

高碳排放行业企业碳信息披露动机及经济后果研究

——基于上市公司的实证分析

宫宁¹ 李瑾² 罗崇佳¹ 段茂盛¹

(1.清华大学能源环境经济研究所, 北京 100084; 2.上海环境能源交易所, 上海 200083)

摘要: 本文以2016—2020年中国高碳排放行业上市企业为样本, 实证检验了企业碳绩效、碳信息披露水平和企业价值的关系, 揭示高碳排放行业企业进行碳信息披露的动机与经济后果。研究表明, 企业碳绩效与碳信息披露水平呈现先降后升的U型关系, 当企业碳绩效较差时, 出于合法性动机考虑, 碳绩效越差的企业碳信息披露水平越高; 当企业碳绩效较好时, 出于信号传递动机考虑, 碳绩效越好的企业碳信息披露水平越高。进一步地, 碳信息披露对企业价值的影响具有两面性, 碳信息披露的成本和风险会对企业短期绩效造成负面影响, 但显著提升了企业市场估值, 有利于企业长期发展。此外, 媒体监督对企业碳信息披露的动机和后果均具有显著的正向调节作用。媒体报道能够提高企业信息传递行为的可见度, 从而调节企业碳信息披露动机; 媒体报道还能通过信息传播与舆论引导, 降低企业和利益相关主体之间的代理成本, 缓解碳信息披露对企业短期绩效的负面影响, 增强其对市场估值的正向影响。本文为识别企业碳信息披露的不同动机, 进而有针对性地引导企业主动、规范地披露碳信息提供了理论基础和实证证据。

关键词: 碳绩效; 碳信息披露; 企业价值; 媒体治理; 高碳排放行业

Abstract: Based on the sample of listed enterprises from carbon-intensive sectors in China from 2016 to 2020, this paper empirically examines the relationships between carbon performance, the level of carbon information disclosure, and corporate value, and reveals the motivation and economic consequences of carbon information disclosure by enterprises from carbon-intensive sectors. The paper shows that there exists a U-shaped relationship between enterprise carbon performance and carbon information disclosure. For enterprises with poor carbon performance, the poorer the carbon performance, the higher the level of carbon information disclosure, due to motivations related to legitimacy. For enterprises with good carbon performance, the better the carbon performance, the higher the level of carbon information disclosure, due to motivations related to signaling. Furthermore, the impact of carbon information disclosure on company value is dual-sided. The costs and risks associated with carbon information disclosure negatively affect the enterprise's short-term performance, but significantly enhance the market value of the enterprise, which is beneficial for the enterprise's long-term development. In addition, media oversight plays a significant positive role in regulating both the motivation and consequences of corporate carbon information disclosure. Media coverage can improve the visibility of enterprise information dissemination behavior, thereby moderating the motivation for carbon information disclosure. Media coverage can also reduce the agency cost between enterprises and stakeholders through information dissemination and public opinion guidance, thereby mitigating the negative impact of carbon information disclosure on the enterprise's short-term performance and enhancing its positive impact on market value. This paper provides a theoretical basis and empirical evidence for identifying different motivations behind corporate carbon information disclosure, thus guiding companies to actively disclose carbon information in a standardized manner.

Key words: carbon performance, carbon information disclosure, corporate value, media governance, carbon-intensive sectors

作者简介: 宫宁, 女, 清华大学能源环境经济研究所硕士生, 研究方向: 碳信息披露。李瑾, 女, 经济学博士, 高级经济师, 任职于上海环境能源交易所, 研究方向: 环境经济、绿色金融。罗崇佳, 清华大学能源环境经济研究所博士生, 研究方向: 资源环境经济与政策。段茂盛(通讯作者), 管理学博士, 清华大学能源环境经济研究所研究员、博士生导师, 研究方向: 温室气体减排政策。

中图分类号: F273 **文献标识码:** A

一、引言

我国于2020年正式提出力争“2030年前实现碳达峰、2060年前实现碳中和”的战略目标，于2021年正式启动全国碳市场交易。电力、钢铁等高碳排放行业是中国温室气体排放的主要来源，其深度减排对于实现“双碳”目标至关重要。尽管目前全国碳市场仅将电力行业纳入配额管控范围，但已明确计划扩容至剩余高碳排放行业，并已着手开展这些行业的碳排放核算报告核查工作。2021—2022年，生态环境部先后印发《企业环境信息依法披露管理办法》和《企业环境信息依法披露格式准则》，要求重点排污单位披露排放量、排放设施等信息。2024年通过的《碳排放权交易管理暂行条例》进一步明确了公开年度温室气体排放的要求，展现了我国政府对碳信息真实性、可靠性和全面性的重视程度。然而，从已有的企业披露报告来看，我国自愿披露碳信息的企业占比尚处于低位，不同企业在披露方式、内容和数量等方面差异巨大，而且存在以定性描述为主、规范性和统一性不足等问题，严重影响了碳信息的透明公开。尤其是，在资本市场监管机制不够健全的情况下，部分企业存在夸大碳减排力度的动机，以塑造更为积极的绿色形象，从而试图以低成本的“漂绿”方式获得资本市场的回报(孙晓华等，2023)。

鉴于企业碳信息公开程度不足、内容片面的现状，如何引导企业主动规范地披露碳信息成为亟待解决的重要问题。从披露动机来看，信号传递理论指出，企业披露碳信息的主要目的是释放承担环保责任的积极信号，降低与资本市场的信息不对称程度，进而吸引市场投资(Clarkson et al., 2008)。然而，这一理论暗含着企业披露的必定是高质量的碳信息，这与我国披露现状存在一定分歧。另一种猜想是，在排放密集型行业中，受减排技术的限制，企业不得不持续排放以满足生产需要。但为了迎合监管法规和投资者的要求，企业也会选择提高披露水平，尤其是用不可量化的“软信息”来分散利益相关者的注意力(Garcia-Meca and Sanchez-Ballesta, 2010)。此时，碳信息披露仅作为企业合法性管理的工具，而并不反映其真实绩效。信号传递理论和合法性

理论都能部分解释企业信息披露行为的内在动机，但现有文献缺乏这两种理论对不同碳绩效企业适用性的解释，更缺乏准确的识别方案来进行验证。从经济后果来看，已有研究普遍肯定企业披露碳信息有利于实现企业价值，而对企业碳信息披露的成本重视不足。更重要的是，企业建立碳信息披露体系的成本和收益可能存在时间错配风险。一方面，企业需要先对碳信息核算进行人员、设备和资金投入，且往往还伴随生产工艺的低碳化改进，才能披露优质碳信息并有望获得投资者的青睐。另一方面，随着企业信息披露成为必然趋势，资本市场对企业的资金回报效应和政府对企业绿色补贴也会随之降低，企业未来收益能否覆盖前期投入成本仍有待考量。现有文献对此尚未进行充分讨论。

基于此，本文将系统探究高碳排放行业企业碳信息披露动机及经济后果。本文的贡献主要包括如下三个方面：第一，识别出高碳排放行业中企业碳绩效与碳信息披露水平的非线性关系，阐明了信号传递理论与合法性理论对不同碳绩效企业披露碳信息的适用性，并构建实证模型进行检验；第二，结合长短期视角分析碳信息披露对企业价值影响的两面性，进一步深化了对碳信息披露经济后果的认知；第三，考虑媒体在企业碳信息披露中发挥的监督约束和信息扩散作用，提出并验证了媒体治理对企业碳信息披露决策的调节效应，揭示了媒体作为非正式监管角色对企业行为的积极引导作用。

二、文献回顾及研究假设

(一)碳信息披露动机：碳绩效与碳信息披露的关系

企业披露的碳信息是投资者评估企业环境表现、声誉的重要依据，因此，探讨企业是否有动机公布真实、可靠的碳信息至关重要。碳绩效衡量了企业生产过程和碳排放之间的关联，可反映企业工艺流程的清洁低碳水平，是决定碳信息质量的核心指标，也是企业是否愿意进行信息披露的主要考量。围绕碳绩效和碳信息披露之间的关系，学界形成了两种不同的理论体系。

一种观点基于合法性理论，认为碳绩效越差的企业环境信息披露水平越高。早期的合法性理论关注合法性门槛这一概念，认为企业一旦出现重大环境污染事件，无法满足社会公众的最低期望，企业会因合法性地位被

剥夺而无法生存。近年来,合法性理论边界逐步由“合法性门槛”的二元变量向“合法性水平”的连续变量延伸,以衡量企业行动和社会价值体系之间的可感知差异大小。在此背景下,碳绩效和碳信息披露也被广泛纳入企业合法性框架进行讨论(Perera et al., 2019)。一方面,公众会对企业的碳绩效表现进行相对排名,排名落后的企业将面临更大的合法性压力(赵晶等, 2019)。另一方面,我国政府也在积极推进碳信息披露的法律化、制度化建设,目前已要求重点排放单位向社会公开其年度排放报告中的排放量、排放设施、统计核算方法等信息,从而加剧了投资者和公众对企业碳信息披露内容的关注。为缓解合法性压力,碳绩效较差的企业也会通过披露更多目标、战略、规划等积极信息,来扭转外界对企业实际环境管理水平的判断,从而改善环境形象,缓解公众对其碳绩效的担忧(Hughes et al., 2001)。例如,何玉等(2014)发现,碳排放水平较高的公司通过披露更多碳信息,分散利益相关者对其经营合法性的注意力。

另一种观点基于信号传递理论,认为碳绩效对碳信息披露具有正向促进作用。信号传递理论认为,企业需要通过可观察的行为和适当的机制向外部利益相关者传递信息,以充分展示企业的真实情况,获得发展机会(Clarkson et al., 2008)。为避免因信息不对称产生的问题,企业具有强烈的信号传递动机,并通过自主碳信息披露实现。环境信息披露的实质是企业为获得来自利益相关者的价值认可向外界释放价值信号的过程。当企业有良好的环境绩效时,它更愿意主动披露详细的环境信息,包括环境保护和节能减排的成就,向外界发出积极的信号,从而提高环境信息透明度,降低代理成本,避免商品和资本市场的逆向选择。Dawkins et al.(2011)聚焦企业参与碳信息披露项目的数据表现,发现环境表现和披露行为之间存在显著的正相关关系。可见,碳绩效好的企业可能出于与其他企业区分开来的意图而披露高质量的碳信息。

然而,碳绩效和碳信息披露并不必然呈现线性关系。在面临社会对企业提高碳信息披露水平的诉求时,不同碳绩效的企业会采取适应性或防御性等不同的披露策略。当企业因碳绩效较差而受到较大的合法性压力

时,其倾向于采取防御性战略,对社会担忧作出回应以避免受到来自外部的惩罚;当企业本身碳绩效良好而想要赢得更多利益相关者关注时,多采用适应性战略,通过主动披露信息来提高企业的竞争地位。基于以上分析,本文提出研究假设:

H1: 企业碳绩效与碳信息披露水平呈U型关系。

(二)碳信息披露的经济后果:碳信息披露对企业价值的影响

企业作为营利性组织,其行为活动的主要目的是提高自身的经济效益。只有通过碳信息披露能够实现价值提升时,企业才具有积极主动披露碳信息的意愿(Xia and Wang, 2021)。企业价值不仅取决于企业在生产经营中所获得的利润,还受到投资者对公司未来收益预期和投资倾向的影响。从企业短期经营情况来看,碳信息披露使企业付出更多成本(Siddique et al., 2021),这包括三个方面:一是因披露直接产生的人员管理、审计核算成本(Alsaifi et al., 2020);二是倒逼企业开展碳管理活动的额外投入,如节能减排技术研发、低碳设备购入(Wahyuningrum et al., 2019);三是吸引公众和主管部门关注带来的公关成本和诉讼风险(Alessi et al., 2021)。可见,企业引入碳信息披露制度的相关成本和风险会对企业短期经营绩效造成负面影响。

然而,从长期发展的角度来看,企业通过积极主动的碳信息披露,能够降低与利益相关者之间的信息不对称程度,避免未来因环境监管引起的成本对企业现金流的负面影响(Liu et al., 2021)。同时,碳信息披露提高了企业声誉,促进外部利益相关者对企业经营和产品质量的积极判断,提高用户粘性,推动企业提升盈利能力(Luo et al., 2019)。碳信息披露还有助于增强投资者投融资意愿和能力,通过影响债权人和投资者决策提升企业市场价值。一方面,随着践行“双碳”责任逐步成为企业共识,资本市场会将企业碳排放管理行为与股价相联系,碳信息披露有助于直接改善企业的市场估值(Freedman and Jaggi, 2005)。另一方面,更多碳信息的披露还有利于债权人或投资者评估企业经营情况和未来发展潜力,识别预期风险,避免企业市场估值受到经济不确定性的负面影响。基于以上分析,本文提出研究假设:

H2：企业碳信息披露水平与企业短期绩效呈负相关关系。

H3：企业碳信息披露水平与企业市场估值呈正相关关系。

三、研究设计

(一)研究样本与数据来源

本文以2016年《国家发展改革委办公厅关于切实做好全国碳排放权交易市场启动重点工作的通知》中提到的全国碳市场已纳入或将纳入的八大高碳排放行业A股上市公司作为研究样本，包括电力、钢铁、水泥、有色、石化、造纸、建材、化工、航空行业。其中，企业碳排放数据来源于上海环境能源交易所提供的非公开数据；碳信息披露情况通过上市公司年报、社会责任报告、可持续发展报告、环境报告手工收集，相关材料主要来自巨潮资讯网；其他财务数据主要来自CSMAR和Wind数据库。为消除极端值的影响，对所涉连续变量进行了1%界限的缩尾处理。受限于碳排放数据，本文最终获得了398个有效观测值。

已有文献往往不加筛选地使用全体上市公司样本讨论碳排放相关的研究议题，但中国能源和工业排放集中在高碳排放行业的少数企业，这使得既有文献存在样本范围选取过大的缺陷(张海军和段茂盛，2021)。¹据《中国上市公司碳排放排行榜暨双碳领导力榜(2022)》统计，2021年高碳排放行业中碳排放总量排行前一百的公司合计碳排放达51亿吨，接近全国碳排放总量的一半。因此，本文将样本锁定在高碳排放行业企业，对于提高我国能源工业端主要排放的透明化程度，进而引导主要排放企业实现减排降碳更具重要意义。此外，一方面，目前中国大部分企业未自愿披露碳排放数据。前述碳排放总量排行前一百的公司中，仅有43家企业向社会披露排放数据，这导致基于企业自愿披露数据的研究存在很大的选择偏误。而本文采用了企业向相关部门上报的碳排放数据，均为企业真实排放值，数据准确度较高，且避免了企业由于碳绩效不佳而不向社会公开排放情况的选择偏误。另一方面，本文的研究样本涵盖多家重点排放单位和足量排放，在碳排放总量排行前五十公司中占比48%，前一百公司中占比38%。2016—2020年，纳入样本

的企业年均排放为22.8亿吨二氧化碳，约占中国工业和能源排放的22%²，充分证明了样本的代表性。

(二)变量选取

1.碳绩效

为刻画企业碳绩效水平，本文以企业每万元营收的温室气体排放量(碳强度)为基础数据，借鉴Clarkson et al.(2008)的研究，采用碳强度的倒数衡量企业碳绩效(Cq)。

2.碳信息披露

本文从质量和数量两个维度刻画企业碳信息披露水平(Cdi)，构建企业碳信息披露行为的综合评价体系。

一方面，本文采用内容分析法衡量企业碳信息披露质量。目前相关国际组织为全世界企业提供了适用范围较广、认可度较高的企业碳信息披露内容框架，包括碳信息披露项目、气候披露标准委员会(CDSB)颁布的《气候变化报告框架》和气候风险披露倡议(CRDI)颁布的《全球气候风险披露框架》等。³本文借鉴上述框架对企业碳信息披露的内容要求，并参考陈华等(2013)、李雪婷等(2017)的指标设计，充分考虑了碳市场对企业碳信息披

表1 企业碳信息披露质量评价指标与权重					
一级指标	一级指标权重	二级指标	指标内涵	二级指标权重	综合权重
低碳发展战略目标	0.363	低碳目标规划	企业经营中的低碳发展目标及规划	0.573	0.208
		气候变化风险与机遇	企业对气候变化风险和机遇的识别	0.160	0.058
		低碳政策响应	对政府颁布的低碳政策、计划等的响应程度	0.267	0.097
碳排放量	0.213	温室气体排放类别及数量	报告期内企业温室气体的种类、排放量	0.750	0.160
		温室气体排放情况	报告期内企业排放的温室气体来源、能源消耗情况等	0.250	0.053
碳减排行动	0.174	碳减排举措	碳减排项目投资、碳减排设备购置、低碳技术开发等一系列企业减排行动	0.800	0.139
		碳减排绩效	实际碳减排量、年度碳减排目标达标情况等	0.200	0.035
碳减排治理	0.095	碳排放管理举措	碳排放管理相关机构和人员设立、碳管理培训等	0.538	0.051
		碳减排激励机制	碳减排相关激励制度的出台、完善、执行情况	0.331	0.032
		碳排放管理资金投入情况	企业碳排放管理资金投入额、使用明细等	0.131	0.012
碳排放核算与审计	0.084	碳排放核算方法	碳排放核算范围、方法说明	0.667	0.056
		碳信息核查与审计	数据核查、审计与第三方鉴证报告	0.333	0.028
碳排放权交易	0.071	碳排放权交易量	碳排放配额交易量、报告期末碳排放配额剩余量等	0.857	0.061
		碳排放交易情况	企业参与碳市场情况	0.143	0.010

露的需求，构建了中国企业碳信息披露质量评价指标体系(见表1)。在此基础上，运用层次分析法(AHP)对评价指标体系中各指标的权重进行计算，包括：(1)指标重要性排序，排序规则主要参考相关国际组织披露内容框架以及碳信息使用需求；(2)指标权重确定，构建不同层级指标的判别矩阵，并计算最大特征根和一致性指标；(3)指标权重修正，采用熵值法，设定调节系数进行权重调整。通过上述步骤，各指标权重如表1所示。

参考Al-tuwaijri et al.(2004)、宋晓华等(2019)的研究设计，结合我国《企业会计准则》对会计信息质量的要求，本文确定了涵盖显著性、一致性、时效性、量化性四个维度的碳信息披露质量评价赋值规则(见表2)。结合评价指标体系和赋值规则，对样本企业年报、社会责任报告中披露的碳信息进行打分，从而量化碳信息披露质量。

另一方面，考虑到企业碳信息披露载体多样且分布较分散，企业间相关报告的排版布局也存在较大差异，本文参考Deegan and Gordon(1996)的研究，采用企业披露碳信息的绝对字数来衡量和评价碳信息披露数量水平。

碳信息披露水平是对企业碳信息披露情况的整体评价。本文采用上述方法对样本企业碳信息披露的质量和数量水平进行了评分和计算，得分经Z-Score标准化处理后加和得到碳信息披露水平。此外，为增加结果可靠性，本文对评分结果进行信度和效度检验，信度检验Cronbash's Alpha值为0.786，巴特利球型检验KMO结果为0.749，且显著性水平远小于0.05，信度和效度均合格，评分结果可靠。

3.企业价值

本文从企业的市场反应和账面盈利情况两方面，分别选取托宾Q值(Tobinq)和净资产收益率(Roe)作为衡量企业短期绩效和市场估值的指标。

表2 企业碳信息披露质量评价维度与赋值规则

评价维度	评价依据	赋值规则
显著性	碳信息披露载体	仅在年报中披露，1分；仅在社会责任报告中披露，2分；在年报和社会责任报告中均披露，3分
一致性	披露碳信息是否一致	若年报中与社会责任报告中均披露的碳信息不一致，0分；若一致，1分
时效性	碳信息反映的时间维度	仅包含现在的信息，1分；包含现在及过去的信息，2分；包含现在过去及未来的信息，3分
量化性	碳信息的定量描述	定性分析，1分；定量信息，2分；定性定量结合，3分

4.控制变量

为控制企业禀赋特征和治理水平，参考以往研究，本文选取企业规模、财务杠杆、成长能力、两权分离率、管理层人数、董事人数、独立董事比例、股权集中度作为控制变量。

主要变量的定义和统计特征如表3所示。

(三)模型构建

根据假设H1，分别构建线性回归模型(1)和非线性回归模型(2)：

$$Cdi_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Cq_{i,t} + \sum \gamma Control_{i,t} + u_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$Cdi_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Cq_{i,t} + \beta_2 Cq_{i,t}^2 + \sum \gamma Control_{i,t} + u_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

考虑到信息传递、接收及转化为价值信号存在一定的时滞性，根据假设H2和H3，构建包含滞后项的回归模型(3)和(4)：

$$Tobinq_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Cdi_{i,t} + \beta_2 Cdi_{i,t-1} + \beta_3 Cdi_{i,t-2} + \sum \gamma Control_{i,t} + u_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$ROE_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Cdi_{i,t} + \beta_2 Cdi_{i,t-1} + \beta_3 Cdi_{i,t-2} + \sum \gamma Control_{i,t} + u_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

各模型的变量说明如表3所示，Control_{i,t}代表一系列控制变量，u_i、δ_t分别代表企业和年份固定效应，ε_{i,t}为随机扰动项。

四、实证结果与分析

(一)基准回归分析

在回归之前，本文检验了方程是否存在多重共线性

表3 变量定义与描述性统计结果

变量名称	变量符号	变量说明	平均值	标准差	极小值	极大值
碳信息披露水平	Cdi	标准化后的碳信息披露数量和质量得分之和	1.969	1.561	0	6.365
碳绩效	Cq	每万元营收碳排放量的倒数	7.906	9.912	0.075	38.224
短期绩效	Tobinq	托宾Q值	1.361	0.630	0.542	3.810
市场估值	Roe	企业净资产收益率	0.096	0.156	-0.715	0.520
企业规模	Size	企业年末总资产的自然对数	8.303	1.135	5.990	10.688
财务杠杆	Lev	企业期末资产负债率	0.527	0.173	0.141	0.908
成长能力	Growth	企业主营业务收入增长率	0.148	0.314	-0.359	1.998
两权分离率	Power	企业实际控制人拥有上市公司控制权与所有权之差	5.560	8.116	0	27.593
管理层人数	Super	企业管理层总人数	18.794	4.288	9	33
董事人数	Direct	企业董事人数	9.435	2.224	5	15
独立董事比例	Ind	独立董事人数与董事人数之比	0.382	0.058	0.333	0.571
股权集中度	Largest	第一大股东持股比例	0.393	0.164	0.091	0.779

表4 碳绩效对碳信息披露水平的影响

变量	(1)	(2)
	Cdi	Cdi
Cq	0.006 (0.009)	-0.079** (0.038)
Cq ²		0.002** (0.001)
Size	0.391*** (0.134)	0.391*** (0.134)
Lev	-0.404 (0.339)	-0.510 (0.361)
Growth	-0.190*** (0.054)	-0.196*** (0.059)
Power	0.015* (0.008)	0.015* (0.008)
Super	0.019 (0.014)	0.020 (0.014)
Direct	0.094 (0.060)	0.084 (0.064)
Ind	0.846 (1.562)	0.747 (1.648)
Largest	-1.107** (0.527)	-1.091** (0.540)
常数项	-2.660* (1.585)	-2.367 (1.652)
时间固定效应	控制	控制
个体固定效应	控制	控制
R ²	0.243	0.247
样本量	398	398

注：***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著，括号内为标准误。下同。

问题。相关性分析结果表明，各变量间相关系数绝对值均小于0.5，且各模型方差膨胀因子(VIF)均小于5，说明多重共线性问题并不严重，适合回归分析。

1.企业碳绩效对碳信息披露的影响

为验证企业碳信息披露动机，本文对模型(1)(2)进行回归，考察企业碳信息披露水平与其碳绩效的关系。回归结果见表4，第(1)列中碳绩效的系数不显著，而第(2)列中碳绩效的系数在5%水平上显著为负，平方项系数在5%水平上显著为正，初步判定企业碳绩效与碳信息披露水平呈现显著的U型关系。

参考Lind and Mehlum(2010)的做法，对模型(2)进行U型关系检验，结果显示，能够在5%水平上拒绝单调与倒U型曲线的假设，同时U型曲线拐点为20.139，包含在碳绩效的取值范围内，企业碳信息披露与其碳排放水平的U型关系成立。由此说明，碳绩效较差的企业主要出于合法性动机披露碳信息，企业碳绩效越差，企业越需要通过披露更多碳信息以扭转自身形象；碳绩效较好的企业则主要出于信号传递动机披露碳信息，企业碳绩效

表5 碳信息披露水平对企业价值的影响

变量	(1)	(2)
	Tobinq	Roe
Cdi	0.057*** (0.010)	-0.009*** (0.002)
L_Cdi	0.024** (0.012)	-0.006** (0.002)
L2_Cdi	-0.007 (0.008)	-0.009*** (0.003)
Size	0.357*** (0.097)	0.153*** (0.027)
Lev	-0.487** (0.209)	-0.571*** (0.048)
Growth	0.187*** (0.037)	0.179*** (0.012)
Power	-0.008*** (0.002)	-0.002*** (0.001)
Super	0.035*** (0.006)	-0.001 (0.002)
Direct	-0.039*** (0.012)	0.005 (0.004)
Ind	-0.128 (0.240)	0.044 (0.085)
Largest	-1.698*** (0.301)	0.259*** (0.087)
常数项	-1.243* (0.673)	-0.810*** (0.180)
时间固定效应	控制	控制
个体固定效应	控制	控制
R ²	0.302	0.274
样本量	245	245

越好，企业越倾向于向外界传递信号以提升企业的竞争优势。

2.碳信息披露水平对企业价值的影响

为验证企业碳信息披露的经济后果，对已构建的模型(3)(4)进行回归检验，结果如表5所示。当期与滞后一期碳信息披露水平系数在第(1)列显著为正，而在第(2)列显著为负，说明企业碳信息披露显著降低了企业的短期绩效，但提升了企业的市场估值，假设H2和H3成立。其反映的事实是，中国资本市场对企业碳信息披露具有积极的市场反应，投资者对积极披露减排信息的企业评价较好，资金倾向于流入碳信息披露水平更高的企业(李雪婷等，2017)。但同时，碳信息披露也给企业带来了一定的成本与风险，对当期以及下一期的账面财务状况产生了一定的负面影响(宋晓华等，2019)。

(二)对合法性和信号传递理论的进一步验证

在U型关系的基础上，本文采用两种方法对合法性和信号传递理论的适用性进行进一步验证。

一是区分碳信息披露质量和数量进行讨论。对于遭

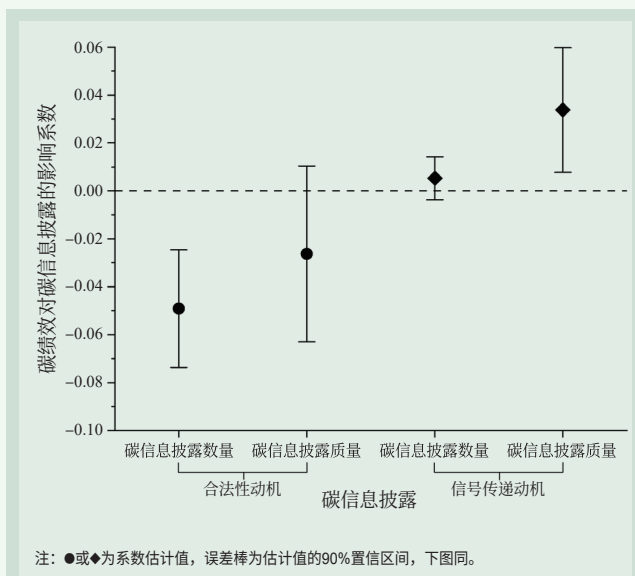


图1 平行趋势检验结果

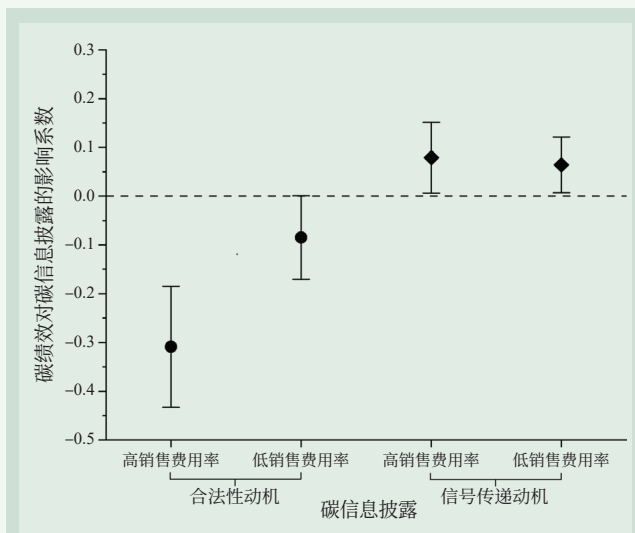


图2 不同动机和销售费用率下碳绩效对碳信息披露水平的影响

遇合法性危机的企业而言，其需要尽可能披露更多碳信息，同时避免披露碳绩效和减排力度不足等负面消息，这可能导致这些企业的碳管理报告内容篇幅较长，但质量不佳。相反，出于信号传递动机的企业由于减排表现良好，将披露更多高质量的碳绩效信息(李力等，2019)。为验证上述假说，本文根据U型曲线的顶点，将样本切分为主要受合法性动机影响和主要受信号传递动机影响的两个组别，分别构建碳绩效影响碳信息披露数量和质量的回归方程，结果如图1所示。企业碳绩效越差，受到的合法性压力越强，从而披露了更多数量的碳信息，但质量没有显著提高；企业碳绩效越好，披露的

碳信息数量未出现显著变化，但质量明显提高。这与理论解释相一致。

二是本文还借鉴李诗田和宋献中(2015)的思路，考虑重视销售业务的企业是否具备更强烈的碳信息披露动机。这是因为，企业披露碳信息的重要目标是赢得产品或服务购买群体对企业的信心，增强用户粘性。因此，一旦企业由于产品性质而需要在销售业务上进行较多投入，那么其在碳绩效较差时更有动力提高合法性，或是在碳绩效良好时传递更多有利信号，以获得消费者的支持，增加产品销量。为此，本文以销售费用除以企业营业收入计算得到企业的销售费用率，并以样本均值作为分类标准，分别在合法性动机和信号传递动机两个组别中进行分样本回归。结果如图2所示，无论出于何种动机，碳绩效对碳信息披露的影响在销售费用率较高的企业中更为明显，前述理论再次得到验证。

(三)内生性讨论

第一，企业向政府上报碳绩效的决策可能存在样本选择问题⁴，即受到严格监管或重视环境社会责任的企业更可能报告碳绩效，这导致本文将有碳绩效数据的企业作为研究样本，可能面临着一定的样本选择偏误。为了缓解这一问题，本文参考陈守明等(2012)的研究，采用Heckman两步法予以估计。第一步，估计企业汇报碳绩效的概率，得到逆米尔斯比率(λ)。除上文控制变量外，额外选择外生性较强的企业高管平均学术背景作为

表6 Heckman两步法和滞后项回归结果

变量	(1)	(2)
	Cdi	Cdi
Cq	-0.091** (0.040)	
Cq^2	0.002** (0.001)	
L_Cq		-0.093*** (0.028)
L_Cq^2		0.002*** (0.001)
λ	-1.708* (0.936)	
常数项	-1.359 (1.643)	-5.322*** (1.640)
控制变量	控制	控制
时间固定效应	控制	控制
个体固定效应	控制	控制
R^2	0.257	0.255
样本量	386	319

识别变量，这是因为学术型高管往往更富有社会责任感 (Zhao et al., 2021)，更可能向主管部门和公众汇报碳排放数据。第二步，将估计得到的逆米尔斯比率作为控制变量放入第二阶段的回归方程，并对个体和时间固定效应进行控制。表6第(1)列表明，逆米尔斯比率在10%水平上显著，即Heckman模型能有效缓解样本选择偏误。同时，碳绩效及其平方项的系数仍然在5%水平上显著，与假设H1相符。

第二，企业碳绩效对企业碳信息披露水平的影响可能存在逆向因果问题，即碳信息披露水平提高有助于企业获得更多绿色融资，促进企业利用资金进一步提高碳绩效。为缓解这一问题，本文以碳绩效及其平方项的滞后项(L_Cq 和 L_Cq^2)构建回归模型，从而在时间上避免逆向因果关系。回归结果如表6第(2)列所示，碳绩效及其平方项的滞后项系数仍然在1%水平上显著，且系数和基准回归相近，假设H1再次得到验证。

第三，考虑到企业会计核算行为的连续性，企业价值的滞后项可能会对当期变量取值存在一定影响。上述影响在基准模型中被纳入扰动项，由此可能引发遗漏变量偏误。本文将被解释变量的滞后一期纳入解释变量，此时固定效应模型将得到有偏估计，故使用动态面板系统广义矩估计(GMM)模型进行回归分析(蒋海等，2021)。结果表明，所有回归的Hansen检验 p 值均远大于0.05，说明工具变量有效。表7第(1)列当期与滞后一期碳信息披露水平的系数分别在5%和10%水平上显著为正，第(2)列当

表7 系统GMM回归结果		
变量	(1)	(2)
	Tobinq	Roe
L_Tobinq	-0.167** (0.076)	
L_Roe		0.162* (0.086)
Cdi	0.111** (0.049)	-0.020** (0.008)
L_Cdi	0.083* (0.049)	-0.006 (0.016)
$L2_Cdi$	0.015 (0.030)	-0.004 (0.011)
常数项	4.479*** (0.883)	-0.067 (0.178)
控制变量	控制	控制
Hansen p 值	0.500	0.499
样本量	245	245

表8 稳健性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Cdi_dum	Tobinq	Roe	Cdi	Tobinq	Roe
Cq	-0.152*** (0.038)			-0.105*** (0.040)		
Cq^2	0.004*** (0.001)			0.002** (0.001)		
Cdi_dum		0.152** (0.062)	-0.044*** (0.017)			
Cdi					0.056*** (0.010)	-0.014*** (0.003)
L_Cdi					0.007 (0.010)	-0.001 (0.002)
$L2_Cdi$					-0.002 (0.010)	-0.002 (0.002)
常数项	-0.882 (1.002)	3.008*** (0.466)	0.006 (0.159)	-2.205 (1.444)	-1.380** (0.546)	-0.750*** (0.185)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	未控制	控制	控制	控制	控制	控制
高维固定效应	未控制	未控制	未控制	控制	控制	控制
R^2	0.236	0.316	0.320	0.349	0.417	0.384
样本量	328	398	398	398	245	245

注： Cdi_dum 为虚拟变量，第(1)列使用 Probit 模型估计，故未控制个体固定效应。

期碳信息披露水平的系数在5%水平上显著为负，与前文结论保持一致。

(四)稳健性检验

本文采用两种方法开展稳健性检验。一是替换核心变量度量方式。为确保对碳信息披露的评价结果稳健，本文将碳信息披露变量替换为“企业是否披露碳信息”(Cdi_dum)，若企业披露碳信息赋值为1，否则为0，重新进行回归。结果如表8第(1)~(3)列所示，主要变量的系数至少在5%水平上显著。二是添加高维固定效应。为控制不可观测的行业异质性影响，本文在基准回归的基础上，额外添加“行业×年份”固定效应，再次进行回归。结果如表8第(4)~(6)列所示，各变量的系数仍然至少在5%水平上显著，且方向符合预期，表明前述结论是可靠的。

五、进一步分析

(一)媒体治理对企业碳信息披露动机的调节作用

前述分析主要从企业内部角度讨论碳信息披露的动机及后果，这可能会忽视媒体等外部群体在企业环境决策过程中所起的作用。媒体治理的核心在于媒体作为信

息媒介向利益相关者传递企业行为信息，引起社会的关注，进而对企业行为进行监督、约束和引导。在信息披露领域，媒体治理主要通过信息传播机制与声誉治理机制发挥作用。信息传播机制是指媒体通过报道扩大传播渠道中的信息总量、帮助受众感知与理解信息，降低传播过程中的信息不对称(Bushee et al., 2010)。通过信息传播机制，新闻报道提高了企业行为的可见度和披露环境的透明度。声誉治理机制是指媒体通过传递信息塑造企业形象与声誉，同时形成外部压力，进一步促进企业管理者履行符合利益相关者期待的治理行为。媒体关注一方面增强了碳信息披露对企业形象的影响，促进企业扩大碳信息的传播；另一方面强化了企业的合法性压力，促进企业进行深度碳排放管理和碳信息披露。除此之外，媒体对某一问题的密切关注和大量报道将直接影响社会公众对该问题的关注和看法，同时增强公众对企业行为决策的感知和接受度，进而改变了企业面临的舆论监督环境(Elijido-Ten, 2011)。

基于此，本文认为媒体治理能够显著调节企业碳信息披露动机，即媒体关注度和媒体倾向性均对企业碳绩效与碳信息披露的相关关系具有调节作用。为了获得媒体治理的相关变量，本文利用“报刊新闻ESG量化舆情数据库”匹配各企业的环境相关新闻报道。之后，一方面参考宋晓华等(2019)的研究，以企业环境相关报道篇数作为媒体关注的代理变量，同时为使该变量不为0，设置媒体关注度($Media$)= $\ln(\text{企业环境相关报道篇数}+2)$ ；另一方面根据数据库分析结果，将上述环境相关报道分为正面、中性以及负面报道⁵，并沿用沈洪涛等(2014)的方法，采用J-F系数衡量媒体倾向性(Jf)。该系数取值范围在-1和1之间，系数越大，媒体对企业环境表现的态度越正面。

获得媒体关注度和媒体倾向性两个调节变量后，在模型(2)的基础上分别加入调节变量和调节变量与碳绩效及其平方项的交互项，构建调节效应模型进行回归，结果如表9所示。第(1)列表明，媒体关注度与碳绩效平方项的交互项在5%水平上显著为正，表明在企业碳绩效不变的情况下，随着媒体对企业的关注度提高，企业将提高其碳信息披露水平。第(2)列中，媒体倾向性与碳绩效平方项的交互项系数为负但不显著。这可能是由于媒

表9 调节机制分析结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Cdi</i>	<i>Cdi</i>	<i>Tobinq</i>	<i>Roe</i>	<i>Tobinq</i>	<i>Roe</i>
<i>Cq</i>	-0.077* (0.042)	-0.057 (0.042)				
<i>Cq</i> ²	0.001 (0.001)	0.002** (0.001)				
<i>Media</i> × <i>Cq</i>	-0.020 (0.019)					
<i>Media</i> × <i>Cq</i> ²	0.001** (0.001)					
<i>Jf</i> × <i>Cq</i>		0.007 (0.044)				
<i>Jf</i> × <i>Cq</i> ²		-0.001 (0.001)				
<i>Cdi</i>			-0.036 (0.023)	-0.026*** (0.004)	0.036** (0.014)	-0.025*** (0.005)
<i>L_Cdi</i>			0.084*** (0.028)	-0.009 (0.006)	0.017 (0.021)	-0.013** (0.006)
<i>L2_Cdi</i>			-0.014 (0.008)	-0.011*** (0.002)	-0.025*** (0.008)	-0.006*** (0.002)
<i>Media</i> × <i>Cdi</i>			0.093*** (0.017)	0.013*** (0.003)		
<i>Media</i> × <i>L_Cdi</i>			-0.041** (0.018)	0.005 (0.003)		
<i>Jf</i> × <i>Cdi</i>					0.073** (0.034)	0.034*** (0.009)
<i>Jf</i> × <i>L_Cdi</i>					0.003 (0.041)	0.007 (0.010)
<i>Media</i>	-0.074 (0.102)		-0.008 (0.044)	-0.022** (0.009)		
<i>Jf</i>		0.116 (0.186)			0.422*** (0.089)	-0.007 (0.023)
常数项	-3.032 (1.937)	-3.247* (1.955)	-0.395 (0.670)	-1.350*** (0.209)	-0.604 (0.619)	-1.017*** (0.210)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>R</i> ²	0.248	0.248	0.344	0.283	0.322	0.283
样本量	398	398	245	245	245	245

体倾向性对合法性动机驱动和信号传递动机驱动的企业具有方向不一致的调节作用。对于出于合法性动机披露碳信息的企业来说，媒体报道越负面，企业的外部形象越差，合法性压力越大，越需要通过提高自身碳信息披露水平扭转较差的外部形象，曲线具有变陡峭的趋势。而对于出于信号传递动机披露碳信息的企业来说，媒体报道越负面，越不利于企业传递良好表现的信号，企业越没有动机提升自身的碳信息披露水平，即企业碳信息披露的信号传递动机越弱，曲线具有变平缓的趋势。在两方面因素的共同作用下，媒体倾向性对企业碳信息披露与碳绩效的U型关系的曲线陡峭度不具有显著的调节作用。

(二)媒体治理对企业碳披露经济后果的调节作用

媒体治理理论认为，媒体报道企业经营行为既会引起社会对该企业的关注，又可以通过舆论引导功能影响利益相关者对企业的感知，从而改变其响应行为(罗进辉，2012)。受到利益相关者和企业之间委托—代理关系的影响，利益相关者需要通过媒体获取更多的信息以增进对企业的了解。媒体报道能够有效弥合外部主体和企业之间的信息不对称问题，影响利益相关者对企业的认知和评价(Groza et al., 2011)。一方面，媒体作为媒介，通过信息传递降低企业碳信息使用者的搜寻与获取成本，让投资者更及时地掌握企业披露碳信息的主要内容。另一方面，媒体报道还可实现舆论引导作用，通过新闻报道向利益相关者传达其对企业碳信息的积极或消极评价，在一定程度上改变利益相关者对企业形象的认识。因此，媒体治理通过信息传播机制与舆论引导作用，影响利益相关者对企业碳信息披露与减排行动的认识，进而加强对企业的奖励或惩罚。

基于此，本文认为媒体治理也能显著影响碳信息披露的经济后果，即媒体关注度和媒体倾向性分别在碳信息披露对企业短期绩效和市场估值的影响路径中发挥调节作用。为了验证这一假设，本文在模型(3)和模型(4)的基础上增加调节变量和调节变量与企业碳信息披露水平的交互项，构建调节效应模型。表9第(3)~(6)列中，调节变量与当期企业碳信息披露水平的交互项系数均至少在5%水平上显著为正，说明媒体关注度与媒体倾向性显著增强了当期碳信息披露对企业市场估值的提升作用，缓解了当期碳信息披露对企业会计价值的负面影响。由此可见，媒体治理会显著影响企业碳信息披露的经济后果，且媒体关注和报道的积极性越高，企业碳信息披露越能取得良好的经济绩效。此外，大部分回归中，调节变量与滞后一期企业碳信息披露水平的交互项并不显著，这在一定程度上说明媒体报道的时效性较强，媒体

治理对企业环境决策行为发挥短期的调节作用。

六、结论与启示

本文基于合法性理论、信号传递理论和利益相关者理论，探讨了高碳排放行业企业碳信息披露的内在动机及经济后果。研究表明：第一，企业碳信息披露与碳绩效呈U型关系。当企业碳绩效较差时，碳信息披露往往作为企业规避合法性压力、扭转企业形象的战略决策；当企业碳绩效较好时，碳信息披露则成为企业向社会释放积极价值信号的方式。第二，碳信息披露对企业价值的影响具有两面性，且存在滞后效应。短期内，企业进行碳信息披露产生的成本与风险会对企业短期财务经营状况产生一定的负面影响；但长期而言，企业进行碳信息披露能够显著提升其市场估值，引导资本市场的资本流向与聚集，提升资本市场投资者信心。第三，媒体治理对企业碳信息披露动机与后果均存在显著的正向调节作用。媒体关注能提高企业信息传递行为的可见度，从而正向调节企业碳信息披露动机；媒体还能通过信息传播和舆论引导，降低企业和利益相关主体之间的代理成本，继而缓解企业碳披露对短期绩效的负面影响并增强其对市场估值的正向影响，由此改善企业碳信息披露的经济后果。

基于上述结论，本文认为，对高碳排放行业企业而言，应充分认识碳信息披露的必要性及披露为企业带来的潜在收益，加强自身碳排放管理水平，客观、真实地披露高质量的碳信息。对政府而言，应尽快建立健全碳信息披露体系，准确掌握企业碳排放的真实情况，并对积极披露碳信息的企业予以政策激励。对媒体而言，要通过真实客观的新闻报道增强企业与公众的节能减排意识，充分发挥外部治理和监督作用。

[基金项目：国家社会科学基金重大项目“我国碳排放权交易体系的评估与完善研究”(项目编号：18ZDA107)]

注释

1. 例如，碳排放规模较小的企业往往能以更低成本控制排放，进而更有意愿披露碳信息，将其纳入样本可能导致碳信息披露对应的企业排放很小，研究缺乏现实意义。
2. 中国碳排放数据来源于世界资源研究所(World Resources Institute)。
3. 《气候变化报告框架》资料来源于<https://www.cdsb.net/>；《全球气候风险披露框架》资料来源于<https://www.un.org/zh/climatechange/raising-ambition/climate-finance>。
4. 本文碳排放数据来源于企业向主管部门上报的结果，但存在少量缺失值，即并非所有企业上报了排放数据，故仍可能存在一定

的样本选择偏误需要排除。

5. 该数据库支持通过机器学习技术在句子层面对新闻语句进行

情感倾向性判别, 并加权计算全文情感分数评分, 对相关新闻进行正面、中性、负面的划分。

参考文献:

- [1] 陈华, 王海燕, 荆新. 中国企业碳信息披露: 内容界定、计量方法和现状研究[J]. 会计研究, 2013, (12): 18-24.
- [2] 陈守明, 冉毅, 陶兴慧. R&D强度与企业价值——股权性质和两职合一的调节作用[J]. 科学学研究, 2012, 30(3): 441-448.
- [3] 何玉, 唐清亮, 王开田. 碳信息披露、碳业绩与资本成本[J]. 会计研究, 2014, (1): 79-86.
- [4] 蒋海, 张小林, 唐坤峰, 陈创练. 货币政策、流动性与银行风险承担[J]. 经济研究, 2021, 56(8): 56-73.
- [5] 李力, 刘全齐, 唐登莉. 碳绩效、碳信息披露质量与股权融资成本[J]. 管理评论, 2019, 31(1): 221-235.
- [6] 李诗田, 宋献中. 亲社会偏好、合法性压力与社会责任信息披露——基于中国民营上市公司的实证研究[J]. 学术研究, 2015, (8): 84-91.
- [7] 李雪婷, 宋常, 郭雪萌. 碳信息披露与企业价值相关性研究[J]. 管理评论, 2017, 29(12): 175-184.
- [8] 罗进辉. 媒体报道的公司治理作用——双重代理成本视角[J]. 金融研究, 2012, (10): 153-166.
- [9] 沈洪涛, 黄珍, 郭昉汝. 告白还是辩白——企业环境表现与环境信息披露关系研究[J]. 南开管理评论, 2014, 17(2): 56-63.
- [10] 宋晓华, 蒋潇, 韩晶晶, 等. 企业碳信息披露的价值效应研究——基于公共压力的调节作用[J]. 会计研究, 2019, (12): 78-84.
- [11] 孙晓华, 车天琪, 马雪娇. 企业碳信息披露的迎合行为: 识别、溢价损失与作用机制[J]. 中国工业经济, 2023, (1): 132-150.
- [12] 张海军, 段茂盛. 中国试点ETS的碳减排效果评估——基于分省高耗能工业子行业数据的分析[J]. 气候变化研究进展, 2021, 17(5): 579-589.
- [13] 赵晶, 陈宣雨, 李然. 排名变动与企业创新——基于合法性视角的分析[J]. 经济理论与经济管理, 2019, (5): 88-102.
- [14] Alessi L, Ossola E, Panzica R. What greenium matters in the stock market? the role of greenhouse gas emissions and environmental disclosures[J]. Journal of Financial Stability, 2021, 54: 100869.
- [15] Alsaifi K, Elnahass M, Salama A. Carbon disclosure and financial performance: UK environmental policy[J]. Business Strategy and the Environment, 2020, 29(2): 711-726.
- [16] Al-tuwaijri S A, Christensen T E, Hughes K. The relations among environmental disclosure, environmental performance, and economic performance: a simultaneous equations approach[J]. Accounting, Organizations and Society, 2004, 29(5): 447-471.
- [17] Bushee B J, Core J E, Guay W, et al. The role of the business press as an information intermediary[J]. Journal of Accounting Research, 2010, 48(1): 1-19.
- [18] Clarkson P M, Yue L, Richardson G D, et al. Revisiting the relation between environmental performance and environmental disclosure: an empirical analysis[J]. Accounting Organizations & Society, 2008, 33: 303-327.
- [19] Dawkins C, Fraas J W. Coming clean: the impact of environmental performance and visibility on corporate climate change disclosure[J]. Journal of Business Ethics, 2011, 100(2): 303-322.
- [20] Deegan C, Gordon B. A study of the environmental disclosure practices of Australian corporations[J]. Accounting & Business Research, 1996, 26(3): 187-199.
- [21] Elijido-Ten E. Media coverage and voluntary environmental disclosures: a developing country exploratory experiment[J]. Accounting Forum, 2011, 35(3): 139-157.
- [22] Freedman M, Jaggi B. Global warming, commitment to the Kyoto protocol, and accounting disclosures by the largest global public firms from polluting industries[J]. International Journal of Accounting, 2005, 40(3): 215-232.
- [23] Garcia-Meca E, Sanchez-Ballesta J P. The association of board independence and ownership concentration with voluntary disclosure: a meta-analysis[J]. European Accounting Review, 2010, 19(3): 603-627.
- [24] Groza M D, Pronschinske M R, Walker M. Perceived organizational motives and consumer responses to proactive and reactive CSR[J]. Journal of Business Ethics, 2011, 102(4): 639-652.
- [25] Hughes S B, Anderson A, Golden S. Corporate environmental disclosures: are they useful in determining environmental performance?[J]. Journal of Accounting and Public Policy, 2001, 20(3): 217-240.
- [26] Lind J T, Mehlum H. With or without U? the appropriate test for a U-shaped relationship[J]. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 2010, 72(1): 109-118.
- [27] Liu C, Su K, Zhang M. Water disclosure and financial reporting quality for social changes: empirical evidence from China[J]. Technological Forecasting and Social Change, 2021, 166(2): 120571.
- [28] Luo W, Guo X, Zhong S, et al. Environmental information disclosure quality, media attention and debt financing costs: evidence from Chinese heavy polluting listed companies[J]. Journal of Cleaner Production, 2019, 231: 268-277.
- [29] Perera L, Jubb C, Gopalan S. A comparison of voluntary and mandated climate change-related disclosure[J]. Journal of Contemporary Accounting & Economics, 2019, 15(2): 243-266.
- [30] Siddique M A, Akhtaruzzaman M, Rashid A, et al. Carbon disclosure, carbon performance and financial performance: international evidence[J]. International Review of Financial Analysis, 2021, 75: 101734.
- [31] Wahyuningrum I, Djajadikerta H, Suprapti E. The effect of company financial performance and company characteristics on greenhouse gas (GHG) emission disclosure[J]. E3S Web of Conferences, 2019, 125: 10008.
- [32] Xia D, Wang X Q. The synergetic impact of environmental and innovation information disclosure on corporate financial performance: an empirical study based on China coal listed companies[J]. Technovation, 2021, 100: 102179.
- [33] Zhao S, Zhang B, Shao D, et al. Can top management teams' academic experience promote green innovation output: evidence from Chinese enterprises[J]. Sustainability, 2021, 13(20): 11453.

(责任编辑: 汪芸倩)