

ESG表现对企业价值的影响机制研究

王琳璘¹ 廉永辉² 董捷³

(1.国网能源研究院财审所, 北京 102209; 2.首都经济贸易大学金融学院, 北京 100070;
3.北京工商大学经济学院, 北京 100048)

摘要:近年来, 可持续发展、绿色发展理念逐渐深入人心, 企业在环境、社会和公司治理(ESG)方面的表现受到社会各界的广泛关注。本文基于2009年第一季度至2020年第四季度A股3096家上市公司, 实证考察了企业ESG表现对企业价值的影响。研究表明: 企业ESG表现越好, 企业价值越高。对作用机制的分析表明, 良好的ESG表现有助于缓解企业融资约束、改善企业经营效率、降低企业财务风险, 从而提升企业价值。进一步分析发现, 对非国有企业、所处制度环境较好和信息传递效率较高的企业而言, ESG表现对价值的提升效应更为明显。本文研究为ESG表现的正面经济后果提供了经验证据, 对企业和投资者重视ESG表现、政府部门完善ESG激励政策具有一定的启示。

关键词: ESG表现; 融资约束; 企业效率; 企业风险; 企业价值; 外部治理

Abstract: In recent years, as the construction of Beautiful China and ecological civilization continues to advance, the concept of sustainable and green development has become increasingly popular, and the environmental, social and corporate governance (ESG) performance of enterprises has received widespread attention from all sectors of society. This paper empirically examines the impact of corporate ESG performance on corporate value based on 3096 A-share listed companies from Q1 2009 to Q4 2020. The results show that, the better the ESG performance, the higher the enterprise value. The analysis of the mechanism shows that good ESG performance helps to alleviate financing constraints, improve operational efficiency, and reduce financial risks, thereby increasing firm value. Further analysis reveals that the value-enhancing effect of ESG performance is more pronounced for firms that are not state-owned, in a better institutional environment, and with more efficient information transfer. This study provides empirical evidence on the positive economic consequences of ESG performance, and has some implications for enterprises and investors to pay attention to ESG performance and for government departments to improve ESG incentive policies.

Key words: ESG performance, financial constraint, corporate efficiency, corporate risk, corporate value, external governance

作者简介: 王琳璘, 女, 高级经济师, 国网能源研究院财审所副所长, 研究方向: 绿色金融、资金管理。廉永辉, 金融学博士, 首都经济贸易大学金融学院副教授, 研究方向: 公司金融、绿色金融。董捷(通讯作者), 女, 金融学博士, 北京工商大学经济学院讲师, 研究方向: 金融理论与政策。

中图分类号: F832 **文献标识码:** A

一、引言

ESG是环境(environmental)、社会责任(social)和公司治理(governance)三个英文单词的首字母缩写, 是一种在投资决策中将企业环境、社会和治理表现纳入考虑的投资理念, 是责任投资理念的延伸和丰富。ESG不仅高度契合经济建设、政治建设、文化建设、社会建设、生态

文明建设“五位一体”的总体布局和“创新、协调、绿色、开放、共享”的新发展理念, 而且为可持续发展和绿色发展提供了系统性、可量化的操作框架。为促使上市公司重视和提升自身ESG表现, 政府部门、监管机构和行业协会推出了一系列旨在加强上市公司ESG信息披露、提升企业ESG表现、引导投资者践行ESG投资理念的政策。然而, 在市场经济条件下, 政策鼓励和监管规则

的引导作用固然重要，但更关键的是激发企业的内生动力，让企业从更好的ESG表现中获得更高的经济收益、更强的可持续发展能力，实现社会价值和市场价值的“双赢”。那么，良好的ESG表现是否有助于提升企业价值？如果是，ESG通过哪些机制影响企业价值呢？

既有文献侧重考察E、S或G单个维度对企业价值的影响，其中对于良好的公司治理有助于提升企业价值基本没有异议(Balachandran and Faff, 2015)^[2]，但在环境和社会责任与企业价值的关系方面存在较大分歧，出现了正相关、负相关、不明确等观点，其中支持环境和社会责任有助于提升企业价值的观点占主流地位(卫武, 2012; Friede et al., 2015)^{[27][8]}。近年来，随着ESG作为一个整体的概念逐渐为社会各界所接受，一些学者开始考察企业ESG整体表现对财务绩效的影响，绝大多数研究发现ESG有助于改善企业财务绩效(Yoon et al., 2018; Taliento et al., 2019; 张琳和赵海涛, 2019; Broadstock et al., 2020)^{[19][18][30][4]}。上述文献为理解ESG表现与企业价值的关系提供了有益借鉴，但相关文献大多并未深入检验ESG对企业价值的多重影响机制，在逻辑链条上存在一定的缺失环节。¹

有鉴于此，本文借助目前国内评级体系中覆盖范围最广、更新频率最高的华证ESG评级数据，以我国2009年第一季度至2020年第四季度A股3096家上市公司为样本，实证考察了ESG表现对企业价值的影响机制。考察作用机制发现，ESG的正面价值效应源于良好的ESG表现能够缓解企业融资约束、提高企业经营效率和降低企业经营风险。ESG表现的价值效应依赖于企业产权性质、所处制度环境和信息传递效率：与国有企业相比，非国有企业ESG表现对企业价值的提升作用更为明显；企业所处地区市场化程度越高、政府干预越少、法制环境越好，ESG表现对企业价值的正向影响越大；企业信息披露质量越高、受到分析师关注和媒体关注度越高，ESG表现对企业价值的正向影响越大。

与既有文献相比，本文研究可能具有如下贡献和特色：一方面，考察中国上市公司ESG表现的价值效应，拓展和丰富了ESG价值效应方面的文献，同时为评估我国股票市场ESG投资有效性提供新证据，对投资者积极参与ESG投资具有重要的启示意义；另一方面，在明确

ESG表现能够提升企业价值后，进一步考察了ESG影响企业价值的具体机制，发现ESG能够缓解企业面临的融资约束、提升企业投资效率、降低企业财务风险，从而打开了ESG影响企业价值的“黑箱”。此外，本文还考察了企业产权性质、所处制度环境和信息环境等因素对ESG价值效应的调节作用，从而明确ESG提升价值所依赖的内外部条件，为进一步提升ESG表现的价值效应提供更具针对性的建议。

二、理论分析和研究假设

利益相关者理论和资源依赖理论认为，积极承担环境和社会责任有助于提升企业价值。利益相关者理论指出，企业承担环境责任和社会责任能够向利益相关者传递企业值得信赖的信号，降低企业与利益相关者之间的交易成本，提升利益相关者参与企业价值创造的效率(Freeman and Evan, 1990)^[7]。资源依赖理论强调，企业的生存和发展需要从外部环境汲取各类资源(Pfeffer and Salancik, 1978)^[16]，承担环境责任和社会责任能帮助企业获取利益相关者所掌握的关键战略资源来打造自身的竞争优势。良好的ESG表现意味企业能高质量地履行与利益相关者的契约，从而赢得利益相关者的信赖和支持，获取可持续发展所需的资源和环境。基于利益相关者理论和资源依赖理论，本文主要通过三项机制分析企业ESG表现对企业价值的影响，包括缓解融资约束、提升企业效率和降低企业风险(如图1所示，相关机制论述详见研究假设)。从估值角度看，融资约束缓解和企业效率提升会增加企业未来现金流，而企业风险降低有助于降低投资者对企业未来现金流的贴现率²，两方面因素共同提升了企业价值。³因此，本文首先针对“ESG是否影响企业价值”提出研究假设：

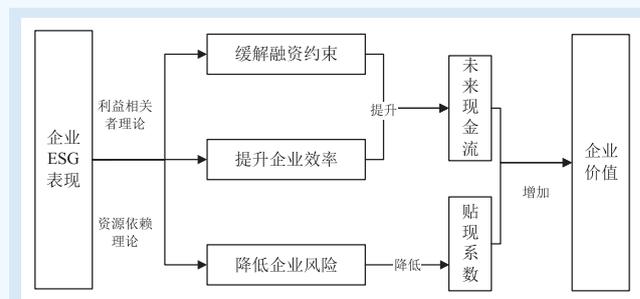


图1 企业ESG表现影响企业价值的机制

H1: 良好的ESG表现有助于提升企业价值。

(一)ESG的融资约束缓解效应

一方面, ESG表现提供了更多的企业信息, 有助于降低企业和投资者之间的信息不对称。企业信息包括财务信息和非财务信息, ESG反映的非财务信息对企业未来经营状况具有很好的指示作用, 可以帮助投资者更全面地了解企业状况。同时, ESG表现好的企业信息披露意愿更强、更少进行盈余管理, 分析师关注度也更高, 这提升了企业的信息透明度, 降低了投资者面临的不确定性(Dhaliwal et al., 2011)^[5]。另一方面, 良好的ESG表现提供了企业的正面信息, 起到了积极的信号传递作用(张兆国等, 2013)^[31]。一是表明企业社会意识强, 更值得投资者信赖, 特别是迎合了负责任投资者的投资偏好; 二是传达了企业可持续发展能力强、未来现金流充裕的信息, 投资者可以获得预期收益; 三是显示企业治理机制完善, 投资者利益可以得到更好保护。此外, 我国政府在金融资源配置特别是银行信贷供给方面具有较大影响。企业通过承担社会责任可以加强政治关联, 在融资方面获得政府支持。尤其近年来随着环保纳入政绩考核和绿色金融政策的大力推进, 环境表现好的企业更容易获得银行的优惠贷款(邱牧远和殷红, 2019)^[24]。综合而言, 企业ESG表现越好, 投资者面临的信息风险和财务风险也越小, 从而有助于企业提升资金可得性、降低资金成本。因此, 本文提出研究假设:

H2: 良好的ESG表现通过缓解企业融资约束而提升企业价值。

(二)ESG的企业效率提升效应

人力资本、管理能力、技术水平是影响企业效率的重要因素。首先, 企业提高ESG水平能拥有更好的人力资本。根据效率工资理论, 企业提高员工待遇、改善员工工作环境, 可以减少员工偷懒、离职行为, 激发员工的工作热情。同时, 关心员工利益的企业与员工拥有共同的目标和价值理念, 员工对企业的自豪感和认同感更强, 从而自觉地努力工作(Kim et al., 2010)^[12]。此外, 社会声誉好的企业在招聘市场也更受青睐, 能吸引更多优秀员工。其次, ESG水平高的企业管理能力更强。一方面, 公司治理完善的企业代理问题更小, 对高管的激励和约束机制更有效, 促使高管更加勤勉负责(高杰英

等, 2021)^[21]; 另一方面, 企业要达到较高的ESG水平需要妥善协调多方利益群体, 这依赖于企业先进的管理理念和高超的管理能力。此外, 企业认真履行社会责任、加深和利益相关者的联结, 也会促使利益相关者积极地发挥监督作用、更多地反馈企业运营中存在的问题, 从而帮助企业提升治理水平、改进管理流程。最后, 良好的ESG表现有助于企业提升技术水平。ESG本身要求企业采用更先进、安全、节能环保的生产工艺和流程。同时ESG有助于企业开展创新活动(吴迪等, 2020)^[29]: 一是ESG高的企业更注重长远利益, 愿意牺牲短期利润、加大研发创新投入, 从而增强企业的可持续发展能力; 二是好的ESG表现通过增加企业高端产品需求、缓解企业融资约束、提升企业人力资本等途径为企业技术创新提供了市场、资金和人才条件。因此, 本文提出研究假设:

H3: 良好的ESG表现通过提升企业效率而提升企业价值。

(三)ESG的企业风险降低效应

一方面, ESG表现好的企业风险管理更全面、合规标准更高, 可以有效减少和利益相关者摩擦带来的法律风险。随着ESG相关法规的完善, 企业如果不注重员工权益、产品质量、环境保护等, 将面临法律诉讼和行政规制, 除了赔偿和处罚带来的直接支出外, 还将因声誉受损而蒙受更大的经济损失(冯丽艳等, 2016)^[20]。另一方面, 良好的ESG表现帮助企业积累了道德和声誉资本, 能发挥一定的保险效应。ESG的“保险效应”可以帮助企业更好地应对外部不利冲击。在企业面临的外部经济环境恶化时, 容易出现客户流失、融资困难、股价下跌等问题, 社会绩效好的企业与利益相关者建立了稳固的合作和信任关系, 因而能得到利益相关者的支持以渡过难关(Lins et al., 2017)^[14]。不仅如此, ESG的“保险效应”可以减少企业负面事件带来的损失。企业凭借良好的ESG表现获得了利益相关者的认可、树立了正面的品牌形象。社会公众对声誉好的企业包容度更高, 当企业出现负面新闻时, 利益相关者更愿意相信这是偶发事件、源于企业的失误而非恶意为之, 因此不会对企业施以严厉的处罚, 这给了企业纠偏的机会和时间, 避免产生巨额经济损失(Godfrey, 2005)^[10]。因此, 本文提出研究假设:

H4: 良好的ESG表现通过降低企业风险而提升企业价值。

三、研究设计

(一)模型设定和变量选择

为检验研究假设H1, 本文设定如下模型:

$$Tq = \alpha + \beta Esg + \sum \gamma_i X_i + \varepsilon \quad (1)$$

被解释变量 Tq 即托宾Q, 是度量企业价值的常用指标。 Tq =企业总资产市值/企业总资产面值, 其中总资产市值等于股票市值与有息负债之和, 总资产面值为总资产账面价值与无息负债账面价值之差。在计算企业市值时需要考虑非流通股缺乏精确市场定价的问题, 本文以每股净资产作为非流通股价格。此外, 计算过程中考虑了企业拥有B股或者H股的情况, 并基于相应的流通股数量和股价(按年末汇率折算后)和A股市值进行了加总。

核心解释变量 Esg 系基于华证ESG评价体系构造而来。华证ESG评价体系是基于上市公司公开披露数据、定期报告及临时公告、上市公司社会责任及可持续发展报告、政府及相关监管部门网站数据和新闻媒体数据, 在参考国际主流的ESG评价体系和结合我国市场特点调整后所构建的ESG指标体系, 具有更新频率高(季度更新)、覆盖范围广(覆盖全部A股上市公司)和数据可得性高的特点。华证ESG指标体系包括环境、社会和公司治理三大支柱下的14个主题、26个关键指标和130多个子指标⁴, 其中环境指标包括环境管理体系、绿色经营目标、绿色产品等; 社会指标包括社会责任制度体系、经营活动、社会贡献等; 公司治理指标包括治理结构、运营风险、外部处分等。根据行业特点, 并参考汤森路透的重要性矩阵构建行业权重矩阵后, 华证ESG指标体系基于指标得分, 最终得到C~AAA九档评级。为方便实证分析, 本文将C~AAA九档评级分别赋值1~9, 由此得到变量 Esg 。

模型还控制了如下因素 X : 财务因素主要包括公司规模 $Size$ (总资产的自然对数)、资产负债率 Lev (总负债比总资产)、企业成长性 Gr (主营业务收入增长率)、经营性现金流 Cf (经营活动产生的现金流量净额比期初总资产)、资产有形性 $Tang$ (固定资产与存货之和除以总资产), 公司治理因素主要纳入了第一大股东持股比例 $Top1$ (期末第一大股东持股数与总股本数之比)、董事会独立性 $Indep$ (独董

数量与董事会规模之比)、两职兼任虚拟变量 $Dual$ (董事长和总经理为同一人时取1, 否则取0)、股权性质 Soe (国有企业取1, 其他取0)。此外, 企业所处的行业特征、宏观经济环境和其他未考虑的时变因素也可能影响企业价值, 对此本文统一在模型中加入行业固定效应和时间固定效应予以控制。

为检验ESG影响企业价值的具体机制, 本文将模型(1)中被解释变量替换为相应的机制变量, 直接检验ESG是否能够影响相应的机制变量。⁵具体而言:

为检验研究假设2, 将模型(1)中被解释变量替换为反映企业融资约束程度的KZ指数(Kaplan and Zingales, 1997; Lamont et al., 2001)^{[11][13]}。⁶变量 $Kz = -1.002 \times Cf/Ta + 3.139 \times Lev - 39.368 \times Div/Ta - 1.315 \times Cash/Ta + 0.283 \times Tq$, 其中, Cf 、 Div 、 $Cash$ 分别是企业经营性净现金流、企业现金股利和现金持有量, 且均使用期初总资产 Ta 标准化, Lev 和 Tq 分别是企业资产负债率和托宾Q。

为检验研究假设3, 将被解释变量替换为企业全要素生产率。全要素生产率是衡量企业生产效率的关键指标, 本质上是一种资源配置效率, 企业人力资本增加、管理水平提升、生产技术进步都能提高全要素生产率。本文借鉴黎文靖和胡玉明(2012)^[22], 通过估计对数柯布道格拉斯生产函数 $\ln Y = \beta_0 + \beta_1 \ln K + \beta_2 \ln L + \beta_3 \ln M + \varepsilon$ 得到上市公司全要素生产率 Tfp 。其中, Y 为上市公司营业收入(千元), K 为上市公司固定资产净值(千元), L 为上市公司职工人数(千人), M 为中间投入, 以“购买商品、接受劳务支付的现金(千元)”衡量。

为检验研究假设4, 将被解释变量替换为企业破产风险指标。本文使用Altman(2002)^[1]提出的修正 $Zscore$, 修正 $Zscore = (0.717 \times \text{营运资金} + 0.847 \times \text{留存收益} + 3.107 \times \text{息税前利润} + 0.998 \times \text{销售收入}) / \text{资产总额} + 0.42 \times \text{股票账面价值} / \text{负债总额}$, 其数值越大, 企业面临的财务风险越小。

(二)数据来源和样本选择

本文选择2009年第一季度至2020年第四季度我国沪深A股上市公司季度数据为研究样本, 在此基础上剔除了金融业和房地产业的样本和处于特殊处理状态的公司, 并删掉了营业总收入为0或缺失、资产负债率大于1的数据异常样本, 最终获得截面数 $N=3096$ 、时间跨度 $T=48$ 的非平衡面板数据, 共有92144个公司-季度观测值。ESG

数据来自WIND数据库中的华证ESG评级，其他数据取自CSMAR数据库。

表1 变量描述性统计结果

变量(单位)	样本量	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>Tq</i>	92144	2.587	1.764	0.864	2.029	10.400
<i>Kz</i>	92144	-3.768	14.735	-110.519	0.400	2.974
<i>Tfp</i>	92059	-3.374	332.874	-875.703	-24.667	852.498
<i>Zscore</i>	92144	0.868	0.537	-8.020	0.797	11.617
<i>Esg</i>	92144	6.520	1.080	1.000	6.000	9.000
<i>Size</i>	92144	22.130	1.289	19.754	21.921	26.113
<i>Lev</i> (%)	92144	40.055	19.950	4.462	39.434	83.038
<i>Gr</i> (%)	92144	10.823	42.073	-66.826	4.592	142.414
<i>Cf</i> (%)	92144	1.867	5.944	-14.677	1.498	21.504
<i>Tang</i> (%)	92144	35.597	16.779	3.038	34.411	77.595
<i>Top1</i> (%)	92144	35.101	14.964	2.866	33.304	88.549
<i>Indep</i> (%)	92144	37.465	5.564	9.091	33.333	80.000
<i>Dual</i>	92144	0.273	0.445	0.000	0.000	1.000
<i>Soe</i>	92144	0.347	0.476	0.000	0.000	1.000

表1汇报了主要变量的描述性统计结果，其中所有连续变量已进行了上下1%的缩尾处理。财务状况方面，样本企业*Tq*的均值为2.587，标准差为1.764，最大值超过10，而最小值仅为0.864，说明不同企业的市场价值存在较大差异。*Kz*和*Tfp*的标准差较大，表明不同企业的融资约束情况和全要素生产率存在明显分化。*Lev*均值为40.055%，不过也有企业资产负债率高达83.038%。公司治理方面，第一大股东持股比例*Top1*平均为35.101%，上市公司的股权相对集中；独立董事占比*Indep*均值为37.465%，大于证监会提出的董事会中应至少包括1/3独立董事的要求；*Dual*的均值为0.273，表明超过1/4的样本存在两职兼任情况。ESG评级方面，*Esg*均值为6.52，说明样本企业ESG的平均评级介于BBB到A之间。⁷

四、实证结果与分析

(一)基准回归结果

表2汇报了ESG对企业价值影响机制的回归结果。为避免公司层面的聚集效应对标准误的影响，回归时在公司层面进行了cluster处理。第(1)列显示，*Esg*的系数在1%水平下显著为正。经济显著性方面，如果一家公司ESG评级提升一档，由此将带来*Tq*增加0.104，增量占样本公司*Tq*均值(标准差的)4.02%(5.89%)。由此可见，良好的ESG表现能够显著提升企业价值，从而支持了假设H1。

第(2)~(4)列进一步检验了ESG提升企业价值背后的具体机制，其中：第(2)列中*Esg*的系数显著为负，说明良好的ESG表现能够降低KZ指数，缓解企业融资约束，初步验证了假设H2；第(3)(4)列中*Esg*的系数显著为正，说明ESG有助于提升企业效率、降低企业风险，从而支持了假设H3和H4。进一步地，表2第(5)~(7)列在第(1)列的基础上分别加入了*Kz*、*Tfp*和*Zscore*三个变量，借助中介效应模型的检验思路，明确三项机制在ESG提升企业价值中起到的作用强弱：

表2 ESG对企业价值的影响机制

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	<i>Tq</i>	<i>Kz</i>	<i>Tfp</i>	<i>Zscore</i>	<i>Tq</i>	<i>Tq</i>	<i>Tq</i>	<i>Tq</i>
<i>Esg</i>	0.104*** (7.42)	-0.109*** (-2.84)	11.559*** (10.66)	0.035*** (21.25)	0.104*** (7.39)	0.098*** (7.07)	0.086*** (6.16)	0.085*** (6.08)
<i>Kz</i>					-0.004*** (-3.49)			-0.001 (-1.40)
<i>Tfp</i>						0.001*** (8.78)		0.000*** (5.99)
<i>Zscore</i>							0.509*** (7.55)	0.442*** (6.67)
<i>Size</i>	-0.459*** (-22.49)	-0.248*** (-23.63)	52.251*** (44.57)	0.005*** (3.25)	0.104*** (7.39)	0.098*** (7.07)	0.086*** (6.16)	0.085*** (6.08)
<i>Lev</i>	-0.015*** (-12.87)	-0.209*** (-4.56)	-0.682*** (-9.28)	-0.007*** (-59.63)	-0.460*** (-22.56)	-0.486*** (-24.61)	-0.462*** (-23.26)	-0.479*** (-24.53)
<i>Gr</i>	0.001*** (7.05)	0.089*** (31.09)	0.625*** (20.07)	-0.000*** (-9.23)	-0.014*** (-12.55)	-0.014*** (-12.87)	-0.011*** (-9.37)	-0.011*** (-9.48)
<i>Cf</i>	0.030*** (11.07)	-0.019*** (-11.33)	15.777*** (76.64)	0.014*** (35.26)	0.001*** (6.33)	0.000*** (3.88)	0.001*** (8.71)	0.001*** (5.81)
<i>Tang</i>	-0.010*** (-9.96)	0.189*** (56.41)	-5.490*** (-69.85)	-0.002*** (-22.87)	0.029*** (10.74)	0.022*** (8.84)	0.023*** (8.85)	0.018*** (7.36)
<i>Top1</i>	0.009*** (7.28)	-0.013*** (-4.20)	0.636*** (8.76)	0.004*** (37.36)	-0.010*** (-9.35)	-0.008*** (-7.57)	-0.009*** (-9.04)	-0.007*** (-7.25)
<i>Indep</i>	0.010*** (3.63)	-0.026*** (-3.46)	-2.201*** (-12.20)	-0.002*** (-9.19)	0.009*** (7.25)	0.008*** (7.06)	0.007*** (5.68)	0.007*** (5.70)
<i>Dual</i>	0.168*** (4.30)	-0.665*** (-6.49)	-10.884*** (-4.54)	-0.010*** (-3.00)	0.010*** (3.59)	0.011*** (4.05)	0.011*** (4.18)	0.012*** (4.38)
<i>Soe</i>	-0.159*** (-3.75)	0.438*** (3.92)	9.774*** (3.79)	-0.032*** (-8.80)	0.166*** (4.25)	0.173*** (4.48)	0.173*** (4.49)	0.174*** (4.55)
截距项	12.056*** (29.77)	-5.072*** (-5.24)	-943.814*** (-35.79)	0.367*** (10.81)	12.485*** (30.45)	13.006*** (32.26)	11.870*** (29.63)	12.377*** (29.87)
行业 FE	是	是	是	是	是	是	是	是
时间 FE	是	是	是	是	是	是	是	是
样本量	92144	92144	92059	92144	92144	92059	92144	92059
调整 R ²	0.401	0.248	0.162	0.385	0.401	0.408	0.415	0.419

注：***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平下显著，回归系数下括号内为使用公司层面聚类稳健标准误计算的 t 值。下表同。

第(5)列中Kz系数显著为负,说明严重的融资约束有损企业价值。核心解释变量Esg的系数符号保持显著为正,但系数大小较之列(1)无明显变化。进一步地,Sobel检验发现,Z统计量值为2.373,在5%水平下显著(p值为0.017),从而证实了不完全中介效应的存在。⁸从数量看,中介效应的大小为0.0004,占总效应和直接效应的比重分别为0.37%和0.38%,说明KZ指数在“ESG表现↑—融资约束↓—企业价值↑”这一作用路径中起到的中介效应较弱。

第(6)列中Tfp系数显著为正,说明效率越高的企业价值越大。Esg的系数符号保持显著为正,且系数大小由不加入Tfp时的0.104降至0.098,即ESG对企业价值的直接效应小于其对企业价值的总效应,侧面说明企业效率在ESG对企业价值的影响中起到了不完全中介效应。进一步地,Sobel检验发现,Z统计量值为10.36,在1%水平下显著(p值为0.000),从而证实了不完全中介效应的存在。从数量看,中介效应的大小为0.0058,占总效应和直接效应的比重分别为5.57%和5.90%,说明Tfp在“ESG表现↑—企业效率↑—企业价值↑”这一作用路径中起到了一定程度的中介效应。

第(7)列中Zscore系数显著为正,说明风险越低的企业价值越大。Esg的系数符号保持显著为正,且系数大小由不加入Zscore时的0.104降至0.086,说明企业风险在ESG对企业价值的影响中起到了不完全中介效应。进一步地,Sobel检验发现,Z统计量值为21.49,在1%水平下显著(p值为0.000),从而证实了不完全中介效应的存在。从数量看,中介效应的大小为0.0179,占总效应和直接效应的比重分别为17.27%和20.88%,说明Zscore在“ESG表现↑—企业风险↓—企业价值↑”这一作用路径中起到了较大的中介效应。

第(8)列则同时加入Kz、Tfp和Zscore三个中介变量,此时Kz系数为负但显著性较弱,Tfp和Zscore保持显著为正。这说明,与Kz相比,Tfp和Zscore在ESG与企业价值关系中起到的中介效应更强。Esg系数降为0.085,与仅加入Zscore的列(7)较为接近,侧面反映出Zscore在ESG与企业价值关系中起到的中介效应最大。

综上所述,ESG同时通过缓解融资约束、提升企业效率、降低企业风险三项机制提升企业价值,其中风险

降低机制发挥的作用最大,其次是效率提升机制,最后是融资约束缓解机制。

(二)稳健性分析

1. 替换企业价值度量方式

一是使用不同方法计算托宾Q。基准回归中计算Tq时,以每股净资产作为非流通股价格,此处以流通A股的价格作为非流通股价格,得到Tq2。二是采用市净率PB度量企业价值,PB=股票市价/每股净资产。三是采用季度超常收益率AR度量企业价值,这一方法有助于避免托宾Q计算过程中非流通股价格难以确定带来的度量偏差。AR=公司股票的季度收益率—市场季度回报率。四是以总资产收益率ROA侧面反映企业价值。表3汇报了使用上述指标作为被解释变量的回归结果,各列中Esg的系数均保持显著为正,再次支持了假设H1。

2. 对ESG融资约束缓解效应的稳健性检验

一方面,借助Fazzari et al.(1988)^[6]提出的“投资—现金流敏感性”模型检验ESG是否缓解企业融资约束。企业从外部获取融资的成本高于内部融资成本,因此,融资约束程度越严重的企业投资对内部现金流的依赖程度越高,从而表现为更高的投资—现金流敏感性。通过考察

表3 替换企业价值度量方式的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Tq2	PB	AR	ROA
Esg	0.068*** (6.12)	0.096*** (5.45)	0.002*** (3.30)	0.265*** (28.45)
控制变量	是	是	是	是
行业 FE	是	是	是	是
时间 FE	是	是	是	是
样本量	92144	92144	92144	92144
调整 R ²	0.301	0.258	0.394	0.424

表4 ESG对企业融资约束的影响

	(1)	(2)	(3)
	Inv	Inv	DCOST
Esg	0.045*** (4.05)	0.066*** (6.29)	-0.122*** (-5.60)
Esg×Cf		-0.011*** (-5.71)	
Cf	0.075*** (31.89)	0.147*** (11.41)	
控制变量	是	是	是
行业 FE	是	是	是
时间 FE	是	是	是
样本量	92144	92144	75826
调整 R ²	0.249	0.249	0.095

ESG对投资-现金流敏感性的影响，即可推测ESG对企业融资约束的影响。具体而言，建立如下模型：

$$Inv = \alpha + \beta_1 Esg + \beta_2 Esg \times Cf + \beta_3 Cf + \sum \gamma_i X_i + \varepsilon \quad (2)$$

其中，*Inv*为购建固定资产、无形资产和其他长期资产支付的现金，*Cf*为经营活动产生的现金流净额，二者均以期初总资产标准化，控制变量与模型(1)一致。表4汇报了相应的回归结果。第(1)列显示，现金流*Cf*的系数显著为正，说明平均而言我国上市公司面临一定的融资约束。在此基础上，第(2)列的交叉项系数为负，表明ESG水平越高，投资现金流敏感性越低，说明ESG能够降低企业投资对于内部融资的依赖，从而为假设H2提供了支持证据。

另一方面，以债务融资成本侧面反映企业面临的融资约束。借鉴周楷唐等(2017)^[32]、王运通和姜付秀(2017)^[26]的做法，以公司利润表附注财务费用明细中利息支出部分除以公司借款余额(资产负债表中短期借款、长期借款和一年内到期的长期负债三者余额之和)来估算公司的债务融资成本*DCOST*。表4第(3)列中*Esg*系数显著为负，说明ESG能够降低企业债务融资成本，再次支持了ESG的融资约束缓解效应。

3.以投资效率替换企业效率指标

本文采用Richardson(2006)^[17]的方法确定企业的投资效率：

$$Inv_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Gr_{i,t-1} + \beta_2 Lev_{i,t-1} + \beta_3 Cash_{i,t-1} + \beta_4 Age_{i,t-1} + \beta_5 Size_{i,t-1} + \beta_6 Ret_{i,t-1} + \beta_7 LInv_{i,t} + \sum \beta_i Ind + \sum \beta_i Yq + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

除了前文定义的因素，模型还包括影响企业投资规模(*Inv*)的其他主要因素：上市年龄(*Age*)、股票季度回报率(*Ret*)、上期投资规模(*LInv*)、行业因素(*Ind*)、时间因素(*Yq*)等。估计上述模型可以得到预期投资，然后以公司实际投资减去预期投资即可得到残差*Res_Inv*，定义投资效率*Eff_Inv*=|*Res_Inv*|。*Eff_Inv*越小，意味着企业实际

做出的投资与预期投资较为接近，投资效率较高。进一步地，本文还区分了过度投资和投资不足两种非效率投资，残差为正表示过度投资*Over_Inv*，残差为负则取其绝对值得到*Under_Inv*表示投资不足。

将企业效率指标由*Tfp*替换为上述效率指标重新回归，表5汇报了相应的回归结果。第(1)列中*Esg*的系数显著为负，表明ESG越高的企业非效率投资越低；第(2)(3)列进一步区分过度投资和投资不足，发现ESG能同时降低两种类型的非效率投资。总之，ESG能够提升企业的投资效率，从而为假设H3提供了支持证据。

4.替换企业风险度量指标

一是采用盈利波动性*ROA_SD*反映企业财务风险。*ROA_SD*为经行业均值调整后的资产收益率(*ROA*)四个季度的滚动标准差。盈利波动性越大，意味着企业经营绩效稳定性越差，财务风险越高。二是借鉴Boubaker et al.(2020)^[3]的做法，采用公司股票收益率波动性*VOL*反映企业财务风险。*VOL*为考虑现金红利再投资的日个股股票收益率的季度标准差，*VOL*越高意味着企业财务风险越大。三是借鉴罗党论等(2016)^[23]采用贝塔系数*BETA*度量企业的财务风险。

将基准回归模型(1)中被解释变量替换为上述风险指标并分别回归，表6汇报了相应的回归结果。与表2回归结果一致，ESG降低了企业盈利波动性、个股收益率波动性和贝塔系数，说明ESG具有降低企业经营风险的作用，假设H4再次得到验证。

5.处理内生性问题

第一，估计个体固定效应模型缓解遗漏变量问题。对于模型中可能存在的不随时间变化的、不可观测的遗漏变量，本文加入公司个体固定效应，即以双向固定效应模型取代基准回归中“行业+时间”固定效应模型。

表 5 ESG 对企业投资效率的影响

	(1)	(2)	(3)
	<i>Eff_Inv</i>	<i>Over_Inv</i>	<i>Under_Inv</i>
<i>Esg</i>	-0.315*** (-5.52)	-0.449*** (-3.57)	-0.369*** (-8.36)
控制变量	是	是	是
行业 FE	是	是	是
时间 FE	是	是	是
样本量	87852	36292	51560
调整 R ²	0.081	0.125	0.162

表 6 ESG 对企业经营风险的影响

	(1)	(2)	(3)
	<i>ROA_SD</i>	<i>VOL</i>	<i>BETA</i>
<i>Esg</i>	-0.037*** (-10.97)	-0.043*** (-7.59)	-0.021*** (-18.12)
控制变量	是	是	是
行业 FE	是	是	是
时间 FE	是	是	是
样本量	92144	92144	54704
调整 R ²	0.080	0.348	0.182

表7第(1)列显示,双向固定效应模型的估计结果中,尽管多数变量的估计系数显著性较基准回归中的系数显著性有所下降,但Esg的系数仍然在5%水平下保持为正。

第二,通过滞后解释变量缓解双向因果问题。基准回归表明,ESG表现越好,企业价值越高,但这一结果有可能是因为价值越高的企业越有能力和意愿提升自身ESG,从而带来了反向因果型内生性问题。为缓解反向因果问题,考虑到滞后期Esg不容易受到当期Tq的反向影响,此处分别以滞后一期、四期、八期的Esg(LEsg、L4Esg、L8Esg)为解释变量。⁹表7第(2)~(4)列汇报了相应的回归结果,Esg各滞后期系数显著为正,表明改善ESG表现对提升企业价值具有较长期和持续的影响。

第三,工具变量回归。本文采用公司注册地所在城市其他上市公司ESG评分均值(IV1)和上市公司最早一期的ESG评分(IV2)作为工具变量。原因在于,一家上市公司在某一时间点的ESG表现与同城市内其他上市公司的ESG表现相关,而同城市内其他上市公司的ESG表现不对该上市公司当期企业价值产生直接影响。同时,该公司

最早期ESG表现对当期ESG表现有影响,但其“前定”特点意味着其与模型当期的扰动项不相关。为考察工具变量的有效性,主要进行了不可识别检验、弱工具变量检验和过度识别检验。由于不作扰动项独立同分布的假设,故使用Kleibergen-Paap rk LM统计量来检验不可识别问题,使用Kleibergen-Paap rk Wald F统计量来检验弱工具变量问题,使用Hansen J统计量来检验过度识别问题。总体而言,工具变量检验结果表明,以IV1和IV2做工具变量是有效的。表7第(5)~(6)列汇报了两阶段最小二乘法(2SLS)第一和第二阶段的回归结果,Esg系数保持显著为正。因此,本文结论在考虑内生性问题后依然成立。

五、异质性分析

(一)产权性质对ESG价值效应的影响

首先,产权性质会影响企业ESG表现背后的动机。非国有企业作为较为纯粹的市场参与者,其提升ESG的动机主要是为了获取经济回报;相比之下,国有企业拥有国家干预和市场参与者双重身份,其ESG实践首先考虑的是制度、政策因素和社会反响,而非经济利益。相应地,不同产权性质企业ESG实践的重点也将有所不同,非国有企业倾向于优先满足能带来更多经济效益的利益相关者的需求,而国有企业更倾向于为响应国家号召而进行相应的ESG实践。ESG实践动机和形式的差异导致非国有企业ESG投资对企业价值具有更强的提升效应。

其次,产权性质会影响企业通过ESG获取政府、金融机构等利益相关者支持的效益。国有企业天然具有较强的政治关联,从政府和国有银行获取支持本就较为便利。相比之下,非国有企业不存在与政府和国有银行的“血缘关系”,因而更需要通过加强ESG实践,以换取来自政府和银行的支持。因此,对于国有(非国有)企业来说,提升ESG在获取政府和国有银行相关资源方面的边际效应较低(高)。

最后,产权性质会影响利益相关者对企业ESG表现的期待程度。党的十八届三中全会明确指出,承担社会责任是推进国有企业深化改革的一项重要内容。因此,与非国有企业相比,国有企业在ESG表现方面面临更高的公共压力和社会期待。在利益相关者看来,国有企业

表7 处理内生性问题的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	双向固定效应模型	解释变量滞后			工具变量回归	
		Tq	滞后1期 Tq	滞后4期 Tq	滞后8期 Tq	第一阶段 Esg
Esg	0.027** (2.35)					0.204*** (15.49)
LEsg		0.100*** (7.07)				
L4Esg			0.080*** (5.52)			
L8Esg				0.047*** (2.98)		
IV1					0.720*** (109.1)	
IV2					0.366*** (40.88)	
控制变量	是	是	是	是	是	是
行业 FE	否	是	是	是	是	是
个体 FE	是	否	否	否	否	否
时间 FE	是	是	是	是	是	是
样本量	92144	90743	81984	70749	92140	92140
调整 R ²	0.341	0.400	0.390	0.387		0.249
Kleibergen-Paap rk LM						5923.092 [0.000]
Kleibergen-Paap rk Wald F						7034.849 [19.93]
Hansen J						0.194 [0.659]

说明:***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平下显著,回归系数下括号内为使用公司层面聚类稳健标准误差计算的t值,[]内为各统计量的p值,[]内数值为Stock-Yogo检验10%水平下的临界值。

履行社会责任是分内之事，对国有企业提升ESG表现习以为常、敏感度较低，由此导致市场对国有企业ESG表现提升的反应程度较低。

综上所述，预期国有企业ESG表现对企业价值的提升效应较小。考虑到产权性质的分组变量特征，本文同时采用了分组回归和虚拟变量交叉项回归两种方法予以检验，相关结果列示于表8中。其中，第(1)(2)列汇报了分组回归结果，国有企业组($Soe=1$)中Esg的系数显著小于非国有企业组($Soe=0$)。第(3)列汇报了交叉项回归结果，国企虚拟变量和Esg的交叉项在1%水平下显著为负。总之，相比于非国有企业，国有企业改善ESG对企业价值的提升效应更小。

(二)市场化程度对ESG价值效应的影响

市场化进程是一系列经济、社会、法律和政治体制改革的结果，反映了一个地区政府和市场的关系，代表市场在资源配置中所起作用的程度。一般认为市场化高的地区具有政府干预少、法制环境好的特点，因此，本文主要从政府干预和法制环境两个维度分析市场化程度对ESG价值效应的影响。

一方面，政府干预程度越高，ESG对企业价值的提升效应越弱。原因在于：第一，企业维护与政府的良好关系虽然可以带来政治资源，但也会产生较多的非生产性支出。在政府干预较高的地区，企业更需要主动承担一些社会包袱或帮助政府完成政绩目标，从而导致其在社会责任方面的过度或非效率支出，而较高的成本支出会减弱ESG对企业价值的积极影响。第二，企业把更多资源和精力用于维护与政府关系，也一定程度上影响了对其他利益相关者诉求的满足程度。特别是在政府干预较高的地区，政府对稀缺资源的分配具有较强的话语

表8 产权性质对ESG价值效应的影响

	(1)	(2)	(3)
	Soe=1	Soe=0	全样本
Esg	0.039*** (6.79)	0.151*** (24.60)	0.121*** (20.72)
Soe×Esg			-0.046*** (-5.90)
控制变量	是	是	是
行业FE	是	是	是
时间FE	是	是	是
样本量	31984	60160	92144
调整R ²	0.389	0.383	0.401

权，会使企业更加重视与政府的关系而降低对其他利益相关者的关注。在这种情况下，一些整体ESG表现不好但是与政府关系密切的企业也能获得较多的资源支持，减弱了ESG与企业价值的正向关系。

另一方面，法治环境越差，ESG对企业价值的提升效应越弱。原因在于：第一，法制环境影响企业ESG表现的真实性。在法制环境较差的地区，由于公布虚假信息受到法律制裁的可能性较低、力度较小，企业披露的ESG信息可能掺有水分，从而减弱了投资者对企业ESG正面信息的积极反应。第二，法制环境影响企业ESG表现的效果。在法规政策不完善的地区，企业污染环境、损害员工利益等行为不会受到严格处罚，因而不会对企业的经营业绩和风险造成较大的不利影响。

综上所述，预期在市场化程度较高的地区，企业ESG表现对企业价值的提升效应更大。本文采用交叉项模型对其进行检验。在市场化程度的度量方面，主要从王小鲁等(2019)^[25]发布的《中国分省份市场化指数报告(2018)》获取相关数据。一方面，以地区整体的市场化指数(MKI)来度量地区的市场化程度；另一方面分别以市场化指数的分项指标“政府与市场的关系”(GI)、“中介组织发育和法律”(LI)来反映政府干预的减轻和法制环境的改善。表9汇报了交叉项回归结果，第(1)列中交叉项系数显著为正，说明企业所处地区市场化程度越高，ESG对价值的提升效果越大。第(2)(3)列回归结果则进一步说明，政府干预越弱、法制环境越好，ESG的价值效应越大。

(三)信息传递效率对ESG价值效应的影响

一方面，信息披露质量越高，ESG对价值的提升效

表9 市场化程度对ESG价值效应的影响

	(1)	(2)	(3)
	市场化程度	政府干预	法制环境
	Z=MKI	Z=GI	Z=LI
Esg	0.050*** (4.65)	0.061*** (6.04)	0.061*** (6.18)
Z×Esg	0.061*** (5.32)	0.051*** (4.74)	0.051*** (4.82)
Z	-0.364*** (-4.74)	-0.320*** (-4.46)	-0.341*** (-4.82)
控制变量	是	是	是
行业FE	是	是	是
时间FE	是	是	是
样本量	92144	92144	92144
调整R ²	0.401	0.401	0.401

应越强。上市公司主要通过发布公告进行信息披露。公司公告是外界了解公司的第一信息来源，必须符合监管要求，在格式、内容和发布时间上都有章程。从信息供给角度看，信息披露质量越高的公司，其向外界供给的信息数量越多，质量越高：信息数量越多，越有助于利益相关者全面地掌握企业E、S、G相关信息，从而更好地综合评估企业ESG表现；信息质量越高，利益相关者受到误导的可能性越低，对企业的信任感越强，对企业ESG表现的评价分歧越小。可见，信息披露质量有助于减少公司ESG的实际表现与外界感知的ESG信息之间的差距，从而提升ESG表现对企业价值的正向影响。反之，如果一家企业真实的ESG表现较高，但其披露的信息较少且不清晰，导致外界对于其ESG表现不知情或不信任，则无法实现ESG表现向企业价值的转化。

另一方面，分析师和媒体关注度越高，ESG对价值的提升效应越强。原因在于：第一，分析师和媒体能够提升信息传递效率。尽管公司公告提供了关于企业ESG表现的第一手信息，但公告在形式上具有严格的规范性，涉及的内容也存在一定的理解门槛，这在一定程度上降低了公告的可读性，提高了利益相关者获取信息和解读信息的成本，导致公司ESG信息无法有效传递。此时，分析师和媒体作为上市公司和利益相关者之间的信息中介，将公告信息加工成简单、清晰、有趣的形式，并通过研究报告、报纸、网络等多种渠道向公众传递信息，帮助利益相关者更方便地了解企业ESG表现。第二，分析师和媒体能够提供增量信息。与普通投资者相比，分析师和媒体拥有专业团队来搜集信息、信息来源更广泛，例如分析师和媒体记者可以通过实地调研获得企业私有信息。分析师和专业媒体人还拥有更丰富的金融、财务和行业知识，可以在繁杂的信息中发现那些被忽略的重要信息。第三，分析师和媒体能够发挥监督作用。分析师在发现管理者在ESG方面的不当行为后，既可以通过与上市公司高管直接接触并提问，也可以通过发布研究报告、调整公司评级等手段来向利益相关者传递预警信号，从而抑制管理者在ESG实践中的机会主义行为和过度投资倾向。媒体关注和跟踪报道则将企业置于社会舆论关注的焦点中，这也将抑制企业ESG实践背后的机会主义动机，同时迫使企业向外部披露更真实的ESG信息。

综上所述，本文预期上市公司信息披露质量越高、分析师关注和媒体关注越多，企业ESG表现对企业价值的提升效应更大。本文使用交叉项模型对此进行检验。在变量度量方面，信息披露质量DISC基于上交所和深交所公布的上市公司信息披露考评结果构造。上市公司信息披露工作考核结果从高到低划分为A、B、C、D四个等级，本文对四个等级分别赋值为4、3、2、1。分析师关注度方面，用 $ANA_{i,t}=\ln(1+\text{对该公司进行跟踪的分析师人数})$ 衡量分析师关注度；媒体关注度方面，用 $MED_{i,t}=\ln(1+t\text{季度内标题中出现公司}i\text{的新闻总数})$ 。表10汇报了交叉项回归结果，各列中交叉项均显著为正，证实了信息传递效率对ESG表现价值效应的提升作用。

(四)E、S和G对企业价值的影响

ESG是一个多维度结构概念，企业整体的ESG表现与各分维度E、S和G的表现对企业风险产生的影响可能有所差异。前述分析表明，ESG表现越好，企业价值越高。那么，ESG的价值提升效应主要来自于哪个维度呢？为回答这一问题，本文分别考察了企业在E、S和G三方面的表现对企业风险的影响，从而可以进一步明确环境责任、社会责任和公司治理在帮助企业降低企业风险方面的相对重要性。

华证ESG评级包括了环境评级、社会评级和治理评级得分，目前仅获能获取2020年第一季度至2020年第四季度的分项评级数据。按照前述把C~AAA评级分别赋值为1~9的方法，得到了与整体Esg对应的E、S、G分项指数。表11第(1)~(3)列汇报了分别以E、S、G为核心解释变量的回归结果。从系数符号和显著性看，社会责任得分S的系数仅在11%水平下边际显著，而环境责任得分E和

表 10 信息传递效率对 ESG 价值效应的影响

	(1)	(2)	(3)
	Z=DISC	Z=ANA	Z=MED
Esg	-0.101*** (-5.21)	0.026*** (4.31)	0.091*** (17.20)
Z×Esg	0.068*** (10.60)	0.029*** (8.33)	0.012*** (2.65)
Z	-0.204*** (-4.78)	0.260*** (11.09)	0.186*** (5.76)
控制变量	是	是	是
行业 FE	是	是	是
时间 FE	是	是	是
样本量	74414	90438	90318
调整 R ²	0.409	0.464	0.414

表 11 E、S 和 G 对企业价值的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Tq	Tq	Tq	Tq
E	0.052*** (2.64)			0.031 (1.44)
S		0.035 (1.59)		0.001 (0.03)
G			0.074*** (4.55)	0.067*** (3.88)
控制变量	是	是	是	是
行业 FE	是	是	是	是
时间 FE	是	是	是	是
样本量	11884	11884	11884	11884
调整 R ²	0.260	0.259	0.262	0.262

公司治理得分G的系数均在1%水平下显著为正。从系数大小看，G的系数最大(0.074)，E的系数(0.052)次之，而S的系数最小(0.035)。第(4)列进一步汇报了同时加入E、S、G作为解释变量的回归结果，其中G的系数保持在1%水平下显著为正，E和S的系数显著性明显降低。由此可见，在构成ESG的三大维度中，公司治理维度在提升企业价值方面发挥的作用最大，而环境责任维度和社会责任维度的效果相对有限。可能的原因在于，对于良好的公司治理有助于提升企业价值基本不存在争议，但对于社会责任和环境责任与企业价值的关系仍然存在一定分歧。与利益相关者理论和资源依赖理论不同，权衡理论认为，在企业资源和能力有限条件下，承担环境和社会责任不仅会产生直接成本，还会通过占用企业资源、挤出其他项目而产生间接成本，因此降低了企业竞争优势和企业价值(McWilliams and Siegel, 2000)^[15]。代理理论认为，公司内部存在委托代理问题，经理人可能出于提高个人薪酬、打造个人美誉、隐藏负面消息等考虑而过度承担环境和社会责任，在此过程中经理人收获了私有收益，而公司价值却遭受了损害(Friedman, 1970)^[9]。此外，环境责任和社会责任对企业价值的提升效应可能需要更长的等待期，但目前分维度回归时能够获得的数据时间跨度较短，这也可能是环境责任和社会责任系数显著性较差的原因。

六、结论与启示

近年来，随着美丽中国、生态文明建设不断推进，可持续发展、绿色发展理念逐渐深入人心，企业在ESG(环境、社会和公司治理)方面的表现备受重视。在此

背景下，本文以2009年第一季度至2020年第四季度我国A股3096家上市公司为样本，实证检验了企业ESG表现对企业价值的影响。研究表明：企业ESG表现越好，企业价值越高。对作用机制的分析表明，良好的ESG表现有助于缓解企业融资约束、提高企业投资效率、降低企业财务风险，从而提升企业价值。进一步分析发现，对非国有企业、所处制度环境较好和信息传递效率较高的企业而言，ESG表现对价值的提升效应更为明显。

基于上述研究结论，可以得到如下政策启示：

第一，企业应提升自身ESG表现。一是完善ESG建设的顶层规划，将ESG充分纳入企业文化和机制设计；二是将ESG理念落实到商业往来、产品开发、员工培养、客户服务、社会公益等方面；三是将ESG因素有机融入业务综合评级体系，并设立相应考核指标和奖惩政策；四是主动加强ESG信息披露，并借助媒体、分析师等渠道的信息传播功能降低企业与外部利益相关者之间的信息不对称，树立企业良好的声誉和形象。考虑到非国有企业提升ESG对企业价值的提升作用更为明显，非国有企业更应该注重ESG建设，以争取来自投资者、消费者、政府等利益相关者的关键资源。

第二，投资者应将企业ESG表现纳入投资决策框架。在关注宏观环境和企业财务信息的基础上，额外引入企业环境责任、社会责任、公司治理等非财务信息，将ESG融入投资战略目标、研究分析、组合管理、风险控制、尽责管理等方面，开发包含ESG因素的财务预测模型和资产估值模型，从而提升投资收益、降低投资风险。同时，投资者对企业ESG表现的重视也将引导上市公司良性发展。

第三，政府和监管部门应为企业ESG建设营造良好的制度环境。一是减少对市场和经济主体的干预，提高企业ESG决策的科学性和利益相关者对企业ESG表现的敏感性；二是完善法制环境，尤其是完善企业ESG相关的立法工作，增加企业ESG不良表现和虚假表现的成本；三是针对上市公司颁布相对统一、指标完备的ESG披露指引，指导和加强上市公司的ESG信息披露工作，不断提升ESG信息披露范围和披露质量。 ■

[基金项目：国家电网公司科技项目“金融科技赋能下的公司金融业务创新模式及关键技术研究”(批准号：B3670721A00100ZQ000000)]

注释

1. 此外,既有文献大多没有严格区分ESG和CSR。尽管ESG和CSR均追求企业长期可持续发展、股东利益和社会价值的双赢,但二者也在关注视角、应用场景、覆盖范围、指标体系方面存在区别。其中最重要的是关注视角的差异,CSR强调多利益相关方视角、关注的群体比较宽泛,而ESG主要从资本市场投资者角度出发,聚焦企业社会绩效与投资者回报的关系,关注点更精确。

2. 贴现率由无风险利率和企业风险溢价两部分构成。企业风险越低,则投资者要求的风险溢价越低,贴现率也会相应降低。

3. 需要说明的是,ESG对企业的各影响渠道并非单独发挥作用,而是密切相关、相辅相成的。例如,企业风险降低有助于缓解融资约束,而缓解融资约束有助于提升投资效率,提升投资效率有助于提高盈利水平,而盈利水平的提高又有助于降低企业风险。

4. 对于华证ESG评价体系的更多细节,请见上海华证指数信息服务有限公司官网(<http://www.chindices.com/>)产品服务栏目介绍。

5. 根据温忠麟等(2004)^[28]提出的中介效应检验程序,在明确ESG影响企业价值和ESG影响相应机制变量后,还需进一步考察机制变量对企业价值的影响。

6. Kaplan and Zingales(1997)^[11]用49家融资约束公司1970—1984年的样本,综合定性信息和定量信息,根据融资约束程度将样本分为五组,再通过有序Logit回归,得到回归系数。Lamont et al.(2001)^[13]用这些系数,通过更为广泛的公司样本构建了KZ指数判别融资约束。

7. 本文还考察了ESG评级的迁移概率,发现ESG评级由C档迁移至B档(A档)的概率为31.66%(0%),由B档迁移至C档(A档)的概率为1.69%(3.55%),由A档迁移至C档(B档)的概率为0.08%(8.53%),说明企业ESG评级从C档跃升到B档较为容易,而一旦处于B档或A档,评级就会保持相对稳定。

8. 由于Kz的构造过程中用到了Tq,使用Kz解释Tq存在反向因果问题,并导致Kz的估计系数 $\hat{\beta}$ 被高估,即Kz的真实系数 β 小于-0.109。因此,修正反向因果问题并不能改变“融资约束降低企业价值”这一发现,也不会影响ESG通过缓解融资约束而提升企业价值这一结论的有效性。

9. 在未汇报的回归中,滞后12期、16期的Esg和采用移动平均法构造的滞后期Esg对当期Tq均具有显著的正向影响。

参考文献:

- [1] Altman E I. Revisiting credit scoring models in a Basel II environment[M]. London: Risk Books, 2002.
- [2] Balachandran B, Faff R. Corporate governance, firm value and risk: past, present, and future[J]. Pacific-Basin Finance Journal, 2015, 35: 1-12.
- [3] Boubaker S, Cellier A, Manita R, Saeed A. Does corporate social responsibility reduce financial distress risk?[J]. Economic Modelling, 2020, 91: 835-851.
- [4] Broadstock D C, Chan K, Cheng L T W, Wang X W. The role of ESG performance during times of financial crisis: evidence from covid-19 in China[J]. Finance Research Letters, 2020, 38: 101716.
- [5] Dhaliwal D S, Li O Z, Tsang A, Yang Y G. Voluntary non-financial disclosure and the cost of equity capital: the case of corporate social responsibility reporting[J]. Accounting Review, 2011, 86(1): 59-100.
- [6] Fazzari S M, Hubbard R G, Petersen B C. Financing constraints and corporate investment[J]. Brookings Papers on Economic Activity, 1988, (1): 141-206.
- [7] Freeman R E, Evan W. Corporate governance: a stakeholder interpretation[J]. Journal of Behavioral Economics, 1990, 19(4): 337-359.
- [8] Friede G, Busch T, Bassen A. ESG and financial performance: aggregated evidence from more than 2000 empirical studies[J]. Journal of Sustainable Finance & Investment, 2015, 5(4): 210-233.
- [9] Friedman M. The social responsibility of business is to increase its profits[N]. New York Times Magazine, 1970-09-13.
- [10] Godfrey P C. The relationship between corporate philanthropy and shareholder wealth: a risk management perspective[J]. Academy of Management Review, 2005, 30(4): 777-798.
- [11] Kaplan S N, Zingales L. Do investment-cash flow sensitivities provide useful measures of financing constraints?[J]. Quarterly Journal of Economics, 1997, 112(1): 169-215.
- [12] Kim H R, Lee M, Lee H T, Kim N M. Corporate social responsibility and employee-company identification[J]. Journal of Business Ethics, 2010, 95(4): 557-569.
- [13] Lamont O, Polk C, Saaá-Requejo J. Financial constraints and stock returns[J]. Review of Financial Studies, 2001, 14(2): 529-554.
- [14] Lins K V, Servaes H, Tamayo A. Social capital, trust, and firm performance: the value of corporate social responsibility during the financial crisis[J]. Journal of Finance, 2017, 72(4): 1785-1824.
- [15] McWilliams A, Siegel D. Corporate social responsibility and financial performance: correlation or misspecification[J]. Strategic Management Journal, 2000, 21: 603-609.
- [16] Pfeffer J, Salancik G R. The external control of organizations: a resource dependence perspective[M]. San Francisco: Stanford University Press, 1978.
- [17] Richardson S. Over-investment of free cash flow[J]. Review of Accounting Studies, 2006, 11(2-3): 159-189.
- [18] Taliento M, Favino C, Netti A. Impact of environmental, social, and governance information on economic performance: evidence of a corporate 'sustainability advantage' from Europe[J]. Sustainability, 2019, 11(6): 1738-1763.
- [19] Yoon B, Lee J H, Byun R. Does ESG performance enhance firm value? evidence from Korea[J]. Sustainability, 2018, 10(10): 3635-3652.
- [20] 冯丽艳, 肖翔, 程小可. 社会责任对企业风险的影响效应——基于我国经济环境的分析[J]. 南开管理评论, 2016, (6): 141-154.
- [21] 高杰英, 褚冬晓, 康永辉, 郑君. ESG表现能改善企业投资效率吗? [J]. 证券市场导报, 2021, (11): 24-34.
- [22] 黎文靖, 胡玉明. 国企内部薪酬差距激励了谁?[J]. 经济研究, 2012, (12): 125-136.
- [23] 罗党论, 廖俊平, 王珏. 地方官员变更与企业风险——基于中国上市公司的经验证据[J]. 经济研究, 2016, (5): 130-142.
- [24] 邱牧远, 殷红. 生态文明建设背景下企业ESG表现与融资成本[J]. 数量经济技术经济研究, 2019, (3): 108-123.
- [25] 王小鲁, 樊纲, 胡李鹏. 中国分省份市场化指数报告(2018)[M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2019.
- [26] 王运通, 姜付秀. 多个大股东能否降低公司债务融资成本[J]. 世界经济, 2017, (10): 119-143.
- [27] 卫武. 基于“Meta分析”视角的企业社会绩效与企业财务绩效之间的关系研究[J]. 管理评论, 2012, (4): 141-149.
- [28] 温忠麟, 张雷, 侯杰泰, 刘红云. 中介效应检验程序及其应用[J]. 心理学报, 2004, (5): 614-620.
- [29] 吴迪, 赵奇峰, 韩嘉怡. 企业社会责任与技术创新——来自中国的证据[J]. 南开经济研究, 2020, (3): 140-160.
- [30] 张琳, 赵海涛. 企业环境、社会和公司治理(ESG)表现影响企业价值吗?——基于A股上市公司的实证研究[J]. 武汉金融, 2019, (10): 36-43.
- [31] 张兆国, 靳小翠, 李庚泰. 企业社会责任与财务绩效之间交互跨期影响实证研究[J]. 会计研究, 2013, (8): 32-39.
- [32] 周楷唐, 麻志明, 吴联生. 高管学术经历与公司债务融资成本[J]. 经济研究, 2017, (7): 169-183.

(责任编辑: 吴林祥)