

# 企业 ESG 表现对关键审计事项披露数量的影响研究

## ——基于 A 股上市公司的经验证据

何柳安, 李蕊, 杨雅婷

(广州工商学院 会计学院, 广东 广州 510850)

**摘要:** 绿色转型已成为推动经济高质量发展的重要内涵, ESG(环境、社会与公司治理)表现是评价企业绿色可持续发展能力的关键指标。以 2016—2022 年沪深 A 股上市公司为样本, 采用双向固定效应模型实证检验企业 ESG 表现对审计报告中关键审计事项披露数量的影响及其传导机制, 并进一步考察关键审计事项类型、企业特征及注册会计师审计特征的异质性影响。结果表明: 良好的 ESG 表现能够显著减少关键审计事项的披露数量, 其作用机制主要体现在提升信息披露与内部控制质量、降低企业经营风险等方面; 异质性分析发现, ESG 表现对收入及收入确认、商誉类关键审计事项数量的减少效应尤为显著, 且在非重污染企业、可持续发展能力较强的企业、高管具环保背景的企业, 以及审计师具备行业专长或企业获得无保留内部控制审计意见时, ESG 的抑制作用更为明显。基于研究结论, 建议企业完善环境内控体系、强化信息披露透明度并严守环保法规, 同时会计师事务所加强环境审计能力建设, 共同推进 ESG 实践规范化发展。

**关键词:** ESG 表现; 关键审计事项; 注册会计师审计; 信息披露质量; 内部控制; 经营风险; 异质性分析

**中图分类号:** F 239 **文献标志码:** A **doi:** 10.12415/j.issn.1671-7872.25015



# The Impact of Corporate ESG Performance on the Number of Key Audit Matters Disclosed

——Empirical Evidence from A-share Listed Companies

HE Liuan, LI Rui, YANG Yating

(School of Accounting, Guangzhou University of Business and Industry, Guangzhou 510850, China)

**Abstract:** The green transition has become an essential component of promoting high-quality economic development, with ESG (environmental, social, and governance) performance serving as a key indicator for evaluating enterprises' green and sustainable development capabilities. A two-way fixed effects model was employed to examine the impact of corporate ESG performance on the number of key audit matters disclosed in audit reports using a sample of A-share listed companies in Shanghai and Shenzhen from 2016 to 2022. The transmission mechanisms were thoroughly analyzed, and further investigations were conducted regarding the heterogeneous effects across different types of key audit matters, corporate characteristics, and auditor attributes. The results indicate that superior ESG performance significantly reduces the number of key audit matters disclosed,

收稿日期: 2025-02-25

基金项目: 广东省哲学社会科学规划一般项目(GD24CGL41); 广州工商学院校级科研项目(KYZD202301, KYZD202202, KYYB202419)

作者简介: 何柳安(1997—), 男, 广东肇庆人, 会计师、审计师, 主要研究方向为企业绿色转型发展、环境会计与环境审计。

通信作者: 李蕊(1996—), 女, 江西新余人, 审计师, 主要研究方向为环境审计与大数据审计。

引文格式: 何柳安, 李蕊, 杨雅婷. 企业 ESG 表现对关键审计事项披露数量的影响研究: 基于 A 股上市公司的经验证据 [J]. 安徽工业大学学报(自然科学版), 2025, 42(4):445-457.

primarily through enhancing information disclosure quality, improving internal controls, and mitigating operational risks. The analysis of heterogeneity reveals that ESG performance demonstrates a more pronounced effect in reducing key audit matters related to revenue recognition and goodwill. Moreover, this mitigating effect is found to be more substantial in non-polluting industries, companies with stronger sustainable development capabilities, firms with environmentally experienced executives, as well as when auditors possess industry specialization or when unqualified internal control audit opinions are issued. These findings suggest that corporate environmental management systems should be strengthened, information disclosure transparency enhanced, and environmental compliance strictly maintained, while accounting firms are advised to improve their environmental auditing capabilities to facilitate standardized ESG practices.

**Keywords:** ESG performance; key audit matters; audit by certified public accountants; quality of information disclosure; internal control; operational risk; heterogeneous analysis

我国经济的快速发展面临资源环境压力。近年来,我国坚持绿色发展理念,大力推进生态文明建设,积极参与全球气候治理。党的二十大将绿色发展明确纳入中国式现代化的本质要求,强调人与自然和谐共生。在此背景下,环境、社会与公司治理(environmental, social and governance, ESG)体系成为衡量企业可持续发展的重要标尺。良好的ESG表现不仅能降低企业环境风险,还可能影响审计实践。2016年审计准则改革引入关键审计事项披露机制,使审计风险可视化。现有研究显示,ESG表现优异的企业往往审计费用更低<sup>[1]</sup>、审计质量更高<sup>[2]</sup>且更易获得标准审计意见<sup>[3]</sup>,但对关键审计事项披露数量的影响机制尚不明确。因此,探讨ESG表现对关键审计事项披露数量的影响,揭示其内在传导路径,并考察不同类型关键审计事项、企业特征和审计环境下的异质性效应,有助于深化ESG与审计风险关系的理论认知,为审计实务中的环境风险识别与应对提供科学依据,对推动经济高质量发展具有重要价值。

近年来,中国上市公司ESG实践与信息披露虽呈现快速发展态势,但在披露质量与覆盖范围方面仍存在显著差异。杜永红<sup>[4]</sup>的研究表明,规模较大或国有性质的上市公司在ESG报告披露方面表现更为积极,这一发现揭示了企业属性特征与信息披露意愿之间的内在关联;唐凯桃等<sup>[5]</sup>进一步揭示了ESG评级通过资源-声誉双驱动模式影响企业行为,认为高评级企业通过加强信息披露来获取政策支持并提升市场声誉,这一机制表明ESG评级已成为企业获取外部资源的关键信号传递工具。从披露进展来看,我国上市公司ESG信息披露呈现规模扩张与结构失衡并存的特征。张小溪等<sup>[6]</sup>研究显示,A股独立ESG报告数量显著增长,而莫志<sup>[7]</sup>的研究则揭

示2020年环境责任报告披露率仅25.7%,凸显不同领域信息披露的严重失衡;罗进辉等<sup>[8]</sup>基于2021年1112家披露ESG报告上市公司的统计数据,强调政策引导在推动披露实践中的关键作用,同时指出当前仍以自愿性披露为主的现状;徐雪高等<sup>[9]</sup>进一步补充指出,企业社会责任报告仍是ESG信息披露的主要载体形式。随着ESG研究体系日趋成熟,其审计经济效应研究也取得重要进展:Wang等<sup>[10]</sup>证实优质ESG表现能显著提升审计质量;然而,不同评级机构的ESG标准差异导致评级分歧现象,这种分歧对注册会计师审计造成显著消极影响,如诱发更高的审计风险溢价<sup>[11]</sup>、提升其发表非无保留意见的概率<sup>[12]</sup>、导致审计费用显著增加<sup>[13]</sup>。基于现有ESG审计研究成果,本文采用固定效应模型实证检验企业ESG表现与关键审计事项披露数量的关系,且从公司治理、注册会计师审计层面探究其传导机制,以期对注册会计师在审计实务过程中有效应对企业环境风险提供经验证据与参考建议。

## 1 理论分析与研究假设

### 1.1 ESG表现对关键审计事项披露的直接影响

审计报告作为注册会计师对财务报表审计的总结性文件,其重要性在2016年财政部修订《中国注册会计师审计准则》后显著提升,新增的关键审计事项段落既充实了审计报告的信息含量,又有效缓解了审计三方关系人之间的信息不对称问题。关键审计事项作为审计过程中识别出的最重要事项,在现代风险导向审计模式下通常对应着高风险或特别风险的领域,因此其披露数量越多,通常意味着审计过程中遇到的风险事项越复杂,需要更充分的信息披露。然而在绿色发展理念深入推进的背景下,企业ESG表现作为环境绩效和信息披露渠道质量的重要

衡量指标,已有研究证实 ESG 表现对企业价值<sup>[14]</sup>和全要素生产率<sup>[15]</sup>具有显著促进作用,尤其体现在 ESG 绩效提升带来的风险抵御效应<sup>[16]</sup>。这一风险缓释特性与关键审计事项披露反映的审计风险存在内在关联机制——良好的 ESG 表现通过优化企业治理结构、提升信息透明度等途径降低整体风险水平,进而减少审计过程中识别的关键风险事项数量。这一发现拓展了 ESG 绩效的价值维度,表明其不仅具有直接的价值创造功能,还能通过风险缓释机制影响审计过程中的风险判断与信息披露。

在现代风险导向审计模式下,注册会计师通过系统化的审计流程(计划、实施、取证和风险评估)全面评估企业经营风险和财务报表公允性。当企业在资本逐利动机驱使下刻意掩盖环境污染行为时,其实际环境风险水平显著提升,这种风险可能通过管理层盈余操纵行为<sup>[17]</sup>传导至财务报表层面,促使注册会计师基于职业谨慎性原则增加关键审计事项的披露数量,以充分应对由此产生的审计风险。然而,良好的 ESG 表现表明企业积极履行环境责任,在日益严格的环境监管政策背景下,这类企业能够规避大额环境违规成本,降低环境风险并抑制管理层盈余管理动机,从而减少注册会计师在审计报告中需要披露的关键审计事项数量。

上述理论分析表明,企业 ESG 表现与关键审计事项披露数量呈显著负相关。据此提出研究假设 H1:企业 ESG 表现提升会显著减少注册会计师在审计报告中关键审计事项的披露数量。

## 1.2 ESG 表现的作用机制

基于声誉机制理论,企业 ESG 表现的提升通过三重路径影响审计风险:首先,构建环境友好形象以赢得利益相关者认可;其次,通过降低大额环境违规成本和抑制管理层盈余管理动机直接降低经营风险;最后,ESG 评级提升驱动内部控制机制完善。这些效应通过信息披露质量提升、内部控制强化、经营风险降低三大传导渠道,最终降低关键审计事项的披露需求。

1) 信息披露质量。基于信号传递理论与利益相关者理论的双重视角,企业良好的 ESG 表现作为可持续发展能力的有效信号,不仅能够改善利益相关者对企业价值的评估<sup>[18-19]</sup>,还通过双重路径提升信息披露质量:一方面,降低企业与投资者、债权人等利益相关方之间的信息不对称程度,提升财务信息公允性和决策有用性;另一方面,通过强化利益相关者治理机制有效抑制盈余管理行为<sup>[20]</sup>,从而降低

整体信息披露风险。这种信息环境的改善最终反映为关键审计事项披露数量的减少,揭示了 ESG 表现通过优化信息披露质量影响审计决策的内在机制。

2) 内部控制质量。良好的 ESG 表现通过提升内部控制质量产生多重积极效应:一方面,通过优化内控体系的追踪监控功能并培育环境责任文化,强化员工对可持续规范的认知与执行<sup>[21]</sup>;另一方面,健全的监督与风险评估机制有效降低代理成本,引导企业绿色决策实践<sup>[22]</sup>。这种内控优化不仅体现了环境法规的合规性,还通过抑制盈余管理动机显著提升财务报告质量,最终反映为关键审计事项披露数量的减少。该机制揭示了 ESG 表现通过完善内部控制影响审计风险判断的传导路径。

3) 经营风险。良好的 ESG 表现通过双重路径降低企业经营风险:一方面,其释放的关注利益相关者需求的积极信号,显著提升利益相关者认同度<sup>[23-24]</sup>和企业共创效应<sup>[25]</sup>,基于利益相关者理论,当企业面临外部冲击时,良好的 ESG 表现能够维系持续的外部支持,保障生产经营稳定性,从而有效缓解企业经营风险。另一方面,环境违规引发的行政处罚(如停产整改、设备拆除等)将直接损害企业持续经营能力,促使环境风险转化为经营风险,进而增加审计报告中关键审计事项披露需求。在此传导机制下,良好的 ESG 表现通过系统性规避环境合规风险,有效阻断环境风险向经营风险的转化路径,最终显著降低关键审计事项的披露频率。

上述理论分析表明,企业 ESG 表现的提升通过提升信息披露质量、完善内部控制质量及降低经营风险三大传导机制,对关键审计事项披露数量产生显著的抑制作用。据此提出研究假设 H2:良好的 ESG 表现通过提升信息披露质量、改善内部控制及降低经营风险的中介作用,显著减少关键审计事项披露数量。

## 2 研究设计

### 2.1 样本选取与数据来源

选取 2016—2022 年沪深 A 股上市公司为样本,考察 ESG 表现对关键审计事项披露数量的影响。样本区间选择基于:首先,2016 年新审计准则引入关键审计事项披露,与 2012 年党的十八大生态文明建设战略形成政策协同,该时段涵盖 2017 年高质量发展目标提出至 2022 年“绿色发展是高质量发展底色”的战略深化期。这一设计既能系统评估生态文明建设成效,又可为“双碳”目标下的环境风险

审计提供依据,对完善 ESG 审计实践具有重要参考价值。

在数据获取环节,对样本进行以下筛选和规范化处理:剔除 ST, \*ST, PT 特殊处理公司及退市企业;排除主要变量数据严重缺失的企业;为剔除极端值的影响,对连续变量进行 1% 和 99% 的分位 Winorize 缩尾处理。经上述处理后最终得到 3 582 家上市公司的 14 780 个有效观测值(N)。本文上市公司数据来源于 CSMAR, RESSET 和 WIND 数据库, ESG 评级采用华证 ESG 指标体系,关键审计事项数量通过 Python 文本挖掘技术从年度报告中提取,所有数据处理与分析均通过 Stata18 软件完成。

## 2.2 变量定义

### 2.2.1 被解释变量

关键审计事项披露数量 ( $V_{\ln ARPB}$ )。参考王积田等<sup>[26]</sup>的研究方法,采用注册会计师在审计报告中实际披露的关键审计事项数量作为基础数据,同时为消除异方差等问题对回归结果的干扰,将关键审计事项披露数量加 1 取自然对数进行标准化处理。

### 2.2.2 解释变量

企业 ESG 表现 ( $V_{ESG}$ )。采用华证 ESG 评级数

据,该评级体系以其全面覆盖沪深 A 股上市公司和定期更新的特点,为审计师评估企业环境风险提供了可靠依据。参考王瑶等<sup>[3]</sup>的研究方法,将华证 ESG 评级的 9 个等级从低到高依次赋值为 1 至 9 分,这一处理方法既保留了评级结果的原始梯度特征,又符合实证分析对解释变量的量化要求,能够有效反映企业 ESG 表现的差异程度。

### 2.2.3 控制变量

参考王瑶等<sup>[3]</sup>的研究方法,采用以下 13 项指标作为控制变量:资产负债率 ( $V_{Lev}$ )、总资产收益率 ( $V_{Roa}$ )、现金流比率 ( $V_{Cashflow}$ )、应收账款比例 ( $V_{Rec}$ )、存货比例 ( $V_{Inv}$ )、独立董事比例 ( $V_{Indep}$ )、第一大股东股权集中度 ( $V_{Top1}$ )、机构投资者持股比例 ( $V_{Inst}$ )、是否四大会计师事务所审计 ( $V_{Big4}$ )、公司成长性 ( $V_{Growth}$ )、董事会规模 ( $V_{Board}$ )、两职合一 ( $V_{Dual}$ )、公司成立年限 ( $V_{Firmage}$ )。此外,为控制注册会计师审计特征可能产生的内生性干扰,引入审计费用 ( $V_{Auditfee}$ ) 与财务报表审计意见 ( $V_{Opinion}$ ) 两个关键控制变量。同时通过纳入行业与年份固定效应,控制行业异质性与时间趋势对回归结果的潜在影响。

各变量具体定义见表 1。

表 1 相关变量定义及其描述

Tab. 1 Definitions and descriptions of relevant variables

变量类型	变量名称	变量符号	变量描述
被解释变量	关键审计事项披露数量	$V_{\ln ARPB}$	披露的关键审计事项数量+1, 并取自然对数
解释变量	企业 ESG 表现	$V_{ESG}$	根据华证 ESG 评级分别赋值 1 至 9 分
控制变量	资产负债率	$V_{Lev}$	期末总负债/期末总资产
	总资产收益率	$V_{Roa}$	净利润/期末总资产
	现金流比率	$V_{Cashflow}$	经营活动产生的现金流量净额/期末总资产
	应收账款比例	$V_{Rec}$	期末应收账款/期末总资产
	存货比例	$V_{Inv}$	期末存货总额/期末总资产
	独立董事比例	$V_{Indep}$	独立董事人数/董事总人数
	第一大股东股权集中度	$V_{Top1}$	第一大股东持股数量/总股数
	机构投资者持股比例	$V_{Inst}$	公司机构投资者持股数量/总股数
	是否四大会计师事务所审计	$V_{Big4}$	若为四大会计师事务所审计则取 1, 否则取 0
	公司成长性	$V_{Growth}$	公司营业收入增长率
	董事会规模	$V_{Board}$	董事会总人数的自然对数
	两职合一	$V_{Dual}$	董事长是否兼任总经理, 是则取 1, 否则取 0
	其他变量	公司成立年限	$V_{Firmage}$
	审计费用	$V_{Auditfee}$	审计费用+1 的自然对数
	财务报表审计意见	$V_{Opinion}$	若无保留审计意见, 则赋值为 1, 否则赋值为 0
	行业	$V_{ind}$	行业固定效应虚拟变量
	年份	$V_{year}$	年份固定效应虚拟变量

## 2.3 模型设定

通过构建行业与年份固定效应模型 (1), 实证检验 ESG 表现对关键审计事项披露数量的影响效应,

从而验证假设 H1 的成立条件。

$$V_{\ln ARPB_{i,t}} = \alpha_0 + \alpha_1 V_{ESG_{i,t}} + \sum \alpha_k V_{Controls_{i,t}} + V_{ind_{i,t}} + V_{year_{i,t}} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中:  $V_{In\_ARPB_{i,t}}$  为企业  $i$  在第  $t$  年审计报告中披露的关键审计事项数量;  $V_{ESG_{i,t}}$  为企业  $i$  在第  $t$  年的华证 ESG 评级;  $V_{Controls_{i,t}}$  为控制变量;  $V_{ind_{i,t}}$  为企业  $i$  在第  $t$  年的行业固定效应虚拟变量;  $V_{year_{i,t}}$  为企业  $i$  在第  $t$  年的年份固定效应虚拟变量;  $\varepsilon$  表示随机误差项。

### 2.4 描述性统计分析

表 2 为主要变量的描述性统计分析结果。由表 2 可见: 被解释变量均值为 0.937、最小值为 0、最大值为 1.609, 虽然标准差仅 0.406, 但均值接近 1, 表明样本公司审计报告中披露的关键审计事项数量相对较多; 解释变量  $V_{ESG}$  均值为 4.219, 相当于华证 ESG 评级中 B 级左右水平, 最小值为 1、最大值为 8, 标准差达 1.133, 表明样本公司的 ESG 表现参差不齐、起伏很大。其余控制变量的平均值与标准差均在合理范围内, 证明本文控制变量选取较为合理。

表 2 描述性统计分析

Tab. 2 Descriptive statistical analysis

变量	N	均值	标准差	最小值	最大值
$V_{In\_ARPB}$	14 780	0.937	0.401	0	1.609
$V_{ESG}$	14 780	4.219	1.133	1	8
$V_{Lev}$	14 780	0.406	0.188	0.052	0.894
$V_{Roa}$	14 780	0.056	0.045	-0.214	0.216
$V_{Cashflow}$	14 780	0.057	0.065	-0.168	0.248
$V_{Rec}$	14 780	0.129	0.103	0	0.466
$V_{Inv}$	14 780	0.132	0.117	0	0.676
$V_{Indep}$	14 780	0.378	0.054	0.143	0.571
$V_{Top1}$	14 780	0.336	0.145	0.086	0.743
$V_{Inst}$	14 780	0.423	0.252	0	0.916
$V_{Big4}$	14 780	0.062	0.240	0	1
$V_{Growth}$	14 780	0.195	0.354	-0.573	2.213
$V_{Board}$	14 780	2.108	0.195	1.609	2.708
$V_{Dual}$	14 780	0.297	0.457	0	1
$V_{Firmage}$	14 780	3.005	0.282	1.609	3.526
$V_{Auditfee}$	14 780	13.923	0.860	0	16.185
$V_{Opinion}$	14 780	0.990	0.101	0	1

## 3 基准回归分析

表 3 为实证分析的基准回归结果。其中列 (1) 仅控制行业与年份固定效应; 列 (2) 在控制行业与年份固定效应的基础上加入所有控制变量。由表 3 可见: 仅控制行业与年份固定效应时, 解释变量  $V_{ESG}$  的回归系数为 -0.008 1 (在 1% 的水平上显著为负), 表明 ESG 表现每提升一个等级关键审计事项披露数量减少 0.81%; 加入所有控制变量后, 回归系数仍保持 -0.006 3 的显著负向关系 (在 1% 的水平上显著), 即在加入控制变量后随着企业 ESG 表现的

提升, 关键审计事项披露数量仍减少了 0.63%。该结果表明企业 ESG 表现提升会导致注册会计师在审计报告中披露的关键审计事项数量显著减少, 由此可以验证研究假设 H1。原因在于良好的 ESG 表现代表企业环境、社会责任履行等非财务绩效良好, 这有利于降低环境违规成本与避免环境风险, 使审计报告中披露的关键审计事项数量减少。

表 3 基准回归结果分析

Tab. 3 Analysis of baseline regression results

变量	$V_{In\_ARPB}$	
	(1)	(2)
$V_{ESG}$	-0.008 1***(-4.25)	-0.006 3***(-3.24)
$V_{Lev}$		0.090 9***(6.18)
$V_{Roa}$		-0.222 3***(-3.69)
$V_{Cashflow}$		-0.076 2*(-1.94)
$V_{Rec}$		0.086 5***(3.46)
$V_{Inv}$		-0.001 1(-0.04)
$V_{Indep}$		0.082 2*(1.72)
$V_{Top1}$		-0.059 7***(-3.51)
$V_{Inst}$		0.019 3*(1.81)
$V_{Big4}$		-0.063 0***(-6.72)
$V_{Growth}$		0.019 8***(3.16)
$V_{Board}$		0.050 5***(3.62)
$V_{Dual}$		0.008 1*(1.70)
$V_{Firmage}$		-0.004 8(-0.59)
$V_{Auditfee}$		0.022 2***(7.91)
$V_{Opinion}$		0.032 2(1.57)
常量	0.972 3***(117.44)	0.487 3***(7.71)
$V_{ind}$	YES	YES
$V_{year}$	YES	YES
N	14 780	14 780
Adj $R^2$	0.604 9	0.613 1

注: 圆括号内的数据为  $t$  统计量; \*, \*\*, \*\*\* 分别代表在 10%, 5%, 1% 的水平上显著。下表同。

## 4 内生性与稳健性检验

### 4.1 滞后解释变量

为缓解潜在的反向因果关系 (如企业固有社会责任特征的影响), 采用滞后一期至三期的解释变量进行再检验, 结果分别见表 4 列 (1) 至列 (3)。结果显示: 滞后一期、二期、三期 ESG 表现的回归系数分别为 -0.008 3, -0.011 0, -0.007 0, 均保持统计显著性且符号方向与基准回归一致。特别是滞后二期的系数绝对值最大 (-0.011 0), 说明 ESG 表现对审计风险的抑制效应存在 1~2 年的时滞强化特征。这一结果不仅证实了 ESG 表现对关键审计事项数量的持续负向影响, 而且通过动态视角有效缓解了内生性担忧, 增强了研究结论的可靠性。

表4 滞后变量分析与 Heckman 两阶段检验  
Tab. 4 Lag variable analysis and Heckman two-stage test

变量	$V_{\ln \text{ ARPB}}$			
	(1)	(2)	(3)	(4)
$V_{\text{L.ESG}}$	-0.008 3***(-3.33)			
$V_{\text{L2.ESG}}$		-0.011 0***(-3.56)		
$V_{\text{L3.ESG}}$			-0.007 0*(-1.73)	
$V_{\text{ESG}}$				-0.007 0***(-3.46)
控制变量	YES	YES	YES	YES
$V_{\text{IMR}}$				0.011 3(1.35)
常量	0.484 7***(5.98)	0.394 4***(3.90)	0.398 7***(3.03)	0.487 0***(7.71)
$V_{\text{ind}}$	YES	YES	YES	YES
$V_{\text{year}}$	YES	YES	YES	YES
$N$	10 515	7 751	5 233	14 918
Adj_ $R^2$	0.099 8	0.094 2	0.083 7	0.612 3

#### 4.2 Heckman 两阶段模型

为控制样本选择偏差导致的内生性问题,采用 Heckman 两阶段模型进行检验。参考王瑶等<sup>[3]</sup>的研究方法,第一阶段以 ESG 评级(A~AAA 级=1;其他=0)作为分组变量构建 Probit 模型并计算逆米尔斯比率(IMR);第二阶段将 IMR 纳入控制变量后重新估计基准模型,结果如表 4 列(4)。结果显示:ESG 的回归系数为-0.007 0,在 1%的水平上显著为负;IMR 的回归系数为-0.011 3,未通过显著性检验。这一结果不仅与基准回归结论一致,而且 IMR 的非显著性进一步证实样本选择偏差对本研究核心结论的干扰有限,从而强化了 ESG 表现抑制关键审计事项披露这一发现的稳健性。

#### 4.3 工具变量法

为进一步缓解双向因果等问题造成的内生性干扰,采用工具变量法进行补充检验。参考既有研究方法<sup>[3]</sup>,选取企业所在省份同年度其他上市公司 ESG 评级的均值作为工具变量。选取该工具变量基于以下依据:一方面,区域绿色发展的政策协同效应和企业间 ESG 实践的溢出效应,确保了工具变量与解释变量之间的相关性;另一方面,省级层面的 ESG 表现均值主要通过影响企业环境战略间接作用于审计行为,与注册会计师的独立审计决策无直接关联,满足外生性要求。两阶段最小二乘回归结果如表 5。

表5 工具变量法检验结果

Tab. 5 Test results of instrumental variable method

变量	$V_{\text{ESG}}$	$V_{\ln \text{ ARPB}}$	$V_{\ln \text{ ARPB}}$
	相关性检验	排他性检验	第二阶段
工具变量	0.462 1***(9.87)	-0.016 6(-1.49)	
$V_{\text{ESG}}$		-0.006 1***(-3.11)	
$V_{\text{ESG\_hat}}$			-0.042 1*(-1.74)
控制变量	YES	YES	YES
常量	-2.105 0***(-6.46)	0.548 0***(7.05)	0.472 1***(7.60)
$V_{\text{ind}}$	YES	YES	YES
$V_{\text{year}}$	YES	YES	YES
$N$	14 780	14 780	14 780
Adj_ $R^2$	0.147 8	0.613 1	0.147 8

表 5 中,相关性检验表明工具变量与内生解释变量  $V_{\text{ESG}}$  的回归系数为 0.462 1(在 1%的水平上显著为正),且第一阶段回归  $F$  统计量为 78.38(远超临界值 10),证明工具变量选取合理,不存在弱工具变量问题;排他性检验证实工具变量与解释变量的回

归系数不显著,满足工具变量外生性假定;第二阶段回归中内生解释变量预测值  $V_{\text{ESG\_hat}}$  的回归系数为 -0.042 1(在 10%的水平上显著为负),其方向与幅度均与基准回归结果一致。这一系列检验结果证实,在控制内生性干扰后,ESG 表现对关键审计事项披

露数量的负向影响依然稳健存在, 显著提升了研究结论的可靠性。

#### 4.4 替换解释变量的衡量方式

为检验变量测度方式对结果的潜在影响, 本研究对 ESG 变量进行重新编码: 将 A, B, C 三级评级分别赋值为 3, 2, 1 分, 并将新解释变量命名为  $V_{ESG1}$ , 使用新解释变量再次进行回归分析, 结果如表 6。

表 6 替换被解释变量的衡量方式

Tab. 6 Measures the alternative explained variables

变量	$V_{In ARPB}$
$V_{ESG1}$	-0.011 6**(-2.38)
控制变量	YES
常量	0.485 1*** (7.82)
$V_{ind}$	YES
$V_{year}$	YES
$N$	14 780
Adj_ $R^2$	0.613 0

结果显示: 解释变量  $V_{ESG1}$  的回归系数为-0.011 6, 且在 5% 的显著性水平上显著为负。这一结果与基

准回归结果一致, 且显著性水平保持稳定, 说明研究结论对不同 ESG 量化方法具有稳健性。具体而言, 当企业 ESG 表现从 C 级 (1 分) 提升至 A 级 (3 分) 时, 预计关键审计事项将减少 2.32%(1.16%×2), 这一经济效应进一步验证了 ESG 表现通过改善企业风险状况影响审计决策的内在机制。

## 5 机制路径分析

### 5.1 机制路径的实证分析

参考研究成果<sup>[1,3]</sup>, 对于信息披露质量, 采用修正琼斯模型计量的应计盈余管理指标绝对值 ( $V_{ABS\_DA}$ ) 来评估, 该值越大表明企业信息披露质量越差; 对于经营风险, 采用企业当期及前两期滚动计算资产回报率变动的标准差 ( $V_{Risk}$ ) 来衡量, 该值越大代表企业面临的经营风险越高。此外, 参考逯东等<sup>[27]</sup>的研究成果, 采用迪博内部控制指数除以 100 衡量企业内部控制质量 ( $V_{ICD}$ ), 该值越大代表企业内部控制质量越高。最后, 采用三步法进行机制路径分析, 第二、第三步回归分析结果如表 7。

表 7 机制路径分析结果

Tab. 7 Mechanism path analysis

变量	$V_{ABS\_DA}$	$V_{In ARPB}$	$V_{Risk}$	$V_{In ARPB}$	$V_{ICD}$	$V_{In ARPB}$
$V_{ESG}$	-0.003 0*** (-4.27)	-0.006 5*** (-3.30)	-0.005 2*** (-22.72)	-0.004 9** (-2.48)	0.126 6*** (25.26)	-0.005 5*** (-2.73)
$V_{ABS\_DA}$		-0.040 4* (-1.74)				
$V_{Risk}$				0.270 5*** (3.82)		
$V_{ICD}$						-0.007 0** (-2.16)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
常量	0.135 3*** (6.13)	0.483 7*** (7.779)	0.101 5*** (14.04)	0.450 8*** (7.23)	3.531 1*** (22.29)	0.502 9*** (7.98)
$V_{ind}$	YES	YES	YES	YES	YES	YES
$V_{year}$	YES	YES	YES	YES	YES	YES
$N$	14 780	14 780	14 780	14 780	14 780	14 780
Adj_ $R^2$	0.156 0	0.613 2	0.147 8	0.613 5	0.220 5	0.613 2

中介效应检验结果揭示了三重传导路径的作用机制, 分析表 7 可知: 在信息披露中, 解释变量  $V_{ESG}$  的回归系数为-0.003 0(在 1% 的水平上显著为负), 表明 ESG 表现提升能够使企业盈余管理降低 0.30%, 进而通过  $V_{ABS\_DA}$  的中介作用(回归系数为-0.040 4, 在 10% 的水平上显著为负)影响审计披露, 中介效应占比 18.5%。其次, 在经营风险路径分中, 解释变

量  $V_{ESG}$  的回归系数为-0.005 2(在 1% 的水平上显著为负), 显示 ESG 表现提升能够使企业经营风险下降 0.52%, 并通过  $V_{Risk}$  的中介渠道(回归系数分别为-0.004 9 与 0.270 5, 分别在 5% 与 1% 的水平上显著)传导, 中介效应占比 21.7%, 证明降低经营风险可发挥部分显著的机制效应。最后, 在内部控制路径中, 解释变量  $V_{ESG}$  的回归系数为 0.126 6(在 1% 的

水平上显著为正), 表明 ESG 表现提升使企业内部控制质量提升 12.66%, 且  $V_{ICD}$  的中介效应显著 (回归系数分别为 -0.005 5 和 -0.007 0, 分别在 1%, 5% 的水平上显著为负), 中介效应占比 15.3%。这些发现共同验证了假设 H2, 证实 ESG 表现通过改善信息披露、降低经营风险和强化内部控制 3 条路径, 显著减少关键审计事项披露数量, 3 条路径的中介效应贡献率分别为 18.5%, 21.7% 和 15.3%, 具有显著的经济意义。

### 5.2 内部控制路径的进一步分析

基于迪博内部控制指数的五维结构, 即战略层级 ( $V_{Strategy}$ )、经营层级 ( $V_{Operation}$ )、报告可靠 ( $V_{Report}$ )、合法合规 ( $V_{Legal}$ ) 与资产安全 ( $V_{Asset}$ ), 本研究进一步解析 ESG 表现通过内部控制影响关键审计事项的具体路径。参考逯东等<sup>[27]</sup>的研究方法, 将各分项指标标准化 (将 5 个内部控制分项指数除以 100) 后, 通过三步法检验中介效应, 结果见表 8, 9。

表 8 战略层级与资产安全指数的进一步路径分析结果

Tab. 8 Further path analysis of strategic hierarchy and asset safety index

变量	$V_{Strategy}$	$V_{In\ ARP}$	$V_{Asset}$	$V_{In\ ARP}$
$V_{ESG}$	0.042 6*** (3.57)	-0.006 4*** (-3.27)	0.039 6*** (7.91)	-0.006 2*** (-3.16)
$V_{Strategy}$		0.001 5 (1.07)		
$V_{Asset}$				-0.003 7 (-1.15)
控制变量	YES	YES	YES	YES
常量	0.142 6 (-0.38)	0.478 5*** (7.72)	4.531 7*** (28.63)	0.495 2*** (7.77)
$V_{year}$	YES	YES	YES	YES
$V_{ind}$	YES	YES	YES	YES
$N$	14 780	14 780	14 780	14 780
Adj_ $R^2$	0.204 9	0.613 1	0.102 4	0.613 1

表 9 经营层级、报告可靠性、合法合规指数的进一步路径分析结果

Tab. 9 Further path analysis of operation level, report reliability and legal compliance index

变量	$V_{Operation}$	$V_{In\ ARP}$	$V_{Report}$	$V_{In\ ARP}$	$V_{Legal}$	$V_{In\ ARP}$
$V_{ESG}$	0.066 7*** (9.81)	-0.006 1*** (-3.08)	0.057 9*** (7.76)	-0.006 1*** (-3.10)	0.405 3*** (37.26)	-0.004 2** (-2.03)
$V_{Operation}$		-0.004 2* (-1.77)				
$V_{Report}$				-0.004 5** (-2.08)		
$V_{Legal}$						-0.005 4*** (-3.61)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
常量	0.018 3 (0.09)	0.478 3*** (7.72)	5.470 5*** (23.17)	0.502 9*** (7.97)	7.323 8*** (21.30)	0.517 6*** (8.23)
$V_{year}$	YES	YES	YES	YES	YES	YES
$V_{ind}$	YES	YES	YES	YES	YES	YES
$N$	14 780	14 780	14 780	14 780	14 780	14 780
Adj_ $R^2$	0.274 9	0.613 2	0.177 4	0.613 2	0.151 3	0.613 4

表 8 的回归结果显示: 在战略层级指数 ( $V_{Strategy}$ ) 的路径检验中, 虽然 ESG 表现 (解释变量  $V_{ESG}$ ) 对机制变量  $V_{Strategy}$  的回归系数为 0.042 6 (在 1% 的水平上显著), 但该机制变量在第三步回归中不显著, 表

明战略管控维度未能形成有效中介路径; 类似地, 资产安全指数 ( $V_{Asset}$ ) 也呈现相同模式, 未能通过中介效应检验, 表明资产安全方面内部控制质量不能发挥有效机制作用。

表 9 的中介效应检验揭示了 ESG 表现通过不同内控维度影响关键审计事项的差异化路径:对于经营层级指数 ( $V_{Operation}$ ), ESG 表现提升显著改善经营效率(回归系数为 0.066 7, 在 1% 的水平上显著为正), 并通过该机制部分中介影响审计披露(解释变量  $V_{ESG}$  与机制变量  $V_{Operation}$  的回归系数分别为 -0.006 1 和 -0.004 2, 分别在 1%, 10% 的水平上显著为负), 表明经营层级方面内部控制质量发挥了部分机制作用。其次, 报告可靠指数 ( $V_{Report}$ ) 与合法合规指数 ( $V_{Legal}$ ) 维度同样呈现显著中介效应, 其中报告可靠性内部控制质量发挥了部分中介作用, 而合法合规性内部控制质量发挥了完全中介作用。该回归结果印证了 ESG 表现与企业环境方面合法性的重要内在联系, 企业通过提升环境法律遵从度和高质量履行环境责任有效降低环境风险, 缓解重大错报风险, 从而显著减少关键审计事项数量。

## 6 异质性分析

### 6.1 基于关键审计事项类型的异质性分析

ESG 评级提升表明企业具有良好的环境绩效, 这不仅有助于企业规避大额环境违规成本支出, 降低环境违规风险, 还能减少盈余管理动机, 从而有效抑制企业在收入确认方面操纵的行为。另一方面, 良好的环境绩效不仅彰显企业积极履行环境责任, 更能够吸引外部利益相关者的关注与认可, 有效提

升企业绿色形象和市场信任度。

基于上述分析, 良好的 ESG 表现能显著减少企业收入确认和商誉减值相关的关键审计事项数量。自《中国注册会计师审计准则》改革实施以来, 注册会计师需在审计报告中披露关键审计事项, 并逐渐形成若干可区分的类型。本文基于 CSMAR 和 CNRDS 数据库获取样本公司的关键审计事项披露数据, 参考文献 [28] 建立如下分类标准: 鉴于收入确认在审计程序中的优先性, 对存在多条关键审计事项的样本公司, 将“收入与收入确认”列为首要类型, 其余剔除; 若无收入相关事项, 则保留“商誉”类。若既无收入确认也无商誉事项, 则按金额重要性保留“资产减值、坏账准备”或“资产(交易事项)的会计处理”类; 对未披露关键审计事项的样本公司统一归类为“未披露”。基于此分类标准, 异质性回归分析结果如表 10。

表 10 的回归结果显示: 在收入确定类和商誉类关键审计事项中, ESG 表现的回归系数分别为 -0.005 2 和 -0.015 0, 且分别在 5% 和 1% 的水平上显著为负; 而在资产减值、坏账准备类以及资产(交易事项)的会计处理类中, ESG 表现的回归系数均未通过显著性检验。这一实证结果表明, ESG 表现提升显著抑制了收入确认操纵行为, 改善了盈余质量; 此外, 还通过提升企业信誉降低商誉减值风险, 从而有效减少这两类关键审计事项的数量, 这与前文理论预期一致。

表 10 基于关键审计事项类型的异质性检验

Tab. 10 Heterogeneity tests based on the types of key audit matters

变量	$V_{In ARPB}$			
	收入与收入确认类	商誉	资产减值、坏账准备类	资产(交易事项)的会计处理
$V_{ESG}$	-0.005 2** (-2.00)	-0.015 0*** (-2.86)	-0.002 6 (-0.43)	-0.001 2 (-0.13)
控制变量	YES	YES	YES	YES
常量	0.466 1*** (5.51)	0.687 7*** (3.81)	0.933 0*** (4.69)	-0.029 9 (-0.09)
$V_{year}$	YES	YES	YES	YES
$V_{ind}$	YES	YES	YES	YES
$N$	9 408	2 107	1 069	737
Adj_ $R^2$	0.110 2	0.090 3	0.255 0	0.194 5

注: 由于“未披露”类型的关键审计事项缺乏实质性内容, 故本研究未将其纳入回归分析。数据模拟结果显示, 该类型回归系数为 -0.002 4 且不显著, 证实其对整体分析结果未产生实质性影响。

### 6.2 基于企业特征的异质性分析

重污染企业即使 ESG 表现良好, 仍需承担较高环境治理成本。若短期内无法获得补偿, 企业可能终止履行责任, 转而通过“漂绿”行为虚高 ESG 评级<sup>[29]</sup>。这种行为作为重大环境风险, 会放大财务错

报风险<sup>[30]</sup>, 使重污染企业的 ESG 表现对关键审计事项数量的影响不显著。此外, 高管环保背景能促进环境因素融入战略决策, 制定更有效的环境政策; 而低可持续能力企业因经营压力更具盈余管理动机, 削弱了 ESG 的抑制作用。

为验证上述推论,参考文献[31-32]的研究方法,将样本企业按是否为重污染企业<sup>①</sup>及高管是否具备环保背景进行分组,运用希金斯可持续增长模型计算企业可持续增长能力,并以年度和行业中位数为界划分为高、低两组(高于中位数为高可持续增长能力企业,反之为低可持续增长能力企业)。相关异质性回归结果见表11,12。

表11分析发现:重污染企业ESG表现的回归系数为0.0004且不显著,而非重污染企业为-0.0094

(在1%的水平上显著为负)。这一结果表明重污染企业ESG表现提升会微弱增加(0.04%)关键审计事项披露数量,而非重污染企业则能显著减少(0.94%)披露数量,验证了前文的理论推断。对于可持续发展能力较强企业,ESG表现的回归系数为-0.0079(在1%的水平上显著为负),而持续发展能力较弱企业对应的回归系数为-0.0038(不显著),进一步证实了ESG表现对关键审计事项的影响存在显著的异质性特征,支持了研究假设的合理性。

表11 重污染属性与可持续发展能力的异质性检验

Tab. 11 Heterogeneity analysis based on pollution intensity and sustainable development capability

变量	$V_{\ln ARPB}$			
	重污染企业	非重污染企业	可持续发展能力较强	可持续发展能力较弱
$V_{ESG}$	0.0004 (0.10)	-0.0094*** (-4.04)	-0.0079*** (-2.59)	-0.0038 (-1.46)
控制变量	YES	YES	YES	YES
常量	0.5158*** (4.11)	0.4404*** (6.15)	0.2019** (2.07)	0.6730*** (8.22)
$V_{year}$	YES	YES	YES	YES
$V_{ind}$	YES	YES	YES	YES
$N$	4225	10555	6670	8106
Adj_ $R^2$	0.5807	0.6257	0.6021	0.6236

对表12的分析表明:高管具环保背景时,ESG表现的回归系数为-0.0056(在5%的水平上显著为负);而无环保背景高管企业的对应回归系数为-0.0074(在5%的水平上显著为负)。全样本交互项检验显示,交乘项回归系数为0.0023(在5%的水平

上显著为正),表明环保背景高管的ESG提升对关键审计事项的削减效应更强,每单位ESG提升可降低0.23%披露数量,验证了高管环保背景强化ESG治理效应的理论预期。

表12 高管环保背景的异质性检验

Tab. 12 Heterogeneity tests on executives' environmental background

变量	$V_{\ln ARPB}$		
	高管具有环保背景	高管不具有环保背景	交乘项检验
$V_{ESG}$	-0.0056**(-2.15)	-0.0074**(-2.43)	-0.0077***(-3.78)
$V_{ESG} \times V_{Ep}$			0.0023**(2.35)
控制变量	YES	YES	YES
常量	0.5439*** (6.60)	0.3826*** (3.90)	0.4850*** (7.82)
$V_{year}$	YES	YES	YES
$V_{ind}$	YES	YES	YES
$N$	8250	6526	14780
Adj_ $R^2$	0.6344	0.5873	0.6132

6.3 基于注册会计师审计特征的异质性分析

进一步考察会计师事务所行业专长和内部控制审计质量的调节效应。具备行业专长的会计师事务所

所通过专业化培训和技术投入显著提升审计质量,可能对关键审计事项披露产生差异化影响;其次,在整合审计框架下,非无保留的内部控制审计意见往

① 根据中国证券监督管理委员会2012年修订的《上市公司行业分类指引》和生态环境部发布的《上市公司环保核查行业分类管理名录》,将以下行业定义为重污染行业: B06, B07, B08, B09, C15, C17, C18, C19, C22, C25, C26, C27, C28, C29, C31, C32, D44, D45。

往对财务报表审计产生负面传导效应。因此, 这两个因素可能通过影响审计质量与风险判断, 对 ESG 表现与关键审计事项的关系产生重要调节作用。

为验证上述推论, 参考文献 [33] 的方法计算注册会计师行业专长指标, 按行业-年度中位数标准对

企业分组: 将行业专长高于中位数的样本划分为高行业专长组 (分组变量命名为  $V_{MSA}$ ), 低于中位数的划分为低行业专长组。同时, 根据内部控制审计意见类型, 将样本划分为无保留意见组与非无保留意见组。基于此分组的异质性回归结果见表 13。

表 13 基于注册会计师审计特征的异质性分析

Tab. 13 Heterogeneity analysis based on CPA audit characteristics

变量	$V_{\ln ARPB}$				
	高行业专长	低行业专长	交乘项检验	无保留内部控制审计意见	非无保留内部控制审计意见
$V_{ESG}$	-0.005 8** (-2.27)	-0.007 0** (-2.31)	-0.008 0*** (-3.90)	-0.006 6*** (-2.91)	-0.002 8 (-0.71)
$V_{ESG} \times V_{MSA}$			0.002 7*** (2.76)		
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
常量	0.577 0*** (7.27)	0.305 8*** (3.01)	0.486 1*** (7.83)	0.502 7*** (6.83)	0.372 5*** (2.98)
$V_{year}$	YES	YES	YES	YES	YES
$V_{ind}$	YES	YES	YES	YES	YES
$N$	8 211	6 567	14 780	11 387	3 389
Adj_ $R^2$	0.639 3	0.586 6	0.613 3	0.567 3	0.724 4

表 13 的分析结果显示: 在高行业专长组, ESG 表现的回归系数为-0.005 8(在 5% 的水平上显著为负), 而低行业专长组对应的回归系数为-0.007 0(在 5% 的水平上显著为负)。通过引入交乘项检验发现, 交乘项的回归系数达到 0.002 7(在 1% 的水平上显著为正), 证实高行业专长审计师能强化 ESG 表现对关键审计事项的抑制效应, 每单位 ESG 提升可额外减少 0.27% 的披露数量。另一方面, 当企业获得无保留内部控制审计意见时, ESG 表现的回归系数为-0.006 6(在 1% 的水平上显著为负), 而非无保留意见组对应的系数为-0.002 8(不显著)。由此表明内部控制失效会抵消 ESG 的积极效应——由于内部控制缺陷导致的多重重大错报风险, 使得 ESG 改善难以有效降低审计风险, 从而形成显著的调节作用, 完全支持研究假设。

## 7 结论与建议

基于 2016—2022 年沪深 A 股上市公司数据与华证 ESG 评级数据, 实证检验企业 ESG 表现对关键审计事项数量的影响。研究发现: 良好的 ESG 表现能显著降低关键审计事项披露数量, 这一结论在经内生性处理与稳健性检验后依然成立。其作用机制主要体现在三方面: 提升信息披露、改善内部控制体系 (其中合法合规性是最核心的传导路径) 以

及降低企业经营风险。异质性分析进一步揭示, ESG 的治理效应在收入确认、商誉类审计事项、非重污染企业、高可持续发展能力企业、高管具有环保背景企业, 以及由高行业专长审计师审计或获得无保留内控意见的企业中更为显著。基于实证发现, 本文提出以下政策建议:

1) 企业建立完善的环境内部控制管理体系, 杜绝环境治理中的短期投机行为。在环境监管政策持续强化的背景下, 企业需超越被动合规的思维模式, 主动将环境责任纳入战略管理体系。具体而言: 首先, 系统评估生产经营各环节的环境风险, 建立覆盖产品全生命周期的环境成本核算机制; 其次, 加大环保设施投入力度, 确保废弃物处理达到无害化标准; 再次, 构建可追溯、可验证的环境管理流程, 如实施废弃物产生、处理、排放的全流程量化监控; 最后, 将环境绩效纳入高管考核体系, 确保环保投入的持续性和有效性。

2) 企业摒弃“漂绿”行为, 建立规范透明的环境信息披露机制。真实有效的环境信息披露具有双重价值: 一方面通过展示合规经营实质降低潜在环境处罚风险, 维护企业盈利稳定性; 另一方面塑造负责任的绿色形象, 在风险事件中赢得利益相关者信任缓冲。具体实施中, 企业建立科学的环境数据采集系统, 定期发布经第三方验证的环境绩效报告, 重

点披露污染物排放、资源消耗等实质性指标,同时建立信息披露质量问责机制。这种高质量信息披露不仅能降低审计过程中的信息风险溢价,更能通过增强信息透明度获得更有利的审计评价,最终形成 ESG 实践—信息披露—审计质量的良性循环,为可持续发展提供制度保障。

3) 企业须将环境法律法规遵从作为经营底线要求。环境合规是规避巨额处罚和停产风险的必要前提,更是维持正常生产经营的基础条件。在审计维度上,严格的环境合规能直接降低注册会计师在环境事项方面的审计风险,为获取良好审计意见提供支撑。企业建立动态更新的环境法规库,开展全员合规培训,并将合规要求嵌入业务流程控制系统,确保各项经营活动始终符合最新环保标准。

4) 会计师事务所双轨提升环境审计能力。一方面系统培养注册会计师在环境会计、环境风险评估等领域的专业能力;另一方面在常规审计程序中强化环境事项核查,通过实地勘查、延伸审计等手段验证企业环境责任履行情况与披露信息的一致性。审计过程中特别关注 ESG 评级可能存在的水分,重点核查重污染企业和低可持续发展能力企业的环保数据真实性,运用职业怀疑态度识别潜在的“漂绿”行为,确保审计意见能够客观反映企业环境治理的实际水平。

#### 参考文献:

- [1] 晓芳,兰风云,施雯,等. 上市公司的 ESG 评级会影响审计收费吗?: 基于 ESG 评级事件的准自然实验 [J]. 审计研究, 2021(3):41-50.  
XIAO F, LAN F Y, SHI W, et al. Does ESG rating of listed firms affect audit fees?: quasi natural experiment based on ESG rating events[J]. Auditing Research, 2021(3):41-50.
- [2] 蒋园园, 陈文, 程锦璇. ESG 表现、公司透明度与审计质量 [J]. 科学决策, 2024(9):51-65.  
JIANG Y Y, CHEN W, CHENG J X. ESG performance, corporate transparency and audit quality[J]. Scientific Decision Making, 2024(9):51-65.
- [3] 王瑶, 张允萌, 侯德师. 企业 ESG 表现会影响审计意见吗?[J]. 审计与经济研究, 2022, 37(5):54-64.  
WANG Y, ZHANG Y M, HOU D S. Can corporate ESG performance affect auditors' opinion?[J]. Journal of Audit & Economics, 2022, 37(5):54-64.
- [4] 杜永红. “双碳”目标约束下的 ESG 审计研究 [J]. 哈尔滨工业大学学报(社会科学版), 2022, 24(2):154-160.  
DU Y H. Research on ESG audit under the constraint of “double carbon” goal[J]. Journal of Harbin Institute of Technology (Social Sciences Edition), 2022, 24(2):154-160.
- [5] 唐凯桃, 宁佳莉, 王垒. 上市公司 ESG 评级与审计报告决策: 基于信息生成和信息披露行为的视角 [J]. 上海财经大学学报, 2023, 25(2):107-121.  
TANG K T, NING J L, WANG L. ESG rating of listed companies and audit report decision-making: based on the perspectives of information generation and information disclosure[J]. Journal of Shanghai University of Finance and Economics, 2023, 25(2):107-121.
- [6] 张小溪, 马宗明. 双碳目标下 ESG 与上市公司高质量发展: 于 ESG “101” 框架的实证分析 [J]. 北京工业大学学报(社会科学版), 2022, 22(5):101-122.  
ZHANG X X, MA Z M. ESG and the high-quality development of China's listed companies under the dual carbon goal: an empirical analysis based on ESG “101” framework[J]. Journal of Beijing University of Technology (Social Sciences Edition), 2022, 22(5):101-122.
- [7] 莫志. 上市公司环境、社会和治理信息披露的软法实现与强化路径 [J]. 江西财经大学学报, 2022(2):116-129.  
MO Z. The implementation and strengthening path of soft laws for ESG information disclosure of listed companies[J]. Journal of Jiangxi University of Finance and Economics, 2022(2):116-129.
- [8] 罗进辉, 王雨婷, 刘海潮. ESG 表现与家族企业长期导向 [J]. 财贸研究, 2023, 34(2):78-96.  
LUO J H, WANG Y T, LIU H C. ESG performance and long-term orientation of family firms[J]. Finance and Trade Research, 2023, 34(2):78-96.
- [9] 徐雪高, 王志斌. 境外企业 ESG 信息披露的主要做法及启示 [J]. 宏观经济管理, 2022(2):83-90.  
XU X G, WANG Z B. Main practices of and inspirations from ESG information disclosure of overseas enterprises[J]. Macroeconomic Management, 2022(2):83-90.
- [10] WANG W B, YU Y Y, LI X. ESG performance, auditing quality, and investment efficiency: empirical evidence from China[J]. *Frontiers in Psychology*, 2022, 13:948674.
- [11] 周泽将, 丁晓娟, 伞子瑶. ESG 评级分歧与审计风险溢价 [J]. 审计研究, 2023(6):72-83.  
ZHOU Z J, DING X J, SAN Z Y. ESG rating divergence and audit risk premium[J]. Auditing Research, 2023(6):72-83.
- [12] ZHANG C, ZHA Q Y, SUN X, et al. Does ESG rating disagreement affect audit opinions?[J]. *International Review of Economics & Finance*, 2024, 96:103659.
- [13] LING S X, XIA H, LIU Z X. ESG rating divergence and audit fees: evidence from China[J]. *Finance Research Letters*, 2024, 67:105749.
- [14] TAN W H, CAI Y Q, LUO H L, et al. ESG, technological innovation and firm value: evidence from China[J]. *International Review of Financial Analysis*, 2024,

- 96:103546.
- [15] XUE Q Y, JIN Y F, ZHANG C. ESG rating results and corporate total factor productivity[J]. *International Review of Financial Analysis*, 2024, 95:103381.
- [16] CHEN F, LIU Y H, CHEN X Z. ESG performance and business risk: Empirical evidence from China's listed companies[J]. *Innovation and Green Development*, 2024, 3(3):100142.
- [17] 李嘉宁, 伍利娜, 肖帅莹. 企业 ESG 表现影响关键审计事项披露吗?[J]. *审计与经济研究*, 2024, 39(1):23-31.
- LI J N, WU L N, XIAO S Y. Does corporate ESG performance affect the disclosure of key audit matters?[J]. *Journal of Audit & Economics*, 2024, 39(1):23-31.
- [18] BURKE J J, HOITASH R, HOITASH U. Auditor response to negative media coverage of client environmental, social, and governance practices[J]. *Accounting Horizons*, 2019, 33(3):1-23.
- [19] LI X C, DANG W W, LI Y X. Can ESG performance promote corporate green transformation?: evidence from green OFDI in China[J]. *Sustainability*, 2025, 17(7):3255.
- [20] WU X Y. The impact of corporate ESG performance on earnings management[J]. *Journal of Applied Economics and Policy Studies*, 2024, 10(1):53-61.
- [21] 梅寒, 肖建忠. ESG 表现对企业经营风险的影响研究: 来自 A 股上市公司的证据 [J]. *贵州社会科学*, 2024(7): 129-138.
- MEI H, XIAO J Z. Research on the influence of ESG performance on business risk: evidence from A-share listed companies[J]. *Guizhou Social Sciences*, 2024(7):129-138.
- [22] WANG D N, WANG T W. Does ESG information disclosure improve green innovation in manufacturing enterprises?[J]. *Sustainability*, 2025, 17(6):2413.
- [23] ZHANG A C. ESG in promoting sustainable development of manufacturing companies in China's selected a-share listed companies: a proposed financial mathematical model[J]. *Journal of Business and Management Studies*, 2024, 6(6):178-188.
- [24] 周中胜, 原智超. 企业 ESG 表现会影响股票流动性吗?[J]. *财贸研究*, 2023, 34(12):64-77.
- ZHOU Z S, YUAN Z C. Can firm ESG performance affect stock liquidity?[J]. *Finance and Trade Research*, 2023, 34(12):64-77.
- [25] 俞莹, 吴和成, 易荣华. 企业 ESG 表现与价值创造: 基于内部发展和外部压力的视角 [J]. *中国管理科学*, 2025, 33(3):107-117.
- YU Y, WU H C, YI R H. Corporate ESG performance and value creation: based on the perspective of internal development and external pressure[J]. *Chinese Journal of Management Science*, 2025, 33(3):107-117.
- [26] 王积田, 田博傲, 上官相乐. ESG 评级分歧影响审计师风险应对行为吗?: 基于关键审计事项披露的视角 [J]. *金融发展研究*, 2023(9):13-21.
- WANG J T, TIAN B A, SHANGGUAN X L. Does ESG rating disagreement affect auditor risk response behavior?: based on the perspective of disclosure of key audit matters[J]. *Journal of Financial Development Research*, 2023(9):13-21.
- [27] 逯东, 王运陈, 付鹏. CEO 激励提高了内部控制有效性吗?: 来自国有上市公司的经验证据 [J]. *会计研究*, 2014(6):66-72, 97.
- LU D, WANG Y C, FU P. Do CEO incentives improve the effectiveness of internal control?: empirical evidence from listed state-owned enterprises[J]. *Accounting Research*, 2014(6):66-72, 97.
- [28] 林进添. 2017—2020 年度上市公司审计报告关键审计事项披露特征分析 [J]. *中国注册会计师*, 2023(3):31-36.
- LIN J T. Analysis on disclosure characteristics of key audit items in audit reports of listed companies from 2017 to 2020[J]. *The Chinese Certified Public Accountant*, 2023(3):31-36.
- [29] 黄溶冰. 企业漂绿问题及其治理 [J]. *湖湘论坛*, 2022, 35(5):98-107.
- HUANG R B. Enterprise greenwashing and its governance[J]. *Huxiang Forum*, 2022, 35(5):98-107.
- [30] 李世刚, 鲁逸楠, 贺琛. 中央环保督察与审计收费: 基于多期双重差分法的检验 [J]. *宏观经济研究*, 2022(7): 129-148.
- LI S G, LU Y N, HE C. Central environmental protection inspection and audit fees: a test based on multi-period differences-in-differences method[J]. *Macroeconomics*, 2022(7):129-148.
- [31] 李井林, 阳镇, 陈劲, 等. ESG 促进企业绩效的机制研究: 基于企业创新的视角 [J]. *科学学与科学技术管理*, 2021, 42(9):71-89.
- LI J L, YANG Z, CHEN J, et al. Study on the mechanism of ESG promoting corporate performance: based on the perspective of corporate innovation[J]. *Science of Science and Management of S & T*, 2021, 42(9):71-89.
- [32] 王辉, 林伟芬, 谢锐. 高管环保背景与绿色投资者进入 [J]. *数量经济技术经济研究*, 2022, 39(12):173-194.
- WANG H, LIN W F, XIE R. Environmental backgrounds of executives and green investor entry[J]. *Journal of Quantitative & Technological Economics*, 2022, 39(12): 173-194.
- [33] 范经华, 张雅曼, 刘启亮. 内部控制、审计师行业专长、应计与真实盈余管理 [J]. *会计研究*, 2013(4):81-88,96.
- FAN J H, ZHANG Y M, LIU Q L. Internal control, auditor industry expertise, accrual and real earnings management[J]. *Accounting Research*, 2013(4):81-88,96.