

媒体声誉对企业绿色创新质量的影响研究

——以 A 股上市公司为例

周韵晨¹, 李浩², 杨滕³

(1. 武汉大学 宁波国家保险发展研究院, 浙江 宁波 315000;

2. 武汉大学 经济与管理学院, 湖北 武汉 430072;

3. 中南财经政法大学 公共管理学院, 湖北 武汉 430072)

[摘要] 媒体声誉作为非正式制度, 对企业资源获取和长远发展具有重要影响。文章以 2010—2022 年中国沪深 A 股上市公司为样本, 实证分析媒体声誉对企业绿色创新质量的影响。研究发现: 媒体声誉提升了企业绿色创新质量。机制分析结果表明, 媒体声誉通过降低企业债务融资成本、增加高管绿色发展导向两种渠道提升了企业绿色创新质量。异质性分析结果表明, 对于国有企业、环境规制强度较高地区的企业、市场化水平较低地区的企业, 媒体声誉对企业绿色创新质量的提升作用更强。

[关键词] 媒体声誉; 绿色创新质量; 融资约束; 绿色发展导向

doi: 10. 3969/j. issn. 1673-9477. 2024. 03. 005

[中图分类号] F272. 2

[文献标识码] A

[文章编号] 1673-9477(2024)03-0035-08

新时期, 我国坚定不移地走生态优先、绿色发展之路。近年来, 我国企业在绿色创新、节能降碳等方面进行了大量探索。从整体上看, 我国节能环保产业专利申请量持续增长, 但绿色技术水平偏低, 关键、核心技术较少,^[1]绿色创新质量参差不齐, 创新产出的价值与效用有待提升, 存在一定程度的“专利泡沫”现象。^[2]与绿色创新数量不同, 绿色创新质量是对绿色创新结果的评价与反馈, 刻画的是绿色创新所创造或维持的价值, 是衡量企业创新能力的重要风向标。^[3]因此, 在引导、激励企业开展绿色创新的同时, 如何有效提高绿色创新质量成为各界共同关心的重要问题。

围绕企业绿色创新的驱动因素, 学界已经开展了大量研究。^[4]然而, 较之绿色创新, 针对企业绿色创新质量的前因变量以及基于我国制度情境的文献相对还比较少。现有研究发现, 绿色金融^[5]、政府补贴^[6]、政府环境审计^[3]、地方环境目标约束强度^[7]等外部正式制度是企业绿色创新质量的影响因素。然而, 在我国社会主义市场经济体系尚不完善的情况下, 声誉等非正式制度的影响不容忽视。作为信息传播的媒介, 媒体对于企业的报道成为利益相关者认识企业的主要渠道。更为重要的是, 媒体还具有

社会建构的功能, 其报道内容蕴含的整体评价和情感倾向构成了企业的媒体声誉, 对企业发展具有重要影响。^[8]基于上述分析, 我们有必要探究, 媒体声誉对企业绿色创新质量有何影响, 其背后的机制又是什么。

本文拟以 2010—2022 年中国沪深 A 股上市公司为样本, 研究媒体声誉对企业绿色创新质量的影响及作用机理, 可能的研究贡献在于以下三点。

1. 与总量相比, 创新质量的提升也是高质量发展的题中应有之义。现有研究大多以绿色专利数量表征企业的绿色创新水平, 较少关注绿色创新质量这一维度。本文拓展了绿色创新的相关研究, 也是对绿色创新质量前因变量的有益探索。

2. 作为一种非正式制度, 媒体声誉具有重要的公司治理作用。但是目前关于媒体声誉对企业环境治理影响的研究还比较少, 本文表明媒体声誉可以有效提升企业绿色创新质量, 丰富媒体声誉在企业环境治理效应方面的文献。

3. 本文基于中国情境开展了所有制、环境规制强度、市场化程度等异质性分析, 深入探讨了提升企业绿色创新质量的内外部条件, 为我国环境政策制定提供了支撑。

[投稿日期] 2024-03-18

[基金项目] 湖北省社科基金一般项目(编号: HBSK2022YB388)

[作者简介] 周韵晨(1991-), 男, 河南鹤壁人, 博士, 助理研究员, 研究方向: 战略管理、创新管理。

一、文献回顾与研究假设

(一) 媒体声誉与企业绿色创新质量

Allen 等(2005)^[9]指出,处于转型期的中国,法律和金融体系和其他制度基础并不完善,但经济却保持了多年的持续增长,其中的一个重要原因是非正式制度发挥了重要作用。作为一种法律外制度,媒体具有揭示真相、舆论监督、维护社会公平正义等作用,被誉为“无冕之王”,是正式制度的重要补充。目前,已有诸多研究发现媒体具有环境治理的功能。例如,刘亦文等(2023)^[10]指出媒体报道可以显著增加重污染企业的绿色技术创新水平。Carroll 等(2013)^[11]发现媒体报道显著提升了企业环境绩效。媒体报道蕴含着丰富的文本信息,也或多或少地携带了正面、负面或中性的情感倾向。企业的媒体声誉是企业声誉的变体,它是指媒体对企业的总体评价,并且具有高价值、稀缺性、不可替代和不可模仿的战略性资源特点。^[12]声誉具有难建立、易损耗、高成本的特点,不论是对于企业还是个人,良好声誉的获得都需要经年累月的付出和努力,但却容易在短期内损毁,因此拥有较高声誉的企业会更加注重维护自己的声誉。绿色发展是人与自然和谐相处,更加科学也更可持续的发展方式。作为国民经济的细胞,关注生态环境、推进绿色低碳转型已经成为企业获取合法性地位的题中应有之义。因此,享有较高声誉的企业拥有更强的责任担当,能够更加积极地响应政府绿色发展的理念,更加关注利益相关者的环境诉求,开展高质量的绿色创新。基于上述分析,本文提出如下假设。

假设 1: 媒体声誉能够正向影响企业绿色创新质量。

(二) 高管绿色发展导向的中介效应

声誉具有保证契约有效执行、维护市场正常运行的作用。Fama 等(1980)^[13]指出,声誉机制的“隐形激励”能够使行为主体为了维护长期稳定关系,愿意放弃短期利益。此外,声誉还能够替代显性激励契约,有助于克服参与者的机会主义行为,形成正向激励。例如,企业声誉发挥了抑制税收规避的作用^[14],良好的企业声誉能够显著抑制盈余管理行为^[15]、提高财务报告质量^[16]。党的十八届五中全会提出创新、协调、绿色、开放、共享的新发展理念,其中“绿色”是永续发展的必要条件和人民对美好生活追求的重要体现。绿色发展已经成为世界各国的基本共识和时代潮流。因此,企业管理者应树立起绿色发展理念,加

快形成绿色低碳的生产方式。现有研究指出,高管环保认知正向促进绿色创新绩效的提升^[17]和企业 ESG 表现的提高^[18]。但是,也有研究发现,为了迎合政府,许多企业进行的是策略性创新而非实质性创新,也有部分企业存在“漂绿”行为,这样的举措不仅对环境无益,反而可能带来更多危害。此种情况下,媒体声誉外部治理的作用就得以彰显。具体而言,享有较高媒体声誉的企业,其管理层有更强的责任感和意愿践行党和国家号召,在环境保护、低碳转型等方面下“真功夫”,进行更高水平、更具质量的绿色创新以维护自身声誉。据此,本文提出如下假设。

假设 2: 媒体声誉会通过提升高管绿色发展导向而正向影响企业绿色创新质量。

(三) 债务融资成本的中介效应

声誉信息理论认为,声誉是反映个体历史纪录与特征的信息,可以被当作一种属性或信号进行传递。^[19]对于非机构投资者来说,可以借此快速识别出优秀企业。此外,声誉还是一种有价值的无形资产,可以为组织获取独特的竞争优势,为企业带来经济利益。^[20]陈雪等(2021)^[21]发现,良好的媒体声誉可以增加企业获得的债务规模且延长债务期限。Van den Bogaerd 等(2015)^[22]发现,企业媒体声誉与获得的商业信用成正比。王翌秋等(2022)^[23]的研究发现,企业 ESG 信息披露通过声誉效应降低了企业债务融资成本。赵玉洁(2019)^[24]的研究表明,媒体报道语气越正面,企业融资成本越低。上述研究表明,良好的声誉可以发挥抵押物的作用,降低企业的债务融资成本,缓解企业融资约束。对于企业来说,创新从研发到应用、推广和产业化,需要大量资源投入,对于回报周期长且风险高的绿色创新来说更是如此。^[25]因此,企业往往需要通过融资行为筹措足够的资金以支持绿色技术研发。现阶段,我国企业的融资方式以银行贷款为主。较高的外源融资成本在一定程度上限制了企业绿色研发投入和技术创新,阻碍了企业创新活动。^[26]基于上述分析,良好的媒体声誉有助于企业以较低的债务成本获取资金,那么企业就会有更多的资金进行绿色研发投入,更好地进行高质量绿色创新。据此,本文提出如下假设。

假设 3: 媒体声誉通过降低债务融资成本而正向影响企业绿色创新质量。

二、样本数据与研究设计

(一) 数据来源

本文以 2010—2022 年的中国沪深 A 股上市公

司为研究样本,并根据以下标准进行筛选:(1)删除样本期间被ST、PT的公司样本;(2)删除银行、保险等金融类公司样本;(3)删除资产负债率大于1或小于0的公司;(4)删除变量存在缺失值的公司。经筛选,最终共获得9100个有效观测值。

媒体声誉所使用的相关报道数据来自于Datago报刊新闻量化舆情数据库(CNAD),该数据库收集了1998年以来海内外上千家报刊媒体报道的与A股上市公司相关的新闻,并结合机器学习和自然语言处理技术对原始新闻进行了严谨的文本分析,得出新闻情感倾向性得分。由于相关报道数据量较大,本文使用Python软件对原始数据进行处理。企业绿色创新数据来自中国研究数据服务平台数据库(CNRDS),企业其他数据来自国泰安(CSMAR)数据库。为了消除极端值的影响,本文对所有连续变量进行了1%水平上的双侧缩尾处理。

(二)变量定义

1. 被解释变量:本文将绿色创新质量作为被解释变量。专利反映了创新产出的结果,专利被引次数是专利影响力和经济价值的体现,是衡量专利质量最常见的指标,国内学者常使用专利被引次数来表征专利质量。^[27]在我国,专利分为发明专利、实用新型专利和外观设计专利三种。胡江峰等(2020)^[28]指出,与实用新型、外观设计专利相比,发明专利具有较高的新颖度和技术创新性,可以更好地表征创新质量的高低。因此,借鉴孙玉涛等(2017)^[29]、叶

邦银等(2023)^[3]的研究,本文将企业已授权绿色发明专利当年被引次数加1的自然对数值作为企业绿色创新质量的代理变量。

2. 解释变量。本文将媒体声誉作为解释变量。参考陈雪等(2021)^[21]、赖黎等(2022)^[30]的做法,本文利用Datago报刊新闻量化舆情数据库获取企业当年所有报道的情感倾向得分,并根据情感倾向得分的算术平均值来测度企业当年度的媒体声誉,该值越大,代表企业媒体声誉越好。与现有研究将媒体报道粗略地分为正面、中性、负面等单一类型不同,Datago情感倾向得分的计算综合使用了每篇报道中的正面句子数和负面句子数,是对新闻报道整体情感倾向性的刻画,并输出已被学界普遍接受的连续可比的量化分析结果。

3. 控制变量。参考叶邦银等(2023)^[3]、陈雪等(2021)^[21]的研究,本文控制了以下变量:公司规模、资产负债率、总资产收益率、媒体报道总数、两职合一、营业收入增长率、行业、年份。本文所涉及变量的相关说明见表1。

(三)模型构建

为了检验假设1,我们设计了以下模型。

$$Ln_giq_{it} = \beta_0 + \beta_1 Media_R_{it} + \beta_i Controls_{it} + Industry_i + Year_t + u_{it} \quad (1)$$

其中,媒体声誉(Media_R)为解释变量,企业的绿色创新质量(Ln_giq)为被解释变量,Controls为控制变量,Industry为行业,Year为年份,u_{it}为随机误差,i为企业,t为年份。

表1 主变量定义表

变量类型	变量名称	变量符号	变量含义
被解释变量	绿色创新质量	Ln_giq	企业已授权的绿色发明专利当年被引用次数加1的自然对数
解释变量	媒体声誉	Media_R	当年全部新闻报道情感倾向得分的算术平均值
	公司规模	Size	年末总资产的自然对数
	资产负债率	Lev	总负债/总资产
	总资产收益率	Roa	净利润/总资产平均余额
	媒体报道总数	All_sent	企业当年报刊新闻报道总数加1的自然对数
控制变量	两职合一	Dual	董事长与总经理为同一人赋值为1,否则为0
	营业收入增长率	Growth	(当期营业收入-上期营业收入)/上期营业收入
	行业	Industry	根据企业所在行业生成虚拟变量
	年份	Year	根据年份生成虚拟变量

三、实证结果分析

(一)描述性统计与相关性分析

表2和表3显示了变量的描述性统计与相关性分析结果。根据表2可知:(1)观测期内企业绿色创

新质量(Ln_giq)的均值为1.128,标准差为1.023,表明不同企业的绿色创新质量水平差异较大;(2)媒体声誉(Media_R)的均值为0.528,标准差为0.260,说明对于不同企业来说,媒体声誉存在较大差异;(3)控制变量方面,除企业规模、媒体报道总数外,其

他控制变量的标准差均小于0.5,表明控制变量的波动幅度均在可接受范围内。根据表3可知:(1)媒体声誉(*Media_R*)与企业绿色创新质量(*Ln_giq*)的相

关系数为0.073($p < 0.01$),这初步证实了假设1;(2)其余变量的相关系数绝对值均小于0.5,这表明本文模型设定不存在严重的共线性问题。

表2 变量的描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>Ln_giq</i>	9100	1.128	1.023	0	0.693	4.575
<i>Media_R</i>	9100	0.528	0.260	-0.434	0.570	0.981
<i>Size</i>	9100	22.84	1.400	19.63	22.63	26.45
<i>Lev</i>	9100	0.471	0.191	0.032	0.475	0.908
<i>Roa</i>	9100	0.036	0.064	-0.373	0.035	0.247
<i>All_sents</i>	9100	6.632	1.723	0.693	6.596	13.23
<i>Dual</i>	9100	0.248	0.432	0	0	1
<i>Growth</i>	9100	0.171	0.381	-0.658	0.116	4.024

表3 变量的相关性分析

变量	<i>Ln_giq</i>	<i>Media_R</i>	<i>Size</i>	<i>Lev</i>	<i>Roa</i>	<i>All_sents</i>	<i>Dual</i>	<i>Growth</i>
<i>Ln_giq</i>	1							
<i>Media_R</i>	0.073***	1						
<i>Size</i>	0.226***	0.176***	1					
<i>Lev</i>	0.100***	-0.061***	0.429***	1				
<i>Roa</i>	-0.008	0.201***	0.045***	-0.347***	1			
<i>All_sents</i>	0.189***	-0.068***	0.075***	0.167***	0.061***	1		
<i>Dual</i>	-0.005	0.042***	-0.110***	-0.161***	0.038***	-0.174***	1	
<i>Growth</i>	-0.004	0.050***	0.040***	0.048***	0.260***	0.063***	0.005	1

注: *、**、*** 分别表示在10%、5%、1%的水平上显著,下同。

(二) 基准回归结果分析

表4是假设1的实证检验回归结果。表4的第(1)列为未加入控制变量的情况,可以发现媒体声誉(*Media_R*)的回归系数为正($p < 0.01$)。根据表4的第(2)列可以发现,媒体声誉(*Media_R*)的回归系数为正($p < 0.01$),说明媒体声誉越好,企业的绿色创新质量越高,这表明媒体声誉发挥了外部环境治理作用,故假设1得到验证。

(三) 稳健性检验

本文分别使用企业当年获得的绿色发明数量加1的自然对数(*Ln_giq2*)、企业当年申请的绿色发明数量加1的自然对数(*Ln_giq3*)来衡量企业的绿色创新质量。根据表5的第(1)、(2)列可以发现,媒体声誉(*Media_R*)的回归系数为正($p < 0.01$)。为排除企业自引用提高专利引用量的情况,本文使用剔除自引用的绿色发明专利当年被引用次数加1的自然对数(*Ln_giq4*)来衡量企业的绿色创新质量。根据表5的第(3)列可以发现,媒体声誉(*Media_R*)的回归系数显著为正。此外,为排除企业短期突击开展绿色创新的情况,使用企业绿色发明专利各年累计被引

表4 媒体关注与绿色创新质量的回归结果

变量	<i>Ln_giq</i>	
	(1)	(2)
<i>Media_R</i>	0.277*** (7.55)	0.157*** (4.14)
<i>Size</i>		0.129*** (10.67)
<i>Lev</i>		-0.062 (-0.86)
<i>Roa</i>		-0.739*** (-4.10)
<i>All_sent</i>		0.113*** (12.48)
<i>Dual</i>		0.067*** (2.74)
<i>Growth</i>		-0.047* (-1.79)
<i>Constant</i>	0.685*** (6.31)	-3.133*** (-12.05)
<i>Industry</i>	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes
<i>N</i>	9100	9100
<i>Adj_R²</i>	0.021	0.102

注:括号内为*t*值,下同。

用次数加1的自然对数(Ln_giq5)作为绿色创新质量的代理变量,媒体声誉($Media_R$)的回归系数显著为正。我国实行专利审查制度,因此绿色专利的申请与授权需要一定时间。将因变量的滞后一期(L_Ln_giq)带入模型,根据表5的第(5)列可以发现,媒体声誉($Media_R$)的回归系数为正($P<0.01$)。上述结果表明假设1仍然成立,本文的研究结论是稳健的。

(四)控制内生性问题

媒体声誉对企业绿色创新的影响可能存在反向因果等内生性问题,借鉴陈志锋等(2022)^[31]的方法,本文使用剔除本企业的同年度、同行业、同地区(所在地级市)其他企业的媒体声誉均值作为工具变量(Ln_giq_IV),并用两阶段最小二乘法(2SLS)进行回归分析,回归结果见表5的第(6)列。可以发现,媒体声誉($Media_R$)的回归系数为正($P<0.01$)。上述结果表明,在控制内生性问题后,假设1依然得到支持。

(五)机制检验

1. 高管绿色发展导向机制检验

借鉴 Tuan (2022)^[32]的研究,本文利用 Wingo 数据库对上市公司年报的“管理层讨论与分析章节”部分进行词频分析,统计“绿色、环保、污染、可持续、低碳、生态、美丽中国、节能减排、新能源、环境责任、资源、循环、回收、重用、分解、排放、浪费、消耗、能源”19个与绿色发展导向相关的词语出现的总次数,以此衡量企业高管的绿色发展导向(Gd),并采用温忠麟等(2004)^[33]的中介效应模型进行检验。企业绿色创新质量(Ln_giq)、媒体声誉($Media_R$)等其他变量的定义与测度和前文一致。根据表6的第(1)列可知,媒体声誉($Media_R$)对高管绿色发展导向(Gd)的影响为正($P<0.01$),说明媒体声誉越好,高管的绿色发展导向(Gd)越强。根据表6的第(2)列可知,将绿色创新质量(Ln_giq)作为因变量,媒体声誉($Media_R$)、高管绿色发展导向(Gd)的回归系数均为正($P<0.01$)。加之前文基准回归部分已经证明媒体声誉($Media_R$)可以显著提高企业绿色创新质量(Ln_giq)。因此,根据温忠麟等(2004)^[33]的中介效应三步法检验程序,高管绿色发展导向在媒体声誉与企业绿色创新质量之间发挥了中介效应。

表5 稳健性检验的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Ln_giq2	Ln_giq3	Ln_giq4	Ln_giq5	L_Ln_giq	Ln_giq_IV
$Media_R$	0.068*** (8.79)	0.163*** (12.75)	0.146*** (3.93)	0.124*** (2.69)	0.157*** (3.96)	1.996*** (2.80)
$Size$	0.046*** (17.73)	0.070*** (16.95)	0.123*** (10.47)	0.159*** (11.23)	0.125*** (9.76)	0.093*** (4.57)
Lev	0.032** (2.51)	0.136*** (6.48)	-0.051 (-0.72)	0.083 (0.99)	-0.102 (-1.34)	-0.042 (-0.49)
Roa	-0.088** (-2.38)	0.286*** (4.84)	-0.858*** (-4.85)	-0.780*** (-3.63)	-0.774*** (-4.19)	-2.116*** (-3.62)
All_sents	0.025*** (12.47)	0.038*** (11.56)	0.107*** (12.14)	0.113*** (10.76)	0.107*** (11.22)	0.098*** (8.10)
$Dual$	0.007 (1.45)	0.014* (1.77)	0.059** (2.47)	-0.004 (-0.13)	0.062** (2.37)	0.056* (1.94)
$Growth$	-0.011*** (-2.75)	-0.032*** (-4.84)	-0.053** (-2.05)	-0.081*** (-2.65)	-0.042 (-1.53)	-0.094*** (-2.80)
$Constant$	-1.263*** (-22.67)	-1.927*** (-22.16)	-3.023*** (-12.01)	-3.366*** (-11.16)	-3.284*** (-11.58)	-2.077*** (-4.81)
$Industry$	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
$Year$	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	9100	9100	9100	9100	7843	9100
Adj_R^2	0.085	0.106	0.100	0.144	0.109	0.101

2. 债务融资成本机制检验

借鉴郑军等(2013)^[34]的做法,本文使用(利息支出+手续费支出+其他财务费用)/期末总负债衡

量企业的债务融资成本。关于媒体声誉与企业债务融资成本的关系,根据表6的第(3)列可以发现,媒体声誉($Media_R$)的回归系数为负($P<0.01$),说明

媒体声誉越好,企业债务融资成本(D_Cost)越低,而根据表6的第(4)列可以发现,将绿色创新质量(Ln_giq)作为因变量,媒体声誉($Media_R$)的回归系数为正($P<0.01$),但是债务融资成本(D_Cost)的回归系数为负($P<0.01$)。根据温忠麟等(2004)^[33]的中介效应三步法检验程序,债务融资成本在媒体声誉与企业绿色创新质量之间发挥了中介效应。

表6 机制检验的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	Gd	Ln_giq	D_Cost	Ln_giq
$Media_R$	1.392*** (3.84)	0.164*** (4.32)	-0.004*** (-13.70)	0.112*** (2.93)
Gd		0.003*** (6.11)		
D_Cost				-6.944*** (-8.87)
$Size$	2.390*** (23.06)	0.116*** (9.47)	0.001*** (8.09)	0.124*** (10.36)
Lev	3.759*** (6.92)	-0.030 (-0.42)	0.021*** (36.73)	0.086 (1.16)
Roa	-3.488** (-2.47)	-0.650*** (-3.57)	-0.044*** (-27.78)	-0.980*** (-5.33)
All_sents	-0.521*** (-6.01)	0.107*** (11.83)	-0.000*** (-7.66)	0.112*** (12.48)
$Dual$	0.089 (0.39)	0.065*** (2.61)	-0.000 (-0.35)	0.063*** (2.60)
$Growth$	1.127*** (5.10)	-0.058** (-2.17)	-0.001*** (-3.44)	-0.058** (-2.17)
$Constant$	-41.356*** (-18.88)	-2.815*** (-10.68)	0.009*** (5.20)	-2.919*** (-11.22)
$Industry$	Yes	Yes	Yes	Yes
$Year$	Yes	Yes	Yes	Yes
N	9100	9100	9100	9100
Adj_R^2	0.175	0.097	0.235	0.108

(六) 异质性分析

1. 基于企业所有制的异质性

本文根据企业所有制不同将样本分为国有企业和非国有企业,表7第(1)、(2)列分别是国有企业和非国有企业的回归结果。可以发现,国有企业媒体声誉($Media_R$)的回归系数和显著性水平均高于非国有企业。这可能是因为,与非国有企业相比,国有企业不仅承担着经济责任,更担负着重要的社会责任,因此更有义务践行“生态优先,绿色发展”的新发展理念,开展高质量绿色创新。国有企业是我国重要行业和关键领域的中坚力量,是高质量发展的排头兵,是政府形象的重要组成部分,受到更多媒体关注和监督,更需要保持强大的公信力和良好的企

业形象,对于来自媒体等的外部评价更为敏感。相比非国有企业,国有企业更需要将享有的媒体声誉落到绿色发展的实处。因此,媒体声誉对于国有企业绿色创新质量的影响更大。

表7 异质性分析的回归结果

变量	Ln_giq			
	国有 企业(1)	非国有 企业(2)	环境规 制强度(3)	市场化 程度(4)
$Media_R$	0.168*** (2.58)	0.120** (2.56)	-0.019 (-0.19)	0.747*** (2.77)
Er			-0.006 (-0.11)	
$Media_R \times Er$			0.193* (1.81)	
Mar				0.088*** (5.28)
$Media_R \times Mar$				-0.068** (-2.13)
$Size$	0.154*** (8.50)	0.114*** (6.63)	0.131*** (10.81)	0.093*** (5.32)
Lev	-0.112 (-0.95)	-0.016 (-0.17)	-0.062 (-0.86)	-0.019 (-0.19)
Roa	-0.707* (-1.90)	-0.658*** (-3.16)	-0.743*** (-4.12)	-0.752** (-2.40)
All_sents	0.120*** (8.64)	0.098*** (8.23)	0.111*** (12.29)	0.129*** (8.45)
$Dual$	0.038 (0.65)	0.082*** (2.93)	0.065*** (2.65)	0.035 (1.00)
$Growth$	-0.128*** (-3.10)	-0.018 (-0.51)	-0.047* (-1.76)	-0.041 (-1.33)
$Constant$	-3.501*** (-9.37)	-2.586*** (-6.88)	-3.151*** (-11.74)	-3.073*** (-8.09)
$Industry$	Yes	Yes	Yes	Yes
$Year$	Yes	Yes	Yes	Yes
N	3950	5150	9100	4057
Adj_R^2	0.140	0.081	0.103	0.117

2. 基于环境规制强度的异质性

环境规制是政府以保护环境为目的,对生态环境进行治理的重要制度依据。本文使用当地环保行政案件处罚数量(Er)衡量企业所在地的环境规制强度。根据表7第(3)列可以发现,媒体声誉($Media_R$)与环境规制强度(Er)的交互项系数显著为正,表明媒体声誉与环境规制强度呈现相互促进的关系。这可能是因为,企业所在地环境规制强度越大,表明政府对于环境保护工作越重视,因此为了获得与维持媒体声誉,与政府发展理念和意志相符,环境规制强度较大地区的企业有更强的动力进行高质量绿色创新。

3. 基于市场化水平的异质性

本文还进一步分析了市场化水平对媒体声誉环境治理效应的影响。本文使用樊纲、王小鲁构建的市场化指数来衡量企业所在地的市场化水平,时间区间为2010—2016年。表7第(4)列结果显示,媒体声誉(*Media_R*)与市场化水平(*Mar*)的交互项系数显著为负。这表明媒体声誉提高企业绿色创新质量的效用在市场化水平较低的地区更大,媒体声誉和市场化水平之间存在相互替代的关系。这可能是由于市场化水平较高的地区,金融、法律法规等正式制度较为完善,非正式制度的作用空间被压缩。此外,在市场化水平较高的地区,外部主体对于企业了解、获取企业评价信息的渠道更多,社会中关于企业的信息量更为杂糅,媒体声誉的作用可能会变弱。相反,在市场化水平较低的地区,正式制度不甚完善,社会信息来源较为单一,作为相对权威的评价方式,媒体声誉反而可以发挥较大作用。叶康涛等(2010)^[35]的研究发现,随着市场化程度的增强,银行等金融机构对声誉等非正式契约的依赖减少,本文的结论与其相一致。

四、结论与启示

本文以2010—2022年中国沪深A股上市公司为样本,实证研究了媒体声誉对企业绿色创新质量的影响。研究发现,媒体声誉可以显著提高企业绿色创新质量。具体而言,媒体声誉通过两种渠道影响企业绿色创新质量:一是媒体声誉显著增加了高管绿色发展导向,增强了企业开展高质量绿色创新的主动性;二是降低了企业债务融资成本,增加了企业进行高质量绿色创新的现实能力。此外,异质性分析发现,相较非国有企业,媒体声誉对国有企业绿色创新质量提高的作用更加显著;在环境规制强度高的地区,媒体声誉对提高企业绿色创新质量的作用更为显著;在市场化水平低的地区,媒体声誉提高企业绿色创新质量的作用更大,亦即媒体声誉和市场化水平是相互替代的关系。

本文的研究启示包含以下三点:一是政府应大力加强舆论环境建设,构建良好的舆论生态,充分发挥媒体声誉的环境治理效应,将环境规制的正式制度与媒体声誉的非正式制度有机结合,促进企业由被动响应环境治理向为获得良好声誉,主动进行高质量绿色创新转变,增强企业绿色转型与创新发展的内生动力;二是媒体应加强行业自律,肩负起传媒伦理、职业道德和社会责任,提高新闻报道的真实性和有用性,建立具有公信力和影响力的媒体声誉,充

分发挥媒体的舆论引导、外部监督作用;三是企业应加强声誉管理,注意树立良好的公众形象,自觉接受媒体监督,建立和维护与政府、社会公众,以及其他市场主体的信任关系,完善企业内外部的沟通机制,及时回应、解决利益相关者的合理诉求。与此同时,应积极防范和识别声誉风险,及时应对和处置声誉事件。

参考文献

- [1]张江雪,张力小,李丁.绿色技术创新:制度障碍与政策体系[J].中国行政管理,2018,(2):153-155.
- [2]李宏,王云廷,吴东松.专利质量对企业出口竞争力的影响机制:基于知识宽度视角的探究[J].世界经济研究,2021,(1):32-46.
- [3]叶邦银,徐怀宁,李辛熠.政府环境审计、注意力配置与国有企业绿色创新质量[J].审计与经济研究,2023,38(3):1-10.
- [4]杨菁菁,胡锦.ESG表现对企业绿色创新的影响[J].环境经济研究,2022,7(2):66-88.
- [5]周肖肖,贾梦雨,赵鑫.绿色金融助推企业绿色技术创新的演化博弈动态分析和实证研究[J].中国工业经济,2023,(6):43-61.
- [6]刘靖宇.政府补贴对企业绿色创新绩效驱动效应的评估[J].技术经济与管理研究,2023,(1):45-49.
- [7]朱于珂,高红贵,丁奇男,等.地方环境目标约束强度对企业绿色创新质量的影响——基于数字经济的调节效应[J].中国人口·资源与环境,2022,32(5):106-119.
- [8]陈运平,刘燕.媒体关注对重污染企业绿色技术创新的影响机制——基于政府环境规制与公众参与的中介效应[J].管理评论,2023,35(6):111-122.
- [9]ALLEN F, QIAN J, QIAN M. Law, finance, and economic growth in China[J]. Journal of Financial Economics, 2005, 77(1):57-116.
- [10]刘亦文,陈熙钧,高京淋,等.媒体关注与重污染企业绿色技术创新[J].中国软科学,2023,(9):30-40.
- [11]CARROLL C E, MCCOMBS M. Agenda-setting effects of business news on the public's images and opinions about major corporations[J]. Corporate Reputation Review, 2013, 6(1):36-46.
- [12]DEEPHOUSE D L. Media reputation as a strategic resource: An integration of mass communication and resource-based theories[J]. Journal of Management, 2000, 26(6):1091-1112.
- [13]FAMA E F. Agency problems and the theory of the firm[J]. Journal of Political Economy, 1980, 88(2):288-307.
- [14]马德功,雷淳,贺康.企业声誉与税收规避:抑制还是促进[J].财经科学,2019,(9):73-85.
- [15]管考磊,张蕊.企业声誉与盈余管理:有效契约观还是租租观[J].会计研究,2019,(1):59-64.

- [16] 管考磊. 企业声誉对财务报告质量的影响研究[J]. 当代财经, 2016, (9): 121-127.
- [17] 梁敏, 曹洪军, 王小洁. 高管环保认知、动态能力与企业绿色创新绩效——环境不确定性的调节效应[J]. 科技管理研究, 2022, 42(4): 209-216.
- [18] 刘丽娟, 任玉强, 韩丽萍. 高管环保认知与企业 ESG 表现——基于企业绿色发展的视角[J]. 会计之友, 2024, (1): 100-108.
- [19] 阳镇, 陈劲, 凌鸿程. 媒体关注、环境政策不确定性与企业绿色技术创新——来自中国 A 股上市公司的经验证据[J]. 管理工程学报, 2023, 37(4): 1-15.
- [20] FOMBRUN C, SHANLEY M. What's in a name? Reputation building and corporate strategy[J]. *Academy of Management Journal*, 1990, 33(2): 233-258.
- [21] 陈雪, 孙慧莹, 王雨鹏, 等. 媒体声誉与企业债务融资——基于媒体文本情绪大数据的证据[J]. 中央财经大学学报, 2021, (1): 54-69.
- [22] BOGAERD M V D, AERTS W. Does media reputation affect properties of accounts payable? [J]. *European Management Journal*, 2015, 33(1): 19-29.
- [23] 王翌秋, 谢萌. ESG 信息披露对企业融资成本的影响——基于中国 A 股上市公司的经验证据[J]. 南开经济研究, 2022, (11): 75-94.
- [24] 赵玉洁. 媒体报道、外部治理与股权融资成本[J]. 山西财经大学学报, 2019, 41(3): 99-110.
- [25] 王玉林, 周亚虹. 绿色金融发展与企业创新[J]. 财经研究, 2023, 49(1): 49-62.
- [26] 李强, 陈山漫. 绿色信贷政策、融资成本与企业绿色技术创新[J]. 经济问题, 2023, (8): 67-73.
- [27] 曹虹剑, 张帅, 欧阳峣, 等. 创新政策与“专精特新”中小企业创新质量[J]. 中国工业经济, 2022, (11): 135-154.
- [28] 胡江峰, 黄庆华, 潘欣欣. 环境规制、政府补贴与创新质量——基于中国碳排放交易试点的准自然实验[J]. 科学学与科学技术管理, 2020, 41(2): 50-65.
- [29] 孙玉涛, 臧帆. 企业区域内/间研发合作与创新绩效——技术多元化的调节作用[J]. 科研管理, 2017, 38(3): 52-60.
- [30] 赖黎, 蓝春丹, 秦明春. 市场化改革提升了定价效率吗? ——来自注册制的证据[J]. 管理世界, 2022, 38(4): 172-184.
- [31] 陈志锋, 陈瑜阳. 媒体报道在供应链上的溢出效应研究——企业坏消息隐藏的视角[J]. 经济管理, 2022, 44(8): 170-189.
- [32] TUAN L T. Fostering green product innovation through green entrepreneurial orientation: The roles of employee green creativity, green role identity, and organizational transactive memory system[J]. *Business Strategy and the Environment*, 2022, 32(1): 639-653.
- [33] 温忠麟, 张雷, 侯杰泰, 等. 中介效应检验程序及其应用[J]. 心理学报, 2004, (5): 614-620.
- [34] 郑军, 林钟高, 彭琳. 货币政策、内部控制质量与债务融资成本[J]. 当代财经, 2013, (9): 118-129.
- [35] 叶康涛, 张然, 徐浩萍. 声誉、制度环境与债务融资——基于中国民营上市公司的证据[J]. 金融研究, 2010, (8): 171-183.

[责任编辑 李瑞萍]

The Impact of Media Reputation on the Quality of Green Innovation in Enterprises: A Case Study of A-Share Listed Companies in China

ZHOU Yunchen¹, LI Hao², YANG Meng³

(1. Ningbo National Insurance Development Institute, Wuhan University, Ningbo, Zhejiang 315000, China;

2. Economics and Management School, Wuhan University, Wuhan, Hubei 430072, China;

3. School of Public Administration, Zhongnan University of Economics and Law, Wuhan, Hubei 430072, China)

Abstract: As an informal system, media reputation has an important impact on the resource acquisition and development strategy of enterprises. Based on the data of Shanghai and Shenzhen A-share listed companies from 2010 to 2022, this paper empirically analyzes the impact of media reputation on the green innovation quality of enterprises. The study found that media reputation improves the quality of green innovation in enterprises. The results of mechanism analysis show that media reputation improves the quality of corporate green innovation by reducing the cost of debt financing for enterprises and increasing the green development orientation of executives. The results of heterogeneity analysis show that for state-owned enterprises, media reputation has a stronger effect on the quality of green innovation of enterprises in areas with high environmental regulation intensity as well as those in areas with low marketization level.

Key Words: media reputation; green innovation quality; financing constraints; green development orientation