

欢迎按以下格式引用:裴潇,袁帅,陈鑫怡.环境责任、媒体关注与企业绿色创新[J].长江大学学报(社会科学版),2023,46(3): 78-87.

环境责任、媒体关注与企业绿色创新

裴潇 袁帅 陈鑫怡

(长江大学 经济与管理学院,湖北 荆州 434023)

摘要:利用 2015~2020 年我国上市公司数据,基于媒体关注视角,探究环境责任与企业绿色创新之间的关系及作用机制。研究发现,履行环境责任能够显著促进企业绿色创新,媒体关注对二者的关系起到正向调节作用。进一步研究表明,缓解融资约束和提高内部控制质量在企业履行环境责任与绿色创新间具有部分中介作用;在国有企业、高集中度市场以及非重污染企业的样本中,环境责任与媒体关注对企业绿色创新的促进作用更为明显。

关键词:环境责任;媒体关注;企业绿色创新

分类号:F273.1 **文献标识码:**A **文章编号:**1673-1395(2023)03-0078-10

一、引言

随着经济的高速发展,环境污染和气候变化成为人们关注的焦点。党的十九大报告将“坚持人与自然和谐共生”纳入新时代坚持和发展中国特色社会主义的基本方略,提出“构建政府为主导、企业为主体、社会组织和公众共同参与的环境治理体系”;党的二十大报告进一步指出“建设人与自然和谐共生的现代化,将其作为中国式现代化的一个重要特征”,并指出要“协同推进降碳、减污、扩绿、增长”。那么,如何才能实现协同呢?党的领导、公众监督是促进绿色转型、提升环境治理水平的关键,企业亦是重要支撑。在构建现代化环境治理体系的过程中,企业既是污染排放的主力军,又是环境治理的责任人,如何充分发挥其治理主体的作用,不仅是协调经济发展与环境保护的关键因素^[1],也是形成全社会共同推进环境治理良好格局的重要前提。而绿色创新是实现经济增长与环境保护“双赢”的内在驱动

力,也是实现“双碳”目标的关键。“十四五规划”将创新驱动和绿色生态同时纳入我国经济五大发展方向,强调了企业绿色创新的重要性。根据《中国绿色专利统计报告(2014—2017 年)》,目前我国绿色专利的申请人以高校为主^[2],企业主力军的角色亟待落实。因此,突破高质量发展的瓶颈,实现“双碳”目标和绿色发展战略,剖析企业绿色创新现状,探究环境责任对企业绿色创新的影响机制迫在眉睫。

同时,在影响企业行为决策的因素中,媒体作为信息传播的载体,在企业制定环境政策过程中扮演着重要角色。一方面,已有文献肯定了媒体关注对于企业环境行为的正面影响,指出媒体关注具有信息传播和监督治理双重功能^[3,4],可通过发挥信息传递效应、外部治理效应影响企业绿色创新。张济建等(2016)基于 2008~2013 年我国 A 股重污染行业上市企业的经验数据,实证检验了环境规制、媒体关注对企业绿色投资行为的影响,指出媒体关注作为外部监督机制,可以促进重污染行业上市企业更

收稿日期:2022-12-20

基金项目:国家社会科学基金项目“‘双碳’目标下政府环境治理与民营企业绿色发展协同机制与路径研究”(22BGL082)

第一作者简介:裴潇(1968—),女,湖北荆州人,教授,主要从事环境会计研究。

通信作者:袁帅(1999—),女,山东泰安人,主要从事环境会计研究,E-mail:1751226155@qq.com。

加遵守环境规制,表现出更为积极的绿色投资动机。^[5]赵莉等(2020)基于我国 2008~2015 年省级工业企业的数据,考证了媒体关注在促进企业加大绿色技术创新投入方面的作用^[6]。另一方面,亦有部分文献指出媒体关注对企业环境行为的负面影响。于忠泊等(2011)指出大量媒体报道会给管理层带来强大的市场压力,从而迫使其从事更多的机会主义行为。^[7]基于此,潘爱玲等(2019)提出重污染企业所实施的绿色并购行为旨在掩饰环境管理方面的不作为,规避舆论危机,并非为改善环境问题而采取的实质性环保行动。^[8]

关于环境责任、媒体关注以及绿色创新的研究,学界已经取得一定成果。一是聚焦于考察媒体关注对企业绿色创新的影响。Li 等(2016)以 2008~2012 年中国 100 强上市公司为研究样本,采用媒体报道程度衡量企业环境合法性水平,通过实证检验证明了其对企业绿色创新的正向影响。^[9]张玉明等(2021)则以我国 2012~2018 年的企业数据为基础,通过实证检验考证了负面媒体报道可通过发挥治理作用正向促进企业绿色技术创新。^[10]二是聚焦于考察环境责任的经济后果。姜英兵等(2019)的实证研究表明,企业承担环境责任可有效促进企业价值的提升,并且这种价值提升效应主要通过提高企业预期现金流、降低债务资本成本的途径实现。^[11]张弛等(2020)以 2010~2017 年我国 A 股重污染行业上市公司为研究样本,通过实证检验得出企业环境责任会正向促进企业财务绩效的提升,且该促进作用在滞后一期或两期的检验中更加显著。^[12]综上所述,国内外关于环境责任、媒体关注以及企业绿色创新的研究已取得一定成果,但鲜有文献立足于环境协同治理视角,考证环境责任、媒体关注对企业绿色创新的影响。因此,本文引入媒体关注作为调节变量,探究企业环境责任与绿色创新的关系,并考察媒体关注在二者关系中的调节作用。

本文可能的贡献在于:一是基于环境责任的内容和性质,将定性 with 定量结合,构建一套兼具信度、效度和透明度的环境责任指标体系^[13,14],聚焦于企业环境绩效,依据环境治理、环境信誉和环境表现三个维度 19 项具体指标对企业进行评价,能够更细致地分析企业环境责任表现,更精准地捕捉环境责任对绿色创新的影响。二是以往文章多探讨命令控制型、市场激励型环境规制对绿色创新的激励作用^[15~17],本文则立足于绿色发展责任竞争力时代,

企业由管制型治理模式下的被动者变为互动型治理模式下的主动者,探讨企业履行环境责任对绿色创新的影响,诠释企业主动融入生态文明建设这一主题。三是以媒体关注为调节变量,探索媒体关注的监督机制和声誉机制如何影响环境责任与绿色创新的关系,对于充分发挥媒体作用,推动环境协同治理具有重要意义。

二、理论分析与研究假设

(一)环境责任与企业绿色创新

本文以资源基础观为逻辑起点,以合法性理论、可持续发展理论等为基础,结合新发展阶段环境保护特征和要求,分析环境责任对企业绿色创新的作用机理和影响。根据资源基础观,独特的资源优势有助于企业提升竞争地位、增强抵御风险的能力。^[18]企业履行环境责任不仅有利于树立良好的形象^[19],还能获取更多有形或无形资源,有效促进绿色创新。环境责任对企业绿色创新的影响可能体现在如下几个方面。

首先,根据合法性理论与可持续发展理论,履行环境责任是企业实现可持续发展与组织行为合法化的重要途径。一方面,作为经济活动的主体,履行环境责任是企业实现可持续发展的重要方式。积极履行环境责任,既有利于保护环境,推动可持续发展,也有利于改善企业与政府的关系,降低环境惩戒成本,树立良好的企业形象,获得资源竞争优势。另一方面,随着社会各界对环境问题的关注度日益增加,履行环境责任成为企业合法性获取的重要途径。在社会各界的共同期望下,企业积极履行环境责任,既有利于提高交易效率和质量,降低交易成本,又有利于获得利益相关者认可,增强竞争优势^[12],为企业绿色创新提供支撑。

其次,根据利益相关者理论,企业不是孤立存在的,其生存发展离不开股东、债权人等利益相关者的参与。对于内部利益相关者,企业积极履行环境责任能够提升员工、管理者等的忠诚度,促使他们提高积极性,提升工作效率,进而增强企业竞争优势,为绿色创新提供资源支持。对于外部利益相关者,企业积极履行环境责任可以迎合其社会责任诉求,获得认同感和信任感。一方面,企业积极承担环境责任,可以向市场传递自身坚持绿色发展的定位,反映出管理层更注重实现长期战略,而非短期利益,从而有效降低代理成本,改善利益相关者对企业的风险预期,增强其支持企业绿色创新的意愿。另一方面,

根据波特假说,适度的环境规制有助于企业获得“先动优势”和“创新补偿”。环境责任作为一种非正式环境规制,能够帮助企业积累“绿色”资源,如清洁生产工艺等。这些“绿色”资源既能促进企业实现产品差异化,提高竞争力,获得“先动优势”^[20],也可以提高企业资源利用率,促进绩效提升,获得“创新补偿”^[21],从而满足利益相关者追求企业价值最大化的需求,为企业赢得更多的认可与支持。

最后,根据信号理论,企业履行环境责任是一种信号传递机制,有利于缓解企业与利益相关者之间的信息不对称。在信息不对称情况下,企业利益相关者处于信息劣势地位,信息的缺乏会使决策受阻。为缓解信息不对称带来的影响,企业需要传递信号以获得利益相关者的信任和认同。承担环境责任就是在传递利好信号。一方面,它反映了企业对环境问题的重视程度,有助于企业树立环保形象,赢得投资者认可,加大其对企业的支持力度,促进绿色创新。另一方面,它有助于提高市场透明度,提升企业在金融机构获得授信的机会与额度,降低融资成本,进而提高企业价值,为企业绿色创新提供良好的资源基础。由此本文提出如下假设:

H1:企业履行环境责任显著促进了绿色创新。

(二)环境责任、媒体关注与企业绿色创新

媒体关注通过信息传递效应、外部治理效应发挥监督治理功能,影响企业绿色创新。一方面,基于信号传递效应,媒体关注可以通过声誉机制影响企业绿色创新。媒体会及时、充分地报道企业环境行为,有效缓解资本市场中的委托代理问题以及信息不对称^[22],使利益相关者充分了解企业履行环境责任的情况,让环保绩效劣迹斑斑的企业无处遁形。此时,为了维护社会声誉,企业将着眼于利益相关者的可持续发展诉求,加大绿色创新力度。另一方面,基于外部治理效应,媒体关注通过监督机制影响企业绿色创新。具体地,随着绿色发展理念深入人心,社会愈发青睐“绿色”经营的企业。开展环境治理的企业往往会得到媒体的优先报道,吸引政府、投资者等利益相关者的关注,从而对其形成外部力量“软”约束,提升企业内部控制质量^[23],抑制非效率投资,进而拥有更多资源履行环境责任、改善环境治理。另外,根据制度理论,媒体对环境治理行为的报道会给企业造成压力^[24],提升企业的竞争意识,激发其保持优势竞争地位,开展绿色创新的意愿。由此本文提出如下假设:

H2a:媒体关注对企业履行环境责任与绿色创

新的关系起正向调节作用。

然而,站在舆论压力的角度,媒体关注会负向调节环境责任与企业绿色创新的关系。一方面,根据信号理论,一旦企业履行环境责任的情况较差或者发生环境污染事件,媒体关注便会发挥“放大镜”功能,放大企业环境治理不善的信号,对企业形成舆论压力,导致其形象受损。随着时间流逝,媒体关注进一步发酵,最终导致投资者对企业失去信心,争相抛售股票,诱发资本市场的惩戒机制^[8,25],使企业无力进行绿色创新。另一方面,根据“市场压力假说”,一旦有关企业环境行为的负面报道见诸于众,管理层可能会采取短视举措来规避媒体关注的影响。具体地,由于绿色创新具有高风险、高投入、难以为外部投资者知晓等特点,管理层会放弃将精力投注于此,转而通过从事环保公益、杜撰环保新闻等见效快的方式为企业“漂绿”,美化企业形象。^[10]由此本文提出如下假设:

H2b:媒体关注对企业履行环境责任与绿色创新的关系起负向调节作用。

本文研究的逻辑框架如图 1 所示:

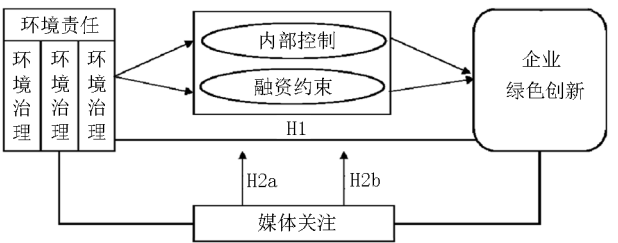


图 1 研究框架示意图

三、研究设计

(一)样本选择与数据来源

本文以 2015~2020 年我国上市公司为研究样本,企业绿色创新、媒体关注数据来源于 CNRDS 数据库,其它数据均来源于国泰安数据库。在原始数据的基础上,本文进行如下处理:首先,剔除金融行业上市公司;其次,剔除样本区间内 ST 上市公司以及主要变量缺失的样本,最终得到 12402 个样本观测值。考虑到极端值对研究结果的影响,本文对所有连续变量均进行前后 1%的缩尾处理。

(二)变量定义

1.被解释变量:企业绿色创新(Lninv)。对于绿色创新的衡量国内外尚缺乏统一标准,已有观点认为可从创新投入或者创新产出角度进行衡量。本文与 Huang(2017)等观点一致,认为应当从产出角度

衡量,原因在于创新投入具有高度不确定性,会高估企业绿色创新能力^[26]。因此,本文以企业绿色创新产出能力,即使用(企业当年绿色专利授权数+1)的自然对数衡量企业绿色创新水平。

2.解释变量:环境责任(*Cer*)。国内外学者就如何评价企业环境责任已进行诸多探索,但截至目前并未形成统一的评价体系。目前评价企业环境责任的方法主要有内容分析法、单一指标法以及利用第三方的评价等,其中以第三种方法居多。^[11,27]而第三方评价往往针对企业整体社会责任表现进行,较少聚焦于环境绩效。即使在社会责任评价中存在环境责任相关内容,评价指标也不够细致。例如,和讯网发布的上市公司社会责任评价体系包含环境责任评分,但该评分并未涉及企业是否设置环保制度管理体系、是否参与环保教育培训等环境治理相关内容,也未涉及企业是否突发环境事故、是否有环境违法事件等环保信誉相关内容。本文的评价指标体系

则更细致地分析了企业的环境责任表现,能够更精准地捕捉企业环境责任对绿色创新的影响。具体地,本文借鉴 Rahman 和 Post (2012)、王丽萍等 (2020)的做法^[13,14],并结合《中国企业社会责任报告编写指南》《企业环境行为评价技术指南》及《上市公司环境信息披露指南》,利用内容分析法对我国上市公司环境责任履行情况进行评价。即通过对上市公司官方网站、社会责任报告、环境责任报告以及年度报告进行评价,对相关内容进行量化打分,设计出包含环境治理(*Cera*)、环境信誉(*Cerb*)和环境表现(*Cerc*)三个维度 19 项具体评价指标,并对各指标得分进行求和,再除以最优得分(27 分),得到企业环境责任履行指数,企业环境信息公开条目越多,指数越高,履行环境责任水平越高,反之亦然。这样处理既有利于保证数据获取及评价过程的透明性,又有利于增加评价结果的客观性和可靠性。具体评价指标如表 1 所示。

表 1 企业环境责任评价指标

一级指标	二级指标	评价标准
环境责任 (<i>Cer</i>)	环境治理 (<i>Cera</i>)	是否发布年报及社会责任报告(1,2)
		是否制定环保理念或目标(0,1)
		是否设置环保管理制度体系(0,1)
		是否参与环保教育与培训(0,1)
		是否遵从环境法律法规或行业标准(0,1)
		是否实施清洁生产(0,1)
	环境信誉 (<i>Cerb</i>)	是否突发环境事故(0,1)
		是否有环境违法事件(0,1)
		是否有环境信访事件(0,1)
		是否获得环保荣誉或奖励(0,1)
		是否执行“三同时”制度(0,1)
		是否通过 ISO 环境管理认证(0,1)
	环境表现 (<i>Cerc</i>)	环保投资(0,1,2)
		年度资源消耗总量(0,1,2)
		废气减排情况(0,1,2)
		废水减排情况(0,1,2)
		粉尘、烟尘处置情况(0,1,2)
		固废利用与处置情况(0,1,2)
		噪声、光污染、辐射等处理(0,1,2)

3.调节变量:媒体关注(*Me*)。本文以负面媒体报道衡量媒体关注,一方面,站在供给方角度,新闻媒体者出于逐利目的倾向于报道更具“轰动效应”“眼球效应”的负面新闻^[28];另一方面,站在需求方角度,“好事不出门,坏事传千里”,公众更关注曝光企业劣迹的丑闻。具体地,借鉴罗进辉和杜兴强等

(2014)的做法,本文将网络媒体关注度界定为衡量企业媒体关注的指标,采用上市公司网络媒体负面报道数量与 1 之和的自然对数予以衡量^[25]。

4.控制变量:根据已有文献,本文选取上市年限、董事会规模、成长能力、资产负债率、高管薪酬、研发投入、盈利能力、企业规模、股权集中度作为控

制变量。变量设定与描述性统计如表 2 所示。

表 2 变量设定与描述性统计

变量名称	变量	变量定义	样本量	均值	中位数	标准差	最小值	最大值
企业绿色创新	<i>Lninv</i>	企业当年绿色专利授权数量与 1 之和的自然对数	12402	0.984	0.693	1.156	0.000	4.654
环境责任	<i>Cer</i>	环境责任履行指数	12402	3.812	3.761	1.048	1.386	6.944
媒体关注	<i>Me</i>	网络媒体负面报道数量与 1 之和的自然对数	12402	0.331	0.259	0.161	0.074	0.815
上市年限	<i>Age</i>	企业上市年限加 1 的自然对数	12402	2.151	2.197	0.757	0.693	3.296
董事会规模	<i>Board</i>	企业董事会总人数的自然对数	12402	2.115	2.197	0.195	1.609	2.639
成长能力	<i>Gro</i>	销售收入增长率	12402	0.173	0.111	0.359	-0.466	2.108
资产负债率	<i>Lev</i>	负债总额/资产总额	12402	0.406	0.397	0.189	0.064	0.851
高管薪酬	<i>Pay</i>	企业中薪酬最高的三位高管的年薪之和的自然对数	12402	14.610	14.560	0.653	13.130	16.530
研发投入	<i>RD</i>	研发投入/营业收入	12402	0.046	0.037	0.044	0.000	0.246
盈利能力	<i>Roa</i>	净利润/总资产	12402	0.044	0.041	0.060	-0.218	0.218
企业规模	<i>Size</i>	期末资产总额的自然对数	12402	22.320	22.140	1.279	20.150	26.330
股权集中度	<i>Top1</i>	第一大股东的持股比例	12402	0.338	0.318	0.141	0.091	0.709

(三)模型设定

为了检验研究假设,本文构建如下模型:

$$Lninv_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Cer_{i,t} + \sum \alpha_i Controls_{i,t} + \sum \alpha_j Year + \sum \alpha_k Ind + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$
$$Lninv_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Cer_{i,t} + \alpha_2 Me_{i,t} + \alpha_3 Cer \times Me_{i,t} + \sum \alpha_i Controls_{i,t} + \sum \alpha_j Year + \sum \alpha_k Ind + \epsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中,*Lninv_{i,t}* 为企业绿色创新水平。模型(1) 中的解释变量为企业环境责任履行指数(*Cer_{i,t}*),用于检验企业履行环境责任对绿色创新的影响。同时,依次将解释变量替换为 *Cera_{i,t}*、*Cerb_{i,t}*、*Cerc_{i,t}*,分环境治理、环境信誉、环境表现三个维度检验环境责任对绿色创新的促进作用。模型(2) 在模型(1) 的基础上,增加媒体关注(*Me_{i,t}*) 及其与环境责任履行指数的交乘项,检验媒体关注的调节效应。*Controls_{i,t}* 表示控制变量,*Year* 和 *Ind* 表示时间和行业固定效应,*ε_{i,t}* 为随机误差项。

四、实证结果与分析

(一)环境责任对企业绿色创新的影响

表 3 第(1)列结果显示,环境责任的回归系数在 1%水平上显著为正,表明企业履行环境责任可以显著促进绿色创新,假设 H1 得到验证。表 3 第(2)至(4)列分别报告了环境治理、环境信誉、环境表现对

绿色创新影响的检验结果。其中,环境治理、环境信誉的回归系数在 1%水平上显著为正,环境表现的回归系数在 5%水平上显著为正,表明企业较高的环境治理水平、良好的环境信誉以及环境表现均显著促进了绿色创新。

(二)环境责任与企业绿色创新之间关系的调节机制分析

表 3 第(5)列报告了媒体关注调节效应的检验结果,媒体关注与环境责任的一次交互项的回归系数在 1%水平上显著为正,说明媒体关注强化了环境责任对企业绿色创新的促进作用,假设 H2a 得到验证。即媒体关注与企业履行环境责任产生协同作用,正向调节企业履行环境责任与绿色创新的关系。

(三)稳健性检验

为保证回归结果的稳健性,本文采用以下方式对模型(1)、(2)重新进行回归。

1.替换解释变量,采用企业是否积极承担环境责任,即环境责任履行指数大于行业年度均值取值为 1,否则为 0,重新衡量企业履行环境责任的水平。

2.克服样本选择偏误,采用倾向得分匹配法,将积极承担环境责任的样本设定为实验组,未积极承担环境责任的样本设定为控制组,以所有控制变量为特征变量,采用 1 对 4 近邻匹配法进行处理。

3.替换被解释变量,使用(企业当年全部绿色专利申请数+1)取自然对数(*Lnapply*)重新衡量企业绿色创新^[16]。

4.考虑到解释变量、控制变量与被解释变量之间的双向影响对研究结果的影响,将解释变量、控制变量均滞后一期。

回归结果如表 4 第(1)~(8)列所示,结论未发生明显改变。

表 3 环境责任、媒体关注与企业绿色创新

变量	环境责任与企业绿色创新				媒体关注的调节
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>Lninv</i>	<i>Lninv</i>	<i>Lninv</i>	<i>Lninv</i>	<i>Lninv</i>
<i>Cer</i>	0.227 *** (3.699)	—	—	—	0.187 *** (3.063)
<i>Cera</i>	—	0.889 *** (5.037)	—	—	—
<i>Cerb</i>	—	—	0.716 *** (2.691)	—	—
<i>Cerc</i>	—	—	—	0.226 ** (2.371)	—
<i>Me</i>	—	—	—	—	0.014 (1.416)
<i>Me</i> × <i>Cer</i>	—	—	—	—	0.168 *** (3.322)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	−10.038 *** (−39.275)	−9.962 *** (−39.199)	−10.292 *** (−41.376)	−10.104 *** (−39.258)	−9.845 *** (−38.382)
年份/行业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
观测数	12402	12402	12402	12402	12402
调整后 <i>R</i> ²	0.424	0.425	0.424	0.424	0.425

注:***、**、* 分别表示系数在 1%、5%、10%概率水平下显著。括号中的数值为 *t* 统计量。下同。

表 4 稳健性检验

变量	替换解释变量		克服样本选择偏误		替换被解释变量		解释变量与控制变量均滞后一期	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	<i>Lninv</i>	<i>Lninv</i>	<i>Lninv</i>	<i>Lninv</i>	<i>Lnapplly</i>	<i>Lnapplly</i>	<i>Lninv</i>	<i>Lninv</i>
<i>Cer</i>	0.056 *** (3.179)	0.056 *** (3.176)	0.069 *** (3.672)	0.070 *** (3.694)	0.292 *** (4.248)	0.242 *** (3.526)	0.259 *** (3.544)	0.216 *** (2.962)
<i>Me</i>	—	−0.002 (−0.132)	—	−0.013 (−0.935)	—	0.027 ** (2.453)	—	0.015 (1.339)
<i>Me</i> × <i>Cer</i>	—	0.043 ** (2.574)	—	0.037 ** (1.976)	—	0.192 *** (3.287)	—	0.188 *** (3.265)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项	−10.092 *** (−39.626)	−9.862 *** (−37.884)	−10.475 *** (−34.323)	−9.997 *** (−34.424)	−12.213 *** (−40.900)	−11.954 *** (−40.112)	−10.221 *** (−34.064)	−9.958 *** (−32.780)
年份/行业固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测数	12402	12402	9567	9567	12402	12402	9303	9303
调整后 <i>R</i> ²	0.424	0.425	0.413	0.414	0.424	0.425	0.431	0.431

(四)内生性问题

本文基于 2018 年环境税实施外生政策冲击,采用双重差分法处理内生性问题,检验政策实施前后企业履行环境责任对绿色创新的影响,将积极承担环境责任的样本设定为实验组,未积极承担环境责任的样本设定为控制组;将 2018~2020 年实施环境税阶段设置为实验期,2015~2017 年设置为非实验比较期,构建模型(3)、(4)进行检验:

$$Lninv_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Treat_{i,t} \times Post_{i,t} + \sum \alpha_i Controls_{i,t} + \sum \alpha_j Year + \sum \alpha_k Firm + \epsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$Lninv_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Treat_{i,t} \times Post_{i,t} \times Me_{i,t} + \sum \alpha_j Year + \sum \alpha_k Firm + \epsilon_{i,t} \quad (4)$$

其中,*Treat_{i,t}* 为组别虚拟变量(实验组=1,控制组=0);*Post_{i,t}* 为分期虚拟变量(实验期=1,非实验比较期=0)。表 5 第(1)列 *Treat_{i,t}*×*Post_{i,t}* 系数显著为正,表明环境税政策实施后,推动了环境污染外部性问题的内部化^[16]以及企业环保意识的提高,有效促进了企业绿色创新;第(2)列验证了媒体关注对环境责任与企业绿色创新关系的调节效应,回归结果与前文一致。

表 5 内生性问题		
变量	(1) <i>Lninv</i>	(2) <i>Lninv</i>
<i>Treat</i> × <i>Post</i>	0.082 *** (4.235)	—
<i>Treat</i> × <i>Post</i> × <i>Me</i>	—	0.018 *** (3.716)
控制变量	已控制	已控制
常数项	−7.001 *** (−9.621)	−6.987 *** (−9.600)
年份/企业固效应	已控制	已控制
观测数	12402	12402
调整后 <i>R</i> ²	0.778	0.778

五、进一步研究

(一)机制检验

1.缓解企业融资约束

企业绿色创新需要大量的资金投入,而绿色创新高不确定性、高风险等特性无疑会增加融资难度。企业积极承担环境责任,有助于树立良好的公众形象,获得政府、外部投资者的认可与支持,从而有效缓解融资约束,增加绿色创新的资金供应。因此,本

文以 SA 指数^[29]的绝对值(FC)衡量企业融资约束,通过模型(5)~(7)检验承担环境责任是否能够通过缓解融资约束促进企业绿色创新:

$$Lninv_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Cer_{i,t} + \sum \alpha_i Controls_{i,t} + \sum \alpha_j Year + \sum \alpha_k Ind + \epsilon_{i,t} \quad (5)$$

$$FC_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Cer_{i,t} + \sum \beta_i Controls_{i,t} + \sum \beta_j Year + \sum \beta_j Ind + \epsilon_{i,t} \quad (6)$$

$$Lninv_{i,t} = \delta_0 + \delta_1 Cer_{i,t} + \delta_2 FC_{i,t} + \sum \delta_i Controls_{i,t} + \sum \delta_j Year + \sum \alpha_k Ind + \epsilon_{i,t} \quad (7)$$

表 6 第(1)~(3)列报告了检验结果,根据第(2)列,环境责任的系数在 5%水平上显著为负,说明企业履行环境责任能够有效缓解融资约束。第(3)列是控制中介变量融资约束情况下环境责任对企业绿色创新的回归结果,环境责任系数显著为正,融资约束系数显著为负,表明缓解融资约束在履行环境责任与绿色创新间具有部分中介作用。

表 6 机制检验

变量	(1) <i>Lninv</i>	(2) <i>FC</i>	(3) <i>Lninv</i>	(4) <i>IC</i>	(5) <i>Lninv</i>
<i>Cer</i>	0.227 *** (3.699)	−0.035 ** (−2.427)	0.213 *** (3.487)	0.036 *** (4.340)	0.221 *** (3.599)
<i>FC</i>	—	—	−0.407 *** (−10.278)	—	—
<i>IC</i>	—	—	—	—	0.161 ** (2.440)
Sobel 检验	—	中介变量:融资约束 2.418 **		中介变量:内部控制 2.154 **	
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项	−10.038 *** (−39.275)	4.675 *** (70.205)	−8.134 *** (−26.946)	6.063 *** (170.716)	−11.015 *** (−23.066)
年份/行业固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测数	12402	12402	12402	12402	12402
调整后 <i>R</i> ²	0.424	0.281	0.430	0.169	0.425

2.提升企业内部控制

企业积极承担环境责任会受到更多利益相关者的关注^[30],得到有效的外部监督,对其内部控制质量的提高大有裨益,而内部控制的改善可有效促进企业绿色创新绩效的提升。一方面,内部控制的优化可以有效缓解代理问题,提升企业的资源配置效

率,改善绿色投资不足的现状;另一方面,良好的内部控制会使管理层更加注重制定长期发展战略^[31],从而促进企业加大绿色创新力度,实现可持续发展。基于上述考虑,本文使用“迪博·中国上市公司内部控制指数”(IC)衡量企业的内部控制水平,通过模型(5)、(8)和(9)检验承担环境责任是否能够通过提

升企业内部控制质量促进绿色创新:

$$IC_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Cer_{i,t} + \sum \beta_i Controls_{i,t} + \sum \beta_j Year + \sum \beta_j Ind + \epsilon_{i,t} \tag{8}$$

$$Lninv_{i,t} = \delta_0 + \delta_1 Cer_{i,t} + \delta_2 IC_{i,t} + \sum \delta_i Controls_{i,t} + \sum \delta_j Year + \sum \alpha_k Ind + \epsilon_{i,t} \tag{9}$$

表 6 第(1)、(4)、(5)列报告了检验结果,根据第(4)列,环境责任系数在 1%水平上显著为正,说明履行环境责任能够有效促进企业内部控制质量的提升。第(5)列是控制中介变量(内部控制)情况下环境责任对企业绿色创新的回归结果,环境责任系数显著为正,内部控制系数显著为正,表明提升内部控制质量在履行环境责任与绿色创新间具有部分中介作用。

(二)异质性分析

1. 产权性质

产权性质对企业发展的行为方式有重要影响。因此,本文基于产权视角开展异质性检验。表 7 第(1)~(4)列结果表明环境责任对企业绿色创新的促进作用以及媒体关注对二者关系的调节效应对非国有企业更加明显。可能的解释是:相较于国有企业,非国有企业缺乏政府庇护,发展过程中面临着更多约束

和挑战。积极承担环境责任可以为企业塑造良好的社会形象,获得更多利益相关者的信任与支持,从而促进企业绩效的提升,加大绿色创新的力度。同时,国有企业往往体现国家意志,承担着众多政策导向型的任务,保护生态环境便是其一。因此,践行环境责任通常被视为国有企业的职责所在,使媒体及利益相关者对国企履行环境责任的敏感度不高,削弱了环境责任对绿色创新的促进作用。

2. 市场集中度

市场集中度会通过作用于企业资源分布及风险战略影响企业经营。因此,本文基于行业集中度(HHI)高低(即是否高于中位数)展开异质性分析。表 7 第(5)~(8)列结果表明,环境责任对绿色创新的促进作用以及媒体关注对二者关系的调节效应在高集中度市场更加明显。可能的解释是:一方面,市场集中度较高的企业可以降低过度竞争行为引致的不确定性,提高企业对抗风险的能力,进而增强企业承担环境责任、实施绿色创新的动力。另一方面,承担环境责任会增加企业运营成本,市场集中度较高的企业拥有更强大的资源优势^[17],能够为开展环境治理提供充足的资金支持,获得媒体、投资者更多的关注,更易形成企业履行环境责任状况良好、绿色创新绩效提高的良性循环。

表 7 异质性检验

变量	产权性质国有		产权性质非国有		市场集中度高		市场集中度低		重污染行业		非重污染行业	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	<i>Lninv</i>	<i>Lninv</i>	<i>Lninv</i>	<i>Lninv</i>	<i>Lninv</i>	<i>Lninv</i>	<i>Lninv</i>	<i>Lninv</i>	<i>Lninv</i>	<i>Lninv</i>	<i>Lninv</i>	<i>Lninv</i>
<i>Cer</i>	0.148 (1.451)	0.124 (1.188)	0.228 *** (2.963)	0.203 *** (2.678)	0.395 *** (3.856)	0.271 *** (2.671)	0.119 (1.564)	0.121 (1.588)	0.244 *** (2.820)	0.236 *** (2.746)	0.249 *** (2.907)	0.183 ** (2.150)
<i>Me</i>	—	—0.016 (-0.878)	—	0.026 ** (2.210)	—	-0.002 (-0.124)	—	0.023 * (1.876)	—	-0.017 (-0.978)	—	0.028 ** (2.365)
<i>Me</i> × <i>Cer</i>	—	0.090 (1.184)	—	0.221 *** (3.084)	—	0.430 *** (5.654)	—	-0.076 (-1.158)	—	0.066 (0.787)	—	0.308 *** (4.707)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	-11.828 *** (-26.131)	-11.783 *** (-25.343)	-8.599 *** (-26.974)	-8.421 *** (-26.705)	-10.612 *** (-25.791)	-10.209 *** (-24.838)	-9.611 *** (-29.566)	-9.615 *** (-29.385)	-8.600 *** (-20.193)	-8.530 *** (-19.528)	-10.526 *** (-33.311)	-10.206 *** (-32.310)
年份/行业 固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测数	3899	3899	8503	8503	5010	5010	7392	7392	3856	3856	8546	8546
调整后 <i>R</i> ²	0.487	0.487	0.364	0.365	0.440	0.417	0.417	0.417	0.409	0.427	0.409	0.429

3. 行业异质性分析

不同污染程度的企业承担环境责任的动机与形式有所不同。因此,本文将样本划分为重污染企业与非重污染企业展开异质性检验。表 7 第(9)~(12)列报告了检验结果。将第(9)列与第(12)列进行对比,并采用 *Chow* 检验的方法,发现非重污染企业环境责任的系数显著大于重污染企业;对比第(8)

列与第(10)列,同样发现非重污染企业交互项的系数显著大于重污染企业,即环境责任对企业绿色创新的促进作用以及媒体关注对二者关系的调节效应对非重污染企业更加明显。可能的解释是:重污染企业面临更为严峻的环境规制,需要承担更多的环境惩戒成本^[11]。因此,在资源约束下,重污染企业更倾向于从事满足合规需求、具有速度优势的环保

行为,而非不确定性大、资金需求量大的绿色创新。而非重污染企业面临的合规压力较小,为实现可持续发展,其更倾向于积极承担环境责任、改善经营过程,并借助媒体为自己“造势”,从而赢得更多利益相关者的认可与支持,提升绿色创新绩效。

六、研究结论与建议

(一)结论

本文以 2015~2020 年我国上市公司为研究样本,实证检验了环境责任、媒体关注对企业绿色创新的影响。研究发现:

1.承担环境责任能够显著促进企业绿色创新。媒体关注可与环境责任发挥协同作用,正向调节环境责任对企业绿色创新的促进作用。经过一系列稳健性检验后,上述结论依然成立。

2.进一步研究表明承担环境责任会通过缓解融资约束和提升企业内部控制质量促进企业绿色创新。对于非国有企业、处于高集中度市场的企业以及非重污染企业,环境责任、媒体关注对企业绿色创新的影响更加显著。

(二)建议

1.企业应当强化环境责任意识,聚焦可持续发展。管理层要充分认识环境责任对绿色创新的促进作用,杜绝“漂绿”等短视举措,切实通过强化环境责任意识,扭转“先污染,后治理”的固有思维,促进企业由被动治污转为主动防治,由守法合规向主动“领跑”和提升企业综合竞争力转变。同时,企业应当拓宽融资渠道、完善公司治理。资金是影响企业开展环境治理、从事绿色创新的核心要素之一,拓宽融资渠道可为企业提供广泛的资金支持,为企业绿色创新纾困;完善内部控制可有效减少管理层的机会主义行为,敦促其将环境保护纳入发展战略,促进企业健康发展。

2.媒体应坚持独立性、客观性原则,充分发挥监督及治理功能。作为信息传播的载体,媒体要对企业的环境行为进行长期有效的监督,不以追求“轰动效应”、“眼球效应”的焦点事件为目的,真实、完整地将企业履行环境责任的实况展现给利益相关者,成为曝光企业环境行为,推动环境协同治理的利器。

3.政府要健全监管与激励机制,助推企业绿色转型。一方面,政府要健全监管体系,加强对媒体行业违法、违规行为的惩罚力度,打造良好的媒体生态,督促其秉持独立、客观的原则还原企业环境行为原貌。另一方面,政府应靶向明确,针对企业产权、

市场集中度、污染程度制定差异化绿色创新激励战略,着重提升国有企业、低集中度市场以及重污染行业的环境责任意识,激励其积极履行环境责任,进而促进绿色创新水平的提升,助推企业走上可持续发展之路,缓解我国环境污染现状。

参考文献:

- [1]李维安,张耀伟,郑敏娜,等.中国上市公司绿色治理及其评价研究[J].管理世界,2019(5).
- [2]中华人民共和国国家知识产权局规划发展司.中国绿色专利统计报告(2014—2017 年)[R].北京:中华人民共和国国家知识产权局,2018.
- [3]杨道广,陈汉文,刘启亮.媒体压力与企业创新[J].经济研究,2017(8).
- [4]韩少真,潘颖,李辉,等.网络媒体关注、外部环境与非效率投资[J].中国经济问题,2018(1).
- [5]张济建,于连超,毕茜,等.媒体监督、环境规制与企业绿色投资[J].上海财经大学学报,2016(5).
- [6]赵莉,张玲.媒体关注对企业绿色技术创新的影响:市场化水平的调节作用[J].管理评论,2020(8).
- [7]于忠泊,田高良,齐保奎,等.媒体关注的公司治理机制——基于盈余管理视角的考察[J].管理世界,2011(9).
- [8]潘爱玲,刘昕,邱金龙,等.媒体压力下的绿色并购能否促使重污染企业实现实质性转型[J].中国工业经济,2019(2).
- [9]Li D.,Zheng M.,Cao C.,et al.The impact of legitimacy pressure and corporate profitability on green innovation: evidence from China top 100[J].Journal of Cleaner Production,2017(2).
- [10]张玉明,邢超,张瑜.媒体关注对重污染企业绿色技术创新的影响研究[J].管理学报,2021(4).
- [11]姜英兵,崔广慧.企业环境责任承担能够提升企业价值吗?——基于工业企业的经验证据[J].证券市场导报,2019(8).
- [12]张驰,张兆国,包莉丽.企业环境责任与财务绩效的交互跨期影响及其作用机理研究[J].管理评论,2020(2).
- [13]Rahman N.,Post C.Measurement issues in environmental corporate social responsibility(ECSR): Toward a transparent, reliable, and construct valid instrument[J].Journal of Business Ethics,2012(3).
- [14]王丽萍,李淑琴,李创.环境信息披露质量对企业价值的影响研究——基于市场化视角的分析[J].长江流域资源与环境,2020(5).
- [15]毕茜,于连超.环境税与企业技术创新:促进还是抑制[J].科研管理,2019(12).
- [16]李青原,肖泽华.异质性环境规制工具与企业绿色创新激励——来自上市企业绿色专利的证据[J].经济研究,2020(9).
- [17]王晓祺,郝双光,张俊民.新《环保法》与企业绿色创新:“倒逼”抑或“挤出”? [J].中国人口·资源与环境,2020(7).
- [18]张琳,席酉民,杨敏.资源基础理论 60 年:国外研究脉络与热点演变[J].经济管理,2021(9).
- [19]Chun R. Corporate reputation: Meaning and measurement[J].International Journal of Management Reviews,2005(2).
- [20]Porter M.E. America's green strategy[J].Scientific American,

1991(4).

[21]Porter M.E., Van Der Linde C.Toward a new conception of the environment-competitiveness relationship [J]. Journal of Economic Perspectives, 1995(4).

[22]周开国, 应千伟, 钟畅. 媒体监督能够起到外部治理的作用吗? 来自中国上市公司违规的证据[J]. 金融研究, 2016(6).

[23]Gao H., Wang J., Wang Y., et al. Media coverage and the cost of debt [J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 2020(2).

[24]Kathuria V. Informal regulation of pollution in a developing country: Evidence from India[J]. Ecological Economics, 2007(2-3).

[25]罗进辉, 杜兴强. 媒体报道、制度环境与股价崩盘风险[J]. 会计研究, 2014(9).

[26]Huang J. W., Li Y. H. Green innovation and performance: The view of organizational capability and social reciprocity [J]. Journal of Business Ethics, 2017(2).

[27]吴昊旻, 张可欣. 长计还是短谋: 战略选择、市场竞争与企业环境责任履行[J]. 现代财经, 2021(7).

[28]Mullainathan S., Shleifer A. Media bias[R]. NBER Working Paper, 2002.

[29]鞠晓生, 卢荻, 虞义华. 融资约束、营运资本管理与企业创新可持续性[J]. 经济研究, 2013(1).

[30]Yoram K., Andries N. Environmental policy and innovations[J]. Business Strategy and the Environment, 2008(4).

[31]杨德明, 史亚雅. 内部控制质量会影响企业战略行为么? ——基于互联网商业模式视角的研究[J]. 会计研究, 2018(2).

责任编辑 刘玉成 E-mail: 770533213@qq.com

Environmental Responsibility, Media Attention and Enterprise Green Innovation

Pei Xiao Yuan Shuai Chen Xinyi

(Economics and Management School, Yangtze University, Jingzhou 434023, Hubei)

Abstract: Based on the data of listed companies in China from 2015 to 2020, the relationship and mechanism between environmental responsibility and enterprise green innovation were examined empirically in this paper from the perspective of media attention. It is found that the fulfillment of environmental responsibility can significantly promote enterprise green innovation, and media attention has a positive moderating effect on the relationship between the two. Further research shows that alleviating financing constraints and improving the quality of internal control play a partial mediating role in the relationship between environmental responsibility and enterprise green innovation. Environmental responsibility and media attention can promote enterprise green innovation more effectively in the case of state-owned enterprises, highly concentrated markets, and non-heavy polluting enterprises.

Keywords: environmental responsibility; media attention; enterprise green innovation