

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

孙博文 郑世林*

摘要：本文研究了清洁生产环境规制的减污降碳协同效应及其内在机制。研究发现，清洁生产标准实施具有显著的减污降碳协同效应。生产全过程控制视角下，规制通过源头预防、过程控制和末端治理发挥作用，源头预防环节，显著抑制了 SO₂ 及 CO₂ 产生，但未通过“激进式减产”渠道发挥作用；过程控制环节，通过改善能源利用效率、激发“波特效应”、发挥资源再配置效应起效；末端治理环节，通过增加脱硫设备数量、提升设备脱硫能力促进 SO₂ 处置。结论具有异质性特征，还存在显著的非对称政策效应及行业差异。

关键词：环境规制；减污降碳协同效应；清洁生产标准实施

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2024.02.17

一、问题的提出

“十四五”及未来更长一段时期，中国环境治理将从重点关注减污进入以“降碳”为重点、推动减污降碳协同增效的关键时期。大气污染物与温室气体排放大都来自化石能源燃烧利用，具有同根、同源、同过程的属性（IPCC, 1995），这使得减污和降碳路径具有高度的协同性。通过出台单一或者组合能源政策如能源税收和补贴（Mao et al., 2013、2014）、碳税及碳排放许可证（Barker and Rosendahl, 2001）、能源结构调整（Jiang et al., 2020）及能源系统优化（Wang et al., 2020）等，或者同时结合气候与空气污染治理政策多类环境规制工具，开展政策组合优化（Liu et al., 2022），是促进 CO₂ 和 NO_x、SO₂ 和 PM_{2.5} 污染物协同减排的重要途径。然而，已有研究还存在诸多待拓展之处，研究方法上，大都基于复杂结构模型讨论有关政策减污和降碳场景模拟（Qian et al., 2021），仅少数学者采用简约模型（如 DID）分析了碳排放权交易的减污降碳协同效应（陆敏等，2022；叶芳羽等，2022），且未对多时点 DID 方法的异质性处理效应（Baker et al., 2022）问题进行处理。另外，机制讨论缺乏生产全过程控制视角的

* 孙博文、郑世林，中国社会科学院数量经济与技术经济研究所、中国社会科学院大学应用经济学院、中国社会科学院环境与发展研究中心、浙江财经大学—中国社会科学院大学浙江研究院。通信作者及地址：孙博文，北京市东城区建国门内大街 5 号中国社会科学院科研大楼 1425 室，100732；电话：18201066536；E-mail: sunbowen@cass.org.cn。本文得到国家自然科学基金青年项目“中国清洁生产环境规制的减污降碳协同效应、机制与路径研究”（72303239）、中国社会科学院经济大数据与政策评估实验室（2024SYZH004）、国家自然科学基金项目“增强国内大循环内生动力和可靠性与提升国际循环质量和水平研究”（22VRC082）、国家自然科学基金面上项目“碳中和目标下清洁能源省域消纳机理及路径研究：基于多尺度空间视角”（72173133）和浙江财经大学应用经济学学科交叉科研计划的资助。感谢三位外审专家及李海舰、董战峰、刘冲、陈强远、陈登科等老师的建议和帮助。文责自负。

分析，理论上，除能源利用这一直接渠道外，环境规制可能通过激发绿色创新“波特效应”（Porter and Van der Linde, 1995）、提升生产率（Jaffe and Palmer, 1997）、优化资源配置效率（Wang et al., 2020）、促进污染设备投资与改造升级（万攀兵等，2021）等生产过程控制及末端治理机制，促进企业减污降碳协同控制。

清洁生产环境规制属于典型的生产全过程控制型环境政策工具（Giannetti et al., 2020），兼具生产与环境政策的双重属性，与强调“先污染、后治理”末端治理相比，更加侧重于“防治结合、综合治理”以及绿色产品的设计与生产。根据《中华人民共和国清洁生产促进法》要求，清洁生产政策设计初衷是“节能、降耗、减污、增效”。2021年，国家发展和改革委员会联合多部门印发《“十四五”全国清洁生产推行方案》，也要求通过全面推进清洁生产，促进减污降碳协同增效。但是，既有清洁生产政策效果评估研究中，大都聚焦于经济绩效评估，证实了其在提升资源利用效率（Fader et al., 2018）、节能（Chirambo, 2018）、提高全要素生产率（于亚卓等，2021）、促进绿色技术进步（Laurent et al., 2019）、利润改善（龙小宁和万威，2017）、产品质量升级（高翔和何欢浪，2021）等方面的作用，对环境效应评估不足，遑论减污降碳协同效应的讨论。鉴于此，本文将首次开展清洁生产环境规制的减污降碳协同效应评估，并对“源头预防→过程控制→末端治理”各个环节起效的理论机制进行实证检验。

本文可能有以下创新：①研究视角上，基于生产全过程控制视角，系统评估清洁生产标准实施的减污降碳协同效应，并对源头预防、过程控制、末端治理等渠道进行理论分析和实证检验。②研究方法上，已有减污降碳协同效应评估的相关研究大都采用结构模型开展模拟分析，存在系统性内生估计偏误。本文另辟蹊径，采用多时点 DID 方法，在同一政策框架下讨论减污降碳协同问题，并基于多种前沿方法对其潜在异质性处理效应进行处理，使得结论更加稳健可靠。③研究机制上，微观上分析企业生产、能源利用、效率改进、波特效应、企业动态进退以及企业间资源再配置的机制，宏观上则基于 Melitz and Polanec（2015）动态分解法检验行业资源再配置的作用渠道，多维度打开清洁生产政策作用“机制黑箱”。

本文的结构安排如下：第二部分为政策背景与理论机制；第三部分为研究设计与数据描述；第四部分给出基准结果；第五和第六部分为机制分析与异质性结果；最后为研究结论与启示。

二、政策背景与理论机制

（一）政策背景

自 2002 年全国人大审议通过《中华人民共和国清洁生产促进法》以来，中国清洁生产规制的法理基础、审核程序、工作机制与技术标准不断完善。2003 年后，国家发展和改革委员会、生态环境部陆续出台实施《清洁生产审核办法》《重点企业清洁生产审核程序的规定》和《重点企业清洁生产审核评估、验收实施指南（试行）》等。聚焦重点行业领域，生态环境部分批出台实施了 56 项针对具体行业的清洁生产标准^①，涉及钢

^① 详见生态环境部官网：<https://www.mee.gov.cn/ywgz/fgbz/bz/bzwb/other/qjscbz/>，访问时间：2022 年 3 月 10 日。

铁、原油加工及石油制品制造、电解铝业、纺织业、造纸业、水泥行业等高污染、高耗能行业，要求从生产全过程对企业生产工艺与装备优化升级、资源能源高效利用、产品生产和环境管理、废物回收利用各环节进行污染物及有毒有害物质控制。生态环境部主导出台的清洁生产标准是对具体清洁生产强制性审核的细化，聚焦新改扩建项目的环境影响评价和重点企业的清洁生产审核，并且清洁生产标准各指标几乎都有一个明确的标准，因此使得规制更加具有针对性，且更难以规避（龙小宁和万威，2017）。这为评估清洁生产环境目标实现提供了政策执行依据。

（二）理论机制

基于生产全过程控制视角，研究将清洁生产标准实施作用渠道划分为源头预防、过程控制、末端治理三环节，并进一步探讨其微观作用机制（图1）。在宽松假定 CO_2 排放量 = CO_2 产生量 下，限于数据，对 CO_2 处理量的“负碳”机制讨论不在本研究范畴。

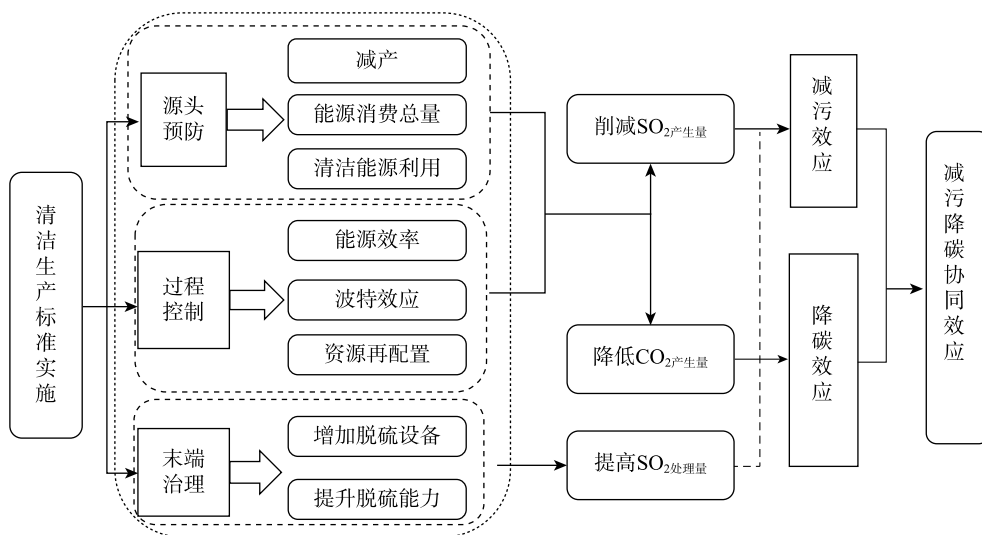


图1 清洁生产政策作用机制

源头预防环节，包括：①减产渠道。高耗能高污染企业为了满足清洁生产规制要求，可能选择通过短期被动削减产量这一“激进式减产”的渠道应对清洁生产强制性审核。②通过发挥能源节约效应，降低能源消费总量，直接减少 SO_2 和 CO_2 产生。③通过提高清洁能源利用，促进企业能源利用结构清洁化转型。

过程控制环节，包括：①能源效率。通过降低能耗强度、提升能源利用效率，间接促进减污降碳，能源效率改善可能源于中性技术进步或有偏技术进步（Acemoglu, 2002）。②波特效应。清洁生产环境规制倒逼企业加大绿色技术研发投入、促进技术进步，发挥绿色技术创新“波特效应”促进减污降碳。③资源再配置效应。环境规制会对不同污染密集型或不同效率企业产生非对称影响，影响资源再配置（Tombe and Winter, 2015）：一是集约边际效应，表现为促进不同污染程度、不同效率企业之间资源再配置；二是拓展边际效应，表现为影响企业进入和退出动态行为，抑制高污染、高耗能企业进入以及加剧其退出市场。然而，效率改善可能促进企业增产，通过能源回弹效应（Brännlund

et al., 2007) 而降低环境绩效。

末端治理环节, 聚焦分析清洁生产标准实施对 SO_2 处理量的影响。清洁生产政策通过奖优罚劣措施, 激励企业加大污染治理投入、升级污染处理设备、提高污染处理能力(图1中虚线部分: 提高 $\text{SO}_2 \rightarrow$ 减污效应), 促进增加 SO_2 处置。

三、研究设计

(一) 模型设计

研究以生态环境部历年实施的清洁生产标准作为准自然实验, 考虑到标准实施多时点渐进特征, 参照 Baker et al. (2022) 构造多时点 DID 模型如下:

$$\ln\text{SO}_{2,ijkt} = \beta_0 + \beta_1 \text{cps}_{it} + X'\gamma + a_i + h_j + \lambda_{kt} + e_{ijkt}, \quad (1)$$

$$\ln\text{CO}_{2,ijkt} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{cps}_{it} + X'\gamma + a_i + h_j + \lambda_{kt} + e_{ijkt}. \quad (2)$$

模型(1)和模型(2)中, 核心被解释变量为 $\ln\text{SO}_{2,ijkt}$ 和 $\ln\text{CO}_{2,ijkt}$, 分别表示地区 k 行业 j 企业 i 在 t 年的 SO_2 和 CO_2 排放量。核心解释变量为清洁生产标准实施 cps_{it} 。 X 为控制变量, 为排除不随时间变动不可观测因素及宏观因素影响, 还控制了企业固定效应 a_i , 四位数行业固定效应 h_j 以及城市-年份交叉固定效应 λ_{kt} , e_{ijkt} 为残差扰动项。^① 对于控制变量 X , 借鉴有关研究 (Greenstone and Hanna, 2014; 韩超等, 2021; 陈登科, 2020), 选择企业年龄 $\ln\text{age}$ (用当年年份减去企业成立年份加 1 后取对数表示), 企业所有制 soe (国有企业为 1, 非国有企业为 0), 企业出口属性 export (出口企业为 1, 非出口企业为 0) 变量, 以及滞后一期的企业规模 $\ln\text{scale}$ (采用企业就业人数取对数表示) 和企业要素禀赋 $\ln\text{kl}$ (使用企业固定资产净值年平均余额与从业人员数的比值取对数来衡量) 等。本文关注的核心是系数 β_1 和 α_1 , 存在四种情况 (情形 I: $\beta_1 > 0, \alpha_1 > 0$; 情形 II: $\beta_1 < 0, \alpha_1 > 0$; 情形 III: $\beta_1 < 0, \alpha_1 < 0$; 情形 IV: $\beta_1 > 0, \alpha_1 < 0$)。 仅若出现情形 III 且通过显著检验时, 才认为减污降碳协同效应显著存在。具体变量计算设定方法如下:

核心被解释变量: ①企业 SO_2 排放量 $\ln\text{SO}_2$ 。中国能源消费结构以煤炭为主, SO_2 是大气污染物的主要污染指标, 且在各类污染物中占据主导地位 (陈登科, 2020; 韩超等, 2021)。②企业直接碳排放量 $\ln\text{CO}_2$ 。基于碳排放系数法对企业直接碳排放进行计算, 公式为: $Q_{\text{CO}_2} = \sum_{i=1}^n K_i E_i$ 。其中, Q_{CO_2} 表示企业 CO_2 排放量, E_i 为第 i 种能源的能源消费量, K_i 为第 i 种能源的 CO_2 排放系数, 能源标准煤折算系数与 CO_2 排放系数来自《综合能耗计算通则》(GB/T2589-2008)、《省级温室气体清单编制指南(试行)》(发改办气候〔2011〕1041号)等。

核心解释变量: 清洁生产标准实施 cps_{it} 。以生态环境部清洁生产标准实施作为准自然实验, 若企业 i 在年份 t 及之后受清洁生产标准影响, 则 cps_{it} 赋值为 1, 其他为 0。为提高政策评估精度, 借鉴唐珏和封进 (2019) 的做法, 若清洁生产标准在 t 年的 7 月份及之后实施, 则定义 cps_{it+1} 为 1, 若清洁生产标准在 t 年的 7 月份之前实施, 定义 cps_{it} 为 1。由于部分清洁生产标准出台在四位数代码上有所重复, 仅以标准的第一次实施为

① 考虑到中国工业企业数据库中存在企业代码调整的情况, 故同时控制企业及行业固定效应。

准。经过筛选最终保留的34项制造业清洁生产标准,四位代码、实施日期和政策起效年份见表1。

表1 清洁生产标准四位行业识别

序号	标准编号	标准名称	四位代码	实施日期	政策起效年份
1	HJ/T 125-2003	原油加工及石油制品制造	2511	2003-06-01	2003
2	HJ/T 126-2003	炼焦行业	2520	2003-06-01	2003
3	HJ/T 127-2003	皮革鞣制加工(猪、轻革)	1910	2003-06-01	2003
4	HJ/T 183-2006	啤酒制造业	1522	2006-10-01	2007
5	HJ/T 186-2006	甘蔗制糖业	1340	2006-10-01	2007
6	HJ/T 184-2006	食用植物油工业(豆油和豆粕)	1331	2006-10-01	2007
7	HJ/T 185-2006	纺织业(棉印染)	1712	2006-10-01	2007
8	HJ/T 187-2006	电解铝业	3316	2006-10-01	2007
9	HJ/T 188-2006	氮肥制造业	2621	2006-10-01	2007
10	HJ/T 190-2006	基本化学原料制造业(环氧乙烷/乙二醇)	2614	2006-10-01	2007
11	HJ/T 189-2006	钢铁行业	3210/3220/3230/3240	2006-10-01	2007
12	HJ/T293-2006	汽车制造业(涂装)	3460	2006-12-01	2007
13	HJ/T 315-2006	人造板行业(中密度纤维板)	2022	2007-02-01	2007
14	HJ/T 316-2006	乳制品制造业(纯牛乳及全脂乳粉)	1440	2007-02-01	2007
15	HJ/T 317-2006	造纸工业(漂白碱法蔗渣浆生产工艺)	2210	2007-02-01	2007
16	HJ/T357-2007	电解锰行业	3130/3150	2007-10-01	2008
17	HJ/T 359-2007	化纤行业(氨纶)	2829	2007-10-01	2008
18	HJ/T 360-2007	彩色显象(示)管生产	3969	2007-10-01	2008
19	HJ/T 401-2007	烟草加工业	1610/1620/1690	2008-03-01	2008
20	HJ/T 402-2007	白酒制造业	1521	2008-03-01	2008
21	HJ/T 429-2008	化纤行业(涤纶)	2822	2008-08-01	2009
22	HJ 444-2008	味精工业	1461	2008-11-01	2009
23	HJ 445-2008	淀粉工业	1391	2008-11-01	2009
24	HJ 448-2008	制革工业(牛轻革)	3652	2009-02-01	2009
25	HJ 450-2008	印刷电路板制造业	4062	2009-02-01	2009
26	HJ447-2008	铅蓄电池工业	3940	2009-02-01	2009
27	HJ449-2008	合成革工业	2925	2009-02-01	2009
28	HJ450-2008	印制电路板制造业	3972	2009-02-01	2009
29	HJ 452-2008	葡萄酒制造业	1524	2009-03-01	2009
30	HJ 467-2009	水泥工业	3111	2009-07-01	2010
31	HJ 474-2009	纯碱行业	2612	2009-10-01	2010
32	HJ 512-2009	粗铅冶炼业	3312	2010-02-01	2010
33	HJ 558-2010	铜冶炼业	3311	2010-05-01	2010
34	HJ 581-2010	酒精制造业	1510	2010-09-01	2011

注:本文的行业代码依据的是《国民经济行业分类》(GB/T4754-2002)。

（二）数据来源与统计描述

本文的微观数据来自 1998—2012 年中国工业企业数据库、工业企业污染数据库和中国专利数据库的匹配数据，宏观数据则来自历年《中国城市统计年鉴》《中国统计年鉴》。在数据的清洗中：首先，对于中国工业企业数据库而言，参考 Brandt et al. (2012) 的方法对原始样本进行匹配，在此基础上，删除核心指标缺失或为负、与一般会计准则不符合、就业人数小于 8 的企业样本；以 2002 年行业代码 (GB/T4754-2002) 为基准统一调整；其次，企业的能源利用、污染排放、污染治理投入设备以及污染处理数据来自企业污染数据库，数据库说明参见陈登科 (2020) 的相关研究，中国工业企业污染数据库覆盖主要污染源，在“十五”期间统计了占污染负荷 85% 的工业企业，而在“十一五”期间统计了占地区排放 85% 以上的工业企业；再次，企业专利数据来自中国专利数据库；最后，根据国民经济行业分类标准将样本数据所在行业统一至《国民经济行业分类》(GB/T4754-2002)，对部分缺失数据进行插值填充，由于数据库中未对“十一五”期间火电行业污染排放数据进行统计，故而删除二位数为 44 的行业代码。对异常值进行 Winsor 缩尾 1% 处理。表 2 呈现了主要变量的描述性统计结果。

表 2 描述性统计

变量	全样本			实施清洁生产标准企业			未实施清洁生产标准企业		
	样本量	均值	标准差	样本量	均值	标准差	样本量	均值	标准差
$\ln SO_2$	522 929	8.104	4.022	56 897	9.04	3.551	466 032	7.99	4.06
$\ln CO_2$	670 706	6.592	3.457	74 198	7.88	3.187	596 508	6.432	3.456
$\ln age$	671 894	2.237	0.55	74 221	2.158	0.401	597 673	2.247	0.565
soe	671 894	0.0979	0.297	74 221	0.0326	0.178	597 673	0.106	0.308
$export$	419 258	0.391	0.488	37 231	0.399	0.49	382 027	0.391	0.488
$\ln labor$	588 030	5.492	1.137	70 068	5.394	1.107	517 962	5.505	1.14
$\ln kl$	588 030	5.385	1.135	70 068	5.899	1.22	517 962	5.315	1.105

图 2 和图 3 分别呈现了企业 SO_2 及 CO_2 排放量取对数变动趋势图。2003—2010 年间，与对照组 SO_2 排放波动上升趋势相比，处理组总体上表现出先迅速下降、后平稳下降的特征，意味着可能具有降低 SO_2 排放的效果。同样，对于企业 CO_2 排放而言，处理组平均排放水平同样始终高于对照组，清洁生产标准陆续出台实施之后，在政策作用开始，处理组表现出快速下降的趋势特征，对照组则相对平稳，这意味着清洁生产标准实施可能具有降低碳排放的效果。另外，综合比较处理组与对照组均值差变动也发现，2003 年之后， SO_2 及 CO_2 排放组间差距均呈缩小趋势，为两者平行变动趋势特征及清洁生产政策效果提供了直观证据。

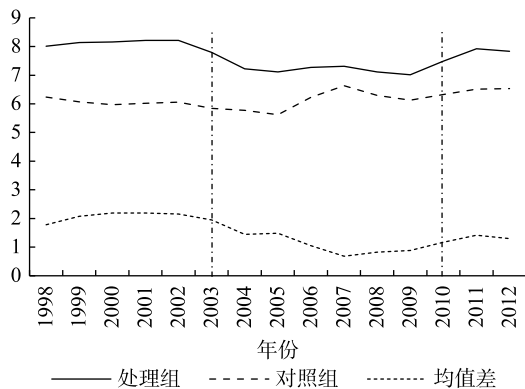


图2 处理组与对照组二氧化硫排放变化

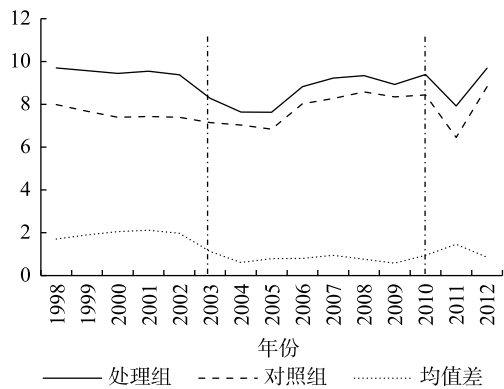


图3 处理组与对照组二氧化碳排放变化

四、实证结果讨论

(一) 基准结果

表3报告了基准结果。列(1)和列(3)未加入控制变量,列(2)和列(4)呈现了加入控制变量后的估计结果。列(1)至列(4)均对企业固定效应、四位数行业固定效应及城市-年份固定效应进行了控制。结果发现,在加入控制变量之后,列(2)和列(4)清洁生产标准实施变量系数均显著为负,且系数绝对值及显著性有所变动,表明对有关特征变量进行控制的必要性。具体地,清洁生产标准实施分别使企业SO₂和CO₂排放量下降17.3%和5.9%,均通过1%显著水平检验,结论符合基准结果情形III($\beta_1 < 0$, $\alpha_1 < 0$),即表现出显著的减污降碳协同效应。

表3 基准回归

	lnSO ₂	lnSO ₂	lnCO ₂	lnCO ₂
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>cps</i>	-0.165*** (0.032)	-0.173*** (0.032)	-0.055*** (0.021)	-0.059*** (0.021)
<i>lnage</i>		0.070*** (0.009)		0.030*** (0.006)
<i>soe</i>		0.074*** (0.027)		0.025 (0.017)
<i>export</i>		0.030* (0.018)		0.019 (0.011)
<i>lnlabor</i>		0.393*** (0.016)		0.182*** (0.010)
<i>lnkl</i>		0.173*** (0.013)		0.079*** (0.008)

(续表)

	lnSO ₂	lnSO ₂	lnCO ₂	lnCO ₂
	(1)	(2)	(3)	(4)
企业固定效应	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是
城市-年份固定效应	是	是	是	是
Observations	317 796	317 796	379 607	379 607
R-squared	0.855	0.856	0.879	0.879

注：***、**、* 分别表示通过 1%、5% 和 10% 的显著水平检验。括号内为聚类到四位数行业的稳健标准误。下文如无特别说明，均纳入了控制变量、企业固定效应、行业固定效应和城市-年份固定效应。下表同。

(二) 平行趋势与动态效应

基于事件分析法判断处理组与对照组平行趋势特征，模型如下：

$$\ln SO_{2,ijkt} = \beta_0 + \sum_{\tau=-12}^9 \beta_{\tau} \times treat_{ij} \times post_{\tau} + \gamma X + a_i + h_j + \lambda_{kt} + e_{ijkt}, \quad (3)$$

$$\ln CO_{2,ijkt} = \alpha_0 + \sum_{\tau=-12}^9 \alpha_{\tau} \times treat_{ij} \times post_{\tau} + \gamma X + a_i + h_j + \lambda_{kt} + e_{ijkt}. \quad (4)$$

模型 (3) 和模型 (4) 中 β_{τ} 和 α_{τ} 分别是指，与基期相比，处理组和对照组 SO₂ 以及 CO₂ 排放量的差异。其中 τ 为清洁生产标准实施期数 $\tau \in [-12, 9]$ ，为保持回归结果简洁性，参考 Greenstone and Hanna (2014) 的做法，将 $\tau \in [-12, -5]$ 进行归并处理，在平行趋势图标记为 -5 期；另外，将清洁生产标准实施冲击之后 $\tau \in [5, 9]$ 合并设定新虚拟变量（图中为 4+），以估计清洁生产标准实施第 5 期及之后的平均效应；并且，为避免多重共线性问题，将 -1 期排除在外作为基期（benchmark）。若相较于政策冲击前基期样本 β_{τ} 和 α_{τ} 不显著异于零，则满足平行趋势假定。图 4 和图 5 分别绘制了 95% 置信区间内减污和降碳效应估计系数变动。发现与参照基准相比，清洁生产标准实施前处理组与对照组企业 SO₂ 和 CO₂ 排放没有显著差异，满足平行趋势假定。

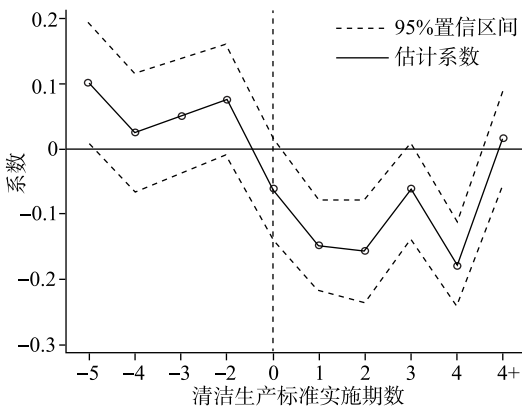


图 4 清洁生产标准实施影响二氧化硫排放的平行趋势

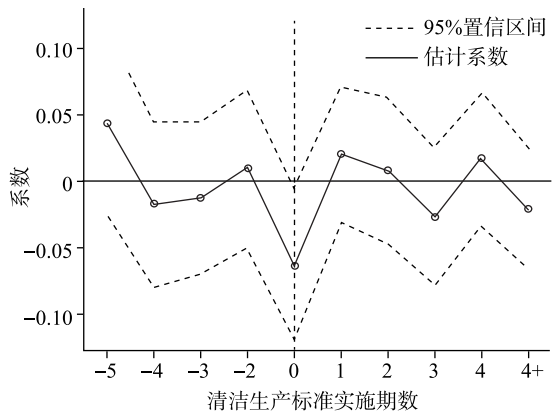


图 5 清洁生产标准实施影响二氧化碳排放的平行趋势

(三) 稳健性分析

采取以下多种策略进行稳健性分析：一是克服样本选择问题。考虑到中国工业企业数据库企业存在迁移及行业代码调整问题(Li et al., 2021)。除进一步控制两位数行业固定效应外, 还通过保留缩短时间窗口 $\tau \in [-3, 3]$ 排除企业迁移影响。二是确保政策随机外生。在模型中控制可能影响清洁生产标准行业选择的因素。通过回归遴选, 发现影响清洁生产标准实施的前定变量 Z_{2002} 包括政策实施前一年(2002年)行业粉尘排放、行业污水排放、行业平均工资、行业资产份额等变量, 并在基准回归中控制 Z_{2002} 与年份的交叉项。三是排除其他政策干扰。为排除同时期相关政策影响, 进一步控制“十一五”落后产能淘汰政策、低碳城市试点政策、排污权交易试点政策、区域及流域限批政策等因素。四是政策设定调整。参照 Lu et al. (2017) 的研究, 将政策冲击当年定义为 $(12-X+1)/12$ (比如, 标准1月份出台则设定为1, 6月出台则设定为0.5)。五是控制行业因素影响。补充控制行业技术进步、三位数行业关税、产业政策以及行业集中度等行业因素。六是考虑企业电耗间接碳排放的估计。基于2008—2011年全国税收调查数据库, 补充了工业企业污染库的电力消费指标, 并基于此计算了企业电耗间接碳排放量和企业总碳排放量。发现清洁生产表现出显著的减污降碳(直接碳排放)协同效应, 却未表现显著的减污降碳(间接碳排放)协同效应。基于以上六种策略的结论总体稳健。^①

七是排除其他不可观测因素影响。借鉴 Li et al. (2016) 的处理办法, 根据清洁生产政策变量的样本分布情况随机生成处理组, 并重复进行了500次回归, 通过绘制回归系数变量系数估计值核密度曲线进行安慰剂检验。图6和图7分别绘制了“伪”清洁生产标准实施变量系数核密度曲线, 发现核密度图与均值为0的正态分布均近乎重合, 同时500个系数均值分别为-0.00013和-0.0011, 较为接近于0。而且, 基准回归结果也均位于核密度曲线(估计)临界值阈值之外, 显著不同于伪清洁生产政策变量得到的估计系数, 进一步佐证了基本结论的稳健性。

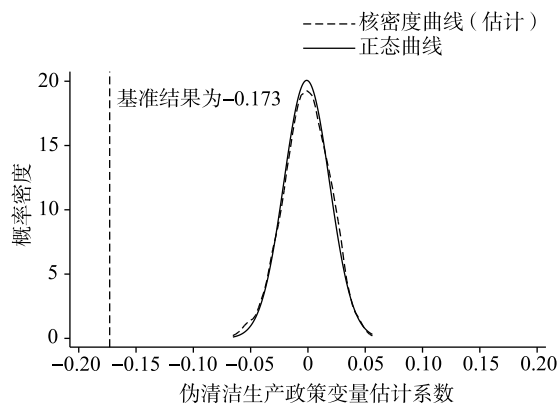


图6 影响二氧化硫排放安慰剂检验

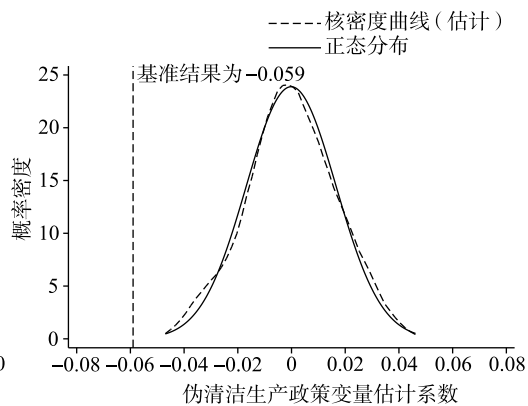


图7 影响二氧化碳排放安慰剂检验

^① 稳健性估计结果见附录I。篇幅所限, 附录未在正文列示, 感兴趣的读者可在《经济学》(季刊) 官网 (<https://ceq.ccer.pku.edu.cn>) 下载。

八是多时点 DID 异质性处理效应处理。基于双向固定效应 (TWFE) 估计的多时点 DID 估计方法, 可能存在异质性处理效应负权重问题, 造成估计偏误 (De Chaisemartin and D’Haultfoeuille, 2020; Goodman-Bacon, 2021; Baker et al., 2022; 刘冲等, 2022)。为此, 本研究计算并绘制了两类、五种解决方案下的多时点 DID 估计动态处理效应图。一类是组别-时期处理效应加权平均法, 代表学者有 De Chaisemartin and D’Haultfoeuille (2020)、Sun and Abraham (2021) 以及 Callaway and Sant’Anna (2021); 另一种是两步回归法, 代表学者有 Borusyak et al. (2021)。根据有关学者提供的代码, 绘制了缓解异质性处理效应后的估计量动态效应检验图, 从图 8 和图 9 中不难发现, 减污及降碳效应估计量系数和显著性有所变动, 但总体结论稳健。

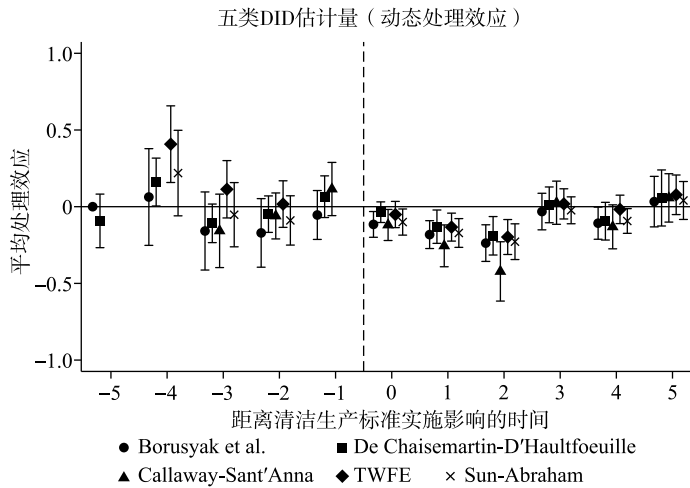


图 8 “减污”动态处理效应

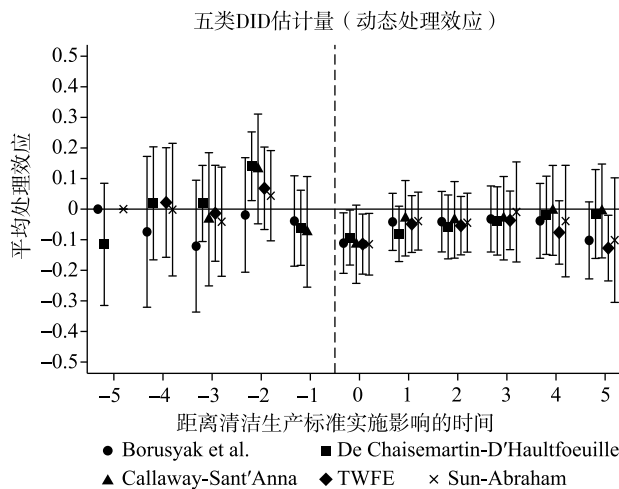


图 9 “降碳”动态处理效应

五、机制分析

(一) 源头预防环节

表4中列(1)和列(2)中分别以SO₂产生量(*lnSO₂_production*)及CO₂产生量(*lnCO₂*)为被解释变量进行回归,发现清洁生产标准实施系数均显著为负,源头预防效果显著。分析具体机制发现:一是减产机制。列(3)以企业产值取对数(*lny*)为因变量进行回归,发现清洁生产标准实施非但未显著降低企业产值,反而表现出增产效应,这表明其未通过“激进式减产”实现环境治理目标。二是能源利用机制。列(4)和列(5)分别以企业煤炭使用总量(*lncoal*)和能源清洁化转型(*clean_stru*)^①为被解释变量。列(4)显示,清洁生产标准实施并未显著降低企业煤炭消费总量,在以煤为主的我国能源消费基本国情下,短期内企业煤炭利用主导的格局难以快速调整。列(5)结果显示,清洁生产标准实施也未能显著促进企业能源结构清洁化转型。

表4 源头预防机制

	<i>lnSO₂_production</i>	<i>lnCO₂</i>	<i>lny</i>	<i>lncoal</i>	<i>clean_stru</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>cps</i>	-0.157*** (0.042)	-0.059*** (0.021)	0.014* (0.007)	-0.013 (0.021)	0.185 (0.181)
Observations	257 589	379 607	394 773	379 736	281 737
R-squared	0.855	0.879	0.937	0.899	0.385

(二) 过程控制环节

1. 能源效率与有偏技术进步

表5列(1)以煤炭消耗强度(*lncoal_den*)为被解释变量,发现清洁生产标准实施显著降低了能耗强度、提高了企业能源效率。参照陈登科(2020)的研究,从有偏技术进步视角探讨能源效率提升机制。一方面,基于OP法和LP法,测算企业两类全要素生产率(*tfpop*)和(*tfplp*),借之衡量中性技术进步。列(2)和列(3)结果未支持中性技术进步机制的存在。另一方面,构造能源偏向技术进步指标(*lnZK*),等于企业能源利用与资本之比取对数,以及劳动偏向技术进步指标(*lnZL*),采用企业能源利用与劳动要素之比取对数。列(4)和列(5)显示,不考虑要素价格情况下,仅能源偏向性技术进步均存在。第三,考虑到企业投入要素比和有偏技术进步的关系与要素价格变动相关(Acemoglu, 2002),进一步控制资本和劳动价格因素。资本价格因素方面,根据聂辉华等(2016)对于僵尸企业识别过程中的企业信贷补贴测算方法,构造了企业理论应付利率(*ir1*)和企业实际支付利率(*ir2*)两个指标。劳动要素价格(*lnwage*),采用工人工资对数来表示。列(6)至列(8)控制资本及劳动价格等变量后,同样发现仅能源偏向性技术进步机制显著,揭示了能源效率改善的技术进步来源。

① 采用洁净天然气转化标准煤与煤炭利用转化标准煤比值计算得出。

表 5 能源效率及有偏技术进步机制

	能源效率		中性技术进步		有偏技术进步 (不考虑要素价格)		有偏技术进步 (考虑要素价格)	
	<i>lncoal_den</i>	<i>tfpop</i>	<i>tfplp</i>	<i>lnZK</i>	<i>lnZL</i>	<i>lnZK</i>	<i>lnZK</i>	<i>lnZL</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>cps</i>	-0.038*** (0.003)	-0.016 (0.078)	0.043 (0.053)	-0.008*** (0.001)	0.012 (0.008)	-0.009*** (0.002)	-0.008*** (0.002)	0.011 (0.008)
<i>ir1</i>						0.058*** (0.011)		
<i>ir2</i>							0.017** (0.008)	
<i>lnwage</i>								0.003 (0.003)
Observations	379 736	385 866	385 866	394 649	394 649	309 295	304 269	394 649
R-squared	0.730	0.969	0.904	0.837	0.907	0.846	0.847	0.907

2. 波特效应

根据世界知识产权组织 (WIPO) 的绿色技术专利分类^①, 本文聚焦绿色低碳技术专利 (齐绍洲等, 2018), 构造了能源节约类专利 (*ec_total*)、替代能源类专利 (*alenergy_total*)、废弃物管理类专利 (*waste_total*) 以及三者数量加总指标 (*three_total*)。鉴于绿色专利的离散非负整数分布特征, 采用负二项回归进行波特效应检验。表 6 报告了回归结果。为排除总体专利增加的影响, 一方面, 列 (1) 至列 (4) 进一步控制了企业专利授权总数, 发现对企业绿色低碳专利总数具有显著提升作用, 波特效应显著, 具体地, 也显著增加了能源节约类及废弃物管理类专利数量, 但对替代能源类专利影响不显著。另一方面, 列 (5) 至列 (8) 分别构造了绿色专利占总专利占比变量, 发现除替代能源类专利占比外, 政策对其他类别专利的影响系数同样显著为正。上述分析从不同类别绿色专利数量及占比两个视角证实了波特效应的存在。

表 6 波特效应

	控制企业专利授权总数				绿色专利占总专利比率			
	<i>three_total</i>	<i>ec_total</i>	<i>alenergy_total</i>	<i>waste_total</i>	<i>total_rate</i>	<i>ec_rate</i>	<i>al_rate</i>	<i>wa_rate</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>cps</i>	0.122*** (0.047)	0.082* (0.048)	-0.003 (0.243)	0.452*** (0.101)	0.081** (0.041)	0.048*** (0.006)	0.001 (0.002)	0.002** (0.001)
Observations	324 038	324 038	415 685	324 038	387 806	389 515	488 293	488 293
Pseudo R ²	0.166	0.166	0.168	0.183	0.102	0.145	0.125	0.165

注: 采用负二项回归模型进行估计; 列 (1) 至列 (4) 进一步控制了企业专利授权总数变量。

① 依据《联合国气候变化框架公约》对绿色专利进行了七大分类: 交通运输类、废弃物管理类、能源节约类、替代能源生产类、行政监管与设计类、农林类和核电类等。

3. 资源再配置效应

借鉴 Melitz and Polanec (2015) 加总企业生产率动态分解法, 通过基于企业市场份额计算行业 SO_2 和 CO_2 排放量加权平均值, 进而对行业 SO_2 和 CO_2 排放量进行动态分解, 将四位数行业排放量按存活、进入和退出三种动态类型分解为: 存活企业水平效应、存活企业再配置效应、企业进入效应、企业退出效应。存活企业再配置效应也称集约边际, 企业进入和退出效应可称为拓展边际, 两种效应统称为资源再配置效应(高翔和何欢浪, 2021)。表7报告了解析效应检验结果。根据 Panel A 可知, 减污效应中, 资源再配置效应显著, 主要源于存活企业再配置效应和企业退出效应。根据 Panel B, 降碳效应中, 资源再配置效应也显著, 主要来自存活企业再配置效应。

表7 资源再配置效应

	资源再配置效应	存活企业再配置效应	企业进入效应	企业退出效应
	(1)	(2)	(3)	(4)
Panel A: SO_2 排放分解				
<i>cps</i>	-0.061*** (0.018)	-0.065*** (0.013)	-0.012 (0.016)	-0.032* (0.017)
Observations	5 448	11 083	6 639	7 004
R-squared	0.010	0.049	0.008	0.004
Panel B: CO_2 排放分解				
<i>cps</i>	-0.018* (0.011)	-0.075*** (0.013)	-0.046 (0.039)	0.022 (0.029)
Observations	5 448	11 098	6 639	7 004
R-squared	0.023	0.014	0.009	0.008

注: 控制行业及地区-年份固定效应。

表8报告了资源再配置效应的微观检验结果。通过设定企业进入 (*entry*) 和企业退出 (*exit*)、企业市场份额变动 $dsale_{it} = sale_{it} - sale_{it-1}$ ^①等三个被解释变量, 以及企业效率 (*htfp*) 哑变量 (基于 LP 法计算企业全要素生产率, 若高于中位数则定义为高效率企业, 反之为低效率企业)、行业污染属性哑变量 (*pollution50*) 等两个调节变量, 考察政策实施对不同效率、污染水平企业的进入、退出及企业间资源流动的影响。根据列(1)和列(2), 交叉项 $cps \times pollution50$ 和 $cps \times htfp$ 系数分别显著为负和显著为正, 清洁生产标准实施显著抑制了高污染企业进入市场, 且对高效率企业进入有显著吸引作用。列(3)和列(4)中, 交叉项 $cps \times pollution50$ 和 $cps \times htfp$ 系数分别显著为正和显著为负, 清洁生产政策显著促进了高污染企业退出市场, 且对高效率企业退出有抑制作用。列(5)和列(6)发现, 交叉项 $cps \times htfp$ 系数显著为正, 清洁生产标准实施促使企业资源从低效率企业到高效率企业流动, 提高了高效率企业市场份额, 但未发现市场份额从高污染企业流向低污染企业的证据。

① 企业市场份额等于当年企业主营业务收入与当年四位数行业总和比值。

表 8 资源再配置微观机制检验

	<i>entry</i>	<i>entry</i>	<i>exit</i>	<i>exit</i>	<i>dshare</i>	<i>dshare</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>cps</i> × <i>pollution</i> ₅₀	-0.012** (0.005)		0.013** (0.006)		0.000 (0.000)	
<i>cps</i> × <i>htfp</i>		0.012*** (0.003)		-0.010*** (0.004)		0.001** (0.000)
<i>cps</i>	-0.012** (0.005)	-0.027*** (0.003)	-0.001 (0.005)	0.017*** (0.003)	-0.001** (0.000)	0.000 (0.000)
<i>pollution</i> ₅₀	0.003 (0.003)		0.006* (0.003)		-0.000 (0.000)	
<i>htfp</i>		-0.028*** (0.001)		-0.002* (0.001)		0.000** (0.000)
Observations	386 839	394 824	386 636	394 621	386 839	394 824
R-squared	0.361	0.366	0.336	0.335	0.638	0.634

(三) 末端治理环节

表 9 报告了末端治理机制检验结果。列 (1) 至列 (3) 分别以 SO₂ 处理率 (*dispose_rate*)、企业脱硫设备数取对数 (*lngas_equip_s*)、废气脱硫设备单位能力 (单位: kg/时) 取对数 (*lngas_ability_s*) 为被解释变量。结果发现, 清洁生产标准实施显著提高了 SO₂ 处理率, 在末端治理环节促进减污效应发挥。并且, 列 (2) 和列 (3) 显示, 清洁生产标准实施显著实现了企业脱硫设备数量和脱硫能力的“双提升”, 双管齐下促进了 SO₂ 处置。

表 9 末端治理

	<i>dispose_rate</i>	<i>lngas_equip_s</i>	<i>lngas_ability_s</i>
	(1)	(2)	(3)
<i>cps</i>	0.020*** (0.004)	0.034*** (0.010)	0.107*** (0.039)
Observations	52 074	145 404	144 348
R-squared	0.932	0.799	0.756

六、异质性分析

进一步分析清洁生产标准实施的非对称政策效果以及行业、企业所有制和企业规模异质性发现^①: 首先, 非对称政策效果方面, 不同污染排放水平的企业对环境规制的反应行为有所不同, 与低污染企业相比, 高污染企业表现出更强的减污降碳协同效应。其

① 限于篇幅, 异质性回归结果及讨论见附录 II。

次,行业异质性方面,图10显示,生态环境部出台实施的清洁生产标准效果突出,促进了大多数行业实现减污降碳协同控制(情形Ⅲ),以及促进部分行业实现减污或降碳(情形Ⅱ和情形Ⅳ),仅有少数行业减污降碳效应都不存在(情形Ⅰ)。再次,企业所有制异质性方面,与非国企相比,国企的波特效应和进入效应更强,但退出效应更弱,国企具有所有制优势,使得其能够获得更多的优惠信贷资源支持,促进扩大绿色技术投资,波特效应更显著,另外,国企在地方“父爱主义”偏袒下,即便成为僵尸企业也难以直接退出市场(聂辉华等,2016)。最后,企业规模异质性方面,大规模企业表现出更强的能源效率提升效应、更强的企业进入效应、更弱的企业退出效应,且资源要素显著流向规模较小的企业、资源再配置效应显著。工业企业能源使用存在明显的规模经济,规模较大的企业往往才能负担得起固定成本较高的先进技术设备(陈钊和陈乔伊,2019),而且由于规模效应和合规成本异质性的存在,清洁生产标准实施提高了规模较大企业利润(龙小宁和万威,2017),这可能进一步激励企业加强环境治理。

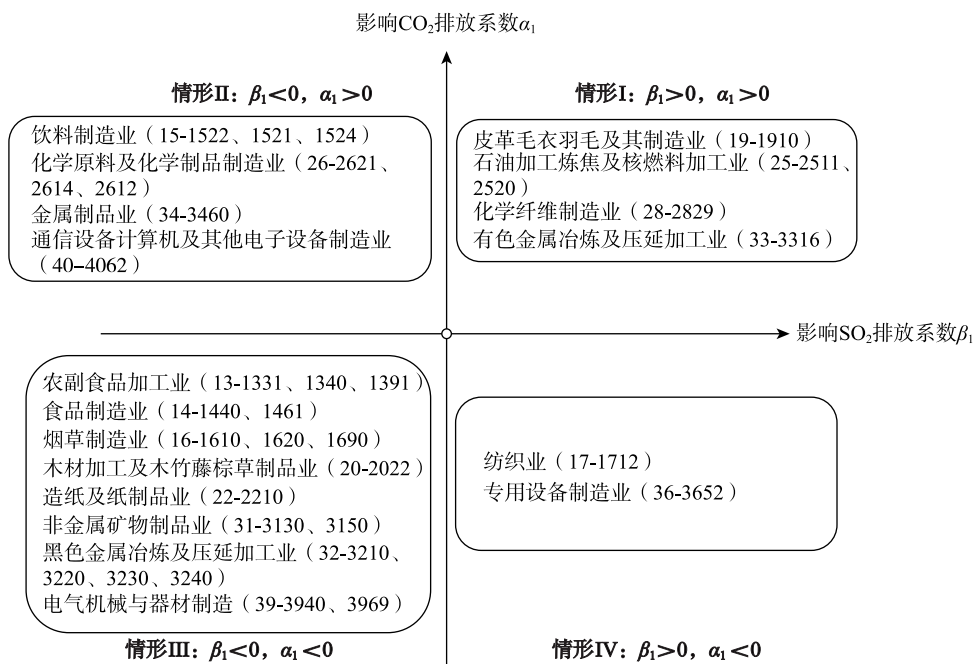


图10 分行业减污降碳系数矩阵

七、研究结论与启示

本文发现清洁生产标准实施具有显著的减污降碳协同效应。基于生产全过程控制视角,其通过源头预防、过程控制和末端治理等环节发挥作用。源头预防环节,清洁生产规制显著降低了SO₂和CO₂产生量,但未通过“激进式减产”渠道发挥作用,也未显著降低企业能源消费量及促进能源清洁化转型;过程控制环节,显著降低了能耗强度、提升了能源利用效率,且能源效率改善来源于有偏技术进步,还通过发挥绿色创新“波特效应”、影响企业进入退出、促进企业间资源再配置等微观机制发挥作用,宏观上的

资源再配置效应也得以证实；末端治理环节，通过增加脱硫设备数量、提升设备脱硫能力促进SO₂处置。结论存在显著的非对称政策效应以及异质性特征，高污染行业减污降碳协同控制效果更好，不同行业结论存在明显差异，并且，结论在非国有企业和规模较小企业中更明显。

针对具体结论，提出以下对策建议：一是优化清洁生产标准体系，加强重点行业清洁生产规制执行。聚焦减污降碳协同增效这一任务要求，优化清洁生产标准体系，提高清洁生产标准覆盖范围，加强政策执行，强化重点行业、重点领域、重点企业清洁生产审核。二是加强对重点行业的清洁生产全过程控制。紧扣环境污染的关键行业，从源头预防、过程控制及末端治理的全过程控制视角，突破食品制造业、木材加工及木竹藤棕草制品业、黑色金属冶炼及压延加工业、饮料制造业、纺织业等重点行业环境治理堵点和难点。聚焦污染物与碳排放的关键环节，针对能源资源材料利用、生产过程效率、清洁生产技术创新等环节，制定差异化的减污降碳协同推进政策，推行企业清洁生产审核分类管理模式，探索在缓解末端处置成本压力的同时，协同促进企业绿色转型升级。三是推进企业能源清洁低碳化改造，促进能源利用清洁化转型。在以煤为主的能源利用国情下，需从传统能源清洁化改造以及加大清洁能源利用两个方面补齐短板。四是健全清洁生产审核信息公开制度。强化清洁生产监督，推动建立审核企业名单信息，评估、验收信息“双公开”制度，尤其要加强企业生产过程中的环境风险信息，尤其是群众比较关心的有毒有害“双有”信息公开，保障公众知情权。

参 考 文 献

- [1] Acemoglu, D., "Directed Technical Change", *The Review of Economic Studies*, 2002, 69 (4), 781-809.
- [2] Baker, A. C., D. F. Larcker, and C. C. Wang, "How Much Should We Trust Staggered Difference-in-Differences Estimates?", *Journal of Financial Economics*, 2022, 144 (2), 370-395.
- [3] Barker, T., and K. E. Rosendahl, "Ancillary Benefits of GHG Mitigation in Europe: SO₂, NO_x and PM₁₀ Reductions from Policies to Meet Kyoto Targets Using the E3ME Model and Externe Valuations", In: Davis, D. L., A. Krupnick, and G. McGlynn (eds.), *Ancillary Benefits and Costs of Greenhouse Gas Mitigation*. OECD, 2001, 413-450.
- [4] Brandt, L., J. Van Biesebroeck, and Y. Zhang, "Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-Level Productivity Growth in Chinese Manufacturing", *Journal of Development Economics*, 2012, 97 (2), 339-351.
- [5] Brännlund, R., T. Ghalwash, and J. Nordström, "Increased Energy Efficiency and the Rebound Effect: Effects on Consumption and Emissions", *Energy Economics*, 2007, 29 (1), 1-17.
- [6] Borusyak, K., X. Jaravel, and J. Spiess, "Revisiting Event Study Designs: Robust and Efficient Estimation", arXiv preprint arXiv, 2021, 2108.12419.
- [7] Callaway, B., and P. H. Sant'Anna, "Difference-in-Differences with Multiple Time Periods", *Journal of Econometrics*, 2021, 225 (2), 200-230.
- [8] 陈登科, "贸易壁垒下降与环境污染改善——来自中国企业污染数据的新证据", 《经济研究》, 2020年第12期, 第98—114页。
- [9] 陈钊、陈乔伊, "中国企业能源利用效率：异质性、影响因素及政策含义", 《中国工业经济》, 2019年第12期, 第78—95页。
- [10] Chirambo, D., "Towards the Achievement of SDG 7 in Sub-Saharan Africa: Creating Synergies Between Power Africa, Sustainable Energy for All and Climate Finance In-Order to Achieve Universal Energy Access before

- 2030”, *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 2018, 94, 600-608.
- [11] De Chaisemartin, C., and X. D’Haultfoeuille, “Two-Way Fixed Effects Estimators with Heterogeneous Treatment Effects”, *American Economic Review*, 2020, 110 (9), 2964-2996.
- [12] Fader, M., C. Cranmer, R. Lawford, and J. Engel-Cox, “Toward an Understanding of Synergies and Trade-Offs between Water, Energy, and Food SDG Targets”, *Frontiers in Environmental Science*, 2018, 6, 1-11.
- [13] Giannetti, B. F., F. Agostinho, J. C. Eras, Z. Yang, and C. M. V. B. Almeida, “Cleaner Production for Achieving the Sustainable Development Goals”, *Journal of Cleaner Production*, 2020, 271, 122-127.
- [14] 高翔、何欢浪, “清洁生产、绿色转型与企业产品质量升级”, 《统计研究》, 2021年第7期, 第64—75页。
- [15] Goodman-Bacon, A., “Difference-in-differences with Variation in Treatment Timing”, *Journal of Econometrics*, 2021, 225 (2), 254-277.
- [16] Greenstone, M., and R. Hanna, “Environmental Regulations, Air and Water Pollution, and Infant Mortality in India”, *American Economic Review*, 2014, 104, 3038-3072.
- [17] 韩超、王震、田蕾, “环境规制驱动减排的机制: 污染处理行为与资源再配置效应”, 《世界经济》, 2021年第8期, 第82—105页。
- [18] IPCC, *IPCC Second Assessment Report: Climate Change 1995*, Switzerland: IPCC, 1995.
- [19] Jaffe, A. B., and K. Palmer, “Environmental Regulation and Innovation: A Panel Data Study”, *Review of Economics and Statistics*, 1997, 79 (4), 610-619.
- [20] Jiang, P., S. Khishgee, A. Alimujiang, and H. Dong, “Cost-Effective Approaches for Reducing Carbon and Air Pollution Emissions in the Power Industry in China”, *Journal of Environmental Management*, 2020, 264, 1-12.
- [21] Laurent, A., C. Molin, M. Owsianiak, P. Fantke, W. Dewulf, Herrmann, C., ... and M. Hauschild, “The Role of Life Cycle Engineering (LCE) in Meeting the Sustainable Development Goals-Report from a Consultation of LCE Experts”, *Journal of Cleaner Production*, 2019, 230, 378-382.
- [22] Li, P., Y. Lu, and J. Wang, “Does Flattening Government Improve Economic Performance? Evidence from China”, *Journal of Development Economics*, 2016, 123, 18-37.
- [23] Li, M., W. Du, and S. Tang, “Assessing the Impact of Environmental Regulation and Environmental Co-Governance on Pollution Transfer: Micro-Evidence from China”, *Environmental Impact Assessment Review*, 2021, 86, 106467.
- [24] 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”, 《数量经济技术经济研究》, 2022年第9期, 第177—204页。
- [25] Liu, Y., D. Tong, J. Cheng, S. J. Davis, S. Yu, B. Yarlagadda, ... and Q. Zhang, “Role of Climate Goals and Clean-air Policies on Reducing Future Air Pollution Deaths in China: A Modelling Study”, *The Lancet Planetary Health*, 2022, 6 (2), 92-99.
- [26] 陆敏、徐好、陈福兴, “‘双碳’背景下碳排放交易机制的减污降碳效应”, 《中国人口·资源与环境》, 2022年第11期, 第121—133页。
- [27] Lu, Y., Z. Tao, and L. Zhu, “Identifying FDI Spillovers”, *Journal of International Economics*, 2017, 107, 75-90.
- [28] 龙小宁、万威, “环境规制、企业利润率与合规成本规模异质性”, 《中国工业经济》, 2017年第6期, 第155—174页。
- [29] 陆菁、鄢云, “王韬璇: 绿色信贷政策的微观效应研究——基于技术创新与资源再配置的视角”, 《中国工业经济》, 2021年第1期, 第174—192页。
- [30] Mao, X., A. Zeng, T. Hu, J. Zhou, Y. Xing, and S. Liu, “Co-Control of Local Air Pollutants and CO₂ in the Chinese Iron and Steel Industry”, *Environmental Science & Technology*, 2013, 47 (21), 12002-12010.
- [31] Mao, X. Q., A. Zeng, T. Hu, Y. K. Xing, J. Zhou, and Z. Y. Liu, “Co-Control of Local Air Pollutants and CO₂ from the Chinese Coal-Fired Power Industry”, *Journal of Cleaner Production*, 2014, 67, 220-227.
- [32] Melitz, M. J., and S. Polanec, “Dynamic Olley-Pakes Productivity Decomposition with Entry and Exit”, *The*

- Rand Journal of Economics*, 2015, 46 (2), 362-375.
- [33] 聂辉华、江艇、张雨潇、方明月，“我国僵尸企业的现状、原因与对策”，《宏观经济管理》，2016 年第 9 期，第 63—68+88 页。
- [34] Porter, M. E., and C. Van der Linde, “Toward a New Conception of the Environment-Competitiveness Relationship”, *Journal of Economic Perspectives*, 1995, 9 (4), 97-118.
- [35] Qian, H. Q., S. D. Xu, J. Cao, F. Z. Ren, W. D. Wei, J. Meng, and L. B. Wu, “Air Pollution Reduction and Climate Co-benefits in China’s Industries”, *Nature Sustainability*, 2021, (4), 417-425.
- [36] 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”，《经济研究》，2018 年第 12 期，第 129—143 页。
- [37] Sun, L., and S. Abraham, “Estimating Dynamic Treatment Effects in Event Studies with Heterogeneous Treatment Effects”, *Journal of Econometrics*, 2021, 225 (2), 175-199.
- [38] 唐珏、封进，“社会保险缴费对企业资本劳动比的影响——以 21 世纪初省级养老保险征收机构变更为例”，《经济研究》，2019 年第 11 期，第 87—101 页。
- [39] Tombe, T., and J. Winter, “Environmental Policy and Misallocation: The Productivity Effect of Intensity Standards”, *Journal of Environmental Economics and Management*, 2015, 72, 137-163.
- [40] 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”，《中国工业经济》，2021 年第 9 期，第 118—136 页。
- [41] Wang, L., H. Chen, and W. Chen, “Co-control of Carbon Dioxide and Air Pollutant Emissions in China from a Cost-Effective Perspective”, *Mitigation and Adaptation Strategies for Global Change*, 2020, 25 (7), 1177-1197.
- [42] 叶芳羽、单汨源、李勇、张青，“碳排放权交易政策的减污降碳协同效应评估”，《湖南大学学报（社会科学版）》，2022 年第 2 期，第 43—50 页。
- [43] 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”，《管理世界》，2021 年第 9 期，第 134—147 页。

The Synergistic Effect of Pollution Reduction and Carbon Reduction of Environmental Regulation

—Evidence from the Quasi-Natural Experiment of Cleaner Production Standards Implementation

SUN Bowen* ZHENG Shilin
(Chinese Academy of Social Sciences)

Abstract: The study discusses the synergistic effect of pollution reduction and carbon reduction of cleaner production environmental regulation. Results show that the cleaner production standards implementation shows a significant synergistic reduction effect. Based on the perspective of whole-process control of production, it achieves the goal through source prevention, process control and end treatment. For

* Corresponding Author: Sun Bowen, Institute of Quantitative & Technical Economics, Chinese Academy of Social Sciences, No. 5 Jianguomen Inner Street, Beijing 100732, China; Tel: 86-18201066536; E-mail: sunbowen@cass.org.cn.

source prevention, the production of SO₂ and CO₂ is suppressed, without radical reduction of output. For process control, it works through improving energy utilization efficiency, exerting Porter effect and resource reallocation. For end treatment, the number of desulfurization equipment and desulfurization capacity are both improved for SO₂ disposal. The conclusions are heterogeneous, and there exist significant asymmetric policy effects and industry differences.

Keywords: environmental regulation; synergistic effect of pollution reduction and carbon reduction; implementation of cleaner production standards

JEL Classification: L52, P28, Q58