

ESG表现与企业税务激进度的影响研究

——基于中国A股上市公司的证据

陈沁雯, 李霁友*

东华大学旭日工商管理学院, 上海

收稿日期: 2026年7月21日; 录用日期: 2026年8月18日; 发布日期: 2026年8月27日

摘要

基于2012~2024年中国A股非金融上市公司数据, 实证探究ESG表现对企业税务激进行为的影响及传导机制。基准回归表明, ESG表现与税务激进度呈显著负相关, 良好的ESG表现可有效降低激进税务筹划水平; 经工具变量法克服内生性问题, 并替换核心变量进行稳健性测试后, 该结论依然稳健。中介效应检验发现, 媒体关注在ESG表现抑制税务激进过程中扮演部分中介角色, 即ESG表现通过提高媒体曝光度、增强外部舆论监督压力, 进而压缩税务激进度。异质性分析显示, 上述抑制效应在非重污染行业企业及非国有企业中更为突出。以上发现印证了ESG表现通过舆论监督约束企业税务行为的传导路径, 为理解外部监督在税务治理中的功能提供了经验证据。

关键词

ESG表现, 税务激进度, 媒体关注度, 声誉机制, 公司治理

Research on the Impact of ESG Performance and Corporate Tax Aggressiveness

—Based on Evidence of China's A-Share Listed Companies

Qinwen Chen, Jiyou Li*

Glorious Sun School of Business and Management, Donghua University, Shanghai

Received: July 21, 2026; accepted: August 18, 2026; published: August 27, 2026

Abstract

Based on data from China's A-share non-financial listed companies from 2012 to 2024, this paper

*通讯作者。

文章引用: 陈沁雯, 李霁友. ESG表现与企业税务激进度的影响研究[J]. 国际会计前沿, 2026, 15(4): 1110-1123.

DOI: 10.12677/fia.2026.154117

empirically explores the impact and transmission mechanisms of ESG performance on corporate tax aggressive behavior. Benchmark regression shows that ESG performance is significantly negatively correlated with tax aggressiveness; good ESG performance can effectively reduce aggressive tax planning; After overcoming endogeneity issues using the instrumental variable method and replacing core variables for robustness testing, the conclusion remains robust. The intermediary effect test found that media attention plays a partly intermediary role in curbing tax aggressiveness in ESG performance, *i.e.*, ESG performance reduces tax radicalism by increasing media exposure and strengthening external public opinion oversight. Heterogeneity analysis showed that the above suppression effect was more pronounced in enterprises in non-heavily polluting industries and non-state-owned enterprises. These findings confirm the transmission pathway of ESG performance restraining corporate tax behavior through public opinion supervision, providing empirical evidence for understanding the function of external supervision in tax governance.

Keywords

ESG Performance, Corporate Tax Aggressiveness, Media Attention, Reputation Mechanisms, Corporate Governance

Copyright © 2026 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

进入 21 世纪之后, ESG 理念慢慢从一种边缘化的伦理投资方式, 转变成了全球企业评价的主流做法和可持续发展的核心框架[1]。在“双碳”目标和高质量发展的战略带动下, 国内监管层也在加快推动 ESG 信息披露体系的建设, 相关部门连续出台了相关政策。同一时期, 随着“金税四期”这类税收征管数字化改革的不断深入, 税务机关的数据穿透能力有了显著增强, 企业的税务激进行为也因此面对前所未有的硬性约束, 正因为有了这种变化, 怎么抑制企业进行税务激进就变成了财税制度改革领域里的一个热点议题[2]。在这样一些现实情况交汇在一起的时候, 企业究竟应该如何追求可持续发展声誉的同时, 又能应对好来自税务合规方面的压力, 就成了一个很值得探究的重要问题。不过, 作为体现企业综合质量和道德水准的一项指标, ESG 表现到底能不能成为一种有效的非财务治理机制, 用来抑制企业那些过于激进的税收筹划行为, 这方面不仅属于学术研究上的一个前沿空白, 也是检验企业 ESG 实践是否具备“道德一致性”的一块试金石。

2. 文献综述

ESG 表现与企业税务激进行为的关系是公司治理与财务学交叉领域的新兴议题。现有研究围绕两大主题分别积累了丰富成果, 但二者直接关联的文献仍处于起步阶段, 且结论存在显著分歧。

在 ESG 表现的经济后果方面, 国外研究中, Lee & Koh 证实良好的 ESG 表现能够提升企业价值、降低风险[3]; 国内研究者张曾莲和冯勇杰则发现 ESG 有助于缓解融资约束、抑制股价崩盘风险[4], 并通过提高信息透明度、吸引长期投资者等机制发挥积极作用。关于企业税务激进行为, 文献形成了“现金流效应”与“代理问题”两种竞争性解释: 前者李文贵认为税务激进节约的现金流可缓解融资约束、促进创新[5]; 后者指出税务激进活动为管理层机会主义提供掩护, 损害公司价值[6]。

将二者直接联系的研究提出了两种对立假说。“道德一致”观认为, 良好的 ESG 表现体现企业内在

的社会责任感, 会主动约束激进税务激进行为。李璐和刘雪娜发现 ESG 评级通过降低信息风险、提升外部监督显著抑制税务激进[7]。“风险掩饰”观则提出, 企业可能策略性地利用 ESG 塑造正面形象, 以掩盖激进的税务筹划。高延歌和梁子慧发现 ESG 评级分歧会加剧企业税务激进, 表明 ESG 可能沦为“遮羞布”[8]。

总之, 现有研究在 ESG 与税务激进的直接关系上存在理论对立, 基于中国情境的实证证据不足, 影响路径的“黑箱”尚未充分打开, 为本研究提供了切入空间。

基于此, 把 2012 到 2024 年间中国 A 股市场的非金融类上市公司作为分析样本, 采用华证 ESG 评级数据以及扣除了应计利润影响之后的会计 - 税收差异指标, 去构建一个双向固定效应模型, 用来实证考察 ESG 表现会怎样影响企业的税务激进行为; 同时还会把媒体关注度作为中介变量引入进来, 以此揭示 ESG 抑制企业税务激进行为时那条“声誉机制”的具体路径。整项研究的用意, 在于给高质量发展这一视域下面, 企业 ESG 实践与财务行为之间的那种互动关系, 提供一份扎实的实证依据。

3. 理论分析与研究假设

3.1. 理论基础

本文的理论分析主要建立在声誉理论、代理理论和利益相关者理论这三块基石上面。Fama (1980) 率先把声誉理论纳入了经济学的研究范畴, 声誉作为企业的一种重要无形资产, 带有累积性和易碎性的双重特征, 管理层在做税务筹划决策的时候会因此变得更加审慎, 主动去避开那些可能引发声誉危机的激进税务激进行为[9]。代理理论则指出, 在所有权和经营权相分离的情况下, 管理层有可能借助复杂的税务激进安排去掩盖一些寻租活动、谋取个人私利[10]; 而良好的 ESG 表现, 特别是公司治理水平的提升, 能够通过加强内部控制、改善信息透明度等机制, 有效约束管理层身上的道德风险, 进而遏制住那种以税务激进为掩护的自利行为。利益相关者理论认为, 除了股东之外的其他利益相关者, 同样对企业的经营活动以及价值创造做出了重要贡献[11]; 激进的税务筹划虽然可以减少企业的现金流出, 但却会损害政府这一关键利益相关者的利益, 这与 ESG 理念所倡导的企业社会责任是相违背的, 因此那些 ESG 表现较好的企业, 出于维护与政府及社区之间良性关系的考量, 会更倾向于遵守税法的精神, 主动减少税务激进行为。上述几种理论相互补充, 共同为本文所构建的“ESG 表现 - 声誉机制 - 税务激进抑制”这一分析框架, 提供了比较坚实的理论根基。

3.2. 研究假设提出

企业税务激进在本质上属于一种成本与收益之间的权衡, 从收益端看, 税务激进行为能够为企业节约一部分现金流, 但从成本端看, 税务激进又面临着稽查处罚的法律风险以及声誉层面的损失, 而 ESG 表现的改善将明显改变这一权衡格局, 具体体现在三个方面: 一是完善的治理结构能够有效抑制管理层借助税务激进活动去谋取私利的行为, 二是高 ESG 企业在环境和社会维度的投入会促使其形成一种“负责任”的自我认知, 进而在税务决策中保持道德上的一致性, 三是 ESG 实践本身属于一种高成本承诺, 一旦税务激进行为被曝光, 其积累起来的声誉资本就会遭受较大程度的折损, 可见良好的 ESG 表现抬升了企业税务激进行为背后的隐性成本, 从而弱化了企业的税务激进动机。基于上述分析, 提出假设 H1:

H1: 在其他条件不变的情况下, 企业的 ESG 表现越出色, 其税务激进程度就会越低。

进一步来看, 媒体作为一种重要的信息中介和外部监督力量, 在 ESG 表现抑制企业税务激进的过程中会起到关键的传导作用, 一方面, ESG 表现优良的企业更容易获得媒体的积极报道和持续跟进, 其自身的可见度能得到明显提高, 另一方面, 媒体关注也会放大企业行为的可观测性, 那种高强度的聚焦会让企业的税务激进活动面临更高的曝光风险, 一旦税务激进行为被揭露出来, 负面的舆论就会迅速发酵,

进而引发声誉受损、股价下跌等一系列连锁后果[4], 由此便形成了“ESG 表现提升媒体关注度、进而降低税务激进程度”这样一条核心的传导路径。基于此, 提出假设 H2:

H2: 媒体关注在 ESG 表现抑制企业税务激进过程中承担了中介传导作用, 即企业良好的 ESG 表现通过增强舆论聚焦度, 进而缓解了税务激进行为。

4. 研究设计

4.1. 来源与样本选择

为系统考察 ESG 表现对企业税务激进行为的影响及其微观传导渠道, 以 2012~2024 年沪深 A 股上市企业为初始样本。本文剔除以下样本: 金融、保险类上市公司、ST、*ST 或 PT 的公司、资产负债率大于 1 或者关键财务指标缺失的样本、极端异常值。并且对所有变量进行 1%和 99%的缩尾处理。经过上述处理, 最终获得 31,449 个非平衡面板观测值。

4.2. 变量定义

本文的被解释变量为企业税务激进程度(DDBTD)。会计 - 税收差异已被作为中国税务部门判断企业是否存在税务激进嫌疑的一个重要指标, 因此可以较好地度量企业税务激进程度[12]。因此本文首先利用总利润减去应纳税所得额计算出总 BT D, 由于总 BT D 中可能包含由盈余管理导致的应计利润部分, 因此进一步构建回归模型, 将总 BT D 对总应计利润进行回归, 回归得到的残差即为 DDBTD。该指标取值越大, 意味着企业税务激进行为越激进。

本文核心解释变量 ESG 表现(ESG_score)依据华证 ESG 评级数据衡量, 该评级将企业 ESG 表现划分为 C 至 AAA 九个等级, 本研究将其依次赋值为 1 至 9 分, 分值越高代表企业 ESG 综合表现越优良。

为揭示 ESG 表现抑制企业税务激进的作用机制, 选取媒体关注度(Ln_media)作为机制变量进行检验。该指标基于 CNRDS 数据库中企业被各报刊媒体报道的新闻总数, 加 1 后取自然对数, 数值越大表明外部舆论监督压力越强。

在控制变量方面, 借鉴现有研究, 控制变量涵盖公司规模(Size)、资产负债率(Lev)、总资产收益率(ROA)、上市年限(ListAge)、现金流水平(Cashflow)、成长性(Growth)、独立董事比例(Indep)、第一大股东持股比例(Top1)、管理层持股比例(Mshare)及公司价值(TobinQ), 以系统控制企业基本面特征与治理结构对税务激进决策的潜在干扰。

主要变量定义及说明见表 1 所示。

Table 1. Variable definition
表 1. 变量定义

	变量符号	变量定义
被解释变量	DDBTD	企业税务激进程度以剔除应计利润影响后的会计 - 税收差异残差度量。
机制变量	Ln_media	通过 CNRDS 数据库搜索企业在各大报刊媒体中被提及的新闻报道总数量, 为避免对数化时出现负值, 对新闻数量加 1 后取自然对数
核心解释变量	ESG_score	企业 ESG 综合表现依据环境、社会与治理三维得分, 采用华证 ESG 评级数据并赋值为 1 至 9 分, 分值越高代表 ESG 表现越佳。
控制变量	Size	公司规模: 以企业年末总资产的自然对数作为代理变量, 即 ln(Total Assets)。

续表

Lev	资产负债率：反映衡量企业的财务杠杆和偿债风险。计算公式为：总负债/总资产。
ROA	总资产收益率：衡量企业运用全部资产创造利润的效率，以净利润除以平均总资产计算。
ListAge	上市年限：表征企业作为上市公司的市场存续时长，通常以观测年份减去上市年份加 1 测算，部分研究中取自然对数处理。
Cashflow	现金流水平：体现企业经营活动产生现金流的能力，以经营活动现金流量净额除以总资产衡量。
Growth	成长性：反映企业的发展潜力与扩张态势，通常采用总资产增长率或营业收入增长率度量。
Indep	独立董事比例：公司治理变量，衡量董事会的独立性。计算公式为：独立董事人数/董事会总人数。
Top1	第一大股东持股比例：反映股权集中度的治理变量，以第一大股东持股数量占总股本的比例衡量。
Mshare	管理层持股比例：表示董事、监事及高级管理人员所持股份占公司总股本的比例，用以衡量管理层与股东利益的一致性。
TobinQ	公司价值：以托宾 Q 值度量，计算公式为(流通股市值 + 非流通股股份数 × 每股净资产 + 负债账面价值)除以总资产账面价值。

4.3. 模型构建

为实证检验 ESG 表现对企业税务激进程度的影响，本文设定如下双向固定效应模型进行基准回归分析。式中，被解释变量为企业税务激进程度(DDBTD)，核心解释变量为企业 ESG 评分(ESG_score)。为控制不随时间变化的个体固有特质与不随个体变化的时间趋势，模型纳入企业个体固定效应与年份固定效应。考虑到残差项可能存在的组内自相关与异方差问题，回归分析均采用聚类至企业层面的稳健标准误进行统计推断。基准回归模型设定如下：

$$DDBTD_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 ESG_score_{i,t} + \sum \beta_k Controls_{i,t} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t}$$

其中，下标 i 代表企业， t 代表年份； $DDBTD_{i,t}$ 表示企业 i 在 t 年的税务激进程度； $ESG_score_{i,t}$ 为企业当年的 ESG 综合评级得分； $Controls_{i,t}$ 为前文所述的一系列控制变量； μ_i 为企业个体固定效应， δ_t 为年份固定效应， $\varepsilon_{i,t}$ 为随机扰动项。系数 α_1 是本文关注的核心， α_1 预期系数显著为负，表明企业 ESG 表现越佳，其税务激进程度越低。

为了进一步验证企业 ESG 表现影响税务激进程度的微观传导机制，即检验媒体关注度是否在其中发挥了中介作用，依据温忠麟等的中介效应检验流程，在基准模型基础上设定机制检验模型[13]。具体而言，以媒体关注度(Ln_media)作为中介变量(Mediator)，检验 ESG 对中介变量的影响，以及中介变量对企业税务激进的影响。机制检验的模型设定如下：

$$Mediator_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 ESG_score_{i,t} + \sum \phi_k Controls_{i,t} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t}$$
$$DDBTD_{i,t} = \lambda_0 + \lambda_1 ESG_score_{i,t} + \lambda_2 Mediator_{i,t} + \sum \phi_k Controls_{i,t} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t}$$

5. 实证结果与分析

5.1. 描述性统计分析

表 2 的描述性统计显示，核心被解释变量 DDBTD (企业税务激进程度)平均为 0.002，极值跨度从 -0.073 到 0.091，表明样本企业的税务激进行为存在较大分化。核心解释变量企业 ESG 表现(ESG_score)的均值为 4.237，最大值与最小值分别为 7 和 1，这表明 A 股上市公司在环境、社会及治理表现上呈现突出的个体差异，为考察 ESG 表现的经济效应提供了充分的经验证据。

Table 2. Descriptive statistics

表 2. 描述性统计

Variable	N	Mean	SD	p50	Min	Max
DDBTD	31,449	0.00200	0.0270	0	-0.0730	0.0910
ln media	31,449	4.445	1.305	4.622	-0.0210	9.257
ESG score	31,449	4.237	1.058	4	1	7
Size	31,449	22.31	1.300	22.10	20.08	26.40
Lev	31,449	0.395	0.196	0.384	0.0520	0.851
ROA	31,449	0.0590	0.0460	0.0480	0.00200	0.232
ListAge	31,449	2.051	0.936	2.197	0	3.401
Cashflow	31,449	0.0580	0.0640	0.0550	-0.123	0.248
Growth	31,449	0.167	0.347	0.107	-0.430	2.129
Indep	31,449	37.68	5.298	36.36	33.33	57.14
Top1	31,449	0.344	0.147	0.323	0.0870	0.748
Mshare	31,449	15.42	20.39	2.277	0	69.31
TobinQ	31,449	1.980	1.204	1.591	0.832	7.912

5.2. 基准回归分析

为实证考察企业 ESG 表现对税务激进程度的影响，采用双向固定效应模型进行基准回归，结果如表 3 所示。

Table 3. Benchmark regression analysis

表 3. 基准回归分析

	(1)	(2)
	DDBTD	DDBTD
ESG_score	-0.0003** (0.0001)	-0.0005*** (0.0001)
Size		-0.0011*** (0.0004)
Lev		-0.0058*** (0.0014)

续表

ROA		0.1874*** (0.0042)
ListAge		0.0044*** (0.0004)
Cashflow		0.0159*** (0.0023)
Growth		-0.0033*** (0.0004)
Indep		-0.0000 (0.0000)
Top1		-0.0019 (0.0022)
Mshare		-0.0001** (0.0000)
TobinQ		-0.0001 (0.0002)
_cons	0.0035*** (0.0006)	0.0125 (0.0077)
N	31,449	31,449
Firm_FE	Yes	Yes
Year_FE	Yes	Yes
r2_a	0.4585	0.5101
F	4.5267	259.8030

注：表中右上角为变量的相关系数，***、**和*分别表示在 1%，5%和 10%水平上显著。

列(1)为仅纳入行业与年份固定效应、未引入控制变量的估计结果,ESG_score 的回归系数为-0.0003,在 5%水平上显著为负,初步揭示 ESG 表现提升有助于抑制企业税务激进行为。列(2)在此基础上进一步加入企业规模、资产负债率、盈利能力等控制变量后,ESG_score 的系数为-0.0005,且显著性水平提升至 1%,这说明企业 ESG 表现每提升 1 个等级,其税务激进程度(DDBTD)将平均降低 0.0005 个单位。这一结果支持了本文的核心研究假设,即良好的 ESG 表现能够发挥显著的非财务治理效应,通过提高信息透明度、降低代理成本及增加外部声誉成本等路径,有效约束了管理层激进的税务筹划动机,从而降低了企业的税务激进程度。

5.3. 稳健性检验

为增强结论的稳健性,本文从内生性处理和变量测度等维度开展了一系列检验。

第一,为缓解潜在的双向因果问题,即税务激进程度较低的企业可能有更多资源投入 ESG 建设,采用滞后一期的 ESG 评分(L.ESG_score)替代当期值进行回归,列(1)显示其系数在 1%水平上显著为负,这进一步印证了 ESG 表现影响税务激进行为的单向因果关系。

第二,为缓解变量测度偏差的影响,本文更换了被解释变量的度量方式,列(2)以名义所得税率与实

际税率之差(RATE_diff)作为税务激进程度的替代指标。结果显示, 无论采用何种税务激进指标, ESG_score 的系数始终显著为负, 说明结论不依赖于特定的税务激进测度方式。综合上述一系列检验, 本文的研究结论具有高度的稳健性, 如表 4 所示。

Table 4. Robustness test

表 4. 稳健性检验

	(1)	(2)
	核心解释变量滞后一期	使用名义所得税率与实际税率之差衡量企业税务激进程度
ESG_score		-0.0018*** (0.0004)
L.ESG_score	-0.0013*** (0.0002)	
bloombergesg		
Size	0.0004* (0.0002)	0.0006 (0.0005)
Lev	-0.0105*** (0.0013)	-0.0279*** (0.0030)
ROA	0.1765*** (0.0057)	0.4195*** (0.0133)
ListAge	0.0008** (0.0003)	0.0014** (0.0007)
Cashflow	0.0151*** (0.0034)	-0.1019*** (0.0080)
Growth	-0.0034*** (0.0006)	-0.0004 (0.0014)
Indep	0.0001* (0.0000)	-0.0000 (0.0001)
Top1	-0.0043*** (0.0013)	-0.0014 (0.0032)
Mshare	-0.0001*** (0.0000)	-0.0001*** (0.0000)
TobinQ	-0.0000 (0.0002)	0.0007 (0.0005)
N	19,829	31,449
Firm_FE	Yes	Yes
Year_FE	Yes	Yes
r2_a	0.1251	0.0787
F	219.7819	165.4242

注: 表中右上角为变量的相关系数, **、*和*分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著。

5.4. 内生性检验

尽管上述稳健性检验已经在一定程度上缓解了内生性方面的担忧，但模型仍有可能面临遗漏变量或者互为因果这类比较严重的内生性问题，为此文中进一步采用了工具变量两阶段最小二乘法(IV-2SLS)进行检验。首先，参考现有文献中的常用做法，选取了同行业同年度其他企业的 ESG 均值(iv_esg)作为工具变量[14]；表 5 报告了工具变量法的估计结果，其中第一阶段回归(列 2)显示，工具变量 iv_esg 与 ESG_score 在 1%水平上呈现出显著的正相关关系，而且 Cragg-Donald Wald F 统计量(113.1)和 Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量(109.8)都远大于临界值 10，从而排除了弱工具变量问题。列(1)的第二阶段回归结果表明，基于工具变量回归得到的 ESG 外生部分对税务激进的负向影响仍然在 1%水平上显著，且系数的绝对值相比基准模型有所扩大，这说明内生性干扰可能在一定程度上掩盖了 ESG 抑制税务激进的真实强度，修正之后的结果仍然支持原先的假设。

Table 5. Endogenous test—instrumental variable method

表 5. 内生性检验——工具变量法

	(1)	(2)
	DDBTD	DDBTD
ESG_score	-0.0013*** (0.0001)	
iv_esg		0.0227*** (0.0014)
Size	0.0002 (0.0002)	0.0003* (0.0002)
Lev	-0.0078*** (0.0010)	-0.0090*** (0.0010)
ROA	0.1585*** (0.0058)	0.1536*** (0.0057)
ListAge	0.0015*** (0.0002)	0.0018*** (0.0002)
Cashflow	0.0177*** (0.0030)	0.0204*** (0.0030)
Growth	-0.0027*** (0.0005)	-0.0026*** (0.0005)
Indep	0.0000 (0.0000)	0.0001* (0.0000)
Top1	-0.0030** (0.0010)	-0.0050*** (0.0011)
Mshare	-0.0001*** (0.0000)	-0.0001*** (0.0000)

续表

TobinQ	0.0000 (0.0002)	0.0001 (0.0002)
_cons	-0.0109** (0.0035)	-0.1111*** (0.0070)
Firm_FE	Yes	Yes
Year_FE	Yes	Yes
N	31,449	31,449
Cragg_Donald_Wald_F		113.1
Kleibergen_Paap_rk_Wald_F		109.8

注：表中右上角为变量的相关系数，***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著。

5.5. 异质性分析

为了进一步明晰 ESG 表现抑制企业税务激进行为的边界条件，本文从企业特征这一维度进行了异质性考察。

根据生态环境部发布的行业分类管理名录，把样本分成了重污染行业企业 and 非重污染行业企业两类；表 6 列(1)和列(2)的结果显示，ESG 对税务激进的抑制作用在非重污染企业当中更为显著(系数为-0.0005，在 1%水平上显著)，而在重污染企业里面则没有发现明显的抑制效果。造成这种差异的原因可能在于，重污染企业长期面对着较为严格的外部环境监管，其环境信息披露往往只是一种被动的合规行为，加上这类企业通常承受着较大的经营与转型压力，税务激进动机的惯性也比较强，所以 ESG 本身的自愿性治理效能就被削弱了不少；相反，非重污染企业改善 ESG 表现更多是出于战略层面的一种主动选择，因而能够更有效地抑制住企业的税务激进动机[15]。

按产权性质进行分组之后，表 6 列(3)和列(4)的结果显示，ESG 表现对国有企业和非国有企业的税务激进行为都呈现出显著的抑制效应，但在非国有企业中的系数绝对值(0.0006)和显著性水平(1%)均优于国有企业(系数为-0.0003，在 10%水平上显著)。出现这种差异的原因在于，国有企业本身会受到政府较为直接的监管与行政约束，税务激进空间相对更小，同时也承担着一一种天然的社会责任；而非国有企业则面临着更强的融资约束和市场压力，当它们通过提升 ESG 表现去获取外部资源时，为了向外界传递出一个“负责任”的信号以降低融资成本，便会对自身的税务激进行为产生更强的抑制作用。

Table 6. Heterogeneity analysis

表 6. 异质性分析

	企业环境影响		企业产权性质	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	重污染企业	非重要污染企业	国有企业	非国有企业
ESG_score	-0.0002 (0.0002)	-0.0005*** (0.0002)	-0.0003* (0.0001)	-0.0006*** (0.0002)
Size	-0.0030*** (0.0005)	-0.0005 (0.0004)	-0.0026*** (0.0007)	-0.0003 (0.0005)
Lev	-0.0034 (0.0031)	-0.0071*** (0.0017)	-0.0026 (0.0028)	-0.0072*** (0.0018)

续表

ROA	0.1622*** (0.0116)	0.2043*** (0.0051)	0.2259*** (0.0115)	0.1727*** (0.0052)
ListAge	0.0052*** (0.0011)	0.0044*** (0.0005)	0.0039*** (0.0006)	0.0034*** (0.0006)
Cashflow	0.0184** (0.0066)	0.0146*** (0.0026)	0.0105* (0.0049)	0.0188*** (0.0030)
Growth	-0.0028** (0.0012)	-0.0034*** (0.0004)	-0.0023*** (0.0006)	-0.0037*** (0.0005)
Indep	0.0000 (0.0001)	-0.0001 (0.0000)	-0.0001 (0.0000)	0.0000 (0.0001)
Top1	0.0057 (0.0042)	-0.0047* (0.0026)	0.0006 (0.0036)	-0.0018 (0.0031)
Mshare	-0.0000* (0.0000)	-0.0000** (0.0000)	-0.0001*** (0.0000)	-0.0000 (0.0000)
TobinQ	-0.0003 (0.0005)	-0.0000 (0.0002)	-0.0007 (0.0005)	0.0002 (0.0002)
N	9211	22,238	10,591	20,858
Firm_FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Year_FE	Yes	Yes	Yes	Yes
r2_a	0.4804	0.5295	0.5130	0.5085
F	718.2630	191.6810	803.8050	153.5143

注：表中左上角为变量的相关系数，***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著。

总的来看，ESG 表现对税务激进行为的抑制作用存在明显的异质性，尤其在非重污染企业及非国有企业中表现得更为突出。

5.6. 机制检验

经验证据表明，企业 ESG 表现的改善能够明显降低其税务激进程度，为了进一步揭示这一影响背后的微观传导路径，本文基于“声誉机制”的理论框架，把媒体关注度(ln_media)作为中介变量引入进来，并采用温忠麟等(2014)提出的逐步回归法对传导机制进行检验；同时，为了克服逐步回归法在统计效力上可能存在的局限性，文中还进一步使用了 Sobel 检验和 Bootstrap 自助抽样法(抽样 1000 次)来对中介效应的显著性进行更加严格的测试，有关机制检验的具体回归结果则报告在表 7 当中。

表 7 列(1)的回归结果显示，ESG 表现对媒体关注度产生了正向影响，系数值为 0.0264 ($p < 0.01$)，说明 ESG 表现突出的企业能够明显提升自身的新闻曝光水平；列(2)把媒体关注度加入到基准回归模型之后，结果显示 ln_media 的系数为 -0.0006，该变量在 1%的水平上显著为负，意味着舆论监督力度的加大有效约束了企业的税务激进活动，同时 ESG_score 的系数仍然显著为负(-0.0005)。这验证了 ESG 作为一种能够传递企业“负责任”形象的积极信号，很容易引发媒体的广泛报道，而高强度的媒体关注则形成

了一种强大的外部非正式制度约束,使得企业任何激进的税务筹划行为都要面对极高的声誉风险和曝光成本;管理层为了维护 ESG 带来的声誉优势,也会主动降低税务激进程度。Sobel 检验的 Z 值为-4.25, Bootstrap 检验的 95%置信区间为[-0.00003, -0.00001]且不包含 0,再次印证了媒体关注度在传导机制中承担了显著的部分中介作用。

Table 7. Mechanism test

表 7. 机制检验

	(1)	(2)
	ln_media	DDBTD
ESG_score	0.0264*** (0.0066)	-0.0005*** (0.0001)
ln_media		-0.0006*** (0.0001)
Mfee		
KV		
Size	0.2668*** (0.0165)	-0.0009*** (0.0004)
Lev	0.0202 (0.0663)	-0.0058*** (0.0014)
ROA	0.5644*** (0.1956)	0.1877*** (0.0042)
ListAge	-0.0420** (0.0210)	0.0044*** (0.0004)
Cashflow	-0.2011* (0.1089)	0.0158*** (0.0023)
Growth	0.1435*** (0.0169)	-0.0032*** (0.0004)
Indep	0.0030* (0.0017)	-0.0000 (0.0000)
Top1	-0.4594*** (0.1019)	-0.0021 (0.0022)
Mshare	0.0046*** (0.0008)	-0.0000** (0.0000)
TobinQ	0.1388*** (0.0075)	-0.0000 (0.0002)
_cons	-1.8872*** (0.3630)	0.0114 (0.0077)

续表

N	31449	31449
Firm_FE	Yes	Yes
Year_FE	Yes	Yes
r2_a	0.5452	0.5104
F	74.5080	240.0866

注：表中右上角为变量的相关系数，***、**和*分别表示在 1%，5%和 10%水平上显著。

6. 研究设计结论与建议

6.1. 结论

选取了 2012 到 2024 年间中国 A 股市场上的非金融类上市企业数据，用来实证分析 ESG 表现对税务激进行为产生的影响效应以及作用路径，结果显示 ESG 表现与税务激进程度之间呈现出显著的负相关关系，良好的 ESG 表现能够明显抑制那些激进的税务筹划行为，而且这种结论在经过了内生性处理和稳健性检验之后依然能够成立；媒体关注度在这个过程中也承担了一部分的中介效应，也就是说 ESG 表现会通过增强外部舆论监督的压力，进而起到约束企业税务激进行为的作用。分组检验的结果表明，在非重污染企业以及非国有企业当中，这种抑制效果会更为强烈，从而为考察 ESG 背后的治理机制贡献了一些增量的经验证据。

6.2. 研究局限性与未来展望

本研究虽揭示了 ESG 表现对企业税务激进的抑制作用，但仍存在一定局限。首先，ESG 评级主要依赖华证数据，可能存在机构评级偏差；其次，媒体关注度作为中介变量虽具解释力，但未能全面覆盖其他潜在机制(如投资者监督、内部治理等)；此外，样本限于 A 股非金融企业，结论对其他市场或行业的推广性有待验证。

未来可引入多源 ESG 评级数据(如 Wind、商道融绿等)进行对比分析，增强结论稳健性；可进一步探索机构投资者、分析师跟踪等替代性外部监督机制在其中的调节或中介作用；并可拓展至跨国比较或分行业研究，探讨制度环境与行业特征对 ESG 治理效应的异质性影响，为政策制定提供更细致的实证依据。

6.3. 对策建议

基于上述研究结论，本文提出以下几个方面的建议，一是监管部门可以把 ESG 评级纳入企业的纳税信用评价体系当中，对那些 ESG 表现较好的企业给予纳税服务上的便利和正向激励，同时对 ESG 表现较差的企业实施重点监管，从而实现税收征管资源的精准配置，二是应该进一步完善具有中国特色的 ESG 信息披露制度，引导企业提升 ESG 实践活动的实质性与透明度，避免“漂绿”行为削弱了 ESG 本身的治理效能，三是企业需要充分认识到 ESG 所具备的长期综合价值，把 ESG 理念深度融入到战略决策和日常经营里去，通过优化治理结构、强化内部控制等实质性举措，在推动可持续发展的过程中同步管控好税务风险，从而实现商业价值与社会价值之间的一种良性协同。

参考文献

[1] 黄洁，王大地. 践行 ESG 理念服务经济高质量发展[N]. 经济参考报, 2021-11-23(007).
[2] 王禹，王浩宇，薛爽. 税制绿色化与企业 ESG 表现——基于《环境保护税法》的准自然实验[J]. 财经研究, 2022, 48(9): 47-62.

-
- [3] Lee, J. and Koh, K.R. (2024) ESG Performance and Firm Risk in the U.S. Financial Firms. *Review of Financial Economics*, **42**, 328-344. <https://doi.org/10.1002/rfe.1208>
- [4] 张曾莲, 冯勇杰. 企业提高 ESG 表现能够降低股价崩盘风险吗? [J]. 海南大学学报: 人文社会科学版, 2024, 42(4): 148-159.
- [5] 李文贵, 商影. 企业避税决策与创新活动: 来自资源观的证据[J]. 税收经济研究, 2019, 24(6): 32-45.
- [6] Lv, W., Meng, Q., Cao, Y. and Liu, J. (2025) Impact and Moderating Mechanism of Corporate Tax Avoidance on Firm Value from the Perspective of Corporate Governance. *International Review of Financial Analysis*, **99**, Article 103926. <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2025.103926>
- [7] 李璐, 刘雪娜. ESG 评级与企业避税: 基于信息风险与税盾效应的解释[J]. 财经研究, 2025, 51(7): 155-168.
- [8] 高延歌, 梁子慧. ESG 评级分歧与企业避税[J]. 财会月刊, 2025, 46(1): 64-69.
- [9] Fama, E.F. (1980) Agency Problems and the Theory of the Firm. *Journal of Political Economy*, **88**, 288-307. <https://doi.org/10.1086/260866>
- [10] Desai, M. (2004) Corporate Tax Avoidance and High Powered Incentives. *SSRN Electronic Journal*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.532702>
- [11] 黄世忠. ESG 视角下价值创造的三大变革[J]. 财务研究, 2021(6): 3-14.
- [12] 刘行, 叶康涛. 企业的避税活动会影响投资效率吗? [J]. 会计研究, 2013(6): 43-57+96.
- [13] 温忠麟, 叶宝娟. 中介效应分析: 方法和模型发展[J]. 心理科学进展, 2014, 22(5): 731-745.
- [14] 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.
- [15] 付佳, 蒋彬. 所有权性质、经济政策不确定性与企业避税[J]. 财经理论研究, 2022(3): 86-97.