绿色金融发展如何引导企业“向绿而行”？

——基于重污染行业上市企业的经验证据

张克雯，邓杰轩

（贵州财经大学应用经济学院，贵阳 550025）

摘要：在“双碳”背景下，国家不断完善绿色金融领域的顶层设计，引导资金流向环保领域，倒逼重污染企业加快绿色转型速度。采用2012—2024年中国沪深A股重污染行业的上市公司数据考察绿色金融对重污染企业ESG（环境、社会和治理）表现的影响。研究发现：绿色金融发展对重污染企业ESG表现具有显著的正向影响，且这一正向作用在国有企业、非高科技企业和机构投资者持股比例较高的重污染企业中表现更为明显；机制研究表明，绿色金融发展通过提升重污染企业的绿色创新数量和质量，进而促进重污染企业ESG表现的提升；绿色金融对重污染企业ESG表现的提升受到外部条件和内部条件的双重影响；环境规制有利于绿色金融发展对重污染企业ESG表现的促进效应，提升高管绿色认知可增强绿色金融发展对重污染企业的正向影响。研究厘清了绿色金融发展推动重污染企业ESG表现的内在逻辑，为重污染企业进行低碳转型提供政策启示。

关键词：绿色金融；重污染企业；ESG（环境、社会和治理）；绿色创新；环境规制；高管绿色认知

中图分类号：F276 **文献标志码：**A **文章编号：**1671－1807(2026)09－0244－11

改革开放四十余年来，以重化工业为主导的粗放型增长模式在创造经济奇迹的同时，也累积了严峻的生态环境赤字。尤其是以“高污染、高能耗、高碳排放”为特征的重污染企业，在以往的生产经营中往往多注重经济效益的增长，而忽视环保代价，普遍存在环境信息披露滞后、污染治理投入不足等问题[1]，反映出传统金融体系在资源配置环节的环境规制失灵。

与传统金融不同，绿色金融发展注重生态环境保护，强调经济与环境的共生发展，为中国生态环境的持续优化提供了一条全新的路径[2]。为支持绿色产业的发展，加快重污染企业的绿色转型速度，国家逐步开始构建绿色金融体系的顶层设计，高度重视绿色金融的发展[3]。2012年国家制定出《绿色信贷指引》要求减少对高污染企业的信贷支持；2016年中国人民银行、财政部等7部门发布的《关于构建绿色金融体系的指导意见》首次将绿色金融体系上升至国家战略层面[4]，强调要将更多的社会资本投入绿色产业，同时有效抑制污染性投资。2023年召开的中央金融工作会议提出，要做好包括绿色金融在内的“五篇大文章”。在一系列政策安排的推动下，重污染企业的绿色低碳转型已经刻不容缓。

发展绿色金融是实现中国高质量发展的必由之路[5]，在推动重污染企业低碳转型方面发挥着重要作用。企业环境、社会和治理（environmental，social，and governance，ESG）表现作为衡量企业可持续发展的重要指标，从环境（E）、社会（S）、治理（G）3个维度评价企业对环境可持续发展的贡献[6]，可以客观反映重污染企业通过发展绿色金融是否真正实现绿色转型目标。基于利益相关者理论，企业被视为与股东、政府等各利益相关者所汇聚而成的集合体，企业通过与各利益相关者紧密合作获取发展所需要的资源[7]，政府对绿色经济发展的期冀影响着社会资本的流入方向[8]，更通过制度压力传导影响股东的价值取向[9]。在此背景下，ESG表现作为企业环境合规性和政策响应度的显性指标，能够有效降低利益相关者之间的信息不对称。

良好的ESG表现可以反映企业对政府绿色政策的顺应程度，有利于利益相关者取得经济利润[10]，重污染企业如果想得到来自政府和股东的支持，必须推动绿色金融发展。鉴于此，重污染企业为获取政策支持与资本青睐，亟须通过优化绿色金融发展路径来提升ESG表现，实现环境效益与经济效益的双赢[11]。

收稿日期：2025-12-08

作者简介：张克雯（1983—），女，贵州贵阳人，博士，教授，研究方向为绿色金融；通信作者邓杰轩（2001—），女，四川南充人，硕士研究生，研究方向为绿色金融。

基于以上分析,现以2012—2024年中国重污染行业中沪深A股上市公司作为研究主体,深入研究绿色金融发展对重污染企业ESG表现的影响及作用机制。本文的边际贡献主要有:①从微观层面系统分析了绿色金融发展对重污染企业ESG表现的影响,将绿色金融的研究视角从以往对碳排放[12]、经济增长质量[13]等宏观方面,转向对企业绿色治理作用的研究;②提出绿色创新数量与质量双重机制,为理解绿色金融如何精准促进企业绿色技术创新与环境绩效改善提供了新的框架;③从环境规制和高管绿色认知视角,从内外部分别探讨绿色金融发展对重污染企业ESG表现影响的差异性。不仅拓展了绿色金融政策效果的微观基础理论,更首次将企业决策主体的认知纳入绿色金融研究,也为绿色政策的制定,以及通过高管培训提升企业绿色转型能力提供了重要参考。

1 理论分析与研究假设

在“双碳”目标指引下,推动重污染企业绿色低碳转型已成为实现可持续发展的关键路径[14]。金融作为资源配置的核心枢纽,主要承担着引导资金流向的职责[15],伴随着政策体系持续向低碳领域倾斜,绿色金融发展正逐步引导资金流向绿色环保领域,对符合绿色发展标准的企业给予融资成本补偿、信贷额度倾斜等正向激励,对环境违规、高排放企业实施融资约束与惩戒[16]。

因此相较于非重污染企业,重污染企业面临更严格的环境合规监管、更紧的融资约束与更强的低碳转型压力[17],直接推动重污染企业将环境治理和低碳转型纳入核心战略决策。同时,为持续获取绿色金融资源,重污染企业会主动加大污染治理设施投入、建立环境信息披露机制等实质性举措,改善自身环境、社会与治理综合表现。基于此,提出如下假设。

H1:绿色金融发展可以提升重污染企业ESG表现。

绿色金融发展与企业绿色创新紧密相关。在绿色金融推动下,中国环境信息披露已由自愿性公开变为强制性公开[18]。目前国内金融机构普遍在绿色信贷管理办法中以环境审核作为贷款发放的重要原则[19],对于环境友好型的企业及项目,加大贷款支持以及优惠性的低利率政策;对于高污染、高排放的企业及项目进行信贷控制,从而达到信贷资金绿色配置的目的[20]。因此,对重污染企业而言,绿色创新数量是证明其低碳转型意愿、满足绿色融资门槛最直接、最有力的凭证,足量的绿色创新成果可帮助企业突破绿色融资准入壁垒,获得稳定的信贷资金支持,同时凭借更多的绿色创新产出强化自身环境友好属性,进一步享受利率优惠、降低综合融资成本,直接催生了重污染企业扩大绿色创新数量的内生动力。

而在资本市场中,机构投资者对存在环境违规风险的重污染企业实施明显的规避性投资策略,偏好将资金配置于绿色企业。而衡量企业环境绩效的重要指标就是企业绿色创新的发展[21],相较于需要长期验证的绿色创新质量,绿色创新数量作为短期性绿色表现评价指标,具有当期可观测的特征,促使重污染企业优先提升绿色创新数量以形成短期可见的绿色转型证据,以获取资本市场融资支持[22]。

在现行ESG评价体系中,通常通过环境(E)、社会(S)和治理(G)3个维度对企业ESG表现进行系统评估。在环境维度,评价指标主要聚焦于环保投入强度与创新产出效能,其中绿色专利数量作为可量化的绩效指标,可影响ESG评分;在社会维度,绿色专利数量的持续积累可以向市场传递重污染企业积极转型的信号[23],这种信号向资本市场传递出明确的低碳转型承诺,有利于强化利益相关者的正面认知[24];最后,在治理维度,绿色创新可能带来生产流程的优化,绿色创新数量的增加有利于减少潜在的环境治理成本,提升环境风险管控效率[25]。因此,绿色创新数量的增长对重污染企业ESG表现的提升存在正向促进效应。基于此,提出如下假设。

H2:绿色金融发展可以通过促进绿色创新数量增长,进而提升重污染企业ESG表现。

高质量绿色创新具有极强的技术不确定性与研发失败风险,传统金融机构对高风险的研发项目普遍存在“惜贷”“慎投”问题,这是制约重污染企业绿色创新质量提升的痛点所在。随着国家绿色金融体系的不断完善与构建,一方面通过绿色信贷、绿色债券、环境权益抵质押融资等多元化工具,化解了传统金融体系下企业想要开展高质量绿色创新项目所面临的“融资难、融资贵”困局[20];另一方面,通过绿色保险、风险补偿基金等一系列配套设计,将绿色技术研发的单一主体风险转化为多主体共担的分散化风险,为企业研发过程中的技术不确定性与潜在失败损失提供了市场化的风险对冲与损失缓释渠道[26],大幅度降低了企业开展高质量绿色创新的风险顾虑,让企业敢于投入到高风险、高壁垒的核心绿色技术研发中,从根本上推动绿色创新质量的提升。

在当前提倡可持续发展的大背景下，重污染企业面临着严重的生存危机，迫使企业积极提升绿色技术创新质量[27]。基于资源依赖理论，资本的不断投入是企业正常运营的基础，由于环境压力的影响，重污染企业的融资渠道受到严格约束和限制[9]。为了突破融资难困境，获得金融机构的绿色金融支持，重污染企业往往会积极进行绿色技术创新，希望借助高质量绿色创新技术形成专有资产，创造企业的差异化优势[28]，驱动重污染企业的价值体系向环境友好型演进。

同时，绿色创新质量的提升会产生技术外溢效应。当企业通过高价值绿色专利形成核心竞争力时，不仅能降低单位产出的碳排放强度[29]，还可通过技术授权形成新的利润增长点[30]。这种良性循环机制使得环境责任履行与企业价值创造形成协同效应，最终实现ESG表现的持续优化。基于此，提出如下假设。

H3：绿色金融发展可以通过优化绿色创新质量，进而提升重污染企业ESG表现。

2 研究设计

2.1 样本选择与数据来源

选中国沪深A股重污染行业上市公司为研究对象。有关重污染行业的界定，根据生态环境部印发的《关于印发〈上市公司环保核查行业分类管理名录〉的通知》，借鉴郭晔等[31]的做法，将以下行业定义为重污染行业，包括火电、钢铁、水泥、电解铝、煤炭、冶金、化工、石化、建材、造纸、酿造、制药、纺织、制革和采矿业。

在原始样本数据的基础上，为保证样本筛选的合理性，剔除ST、*ST类企业样本、资不抵债企业样本、只存在一年数据的企业样本以及主要变量数据缺失的样本，同时为了消除极端值的异常影响，对连续变量进行1%的双向缩尾处理，最终得到共计8 484个样本观测值。被解释变量ESG表现来自华证ESG评级数据，解释变量绿色金融发展数据来自全国及各省市统计年鉴、环境状况公报以及《中国科技统计年鉴》《中国能源统计年鉴》《中国农业统计年鉴》《中国金融年鉴》《中国工业统计年鉴》等统计年鉴，上市企业微观数据来源于CNRDS数据库、Wind数据库以及CSMAR数据库。

2.2 模型构建

为了分析绿色金融发展与重污染企业ESG表现的联系，构建时间、行业双向固定效应模型进行实证验证。

$$\text{heaPol-ESG}_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{GF}_{i,t} + \alpha_j \text{Controls} + \text{Year} + \text{Ind} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

式中：$\text{heaPol-ESG}_{i,t}$为i公司在t期的ESG表现；$\text{GF}_{i,t}$为i公司在t期间的绿色金融发展水平；$\text{Controls}_{i,t}$为所有控制变量；Year为时间固定效应；Ind为行业固定效应；$\varepsilon_{i,t}$为随机扰动项；α_0为常数项；α_1、α_j为系数。

2.3 变量定义

2.3.1 被解释变量：重污染企业ESG表现（heaPol-ESG）

参考孙芳城和何雨恬[32]的做法，选取华证ESG评级来衡量企业的ESG表现水平。华证ESG评级按季度更新，对上市公司进行从高到低分别为AAA、AA、A、BBB、BB、B、CCC、CC、C的9档评级，分数越高，ESG表现越好。对评级由高到低进行9～1分的赋值。同时，将4个季度的评分取平均值作为年度ESG表现水平的衡量。

2.3.2 解释变量：绿色金融发展水平（GF）

参考郑兰祥等[12]、张瑞涵和周亚虹[33]的研究，通过从绿色信贷、绿色投资、绿色保险、绿色债券、绿色支持、绿色基金、绿色权益7个维度来构建绿色金融发展水平的综合指标来衡量绿色金融发展水平，并运用熵值法对2012—2024年中国各省绿色金融发展水平进行测算。选取的指标见表1。

表1 绿色金融发展水平评价指标

一级指标	含义	计算方式
绿色信贷	环保项目信贷占比	该省环保项目信贷总额/全省信贷总额
绿色投资	环境污染治理投资占GDP比重	环境污染治理投资/GDP
绿色保险	环境污染责任保险推广程度	环境污染责任保险收入/总保费收入
绿色债券	绿色债券发展程度	绿色债券发行总额/所有债券发行总额
绿色支持	财政环境保护支出占比	财政环境保护支出/财政一般预算支出
绿色基金	绿色基金占比	绿色基金总市值/所有基金总市值
绿色权益	绿色权益发展深度	碳交易、用能权交易、排污权交易/权益市场交易总额

2.3.3 控制变量

选取如下控制变量：企业规模（Size）、营业收入增长率（Growth）、总资产净利率（ROA）、董事人数（Board）、独立董事比例（Indep）、两职合一（Dual）、管理层持股比例（Mshare）、现金流比率（Cashflow）。变量定义见表2。

表 2　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	重污染企业 ESG 表现	heaPol-ESG	见 2.3.1 节
解释变量	绿色金融发展水平	GF	见 2.3.2 节
控制变量	企业规模	Size	总资产取对数
	营业收入增长率	Growth	(营业总收入本年本期金额－上年同期金额)/上年同期金额
	总资产净利率	ROA	净利润/总资产
	董事人数	Board	董事会人数取对数
	独立董事比例	Indep	独立董事人数/董事会人数
	两职合一	Dual	董事长与总经理为同一人取 1,否则取 0
	管理层持股比例	Mshare	管理层持股数占总股本比例表示
	现金流比率	Cashflow	经营活动现金流净额/ 总资产

3　实证分析

3.1　描述性统计

表 3 列示了各主要变量的描述性统计结果。被解释变量 heaPol-ESG 的平均值为 4.088,标准差为 1.159,最大值为 9.000,最小值为 1.000,说明重污染企业 ESG 的平均评级为 B 级,整体 ESG 表现欠佳,存在较大的提升空间,而且不同重污染企业间的 ESG 表现存在较大差异。解释变量绿色金融发展(GF)的均值为 0.582,最小值为 0.07,最大值为 0.944,表明不同地区的绿色金融发展水平差异较大。

表 3　变量描述性统计

变量	样本数	均值	标准差	中位数	最小值	最大值
healPol-ESG	8 484	4.088	1.159	4.000	1.000	9.000
GF	8 484	0.582	0.239	0.624	0.07	0.944
Size	8 484	22.501	1.367	22.265	19.996	26.551
ROA	8 484	0.043	0.065	0.039	−0.208	0.212
Growth	8 484	0.127	0.354	0.073	−3.448	3.62
Board	8 484	2.258	0.175	2.303	1.792	2.708
Indep	8 484	0.373	0.051	0.333	0.333	0.571
Dual	8 484	0.267	0.442	0.000	0.000	1.000
Cashflow	8 484	0.061	0.065	0.059	−0.150	0.241
Mshare	8 484	0.11	0.180	0.001	0.000	0.672

3.2　相关性分析

主要变量的相关性分析结果见表 4。从数据中可以看出,绿色金融发展(GF)和重污染企业 ESG 表现(heaPol-ESG)存在显著的正相关关系,这与假设 H1 一致,同时大多数控制变量均在 1%和 5%的水平上显著,表明对这些变量进行控制是合理的。

3.3　基准回归检验

基础回归的结果见表 5。列(1)为未加入控制变量,未控制行业效应和时间效应的回归结果;列(2)为加入控制变量,但未控制行业效应和时间效应的回归结果;列(3)为加入控制变量,且控制行业效应和时间效应的回归结果。可以发现解释变量绿色金融发展水平(GF)的系数均在 1%概率下显著为正,表明绿色金融发展能够显著促进重污染企业 ESG 表现,假设 H1 成立。

3.4　内生性检验

3.4.1　工具变量法

为了避免内生性问题,排除反向因果的干扰,大多数文献采用解释变量滞后 1 期作为工具变量,虽然可能排除反向因果的干扰,但是无法避免模型(1)中随机干扰项与核心解释变量之间潜在的相关性问题。

表 4　相关系数

变量	healPo-ESG	GF	Size	ROA	Growth	Board	Indep	Dual	Cashflow	Mshare
healPol-ESG	1									
GF	0.034***	1								
Size	0.248***	−0.110***	1							
ROA	0.192***	0.001	0.028***	1						
Growth	−0.015	−0.023**	0.000	0.299***	1					
Board	0.078***	−0.150***	0.318***	0.002	−0.018*	1				
Indep	0.054***	0.021*	−0.015	−0.017	−0.005	−0.515***	1			
Dual	−0.018	0.190***	−0.233***	0.025**	0.019*	−0.179***	0.051***	1		
Cashflow	0.119***	−0.005	0.145***	0.537***	0.074***	0.055***	−0.025**	−0.016	1	
Mshare	0.033***	0.224***	−0.364***	0.151***	0.070***	−0.206***	0.019*	0.286***	0.003	1

注:*、**、***分别表示 $P<0.1$、$P<0.05$、$P<0.01$。

表 5　基础回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
GF	0.151 2***	0.212 2***	0.201 6***
	(2.592 3)	(3.975 6)	(3.627 1)
Size		0.230 5***	0.282 8***
		(22.495 4)	(25.217 7)
ROA		3.719 3***	3.343 6***
		(15.908 0)	(14.020 8)
Growth		−0.264 7***	−0.231 6***
		(−7.908 2)	(−6.907 3)
Board		0.451 1***	0.462 6***
		(5.249 0)	(5.263 6)
Indep		2.086 9***	2.102 9***
		(7.434 5)	(7.533 8)
Dual		0.026 2	0.010 4
		(0.917 7)	(0.365 3)
Cashflow		−0.501 3**	−0.265 1
		(−2.337 0)	(−1.242 8)
Mshare		0.683 4***	0.646 8***
		(9.723 1)	(9.146 0)
常数项	4.000 2***	−3.197 5***	−4.394 6***
	(110.336 2)	(−10.536 2)	(−13.589 6)
行业固定效应	Yes	No	Yes
时间固定效应	Yes	No	Yes
样本数	8 484	8 484	8 484
adj. R^2	0.020 7	0.119 9	0.150 3

注：*、**、***分别表示 $P<0.1$、$P<0.05$、$P<0.01$；括号内为 t 值。

参考郑兰祥等[12]的研究，上一期的绿色金融发展可以通过棘轮效应影响当期的绿色金融发展，进而影响当期的重污染企业 ESG 表现，因此具有一定的相关性。然而，当期的重污染企业 ESG 表现是无法影响上一期的绿色金融发展的，因此有效地避免了内生性的存在。

采用上一期的绿色金融发展作为工具变量，使用两阶段最小二乘法(2SLS)进行回归。表 6 列(1)报告了两阶段最小二乘法第 1 阶段的回归结果，工具变量的回归均显著为正，表明工具变量存在一定的相关性；列(2)报告了第 2 阶段结果，ESG 回归系数显著为正，说明绿色金融发展对重污染企业 ESG 的表现具有促进作用。工具变量通过了识别不足检验(Kleibergen-Paap LM 统计量 $P<0.01$)，且 Cragg-Donald Wald F 统计量远大于 Stock-Yogo 10%临界值，不存在弱工具变量问题。结果表明缓解反向因果偏误后，结论仍然稳健。

3.4.2　倾向得分匹配和熵平衡检验

为进一步解决样本选择偏误问题，选用半径匹配和熵平衡匹配进行检验。根据行业年份中位数将样本分为绿色金融发展水平(GF)较高组和较低组并构造虚拟变量，若大于中位数赋值 1，否则赋值 0。选取基准回归中的控制变量作为协变量进行匹配，最后将匹配后的样本重新代入模型(1)回归，结果见表 6 列(2)、列(3)，GF 的系数均显著为正，再次表明前文结论的稳健。

表 6　内生性检验结果

变量	(1)		(2)	(3)
	工具变量法		PSM	EBM
	第 1 阶段	第 2 阶段	半径匹配	熵平衡
IV	0.997 0***		0.266 5***	0.194 7***
	(322.084 1)		(3.558 5)	(3.293 9)
GF		0.200 5***	0.278 5***	0.268 3***
		(3.198 6)	(18.479 8)	(21.424 2)
Size	0.000 3	0.285 7***	3.320 9***	3.469 7***
	(0.477 9)	(22.998 2)	(10.268 6)	(13.123 1)
ROA	0.004 3	3.162 5***	−0.262 3***	−0.246 3***
	(0.241 5)	(12.138 2)	(−5.388 7)	(−6.388 7)
Growth	0.003 4	−0.182 2***	0.384 2***	0.486 1***
	(1.322 1)	(−4.398 3)	(2.844 2)	(4.592 3)
Board	−0.003 2	0.487 2***	1.709 5***	1.883 8***
	(−0.602 6)	(4.945 8)	(4.485 7)	(6.075 6)
Indep	−0.006 3	2.107 4***	0.010 9	0.000 7
	(−0.367 1)	(6.775 0)	(0.283 9)	(0.021 8)
Dual	0.002 3	−0.002 9	−0.394 6	−0.258 8
	(1.214 0)	(−0.091 2)	(−1.410 1)	(−1.118 5)
Cashflow	−0.006 4	0.050 8	0.575 6***	0.638 2***
	(−0.464 3)	(0.215 1)	(6.072 5)	(8.0135)
Mshare	0.007 1	0.583 4***	−4.289 8***	−4.418 8***
	(1.376 4)	(7.284 7)	(−8.776 4)	(−11.523 2)
常数项	0.019 1	−4.913 6***	0.266 5***	0.194 7***
	(0.934 1)	(−12.776 2)	(3.558 5)	(3.293 9)
行业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
K-P rk LM	2 397.748***			
K-P rk F	1.0×10^5			
样本数	7 053	7 053	6 392	8 484
R^2	0.929 8	0.149 2	0.144 6	0.144 8

注：*、**、***分别表示 $P<0.1$、$P<0.05$、$P<0.01$；括号内为 t 值。

3.5　稳健性检验

3.5.1　剔除直辖市样本

直辖市财政实力强、行政层级高，能更灵活制定地方性法规，并配套税收优惠、风险补偿等激励措施；而部分省份受限于资源或重视程度不足，政策工具较为单一，绿色金融发展相对滞后。因此直辖市与各省份的绿色金融发展水平存在较大差异，可能会对研究造成影响。参照吴非等[34]的做法，将北京、上海、天津和重庆 4 个直辖市从样本中剔除。回归结果见表 7 列(2)，绿色金融发展水平(GF)系数为正，且在 5%的水平上显著，表明剔除直辖市样

表 7　稳健性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)
	基础回归	剔除直辖市样本	排除干扰政策影响
	healPol-ESG	healPol-ESG	healPol-ESG
GF	0.201 6***	0.158 2**	0.208 2***
	(3.627 1)	(2.530 3)	(3.265 0)
Size	0.282 8***	0.255 1***	0.261 0***
	(25.217 7)	(19.919 1)	(20.615 2)
ROA	3.343 6***	3.407 7***	3.246 4***
	(14.020 8)	(13.279 1)	(11.939 6)
Growth	−0.231 6***	−0.240 5***	−0.234 1***
	(−6.907 3)	(−6.253 5)	(−6.377 5)
Board	0.462 6***	0.525 7***	0.538 4***
	(5.263 6)	(5.483 9)	(5.563 5)
Indep	2.102 9***	2.106 4***	2.037 7***
	(7.533 8)	(6.959 3)	(6.509 9)
Dual	0.010 4	0.009 7	−0.010 7
	(0.365 3)	(0.310 8)	(−0.322 5)
Cashflow	−0.265 1	−0.126 7	−0.227 2
	(−1.242 8)	(−0.555 8)	(−0.933 2)
Mshare	0.646 8***	0.740 2***	0.626 1***
	(9.146 0)	(9.589 3)	(7.170 0)
常数项	−4.394 6***	−3.912 0***	−4.039 4***
	(−13.589 6)	(−10.469 2)	(−11.132 9)
行业固定效应	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes
样本数	8 484	7 108	6 480
adj. R^2	0.150 3	0.139 2	0.147 2

注:*、**、***分别表示 $P<0.1$、$P<0.05$、$P<0.01$;括号内为 t 值。

本后,绿色金融发展依然对重污染企业 ESG 表现起到正面效应。

3.5.2　排除干扰政策影响

2017 年中央决定在新疆、广东、江西、贵州和浙江 5 个省份的 8 个城市(新区)设立首批绿色金融改革创新试验区,导致这 5 个省份在绿色金融发展水平上与其他省份差异较大。排除政策干扰后进行回归的结果见表 7 列(3),绿色金融发展仍然能够显著促进重污染企业 ESG 表现,故回归结果依然稳健。

3.6　异质性分析

3.6.1　考虑机构投资者持股的影响

机构投资者通常以长期价值为导向,在“双碳”目标的制度压力下,随着绿色金融发展,ESG 表现成为衡量企业是否履行绿色政策的重要指标,ESG 表现优异的企业一般被认为具有更低的风险和更高的长期回报率。因此,当机构投资者的持股比例较高时,他们会积极搜集企业 ESG 相关信息,对于 ESG 表现差的企业,机构投资者可能采取减持或投票反对管理层决策,倒逼企业改善 ESG 表现以维持融资能力。参照现有研究[35],取机构投资者持股比例的中位数,大于中位数为机构投资者高持股比例,反之为机构投资者低持股比例。

表 8 列(1)、列(2)显示,高持股比例机构投资者回归系数在 1%的水平上显著为正,而低持股比例的机构投资者回归系数为负且并不显著,说明绿色金融发展更能促进机构投资者持股比例较高的重污染企业 ESG 表现。

3.6.2　考虑产权性质的影响

国有企业与民营企业的融资环境呈现显著差异性特征。国有企业依托其所有制属性形成的制度性优势更容易取得政府担保和银行贷款,可以为企业的绿色低碳转型提供稳定的资金支持。并且国有企业一般享有更多的财政补贴和税收优惠,能够有效降低环境治理成本。这种良性循环有利于企业增强对绿色领域的投资,增强企业的 ESG 表现。

从表 8 列(3)、列(4)的回归结果来看,以民营企业为样本的回归结果显示,GF 的系数为 0.222 0,在 1%的统计水平上显著为正。而在以国有企业为样本的回归结果中,GF 的系数为 0.248 6,不仅高于民营企业样本,而且同样在 1%的显著性水平上显著为正。

实证结果表明,绿色金融发展对民营与国有重污染企业的 ESG 表现均具有显著促进作用,对提升国有重污染企业的 ESG 表现更为明显。

3.6.3　考虑企业科技化水平

高科技企业因自身技术优势,面对低碳转型需求时能较快实现环保目标,故绿色金融发展对高科技化重污染企业 ESG 表现的促进作用不甚明显。相较于高科技企业,低科技重污染企业在环保技术方面有较大升级潜力,借助绿色金融发展推动的绿色技术升级等途径,其环保绩效可得以提升,进而使低科技重污染企业的 ESG 表现具备更大成长空间。

表 8 列(5)以高科技化重污染企业为样本,GF 系数为 0.135 0,在 10%的水平上显著;而列(6)以低科技化重污染企业为样本,GF 系数为 0.275 8,在 1%水平上显著为正,且系数值高于高科技企业样本。这一结果表明,绿色金融发展对低科技化重污染企业 ESG 表现的促进作用更为显著。

4　机制分析

4.1　中介模型设定

绿色金融发展通过促进企业绿色技术创新的质量和数量的提升,从而提高了重污染企业的 ESG 表现。

表 8　异质性分析结果

变量	机构投资者持股比例		股权性质		科技化水平	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	低持股比例	高持股比例	民营	国企	高科技化	低科技化
	heaPol-ESG	heaPol-ESG	healPol_ESG	heaPol-ESG	heaPol-ESG	heaPol-ESG
GF	−0.003 5	0.359 9***	0.222 0***	0.248 6***	0.135 0*	0.275 8***
	(−0.044 1)	(4.687 7)	(3.048 0)	(2.905 5)	(1.831 0)	(3.306 6)
Size	0.197 6***	0.302 9***	0.284 3***	0.247 3***	0.340 1***	0.172 8***
	(9.882 9)	(20.889 1)	(17.012 7)	(15.213 9)	(24.796 5)	(9.003 6)
ROA	3.391 1***	2.608 3***	3.557 4***	3.330 4***	2.937 0***	3.942 7***
	(10.532 8)	(7.292 8)	(11.922 6)	(8.401 0)	(9.462 8)	(10.492 2)
Growth	−0.141 8***	−0.297 0***	−0.232 0***	−0.194 3***	−0.177 7***	−0.307 2***
	(−2.850 0)	(−6.711 3)	(−5.329 2)	(−3.691 1)	(−3.963 1)	(−6.081 2)
Board	0.461 0***	0.464 1***	0.459 1***	0.245 0**	0.290 9**	0.688 1***
	(3.361 0)	(4.080 2)	(3.529 6)	(1.987 3)	(2.570 1)	(4.929 8)
Indep	1.601 9***	2.430 2***	1.652 2***	2.302 6***	2.174 9***	2.068 7***
	(3.982 8)	(6.249 8)	(4.193 9)	(5.719 1)	(6.063 3)	(4.600 6)
Dual	−0.097 4***	0.169 7***	0.074 7**	−0.107 1*	0.020 8	−0.002 1
	(−2.694 4)	(3.744 9)	(2.300 5)	(−1.719 1)	(0.509 6)	(−0.052 7)
Cashflow	−0.144 5	−0.269 8	−0.538 1**	0.451 5	−0.363 4	−0.265 4
	(−0.486 5)	(−0.875 5)	(−1.983 0)	(1.313 0)	(−1.382 0)	(−0.725 9)
Mshare	0.917 3***	0.743 4***	0.760 7***	0.582 4	0.780 8***	0.454 5***
	(10.323 2)	(5.039 7)	(9.733 8)	(0.739 0)	(8.158 1)	(4.416 0)
常数项	−2.270 2***	−5.036 5***	−4.318 7***	−3.176 5***	−5.340 7***	−2.427 7***
	(−4.061 4)	(−11.999 9)	(−8.555 5)	(−7.233 7)	(−12.958 8)	(−4.580 7)
行业固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本数	4 242	4 242	5 082	3 402	4 903	3 581
adj. R^2	0.123 4	0.181 0	0.146 2	0.186 0	0.196 5	0.107 2

注：*、**、***分别表示 $P<0.1$、$P<0.05$、$P<0.01$；括号内为 t 值。

为了进一步阐明绿色金融发展对重污染企业表现的影响，在模型(1)的基础上，借鉴温忠麟和叶宝娟[36]的做法构建模型(2)和模型(3)：

$$M_{i,t}=\delta_0+\delta_1 GF_{i,t}+\delta_2 Control_{i,t}+Year+Ind+\varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$heaPol\text{-}ESG_{i,t}=\theta_0+\theta_1 M_{i,t}+\theta_2 Control_{i,t}+Year+Ind+\varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

式中：$M_{i,t}$ 为机制变量，包括绿色创新质量(GINUM)和绿色创新数量(GICIT)；δ_0、θ_0 为常数项；δ_1、δ_2、θ_1、θ_2 为系数，δ_1 为绿色金融发展对中介变量的影响程度。

4.2　中介变量说明

参考刘维刚等[37]的做法，以企业绿色发明专利授权量表征企业绿色创新质量(GINUM)，采用上市公司绿色发明专利申请授权量加 1 取自然对数来衡量绿色创新质量。同时，采用上市公司绿色发明专利、绿色实用新型专利申请数量之和加 1 的自然对数来衡量绿色创新数量(GICIT)。

4.3　结果分析

机制检验结果见表 9。列(1)绿色金融发展(GF)的系数在 10%的水平上显著为正，列(2)绿色创新质量(GINUM)的系数在 1%的水平上显著为正，揭示出绿色金融发展能够显著优化绿色创新质量，且企业绿色技术创新能力的提升有利于推动重污染企业 ESG 表现改善。从列(3)可以发现，绿色金融发展(GF)对绿色数量创新(GICIT)的促进作用在 1%的水平上显著为正，即绿色金融发展对企业绿色创新数量的增长具有积极作用。列(4)结果显示，绿色数量创新(GICIT)对重污染企业 ESG 表现具有显著的正向影响，即绿色数量创新的正向效应能够促进重污染企业 ESG 的表现。

综上所述，绿色金融发展通过促进绿色创新质量和绿色创新数量来提升重污染企业 ESG 表现，因此假设 H2 和假设 H3 得到验证。

5　进一步分析

5.1　基于环境规制的调节效应

环境规制是政府为减少污染、实现环保目标，通过政策法规约束和引导企业和社会经济行为的过程[38]。

由于环境规制明确了政策导向，使得金融机构

表 9　机制分析结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	GINUM	heaPol-ESG	GICIT	heaPol-ESG
GF	0.050 8* (1.787 2)		0.178 5*** (3.961 2)	
GINUM		0.175 5*** (7.652 0)		
GICIT				0.078 1*** (5.854 5)
Size	0.103 3*** (16.143 5)	0.265 0*** (23.055 7)	0.486 2*** (48.194 5)	0.244 8*** (18.580 5)
ROA	−0.106 2 (−1.164 8)	3.352 1*** (14.123 8)	−0.341 3** (−2.003 7)	3.359 6*** (14.079 7)
Growth	−0.010 7 (−0.653 8)	−0.231 0*** (−6.946 1)	−0.004 6 (−0.161 4)	−0.232 5*** (−6.904 9)
Board	0.233 3*** (4.566 7)	0.399 8*** (4.567 0)	0.328 2*** (4.353 4)	0.415 7*** (4.732 0)
Indep	0.639 4*** (3.782 0)	1.946 1*** (6.981 4)	0.583 6** (2.428 9)	2.028 5*** (7.303 9)
Dual	−0.040 6*** (−3.528 7)	0.026 4 (0.933 2)	−0.112 5*** (−5.557 2)	0.029 0 (1.023 1)
Cashflow	0.227 5** (2.429 6)	−0.301 4 (−1.421 4)	−0.010 0 (−0.059 9)	−0.257 3 (−1.209 7)
Mshare	0.065 8** (2.215 9)	0.668 2*** (9.540 1)	0.160 9*** (3.024 1)	0.663 1*** (9.449 8)
常数项	−2.904 6*** (−13.961 9)	−3.720 0*** (−11.375 7)	−11.142 6*** (−39.043 5)	−3.361 0*** (−9.454 4)
行业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
样本数	8 484	8 484	8 483	8 483
adj. R^2	0.197 1	0.155 2	0.460 4	0.152 1

注:*、**、***分别表示 $P<0.1$、$P<0.05$、$P<0.01$;括号内为 t 值。

在绿色金融发展中可以更加清晰地识别和筛选出符合环保要求的企业和项目[39],将资金更多地投向环境友好型企业,减少了对重污染企业的支持。这促使重污染企业为了获得融资,必须改善自己的 ESG 表现,以达到金融机构的投资标准[40]。同时,环境规制的压力使得重污染企业面临更高的环保要求和成本,而绿色金融为其提供了一种解决途径。企业为满足环境规制要求,获得绿色金融支持,会加大对绿色技术研发、设备更新等方面的投入[41],以此来降低污染排放,提高资源利用效率,实现环境绩效的提升,进而改善重污染企业的 ESG 表现。

因此环境规制能够显著影响绿色金融发展对重污染企业 ESG 表现。高强度的环境规制有利于强化绿色环保在金融机构投融资标准中的重要性,以及企业战略层面绿色环保的地位,重污染企业在接收到外部投资信号后,会整合资源加速绿色低碳转型,从而有效促进重污染企业 ESG 表现。基于此,提出如下假设。

H4:环境规制能够促进绿色金融发展对重污染企业 ESG 表现的正向效应。

5.2　基于高管绿色认知的调节效应

当高管具备较强的绿色认知时,能够更加敏锐地察觉绿色金融发展所带来的机遇,在绿色金融的支持下,重污染企业可以加快从传统高污染、高能耗的经营模式向绿色、低碳模式转型[42]。

同时,高管绿色认知有助于企业更好地理解和遵循绿色金融发展过程中对环境信息披露的要求。能够确保企业及时、准确地披露环境相关信息,如碳排放数据、污染治理措施及成效等。一方面,高质量的环境信息披露能够为金融机构在评估企业的环境风险以及可持续发展能力时提供更为精准的依据,金融机构在进行决策时,更倾向于向这类企业提供绿色金融支持,为企业在绿色项目上的资金需求提供有力保障,推动企业的绿色发展战略顺利实施;另一方面,从企业与外部利益相关者的关系维度出发,高质量的信息披露能够有效增强投资者、消费者等利益相关者对企业的信任程度,提升企业在 ESG 方面的声誉,进一步促进企业的绿色转型和 ESG 表现提升。基于此,提出如下假设。

H5:高管绿色认知正向调节绿色金融发展与重污染企业 ESG 表现的关系。

5.3　调节模型设定

构建如下调节效应模型:

$$\text{heaPol-ESG}_{i,t}=\beta_0+\beta_1\text{GF}_{i,t}+\beta_2 Z_{i,t}+\beta_3\text{GF}_{i,t}\times Z_{i,t}+\text{Year}+\text{Ind}+\varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

式中:$Z_{i,t}$ 为调节变量环境规制(ER)和高管绿色认知(EGP);$\text{GF}_{i,t}\times Z_{i,t}$ 为解释变量与调节变量的交互项;β_0 为常数项;$\beta_1\sim\beta_3$ 为系数。若 $\beta_1>0$ 和 $\beta_3>0$ 同时成立则说明环境规制和高管绿色认知在绿色金融发展与重污染企业 ESG 表现中起到正向调节作用,则假设 H4 和假设 H5 成立。

5.4　调节变量

环境规制(ER)借鉴邓慧慧和杨露鑫[43]的研究方法,统计省级政府工作报告中与“环保”一词相关词汇出现的词频占报告全文字数的比重来衡量。

高管绿色认知(EGP)借鉴李亚兵等[44]的研究方法,采用文本分析法,从绿色竞争优势、企业社会责任意识、外部环境压力认知 3 个维度,选取如下关键词:节能减排、环保战略、环保理念、环境管理机构、环保教育环境技术开发、环境审计、节能环保、

环保政策、环保部门、环保督察、低碳环保、环保工作、环境治理、环保和环境治理、环保设施、环保相关法律法规、环保治污。通过上述词语在公司年报中出现的频次构造企业高管绿色认知变量。

5.5 结果分析

(1)环境规制(ER)。从表10列(2)可以看出,环境规制与绿色金融发展交互项(GF×ER)的系数在10%的水平上正向显著,表明环境规制对绿色金融发展起到了正向调节作用,原因可能是:在环境规制的约束下,绿色金融发展逐渐成为企业未来战略发展的关键方向,重污染企业为了获得来自政府的支持,必须通过提升ESG表现向外界传递出绿色转型信号。同时,绿色金融发展通过提供资金支持和激励措施,促进了企业的绿色技术创新和环境管理能力的提升,进一步提升了重污染企业的ESG表现。

表10 调节效应检验结果

变量	(1) 基础回归 heaPol-ESG	(2) 环境规制 heaPol-ESG	(3) 高管绿色认知 heaPol-ESG
GF	0.201 6*** (3.627 1)	0.198 0*** (3.526 9)	0.199 2*** (3.613 1)
EGP			0.078 8*** (5.081 6)
GF×EGP			0.102 6* (1.781 9)
ER		0.311 8* (1.847 6)	
GF×ER		2.349 7*** (3.516 3)	
Size	0.282 8*** (25.217 7)	0.284 1*** (25.280 2)	0.272 7*** (23.874 3)
ROA	3.343 6*** (14.020 8)	3.320 2*** (13.940 0)	3.378 1*** (14.174 1)
Growth	−0.231 6*** (−6.907 3)	−0.231 7*** (−6.908 6)	−0.231 3*** (−6.922 3)
Board	0.462 6*** (5.263 6)	0.467 2*** (5.307 4)	0.460 0*** (5.247 2)
Indep	2.102 9*** (7.533 8)	2.137 3*** (7.669 0)	2.115 5*** (7.591 1)
Dual	0.010 4 (0.365 3)	0.008 9 (0.314 4)	0.011 7 (0.410 5)
Cashflow	−0.265 1 (−1.242 8)	−0.251 2 (−1.179 4)	−0.283 8 (−1.335 6)
常数项	0.646 8*** (9.146 0)	0.640 4*** (9.068 9)	0.651 9*** (9.220 5)
行业固定效应	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes
样本数	8 484	8 484	8 484
adj. R^2	0.150 3	0.151 7	0.153 2

注:*、**、***分别表示$P<0.1$、$P<0.05$、$P<0.01$;括号内为t值。

因此,环境规制有利于增强绿色金融发展对重污染企业ESG表现的促进作用,从而假设H4得以验证。

(2)高管绿色认知(EGP)。由表10列(3)可知,高管绿色认知与绿色金融发展的交互项系数为正,并且在1%的水平上显著。说明高管绿色认知在绿色金融发展对重污染企业ESG表现的促进作用中发挥着重要的正向调节效应。

这是因为当高管绿色认知水平较高时,企业管理层能够更加敏锐地捕捉到绿色金融发展所带来的机遇,更积极地引导企业利用绿色金融工具进行绿色技术创新、节能减排等绿色实践。对于重污染企业而言,高管的绿色认知能够推动企业在环境管理和可持续发展方面制定更为积极的战略和政策,提高企业对绿色金融资源的有效利用,进一步增强企业的环境、社会和治理绩效。假设5得以验证。

6 结论与启示

以2012—2024年中国沪深A股重污染行业企业为样本,实证检验绿色金融发展对重污染企业ESG表现的影响。研究发现:①绿色金融发展能够促进重污染企业ESG表现的提升,且在机构投资者持股比例较高、产权性质为国有企业以及低科技化水平时的促进作用更强;②机制检验结果表明,绿色金融发展能够通过促进绿色创新数量和质量的提升,进而优化重污染企业ESG表现;③调节效应结果表明,环境规制和企业高管绿色认知的提高都有利于强化绿色金融发展对重污染企业ESG表现正向影响。

基于上述研究结论,提出如下政策建议。

(1)强化绿色金融发展对重污染企业ESG表现的正面效应。绿色金融发展是重污染企业顺利实现绿色低碳转型的关键助力,要进一步加强绿色金融市场的创新与规范,开发多样化的绿色金融产品和服务,如绿色债券、绿色基金等,拓宽重污染企业的绿色融资渠道,满足企业在绿色技术研发、设备更新等过程中的多样化资金需求,推动重污染企业向绿色、低碳、可持续的发展模式转变。

(2)重污染企业要落实转型行动,必须重视绿色创新技术的发展,助力重污染企业ESG表现的改善。企业作为绿色转型的主体,应充分认识到绿色创新技术在提升ESG表现中的核心作用。一方面,企业应着力强化绿色研发资金投入,在清洁能源开发、污染防控治理以及资源循环高效利用等关键领域深入展开技术创新实践,积极拓展绿色专利

储备,提高绿色创新质量,以技术进步推动企业环境绩效的提升和社会责任的履行;另一方面,企业要建立健全内部绿色创新激励机制,鼓励员工参与绿色技术创新实践,加强与高校、科研机构等外部创新主体的合作,整合各方资源,加速绿色技术的研发、转化与应用,通过绿色创新技术的应用,优化生产流程,降低能耗与污染物排放,提高资源利用效率,增强企业在全球产业链中的绿色竞争力,进而实现 ESG 表现的持续优化。

(3)企业与政府需协同发力,助力改善重污染企业 ESG 表现。对企业管理者而言,应注重提高绿色认知,深刻理解绿色发展理念,将其融入企业战略规划与日常运营决策中,积极引导企业员工树立绿色意识,形成全员参与绿色转型的良好氛围。对政府而言,应出台相应法律法规,明确企业在环境保护、绿色发展方面的责任与义务,加强对重污染企业环境行为的监管力度,确保企业依法合规经营。同时,政府要完善绿色监督体系,建立健全环境信息披露制度,要求重污染企业及时、准确地披露环境相关信息,提高市场信息透明度,为投资者、金融机构等利益相关者提供决策依据,以此引导重污染企业积极改善 ESG 表现,推动经济社会绿色可持续发展。

参考文献

[1] 强以晨,徐璋勇. 绿色金融对重污染企业数字化的影响[J]. 中国人口·资源与环境,2024,34(8):93-102.

[2] 曹梦君,柴尚蕾,周倩倩,等. 绿色金融发展是否提高了企业 ESG 表现?基于我国上市公司的经验证据[J]. 西安理工大学学报,2024,40(3):325-337.

[3] 黄平. 绿色金融是否提高了地方政府对数字经济的注意力?基于政策文本分析[J]. 生态经济,2025,41(1):106-113,131.

[4] 李航. 绿色金融发展对重污染企业“漂绿”行为的影响研究[J]. 科学决策,2024(9):80-96.

[5] 甘露. 绿色金融发展对企业并购及绩效的影响研究:基于 ESG 视角[J]. 财会通讯,2025(8):29-33.

[6] 李莉,张心悦,崔海红. 环境信用评价对企业 ESG 表现的影响研究[J]. 会计之友,2025(9):87-95.

[7] 顾雷雷,郭建鸾,王鸿宇. 企业社会责任、融资约束与企业金融化[J]. 金融研究,2020(2):109-127.

[8] 王波,伍玥,王亚楠. 区域绿色发展战略与企业全要素生产率:基于《长江经济带发展规划纲要》实施的准自然实验[J]. 财会通讯,2026(8):39-44,49.

[9] 陈德球,高维敏. 环境信用评价与股价崩盘风险:基于 A 股重污染上市公司的经验证据[J]. 西北师大学报(社会科学版),2025,62(3):131-144.

[10] 王爱萍,陈妙,胡海峰. 绿色金融改革创新试验区的设立对企业绿色转型的影响:基于企业战略导向与创新行动的分析[J]. 南开经济研究,2024(12):187-205.

[11] 沈坤荣,李敏. 以绿色金融赋能人与自然和谐共生的中国式现代化[J]. 学习与探索,2025(1):58-68,176.

[12] 郑兰祥,高彩芹,郑飞鸿. 绿色金融发展对碳排放的影响研究:以长三角区域为例[J]. 华东经济管理,2024,38(9):41-51.

[13] 文书洋,刘浩,王慧. 绿色金融、绿色创新与经济高质量发展[J]. 金融研究,2022(8):1-17.

[14] 王磊,郑昕,陈庭强,等. “双碳”目标驱动下化工企业低碳转型的机制与路径[J]. 财会月刊,2025,46(7):109-114.

[15] 汤晟,饶品贵,李晓溪. 金融强监管与企业集团内部资本市场资源配置:来自资管新规的经验证据[J]. 中国工业经济,2024(1):131-149.

[16] 马理,张人中,马威,等. 能源结构有序调整与绿色信贷政策调控[J]. 金融研究,2023(1):94-112.

[17] 刘金科,刘霁萱,晁颖. 绿色信贷与低碳转型:资本整合还是技术创新?来自准自然实验的证据[J]. 数量经济技术经济研究,2024,41(6):151-171.

[18] 李翔宇. 绿色金融背景下我国环境信息披露的现状检视与规制进路[J]. 西北民族大学学报(哲学社会科学版),2023(3):130-139.

[19] 王馨,王营. 绿色信贷政策增进绿色创新研究[J]. 管理世界,2021,37(6):173-188.

[20] 吴安兵,周越珩,王瑛龙,等. 绿色金融政策、融资约束与制造业企业绿色技术创新[J]. 技术经济,2025,44(12):52-63.

[21] 符少燕,刘德海,黄福强. 重污染企业环保认知、基金持股与绿色创新[J]. 生态文明研究,2025(1):109-124.

[22] 黄大禹,谢获宝,邹梦婷. 通往绿色之路:企业 ESG 表现与环保投资:基于中国绿色金融创新政策赋能的经验证据[J]. 上海经济研究,2023(10):92-111.

[23] 李清,陈琳. ESG 评级不确定性对企业绿色创新的影响研究[J]. 管理学报,2024,21(12):1820-1829.

[24] 曾萍,肖静,李东伟,等. 双重制度压力、绿色创新与企业环境绩效:环境伦理的调节作用[J]. 管理工程学报,2025,39(5):59-73.

[25] 陶然. 绿色金融驱动绿色技术创新的机理、实践与优化研究:基于“政、企、学、金”协同发展视角[J]. 金融理论与实践,2021(12):62-72.

[26] 刘兰,陈太平,韩淼. ESG 表现对企业绿色技术创新的影响及作用机制研究[J]. 金融理论与教学,2025,43(2):1-10.

[27] 钱丽,严润玥,肖仁桥. 企业 ESG 表现对绿色创新质量的影响及作用机制[J]. 科技进步与对策,2025,42(15):108-118.

[28] 王越,阳镇,贺俊. 知识产权保护与企业绿色技术创新:基于知识产权示范城市建设的证据[J/OL]. 科学学与科学技术管理,1-31[2025-04-20]. https://doi.org/10.20201/j.cnki.ssstm.20250326.001.

[29] 张杨,袁宝龙,郑晶晶,等. 策略性回应还是实质性响

应？碳排放权交易政策的企业绿色创新效应[J]. 南开管理评论，2024，27(3)：129-140.
[30] 李凌飞，朱敏婷，李尧远. “双碳”目标下能源产业绿色低碳转型的金融支持研究[J]. 统计与信息论坛，2025，40(5)：60-71.
[31] 郭晔，苏彩珍，张一. 社会责任信息披露提高企业的市场表现了吗？[J]. 系统工程理论与实践，2019，39(4)：881-892.
[32] 孙芳城，何雨恬. 绿色金融改革创新与制造业ESG表现[J]. 贵州财经大学学报，2024(5)：28-37.
[33] 张瑞涵，周亚虹. 绿色金融、碳排放强度和企业ESG表现：基于上市企业微观数据的实证研究[J]. 社会科学，2024(3)：126-140.
[34] 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.
[35] 刘莎，季荣梦，王君萍. 机构投资者持股、绿色创新与企业可持续发展绩效[J]. 财会月刊，2025，46(5)：48-54.
[36] 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.
[37] 刘维刚，周凌云，李静. 生产投入的服务质量与企业创新：基于生产外包模型的分析[J]. 中国工业经济，2020(8)：61-79.
[38] 田淑英，郭浩. 不同环境规制工具对碳排放绩效的影响与作用机制[J]. 自然资源学报，2025，40(3)：812-832.
[39] 余振，李晨曦，李元琨. 开放型环境规制如何影响中国企业绿色创新？[J]. 系统工程理论与实践，2025，45(7)：2163-2187.
[40] 齐萱，陈恩临，刘元元. ESG履责与重污染企业绿色全要素生产率：外部赋能与内化增益[J]. 产业创新研究，2025(2)：136-140.
[41] 聂淼晶，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.
[42] 管诗卉. 异质性环境规制对企业绿色技术创新影响研究：基于政府支持和高管绿色认知的调节作用[J]. 科技创业月刊，2024，37(1)：14-21.
[43] 邓慧慧，杨露鑫. 雾霾治理、地方竞争与工业绿色转型[J]. 中国工业经济，2019(10)：118-136.
[44] 李亚兵，夏月，赵振. 高管绿色认知对重污染行业企业绩效的影响：一个有调节的中介效应模型[J]. 科技进步与对策，2023，40(7)：113-123.

How Can Development of Green Finance Guide Enterprises to “Move towards Sustainability”? Empirical Evidence from Listed Enterprises in Heavy-pollution Industries

ZHANG Kewen, DENG Jiexuan

(School of Applied Economics, Guizhou University of Finance and Economics, Guiyang 550025, China)

Abstract: Under the “dual carbon” goal, China has continuously improved the top-level design of green finance, guides capital flows to environmental protection sectors, and drives heavily polluting enterprises to accelerate their green transformation. Data of listed firms in heavily polluting industries of China’s Shanghai and Shenzhen A-shares from 2012 to 2024 were used to investigate the impact of green finance on ESG (environmental, social, and governance) performance of heavily polluting enterprises. It is found that green finance development has a significantly positive effect on the ESG performance of heavily polluting enterprises, and this positive effect is more pronounced in state-owned, non-high-tech heavily polluting enterprises and those with a higher proportion of institutional investor ownership. It is found through mechanism analysis that green finance promotes the ESG performance of heavily polluting enterprises by improving both the quantity and quality of their green innovation. The improvement effect of green finance on ESG performance is jointly affected by external and internal conditions. Environmental regulation strengthens the promoting effect of green finance on ESG performance, and enhancing executives’ green awareness can reinforce the positive impact of green finance on heavily polluting enterprises. The internal logic of green finance in driving ESG performance of heavily polluting enterprises is clarified and the policy implications for low-carbon transformation of such enterprises are provided.

Keywords: green finance; highly polluting firms; ESG(environmental, social, and governance); green innovation; environmental regulation; executive green awareness