

ESG 信息披露对投资效率的影响研究——基于 A 股制造业上市公司

陆胤含 朱诗甜 童友霞

盐城工学院，江苏盐城，224051；

摘要：随着责任投资理念在全球范围的普及，环境、社会责任及公司治理（ESG）因素已成为投资决策的关键维度，本文基于现有研究考察 ESG 信息披露对企业投资效率的影响，研究表明：（1）ESG 信息披露能有效提升企业投资效率。（2）本研究通过实证分析进一步证实，ESG 信息披露能通过提升信息透明度这一渠道有效提升投资效率。（3）调节效应检验发现分析师关注度可以显著强化 ESG 信息披露对提升企业投资效率的正向作用。（4）异质性分析检验发现在非国有企业和非重污染行业中，ESG 信息披露对提升企业投资效率的影响更为显著。在我国经济转型与资本市场开放深化的背景下，本研究的结论对强化公司治理监督，优化企业资源配置与推动可持续发展具有重要理论与实践意义。

关键词：ESG 信息披露；投资效率；信息透明度；分析师关注度

DOI：10.69979/3029-2700.26.03.027

引言

随着责任投资理念的普及，ESG（环境、社会及公司治理）已成为衡量企业可持续发展能力的关键维度。在我国经济由高速增长转向高质量发展的背景下，提升企业投资效率对于优化资源配置具有重要意义。然而，关于 ESG 信息披露与投资效率的关系，现有理论存在分歧：一方面，良好的披露可能通过缓解融资约束和降低代理成本提升效率；另一方面，也可能因占用资源或成为管理层自利工具而降低效率，实证结论尚无定论^[1-2]。鉴于此，本文选取 2011-2023 年中国沪深 A 股制造业上市公司为样本，深入探究 ESG 信息披露对企业投资效率的影响效应及作用机制，以期为强化公司治理、推动资本市场高质量发展提供理论依据与实践参考。

1 理论分析与假设提出

1.1 ESG 信息披露与投资效率

基于利益相关者理论与资源依赖理论，高质量的 ESG 信息披露能有效提升企业投资效率。首先，积极的 ESG 实践能帮助企业获取利益相关者的支持与关键外部资源，缓解资源约束。其次，完善的 ESG 披露往往意味着健全的公司治理机制，这种内部监督能有效抑制管理层的短视行为与代理冲突，促使其基于企业长远战略进行科学决策。最后，高水平的 ESG 表现会吸引更多的媒体关注与外部监督，迫使管理层在筛选投资项目

时更加审慎，从而降低非效率投资风险。综上所述，ESG 信息披露能够通过优化治理环境与强化外部约束，降低代理成本并提升投资决策质量。据此，本文提出以下假设：

H1：企业 ESG 信息披露质量越高，能够有效提升企业的投资效率。

2 研究设计

2.1 数据来源

本文选取 2011-2023 年沪深 A 股制造业上市公司为样本，数据源于国泰安（CSMAR）数据库。经剔除 ST 类、资不抵债及数据缺失样本，并对连续变量进行 1% 和 99% 缩尾处理后，最终获得 813 家公司共 6558 个有效观测值。

2.2 变量定义

（1）被解释变量

投资效率（INE）。根据 Richardson 模型计算企业投资效率，即运用模型残差定义企业的非效率投资程度，绝对值越大，非效率投资程度越高，投资效率越低。本研究用模型残差的绝对值乘以（-100）度量投资效率（INE），即 INE 越大，投资效率越高；INE 越小，投资效率越低。

（2）解释变量

ESG 信息披露 (BESG)。本研究选择彭博咨询的 ESG 信息披露评分作为本研究衡量企业 ESG 信息披露水平的指标。评分范围 0-100, 考察企业信息披露的详

尽情况。评分越高, ESG 信息披露程度越高。

(3) 控制变量

本研究所选控制变量如下表 1 变量定义表所示。

表 1 变量定义表

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量	投资效率	INE	根据 Richardson 模型计算的残差的绝对值乘以 (-100) 度量投资效率
解释变量	ESG 信息披露	BESG	彭博咨询披露的 ESG 披露得分
中介变量	信息透明度	TRANS	基于盈余质量 (DD 指数)、信息披露考评指数 (DScore)、分析师跟踪人数 (ANALYSTS)、分析师盈余预测准确性 (ACCURACY)、四大审计 (BIG4) 的样本百分等级平均值构建, 值越高透明度越高
调节变量	分析师关注度	At	对关注该公司的证券分析师人数加 1 后取自然对数
控制变量	固定资产比率	FIXED	固定资产净额/总资产
	企业成长性	Growth	(当年营业收入-上年营业收入)/上年营业收入
	管理层持股比例	Mshare	管理层持股数量/公司总股数 (%)
	企业价值	TobinQ	(股票市值+负债账面价值)/资产总计
	企业规模	Size	总资产的自然对数
	机构持股比例	INST	机构持股数量/公司总股数 (%)
	资产负债率	Lev	总负债/总资产

2.3 模型设计

经豪斯曼检验 (p<0.05), 本文采用双向固定效应模型进行回归, 模型设定如下:

$$INE = \alpha_0 + \alpha_1 BESG + \alpha_2 Controls + Firm + Year + \xi \tag{1}$$

其中, ξ 为随机扰动项。

3 实证分析

3.1 描述性统计分析

表 2 列示了主要变量的描述性统计结果。首先, 核心变量方面, 投资效率 (INE) 均值为-3.841, 且极差较大 (-46.195 至-0.011), 表明样本企业间投资效率差异

显著; ESG 信息披露 (BESG) 均值为 31.473, 标准差达 10.421, 显示出样本公司在披露水平上存在明显的“两极分化”特征。其次, 财务特征方面, 制造业企业资产结构以流动资产为主 (FIXED 均值 24.2%), 公司规模 (Size) 分布相对集中, 有效降低了异方差干扰; 部分企业资产负债率 (Lev) 逼近 91.1%, 面临较大偿债压力, 而高成长性企业则获得了显著的市场溢价 (TobinQ 最大值 14.197)。最后, 治理结构方面, 机构投资者持股比例较高 (均值 51.7%), 但管理层持股普遍偏低 (中位数仅 0.103%), 表明股权激励机制在制造业中仍有待普及与完善。

表 2 所有变量的描述性统计

VarName	Obs	Mean	SD	Min	Median	Max
INE	6558	-3.841	4.719	-46.195	-2.360	-0.011
BESG	6558	31.473	10.421	10.331	29.710	72.971
FIXED	6558	0.242	0.146	0.021	0.211	0.760
Growth	6558	0.158	0.367	-0.481	0.103	4.806
Mshare	6558	7.842	15.266	0.000	0.103	70.715
TobinQ	6558	2.134	1.532	0.737	1.618	14.197
Size	6558	23.108	1.196	19.785	23.010	26.609
INST	6558	0.517	0.218	0.002	0.539	0.925
Lev	6558	0.451	0.186	0.048	0.459	0.911

3.2 基准回归分析

表3汇报了基准回归分析结果。模型分别在控制个体固定效应及双向固定效应(个体与年份)下进行估计。结果显示,核心解释变量ESG信息披露(BESG)的系数在两列中均显著为正,以第(2)列为例,系数为0.023(p<0.05)。鉴于被解释变量INE越大代表投资效率越高,该结果表明ESG披露质量的提升能显著改善企业投资效率,从而验证了假设H1。在控制变量方面,固定资产占比(FIXED)对投资效率具有显著正向影响;而企业成长性(Growth)、管理层持股(Mshare)、托宾Q值(TobinQ)及企业规模(Size)的系数均显著为负。其中,Growth与Mshare的负向回归结果与Richardson(2006)的过度投资理论预期一致,Size的显著负值则揭示了大型企业在投资决策中可能存在的“规模拖累”效应。

表3 基准回归结果

	(1)	(2)
	INE	INE
BESG	0.056***	0.023**
	(6.460)	(2.043)
FIXED	5.449***	6.589***
	(4.266)	(5.224)
Growth	-1.391***	-1.323***
	(-5.105)	(-4.706)
Mshare	-0.052***	-0.043**
	(-2.732)	(-2.343)
TobinQ	-0.440***	-0.270***
	(-5.726)	(-3.574)
Size	0.091	-0.469**
	(0.429)	(-2.061)
INST	-1.418	-1.604*
	(-1.480)	(-1.650)
Lev	0.462	0.910
	(0.488)	(0.971)
_cons	-6.927	6.226
	(-1.456)	(1.211)
Firm	控制	控制
Year	未控制	控制
N	6558	6558
Adj.R2	0.187	0.235
F	31.303	13.482

注:括号内为t值,***、**、*分别表示在1%、5%和10%的水平下显著;(下同)。

3.3 稳健性检验

为进一步保证研究结论的可靠性,本文从内生性处理与解释变量维度分解两个方面进行稳健性检验。

首先,针对潜在的反向因果问题,采用滞后一期解释变量(L.BESG)重新估计模型(见表4)。回归结果显示,在加入全套控制变量后,L.BESG的系数为0.031,仍在10%水平下显著为正。该结果与基准回归方向一致,表明在考虑了时间滞后效应后,ESG信息披露对投资效率的提升作用依然成立,具有因果意义上的稳健性。

其次,为考察核心驱动因素,本文将ESG总评分拆解为环境(BE)、社会(BS)及治理(BG)三个子维度进行检验(见表5)。结果表明,环境与社会维度的系数均在5%水平下显著为正,而治理维度未通过显著性检验。这说明ESG披露对投资效率的改善主要源于环境与社会维度的贡献。究其原因,相比于已呈高披露状态的治理信息,环境与社会信息具有更高的外部“可见度”和边际信息增量,能更有效地缓解融资约束并强化外部监督,从而进一步验证了假设H1。

最后,本文通过替换被解释变量进一步检验结论的可靠性(见表6)。具体而言,分别基于Biddle模型和Chen模型构建替代指标(INE2与INE3)重新进行回归。结果显示,核心解释变量系数均显著为正,与基准回归结果保持一致。这表明ESG信息披露对投资效率的提升作用不因测度指标的改变而发生偏移,再次验证了结论的稳健性。

表4 稳健性检验1: 滞后一期自变量

	(1)	(2)
	INE	INE
L.BESG	0.024	0.031*
	(1.428)	(1.806)
控制变量	未控制	控制
_cons	-4.447***	-1.631
	(-8.691)	(-0.242)
Firm/Year	控制	控制
N	5344	5344
Adj.R2	0.210	0.234
F	2.038	11.425

表5 稳健性检验2: 替换解释变量

	(1)	(2)	(3)
	INE	INE	INE
BE	0.013**		

	(2.365)		
BS		0.023**	
		(2.335)	
BG			-0.005
			(-0.513)
控制变量	控制	控制	控制
_cons	6.968	6.937	6.308
	(1.344)	(1.337)	(1.223)
Firm/Year	控制	控制	控制
N	6558	6558	6558
Adj.R2	0.235	0.235	0.235
F	13.888	13.540	13.379

表6 稳健性检验 3: 替换被解释变量

	(1)	(2)
	INE2	INE3
BESG	0.035***	0.036**
	(2.755)	(2.521)
控制变量	控制	控制

表7 Bootstrap 中介效应检验

中介变量		ObservedCoef.	BootstrapStd.Err.	z	P>z	Normalbased [95%Conf.Interval]	
TRANS	_bs_1	0.0037688	0.0013852	2.72	0.007	0.0010539	0.0064837
	_bs_2	0.0012738	0.0083139	0.15	0.878	-0.0150211	0.0175687

4.2 调节变量分析

表8 检验了分析师关注度 (At) 的调节效应。结果显示, 在引入交互项后, 其系数为 0.016 且在 1% 水平下显著为正。这表明分析师关注度起到了显著的正向调节作用, 即随着外部关注度的提高, ESG 信息披露对企业投资效率的提升效应得到进一步强化。

表8 调节变量回归结果

	(1)	(2)
	INE	INE
BESG	0.023**	-0.015
	(2.043)	(-0.950)
At		-0.645***
		(-3.525)
c.BESG*c.At		0.016***
		(3.178)
控制变量	控制	控制
_cons	6.226	8.622
	(1.211)	(1.467)
Firm/Year	控制	控制
N	6558	6558

_cons	3.084	11.922
	(0.546)	(1.587)
Firm/Year	控制	控制
N	6344	6344
Adj.R2	0.278	0.289
F	19.200	16.001

4 进一步分析

4.1 中介效应检验

为验证作用机制, 本文借鉴温忠麟和叶宝娟 (2014) 的方法, 采用 Bootstrap 法 (重抽样 1000 次) 检验信息透明度 (TRANS) 的中介效应。表7 显示, 间接效应的置信区间不包含 0, 而直接效应包含 0, 证实信息透明度在其中发挥完全中介作用。这表明, 高质量的 ESG 披露主要通过降低信息不对称、缓解融资约束及代理冲突, 进而优化企业投资效率。

Adj.R2	0.235	0.236
F	13.482	12.061

4.3 异质性分析

表9 汇报了基于产权性质与行业特征的异质性检验结果。

首先, 在产权性质分组中, 非国有企业的回归系数为 0.037 ($p < 0.05$), 而国有企业不显著。这表明 ESG 披露对投资效率的提升作用主要体现在非国有企业。究其原因, 非国有企业面临更强的融资约束与市场竞争压力, 高质量的 ESG 信息更能发挥信号传递作用以降低资本成本; 而国有企业由于承担多元政策目标, 对市场化激励的敏感度相对较弱。

其次, 在行业特征分组中, 非重污染行业的系数为 0.024 ($p < 0.1$), 显著优于重污染行业 (不显著)。这可能是由于重污染行业已受到严格的环境规制, 信息披露的边际增量有限; 而非重污染企业的 ESG 披露具有更强的信息含量, 能显著降低信息不对称, 从而优化投资决策。

表9 异质性分析回归结果

	(1)国有	(2)非国有	(3)重污染	(4)非重污染
	INE	INE	INE	INE
BESG	0.011	0.037**	0.018	0.024*
	(0.878)	(2.059)	(0.908)	(1.683)
控制变量	控制	控制	控制	控制
_cons	1.833	11.257	2.835	7.346
	(0.276)	(1.485)	(0.397)	(1.032)
Firm/Year	控制	控制	控制	控制
N	2961	3597	2060	4498
Adj.R2	0.254	0.212	0.240	0.240
F	5.303	9.101	4.997	10.369

5 结论与建议

本文研究发现，ESG 信息披露能显著提升制造业企业的投资效率，且该效应主要由环境与社会维度驱动。机制检验表明，信息透明度在其中发挥完全中介作用，即高质量披露通过缓解信息不对称与代理冲突优化投资决策。此外，分析师关注度显著强化了该正向效应，且在非国有及非重污染企业中，ESG 披露对投资效率的改善作用更为明显。

基于此建议：企业应重点提升环境与社会维度的披露质量，利用高透明度信号缓解融资约束并抑制非效率投资；监管层应实施差异化制度建设，在引导非国有及非重污染企业主动披露的同时，对国有及重污染企业制定更严标准；同时，市场应着力培养分析师的 ESG 专业评估能力，强化外部监督机制，引导投资者结合非财

务指标综合评估企业价值。

参考文献

[1] 李梦乐, 郭建校. ESG 信息披露对企业投资效率的影响研究——基于资本市场信息效率的视角[J]. 经济师, 2025, (08): 43-45+48.

[2] 朱盈盈. 企业 ESG 信息披露与投资效率相关性研究[J]. 财讯, 2025, (11): 86-88.

[3] 刘微微. 企业 ESG 信息披露的同群效应研究[D]. 江西理工大学, 2025. DOI: 10. 27176/d. cnki. gnfyc. 2025. 000357.

[4] 李卓颖, 高子尧, 林千羽. ESG 信息披露对企业绩效的影响效应及作用机制研究综述与展望[J]. 现代商业, 2024, (19): 55-58.