新质生产力对制造业企业绿色发展绩效的影响

陈瑾瑜，袁 晴

（西南科技大学经济管理学院，绵阳 621010）

摘要：新质生产力以其绿色性和创新性推动企业绿色发展绩效的提升，助力制造业企业可持续发展。分别从理论和实证两个层面对新质生产力与企业绿色发展绩效之间的关系进行分析，选取2015—2023年沪深A股制造业上市公司为研究样本，探讨绿色技术创新的中介效应，以及不同情境下的异质性作用。研究结果显示：企业培育和发展新质生产力对绿色发展绩效提升有显著促进作用；新质生产力可以通过提高绿色技术创新水平间接提升企业绿色发展绩效；企业培育和发展新质生产力对高污染企业绿色发展绩效的提升作用更显著，在不同产权性质的企业之间没有显著差别。为促进制造业企业培育和发展新质生产力，提升绿色发展绩效，推动企业高质量发展提供参考与借鉴。

关键词：新质生产力；绿色发展绩效；绿色技术创新

中图分类号：F425；F832.51；F273.1 **文献标志码：**A **文章编号：**1671－1807(2026)02－0088－10

随着“双碳”目标的深入推进，制造业绿色转型已成为国家战略实施的关键抓手。制造业作为中国国民经济的支柱产业，其绿色转型不仅关乎产业自身的可持续发展，更是中国实现“碳达峰、碳中和”目标、推动经济社会发展全面绿色转型的重要支撑。新质生产力作为融合数字化技术、绿色创新要素与高级生产要素的新型生产力形态[1]，通过技术创新、要素优化与效率变革，为制造业绿色转型提供了新动能。然而，当前制造业仍面临资源环境约束趋紧、传统生产模式转型滞后等挑战，如何依托新质生产力突破绿色发展瓶颈，成为理论与实践亟待探索的关键问题。基于此，通过理论分析与实证研究相结合的方法，分析新质生产力在制造业企业绿色转型中的作用机制，以2015—2023年沪深A股制造业上市公司为研究对象，采用OLS回归模型实证检验新质生产力对企业绿色发展绩效的影响，并进而提出依托新质生产力实现制造业公司绿色转型的可行路径与策略建议，以期为中国制造业企业绿色转型提供有益的理论参考与实践指导，助力其在新质生产力的驱动下，实现绿色、可持续发展。

1 文献综述

生产力的概念最早可溯源至法国经济学家弗朗索瓦·魁奈于1956年在其著作《谷物论》中首次使用“生产力”这一概念。随后，在批判性吸收古典政治经济学家关于生产力的理论基础上，马克思揭示了生产力与生产关系的辩证联系，强调生产力的发展必然驱动生产关系的变革。在中国深入研究马克思主义生产力理论的同时，结合中国实际情况，逐步形成具有中国特色的马克思主义生产力理论体系，并提出了“新质生产力”这一新概念。周文和许凌云[2]总结到新质生产力的内涵是以科技创新为主导、实现关键性颠覆性技术突破而产生的生产力。目前学者对新质生产力的经济后果展开了大量研究，主要是从宏观和微观层面分析了新质生产力对中国高质量发展的促进作用，杜传忠等[3]基于马克思主义政治经济学视角，从“生产要素-组织形态-产业体系-技术创新”四个维度揭示新质生产力促进经济高质量发展的机制；贾若祥等[4]从区域高质量出发，加强区域间协同融合，促进不同区域在新质生产力发展层面形成合力，不断将我国区域空间回旋余地大的优势转化为新时代高质量发展的优势；李苏和郭远通[5]基于链式多重中介模型，深入探讨新质生产力对民营企业高质量发展的影响作用及传导路径。企业绿色发展绩效作为衡量经济与环境协调发展的关键指标，近年来在学术界形成了多维度的研究体系，现有研究主要从概念界定和

收稿日期：2025-07-25

基金项目：国家社会科学基金(21BGL213)；四川省哲学社会科学重点研究基地资助项目(SC23E047)；绵阳市社科联项目(MY2025YB183)；西南民族地区乡村振兴联盟“揭榜挂帅”项目(XNXCZX2025010)

作者简介：陈瑾瑜(1974—)，女，四川富顺人，博士，教授，研究方向为环境会计、企业管理；通信作者袁晴(2001—)，女，四川射洪人，硕士研究生，研究方向为新质生产力。

影响因素展开深入探讨。在概念内涵方面,Almulhim[6]认为绿色发展绩效突破了传统单一环境或财务绩效的局限,强调“经济-环境-社会”三重底线的协同优化,高赢[7]将其具体化为“以生态效率为核心,兼顾环境合规性与绿色创新能力的综合表现”。在影响因素方面,孙振清等[8]探讨了异质性环境规制工具对中国工业绿色发展绩效的不同影响,研究发现命令型环境规制对工业绿色发展绩效先抑制后促进,呈U形关系,而市场型环境规制与其存在倒U形关系;Wang[9]发现以绿色低碳发展为目标的财政政策对于促进企业环境、社会和治理发展的重要意义;Yang等[10]以制造业企业为样本,分析技术创新对企业环境、社会和治理绩效的影响程度;席龙胜和赵辉[11]同样发现了技术创新对企业绿色发展绩效的促进作用,并探讨了其在高管双元环保认知与企业绿色发展绩效之间的中介作用;Hina等[12]发现绿色服务型领导通过员工绿色创造力的中介作用与组织绿色绩效之间的关系,特别是存在较高水平的绿色心理氛围的情况下更为显著;段丁允和冯宗宪[13]关注到数字技能能够通过优化生产流程给企业带来“绿色赋能”效应。

既有研究提供了丰富的理论支持,但目前关于新质生产力对企业绿色发展绩效的研究相对较少。大部分研究聚焦于新质生产力对企业财务绩效、绿色治理绩效或绿色创新绩效等单一指标的影响分析,较少探讨新质生产力对企业可持续发展的综合影响机制。因此,本文从新质生产力的内涵和生产力三要素出发,分析其通过劳动者、劳动资料和劳动对象三重维度的劳动优化效应、技术溢出效应、要素深化效应直接作用于企业绿色发展绩效提升,并聚焦绿色技术创新视角,探讨新质生产力对企业绿色发展绩效的影响路径,以期为企业优化绿色创新资源配置、促进可持续发展提供经验证据与决策参考。

2 理论分析与研究假设

2.1 新质生产力对企业绿色发展绩效的直接影响

作为符合新发展理念并且以科技创新为核心的先进生产力的质态,新质生产力与传统高资源投入、高耗能、低效率、低科技含量的生产力的最大区别,是一种高质量、创新性、高效能、智能化、绿色化的,并基于已有技术、知识储备,以科技创新为主导形成的新特质生产力。从马克思生产力理论理解新质生产力,其基本内涵是劳动者、劳动资料、劳动对象及其优化组合的跃升[14],新质生产力形成的劳动优化效应、技术溢出效应和要素深化效应,通过直接作用于企业的环境行为与绿色价值创造,有效赋能企业绿色发展绩效的提升。

首先是劳动者维度的劳动优化效应。劳动优化效应是指新质生产力通过理念革新与技术赋能,推动劳动者在技能结构、环保素养、行为模式上向绿色创新方向升级的过程。一方面,新质生产力驱动劳动者绿色技能提升与创新能力强化。新质生产力倡导的绿色生产技术与数字技术融合应用,对劳动者技能体系提出新要求[15],企业为适配新型生产模式,加大绿色技能培训投入,使劳动者掌握碳足迹核算、清洁能源技术操作等专业能力。同时,新质生产力构建的智能化工作场景通过知识共享平台,在绿色技术研发等实践活动中激活创新思维,加速技术成果转化,提升企业绿色创新效能[16]。另一方面,新质生产力推动劳动者环保素养与行为模式优化。新质生产力培育的绿色发展理念渗透到企业管理体系,促使劳动者从“被动执行环保标准”转向“主动参与绿色创新”。通过将绿色创新指标纳入绩效考核,引导劳动者在生产全流程中关注环境价值,形成“环保-创新”双导向的行为模式,推动企业实施可持续商业行为,进而促进企业环境绩效的改善[17]。

其次是劳动资料的技术溢出效应。技术溢出效应是指新质生产力驱动的新型劳动资料所承载的绿色技术,在应用过程中产生扩散与辐射,推动企业绿色创新能力系统性提升的过程。新质生产力核心就在于以创新驱动,特别是依托以数字技术为核心的智能化劳动资料,深刻影响企业的绿色发展绩效。一方面,新质生产力催生的绿色技术在企业生产中应用,不仅直接降低碳排放与污染排放,更通过技术共享带动供应链上下游同步减排,使企业绿色发展绩效从单体优化扩展至产业链协同提升[18];另一方面,数字技术与绿色技术的融合产生协同效应,可精准追踪产品全生命周期环境影响,为企业绿色决策提供数据支撑,推动绿色管理标准在企业内部深化应用,使绿色发展绩效从末端治理转向全流程的优化。

最后是劳动对象的要素深化效应。要素深化效应是指新质生产力通过技术创新与模式变革,推动劳动对象这一生产要素的绿色价值被深度挖掘、利用效能持续提升的过程。一方面,新质生产力驱动劳动对象的绿色属性深度释放。在技术创新支撑下,原本具有高碳特征的传统劳动对象被赋予低碳属性,通过材料改性、能源替代等方式,其在生产中产生的环境负荷显著降低。同时,新质生产力促

使企业建立劳动对象绿色评估体系，从采购源头深化对劳动对象环保指标的筛选，推动供应链上下游同步提升劳动对象的绿色标准，形成全链条的绿色要素配置模式，减少生产环节的环境风险。另一方面，新质生产力加速绿色新型要素的深度渗透，数据、绿色技术等要素与传统要素形成协同配置[19]，通过数据优化能源要素投入结构，依托相关技术提升资本要素的绿色产出效率，使要素组合从“高消耗-高排放”模式转向“低消耗-低排放-高产出”模式，从根本上提升企业绿色发展的要素支撑能力。

根据上述分析，得到新质生产力对企业绿色发展绩效的影响机理（图 1），并由此提出以下假设。

H1：新质生产力能够提升企业绿色发展绩效。

2.2　新质生产力对企业绿色发展绩效的间接影响

绿色技术创新。新质生产力是以科技创新为核心，以数字化、智能化、绿色化为特征的先进生产力形态[20]，其通过资源整合效应与需求激励效应双轮驱动企业绿色技术创新，从而提升企业的绿色发展绩效。在数字化、网络化转型趋势下，企业依托新质生产力构建的数字生产网络，实现产业链上下游的虚拟集聚，快速整合多种资源，高效收集市场信息，加速企业间技术交流与合作，为绿色技术创新筑牢物质根基；同时，新质生产力推动绿色工艺研发与消费者个性化需求精准对接，促使企业建立产品供需双向沟通机制，释放需求激励效应。企业为平衡经济效益与社会效益，主动开展绿色产品研发，在满足市场绿色消费升级需求的过程中，提升产品绿色附加值，进而带动绿色技术创新迭代与企业绿色转型发展。另一方面，企业绿色技术创新水平能有效促进绿色发展绩效的增长。熊彼特的技术创新理论认为技术创新能够为企业带来超额利润，是促进经济增长和发展的根本动力[21]。企业进行绿色技术创新活动进可以促进企业创新生产方式，开发多元化的绿色产品，在提高产品质量的同时减少企业环境污染物的排放、降低企业的污染治理成本和提高资源的利用效率，以更低的生产成本生产出对环境更友好的产品。在这一过程中，促进了企业核心竞争力的形成，企业财务绩效也得到显著提升。由此，提出以下假设。

H2：新质生产力可以通过提高绿色技术创新水平间接提升企业绿色发展绩效。

3　研究设计

3.1　数据来源

选取 2015—2023 年沪深 A 股制造业上市公司为研究样本，对数据做如下筛选和处理：一是剔除 ST、*ST 公司样本；二是剔除数据严重缺失的样本；三剔除资产负债率大于 1 的异常观测值。经过筛选获得 13 288 个观测值。为了避免数据中极端值对研究结果的影响，对所有连续变量进行了 1%和 99%分位点上的缩尾处理。本文所采用数据来源于深圳证券交易所、中国金融经济数据库（China Securities Market and Research，CSMAR）、Wind 数据库和中国研究数据服务平台（Chinese Research Data Sewices Platform，CNDRS）。

3.2　变量定义

3.2.1　被解释变量：企业绿色发展绩效（GTE）

企业绿色发展绩效由企业经济绩效、社会绩效和生态环境绩效构成。其中经济绩效借鉴李晓梅和刘梦雪[22]的做法用净资产收益率和总资产周转率刻画；生态环境绩效借鉴刘霞等[23]的做法，采用企业是否具有环境保护理念、是否通过环境认证、污染物排放是否达标、是否受到环境处罚 4 个指标；华证 ESG 评级中社会维度是对人力资本、产品责任、供应链、社会贡献评估，因此采用其中社会维度

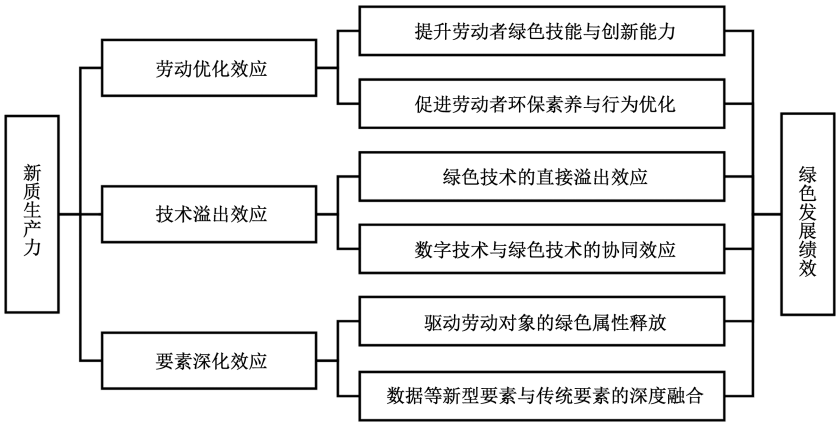


图 1　新质生产力对绿色发展绩效的影响机理

的得分作为代理指标[24]。最后通过对衡量三大绩效的各个指标使用熵值法进行赋权,构建企业绿色发展绩效的综合指数。如表1所示。

3.2.2 解释变量:新质生产力(NPRO)

参考宋佳等[25]的做法,基于生产力二要素理论[26]将新质生产力分为劳动力和生产工具两类,具体所选的指标及其衡量方法如表2所示。并且为了避免主观判断对结果产生的影响,采用熵值法客观计算各指标的权重,最后加权得到新质生产力总指数。

3.2.3 中介变量:绿色技术创新(GTI)

利用中国研究数据服务平台(CNDRS)提供的上市企业绿色专利数据作为依据。考虑专利获得量具有一定的滞后性,借鉴王欣[27]的做法,采用企业当年申请的绿色发明专利与绿色实用新型专利数量之和衡量企业绿色技术创新。

3.2.4 控制变量

参考解学梅和朱琪玮[28]的做法,控制以下两个方面的公司特征:①公司基本特征:企业规模(SIZE)、资产负债率(LEV)、企业成长性(GROW);②公司治理特征:高管持股比例(MSHA)、股权集中度(TOP10)、独立董事占比(BIND)、董事会规模(BSIZE)、两权合一(DUAL)。主要变量定义如表3所示。

表1 企业绿色发展绩效指标

变量	因素	指标	指标取值说明
绿色发展绩效	经济绩效	净资产收益率	净利润/[股东权益期末余额+股东权益上年期末余额)/2]
		总资产周转率	营业收入/平均资产总额
	生态环境绩效	是否具有环境保护理念	披露公司过去的环保目标完成情况,及未来的环保目标,赋值为1,否则为0
		是否通过环境认证	通过ISO14001审核或ISO9001审核,赋值为1,否则为0
		污染物排放是否达标	污染物排放达标赋值为1,否则为0
		是否受到环境处罚	没有发生环境违法事件,赋值为1,否则为0
	社会绩效		华证ESG评分体系中的社会得分

表2 企业新质生产力指标

变量	因素	子因素	指标	指标取值说明
新质生产力	劳动力	活劳动	研发人员薪资占比	研发费用-工资薪酬/营业收入
			研发人员占比	研发人员数/员工人数
			高学历人员占比	本科以上人数/员工人数
		物化劳动(劳动对象)	固定资产占比	固定资产/资产总额
			制造费用占比	(经营活动现金流出小计+固定资产折旧+无形资产摊销+减值准备-购买商品接受劳务支付的现金-支付给职工以及为职工支付的工资)/(经营活动现金流出小计+固定资产折旧+无形资产摊销+减值准备)
	生产工具	硬科技	研发折旧摊销占比	研发费用-折旧摊销/营业收入
			研发租赁费占比	研发费用-租赁费/营业收入
			研发直接投入占比	研发费用-直接投入/营业收入
			无形资产占比	无形资产/资产总额
		软科技	总资产周转率	营业收入/平均资产总额
			权益乘数倒数	所有者权益/资产总额

表3 变量定义

变量类型	变量名称	变量符号	指标取值说明
被解释变量	企业绿色发展绩效	GTE	详见表1
解释变量	新质生产力	NPRO	详见表2
中介变量	绿色技术创新	GTI	企业当年申请的绿色发明专利与绿色实用新型专利数量之和
控制变量	企业规模	SIZE	企业总资产的对数
	资产负债率	LEV	企业总负债除以总资产
	企业成长性	GROW	企业当年营业收入相对于上一年营业收入的增长率
	高管持股比例	MSHA	高管持股数量与企业总股数的比例
	股权集中度	TOP10	第十大股东持股数和公司总股数的比值
	独立董事占比	BIND	独立董事人数和董事会人数的比例
	董事会规模	BSIZE	董事会人数的自然对数
	两权合一	DUAL	董事长和总经理兼任时取值为1,否则为0

3.3　模型设计

为了检验前文提出的假设，构建以下模型。

$$GTE_{it} = \beta_0 + \beta_1 NPRO_{it} + \sum \beta_K Controls_K + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$GTI_{it} = \beta_0 + \beta_1 NPRO_{it} + \sum \beta_K Controls_K + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$GTE_{it} = \beta_0 + \beta_1 NPRO_{it} + \beta_2 GTI_{it} + \sum \beta_K Controls_K + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

式中：Controls 为控制变量；β_0 为常数项；β_1、β_2、β_K 为回归系数；i 为企业；t 为年份；ε_{it} 为随机误差项。

参考温忠麟和叶宝娟[29]的做法，按照中介效应的三步法对新质生产力和企业绿色发展绩效之间的作用机制进行逐步检验。用模型(1)来检验 H1，如果模型(1)中的 β_1 显著为正，说明新质生产力会对企业绿色发展绩效具有显著促进作用，H1 成立；用模型(2)和模型(3)来检验 H2，如果模型(2)和模型(3)中的 β_1、β_2 显著为正，说明绿色技术创新具有中介作用，H2 成立。

4　实证检验及结果分析

4.1　描述性统计和相关性

根据表 4 的描述性统计结果，企业绿色发展绩效平均水平约为 0.560(均值为 0.562，中位数为 0.561)，处于中等偏上水平。但企业间差异极较大(最大值为 0.809，最小值为 0.298)，绩效表现呈现明显的两极分化现象，这表明新质生产力在推动企业绿色发展过程中，不同企业之间存在较大的不平衡性。企业新质生产力的最大值与最小值分别为 3.869 和 0.071，且中位数为 0.278，表明大多数企业的新质生产力处于较低水平，企业间的新质生产力水平差异较大。企业绿色技术创新均值为 1.724，标准差为 6.576，最大为 238.000，最小值为 0.000，同样存在水平较低，差异较大的情况。在企业层面的控制变量中，董事长兼任总经理的企业占比 34.6%，其他变量的数值均在合理范围。

变量的 Pearson 相关性分析结果如表 5 所示。新质生产力与企业绿色发展绩效之间呈显著正相关关系($\beta=0.025$，$P<0.01$)，新质生产力与绿色技术创新之间呈显著正相关关系($\beta=0.052$，$P<0.10$)，绿色技术创新与企业绿色发展绩效之间呈显著正相关关系($\beta=0.153$，$P<0.01$)，初步验证了研究假设。此外，各变量方差膨胀因子检验结果中，VIF 平均值为 1.29，最大值为 1.69，远小于临界值 10，说明研究的各变量之间不存在严重的多重共线性问题，变量选取较为合理。

4.2　回归分析

为有效控制模型可能存在的异方差问题，采用普通最小二乘法(ordinarg least squares，OLS)进行多元回归分析，并在企业层面使用聚类稳健标准误对回归结果进行修正。

表 4　变量的描述性统计结果

变量	观测值	均值	p50	标准差	最小值	最大值
GTE	13 288	0.562	0.561	0.103	0.298	0.809
NPRO	13 288	0.666	0.278	0.809	0.071	3.869
GTI	13 288	1.724	0.000	6.576	0.000	238.000
SIZE	13 288	22.303	22.181	1.170	17.641	27.648
LEV	13 288	0.402	0.400	0.181	0.064	0.842
GROW	13 288	0.150	0.100	0.328	−0.461	1.821
MSHA	13 288	0.087	0.006	0.148	0.000	0.629
TOP10	13 288	57.178	57.580	14.808	23.190	88.840
BIND	13 288	0.379	0.364	0.054	0.333	0.571
BSIZE	13 288	2.093	2.197	0.190	1.609	2.565
DUAL	13 288	0.348	0.000	0.476	0.000	1.000

表 5　变量的相关性分析结果

变量	GTE	NPRO	GTI	SIZE	LEV	GROW	MSHA	TOP10	BIND	BSIZE	DUAL
GTE	1										
NPRO	0.025***	1									
GTI	0.153***	0.052***	1								
SIZE	0.332***	−0.148***	0.255***	1							
LEV	−0.043***	−0.063***	0.150***	0.421***	1						
GROW	0.084***	0.027***	0.007	0.056***	0.054***	1					
MSHA	0.026***	0.013	−0.031***	−0.262***	−0.169***	0.057***	1				
TOP10	0.134***	0.010	0.010	0.004	−0.145***	0.091***	0.219***	1			
BIND	0.002	−0.031***	0.007	−0.044***	−0.019**	−0.007	0.071***	0.049***	1		
BSIZE	0.062***	0.037***	0.048***	0.248***	0.102***	−0.002	−0.146***	−0.058***	−0.591***	1	
DUAL	−0.009	−0.042***	−0.005	−0.160***	−0.077***	0.037***	0.448***	0.077***	0.112***	−0.173***	1

注：***、**、* 分别表示 1%、5%、10%的显著性水平。

企业培养和发展新质生产力对绿色发展绩效的影响分析。如表6所示,列(0)中新质生产力对企业绿色发展绩效具有显著的正相关关系($\beta=0.003$,$P<0.01$);列(1)在列(0)的基础上加入控制变量,检验结果仍表明新质生产力对企业绿色发展绩效具有显著的正相关关系($\beta=0.010$,$P<0.01$),说明企业培育和发展新质生产力有利于提升绿色发展绩效,H1得到进一步验证。此外,在制造业上市公司中企业资本结构与企业绿色发展绩效显著负相关($\beta=-0.116$,$P<0.01$);企业规模、企业成长能力、高管持股比例、第一大股东持股比例与企业绿色发展绩效显著正相关。

绿色技术创新能够提升生产效率、创新绿色产品从而减少污染,在新质生产力与绿色发展绩效发挥了中介作用。按照中介效应三步法逐步进行检验。第一步观察表6列(1),发现企业培育和发展新质生产力对绿色发展绩效的影响显著为正($\beta=0.010$,$P<0.01$);第二步观察列(2)中新质生产力对绿色技术创新水平具有显著的正向影响($\beta=0.784$,$P<0.01$),说明企业培育和发展新质生产力,有利于提升企业的绿色技术创新水平;第三步列(3)在列(1)的基础上加入绿色技术创新,不影响新质生产力对企业绿色发展绩效的显著正相关关系,表明绿色创新水平在新质生产力对企业绿色发展绩效的影响中起部分中介作用。据此,H2成立。

4.3 稳健性检验

为使得研究的实证结果更具有稳健性,通过更换核心被解释变量衡量标准来进行稳健性检验。借鉴吕鲲等[30]的做法,采用熵权法对企业绿色发展绩效重新赋值,得到不同的企业绿色发展水平(TDP),回归结果如表7列(1)~列(3)所示,新质生产力会对企业绿色发展绩效的影响显著为正($\beta=0.018$,$P<0.01$),对企业绿色技术创新的影响显著为正($\beta=0.784$,$P<0.01$),列(3)在加入中介变量绿色技术创新后,不影响新质生产力对企业绿色发展绩效的显著正相关关系($\beta=0.017$,$P<0.01$),企业绿色技术创新水平仍具有部分中介作用。研究研究结论具有稳健性。

4.4 内生性检验

运用滞后一期与滞后两期的核心解释变量作为工具变量,来排除内生性问题带来的偏差。回归结果如表7列(4)和列(5)所示,采用滞后一期还是滞后两期的解释变量,新质生产力对绿色发展绩效仍然具有显著的正向影响。因此表明在考虑内生性问题后,新质生产力仍然能够显著影响企业绿色发展绩效,H1成立。

表6 回归分析结果

变量	(0)	(1)	(2)	(3)
	GTE	GTE	GTI	GTE
NPRO	0.003**	0.010***	0.784***	0.009***
	(2.140)	(7.162)	(5.940)	(6.505)
GTI				0.001***
				(5.001)
SIZE		0.040***	1.477***	0.038***
		(26.925)	(6.750)	(25.581)
LEV		−0.116***	2.021***	−0.118***
		(−13.296)	(4.126)	(−13.622)
GROW		0.018***	−0.330*	0.018***
		(6.156)	(−1.782)	(6.311)
MSHA		0.060***	1.347**	0.058***
		(5.482)	(2.450)	(5.362)
TOP10		0.001***	0.003	0.001***
		(5.287)	(0.369)	(5.274)
BIND		0.008	1.175	0.006
		(0.234)	(0.505)	(0.194)
BSIZE		−0.006	−0.390	−0.006
		(−0.642)	(−0.485)	(−0.600)
DUAL		0.000	0.405*	−0.000
		(0.110)	(1.775)	(−0.037)
常数项	0.560***	−0.308***	−32.574***	−0.272***
	(260.742)	(−7.945)	(−6.372)	(−6.884)
观测值	13 288	13 288	13 288	13 288
R^2	0.001	0.177	0.079	0.182
调整后 R^2	0.000 542	0.176	0.078	0.181

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

4.5 异质性检验

4.5.1 污染程度异质性

不同污染程度的制造业企业对绿色发展绩效的影响可能不同,参考杜剑等[31]的做法,依据生态环境部指定的《上市公司环保核查行业分类管理名单》以及《上市公司环境信息披露指南》对企业污染程度的划分标准,将制造业企业分为重污染企业(DOP=1)和非重污染企业(DOP=0)。回归结果如表8所示,列(2)和列(3)中新质生产力对不同污染程度企业绿色发展绩效的影响均正向显著,进而引入chow检验[32],发现列(1)中交互项(NPRO×DOP)正向显著,表明重污染企业新质生产力发展对

表7　稳健性、内生性回归分析结果

变量	稳健性检验				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	TDP	GTI	TDP	GTE	GTE
NPRO	0.018***	0.784***	0.017***		
	(7.091)	(5.940)	(6.745)		
L1.NPRO				0.016***	
				(9.271)	
L2.NPRO					0.023***
					(7.296)
GTI			0.001***		
			(3.935)		
SIZE	0.047***	1.477***	0.046***	0.041***	0.042***
	(22.286)	(6.750)	(21.058)	(43.916)	(40.612)
LEV	−0.036***	2.021***	−0.039***	−0.114***	−0.116***
	(−2.636)	(4.126)	(−2.806)	(−20.370)	(−18.740)
GROW	−0.026***	−0.330*	−0.026***	0.026***	0.027***
	(−5.839)	(−1.782)	(−5.757)	(9.049)	(8.200)
MSHA	0.021	1.347**	0.019	0.063***	0.070***
	(1.121)	(2.450)	(1.043)	(8.494)	(8.109)
TOP10	−0.000	0.003	−0.000	0.001***	0.000***
	(−0.059)	(0.369)	(−0.081)	(7.798)	(5.397)
BIND	−0.022	1.175	−0.024	0.033	0.048**
	(−0.430)	(0.505)	(−0.455)	(1.551)	(2.050)
BSIZE	−0.021	−0.390	−0.020	0.000	0.005
	(−1.272)	(−0.485)	(−1.247)	(0.039)	(0.678)
DUAL	0.001	0.405*	0.000	0.001	0.001
	(0.183)	(1.775)	(0.095)	(0.363)	(0.461)
常数项	−0.587***	−32.574***	−0.552***	−0.353***	−0.389***
	(−10.187)	(−6.372)	(−9.408)	(−14.420)	(−14.222)
观测值	13 288	13 288	13 288	10 411	8 402
R^2	0.096	0.079	0.098	0.193	0.206
调整后 R^2	0.0956	0.0782	0.0972	0.192	0.205

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

绿色发展绩效的提升作用比非重污染企业更大。这可能是因为重污染企业面临更大的政策监管压力和更严格的环境规制[33]，使得企业更有动力通过新质生产力的提升来满足合规要求并降低环境风险，相比之下，非重污染行业的监管强度相对较低，企业通过新质生产力实现绿色转型的边际收益较小，因而投入意愿相对不足；另外，重污染企业可能更具备技术升级的迫切性[34]，其生产流程通常涉及高能耗、高排放的工艺装备，其进行绿色化、数字化、智能化改造升级的潜在收益更大。

4.5.2　产权异质性

将企业划分为国有企业（SOE＝1）和非国有企业（SOE＝0）分别进行回归分析，从表8列（5）和列（6）的回归结果可以看出，新质生产力对不同产权性质的企业绿色发展绩效的影响均正向显著，但在加入交互项（NPRO×SOE）后回归结果列（4）显示，交乘项的回归系数不显著，表明企业新质生产力发展对绿色发展绩效的提升作用在不同产权性质的企业中没有明显差别。这可能是由于国有企业通常承担更多的国家战略任务和政府的环境治理目标[35]，使其更倾向于采用绿色技术创新和数字化转型来“双碳”目标下的减排要求；而非国有企业因其市场敏感性和创新灵活性使其能够快速响应绿色消费趋势和政策红利[36]，促使非国有企业通过

表 8　异质性回归分析结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	全样本	重污染企业	非重污染企业	全样本	国有企业	非国有企业
NPRO	0.008***	0.014***	0.008***	0.010***	0.008***	0.010***
	(4.894)	(5.527)	(4.897)	(6.440)	(2.745)	(6.597)
DOP	−0.012***					
	(−2.798)					
NPRO×DOP	0.005*					
	(1.889)					
SOE				−0.011**		
				(−2.243)		
NPRO×SOE				−0.001		
				(−0.181)		
SIZE	0.040***	0.041***	0.039***	0.040***	0.039***	0.041***
	(26.233)	(15.043)	(21.418)	(27.145)	(13.487)	(23.868)
LEV	−0.120***	−0.125***	−0.117***	−0.114***	−0.123***	−0.111***
	(−13.518)	(−7.448)	(−11.543)	(−13.071)	(−6.451)	(−11.522)
GROW	0.017***	0.025***	0.013***	0.017***	0.013**	0.017***
	(5.877)	(4.650)	(3.783)	(5.843)	(1.993)	(5.358)
MSHA	0.058***	0.064***	0.055***	0.056***	0.261**	0.053***
	(5.209)	(2.815)	(4.451)	(5.051)	(2.405)	(4.747)
TOP10	0.001***	0.000**	0.001***	0.001***	0.000	0.001***
	(4.901)	(2.150)	(4.461)	(5.246)	(0.489)	(5.846)
BIND	0.013	0.052	−0.006	0.015	0.045	0.006
	(0.373)	(0.817)	(−0.159)	(0.467)	(0.731)	(0.170)
BSIZE	−0.005	0.023	−0.019	−0.002	0.029	−0.009
	(−0.486)	(1.183)	(−1.604)	(−0.175)	(1.264)	(−0.815)
DUAL	0.001	0.006	−0.002	−0.001	0.001	−0.001
	(0.186)	(0.903)	(−0.477)	(−0.348)	(0.083)	(−0.420)
常数项	−0.305***	−0.420***	−0.254***	−0.334***	−0.377***	−0.347***
	(−7.578)	(−5.720)	(−5.333)	(−8.383)	(−4.920)	(−7.256)
观测值	12 895	4 334	8 561	13 288	2 856	10 432
R^2	0.174	0.179	0.173	0.178	0.203	0.173
调整后 R^2	0.173	0.177	0.172	0.178	0.200	0.173

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

新质生产力来提升环境绩效。

5　结论与启示

本文以 2015—2023 年沪深 A 股制造业上市公司为样本,检验了新质生产力对企业绿色发展绩效的影响及作用机制。结果表明:新质生产力对企业绿色发展绩效有显著的提升作用,且该结论具有稳健性;绿色技术创新水平在新质生产力对企业绿色发展绩效之间起中介作用;异质性检验中,新质生产力对企业绿色发展绩效的促进作用在重污染企业中更加显著,但在不同产权性质的企业之间没有显著差别。

基于上述结论,从顶层设计、产业视角和企业层面三重维度提出建议:①国家层面:构建制度保障体系。完善新质生产力与绿色发展的协同推进机制,优化财政补贴、税收优惠等政策,鼓励企业积极培育和发展新质生产力来促进绿色化转型。②产业层面:实施差异化发展策略。对不同污染程度、不同资源禀赋的企业实施分类指导的产业政策。③企业层面:强化技术能力创新。企业应着力构建新质生产力驱动的绿色发展新模式,加大绿色专利布局和数字化转型投入,促进自身数字化和绿色化转型,以助力“双碳”目标的实现。通过国家、产业和企业三方协同发力,在新质生产力的赋能下全面提升制造业企业的绿色发展绩效,为企业的可持续发展和产业绿色转型升级提供坚实保障。

参考文献

[1] 洪银兴，王坤沂. 新质生产力视角下产业链供应链韧性和安全性研究[J]. 经济研究，2024，59(6)：4-14.

[2] 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.

[3] 杜传忠，疏爽，李泽浩. 新质生产力促进经济高质量发展的机制分析与实现路径[J]. 经济纵横，2023(12)：20-28.

[4] 贾若祥，王继源，窦红涛. 以新质生产力推动区域高质量发展[J]. 改革，2024(3)：38-47.

[5] 李苏，郭远通. 新质生产力对民营企业高质量发展的影响——基于链式多重中介模型[J]. 北方民族大学学报，2024(5)：168-176.

[6] ALMULHIMT. Assessment of green development level performance in G20 countries：a dynamic evaluation framework[J]. Heliyon，2024，10(18)：37622.

[7] 高赢. 中国八大综合经济区绿色发展绩效及其影响因素研究[J]. 数量经济技术经济研究，2019，36(9)：3-23.

[8] 孙振清，成晓斐，谷文姗. 异质性环境规制对工业绿色发展绩效的影响[J]. 华东经济管理，2021，35(8)：1-10.

[9] WANG L，YE Z，LEI T，et al. Green and low-carbon strategy of logistics enterprises under "dual carbon"：a tripartite evolutionary game simulation[J]. Systems，2025，13(7)：590-590.

[10] YANG J，ZUO Z，LI Y，et al . Manufacturing enterprises move towards sustainable development：ESG performance，market-based environmental regulation，and green technological innovation.[J]. Journal of Environmental Management，2024，372：123244.

[11] 席龙胜，赵辉. 高管双元环保认知、绿色创新与企业可持续发展绩效[J]. 经济管理，2022，44(3)：139-158.

[12] HINA Z，HWA J C，ANN J H，et al. How green servant leadership influences organizational green performance? the roles of employee green creativity，voluntary pro-environmental behavior and green psychological climate[J]. Personnel Review 2025，54(4)：971-995.

[13] 段丁允，冯宗宪. "一带一路"沿线国家数字化发展水平对低碳绿色绩效的影响研究[J]. 经济问题探索，2023(5)：158-176.

[14] 高帆. "新质生产力"的提出逻辑、多维内涵及时代意义[J]. 政治经济学评论，2023，14(6)：127-145.

[15] 王珏. 新质生产力：一个理论框架与指标体系[J]. 西北大学学报(哲学社会科学版)，2024，54(1)：35-44.

[16] 罗建文. 新质生产力是马克思主义生产力理论的新发展[J]. 学术交流，2024(4)：5-20.

[17] LENG L，ZHANG Y，LIN X，et al. Intellectual capital，environment-related absorptive capacity and environmental performance：firm-level evidence from China's E&E sector[J]. Journal of Environmental Management，2025，374：124034.

[18] 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.

[19] 彭影，李士梅. 创新要素流动与城市绿色创新发展——数据要素流动环境的空间调节作用[J]. 科技进步与对策，2023，40(1)：30-39.

[20] 黄群慧，盛方富. 新质生产力系统：要素特质、结构承载与功能取向[J]. 改革，2024(2)：15-24.

[21] ZHU W，HAN W，LU R，et al. The impact of enterprises' scientific capabilities on innovation performance：evidence from an empirical analysis and simulation model[J]. Humanities and Social Sciences Communications，2025，12(1)：548.

[22] 李晓梅，刘梦雪. 数字技术、供应链韧性与企业可持续绩效——吸收能力的调节作用[J]. 华东经济管理，2025，39(4)：93-103.

[23] 刘霞，段姝，姚江涛. 环保税与企业绿色绩效：多重红利抑或此消彼长[J]. 经济问题，2023(10)：70-79.

[24] 李冬伟，吴菁. 高管团队异质性对企业社会绩效的影响[J]. 管理评论，2017，29(12)：84-93.

[25] 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.

[26] 程启智. 生产力的二维理论：要素生产力和协作生产力及其互动演化——兼论马克思主义经济学在当代的发展与借鉴[J]. 河北经贸大学学报，2014，35(1)：15-22.

[27] 王欣，刘光强，干胜道. 新质生产力赋能财务管理高质量发展的机制与路径[J]. 财会月刊，2024，45(9)：41-46.

[28] 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.

[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] 吕鲲，项旻昊，邱佳烨. 颠覆性技术的价值评价体系构建及实证研究——基于AHP和熵权法[J]. 中国科技论坛，2023(2)：30-38.

[31] 杜剑，张杰，郭晓冬. 机构投资者的网络地位对企业环保投资的影响——来自重污染行业的证据[J]. 改革，2025(5)：132-150.

[32] 连玉君，廖俊平. 如何检验分组回归后的组间系数差异？[J]. 郑州航空工业管理学院学报，2017，35(6)：97-109.

[33] 易佳敏，王金龙，杨伶. 重污染企业技术创新与减污降碳耦合协调研究[J]. 科技和产业，2024，24(6)：132-139.

[34] 吴卫红，蔡海波，刘佳，等. 技术创新双重效应与重污染行业绿色转型升级——基于碳排放的视角[J]. 经济与管理研究，2023，44(11)：45-61.

[35] 傅琛予，朱本杰，张梅霞. 环境规制影响企业绩效研究综述与未来展望——基于CiteSpace的可视化分析[J]. 科技和产业，2024，24(16)：232-237.

[36] 姚星，陈灵杉，张永忠. 碳交易机制与企业绿色创新：基于三重差分模型[J]. 科研管理，2022，43(6)：43-52.

Impact of New Quality Productive Forces on Green Development Performance in Manufacturing Enterprises

CHEN Jinyu, YUAN Qing

(School of Economics and Management, Southwest University of Science and Technology, Mianyang 621010, China)

Abstract: The new productive forces, with their green and innovative nature, promote the improvement of enterprises' green development performance and facilitate the sustainable development of manufacturing enterprises. The relationship between new productive forces and enterprises' green development performance from both theoretical and empirical perspectives was analyzed. Listed manufacturing companies in the Shanghai and Shenzhen A-share markets from 2015 to 2023 were selected as research samples to explore the mediating effect of green technological innovation and the heterogeneous effects under different contexts. The research results show that the cultivation and development of new productive forces by enterprises have a significant promoting effect on the improvement of green development performance. New productive forces can indirectly enhance enterprises' green development performance by improving the level of green technological innovation. The role of enterprises' cultivation and development of new productive forces in promoting the green development performance of high-pollution enterprises is more significant, and there is no significant difference between enterprises with different ownership properties. Reference for promoting manufacturing enterprises is provided to cultivate and develop new productive forces, improve green development performance and promote high-quality development of enterprises.

Keywords: new quality productive force; green development performance; green technology innovation