

《媒体 ESG 报道情绪与公司债券风险溢价》附录

附录1 基准回归模型变量定义

附表1 变量定义		
变量	符号	定义
被解释变量	<i>Spread</i>	债券发行利率减同期无风险国债到期收益率（单位：%）
解释变量	<i>ESG_News</i>	基于媒体新闻的媒体 ESG 报道情绪，-1 到 1 之间的连续评分
债券控制变量	<i>Maturity</i>	公司债券发行期限（单位：年）
	<i>Scale</i>	ln(公司债券的发行规模+1)（单位：亿元）
	<i>Rating</i>	AAA 级赋值 3，AA 级赋值 2，A 级以下赋值 1
	<i>Put</i>	当债券具有回售条款时取值 1，否则为 0
	<i>Call</i>	当债券具有赎回条款时取值 1，否则为 0
	<i>Sell</i>	当债券为代销时取值 1，否则为 0
企业控制变量	<i>Coverage</i>	ln(公司季度 ESG 新闻报道数量)（单位：条）
	<i>SOE</i>	国有公司为 1，否则为 0
	<i>ListAge</i>	ln(当年年份-上市年份+1)（单位：年）
	<i>Size</i>	ln(期末总资产)（单位：百万元）
	<i>Growth</i>	营业收入增长额/期初营业收入总额
	<i>ROA</i>	净利润/总资产平均余额
	<i>ESG_Rate</i>	华证 ESG 季度评级等级
	<i>Cashflow</i>	经营活动产生的现金流量净额/总资产
	<i>Lev</i>	总负债/总资产
	<i>ATO</i>	营业收入/平均资产总额
宏观控制变量	<i>Stockindex</i>	上证指数日收益率（单位：%）
	<i>Term_Spread</i>	期限利差，10 年国债利率与 1 年国债利率的差值（单位：%）
	<i>Gc1shibor</i>	GC001 加权平均利率与上海银行间同业拆放利率的差值（单位：%）

附录2 基准回归模型估计结果（含控制变量）

附表2 媒体ESG报道情绪对公司债券信用利差的基准回归结果			
	(1)	(2)	(3)
	<i>Spread</i>	<i>Spread</i>	<i>Spread</i>
<i>ESG_News</i>	-0.3868*** (-4.5252)	-0.1921*** (-3.0504)	-0.1573*** (-2.7736)
<i>Maturity</i>		0.0197 (1.5010)	0.0210* (1.8595)
<i>Scale</i>		-0.0524 (-1.1534)	-0.1312*** (-3.2673)
<i>Rating</i>		-0.3342*** (-4.4054)	-0.2292*** (-3.5913)
<i>Put</i>		0.0642 (0.7424)	0.0465 (0.6373)

<i>Call</i>		-0.0652 (-0.3358)	-0.1315 (-0.7824)
<i>Sell</i>		0.6160** (2.0762)	0.6855** (2.4996)
<i>Coverage</i>		-0.0422 (-1.2030)	-0.0912** (-2.4523)
<i>SOE</i>		-0.6908*** (-7.5126)	-0.7580*** (-8.2061)
<i>ListAge</i>		-0.1151** (-2.1073)	-0.0270 (-0.4908)
<i>Size</i>		-0.2145*** (-5.3312)	-0.1760*** (-4.7863)
<i>Growth</i>		-0.0491 (-1.0725)	0.0003 (0.0088)
<i>ROA</i>		-0.8531 (-0.7636)	-2.0490** (-2.0446)
<i>ESG_Rate</i>		-0.1193*** (-4.2908)	-0.0968*** (-4.0498)
<i>Cashflow</i>		0.2462 (0.3770)	0.9886* (1.6515)
<i>Lev</i>		1.8650*** (5.6730)	1.4435*** (5.9884)
<i>ATO</i>		-0.0549 (-0.8819)	-0.1166* (-1.7596)
<i>Stockindex</i>		0.0102 (0.6813)	0.0027 (0.1945)
<i>Term_Spread</i>		0.0075 (0.1394)	0.1497* (1.8676)
<i>Gc1shibor</i>		0.0118 (1.1002)	0.0012 (0.1228)
<i>Constant</i>	2.0893*** (26.2212)	8.4468*** (10.2544)	7.1994*** (8.6084)
年份固定效应	No	No	Yes
行业固定效应	No	No	Yes
<i>N</i>	1,970	1,970	1,970
调整的 R ²	0.0204	0.4437	0.5724

附录3 其他稳健性检验

（一）选择性偏误处理

本文基于Datago数据库的新闻—公司配对量化关联度评分，采用0.6的关联度阈值筛选强相关新闻样本。考虑到这种严格标准可能导致样本选择性偏误，遵循Wooldridge（2010）的框架采用三阶段估计策略：首先，使用基准回归模型中企业特征变量，控制行业和年份固定效应，在发过债券的上市公司样本中通过Probit模型估计强相关ESG新闻（*Has_News*）的出现概率，回归结果显示上市时间长（*ListAge*）、规模大（*Size*）和高盈利（*ROA*）的公司

更易获得媒体报道，符合报道偏好理论；其次，计算逆米尔斯比率（*IMR*）；最后使用公司总部与最近融媒体中心地理距离（*Distance*）作为工具变量，将*IMR*纳入工具变量回归，如附表3列（1）所示，在同时控制选择性偏误和内生性后，媒体ESG报道情绪的影响依然显著。

（二）乐观倾向

考虑到正面ESG活动呈现持续性常态而负面事件具有突发偶然性，且公司倾向于战略性披露正面信息，媒体ESG报道情绪整体偏积极。然而，即使在整体偏正的情况下，公司间媒体ESG报道情绪的相对差异仍能有效反映ESG表现的异质性。为此，本文采用两种方法验证结果稳健性：一是构建市场调整的超额情绪指标（*Excess_ESG*），以个体ESG新闻情绪减去市场平均情绪；二是构建行业调整的相对情绪指标（*Relative_ESG*），通过行业标准化缓解系统性偏差。如附表3列（2）（3）所示，两个指标均与债券利差显著负相关，验证了媒体ESG报道情绪相对差异的定价效应。

（三）替换核心变量

本文对核心变量进行替换，回归结果如附表3所示。在列（4）中参考刘若鸿和黄玖立（2023），将被解释变量换为债券发行利率（*Intrate*）。在列（5）中，为更好刻画信息时效性，本文将核心解释变量替换为债券发行日前一个月的公司媒体ESG报道情绪（*ESG_News_Month*），缩短信息时间窗口。此外，本文参考Bansal and Clelland（2004），根据不同情绪类型的新闻数量计算ESG Janis-Fadner系数（*ESG JF*），以衡量媒体对公司ESG实践的评价，计算方法如式（A1）所示：

$$ESG\ Janis - Fadner\ coefficient = \begin{cases} \frac{(p^2 - pn)}{s^2} & \text{if } p > n \\ 0 & \text{if } p = n \\ \frac{(pn - n^2)}{s^2} & \text{if } p < n \end{cases} \quad (A1)$$

其中， p 为发行日上一季度正面报道的篇数， n 为负面报道篇数， $s = p + n$ 为正负面报道篇数之和。*ESG JF*取值范围在-1到1之间，系数越高，表示关于公司的正面ESG报道越多，媒体对公司ESG表现越认可。附表3列（6）中使用*ESG JF*系数替换解释变量，系数仍显著为负，再次验证了积极的媒体ESG报道情绪对债券利差的降低作用。

（四）剔除高漂绿风险债券

漂绿即通过印象管理策略粉饰公司环境绩效的行为。高漂绿风险的公司更可能与媒体合谋（才国伟等, 2015），通过媒体新闻夸大自身ESG履责情况，以此来影响即将发行的债券。本文借鉴Yu et al.（2020）计算漂绿风险指标*GW*，以评估漂绿的水平，如式（A2）所示：

$$GW_{j,t} = \left(\frac{ESG_{Disclosure_{j,t}} - \overline{ESG_{Disclosure}}}{\sigma_{ESG_{Disclosure}}} \right) - \left(\frac{ESG_{Real_{j,t}} - \overline{ESG_{Real}}}{\sigma_{ESG_{Real}}} \right) \quad (A2)$$

*ESG_{Disclosure}*采用彭博ESG披露得分来衡量公司向公众披露的ESG信息的量，而不衡量ESG真实表现，*ESG_{Real}*采用华证ESG得分来衡量公司真实的ESG绩效。由于彭博数据库关于中国公司的数据有限，在匹配后样本债券数量减少至1460条，本文剔除了前10%高漂绿风险公司发行的债券。结果如附表3列（7）所示，系数绝对值显著高于基准回归结果，说明排除漂绿干扰有助于捕捉真实的ESG信号效应。

（五）遗漏变量偏误

为排除不可观测因素对估计结果造成的估计干扰，本文在基准模型之上，进一步控制公司个体固定效应，结果如附表3列（8）所示。此外，本文借鉴Oster（2019），引入估计量 $\beta^* = \beta^*(R_{max}, \delta)$ 以获得回归模型真实系数的一致估计。其中， δ 为未观测遗漏变量相对于已观测变量的重要性比例， R_{max} 代表若未观测的遗漏变量被纳入模型后回归方程的最大拟合优度。Oster检验分为两部分：首先，参考毛其淋和王玥清（2023）和李建发等（2023）的做法，

本文设定参数 $\delta = 1$, $R_{max} = 1.3$, 计算 β^* 的取值区间为 $[-0.1573, -0.0749]$, 不包含0值, 且在基准回归模型核心解释变量估计系数的99.5%置信区间 $[-0.3172, 0.0026]$ 内, 表明不存在与已观测变量同等重要的未观测变量对估计结果产生影响。其次, 本文保持 $R_{max} = 1.3$ 不变, 计算使 $\beta = 0$ 时的 δ 值为1.84, 这意味着未观测变量产生的影响至少1.84倍于已观测的变量才能使得媒体ESG报道情绪对债券利差的影响为零。本文已控制了影响债券利差的主要变量, 不太可能存在未观测的变量对研究结论产生显著影响。

附表3 其他稳健性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	<i>Spread</i>	<i>Spread</i>	<i>Spread</i>	<i>Intrate</i>	<i>Spread</i>	<i>Spread</i>	<i>Spread</i>	<i>Spread</i>
<i>ESG_News</i>	-2.5788** (-1.9984)			-0.1496** (-2.4440)			-0.2240*** (-2.9320)	-0.1451** (-1.9925)
<i>IMR</i>	-2.2975** (-2.1405)							
<i>Excess_ESG</i>		-0.1493** (-2.0613)						
<i>Relative_ESG</i>			-0.0749* (-1.8259)					
<i>ESG_News_Month</i>					-0.1104** (-2.3676)			
<i>ESG_JF</i>						-0.2808*** (-4.6759)		
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企业固定效应	No	No	No	No	No	No	No	Yes
<i>N</i>	1,970	1,970	1,970	1,970	1,970	1,970	1,314	1,970
调整的 <i>R</i> ²		0.5709	0.5705	0.6642	0.5709	0.5766	0.5483	0.7528

（六）排除ESG报告情绪的影响

本文参考陆蓉和闫自信（2024）的方法, 在基准模型中加入公司自愿披露的年度ESG报告进行对照¹。本文选取CNRDS数据库中债券发行前一年度的ESG报告情绪。该数据库基于LM词典和NTUST词典对ESG报告中的积极与消极词汇进行分类, 通过计算（积极词汇数量-消极词汇数量）/（积极词汇数量+消极词汇数量）得出 LM_Tone 和 $Ntusd_Tone$, $Tone$ 值越高表明公司ESG报告情绪越积极。如附表4列（1）（3）所示, 在控制ESG报告情绪（ LM_Tone 、 $Ntusd_Tone$ ）后, 媒体ESG报道年度情绪的影响仍然显著; 而在列（2）（4）ESG报告情绪作为单独解释变量时均不显著。这表明投资者对媒体ESG报道情绪的反应显著强于ESG报告情绪。一方面, ESG报告年度披露的特点导致信息更新滞后, 难以反映ESG实践的动态变化。另一方面, 相比篇幅冗长且存在粉饰可能的ESG报告, 媒体作为相对客观的第三方, 其简练及时的ESG报道更容易获得投资者的有效关注。

¹ 本文中使用的“ESG报告”一词泛指中国公司披露的涉及环境、社会和公司治理（ESG）相关信息的报告。在中国, 公司在披露ESG信息时常用“公司社会责任（CSR）报告”的名称, 也有采用“环境、社会和公司治理（ESG）报告”的情况。尽管命名有所不同, 但这些报告的核心目的都是展示公司在环境保护、社会责任和公司治理方面的策略与成效。为了分析方便, 本文统一使用“ESG报告”这一称呼。因公司ESG报告披露数量有限, 故样本量减少。

附表4 其他稳健性检验——排除ESG报告情绪的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Spread</i>	<i>Spread</i>	<i>Spread</i>	<i>Spread</i>
<i>ESG_News_Year</i>	-0.7951*** (-3.5359)		-0.7992*** (-3.5429)	
<i>LM_Tone</i>	0.4056 (0.9584)	0.3641 (0.8641)		
<i>Ntusc_Tone</i>			0.7306 (1.0893)	0.6517 (0.9882)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
行业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	1,142	1,142	1,142	1,142
调整的 <i>R</i> ²	0.5951	0.5829	0.5957	0.5833

附录4 差异性分析

(一) 产权性质

谢红军和吕雪（2022）指出，国有公司因享有政府的“隐性担保”与背书，被市场视为违约风险较低的主体，从而获得更有利的融资条件以及较低的债券利差，其对ESG优势的依赖相对较弱。如附表5列（1）所示，公司产权性质（*SOE*）与*ESG_News*的交互项显著为正，即在非国企发行的债券中，媒体ESG报道情绪的提升对债券利差的降低作用更为显著。对非国企而言，积极的媒体ESG报道情绪能够有效弥补其制度性劣势，通过传递可持续发展能力和风险管理水平的信号来降低融资成本。

(二) ESG评级

ESG评级的差异反映了公司在可持续发展方面的信息透明度。附表5列（2）中，ESG评级高低组（*High_ESG*，以年度行业中位数划分）与*ESG_News*的交互项显著为正，表明低评级公司从积极ESG报道中获得的边际收益更大。这种差异化效应源于两个经济机制：一是信息不对称，低ESG评级公司面临更严重的信息劣势，市场更依赖媒体报道评估其ESG风险；二是风险溢价空间，低评级公司的ESG风险溢价更高，新信息更容易触发市场重新定价。

(三) 行业特征

行业属性影响着公司对媒体ESG报道情绪的敏感度。基于尹美群等（2018）的行业分类标准，附表5列（3）显示，技术密集型行业（*Tech*）与*ESG_News*的交互项显著为负，反映了该类公司对ESG信号的更强依赖。首先，技术密集型公司的核心竞争力依赖于人力资本和创新生态，良好的ESG形象有助于维系关键利益相关者关系；其次，研发投入的高度不确定性使得传统财务指标的信息含量受限，投资者更倾向于通过ESG表现评估公司的长期发展潜力。

附表5 差异性分析

	(1)	(2)	(3)
	<i>Spread</i>	<i>Spread</i>	<i>Spread</i>
<i>ESG_News</i>	-0.3185*** (-3.0073)	-0.2037*** (-3.1094)	-0.1038* (-1.6712)
<i>SOE</i> × <i>ESG_News</i>	0.2577**		

	(2.2301)		
<i>High_ESG</i>		-0.1666**	
		(-2.1240)	
<i>High_ESG</i> × <i>ESG_News</i>		0.1797*	
		(1.7527)	
<i>Tech</i>			0.5092
			(1.3487)
<i>Tech</i> × <i>ESG_News</i>			-0.2812**
			(-2.1703)
控制变量	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes
行业固定效应	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	1,970	1,970	1,970
调整的 <i>R</i> ²	0.5743	0.5734	0.5741

参考文献

- [1] 才国伟、邵志浩和徐信忠，2015，《公司和媒体存在合谋行为吗？——来自中国上市公司媒体报道的间接证据》，《管理世界》第7期，第158~169页。
- [2] 李建发、袁璐、李文文和陈文川，2023，《政府财会监督与企业税收规避——来自财政部会计信息质量随机检查的证据》，《管理世界》第8期，第154~171+195+172页。
- [3] 刘若鸿和黄玖立，2023，《地方产业政策与债券融资成本》，《中国工业经济》第6期，第118~136页。
- [4] 陆蓉和闫自信，2024，《投资者重视股价还是收益率？——股市过度波动的新解释》，《经济学动态》第3期，第61~76页。
- [5] 毛其淋和王玥清，2023，《ESG的就业效应研究：来自中国上市公司的证据》，《经济研究》第7期，第86~103页。
- [6] 谢红军和吕雪，2022，《负责任的国际投资：ESG与中国OFDI》，《经济研究》第3期，第83~99页。
- [7] 尹美群、盛磊和李文博，2018，《高管激励、创新投入与公司绩效——基于内生性视角的分行业实证研究》，《南开管理评论》第1期，第109~117页。
- [8] Bansal, P. and I. Clelland, 2004, "Talking Trash: Legitimacy, Impression Management, and Unsystematic Risk in the Context of the Natural Environment", *Academy of Management Journal*, 47(1), pp. 93~103.
- [9] Oster, E., 2019. "Unobservable Selection and Coefficient Stability: Theory and Evidence". *Journal of Business & Economic Statistics*, 37(2), pp.187~204.
- [10] Wooldridge, J.M., 2010. "Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data". *MIT Press*, Cambridge.
- [11] Yu, P. Y., B. V. Luu and C. H. Chen, 2020, "Greenwashing in Environmental, Social and Governance Disclosures", *Research in International Business and Finance*, 52(5), 101192.