

数字化转型对绿色创新的影响

刘琪琳, 韩梦雨, 王 宁, 边 苗, 杨佳歆

山东建筑大学商学院, 山东 济南

收稿日期: 2025年7月7日; 录用日期: 2025年7月21日; 发布日期: 2025年8月27日

摘 要

在全球气候变化的危机与“双碳”战略背景下, 绿色创新作为平衡经济增长与改善环境的关键路径, 成为企业战略转型的核心议题。本文选取2010~2023年A股上市公司作为研究样本, 构建调节效应模型, 实证分析了数字化转型绿色创新的影响, 并考察了环境规制的调节作用。研究表明数字化转型显著提升了绿色创新水平, 环境规制负向调节数字化转型与企业绿色创新。因此企业应该加强数字化转型推动绿色创新, 同时政府应该制订适当的环境规制政策, 推动绿色创新的提升。

关键词

数字化转型, 绿色创新, 环境规制

The Impact of Digital Transformation on Green Innovation

Qilin Liu, Mengyu Han, Ning Wang, Miao Bian, Jiaxin Yang

School of Business, Shandong Jianzhu University, Jinan Shandong

Received: Jul. 7th, 2025; accepted: Jul. 21st, 2025; published: Aug. 27th, 2025

Abstract

Against the backdrop of the global climate change crisis and the “dual carbon” strategy, green innovation, as a key path to balance economic growth and environmental improvement, has become a core issue in the strategic transformation of enterprises. This paper selects A-share listed companies from 2010 to 2023 as research samples, constructs a moderating effect model, empirically analyzes the impact of digital transformation and green innovation, and examines the moderating role of environmental regulations. Research shows that digital transformation significantly enhances the level of green innovation, and environmental regulations play a negative moderating role between digital transformation and enterprises' green innovation. Therefore,

enterprises should enhance digital transformation to promote green innovation, while the government should formulate appropriate environmental regulation policies to drive the improvement of green innovation.

Keywords

Digital Transformation, Green Innovation, Environmental Regulation

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

在全球气候变化的危机与“双碳”战略背景下，绿色创新作为平衡经济增长与改善环境的关键路径，成为企业战略转型的核心议题。然而对于企业而言绿色创新有着研发周期长、外部性强及融资约束等挑战风险，面临着成本高不想转和自身能力弱不愿转的现象，如何驱动企业进行绿色创新是推动我国数字经济发展的关键所在。

根据《中国数字经济发展研究报告(2024 年)》显示，截至 2023 年我国数字经济规模攀升至 53.9 万亿元，对我国 GDP 增长的贡献率达 66.45%，数字经济有效支撑经济稳增长。数字化转型作为数字经济的核心，企业进行数字化转型后能够有效地获取信息、分析信息、利用信息，洞察消费者行为模式，预测市场趋势，提升企业绩效[1]。并且数字化转型能够有效促进企业的创新。同时数字化转型在优化资源与环境管理上减少能源消耗与污染排放，推动企业进行绿色转型，为企业破除绿色技术创新的现实困境赋能。基于此本文旨在通过实证分析的方法，深入探究企业在数字化转型的进程中，对绿色创新效率可能产生的影响并提出建议。

2. 理论假设与假设

2.1. 数字化转型与绿色创新

随着数字经济的快速发展，学术界开始广泛关注数字化转型对绿色发展的影响。在宏观层面，有学者指出数字经济的发展对城市碳排放产生了抑制作用，能够降低区域污染排放从而推动绿色创新的发展，带动产业升级[2] [3]。在企业层面，资源基础理论认为数字化转型通过大数据、云计算等技术，能够优化资源的配置，加速绿色技术和管理知识的积累，形成独特的数字资产提高资源利用效率。从资源获取的角度出发，数字化转型有助于缓解信息不对称问题，洞察消费者行为模式，预测市场趋势，降低企业内部信息不对称问，提高企业信息处理能力，降低获取外部资源的成本，更快速获得绿色创新资源，提高创新效率[4]。梁晨曦[5]基于沪深 A 股上市公司的研究发现，数字化转型通过提升资源利用效率、增强运营透明度和优化融资渠道，为绿色创新提供技术基础，进而正向作用于企业财务绩效。依据信号传递理论，根据信号传递理论，企业推进数字化转型有助于向外部利益相关者传达积极发展的信号，展示其在技术应用、管理效率和可持续发展方面的优势，缓解企业在融资方面所面临的约束，因此促进企业增加对绿色研发的投入，从而在提升经济效益的同时，也兼顾了生态环境效益的实现[6]。制度理论下，随着数字化转型进程的持续加快，数字技术的应用范围日益拓展，呈现出多元化的发展趋势。在此背景下，企业积极践行国家战略部署，着力研发绿色、环保型产品与服务，在有效降低污

染物排放和环境负担的同时,也实现了经济效益的稳步提升。数字化转型增强了企业进行绿色创新的能力,具体表现为数字化转型程度越高,企业进行绿色创新效率越高[7]。基于以上理论,本文提出假设 1:

H1: 业数字化转型正向影响绿色创新。

2.2. 环境规制的调节作用

环境规制作为外部治理手段,被广泛认为是促进企业开展绿色创新的关键驱动力之一。深入分析环境规制作用机理的差异,有助于清晰地把握环境规制如何影响企业绿色创新,也为制定更具针对性和有效性的政策措施提供了理论支持与实践依据。部分学者认为,基于新古典理论在政府进行罚款、关停等手段进行环境规制的约束下,企业往往会通过增加环境投资[8],恰当的环境规制对绿色创新有积极作用,增强企业的市场竞争力,企业能够在一定程度上甚至完全弥补因环保投入所带来的成本压力,从而实现生态环境保护与绿色创新发展之间的协同共赢[9]。然而有的学者认为适当的环境规制会激发企业的环保意识,但当企业被强制进行环境规制会对其资金分配产生影响,将过多的资金投入数字化转型的研发抢占绿色技术创新资源从而负向影响绿色创新[10]。基于此本文提出假设 2:

H2: 环境规制负向调节数字化转型对绿色创新的影响。

3. 研究设计

3.1. 样本选择和数据来源

本文选取 2010~2023 年 A 股上市公司作为研究样本,考察数字化转型度企业绿色创新的影响,其中绿色创新数据来自中国研究数据服务平台(CNRDS)数据库,数字化转型数据主要来自企业年报,环境规制数据主要来自政府工作报告,其他主要数据来源于 CSMAR 数据库和用 Wind 数据库。数据实施以下筛选程序:(1) 排除 ST 及 PT 企业以消除异常经营状态的影响;(2) 剔除金融类上市公司以保证行业同质性;(3) 过滤存在显著缺失值的观测记录以确保数据完整性。经上述筛选后,最终获得有效观测样本 38,764 条。

3.2. 主要变量定义

被解释变量:企业绿色技术创新(Pat)。参考罗双成等[11]的研究,为消除数据的“右偏性”,本研究使用绿色专利申请数加 1 取自然对数的方法衡量绿色技术创新。

解释变量:企业数字化转型(DT)。本文借鉴吴非等[12]的做法,采用上市企业年报中与数字化相关的关键词出现频数构建企业数字化转型指标。将数字化转型关键词分为人工智能、区块链、云计算、大数据和数字技术应用 5 类,通过提取核心词出现的频次构建数字化转型指标,并对其加 1 后进行对数化处理以缓解数据偏态分布的影响,最终得到数字化转型的代理变量。

调节变量:环境规制(ER)。本文参考陈诗一和陈登科(2018) [13]、袁赛等[14]的研究,以我国省域政府工作报告为基础,搜集有关环境保护、环保、污染、能耗、减排、排污、生态、绿色、低碳、空气、SO₂、CO₂、PM₁₀与 PM_{2.5}等与环境治理密切相关的词汇,计算其占政府工作报告全文总字数的比重衡量环境规制(ER),这既可全面反映政府环境治理力度,又能降低单一指标内生性风险。

控制变量:为控制其他因素的影响,本文选取以下控制变量(见表 1):资产收益率(ROA)、资产负债率(Lev)、企业规模(Size)、营业收入增长率(Growth)、存货占比(INV)、独立董事占比(Indep)、上市年限(ListAge)、第一大股东持股比例(Top1)、董事人数(Board)、管理层持股比例(Mshare)、大股东资金占比(Oc-cupy)。

Table 1. Variable definitions
表 1. 变量定义表

变量名	变量符号	变量名称	计算方式
被解释变量	Pat	绿色技术创新	$\ln(\text{绿色专利申请量} + 1)$
解释变量	DT	数字化转型	年报关键词总计/同年同行业企业的关键词合计
中介变量	ER	环境规制	环境治理密切相关词汇与政府工作报告全文总字数的比重
	ROA	资产收益率	企业收益比总资产
	Lev	资产负债率	负债合计/资产总计
	Size	企业规模	企业总资产的自然对数
	Growth	营业收入增长率	$\text{本年营业收入}/\text{上一年营业收入} - 1$
	INV	存货占比	存货净额与总资产的比值
	Indep	独立董事占比	独立董事除以董事人数
	ListAge	上市年限	$\ln(\text{当年年份} - \text{上市年份} + 1)$
控制变量	Top1	第一大股东持股比例	第一大股东持股数量/总股数
	Board	董事人数	董事会人数取自然对数
	Mshare	管理层持股比例	管理层持股数据除以总股本
	Occupy	大股东资金占比	其他应收款除以总资产

3.3. 模型构建

根据数字化转型对企业绿色创新的的直接作用，构建基本模型如下：

$$Pat_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 DT_{it} + \sum \alpha_3 Controls_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式中： i 和 t 分别表示企业和年度， ε_{it} 表示误差项， α 为系数；Pat 表示中国各企业的绿色技术创新水平，DT 表示各企业的数字化转型水平；Controls 表示一系列控制变量。

进一步验证环境规制对数字化转型与企业绿色创新二者关系的影响，构建以下调节效应模型：

$$Pat_{it} = \beta_0 + \beta_1 DT_{it} + \beta_2 ER_{it} + \beta_4 DT_{it} * ER_{it} + \sum \beta_5 Controls_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中， $DT_{it} * ER_{it}$ 代表 i 企业 t 年的数字化转型程度与 i 企业 t 年的环境规制强度的交互项，其他符号含义不变。

4. 实证分析

4.1. 描述性统计及相关性分析

从表 2 的描述性统计可以观察到，共包含 38,764 个观测值，所有变量样本量一致，表明数据为平衡面板或完整截面数据。被解释变量企业绿色技术创新(Pat)的均值是 0.359，标准差为 0.795，表明专利分布高度右偏，整体样本中该指标的平均水平较低。企业数字化转型(DT)均值是 1.449，标准差为 1.430，表明样本在该指标上整体处于平均水平。环境规制(ER)均值为 0.003，标准差为 0.001，说明数据离散程度很小，个体间差异不大。控制变量跟其他学者描述性统计的结果相似，表明数据处理没有误差。

Table 2. Descriptive statistical analysis results
表 2. 描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
Pat	38764	0.359	0.795	0.000	6.848
DT	38764	1.449	1.430	0.000	6.380
ER	38764	0.003	0.001	0.001	0.006
ROA	38764	0.043	0.075	-1.859	1.285
Lev	38764	0.413	0.208	0.007	1.238
Size	38764	22.174	1.324	15.577	28.697
Growth	38764	4.210	687.943	-1.309	1.35e+05
INV	38764	0.141	0.132	0.000	0.943
Indep	38764	37.608	5.560	14.290	80.000
ListAge	38764	2.015	0.963	0.000	3.526
Top10	38764	0.589	0.155	0.013	1.012
Board	38764	2.119	0.199	1.099	2.890
Mshare	38764	14.629	20.333	0.000	235.262
Occupy	38764	0.015	0.029	0.000	0.726

根据表 3 列示的各变量相关系数, 企业绿色技术创新(Pat)与企业数字化转型(DT)的相关系数为 0.1560, 且通过了 1%水平的显著性检验。这一结果初步揭示数字化转型对绿色技术创新存在正向促进作用, 从而为假设 H1 提供了初步支持。环境规制(ER)与企业数字化转型(DT)之间的相关系数为 0.0195, 且在 1%的水平下显著。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, 方差膨胀因子(VIF)检验结果显示, 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。

4.2. 实证结果分析

表 4 报告了基于企业-年份双重固定效应模型的估计结果, 被解释变量均为是 L.Pat (滞后一期的绿色技术创新), 核心解释变量是 DT(数字化转型)。其中模型(1)为基础设定, 未纳入任何控制变量; 模型(2)和(3)则引入了控制变量; 进一步地, 模型(3)还加入了环境规制(ER)及其与 DT 的交互项(inter2)。回归结果显示, 三个模型的调整后 R^2 介于 0.676 至 0.677 之间, 表明模型整体具有较优的拟合效, 并且在加入控制变量后, 企业数字化转型对绿色技术创新的影响系数出现下降, 这说明加入的控制变量是有效的。

从核心解释变量来看, 数字化转型对绿色技术创新的影响在三个模型中均显著为正, 且通过 1%显著性水平检验。这表明, 即使在加入控制变量和交互项后, 企业数字化转型对绿色技术创新的正向促进作用依然稳健, 进一步验证了假设 H1, 即数字化转型程度越高, 企业绿色技术创新越优。模型(3)中, 环境规制(ER)的系数为-16.24, 在 1%水平下显著为负, 说明环境规制对企业绿色技术创新存在显著抑制作用; 而交互项(inter2)的系数为-7.425, 同样在 1%水平上显著为负, 说明环境规制削弱数字化转型对企业绿色技术创新的促进效应, 验证了假设 H2, 即环境规制强度的提升会降低数字化转型对绿色技术创新的正向影响。

Table 3. Correlation analysis results
表 3. 相关系数检验结果

	Pat	DT	ER	ROA	Lev	Size	Growth	INV	Indep	ListAge	Top10	Board	Mshare	Occupy
Pat	1													
DT	0.1560***	1												
ER	0.0008	0.0195***	1											
ROA	0.0241***	-0.0384***	0.0189***	1										
Lev	0.0867***	-0.0496***	-0.0197***	-0.3592***	1									
Size	0.1957***	0.0580***	0.0050	-0.0209***	0.5056***	1								
Growth	-0.0026	-0.0056	-0.0057	0.0001	0.0062	-0.0021	1							
INV	-0.0557***	-0.1083***	-0.0135***	-0.0661***	0.3033***	0.1179***	-0.0016	1						
Indep	0.0101**	0.0666***	0.0085*	-0.0131**	-0.0102*	0.0091*	-0.0044	0.0068	1					
ListAge	-0.0218***	-0.0192	-0.0009	-0.2484***	0.4149***	0.4524***	0.0047	0.1376***	-0.0064	1				
Top10	0.0176***	-0.0397***	0.0278***	0.2447***	-0.1383***	0.0802***	0.0038	-0.0585***	0.0241***	-0.4280***	1			
Board	0.0394***	-0.0863***	-0.0142***	0.0029	0.1501***	0.2570***	0.0025	-0.0094*	-0.5379***	0.1492***	0.0031	1		
Mshare	0.0075	0.0808***	0.0353***	0.1731***	-0.3330***	-0.3518***	-0.0036	-0.0933***	0.0619***	-0.5573***	0.2411***	-0.2025***	1	
Occupy	-0.0386***	0.0385***	0.0083	-0.1744***	0.2002***	0.0617***	0.0008	0.0760***	0.0095*	0.1426***	-0.1123***	0.0070	-0.0968***	1

***p < 0.01, **p < 0.05, *p < 0.1。

Table 4. Results of regression analysis
表 4. 基准回归

	(1)	(2)	(3)
	L.Pat	L.Pat	L.Pat
DT	0.0199*** (4.91)	0.0148*** (3.60)	0.0159*** (3.84)
ER			-16.24*** (-3.39)
inter2			-7.425*** (-2.68)
ROA		-0.0456 (-0.96)	-0.0351 (-0.74)
Lev		-0.0426 (-1.36)	-0.0405 (-1.29)
Size		0.0631*** (8.20)	0.0625*** (8.12)
Growth		0.0000305 (0.13)	0.0000245 (0.10)
INV		0.0409 (0.87)	0.0406 (0.86)
Indep		0.00103 (1.13)	0.00111 (1.22)
ListAge		-0.00668 (-0.43)	-0.00733 (-0.48)
Top10		-0.163*** (-3.83)	-0.158*** (-3.70)
Board		-0.00435 (-0.14)	-0.00255 (-0.08)
Mshare		0.000403 (1.02)	0.000447 (1.13)
Occupy		-0.0549 (-0.45)	-0.0610 (-0.50)

续表

_cons	0.332*** (50.10)	-0.979*** (-5.47)	-0.925*** (-5.14)
Firm	YES	YES	YES
Year	YES	YES	YES
N	32171	32171	32171
F	24.153***	8.928***	9.001***
r2	0.717	0.718	0.718
r2_a	0.676	0.677	0.677

t statistics in parentheses; **p* < 0.1, ***p* < 0.05, ****p* < 0.01。

4.3. 稳健性检验

为了进一步验证本研究的基准回归结果,本文采用以下方法进行稳健性检验。(1) 替换被解释变量衡量方式。本文调整了被解释变量企业绿色创新的度量方式,采用企业当年独立申请的绿色发明数量加一取对数作为企业绿色创新的代理变量,然后使用基准回归模型重新检验数字化转型与企业绿色创新之间的关系,回归结果如表 5 第(1)列所示。回归结果表明,自变量数字化转型(DT)的系数仍然在 1%的水平上显著为正,假设 1 仍得到支持。(2) 替换解释变量衡量方式。本文借鉴赵宸宇等的相关研究,进一步来衡量企业数字化转型程度(DIGI_text),然后重新对基准回归模型进行回归,结果如表 5 第(2)列所示。回归结果表明,数字化转型(DIGI_text)的系数仍在 1%的水平上显著为正,验证了本文结论的稳健性。(3) 加入稳健标准误。为保证研究结果的稳健性,本文在基准回归模型中进一步加入稳健标准误进行回归,结果如表 5 第(3)列所示。结果表明,企业数字化转型(DT)对绿色创新(Pat)的影响仍在 1%的水平上显著为正,进一步验证了本文的研究结论。(4) 进一步增加行业固定效应。为了控制行业层面的差异对研究结论的影响,本文在基准回归模型的基础上进一步控制行业固定效应,然后对样本进行重新回归,回归结果如表 5 第(4)列所示。结果显示,在控制企业固定效应、年度固定效应和行业固定效应后,企业数字化转型程度(DT)与企业绿色创新(Pat)依然在 1%的水平上显著正相关,这一结果表明,尽管考虑了行业层面的差异,数字化转型对企业绿色创新的推动作用依然显著,验证了原始模型中的结论。

Table 5. Results of robustness analysis tests

表 5. 稳健性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)
	替换被解释变量	替换解释变量	稳健标准误	增加行业固定
DT	0.0161*** (4.72)		0.0148*** (3.51)	0.0153*** (3.69)
DIGI_text		1.097*** (4.91)		
ROA	-0.0329 (-0.84)	-0.0385 (-0.81)	-0.0456 (-1.10)	-0.0562 (-1.17)

续表

Lev	-0.0359 (-1.38)	-0.0405 (-1.29)	-0.0426 (-1.44)	-0.0468 (-1.48)
Size	0.0518*** (8.14)	0.0604*** (7.80)	0.0631*** (8.18)	0.0694*** (8.80)
Growth	0.0000143 (0.07)	0.0000380 (0.16)	0.0000305 (0.74)	0.0000267 (0.11)
INV	0.0586 (1.51)	0.0412 (0.88)	0.0409 (0.98)	0.0172 (0.36)
Indep	0.000913 (1.21)	0.00105 (1.15)	0.00103 (1.01)	0.000945 (1.03)
ListAge	-0.0140 (-1.10)	-0.00669 (-0.44)	-0.00668 (-0.42)	-0.00952 (-0.62)
Top10	-0.0821** (-2.33)	-0.152*** (-3.56)	-0.163*** (-3.88)	-0.157*** (-3.66)
Board	-0.0156 (-0.60)	-0.00513 (-0.16)	-0.00435 (-0.13)	0.000997 (0.03)
Mshare	0.0000458 (0.14)	0.000438 (1.11)	0.000403 (1.04)	0.000224 (0.57)
Occupy	-0.0658 (-0.65)	-0.0449 (-0.37)	-0.0549 (-0.59)	-0.0631 (-0.51)
_cons	-0.847*** (-5.72)	-0.920*** (-5.11)	-0.979*** (-5.42)	-1.116*** (-6.09)
Firm	YES	YES	YES	YES
Year	YES	YES	YES	YES
Industry				YES
N	32171	32171	32171	32170
F	9.243***	9.860***	8.584***	9.726***
r2	0.710	0.718	0.718	0.719
r2_a	0.668	0.677	0.677	0.677

t statistics in parentheses; **p* < 0.1, ***p* < 0.05, ****p* < 0.01。

5. 结论与建议

在数字化转型和绿色创新双向推动的背景下，本文将数字化转型与绿色创新二者联结起来，本研究

基于数据可得性原则,选取 2010~2023 年 A 股上市公司作为研究样本,分析数字化转型对绿色创新的影响。并探讨环境规制在数字化转型与绿色创新之间的关系。研究发现:数字化转型正向影响绿色创新,企业通过数字化转型能够更有效地利用资源、提升运营透明度和优化融资渠道,为绿色创新提供技术基础,促进绿色技术创新效率的提高,数字化转型程度越高,绿色创新程度越明显;环境规制在数字化转型与绿色创新之间起到负向调节作用,过于严格的环境规制可能会迫使企业将过多的资金投入于满足规制要求,而绿色创新的研发上,从而对绿色创新产生抑制作用。

基于以上研究,为更好地提升数字化对绿色创新的影响,提出以下建议。

企业应加强数字化转型战略规划。企业应当确立清晰的数字化愿景和目标,并特别关注如何通过数字化手段促进绿色创新,制定并实施数字化战略,以确保数据的质量、安全性和可访问性。利用大数据分析能力,预测市场趋势,从而更好地满足市场需求,同时优化内部资源配置,提高资源利用效率。为企业创造一个有利于推动绿色技术创新的环境,促进企业在追求经济效益的同时,也能够实现环境保护和社会责任的目标。

政府应制定恰当的环境规制政策。政府需要对不同行业、不同类型企业进行深入分析,制订灵活多变的环境规制框架,允许根据不同企业的实际情况调整规制强度。既能激励企业进行绿色创新又能避免过度负担,政府应在环境规制中引入更多正向激励机制。除了传统的罚款、关停等命令控制型手段外,还可以考虑采用市场激励型措施,如税收减免、补贴奖励等,鼓励企业主动参与绿色技术创新。

参考文献

- [1] 易露霞,吴非,徐斯旸.企业数字化转型的业绩驱动效应研究[J].证券市场导报,2021(8): 15-25+69.
- [2] 郭丰,杨上广,任毅.数字经济、绿色技术创新与碳排放——来自中国城市层面的经验证据[J].陕西师范大学学报(哲学社会科学版),2022,51(3): 45-60.
- [3] 邓荣荣,张翔祥.中国城市数字经济发展对环境污染的影响及机理研究[J].南方经济,2022(2): 18-37.
- [4] 王羲,陈雪姣,曹晶,等.数字化转型对企业高质量发展的影响——企业创新与风险承担视角[J].科技进步与对策,2024,41(7): 1-10.
- [5] 梁晨曦.数字化转型、绿色创新与企业财务绩效[J].经济师,2024(11): 18-19+22.
- [6] 胡洁,韩一鸣,钟咏.企业数字化转型如何影响企业 ESG 表现——来自中国上市公司的证据[J].产业经济评论,2023(1): 105-123.
- [7] 杨永杰,阮鑫妍.数字化转型、绿色技术创新与企业 ESG 表现——环境规制的调节作用[J].哈尔滨商业大学学报(社会科学版),2023(5): 34-47.
- [8] 于连超,张卫国,毕茜.环境税对企业绿色转型的倒逼效应研究[J].中国人口·资源与环境,2019,29(7): 112-120.
- [9] 陶锋,赵锦瑜,周浩.环境规制实现了绿色技术创新的“增量提质”吗——来自环保目标责任制的证据[J].中国工业经济,2021(2): 136-154.
- [10] 许秀梅,荆若兰,李敬锁.异质性环境规制、数字化投资与中小企业绿色创新[J].科研管理,2024,45(8): 126-134.
- [11] 罗双成,刘建江,熊智桥.人才政策支持与重污染企业绿色创新绩效——来自高层次人才补助的经验证据[J].产业经济研究,2024(1): 56-70.
- [12] 吴非,胡慧芷,林慧妍,等.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.
- [13] 陈诗一,陈登科.雾霾污染、政府治理与经济高质量发展[J].经济研究,2018,53(2): 20-34.
- [14] 袁赛,潘雄锋,王梦洋.环境规制、要素资源错配与工业低碳转型[J].统计研究,2025,42(6): 79-92.