变量的方式进行稳健性检验，参考庞瑞芝和刘东阁使用研发投入的自然对数作为被解释变量代入回归模型进行检验[33]，表 5 列(2)显示在更换被解释变量后，本文结论依然成立。

4.4.3. 改变企业数字化的衡量指标

为排除解释变量度量方式对回归结果的干扰，参考赵宸宇变换数字化的词频计算方式[34]，构造新的数字化变量 DE 进行回归分析，表 5 列(3)的回归结果表明：在更换解释变量后，本文结论依然成立。

4.4.4. 将因变量滞后两期

考虑到持续绿色技术创新的长周期性，本文对解释变量滞后两期进行检验，表 5 列(4)结果与基本回归结果一致，从而验证了模型的稳健性。

4.4.5. 剔除 2017 年数据样本

考虑到 2017 年专利申请的统计标准发生了变更，故剔除 2017 年数据样本重新进行回归，结果显示如表 5 列(5)，与基准回归结果一致。

4.5. 机制分析

4.5.1. 企业内部信息透明度(DIB)

参考韩国高研究方法[35]，采用“迪博·内部控制信息披露指数”衡量企业内部信息透明度(DIB)，DIB 值越大，说明企业内部信息透明度越大。从表 6 列(1)可以看出数字化转型与 DIB 的回归系数为 0.224，在 1%的水平上显著，说明数字化可以提高企业信息透明度。回归模型在添加企业内部信息透明度中介变量后的回归结果见表 6 列(2)栏，在加入中介变量后，数字化转型对绿色技术创新的影响系数降低，证明企业内部信息透明度起到了部分中介作用。这表明，数字化转型后，企业可以增加内部信息透明度，提升企业持续绿色技术创新水平，验证了 H2。

Table 6. Mechanism test results 1

表 6. 机制检验结果 1

变量	(1)	(2)
DI	0.224*** (0.0443)	0.236*** (0.0326)
Size	15.79*** (1.593)	9.926*** (1.206)
Lev	-2.655*** (0.524)	0.722*** (0.255)
ROA	6.968*** (0.734)	1.163*** (0.344)
Cashflow	1.447** (0.731)	-0.365 (0.312)
Top1	0.631 (0.591)	-0.441 (0.351)

续表

TobinQ	-0.444** (0.213)	0.309*** (0.102)
FirmAge	-4.701*** (0.790)	-1.404*** (0.427)
DIB		0.00644** (0.00318)
Constant	-32.92*** (5.010)	-30.50*** (3.780)
Observations	29,139	29,139
R-squared	0.549	0.069

注：*、**和***表示变量的显著性水平分别为 10%、5%和 1%；括号内为系数标准误差。

4.5.2. 企业间信息不对称

由于企业间信息不对称程度较难直接测度，而企业与其他企业合作研发的成果在一定程度上代表了企业间信息的流通程度，借鉴学者贾西猛等[36]，本研究将在观察年企业与其他企业发生合作的专利申请总数(OP)作为企业之间信息不对称的代理变量，结果见表 7，在加入中介变量 OP 之后，数字化转型对绿色技术创新的影响系数降低，表明企业间信息不对称在数字化转型与企业持续绿色技术创新之间起到了中介作用，验证了 H3。

Table 7. Mechanism test results 2
表 7. 机制检验结果 2

变量	(1)	(3)
DI	0.0749*** (0.0143)	0.221*** (0.0300)
OP		0.297*** (0.0358)
Size	8.127*** (0.643)	7.214*** (0.999)
Lev	-0.218* (0.120)	0.799*** (0.232)
ROA	0.220 (0.162)	1.130*** (0.308)
Cashflow	0.104 (0.147)	-0.498* (0.291)
Top1	-0.102 (0.184)	-0.343 (0.323)
TobinQ	0.181*** (0.0495)	0.205** (0.0928)

续表

FirmAge	-0.218 (0.246)	-1.413*** (0.404)
Constant	-25.00*** (2.031)	-21.96*** (3.127)
Observations	32,522	32,522
R-squared	0.128	0.085

注：*、**和***表示变量的显著性水平分别为 10%、5%和 1%；括号内为系数标准误差。

4.5.3. 投资市场信息不对称程度

宋敏等和于蔚等研究提出利用公司个股的交易资料来捕捉证券市场上非知情交易者与知情交易者关于企业价值的信息的不对称程度[37]，并以此作为资金供给方与企业之间信息不对称程度的代理变量。ASY1 的数值越大，资金供给方与企业之间信息不对称程度越高。从表可以看出，DI 对 ASY1 的回归系数为-0.0137，在 5%的水平上显著，表明数字化程度越高，资金供给方与企业之间信息不对称程度越低。回归模型在添加资金供给方与企业之间信息不对称程度中介变量后的回归结果见表 8 列列(3)栏，在加入中介变量后，数字化转型对绿色技术创新的影响系数降低，证明资金供给方与企业之间信息不对称程度起到了中介作用。这表明，数字化转型后，企业可以增加资金供给方与企业之间信息不对称程度，提升绿色技术创新水平，验证了 H4。

Table 8. Mechanism test results 3
表 8. 机制检验结果 3

变量	(1)	(2)	(3)
DI	-0.0137*** (0.00220)	0.243*** (0.0305)	0.215*** (0.0292)
ASY1			-0.551*** (0.115)
Size	-6.148*** (0.104)	9.627*** (1.130)	5.346*** (1.050)
Lev	0.335*** (0.0205)	0.734*** (0.241)	0.908*** (0.235)
ROA	-0.103*** (0.0271)	1.196*** (0.315)	1.129*** (0.299)
Cashflow	-0.0343 (0.0271)	-0.467 (0.296)	-0.561** (0.285)
Top1	0.468*** (0.0267)	-0.373 (0.335)	-0.0436 (0.310)
TobinQ	-0.558*** (0.0106)	0.258*** (0.0950)	-0.0863 (0.0926)
FirmAge	0.0835*** (0.0313)	-1.478*** (0.414)	-1.528*** (0.404)

续表

Constant	19.36*** (0.326)	-29.38*** (3.541)	-15.87*** (3.292)
Observations	31,921	32,522	31,921
R-squared	0.573	0.070	0.066

注：*、**和***表示变量的显著性水平分别为 10%、5%和 1%；括号内为系数标准误差。

5. 研究结果与政策启示

本文探讨了数字化转型与企业持续绿色技术创新的关系及其传导机制。利用 2007~2021 年中国 A 股上市公司的数据，通过构建 LSDV 时间和行业双重固定效应模型，检验数字化转型对企业持续绿色技术创新的影响。具体结论如下：

数字化转型能够显著促进企业绿色持续创新活动，且该结论在经过一系列稳健性测试后依然成立。

作用机制分析表明，数字化转型可以通过降低企业内部员工之间，企业之间，投资方与企业之间的信息不对称程度来增加绿色技术创新的产出，这种机制从信息对称性的角度揭示了数字化转型对绿色技术创新的正向影响路径，强调了信息流通的重要性。

异质性分析表明，数字化转型更有利于促进高新技术企业、非重污染企业以及位于东部地区企业的绿色技术创新。这表明数字化技术在不同类型企业中的应用，对于促进绿色转型和经济可持续发展具有普遍的积极意义。

从中国当前的数字经济战略和企业数字化转型实践来看，提高企业绿色技术创新的活力和质量是促进经济可持续发展和绿色转型发展的关键举措。以上研究为政府绿色技术创新政策改革和企业绿色技术创新活动的实践提供了指导。

基于以上结论，本文建议如下：

第一，积极推动企业数字化转型，在数字化的发展上重视数字化技术积累与应用沉淀，夯实企业的数字化能力。通过持续赋能，促进企业在绿色技术领域的创新与发展。

第二，数字化最关键的作用在于提升企业内外部信息传递效率和质量。鼓励企业借助数字化机遇减少信息不对称，形成开放畅通的信息渠道，从各方面精准促进企业开展绿色技术创新：增加企业内部信息透明度，提高企业资源配置效率，促进内部知识整合，增厚企业智力资本，进而提升企业研发能力，促进企业绿色技术创新的持续进行；提高外部信息的披露质量，一方面向投资方传递积极的信号，缓解融资约束，拓宽融资渠道，为绿色创新提供资金保障，另一方面降低了企业之间的信息壁垒，有利于提高企业商业信用并获取其他市场主体的信任，增进企业之间合作，促进绿色持续创新。

第三，针对不同的企业制定差异化的扶持政策，对于高新科技企业，支持其深度发展数字化，加大绿色研发投入，把握迈向绿色可持续发展和高质量发展的机会，并鼓励其辐射周围企业。对于非高科技企业，也应使其充分认识到数字化对企业持续绿色技术创新的意义，鼓励其加快建设和完善基础设施建设，加入协同创新队伍，跟随先进企业增强绿色技术创新能力。对于重污染企业，在对其进行污染管控和规制的同时，也要针对其行业特性，为其设置分阶段的绿色目标，给予针对性政策补贴，推动重污染企业持续绿色技术创新。

参考文献

- [1] Zhou, M., Govindan, K. and Xie, X. (2020) How Fairness Perceptions, Embeddedness, and Knowledge Sharing Drive Green Innovation in Sustainable Supply Chains: An Equity Theory and Network Perspective to Achieve Sustainable

- Development Goals. *Journal of Cleaner Production*, **260**, Article ID: 120950.
<https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2020.120950>
- [2] Jia, P., Li, K. and Shao, S. (2018) Choice of Technological Change for China's Low-Carbon Development: Evidence from Three Urban Agglomerations. *Journal of Environmental Management*, **206**, 1308-1319.
<https://doi.org/10.1016/j.jenvman.2017.08.052>
 - [3] 谭志东, 赵洵, 潘俊, 等. 数字化转型的价值: 基于企业现金持有的视角[J]. 财经研究, 2022, 48(3): 64-78.
 - [4] Kan, D., Lyu, L., Huang, W. and Yao, W. (2022) Digital Economy and the Upgrading of the Global Value Chain of China's Service Industry. *Journal of Theoretical and Applied Electronic Commerce Research*, **17**, 1279-1296.
<https://doi.org/10.3390/jtaer17040065>
 - [5] 傅为忠, 刘瑶. 产业数字化与制造业高质量发展耦合协调研究——基于长三角区域的实证分析[J]. 华东经济管理, 2021, 35(12): 19-29.
 - [6] 何熙琼, 杨昌安. 中国企业的创新持续性及其作用机制研究——基于成本性态视角[J]. 科学学与科学技术管理, 2019, 40(5): 105-121.
 - [7] 黄大禹, 谢获宝, 孟祥瑜, 张秋艳. 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.
 - [8] 何郁冰, 张思. 技术创新持续性对企业绩效的影响研究[J]. 科研管理, 2017, 38(9): 1-11.
 - [9] 贾西猛, 李丽萍, 王涛, 陈启胜. 企业数字化转型对开放式创新的影响[J]. 科学学与科学技术管理, 2022, 43(11): 19-36.
 - [10] 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.
 - [11] 潘红波, 高金辉. 数字化转型与企业创新——基于中国上市公司年报的经验证据[J]. 中南大学学报(社会科学版), 2022, 28(5): 107-121.
 - [12] 庞瑞芝, 刘东阁. 数字化与创新之悖论: 数字化是否促进了企业创新——基于开放式创新理论的解释[J]. 南方经济, 2022(9): 97-117.
 - [13] 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.
 - [14] 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.
 - [15] 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.
 - [16] 孙雪娇, 翟淑萍, 于苏. 大数据税收征管如何影响企业盈余管理?——基于“金税三期”准自然实验的证据[J]. 会计研究, 2021(1): 67-81.
 - [17] 王巍, 姜智鑫. 通向可持续发展之路: 数字化转型与企业异地合作创新[J]. 财经研究, 2023, 49(1): 79-93.
 - [18] 吴江, 陈婷, 龚艺巍, 杨亚璇. 企业数字化转型理论框架和研究展望[J]. 管理学报, 2021, 18(12): 1871-1880.
 - [19] 肖静, 曾萍, 章雷敏. 地区数字化水平、绿色技术创新与制造业绿色转型[J]. 华东经济管理, 2023, 37(4): 1-12.
 - [20] 于蔚, 汪淼军, 金祥荣. 政治关联和融资约束: 信息效应与资源效应[J]. 经济研究, 2012, 47(9): 125-139.
 - [21] 袁淳, 肖土盛, 耿春晓, 盛誉. 数字化转型与企业分工: 专业化还是纵向一体化[J]. 中国工业经济, 2021(9): 137-155.
 - [22] 张昕蔚. 数字经济条件下的创新模式演化研究[J]. 经济学家, 2019(7): 32-39.
 - [23] 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.
 - [24] 赵炎, 齐念念, 孟庆时. 技术整合能力、绿色专利质量与企业持续性创新[J]. 科技进步与对策, 2023, 40(8): 11-21.
 - [25] 罗进辉, 巫奕龙. 数字化运营水平与真实盈余管理[J]. 管理科学, 2021, 34(4): 18.
 - [26] 肖忠意, 林琳, 陈志英, 等. 财务柔性能力与中国上市公司持续性创新——兼论协调创新效应与自适应效应[J]. 统计研究, 2020, 37(5): 82-93.
 - [27] 应瑛, 刘洋, 魏江. 开放式创新网络中的价值独占机制: 打开“开放性”和“与狼共舞”悖论[J]. 管理世界, 2018, 34(2): 144-160+188.
 - [28] 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.

-
- [29] 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): 130-144.
- [30] 甄杰, 谢宗晓, 董坤祥. 企业数字化转型中吸收能力影响组织敏捷性机理探究——IT 创新和流程创新的链式中介作用[J]. 中央财经大学学报, 2023(1): 105-114.
- [31] 余林徽, 陆毅, 路江涌. 解构经济制度对我国企业生产率的影响[J]. 经济学(季刊), 2014, 14(1): 127-150.
- [32] 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.
- [33] 韩国高, 陈庭富, 刘田广. 数字化转型与企业产能利用率——来自中国制造企业的经验发现[J]. 财经研究, 2022, 48(9): 154-168.
- [34] 曾京艳, 曾国华. 数字化转型对制造业企业创新的影响研究——融资约束与政府补助中介效应检验[J]. 当代经济, 2023, 40(5): 12-23.
- [35] 宋敏, 周鹏, 司海涛. 金融科技与企业全要素生产率——“赋能”和信贷配给的视角[J]. 中国工业经济, 2021(4): 138-155.
- [36] Chen, X., Zhou, P. and Hu, D. (2023) Influences of the Ongoing Digital Transformation of the Chinese Economy on Innovation of Sustainable Green Technologies. *Science of the Total Environment*, 875, Article ID: 162708. <https://doi.org/10.1016/j.scitotenv.2023.162708>
- [37] Hoenig, D. and Henkel, J. (2015) Quality Signals? The Role of Patents, Alliances, and Team Experience in Venture Capital Financing. *Research Policy*, 44, 1049-1064. <https://doi.org/10.1016/j.respol.2014.11.011>