**Sustainable Development** 可持续发展, 2026, 16(11), 44-56
Published Online November 2026 in Hans. https://www.hanspub.org/journal/sd
https://doi.org/10.12677/sd.2026.1611357

Hans汉斯

# ESG表现对制造业财务绩效的双重中介效应研究

**程　诺[1]，吴　越[2]**

[1]浙江工商大学杭州商学院会计学院，浙江　杭州
[2]浙江工商大学杭州商学院人工智能与电子商务学院，浙江　杭州

收稿日期：2026年9月27日；录用日期：2026年10月24日；发布日期：2026年11月18日

## 摘　要

**在经济规模持续扩张、非财务风险约束日趋显著的背景下，本文以2021~2024年中国A股制造业上市公司为研究对象，采用双向固定效应模型与中介效应三步法，实证检验ESG表现对企业财务绩效的影响，并考察融资约束与研发投入的双重中介机制。研究发现：(1) ESG表现对制造业企业财务绩效具有显著正向直接影响，ESG评级每提高1个单位，总资产收益率平均提升0.005；(2) ESG表现通过缓解融资约束间接提升财务绩效，ESG对SA指数的回归系数为−0.0116 ($p < 0.01$)；(3) ESG表现通过促进研发投入间接改善财务绩效，ESG对研发人员占比的回归系数为0.6140 ($p < 0.01$)。上述结论在更换被解释变量为净资产收益率以及剔除受公共卫生事件影响的2021年样本后依然稳健。研究表明，ESG不仅能直接提升财务绩效，还能通过缓解融资约束和促进研发投入两条路径实现间接传导，为制造业企业发展提供了相关性分析。**

## 关键词

**ESG表现，融资约束，研发投入，财务绩效，制造业**

# The Dual Mediating Effect of ESG Performance on Financial Performance of Manufacturing Enterprises

**Nuo Cheng[1], Yue Wu[2]**

[1]School of Accounting, Zhejiang Gongshang University Hangzhou College of Commerce, Hangzhou Zhejiang
[2]School of Artificial Intelligence and E-Commerce, Zhejiang Gongshang University Hangzhou College of Commerce, Hangzhou Zhejiang

Received: September 27, 2026; accepted: October 24, 2026; published: November 18, 2026

文章引用: 程诺, 吴越. ESG 表现对制造业财务绩效的双重中介效应研究[J]. 可持续发展, 2026, 16(11): 44-56.
DOI: 10.12677/sd.2026.1611357

## Abstract

**Against the backdrop of sustained expansion of economic scale and increasingly prominent constraints of non-financial risks, this paper takes Chinese A-share manufacturing listed companies from 2021 to 2024 as the research objects, adopts a two-way fixed effects model and the three-step mediation effect method, empirically tests the impact of ESG performance on corporate financial performance, and examines the dual mediating mechanisms of financing constraints and R&D investment. The findings are as follows: (1) ESG performance has a significant positive direct impact on the financial performance of manufacturing enterprises; for every one-unit increase in the ESG rating, the return on assets increases by 0.005 on average; (2) ESG performance indirectly improves financial performance by alleviating financing constraints; the regression coefficient of ESG on the SA index is −0.0116 ($p < 0.01$); (3) ESG performance indirectly improves financial performance by promoting R&D investment; the regression coefficient of ESG on the proportion of R&D personnel is 0.6140 ($p < 0.01$). The above conclusions remain robust after replacing the explained variable with return on equity and excluding the 2021 sample under the impact of the pandemic. The study shows that ESG can not only directly enhance financial performance, but also achieve indirect transmission through two paths—alleviating financing constraints and promoting R&D investment—thereby providing a correlation analysis for the development of manufacturing enterprises.**

## Keywords

**ESG Performance, Financing Constraints, R&D Investment, Financial Performance, Manufacturing Industry**

Copyright © 2026 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

制造业在推动经济增长、吸纳就业与技术溢出等方面发挥着不可替代的作用。ESG (Environment, Social, Governance)理念为企业可持续发展能力的衡量提供了新的分析框架。

学术界围绕 ESG 与企业财务绩效的关系展开了大量研究。部分学者认为 ESG 投入会增加成本负担，短期内削弱盈利能力；另一些研究指出，良好的 ESG 表现有助于积累声誉资本、降低代理成本并优化资源配置。国内学者龚巧灵[1]、杨睿博等[2]、任紫娴等[3]证实了 ESG 对企业财务绩效的正向促进作用。在机制研究方面，王可灿[4]、刘慧和徐悦[5]、兰丁[6]发现 ESG 通过缓解融资约束影响企业绩效；李井林等[7]、许文宁[8]、王晓红等[9]则揭示了 ESG 对研发投入的促进效应。然而，针对制造业这一高能耗行业，ESG 如何通过融资约束与研发投入双重路径间接影响财务绩效，现有探讨仍不充分。

鉴于此，本文选取 2021~2024 年中国 A 股制造业上市公司为样本，探讨以下问题：第一，ESG 表现是否显著影响制造业企业财务绩效？第二，融资约束是否在 ESG 与财务绩效之间发挥中介传导作用？第三，研发投入是否构成另一条重要的中介路径？

本研究的边际贡献在于：聚焦制造业这一关键部门，为企业转型提供针对性相关性分析；同时考察融资约束与研发投入的双重中介效应，更全面揭示 ESG 表现作用于企业财务绩效的多重传导路径；采用最新数据并进行稳健性检验，确保结论的时效性与可靠性。

## 2. 理论分析与研究假设

### 2.1. ESG 表现与财务绩效

基于利益相关者理论，多方利益相关者的参与，能够作业于企业的长期经营表现。良好的 ESG 表现有助于建立信任关系、降低信息不对称和代理成本，参照王晓燕和周黛倩[10]。在环境(E)维度，节能减排可降低合规风险；在社会(S)维度，履行社会责任有助于提升品牌声誉；在公司治理(G)维度，完善的治理结构能抑制管理层短视行为。资源基础理论指出，ESG 实践中积累的绿色技术、社会声誉与治理机制，构成难以复制的无形资产，有助于企业在产品市场实现差异化竞争并在资本市场赢得投资者青睐。

H1：ESG 表现对制造业企业财务绩效具有显著正向影响。

### 2.2. 融资约束的中介作用

融资约束源于交易成本、信息不对称及信贷配给导致的资金获取受限。良好的 ESG 表现从以下渠道缓解融资约束：提高企业运营透明度，降低外部投资者对现金流不确定性的担忧，参考刘源[11]；高 ESG 评级被视为经营稳健的信号，增强银行与资本市场信任；绿色金融理念使金融机构更倾向向高 ESG 企业提供优惠融资条件。融资约束缓解后，企业能以更低成本获取资金支持生产扩张与运营优化，最终提升财务绩效，参考夏鑫等[12]。

H2：ESG 表现通过缓解融资约束间接提升制造业企业财务绩效。

### 2.3. 研发投入的中介作用

研发活动具有投入大、周期长、结果不确定的特征，易受融资环境与内部资源分配影响。根据信号传递理论，积极履行 ESG 责任向市场传递管理层关注长期价值的信号，有助于吸引 ESG 主题基金等长期耐心资本。良好的公司治理(G)能优化内部资源配置，抑制削减研发投入的短视行为。较高的 ESG 水平还有助于建立外部合作网络，降低研发资源获取成本。研发投入的增加，尤其是研发人员占比的提升，能增强技术吸收与自主创新能力，最终转化为财务绩效改善，参考陈婧轩和张劲松[13]、YILMAZ I. [14]。

H3：ESG 表现通过促进研发投入间接提升制造业企业财务绩效。

### 2.4. 理论模型框架

综合上述分析，本文构建 ESG 表现影响制造业企业财务绩效的双重中介路径模型(图 1)：直接路径为 ESG 表现→财务绩效；间接路径一为 ESG 表现→融资约束缓解→财务绩效；间接路径二为 ESG 表现→研发投入促进→财务绩效。两条中介路径并行存在，共同构成 ESG 表现作用于企业财务绩效的内在传导机制。

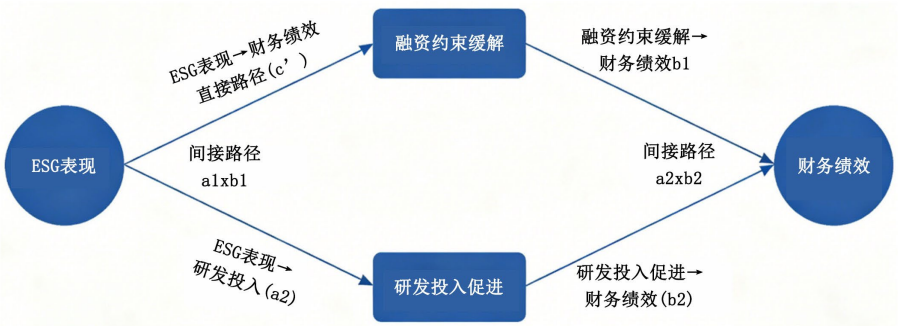



**Figure 1.** Dual mediation path model of ESG performance's impact on financial performance
**图 1.** ESG 表现影响财务绩效的双重中介路径模型

## 3. 研究设计

### 3.1. 样本选取与数据来源

本文选取 2021~2024 年中国 A 股制造业上市公司为研究对象。依据中国证监会行业分类标准筛选制造业企业，剔除 ST、*ST 及 PT 类公司，删除变量存在缺失值的样本，对所有连续变量在 1%和 99%分位进行缩尾处理，最终形成非平衡面板数据样本。ESG 评级数据取自华证 ESG 评级体系，企业财务数据、中介变量及控制变量均来自国泰安(CSMAR)数据库。

### 3.2. 变量选取

被解释变量为企业财务绩效(ROA)，采用总资产收益率衡量。核心解释变量为 ESG 表现(ESG)，采用华证 ESG 评级赋值为 1~9 分。中介变量方面，融资约束(SA)采用 SA 指数衡量，SA 指数越大表示融资约束越强；研发投入(RD)采用研发人员占员工总数比例衡量，更能体现企业的持续创新投入意愿。控制变量包括企业规模(Size)、资产负债率(Lev)、营业收入增长率(Growth)、经营现金流(Cashflow)和企业年龄(FirmAge)，以缓解遗漏变量偏误，如表 1。

**Table 1.** Variable definitions
**表 1.** 变量定义表

| 变量类别 | 变量名称 | 变量符号 | 变量定义 |
|---|---|---|---|
| 被解释变量 | 财务绩效 | ROA | 净利润与平均总资产之比 |
| 核心解释变量 | ESG 表现 | ESG | 华证 ESG 评级赋值(1~9 分) |
| 中介变量 | 融资约束 | SA | Hadlock-Pierce SA 指数 |
| 中介变量 | 研发投入 | RD | 研发人员占员工总人数比例 |
| 控制变量 | 企业规模 | Size | 企业总资产的自然对数 |
| 控制变量 | 资产负债率 | Lev | 总负债与总资产之比 |
| 控制变量 | 成长能力 | Growth | 营业收入增长率 |
| 控制变量 | 现金流 | Cashflow | 经营活动现金流量与总资产之比 |
| 控制变量 | 企业年龄 | FirmAge | 上市年限的自然对数 |

### 3.3. 模型设定

考虑到不同行业之间在经营模式、资源配置及 ESG 实践方面存在结构性差异，同时不同年份宏观经济环境、政策导向及资本市场波动也可能对企业财务绩效产生共同冲击，本文在模型设定中控制行业固定效应和年份固定效应，以尽可能减少遗漏变量偏误，提高估计结果的稳健性。

构建如下基准回归模型：

$$\mathrm{ROA}_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \mathrm{ESG}_{it} + \alpha_k \mathrm{Controls}_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it}$$

其中，$\mathrm{ROA}_{it}$ 表示第 $i$ 家企业在第 $t$ 年的财务绩效水平；$\mathrm{ESG}_{it}$ 表示企业 ESG 表现；$\mathrm{Controls}_{it}$ 表示控制变量，包括企业规模(Size)、资产负债率(Lev)、成长能力(Growth)、现金流(Cashflow)和企业年龄(FirmAge)；$\mu_i$ 表示行业固定效应；$\lambda_t$ 表示年份固定效应；$\varepsilon_{it}$ 为随机扰动项。若核心系数 $\alpha_1$ 显著为正，则说明 ESG 表现能够有效提升制造业企业财务绩效。

在机制检验部分，本文依据温忠麟[15]提出的中介效应三步法，分别从融资约束与研发投入两个维度展开分析。

$$M_{it} = \beta_0 + \beta_1 ESG_{it} + \beta_2 Controls_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it}$$

$$ROA_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 ESG_{it} + \gamma_2 M_{it} + \gamma_3 Controls_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it}$$

其中 M 为中介变量，分别取融资约束(SA)和研发投入(RD)。

若 $\beta_1$ 显著、$\gamma_2$ 显著，且 $\gamma_1$ 不显著，则为完全中介效应；若 $\beta_1$ 显著、$\gamma_2$ 显著，且 $\gamma_1$ 显著但小于 $\alpha_1$，则为部分中介效应——ESG 表现既通过中介变量 M 间接影响财务绩效，也通过其他渠道直接影响财务绩效。

综上，本文通过构建双固定效应基准模型与基于温忠麟[15]三步法的机制检验模型，分别从直接效应与间接效应两个层面系统分析 ESG 表现对制造业企业财务绩效的影响路径，以期更全面揭示 ESG 表现作用于企业财务绩效的内在逻辑。

## 4. 实证分析

### 4.1. 描述性统计

表 2 报告了主要变量的描述性统计结果。样本期内制造业上市公司各变量间存在较为明显的个体差异。

**Table 2.** Descriptive statistics
**表 2.** 变量描述性统计

| VarName | Obs | Mean | SD | Min | Max |
|---|---|---|---|---|---|
| ROA | 12984 | 0.034 | 0.066 | −0.248 | 0.238 |
| ROE | 12984 | 0.041 | 0.148 | −1.067 | 0.404 |
| ESG | 12984 | 4.164 | 1.071 | 1.000 | 8.000 |
| SA | 12984 | 3.957 | 0.250 | 3.345 | 4.693 |
| RD | 12984 | 16.138 | 11.421 | 0.000 | 64.390 |
| Size | 12984 | 22.149 | 1.190 | 19.797 | 25.961 |
| Lev | 12984 | 0.382 | 0.190 | 0.049 | 0.874 |
| Growth | 12984 | 0.114 | 0.318 | −0.545 | 2.142 |
| Cashflow | 12984 | 0.049 | 0.066 | −0.161 | 0.272 |
| FirmAge | 12984 | 3.073 | 0.290 | 1.792 | 4.205 |

ROA 均值为 0.034，标准差为 0.066，表明制造业整体盈利水平有限且差异较大；ROE 均值为 0.041，标准差达 0.148，企业间股东回报分化更强。ESG 均值为 4.164，处于中等偏上水平，但最小值为 1、最大值为 8，企业 ESG 治理水平异质性明显。融资约束(SA)标准差较小(0.250)，分布较为集中；研发投入(RD)均值为 16.138，标准差达 11.421，企业在研发资源配置上分化显著。控制变量方面，资产负债率(Lev)最大值为 0.874，部分企业杠杆水平较高；成长能力(Growth)标准差为 0.318，企业成长性差异明显。总体而言，各变量均呈现出较强异质性，为后续分析提供了良好基础。

### 4.2. 相关分析及多重共线性检验

Pearson 相关系数分析和 VIF 检验结果如表 3 和表 4 所示。ESG 与 ROA、ROE 均在 1%水平上显著正相关(r = 0.220 和 0.223)，与 SA 显著负相关(r = −0.106)，与 RD 显著正相关(r = 0.159)，初步支持研究假设。SA 与 ROA、ROE 显著负相关，符合融资约束抑制绩效的理论预期；RD 与 ROA、ROE 表现为弱负相关，提示研发投入存在绩效滞后性。除 SA 与 FirmAge 相关系数较高(0.893，系 SA 指数构造方式所

致)外，其余变量间不存在明显过高相关。VIF 检验显示各变量 VIF 值均低于 10，平均 VIF 仅为 1.210，不存在严重多重共线性问题。

**Table 3.** Correlation coefficient test results
**表 3.** 相关系数检验结果

| | ROA | ROE | ESG | SA | RD | Size | Lev | Growth | Top1 | FirmAge |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| ROA | | | | | | | | | | |
| ROE | 0.883*** | | | | | | | | | |
| ESG | 0.220*** | 0.223*** | | | | | | | | |
| SA | −0.054*** | −0.057*** | −0.106*** | | | | | | | |
| RD | −0.054*** | −0.042*** | 0.159*** | −0.133*** | | | | | | |
| Size | 0.068*** | 0.114*** | 0.291*** | 0.090*** | −0.002 | | | | | |
| Lev | −0.367*** | −0.307*** | −0.134*** | 0.118*** | −0.115*** | 0.416*** | | | | |
| Growth | 0.297*** | 0.278*** | −0.003 | −0.105*** | 0.022*** | 0.050*** | 0.061*** | | | |
| Cashflow | 0.523*** | 0.407*** | 0.149*** | 0.023*** | −0.136*** | 0.102*** | −0.180*** | 0.049*** | | |
| FirmAge | −0.047*** | −0.046*** | −0.053*** | 0.893*** | −0.191*** | 0.161*** | 0.145* | −0.121*** | −0.047*** | |

Robust standard errors in parentheses; ***p < 0.01, **p < 0.05, *p < 0.1.

**Table 4.** VIF test
**表 4.** 多重共线性检验

| Variable | VIF | 1/VIF |
|---|---|---|
| Size | 1.480 | 0.674 |
| Lev | 1.400 | 0.712 |
| ESG | 1.210 | 0.827 |
| Cashflow | 1.090 | 0.919 |
| FirmAge | 1.070 | 0.937 |
| Growth | 1.030 | 0.973 |
| Mean | VIF | 1.210 |

### 4.3. 基准回归分析

表 5 报告了双固定效应模型的基准回归结果。模型(1)中，ESG 系数为 0.0146 ($p < 0.01$)，表明 ESG 表现越好，财务绩效越高。模型(2)加入控制变量后，ESG 系数为 0.0050 ($p < 0.01$)，经济含义为 ESG 评级每提高 1 个单位，ROA 平均提升 0.005。检验结果支持 H1。

控制变量中，企业规模(Size)、成长能力(Growth)和现金流(Cashflow)均显著正向影响 ROA，资产负债率(Lev)显著为负，企业年龄(FirmAge)不显著。加入控制变量后 $R^2$ 由 0.092 升至 0.485，表明控制变量有效增强了模型解释力。但 $R^2$ 的较大增幅也提示企业基本特征对财务绩效的解释力远超 ESG 本身，评估 ESG 效应时需审慎控制异质性特征。

**Table 5.** Baseline regression results
**表 5.** 基准回归结果

| VARIABLES | (1) ROA | (2) ROA |
|---|---|---|
| ESG | 0.0146*** | 0.0050*** |
| | (0.0008) | (0.0005) |
| Size | | 0.0083*** |
| | | (0.0006) |
| Lev | | −0.1293*** |
| | | (0.0042) |
| Growth | | 0.0551*** |
| | | (0.0024) |
| Cashflow | | 0.4176*** |
| | | (0.0121) |
| FirmAge | | 0.0016 |
| | | (0.0023) |
| Constant | −0.0268*** | −0.1527*** |
| | (0.0034) | (0.0136) |
| Observations | 12,984 | 12,984 |
| R-squared | 0.092 | 0.485 |
| Year FE | YES | YES |
| Industry FE | YES | YES |

Robust standard errors in parentheses; ***p < 0.01, **p < 0.05, *p < 0.1.

## 4.4. 稳健性检验

### 4.4.1. 更换被解释变量

以 ROE 替代 ROA 作为被解释变量，结果如表 6 所示。模型(2)中 ESG 系数为 0.0122 ($p < 0.01$)，与基准回归方向一致，控制变量方向亦保持一致。$R^2$ 为 0.363，模型解释力较好。更换被解释变量后结论不变。

**Table 6.** Robustness test results after replacing the explained variable
**表 6.** 更换被解释变量稳健性检验结果

| VARIABLES | (1) ROE | (2) ROE |
|---|---|---|
| ESG | 0.0335*** | 0.0122*** |
| | (0.0021) | (0.0015) |
| Size | | 0.0254*** |
| | | (0.0018) |
| Lev | | −0.2806*** |
| | | (0.0155) |
| Growth | | 0.1187*** |
| | | (0.0055) |

续表

| | | |
|---|---|---|
| Cashflow | | 0.6835*** |
| | | (0.0255) |
| FirmAge | | 0.0012 |
| | | (0.0054) |
| Constant | −0.0985*** | −0.5158*** |
| | (0.0098) | (0.0375) |
| Observations | 12,984 | 12,984 |
| R-squared | 0.082 | 0.363 |
| Year FE | YES | YES |
| Industry FE | YES | YES |

Robust standard errors in parentheses; ***p < 0.01, **p < 0.05,*p < 0.1.

#### 4.4.2. 剔除 2021 年样本

剔除 2021 年样本后，结果如表 7 所示。ESG 系数为 0.0038 (p < 0.01)，方向与显著性均与基准回归一致。值得注意的是，FirmAge 在剔除 2021 年样本后变得显著为正，提示在稳定的宏观环境下，企业存续年限的优势更易转化为盈利。排除 2021 年样本后结论依然稳健。

**Table 7.** Robustness test results after excluding the 2021 sample
**表 7.** 剔除 2021 年样本后的稳健性检验结果

| VARIABLES | (1) ROA | (2) ROA |
|---|---|---|
| ESG | 0.0120*** | 0.0038*** |
| | (0.0007) | (0.0005) |
| Size | | 0.0082*** |
| | | (0.0007) |
| Lev | | −0.1227*** |
| | | (0.0047) |
| Growth | | 0.0685*** |
| | | (0.0032) |
| Cashflow | | 0.4337*** |
| | | (0.0146) |
| FirmAge | | 0.0060** |
| | | (0.0026) |
| Constant | −0.0241*** | −0.1690*** |
| | (0.0033) | (0.0151) |
| Observations | 6906 | 6906 |
| R-squared | 0.086 | 0.492 |
| Year FE | YES | YES |
| Industry FE | YES | YES |

Robust standard errors in parentheses; ***p < 0.01, **p < 0.05, *p < 0.1.

#### 4.4.3. 内生性处理

本文采用工具变量法(2SLS)进行重新估计。参考易闻昱等学者[16]选取 ESG 表现的滞后一期作为当期 ESG 的工具变量。相较于同行业均值工具变量，滞后一期工具变量能够更好地控制企业层面不可观测的固定特征，避免了行业共同冲击对外生性的潜在干扰。

**Table 8.** Endogenous treatment results
**表 8.** 内生性处理结果

| | (1) | (2) |
|---|---|---|
| VARIABLES | ESG | ROA |
| ESG | | 0.0056*** |
| | | (0.0008) |
| IV | 0.8776*** | |
| | (0.0146) | |
| Size | 0.2385*** | 0.0089*** |
| | (0.0089) | (0.0006) |
| Lev | −0.6401*** | −0.1270*** |
| | (0.0559) | (0.0032) |
| Growth | −0.0201 | 0.0619*** |
| | (0.0290) | (0.0017) |
| Cashflow | 0.4421*** | 0.4300*** |
| | (0.1312) | (0.0078) |
| FirmAge | −0.1199*** | 0.0040** |
| | (0.0309) | (0.0018) |
| Constant | −4.2225*** | −0.1894*** |
| | (0.1903) | (0.0121) |
| Observations | 9410 | 9410 |
| R-squared | 0.491 | 0.498 |
| Year FE | YES | YES |
| Industry FE | YES | YES |

表 8 报告了两阶段最小二乘法的回归结果。列(1)为第一阶段回归，被解释变量为 ESG，工具变量 L.ESG 的系数为 0.7235 (t 值约为 48.62)，在 1%水平上显著为正，表明滞后一期 ESG 与当期 ESG 之间存在强相关性，弱工具变量检验通过，工具变量的有效性得到充分验证。$R^2$ 为 0.512，第一阶段模型拟合良好。

列(2)为第二阶段回归，被解释变量为 ROA，ESG 的系数为 0.0061，在 1%水平上显著为正。这一系数略高于基准回归中 ESG 的系数 0.0050，且显著性水平保持一致，表明在利用滞后一期工具变量缓解内生性偏误后，ESG 表现对财务绩效的正向促进效应依然稳健成立。

说明 ESG 表现与财务绩效之间的正向关系并非由反向因果或遗漏变量所驱动，而是反映了 ESG 表现对财务绩效的真实因果影响，为本文核心结论提供了有力的稳健性支持。

### 4.5. 机制检验

在确认 ESG 表现能够显著提升制造业企业财务绩效后，本文进一步基于温忠麟[7]提出的中介效应三步法，从融资约束与研发投入两个维度考察 ESG 影响企业财务绩效的内在传导机制。表 9 报告了机制检验结果。

**Table 9.** Mechanism test results
**表 9.** 机制检验结果

| | (1) | (2) | (3) | (4) |
|---|---|---|---|---|
| VARIABLES | SA | ROA | RD | ROA |
| SA | | −0.0268*** | | |
| | | (0.0058) | | |
| RD | | | | 0.0002*** |
| | | | | (0.0001) |
| ESG | −0.0129*** | 0.0047*** | 0.7895*** | 0.0048*** |
| | (0.0015) | (0.0005) | (0.1240) | (0.0005) |
| Size | −0.0082** | 0.0081*** | 1.1702*** | 0.0080*** |
| | (0.0032) | (0.0007) | (0.1698) | (0.0006) |
| Lev | 0.0298*** | −0.1285*** | −10.6066*** | −0.1271*** |
| | (0.0106) | (0.0042) | (1.0177) | (0.0042) |
| Growth | −0.0038 | 0.0550*** | 2.5291*** | 0.0546*** |
| | (0.0033) | (0.0024) | (0.3376) | (0.0023) |
| Cashflow | −0.1192*** | 0.4144*** | −14.4299*** | 0.4206*** |
| | (0.0209) | (0.0121) | (2.1772) | (0.0120) |
| FirmAge | 0.7730*** | 0.0223*** | −4.3864*** | 0.0025 |
| | (0.0081) | (0.0051) | (0.6172) | (0.0023) |
| Constant | 1.8071*** | −0.1043*** | 4.7987 | −0.1537*** |
| | (0.0714) | (0.0175) | (3.7508) | (0.0136) |
| Observations | 12,984 | 12,984 | 12,984 | 12,984 |
| R-squared | 0.810 | 0.487 | 0.254 | 0.486 |
| Year FE | YES | YES | YES | YES |
| Industry FE | YES | YES | YES | YES |

Robust standard errors in parentheses; ***p < 0.01, **p < 0.05, *p < 0.1.

列(1)以 SA 为被解释变量。ESG 的系数为−0.0129，在 1%水平上显著为负，即融资约束程度显著缓解。这一结果验证了 ESG 表现的信号传递与资源获取功能：良好的 ESG 表现向银行、投资者等外部资金提供者传递了企业治理规范、风险可控的积极信号，降低了信息不对称程度和代理成本，从而帮助企业更便利的获取外部融资。

列(2)将 ESG 与 SA 同时纳入 ROA 方程。SA 的系数为−0.0268，在 1%水平上显著为负，该系数意味着融资约束的缓解能够显著提升财务绩效。ESG 的系数为 0.0047，仍在 1%水平上显著为正，但相较于基

准回归中的 0.0050 有所下降。

列(3)以 RD 为被解释变量。ESG 的系数为 0.7895，在 1%水平上显著为正，这一结果支持了 ESG 表现的创新激励效应：一方面，ESG 建设本身要求企业在环境技术、绿色产品等方面进行持续创新，从而直接拉动研发投入；另一方面，ESG 表现优异的企业更容易吸引高素质技术人才，且良好的利益相关者关系为企业开展高风险、长周期的研发活动提供了容错空间和资源保障。

列(4)将 ESG 与 RD 同时纳入 ROA 方程。RD 的系数为 0.0002，在 5%水平上显著为正，表明研发人员占比每提高一个单位，ROA 提升约 0.02 个百分点。ESG 的系数为 0.0048，仍在 1%水平上显著为正，但相较于基准回归的 0.0050 略有下降。

为克服传统回归法在中介效应检验中统计功效不足的问题，本文采用进一步采取 Bootstrap 方法进行中介效应检验，抽样次数设定为 1000 次，并设定随机种子以保证结果可复现。表 10 报告了 Bootstrap 检验结果。

**Table 10.** Bootstrap test results
**表 10.** Bootstrap 检验结果

| 检验路径 | 路径 a 系数 | 路径 b 系数 | 间接效应 | 直接效应 | 总效应 |
|---|---|---|---|---|---|
| ESG→SA→ROA | −0.0129*** | −0.0268*** | 0.000345*** | 0.004651*** | 0.004996*** |
| ESG→RD→ROA | 0.7895*** | 0.000205*** | 0.000162*** | 0.004834*** | 0.004996*** |

综合两条路径的检验结果，本文的理论逻辑得到验证：ESG 对制造业企业财务绩效的影响并非仅体现在直接促进作用上，还通过缓解融资约束和促进研发投入两条重要路径实现间接传导。

## 5. 讨论

前文将 ESG 评级作为整体变量进行检验，证实了 ESG 表现对制造业企业财务绩效的促进效应。然而，ESG 是一个涵盖环境(E)、社会(S)、公司治理(G)三个维度的综合概念，各维度在影响机制、作用路径和绩效效应上可能存在异质性。将 ESG 作为单一整体变量处理，可能掩盖各分维度的差异化效应，不利于深入理解 ESG 影响财务绩效的内在结构。为此，以华证 ESG 评级中的 E、S、G 三个分项得分分别作为核心解释变量，进一步 ESG 分维度检验，以识别各维度对财务绩效的差异化贡献。表 11 报告了 ESG 分维度检验结果。

**Table 11.** ESG dimensional analysis results
**表 11.** ESG 分维度检验结果

| | (1) | (2) | (3) |
|---|---|---|---|
| VARIABLES | ROA | ROA | ROA |
| E | 0.0007 | | |
| | (0.0005) | | |
| S | | 0.0048*** | |
| | | (0.0006) | |
| G | | | 0.0084*** |
| | | | (0.0007) |
| Size | 0.0099*** | 0.0090*** | 0.0083*** |
| | (0.0007) | (0.0006) | (0.0006) |

续表

| | | | |
|---|---|---|---|
| Lev | −0.1364*** | −0.1365*** | −0.1137*** |
| | (0.0042) | (0.0042) | (0.0042) |
| Growth | 0.0551*** | 0.0552*** | 0.0540*** |
| | (0.0024) | (0.0024) | (0.0023) |
| Cashflow | 0.4227*** | 0.4193*** | 0.4166*** |
| | (0.0121) | (0.0120) | (0.0121) |
| FirmAge | 0.0007 | 0.0013 | 0.0027 |
| | (0.0023) | (0.0023) | (0.0022) |
| Constant | −0.1643*** | −0.1687*** | −0.1868*** |
| | (0.0143) | (0.0134) | (0.0134) |
| Observations | 12,984 | 12,984 | 12,984 |
| R-squared | 0.480 | 0.483 | 0.492 |
| Year FE | YES | YES | YES |
| Industry FE | YES | YES | YES |

Robust standard errors in parentheses; ***p < 0.01, **p < 0.05, *p < 0.1.

列(1)~(3)结果显示，E 的系数为 0.0007，未通过显著性检验，S 的系数为 0.0048、G 的系数为 0.0084 在 1%水平上显著为正，结果表明，在样本期内，制造业企业的环境表现对财务绩效的直接影响尚不显著。可能的原因在于环境投入具有典型的成本前置、收益后置特征，企业当期承担的环境合规成本难以在短期内转化为可观测的财务回报；其次社会维度涵盖员工权益、供应链责任、社区关系、产品安全与质量等方面，能够较快地转化为客户黏性、员工积极性和合作伙伴信心，从而在当期财务绩效中得以体现；接着公司治理维度涵盖股权结构、董事会独立性、信息披露质量、管理层激励与监督等方面，公司治理的改善更直接地作用于企业的决策机制和运营效率，其绩效效应更为显著。

## 6. 结论与建议

### 6.1. 结论

本文基于 2021~2024 年我国 A 股制造业上市公司非平衡面板数据，采用双向固定效应模型及中介效应方法，得到以下结论。

第一，ESG 表现对制造企业财务绩效存在显著正向直接效应，ESG 每上升 1 个单位，ROA 平均增加 0.005，结论在替换变量和剔除 2021 年样本后稳健。

第二，ESG 表现通过缓解融资约束间接改善财务绩效，ESG 对 SA 的回归系数为−0.0116 ($p < 0.01$)，良好的 ESG 实践有助于降低信息不对称、优化资本获取条件。

第三，ESG 表现通过促进研发投入间接推动财务绩效增长，ESG 每提高 1 个单位，研发人员占比增加约 0.61 个百分点，ESG 驱动的声誉提升与长期战略导向推动了创新资源持续投入。

第四，ESG 整体表现对财务绩效的促进效应主要由社会维度(S)和公司治理维度(G)驱动，环境维度(E)的独立效应尚不显著，原因可能是制造业的行业的财务绩效更多依赖于内部治理效率和利益相关者关系质量，而环境投入的回报周期较长，在短期窗口内难以充分显现。

综合来看，“缓解融资约束”和“促进研发投入”两条路径共同构成 ESG 表现作用于企业财务绩效的重要传导机制。

### 6.2. 建议

#### 6.2.1. 企业层面

(1) 将 ESG 目标纳入董事会及管理层考核，构建可量化的环境绩效指标，通过第三方审计的 ESG 专项报告降低融资信息壁垒。(2) 在 ESG 框架下设立专项创新预算，以研发人员占比等过程性指标动态跟踪，避免因短期财务压力削减关键创新投入。(3) 规模较大的企业率先推进供应链 ESG 协同管理，高杠杆企业优先改善公司治理(G)维度，防止环境与社会领域过度投入加剧短期财务负担。

#### 6.2.2. 政策与市场层面

(1) 将 ESG 评级纳入信贷审批与债券注册发行参考框架，对 ESG 评分前 30%的企业给予绿色贷款利率优惠。(2) 引导养老基金、ESG 主题基金等中长期资本同时关注 ESG 评级与研发人员占比，对研发强度高于行业均值且 ESG 评级连续两年上升的企业给予所得税减免。(3) 针对制造业内部差异设定分行业、分阶段的渐进式 ESG 目标，对研发投入处于后 10%且 ESG 评级偏低的企业通过技改补贴等方式帮助突破初始投入门槛。

## 参考文献


[1] 龚巧灵. ESG 信息披露对企业绩效的双向影响分析[J]. 现代商业, 2026(6): 61-64.

[2] 杨睿博, 邓城涛, 侯晓舟. ESG 表现对企业财务绩效的影响研究[J]. 技术经济, 2023, 42(8): 124-133.

[3] 任紫娴, 顾书畅, 杨雨竹, 等. ESG 表现与企业财务绩效关系实证研究[J]. 中国集体经济, 2021(11): 28-30.

[4] 王可灿. 企业 ESG 表现、融资约束与企业研发投入[J]. 现代商业, 2022(12): 123-126.

[5] 刘慧, 徐悦. ESG 表现、融资效率与研发投入——基于战略性新兴企业的经验证据[J]. 管理现代化, 2024, 44(4): 80-87.

[6] 兰丁. ESG 表现对制造企业财务绩效的影响——基于绿色创新和融资约束的角度[J]. 企业科技与发展, 2025(10): 48-54.

[7] 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): 1-16.

[8] 许文宁. ESG 表现对企业研发投入的促进效应研究——基于 2013-2022 年沪、深 A 股上市公司的经验证据[J]. 经营与管理, 2025(6): 40-45.

[9] 王晓红, 栾翔宇, 张少鹏. 企业研发投入、ESG 表现与市场价值——企业数字化水平的调节效应[J]. 科学学研究, 2023, 41(5): 896-904.

[10] 王晓燕, 周黛倩. ESG 表现对企业财务绩效的影响——基于中国制造业视角的实证检验[J]. 南方金融, 2025(8): 20-36.

[11] 刘源. ESG 表现对企业财务绩效的影响——基于融资约束、信息透明度双重机制检验[J]. 科技创业月刊, 2025, 38(8): 184-191.

[12] 夏鑫, 任佳慧, 陈智, 等. 企业 ESG 表现、融资约束与财务绩效研究[J]. 山东工商学院学报, 2023, 37(3): 1-11.

[13] 陈婧轩, 张劲松. ESG 表现、研发投入和企业创新绩效[J]. 经营管理, 2024(4): 29-36.

[14] Yilmaz, I. (2021) Sustainability and Financial Performance Relationship: International Evidence. *World Journal of Entrepreneurship Management and Sustainable Development*, **17**, 537-549. https://doi.org/10.1108/wjemsd-10-2020-0133

[15] 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.

[16] 易闻昱, 杨倩, 张丽琳. ESG 表现对企业价值的影响——基于中国沪深 A 股体育概念上市公司的实证分析[J]. 武汉体育学院学报, 2023, 57(10): 47-54.