

基于中介效应分析的制造业企业数字化转型对绿色创新的影响研究

马佳慧, 周 敏

上海理工大学管理学院, 上海

收稿日期: 2025年8月10日; 录用日期: 2025年9月2日; 发布日期: 2025年9月10日

摘 要

本文以2011~2023年中国A股上市的制造业企业为研究对象, 通过构建双向固定效应模型, 实证检验了数字化转型对制造业企业绿色创新数量和质量的影响。研究发现数字化转型不仅显著提高了制造业企业绿色创新的数量, 还显著促进了制造业企业绿色创新质量的提升, 该结论在经过一系列稳健性检验与内生性检验后依然成立。机制分析发现数字化转型可以通过提升人力资本、提高研发投入, 降低交易成本三个渠道促进制造业企业绿色创新增量提质。通过对企业环境信息披露和政府环保补助进行异质性分析, 发现数字化转型对环境信息披露程度高的制造业企业的绿色创新的增量提质具有正向促进作用, 政府环保补助较高的制造业企业的数字化转型能够显著促进绿色创新的增量提质。

关键词

数字化转型, 绿色创新, 人力资本, 研发投入, 交易成本

Study on the Impact of Digital Transformation of Manufacturing Enterprises on Green Innovation Based on Mediating Effect Analysis

Jiahui Ma, Min Zhou

Business School, University of Shanghai for Science and Technology, Shanghai

Received: Aug. 10th, 2025; accepted: Sep. 2nd, 2025; published: Sep. 10th, 2025

Abstract

This paper takes Chinese A-share listed manufacturing enterprises from 2011 to 2023 as the research object, and empirically examines the impact of digital transformation on the quantity and quality of green innovation in manufacturing enterprises by constructing a two-way fixed effects model. The study finds that digital transformation not only significantly increases the quantity of green innovation in manufacturing enterprises but also notably promotes the improvement of the quality of their green innovation. This conclusion remains valid after a series of robustness tests and endogeneity tests. Mechanism analysis reveals that digital transformation can promote the quantity and quality of green innovation in manufacturing enterprises through three channels: enhancing human capital, increasing R&D investment, and reducing transaction costs. Through a heterogeneity analysis of corporate environmental information disclosure and government environmental protection subsidies, it is found that digital transformation has a positive promoting effect on the quantity and quality of green innovation in manufacturing enterprises with a high level of environmental information disclosure. Additionally, digital transformation in manufacturing enterprises that receive higher government environmental protection subsidies can markedly boost both the quantity and quality of green innovation.

Keywords

Digital Transformation, Green Innovation, Human Capital, R&D Investment, Transaction Costs

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

为推动制造业绿色化发展,在落实碳达峰碳中和目标任务过程中锻造新的产业竞争优势,2024年3月,工信部等7部门联合印发了《关于加快推动制造业绿色化发展的指导意见》,对制造业绿色转型发展提出具体要求。根据《指导意见》的部署,到2030年,制造业绿色低碳转型成效显著。为了达到这一目标,加快制造业企业绿色创新是破局绿色转型瓶颈、激活产业升级动能的核心路径与必然要求。绿色创新对于企业环境表现与可持续发展具有重要意义(王镛和章扬,2024) [1],主动开展绿色创新将有利于企业塑造绿色形象、提升竞争优势(解学梅和朱琪玮,2021) [2]。由此可见,制造业企业绿色创新在推动我国生态环境改善和经济高质量发展中发挥着至关重要的作用。然而,我国多数制造业企业仍然面临绿色技术水平不高(曹裕等,2023) [3],创新能力不足,受限于成本压力、资金缺口、人才基础薄弱等因素而影响企业绿色创新的发展进程。数字技术的兴起为制造企业绿色转型注入了全新动能,成为助力国家“双碳”目标落地的重要抓手。2024年5月,国务院正式通过《制造业数字化转型行动方案》,强调加快制造业数字化升级是深化新型工业化进程、构建现代化产业体系的重要举措。可见,数字化转型已然成为制造业企业绿色高质量发展的重要支撑引擎。学界也已经有相关研究,阅读文献发现有学者研究数字化转型对制造业企业绿色创新效率的影响(刘畅等,2023) [4],对策略性绿色创新的影响(王镛和章扬,2024) [1],对绿色创新模式选择的影响(马文甲等,2023) [5],对绿色创新绩效的影响(周慧慧等,2021) [6],但是很少有研究讨论数字化转型对制造业企业绿色创新数量和质量的影响,因而本文基于制造业企业绿色创新数量和质量的双重视角,实证研究数字化转型对制造业企业绿色创新数量和质量的影响,分析数字化转型赋能制造业企业绿色创新数量和质量的作用机制和异质性效果。深入研究数字化转型对制造业

企业绿色创新的驱动效应, 探索数字化转型赋能绿色低碳发展的实践路径, 不仅能为厘清数字化转型与制造业企业绿色创新的内在关联提供经验佐证, 更能为制造业企业绿色创新的增量提质实践提供思路与方向。

2. 理论分析与研究假设

2.1. 数字化转型对制造业企业绿色创新数量和质量的影响

数字化转型通过实现企业内部技术系统的升级, 将传统资源转变为结构化、标准化的数字资源并加速其在企业内外部高效的吸收与扩散以及通过数字软硬件设备的应用与更新实现与市场相匹配的商业模式、业务流程和生产方式赋能企业的绿色创新(马文甲等, 2025) [7]。一方面, 数字生产要素的广泛应用, 有力地提升制造业企业收集与获取信息的能力, 促进企业内外部绿色资源高效流动, 为绿色创新数量的快速增长提供有力支撑(李子彪等, 2025) [8]。另一方面, 借助物联网和大数据等数字技术有助于企业跟踪消费者对绿色产品的动态需求, 这种数据驱动的需求洞察可以直接指导绿色研发方向的优化, 通过精准赋能研发全流程能够提升绿色创新的技术含量、环保效益与商业价值, 从而实现企业绿色创新质量上的跃升(El-Kassar & Singh, 2019) [9]。基于此, 本文提出以下假设:

H1: 数字化转型能够促进制造业企业绿色创新增量提质。

2.2. 数字化转型对制造业企业绿色创新数量和质量的影响机制

2.2.1. 人力资本

人力资本作为企业整合绿色知识、驱动技术突破与落地转化的核心载体, 是影响企业绿色创新最重要的因素之一。数字化转型有助于制造业企业从外部获取管理制度、技术标准等显性知识及技巧、经验等隐性知识, 倒逼人力资本结构优化, 从而确保制造业企业获取具有新技术、新知识的人才(肖土盛等, 2022) [10]。制造业企业数字化转型对技术操作与数据分析能力提出了更高的要求, 技术的升级推动企业的用工需求向高学历、高技术人才倾斜, 企业的人力资本水平在对低学历、低技能劳动力产生挤出效应的过程中不断提高(孙早和侯玉林, 2019) [11]。人才在绿色创新实践中的“干中学”过程中积累了大量的隐性知识, 随着知识密度的增加, 进一步激活了企业的绿色创造力, 加快了绿色技术创新的突破性发展, 从而实现企业绿色创新的增量提质(郭丰等, 2023) [12]。基于此, 本文提出以下假设:

H2: 数字化转型通过提升人力资本能够促进制造业企业绿色创新增量提质。

2.2.2. 研发投入

研发投入是促进制造业企业绿色创新的首要因素。Bjorkdahl (2020) [13]研究发现企业创新资源投入的增长是实施数字化转型的直接后果。企业数字化转型提升了企业价格加成率, 这有助于企业利润空间的拓展, 从而保障研发投入的增加(冀云阳等, 2023) [14]。而研发投入的增加可以提高企业的绿色创新水平(王松和宁子燕, 2024) [15]。因为有了充足的研发投入, 制造业企业就可以开展更多绿色创新项目, 提高绿色创新数量。另外, 研发投入强度影响企业的绿色创新技术含量与竞争力。高研发投入有助于制造企业研发出技术壁垒高、减排效果显著的核心技术, 提升绿色创新的质量层次。充足的研发投入还可以覆盖部分失败项目的沉没成本, 让企业敢于同时推进高风险高回报的创新项目与低风险的渐进式创新, 在保障绿色创新数量的同时也能创新质量的突破预留空间。基于此, 本文提出以下假设:

H3: 数字化转型通过提高研发投入能够促进制造业企业绿色创新增量提质。

2.2.3. 交易成本

根据交易成本理论, 数字化工具能够不仅能够精准对接绿色技术市场、政策动态与消费者需求, 大

幅度降低企业在外部环境中搜寻创新资源与信息的外部交易成本, 还能够通过搭建内部数据共享平台、协同管理系统, 加强组织内各部门之间的交流与合作, 减少资源损耗, 提高资源配置效率, 降低内部交易成本, 从而有效破除企业在绿色创新过程中面临的成本樊篱(敬莉和宁雄伟, 2023) [16], 激励企业进行绿色创新活动。交易成本的降低, 使得制造业企业能更高效地对接外部绿色创新资源, 减少信息搜寻与谈判成本, 快速整合各种绿色要素, 开展更多创新项目, 促进绿色创新数量的增长。同时, 企业内部跨部门的沟通成本与资源错配损耗的减少也避免了低价值技术的重复研发, 提升了绿色创新成果的技术适配性与环保效益, 提高了绿色创新质量。基于此, 本文提出以下假设:

H4: 数字化转型通过提高研发投入能够促进制造业企业绿色创新增量提质。

3. 研究设计

3.1. 样本选择与数据来源

本文以 2011~2023 年中国 A 股上市的制造业企业为研究对象, 实证检验数字化转型对制造业企业绿色创新的数量和质量的影响。企业绿色专利数据, 来自中国研究数据服务平台(Chinese Research Data Services Platform, CNRDS)。数字化转型数据来源于上市公司历年年报、其他数据以及财务数据来自国泰安数据库(China Stock Market & Accounting Research Database, CSMAR)。

3.2. 模型设定

为了有效识别企业数字化转型对制造业企业绿色创新数量和质量的影响, 本文构建了双向固定效应模型进行实证研究:

$$GU_{it}(GI_{it}) = \beta_0 + \beta_1 DT_{it} + \beta_2 Controls_{it} + \delta_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

为检验作用机制, 本文构建如下中介效应模型:

$$Med_{it} = \beta_0 + \beta_1 DT_{it} + \beta_2 Controls_{it} + \delta_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$GU_{it}(GI_{it}) = \beta_0 + \beta_1 DT_{it} + \beta_2 Med_{it} + \beta_3 Controls_{it} + \delta_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, i 表示企业, t 表示年度, GU_{it} 为制造业企业 i 在第 t 年的绿色创新数量, GI_{it} 为制造业企业 i 在第 t 年的绿色创新质量。 DT_{it} 表示制造业企业的数字化转型水平, Med_{it} 是中介机制变量, $Control_{it}$ 是企业 and 省份层面的控制变量集合, δ_i 和 γ_t 分别表征个体固定效应与年份固定效应, ε_{it} 为随机扰动项。 β_1 是本文主要关注的回归系数, 若回归系数显著为正, 则表明数字化转型能够促进制造业企业绿色创新的数量和质量。

3.3. 变量选取

(1) 被解释变量

本文的被解释变量是企业绿色创新数量和质量。参考王分棉等(2023) [17]的做法, 使用绿色实用新型专利申请数来表征绿色创新数量(GU), 用绿色发明专利申请数来表征绿色创新质量(GI)。为了克服专利数据分布右偏的问题, 所以对绿色专利申请数据做了加 1 后取对数的处理。

(2) 核心解释变量

本文的核心解释变量是企业数字化转型(DT)。参考吴非等(2021) [18]做法, 利用上市公司年报文本中的数字化转型的词频数表征企业数字化转型水平。具体来说, 从巨潮资讯网下载上市公司历年的年报, 构建数字化转型特征词典, 通过 python 进行文本分析, 对人工智能技术、大数据技术、云计算技术、区块链技术、数字技术运用五个维度 76 个数字化相关词频进行统计, 使用数字化转型的总词频数来刻画企

业数字化转型水平。由于这类数据具有典型的“右偏性”特征，本文将其进行加 1 取自然对数。企业数字化转型特征词典见图 1。

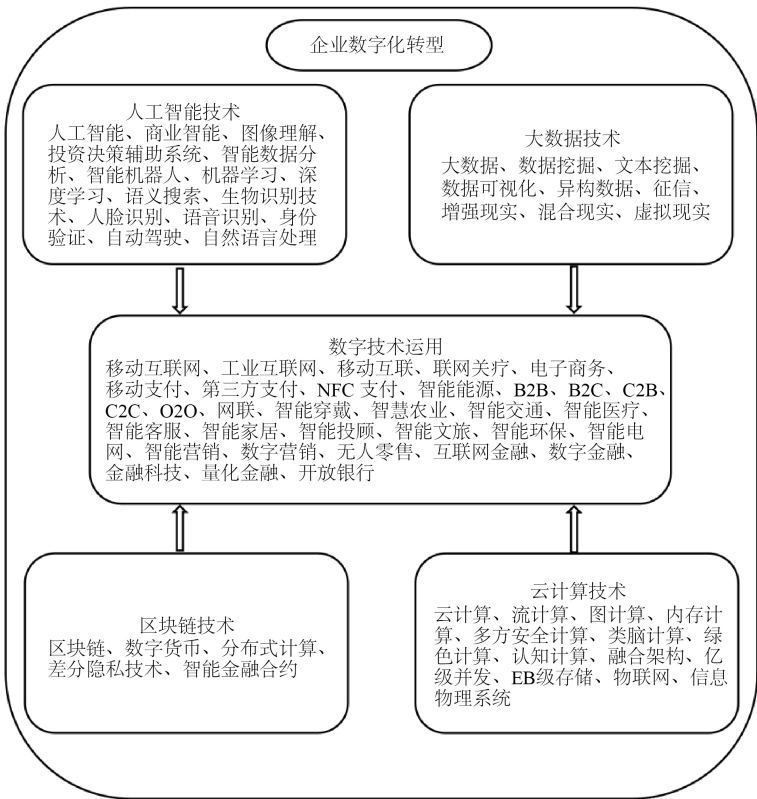


Figure 1. Dictionary of corporate digital transformation characteristics
图 1. 企业数字化转型特征词典

(3) 机制变量

人力资本(people)，参考赵宸宇等(2021) [19]的做法，使用企业本科以上学历人数占总员工数的比重来作为人力资本结构的代理变量。研发投入(rdi)，参考刘文玲等(2023) [20]等的做法，使用企业研发投入金额的自然对数作为研发投入的代理变量。交易成本(cost)，参考郭丰等(2023) [12]和李金昌等(2023) [21]的做法，使用管理费用和销售费用之和与资产总计的比值作为企业交易成本的代理变量。

(4) 控制变量

为了克服遗漏变量的影响，本文参考申明浩和谭伟杰(2022) [22]、刘畅等(2023) [4]的做法，纳入可能会影响企业绿色创新表现的微宏观层面的变量。具体变量定义如下，企业层面的变量包括企业规模(size)，使用企业总资产的自然对数表征；资产收益率(roe)，使用企业净利润与总资产的比值表征；资产负债率(lev)，使用企业总负债与总资产的比值表征；固定资产占比(fix)，使用企业固定资产与总资产的比值表征；董事会规模(bsize)，使用董事会人数的自然对数表征；独立董事占比(dir)，使用独立董事人数与董事会总人数的比值表征。地区层面的变量是经济发展水平(gdp)，使用第二产业的地区生产总值的自然对数表征。

3.4. 数据处理与描述性统计

对初始样本的筛选处理，本文遵循如下规则：(1) 剔除非正常交易的 ST、*ST 和 PT 等状态异常的企业样本；(2) 剔除金融行业上市公司样本；(3) 为减弱异常值的影响，对模型中涉及到的连续型变量进行

了双侧 1%水平的缩尾处理。各变量描述性统计如表 1 所示。

Table 1. Descriptive statistics
表 1. 描述性统计

变量名称	变量符号	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
绿色创新数量	GU	12469	0.2649	0.6371	0.0000	5.9480
绿色创新质量	GI	12469	0.3089	0.7511	0.0000	6.3279
数字化转型	DT	12517	1.2385	1.2548	0.0000	5.7683
人力资本	people	11791	24.4003	15.6767	2.6700	77.6600
研发投入	rdi	11957	18.3890	1.5086	7.7219	25.0252
交易成本	cost	12181	0.0908	0.0718	0.0024	0.7952
企业规模	size	12181	22.4049	1.2434	18.9209	27.6376
资产收益率	roa	12181	0.0408	0.0630	-1.0570	0.7586
资产负债率	lev	12181	0.4041	0.1846	0.0075	1.0564
固定资产占比	fix	12181	0.2345	0.1349	0.0002	0.8081
董事会规模	bsize	12507	2.1337	0.1878	1.3863	2.8904
独立董事占比	dir	12507	37.4566	5.5829	16.6700	80.0000
经济发展水平	gdp	12519	9.7282	0.7856	5.3413	10.9492

4. 实证分析

4.1. 基准回归

表 2 列(1)和列(2)回报了在不加控制变量的情况下数字化转型对制造业企业绿色创新的数量和质量回归结果。数字化转型的估计系数在 1%的水平上显著为正，表明制造业企业数字化转型能够促进其绿色创新增量提质。列(3)和列(4)，在加入了控制变量后，核心解释变量的估计系数仍然显著为正，说明在考虑其他遗漏变量后，数字化转型依然可以提高制造业企业绿色创新的数量和质量，验证了假设 1。

Table 2. Benchmark regression
表 2. 基准回归

	(1)	(2)	(3)	(4)
	GU	GI	GU	GI
DT	0.0223*** (0.0055)	0.0409*** (0.0059)	0.0183*** (0.0057)	0.0382*** (0.0061)
size			0.0686*** (0.0125)	0.0451*** (0.0138)
roa			0.0052 (0.0617)	0.0065 (0.0662)
lev			-0.0635 (0.0407)	-0.0372 (0.0440)

续表

fix			-0.0154 (0.0545)	-0.1009* (0.0570)
bsize			-0.0541 (0.0437)	-0.0122 (0.0478)
dir			-0.0013 (0.0013)	0.0026* (0.0014)
gdp			0.0220 (0.0249)	0.0550** (0.0256)
cons	0.2373*** (0.0075)	0.2582*** (0.0083)	-1.3121*** (0.3903)	-1.3116*** (0.4176)
Firm	YES	YES	YES	YES
Year	YES	YES	YES	YES
N	12467	12467	12168	12168
r2	0.6365	0.7035	0.6412	0.7061

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%水平上显著，括号内为 t 值。下各表同。

4.2. 稳健性检验

(1) 更换被解释变量

企业能够获得专利授权说明其创新成果被专业机构认定具有技术价值，而绿色专利授权数直接反映了企业在绿色技术领域的研发产出规模与落地能力，因而本文参考郭丰等(2023) [12]的做法，使用绿色专利授权数表征企业绿色创新。具体来说，用绿色实用新型专利授权数加 1 取自然对数作为绿色创新数量(GU1)的代理变量，用绿色发明专利授权数加 1 取自然对数作为绿色创新质量(GI1)的代理变量。回归结果见表 3 所示的列(1)和列(2)。

其次，为了更好地体现绿色专利的知识含量，参考刘斐然等(2020) [23]的研究，使用专利知识宽度衡量绿色创新。根据 CNRDS 数据库的上市公司绿色发明和实用新型申请专利的分类号，以专利 IPC 分类号中不同大组的数量测度专利知识宽度，专利涉及的大组数量越多，说明该专利涉及的技术领域越广，知识宽度越大。使用绿色实用新型专利分类号大组数表示绿色创新数量(GU2)，绿色发明专利分类号大组数表示绿色创新质量(GI2)。回归结果见表 3 的列(3)和列(4)。

表 3 中核心解释变量数字化转型的估计系数全部在 1%的水平上显著为正，说明数字化转型有助于制造业企业绿色创新增量提质，本文基准结论稳健。

Table 3. Robustness test 1
表 3. 稳健性检验 1

	(1)	(2)	(3)	(4)
	GU1	GI1	GU2	GI2
DT	0.0181*** (0.0058)	0.0256*** (0.0052)	0.0313*** (0.0073)	0.9034*** (0.1530)

续表

size	0.0838*** (0.0131)	0.0585*** (0.0101)	0.0831*** (0.0158)	0.7670*** (0.1947)
roa	-0.1780*** (0.0657)	-0.2246*** (0.0574)	0.0113 (0.0987)	-1.5109* (0.8339)
lev	-0.1087** (0.0424)	-0.0918*** (0.0343)	-0.0936* (0.0528)	-2.7761*** (0.7964)
fix	0.0027 (0.0573)	0.0520 (0.0451)	0.1113 (0.0720)	-0.0085 (0.7903)
bsize	-0.0797* (0.0444)	-0.0543 (0.0405)	0.0199 (0.0544)	0.6833 (1.0784)
dir	-0.0010 (0.0013)	0.0029*** (0.0011)	0.0010 (0.0016)	0.0993*** (0.0311)
gdp	0.0199 (0.0261)	0.0107 (0.0193)	0.0110 (0.0339)	0.2241 (0.4085)
cons	-1.5619*** (0.4104)	-1.2287*** (0.3249)	-1.6980*** (0.5050)	-21.8263*** (6.7825)
Firm	YES	YES	YES	YES
Year	YES	YES	YES	YES
N	12168	12168	12168	12168
r2	0.6366	0.6410	0.5802	0.5848

(2) 更换解释变量

参考赵宸宇等(2021) [19]的做法，使用文本分析法和专家打分法构建数字化转型指数(DT1)替换本文的解释变量数字化转型指数。具体做法是用 python 提取企业年报中经营情况分析的内容进行分词处理后进行词频统计。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统计数字化关键词的披露次数，在将词频数据标准化后用熵值法确定各指标权重，得到数字化转型指数。回归结果见表 4 的列(1)和列(2)。另外，又参考甄红线等(2023) [24]的做法，根据上市公司年报、募集资金公告、资质认定等公告中的内容从企业层面的战略引领、技术驱动、组织赋能、数字化成果与应用以及宏观层面的环境支撑六个维度统计数字化词频数作为本文的另一个稳健性的数字化转型指标(DT2)。回归结果见表 4 的列(3)和列(4)。

Table 4. Robustness test 2
表 4. 稳健性检验 2

	(1)	(2)	(3)	(4)
	GU	GI	GU	GI
DT1	0.0125** (0.0061)	0.0277*** (0.0069)		

续表

DT2			0.0135*** (0.0051)	0.0331*** (0.0055)
size	0.0699*** (0.0126)	0.0474*** (0.0139)	0.0693*** (0.0125)	0.0452*** (0.0138)
roa	0.0003 (0.0617)	-0.0039 (0.0663)	0.0016 (0.0617)	-0.0006 (0.0661)
lev	-0.0582 (0.0407)	-0.0255 (0.0444)	-0.0632 (0.0407)	-0.0367 (0.0440)
fix	-0.0218 (0.0545)	-0.1135** (0.0567)	-0.0220 (0.0544)	-0.1130** (0.0568)
bsize	-0.0535 (0.0436)	-0.0112 (0.0478)	-0.0508 (0.0437)	-0.0051 (0.0478)
dir	-0.0013 (0.0013)	0.0025* (0.0014)	-0.0013 (0.0013)	0.0027* (0.0014)
gdp	0.0245 (0.0248)	0.0602** (0.0256)	0.0226 (0.0249)	0.0558** (0.0256)
cons	0.0699*** (0.0126)	-1.4480*** (0.4172)	0.0693*** (0.0125)	-1.3487*** (0.4178)
Firm	YES	YES	YES	YES
Year	YES	YES	YES	YES
N	12168	12168	12168	12168
r2	0.6410	0.7054	0.6411	0.7060

(3) 更换估计方法

考虑到绿色专利数据存在大量的 0 值，呈现出左截尾的现象，因而本文使用 Tobit 模型做进一步的稳健性检验。另外，为了尽可能地缓解宏观系统性环境的变化对回归结果的影响，本文又在基准回归基础上控制了“行业 × 年度”的高阶联合固定效应模型。从表 5 可以看出，数字化转型的估计系数均在 1% 的水平上正向显著，说明数字化转型能够提高制造业企业绿色创新的数量和质量，与基本结论一致，实证结果稳健。

Table 5. Robustness test 3
表 5. 稳健性检验 3

	Tobit 模型		高阶固定效应模型	
	GU	GI	GU	GI
DT	0.0183*** (0.0054)	0.0382*** (0.0057)	0.0172*** (0.0059)	0.0276*** (0.0062)
size	0.0686*** (0.0108)	0.0451*** (0.0116)	0.0774*** (0.0129)	0.0575*** (0.0145)

续表

roa	0.0052 (0.0757)	0.0065 (0.0809)	-0.0127 (0.0643)	0.0014 (0.0695)
lev	-0.0635 (0.0421)	-0.0372 (0.0450)	-0.0725* (0.0422)	-0.0892* (0.0465)
fix	-0.0154 (0.0560)	-0.1009* (0.0599)	-0.0438 (0.0556)	-0.1260** (0.0591)
bsize	-0.0541 (0.0406)	-0.0122 (0.0434)	-0.0634 (0.0445)	-0.0011 (0.0483)
dir	-0.0013 (0.0011)	0.0026** (0.0012)	-0.0016 (0.0013)	0.0029** (0.0014)
gdp	0.0220 (0.0277)	0.0550* (0.0296)	0.0228 (0.0258)	0.0627** (0.0266)
cons	-1.5689*** (0.4043)	-1.7230*** (0.4322)	-1.4747*** (0.3964)	-1.6577*** (0.4230)
Firm	YES	YES	YES	YES
Year	YES	YES	YES	YES
Industry × Year	NO	NO	YES	YES
N	12168	12168	12167	12167
Pseudo r ² /r ²	0.5254	0.5362	0.6533	0.7179

4.3. 内生性检验

(1) 工具变量法

借鉴易露霞等(2021) [25]的做法，使用企业所在城市上市公司的数量作为企业数字化转型的工具变量。当辖域内上市企业分布较为集中时，市场竞争压力会随之加剧，企业为在竞争中占据优势，往往会更积极地推动数字化转型以提升效率、优化运营，即辖域内上市企业数量可以通过影响竞争强度作用于数字化转型决策。同时，企业数字化转型行为本身具有明显的同群效应(陈庆江等，2021) [26]，辖域内其他企业的转型实践也会对个体企业的决策产生示范与带动作用，满足工具变量选取的相关性要求。其次，城市上市公司的数量相对稳定，不太会直接影响企业绿色创新的数量和质量，满足外生性要求。由于本文研究样本是面板数据，因而借鉴 Nunn and Qian (2014) [27]的设置方法，引入一个随时间变化的变量历年邮政业务总量，构造城市上市公司数量与邮政业务总量的交互项，作为企业数字化转型的工具变量(IV)。回归结果如表 6 所示。工具变量第一阶段 F 值大于 10，说明该工具变量的选取的有效性，K-P rk LM 统计量在 1%的水平下显著，说明模型可识别，C-D Wald F 统计量通过了弱工具变量的检验。数字化转型的估计系数在 5%的水平下显著为正，说明在缓解了可能的内生性问题后，数字化转型仍然能够促进制造业企业绿色创新的数量和质量。

(2) Heckman 两步法

由于专利数据中存在大量零值，无法完整、随机地反映所有企业的绿色创新活动，进而导致样本选择偏差，所以本文通过 Heckman 两阶段模型的方法进行修正。参考郭丰等(2023) [12]的做法，根据企业

是否有绿色专利数作为选择变量(dummy)，有绿色专利数赋值为 1，否则为 0。使用数字化转型滞后一期 (IDT)作为排他性变量，加入主回归中的所有控制变量，构造 probit 模型进行第一步的回归估计并计算出逆米尔斯比率(IMR)。然后，将逆米尔斯比率(IMR)纳入基准回归模型进行第二步的回归估计。回归结果如表 7 所示，逆米尔斯比率的估计系数通过 1%的显著性水平检验，说明存在样本选择偏差问题。与此同时，企业数字化转型的估计系数也显著为正，说明在考虑了样本选择偏差问题后，数字化转型依然能够显著促进制造业企业绿色创新增量提质，基本研究结论保持不变。

Table 6. Endogeneity test
表 6. 内生性检验

	工具变量法			Heckman 两步法		
	DT	GU	GI	dummy	GU	GI
DT		0.4771** (0.2006)	0.4146** (0.1813)		0.0463*** (0.0105)	0.0761*** (0.0116)
IV	0.0157*** (0.0039)					
IDT				0.0660** (0.0298)		
IMR					0.7892*** (0.1815)	1.3733*** (0.1965)
size	0.2280*** (0.0226)	-0.0189 (0.0503)	-0.0346 (0.0451)	-0.0155 (0.0583)	0.0625*** (0.0208)	0.0261 (0.0227)
roa	-0.2610* (0.1363)	0.1148 (0.1378)	0.1315 (0.0996)	0.5015 (0.4520)	0.1759 (0.1388)	0.4780*** (0.1481)
lev	0.0029 (0.0821)	-0.1060 (0.0666)	-0.0631 (0.0560)	0.4174* (0.2455)	0.1882* (0.0982)	0.4126*** (0.1067)
fix	-0.5893*** (0.1075)	0.3752** (0.1498)	0.1660 (0.1296)	-0.6485** (0.3301)	-0.5852*** (0.1391)	-0.9251*** (0.1510)
bsize	0.1727** (0.0774)	-0.0528 (0.0779)	-0.0915 (0.0670)	-0.1074 (0.2283)	-0.1798** (0.0745)	-0.0895 (0.0856)
dir	-0.0013 (0.0021)	0.0017 (0.0020)	0.0035** (0.0017)	-0.0000 (0.0063)	-0.0029 (0.0021)	0.0022 (0.0023)
gdp	0.1145** (0.0541)	-0.0323 (0.0541)	0.0073 (0.0443)	0.2235 (0.1749)	0.2160*** (0.0586)	0.3655*** (0.0609)
cons	-5.6158*** (0.7455)			-3.0579 (2.1250)	-3.6626*** (0.8808)	-5.4278*** (0.9083)
Firm	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Year	YES	YES	YES	YES	YES	YES
第一阶段 F 值	16.20***					
K-P rk LM		19.034***	19.034***			
C-D Wald F		20.545 {16.38}	20.545 {16.38}			
N	11231	11231	11231	6263	6263	6263

注：{ }内为在 10%的显著性水平上 Stock-Yogo 弱工具变量识别 F 检验的临界值。

4.4. 机制检验

(1) 人力资本

首先，使用模型(2)将人力资本对企业数字化转型进行回归，回归结果见表 7 列(1)，数字化转型的估计系数在 1%的水平上显著为正，说明企业数字化转型能够显著提高企业的人力资本水平。其次，将人力资本加入基准回归模型，使用模型(3)检验人力资本与数字化转型对制造业企业绿色创新数量和质量的影响，回归结果见表 7 的列(2)和列(3)。表中可以看出人力资本的系数保持正向显著且核心解释变量的系数显著为正，并且列(2)的估计系数 0.0159 小于基准回归中的 0.0183，说明数字化转型能够通过提高制造企业的人力资本促进其绿色创新数量，列(3)的估计系数 0.0375 小于基准回归中的 0.0382，说明数字化转型能够通过提高制造企业的人力资本促进其绿色创新质量，人力资本具有部分中介效应。为了更好证明人力资本的中介效应，本文进一步进行了 Sobel 检验和 Bootstrap 检验。如表中所示，Sobel 检验的 Z 值在 1%的水平上显著，Bootstrap 抽样 1000 次的 95%置信区间内不包含 0，中介效应成立，假设 2 得到了验证。

(2) 研发投入

将研发投入纳入模型(2)和模型(3)，实证结果如表 7 的列(4)-(6)所示，研发投入的系数保持正向显著且核心解释变量数字化转型的系数仍然显著为正，并且列(5)的估计系数小于基准回归中的系数，说明数字化转型能够通过提高制造企业的研发投入促进其绿色创新数量，列(6)的估计系数也小于基准回归中的系数，说明数字化转型能够通过提高制造企业的研发投入促进其绿色创新质量，研发投入也具有部分中介效应，并且这一结论在经过 Sobel 检验和 Bootstrap 检验后依然成立，假设 3 得到了验证。

(3) 交易成本

对交易成本进行实证检验，结果如表 8 所示，核心解释变量数字化转型的系数始终显著为正，Sobel 检验也至少在 10 的水平上显著，Bootstrap 间接效应的 95%置信区间内不包含 0，说明数字化转型能够通过降低制造企业的交易成本从而促进其绿色创新的数量与质量，交易成本具有部分中介效应，假设 4 得到了验证。

Table 7. Mechanism test 1
表 7. 机制检验 1

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	people	GU	GI	rdi	GU	GI
DT	0.3513*** (0.0955)	0.0159*** (0.0059)	0.0375*** (0.0064)	0.0238*** (0.0073)	0.0165*** (0.0058)	0.0371*** (0.0061)
people		0.0017** (0.0007)	0.0028*** (0.0007)			
rdi					0.0183** (0.0078)	0.0212*** (0.0078)
size	0.4087* (0.2429)	0.0709*** (0.0131)	0.0444*** (0.0144)	0.8511*** (0.0192)	0.0525*** (0.0149)	0.0212 (0.0165)
roa	-0.7849 (1.5103)	-0.0102 (0.0636)	-0.0110 (0.0682)	0.4518*** (0.1423)	-0.0164 (0.0625)	-0.0069 (0.0675)

续表

lev	−2.5828*** (0.8725)	−0.0816* (0.0419)	−0.0536 (0.0454)	−0.3680*** (0.0675)	−0.0524 (0.0431)	−0.0228 (0.0459)
fix	−7.8006*** (1.3669)	−0.0448 (0.0572)	−0.1044* (0.0597)	0.3929*** (0.0931)	−0.0626 (0.0583)	−0.1327** (0.0617)
bsize	1.8727*** (0.6582)	−0.0300 (0.0470)	−0.0415 (0.0518)	0.1691*** (0.0563)	−0.0507 (0.0452)	−0.0182 (0.0497)
dir	0.0442** (0.0184)	−0.0008 (0.0014)	0.0020 (0.0015)	0.0031 (0.0020)	−0.0012 (0.0013)	0.0025* (0.0014)
gdp	−0.7903* (0.4359)	0.0138 (0.0258)	0.0565** (0.0264)	−0.0544 (0.0407)	0.0288 (0.0259)	0.0565** (0.0269)
cons	19.8104*** (6.7068)	0.0709*** (0.0131)	−1.2800*** (0.4364)	−0.6120 (0.5831)	−1.3539*** (0.4080)	−1.1577*** (0.4389)
Firm	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Year	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	11451	11451	11451	11624	11624	11624
r2	0.8701	0.6461	0.7131	0.9100	0.6389	0.7085
Sobel test		Z=6.259***	Z=13.14***		Z=10.88***	Z=12.36***
Bootstrap test		[0.015, 0.034]	[0.037, 0.061]		[0.011, 0.030]	[0.041, 0.064]

Table 8. Mechanism test 2
表 8. 机制检验 2

	(1) cost	(3) GU	(2) GI
DT	−0.0009** (0.0004)	0.0182*** (0.0057)	0.0380*** (0.0061)
cost		−0.1283 (0.1038)	−0.2901** (0.1164)
size	−0.0230*** (0.0011)	0.0657*** (0.0128)	0.0384*** (0.0142)
roa	0.0186 (0.0114)	0.0076 (0.0615)	0.0119 (0.0662)
lev	0.0314*** (0.0044)	−0.0595 (0.0408)	−0.0281 (0.0443)
fix	0.0366*** (0.0047)	−0.0107 (0.0545)	−0.0903 (0.0572)
bsize	0.0023 (0.0041)	−0.0538 (0.0437)	−0.0115 (0.0478)

续表

dir	-0.0000 (0.0001)	-0.0013 (0.0013)	0.0026* (0.0014)
gdp	-0.0005 (0.0026)	0.0219 (0.0249)	0.0548** (0.0256)
cons	0.5870*** (0.0350)	-1.2368*** (0.3965)	-1.1413*** (0.4280)
Firm	YES	YES	YES
Year	YES	YES	YES
N	12168	12168	12168
r2	0.8389	0.6412	0.7062
Sobel test		Z = -2.779***	Z = -1.89*
Bootstrap test		[0.023, 0.042]	[0.058, 0.081]

4.5. 异质性分析

(1) 企业环境信息披露

企业环境信息披露程度的差异会影响数字化转型对绿色创新数量和质量的作用效果。本文参考刘万丽和孙婷(2023) [28]的研究，根据 CSMAR 数据库中上市公司的环境信息披露项目的评分数据，基于不同的评分方法加总各评分数据后构建企业环保信息披露的虚拟变量，将大于样本中位数的赋值为 1，否则为 0。企业环境信息披露指标及评分细则见图 2。

一级指标	二级指标	评价方法
环境管理	①环保理念；②环保目标；③环保管理制度体系；④环保教育与培训；⑤环保专项行动；⑥环境事件应急机制；⑦“三同时”制度；⑧环保荣誉或奖励	披露了赋值为1，否则为0
环境监管与认证	①是否通过ISO14001认证；②是否通过ISO9001认证	披露了赋值为1，否则为0
环境信息载体	①上市公司年报；②社会责任报告；③环境报告	披露了赋值为1，否则为0
环境负债	①废水排放量；②COD排放量；③SO ₂ 排放量；④CO ₂ 排放量；⑤烟尘和粉排放量；⑥工必固体废物产生量	无描述赋值为0，定性描述赋值为1，定量描述赋值为2
环境业绩与治理	①废气减排治理情况；②废水减排治理情况；③粉尘、烟尘治理情况；④适固废利用与处置情况；⑤噪声、光污染，辐射等治理；⑥清洁生产实施情况	无描述赋值为0，定性描述赋值为1，定量描述赋值为2

Figure 2. Corporate environmental information disclosure indicators and scoring rules
图 2. 企业环境信息披露指标及评分细则

回归结果如表 9 所示，数字化转型对制造业企业绿色创新增量提质的作用在环境信息披露程度高的企业中显著，并且相对于增量，数字化转型对环境信息披露程度高的制造企业的绿色创新质量的提升作用更大。根据信号理论，企业通过环境信息披露向外界传递自身环境责任履行与绿色发展潜力的信号，

而披露质量越高，信号的可信度与传递效率越强。对于环境信息披露质量高的制造业企业，数字化转型能进一步强化这一信号机制，因为数字化工具能够更精准地识别绿色技术研发的痛点并通过数据共享降低跨部门研发协作成本，使绿色创新资源的投入更加精准、高效，从而同时能够提升创新数量和质量，并且对绿色创新质量的影响大于绿色创新数量的影响。而低环境信息披露的制造企业则因外部压力不足、缺少环保数据等因素导致数字化转型的绿色创新赋能效果不佳。

Table 9. Heterogeneity in corporate environmental information disclosure
表 9. 企业环境信息披露异质性

	企业环境信息披露高		企业环境信息披露低	
	GU	GI	GU	GI
DT	0.0288*** (0.0104)	0.0759*** (0.0123)	0.0042 (0.0076)	0.0047 (0.0073)
size	0.0612*** (0.0225)	0.0414 (0.0258)	0.0486*** (0.0159)	0.0500*** (0.0164)
roa	-0.2646** (0.1086)	-0.1679 (0.1272)	0.2246*** (0.0841)	0.1820** (0.0792)
lev	-0.0102 (0.0714)	0.0736 (0.0822)	-0.0187 (0.0580)	-0.0233 (0.0572)
fix	-0.0769 (0.1002)	-0.3103*** (0.1131)	-0.0303 (0.0740)	0.0211 (0.0663)
bsize	-0.0629 (0.0861)	-0.0841 (0.0936)	-0.0023 (0.0558)	0.0331 (0.0549)
dir	-0.0011 (0.0022)	0.0024 (0.0025)	-0.0004 (0.0018)	0.0023 (0.0017)
gdp	-0.1022** (0.0463)	-0.0580 (0.0516)	0.0781** (0.0363)	0.0579* (0.0331)
cons	0.1002 (0.7236)	0.0802 (0.8128)	-1.5917*** (0.5233)	-1.5991*** (0.5172)
Firm	YES	YES	YES	YES
Year	YES	YES	YES	YES
N	5782	5782	6258	6258
r2	0.7055	0.7595	0.6208	0.6837

(2) 政府环保补助

环保补助的本质是政府传递“绿色发展”政策的显性信号，一定程度上会影响企业的绿色创新行为。本文参考于芝麦(2021) [29]的做法，根据年报附注中的政府补助项目明细，按照“绿色”“环保补贴”“环境”“可持续发展”“清洁”“节能”等与环保有关的关键词人工整理企业每年收到的环保补助金额，构建政府环保补助的虚拟变量，基于中位数将样本分为政府环保补助较高与政府环保补助较低两组后进行

异质性分析。根据表 10 的回归结果可以看出数字化转型对拥有较高政府环保补助的制造企业的绿色创新具有增量提质的效果，说明对于制造业企业来说，一定程度的政府环保补助可以为其数字化转型提供资金支持与创新导向，而数字化转型则通过抑制寻租行为、优化资源配置、提升创新效率与精准度，能够进一步放大环保补助对企业绿色创新的促进作用。

Table 10. Heterogeneity in Government environmental subsidies
表 10. 政府环保补助异质性

	政府环保补助较高		政府环保补助较低	
	GU	GI	GU	GI
DT	0.0206*** (0.0067)	0.0450*** (0.0074)	0.0111 (0.0129)	0.0026 (0.0124)
size	0.0608*** (0.0140)	0.0393** (0.0156)	0.1032*** (0.0379)	0.0743** (0.0364)
roa	-0.0135 (0.0658)	-0.0136 (0.0733)	0.2612 (0.2102)	0.2333 (0.1815)
lev	-0.0459 (0.0475)	-0.0559 (0.0533)	-0.1419 (0.1099)	0.0907 (0.1027)
fix	-0.0348 (0.0648)	-0.1421** (0.0683)	0.0280 (0.1412)	0.0602 (0.1358)
bsize	-0.0906* (0.0519)	-0.0367 (0.0560)	0.1278 (0.1194)	0.1415 (0.1290)
dir	-0.0027* (0.0015)	0.0017 (0.0016)	0.0052 (0.0036)	0.0079** (0.0034)
gdp	0.0355 (0.0276)	0.0643** (0.0286)	-0.0388 (0.0944)	0.0613 (0.1068)
cons	-1.1361*** (0.4334)	-1.1580** (0.4731)	-2.1235 (1.3304)	-2.6754* (1.3972)
Firm	YES	YES	YES	YES
Year	YES	YES	YES	YES
N	9738	9738	2286	2286
r2	0.6553	0.7208	0.6951	0.7168

5. 结论与政策建议

本文实证研究发现：第一，数字化转型不仅可以显著促进制造业企业绿色创新增量提质，并且这一结论在经过更换被解释变量、解释变量和估计方法等稳健性检验以及内生性检验后依然成立。第二，数字化转型可以通过提高人力资本、研发投入，降低交易成本三个渠道促进制造业企业绿色创新增量提质。第三，数字化转型对环境信息披露程度高的制造业企业绿色创新具有增量提质的效果，且对绿色创新质量的提升作用更大。同时，获得政府环保补助较高的制造企业的数字化转型赋能绿色创新增量提质的效

果显著。

基于以上研究结论,为了更好地推动数字化转型促进制造业企业绿色创新增量提质,加快数字化绿色化协同转型,实现高质量发展,本文提出以下政策启示:(1)制造业企业应该主动拥抱数字经济发展浪潮,将数字化转型作为绿色低碳发展的核心引擎,通过数字技术与绿色目标的深度融合,构建可持续发展新优势。(2)制定针对性人才政策精准吸引数字化高端人才,同时企业也应注重培养数字化研发与绿色创新的人才,设立专项研发补贴与奖励资金,引导社会资本参与研发。企业可以通过数字技术打通全链路数据流转,降低信息不对称与流程冗余带来的交易成本。(3)企业应积极履行环境责任,严格遵循国家环保法律法规及相关标准,主动、规范地进行环境信息披露。政府可以增加环保补助,对那些环境信息披露完整、绿色研发投入明确的企业适当提高补助比例以提高绿色创新质量。

参考文献

- [1] 王锴,章扬.企业数字化转型、策略性绿色创新与企业环境表现[J].经济研究,2024,59(10):113-131.
- [2] 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.
- [3] 曹裕,李想,胡韩莉,万光羽,汪寿阳.数字化如何推动制造企业绿色转型?——资源编排理论视角下的探索性案例研究[J].管理世界,2023,39(3):96-113,126.
- [4] 刘畅,潘慧峰,李珮,冯雅欣.数字化转型对制造业企业绿色创新效率的影响和机制研究[J].中国软科学,2023(4):121-129.
- [5] 马文甲,张弘正,陈劲.企业数字化转型对绿色创新模式选择的影响[J].科研管理,2023,44(12):61-70.
- [6] 周慧慧,李海霞,赵琳瑞.制造业数字化转型对绿色创新绩效的影响研究——数字化水平的调节作用[J].科技与管理,2021,23(1):33-43.
- [7] 马文甲,张弘正,张琳琳.“全面赋能”还是“局部赋能”?数字化转型对绿色创新的非对称影响研究[J].系统工程理论与实践,2025,45(6):1788-1811.
- [8] 李子彪,陈迪,丁茹伟,李元杰.新质生产力与制造业企业绿色创新“增量提质”——基于数字化转型的中介效应和数字技术创新的调节作用[J].技术经济与管理研究,2025(1):69-75.
- [9] El-Kassar, A. and Singh, S.K. (2019) Green Innovation and Organizational Performance: The Influence of Big Data and the Moderating Role of Management Commitment and HR Practices. *Technological Forecasting and Social Change*, 144, 483-498. <https://doi.org/10.1016/j.techfore.2017.12.016>
- [10] 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.
- [11] 孙早,侯玉琳.工业智能化如何重塑劳动力就业结构[J].中国工业经济,2019(5):61-79.
- [12] 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.
- [13] Björkdahl, J. (2020) Strategies for Digitalization in Manufacturing Firms. *California Management Review*, 62, 17-36. <https://doi.org/10.1177/0008125620920349>
- [14] 冀云阳,周鑫,张谦.数字化转型与企业创新——基于研发投入和研发效率视角的分析[J].金融研究,2023(4):111-129.
- [15] 王松,宁子燕.企业数字化转型、研发投入与绿色创新[J].甘肃科技纵横,2024,53(9):24-33.
- [16] 敬莉,宁雄伟.数字化转型对制造业企业绿色创新的“双刃剑”效应[J].新疆财经,2023(6):28-39.
- [17] 王分棉,贺佳,陈丽莉.连锁董事绿色经历会促进企业绿色创新“增量提质”吗[J].中国工业经济,2023(10):155-173.
- [18] 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):130-144,10.
- [19] 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.
- [20] 刘文玲,万美杉,郑馨竺.数字化转型对制造业企业绿色发展绩效的影响研究[J].工业技术经济,2023,42(12):22-33.
- [21] 李金昌,连港慧,徐蔼婷.“双碳”愿景下企业绿色转型的破局之道——数字化驱动绿色化的实证研究[J].数量经

济技术经济研究, 2023, 40(9): 27-49.

- [22] 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.
- [23] 刘斐然, 胡立君, 范小群. 产学研合作对企业创新质量的影响研究[J]. 经济管理, 2020, 42(10): 120-136.
- [24] 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.
- [25] 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.
- [26] 陈庆江, 王彦萌, 万茂丰. 企业数字化转型的同群效应及其影响因素研究[J]. 管理学报, 2021, 18(5): 653-663.
- [27] Nunn, N. and Qian, N. (2014) US Food Aid and Civil Conflict. *American Economic Review*, **104**, 1630-1666.
<https://doi.org/10.1257/aer.104.6.1630>
- [28] 刘万丽, 孙婷. 企业数字化转型、信息披露与绿色创新[J]. 财会月刊, 2023, 44(19): 88-95.
- [29] 于芝麦. 环保约谈、政府环保补助与企业绿色创新[J]. 外国经济与管理, 2021, 43(7): 22-37.