

环保司法信息公开与企业绿色创新

——来自上市公司的证据

华秀萍 尹航 程思睿 赵刚

摘要 环保司法信息的公开会影响企业的绿色创新决策。作者以 2013 年中国裁判文书网上线为背景，使用海量裁判文书文本数据，通过文本分析识别了环保裁判文书，并统计了各地级市首次披露环保裁判文书的情况，以此作为准自然实验，探究在更加透明的司法信息披露之下环保相关裁决的公开如何影响上市公司的绿色创新水平。研究发现，环保裁判文书的披露，对于企业的绿色创新水平具有显著的促进作用，并通过提升企业高管环保认知以及增强政府环境监管压力这两个途径作用于企业绿色创新行为。异质性研究表明，环保裁判文书的披露对具有较低政企关联、位于较高绿色关注度地区以及融资约束较低上市企业的绿色创新水平有更显著的提升。此外，环保裁判文书的披露对于企业绿色创新水平的显著提升，不仅体现在绿色专利数量的增长上，也体现在创新质量和创新效率上。本文丰富了探究环境规制如何影响企业绿色创新的相关文献，为促进企业的绿色创新、绿色生产提供了新的见解，也为政府引导和监督企业实现高质量发展提供了决策参考。

关键词 司法公开 环境规制 绿色创新

[中图分类号] F272 [文献标识码] A [文章编号] 2097-454X (2024) 02-0081-19

一、引言

党的二十大报告提出，在新时代新征程中，要“坚持可持续发展，坚持节约优先、保护优先、自然恢复为主的方针”，并且要“坚定不移走生产发展、生活富裕、生态良好的文明发展道路，实现中华民族永续发展”，从而全面建成社会主义现代化强国，实现中华民族伟大复兴。低水平、低质量的经济增长其代价往往是自然环境的不断恶化。我国于 1989 年颁布了第一版《中华人民共和国环境保护法》，并将可持续发展作为国家发展的长期战略。而近年来逐步出台的环保法律为经济建设中的环境破坏治理提供了法律依据。例如，于 2015 年修订并颁布的新《中华人民共和国环境保护法》，更为严格地规范了环境保护相关权责，提升了环境保护的违法成本；于 2018 年修订的《中华人民共和国环境保护税法》在有害污染物的减排、全要素生产率的提升、

【基金项目】宁波市“科技创新 2025”重大专项项目（批准号：2022Z243）。

【作者简介】华秀萍，宁波诺丁汉大学商学院教授、博士生导师、宁波诺丁汉大学—宁波保税区区块链实验室主任，邮政编码：315100；尹航，宁波诺丁汉大学商学院博士生，本文通讯作者，邮政编码：315100；程思睿，宁波诺丁汉大学商学院博士生，邮政编码：315100；赵刚，浙江财经大学会计学院副教授、会计信息与宏观经济政策研究中心主任，邮政编码：310018。

致谢：感谢审稿专家匿名评审，当然文责自负。

以及企业绿色行为的促进方面成效显著 (Liu et al., 2022a)。

一方面，立法和司法为环境保护提供了支持，限制和惩治环境破坏行为，为社会各界进行环境保护和绿色生产提供了法律依据和保障并增加了动力和意愿。另一方面，相关司法裁决的公开披露提高了司法信息的透明度，使公众和生产经营者更容易了解违反环境保护法律的后果，进一步加强了社会对环境保护和绿色生产必要性的认知和理解 (Liu et al., 2022b)。为了促进司法公正与公信力，最高法院审判委员会会议于 2013 年通过了《最高人民法院关于人民法院在互联网公布裁判文书的规定》(后称《规定》)。《规定》要求各级人民法院生效的裁判文书须由最高人民法院在中国裁判文书网统一公布，各级法院对文书内容负责。^① 截至 2024 年 1 月，网站已累计收集 1.4 亿份裁判文书、累计访问量达 1087 亿人次。最高人民法院旨在通过利用公众监督的方式来加强司法系统的透明 (Liu et al., 2022b)，使得公司或个人的违法行为裁决和处罚信息被更好地披露。

虽然裁判文书网上线之前我国裁判文书资料在部分地区已经实现了有限的公开，其渠道仅限于在法院内申请和查阅相关文件，公众和企业查阅成本较大，造成的社会影响力较为有限。2010 年最高法院允许司法部门在网络公开裁判文书，然而却囿于缺乏统一公布平台且公开数量较少等问题。而裁判文书网在 2013 年的上线使得公众得以从统一的在线平台了解相关判决情况，为社会公众提供了较为便捷的裁判信息获取渠道，加强了法律对相关责任人的震慑作用，更有可能促使相关人员和机构进行绿色环保生产以避免或减少法律诉讼带来的经济和社会影响。

经济增长与环境保护之间能够协调发展的方向之一是绿色创新。绿色创新在宏观上已经成为我国绿色发展的重要动力，有助于打好污染防治攻坚战从而实现经济高质量发展；在微观层面上，绿色创新有助于企业进行技术积累以实现节能减排和产业转型，故而日益成为企业提高自身竞争力的重要抓手 (王馨、王营, 2021)。现有研究认为，空气污染物排污权交易政策对于企业进行资源配置以进行绿色创新有诱发作用 (齐绍洲等, 2018)；而当企业面临环境规制政策时会将更多资源投入较为清洁的产品生产中。当企业在经营中面临环境保护的压力时，会采取绿色创新的方式对生产进行改进、对产品进行升级。故而在相关司法信息开始向公众披露时，企业也可能采用绿色创新的方式缓解社会对于绿色生产诉求带来的冲击。

基于此背景，本文对环境裁判文书披露如何影响企业绿色创新行为进行研究。根据威慑效应 (Cohen, 1998)，当违规成本或监管强度增加时，公司所面临的法律合规风险将会增大。因此，一些公司会积极服从监管要求从而降低其潜在的违规成本。由于各地司法部门及政府对于绿色环保生产的司法和监管有自主性，从理性人的角度而言，当企业能够通过网站了解到当地对于绿色环保相关违法行为的判决和惩戒时，企业经济效益与违法风险之间的利弊权衡会使其增加对于绿色生产的资源投入，以减少法律诉讼风险和社会负面影响。而绿色生产和成本诉求之间的平衡往往面临着技术的制约 (Haschka and Herwartz, 2020)，故而本文认为企业所在当地的裁判文书公开会使得企业加大绿色创新的力度，减少产品生产带来的污染和相关风险，进而保持或提升其企业竞争力和塑造具有社会责任的企业形象。

为验证这一现象，本文采用裁判文书网首次公布各地级市绿色环保相关裁决文书的时间作为外部冲击，引入多期双重差分模型进行分析。我们将总部位于已披露相关裁决文书城市的上市公司作为处理组，进行实证分析。首先，本文通过北大法宝^②数据库所公布的法律分类，利用环境保护分

^① 中国裁判文书网是由最高人民法院在互联网设立的对公众开放的文书数据平台，于 2013 年建成。其要求各级人民法院披露除特殊情况外的所有生效文书并负责。网址：<https://wenshu.court.gov.cn>。

^② 北大法宝是由北京大学法学院创立的中国法律检索系统，该系统提供了各个中国法律的详细归类，其中环境保护为分类之一。本文通过以环境保护分类下的法律名称作为关键词的筛选方式，筛选出了裁判文书网中公布的环保裁判文书，网址 <https://www.pkulaw.com>。

类下的法律名称对裁判文书进行关键词筛选，从而得到裁判文书网中与环境保护相关的文书，并关联到其记录的裁决所在城市。进一步，本文将总部所在城市已进行环保相关裁判文书披露的企业作为处理组，其余企业作为控制组进行处理。基于 2007 至 2021 年上市公司的数据，本文发现环保裁判文书的披露对于当地企业绿色创新具有显著的促进作用。本文研究结果通过平行趋势检验以及一系列稳健性检验，例如替换被解释变量的度量方式、控制更加严格的固定效应、安慰剂检验、排除其他政策干扰等，各结果依然保持稳健。

本文对于环保裁判文书披露对企业绿色创新的促进作用进行了机制分析。首先，本文分析了企业高管环保关注度在环保裁判文书披露与企业绿色创新程度之间的机制作用。已有研究表明，企业高管的认知能够主导企业的发展方向，决定着企业生产经营的基本路线和决策（邢丽云、俞会新，2020）。拥有较高环保认知的企业高管能够通过推动绿色创新等一系列行为决策提升企业的环境表现，使其在面临政府的环境规制时保证自身的合法性，同时又能够通过增加研发投入掌握行业领先技术，强化其在市场中的竞争地位（陈泽文、陈丹，2019；解学梅、朱琪玮，2021）。本文使用企业年报和管理层讨论中的文本信息，分别提取环境保护相关词汇词频用以代理企业高管的环保关注度。结果表明，环保裁判文书的披露能够显著提高披露地区企业高管的绿色认知。因此，高管环保认知作为一种可能的机制，加强了企业在生产经营中对环保问题的考虑，显著改善了企业的绿色创新行为。

此外，地区的环境规制强度也能够影响企业的环保行为决策（Banerjee，2003），仅仅依靠市场调节难以引导企业进行绿色创新，因此政府需要通过一系列政策来引导和要求企业进行绿色技术研发，推动其可持续发展。由于政府的工作报告在一定程度上能够体现其当下的战略重点，本文使用文本分析的方式提取了各地区政府工作报告中环境保护的相关词频，并用以衡量政府的环境规制强度（陈诗一、陈登科，2018）。结果表明，环保裁判文书的披露能够显著提升政府对于当地企业的环境规制强度，进而推动当地企业进行绿色创新，以降低企业污染水平、提高经营合法性。

异质性分析表明，拥有较低政企联系、所在城市绿色关注度较高以及融资问题较轻的企业会受到环境相关裁判文书公开更大的影响。该结果表明了企业的政治资源、政府的战略方向以及企业的融资约束在环保法规的威慑效果上，具有一定的调节作用。本文还验证了环保裁判文书披露对于企业绿色创新质量和效率的影响，结果表明冲击不仅影响绿色创新的数量，也影响创新质量和效率。

本文的创新点和贡献主要包括以下三个方面：第一，在理论层面，本文为关于法律法规如何规制企业行为的威慑理论（Becker，1968）提供了新的证据。威慑理论认为，监管者通过对违规者进行惩罚，从而抑制其违规行为，而潜在违规者通过观察其他违规者的惩罚后果从而进行自我规范，降低潜在违规风险。威慑效应的存在使得监管法规不仅能够规范被处罚企业的行为，也能够对于潜在违规者发挥预防性监管的作用，提升监管效率。文本从企业绿色创新水平的视角，提供了环境司法公开对企业绿色发展的新证据和理论分析，证明了在城市层级法律的威慑效应是显著的，表明了环保裁判文书的披露对于提升政府监管效率、实现预防性监管的重要推动作用。

第二，在研究方式上，本文采用的核心解释变量为裁判文书披露数据，而非官方出台的环境新政策，这在企业绿色发展相关研究中尚属首次。现有文献对于各类环境规制和企业行为的研究主要以政府官方出台的环境政策为研究依据而展开，例如碳排放权交易试点与企业价值（闫海洲、陈百助，2017）、环境保护税法与企业环境投资（Liu et al.，2022a）。环保裁判文书以现存环境法规为起诉依据并通过官方平台进行信息发布，其环境规制的威慑来源于社会民间，是对已有环境政策和法律影响的进一步加强。区别于已有研究，本文尝试通过文本分析技术和

海量的裁判文书数据，挖掘环境相关裁决的司法公开情况，识别了环境相关裁判文书并进行城市层面的匹配，进而探究了环保裁判文书公开对企业的绿色创新水平带来的影响，是一种新的尝试和创新。

第三，在实践层面，本文为如何深化企业环保改革，推动企业绿色创新行为提供了相关建议。党的二十大报告指出“推动企业可持续发展，要实施全面节约战略，发展绿色低碳产业，倡导绿色消费，统筹产业结构调整、污染治理、生态保护、应对气候变化，加快发展方式绿色转型”。在当前推动企业可持续发展和绿色转型的背景下，本文展示了上市企业绿色转型过程中环保法律文书披露的重要作用，为推动和实现国家可持续发展战略提供了新的思路和证据支持。

本文后续部分安排如下：第二部分为文献回顾，第三部分为研究假设；第四部分为数据与变量构建；第五部分为研究设计与结果；第六部分为机制分析；第七部分为异质性分析；第八部分为进一步分析；第九部分为结论与政策启示。

二、文献回顾

环境规制会给企业带来融资成本、竞争优势、发展路径等诸多方面的影响。随着更多环境政策出台，环境规制对绿色创新的影响逐步受到了更多学者的关注。绿色创新的研究起源于20世纪90年代，是一类可以在生产过程中提升能源利用效率和减少环境污染的产品和技术，与传统创新相比，其更注重企业收益与环境保护的平衡，以支持企业的可持续发展。现有文献从多个角度对环境政策和绿色创新之间的关系进行了研究，从“波特假说”等理论论证了适当的环境管制会促进技术的创新，并发现环境权益交易市场的设立（齐绍洲等，2018）、环保目标责任制（陶锋等，2021）、绿色信贷（王馨、王营，2021）以及环境保护税（刘金科、肖翊阳，2022）等政策能够有效提升企业绿色创新数量或质量。这些研究结果普遍发现，环境保护政策往往能够给企业带来加强绿色创新的动机，其机制主要是通过融资供给提供资源以及通过环境规制压力倒逼企业进行相关创新。

现有文献将环境规制分为三种类型：命令与控制型规制、市场导向型规制和信息规制。区别于市场导向型规制和信息规制，命令与控制型规制主要是政府通过一系列法律法规对污染者处罚或强制关停，促使不达标的企业寻求较为绿色的生产方法，使其排污达到合规标准。此类以司法手段为基础的环境规制，也是环境政策类研究的主要关注对象。部分研究关注于环保法律的公布和实施对企业环境表现的影响。例如，Liu等（2022a）发现《环境保护税法》的实施能够通过影响企业的政府补贴，从而显著提升企业的环境投资。此外，相关研究也通过一系列环保司法改革事件，探究和讨论了其对企业环境保护策略的影响。例如，范子英和赵仁杰（2019）通过环保法庭设立这一准自然实验发现，发现该类改革能够显著提升当地环境司法纠纷的处理质量、公民的环保参与度以及推动政府环保督察向纵深发展，从而有效降低企业工业污染物的排放、促进环境污染防治。赵阳等（2021）通过对中央环保督察制度的研究，发现其能够促进企业通过资源循环利用和污染物处理等长效机制进行主动减排，使得边界地区企业污染排放显著减少。

以上分析可见，现有研究主要探究了相关新法规或政策是否能够进一步改善企业的环境治理水平。然而，从研究背景上，现有研究更多是通过某一官方性司法事件进行研究，如《新环保法》的设立和《环境保护税法》的提出（江三良、吴海强，2024）。鲜有文献基于整体的司法系统强化进行探究。尽管已有学者如范子英和赵仁杰（2019）提出了法制强化的概念，但其均是通过环保法庭的设立作为准自然事件进行研究，并未提及裁判文书披露所带来的司法强化影响。此外，从研究角度上，过往文献对命令型环境规制的研究多关注于监管者的强制性合规

要求，本质仍是通过司法行为进行干预，鲜有文献从信息披露的角度探究环保法律对企业行为的影响。最后，从研究方法上，过往文献多采用官方公布的法律出台年份作为政策的影响时间，鲜有研究通过对法律实施数据进行进一步筛选，从而探究政策的实际实施对企业环境表现所产生的影响。本文通过对裁判文书数据的挖掘，从文书披露的角度探究了各类环境保护法律的实际实施如何对企业绿色创新水平造成影响，在一定程度上弥补了先前研究的背景、角度、和方法的不足之处。

三、研究假设

Becker (1968) 的威慑理论表明，政府通过惩罚手段对违规者的行为进行约束。对于潜在的违法者，其决策是否采用违法行为取决于被监管者检查发现的概率，以及被审查之后面临惩罚的严厉程度。因此，法律的威慑效应往往是通过提高监管者的检查概率与惩罚强度来约束被监管者行为的。这一理论后来被用在了环保法律威慑效应的研究当中 (Cohen, 1998)。此外，根据社会学习理论，企业能够通过观察其同类的违法行为后果，从而作出改善，规范自身行为 (Yiu et al., 2014)。因此，当环保裁判文书被披露时，监管者对于环保违法人员的惩罚措施被公之于众，使得法律的威慑效应得以传播。此外，作为对策，企业可以通过绿色行为来规避可能的监管风险，向公众宣传积极的企业形象。绿色创新作为对策之一，能够有效解决企业环境污染和企业价值之间的矛盾关系，减少企业的违规、违法风险和成本。因此，本文提出假设 1。

假设 1：环保裁判文书的披露能够推动企业进行绿色创新。

现有文献对企业社会责任与企业环保之间的关联行为进行了广泛的研究。对于企业高管的环保认知，现有文献解释其为企业高层对于环境政策的认识，并将其解读运用到企业战略中的一种行为活动 (陈泽文、陈丹, 2019)。一方面，企业高管出于机会型动机，会主动进行绿色创新，从而吸引绿色投资者，获取更多利益。另一方面，企业高管出于责任型动机，通过绿色创新等手段使得企业符合国家政策规定，承担应有的环境保护责任 (刘丽娟等, 2024)。

环保裁判文书的公开使得监管者对于环境处罚的信息得以传播，这些信息能够促使其余企业高管反思自身行为 (Yiu et al., 2014)，意识到企业绿色生产和绿色创新的重要战略意义。因此，企业高管会出于责任型动机 (刘丽娟等, 2024) 督促所在企业通过绿色技术的研发以减少污染性产品的生产和供给，对潜在违规风险进行规避。由此，本文提出假设 2。

假设 2：环保裁判文书的披露会通过提升企业高管环保认知使其作出提升企业绿色创新水平的决策，进而促进企业的绿色创新行为。

政府行为导向在规范企业行为的过程中发挥着重要作用，并且会作为监管者影响着企业决策。例如，政府的环境规制强度能够对企业的环保信息披露产生显著影响，也能够促使企业通过绿色创新的方式进行转型 (Banerjee, 2003)。环保裁判文书的产生本质上是由于某一企业或经济实体违反了环保政策法规而被依法提起诉讼的过程。因此，该类判决的出现也意味着环境规制开始发挥作用，并对企业的投资决策起到更强的威慑作用 (Becker, 1968)。随着环保裁判文书的网上公开，地方政府能够通过共享的环境保护数据，从而提升自身监管的精确性和有效性。此外，环保裁判文书的披露提供了更加丰富的信息沟通渠道，从而为政府加大环境规制力度提供了有效的数据支撑。因此，地方企业为迎合政府政策方向，维持自身生产经营的合法性，会迫于压力进行绿色发展转型升级，使得政府对于环境保护的重视能够在一定程度上促进地区企业的绿色转型、降低当地污染程度 (陈诗一、陈登科, 2018)。因此，本文提出假设 3。

假设 3：环保裁判文书的披露会通过提升地方政府的环境规制强度来促使企业进行绿色创新。

四、数据与变量构建

(一) 数据来源与样本选择

本文从中国裁判文书网获取裁判文书的数据，包含各裁判文书的公布时间、案件案由、裁决内容、法院地址、以及法律依据等。企业绿色专利信息自 IncoPat 专利数据库获得，并根据国际知识产权局（WIPO）所发布的国际专利分类绿色清单（后称“IPC 分类号”）进行筛选。其余控制变量信息来源于万得（Wind）与国泰安（CSMAR）数据库。本文按照如下方式对样本进行处理以保证结果的准确：(1) 删除 ST, *ST, 以及 PT 的企业 - 年度样本。(2) 删除金融和房地产行业的企业。(3) 删除变量缺失的企业 - 年度样本。(4) 所有变量在 1% 和 99% 水平下进行缩尾处理。

(二) 构建环保裁判文书披露冲击的变量

为筛选出各地级市环境保护类别的裁判文书，本文首先根据从北大法宝数据平台所搜集到的 28 条隶属于环境保护类别的法律名称，使用 Python 语言，根据裁判文书的法律依据进行筛选。根据环境保护法律相关关键词，本文提取了所有环保裁判文书。进一步，本文根据文书所对应法院所在城市和公布年份，将文书匹配到地级市和年份数据。图 1 展示了样本区间内环保裁判文书和总裁判文书的公布数量趋势，分别对应左边纵轴和右边纵轴。图 2 展示了自裁判文书网建立后各年首次披露环保裁判文书的城市数量，可知大部分城市进行环保裁判文书披露集中在平台建立后的前三年。目前没有证据表明当地法院对于裁判文书的披露时点选择和政策的或企业的经营情况有所关联。并且，由于裁判文书网的上线是一个突发事件，裁判文书在网站上线初期的披露进程会受到各级、各地法院覆盖先后的影响，也会受到网站和法院对于电子化和线上公开准备程度的影响，故而本文认为裁判文书的披露对于企业绿色创新的投资选择是一种较为外生的冲击。

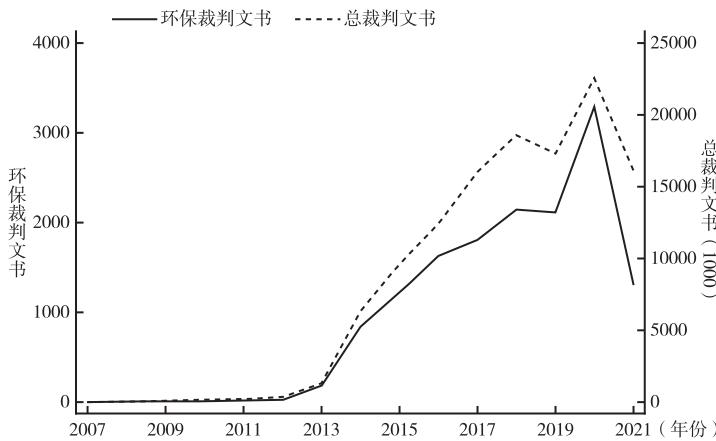


图 1 裁判文书披露趋势

注：图 1 展示了样本区间内环保裁判文书和总裁判文书的披露趋势，2013 年之前的裁判文书为裁判文书网建立之后所补充披露。

数据来源：本文根据中国裁判文书网数据整理和统计得到。

由于不同城市首次在网上披露环保裁判文书的时间有差异，因此本文根据 Beck 等（2010）的方法，采用多期双重差分模型来进行实证分析。对于在样本区间内出现环保裁判文书披露的城市，其辖区内所注册的上市公司被划入处理组，对应样本变量 *Treat* 赋值为 1。由于裁判文书网于 2013

年建立，因此对于这些裁判文书，本文认为其产生冲击自 2013 年逐年产生。对于环保裁判文书首次披露年份及后续的年份，赋值 $Post$ 为 1。其余情况下均赋值为 0。本文的关键变量为 $Treat \times Post$ ，即以上两个变量的相乘项。

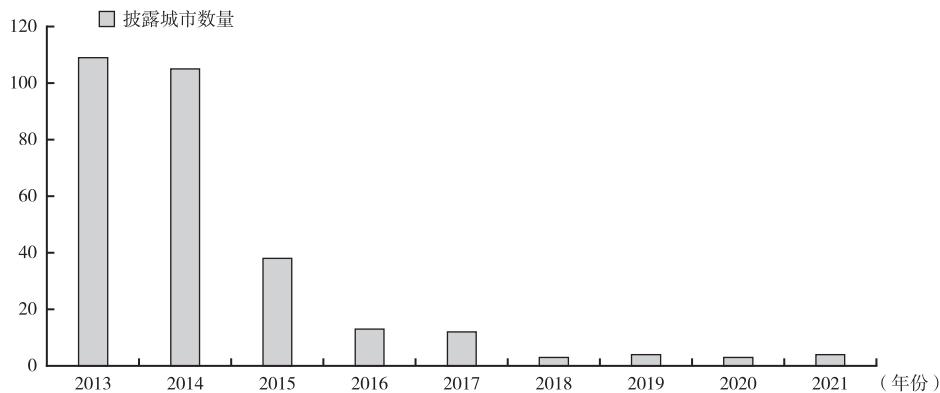


图 2 2013—2021 年首次披露环保裁判文书城市数量

注：图 2 展示了 2013—2021 年各年首次披露环保裁判文书的城市数量。

数据来源：利用统计软件 StataSE 17 得到检验结果。

(三) 企业绿色创新水平

绿色创新可以改变企业生产的投入和产出要素，从而最终降低企业运营对环境造成的危害。现有文献存在多种方式来衡量企业的绿色创新水平。例如，创新支出营收比，绿色专利注册数量和被引用量。目前较为公认的方式是使用绿色专利申请情况来度量企业绿色创新水平，因此本文使用企业申请的绿色发明专利数量的对数化处理来度量企业绿色创新水平（王馨、王营，2021）。由于专利授权需要一定时间，相较于授权专利信息，企业的专利申请时间能够更加准确地代表企业当年的绿色创新水平。另外，企业通过绿色创新提升节能减排和研发绿色产品来响应环保裁判文书的公开是至关重要的。为了更好地理解这一过程，本文尝试从具有更高技术创新价值的发明专利角度进行研究。这是因为以往的研究表明，发明专利的审核标准更为严格，因此更能够凸显出充分的创新性；相比之下，实用新型专利有时并非受到环境规制的驱动，而是出于企业获取政府补贴等动机而产生的战略选择（Cheng et al., 2023）。因此，与实用新型专利相比，发明专利更能够反映企业实质性和高质量的创新水平，从而更能够反映企业通过实际行动响应环保裁判文书的程度。

(四) 控制变量

根据已有文献，本文选取如下变量作为本文的控制变量：企业规模（*Size*），企业年龄（*Age*），资产收益率（*ROA*），托宾 Q 值（*TobinQ*），杠杆率（*Leverage*），以及赫芬达尔指数（*HHI*）。

(五) 描述性统计

表 1 展示了本文所包含的主要变量的描述性统计，样本区间为 2007 年至 2021 年。*GI* 代表上市公司的绿色创新水平，是本文的主要被解释变量，由公司一年绿色发明专利的申请数量加 1 取自然对数的方式计算得出，均值和标准差分别为 0.568 和 0.940。 $Treat \times Post$ 是本文的关键变量，用以表示环保裁判文书披露的冲击。*Glapplypercent*, *Glgrant*, *Glgrantpercent* 是衡量企业绿色创新的代理变量。其中，若企业当年无发明专利申请，或无发明专利授权，则 *Glapplypercent* 和 *Glgrantpercent* 分别取 0。*Cite3* 和 *Cite5* 分别代表企业后三年和后五年的平均累计被引量，用以代表专利质量。*Diversity* 代表专利的知识宽度，是衡量企业创新质量的另一种表示。

表 1 描述性统计

| 变量名称 | 样本数 | 均值 | 中位数 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|-----------------------|-------|--------|--------|-------|--------|--------|
| <i>GI</i> | 31356 | 0.568 | 0.000 | 0.940 | 0.000 | 4.220 |
| <i>Treat × Post</i> | 31356 | 0.729 | 1.000 | 0.445 | 0.000 | 1.000 |
| <i>ROA</i> | 31356 | 0.063 | 0.060 | 0.071 | -0.216 | 0.272 |
| <i>TobinQ</i> | 31356 | 2.733 | 2.113 | 1.939 | 0.853 | 11.490 |
| <i>Age</i> | 31356 | 1.989 | 2.119 | 0.839 | 0.097 | 3.332 |
| <i>Size</i> | 31356 | 22.000 | 21.820 | 1.230 | 19.800 | 26.000 |
| <i>HHI</i> | 31356 | 0.094 | 0.062 | 0.103 | 0.014 | 0.652 |
| <i>Leverage</i> | 31356 | 0.401 | 0.392 | 0.201 | 0.0460 | 0.872 |
| <i>Glapplypercent</i> | 31356 | 0.093 | 0.000 | 0.196 | 0.000 | 1.000 |
| <i>GIdummy</i> | 31356 | 0.361 | 0.000 | 0.480 | 0.000 | 1.000 |
| <i>Glgrant</i> | 31356 | 0.094 | 0.000 | 0.342 | 0.000 | 2.079 |
| <i>Glgrantpercent</i> | 31356 | 0.036 | 0.000 | 0.155 | 0.000 | 1.000 |
| <i>Cite3</i> | 31356 | 0.146 | 0.000 | 0.343 | 0.000 | 1.609 |
| <i>Cite5</i> | 31356 | 0.195 | 0.000 | 0.436 | 0.000 | 1.963 |
| <i>Diversity</i> | 31356 | 0.176 | 0.000 | 0.264 | 0.000 | 0.673 |
| <i>Efficiency</i> | 31356 | 0.029 | 0.000 | 0.049 | 0.000 | 0.205 |

数据来源：(1) 表中专利数据来源于 IncoPat 专利数据库。(2) 其余控制变量来源于万得 (Wind) 数据库与国泰安 (CSMAR) 数据库。

五、研究设计与结果

(一) 模型构建

本文通过双重差分法来研究环保裁判文书披露对企业绿色创新的影响。在中国裁判文书网上，各城市首次披露环保裁判文书的时间有前后差异，因此，本文根据 Beck 等 (2010) 的方法引入多期双重差分模型进行分析。

$$GI_{it} = \alpha + \beta_1 treat_i \times post_t + \gamma X_{it} + \delta_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

公式 (1) 为本文基础回归的模型设定， GI_{it} 表示企业 i 在 t 年的绿色创新水平。模型核心解释变量为 $treat_i \times post_t$ ，对受到环保裁判文书披露的企业在披露年份及后续年份取值为 1，其余情况为 0，其中 β_1 测量了环保裁判文书披露对企业绿色创新水平的净效应， X_{it} 代表控制变量。该模型控制了行业固定效应与年份固定效应，分别表示为 δ_i 和 μ_t ，误差项表示为 ε_{it} 。

(二) 实证结果

1. 基准回归

表 2 展示了本文的基准回归结果。回归 (1) 和 (2) 以 GI 为被解释变量，分别控制和未控制一系列控制变量。回归 (3) 和 (4) 以 $Glapplypercent$ 为被解释变量，分别控制和未控制一系列控制变量。各回归均控制了行业和年份固定效应，且标准误聚类在企业层面。从表 2 中可以看出，关键变量 $Treat \times Post$ 的系数均为正，并在 1% 的水平下显著，这表明环保裁判文书的披露能够有效促进企业进行绿色创新。这一结果在经济上也具有一定的意义。例如，在列 (2) 和 (4) 中的结果显示，相较于未受到事件冲击的企业，受环保裁判文书影响的企业的绿色创新水平提高了 0.140 和 0.029。这种变化分别相当于其均值的 25% 和 31%，表明环保裁判文书披露所产生的影响在经济上是显著且可观的。

表2 基准回归

| 变量名称 | GI | | GIapplypercent | |
|--------------|---------------------|----------------------|---------------------|-----------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| Treat × post | 0.164 *** (5.03) | 0.140 *** (4.73) | 0.029 *** (3.79) | 0.029 *** (3.73) |
| TobinQ | | 0.023 *** (5.21) | | -0.003 *** (-3.83) |
| Age | | -0.002 (-0.20) | | -0.004 (-1.58) |
| Size | | 0.400 *** (25.93) | | 0.017 *** (8.67) |
| HHI | | 0.129 (1.02) | | 0.001 (0.04) |
| Leverage | | 0.025 (0.44) | | -0.014 (-1.21) |
| ROA | | -0.286 ** (-2.58) | | -0.012 (-0.55) |
| 控制变量 | 未控制 | 控制 | 未控制 | 控制 |
| 行业固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 年份固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 样本量 | 31356 | 31356 | 31356 | 31356 |
| Adjusted R2 | 0.151 | 0.343 | 0.110 | 0.122 |

注：***、** 和 * 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。

数据来源：利用统计软件 StataSE 17 得到检验结果。

2. 平行趋势检验

为进一步检验双重差分模型的稳健性，本文进行平行趋势检验。本文首先假设在事件发生之前处理组与对照组的企业绿色创新水平并无显著差异。参考刘金科和肖翊阳（2022），本文令事前一期 *pre1* 作为基期进行平行趋势检验。表3展示了环保裁判文书对企业绿色创新的动态影响，第（1）列未引入控制变量，第（2）列加入了控制变量。对于 *pre2* 及之前的项，其系数不显著，表明在环保裁判文书披露之前，企业的绿色创新水平在处理组与对照组之间不存在明显差异。而在环保裁判文书披露后，处理组企业绿色创新水平明显升高，如图3所示。

表3 平行趋势检验

| 变量名称 | GI | |
|----------------|---------------------|---------------------|
| | (1) | (2) |
| <i>pre5</i> | 0.017 (0.74) | 0.003 (0.12) |
| <i>pre4</i> | 0.025 (0.92) | 0.004 (0.16) |
| <i>pre3</i> | 0.012 (0.50) | -0.009 (-0.39) |
| <i>pre2</i> | 0.016 (0.94) | 0.006 (0.34) |
| <i>current</i> | 0.135 *** (4.54) | 0.126 *** (4.64) |

续表

| 变量名称 | GI | |
|-------------|----------------------|---------------------|
| | (1) | (2) |
| post1 | 0.240 *** (6.82) | 0.176 *** (5.38) |
| post2 | 0.327 *** (8.48) | 0.192 *** (5.14) |
| post3 | 0.412 *** (9.88) | 0.203 *** (4.84) |
| post4 | 0.507 *** (11.09) | 0.235 *** (5.05) |
| post5 | 0.669 *** (12.36) | 0.275 *** (5.04) |
| 控制变量 | 未控制 | 控制 |
| 行业固定效应 | 控制 | 控制 |
| 年份固定效应 | 控制 | 控制 |
| 样本量 | 31356 | 31356 |
| Adjusted R2 | 0.169 | 0.343 |

注：***、** 和 * 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。

数据来源：利用统计软件 StataSE 17 得到检验结果。

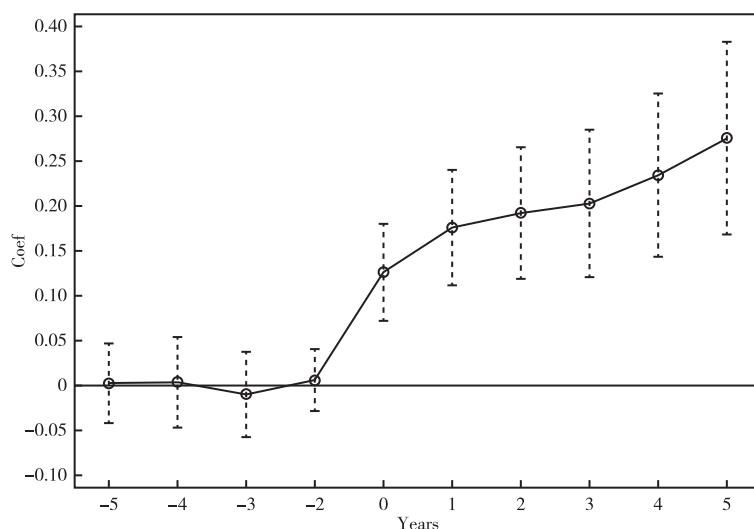


图 3 平行趋势检验

注：图 3 展示了平行趋势检验结果，置信区间为 95%。

数据来源：利用统计软件 StataSE 17 得到检验结果。

3. 稳健性检验

第一，本文使用其他替代变量来衡量企业的绿色创新水平。根据刘金科和肖翔阳（2022）的做法，本文使用绿色发明专利授权数占比 (*GIgrantpercent*) 来衡量企业绿色创新水平，原因是当企业的绿色发明专利授权数量变化时，其发明专利的授权总量也在不断变化，使用比值进行衡量更加能够反映出企业对于绿色创新行为的重视程度。此外，本文还选取了绿色发明专利授权数 (*GIgrant*)，

重复上述模型进行验证。回归结果如表4第(1)、(2)列所示，各系数均保持为正并且在5%水平上显著。第二，除了环保裁判文书的披露，其他环保试点政策也能够影响企业的绿色创新水平。2010年起，中国国家发展与改革委员会在7年的时间内设立了三批低碳试点城市。2013年起，碳排放交易权试点政策开始实施，企图通过市场调节的方式抑制企业碳排放（闫海洲、陈百助，2017）。因此，本文将低碳试点城市政策(*LCCP*)和碳排放交易权政策(*ETS*)纳入分析进行稳健性检验。表4中第(3)、(4)列分别纳入了两种政策，第(5)列同时考虑了两种政策进行回归分析，关键变量系数保持正向显著。第三，在原有回归模型的基础之上，本文分别控制了企业层面的固定效应，以及城市固定效应，以排除个体以及城市层面的因素对研究结果的影响，结果如表5第(1)、(2)列所示，研究结果稳健。

第四，由于本文中裁判文书的披露是以地级市为单位对披露地区企业绿色创新进行影响，本文将模型在城市层面聚类，结果如表5第(3)列所示，关键变量系数保持正显著。第五，本文对回归模型进行了更换重新进行分析。首先，本文将被解释变量转化为二元变量(*GIdummy*)，用0和1表示企业在当年是否提交过绿色发明专利申请，用以衡量其是否进行了绿色创新，并采用Logit模型进行回归。如表5第(4)列所展示，关键系数在1%水平下显著为正，表明企业绿色创新概率在环保裁判文书披露后显著上升。其次，考虑到传统多时点双重差分模型存在的可能偏误，本文采用两阶段双重差分模型(two-stage Difference-in-Difference)进行验证，以修正可能偏误，结果如表5第(5)列所示，变量*Treat*在1%水平下显著为正，分析结果与基准回归模型结果保持一致。最后，由于双重差分模型仅分析了文书首次披露对企业的影响，未能很好展示文书披露强度对企业绿色创新的作用，因此本文采用双向固定效应模型，将城市层面环保裁判文书披露的数量进行对数化处理(*Intensity*)作为解释变量，并采用2013—2021年样本数据进行分析，结果如表5第(6)列所示，环保裁判文书披露强度越高，当地企业绿色创新水平提升越明显。第六，为了排除时间和地区层面的不可观测因素对结果的影响，根据Cheng等(2023)的方法，本文通过1000次随机抽取处理组和时间的方式进行了安慰剂检验，结果如图4所示，所有虚假解释变量系数均小于真实系数值，表明了本文基准回归结果的稳健性。

表4 稳健性检验

| 变量名称 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|----------------------------|-----------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | <i>Glgrantpercent</i> | <i>Glgrant</i> | 排除其他政策干扰 | 排除其他政策干扰 | 排除其他政策干扰 |
| <i>Treat</i> × <i>Post</i> | 0.014 ** (2.33) | 0.038 *** (2.77) | 0.133 *** (4.49) | 0.127 *** (4.32) | 0.126 *** (4.26) |
| <i>ETS</i> | | | 0.066 *** (3.15) | | 0.032 (1.44) |
| <i>LCCP</i> | | | | 0.093 *** (3.79) | 0.079 *** (3.00) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 行业固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 年份固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 样本量 | 31356 | 31356 | 31356 | 31356 | 31356 |
| <i>Adjusted R2</i> | 0.041 | 0.092 | 0.343 | 0.344 | 0.344 |

注：***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

数据来源：利用统计软件StataSE 17得到检验结果。

表 5 稳健性检验

| 变量名称 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|---------------------|-------------------|--------------------|---------------------|----------------------|---------------------|---------------------|
| | 严格固定效应 | 严格固定效应 | 改变聚类 | Logit | 2sDID | TWFE |
| <i>Treat × Post</i> | 0.039 * (1.87) | 0.043 ** (2.00) | 0.140 *** (4.21) | 0.583 *** (13.22) | | |
| <i>Treat</i> | | | | | 0.236 *** (7.68) | |
| <i>Intensity</i> | | | | | | 0.027 *** (2.82) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 行业固定效应 | 未控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 年份固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 企业固定效应 | 控制 | 未控制 | 未控制 | 未控制 | 未控制 | 未控制 |
| 城市固定效应 | 未控制 | 控制 | 未控制 | 未控制 | 未控制 | 未控制 |
| 样本量 | 31356 | 31356 | 31356 | 31356 | 31356 | 24068 |
| <i>Adjusted R</i> 2 | 0.653 | 0.371 | 0.343 | - | - | 0.358 |

注：***、** 和 * 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。

数据来源：利用统计软件 StataSE 17 得到检验结果。

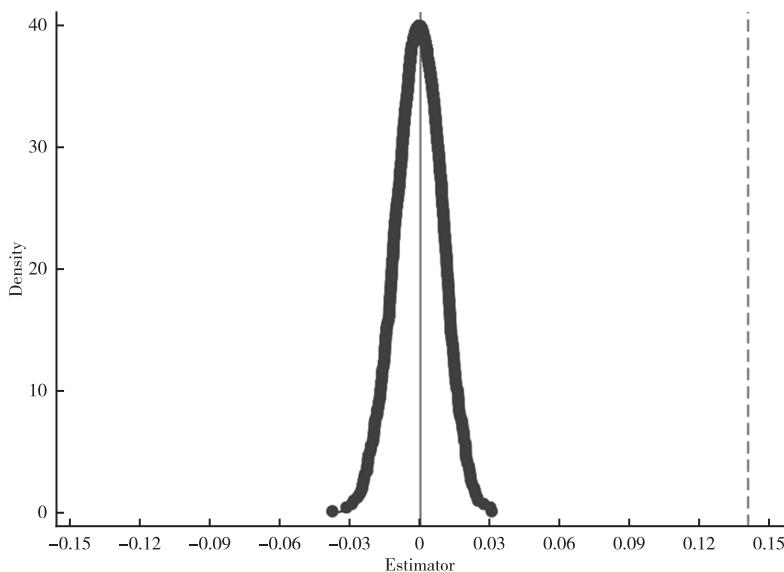


图 4 安慰剂检验

注：图 4 展示了通过随机抽取处理组和时间 1000 次得到的安慰剂检验结果。

数据来源：利用统计软件 StataSE 17 得到检验结果。

六、机制分析

在之前的分析中，本文证明了环保裁判文书的披露能够促进企业的绿色创新水平。在这一部分，本文进一步展示这一促进作用的两种可能机制。

(一) 企业高管环保认知

高阶理论认为，高管的认知和价值观决定了企业对外部环境变化的解读和应对策略（邢丽云、俞会新，2020）。其中，高管的环保认知使其通过对环境保护问题的识别，从而形成企业自身的行为方式，促进了企业的绿色行为决策（陈泽文、陈丹，2019）。现有文献认为，高管的环保认知对于企业的绿色创新水平具有显著的推动作用，具有较高环保认知的高管希望通过绿色创新行为来掌握行业先进技术，在提升企业形象的同时获得竞争优势（解学梅、朱琪玮，2021）。此外，具有较高环保认知的高管尝试通过绿色创新等手段主动改善企业环境表现，以迎合政府的监管行为，降低企业发展道路上的政策阻力（席龙胜、赵辉，2022）。

本文参照 Zhang 等（2024）的方法，利用上市企业年报和管理层讨论内容中环境保护相关词频^①的对数化处理作为企业高管环保认知的代理变量，分别表示为 *Cognition1* 和 *Cognition2*，并作为被解释变量进行回归分析，结果如表 6 所示。由表 6 中第（1）、（2）列可知，在环保裁判文书披露后，披露地区的企业高管环保认知出现显著上升，表明了环保裁判文书的披露可能通过提升企业高管的环保意识，进而促进了企业的环境保护决策，使得其绿色创新水平有所提高。

(二) 政府环境监管压力

现有文献表明，来自政府的环境监管压力能够促进企业的绿色创新行为。Banerjee（2003）研究认为，企业会通过加强绿色创新行为的方式使得自身的合法性得到保障，以面对环境保护政策带来的监管压力。较高的绿色创新水平能够使企业获得政府的支持，保证其正常的生产经营活动（汪建成等，2021）。

本文参照陈诗一和陈登科（2018）的方法，将政府工作报告中环境保护相关词汇的词频以及比重作为地方政府环境监管压力的代理变量。其中，政府工作报告环保词汇数量的对数化处理变量表示为 *Regulation1*。^② 此外，本文参照 Zhang 等（2024）的方法，建立政府环境监管压力的另一代理变量 *Regulation2*，若上市企业在某一年发生环境处罚，则变量取 1，否则取 0。本文将环境规制强度其作为被解释变量进行回归分析。表 6 的第（3）、（4）列分别为两代理变量的分析结果，可知环保裁判文书的披露能够显著提升地方政府的环境监管强度，从而对当地企业产生外部的政府压力。因此，环保裁判文书披露可能通过加强来自政府的环境规制压力从而提升企业的绿色创新水平。

表 6 机制分析

| 变量名称 | (1) | (2) | (3) | (4) |
|---------------------|-------------------|--------------------|---------------------|--------------------|
| | <i>Cognition1</i> | <i>Cognition2</i> | <i>Regulation1</i> | <i>Regulation2</i> |
| <i>Treat × Post</i> | 0.063 * (1.91) | 0.067 ** (2.22) | 0.123 *** (7.31) | 0.008 * (1.88) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 行业固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 年份固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 样本量 | 31356 | 31356 | 31356 | 31356 |
| <i>Adjusted R2</i> | 0.320 | 0.288 | 0.097 | 0.021 |

注：***、** 和 * 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。

数据来源：利用统计软件 StataSE 17 得到检验结果。

① 参照现有文献选取关键词：节能减排、环保战略、环保理念、环境管理机构、环保教育、环保培训、环境技术开发、环境审计、节能环保、环保政策、环保部门、环保督察、低碳环保、环保和环境治理、环保相关法律法规、环保治污。

② 参照现有文献选取关键词：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}。

七、异质性分析

本文进一步研究了裁判文书的公开对企业绿色创新促进作用在面对不同类型和不同地区的企业时是否会出现异质的结果。研究发现，在不同的政企关联程度、地区绿色关注度、以及企业融资约束程度下，促进作用存在异质性。

(一) 政企关联

不同程度的政企联系可能影响企业在面对环境威慑时的决策。企业可能通过政治关联寻求减轻处罚，使其免受调查，或是在面对违规时接受更加轻微的处罚，从而导致其环保表现的降低（Xiao and Shen, 2022）。

本文参照 Xiao 和 Shen (2022) 的方式，将企业管理层人员是否拥有一定的政治职务作为政企联系的衡量方式。由于不同职位的政府官员影响力不同，当职位水平达到一定层级时，其政治影响力才可能影响关联企业的行为。因此，本文将管理层中至少有一位部级官员的企业划入高政企关联组，将其余企业划入低政企关联组，分组回归结果如表 7 的第 (1)、(2) 列所示。可以看出，低政企关联的企业绿色创新水平在环保裁判文书发布后显著提升，而高政企关联的企业并无显著变化，且由 Bootstrap 法抽样 1000 次得到组间差异检验经验 P 值为 0.009，说明了回归系数在两组企业样本之间的显著差异。这些结果说明，裁判文书的公开对企业绿色创新促进作用在政企关联较低的企业中更显著，符合本文的推断。

(二) 地区绿色关注度

政府的行为在很大程度上影响着企业的决策行为，在宏观经济层面对企业未来发展方向进行指引。政府对环境问题的高度关注意味着将更加强力的行政和执法手段用于解决环境保护问题。当地企业在面临政府严格的环境监管和规制时，会被推动加强绿色创新活动，满足监管政策和法规的要求，以谋求企业的稳定发展。

由于政府的工作报告在一定程度上反映了其工作重点和纲领，因此本文参考阮青松等 (2023) 的方法，用政府工作报告中有关环境保护的词频占报告总词数比值衡量地方政府的绿色关注度，并将各地州市绿色关注度与样本中位数进行比较，从而分为高绿色关注组和低绿色关注组，并分别对位于两组的企业进行回归分析。分组回归结果如表 7 第 (3)、(4) 列所示，两组企业均在不同水平上存在绿色创新水平的提升，但位于较高绿色关注度城市的企业其绿色创新水平提升更加明显。组间差异检验由 Bootstrap 抽样 1000 次得到，经验 P 值为 0.025，说明了回归系数在两组企业样本之间的显著差异。该检验结果符合本文的推断。

(三) 企业融资约束水平

根据世界银行的报告，国内除了金融行业以外的上市公司中有 75% 的企业已将融资约束认定为其发展的主要障碍，为世界之最。现有文献研究了企业融资约束对于强制性环境规制有效性的影晌，发现低融资约束的企业倾向于通过研发创新来应对环境规制的要求，而高融资约束企业由于合规成本过高而不会过多的投入研发创新，取而代之的是对于其污染工厂进行重新选址以逃避规制 (Bartram et al., 2022)。同时，从理性人的角度而言，管理者会更多通过末端治理等高效手段以应对环境规制，而非选择使用绿色技术解决环境规制问题 (王馨、王营, 2021)。简言之，融资难度的限制会阻碍企业的绿色创新行为。

本文分别使用 *WW* 指数和 *FC* 指数对企业的融资约束程度进行衡量，*WW* 指数和 *FC* 指数数据均来自于国泰安 (CSMAR) 数据库，其数值越高说明企业的融资约束程度越高。本文通过对比各企业过去五年的平均 *WW* 指数和 *FC* 指数与样本中位数，位于中位数之上 (下) 的样本分别归为高 (低) 融资约束 1 和高 (低) 融资约束 2。*WW* 指数的分组回归结果如表 7 的第 (5)、(6) 列所示，

FC 指数的分组回归结果如表 7 的第 (7)、(8) 列所示。结果表明，位于高融资约束组的企业，绿色创新水平的提升低于低融资约束组的企业，且组间差异显著，说明更高的融资约束会抑制裁判文书披露对企业绿色创新的提升作用，与本文推断一致。

表 7 异质性检验

| 变量名称 | <i>GI</i> | | | | | | | |
|-------------------------------|-----------------|---------------------|---------------------|--------------------|-------------------|---------------------|--------------------|---------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) |
| | 高政企关联 | 低政企关联 | 高绿色关注 | 低绿色关注 | 高融资约束 1 | 低融资约束 1 | 高融资约束 2 | 低融资约束 2 |
| <i>Treat × Post</i> | 0.055 (0.68) | 0.163 *** (5.37) | 0.173 *** (4.48) | 0.101 ** (1.96) | 0.059 * (1.73) | 0.220 *** (4.71) | 0.084 ** (2.27) | 0.178 *** (3.99) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 行业固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 年份固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 样本量 | 4226 | 27130 | 21064 | 10246 | 19592 | 11764 | 19728 | 11624 |
| <i>Adjusted R²</i> | 0.434 | 0.327 | 0.365 | 0.300 | 0.277 | 0.416 | 0.271 | 0.442 |
| 经验 P 值 | 0.009 | | 0.025 | | 0.000 | | 0.001 | |

注：***、** 和 * 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。

数据来源：利用统计软件 StataSE 17 得到检验结果。

八、进一步分析

绿色专利数量的增长在一定程度上不能够等同于企业绿色科技水平的提升，也并非等价于企业能够在长期获得竞争优势。在环保裁判文书披露能够显著促进企业绿色创新体量的结论基础上，本文从创新质量与创新效率的角度出发，讨论了裁判文书披露对企业绿色创新水平的影响机制是否存在政策激励扭曲和挤出效应。

(一) 企业创新质量

现有文献表明，尽管命令型环境规制能够促进企业的绿色创新行为，表现为创新数量的大幅增长。然而，当环保考核制度不够完善时，此类环境规制可能会产生扭曲的公共政策激励动机，进而引发绿色专利泡沫，即绿色专利申请量激增，而专利质量大幅下跌（陶锋等，2021）。环保裁判文书是以各类环境保护法律为依据而产生的，其本质上依附于命令型环境规制的激励动机，因此也会有一定风险存在激励扭曲，产生事与愿违的后果。一方面，企业在观察到监管者对其他环境违法行为进行审判和处罚时能够感受到政策威慑（Cohen, 1998），为避免自身出现污染超标等违法行为，会通过绿色创新等手段切实提升企业的环境表现，减缓污染排放。另一方面，为展现自身的合规性，对冲未来可能面临的环境处罚风险，企业可能会进行策略性创新（黎文靖、郑曼妮，2016），即通过短时间内绿色创新数量的增长，来营造环境友好型企业形象从而规避检查，并且获得相关政策补贴和优惠（江三良、吴海强，2024）。因此，本文通过对绿色专利质量变化的分析，探究环保裁判文书披露是否会引发企业策略性创新，导致增“量”而不提“质”，进而产生绿色专利泡沫。

现有研究使用专利被引数来衡量专利质量，被引较多的专利更有可能是探寻了具有科技重要性的新领域。本文根据 Higham 等（2021）所使用的方法，采用专利申请后 3 年和 5 年的被引量作为绿色发明专利质量的代理变量，并除去自引数以确保结果的准确性。表 8 中的第 (1)、(2) 列展示了对专利质量的分析结果，可知在环保裁判文书披露后，企业的绿色发明专利质量也随

之提高。除了被引数量的衡量方式，本文根据张杰和郑文平（2018）的做法，采用了专利知识宽度的衡量方法作为另一种专利质量的验证方式。^①对于知识宽度的分析展示在表 8 的第（3）列中，用变量 *Diversity* 代表企业绿色创新知识宽度。可以看出，专利知识宽度在环保裁判文书披露后显著提升。

以上研究结果表明，环保裁判文书的披露对于企业绿色创新的影响不仅体现在绿色创新数量的增长上，还体现在绿色创新质量的提升当中。尽管现有研究表明，裁判文书所依据的环保法律，如《环境保护税法》，会对企业绿色创新产生激励扭曲（江三良、吴海强，2024），但环保裁判文书的披露能够提升企业高管环保意识和政府环保重视程度，进而减少了企业的短视，并强化了政府对企业的环保考核，从而抑制了企业的策略性创新行为。由于绿色创新专利的被引量能够反映该创新的科技影响力（Higham et al., 2021），因此，专利被引数量的提升表明了企业在一定程度上进行了绿色转型。此外，专利知识宽度的提升表明企业绿色创新的复杂性与广泛性均有所提高，其创新被模仿与改进的难度也随之增大。因此，企业绿色技术的可替代性被降低，企业绩效得到提升（张杰、郑文平，2018）。

（二）企业创新效率

以上分析表明，环保裁判文书的披露能够显著提升企业的绿色创新水平。然而，企业是否会提升其绿色创新产出的效率仍有待进一步探究。Haschka 和 Herwartz（2020）使用公式（2）描述了创新产出的决定过程。 Y_i 代表创新的产出， $f(X_i; \beta)$ 为企业的生产函数，其中 X_i 为创新投入， GE_i 代表企业的绿色创新效率，衡量了企业在有限创新资源的条件下最大化产出创新成果的能力，且满足条件 $GE_i \in [0, 1]$ 。当企业增加绿色创新投入 X_i 时，其创新产出以 $\frac{\partial Y_i}{\partial X_i}$ 的效率增长，且应当满足条件 $\frac{\partial Y_i}{\partial X_i} > 0$ 。同时，在其他条件不变的情况下，创新效率 GE_i 的增加仍然可以引发创新产出的提升。因此，企业绿色创新产出的增长一方面可能是由于绿色创新投入的增加，另一方面可能是由于创新效率的提升。

$$Y_i = f(X_i; \beta) GE_i \quad (2)$$

对于创新投入，现有学者指出，在命令型环境规制的背景下，由于资源的限制，企业往往可能无法额外追加创新支出，而是通过重新整合配置现有资金的方式，暂时关停其他研发项目，将更多的研发投入用于绿色创新，以应对命令型环境规制的威慑，即产生挤出效应（刘金科、肖翊阳，2022）。这种以牺牲企业其他创新研发项目从而支持绿色创新的策略无法在长期维持企业绿色创新水平的提升。因此，创新效率的提升便成了提升企业绿色创新的重要因素之一。由于环保裁判文书披露在一定城市范围内能够促进企业进行绿色创新，因此其可能使得企业的创新技术在空间上产生聚集，提升一定区域内的知识组合与互补，进而提升区域内企业整体的创新效率（吉晨光等，2024）。

本文根据 Gao 和 Chou（2015）的方法对绿色创新效率进行衡量。结果如表 8 第（4）列显示，企业的绿色创新效率显著提升，符合理论预期，表明环保裁判文书的披露能够促使企业提升其绿色创新效率，而非完全通过挤出其他科研项目的方式来提升绿色创新产出，表明环保裁判文书的披露在理论上对企业绿色创新水平的提升具有持久性。

^① 专利知识宽度是基于专利的 IPC 分类号，并且采用了赫芬达尔指数的构建方法对专利领域的复杂程度进行计算的方法。令 α 作为专利在各 IPC 分类领域的占比，则专利的知识宽度可表示为 $1 - \sum \alpha^2$ 。基于各专利的 IPC 详细信息，本文构建了上市企业年平均绿色发明专利知识宽度。

表8 绿色创新质量和创新效率

| 变量名称 | Cite3 | Cite5 | Diversity | Efficiency |
|--------------|-------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| Treat × Post | 0.026 * (1.82) | 0.054 *** (2.78) | 0.034 *** (3.88) | 0.006 *** (3.95) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 行业固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 年份固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 样本量 | 31356 | 31356 | 31356 | 31356 |
| Adjusted R2 | 0.153 | 0.169 | 0.263 | 0.312 |

注：***、** 和 * 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。

数据来源：利用统计软件 StataSE 17 得到检验结果。

九、结论与政策启示

本文检验了环保裁判文书公开给企业绿色创新带来的影响。本文采用文本分析的方法，筛选出与环境保护相关的裁判文书，并整理了各地级市首次公布这类裁判文书的时间。随后，通过实证分析来检验环保裁判文书的披露与当地上市企业绿色创新水平之间的关系。检验结果表明，环保裁判文书的披露显著促进了企业的绿色创新水平及质量，且该结果在经过一系列稳健性检验后仍然成立。机制检验发现，环保裁判文书的披露主要通过促进企业高管的绿色认知以及地方政府的环境规制强度促进企业的绿色创新水平。进一步研究发现，环保裁判文书的披露对企业绿色创新水平的促进作用在较低政企联系、较高绿色关注度和较低融资约束的企业中更加明显。本文为有效促进企业绿色转型、推进可持续发展提供了新的思路，也为政府提升环境规制提供了理论支持。

基于以上结论，本文尝试提出如下政策建议：第一，加强环保司法信息的透明化，充分利用数字化信息披露手段降低企业与社会间的信息不对称性。在本文的研究背景下，各级人民法院通过裁判文书的披露，对当地企业的绿色生产活动产生事前监管的作用。因此，信息披露手段可作为协助监管者扩大绿色生产监管范围、提升监管效率的重要途径。建议进一步深化司法透明改革，加强环保司法信息的公开，进一步拓宽各类环保司法信息公开渠道，最大化各类环境规制的威慑效应与事前监管作用。第二，明确对企业管理层的奖惩机制，强化企业管理层的责任型动机。本文研究结果表明，企业高管的绿色认知能够推动企业绿色创新行为。管理层作为企业战略的规划者，其个人价值观与意识能够引导企业未来的发展方向。因此，建议将企业环境表现纳入到企业高管的绩效审核标准当中，配合环保裁判文书披露所产生的威慑效应，不仅对企业进行环境规制，也对企业管理层人员设立相应奖惩机制，以此引导管理层提升环保认知，推动企业从基本战略上向可持续发展转型。第三，各地政府应当为企业的未来发展策略指明方向，更多地聚焦于可持续发展目标的决策。本文研究结果表明，政府的工作重心和对环境问题的监管强度能够影响企业的绿色转型。因此，政府可通过一系列环境监督和政策披露手段向企业释放绿色转型的政策指引信息，并根据不同企业特征，有针对性地进行监管优化。此外，可以更好地发挥政府工作人员对地方企业的监督和联系，并将相应的企业环境表现纳入相关人员考核项目当中，从而增加其对于推动企业可持续发展的重视程度，以推动企业实现转型和高质量发展。

参考文献

陈诗一、陈登科（2018）：《雾霾污染、政府治理与经济高质量发展》，《经济研究》第2期，第20—34页。

陈泽文、陈丹（2019）：《新旧动能转换的环境不确定性背景下高管环保意识风格如何提升企业绩效——绿色创新的中介作用》，《科学学与科学技术管理》第 10 期，第 113—128 页。

范子英、赵仁杰（2019）：《法治强化能够促进污染治理吗？——来自环保法庭设立的证据》，《经济研究》第 54 期，第 21—37 页。

古晨光、李蕾、田宇（2024）：《高技术产业集聚对区域创新效率的影响——基于空间计量模型的实证研究》，《中国科技论坛》第 3 期，第 60—69 页。

江三良、吴海强（2024）：《环境规制是否促进了企业绿色创新质量提升？——基于〈环境保护税法〉实施的准自然实验》，《兰州财经大学学报》第 1—18 页。

解学梅、朱琪玮（2021）：《合规性与战略性绿色创新对企业绿色形象影响机制研究：基于最优区分理论视角》，《研究与发展管理》第 33 期，第 2—14 页。

黎文清、郑曼妮（2016）：《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》，《经济研究》第 51 期，第 60—73 页。

刘金科、肖翊阳（2022）：《中国环境保护税与绿色创新：杠杆效应还是挤出效应？》，《经济研究》第 1 期，第 72—88 页。

刘丽娟、任玉强、韩丽萍（2024）：《高管环保认知与企业 ESG 表现——基于企业绿色发展的视角》，《会计之友》第 1 期，第 100—108 页。

齐绍洲、林屾、崔静波（2018）：《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》，《经济研究》第 12 期，第 129—143 页。

阮青松、谢远鑫、吕大永（2023）：《地方政府环境关注度促进企业绿色创新了吗？——来自 A 股上市公司的经验证据》，《环境经济研究》第 3 期，第 1—26 页。

陶锋、赵锦瑜、周浩（2021）：《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》，《中国工业经济》第 2 期，第 136—154 页。

汪建成、杨梅、李晓晔（2021）：《外部压力促进了企业绿色创新吗？——政府监管与媒体监督的双元影响》，《产经评论》第 4 期，第 66—81 页。

王杰、刘斌（2014）：《环境规制与企业全要素生产率——基于中国工业企业数据的经验分析》，《中国工业经济》第 3 期，第 44—56 页。

王馨、王营（2021）：《绿色信贷政策增进绿色创新研究》，《管理世界》第 6 期，第 173—188 页。

席龙胜、赵辉（2022）：《高管双元环保认知、绿色创新与企业可持续发展绩效》，《经济管理》第 3 期，第 139—158 页。

邢丽云、俞会新（2020）：《绿色动态能力对企业环境创新的影响研究——环境规制和高管环保认知的调节作用》，《软科学》第 6 期，第 26—32 页。

闫海洲、陈百助（2017）：《气候变化、环境规制与公司碳排放信息披露的价值》，《金融研究》第 6 期，第 142—158 页。

张杰、郑文平（2018）：《创新追赶战略抑制了中国专利质量么？》，《经济研究》第 5 期，第 28—41 页。

赵阳、沈洪涛、刘乾（2021）：《中国的边界污染治理——基于环保督查中心试点和微观企业排放的经验证据》，《经济研究》第 7 期，第 113—126 页。

Banerjee, S. B. (2003), “Who sustains whose development? Sustainable development and the reinvention of nature”, *Organization studies*, 24 (1), pp. 143 – 180.

Bartram, S. M. , K. Hou and S. Kim (2022) , “Real Effects of Climate Policy: Financial Constraints and Spillovers”, *Journal of Financial Economics*, 143 (2), pp. 668 – 696.

Beck, T. , R. Levine and A. Levkov (2010) , “Big Bad Banks? The Winners and Losers from Bank Deregulation in the United States”, *The Journal of Finance*, 65 (5), pp. 1637 – 1667.

Becker, G. S. (1968) , “Crime and punishment: An economic approach”, *Journal of political economy*, 76 (2), pp. 169 – 217.

Cheng, Y. , K. Du and X. Yao (2023) , “Stringent Environmental Regulation and Inconsistent Green Innovation Behavior: Evidence from Air Pollution Prevention and Control Action Plan in China”, *Energy Economics*, 120, p. 106571.

- Cohen, M. A. (1998), "Monitoring and Enforcement of Environmental Policy", *SSRN*, p. 120108.
- Gao, W. and J. Chou (2015), "Innovation Efficiency, Global Diversification, and Firm Value", *Journal of Corporate Finance*, 30, pp. 278 – 298.
- Haschka, R. E. and H. Herwartz (2020), "Innovation Efficiency in European High-tech Industries: Evidence from a Bayesian Stochastic Frontier Approach", *Research Policy*, 49 (8), p. 104054.
- Higham, K., G. De Rassenfosse and A. B. Jaffe (2021), "Patent Quality: Towards a Systematic Framework for Analysis and Measurement", *Research Policy*, 50 (4), p. 104215.
- Liu, G., Z. Yang and F. Zhang, et al. (2022a), "Environmental Tax Reform and Environmental Investment: A Quasi-natural Experiment based on China's Environmental Protection Tax Law", *Energy Economics*, 109, p. 106000.
- Liu, Z., T. Wong and Y. Yi, et al. (2022b), "Authoritarian Transparency: China's Missing Cases in Court Disclosure", *Journal of Comparative Economics*, 50 (1), pp. 221 – 239.
- Xiao, G. and S. Shen (2022), "To pollute or not to pollute: Political connections and corporate environmental performance", *Journal of Corporate Finance*, 74, p. 102214.
- Yiu, D. W., Y. Xu and W. P. Wan (2014), "The deterrence effects of vicarious punishments on corporate financial fraud", *Organization Science*, 25 (5), pp. 1549 – 1571.
- Zhang, W., J. Ke and Y. Ding, et al. (2024), "Greening through finance: Green finance policies and firms' green investment", *Energy Economics*, p. 107401.

Environmental Judgement Disclosure and Corporate Green Innovation —Evidence from Listed Enterprises

HUA Xiuping^{1,2}, YIN Hang^{1,2}, CHENG Sirui^{1,2}, ZHAO Gang³

(1. Nottingham University Business School China, Ningbo 315100, China;

2. UNNC-NFTZ Blockchain Laboratory, Ningbo 315100, China;

3. School of Accounting, Zhejiang University of Finance and Economics, Hangzhou 310018, China)

Abstract: The public disclosure of environmental judicial information will impact companies' decision-making in the field of green innovation. Basing on the judicial documents openness in China, the author utilized the timing of the initial environmental judgment disclosure in each city as the policy shock to conduct a quasi-natural experiment. The author examined how the deterrent effect of environmental law could influence corporate green innovation under a more transparent judicial disclosure system. The results indicate that the disclosure of environmental judgments can significantly promote corporate green innovation, mainly through two channels: managers' environmental awareness and government environmental regulation intensity. Further analysis reveals that firms with more robust political connection, located in cities with more attention to environment, and with lighter financial constraint problems experience a more pronounced increase in green innovation following the environmental judgment disclosure. Additionally, except patent quantities, green innovation quality and efficiency also demonstrate a significant increase after the judgment disclosure. This study enriches the discussions on the impacts of the environmental judicial document disclosure and provides new insights for businesses in green innovation and technology development. It also offers decision-making references for the government on how to guide enterprises towards high-quality and high-level development.

Key Words: judicial transparency; environmental regulation; green innovation

责任编辑：朱守先