

# 数字经济对企业绿色技术创新的影响效应及机制研究

王 宁, 刘海楠\*, 王英姝, 蔡雪庭, 张宇泽

山东建筑大学商学院, 山东 济南

收稿日期: 2025年11月4日; 录用日期: 2025年11月18日; 发布日期: 2025年12月16日

## 摘要

数字经济的蓬勃兴起及其与实体经济的广泛渗透, 为驱动中国经济的高质量发展与绿色低碳转型提供了关键动能。在此背景下, 本文以2012~2023年A股上市公司为研究样本, 实证考察了数字经济对企业绿色技术创新的赋能效应。研究发现, 数字经济能够显著提升企业的绿色技术创新水平。此外, 本文还进一步揭示了其内在的作用机制, 并分析了在不同情境下所呈现的异质性特征。研究结果显示: 第一, 数字经济对企业绿色技术创新具有显著的促进作用, 该结论在经过滞后效应、加入地区特征变量与缩减样本等一系列稳健性检验后依旧成立。第二, 机制分析表明, 数字经济能够通过缓解企业融资约束这一核心路径, 间接促进其绿色技术创新, 即融资约束在其中扮演了部分中介角色。第三, 异质性分析发现, 数字经济对绿色技术创新的促进效应在中西部地区和国有企业中更为凸显。本研究以融资约束为切入点, 揭示了数字经济作用于企业绿色技术创新的内在逻辑。这一研究不仅为解读数字经济的微观环境效应提供了全新的经验支撑, 也为政府部门制定差异化政策、引导数字技术助力绿色创新实践提供了具有参考价值的思路。

## 关键词

数字经济, 绿色技术创新, 融资约束

# The Impact and Mechanism of the Digital Economy on Corporate Green Technology Innovation

Ning Wang, Hainan Liu\*, Yingshu Wang, Xueting Cai, Yuze Zhang

School of Business, Shandong Jianzhu University, Jinan Shandong

Received: November 4, 2025; accepted: November 18, 2025; published: December 16, 2025

\*通讯作者。

## Abstract

The vigorous rise of the digital economy and its extensive integration with the real economy have provided crucial momentum for driving China's high-quality economic development and green, low-carbon transformation. Against this backdrop, this paper empirically examines the enabling effects of the digital economy on corporate green technological innovation, using A-share listed companies from 2012 to 2023 as the research sample. The findings reveal that the digital economy significantly enhances firms' green technological innovation levels. Furthermore, this study unpacks its underlying mechanisms and analyzes the heterogeneous characteristics exhibited under different scenarios. The results indicate: First, the digital economy exerts a significant positive effect on corporate green technological innovation, and a conclusion remains robust after conducting a series of stability tests, including lag effects, incorporating regional feature variables, and reducing the sample size. Second, the mechanism analysis indicates that the digital economy indirectly promotes green technological innovation by alleviating firms' financing constraints, with financing constraints playing a partial mediating role. Third, the heterogeneity analysis reveals that the digital economy's promotional effect on green technological innovation is more pronounced in central and western regions and among state-owned enterprises. This study uses financing constraints as an entry point to reveal the underlying logic of how the digital economy influences corporate green technology innovation. This research not only provides novel empirical support for interpreting the microenvironmental effects of the digital economy but also offers valuable insights for government departments to formulate differentiated policies and guide digital technologies in supporting green innovation practices.

## Keywords

Digital Economy, Green Technology Innovation, Financing Constraints

---

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

全球气候变化与生态环境挑战的不断加剧，已成为世界各国共同面对的核心议题，推动绿色低碳转型、实现可持续发展已成为世界各国的共同目标。在这一背景下，绿色技术创新作为协调经济增长与环境保护的关键驱动力，受到广泛关注。党的二十大为“推动绿色发展，促进人与自然和谐共生”勾勒了长远发展蓝图，并明确提出需加快节能降碳技术的研发进程与普及应用步伐。企业作为绿色技术创新的重要主体，其创新活力与成效直接影响国家绿色转型进程。然而，绿色技术创新兼具“绿色”属性的正外部性与“创新”活动的高风险性，面临研发周期长、技术不确定性高、市场回报不稳定等挑战，这使得企业在创新方面普遍面临动力不足与资源匮乏的双重约束。

近年来，以大数据、人工智能、物联网等为代表的数字经济发展迅猛，深刻重塑了生产要素组合方式与价值创造模式，也为破解企业绿色技术创新困境提供了新的路径与可能。数字经济通过数据要素化、产业数字化与数字产业化，不仅催生了新业态与新商业模式，更通过信息整合与资源配置优化，为实体经济注入了全新活力。现有研究已关注到数字经济对技术创新的促进作用，但其对企业绿色技术创新的具体影响路径、内在机制及边界条件仍有待深入探讨。基于 2012~2023 年创业板公司数据与双向固定效

应模型，本文证实数字经济能显著提升企业绿色技术创新水平。此核心发现在经历包括滞后期控制、地区变量控制与样本筛选在内的稳健性测试后依然成立。其作用渠道在于，数字经济能有效缓解企业面临的融资约束，从而间接激励其绿色创新活动。进一步的异质性分析揭示，数字经济对绿色技术创新的促进作用在中西部地区和国有企业中更为显著。

## 2. 理论分析与研究假设

### 2.1. 数字经济与企业绿色技术创新

绿色技术创新不仅具有公共品属性(即正外部性)，也承袭了创新活动固有的不确定性(即高风险性)，其发展面临技术不确定性高、研发周期长、失败风险大等挑战，导致企业往往投入不足。数字经济的崛起，通过其核心特征——数据要素化、产业数字化和数字产业化，为破解这一困境提供了新的路径。

首先，数字经济通过信息效应能够有效降低企业绿色技术创新的信息壁垒与不确定性。企业进行绿色创新需要整合复杂的市场、技术与政策信息。数字经济依托大数据、物联网等技术，能够高效采集、处理与传递海量信息，缓解企业与环境规制机构、上下游企业、消费者及科研院所之间的信息不对称(Goldfarb & Tucker, 2019) [1]。数字经济既能直接影响企业创新产出，也能在降低企业创新迎合行为的同时，间接改善由此产生的创新产出下降问题(李健等, 2024) [2]。企业可以通过数据分析精准识别绿色市场需求，预测技术发展趋势，从而减少研发决策的盲目性，提高绿色创新的成功率与市场匹配度。

其次，数字经济通过技术赋能效应能够优化绿色技术创新的流程与效率。数字经济对产业绿色创新效率的提升，依赖于其对微观主体和宏观产业结构的双重驱动：一方面激励企业开展绿色技术创新，另一方面推动制造业结构升级，二者协同作用，共同促成效率提升(Li et al., 2023) [3]。人工智能、云计算和数字孪生等技术深度融入研发设计、生产制造和运营管理环节，能够实现对能源消耗、物料循环和污染排放的实时监控与智能优化。根据黄渤等(2023)的研究，数字技术创新是企业全要素生产率增长的重要驱动力。具体而言，该驱动力源于其多维赋能效应，即通过改善内部管理、优化投资决策、提高营运效率及升级劳动力结构等路径，共同作用于全要素生产率的提升[4]。基于以上分析，本文提出假设 H1：

H1：数字经济对企业绿色技术创新具有显著的促进作用。

### 2.2. 数字经济、融资约束与绿色技术创新

数字经济对企业创新的支持，主要源于其“效率效应”与“信息效应”。前者通过优化内部资源配置直接提升经营效率；后者通过改善信息透明度，增强市场信任，从而缓解融资约束。两种效应协同作用，共同完善了企业的创新融资环境。唐松等(2020)的研究发现，数字经济的发展能够通过改善信息环境和降低交易成本，显著缓解企业的融资约束[5]。

数字经济可借助技术路径推动企业间信息的沟通与共享，优化信息收集效率及服务质量。这一过程不仅有助于提高高新技术企业的经营效能、强化企业的融资信用水平，还能降低企业获取外部资金的门槛，进而减轻企业创新活动面临的融资约束，为企业创新发展提供有效助力(刘照德等, 2024) [6]。倪宣明等(2025)研究发现数字经济一方面通过增加企业研发投入，提升其创新意愿和效率，来促进其绿色技术创新[7]；另一方面通过减缓企业融资约束，使其能够获得更多资金支持创新，进而促进其绿色技术创新。数字经济通过技术手段强化了企业内外的信息沟通与共享，这不仅提升了其经营效率，更通过增强信息透明度塑造了更高的融资信用。二者共同降低了企业的外部融资门槛，有效缓解了创新活动的融资约束，从而成为驱动企业创新的关键力量。基于以上分析，本文提出假设 H2：

H2：数字经济能够通过缓解融资约束来促进企业绿色技术创新。

### 3. 研究设计

#### 3.1. 样本选取与数据来源

本研究以 2012~2023 年我国创业板上市公司为初始样本，所使用的企业财务与绿色技术创新数据、地区数字经济发展指标均来源于国泰安(CSMAR)数据库。为确保数据质量，我们执行了以下清洗流程：首先，剔除了金融行业、被标记为 ST 或\*ST 以及已退市的公司；其次，排除了关键财务数据严重缺失或连续观测年份不足 5 年的样本；最后，为控制极端值影响，对所有连续变量进行了上下 1% 的缩尾处理。经过上述处理，最终得到一个包含 39,623 个公司 – 年度观测值的非平衡面板数据集。

#### 3.2. 变量说明与定义

##### 1、解释变量

数字经济(Dige)。准确衡量区域数字经济发展水平是本研究的关键。本文主要参考潘凯等(2024)构建的综合评价体系，该体系具有维度全面、指标客观的特点，能较好地捕捉数字经济的多维度内涵[8]。采用熵权法从数字基础设施、数字产业化和产业数字化等三个方面构建数字经济发展指数评价体系(详见表 1)。

**Table 1.** Digital economy development indicator system  
**表 1.** 数字经济发展指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	指标具体定义	属性
数字经济	数字化基础设施	互联网宽带接入率	互联网宽带接入端口数/地区常住人口数	+
		互联网宽带普及率	互联网宽带接入用户数/地区常住人口数	+
		移动电话设施规模	移动电话交换机容量	+
		长途光缆线路长度	长途光缆线路长度	+
		网页数	直接数据	+
		域名数	直接数据	+
数字经济	数字产业化	人均电信业务总量	电信业务总量/地区常住人口数	+
		移动电话普及率	直接数据	+
		信息传输、软件和信息技术服务业法人单位数	直接数据	+
		信息软件业就业人员占比	信息传输、软件和信息技术服务业城镇单位就业人员/城镇单位就业人员	+
		国内专利申请授权量	直接数据	+
		国内专利申请受理量	直接数据	+
数字经济	产业数字化	北京大学数字普惠金融指数	直接数据	+
		有电子商务交易活动的企业数比重	直接数据	+
		电子商务销售额	直接数据	+
		每家企业拥有网站数	直接数据	+
		二三产业增加值	第二产业增加值 + 第三产业增加值	+
		科技创新投入	规模以上工业企业 R&D 经费	+
		快递量	直接数据	+

## 2、被解释变量

企业绿色技术创新(GTI)。参照辛雅儒等(2024)的研究，采用企业绿色发明专利和绿色实用新型专利之和加1取自然对数作为衡量指标[9]。

## 3、中介变量

融资约束(SA)。为克服其他指数(如KZ指数、WW指数)可能存在的内生性问题，本文采用由Hadlock and Pierce(2010)提出，并经广泛验证的SA指数来衡量企业融资约束程度。其计算公式为：

$$SA = -0.737SIZE + 0.043SIZE^2 - 0.04Age$$

其中，SIZE为企业总资产(取对数)，Age为企业成立年限。该指数完全由企业外在特征决定，内生性较弱。计算所得SA指数为负值，其绝对值越大，表明企业面临的融资约束程度越严重。

## 4、控制变量

根据已有相关研究，选取如下可能影响企业绿色技术创新的因素作为控制变量：企业规模(Size)、托宾Q值(TobinQ)、员工人数(Employ)、现金流比率(Cashflow)、营业收入增长率(Growth)、上市年限(ListAge)、资产负债率(Lev)、大股东占款(Occupy)、净资产收益率(ROE)。变量的符号和定义见表2。

**Table 2.** Variable definitions

**表 2. 变量定义表**

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量	企业绿色技术创新	GTI	ln(绿色专利申请量+1)
解释变量	数字经济	Dige	数字经济发展采用熵值法进行测量
中介变量	融资约束	SA	$SA = -0.737SIZE + 0.043SIZE^2 - 0.04Age$ ，其中，SIZE为企业总资产(百万)取自然对数，Age为企业年龄
控制变量	企业规模	Size	总资产的自然对数
	托宾Q值	TobinQ	(流通股市值+非流通股股份数×每股净资产+负债账面值)/总资产
	员工总人数	Employ	员工人数
	现金流比率	Cashflow	经营活动产生的现金流量净额/资产总计
	营业收入增长率	Growth	(本期营业收入-上期营业收入)/上期营业收入
	上市年限	ListAge	ln(当年年份-上市年份+1)
	资产负债率	Lev	负债合计/资产合计
	大股东资金占比	Occupy	其他应收款/资产总计
	净资产收益率	ROE	净利润/所有者权益

## 3.3. 模型构建

本文首先验证数字经济对企业绿色技术创新的影响，构建基准回归模型(1)：

$$GTI_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Dige_{j,t} + \alpha_2 Control_{i,t} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

(1)式中下标*i*、*j*、*t*分别表示企业、省份和年份。被解释变量 $GTI_{i,t}$ 是企业绿色专利申请量加1再取自然对数， $Dige_{j,t}$ 是数字经济， $Control_{i,t}$ 是控制变量。 $\mu_i$ 和 $\nu_t$ 依次为行业与时间的固定效应； $\varepsilon_{it}$ 指代理差项。

为检验“缓解融资约束”是否为数字经济驱动绿色创新的核心机制，本研究遵循温忠麟等学者提出的中介效应检验程序，构建了如下系列回归模型进行逐步验证。

$$SA_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Dige_{j,t} + \beta_2 Control_{i,t} + \mu_i + \nu_t + \theta_{ijt} \quad (2)$$

$$GTI_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 Dige_{j,t} + \gamma_2 SA_{i,t} + \gamma_3 Control_{i,t} + \mu_i + \nu_t + \delta_{ijt} \quad (3)$$

上述模型中，模型(1)与(2)中系数  $\alpha_1$  反映数字经济对企业绿色技术创新总效应的大小。基于假设 1，本文预测  $\alpha_1$  显著为正，即数字经济发展可以促进企业绿色技术创新。基于假设 2，对模型(3)的预期是系数  $\beta_1$  显著为负，这表明数字经济有助于缓解企业融资约束。进一步地，若模型(2)中核心解释变量的系数  $\alpha_1$  的绝对值大于模型(4)中对应系数  $\gamma_1$  的绝对值，则证实融资约束发挥了部分中介作用。该中介效应的具体大小由路径系数  $\gamma_2$  与  $\beta_1$  的乘积来度量。

## 4. 实证结果分析

### 4.1. 描述性统计

表 3 呈现了各变量的描述性统计结果。观测值均为 39623，说明数据量充足。绿色技术创新(GTI)均值 0.378，标准差 0.786，最大值 3.871，显示企业间绿色技术创新水平差异较大。数字经济(Dige)均值 0.285，最小值 0.017，最大值 0.747，表明数字经济发展程度参差不齐。企业规模(Size)、托宾 Q 值(TobinQ)等变量也呈现出不同的均值、标准差及取值范围，反映出样本企业在规模、市场价值等方面存在多样性，为后续研究提供了丰富的数据基础。

**Table 3.** Descriptive statistics of variables

**表 3. 变量描述性统计**

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
GTI	39,623	0.378	0.786	0.000	3.871
Dige	39,623	0.285	0.180	0.017	0.747
SA	39,623	-3.860	0.281	-5.931	-1.805
Size	39,623	22.213	1.303	19.563	26.452
TobinQ	39,623	2.014	1.339	0.789	16.647
Employ	39,623	4770.007	9363.601	67.000	71,736.000
Growth	39,623	0.144	0.382	-0.654	3.808
ListAge	39,623	2.036	0.958	0.000	3.434
Lev	39,623	0.412	0.206	0.035	0.927
Occupy	39,623	0.014	0.023	0.000	0.202
ROE	39,623	0.057	0.140	-0.962	0.414

### 4.2. 相关性分析

表 4 展示了各变量的相关系数矩阵。其中，绿色技术创新(GTI)与数字经济(Dige)的相关系数为 0.105，且在 1% 的水平上显著，这为二者间的正向关联提供了初步证据，初步印证了数字经济对绿色技术创新的积极影响，从而为假设 H1 提供了初步支持。企业绿色技术创新(GTI)与融资约束代理变量(SA)相关系数为 0.091，SA 与 GTI 的相关系数为 -0.128，在 1% 的水平下显著，意味着融资约束缓解可能利于绿色技术

创新。

数字经济(Dige)与融资约束(SA)显著相关, 相关系数为-0.128 的显著系数, 为数字经济通过缓解融资约束来促进企业绿色技术创新的研究假设提供了初步支持, 它表明数字经济确实具有缓解企业融资约束的潜在作用。从多重共线性风险来看, 各主要变量间相关系数的绝对值均低于 0.6。同时根据方差膨胀因子(VIF)检验结果, 所有模型的 VIF 平均值均小于 5。以上结果共同说明, 变量间不存在严重的多重共线性问题, 保障了后续回归分析结果的可靠性。

**Table 4.** Correlation coefficient test results

**表 4.** 相关系数检验结果

	GTI	Dige	SA	Size	TobinQ	Employ	Growth	ListAge	Lev	Occupy	ROE
GTI	1										
Dige	0.105***	1									
SA	0.091***	-0.128***	1								
Size	0.172***	-0.013**	-0.030***	1							
TobinQ	-0.056***	-0.024***	0.055***	-0.355***	1						
Employ	0.189***	-0.003	0.235***	0.623***	-0.152***	1					
Growth	0.005	-0.041***	0.052***	0.045***	0.065***	0.004	1				
ListAge	-0.047***	-0.137***	-0.408***	0.459***	-0.003	0.217***	-0.054***	1			
Lev	0.084***	-0.078***	-0.100***	0.506***	-0.223***	0.275***	0.033***	0.398***	1		
Occupy	-0.044***	-0.048***	-0.012**	0.088***	-0.004	0.056***	-0.028***	0.167***	0.235***	1	
ROE	0.055***	-0.020***	0.087***	0.082***	0.051***	0.078***	0.257***	-0.172***	-0.249***	-0.174***	1

\* $p < 0.1$ , \*\* $p < 0.05$ , \*\*\* $p < 0.01$ .

### 4.3. 基准回归结果

表 5 报告了基准回归与中介效应检验结果。在(1)列中, 通过控制行业与年份固定效应进行回归分析, 结果显示数字金融对绿色创新的估计系数为正, 且在 1% 的统计水平上显著, 这一发现证实数字经济能够对企业绿色技术创新产生正向驱动效应。进一步纳入企业层面控制变量后, (2)列的回归结果显示, 数字经济与绿色技术创新之间的正向关联仍保持 1% 水平的统计显著性, 上述两组回归结果共同验证了数字经济发展对企业绿色技术创新的积极促进作用, 因此研究假设 H1 得以成立。

(3)(4)两列数据用于检验融资约束(SA 指数)在数字经济与企业绿色技术创新关系中的中介传导机制。具体来看, (3)列以融资约束为被解释变量的回归结果显示, 数字经济的估计系数为-0.0805, 且通过 1% 水平的显著性检验, 表明数字经济发展能够有效减轻企业面临的融资约束压力。在(4)列的回归模型中同时纳入数字经济与融资约束变量后, 数字经济对绿色技术创新的估计系数仍为正值(0.123), 且保持 1% 水平的统计显著性; 与此同时, 融资约束的估计系数为 0.106, 同样通过 1% 水平的显著性检验。这一结果说明, 数字经济可通过缓解企业融资约束的路径, 间接促进企业绿色技术创新活动的开展, 据此研究假设 2 获得验证。

### 4.4. 异质性分析

本文将上市公司的样本数据分为东部、中部、西部三个地区进行回归分析, 考察数字经济对企业绿色技术创新的影响是否存在区域异质性, 结果见表 6 所示。数字经济对三大地区的绿色技术创新均有

**Table 5.** Benchmark regression results  
**表 5. 基准回归结果**

	(1) GTI	(2) GTI	(3) SA	(4) GTI
Dige	0.159*** (5.96)	0.115*** (4.44)	-0.0805*** (-9.60)	0.123*** (4.76)
SA				0.106*** (5.87)
Size		0.116*** (21.21)	0.0216*** (11.74)	0.114*** (20.98)
TobinQ		0.0121*** (4.14)	0.0281*** (27.27)	0.0091*** (3.10)
Employ		0.0000*** (9.50)	0.0000*** (33.98)	0.0000*** (8.23)
Growth		-0.0459*** (-5.50)	0.0083*** (2.87)	-0.0468*** (-5.62)
ListAge		-0.0602*** (-12.74)	-0.154*** (-95.87)	-0.0439*** (-8.21)
Lev		0.201*** (9.10)	-0.0549*** (-7.86)	0.207*** (9.40)
Occupy		-0.332* (-2.31)	0.346*** (6.48)	-0.369* (-2.55)
ROE		0.253*** (9.41)	-0.136*** (-15.02)	0.267*** (9.97)
_cons	0.333*** (40.28)	-2.259*** (-19.39)	-4.079*** (-104.75)	-1.828*** (-14.20)
Industry	YES	YES	YES	YES
Year	YES	YES	YES	YES
N	39,620	39,620	39,620	39,620
F	35.46	196.8	1304.1	176.82
r2	0.135	0.194	0.409	0.195
r2_a	0.133	0.192	0.408	0.193

\* $p < 0.1$ , \*\* $p < 0.05$ , \*\*\* $p < 0.01$ .

**Table 6.** Heterogeneity analysis  
**表 6. 异质性分析**

	中部地区 GTI	东部地区 GTI	西部地区 GTI	国有企业 GTI	非国有企业 GTI
Dige	2.890*** (0.278)	0.177*** (0.034)	0.564** (0.252)	0.216*** (0.030)	0.060 (0.052)
SA	0.240***	0.069***	0.274***	0.184***	0.033

续表

	(0.050)	(0.021)	(0.054)	(0.020)	(0.034)
_cons	-2.885*** (0.317)	-1.811*** (0.156)	-0.656** (0.329)	-1.434*** (0.154)	-2.358*** (0.239)
Controls	YES	YES	YES	YES	YES
Industry	YES	YES	YES	YES	YES
Year	YES	YES	YES	YES	YES
N	6458	28,755	4402	26,364	13,253
F	51.452	118.189	27.482	115.914	66.599
r2	0.241	0.202	0.226	0.199	0.244
r2_a	0.231	0.199	0.211	0.196	0.239

\* $p < 0.1$ , \*\* $p < 0.05$ , \*\*\* $p < 0.01$ .

显著促进作用，但力度差异明显。中部地区系数最大为 2.890，且在 1% 的水平上显著，表明数字经济对中部企业绿色创新的推动最强；西部地区的系数 0.564，在 5% 的水平上显著，东部地区最弱为 0.177，在 1% 的水平上显著，通过对比，中西部地区的数字经济对企业绿色技术创新水平的正向影响作用强于东部地区。

为深入考察数字经济对企业绿色技术创新的影响是否存在股权性质层面的异质性，本文将样本企业划分为国有企业与非国有企业两大组别，分别实施分组回归分析。在国有企业样本组别中，数字经济与绿色技术创新的回归系数为 0.216，且在 1% 的统计水平上呈现高度显著性，这一结果说明，数字经济对国有企业绿色创新活动具有较强的推动作用。而在非国有企业样本组别中，二者的回归系数为 0.060，且未达到统计显著性标准。上述分组回归结果明确显示，数字经济(Dige)对企业绿色技术创新(GTI)的促进效果，在国有企业与非国有企业之间存在明显的差异化特征。

#### 4.5. 稳健性分析

表 7 的前 3 列展示了数字经济发展(Dige)对绿色技术创新(GTI)的滞后期效应检验结果。在滞后效应检验中，核心解释变量在滞后 1 期至滞后 3 期的回归系数依次为 0.106、0.115 与 0.122，且均在 1% 的统计水平上显著为正，同时系数数值呈现逐步递增的态势。这一结果表明，数字经济发展对绿色技术创新的促进作用具备时间维度上的持续性与累积特征，其影响力度随时间推移不断强化，进一步验证了基准回归结论的可靠性。

为排除区域异质性可能对企业绿色创新活动产生的干扰，本文在基准模型中引入地区层面的特征变量，具体包含两类指标：一是城镇化发展水平，采用省级层面的城镇化率(Urban)作为代理变量；二是地区经济发展水平，以省级层面的人均地区生产总值(Pgdp)来衡量。在逐步将上述地区特征控制变量纳入模型后，表 7 第(4)列的回归系数估计值仍在 1% 的统计水平上显著为正，这一结果再次证实了基准回归结论的稳健性。

考虑到在样本企业中有部分企业在观测期内没有进行绿色技术创新，为排除绿色技术创新观测值为 0 的企业对回归结果产生影响，在其他条件不变的情况下，将绿色技术创新(GTI)观测值为 0 的样本企业剔除后重新进行回归。实证结果如表 7 第(5)列所示，实证结果显示，数字经济(Dige)的回归系数仍为正数，且在 1% 的水平上显著，表明本文结论具有显著性。

**Table 7.** Robustness analysis**表 7. 稳健性分析**

	滞后 1 期 GTI	滞后 2 期 GTI	滞后 3 期 GTI	加入地区特征控制变量 GTI	缩减样本 GTI
L.Dige	0.106*** (0.030)				
L2.Dige		0.115*** (0.035)			
L3.Dige			0.122*** (0.042)		
Dige				0.198*** (0.029)	0.189*** (0.052)
SA	0.090*** (0.020)	0.095*** (0.022)	0.094*** (0.025)	0.112*** (0.018)	0.182*** (0.037)
Urban				-0.040 (0.026)	
Pgdp				-0.000*** (0.000)	
_cons	-1.799*** (0.143)	-1.808*** (0.156)	-1.806*** (0.169)	-1.792*** (0.129)	-2.232*** (0.273)
Controls	YES	YES	YES	YES	YES
Industry	YES	YES	YES	YES	YES
Year	YES	YES	YES	YES	YES
N	3.4e+04	2.9e+04	2.4e+04	4.0e+04	9787
F	154.901	142.639	129.919	152.518	125.548
r2	0.199	0.202	0.205	0.196	0.229
r2_a	0.197	0.199	0.202	0.194	0.222

\* $p < 0.1$ , \*\* $p < 0.05$ , \*\*\* $p < 0.01$ .

## 5. 结论

本文以 2012~2023 年中国上市公司为研究样本, 理论分析与实证检验了数字经济对企业绿色技术创新的影响及其作用机制。通过一系列的实证分析, 本文主要得出以下结论:

第一, 数字经济对企业绿色技术创新具有显著且稳健的促进作用。基准回归结果表明, 数字经济发展水平(Dige)的回归系数在 1% 的水平上显著为正。这一正向影响在经过滞后期检验、加入地区特征控制变量以及缩减样本等稳健性测试后依然成立, 证实了核心结论的可靠性。

第二, 数字经济能够通过缓解企业融资约束这一关键路径来促进绿色技术创新。中介效应检验结果显示, 数字经济显著降低了企业的融资约束(SA 指数), 而融资约束的缓解又进一步对企业绿色技术创新产生了正面影响。

第三, 数字经济对绿色技术创新的影响存在显著的异质性。从区域分布来看, 数字经济对中西部地

区企业绿色技术创新的推动作用明显强于东部地区。从产权性质来看，数字经济对国有企业的绿色创新激励效应显著，而对非国有企业的影晌则不显著，这反映了不同所有权结构下企业资源禀赋、政策响应与创新动机的系统性差异。

## 参考文献

- [1] Goldfarb, A. and Tucker, C. (2019) Digital Economics. *Journal of Economic Literature*, **57**, 3-43. <https://doi.org/10.1257/jel.20171452>
- [2] 李健, 赵乐欣, 姚能志, 等. 数字经济与企业创新迎合行为: 信息缓解政策扭曲效应的实证研究[J]. 数量经济技术研究, 2024, 41(7): 134-154.
- [3] Li, G., Li, X. and Huo, L. (2023) Digital Economy, Spatial Spillover and Industrial Green Innovation Efficiency: Empirical Evidence from China. *Heliyon*, **9**, e12875. <https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2023.e12875>
- [4] 黄勃, 李海彤, 刘俊岐, 等. 数字技术创新与中国企业高质量发展——来自企业数字专利的证据[J]. 经济研究, 2023, 58(3): 97-115.
- [5] 唐松, 伍旭川, 祝佳. 数字金融与企业技术创新——结构特征、机制识别与金融监管下的效应差异[J]. 管理世界, 2020, 36(5): 52-66+9.
- [6] 刘照德, 彭博烨, 沈倩. 数字经济、融资约束与企业创新质量——来自高新技术上市公司的经验证据[J]. 财经理论与实践, 2024, 45(6): 76-84.
- [7] 倪宣明, 顾芷源, 姜淼, 等. 数字经济对企业绿色技术创新的影响及机制研究[J]. 系统科学与数学, 2025, 45(7): 2093-2113.
- [8] 潘凯, 张星星. 数字经济赋能共同富裕的作用机制分析[J]. 江汉论坛, 2024(6): 27-32.
- [9] 辛雅儒, 申晨, 冯锐, 等. 机器人应用、CEO 绿色经历与企业绿色技术创新[J]. 经济管理, 2024, 46(7): 129-145.