

地方政府环境目标约束与企业环境绩效: “如愿以偿”还是“事与愿违”?

孙阳阳 祁晓凤 罗庆凤*

摘要:新质生产力本身就是绿色生产力,提升企业的环境绩效对于推动新质生产力发展具有重要意义。基于手工整理的2003—2021年城市政府工作报告数据和上市企业环境绩效数据,考察地方政府环境目标约束对企业环境绩效的影响。研究发现,地方政府环境目标约束显著提升了企业的环境绩效。机制分析显示,地方政府实施环境目标约束后一方面促使政府加大环境政策执行力度、提升了公众环境关注度;另一方面也激励企业实现绿色创新数量和质量“双向提升”,进而推动企业提高了环境绩效水平。异质性检验结果表明,地方政府环境目标约束对企业不同维度的环境社会责任表现均有显著的改善作用,并且对于政治关联企业、社会关注度高、高管具有环保经历以及员工有绿色行为的企业的的环境绩效有更强的激励效果。此外,主动型环境目标约束以及实行“硬约束”的方式对企业环境绩效的促进作用更大。本研究为如何解决环境规制中的“政企合谋”问题提供了微观证据,同时也对促进企业绿色转型具有一定的借鉴意义。

关键词:政府环境目标约束;企业环境绩效;公众环境关注度;绿色创新;交叠DID

一、引言

从2010年开始,中国就已经成为世界第二大经济体,但与此同时也付出了生态环境恶化的代价。根据耶鲁大学和哥伦比亚大学对世界各国环境绩效指数进行的统计,中国在

*孙阳阳,浙江农林大学生态文明研究院,浙江农林大学经济管理学院,邮政编码:311300,电子信箱:syy0806@163.com;祁晓凤(通讯作者),浙江财经大学中国政府监管与公共政策研究院,浙江财经大学中国政府监管研究院,邮政编码:310018,电子信箱:qxifeng1994@126.com;罗庆凤,清华大学环境学院,邮政编码:100084,电子信箱:luoqingfeng@mail.tsinghua.edu.cn。

本文系浙江省社科规划“党的二十届三中全会和省委十五届五次全会精神研究阐释”专项课题“政府绿色采购驱动浙江民营企业绿色低碳技术创新的效应评估、作用机理与政策优化研究”、浙江农林大学科研发展基金人才启动项目“政府绿色绩效考核对企业绿色创新的影响”(2024FR005)和国家自然科学基金青年科学基金项目“数字时代公众参与助力工业协同降碳减污的机制与路径研究”(72304240)的阶段性成果。感谢匿名审稿人提出的宝贵意见。文责自负。

2018年在180个国家中排名第120位,意味着中国环境质量在全球范围内处于较低水平,这与经济发展所取得的重大成就形成了明显反差(张琦等,2019)。党的二十届三中全会强调“发展绿色低碳产业,健全绿色消费激励机制,促进绿色低碳循环发展经济体系建设”。中共中央、国务院印发《关于加快经济社会发展全面绿色转型的意见》指出“到2035年,减污降碳协同增效取得显著进展,主要资源利用效率达到国际先进水平,经济社会发展全面进入绿色低碳轨道,碳排放达峰后稳中有降,美丽中国目标基本实现”。在此背景下,如何协调经济发展和环境保护的矛盾已经成为推动生态文明建设的重大课题。中国80%的环境污染都是源于企业的生产活动,所以提高企业环境绩效不仅是完成环境治理目标的微观基础,而且也是践行“绿水青山就是金山银山”发展理念的关键切入点(张琦等,2019;钟覃琳等,2023)。因此,如何改善企业环境绩效,促进企业绿色转型,推动低碳发展成为当今中国亟需解决的重大现实问题。

我国实施“十一五”规划之前,尽管政府出台了很严格的环境政策,但是环境污染的势头并没有得到遏制,企业环境绩效尚未得到明显改善,这可能和政府官员的晋升考核体系有关。中央政府对地方官员的考核标准直接影响地方政府行为(周黎安,2007)。改革开放以来,中国始终坚持以经济建设为工作重心,对地方官员的晋升考核也是以地方经济增长为核心(杨海生等,2010)。地方官员为了获得晋升机会,会选择以牺牲环境为代价,追求短期经济快速增长。所以,地方政府官员在执行中央制定的环境规制政策时,有不完全执行的动机,甚至会出现“逐底竞争”,致使环境政策实施效果不理想(张华,2016)。为了充分调动地方政府治理环境的积极性,2007年,原国家环保总局与各省、自治区、直辖市签订了《“十一五”主要污染物总量削减目标责任书》(以下简称《责任书》),对各地区二氧化硫、化学需氧量排放目标进行了明确规定,并将环境目标的完成情况与地方官员晋升挂钩,建立地方官员节能减排目标评价制度。面对这样一种外生冲击,各地方政府采取的回应策略也不尽相同。部分地方政府开始在工作报告中提出环境治理目标,希望通过提升辖区环境绩效获得上级政府的信任,而有些地方政府则并未提出环境目标约束。理想状况下,地方政府实施环境目标约束后会促使企业积极参与环境治理,重视绿色生产技术研发,从而降低污染排放。那么,地方政府环境目标约束是否有助于提升企业环境绩效?如果产生了激励效应,究竟是通过什么样的机制实现?回答该问题对于推进我国生态文明建设具有重要意义。

基于上述分析,本文使用2003—2021年城市政府工作报告数据和上市企业环境责任得分数据,以原国家环保总局和地方政府签订的《责任书》为外生冲击,考察地方政府提出环境目标约束对企业环境绩效的影响,并进一步从政府环境规制强度、公众环境关注度、企业绿色创新等角度对其作用机制进行深入分析。在此基础上,本文还从企业环境社会责任行为表现、环境目标约束类型及方式、企业政治关联、社会关注度、高管环保经历以及员工绿色行为

等角度探讨了地方政府环境目标约束影响企业环境绩效的异质性效果。本研究旨在为促进企业绿色化转型,实现“双碳”目标和经济可持续发展提供有益的政策启示。

二、文献综述

现有研究围绕环境规制政策和企业环境绩效的关系展开了丰富的研究。按照规制工具的类型,总体上可分为三类。一是对于行政命令式的环境规制而言,有文献指出“两控区”政策显著提升了工业二氧化硫的治理效果(Tanaka, 2015),但也有学者认为地方政府在环境治理过程中存在“搭便车”的现象(余泳泽、尹立平, 2022)。一方面该类型的规制工具并未带来空气质量的全面改善(黄溶冰等, 2019);另一方面,行政命令式的环境规制难以实现持续性的污染治理效果(Chen et al., 2013)。只有在统一规划、统一监管的原则下,才能实现污染的有效治理(韩超等, 2021)。二是针对市场化环境规制工具的治污效果,已有研究并未达成一致结论。较多文献认为碳排放权交易、排污权交易制度等环境规制工具能够通过降低企业的交易成本实现减排效果(史丹、李少林, 2020)。但也有学者持反对观点,李永友和沈坤荣(2008)指出2002年启动的排污权交易反而导致试点地区的污染水平上升。三是关于公众参与、环保法庭、环保督察等新型环境规制方式,学者们基本上都肯定了其污染治理效果。Liao和Shi(2018)、Buntaine等(2024)认为公众参与能够大幅度减少企业的污染违规行为;范子英和赵仁杰(2019)指出环保法庭的设立有效降低了工业污染物的排放总量和人均排放量;王岭等(2019)认为环保督察制度对降低污染物排放有显著效果。近年来也有少数学者对政府环境目标约束这一环境政策的效果进行评估。地方政府环境目标约束强化了官员治理环境的内在动机,能够通过增加企业环保投资(姜英兵、崔广慧, 2019)、激励企业绿色创新(陶锋等, 2021;孙阳阳等, 2024)等途径降低环境污染水平(Chen et al., 2018;岳帅、操一萍, 2024),进而提升企业的ESG质量(徐妍等, 2024)。

通过梳理相关文献,发现现有研究还存在以下不足:(1)在绿色政绩考核体系下,鲜有文献将地方政府环境目标约束纳入分析框架,探讨这一环境政策对辖区企业环境绩效的影响(庞瑞芝等, 2021)。已有研究多以“十一五”规划为准自然实验,考察政府环保目标考核对环境治理的影响,但这无法排除规划中其他政策的干扰,政策效果识别会受到其他因素的影响。(2)随着中国工业企业污染数据的公布,部分学者开始关注环境规制政策对企业具体污染量的影响(林婷、谌仁俊, 2021;盛丹、卜文超, 2022)。但这些研究都是基于工业企业数据库进行分析,缺乏对上市公司污染排放的讨论。(3)以往关于上市公司环境绩效多从排污费用(尹建华等, 2020)、是否接受环境处罚(Campos et al., 2015)、环保投资(张琦等, 2019)等角度进行测度,企业环境绩效指标选取存在单一性的问题。

相比于既有研究,本文的创新点主要体现在三个方面:第一,机制识别上,从宏观和微观

双重视角阐释了地方政府环境目标约束影响企业环境绩效的传导机制,打开了政府环境治理动机强化驱动企业环境治理的黑箱。并且,就微观企业的传导机制而言,深入剖析绿色创新数量和质量在驱动减排方面的差异化影响。第二,指标测度上,利用企业环境责任得分刻画环境绩效,能够有效弥补当前研究衡量企业环境绩效的指标过于单一的不足。Campos等(2015)、张琦等(2019)、尹建华等(2020)分别从企业环保投资、排污费用以及是否受到环境处罚等来测度企业的环境绩效,但该类指标并不能全面衡量企业的环境绩效。第三,研究方法上,考虑了交叠双重差分模型(Staggered Differences-in-Differences)的异质性处理效应问题,并使用DID_Multiplegt、CSDID、DID2S等多种稳健估计量进行模型估计,提升了研究结果的可信度。

三、理论分析与研究假说

(一)地方政府环境目标约束的外部监督效应

地方政府在工作报告中公布减排目标会通过强化外部监督效应来驱动企业开展污染治理,提升环境绩效水平。如图1所示,这种外部监督效应主要体现在两个方面。

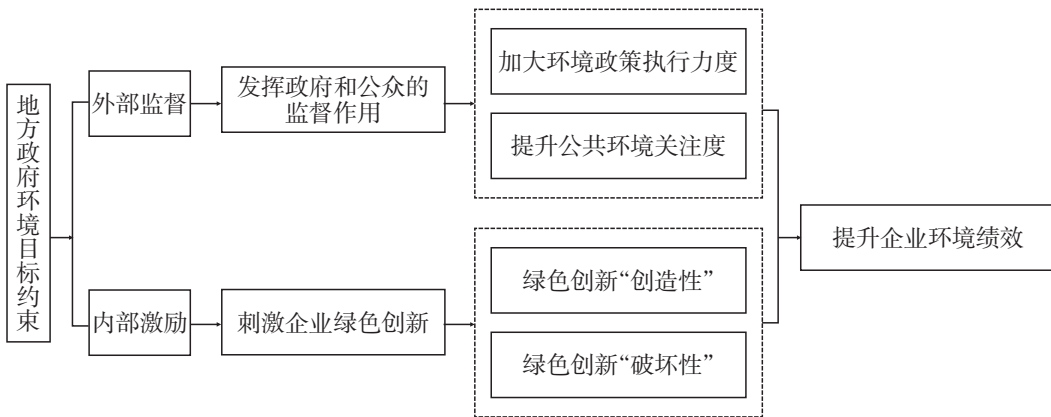


图1 地方政府环境目标约束影响企业环境绩效的内在机理

第一,地方政府会加大环境规制政策的执行力度,充分发挥其环境监督职能以实现既定的减排目标。区别于以往“督企”的环保政策体系,环境绩效考核重点考察政府的环保责任落实和实施情况,这向下级政府传递了“环境保护”的重要信号,形成了强大震慑力。一些地方政府在政府工作报告中设定环境目标约束,回应上级政府的监管要求。地方政府希望通过完成污染物减排目标、提升辖区环境质量来彰显政府的公信力和权威,进而实现政治晋升目标(余泳泽等,2020)。然而,政府环境治理目标的实现必然以政府出台更加合理的环境政策和加大环境规制政策的执行力度为依托。所以,地方政府环境目标约束政策会使政府重新审视经济发展和环境保护之间的关系,能够改变地方政府执行环境政策的行为模式,促使地方政

府主动承担环境保护的主体责任。地方政府会通过出台更加严格的环保法规、加大对污染企业的监管和处罚力度等方式提升政府环境规制水平。此时,对于作为污染主体的企业而言,减排的边际收益高于边际成本,一方面他们会积极寻找更加清洁的生产方式、优化能源消费结构;另一方面,他们会加大生产末端的环境治理,降低污染排放量,最终使得环境绩效水平有所提升。

第二,地方政府环境目标约束能够提升公众对环境的关注度,进而通过加强公众的外部监督促使企业提升环境绩效。政府工作报告是全面总结过去的工作成绩和经验,规划和部署未来工作的重要文件,公众对其关注度较高。地方政府在政府工作报告中加入减排目标约束,反映出环境治理工作是政府当年的工作重点之一。地方政府会通过官方网站、新闻报道、网络媒体等多种途径宣传设立环境目标约束的行为,向上级政府和社会公众展现治理污染的态度和决心,以获得晋升优势。所以,地方政府提出环境目标约束会强化社会公众对环境保护的关注度。随着公众对环境保护重视程度的上升,公众对良好生态环境的诉求也会更加强烈。有学者已经证实公众环境关注度在激励企业减排中所发挥的积极作用(吴力波等,2022; Buntaine et al., 2024)。我国政府也出台相关政策,鼓励公民进行环保监督、违法举报以及符合条件的环境公益诉讼,充分发挥公众的监督效应,打击企业的违法排污行为。公众环境关注度的提升能够通过两条机制发挥“自下而上”的非强制性约束作用,提升企业的环境绩效:(1)社会公众对环境保护重视程度上升能够向环境规制机构施加压力,减少环境规制政策执行中的“寻租”空间,促使政府更加公平地执行环境规制政策。(2)社会公众通常对环境信息较为敏感,能够及时、高效地对企业环境违规行为进行投诉,倒逼企业采取环境规制遵从行为,加大环保投资力度,降低环境规制的“遵循成本”,从而提升自身的环境绩效水平。为此,本文提出以下假说:

假说1:地方政府环境目标约束通过强化政府环境规制政策的执行力度和公众环境关注度的外部监督效应对企业环境绩效产生促进作用。

(二)地方政府环境目标约束的内部激励效应

地方政府制定环境目标约束会促使企业重视绿色技术创新,通过绿色转型提升企业的环境绩效水平。绿色技术创新虽然能够降低污染物的产生量,但它具有的公共产品属性和双重外部性的特征决定了企业在开展绿色创新活动时,动力不足(齐绍洲等,2018;刘金科、肖翊阳,2022)。为解决该问题,政府制定了一系列环境政策,旨在激励企业绿色创新。不同于其他环境政策,地方政府在政府工作报告中自主性地提出具体污染物的削减目标有助于最大化调动政府治理环境的积极性,实现生态文明建设中多主体的融合和政策协同。地方政府为了实现既定的环境目标,会注重绿色金融、绿色信贷、环保补贴等多种环境治理政策工具的应用,为企业绿色创新提供政策支持,有效降低企业绿色创新成本和风险。此外,政府、企业及金融信贷机构之间存在信息不对称问题,政府和金融机构无法了解企业真实的生产经营状况以及绿

色发展水平。那么,企业为了获得政策资源支持会主动开展绿色创新活动,进行技术变革和管理创新,向市场传递绿色发展信号,以实现长远发展目标(Oikonomou et al., 2014)。所以,地方政府环境目标约束能够提高企业绿色创新水平。而企业绿色创新兼具创造性和破坏性两种特征均有助于改善企业的环境绩效。首先,就绿色创新的创造性而言,企业绿色创新提高了企业资源利用效率和全要素生产率,促使企业的生产方式和发展理念变革,生产更多绿色产品,产生“先动优势”效应,进而增强企业环境治理动机,降低污染排放。其次,从绿色创新的破坏性来看,绿色创新水平的提升会对旧的、落后技术进行替代,从而使用更加绿色的方式开展生产活动,这对提升企业的环境绩效也具有显著的推动作用。基于此,提出本文的第二个假说:

假说2:地方政府环境目标约束会对企业产生内部激励效应,通过刺激企业绿色创新来改善环境绩效水平。

四、研究设计

(一)模型构建

2007年原国家环保总局与各地区签订了《责任书》。面对这样一种外生冲击,一些地方政府主动将环境目标约束写入政府工作报告,而有些政府则没有设定环境目标约束,并且不同城市公布环境目标的时间不同,这为构建交叠DID模型来识别政府环境目标约束的环境治理效应提供了条件。传统的DID模型要求所有实验组的处理时间是一致的,然而,许多情况下不同实验组个体接受处理的时间并不相同,即存在交叠处理,本研究符合这一应用场景。因此,参照相关文献的做法(Beck et al., 2010),本文构建交叠DID模型评估地方政府环境目标约束对企业环境绩效的影响。具体模型如下:

$$EP_res_{rit} = \beta_0 + \beta_1 \times Target_{rt} + \gamma \times X_{it} + \rho \times Z_{rt} + \lambda_i + \eta_t + \omega_{rit} \quad (1)$$

式(1)中, i 、 r 、 t 分别表示企业、城市和时间。被解释变量 EP_res_{rit} 表示 r 地区 i 企业在 t 年的环境绩效水平。核心解释变量 $Target_{rt}$ 表示城市 r 在 t 年是否受到环境目标约束。具体而言, $Target_{rt}$ 为城市是否设立环境目标约束的虚拟变量 $Treat_r$ 与设立环境目标约束的时间虚拟变量 $Post_{rt}$ 的交互项。其中,设立环境目标约束的城市虚拟变量和时间虚拟变量的系数会分别被企业固定效应和年份固定效应吸收,所以,模型中并未加入 $Treat_r$ 和 $Post_{rt}$ 变量。 X_{it} 和 Z_{rt} 分别为企业层面、城市层面的控制变量。 β_1 衡量的是地方政府环境目标约束影响企业环境绩效的净效应。 λ_i 为企业固定效应, η_t 为年份固定效应, ω_{rit} 是随机扰动项。

(二)变量选取

1.被解释变量

企业环境绩效(EP_res)。现有研究对于企业环境绩效的测度缺乏统一标准。有学者通

过手工收集企业公开披露的环境信息主观判断企业环境绩效状况,如环境违规事件(Campos et al., 2015; 陈宇峰、马延柏, 2021)、污染排放水平(沈洪涛、周艳坤, 2017)、排污费用或环境税费(于连超等, 2023)。理论上企业环境绩效主要体现为污染排放水平,而中国尚未披露上市企业环境绩效数据库,企业详细污染排放数据不易获得。有研究将企业环境治理投资作为环境绩效的代理变量(张琦等, 2019; 钟覃琳等, 2023),但企业环保投资和环境绩效存在较大差别,前者是行为,后者是结果,不能混为一谈。本文借鉴卢洪友等(2017)、王馨和王营(2021)的做法,从企业环境责任得分的视角全面评价企业的环境绩效。数据主要来源于和讯网公布的上市企业社会责任报告。企业社会责任评价体系从股东责任、员工责任、供应商、客户和消费者权益责任、环境责任和社会责任五项考察,各项分别设立二级和三级指标对社会责任进行全面评价,涉及二级指标13个,三级指标37个。本文主要关注企业的环境责任得分数据。环境责任评分是从环保意识、环境管理体系认证、环保投入金额、排污种类数和节约能源种类数五个维度对企业的环境治理行为进行打分。环境责任得分数据既可以避免内容分析法过度依赖文本来表征企业环境责任的缺陷,也可以保证数据相对客观可比。和讯网连续多年公开披露上市公司社会责任数据,在实证研究中也广泛采用(斯丽娟、曹昊煜, 2022)。最后,为了避免极端值对估计结果的影响,本文用企业环境责任得分的对数值来衡量企业的环境绩效,数值越大,表明企业的环境绩效水平越高。

2. 解释变量

地方政府环境目标约束(*Target*)。2007年《责任书》的签订对企业而言,是一个外生冲击,使用双重差分方法能够消除不随时间变化且不可观测因素对估计结果的影响,从而更好评估环境目标约束政策的实施效果(余泳泽等, 2020)。也有学者通过构造双重差分模型考察地方政府环境目标约束对企业生产率(王贤彬、许婷君, 2022)、居民身心健康(岳帅、操一萍, 2024)的影响。因此,本文参考余泳泽等(2020)的研究思路,基于手工整理的城市政府工作报告文本数据,识别地方政府是否提出具体的环境治理目标。例如,2012年石家庄市在政府工作报告中提出单位生产总值能耗和二氧化碳排放量均下降3.89%,化学需氧量、氨氮和二氧化硫排放总量分别削减1%、1%和0.5%,本文则界定2012年石家庄市政府受到了环境目标约束。本文以虚拟变量来表示政府环境目标约束。考虑到政府工作报告是在每年第1季度提出,所以将某城市环境目标提出的当年及以后各年取值为1,否则取值为0。同时,本文根据政府是否报告具体污染物的减排目标,将地方政府环境目标约束分为“硬约束”和“软约束”,考察不同约束方式对企业环境绩效产生的异质性影响。此外,本文也借鉴余泳泽和林彬彬(2022)的方法,使用政府提出的具体污染物减排值来刻画政府环境目标约束,对基准模型进行稳健性检验。

3.控制变量

本文参考沈洪涛和周艳坤(2017)、钟覃琳等(2023)等研究的做法,在实证模型中同时加入企业和地区层面的控制变量以提高模型的估计精度。其中,企业层面包括企业年龄、企业规模、资产回报率、资本结构、企业性质、资本密集度、企业社会财富创造力、股权集中度、管理层激励;城市层面包括地区经济发展水平、产业结构水平、对外开放水平、科技支持力度。

(三)数据来源与描述性统计

本文以2003—2021年沪深A股上市公司数据为分析样本。企业环境绩效数据来自和讯网和中国研究数据服务平台(CNRDS),通过手工整理相应年份的企业社会责任报告,获取环境责任得分数据。上市公司其他财务指标数据来源于国泰安数据库(CSMAR)和万得数据库(Wind)。政府工作报告主要来源于各地方政府官方网站,对于较早年份官方网站未公布政府工作报告的,本文通过政务留言、致电、发邮件等方式获取,尽可能保证样本数据的完整性。其他宏观数据主要来自EPS数据平台和《中国城市统计年鉴》。

本文对样本数据进行了如下处理:首先,剔除了政府工作报告缺失、核心变量缺失、非正常状态(包含*ST、S*ST、ST等)的样本;其次,剔除了属于金融、证券或保险行业以及成立时间在2021年之后的样本;最后,本文还剔除了在2007年之前已经实施环境目标的城市,以捕捉更为精确的因果识别效应。经过处理,得到11536个观测值。此外,为了消除极端值对回归结果的干扰,本文还对所有的连续变量进行了双边1%的缩尾处理。表1为变量含义和描述性统计。结果显示,企业环境绩效的平均值为0.519,标准差为1.065,表明不同企业之间的环境绩效水平存在较大差异。*Target*变量平均值为0.956,意味着截至2021年,约有95.6%的样本属于实验组。这是因为在国家日益重视生态文明建设的背景下,大多数城市都提出了环境目标约束,加大环境规制的执行力度,实现产业结构的绿色转型。实验组样本占比过高并不会影响交叠DID模型的估计结果,这也得到了相关学者的证实(Martinez-Bravo et al., 2022)。此外,本文也通过考虑交叠DID异质性处理问题、更换政府环境目标约束测度方式等多种方法消除实验组样本占比过高对估计结果的干扰,从而提升研究结论的可靠性。

表1 变量描述性统计

变量	测度方法	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
<i>EP_res</i>	企业环境责任得分加1,取对数	11536	0.519	1.065	0	3.434
<i>Target</i>	是否提出具体污染物减排目标	11536	0.956	0.206	0	1
<i>Age</i>	企业成立时间的对数	11536	2.852	0.309	0	4.127
<i>Size</i>	企业总资产的对数	11536	12.743	1.266	9.729	16.422
<i>Roa</i>	总资产收益率	11536	6.597	5.995	-20.323	28.506
<i>Lev</i>	企业资产负债率	11536	42.494	21.947	4.623	90.423
<i>Soe</i>	国有为1,非国有为0	11536	0.460	0.498	0	1
<i>Capital</i>	固定资产净额/员工总数,取对数	11536	3.244	1.137	-2.463	9.384
<i>Tobin_Q</i>	托宾Q值	11536	2.103	1.331	0.930	8.056

续表 1 变量描述性统计

变量	测度方法	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
<i>Ownership</i>	企业前十大股东持股比例	11536	59.109	15.809	22.530	90.360
<i>Manage_inc</i>	管理层持股比例	11536	13.113	20.883	0	68.486
<i>GDP_per</i>	人均地区生产总值的对数	11536	11.186	0.537	9.078	12.201
<i>Industru</i>	第二产业产值占GDP的比重(%)	11536	45.584	10.794	19.740	66.990
<i>FDI</i>	外商投资工业企业产值与工业总产值的比值	11536	0.212	0.145	0.001	0.515
<i>Tec_exp</i>	地方政府科技支出与GDP的比值	11536	0.005	0.004	0.0002	0.020

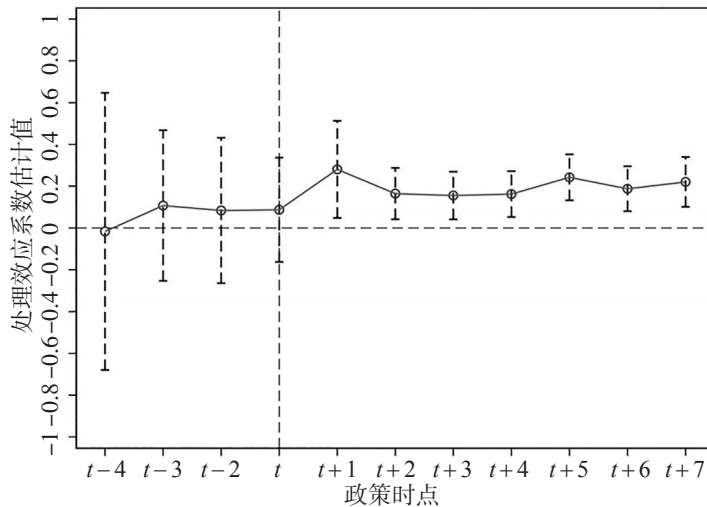
五、实证结果分析

(一) 平行趋势检验

双重差分方法能够得到清晰的因果效应识别,其应用前提需要满足平行趋势假定。本文参考 Deschenes 等(2017)的做法,利用事件分析法验证平行趋势是否成立,具体模型如下:

$$EP_res_{rit} = \beta_0 + \sum_{k=-4}^7 \beta_k \times T_k + \gamma \times X_{it} + \rho \times Z_{rt} + \lambda_i + \eta_t + \omega_{rit} \quad (2)$$

模型(2)中, T_k 表示政府设定环境目标约束的第 k 年,如 T_{-2} 表示环境目标约束实行的前两年,本文以政府环境目标约束实行前 1 年作为事件分析的基期。系数 β_k 表示环境目标约束实施前后实验组和控制组样本的环境绩效的差异。从图 2 可以发现,在政府环境目标约束实施前,政府环境目标约束对企业环境绩效的估计系数基本在 0 附近,且 95% 置信区间包含 0,在统计上不显著,满足平行趋势假定,表明本研究采用双重差分进行实证检验的结果是可信的。



注:本研究时间为 2003—2021 年,样本跨越时期较长,为使图形保持简洁,图 2 仅展示了部分时期的平行趋势检验结果。另外,本文也进行了完整时期的平行趋势检验,检验结果保持一致。

图 2 平行趋势检验

(二)基准结果分析

表2第(1)—(2)列分别为未加入控制变量、加入控制变量的回归结果。从第(2)列结果可以看出,地方政府环境目标约束对企业环境绩效的影响系数为0.149,并在1%水平下显著,这意味着政府实施环境目标约束显著提升了企业的环境绩效,这与政府设定环境目标约束的初衷一致。地方政府实施环境目标约束可能会通过强化政府对环境政策的执行力度、增加公众环境关注度、激励企业进行绿色创新等方式,促使企业调整生产方式,提升自身的环境绩效(余泳泽等,2020;庞瑞芝等,2021)。具体的作用机制依赖于后文的机制检验结果。

表2 基准结果分析

变量	<i>EP_res</i>	
	(1)	(2)
<i>Target</i>	0.174*** (0.0450)	0.149*** (0.0416)
<i>Age</i>		0.027 (0.0320)
<i>Size</i>		0.382*** (0.0108)
<i>Roa</i>		0.005*** (0.0015)
<i>Lev</i>		-0.004*** (0.0005)
<i>Soe</i>		0.120*** (0.0197)
<i>Captital</i>		0.004 (0.0086)
<i>Tobin_Q</i>		0.108*** (0.0076)
<i>Ownership</i>		-0.002*** (0.0007)
<i>Manage_inc</i>		0.001** (0.0005)
<i>GDP_per</i>		0.011 (0.0293)
<i>Industru</i>		-0.001 (0.0011)
<i>FDI</i>		-0.064 (0.0868)
<i>Tec_exp</i>		1.493** (0.6480)
常数项	0.417*** (0.0919)	-4.266*** (0.3085)

变量	<i>EP_res</i>	
	(1)	(2)
<i>Tec_exp</i>		1.493** (0.6480)
常数项	0.417*** (0.0919)	-4.266*** (0.3085)
企业固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
观测值	11536	11536
R ²	0.072	0.213

注:①括号内为聚类到企业层面的稳健标准误;②***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%的水平下显著。如无特殊说明,下表同。

(三)异质性处理效应检验

近年来,有学者指出使用传统的双向固定效应估计交叠 DID 模型时,可能存在负权重和估计偏误的问题,并对检验和应对交叠 DID 中的异质性处理效应问题,给出了一些解决办法(de Chaisemarti & D’Haultfoeuille, 2020; Goodman-Bacon, 2021; 刘冲等, 2022)。考虑到 Goodman-Bacon 的分解方法适用于平衡面板数据,会损失较多的样本(Goodman-Bacon, 2021),本文基于 de Chaisemartin 和 D’Haultfoeuille(2020)的思路进行负权重占比检验,发现对企业环境绩效的估计中,负权重占比为 7.04%,表明本研究的异质性处理效应问题并不严重,前文使用双向固定效应估计的结果是可信的。在最新的稳健估计量中,通过计算组别-时期平均处理效应、插补估计量来解决异质性处理效应比较符合本研究的数据结构特征和政策实施背景,所以本文分别选择 *did_multiplegt*、*csdid*、*did2s* 三个最新的稳健估计量对基准模型进行重新估计(de Chaisemarti & D’Haultfoeuille, 2020; Callaway & Sant’Anna, 2021; Gardner, 2021)。从表 3 可以看出,即使考虑了交叠 DID 的异质性处理效应问题,地方政府环境目标约束对企业环境绩效仍有显著的激励效果,表明本文实证结果是稳健的。

表 3 考虑交叠 DID 异质性处理效应的估计结果

估计方法	<i>EP_res</i>	
	(1)	(2)
de Chaisemartin 和 D’Haultfoeuille(2020)的估计方法	<i>did_multiplegt</i>	0.141*** (0.0327)
Callaway 和 Sant’Anna(2021)的估计方法	<i>csdid</i>	0.157*** (0.0273)
Gardner(2021)的估计方法	<i>did2s</i>	0.148*** (0.0435)

(四)内生性问题处理

地方政府环境目标约束和企业环境绩效之间可能由于以下原因存在反向因果关系,进而导致模型出现内生性问题。一是中央环保部门在与各地签订污染物减排目标时可能已经考虑到了各地的减排难度,这使得其制定的减排目标对各地约束力会存在差异;二是地方政府也会考虑减排压力,以此判断是否提出环境治理目标,使得环境目标约束的提出并非完全外生(余泳泽等,2020)。为排除内生性问题对实证结果产生的干扰,本文采用工具变量法进行分析。考虑到从经济发展层面选择地方政府实施环境目标约束的工具变量,可能会同辖区企业的环境绩效存在相关性,因果效应识别受干扰,所以从自然地理的角度选择合适的工具变量进行两阶段最小二乘法估计,从而更好地满足工具变量外生性和排他性检验要求,得到更为准确的估计结果。

首先,借鉴以往研究的做法,选择城市空气流动系数($IV1$)作为工具变量(Hering & Poncet, 2021; 余泳泽、林彬彬, 2022)。空气流动系数为风速和大气边界高度的乘积。风速决定空气污染的水平空间扩散,混合高度决定了污染物在垂直空间的扩散,对于污染排放相同区域,空气流动系数越高,空气流动性越强,受空气污染的影响越小(余泳泽、林彬彬, 2022)。所以,空气流动系数值越大,污染程度越小,地方政府考虑到治污减排的压力,就更可能在工作报告中制定约束性环境治理目标,通过完成环境目标向上级政府释放积极信号,以实现政治晋升目标,满足工具变量相关性假定。另外,空气流动系数受风速和大气边界层高度共同影响,但无论是风速还是大气边界层高度均是由复杂的地理条件、气象系统所决定,而与企业生产活动、经济增长等无关,满足工具变量外生性假定。其中,风速和大气边界高度的原始数据来自ECMWF发布的经纬度栅格气象数据,本文进一步通过ArcGIS软件将原始的栅格气象数据解析为2003—2021年城市层面数据,进而构造空气流动系数变量。

其次,参考余泳泽等(2020)、朱于珂等(2022)的研究思路,本文选择城市河流密度(区域内河流长度/区域总面积)作为工具变量($IV2$),数据主要来源于全国基础地理信息数据库。河流密度高的地区,由于运输成本较低,大多数企业会考虑在此选址进行生产活动,从而使得地区污染程度较高。在“十一五”规划将环境绩效纳入官员考核体系后,地方政府治理环境的动力会增强,也更愿意公开污染物的减排目标,设定环境目标约束。此外,公众也对水污染关注程度较高。其中,最为出名的是2007年太湖蓝藻污染事件,推动了后续“河长制”的出台。那么,河流密度较高的城市,公众对其监管也更严格,地方政府就更有可能公开污染物减排信息,加强污染治理,实现公众诉求。所以城市的河流密度满足有效工具变量的相关性要求。此外,城市河流密度是由自然条件决定的,不受其他宏观经济因素的影响,也满足有效工具变量的外生性假定。

最后,考虑到城市空气流动系数、河流密度不随时间变化,模型估计时会被固定效应所

吸收,出现系数无法估计的情况,本文在估计时参考 Nathan 和 Qian(2014)的做法,分别将城市空气流动系数、河流密度与未来两年所属省份公开环境目标约束城市数量的均值的交互项作为工具变量,进行回归分析。在绿色绩效考核背景下,同一省份公开环境目标约束的城市数量越多,城市政府官员越有动机提出环境目标约束,通过提升地区环境绩效在省内同类竞争者中达到“先声夺人”的效果,从而获得上一级政府的青睐。表4汇报了工具变量的回归结果。

表4 工具变量回归结果

变量	第二阶段回归结果	
	<i>EP_res</i>	
	(1)	(2)
<i>Target</i>	3.333*** (0.7193)	3.884*** (1.1781)
常数项	-2.261*** (0.4301)	-2.389*** (0.4957)
控制变量	是	是
企业固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
	第一阶段回归结果	
	<i>Target</i>	
<i>IV1</i>	0.002*** (0.0003)	
<i>IV2</i>		0.108*** (0.0181)
常数项	0.282*** (0.1050)	-0.281*** (0.0817)
控制变量	是	是
企业固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
第一阶段F值	43.793***	35.184***
观测值	11536	11536

如表4所示,从工具变量有效性来看,第一阶段 Kleibergen–Paap rk Wald F(简称F值)的统计量大于10,明显超过 Stock 和 Yogo(2002)设定的F值在10%显著性水平下16.39的临界值,说明不存在弱工具变量问题,本文选取的工具变量是合适的。从第二阶段回归结果来看,核心变量的回归系数和显著性检验都同基准分析一致。表4结果表明在考虑了内生性问题之后,本文的分析结果依然稳健。

(五)稳健性检验

1.安慰剂检验

尽管在基准分析时,本文控制了可能会影响政府环境目标约束制定以及企业环境绩效的

因素,但仍存在遗漏无法观测变量以及自相关的问题,进而影响估计结果。为此,本文通过随机设定政策实施时间、随机抽取处理组等方式进行安慰剂检验。本文随机抽取1000次样本,每一次都会基于虚构样本进行DID估计。如果基于虚构样本得到的DID估计系数接近于0,则表明没有明显的遗漏变量偏差。图3是基于虚构样本进行回归的估计系数核密度和p值分布图。从图3可知,基于虚构样本的回归系数都集中在0附近,并且p值也都大于10%,安慰剂检验通过,这意味着基准分析结果并没有受到偶然因素的影响,也不存在估计偏误问题。此外,本文也通过随机抽样1500次和2000次样本进行估计,结果均通过了安慰剂检验,再次表明基准分析结果是稳健的。

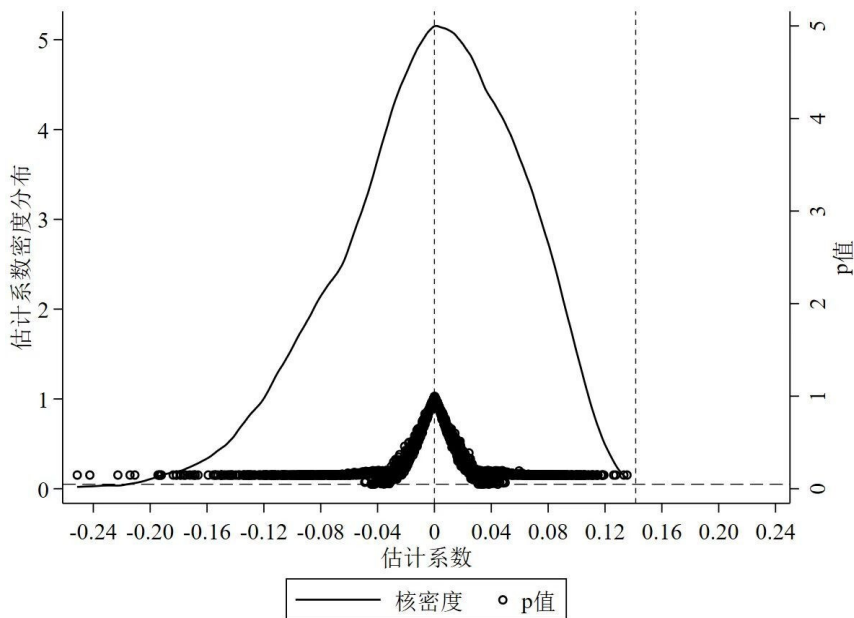


图3 安慰剂检验

2.改变企业环境绩效的测度方式

参考以往文献的做法,本文选择以下指标衡量企业环境绩效,对基准模型重新进行估计。(1)经过企业总资产标准化处理后所缴纳的排污费用(沈洪涛、周艳坤,2017),用 EP_asset 表示。(2)排污费用占主营业务收入的比重(尹建华等,2020),用 EP_reve 表示。(3)企业是否存在环境违法行为(陈宇峰、马延柏,2021),用 EP_cep 表示。企业环境违规行为和企业环境绩效是反向指标,若企业不存在环境违规行为,说明企业环境绩效好, $EP_cep=1$,反之,则 $EP_cep=0$ 。企业环境违规数据来自公众环境研究中心。

表5列(1)—(3)结果显示,地方政府环境目标约束对企业环境绩效的影响系数都显著为正,表明地方政府环境目标约束促进企业环境绩效提升的结论稳健。

表 5 稳健性检验:改变关键变量测度方式

变量	<i>EP_asset</i>	<i>EP_reve</i>	<i>EP_cep</i>	<i>EP_res</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Target</i>	0.136*** (0.0416)	0.152*** (0.0522)	0.129** (0.0603)	0.102** (0.0417)
常数项	-4.307*** (0.4391)	-4.135*** (0.4695)	-3.529*** (0.4062)	-4.226*** (0.3861)
控制变量	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
观测值	10576	9862	8316	11536
R ²	0.238	0.329	0.261	0.364

表 6 稳健性检验:排除同时期相关政策干扰

变量	<i>EP_res</i>				
	低碳城市试点 (1)	碳排放权交易试点 (2)	环境空气质量标准 (3)	环保法 (4)	环保税法 (5)
<i>Target</i>	0.117*** (0.0268)	0.106** (0.0486)	0.128** (0.0592)	0.126** (0.0598)	0.133*** (0.0232)
常数项	3.271*** (0.6214)	-2.914*** (0.6665)	-3.085*** (0.7074)	4.296*** (0.5723)	3.257*** (0.5041)
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
观测值	11536	11536	11536	11536	11536
R ²	0.284	0.327	0.359	0.263	0.305

3.改变地方政府环境目标约束的测度方式

考虑到使用0-1变量来衡量地方政府环境目标约束可能存在变量测度误差问题,因为地方政府提出的环境目标约束强度不同也会对企业环境绩效产生异质性影响。所以,本文使用政府提出的具体污染物减排值这一连续变量来刻画政府的环境目标约束行为,再次考察地方政府环境目标约束对企业环境绩效的影响,对基准模型进行稳健性检验。表5第(4)列结果表明,地方政府环境目标约束对企业环境绩效的影响依然显著为正。这意味着即使改变了地方政府环境目标约束的测度方式,本研究结论也是稳健的。

4.排除同时期相关政策干扰

在本文研究样本期间内,同政府设定环境目标约束一起实行的还有其他环境政策,这可能会对研究结论产生影响。经过梳理,发现同时期实施的相关环境政策主要有2010年实施的低碳城市试点政策、2011年开展的碳排放权交易试点政策、2012年发布的《环境空气质量

标准》、2015年实施的《中华人民共和国环境保护法》以及2018年实行的《中华人民共和国环境保护税法》。本文通过在模型中加入实施该类政策虚拟变量与实施政策时间的交互项进行控制。表6回归结果显示,在排除了同时期其他相关环境政策后,地方政府环境目标约束对企业环境绩效仍有显著的促进作用。

六、机制识别与检验

前文实证分析结果表明地方政府环境目标约束能够提升企业环境绩效,那么这种激励效应是通过什么机制产生的?理论分析部分指出,政府提出环境目标约束后,会加大环境规制政策的执行力度,通过制定更为严格环保法律法规、加大对企业排污行为的监管等措施,倒逼辖区企业提升环境绩效,降低环境规制的“遵循成本”。同时,政府工作报告作为政府开展年度工作的重要纲领性文件,地方政府在工作报告中加入环境治理目标,势必会提升公众对环境的关注程度,这会对企业形成更强的外部监管约束,促使企业调整生产策略,改善环境绩效。

此外,在面对政府的环境治理目标约束时,企业会重视绿色生产技术的研发,主动投入研发资源到创新活动中,进行绿色技术创新,实现清洁生产,从而在生产环节降低污染的产生量,提升企业环境绩效水平。因此,本文从政府环境规制强度、公众环境关注度和企业绿色创新等方面对地方政府环境目标约束激励企业提升环境绩效的作用机制进行分析。

(一)外部效应的机制识别

1.地方政府环境规制强度

借鉴沈坤荣等(2017)的做法,通过将工业烟粉尘去除率、工业二氧化硫去除率、工业废水达标率三个指标标准化,然后加权构建城市的环境规制强度指标,该指标值越大,表明环境规制强度越大。如表7第(1)列所示,政府设定环境目标约束后,环境规制的强度显著增加。第(3)列结果显示,政府加大环境规制强度能够提升企业的环境绩效水平。

2.公众环境关注度

随着互联网的快速发展,基于互联网搜索中记录网民用户行为的网络搜索数据能够及时地捕捉市场主体对特定事件的关注。百度搜索在中国拥有较高的市场占有率,基于百度搜索的频次及方位统计能够分析出中国各地区的数据情况。按照搜索来源的不同,百度搜索指数分为PC端和移动端两种。对PC端和移动端搜索指数的加权和计算就可以得到总搜索指数。借鉴相关研究的做法,在百度总搜索指数中以“污染”相关的作为关键词进行搜索,并进行加总(吴力波等,2022),最终得到城市-年份的公众环境关注度数据。从表7第(2)列可以看出,地方政府实施环境目标约束后,公众环境关注度明显上升。此时,公众也会对企业的环境污染行为进行严格的社会性监管,促使企业改进生产策略,提升环境绩效,表7第(4)列结果也

证实了这一机制。表7回归结果验证了本文的假说1。

表7 机制识别:基于政府环境规制强度和公众环境关注度的视角

变量	<i>Env_reg</i>	<i>Env_attention</i>	<i>EP_res</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Target</i>	0.008*** (0.0019)	0.111*** (0.0151)		
<i>Env_reg</i>			0.322* (0.1905)	
<i>Env_attention</i>				0.083*** (0.0217)
常数项	-0.574*** (0.0395)	11.593*** (0.2340)	-4.489*** (0.3334)	-5.019*** (0.4097)
控制变量	是	是	是	是
企业固定效应	否	否	是	是
城市固定效应	是	是	否	否
年份固定效应	是	是	是	是
观测值	19375	8134	11536	7835
R ²	0.622	0.978	0.210	0.190

注:表7第(3)—(4)列没有控制城市固定效应,因为上市企业所在地不会发生变化,城市固定效应会被企业固定效应所吸收。

(二)内部效应的机制识别

为更加细致地考察企业绿色创新在地方政府环境目标约束影响企业环境绩效中所起的作用,本文将企业绿色创新细分为绿色创新数量(*Greenpat_num*)和绿色创新质量(*Greenpat_qua*)。(1)企业绿色创新数量。本文采用企业绿色专利申请数量(包含绿色发明型专利和绿色实用新型专利)的对数进行衡量(余泳泽等,2020)。并在取对数前将企业绿色专利申请数量都做加1处理。上市公司绿色专利数据是通过将上市企业专利信息同2010年世界知识产权组织(WIPO)发布的“国际专利分类绿色清单”匹配得到,数据来源于中国研究数据服务平台(CNRDS)。(2)企业绿色创新质量。现有研究多将发明型专利申请(授权)量作为创新质量的代理变量(陶锋等,2021)。也有学者使用专利引用次数来衡量创新质量(朱于珂等,2022)。企业创新质量更多反映的是专利所含知识的复杂程度。Akcigit等(2016)提出了专利知识宽度法,以专利包含的技术复杂程度来衡量创新质量,这为测度企业创新质量提供了新的思路。本文使用专利知识宽度测度企业绿色创新质量。首先,本文获取企业绿色发明申请专利的IPC分类号信息;其次,依据专利分类号信息,识别出每个专利利用的大组信息数量;最后,利用产业集中度的测算方法,参照专利大组层面的赫芬达尔-赫希曼指数的思路对其进行加权,通过测算IPC大组层面绿色发明申请专利分类号差异来衡量绿色专利质量,具体公式如下:

$$Quality_{it} = 1 - \sum \alpha_{ij}^2 \tag{3}$$

式(3)中, α_{ij} 为 i 企业在 t 年专利分类号中大组 j 所占比重。各个大组层面的专利分类号之间的差异越大,意味着企业在创造专利时所运用的知识宽度越大,这种专利往往也具有更高的质量。本文采用均值加总的方式将专利层面的知识宽度加总到企业层面。

如表8第(1)—(2)列所示,地方政府环境目标约束不仅促进了企业绿色创新数量的增加,而且也有效地提升了企业绿色创新质量。(3)—(4)列结果表明,企业绿色创新数量对环境绩效的影响系数为0.031,绿色创新质量的影响系数为0.232,且影响系数均在1%水平下显著,意味着无论是企业绿色创新数量还是绿色创新质量,均能显著提升企业的环境绩效。通过比较影响系数,发现企业绿色创新质量对环境绩效的提升作用最强。地方政府环境目标约束能够通过激发企业绿色创新积极性来提升环境绩效,凸显了企业绿色创新在减污降碳中发挥的重要作用。表8回归结果表明本文假说2是成立的。

表8 机制检验:基于企业绿色创新的视角

变量	<i>Greenpat_num</i>	<i>Greenpat_qua</i>	<i>EP_res</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Target</i>	0.062* (0.0340)	0.054** (0.0249)		
<i>Greenpat_num</i>			0.031*** (0.0101)	
<i>Greenpat_qua</i>				0.232*** (0.0706)
常数项	-2.792*** (0.3964)	-0.254 (0.2761)	-4.248*** (0.1809)	-0.632** (0.2982)
控制变量	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
观测值	19095	4319	11570	3516
R ²	0.192	0.026	0.217	0.198

七、异质性分析与讨论

(一)环境社会责任行为表现的异质性

为考察地方政府环境目标约束对企业不同维度环境社会责任行为的影响,本文借鉴斯丽娟和曹昊煜(2022)的研究思路,将企业环境绩效进一步划分为前端治理和末端治理两种环境社会责任行为。(1)前端治理(*FG*),用“企业是否开发或应用对环境有益的产品或技术”来衡量。(2)末端治理(*EG*),用“企业是否采取减少废气、废水、废渣排放等措施”来度量,该指标体现了企业治理污染的意愿。若企业采取了末端治理措施, $EG=1$,反之则 $EG=0$ 。如表9所示,地方政府环境目标约束对企业前端治理、末端治理两种环境社会责任行为表现均产生了显著的正向影响。比较两列系数发现,地方政府环境目标约束对企业末端治理的影响更

大,并且影响系数差异通过了经验P值检验,在5%水平下显著。地方政府环境目标约束增强了企业高管的绿色环保意识,促使企业重视研发对环境有益的绿色技术。然而,相比于投入成本高、周期长、不确定性大的绿色技术创新活动,企业更愿意通过末端的环境治理,短期内降低污染排放量,快速改善环境绩效以减轻政府的环境监管压力。所以,地方政府环境目标约束对企业末端污染治理意愿的激励作用更强。

表9 基于环境社会责任行为表现的异质性分析

变量	<i>FG</i>	<i>EG</i>
	(1)	(2)
<i>Target</i>	0.019** (0.0088)	0.026*** (0.0044)
常数项	-1.180*** (0.0787)	-0.369*** (0.0412)
控制变量	是	是
企业固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
经验P值	0.013**	
观测值	11536	11506
R ²	0.153	0.089

注:经验P值为自抽样(Bootstrap)1000次得到。

(二)政府环境目标约束类型和方式的异质性

借鉴余冰泽等(2020)的做法,本文将政府环境目标约束分为主动型和被动型两种类型,探讨政府环境目标约束影响企业环境绩效的异质性效果。其中,主动型是指城市提出环境目标约束的时间早于省级政府提出环境目标约束的时间,反之,若城市所属省份先在政府工作报告中设立环境目标,然后分解到各城市,再由各城市提出环境目标,则属于被动型。如表10第(1)—(2)列所示,地方政府主动型环境目标约束对企业环境绩效的影响系数显著为正,而被动型环境目标约束对企业环境绩效的影响不显著。主动型环境目标约束是地方政府在晋升激励下响应中央号召,主动提出的目标约束,有更强的动力实施相关的财政、金融支持政策,帮助企业改善环境绩效,实现绿色发展。

地方政府在提出具体的环境治理目标时会采取不同的约束方式,这也可能会对企业环境绩效产生差异化影响。为此,本文进一步将地方政府环境目标约束分为“硬约束”和“软约束”两种方式。如果地方政府在政府工作报告中公布了具体污染物的减排目标,被视为“硬约束”,反之,若政府只在政府工作报告中提到空气质量优良天数、PM_{2.5}、PM₁₀等指标,但没有提出详细污染物的减排目标,则被认为是“软约束”。从表10第(3)—(4)列可以看出,无论地方政府的环境目标约束实现“硬约束”还是“软约束”,都会对企业环境绩效产生积极影响,并且都至少在5%水平下显著。但对比二者的影响系数,地方政府实施环境目标硬约束对企业环境绩效的促进

作用更大,并且组间系数差异通过了经验P值检验,二者差异在1%水平显著。可能性解释是地方政府如果实施环境目标硬约束,就会采取更加严格的环境规制政策以及监督手段来实现既定的减排目标,这会对企业产生较大冲击,促使企业采取绿色创新以及管理结构变革等方式降低污染,最终使得企业环境绩效有较大程度提高。

表 10 基于政府环境目标约束的异质性分析

变量	EP_res			
	环境目标约束类型		环境目标约束方式	
	主动型	被动型	硬约束	软约束
	(1)	(2)	(3)	(4)
Target	0.216*** (0.0152)	0.201 (0.1332)	0.137*** (0.0361)	0.076** (0.0356)
常数项	-4.938*** (0.3465)	-4.725*** (0.2943)	-4.307*** (0.2653)	-4.193*** (0.2168)
控制变量	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
经验P值			0.000***	
观测值	9460	2076	9229	2307
R ²	0.243	0.237	0.261	0.269

注:经验P值为自抽样(Bootstrap)1000次得到。

(三)企业特征的异质性

进一步,为全面分析政府环境目标约束对不同企业环境绩效产生的差异化影响,本文基于模型(1),分别从企业政治关联、社会关注度、高管环保经历以及企业员工环保意识四个维度进行异质性分析。

1.企业政治关联

政府环境目标约束政策强化了地方政府环境治理的动机,有助于解决以往环境规制中的“政企合谋”问题(张琦等,2019)。此外,王鸿儒等(2021)指出,企业高管的公职经历会对企业的污染排放水平产生重要影响。所以,地方政府环境目标约束对企业环境绩效的影响可能在政治关联和非政治关联企业间存在差异。参照袁建国等(2015)的做法,本文通过手工整理企业高管(董事长或总经理)简历信息,构建政治关联变量(Pc),进行异质性分析。具体而言,上市公司高管是前任或者现任政府官员、人大代表、政协委员等,那么该企业被视为政治关联企业($Pc=1$),反之,则不属于政治关联企业($Pc=0$)。上市公司高管简历和政府背景数据来源于国泰安数据库。如表11第(1)列所示, $Target \times Pc$ 对企业环境绩效的影响系数为0.018,也通过了显著性检验,表明地方政府环境目标约束对政治关联企业环境绩效的促进作用更大。地方政府实行环境目标约束后,为了实现环境治理目标会主动加大环境规制政策的执行力度,即使对于政治关联企业也会加强监管。此时,政治关联企业寻租动机减弱,会投入更多

资源到绿色创新以及环境治理领域,最终提升了环境绩效水平。

表 11 基于企业政治关联和社会关注度的异质性分析

变量	EP_res	
	企业政治关联	企业社会关注度
	(1)	(2)
<i>Target</i>	0.168*** (0.0457)	0.186*** (0.0643)
<i>Pc</i>	-0.018 (0.0971)	
<i>Target × Pc</i>	0.018*** (0.0024)	
<i>Social_attention</i>		0.058 (0.0785)
<i>Target × Social_attention</i>		0.039*** (0.0102)
常数项	-4.584*** (0.3438)	-4.563*** (0.3513)
控制变量	是	是
企业固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
观测值	11536	11536
R ²	0.218	0.219

2.企业社会关注度

社会关注度不同的企业,政府、公众对其监管力度会存在差异,这也会对企业环境绩效产生差异化的影响(Li et al., 2023)。为此,本文从社会关注度的维度考察地方政府环境目标约束对企业环境绩效产生的异质性影响效果。现有文献多采用企业出现在报刊新闻、网络新闻中媒体报道的数量来测度企业的社会关注度(程华等, 2023; 刘亦文等, 2023; 于海云、郑明波, 2024)。所以,本文参考程华等(2023)、于海云和郑明波(2024)的做法,将网络财经新闻中报道的“一天内容出现某上市公司的新闻总数”的日度数据整理成年度数据,进而衡量企业的社会关注度(*Social_attention*)。为了避免政府环境目标约束对企业社会关注度产生影响而引发的内生性问题,本文选择政府环境目标约束实施前,2006年“某公司新闻报道”数量的中位数水平,将样本分为社会关注度高(*Social_attention* = 1)和社会关注度低(*Social_attention* = 0)两个子样本。从表 11 第(2)列可以看出,政府环境目标约束和企业社会关注度交互项的影响系数显著为正,表明地方政府环境目标约束对企业环境绩效的促进作用在社会关注度高的企业中更为突出。可能是因为社会关注度高的企业,政府对其监管更加严格,要求这些企业在环境治理方面要起到“带头表率”的作用,这会促使企业在环境治理方面投入较多资源,环境绩效也有较大程度地提高。

3.企业高管环保经历

除了企业绿色技术创新水平、污染排放以及环境治理投资等显性因素外,企业文化等隐

性因素也会对环境绩效水平产生影响,其中,企业高管作为企业重大战略的执行主体,对企业文化的塑造和企业环境绩效都起着重要作用(张长江等,2020;谢海娟等,2024)。有研究发现,高管团队拥有环保经历,就会增加对环境保护的注意力配置,这有助于营造可持续发展的企业文化,提升企业的环境绩效(张座铭等,2024)。高管的环保经历会促使企业在制定发展战略时,综合考虑环境因素,并监督企业履行环境保护的承诺(卢建词、姜广省,2022)。因此,地方政府环境目标约束对企业环境绩效的提升作用可能会受到高管环保经历这一特征的影响。参考卢建词和姜广省(2022)、王辉等(2022),整理企业高管的简历信息,若高管简历中含有“低碳”“可持续节能”和“绿色”等关键词,则该企业高管就被认定为拥有环保经历($Env_exp=1$),反之,则表明企业高管没有环保经历($Env_exp=0$)。表12第(1)列结果显示, $Target \times Env_exp$ 的影响系数显著为正,表明地方政府环境目标约束对环境绩效的提升作用在高管拥有环保经历的企业中更大。这一结果同卢建词和姜广省(2022)的结论一致。高管拥有环保经历不仅激励企业更加主动实施绿色发展战略,而且还能提升与政府环保部门的协调效率,有助于获得政府资源支持以及绿色投资者的关注。此时,企业面临的融资约束压力降低,有更多资源投入到前端的绿色创新和末端的环境治理活动中,从而提升自身的环境绩效水平。

表 12 基于企业高管环保经历和员工绿色行为的异质性分析

变量	EP_res	
	高管环保经历	员工绿色行为
	(1)	(2)
$Target$	0.143** (0.0641)	0.118** (0.0586)
Env_exp	0.006* (0.0032)	
$Target \times Env_exp$	0.025** (0.0114)	
$Green_behavior$		0.046* (0.0258)
$Target \times Green_behavior$		0.032*** (0.0099)
常数项	-3.961*** (1.3487)	-4.108*** (1.1683)
控制变量	是	是
企业固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
观测值	9461	8620
R^2	0.305	0.286

4.企业员工绿色行为

影响企业环境绩效的另一个重要隐性因素是企业员工的绿色行为。侯楠等(2019)指出,员工环保意识的提升和践行绿色行为是实现可持续发展的重要微观活动。所以,本文从企业

员工绿色行为的视角,探讨地方政府环境目标约束对企业环境绩效产生的异质性影响。受限于数据可得性,本文参考斯丽娟和曹昊煜(2022)的做法,通过构造虚拟变量来衡量企业的绿色行为。若“企业所属员工开展绿色办公”则表明企业员工有绿色行为($Green_behavior=1$),反之,则表示企业员工没有绿色行为($Green_behavior=0$)。如表12第(2)列所示,地方政府环境目标约束与员工绿色行为交互项的影响系数为0.032,并在1%水平下显著,表明地方政府环境目标约束所产生的环境绩效提升效应在员工有绿色行为的企业中更大。在地方政府环境目标约束的实施压力下,若企业员工有较强的环保意识并进行了绿色行为,这些企业就更容易实施可持续发展战略,也会有更强的意愿加大绿色技术研发、开展环境治理活动,不断提升环境绩效水平。

八、研究结论与政策建议

本文基于2003—2021年中国城市政府工作报告数据、中国上市公司绿色专利数据以及环境责任得分数据,以2007年原国家环保总局与各地方政府签订《责任书》为外生冲击,全面考察了地方政府环境目标约束政策对企业环境绩效的影响,并就其内在机制进行了详细剖析。研究发现:地方政府环境目标约束能够显著提升企业的环境绩效,这一结论通过了内生性及稳健性检验。机制分析认为,地方政府实施环境目标约束后,加大了环境规制政策的执行力度,提升了公众的社会关注度,倒逼企业绿色技术创新,进而提升了环境绩效水平。异质性分析结果表明,地方政府环境目标约束对企业的前端治理和末端治理的环境社会责任行为表现均有显著的促进作用;主动型环境目标约束以及采取“硬约束”的方式对企业环境绩效的激励效应更强;地方政府环境目标约束对政治关联企业、社会关注度高、高管有环保经历以及员工有绿色行为的企业的环境绩效会产生更大的促进作用。

基于本文的研究结论,提出如下政策建议:

第一,健全地方政府环境目标约束制度,不断完善和优化地方政府官员的考核评价体系,弱化GDP经济指标对地方政府官员晋升的激励,构建涵盖环境保护、民生发展等在内的多元化晋升评价体系。在中央政府把环境绩效作为政府官员考核的主要内容之一后,地区环境质量明显改善,充分说明了官员绩效评价体系在环境治理中的重要作用。当中央政府把环境绩效纳入官员考核体系,实行环境保护“一票否决”制后,政府官员治理环境的动机得到强化,促使政府加大环境政策的执行力度和对企业排污行为的监管。此时,企业会主动进行生产端的绿色创新和末端的污染治理投资,改善环境绩效。政府官员绩效考核型环境政策为改善地区环境质量提供了思路,也为构建绿色发展格局,实现“双赢”的发展模式提供了借鉴意义。

第二,加强社会公众对政府执行环境政策的监管,全面提升环境政策的实施效果。在政

策实践中,政府要加大污染监管信息的披露程度,及时了解公众对于环境质量的诉求,畅通公众对环境违法活动的监督渠道,健全公众环境监督体系。社会公众在充分了解相关环境信息后能够增加对政府、企业等多方主体参与环境治理的关注程度,一方面能够激励政府加大环境政策执行力度,另一方面也能倒逼企业更加主动地开展绿色生产活动,进而提升企业及地区的环境绩效水平。

第三,政府要支持企业的环境治理投资和绿色技术创新活动,充分发挥政府在水环境治理中的引导作用,促使企业将绿色发展理念运用到实际的发展战略中。例如,政府可以通过研发补贴、环保补贴、绿色金融等多种财政、金融政策工具,引导企业开展高质量的绿色创新活动,充分激发企业绿色创新和环保投资的积极性,为实现“双碳”目标和经济可持续发展注入源动力。

第四,政府在执行环境政策时应根据地区资源禀赋、经济发展基础制定差异化的约束方式。面对经济基础强的地区,可以采用硬约束方式,倒逼地区产业绿色化转型升级,而对经济基础相对落后尤其是资源型城市,应采取软约束的方式,给予一定的缓冲期,避免环境监管力度过大对当地经济发展产生冲击。同时,在设计环境政策时也要充分考虑企业社会关注度、政治关联度、拥有环保经历高管的数量等因素的影响,努力营造公平的市场环境,促使不同企业的环境绩效共同提升。

第五,在政府环境目标约束实施背景下,企业应该主动树立可持续发展理念,积极进行绿色技术创新和污染治理投资,使高质量的绿色创新活动成为“标准化动作”。企业提升绿色化水平不仅可以享受政府相关政策支持,而且也可以向市场释放积极信号,提升公众信任度,降低融资压力,努力将政策支持转化为竞争优势,从而增强市场竞争力。

参考文献:

- [1] 陈宇峰,马延柏.绿色投资会改善企业的环境绩效吗——来自中国能源上市公司的经验证据[J].经济理论与经济管理,2021,41(05):68-84.
- [2] 程华,樊沁怡,龚强.地方政府环境关注度、媒体监督和国有企业减排绩效[J].经济科学,2023(05):183-198.
- [3] 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(03):21-37.
- [4] 韩超,孙晓琳,李静.环境规制垂直管理改革的减排效应——来自地级市环保系统改革的证据[J].经济学(季刊),2021,21(01):335-360.
- [5] 侯楠,彭坚,杨皎平.员工绿色行为的研究述评与未来展望[J].管理学报,2019,16(10):1572-1580.
- [6] 黄溶冰,赵谦,王丽艳.自然资源资产离任审计与空气污染防治:“和谐锦标赛”还是“环保资格赛”[J].中国工业经济,2019(10):23-41.
- [7] 姜英兵,崔广慧.环保产业政策对企业环保投资的影响:基于重污染上市公司的经验证据[J].改革,2019(02):87-101.

- [8] 李永友,沈坤荣. 我国污染控制政策的减排效果——基于省际工业污染数据的实证分析[J]. 管理世界, 2008(07):7-17.
- [9] 林婷, 谌仁俊. 绿色政绩考核与地方环境治理——来自环保一票否决制的经验证据[J]. 华中科技大学学报(社会科学版), 2021, 35(04):74-84.
- [10] 刘冲, 沙学康, 张妍. 交错双重差分: 处理效应异质性与估计方法选择[J]. 数量经济技术经济研究, 2022, 39(09):177-204.
- [11] 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(01):72-88.
- [12] 刘亦文, 陈熙钧, 高京淋, 等. 媒体关注与重污染企业绿色技术创新[J]. 中国软科学, 2023(09):30-40.
- [13] 卢洪友, 唐飞, 许文立. 税收政策能增强企业的环境责任吗——来自我国上市公司的证据[J]. 财贸研究, 2017, 28(01):85-91.
- [14] 卢建词, 姜广省. CEO绿色经历能否促进企业绿色创新? [J]. 经济管理, 2022, 44(02):106-121.
- [15] 庞瑞芝, 林婷, 王群勇. 绿色政绩考核下地方政府自主性约束行为与企业污染减排[J]. 当代财经, 2021(07):114-126.
- [16] 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.
- [17] 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.
- [18] 沈坤荣, 金刚, 方娴. 环境规制引起了污染就近转移吗? [J]. 经济研究, 2017, 52(05):44-59.
- [19] 盛丹, 卜文超. 机器人使用与中国企业的污染排放[J]. 数量经济技术经济研究, 2022(09):157-176.
- [20] 史丹, 李少林. 排污权交易制度与能源利用效率——对地级及以上城市的测度与实证[J]. 中国工业经济, 2020(09):5-23.
- [21] 斯丽娟, 曹昊煜. 绿色信贷政策能够改善企业环境社会责任吗——基于外部约束和内部关注的视角[J]. 中国工业经济, 2022(04):137-155.
- [22] 孙阳阳, 张月池, 丁玉莲. 政府环境目标约束与企业绿色创新——基于企业生命周期理论的实证检验[J]. 生态文明研究, 2024(05):53-71.
- [23] 陶锋, 赵锦瑜, 周浩. 环境规制实现了绿色技术创新的“增量提质”吗——来自环保目标责任制的证据[J]. 中国工业经济, 2021(02):136-154.
- [24] 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.
- [25] 王鸿儒, 陈思丞, 孟天广. 高管公职经历、中央环保督察与企业环境绩效——基于A省企业层级数据的实证分析[J]. 公共管理学报, 2021, 18(01):114-125+173.
- [26] 王岭, 刘相锋, 熊艳. 中央环保督察与空气污染治理——基于地级城市微观面板数据的实证分析[J]. 中国工业经济, 2019(10):5-22.
- [27] 王贤彬, 许婷君. 地方政府环境目标约束的企业生产率效应研究[J]. 经济科学, 2022(05):78-94.
- [28] 王馨, 王莹. 绿色信贷政策增进绿色创新研究[J]. 管理世界, 2021, 37(06):173-188+11.
- [29] 吴力波, 杨眉敏, 孙可哥. 公众环境关注度对企业和政府环境治理的影响[J]. 中国人口·资源与环境, 2022, 32(02):1-14.
- [30] 谢海娟, 朱倩云, 孙佳佳, 等. 高管环保认知与企业“漂绿”倾向[J]. 华东经济管理, 2024, 38(12):118-128.
- [31] 徐妍, 宋怡瑾, 沈悦. 地方政府环境治理目标约束能否提升企业ESG质量? ——基于文本分析法的经验证据[J]. 中国人口·资源与环境, 2024, 34(03):137-150.

- [32] 杨海生,罗党论,陈少凌.资源禀赋、官员交流与经济增长[J].管理世界,2010(05):17-26.
- [33] 尹建华,王森,弓丽栋.重污染企业环境绩效与财务绩效关系研究:企业特征与环境信息披露的联合调节效应[J].科研管理,2020,41(05):202-212.
- [34] 于海云,郑明波.科技金融会激励中国企业进行绿色创新吗?——基于“促进科技和金融结合试点”政策的证据[J/OL].科学学研究,2024:1-22[2025-01-10].<https://doi.org/10.16192/j.cnki.1003-2053.20241108.003>.
- [35] 于连超,耿弘基,毕茜.绿色税制改革对企业环境绩效的影响研究[J].管理学报,2023,20(06):916-924.
- [36] 余泳泽,林彬彬.偏向性减排目标约束与技术创新——“中国式波特假说”的检验[J].数量经济技术经济研究,2022,3(11):113-135.
- [37] 余泳泽,孙鹏博,宣焯.地方政府环境目标约束是否影响了产业转型升级?[J].经济研究,2020,55(08):57-72.
- [38] 余泳泽,尹立平.中国式环境规制政策演进及其经济效应:综述与展望[J].改革,2022(03):114-130.
- [39] 袁建国,后青松,程晨.企业政治资源的诅咒效应——基于政治关联与企业技术创新的考察[J].管理世界,2015(01):139-155.
- [40] 岳帅,操一萍.地方政府环境目标约束与居民身心健康[J].经济学报,2024,11(04):400-422.
- [41] 张长江,陈雨晴,温作民.高管团队特征、环境规制与企业环境绩效[J].环境经济研究,2020,5(03):98-114.
- [42] 张华.地区间环境规制的策略互动研究:对环境规制非完全执行普遍性的解释[J].中国工业经济,2016(07):74-90.
- [43] 张琦,郑瑶,孔东民.地区环境治理压力、高管经历与企业环保投资——一项基于《环境空气质量标准(2012)》的准自然实验[J].经济研究,2019,54(06):183-198.
- [44] 张座铭,王超,姜博胧,等.高管环保注意力与企业ESG绩效——基于中国A股上市公司的经验证据[J/OL].软科学,2024:1-14[2025-01-10].<http://kns.cnki.net/kcms/detail/51.1268.G3.20241223.1318.012.html>.
- [45] 钟覃琳,夏晓雪,姜付秀.绿色信贷能激励企业环境责任的承担吗?[J].管理科学学报,2023,26(03):93-111.
- [46] 周黎安.中国地方官员的晋升锦标赛模式研究[J].经济研究,2007(07):36-50.
- [47] 朱于珂,高红贵,丁奇男,等.地方环境目标约束强度对企业绿色创新质量的影响——基于数字经济的调节效应[J].中国人口·资源与环境,2022,32(05):106-119.
- [48] Akcigit, U., S. Baslandze, S. Stantcheva. Taxation and the International Mobility of Inventors[J]. American Economic Review, 2016, 106(10): 2930-2981.
- [49] Beck, T., R. Levine, A. Levkov. Big Bad Banks? The Winners and Losers from Bank Deregulation in the United States[J]. Journal of Finance, 2010, 65(5): 637-1667.
- [50] Buntaine, M. T., M. Greenstone, G. J. He, et al. Does the Squeaky Wheel Get More Grease? The Direct and Indirect Effects of Citizen Participation on Environmental Governance in China[J]. American Economic Review, 2024, 114 (3): 815-850.
- [51] Callaway, B., P. Sant'Anna. Difference-in-Differences with Multiple Time Periods[J]. Journal of Econometrics, 2021, 225(2): 200-230.
- [52] Campos, L., D. de Heizen, M. Verdinelli, et al. Environmental Performance Indicators: A Study on ISO 14001 Certified Companies[J]. Journal of Cleaner Production, 2015, 99: 286-296.
- [53] Chen, Y., G. Z. Jin, N. Kumar, et al. The Promise of Beijing: Evaluating the Impact of the 2008 Olympic Games on Air Quality[J]. Journal of Environmental Economics and Management, 2013, 66(3): 424-443
- [54] Chen, Z., M. E. Kahn, Y. Liu, et al. The Consequences of Spatially Differentiated Water Pollution Regula-

tion in China [J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2018, 88(3): 468–485.

[55] de Chaisemarti, C., X. D’Haultfoeuille. Two-Way Fixed Effects Estimators with Heterogeneous Treatment Effects[J]. *American Economic Review*, 2020, 110(9): 2964–2996.

[56] Deschenes, O., M. Greenstone, J. S. Shapiro. Defensive Investments and the Demand for Air Quality: Evidence from the NOx Budget Program[J]. *American Economic Review*, 2017, 107: 2958–2989.

[57] Gardner, J. Two-Stage Differences in Differences [R]. 2021.

[58] Goodman-Bacon, A. Difference-In-Differences with Variation in Treatment Timing[J]. *Journal of Econometrics*, 2021, 225(2): 254–277.

[59] Hering, L., S. Poncet. Environmental Policy and Exports: Evidence from Chinese Cities[J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2014, 68(2): 296–318.

[60] Li, Z. H., Z. M. Huang, Y. Y. Su. New Media Environment, Environmental Regulation and Corporate Green Technology Innovation: Evidence from China[J]. *Energy Economics*, 2023, 119: 106545.

[61] Liao, X. C., X. P. Shi. Public Appeal, Environmental Regulation and Green Investment: Evidence from China[J]. *Energy Policy*, 2018, 119(8): 554–562.

[62] Martinez-Bravo, M., G. P. I. Miquel, N. Qian, et al. The Rise and Fall of Local Elections in China[J]. *American Economic Review*, 2022, 112 (9): 2921–2958.

[63] Nathan, N., N. Qian. US Food Aid and Civil Conflict[J]. *American Economic Review*, 2014, 104(6): 1630–1666.

[64] Oikonomou, I., C. Brooks, S. Pavelin. The Effects of Corporate Social Performance on the Cost of Corporate Debt and Credit Ratings[J]. *Financial Review*, 2014, 49(1): 49–75.

[65] Stock, J. H., M. Yogo. Testing for Weak Instruments in Linear IV Regression[R]. 2002.

[66] Tanaka, S. Environmental Regulations on Air Pollution in China and Their Impact on Infant Mortality[J]. *Journal of Health Economics*, 2015, 42(4): 90–103.

Local Government Environmental Target Constraints and Corporate Environmental Performance: “Getting What You Want” or “Not Getting What You Want”?

Sun Yangyang^{a,b}, Qi Xiaofeng^{c,d}, Luo Qingfeng^e

(a: Institute of Ecological Civilization, Zhejiang A&F University; b: College of Economics and Management, Zhejiang A&F University; c: China Institute of Regulation and Public Policy Research, Zhejiang University of Finance and Economics; d: China Institute of Regulation Research, Zhejiang University of Finance and Economics; e: School of Environment, Tsinghua University)

Abstract: Improving the environmental performance of enterprises is of great significance to promoting the development of new quality productive forces. This study investigated the impact of local government environmental target

constraints on corporate environmental performance. Using manually curated data from city government work reports and listed company environmental performance from 2003 to 2021, the research found that local government environmental target constraints significantly enhance corporate environmental performance. Mechanism analysis revealed that these constraints not only strengthen government enforcement of environmental policies and public awareness but also drive businesses to achieve dual enhancements in green innovation quantity and quality, thereby promoting improved environmental performance. Heterogeneity tests showed that these constraints particularly benefit politically affiliated firms, companies with high social visibility enterprises, executives with environmental experience firms, and employees with green behavior. Additionally, proactive environmental target constraints and the implementation of “hard constraints” had a greater promoting effect on corporate environmental performance. This study provides micro-level evidence on addressing issues of government–enterprise collusion in environmental regulation and provides insights into promoting corporate green transformation.

Keywords: Government Environmental Goal Constraints; Enterprise Environmental Performance; Public Environmental Attention; Green Innovation; Staggered DID

JEL Classification: D22, L25, L53

(责任编辑:卢 玲)