



清洁生产环境规制与企业环境绩效

林婷

Cleaner Production Environment Regulation and Enterprise Environment Performance

LIN Ting

在线阅读 View online: <https://doi.org/10.15918/j.jbitss1009-3370.2022.2998>

您可能感兴趣的其他文章

Articles you may be interested in

环境规制、企业异质性与企业退出

Environmental Regulation, Firm Heterogeneity and Firm Exit

北京理工大学学报(社会科学版). 2017(4): 43 <https://doi.org/10.15918/j.jbitss1009-3370.2017.2384>

环境规制对城市绿色全要素生产率的影响

Impact of Environmental Regulation on Urban Green Total Factor Productivity

北京理工大学学报(社会科学版). 2020, 22(4): 39 <https://doi.org/10.15918/j.jbitss1009-3370.2020.3705>

环境规制、政府行为与产业结构升级

Environmental Regulation, Government Behavior and Industrial Structure Upgrading

北京理工大学学报(社会科学版). 2019(3): 1 <https://doi.org/10.15918/j.jbitss1009-3370.2019.2328>

环境规制对环境污染空间演变的影响

The Influence of Environmental Regulation on the Spatial Evolution of Environmental Pollution

北京理工大学学报(社会科学版). 2018(1): 1 <https://doi.org/10.15918/j.jbitss1009-3370.2018.3863>

投入产出视角下工业技术创新的环境规制协同效应

Study on the Synergetic Effect of Environmental Regulation for Industrial Technology Innovation in the Industrial Sectors from Innovation Input-output Perspective

北京理工大学学报(社会科学版). 2019(4): 1 <https://doi.org/10.15918/j.jbitss1009-3370.2019.2596>

外商直接投资、环境规制与雾霾污染——理论分析与来自中国的经验

Foreign Direct Investment, Environmental Regulation and Haze Pollution -Theoretical Analysis and Experience from China

北京理工大学学报(社会科学版). 2019(1): 37 <https://doi.org/10.15918/j.jbitss1009-3370.2019.5296>



关注微信公众号, 获得更多资讯信息

DOI: 10.15918/j.jbitss1009-3370.2022.2998

清洁生产环境规制与企业环境绩效

——基于工业企业污染排放数据的实证检验

林 婷

(南开大学 经济学院, 天津 300071)

摘 要: 推动企业清洁生产对实现中国经济高质量发展具有重要意义。利用2003年开始实施的行业清洁生产标准这一准自然实验, 基于1998—2012年中国工业企业数据库和企业污染排放数据库匹配数据, 采用多期双重差分法对清洁生产环境规制的环境治理效果进行评估。研究表明: 清洁生产环境规制降低了企业污染排放强度, 且这一减排效应在东部地区、国有、大规模及高耗能企业, 在高技术和重污染行业中更为明显。进一步探究企业污染减排的内在机制, 研究发现, 清洁生产环境规制的实施能够倒逼企业从事绿色技术创新活动, 提高绿色全要素生产率进而实现污染减排, 这为“波特假说”提供了微观层面的证据支持。此外, 清洁生产环境规制通过强化市场选择机制加速了企业的优胜劣汰, 这表现为清洁生产环境规制所形成的资金和技术壁垒提高了行业准入门槛, 阻碍潜在企业的进入。对于在位企业而言, 清洁生产环境规制在降低高生产率企业退出市场概率的同时也迫使低生产率企业不得不退出市场。

关键词: 清洁生产; 环境规制; 企业环境绩效; 多期双重差分

中图分类号: F062.9

文献标志码: A

文章编号: 1009-3370(2022)03-0043-13

改革开放以来, 伴随着工业化、城镇化的快速推进, 中国创造了经济增长奇迹, 但同时生态环境问题也日益突出。2013年亚洲开发银行发布的《迈向环境可持续的未来——中华人民共和国国家环境分析报告》指出, 在中国500个大型城市中, 只有不到1%的城市达到世界卫生组织空气质量标准^①。2017年《中国生态环境状况公报》显示, 在全国338个地级及以上城市中, 仅有不到30%的城市空气质量达标, 空气质量超标城市占比70.7%^②。根据耶鲁大学等机构联合发布的《全球环境绩效指数报告(2020)》显示, 在180个参评国家和地区中, 中国环境绩效指数位列第120位^③。环境污染不仅危害中国居民健康, 也带来了极大的经济损失。早在2007年, 世界银行公布的《中国环境污染损失报告》显示, 由空气和水污染带来的损失约占GDP总量的5.8%^④。中国政府高度重视环境问题, 近年来通过立法、试点以及不断完善清洁生产审核制度等方式推动中国清洁生产走向规范化、制度化, 尤其是2003年以来, 中国公布和实施了针对多个行业的清洁生产标准, 将企业清洁生产水平分为国际清洁生产先进水平、国内清洁生产先进水平以及国内清洁生产基本水平三个标准, 这为各行业的清洁生产提供了重要的技术支持和导向, 也为中国环境影响评价提供了重要依据。清洁生产作为污染源头的有效手段, 如何发挥其作用进而推动中国节能减排工作, 是亟待研究的重大课题。

一、文献综述

学术界围绕环境规制的经济和环境效应展开了丰富的讨论, 与本文密切相关的研究主要集中于以下几类: 第一类研究主要利用污染物排放强度等指标构成的综合指数^[1]、环境行政处罚案件数或环保法规

收稿日期: 2021-09-09

基金项目: 国家自然科学基金面上项目(72073049); 国家自然科学基金青年项目(71703052); 湖北省自然科学基金面上项目(2020CFB853)

作者简介: 林婷(1995—), 女, 博士研究生, E-mail: qqlt95@126.com

① 亚洲开发银行发布的报告. <https://www.adb.org/zh/publications/toward-environmentally-sustainable-future-country-environmental-analysis-peoples>.

② 中国生态环境部发布的公报. <https://www.mee.gov.cn/hjzl/zghjzkgb/lzghjzkgb/>.

③ <https://epi.yale.edu/>.

④ <https://www.worldbank.org/en/news/press-release/2007/07/11/statement-world-bank-china-country-director-cost-pollution-china-report>.

数量^[2-3]、污染治理设施运行费用^[4]、治污投资比重^[5-6]、污染排放强度、排放量及其变化^[7-9]等指标量化环境规制程度,基于此分析环境规制对宏观经济增长、节能减排、产业结构、外商直接投资以及对微观企业绿色技术创新、能源消耗、企业成本、竞争力、全要素生产率等的影响,但所得结论存在较大差异。第二类研究主要利用双重差分法对某一具体环境政策的治理效果进行评估,包括围绕两控区政策^[10-12]、排污权交易制度^[13-16]、“十一五”规划^[17-20]、“十二五”规划^[21-22]等展开研究。现有研究主要集中在对末端治理政策的研究,由于末端治理主要是对已产生污染物进行处理以达到排放标准,这种治污方式带有“先污染、后治理”的思想,无法从根本上解决环境污染问题。随着末端治理局限性的日益增大,一些学者开始关注以源头污染防治为主的清洁生产政策。因此,第三类研究是有关清洁生产环境规制经济效应的研究,如高翔和袁凯华^[23]利用2000—2007年中国工业企业和海关数据库,从2003年清洁生产标准实施视角考察了清洁生产规制对企业出口技术复杂度的影响,研究发现,清洁生产提升了企业的出口技术复杂度。胡浩然^[24]基于2006年后出台的清洁生产标准,利用传统双重差分法研究了清洁生产环境规制对产品质量的影响,结果发现清洁生产环境规制增加了企业运营成本,降低了产品质量。张慧玲和盛丹^[25]将2001—2005年清洁生产政策作为外生冲击,利用边界断点回归法进行实证研究,结果发现,前端污染治理能够显著提高企业生产率,且这种正向影响主要作用于小规模企业、民营企业以及污染密集型行业。还有部分研究从清洁生产环境规制对企业研发创新、企业出口、就业的影响进行分析^[26-29]。上述文献为本文提供了研究思路和经验证据,但目前研究主要集中在对末端污染治理环境规制政策的探究,有关清洁生产环境规制的研究较少。许多文献直接利用内生性较强的指标表征环境规制强度,导致现有研究结论存在较大差异。一些文献虽然尝试对清洁生产环境规制效果进行评估,但囿于企业污染排放数据难以获取,已有文献主要围绕清洁生产环境规制的经济效应进行探讨,鲜有文献深入探讨清洁生产环境规制的环境治理效果。

基于此,本文利用1998—2012年中国工业企业数据库和中国工业企业污染排放数据库跨库匹配数据,采用多期双重差分法对清洁生产环境规制的环境治理效果进行评估。与既有文献相比,本文的边际贡献在于:(1)本文在梳理历年中国清洁生产标准政策的基础上,深入考察清洁生产环境规制对中国制造业企业环境绩效的影响,拓宽了前端污染治理环境效应的相关研究,丰富了现有文献的研究视角。(2)与利用污染排放、环保投资等指标来表征环境规制强度的研究不同,本文利用多期双重差分法不仅更加符合清洁生产标准陆续出台的政策背景,而且有效缓解了内生性偏误,使得政策评估更为精准。(3)与多数宏观层面的研究不同,本文通过多种典型污染物构建企业污染排放强度综合指标,克服了传统指标衡量企业污染排放行为的不足。同时,本文从政府和市场两个维度,基于政府环境规制的“创新补偿效应”、企业内部生产及治污方式变革和市场优胜劣汰选择效应多个角度探究污染减排的微观传导机制,打开了企业环境治理的黑箱,为波特假说提供了微观层面的证据支持。研究能够为全力打好污染减排攻坚战、实现经济高质量发展提供理论指导,具有重要的理论价值和现实意义。

二、理论分析与假说提出

为应对日益严峻的环境问题,进一步推动中国企业的清洁生产,2003年以来中国生态环境部(原环保部)陆续制定各行业的清洁生产标准,导致部分制造业行业环境规制强度不断提高,这对制造业企业的生产经营方式及节能减排活动造成很大冲击。基于此,本文深入考察清洁生产环境规制对中国制造业企业环境绩效的影响,从政府和市场两个维度,基于政府环境规制的“创新补偿”效应、企业内部生产及治污方式变革以及企业进入退出的市场选择效应三大方面对具体影响机制展开分析。

(一)政府环境规制的“创新补偿效应”

在波特假说提出以前,学界普遍认为企业为应对政府的环境规制,需要购置新的污染处理设备或对已有落后的设备进行更新,将一定的资金投入到污染治理中。随着企业先进设备的引入和清洁技术的推广,对企业技术人才的要求也越来越高,企业不得不通过员工培训、引进高素质人才等方式来适应新技术的发展。因此,在短期内环境规制会提高企业污染治理成本,挤占原来的生产投资,引起被规制企业

生产经营成本的增加。波特假说为环境规制效应提供了新视角,已有许多研究对波特假说进行验证并发现,合理的环境规制非但不会增加企业成本负担,反而会对企业施加必要的环境约束倒逼企业进行技术创新^[30-31]。从长远来看,技术创新将产生巨大的经济和社会效益,推动企业可持续发展。由环境规制带来的“创新补偿效应”能够部分甚至完全抵消企业的环境规制成本。在现有理论上,对本文而言,政府实施清洁生产标准还为企业提供了较好的契机,企业在清洁生产环境规制下进行绿色技术创新不仅能够提高企业整体的环境绩效,也为企业贴上了积极响应政府政策的标签,树立了正面的企业形象。在这一利好信号下,企业更容易通过银行绿色项目贷款审批,获得社会外部融资。因此,企业进行绿色技术创新的意愿将大大提高^[32]。清洁生产环境规制推动企业技术创新进而抵消环境规制的遵循成本主要表现为:第一,企业进行绿色技术创新是促进新技术产生的重要途径,通过一系列技术创新手段改进企业生产工艺,提高企业污染治理能力,直接减少了企业污染治理成本。第二,绿色技术创新有利于企业优化内部要素结构,如用创新要素替代传统要素投入,从而提升企业全要素生产率,降低产品的边际成本。第三,绿色技术创新有利于优化企业内部产品结构,提高企业产品的竞争力,进而为企业带来超额利润。企业利润的提高又为企业更多地研发投资提供可能,形成良性循环。

(二)企业内部生产及治污方式变革

当企业面对高强度的清洁生产环境规制所带来的规制成本时,除了通过“创新补偿效应”来抵消成本,也会通过调整内部生产及治污方式来规避部分生产经营成本。过去企业主要从污染末端通过对已形成污染物的处理达到污染排放标准,然而这种末端处理方式在一定程度上虽然对污染治理起到一定作用,但无法从根本上解决污染问题。清洁生产环境规制在一定程度上打破了企业以末端治理为主的污染处理方式,推动企业从污染末端治理转向源头治理。在政府清洁生产环境规制下,企业从污染源严格控制污染排放,主动将节能环保理念贯穿到整个生产流程。从要素投入来看,清洁生产环境规制激励企业采用更加环保的要素投入^[23],不断降低能耗水平,提高能源利用率。此外,企业为达到节能减排标准,将减少生产端的污染排放,提高末端污染物的处理效率,这都需要先进设备的支持。因此,从企业生产及治污设备来看,清洁生产环境规制可以推动企业改造升级生产线,加快对已有落后生产及治污设备的淘汰。通过购买清洁生产设备及先进治污设备^[29],企业进一步提高了污染处理能力。从产品生产来看,清洁产品不仅更加符合绿色导向,而且具有更大的市场竞争力,企业具有更高的意愿转向清洁产品生产,从事清洁生产活动。

(三)企业进入退出的“市场选择效应”

严格的清洁生产环境规制会对行业新进入者和在位者造成影响。政府往往会对新进入企业实行更严格的环境管制,要求新进入企业具备一定的污染处理能力,通过制定比在位企业更高的清洁生产和污染排放标准使得环境损害达到最低^[33]。这对新进入企业本身的技术水平提出了更高要求,由此构成的技术壁垒阻挡了部分企业的进入,尤其是对于一些技术落后、达不到环保标准的高污染企业。此外,企业的节能减排工作需要一定的资金投入,例如对落后的生产和治污设备进行更新、购置新的先进设备、投资研发活动、引进高技术人才、对企业员工进行技术培训等。因此,清洁生产环境规制也形成了资金壁垒,提高了潜在进入者的成本和行业的进入门槛,导致新进入企业数量降低,尤其是低生产率企业一般需要承担更高的环境成本,将进一步阻碍低生产率企业的进入^[34]。同时,严格的清洁生产环境规制政策也会提高在位企业的生产经营成本,加速淘汰“散、乱、污”企业^[35]。对于一些本身产品附加值不高、生产率较低的企业,由于无力承担治污成本将不得不退出市场^[23]。相反,那些满足环保标准、技术领先的高生产率企业具有较强的竞争力,这部分企业退出市场的概率将有所降低。总体而言,清洁生产环境规制强化了优胜劣汰的市场选择机制,阻碍新企业尤其是低生产率企业的进入,迫使更多低生产率企业退出市场。清洁生产环境规制所引致的企业进入退出行为提高了在位企业的环境绩效。

根据上述分析,本文提出如下假设:

假设1.清洁生产环境规制能够推动企业污染减排,提高企业环境绩效。

假设2.清洁生产环境规制主要通过“政府环境规制的创新补偿效应”“市场选择效应”以及加速企业内

部生产及治污方式的变革来实现被规制企业的污染减排。

三、数据来源与模型设计

(一)数据来源

本文所用企业层面变量主要来自国家统计局的中国工业企业数据库以及生态环境部(原环保部)的企业污染排放数据。其中,企业污染排放数据(1998—2012年)报告了企业二氧化硫、化学需氧量、废气、废水等污染物产生量、排放量以及能源消耗等方面的数据信息,被认为是目前研究企业环境绩效最全面的数据库。本文的核心解释变量清洁生产环境规制为手工搜集数据,主要来源于中国生态环境部公布的清洁生产标准文件。本文在整理、阅读、分析文件的基础上,判断出清洁生产环境规制的具体行业以及环境规制实行时间。城市层面的控制变量主要来自《中国城市统计年鉴》。

本文参照 Brandt 等^[36]以及聂辉华等^[37]的处理方法,对两个微观企业数据库进行合并,初步得到包含经济与环境信息的非平衡面板数据。基于此,本文对数据进行了如下处理:(1)仅保留跨库匹配成功的企业样本;(2)仅保留开业时间晚于1949年的企业;(3)剔除二氧化硫、化学需氧量、工业废气、工业废水、烟尘和粉尘排放量为负数或0的企业;(4)剔除资产总计、工业总产值、固定资产等关键变量缺失、为负值或异常、不符合一般会计准则的企业;(5)删除从业人数少于8人的企业;(6)根据企业行政区划代码将企业级数据与城市级数据进行合并,得到1998—2012年涵盖280个地级市的企业面板数据。

(二)政策介绍与模型构建

2003年起,中国生态环境部陆续公布各行业清洁生产标准,与其他环境规制标准相比,清洁生产标准对企业的生产及污染排放都进行了详细规定,具有更强针对性,且标准中涉及的各项指标均为常见指标,有利于清洁生产标准执行落实到位,将对企业行为产生较大约束,这为本文直接提供了珍贵的准自然实验,极具学术价值和现实意义。从《清洁生产标准》实施情况来看,2003年主要对3个典型重污染制造业行业实施清洁生产标准。2006年开始逐步纳入更多的行业,实施清洁标准的行业增加至10个,达到顶峰。2007年清洁生产标准涉及的行业有8个,2008年新增5个行业,2009年有7个行业,2010年有3个行业。总体而言,在受到《清洁生产标准》规制的行业中,高污染制造业行业占据较高比重。清洁生产标准实施以来,部分行业标准经过了数次的修订和补充,本文主要以第一次实施标准为准,具体清洁生产标准覆盖的行业范围如表1所示。

表1 各年实施清洁生产标准的行业

| 2003年 | 2006年 | 2007年 | 2008年 | 2009年 | 2010年 |
|-----------------------------------|--|---|---|---|---------------------------|
| 1.原油加工及石油制品制造 2.炼焦 3.皮革鞣制加工 | 1.黑色金属冶炼及压延加工业 2.食用植物油加工 3.棉纺织及印染精加工 4.制糖 5.铝冶炼 6.氮肥制造 7.啤酒制造 8.有机化学原料制造 9.汽车制造 10.铁矿采选 | 1.金属表面处理及热处理加工 2.纤维板制造 3.乳制品制造 4.纸浆制造 5.镍钴矿采选 6.氨纶纤维制造 7.电子真空器件制造 8.平板玻璃制造 | 1.卷烟制造 2.白酒制造 3.涤纶纤维制造 4.味精制造 5.淀粉及淀粉制品制造 | 1.煤炭采选 2.电池制造(铅蓄电池) 3.印制电路板制造 4.葡萄酒制造 5.水泥制造 6.无机碱制造 7.有色金属合金制造 | 1.铅锌冶炼 2.铜冶炼 3.酒精制造 |

注:笔者根据生态环境部历年《清洁生产标准》整理出所涉及的行业。

从表1对行业清洁生产标准的梳理可以清楚地看到,清洁生产环境规制的实行时间并不一致,选取传统“一刀切”的双重差分法并不合适,本文参考蔡宏波等^[38]的研究,通过构建多期双重差分模型进行评估,具体模型如下

$$\ln emiss_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 ind_i \times post_t + Control + \sum firm + \sum year + \sum ind_2 \times year + \sum ind_3 + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,下标 i 和 t 分别表示企业和年份; $\ln emiss_{it}$ 表示 i 企业在第 t 年的污染排放强度综合指数的对数; ind_i 表示 i 企业所在行业是否受到清洁生产环境规制; $post_t$ 代表企业所在行业实行清洁生产标准的时间; $Control$ 为企业和城市层面的控制变量; $\sum firm$ 、 $\sum year$ 、 $\sum ind_2 \times year$ 和 $\sum ind_3$ 分别代表企业固定效应、年份固定效应、两位数行业×年固定效应以及三位数行业固定效应。因此, α_1 是本文重点关注的系数,代表清洁生产环境规制的环境治理效应。若 α_1 显著小于 0,表示清洁生产环境规制减少了企业污染排放,环境规制的污染减排效果较为明显;若 α_1 大于 0,表示清洁生产环境规制反而提高了企业污染排放。

(三) 变量选取说明

1. 被解释变量: 企业污染排放强度

本文参考苏丹妮^[9]的做法,选取工业废气、工业废水、二氧化硫、化学需氧量、粉尘和烟尘 6 种典型污染物来构造企业污染排放强度综合指标:首先,本文利用单位产出污染排放量表示企业污染排放强度,计算出 6 种典型污染物排放强度;其次,为消除不同量纲影响,本文对计算出的 6 种污染物排放强度进行标准化处理;再次,利用企业各项污染物排放强度占全国污染排放强度的比重对 6 种典型污染物赋予权重。具体计算公式如下

$$emiss_{it} = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n (K_{kit} \times SE_{kit}) \quad (2)$$

其中, SE 为每种典型污染物线性标准化后的排放强度; K 为赋予每种污染物排放强度的权重; n 为具体污染物种类数; k 为污染物种类;下标 i 和 t 分别表示企业和年份。

2. 核心解释变量: 清洁生产环境规制

本文根据上述整理的清洁生产标准实施情况,利用构造的交互项 $ind_i \times post_t$ 代表清洁生产环境规制。若国家生态环境部在样本期对企业所在行业实施了清洁生产标准,则 ind_i 取值为 1,否则取值为 0。由于各行业实施清洁生产标准的批次不同,本文以各行业开始实施清洁生产标准的具体时间为节点,对于清洁生产标准开始实行及之后的年份 $post_t$ 取值为 1,清洁生产标准实行之前的年份 $post_t$ 取值为 0。为准确估计清洁生产环境规制效果,本文按国民经济行业分类代码 (GB/T 4754-2002) 对企业所在行业进行划分,并利用精确到四位数的行业代码对清洁生产环境规制实验组进行判别。

3. 控制变量

本文主要控制了企业和城市层面的影响因素。各变量描述性统计如表 2 所示。企业层面控制变量包括:企业规模 ($\ln size$),用企业总资产来表示,取对数计入方程;企业所有制 ($owner$),按照实收资本划分国有企业与非国有企业,将国有资本或集体资本占实收资本 50% 及以上的企业划分为国有企业,赋值为 1,否则为 0;企业年龄 (age),利用企业当年所处自然年份减去企业开业年加 1 来表示;企业资产负债率 (tlp),以企业负债总额除以企业总资产表示;资产收益率 (lr),利用营业利润总额占资

表 2 主要变量描述性统计

| 变量 | 变量符号 | 样本量 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|----------|-------------|---------|-------|-------|--------|-------|
| 企业污染排放强度 | $\ln emiss$ | 140 951 | -2.44 | 1.50 | -4.71 | 2.21 |
| 企业规模 | $\ln size$ | 140 951 | 10.78 | 1.39 | 2.89 | 18.63 |
| 企业所有制 | $owner$ | 140 951 | 0.16 | 0.36 | 0.00 | 1.00 |
| 企业年龄 | age | 140 951 | 15.91 | 14.43 | 1.00 | 64.00 |
| 企业资产负债率 | tlp | 140 951 | 0.63 | 0.29 | 0.03 | 1.53 |
| 企业资产收益率 | lr | 140 951 | 0.06 | 0.15 | -0.23 | 0.89 |
| 经济发展水平 | $\ln pgdp$ | 4 034 | 8.76 | 0.64 | 7.42 | 10.37 |
| 环境规制水平 | reg | 4 034 | 0.02 | 0.02 | 0.00 | 0.23 |
| 科技支出 | $tech$ | 4 034 | 0.93 | 0.98 | 0.06 | 5.98 |
| 人口密度 | $\ln pop$ | 4 034 | 5.65 | 0.96 | 1.51 | 8.83 |
| 城市化水平 | $urban$ | 4 034 | 32.80 | 18.01 | 8.42 | 89.14 |
| 教育水平 | $\ln educ$ | 4 034 | 2.61 | 4.89 | -18.84 | 7.15 |

产总额比重来衡量。

城市层面控制变量包括：经济发展水平 (ln pgdp)，采用 GDP 平减指数处理后的人均地区生产总值来表示，取对数计入方程；环境规制水平 (reg)，以政府工作报告中环境、环保、生态、绿色、减排、能耗、能源、污染、绿水、青山等相关环境词汇占比来度量；科技支出 (tech)，利用科技支出占财政支出的百分比来表示；人口密度 (ln pop)，利用城市人口总数与辖区总面积比值来衡量，取对数计入方程；城市化水平 (urban)，以城市非农业人口占年末总人口的百分比来表示；教育水平 (ln educ)，通过测算高等学校在校生数与城市年末总人口数比值来表示，取对数计入方程。

四、实证分析

(一) 基准回归结果

表3 报告了清洁生产环境规制对制造业企业污染排放强度影响的基本回归结果。从表3 列 (1) 不控制任何影响因素的回归结果来看，ind×post 的估计系数在 1% 的水平上呈负显著，说明清洁生产环境规制能够降低企业污染排放强度。由于企业规模、经营状况等自身特征，企业所在城市的经济发展等实际状况也会对企业环境治理造成影响。因此，本文控制了城市以及企业层面影响因素。同时，为控制企业本身以及随时间发展所带来的减排变化，本文逐步加入企业以及年份固定效应，回归结果如表 3 列 (2) 和列 (3) 所示，ind×post 的估计系数依然在 1% 的水平上呈负显著。为剔除两位数行业随时间变化以及企业所在行业尤其是细分行业的变化对回归结果带来的干扰，本文进一步控制了两位数行业×年、三位数行业固定效应，回归结果报告在表 3 列 (4) 和列 (5)，本文核心结论并未发生根本性改变。上述结果初步证明本文假说 1 成立，即清洁生产环境规制能够推动企业污染减排。

表 3 基准回归结果

| 变量 | ln emiss | | | | |
|----------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
| ind×post | -0.195*** (0.015) | -0.119*** (0.020) | -0.069*** (0.021) | -0.117*** (0.025) | -0.109*** (0.026) |
| 城市控制变量 | 否 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 企业控制变量 | 否 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 企业固定效应 | 否 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 年份固定效应 | 否 | 否 | 是 | 是 | 是 |
| 行业×年固定效应 (两位数) | 否 | 否 | 否 | 是 | 是 |
| 行业固定效应 (三位数) | 否 | 否 | 否 | 否 | 是 |
| R ² | 0.002 | 0.606 | 0.612 | 0.619 | 0.619 |
| N | 140 951 | 140 951 | 140 951 | 140 951 | 140 951 |

注: 括号中为企业层面聚类标准误; *、**、***分别表示10%、5%、1%的显著性水平。

(二) 平行趋势检验

在利用多期双重差分法进行政策评估之前，为保证研究结论的可靠性，需要进行平行趋势检验。若政策评估前实验组和控制组的排放趋势一致，则符合平行趋势；若在政策评估前实验组和控制组的排放趋势本身就存在差别，则不符合平行趋势。参考一般文献做法，本文利用事件分析法对平行趋势进行检验，具体模型如下

$$\ln emiss_{it} = \beta_0 + \sum_{t=-4}^6 \beta_t R_t + \text{Control} + \sum \text{firm} + \sum \text{year} + \sum \text{ind}_2 \times \text{year} + \sum \text{ind}_3 + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中，R_t 表示清洁生产环境规制实施的第 t 年，如 R₁ 代表清洁生产环境规制实施的前一年。本文以清洁生产环境标准实施的前一年为基期，平行趋势检验结果如图 1 所示。图 1 虚线左侧即清洁生产环境规制实施前 4 期的估计系数值在 0 值附近，并且估计系数均不显著，说明清洁生产环境规制实施之前实验组

和控制组的污染排放强度并不存在显著性差别,即本文的平行趋势假设前提成立。在清洁生产环境规制实施当期,企业污染排放出现了下降。进一步对清洁生产环境规制实施后6期的动态环境效应进行考察,估计结果如图1虚线右侧所示。随着时间的延长,企业污染排放强度呈大幅波动下降趋势,说明清洁生产环境规制效应具有一定的持续性。

(三)稳健性检验

为保证研究的有效性,本文利用多种方式进行稳健性检验:一是重新定义被解释变量。由于企业污染排放强度的不同度量方式会对本文的估计结果造成影响,因此本文参考彭倩和干锐骏^[40]的做法,利用主成分分析法重新构建企业污染排放强度,估计结果如表4列(1)所示,ind×post的估计系数仍在1%的水平上呈负显著。二是排除其他政策干扰。样本期内实行的环境政策可能会对企业环境治理造成影响,尤其是环境政策中典型的排污权交易和两控区政策,为此本文分别加入上述政策实验组虚拟变量和政策时间虚拟变量的交互项来排除同期平行政策对本文估计结果的干扰,估计结果如表4列(2)和列(3)所示,估计结果与本文基准回归结果基本一致^①。三是标准误处理。组内相关问题极有可能干扰本文估计结果,因此,本文将标准误聚类到四位数行业层面进行检验。从表4列(4)估计结果来看,本文结论依然成立。四是剔除极端值。本文参考一般文献做法,剔除了企业污染排放强度最高和最低两端各2.5%的极端值样本,结果如表4列(5)所示,本文核心结论并未发生根本性改变。上述多种方式的检验说明本文的估计结果十分稳健,即清洁生产环境规制能够推动企业污染治理。

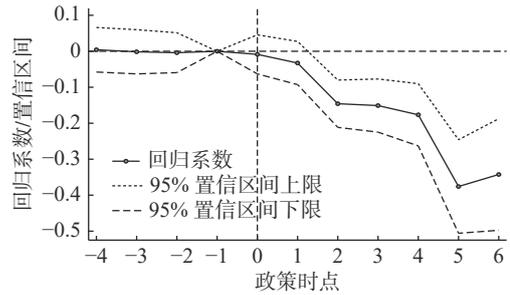


图1 平行趋势检验结果

表4 稳健性检验结果

| 变量 | 重新定义被解释变量 (1) | 排除排污权交易政策干扰 (2) | 排除两控区政策干扰 (3) | 聚类到行业层面 (4) | 删除极端值 (5) |
|----------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| ind×post | -0.151*** (0.040) | -0.108*** (0.026) | -0.109*** (0.026) | -0.109*** (0.038) | -0.099*** (0.025) |
| 城市控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 企业控制变量 | 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 |
| 行业×年固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 行业固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| R ² | 0.755 | 0.619 | 0.619 | 0.619 | 0.600 |
| N | 129 116 | 140 951 | 140 951 | 140 951 | 132 511 |

注: 括号中为企业层面聚类标准误; *、**、***分别表示10%、5%、1%的显著性水平。

五、机制检验

基准回归结果初步证明了清洁生产环境规制的正向环境治理效应,为进一步探究清洁生产环境规制推动企业污染减排的内在机制,本文结合理论假说从政府清洁生产环境规制的创新补偿效应、企业内部变革以及企业进入退出的市场选择效应进行检验。

(一)政府环境规制效应及企业内部变革

2003年,中国生态环境部开始实行业清洁生产标准,清洁生产标准引致环境规制水平的提高将对制造业企业生产经营活动造成影响。本文先对清洁生产环境规制的成本效应进行检验,主要利用企业中间投入合计、应付薪酬总额以及企业管理费用进行考察。从表5列(1)~列(3)结果来看,清洁生产环境规制降低了企业中间投入和应付工资,提高了企业管理费用,但估计系数在统计意义上都不显著,说

① 本文也利用剔除上述政策处理组后的样本进行检验,结论依然未发生改变。

明企业中间投入、应付工资以及管理费用并未发生实质性变化,清洁生产环境规制的成本效应并不明显。为探究企业内部生产方式、治污方式以及企业研发创新情况,本文利用单位产值的煤炭消耗量来衡量企业能源消耗情况,结果如表5列(4)所示。清洁生产环境规制推动企业采用更加环保的要素投入,企业能源消耗水平降低。本文利用企业研究开发费用占工业总产值的比重来度量企业研发状况;参考邵朝对等^[41]的做法,采用松弛测度的方向性距离函数并结合全域 Malmquist-Luenberger 指数对企业绿色全要素生产率进行测算。从表5列(5)和列(6)结果来看,清洁生产环境规制倒逼企业加大研发投入,激励企业从事绿色技术创新活动,提升了企业绿色全要素生产率。上述实证检验结果表明,在清洁生产环境规制下,企业通过内部生产及治污方式变革,通过创新补偿效应,实现了经济和环境的双赢。

表5 政府环境规制效应及企业内部变革结果

| 变量 | 中间投入 (1) | 应付工资 (2) | 管理费用 (3) | 能源消耗 (4) | 研发 (5) | 绿色全要素生产率 (6) |
|----------------|-------------------|-------------------|------------------|---------------------|--------------------|---------------------|
| ind×post | -0.002 (0.007) | -0.002 (0.020) | 0.013 (0.010) | -0.036** (0.018) | 0.034** (0.016) | 0.057*** (0.002) |
| 城市控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 企业控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 企业固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 年份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 行业×年固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 行业固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| R ² | 0.878 | 0.844 | 0.921 | 0.878 | 0.753 | 0.866 |
| N | 97 640 | 97 640 | 129 924 | 117 607 | 28 041 | 139 103 |

注:括号中为企业层面聚类标准误;*、**、***分别表示10%、5%、1%的显著性水平。

(二)市场选择机制

清洁生产环境规制能够通过强化优胜劣汰的市场选择机制进而影响企业的进入、退出行为。为此,本文借鉴柴泽阳和孔令丞^[42]的研究,对企业状态进行划分。若企业在 $t-1$ 期及以前都不存在,但在 t 期存在,则认为该企业为 t 期新进入的企业;若企业出现在 t 期数据库中,但在 $t+1$ 期及之后都不在数据库中,则认为该企业在 t 期退出市场;若企业连续出现在 $t-1$ 期、 t 期以及 $t+1$ 期数据库中,则认为该企业为存续企业。本文根据前面已测算出的企业绿色全要素生产率中位数对高低生产率企业进行划分,借鉴鲍晓华和陈清萍^[43]的做法,使用Logit面板固定效应模型探究高生产率企业和低生产率企业的进入退出行为,结果如表6所示。从表6列(1)回归结果来看,ind×post估计系数在1%的显著性水平上呈负显著,

表6 企业的进入退出结果

| 变量 | 企业进入(低生产率) (1) | 企业进入(高生产率) (2) | 企业退出(低生产率) (3) | 企业退出(高生产率) (4) |
|----------|----------------------|---------------------|-------------------|----------------------|
| ind×post | -0.160*** (0.031) | -0.081** (0.040) | 0.024 (0.034) | -0.113*** (0.033) |
| 城市控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 企业控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 企业固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 年份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 行业×年固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 行业固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| N | 65 257 | 61 831 | 65 653 | 64 660 |

注:括号中为企业层面聚类标准误;*、**、***分别表示10%、5%、1%的显著性水平。

说明在清洁生产环境规制下低生产率企业由于技术和资金壁垒的阻挡,进入市场的难度变大。从表6列(2)结果来看,清洁生产环境规制也降低了高生产率企业进入市场的概率。总体而言,清洁生产环境规制提高了行业准入门槛,阻碍了新企业的进入,并且这一阻挡作用在低生产率企业中更为明显。企业退出情况如表6列(3)和列(4)所示。对于低生产率企业而言,清洁生产环境规制提高了其退出市场的概率,虽然这一效应不具有统计显著性。在高生产率企业样本中,清洁生产环境规制有助于降低高生产率企业退出市场的风险,这一效应具有统计显著性和经济意义。与前文理论分析预期一致,清洁生产环境规制强化了优胜劣汰的市场选择机制,所引致的企业进入退出行为提高了在位企业的环境绩效。

六、异质性分析

(一)地区异质性

考虑到东部地区、中部地区和西部地区在经济发展水平、科技创新以及产业结构等方面的差异可能导致清洁生产环境规制对辖区企业环境绩效产生不同影响。因此,本文将企业所在省市为北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南的样本划分为东部地区;将企业所在省市为山西、内蒙古、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南的样本划分为中部地区;其余省份样本归为西部地区,实证结果如表7所示。东部地区清洁生产环境规制推动了辖区企业污染减排,且企业污染减排效果最为明显。然而,在中部、西部地区样本中,清洁生产环境规制的作用效果并不显著。本文认为可能的原因在于,相比中部、西部地区,东部地区经济发展水平更高,能够聚集更多的科技创新资源和高端人才,能够吸引到更多优质、清洁的企业,整体上有利于推动辖区企业进一步提高绿色技术创新水平,加上东部地区较为完善的法制环境,能够保障清洁生产环境规制政策的实施。因此,东部地区企业节能减排成效更为显著。

表7 地区异质性检验结果

| 变量 | 东部地区 (1) | 中部地区 (2) | 西部地区 (3) |
|----------|----------------------|-------------------|-------------------|
| ind×post | -0.086*** (0.033) | -0.069 (0.045) | -0.074 (0.051) |
| 城市控制变量 | 是 | 是 | 是 |
| 企业控制变量 | 是 | 是 | 是 |
| 企业固定效应 | 是 | 是 | 是 |
| 年份固定效应 | 是 | 是 | 是 |
| 行业×年固定效应 | 是 | 是 | 是 |
| 行业固定效应 | 是 | 是 | 是 |
| R^2 | 0.608 | 0.618 | 0.621 |
| N | 80 048 | 60 843 | 25 804 |

注:括号中为企业层面聚类标准误;*、**、***分别表示10%、5%、1%的显著性水平。

(二)企业异质性

企业所有制、能耗水平及规模大小等异质性会导致清洁生产环境规制效果的不同。为此,本文将实收资本中国有占比超过50%的企业划分为国有企业,其余企业划分为非国有企业,结果如表8列(1)、列(2)所示。在国有企业样本中,清洁生产环境规制的估计系数在1%的水平上显著,但在非国有企业样本中,估计系数较小并且不具有统计显著性。说明相比非国有企业,国有企业在清洁生产环境规制下的污染减排效果更为突出。一方面,国有企业同地方政府具有天然的政治联系,使得国有企业更容易获得来自政府的财政补贴、税收优惠、银行信贷等的优待,这为国有企业绿色创新研发活动提供了充足的资金保障。另一方面,国企作为地方龙头企业,需要承担更多的社会责任,充分发挥其在节能减排上的领先示范作用。本文通过计算企业单位产值煤炭消耗量,将高于样本单位产值能耗中位数的企

业划分为高耗能企业,其余企业归为中低耗能企业。从表8列(3)、列(4)结果来看,高耗能企业极大地减少了污染排放,但在清洁生产环境规制下,中低耗能企业的污染减排效果并未体现。这可能源于高耗能企业作为清洁生产标准重点推进对象,政府清洁生产环境规制强度以及监管力度更大,企业不得不进行清洁生产,从源头和末端合力实现污染减排。此外,与中低耗能企业相比,高耗能企业本身具有更大的节能减排空间。本文按照企业总资产中位数对企业规模进行划分,将高于中位数的企业视为大规模企业,结果如表8列(5)~列(6)所示。在大规模企业样本中,ind×post估计系数在1%的显著性水平上呈负显著,说明清洁生产环境规制有效推动大规模企业实现污染减排。在小规模企业样本中,清洁生产环境规制虽然也降低了企业污染排放强度,但这一减排效应不具有统计显著性:一方面,大规模企业本身资金实力强,拥有丰富的要素资源,具备较强的资本市场融资能力和抗风险能力,清洁生产环境规制能够激励大规模企业积极进行绿色创新,而小规模企业由于资源受限,往往面临较高的创新成本负担,小规模企业进行绿色创新活动的积极性并不高^[44]。另一方面,相比小规模企业,大规模企业拥有更健全的内部机制,往往能够从企业长远发展角度考虑问题,通过加大研发投入、绿色创新等方式从根本上提高企业环境绩效,而小规模企业则更倾向于通过购买治污设备甚至减产等策略式减排措施来应对环境规制^[45]。

表8 企业异质性检验结果

| 变量 | 国有企业 (1) | 非国有企业 (2) | 高耗能企业 (3) | 中低耗能企业 (4) | 大规模 (5) | 小规模 (6) |
|----------------|----------------------|-------------------|----------------------|-------------------|----------------------|-------------------|
| ind×post | -0.118*** (0.027) | -0.055 (0.125) | -0.111*** (0.027) | -0.020 (0.144) | -0.092*** (0.035) | -0.072 (0.044) |
| 城市控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 企业控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 企业固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 年份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 行业×年固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 行业固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| R ² | 0.697 | 0.619 | 0.652 | 0.632 | 0.641 | 0.633 |
| N | 20 442 | 117 252 | 54 016 | 53 862 | 67 091 | 66 847 |

注:括号中为企业层面聚类标准误; *、**、***分别表示10%、5%、1%的显著性水平。

(三)行业异质性

为验证清洁生产环境规制对企业污染排放强度的影响是否存在行业技术水平差异,本文借鉴吕越等^[46]的分类方法将通信设备、计算机及其他电子设备制造业、专用设备制造业、交通运输设备制造业、医药制造业、化学纤维制造业、化学原料及化学制品制造业、电气机械及器材制造业、仪器仪表制造业划分为高技术行业,其余行业划分为中低技术行业。从表9列(1)和列(2)分组回归结果来看,清洁生产环境规制降低了高技术和中低技术行业的污染排放强度,并且由于高技术行业本身具有更高的技术创新水平,绿色生产效率较高^[47],这一减排效应在高技术行业中更为明显。一般而言,重污染行业作为社会公众和政府重点关注的对象,政府往往会对重污染行业实行更严格的环境监管,这能够倒逼重污染行业的绿色转型^[48],进而实现更多的污染减排。因此,本文进一步对污染程度行业异质性进行检验。本文参考王杰和刘斌^[49]的划分方式,将煤炭采选、石油加工、有金矿采、黑金矿采、黑金加工、纺织业、造纸业、化学原料和化学制品制造、化纤制造、非金制造、有金加工、电力生产归为重度污染行业,将农副食品加工业、食品制造业、饮料制造业、印刷业、通信设备、计算机及其他电子设备制造业等行业归为中度和轻度污染行业,结果如表9列(3)和列(4)所示。在重污染企业样本中,ind×post估计系数为-0.130且具有统计显著性,这说明政府严格的环境规制倒逼重污染企业通过投入更多的环保要素、提高绿色技术创新水平等系列手段强化污染治理。在中度和轻度行业中,清洁生产环境规制虽然使得企业污染排放强度下降4.6%,但这一减排效应不具有统计显著性。

表9 行业异质性检验结果

| 变量 | 高技术行业 (1) | 中低技术行业 (2) | 重度污染行业 (3) | 中度及轻度污染行业 (4) |
|----------------|----------------------|----------------------|----------------------|-------------------|
| ind×post | -0.143*** (0.053) | -0.092*** (0.031) | -0.130*** (0.033) | -0.046 (0.046) |
| 城市控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 企业控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 企业固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 年份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 行业×年固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 行业固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| R ² | 0.604 | 0.620 | 0.600 | 0.630 |
| N | 35 347 | 104 822 | 84 169 | 55 970 |

注: 括号中为企业层面聚类标准误; *、**、***分别表示10%、5%、1%的显著性水平。

七、研究结论与启示

在生态环境问题日益突出的背景下,企业作为环境政策执行和污染防治微观主体,推动企业从传统的末端污染治理转向前端污染治理进而实现污染减排,这对实现中国经济高质量发展具有重要意义。自2003年中国生态环境部陆续实施清洁生产标准以来,清洁生产标准作为典型的“前端治理”环境规制政策能否提高企业环境绩效值得探究。然而,由于过去数据所限,目前鲜有文献对此进行深入的探讨。本文通过手工收集整理各行业清洁生产标准实施节点,基于1998—2012年中国工业企业数据库和中国工业企业污染排放数据库跨库匹配数据,利用多期双重差分法对清洁生产环境规制效果进行评估。研究发现,清洁生产环境规制能够有效推动企业污染减排,且这一减排效应在多种稳健性检验中依然成立。进一步探究企业污染减排的内在机理,本文发现,清洁生产环境规制能够倒逼企业进行绿色技术创新,环境规制的“创新补偿效应”抵消了环境规制的成本效应,这为“波特假说”提供了微观层面的经验证据。此外,清洁生产环境规制提高了行业准入门槛,阻碍了新企业的进入,并且这一阻挡作用在低生产率企业中更为明显。清洁生产环境规制在降低高生产率企业退出市场风险的同时也迫使更多低效率企业退出市场。异质性分析表明,在东部地区、高耗能企业以及国有企业样本中,清洁生产环境规制的节能减排成效更为突出。此外,相比小规模企业,大规模企业拥有丰富的要素资源、较强的抗风险能力和健全的内部机制,大规模企业进行绿色创新的积极性更高,实现了更多的污染减排。与中低技术行业相比,高技术行业本身具有更高的技术创新水平,绿色生产效率较高,因此,高技术行业的减排效果更为明显。与非重污染企业相比,在政府更为严格的环境监管压力下,重污染企业环境治理效果更为突出。

本文的研究结论具有重要的政策启示:首先,本文肯定了清洁生产环境规制的环境治理成效。因此,中国政府要继续推行和完善行业清洁生产标准,将行业清洁生产标准范围逐步扩大到更多行业,继续普及清洁生产理念,推动企业进行前端和末端治理全过程的污染防治工作。其次,“一刀切”的行业清洁生产标准显然并不合适,要进一步细化行业清洁生产标准,针对不同规模企业、不同行业类型制定和实施不同的清洁生产标准,尤其是要加强对非国有企业、小型企业、中低技术行业以及非重污染企业、中低耗能企业的引导。地方政府可通过一定的企业研发政策优惠和环保补贴措施缓解非国有企业和小型企业的成本压力,激励非国有企业和小型企业进行绿色技术创新活动;适当加大对中低技术行业的创新投入,鼓励中低技术企业和高技术企业间的技术交流活动,通过联合设立研发机构、建立技术共同体等方式构建行业间协同创新系统,形成高技术行业向中低技术行业的技术转移与扩散机制,不断提高中低技术行业的技术水平;地方政府要正确引导并激励非重污染企业和中低耗能企业积极从事清洁生产和节能减排活动。再次,企业也应当抓住这一重要契机,主动承担起环境治理的社会责任,不断提高绿色技术创新水平,将环保理念落实到整个生产流程中,从根本上提高环境绩效。

参考文献:

- [1] 傅京燕, 胡瑾, 曹翔. 不同来源 FDI、环境规制与绿色全要素生产率[J]. 国际贸易问题, 2018(7): 134-148.
- [2] 郭进. 环境规制对绿色技术创新的影响: “波特效应”的中国证据[J]. 财贸经济, 2019, 40(3): 147-160.
- [3] COLE M A, ELLIOTT R, SHANSHAN W U. Industrial activity and the environment in China: an industry-level analysis[J]. *China Economic Review*, 2008, 19(3): 393-408.
- [4] 袁宝龙, 李琛. 环境规制政策下创新驱动中国工业绿色全要素生产率研究[J]. 产业经济研究, 2018(5): 101-113.
- [5] 何爱平, 安梦天. 地方政府竞争、环境规制与绿色发展效率[J]. 中国人口·资源与环境, 2019, 29(3): 21-30.
- [6] 杜龙政, 赵云辉, 陶克涛, 等. 环境规制、治理转型对绿色竞争力提升的复合效应: 基于中国工业的经验证据[J]. 经济研究, 2019, 54(10): 106-120.
- [7] SMARZYNSKA B K, WEI S J. Pollution havens and foreign direct investment: dirty secret or popular myth?[J]. NBER Working Papers, 2001, 3(2): 1244-1244.
- [8] XING Y, KOLSTAD C D. Do lax environmental regulations attract foreign investment?[J]. *Environmental and Resource Economics*, 2002, 21(1): 1-22.
- [9] DOMAZLICKY B R, WEBER W L. Does environmental protection lead to slower productivity growth in the chemical industry?[J]. *Environmental and Resource Economics*, 2004, 28(3): 301-324.
- [10] CHEN Y J, LI P, LU Y. Career concerns and multitasking local bureaucrats: evidence of a target-based performance evaluation system in China[J]. *Journal of Development Economics*, 2018, 133(4): 84-101.
- [11] 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.
- [12] 张志强. 环境规制提高了中国城市环境质量吗: 基于“拟自然实验”的证据[J]. 产业经济研究, 2017(3): 69-80.
- [13] 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(9): 5-23.
- [14] BETSILL M, HOFFMANN M J. The contours of “cap and trade”: the evolution of emissions trading systems for greenhouse gases[J]. *Review of Policy Research*, 2011, 28(1): 83-106.
- [15] ROSS L N. Understanding the effect of an emissions trading scheme on electricity generator investment and retirement behaviour: the proposed carbon pollution reduction scheme[J]. *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*, 2010, 54(2): 203-217.
- [16] SCHLEICH J, ROGGE K, BETZ R. Incentives for energy efficiency in the EU emissions trading scheme[J]. *Energy Efficiency*, 2009, 2(1): 37-67.
- [17] 金晓雨. 环境规制与国内污染转移: 基于“十一五”COD 排放控制计划的考察[J]. 产业经济研究, 2018(6): 115-125.
- [18] GENG Y, LIU W, LI K, et al. Environmental regulation and corporate tax avoidance: a quasi-natural experiment based on the eleventh five-year plan in China[J/OL]. *Energy Economics*, 2021, 99: 105312. <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0140988321002188>.
- [19] KESIDOU E, WU L. Stringency of environmental regulation and eco-innovation: evidence from the eleventh five-year plan and green patents[J/OL]. *Economics Letters*, 2020, 190: 109090. <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0165176520300823>.
- [20] SHI X, XU Z. Environmental regulation and firm exports: evidence from the eleventh five-year plan in China[J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2018, 89: 187-200.
- [21] LIU Y, LIU T, WANG B, et al. Developing a methodology for the ex-post assessment of building energy efficiency special planning in Beijing during the 12th five-year plan period[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2019, 216: 552-569.
- [22] YAN J, SU B. What drive the changes in China's energy consumption and intensity during 12th five-year plan period?[J/OL]. *Energy Policy*, 2020, 140: 111383. <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0301421520301397>.
- [23] 高翔, 袁凯华. 清洁生产环境规制与企业出口技术复杂度: 微观证据与影响机制[J]. 国际贸易问题, 2020(2): 93-109.
- [24] 胡浩然. 清洁生产环境规制能提升产品质量吗?[J]. 经济科学, 2019(3): 93-105.
- [25] 张慧玲, 盛丹. 前端污染治理对中国企业生产率的影响: 基于边界断点回归方法的研究[J]. 经济评论, 2019(1): 75-90.
- [26] 张慧玲, 盛丹. 前端污染治理与中国企业的就业吸纳: 基于拟断点回归方法的考察[J]. 财经研究, 2019, 45(1): 58-74.
- [27] 张彩云. 科技标准型环境规制与企业出口动态: 基于清洁生产标准的一次自然实验[J]. 国际贸易问题, 2019(12): 32-45.
- [28] 张彩云, 王勇, 李雅楠. 生产过程绿色化能促进就业吗: 来自清洁生产标准的证据[J]. *财贸经济*, 2017, 38(3): 131-146.
- [29] 张彩云, 吕越. 绿色生产规制与企业研发创新: 影响及机制研究[J]. 经济管理, 2018, 40(1): 71-91.
- [30] 王锋正, 郭晓川. 环境规制强度对资源型产业绿色技术创新的影响: 基于 2003—2011 年面板数据的实证检验[J]. 中国人口·资源与环境, 2015, 25(S1): 143-146.
- [31] RUBASHKINA Y, GALEOTTI M, VERDOLINI E. Environmental regulation and competitiveness: empirical evidence on the porter

- hypothesis from European manufacturing sectors[J]. *Energy Policy*, 2015, 83: 288–300.
- [32] 王娟茹, 张渝. 环境规制、绿色技术创新意愿与绿色技术创新行为[J]. *科学学研究*, 2018, 36(2): 352–360.
- [33] 逮笑微, 马淑萍. 环境规制影响全要素生产率的传导机制研究[J]. *大连海事大学学报(社会科学版)*, 2016, 15(1): 12–16.
- [34] 徐圆, 陈曦, 郭欣. 强制性减排政策与工业结构升级: 来自民营企业的经验证据[J]. *财经问题研究*, 2021(2): 42–52.
- [35] 刘和旺, 张双. 清洁生产政策对中国企业转型升级的影响[J]. *湖北大学学报(哲学社会科学版)*, 2019, 46(6): 154–163.
- [36] BRANDT L, BIESEBROECK J V, ZHANG Y F. Creative accounting or creative destruction? firm-level productivity growth in Chinese manufacturing[J]. *Journal of Development Economics*, 2012, 97(2): 339–351.
- [37] 聂辉华, 江艇, 杨汝岱. 中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题[J]. *世界经济*, 2012, 35(5): 142–158.
- [38] 蔡宏波, 宋研霏, 马红旗. 城市商业银行设立与僵尸企业的形成[J]. *中国工业经济*, 2020(9): 80–98.
- [39] 苏丹妮. 全球价值链嵌入如何影响中国企业环境绩效?[J]. *南开经济研究*, 2020(5): 66–86.
- [40] 彭倩, 干铠骏. 产业集聚、生产率与污染排放: 来自中国制造业企业的经验证据[J]. *山西大学学报(哲学社会科学版)*, 2020, 43(2): 105–120.
- [41] 邵朝对, 苏丹妮, 杨琦. 外资进入对东道国本土企业的环境效应: 来自中国的证据[J]. *世界经济*, 2021, 44(3): 32–60.
- [42] 柴泽阳, 孔令丞. 开发区企业存在生产率优势吗: 基于开发区升格政策的准自然实验[J]. *经济管理*, 2020, 42(10): 59–76.
- [43] 鲍晓华, 陈清萍. 反倾销如何影响了下游企业出口: 基于中国企业微观数据的实证研究[J]. *经济学(季刊)*, 2019, 18(2): 749–770.
- [44] 温湖炜, 钟启明. 环境保护税改革能否撬动企业绿色技术创新: 来自中国排污费征收标准变迁的启示[J]. *贵州财经大学学报*, 2020(3): 91–100.
- [45] 于连超, 张卫国, 毕茜. 环境税会倒逼企业绿色创新吗?[J]. *审计与经济研究*, 2019, 34(2): 79–90.
- [46] 吕越, 陈帅, 盛斌. 嵌入全球价值链会导致中国制造的“低端锁定”吗?[J]. *管理世界*, 2018, 34(8): 11–29.
- [47] 李静, 倪冬雪. 中国工业绿色生产与治理效率研究: 基于两阶段SBM网络模型和全局Malmquist方法[J]. *产业经济研究*, 2015(3): 42–53.
- [48] 于连超, 张卫国, 毕茜. 环境执法监督促进了企业绿色转型吗?[J]. *商业经济与管理*, 2019(3): 61–73.
- [49] 王杰, 刘斌. 环境规制与企业全要素生产率: 基于中国工业企业数据的经验分析[J]. *中国工业经济*, 2014(3): 44–56.

Cleaner Production Environment Regulation and Enterprise Environment Performance

—An Empirical Test based on Pollution Discharge Data of Industrial Enterprises

LIN Ting

(School of Economics, Nankai University, Tianjin 300071, China)

Abstract: Promoting clean production of enterprises is of great significance to achieving high-quality economic development. In this article, using the quasi-natural test of the industrial cleaner production standard, which has been gradually implemented in 2003, based on the 1998–2012 data of Chinese industrial enterprises and enterprises' pollution emissions database, a multi-period DID method was used to evaluate the environmental governance effects of cleaner production environment regulation. Research shows that cleaner production environment regulation has reduced the intensity of enterprises' pollution emissions, and this emission reduction effect is more pronounced in eastern regions, state-owned, large-scale and high-energy-consuming enterprises, and high-tech and heavily polluting industries. Further exploration of the internal mechanism of enterprise pollution reduction finds that the implementation of cleaner production environment regulation can force enterprises to engage in green technology innovation activities to achieve pollution reduction, which provides micro-level evidence support for the "Porter Hypothesis". In addition, cleaner production environment regulation has accelerated the survival of the fittest by strengthening the market selection mechanism. This is manifested in the financial and technical barriers formed by cleaner production environment regulation that has raised the barriers to industry entry and hindered the entry of potential companies. For incumbent companies, cleaner production environment regulation reduces the probability of high-productivity companies' exiting the market while forcing low-productivity companies to exit the market.

Keywords: cleaner production; environmental regulation; enterprise environment performance; multi-period DID

[责任编辑:孟青]