ESG表现能提升房企价值吗？

——基于融资约束中介效应的财务实证

赵庆国，刘雨晗

（沈阳航空航天大学经济与管理学院，沈阳 110136）

摘要：在“双碳”目标与房地产行业高质量转型背景下，为探究环境、社会和治理（ESG）表现对房地产企业财务绩效的作用机制，基于2009—2023年A股房地产上市公司数据，从融资约束视角进行实证检验。研究发现，ESG表现不仅能够直接提升企业财务绩效，还能通过缓解融资约束这一独立中介渠道产生间接促进作用，形成了“ESG表现→缓解融资约束→提升财务绩效”的传导路径。异质性分析进一步揭示，上述效应对非国有企业和位于东部地区的企业尤为显著。研究成果为理解ESG在房地产行业的价值创造机制提供了经验证据，并可为企业与投资者决策提供参考。

关键词：环境、社会和治理（ESG）；房地产企业；财务绩效；融资约束；异质性分析

中图分类号：F275 **文献标志码：**A **文章编号：**1671－1807(2026)07－0256－08

自2020年中国明确提出“双碳”目标以来，经济结构向绿色低碳转型的步伐持续加快，环境、社会与治理（environmental，social，and governance，ESG）理念作为衡量企业可持续发展能力的核心框架，其在投资决策、行业监管及企业战略规划中的重要性显著提升。已有研究证实，ESG表现与企业财务绩效存在显著正向关联，且这种关联在不同产权性质企业中存在异质性特征[1]，为后续探究ESG在特定行业的价值效应奠定了基础。而房地产行业作为国民经济的支柱产业，不仅是能源消耗与碳排放的重点领域，更与民生保障、城市发展、社会稳定密切相关[2]。在行业经历“三道红线”去杠杆、“保交房”稳预期、高质量发展转型的关键阶段，市场竞争格局的变化对企业ESG战略选择产生了动态影响，即新企业进入与ESG表现之间呈现从溢出效应到内卷效应的倒“U”型关系[3]。这一特征结合房地产业自身的发展约束，进一步凸显了ESG实践已不再是企业的“加分项”，而是突破发展约束、构筑长期竞争优势的关键路径。

值得注意的是，ESG实践的价值并非仅局限于财务层面，还能通过提升企业风险抵御能力、强化利益相关者信任等途径增强企业韧性[5]，这对面临多重挑战的房地产行业而言尤为重要。与此同时，融资约束作为制约企业发展的关键因素显著影响企业的对外直接投资行为，而这一逻辑同样适用于房地产企业的项目开发与转型布局。当前，房企正面临融资渠道收窄、融资成本攀升的财务痛点，叠加行业竞争与转型压力，ESG实践能否通过缓解融资约束、增强企业韧性等多重路径赋能发展，成为亟待深入探究的重要问题。

从行业实践来看，房地产企业的ESG布局正逐步从被动合规转向主动赋能。环境维度聚焦绿色建筑、低碳运营与资源高效利用；社会维度强化“保交房”责任、社区服务与城乡可持续发展参与；治理维度则着力完善公司治理结构、提升信息披露透明度。在此背景下，系统探究ESG表现对房地产企业财务绩效的影响效应，不仅能为房企优化ESG战略布局、平衡可持续发展与经营效益、破解债务压力、改善盈利质量提供决策参考，也能为监管层完善ESG信息披露制度、推动行业绿色低碳转型提供实证支撑。

基于此，现以2009—2023年中国A股房地产上市公司为研究样本，实证检验ESG对企业财务绩效的影响，并通过稳健性检验等验证结论的可靠性。

1 理论分析与研究假设

1.1 基于可持续发展理论的影响

可持续发展理论强调经济、环境、社会的共同

收稿日期：2025-12-01

作者简介：赵庆国（1968—），男，河北石家庄人，博士，教授，研究方向为技术经济与财务管理；通信作者刘雨晗（2003—），女，辽宁盘锦人，硕士研究生，研究方向为技术经济与财务管理。

可持续发展,与ESG的环境(E)、社会(S)、治理(G)维度高度契合,ESG表现可作为衡量企业可持续发展能力的关键指标,对财务绩效的影响也包含直接与间接两条路径。

从直接路径看,对房地产企业而言,绿色建筑(E)需要良好的项目管理(G)来实现成本控制,同时依赖社区关系(S)来保障项目顺利推进。企业积极主动进行环境治理,应用绿色建筑、节能技术,碳信息披露作为环境维度的核心实践[6],有助于提升企业绩效和竞争力优势[7];社会维度的社区配套投入、"保交房"责任履行,能提升品牌美誉度与项目推进稳定性,与建筑企业ESG表现通过优化运营效率提升全要素生产率的逻辑一致[8];治理维度的独立董事制度、信息披露机制完善,可降低代理成本并吸引机构投资者[9]。而从间接路径看,环境维度的绿色合规与治理维度的信息透明,能显著降低金融机构对企业的风险评估等级,ESG表现优异的房企因违规风险低、经营透明度高,更易通过信贷资质审核,进而有效缓解融资约束,为项目开发与运营提供资金保障,间接推动财务绩效提升。基于此,提出如下假设。

H1:在控制其他因素的情况下,房地产企业的ESG表现越好,其财务绩效越高。

1.2 基于利益相关者理论的影响

利益相关者理论认为企业需平衡股东、债权人、员工、客户、社区等多方利益,当企业履行ESG责任时会满足多元利益相关者的需求,可以通过降低风险、增强合法性、积累社会资本等实现企业价值的提高[10]。对股东而言,ESG表现优异的房企,因长期发展能力强、风险可控,更易获得股东认可,推动股价上涨,提升股东财富,直接强化了ESG与财务绩效的正向关联[11]。而对债权人而言,ESG实践能通过两大路径缓解融资约束:①降低企业经营风险。环境维度的合规运营减少污染罚款、项目停工风险,治理维度的规范管理降低财务造假、资金挪用风险,显著降低债权人的信贷违约担忧。②增强债权人信任。ESG表现可作为企业长期稳健经营的证明,使债权人更愿意提供信贷支持,且倾向于给予如绿色信贷优惠更低的利率溢价,最终通过获取低成本信贷,缓解融资约束,为财务绩效稳定提供资金支撑。

高质量的ESG信息披露展示了企业对环境、社会和治理问题的关注和承诺,这有助于增强企业的社会信誉。企业信誉的提升有助于提升企业在资本市场上获得更好的声誉,从而获得更高的财务绩效[12],ESG信息披露为企业与利益相关者之间建立了有效的沟通桥梁。结合可持续发展理论的间接路径分析,ESG通过缓解融资约束赋能财务绩效的逻辑进一步清晰。基于此,提出如下假设。

H2:融资约束在ESG表现与房地产企业财务绩效之间发挥部分中介作用,即ESG表现越好,企业融资约束越弱,进而财务绩效越高。

1.3 基于信号理论的影响

信号理论认为,尽管市场中的买卖双方存在信息不对称性,买方仍能通过卖家传递的信号水平推测出产品的质量。因此,市场信号会削弱这种信息不对称性,从而使交易达到某种均衡。

这一理论也可以延伸到企业的可持续发展领域,且与ESG实践的关联更具备天然适配性:企业履行社会责任的情况难以通过常规财务指标衡量,无法从财务报表中直接获取,导致投资者与企业在该领域存在显著信息差距。为填补这一差距,近年来众多企业开始主动披露ESG情况、发布可持续发展报告,本质上就是向市场传递积极信号,以提高投资者对企业的长期预期[13]。

具体来看,企业的ESG表现量化了其在环保、社会责任和公司治理方面的努力,直接提升了经营透明度,这种透明度的增强有助于利益相关方获取企业释放的"信号",加强市场对企业的认同感与忠诚度,从而扩大企业的市场份额[14],使企业获得更强竞争力,提高企业绩效[15],实现企业的可持续发展;而ESG信息披露作为关键的"低风险信号"[16],能进一步精准破解资本市场的信息不对称问题。金融机构可以通过ESG披露内容评估企业的风险管控水平,投资者能借助ESG信息判断企业的长期发展潜力,这两类主体的决策效率提升直接降低了企业的融资摩擦,进而有效地缓解了融资约束,最终为企业提供了充足的资金支撑[17],保障绿色项目、优质运营项目顺利落地,推动企业竞争力与市场份额提升,实现绩效改善与价值增值。

2 研究设计

2.1 数据来源与处理

为确保研究样本的代表性与数据可靠性,以2009—2023年中国A股房地产上市公司为初始研究样本,并进行以下筛选处理:①剔除样本期间内关键财务数据、ESG数据缺失的观测值;②剔除金融业上市公司;③剔除ST、*ST类上市公司;④为避免极端值对实证结果的影响,对所有连续变量进

行 1%和 99%分位的缩尾处理。最终得到 1 128 个有效样本观测值。

核心解释变量 ESG 指数采用华证 ESG 评级综合得分数据，来源于 Wind 数据库；被解释变量及控制变量相关财务数据均来自 CSMAR 数据库。所有数据处理与实证分析均采用 Stata18 软件完成。

2.2　变量定义

2.2.1　被解释变量：企业财务绩效(Tobins Q)

采用托宾 Q 值(Tobins Q)衡量企业财务绩效，计算公式为“托宾 Q 值＝企业当年市值/企业当年总资产”。该指标能够综合反映企业的市场价值与未来盈利能力，既包含当前经营业绩，也涵盖投资者对企业长期发展潜力的预期，适用于衡量 ESG 这类长期战略实践对企业价值的影响[18]。

2.2.2　解释变量：ESG 综合评分(ESG)

数据来源于 Wind 数据库中的华证 ESG 评级综合得分，得分越高代表企业的 ESG 表现越好，涵盖环境、社会、治理 3 大维度的综合表现。

2.2.3　中介变量：融资约束(SA)

参考施国栋和董艾琳[19]的研究方法，根据企业规模和企业成立年数通过公式衡量融资约束。

2.2.4　控制变量

参考现有相关研究，设置以下控制变量：上市年限(AGE)、企业规模(Size)、资产负债率(Lev)、产权性质(SOE)、两职合一(Dual)、董事会规模(Board)、独立董事比例(Indep)、前 10 大股东持股比例(Top10Hold)。同时，在回归模型中控制年份固定效应(year)与企业固定效应(firm)，以剔除宏观经济波动与企业个体异质性对回归结果的影响。变量定义见表 1。

2.3　回归模型设定

为检验ESG表现对房地产企业财务绩效的影响，构建如下双向固定效应回归模型：

$$\text{Tobins } Q_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{ESG}_{it} + \sum \beta_j \text{Control}_{jit} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式中：Tobins Q_{it} 为第 i 家企业第 t 年的财务绩效(托宾 Q 值)；ESG_{it} 为第 i 家企业第 t 年的 ESG 综合得分；Control_{jit} 为第 j 个控制变量；μ_i 为企业固定效应；λ_t 为年份固定效应；ε_{it} 为随机扰动项；α_0 为常数项；α_1 为核心解释变量的回归系数(若显著为正，则支持研究假设)；β_j 为控制变量的回归系数。

在对变量间的中介机制进行检验时，遵循江艇[20]提出的中介效应展开分析。该方法以“先因果，后机制”为核心逻辑，通过理论层面的机制合理性论证替代单纯的模型系数推断，有效地规避了传统方法在因果识别中的潜在偏误，具体作用渠道可以用如下结构模型来刻画：

$$\text{Tobins } Q = \beta_0 + \beta_1 \text{ESG} + \varepsilon_{Y1} \quad (2)$$

$$\text{Tobins } Q = \gamma_0 + \gamma_1 \text{ESG} + \gamma_2 \text{SA} + \varepsilon_{Y2} \quad (3)$$

$$\text{SA} = \theta_0 + \theta_1 \text{ESG} + \varepsilon_{SA} \quad (4)$$

式中：Tobins Q 为企业的财务绩效；ESG 为企业的 ESG 综合得分；SA 为中介变量，表示企业融资约束程度；β_0、γ_0、θ_0 为常数项；β_1、γ_1、γ_2、θ_1 为回归系数；ε_{Y1}、ε_{Y2}、ε_{SA} 为随机误差项。

3　实证结果与分析

3.1　描述性统计

表 2 显示，最终有效样本观测值为 1 128 个，覆盖 2009—2023 年 A 股房地产上市公司，样本具有一定代表性。从核心解释变量 ESG 来看，其均值为 76.830，标准差为 4.119，最小值与最大值分别为 45.770 和 87.490。这表明样本企业的 ESG 综合表现整体处于中等偏上水平，行业内已形成一定的 ESG 实践基础，但企业间仍存在明显梯度差异，可能与企业规模、战略定位及资源投入能力的不同有关。

表 1　变量定义

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量	企业财务绩效	Tobins Q	企业当年市值/企业当年总资产
解释变量	ESG 综合评分	ESG	Wind 披露数据
中介变量	融资约束	SA	$\text{SA}=-0.737\times\text{Size}+0.04\times\text{Size}^2-0.040\times\text{Age}$
控制变量	上市年限	AGE	现有年份－上市年份
	企业规模	Size	总资产的自然对数
	资产负债率	Lev	总负债/总资产
	产权性质	SOE	国有企业取 1，非国有企业取 0
	两职合一	Dual	董事长与总经理为同一人取 1，否则取 0
	董事会规模	Board	董事会成员总人数
	独立董事比例	Indep	独立董事人数/董事会总人数
	前 10 大股东持股比例	Top10Hold	前 10 大股东持股总数/总股数

表2 变量描述性统计

变量	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
Tobins Q	1 128	1.331	0.715	0.855	7.915
ESG	1 128	76.830	4.119	45.770	87.490
SA	1 128	−3.965	0.307	−4.653	−3.187
AGE	1 128	18.478	6.745	1.000	32.000
Size	1 128	23.749	1.426	20.272	28.293
Lev	1 128	0.647	0.171	0.096	0.979
SOE	1 128	0.620	0.486	0.000	1.000
Dual	1 128	0.120	0.325	0.000	1.000
Board	1 128	8.705	1.589	5.000	15.000
Indep	1 128	37.755	5.732	22.220	66.670
Top10Hold	1 128	58.817	15.616	15.930	90.330

被解释变量托宾Q值(Tobins Q)的均值为1.331,说明样本企业市场价值整体高于资产重置成本,反映出资本市场对房地产企业长期发展潜力的认可;而其标准差为0.715,且最小值0.855与最大值7.915差距较大,进一步体现出不同企业在市场估值上的显著分化,这可能受企业ESG表现、盈利能力及行业地位等多种因素的综合影响。从关键控制变量来看,资产负债率(Lev)均值达0.647,符合房地产行业"资金密集型"的属性特征,企业普遍依赖债务融资支撑项目开发与运营,但最小值0.096与最大值0.979的跨度,也反映出样本企业在债务风险管控与融资策略上的差异。产权性质(SOE)均值为0.620,意味着样本中62%的企业为国有企业,凸显出国有企业在房地产行业中的主导地位,这为后续异质性分析中产权性质的调节作用提供了样本支撑。

3.2 平稳性检验

为检验面板数据的平稳性,采用Fisher-type F面板单位根检验方法,结果见表3。

表3 面板单位根检验结果

变量	Fisher统计量	P
Tobins Q	14.697 7	0.000 0
ESG	3.092 8	0.001 0
SA	10.811 4	0.000 0

注:原假设为存在单位根。

可以看出,Tobins Q、ESG与SA的Fisher检验均在1%的显著性水平上强烈拒绝"存在单位根"的原假设,表明上述变量均为平稳序列。这一结果有效避免了非平稳数据可能导致的"伪回归"问题,为后续采用面板回归模型进行实证分析奠定了可靠的计量基础。

3.3 回归分析

为检验ESG表现对房地产企业财务绩效的影响,采用双向固定效应模型进行多元回归分析,具体结果见表4。在逐步加入控制变量的列(1)~列(3)中,ESG的系数始终在1%水平上显著为正。这说明ESG显著促进了房地产行业企业财务绩效提升,上文提出的假设得到验证。

在仅控制基本企业特征的列(1)中,ESG的系数为0.029 4,在1%的水平上显著为正($t=3.20$),表明ESG表现对企业价值具有显著的促进作用。在列(2)中加入企业规模、资产负债率等财务特征变量后,ESG的系数略有下降但仍保持高度显著(系数=0.029 2,$t=3.16$)。在列(3)中进一步加入公司治理变量后,ESG的系数为0.029 6,仍在1%的水平上显著($t=3.18$)。这一系列结果表明,ESG对企业财务绩效的正向影响具有稳健性,不受控制变量组合变化的影响。

表4 逐步加入控制变量的基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	Tobins Q	Tobins Q	Tobins Q
ESG	0.029 4***	0.029 2***	0.029 6***
	(3.20)	(3.16)	(3.18)
AGE		0.059 1**	0.040 8
		(2.12)	(1.28)
Size		−0.051 2**	−0.051 8**
		(−2.07)	(−2.13)
Lev		−0.550 0***	−0.575 0***
		(−3.10)	(−3.26)
SOE			−0.158 0
			(−1.14)
Dual			0.050 0
			(0.73)
Board			0.014 0
			(0.69)
Indep			−0.004 4
			(−0.66)
Top10Hold			0.000 5
			(0.28)
年份固定	Yes	Yes	Yes
企业固定	Yes	Yes	Yes
样本数	1 128	1 128	1 128

注:***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平;括号内为t值。

3.4 稳健性检验

为确保基准回归结论的可靠性,采用两种常用方法进行稳健性检验,结果见表5。

(1)缩尾处理检验。为排除极端值对回归结果的干扰,对所有连续变量进行1%和99%分位的缩尾处理后重新回归。表5中列(2)显示,ESG的系数为0.022,在5%的水平上显著($t=3.40$),与基准回归的方向和显著性完全一致,表明研究结论不受极端异常值的影响。

表5　稳健性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)
	基准回归	缩尾处理	去除特殊年份
ESG	0.022***	0.022***	0.016**
	(3.40)	(3.40)	(2.23)
控制变量	Yes	Yes	Yes
年份固定	Yes	Yes	Yes
企业固定	Yes	Yes	Yes
样本数	1 128	1 128	780
R^2	0.497	0.497	0.556

注：***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平；括号内为t值。

(2)去除特殊年份样本检验。剔除2021年的样本，重新进行回归，结果见表5列(3)。结果显示，ESG的回归系数为0.016，在5%的水平上显著为正($t=2.23$)，虽然显著性水平略有下降，但核心解释变量的系数方向仍为正，且系数大小与基准回归较为接近，表明在排除特殊年份后，ESG对房地产企业财务绩效的正向影响依然存在，进一步验证了结论的稳健性。

需要注意的是，由于控制变量数量太多，在这里对回归结果进行了简化。综上，以上稳健性检验结果均支持“ESG表现提升能够显著促进房地产企业财务绩效改善”的核心结论，表明本文的实证结果具有较强的可靠性与稳定性，不受极端值、外部冲击等因素的显著影响。

3.5　中介效应检验

为探究ESG影响企业财务绩效的作用机制，构建中介效应模型进行检验，考察了融资约束(SA)在ESG与企业价值关系中的中介作用，结果见表6。

基于中介方程的回归结果，ESG对中介变量(SA)的系数为−0.003 4，且在5%的水平上显著，这表明企业ESG表现的提升，能够显著降低其融资约束水平。从作用机制上看，良好的ESG实践通过向市场传递积极信号、增强信息透明度和风险管理能力，从而有效缓解了企业的外部融资压力。这一显著的负向关系，与总效应及直接效应模型相结合，揭示了ESG影响公司价值的完整路径：ESG不仅直接对公司价值产生积极贡献，还通过缓解融资约束这一中介渠道产生间接影响。值得注意的是，由于中介变量本身对公司价值存在显著的负面影响(直接效应模型中SA的系数为−2.012 7)，因此ESG通过缓解融资约束所释放的间接效应最终表现为对公司价值的正向推动。这一发现从融资渠道实证支持了ESG表现能够通过降低企业关键风险、改善外部环境来创造价值的中介机制。

表6　中介效应检验结果

变量	(1)	(2)	(3)
	总效应	直接效应	中介方程
ESG	0.029 6***	0.022 7***	−0.003 4**
	(3.18)	(3.11)	(−2.28)
AGE	0.040 8	0.040 1	−0.000 4
	(1.28)	(1.57)	(−0.05)
Size	−0.051 8**	0.047 3	0.049 2***
	(−2.13)	(1.59)	(6.03)
Lev	−0.574 6***	−0.339 0*	0.117 1***
	(−3.26)	(−1.80)	(3.84)
SOE	−0.158 3	−0.131 9	0.013 1
	(−1.14)	(−0.93)	(0.56)
Dual	0.050 0	0.022 1	−0.013 8
	(0.73)	(0.38)	(−1.01)
Board	0.014 0	0.023 5	0.004 7
	(0.69)	(1.15)	(0.97)
Indep	−0.004 4	−0.000 3	0.002 0
	(−0.66)	(−0.06)	(1.62)
Top10Hold	0.000 5	0.001 4	0.000 4
	(0.28)	(0.80)	(0.86)
SA		−2.012 7***	
		(−5.94)	
样本数	1 128	1 128	1 128
R^2	0.498	0.595	0.870
adj. R^2	0.442	0.550	0.856

注：***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平；括号内为t值。

3.6　内生性检验

为缓解ESG与企业价值之间可能存在的双向因果等内生性问题，增强研究结论的因果推断可靠性，采用工具变量两阶段最小二乘法(two-stage least squares，2SLS)与动态面板系统广义矩方法(generalized method of moments，GMM)进行再检验，结果见表7。

表7列(1)采用工具变量法，借鉴相关研究选取ESG的滞后1期项(L. ESG)及同年度行业ESG评分均值作为工具变量[21]，结果显示ESG的系数为0.029 0，且在1%的水平上保持高度显著，表明在考虑了ESG与公司价值之间可能存在的双向因果关系后，ESG对公司价值的正向促进作用依然稳健成立。列(2)～列(4)采用了系统GMM方法进行估计，在3个GMM模型设定中，当期或滞后1期的ESG(ESG或L. ESG)系数均至少达到5%的显著性水平，方向始终为正，且所有模型均通过了关键的统计检验：AR(1)检验的P值均小于0.05，表明残差存在一阶序列相关；AR(2)检验的P值均大于0.1，接受“不存在二阶序列相关”的原假设，满足GMM估计的前提条件；Hansen过度识别检验的P

表7　内生性处理检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	工具变量法(2SLS)	Lag1 ESG	Lag2 ESG	Both ESG
L. Tobins *Q*		0.778 0**	0.642 0***	0.796 0**
		(2.36)	(3.07)	(2.54)
L. ESG		−0.016 0		−0.030 0**
		(−1.41)		(−2.15)
ESG	0.029 0***			0.030 0**
	(3.15)			(2.47)
AGE	0.083 8***	0.000 0	0.003 0	0.001 0
	(3.66)	(0.03)	(0.83)	(0.20)
Size	−0.039 7*	0.010 0	−0.005 0	−0.009 0
	(−1.73)	(0.36)	(−0.27)	(−0.38)
Lev	−0.417 3***	−0.242 0	−0.309 0*	−0.141 0
	(−2.74)	(−1.29)	(−1.96)	(−0.75)
SOE	−0.000 3	0.049 0	0.023 0	0.021 0
	(−0.00)	(1.38)	(0.92)	(0.69)
Dual	0.066 4	0.040 0	0.053 0	0.039 0
	(0.97)	(1.15)	(1.23)	(1.13)
Board	0.027 5	−0.001 0	0.003 0	−0.007 0
	(1.53)	(−0.09)	(0.28)	(−0.63)
Indep	−0.010 4	−0.005 0	−0.006 0	−0.007 0
	(−1.51)	(−1.11)	(−1.27)	(−1.61)
Top10Hold	0.000 7	0.001 0**	0.002 0***	0.001 0*
	(0.39)	(2.50)	(2.63)	(1.79)
ESG_lag2			−0.005 0	
			(−1.16)	
常数项		1.444 0***	1.140 0**	0.619 0
		(3.33)	(2.35)	(1.57)
样本数	1 016	1 016	909	1 016
AR(1) *z*		−1.975	−2.065	−2.022
AR(1) *P*		0.048	0.039	0.043
AR(2) *z*		1.305	1.329	1.310
AR(2) *P*		0.192	0.184	0.190
Hansen *J*		0.610	0.695	0.623
Hansen *P*		0.737	0.707	0.733
每组样本数		91	91	91

注：***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平；括号内为 *t* 值。

值均远大于0.1，无法拒绝“所有工具变量均有效”的原假设，表明工具变量的选取是合理的。

综上，通过多种严谨的计量方法检验，ESG表现对企业财务绩效的显著正向影响依然成立，有效缓解了因反向因果、遗漏变量等导致的内生性问题，增强了核心结论的可靠性。

4　异质性分析

4.1　不同产权性质下的异质性检验

为考察ESG对企业财务绩效影响的群体差异，按产权性质进行分组回归，结果见表8。可以看出，国有企业子样本的回归结果ESG的系数为−0.016 5，且不显著，表明在国有企业中，ESG表现对企业价值没有显著影响。这可能是因为国有企业本身具有政策优势和融资便利，ESG的边际效应相对较小，同时国有企业的ESG实践可能更多出于政策合规要求而非市场竞争需要；而非国有企业子样本的ESG系数为0.039 4，在1%的水平上显著，表明在非国有企业中，ESG表现对企业价值具有显著的促进作用。这可能是因为非国有企业面临更强的市场竞争和融资约束，ESG实践能够通过提升品牌形象、获取政策支持等途径为企业创造更大的价值增值。

表8　不同产权性质的异质性分析结果

变量	国有企业	非国有企业
	Tobins *Q*	Tobins *Q*
ESG	−0.016 5	0.039 4**
	(−1.34)	(2.82)
AGE	−0.002 3	0.012 6**
	(−0.40)	(2.81)
Size	−0.181 0***	−0.053 8*
	(−5.98)	(−2.36)
Lev	−0.232 0	−0.595 0***
	(−0.98)	(−4.46)
常数项	7.066 0***	−0.316 0
	(6.08)	(−0.28)
样本数	429	699

注：***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平；括号内为 *t* 值。

组间系数差异检验显示，两组样本的ESG系数存在显著差异，进一步证实了产权性质在ESG与企业价值关系中的调节作用。这一异质性分析结果表明，ESG的价值效应在不同产权性质的企业中存在明显差异，非国有企业从ESG实践中获益更多。

4.2　不同地理位置下的异质性检验

将全国划分为东、中、西和东北地区进行回归分析，结果见表9，与王波和杨茂佳[22]通过实证研究发现的结果一致。在东部地区，ESG表现对企业财务绩效具有显著的促进作用，系数为0.030，在1%水平上显著，表明在市场化程度高、经济发达的地区，ESG实践能够通过提升品牌形象、获取政策支持和降低融资成本等途径有效增强企业价值。然而，在东北地区，ESG表现却对财务绩效产生显著的负面影响，系数为−0.037，在10%水平上显著，这可能源于该地区经济转型压力较大、ESG投入成本较高而短期收益不足，导致ESG实践未能有效转化为财务效益。在中部和西部地区，ESG影响均不显著，可能由于样本量较小或地区市场机制不完善，削弱了ESG的价值效应。此外，控制变量如企业规模和资产负债率在不同地区的影响也存在差异，进一步反映了区域经济环境对企业财务绩效的调节作用。总体而言，ESG的价值实现高度依赖于

表 9 不同地理位置下的异质性分析结果

变量	东部地区	中部地区	西部地区	东北地区
ESG	0.030***	−0.012	−0.010	−0.037*
	(3.08)	(−0.68)	(−0.54)	(−2.08)
AGE	−0.032***	−0.008	−0.019	−0.012
	(−5.04)	(−0.68)	(−1.25)	(−0.73)
Size	−0.027	−0.257***	−0.301**	−0.965***
	(−1.08)	(−3.65)	(−2.06)	(−3.71)
Lev	−0.756***	1.247***	−0.617	0.592**
	(−3.56)	(4.51)	(−0.72)	(2.56)
样本数	982	40	65	40
R^2	0.496	0.896	0.797	0.843

注：控制了年份和企业固定效应；括号内为 t 值；***、**、* 分别表示 1%、5%、10%的显著性水平。

区域发展水平，在制定 ESG 战略时需考虑地区特异性。

5 结论与启示

5.1 结论

(1)ESG 表现显著提升房地产企业财务绩效。这一结论经缩尾处理、剔除特殊年份样本等稳健性检验后依然成立。从经济意义看，ESG 评分提高一个标准差(8.741 个单位)可使企业价值提升约 25.9%，现实意义突出。

(2)融资约束在 ESG 与企业价值的关系中发挥中介作用。融资约束的缓解进一步推动企业的价值提升，形成“ESG 表现→缓解融资约束→提升财务绩效”的传导路径，揭示了 ESG 价值创造的核心机制。

(3)ESG 对财务绩效的正向影响存在显著的产权性质与区域异质性。具体而言，在非国有企业、东部地区中，ESG 对企业财务绩效的促进作用更为显著。

(4)ESG 通过多路径赋能绩效。环境维度绿色转型降本增效、社会维度责任履行提升品牌价值、治理维度规范运营降低风险，3 类路径共同推动绩效提升，对面临融资约束与竞争压力的非国有企业而言，ESG 是突破发展瓶颈的重要手段。

5.2 启示

(1)将 ESG 纳入全面预算管理，优化资金配置。财务部门应重构资金分配逻辑，将 ESG 投入与财务效益挂钩，优先配置至短期见效快的维度。重点倾斜治理维度，优化独立董事结构、完善信息披露流程，降低代理成本与资金挪用风险，提升治理水平降低融资成本；在环境维度，则需要审慎投入，优先选择契合绿色信贷政策的项目，如绿色建筑的开发，避免盲目投资于长期难以见效的环境项目，以实现 ESG 投入与短期财务回报的合理平衡。

(2)实施差异化资金管理，缓解融资约束。企业应根据产权性质制定差异化的 ESG 资金管理策略，非国有企业应将 ESG 作为融资破局关键，量化披露“保交房”资金落实、社区配套投入等信息，向金融机构传递稳健信号，争取信贷利率下浮与多元资金流入，将资产负债率控制在行业均值以下；国有企业则需聚焦 ESG 资金使用效率，建立投入与效益联动追踪机制，定期评估项目资金回报率，促进 ESG 价值向财务绩效转化。

(3)强化信息披露，量化 ESG 与财务绩效关联。可以由财务部门牵头，联合法务、风控部门构建 ESG 与财务指标联动披露体系，以解决两类信息相互脱节的问题。一方面，披露 ESG 对融资成本、资金周转效率等关键财务指标的影响数据；另一方面，需清晰地列明 ESG 相关资金的使用明细，帮助投资者与债权人直观地理解 ESG 与绩效的内在联系，缓解信息不对称的情况，为企业后续融资与市值提升奠定坚实基础。

研究的理论贡献在于：一方面，从融资约束视角丰富了 ESG 影响企业价值的作用机制研究，为“ESG 如何影响企业价值”这一重要问题提供了新的解释；另一方面，通过识别产权性质和区域的调节作用，揭示了 ESG 价值效应的边界条件，为理解 ESG 实践在不同制度环境下的效果差异提供了重要启示。研究也存在一定的局限性：ESG 评分数据主要来源于第三方评级机构，可能存在测量误差；研究样本仅限于 A 股上市公司，未能涵盖非上市房地产企业。未来研究可以采用更精细的 ESG 分维度数据，探究环境、社会和治理各维度对企业价值的影响差异；拓展研究样本，考察中小房企和民营企业的 ESG 实践效果。

参考文献

[1] 陈静. ESG 与企业财务绩效的相关性研究[D]. 北京：对外经济贸易大学，2019.

[2] 刘园春，吴艳艳. “双碳”背景下企业 ESG 表现对全要素生产率的影响研究[J]. 蚌埠学院学报，2025，14(3)：70-76.

[3] ZHU C，WANG T. New firm entry and ESG performance：an inverted-U curve from spillovers to involution [J]. International Review of Economics and Finance，2025，104：104709.

[4] 徐聪健. 房地产业 ESG 信息披露质量对融资约束的影响分析[D]. 上海：东华大学，2025.

[5] 刘婷，孙玥. ESG 表现对企业韧性的影响研究：以江西铜

业为例[J]. 财务与会计,2024(13):33-38.
[6] WEN Q, KANG H. Research on the impact of carbon information disclosure on corporate ESG performance: evidence from China's manufacturing industry[J]. Sustainability, 2025, 17(20): 9272-9272.
[7] 胡曲应. 上市公司环境绩效与财务绩效的相关性研究[J]. 中国人口·资源与环境,2012,22(6):23-32.
[8] 张鑫,尤雯,宋雨轩,等. 建筑企业ESG表现对全要素生产率的影响研究[J]. 商业会计,2024(8):38-42.
[9] 赵微微. 环境、社会与治理(ESG)对电气行业企业财务绩效的影响[J]. 知识经济,2025(28):3-6,10.
[10] 郝欣晴. ESG表现与企业价值的研究综述[J]. 商业观察,2025,11(27):47-51.
[11] 施奕伶. ESG表现对企业绩效的影响研究[J]. 现代商业,2025(20):181-184.
[12] 陶小龙,陈杨,李丹,等. ESG表现、绿色技术创新与企业绩效关系[J]. 科技进步与对策,2025,42(15):87-97.
[13] 范子规. 数字化转型视角下ESG信息披露对于企业价值的影响[J]. 中国集体经济,2025(29):77-80.
[14] 胡亚敏,李建强,苗连琦. 企业社会责任如何作用于企业价值:基于消费者认知角度的考量[J]. 宏观经济研究,2016(12):132-144.
[15] 杨金坤. 企业社会责任信息披露与创新绩效:基于"强制披露时代"中国上市公司的实证研究[J]. 科学学与科学技术管理,2021,42(1):57-75.
[16] 齐殿伟,潘炳辉,付跃刚,等. 企业ESG表现能否促进制造业绿色技术创新[J]. 现代工业经济和信息化,2025,15(3):175-178,181.
[17] 王开. 实施ESG对医药制造企业财务绩效的影响:以B公司为例[J]. 中国市场,2025(28):127-130.
[18] 张叶青,陆瑶,李乐芸. 大数据应用对中国企业市场价值的影响:来自中国上市公司年报文本分析的证据[J]. 经济研究,2021(12):42-59.
[19] 施国栋,董艾琳. 高管激励、技术创新与ESG表现:数字化转型与融资约束的调节作用[J]. 技术经济与管理研究,2025(10):146-152.
[20] 江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. 中国工业经济,2022(5):100-120.
[21] 王一舒. ESG表现对企业价值及其估值的影响机制研究[D]. 柳州:广西科技大学,2025.
[22] 王波,杨茂佳. ESG表现对企业价值的影响机制研究:来自我国A股上市公司的经验证据[J]. 软科学,2022,36(6):78-84.

Can ESG Performance Enhance Real Estate Firms' Value? An Empirical Financial Analysis Based on Mediating Effect of Financing Constraints

ZHAO Qingguo, LIU Yuhan

(School of Economics and Management, Shenyang Aerospace University, Shenyang 110136, China)

Abstract: Against the backdrop of the "carbon peaking and carbon neutrality" goals and the high-quality transformation of the real estate industry, an empirical test was conducted from the perspective of financing constraints to explore the mechanism through which environmental, social, and governance(ESG) performance affects the financial performance of real estate enterprises. Based on the data of A-share listed real estate companies from 2009 to 2023, findings indicate that ESG performance can not only directly improve corporate financial performance but also exert an indirect positive effect through the independent mediating path of alleviating financing constraints, forming the transmission path of "ESG performance → alleviating financing constraints → improving financial performance". Heterogeneity analysis further reveals that the above effects are particularly significant for non-state-owned enterprises and those located in the eastern region. The research findings provides empirical evidence for understanding the value creation mechanism of ESG in the real estate industry and can offers references for the decision-making of enterprises and investors.

Keywords: environmental, social, and governance (ESG); real estate enterprises; financial performance; financing constraints; heterogeneity analysis