

“双碳”目标下制造企业 ESG 履责对绿色技术创新的影响

陈英敏, 赵益维, 宦晨轩

(西安财经大学管理学院, 西安 710100)

摘要: 在“双碳”目标下, 社会可持续发展意识提升, ESG(环境、社会和治理)履责备受关注, 并对企业绿色技术创新的影响日益凸显。选取 2013—2022 年 A 股 2 656 家上市制造企业为样本, 构建多维固定效应模型与双重差分模型, 探究 ESG 履责对制造企业绿色技术创新的影响。研究发现: 制造企业 ESG 履责助推绿色技术创新, 尤其在国有和技术密集型企业中表现较为显著; ESG 履责通过推动人力教育与技能高级化, 增强企业对知识与技能的吸收能力, 进而提升绿色技术创新, 此机制在国有与技术密集型企业中尤为显著; “双碳”目标对绿色技术创新的影响存在低碳企业实施效果优于高碳企业的状况。

关键词: “双碳”目标; ESG(环境、社会和治理)履责; 人力资本结构; 吸收能力; 绿色技术创新

中图分类号: X322; F273.1 **文献标志码:** A **文章编号:** 1671-1807(2025)11-0251-10

随着可持续发展理念的普及, 企业面临的社会责任要求正在影响其经营策略。Friedman^[1]提出企业唯一的社会责任是增加私人利润, 认为额外的责任不仅难以实现, 还会削弱市场经济基础。此观点得到众多学者的认同。然而, 面对日益严峻的气候变化和环境污染等问题, 国家层面的应对行动频频遭遇政治阻碍, 这一传统观点面临诸多争议。除了依赖国际组织的协调作用, 企业也应当积极承担起责任, 将环境、社会和治理因素融入其运营管理和决策过程中, 以助力社会问题的解决。现今, ESG(environmental, social, and governance, 环境、社会和治理)理念愈加受到各类利益相关者的重视。根据利益相关者理论, 企业不仅要为股东负责, 还应考虑员工、顾客和环境等多方利益。基于此, 在 2020 年 9 月, 中国提出“双碳”目标。随后, 在 2021 年 3 月公布的“十四五”规划中, 特别强调推动绿色技术创新的重要性。为此中国制定了 ESG 评价体系, 不断强化对上市公司 ESG 信息披露的要求, 鼓励企业积极履行 ESG 责任, 旨在通过提升企业的环境绩效、社会责任感与治理水平来促进绿色技术创新。截至 2024 年 4 月 30 日, 2 113 家 A 股上市企业发布了 2023 年度可持续发展报告, 同比增长

16%, 制造业、IT 产业与金融业披露最多, 合计占比 60%。制造业作为国民经济的重要组成部分, 其绿色化转型对于减少工业活动对环境的影响、促进经济高质量发展及实现碳中和目标至关重要。

日益受到重视的 ESG 因素对企业可持续发展产生了深远影响, 特别是在创新领域。尽管 Benabou 和 Tirole^[2]认为, 利益相关者由于内在的利他主义、物质激励与社会责任之间的相互作用关系, 企业社会责任的披露会激励企业改变其行为, 从而对企业可持续发展产生不利影响^[3]。但随着金融危机的爆发, 突显出社会责任对经济可持续发展的重要作用。根据利益相关者理论, 企业通过承担消费者、供应商、政府、投资者与竞争对手等利益相关者的社会责任, 能够为企业创造良好的经营环境^[4]。基于长期利益理论, 企业积极履行社会责任虽然在短期内会增加财务方面的压力, 但从长期来看, 有助于企业树立良好的企业声誉并改善生态环境, 从而促进企业可持续发展^[5]。伊力奇等^[6]通过实证研究发现企业社会责任与环境绩效并无显著的负相关性, 企业积极履行社会责任能够提升创新质量和数量, 并通过增强动态能力、提升市场关注、缓解融资约束以及提高员工创新效率等途径来提

收稿日期: 2024-12-08

基金项目: 陕西省社科联一般项目(2025YB0171)

作者简介: 陈英敏(2001—), 女, 陕西宝鸡人, 硕士研究生, 研究方向为企业技术创新; 赵益维(1978—), 女, 陕西兴平人, 博士, 教授, 研究方向为企业数字化转型与创新; 宦晨轩(1999—), 男, 江苏扬州人, 硕士研究生, 研究方向为图像识别与缺陷检测。

升企业的创新产出^[7-9]。这些研究探讨了 ESG 履责与企业创新发展之间的关系,但对 ESG 履责如何影响绿色技术创新的内部机制这一问题仍缺乏有信服力的结论。实际上,绿色技术创新能够帮助企业转变传统的高能耗和高污染生产模式,是企业实现可持续发展的关键要素之一,企业通过增强对外部绿色知识与技术的吸收能力以支持自身的绿色技术创新能力。此外,积极履行 ESG 责任的企业能够吸引更多高素质人才,促进人力资本结构的优化升级。

综上所述,尽管已有研究探讨了 ESG 履责与绿色技术创新的关系,但仍需进一步挖掘这种关系的具体机制及其在不同企业特性下的异质性表现,并且探究在面临不确定事件时,企业 ESG 履责对绿色技术创新的影响是否会产生变化。基于此,本文重点分析 ESG 履责对不同所有权属性和要素投入企业的异质性影响。从人力资本结构和吸收能力两个维度检验影响机制,并对比分析不同背景下作用机制的差异。此外,研究“双碳”政策对不同程度碳排放企业绿色技术创新的影响,以期为企业如何通过优化人力资本结构和增强吸收能力,促进 ESG 履责与绿色技术创新的融合提供科学依据。

1 理论分析与研究假设

1.1 ESG 履责与绿色技术创新

ESG 理念提倡企业在发展与运营过程中重视环境保护、社会责任与公司治理,旨在推动企业可持续发展。第一,从环境角度来看,基于利益相关者理论,在“双碳”目标的指引下,制造企业面临着来自利益相关者的环保压力。因此,企业在生产经营过程中采取差异化的绿色发展战略,以改善污染物排放、增强能源管理,并加大绿色技术创新的投资。通过积极履行社会责任,企业可获得利益相关者的支持^[10]。根据资源依赖理论,利益相关者拥有的独特资源和管理能力对企业实现绿色技术创新至关重要。第二,从社会责任的角度来看,一方面,企业积极履行社会责任有助于满足员工的个人价值实现需求,激发员工突破传统思维框架,取得创新成果。这不仅能吸引富有创造力的优秀人才加入企业,还能增强企业内部的认同感和协作效率,形成内外资源的良性循环,进一步促进制造企业的绿色技术创新能力提升^[7]。另一方面,积极履行社会责任的企业能够通过有效的内部管理机制强化与利益相关方之间的知识交流与合作,从而吸引关键技术、优秀人才等外部资源支持。通过内外资源的有效整合,企业能够更好地推动绿色技术创新活动,增强

制造企业的绿色技术创新能力^[8]。第三,从公司治理的角度出发,依据熊彼特的创新理论,相较于传统技术创新,绿色技术创新往往伴随着更高的风险和收益不确定性^[11]。然而,人力资本结构与吸收能力能够有效应对此挑战,优化人力资本结构能够增强员工的专业技能和创新的能力,促进绿色技术的应用,而较强的吸收能力则有助于企业更好地识别和整合外部知识,加快技术创新的商业化进程,从而降低绿色技术创新的经营风险与外部资金成本,推动企业的可持续发展。基于此,提出以下假设。

H1: ESG 履责是“双碳”背景下提升制造企业绿色技术创新重要因素。

1.2 人力资本结构与吸收能力的中介效应

(1) 人力资源作为绿色技术创新与经济增长的关键驱动力^[12],不仅参与产品生产和消费^[13],而且高学历人才更倾向于选择能够发挥其创新能力的企业^[14]。具有良好 ESG 表现的企业通过持续的绿色技术投入,不仅能够提升研发强度,还能推动企业技术进步,从而优化人力资本结构,进而提升企业绿色技术创新。从技术结构升级角度来看,ESG 履责意味着企业 ESG 表现的透明度增加,促进企业人力资本质量的提升,而作为行为主体的人力资本环保意识越强,越能促进企业积极开展绿色创新活动^[15]。相较于不关注环境保护的企业,重视环保、积极承担社会责任的企业更能够留住优秀人才^[16]。积极履行 ESG 责任的企业会使员工保持对企业的信任并对未来发展保持信心,从而增强企业对高质量人才的吸引力,进而吸引更多的优秀员工入职,为提升企业绿色技术创新奠定人才基础。从研发强度提高角度来看,ESG 评级较高的企业意味着企业会增强绿色研发投入强度,人才更能够施展自身才能,从而促进企业绿色技术创新。随着绿色技术在企业主体部门的应用不断深入,创新阶段的边界逐渐模糊,绿色产品快速迭代迫使企业从多个角度提高创新能力,形成竞争优势^[17]。例如,企业在履行社会责任时,会提高对研发人员与高级管理人员的需求,并安装与使用先进设备,以此降低绿色化转型的风险,从而提高绿色技术创新的成功率^[18]。

(2) 吸收能力作为企业获取、处理、转化及应用知识的动态过程,可分为潜在性吸收能力与现实性吸收能力两个维度^[19],制造企业 ESG 履责通过增强吸收能力,从而提升绿色技术创新。从潜在吸收的角度来看,企业积极履行 ESG 责任,能获得更多利益相关者支持,有助于获取与吸收高价值创新要

素,增强知识和技术储备,通过整合、吸收,并将知识和技术内化,提升创新储备的深度与广度,进而增强潜在吸收能力,最终提升绿色技术创新能力^[20]。从现实吸收能力来看,缺乏吸收能力会限制企业绿色技术创新效率,而较强的吸收能力能够增强企业环境适应能力^[21]。企业通过 ESG 实践,能够及时响应外部环境变化 and 市场需求,缓解政府管制与舆论压力等外部冲击对企业可持续发展的约束,企业需要持续地从外部环境中汲取异质性知识,捕捉外部创新机会,进而提高自身在环境保护、社会责任和公司治理方面的表现,从而获得优质股东资源和绿色创新要素^[19]。企业借助强大的吸收能力促使绿色技术知识得以与已有知识体系有机结合,并被应用于流程、产品和服务的改进,帮助企业针对目标市场需求设计开发出更好的产品与服务,还显著增强了其绿色技术创新能力^[22]。

(3)基于熊彼特创新理论,ESG 表现良好的企业往往具备较好的人才基础,通过促进高知识累积群体之间的有效协作,能够更好地吸收并应用企业内外部知识与技术,从而提升绿色技术创新。从人力教育高级化角度来看,ESG 表现良好的企业通过持续的绿色技术投入,不仅能够吸引和留住高教育水平的人才,还能推动企业内部教育与培训体系的发展,进一步提升现有员工的教育水平。人才教育水平的提高有助于企业内部形成一种积极的学习氛围,促进内部跨职能环境知识的共享、传播与整合,从而提升绿色技术创新^[23]。例如,企业向员工提供继续教育的机会,鼓励员工参加绿色培训课程,共享绿色信息与知识,增强企业绿色知识的获取与吸收能力^[24],这些举措不仅增强了企业现有员工的个人能力,还提高了整个团队的综合素质,为绿色技术创新提供了坚实的基础。从人力技能高级化角度来看,随着 ESG 表现良好的企业技术水平的提升,一些常规性、重复性的低技能岗位更容易被自动化和智能化设备所替代,企业会减少生产任务环节对低技能劳动力的需求,从而表现为企业的高技能劳动力比例的上升,进而优化人力资本结构^[25]。而高技术水平人员能够帮助企业高效地吸收、整合与利用前沿知识与技术,提升企业知识的利用效率,从而减少企业开发新产品、新技术和新工艺的成本,增强企业绿色技术创新能力^[26]。基于此,提出以下假设。

H2:ESG 履责通过人力资本结构升级促进绿色技术创新水平提升;

H3:ESG 履责通过增强吸收能力促进绿色技术创新水平提升;

H4:ESG 履责通过人力资本结构升级从而增强吸收能力,进而提升绿色技术创新。

2 研究设计

2.1 样本来源

以 2013—2022 年 A 股上市制造企业为样本,数据来源于 CSMAR 数据库、CNRDS 平台和 Wind 数据库。ESG 履责数据来自 Wind 数据库,绿色技术创新数据来自 CNRDS 平台。剔除 ST 与 * ST 样本及数据缺失样本,并对连续变量进行 1%与 99%的缩尾处理,最终样本包含 2 656 家企业的 16 138 个观测数据。

2.2 变量说明

2.2.1 被解释变量:绿色技术创新(GTI)

相比于研发经费投入,绿色专利更能准确反映企业绿色技术创新水平。根据世界知识产权组织发布的《国际专利分类绿色清单》中的绿色专利代码,检索企业绿色专利持有量,并借鉴 Wu 等^[27]的研究方法,选用绿色专利申请数量加 1 取对数来度量绿色技术创新。

2.2.2 解释变量:环境、社会、公司治理(ESG)

采用华证 ESG 评级体系,将 ESG 及其细分指标评为“AAA-C”9 档,评分越高表示 ESG 履责表现越好。

2.2.3 中介变量

(1)人力资本结构(HS)。现有研究普遍采用比值法来衡量人力资本结构。基于此,借鉴肖土盛等^[25]、王忠等^[28]的做法,并考虑到当前大部分上市制造企业中硕士及以上学历员工数量相对较少,因此选择本科及以上学历人数占企业总人数的比值来测度人力教育高级化(EA)。同时,选用科技、销售与财务人员占企业总人数的比值来测度人力技能高级化(SA)。

(2)吸收能力(AC)。当前多数研究使用问卷调查法衡量吸收能力,但难以捕捉样本随时间的变化趋势。本文采用杨林等^[29]的方法,选取研发支出与营业收入的比值作为测度指标,以克服截面数据的局限性。

2.2.4 控制变量

参考已有研究,设置以下控制变量:成熟性(MA)、经营效率(OE)、资本收益率(ROC)、财务杠杆(FL)、年份(Year)、行业(Industry)、地区(Province)。具体变量定义见表 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	绿色技术创新	GTI	绿色发明与绿色实用新型专利之和加1取对数
解释变量	ESG	ESG	华证 ESG 等级
中介变量	人力教育高级化	EA	本科及以上学历人员数/企业人员总数
	人力技能高级化	SA	科技、销售与财务人员总数/企业人员总数
	吸收能力	AC	研发支出/营业收入
控制变量	成熟度	MA	财务报告年份与企业上市年份之差取对数
	经营效率	OE	营业收入/总资产
	资本收益率	ROC	净利润/总资产
	财务杠杆	FL	(短期借款+长期借款+应付债券)/权益账面价值
	年份属性	Year	按照年份生成 10 个年份虚拟变量
	行业属性	Industry	按照行业代码生成 31 个行业虚拟变量
	地区属性	Province	按照省份划分 31 个地区虚拟变量

2.3 模型构建

为检验理论假设 H1,分析 ESG 履责对企业绿色技术创新的影响,在理论分析的基础上构建 ESG 履责影响制造绿色技术创新的基准回归模型:

$$GTI_{i,p,t} = \alpha_0 + \alpha_1 ESG_{i,p,t} + \sum \alpha_k Controls_{i,p,t} + \delta_i + \omega_i + \lambda_p + \varepsilon_{i,p,t} \quad (1)$$

式中:被解释变量 $GTI_{i,p,t}$ 为 p 省份的制造企业 i 在 t 期间的绿色技术创新水平;解释变量 $ESG_{i,p,t}$ 为 p 省份的制造企业 i 在 t 期间的 ESG 履责状况;Controls 为控制变量; δ_i 为年份固定效应; ω_i 为行业固定效应; λ_p 为省份固定效应; $\varepsilon_{i,p,t}$ 为随机误差项; α_0 为常数项; α_1 、 α_k 为回归系数。

3 实证检验与分析

3.1 变量描述性统计

在上述基准回归模型基础上,对主要变量进行描述性统计,结果见表 2。

表2 变量描述性统计

变量	样本数	均值	最小值	中位数	最大值	标准差
GTI	16 138	0.182	0.000	0.000	1.644	0.359
ESG	16 138	4.113	1.000	4.000	6.000	1.050
EA	16 138	0.200	0.000	0.175	0.609	0.136
SA	16 138	0.330	0.063	0.283	0.840	0.182
AC	16 138	0.048	0.000	0.039	0.242	0.040
MA	16 138	0.903	0.301	0.903	1.431	0.330
OE	16 138	0.622	0.131	0.556	2.095	0.335
ROC	16 138	0.039	-0.229	0.038	0.209	0.063
FL	16 138	0.400	0.063	0.396	0.852	0.184

表 2 展示了主要变量的描述性统计结果。被解释变量绿色技术创新的均值为 0.182,中位数为 0.000,最小值为 0.000,最大值为 1.644,表明上市制造企业绿色技术创新水平整体偏低。解释变量 ESG 履责的均值为 4.113,标准差为 1.050,中位数为 4.000,表明样本企业 ESG 履责上存在较大差异。中介变量人力教育高级化、人力技能高级化与吸收能力的均值分别为 0.200、0.330、0.048,标准差分别为 0.136、0.182、0.040,表明企业在这些领域也存在显著差异。其他控制变量与结论基本一致,不再赘述。

3.2 基准回归结果

表 3 展示了制造企业 ESG 履责对绿色技术创新影响的实证分析结果。ESG 系数在 1%的置信水平上显著为正,表明 ESG 履责能显著提升绿色技术创新。即使加入时间、行业及省份固定效应,回归系数仍显著为正,证实 ESG 履责显著正向推动绿色技术创新,支持假设 H1。

3.3 内生性检验

鉴于 ESG 履责与企业高层教育背景的潜在联系,尤其是 CEO(总经理)的受教育程度可能影响制造企业的绿色技术创新能力。高管的高水平教育往往伴随着对可持续发展的深刻理解,驱使企业不仅追求经济绩效,也重视通过绿色技术创新解决环境和社会问题,因此产生双向因果、选择性偏差与遗漏变量等内生性问题。鉴于此,采用工具变量法、PSM(propensity score matching,倾向性评分匹配)法与 Heckman 两阶段估计法来缓解内生性问题。

首先采用工具变量法,选取同一省份内年度行业平均 ESG 履责水平作为工具变量,结果显示制造企业的 ESG 履责显著促进了绿色技术创新。其次,通过 PSM 方法,以 ESG 履责中位数为标准划分实验组与对照组,并基于企业成熟度等特征进行 1:1 匹配,进一步证实了 ESG 履责对绿色技术创新具有显著正向作用。最后,利用 Heckman 两阶段模型来缓解由遗漏变量引起的内生性问题;第 1 阶段生成虚拟变量并估计逆米尔斯比率(inverse Mills ratio, IMR),第 2 阶段在引入 IMR 及其他控制变量后发现,ESG 履责依然助推企业的绿色技术创新。

3.4 稳健性检验

通过变量与模型替换对基准回归结果进行稳健性检验,结果见表 4。表 4 中列(1)~列(3)分别

表 3 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
ESG	0.050*** (18.844)	0.051*** (19.118)	0.048*** (18.493)	0.050*** (18.752)	0.049*** (18.786)	0.051*** (19.037)	0.049*** (18.771)
MA	-0.029*** (-3.351)	-0.034*** (-3.856)	-0.002 (-0.238)	-0.017* (-1.917)	-0.006 (-0.720)	-0.022** (-2.420)	-0.003 (-0.298)
OE	0.006 (0.732)	0.009 (1.064)	0.017* (1.910)	-0.001 (-0.064)	0.021** (2.254)	0.002 (0.271)	0.013 (1.446)
ROC	0.349*** (7.055)	0.330*** (6.659)	0.433*** (8.975)	0.355*** (7.185)	0.414*** (8.561)	0.337*** (6.794)	0.411*** (8.498)
FL	0.470*** (27.493)	0.469*** (27.484)	0.390*** (23.000)	0.466*** (27.283)	0.389*** (23.001)	0.465*** (27.271)	0.384*** (22.668)
常数项	-0.204*** (-13.827)	-0.204*** (13.803)	-0.196*** (-13.485)	-0.208*** (-14.071)	-0.197*** (-13.502)	-0.209*** (-14.042)	-0.194*** (13.231)
Year	No	Yes	No	No	Yes	Yes	Yes
Industry	No	No	Yes	No	Yes	No	Yes
Province	No	No	No	Yes	No	Yes	Yes
样本数	16 138	16 138	16 138	16 138	16 138	16 138	16 138
adj. R ²	0.069	0.072	0.142	0.083	0.144	0.085	0.155

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

表 4 稳健性检验结果

变量	绿色技术创新			实质性	战略性	Tobit	Logit
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
ESG				0.039*** (18.694)	0.027*** (14.570)	0.151*** (17.073)	0.294*** (15.068)
E	0.049*** (20.832)						
S		0.048*** (18.942)					
G			0.023*** (10.928)				
常数项	-0.063*** (-5.846)	-0.193*** (-13.280)	-0.123*** (-7.966)	-0.189*** (-15.878)	-0.093*** (-8.817)	-7.163 (-0.008)	-5.111*** (-16.457)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year/ Industry/Province	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本数	16 138	16 138	16 138	16 138	16 138	16 138	16 060
adj. R ² / LR chi2	0.159	0.155	0.142	0.133	0.128	2 839.520***	2 302.870***

注：***表示在 1%水平上显著；括号内为 *t* 值。

用华证 ESG 评级中的环境、社会、公司治理维度替换 ESG 综合评级，仍支持 ESG 履责提升制造企业绿色技术创新的结论。列(4)与列(5)分别用绿色发明专利和绿色实用新型专利加 1 取对数来测度实质性与战略性绿色技术创新，结果与假设 H1 一致。列(6)与列(7)分别采用 Tobit 与 Logit 模型检验假设 H1，前者处理左侧截断误差，后者探究 ESG 履责对绿色技术创新存在与否的影响。总体而言，无论更换解释变量还是构建不同模型，回归结果的一致性表明，ESG 履责对制造企业绿色技术创新的影响始终显著正相关。

4 进一步分析

4.1 异质性分析

依据国务院国资委及相关政策对企业所有权属性的界定，将样本划分为国有企业与非国有企业，分析 ESG 履责对绿色技术创新的影响。表 5 的列(1)~列(3)显示，两类企业的回归系数均在 1%的置信水平上显著，表明 ESG 履责对绿色技术创新有正向影响，且国有企业的作用大于非国有企业。这可能因为国有企业承担更多社会责任，表现出更高的 ESG 履责积极性，从而推动了绿色技术创新。

表5 异质性分析结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	非国企	国企	交互项	非技术	技术	交互项
ESG	0.035*** (12.063)	0.075*** (13.531)	0.049*** (18.891)	0.035*** (11.051)	0.058*** (15.315)	0.037*** (12.150)
ESG×国企			0.044*** (7.743)			
ESG×技术						0.044*** (7.743)
常数项	-0.116*** (-6.937)	-0.141*** (-3.551)	-0.193*** (-13.215)	-0.161*** (-8.392)	-0.207*** (-10.131)	-0.143*** (-8.910)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year/ Industry/Province	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本数	11 631	4 506	16 138	6 414	9 724	16 138
adj. R ² / LR chi2	0.143	0.228	0.158	0.173	0.142	0.158

注:***表示在1%水平上显著;括号内为t值。

依据国家统计局《国民经济行业分类》国家标准(GB/T 4754—2017),将样本划分为技术密集型与非技术密集型企业,分析 ESG 履责对绿色技术创新的劳动要素投入差异。表5的列(4)~列(6)结果显示,两类企业的回归系数均在1%的显著性水平上显著,且技术密集型企业的效果更强。技术密集型企业由于在研发和创新方面基础较好,ESG 履责通过升级人力资本结构,增强吸收和利用新知识与技术的能力,从而提升绿色技术创新水平。

4.2 作用机制分析

前文结果表明 ESG 履责能够提升制造企业绿色技术创新。那么,ESG 履责通过什么路径来促进制造企业绿色技术创新呢?本节从人力资本结构与吸收能力两条路径探究 ESG 履责影响制造企业绿色技术创新的作用机制。基于此,构建因果链条模型来检验 ESG 履责对制造企业绿色技术创新影响的作用路径。

$$MED_{i,p,t} = \alpha_0 + \alpha_1 ESG_{i,p,t} + \sum \alpha_k Controls_{i,p,t} + \delta_t + \omega_i + \lambda_p + \epsilon_{i,p,t} \quad (2)$$

$$GTI_{i,p,t} = \alpha_0 + \alpha_1 ESG_{i,p,t} + \alpha_2 MED_{i,p,t} + \sum \alpha_k Controls_{i,p,t} + \delta_t + \omega_i + \lambda_p + \epsilon_{i,p,t} \quad (3)$$

$$AC_{i,p,t} = \alpha_0 + \alpha_1 HS_{i,p,t} + \sum \alpha_k Controls_{i,p,t} + \delta_t + \omega_i + \lambda_p + \epsilon_{i,p,t} \quad (4)$$

$$GTI_{i,p,t} = \alpha_0 + \alpha_1 ESG_{i,p,t} + \alpha_2 HS_{i,p,t} + \alpha_3 AC_{i,p,t} + \sum \alpha_k Controls_{i,p,t} + \delta_t + \omega_i + \lambda_p + \epsilon_{i,p,t} \quad (5)$$

式中:MED 为机制变量。

4.2.1 人力资本结构

基于资源基础理论,ESG 表现良好的企业通过

吸引和培养具备绿色知识与技能的人才,增强研发强度,促进技术进步与绿色技术创新。本文检验了 ESG 履责是否通过人力资本结构升级来提升绿色技术创新。采用逐步回归法检验中介效应,表6列(1)~列(4)的结果显示,ESG 履责显著促进人力教育与技能的高级化,进而提升绿色技术创新。Bootstrap 中介效应检验进一步验证了人力资本结构的中介作用。

4.2.2 吸收能力

基于利益相关者理论,积极履行 ESG 责任的企业通过提升环境、社会与治理表现,增强吸收能力,有助于吸引前沿技术合作伙伴,提高企业消化、吸收和转化优质资源的能力,从而促进绿色技术创新。本文检验了 ESG 履责是否通过增强吸收能力来提升绿色技术创新。表6列(5)与列(6)表明,ESG 履责能通过增强吸收能力提升绿色技术创新。Bootstrap 中介效应检验进一步证实了吸收能力的中介作用。

4.2.3 人力资本结构与吸收能力

基于熊彼特创新理论,ESG 表现良好的企业通过促进高知识与技能人才的有效协作,更好地吸收和应用知识与技术,提升绿色技术创新。本文检验了 ESG 履责是否通过人力资本结构升级增强吸收能力,进而提升企业绿色技术创新。表6列(7)与列(8)结合列(1)显示,ESG 履责推动制造企业人力教育高级化,增强吸收能力,提升绿色技术创新。表6列(9)与列(10)结合列(3)表明,ESG 履责推动制造企业人力技能高级化,增强吸收能力,提升绿色技术创新。Bootstrap 中介效应检验进一步证实了人力资本结构与吸收能力的中介作用。

表 6 中介效应检验结果

变量	ESG→EA→GTI		ESG→SA→GTI		ESG→AC→GTI		ESG→EA→AC→GTI		ESG→SA→AC→GTI	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	EA	GTI	SA	GTI	AC	GTI	AC	GTI	AC	GTI
ESG	0.007*** (7.433)	0.046*** (17.833)	0.005*** (4.484)	0.047*** (18.368)	0.001*** (5.185)	0.047*** (18.354)		0.046*** (17.733)		0.047*** (18.144)
EA		0.412*** (19.044)					0.098*** (49.837)	0.367*** (15.822)		
SA				0.243*** (14.548)					0.062*** (39.817)	0.202*** (11.571)
AC						0.960*** (11.778)		0.459*** (5.284)		0.666*** (7.830)
常数项	-0.002 (-0.613)	0.007 (0.736)	0.047*** (9.813)	-0.005 (-0.484)	0.045*** (45.118)	-0.036*** (-3.348)	0.045*** (48.632)	-0.013 (-1.208)	0.042*** (43.962)	-0.033*** (-3.030)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year/ Industry/Province	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本数	16 138	16 138	16 138	16 138	16 138	16 138	16 138	16 138	16 138	16 138
adj. R ²	0.231	0.173	0.280	0.166	0.370	0.162	0.453	0.175	0.425	0.169

注：***表示在 1%水平上显著；括号内为 *t* 值。

4.3 不同企业属性的作用机制分析

4.3.1 不同所有权属性制造企业中介效应检验

检验国有企业中 ESG 履责是否能通过人力资本结构升级来增强吸收能力,最终提升绿色技术创新水平。表 7 的列(1)和列(2)结合表 5 的列(3)显示,国有企业的 ESG 履责通过优化人力资本结构促进绿色技术创新。然而,表 7 的列(3)结合表 5 的列(3)表明,国有企业 ESG 履责未能通过吸收能力直接促进绿色技术创新。表 7 的列(4)和列(5)则揭示,国有企业通过推进人力资本结构升级间接增强吸收能力,促进绿色技术创新。Bootstrap 中介效应检验进一步证实了此中介作用。

4.3.2 不同劳动要素投入制造企业中介效应检验

检验技术密集型企业中 ESG 履责是否能通过人力资本结构升级来增强吸收能力,最终提升绿色技术创新。表 7 的列(6)和列(7)结合表 5 的列(6)显示,ESG 履责可以通过优化人力资本结构促进绿色技术创新。表 7 的列(8)结合表 5 的列(6)表明,技术密集型企业通过增强吸收能力提升绿色技术创新。表 7 的列(9)和列(10)进一步报告了回归结果,显示 ESG 履责通过人力资本结构升级间接增强吸收能力,促进绿色技术创新。Bootstrap 中介效应检验进一步证实了此中介作用。

表 7 不同属性企业中介效应检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	EA	SA	AC	GTI	GTI	EA	SA	AC	GTI	GTI
ESG×国企	0.007*** (3.886)	0.005** (2.212)	0.001 (1.277)	0.076*** (15.842)	0.078*** (16.076)					
ESG×技术						0.008*** (6.788)	0.009*** (5.584)	0.002*** (4.754)	0.053*** (16.022)	0.054*** (16.253)
EA				0.376*** (16.175)					0.371*** (15.943)	
SA					0.206*** (11.744)					0.200*** (11.424)
AC				0.493*** (5.666)	0.708*** (8.311)				0.464*** (5.338)	0.680*** (7.977)
常数项	-0.003 (-0.674)	0.047*** (9.767)	0.045*** (44.994)	-0.014 (-1.307)	-0.034*** (-3.178)	-0.002 (-0.495)	0.048*** (9.945)	0.045*** (45.167)	-0.011 (-0.968)	-0.030*** (-2.808)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year/ Industry/Province	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本数	16 138	16 138	16 138	16 138	16 138	16 138	16 138	16 138	16 138	16 138
adj. R ² / LR chi2	0.229	0.279	0.369	0.171	0.165	0.231	0.280	0.369	0.172	0.165

注：***表示在 1%水平上显著；括号内为 *t* 值。

4.4 “双碳”政策与绿色技术创新

前文分析了制造企业 ESG 履责对绿色技术创新的影响。进一步地,考虑到“双碳”目标于 2020 年 9 月提出,企业的响应可能具有时滞性,本研究探究自 2021 年起,“双碳”政策对不同省份企业绿色技术创新的影响。参考陈琳等^[30]的研究,构建如下计量方程:

$$GIT_{i,p,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Carbon_{i,p,t} + \sum \alpha_k Controls_{i,p,t} + \delta_t + \omega_i + \lambda_p + \gamma_i + \varepsilon_{i,p,t} \quad (6)$$

式中:Carbon 为出台的“双碳”政策; γ_i 为企业固定效应。

回归结果见表 8。结果显示,“双碳”目标对企业绿色技术创新有显著正向影响。列(1)控制年份固定效应后,政策冲击每增加一个单位,绿色技术创新提高 3.9%。列(2)进一步控制行业固定效应,政策影响仍显著,但系数略有下降。列(3)同时控制行业、年份和省份固定效应,结果显示政策对绿色技术创新的正向影响,且回归系数为 4.6%,表明政策的促进作用稳健。列(4)引入企业固定效应后,政策的正向影响依然显著,进一步验证了“双碳”政策的积极作用。

依据 2023 年《中国百家上市公司碳排放榜》将样本划分为低碳企业和高碳企业。表 8 的列(5)与列(6)分别展示了不同程度碳排放企业的分组回归结果。具体而言,列(5)显示,对于低碳企业,政策调整的系数显著为正,且回归系数为 0.052;列(6)显示,高碳企业政策调整对绿色技术创新的影响不显著,表明政策调整对低碳企业的促进作用显著优于高碳企业。究其原因,低碳企业通常具备更好的人力资本结构和吸收能力,拥有更多专业培训且具备环保意识和技术能力的员工,能够高效响应政策

激励并推动绿色技术创新。相比之下,高碳企业面临较高的技术改造成本和管理挑战,导致政策效果有限。

5 结论与建议

5.1 研究结论

实证研究发现:①ESG 履责是保证制造企业可持续发展的重要工具,能够有效提升制造企业的绿色技术创新,这一结论经过内生性与稳健性检验后依然成立,并且在国有和技术密集型企业中表现尤为显著;②从中介效应来看,ESG 履责对制造企业绿色技术创新的影响主要体现在人力资本结构与吸收能力增强两个维度。企业 ESG 履责能够通过推动人力教育与技能高级化,进一步增强吸收能力,从而提升企业绿色技术创新,并且此作用机制在国有和技术密集型企业中表现尤为显著;③从政策来看,“双碳”政策对绿色技术创新的影响在低碳企业中表现更为显著。

5.2 对策建议

对政府而言,一是强化 ESG 评价体系建设,完善 ESG 标准,建立科学的评价体系,以指导和规范企业的 ESG 履责行为。政府可以联合第三方机构,定期发布 ESG 报告,为社会公众提供透明的信息来源。二是支持人力资本结构升级。支持企业和教育机构合作开展职业技能培训项目,提高劳动力的整体素质和技术水平,特别是针对绿色技术相关的技能培训。三是促进知识吸收能力。通过建设公共研发平台和产业园区,推动企业间以及企业与研究机构之间的知识交流与共享,增强制造业企业的吸收能力,帮助企业更好地消化和应用先进的绿色技术。四是分别针对国有和技术密集型企业设计更有目标导向性的支持政策,通过财政补贴、税收优

表 8 “双碳”目标与绿色技术创新

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Carbon	0.039*** (3.290)	0.019* (1.758)	0.046*** (7.044)	0.053*** (6.211)	0.052*** (6.108)	0.168 (1.701)
常数项	-0.008 (-0.312)	-0.0058 (-0.2187)	-0.010 (-0.428)	0.165*** (6.179)	0.150*** (6.241)	0.802 (1.669)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry	No	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Province	No	No	Yes	Yes	Yes	Yes
Id	No	No	No	Yes	Yes	Yes
样本数	16 138	16 138	16 138	15 800	15 468	332
adj. R ²	0.051	0.125	0.136	0.673	0.668	0.676

注:***、* 分别表示在 1%、10%水平上显著;括号内为 t 值。

惠等手段鼓励企业加大在绿色技术创新上的投入；对于高碳企业，在“双碳”政策框架下提供更多的技术改造和升级支持，帮助企业更快地实现绿色转型。

对企业而言，一是加强 ESG 履责。通过将 ESG 理念融入公司战略和日常管理之中，建立健全的 ESG 管理体系，并定期进行自我评估和改进，企业可以提升 ESG 履责水平，从而改善企业形象，吸引更多的投资者和消费者以获得长期的竞争优势。二是优化人力资本结构。加强员工的职业技能培训，尤其是绿色技术和可持续发展的相关知识，提升员工的专业能力和创新能力，并实施人才发展战略，吸引和留住具有先进技术和管理经验的人才，为企业的绿色转型提供智力支持。三是提升知识吸收能力。积极参与行业内的知识交流活动，学习国内外先进的绿色技术经验和管理模式，并建立内部的知识管理系统，促进知识在组织内部的有效传播和应用，提高企业的创新效率和效果。

参考文献

- [1] FRIEDMAN M. The social responsibility of business is to increase its profits [J]. New York Times Magazine, 2007, 13: 173-178.
- [2] BENABOU R, TIROLE J. Individual and corporate social responsibility[J]. Economica, 2010, 77: 1-19.
- [3] PUASCHUNDE J. Socio-psychological motives of socially responsible investors[J]. Global Corporate Governance, 2017, 19: 209-247.
- [4] BRANCO M C, RODRIGUES L L. Corporate social responsibility and resource-based perspectives[J]. Journal of Business Ethics, 2006, 69(2): 111-132.
- [5] KIM Y, LI H, LI S. Corporate social responsibility and stock price crash risk[J]. Journal of Banking & Finance, 2014, 43(1): 1-13.
- [6] 伊力奇, 李涛, 丹二丽, 等. 企业社会责任与环境绩效: “真心”还是“掩饰”? [J]. 管理工程学报, 2023, 37(2): 1-10.
- [7] 方先明, 胡丁. 企业 ESG 表现与创新: 来自 A 股上市公司的证据[J]. 经济研究, 2023, 58(2): 91-106.
- [8] 冉戎, 董迪, 胡轩, 等. 抑制或促进: 企业社会责任与绿色创新绩效[J]. 科研管理, 2023, 44(6): 95-106.
- [9] 梁毕明, 徐晓东. ESG 表现、动态能力与企业创新绩效[J]. 财会月刊, 2023, 44(14): 48-55.
- [10] 李井林, 阳镇, 陈劲. ESG 表现如何赋能企业绿色技术创新? 来自中国上市公司的微观证据[J]. 管理工程学报, 2024(1): 1-17.
- [11] 张慧. 上市公司 ESG 责任履行有助于提升股票收益吗? [J]. 技术经济, 2024, 43(8): 85-100.
- [12] RMOER P M. Endogenous technological change [J]. Journal of Political Economy, 1990, 98(5): 71-102.
- [13] 吕洪燕, 于翠华, 孙喜峰, 等. 人力资本结构高级化对科技创新绩效的影响[J]. 科技进步与对策, 2020, 37(3): 133-141.
- [14] 简冠群, 郭阳阳. 专精特新企业供应链网络位置能提升股票收益吗? [J]. 金融理论与实践, 2024(9): 107-118.
- [15] 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.
- [16] 沈永建, 于双丽, 蒋德权. 空气质量改善能降低企业劳动力成本吗? [J]. 管理世界, 2019, 35(6): 161-178, 195-196.
- [17] 田秀娟, 李睿. 数字技术赋能实体经济转型发展: 基于熊彼特内生增长理论的分析框架[J]. 管理世界, 2022, 38(5): 56-73.
- [18] 赵烁, 施新政, 陆瑶, 等. 兼并收购可以促进劳动力结构优化升级吗? [J]. 金融研究, 2020(10): 150-169.
- [19] ZAHRA A S, GEORGE G. Absorptive capacity: a review, reconceptualization, and extension[J]. The Academy of Management Review, 2002, 27(2): 185-203.
- [20] 赵鑫, 杨棉之, 曹迅. 国有股权参与、吸收能力与民营企业绿色技术创新: 一个有调节的中介效应模型[J]. 科技进步与对策, 2023, 40(7): 23-33.
- [21] ZHANG J A, SARA W. Eco-innovation and business performance: the moderating effects of environmental orientation and resource commitment in green-oriented SMEs[J]. R&D Management, 2016, 47(5): 26-39.
- [22] 张爽, 陈晨. 创新氛围对创新绩效的影响: 知识吸收能力的中介作用[J]. 科研管理, 2022, 43(6): 113-120.
- [23] 姜忠辉, 赵迪, 孟朝月, 等. 绿色人力资源管理对绿色技术创新的影响: 绿色动态能力与组织调节定向的中介及调节作用[J]. 科技进步与对策, 2023, 40(10): 25-35.
- [24] JOSHI G, DHAR R L. Green training in enhancing green creativity via green dynamic capabilities in the Indian handicraft sector: the moderating effect of resource commitment[J]. Journal of Cleaner Production, 2020, 267(8): 63-88.
- [25] 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.
- [26] 李柏洲, 曾经纬. 知识搜寻与吸收能力契合对企业创新绩效的影响: 知识整合的中介作用[J]. 科研管理, 2021, 42(6): 120-127.
- [27] WU L, WANG C, REN H, et al. How does executive green cognition affect enterprise green technology innovation? the mediating effect of ESG performance[J]. Heliyon, 2024, 10(14): e34287.
- [28] 王忠, 邓郁南, 谢卫红. 制造企业数字化创新影响因素研究: 基于 fsQCA 方法[J]. 科技管理研究, 2023, 43(17): 20-30.

[29] 杨林, 和欣, 顾红芳. 高管团队经验、动态能力与企业战略突变: 管理自主权的调节效应[J]. 管理世界, 2020, 36(6): 168-188, 201, 252.

[30] 陈琳, 高悦蓬, 余林徽. 人工智能如何改变企业对劳动力的需求? 来自招聘平台大数据的分析[J]. 管理世界, 2024, 40(6): 74-93.

Impact of ESG Responsibility of Manufacturing Enterprises on Green Technology
Innovation under the “Dual Carbon” Goals

CHEN Yingmin, ZHAO Yiwei, HUAN Chenxuan

(School of Management, Xi'an University of Finance and Economics, Xi'an 710100, China)

Abstract: Under the “dual carbon” goals, the awareness of social sustainable development has been enhanced, and ESG (environmental, social, and governance) responsibility has received increasing attention, with an increasingly prominent impact on corporate green technology innovation. Selecting 2656 A-share listed manufacturing companies from 2013 to 2022 as samples, a multidimensional fixed effects model and a difference in differences model were constructed to explore the impact of ESG responsibility on green technology innovation in manufacturing companies. It is found that firstly, fulfilling ESG responsibilities in manufacturing enterprises can promote green technology innovation, especially in state-owned and technology intensive enterprises. Secondly, ESG accountability enhances the ability of enterprises to absorb knowledge and skills by promoting human education and skill upgrading, thereby improving green technology innovation. This mechanism is particularly significant in state-owned and technology intensive enterprises. Finally, the impact of the “dual carbon” goals on green technology innovation is that low-carbon enterprises have better implementation effects than high carbon enterprises.

Keywords: “dual carbon” goals; ESG (environmental, social, and governance) accountability; human capital structure; absorptive capacity; green technology innovation