

气候信息披露对企业税收筹划的倒U型影响研究

苏孝云

西北师范大学管理学院, 甘肃 兰州

收稿日期: 2026年9月21日; 录用日期: 2026年10月16日; 发布日期: 2026年10月23日

摘要

在气候信息披露由自愿向强制转型的背景下, 气候信息披露如何影响企业税收决策值得探讨。本文选取2015~2024年中国A股上市企业为样本, 实证分析气候信息披露与企业税收筹划的内在关联。研究发现: 气候信息披露与企业税收筹划呈显著倒U型关系; 融资约束、媒体监督发挥部分中介效应。异质性检验表明, 该倒U型效应在小规模企业、非重污染企业、高环境规制地区企业中更显著。本文拓展了气候信息披露的微观经济后果研究, 为统筹气候信息监管与企业税务合规提供了经验证据。

关键词

气候信息披露, 税收筹划, 倒U型, 融资约束, 媒体监督

Research on the Inverted U-Shaped Impact of Climate Information Disclosure on Corporate Tax Planning

Xiaoyun Su

School of Management, Northwest Normal University, Lanzhou Gansu

Received: September 21, 2026; accepted: October 16, 2026; published: October 23, 2026

Abstract

Against the backdrop of the transition from voluntary to mandatory climate information disclosure, the impact of such disclosure on corporate tax decision-making warrants investigation. This paper selects Chinese A-share listed companies from 2015 to 2024 as the sample to empirically analyze the

intrinsic relationship between climate information disclosure and corporate tax planning. The study finds a significant inverted U-shaped relationship between climate information disclosure and corporate tax planning, with financing constraints and media scrutiny acting as partial mediators. Heterogeneity analysis reveals that this inverted U-shaped effect is more pronounced among small-scale enterprises, non-heavily polluting enterprises, and enterprises located in regions with strict environmental regulations. This paper expands research on the microeconomic consequences of climate information disclosure and provides empirical evidence for balancing climate information regulation with corporate tax compliance.

Keywords

Climate Information Disclosure, Tax Planning, Inverted U-Shape, Financing Constraints, Media Scrutiny

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

全球经济扩张的同时，气候失衡、生态退化等全球性环境风险持续加剧。气候变化不仅造成极端天气频发，还通过生产中断、供应链扰动冲击实体经济[1]。在此背景下，兼顾经济增长与气候政策协调成为包括我国在内广大发展中国家的现实难题[2]。2025年第三十届联合国气候变化大会(COP30)标志全球气候风险应对从承诺宣示转向落地实施，市场对气候风险识别、信息披露质量与低碳转型的关注度持续提升。企业税收筹划行为不仅关系企业自身成本管控，还直接影响资源配置效率，抑制企业激进税收筹划对于完善税收征管、减少税收流失具有重要意义。

随着全球气候政策协调不断深化，气候信息披露逐步从企业自愿实践走向规范化制度约束。IFRS S2、《企业可持续披露准则第1号——气候（试行）（征求意见稿）》¹等制度相继出台，气候信息成为影响企业融资、估值与合规经营的关键非财务信息。现有文献多围绕气候信息披露对企业价值、环境绩效、融资成本的影响展开，较少关注其对企业内部税收决策的作用。

现有关于环境、ESG信息披露与企业税收筹划的研究尚未形成统一结论，且专门针对气候信息披露的实证研究较少，据此，本文研究气候信息披露如何影响企业税收筹划。可能的贡献在于：第一，将气候信息披露与企业税收筹划纳入统一分析框架进行研究，丰富气候信息披露经济后果与企业税收筹划影响因素的相关研究；第二，识别融资约束和媒体监督的中介路径，厘清气候信息披露作用于企业税收决策的内在机理；第三，区分企业规模、行业属性、地区环境规制的异质性差异，为监管部门实施差异化监管、推动环境合规与税务治理协同提供实证依据。

2. 研究假设

在气候信息披露水平较低时，企业披露气候信息会产生信息制造成本、信息传递成本与专有性成本[3]，增加企业的运营成本，挤压企业现金流[4]，企业税收筹划能够提高企业的税后盈余以节省现金流，成为缓解资金压力的重要手段，同时，低水平披露多为定性、选择性披露[5]，信息透明度不足会弱化投

¹https://kjs.mof.gov.cn/gongzuotongzhi/202504/t20250429_3962990.htm

投资者及媒体等利益相关者的监督效力[6], 企业税收筹划被识别查处的风险较低, 税收筹划的边际成本较低, 在税收筹划收益大于成本的驱动下, 企业税收筹划动机增强。随着气候信息披露水平提升, 增量信息会降低利益相关者的相关信息搜集成本, 在一定程度上提高外部利益相关者监督企业行为的积极性[7], 外部监督力度增强, 税收筹划的稽查与声誉损失风险增加, 边际成本提高; 同时, 充分的气候信息披露成为企业向市场传递环境责任承诺与可持续发展导向的积极信号, 有助于增强投资者信心并吸引资本市场资金流入[8], 从而缓解企业融资约束, 降低企业税收筹划的边际收益; 且披露水平较高时, 企业关于气候信息收集与披露的相关制度体系趋于完善, 气候信息披露的边际成本递减, 税收筹划的边际收益下降。因此, 气候信息披露水平较高时, 税收筹划的边际成本上升而边际收益下降, 抑制税收筹划动机。据此, 提出假设:

H1: 气候信息披露与企业税收筹划之间存在先升后降的倒 U 型关系。

税收筹划可作为企业化解融资约束的手段。气候信息披露水平较低时, 披露相关投入消耗经营性现金流, 加之披露水平不足加剧信息不对称, 会推升企业融资约束[4][9]。企业外部融资受阻, 会更加依赖内部现金流, 而税收筹划能够减少税负现金流出、补充内源资金, 由此驱动企业税收筹划[10]; 当气候信息披露跨过阈值, 高水平披露向外传递合规信号, 降低信息不对称与投资者风险溢价, 改善企业投融资可得性, 有效缓释融资约束[11]。外部融资条件改善后, 企业依靠税收筹划获取内源资金的动机随之减弱[12]。据此提出假设:

H2: 融资约束在气候信息披露和企业税收筹划的倒 U 型关系中起中介作用。

媒体是重要的外部力量, 可借助舆论机制提升企业自利行为的声誉成本, 实现监督约束[13]。而媒体监督效能的发挥, 有赖于企业信息供给的完备程度[14]。气候信息披露水平偏低时, 可供媒体挖掘的企业环境资料不足, 监督难以落地, 对税收筹划行为的约束效力较弱。伴随气候信息披露水平提升, 企业释放环境责任履行信号, 媒体获取的有效信息增加, 监督的广度与力度随之增强[7][15]。在媒体监督力度较弱时, 企业税收筹划遭受曝光与追责的风险较低, 税收筹划的非税边际成本处于较低水平, 管理层的机会主义税收筹划动机随之增强; 当媒体监督强度越过临界阈值, 声誉惩戒机制得以激活, 激进税收筹划行为一旦被披露, 将造成显著的声誉毁损, 大幅抬升企业非税成本, 对管理层自利行为形成约束, 最终抑制企业税收筹划[16]。据此提出假设:

H3: 媒体监督在气候信息披露和企业税收筹划的倒 U 型关系中起中介作用。

3. 研究设计

3.1. 样本选择与数据来源

本文选取 2015~2024 年 A 股上市公司为样本, 对样本数据进行如下处理: 1) 剔除 ST、*ST 等财务异常的企业样本; 2) 剔除主要变量缺失严重的样本; 3) 剔除金融类企业样本; 4) 对所有连续变量在 1%和 99%的水平上进行缩尾处理, 最终筛选出 20,047 家企业作为样本企业进行研究, 主要财务数据来自国泰安数据库。

3.2. 变量定义

被解释变量为企业税收筹划(BTD), 参考刘行和叶康涛的研究[17], 采用会计 - 税收差异(BTD)刻画企业的税收筹划程度; 核心解释变量为气候信息披露(CID), 借鉴郭娜等基于 TCFD 框架构建的指标体系[18], 使用内容分析法打分标准化处理, 纳入平方项检验非线性关系; 中介变量为融资约束(FC)、媒体监督(MEDIA); 同时设置系列控制变量。各变量具体定义见表 1。

Table 1. Variable definitions

表 1. 变量定义

类型	变量名称	符号	变量说明
被解释变量	企业税收筹划	BTD	(税前会计利润 - 应纳税所得额)/期末总资产
解释变量	气候信息披露	CID	借鉴郭娜等学者构建的指标体系
中介变量	融资约束	FC	SA 指数绝对值取对数
	媒体监督	MEDIA	标题出现该公司的新闻总数加 1 取对数
控制变量	资产收益率	Roa	净利润/平均资产总额
	成长能力	Growth	营业收入增长率
	股权集中度	Top	企业第一大股东的持股比例
	独立董事比例	Indep	独立董事数量/董事规模
	管理层持股比例	MS	董监高持股数量/总股数量
	无形资产比率	IAR	无形资产净额/总资产
	存货比率	INV	存货净额/总资产
	董事会规模	Boa	董事会人数的自然对数
	产权性质	Soc	国有企业取值为 1，反之为 0
	四大事务所审计	Big4	审计师来自四大事务所取 1，反之为 0
	两职合一	Dua	董事长和总经理为同一人取 1，反之为 0

3.3. 模型设定

基准回归检验倒 U 型关系：

为了检验气候信息披露对企业税收筹划的影响，本文基于面板数据构建线性回归模型和非线性回归模型：

$$BTD_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 CID_{i,t} + \alpha_i \sum Control_{i,t} + \sigma_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$BTD_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 CID_{i,t} + \alpha_2 CID_{i,t}^2 + \alpha_i \sum Control_{i,t} + \sigma_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

式(1)和(2)中， i 代表样本企业， t 代表年份。BTD_{*i,t*} 为被解释变量，反映了 t 时期 i 企业税收筹划，CID_{*i,t*} 为核心解释变量，反映了 t 时期 i 企业的气候信息披露；Control_{*i,t*} 为控制变量； σ_i 为行业固定效应， δ_t 为时间固定效应， $\varepsilon_{i,t}$ 为随机误差项。

为了检验融资约束与媒体监督在气候信息披露影响企业税收筹划过程中的中介作用，构建如下模型：

$$M_{1i,t} = \beta_0 + \beta_1 CID_{i,t} + \beta_i \sum Control_{i,t} + \sigma_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$BTD_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 CID_{i,t} + \beta_2 CID_{i,t}^2 + \beta_3 M_{1i,t} + \beta_4 M_{2i,t}^2 + \gamma_i \sum Control_{i,t} + \sigma_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

$$M_{2i,t} = \beta_0 + \beta_1 CID_{i,t} + \beta_2 CID_{i,t}^2 + \beta_i \sum Control_{i,t} + \sigma_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

$$BTD_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 CID_{i,t} + \beta_2 CID_{i,t}^2 + \beta_3 M_{1i,t} + \gamma_i \sum Control_{i,t} + \sigma_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

式中， $M_{1i,t}$ 和 $M_{2i,t}$ 为中介变量； σ_i 和 δ_t 分别为行业固定效应和时间固定效应， $\varepsilon_{i,t}$ 为随机误差项。

4. 实证结果与分析

4.1. 描述性统计

如表 2 所示，企业税收筹划的均值小于中位数，呈左偏分布，样本企业整体税收筹划偏保守，但部分企业存在激进税收筹划行为。气候信息披露的均值大于中位数，呈右偏分布，A 股上市公司气候信息披露整体处于较低水平，企业之间披露水平分化明显。其余控制变量分布与国内主流上市公司研究基本保持一致。

Table 2. Descriptive statistical table for overall variables

表 2. 整体变量描述性统计表

变量名	样本量	平均值	标准差	最小值	中位数	最大值
BTD	20,047	-0.011	0.056	-0.312	-0.001	0.094
CID	20,047	0.150	0.116	0.020	0.120	0.580
CID2	20,047	0.036	0.064	0.000	0.014	0.336
Roa	20,047	0.031	0.070	-0.290	0.036	0.198
Growth	20,047	-0.186	0.346	-0.874	-0.182	1.258
Top	20,047	0.317	0.139	0.084	0.297	0.703
Indep	20,047	0.380	0.053	0.333	0.364	0.571
MS	20,047	0.199	0.235	0.000	0.091	0.991
IAR	20,047	0.043	0.046	0.000	0.031	0.297
INV	19,830	0.144	0.126	0.000	0.115	0.705
Boa	20,047	2.084	0.194	1.609	2.197	2.565
Soc	20,047	0.228	0.420	0.000	0.000	1.000
Big4	20,047	0.045	0.208	0.000	0.000	1.000
Dua	20,047	0.351	0.477	0.000	0.000	1.000
FC	20,047	1.360	0.063	1.203	1.359	1.522
Media	20,047	4.351	0.915	1.099	4.419	6.441
IC	20,044	6.333	1.191	0.000	6.556	7.953
Cash	20,047	0.002	0.098	-0.370	0.016	0.242
HHI	20,047	0.088	0.097	0.013	0.050	0.366

4.2. 基准回归

基准回归结果显示(见表 3)，CID 一次项显著为正，二次项显著为负。基于 Lind-Mehlum 的 Utest 检验，测算得到曲线拐点取值为 0.2479，落在样本取值区间内，拐点两侧斜率符号相反且统计显著，H1 得到验证。结合样本分布，当气候信息披露水平低于 0.2479 时，披露增加会强化企业税收筹划动机；当披露水平超过 0.2479 后，披露增加反而抑制税收筹划。即当前 A 股市场只有少数企业达到实质性气候披露水平，大部分企业仍处在披露提升反而会加剧税收筹划的区间，监管部门应重点关注披露初期企业因合规成本上升而强化税收筹划的行为。图 1 曲线直观展示，随气候信息披露水平逐步提升，企业税收筹划呈现先上升后下降的非线性变化规律。

Table 3. Baseline regression table of climate information disclosure and corporate tax planning
表 3. 气候信息披露与企业税收筹划基准回归表

Variables	(1)	(2)
	BTD	BTD
CID	0.090*** (7.099)	0.036*** (4.956)
CID2	-0.076*** (-3.606)	-0.072*** (-5.853)
Roa		0.699*** (119.213)
Growth		-0.005*** (-6.446)
Top		-0.009*** (-5.162)
Indep		-0.008 (-1.470)
MS		-0.009*** (-8.093)
IAR		0.008 (1.481)
INV		0.012*** (5.714)
Boa		-0.002 (-1.112)
Soc		0.006*** (9.212)
Big4		0.003*** (2.668)
Dua		0.002*** (3.668)
Constant	-0.022*** (-16.478)	-0.029*** (-6.111)
Industry	YES	YES
Year	YES	YES
N	20,047	19,830
adj. R ²	0.040	0.715
F	101.506	1162.309

注: * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。下表同。

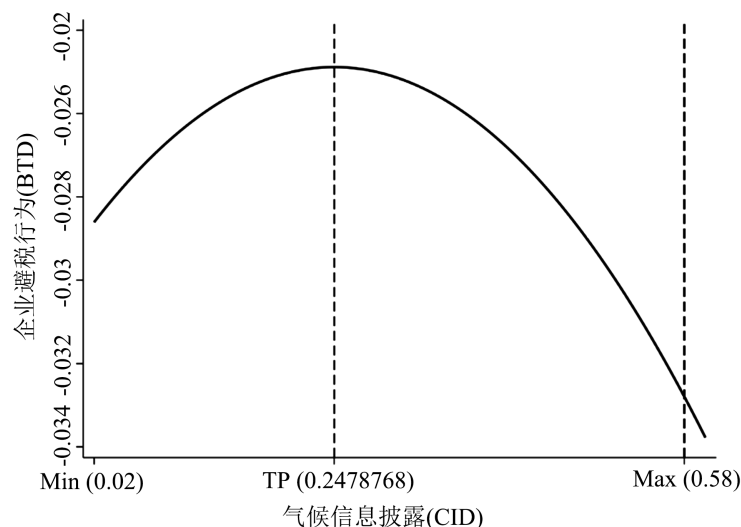


Figure 1. Curve fitting plot of climate information disclosure and corporate tax planning
图 1. 气候信息披露与企业税收筹划的曲线拟合图

4.3. 内生性检验

1) 工具变量法

由于本文的内生变量包含气候信息披露及其二次项，需要设置两个有效工具变量，借鉴严若森和张素各基于异方差识别构造工具变量的思路[19]，采用气候信息披露与样本均值离差的三次方作为基础工具变量。本文将该工具变量及其平方项分别作为气候信息披露一次项、二次项的工具变量，代入两阶段最小二乘(2SLS)模型进行估计，第一阶段回归结果显示，识别检验 F 值远大于 10，可排除弱工具变量问题；第二阶段回归结果显示，气候信息披露一次项系数显著为正、二次项系数显著为负，二者的倒 U 型关系依然成立，说明在缓解双向因果带来的内生干扰后，核心研究结论依然稳健可靠。

2) 滞后解释变量

借鉴乔智宏和程中海学者的做法[20]，将核心解释变量滞后一期和滞后两期重新回归，滞后解释变量一次项的系数在 1%水平上显著为正，二次项的系数在 1%水平上显著为负，进一步支持了本文的基准回归结果。

3) 熵平衡法

借鉴刘颖斐等的研究思路[21]，以气候信息披露的中位数为界将样本划分为两组，以主回归中的控制变量作为协变量，对控制组进行重新加权处理，并在权重估算时设定矩约束条件以平衡协变量的一阶、二阶及三阶矩差异。平衡检验结果显示，加权后两组样本在控制变量的均值、方差和偏度上均未呈现显著差异，结果与基准回归结论一致。

4.4. 稳健性检验

1) 替换被解释变量

参考 Desai 和 Dharmapala 的做法[22]，采用扣除应计利润影响的会计 - 税收差异(DDBTD)作为企业税收筹划程度代理变量重新回归，气候信息披露一次项与二次项的系数分别为 0.026 和 -0.048，均在 1%统计水平显著，支持本文原有研究结论。

2) 替换解释变量

采用国泰安数据库中的气候风险披露指数(CRI1, CRI2)作为核心解释变量的替代指标进行稳健性检

验。一次项(CRI1, CRI2)和二次项(CRI1s, CRI2s)系数符号及显著性水平均未发生实质性变化,表明基准结论在不同气候信息披露度量方式下依然稳健。

3) 删除当期所得税费用为负的样本

参照刘行和叶康涛学者的做法[17],剔除当期所得税费用小于0的样本开展稳健性检验,剔除该部分样本后,剩余观测值为16,783,核心解释变量的系数符号及显著性水平与基准回归保持一致,验证了研究结论的稳健性。

4.5. 融资约束和媒体监督的中介效应分析

中介效应检验结果如表4所示。列(1)(2)检验融资约束的中介路径,低披露阶段,披露刚性投入挤占现金流推高融资约束;披露水平提升后,信号效应拓宽融资渠道,缓解企业资金压力。列(2)中融资约束系数在1%水平显著为正,表明融资约束越强,企业越倾向通过激进税收筹划留存内源现金流。列(3)(4)检验媒体监督中介路径,监督力度较弱时税收筹划被查处风险低,企业税收筹划动机较强,超过阈值后,曝光风险与声誉损失抬升税收筹划成本,进而抑制税收筹划行为。经过1000次抽样的Bootstrap检验,融资约束、媒体监督的间接效应95%置信区间均不包含0,假设H2、H3得到验证。

Table 4. Regression results for mediation effects

表 4. 中介效应回归结果

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)
	FC	BTD	Media	BTD
CID	0.037** (2.532)	0.035*** (4.895)	1.316*** (6.658)	0.040*** (5.572)
CID2	-0.121*** (-4.617)	-0.070*** (-5.733)	-0.309 (-0.884)	-0.071*** (-5.845)
FC		0.013*** (3.585)		
Media				0.005*** (3.659)
Medias				-0.001*** (-5.232)
Control	YES	YES	YES	YES
Constant	1.344*** (145.514)	-0.046*** (-6.749)	2.884*** (23.244)	-0.038*** (-6.959)
Industry	YES	YES	YES	YES
Year	YES	YES	YES	YES
N	19,830	19,830	19,830	19,830
adj. R ²	0.178	0.715	0.231	0.717
Sobel Z值	3.981***		-5.815***	
Bootstrap检验	(0.004837, 0.13619)		(-0.0042244, -0.0021113)	

4.6. 异质性分析

1) 基于企业规模的异质性分析

企业规模能够影响外部监督强度与内部财务治理水平，进而作用于企业税收筹划决策[23]。大规模企业具备成熟内部管理制度，可分摊气候信息披露成本，弱化现金流挤占效应；同时因其税收贡献突出，是税务机关重点稽查对象，叠加资本市场与社会公众的外部监督，激进税收筹划行为受到较强约束[24]。而小规模企业，内部财务治理基础薄弱，气候披露成本会形成较重资金负担，加之外界关注度不足，税收筹划的声誉与合规成本更低，资金压力下税收筹划动机更强。以总资产中位数分组回归结果见表 5 第(1)(2)列。大小规模企业样本均呈现显著倒 U 型关系，但小规模企业系数绝对值更大，曲线形态更陡峭；组间系数差异检验 $p = 0.090$ ，在 10% 水平显著，说明非线性效应在小规模企业中更强。可能的原因是，大规模企业的现金流更充裕且受到更强的外部监督，气候信息披露带来的额外成本对企业现金流冲击有限，在利益相关者的持续关注下，税收筹划的合规成本与声誉风险较高，即使气候信息披露水平大幅提升，大规模企业也不会轻易改变其税收策略；而小规模现金流储备有限，对气候信息披露产生的额外成本更敏感，披露投入所引发的现金流压力更易增加其避税动机，随着披露水平提升，企业的气候信息透明度不断上升，外部监督逐步加强，避税行为受到抑制，因而对企业避税行为的影响更显著。

Table 5. Regression results of heterogeneity analysis
表 5. 异质性分析回归结果

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	大规模企业	小规模企业	重污染企业	非重污染企业	高环境规制	低环境规制
	BTD	BTD	BTD	BTD	BTD	BTD
CID	0.031*** (3.099)	0.050*** (3.869)	0.046*** (2.708)	0.039*** (4.654)	0.054*** (4.727)	0.024** (2.271)
CID2	-0.051*** (-3.117)	-0.085*** (-3.487)	-0.056** (-2.011)	-0.078*** (-5.197)	-0.083*** (-4.113)	-0.054*** (-3.061)
Control	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Constant	-0.023*** (-3.508)	-0.035*** (-4.141)	-0.013 (-1.090)	-0.034*** (-6.054)	-0.027*** (-3.739)	-0.034*** (-4.641)
Industry	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Year	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	8770	8009	3979	12,805	8432	8350
adj. R ²	0.573	0.698	0.465	0.673	0.612	0.669
组间系数差异检验p值	0.090		0.058		0.075	

2) 基于行业性质的异质性分析

重污染企业长期受较强政府与社会监督，环境违法惩戒力度大，需持续投入污染治理资金，制度约束下激进税收筹划空间有限[25]。非重污染企业环境规制压力较弱，环保约束宽松，税收筹划弹性更大，气候披露变化更易改变其税收筹划决策[26]。按行业属性分组回归结果见表 5 第(3)(4)列，两组倒 U 型关

系均显著，但非重污染企业系数绝对值与显著性更高；组间系数差异检验 $p = 0.058$ ，在 10% 水平显著，表明该非线性效应在非重污染企业中更突出。可能的原因在于，重污染企业长期处于较高的环保监管压力之下，环境数据整理与信息披露已逐渐内化为日常合规经营的常态化支出，新增披露带来的现金流挤占效应较弱，且由于其受到的外部约束较强，气候信息披露水平提升带来的监管增量效应较弱，企业避税策略的调整空间较小；而非重污染企业前期环境信息公开程度较低、外部监管相对宽松，当披露水平较低时，为满足披露要求新增的资金投入将直接加剧企业现金流负担，增加企业的避税动机，随着披露水平提升，企业信息透明度逐步增强，外部监督加强，抑制企业避税行为。

3) 基于环境规制的异质性分析

地区环境规制是影响企业环境与税收筹划的重要外部制度因素。严格规制将污染外部成本内部化，推高绿色投入与边际生产成本，提升税收筹划边际收益，倒逼企业以税收筹划对冲盈利压力[27]，同时促使企业改善气候披露质量，强化税务、资本市场与社会公众监督。规制较弱地区，企业合规与披露压力较小，气候披露更多属自主行为[28]。借鉴李维安等学者[29]的研究，以工业污染治理投资额占工业增加值比重衡量环境规制强度，按中位数分组回归，结果见表 5 第(5)(6)列。两组核心系数均显著，高规制地区企业二次项系数绝对值更大，倒 U 型曲线更陡峭；组间系数差异检验 $p = 0.075$ ，在 10% 水平显著，表明非线性效应在高规制地区企业中更突出。可能是由于处于高环境规制地区的企业需要持续承担污染治理、绿色改造等高额支出，本身面临较高的经营成本与资金压力，企业披露气候信息会进一步增加其经营压力，为弥补成本缺口、留存内源资金，企业的避税动机增加，而高环境规制地区通常具备更完善的环境信息监管体系与更高的社会公众关注度，随着企业气候信息披露水平上升，其信息披露的透明度增加，外部监督加强，能够有效约束企业的激进避税行为。

5. 研究结论与启示

本文研究表明：第一，气候信息披露与企业税收筹划行为存在显著倒 U 型关系。披露水平较低时，合规成本挤压现金流提升税收筹划动机；当披露跨过拐点，信息透明度提升带来的融资改善、外部监督增强，抑制企业税收筹划行为。第二，融资约束、媒体监督发挥部分中介，分别从内部资金压力、外部舆论监督实现传导。第三，该非线性效应在小规模企业、非重污染企业、高环境规制地区企业更为突出。基于以上研究结论，可以得到如下启示：

首先，企业应当摒弃气候信息披露只是合规负担的认知，避免仅做形式化“漂绿”披露，主动提升气候信息披露水平，发挥披露的治理价值；其次，政府监管部门应完善气候信息披露制度，稳步推进强制披露，引导企业提供量化可核验的气候数据，减少象征性披露，实施差异化监管政策，防范企业在披露初期因成本压力强化税收筹划。

本文能够丰富气候信息披露经济后果与企业避税行为影响因素的相关研究，为政府部门完善气候信息披露制度、规范企业税收行为提供实证参考。然而，本文仍存在以下不足：第一，本文样本限定于 A 股公开报告可获取气候信息的上市公司，大量不主动披露气候信息的企业无法纳入样本，样本本身偏向于具备一定信息披露基础的企业，研究结论外推到非上市企业、低披露意愿企业存在局限。虽然本文采用滞后变量、熵平衡法缓解内生性，但未完全解决披露行为本身的自选择问题，未来研究可采用 Heckman 两阶段模型进一步校正样本选择效应。第二，本文主要采用内容分析法对气候信息披露水平进行评分，虽借鉴了 TCFD 框架和已有学者的成熟指标体系，但在评分过程中仍不可避免地存在一定的主观判断成分，未来研究可借助文本分析、机器学习等更客观的技术手段，对披露文本进行更为精准的量化处理，减少人工评分带来的测量误差，进一步提升指标的科学性和可重复性。

参考文献

- [1] Xie, C., Xu, C., Huang, Y., Liu, J., Shao, X., Xu, X., *et al.* (2025) Advances in the Study of Natural Disasters Induced by the “23.7” Extreme Rainfall Event in North China. *Natural Hazards Research*, **5**, 1-13.
<https://doi.org/10.1016/j.nhres.2025.01.003>
- [2] Zhang, R., Wang, S., Zhang, S., Lai, Y. and Li, H. (2026) Climate Change and Firm-Level Total Factor Productivity: Evidence from China. *Environment, Development and Sustainability*. <https://doi.org/10.1007/s10668-026-07394-2>
- [3] Zhang, F., Qin, X. and Liu, L. (2020) The Interaction Effect between ESG and Green Innovation and Its Impact on Firm Value from the Perspective of Information Disclosure. *Sustainability*, **12**, Article 1866.
<https://doi.org/10.3390/su12051866>
- [4] Liu, Y.T. (2024) Study on the Correlation between Environmental Information Disclosure and Corporate Value of Listed Companies. *Accounting and Corporate Management*, **6**, 34-41.
- [5] 黄琚, 朱攀. 社会责任信息披露、管理层信任度与投资者决策[J]. 软科学, 2015, 29(5): 68-72.
- [6] 陈志军, 董美彤, 马鹏程, 闵亦杰. 媒体与机构投资者关注对内部控制的交互作用——来自国有企业的经验数据[J]. 财贸研究, 2020, 31(9): 99-110.
- [7] 高杰英, 褚冬晓, 廉永辉, 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, 72.
- [8] 符少燕, 李慧云. 碳信息披露的价值效应: 环境监管的调节作用[J]. 统计研究, 2018, 35(9): 92-102.
- [9] 王星月, 汪涛, 冯巧根. 国有资本参股能够改善资本市场信息摩擦吗?——来自 ESG 评级分歧视角的证据[J]. 外国经济与管理, 2026, 48(6): 96-112.
- [10] 曹越, 唐奕可, 胡文君, 虞富荣. ESG 评级分歧对企业避税行为的影响研究[J]. 中国管理科学, 2026, 34(8): 28-37.
- [11] Baalouch, F., Damak-Ayadi, S., Hussainey, K. and Haj-Salem, I. (2023) The Consequences of Environmental Disclosure Quality: Evidence from France. *Corporate Governance and Sustainability Review*, **7**, 8-20.
<https://doi.org/10.22495/cgsrv7i3p1>
- [12] 罗拥华, 刘思源. 分析师关注对企业避税的影响研究——一个有调节的中介效应模型[J]. 北京联合大学学报(人文社会科学版), 2024, 22(2): 48-59.
- [13] Dyck, A., Volchkova, N. and Zingales, L. (2008) The Corporate Governance Role of the Media: Evidence from Russia. *The Journal of Finance*, **63**, 1093-1135. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2008.01353.x>
- [14] 徐向艺, 李鑫. 媒体监督参与公司治理研究的文献评述与分析[J]. 东岳论丛, 2014, 35(2): 145-148.
- [15] 葛源, 张岩, 程宝栋. 林业企业环境信息披露能增加企业价值吗? [J]. 林业经济, 2021, 43(3): 52-64.
- [16] 刘笑霞, 郭思远. 媒体负面报道、内部信息环境与公司避税[J]. 证券市场导报, 2019(3): 49-58.
- [17] 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): 47-53, 96.
- [18] 郭娜, 刘岩, 冯慧群. 气候信息披露能够提高企业信贷可得性吗[J]. 会计研究, 2025(7): 124-137.
- [19] 严若森, 张素各. 同伴企业环境信息披露质量与家族企业绿色创新——基于二元合法性视角的检验[J]. 南开管理评论, 2025, 28(12): 130-141.
- [20] 乔智宏, 程中海. 以数促稳: 数字技术应用与城市出口韧性[J]. 广东财经大学学报, 2026, 41(3): 33-48.
- [21] 刘颖斐, 史佳睿, 向珊, 张小虎. 审计师可以为交易所提供监管线索吗?——基于年报问询与关键审计事项关系的证据[J]. 审计研究, 2023(1): 136-148.
- [22] Desai, M.A. and Dharmapala, D. (2006) Corporate Tax Avoidance and High-Powered Incentives. *Journal of Financial Economics*, **79**, 145-179. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2005.02.002>
- [23] 庄序莹, 周子轩. 地方财政压力会影响企业税负粘性吗——一种企业税负“痛感”的解释[J]. 当代财经, 2022(6): 37-49.
- [24] 刘畅. 大数据发展能否抑制企业避税——基于国家大数据综合试验区设立的准自然实验[J]. 东岳论丛, 2026, 47(4): 123-136.
- [25] 刘畅, 张景华. 环境责任、企业性质与企业税负[J]. 财贸研究, 2020, 31(9): 64-75.
- [26] 周飞飞. 企业 ESG 表现与税收规避: “管理工具”或“漂绿工具” [J]. 产业经济评论, 2025(5): 29-51.
- [27] 刘志远, 官小燕. 环境规制影响企业税收规避吗?——基于新《环保法》实施的准自然实验[J]. 审计与经济研究, 2024, 39(1): 85-94.

-
- [28] 王世进, 徐佳琦. 资源依赖度对城市碳排放效率的传导机制及效应研究[J]. 中国环境管理, 2026, 18(1): 175-192.
- [29] 李维安, 李鼎, 周宁. 环境规制与企业绿色治理机会主义行为——基于 ESG 框架的分析[J]. 经济管理, 2025, 47(1): 5-23.