

环保执法的创新补偿效应： 来自企业绿色技术创新的证据

秦炳涛 刘依婷 林 敢*

摘要:绿色技术创新成为推动经济高质量发展的关键引擎,环保执法作为一种“硬约束”,对企业绿色技术创新起到了重要作用。文章基于2010—2020年企业层面环保处罚数据和上市公司绿色专利数据,利用泊松回归方法,实证考察了环保执法对企业绿色技术创新的影响效应及其微观作用机制。研究发现,环保执法能够促进企业层面的绿色技术创新,这一结论在更换被解释变量、改变计量回归方法等一系列稳健性检验之后依然成立。机制分析表明,环保执法对企业绿色技术创新具有创新补偿效应,刺激企业增加绿色投资,促进企业进行绿色技术创新;长期来看,绿色投资是环保执法促进企业绿色技术创新稳定且持续的机制。环保执法对企业绿色技术创新具有成本效应,环保处罚会增加企业绿色费用,从而在一定程度上抑制企业绿色技术创新。异质性分析表明环保执法对国有企业和重污染企业绿色技术创新的影响更为显著,环保执法虽然促进了企业绿色专利数量的增加,但并没有促进企业的绿色专利质量的提高;相较于警告类和罚款类环保执法,没收查封停业类环保执法更能产生威慑作用,激励企业进行绿色技术创新。本文为理解绿色技术创新动因提供了新的视角,同时也为进一步完善环保执法体系和实现经济高质量发展提供了学理支持和决策参考。

关键词:环保执法;绿色投资;绿色费用;绿色技术创新

一、引言

当前我国正处于经济由高速发展阶段转入高质量发展阶段的关键期,确保经济高质量发展是全面建设社会主义现代化国家的首要任务,而经济发展中积累的环境弊病从长期而言会

*秦炳涛,上海理工大学管理学院,邮政编码:200093,电子邮箱:qbt719@163.com;刘依婷,上海理工大学管理学院,邮政编码:200093,电子邮箱:lyt1192022@163.com;林敢,上海理工大学管理学院,邮政编码:200093,电子邮箱:lingan@usst.edu.cn。

本文系上海市“科技创新行动计划”软科学研究青年项目“以制造业龙头企业驱动上海市产业链供应链协同创新的机理及实证研究”(23692121700)的阶段性成果。感谢匿名外审专家的修改建议,文责自负。

制约我国经济高质量发展,因此我国把生态文明建设以及环境保护摆在了前所未有的战略高度。《工业“十四五”绿色发展规划》指出,我国要推动生产过程清洁化转型,企业在打造更清洁的生产方式的同时也要主动提升清洁生产技术水平。党的二十大报告也指出深入推动环境污染防治,持续深入打好蓝天、碧水、净土保卫战,并且将推动经济社会发展绿色化、低碳化确立为实现经济高质量发展的关键环节。这意味着找到一条兼顾“生态优美”和“经济稳健”的经济绿色化转型之路是解决环境污染问题的根本之策,是实现绿色发展行之有效的途径,是推动经济高质量发展的长远选择。

为推动以上政策目标的实现,我国把绿色技术创新置于重要的战略地位。2019年,国家发展和改革委员会、科学技术部联合印发《关于构建市场导向的绿色技术创新体系的指导意见》,绿色技术创新成为我国生态文明建设的要务。此外,我国也分别从环保立法、环保司法和环保执法等方面为实现政策目标提供了全面的法律保障。在环保立法层面,我国颁布了以《环境保护法》为代表的众多生态环保领域法律法规,这些法规奠定了我国生态文明建设的法律基础。在环保司法层面,环保法庭自2007年试点以来逐渐完善,这体现了我国生态环境司法保护的全面加强。在环保执法层面,我国推行中央环保督察制度以及环保行政处罚制度,从而使得环保执法在机制体制上得到了强化。2020年,全国共下达生态环境行政处罚决定书12.61万份,罚没款数额82.36亿元,全国适用《环境保护法》配套办法五类案件总数16653件^①,政府环保执法力度也在空前加大。在以上三者中,环保执法作为事后执法手段,是维护环境法规执行的关键环节,在社会发展过程中,建设健全的环保法规体系并确保其有效执行,有助于实现经济发展和环境保护的双向平衡,推动生态环境可持续发展。那么,在我国亟需转换发展方式,形成绿色化、低碳化发展的背景之下,环保执法能否作为一种“硬约束”,助力企业绿色技术创新?如果存在绿色技术创新效应,何种机制在支撑这种效应?更进一步地,不同条件下这种效应是否存在差异?这无疑是目前亟待回答的问题,对这些问题的探究能够为检验我国环保执法的效果提供重要参考。

然而梳理相关文献,学者们对环保执法和绿色技术创新领域的现有研究具有以下特点:首先,关于环保执法的现有研究主要从宏观层面展开,例如探究环保执法与经济发展、产业发展之间的关系。环保执法可以改善环境质量、实现产业结构优化升级以及促进经济发展(冯采等,2022);环保执法有助于提高工业竞争力,但两者之间是非线性促进关系(Stavropoulos et al.,2018)。关于绿色技术创新的研究大多围绕环境规制工具以及“波特假说”展开。此外,关于环保执法对绿色技术创新作用机制的文献从行业和区域层面研究的居多,从企业层面进行分析的文献仍有欠缺,即使是从企业角度研究,学者也主要从企业环境治理的效果(陈晓艳

^① 数据来源:《中国环境年鉴》。

等,2021)和企业环境绩效的评价(沈洪涛、周艳坤,2017)等方面展开。其次,不少研究利用双重差分法检验绿色技术创新在某项环保政策颁布前后的变化,例如将“三同时”制度、“环保约谈”制度或“中央环保督察”制度作为准自然实验研究某项环境法规对于企业绿色技术创新的影响,而忽略了从事后角度整体评价环保执法对绿色技术创新的影响。

为进一步探讨环保执法和企业绿色技术创新之间的微观作用机理,本文将环保行政处罚金额作为环保执法的代理变量,利用2010—2020年上市公司环保行政处罚数据和上市公司绿色专利数据,对以下问题展开研究:企业受到环保处罚之后的1~3年内是否会进行绿色技术创新;环保执法是否影响企业的绿色投资及绿色费用,这一影响作用能否传导至企业绿色技术创新;环保执法对企业绿色技术创新的影响效应是否因企业股权性质、行业污染程度以及企业绿色专利质量而存在差异?为探究以上问题,本文将绿色投资和绿色费用纳入研究框架中,研究环保执法对企业绿色技术创新的微观作用机理。在研究视角上,结合环保体制深化和经济绿色发展的时代背景,基于绿色技术创新的视角进行研究,进一步拓宽环保执法的研究边界;在研究内容上,将绿色投资、绿色费用纳入研究框架,从“创新补偿效应”以及“成本效应”两个方面识别了环保执法影响企业绿色技术创新的内在逻辑与长期机制,同时研究环保执法对企业绿色专利质量的影响,为环保执法的深入推进提供参考证据。

本文可能的边际贡献主要有以下几点:(1)对于政府环境规制的效果,现有文献主要是从事前环保立法等角度分析,极少文献从企业违规后政府执法角度分析环保处罚对企业绿色技术创新的影响,本文补充了事后环保执法层面关于绿色技术创新的研究,进一步丰富了现有文献研究结论。(2)关于环保执法和绿色技术创新的研究以往大多集中在行业和区域层面,随着企业环保执法信息数据的日渐公开化,本文克服了以往数据搜集难题,手工收集了我国企业层面的环保行政处罚数据和绿色专利数据,是对现有研究结论的微观补充。(3)现有关于环保执法对企业绿色技术创新影响的文献多侧重于直接效应分析,而探究环保执法对企业绿色技术创新的微观作用机制也十分重要,因此本文进一步将企业绿色投资和绿色费用纳入研究框架中,利用泊松回归方法,实证检验了环保执法、企业绿色投资、企业绿色费用以及企业绿色技术创新这四者之间的关系,对现有文献研究进行了拓展和深化。

二、文献综述

为治理环境污染,各国相继推行了一系列环境规制政策。当前主要的环境规制工具可归纳为三大类型:首先是命令-控制型环境规制,涉及相关行政机关以法定形式设定环境标准,通过行政命令迫使企业遵循环境规制,并对违法违规企业实施惩戒;其次是市场激励型环境规制,即通过市场机制和信号来引导排污者的决策行为;最后是自愿型环境规制,指的是企业或组织在环境保护方面自发采取的行动和标准,自愿型环境规制鼓励企业自愿地跨越最低

法定要求,致力于实现更高的环保标准和自身可持续经营。由于中国环境规制尚处于发展阶段,强行推行市场激励型规制政策难以实现令人满意的污染控制效果,故在相当长的时期内,中国的污染控制主要以政府的命令-控制型规制为主导,而环保执法正属于命令-控制型环境规制的一种。

根据制度理论,企业被视为制度的遵从者,制度通过法律规范、行为准则和社会期望等方面对组织进行引导,为了维持自身的稳健运营和生存,组织被迫遵守这些制度规则,意味着企业不仅需要遵守法律法规,还需考虑社会的道德期望,以确保其在社会中的可持续发展。环境规制的实施能否在环境效益和经济效益之间实现平衡,从而激励企业朝着绿色技术创新的方向发展,这个问题存在争议,并且学术界尚未形成共识。目前学术界关于环保执法和绿色技术创新的研究结论主要有正向促进关系、负向抑制关系和U形门槛关系三种。其中第一支观点认为,企业受到环保处罚之后,其绿色技术创新活动会增加。1991年,Porter的实证检验表明,适当的环境法规和绿色技术创新之间是正向关系,并提出了著名的“波特假说”(Porter, 1991)。除此之外,命令-控制型环境法规在刺激绿色技术创新中发挥着重要作用(Demirel & Kesidou, 2011),具体而言,企业受到环境监管之后,更有动机进行绿色技术创新(Berrone et al., 2013),即环保处罚会“倒逼”污染企业加大绿色创新投资力度,促进企业提升绿色技术水平,从而达到治污减污的目的(赵敏、赵国浩, 2021)。Zhu等(2021)利用中国2005—2014年86家钢铁企业的面板数据,分析了异质性环境监管对于企业绿色技术创新的直接影响效应,得出了命令控制型环境规制政策对企业绿色技术创新存在促进效应。另一支观点认为,环保执法会阻碍企业进行绿色技术创新。根据新古典经济学理论,政府对企业的环境监管会加大企业生产成本,挤占企业利润,最终阻碍经济增长。Conrad和Wastl(1995)等利用1975—1991年德国10个污染密集型工业企业的数据,研究得出环境监管会通过增加企业的成本进而对企业技术创新产生抑制作用。还有一支观点认为环保执法与企业绿色技术创新之间存在门槛效应,由于行业异质性和地区异质性,当企业面临环境监管时,由于企业生产成本的不同,企业对新技术的研发投资也有所不同。企业绿色技术创新也因环境调控强度的不同而存在差异,环境调控强度较低时,绿色技术创新能力较弱,随着环境调控强度的增加,环境调控对绿色技术创新的促进作用变得显著,因此,环境监管与绿色技术创新之间是一种U型关系(Lanoie et al., 2008)。例如,Jiang等(2023)利用中国2008—2017年30个省份的面板数据,研究得出环境监管和企业绿色技术创新之间是一种先抑制后促进的U形关系,这种U形关系尤其体现在中国西部地区,即环境监管存在门槛效应。

更进一步地,也有不少学者研究环保执法对不同区域以及不同行业中企业绿色技术创新的影响效应。Zhou等(2023)运用三重差分法,研究发现在强环境监管地区和重污染地区,环保执法对企业绿色技术创新的影响作用更显著。Liu等(2021)以《新环境保护法》的实施作为

准自然试验,得出结论表明,该法规对于第二产业依赖度较高的企业影响较为有限,而对于所在地区行业竞争激烈以及行业集中度较高的企业影响更为显著。梳理发现,既有关于环保执法和企业绿色技术创新的文献为本文提供了重要思路和深刻洞见,但是仍然有值得进一步推进的方面。第一,现有研究主要探究环保执法对企业绿色技术创新的直接影响效应,即使是研究二者关系,也大多从行业和区域角度分析,而较少从微观视角探究环保执法对企业绿色技术创新的作用机制。第二,现有研究未将企业绿色投资以及企业绿色费用纳入研究框架,然而厘清环保执法、绿色投资、绿色费用以及企业绿色技术创新之间的关系对检验我国环保执法的效果也具有重要意义。第三,现有研究主要用双重差分法(DID),将某一环保法规的颁布作为准自然试验探究二者关系,然而从环保执法全过程角度分析环保执法和企业绿色技术创新之间的关系也尤为重要。

三、环保执法对绿色技术创新影响机理分析

(一) 作用机制与理论假说

根据图1中环保执法对企业绿色技术创新产生影响的传导机制,环保执法可以直接作用于企业绿色技术创新。根据广义的希克斯理论,企业违规的隐性成本是环保执法对企业绿色技术创新产生激励作用的来源,以最低成本维持法定排放标准的动机也是企业绿色技术创新激励效应之一(Newell et al., 1999)。环保执法作为命令-控制型环境规制的一种,会对企业行为产生重大影响。首先,企业受到环保处罚时,其成本费用会因此加大,进而挤占企业利润空间,降低企业收益率(王依、龚新宇,2018);环境违规行为不仅对企业的信用水平产生不良影响(Zou et al., 2017),也会进一步影响消费者选择,导致消费者对企业违规行为产生负面情感道德反应,这些反应具有传染效应,促使其他消费者对公司发表负面言论和进行抗议(Grappi et al., 2013)。其次,一些重度处罚可能会使企业面临数额巨大的罚款甚至是停业整顿,这不仅会增加企业成本,更会损害企业的经营绩效。最后,基于声誉理论,个体或组织的声誉在社会中有一定的价值,这种价值不仅关系到其在社会中的形象,还可能涉及到商业、政治等方面的机会,因此组织有一种自我保护的动机,使其倾向避免产生犯罪行为,以免受到声誉损害。综上所述,企业面临环保处罚时有很强动机改善环境治理(陈晓艳等,2021)。此外,当企业面临环保处罚时,其违反环境规制行为所造成的损失有可能大于其合规成本,为了实现生产运营的合法性,避免因不遵守法规而受到惩罚,企业会更倾向于进行生产过程创新和绿色产品创新,而这一过程也会促进企业绿色技术创新水平提升。因此,本文提出理论假说1:

H1:环保执法能够促进企业提高绿色技术创新水平。

严格的环境规制措施将导致清洁型企业相对于污染型企业而言承担更低的生产成本,从而导致清洁型企业产生创新补偿效应(王书斌、徐盈之,2015)。当清洁型企业相对于污染型企业更加具有成本优势时,那么更多企业会转向清洁生产并增加绿色投资。绿色投资可以界

定为企业日常支出中与环境保护相关的资本化投资支出,即企业生产建设全过程中有关的污染预防、污染治理、生态保护等最终可形成固定资产账面价值的投资支出(赵领娣、王小飞, 2022)。在我国“双碳”目标日益严峻以及监管部门对企业环境行为关注度加强的背景之下,消极被动地应对政府环保执法将不利于企业综合竞争力的提高,因此企业需要改变生产经营决策,加大绿色投资力度,并且生产出更多环境友好型产品。此外,高额罚款也会对企业排污行为产生一定的震慑作用,鼓励企业加大减污技术的投资(Taschini et al., 2014),参与环境补偿项目(Lee & Xiao, 2020),最终会对企业绿色技术创新水平产生促进作用,基于此,本文提出理论假说2:

H2: 环保执法能够产生创新补偿效应,刺激企业增加绿色投资并促进企业提升绿色技术创新水平。

绿色费用可以界定为企业进行环境保护活动时所形成的费用化支出,如环境治理、生态恢复治理产生的河道清洁费、环境治理费等各项费用(赵领娣、王小飞, 2022)。绿色费用主要用于处理环境污染的后果或进行环境赔偿,属于一种相对被动的末端环境治理手段,往往难以直接介入企业的生产过程,且在增加经济成本的同时无法有效激发企业进行技术创新。图1的传导机制表明,环保执法能够产生成本效应,即环境规制也会增加企业的成本支出,引起绿色费用增加,降低企业利润以及企业用于技术创新的研发投入(Popp et al., 2010)。当企业受到环保行政处罚时,一方面企业会通过增加治污支出来控制污染排放,另一方面企业则会提高污染治理技术水平,而这两种方式都必然会增加企业成本费用,对企业利润率产生负面影响,即环保执法能够产生成本效应。当绿色费用增加时,那么用于企业绿色技术创新的研发投入资金就难以有效保证,因此会在一定程度上抑制企业的绿色技术创新。基于以上分析,本文提出理论假说3:

H3: 环保执法能够产生成本效应,增加企业绿色费用,挤占技术创新资本投入,从而抑制企业绿色技术创新。

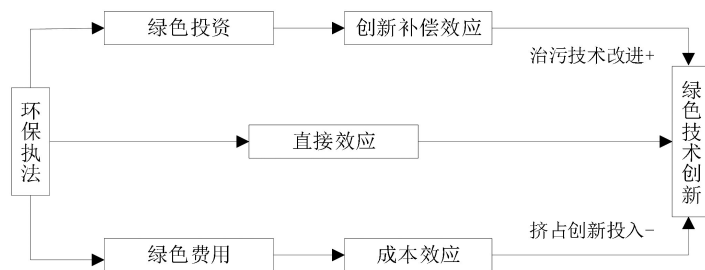


图1 环保执法对企业绿色技术创新产生影响的传导机制

(二) 理论基础

本研究以 Berman 和 Bui(2001)的局部静态均衡理论为基础,采用了局部静态均衡模型,局部静态均衡模型将企业的生产要素分为准固定要素和可变要素。假设企业处于完全竞争

状态,那么企业的成本可以设置如下:

$$CV = F(Y, P_1, P_2, \dots, P_N, Z_1, Z_2, \dots, Z_N) \quad (1)$$

其中 Y 表示产出, P_i 表示可变要素价格, Z_i 表示不变要素价格。那么,企业的资本投入可以表示为:

$$K = \alpha + P_Y Y + \sum_{i=1}^N r_i P_i + \sum_{i=1}^M \beta_i Z_i \quad (2)$$

环保执法对 K 的影响可以表示为:

$$\frac{dK}{dR} = P_Y \left(\frac{dY}{dR} \right) + \sum_{i=1}^N r_i \frac{dP_i}{dR} + \sum_{i=1}^M \beta_i \frac{dZ_i}{dR} \quad (3)$$

其中 R 代表政府部门环保执法,式(3)右式第一项表示环保执法通过影响产出进而影响资本投入。具体影响路径如下:环保执法通过行政处罚、“关停并转”等影响产出,从而造成一部分产出减少,进而对资本投入造成影响。在完全竞争市场下,环保执法对其他要素的价格几乎不产生影响,因此式(3)中右边第二项约为0。式(3)右边第三项反映环保执法通过影响企业采取应对措施所付出的成本从而对 K 产生影响,企业成本随环保处罚的增加而增加,因此 $dZ/dR > 0$, β 的符号由应对资本投入和应对环保执法投入之间的关系决定。由于企业面临环保执法具有环境治理方式异质性,假设完全竞争市场有 N 个企业, P 为产品的价格; Z 表示企业是否进行清洁生产, $Z=1$ 表示企业只致力于生产,并且采用“污染”的生产技术, $Z < 1$ 表示企业采用清洁的生产技术,但是会使企业损失一部分产出。其中生产函数为柯布-道格拉斯形式。

$$Q = ZL^\alpha K^\beta \quad (4)$$

式(4)中 L 和 K 分别表示劳动力和资本的投入,由于污染和产出具有正向的关系,假设 d 为企业产出和污染之间的排放系数, δ 为清洁生产技术 Z 的排放效率。污染排放函数设置如下:

$$E = dZ^\delta Q = dZ^{\delta+1} L^\alpha K^\beta, 0 < d < 1 \quad (5)$$

当 $Z < 1$, $\delta > 1$,表明清洁生产技术产生的污染物少,当 δ 越大,表明清洁技术产生的污染物越少。再结合企业生产函数和污染排放函数,则可以将企业生产函数 Q 和利润函数 π 可以分别表示为:

$$Q = d^{\frac{-1}{1+\delta}} L^{\frac{\delta\alpha}{1+\delta}} K^{\frac{\delta\beta}{1+\delta}} E^{\frac{1}{1+\delta}} \quad (6)$$

$$\pi = PQ - P_L L - P_K K - tE \quad (7)$$

其中 P_L 和 P_K 分别表示劳动和资本的价格, t 表示政府对单位污染物的处罚。

假设企业面对环保处罚主要有两种方式,一种是增加绿色费用,主要表现为末端治理;另一种是增加绿色投资,主要表现为前端治理。设 θ 为绿色费用系数,绿色费用系数增加主要表现为政府对单位污染物的惩罚力度加大,其中 θ 也可用政府对单位污染物的惩罚 t 来

代替, $t > 0$ 。末端治理时企业采取“污染”技术进行生产会受到处罚, 此时 $Z=1, Q=L^\alpha K^\beta$ 。因 $E=dL^\alpha K^\beta$, 那么利润函数可以表示为: $\pi=PQ-P_L L-P_K K-tE$, 即:

$$\pi=PL^\alpha K^\beta-P_L L-P_K K-tL^\alpha K^\beta \quad (8)$$

利润最大化的条件为:

$$\frac{\partial \pi}{\partial L}=\alpha PL^{\alpha-1} K^\beta-P_L-t\alpha dL^{\alpha-1} K^\beta=0 \quad (9)$$

$$\frac{\partial \pi}{\partial K}=\beta PL^\alpha K^{\beta-1}-P_K-t\beta dL^\alpha K^{\beta-1}=0 \quad (10)$$

由式(9)和式(10)可得最优的资本投入为:

$$K=\frac{\beta PQ-t\beta dQ}{P_K} \quad (11)$$

由上式可知 $\frac{\partial K}{\partial t} < 0$, 说明环保执法会导致企业绿色费用增加, 绿色费用的增加会提高企业的成本, 影响企业资本投入, 从而使绿色技术创新水平下降。

由于环境问题的外部性, 因此企业面对环境治理时往往产生被动性(唐国平等, 2013; 包群等, 2013)。绿色投资具有专注于创造环境效益的特点, 这也决定了企业投资的保守性, 企业决策者基于理性假设, 会采取“搭便车”的决策。在此之下, 以环保执法为代表的政府环境规制成为影响企业绿色投资决策的决定性因素。从公司治理的视角出发, 无视政府环境规制往往导致企业在未来面临环境诉讼以及环保处罚, 而这会影响到企业未来的经营现金流(刘凤元, 2010)。在这样的机制下, 企业被迫在前期做好环境治理工作, 增加对应的投资, 以缓解未来发生的法律和财务风险。绿色投资的增加也会促进企业绿色技术创新水平的提升, 绿色投资作为可持续发展投资的一种, 为企业绿色技术创新提供直接的资金支持和创新动力。从创新创造环境的角度看, 企业的创新水平与其研发条件紧密相连, 绿色投资为企业层面的研发提供了资金支持(Zheng et al., 2021)。绿色投资的介入会使企业有更多的资金用于设备的购买和清洁生产线的建设、人才投资以及绿色技术的研究和应用, 从而有利于企业绿色技术创新水平的提升(Haller & Murphy, 2012)。同时, 随着企业绿色投资的增加, 企业也会进一步提高生产过程中清洁回收的标准, 以及生产后废水、废弃、固体废物和噪声污染的管理(Nasson et al., 2018), 而这些都对清洁生产过程和污染处理的绿色技术水平要求较高, 从而促使企业提高生产过程中的绿色技术创新水平。

四、研究设计

(一)模型设定

本文将基准模型设定如下:

$$\ln patent_{i,t}=\beta_0+\beta_1 \ln Penalty_{i,t-1}+\beta_2 \ln Control_{i,t-1}+\lambda_i+\mu_i+\varepsilon_{i,t} \quad (12)$$

其中 $\ln patent_{i,t}$ 表示企业 i 在 t 年的绿色创新能力, $\ln Penalty_{i,t-1}$ 表示企业 i 在 $t-1$ 年的环保处罚, $\ln Control_{i,t-1}$ 表示一系列控制变量, λ_i 为年份固定效应, μ_i 为个体固定效应, $\varepsilon_{i,t}$ 为随机误差项。本文主要关注系数 β_1 , 如果环保执法对企业绿色技术创新活动产生了促进效应, 那么 β_1 显著为正, 反之 β_1 显著为负。

企业受到环保处罚之后, 主要采取两种治理方式, 一种为增加企业绿色费用, 另一种为增加企业绿色投资。绿色费用即污染后的治理或补偿, 属于末端治理, 而绿色投资将环境治理融入到企业整个生产过程中, 属于前端治理。为进一步探究环保执法通过绿色投资和绿色费用影响企业绿色技术创新活动的微观作用机制, 本文进一步将模型设置如下:

$$\ln gfe_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \ln Penalty_{i,t-1} + \beta_2 \ln Control_{i,t-1} + \lambda_i + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (13)$$

$$\ln patent_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \ln Penalty_{i,t-1} + \beta_2 \ln gfe_{i,t-1} + \beta_3 \ln Control_{i,t-1} + \lambda_i + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (14)$$

其中式(13)中变量 $\ln gfe_{i,t}$ 表示企业 i 在 t 期的绿色费用, 本文对企业绿色费用取对数处理, $\ln gfe_{i,t}$ 为被解释变量, 研究环保执法对企业绿色费用的直接影响。式(14)中以企业绿色技术创新作为被解释变量, 将环保执法对企业绿色技术创新的总效应分为环保执法对企业绿色专利数量的直接效应和环保执法通过绿色费用对企业绿色技术创新产生影响的传导效应。式(13)和式(14)的其余变量, 与式(12)相同。

$$\ln givst_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \ln Penalty_{i,t-1} + \beta_2 \ln Control_{i,t-1} + \lambda_i + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (15)$$

$$\ln patent_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \ln Penalty_{i,t-1} + \beta_2 \ln givst_{i,t-1} + \beta_3 \ln Control_{i,t-1} + \lambda_i + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (16)$$

其中式(15)中的变量 $\ln givst_{i,t}$ 表示企业 i 在 t 期的绿色投资, 本文对企业绿色投资取自然对数处理。 $\ln givst_{i,t}$ 为被解释变量, 研究环保执法对企业绿色投资的直接影响, 式(16)中将环保执法对企业绿色技术创新的总效应分为环保执法对企业绿色专利数量的直接效应和环保执法通过绿色投资对企业绿色技术创新产生影响的传导效应。

(二) 数据来源及变量说明

本文采取A股上市公司2010—2020年的企业面板数据作为研究样本, 实证检验环保执法对企业绿色技术创新产生影响的微观作用机制。文章数据来源如下: 根据世界知识产权组织(WIPO)的绿色专利IPC分类号, 对国家知识产权局的专利进行了全面的梳理与筛查, 最终形成了上市公司绿色专利数据; 文中所使用到的企业财务信息数据来自于国泰安数据库(CS-MAR)。为了控制极端值对实证结果的影响, 本文对数据做了以下处理: 对所有的连续变量进行了1%的缩尾处理; 在原有数据的基础上剔除了ST, *ST, PT等非正常交易的公司以及金融类企业。经过处理, 得到样本量为20879的面板数据, 表1为本文变量描述性统计结果。考虑到绿色技术创新能力具有时间延迟性, 对部分解释变量作了滞后一期处理。

1. 被解释变量

绿色技术创新(*lnpatent*),本文选取绿色专利的申请数量作为衡量企业绿色技术创新能力的指标。选取这一指标主要有以下原因:技术创新最能够体现企业对资源的投资以及对资源的使用效率,因此选用绿色专利的申请数量作为衡量绿色技术创新的指标更能代表企业的创新产出以及企业的创新水平(Dosi et al., 2006);绿色专利申请数量相对于企业绿色专利授权数量更能反映企业创新水平的现状,专利授权过程可能受部分因素干扰。鉴于存在部分企业的绿色专利申请数量为零的情况,为了妥善处理这种情况,本研究采用对绿色专利申请数量加一并取其自然对数作为被解释变量。

2. 核心解释变量

借鉴Prechel和Zheng(2012)等人的研究,将环保行政处罚金额视为核心解释变量,并对其取对数处理,以此衡量企业所受环保执法的强度。具体而言,环保行政处罚的金额的增加代表了企业受到更严格的环保执法,其数据来源于公众环境研究中心(IPE)数据库。

3. 控制变量

为了克服遗漏变量带来的内生性问题,借鉴Guo等(2023)和Zhang等(2023)等学者的做法,文章还引入了一系列企业绿色技术创新的影响因素。(1)企业年龄(*Age*),采取企业上市年龄来表示企业的成熟度。(2)企业规模(*lnasset*),使用企业总资产的自然对数来衡量企业的规模大小,企业总资产越多,企业规模越大。(3)企业资产负债率(*Lev*),采取企业总资产除以总负债的比率来衡量企业资产负债程度。(4)企业净资产收益率(*Roe*),企业净资产收益率为企业净利润和平均净资产的比率,用其衡量企业的长期盈利能力,净资产收益率越高,说明企业的长期盈利能力越强。(5)企业托宾Q值(*TbinQ*),托宾Q值为企业的市场价值和重置资本的比率,使用托宾Q值来衡量上市公司的业绩和成长性。(6)企业股权性质(*Soe*),*Soe*用来区分国有企业和非国有企业,如果是国有企业则*Soe*赋值为1,如果是非国有企业则*Soe*赋值为0。(7)企业研发投入(*lnrdamt*),用企业研发投入金额来衡量企业的研发投入强度,其中研发投入金额取自然对数处理。(8)人均GDP(*lnpgdp*),使用城市人均GDP取自然对数来衡量地区经济发展程度,城市人均GDP越高,该地区经济发展程度越高。

4. 机制变量

本文将绿色投资和绿色费用引入分析框架,借鉴赵领娣和王小飞(2022)的思想,将企业支出中与环境保护相关的资本化投资支出定义为绿色投资,而将企业日常经营活动支出中与环境保护相关的费用化支出定义为绿色费用。其中绿色投资主要表现为与企业生产建设全过程相关的污染处理设备购建与改造、绿化工程等最终形成固定资产的投资支出,而绿色费用主要表现为企业污染后的末端治理,例如排污费、污水处理及辅助车间费用、环境治理费等。从企业管理费用明细中筛选出绿色费用数据,同时从企业在建工程明细中筛选出绿色投

资数据,并对企业绿色投资和绿色费用分别取对数处理。

表 1 变量描述性统计

	变量	变量含义	样本数	均值	中位数	最小值	最大值	标准差
被解释变量	<i>lnpatent</i>	绿色技术创新	20879	0.371	0.000	0.000	3.434	0.752
核心解释变量	<i>lnPenalty</i>	环保执法强度	20879	0.027	0.000	0.000	1.611	0.198
控制变量	<i>Age</i>	企业年龄	20879	12.020	11.000	2.000	30.000	6.748
	<i>lnasset</i>	总资产	20879	13.070	12.890	8.431	18.100	1.306
	<i>Lev</i>	资产负债率	20879	0.440	0.435	0.007	1.037	0.204
	<i>Roe</i>	净资产收益率	20879	0.067	0.069	-12.770	1.883	0.171
	<i>TbinQ</i>	托宾 Q 值	20879	1.994	1.587	0.000	8.790	1.334
	<i>Soe</i>	股权性质	20879	0.397	0.000	0.000	1.000	0.489
	<i>lnrdamt</i>	企业研发投入	20879	6.965	8.230	0.000	14.600	3.652
	<i>lnpgdp</i>	人均 GDP	20879	11.040	11.130	0.000	12.010	0.885
机制变量	<i>lngiust</i>	绿色投资	20879	1.726	0.000	0.000	17.850	3.383
	<i>lngfe</i>	绿色费用	20879	1.018	0.000	0.000	11.540	2.340

五、实证分析

(一) 基准回归

使用泊松回归通常需要满足以下条件:事件发生在一个固定的时间或空间间隔内;事件之间是独立的;被解释变量只能取非负整数。本文被解释变量为企业绿色专利数据,具有以下特点:数据总体散布于正数范围内;企业绿色专利数据存在相当部分零值;数据整体呈现出非负整数偏态分布。经过检验,数据满足泊松分布的三个条件,因此本文采用泊松分布模型进行基准回归,除此之外,还使用方差膨胀因子(VIF)检验变量之间的共线性,发现VIF中的最大值为2.21,远小于10,因此不存在多重共线性问题。基准回归结果如表2所示。考虑到绿色技术创新能力具有时间滞后效应,因此对核心解释变量和控制变量作了滞后一期处理。表2中列(1)表示仅控制时间固定效应和个体固定效应的回归结果,表2列(2)在列(1)的基础上加入了企业年龄、企业总资产等企业特征控制变量,表2列(3)在列(2)的基础上加入了企业所在地区人均GDP控制变量以及绿色投资、绿色费用的机制变量。表2列(1)到列(3)中核心解释变量*lnPenalty*的回归系数均在1%的置信水平下显著为正,这说明环保执法在一定程度上促进了企业的绿色技术创新,这一结论证实了假说1。在控制变量中,企业年龄*Age*的回归系数在1%置信水平下显著为负,说明企业存续时间越长,进行绿色技术创新的意愿越低,其原因主要有两个方面,一是年轻企业相对于成熟企业创新意识更强,二是考虑到成熟企业可能存在组织僵化,因此对待革新性研发项目的投资较为消极。企业总资产*lnasset*、资产负债率*Lev*、净资产收益率*Roe*以及企业研发投入*lnrdamt*的系数均显著为正,说明企业规模越大,研发投入资金越多,则企业的绿色技术创新能力越强,即综合实力越强的企业绿色技

术创新水平越高。表2列(3)人均GDP系数不显著,原因可能为在一些地区或行业,可能存在较低的环保意识和对绿色产品的需求,企业可能更多地专注于追求经济效益而非环境效益。企业绿色投资的回归系数为0.044,且在1%的显著性水平下显著为正,说明绿色投资可以促进企业绿色技术创新;企业绿色费用的回归系数在1%的显著性水平下显著为负,说明绿色费用增加不利于企业绿色技术创新。

表2 泊松基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>lnpatent</i>	<i>lnpatent</i>	<i>lnpatent</i>
<i>LlnPenalty</i>	0.405*** (0.041)	0.112*** (0.042)	0.104** (0.042)
<i>LAge</i>		-0.035*** (0.002)	-0.036*** (0.002)
<i>Llnasset</i>		0.126*** (0.012)	0.109*** (0.012)
<i>LLev</i>		0.450*** (0.075)	0.411*** (0.075)
<i>LRoe</i>		0.309*** (0.095)	0.274*** (0.095)
<i>LTbinQ</i>		-0.062*** (0.012)	-0.051*** (0.012)
<i>LSoe</i>		0.048* (0.029)	0.061** (0.029)
<i>Llnrdamt</i>		0.268*** (0.007)	0.267*** (0.007)
<i>Llnpgdp</i>			0.006 (0.018)
<i>Llnghost</i>			0.044*** (0.003)
<i>Llnqfe</i>			-0.034*** (0.005)
时间固定效应	是	是	是
个体固定效应	是	是	是
常数项	-1.351*** (0.056)	-4.459*** (0.140)	-4.337*** (0.227)
样本量	20879	20879	20879
Pseudo R ²	0.008	0.152	0.158

注:***、**、* 分别代表1%、5%、10%的显著性水平,括号内为t值,同下表。

(二) 稳健性检验

为了保障本文回归结果的可靠性,依次采用包括替换被解释变量、对被解释变量提前多期处理以及改变计量回归方法等多种方式进行稳健性检验。

第一种稳健性检验为更换被解释变量,采取绿色专利的授权数量($\ln\text{authp}$)代表绿色技术创新能力,稳健性回归结果见附表1所示^①,可以看出,企业受到环保执法之后,其绿色技术创新能力的系数依旧显著为正,且该结果在加入企业特征控制变量和地区经济发展程度控制变量后依旧显著,说明环保执法的确促进了企业绿色技术创新。

为进一步验证回归结果的可靠性,对企业绿色技术创新能力进行了提前多期处理。具体而言,对企业绿色技术创新能力进行 $t+1$ 期, $t+2$ 期和 $t+3$ 期处理,分别表示为 $F1\ln\text{ipatent}$ 、 $F2\ln\text{ipatent}$ 和 $F3\ln\text{ipatent}$ 。在表3的结果中,经控制时间固定效应和行业固定效应后,观察到列(1)至列(4)的回归系数显著为正。这表明环保执法和企业绿色技术创新能力之间存在显著正向关系,并且随着时间推移,环保执法对企业绿色技术创新能力的提高具有持续性影响。

表3 稳健性检验结果 II

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	$\ln\text{ipatent}$	$F1\ln\text{ipatent}$	$F2\ln\text{ipatent}$	$F3\ln\text{ipatent}$
$L\ln\text{penalty}$	0.112*** (0.042)	0.124*** (0.045)	0.118** (0.054)	0.195*** (0.062)
控制变量	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
常数项	-4.534*** (0.224)	-4.604*** (0.236)	-4.496*** (0.251)	-4.527*** (0.269)
样本量	20879	17531	14680	12114
Pseudo R ²	0.152	0.154	0.152	0.147

为了使回归结果更具有说服力,进行了第三个稳健性检验,即改变计量回归方法。本文先后采用负二项回归法和Tobit回归法进行基准回归,回归结果见表4所示。在控制时间固定效应、行业固定效应以及加入一系列控制变量之后,可以看出列(1)和列(2)环保执法的回归系数显著为正,这说明环保执法对企业绿色技术创新能力有促进作用,这一结论更进一步证实了假说1。除此之外,为验证研究结论,进一步设置虚拟变量 $Plty\text{treat}$,若企业受到环保处罚,则 $Plty\text{treat}=1$,若企业未受到环保处罚,则 $Plty\text{treat}=0$ 。表4中列(3)和列(4)分别为构建虚拟变量之后Probit回归和Logit回归的结果, $Plty\text{treat}$ 回归系数均显著为正,说明企业受到环保处罚之后,其绿色技术创新能力提升。

^① 因篇幅所限,替换被解释变量的稳健性检验结果见附表1所示。

表4 稳健性检验结果Ⅲ

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	负二项	Tobit	Probit	Logit
	<i>lnpatent</i>	<i>lnpatent</i>	<i>lnpatent</i>	<i>lnpatent</i>
<i>Llnpenalty</i>	0.130** (0.053)	0.271*** (0.073)		
<i>Pltytreat</i>			0.168*** (0.047)	0.275*** (0.079)
控制变量	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
常数项	-5.285*** (0.284)	-6.529*** (0.351)	-3.031*** (0.198)	-4.994*** (0.343)
样本量	20879	20879	20819	20819

(三) 内生性问题

解释变量和被解释变量之间的相互影响是导致模型内生性的关键因素,而内生性的存在通常会引发估计结果的偏差和不一致性。环保执法会影响企业绿色技术创新,然而绿色技术创新水平较高的企业,遭遇环保执法的概率相对较低,因此环保执法和企业绿色技术创新之间可能具有双向因果关系。借鉴陈晓艳等(2021)的做法,本文使用核心解释变量的滞后一期项作为工具变量。一方面,核心解释变量与其滞后项相关;另一方面,由于滞后变量已经发生,故为“前定”,与当期绿色技术创新水平之间不存在反向因果关系。由于本文的核心解释变量为环保处罚金额的滞后一期项(*Llnpenalty*),因此工具变量(IV)为环保处罚金额的滞后两期项(*Llnpenalty2*)。IV第一阶段回归结果显著,满足工具变量相关性假设,第一阶段F值远大于10,针对工具变量的弱工具变量检验(C-D Wald F)显著拒绝原假设,说明工具变量选取较为合理。附表2^①中列(2)IV第二阶段回归结果显著为正,表明环保执法有利于提高企业绿色技术创新能力。

(四) 机制分析

通过本文理论分析可知,环保执法会通过绿色投资对企业绿色技术创新产生影响,因此,进一步选取企业绿色投资作为机制变量,实证检验环保执法对绿色技术创新的微观作用机制,回归结果见表5所示。表5列(1)检验了环保执法对企业绿色技术创新的总体效应,环保执法的系数显著为正,表明环保执法可以“倒逼”企业进行绿色技术创新。表5列(2)检验了环保执法对企业绿色投资的影响效应,其中环保执法的系数*Llnpenalty*在1%置信水平下显著为正,表明企业受到环保处罚之后,其绿色投资额会显著增加。表5列(3)中环保执法和企业

①因篇幅所限,内生性分析结果见附表2所示。

绿色投资的系数均显著为正,这表明环保执法、绿色投资和企业绿色技术创新之间的影响效应存在,从而实证验证了假说2,即环保执法可以通过促进企业绿色投资增加从而致使企业绿色技术创新能力提高,其原因为当企业受到环保行政处罚之后,为维护声誉以及降低合规成本,企业会进行清洁生产以及污染治理,这一过程会促使企业增加清洁生产设备的投入以及改进污染治理技术,从而提高企业绿色技术创新水平。

表5 机制变量检验 I

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>lnpatent</i>	<i>lngivst</i>	<i>lnpatent</i>
<i>lngivst</i>			0.103** (0.042)
<i>Llnpenalty</i>	0.112*** (0.042)	0.153*** (0.020)	0.040*** (0.003)
时间固定效应	是	是	是
个体固定效应	是	是	是
常数项	-4.534*** (0.224)	-1.380*** (0.085)	-4.473*** (0.232)
样本量	20879	20879	20879
Pseudo R ²	0.152	0.077	0.157

通过前文分析可知,一部分企业在受到环保执法之后会采取“前端治理”手段,例如增加企业绿色投资。而另一部分企业受到环保执法之后则会采取“末端治理”手段,例如增加企业绿色费用。本文通过理论分析发现,环保执法会通过绿色费用从而对企业绿色技术创新产生影响。因此,进一步选取绿色费用作为机制变量,实证检验环保执法对企业绿色技术创新的微观作用机制,回归结果见表6所示。表6列(1)结果同上,表6列(2)实证检验环保执法对企

表6 机制变量检验 II

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>lnpatent</i>	<i>lngfe</i>	<i>lnpatent</i>
<i>lngfe</i>			0.114*** (0.042)
<i>Llnpenalty</i>	0.112*** (0.042)	0.280*** (0.026)	-0.021*** (0.005)
控制变量	控制	控制	控制
时间固定效应	是	是	是
个体固定效应	是	是	是
常数项	-4.534*** (0.224)	-0.690*** (0.099)	-4.462*** (0.221)
样本量	20879	20879	20879
Pseudo R ²	0.152	0.048	0.152

业绿色费用的影响效应,列(2)中环保执法的系数 $Llnpenalty$ 在1%置信水平下显著为正,说明企业受到环保处罚之后,其绿色费用会增加。表6列(3)环保执法和绿色费用的系数均显著,表明影响效应存在,从而验证了假说3,即环保执法能够产生成本效应,增加企业绿色费用,从而抑制企业绿色技术创新。

(五) 异质性分析

1. 基于股权性质的异质性分析

为考察环保执法对企业绿色技术创新活动的影响效应是否因企业股权性质而不同,本文将企业划分为国有企业和非国有企业,在回归分析中将国有企业赋值为1($Soe=1$),非国有企业赋值为0($Soe=0$),并且本文进一步将国有企业划分为中央国有企业和地方国有企业,回归结果见附表3^①所示。附表3中列(1)环保执法回归系数($Llnpenalty$)为0.222,且在1%的置信水平下显著为正,说明国有企业受到环保处罚之后,其绿色技术创新能力显著提升。附表3中列(2)非国有企业回归系数为负但并不显著,这说明环保执法对非国有企业绿色技术创新影响作用并不明显。国有企业和非国有企业回归结果出现差异主要有两点原因:(1)国有企业相对于非国有企业资金实力更强,因此可以投入更多的资源和技术用于企业绿色技术创新,并且国有企业更容易获得国家的技术创新支持和补贴,从事高水平研发的动力更足。(2)我国在实行环保目标责任制之后,很多官员的政绩与当地绿色发展水平挂钩,因此国有企业在受到环保处罚之后更容易进行绿色技术创新。同时,通过比较附表3第(3)列和第(4)列的数据可以看出中央国有企业的回归系数为0.296,地方国有企业的回归结果为0.179,分别在1%和5%的显著性水平下显著为正,说明相对于地方国有企业,环保执法对中央国有企业的绿色技术创新活动影响更大,同时说明中央国有企业相对于地方国有企业在面临环保处罚时发挥着率先垂范作用。

2. 行业污染程度异质性检验结果

为深入研究环保执法对企业绿色技术创新的影响是否因行业污染程度而存在异质性,本研究对行业进行了进一步细分,将其划分为重污染企业和非重污染企业,并对重污染行业进行了进一步分类(详见附表4^②)。表7中列(1)显示,重污染行业系数($Llnpenalty$)为0.257,在1%的置信水平下显著为正,表明重污染行业中,企业受到环保行政处罚后,绿色技术创新会显著增加。然而,在列(2)中,非重污染行业系数($Llnpenalty$)虽为正数但不具有显著性,这表明环保执法对非重污染行业绿色技术创新的影响并不明显。相对于非重污染企业,重污染企业更容易受到环保行政处罚,这导致了更大的排污成本,因此,重污染行业更倾向于采取绿色技术创新以降低合规成本。此外,本研究进一步对重污染行业进行了子行业细分,包括采矿

① 因篇幅所限,基于股权性质异质性分析结果见附表3所示。

② 因篇幅所限,重污染行业分类结果见附表4所示。

业、制造业和电力、热力及燃气供应业。这些子行业中,制造业的系数为0.244,在1%的置信水平下显著为正,表明在重污染行业中,制造业对环保行政处罚更为敏感。因此,在受到环保行政处罚之后,制造业更倾向于采用清洁生产技术,并积极进行绿色技术创新。

表7 行业污染程度异质性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	重污染行业	非重污染行业	重污染-采矿业	重污染-制造业	重污染-电力、热力及燃气供应业
<i>Llnpenalty</i>	0.257*** (0.056)	0.030 (0.067)	-0.025 (0.177)	0.244*** (0.061)	0.295 (0.356)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是
常数项	-7.688*** (0.415)	-2.328*** (0.273)	-8.909*** (1.187)	-7.754*** (0.491)	-18.389*** (2.594)
样本量	6269	14610	482	5228	559
Pseudo R ²	0.154	0.179	0.327	0.132	0.245

3. 绿色专利质量和绿色专利数量的异质性检验

为探究环保执法是否促进了绿色技术创新“增量提质”,本文进一步研究环保执法对企业绿色专利质量和绿色专利数量的影响,将绿色专利质量划分为绿色申请专利质量(*lnapqilty*)和绿色授权专利质量(*lnauqilty*)。本文通过绿色专利被引用次数衡量绿色专利质量,绿色专利被引用次数越多,说明绿色专利的质量越高。表8中列(1)和列(2)中回归系数显著为正,说明环保执法显著促进了绿色申请专利数量和绿色授权专利数量的增加。表8中列(3)和列(4)中回归系数在1%置信水平下显著为负,说明环保执法虽然促进了绿色专利数量增加,但并没有促使绿色专利质量提高。环保执法虽然在一定程度上“倒逼”企业进行绿色技术创新,

表8 绿色专利数量-质量异质性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	绿色申请专利数量	绿色授权专利数量	绿色申请专利质量	绿色授权专利质量
<i>Llnpenalty</i>	0.112*** (0.042)	0.103** (0.041)	-0.120*** (0.038)	-0.164*** (0.058)
控制变量	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
常数项	-4.534*** (0.224)	-5.020*** (0.221)	-7.052*** (0.198)	-8.101*** (0.283)
样本量	20879	20879	20879	20879
Pseudo R ²	0.152	0.159	0.185	0.195

但是环保执法对绿色技术创新的补偿止于行政处罚的上限,容易导致一部分企业仅仅追求“达标”,即创新活动产生的收益趋向于“不达标”所导致的惩罚性成本,从而对企业绿色技术创新活动的质量提升缺乏一定的激励。

4. 环保执法类型异质性检验

为探究不同的环保执法类型对企业绿色技术创新的影响是否具有差异,本文依据公众环境研究中心(IPE)以及多个省份对企业环境违法行为的计分标准,进一步将环保执法的类型划分为四类:罚款类^①、警告类^②、没收查封停业类^③以及其他类^④。表9变量*PenaltyTreat*表示企业是否属于“罚款类”环保行政处罚,若属于“罚款类”环保行政处罚,则*PenaltyTreat*赋值为1,反之为0;*WarnTreat*、*CCSTreat*、*OtherTreat*分别表示“警告类”“没收查封停业类”以及“其他类”环保行政处罚,若分别属于以上几类,则变量赋值为1,反之为0。利用Probit模型分别对上述四类环保执法类型数据进行回归,回归结果见表9所示。表9中列(1)、列(2)和列(3)的回归系数均显著为正,说明罚款类、警告类以及没收查封停业类环保行政处罚均会促进企业绿色

表9 环保执法类型异质性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>lnpatent</i>	<i>lnpatent</i>	<i>lnpatent</i>	<i>lnpatent</i>
<i>PenaltyTreat</i>	0.252*** (0.064)			
<i>WarnTreat</i>		0.561*** (0.125)		
<i>CCSTreat</i>			0.803** (0.389)	
<i>OtherTreat</i>				0.061 (0.156)
控制变量	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
常数项	-3.027*** (0.199)	-3.052*** (0.199)	-3.038*** (0.198)	-3.040*** (0.198)
样本量	20819	20819	20819	20819
Pseudo R ²	0.138	0.138	0.137	0.137

①罚款类主要包括含“罚款”字眼的环保行政处罚。

②警告类主要包括“事件公告”“监管关注”“警告,严重违法记录”。其中警告类环境违法行为也参照IPE中企业违规记录出具的处罚结果,由作者手工整理所得。

③没收查封停业类主要包括“实施查封、扣押”“没收违法所得,没收非法财物”以及“责令限制生产、责令停产整治”以及“责令停止建设”等环保行政处罚。

④其他类指除“罚款类”“警告类”以及“没收查封停业类”以外的环保行政处罚。

技术创新,相较于警告类和罚款类环保处罚,没收查封停业类环保处罚的回归系数为0.803,且通过5%的显著性水平测试,说明从生产角度考虑,企业为了避免由于环境违规影响生产,往往更愿意进行绿色技术创新。表9列(4)其他类行政处罚的回归系数为正但并不显著,说明其他类环保执法对企业绿色技术创新的促进作用并不明显。

六、环保执法对绿色投资及绿色费用的长期效应

图2显示环保执法既会增加企业绿色投资,也会增加企业绿色费用。参考王辉等(2022)的做法,考虑到环保执法对企业行为决策可能存在持续影响,进一步在回归模型中生成绿色投资和绿色费用的前置项,其中 F 表示前置一期, $F2$ 表示前置二期,环保执法对绿色投资和绿色费用的持续影响效应见图2所示。图2中 $\ln gfe$ 、 $F\ln gfe$ 和 $F2\ln gfe$ 的回归系数显著为正,表明企业受到环保执法后的3年内,企业绿色费用持续增加。可能的原因是企业受到环保处罚之后会采取补偿手段积极进行环境合规行为,这一过程会产生清洁费、排污费以及资源补偿费等末端治理费用。图2中 $\ln givst$ 、 $F\ln givst$ 和 $F2\ln givst$ 的回归系数显著为正,表明企业受到环保执法后的三年内,其绿色投资也会持续增加。图2中 $\ln givst$ 、 $F\ln givst$ 和 $F2\ln givst$ 的回归系数随着时间趋势增大,说明企业受到环保处罚后的三年内,环保处罚每增加一个单位,企业的绿色投资增加幅度随时间趋势越来越大。这表明,企业受到环保处罚之后会随着时间趋势不断增加绿色投资,进行清洁化生产以及绿色生产技术的研发,而这一过程也会不断促进企业绿色技术创新能力的提升。

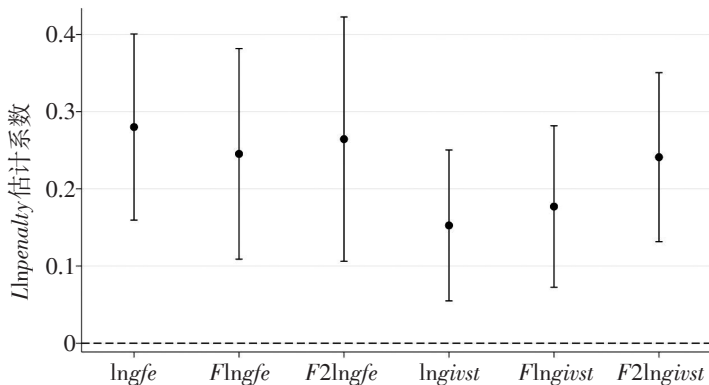


图2 环保执法对企业绿色投资和绿色费用的长期效应

七、结论与政策建议

本文将环保处罚金额作为环保执法的代理变量,手工搜集A股上市公司2010—2020年环保行政处罚数据和上市公司绿色专利数据,利用泊松回归模型实证检验了环保执法对企业绿

色技术创新的微观作用机制。研究结果表明:第一,环保执法显著地促进了企业绿色技术创新,在进行更换被解释变量、改变计量回归方法等一系列稳健性检验和以环保处罚滞后两期项作为工具变量处理内生性问题之后依然成立。第二,环保执法能够产生创新补偿效应,通过促进企业增加绿色投资进而刺激企业进行绿色技术创新,绿色投资是环保执法促进企业绿色技术创新长期且稳定的机制。除此之外,环保执法在一定程度上会增加企业的绿色费用,绿色费用的增加会挤占企业用于绿色技术创新的资本投入,产生成本效应,进而抑制企业绿色技术创新。第三,股权异质性方面,国有企业受到环保处罚之后,其绿色技术创新活动更为明显。行业污染程度异质性方面,与非重污染行业相比,环保执法对重污染企业绿色技术创新活动的作用更为显著,更进一步,相较于重污染行业中的采矿业和电力、热力及燃气供应业企业,环保执法对重污染行业中制造业企业绿色技术创新影响作用更显著。绿色专利数量及质量异质性分析方面,环保执法在促进企业绿色专利数量增加的同时,并没有促进企业绿色专利质量提高,并且这一结果不仅体现在绿色申请专利质量上,更体现在绿色授权专利质量上。环保执法类型异质性方面,罚款类、警告类以及没收查封停业类环保行政处罚均会促进企业绿色技术创新,相较于警告类和罚款类环保处罚,没收查封停业类环保处罚对企业绿色技术创新的作用更显著。第四,进一步分析表明环保执法对企业绿色投资和绿色费用的影响具有长期效应。

基于以上研究结论,本文的政策启示如下:

第一,深入推进环境污染防治,继续深化环保执法体制。文章实证结果表明环保执法可以促进企业绿色技术创新。相对于市场型环境规制,环保执法具有强约束力和惩治力,环保行政处罚能够对企业污染排放行为产生震慑作用,促使企业研发绿色技术创新相关技术,改善环境治理。因此我国要继续推行并深化环保执法体制,一是要深化制度设计,在制度设计方面,继续完善中央环保督察制度、环境行政处罚等相关制度设计,建立环保执法的长效工作机制。二是要强化监管执法,应依法加大对环境污染问题的监督和查处力度,提高执法效能,从制度设计和监管执法层面加大企业违规成本,降低环境违法事件,助推企业绿色技术创新。

第二,制定激励政策,促进企业增加绿色投资。本文通过实证研究发现,绿色投资有助于促进企业绿色技术创新,绿色投资也是环保执法促进企业绿色技术创新长期且稳定的机制。从企业角度,企业作为污染物排放的主体,应当积极履行环境责任和社会责任,加大绿色投资力度,改善企业环境治理。从政策制定者角度,由于绿色投资具有周期长以及结果的不确定性等特征,因此企业面临绿色投资决策时,可能会倾向于保守,因此政府应采取一系列措施刺激企业增加绿色投资,如提供税收优惠、补贴和其他经济激励,包括对环保技术研发的资金支持或对符合环保标准的企业给予奖励。

第三,制定差异化环保执法措施,以发挥其对企业绿色技术创新的促进作用。本文研究结果表明,环保执法对国有企业以及重污染企业的绿色技术创新作用更为明显,而对非重污

染企业以及非国有企业的绿色技术创新作用收效甚微,对重污染企业以及非重污染企业执行同等的环保执法措施可能会产生“一刀切”的现象。因此,可以根据企业污染程度以及企业产权性质执行差异化环保执法手段,比如增加对于国有企业以及重污染行业企业环境合规行为的关注度,发挥其对绿色技术创新的带动作用。除此之外,我国要进一步完善“警告类”“罚款类”以及“没收查封停业类”环保执法体系,适度发挥没收查封停业类环保执法对企业违规行为的震慑作用,激励企业积极进行绿色技术创新。

第四,注重改善绿色专利质量,实现绿色技术创新“增量提质”。本文实证结果表明,环保执法在促进企业绿色专利数量增加的同时也造成了企业绿色专利质量的下滑。然而绿色技术创新“增量提质”对于实现“双碳”目标以及平衡社会效益和环境效益尤为重要。为实现绿色技术创新“增量提质”,一方面要积极发挥环保补助、税收等经济手段刺激企业研发绿色生产技术,积极进行绿色技术创新;另一方面应当完善绿色专利质量的评估机制,将企业绿色专利质量纳入政府政策补助的重要评价标准,同时也应当对高价值的专利技术给予资金支持,进一步提升绿色专利质量,更好地发挥绿色技术创新在实现“美丽中国”目标中的积极作用。

附录:

附表 1 稳健性检验结果 I

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>lnauthp</i>	<i>lnauthp</i>	<i>lnauthp</i>
<i>Llnpenalty</i>	0.417*** (0.041)	0.103** (0.041)	0.094** (0.041)
时间固定效应	是	是	是
个体固定效应	是	是	是
常数项	-1.335*** (0.055)	-4.908*** (0.137)	-4.804*** (0.223)
样本量	20879	20879	20879
Pseudo R ²	0.009	0.159	0.167

注:(1)、(2)、(3)列为不加入控制变量和加入控制变量的结果,同正文表2。

附表 2 工具变量两阶段回归

变量	(1)	(2)
	IV 第一阶段 <i>Llnpenalty</i>	IV 第二阶段 <i>lnpatent</i>
<i>Llnpenalty2</i>	0.314*** (0.007)	0.271*** (0.054)
控制变量	控制	控制
时间固定效应	是	是
个体固定效应	是	是
P 值	0.0000	0.0001
F	197	199
R ²	0.153	0.160
样本量	20879	20879

附表3 基于股权性质的异质性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	国有企业 <i>Inpatient</i>	非国有企业 <i>Inpatient</i>	中央国有企业 <i>Inpatient</i>	地方国有企业 <i>Inpatient</i>
<i>Llnpenalty</i>	0.222*** (0.050)	-0.035 (0.082)	0.296*** (0.073)	0.179** (0.071)
控制变量	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
常数项	-3.827*** (0.332)	-5.726*** (0.389)	-2.908*** (0.557)	-5.474*** (0.500)
样本量	8334	12545	2767	5567
Pseudo R ²	0.189	0.137	0.125	0.242

附表4 16种重污染行业划分

B 重污染-采矿业	B06	煤炭开采和洗选业
	B07	石油和天然气开采业
	B08	黑色金属矿采选业
	B09	有色金属矿采选业
C 重污染-制造业	C17	纺织业
	C19	皮革、毛皮、羽毛及其制品和制鞋业
	C22	造纸和纸制品业
	C25	石油、煤炭及其他燃料加工业
	C26	化学原料和化学制品制造业
	C27	医药制造业
	C28	化学纤维制造业
	C30	非金属矿物制品业
	C31	黑色金属冶炼和压延加工业
	C32	有色金属冶炼和压延加工业
C33	金属制品业	
D 重污染-电力、热力及燃气供应	D44	电力、热力生产和供应业

资料来源:《上市公司行业分类指引》《上市公司环保核查行业分类管理名录》(环办函[2008]373号)以及《上市公司环境信息披露指南》(环办函[2010]78号)。

参考文献:

- [1] 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): 2-54.
- [2] 陈晓艳,肖华,张国清. 环境处罚促进企业环境治理了吗?——基于过程和结果双重维度的分析[J]. 经济管理, 2021, 43(06): 136-155.
- [3] 冯采,梁忠,魏冬. 环保执法、环境质量与经济发展——基于2007-2016年环保执法数据的实证分析[J]. 生态经济, 2022, 38(05): 90-195.

- [4] 刘凤元. 绿色投资者与公司市场价值关系实证研究[J]. 济南大学学报(社会科学版), 2010, 20(01): 3-67.
- [5] 沈洪涛, 周艳坤. 环境执法监督与企业环境绩效: 来自环保约谈的准自然实验证据[J]. 南开管理评论, 2017, 20(06): 73-82.
- [6] 唐国平, 李龙会, 吴德军. 环境管制、行业属性与企业环保投资[J]. 会计研究, 2013(06): 83-89+96.
- [7] 王辉, 林伟芬, 谢锐. 高管环保背景与绿色投资者进入[J]. 数量经济技术经济研究, 2022, 39(12): 173-194.
- [8] 王书斌, 徐盈之. 环境规制与雾霾脱钩效应——基于企业投资偏好的视角[J]. 中国工业经济, 2015(04): 18-30.
- [9] 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(02): 26-31.
- [10] 赵领娣, 王小飞. 企业绿色投资及绿色费用能否提升经营绩效? ——基于EBM和面板Tobit模型的经验分析[J]. 北京理工大学学报(社会科学版), 2022, 24(03): 28-42.
- [11] 赵敏, 赵国浩. 环境规制、地方政府与资源型企业绿色责任行为——基于福柯权力思想和政企互动双视角的博弈分析[J]. 统计学报, 2021, 2(04): 12-27.
- [12] Berman, E., L. T. M. Bui. Environmental Regulation and Productivity: Evidence from Oil Refineries[J]. Review of Economics and Statistics, 2001, 83(3): 498-510.
- [13] Berrone, P., A. Fosfuri, L. Gelabert, et al. Necessity as the Mother of ‘Green’ Inventions: Institutional Pressures and Environmental Innovations[J]. Strategic Management Journal, 2013, 34(8): 891-909.
- [14] Conrad, K., D. Wastl. The Impact of Environmental Regulation on Productivity in German Industries[J]. Empirical Economics, 1995, 20: 615-633.
- [15] Demirel, P., E. Kesidou. Stimulating Different Types of Eco-innovation in the UK: Government Policies and Firm Motivations[J]. Ecological Economics, 2011, 70(8): 1546-1557.
- [16] Dosi, G., L. Marengo, C. Pasquali. How Much Should Society Fuel the Greed of Innovators?: On the Relations Between Appropriability, Opportunities and Rates of Innovation[J]. Research Policy, 2006, 35(8): 1110-1121.
- [17] Grappi, S., S. Romani, R. P. Bagozzi. Consumer Response to Corporate Irresponsible Behavior: Moral Emotions and Virtues[J]. Journal of Business Research, 2013, 66(10): 1814-1821.
- [18] Guo, M., H. Wang, Y. Kuai. Environmental Regulation and Green Innovation: Evidence from Heavily Polluting Firms in China[J]. Finance Research Letters, 2023, 53: 103624.
- [19] Haller, S. A., L. Murphy. Corporate Expenditure on Environmental Protection[J]. Environmental and Resource Economics, 2012, 51: 277-296.
- [20] Jiang, Y., Q. Wu, R. Brenya, et al. Environmental Decentralization, Environmental Regulation, and Green Technology Innovation: Evidence Based on China[J]. Environmental Science and Pollution Research, 2023, 30(10): 28305-28320.
- [21] Lanoie, P., M. Patry, R. Lajeunesse. Environmental Regulation and Productivity: Testing the Porter Hypothesis[J]. Journal of Productivity Analysis, 2008, 30: 121-128.
- [22] Lee, G., X. Xiao. Voluntary Engagement in Environmental Projects: Evidence from Environmental Violators[J]. Journal of Business Ethics, 2020, 164: 325-348.
- [23] Liu, Y., A. Wang, Y. Wu. Environmental Regulation and Green Innovation: Evidence from China’s New Environmental Protection Law[J]. Journal of Cleaner Production, 2021, 297: 126698.
- [24] Nason, R. S., S. Bacq, D. Gras. A Behavioral Theory of Social Performance: Social Identity and Stakeholder Expectations[J]. Academy of Management Review, 2018, 43(2): 259-283.

- [25] Newell, R. G., A. B. Jaffe, R. N. Stavins. The Induced Innovation Hypothesis and Energy-Saving Technological Change[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 1999, 114(3): 941-975.
- [26] Popp, D., R. G. Newell, A. B. Jaffe. Energy, the Environment, and Technological Change[J]. *Handbook of the Economics of Innovation*, 2010, 2: 873-937.
- [27] Porter, M. E. America's Green Strategy[J]. *Scientific American*, 1991, 264: 168.
- [28] Prechel, H. L. Zheng. Corporate Characteristics, Political Embeddedness and Environmental Pollution by Large US Corporations[J]. *Social Forces*, 2012, 90(3): 947-970.
- [29] Stavropoulos, S., R. Wall, Y. Xu. Environmental Regulations and Industrial Competitiveness: Evidence from China[J]. *Applied Economics*, 2018, 50(12): 1378-1394.
- [30] Taschini, L., M. Chesney, M. Wang. Experimental Comparison Between Markets on Dynamic Permit Trading and Investment in Irreversible Abatement with and without Non-regulated Companies[J]. *Journal of Regulatory Economics*, 2014, 46: 23-50.
- [31] Zhang, Z., X. Dai, Y. Ding. Government Environmental Governance and Firms' Green Innovation: Evidence from Listed Firms in Heavy Pollution Industries of China[J]. *Finance Research Letters*, 2023, 55: 103848.
- [32] Zheng, M., G. F. Feng, C. L. Jang, et al. Terrorism and Green Innovation in Renewable Energy[J]. *Energy Economics*, 2021, 104: 105695.
- [33] Zhou, P., F. M. Song, X. Huang. Environmental Regulations and Firms' Green Innovations: Transforming Pressure into Incentives[J]. *International Review of Financial Analysis*, 2023, 86: 102504.
- [34] Zhu, X., X. Zuo, H. Li. The Dual Effects of Heterogeneous Environmental Regulation on the Technological Innovation of Chinese Steel Enterprises—Based on a High-Dimensional Fixed Effects Model[J]. *Ecological Economics*, 2021, 188: 107113.
- [35] Zou, H., S. Zeng, G. Qi, et al. Do Environmental Violations Affect Corporate Loan Financing? Evidence from China[J]. *Human and Ecological Risk Assessment: An International Journal*, 2017, 23(7): 1775-1795.

The Innovation Compensation of Environmental Law Enforcement: Evidence from the Green Technology Innovation of Companies

Qin Bingtao, Liu Yiting, Ligan

(School of Business, The University of Shanghai for Science and Technology)

Abstract: The innovation of green technologies has emerged as a pivotal catalyst for propelling high-quality economic development. Within this context, environmental law enforcement, characterized as a "hard constraint", raises the question of its potential efficacy in fostering corporate innovation in green technologies. Grounded in corporate-level environmental penalty data spanning the years 2010-2020 and green patent data from listed companies,

the empirical investigation utilizes a Poisson regression model to scrutinize the impact of environmental law enforcement on corporate green technological innovation, along with its micro-level operative mechanisms. The research found that the environment law enforcement demonstrates a propensity to stimulate green technological innovation at the corporate level, a conclusion robustly upheld through a battery of sensitivity analyses involving the replacement of dependent variables and alterations in econometric regression methodologies. Mechanism analysis reveals that environmental law enforcement engenders an innovation compensation effect on corporate green technological innovation, acting as a stimulus for companies to augment green investments, thereby facilitating endeavors in green technological innovation. Over the long term, green investment emerges as a mechanism through which environmental law enforcement consistently and durably fosters corporate green technological innovation. Environmental law enforcement manifests a cost effect on corporate green technological innovation, as environmental penalties are found to escalate a company's green expenditures, consequently exerting a moderating influence on the pursuit of green technological innovation. Heterogeneity analysis indicates a more pronounced impact of environmental law enforcement on green technological innovation for state-owned enterprises and those entities associated with significant environmental pollution. Despite the observed stimulation in the quantity of corporate green patents, environmental law enforcement does not concurrently elevate the quality of such patents. In contrast to warning-oriented and fine-based environmental law enforcement, the confiscation, sealing, and seizure approach demonstrates a heightened capacity for deterrent impact, thereby serving as an incentivizing mechanism for enterprises to undertake innovations in green technologies. In its entirety, this study provides a novel perspective for comprehending the impetus driving green technological innovation, while concurrently offering scholarly substantiation and decision-making guidance for the refinement of environmental law enforcement frameworks and the realization of high-quality economic development.

Keywords: Environmental Law Enforcement; Green Investment; Green Cost; Green Technology Innovation

JEL Classification: L10, Q50

(责任编辑:朱静静)