

企业ESG高管薪酬激励和高耗能企业的绿色技术创新水平提升

卢兰兰, 贾晓霞*

上海理工大学管理学院, 上海

收稿日期: 2024年10月9日; 录用日期: 2024年11月29日; 发布日期: 2024年12月9日

摘要

本文以2011年~2021年高耗能上市企业为研究样本, 研究了企业ESG表现对绿色技术创新的影响作用以及具体影响机制, 并且研究了高管薪酬激励对ESG表现影响绿色技术创新的调节作用。研究发现: 企业ESG有利于提升企业的绿色技术创新水平, 并且通过稳健性检验后结果依然成立。影响机制检验表明: 企业ESG主要通过提高环保理念, 增强媒体监督的方式来提升企业的绿色技术创新水平, 调节效应检验表明: 高管薪酬激励对企业ESG提升绿色技术创新水平起正向的调节作用, 并且表现出行业异质性, 石油, 煤炭及其他燃料加工业, 非金属矿物制造业, 黑色金属冶炼和压延加工业, 电力, 热力生产和供应行业ESG评级和高管薪酬水平融合作用可显著提高企业的绿色技术创新水平。有色金属冶炼和压延加工业ESG评级和高管薪酬水平融合作用可显著降低企业的绿色技术创新水平, 化学原料和化学制品制造业行业ESG评级和高管薪酬水平融合作用对绿色技术创新水平起不到调节作用。研究结论有助于我国高耗能企业合理披露ESG评分体系以提升企业的绿色技术创新水平以及考虑自身行业的特点合理制定高管薪酬方案来实现ESG评级和高管薪酬水平融合作用对绿色技术创新水平的提升。

关键词

ESG表现, 绿色技术创新, 高管薪酬激励, 高耗能企业

Corporate ESG Executive Compensation Incentive and Green Technology Innovation Level of High Energy Consuming Enterprises

Lanlan Lu, Xiaoxia Jia*

Business School, University of Shanghai for Science and Technology, Shanghai

Received: Oct. 9th, 2024; accepted: Nov. 29th, 2024; published: Dec. 9th, 2024

*唯一通讯作者。

文章引用: 卢兰兰, 贾晓霞. 企业 ESG 高管薪酬激励和高耗能企业的绿色技术创新水平提升[J]. 运筹与模糊学, 2024, 14(6): 309-322. DOI: 10.12677/orf.2024.146533

Abstract

This paper takes listed enterprises with high energy consumption from 2011 to 2021 as research samples to study the impact of ESG performance on green technology innovation and the specific impact mechanism, and studies the moderating effect of executive compensation incentives on the impact of ESG performance on green technology innovation. It is found that enterprise ESG is conducive to improving the level of green technology innovation of enterprises, and the results are still valid after passing the robustness test. The impact mechanism test shows that enterprise ESG mainly improves the level of green technology innovation by improving environmental protection theory and enhancing media supervision. The adjustment effect test shows that: Executive compensation incentive has a positive regulating effect on the enterprise ESG to improve the level of green technology innovation, and shows industry heterogeneity, petroleum, coal and other fuel processing industry, non-metallic mineral manufacturing industry, ferrous metal smelting and rolling processing industry, electric power industry, etc. The integration of ESG rating and executive compensation level in thermal production and supply industry can significantly improve the green technology innovation level of enterprises. The fusion effect of ESG rating and executive compensation level in non-ferrous metal smelting and calendaring processing industry can significantly reduce the level of green technology innovation of enterprises, while the fusion effect of ESG rating and executive compensation level in chemical raw materials and chemical products manufacturing industry cannot regulate the level of green technology innovation. The research conclusion is helpful for China's high energy-consuming enterprises to reasonably disclose the ESG scoring system to improve the level of green technology innovation, and consider the characteristics of their own industries to reasonably formulate executive compensation plans to achieve the integration of ESG rating and executive compensation level to improve the level of green technology innovation.

Keywords

ESG Performance, Green Technology Innovation, Executive Compensation Incentive, High Energy Consuming Enterprises

Copyright © 2024 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

党的二十大报告指出, 为了实现高质量发展, 我们必须推动经济社会发展绿色化、低碳化。绿色可持续发展需要政府、企业、个人的一致努力, 企业作为整个社会绿色发展的行动主体, 应该积极响应国家政策, 加强环境、社会和治理的综合发展。在此背景下, ESG (Environment, Social and Governance) 渐渐引起了人们的注意, 在宏观上 ESG 成为了贯彻“双碳”国家战略的重要抓手, 在微观上 ESG 成为了评价企业履行社会责任以及可持续发展的关键标准。ESG 从环境、社会责任和公司治理三个维度衡量企业发展的可持续性, 代表着更加绿色的发展模式、更加负责的企业形象以及更加的合理公司治理体系, 与中国可持续发展的重要目标相吻合。在当今新发展理念不断完善进步的基础上, 企业 ESG 表现不断推动企业实现绿色低碳发展和高质量发展。同时也为投资者提供了评判标准, 所以, 越来越多的企业将 ESG 发展融入到企业的运营管理与发展中, 并且接受第三方评估机构的 ESG 评级, 那么, 企业的 ESG 是否能够促进企业绿色技术创新水平的提升? 如果是, 影响机理又具体是什么? 鲜有学者对这一问题进行深入探

讨, 这一问题的正确回答对企业通过提高 ESG 表现来实现自身绿色技术创新具有重要意义, 同时也能帮助外部投资者做出科学合理的企业投资决策, 最后也能对政府完善企业 ESG 评级披露体系产生巨大意义。此外, 企业绿色技术创新水平的高低在一定程度上取决于高管薪酬, 这是因为企业进行绿色技术创新, 从开始的绿色项目研发, 绿色项目投入, 生产线改造, 一直到最后的产品污染物治理都需要花费一定的费用, 在短期内会导致企业的净利润下降, 进而导致企业高管薪酬的降低。造成企业高管抵制这一措施的实行, 加剧了企业高管和经营者的代理问题。因此, 高管薪酬激励可以有效降低高管和企业经营者的代理问题, 为企业实行绿色技术创新措施提供良好的管理环境。因此, 本文将高管薪酬水平作为调节变量, 来研究其对于企业 ESG 影响企业绿色技术创新水平的调节作用。最后, 高耗能企业具有高耗能, 碳排放量大的特点, 因此, 研究高耗能企业 ESG 评级对企业绿色技术创新的影响, 对于高耗能企业提高绿色创新技术, 减少碳排放是非常有必要的。基于此, 本文以我国 452 家高耗能企业为研究对象, 来检验高耗能企业 ESG 评分是否能提高企业的绿色技术创新以及其具体影响机制。此外, 本文也实证检验了企业的高管薪酬水平能否对企业 ESG 评分影响其绿色技术创新水平起调节作用以及由于高耗能企业存在的行业异质性而导致其调节作用的具体差异。

区别于已有文献, 本文的边际贡献有以下: 首先由于高耗能企业具有高耗能, 碳排放量大的特点, 研究高耗能企业 ESG 评级对企业绿色技术创新的影响, 对于高耗能企业提高绿色创新技术, 减少碳排放至关重要, 所以本文研究了高耗能企业 ESG 表现对绿色技术创新的影响, 并且分析了其影响机制, 包括环保理念, 媒体关注的内在影响机制, 对 ESG 经济后果的相关研究进行了有益补充。其次已有文献研究了企业环境规制, 数字化转型对 ESG 促进绿色技术创新的调节作用。基于此, 由于高管薪酬激励可以有效降低高管和企业经营者的代理问题, 为企业实行绿色技术创新措施提供良好的管理环境。所以本文引入了高管薪酬的概念, 研究了高耗能企业在高管薪酬水平的调节作用下 ESG 对其绿色技术创新的影响。最后不同的学者倾向于对高耗能企业高度概括, 而忽略了他们之间存在的行业异质性, 本文对于高耗能企业存在的行业异质性, 系统分析了其高管薪酬水平, ESG 评级与不同企业绿色技术创新的差异。

2. 文献综述

近年来, 学术界关于企业 ESG 的研究日益增多, 其研究主要聚集于 ESG 为企业带来的经济效益和环境效益。从经济效益来看, 研究学者主要考察 ESG 对企业财务绩效的影响即企业能否通过提高 ESG 来提高企业的财务绩效, 但是研究结论没有统一。通过研究发现, ESG 不同的情景下对企业的财务绩效影响不同, 既有正面影响, 也有负面影响[1]。

有研究发现良好的 ESG 表现有利于企业从消费者、投资者及政府等不同利益相关者获取更多资源从而提高实业资产投资的逻辑思路[2]。而对于企业经营存在困境的企业, 良好的 ESG 责任履行能够帮助缓解企业经营困境, 提升企业的经营能力, 而杠杆操纵会弱化 ESG 责任履行这一“雪中送炭”的纾困作用, 不利于企业解决经营困境[3]。另外, 有学者经过实证检验得知 ESG 表现不仅减缓融资约束, 而且提升企业效率, 对上市公司盈利能力均产生积极贡献; ESG 表现在国有企业和非国有企业、大型企业和中小型企业、制造业与非制造业企业的财务绩效影响方面存在显著异质性, 其中非国有企业、中小企业和制造型企业具有更强的正向促进效应[4]。有学者经过研究发现 ESG 表现对企业声誉也有显著的促进效应, 其中社会, 企业环境和公司治理表现在这一过程中具有协同效应。公司透明度在企业 ESG 表现影响企业声誉方面存在中介效应。公司透明度越高, 企业 ESG 表现促进绿色技术创新水平的作用越强, 而且有显著的异质性, 国有企业和污染企业 ESG 表现对企业声誉的促进作用更大, 非国有企业和非污染企业 ESG 表现对企业声誉的促进作用更小[5]。但是, 也有部分学者指出, ESG 表现对企业的财务绩效并非都有促进作用, 企业 ESG 社会责任履行过程中往往伴有资源侵占效应, 需要为此投入大量的人力、物力与财力,

不利于企业的成长性[6], 容易造成经济效益损失[7]。

此外, 从环境效益来看, 研究学者主要考察 ESG 对企业绿色技术创新水平的影响即企业能否通过提高 ESG 来提高企业的环境治理, 推动企业绿色化生产。通过研究发现, 企业 ESG 表现提高了企业绿色技术水平, 对企业绿色技术水平具有显著的促进效应[8]。还有研究发现 ESG 评级事件能显著提升企业绿色技术创新数量和质量, 同时 ESG 评级分值越高, 企业绿色技术创新水平也越高, 但随着 ESG 评级分值不确定性程度的提高, 其对企业绿色技术创新水平的提升作用也有所削弱[9]。另外, 企业在进行绿色转型的时候往往面临着一定的风险, 有研究发现企业提高 ESG 表现有助于降低绿色转型风险, 这种效应是通过增加创新活动、缓解融资约束和降低客户集中度三种渠道实现的[10]。

通过回顾上述文献, 可以发现很多文献对 ESG 表现经济后果, 环境影响的研究有很多, 首先, 虽然很多文献检验了企业 ESG 表现对企业经济效益和环境效益的影响以及其具体影响机制, 包括缓解企业融资约束, 增加创新活动, 降低客户集中度等等, 但还没有文献从企业自身的环保理念及外部的媒体监督角度考虑企业 ESG 对绿色技术创新水平的影响, 所以本文引入了环保理念和媒体监督的中介变量, 研究了高耗能企业通过这两条途径对绿色技术创新的影响作用, 对企业 ESG 影响绿色技术创新水平的具体影响机制做了有益补充。其次, 大多数高耗能企业具有高耗能和碳排放量大的特点, 研究这些企业的 ESG 评级对绿色技术创新水平的提升具有重要意义, 但还没有学者单独研究这一主体。所以本文以 2011 年~2021 年高耗能上市企业为研究样本, 研究了企业 ESG 对绿色技术创新水平的影响作用。最后, 由于高管薪酬会影响企业的绿色技术创新环境, 所以本文将高管薪酬水平作为调节变量, 研究了企业在高管薪酬水平的调节作用下 ESG 对其绿色技术创新水平的作用以及由于行业异质性而导致的差异。

3. 理论分析与研究假设

(一) 企业 ESG 表现与企业绿色技术创新

ESG 表现是评价企业环境、社会和治理可持续发展能力的综合指标。E 代表企业在能源消耗、碳排放、环保遵循情况、绿色产品等环境保护方面的表现; S 代表企业在雇佣政策、职工健康与安全、非歧视政策、客户健康与产品安全等方面的社会责任履行情况; G 代表企业的商业道德、管理层薪酬、治理机制等公司治理体系的相关情况。

首先, 从企业环境保护方面看, 根据利益相关方理论, 在当今生态文明建设的背景下, 企业生产经营活动不仅要考虑环境保护, 还要考虑企业利益相关方诉求。高耗能企业有耗能大, 碳排放量强度高的特点, 因此, 企业要优化生产流程, 重视绿色技术的应用。贯彻绿色发展的理念, 在生产经营中多采用绿色创新技术来缓解其高耗能生产带来的碳排放和污染, 不断回应, 考虑其利益相关者的建议和诉求[11]。另外根据资源依赖方相关理论, 企业拥有独特的, 难以被模仿的资源技术对于企业绿色环保来说至关重要。所以, 企业积极主动履行环境保护的责任可以向当地政府和外部投资者传递良好的信息[12], 有利于获得政府和企业外部投资者对企业实施绿色技术创新费用的投入, 这有助于企业快速提高绿色技术创新水平。

其次从履行社会责任视角来看, 根据利益相关者理论, 企业承担环境保护的责任并且满足利益相关者的诉求, 意味着企业需要健全企业绿色生产体系, 披露企业绿色生产环保体系, 加大对绿色生产的应用[13], 并且企业通过绿色产品创新能够使得其产品更有利于被外部社会责任意识较高的投资者, 消费者支持, 这样会加大他们对企业绿色创新的资金投入和对企业绿色产品的支持, 这样更有利于企业提高自身的绿色技术水平。

最后, 从企业治理视角来看, 在现代两权分立的制度下, 企业内部治理表现好的企业说明企业内部的制度结构和激励体系比较完善, 能够合理降低企业高管和代理人短期机会主义倾向, 从而提高企业委

托人, 代理人对企业绿色技术环保投入的费用, 从而提高企业的绿色技术创新水平, 同时满足了企业利益相关者的诉求。综上所述, 企业 ESG 表现可以从企业环境保护责任, 企业社会责任, 企业内部治理体系三个方面提高企业的绿色技术创新水平, 因此, 本文提出假说 1。

H1: 企业 ESG 表现可显著提高绿色技术创新。

(二) 企业 ESG 表现通过提高企业的环保理念来提高其绿色技术创新水平

一般来说, ESG 评分高的企业会增加环保投入来提升企业的绿色技术创新水平。ESG 表现好的企业在产品生产中不仅要考虑质量, 还要考虑产品的环境合规性。因而他们会增加企业的环保投入, 增强企业的环保理念来提高企业的绿色技术创新水平, 使其产品在质量和环境方面都达到要求。根据利益者相关理论, 企业生产产品要考虑相关利益者的相关诉求, 因此, 为使产品受到消费者和利益相关者的支持, ESG 表现良好的企业会首先通过提高企业人员的环保理念来进一步提升企业的绿色技术创新水平。因此, 本文提出假说 2。

H2: 企业 ESG 表现可通过提高环保理念来显著提高绿色技术创新。

(三) 企业 ESG 表现通过增强媒体监督来提高企业的企业绿色技术创新

媒体是信息生产和传播的重要方式。它能够对企业的经营行为和管理决策产生一定的影响[14]。媒体通过向公众传递企业信息来引导公众对企业的经营行为做出评价。降低了企业与利益相关者之间信息不对称的问题。企业 ESG 表现作为衡量企业可持续发展的重要指标, 是媒体重点关注与报道的对象。而当企业受到媒体监督和关注之后, 会进一步规范自身的经营行为。在提高绿色转型方面, 媒体会对企业 ESG 环境评分高的企业树立良好的形象, 通过报道其绿色创新成果, 绿色治理成就来赢得公众的支持。提高公众对企业的认可, 从而激励企业再次加大对绿色技术创新的投入水平[15]。而对于企业 ESG 环境评分低的企业, 即企业不注重自身的绿色技术创新和治理, 通过报道企业环境治理方面的负面行为如企业偷排污水废气, 对监测数据进行造假等等来制造舆论压力, 监督企业改进生产, 污染治理。并且承担相应的责任。此外, 通过媒体对企业绿色转型的报道, 会引起公众的注意和共鸣, 从而给当地政府带来舆论压力。激励政府监督企业改善绿色治理, 从而提升企业的绿色创新效率。因此, 本文提出假说 3。

H3: 企业 ESG 表现可通过增强媒体监督来显著提高绿色技术创新。

(四) 高管薪酬对 ESG 提升绿色技术创新水平作用起正向调节效应

根据委托代理理论, 企业管理者拥有企业的管理权和经营权, 企业绿色技术研发需要大量的资金投入, 而企业管理者可能会因为短期机会主义而削减对绿色技术创新的投入。而高管薪酬激励可以在一定程度上缓解企业管理者的短期行为, 风险偏好, 提高其对于社会环境责任的履行, 同时弥补企业管理者因进行绿色研发活动而放弃投资的短期获利项目的资金损失, 从而提高企业的绿色技术创新水平。因此, 本文提出假说 4。

H4: 高管薪酬对 ESG 提升绿色技术创新水平作用起正向调节效应。

4. 研究设计

(一) 模型构建

为检验企业 ESG 评级对绿色技术创新的影响, 本文构建以下模型:

$$GI_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 ESG_{i,t} + \alpha_2 control_{i,t} + u_i + v_t + \varepsilon_{i,t}$$

其中 $GI_{i,t}$ 为被解释变量, 表示企业 i 在时间 t 时的绿色技术创新。 $ESG_{i,t}$ 为解释变量, 表示企业 i 在时间 t 时的 ESG 评级。 $control_{i,t}$ 为一系列控制变量。 u_i 为个体固定效应, v_t 为时间固定效应。

(二) 变量定义

被解释变量。借鉴李井林[8]的做法, 使用企业绿色专利申请总量加 1 取自然对数来衡量企业的绿色

技术创新水平。由于难以获得企业绿色产品生产数量等指标，所以本文使用企业绿色专利申请数量即绿色发明，实用新型两项的总申请量加 1 取自然对数来处理。

解释变量。借鉴方先明和胡丁[16]的做法，采用华证指数 ESG 评级来衡量企业 ESG 表现。核心解释变量 ESG 表现指标包括九个等级，分别是 AAA、AA、A、BBB、BB、B、CCC、CC、C，本文将这九个等级从高到低依次赋值为 9~1。

控制变量。借鉴刘畅[15]的做法，将企业规模，企业年龄，企业资产负债率，资产收益率，董事会规模作为控制变量来衡量。同时，本文控制了企业行业固定效应和年份固定效应。变量定义和符号如表 1 所示。

(三) 数据来源

本文使用 2011 年~2021 年高耗能企业的数据来做实证研究。其中，企业绿色专利申请数据来源于中国研究数据服务平台(CNRDS)，企业 ESG 评级数据来源于 Wind 数据库，其他数据来源于国泰安数据库。此外，本文删除了数据中包含 ST，*ST，PT 的企业和数据严重缺失的企业。同时，本文对数据做了 1% 的缩尾处理。具体变量定义和符号见表 1。

Table 1. Variable definitions and symbols
表 1. 变量定义及符号

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量	企业绿色技术创新	<i>GI1</i>	企业绿色专利申请总量加 1 取自然对数
		<i>GI2</i>	$\ln(\text{绿色专利申请数} + 1)/\ln \text{研发支出}$
解释变量	企业 ESG 评级	<i>ESG</i>	华证指数 ESG 评级
调节变量	高管薪酬激励	<i>GG</i>	企业当年高管薪酬总额取自然对数
中介变量	环保理念	<i>HB</i>	企业当年环保理念数值
	媒体监督	<i>MT</i>	上市公司当年被媒体报道的数量取对数
	企业规模	<i>Size</i>	上市公司总资产的对数值
控制变量	企业资产负债率	<i>Lev</i>	总负债/总资产
	资产收益率	<i>Roa</i>	净利润/总资产
	资本密集度	<i>Capital</i>	总资产/营业收入
	现金流水平	<i>Cfo</i>	经营活动产生的现金流量净额/总资产
	董事会规模	<i>BoardSize</i>	$\ln(\text{董事会人数})$

Table 2. Descriptive statistics of variables
表 2. 变量的描述性统计

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
VARIABLES	N	mean	sd	min	max
<i>ESG</i>	2469	4.283	1.078	1	8
<i>GI1</i>	2469	0.355	0.737	0	4.997
<i>GG</i>	2469	14.32	0.863	8.517	18.22
<i>MT</i>	2469	5.183	0.920	2.398	8.657
<i>HB</i>	2469	0.497	0.500	0	1
<i>Cfo</i>	2469	0.0625	0.0648	-0.219	0.488

续表

<i>lnSize</i>	2469	22.70	1.435	19.27	26.92
<i>Lev</i>	2469	0.458	0.203	0.00708	1.037
<i>Roa</i>	2469	0.0382	0.0572	-0.965	0.379
<i>BoardSize</i>	2469	9.061	1.884	5	18
<i>Capital</i>	2469	2.429	3.285	0.176	59.80

表 2 列示了所用变量的描述性统计, 由表 2 可知, 本文所用数据共 2469 个, 其中被解释变量绿色技术创新水平(*GII*)的最大值为 4.997, 最小值为 0, 均值为 0.355。解释变量企业 ESG 评级(*ESG*)的最大值为 8, 最小值为 1, 均值为 4.283。

Table 3. Correlation analysis

表 3. 相关性分析

变量	<i>LnGI</i>	<i>ESG</i>	<i>GG</i>	<i>MT</i>	<i>HB</i>	<i>Cfo</i>	<i>lnSize</i>	<i>Lev</i>	<i>Roa</i>	<i>Board Size</i>	<i>Capital</i>
<i>LnGI</i>	1.000										
<i>ESG</i>	0.127***	1.000									
<i>GG</i>	0.027	0.122***	1.000								
<i>MT</i>	0.230***	0.075***	0.064***	1.000							
<i>HB</i>	0.177***	0.220***	0.211***	0.146***	1.000						
<i>Cfo</i>	0.074***	0.115***	0.145***	0.135***	0.133***	1.000					
<i>lnSize</i>	0.264***	0.178***	0.229***	0.484***	0.349***	0.184***	1.000				
<i>Lev</i>	0.068***	-0.074***	-0.007	0.265***	0.136***	-0.041**	0.540***	1.000			
<i>Roa</i>	0.035*	0.132***	0.211***	0.041**	0.036*	0.382***	-0.025	-0.373***	1.000		
<i>Board Size</i>	0.121***	0.053***	0.118***	0.178***	0.150***	0.030	0.390***	0.319***	-0.058***	1.000	
<i>Capital</i>	-0.086***	0.007	-0.095***	0.007	-0.022	-0.118***	0.030	-0.054***	-0.043***	0.030	1.000

注: ***, **和*分别表示 $p < 0.001$ 、 $p < 0.01$ 和 $p < 0.05$ 。

表 3 报告了企业各变量间的相关系数。可以看出, 企业绿色技术创新水平(*GI*)与解释变量 *ESG*, 控制变量, 中介变量均显著相关。初步支持了本文假设, 而且, 各变量的相关系数均低于 0.5 并且各变量的方差膨胀因子均小于 2, 表明各变量间不存在多重共线性。

5. 实证检验

(一) 基准回归

表 4 报告了企业 ESG 评级对绿色技术创新水平影响的基准回归结果。列(1), (2)是不加入控制变量的基准回归结果。由列(1)可知, 企业 ESG 对绿色技术创新水平的影响系数为 0.0985, 且在 1%的水平上显著为正, 由列(2)可知, 企业 ESG 对绿色技术创新水平的影响系数为 0.0048, 且在 1%的水平上显著为正, 表明了企业 ESG 评级对绿色技术创新水平起正向的调节作用。列(3), (4)是加入控制变量后的基准回归结果。由列(3)可知, 在加入控制变量后, 企业 ESG 对绿色技术创新水平的影响系数为 0.0579 且在 1%的水平上显著为正, 由列(4)可知, 在加入控制变量后, 企业 ESG 对绿色技术创新水平的影响系数为 0.030

且在 1%的水平上显著为正这表明了无论加不加入控制变量，企业 ESG 评级均可有效提升企业的绿色技术创新水平。验证了假说 1。

Table 4. Baseline regression result
表 4. 基准回归结果

序号	(1)	(2)	(3)	(4)
变量	<i>GI1</i>	<i>GI2</i>	<i>GI1</i>	<i>GI2</i>
<i>ESG</i>	0.0985*** (6.714)	0.0048*** (6.2640)	0.0579*** (4.132)	0.0030*** (4.0066)
<i>Cfo</i>			0.1294 (0.552)	0.0029 (0.2368)
<i>lnSize</i>			0.1272*** (7.943)	0.0057*** (6.8992)
<i>Lev</i>			-0.2317* (-2.493)	-0.0109* (-2.2143)
<i>Roa</i>			0.0642 (0.285)	0.0094 (0.8005)
<i>BoardSize</i>			0.0203* (2.094)	0.0009 (1.7851)
<i>Capital</i>			-0.0103*** (-3.458)	-0.0005** (-3.2573)
<i>_cons</i>	-0.1143 (-1.221)	-0.0085 (-1.7175)	-2.8586*** (-8.494)	-0.1306*** (-7.4860)
<i>Year fe</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Industry fe</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	2469	2469	2469	2469
<i>r2_a</i>	0.0844	0.0694	0.1255	(4)

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

(二) 稳健性检验

1) 替换解释变量。本文将解释变量 *ESG* 替换为滞后一期的 *ESG*，再加入控制变量后由表 5 列(1)列(2)可知，滞后一期的企业 ESG 评级对企业绿色技术创新水平的影响系数分别为 0.0483，0.0021 且分别在 0.1%，1%的水平上显著为正，这验证了回归结果的稳健性。

2) 更换被解释变量。本文用企业本年申请的绿色发明、实用新型专利数量之和加 1 取对数除以企业前一期研发投入取对数($\ln GI/\ln YF-1$)来度量企业绿色创新效率。回归结果如表 5 列(2)所示，在加入控制变量后，企业 ESG 对企业绿色技术创新水平的影响系数为 0.0202 并且在 0.1%的水平上显著为正，这也验证了基准回归结果的稳健性。

3) 更换模型。由于绿色创新数据以正值连续分布且具有大量零值，故使用 Logit 模型对数据左侧截堵的偏误加以控制，从而确保无偏和一致的估计。由表 5 列(4)列(5)可知，更改模型后研究结论依旧不变。

Table 5. Robustness test
表 5. 稳健性检验

序号	(1)	(2)	(2)	(3)	(4)
变量	<i>GI1</i>	<i>GI2</i>	$\ln GI/\ln YF-1$	<i>GI1</i>	<i>GI2</i>
<i>ESG</i> 滞后一期	0.0483*** (3.5125)	0.0021** (2.9324)			
<i>ESG</i>			0.0202*** (4.1901)	0.161** (3.12)	0.1654** (3.1311)

续表

<i>Cfo</i>	0.1400 (0.5967)	0.0037 (0.2983)	0.0544 (0.6720)	-0.0910 (-0.11)	-0.4886 (-0.5716)
<i>lnSize</i>	0.1311*** (8.3163)	0.0060*** (7.3798)	0.0421*** (7.7096)	0.320*** (6.60)	0.3067*** (6.2027)
<i>Lev</i>	-0.2427** (-2.6355)	-0.0118* (-2.4293)	-0.0785* (-2.4542)	-0.290 (-0.86)	-0.2584 (-0.7561)
<i>Roa</i>	0.0771 (0.3419)	0.0101 (0.8623)	0.0204 (0.2628)	0.744 (0.82)	1.2407 (1.2910)
<i>BoardSize</i>	0.0204* (2.1001)	0.0009 (1.7912)	0.0076* (2.2938)	0.0952*** (3.53)	0.0819** (3.0071)
<i>Capital</i>	-0.0104*** (-3.4806)	-0.0005** (-3.2765)	-0.0035*** (-3.4200)	-0.205*** (-4.05)	-0.1880*** (-3.7944)
<i>_cons</i>	-2.8994*** (-8.6333)	-0.1333*** (-7.6554)	-0.9516*** (-8.2799)	-9.433*** (-9.44)	-9.7433*** (-9.3701)
<i>Year fe</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Industry fe</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	2469	2461	2461	2469	2461
<i>r2_a</i>	0.1234	0.0955	0.1192	0.0802	0.1094

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

(三) 内生性检验

1) 工具变量法。借鉴刘畅的做法, 本文采用工具变量法来解决内生性的问题。本文为解释变量 *ESG* 选择的工具变量是企业所在行业内其他企业的 *ESG* 评级的平均值。该工具变量满足相关性和排他性标准。回归结果如表 6 所示, 由表 6 列(1)可知, 工具变量 *E* 对核心解释变量 *ESG* 的影响系数为 4.7275 并且在 0.1%的水平上显著为正, 由表 6 列(2)可知, 工具变量 *E* 对被解释变量企业绿色技术创新水平(*GI1*)的影响系数为 0.3075 且在 1%的水平上显著为正, 由表 6 列(3)可知, 工具变量 *E* 对被解释变量企业绿色技术创新水平(*GI2*)的影响系数为 2.9405 且在 5%的水平上显著为正, 结果表明了在缓解了内生性问题后, 企业 *ESG* 仍然可以提高企业的绿色技术创新水平。

Table 6. Endogeneity test

表 6. 内生性检验

序号	(1)	(2)	(3)
变量	<i>ESG</i>	<i>GI1</i>	<i>GI2</i>
<i>E</i>	4.7275*** (7.3798)	0.3075* (2.0935)	2.9405* (1.9355)
<i>Cfo</i>	0.4891 (1.7017)	0.1552 (0.6641)	0.0363 (0.6322)
<i>lnSize</i>	0.1793*** (10.1330)	0.1368*** (8.5620)	0.0146*** (6.3009)
<i>Lev</i>	-0.8898*** (-7.5850)	-0.2816*** (-3.0345)	0.0349* (2.0493)
<i>Roa</i>	0.2255 (0.5149)	0.0753 (0.3356)	0.0657 (1.2594)
<i>BoardSize</i>	0.0057 (0.5526)	0.0206* (2.1187)	0.0041* (2.2408)
<i>Capital</i>	-0.0016 (-0.3264)	-0.0105*** (-3.4958)	-0.0006 (-1.4995)
<i>_cons</i>	-5.0381*** (-6.9819)	-3.1706*** (-8.8465)	-0.3807*** (-7.6693)

续表

<i>Year fe</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Industry fe</i>	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	2469	2469	2461
<i>r2_a</i>	0.3618	0.1214	0.1233

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

2) 倾向得分匹配法(PSM)。使用 PSM 重新匹配样本进行检验,以减少样本自选择偏差对结论的影响。步骤为:以行业年度均值为界将样本分为实验组 1 和对照组 0,并将其作为因变量,将模型 1 中的控制变量作为协变量,进行 Logit 回归得到预测值即倾向得分,倾向得分越接近就说明样本间的特征越接近。按照倾向得分大小来重新匹配样本,即使用 1:1 最近邻匹配方法在对照组中找出与实验组特征相似的样本,发现匹配结果满足平行假设。对样本匹配后重新对模型 1 进行回归,结果与基准回归一致,这表明在缓解了内生性后,研究结论稳健。

(四) 机制检验

为检验企业 ESG 评级对绿色技术创新的具体影响机制,本文构建以下模型:

$$N_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 ESG_{i,t} + \beta_2 control_{i,t} + u_i + v_t + \varepsilon_{i,t}$$
$$GI_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 ESG_{i,t} + \gamma_2 N_{i,t} + \gamma_3 control + u_i + v_t + \varepsilon_{i,t}$$

1) 企业环保理念的机制检验。本部分检验了企业的 ESG 评级是否会提升企业的环保理念,进而提升企业的绿色技术创新水平。借鉴张艇的做法,进行机制效应检验,结果如表 7 所示,由表 7 列(1)可知,企业 ESG 评级对企业环保理念的影响系数为 0.0770 且在 0.1%的水平上显著为正,表明企业 ESG 评级可有效提升企业的环保理念。由表 7 列(2),列(3)可知,企业 ESG 评级,环保理念均对企业绿色技术创新水平的影响系数显著为正,这表明企业 ESG 可以通过提高企业人员的环保理念来提高其绿色技术创新水平。验证了假说 2。

Table 7. Mechanism test: environmental protection concept
表 7. 机制检验: 环保理念

序号	(1)	(2)	(3)
变量	<i>HB</i>	<i>GI1</i>	<i>GI2</i>
<i>ESG</i>	0.0770*** (8.487)	0.0507*** (3.585)	0.0026*** (3.4688)
<i>HB</i>		0.0945*** (3.307)	0.0050** (3.2234)
控制变量	Yes	Yes	Yes
<i>Year fe</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Industry fe</i>	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	2469	2469	2461
<i>r2_a</i>	0.2009	0.1284	0.1016

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

2) 企业媒体监督的机制检验。本部分检验了企业的 ESG 评级是否会通过提高企业的媒体关注度来提升企业的绿色技术创新水平。结果如表 8 所示,由表 8 列(1)可知,企业 ESG 评级对企业媒体监督度的

影响系数为-0.0092, 由表 8 列(2)可知, 企业 ESG 评级, 媒体监督对企业绿色技术创新水平($GI1$)的影响系数分别为 0.0588, 0.0988 且在 0.1%的水平上显著为正。由表 8 列(3)可知, 企业 ESG 评级, 媒体监督对企业绿色技术创新水平($GI2$)的影响系数分别为 0.0030, 0.0052 且在 0.1%的水平上显著为正。这表明企业 ESG 可以通过提高企业媒体关注度来提高其绿色技术创新水平。验证了假说 3。

Table 8. Mechanism test: media supervision

表 8. 机制检验: 媒体监督

序号	(1)	(2)	(3)
变量	$LnMTCW$	$GI1$	$GI2$
ESG	-0.0092 (-0.7158)	0.0588*** (4.2217)	0.0030*** (4.1024)
MT		0.0988*** (5.2101)	0.0052*** (5.3150)
控制变量	Yes	Yes	Yes
Year fe	Yes	Yes	Yes
Industry fe	Yes	Yes	Yes
N	2469	2469	2461
r^2_a	0.4806	0.1330	0.1064

注: ***, **和*分别表示 $p < 0.001$ 、 $p < 0.01$ 和 $p < 0.05$ 。

(五) 调节效应检验

因为高管薪酬水平对企业 ESG 评级促进绿色技术创新水平有可能产生影响。因此, 本文把高管薪酬水平作为调节变量进行回归检验, 探究其对于企业 ESG 评级对企业绿色技术创新水平的影响作用。本文构建以下模型:

$$GI_{i,t} = \lambda_0 + \lambda_1 ESG + \lambda_2 GG_{i,t} + \lambda_3 ESG_{i,t} \times GG_{i,t} + \lambda_4 control + u_i + v_t + \varepsilon_{i,t}$$

回归结果如表 9 所示, 由表 9 列(1)可知, 在加入通知变量后, 企业 ESG 评级对企业绿色技术创新水平的影响系数为 0.0579 且在 0.1%的水平上显著为正, 表明了企业 ESG 评级可有效提升企业的绿色技术创新水平。由表 8 列(2)可知, 企业高管薪酬水平对企业绿色技术创新水平的影响系数为 0.0685 且在 0.1%的水平上显著为负, 这表明了企业高管薪酬对企业绿色技术创新水平起负向的调节作用。由表 9 列(3)可知, 企业高管薪酬水平与 ESG 的交互项对企业绿色技术创新水平的影响系数为 0.0031 且在 0.1%的水平上显著为正, 这表明了企业高管薪酬水平可正向调节企业 ESG 评级对绿色技术创新水平的促进作用。将绿色技术创新水平替换为 $GI2$ 时, 可以发现结果不变, 这验证了假说 4。

Table 9. Adjustment effect test

表 9. 调节效应检验

序号	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
变量	$GI1$	$GI1$	$GI1$	$GI2$	$GI2$	$GI2$
ESG	0.0579*** (4.1317)			0.0030*** (4.0066)		
GG		-0.0685*** (-3.9516)			-0.0037*** (-4.0193)	
$GG \times ESG$			0.0031*** (3.3596)			0.0002** (3.2044)

续表

控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year fe</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Industry fe</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	2469	2469	2469	2461	2461	2461
<i>r2_a</i>	0.1242	0.1232	0.1255	0.0986	0.0979	0.0962

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

(六)调节效应的行业异质性检验

由于不同行业之间存在异质性问题，所以企业 ESG 评级，高管薪酬水平可能对不同行业产生的绿色技术创新提升水平不同。所以，本文对六种行业分别进行估计，回归结果如表 10 所示，由表 10 可知，石油，煤炭及其他燃料加工业(C25)，非金属矿物制品业(C30)，黑色金属冶炼及压延加工业(C31)，电力、热力的生产和供应行业(D44)的 ESG 评级对绿色技术创新水平的调节效应显著且为正，有色金属冶炼及压延加工行业(C32)ESG 评级对绿色技术创新水平的调节效应显著为负，化学原料及化学制品制造行业(C26) ESG 评级对绿色技术创新水平的影响作用不显著。将企业绿色技术创新水平替换为 *GI2* 后，可以发现结果与前者相似，这表明了对于不同行业，企业 ESG 评级对企业绿色技术创新水平的影响作用不同。C25，C30，C31，D44 行业 ESG 评级可显著提高企业的绿色技术创新水平，C32 行业 ESG 评级可显著降低企业的绿色技术创新水平，C26 行业 ESG 评级对绿色技术创新水平影响不显著。对于企业 ESG 和高管薪酬水平(*GG*)的融合作用，与前者类似。这表明了对于不同行业，企业 ESG 评级和高管薪酬水平融合作用对企业绿色技术创新水平的影响作用不同。C25，C30，C31，D44 行业 ESG 评级和高管薪酬水平融合作用可显著提高企业的绿色技术创新水平。C32 行业 ESG 评级和高管薪酬水平融合作用可显著降低企业的绿色技术创新水平，C26 行业 ESG 评级和高管薪酬水平融合作用对绿色技术创新水平影响不显著。

Table 10. Industry heterogeneity test

表 10. 行业异质性检验

序号	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	C25	C26	C30	C31	C32	D44
变量	GI1	GI1	GI1	GI1	GI1	GI1
<i>ESG</i>	0.1096* (2.3247)	0.0392 (1.8663)	0.1369*** (3.9106)	0.1892* (2.1576)	-0.0814* (-2.0578)	0.0754** (2.8662)
<i>GG</i>	0.1680 (1.3539)	-0.0594* (-2.0149)	-0.0520 (-1.5720)	-0.0124 (-0.1584)	-0.0565 (-1.1521)	-0.0707* (-1.9972)
<i>ESG*GG</i>	0.0092** (2.7605)	0.0021 (1.5557)	0.0077*** (3.5423)	0.0114* (2.0561)	-0.0062* (-2.2268)	0.0038* (2.1879)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
常数	-2.8522 (-1.6937)	-2.2381*** (-5.1374)	-0.4829 (-0.8394)	-9.1467*** (-5.3991)	-5.2351*** (-7.5316)	-0.8072 (-1.1650)
观测值	88	916	414	186	352	513
<i>R</i> ²	0.4251	0.0801	0.0376	0.1528	0.1979	0.1100

续表

序号	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	C25	C26	C30	C31	C32	D44
变量	GI2	GI2	GI2	GI2	GI2	GI2
ESG	0.0055* (2.1802)	0.0019 (1.6596)	0.0076*** (3.9592)	0.0097* (2.3188)	-0.0036* (-1.6953)	0.0039** (2.6905)
GG	0.0081 (1.2048)	-0.0029 (-1.7802)	-0.0030 (-1.6795)	-0.0042 (-1.1406)	-0.0019 (-0.7698)	-0.0044* (-2.1985)
ESG*GG	0.0005* (2.5934)	0.0001 (1.3901)	0.0004*** (3.5695)	0.0005* (1.9875)	-0.0003* (-1.8248)	0.0002* (1.9907)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
常数	-0.1667 (-1.8229)	-0.1035*** (-4.4685)	-0.0109 (-0.3572)	-0.3668*** (-4.3111)	-0.2392*** (-6.8111)	-0.0511 (-1.3164)
观测值	88	916	414	184	351	508
R ²	0.4028	0.0622	0.0322	0.1158	0.1514	0.0985

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

6. 结论与建议

企业 ESG 评级和高管薪酬水平是企业提升绿色技术创新水平的有力方法，本文将中国 452 家高耗能企业上市公司作为研究对象，运用固定效应模型研究了企业 ESG 评级对绿色技术创新水平的提升作用以及高管薪酬水平对其的调节效应。研究结果如下：第一，企业 ESG 评级对于高耗能企业绿色技术创新水平有显著的提升效应，并且通过稳健性检验，内生性检验后结果依然成立。第二，企业 ESG 评级通过提高企业的环保理念和媒体关注度来提高企业的绿色技术创新水平。第三，高管薪酬激励对于企业 ESG 评级提升企业的绿色技术创新水平有显著的正向调节作用。第四，行业间的异质性使得高管薪酬激励对企业 ESG 评级和绿色技术创新水平关系呈现出不同，C25，C30，C31，D44 行业 ESG 评级和高管薪酬水平融合作用可显著提高企业的绿色技术创新水平。C32 行业 ESG 评级和高管薪酬水平融合作用可显著降低企业的绿色技术创新水平，C26 行业 ESG 评级和高管薪酬水平融合作用对绿色技术创新水平起不到调节作用。针对以上研究结论，本文提出以下建议：第一，高耗能企业要积极践行 ESG 理念并且详实披露企业的 ESG 评分体系，以优秀的公司治理环境绩效来不断提高企业的绿色技术创新水平。第二，首先企业要不断加强内部成员和高管的环保理念，可以通过建立环保政策来明确企业的环保理念，责任和行动计划。通过教育培训来提高员工对于环保重要性的认识和实践。通过制定可持续采购政策：优先选择环保认证产品和供应商，鼓励使用可再生能源和环保材料，并减少使用一次性产品。其次，企业要不断规范自身内部的环境治理环境，向媒体传递积极的信号，通过媒体监督来不断提高自身的绿色技术创新能力。第三，企业要注重高管薪酬对 ESG 促进绿色技术创新水平的调节作用，按照自身行业的特点和发展的不同阶段合理制定高管薪酬方案，最大发挥企业高管薪酬对 ESG 的促进作用。

基金项目

国家社会科学基金项目(22BJY199)。

参考文献

- [1] 王双进, 田原, 党莉莉. 工业企业 ESG 责任履行、竞争战略与财务绩效[J]. 会计研究, 2022(3): 77-92.
- [2] 王永德, 程悦, 董淑兰. 企业 ESG 表现能否促进实业资产投资[J]. 会计之友, 2024(6): 105-113.
- [3] 林炳洪, 李秉祥. ESG 责任履行对企业经营困境的影响: “雪中送炭”还是“雪上加霜”? [J]. 中国软科学, 2024(6): 121-130.
- [4] 严伟祥, 赵誉, 孟德锋. ESG 评级对上市公司财务绩效影响研究[J]. 南京审计大学学报, 2023, 20(6): 71-80.
- [5] 孙慧, 祝树森, 张贤峰. ESG 表现、公司透明度与企业声誉[J]. 软科学, 2023, 37(12): 115-121.
- [6] Buchanan, B., Cao, C.X. and Chen, C. (2018) Corporate Social Responsibility, Firm Value, and Influential Institutional Ownership. *Journal of Corporate Finance*, 52, 73-95. <https://doi.org/10.1016/j.jcorpfin.2018.07.004>
- [7] Bofinger, Y., Heyden, K.J. and Rock, B. (2022) Corporate Social Responsibility and Market Efficiency: Evidence from ESG and Misvaluation Measures. *Journal of Banking & Finance*, 134, Article 106322. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2021.106322>
- [8] 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, 38(5): 1-17.
- [9] 赵沁娜, 李航. ESG 评级是否促进了企业绿色技术创新——来自中国上市公司的微观证据[J]. 南方经济, 2024(2): 116-135.
- [10] 滕岸正, 李锦生. ESG 表现能够降低企业绿色转型风险吗[J]. 金融与经济, 2024(3): 12-24.
- [11] 解学梅, 朱琪玮. 合规性与战略性绿色创新对企业绿色形象影响机制研究: 基于最优区分理论视角[J]. 研究与发展管理, 2021, 33(4): 2-14.
- [12] 阳镇, 陈劲, 凌鸿程. 经历越多必然创新吗?——私营企业家职业经历多样性、政策感知与企业创新[J]. 管理工程学报, 2022, 36(6): 30-45.
- [13] 王娟茹, 崔日晓, 张渝. 利益相关者环保压力、外部知识采用与绿色创新——市场不确定性与冗余资源的调节效应[J]. 研究与发展管理, 2021, 33(4): 15-27.
- [14] 郭檬楠, 贺一凡, 牛建业. 内部控制、网络媒体报道与企业 ESG 表现[J]. 管理学报, 2023, 36(3): 103-119.
- [15] 刘畅, 潘慧峰, 李珮, 等. 数字化转型对制造业企业绿色创新效率的影响和机制研究[J]. 中国软科学, 2023(4): 121-129.
- [16] 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.