

# 强制性环境信息披露与企业绿色创新 ——来自上市重点排污单位的证据

李青原 黄智英

**摘要** 在“双碳”目标深化推进与生态文明建设不断完善的背景下,环境信息披露被赋予了强化环境治理能力、提升市场透明度和引导企业绿色转型的重要制度功能。2021年出台的《企业环境信息依法披露管理办法》推动我国环境信息披露制度由“自愿为主”向“强制披露”迈进,不仅增加了企业环境治理的外部压力,也重塑了企业应对绿色转型的激励结构。对于环境披露质量较低的重点排污上市企业而言,强制性披露要求反而显著抑制了其绿色创新与低碳技术创新活动。融资约束的加剧与长期资本、绿色资本的流失在这一抑制过程中发挥了关键作用。在政策压力加大的情境下,地方政府补助的增加、高管绿色认知的提升以及专利保护环境的改善,有助于缓解企业在创新投入中的资金压力与风险预期。随着环境治理制度的不断完善,这一强制性环境信息披露的制度变革揭示了强制性披露对企业绿色创新行为的深层影响,并为推动绿色治理体系现代化、完善环境信息披露制度提供了政策参考。

**关键词** 强制性环境信息披露;绿色创新;低碳创新;碳披露质量

**中图分类号** F272.3;X322 **文献标识码** A **文章编号** 1672-7320(2026)01-0078-14

**基金项目** 国家自然科学基金重点项目(72332003)

2020年在第七十五届联合国大会上,习近平向国际社会郑重承诺“中国将采取更加有力的政策和措施,二氧化碳排放力争于2030年前达到峰值,努力争取2060年前实现碳中和”。2024年《国务院政府工作报告》提出要“制定支持绿色低碳产业发展政策,推进重点行业超低排放改造”。实现“双碳”目标、推动经济社会发展全面绿色转型已成为热门话题,环境治理工具的激励兼容难题也亟待破解。环境信息披露政策通过降低信息不对称和改善资源配置,被普遍视为重要的市场化环境治理工具,但其实际效果存在争议<sup>[1]</sup>(P1176-1248)。2021年《企业环境信息依法披露管理办法》(以下简称《管理办法》)的出台标志着我国企业环境信息披露从“自愿为主”向“强制披露”的制度跃迁,它强制要求企业充分、及时地披露包括生态违法信息在内的各项环境信息。然而,区别于传统命令控制型环境规制,强制性环境信息披露政策具有特殊性,在我国“双碳”目标背景下其对企业经济行为的影响有待检验。

在强制性环境信息披露政策之下,企业被要求披露环境信息,透明度提高的同时来自政府和外部利益相关者的监管压力也将增大,其长期合法性的维持要依靠绿色创新这类前瞻型环境治理策略<sup>[2]</sup>(P106-120)<sup>[3]</sup>(P101544)。现有研究以“波特假说”为理论基础,认为适当的环境规制会倒逼企业技术创新,而立足资源约束理论,认为环境规制对绿色创新存在挤出效应<sup>[4]</sup>(P192-208)<sup>[5]</sup>(P112-129)<sup>[6]</sup>(P97-118)。但它们大多关注传统命令控制型规制,却忽视了强制性信息披露政策通过资本市场渠道产生的影响。相比于传统环境规制,强制性环境信息披露政策作为市场型环境规制工具,通过压缩企业选择性披露空间、引发资本市场即时反应和形成利益相关者压力网络化等制度特性迫使企业加大环境治理投资,从而

挤占绿色创新的资金投入。绿色创新独有的双重外部性要求政府发挥引导作用和实施有效激励政策来提高企业的绿色创新意愿<sup>[7]</sup>(P128-149),而强制性环境信息披露政策的惩罚特性可能会削弱企业的研发意愿。尤其是在政策实施的前几年,企业需要花费较长的时间和资源去改善环境绩效,事前披露质量较差的企业更容易在强制披露后暴露其环境风险短板,面临环境治理投资激增与融资成本上升的双重挤压,其绿色创新将受何影响有待检验。基于此,本文以生态环境部《重点排污单位名录》界定的企业为样本,这类企业既是环境行政管制的法定责任主体,又是强制性环境信息披露政策这一市场化规制的核心参与者,为检验命令控制型和市场型环境规制的交互效应提供场景。

## 一、制度背景与文献回顾

中国环境治理日益由政府主导转向基于市场机制的监管,特别是在环境信息披露方面<sup>[8]</sup>(P158-174),已初步建立上市公司“自愿披露+特定事项强制披露”的环境信息披露模式。本文在梳理中国环境信息披露制度背景的基础上,系统回顾强制性环境信息披露经济后果和绿色创新驱动因素研究的相关文献。

### (一) 制度背景

2008年,上海证券交易所公布了《上市公司环境信息披露指引》,以指导上市公司的环境信息披露。随后,中华人民共和国生态环境部(以下简称“生态环境部”)于2010年出台《上市公司环境信息披露指南》(征求意见稿),要求火电、钢铁、水泥等16类重污染行业上市公司应当发布年度环境报告,定期披露污染物排放和环境管理等方面的环境信息。2014年生态环境部印发了《企业事业单位环境信息公开办法》,明确规定重点排污单位应当及时、如实地公开其包括排污信息、防治污染设施的建设和运行情况在内的环境信息。2016年,国务院印发《“十三五”控制温室气体排放工作方案》,要求推动建立企业温室气体排放信息披露制度。但至此我国并未强制上市公司披露环境信息,同时也未出台专门针对企业碳信息披露的制度规定,企业碳信息以自愿性披露为主。2021年,生态环境部印发《企业环境信息依法披露管理办法》(以下简称《管理办法》),深化环境信息依法披露制度改革,明确要求符合条件的企业和上市公司披露包括碳排放量、碳排放设施等方面的详细环境信息。2022年生态环境部还公布了《企业环境信息依法披露格式准则》(以下简称《格式准则》)以保障企业环境信息披露的规范性。

相较于以往的环境信息披露政策,2021年《管理办法》在披露主体、披露内容和披露时限等方面都作出了更明确的要求(如表1所示),不仅增加了部分上市企业作为披露主体,还在披露内容中新增了对企

表1 2021年《企业环境信息依法披露管理办法》的主要内容

项目	内容
披露主体	(1)重点排污单位;(2)实施强制性清洁生产审核的企业;(3)符合规定的上市公司和发债企业。
披露内容	(1)企业基本信息;(2)企业环境管理信息;(3)污染物产生、治理与排放信息;(4)碳排放信息;(5)生态环境应急信息;(6)生态环境违法信息;(7)本年度临时环境信息依法披露情况。
披露时限	企业应于每年3月15日前披露上一年度1月1日至12月31日的环境信息。

业碳排放信息的披露要求。2022年发布的《格式准则》还在第六节中详细阐述了碳排放信息的披露准则和内容,具体包括年度碳实际排放量及上一年度实际排放量和配额清缴情况,以及依据温室气体排放核算与报告标准或技术规范披露排放设施、核算方法等信息。这是推动绿色低碳发展和实现碳达峰、碳中和的一项重大制度创新,必然对相关企业的碳信息披露行为和相关的碳减排措施产生重要影响。相比其他的环境信息,企业碳排放更容易计量且具有一套完善的《企业温室气体排放核算方法与报告指南》来指导其量化,从而外界也能准确地估算企业碳排放。碳排放信息是企业环境信息披露的重要内容,全面准确真实的碳排放数据不仅能传达企业的环境治理和污染减排情况,还有助于今后全国碳排放权交

易市场的建设。因此,本文认为《管理办法》首次强制要求企业披露环境信息并提供相应的格式准则,是我国强制性环境信息和碳信息披露政策的开端。此外,《管理办法》还要求各级生态环境主管部门按年度制定环境信息依法披露企业名单,其中包括将污染物排放量较大、排放有毒有害污染物等具有较大环境风险的企业事业单位确认为重点排污单位。因此,本文在实证检验中选取被认定为重点排污单位的上市企业作为研究对象。

## (二) 文献回顾

与本文相关的一支文献是强制性环境信息披露的经济后果研究,但结论不一。环境信息披露为企业证明自身环境合法性提供了重要的评判标准,是外界了解企业环境管理和经营情况的重要信息渠道<sup>[1]</sup>(P1176-1248)<sup>[9]</sup>(P1941-1988)。一部分研究从环境治理效果、资本市场反应和实体经济效应的角度肯定了环境信息披露的积极作用,如发现强制性企业社会责任披露能够降低碳排放、增强企业碳绩效和改善水环境<sup>[10]</sup>(P451-492)。一方面,企业披露环境信息能向外界传递企业良好财务绩效、积极环境战略的信号,缓解企业与投资者以及投资者之间的信息不对称,为市场参与者的决策带来便利<sup>[11]</sup>(P1611-1660),从而带来积极的市场反应、提升企业价值<sup>[12]</sup>(P695-724)<sup>[13]</sup>(P401-420)<sup>[14]</sup>(P1-63)。另一方面,披露环境信息会对企业的投资、融资和经营活动产生影响,能够减少信息不对称和代理成本,直接提高企业投资效率,同时还可以体现企业良好的环保风险管理能力和企业发展前景<sup>[15]</sup>(P56-63),这些都能增强投资者信心,最终降低企业融资约束。然而,也有不少学者质疑环境信息披露的实际效果<sup>[8]</sup>(P158-174),并提出对企业规避策略的担忧<sup>[16]</sup>(P1075-1116),披露质量的提高意味着额外成本的增加,部分企业不得不减少相关投资甚至停止运营。同时,环境信息披露要求的提高使得部分污染严重、披露质量差的企业更容易暴露短板和损害声誉,从而引发资本成本上升、融资约束加剧等问题<sup>[1]</sup>(P1176-1248),此类企业很难在短时间内采取绿色创新等长期策略来提升环境绩效。因此,现有研究对企业环境信息披露与其环境治理策略、投融资活动等之间的关系尚无定论,并且它们没有将不同企业的披露质量纳入考虑。同时,大多数研究基于自主构建的环境信息披露指数或第三方机构的CSR/ESG评级数据,而缺乏相对外生的政策冲击检验,尤其缺乏在2021年《企业环境信息依法披露管理办法》这一最新的强制性环境信息披露政策背景下,对其实施效果和政策前后企业实体经济行为变化的分析。

与本文有关的另一支文献是绿色创新的驱动因素研究。创新区别于企业其他资产的特征在于其新颖性、竞争性和部分排他性等三大属性<sup>[17]</sup>(P101733)<sup>[18]</sup>(P101720),而绿色创新还具有双重外部性的特点。绿色创新的未来回报和失败具有不确定性,但是它有助于企业规避长期的合法性风险,旨在从源头上控制污染,实现可持续发展<sup>[4]</sup>(P192-208)。大量研究充分讨论了环境法规对企业实施绿色创新的强制推动,如排污权交易试点<sup>[19]</sup>(P129-143)、《环境空气质量标准》<sup>[20]</sup>(P134-152)等环境政策对企业绿色创新的提升作用。然而,郭俊杰等<sup>[5]</sup>(P112-129)从环境规制的“倒逼”效应和“挤出”效应等两个角度,发现当绿色信贷政策缺乏短期失败容忍时,将抑制企业绿色创新。因此,并非所有类型的环境政策均能促进企业绿色创新,本文所考虑的强制性环境信息披露政策对不同企业,尤其是对事前披露质量较差企业的环境行为的影响仍有待检。由于早年间我国环境信息公开进程较为缓慢,现有研究大多基于命令控制型环境规制,而缺乏对强制性环境信息披露政策治理效果的检验。2021年《企业环境信息依法披露管理办法》要求企业披露包括碳排放信息在内的环境信息,这有助于我们考察针对企业的强制性环境信息披露政策和绿色创新间的关系。在“双碳”目标的背景之下,最新的强制性环境信息披露政策能否提升企业绿色创新仍有待检验。

## 二、理论分析

绿色创新作为企业改善环境绩效的前瞻型策略,其本质是通过技术革新实现企业“源头防控”的长效需求,其也是各类环境规制实现平衡企业经济增长和环境效益局面的关键。现有研究大多从倒逼效

应和挤出效应两个角度来探讨环境规制与绿色创新之间的关系,但未能达成一致结论。部分文献以“波特假说”为理论基础,认为适当的环境规制将刺激企业技术创新,并将这种促进作用称作倒逼效应<sup>[4]</sup>(P192-208),同时企业通过这些创新来提高生产力和盈利能力,从而抵消环境规制带来的额外成本。然而,新古典学派则立足资源约束理论,认为环境规制对绿色创新存在挤出效应<sup>[5]</sup>(P112-129),环境规制迫使企业分配部分资源用于治污,挤占了原本用于绿色创新的资源。因此,并非所有的环境规制都能促进企业绿色创新,严格的环境规制可能给污染严重的企业带来资源约束效应。

区别于传统命令控制型环境规制,强制性环境信息披露政策作为市场化环境规制,通过间接推动市场惩罚机制重构企业绿色创新激励,其特殊性体现在三个维度。首先,强制性披露政策具有信息约束刚性。一般的环境规制通常给予企业较长时间以整改违规行为和改善环境绩效,而强制性披露政策要求企业按照相关标准化准则来披露其环境信息<sup>[21]</sup>(P285-311),强调直观、真实的排放数据,从而压缩企业策略性披露环境信息的空间,建立起环境绩效的完全可观测性。因而强制性披露政策更缺乏短期失败容忍,对于事前披露质量差、污染严重的企业而言,它们更难隐瞒真实的环境状况<sup>[22]</sup>(P3061-3084)。其次,强制性披露政策具有市场惩罚即时性。传统环境规制所做出的行政处罚具有滞后性,而强制性披露政策督促企业按时、及时、如实地披露环境信息,而负面信息一经披露就会引起资本市场股价的惩罚性下跌<sup>[8]</sup>(P158-174),形成“披露—估值”的负向传导链。此外,强制性披露政策会形成利益相关者压力网络化。一般的环境规制大多对污染企业作出罚款、限期整改等行政性处罚,通常不损害股东利益,而强制性披露政策通过信息扩散机制能够激活股东、客户、投资者等利益相关者的监督压力,从而形成多维度利益相关者的非市场约束。这迫使企业管理层加大环境治理的投资,从而挤占绿色创新的资金投入。尤其是在政策实施的前几年,企业需要花费较长的时间和资源去改善环境绩效,从而大幅削减绿色创新投入。因此,在强制性环境信息披露政策实施后,事前披露质量较差的企业面临环境治理投资激增与融资成本上升的双重挤压,其绿色创新将受何影响有待检验。

绿色创新具有高风险性和不确定性,需要巨大的资金投入,通常在长期内获得高额的经济回报<sup>[7]</sup>(P128-149)。同时,绿色创新独有的双重外部性要求政府发挥引导作用和实施有效激励政策来提高企业的绿色创新意愿,而强制性环境信息披露政策的惩罚特性可能会削弱企业的研发意愿。创新阶段的知识溢出效应和扩散阶段的环境正外部性导致企业无法获得全部的收益<sup>[23]</sup>(P891-909),强制性披露则通过加剧融资约束来弱化企业绿色创新动力。对于事前披露质量差的企业而言,由于经验不足且污染相对更严重,强制性披露不仅会暴露其环境风险短板,还通过投资者预期重构机制引发市场惩罚和资金短缺。本文认为强制性环境信息披露政策的实施可能通过以下双重资本市场渠道来降低事前披露质量较差企业的绿色创新水平。首先,长期和绿色投资者撤出。现有文献表明,机构投资者对环境风险和气候风险的披露要求越来越高,因为环境问题会对其投资公司产生财务影响<sup>[24]</sup>(P2617-2650)。由于政府的环境监管力度不断加强,机构投资者尤其是以环境保护和治理为导向的绿色投资者,会更加重视企业的环境绩效和应对环境问题的解决方法<sup>[25]</sup>(P1067-1111)。事前披露质量较差的企业在强制性披露政策实施后,其较差的环境表现会使投资者认为其后期面临的环境风险和法律风险增加,从而撤出投资,导致企业绿色创新所需资金短缺。其次,加剧企业融资约束。绿色创新项目周期较长,需要稳定且持续的资金支持。强制性环境信息披露政策能够提高企业的信息透明度,提升包括客户、投资者和政府在内的利益相关者对事前披露质量较差企业真实的环境状况的认知,明晰这类企业的风险和短板,从而加剧企业的融资约束。

基于以上分析,本文提出如下研究假设。

假设1:强制性环境信息披露政策实施后,相比于事前碳披露质量较高的企业,碳披露质量较低企业的绿色创新水平显著降低。

### 三、研究设计

为了检验强制性环境信息披露政策对企业绿色创新的影响及其内在机制,本文使用2018-2023年沪深A股上市重点排污单位的非平衡面板数据,实证检验前文提出的理论机制和研究假设。

#### (一) 样本选择与数据来源

本文根据中国研究数据服务平台(CNRDS)的“重点排污企业名单”,选取我国A股被确定为重点排污单位的上市企业2019-2023年的数据为样本,实证检验环境信息披露政策对企业环境行为的影响。本文选择上市重点排污单位作为样本的原因一方面是考虑数据的可获得性,另一方面是由于2021年《企业环境信息依法披露管理办法》中明确规定“披露主体”包括“重点排污单位”,其环境披露及治理行为是生态环境部门关注的重点,研究其绿色转型之路具有较强的现实价值。此外,尽管《管理办法》第八条规定中提到了部分在上一年度存在生态环境违法行为的上市公司应当按照规定披露环境信息,但其披露行为是偶然发生的,如果将该部分公司包含在内,则难以保证样本的前后一致性和稳定性,因而本文仅考虑上市重点排污单位。本文还对初始样本作出如下处理:(1)剔除样本期内被ST的企业;(2)剔除资不抵债的样本;(3)剔除计算各相关变量后产生的缺失值;(4)为了控制极端值的影响,本文对连续变量作1%以下和99%以上分位数的缩尾处理。

本文的数据来源如下:(1)企业绿色创新采用绿色专利申请数量来衡量,该数据来源于中国研究数据服务平台(CNRDS)绿色专利研究数据库。(2)企业碳披露质量的衡量所用到的碳排放数据来源于上市企业年报、社会责任报告、可持续发展报告和环境报告等,经手工收集和整理后,根据国家发展和改革委员会发布的针对不同行业的《企业温室气体排放核算方法与报告指南》分别计算了其范围1(Scope 1)和范围2(Scope 2)的排放,并相加得到总碳排放。范围1和范围2碳排放是《温室气体核算体系》要求强制披露的内容。(3)企业低碳创新采用绿色低碳技术专利申请数量来衡量,绿色低碳技术专利主要通过传统能源清洁利用、节能增效、新能源利用和温室气体捕集利用封存等实现减碳、零碳和负碳效。根据《绿色低碳技术专利分类体系》,我们从专利检索网站“壹专利”下载相关专利数据,包括化石能源降碳技术、节能与能量回收利用、清洁能源、储能技术、温室气体捕集利用封存等5个一级技术分支。(4)其他数据来源于国泰安(CSMAR)数据库和中国研究数据服务平台(CNRDS)。

#### (二) 模型设定

由于2021年《企业环境信息依法披露管理办法》的监管对象是所有的重点排污单位,并不存在明显的处理组和控制组,无法构建标准的双重差分模型。为考察不同事前碳披露质量的企业在《管理办法》的政策冲击以后的反应,本文将强制性环境信息披露与企业事前披露质量联系起来,参考现有文献<sup>[26]</sup>(P593-650),构建广义双重差分模型(强度DID模型)以识别同一政策对不同企业产生的差异性影响:

$$Green_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Post \times PreCDQ + \beta_3 X_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中,Green为企业绿色创新的代理变量,参考李青原和肖泽华的研究<sup>[4]</sup>(P192-208),本文用企业绿色专利申请数量来衡量,该值越大,企业绿色创新水平越高。由于该变量是非负离散随机变量,不符合线性模型估计假定的正态分布,使用OLS的分析方法可能导致估计偏差<sup>[27]</sup>(P891-936),本文使用固定效应泊松模型为基准模型,并将标准误聚类到行业层面。Post为时间虚拟变量,根据《管理办法》实际实施的时间,当观测期为2022年及以后,Post取值为1,否则为0。PreCDQ为政策实施前1期企业碳披露质量,该值越大,企业碳披露质量越低,具体衡量方式如下。

$X$ 为系列控制变量构成的向量,包含如下变量:(1)企业规模(Size):企业期末总资产的自然对数;(2)资本结构(Lev):负债总额/资产总额;(3)企业年龄(Age):当年年度减去企业成立年度再加1后的自然对数;(4)现金流水平(Cash):经营活动现金流量净额/资产总额;(5)资产回报率(ROA):净利润/资产总额;(6)企业产权性质(SOE):企业属于国有企业则为1,否则为0;(7)管理层持股比例(Share):管理层

持股数/公司总股数。为了缓解可能存在的内生性,本文将控制变量均做滞后1期处理。此外,本文还控制了企业固定效应和年份固定效应。

参考Gipper等的研究<sup>[28]</sup>(P101849),本文构建以下模型来度量企业碳披露质量(CDQ):

$$\ln(CarbonEmission)_{it} = \beta Determinants_{it} + IndustryFE + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, *CarbonEmission* 是企业年度碳排放量, *Determinants* 的变量选取参考 Gipper 等的研究<sup>[28]</sup>(P101849), 包括公司规模、资产收益率、杠杆率、现金流水平、销售增长率和盈利增长率。同时,本文还将前一年的碳排放量考虑在内,因为残差项是企业生产活动无法解释的排放水平增长量,更能反映碳披露中可能存在的误差和问题。模型(2)回归后的残差绝对值是企业当年的异常碳排放量,从而衡量碳披露质量。该值越大,说明企业碳披露质量越低。

### (三) 描述性统计

表2报告了主要变量的描述性统计结果。*Green* 的平均值为 15.221, 标准差为 41.814, 这表明样本观测期内企业绿色创新水平较低且差异较大。*Post* 的平均值为 0.402, 表明强制性碳披露政策实施后的样本占 40.20%, 样本分布比较均衡。*PreCDQ* 的平均值为 0.193, 表明样本企业的平均碳披露质量水平是 19.30%。其余控制变量的描述性统计与现有研究基本一致。

表2 描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	25% 分位数	中位数	75% 分位数
<i>Green</i>	5121	15.221	41.814	0	2	10
<i>PreCDQ</i>	5121	0.193	0.227	0.066	0.136	0.250
<i>Post</i>	5121	0.402	0.490	0	0	1
<i>Size</i>	5121	23.017	1.318	22.065	22.824	23.841
<i>Lev</i>	5121	0.453	0.180	0.319	0.454	0.583
<i>Age</i>	5121	3.085	0.248	2.944	3.091	3.258
<i>Cash</i>	5121	0.065	0.063	0.027	0.062	0.101
<i>ROA</i>	5121	0.041	0.060	0.015	0.038	0.071
<i>SOE</i>	5121	0.436	0.496	0	0	1
<i>Share</i>	5121	0.069	0.138	0	0.001	0.054

## 四、实证结果

基于研究假设,本部分主要检验环境信息披露政策的发布对企业的环境行为的影响,同时通过一系列稳健性检验来支持本文基本结论。

### (一) 环境信息披露政策和企业环境行为

实证结果如表3所示,针对企业绿色创新的检验结果表明,无论是否加入控制变量, *Post\*PreCDQ* 的系数都在 5% 的水平上显著为负,支持了前文的假设 1, 即环境信息披露政策实施后, 事前碳披露质量较低的企业绿色创新水平显著降低。以第(2)列为例,政策实施前企业的碳披露质量每降低 1 个标准差,政策实施后,其绿色专利申请数量平均将变成原来的  $0.157(0.227^*e^{-0.368})$  倍。环境信息披露政策的实施提高了企业信息透明度并对管理层产生了约束力,政策前碳披露质量较低的企业更容易暴露其环境治理的短板,从而导致绿色创新所需资金短缺。由于《企业环境信息依法披露管理办法》在披露内容中新增了对企业碳排放信息的披露要求,本文接下来考察环境信息披露政策是否会降低企业低碳创新。具体而言,本文利用整理的企业年度绿色低碳技术专利申请数量来构建企业低碳创新的代理变量 *LowCarbon*。第(3)列和(4)列的结果表明, *Post\*PreCDQ* 的系数都显著为负,即环境信息披露政策的实施会减少企业绿色低碳技术专利的申请数量,从而降低企业低碳创新水平。

表3 环境披露政策、碳披露质量与企业环境行为

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Green</i>	<i>Green</i>	<i>LowCarbon</i>	<i>LowCarbon</i>
<i>Post</i> × <i>PreCDQ</i>	-0.325** (-2.36)	-0.368*** (-2.96)	-0.983** (-2.14)	-0.720* (-1.78)
<i>Constant</i>	4.124*** (457.88)	-7.030 (-1.54)	3.338*** (95.22)	-26.098*** (-2.83)
控制变量	否	是	否	是
企业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
N	5121	5121	5121	5121
Pseudo R <sup>2</sup>	0.870	0.871	0.805	0.813

注:\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平上显著,括号内为标准误,下表同。

## (二) 稳健性检验

在估计强制性环境信息披露政策对企业绿色创新的过程中难免会受到其他外部因素的干扰,从而导致估计结果的偏误。基于此,本文通过一系列稳健性检验来缓解这一问题。

第一,替换自变量 *PreCDQ* 的衡量方式。为了减少自变量 *PreCDQ* 的测量误差,本文还运用如下方法度量企业碳披露质量:1、采用政策实施前3年的碳披露质量平均值替换 *PreCDQ*。2、采用企业碳披露指数 *Index*(数据来源:CSMAR)替换自变量。回归结果如表4列(1)和(2)所示,与前文一致。

表4 替换变量的稳健性

变量	替换自变量		替换因变量		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>Green</i>	<i>Green</i>	<i>Green_Cite</i>	<i>Green_Ratio</i>	<i>Non_Green</i>
<i>Post</i> * <i>PreCDQ</i>	-0.522* (-1.75)	-	-0.609*** (-4.37)	-0.047** (-2.08)	-0.016 (-0.14)
<i>Post</i> * <i>Index</i>	-	-0.101** (-2.05)	-	-	-
<i>Constant</i>	-6.844 (-1.50)	-6.932 (-1.50)	-5.249 (-1.07)	-0.336 (-0.67)	-4.968 (-1.28)
控制变量	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
N	5121	5121	5121	5121	5121
Pseudo R <sup>2</sup> /Adj-R <sup>2</sup>	0.871	0.871	0.930	0.607	0.929

第二,替换因变量的衡量方式。本文采用另外三种方式来替换因变量的衡量,并利用模型(1)重新检验。首先,采用企业当年绿色专利引用数量 *Green\_Cite* 来衡量企业绿色创新,回归结果与前基本一致;其次,为了缓解企业整体创新水平的影响,本文采用绿色专利申请数量占企业当年所有专利申请数量的比例 *Green\_Ratio* 来衡量绿色创新,并采用 OLS 回归模型检验,结果表明 *Post*\**PreCDQ* 的系数均显著为负,与基本回归结果一致;最后,采用企业非绿色专利申请数量 *Non\_Green* 作为因变量加入回归,即从企业当年全部专利申请数量中剔除绿色专利,结果表明 *Post*\**PreCDQ* 的系数并不显著,这说明《企业环境信息依法披露管理办法》的实施只对企业绿色创新水平存在显著影响。

第三,增加固定效应。为了控制其他不可观测因素对本文结果的影响,本文额外加入行业一年份固定效应,以消除由于企业所处行业特定的环境条件、法规变化或其他外部因素所引起的潜在偏差;此外,本文还在回归中加入城市一年份固定效应,以控制城市层面随时间变化的不可观测因素,如排除其他地

区层面环境政策的干扰。结果如表5列(1)和(2)所示,与前文保持一致。

表5 其他稳健性检验

变量	增加固定效应		排除新冠疫情影响 <i>Green</i>
	(1) <i>Green</i>	(2) <i>Green</i>	
	(3) <i>Green</i>		
<i>Post*PreCDQ</i>	-0.528*** (-3.77)	-0.300** (-2.14)	-0.290*** (-2.82)
<i>Constant</i>	-8.911* (-1.80)	-9.175** (-2.55)	-7.348 (-1.44)
控制变量	是	是	是
企业固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
行业-年份固定效应	是	否	否
城市-年份固定效应	否	是	否
N	5121	5121	3968
Pseudo R <sup>2</sup>	0.895	0.878	0.868

表6 排除同期其他政策的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>Green</i>	<i>Green</i>	<i>Green</i>	<i>Green</i>	<i>Green</i>
<i>Post×PreCDQ</i>	-0.353*** (-2.91)	-0.376*** (-3.23)	-0.356*** (-2.92)	-0.379*** (-3.00)	-0.371*** (-3.31)
全国碳市场	0.168 (1.40)	-	-	-	0.173 (1.47)
污染攻坚战	-	-0.094 (-0.92)	-	-	-0.104 (-0.98)
无废城市	-	-	-0.058 (-1.18)	-	-0.011 (-0.17)
链长制	-	-	-	-0.159* (-1.66)	-0.158 (-1.57)
<i>Constant</i>	-7.665* (-1.84)	-7.136 (-1.55)	-6.833 (-1.46)	-6.608 (-1.54)	-7.339* (-1.83)
控制变量	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
N	5121	5121	5121	5121	5121
Pseudo R <sup>2</sup>	0.871	0.871	0.871	0.871	0.872

第四,排除同期其他政策的影响。一方面,由于2020年是新冠疫情暴发的初期,外部经济的停滞干扰了许多企业的正常运营,因而本文剔除2020年的样本重新回归,结果如表5列(3)所示,仍然支持本文的基本回归结果。另一方面,考虑到《管理办法》实施期间还存在相似或相关的其他政策,可能导致本文估计结果受这些干扰因素影响而无法识别出干净的因果效应,因而需要排除这些政策的影响。在本文样本期内还存在全国碳排放交易权市场的建立<sup>[29]</sup>(P80-95)、《关于深入打好污染防治攻坚战的意见》的发布、“无废城市”建设试点、2017年起陆续实施的“链长制”等<sup>[30]</sup>(P137-155),这些政策的实施也会对企业绿色创新产生影响。本文在基本回归模型中加入上述4个政策虚拟变量,回归结果如表6所示。在控制了同期其他政策的影响后,仍然与基本回归结果一致,表明其他相关政策冲击并未影响本文因果关系

的识别。

第五,合成双重差分法。参考现有文献<sup>[31]</sup>(P21-39)<sup>[32]</sup>(P4088-4118),本文采用合成双重差分法(Synthetic Difference in Differences, SDID)重新估计以缓解政策的内生性问题。该方法相对于传统DID模型有两点改进:一是考虑了每个个体的政策异质性,二是减少了对平行趋势检验的依赖,同时减少控制组与处理组之间的差异对政策效应估计造成的偏误。为了使用DID模型,我们构建了一个虚拟变量 $HighCDQ$ ,当企业政策前1期的 $PreCDQ$ 高于行业中位数时则为1,否则为0。表7的回归结果表明,SDID模型估计的平均处理效应显著为负,与基本回归结果一致。

表7 合成双重差分回归结果

Green	ATT	SD	t	P-value
$Post*HighCDQ$	-2.724	1.442	-1.89	0.059

第六,平行趋势检验。本文将模型(1)中时间虚拟变量 $Post$ 分别拆分为 $Post^2$ 、 $Post^{-1}$ 、 $Post^0$ 、 $Post^{+1}$ 和 $Post^{+2}$ ,当观测期处于碳披露政策实施前1期和前2期时, $Post^2$ 和 $Post^{-1}$ 分别取值为1,否则分别取值0;当观测期处于碳披露政策实施当期和后1期时, $Post^0$ 、 $Post^{+1}$ 和 $Post^{+2}$ 分别取值为1,否则分别取值0。将这些变量分别与 $PreCDQ$ 交乘,代入模型(1)重新检验,图1结果表明平行趋势假设得到满足,支持了本文的研究结论。

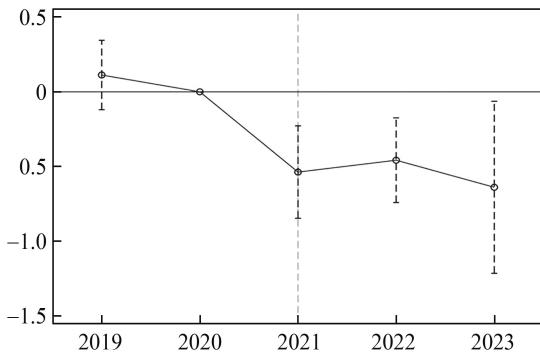


图1 平行趋势检验

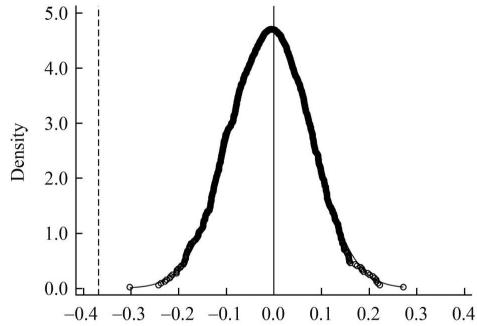


图2 安慰剂检验

第七,安慰剂检验。参考现有文献<sup>[33]</sup>(P75-90)<sup>[34]</sup>(P178-198),本文构建了虚假的广义双重差分估计量 $Post^{placebo} \times PreCDQ^{placebo}$ ,以替代基准回归模型中的 $Post \times PreCDQ$ 实施安慰剂检验。这种安慰剂检验本质上是一种反证法,如果上述随机构造的虚假的广义双重差分估计量对企业绿色创新无显著影响,那么基本可以排除本文的结论是受偶然因素驱使的可能性。其中, $Post^{placebo}$ 表示在2020-2022年中随机生成一个政策冲击年份,以保证每个企业在政策冲击前后均至少有一年的观测数据; $PreCDQ^{placebo}$ 为每个企业随机分配一个事前碳信息披露质量。图2汇报了重复1000次上述随机抽取过程后估计系数 $Post^{placebo} \times PreCDQ^{placebo}$ 的分布情况,发现1000个回归系数的均值接近于0,因而不能拒绝虚假广义双重差分估计系数为0的原假设。同时结合前文基本回归的结果,表3的列(2)中真实 $Post \times PreCDQ$ 的系数为-0.368,远在上述模拟估计范围之外。以上结果都表明基本回归的结果并没有因为遗漏变量而存在严重偏误,同时还可以在一定程度上排除其他政策的影响。

## 五、机制检验

前文分析了环境信息披露政策可能通过加剧融资约束和减少绿色投资者来降低企业的绿色创新水平,以下实证检验了上述潜在影响机制。

首先,针对加剧融资约束这一机制,本文参考李君平和徐龙炳的方式<sup>[35]</sup>(P113-129),计算KZ指数( $=-3.014*\text{现金}/\text{总资产}-4.444*\text{经营现金流}/\text{总资产}-62.626*\text{股利}+0.153*\text{资产负债率}$ )来度量融资约束(*Financial Constraint*),并将其作为因变量以实施机制检验。检验结果如表8所示,第(1)列中 *Post\*PreCDQ* 的回归系数为 0.233,在 5% 的水平上显著为正。这说明环境信息披露政策会加剧事前碳披露质量较低企业的融资约束,进而降低企业绿色创新水平。

表8 机制检验结果

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>Financial Constraint</i>	<i>Long_ Investor</i>	<i>Green_ Investor</i>
<i>Post*PreCDQ</i>	0.233** (2.24)	-0.006* (-1.87)	-0.040** (-2.48)
<i>Constant</i>	3.704 (1.17)	-0.280*** (-4.20)	-0.077 (-0.65)
控制变量	是	是	是
企业固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
N	5121	5121	5121
Adj-R <sup>2</sup>	0.848	0.640	0.041

其次,针对减少绿色投资者这一机制,本文分别从长期机构投资者和绿色投资者的角度来检验。具体而言,本文以每个机构投资者在过去四个半年度的交易情况来计算其换手率,根据换手率排序后分为三组,换手率越小的定义为长期投资者<sup>[36]</sup>(P117-135),并计算每期长期机构投资者持有股票的总和除以档期流通股总数量的比例来表示长期投资者持股比例(*Long\_ Investor*)。接着,参考已有文献<sup>[37]</sup>(P173-194),本文对国泰安数据库中获取的“基金主体信息表”与“股票投资明细表”实施匹配,从而获得投资上市企业的基金明细表。接着,基金的“投资目标”和“投资范围”根据关键字查找,若出现投资于环保、生态、绿色、新能源开发等领域时,则认定为绿色投资者,若股票公司中存在这类投资基金时,则说明该公司存在绿色投资者,并在此基础上计算绿色投资者持股比例(*Green\_ Investor*)。回归结果如表8所示,第(2)列和第(3)列中 *Post\*PreCDQ* 的回归系数均显著为负,这说明在强制性环境信息披露政策之后,长期机构投资者,尤其是绿色投资者会从事前碳披露质量较低的企业中撤出,导致这些企业绿色创新水平的降低。

## 六、基于地区和企业角度的异质性检验

本文着眼于地区和企业特征的差异,从地方政府补助、高管绿色认知和专利保护力度的维度探究强制性环境信息披露政策对企业绿色创新的异质性影响。

### (一) 地方政府补助的影响

前文结果表明,强制性环境信息披露政策容易暴露企业环境治理的短板,而绿色创新的双重外部性更加降低了企业的研发意愿。政府能通过政府补助等形式激发企业的绿色创新意愿,同时还能有效降低企业创新研发期间可能遭遇的风险,比如市场波动、财务危机、技术短板等,此时政府若为其发放补助,则能传递出积极的引导信号。因此,在政府补助较多的企业中,环境信息披露政策的实施对企业绿色创新的抑制作用可能更小。本文采用企业总资产标准化之后的当年收到的政府补助金额来分组,高于中位数的企业定义为政府补助较多的组,虚拟变量 *Subsidy* 取值为 1,否则为 0。结果如表9列(1)和(2)所示,强制性环境信息披露政策对企业绿色创新的负面影响主要体现在政府补助较少的一组中。这表明,相对于政府补助较多的企业,环境信息披露政策对政府补助较少企业的绿色创新水平的抑制作用

更为显著。地方政府对企业采取引导和激励手段,能够向企业和市场释放积极信号,补充企业自身所缺乏的环境治理资源,并且在绿色创新过程中降低企业自身创新努力的边际成本和不确定性。因此,加强地方政府的激励手段有助于引导企业采取绿色创新等前瞻型环境策略,从而提升地区整体的环境治理效果。

表9 基于地区和企业角度的异质性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Subsidy=1</i>	<i>Subsidy=0</i>	<i>GreenMa=1</i>	<i>GreenMa=0</i>	<i>Protect=1</i>	<i>Protect=0</i>
	<i>Green</i>	<i>Green</i>	<i>Green</i>	<i>Green</i>	<i>Green</i>	<i>Green</i>
<i>Post</i> × <i>PreCDQ</i>	-0.229 (-1.02)	-0.597** (-2.55)	-0.528 (-1.37)	-0.506*** (-3.20)	-0.528 (-1.37)	-0.510*** (-3.22)
<i>Constant</i>	-18.405*** (-6.82)	10.204* (1.87)	-19.440*** (-3.25)	-3.104 (-0.52)	-19.440*** (-3.25)	-3.108 (-0.52)
控制变量	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
N	2562	2559	1512	3609	2017	3104
Pseudo R <sup>2</sup>	0.875	0.880	0.837	0.883	0.837	0.883

## (二) 高管绿色认知的影响

管理层在传导外部环境政策压力和推动内部绿色活动的过程中发挥着重要作用。高层梯队理论认为,管理层的人口特征(如年龄、职能、其他职业经历、教育、财务状况和群体特征)和心理或行为因素(如认知基础和价值观)会影响到他们的管理决策。因此,本文认为在不同的管理层认知背景下,环境信息披露政策对企业绿色创新的影响可能存在异质性。本文对上市公司年报实施文本分析,选取节能减排、环保战略、环保理念、环境管理机构、环保教育、环保工作等与高管绿色环保意识相关的关键词并统计词频,构造上市公司高管绿色环保认知。接着,本文按照企业高管绿色认知关键词词频的中位数对样本分组并重新回归,高于中位数的企业定义为高管绿色认知较强的企业,虚拟变量 *GreenMa* 取值为 1,否则为 0。结果如表9列(3)和(4)所示,强制性环境信息披露政策对企业绿色创新的抑制作用主要体现在高管绿色认知较强的一组中。这表明,绿色认知较强的高管更容易将环境问题视为企业发展的机会,从而将绿色环保意识内化于企业的战略决策中,在生产经营活动中重视环境保护,选择绿色创新这类前瞻性的环境战略。因此,高管绿色认知有助于企业环境披露和环境治理的落实,高管团队要积极提高自己的环保知识水平,这也能够增加企业和环境部门磋商的便利性和企业发展的可持续性。

## (三) 专利保护力度的影响

现有研究表明,地方政府加强知识产权保护能提高企业的研发收入。一方面,知识产权保护减少了研发的外部性问题,降低了企业知识产权被侵犯的风险;另一方面,当政府加强对知识产权侵权行为的打击力度时,企业更愿意披露研发信息给外部资金提供者,从而减少企业研发融资的难度。因此,地区专利保护执法力度也会影响环境信息披露政策对企业绿色创新的作用。参考吴超鹏和唐菂<sup>[38]</sup>(P125-139)的研究,本文采用地区知识产权局对专利侵权案件受理情况来衡量地区专利保护执法力度,即专利未被侵权率,等于 1 减去一省知识产权局当年受理的专利侵权纠纷案件数除以该省截至当年累计授权专利数。本文根据各地区专利未被侵权率的中位数将样本分为两组,高于中位数的地区定义为专利保护执法力度较高的地区,虚拟变量 *Protect* 取值为 1,否则为 0。结果如表9列(5)和(6)所示,强制性环境信息披露政策对企业绿色创新水平的负面影响主要体现在专利保护执法力度较低的组中。这表明,地区专利保护力度的提高可以在一定程度上缓解环境信息披露政策对企业绿色创新水平的负面影响。因

此,提高地方政府对专利保护的重视程度有利于激发企业绿色创新的意愿,从而强化地方落实生态文明建设理念和绿色发展理念。

## 七、结论与建议

本文以2021年《企业环境信息依法披露管理办法》的发布作为准自然实验,考察强制性环境信息披露政策发布对不同企业绿色创新的影响及其作用机理。研究发现,强制性环境信息披露政策的实施会降低事前碳披露质量较低企业的绿色创新和低碳创新水平,具体来说,政策实施前企业的碳披露质量每降低1个标准差,政策实施后,其绿色专利申请数量将变成原来的0.157倍。机制检验表明,强制性环境信息披露政策主要通过加剧融资约束和减少绿色投资者等途径来降低企业的绿色创新水平。异质性检验发现,在地方政府补助越多、专利保护力度越大和高管绿色认知越强的企业中,强制性环境信息披露政策对企业绿色创新的抑制作用会更轻。

本文的研究结果对于完善我国环境信息披露制度和指导企业环境披露及治理具有如下建议。

第一,多年来我国环境信息披露政策以自愿性披露为主,尤其是对企业碳排放信息的披露并没有强制要求。2021年《企业环境信息依法披露管理办法》首次强制要求企业披露碳信息,本文的结果表明该举措会降低事前披露质量较低的企业采取前瞻型环境治理措施的意愿。政府应该不断健全环境信息披露制度,提供更为客观、科学的环境信息披露标准和方法,同时出台更严格的企业环境信息披露监管措施,鼓励和引导企业聘请第三方机构对所披露的环境信息实行核查和鉴证,支持ESG信息第三方鉴证的发展。此外,政府还应当建立企业披露质量动态评估机制并实施阶梯式奖惩机制,帮扶披露质量较差的企业以避免“劣者更劣”局面,从而推动经济社会发展全面绿色转型。

第二,环境信息披露制度的完善和实施还要依赖地方政府环境治理力度的不断加强,应当强化地方落实生态文明建设理念,以政府补助、税收优惠等激励手段引导企业践行绿色发展理念,同时应当提高对专利保护的重视程度以激发企业创新意愿。

第三,有必要建立和完善与企业投资价值相挂钩的环境惩罚机制,使得投资者尤其是机构投资者注重企业的环境表现和环境披露情况,在投资决策上充分考虑企业的环境绩效和信息透明度,从而引导市场资金流向。

第四,企业应当重视环境治理和污染减排,积极采取绿色创新、低碳创新等前瞻型环境策略,同时还要提高环境信息披露质量,从而在维持自身合法性的同时吸引投资者。此外,企业应当实施股权激励、将企业环境治理的要求加入管理层薪酬合同等激励措施,以督促管理层提高自身的绿色认知水平,更有规划地选择绿色创新策略和积极披露企业环境信息。

## 参考文献

- [1] H. B. Christensen, L. Hail, C. Leuz. Mandatory CSR and Sustainability Reporting: Economic Analysis and Literature Review. *Review of Accounting Studies*, 2021, 26(3).
- [2] 杜龙政,赵云辉,陶克涛等.环境规制,治理转型对绿色竞争力提升的复合效应——基于中国工业的经验证据.经济研究,2019,(10).
- [3] Q. Cheng, L. Hail, G. Yu. The Past, Present, and Future of China-Related Accounting Research. *Journal of Accounting and Economics*, 2022, 74(2).
- [4] 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.经济研究,2020,(9).
- [5] 郭俊杰,方颖,郭晔.环境规制,短期失败容忍与企业绿色创新——来自绿色信贷政策实践的证据.经济研究,2024,(3).
- [6] M. E. Porter, C. van der Linde. Toward a New Conception of the Environment-competitiveness Relationship. *Journal of Economic Perspectives*, 1995, 9(4).

- [7] 解学梅,朱琪玮.企业绿色创新实践如何破解“和谐共生”难题? 管理世界,2021,(1).
- [8] 方颖,郭俊杰.中国环境信息披露政策是否有效.基于资本市场反应的研究.经济研究,2018,(10).
- [9] Y. Lin, R. Shen, J. Wang et al. Global Evolution of Environmental and Social Disclosure in Annual Reports. *Journal of Accounting Research*, 2024, 62(5).
- [10] S. Tomar. Greenhouse Gas Disclosure and Emissions Benchmarking. *Journal of Accounting Research*, 2023, 61(2).
- [11] J. Abraham, M. Olbert, F. Vasvari. ESG Disclosures in the Private Equity Industry. *Journal of Accounting Research*, 2024, 62(5).
- [12] E. M. Matsumura, R. Prakash, S. C. Vera-Muñoz. Firm-value Effects of Carbon Emissions and Carbon Disclosures. *The Accounting Review*, 2014, 89(2).
- [13] J. P. Naughton, C. Wang, I. Yeung. Investor Sentiment for Corporate Social Performance. *The Accounting Review*, 2018, 94(4).
- [14] N. Shroff. Corporate Investment and Changes in GAAP. *Review of Accounting Studies*, 2017, 22(1).
- [15] 沈洪涛,黄珍,郭肪汝.告白还是辩白——企业环境表现与环境信息披露关系研究.南开管理评论,2014,(2).
- [16] T. Rauter. The Effect of Mandatory Extraction Payment Disclosures on Corporate Payment and Investment Policies Abroad. *Journal of Accounting Research*, 2020, 58(5).
- [17] M. E. Barth, K. H. Gee. Accounting and Innovation: Paths Forward for Research. *Journal of Accounting and Economics*, 2024, 78(2-3).
- [18] S. Glaeser, M. Lang. Measuring Innovation and Navigating its Unique Information Issues: A Review of the Accounting Literature on Innovation. *Journal of Accounting and Economics*, 2024, 78(2-3).
- [19] 齐绍洲,林屾,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.经济研究,2018,(12).
- [20] 王馨,王营.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.金融研究,2021,(10).
- [21] M. Chelli, S. Durocher, A. Fortin. Normativity in Environmental Reporting: A Comparison of Three Regimes. *Journal of Business Ethics*, 2018, 149(2).
- [22] J. Grewal, E. J. Riedl, G. Serafeim. Market Reaction to Mandatory Nonfinancial Disclosure. *Management Science*, 2019, 5(7).
- [23] P. Berrone, A. Fosfuri, L. Gelabert, L. R. Gomez-Mejia. Necessity as the Mother of "Green" Inventions: Institutional Pressures & Environmental Innovations. *Strategic Management Journal*, 2013, 34(8).
- [24] E. Ilhan, P. Krueger, Z. Sautner et al. Climate Risk Disclosure and Institutional Investors. *The Review of Financial Studies*, 2023, 36(7).
- [25] P. Krueger, Z. Sautner, L. T. Starks. The Importance of Climate Risks for Institutional Investors. *The Review of Financial Studies*, 2020, 33(3).
- [26] N. Nunn, N. Qian. The Potato's Contribution to Population and Urbanization: Evidence from a Historical Experiment. *The Quarterly Journal of Economics*, 2011, 126(2).
- [27] J. Chen, J. Roth. Logs with Zeros? Some Problems and Solutions. *The Quarterly Journal of Economics*, 2024, 139(2).
- [28] B. Gipper, F. Sequeira, S. Shi. Carbon Accounting Quality: Measurement and the Role of Assurance. *Journal of Accounting and Economics*, 2025.
- [29] 张希良,张达,余润心.中国特色全国碳市场设计理论与实践.管理世界,2021,(8).
- [30] 詹新宇,梁蓝心.链长制如何“链”出企业技术创新.中国工业经济,2024,(11).
- [31] 方明月,聂辉华,阮睿等.企业数字化转型与经济政策不确定性感知.金融研究,2023,(2).
- [32] D. Arkhangelsky, S. Athey, D. A. Hirshberg et al. Synthetic Difference-in-Differences. *American Economic Review*, 2021, 111(12).
- [33] Y. Lu, Z. Tao, L. Zhu. Identifying FDI Spillovers. *Journal of International Economics*, 2017, 107.
- [34] 许和连,赵泽昊,金友森.人力资本如何驱动企业工业机器人应用?——基于中国“高校扩招”的准自然实验.数量经济技术经济研究,2024,(9).
- [35] 李君平,徐龙炳.资本市场错误定价,融资约束与公司融资方式选择.金融研究,2015,(12).

- [36] 祝树金, 汤超. 企业上市对出口产品质量升级的影响——基于中国制造业企业的实证研究. 中国工业经济, 2020, (2).
- [37] 王辉, 林伟芬, 谢锐. 高管环保背景与绿色投资者进入. 数量经济技术经济研究, 2022, (12).
- [38] 吴超鹏, 唐菂. 知识产权保护执法力度, 技术创新与企业绩效——来自中国上市公司的证据. 经济研究, 2016, (11).

## Mandatory Environmental Information Disclosure And Corporate Green Innovation

Evidence from Listed Key Polluting Entities

Li Qingyuan, Huang Zhiying (Wuhan University)

**Abstract** Against the background of further deepening "dual-carbon" agenda and the steady advancement of ecological civilization in China, environmental information disclosure has been endowed with important institutional functions to strengthen environmental governance capacity, enhance market transparency, and guide corporate green transformation. *The Administration Measures for the Legal Disclosure of Enterprise Environmental Information* issued in 2021 marked a structural shift from predominantly voluntary to mandatory disclosure, thereby increasing regulatory pressure on corporate environmental governance and reshaping incentive structures for green transformation. While for key polluting listed enterprises with low-quality environmental disclosure, the mandatory requirements are associated with a notable decline in green innovation and low-carbon technological innovation activities, primarily stemming from tighter financing constraints and the outflow of long-term and green-oriented capital. In the context of intensifying policy pressure, increased local government subsidies, enhanced managerial awareness of environmental and low-carbon issues, and improved patent protection environment help alleviate financial pressures and risk expectations in corporate innovation investments. As China's environmental governance system continues to improve, this institutional shift toward mandatory disclosure reveals its profound impacts on corporate green innovation behaviors, providing policy insights for modernizing green governance frameworks and refining China's environmental disclosure regime.

**Key words** mandatory environmental information disclosure; green innovation; low-carbon innovation; carbon disclosure quality

---

■ 作者简介 李青原, 武汉大学经济与管理学院教授, 湖北 武汉 430072;

黄智英(通讯作者), 武汉大学经济与管理学院博士研究生。

■ 责任编辑 何坤翁