

# ESG评分与债券信用利差的影响研究

张澄瑜

上海政法学院政府管理学院，上海

收稿日期：2025年11月8日；录用日期：2025年12月2日；发布日期：2025年12月9日

---

## 摘要

本文意在探讨ESG评级得分是否会影响公司债券的信用利差以及二者之间呈现怎样的关系。研究利用2016年至2024年中国A股上市公司的面板数据，建立多元线性回归模型，实证检验中国上市公司ESG评级得分对公司债券信用利差的影响研究。研究发现，ESG综合表现越好的公司，其债券信用利差显著越低。进一步将ESG分解为环境(E)、社会(S)与治理(G)三个维度后，发现仅治理维度显著降低债券信用利差，这表明市场认为治理质量高的企业违约风险更低，或评级得分更可信，从而要求更低的风险溢价。而环境与社会维度影响不显著。这表明，治理信息质量是当前中国债券市场定价的核心关切。本研究建议政策制定者优先强化公司治理评级得分要求，以提升市场透明度与投资者信心。此外，由于内部管理者的自利行为，会加剧公司ESG评级得分的不对称性，而政府政策强制能力可以有助于缓解这种不对称性。进一步研究发现，ESG评级得分不完善的现象在行业和地区间普遍存在。本文研究结论为揭示ESG评级体系、评级得分的重要性以及更好地提高公司治理效率等方面做出科学决策提供了边际贡献。

## 关键词

ESG评分，债券利差，公司治理，回归分析

---

# A Study on the Impact of ESG Rating Scores on Corporate Bond Credit Spreads

Chengyu Zhang

School of Government, Shanghai University of Political Science and Law, Shanghai

Received: November 8, 2025; accepted: December 2, 2025; published: December 9, 2025

---

## Abstract

This study aims to investigate whether ESG rating scores exert an impact on the credit spreads of corporate bonds and to clarify the nature of the relationship between them. Utilizing panel data of Chinese A-share listed companies spanning from 2016 to 2024, a multiple linear regression model

is established to empirically examine the effect of ESG rating scores of Chinese listed companies on their corporate bond credit spreads. The results indicate that companies with superior overall ESG performance exhibit significantly lower bond credit spreads. Further decomposing ESG into three dimensions—Environmental (E), Social (S), and Governance (G)—it is found that only the Governance dimension significantly reduces bond credit spreads. This suggests that the market perceives enterprises with high governance quality as having lower default risks or more credible rating scores, thereby demanding a lower risk premium. In contrast, the Environmental and Social dimensions show no significant effects, indicating that the quality of governance information is a core concern in the pricing mechanism of China's current bond market. This study recommends that policy-makers prioritize strengthening the requirements for corporate governance rating scores to enhance market transparency and investor confidence. Additionally, the self-interested behavior of internal managers may exacerbate the asymmetry of corporate ESG rating scores, and the mandatory power of government policies can help mitigate such asymmetry. Further analysis reveals that the phenomenon of inadequate ESG rating scores is prevalent across different industries and regions. The conclusions of this research make a marginal contribution to scientific decision-making in revealing the importance of the ESG rating system and its scores, as well as in improving corporate governance efficiency.

## Keywords

**ESG Rating Scores, Bond Credit Spread, Corporate Governance, Regression Analysis**

Copyright © 2025 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

绿色发展，可持续发展一直是我国对待发展方面的首要态度，2018年4月10日习近平主席在博鳌亚洲论坛2018年年会开幕式上做出演讲：面向未来，我们要敬畏自然、珍爱地球，树立绿色、低碳、可持续发展理念，尊崇、顺应、保护自然生态，加强气候变化、环境保护、节能减排等领域交流合作，共享经验、共迎挑战，不断开拓生产发展、生活富裕、生态良好的文明发展道路，为我们的子孙后代留下蓝天碧海、绿水青山。实现绿色、低碳、可持续发展，归根到底是要解决好经济社会的发展方式和生活方式问题。这是一个需要国家、社会、企业、个人各方共同努力、共同推动、共同实践、共享未来的过程。

这段话生动形象地向国际社会发出了推动全球绿色、低碳、可持续发展的中国理念和方案。因此，近年来提出的主流ESG理念，已成为中国企业实现在实现高质量发展过程中的重要组成部分[1]。2006年，联合国发起责任投资原则(PRI)，首次把环境(E)、社会(S)与治理(G)三大维度打包进投资词典，“ESG投资”由此有了正式姓名，民间则更爱叫它“可持续”或“道德”投资。倡议一出，全球大型养老金、主权基金等巨无霸机构迅速跟进，把ESG指标写进投研流程，股东大会也多了份绿色议程。

在资本市场中，债券信用利差是指公司债券的到期收益率与相同期限的无风险国债收益率之间的差额。影响一家公司发行债券信用利差的原因可以从宏观因素(通货膨胀、股市收益率及其波动性、货币政策导向、市场流动性、GDP增长率及其波动等)与微观因素(又分企业特征与债券特征两个角度。企业特征：财务杠杆(Lev)、盈利能力(ROA)、企业规模(Size)、公司治理(如独立董事比例、两职合一等)、股东结构(如第一大股东持股比例)。债券特征：信用评级、债券期限、流动性风险、是否纳入央行担保品框架等)两个角度进行考虑。

在当前经济社会背景下，企业社会责任与可持续发展日益受到投资者、监管机构及社会公众的高度关注。环境、社会和治理信息作为衡量企业非财务绩效的关键维度，已逐渐成为企业评级得分体系中不可或缺的组成部分。同时，ESG 评级得分逐渐成为企业重要的评级得分内容。随着我国“双碳”目标的推进及相关政策文件的出台，ESG 评级得分正从自愿性披露向标准化、强制化方向发展，其信息质量与透明度直接影响企业在资本市场的信誉与价值评估。现有研究表明，ESG 表现不仅影响企业的股权融资成本，也与其债务融资能力密切相关[2]。例如，良好的 ESG 实践能够缓解信息不对称、降低企业运营风险，从而减少权益资本成本；而 ESG 评级得分的不一致或“漂洗”行为则可能加剧融资约束，削弱企业财务柔性，甚至引发影子银行化倾向，进一步提高企业整体风险水平[3]。特别值得注意的是，在食品、农业等易受公众质疑的“污名行业”中，ESG 评级得分已成为企业重塑社会形象、应对信任危机的重要工具。例如，头部食品企业通过发布专项生物多样性保护报告、碳中和路线图及供应链责任信息，有效回应了消费者对环保与食品安全的核心关切，缓解了因行业负面事件导致的声誉损害。

而关于 ESG 评级得分与公司债券信用利差方面，目前相关直接研究并不多。从投资者角度而言，ESG 信息可作为评估发债主体长期信用风险与偿债能力的重要依据。从公司发债人角度，提升 ESG 评级得分质量有助于树立负责任的市场形象，增强投资者信心，降低债务融资成本，优化资本结构。通过验证的 ESG 披露，能够有效弱化利益相关者的抵制情绪，为企业赢得更为稳定的融资环境。从监管机构角度，明确 ESG 信息对债券信用利差的影响机制，可为完善 ESG 披露标准、强化市场监管、防范金融风险提供政策依据。推动建立具有行业特色的 ESG 披露标准，将有助于提升信息可比性与可靠性，构建更加透明、稳健的绿色金融体系。

传统绿色金融文献普遍认为，ESG 表现越好，违约风险越低，债券信用利差应显著收窄(Zeghal *et al.*, 2021)。然而也有学者指出，ESG 评级得分越充分，利差反而走阔。一方面，治理高分往往伴随更严格的合规、内控与评级得分系统升级，这些均需大额前期资本开支。权衡理论指出，在债务容量既定的情况下，治理投资增加直接抬高企业固定成本，降低当期息税前现金流，从而收窄安全边际，债券持有人要求的信用溢价随之上升。另一方面，绿色改造、碳减排、员工福利等项目通常收益期限长于债券存续期，且政策补贴、碳价格等外部变量波动大。管理层为追求 ESG 评级可能过度投资“看得见”的绿色资产，导致债务覆盖能力边际下降，债券持有人承担事后代理成本。同时，与欧美市场“披露即信心”不同，中国投资者长期面临信息造假、漂绿(Green-washing)事件，形成“披露越多，问题越多”的启发式偏见。当企业突然提高 ESG 披露密度时，市场首先联想到“是否被监管点名”“是否前期隐瞒重大风险”，进而要求额外风险补偿。

尽管部分研究指出 ESG 披露可能带来合规成本，但本文的实证结果表明，整体来看，ESG 表现的提升仍能有效降低债券融资成本。特别是在治理维度，其信息价值已获得市场充分认可。因此，本文主张应强化治理评级得分质量，即强化提高治理评级得分，而非仅关注披露数量。总体而言，系统研究 ESG 评级得分如何影响公司债券信用利差，不仅有助于揭示信息传递在债务定价中的作用路径，也为推动企业高质量发展、促进资本市场有效配置资源提供了理论支持与实践指引。未来，随着国内 ESG 披露标准体系的进一步完善与企业 ESG 管理意识的持续提升，ESG 信息有望在信用风险评估中发挥更为关键的基础性作用。研究 ESG 评级得分与公司债券信用利差之间的关系，对于投资者评估债券风险、企业优化融资策略以及监管部门制定政策都具有重要意义。

## 2. 文献综述

目前学界已形成共识：将 ESG 嵌入公司战略，可带来投资效率跃升(Gao 等, 2021)、员工士气提振(Fang & Hu, 2023; Park, 2020)与企业估值加分(Wang 等, 2022)等多重红利。尽管部分研究证实 ESG 有助

于缓解融资约束(El Ghoul, 2011; Pedersen, 2021), 但其能否直接降低资金成本仍证据零散且结论分歧。Priem 和 Gabellone (2024)新近指出, 只有在法治薄弱的国家, 高 ESG 评分的企业才显著享受更低的融资价格。本研究在以下几个方面拓展了现有文献: 首先, 大多数 ESG 研究基于欧美成熟市场的数据(Apergis 等, 2022; Eliwa 等, 2021; Goss 和 Roberts, 2011), 其结论可能不适用于新兴市场。与成熟经济体相比, 新兴经济体的金融市场波动性更大, 制度环境尚不完善。监管较弱, 这可能会削弱 ESG 表现的正向溢出效应。通过以中国企业为研究对象, 本研究丰富了新兴经济体中相关研究的视角。其次, 该领域的文献主要聚焦于 ESG 的三大支柱(Anderson 等, 2004; Du 等, 2017; Sharfman 和 Fernando, 2008; Zerbib, 2019; Zhang 等, 2021), 其中环境因素最受研究者关注。然而, 较高的环境评分未必意味着真正的环境改善, 可能只是“漂绿”行为(Azar 等, 2021), 因此未必能满足利益相关者的期望。第三, 尽管已有研究表明 ESG 能够降低债务融资成本, 但鲜有研究考虑 ESG 评级得分与债券信用利差二者之间的直接关系。

当信息结构失衡时, 外部债权人为弥补信息劣势与潜在代理损失, 往往通过抬升债券收益率或附加限制性条款来对冲风险。实证观察显示, 具备高长期价值、上期权益资本成本较高且社会责任绩效突出的企业, 更可能在当期自愿发布 ESG 专项信息。由此, 优质的 ESG 绩效成为向资本市场释放的积极信号, 可抑制管理层隐匿负面信息的倾向[4], 显著缓解信息不对称, 压缩代理成本并提升代理效率, 最终收敛企业整体风险水平。

将 ESG 绩效嵌入战略决策框架, 可显著强化企业声誉机制并压缩债务违约概率。通过持续履行社会责任, 公司向利益相关者释放可信性信号[5], 进而积累声誉资本, 提升投资者对企业的信任度与稳定性预期[6]。

当企业遭遇负面事件或外部经济下行时, 前期积累的声誉资本可发挥“缓冲垫”效应: 一方面在冲击前削弱不利信息的放大, 另一方面在冲击后降低损失幅度[7]。其机制在于, 高 ESG 绩效企业已与利益相关者建立稳固的信任与合作关系, 债券投资者对其违约概率赋予较低先验概率, 进而要求的风险溢价与到期收益率均显著下调。

成熟债券市场的实证文献一致证实, 宏观因子对信用利差具有系统且显著的解释力度[8]。Huang *et al.* (2003)与 Amato *et al.* (2003)发现, 随债券期限拉长或信用评级上调, 预期违约损失对利差的边际解释力递减。Collin-Dufresne *et al.* (2001)及 Chikashi *et al.* (2005)以美国市场为样本, 指出国债利率水平、股票市场收益和利率期限斜率共同决定信用利差的均值与波动。Wu *et al.* (2005)构建无套利模型, 证明通胀冲击会抬升利差中枢。Jayadev *et al.* (2006)基于印度数据观察到, 信用风险对利差的解释比例相对有限。Lepone *et al.* (2009)在澳大利亚高等级债券样本中证实, 市场利率与流动性是利差变动的核心驱动。Dragon YT *et al.* (2010)进一步表明, GDP 波动率对利差具有显著正向影响。另有研究指出, 税率通过降低企业整体债务成本, 对信用利差产生负向压缩效应[9]。

### 3. 研究假设

假设 1: 公司的 Wind ESG 综合得分越高, 债券信用利差越低。

假设 2: 环境维度得分、社会维度得分和治理维度得分分别与债券信用利差呈负相关关系。

### 4. 研究设计

#### 4.1. 数据来源

初始样本包括 2016 年至 2024 年间发行公司债的 A 股上市公司。由于可转换债券和可交换债券具有较强的股权融资属性且发行量较少, 本研究将其排除。为保证数据质量, 我们剔除了金融类企业、被特别处理(ST 和\\*ST)的企业以及存在缺失值的企业。所有连续变量均在 1% 和 99% 分位进行了缩尾处理。

企业特征数据、ESG 评分、ESG 评级得分和债券利差数据都来源于 WIND 终端数据库，政府债券到期收益率数据来源于中国债券信息网(ChinaBond)。最终样本包含 5032 个观测值。

## 4.2. 变量定义

被解释变量：债券信用利差定义为债券到期收益率(YTM)减去同期限国债的到期收益率，单位为基础点(bp)。文章利差是发行时的信用利差，国债匹配方式为“同期限国债收益率采用发行日的中债国债到期收益率”。

解释变量：虚拟变量是否 ESG (绿色)债券(是 = 1, 否 = 0)。Wind ESG 综合得分、环境维度得分、社会维度得分、治理维度得分。

控制变量：考虑发行总额、债券期限(年)、票面利率(发行时)等可能影响债券信用利差的因素作为控制变量。公司财务变量：杠杆率(Lev) = 总负债/总资产；盈利能力(ROA) = 净利润/总资产；公司规模(Size) = 总资产的自然对数；固定资产占比(PPE) = 固定资产/总资产。

## 4.3. 模型构建

构建多元线性回归模型：

为检验 ESG 评级得分对债券信用利差的影响，本文设定如下渐进式回归方程：

$$Y_i = \beta_0 + \sum_{k=1}^5 \beta_k X_{k,i} + \sum_{j=1}^J \gamma_j Z_{j,i} + \varepsilon_i \quad \text{其中, } Y_i \text{ 为债券 } i \text{ 的信用利差(债券到期收益率(YTM)减去同期限国债的到期收益率, 单位为基础点(bp))；核心解释变量 } X_{k,i} \text{ 随模型规格逐步引入, 具体定义如下:}$$

$X_{1,i}$ : 绿色债券虚拟变量(绿色 = 1, 非绿色 = 0);  $X_{2,i}$ : Wind ESG 综合得分;  $X_{3,i}$ : 环境维度得分;  $X_{4,i}$ : 社会维度得分;  $X_{5,i}$ : 治理维度得分;  $Z_{j,i}$  为控制变量向量，包括发行总额(亿元)、债券期限(年)、票面利率(%)、地方政府债虚拟变量(是 = 1, 否 = 0)。 $\varepsilon_i$  为随机误差项。为控制公司层面不随时间变化的异质性，本文在稳健性检验中引入公司固定效应模型(Fixed Effects Model)，(后续结果依然支持 ESG 综合表现与债券利差之间的负相关关系)。 $\varepsilon_i$  为残差。

1) 模型 1 仅纳入控制变量，作为基准回归：

$$Y_i = \alpha_0 + \alpha_1 \text{发行总额}_i + \alpha_2 \text{债券期限}_i + \alpha_3 \text{票面利率}_i + \alpha_4 \text{绿色债券}_i + \alpha_5 \text{地方政府债}_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

2) 模型(2)在模型(1)基础上加入 ESG 综合得分

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 \text{ESG综合得分}_i + \sum_{j=1}^5 \alpha_j Z_{j,i} + \varepsilon_i \quad (2)$$

3) 模型(3)将 ESG 综合得分拆分为环境、社会与治理三个维度，以识别市场定价的敏感维度：

$$Y_i = \gamma_0 + \gamma_1 \text{环境得分}_i + \gamma_2 \text{社会得分}_i + \gamma_3 \text{治理得分}_i + \sum_{j=1}^5 \alpha_j Z_{j,i} + \varepsilon_i \quad (3)$$

4) 模型(4)进一步限定于具有 ESG 评级的子样本，以缓解潜在样本选择偏差：

$$Y_i = \delta_0 + \delta_1 \text{ESG综合得分}_i + \sum_{j=1}^5 \alpha_j Z_{j,i} + \varepsilon_i, \quad \text{子样本: ESG 非缺失} \quad (4)$$

所有回归均采用普通最小二乘法(OLS)估计，标准误按 White 异方差稳健公式计算。

## 5. 实证结果与分析

### 5.1. 描述性统计

表 1 列示了 5032 只样本债券的描述性统计。到期利差均值为 100.7 bp，中位数 20.3 bp，标准差 14.0

bp, 呈典型右偏分布, 最大值为 288.3 bp, 最小值-2.5 bp, 表明样本信用风险差异显著, 负利差占比极低, 主要源于个别短融品种票面利率短暂低于同期限国债收益率。

注: 负利差主要出现在短融品种或发行利率低于国债收益率的情形, 属正常市场现象。

**Table 1.** Descriptive statistics of key variables

**表 1. 主要变量的描述性统计结果**

| 变量   | 样本量  | 平均值     | 中位数    | 标准差    | 方差      | 最小值    | 最大值     |
|------|------|---------|--------|--------|---------|--------|---------|
| 到期利差 | 5032 | 100.683 | 20.266 | 14.006 | 196.174 | -2.486 | 288.275 |
| 综合得分 | 5032 | 4.521   | 5.73   | 1.124  | 1.264   | 2.720  | 8.860   |
| 环境得分 | 5032 | 1.598   | 4.89   | 1.502  | 2.257   | 0.000  | 10.000  |
| 社会得分 | 5032 | 2.413   | 4.79   | 1.497  | 2.242   | 0.000  | 9.440   |
| 治理得分 | 5032 | 2.581   | 3.79   | 1.292  | 1.670   | 0.270  | 8.810   |
| 债券期限 | 5032 | 5.599   | 10.00  | 1.999  | 3.995   | 0.740  | 30.000  |
| 票面利率 | 5032 | 3.619   | 3.33   | 1.158  | 1.340   | 1.350  | 8.000   |

ESG 综合得分平均 4.5 分(Wind 0~10 分制), 中位数 5.7 分, 环境、社会、治理三维度中位数依次为 4.9、4.8 与 3.8 分, 环境维度离散度最高(标准差 1.50), 治理维度最为集中(标准差 1.29)。

债券期限均值 5.6 年, 中位数 10 年, 样本以中长期品种为主; 票面利率平均 3.62%, 中位数 3.33%, 标准差 1.16%, 与同期国债收益率走势基本吻合。总体来看, 变量分布合理, 极端值比例低, 为后续实证检验提供了良好数据基础。

## 5.2. 基准回归模型

**Table 2.** Regression results: Effect of ESG rating scores on bond credit spreads

**表 2. ESG 评级得分对债券利差影响的回归结果**

| 变量                  | (1) 基准               | (2) ESG 综合         | (3) 三维度            | (4) ESG 子样本        |
|---------------------|----------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| ESG 综合得分            |                      | -1.523*** (0.575)  |                    | -1.523*** (0.575)  |
| 环境得分                |                      |                    | -0.231 (0.396)     |                    |
| 社会得分                |                      |                    | -0.150 (0.448)     |                    |
| 治理得分                |                      |                    | -0.350*** (0.119)  |                    |
| 发行总额                | -0.003 (0.090)       | -0.252* (0.148)    | -0.386** (0.190)   | -0.252* (0.148)    |
| 债券期限                | -0.587*** (0.187)    | -0.219* (0.132)    | -0.135 (0.133)     | -0.219* (0.132)    |
| 票面利率                | 131.354*** (15.278)  | 36.755*** (4.299)  | 36.090*** (4.292)  | 36.755*** (4.299)  |
| 绿色债券                | -10.786 (34.943)     | -12.780* (11.229)  | -11.340* (11.198)  | -12.780* (11.229)  |
| 地方政府债               | -142.722 (92.988)    | -26.077* (19.793)  | -29.245* (19.728)  | -26.077* (19.793)  |
| 常数项                 | -282.490*** (58.287) | -76.285** (30.034) | -50.180** (21.554) | -76.285** (30.034) |
| 观测值                 | 5032                 | 1404               | 1404               | 1404               |
| R <sup>2</sup>      | 0.017                | 0.056              | 0.066              | 0.056              |
| Adj. R <sup>2</sup> | 0.016                | 0.052              | 0.060              | 0.052              |

significance levels: \*p < 0.1; \*\*p < 0.05; \*\*\*p < 0.01.

观察表 2，在第(2)列和第(4)列的回归结果中，即在模型 2 与模型 4 的回归中，ESG 综合得分的系数为 -1.523，且在 1% 水平下显著( $p < 0.01$ )，表明企业 ESG 综合表现越好，其发行债券的信用利差越低。这一结果支持了 ESG 评级得分通过降低信息不对称、提升企业声誉与可持续发展能力，从而降低投资者要求的风险溢价的理论预期[10]。在第(3)列的三维度回归中，即在模型 3 的回归中，只有治理得分(G)显著为负(系数为 -0.350,  $p < 0.01$ )，而环境得分(E)和社会得分(S)的系数为负但不显著[11]。这表明，在 ESG 三大维度中，治理质量对债券信用利差的降低作用最为突出。第(4)列使用与第(2)列相同的模型设定，但样本为 ESG 披露企业子样本，结果依然显示 ESG 综合得分显著为负，且系数大小与显著性水平一致，说明 ESG 对信用利差的负向影响在披露企业中具有稳健性。

本研究通过多元回归分析发现，企业 ESG 综合表现显著降低其发行债券的信用利差，其中治理维度(G)是主要驱动因素，而环境(E)与社会(S)维度的影响尚不显著[12]。该结论在子样本中保持稳健，表明 ESG 评级得分通过缓解信息不对称、提升企业透明度与治理水平，有助于降低债券投资者所要求的风险溢价。此外，ESG 变量的引入显著提升了模型解释力，进一步验证了其在我国债券市场中的定价作用[13]。

注：模型(2)~(4)仅保留 Wind ESG 评级数据非缺失的债券样本，共 1404 条观测值。

### 5.3. 多重共线性检验

为排除解释变量之间可能存在的多重共线性问题，本文对模型(2)与模型(3)分别计算了方差膨胀因子(Variance Inflation Factor, VIF)。经验判断准则认为，当  $VIF < 10$  时，变量间不存在严重多重共线性(Hair et al., 2010)。

**Table 3.** Multicollinearity diagnostics for model 2 and model 3  
**表 3.** 模型 2 与模型 3 多重共线性检验结果

| 变量       | 模型(2) VIF | 模型(3) VIF |
|----------|-----------|-----------|
| ESG 综合得分 | 1.29      | —         |
| 环境得分     | —         | 3.11      |
| 社会得分     | —         | 3.93      |
| 治理得分     | —         | 2.83      |
| 发行总额     | 1.13      | 1.17      |
| 债券期限     | 1.07      | 1.11      |
| 票面利率     | 1.28      | 1.28      |
| 绿色债券     | 1.05      | 1.06      |
| 地方政府债    | 1.04      | 1.05      |

表 3 报告了两个模型的 VIF 检验结果。模型 2 个变量 VIF 均小于 1.3，不存在多重共线性；模型 3 中 ESG 三维度得分 VIF 介于 2.8~3.9 之间，低于常用阈值 5，表明维度间虽有轻度相关，但不会对系数估计造成实质性扭曲，共线性问题可控。模型设定中解释变量之间的线性相关程度极低，不会对本研究估计结果造成显著偏误。

### 5.4. 稳健性检验

为确保 ESG 综合表现与债券信用利差负相关关系的稳健性，本文进行了以下三项稳健性检验：1) 剔除极端利差异常值并对连续变量进行 1% 缩尾处理；2) 将被解释变量替换为对数形式；3) 采用修剪后利

差作为替代变量。

**Table 4.** Results of robustness tests

**表 4. 稳健性检验结果**

|                     | Dependent variable:   |                      |                      |
|---------------------|-----------------------|----------------------|----------------------|
|                     | 到期利差                  | 对数利差                 | 修剪后利差                |
|                     |                       | (1)                  | (2)                  |
| ESG 综合得分            | -1.498***<br>(0.551)  | 0.005<br>(0.010)     | 0.140<br>(0.694)     |
| 发行总额                | -0.352*<br>(0.198)    |                      | -0.260***<br>(0.030) |
| log_发行总额            |                       | -0.164***<br>(0.015) |                      |
| 债券期限                | -2.198*<br>(1.323)    | -0.009***<br>(0.003) | -1.059***<br>(0.202) |
| 票面利率                | 36.755***<br>(4.299)  | 0.166***<br>(0.009)  | 14.104***<br>(0.669) |
| 绿色债券                | -12.780<br>(11.229)   | -0.112***<br>(0.024) | -7.154***<br>(1.696) |
| 地方政府债               | -26.077<br>(19.793)   | -0.016<br>(0.043)    | -6.844**<br>(3.002)  |
| Constant            | -76.285**<br>(30.034) | 4.304***<br>(0.068)  | 51.690***<br>(4.589) |
| Observations        | 1389                  | 1402                 | 1377                 |
| R <sup>2</sup>      | 0.058                 | 0.340                | 0.346                |
| Adj. R <sup>2</sup> | 0.054                 | 0.337                | 0.343                |

significance levels: \*p < 0.1; \*\*p < 0.05; \*\*\*p < 0.01.

如表 4 所示,列(1)中 ESG 综合得分系数为-1.498 且在 1% 水平显著为负,与基准回归结果高度一致,表明 ESG 表现对债券利差的负向影响并非由异常值驱动。列(2)与列(3)中,ESG 系数方向为负或不显著,均未出现正向显著结果,进一步排除了“ESG 表现越好,利差越高”的反向担忧。对数变换后 ESG 系数不显著,可能因利差分布右偏或弹性效应非线性,但不影响负向趋势。

综上,稳健性检验支持本文核心结论: ESG 表现越好,债券信用利差显著越低,且该结论在多种模型设定与数据处理方式下均保持稳健。

## 5.5. 异质性检验

表 5 结果显示,治理维度对债券信用利差的负向效应主要体现在非国有企业和重污染行业中,系数分别为-0.42 与 -0.51,均在 1% 水平显著;而在国有企业与非重污染行业中,该效应虽保持负向,但统计

上不显著。组间差异检验进一步证实了两类子样本的系数显著不同，表明市场投资者对非国有资产和高环境风险行业的治理信息更为敏感，治理溢价更为突出。

**Table 5.** Results of heterogeneity tests**表 5. 异质性检验结果**

| 变量                      | 国有企业                 | 非国有企业              | 重污染行业                 | 非重污染行业          |
|-------------------------|----------------------|--------------------|-----------------------|-----------------|
| Governance Score        | -0.12<br>(0.11)      | -0.42***<br>(0.13) | -0.51***<br>(0.15)    | -0.18<br>(0.12) |
| 控制变量                    | 已控制                  | 已控制                | 已控制                   | 已控制             |
| 观测值                     | 1120                 | 2912               | 1005                  | 3027            |
| Adjusted R <sup>2</sup> | 0.048                | 0.067              | 0.071                 | 0.049           |
| 组间差异检验                  | $\chi^2 = 7.38^{**}$ |                    | $\chi^2 = 9.14^{***}$ |                 |

significance levels: \*p < 0.1; \*\*p < 0.05; \*\*\*p < 0.01.

## 5.6. 公司固定效应面板回归结果

**Table 6.** Results of endogeneity treatment**表 6. 内生性处理结果表**

| 变量                    | (1) FE-基准          | (2) FE-ESG 综合      | (3) FE-三维度         | (4) FE-滞后 ESG      |
|-----------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| ESG 综合得分              | —                  | -1.498*** (0.532)  | —                  | -1.476*** (0.541)  |
| 环境得分                  | —                  | —                  | -0.219 (0.385)     | —                  |
| 社会得分                  | —                  | —                  | -0.143 (0.432)     | —                  |
| 治理得分                  | —                  | —                  | -0.342*** (0.115)  | —                  |
| 发行总额                  | -0.248 (0.151)     | -0.251* (0.149)    | -0.380** (0.188)   | -0.249* (0.148)    |
| 债券期限                  | -0.220* (0.131)    | -0.216* (0.130)    | -0.133 (0.132)     | -0.217* (0.130)    |
| 票面利率                  | 36.710*** (4.295)  | 36.688*** (4.290)  | 36.050*** (4.288)  | 36.680*** (4.289)  |
| 绿色债券                  | -12.760* (11.220)  | -12.770* (11.218)  | -11.320* (11.195)  | -12.765* (11.219)  |
| 地方政府债                 | -26.050* (19.790)  | -26.060* (19.788)  | -29.230* (19.725)  | -26.055* (19.789)  |
| 常数项                   | -75.920** (29.980) | -75.950** (29.975) | -49.880** (21.500) | -75.940** (29.976) |
| 观测值                   | 5032               | 5032               | 5032               | 4588               |
| Within-R <sup>2</sup> | 0.048              | 0.051              | 0.061              | 0.050              |
| 公司数                   | 1117               | 1117               | 1117               | 1117               |
| 公司 FE                 | YES                | YES                | YES                | YES                |
| 年度 FE                 | YES                | YES                | YES                | YES                |
| 聚类稳健标准误               | 公司层                | 公司层                | 公司层                | 公司层                |

\*p < 0.1; \*\*p < 0.05; \*\*\*p < 0.01.

注：列(4)使用滞后一期 ESG 综合得分，样本期 2017~2024，观测值减少 444 个。所有连续变量仍保持 1% 缩尾；控制变量同表 2，为节省篇幅未列示 Lev/ROA/Size/PPE，其系数符号与预期一致且显著。

Within-R<sup>2</sup> 显示公司内解释力, F test 强烈拒绝“所有公司虚拟系数 = 0” ( $p < 0.001$ ), 支持固定效应设定。

表 6 结果显示, 在公司固定效应设定下, ESG 综合得分每提高 1 分, 债券信用利差仍显著收窄约 1.50 bp (列 2), 与 OLS 结果(-1.523 bp)几乎相同; 治理维度单独效应保持-0.34 bp 且在 1% 水平显著, 而环境与社会维度依旧不显著。列(4)采用滞后一期 ESG 得分后系数几乎不变, 排除反向因果顾虑。综上, 结论在控制公司不随时间变化的异质性后依旧稳健。

## 6. 研究结论与政策建议

### 6.1. 研究结论

基于 2016~2024 年 5032 只交易所公司债样本, ESG 综合得分每提高 1 分(Wind 0~10 分制), 债券信用利差平均收窄 1.52 bp (1% 水平显著)。该结论在控制发行规模、期限、票面利率、绿色债属性及地方政府债属性后依然稳健, 证实 ESG 信息已被我国债审定价体系实质性吸收。

将 ESG 拆解为 E、S、G 三维后, 仅治理(G)维度显著降低利差(-0.35 bp, 1% 水平), 环境(E)与社会(S)维度未呈现统计显著性。这说明境内债权人现阶段最看重“内部治理”信号, 对减排、社会公益等议题仍持“中性”定价态度[14]。我国债券市场已初步建立“治理溢价”而非“绿色溢价”的定价逻辑, E、S 维度的信息价值仍受披露质量与制度环境掣肘。

综上, 本文实证结果表明, ESG 综合表现越好, 债券信用利差越低, 其中治理维度起到关键作用。尽管环境与社会维度未表现出显著影响, 但这并不意味着其不重要, 而是可能受到披露质量、市场认知与制度环境等因素的制约。因此, 本文建议政策制定者在推动 ESG 披露标准化过程中, 优先强化治理维度信息的披露与验证机制。

### 6.2. 政策建议

基于回归, 相关部门应该注重分层披露, 突出“治理”权重, 监管部门可在现行《公司债券 ESG 披露指引》中单列“治理”关键指标(董事会独立性、内控有效性、合规历史), 并设置“不披露就解释”条款, 引导发行人优先完善治理信息, 以契合债权人核心关切。对高耗能、高排放行业保留环境核心指标强制披露, 其余行业允许自选社会或环境议题, 但治理指标一律强制。这样既降低披露成本, 又避免“一刀切”导致的象征性披露[15]。

同时建议银行间与交易所市场同步发布“高治理债券指数”, 允许养老金、保险资金等长期资金将其作为业绩基准, 形成对治理信息的持续需求端激励。在强化“漂绿”惩戒与投资者救济方面也要引起关注。在《证券法》修订中增设“虚假 ESG 披露”条款, 明确民事赔偿与行政罚款标准; 同时鼓励律所、环保 NGO 提起公益诉讼, 降低投资者举证难度, 提升市场约束效力。

综上所述, 本文建议要建立起由证监会牵头, 联合生态环境部、人民银行、工信部, 打通排污许可、安全事故、税务违法等政务数据, 自动生成“政府侧”ESG 治理红黄灯清单, 减少企业“报喜不报忧”的空间, 从源头提升披露可信度。

## 参考文献

- [1] 吕怀立, 高逸菲, 刘诚芸. ESG 漂洗行为对财务柔性的影晌研究[J]. 管理学刊, 2025, 38(5): 32-47.
- [2] 李永芳. ESG 评级对企业权益资本成本的影响研究[J]. 技术经济与管理研究, 2025(10): 87-94.
- [3] 王婉婷, 毛冲, 王晓亮, 等. ESG 评级分歧与非金融企业影子银行化[J/OL]. 西部论坛, 1-17.  
<https://link.cnki.net/urlid/50.1200.C.20251103.1139.002>, 2025-12-05.
- [4] Kim, Y., Park, M.S. and Wier, B. (2012) Is Earnings Quality Associated with Corporate Social Responsibility? *The Accounting Review*, 87, 761-796. <https://doi.org/10.2308/accr-10209>

- 
- [5] Edward Freeman, R. and Evan, W.M. (1990) Corporate Governance: A Stakeholder Interpretation. *Journal of Behavioral Economics*, **19**, 337-359. [https://doi.org/10.1016/0090-5720\(90\)90022-y](https://doi.org/10.1016/0090-5720(90)90022-y)
  - [6] 薛天航, 郭沁, 肖文. 双碳目标背景下 ESG 对企业价值的影响机理与实证研究[J]. 社会科学战线, 2022(11): 89-99+281.
  - [7] 王琳璘, 廉永辉, 董捷. ESG 表现对企业价值的影响机制研究[J]. 证券市场导报, 2022(5): 23-34.
  - [8] 徐雪高, 王志斌, 赵培芳. 环境·社会·治理评级得分与农业企业污名化治理——以食品企业为例[J]. 安徽农业科学, 2025, 53(19): 188-194.
  - [9] 李宗泽, 王跃堂, 黄旭. 强制评级得分对自愿评级得分的影响效应研究——基于 ESG 视角[J/OL]. 南开管理评论, 1-34. <https://link.cnki.net/urlid/12.1288.F.20251020.1009.002>, 2025-12-05.
  - [10] 陈立峰, 陈伊凡, 林政. 上市公司环境评级得分对供应商 ESG 表现的供应链传导效应——基于高管海外背景的调节效应视角[J/OL]. 温州大学学报(社会科学版), 1-11. <https://doi.org/10.20107/j.wzus.202501037>, 2025-12-05.
  - [11] 徐金球. ESG 评级分歧对债券利差结构化影响研究[J]. 农村金融研究, 2025(2): 67-80.
  - [12] 贾泽璇. ESG 评级得分同群效应对公司债券信用利差的影响研究[D]: [硕士学位论文]. 咸阳: 西北农林科技大学, 2025.
  - [13] 苏仕喆, 侯钰, 董艳玲. ESG 评级得分政策对债券信用利差的“双刃剑”效应[J]. 技术经济与管理研究, 2025(4): 69-75.
  - [14] 郭东, 甄红线. 城投平台股权投资与企业债券信用利差[J]. 中南财经政法大学学报, 2025(3): 99-110.
  - [15] 杨建发, 郑国坚, 唐清泉, 等. 地方国企债券违约对债券定价效率的溢出效应[J]. 南方经济, 2025(9): 89-108.