

竞争对手环保处罚的溢出效应研究

——基于企业绿色创新的视角

柯劭婧 马欧阳 许年行

【摘要】环境规制的治理作用一直是学术界和实务界关注的焦点问题,但有关企业环保处罚的行业内溢出效应的研究并不多见。本文以2010—2020年中国上市公司环保处罚事件为样本,考察竞争对手环保处罚对企业绿色创新的影响。研究发现:1)当竞争对手受到环保处罚时,公司会增加自身的绿色创新数量,并提高绿色创新质量。2)影响机制主要包括:处罚事件的震慑作用、公司与对手之间的市场竞争以及公司所在地的公众环保关注。3)当公司所在城市的污染水平较低、属于国有企业、媒体曝光度较高时,这种影响更为显著。4)进一步研究发现,当竞争对手受到环保处罚时,公司也会增加本公司的环保投资金额,且自身未来发生环保违规的可能性降低。本文从竞争对手环保处罚的溢出效应这一新视角丰富了有关企业溢出效应的研究,也为企业绿色创新影响因素的研究补充了新的科学证据,同时对于政府部门更好地监管与治理企业环保问题也提供了重要的决策参考。

【关键词】环保处罚;竞争对手;溢出效应;绿色创新

【作者简介】柯劭婧,中央财经大学金融学院(北京 102206);马欧阳,中国人民大学商学院;许年行(通讯作者)(1978-),男,福建泉州人,中国人民大学商学院,博士,教授,博士生导师,Email:nhxu@ruc.edu.cn(北京 100872)。

【原文出处】《管理科学学报》(津),2023.6.21~38

【基金项目】国家自然科学基金杰出青年科学基金资助项目(72225005);中央财经大学青年科研创新团队支持计划资助项目。

0 引言

环境规制的经济后果是当前政府、社会和学术界共同关注的焦点问题。习总书记在二十大报告中强调,推动绿色发展,促进人与自然和谐共生。近年来,随着国人环境意识的觉醒,环保问题也越来越受到公众的重视。已有许多学者对企业环境规制的经济后果进行了探究。Ryan发现,美国1990年《清洁空气法》修正案的实施显著增加了水泥行业的进入沉没成本,导致产品市场剩余减少^[1];包群等发现,加大环保执法力度能够有效减少污染排放^[2];高昊宇和温慧愉发现,环保法庭设立后,相比于低污染行业的企业,当地高污染行业企业的债券融资成本显著增加^[3];崔广慧和姜英兵发现,环保处罚迫使企业减少

生产,对企业劳动力需求有负面影响,但该影响具有短期性^[4]。然而,他们多数关注环境规制对被监管对象自身的影响,鲜有文献涉及环境规制对同行业其他企业的溢出效应。

竞争对手的负面事件会对公司的行为和绩效产生影响。王云等发现,企业环境行政处罚对同伴企业具有警示作用,在目睹同伴被处罚后,同行业公司 will 增加环保投资额^[5]。Cai等发现,公司高管受到处罚时,同行业其他公司财务违规行为显著减少^[6]。肖华和张国清发现吉林化工“松花江事件”发生后,同行业其他公司会披露更多环境信息^[7]。相比于其他负面事件,环保处罚的同行业溢出效应更强。首先,由于同行业公司的主营业务相似,其污染排放类型

和其他环保行为也具有较高的相似性,因此环保处罚在行业内的震慑作用也更强。其次,由于公司环保表现的外部性较强,污染排放不仅会影响股东、员工,还会影响其周边广大居民,环保问题能够引起社会公众的关注从而带动舆论发酵。因此,公司更有可能因同行业竞争对手的环保问题而采取相应措施。基于成本与收益的考虑,公司可能的应对措施包括:提高信息披露水平、减产甚至关停污染部门、改进生产技术和工艺、加强环保专利技术研发等。

近年来,绿色创新越来越受到我国政府、资本市场和社会大众的重视。二十大报告指出,要“加快节能降碳先进技术研发和推广应用”。绿色创新能够获得资本市场上分析师和机构投资者的关注,公司的绿色创新越多,其股票市场表现越好^[8]。在宏观层面上,创新是绿色发展的重要驱动力,有助于推动经济高质量发展;在微观层面上,绿色创新也有利于企业提高自身竞争力^[9]。

基于此,本研究聚焦于竞争对手被环保处罚的情境下公司的绿色创新行为。尝试回答如下两大问题:一是竞争对手被环保处罚时,企业是否会提高自身的绿色创新水平;二是竞争对手环保处罚影响公司绿色创新行为的作用机制。

围绕上述问题,以2010—2020年中国上市公司的环保处罚事件为研究情境,探究竞争对手被环保处罚时公司的绿色创新行为。研究发现:首先,在竞争对手受到环保处罚后,公司会改善自身的绿色创新水平,包括增加绿色创新数量,提高绿色创新质量。第二,竞争对手环保处罚主要通过处罚事件所产生的震慑作用、公司与对手之间的市场竞争以及公司所在地的公众环保关注这三个机制对公司绿色创新行为产生影响。第三,当公司所在城市的污染水平较低、属于国有企业、媒体曝光度较高时,竞争对手环保处罚对公司绿色创新水平的提升作用更显著。进一步研究发现,在竞争对手受到环保处罚后,公司还会增加环保投资金额,且未来的环保违规次数变少。最后,使用工具变量法、PSM配对法缓解了内生性问题,且在排除替代性解释、改变因变量的定义方式等一系列稳健性测试后,主要结论依然稳健。

本研究的贡献体现在:第一,从竞争对手环保处罚

的溢出效应视角丰富了有关企业溢出效应的研究。以往有关上市公司行为对其同行公司溢出效应的文献主要集中在公司财务行为对其同伴公司的影响,比如上市、财务重述、高管在职消费等^[10-12],较少关注公司环保表现的溢出效应。然而,由于同行业公司的主营业务相似,其污染排放类型、排放水平和其他环保行为也具有较高的相似性,环保处罚在行业内的震慑作用更强。因此,基于环保角度研究企业被处罚在行业内的溢出效应具有较强的理论和现实意义。

第二,为企业绿色创新影响因素的研究补充了新的科学证据。现有文献主要聚焦于公司自身的特征或公司自身受到的政策冲击,比如高管特征、政府对公司的环保政策和环保规制、利益相关者对绿色创新的影响^[9,13-20]。本研究关注了一个与众不同的影响因素——同行业其他公司(竞争者)的环保处罚对公司绿色创新行为的影响,并发现同行业竞争者的环保处罚影响公司绿色创新的三个新机理——行业竞争、环保处罚的震慑作用、社会公众关注压力,这有助于更充分地理解企业进行绿色创新的动机。

第三,丰富了企业环保处罚经济后果的研究。以往有关企业环保处罚经济后果的文献主要聚焦于其对被处罚对象的影响^[2,4,21],较少关注环保处罚对同行业公司的溢出效应。本研究从企业绿色创新的角度,探究了某公司所受到的环保处罚对同行业公司的溢出效应,有利于从新的角度理解企业环保处罚的经济后果,也为政府更好地利用行政手段进行环境监管和治理提供了参考依据。

1 文献回顾与假说提出

已有大量研究关注环境规制的经济后果。以往学者发现,政府的环境规制对社会福利、产业发展和上市公司具有积极的影响。原毅军和耿殿贺基于政府、排污企业与环保企业的博弈视角探究政府环境政策的治理效果,他们发现,政府的环境政策通过影响排污企业的污染控制行为从而对环保产业的发展产生影响^[22]。范子英和赵仁杰利用中级人民法院设立环保法庭这一准自然实验,发现环保司法强化有利于促进环境污染治理,具体表现为降低工业污染物的排放总量和人均排放量^[23]。方芳等发现,城市

的环境规制政策能够提升存活企业的全要素生产率,并阻止低全要素生产率的企业进入,从而提升城市制造业生产率^[24]。也有学者认为,环境规制对企业有消极影响。Ryan估计了美国1990年《清洁空气法》修正案对硅酸盐水泥行业造成的福利损失,发现修正案的实施显著增加了水泥行业的进入沉没成本,导致产品市场剩余减少^[1]。陈燕红和张超发现,公司披露环境污染事件后,其股票收益率下跌,但这一效应并不持久^[25]。崔广慧和姜英兵发现,环保处罚迫使企业减少生产,对企业劳动力需求具有负面影响,但该影响具有短期性^[4]。还有学者对比了环保立法与环保执法的不同影响。比如,包群等以中国31个省(直辖市)的84份地方环保立法为样本,研究发现单纯的环保立法并不能减少单位GDP的污染排放,相反,加大执法力度能够有效减少污染排放^[2]。

现有关于企业绿色创新的文献主要关注绿色创新的影响因素及其经济后果。环境权益交易市场是企业绿色创新的诱发因素之一。齐绍洲等发现,中国排污权交易试点政策的实施能够有效促进试点地区内污染企业的绿色创新,主要表现为显著提升了绿色发明专利的申请占比^[26]。Calel和Dechezleprêtre研究了欧盟排放交易系统对企业低碳创新的影响,发现该排放交易系统将受监管企业的低碳创新提高了10%,但该交易系统并未影响不受监管的公司的专利申请^[27]。此外,能源价格、环境规制等宏观因素也会影响企业的绿色创新。Popp研究了能源价格对节能创新的影响,他发现能源价格和现有知识的质量都对绿色创新具有显著积极影响^[28]。陶锋等发现,环保目标责任制的实施提高了绿色专利申请数量,但也导致创新活动质量下滑^[29]。在微观层面上,公司特征也会影响企业绿色创新行为。比如,马骏等发现,相比于非家族企业,家族企业的绿色创新倾向更强,这主要源于家族企业内部对于延伸型社会情感财富的保存动机以及外部制度压力的驱动^[30]。还有学者考察了绿色创新的经济后果。方先明和那晋领发现,上市公司绿色专利的申请量和授权量与超额收益率显著正相关。这是因为专利授权量能够吸引投资者,特别是分析师的关注(市场关注机制),专利申请量不仅能够吸引投资者关注,还能够提高

公司的生产效率,增强绿色竞争力,从而改善公司业绩(价值增长机制)^[8]。然而,现有关于绿色创新的文献大多从公司自身所发生的事或公司自身的特征出发,鲜有研究关注其他公司的行为对公司绿色创新的溢出效应。

已有研究表明,环境规制能够产生溢出效应。王兵等考察了东莞2007年实施的环保专业基地政策的影响,研究发现,环保专业基地政策不仅显著提高了基地内公司的环境绩效,还有助于提高周边企业的环境绩效,具有明显的空间溢出效应^[31]。罗知和齐博成以“十一五”规划中的水污染治理政策作为外生冲击,发现环境规制的加强能带动地区银行业的协同发展。这主要是因为严格的环境规制使来自高污染企业的产品供给转移到低污染企业,低污染企业的产值增加提高了信贷需求,同时,严格的环境规制也推动了地区的产业结构升级,第三产业比重增加,信贷需求增加^[32]。

竞争对手的环保处罚作为环境规制的一种方式,也存在溢出效应,并可能通过以下几种路径影响企业的绿色创新。

首先是“震慑”机制。竞争对手的负面事件对上市公司有一定的警示作用。王云等发现企业会从同伴企业的不良环保表现中吸取教训,在目睹同伴受到环境行政处罚后,同行业的企业会增加环保投资额^[5]。Cai等的研究发现,公司高管所受处罚对同行业其他公司具有警示作用,在目睹同行业公司的高管受到处罚时,公司的财务违规行为显著减少,且处罚力度越重,这种警示作用越强^[6]。薛健等也发现了类似的结论,公司高管腐败的曝光对可比企业高管的超额在职消费具有一定的威慑效应^[12]。肖华和张国清发现吉林化工“松花江事件”发生后,同行业其他公司基于“正当性”辩护的动机披露更多环境信息^[7]。竞争对手的环保处罚作为一种行政手段,对于公司而言也具有震慑作用,在目睹同伴公司被处罚后,公司将采取相应的措施提升自身环境绩效,以避免发生相同的负面事件,可能的措施包括增加绿色创新数量和提升绿色创新质量。

其次是“竞争”机制。公司与对手存在竞争关系是竞争对手环保处罚事件产生溢出效应的原因之一。

吴育辉等发现,企业通过发行绿色债券传递的绿色信号会对同行业密切竞争者产生更强的溢出效应^[33]。一方面,环保规制的实施能够促进绿色创新,竞争对手受到环保处罚后,会改善绿色创新水平^[29]。而由于企业的创新存在“技术溢出效应”,即公司可以通过聘用对手的研发人员从而获得新技术^[34,35],且当公司与竞争对手的规模、竞争地位越接近,公司越有可能聘用对手的研发人员,从而提高自身绿色创新水平。另一方面,对手的负面消息会产生“产品市场竞争溢出效应”,即公司可以借机获得对手损失的产品市场份额^[34,35]。当竞争对手被环保处罚时,公司可以通过加强绿色创新,营造良好形象,获得对手的市场份额。

第三是“公众环保关注”机制。许多研究表明,公司的环保绩效具有较强的外部性,能够影响公司周边的居民。居民的反应也会反作用于公司的环保行为。比如,社区居民和环保社会团体等利益相关者的压力会影响公司的环境绩效^[36]。公司所在地居民采取集体行动的可能性越大,公司减少致癌物排放的力度就越大^[37]。由于同行业公司的主营业务、污染排放类型都具有较高的相似性,当竞争对手受到环保处罚时,社区居民等利益相关者可能认为公司与其对手拥有相同的生产技术,因此也存在同样的环保问题,公司有动机通过加强绿色创新来缓解公众的担忧。

综合上述分析,提出假说1。

H1 竞争对手被环保处罚后,公司将提升本公司的绿色创新水平。

2 研究设计

2.1 样本数据

本研究以2010—2020年A股上市公司的环保处罚事件为研究情境。关于上市公司竞争对手的定义,若两家上市公司处于同一行业(按照证监会《上市公司行业分类指引(2012版)》二级行业分类),则将彼此视为“竞争对手”。环保处罚的数据来源于CNRDS和CCER数据库,起止时间分别为2010年和2020年,将被下列部门处罚的中国A股上市公司定义为“被环保处罚的公司”:1)中华人民共和国生态环境部;2)省级环保厅;3)地市级环保局、水务局;4)乡镇

环保执法大队等。

上市公司绿色创新数据来源于CNRDS数据库。该数据库提供了1992—2020年之间中国A股上市公司各年的绿色专利申请与授权情况、绿色专利引用信息、绿色专利分类号等。其他财务数据来自CSMAR数据库,并对初始样本进行了如下筛选:1)剔除金融行业上市公司;2)剔除上市不足2年的公司;3)剔除当年被环保处罚的公司;4)剔除变量存在缺失值和数据异常的样本(如资产负债率大于1)。最终共计27914个有效观测值。相关连续变量均在1%和99%水平上进行了缩尾处理。

2.2 变量的选择与度量

2.2.1 竞争对手环保处罚

本研究的主要解释变量为哑变量PeerPunish,参考Beck等^[38]、Aghamolla和Thakor^[11]对渐进DID方法中处理变量的定义,若当年或上一年公司有竞争对手被环保处罚,则PeerPunish取值为1;若当年或上一年公司没有竞争对手被环保处罚,则PeerPunish取值为0。

2.2.2 绿色创新水平

参考王馨和王营^[9]、黎文靖和郑曼妮^[39]的文章,使用绿色专利申请数量来衡量绿色创新数量。其中,变量GreI_num1等于集团公司当年申请的绿色发明数量和绿色实用新型数量之和;变量GreI_num2等于上市公司本身当年申请的绿色发明数量和绿色实用新型数量之和。本研究使用绿色发明申请数量来衡量绿色创新质量^[9,39]。其中,变量GreI_qlt1等于集团公司当年申请的绿色发明数量,变量GreI_qlt2等于上市公司本身当年申请的绿色发明数量。专利申请数据比授予数据更可靠和及时,这是因为专利技术很可能在申请过程中就对企业绩效产生影响^[39],且在本研究样本中,专利从申请到获得授权的时间跨度差异较大,短则几个月,长则超过10年。为此,统一使用绿色专利申请数量来衡量绿色创新数量,使用“绿色创新获得数量”和“绿色创新获得质量”这两种衡量方式的结果不变。

2.2.3 环保投资

公司的环保投资lnEPI,用公司当年的环保投资总金额加一的自然对数来衡量。

2.2.4 控制变量

根据前人的文献^[9, 11, 35, 37, 40-43], 选用公司规模的自然对数(ln size)、财务杠杆(Lev)、股权集中度(ShrConc)、净资产收益率(ROE)、销售收入(Sale)、现金及现金等价物(Cash)、公司成立年龄(Age)作为控制变量。

2.3 实证模型

首先, 由于各公司的竞争对手被环保处罚的时间不尽相同, 因此, 本研究参考 Beck 等^[38]、Aghamolla 和 Thakor^[11]的模型设定, 采用渐进 DID 方法检验竞争对手被环保处罚对上市公司绿色创新的影响。检验模型如式(1)所示。

$$\text{GreenInnov}_{i,t} = \alpha + \beta_1 \text{PeerPunish}_{i,t} + \text{Controls}_{i,t} + \text{YearFE} + \text{FirmFE} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中因变量为公司的绿色创新 GreenInnov_{i,t}, 分为绿色创新数量、绿色创新质量两组。绿色创新数量分别用集团公司 i 第 t 年申请的绿色发明和实用新型数量 GreI_num1_{i,t}、公司 i 本身第 t 年申请的绿色发明和实用新型数量 GreI_num2_{i,t} 来衡量。绿色创新质量分别用集团公司 i 第 t 年申请的绿色发明数量 GreI_qlt1_{i,t}、公司 i 本身第 t 年申请的绿色发明数量 GreI_qlt2_{i,t} 来衡量。解释变量为哑变量 PeerPunish_{i,t}, 当第 t 年或第 t-1 年时, 公司 i 有竞争对手被环保处罚, PeerPunish_{i,t} 取值为 1, 否则为 0。Controls_{i,t} 为一组控制变量。回

归模型中, 还控制了年度和公司固定效应, 并在公司层面进行了聚类标准误处理。若假说 1 成立, 则 PeerPunish 的系数 β₁ 应该显著为正。

第二, 本研究采用模型(2)来检验竞争对手环保处罚影响公司绿色创新的作用机制。

$$\begin{aligned} \text{GreenInnov}_{i,t} = & \alpha + \beta_1 \text{Mechanism}_{i,t} \times \text{PeerPunish}_{i,t} + \\ & \beta_2 \text{Mechanism}_{i,t} + \beta_3 \text{PeerPunish}_{i,t} + \\ & \text{Controls}_{i,t} + \text{YearFE} + \text{FirmFE} + \varepsilon_{i,t} \quad (2) \end{aligned}$$

其中因变量 GreenInnov_{i,t} 和解释变量 PeerPunish_{i,t} 的定义与模型(1)相同。机制变量为 Mechanism_{i,t}, 包括环保处罚事件的影响力 PunishShock_{i,t}、公司与被处罚对手的竞争激烈程度 Compete_{i,t}、公司所在城市的公众环保关注 Bdindex_{i,t}。Controls_{i,t} 为一组控制变量, 与模型(1)保持一致。回归模型中, 还控制了年度和公司固定效应, 并在公司层面进行了聚类标准误处理。若 Mechanism×PeerPunish 的系数 β₁ 显著为正, 说明竞争对手环保处罚通过该机制促进了公司的绿色创新。

3 实证结果分析

3.1 描述性统计与分析

本研究主要变量的描述性统计如表 1 所示, 所有连续型变量均在 1% 和 99% 水平上进行了缩尾处理。样本共 27914 个公司-年度观测值。主要解释变量 PeerPunish 的均值为 0.406, 说明共有 40.6% 的

表 1 变量的描述性统计

Variable	Observations	Mean	SD	Q1	p50	Q3
PeerPunish	27914	0.406	0.491	0.000	0.000	1.000
GreI_num1	27914	5.424	15.884	0.000	0.000	3.000
GreI_num2	27914	1.735	5.763	0.000	0.000	1.000
GreI_qlt1	27914	2.959	9.626	0.000	0.000	1.000
GreI_qlt2	27914	0.986	3.565	0.000	0.000	0.000
GreIr_num1	27914	0.097	0.181	0.000	0.000	0.117
GreIr_num2	27914	0.039	0.115	0.000	0.000	0.007
GreIr_qlt1	27914	0.098	0.202	0.000	0.000	0.100
GreIr_qlt2	27914	0.041	0.130	0.000	0.000	0.000
Citation	27914	4.165	19.236	0.000	0.000	0.867
Knowledge	27914	0.220	0.344	0.000	0.000	0.500
ln EPI	982	7.618	2.341	6.203	7.716	9.210
ln size	27914	22.099	1.317	21.178	21.943	22.851
Lev	27914	0.444	0.218	0.271	0.434	0.602
ShrConc	27914	9.937	17.297	1.766	3.757	9.497
ROE	27914	0.048	0.196	0.026	0.067	0.114
Sale	27914	0.605	0.437	0.322	0.502	0.751
Cash	27914	0.159	0.125	0.070	0.124	0.210
Age	27914	17.329	5.756	13.000	17.000	21.000

注: 所有连续型变量均在 1% 和 99% 水平上进行了缩尾处理。

公司-年度样本处于竞争对手被环保处罚的窗口期内(处罚当年及次年)。由于与绿色专利有关的变量 GreI_num1、GreI_num2、GreI_qlt1 和 GreI_qlt2 在 0 附近存在截堵(censored data),因此,回归模型分别使用了 Tobit 回归和 OLS 回归,两种模型的回归结果一致。此外,环保投资变量 ln EPI 共有 982 个公司-年度观测值,由于公司的环保投资金额属于自愿性披露内容,因此,不对缺失值进行补 0 处理。

3.2 竞争对手环保处罚与企业绿色创新

首先,通过模型(1)检验竞争对手环保处罚对公司绿色创新数量的影响,结果如表 2 所示。由于变量 GreI_num1 和 GreI_num2 在 0 附近存在截堵,因此,表 2 第(1)列、表 2 第(2)列采用 Tobit 模型进行回归。LR 检验结果拒绝“ $H_0: \sigma_v=0$ ”,故认为存在个体效应,应使用随

机效应的面板 Tobit 回归。在第(1)列中,PeerPunish 的系数为 4.214,在 1%水平上显著为正,说明竞争对手被环保处罚后,集团公司的绿色专利申请数量增多。第(2)列中,PeerPunish 的系数为 2.033,在 1%水平上显著为正,说明竞争对手被环保处罚后,公司本身的绿色专利申请数量也增多。由于面板 Tobit 回归采用极大似然估计,因此无法得到 R^2 。表 2 第(1)列、表 2 第(2)列的 Wald χ^2 值分别等于 4184.208 和 686.490,说明模型的整体拟合效果较好。表 2 第(3)列、表 2 第(4)列采用 OLS 回归,结果与表 2 第(1)列、表 2 第(2)列一致,PeerPunish 的系数都显著为正。这说明,当公司的竞争对手被环保处罚后,公司的绿色创新数量显著增多。

其次,本研究通过模型(1)检验竞争对手环保处罚对公司绿色创新质量的影响,结果如表 3 所示。

表 2 竞争对手环保处罚与公司绿色创新数量

变量	Tobit 回归		OLS 回归	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	GreI_num1	GreI_num2	GreI_num1	GreI_num2
PeerPunish	4.214***(14.55)	2.033***(11.07)	1.765***(7.78)	0.418***(5.48)
ln size	9.301***(45.75)	2.462***(18.96)	2.969***(8.46)	0.350***(4.65)
Lev	-7.539***(-7.35)	-3.694***(-5.49)	0.781(1.00)	0.315(1.34)
ShrConc	-0.031***(-3.20)	-0.009(-1.46)	-0.002(-0.19)	-0.000(-0.01)
ROE	-0.262(-0.38)	0.786*(1.67)	0.358(1.20)	0.193**(1.97)
Sale	0.622(1.28)	0.135(0.42)	-0.333(-0.67)	-0.004(-0.03)
Cash	-1.169(-0.87)	-0.871(-1.04)	1.935**(2.28)	0.009(0.03)
Age	0.170***(4.11)	-0.124***(-4.68)	-0.931(-1.47)	0.066(0.35)
年度固定效应	—	—	控制	控制
公司固定效应	—	—	控制	控制
随机效应	控制	控制	—	—
N	27914	27914	27914	27914
adj.R ²			0.678	0.674
Wald χ^2	4184.208	686.490		

注:括号内为 t 值,* $p < 0.10$,** $p < 0.05$,*** $p < 0.01$ 。表 2 第(1)列、表 2 第(2)列采用随机效应的面板 Tobit 回归模型。表 2 第(3)列、表 2 第(4)列采用 OLS 回归模型,并在公司层面进行了聚类标准误处理。

表 3 竞争对手环保处罚与公司绿色创新质量

变量	Tobit 回归		OLS 回归	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	GreI_qlt1	GreI_qlt2	GreI_qlt1	GreI_qlt2
PeerPunish	2.912***	1.568***	0.996***	0.270***
	(13.42)	(10.99)	(6.88)	(5.39)
控制变量	控制	控制	控制	控制
年度固定效应	—	—	控制	控制
公司固定效应	—	—	控制	控制
随机效应	控制	控制	—	—
N	27914	27914	27914	27914
adj.R ²			0.662	0.666
Wald χ^2	3719.296	789.566		

注:括号内为 t 值,* $p < 0.10$,** $p < 0.05$,*** $p < 0.01$ 。控制变量与表 2 保持一致,表 3 第(1)列、表 3 第(2)列采用 OLS 回归模型,并在公司层面进行了聚类标准误处理。表 3 第(3)列、表 3 第(4)列采用随机效应的面板 Tobit 回归模型。

由于变量 GreL_qlt1 和变量 GreL_qlt2 在 0 附近也存在截堵,因此,表 3 第(1)列、表 3 第(2)列采用 Tobit 模型进行回归。LR 检验结果拒绝“ $H_0: \sigma_u=0$ ”,故认为存在个体效应,应使用随机效应的面板 Tobit 回归。在表 3 第(1)列中,PeerPunish 的系数为 2.912,在 1% 水平上显著为正,说明竞争对手被环保处罚后,集团公司的绿色专利申请质量提高。表 3 第(2)列中,PeerPunish 的系数也显著为正,说明竞争对手被环保处罚后,公司本身的绿色专利申请质量提高。表 3 第(3)列、表 3 第(4)列采用 OLS 回归,结果与表 3 第(1)列、表 3 第(2)列一致,PeerPunish 的系数都显著为正。可见,当公司的竞争对手被环保处罚后,公司的绿色创新质量显著提升。

综上可知,当公司的竞争对手被环保处罚后,公司会增加自身的绿色创新数量,并提高绿色创新质量,从而支持了“假说 1”。

3.3 影响机制分析

3.3.1 “震慑”机制

竞争对手所发生的负面事件对公司有一定的警示作用。比如,企业目睹同行业其他企业受到环境行政处罚后,会增加环保投资额;在同行业公司的高管受到处罚后,公司会减少自身的财务违规行为;当同行业公司发生重大环境污染事件后,公司将披露更多的环境信息^[5-7]。

因此,本研究检验处罚的不同警示强度是否会对竞争对手环保处罚与企业绿色创新的关系产生影响从而检验“震慑”机制是否成立。若被环保处罚的竞争对手在行业内的地位越高、影响力越强,则处罚事件的震慑力越强。本研究用被处罚的竞争对手当年在行业内的销售收入排名的相反数 PunishShock 衡量处罚事件的影响力,竞争对手在行业内的销售收入排名越靠前(PunishShock 的值越大),其行业地位和影响力越大,则处罚事件的影响力越强^①。将机制变量 PunishShock 与解释变量 PeerPunish 进行交乘,结果如表 4 第(1)列、表 4 第(2)列所示。交乘项 PunishShock×PeerPunish 的系数显著为正,说明被环保处罚的竞争对手当年销售收入的行业排名越靠前,即处罚事件的影响力和震慑力越强,越能强化竞争对手环保处罚对公司绿色创新行为的促进作用。PunishShock 的系数显著为负,可能是因为 PunishShock 等于竞争对手的销售收入排名的相反数,而对手的排名越靠前(PunishShock 的值越大),说明本公司越有可能是小公司,因此本身的绿色创新水平较低。以上结果支持了“震慑”机制。

3.3.2 “竞争”机制

公司与对手存在竞争关系是竞争对手环保处罚事件产生溢出效应的原因之一。首先,环保规制的实施能够促进绿色创新,竞争对手受到环保处罚后,

表 4 竞争对手环保处罚与公司绿色创新的机制分析:震慑、竞争与公众关注

变量	震慑机制		竞争机制		公众关注机制	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	绿色创新数量 GreL_num1	绿色创新质量 GreL_qlt1	绿色创新数量 GreL_num1	绿色创新质量 GreL_qlt1	绿色创新数量 GreL_num1	绿色创新质量 GreL_qlt1
PunishShock×PeerPunish	0.014**(2.07)	0.014***(2.74)				
PunishShock	-0.026***(-3.63)	-0.029***(-5.61)				
Compete×PeerPunish			1.494(1.42)	2.044***(2.82)		
Compete			-0.416(-0.42)	-0.812(-1.20)		
BDindex×PeerPunish					0.013***(3.37)	0.007**(2.42)
BDindex					0.046***(11.57)	0.025***(8.66)
PeerPunish	3.442***(3.98)	2.874***(4.55)	2.476***(3.72)	2.159***(4.54)	2.026***(3.74)	1.654***(4.03)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
随机效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	12960	12960	12960	12960	24793	24793
Wald χ^2	1476.188	1412.143	1433.620	1307.345	3572.692	3120.516

注:括号内为 t 值,*p < 0.10,**p < 0.05,***p < 0.01。控制变量与表 2 保持一致,采用随机效应的面板 Tobit 回归模型。

会改善绿色创新水平^[29]。而由于企业的创新存在“技术溢出效应”,公司可以通过聘用对手的研发人员从而获得新技术^[34,35],且当公司与竞争对手的规模、竞争地位越接近,公司越有可能聘用对手的研发人员,从而提高自身的绿色创新水平。其次,对手的负面消息会产生“产品市场竞争溢出效应”,即公司可以趁机获得对手损失的产品市场份额^[34,35]。当竞争对手被环保处罚时,公司可以通过加强绿色创新,营造良好形象,获得对手的市场份额。

因此,本研究检验公司与对手的竞争激烈程度是否会对上述两者关系产生影响从而检验“竞争”机制是否成立。用公司与被环保处罚的竞争对手的销售收入之差的绝对值的相反数,来衡量公司与对手的竞争程度,并用符号 Compete 表示^②。若公司与对手的规模差距越小,则二者之间的竞争越激烈,Compete 的值越大。结果如表 4 第(3)列、表 4 第(4)列所示。在表 4 第(3)列中,Compete×PeerPunish 的系数为正但不显著,在表 4 第(4)列中,Compete×PeerPunish 的系数显著为正,说明公司与被环保处罚的竞争对手规模越接近,互相之间的竞争越激烈,越能强化竞争对手环保处罚对公司绿色创新行为的促进作用。以上结果部分支持了“竞争”机制。

3.3.3 “公众环保关注”机制

公司的环保绩效具有较强的外部性,能够影响公司周边的居民。居民的反应也会反作用于公司的环保行为。比如,社区居民和环保社会团体等利益相关者的压力会影响公司的环境绩效^[36]。公司所在地居民采取集体行动的可能性越大,公司减少致

物排放的力度就越大^[37]。由于同行业公司的主营业务、污染排放类型都具有较高的相似性,当竞争对手受到环保处罚时,社区居民等利益相关者可能认为公司与其对手拥有相同的生产技术,因此也存在同样的环保问题,公司有动机通过加强绿色创新来缓解公众的担忧。

因此,本研究检验公司所在地居民对环保的关注度是否会对上述两者关系产生影响从而检验该机制是否成立。用公司所在地当年“环保”关键词的百度搜索指数 BDindex 衡量该地区的公众环保关注水平,若“环保”关键词的百度搜索指数越高,则该地区的民众越重视环境问题。结果如表 4 第(5)列、表 4 第(6)列所示。BDindex×PeerPunish 的系数显著为正,说明公司所在地的公众环保关注水平越高,越能强化竞争对手环保处罚对公司绿色创新行为的促进作用。以上结果支持了“公众环保关注”机制。

表 4 的结果表明,竞争对手环保处罚事件通过震慑作用、市场竞争和公众环保关注这三个机制促进了公司的绿色创新。

3.4 横截面检验

3.4.1 公司所在地的污染水平:污染较轻城市与污染较重城市

已有研究表明,公司所在地的环境治理水平会对公司绿色创新行为产生影响。比如,徐佳和崔静波发现,低碳城市试点政策能显著提升上市公司的绿色创新专利申请数量^[20]。表 5 检验了竞争对手受环保处罚时公司的绿色创新行为在污染水平不同的城市之间的差异。根据公司所在城市的污染程度进

表 5 竞争对手环保处罚与公司绿色创新:所在城市污染水平的分组检验

变量	绿色创新数量 GreI_num1		绿色创新质量 GreI_qlt1	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	污染较轻城市	污染较重城市	污染较轻城市	污染较重城市
PeerPunish	2.114*** (5.46)	0.419 (1.37)	1.103*** (4.68)	0.210 (1.13)
控制变量	控制	控制	控制	控制
年度固定效应	控制	控制	控制	控制
公司固定效应	控制	控制	控制	控制
组间系数差异	1.695***		0.893***	
N	10956	11159	10956	11159
adj.R ²	0.778	0.608	0.768	0.572

注:括号内为 t 值,*p < 0.10,**p < 0.05,***p < 0.01。控制变量与表 2 保持一致,回归中在公司层面进行了聚类标准误处理。

行分组检验,若公司所在城市当年单位GDP的二氧化硫排放量小于样本中位数,则将样本纳入“污染较轻城市”分组,否则纳入“污染较重城市”分组。

表5第(1)列、表5第(2)列的因变量为绿色创新数量GreI_num1。在表5第(1)列中,PeerPunish的系数为2.114,在1%水平上显著为正;在表5第(2)列中,PeerPunish的系数为0.419,不显著。采用费舍尔检验计算组间系数差异,表5第(1)列、表5第(2)列中,PeerPunish的组间系数差异为1.695,在1%水平上显著为正,说明在竞争对手被环保处罚时,相比于地处污染较严重城市的公司,位于污染较轻城市的公司更倾向于增加绿色创新数量。表5第(3)列、表5第(4)列的因变量为绿色创新质量GreI_qlt1。结果与表5第(1)列、表5第(2)列相似,PeerPunish的组间系数差异为0.893,在1%水平上显著为正,说明竞争对手环保处罚对企业绿色创新质量的提升作用在污染较轻城市中更显著。

表5的结果表明,相比于位于污染较严重城市的公司,位于污染较轻城市的公司,在竞争对手被环保处罚时增加绿色创新数量、提高绿色创新质量的效应更显著。在机制分析中我们发现,竞争对手环保处罚可以通过社会公众对环保问题的关注来促进公司的绿色创新。因此,表5的结果可能是因为,在环境较好的城市中,政府、居民对污染的容忍度较低,公司更有动机改善绿色创新水平。而在污染较严重的城市中,由于破窗效应^[44],企业主动采取环境友好措施的积极性较弱,竞争对手环保处罚对公司绿色创新的促进作用有限。

3.4.2 公司的产权性质:国企与非国企

表6检验了竞争对手环保处罚对公司绿色创新的影响在不同产权性质的公司之间是否存在差异。若公司的控股股东拥有国有背景,则将该公司视为“国企”,否则为“非国企”。

表6第(1)列、表6第(2)列分别为对非国有企业、国有企业的分组检验,因变量为绿色创新数量GreI_num1。在表6第(1)列、表6第(2)列中,PeerPunish的系数均在1%水平上显著为正。采用费舍尔检验计算组间系数差异,PeerPunish的组间系数差异为-1.181,在1%水平上显著为负,说明在竞争对手被环保处罚时,相比于非国有企业,国企更能增加自身的绿色创新数量。表6第(3)列、表6第(4)列因变量为绿色创新质量GreI_qlt1,结果与表6第(1)列、表6第(2)列相似。说明在竞争对手被环保处罚时,国有企业提升自身绿色创新质量的效应更显著。

表6的结果表明,相比于非国有企业,竞争对手环保处罚对公司绿色创新数量、绿色创新质量的提升作用在国企中更显著。这可能是因为,首先,创新是一项投入多、风险大、周期长的活动,而国有企业的高管薪酬-业绩敏感性更低^[45],更能进行绿色创新。其次,相比于非国有企业,国有企业整体能获得更高的政府补贴^[46],有利于开展绿色创新活动。第三,国有企业对政府环境规制的敏感性更高,比如官员环保考核对企业绿色创新的促进效应主要集中在国有企业^[47],因此,相比于非国有企业,国有企业更可能因为竞争对手被环保处罚而采取相应行动,比如提高自身绿色创新水平等。

表6 竞争对手环保处罚与公司绿色创新:公司产权性质的分组检验

变量	绿色创新数量 GreI_num1		绿色创新质量 GreI_qlt1	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	非国企	国企	非国企	国企
PeerPunish	1.327***(4.79)	2.508***(6.28)	0.658***(3.77)	1.614***(6.15)
控制变量	控制	控制	控制	控制
年度固定效应	控制	控制	控制	控制
公司固定效应	控制	控制	控制	控制
组间系数差异	-1.181***		-0.956***	
N	17542	10372	17542	10372
adj.R ²	0.594	0.759	0.591	0.733

注:括号内为t值,*p<0.10,**p<0.05,***p<0.01。控制变量与表2保持一致,回归中在公司层面进行了聚类标准误处理。

3.4.3 公司的媒体曝光度:低曝光公司与高曝光公司

媒体报道能够影响上市公司的环保行为^[48]。表7检验了竞争对手环保处罚对公司绿色创新行为的影响在媒体曝光度不同的公司之间是否存在差异。根据公司当年被媒体报道的数量进行分组,若公司当年的新闻数量小于样本中位数,则将样本纳入“曝光度低”分组,否则纳入“曝光度高”分组。

在表7第(1)列、表7第(2)列中,因变量为绿色创新数量GreI_num1。PeerPunish的系数分别为0.761和2.659,均在1%水平上显著为正。采用费舍尔检验计算组间系数差异,表7第(1)列、表7第(2)列中,PeerPunish的组间系数差异为-1.898,在1%水平上显著为负。表7第(3)列、表7第(4)列的因变量为绿色创新质量GreI_qlt1,组间差异检验结果与表7第(1)列、表7第(2)列相似。

表7的结果体现了媒体的环境治理作用:在竞争对手受到环保处罚时,相比于曝光度低的公司,媒体曝光度高的公司提升绿色创新水平的效应更显著。这可能是因为,一方面,作为信息中介,媒体报道减

少了信息不对称,促进资本市场正确定价^[49]。另一方面,媒体能够发挥重要的外部治理作用,媒体监督可以影响公司对违规的纠正行为、提升企业环境信息披露水平、增加企业环保投资等^[50-52]。因此,当公司受到的媒体关注越多,则越在意其竞争对手环保处罚事件产生的溢出效应,也越有可能采取积极行动来应对。

3.5 进一步分析

本研究进一步分析了竞争对手环保处罚对公司环保投资行为的影响。结果如表8第(1)列所示。因变量ln EPI(t)表示公司在t年的环保投资总金额,由于环保投资金额属于自愿性披露内容,因此,对ln EPI(t)的缺失值不进行补0处理^③。若当年有竞争对手被环保处罚,主要的解释变量PeerPunish1取值为1,否则为0。在表8第(1)列中,PeerPunish1的系数为0.267,在5%水平上显著,说明竞争对手受到环保处罚当年,公司会增加自身在环保方面的投资金额。

在对手受到环保处罚后,公司改善了自身的绿色创新水平,并增加了环保投资额,那么这些行为是否能降低其未来环保违规的可能呢?本研究进一步

表7 竞争对手环保处罚与公司绿色创新:媒体曝光度的分组检验

变量	绿色创新数量 GreI_num1		绿色创新质量 GreI_qlt1	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	曝光度低	曝光度高	曝光度低	曝光度高
PeerPunish	0.761***(3.48)	2.659***(6.52)	0.420***(3.08)	1.502***(5.73)
控制变量	控制	控制	控制	控制
年度固定效应	控制	控制	控制	控制
公司固定效应	控制	控制	控制	控制
组间系数差异	-1.898***		-1.082***	
N	13502	13572	13502	13572
adj.R ²	0.537	0.721	0.510	0.706

注:括号内为t值,*p<0.10,**p<0.05,***p<0.01。控制变量与表2保持一致,回归中在公司层面进行了聚类标准误处理。

表8 竞争对手环保处罚与公司环保投资、未来环保违规次数

变量	(1)	(2)
	ln EPI(t)	N_punish(t+1)
PeerPunish1	0.267**(2.44)	
PeerPunish		-0.026*(-1.90)
控制变量	控制	控制
年度固定效应	—	控制
公司固定效应	—	控制
随机效应	控制	—
N	982	12007
adj.R ²		0.274
Wald χ^2	292.335	

注:括号内为t值,*p<0.10,**p<0.05,***p<0.01。控制变量与表2保持一致。表8第(1)列采用随机效应的面板Tobit回归模型。表8第(2)列采用OLS回归模型,并在公司层面进行了聚类标准误处理。

检验竞争对手环保处罚对公司未来环保违规次数的影响。结果如表8第(2)列所示。因变量N_punish(t+1)表示公司在t+1年的环保违规次数,主要解释变量PeerPunish的定义方式与表2一致。PeerPunish的系数为-0.026,在10%水平上显著,说明竞争对手受到环保处罚后,公司自身在未来发生环保违规的次数下降。

3.6 稳健性检验

3.6.1 内生性检验

对于本研究主要结果的一个潜在担忧是内生性问题,主回归中所观测到的公司绿色创新行为的改善可能不是因为竞争对手环保处罚事件的溢出效应,而是由于公司所在行业的环境监管力度变强,也可能是因为公司所在行业整体受到了环保方面的其他外生冲击,还可能是其他观测不到的行业、公司特性。无论是环境监管力度的变化,或是其他环保相关的外生冲击,或者是其他观测不到的行业、公司特性,都可能同时对同行业竞争对手是否被环保处罚和企业绿色创新行为产生影响,因此,本研究分别采用工具变量法、PSM匹配法进行处理,以减轻对此问题的担心。

首先采用工具变量法进行检验。选用竞争对手所在城市的环保监管力度PITL_pns作为工具变量,理由是:一方面,竞争对手所在城市的政府环保监管力度会影响竞争对手被环保处罚的概率。另一方面,由于竞争对手与本公司只是处于同一行业,本研究在工具变量检验中进一步剔除了二者位于同一城

市的情况,没有理由相信,竞争对手所在城市的环保监管力度会直接影响公司的绿色创新行为。因此,该变量符合工具变量的相关要求。

具体来说,第一阶段用工具变量PITL_pns对竞争对手是否被环保处罚进行回归,模型为

$$\text{PeerPunish}_{i,t} = \alpha + \beta_1 \text{PITL_pns}_{i,t} + \text{Controls}_{i,t} + \text{YearFE} + \text{FirmFE} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

其中工具变量为竞争对手所在城市的环保监管力度PITL_pns,用该城市当年的污染源监管信息公开指数(PITI指数)来衡量。各城市历年的PITI指数来自公众环境研究中心(IPE)和自然资源保护协会(NRDC)。

在第二阶段中,用第一阶段PeerPunish的估计值PeerPunish_hat对主回归中的4个绿色创新因变量进行回归

$$\text{GreenInnov}_{i,t} = \alpha + \beta_1 \text{PeerPunish_hat}_{i,t} + \text{Controls}_{i,t} + \text{YearFE} + \text{FirmFE} + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

其中因变量GreenInnov_{i,t}表示公司的绿色创新水平,分为绿色创新数量(GreI_num1、GreI_num2)和绿色创新质量(GreI_qlt1、GreI_qlt2)两组。

表9为二阶段回归结果。在表9第(1)列中,PITL_pns的系数显著为正,说明竞争对手所在城市的政府环保监管力度越大,公司的竞争对手越有可能被环保处罚。F值为31.59,符合工具变量相关性要求。表9第(2)列~表9第(5)列中,PeerPunish_hat的系数均显著为正,说明竞争对手被环保处罚后,公司会增加绿色创新数量,并提高绿色创新质量。因此,基于工具变量的二阶段检验结果有助于减轻实证中

表9 竞争对手环保处罚与公司绿色创新:工具变量法

变量	第一阶段	第二阶段			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	PeerPunish	GreI_num1	GreI_num2	GreI_qlt1	GreI_qlt2
PITL_pns	0.008***(15.72)				
PeerPunish_hat		15.342***(8.77)	5.460***(5.08)	10.657***(8.37)	3.917***(4.75)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
年度固定效应	控制	—	—	—	—
公司固定效应	控制	—	—	—	—
随机效应	—	控制	控制	控制	控制
N	8927	8927	8927	8927	8927
adj.R ²	0.199				
chi2		1372.823	275.588	1136.243	263.710
Partial F	31.59(p=0.000)				

注:括号内为t值,*p<0.10,**p<0.05,***p<0.01。控制变量与表2保持一致。表9第(1)列采用OLS回归模型,并在公司层面进行了聚类标准误处理。表9第(2)列~表9第(5)列采用随机效应的面板Tobit回归模型。

存在的内生性问题的担忧。

为了进一步缓解内生性问题,还采用PSM的方法,按照1:1近邻匹配的方式为处理组样本匹配了一组控制组样本。用匹配后的样本进行回归,结果稳健。

3.6.2 替代性解释

由于公司的总体创新水平可能逐年改善,专利申请数量逐年增多,因此,主检验所观测到的绿色发明、绿色实用新型申请数量增加可能只是因为公司的整体创新水平提升,不足以说明绿色创新水平的改善。为排除这个替代性解释,考察了绿色创新比例的变化。将绿色专利数量除以所有专利数量进行标准化,并重新进行回归分析,结果与主回归一致,排除了“公司整体创新增多”的替代性解释。

3.6.3 改变因变量的定义方式

改变本研究主回归(表2和表3)中因变量的定义方式,分别将绿色专利申请数量、绿色专利申请质量取对数,本研究主要结论依然成立。

改变主回归(表3)中绿色创新质量的衡量方式,分别采用绿色专利的引用量和知识宽度来衡量。其中,专利引用量Citation的计算方式参考Jaffe和Trajtenberg等^[53]和Hsu等^[54],为了克服专利引用的数据截断问题(truncation)导致的度量偏差,将个体专利引用量除以组内均值(the fixed-effects approach)。专利知识宽度Knowledge的计算方式参考Akcigit等^[55]、Aghion等^[56]以及张杰和郑文平^[57],用专利分类号大组层面的赫芬达尔-赫希曼指数(HHI)进行测度。HHI越大,说明企业创造专利所运用的知识宽度越大,该专利质量越高。最后,将公司当年申请并在之后获得授权的所有绿色专利的知识宽度按中位数法加总,获得公司-年度层面的绿色创新质量。改变绿色创新质量的衡量方式后,结论依然稳健。

4 结束语

本研究以2010—2020年中国上市公司的环保处罚事件为研究情境,考察竞争对手环保处罚对企业绿色创新的影响,并探究其中的作用机制。研究发现:1)在竞争对手受到环保处罚后,公司会提升自身的绿色创新水平。2)竞争对手环保处罚主要通过处罚事件所产生的震慑作用、公司与对手之间的市场竞争以及公司所在地的公众环保关注这三个机制对

公司绿色创新行为产生影响。3)当公司所在城市的污染程度较轻、属于国有企业、媒体曝光度较高时,竞争对手环保处罚对公司绿色创新水平的提升作用更显著。4)进一步地,在竞争对手受到环保处罚后,公司还会增加环保投资金额,且此后公司自身发生环保违规的次数将降低。

本研究结论具有重要的理论与现实意义。第一,从竞争对手环保处罚的溢出效应视角丰富了有关企业溢出效应的研究。第二,本研究为企业绿色创新影响因素的研究补充了新的科学证据。关注了一个新的影响因素——同行业竞争者所受环保处罚对公司绿色创新行为的影响,并发现了三个影响机理——环保处罚的震慑作用、行业竞争、社会公众关注压力,有助于更充分地理解上市公司进行绿色创新的动机。第三,本研究将竞争对手负面环保事件与公司的绿色创新行为联系在一起,有助于更好地理解上市公司环保处罚的经济后果与作用,对于上市公司绿色创新能力的提升具有重要的启示作用,对于监管部门如何监管与治理上市公司相关环保问题提供了重要的决策参考,有利于提高环保执法的效率。

注释:

①本文也使用“罚款金额”“受罚对手数量”来衡量环保处罚事件的影响力,结果稳健。其中,“罚款金额”等于当年对手被罚的最大金额,“受罚对手数量”等于当年受罚的对手数量除以行业内公司总数进行标准化,当罚金越高、受罚对手越多时,环保处罚事件的震慑力越强。限于篇幅,不再列示具体结果。感谢审稿人提出的宝贵建议。

②具体用销售收入除以公司总资产进行标准化处理。 $Compete_{i,t} = -|Sale_i / Asset_i - Sale_j / Asset_j|$,其中 $Sale_i$ 和 $Sale_j$ 分别表示公司的销售收入和受罚对手的销售收入, $Asset_i$ 和 $Asset_j$ 分别表示公司的总资产和受罚对手的总资产。

③本文也对变量ln EPI的缺失值进行了补0处理,回归结果与表8第(1)列一致。

参考文献:

[1] Ryan S P. The costs of environmental regulation in a concentrated industry[J]. *Econometrica*, 2012, 80(3): 1019-1061.

- [2]包群,邵敏,杨大利.环境管制抑制了污染排放吗[J].经济研究,2013,48(12):42-54.
- [3]高昊宇,温慧愉.生态法治对债券融资成本的影响——基于我国环保法庭设立的准自然实验[J].金融研究,2021,(12):133-151.
- [4]崔广慧,姜英兵.政府环保处罚影响企业劳动力需求吗?——基于制造业上市公司的经验证据[J].中国人口·资源与环境,2021,31(11):78-88.
- [5]王云,李延喜,马壮,等.环境行政处罚能以儆效尤吗?——同伴影响视角下环境规制的威慑效应研究[J].管理科学学报,2020,23(1):77-95.
- [6]Cai W, Jiang F, Ma J. The peer effect of penalty against firm leaders[J]. Finance Research Letters, 2023: 103484.
- [7]肖华,张国清.公共压力与公司环境信息披露——基于“松花江事件”的经验研究[J].会计研究,2008,(5):15-22,95.
- [8]方先明,那晋领.创业板上市公司绿色创新溢酬研究[J].经济研究,2020,55(10):106-123.
- [9]王馨,王营.绿色信贷政策增进绿色创新研究[J].管理世界,2021,37(6):173-188,11.
- [10]Kedia S, Koh K, Rajgopal S. Evidence on contagion in earnings management[J]. The Accounting Review, 2015, 90(6): 2337-2373.
- [11]Aghamolla C, Thakor R T. IPO peer effects[J]. Journal of Financial Economics, 2022, 144(1): 206-226.
- [12]薛健,汝毅,窦超.“惩一”能否“儆百”?——曝光机制对高管超额在职消费的威慑效应探究[J].会计研究,2017,(5):68-74,97.
- [13]Peng Y S, Lin S S. Local responsiveness pressure, subsidiary resources, green management adoption and subsidiary's performance: Evidence from Taiwanese manufactures[J]. Journal of Business Ethics, 2008, 79(1): 199-212.
- [14]Lin H, Zeng S X, Ma H Y, et al. Can political capital drive corporate green innovation? Lessons from China[J]. Journal of Cleaner Production, 2014, 64: 63-72.
- [15]Amore M D, Bennesen M. Corporate governance and green innovation[J]. Journal of Environmental Economics and Management, 2016, 75: 54-72.
- [16]Maggioni D, Santangelo G D. Local environmental non-profit organizations and the green investment strategies of family Firms[J]. Ecological Economics, 2017, 138: 126-138.
- [17]Li D, Huang M, Ren S. Environmental legitimacy, green innovation and corporate carbon disclosure: Evidence from CDP China 100[J]. Journal of Business Ethics, 2018, 150(4): 1089-1104.
- [18]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,2019,35(5):126-133,160.
- [19]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,2020,55(9):192-208.
- [20]徐佳,崔静波.低碳城市和企业绿色技术创新[J].中国工业经济,2020,(12):178-196.
- [21]王依,龚新宇.环保处罚事件对“两高”上市公司股价的影响分析[J].中国环境管理,2018,10(2):26-31.
- [22]原毅军,耿殿贺.环境政策传导机制与中国环保产业发展——基于政府、排污企业与环保企业的博弈研究[J].中国工业经济,2010,(10):65-74.
- [23]范子英,赵仁杰.法治强化能够促进污染治理吗?——来自环保法庭设立的证据[J].经济研究,2019,54(3):21-37.
- [24]方芳,杨岚,周亚虹.环境规制,企业演化与城市制造业生产率[J].管理科学学报,2020,23(4):22-37.
- [25]陈燕红,张超.环境违法成本视角下的上市公司股价对污染事件响应特征研究[J].中国人口·资源与环境,2017,27(S1):61-66.
- [26]齐绍洲,林岫,崔静波.环境权益交易市场能否诱发绿色创新?——基于我国上市公司绿色专利数据的证据[J].经济研究,2018,53(12):129-143.
- [27]Calel R, Dechezleprêtre A. Environmental policy and directed technological change: Evidence from the European carbon market[J]. Review of Economics and Statistics, 2016, 98(1): 173-191.
- [28]Popp D. Induced innovation and energy prices[J]. American Economic Review, 2002, 92(1): 160-180.
- [29]陶锋,赵锦瑜,周浩.环境规制实现了绿色技术创新的“增量提质”吗?——来自环保目标责任制的证据[J].中国工业经济,2021,(2):136-154.
- [30]马骏,朱斌,何轩.家族企业何以成为更积极的绿色创新推动者?——基于社会情感财富和制度合法性的解释[J].管理科学学报,2020,23(9):31-60.
- [31]王兵,戴敏,武文杰.环保基地政策提高了企业环境绩效吗?——来自东莞市企业微观面板数据的证据[J].金融研究,2017,44(4):143-160.
- [32]罗知,齐博成.环境规制的产业转移升级效应与银行

协同发展效应——来自长江流域水污染治理的证据[J]. 经济研究, 2021, 56(2): 174-189.

[33]吴育辉, 田亚男, 陈韞妍, 等. 绿色债券发行的溢出效应、作用机理及绩效研究[J]. 管理世界, 2022, 38(6): 176-193.

[34]Bloom N, Schankerman M, Van Reenen J. Identifying technology spillovers and product market rivalry[J]. *Econometrica*, 2013, 81(4): 1347-1393.

[35]Cao S S, Fang V W, Lei L G. Negative peer disclosure[J]. *Journal of Financial Economics*, 2021, 140(3): 815-837.

[36]Kassinis G, Vafeas N. Stakeholder pressures and environmental performance[J]. *Academy of Management Journal*, 2006, 49(1): 145-159.

[37]Hamilton J T. Exercising property rights to pollute: Do cancer risks and politics affect plant emission reductions?[J]. *Journal of Risk and Uncertainty*, 1999, 18(2): 105-124.

[38]Beck T, Levine R, Levkov A. Big bad banks? The winners and losers from bank deregulation in the United States[J]. *The Journal of Finance*, 2010, 65(5): 1637-1667.

[39]黎文靖, 郑曼妮. 实质性创新还是策略性创新?——宏观产业政策对微观企业创新的影响[J]. 经济研究, 2016, 51(4): 60-73.

[40]Leary M T, Roberts M R. Do peer firms affect corporate financial policy?[J]. *The Journal of Finance*, 2014, 69(1): 139-178.

[41]Piotroski J D, Wong T J, Zhang T. Political incentives to suppress negative information: Evidence from Chinese listed firms[J]. *Journal of Accounting Research*, 2015, 53(2): 405-459.

[42]Liu Z, Shen H, Welker M. Gone with the wind: An externality of earnings pressure[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2021: 101403.

[43]张琦, 郑瑶, 孔东民. 地区环境治理压力、高管经历与企业环保投资——一项基于《环境空气质量标准(2012)》的准自然实验[J]. 经济研究, 2019, 54(6): 183-198.

[44]Kelling G L, Wilson J Q. Broken windows[J]. *Atlantic Monthly*, 1982, 249(3): 29-38.

[45]Bai C E, Xu L C. Incentives for CEOs with multitasks:

Evidence from Chinese state-owned enterprises[J]. *Journal of Comparative Economics*, 2005, 33(3): 517-539.

[46]孔东民, 刘莎莎, 王亚男. 市场竞争、产权与政府补贴[J]. 经济研究, 2013, 48(2): 55-67.

[47]曾昌礼, 刘雷, 李江涛, 等. 环保考核与企业绿色创新——基于领导干部自然资源资产离任审计试点的准自然实验[J]. 会计研究, 2022, 413(3): 107-122.

[48]Tang Z, Tang J. Can the media discipline Chinese firms' pollution behaviors? The mediating effects of the public and government[J]. *Journal of Management*, 2016, 42(6): 1700-1722.

[49]Drake M S, Guest N M, Twedt B J. The media and mispricing: The role of the business press in the pricing of accounting information[J]. *The Accounting Review*, 2014, 89(5): 1673-1701.

[50]Dyck A, Volchkova N, Zingales L. The corporate governance role of the media: Evidence from Russia[J]. *The Journal of Finance*, 2008, 63(3): 1093-1135.

[51]沈洪涛, 冯杰. 舆论监督、政府监管与企业环境信息披露[J]. 会计研究, 2012, (2): 72-78, 97.

[52]王云, 李延喜, 马壮, 等. 媒体关注、环境规制与企业环保投资[J]. 南开管理评论, 2017, 20(6): 83-94.

[53]Jaffe A B, Trajtenberg M. Patents, Citations and Innovations: A Window on the Knowledge Economy[M]. Cambridge: MIT Press, 2005.

[54]Hsu P H, Tian X, Xu Y. Financial development and innovation: Cross-country evidence[J]. *Journal of Financial Economics*, 2014, 112(1): 116-135.

[55]Akcigit U, Baslandze S, Stantcheva S. Taxation and the international mobility of inventors[J]. *American Economic Review*, 2016, 106(10): 2930-2981.

[56]Aghion P, Akcigit U, Bergeaud A, et al. Innovation and top income inequality[J]. *The Review of Economic Studies*, 2019, 86(1): 1-45.

[57]张杰, 郑文平. 创新追赶战略抑制了中国专利质量么?[J]. 经济研究, 2018, 53(5): 28-41.