企业应用

碳绩效、绿色技术创新和企业财务绩效

——基于重污染行业上市公司的经验数据

史宝娟，卢澄宇

（华北理工大学经济管理学院，唐山 063210）

摘要：基于2013—2023年中国A股重污染行业上市公司面板数据，对碳绩效、绿色技术创新与企业财务绩效之间的内在联系与作用机制进行检验。通过构建固定效应模型与中介效应模型进行实证分析。结果显示：碳绩效对财务绩效具有显著正向影响，该结论经稳健性检验后依然成立；绿色技术创新在两者间发挥部分中介作用，表明碳绩效可通过推动绿色技术研发间接改善财务绩效。异质性分析发现：非国有企业中碳绩效的促进效应强于国有企业；西部地区企业的碳绩效改善效果最为显著，中部次之，东部相对较弱。研究结论为重污染行业实现环境与经济效益协同提升提供了实证依据。

关键词：碳绩效；财务绩效；绿色技术创新；重污染行业

中图分类号：F272.3　　**文献标志码：**A　　**文章编号：**1671－1807(2026)11－0241－10

进入21世纪，全球气候变化问题日益严峻，碳排放已成为国际社会共同面临的重大挑战。根据联合国工业发展组织数据，中国是全球制造业规模最大的国家，2023年制造业增加值占全球比重约29%。同时，多个国际机构数据显示，中国也是全球年度碳排放总量最高的国家。作为制造业和碳排放量双重第一的新兴经济体，中国在应对气候变化进程中承担着重要责任。全球碳项目预测，2025年中国二氧化碳排放量将达到108亿t；而气候分析智库“净零追踪”显示，自工业革命以来，中国历史累计碳排放量约占全球总量1/3，位居世界首位。制造业作为国民经济支柱，其能耗和碳排放均占据较大比重。国家统计局数据显示，制造业能耗在全国总能耗中占比超过65%；生态环境部环境规划院的研究进一步指出，制造业碳排放量在全国总量中占比超过60%。具体到高耗能行业，生态环境部报告表明，钢铁、水泥和铝冶炼3个典型重污染行业的年碳排放量合计已超过全国总量的20%。值得注意的是，重污染行业作为制造业碳排放大户，其单位产值能耗水平显著高于其他产业。根据中国科学院可持续发展研究中心测算，2025年重化工行业单位产值能耗约为服务业平均水平的3.1倍。这种“高碳锁定”效应不仅加剧了环境压力，也制约着企业的绿色转型。在此背景下，国家确立的“双碳”目标为经济社会绿色转型提供了明确指引。推动制造业绿色低碳发展，既是构建现代化产业体系的内在要求，也是实现“双碳”目标的关键路径。

重污染企业成为节能减排政策的重点管制对象，根源于其高能耗、高排放及高污染的行业特性[1]。如何通过绿色发展和技术创新推动可持续生产，进而提升碳绩效与财务绩效，是该类企业面临的核心议题。绿色技术创新以环境保护为导向，兼具环境与经济双重效益，正逐渐成为企业实现低碳转型的重要途径。

围绕企业碳绩效与财务绩效的关系，学术界已开展广泛讨论，但尚未形成一致结论，主要存在促进论、抑制论及倒“U”型关系等多种观点。尽管近年来研究逐渐发现碳绩效与财务绩效之间存在显著正相关，但在早期非碳类社会责任研究中，二者关系往往不显著。特别是针对重污染行业，二者内

收稿日期：2026-01-13

基金项目：国家自然科学基金面上项目(72072054)；华北理工大学研究生创新项目(2026S20)

作者简介：史宝娟(1970—)，女，河北唐山人，教授，博士研究生导师，研究方向为生态经济学、产业经济学；卢澄宇(2002—)，女，河北沧州人，硕士研究生，研究方向为生态经济学。

在关联的实证证据仍待进一步充实。更为关键的是,绿色技术创新在碳绩效影响财务绩效过程中可能起到的中介作用,其具体机制在现有研究中探讨尚不充分,且相关结论存在不一致性[2]。

基于以上研究缺口,现聚焦于石化、能源、化工、钢铁、冶炼、造纸及电力等重污染行业,利用2013—2023年中国A股上市公司面板数据,旨在深入探讨以下问题:企业碳绩效对财务绩效是否具有显著的促进作用;绿色技术创新是否在两者关系中扮演中介角色;企业产权性质与区域分布是否会调节碳绩效对财务绩效的影响。研究期望通过厘清碳绩效影响财务绩效的作用路径,特别是验证绿色技术创新的中介机制,为重污染行业低碳转型与政策制定提供实证参考。通过构建计量模型,系统检验碳绩效、绿色技术创新与企业财务绩效之间的关系,并开展异质性分析,以揭示不同产权性质与区位条件下的影响差异,为推进环境效益与经济效益协同发展提供依据。

1 文献综述

1.1 碳绩效和财务绩效

目前关于碳绩效与财务绩效关系的研究呈现多元化的理论观点,其演进过程经历了从传统环境绩效向碳绩效主题的深入发展。现有实证研究主要形成了3类不同结论:部分学者如Hoffmann和Busch[3]的研究支持二者呈负相关关系的观点;周志方等[4]、何玉等[5]基于碳披露项目(carbon disclosure project,CDP)数据的分析则证实,碳绩效对财务绩效存在短期为负、长期为正的时滞效应;同时也有相当数量的研究结果显示两者呈现持续正相关关系。值得注意的是,由于多数研究依赖企业自愿披露的数据,其客观性可能存在局限,这在一定程度上影响了相关研究结论的可靠性与可比性。

该领域早期研究普遍倾向于认为碳绩效与财务绩效之间不存在显著关联[6]。随着理论与实证方法的深化,后续研究逐步识别出环境治理可通过降低成本、提升运营效率等途径,对企业价值产生积极影响[7]。在农业企业领域,王红和臧聪[8]同样发现ESG(环境、社会和治理)责任履行能够显著提升企业财务绩效,表明环境治理的经济效益具有跨行业普适性。在气候变化议题日益受到重视的背景下,碳绩效研究逐渐成为学术焦点,并主要形成3种理论解释路径:正向促进论强调碳绩效管理在风险管控和声誉提升方面的价值;负向影响论则更关注企业减排提高碳绩效过程中承担的短期合规成本与投资压力;非线性关系论进一步提出,在某些制造业中两者可能呈现“U”型曲线关系[9]。

这些理论分歧可能源于样本选择、行业特性及研究方法上的差异,反映出该领域研究仍处于不断发展和深化阶段。未来研究有必要在提升数据客观性、深入分析行业异质性以及构建动态分析框架等方面进一步探索,以逐步建立更为系统、稳健的理论解释体系。

1.2 碳绩效和绿色技术创新

关于碳绩效与绿色技术创新的关系研究已形成了较为系统的理论体系。波特假说指出,绿色技术创新能够通过创新补偿效应,有效抵消环境合规成本,从而推动企业实现环境效益与经济效益的协同提升[10]。生态现代化理论进一步强调,绿色技术创新具有显著的知识溢出与环境溢出效应,能够为碳绩效的持续改进提供动力[11]。在实证研究方面,企业环境信息披露被证实对绿色技术创新具有显著促进作用,而后者又是改善企业碳绩效的关键驱动因素[12]。研究还表明,绿色技术创新不仅有助于提升企业碳绩效,还能通过强化绿色形象,为企业带来长期竞争优势。当前,学界普遍关注绿色技术创新在碳管理中的作用机制,尤其是在重污染行业中,其作为连接环境规制与企业绩效的中介路径,仍有待进一步深入探讨。

1.3 碳绩效、绿色技术创新与财务绩效

碳绩效、绿色技术创新与企业财务绩效之间的互动关系已成为环境经济学领域的重要研究议题。基于波特假说与生态现代化理论,绿色技术创新被认为在碳绩效影响财务绩效的过程中发挥着关键的中介作用。一方面,企业碳绩效的提升源于日益强化的环境规制压力以及利益相关者的环境期望,这些外部与内部动力共同倒逼企业积极开展绿色技术创新相关活动[13];另一方面,绿色技术创新通过创新补偿效应、资源利用效率提升以及绿色产品差异化等途径,最终推动企业财务绩效改善。既有实证研究显示,绿色技术创新不仅显著增强了企业的碳绩效表现,还能通过降低环境合规成本、塑造绿色竞争优势等方式,对企业财务绩效产生积极影响[14]。

值得注意的是,该中介效应在不同行业之间具有明显异质性,尤其在重污染行业中表现更为突出[15]。这可能是因为重污染行业面临更严格的环境监管与更高的转型压力,其绿色技术创新的边际效益更为显著。然而,现有研究对不同产权性质企

业以及不同区域背景下三者作用机制的差异仍探讨不足,且较少关注绿色技术创新的不同类型对中介效应的调节作用。未来研究有必要进一步从制度情境与创新特征等维度展开深入分析,以系统揭示碳绩效通过绿色技术创新影响财务绩效的边界条件与作用路径。

2 理论分析与研究假设

2.1 碳绩效与财务绩效的关系

关于碳绩效与财务绩效之间的关系,当前学术界仍存在明显的理论分歧。部分持审慎态度的学者对此提出若干质疑:①碳减排能够提升碳绩效,而碳减排活动通常要求企业在设备更新、技术研发及管理优化等方面投入大量资金,此类支出在短期内将显著增加企业的运营成本;②当碳管理目标与股东利益最大化目标存在冲突时,企业可能面临市场竞争地位受损的风险[16]。然而,另一批学者则持相反观点,认为良好的碳绩效实际上可以通过多种途径为企业创造经济价值[17]。陈贤伟和邵凤华[18]研究发现,从能源消耗视角来看,能源消耗强度与企业财务绩效呈显著负相关,即高能耗会直接损害企业盈利能力,这从反面印证了碳绩效对财务绩效的积极意义。

基于资源基础观理论,企业的碳减排能力可被视为一种具有战略意义的无形资源,它不仅有助于提升碳绩效,还能优化能源结构与使用效率,并且在长期内有效降低由环境规制、政策变动及市场压力所带来的经营风险[19]。具体而言,碳绩效对财务绩效的影响主要通过以下 4 个机制实现:①创新补偿机制依据波特假说提出,合理强度的环境规制压力能够激励企业开展绿色技术创新。尽管此类创新需要前期投入,但最终可通过提升生产效率、降低能耗与物耗等方式,完全抵消甚至超越环境合规成本,形成“创新补偿”效应[20]。②声誉资本机制指出,有效的碳减排活动提升碳绩效有助于塑造企业负责任的社会形象,增强其在投资者、消费者及监管机构等多方利益相关者中的声誉资本,进而提升市场信任与品牌价值[21]。③政策红利机制强调,在“双碳”目标持续推进的政策背景下,碳绩效领先的企业更容易获得政府补贴、税收优惠及绿色信贷支持等政策红利,从而改善其财务表现[22]。④风险缓冲机制认为,通过系统化地通过碳管理提升碳绩效,企业能够显著降低因环境违规引发的诉讼风险、行政处罚以及相关的市场负面冲击,同时增强经营的稳定性和抗风险能力,进而降低股价波动率[23]。

基于以上理论分析,提出如下假设。

H1:企业碳绩效对财务绩效具有显著正向影响。

2.2 绿色技术创新的中介作用

从资源基础理论与动态能力理论的视角分析,绿色技术创新构成了连接碳绩效与财务绩效的重要桥梁,在其中发挥着不可或缺的中介效应。研究表明,即便碳绩效水平相近,企业间绿色技术创新能力的差异,仍可导致其财务绩效表现呈现显著区别。该中介效应主要通过以下 3 个相互关联的机制发挥作用:①创新驱动的成本补偿机制。具备较强绿色技术创新能力的企业,能够将碳减排提升碳绩效所需的前期投入转化为长期竞争优势,通过提升能源与资源效率,降低运营成本,从而抵消甚至超越环境治理支出。这种效应在能源密集、污染排放较高的行业中尤为明显[24]。②基于信号传递的利益相关者认同机制。绿色技术创新成果作为一种可验证、具象化的信号,能有效提升企业在政府、投资者、供应链伙伴及公众等多方利益相关者中的声誉与可信度。研究显示,绿色技术创新投入较高的企业,不仅更容易获取政府补贴与政策支持,还能够增强供应链协作稳定性,进而改善财务表现[25]。③知识溢出带动的资源优化机制。绿色技术创新活动往往伴随着技术、管理及工艺知识的积累与外溢,不仅有助于企业优化内部资源配置,也可推动整个行业资源利用效率的整体提升,形成良性的协同减排与效益共创格局[26]。

基于以上理论分析,提出如下假设。

H2:绿色技术创新在碳绩效与财务绩效的关系中起中介作用。

2.3 产权性质与区域异质性

企业产权性质与区域特征是影响碳绩效转化为财务绩效的重要调节变量。从产权性质角度看,国有企业与非国有企业在碳绩效的经济转化效率上存在系统性差异[27]。基于代理理论与制度理论的分析表明,国有企业因承担较多政策性负担与社会责任目标,其碳减排活动往往受行政指令驱动,可能导致创新激励不足与资源配置效率偏低,不利于碳绩效的提升。相比之下,非国有企业具备更灵活的市场响应机制与更明确的利润导向,能够通过创新补偿效应将碳绩效提升更有效地转化为竞争优势[28]。

从区域维度观察,碳绩效对财务绩效的影响呈

现明显的空间梯度特征，这主要源于以下3个机制作用：①在“双碳”政策背景下，西部地区往往获得更高比例的绿色补贴与政策扶持，相关研究表明中央财政对西部环保项目的补贴强度通常高于东部，这显著降低了当地企业的减排成本，提升了碳绩效[29]；②西部地区多数企业处于工业化中期阶段，其后发优势使其能够直接采纳前沿低碳技术，避免东部地区企业因既有高碳技术锁定而面临的沉没成本问题[30]；③区域要素禀赋差异导致减排的边际收益不同，西部能源密集型行业通过能效提升与能源结构优化，往往能实现更为显著的成本节约与绩效改善[31]。此类区域异质性也在一定程度上印证了环境库兹涅茨曲线在空间维度上的表现，即处于不同发展阶段区域的环境与经济关系存在结构性差异[32]。

基于上述分析，提出如下假设。

H3a：非国有企业的碳绩效对财务绩效的促进作用强于国有企业；

H3b：西部地区企业的碳绩效对财务绩效的促进作用强于东、中部地区。

3 研究设计

3.1 变量设计

3.1.1 被解释变量：财务绩效（ROA）

财务绩效以总资产收益率（ROA）作为核心衡量指标。ROA（净利润/总资产）能够较为全面地反映企业整体资产的盈利能力，不仅涵盖了股东权益的回报，也包含了债权人投入资本的利用效率。相较于净资产收益率（ROE）与托宾 Q 值（Tobin's Q），ROA在反映企业整体资产运营效率方面更为综合，且受资本结构影响较小，表现出更强的稳定性。为进一步提升研究结论的可靠性，选用了ROE作为财务绩效的替代变量进行稳健性检验。

3.1.2 核心解释变量：碳绩效（CP）

碳绩效采用了企业营业收入与碳排放总量的比值进行测度。该指标，即单位碳排放所创造的经济价值（CP＝营业收入 / 碳排放总量），能够有效反映企业在生产活动中的碳效率。CP值越高，表明企业以更少的碳排放实现了相同的经济产出，碳资源利用效率相应更高。通过构建这一相对比率，有助于量化企业在低碳转型过程中兼顾减排与经济效益的协同程度，并为考察碳信息披露、碳管理行为对财务绩效的影响提供较为客观的实证依据。

但需要说明的是，重污染各子行业（如石化、钢铁、电力、化工等）在生产工艺、能源结构、碳排放强度等方面存在系统性差异。直接使用绝对碳绩效进行跨行业比较，可能会高估或低估企业的真实碳管理水平。为剔除行业固有特征对碳绩效测度的干扰，采用了行业均值调整法[33]构建相对碳绩效指标（Adj_CP），计算公式为

$$\mathrm{Adj_CP}_{it}=\frac{\mathrm{CP}_{it}}{\mathrm{CP}_{jt}} \tag{1}$$

式中：CP_{it} 为企业 i 在 t 年的原始碳绩效；CP_{jt} 为行业 j 在 t 年的碳绩效算术平均值。该指标以1为临界值，若 Adj_CP＞1，表明企业碳绩效高于同行业同期平均水平；若 Adj_CP＜1，则低于行业平均水平。在稳健性检验中采用了 Adj_CP 替换原始 CP 进行回归，以验证结论是否受行业异质性的影响。

3.1.3 中介变量：绿色技术创新（GIPA）

绿色技术创新的测度通常可采用企业当年绿色专利申请总数的自然对数作为代理变量，其计算公式为 GIPA＝ln（绿色专利申请总数＋1）。该指标能够较为有效地反映企业在绿色技术研发方面的实际投入与产出水平，数值越高，表明企业在绿色创新领域的活跃程度越高。通过量化绿色专利的申请数量，不仅可以捕捉企业低碳转型过程中的技术驱动力，也为分析碳绩效影响财务绩效的中介机制提供了可操作的实证依据。相比研发投入金额等指标，绿色专利申请数据具有来源客观、易于验证、可比性强等特点，能够更为直接和稳定地衡量企业的绿色技术创新水平。

进一步根据《中华人民共和国专利法》考虑到不同专利类型的技术含量存在显著差异，发明专利须具备实质性技术突破，审查周期长、保护期限20年；实用新型专利主要涉及产品形状、构造的改进，审查周期短、保护期限10年，因此将两类专利简单加总可能掩盖绿色技术创新的质量异质性。为此，将绿色技术创新细分为①绿色发明专利申请量（GIPI）：企业当年绿色发明专利申请数加1后取自然对数，代表实质性绿色技术创新；②绿色实用新型专利申请量（GIPU）：企业当年绿色实用新型专利申请数加1后取自然对数，代表策略性绿色创新[14]。

在后续分析中重点检验绿色发明专利在碳绩效与财务绩效关系中的中介作用。对于绿色实用新型专利，鉴于其技术含量较低、多为渐进式改良，仅检验碳绩效对其影响，不纳入中介效应分析框架。

3.1.4 控制变量

参考既有研究成果，选取了企业规模（Size）、资

本结构(Lev)和现金流比率(CashFlow)作为控制变量。为了更准确地识别碳绩效对企业财务绩效的净影响,在回归模型中纳入了行业与年份固定效应。为了避免存在多重共线性,对变量进行了 VIF(方差膨胀因子)检验,结果证实不存在多重共线性问题(VIF<2)。

综上,各变量定义见表 1。

表 1　变量定义

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量	财务绩效	ROA	净利润与总资产的比值,反映企业整体资产盈利能力
核心解释变量	碳绩效	CP	营业收入与碳排放总量的比值,反映单位碳排放创造的经济价值
中介变量	绿色技术创新	GIPA	企业当年绿色专利申请总数加 1 后取自然对数,量化绿色技术研发投入与产出水平
控制变量	企业规模	Size	企业总资产的自然对数,控制规模效应对财务绩效的影响
	资本结构	Lev	资产负债率(总负债/总资产),反映企业财务杠杆水平
	现金流比率	CashFlow	经营活动产生的现金流量净额与总资产的比值,衡量企业现金流充裕程度

3.2　模型建立

3.2.1　基准回归模型

为了检验碳绩效与企业财务绩效的关系,构建如下基准模型:

$$ROA_{it}=\gamma_1 CP_{it}+\gamma_2 Control_{it}+a_0+\lambda_t+\mu_i+\varepsilon_{it} \quad (2)$$

式中:Control 为控制变量;γ_1、γ_2 为回归系数;ε 为随机扰动项;α_0 为常数项;λ 为时间固定效应;μ 为个体固定效应。

3.2.2　中介效应模型

为了检验碳绩效能否通过绿色技术创新这一路径作用于企业财务绩效,构建如下中介效应逐步检验模型:

$$ROA_{it}=\gamma_1 CP_{it}+\gamma_2 Control_{it}+a_0+\lambda_t+\mu_i+\varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$GIPA_{it}=\gamma_1 CP_{it}+\gamma_2 Control_{it}+a_0+\lambda_t+\mu_i+\varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$ROA_{it}=\gamma_1 CP_{it}+\gamma_2\ GIPA_{it}+\gamma_3 Control_{it}+a_0+\lambda_t+\mu_i+\varepsilon_{it} \quad (5)$$

式(3)研究碳绩效对财务绩效的影响;式(4)研究碳绩效对绿色技术创新的影响;式(5)研究碳绩效和绿色技术创新对财务绩效的影响。

3.3　样本选择及数据来源

为聚焦重污染行业,选取 2013—2023 年 A 股市场中石化、能源、化工、钢铁、冶炼、造纸、电力 7 大行业的上市公司作为样本,上述行业的划分严格遵循《上市公司行业分类指引(2012 年修订)》。为提升样本质量与数据稳健性,首先剔除了财务状况异常的 ST 及 *ST 企业。此外,为避免极端值对估计结果的干扰,对所有连续变量在 1%和 99%分位数上进行了 Winsorize 处理。使用 Stata17 软件进行数据分析。

实证分析所采用的数据来源于中国研究数据服务平台与国泰安数据库。其中,绿色技术创新变量以 CNRDS 中的企业绿色专利申请数据测度;财务绩效、碳绩效及各项控制变量数据则均从 CSMAR数据库中提取。

4　实证结果与分析

4.1　描述性统计

变量描述性统计结果见表 2。财务绩效均值为 0.040,标准差为 0.052,表明样本整体盈利能力处于中等水平且个体差异显著,最小值-0.17 与最大值 0.187 的跨度进一步印证了重污染行业内企业财务表现的异质性。碳绩效均值为 0.648,标准差为 0.730,反映出不同企业在碳排放经济效率上存在较大的分化,其极值 0.244~3.679 的分布凸显了行业内部低碳转型进程的差异性。绿色技术创新的均值为 0.500,标准差为 0.930,说明样本企业绿色专利活动的整体活跃度有限且分布不均衡,部分企业创新产出显著高于行业平均水平。

表 2　变量描述性统计

变量	样本数	平均值	标准差	最小值	中位数	最大值
ROA	4 699	0.040	0.052	-0.170	0.037	0.187
CP	4 699	0.648	0.730	0.244	0.322	3.679
GIPA	4 699	0.500	0.930	0.000	0.000	4.078
Size	4 699	22.682	1.441	20.122	22.459	26.280
Lev	4 699	0.440	0.200	0.067	0.443	0.887
CashFlow	4 699	0.062	0.061	-0.130	0.061	0.229

4.2　相关性分析及多重共线性检验

相关性分析结果见表 3。碳绩效与财务绩效呈显著正相关($r=0.036$, $P<0.01$),初步支持碳绩效的提升有助于改善企业盈利能力的假设。在控制变量中,企业规模与财务绩效呈负相关($r=-0.080$, $P<0.001$),资产负债率也呈现显著的负

相关($r=-0.443$，$P<0.001$)，而现金流比率与财务绩效的正相关性最强($r=0.436$，$P<0.001$)，符合财务理论预期。值得注意的是，所有变量间的相关系数均低于 0.7 的临界值，表明多重共线性风险较低。

多重共线性检验结果见表 4。通过进一步方差膨胀因子(VIF)的检验，所有变量的 VIF 值介于 1.02～1.56，VIF 均值为 1.29，远低于 10 的经验阈值，证实了模型不存在严重的多重共线性问题。这为后续回归模型的设定提供了统计基础，确保了参数估计的有效性。

表 3　相关性分析结果

变量	ROA	CP	Size	Lev	CashFlow
ROA	1				
CP	0.036**	1			
Size	−0.080***	0.090***	1		
Lev	−0.443***	−0.032**	0.559***	1	
CashFlow	0.436***	0.028*	0.140***	−0.089***	1

注：*、**、***分别表示 $P<0.05$、$P<0.01$、$P<0.001$。

表 4　多重共线性检验结果

变量	VIF	1/VIF
Size	1.560	0.641
Lev	1.530	0.653
CashFlow	1.060	0.940
CP	1.020	0.982
VIF 均值	1.290	—

4.3　基准回归结果与分析

基准回归结果见表 5。结果表明碳绩效对财务绩效存在稳健的正向促进作用。在未纳入控制变量的模型(1)中，CP 系数为 0.012 且在 1%水平显著($t=4.567$)；加入企业规模、资本结构与现金流比率的控制变量后，模型(2)中 CP 系数仍保持 0.009 的显著正向影响($t=4.103$)，因此，假设 H1 成立。

4.4　稳健性检验

为确保研究结论稳健可靠，在基准回归基础上，进一步采用关键变量替换法进行验证。具体操作上，将原财务绩效度量指标总资产收益率(ROA)替换为净资产收益率(ROE)，以此考查核心结论在不同财务度量方式下是否依然成立。检验结果显示，关键解释变量碳绩效(CP)的系数符号及显著性水平均未发生实质性变化，进而证实了主要研究结论的稳定性。表 6 汇报了稳健性检验结果。其中列(1)显示，在将被解释变量替换为 ROE 后，碳绩效依然对其呈现显著正向影响，与前文结论保持一致，由此通过稳健性检验，再次支持假设 H1 成立。

表 5　基准回归结果

变量	(1)	(2)
	ROA	ROA
CP	0.012*** (4.567)	0.009*** (4.103)
Size		0.006*** (10.165)
Lev		−0.119*** (−31.512)
CashFlow		0.317*** (31.342)
常数项	0.032*** (16.603)	−0.064*** (−5.301)
样本数	4 699	4 699
R^2	0.089	0.402
Ind	Yes	Yes
Year	Yes	Yes
adj. R^2	0.085 4	0.399 0
F	20.86	620.7

注：括号内为 t 值；*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。

基准回归采用了绝对碳绩效(营业收入/碳排放量)作为核心解释变量。为剔除行业异质性对碳绩效测度的干扰，采用了行业均值调整法构建相对碳绩效指标(Adj_CP)，使不同行业企业的碳绩效具有可比性。

表 6 列(2)报告了以 Adj_CP 替换原始 CP 后的回归结果。可以看出，在未加入控制变量时，Adj_CP的系数为 0.021，在 1%水平上显著；加入企业规模、资本结构、现金流比率等控制变量后，Adj_CP的系数为 0.014，仍在 1%水平上显著。这一结果与基准回归结论完全一致，表明在剔除行业碳强度差异的影响后，碳绩效对财务绩效的正向促进作用依然稳健成立，假设 H1 再次得到验证。

为缓解潜在的内生性偏误，采用滞后 1 期碳绩效(L.CP)作为当期碳绩效的工具变量。工具变量有效性检验结果显示：Anderson LM 统计量 P 值小于 0.05，拒绝识别不足原假设；Cragg-Donald Wald F 统计量为 5 400.009，远高于 Stock-Yogo 临界值 16.38，拒绝弱工具变量原假设。上述检验表明工具变量选取合理。Durbin-Wu-Hausman 检验结果($\chi^2=3.601$，$P=0.057\ 7$)在 10%水平上显著，证实碳绩效确为内生变量，采用工具变量法具有必要性。

尽管个体固定效应已控制不随时间变化的遗漏变量，但仍可能存在时变的不可观测因素同时影响碳绩效与财务绩效。为此，采用 Oster 系数稳定性检验进行评估。检验结果显示，未加入控制变量时，CP 系数为 0.012($R^2=0.089$)；加入控制变量后，

表 6　稳健性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	更换被解释变量	更换核心解释变量	工具变量法回归第 1 阶段	工具变量法回归第 2 阶段
	ROE	ROA	CP	ROA
CP	0.017***			0.005*
	(2.950)			(1.731)
Adj_CP		0.014***		
		(3.893)		
L.CP			1.386***	
			(73.485)	
Size	0.018***	0.006***	0.005*	0.006***
	(12.743)	(10.224)	(1.731)	(10.495)
Lev	−0.197***	−0.119***	0.011	−0.118***
	(−20.599)	(−31.494)	(0.595)	(−28.578)
CashFlow	0.630***	0.317***	0.099*	0.326***
	(24.479)	(31.294)	(1.917)	(29.240)
常数项	−0.321***	−0.073***	−0.033	−0.084***
	(−10.372)	(−5.800)	(−0.541)	(−6.011)
样本数	4 699	4 699	4 028	4 028
R^2	0.261	0.402	0.942	0.396
Ind	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes
adj. R^2	0.258	0.399	0.942	0.393
F	330.1	620.1	1357	137.8
Anderson canon. corr. LM	2 311.992(P=0.000)			
Cragg-Donald Wald F	5 400.009(临界值=16.38)			

注:括号内为 t 值;*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。

CP 系数降至 0.009(R^2 = 0.402)。设定 R_{max} = 1.3×R^2_full=0.523 且 δ=1 的条件下,经遗漏变量修正后的系数为 0.000 71,仍为正值。这意味着,即使遗漏变量与可观测变量解释力相当,碳绩效的正向影响依然存在,未被完全解释,遗漏变量偏误对结论威胁有限。

综上,对内生性问题进行了系统检验:①反向因果。采用滞后 1 期碳绩效作为工具变量,DWH(Durbin-Wu-Hausman)检验在 10%水平上显著,证实碳绩效确为内生变量,IV(工具变量)估计结果稳健。②遗漏变量。通过个体固定效应控制不随时间变化的因素,Oster 检验进一步表明,即使遗漏变量与可观测变量解释力相当,碳绩效的正向影响依然存在。③测量误差。采用行业均值调整后的相对碳绩效(Adj_CP)重新估计,结论与基准回归完全一致。

多种检验表明,在充分考虑各类内生性来源后,碳绩效对财务绩效的正向促进作用依然稳健可靠,假设 1H 得到验证。

4.5　中介效应分析

4.5.1　基准中介检验

为了检验绿色技术创新在碳绩效与财务绩效关系中的传导功能,采用分步回归方法对其中介机制进行实证考察。

中介效应回归结果见表 7。列(1)的结果显示,碳绩效对财务绩效的影响为正显著作用;列(2)的结果显示,碳绩效对绿色技术创新的影响为正显著作用,表明碳绩效能够正向带动绿色技术创新的提高;列(3)的结果显示,绿色技术创新对财务绩效的影响为正显著作用,表明绿色技术创新会促进财务绩效。

从传导机制上看,绿色技术创新构成了碳绩效影响财务绩效的重要中间路径,该路径呈现为部分中介效应。碳绩效通过提高绿色技术创新来促进财务绩效的中介路径是显著存在的。因此,假设 H2 成立。

表 7　中介效应回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	ROA	GIPA	ROA
CP	0.009***	0.193***	0.009***
	(4.103)	(3.923)	(3.938)
GIPA			0.002***
			(2.830)
Size	0.006***	0.160***	0.005***
	(10.165)	(12.717)	(9.484)
Lev	−0.119***	0.141*	−0.119***
	(−31.512)	(1.693)	(−31.596)
CashFlow	0.317***	0.751***	0.315***
	(31.342)	(3.345)	(31.190)
常数项	−0.064***	−3.370***	−0.058***
	(−5.301)	(−12.493)	(−4.710)
样本数	4 699	4 699	4 699
R^2	0.402	0.085	0.403
Ind	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes
adj. R^2	0.399	0.081	0.400
F	620.7	70.84	498.9

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

为了保证绿色技术创新中介效应的准确度,采用 Bootstrap 来进行稳健性检验,检验结果见表 8。结果显示,中介效应的置信区间不包含零,同时直接效应的置信区间亦未跨过零点,据此可判定绿色技术创新在碳绩效与财务绩效间发挥部分中介作用,假设 H2 得到进一步支持。

4.5.2　进一步检验

基准中介检验基于绿色专利申请总量,未能区

表 8　Bootstrap 检验结果

效应	系数	标准误	z	P	95%置信区间
中介效应	0.0003	0.0001	2.11	0.035	[0.00009　0.00078]
直接效应	0.009	0.0022	3.85	0.000	[0.00424　0.01285]
Replication	500				

分发明专利与实用新型专利在创新含量上的本质差异。为此，进一步将绿色技术创新细分为绿色发明专利申请量（GIPI）和绿色实用新型专利申请量（GIPU），分别检验其作用机制。

1）绿色发明专利的中介效应检验

表 9 列（1）、列（2）报告了检验结果。列（1）显示，碳绩效对绿色发明专利有显著正向影响（$\beta=0.114$，$P<0.1$）；列（2）显示，加入绿色发明专利后，碳绩效系数由 0.009 降至 0.007（$t=1.95$，$P<0.1$），而绿色发明专利系数显著为正（$\beta=0.003$，$P<0.01$）。Sobel 检验显示，间接效应为 0.000 35，$z=2.80$（$P<0.01$），表明中介路径显著。Bootstrap 检验的置信区间包含 0，与 Sobel 结果存在差异，可能因发明专利样本量由 4 699降至 2 331 较小导致估计不稳。鉴于 Sobel 检验在大样本下具有渐进有效性，且 z 值达 2.80，可以认为绿色发明专利的中介效应成立。

2）绿色实用新型专利的影响检验

表 9 列（3）显示，碳绩效对绿色实用新型专利的影响不显著（$\beta=-0.026$，$P=0.666$），表明碳绩效提升并未激励企业的实用新型专利活动。既有研究指出，实用新型专利多为策略性创新，是企业在环境规制压力下的“应付式”行为，难以转化为实质性财务绩效，因此不再对其进行中介效应检验。

上述结果表明，碳绩效主要通过实质性绿色技术创新影响财务绩效，而策略性的实用新型专利未发挥作用。这一发现揭示了绿色技术创新的质量异质性，也回应了专利类型差异对研究结论的潜在干扰。

4.6　异质性分析

4.6.1　企业产权异质性

企业性质异质性检验结果见表 10。碳绩效对财务绩效的促进作用在企业性质方面存在显著差异。非国有企业样本中 CP 系数为 0.014 且在 1%水平显著（$t=4.556$），而国有企业样本系数降至 0.006 且仅通过 10%显著性检验（$t=1.933$），表明非国有企业碳绩效提升对财务绩效的边际贡献达到国有企业的 2.3 倍。这种差异可能源于非国企更灵活的市场响应机制与创新驱动转型模式，使其能更高效地将碳减排转化为经济效益。因此，假设 H3a 成立。

4.6.2　区域异质性

区域异质性检验结果见表 11。碳绩效对财务绩效的促进作用呈现显著的梯度特征。西部地区企业 CP 系数达 0.014 且在 1%水平显著（$t=3.222$），显著高于中部地区（0.010，$t=2.013$）和东部地区（0.006，$t=2.067$）。这种区域差异反映了碳绩效经济回报的区域异质性：西部地区因政策扶持力度较强、转型基础空间较大，其碳绩效提升带来的财务改善效应最为突出；中部地区次之，而东部地区受限于较高的转型基数与边际递减效应，碳绩效的财务改善作用相对有限。因此，假设 H3b 成立。

表 9　区分专利类型的中介效应检验

变量	（2）	（3）	（1）
	GIPI	ROA	GIPU
CP	0.114*	0.007*	−0.026
	(1.763)	(1.954)	(−0.431)
GIPI		0.003***	
		(2.750)	
Size	0.341***	0.008***	0.356***
	(18.703)	(7.498)	(20.921)
Lev	−0.185*	−0.131***	−0.115
	(−1.683)	(−22.160)	(−1.116)
CashFlow	0.436	0.285***	0.286
	(1.569)	(19.145)	(1.105)
常数项	−7.055***	−0.106***	−7.274***
	(−18.320)	(−4.817)	(−20.263)
样本数	2 331	2 331	2 331
R^2	0.263	0.350	0.321
Ind	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes
adj. R^2	0.257	0.344	0.316
F	119.1	216.4	151.9

注：括号内为 t 值；*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。

表 10　企业性质异质性结果

变量	非国企	国企
	ROA	ROA
CP	0.014***	0.006*
	(4.556)	(1.933)
Size	0.007***	0.006***
	(7.241)	(8.712)
Lev	−0.108***	−0.116***
	(−19.595)	(−22.330)
CashFlow	0.288***	0.340***
	(20.513)	(23.465)
常数项	−0.083***	−0.089***
	(−4.262)	(−5.428)
样本数	2 379	2 243
R^2	0.348	0.428
Ind	Yes	Yes
Year	Yes	Yes
adj. R^2	0.342	0.423
F	259.1	326.2

注：括号内为 t 值；*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。

表 11　区域异质性检验结果

变量	东部	中部	西部
	ROA	ROA	ROA
CP	0.006**	0.010**	0.014***
	(2.067)	(2.013)	(3.222)
Size	0.005***	0.006***	0.008***
	(7.314)	(4.736)	(6.237)
Lev	−0.112***	−0.120***	−0.129***
	(−21.120)	(−16.275)	(−15.237)
CashFlow	0.308***	0.309***	0.332***
	(22.582)	(15.502)	(14.092)
常数项	−0.056***	−0.077***	−0.120***
	(−3.548)	(−2.668)	(−4.273)
样本数	2 665	1 052	982
R^2	0.355	0.452	0.471
Ind	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes
adj. R^2	0.350	0.441	0.460
F	293.4	155.4	141.4

注：括号内为 t 值；*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。

5　结论与建议

以 2013—2023 年中国 A 股重污染行业上市公司为样本，实证考察了碳绩效、绿色技术创新与企业财务绩效之间的关系及传导机制。通过一系列稳健性检验和内生性讨论，核心结论得到进一步验证。主要研究结论如下。

(1)碳绩效对财务绩效具有显著正向影响。在石化、能源、化工、钢铁、冶炼、造纸及电力等重污染行业中，企业碳绩效的提升能够有效促进财务绩效改善。采用行业均值调整后的相对碳绩效指标进行检验，结论依然稳健。这表明在环境规制与市场压力下，提升碳效率不仅有助于履行环境责任，也可为企业带来经济效益，二者存在协同发展潜力。

(2)绿色技术创新在碳绩效与财务绩效之间发挥中介作用，且该作用具有质量异质性。碳绩效对财务绩效的积极影响并非直接实现，而是通过激励企业开展绿色技术创新间接传导。进一步区分专利类型后发现，仅绿色发明专利发挥显著中介作用，实用新型专利未产生显著影响。这表明实质性技术创新才是碳绩效转化为财务绩效的关键路径，策略性创新难以产生经济效益。

(3)企业产权性质对碳绩效的财务转化效率具有调节作用。非国有企业中碳绩效对财务绩效的促进作用明显强于国有企业。非国企具有更灵活的市场响应机制和更强的利润导向，能够更迅速地将碳减排压力转化为竞争优势，从而更高效地实现碳绩效的经济价值。

(4)区域特征在碳绩效影响财务绩效的过程中存在显著差异。西部地区企业碳绩效提升对财务绩效的边际贡献最大，中部次之，东部相对较弱。这可能与西部地区在“双碳”政策下获得更强的政策支持、处于工业化中期所具备的后发技术优势，以及能源结构优化带来的较高减排收益有关。

基于上述结论，提出如下建议。

(1)政策层面应实施差异化支持措施。对西部地区加大绿色技术补贴与基础设施投入，发挥其后发优势；对东部地区侧重通过碳排放权交易市场等市场机制激励技术创新。同时，完善企业碳排放核算标准，推动分范围碳排放数据披露，为更精细的碳绩效研究提供数据基础。

(2)企业层面应区分产权性质制定转型策略。国有企业可将碳绩效纳入管理层考核体系，破除行政指令导致的创新惰性；非国有企业可依托市场机制加快绿色技术成果转化，将环境投入转化为核心竞争力。

(3)行业层面应构建绿色技术创新生态。推动产学研深度融合，鼓励金融机构开发与碳绩效挂钩的绿色信贷产品。加强区域间碳市场联动与人才流动，促进绿色技术扩散，共同推动重污染行业在“双碳”目标下实现可持续发展。

参考文献

[1] 张晨，吕永辰. 绿色投入能提高企业环境与财务绩效吗？来自我国重污染上市公司的经验证据[J]. 生态经济，2023，39(7)：178-186.

[2] 陈爱珍，王闯. 企业环境责任、绿色技术创新与企业财务绩效[J]. 税务与经济，2023(4)：82-89.

[3] HOFFMANN V H，BUSCH T. Corporate carbon performance indicators[J]. Journal of Industrial Ecology，2008，12(4)：505-520.

[4] 周志方，肖恬，曾辉祥. 企业碳绩效与财务绩效相关性研究：来自英国富时 350 指数的证据[J]. 中国地质大学学报(社会科学版)，2017，17(5)：32-43.

[5] 何玉，唐清亮，王开田. 碳绩效与财务绩效[J]. 会计研究，2017(2)：76-82，97.

[6] FREEDMAN M，JAGGI B. Pollution disclosures，pollution performance and economic performance[J]. Omega，1982，10(2)：167-176.

[7] FELDMAN S J，SOYKA P A，AMEER P. Does improving a firm's environmental management system and environmental performance result in a higher stock price?[J]. The Journal of Investing，1997，6(4)：87-91.

[8] 王红，臧聪. 农业企业 ESG 责任履行、绿色技术创新与财务绩效[J]. 科技和产业，2024，24 (23)：19-26.

[9] TRUMPP C，GUENTHER T. Too little or too much? exploring U-shaped relationships between corporateenvironmental performance and corporate financial performance

[J]. Business Strategy and the Environment, 2017, 26(1): 49-68.
[10] PORTER M E, LINDE C V D. Toward a new conception of the environment-competitiveness relationship[J]. Journal of Economic Perspectives, 1995, 9(4): 97-118.
[11] MOL A P J. Ecological modernization and the global economy[J]. Global Environmental Politics, 2002, 2(2): 92-115.
[12] 熊俊, 孙新章. 强制性环境信息披露对企业绿色技术创新的影响研究: 来自中国A股上市公司的经验证据[J]. 价格理论与实践, 2024(12): 178-183, 231.
[13] 纪成君, 薄洋. 环境绩效、绿色技术创新与企业价值: 基于重污染行业上市公司[J]. 科技促进发展, 2021, 17(3): 446-453.
[14] 齐绍洲, 林屾, 崔静波. 环境权益交易市场能否诱发绿色创新? 基于我国上市公司绿色专利数据的证据[J]. 经济研究, 2018, 53(12): 129-143.
[15] XIE X, HUO J, ZOU H. Green process innovation, green product innovation, and corporate financial performance[J]. Technological Forecasting and Social Change, 2019, 144: 118-126.
[16] GRIFFIN J J, MAHON J F. The corporate social performance and corporate financial performance debate[J]. Business & Society, 1997, 36(1): 5-31.
[17] 廖志高, 李芳芳. 碳绩效、碳信息披露与企业价值[J]. 煤炭经济研究, 2025, 45(4): 29-37.
[18] 陈贤伟, 邵凤华. 能源消耗强度、融资约束与企业财务绩效[J]. 科技和产业, 2025, 25(18): 282-292.
[19] HART S L. A natural-resource-based view of the firm[J]. Academy of Management Review, 1995, 20(4): 986-1014.
[20] 张伟锋, 吕靖烨, 殷琪荔. 火力发电上市公司碳绩效和财务绩效关系的实证研究[J]. 煤炭经济研究, 2022, 42(5): 20-25.
[21] 陈婉莹. 制造业企业碳绩效与财务绩效的关系研究[D]. 哈尔滨: 黑龙江科技大学, 2022.
[22] 孙传旺, 魏晓楠. 市场激励型环境规制、政府补贴与企业绩效[J]. 财政研究, 2022(7): 97-112.
[23] 王垒, 赵忠超, 刘新民, 等. 政府财政配置能力与外资参与程度对碳经济绩效的驱动效应[J]. 中国人口·资源与环境, 2018, 28(4): 55-67.
[24] 姬新龙, 董木兰. 绿色技术创新、股权结构与重污染企业全要素生产率[J]. 统计与决策, 2023, 39(21): 164-168.
[25] 聂森晶, 张新华. "双碳"目标下绿色技术创新对企业财务绩效的影响: 来自重污染制造行业的经验证据[J]. 财经理论与实践, 2025, 46(2): 90-98.
[26] 周志方, 张睿璇, 史琦, 等. 内外兼修: 数字化转型和资源型企业碳绩效[J]. 中南大学学报(社会科学版), 2025, 31(2): 87-101.
[27] 顾润棠. 基于产权性质的造纸业碳绩效与财务绩效交互作用机制[J]. 造纸装备及材料, 2022, 51(9): 4-6.
[28] 孙健慧, 王淑蓓, 张海波. 混合所有制改革促进绿色技术创新了吗: 兼论地方政府依赖效应的影响[J]. 会计之友, 2023(5): 143-149.
[29] 李鹏, 史丹. 中国工业绿色低碳发展质量的演进、区域差异及政策建议[J]. 北京师范大学学报(社会科学版), 2024(3): 136-147.
[30] 陆春华, 李虹. 碳试点政策、绿色创新和企业生产效率[J]. 经济问题探索, 2023(4): 38-60.
[31] 滕泽伟. 我国服务业碳排放全要素生产率增长的地区差异、动态演进及影响因素研究[J]. 统计研究, 2023, 40(10): 30-42.
[32] CHU Z, LIU G, YANG J. An interregional environmental assessment framework: revisiting environmental Kuznets curve in China[J]. Environmental Science and Pollution Research International, 2024, 31(14): 21471-21487.
[33] 王兵, 刘光天. 节能减排与中国绿色经济增长: 基于全要素生产率的视角[J]. 中国工业经济, 2015(5): 57-69.

Carbon Performance, Green Technology Innovation, and Corporate Financial Performance: Empirical Evidence from Listed Companies in Polluting Industries

SHI Baojuan, LU Chengyu

(School of Economics and Management, North China University of Science and Technology, Tangshan 063210, China)

Abstract: The relationship and mechanism among carbon performance, green technology innovation, and corporate financial performance were examined, based on panel data from heavily polluting A-share listed companies in China from 2013 to 2023. Fixed-effects and mediation models were constructed for empirical testing. The findings are as follows. The carbon performance has a significant positive effect on financial performance, which remains robust after various tests. Green technology innovation plays a partial mediating role, indicating that carbon performance indirectly enhances financial performance by promoting green technology research and development. It is found through heterogeneity analysis that the positive effect of carbon performance is stronger in non-state-owned enterprises than in state-owned enterprises. Geographically, the improvement effect is most pronounced in enterprises in the western region, followed by the central region, and relatively weaker in the eastern region. The empirical support is provided for the synergistic development of environmental and economic benefits in heavily polluting industries.

Keywords: carbon performance; financial performance; green technology innovation; heavily polluting industries