

环保垂直管理改革如何提升企业绿色全要素生产率?

范小敏, 刘中强

(安徽财经大学 经济学院, 安徽 蚌埠 233030)

摘要: 环保垂直管理改革(以下简称“环保垂改”)作为中国环境治理体系的关键性制度创新,通过重构政府层级间环境治理权责关系与激励机制,为构筑企业绿色转型内生动力提供突破口。文章基于2008—2023年中国A股制造业上市公司数据,系统考察环保垂改对企业绿色全要素生产率的影响及作用机制。研究发现:环保垂改显著提升企业绿色全要素生产率;环保垂改通过提高地方政府环境治理意愿、激发企业优化资源配置以及强化公众的环境治理关注,推动建立“政府—企业—公众”多主体协同共治路径,从而提升企业绿色全要素生产率;环保垂改对企业绿色全要素生产率的提升作用,因企业面临的外部环境及其内在属性特征等约束性条件的不同而呈现异质性,对市场化水平高、经济增长压力小、重点污染行业、国有企业和县域企业的影响更大;环保垂改推动政府环境治理意愿与企业绿色转型发展具有协同互促效应。研究结论为构建环境治理长效机制、激发企业绿色转型内生动力以及推进环境治理能力现代化具有重要的决策参考价值。

关键词: 环保垂改;企业绿色全要素生产率;“政府—企业—公众”多主体治理

中图分类号: F061;X321 **文献标识码:** A **文章编号:** 1009-0150(2026)03-0090-16

一、引言

党的二十届三中全会提出“聚焦建设美丽中国,加快经济社会发展全面绿色转型,健全生态环境治理体系”。绿色全要素生产率作为衡量经济增长与资源环境协调性的核心指标(操小娟和张诗嘉, 2024),其提升不仅意味着生产要素配置效率的改善,更标志着经济发展模式向绿色可持续方向的根本转变。传统环境治理体系中存在的“政策执行阻滞”问题,严重制约了这一转型进程。从环境联邦主义理论来看,这一问题根源于环境事权在央地间的配置方式所诱发的“逐底竞争”困境和地方保护主义(Oates和Schwab, 1988; Millimet, 2014; 马光荣等, 2023)。为此,2016年,环保垂直管理改革作为我国环境治理体系的突破性制度创新,通过重构政府层级间的环境治理权责关系、增强地方环保机构的执法能力和独立性、破解属地化管理模式下地方保护主义对生态环境执法的干预困局(张琦和邹梦琪, 2022),建立起环境保护与治理

收稿日期: 2025-12-04

基金项目: 安徽省哲学社会科学规划青年项目“基层政府环境治理与企业绿色创新协同互促机制及优化路径研究”(AHSKQ2023D125); 教育部人文社会科学基金青年项目“地方环境分权策略与制造业绿色转型效率: 效应评估、机制识别与提升路径研究”(23YJC790020)。

作者简介: 范小敏(1988—),女,安徽合肥人,安徽财经大学经济学院讲师、硕士生导师(通信作者);
刘中强(2000—),男,安徽铜陵人,安徽财经大学经济学院硕士研究生。

的长效机制。这一改革虽有效回应了“逐底竞争”与外部性内部化的治理难题,但现有研究对其如何影响绿色全要素生产率这一关键问题仍缺乏系统解答。从实践维度看,科学评估环保垂改对绿色全要素生产率的政策效应,不仅关乎环境治理体系现代化的实现路径,更直接关系到能否通过制度创新释放企业绿色转型的内生动力。

现有文献对绿色全要素生产率驱动机制的探讨大多聚焦两方面:一是关注环境规制的驱动作用,如命令控制型规制工具通过成本约束倒逼企业绿色转型,而市场激励型环保政策则通过技术创新的补偿效应推动绿色全要素生产率的提升(Yan等, 2024; 许文立和孙磊, 2023; 刘伟江等, 2022);二是关注政府治理结构的影响,如属地化管理易导致环境执法“软约束”(马光荣等, 2023),而环保约谈、中央环保督察等运动式治理方式则通过政治压力传导提升规制强度(李子豪等, 2023; 赵阳等, 2021),实现环境规制“硬约束”。然而,偏向于事后管理的监督机制易引发环境治理主体的短期行为,难以形成推动绿色转型的长效机制。以中央环保督察为例,其非常设性决定了运动式治理特征,且在地方政府仍掌握环境事权的背景下,督察效果高度依赖地方政府的配合意愿,实践中不乏地方保护主义对督察工作的干预现象(赵阳等, 2021),致使督察制度的实际效力面临挑战。相比之下,环保垂改通过重塑政府层级间的环境治理权责关系,使环境监管从运动式的外部施压转向常态化的内生约束(张琦和邹梦琪, 2022; 陈启博, 2024),旨在形成经济与环境效益的内生良性循环,不仅实现了经济增长与环境保护的短期协同,更可能通过绿色全要素生产率的持续提升,为经济高质量发展的长期目标提供内生动力。

当前,学术界对环保垂改的绩效评估大多聚焦于污染物减排等末端治理环节(韩超等, 2021; 马光荣等, 2023),对其如何影响绿色全要素生产率仍缺乏系统研究,讨论也大多停留在绿色创新层面。其中,一支文献指出,环保垂改通过影响环境规制强度,从而影响企业的创新投入。基于“波特假说”的创新补偿效应,合理的环境规制能够激励企业进行绿色技术创新,从而补偿规制带来的成本增加(Porter和van der Linde, 1995; Ambec和Barla, 2002; Yu等, 2025)。而基于“遵循成本假说”,环境规制导致生产成本增加,所产生的挤出效应抑制了企业的技术创新投入(Dean和Brown, 1995; Gray和Shadbegian, 2007; Zhu等, 2025)。另一支文献认为,环保垂改通过规范政府治理行为激发绿色创新投资。现有研究指出,环保垂改弱化了地方规制偏向(韩超等, 2021),避免了地方官员合谋以及地方政府与企业的“共谋行为”(陈启博, 2024; 何凌云和余传曦, 2025),促使企业增强绿色创新能力(Tan等, 2024; 郑建明和邓旭, 2024),加强绿色生产实践,以避免持续的环境违法成本并提升绿色竞争力。

综上所述,已有文献对环保垂改与绿色全要素生产率关系的系统性论证尚不充分,可进一步突破的空间在于:第一,既有研究大多将环境治理体系视为外生制度环境,而忽视了环保垂改下政府层级关系重构对微观主体行为的深层影响;第二,对绿色全要素生产率提升机制的分析大多局限于“规制强度—技术创新”的单一路径,未能揭示环保垂改引发的政府、企业、公众多主体治理行为的系统性调整。从制度协同的视角来看,Ostrom的多中心治理理论强调公共事务的有效治理有赖于政府、企业、社会组织和公众等多决策中心的自主治理与协同合作(Ostrom, 1990)。Williamson的治理结构理论则从交易成本角度进一步解释了这种协同何以可能,指出合理的制度安排能够降低协调成本、提升治理效率(Williamson, 2000)。环保垂改通过上收环境监测、监察与执法事权,重塑政府层级间的权责配置,既优化了治理结构、降低环境规制执行交易成本,也为公众参与和社会监督创造了制度空间,为多主体协同治理提供了制度前提。然而,现有研究尚未从这一制度协同视角出发,系统揭示环保垂改如何通过多主体治理行为的联动调整,共同作用于企业绿色全要素生产率的提升。鉴于此,本文以中国A股制造业上市公司为研

究样本,考察环保垂改驱动企业绿色全要素生产率的提升效应及多主体治理响应机制。研究发现,环保垂改通过提高地方政府环境治理意愿、激发企业资源优化配置以及强化公众的环境治理关注,为企业绿色全要素生产率的提升构筑内生动力,并推动形成地方政府环境治理意愿与企业绿色转型发展的协同互促效应。

本文可能的边际贡献在于:第一,从环境治理体系重构视角揭示环保垂改影响绿色全要素生产率的制度逻辑。环保垂改通过建立“条块结合、以条为主”的监管体系,在破解地方政府规制俘获的同时,形成环境治理长效激励机制,为理解中国环境治理现代化提供新视角。第二,将政府、企业和公众多主体的治理响应纳入统一框架,构建环保垂改下多主体共治驱动绿色全要素生产率提升的整合分析框架。研究发现环保垂改通过强化政府环境执法刚性、建立公众环境治理注意力,并提升企业环境合规成本,迫使其将环境约束内化为战略决策参考,通过绿色技术创新的资源再配置效应,协同驱动企业绿色全要素生产率的结构性提升。第三,立足政企协同互促视角,实证检验环保垂改驱动绿色转型的内生形成机制。研究发现,政府环境治理与企业绿色转型发展存在双向赋能效应,为构筑政企协同互促的内生动力、建立环保垂改治理长效机制提供经验证据与政策启示。

二、制度背景与理论分析

(一) 制度背景

传统环境管理体制以“条块结合、以块为主”的属地化管理为核心特征,其制度优势在于,地方政府能够灵活调配资源,高效协调经济发展与环境治理,充分激发地方发展活力。在环境治理效应方面,属地管理能够避免中央环保政策的“一刀切”,充分发挥地方信息优势,推动实施优化、创新的环保政策,提高环境治理效率(Millimet, 2014; 李强和唐幼明, 2023)。然而,在这一体制下,地方政府掌握地方环保部门的人事任免与财政拨款等重要决定权,对环保执法保持较强的干预能力,致使地方政府易陷入重增长、轻环境的治理偏向。以短期增长优先的地方政府,倾向于“选择性”执行中央环境政策,将环境规制视为争夺流动性资源的博弈工具,导致环境规制“逐底竞争”(马光荣等, 2023)。地方政府通过干预环保执法为污染企业提供庇护,而环保部门因缺乏独立执法权,面临监测数据失真、处罚力度不足等问题,使环境规制“软着陆”。由此,属地管理无法在环境治理目标上建立有效的激励与约束机制,造成地方政府环境治理意愿不足,地方政府竞争造成的激励扭曲又严重削弱了属地管理的治理优势,导致经济增长与环境治理失衡。

环保垂改则构建了以“条块结合、以条为主”的垂直监管体系,通过权责重构破解地方保护主义对环境治理的干扰,强化环保执法激励并重塑环境目标“硬约束”机制(韩超等, 2021; 张琦和邹梦琪, 2022)。环保垂改重新界定省以下多层级政府间环境治理权责,将环境监管权从“属地所有”变为“垂直监管”。其中,省级环保部门统一管理监测监察权,市级环保部门集中执法权,县级环保部门从县级政府独立出来,调整为市级环保部门分局,执法重心向县级下沉。在激励机制上,环保垂改将环保部门的人事与财政权上收,使其激励目标从地方经济增长中剥离,与中央环保政策保持一致,打破地方政府对环境资源的垄断性控制,压缩其策略性空间,减少企业通过寻租规避环境规制的政企合谋行为,有利于矫正资源错配扭曲,驱动生产要素按照环境效率原则优化配置。在约束机制上,环境监察监测权上收至省级环保部门,由省级统一监测环境质量数据,切断地方政府对监测数据的干预;同时,垂直监察体系直接对市县级政府开展“督政”,并垂直监察基层执法,强化对地方政府的环境问责及基层环保部门的环保执法力

度,形成“自上而下”的刚性约束。由此,环保垂改通过强化地方环保部门的执法独立性,构筑其环境治理激励机制,矫正地方政府环境治理意愿,迫使地方政府将资源环境协调因素纳入其决策考量,推动生产要素向绿色技术创新、清洁生产等领域流动(王瑶和张生玲,2024),从而为环境治理与绿色转型发展创造制度条件。

(二)理论分析

环保垂改通过重塑环境治理体系对企业绿色全要素生产率产生直接影响。在传统的属地管理模式,地方政府为追求经济增长易陷入环境规制的“逐底竞争”,导致中央环保政策在地方出现执行偏差。环保垂改通过将环境监测监察权上收至省级部门、环境执法权上收至市级部门以及执法重心下沉至县级地区,实现了环境治理权力的纵向集中与横向整合。这一权力重构有效削弱了地方政府对环保执法的干预,使地方环保部门的执法独立性和约束力显著增强,环保执法目标从服务地方经济转向落实中央政策,激励结构发生根本性转变。当环保部门拥有不受地方干预的执法权威时,企业的寻租空间被压缩,地方政府通过放松规制保护本地企业的能力也被大幅削弱。面对这一制度变化,企业意识到依赖地方保护的生存逻辑已难以为继,必须将环境合规内化为生产经营的“硬约束”。依据“波特假说”,加强环境规制可以促使企业通过绿色技术创新(如清洁技术研发、污染治理设备升级等)来降低合规成本、优化资源利用效率(袁嘉琪等,2023),从而降低能源消耗、减少污染排放,推动绿色全要素生产率的提升。此外,环保垂改打破了“条块结合、以块为主”的属地管理模式,建立“条块结合、以条为主”的垂直监管体系,在破解地方政府规制俘获的同时,抑制地方保护主义,减少因“逐底竞争”导致的资源错配,促使生产要素向高效率、低污染的生产环节流动(王瑶和张生玲,2024),而污染治理与生产效率的协同改进正是企业绿色全要素生产率增长的核心路径(Chung等,1997;王玉爽和钟茂初,2023)。由此,本文提出研究假说1。

假说1:环保垂改有助于提高企业绿色全要素生产率。

环保垂改对企业绿色全要素生产率的影响可以从政府、企业和公众三个治理主体层面展开。在政府层面,环保垂改通过重塑地方政府的环境治理意愿,为提升企业绿色全要素生产率提供了制度基础。依据委托代理理论,传统属地管理模式,地方政府掌握着环保部门的人事任免与财政资金调拨权,这种基于资源控制的强激励使基层环保部门在实际工作中更倾向于响应地方的增长优先目标,而非中央的环保目标。环保部门作为代理人在双重管理体制下面临激励不相容的困境,导致环保执法易被地方经济增长目标“俘获”,中央环保政策在基层出现执行偏差。环保垂改通过将环保部门的人事财政权上收至上级环保部门、监测监察权上收至省级、执法权上收至市级并下沉执法重心,切断了地方政府对环保部门的资源控制链条。环保部门的考核与资源供给不再依赖本级政府,其激励目标与上级环保部门及中央的环保目标趋于一致,而地方政府因失去对环保执法的直接干预手段,其通过放松规制获取经济利益的激励被削弱。同时,上级环保部门统一采集并公布环境数据,以信息透明化压缩地方政府在环境治理中的策略性空间,环境问责压力得以真正传导至地方决策层面,迫使地方政府重新权衡经济与环保目标的关系,环境治理意愿被有效激发,环境治理从被动应付内化为地方决策的“硬约束”,地方政府与中央政府在环保目标上实现激励相容。在此激励结构下,地方政府的行为逻辑由经济增长效率导向转向兼顾环境约束的环境效率导向,系统性矫正了属地管理体制下因“逐底竞争”导致的资源错配扭曲,为绿色全要素生产率的可持续改进提供了制度驱动力(范静波和赵睿,2025)。

环保垂改通过重塑环境治理的激励与约束机制矫正地方政府的环境治理意愿,建立环境目标“硬约束”,环境执法力度的提高将倒逼企业优化资源配置而触发绿色转型响应。一方面,

根据“波特假说”的创新补偿效应,加强环境规制迫使企业内化环境成本,引导企业优化资源配置,如通过加大研发投入、优化生产工艺并提升资源利用效率,在降低能耗与污染排放的同时,对冲环境合规成本支出,形成技术创新驱动利润增长与环境治理的良性循环。另一方面,环保垂改释放政策信号推动企业从被动合规转向主动布局,为获取政策支持而增加环保投资,将环境规制压力转化为竞争优势(程琳琳等,2024)。在公众层面,环保垂改通过上收环境监测与监察权力,确保了环境信息披露的真实性与权威性,使公众得以基于可靠数据表达环境关切。公众通过环境权益诉求、投诉举报等方式,形成对地方政府的外部压力。面对日益活跃的公众监督和上级政府对环境治理的考核要求,地方政府必须及时回应公众诉求,倾向于进一步强化环境执法力度,将公众诉求转化为具体的规制行动。其中,即使对于垄断性或生活必需品的生产企业,虽然公众通过市场选择难以直接约束其行为,但地方政府在公众监督与垂直管理的双重作用下,能够通过加强执法、提高排放标准等规制手段,将公众环境关切转化为企业必须面对的合规成本。与此同时,公众作为社会监督的重要力量,其环保偏好与口碑评价直接影响企业的社会声誉,在环境信息日益透明的制度环境下,企业为维护品牌形象和市场竞争能力,不得不从道德层面审视自身环境行为,主动优化生产流程、加速绿色技术创新(秦炳涛等,2022)。在制度规制与社会声誉的双重约束下,企业依赖市场垄断或地方保护来规避环境责任的空间被大幅压缩,从而推动实现绿色全要素生产率可持续增长。具体的理论框架如图1所示。

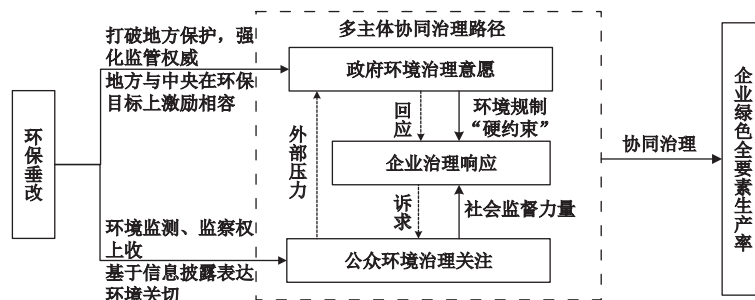


图1 理论框架图

进一步地,多中心治理理论指出,环保事务的有效治理需要政府、企业和公众多决策中心的协同合作,但这种互动的实现依赖于治理结构能否降低交易成本。首先,治理结构理论认为,当制度安排能够降低交易成本时,机会主义行为将被有效遏制,合作秩序得以形成。环保垂改前,地方政府治理意愿偏向经济增长,倾向于与企业合谋规避环境规制,双方形成庇护与寻租的利益绑定。环保垂改矫正政府治理意愿后,地方政府转而严格执行统一环境标准、提供稳定绿色激励。这一转变大幅提升了政企合谋的交易成本,同时降低了企业因规则不透明、执法随意性而产生的信息搜索成本与不确定性成本。当企业面对稳定可预期的制度环境时,其理性选择从寻求庇护转向响应规制,通过优化资源配置、加速绿色技术创新来对冲环境合规成本,并争取政策激励带来的竞争优势。其次,多中心治理理论认为,公众作为独立的监督中心,其参与效能取决于信息的可获得性与制度的可及性。环保垂改将环境监测事权上收至省级环保部门,确保了环境数据的真实性与权威性,大幅降低了公众获取真实环境信息的成本。同时,政府通过拓宽环境投诉平台等制度安排,降低了公众表达环境诉求的参与成本。最后,矫正后的政府环境治理意愿使其有激励及时回应公众诉求,将社会压力转化为具体的执法行动,形成公众监督与政府执法的闭环协同,最终推动企业绿色全要素生产率的提升。由此,本文提出假说2。

假说2: 环保垂改通过提高地方政府环境治理意愿、优化企业资源配置以及强化公众环境治理关注, 提升企业绿色全要素生产率, 形成“政府—企业—公众”多主体协同共治路径。

三、研究设计

(一) 模型设定

为了检验环保垂改如何影响企业绿色全要素生产率, 本文构建如下渐进式双重差分模型开展实证研究:

$$\ln gtfp_{ijpt} = \alpha + \beta did_{pt} + \theta Controls_{i(p)t} + \delta_i + \mu_j + \gamma_p + \eta_t + \varepsilon_{ijpt} \quad (1)$$

其中, 下标*i*、*j*、*p*、*t*分别表示企业、行业、省地区和年度, *ln gtfp*表示企业绿色全要素生产率; 核心解释变量*did*表示环保垂改政策的虚拟变量, *did*取1, 表示*p*地区*t*年已出台环保垂直管理改革的实施方案, 否则赋值为0; *Controls*表示一系列控制变量合集, 包括企业、行业和省级层面的控制变量; δ 、 μ 、 γ 、 η 分别表示企业、行业、省份和年度固定效应, ε 为随机扰动项; 系数 β 是本文主要关注的估计系数, 若 β 为正, 则表明环保垂改政策有助于提升企业绿色全要素生产率, 反之亦然。

(二) 变量说明

1. 被解释变量: 企业绿色全要素生产率 (*ln gtfp*)。本文将企业环境污染纳入评价体系, 采用非径向SBM指数对企业绿色全要素生产率进行测度。参考既有研究 (崔兴华和林明裕, 2019; Jiang等, 2021; 张志红等, 2024; 徐经长等, 2025), 选择如下投入和产出指标: (1) 要素投入。劳动投入以企业员工数衡量; 资本投入以企业固定资产净额衡量, 并使用固定资产投资价格指数平减; 能源投入以标准煤消耗衡量。具体而言, 从《中国能源统计年鉴》获取地区标准煤消耗量, 计算其调整系数, 得到加权调整后的地区标准煤消耗量, 再根据企业收入占地区工业总产值的比重, 结合调整后的地区标准煤消耗量得到企业标准煤消耗量。(2) 期望产出。以企业营业收入衡量, 并使用两位数行业代码的生产者出厂价格指数进行平减, 平减指数来源于《中国价格统计年鉴》。(3) 非期望产出。使用企业的“工业三废”即工业二氧化硫、工业废水和工业烟粉尘排放量表示, 具体以企业从业人员占所在城市城镇人员就业的比重对“工业三废”进行换算, 作为企业非期望产出的代理变量。

2. 核心解释变量: 环保垂改政策虚拟变量 (*did*)。本文参考李卫兵和杨咏文 (2024) 的做法, 若地区的环保垂直管理改革实施方案的出台时间在6月份之前, 则设定环保垂改的起始年份为当年; 若地区的环保垂直管理改革实施方案的出台时间在6月份之后, 则设定环保垂改的起始年份为下一年。

3. 控制变量。参考既有文献 (李卫兵和杨咏文, 2024; 宋德勇等, 2024), 本文选取以下控制变量: (1) 企业/行业层面: 企业规模 (*ln size*), 以企业总资产的自然对数衡量; 企业融资约束 (*sa*), 以SA指数衡量^①; 企业资产负债率 (*lev*), 采用企业总负债与总资产之比衡量; 企业资产收益率 (*roe*), 采用净利润与平均净资产之比衡量; 行业集中度 (*hhi*), 采用赫芬达尔指数衡量。(2) 省级层面: 实际人均GDP (*ln pgdp*), 以2004年为基期, 采用地区生产总值指数将人均GDP平减为实际人均GDP; 人口密度 (*ln density*), 以常住人口占行政区划面积之比衡量; 产业结构 (*ln structure*), 以第二产业增加值与第三产业增加值之比衡量; 财政自主度 (*ln fiscal*), 以地方财政一般预算内收入与地方财政一般预算内支出之比衡量。

^①SA指数= $-0.737 \times size + 0.043 \times size^2 - 0.04 \times age$, 其中, *size*为企业总资产取对数, *age*为企业年龄(企业成立年限取对数)。

(三) 数据样本

本文选取2008—2023年中国A股制造业上市公司为初始研究样本。遵从研究惯例,本文对初始研究样本进行如下处理:(1)剔除ST、*ST、PT类企业;(2)剔除暂停上市企业,仅保留正常上市的企业;(3)为构造计算绿色全要素生产率所需的平衡面板数据,删除核心变量缺失的企业。本文企业绿色全要素生产率的原始数据来源于《中国城市统计年鉴》《中国能源统计年鉴》、上市公司年报和Wind数据库,环保垂改的数据收集于政府官方网站和环保部门官方网站,企业数据来源于CSMAR数据库,省级层面数据来源于EPS数据库。本文根据企业所在地区名称,将企业层面样本与省级层面样本匹配,最终得到2 914家企业,共计26 145个观测样本。为剔除异常值影响,本文对连续变量进行1%缩尾处理,表1报告了主要变量的描述性统计结果。

表1 描述性统计

变量名称	变量符号	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
企业绿色全要素生产率	<i>lngtfp</i>	26 145	-5.485	0.949	-7.246	-2.619
环保垂改	<i>did</i>	26 145	0.497	0.500	0	1
企业规模(百万元)	<i>lnsize</i>	26 087	21.92	1.243	19.170	25.630
企业融资约束	<i>sa</i>	25 501	-3.805	0.259	-4.454	-3.172
企业资产负债率(%)	<i>lev</i>	26 143	0.391	0.198	0.051	0.914
企业资产收益率(%)	<i>roe</i>	26 036	0.074	0.130	-0.564	0.410
赫芬达尔指数	<i>hhi</i>	25 599	0.121	0.104	0.032	0.624
实际人均GDP(元/人)	<i>lnpgdp</i>	26 145	9.929	0.425	9.050	10.780
人口密度(人/平方千米)	<i>lndensity</i>	26 145	6.294	0.934	2.747	8.275
产业结构(%)	<i>lnstructure</i>	26 145	4.328	0.429	2.948	5.037
财政自主度(%)	<i>lnfiscal</i>	26 145	4.108	0.323	3.194	4.528

四、实证分析

(一) 基准估计

基准估计结果如表2列(1)所示,环保垂改在5%的显著性水平上驱动企业绿色全要素生产率的提升,与未实施环保垂改的地区相比,环保垂改的实施平均提升企业绿色全要素生产率水平3.18%。列(2)考虑环保垂改对企业绿色全要素生产率的影响滞后性,检验其对下一年度企业绿色全要素生产率的影响。同时,考虑到党的十八大召开后,环境治理问题在中国社会得到极大重视,为排除环境治理压力突变可能产生的估计偏误,剔除2013年前的样本;同时鉴于2020年后各省份均已出台实施方案,不再存在

处理组与控制组的对比,进一步剔除2020年后样本,估计结果报告于列(3)。另外,考虑到直辖市、省会城市、副省级城市和计划单列市在政治地位、政策资源倾斜上的优势可能造成组间差异,剔除上述地区下辖企业样本后的估计结果如列(4)所示。综上,环保垂改影响企业绿色全要素生产率的估计系数基本稳定在0.02—0.03左右的水平,结论较为稳健,说明环保垂改有助于

表2 基准估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>lngtfp</i>	<i>lngtfp</i>	<i>lngtfp</i>	<i>lngtfp</i>
<i>did</i>	0.0318** (0.0136)	0.0264* (0.0147)	0.0255** (0.0128)	0.0398** (0.0198)
控制变量	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	24 618	22 349	12 846	11 145
adj. <i>R</i> ²	0.8643	0.8637	0.8897	0.8688

注: *、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著,括号内为聚类在企业层面的稳健标准误。固定效应为企业、行业、省份、年份固定效应。限于篇幅原因,未报告常数项估计系数。下同。

提高企业绿色全要素生产率,推动企业绿色转型。假说1得证。

(二) 稳健性检验^①

1. 平行趋势检验。本文参考Beck等(2010)的研究思路,设置环保垂改前第6年至环保垂改后第6年的虚拟变量,并替换模型(1)中的 did 变量,展开平行趋势检验。结果发现,在环保垂改前,处理组与控制组企业的绿色全要素生产率在统计上并无显著差异;而在环保垂改后,与控制组相比,处理组企业绿色全要素生产率显著提升,且这一效应具有显著的动态可持续特征。这说明环保垂改提升辖区内企业绿色全要素生产率的因果推断具有一定的可靠性。

2. 安慰剂检验。本文参考Li等(2016)的方法开展安慰剂检验。具体而言,通过随机选择环保垂改地区和随机设置环保垂改实施年份,构造随机设定的处理变量,使用模型(1)对企业绿色全要素生产率重复估计1 000次。结果发现,基于随机样本得到的估计系数大部分分布在零附近,与本文的基准估计系数(0.0318)相差很远,说明基准估计系数并不具有偶然性。

3. 反事实检验。本节通过构造虚假的环保垂改时间,将环保垂改的时间分别提前2年、3年和4年,并基于环保垂改前数据,使用这一伪事件考察环保垂改是否仍然有助于提升企业绿色全要素生产率。结果发现,在使用任何一种虚假环保垂改时间的情况下,环保垂改对企业绿色全要素生产率不再具有显著影响,说明反事实检验不能拒绝基准估计的结论。

4. 内生性问题处理。为克服可能存在的内生性偏误,本文从以下几方面予以处理:(1)工具变量法。参考林立国和杜泓钰(2024)的做法,选取2015年省内城市所辖县的平均数量与时间虚拟变量的交互项作为环保垂改的工具变量,开展2SLS估计。LM统计量、F统计量和Hansen J统计量的估计结果表明该工具变量有效。进一步地,采用环保垂改前期(2000—2015年)地方环保机构特征为工具变量,具体使用各省内市级环保机构人员数占比的均值与时间虚拟变量的交互项为工具变量。其合理性在于:一方面,环保机构人员数的分布可反映地方环境管理权限的配置(祁毓等,2014;潘雄锋等,2023)。环保垂改前,环保机构人员数在多层级政府间分布的基本特征表现为市级环境管理权限被削弱、县级环境管理权限被强化(马本等,2022)。而环保垂改的关键举措之一在于,上收县级环境管理权限至市级,由此前期地方市级环保机构人员数占比越低,意味着环保垂改对市级环保机构权力的提升作用越强,满足相关性要求。另一方面,这一指标由前期地方环保机构编制改革、人员配置等历史因素决定,满足外生性要求。统计结果显示,增加的工具变量同样有效。(2)系统GMM法。考虑到企业绿色全要素生产率可能存在路径依赖特征,本文采用动态面板系统GMM方法对基准模型进行再估计,以缓解内生性问题对估计结果的干扰。具体而言,将企业绿色全要素生产率的一阶滞后项设定为内生变量,选取其二阶和三阶滞后项作为工具变量,开展两步系统GMM估计,AR(2)检验和Sargan检验均显示系统GMM估计结果有效且可靠。(3)PSM-DID估计。进一步采用PSM-DID估计,以尽可能消除样本自选择偏误。具体使用前述控制变量作为协变量,对处理组和对照组进行1:1最近邻匹配,通过倾向得分匹配保证处理组和对照组平衡,基于匹配后的样本再进行DID估计。综上,各内生性问题的处理结果均与基准估计结论保持一致。

5. 潜在遗漏变量分析。遗漏变量是导致估计偏误的重要原因,本文进一步从以下几方面控制潜在遗漏变量的影响:(1)外在政策冲击的影响。样本期内其他环境政策可能对基准估计结果产生干扰,典型的代表是2000年开展的“两控区”政策以及2016年开始试点的中央环保督察政策。首先,参考孙晓华等(2024)的做法,把同时实施环保垂改与“两控区”的辖区企业设置为处理组,将仅被划分为“两控区”的辖区企业设置为控制组,通过比较政策前后组间企业绿色全

^①限于篇幅,稳健性检验结果留存备案。

要素生产率的变动,即可较好地排除“两控区”政策的影响。然后,在模型(1)中进一步控制中央环保督察政策的虚拟变量(当年有督察组入驻的省市取值为1,否则为0)。(2)政府层面地方官员特征的影响。地方官员特征或施政倾向是影响区域环境治理的重要因素(孙传旺等,2019),因此本文一方面以市级市委书记户籍地是否与任职地一致(户籍地是任职地为1,否则为0)衡量官员特征,控制地方官员对家乡环境治理的倾向,另一方面以市级市委书记的教育程度(研究生以上学历为1,大专及本科学历为0)反映官员的环境治理意识,在基准模型中进一步引入这两个潜在的遗漏变量,以控制政府层面官员特征的影响。(3)行业层面产业特征的影响。进一步控制行业×年份固定效应,吸收行业层面随时间变化的不可观测异质性。在进一步控制潜在遗漏变量可能产生的干扰之后,基准估计的主要结论并未受到显著影响。

五、机制检验

基于上述研究,环保垂改有效地提升了企业绿色全要素生产率,本节将分别从政府、企业和公众三大主体层面检验其中的内在机制。

(一) 政府行为

根据理论分析,环保垂改削弱了地方政府对环保部门的执法干预,矫正了地方政府的环境治理思维偏向,有助于提高地方政府的环境治理意愿、强化环境执法力度,从而驱动企业绿色转型响应。为验证这一机制,本文构造环保垂改与政府环境治理的交互项($did \times gov$),引入模型(1)中。参考陈诗一和陈登科(2018)的研究,以政府工作报告中环保词频为基础,将省内各地级市环保词频汇总到省级层面并除以各省所辖县数量作为政府环境治理意愿的代理变量。

表3 政府环境治理机制检验结果

变量	政府环境治理意愿	地方环保支出	地方环境执法
	$lngtfp$	$lngtfp$	$lngtfp$
did	-0.0611** (0.0240)	-0.0018 (0.0170)	-0.1462*** (0.0382)
gov	-0.0318* (0.0164)	-0.0386*** (0.0106)	-0.0059 (0.0047)
$did \times gov$	0.0502*** (0.0107)	0.0394*** (0.0138)	0.0260*** (0.0057)

注:篇幅所限,仅汇报核心解释变量系数,其余结果留存备案。下同。

进一步地,参考周兵和刘婷婷(2022)的研究,采用地市级财政环境保护支出占财政一般公共预算支出的比例来描述政府对区域环境的治理干预以及地市级环境行政处罚案件数取对数描述地方环境执法行动。^①估计结果如表3所示,交互项估计系数均在1%的水平上显著为正,说明环保垂改提高了地方政府的环境治理意愿、强化了环境执法,从而驱动企业绿色全要素生产率的提升。一方面,环保垂改通过上收地方政府的监察监测权下沉环境执法,破除地方政府对环保执法干预,有效规制地方政府环境治理动机,提高其环境治理意愿。另一方面,地方政府环境治理意愿与环境治理强度的提升增加了企业的环境治理压力,激发企业绿色转型生产响应,倒逼企业增强绿色生产动力。

(二) 企业行为

环保垂改后,企业面临更强的环境治理压力,较高的环境治理成本倒逼企业优化资源配置触发其环境治理与生产模式转型的积极响应。本节选择企业研发投入取对数与企业环保投资取对数来衡量企业资源配置响应。^②在模型(1)中分别引入环保垂改与二者的交互项($did \times firm$),估计结果如表4所示,交互项估计系数均显著为正,说明环保垂改正向激励企业增

①数据来源于EPS数据库、各省市统计年鉴以及北大法宝司法案例检索系统公布的全国地级市年度环保处罚案件。

②上市公司研发投入金额、上市公司环保投资总额的数据来源于CSMAR数据库。

加研发投入与环保投资,从而提升了绿色全要素生产率,可见环保垂改优化了企业资源配置。一方面,通过加大研发投入提升其生产效率;另一方面,增加环保投资驱动其绿色转型发展,有效提升了企业绿色全要素生产率水平。

(三) 公众行为

如前文所述,环保垂改降低公众表达环境诉求的参与成本,且地方政府环境治理动机的改变有助于培育公众对环境问题的关注度,提高公众参与积极性,而企业为营造良好的声誉会对公众关切给予积极的绿色转型响应。本节选择环境相关词汇百度搜索指数、资讯指数和环保信访作为公众环境关注度的代理变量。^①其中,资讯指数基于用户阅读、评论、转发、点赞和不喜欢等行为数据加权计算得出,反映公众对环保话题的互动热度,与搜索指数共同构成公众对环境问题的整体关注度。此外,地区环保信访数据是既有研究衡量公众环保诉求的重要指

标,考虑到2016年以后各地区未再公布该数据,本文采用各省份人大关于环保的建议议案数和政协关于环保的建议提案数之和并除以所辖县数量衡量。基于此,构造环保垂改与公众关注的交互项($did \times pub$),并引入模型(1),表5结果显示交互项估计系数至少在5%的水平上显著为正,说明环保垂改提高了公众对环境治理的关注度,从而对企业绿色生产产生约束,倒逼企业绿色全要素生产率的提升。

(四) “政府—企业—公众”多主体协同共治机制检验

为检验环保垂改下“政府—企业—公众”多主体协同共治机制,本文构造环保垂改、政府环境治理意愿与企业治理响应的交互项($did \times gwill \times firm$)以及环保垂改、政府环境治理意愿与公众关注的交互项($did \times gwill \times pub$),分别引入模型(1)。结果如表6所示,前者交互项估计系数在1%水平上显著为正,说明环保垂改提高了地方政府环境治理意愿,具有正向调节企业研发投入与环保投资支出、驱动企业绿色全要素生产率提升的作用。正如理论分析所述,环保垂改提

表4 企业治理响应机制检验结果

变量	企业研发投入	企业环保投资
	$\ln gtfp$	$\ln gtfp$
did	-0.3344** (0.1549)	0.0292** (0.0138)
$firm$	0.0604*** (0.0113)	-0.0005 (0.0009)
$did \times firm$	0.0202** (0.0084)	0.0024** (0.0012)

表5 公众关注机制检验结果

变量	搜索指数	资讯指数	环保信访
	$\ln gtfp$	$\ln gtfp$	$\ln gtfp$
did	-0.0410** (0.0192)	0.0000 (0.0164)	-0.0329 (0.0267)
pub	-0.0058 (0.0164)	-0.0010 (0.0008)	0.0013 (0.0013)
$did \times pub$	0.0892*** (0.0165)	0.0018** (0.0008)	0.0104*** (0.0030)

表6 协同治理机制检验结果

变量	政府环境治理意愿- 企业研发投入	政府环境治理意愿- 企业环保投资	政府环境治理意愿- 搜索指数	政府环境治理意愿- 资讯指数	政府环境治理意愿- 环保信访
	$\ln gtfp$	$\ln gtfp$	$\ln gtfp$	$\ln gtfp$	$\ln gtfp$
did	-0.0726*** (0.0221)	0.0280** (0.0137)	-0.0106 (0.0151)	0.0126 (0.0129)	-0.0299 (0.0196)
$gwill \times firm$	0.0001 (0.0008)	-0.0004 (0.0004)			
$did \times gwill \times firm$	0.0028*** (0.0005)	0.0020*** (0.0005)			
$gwill \times pub$			-0.0010 (0.0035)	-0.0002 (0.0002)	0.0008 (0.0006)
$did \times gwill \times pub$			0.0197*** (0.0034)	0.0004** (0.0002)	0.0038*** (0.0008)

① 本文在爬取百度指数(2011—2023年)中选取的环境相关词汇包括低碳、二氧化硫、二氧化碳、环保、环境保护、环境污染、减排、节水、可持续、空气质量、绿地、绿化、绿色、排污、清洁能源、去污、全球变暖、生态、酸雨、温室效应、污染、污水、雾霾、循环、PM2.5。各地区环保信访数据(2008—2019年)来源于《中国环境年鉴》。

高了地方政府环境治理意愿,迫使企业主动将制度压力转化为创新动能,解锁地方政府的低效竞争与企业技术停滞的困局,协同推进企业绿色全要素生产率的提升。同时,后者交互项估计系数至少在5%的水平上显著为正,说明环保垂改提高了地方政府环境治理意愿,为公众参与环境监督建立了制度保障,形成第三方参与主体对企业绿色转型发展的约束机制。至此,假说2得证。^①

六、进一步分析

(一) 异质性分析^②

企业面临的外部环境与内在属性特征的不同可能导致环保垂改治理效应的差异。由此,本文分别从宏观和微观两个层面考察环保垂改影响企业绿色全要素生产率的约束性条件。

1. 市场化水平。根据省级层面市场化指数的中位数区分市场化水平高、低两组样本^③,分别对模型(1)进行估计。结果显示,环保垂改驱动企业绿色全要素生产率提升效应在市场化水平高的地区通过了显著性检验,而在市场化水平低的地区不显著。究其原因,市场化水平越高的地区,其资源配置优势越明显、创新活力越强,也越容易营造驱动企业绿色转型的经营环境。相反,市场化水平低的地区市场分割程度严重,地方保护主义倾向明显,不利于培育地方政府环境治理意愿,从而无法有效激发企业的环境治理与创新投入响应。由此可见,环保垂改产生的环境治理意愿改变机制未能显著驱动企业绿色生产效率的提升。

2. 经济增长压力。根据地市级政府经济增长压力的中位数区分经济增长压力大、小两组样本^④,分组估计结果显示,在经济增长压力小的地区,环保垂改在1%的显著性水平上提升辖区内企业绿色全要素生产率,而在经济增长压力大的地区,该效应并不显著。原因在于,地方政府面临经济增长与环境治理的双重目标约束,当经济增长压力较大时,地方政府可能通过放松环境治理来优先实现经济增长目标,进而无法有效激发企业的绿色转型动力。环保垂改后地方的环保执法力量显著提升,在经济增长压力较小地区,地方政府放松环境治理的扭曲行为一定程度上得以矫正,有利于涵养地方政府环境治理意愿,严格环境执法力度,矫正企业面临环境规制的合规成本,激发企业绿色转型动力,从而驱动企业绿色全要素生产率的提升。

3. 行业属性。本文根据生态环境部颁布的《上市公司环保核查行业分类管理名录》区分重点污染行业和非重点污染行业两组样本。分组估计结果显示,环保垂改显著提升了重点污染行业企业的绿色全要素生产率,而对非重点污染行业企业的影响不显著。原因在于,环保垂改通过强化环保部门执法力度,倒逼地方政府关注环境治理,重污染行业作为环境治理的关键环节面临更高的治理成本,加之其资本实力雄厚,高合规成本更易激发创新补偿效应,从而有利于提升其绿色全要素生产率。相对而言,在环保垂改冲击下,地方政府的约束从经济增长优先向环境治理倾斜,但非重点污染行业的环境治理难以带来显著的环境治理成效,同时地方政府为了平衡地方的经济增长目标约束,可能会放松对该类行业的环境治理,从而无法有效激励非重点行业企业的绿色转型。

4. 企业产权属性。本文根据企业控股情况区分为国企与非国企两组样本,分组估计结果显示,环保垂改在5%水平上显著提升了国有企业绿色全要素生产率,而对非国有企业的提升作

①使用地方环保支出以及地方环境执法衡量政府环境治理行为的协同治理机制检验结果与表6一致,结果留存备索。

②限于篇幅,异质性分析检验结果留存备索。

③市场化指数的数据来源于《中国分省份市场化指数报告》。

④本文使用地市级政府工作报告中的经济增长目标来描述基层政府面临的经济增长压力。

用有限。这可能是因为,国有企业对政府环境治理体制改革中的响应更加积极,且在融资方面更具优势,为绿色全要素生产率的提升提供了外生动力,而非国有企业在响应政府政策方面最大的制约因素可能在于融资的难度较国企更高,这在一定程度上削弱了其绿色全要素生产率的提升。

5.企业地理位置。本文根据企业地理位置信息,将样本划分为县地区与非县地区两组,分组估计结果显示,环保垂改至少在10%水平上显著提升了两类地区企业绿色全要素生产率,且对县地区企业的边际影响更大。其原因在于,环保垂改通过释放地方环保部门执法独立性,将执法重心向县级下沉,显著提高了县级基层政府的环境治理意愿和执法力度,倒逼县地区企业优化资源配置、加快绿色转型。同时,环保垂改在提高地方政府环境治理意愿的同时,有助于培育公众参与环境治理的积极性。县地区大多处于省际或地市际交界处,由于环境治理的外部性和权责界定模糊的特殊性,边界污染成为县域污染治理的主要症结。在传统环境分权体制下,县级环保部门受到县级基层政府的“裹挟”而无法有效发挥其环境治理职能,边界污染成为基层政府对经济增长追求的折中选择(赵阳等, 2021; 张琦和邹梦琪, 2022)。因此,当政府遵循这一治理逻辑时,公众参与环境治理的激励并不高,而环保垂改切断了地方政府对环境治理的干预链条,使长期受边界污染困扰的县地区获得更为显著的治理改善效应。

(二)拓展性分析

基于上述研究,环保垂改后地方政府环境治理意愿的提升是企业绿色转型的外源性驱动力,那么,企业绿色生产效率的提升是否有助于进一步强化地方政府环境治理意愿,构筑政企协同互促的内生动力,从而建立环保垂改治理的长效机制?为此,本节通过分组设计,考察企业绿色全要素生产率水平不同的情境下环保垂改政策效应的差异。为避免样本期内环保垂改对企业绿色全要素生产率产生影响,从而干扰分组结果,本文依据环保垂改前企业绿色全要素生产率的均值区分企业绿色生产率高、低两组样本。结果如表7所示,在前期企业绿色生产率更高的样本中,环保垂改提高了地方政府环境治理水平,从而驱动企业绿色全要素生产率提升的效应显著增强。可见,当企业绿色生产率较高时,环保垂改矫正地方政府环境治理意愿,驱动地方环保执法的效应更显著,这在一定程度上反映出较高的生产效率有利于涵养地方政府的环境治理意愿,为建立政府环境治理意愿与企业绿色转型发展协同互促机制提供了经验证据与政策启示。

表7 进一步分析结果

变量	期初企业绿色生产率					
	低	高	低	高	低	高
	政府环境治理意愿		地方环保支出		地方环境执法	
	lngtfp	lngtfp	lngtfp	lngtfp	lngtfp	lngtfp
did	-0.0456(0.0303)	-0.0359(0.0465)	-0.0500*(0.0280)	-0.0462(0.0463)	-0.1103*(0.0575)	-0.1247*(0.0672)
gov	-0.0219(0.0226)	-0.0166(0.0273)	-0.0032(0.0036)	-0.0021(0.0063)	-0.0056(0.0054)	-0.0050(0.0086)
did×gov	0.0298**(0.0122)	0.0378*(0.0213)	0.0124*** (0.0041)	0.0176** (0.0077)	0.0179** (0.0082)	0.0244** (0.0109)
交互项组间系数差异	-0.008*		-0.005**		-0.007*	

七、结论与启示

本文基于中国A股制造业上市公司数据,系统考察了环保垂改影响企业绿色全要素生产率

的效应,并深入挖掘这一制度性变革引发的政府、企业和公众多主体行为矫正的传导机制。研究发现:(1)环保垂改显著提升了企业绿色全要素生产率,且这一影响在市场化程度高、经济增长压力小、重点污染行业、国有企业和县域企业中更为显著。(2)在政府层面,环保垂改通过打破地方保护和强监管权威,提高地方政府环境治理意愿,以环境规制的“硬约束”促使企业作出绿色生产响应,从而倒逼企业增强绿色生产动力。在企业层面,环保垂改通过强规制驱动企业优化资源配置,加大研发投入和环保投资力度,进而有效提升企业绿色全要素生产率。在公众层面,环保垂改提高地方政府环境治理意愿,强化了公众对环境治理的关注度,从而对企业形成约束监督机制,迫使企业绿色转型。(3)企业绿色生产率较高的情景下,环保垂改矫正地方政府环境治理意愿的效应更显著,揭示了政府环境治理意愿与企业绿色转型发展的协同互促效应。基于以上结论,本文总结以下政策启示:

第一,纵深推进环保垂改治理体制,着力强化政府环境治理意愿、企业绿色创新响应以及公众参与治理的协同共治机制,充分释放企业绿色转型发展的制度性动能。一方面,要强化政府与企业的双向激励。将企业绿色全要素生产率增长率、环保投资等指标纳入环保信用评价体系,评级结果与企业的信贷支持、税收优惠、差异化电价等政策直接挂钩,同时将辖区内企业绿色绩效的整体提升情况纳入地方政府环保考核体系,并对辖区内企业绿色转型情况不理想的政府推行主要领导一票否决制,推动政企治理模式从命令控制型规制向激励相容型治理转变。另一方面,完善政府环境治理意愿与公众参与环境治理行为的信息交互机制。通过开放环境数据平台,使公众诉求能有效转化为政府监管和企业行动的改进信号。例如,当某区域公众投诉量增加时,自动触发政府监管升级和企业环保义务强化机制,形成“公众监督—政府响应—企业改进”的良性循环,实现政府、企业和公众三方共赢的环境治理模式。

第二,环保垂改通过打破地方保护、强化监管权威,建立环境规制“硬约束”,成为推动绿色转型的“催化剂”,这一发现为“强波特假说”提供了来自转型经济体的重要经验证据。但异质性分析进一步揭示,这种支撑作用并非具有普适性。“波特假说”的成立依赖于特定条件,政策制定应注重精准施策,避免“一刀切”式的规制。首先,在市场化程度低、经济增长压力大的地区,全力构建公平竞争的市场环境,通过消除行政壁垒促进要素市场化配置,引导生产要素向绿色科技领域集聚,同步建立绿色财政转移支付、绿色产业扶持等联动机制,缓解环保约束与发展需求的矛盾。其次,对于县域重点污染企业,一方面,明确治理达标要求,按照行业标准和公司规模,分类设定企业阶段性的清洁生产指标和完成时限,对逾期未达标企业依法采取限产、整顿等措施,倒逼其加快绿色转型步伐;另一方面,强化环境数据监控,强制要求企业安装在线环境监测设备并接入省级环保大数据平台,实现生产全过程的实时监控与非现场执法。与此同时,对于非重点污染行业的企业,则以经济激励为主,把企业的节能降耗成效与税收优惠、信贷支持等政策紧密挂钩,以此激发企业节能减排的积极性,推动其绿色发展。最后,针对国有企业,政府应强化其绿色转型的示范效应,打造行业标杆;对于非国有企业,需重点纾解融资约束,通过专项信贷支持与财政补贴降低其绿色转型成本。

第三,以环保垂改为契机,推动地方政府环境治理意愿与企业绿色转型协同互促,完善环保垂改实现环境治理效应的长效机制。一方面,通过制度设计实现利益驱动相容化,将环保垂改的垂直监管压力转化为地方政府与企业的共同利益纽带,即政府环境治理绩效与其财政资源、政绩考核绑定,企业绿色生产率与税收优惠、市场准入挂钩,使双方从“零和博弈”转向“正和博弈”。另一方面,通过能力与信任的双向强化推动协同行动可持续化,依托环保垂改后的统一监管体系,推行基于企业环境绩效的分级分类执法,对绿色评级高的企业降低现场检查频

次、简化环保评级审批流程,切实减轻合规企业负担。同时,建立政企环境治理承诺机制,政府定期公布监管计划和政策导向,企业公开承诺减排目标与技改路径,双方互信互督,推动企业从被动合规转向主动履责,实现互动促进。

主要参考文献:

- [1] 操小娟,张诗嘉. 政府数字治理与绿色全要素生产率提升——来自“互联网+政务服务”试点政策的证据[J]. *上海经济研究*, 2024, (12).
- [2] 陈启博. 环保垂直管理改革的组织逻辑与治理效应[J]. *广东财经大学学报*, 2024, (2).
- [3] 陈诗一,陈登科. 雾霾污染、政府治理与经济高质量发展[J]. *经济研究*, 2018, (2).
- [4] 程琳琳,宋强西,何可. 环保垂直管理改革的绿色效应与影响路径研究[J]. *软科学*, 2024, (11).
- [5] 崔兴华,林明裕. FDI如何影响企业的绿色全要素生产率?——基于Malmquist-Luenberger指数和PSM-DID的实证分析[J]. *经济管理*, 2019, (3).
- [6] 范静波,赵睿. 环境规制与重污染企业绿色创新效率——中国式“波特假说”的再检验[J]. *中国科技论坛*, 2025, (1).
- [7] 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, (1).
- [8] 何凌云,余传曦. 环保垂直管理制度改革与企业进入异质性[J]. *财经研究*, 2025, (5).
- [9] 李强,唐幼明. 行政督察背景下环境分权能否实现减排增效的双重红利?[J]. *南开经济研究*, 2023, (10).
- [10] 李卫兵,杨咏文. 环境管理制度改革与地方政府的策略性供地行为[J]. *世界经济*, 2024, (9).
- [11] 李子豪,赵元,夏子谦. 环保督政与地区减霾降碳协同治理绩效提升:基于环保约谈的准自然实验估计[J]. *中国软科学*, 2023, (12).
- [12] 林立国,杜泓钰. 环境保护是否阻碍经济增长?——基于国家重点生态功能区环保机构垂直改革的研究[J]. *财经研究*, 2024, (9).
- [13] 刘伟江,杜明泽,白玥. 环境规制对绿色全要素生产率的影响——基于技术进步偏向视角的研究[J]. *中国人口·资源与环境*, 2022, (3).
- [14] 马本,胡天颢,赵康. 中国地方环境分权与制度变迁——多级分权度测算与污染治理效应评估[J]. *管理评论*, 2022, (5).
- [15] 马光荣,刘孟鑫,戚庆源. 政府间环境事权划分与污染治理——基于省以下环保机构垂直化改革的研究[J]. *财贸经济*, 2023, (8).
- [16] 潘雄锋,袁赛,冯圣涵. 技术效率、环境分权与减碳降霾[J]. *研究与发展管理*, 2023, (4).
- [17] 祁毓,卢洪友,徐彦坤. 中国环境分权体制改革研究:制度变迁、数量测算与效应评估[J]. *中国工业经济*, 2014, (1).
- [18] 秦炳涛,郭援国,葛力铭. 公众参与如何影响企业绿色技术创新——基于中介效应和空间效应的分析[J]. *技术经济*, 2022, (2).
- [19] 宋德勇,陈梁,王班班. 环境权益交易如何实现减污降碳协同增效:理论与经验证据[J]. *数量经济技术经济研究*, 2024, (2).
- [20] 孙传旺,罗源,姚昕. 交通基础设施与城市空气污染——来自中国的经验证据[J]. *经济研究*, 2019, (8).
- [21] 孙晓华,张竣楠,李佳璇. 市场型环境规制与制造企业转型升级——来自“排污权交易”的微观证据[J]. *数量经济技术经济研究*, 2024, (1).
- [22] 王瑶,张生玲. 环境分权视角下“环保垂改”政策对城市经济绿色转型的影响[J]. *中国人口·资源与环境*, 2024, (8).
- [23] 王玉爽,钟茂初. 生态文明示范区建设对绿色全要素生产率的影响与机制研究[J]. *现代财经(天津财经大学学报)*, 2023, (9).
- [24] 徐经长,冷冰洁,肖懿,等. 数据资源与企业绿色全要素生产率[J]. *会计研究*, 2025, (10).
- [25] 许文立,孙磊. 市场激励型环境规制与能源消费结构转型——来自中国碳排放权交易试点的经验证据[J].

- 数量经济技术经济研究, 2023, (7).
- [26] 袁嘉琪, 卜伟, 唐雨妮. 环境规制、要素配置对工业绿色全要素生产率的影响——产出补偿还是创新补偿[J]. 管理评论, 2023, (10).
- [27] 张琦, 邹梦琪. 环境治理垂直改革的效果、基层机制与影响因素[J]. 经济研究, 2022, (8).
- [28] 张志红, 王露露, 宋艺. 社会责任信息披露能否提升企业绿色全要素生产率?[J]. 审计与经济研究, 2024, (4).
- [29] 赵阳, 沈洪涛, 刘乾. 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[J]. 经济研究, 2021, (7).
- [30] 郑建明, 邓旭. 环保机构垂直管理改革与企业绿色创新[J]. 科学决策, 2024, (10).
- [31] 周兵, 刘婷婷. 区域环境治理压力、经济发展水平与碳中和绩效[J]. 数量经济技术经济研究, 2022, (8).
- [32] Ambec S, Barla P. A theoretical foundation of the Porter hypothesis [J]. *Economics Letters*, 2002, 75(3): 355–360.
- [33] Beck T, Levine R, Levkov A. Big bad banks? The winners and losers from bank deregulation in the United States [J]. *The Journal of Finance*, 2010, 65(5): 1637–1667.
- [34] Chung Y H, Färe R, Grosskopf S. Productivity and undesirable outputs: A directional distance function approach [J]. *Journal of Environmental Management*, 1997, 51(3): 229–240.
- [35] Dean T J, Brown R L. Pollution regulation as a barrier to new firm entry: Initial evidence and implications for future research [J]. *Academy of Management Journal*, 1995, 38(1): 288–303.
- [36] Gray W B, Shadbegian R J. The environmental performance of polluting plants: A spatial analysis [J]. *Journal of Regional Science*, 2007, 47(1): 63–84.
- [37] Jiang Y F, Wang H Y, Liu Z K. The impact of the free trade zone on green total factor productivity: Evidence from the Shanghai pilot free trade zone [J]. *Energy Policy*, 2021, 148: 112000.
- [38] Li N, Chen J P, Tsai I C, et al. Potential impacts of electric vehicles on air quality in Taiwan[J]. *Science of the Total Environment*, 2016, 566-567: 919-928.
- [39] Millimet D L. Environmental federalism: A survey of the empirical literature [J]. *Case Western Reserve Law Review*, 2014, 64(4): 1669–1757.
- [40] Oates W E, Schwab R M. Economic competition among jurisdictions: Efficiency enhancing or distortion inducing? [J]. *Journal of Public Economics*, 1988, 35(3): 333–354.
- [41] Ostrom E. *Governing the commons: The evolution of institutions for collective action*[M]. Cambridge: Cambridge University Press, 1990.
- [42] Porter M E, van der Linde C. Toward a new conception of the environment-competitiveness relationship [J]. *Journal of Economic Perspectives*, 1995, 9(4): 97–118.
- [43] Tan J, Liu T Y, Xu H. The environmental and economic consequences of environmental centralization: Evidence from China's environmental vertical management reform [J]. *China Economic Review*, 2024, 84: 102127.
- [44] Williamson O E. The new institutional economics: Taking stock, looking ahead [J]. *Journal of Economic Literature*, 2000, 38(3): 595–613.
- [45] Yan Z M, Yu Y, Du K R, et al. How does environmental regulation promote green technology innovation? Evidence from China's total emission control policy [J]. *Ecological Economics*, 2024, 219: 108137.
- [46] Yu L C, Liu D H, Liu Q, et al. De-localization of environmental governance and corporate innovation structure: Evidence from a quasi-natural experiment in China [J]. *Research in International Business and Finance*, 2025, 73: 102608.
- [47] Zhu J P, Qu Y, Zhao X M. Environmental centralization and corporate sustainable development: Evidence from China [J]. *Energy Economics*, 2025, 152: 108996.

How does the Environmental Vertical Management Reform Enhance Corporate Green TFP?

Fan Xiaomin, Liu Zhongqiang

(School of Economics, Anhui University of Finance and Economics, Anhui Bengbu 233030, China)

Summary: The environmental vertical management reform (EVMR), as a pivotal institutional innovation in China's environmental governance system, has established a breakthrough for fostering endogenous momentum in corporate green transformation by restructuring intergovernmental power-responsibility relationships and incentive mechanisms in environmental governance. This paper constructs a staggered DID model and systematically investigates the impact and mechanisms of EVMR on corporate green TFP using data from China's A-share listed manufacturing companies from 2008 to 2023. The findings suggest that EVMR significantly enhances corporate green TFP. Mechanism testing indicates that, at the government level, by breaking local protectionism and strengthening regulatory authority, EVMR increases local governments' willingness to govern the environment, forcing enterprises to respond with green production through "hard constraints" of environmental regulations and thus stimulating their motivation for green production. At the firm level, stringent regulations driven by the reform encourage enterprises to optimize resource allocation and increase R&D and environmental protection investment, thereby effectively raising their green TFP. At the public level, the reform increases local governments' willingness to govern the environment and raises public attention to environmental governance, forming a binding and supervisory mechanism that compels enterprises to pursue green transformation. Accordingly, EVMR effectively promotes the establishment of a multi-agent collaborative governance path involving "government-enterprise-public" to enhance corporate green TFP. Heterogeneity analysis indicates that the policy effect varies depending on enterprises' external environments and internal attributes, with a more pronounced impact observed in enterprises with a higher level of marketization and lower economic growth pressure, enterprises in key pollution-intensive industries, state-owned enterprises, and county-level enterprises. Furthermore, this positive effect is more significant in the context of higher corporate green TFP, demonstrating a synergistic interaction effect between institutional innovation and corporate green transformation. This paper provides critical decision-making insights for building a long-term mechanism for environmental governance, stimulating the endogenous driving force of corporate green transformation, and advancing the modernization of environmental governance capabilities.

Key words: environmental vertical management reform; corporate green TFP; "government-enterprise-public" multi-agent governance

(责任编辑: 王西民)