

# 清洁生产审核： 企业绿色低碳转型的推手还是掣肘？

陈 臻<sup>1</sup>, 张奎文<sup>2</sup>, 陈 林<sup>2</sup>

(1. 北京理工大学经济学院, 北京 100081; 2. 暨南大学产业经济研究院, 广东 广州 510632)

**摘要:** 清洁生产审核作为推动企业绿色转型的重要政策工具, 其实际效果究竟是“推手”还是“掣肘”, 仍需深入探究。基于生态环境部公布的五批“实施强制性清洁生产审核并通过评估验收的重点企业名单”, 精确匹配中国重点源污染调查数据库, 采用多时点双重差分法研究清洁生产审核在微观层面对减污(污染物减排)、降碳(碳减排)与增效(全要素生产率增长)的影响及其作用机制。结果显示, 强制性清洁生产审核能够显著提升企业环境和经济绩效: 企业排污强度平均降低 1.6%, 二氧化碳排放强度下降 4.9%, 全要素生产率增加 8.8%。异质性分析结果显示, 清洁生产审核在非资源型城市和非重污染行业的企业中实现了减污降碳增效协同效应, 但在资源依赖型城市和重污染行业的企业中未能发挥协同作用。机制检验表明, 清洁生产审核通过技术改造和技术创新两条路径实现减排增效。技术改造是短期主导路径, 贡献更为直接显著; 技术创新虽短期贡献有限, 但其减污降碳协同效应与创新补偿经济效益, 是企业绿色低碳转型的重要路径。因此, 政府应实施差异化清洁生产审核策略, 并通过财政补贴及清洁生产示范项目等激励机制, 引导企业在生产前端和过程的技术改造与绿色技术创新, 推动企业绿色低碳转型。

**关键词:** 清洁生产审核; 技术改造; 绿色技术创新; 减污降碳协同增效

**中图分类号:** F270-05      **文献标识码:** A      **文章编号:** 1005-0566(2025)09-0140-14

## Cleaner production audit: a driver or a hindrance to green and low-carbon transition of enterprises?

CHEN Zhen<sup>1</sup>, ZHANG Xiwen<sup>2</sup>, CHEN Lin<sup>2</sup>

(1. School of Economics, Beijing Institute of Technology, Beijing 100081, China;

2. Institute of Industrial Economics, Jinan University, Guangzhou 510632, China)

**Abstract:** As a key policy instrument for promoting the green transformation of enterprises, the actual effect of the Cleaner Production Audit program—whether it serves as a catalyst or a constraint—requires further investigation. This study utilizes a dataset constructed by precisely matching five cohorts of “Key Enterprises that Implemented Mandatory Cleaner Production Audits and Passed Assessment”, released by the Ministry of Ecology and Environment, with China’s Key Pollution Source Survey Database. Employing a staggered difference-in-differences methodology, this study investigates the micro-level impacts of the Mandatory Cleaner Production Audit (MCPA) on pollution abatement, carbon reduction, and

收稿日期: 2024-10-17      修回日期: 2025-03-30

**基金项目:** 国家自然科学基金项目(72321002, 72473053, 72141302); 教育部哲学社会科学研究重大课题攻关项目(24JZD042, 21JZD027)。

**作者简介:** 陈臻(1994—), 女, 四川成都人, 北京理工大学经济学院博士后, 博士, 研究方向为可持续发展、企业社会责任与 ESG。通信作者: 陈林。

efficiency gains, as well as its underlying mechanisms. The findings indicate that MCPA significantly enhances both the environmental and economic performance of firms. On average, the policy leads to a 1.6% reduction in sulfur dioxide emission (SO<sub>2</sub>) intensity, a 4.9% decrease in carbon dioxide (CO<sub>2</sub>) emission intensity, and an 8.8% increase in Total Factor Productivity (TFP). The heterogeneity analysis reveals that MCPA achieves a significant synergistic effect—simultaneously reducing pollution, cutting carbon emissions, and increasing efficiency—for firms located in non-resource-based cities and operating in non-heavily polluting industries. However, this synergistic effect is not observed for firms in resource-dependent cities or heavily polluting sectors. An examination of the mechanisms indicates that MCPAs drive emission reductions and efficiency gains through two primary pathways: technological renovation and technological innovation. Technological renovation is the dominant pathway in the short term, offering more direct and significant contributions. Conversely, while the short-term impact of technological innovation is limited, its synergistic “pollution-carbon reduction” effects and the “innovation compensation” economic benefits it generates are crucial for achieving long-term green and low-carbon transformation. Therefore, the government should implement differentiated MCPA strategies. By employing incentive mechanisms such as fiscal subsidies and cleaner production demonstration projects, policymakers can guide firms to focus on technological retrofitting and green innovation at the front-end and throughout the production process, thereby effectively advancing the corporate green and low-carbon transition.

**Key words:** cleaner production audits; technological renovation; eco-innovation; carbon reduction and efficiency enhancement

企业是推动经济增长的主力,同时也是能源消耗和碳排放大户。根据《中国上市公司碳排放排行榜(2023)》,总量榜上前100家上市公司的二氧化碳排放合计50.46亿吨,接近全国二氧化碳排放的一半。在此背景下,从微观层面协同“减污”“降碳”“增效”已成为企业实现高质量发展的重要途径。清洁生产通过在生产过程和产品中实施预防性环保策略,能够减少潜在的污染排放。自2003年《中华人民共和国清洁生产促进法》颁布以来,中国已推行清洁生产审核政策20余年。研究表明,“十五”至“十二五”,相关政策发挥显著的减污降碳作用<sup>[1]</sup>,企业二氧化硫、二氧化碳排放量分别下降17.3%和5.9%。此外,还有部分研究发现清洁生产相关政策具有提升企业生产率的潜力<sup>[2]</sup>,使得企业全要素生产率提升43.3%。国家“十三五”时期清洁生产审核统计数据显示,清洁生产审核在减污降碳方面成效显著<sup>①</sup>,其中削减二氧化硫约68.8万吨,通过推动企业节能,累计减少二氧化碳排放约43.7亿t。“十四五”时期共计88个清洁生产审核创新试点项目通过评估。因此,清洁生产审核将是我国“十五五”时期乃至更长一段时期内力争实现“减污降碳协同增效”的重要政

策工具。

工业企业的大气污染物和温室气体具有高度同根、同源、同过程等属性,这种内在联系意味着工业行业协同减排潜力较大<sup>[3]</sup>。在理论层面,清洁生产改造可通过优化能源结构、提高能源资源利用效率、促进绿色技术创新等多种途径减少污染物和温室气体产生量,从而在企业层面实现协同减排。然而,不同于企业自愿开展的清洁生产审核,依托政府行政手段的强制性清洁生产审核,在实现环境规制的覆盖广度和执行刚性的同时,也意味着企业可能因合规压力而更倾向于选择成本导向的短期减排策略,而非具有长期协同效益的创新路径。

因此,强制性清洁生产审核在实际中能否发挥其协同降碳效应往往取决于企业减排策略的选择,不同策略发挥的减污降碳效果大相径庭<sup>[4]</sup>。安装脱硫塔、尾气处理设施等生产末端污染治理措施,虽能在短时间内有效减少污染排放,但这些设备运营往往需要较高成本,且消耗大量的能源,从而间接增加碳排放。相较而言,过程管理和源头控制通过整合最新的环保技术和生产工艺,改进原材料和中间投入品的使用效率,能够有效减

① 原文具体内容见中华人民共和国中央人民政府网站:[https://www.gov.cn/zhengce/202302/content\\_6748963.htm](https://www.gov.cn/zhengce/202302/content_6748963.htm)。

少能源和资源消耗。例如,采用高效率的燃烧技术和可再生能源,不仅有效抑制污染物排放,还大幅减少温室气体排放,同时通过提升生产效率为企业带来成本节约与市场竞争力提升的双重效益。鉴于清洁生产审核在理论预期与实际执行效果之间可能存在的偏差,深入研究其对企业减污降碳增效协同效应(即在降低污染物和碳排放强度的同时,显著提升全要素生产率)的作用对推动企业低碳转型尤为重要。为此,本文聚焦强制性清洁生产审核这一政策工具,检验其在减污降碳协同增效方面的异质性效应,并深入分析其背后的微观影响机制,以期优化清洁生产审核政策提供实证依据。

### 一、文献综述

长期以来,环境政策的协同降碳效应受到学术界的广泛关注<sup>[5]</sup>。宏观层面,实现环境政策的协同效应路径颇为丰富,包括优化能源结构、增加可再生能源的比例、使用更先进的能效提升技术以及淘汰落后产能来调整产业结构等<sup>[6]</sup>。微观层面,环境政策能否有效实现减污降碳目标,很大程度上取决于企业所采取的环保策略。被动式减排措施,如末端治理和废物循环利用,虽能显著减少有害污染物排放,但这些措施通常伴随较高的能源消耗,可能导致碳排放增加。相较而言,燃料清洁化、技术升级和能效提升等主动减排策略,不仅能从源头上同时减少污染和碳排放,更能有效降低生产成本和提高企业的市场竞争力。

清洁生产是一种由末端治理等被动式减排转向生产全过程控制的污染预防策略。现有文献多聚焦于清洁生产政策的经济绩效评估,即清洁生产的“增效”作用,证实其在提高能源资源利用效率、提升全要素生产率、增加营业利润、优化产品结构、提升全球价值链地位等方面具有积极影响<sup>[2,7-9]</sup>,其中促进技术创新及绿色技术创新的“波特假说”为这类文献提供重要的理论解释渠道<sup>[10]</sup>。孙博文<sup>[11]</sup>利用 1998—2013 年中国工业企业数据库和中国工业企业污染数据库的匹配数据,实证检验了波特效应在中国的存在特征;曹翔

等<sup>[12]</sup>则进一步研究发现,这一效应在短期内未起主导作用,而在长期中表现会更为明显。然而,也有部分研究发现,由于技术改造可以作为技术创新的替代性选择,清洁生产标准并未显著促进企业创新<sup>[13]</sup>,反而会引起污染企业通过更新治污设备、生产设备等来应对清洁生产标准的实施。对此,于亚卓等<sup>[2]</sup>指出,这种技术改造对技术创新的替代性使得企业并没有实质性扭转落后的生产方式,最终会导致产能扩张与污染、碳排放间的失衡。此外,李波等<sup>[14]</sup>从产业链协同的角度出发,发现技术创新在上、下游清洁生产标准中的碳效应具有非对称性,即上游清洁生产标准通过“创新挤出效应”抑制企业碳减排,下游清洁生产标准通过“创新溢出效应”促进企业碳减排。

部分研究已开始对清洁生产政策在减污、降碳和增效方面的多重政策效应进行探讨。以中国工业企业数据库和中国工业污染源重点调查企业数据库中的企业为研究样本,万攀兵等<sup>[15]</sup>发现清洁生产标准有助于企业降低污染排放强度并提高全要素生产率。更进一步地,孙博文等<sup>[1]</sup>的研究则表明清洁生产标准的实施能够带来显著的“降碳减污”协同效果。以上研究从减污、降碳和增效 3 个方面的探究为本文的后续分析奠定了基础,但其存在的部分问题也给予本文一定的启示。即使清洁生产标准在同一时间颁布,企业实际开展清洁生产改造并产生效果的时点和程度各不相同,并非所有企业都会在同一时间点响应并完成清洁生产改造。因此,已有研究将清洁生产标准的发布或实施简单视为外生政策冲击,这可能导致政策效应的估计存在偏误。

近年来,部分研究尝试以企业层面的清洁生产审核作为外生政策冲击,评估其政策效果。Chen 等<sup>[7]</sup>运用倾向得分匹配双重差分法,分析 1998—2014 年中国规模以上工业企业数据,发现清洁生产审核能够通过激励企业绿色技术创新,显著提升企业全要素能源效率。安梦天等<sup>[16]</sup>从社会影响的角度出发,指出清洁生产审核虽然促进企业的污染减排,但同时也对企业的就业产生冲击,导致企业用工人数有所减少。总体而言,现有

文献对清洁生产审核的政策效果的研究多聚焦于“减污”“增效”等方面,而对企业层面的“降碳”效应评估不足,更缺乏对其减污降碳增效的协同效应分析,因此难以形成较为系统的政策成效评估框架。另外,在作用机制的探讨上,已有研究多将企业的技术响应笼统地视为技术进步或技术创新,未能清晰区分增量式“技术改造”与突破性“技术创新”,尚未对企业在规制压力驱动下做出具体技术选择的微观机制进行深入探讨。

当前,环境治理的复杂性和挑战性愈发显著,强制性清洁生产审核的实施不仅要关注其直接的环境治理成效,更要权衡其执行的经济成本。鉴于此,本文研究有如下边际贡献:在研究视角方面,将企业的“减污”“降碳”“增效”纳入统一的分析框架,系统性地评估强制性清洁生产审核的协同效应;在作用机制层面,创新性使用技术创新和技术改造两条路径刻画企业在短期合规压力与长期发展需求之间的策略权衡。为此。本文使用1998—2014年中国工业企业数据库和重点源污染调查数据,构建多时点双重差分模型,探究企业如何选择减排策略以达到排放标准,进一步分析清洁审核政策的协同作用路径和执行的经济成本。

## 二、政策背景与机制分析

### (一)政策背景

清洁生产改造是实现减污降碳协同增效的重要举措。为推动企业开展清洁生产,中国早在2002年颁布的《中华人民共和国清洁生产促进法》便确立了实施强制性清洁生产审核的企业范围和遴选标准,主要针对超过国家或地方主要污染物排放标准或总量减排目标、单位产品能源消耗限额,或使用或排放有毒和有害物质的企业。为规范和全面推行清洁生产审核行为,国家发展改革委、国家环境保护总局等部门自2004年起陆续出台《清洁生产审核暂行办法》等一系列配套规章制度,并建立对未按要求实施或未达标企业的处罚及限期整改机制。随后,政策执行进一步细化和强化。2010年,环保部发布《关于深入推进重点企业清洁生产的通知》要求5个重金属污染防治重

点行业的重点企业和7个产能过剩行业的重点企业分别于2011年、2012年完成清洁生产审核。近年来,清洁生产在国家绿色低碳发展战略中的地位日益凸显。2021年发布的《国务院关于印发2030年前碳达峰行动方案的通知》倡导产业园区内的企业进行清洁生产改造。《“十四五”节能减碳排综合工作方案》明确指出,全面推行清洁生产是中国实现减污降碳、协同增效的核心策略。同时,《“十四五”全国清洁生产推行方案》强调以清洁生产为抓手,积极实施清洁生产改造。2023年发布的《国家碳达峰试点建设方案》进一步提出运用清洁生产审核手段来提升减污降碳的协同能力。然而,中国清洁生产审核制度的有效性很大程度上依托于其强制性特征以及后续监管机制。强制性要求确保政策的覆盖范围及环保部门对通过审核企业的定期检查以及社会公众的监督,在一定程度上增加企业违规排放的环境成本。这种制度设计能够形成长效约束机制,驱动企业加大环境治理投入,持续减少污染物排放并提升生产效率。因此,深入探究中国企业强制性清洁生产审核在“减污降碳协同增效”方面的实际效果,对于评估其政策效应,以及推动构建具有中国特色的清洁低碳生产体系,具有重要的理论和实践意义。

### (二)机制分析

面对更严格的环境标准,企业往往会进行技术创新或改造。技术创新是指企业通过自主研发新技术、新产品、新工艺或新商业模式来提高生产效率和绿色竞争力。其中,绿色技术创新侧重于环保和可持续发展,是增强企业污染治理能力的重要途径。技术改造则是指企业在现有技术基础上对生产设备、工艺流程等进行局部或整体的改进和优化。

#### 1. 技术创新

波特假说提出,合理的环境规制能够激励企业技术创新,形成“创新补偿”效应<sup>[17]</sup>,从而抵消合规成本,提升企业环境与经济绩效。具体而言,在强制性环境监管下,清洁生产审核要求企业对从原材料投入、中间品制造到废弃物排放的全生产流程进行系统性摸排,通过物料及能量核

算、现场监测等手段,精准识别传统生产方式中的高污染、高能耗环节,并对标行业标准提出技术改进方案。为达到审核设定的减排目标,企业会尝试更高效的技术路径以提高资源利用效率、减少原材料和能源消耗<sup>[18]</sup>,而天然具备“环保”与“增效”双重属性的绿色技术创新,便成为其理性选择。

技术创新尤其是绿色技术创新会显著提升资源能源使用效率<sup>[19]</sup>。通过采用高效电机、余热回收系统等先进节能技术以及优化能源管理系统,企业能够有效降低单位产品或服务的化石能源消耗。这不仅可以减少化石燃料燃烧产生的二氧化碳排放,还降低了二氧化硫、氮氧化物等空气污染物排放。此外,可再生能源技术的研发、应用,以及储能、智能电网等配套技术的创新,从源头大幅减少碳排放,并有效缓解因化石能源开采、运输和燃烧引发的环境污染。在增效方面,绿色技术创新不仅是单一低碳环保技术的引入或应用,往往还伴随着企业整体创新能力的提升和生产流程再造<sup>[20]</sup>。新技术的应用需要企业重新审视并优化生产流程、供应链管理和内部管理体系,以适应新技术的要求。这些由技术革新驱动的系统性变革,能够全面提升企业的资源配置效率与管理水平,最终体现为全要素生产率的显著提升。

## 2. 技术改造

技术改造是技术创新的量变积累阶段,为企业在环境规制下提供另一条可行路径。相较于技术创新,这一路径对创新能力相对薄弱的中小企业和传统产业,或在短期内需要快速响应环保合规要求的企业较为适用。具体而言,清洁生产审核政策的合规压力在一定程度上推动着企业污染治理模式的转变,使其从过去主要依赖末端治理,逐步转向源头治理的全过程控制,如引入废气处理设备以减少排放或更新落后生产设备,促使企业在创新能力和研发资金有限的情况下实现升级改造<sup>[21]</sup>。然而,技术改造也可能会增加生产成本和污染物处理的预期成本。尽管一些生产末端处理措施显著减少污染物排放,但需要额外投入劳

动与资本,未必直接提升生产效率<sup>[22]</sup>。

尽管如此,技术改造仍能带来环境经济效益<sup>[23]</sup>。企业通过采用清洁能源或原料、优化反应条件减少副产物、改进回收工艺以减少污染物产生量。同时,升级末端污染治理设施(如先进除尘器或废水处理系统)提升污染物治理效率,以实现合规生产。碳排放强度降低主要通过提升能源效率实现,如更换高效电机、泵或锅炉,优化供热管网,或调整工艺参数降低单位产品能耗。此外,工艺优化本身可间接减少能源需求和碳排放。全要素生产率提升源于节能、节水、节材降低的资源成本,以及自动化生产和设备性能提升带来的维护成本降低。因此,清洁生产审核通过倒逼技术改造,不仅可以推动企业以较低成本实现环保合规,还可以逐步形成“源头—过程—末端”的污染治理模式。

## 三、研究设计

### (一)模型设计

为有效缓解企业实施强制性清洁生产审核可能带来的自选偏差问题,使用倾向得分匹配法构建实验组和对照组。具体而言,将每年被列入强制性清洁生产审核名单的企业视为处理组。在同行业内,根据企业特征,采用1:4近邻匹配法为其匹配具有相似特征但未实施清洁生产审核的企业作为对照组。参考Chen等<sup>[7]</sup>的研究,本文选取的协变量有企业年龄(Age)、资本密集度(KL)、补贴收入(Subsidy)、财务成本(Cost)、资产负债率(Loan)及赫芬达尔—赫希曼指数(HHI)。为避免协变量与企业是否实施清洁生产审核可能存在的反向因果关系,除企业年龄以外,其余协变量均采用滞后一期的数据进行倾向得分估计和匹配。平衡性检验结果显示,匹配后协变量的标准偏误均小于匹配前,且全部低于5%,通过平衡性检验(限于篇幅并未报告,可联系作者获取)。最后,回归所用样本区间为1999—2014年。

考虑到清洁生产审核政策在企业层面是分批、分时点实施的,即企业在不同年份分批次进入处理组。因此,本文采用多时点双重差分法来探究清洁

生产审核 ( $MCPA$ ) 对企业环境与经济绩效的影响<sup>[22]</sup>。

$$Dep_{it} = \alpha MCPA_{it} + \beta X_{it} + \gamma_i + \lambda_t + \delta_{it} \quad (1)$$

式(1)中,被解释变量  $Dep_{it}$  表示企业  $i$  在时期  $t$  的二氧化硫排放强度 ( $EL_{SO_2}$ )、二氧化碳排放强度 ( $EL_{CO_2}$ ) 及全要素生产率 ( $TFP$ )。  $MCPA_{it}$  是二值虚拟变量,当企业在  $t$  年及后续年份执行  $MCPA$ , 赋值为 1; 否则,赋值为 0。纳入企业固定效应 ( $\gamma_i$ ) 与时间固定效应 ( $\lambda_t$ ) 以缓解因企业个体而异和随时间变动但不随企业个体的遗漏变量问题。  $X_{it}$  为控制企业和行业层面的变量,  $\delta_{it}$  为残差项。

## (二) 变量说明

### 1. 被解释变量

二氧化硫排放强度 ( $EL_{SO_2}$ ) 和二氧化碳排放强度 ( $EL_{CO_2}$ ) 以企业获得单位工业总产值所排放的二氧化硫和二氧化碳总量来表示。囿于数据指标可获得性,二氧化碳排放量仅包含燃料燃烧产生的直接碳排放,包括燃料煤、燃料油和洁净燃气等<sup>[24]</sup>,未涵盖部分行业(如化工)的生产过程排放,可能导致对过程排放强度高的企业碳排放强度产生测量误差。为消除价格波动影响,工业总产值以 1998 年为基期,采用工业生产者出厂价格指数进行平减,以确保不同年份间产值的可比性。参考 Levinsohn 等<sup>[25]</sup>的研究,使用半参数法来估算企业全要素生产率  $TFP$ 。企业二氧化硫排放量、能源消耗量等数据来源于 1998—2014 年的中国污染源重点调查企业数据库;工业总产值等财务指标数据来源于 1998—2014 年中国工业企业数据库。参考 Dong 等<sup>[23]</sup>的研究,为保证数据质量,本文剔除被解释变量中存在明显异常或错误的观测值,包括观测值缺失、负值以及增长率极度不稳定或过大的情况。

### 2. 核心解释变量

强制性清洁生产审核 ( $MCPA_{it}$ ): 根据《中华人民共和国清洁生产促进法》及相关政策,企业被列入强制性审核名单并完成审核,是其受到政策干预的关键时点。因此,将强制性清洁生产审核

( $MCPA_{it}$ ) 设定为一个反映企业是否以及何时接受强制性审核干预的二元虚拟变量。具体定义为:若企业  $i$  在  $t$  年及以前被列入强制审核名单并完成了审核,则  $MCPA_{it}$  取值为 1;在此之前(即尚未完成强制审核)或未被列入强制审核名单的企业,  $MCPA_{it}$  取值为 0。本文主要关注 2003—2014 年强制性审核政策的效应,其中 2003 年法律生效标志着强制审核制度的开始,而 2010 年后的政策进一步强化了对重点行业的强制要求。

### 3. 控制变量

参考 Chen 等<sup>[7]</sup>的研究,选取企业年龄 ( $Age$ )、资产负债率 ( $Loan$ )、资本密集度 ( $KL$ )、财务成本 ( $Cost$ )、补贴 ( $Subsidy$ )、行业集中度 ( $HHI$ )。变量说明及计算方法详见表 1。

### (三) 数据来源及描述性统计

数据主要来自生态环境部(原环境保护部)公布的 5 批实施强制性清洁生产审核并通过评估验收的重点企业名单、中国工业企业数据库(1998—2014 年)和中国企业污染排放数据库(1998—2014 年)。根据生态环境部公布的名单,2003—2012 年,涉及的通过审核评估验收的企业共有 16 841 家。数据处理步骤如下。首先,对中国工业企业数据库和中国企业污染排放数据库进行清洗和整理。借鉴 Chen 等<sup>[7]</sup>以及其他现有研究常用的工业企业数据库处理方法,对匹配后的数据进行如下处理:删除数据中存在明显记录错误的样本,如企业工业总产值、固定资产、总资产、就业人数等为负的错误记录;删除关键指标缺失及有时间间断的样本;删除流动资产、总固定资产和固定资产净值大于总资产的样本;删除就业人数小于 8 人的样本;以 1998 年为基期对涉及物价因素的变量进行平减,如固定资产用固定资产投资价格指数进行平减。最后,基于企业的法人代码和年份,将经过清洗和处理的工业企业数据库与中国企业污染排放数据库进行合并,并与强制性清洁生产审核评估验收企业名单进行匹配。通过倾向得分匹配后,共获得 294 187 个观测值,其中包括 23 001 个处理组的观测值。

表 1 变量描述性统计结果

变量	变量说明	均值	标准差	最小值	最大值	样本量
$EL_{SO_2}$	二氧化硫排放强度(排放量/工业总产值,取对数)	0.537	0.701	0.000	3.300	294 187
$EL_{CO_2}$	二氧化碳排放强度(排放量/工业总产值,取对数)	6.518	8.165	0.000	10.297	294 187
$Tfp\_lp$	全要素生产率(LP法)	7.860	1.329	4.506	10.000	294 187
$MCPA$	强制性清洁生产审核	0.078	0.224	0.000	1.000	294 187
$Age$	企业年龄(取对数)	2.418	0.775	0.693	4.078	294 047
$Loan$	资产负债率(负债合计/资产总计)	0.570	0.240	0.028	0.981	294 131
$KL$	资本密集度(资本/劳动,取对数)	4.364	1.256	1.136	7.660	294 187
$Cost$	财务成本(利息支出/负债合计,取对数)	0.029	0.040	-0.006	0.251	287 533
$Subsidy$	是否有补贴收入	0.398	0.489	0.000	1.000	294 187
$HHI$	行业集中度,赫芬达尔—赫希曼指数	0.071	0.093	0.002	0.492	294 187

四、实证结果

(一) 平行趋势检验

为验证双重差分法的有效性,本文运用事件研究方法检验平行趋势假设条件是否满足,并构建模型为:

$$Dep_{it} = \sum_{m=3}^3 \alpha_m MCPA_{i,t-m} + \beta X_{it} + \gamma_i + \lambda_t + \delta_{it} \quad (2)$$

政策实施前 1 年为参照组 ( $P_1$ ),政策前后 3 年作为分析的事件窗口。图 1 中为估计得到的回归系数、相应 95% 的置信区间。结果表明,在政策实施之前,强制性清洁生产审核的回归系数都不显著,即政策实施前处理组和对照组不存在系统差异。政策实施 1 年后,强制性清洁生产审核的回归系数显著。

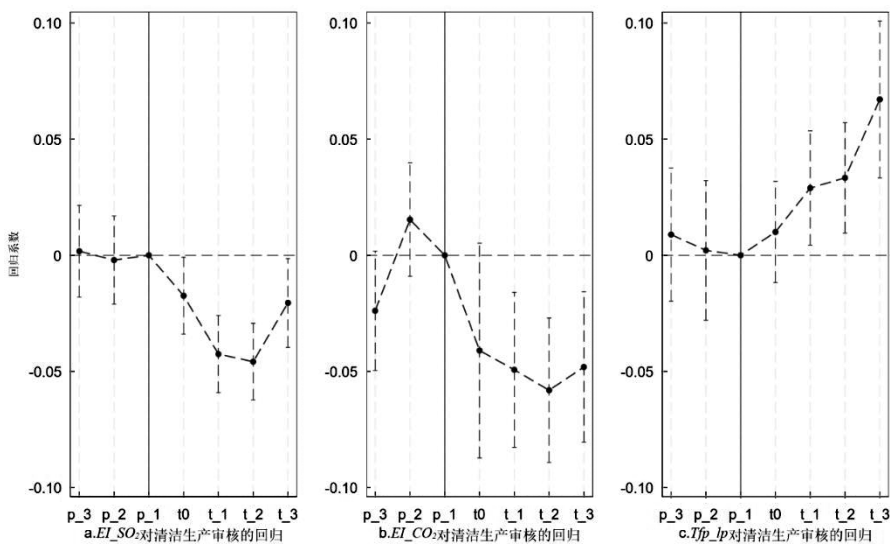


图 1 平行趋势检验

(二) 基准回归结果

表 2 报告了基于倾向得分匹配后样本的基准回归结果。为减轻由控制变量引起的双向固定效应估计偏误,列(1)~列(3)仅包含企业和年份固定效应,列(4)~列(6)进一步纳入企业和行业层面的控制变量,以减少潜在的遗漏变量偏误。对比两组结果可以发现,加入控制变量后,核心解释

变量强制性清洁生产审核的系数方向和统计显著性均保持一致,系数估计值的大小也较为接近,这表明基准回归结果具有较好的稳健性。列(4)~列(6)回归结果显示,二氧化硫排放强度对强制性清洁生产审核的回归系数显著为负,即强制性清洁生产审核使得企业二氧化硫排放强度降低 1.6%<sup>②</sup>;二氧化碳排放强度对强制性清洁生产审

② 系数计算公式如下:  $-1.6\% = e^\alpha - 1 = e^{(-0.016)} - 1$ ,下文同。

核的回归系数显著为负，即清洁生产审核后企业二氧化碳的排放强度下降 4.9%。全要素生产率对强制性清洁生产审核的回归系数显著为正，即清洁生产审核使得企业全要素生产率增加 8.8%。综上，强制性清洁生产审核政策在工业企业层面总体上实现了污染减排、碳排放降低以及全要素生产率提升的显著成效。

表 2 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	二氧化硫 排放强度	二氧化碳 排放强度	全要素 生产率	二氧化硫 排放强度	二氧化碳 排放强度	全要素 生产率
强制性清洁 生产审核	-0.018 ** (0.008)	-0.053 *** (0.018)	0.101 *** (0.010)	-0.016 *** (0.006)	-0.050 *** (0.019)	0.085 *** (0.010)
企业年龄	—	—	—	0.004 (0.003)	-0.007 (0.036)	0.045 *** (0.005)
资产负债率	—	—	—	-0.011 (0.009)	-0.102 (0.116)	-0.095 *** (0.014)
资本密集度	—	—	—	-0.018 *** (0.002)	-0.052 * (0.030)	-0.057 *** (0.004)
财务成本	—	—	—	-0.009 *** (0.003)	-0.010 (0.042)	0.032 *** (0.005)
是否有 补贴收入	—	—	—	-0.130 *** (0.042)	-0.794 (0.556)	0.366 *** (0.071)
行业集中度	—	—	—	-0.024 (0.017)	-1.662 *** (0.310)	-0.182 *** (0.038)
观测值	284 032	284 032	284 032	276 655	276 655	276 655
调整后 R <sup>2</sup>	0.728	0.605	0.753	0.731	0.610	0.757
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是

注：\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在  $p < 0.01$ 、 $p < 0.05$  和  $p < 0.10$  时有统计学意义；括号中的值为企业层面聚类标准误。以下各表均同。下表回归结果若加入控制变量、企业固定效应和年份固定效应，则不再单列。

### (三) 稳健性检验

#### 1. 安慰剂检验

本文从对照组中随机抽取样本进行回归，对基准回归结果表 2 中列(4)~列(6)的结果重复 1 500 次估计。回归系数概率密度图表明，基于 1 500 次随机分配得到的样本估计系数都集中在 0 附近，而每组基准回归中的系数显著异于 0，证明其他不可观测因素导致本文的基准结果存在偏误的可能性较小。

$$\hat{\alpha}_1 = \alpha_1 + \lambda \frac{cov(MCPA_{it}, \delta_{it} | X_{it})}{var(MCPA_{it} | X_{it})} \quad (3)$$

#### 2. 更换估计方法

鉴于强制性清洁生产审核对处理组的影响在不同年份间可能存在差异，本文利用平衡面板数据，借鉴 Callaway 等<sup>[26]</sup>的方法，构建 CSDID 模型，根据处理时点划分处理组别，计算每一处理组别的平均处理效应，再加权平均。

为缓解回归中反向因果、遗漏变量带来的估计

偏误问题，本文采用 Chernozhukov 等<sup>[27]</sup>提出的去偏差双重机器学习方法 (debiased/double machine learning, DDML)，以估计强制性清洁生产审核对企业环境经济效应的影响，设置半参数回归模型为：

$$Dep_{it} = \pi_0 MCPA_{it} + g_0(X_{it}) + \varepsilon, E[\varepsilon | X_{it}, MCPA_{it}] \quad (4)$$

式(4)中， $\pi_0$  是清洁生产审核对环境经济绩效的平均处置效应。 $X_{it}$  为同时影响结果变量与处置变量的混杂因素， $\varepsilon$  表示满足条件均值独立的随机干扰项。 $X_{it}$  与  $MCPA_{it}$  的关系式为：

$$MCPA_{it} = \theta_0(X_{it}) + U, E[U | X_{it}] = 0 \quad (5)$$

式(5)中， $\theta_0 \neq 0$ ，表明处理选择是非随机的。 $U$  为随机干扰项。为适应高维数据并缓解潜在的内生性问题，本文采用最小绝对收缩和选择算法 (absolute shrinkage and selection operator, LassoCV) 以及弹性网络 (elastic network) 进行估计。

#### 3. 排除同类政策的影响

首先，剔除《关于实施清洁生产示范试点计划的通知》中进行清洁生产示范试点的 10 个城市和 5 个行业的数据，对模型(1)进行重新估计。其次，考虑到样本期内有 34 个行业实施了清洁生产标准，逐年剔除相关行业企业数据进行回归分析。最后，进一步控制两控区政策的影响。政府在 1998 年设立两控区计划，将特定区域指定为二氧化硫和酸雨控制区。为消除二氧化硫减排目标的混淆效应，本文将 TCZ 虚拟变量纳入式(1)进行重新估计。

以上估计结果与主要结论保持一致，进一步证明回归结果的稳健性。此外，除上述检验外，本文还进行了如下稳健性检验：一是使用 K 最近邻匹配和马氏距离匹配来选择初始样本；二是分别在地级市和县层面进行聚类；三是进一步加入省份—年份固定效应及城市—年份固定效应；四是替换为 2007—2022 年中国上市公司数据样本。

### 五、进一步分析

#### (一) 异质性分析

##### 1. 区域异质性

资源富集地区的企业因能以较低成本获取生产要素而具备成本优势，但对自然资源的高度依

赖可能导致要素利用效率低下。本文参考国家计委宏观经济研究院课题组对资源型城市的界定与分类<sup>[28]</sup>,将城市分为非资源型城市和资源型城市,其中资源型城市进一步划分为煤炭与石油城市、黑色与有色金属冶金城市。表3 回归结果显示,在非资源型城市,清洁生产审核使得企业二氧化硫和二氧化碳排放强度分别降低 1.9% 和 6.3%,企业全要素生产率上升 9.4%。但对于资源依赖型企业,清洁生产审核实施后,其二氧化硫排放强度并未显著下降,二氧化碳排放强度显著提升,

其中煤炭与石油城市中的企业二氧化碳强度显著提升 3.1%,黑色和有色冶金城市企业显著提升 2.1%。资源型城市拥有廉价且充足的化石能源,直接影响当地企业的决策偏好。在生产环节,企业会优先利用低成本的化石燃料。在环保合规方面,企业往往认为采用末端治理措施(如安装脱硫装置)或支付环保费,比从源头上改进生产工艺或升级技术更为“经济”或“便捷”。但末端治理不仅会抬高运营成本、拉低生产效率,其运行过程本身有时也会间接增加二氧化碳的排放强度。

表 3 非资源型城市与资源型城市

变量	非资源型城市			煤炭与石油城市			黑色和有色冶金城市		
	(1) 二氧化硫 排放强度	(2) 二氧化碳 排放强度	(3) 全要素 生产率	(4) 二氧化硫 排放强度	(5) 二氧化碳 排放强度	(6) 全要素 生产率	(7) 二氧化硫 排放强度	(8) 二氧化碳 排放强度	(9) 全要素 生产率
强制性清洁 生产审核	-0.019 ** (0.008)	-0.065 *** (0.013)	0.090 *** (0.011)	-0.095 (0.067)	0.031 *** (0.008)	-0.072 ** (0.032)	0.002 (0.032)	0.021 *** (0.008)	-0.064 *** (0.024)
观测值	227 064	227 064	227 064	12 778	12 778	12 778	33 720	33 720	33 720
调整后 R <sup>2</sup>	0.741	0.603	0.757	0.690	0.636	0.755	0.683	0.683	0.760

2. 行业异质性

为应对更为严格的环境标准、提升行业清洁生产水平,重污染行业面临的环保压力日益增大。表4 中列(1)、列(4)结果显示,强制性清洁生产审核使得重污染行业企业的二氧化硫排放强度下降了 0.7%,而对非重污染行业的二氧化硫排放强度的减少效果并不明显。非重污染行业的企业由于其本身的污染排放量较低,强制性清洁生产审核对这些企业的减排边际效应相对较小。列(2)、列(5)结果显示,强制性清洁生产审核实施后,非重污染行业企业的二氧化碳排放强度显著降低 4.8%,重污染行业的企业二氧化碳排放强度显著上升 17.5%。面对环境政策的压力时,非重污染行业企业能有效调整生产策略并采取节能减排措施。然而,重污染行业企业为了尽快符合环境标准和通过清洁生产评估验收,进而投资安装新的废气和废水处理设施。鉴于企业在短期内难以改变其能源结构,这些新的环保设备的运行增加能源消耗,进而导致碳排放强度的上升。列(3)、列(6)回归结果显示,强制性清洁生产审核使得非重污染行业企业全要素生产率上升 4.3%,而重污染行业企业的全要素生产率下降 2.8%。重污染行业(如煤炭、炼焦、冶金等)在生产工艺和设备方面

已然形成较高的“锁定效应”,其技术改造和升级往往需要大量的资本和技术投入,短期内会增加运营成本,从而导致生产率下降。

表 4 非重污染行业与重污染行业

变量	非重污染行业			重污染行业		
	(1) 二氧化硫 排放强度	(2) 二氧化碳 排放强度	(3) 全要素 生产率	(4) 二氧化硫 排放强度	(5) 二氧化碳 排放强度	(6) 全要素 生产率
强制性清洁 生产审核	-0.010 (0.010)	-0.049 *** (0.012)	0.042 *** (0.017)	-0.007 *** (0.003)	0.161 *** (0.055)	-0.028 ** (0.013)
观测值	116 675	116 675	116 675	159 452	159 452	159 452
调整后 R <sup>2</sup>	0.682	0.591	0.764	0.712	0.622	0.752

注:重污染行业有农副食品加工业;纺织业;皮革、毛皮、羽毛(绒)及其制品业;造纸及纸制品业;石油加工、炼焦及核燃料加工业;化学原料及化学制品制造业;食品制造业;非金属矿物制品业;有色金属冶炼及压延加工业;黑色金属冶炼及压延加工业。

3. 企业异质性

表5 和表6 进一步检验了强制性清洁生产审核对企业环境及经济效率的影响是否因企业所有权和规模而异。表5 中列(1)和列(4)显示,强制性清洁生产审核使得非国有企业的二氧化硫排放强度下降 1.5%,但对国有企业的二氧化硫排放强度影响不显著。列(2)、列(5)结果显示,强制性清洁生产审核使得非国有企业的碳排放强度显著降低了 1.8%,对国有企业的碳排放强度影响不显著。国有企业通常承担更多的环保责任和政策性任务,具有更好的环境效率<sup>[29]</sup>。其在环境政策执行方面受到更严格的隐性或显性约束,可能在强制性清洁生产审核实施前就已投入较多的资源进

行环保设施建设和管理改进,其初始的能源效率和环境绩效相对较高,因此强制性清洁生产审核未能显著降低国有企业二氧化硫和二氧化碳排放强度。相比之下,非国有企业可能更侧重于经济效益,其初始环保投入和管理水平可能相对较低。当面临强制性清洁生产审核这一外部规制压力时,非国有企业通过技术改造或管理提升来降低二氧化碳排放强度、二氧化硫排放强度的边际改进空间更大,因而强制性清洁生产审核政策的效应更为显著。

表 5 企业异质性 1:产权异质性

变量	非国有企业			国有企业		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	二氧化硫排放强度	二氧化碳排放强度	全要素生产率	二氧化硫排放强度	二氧化碳排放强度	全要素生产率
强制性清洁生产审核	-0.015 ** (0.006)	-0.018 *** (0.007)	0.085 *** (0.012)	-0.003 (0.021)	0.051 (0.046)	0.023 *** (0.008)
观测值	219 939	219 939	219 939	47 753	47 753	47 753
调整后 R <sup>2</sup>	0.726	0.590	0.738	0.769	0.674	0.823

表 6 报告了强制性清洁生产审核对不同规模企业(小型、中型、大型)影响的估计结果。列(1)、列(4)、列(7)的结果表明,实施强制性清洁生产审核后,小型和中型企业的二氧化硫排放强度分别降低了 1.5% 和 3.3%,而大企业的二氧化硫排放

表 6 企业异质性 2:规模异质性

变量	小型			中型			大型		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	二氧化硫排放强度	二氧化碳排放强度	全要素生产率	二氧化硫排放强度	二氧化碳排放强度	全要素生产率	二氧化硫排放强度	二氧化碳排放强度	全要素生产率
强制性清洁生产审核	-0.015 *** (0.005)	-0.319 ** (0.158)	0.079 *** (0.015)	-0.033 ** (0.017)	0.285 (0.184)	0.163 *** (0.020)	0.021 (0.037)	-0.416 (0.571)	-0.108 (0.072)
观测值	213 366	213 366	213 366	40 698	40 698	40 698	13 020	13 020	13 020
调整后 R <sup>2</sup>	0.729	0.567	0.744	0.777	0.781	0.780	0.804	0.738	0.857

(二)作用机制分析

本文参考赵西亮<sup>[30]</sup>的研究,构建因果中介模型,用于识别技术改造和技术创新的中介作用,将强制性清洁生产审核的政策总效应( $\alpha_{ATE}$ )分解为自然直接效应( $\alpha_{NDE}(0)$ )和自然间接效应( $\alpha_{NIE}(1)$ ),其计算公式为:

$$\begin{aligned} \alpha_{ATE} &= E[Dep(1) - Dep(0)] = E[Dep(1, M(1)) - Dep(0, M(0))] \\ &= E[Dep(1, M(1)) - Dep(1, M(0))] + E[Dep(1, M(0)) - Dep(0, M(0))] \\ &= \alpha_{NIE}(1) + \alpha_{NDE}(0) \end{aligned} \quad (6)$$

式(6)中,  $M$  为企业技术改造和技术创新相关的中介变量。自然间接效应  $\alpha_{NIE}(1)$  关注的是强制性清洁生产审核实施后通过技术改造或技术创新对

强度没有明显下降。列(2)、列(5)、列(8)结果显示强制性清洁生产审核实施后,小型企业的二氧化碳排放强度显著下降了 27.3%。这主要源于企业规模不同导致的减排策略异质性。小型企业初始的生产工艺和环保投入水平普遍较低。强制性清洁生产审核作为一种外部压力和技术诊断,能有效推动其采用成熟的、兼具节能与减排效益的基础性技术改造,从而以较低成本实现减排增效。一方面,中型企业通过技术升级以提升生产效率,但为快速满足污染排放标准;另一方面,也可能投资能源消耗较大的末端治理设备。这种“技术升级”带来的降碳效益,可能被“末端治理”的增碳效应所抵消,导致最终的碳减排效果在统计上不显著。大型企业通常面临更多的社会监督和严格的环境规制,其生产效率和环境绩效可能在审核前就已达到较高水平,因此强制性清洁生产审核的边际效应较弱。此外,大型企业复杂的生产流程和组织结构也可能使其对政策的响应和调整周期更长,导致政策的短期效果难以显现。

企业二氧化碳排放强度、二氧化硫排放强度和全要素生产率的影响。本文更为关注强制性清洁生产审核实施的减污降碳增效效应有多大比例是通过技术改造或技术创新产生,即中介比例(PM)。

1. 技术改造

表 7 估计了强制性清洁生产审核对于企业生产过程技术改造的中介作用。列(1)表明,强制性清洁生产审核通过固定资产投资对企业二氧化硫排放强度的影响大小为 -0.030,对总效应的解释力为 15.8%;列(2)强制性清洁生产审核通过生产经营用固定资产投资对企业二氧化硫排放强度的影响大小为 0.005,对总效应的解释力为 -2.6%,表明强制性清洁生产审核并未能有效激励企业通过更新生产设备来实现源头减污;列(3)强制性清

洁生产审核通过其他固定资产投资对企业二氧化硫排放强度的影响大小为  $-0.114$ , 对总效应的解释力为  $56.1\%$ 。列(6)的结果显示, 非生产经营用固定资产投资同样是促进企业降碳的关键传导路径, 其间接效应为  $-0.408$ , 解释了总效应的  $44.4\%$ 。这很可能是因为部分环保或节能改造投资(如能源效率提升)同时带来了减少碳排放的协同效应。列(4)中总固定资产投资的中介效应不显著, 表明强制性清洁生产审核的降碳效应是结构性的, 并非通过驱动企业整体投资规模扩张实现。列(8)生产经营用固定资产投资的中介效应显著为负, 强制性清洁生产审核的合规压力迫使企业将有限的资本投向非生产性领域, 从而挤出本可用于提升生产效率的核心生产设备投资, 进一步降低全要素

表 7 企业技术改造的中介作用

效应	固定资产投资	生产经营用 固定资产投资	其他固定 资产投资
被解释变量: 二氧化硫排放强度	(1)	(2)	(3)
自然间接效应 (NIE)	$-0.030^{***}$ (0.003)	$0.005^{***}$ (0.001)	$-0.114^{***}$ (0.010)
自然直接效应 (NDE)	$-0.157^{***}$ (0.005)	$-0.209^{***}$ (0.005)	$-0.090^{***}$ (0.013)
总效应 (TE)	$-0.187^{***}$ (0.004)	$-0.203^{***}$ (0.005)	$-0.204^{***}$ (0.005)
中介比例 (PM)	$0.158^{***}$ (0.016)	$-0.026^{***}$ (0.004)	$0.561^{***}$ (0.055)
被解释变量: 二氧化碳排放强度	(4)	(5)	(6)
自然间接效应 (NIE)	$0.005$ (0.012)	$-0.005^*$ (0.002)	$-0.408^{***}$ (0.032)
自然直接效应 (NDE)	$-0.842^{***}$ (0.021)	$-0.913^{***}$ (0.021)	$-0.511^{***}$ (0.038)
总效应 (TE)	$-0.837^{***}$ (0.018)	$-0.918^{***}$ (0.021)	$-0.920^{***}$ (0.021)
中介比例 (PM)	$-0.006$ (0.014)	$0.006^*$ (0.006)	$0.444^{***}$ (0.036)
被解释变量: 全要素生产率	(7)	(8)	(9)
自然间接效应 (NIE)	$0.433^{***}$ (0.008)	$-0.021^{***}$ (0.002)	$0.939^{***}$ (0.029)
自然直接效应 (NDE)	$0.485^{***}$ (0.010)	$1.071^{***}$ (0.010)	$0.111^{***}$ (0.030)
总效应 (TE)	$0.918^{***}$ (0.008)	$1.050^{***}$ (0.011)	$1.051^{***}$ (0.011)
中介比例 (PM)	$0.472^{***}$ (0.009)	$-0.020^{***}$ (0.002)	$0.894^{***}$ (0.029)

注:根据 2011 年的工业统计报表制度, 生产经营用固定资产指参加企业生产经营过程或直接服务于企业生产经营过程的各种固定资产, 如生产和行政管理用的房屋及建筑物、施工机械、运输设备、生产设备、仪器及试验设备、其他生产用固定资产。其他固定资产投资是指企业固定资产原价(企业在购置、自行建造、安装、改建、扩建、技术改造某项固定资产时所支出的全部支出总额)统计中不包含生产经营用固定资产的部分。

生产率。列(9)结果显示非生产经营用固定资产投资对全要素生产率的中介效应显著为正, 解释总效应的  $89.4\%$ 。可见, 由环境规制驱动的投资能够显著提升企业的资源利用效率和管理水平, 最终大幅促进全要素生产率增长, 其正向效应远远超出效应带来的损失。

## 2. 技术创新

强制性清洁生产审核不仅能推动企业进行技术改造, 也可以通过技术创新实现技术进步<sup>[31]</sup>。因此, 表 8 进一步评估了强制性清洁生产审核对技术创新和绿色技术创新的影响, 其中绿色专利分类参考国际专利分类绿色清单界定的绿色专利为衡量标准<sup>③</sup>。表 8 列(1)结果表明, 强制性清洁生产审核通过提升企业整体创新水平对企业二氧化硫排放强度的影响大小为  $-0.002$ , 对总效应的解释力为  $1.2\%$ ; 列(2)强制性清洁生产审核通过提升发明型专利申请总量对企业二氧化硫排放强度的影响大小为  $-0.002$ , 对总效应的解释力为  $0.9\%$ ; 列(3)强制性清洁生产审核通过实用新型专利申请总量对企业二氧化硫排放强度的影响大小为  $-0.002$ , 对总效应的解释力为  $1.3\%$ ; 列(4)表明, 强制性清洁生产审核通过绿色专利申请总量对企业二氧化硫排放强度的影响为  $-0.002$ , 解释了总效应的  $0.8\%$ ; 列(5)强制性清洁生产审核通过替代能源生产技术创新对企业二氧化硫排放强度的影响大小为  $-0.0003$ , 对总效应的解释力为  $0.2\%$ ; 列(6)强制性清洁生产审核通过节能类技术创新对企业二氧化硫排放强度的影响大小为  $-0.0002$ , 对总效应的解释力为  $0.2\%$ 。

列(7)~列(9)的实证结果表明, 强制性清洁生产审核通过提升企业的整体创新水平、发明型专利及实用新型专利, 也对降低二氧化碳排放强度产生了显著的负向影响, 即技术创新能够带来减污降碳协同效应。列(10)~列(12)进一步分析表明, 绿色低碳技术创新同样能显著降低二氧化碳排放强度。列(13)~列(18)实证结果验证了“创新补偿”理论, 强制性清洁生产审核能够通过

③ 国际专利绿色分类清单来源: <https://www.wipo.int/classifications/ipc/green-inventory/home>

提升整体创新水平进而促进全要素生产率增长。具体来看,列(13)~列(15)结果表明,无论是整体技术创新,还是细分下的发明型和实用新型专利,企业清洁生产实施后,都能显著促进其全要素生产率增长。这表明,由强制性清洁生产审核驱动的技术创新能弥补企业的合规成本,实现生产率的净增长。列(16)~列(18)结果显示,以替代能源生产和节能类的绿色技术创新能显著提升全

要素生产率,解释了总效应约1.4%。

综上,强制性清洁生产审核促进了企业技术创新和绿色技术创新,不仅能够实现减污和降碳协同,还能促进全要素生产率增长,实现环境与经济绩效的双赢。尽管短期内通过该路径实现的减污降碳增效的效应值及其对总效应的贡献相对有限,但鉴于技术创新的环境与经济效益释放是一个持续累积的过程,其长期减排增效潜力更大。

表8 企业技术创新的中介作用

变量	专利申请总量	发明型专利申请总量	实用新型专利申请总量	绿色专利申请总量	替代能源生产	节能类
被解释变量: 二氧化硫排放强度	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
自然间接效应(NIE)	-0.002*** (0.000)	-0.002*** (0.000)	-0.002*** (0.000)	-0.002*** (0.000)	-0.0003*** (0.000)	-0.0002*** (0.0000)
自然直接效应(NDE)	-0.181*** (0.005)	-0.181*** (0.005)	-0.181*** (0.005)	-0.181*** (0.005)	-0.182*** (0.004)	-0.182*** (0.004)
总效应(TE)	-0.183*** (0.005)	-0.183*** (0.005)	-0.183*** (0.005)	-0.183*** (0.005)	-0.183*** (0.004)	-0.183*** (0.004)
中介比例(PM)	0.012** (0.001)	0.009*** (0.001)	0.013*** (0.001)	0.008*** (0.001)	0.002*** (0.000)	0.002*** (0.000)
被解释变量: 二氧化碳排放强度	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
自然间接效应(NIE)	-0.004*** (0.001)	-0.002*** (0.000)	-0.006*** (0.001)	-0.004*** (0.000)	-0.0007*** (0.000)	-0.0008*** (0.000)
自然直接效应(NDE)	-0.810*** (0.020)	-0.812*** (0.020)	-0.809*** (0.020)	-0.810*** (0.020)	-0.807*** (0.017)	-0.807*** (0.017)
总效应(TE)	-0.814*** (0.019)	-0.814*** (0.020)	-0.814*** (0.020)	-0.814*** (0.020)	-0.808*** (0.017)	-0.808*** (0.017)
中介比例(PM)	0.005*** (0.001)	0.002*** (0.001)	0.007*** (0.001)	0.005*** (0.001)	0.0009*** (0.000)	0.001*** (0.000)
被解释变量: 全要素生产率	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)
自然间接效应(NIE)	0.008*** (0.001)	0.004*** (0.001)	0.010*** (0.001)	0.006*** (0.000)	0.002*** (0.000)	0.0004*** (0.000)
自然直接效应(NDE)	0.893*** (0.009)	0.897*** (0.009)	0.891*** (0.009)	0.895*** (0.009)	0.906*** (0.008)	0.907*** (0.008)
总效应(TE)	0.901*** (0.009)	0.901*** (0.009)	0.901*** (0.009)	0.901*** (0.009)	0.908*** (0.008)	0.907*** (0.008)
中介比例(PM)	0.009*** (0.001)	0.005*** (0.001)	0.011*** (0.001)	0.007*** (0.001)	0.002*** (0.000)	0.0004*** (0.000)

## 六、结论与讨论

本文研究结果表明,强制性清洁生产审核使得企业二氧化硫排放强度降低1.6%,二氧化碳排放强度下降4.9%,全要素生产率增加8.8%。进一步分析发现清洁生产审核政策的减污、降碳、增效协同效应存在异质性。具体而言,位于非资源型城市的企业和非重污染行业的企业更能从清洁生产改造中获益,同步提升环境与经济绩效。机制分析结果表明,清洁生产审核通过技术改造和技术创新对企业减排增效产生显著正向效应,但二者的贡献程度存在一定差异。技术改造作为短期内实现环境和经济效应的主导路径,反映企业在面临外部环境规制的强约束时,更倾向于采取见效快、确定性高的环保策略,即在现有技术范式

内进行成本较低、风险可控的技术改造,以最快速度实现合规。相较之下,技术创新贡献程度在短期内相对有限。绿色技术创新往往伴随着高昂的调整成本、技术不确定性和较长的投资回收期,这要求企业具备更强的内生创新动力和风险承受能力。从长期来看,由环境规制所驱动的技术创新,不仅能带来“减污降碳”的协同效应,更能通过“创新补偿”效应提升经济效益。这种差异化的作用机制体现了波特假说实现路径的阶段性特征:短期内企业主要通过技术改造实现环保合规;随着企业创新能力的长期积累,技术创新将逐步成为实现竞争优势的关键驱动力。这一结论同时也表明环境规制与企业效率提升的协同并非一蹴而就,而是一个动态优化的过程。需要说明的是,本

文主体内容分析的数据截至 2014 年,而此后我国的环保政策与产业技术均发生较大变化。因此,尽管本文在稳健性检验中利用上市公司数据将样本区间补充至 2022 年,并验证了结论的稳健性,但基于 2014 年以前数据的研究结论在解读时仍需考虑其特定的时间背景。

结合以上研究结论,本文对当前实施的强制性清洁生产审核提出以下政策建议。

第一,细化不同类型企业的清洁生产审核细则,制定差异化实施方案。清洁生产审核对企业减污降碳增效的协同效应在不同类型企业之间存在显著的差异性。对重污染行业和资源型城市的企业,应将碳排放强度作为核心考核指标之一,推动其向低碳生产模式转型。非重污染行业和非资源型城市的企业则可作为清洁生产改造的示范对象,通过试点项目积累经验,为后续大规模推广奠定基础。针对小型企业和非国有企业,鉴于其资源和技术限制,政府应提供有针对性的财政激励和技术支持,帮助其克服清洁生产改造的障碍,并鼓励其与大型企业及国有企业建立合作机制,通过知识交流和技术转移,加快绿色低碳生产工艺的推广和应用。

第二,开展强制性清洁生产审核应把握适度原则。清洁生产标准制定时应充分考虑行业特点和企业发展阶段,采取差异化策略。同时,应给予企业合理的清洁生产改造实施周期,使其有足够时间进行技术升级和生产流程优化。因此,开展强制性清洁生产审核时,应设立分级实施策略,根据企业规模、行业特性和当前环保水平,制定不同的达标时间表和标准要求。

第三,鼓励企业加大绿色技术创新力度,推动其实现低碳清洁转型。企业减排策略应从末端治理向全过程控制转变。为快速满足环境标准,企业往往采取末端治理措施。因此,在制定政策时,应着重鼓励企业在生产前端和过程环节进行绿色低碳技术创新,如化石能源清洁化、能源利用效率提升和新能源生产等技术创新。另外,应构建多元化政策组合缓解企业的资金压力,包括设立清洁生产专项资金、完善绿色金融机制,以避免环保投入对企业生产投入资金的挤出。

第四,充分发挥企业清洁生产审核的减排增效协同效应。“双碳”目标背景下,经济发展和环保监管应建立联合管理体系,发挥清洁生产审核的协同效应。当前,我国强制性清洁生产审核主要集中在传统重污染、高耗能行业,然而随着服务业的快速发展,其污染排放和二氧化碳排放问题日益突出。因此,地方政府应逐步将服务业企业的污染排放和二氧化碳排放纳入审核范围,扩大审核的覆盖范围,从而推动全行业企业绿色低碳转型。

本文研究的不足主要在于所使用的工业企业数据截至 2014 年,此后中国的环保政策与产业技术均发生了深刻变革<sup>[32]</sup>。但基于该时间段的分析结论有助于了解此类政策措施在工业行业的协同减排成效。此外,本文核算的二氧化碳排放量仅包含燃料燃烧产生的直接碳排放,并未涵盖部分行业(如化工行业)在生产过程中因化学反应而产生的重要过程排放。这可能导致对这些特定行业企业的总碳排放水平产生测量误差。在机制分析中,本文使用“固定资产投资”作为“技术改造”的代理变量。尽管这是已有研究的常用方法,但固定资产投资的范畴较广,可能包含与生产工艺改进或环保升级不直接相关的投资(如厂房建设),因此该代理变量尚未精准地刻画企业的技术改造。未来的研究可尝试获取更新、更全面的微观数据,纳入工业过程排放的企业碳排放数据和更细化企业投资数据,以对清洁生产审核政策的长期动态效应及其作用路径进行更深入的探讨。

#### 参考文献:

- [1] 孙博文,郑世林. 环境规制的减污降碳协同效应:来自清洁生产标准实施的准自然实验? [J]. 经济学(季刊), 2024, 24(2): 624-642.
- [2] 于亚卓,张惠琳,张平淡. 非对称性环境规制的标尺现象及其机制研究[J]. 管理世界, 2021, 37(9): 134-147.
- [3] 武汉大学国家发展战略研究院课题组. 中国实施绿色低碳转型和实现碳中和目标的路径选择[J]. 中国软科学, 2022(10): 1-12.
- [4] QIAN H, XU S, CAO J, et al. Air pollution reduction and climate co-benefits in China's industries[J]. Nature sustainability, 2021, 4: 417-425.
- [5] 张平淡. 环境规制效应的路径偏移:来自清洁生产标准政策的经验证据[J]. 中南财经政法大学学报, 2025,

- (1):134-147.
- [6]周婷,周昌仕. 海上风电产业竞争力评价与产业升级:基于微观风电场数据[J]. 暨南学报(哲学社会科学版), 2025, 47(4):181-196.
- [7]CHEN Z, ZHOU L, JIA C, et al. To Pick (or Not to Pick) the high-hanging fruits: cleaner production audits and firm total factor energy efficiency[J]. *Renewable and sustainable energy reviews*, 2023, 186: 113661.
- [8]周沂,郭琪,邹冬寒. 环境规制与企业产品结构优化策略:来自多产品出口企业的经验证据[J]. *中国工业经济*, 2022(6): 117-135.
- [9]YUAN K, CUI J, ZHANG H, et al. Do cleaner production standards upgrade the global value chain position of manufacturing enterprises? empirical evidence from China[J]. *Energy economics*, 2023, 128: 107185.
- [10]崔学刚,毕煜晗,姜鑫,等. 碳排放权交易制度的“微观双赢效应”及其机制分析[J]. *南开管理评论*, 2025, (6):1-27.
- [11]孙博文. 清洁生产标准实施对污染行业僵尸企业的处置效果[J]. *中国人口·资源与环境*, 2021, 31(11): 48-58.
- [12]曹翔,李慎婷. 清洁生产标准如何影响企业绿色生产水平?:来自中国工业企业的证据[J]. *产业经济研究*, 2021(3): 31-42.
- [13]胡浩然,施炳展,宋颜群. 实施清洁生产行业标准扩大了企业间工资不平等[J]. *经济学(季刊)*, 2025, 25(1): 155-172.
- [14]李波,杨先明. 清洁生产环境规制、供应链关系与非对称性减排效应[J]. *财贸经济*, 2024, 45(8): 105-120.
- [15]万攀兵,杨冕,陈林. 环境技术标准何以影响中国制造业绿色转型:基于技术改造的视角[J]. *中国工业经济*, 2021(9): 118-136.
- [16]安梦天,何爱平. 前端环境规制、清洁生产与就业冲击:来自重点企业清洁生产审核的经验证据[J]. *财贸经济*, 2024, 45(1): 1-17.
- [17]LIU M, TAN R, ZHANG B. The costs of “blue Sky”: environmental regulation, technology upgrading, and labor demand in China [J]. *Journal of development economics*, 2021, 150: 102610.
- [18]JARAITÉ J, KURTYKA O, OLLIVIER H. Take a ride on the (not So) green side: how do CDM projects affect Indian manufacturing firms’ environmental performance? [J]. *Journal of environmental economics and management*, 2022, 114: 102684.
- [19]高煜昕,高明. 低碳城市与智慧城市双试点政策对主要要素能源效率的影响效应研究[J]. *经济体制改革*, 2025, (2):76-84.
- [20]LIU S, HOU P, GAO Y, et al. Innovation and green total factor productivity in China: a linear and nonlinear investigation [J]. *Environmental science pollution research international*, 2022, 29(9): 12810-12831.
- [21]FAN H, GRAFF ZIVIN J S, KOU Z, et al. Going green in China: firms’ responses to stricter environmental regulations[J]. *Canadian journal of economics*, 2025, 58(1): 385-410.
- [22]HU J, WU H Y, Y X Y. Environmental regulation, market forces, and corporate environmental responsibility: evidence from the implementation of cleaner production standards in China [J]. *Journal of business research*, 2022, 150:606-622.
- [23]DONG Z Y Z, WANG S J, ZHANG W W, et al. The dynamic effect of environmental regulation on firms’ energy consumption behavior-evidence from China’s industrial firms [J]. *Renewable and sustainable energy reviews*, 2022, 156: 111966.
- [24]YU J, SHI X, GUO D, et al. Economic policy uncertainty and firm carbon emissions: evidence using a China provincial EPU index[J]. *Energy economics*, 2021, 94: 105071.
- [25]LEVINSOHN J, PETRIN A. Estimating production functions using inputs to control for unobservables [J]. *Review of economic studies*, 2003, 70: 317-341.
- [26]CALLAWAY B, SANT’ ANNA P H C. Difference-in-differences with multiple time periods [J]. *Journal of econometrics*, 2021, 225(2): 200-230
- [27]CHERNOZHUKOV V, CHETVERIKOV D, DEMIRER M, et al. Double/debiased machine learning for treatment and structural parameters [J]. *The econometrics journal*, 2018, 21(1): 1-68.
- [28]国家计委宏观经济研究院课题组. 我国资源型城市的界定与分类[J]. *宏观经济研究*, 2002(11): 37-39, 59.
- [29]刘金科,肖翊阳. 中国环境保护税与绿色创新:杠杆效应还是挤出效应? [J]. *经济研究*, 2022, 57(1): 72-88.
- [30]赵西亮. 因果中介分析的理论进展及其应用[J]. *数量经济技术经济研究*, 2025, 42(2): 195-216.
- [31]李雪松,杨泉,周敏. 市场型环境规制、碳减排与企业环境绩效:来自中国碳市场的证据[J]. *中国软科学*, 2024(8): 200-210.
- [32]丁凡琳. 减污降碳协同治理工具选择对居民幸福感的影响:基于三部门均衡模型与中国家庭追踪调查数据库[J]. *暨南学报(哲学社会科学版)*, 2023, 45(11): 98-113.

(本文责编:希文)