

# 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

张彩云

**摘要：**提升技术水平是出口企业应对“绿色壁垒”进而保持国际竞争力的关键。本文运用清洁生产标准，采用自然实验法验证科技标准型环境规制对企业出口的影响，试图明晰技术标准的提升是否影响企业的国际竞争力。以中国工业企业数据库为样本研究了这一问题，结果发现，清洁生产标准实施后，受规制企业出口概率和出口量有所下降，且通过了稳健性检验，说明科技标准型环境规制短期内抑制了企业出口。进一步的机制分析表明，科技标准型环境规制通过“遵循成本”效应提高了企业成本，进而抑制了企业出口；通过“创新补偿”效应提高了企业生产率，从而促进了企业出口；短期内“创新补偿”效应未起主导作用。这一结论具有一定的现实意义，严格的技术标准可能会“倒逼”企业通过提高生产技术水平来维持国际竞争力，核心在于如何充分发挥“创新补偿”效应的作用。

**关键词：**科技标准型环境规制；企业出口；自然实验法；“创新补偿”效应

[中图分类号] F062.2 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4670 (2019) 12-0032-14

### 引言

当下，中国制造业依然面临高污染、低技术含量的困境，若不实现突破，未来中国的出口企业还将应对一系列贸易壁垒。据世界银行统计，大约30%的暂时性贸易壁垒涉及中国出口，这一比例是排名第二国家的3倍之多（Emily et al., 2016）<sup>[1]</sup>，甚至有学者发现，很少有暂时性贸易壁垒是不针对中国的（Bown, 2007）<sup>[2]</sup>。其原因无非有二：一是认为中国的廉价劳动力，降低了出口产品的生产成本，冲击了一些国家的出口（Chen et al., 2012<sup>[3]</sup>；Johnson and Noguera, 2012<sup>[4]</sup>）；二是中国出口产品中可能包含一些非环保物质。针对第一个原因，已有部分学者证明，中国出口产品中包含大量国外增加值，中国出口规模被严重夸大（Xing and Detert, 2010<sup>[5]</sup>；文东伟, 2018<sup>[6]</sup>）。因此，对于制造业应对贸易壁垒而

[基金项目] 国家社会科学基金青年项目“绿色发展理念下多元参与的环境治理体系研究”（18CJY022）；国家自然科学基金面上项目“全球价值链、创新驱动与制造业‘低端锁定’破局：成因、机制及应对策略”（71873031）。

[作者信息] 张彩云：中国社会科学院经济研究所助理研究员 100836 zhangcaiyunlisa@163.com。

言,第二个原因极其关键。例如,欧盟曾对中国的出口玩具实施绿色壁垒,这明显抑制了中国对欧盟的玩具出口(李昭华和蒋冰冰,2009)<sup>[7]</sup>。应对绿色壁垒,企业必须提高治污技术和生产技术水平,国内日渐严格的科技标准是主动应对绿色壁垒的一项有效措施,其合理运用不仅会提高企业的清洁生产技术,还可能会倒逼企业提升生产技术,提高生产率,从而提升国际竞争力。为了验证这一问题,本文以企业出口为例,采用自然实验法研究科技标准型环境规制对企业国际竞争力的影响及其中介机制。

20世纪80年代以来,发达国家的环境规制强度“节节攀升”,伴随的现象是出口产品向低污染、高技术转变,国外消费的高污染、低技术含量的产品也随之变为“中国制造”。部分学者将这种现象归结为“污染避难所假说”和“污染避难所效应”(Copeland and Taylor, 2004<sup>[8]</sup>; 陆旸, 2009<sup>[9]</sup>)<sup>①</sup>,自这两个理论提出后,国内外相关研究纷纷涌现,诸多学者认为严格的环境规制降低了一国产品尤其是污染密集型产品出口的比较优势(Walter and Ugelow, 1979<sup>[10]</sup>; Tobey, 1990<sup>[11]</sup>; Copeland and Taylor, 1994<sup>[12]</sup>; 陆旸, 2009<sup>[9]</sup>; 任力和黄崇杰, 2015<sup>[13]</sup>)。当然也有学者发表不同的观点,最著名的是“波特假说”,其核心为“创新补偿”效应(Porter, 1991)<sup>[14]</sup>,在此基础上,Porter和Linde(1995)<sup>[15]</sup>进行了详细解释,认为环境规制与企业国际竞争力之间是互补的,一国严格的环境规制刺激了企业潜在生产技术进步,提高了生产率,提升了企业出口的比较优势,进而有助于保持国际竞争力。李小平等(2012)<sup>[16]</sup>证实了这一结论。

关于环境规制对出口影响的研究十分密集,但是鲜有学者就科技标准型环境规制对企业出口的影响及其中介机制做出解释,由此可见本文的研究意义:其一是现实意义。随着企业在全球价值链上的分工越来越明确,过程、工序分工的重要性日渐凸显,因而企业通过占据技术制高点以提升国际竞争力愈发关键。本文通过检验科技标准型环境规制能否“倒逼”企业提高生产技术水平,明晰严格的清洁生产技术标准能否提升企业国际竞争力。其二是学术价值中的理论运用。本文将同时考虑异质性企业贸易理论、“遵循成本”效应和“创新补偿”效应,通过构建理论模型来明晰环境规制如何影响企业生产成本和生产率,从而影响到企业出口。其三是学术价值中的机制研究。科技标准型环境规制对企业出口的影响机制包括工资、固定资产投资等表征生产成本的因素以及企业生产率这一表征生产技术的因素,两个机制皆需实证检验。这三点对如何通过提升技术标准来提升企业国际竞争力有一定的启发。

本文剩余部分安排如下:第一部分是文献梳理和理论机制;第二部分对清洁生产标准实施背景、涉及的行业归纳整理,并选择合理的回归方法;第三部分是基准回归和稳健检验,而后对影响机制进行分析;最后一部分是结论性启示。

<sup>①</sup>“污染避难所假说”指的是贸易壁垒下降将促进污染密集型工业从环境规制严格的国家向环境规制较弱的国家转移;“污染避难所效应”指的是提高环境规制水平影响到国际贸易流向。

## 一、文献梳理与理论机制

### (一) 文献梳理

随着环境规制加强,要素投入不仅包含劳动力和资本,环境也成为一种生产要素(Siebert, 1977)<sup>[17]</sup>。根据比较优势理论,环境规制会影响产品尤其是污染密集型产品的比较优势。

Walter 和 Ugelow (1979)<sup>[10]</sup>发现发达国家对环境质量要求较高,环境规制标准较为严格和完善,而发展中国家主要面临经济问题,很少关注环境问题,污染产业便从发达国家涌向发展中国家,使后者成为“污染避难所”。Copeland 和 Taylor (1994)<sup>[12]</sup>从理论角度证明,对环保产品的偏好使高收入国家提高了对环境规制的要求,进而通过自由贸易方式完成污染转移,产生“污染避难所效应”。以“污染避难所效应”为理论依据,部分学者运用 H-O-V 模型或引力模型验证环境规制对出口的影响。有学者认为“污染避难所效应”是成立的。高静和刘国光(2014)<sup>[13]</sup>以 54 个国家 352 对南北贸易关系为样本,采用 H-O-V 模型研究发现,环境规制水平对污染密集型产品出口的影响为负;任力和黄崇杰(2015)<sup>[13]</sup>将引力模型加以扩展,加入环境规制因素,发现环境规制显著抑制了出口。也有学者认为“污染避难所效应”不成立。Tobey (1990)<sup>[11]</sup>将环境规制作为要素禀赋纳入 H-O-V 模型之中,对 23 个国家 5 个污染密集型产业的出口进行回归,结果发现环境规制对出口的影响不显著;Beers 等(1997)<sup>[19]</sup>运用引力模型就环境规制对贸易的影响展开实证研究,也无法证明环境规制与污染密集型产品出口之间的关系成立。

之所以得到了不同的结论,究其原因,第一,从企业管理层面讲,以上研究从静态角度出发,仅考虑了“遵循成本”效应,未考虑“波特假说”。Costantini 和 Crepi (2008)<sup>[20]</sup>采用引力模型检验了“波特假说”,结果发现在环境规制水平较高的部门,环保技术出口增加。而 Song 和 Sung (2013)<sup>[21]</sup>也得出环境规制利于出口的结论,与“波特假说”的推论类似。第二,深入到企业异质性层面,以上研究是基于传统贸易理论的产业间贸易和基于新贸易理论的产业内贸易,未考虑异质性企业贸易理论。Bernard 和 Jensen (2003)<sup>[22]</sup>以及 Melitz (2003)<sup>[23]</sup>证明,企业生产率的异质性影响到出口。环境规制会提高企业的生产成本,从而提升出口企业的生产率门槛,企业的出口量和出口概率必将受到影响。Jug 和 Mirza (2005)<sup>[24]</sup>通过固定“时间—行业—进口方—出口方”,控制了企业异质性,结果发现,环境规制对产品出口产生负效应。

以上文献研究十分丰富,但仍存在一些问题,可进行完善:(1)理论依据。以上研究大多仅考虑静态的“遵循成本”效应,未考虑动态的“波特假说”;大多基于传统比较优势理论和新贸易理论,而随着产品内分工越来越明确,新新贸易理论对出口具有较强的解释力。(2)指标选择。以往研究大多考察末端治理的影响,无法反映企业生产过程的技术规制如何影响出口。(3)内生性问题。以往诸多研究中,往往选择污染治理支出等内生性很强的变量表征环境规制。(4)影响机制研究。环境规制通过企业生产成本、生产率对出口产生影响,从理论上可凝练为“遵循成本”效应和“创新补偿”效应,而以往研究鲜有涉及。

本文选择清洁生产标准的实施作为政策冲击,采用自然实验法考察科技标准型环境规制对企业出口的影响。本文创新点如下:(1)理论依据更为全面。本文依据新新贸易理论,考虑到了企业生产率这一反映企业异质性的变量,同时,加入“波特假说”,考虑到了企业的动态性。将这些理论纳入统一的分析框架,解释环境规制如何以生产成本和生产率为中介影响到企业出口。(2)指标反映生产过程的技术控制且考虑了内生性问题。与以末端治理为代表的环境规制不同,清洁生产标准针对的是企业生产技术,能够反映过程控制的影响;对企业而言,清洁生产标准由政府制定,外生性强,缓解了内生性问题对回归结果的干扰。(3)影响机制。环境规制通过“遵循成本”效应和“创新补偿”效应影响企业出口,企业生产成本、生产率是中介机制,本文将一一验证。

## (二) 理论机制

环境规制的影响机制分为传统的“制约论”和“波特假说”。传统的“制约论”认为环境规制具有“遵循成本”效应。一方面,面对严格的环境规制,企业将增加用于污染治理的劳动力数量,导致企业总的劳动力成本上升。另一方面,引进先进的治污设备和治污技术,增加了固定资产投资。这两方面都导致污染治理的投资挤占了产品生产的投资,降低产出,这就是“遵循成本”效应。

以上假说建立在完全竞争的一般均衡基础上,所以才有企业本身已经利润最大化的假设。然而,Porter (1991)<sup>[14]</sup>对“制约论”提出质疑,认为以往研究基于静态行为才得到环境规制降低企业竞争力的结论,而恰当的环境规制可以引发企业通过创新来弥补“遵循成本”,产生“创新补偿”效应。进一步,Porter和Linde (1995)<sup>[15]</sup>从动态角度解释了“创新补偿”效应存在的原因,企业短期内并未处于一般均衡状态,技术水平等均未达到最优,合理的环境规制能够激励企业进行治污技术创新,同时带动生产技术创新,这将提升企业生产率,增加企业产出,从而产生“创新补偿”效应。在这两大效应的基础上,下文结合异质性企业贸易理论分析环境规制对企业出口的影响。

在Melitz (2003)<sup>[23]</sup>异质性企业贸易理论模型的基础上,Helpman等(2008)<sup>[25]</sup>加入贸易壁垒这个因素,考察了贸易摩擦对企业出口行为的影响。本文进一步扩展该模型,深入研究环境规制对企业出口的影响。

假设条件包括:存在 $J$ 个国家, $j = 1, 2, \dots, J$ ,每个国家有 $N$ 个企业,产品生产是连续的,生产产品为 $l$ ;企业生产率 $(1/a)$ 存在差异;产品间替代弹性为 $\varepsilon = 1/(1 - \alpha)$ ,其中 $0 < \alpha < 1$ 。

消费者效用函数为:

$$u_j = \left[ \int_{l \in B_j} x_j(l)^\alpha dl \right]^{1/\alpha} \quad (1)$$

其中, $x_j(l)$ 代表产品 $l$ 的消费数量, $B_j$ 为消费集。

在Dixit和Stiglitz (1977)<sup>[26]</sup>的论述基础上,商品 $l$ 的需求数量为:

$$x_j(l) = \frac{p_j(l) - \varepsilon Y_j}{P_j^{1-\varepsilon}} \quad (2)$$

其中,  $Y_j$  为  $j$  国的收入,  $p_j(l) = \tau_{ij} \frac{c_j a}{\alpha}$  是产品  $l$  的价格,  $P_j$  是物价指数。

$$P_j = \left[ \int_{l \in B_j} p_j(l)^{1-\varepsilon} dl \right]^{1/(1-\varepsilon)} \quad (3)$$

$c_j a$  能够反映产品的边际成本, 本文对此做出改进, 加入环境规制这个要素, 即随着环境规制水平的上升, 企业治污成本  $e_j a$  增加, 这时价格方程变为:

$$p_j(l) = \tau_{ij} \frac{(c_j + e_j) a}{\alpha} \quad (4)$$

设  $(c_j + e_j) = d_j$ ,  $a$  的分布函数为  $G(a)$ , 范围是  $[a_L, a_H]$ ,  $0 < a_L < a_H$ 。假设  $j$  国企业向  $i$  国出口, 其生产成本与  $j$  国可变要素成本 ( $d_j$ )、企业生产率 ( $1/a$ )、进入  $i$  国市场的成本 ( $d f_{ij}$ )、出口的“冰山成本” ( $\tau_{ij}$ ) 相关。

$j$  国出口企业的利润函数为:

$$\pi_{ij} = (1 - \alpha) \left( \tau_{ij} \frac{d_j a}{\alpha P_i} \right)^{1-\varepsilon} Y_i - d f_{ij} \quad (5)$$

其中,  $Y_i$  代表  $i$  国收入,  $P_i$  为  $i$  国物价水平。根据零利润条件, 出口企业的生产率需满足的条件为:

$$(1 - \alpha) \left( \tau_{ij} \frac{d_j a^*}{\alpha P_i} \right)^{1-\varepsilon} Y_i = d f_{ij} \quad (6)$$

只有生产率  $1/a > 1/a^*$  时,  $j$  国的企业才能够从事出口活动。

任力和黄崇杰 (2015)<sup>[13]</sup> 将环境规制作为影响贸易成本 (贸易壁垒) 的因素之一计入引力模型, 与之不同, 本文认为环境规制将引发企业的可变成本和进入出口市场的成本上升, 而非“冰山成本”。基于静态的“制约论”“遵循成本”效应发挥主要作用。如果  $j$  国环境规制水平上升, 企业需要增加治污的劳动力, 购置治污设备、引进清洁生产技术, 这些成本增加导致进入出口市场的成本  $d f_{ij}$  上升, 产品边际成本  $d_j a$  也上升, 进而导致企业出口的生产率边界  $1/a^*$  上升, 企业选择出口的概率将下降。基于“波特假说”, 合理的环境规制能带动生产过程创新, 利于生产率提升, 即合理的  $e_j$  会提升  $1/a$ 。对于出口企业而言, 生产率上升引致出口概率提高。总之, 环境规制直接影响到企业生产率, 企业面临两种选择: 退出出口市场或提高生产率, 如果“遵循成本”效应发挥主要作用, 则企业选择前者; 如果“创新补偿”效应发挥主要作用, 企业选择后者。

以上模型侧重于考察企业是否出口, 对单个企业而言, 环境规制门槛提高后, 其决策还包括出口量的变化。一般来说, 面对严格的环境规制, 企业会经历先降低出口量再退出出口市场的过程, 因此我们还要考虑到企业出口量。研究环境规制对企业出口量的影响需要将公式 (6) 的涵义稍加转变, 变为企业在不同出口量上需要满足的生产率水平条件。生产率门槛越高, 企业出口量越低, 反之亦然。若只考虑“遵循成本”效应, 意味着生产成本  $d f_{ij}$  上升, 对生产率边界  $1/a^*$  的要求提高, 这时企业出口量将下降; 若考虑到“创新补偿”效应, 合理的  $e_j$  会提升企业生产率水平  $1/a$ , 从而弥补“遵循成本”, 虽然对生产率边界的要求在提高, 但是因

“创新补偿”效应的作用，企业的出口量不降反增。

据此，提出假说：环境规制通过“遵循成本”效应降低了企业出口的概率和出口量；通过“创新补偿”效应提高了出口企业生产率，从而提高了企业出口的概率和出口量。

## 二、清洁生产标准实施背景及研究方法选择

研究政策冲击影响的一个方法是自然实验法，原理是根据所选政策事件划分处理组和对照组，而后，采用双重差分方法观测政策实施前后处理组和对照组的变化，这一变化即是政策的影响。下文将选择清洁生产标准作为科技标准型环境规制的政策冲击，通过设定计量回归模型、选择合理的控制变量为假说的验证建立计量基础。

### （一）清洁生产标准实施背景

为了应对日益严峻的环境问题，中国政府推出了一系列法律法规及政策，极具代表性的是《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》，前者就环境保护作了基本规定，后者在前者的基础上将微观单位——企业的责任做了详细规定。为进一步推动清洁生产，2003年环保部针对三个四位数代码行业制订了清洁生产标准，将企业的清洁生产技术分为国内清洁生产领先水平（国际清洁生产先进水平）、国内清洁生产先进水平和国内清洁生产基本水平。与其他环境规制标准相比，该标准对企业环保技术的规定最为细致，且针对性强，本文以此代表科技标准型环境规制并展开自然实验极具现实意义。

运用双重差分法需合理识别处理组和对照组。清洁生产标准规制的行业与《国民经济行业分类》（GB/T4754-2002）有差异，本文将中国工业企业数据库中的四位数代码行业与清洁生产标准所对应的行业进行匹配。清洁生产标准从2003年起实施，之后不断修订或补充，2003年对3个行业实施清洁生产标准，2006年有10个，2007年有8个，涉及的行业总结如表1所示。若以2006年、2007年清洁生产标准涉及行业作为处理组，可观测政策冲击的时间太短，本文以2003年作为政策冲击，结论的可信度更高。这样，处理组是2003年清洁生产标准所涉及企业，对照组为其他企业。

表1 处理组涉及四位数行业

2003年	2006年	2007年
原油加工及石油制品制造	黑色金属冶炼及压延加工业	金属表面处理及热处理加工
炼焦	食用植物油加工	纤维板制造
皮革鞣制加工	棉、化纤印染精加工	液体乳及乳制品制造
	制糖	纸浆制造
	铝冶炼	镍钴矿采选
	氮肥制造	氨纶纤维制造
	啤酒制造	电子真空器件制造
	有机化学原料制造	平板玻璃制造
	汽车制造	
	铁矿采选	

注：处理组为作者根据历年清洁生产标准涉及行业整理。

(二) 模型设定

验证理论假说所采用的计量方法为双重差分法，我们通过比较清洁生产标准实施前后处理组和对照组企业出口变化来分析科技标准型环境规制对企业出口的影响。借鉴 Cai 等 (2016)<sup>[27]</sup> 的研究，建立如下回归模型：

$$\ln ex_{it} = \alpha_i + \alpha_t + \gamma post_t \times treat_i + \beta Z_d + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

为了验证基准回归结果的稳健性，本文加入时间变量  $year_y$ ，进行平行趋势检验。具体公式如下：

$$\ln ex_{it} = \alpha_i + \alpha_t + \beta Z + \varepsilon_{it} + \sum_{y=1998}^{2007} \gamma post_t \times treat_i \times year_y \quad (8)$$

被解释变量为企业出口 ( $\ln ex$ )，包括出口概率和出口量，前者采用 0-1 变量表示，后者采用出口额的对数表示。从某种程度上讲，出口额所包含的数值范围更广，且会更为准确地反映出口量，也能反映是否出口，下文主要选择出口额来表征出口的变量。 $i$ 、 $t$  分别代表企业和时间； $Z$  是控制变量组成的向量，包括企业规模、资本密集度、企业年龄等； $\alpha_i$ 、 $\alpha_t$  分别为企业固定效应和时间固定效应，用来控制一些无法量化的企业特征和年份特征； $\varepsilon_{it}$  为随机误差项。 $treat_i = 1$  代表实施清洁生产标准的企业，为处理组， $treat_i = 0$  代表未实施清洁生产标准的企业，是对照组； $post_t$  表示时间虚拟变量，政策实施及之后年份为 1，政策未涉及的年份为 0。我们所要着重关注的是政策的平均处理效应，即系数  $\gamma$  的值。

控制变量包括：(1) 企业规模 ( $scale$ )。采用企业就业人数的对数代表。(2) 资本密集度 ( $capital\_in$ )。采用企业资本与劳动之比代表。(3) 企业年龄 ( $age$ )。采取当年年份减去成立年份加 1 的方法衡量。(4) 企业所有制 ( $own$ )。国有企业为 1，外资企业为 2，其他企业为 0。另外，在“创新补偿”效应验证的部分涉及生产率指标 ( $tfp$ )，现有文献多使用 LP 方法 (Levinsohn and Petrin, 2003)<sup>[28]</sup> 和 OP 方法 (Olley and Pakes, 1996)<sup>[29]</sup> 计算。LP 方法的优势是，针对不可观测生产率冲击的代理变量，提供了几种检验合意度的方法，缺陷是忽视了样本自选择性问题。在本文所选样本中，可使用中间投入品作为不可观测生产率冲击的代理变量。与 LP 方法相比，OP 方法可解决样本自选择问题，因而文中选择使用 OP 方法估计企业生产率。

(三) 数据处理

本文数据来源于中国工业企业数据库。因 2008 年之后的数据缺少增加值、中间投入等重要指标，本文的样本区间选定 1998—2007 年。

中国工业企业数据库存在指标缺失、指标异常等问题，我们根据 Brandt 等 (2012)<sup>[30]</sup> 的样本匹配方法对原始样本进行匹配，并综合聂辉华等 (2012)<sup>[32]</sup> 对指标缺失和异常问题的处理方法，对原始的粗糙数据进行一系列的处理：(1) 数据合并。依次使用法人代码、企业名称、法人代表姓名、“电话号码+地区编码”、“开业年份+地区编码+主要产品名称+行业代码”等多个指标对历年数据进行匹配整理。(2) 行业调整。为了保证行业代码前后统一，文中使用 2002 年的《新国民经济行业分类》对 2002 年之前的四位数行业代码进行调整。(3) 缺失值和异常值处理。第一，去除遗漏变量的样本，如删除了工业总产值、中间投入等主要变量样本

值为缺漏值、零值或负值的样本；第二，删除了企业年龄小于0的样本；第三，删除了就业人数小于8的样本。

### 三、回归结果及分析

本部分包括基准回归、稳健性检验和影响机制分析。首先，基准回归考察科技标准型环境规制对企业出口的影响方向。其次，基于自然实验的双重差分法，需要满足随机分组、样本同质性、政策随机、对照组不受政策影响和政策实施的唯一性五个条件（陈林和伍海军，2015）<sup>[32]</sup>，据此对基准回归结果一一检验。最后一部分为影响机制分析，主要考察科技标准型环境规制是否发挥了“遵循成本”效应，抑制了企业出口，以及是否发挥了“创新补偿”效应，促进了企业出口。

#### （一）基准回归结果

面对清洁生产标准规制，企业有两种选择：可通过增加污染治理成本的方式来达到清洁生产标准，也可通过产品创新和生产过程创新的方式，减少污染物排放，达到清洁生产标准。前者挤占企业生产成本，不利于企业出口。后者提高企业生产率，利于企业出口。详细回归结果如表2所示。表2是对公式（7）进行回归的结果，均控制企业固定效应和时间固定效应。5列回归结果在被解释变量、解释变量以及回归方法的选择方面均存在差别。前两列的区别在于，第（1）列未加入控制变量，为剔

表2 清洁生产标准对企业出口影响的基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	出口额	出口额	是否出口	企业进入	企业退出
<i>treat</i> × <i>post</i>	-0.0435 (-1.01)	-0.145*** (-3.17)	-0.654*** (-18.08)	-0.0478*** (-3.40)	0.135*** (7.15)
<i>scale</i>		0.575*** (121.65)	0.492*** (187.79)	-0.191*** (-175.72)	-0.205*** (-136.58)
<i>capital_in</i>		0.0988*** (36.58)	-0.0196*** (-11.00)	-0.0781*** (-100.71)	-0.0776*** (-74.09)
<i>age</i>		0.0495*** (11.30)	0.0383*** (14.70)	-0.440*** (-355.33)	0.111*** (60.80)
<i>own2</i>		0.0699*** (5.88)	-0.821*** (-85.22)	-0.180*** (-40.74)	0.137*** (29.32)
<i>own3</i>		0.154*** (13.28)	0.937*** (156.95)	-0.169*** (-56.44)	-0.267*** (-59.18)
常数项	2.161*** (354.27)	-1.055*** (-37.11)	-4.244*** (-262.92)	1.057*** (174.95)	-0.217*** (-28.04)
企业	Y	Y	Y	Y	Y
时间	Y	Y	Y	Y	Y
N	1 906 071	1 749 489	1 997 428	1 997 428	1 997 428
R <sup>2</sup>	0.851	0.860			
F	948.6	1 802.2			
Wald chi2 (6)			76 034.54	201 985.54	29 814.27

注：第（1）、（2）列的括号内为T值；第（3）—（5）列的括号内为Z值；\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的统计水平上显著；标准差在企业层面进行聚类。



除企业规模、资本密集度等其他因素对企业出口的影响,第(2)列加入了控制变量。研究发现,第(1)列中,清洁生产标准对企业出口的影响在10%水平上未拒绝系数为0的原假设。加入一系列控制变量后,第(2)列的回归结果显示,清洁生产标准对企业出口产生负向影响,其系数为-0.145,且这一影响在1%的显著水平上成立。结果表明,与不受清洁生产规制影响的企业相比,受清洁生产标准规制的企业出口额降低了14.5%。第(3)列至第(5)列采用Probit方法就企业是否出口以及进入、退出进行了回归,结果发现,清洁生产标准降低了企业出口和进入的概率,提高了企业退出的概率。5列的回归结果均证明,科技标准型环境规制抑制了企业出口。

## (二) 稳健检验

平行趋势检验。平行趋势检验主要是为了明确在清洁生产标准实施前,处理组和对照组是否具有相同的趋势。如果政策实施前处理组和对照组的出口变化趋势不同,将无法证明平均处理效应是因政策而发生,这样的回归结果是有偏的。平行趋势检验通常需要将政策实施时间的变量拆分为每一年的时间变量,详见公式(8)。对该公式进行回归后的结果如表3的第(1)列和第(2)列所示。2003年之前,交叉项 $treat \times post$ 的系数在10%水平上无法拒绝0这一原假设。也就是说,在实施清洁生产标准之前,处理组和对照组未发现明显的趋势差异,科技标准型环境规制对企业出口产生的负向影响通过了平行趋势检验。

随机分组检验。除了平行趋势检验外,我们还要检验样本分组的随机性。若样本分组不是随机的,即使政策实施前两组样本具有相同趋势,也无法证明政策实施后,两组样本出口变化的差异是因政策而发生。对应到本文的研究对象,清洁生产标准选择的行业是污染行业,可能具有一定的倾向性,解决的方法是选择污染程度相近的样本作为对照组。本文的处理组为原油加工及石油制品制造、炼焦、皮革鞣制加工三个四位数代码行业,我们选择其所在的两位数代码行业中的其他四位数代码行业为对照组,以降低非随机分组问题对回归结果的影响。结果如第(3)列所示,清洁生产标准对企业出口有着十分显著的负向影响。

样本同质性检验。处理组和对照组样本必须具有同质性,才能确保处理组和对照组企业的出口趋势因清洁生产标准实施而发生。为降低处理组和对照组样本异质性对回归结果的影响,我们采用倾向得分匹配方法重新选择对照组,匹配方法为0.05距离内1:4最近邻居匹配法。重新选择对照组后,结果见表3第(4)列,平均处理效应显著为负。

政策随机检验。如果政策干预时间不是随机的,在人为变更政策干预时间后,平均处理效应也将显著。如果平均处理效应不显著,这说明政策干预具有随机性。具体结果见表3第(5)列,为了确保这一检验的严谨性,我们将选择“干净”的处理组和对照组,将样本范围控制在1998—2002年。以防止出现这样一种现象,政策实施引起处理组和对照组出口的显著差异,导致人为提前政策实施时间后,两组样本出口的差异依然显著。这样,政策干预时间的随机性将失去意义。将政策实施时间人为提前到2000年,且将样本的时间范围缩小至1998—2002年,从回归结果中发现,平均处理效应在10%的显著性水平上不再成立,说明人为提前清洁生

产标准实施时间后，处理组和对照组的出口将不存在显著差异。

对照组不受政策影响检验。这一检验的目的在于保证政策仅仅影响处理组。假设对照组也受清洁生产标准的影响，那么，随机抽取企业作为处理组，将其他未被抽中的企业作为对照组后，平均处理效应将显著不等于0。从对照组中随机抽取部分企业作为新的处理组，其他企业作为新的对照组，重新分组后从第(6)列的回归结果中发现，清洁生产标准对企业出口的影响不再显著。

政策唯一性检验。为了保证回归结果未受其他政策干扰，我们需要排除清洁生产标准实施期间其他环境政策对企业出口的影响。与清洁生产标准相同的是，为了贯彻执行环境保护法律法规，水污染排放标准、大气固定源污染物排放标准相继颁布且不断修订，这些污染物排放标准涉及一部分行业。此外，2006年和2007年增加了清洁生产标准的实施范围。我们进行稳健检验时要对这些政策涉及的行业进行控制，回归结果如第(7)列所示。控制其他相关政策的影响后，清洁生产标准对企业出口依然有显著的负向影响。

表3 稳健检验

解释变量	平行趋势检验		随机分组	样本同质性	政策随机	对照组不受政策影响	政策唯一性
	(1)	(2)					
<i>treat</i> × <i>post</i>	-0.126*** (-2.60)		-0.247*** (-3.36)	-0.344*** (-2.79)	0.0752 (0.72)	0.00206 (0.07)	-0.148*** (-3.23)
<i>treat</i> × <i>year1</i>	-0.00986 (-0.06)	-0.0161 (-0.10)					
<i>treat</i> × <i>year2</i>	0.118 (0.76)	0.111 (0.72)					
<i>treat</i> × <i>year3</i>	0.110 (0.68)	0.101 (0.63)					
<i>treat</i> × <i>year4</i>	0.143 (0.93)	0.141 (0.92)					
<i>treat</i> × <i>year5</i>	0.148 (1.02)	0.150 (1.03)					
<i>treat</i> × <i>year6</i>		0.0952 (1.52)					
<i>treat</i> × <i>year7</i>		-0.128** (-2.02)					
<i>treat</i> × <i>year8</i>		-0.240*** (-3.74)					
<i>treat</i> × <i>year9</i>		-0.511*** (-7.68)					
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
污染物排放标准控制							Y
2006年清洁生产标准控制							Y
2007年清洁生产标准控制							Y
企业	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
时间	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
N	1 749 489	1 749 489	49 530	52 197	753 832	1 749 489	1 749 489
R <sup>2</sup>	0.860	0.860	0.862	0.969	0.895	0.860	0.860
F	1 328.0	1 150.3	47.98	10.21	375.5	1 801.4	1 486.0

注：括号内为T值；\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的统计水平上显著；标准差在企业层面进行聚类。

(三) 影响机制分析

关于“遵循成本”效应，为了达到清洁生产标准，企业主要选择三种方式：第一，使用更多劳动力进行末端治理以达到排放标准，这种方式表现为企业总工资支出的上升；第二，购买达到排污标准的生产设备，以减少生产过程中的排放，这种方式主要体现在固定资产支出上升；第三，增加治污设备运行次数以减少排放，这将加快设备的损耗，其折旧将上升。从表4中(1) — (5)列的回归结果中可见，清洁生产标准对企业总工资支出、固定资产合计、固定资产净值、折旧和本年折旧的影响均显著为正。说明清洁生产标准的实施提高了企业的工资支出、固定资产投资和折旧，无论企业增加治污的劳动力、购买新的治污设备还是增加治污设备运行次数，均证明“遵循成本”效应是发挥作用的。

关于“创新补偿”效应，环境规制会“倒逼”企业提高生产技术、降低管理成本抑或节省投入，无论什么方式，最终体现为生产率的提升。因而，我们通过验证科技标准型环境规制对企业生产率的影响来证明“创新补偿”效应的存在，结果如表5所示。从中可见，无论是全样本还是出口企业的样本，清洁生产标准规制的实施对企业生产率具有十分显著的正向作用，这说明“创新补偿”效应在促进企业出口过程中发挥了积极作用。

表4 “遵循成本”效应的检验

被解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	总工资	固定资产合计	固定资产净值	折旧	本年折旧
<i>treat</i> × <i>post</i>	0.0327*** (3.42)	0.0296*** (4.09)	0.0138* (1.66)	0.0651*** (5.26)	0.108*** (6.36)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y
企业	Y	Y	Y	Y	Y
时间	Y	Y	Y	Y	Y
N	1 989 303	1 993 109	1 993 981	1 966 180	1 859 767
R <sup>2</sup>	0.926	0.975	0.967	0.943	0.883
F	73 567.2	188 026.3	147 990.4	87 651.4	27 086.9

注：括号内为Z值；\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的统计水平上显著；标准差在企业层面进行聚类。下表同。

表5 “创新补偿”效应的检验

被解释变量	(1)	(2)
	出口企业	全样本
全要素生产率	全要素生产率	全要素生产率
<i>treat</i> × <i>post</i>	0.203*** (5.68)	0.200*** (13.41)
控制变量	Y	Y
企业	Y	Y
时间	Y	Y
N	439 237	1 938 384
R <sup>2</sup>	0.773	0.759
F	2 974.3	12 216.5

注：括号内为Z值；\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的统计水平上显著；标准差在企业层面进行聚类。

总结上述回归结果可发现,科技标准型环境规制显著降低了企业出口概率和出口额,从理论上讲,环境规制虽然督促企业节能减排,但也可能通过提升企业生产成本的方式提高了出口企业的生产率门槛,进而对出口产生负向影响,这与本文运用异质性企业贸易理论模型所得结论相符。进一步的机制验证发现,科技标准型环境规制通过“遵循成本”效应明显提高了企业成本,通过“创新补偿”效应提高了企业生产率,而前者会降低企业出口概率和出口量,后者提高了企业出口概率和出口量,验证了本文提出的假说。

#### 四、结论性启示

随着人类对绿色产品的需求越来越强烈,“绿色壁垒”也将只增不减,探索提升技术水平的路径是出口企业应对“绿色壁垒”进而保持国际竞争力的关键。基于这一背景,本文通过研究科技标准型环境规制对企业出口的影响,试图明晰提升技术水平对企业保持国际竞争力的意义。中国工业企业数据库为本研究提供了大样本,本文将2003年实施的清洁生产标准作为科技标准型环境规制的代表性政策,采用双重差分方法考察清洁生产标准实施对企业出口的影响。发现清洁生产标准实施后,与未受规制企业相比,受规制企业出口额、出口概率均有所下降,这一结果通过了稳健性检验,说明科技标准型规制短期内无法促进企业出口。本文进一步对该结果的发生机制进行了验证,结果表明,科技标准型环境规制通过“遵循成本”效应提高了企业成本,从而降低了出口概率和出口量;通过“创新补偿”效应提高了企业生产率,提高了企业出口概率和出口量。显然,“遵循成本”效应发挥了主要作用。事实上,研发创新本身就是一种耗时较长、短期内很难获得经济效益的活动,这也是“创新补偿”效应滞后于“遵循成本”效应的原因。但是,从长远来看,通过严格的科技标准倒逼企业提高生产技术和生产率,对于提升企业乃至中国制造业的全球竞争力而言是十分必要的。

根据以上回归结果可得到三点启示:(1)要继续严格执行科技标准型环境规制,以刺激企业通过提高技术水平来应对日渐严格的“绿色壁垒”。(2)制定合理的科技标准型环境规制,使“创新补偿”效应能够发挥作用。(3)企业要抓住提升科技标准的机会,通过提高技术水平来缓解出口压力,只有这样才能真正提升国际竞争力。

#### [参考文献]

- [1] EMILY J, BOWM C P, JOHNSON R C. Global Supply Chains and Trade Policy [R]. NBER Working Paper, 2016, No. 21883.
- [2] BOWM C P. China's WTO Entry: Antidumping, Safeguards, and Dispute Settlement [R]. NBER Working Paper, 2007, No. 13349.
- [3] CHEN X, CHENG L K, FUNG K C, et al. Domestic Value Added and Employment Generated by Chinese Exports: A Quantitative Estimation [J]. China Economic Review, 2012, 23(4):850-864.
- [4] JOHNSON R C, NOGUERA G. Accounting for Intermediates: Production Sharing and Trade in Value Added [J].

- Journal of International Economics, 2012, 86(2):224-236.
- [5] XING Y, DETERT N C. How the iPhone Widens the United States Trade Deficit with the People's Republic of China[R]. ADBI Working Paper Series, 2010, No. 257, Tokyo: Asian Development Bank Institute.
- [6] 文东伟. 全球价值链分工与中国的贸易失衡——基于增加值贸易的研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2018(11):39-57.
- [7] 李昭华, 蒋冰冰. 欧盟玩具业环境规制对我国玩具出口的绿色壁垒效应——基于我国四类玩具出口欧盟十国的面板数据分析:1990-2006[J]. 经济学(季刊), 2009(3):813-828.
- [8] COPELAND B R, TAYLOR M S. Trade, Growth and the Environment[J]. Journal of Economic Literature, 2004, 42(1):7-71.
- [9] 陆晔. 环境规制影响了污染密集型商品的贸易比较优势吗? [J]. 经济研究, 2009(4):28-40.
- [10] WALTER I, UGELOW J. Environment Policies in Developing Countries[J]. Ambio, 1979, 8(2-3):102-109.
- [11] TOBEY J A. The Effects of Domestic Environmental Policies on Patterns of World Trade: An Empirical Test [J]. Kyklos, 1990, 43(2):191-209.
- [12] COPELAND B R, TAYLOR M S. North-South Trade and the Environment[J]. The Quarterly Journal of Economics, 1994, 109(3):755-787.
- [13] 任力, 黄崇杰. 国内外环境规制对中国出口贸易的影响[J]. 世界经济, 2015(5):59-80.
- [14] PORTER M E. America's Green Strategy[J]. Scientific American, 1991, 264(4):96.
- [15] PORTER M E, LINDE C V D. Toward A New Conception of the Environment-Competitiveness Relationship[J]. Journal of Economic Perspectives, 1995, 9(4):97-118.
- [16] 李小平, 卢现祥, 陶小琴. 环境规制强度是否影响了中国工业行业的贸易比较优势[J]. 世界经济, 2012(4):62-78.
- [17] SIEBERT H. Environmental Quality and the Gains from Trade[J]. Open Access Publications from Kiel Institute for the World Economy, 1977, 30(4):657-673.
- [18] 高静, 刘国光. 要素禀赋、环境规制与污染品产业内贸易模式的转变——基于54个国家352对南北贸易关系的实证研究[J]. 国际贸易问题, 2014(10):99-109.
- [19] BEERS C V, JEROEN C J M, BERGH V D. An Empirical Multi-Country Analysis of the Impact of Environmental Regulations on Foreign Trade Flows[J]. Kyklos, 1997, 50(1):29-46.
- [20] COSTANTINI V, CRESPI F. Environmental Regulation and the Export Dynamics of Energy Technologies[J]. Electronic Journal, 2008, 66(2):447-460.
- [21] SONG W Y, SUNG B. Environmental Regulations and the Export Performance of South Korean Manufacturing Industries: A Dynamic Panel Approach[J]. Journal of International Trade and Economic Development, 2013, 23(7):923-945.
- [22] BERNARD A B, EATON B, JENSEN J B, KORTUM S. Plants and Productivity in International Trade: A Ricardian Reconciliation [J]. American Economic Review, 2003, 93(4):1268-1290.
- [23] MELITZ M J. The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity[J]. Econometrica, 2003, 71(6):1695-1725.
- [24] JUG J, MIRZA D. Environmental Regulations in Gravity Equations: Evidence from Europe[J]. World Economy, 2005, 28(11):1591-1615.
- [25] HELPMAN E, MELITZ M, RUBINSTEIN Y. Estimating Trade Flows: Trading Partners And Trading Volumes [J]. Quarterly Journal of Economics, 2008, 123(2):441-487.
- [26] DIXIT A K, STIGLITZ J E. Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity[J]. American Economic Review, 1977, 67(3):297-308.
- [27] CAI X, LU Y, WU M, YU L H. 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] LEVINSOHN J, PETRIN A. Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables[J]. The

Review of Economic Studies, 2003, 70(2):317-341.

[29] OLLEY S, PAKES A. The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry[J]. *Econometrica*, 1996, 64:1263-1297.

[30] BRANDT L, BIESEBROECK J V, ZHANG Y. Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-Level Productivity Growth in Chinese Manufacturing[J]. *Journal of Development Economics*, 2012, 97:339-351.

[31] 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(5):142-158.

[32] 陈林, 伍海军. 国内双重差分法的研究现状与潜在问题[J]. *数量经济技术经济研究*, 2015(7):133-148.

(责任编辑 武 齐)

## Science and Technology Standard Regulation and Export Dynamics of Enterprises — A Natural Experiment Based on Cleaner Production Standards

ZHANG Caiyun

**Abstract:** Upgrading the technology level is the key for export enterprises to cope with “green barriers” and maintain competitiveness. This paper used cleaner production standard and natural experiment method to verify the impact of science and technology standard regulation on the export of enterprises, and tried to clarify whether the promotion of technology standard affected the international competitiveness of enterprises. This paper took China Industrial Enterprise Database as a sample to verify this problem. The results show that after the implementation of science and technology standards, the export of regulated enterprises has declined, and passed the robustness test, indicating that the standard-type regulation of science and technology has restrained the exports of enterprises in the short term. Further mechanism analysis shows that the standard regulation of science and technology improves the cost of enterprises by “cost of compliance” effect, and then restrains the exports of enterprises, and improves the productivity of enterprises by Innovation Offsets effect, thereby improving the exports of enterprises. In the short term, the Innovation Offsets effect does not play a leading role. This conclusion has a certain practical significance. Strict technical standards are beneficial for enterprises to maintain their international competitiveness by improving their technical level, and the core lies in how to give full play to the Innovation Offsets effect.

**Keywords:** Science and Technology Standard Regulation; Enterprise Export; Natural Experiment Method; Innovation Offsets