

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

曹 翔 李慎婷

(海南大学 经济学院, 海南 海口 570228)

摘要: 如何促进企业绿色生产是中国实现绿色发展所面临的关键问题,那么对企业生产过程进行严格管制的清洁生产标准究竟发挥着怎样的作用?为此,采用多期双重差分模型评估了清洁生产标准对企业绿色生产水平的影响及其异质性,并考察了清洁生产标准对企业绿色生产水平的影响机制及其对企业绿色生产方式的影响。研究发现:第一,清洁生产标准显著提高了企业绿色生产水平;第二,清洁生产标准对东部地区企业、国有企业和重度污染行业企业绿色生产水平的提高作用较大,对中西部地区企业、非国有企业和轻度污染行业企业绿色生产水平的提高作用较小,对外资企业 and 中度污染行业企业绿色生产水平的提高作用不明显;第三,清洁生产标准在短期内并未显著影响企业绿色生产水平,在长期中通过提升固定资产支出、创新能力来提高企业绿色生产水平,但未通过影响劳动力成本进而显著影响企业绿色生产水平;第四,清洁生产标准使得企业采用平均硫份更低的燃料煤来实现绿色生产,但并未明显影响企业对燃料煤和洁净煤气的消费。

关键词: 清洁生产标准;绿色生产水平;绿色生产方式;多期双重差分模型;准自然实验

中图分类号: F424 **文献标志码:** A **文章编号:** 1671-9301(2021)03-0031-12

DOI:10.13269/j.cnki.ier.2021.03.003

一、引言

基于末端治理的环境规制容易产生运行成本高、污染转移等问题^[1],难以满足绿色发展的要求。国务院在 2021 年 2 月印发的《关于加快建立健全绿色低碳循环发展经济体系的指导意见》中明确提出,要全面推行清洁生产,依法在“双超双有高耗能”行业实施强制性的清洁生产审核,推进工业绿色升级。清洁生产标准对企业生产过程进行环保规范,有利于提高企业能源利用率,减少环境污染,提升企业绿色生产水平,推动企业生产方式绿色化。根据《中国 2019 年国民经济和社会发展统计公报》,2019 年中国重点耗能工业企业能耗水平较 2018 年下降明显,例如:单位电石综合能耗同比下降 2.1%,单位合成氨综合能耗同比下降 2.4%,吨钢综合能耗同比下降 1.3%,单位电解铝综合能耗同比下降 2.2%,每千瓦时火力发电标准煤耗同比下降 0.3%,全国万元国内生产总值二氧化碳排放同比下降 4.1%。这初步表明,中国绿色生产水平得到了提高。那么,旨在对企业生产过程进行环保管制的清洁生产标准究竟对企业绿色生产水平起到了多大作用?其对于不同类型企业绿色生产水平的影响是否存在差异?其通过什么途径影响企业绿色生产水平?其又如何影响企业绿色生产方式?

收稿日期:2021-02-28;修回日期:2021-04-15

作者简介:曹翔(1990—),男,湖南衡阳人,经济学博士,海南大学经济学院讲师,研究方向为国际经济学、环境经济、旅游经济;李慎婷(1995—),女,山东日照人,通讯作者,海南大学经济学院硕士研究生,研究方向为国际经济学。

基金项目:国家自然科学基金项目(71963009);海南大学科研启动基金项目(kyqd(sk)1904)

对这些问题的科学回答可以为充分发挥清洁生产标准对企业绿色生产水平的促进作用提供参考文献,进而为建立健全绿色低碳循环发展经济体系提供一定的政策启示。

截至目前,关于环境规制的研究可以分为宏观和微观两个层面。从宏观层面来看,已有研究集中于分析环境规制对经济增长、外商直接投资、产业结构等的影响;从微观层面来看,已有研究集中于分析环境规制对企业国际竞争力、企业创新能力、企业全要素生产率等的影响。相对而言,关于清洁生产标准这一具体管控企业生产过程的环境规制的研究甚少,仅有少数学者研究了清洁生产标准对企业出口、产品质量、转型升级、全要素生产率的影响,而运用双重差分法来评估清洁生产标准对企业绿色生产水平影响的研究几乎没有。

鉴于此,本文首先以实施清洁生产标准作为一项准自然实验,采用1998—2012年的企业微观数据,根据是否属于2006年、2007年实施清洁生产标准的行业将企业分为处理组和对照组,运用多期双重差分模型来量化评估清洁生产标准对绿色生产水平的影响;然后,通过平行趋势检验、随机抽样的安慰剂检验、考虑控制变量的时变效应、更换政策实施年份界定方法、缩小样本、控制干扰政策、工具变量法等方法进行稳健性检验;接着,进一步检验了清洁生产标准对不同地区、不同所有制、不同行业的企业绿色生产水平的异质性影响;最后,就清洁生产标准对企业绿色生产水平的影响机制以及其对企业绿色生产方式的影响进行了检验。结果表明:第一,清洁生产标准显著提高了企业绿色生产水平,并在随机抽样的安慰剂检验、工具变量法等稳健性检验中得到了支持;第二,清洁生产标准对东部地区企业、国有企业和重度污染行业企业绿色生产水平的提高作用较大,对中西部地区企业、非国有企业和轻度污染行业企业绿色生产水平的提高作用较小,对外资企业 and 中度污染行业企业绿色生产水平的提高作用不明显;第三,清洁生产标准在短期内并未显著影响企业绿色生产水平,在长期中通过提升固定资产支出和创新能力来提高企业绿色生产水平,但未通过影响劳动力成本来显著影响企业绿色生产水平;第四,清洁生产标准使得企业采用平均硫份更低的燃料煤来实现绿色生产,但并未明显影响企业对燃料煤和洁净煤气的消费。

相比于已有文献,本文可能的边际贡献主要体现在以下几个方面:(1)本文创新性地从企业绿色生产水平这一视角就清洁生产标准展开政策评估;(2)本文采用污染物的产生量而非污染物的排放量来衡量企业绿色生产水平,更能准确反映清洁生产标准对企业绿色生产水平的影响;(3)本文从微观企业数据层面采用多期双重差分法评估清洁生产标准对企业绿色生产水平的影响,并且运用工具变量法进行了内生性处理,提高了评估结果的可靠性;(4)本文进一步对清洁生产标准政策效应的异质性及影响途径进行了深入分析,不仅有助于理清清洁生产标准与企业绿色生产水平两者之间的内在联系,还可以为清洁生产标准的制定和调整提供参考依据。

余文的结构安排如下:第二部分为文献综述与理论机制;第三部分为模型构建、指标设定与数据说明;第四部分为基准回归与稳健性检验;第五部分为异质性分析;第六部分为机制检验与拓展分析;最后是结论与政策启示。

二、文献综述与理论机制

(一) 文献综述

目前,与本文密切相关的研究主要集中于以下几个方面。

其一,关于环境规制与企业成本、企业竞争力的研究。早期学者们认为,环境规制给企业带来了成本,制约了企业竞争力^[2-3],后来学者们对这一观点提出质疑。例如:黄德春和刘志彪^[4]研究发现,环境规制在给企业带来费用成本的同时也会激发创新,从而可以部分或者全部抵消掉这些费用成本;Jaffe *et al.*^[5]认为,环境规制能够提高企业竞争力;Fleishman *et al.*^[6]认为,环境规制可以提高企业生产率,进而提升企业竞争力。

其二,关于环境规制与企业创新的研究。Porter and Van der Linde^[7]率先提出“创新补偿效应”,

认为恰当的环境规制可以激发企业创新从而弥补环境规制所带来的成本,进而提高企业的国际竞争力和比较优势。之后,学者们进一步对这一效应进行研究。例如:张志强^[8]认为,环境规制有利于提高企业的全要素生产率;Testa *et al.*^[9]认为,环境规制有利于促进企业创新和提高企业绩效;Jaffe and Palmer^[10]认为,环境规制对 R&D 支出产生正向影响;张成等^[11]认为,环境规制和企业生产技术进步呈“U”型关系;蒋伏心等^[12]认为,环境规制与企业创新呈“U”型关系。

其三,关于环境规制与资本流动的研究。一些学者认为,环境规制会使污染密集型行业的对外直接投资从环境规制强的国家或者地区转移到环境规制弱的国家或者地区^[13-14],但也有学者研究发现,环境规制的增强反而有助于外商资本的进入^[15]。

其四,关于清洁生产标准的研究。从企业生产阶段来看,环境规制主要包括末端治理和清洁生产标准。大部分学者对末端治理进行了研究,只有少部分学者对清洁生产标准进行了研究。例如:张彩云^[16]认为,清洁生产标准短期内抑制了企业出口;韩超和胡浩然^[17]研究了清洁生产标准对产业全要素生产率的动态边际影响;高翔和袁凯华^[17]认为,清洁生产标准显著提高了企业的出口技术复杂度。

此外,现有文献就环境规制对绿色生产率(与绿色生产水平紧密相关)的影响未形成一致结论。例如:Telle and Larsson^[18]认为,环境规制强度与企业绿色生产率呈正向关系;而 Wang and Shen^[19]认为,环境规制与绿色全要素生产率呈“U”型关系。综上所述,尚未有学者以实施清洁生产标准作为准自然实验,运用多期双重差分法评估其对企业绿色生产水平的影响。

(二) 理论机制

一方面,清洁生产标准主要是对企业生产过程中产生的污染物进行约束的一种环境规制手段;另一方面,企业在生产一单位产品中产生的污染物越少,意味着其具有越高的绿色生产水平。因此,清洁生产标准如何影响企业绿色生产水平这一问题可以通过经典的环境规制理论来解释,即从传统的“遵循成本效应”^[2-3]和波特假说的“创新补偿效应”^[7]两大方面展开分析。

环境规制在改善环境污染、推动绿色发展的同时,也增加了企业的成本^[17]。传统的“制约论”认为,在消费者需求不变的情况下,环境规制的增强会使企业增加额外的费用来减少污染^[20]。清洁生产标准作为一种环境规制手段,其实施会增加企业的成本。随着清洁生产标准的实施,政府对企业的生产过程提出了更严苛的要求。一方面,企业为应对清洁生产标准的实施,需要购买用于节能减排的新型机器设备,从而使企业固定资产支出增加;另一方面,新型机器设备的增加需要配备专业的技术人员,同时减少污染、降低能耗也需要专业人员,从而使企业增加劳动力投入成本^[16]。据此,本文提出如下假说。

假说 H1a: 清洁生产标准通过增加企业固定资产支出来提高企业绿色生产水平。

假说 H1b: 清洁生产标准通过增加企业劳动力成本来提高企业绿色生产水平。

从静态的角度来看,企业在技术、资本、资源配置、消费者需求固定的情况下已经做出了最优的选择,此时严格的环境规制会增加企业的成本,削弱企业的竞争力^[11]。Porter^[21]基于动态分析视角,认为恰当的环境规制可以摆脱固有条件的约束,促进企业更加合理地配备资源并进行技术创新,从而抵消企业因环境规制而增加的成本^[22]。这意味着恰当的环境规制可以激励企业进行技术创新和产品创新,使企业所获得的收益大于成本,促使企业生产率提高^[5]、单位产出所需能耗降低,从而促进企业绿色生产水平提高。据此,本文提出如下假说。

假说 H2: 清洁生产标准通过增强企业创新能力来提高企业绿色生产水平。

三、模型构建、指标设定与数据说明

(一) 模型构建

为贯彻《中华人民共和国环境保护法》和《中华人民共和国清洁生产促进法》,原国家环境保护总局于 2003 年首次实施了清洁生产标准,并在随后年份不断扩大行业覆盖范围,具体见表 1。

表 1 新增的实施清洁生产标准的行业

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

注:作者根据中国生态环境部公布的清洁生产标准整理,不含以往清洁生产标准得到修改和完善的行业。

根据《国民经济行业分类》(GB/T 4754—2017),本文将中国工业企业数据库中四位数编码与清洁生产标准所对应的四位数编码进行匹配。本文借鉴韩超和胡浩然^[1]的做法,将 2003 年、2008—2010 年实施清洁生产标准的行业企业剔除,以 2006 年和 2007 年实施清洁生产标准的行业企业为处理组,其他企业为对照组,构建如下多期双重差分模型:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 DID_{jt} + \sum \beta_k Control_{it} + \eta_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)中 j 代表行业, i 代表企业, t 代表年份; Y_{it} 是被解释变量企业绿色生产水平; DID_{jt} 为核心解释变量清洁生产标准的交互项; $Control_{it}$ 代表一系列控制变量; η_i 代表企业固定效应; γ_t 代表年份固定效应; ε_{it} 代表随机误差项。

(二) 指标选取及数据来源

1. 被解释变量:企业绿色生产水平。一方面,企业生产活动所最终排放的污染物总量由其生产过程中的污染物产生量和通过末端设备处理所减少的污染物排放量共同决定。另一方面,企业在生产相同市场价值产品的过程中所产生的污染物越少,意味着其绿色生产水平越高。由此,本文在考虑数据可获得性的基础上,用工业废水产生量与工业总产值的比值来衡量企业绿色生产水平。

2. 核心解释变量:清洁生产标准的交互项 DID_{jt} 。其取值规则为:当企业所在的行业 j 在 2006 年实施清洁生产标准且 $t \geq 2006$,或企业所在的行业 j 在 2007 年实施清洁生产标准且 $t \geq 2007$ 时, DID_{jt} 取值为 1,否则为 0。

3. 控制变量。借鉴张彩云^[16]、高翔和袁凯华^[17]、李俊青和苗二森^[23]的研究思路,本文选取如下控制变量:(1)企业规模,以全部从业人员年平均人数的对数值来衡量。企业规模越大,企业越有可能因规模经济而减少成本,从而有助于其进行绿色生产。(2)企业年龄,以当年减去企业成立年份加 1 的值来衡量。(3)企业资本密集度,以固定资产合计与年末从业人员总数的比值来衡量。一般而言,资本密集度越高,企业能够使用越多的资本来研发绿色生产技术,从而越有利于提高绿色生产水平。(4)企业利润率,以利润总额与工业总产值的比值来衡量。一般而言,企业利润率越高,企业越有能力研发绿色生产技术,从而越有可能促进企业绿色生产水平提升。(5)政府补贴,以补贴收入与工业销售产值的比值来衡量。政府的资金支持有助于企业购买用于节能减排的机器设备并促进企业创新,从而加快企业进行绿色生产的进程。(6)企业出口虚拟变量,若企业存在出口则赋值为 1,否则为 0。一般而言,出口企业往往面临着更加严格的外国环境标准(尤其是发达国家),更有动力研发绿色生产技术,进而提升绿色生产水平。

本文数据主要来源于国家统计局统计的中国工业企业数据库和生态环境部统计的企业绿色发展数据库。参照田巍和余森杰^[24]、马双和赖漫桐^[25]的做法,本文对样本数据进行了以下处理:(1)剔除企业从业人员年平均人数、企业年龄、年末从业人员总数、补贴收入小于 0 的观测值;(2)剔除不

符合会计勾稽关系的观测值,具体包括固定资产大于总资产、流动资产大于总资产、固定资产净值大于总资产、本年折旧大于累计折旧等;(3)对样本数据中部分缺失变量使用插值法进行填补。描述性统计分析见表2。

四、基准回归与稳健性检验

(一) 基准回归和平行趋势检验

清洁生产标准影响企业绿色生产水

平的估计结果见表3第(1)列。不难发现,核心解释变量 DID 的估计系数为 -8.326 ,并在1%的水平上显著。这表明清洁生产标准显著提高了企业绿色生产水平。

双重差分法的假设前提是,对对照组和处理组的被解释变量在政策实施前具有共同变化趋势。为此,本文借鉴付明卫等^[26]的研究思路,利用2004—2005年的面板数据构建如下模型进行平行趋势检验:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 Treatment_{jt} \times Trend_t + \sum \beta_k Control_{it} + \eta_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, $Treatment_{jt}$ 代表 j 行业是否在2006年或2007年实施清洁生产标准,是为1,否则为0; $Trend_t$ 在2004年与2005年分别取值为1和2;其他变量的含义与模型(1)相同。回归结果见表3第(2)列和第(3)列。不难发现,无论是否加入控制变量,在清洁生产标准实施以前,处理组与对照组的企业绿色生产水平均不存在显著差异。这表明本文构建的多期双重差分模型满足平行趋势假设。

(二) 稳健性检验

1. 随机抽样的安慰剂检验

尽管本文在考虑数据可获得性的基础上尽可能地控制了可观测变量和固定效应,但仍然可能存在非观测遗漏变量影响本文评估结果的可靠性。为此,本文参照Cai *et al.*^[27]、La Ferrara *et al.*^[28]的做法,采用非参数置换检验法进行安慰剂检验。具体做法如下:本文首先不重复地随机抽取与当年处理组企业数量一致的企业,然后将抽中的企业作为虚假处理组进行安慰剂检验;最后将该随机过程重复200次。图1汇报了交互项估计系数的概率密度分布。其中,垂直虚线为表3第(1)列基准回归交互项的估计系数。不难发现,基于随机抽样的交互项的估计系数均值分布在0附近,且与基准回归交互项的估计系数存在显著差异。这表明清洁生产标准对企业绿色生产水平的效应并未明显受到潜在非观测随机因素的影响。

2. 考虑控制变量的时变效应

考虑到控制变量及其时间变化趋势在处理组和对照组中可能存在差异而对平行趋势假设构成

表2 各变量描述性统计

变量	平均值	标准差	最小值	最大值	观测值
企业绿色生产水平	7.756	38.508	0.000	5 030.172	438 000
企业规模	5.340	1.114	0.693	12.201	395 000
企业年龄	20.572	2.760	12.000	25.000	574 000
企业资本密集度	196.952	2 378.884	0.000	341 000.000	437 000
企业利润率	0.060	0.114	0.000	18.062	546 000
政府补贴	0.005	0.084	0.000	24.204	425 000
企业出口	0.290	0.453	0.000	1.000	574 000

资料来源:作者整理。

表3 基准回归与平行趋势检验

变量	(1)	(2)	(3)
DID	-8.326^{***} (1.841)		
$Treatment \times Trend$		-1.049 (0.900)	-0.645 (0.707)
Control	YES	NO	YES
年份固定效应	YES	YES	YES
企业固定效应	YES	YES	YES
常数项	58.350^{***} (13.600)	11.768^{***} (0.238)	102.311 (95.406)
观测值数	207 451	19 680	19 562
调整可决系数	0.944	0.003	0.013

注:括号中的值为稳健标准误,*、**、***分别表示10%、5%、1%的显著性水平。

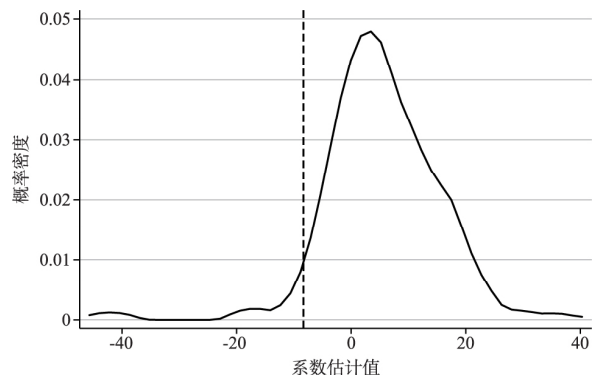


图1 随机抽样的安慰剂检验

资料来源:作者绘制。

威胁^[29] 本文在模型(1)的基础上进一步加入各控制变量与时间趋势变量的一次方的交互项,具体如下:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 DID_{jt} + \sum \beta_k Control_{it} + \sum \gamma_m (Control_{it} \times f(T)) + \eta_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中 $f(T)$ 代表时间趋势变量 T 的一阶项,其他变量的含义与模型(1)一致。实证结果见表4第(1)列,从中可以看出核心解释变量 DID 的估计系数显著为负。这表明清洁生产标准显著提高了企业绿色生产水平。

3. 更换政策实施年份界定方法

考虑到部分行业的清洁生产标准于下半年开始实施,本文借鉴郭俊杰等^[29]的研究思路,将这类清洁生产标准的实施时间视为下一年,再次进行回归。实证结果见表4第(2)列。从中可以发现,核心解释变量 DID 的估计系数显著为负,即清洁生产标准显著提高了企业绿色生产水平。

4. 缩小样本

本文进一步将样本缩小为制造业企业,重新进行回归,实证结果见表4第(3)列。可以看出,核心解释变量 DID 的估计系数为 -8.066 ,并在1%的水平上显著。这表明清洁生产标准显著提高了企业绿色生产水平。

5. 控制干扰政策

2007年中国实施了排污权有偿使用和交易制度试点,具体将江苏、浙江、天津、湖北、湖南、河南、山西、重庆、陕西、河北和内蒙古等11个省份选为试点省份,率先对试点省份内的企业实行排污权交易机制。为控制该政策对基准回归结果的潜在干扰影响,本文首先将这11个试点省份的企业剔除,然后采用多期双重差分法评估清洁生产标准实施的政策效果。实证结果见表4第(4)列,从中可以看出核心解释变量 DID 的估计结果显著为负。这表明在控制排污权有偿使用和交易制度试点的干扰影响后,清洁生产标准仍然显著提高了企业绿色生产水平。

6. 工具变量法

前文的多期双重差分模型和稳健性检验虽然能够缓解潜在遗漏变量等导致的内生性问题,但依然可能存在因清洁生产标准主要针对重污染行业进行制定而带来的内生性问题。为此,本文选取年平均相对湿度与年日照时间的交互项构建工具变量。相关原始数据来源于《中国环境统计年鉴》。表5第(1)列显示了工具变量第一阶段的回归结果。 IV 的估计系数显著为负,即满足相关性条件; F 统计量大于临界值10,即表明不存在弱工具变量的问题。表5第(2)列显示了工具变量第二阶段的回归结果。核心解释变量 DID 的估计系数显著为负,即表明在缓解潜在内生性问题后,清洁生产标准仍然显著提高了企业绿色生产水平。

表4 稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
DID	-6.076*** (2.041)	-2.810*** (1.027)	-8.066*** (1.870)	-6.339** (2.634)
$Control$	YES	YES	YES	YES
$Control \times T$	YES			
年份固定效应	YES	YES	YES	YES
企业固定效应	YES	YES	YES	YES
常数项	43.440** (19.060)	58.200*** (13.600)	58.300*** (13.800)	50.560*** (14.580)
观测值数	207 451	207 451	205 074	112 454
调整可决系数	0.953	0.944	0.944	0.020

注:括号中的值为稳健标准误,*、**、***分别表示10%、5%、1%的显著性水平。

表5 工具变量回归

变量	(1) DID	(2) 企业绿色生产水平
IV	-0.001** (0.000)	
DID		-140.791** (57.244)
$Control$	YES	YES
年份固定效应	YES	YES
企业固定效应	YES	YES
常数项	0.086*** (0.014)	46.678*** (2.856)
观测值数	156 838	119 314
调整可决系数	0.445	
F 统计量	57.210	

注:括号中的值为稳健标准误,*、**、***分别表示10%、5%、1%的显著性水平。

五、异质性分析

(一) 地区异质性

考虑到东部地区和中西部地区在经济发展水平、产业结构、污染程度等方面存在差异^[30],因此清洁生产标准对东部地区和中西部地区企业绿色生产水平的影响可能会存在差异。对此,本文进一步将样本划分为东部地区与和中西部地区进行异质性分析,具体来说:东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南,中西部地区包括样本范围内剩余的省份。实证结果见表6,从中可以看出:第(1)列和第(2)列中核心解释变量 *DID* 的估计系数均显著为负;相对于中西部地区而言,东部地区核心解释变量 *DID* 的估计系数绝对值更大。这表明:清洁生产标准显著提高了东部地区和中西部地区的企业绿色生产水平;相对于中西部地区的企业而言,清洁生产标准对东部地区企业绿色生产水平的提高作用更大。可能的原因在于:东部地区多为沿海发达地区,创新资源和创新人才充足,相对于中西部地区的企业而言,东部地区的企业更容易开展创新活动,利用新技术进行绿色生产。

(二) 行业异质性

考虑到环境规制对不同污染强度行业的影响不同^[31],因此清洁生产标准对不同污染强度行业的企业绿色生产水平的影响可能会存在差异。对此,本文借鉴王杰和刘斌^[32]的研究思路,根据污染强度将行业划分为重度污染行业、中度污染行业和轻度污染行业进行异质性分析,实证结果见表7。第(1)列和第(3)列中核心解释变量 *DID* 的估计系数均显著为负;第(2)列中核心解释变量 *DID* 的估计系数不显著;相对于轻度污染行业而言,重度污染行业核心解释变量 *DID* 的估计系数绝对值更大。这表明:清洁生产标准显著提高了重度污染行业和轻度污染行业的企业绿色生产水平,但未能显著影响中度污染行业的企业绿色生产水平;相对于轻度污染行业的企业而言,清洁生产标准对重度污染行业企业绿色生产水平的提高作用更大。可能的原因在于:重度污染行业的企业是清洁生产标准重点推进的对象,轻度污染行业的企业污染问题较少,短期内重度污染行业更容易取得显著效果。

(三) 企业所有制异质性

考虑到不同所有制企业在减排技术上存在异质性^[33-34],因此清洁生产标准对不同所有制企业绿色生产水平的影响可能会存在差异。对此,本文进一步从国有企业、外资企业和非国有企业等方面来考察清洁生产标准对不同所有制企业绿色生产水平的异质性影响,实证结果见表8。第(1)列和第(3)列中核心解释变量 *DID* 的估计系数均显著为负;第(2)列中核心解释变量 *DID* 的估计系数不显著;相对非国有企业而言,国有企业核心解释变量 *DID* 的估计系数绝对值更大。这表明:清洁生产标准显著提高了国有企业和非国有企业绿色生产水平,但未能显著影响外资企业绿色生产水平;相

表6 地区异质性检验

变量	(1) 东部地区	(2) 中西部地区
<i>DID</i>	-9.020 *** (2.202)	-7.300 ** (3.300)
<i>Control</i>	YES	YES
年份固定效应	YES	YES
企业固定效应	YES	YES
常数项	46.140 *** (15.990)	78.620 *** (23.220)
观测值数	123 471	83 980
调整可决系数	0.945	0.013

注:括号中的值为稳健标准误,*、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平。

表7 行业异质性检验

变量	(1) 重度污染行业	(2) 中度污染行业	(3) 轻度污染行业
<i>DID</i>	-10.230 *** (3.455)	-1.348 (3.378)	-1.719 ** (0.730)
<i>Control</i>	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES
企业固定效应	YES	YES	YES
常数项	38.250 ** (18.460)	24.960 *** (7.921)	10.610 *** (4.037)
观测值数	101 445	61 771	40 285
调整可决系数	0.946	0.988	0.230

注:括号中的值为稳健标准误,*、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平。

对于非国有企业而言,清洁生产标准对国有企业绿色生产水平的提高作用更大。可能的原因在于:国有企业在清洁生产标准实施的过程中被赋予领先示范的定位。

六、机制检验与拓展分析

前文实证分析已经验证了清洁生产标准会显著提高企业绿色生产水平。那么,清洁生产标准究竟通过什么途径来影响企业绿色生产水平?这些影响机制是否存在时滞性?清洁生产标准对企业绿色生产方式又会产生怎样的影响?这是本部分重点考察的内容。

(一) 影响机制检验

基于前文理论分析,本文从“成本效应”和“创新补偿效应”两个维度引入中介变量,并构建中介效应模型来进行机制检验。其中,“成本效应”方面引入固定资产支出、劳动力成本作为中介变量,“创新补偿效应”方面引入劳动生产率作为中介变量。借鉴温忠麟等^[35]的思路,本文构建如下中介效应模型:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 DID_{it} + \sum \beta_k Control_{it} + \eta_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$M_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 DID_{it} + \sum \alpha_n Control_{it} + \eta_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

$$Y_{it} = \phi_0 + \phi_1 DID_{it} + \phi_2 M_{it} + \sum \phi_r Control_{it} + \eta_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

其中, M 为中介变量,分别表示固定资产支出、劳动力成本、劳动生产率。由于资本使用成本主要取决于利率和资本投入量,而利率主要由银行指定,因此各企业间资本使用成本主要体现在资本投入量。基于此,本文以固定资产合计来衡量固定资产支出^[16]。由于企业间劳动力总成本差异主要由劳动人数规模决定,因此本文借鉴侯欣裕和孙浦阳^[36]的研究思路,以年末从业人数的对数值来衡量劳动力成本。借鉴邵敏和包群^[37]的做法,本文以产品销售收入与全部从业人员的比值来衡量劳动生产率。相关原始数据来自中国工业企业数据库。

根据前文基准回归结果可知,式(4)的估计系数 β_1 显著为负。表9第(1)列为基于式(4)的回归结果,第(1)列结果表明,清洁生产标准显著提高了企业绿色生产水平。表9第(2)列至第(4)列为基于式(5)的回归结果,第(2)列至第(4)列的核心解释变量 DID 的估计系数均显著为正,表明清洁生产标准提升了企业的固定资产支出、劳动力成本 and 创新能力。表9第(5)列至第(7)列为基于式(6)的回归结果。第(5)列至第(7)列的核心解释变量 DID 的估计系数均显著为负;第(5)列和第(7)列中介变量固定资产支出和劳动生产率的估计系数均显著为负,第(6)列中介变量劳动力成本的估计系数不显著。这表明清洁生产标准通过提升固定资产支出、创新能力来提高企业绿色生产水平,但未通过影响劳动力成本进而显著影响企业绿色生产水平,即假说H1a、H2成立而假说H1b不成立。

(二) 影响机制的动态分析

考虑到环境政策的影响往往具有时滞性,本文参考郭俊杰等^[29]的研究思路,将核心解释变量 DID 拆分为短期冲击变量 $short$ 和长期冲击变量 $long$ 。具体定义方法为:对于所有处理组企业,在政策实施的前2年, $short$ 取1,否则为0,在政策实施的第3年起, $long$ 取1,否则为0;对照组企业的 $short$ 和 $long$ 变量一直为0。在此基础上,将 $short$ 和 $long$ 代替 DID 作为核心解释变量以衡量政策的短期和长期作用效应。实证结果见表10。第(1)列和第(2)列为基于式(4)的回归结果。其中,第(1)列中变量 $short$ 的估计系数不显著,而第(2)列中变量 $long$ 的估计系数显著为负,表明清洁生产

表8 企业所有制异质性检验

变量	(1) 国有企业	(2) 外资企业	(3) 非国有企业
DID	-9.166* (5.485)	1.122 (2.606)	-3.116** (1.402)
$Control$	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES
企业固定效应	YES	YES	YES
常数项	123.800* (65.520)	16.910*** (4.490)	51.430*** (10.720)
观测值数	35 535	8 914	163 002
调整可决系数	0.945	0.011	0.010

注:括号中的值为稳健标准误,*、**、***分别表示10%、5%、1%的显著性水平。

标准在短时期内并未显著影响企业绿色生产水平,而在长期中显著提高了企业绿色生产水平。第(3)列至第(5)列中变量 *long* 的估计系数均显著为正,表明在长期中清洁生产标准提升了企业的固定资产支出、劳动力成本 and 创新能力。第(6)列至第(8)列变量 *long* 的估计系数均显著为负,第(6)列和第(8)列中介变量固定资产支出和劳动生产率的估计系数均显著为负,而第(7)列中介变量劳动力成本的估计系数不显著。这表明,清洁生产标准在长期中通过提升固定资产支出、创新能力来提高企业绿色生产水平,但未通过影响劳动力成本来显著影响企业绿色生产水平。

表9 中介效应检验

变量	(1) 企业绿色生产水平	(2) 固定资产支出	(3) 劳动力成本	(4) 劳动生产率	(5) 企业绿色生产水平	(6) 企业绿色生产水平	(7) 企业绿色生产水平
<i>Did</i>	-8.326 *** (1.841)	3.524 *** (0.466)	0.009 ** (0.004)	1.523 *** (0.070)	-8.333 *** (1.482)	-8.303 *** (1.487)	-8.445 *** (1.495)
固定资产支出					-0.007 ** (0.003)		
劳动力成本						1.449 (1.179)	
劳动生产率							-0.538 ** (0.259)
<i>Control</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
企业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
常数项	58.350 *** (13.600)	-26.236 *** (2.762)	2.913 *** (0.039)	15.671 *** (0.606)	58.131 *** (14.449)	53.765 *** (12.099)	67.144 *** (14.363)
观测值数	207 451	264 265	264 265	264 260	207 451	207 451	207 448
调整可决系数	0.944	0.899	0.977	0.937	0.956	0.956	0.956

注: 括号中的值为稳健标准误, *, **, *** 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平。

表10 中介效应动态检验

变量	(1) 企业绿色生产水平	(2) 企业绿色生产水平	(3) 固定资产支出	(4) 劳动力成本	(5) 劳动生产率	(6) 企业绿色生产水平	(7) 企业绿色生产水平	(8) 企业绿色生产水平
<i>short</i>	-0.713 (0.777)							
<i>long</i>		-4.189 *** (1.047)	3.790 *** (1.076)	0.066 *** (0.007)	1.840 *** (0.341)	-4.197 *** (1.047)	-4.216 *** (1.045)	-3.906 *** (1.033)
固定资产支出						-0.007 ** (0.003)		
劳动力成本							1.493 (1.178)	
劳动生产率								-0.535 ** (0.259)
<i>Control</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
企业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
常数项	58.128 *** (14.450)	58.154 *** (14.448)	-26.010 *** (2.7587)	2.913 *** (0.039)	15.729 *** (0.605)	57.939 *** (14.452)	53.433 *** (12.107)	66.899 *** (14.364)
观测值数	207 451	207 451	264 265	264 265	264 260	207 451	207 451	207 448
调整可决系数	0.956	0.956	0.899	0.977	0.937	0.956	0.956	0.956

注: 括号中的值为稳健标准误, *, **, *** 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平。

(三) 拓展分析: 企业绿色生产方式

由于污染物产生量主要取决于企业在生产过程中的燃料使用量以及燃料结构清洁化程度,因此

企业可以通过控制燃料消费、优化燃料结构等方式实现绿色生产。那么,清洁生产标准对企业绿色生产方式的影响究竟如何?对此,本文分别以企业燃料煤消费、企业燃料煤平均硫份、企业洁净煤气消费为被解释变量,依次以企业燃料煤消费量与工业总产值之比、企业燃料煤平均硫份、企业洁净煤气消费量与工业总产值之比来衡量,并基于模型(1)来进行考察。回归结果见表11。第(1)列和第(3)列分别为清洁生产标准对企业燃料煤消费、企业洁净煤气消费的回归结果,其核心解释变量 *DID* 的估计系数均不显著;第(2)列为清洁生产标准对企业燃料煤平均硫份的回归结果,其核心解释变量 *DID* 的估计系数显著为负。这表明清洁生产标准使得企业采用平均硫份更低的燃料煤来实现绿色生产,但并未明显影响企业对燃料煤和洁净煤气的消费。

七、结论与政策启示

随着全球变暖、水污染、空气污染等问题加剧,环境问题引起了国际社会的广泛关注。对企业生产过程进行严格监管的清洁生产标准是否提高了企业绿色生产水平?对此,本文利用1998—2012年的微观企业数据,采用多期双重差分模型就清洁生产标准对企业绿色生产水平的影响进行实证检验。结果表明:第一,清洁生产标准显著提高了企业的绿色生产水平;第二,清洁生产标准对东部地区的企业、国有企业和重度污染行业的企业绿色生产水平的提高作用较大,对中西部地区的企业、非国有企业和轻度污染行业的企业绿色生产水平的提高作用较小,对外资企业 and 中度污染行业的企业绿色生产水平的提高作用不明显;第三,清洁生产标准在短期内并未显著影响企业绿色生产水平,在长期中通过提升固定资产支出、创新能力来提高企业绿色生产水平,但未通过影响劳动力成本来显著影响企业绿色生产水平;第四,清洁生产标准使得企业采用平均硫份更低的燃料煤来实现绿色生产,但并未明显影响企业对燃料煤和洁净煤气的消费。

上述结论对于进一步完善清洁生产标准、促进企业向绿色生产方式转变以及提升绿色生产水平等具有重要的政策意义。首先,提高清洁生产标准,扩大行业覆盖范围。根据本文结论,清洁生产标准显著提高了企业绿色生产水平,因此政府可以进一步提高清洁生产标准,扩大其行业覆盖范围,以便更好地促进企业提高绿色生产水平。其次,对不同地区、不同行业 and 不同所有制企业制定不同力度的清洁生产标准。根据本文异质性分析结果,清洁生产标准对东部地区企业、国有企业和重度污染行业企业绿色生产水平的提高作用较大,对中西部地区企业、非国有企业和轻度污染行业企业绿色生产水平的提高作用较小,对外资企业 and 中度污染行业企业绿色生产水平的提高作用不明显。因此,政府可以针对中西部地区制定专门的清洁生产标准,同时提高中度污染行业的清洁生产标准,并针对外资企业制定更高的清洁生产标准。最后,将燃料煤消费和洁净煤气消费纳入清洁生产标准范畴。根据本文结论,清洁生产标准使得企业采用平均硫份更低的燃料煤,但并未显著促使企业减少燃料煤消费和提高洁净煤气投入,因此政府可以在清洁生产标准中引入关于燃料煤消费和洁净煤气消费的标准规范,促使企业加速向绿色生产方式转型。

参考文献:

- [1] 韩超,胡浩然. 清洁生产标准规制如何动态影响全要素生产率——剔除其他政策干扰的准自然实验分析[J]. 中国工业经济, 2015(5): 70-82.

表 11 企业绿色生产方式

变量	(1)	(2)	(3)
<i>DID</i>	0.064 (0.040)	-0.043 ** (0.019)	0.005 (0.019)
<i>Control</i>	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES
企业固定效应	YES	YES	YES
常数项	-2.286 (2.883)	0.704 *** (0.064)	-0.058 (0.314)
观测值数	264 028	132 632	203 756
调整可决系数	0.922	0.009	0.001

注: 括号中的值为稳健标准误,*、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平。

- [2] MATTHEWS R ,DENISON E F . Accounting for slower economic growth: the United States in the 1970s [J]. The economic journal ,1981 91(364) : 1044 – 1046.
- [3] GOLLOP F M ,ROBERTS M J. Environmental regulations and productivity growth: the case of fossil-fueled electric power generation [J]. Journal of political economy ,1983 91(4) : 654 – 674.
- [4] 黄德春, 刘志彪. 环境规制与企业自主创新——基于波特假设的企业竞争优势构建 [J]. 中国工业经济 2006(3) : 100 – 106.
- [5] JAFFE A B ,PETERSON S R ,PORTNEY P R ,et al. Environmental regulation and the competitiveness of US manufacturing: what does the evidence tell us? [J]. Journal of economic literature ,1995 33(1) : 132 – 163.
- [6] FLEISHMAN R ,ALEXANDER R ,BRETSCHNEIDER S ,et al. Does regulation stimulate productivity? The effect of air quality policies on the efficiency of US power plants [J]. Energy policy 2009 37(11) : 4574 – 4582.
- [7] 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.
- [8] 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.
- [9] TESTA F ,IRALDO F ,FREY M. The effect of environmental regulation on firms' competitive performance: the case of the building & construction sector in some EU regions [J]. Journal of environmental management 2011 92(9) : 2136 – 2144.
- [10] JAFFE A B ,PALMER K. Environmental regulation and innovation: a panel data study [J]. Review of economics and statistics ,1997 79(4) : 610 – 619.
- [11] 张成, 陆旸, 郭路, 等. 环境规制强度和生产技术进步 [J]. 经济研究 2011(2) : 113 – 124.
- [12] 蒋伏心, 王竹君, 白俊红. 环境规制对技术创新影响的双重效应——基于江苏制造业动态面板数据的实证研究 [J]. 中国工业经济 2013(7) : 44 – 55.
- [13] XING Y ,KOLSTAD C D. Do lax environmental regulations attract foreign investment? [J]. Environmental and resource economics 2002 21(1) : 1 – 22.
- [14] 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.
- [15] ELLIOTT R J R ,ZHOU Y. Environmental regulation induced foreign direct investment [J]. Environmental and resource economics 2013 55(1) : 141 – 158.
- [16] 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.
- [17] 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.
- [18] TELLE K ,LARSSON J. Do environmental regulations hamper productivity growth? How accounting for improvements of plants' environmental performance can change the conclusion [J]. Ecological economics 2007 61(2/3) : 438 – 445.
- [19] WANG Y ,SHEN N. Environmental regulation and environmental productivity: the case of China [J]. Renewable and sustainable energy reviews 2016 62: 758 – 766.
- [20] 张嫚. 环境规制对企业竞争力的影响 [J]. 中国人口·资源与环境 2004(4) : 128 – 132.
- [21] PORTER M E. America's green strategy [J]. Scientific American ,1991 264(4) : 168.
- [22] 康志勇, 汤学良, 刘馨. 环境规制、企业创新与中国企业出口研究——基于“波特假说”的再检验 [J]. 国际贸易问题 2020(2) : 125 – 141.
- [23] 李俊青, 苗二森. 不完全契约条件下的知识产权保护与企业出口技术复杂度 [J]. 中国工业经济 2018(12) : 115 – 133.
- [24] 田巍, 余淼杰. 企业出口强度与进口中间品贸易自由化: 来自中国企业的实证研究 [J]. 管理世界 2013(1) : 28 – 44.
- [25] 马双, 赖漫桐. 劳动力成本外生上涨与 FDI 进入: 基于最低工资视角 [J]. 中国工业经济 2020(6) : 81 – 99.
- [26] 付明卫, 叶静怡, 孟侯希, 等. 国产化率保护对自主创新的影响——来自中国风电制造业的证据 [J]. 经济研究 , 2015(2) : 118 – 131.
- [27] CAI X Q ,LU Y ,WU M Q ,et al. Does environmental regulation drive away inbound foreign direct investment? Evidence from a quasi-natural experiment in China [J]. Journal of development economics 2016 123: 73 – 85.

- [28] LA FERRARA E, CHONG A, DURYEA S. Soap operas and fertility: evidence from Brazil [J]. American economic journal: applied economics 2012 4(4): 1-31.
- [29] 郭俊杰, 方颖, 杨阳. 排污费征收标准改革是否促进了中国工业二氧化硫减排 [J]. 世界经济, 2019(1): 121-144.
- [30] 王兵, 刘光天. 节能减排与中国绿色经济增长——基于全要素生产率的视角 [J]. 中国工业经济, 2015(5): 57-69.
- [31] 沈能. 环境效率、行业异质性与最优规制强度——中国工业行业面板数据的非线性检验 [J]. 中国工业经济, 2012(3): 56-68.
- [32] 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.
- [33] 曹翔, 傅京燕. 不同碳减排政策对内外资企业竞争力的影响比较 [J]. 中国人口·资源与环境, 2017(6): 10-15.
- [34] 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.
- [35] 温忠麟, 张雷, 侯杰泰, 等. 中介效应检验程序及其应用 [J]. 心理学报, 2004(5): 614-620.
- [36] 侯欣裕, 孙浦阳. 外部市场需求冲击与企业工资调整 [J]. 国际贸易问题, 2019(10): 53-66.
- [37] 邵敏, 包群. 出口企业转型对中国劳动力就业与工资的影响: 基于倾向评分匹配估计的经验分析 [J]. 世界经济, 2011(6): 48-70.

(责任编辑: 戴芬园)

How does the cleaner production standard affect the green production level of enterprises?

Evidence from Chinese industrial enterprises

CAO Xiang, LI Shenting

(School of Economics, Hainan University, Haikou 570228, China)

Abstract: The key issue facing China's green development is how to promote enterprises to achieve green production. What role is played by the cleaner production standard that strictly controls enterprises' production processes? This paper uses a multi-period difference-in-differences model to evaluate the impact of cleaner production standards on enterprises' green production levels and its heterogeneity, and investigates the mechanism by which cleaner production standards affect enterprises' green production levels and their impact on enterprise green production modes. The results show that, firstly, cleaner production standards have significantly improved the green production level of enterprises. Secondly, cleaner production standards have a great effect on improving the green production level in enterprises in the eastern region, in state-owned enterprises and in enterprises in heavily-polluting industries, but have little effect on the green production level of enterprises in the central and western regions, non-state-owned enterprises and enterprises in lightly-polluting industries. The standards have no obvious effect on the green production level of foreign-funded enterprises or enterprises in moderately-polluting industries. Thirdly, cleaner production standard does not significantly affect the green production level of enterprises in the short term, but improves the green production level of enterprises in the long term by improving expenditure on fixed assets and innovation ability, but does not significantly affect the green production level of enterprises by affecting labor costs. Finally, while the cleaner production standard makes enterprises adopt fuel coal with lower average sulfur content to realize green production, it does not significantly affect the consumption of fuel coal and clean gas.

Key words: cleaner production standards; green production level; green production mode; multi-period difference-in-differences model; quasi-natural experiment