企业绿色创新对新质生产力的影响

郑志丹，李佳伟

（河北大学经济学院，保定 071000）

摘要：在高质量发展与绿色低碳转型双重国家战略指引下，新质生产力已成为经济社会转型升级的核心动力，企业绿色创新是赋能新质生产力提质增效的核心支撑。选取 2011—2024 年中国 A 股上市公司为样本，实证探究绿色创新对企业新质生产力的影响机制，检验数字化转型披露强度的中介效应、数字普惠金融的调节效应及多维度异质性。结果表明，绿色创新显著正向驱动企业新质生产力，且实质性绿色创新的驱动效应显著强于策略性绿色创新，数字化转型披露强度发挥部分中介作用，数字普惠金融仅显著正向调节策略性绿色创新的效应，且该效应存在明显的行业、区域与企业规模异质性，据此提出针对性政策建议。

关键词：绿色创新；新质生产力；数字化转型；数字普惠金融

中图分类号：F273.1 **文献标志码：**A **文章编号：**1671－1807(2026)12－0196－09

高质量发展是新时代中国经济社会发展的核心主题，而新质生产力的提出则为这一主题的推进提供了关键路径指引。新质生产力是一个内涵丰富、意蕴深厚的经济范畴，代表着一种生产力的跃迁，区别于依靠大量资源投入、高度消耗资源能源的生产力发展方式，是摆脱了传统增长路径、符合高质量发展要求的生产力[1]。2024 年《政府工作报告》提出，大力推进现代化产业体系建设，加快发展新质生产力。这一生产力高级形态依托新型生产要素整合协同而成，以科技创新为核心，兼具高质量、高效率、高科技特征，承载新兴及未来产业，推动经济社会多领域变革，为经济持续健康发展提供坚实支撑[2]。

现有研究已证实，培育新质生产力既是我国生产力升级的内在要求，也是绿色发展的必然选择[3]，其可通过清退落后产能、培育战略性新兴产业提升产业链供应链竞争力，同时其聚焦的新技术、新能源方向可推动生产环节清洁化与循环化发展，为中国式现代化提供核心支撑[4]。党的二十大提出，推动经济社会发展绿色化、低碳化是实现高质量发展的关键环节。2025 年召开的国务院常务会议，审议通过《制造业绿色低碳发展行动方案（2025—2027 年）》。会议指出，制造业绿色低碳转型是大势所趋，需加快绿色科技创新和先进技术推广应用，强化新型工业化绿色底色。企业绿色创新是中国生态环境改善与经济高质量发展的核心支撑[5]。另外也有研究表明新质生产力显著促进企业绿色创新，并且高管团队多样性对新质生产力推动绿色创新的路径存在差异化调节作用，关系导向型多样性削弱协作沟通且负向调节，任务导向型多样性丰富知识结构、提升战略科学性且正向调节[6]。

现有主流研究普遍认为，企业绿色创新可显著促进企业发展、提升财务绩效，林赛燕和徐恋[7]表明企业集团内部供应链整合对二者的关联存在异质性调节效应；另有学者指出绿色创新是政府环境治理影响企业创新的中介变量，有效的政府环境治理可通过促进绿色创新，进而对企业财务绩效产生正向效应[8]；杨冠华等[9]发现，企业绿色创新存在重经济目标、轻环保投入的倾向，导致其对环境社会责任绩效的赋能作用被削弱。

关于企业绿色创新、数字化转型和新质生产力的关系：王海等[10]表明数字化转型既可以通过整合研发资源、加大环保投入、缓解税费压力和优化融资条件助推企业绿色创新发展，还能够通过改善经营效益、提高生产效率释放企业绿色创新潜力；另外研究表明吸收能力与内部控制分别在数字化转型影响绿色创新的路径中发挥部分中介作用，且相较于内部控制，吸收能力的中介传导效应表现得更

收稿日期：2026-05-18

基金项目：河北省研究生专业学位教学案例库建设项目（KCJSZ2025010）

作者简介：郑志丹（1982—），男，河北邢台人，博士，副教授，研究方向为金融学；李佳伟（2002—），男，河北邢台人，硕士研究生，研究方向为金融学。

为显著[11];数字化转型与新质生产力方面有研究发现数字化转型可通过提升内部控制质量、增强绿色技术创新能力两个渠道,显著促进新质生产力发展[12]。现有研究主要集中于数字化转型如何赋能企业绿色创新和绿色创新如何促进新质生产力发展,从绿色创新如何影响数字化转型角度的研究相对较少。

此外,学者还着重分析了企业绿色创新、数字普惠金融和新质生产力的关系。例如,乔彬等[13]表明数字普惠金融显著促进企业绿色创新,主要通过降低企业杠杆率、提升非控股股东决策参与度实现,且该效应在非国有企业、重污染行业及中西部地区企业中更强;钟廷勇等[14]的机制分析结果显示,数字普惠金融可通过缓解融资约束、提升城市财富水平两条路径推动企业绿色技术创新,且该驱动效应仅存在于实质性绿色创新中,对策略性绿色创新无显著影响。还有研究从异质性层面分析,结果表示数字普惠金融对企业绿色创新的促进效应,在中西部地区、非国有企业及市场化程度偏低的区域表现得更为显著[15]。

另外,新质生产力以科技创新、人才支撑为核心要素,而传统金融服务存在重抵押、轻创新,重大型、轻中小的结构性短板[16],难以匹配新质生产力的融资需求,数字普惠金融作为金融与数字技术融合的创新融资模式,可依托数字技术打破传统金融限制,既是驱动企业绿色创新的核心抓手,也拓宽了中小企业绿色创新的融资渠道[17]。

总体而言,现有关于企业新质生产力的研究仍存在核心缺口,尤其缺乏绿色创新、数字化转型双轮驱动背景下的微观实证支撑。为此,本文选取绿色创新、数字化转型、数字普惠金融纳入统一分析框架,探讨其对企业新质生产力的综合影响,并检验多维度下的异质性效应。

1 理论分析与研究假设

1.1 企业绿色创新与新质生产力

绿色创新是企业为了避免或降低环境损害,采用新的或改良的新产品、新流程、新服务和新管理体系,以实现企业和客户的价值创造[18]。

一方面,企业绿色创新的数量积累可通过优化生产力要素结构、重塑要素组合模式提升全要素生产率,进而助力新质生产力培育[19],为新质生产力发展奠定基础。具体而言,企业绿色创新成果可优化人力要素配置、推动生产设备绿色升级,为新质生产力提供核心要素支撑。其产出规模的增长也能加速企业内外部绿色资源的整合流转[20],强化新型生产要素的挖掘与应用,为新质生产力的快速发展提供充足资源保障。

另一方面,企业绿色创新质量可通过两条核心路径赋能新质生产力,一是以颠覆性绿色技术与产品创新推动生产模式绿色转型,强化新质生产力核心竞争力;二是依托数字技术实现生产流程的绿色化精准优化,提升生产环节的绿色智能效能[21]。基于此,提出如下研究假设。

H1:企业绿色创新对新质生产力发展具有显著正向驱动作用。

1.2 企业绿色创新、数字化转型披露强度、新质生产力

企业数字化转型是以数据为核心驱动,依托数字技术实现管理、生产与商业模式全维度升级的系统性变革[22]。

企业绿色创新是驱动数字化转型的重要内生动力。绿色创新通过帮助企业打破自身资源限制的"瓶颈"提高转型资源使用效率,进而提升数字化转型绩效[23]。一方面,企业通过绿色创新为数字化转型创造可持续的内部资源,同时为获取外部资源支持创造有利条件;另一方面,企业通过绿色创新优化各项业务流程,高效利用现有资源,为积极开展数字化转型奠定坚实基础。

数字化转型是培育新质生产力的重要载体[24]。从要素视角看,绿色创新通过人才结构升级、信息壁垒破除、全流程绿色管控三条核心路径,驱动企业深化数字化转型[25],而数字化转型带来的要素优化与流程智能升级,最终将推动科技与生产深度融合,赋能新质生产力培育。数字化转型披露强度在绿色创新与新质生产力之间发挥中介作用,它既是企业数字化转型战略的体现,也是实际转型深度的有效代理。因此,提出以下研究假设。

H2:绿色创新可通过推动企业数字化转型披露强度,显著正向促进新质生产力发展。

1.3 企业绿色创新、数字普惠金融、新质生产力

数字普惠金融能够降低金融服务的成本与门槛,作为数字经济时代的关键生产要素[26],可高效整合互补性资产,驱动技术创新进程。

此外,数字普惠金融可通过缓解信息不对称降低企业绿色创新成本、提升创新效率[27],同时依托资源配置效应打破传统金融边界,为绿色创新提供高效的资源支持。一方面,数字普惠金融可依托自身低成本、广覆盖的优势,通过数字化工具降低金融服务门槛与交易成本,缓解绿色技术创新的融资

约束，为企业研发提供稳定资金支持[28]。另一方面，数字普惠金融可通过优化资源配置打破金融壁垒，引导资金向绿色创新关键环节倾斜，其发展水平越高，绿色技术创新对新质生产力的促进效应就越强。因此，提出以下研究假设。

H3：在绿色技术创新影响新质生产力的传导过程中，数字普惠金融发挥着显著的正向调节效应。

2　研究设计

2.1　模型设定

为探究绿色创新对企业新质生产力的影响，构建如下基准回归模型。

$$NP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 GI_{it} + \alpha_2 Controls_{it} + Firm_i + Year_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式中：i 为企业；t 为年份；NP_{it} 为企业 i 在第 t 年的新质生产力水平；GI_{it} 为解释变量绿色创新能力；Controls 为一系列控制变量；Firm 为模型的个体虚拟变量；Year 为年份虚拟变量；ε 为随机扰动项。

为了探究数字化转型在企业绿色创新促进企业新质生产力中发挥的中介作用，参考其他学者对中介方法的理论，设置模型(2)和模型(3)采用逐步回归法验证中介效应[29]。

$$M_{it} = \delta_0 + \delta_1 GI_{it} + \delta_2 Controls_{it} + Firm_i + Year_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

式中：M_{it} 为中介变量数字化转型披露强度(DIGI)。

$$NP_{it} = \theta_0 + \theta_1 M_{it} + \theta_2 GI_{it} + \theta_3 Controls_{it} + Firm_i + Year_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

2.2　变量选取与说明

被解释变量：企业新质生产力参考宋佳等[30]的做法，利用熵值法将新质劳动者、新质劳动对象、新质劳动资料三个层面的指标计算企业新质生产力，指标定义如表 1 所示。

解释变量：参考黎文靖和郑曼妮[31]的研究方法，以企业绿色专利申请量作为绿色创新能力的基准衡量指标，并分别采用绿色发明专利和绿色实用新型专利作为实质性绿色创新和策略性绿色创新的代理变量。为保证回归结果的稳健性，同步采用 1 后取自然对数的方式，作为绿色技术创新能力的替换指标。

机制变量：以公司年报文本从数字技术应用、互联网商业模式、智能制造和现代信息系统 4 个方面统计关键词的披露次数作为衡量企业数字化转型披露强度的指标。

调节变量：选取数字普惠金融作为调节变量，其测度参考北京大学数字金融研究中心发布的数字普惠金融指数，同时采用覆盖广度、使用深度和数字化程度 3 个二级指标进行细分衡量。

控制变量：选取以下可能影响企业新质生产力的变量，即企业规模、资产负债率、企业年龄、财务杠杆、董事人数、独立董事比例、两职合一、股权集中度及企业成长性。

2.3　变量选取与描述性统计

选取 2011—2024 年中国 A 股上市公司作为研究的初始样本，并通过一系列步骤对原始数据进行筛选和预处理：剔除金融行业上市公司，规避该行业特殊的资产负债结构与监管属性对研究结论的干扰；剔除被实施 ST、*ST 处理的样本企业，排除财务异常或退市风险较高的观测值对数据有效性的影响；为避免极端值造成实证结果偏差，对所有连续变量在 1%的水平上进行双向缩尾处理。经过上述处理，最终形成包含 4 073 家上市公司、2011—2024 年共 41 488 个观测值的非平衡面板数据。

涉及的企业财务指标、绿色创新相关数据，均整合自国泰安数据库、企业年报文本挖掘语料库与中国研究数据服务平台(Chinese Research Data Services，CNRDS)上市公司研发与专利数据库三大权威数据源，确保了研究数据的可靠性与权威性。所有数据的清洗、整理及后续实证分析工作，均借助 Stata16.0 软件完成。如表 2 所示。

表 1　新质生产力指标

指标			计算方法
新质生产力	员工素质	研发人员占比	企业研发人员数量占全部员工总数的百分比
		高学历人员占比	研究生及以上学历员工在企业总员工中的百分比
	管理层素质	企业绿色战略披露强度	ln(年报中绿色发展关键词词频+1)
		高管团队国际化人力资本	当企业高管团队中至少有一人拥有海外学习或工作经历时取值为 1，反之取值为 0
新质劳动对象	生态环境	环境治理得分	华证 ESG 评级的 E 指标，9 个级别分别赋值 1～9
		固定资产占比	企业固定资产净额占期末资产总额的百分比
新质劳动资料	科技劳动资料	创新水平	ln(专利授权数量+1)
		无形资产占比	企业无形资产净额占期末资产总额的百分比

表 2　变量描述性统计

变量名称	变量符号	变量定义	均值	标准差	最小值	最大值
新质生产力	NP	新质劳动者、新质劳动对象、新质劳动资料利用熵值法计算	17.582	9.349	1.162	38.546
实质性绿色创新	GI_sub	ln(绿色发明专利申请数量+1)	0.195	0.514	0.000	2.565
策略性绿色创新	GI_strat	ln(绿色实用新型专利申请数量+1)	0.244	0.599	0.000	2.944
数字化转型披露强度	DIGI	企业数字化转型相关词频	0.016	0.024	0.000	0.139
数字普惠金融	DUF	数字普惠金融指数	3.227	1.161	0.334	5.007
企业规模	Size	总资产的对数	22.240	1.286	19.978	26.262
资产负债率	Lev	总负债/总资产	0.417	0.205	0.054	0.900
董事人数	Board	ln 董事会人数	2.111	0.196	1.609	2.639
独立董事比例	Indep	独立董事除以董事人数	0.377	0.053	0.333	0.571
两职合一	Dual	董事长与总经理是同一个人为 1,否则为 0	0.306	0.461	0.000	1.000
股权集中度	Top10	前十股东持股数量/总股数	0.583	0.153	0.232	0.905
企业年龄	Firmage	ln(当年年份−公司成立年份+1)	3.236	0.229	2.565	3.738

3　实证结果

3.1　基准回归分析

表 3 报告了基准回归的估计结果。其中,列(1)未纳入控制变量,也未控制时间与企业个体固定效应,GI_sub 和 GI_strat 的系数分别为 1.984 和 2.895,均在 1%的水平下显著为正;列(2)加入全部控制变量并同时控制时间与企业个体固定效应后,两类绿色创新的系数分别降至 0.649 和 0.435,且依然保持 1%水平的高显著性。

表 3　基准回归结果

变量	(1)	(2)
	NP	NP
GI_sub	1.984***	0.649***
	(17.90)	(6.74)
GI_strat	2.895***	0.435***
	(30.47)	(4.84)
Size		1.311***
		(16.43)
Lev		−0.977***
		(−3.13)
Board		3.220***
		(9.03)
Indep		2.695**
		(2.44)
Dual		−0.216**
		(−2.08)
Top10		1.181***
		(2.84)
Firmage		−0.310***
		(−3.26)
常数项	16.49***	−19.84***
	(341.68)	(−10.20)
Firm	否	是
Year	否	是
观测值	41 488	41 481
F	1 605***	69***

注:***、**、* 分别表示 1%、5%、10%的显著性水平;括号内为 t 值。

3.2　稳健性检验

为排除异方差、特殊事件冲击及遗漏行业特征等因素对实证结果的干扰,采用四种方法进行稳健性检验。

表 4 列(1)采用稳健标准误法缓解异方差影响,GI_sub 和 GI_strat 系数分别为 0.649 和 0.435,均在 1%的水平下显著为正,与基准回归结果完全一致,核心结论不受异方差干扰。列(2)剔除 2020 年新冠肺炎疫情冲击样本后,两者系数分别为 0.665、0.508,仍维持在 1%的水平下显著,仅系数规模略有提升,表明新冠疫情未改变两类绿色创新与新质生产力的正向关联。列(3)仅保留 2011—2019 年新冠疫情前样本回归,以彻底排除新冠疫情长期潜在影响,结果显示两者系数分别为 0.428、0.472,显著性未发生变化。列(4)在基准模型基础上增入行业固定效应,控制行业异质性干扰,此时两者系数分别为 0.647、0.445,保持在 1%的水平下显著,与基准回归几乎无差异。

表 4　稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	稳健标准误 NP	剔除 2020 年 NP	使用疫情前样本 NP	增入行业固定 NP
GI_sub	0.649***	0.665***	0.428***	0.647***
	(6.80)	(6.50)	(2.99)	(6.74)
GI_strat	0.435***	0.508***	0.472***	0.445***
	(4.76)	(5.35)	(3.40)	(4.97)
常数项	−19.84***	−20.69***	−15.01***	−20.08***
	(−9.22)	(−10.29)	(−5.26)	(−10.15)
Firm	是	是	是	是
Year	是	是	是	是
Industry				是
观测值	41 481	38 051	21 752	41 480
F	60***	68***	28***	68***
R^2	0.646	0.643	0.697	0.649
调整后 R^2	0.604	0.596	0.643	0.607

注:***、**、* 分别表示 1%、5%、10%的显著性水平;括号内为 t 值。

综上，四种稳健性检验下，两类核心解释变量的系数均在 1%的水平下显著为正；同时模型拟合优度保持稳定，控制变量估计结果具有一致性，本文核心结论具备较强的稳健性和可靠性。

3.3　内生性检验

为解决绿色创新与新质生产力间双向因果导致的内生性问题，参考主流研究，选取剔除自身影响后的年度-行业绿色创新平均值与绿色创新滞后一期作为工具变量，二者均满足相关性与外生性要求，检验结果如表 5 所示。

3.3.1　年度-行业绿色创新平均值

第一阶段回归显示，年度-行业 GI_sub 平均值系数为 0.333，在 1%的水平上显著为正，年度-行业 GI_strat 平均值系数为 0.309，在 1%的水平上显著为正，符合行业技术溢出效应逻辑，即同行业创新趋势会带动单个企业的绿色创新行为，且不存在弱工具变量问题。

第二阶段回归中，GI_sub 系数为 2.949，在 1%的水平上显著为正，绝对值显著大于基准回归的 0.649，表明控制内生性后其驱动效应更强；GI_strat 系数 3.178，在 1%的水平上显著为正，需结合双内生变量联合检验进一步判断。

3.3.2　绿色创新滞后一期

第一阶段回归显示（表 5），GI_sub 滞后一期系数为 0.165，在 1%的水平上显著为正，GI_strat 滞后一期系数为 0.238，在 1%的水平上显著为正，验证了企业绿色创新的路径依赖特征，前期技术与经验积累会持续推动当期创新。

同时纳入两类内生变量的第二阶段回归结果显示，GI_sub 系数仍为 6.201，在 1%的水平上显著为正，而 GI_strat 系数降至 0.515，t 仅为 0.50，不再具有统计上显著性。这表明控制内生性后，仅 GI_sub 对新质生产力存在稳健的因果效应，基准回归中 GI_strat 的显著性源于内生性偏误。

综上，两种工具变量的多重检验结果一致表明，GI_sub 是驱动企业新质生产力提升的核心动力，基准回归低估了其真实赋能效应，而 GI_strat 的作用不具备因果稳健性。

3.4　中介效应

采用逐步回归法，检验数字化转型披露强度在 GI_sub、GI_strat 与企业新质生产力之间的中介作用，结果如表 6 所示。

基准回归已证实，两类绿色创新对新质生产力的直接效应均在 1%的水平上显著为正，满足中介效应检验的前提条件。表 6 列(1)显示，GI_sub 对中介变量 DIGI 的系数为 0.000 334，在 5%的水平上显著为正，说明其能显著提升企业数字化转型披露强度。列(3)中 GI_strat 的系数为 0.001 090，在 1%的水平上显著为正，表明策略性绿色创新同样具有正向推动作用。这符合理论逻辑：绿色创新对

表 5　内生性检验结果

变量	GI_sub		GI_strat		GI_sub	GI_strat	GI_subGI_strat
	年度-行业平均值	年度-行业平均值	年度-行业平均值	年度-行业平均值	滞后一期		滞后一期
	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段	第一阶段		第二阶段
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)		(6)
IV	0.333*** (21.86)		0.309*** (18.87)				
IV2					0.165*** (29.38)		
IV3						0.238*** (43.04)	
GI_sub		2.949*** (3.71)					6.201*** (4.05)
GI_strat				3.178*** (3.69)			0.515 (0.50)
Controls	是	是	是	是	是	是	是
Firm	是	是	是	是	是	是	是
Year	是	是	是	是	是	是	是
观测值	41 481	41 481	41 481	41 481	35 524	35 524	35 524
F	73***	64***	62***	63***	127***	272***	57***
R^2	0.606	−0.001	0.665	−0.011	0.629	0.698	−0.097
调整后 R^2	0.559	−0.120	0.625	−0.131	0.577	0.655	−0.251

注：***、**、* 分别表示 1%、5%、10%的显著性水平；括号内为 t 值。

表 6　中介效应

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	DIGI	NP	DIGI	NP
GI_sub	0.000 334**	0.835 000***		
	(2.19)	(9.38)		
GI_strat			0.001 090***	0.642 000***
			(7.65)	(7.74)
DIGI		22.88***		21.62***
		(7.54)		(7.12)
Controls	是	是	是	是
常数项	−0.090 6***	−17.980 0***	−0.089 8***	−17.950 0***
	(−27.23)	(−9.16)	(−27.01)	(−9.14)
Firm	是	是	是	是
Year	是	是	是	是
观测值	41 481	41 481	41 481	41 481
F	226.893***	73.187***	234.903***	69.623***
R^2	0.844	0.646	0.845	0.646
调整后 R^2	0.826	0.604	0.826	0.604

注:***、**、* 分别表示 1%、5%、10%的显著性水平;括号内为 t 值。

精准环境监测、生产流程动态优化的需求,倒逼企业加大物联网、大数据等数字化技术投入,加速转型进程。列(2)在基准模型中纳入 DIGI 后,DIGI 的系数在 1%的水平上显著为正,说明其本身能显著提升新质生产力,且 GI_sub 仍保持在 1%的水平上显著。列(4)结果显示,DIGI 系数同样在 1%的水平上显著为正,GI_strat 的显著性也未发生变化。

上述结果表明,以数字化转型披露强度为代表的企业数字化战略投入,在两类绿色创新与新质生产力间均发挥部分中介作用。其中,实质性绿色创新通过催生数字化技术需求,推动企业加大战略投入,进而通过业务流程重构和组织效率提升赋能新质生产力;策略性绿色创新则通过与数字化转型披露的信号协同效应,提升企业市场认可度与资源获取能力,间接促进新质生产力发展。

3.5　调节效应

选取数字普惠金融作为调节变量,分别检验其在 GI_sub、GI_strat 与新质生产力关系中的调节作用,结果如表 7 所示。

列(1)回归结果显示,GI_sub 的系数为 0.612,在 1%的水平上显著为正,再次验证了其对新质生产力的正向驱动作用,核心关系在纳入调节变量后依然成立。交互项 DUF_GI_sub 的估计系数为 0.066,未通过显著性检验,说明数字普惠金融对 GI_sub 与新质生产力的关系不存在显著调节作用。

列(2)结果表明,GI_strat 的系数为 0.269 且未通过显著性检验,说明控制数字普惠金融后,其对新质生产力的直接驱动作用不再显著。交互项

表 7　调节效应

变量	(1)	(2)
	NP	NP
GI_sub	0.612***	
	(2.72)	
GI_strat		0.269
		(1.29)
DUF_GI_sub	0.066	
	(1.04)	
DUF	−0.641	−0.758*
	(−1.56)	(−1.84)
DUF_GI_strat		0.115**
		(2.10)
Controls	是	是
常数项	−18.080***	−17.500***
	(−7.86)	(−7.60)
Firm	是	是
Year	是	是
观测值	41 481	41 481
F	59.029***	57.009***
R^2	0.646	0.646
调整后 R^2	0.604	0.603

注:***、**、* 分别表示 1%、5%、10%的显著性水平;括号内为 t 值。

DUF_GI_strat 的估计系数为 0.115,在 5%的水平上显著为正,证实数字普惠金融能够正向调节 GI_strat 与新质生产力的关系,即数字普惠金融发展程度越高,GI_strat 对新质生产力的驱动效果越明显。

这种差异化调节效应的内在逻辑在于,数字普惠金融发展水平越高,越能通过大数据算法识别 GI_strat 这类标准化、可观测的绿色信号,为企业提供融资支持并放大其微弱的生产效应;而 GI_sub 技术含量高、研发周期长且投资风险大,难以被现有数字风控模型准确量化价值,因此数字普惠金融对其赋能作用未能显现。

3.6　异质性分析

为进一步探究绿色创新对企业新质生产力影响的差异化特征,从行业属性、地区分布、企业产权性质三个维度开展异质性分析,以识别不同情境下 GI_sub 与 GI_strat 驱动效应的差异,结果如表 8 所示。

3.6.1　行业异质性

制造业企业样本中,GI_sub 的回归系数为 0.488,在 1%的水平上显著为正;GI_strat 的回归系数为 0.324,同样在 1%的水平上显著为正。非制造业企业样本中,GI_sub 的系数为 1.081,在 1%的水平上显著为正;GI_strat 的系数为 0.723,也在 1%的水平上显著为正。如表 8 所示,两类创新的组间系数检验 P 均小于 0.010,说明行业差异具备统

计可靠性。

上述结果显示，实质性绿色创新与策略性绿色创新对新质生产力的正向驱动效应在非制造业中均更为显著。制造业受传统生产路径依赖制约，绿色创新需突破技术与设备改造瓶颈，投入大、周期长，成果转化较慢；而非制造业与绿色创新、新质生产力天然契合度更高，技术应用场景更灵活，成果转化更为直接高效。

3.6.2　地区异质性

东、中部地区企业样本中，GI_sub 的系数为 0.635，在 1%的水平上显著为正；GI_strat 的系数为 0.464，同样在 1%的水平上显著为正。西部地区企业样本中，GI_sub 的系数为 0.575，仅在 10%的水平上边缘显著；GI_strat 的系数为 0.029，未通过显著性检验，表明策略性绿色创新对西部地区新质生产力几乎没有驱动作用。

这一差异的逻辑在于区域资源禀赋与制度环境的差距，东中部地区经济发达、科技资源集中、数字普惠金融发展水平高，企业绿色创新可获得充足的技术、资金与人才支持，创新成果能够高效转化为新质生产力。而西部地区经济基础薄弱、技术人才短缺、绿色创新配套设施不完善，企业绿色创新能力本身较弱，且难以将有限的创新成果转化为实际的生产力提升，因此驱动效应明显偏弱。

3.6.3　企业产权异质性

国有企业样本中，GI_sub 的系数为 0.876，在 1%的水平上显著为正；GI_strat 的系数为 0.708，同样在 1%的水平上显著为正。非国有企业样本中，GI_sub 的系数为 0.500，在 1%的水平上显著为正；GI_strat 的系数为 0.268，仅在 5%的水平上显著为正，且系数绝对值不足国有企业的一半。如表 9 所示，两类创新的组间系数检验 P 均小于 0.01，说明产权差异具备统计可靠性。

以上表明国有企业在绿色创新资源投入、技术研发落地等方面具备先天优势，更易将绿色创新转化为新质生产力；非国有企业虽受融资约束、资源禀赋等因素限制，驱动效应稍弱，但实质性绿色创新仍体现出对新质生产力的核心支撑作用，而策略性绿色创新的作用则明显弱于国有企业。

4　结论与建议

高质量发展阶段，绿色低碳转型已成必然趋势，新质生产力是产业升级与现代化建设的核心引擎，企业绿色创新是其关键培育路径。现有研究多聚焦数字化转型与绿色创新、绿色创新与新质生产力的单向关联，缺乏将三者纳入统一框架的系统性微观实证分析。

本文以 2011—2024 年 A 股上市公司为样本，区分实质性与策略性绿色创新，实证检验其对新质生产力的影响及数字化转型披露强度的中介效应、数字普惠金融的调节效应。研究表明：绿色创新显著正向驱动新质生产力，且实质性创新效应显著优于策略性创新，控制内生性后策略性创新效应不再

表 9　组间系数检验

变量	P	
	行业差异	产权差异
	(1)	(2)
GI_sub	0.010	0.000
GI_strat	0.010	0.000

表 8　异质性分析结果

变量	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
	制造业	非制造业	东中部地区	西部地区	国有企业	非国有企业
	NP	NP	NP	NP	NP	NP
GI_sub	0.488***	1.081***	0.635***	0.575*	0.876***	0.500***
	(4.46)	(5.44)	(6.27)	(1.73)	(5.11)	(4.35)
GI_strat	0.324***	0.723***	0.464***	0.029	0.708***	0.268**
	(3.04)	(4.38)	(4.91)	(0.09)	(4.57)	(2.44)
Control	是	是	是	是	是	是
常数项	−20.02***	−20.58***	−19.34***	−16.11***	−21.18***	−21.20***
	(−7.93)	(−5.96)	(−9.30)	(−2.62)	(−5.83)	(−8.90)
Firm	是	是	是	是	是	是
Year	是	是	是	是	是	是
观测值	27 676	13 727	36 520	4 385	13 639	27 784
F	46***	26***	60***	8***	24***	51***
R^2	0.646	0.662	0.648	0.617	0.649	0.660
调整后 R^2	0.601	0.619	0.606	0.571	0.609	0.613

注：***、**、* 分别表示 1%、5%、10%的显著性水平；括号内为 t 值。

显著;异质性检验显示,该效应在非制造业、东中部地区及国有企业中更显著,西部地区与非国有企业效应偏弱,且策略性创新对西部地区几乎无贡献;数字化转型披露强度在两类创新与新质生产力之间均发挥部分中介作用;数字普惠金融仅正向调节策略性创新的效应,对实质性创新无显著赋能作用。

基于上述结论,提出以下政策启示。

(1)企业应锚定高质量绿色创新战略,聚焦实质性技术突破,规避数量导向的策略性创新,推动数字化与绿色创新深度融合,提升成果转化效率。

(2)构建西部绿色创新区域补偿机制,加大中央财政转移支付,设立专项基金对西部绿色发明专利给予倾斜补贴,建立跨区域协同创新平台,推动要素向西部流动。在西部地区中心城市建设一批绿色技术研发中心、检验检测中心和成果转化中心,为企业提供免费或低成本的公共服务。

(3)强化非国有企业精准金融扶持,推广知识产权质押、绿色信贷等产品,设立政府引导的风险补偿池,降低其融资门槛与成本。设立国家级绿色创业投资引导基金,引导社会资本投向非国有企业的绿色创新项目,特别是种子期、初创期企业。

(4)深化数字普惠金融绿色化改造,引导金融机构优化风险评估模型,提升对高风险长周期实质性创新项目的识别能力,纠正资源配置偏差。

参考文献

[1] 周文,许凌云. 论新质生产力:内涵特征与重要着力点[J]. 改革,2023(10):1-13.

[2] 蒲清平,黄媛媛. 习近平总书记关于新质生产力重要论述的生成逻辑、理论创新与时代价值[J]. 西南大学学报(社会科学版),2023,49(6):1-11.

[3] 胡洪彬. 习近平总书记关于新质生产力重要论述的理论逻辑与实践进路[J]. 经济学家,2023(12):16-25.

[4] 杜仕菊,叶晓宣. 新质生产力赋能绿色发展的逻辑理路、价值意蕴与实践路径[J]. 北京理工大学学报(社会科学版),2024,26(6):52-61.

[5] 《制造业绿色低碳发展行动方案(2025—2027年)》审议通过[J]. 化工生产与技术,2025,31(3):36.

[6] 蒋雨思,朱睿雯,吴晓隽. 新质生产力与企业绿色创新——高管团队多样性的视角[J]. 软科学,2025,39(12):112-119.

[7] 林赛燕,徐恋. 绿色创新能否促进企业财务绩效的提升?——基于企业集团和供应链的视角[J]. 浙江社会科学,2021(3):23-31.

[8] 秦亚飞,高洪显. 政府环境治理、绿色创新与企业财务绩效[J]. 财会通讯,2025(21):80-85.

[9] 杨冠华,侯晓娟,范秀成. 数字化转型、绿色创新与企业可持续发展绩效——环境动态性的调节作用[J]. 技术经济,2026,45(1):77-93.

[10] 王海,郭冠宇,尹俊雅. 数字化转型如何赋能企业绿色创新发展[J]. 经济学动态,2023(12):76-91.

[11] 刘海曼,龙建成,申尊焕. 数字化转型对企业绿色创新的影响研究[J]. 科研管理,2023,44(10):22-34.

[12] 杨芳,张和平,孙晴晴,等. 企业数字化转型对新质生产力的影响[J]. 金融与经济,2024(5):35-48.

[13] 乔彬,赵广庭,沈烁华. 数字普惠金融能促进企业绿色创新吗?[J]. 南方金融,2022(3):14-27.

[14] 钟廷勇,黄亦博,孙芳城. 数字普惠金融与绿色技术创新:红利还是鸿沟[J]. 金融经济学研究,2022,37(3):131-145.

[15] 兰梓睿,张书华. 数字普惠金融对企业绿色创新的影响及其机制检验[J]. 统计与决策,2023,39(10):155-159.

[16] 喻平,豆俊霞. 数字普惠金融发展缓解了中小企业融资约束吗[J]. 财会月刊,2020(3):140-146.

[17] 梁榜,张建华. 数字普惠金融发展能激励创新吗?——来自中国城市和中小企业的证据[J]. 当代经济科学,2019,41(5):74-86.

[18] RENNINGS K. Redefining innovation-eco-innovation research and the contribution from ecological economics[J]. Ecological Economics,2000,32:319-332.

[19] 武力超,陈韦亨,林澜,等. 创新及绿色技术创新对企业全要素生产率的影响研究[J]. 数理统计与管理,2021,40(2):319-333.

[20] 顾巍,孙晴晴,张和平,等. 绿色技术创新对新质生产力的影响——基于内部控制的调节效应[J]. 天津商业大学学报,2024,44(5):54-64.

[21] 王柯丹,刘颖,汪寿阳. 数据要素与绿色创新:基于新质生产力视角[J]. 财经问题研究,2024(9):18-33.

[22] 刘淑春,闫津臣,张思雪,等. 企业管理数字化变革能提升投入产出效率吗[J]. 管理世界,2021,37(5):170-190.

[23] LI G,WANG X,SU S,et al. How green technological innovation ability influences enterprise competitiveness[J]. Technology in Society,2019,59:101136.

[24] 谢家平,赵俊杰,谢吉青. 数智化转型与企业新质生产力发展[J]. 经济经纬,2025,42(1):93-105.

[25] SHEN J,QI Z. Green innovation and enterprise digital transformation:escape from the "dilemma" of development and governance choices[J]. PLOS One,2024,19(5):e0301266.

[26] SUTHERLAND A. Does credit reporting lead to a decline in relationship lending? evidence from information sharing technology[J]. Journal of Accounting and Economics,2018,66(1):123-141.

[27] PAVEL C,CHIRANTAN C. Does environmental regulation indirectly induce upstream innovation? new evidence from India[J]. Research Policy,2017,46(5):939-959.

[28] 苏蕾，邵慰，盛春光. 数字普惠金融对中小企业绿色创新的效应研究[J]. 征信，2025，43(2)：82-92.
[29] 温忠麟，叶宝娟. 中介效应分析：方法和模型发展[J]. 心理科学进展，2014，22(5)：731-745.
[30] 宋佳，张金昌，潘艺. ESG发展对企业新质生产力影响的研究——来自中国A股上市企业的经验证据[J]. 当代经济管理，2024，46(6)：1-11.
[31] 黎文靖，郑曼妮. 实质性创新还是策略性创新？——宏观产业政策对微观企业创新的影响[J]. 经济研究，2016，51(4)：60-73.

Impact of Corporate Green Innovation on New Quality Productive Forces

ZHENG Zhidan, LI Jiawei
(School of Economics, Hebei University, Baoding 071000, China)

Abstract: Guided by the dual national strategies of high-quality development and green and low-carbon transition, new quality productive forces has become the core driving force for China's economic and social transformation and upgrading, and corporate green innovation serves as the core support for enhancing the quality and efficiency of new quality productive forces. Taking A-share listed companies in China from 2011 to 2024 as the research sample, the influence mechanism of green innovation on corporate new quality productive forces was empirically investigated, and the mediating effect of digital transformation disclosure intensity, the moderating effect of digital inclusive finance, as well as the multi-dimensional heterogeneity were examined. The results indicate that green innovation significantly and positively drives corporate new quality productive forces, and the driving effect of substantive green innovation is remarkably stronger than that of strategic green innovation. Digital transformation disclosure intensity plays a partial mediating role, while digital inclusive finance only exerts a significant positive moderating effect on strategic green innovation. Moreover, this effect presents obvious heterogeneity across industries, regions and enterprise ownership types. Based on the above findings, targeted policy recommendations are proposed accordingly.

Keywords: corporate green innovation; new quality productive forces; digital transformation; digital inclusive finance