

公益诉讼制度诱发重污染企业绿色技术创新的效应与机制

聂长飞 周璇*

摘要:公益诉讼制度作为中国生态司法治理体系的重要组成部分,已成为新时代新征程推进生态文明建设的关键力量。本文利用公益诉讼试点这一事件构造准自然实验,基于中国2010—2019年沪深A股重污染上市企业数据,运用双重差分模型从微观视角实证检验了公益诉讼制度对企业绿色创新的影响。研究发现,公益诉讼制度能够有效撬动重污染企业绿色技术创新。机制分析表明,该制度的实施对企业绿色创新产生了既有创新活动基础上叠加的“杠杆效应”,而非单纯的“挤出效应”。异质性分析显示,公益诉讼制度显著促进了重污染企业绿色实质性创新水平的提升。同时,公益诉讼制度对非国有企业、数字化转型程度较高企业以及低融资约束企业绿色创新能力的促进作用更强。进一步研究发现,政府环境治理力度越强、媒体关注度越高,越能充分发挥公益诉讼制度的绿色创新效应。本文丰富了法与经济学领域的相关文献,为“波特假说”在中国的适用性提供了最新经验证据。

关键词:公益诉讼制度;重污染企业;绿色技术创新;杠杆效应;挤出效应

一、引言与文献综述

绿色技术创新是促进经济效益与绿色发展“双赢”、推动碳达峰碳中和的关键动力(杨菁菁、胡锦涛,2022)。《中华人民共和国国民经济和社会发展第十四个五年规划和2035年远景目标纲要》提出,要通过构建市场导向的绿色技术创新体系、实施绿色技术创新攻关行动加快发展方式绿色转型。《2030年前碳达峰行动方案》进一步强调,要大力推进绿色低碳科技创新,并将绿色低碳科技创新行动列为“碳达峰十大行动”之一。企业作为绿色技术创新的主体,如何充分释放绿色创新活力、深入挖掘绿色创新潜力、有效提高绿色创新能力,已成为新发展阶段的一项重要研究议题。法与经济学认为,法律制度和法治水平对企业发展有着重要的作用。

*聂长飞(通讯作者),南昌大学经济管理学院,邮政编码:330031,电子信箱:860478390@qq.com;周璇,南开大学经济学院,邮政编码:300071,电子信箱:444970735@qq.com。

本文系国家自然科学基金青年项目“我国经济高质量发展南北差距的测度、成因与对策研究”(22CJL007)的阶段性成果。感谢匿名审稿专家的修改建议,文责自负。

环境司法作为环境法治的基本保障和重要组成部分,无疑会对企业的生产活动、经营行为、资源配置等产生重要的影响,并进一步影响企业的绿色技术创新水平。为了强化环境司法保护力度,中国政府从20世纪末开始引入国外的公益诉讼制度。2015年7月,第十二届全国人大常委会第十五次会议通过《关于授权最高人民检察院在部分地区开展公益诉讼试点工作的决定》,在北京、内蒙古、吉林等13个省份开展为期两年的公益诉讼试点工作。该政策自实施以来,迅速成为新时代中国环保的新力量,在改善环境治理绩效、降低环境污染等方面发挥着重要的作用(陈天昊等,2020;刘伟、范文雨,2021)。那么,该项制度的建立能否诱发重污染企业绿色创新、成为撬动企业绿色技术创新的有力“杠杆”?如果可以,其内在作用机制是什么?公益诉讼制度对重污染企业绿色技术创新的影响存在何种异质性?政府、媒体、公众等不同主体对公益诉讼制度的绿色创新效应又会产生什么影响?厘清上述问题,不仅有助于从微观视角更加全面地理解公益诉讼制度的实施效果,而且能够为新时代新征程完善生态司法治理体系、促进重污染企业绿色转型升级提供借鉴和参考。

与本文研究主题密切相关的,主要包含两方面的文献。一是环境司法保护影响效应的相关研究。从国际视野看,推动环境司法专门化是各国环境治理的重要手段之一。Almer和Geoschl(2010)认为,环境司法保护有利于提高司法调停效率,节约环境类案件诉讼主体的成本。Edwards(2013)进一步指出,环境司法保护力度的强化是有效约束环境污染行为的关键举措。聚焦到中国情境,由于中国环境司法保护体系建设起步相对较晚,相关主题的文献总体偏少。其中,绝大多数研究以环保法庭等生态环境专门审判机构的设立为切入点,全面考察了环境司法保护在强化环境治理、减少环境污染、约束企业行为等方面的作用(Zhang et al., 2019; 范子英、赵仁杰, 2019; 翟华云、刘亚伟, 2019; 高昊宇、温慧愉, 2021; 李毅等, 2022)。与此同时,近年来中国政府探索实施的生态环境公益诉讼制度引起了少数学者的关注。陈天昊等(2020)基于中国2008—2017年143个城市的面板数据,采用双重差分模型考察了公益诉讼制度对环境污染的影响,发现该制度的实施使得城市工业废水排放总量和人均排放量分别降低约11.1%和9.8%,证明了环境司法强化在减污方面的有效性。刘伟和范文雨(2021)进一步探究了公益诉讼制度降低环境污染的内在作用机制,并从强化检察机关环境“督政”、促进司法与行政联动以及提升公众环境参与三个层面进行了检验。

二是企业绿色技术创新影响因素的相关研究。绿色技术创新的相关文献最早可以追溯到20世纪90年代,随着世界各国对生态文明建设重视程度的不断加强,绿色技术创新的影响因素逐渐成为环境经济学研究领域的一个热点问题。总体而言,现有研究从经济增长目标约束(Shen et al., 2021)、政府补贴(Shao & Chen, 2022)、信息基础设施建设(Feng et al., 2023)等宏观层面以及企业数字化(宋德勇等, 2022)、企业内部组织创新(Khanna et al., 2009)等微观层面对企业绿色技术创新的影响因素进行了深入和全面的考察。其中,与本文联系最为密切

的,是环境规制与企业绿色技术创新之间关系的相关研究。从理论层面来看,新古典经济学认为,环境规制压力可能破坏企业最佳生产状态,减少企业绿色技术创新方面的资源投入,从而不利于企业开展绿色技术创新活动(Nie et al., 2021; Yang & Wang, 2023)。与之相反的是,著名的“波特假说”认为,设计得当的环境规制政策有助于节省企业生产成本、提高企业生产效率、实现“创新补偿”效应,从而促进企业绿色技术创新水平的提高(Porter & Linde, 1995)。在实证研究中,绝大多数文献支持了“波特假说”。例如,齐绍洲等(2018)采用三重差分模型考察了排污权交易试点政策的绿色技术创新效应,结果发现市场型环境规制能够有效诱发企业绿色创新。吴力波等(2021)研究发现,中央垂直化监管这一政府主导型环境规制政策能显著提高企业绿色专利数量。刘金科和肖翊阳(2022)基于中国环境保护税改革的准自然实验,证实了环境保护税政策实施对企业绿色技术创新的“倒逼”作用。

通过以上梳理可以看出,虽然有关环境司法保护影响效应以及企业绿色技术创新影响因素的相关研究较为丰富,但鲜有文献将二者结合起来,这为本文的研究提供了空间。本文可能的边际贡献在于:一方面,在理论意义上,从微观企业绿色技术创新视角为公益诉讼制度的有效性提供了最新的经验证据,拓展了“波特假说”的相关研究。虽然已有少数文献关注到公益诉讼制度的政策效果(陈天昊等, 2020; 刘伟、范文雨, 2021),但主要是从宏观环境治理层面进行考察,缺乏微观企业层面的经验证据。另一方面,在实践意义上,本文的研究表明,公益诉讼制度有效撬动了重污染企业的绿色技术创新,并且产生了真正的“杠杆效应”而非单纯的“挤出效应”,为进一步扩大公益诉讼试点范围、完善生态司法治理体系提供了有益参考。

二、政策背景与理论分析

(一)政策背景

现代意义上的公益诉讼制度起源于19世纪60年代的美国,直到1996年,“公益诉讼”一词才首次在国内被报道。长期以来,由于中国公益诉讼制度的缺失,对于破坏生态资源和污染环境等行为的制裁主要以行政手段为主。但由于行政制裁手段本身所固有的局限性和软弱性,惩罚效果往往难以起到实质性作用。在此背景下,探索、建立和完善环境公益诉讼制度成为解决上述问题的一条可行途径。

2012年8月,第十一届全国人民代表大会常务委员会通过了《关于修改〈中华人民共和国民事诉讼法〉的决定》,新增了“对污染环境、侵害众多消费者合法权益等损害社会公共利益的行为,法律规定的机关和有关组织可以向人民法院提起诉讼”的内容,公益诉讼这一特殊诉讼类型正式被民诉法所承认,为公益诉讼制度的构建奠定了重要基础。2014年4月,史上最严格的修订后的《中华人民共和国环境保护法》表决通过,明确规定“依法在设区的市级以上人民政府民政部门登记,专门从事环境保护公益活动连续五年以上,且无违法记录的社会组织,可以向人民法院提

起诉讼”,为环境公益诉讼制度的有效推进注入了新的动力。然而,在实践中,由于环境污染案件取证难、诉讼成本高,环保组织缺乏人才与资金支持等原因,公益诉讼制度的开展并不顺利。

为有效推动公益诉讼制度落地见效,2015年7月,按照先试先行的渐进性改革基本思路,十二届全国人大常委会第十五次会议通过《关于授权最高人民检察院在部分地区开展公益诉讼试点工作的决定》,提出在北京、内蒙古、吉林等13个省份开展为期两年的公益诉讼制度试点工作。在政策的支持下,公益诉讼制度的效应初步显现。据统计,截至2017年5月,案件范围覆盖所有授权试点地区,试点地区的全市(分、州)级检察院和91%的基层检察院均已办理了诉讼案件^①。同时,该政策在实施过程中,特别强调对生态环境和资源领域的保护,从诉讼案件分布情况来看,各试点地区检察机关共办理公益诉讼案件7886件,其中生态环境和资源保护领域案件5579件,占比超过70%^②。那么,公益诉讼制度的建立是否带来了预期的生态效益?本文将从微观企业绿色创新的视角对这一问题进行回答。

(二)理论分析与研究假说

1. 公益诉讼制度与企业绿色技术创新

严厉的环境法治体系对企业行为具有重要的约束作用(范子英、赵仁杰,2019)。根据成本—收益原则,企业是否遵从环境规制要求,主要取决于遵从环境规制成本和收益的相对大小。当企业面临较强的环境规制时,由于违规成本较高,往往主动采取更加积极的环境治理策略,如增加环保投资额(Zhang et al., 2019; 翟华云、刘亚伟, 2019)、开展更多绿色技术创新活动(齐绍洲等, 2018; 吴力波等, 2021; 刘金科、肖翊阳, 2022)等,以避免环境问题带来的较大经济损失,同时增加获得“创新补偿”收益的概率(Porter & Linde, 1995)。公益诉讼制度作为中国当前环境司法保护制度的重要组成部分,不仅直接丰富了环境治理工具,拓宽了环境保护渠道,弥补了环境污染治理长期以行政手段为主的不足,而且有效强化了环境治理力度,增加了对市场主体行为的约束程度(陈天昊等, 2020; 刘伟、范文雨, 2021)。在实践中,为保障公益诉讼试点工作的有效推进,该政策在实施过程中被赋予极强的政治约束特征(卢超, 2018)。例如,通过对试点地区的约谈、问责等机制保证公益诉讼制度目标的有效实现。由此可见,公益诉讼制度的建立有助于提高对环境污染类案件审理的专业性和严厉性,从而“倒逼”企业优化资源配置,投入更多资源从事环境治理和绿色技术创新活动。基于以上分析,本文提出如下假说:

假说1:公益诉讼制度有利于促进企业绿色技术创新。

2. 公益诉讼制度诱发企业绿色技术创新的作用机制

绿色技术创新具有风险高、投入大、周期长等特点,因而企业绿色技术创新活动的有效开

①数据来源: https://www.spp.gov.cn/spp/zdgz/201802/t20180207_365298.shtml。

②数据来源: http://www.jcrb.com/xztpd/ZT2018/201801/fzlp/rc_47661/201801/t20180117_1834826.html。

展离不开大量的人力、物力、财力等资源的投入和支持(徐佳、崔静波,2020)。从理论上讲,环境规制对企业绿色技术创新所产生的诱发作用可能来源于两条渠道:一是“杠杆效应”,即面临环境规制压力时,企业在维持原有创新活动不受到挤压的情况下,直接增加了研发投入和绿色技术创新产出;二是“挤出效应”,即面临环境规制压力时,企业由于存在资源约束并且无法从外界获取更多的资金支持,只能通过重新配置内部已有创新资源,将一部分原本用于非绿色技术创新的资源转而投入绿色技术创新领域,从而提高了企业的绿色技术创新水平(刘金科、肖翊阳,2022)。在公益诉讼制度约束下,企业增加绿色技术创新活动所需要的人力、物力、财力等资源究竟通过何种途径获得,有待进一步的实证检验。一方面,公益诉讼制度的实施可能对企业经营决策行为产生根本性的影响,“倒逼”企业投入更多研发资源,形成公益诉讼制度激发企业绿色技术创新的“杠杆效应”。另一方面,由于企业能够支配的资源总量是有限的(翟华云、刘亚伟,2019),公益诉讼制度的实施可能难以从根本上改变企业运营过程中各类资源的配置比例,在更强的环境规制下,为了减少和避免环境问题所导致的经济损失,企业可能被迫对既有的创新资源重新进行配置,将原先研发资金、研发人员等资源从非绿色技术创新转移到绿色技术创新活动中去,从而减少了一般创新活动的开展,最终形成了公益诉讼制度对其他技术创新活动的“挤出效应”。基于以上分析,本文提出如下假说:

假说2a:公益诉讼制度主要通过“杠杆效应”促进企业绿色技术创新。

假说2b:公益诉讼制度主要通过“挤出效应”促进企业绿色技术创新。

3. 公益诉讼制度诱发企业绿色技术创新的调节机制

为进一步考察公益诉讼制度诱发企业绿色技术创新的调节机制,本文从政府、媒体以及公众三个层面分别进行分析。

第一,政府环境治理。在实践中,单纯的环保法治建设无法起到真正的环境治理作用,只有在相关政策能够有效执行时才能达到预期效果(包群等,2013)。范子英和赵仁杰(2019)进一步指出,环境治理力度越强,环境司法保护对污染物排放的抑制效应越大。因此,随着地方政府环境治理力度的加强,试点地区重污染企业的行为将受到来自地方政府和公益诉讼制度的双重约束,企业污染行为的机会成本也会随之增加,从而更能诱使企业在发展路径上寻求改变,激发企业从事绿色技术创新的内在动力。换句话说,政府环境治理力度的加强能够有效保证公益诉讼制度的实际实施效果。在实证研究中,众多文献表明,政府环境治理是促进企业绿色技术创新的重要调节变量(王馨、王营,2021a;Feng et al.,2023)。基于以上分析,本文提出如下假说:

假说3a:政府环境治理力度越强,公益诉讼制度对企业绿色技术创新的促进作用越强。

第二,媒体关注。在实践中,媒体作为非正式的监督机构,已成为治理生态环境问题的重要力量(王馨、王营,2021b)。由于对重污染企业的媒体报道多以负面报道为主,因而随着媒

体关注度的提高,企业声誉和竞争力往往更易受到冲击,根据利益相关者理论,为了迎合利益相关者的诉求,企业将更有可能加大绿色技术创新投入力度(张玉明等,2021)。同时,媒体报道还可以通过传递信息与引导舆论的方式来影响企业环保行为,提升企业绿色竞争力(王云等,2017)。因此,媒体关注度越高,公益诉讼制度在提升环境案件司法处理效率方面的作用也越大,越能对企业环保行为产生“倒逼”作用,并进一步提高企业的绿色技术创新能力。基于以上分析,本文提出如下假说:

假说3b:媒体关注度越高,公益诉讼制度对企业绿色技术创新的促进作用越强。

第三,公众参与。公众参与是环境治理体系不可或缺的组成部分。在实践中,社会公众可以充分利用其环境污染案件线索丰富、取证便捷等优势,通过信访、举报等形式参与环境污染治理,有效约束企业的环境污染行为(刘伟、范文雨,2021;马平等,2022)。同时,公众环境参与可以通过环保组织等形式,为企业绿色技术创新行为提供咨询服务和技术支持,有利于引导重污染企业加快绿色技术转型和升级(伊志宏等,2022)。不仅如此,在公众环保参与度更高的地区,公益诉讼制度还能够为具有环境权益诉求的社会公众和组织提供更加有效的环境维权渠道,形成环境司法保护与公众环保参与的良性互动,从而强化环境公益诉讼制度的绿色技术创新效应(范子英、赵仁杰,2019)。基于以上分析,本文提出如下假说:

假说3c:公众环保参与度越高,公益诉讼制度对企业绿色技术创新的促进作用越强。

三、研究设计

(一)样本选取与数据来源

本文以中国2010—2019年沪深A股重污染上市企业为研究对象,考察公益诉讼制度对企业绿色创新的影响。上市公司财务数据、基本特征数据来源于Wind数据库和国泰安(CSMAR)数据库,绿色专利数据来源于中国研究数据服务平台(CNRDS)数据库。根据原环保部《上市公司环保核查行业分类管理名录》,并借鉴潘爱玲等(2019)的研究,筛选出属于重污染行业的企业作为研究样本^①。之所以将样本限定为重污染企业,是因为重污染企业是环境司法的重点监控对象,绿色技术创新对于这类企业的发展转型至关重要(宋德勇等,2022)。同时,遵循现有文献的一般做法,本文剔除了ST、*ST及PT的企业样本、资产负债率大于1的公

^①对应的行业和代码分别为煤炭开采和洗选业(B06)、石油和天然气开采业(B07)、黑色金属矿采选业(B8)、有色金属矿采选业(B09)、纺织业(C17)、皮革、毛皮、羽毛及其制品和制鞋业(C19)、造纸及纸制品业(C22)、石油加工、炼焦及核燃料加工业(C25)、化学原料及化学制品制造业(C26)、化学纤维制造业(C28)、橡胶和塑料制品业(C29)、非金属矿物制品业(C30)、黑色金属冶炼及压延加工业(C31)、有色金属冶炼及压延加工业(C32)、电力、热力生产和供应业(D44)。

司样本以及主要变量缺失的样本,据此得到 5852 个“企业—年度”观测值。最后,为避免异常值的影响,本文进一步对所有连续变量进行了上下各 1% 的缩尾处理。

(二)模型构建

本文将中国政府 2015 年实施的公益诉讼制度作为一项准自然实验,采用双重差分模型,从微观视角检验公益诉讼制度对重污染企业绿色创新的影响,基准回归模型设定如下:

$$Ginno_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 \times treat_j \times time_t + \gamma X_{ijt} + Year + Ind + Area + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

在模型(1)中,下标 i 、 j 、 t 分别表示企业、城市和年份,被解释变量 $Ginno$ 表示企业绿色创新水平,核心解释变量 $treat \times time$ 表示公益诉讼制度虚拟变量, X 为一系列控制变量合集。 $Year$ 、 Ind 和 $Area$ 分别表示年份、行业和地区固定效应, ε 为随机误差项。

(三)变量定义与描述性统计

(1)被解释变量。本文采用企业绿色专利申请数衡量企业绿色创新水平,主要是基于两方面的考虑:其一,绿色专利是反映企业绿色创新活动最为直观和广泛使用的指标(齐绍洲等,2018;李青原、肖泽华,2020);其二,由于专利授权通常存在一定的时滞性,从而相比于绿色专利授权数而言,绿色专利申请数更为可靠和及时,更能准确地反映企业绿色创新水平。具体地,本文以企业绿色专利申请数加 1 取自然对数的形式作为被解释变量进行实证分析。

(2)核心解释变量。本文的核心解释变量为公益诉讼制度虚拟变量,用公益诉讼制度实施的城市虚拟变量 $treat_t$ 和时间虚拟变量 $time_t$ 的交互项表示。变量 $treat_t$ 的设定规则为:若上市企业处于实验组城市,则取值为 1,否则取值为 0。通过查阅各省公益诉讼文件以及相关新闻报道,共有 73 个城市实施了公益诉讼制度,位于这些城市的企业构成了本文的实验组,其余企业则为对照组^①。变量 $time_t$ 的设定规则为:2015 年及之后年份取值为 1,否则取值为 0。

(3)控制变量。借鉴既有相关研究(齐绍洲等,2018;李青原、肖泽华,2020),在实证分析中,本文进一步控制了如下变量:①企业规模($Size$),用企业总资产的对数形式表示;②资产负债率(Lev),根据“总负债/总资产”计算获得;③资产收益率(Roa),计算公式为“净利润/总资产”;④企业成长性($Growth$),用总资产增长率衡量;⑤企业年龄(Age),用企业成立年份的自然对数形式表示;⑥股权集中度($Fshare$),以第一大股东持股比例反映;⑦两职兼任($Dual$),若企业董事长与总经理为一兼任,取值为 1,否则取值为 0。变量的描述性统计见表 1。

^①公益诉讼制度在实施过程中,设置了严格的逐级分层试点机制(卢超,2018)。在实践中,并非试点的 13 个省份内部所有城市都建立了公益诉讼制度,为保证估计结果的准确性,本文通过查阅相关资料,从城市层面对实验组和对照组样本进行了区分。

表1 变量的描述性统计

变量类型	变量名称	变量符号	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	企业绿色创新	<i>Ginno</i>	5852	0.336	0.722	0.000	3.555
核心解释变量	公益诉讼制度	<i>treat × time</i>	5852	0.207	0.405	0.000	1.000
控制变量	企业规模	<i>Size</i>	5852	22.303	1.377	19.895	26.326
	资产负债率	<i>Lev</i>	5852	0.443	0.209	0.050	0.900
	资产收益率	<i>Roa</i>	5852	0.038	0.052	-0.155	0.200
	企业成长性	<i>Growth</i>	5852	0.159	0.310	-0.272	1.804
	企业年龄	<i>Age</i>	5852	2.132	0.876	0.000	3.258
	股权集中度	<i>Fshare</i>	5852	36.365	15.318	9.272	79.381
	两职兼任	<i>Dual</i>	5852	0.218	0.413	0.000	1.000

四、实证结果与分析

(一) 平行趋势检验

采用双重差分模型估计的前提条件是实验组和对照组必须满足平行趋势假说。对于本文的研究议题而言,要求实验组和对照组企业在公益诉讼制度实施之前绿色技术创新水平的变化不存在系统性差异。为此,本文采用事件研究法进行检验,具体构建模型如下:

$$Ginno_{ijt} = \alpha + \sum_{k=-5, k \neq -2}^{-1} \beta_k \times before_{jt} + \sum_{k=0}^4 \beta_k \times after_{jt} + \gamma X_{ijt} + Year + Ind + Area + \varepsilon_{ijt} \quad (2)$$

在模型(2)中, $before_{jt}$ 和 $after_{jt}$ 是表示距离公益诉讼制度实施年份的政策虚拟变量,其赋值规则为:若实验组城市处于2015年之前或之后的第 t 年,则 $before_{jt}$ 或 $after_{jt}$ 取值为1,其余情形则取值为0。在实证分析中,本文选取公益诉讼制度实施的前二期(即 $t=-2$)为基准组进行估计(聂长飞等,2021),回归结果如图1所示。可以看出,在政策实施之前,核心解释变量的估计系数均不显著,说明实验组和对照组地区的重污染企业绿色创新水平变化趋势不存在系统性差异,即满足平行趋势假说。同时,在政策实施后的第1~3年,核心解释变量的估计系数均显著为正,进一步支持了公益诉讼制度有利于激励重污染企业绿色技术创新的研究结论。

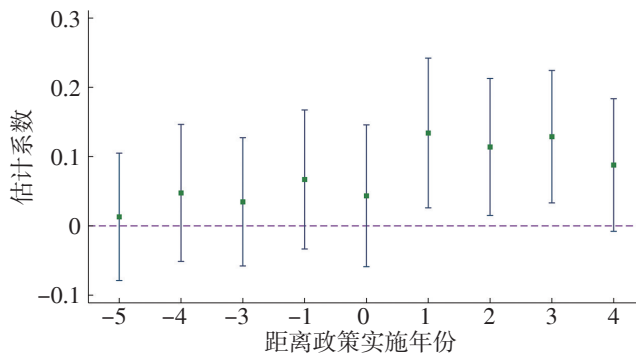


图1 平行趋势检验

(二)基准回归

基准回归结果见表2。其中,第(1)、(2)列为普通OLS回归结果,第(3)、(4)列为控制“年份—行业—地区”固定效应的回归结果。可以发现,所有模型 $treat \times time$ 的估计系数均为正,且至少通过了5%的显著性检验,意味着公益诉讼制度的实施显著促进了重污染企业的绿色技术创新水平。从经济意义上看,第(4)列的回归结果表明,相比于未实施公益诉讼制度城市的企业而言,公益诉讼制度的实施使得辖区内重污染企业的绿色专利数量增加约10.2%。由于本文研究样本包含了4年(即2015—2019年)的政策效应,故公益诉讼制度政策使得辖区内重污染企业绿色专利数量每年增加约2.55%。以上结果初步表明,公益诉讼制度能够有效推动污染企业绿色技术创新。

表2 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
$treat \times time$	0.152*** (0.046)	0.104** (0.043)	0.143*** (0.054)	0.102** (0.050)
<i>Size</i>		0.170*** (0.028)		0.183*** (0.028)
<i>Lev</i>		-0.276** (0.120)		-0.206* (0.122)
<i>Roa</i>		0.321 (0.317)		0.448 (0.318)
<i>Growth</i>		-0.011 (0.033)		-0.007 (0.034)
<i>Age</i>		-0.059*** (0.022)		-0.051** (0.023)
<i>Fshare</i>		0.001 (0.001)		0.002 (0.001)
<i>Dual</i>		-0.049 (0.037)		-0.062 (0.038)
常数项	0.305*** (0.023)	-3.265*** (0.567)	0.307*** (0.023)	-3.621*** (0.577)
年份固定效应	否	否	是	是
行业固定效应	否	否	是	是
地区固定效应	否	否	是	是
样本量	5852	5852	5852	5852
R ²	0.007	0.091	0.022	0.115

注: *、**、***分别表示10%、5%和1%的显著性水平,括号内为稳健标准误。以下各表同。

(三)稳健性检验

1. PSM-DID估计和熵平衡法估计

考虑到公益诉讼试点城市的选择可能并非随机,从而可能导致模型估计的“选择性偏差”问题。为克服这一影响,本文进一步采用PSM-DID模型和熵平衡法对基准模型重新进行估计:

(1)PSM-DID模型。具体以重污染企业的绿色创新水平作为结果变量,以基准回归中的七个控制变量作为匹配变量,采用最小邻近匹配方法进行匹配。观察PSM平衡性检验结果可以发现,在匹配后的样本中,实验组和对照组样本所有匹配变量的标准化偏差绝对值均不超10%,且所有匹配变量的均值差异均不显著,说明匹配效果较好。在此基础上,本文进一步采用双重差分模型重新进行估计,结果见表3第(1)、(2)列。(2)熵平衡法。借鉴Hainmueller(2012)的做法,首先以基准模型的一系列控制变量作为特征变量,然后找到一组权重,使实验组和对照组样本主要特征变量的均值、方差、偏度基本相等,并利用该权重进行加权最小二乘估计,结果见表3第(3)、(4)列。可以看出,所有模型 $treat \times time$ 的系数均显著为正,再次支持了基准回归结果。

表3 PSM-DID模型和熵平衡法估计

变量	PSM-DID模型		熵平衡法	
	(1)	(2)	(3)	(4)
$treat \times time$	0.143*** (0.054)	0.103** (0.050)	0.098*** (0.033)	0.092*** (0.030)
控制变量	否	是	否	是
年份固定效应	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是
样本量	5845	5845	5852	5852
R ²	0.022	0.114	0.021	0.147

2. 安慰剂检验

为进一步排除其他随机因素的干扰,本文通过随机分配实验组的方式进行安慰剂检验,对基准回归结果重新进行验证(聂长飞等,2023)。具体而言,本文在样本中随机抽取73个城市作为实施公益诉讼制度的虚假实验组样本,并采用双重差分模型进行估计。将这一过程重复1000次,得到1000次“虚假”的估计系数,绘制成图2。可以看出,1000次随机过程估计系数分布在零值附近,且非常接近正态分布。进一步统计发现,1000次随机试验中,仅34次回归系数大于基准回归且显著,说明本文的估计结果至少有96.6%的概率是正确的。因此可以认为,遗漏变量以及其他随机因素未能影响本文的核心研究结论。

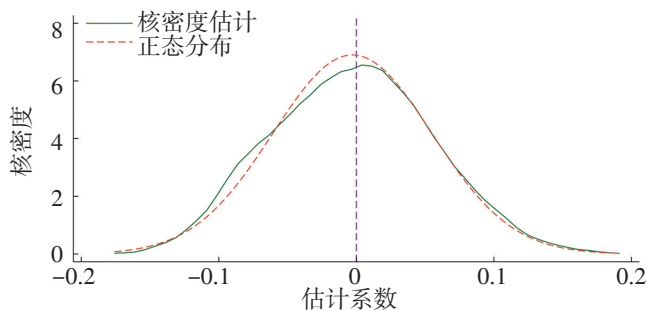


图2 安慰剂检验

3. 其他稳健性检验

为确保研究结论的可靠性,本文进一步构建了如下稳健性检验:(1)变换估计模型。由于重污染上市企业绿色专利数量存在大量的零值,存在截尾数据的特征,故重新采用Tobit模型检验公益诉讼制度对企业绿色创新的影响,估计结果见表4第(1)列。(2)替换因变量的衡量方式。本文以企业绿色专利授权数加1取自然对数的形式作为被解释变量,并重新进行估计,相应的估计结果见表4第(2)列。(3)排除干扰政策的影响。在本文研究区间实施的其他环境规制政策可能也会影响企业绿色创新水平,其中,代表性的是低碳城市试点政策(徐佳、崔静波,2020)和碳交易试点政策(宋德勇等,2021)。为此,本文进一步控制了这两类政策的虚拟变量,并重新进行估计,结果见表4第(3)列。(4)控制预期效应。为排除预期效应的影响,本文借鉴王贤彬和黄亮雄(2020)的做法,在模型中进一步加入 $treat \times time_{14}$ 进行估计,其中, $time_{14}$ 为2014年即公益诉讼制度实施前一年的虚拟变量,结果见表4第(4)列。可以看出, $treat \times time_{14}$ 的系数虽然为正,但不显著,说明不存在显著预期效应。(5)考虑滞后效应。考虑到政策的影响可能存在一定的滞后性,故将被解释变量前置一期,并重新进行估计,结果见表4第(5)列。同时,所有模型 $treat \times time$ 的估计系数均为正,且至少通过了5%的显著性水平,进一步支持了公益诉讼制度促进企业绿色技术创新的结论。

表4 其他稳健性检验

变量	变换估计模型	替换因变量	排除干扰政策	控制预期效应	考虑滞后效应
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$treat \times time$	0.357** (0.156)	0.119** (0.052)	0.101** (0.049)	0.102** (0.050)	0.103** (0.050)
$treat \times time_{14}$				0.067 (0.061)	
控制变量	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是	是
样本量	5852	5852	5852	5852	4989
Pseudo R ² / R ²	0.064	0.183	0.115	0.116	0.112

注:第(1)列Tobit模型中汇报的是Pseudo R²,其余模型汇报的是R²。

(四)作用机制分析

以上结果表明,公益诉讼制度的确诱发了企业绿色创新。进一步地,根据前文的理论分析,公益诉讼制度激励重污染企业开展绿色创新活动可能存在两种效应:一是“杠杆效应”,即公益诉讼制度的规制压力使企业增加了研发投入,从而实现绿色技术创新水平的提高;二是“挤出效应”,即公益诉讼制度的实施仅仅使企业被迫进行创新资源的内部再配置,将原先研

发资金、研发人员等资源从一般创新转移到绿色创新中去,从而挤出了其他创新活动(刘金科、肖翊阳,2022)。为检验公益诉讼制度促进企业绿色创新的作用机制,本文构建如下回归模型:

$$Y_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 \times treat_j \times time_t + \gamma X_{ijt} + Year + Ind + Area + \varepsilon_{ijt} \quad (3)$$

其中,被解释变量 Y 为一系列识别“杠杆效应”和“挤出效应”的变量,其余变量的含义同基准模型一致。具体来说,本文借鉴刘金科和肖翊阳(2022)的研究思路,分别选取以下变量作为被解释变量进行估计:(1)研发资金投入,用企业研发投入与总资产之比表示;(2)研发人员占比,用企业研发人员与员工总数之比表示;(3)整体创新水平,用企业申请专利总数加1的自然对数形式表示;(4)环保投资强度,借鉴张琦等(2019)的研究,用企业环保投资额与总资产之比表示。若核心解释变量的系数 β_1 显著为正,则表明公益诉讼试点制度能够有效增加企业研发资金投入、提高企业研发人员占比、提升企业整体创新水平、增强企业环保投资强度,即产生了“杠杆效应”;反之若核心解释变量的系数 β_1 显著为负或不显著,则表明公益诉讼制度产生了“挤出效应”。

模型回归结果见表5。可以看出,所有模型 $treat \times time$ 的估计系数均显著为正,说明公益诉讼制度的实施,直接增加了企业研发所需的人力、物力、财力,并促进了企业整体创新水平的提高和环保投资力度的增强,即对企业绿色创新产生了真正的“杠杆效应”而非单纯的“挤出效应”。这一结果表明,在新发展阶段,公益诉讼制度能成为撬动重污染企业绿色技术创新的有力“杠杆”,同时为“波特假说”在中国的适用性提供了最新的经验证据。

表5 机制检验

变量	研发资金投入	研发人员占比	整体创新水平	环保投资强度
	(1)	(2)	(3)	(4)
$treat \times time$	0.002* (0.001)	0.160** (0.079)	0.160* (0.092)	0.002** (0.001)
控制变量	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是
样本量	3756	2725	5849	4410
R ²	0.284	0.290	0.207	0.061

五、进一步分析

(一)异质性分析

1. 绿色专利类型异质性

在中国经济发展转型过程中,长期存在着“重数量、轻质量”的创新倾向(黎文靖、郑曼妮,

2016),即采取策略性而非实质性的创新决策,在创新活动中求快不求好、求量不求质。为识别公益诉讼制度究竟促进的是何种绿色技术创新,本文进一步采用不同类型绿色专利申请数加1的对数值作为被解释变量进行估计(李青原、肖泽华,2020)。其中,由于发明专利所包含的创新质量更高,因而主要体现的是实质性创新;实用新型专利申请相对容易且周期较短,从而主要体现的是策略性创新。回归结果见表6。可以看出,第(1)、(2)列 $treat \times time$ 的估计系数均显著为正,第(3)、(4)列 $treat \times time$ 的估计系数虽然为正,但不显著,说明公益诉讼制度真正激励了企业绿色实质性创新活动的开展。这可能是因为,发明专利的技术含量相对更高,绿色实质性创新活动更有利于企业保持长期竞争优势和实现长期利润的最大化,符合利润最大化的决策原则(Hering & Poncet, 2014),在公益诉讼制度的约束下,重污染企业更加倾向于采取实质性的绿色创新行为,而非采取迎合性、策略性的绿色创新行为。换句话说,公益诉讼制度有利于重污染企业绿色创新增量提质。

表6 绿色专利类型异质性分析

变量	绿色发明专利		绿色实用新型专利	
	(1)	(2)	(3)	(4)
$treat \times time$	0.118*** (0.045)	0.088** (0.041)	0.058 (0.035)	0.031 (0.032)
控制变量	否	是	否	是
年份固定效应	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是
样本量	5852	5852	5852	5852
R ²	0.017	0.097	0.019	0.107

2. 企业特征异质性

公益诉讼制度的绿色创新效应可能因企业特征不同而有所差异。为此,本文分别从企业性质、企业数字化转型程度和企业面临的融资约束状况三个方面进行异质性检验。

第一,企业性质异质性。根据企业实际控制人的性质,将研究样本划分为国企和非国企两个子样本,并分别进行估计,回归结果见表7第(1)、(2)列。可以看出,第(2)列 $treat \times time$ 的估计系数在5%的水平上显著为正,第(1)列 $treat \times time$ 的估计系数虽然为正,但不显著,说明公益诉讼制度主要激励了非国有企业绿色创新活动的开展。这可能是因为,相比于国有企业而言,非国有企业不具备特殊资源优势,承受的经营压力相对较大,从而非国有企业对公益诉讼制度的反应更加敏感,为了不被市场淘汰、更好地适应新的政策环境,非国有企业更有动力开展绿色技术创新活动(刘金科、肖翊阳,2022)。

第二,数字化转型程度异质性。以企业数字化转型程度为临界值,将企业划分为数字化

转型程度较高和数字化转型程度较低两种类型,并分别进行估计,回归结果见表7第(3)、(4)列。其中,企业数字化转型的衡量借鉴肖静和曾萍(2023)的研究,采用企业年报数字化相关词频的总数进行衡量,变量数据来源于CNRDS数据库。可以看出,第(3)列 $treat \times time$ 的估计系数虽然为正,但不显著,第(4)列 $treat \times time$ 的估计系数在10%的水平上显著为正,说明公益诉讼制度有效地提高了数字化转型程度较高企业的绿色创新水平。这可能是因为,数字化转型程度越高,其资源配置能力往往也越强(肖静、曾萍,2023),从而在公益诉讼制度的约束下,数字化转型程度较高的企业能够更加有效地对各类绿色创新资源进行配置和利用,进而促进其绿色创新水平的提升。

第三,企业面临的融资约束状况异质性。以Hadlock和Pierce(2010)提出的SA指数的中位数为分界线,将研究样本划分为低融资约束和高融资约束两组,并分别进行估计。其中,SA指数计算公式为 $-0.737 \times Size + 0.043 \times Size^2 - 0.04 \times Age$,回归结果见表7第(5)、(6)列。可以看出,第(5)列 $treat \times time$ 的估计系数在5%的水平上显著为正,第(6)列 $treat \times time$ 的估计系数虽然为正,但不显著,说明公益诉讼制度主要促进了低融资约束企业的绿色技术创新水平的提升。这可能是因为,高融资约束企业资金问题相对严重,从事绿色技术创新活动面临的风险更大,相较而言,低融资约束企业由于资金相对充足、承担风险的能力更强,从而在面临公益诉讼制度带来的环境规制压力时,低融资约束企业更愿意投资于绿色创新研发活动。

表7 企业特征异质性分析

变量	国企	非国企	数字化转型程度低	数字化转型程度高	低融资约束	高融资约束
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$treat \times time$	0.037 (0.094)	0.132** (0.053)	0.085 (0.060)	0.109* (0.062)	0.143** (0.071)	0.075 (0.064)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	2697	3155	2926	2926	2926	2926
R ²	0.166	0.068	0.106	0.131	0.152	0.105

(二)调节机制分析

公益诉讼制度的绿色创新效应能否充分发挥,会受到政府环境治理、媒体关注以及公众参与等多重因素的影响。为此,本文进一步从政府、媒体以及公众三个方面考察公益诉讼制度绿色创新效应的调节机制,相应的调节效应模型构建如下:

$$Ginno_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 \times treat_j \times time_t + \beta_2 \times mor_{ijt} + \beta_3 \times treat_j \times time_t \times mor_{ijt} + \gamma X_{ijt} + Year + Ind + Area + \varepsilon_{ijt} \quad (4)$$

在模型(4)中, *mor* 为调节变量,其余变量的含义同基准模型一致。具体而言,调节变量的选取如下:政府环境治理力度(*gov*),借鉴陈诗一和陈登科(2018)的研究,采用各省《政府工作报告》中环境保护相关的词频数与总词数之比表示^①;媒体监督(*media*),采用中国研究数据服务平台(CNRDS)数据库中网络和报刊内容出现某上市公司的新闻年总数的对数形式表示(王馨、王营,2021b);公众参与(*public*),采用各省承办的人大和政协提案总数的对数形式表示(刘伟、范文雨,2021)。

表8报告了调节机制的回归结果。第(1)列显示, *treat* × *time* × *gov* 的系数为0.394,且在10%的水平上显著,说明政府环境治理力度越强,公益诉讼制度的绿色创新促进效应越显著。这可能是因为,政府环境治理力度越强,企业面临的环保执法力度越严格,通过官企勾结来逃避环保责任的可能性就越低,从而企业绿色创新的积极性越高。可见,政府通过单纯的环保立法并不一定能很好地引导企业开展绿色技术创新活动,还需加大政府环境治理力度,做到执法必严才能使得环境污染问题得到根本性改善。

表 8 调节机制分析

变量	(1)	(2)	(3)
<i>treat</i> × <i>time</i>	-0.034 (0.083)	-0.224* (0.118)	0.429 (0.320)
<i>gov</i>	-15.611 (9.878)		
<i>treat</i> × <i>time</i> × <i>gov</i>	0.394* (0.229)		
<i>media</i>		0.107*** (0.013)	
<i>treat</i> × <i>time</i> × <i>media</i>		0.063*** (0.022)	
<i>public</i>			0.047** (0.022)
<i>treat</i> × <i>time</i> × <i>public</i>			-0.051 (0.049)
控制变量	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
行业固定效应	是	是	是
地区固定效应	是	是	是
样本量	5852	5794	5852
R ²	0.116	0.131	0.117

①环境保护相关的词汇包括:环境保护、环保、污染、能耗、减排、排污、生态、绿色、低碳、空气、化学需氧量、二氧化硫、二氧化碳、PM₁₀、PM_{2.5}。

第(2)列显示, $treat \times time \times media$ 的系数为0.063,且在1%的水平上显著,说明媒体关注度越高,越能充分发挥公益诉讼制度的绿色创新效应。这可能是因为,公益诉讼制度实施后,由于重污染企业的媒体报道中可能存在较多环境污染事件的负面报道,并且以互联网为传播平台的网络媒体使得环境污染相关信息更加容易获取和传播,更能及时有效地发挥媒体监督作用,积极的媒体监督增加了重污染企业环境污染事件的曝光度,曝光带来的巨大压力将迫使企业提升绿色技术创新能力,从而实现降污减排。

第(3)列显示, $treat \times time \times public$ 的系数为-0.051,且不显著,说明公众参与并未在公益诉讼制度影响重污染企业绿色技术创新过程中起到调节作用,假说3c未能得到验证。这可能是因为,当前中国公众环境参与仍然处于发展阶段,公众环保意识总体较为薄弱,公众环境参与热情相对不强(张明等,2021),从而未能与公益诉讼制度形成正向的联动效应,难以有效强化公益诉讼制度对企业绿色创新的促进作用。

六、结论与启示

习近平总书记指出,“只有实行最严格的制度、最严密的法治,才能为生态文明建设提供可靠保障”。作为生态司法治理体系的重要组成部分,公益诉讼制度能否撬动重污染企业绿色技术创新,进而成为新发展阶段生态文明建设的新力量,是一个亟待回答的问题。在此背景下,本文将中国政府2015年实施的公益诉讼试点视为一次准自然实验,基于2010—2019年沪深A股重污染上市企业数据,运用双重差分模型从微观视角检验了公益诉讼制度对重污染企业绿色技术创新的影响,并考察了其内在作用机制。主要研究结论如下:首先,基准回归发现,公益诉讼制度能够有效撬动重污染企业绿色技术创新。具体地,相比于未实施公益诉讼制度城市的企业而言,实施公益诉讼制度使得辖区内重污染企业的绿色专利数量增加约10.2%。其次,机制分析表明,公益诉讼制度的实施对企业绿色创新产生了真正的“杠杆效应”而非单纯的“挤出效应”,即主要通过增加绿色技术创新活动所需的人力、物力、财力,进而促进企业绿色技术创新水平的提升。再次,异质性分析表明,公益诉讼制度主要提高了重污染企业绿色实质性创新水平而非绿色策略性创新水平。同时,在公益诉讼制度约束下,非国有企业、数字化转型程度较高企业以及低融资约束企业开展绿色技术创新活动的意愿更强。最后,调节机制分析发现,政府环境治理力度和媒体关注对公益诉讼制度的绿色技术创新效应存在显著的正向调节作用,而公众参与则未能发挥相应的调节效应。

结合以上研究结论,提出如下政策建议:

第一,相关部门应该持续建立健全公益诉讼制度,进一步推动全国范围内的公益诉讼试点工作,更加充分地发挥公益诉讼的生态治理效能。本文研究表明,公益诉讼制度可以成为

撬动重污染企业绿色技术创新、促进重污染企业绿色转型升级的有力“杠杆”。因此,相关部门应加强环境行政与环境司法保护的有效联动,总结以往公益诉讼试点的优秀案例和先进经验,及时进行理论探索与司法实践改革,完善制度本身和内部人员机构设置,构建更加完备有效的环境司法保护体系,使得公益诉讼制度在中国生态文明建设和环境司法实践中持续发挥重要作用。

第二,由于公益诉讼制度对重污染企业的绿色技术创新影响具有异质性,因此,在公益诉讼制度实施过程中,要根据实际情况和需求制定相应方案,避免“一刀切”状况出现。具体而言,由于公益诉讼制度对重污染企业绿色技术创新的促进作用在国有企业、数字化转型程度较低企业、融资约束高的企业中较低甚至不显著,因此在经济发展过程中,应加大对这类企业的扶持力度,给予其在政策、资金、技术、平台等方面更多支持和引导,促使其更好地从事绿色技术创新活动。

第三,针对公益诉讼制度构建专门的政府、媒体、公众等多位一体的监督举报互动平台,共同为公益诉讼制度正外部性效应赋能。具体而言,应不断提高检察机关人员的业务能力,并考虑将政府环境治理绩效纳入政府公职人员绩效考核范围,促使政府环境治理能力的提升;社交媒体应该对环境污染类案件持续地进行曝光以达到长期监督的目的,谨慎短期炒作现象的出现,提高企业的污染活动成本;在公众参与方面,政府应通过加强宣传、教育等多种途径努力改变当前公众环保意识偏弱的现状,以更好地发挥政府、媒体、公众等不同主体之间的协同效应,加快重污染企业转型升级。

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):42-54.
- [2] 陈诗一,陈登科. 雾霾污染、政府治理与经济高质量发展[J]. 经济研究,2018,53(2):20-34.
- [3] 陈天昊,邵建树,王雪纯. 检察行政公益诉讼制度的效果检验与完善路径基于双重差分法的实证分析[J]. 中外法学,2020,32(5):1328-1352.
- [4] 翟华云,刘亚伟. 环境司法专门化促进了企业环境治理吗?——来自专门环境法庭设置的准自然实验[J]. 中国人口·资源与环境,2019,29(6):138-147.
- [5] 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.
- [6] 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.
- [7] 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.
- [8] 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.
- [9] 李毅,胡宗义,周积琨,龚弼邦. 环境司法强化、邻近效应与区域污染治理[J]. 经济评论,2022,(2):

104-121.

[10] 刘金科,肖翊阳. 中国环境保护税与绿色创新:杠杆效应还是挤出效应[J]. 经济研究, 2022, 57(1): 72-88.

[11] 刘伟,范文雨. 公益诉讼提升了城市的环境治理绩效吗? 基于287个地级市微观数据的实证研究[J]. 上海财经大学学报, 2021, 23(4): 48-62.

[12] 卢超. 从司法过程到组织激励:行政公益诉讼的中国试验[J]. 法商研究, 2018, 35(5): 25-35.

[13] 马平平,张明,宋妍,等. 公众参与下排污企业与地方政府环境行为的演化博弈分析[J]. 环境经济研究, 2022, 7(04): 124-141.

[14] 聂长飞,冯苑,张东. 知识产权保护与经济增长质量[J]. 统计研究, 2023, 40(2): 73-88.

[15] 聂长飞,卢建新,冯苑,等. 创新型城市建设对绿色全要素生产率的影响[J]. 中国人口·资源与环境, 2021, 31(3): 117-127.

[16] 潘爱玲,刘昕,邱金龙,申宇. 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): 174-192.

[17] 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.

[18] 宋德勇,朱文博,丁海. 企业数字化能否促进绿色技术创新? ——基于重污染行业上市公司的考察[J]. 财经研究, 2022, 48(4): 34-48.

[19] 宋德勇,朱文博,王班班. 中国碳交易试点覆盖企业的微观实证:碳排放权交易、配额分配方法与企业绿色创新[J]. 中国人口·资源与环境, 2021, 31(1): 37-47.

[20] 王贤彬,黄亮雄. 投资审批体制改革推动投资增长了吗——来自2004年中央投资审批体制改革的经验证据[J]. 财贸经济, 2020, 41(3): 49-65.

[21] 王馨,王莹. 绿色信贷政策增进绿色创新研究[J]. 管理世界, 2021a, 37(6): 173-188+11.

[22] 王馨,王莹. 环境信息公开的绿色创新效应研究——基于《环境空气质量标准》的准自然实验[J]. 金融研究, 2021b, (10): 134-152.

[23] 王云,李延喜,马壮,宋金波. 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.

[24] 吴力波,任飞州,徐少丹. 环境规制执行对企业绿色创新的影响[J]. 中国人口·资源与环境, 2021, 31(1): 90-99.

[25] 肖静,曾萍. 数字化能否实现企业绿色创新的“提质增量”?——基于资源视角[J]. 科学学研究, 2023, 41(5): 925-935+960.

[26] 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.

[27] 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(02): 66-88.

[28] 伊志宏,陈欣,田柳. 公众环境关注对企业绿色创新的影响[J]. 经济理论与经济管理, 2022, 42(7): 32-48.

[29] 张明,张鹭,宋妍. 异质性环境规制、空间溢出与雾霾污染[J]. 中国人口·资源与环境, 2021, 31(12): 53-61.

[30] 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.

[31] 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, 18(04): 557-568.

[32] Almer, C. and T. Goeschl. Environmental Crime and Punishment: Empirical Evidence from the German Penal Code[J]. Land Economics, 2010, 86(4): 707-726.

- [33] Edwards, V. A Review of the Court of Justice's Case Law in Relation to Waste and Environmental Impact Assessment: 1992–2011[J]. *Journal of Environmental Law*, 2013, 25(3): 515–530.
- [34] Feng, Y., Z. Chen, and C. Nie. The Effect of Broadband Infrastructure Construction on Urban Green Innovation: Evidence from a Quasi–Natural Experiment in China[J]. *Economic Analysis and Policy*, 2023, 77: 581–598.
- [35] Hadlock, C. J. and J. R. Pierce. New Evidence on Measuring Financial Constraints: Moving Beyond the KZ Index[J]. *The Review of Financial Studies*, 2010, 23(5): 1909–1940.
- [36] Hainmueller, J. Entropy Balancing for Causal Effects: A Multivariate Reweighting Method to Produce Balanced Samples in Observational Studies[J]. *Political Analysis*, 2012, 20(1): 25–46.
- [37] Hering, L. and S. Poncet. Environmental Policy and Exports: Evidence from Chinese Cities[J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2014, 68(2): 296–318.
- [38] Khanna, M., G. Deltas, and D. R. Harrington. Adoption of Pollution Prevention Techniques: The Role of Management Systems and Regulatory Pressures[J]. *Environmental and Resource Economics*, 2009, 44(1): 85–106.
- [39] Nie, X., J. Wu, Z. Chen, A. Zhang, and H. Wang. Can Environmental Regulation Stimulate the Regional Porter Effect? Double Test from Quasi–Experiment and Dynamic Panel Data Models[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2021, 314: 128027.
- [40] Porter, M. E. and C. V. D. Linde. Toward a New Conception of the Environment–Competitiveness Relationship[J]. *Journal of Economic Perspectives*, 1995, 9(4): 97–118.
- [41] Shao, Y. and Z. Chen. Can Government Subsidies Promote the Green Technology Innovation Transformation? Evidence From Chinese Listed Companies[J]. *Economic Analysis and Policy*, 2022, 74: 716–727.
- [42] Shen, F., B. Liu, F. Luo, C. Wu, H. Chen, and W. Wei. The Effect of Economic Growth Target Constraints on Green Technology Innovation[J]. *Journal of Environmental Management*, 2021, 292: 112765.
- [43] Yang, W. and M. Wang. Environmental Regulation and Green Technology Innovation: Incentive or Disincentive Effect? New Evidence from Resource–Based Cities in China[J]. *Environmental Science and Pollution Research*, 2023, 30: 34440–34459.
- [44] Zhang, Q., Z. Yu, and D. Kong. The Real Effect of Legal Institutions: Environmental Courts and Firm Environmental Protection Expenditure[J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2019, 98: 102254.

Research on the Effect and Mechanisms of Public Interest Litigation System in Inducing Green Technology Innovation of Heavy Polluting Enterprises

Nie Changfei^a, Zhou Xuan^b

(a: School of Economics and Management, Nanchang University; b: School of Economics, Nankai University)

Abstract: The public interest litigation system is an important component of China's ecological judicial governance system and a key force in promoting ecological civilization construction in the new era and new journey. With the help

of the data of heavily polluted listed companies in Shanghai and Shenzhen A shares from 2010 to 2019, this paper uses the public interest litigation pilot to construct a quasi-natural experiment and employs the difference-in-differences model to empirically test the impact of the public interest litigation system on green innovation of enterprises from a microscopic perspective. The results show that the public interest litigation system can effectively leverage the green technology innovation of heavily polluting enterprises. Mechanism analysis shows that the implementation of the system has produced a "leverage effect" on the basis of existing innovation activities, rather than a simple "crowding out effect". Heterogeneity analysis shows that the public interest litigation system significantly promotes the improvement of the green substantive innovation level of heavily polluting enterprises. At the same time, the public interest litigation system has a stronger role in promoting the green innovation capabilities of non-state-owned enterprises, enterprises with high degree of digital transformation and enterprises with low financing constraints. Further research shows that the stronger the government's environmental governance, and the higher the media attention, the more the green innovation effect of the public interest litigation system can be fully exerted. This paper enriches the relevant literature in the field of law and economics and provided the latest empirical evidence for the applicability of "Porter Hypothesis" in China.

Keywords: Public Interest Litigation System; Heavy Polluting Enterprises; Green Technology Innovation; Leverage Effect; Crowding Out Effect

JEL Classification: C33, M14, Q55

(责任编辑:朱静静)