

# 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

高翔 袁凯华

**摘要：**环境保护是当前供给侧结构性改革的重要着力点，本文利用2003年清洁生产标准实施这一“准自然实验”研究了环境规制对企业出口技术复杂度的影响及机制。基于中国企业数据和倍差法研究发现：第一，清洁生产显著提升了企业的出口技术复杂度，且该正向效应具有高度的稳健性。第二，清洁生产主要通过加速企业内部产品转换，并提高出口技术复杂度较低企业退出率实现的。此外，清洁生产并未显著促进企业创新，“波特假说”难以解释环境规制促进中国企业出口技术复杂度提升这一现象。第三，异质性分析发现，资产规模、资本密集度、所有制与政府补贴是清洁生产产生分化影响的重要原因。第四，清洁生产带来的资源再配置效应是行业出口技术复杂度提升的关键因素。本文结论表明清洁生产作为一种绿色环境规制形式，可以实现生态环境改善和出口技术复杂度提升的双赢。

**关键词：**环境规制；出口技术复杂度；清洁生产；倍差法

[中图分类号] F740 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4670 (2020) 02-0093-17

### 引言

2017年10月18日，习近平总书记在党的十九大报告中首次提出“三大攻坚战”这一表述。其中，污染防治作为“三大攻坚战”中的关键内容之一，是当前供给侧结构性改革的重要着力点。尽管绿水青山谁也不会反对，但是伴随着中国政府陆续出台多项环境规制政策，环保供给侧结构性改革所引发的“阵痛”在所难免。一方面，依靠过去资源消耗、不计环境成本来促进经济增长的局面已然不复存在。另一方面，环境保护“用力过猛”等论调在社会不时出现。因此，依靠环境

[收稿日期] 2019-01-15

[基金项目] 国家社会科学基金一般项目“劳动力成本上升背景下中国加工贸易产业升级和国际转移研究”(16BJY135)；教育部青年基金项目“国内价值链推动中国制造业出口转型升级的事实与解释研究”(19YJC790178)；上海市哲学社会科学规划青年课题“双重价值链嵌入视角下‘上海制造’高质量发展的对策研究”(2019EJB002)；上海市“晨光计划”项目“超越‘微笑曲线’视角下中国制造业质量升级研究”(18CG65)。

[作者信息] 高翔：上海对外经贸大学国际经贸学院讲师；袁凯华（通讯作者）：中南财经政法大学经济学院讲师 430073 电子信箱 casparyuan@126.com。

保护助推我国经济高质量发展,从“普遍共识”到“行动自觉”,仍有一段复杂和曲折的历程。那么,一个迫切需要学者回答的问题是,环境规制与经济高质量发展能否实现双赢?回答这一问题不仅能科学、理性地分析环境规制政策给我国经济发展带来的影响,更能避免给环境保护“扣帽子”,坚定我们在环保供给侧结构性改革的定力,其重要性不言而喻。

在国际经济学领域,出口技术复杂度反映着一国(地区)出口产品的技术含量,可以衡量该国(地区)的出口产品竞争力及国际分工地位。中国加入世贸组织以来,出口总量迅速增加,出口产品结构发生了显著的变化,出口技术复杂度逐年提高并完成了对发达国家的部分赶超。梳理相关文献后发现,已有研究大都从外资进入(Xu and Lu, 2009)<sup>[1]</sup>、金融发展(齐俊妍等, 2011)<sup>[2]</sup>、进口贸易自由化(盛斌和毛其淋, 2017)<sup>[3]</sup>、政府补贴(余娟娟和余东升, 2018)<sup>[4]</sup>等视角考察了出口技术复杂度的影响因素。此外,上述文献大都从国家(地区)以及行业层面研究出口技术复杂度,这就忽视了企业异质性的影响。更为关键的是,从环境规制视角探讨其对出口技术复杂度的影响的论文寥寥无几,类似文献主要考察了环境规制对于贸易比较优势(陆旸, 2009)<sup>[5]</sup>、出口贸易总量(任力和黄崇杰, 2015)<sup>[6]</sup>、企业出口产品范围和分布(杜威剑和李梦洁, 2017)<sup>[7]</sup>的影响。相对于上述指标,企业出口技术复杂度不仅可以反映出口产品中的技术含量,更是可以拓展到国家(地区)和行业层面,较好地反映出口贸易内涵的动态变迁。

本文以中国自2003年开始实施清洁生产标准所引致的部分制造业行业环境规制强度提高为背景,深入考察环境规制对中国制造业企业出口技术复杂度的影响及机制。与已有文献相比,本文边际贡献在于:第一,与以往研究不同的是,本文从清洁生产标准实施这一较为独特的视角考察了环境规制对企业出口技术复杂度的影响,可为我国出口转型升级乃至经济高质量发展提供新的政策思路。第二,已有研究文献大都从国家(地区)及行业层面研究出口技术复杂度,本文利用微观数据构建企业出口技术复杂度指标,可以较好地反映出企业异质性特征。第三,利用清洁生产标准实施这一准自然实验,运用倍差法研究环境规制对企业出口技术复杂度的影响,可以有效地缓解由于样本选择性偏差带来的内生性偏误。

## 一、机制分析与研究假说

本文尝试从创新补偿效应、产品转换效应和进入退出效应三个角度分析环境规制对于企业出口技术复杂度的影响(图1)。

### (一) 创新补偿效应

基于传统经济学分析框架,学界普遍认为环境规制会降低企业竞争力,原因在于环境规制在短期内会增加企业的生产经营成本。尽管政府通过实施环境规制政策,能够有效地将外部环境成本内部化,但这必定使得企业承担更高的合规成本和遵循成本,因而环境规制政策将会通过“成本效应”降低企业的国际竞争力(Jaffe and Stavins, 1995)<sup>[8]</sup>。环境规制政策限制了企业对技术创新的选择和生产资料的配置,不利于企业出口竞争力的提升。但从长期看,严格的环境规制政策作为

一种“外部压力”，将会倒逼企业在技术创新和生产工艺上进行改进。特别是“波特假说”（Porter and Linde, 1995）<sup>[9]</sup>强调，合理的环境规制政策能够激励企业主动创新，提升企业生产效率或竞争力（王杰和刘斌，2014）<sup>[10]</sup>，进而提高企业利润率并能部分甚至完全抵消企业的环境规制成本。因而，环境规制可能会通过“创新补偿效应”弥补其给企业带来的“成本效应”，并且通常“创新补偿效应”容易在企业中形成规模经济，使得企业继续加大创新投入（刘家悦和谢靖，2018）<sup>[11]</sup>，进而持续提升企业出口竞争力。据此，本文提出假说1。

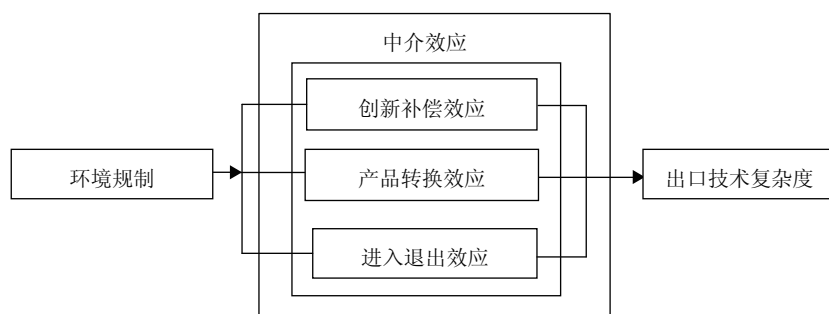


图1 环境规制对出口技术复杂度的影响机制

假说1：环境规制将会通过“创新补偿效应”对企业出口技术复杂度产生影响。

### （二）产品转换效应

企业面对环境规制时选择不同的产品生产组合会面对不同的环境污染成本，在面临环境规制成本约束和受益最大化驱动的双重影响下，企业可能会主动调整产品生产行为，进行企业内部的资源再配置活动（韩超和桑瑞聪，2018）<sup>[12]</sup>。从产品需求层面来看，随着环境规制强度的提高，企业可能会放弃原有的部分污染密集型产品，规避由于环境规制带来的环境污染成本。同时转向清洁环保型产品的生产，增加清洁产品的产品出口种类，进而提高出口竞争力（杜威剑和李梦洁，2017）。从产品投入层面来看，面对严格的环境规制约束，企业将会采用更加环保的要素投入，改变产品组合行为（Elrod and Malik, 2017）<sup>[13]</sup>。由于企业异质性的存在，企业选择不同产品组合行为所面对的环境规制成本会有所不同（Bernard et al., 2010）<sup>[14]</sup>。换言之，企业可以通过内部的产品再配置活动合理规避环境规制带来的一部分生产经营成本。而Monava和Yu（2017）<sup>[15]</sup>研究发现，企业内部的产品再配置活动与产品竞争力高度相关，产品转换行为有利于促进产品竞争力升级。因而环境规制会加速企业内部的产品转换行为，通过“产品转换效应”提升企业出口竞争力。据此，本文提出假说2。

假说2：环境规制将会通过“产品转换效应”对企业出口技术复杂度产生影响。

### （三）进入退出效应

面对高强度的环境规制力度时，同行业企业间也会产生激烈竞争，这通常以企业进入退出行为的形式表现（刘悦和周默涵，2018）<sup>[16]</sup>。一方面，从企业退出视角

来看,在面临高强度的环境规制力度时,一些生产效率低下,污染严重的企业由于无力承担高昂的环境污染成本将会自然退出市场。另一方面,从企业进入视角来看,环境规制的实施无疑会给潜在进入企业增加一个沉没成本,环境壁垒提高了新企业的进入门槛。换言之,在环境规制的约束下,只有那些技术先进、满足环保标准的企业才能在市场中存活,并且通常这些企业在短期内不会退出市场。此外,由于企业进入退出行为的存在,在位企业预期利润率有所上升,进而通过调整投资决策改进生产效率(Cao et al., 2016)<sup>[17]</sup>,从而提升了企业产品竞争力。随着环境规制强度的逐步增大,产业内企业不断升级优化,整个产业也在企业的进入退出行为中不断得到“精炼”,从而实现整个产业的转型升级,而产业的“进化”意味着在位企业出口竞争力的提升。因此,环境规制将会引致企业自发地进入退出行为,通过“进入退出效应”提升企业出口竞争力。据此,本文提出假说3。

假说3:环境规制将会通过“进入退出效应”对企业出口技术复杂度产生影响。

## 二、模型、变量及数据

### (一) 模型设定

中国自2003年起开始在部分行业实施清洁生产标准,实现了我国环境规制策略由“末端控制”向“过程控制”的重要转变(韩超和胡浩然,2015)<sup>[18]</sup>。鉴于本文研究样本期为2000—2007年,清洁生产的行业标准实施时间包含2003年6月到2007年10月共6个时间节点,因此本文主要考察2003—2007年由于清洁生产标准实施这一政策冲击对企业出口技术复杂度的影响。对于清洁生产标准实施行业的行业代码识别,依照国家统计局公布的2002年《国民经济行业分类》,将生态环境部公布的清洁生产标准实施行业目录与中国工业企业数据库提供的行业代码进行对接。对于无法通过《国民经济行业分类》确定行业代码的,借鉴龙小宁和万威(2017)<sup>[19]</sup>的方法,通过工业企业数据库中提供的企业主营业务信息进行再确认并匹配上合适的行业代码(行业目录见表1)。

考虑到清洁生产标准政策提高了试点行业的环境规制强度,可能对试点行业中的企业出口竞争力产生重要影响。本文将试点行业中的企业作为处理组,未试点行业中的企业作为对照组,将清洁生产标准实施政策视为一项“准自然实验”,采用倍差法研究该政策对企业出口技术复杂度的影响。据此,考虑以下计量模型:

$$Esi_{it} = \alpha + \beta Ind_i \times Post_t + Z'_{it} \sigma + \eta_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)中,下标的*i*和*t*分别表示企业和年份,*Esi<sub>it</sub>*表示企业出口技术复杂度。*Ind<sub>i</sub>*表示企业*i*所在的行业是否在2000—2007年间实施了清洁生产标准,如果实施,*Ind<sub>i</sub>*取1,否则取0。*Post<sub>t</sub>*表示企业所在行业清洁生产标准实施的时间。需要强调的是,行业标准实施时间包含6个时间节点,对于2003年6月实施的行业,*Ind<sub>i</sub>*在2003年之前取0,在2003年及之后取1;对于2006年10月、2006年12月、2007年2月和2007年7月实施的行业,*Ind<sub>i</sub>*在2007年之前取0,在2007年取1;而对2007年10月实施的行业,由于时间过短,本文暂不识别政策冲击的影响。*Z'\_{it}*表示其他

控制变量集,  $\eta_i$  和  $\eta_t$  表示企业和年份固定效应,  $\varepsilon_{it}$  表示随机扰动项。此外, 为了缓解组内相关问题, 本文对回归结果的标准误差从行业 4 位码层面进行聚类调整。

表 1 清洁生产标准实行业目录 (2000—2007 年)

序号	清洁生产标准行业名称	实施时间	行业代码
1	制革行业 (猪皮革)	2003 年 6 月	1910
2	石油炼制业	2003 年 6 月	2511
3	炼焦行业	2003 年 6 月	2520
4	食用植物油加工业 (豆油和豆粕)	2006 年 10 月	1331
5	甘蔗制糖业	2006 年 10 月	1340
6	啤酒制糖业	2006 年 10 月	1522
7	纺织业 (棉印染)	2006 年 10 月	1712
8	基本化学原料制造业 (环氧乙烷/乙二醇)	2006 年 10 月	2614、2653
9	氮肥制造业	2006 年 10 月	2621
10	电解铝业	2006 年 10 月	3316
11	钢铁行业	2006 年 10 月	3210、3220、3230
12	铁矿采选业	2006 年 12 月	0810
13	汽车制造业 (涂装)	2006 年 12 月	3460
14	乳制品制造业 (纯牛乳及全脂乳粉)	2007 年 2 月	1440
15	人造板行业 (中密度纤维板)	2007 年 2 月	2022
16	造纸工业 (漂白碱法蔗渣浆生产工艺)	2007 年 2 月	2210
17	钢铁行业 (中厚板轧钢)	2007 年 2 月	3230
18	电镀行业	2007 年 2 月	3460
19	造纸工业 (漂白化学烧碱法麦草浆生产工艺)	2007 年 7 月	2210
20	造纸工业 (硫酸盐化学木浆生产工艺)	2007 年 7 月	2210
21	镍选矿业	2007 年 10 月	0913
22	化纤行业 (氨纶)	2007 年 10 月	2829
23	平板玻璃行业	2007 年 10 月	3141
24	电解锰行业	2007 年 10 月	3250
25	彩色显象 (示) 管生产	2007 年 10 月	4051

## (二) 变量说明

### 1. 企业出口技术复杂度的测算

根据 Hausmann 等 (2007)<sup>[20]</sup> 基于人均收入的出口技术复杂度指标, 首先测算行业层面的出口技术复杂度, 测算公式为:

$$Esi_j = \sum_c \frac{x_{cj}/X_c}{\sum_c x_{cj}/X_c} pcgdp_c \quad (2)$$

式 (2) 中,  $Esi_j$  表示行业  $j$  的出口技术复杂度,  $x_{cj}$  是一国 (地区)  $c$  行业  $j$  的出口额,  $X_c$  是一国 (地区)  $c$  的总出口额,  $pcgdp_c$  是一国 (地区)  $c$  的人均 GDP。在具体测算中, 借鉴洪世勤和刘厚俊 (2013)<sup>[21]</sup> 的做法, 首先将 SITCRev. 3 五位码分类标准的 2600 多种工业制成品出口数据进行行业归类, 通过 SITCRev. 3 分类标准和 2002 年《国民经济行业分类》对照表, 将 SITCRev. 3 五位码转化为国民经济行

业分类2位码,本文计算得到2000—2007年中国制造业行业一共24个行业的出口技术复杂度。需要说明的是,行业出口技术复杂度大都介于3000—18000美元之间,出于统计简洁和计量回归中缓解异方差问题的考虑,本文对指标进行取对数处理。

尽管Hausmann等(2007)的行业出口技术复杂度指标已得到广泛运用,但该指标并没有考虑产品质量的差异性,特别是中国的出口产品大都是初级产品,以及加工贸易的存在可能会产生高出口技术复杂度产品中的低质量问题(Assche and Gangnes, 2010)<sup>[22]</sup>。针对该问题,Xu(2010)<sup>[23]</sup>定义了一个单位价值指标对出口技术复杂度进行“质量”修正。然而,一些学者认为单位价值指标更多的是反映出口产品的价格差异,由于国内产业政策和要素价格扭曲等因素的影响,相对价格指标可能并不能完全反映出产品质量差异。为此,本文借鉴余娟娟和余东升(2018)的做法,采用企业全要素生产率指标(TFP)对 $Esi_j$ 指标进行调整,得到企业出口技术复杂度指标:

$$Esi_i = \frac{TFP_i}{TFP_j} Esi_j \quad (3)$$

式(3)中, $Esi_i$ 为企业出口技术复杂度指标,企业全要素生产率指标(TFP)采用LP(Ilevinsohn Petrin, 2003)<sup>[24]</sup>方法估计, $TFP_i$ 和 $TFP_j$ 分别表示企业*i*和其所在行业的平均生产率。出口技术复杂度经过“生产率修正”后,既可以反映行业的出口竞争力,同时又可兼顾企业自身的生产效率异质性。图2展示了清洁生产标准试点行业和非试点行业的企业出口技术复杂度及其差距的时间变化趋势。观察图2发现,2000—2003年试点行业的企业出口技术复杂度略高于非试点行业,但是2003年清洁生产标准实施后,两类行业的企业出口技术复杂度差距有所扩大,差距大约由实施前的约0.03上升到实施后的约0.08。这表明清洁生产标准实施会对企业出口技术复杂度产生重要影响。

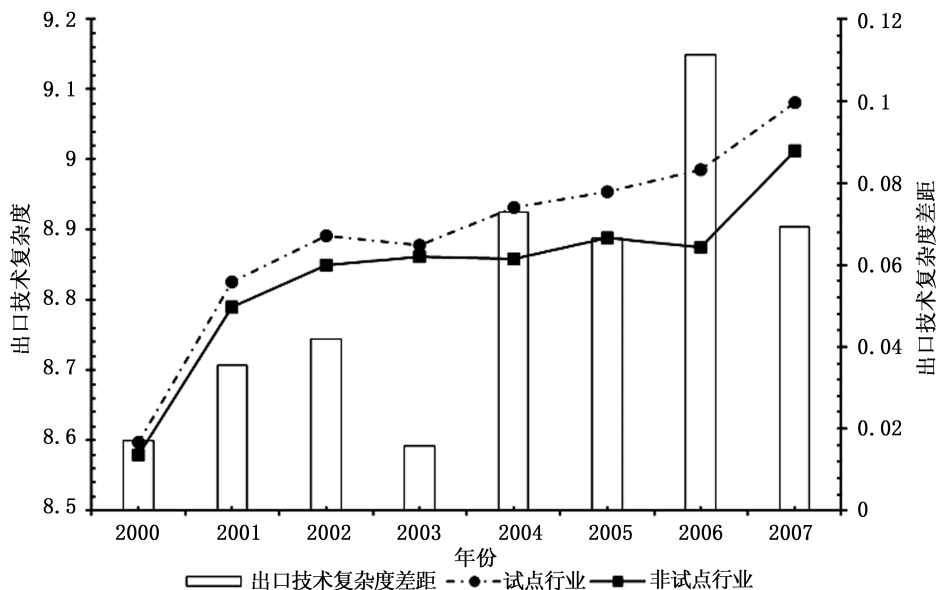


图2 出口技术复杂度及其差距的时间变化趋势

## 2. 控制变量的选取

除了上述核心变量指标之外,本文还控制了其他影响因素,控制变量( $Z'$ )主要包括:企业全要素生产率( $tfp$ ),为了避免与企业出口技术复杂度用到的生产率重复,采用OP方法(Olley and Pakes, 1996)<sup>[25]</sup>估算企业生产率。企业规模( $size$ ),采用从业人数(取对数)衡量。企业年龄( $age$ ),采用当年年份与企业成立年份之差+1后取对数衡量。政府补贴( $subsidy$ ),采用补贴收入占总销售收入的比值衡量。融资约束( $finance$ ),采用企业利息支出占总资产的比值+1后取对数衡量。企业所有制类型( $soe$ 和 $foreign$ ),采用国有企业虚拟变量和外资企业虚拟变量表示。赫芬达尔指数( $hhi$ ),从行业层面(4位码)根据企业销售收入计算。

### (三) 数据介绍

本文研究样本主要源自于三套数据:中国工业企业数据库、海关贸易数据库和生态环境部公布的清洁生产标准实行业目录。为了研究需要,首先依照Brandt等(2012)<sup>[26]</sup>的“序贯匹配”法对工业库进行有效清洗,同时将海关库由月度数据加总为年度数据,根据Yu(2015)<sup>[27]</sup>的方法通过企业名称以及企业所在地邮政编码和电话号码后七位等信息对两套数据进行合并,进而借鉴Feenstra等(2014)<sup>[28]</sup>的做法,对匹配样本中的异常值进行一系列处理,最后根据表1完成对清洁生产标准实行业代码的识别。完成初始样本构建后,为了减少异常值的影响,采用双边缩尾方法按照5%的标准对数据进行处理,得到本文研究样本:2000—2007年一共136965个企业年观测值。

## 三、回归结果及分析

### (一) 基准回归结果

首先对(1)式进行估计,同时控制了企业和年份固定效应,结果报告在表2中。其中第(1)列仅考虑清洁生产标准实施对企业出口技术复杂度的影响,结果表明 $Ind \times Post$ 的系数显著为正。进一步在第(2)列加入各个控制变量,结果显示:控制其他因素后,清洁生产标准的实施显著促进了中国制造业企业出口技术复杂度的提升。由于清洁生产标准实施期间颁布的其他相关政策可能会影响回归结果,借鉴Li等(2016)<sup>[29]</sup>的做法,在第(3)列—第(4)列控制了2004—2007年清洁生产行业中实施了水污染排放标准和大气固定源污染物排放标准的行业,结果显示, $Ind \times Post$ 的系数在5%水平上显著为正,控制污染物排放涉及行业后,清洁生产标准实施的正向影响未发生根本变化。表2结果表明清洁生产标准作为一项环境规制政策,可以实现企业出口技术复杂度提升的目标。

控制变量方面,企业生产率( $tfp$ )的系数显著为正,生产率越高的企业对应的出口产品技术复杂度越高,其原因在于企业生产效率的提升可以降低出口产品技术复杂度提升中的可变成本,进而提升产品出口技术复杂度。企业规模( $size$ )的系数显著为正,意味着规模越大的企业在规模生产和技术升级等方面的优势越明显,进而促进了企业出口技术复杂度的提升。企业年龄( $age$ )的系数显著为正,表明企业年龄的增加意味着企业技术水平和管理水平的愈发成熟,进而转化为企业出口技术复杂度

提升中的竞争优势。政府补贴 (*subsidy*) 的系数为负但不显著, 表明政府补贴对于企业出口技术复杂度提升并无明显的推动作用。融资约束 (*finance*) 的系数显著为负, 融资约束越高, 企业在新产品研发、设备购进等方面受到融资瓶颈的影响越大, 进而转变为出口技术复杂度提升中的阻碍因素。国有企业虚拟变量 (*soe*) 的系数显著为负, 可能的原因是国有企业在技术创新的过程中容易受到产业政策的影响, 造成生产经营成本的扭曲, 不利于出口技术复杂度的提升。外资企业虚拟变量 (*foreign*) 的系数显著为正, 表明外资进入带来的技术外溢效应显著地促进了出口技术复杂度提升。最后, 赫芬达尔指数 (*hhi*) 的系数显著为负, 表明企业所处的行业竞争程度越高, 其出口技术复杂度越高。原因在于, 行业竞争程度越高越有利于企业竞争力的升级。

表2 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Ind×Post</i>	0.013** (2.12)	0.014** (2.35)	0.014** (2.18)	0.014** (2.38)
<i>tfp</i>		0.145*** (12.75)		0.149*** (12.81)
<i>size</i>		0.004*** (3.36)		0.004*** (3.59)
<i>age</i>		0.000*** (5.16)		0.000*** (5.23)
<i>subsidy</i>		-0.021 (-1.17)		-0.027 (-1.21)
<i>finance</i>		-0.000** (-2.52)		-0.000*** (-2.70)
<i>soe</i>		-0.136*** (-2.91)		-0.138*** (-2.95)
<i>foreign</i>		0.053*** (6.92)		0.052*** (6.90)
<i>hhi</i>		-0.048** (-2.31)		-0.051** (-2.38)
常数项	7.856*** (28.37)	8.285*** (30.82)	7.912*** (29.45)	8.418*** (32.03)
环保政策控制	否	否	是	是
企业效应	是	是	是	是
年份效应	是	是	是	是
观测值	136 965	136 965	136 965	136 965
R <sup>2</sup>	0.8221	0.8478	0.8376	0.8514

注:\*\*\*、\*\*和\*表示变量系数在1%、5%和10%的水平上显著,括号内数值为t值,回归结果的标准误均进行聚类处理。下表同。

## (二)“平行趋势”假设检验

使用双重差分模型的一个重要前提是处理组和对照组满足“平行趋势”假设,为了排除表2结果是由于清洁标准生产标准实施之前的其他因素所致,本文引入年份虚拟变量和处理变量的交互项,将检验“平行趋势”假设的模型设定为:

$$Esi_{it} = a + \sum_{t=2000}^{2007} b_t Ind_i \times Year_t + Z'_{it} \sigma + \eta_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

表3第(1)、(2)列报告了式(4)的回归结果,其中第(1)列未控制相



关政策而第(2)列选择控制。结果显示,清洁生产标准实施之前,交乘项  $Ind \times 2000$ 、 $Ind \times 2001$  和  $Ind \times 2002$  的系数均未通过 10% 水平的统计检验。进一步检验发现,清洁生产标准实施的第一年对应的交乘项  $Ind \times 2003$  的系数不显著,而政策实施后的年份对应的交乘项  $Ind \times 2004$ 、 $Ind \times 2005$ 、 $Ind \times 2006$  和  $Ind \times 2007$  的系数均显著为正,且数值逐步增大,表明清洁生产标准的实施对企业出口技术复杂度的提升有明显的促进作用。

“平行趋势”验证中存在的另一个棘手问题是,与 2003 年清洁生产标准同时实施的还有《中华人民共和国环境影响评价法》,环境影响评价政策带来的“环评风暴”可能会对企业出口技术复杂度造成影响<sup>①</sup>。为了排除这种可能,借鉴龙小宁和万威(2017)的做法,本文剔除了 2003 年实施清洁生产标准的企业样本并重新检验。表 3 第(3)、(4)列报告了回归结果。结果表明,无论对样本实施何种限制,2006 年之前虚拟变量和处理变量的交乘项均不显著,而 2006 年政策实施及以后的年份对应的交乘项  $Ind \times 2006$  和  $Ind \times 2007$  的系数显著为正,表明本文结论不太可能是由于清洁生产标准实施之外的其他因素影响所致。

表 3 “平行趋势”检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
$Ind \times Post$	0.003 (1.27)	0.003 (1.33)	0.004 (1.28)	0.004 (1.29)
$Ind \times 2000$	-0.003 (-0.52)	-0.003 (-0.55)	-0.003 (-0.52)	-0.003 (-0.54)
$Ind \times 2001$	0.007 (0.73)	0.007 (0.73)	0.007 (0.75)	0.007 (0.76)
$Ind \times 2002$	0.015 (0.94)	0.015 (0.94)	0.015 (0.94)	0.015 (0.92)
$Ind \times 2003$	0.019 (1.32)	0.019 (1.35)	0.019 (1.29)	0.020 (1.31)
$Ind \times 2004$	0.023* (1.85)	0.023* (1.85)	0.021 (1.44)	0.021 (1.44)
$Ind \times 2005$	0.027** (2.02)	0.027** (2.02)	0.024 (1.53)	0.024 (1.53)
$Ind \times 2006$	0.032*** (3.14)	0.032*** (3.17)	0.029** (2.26)	0.028** (2.25)
$Ind \times 2007$	0.048*** (4.78)	0.048*** (4.77)	0.033*** (3.73)	0.033*** (3.71)
控制变量	是	是	是	是
环保政策控制	否	是	否	是
企业效应	是	是	是	是
年份效应	是	是	是	是
观测值	136 965	136 965	136 965	136 965
R <sup>2</sup>	0.8347	0.8349	0.8655	0.8658

①《中华人民共和国环境影响评价法》于 2003 年 9 月 1 日实施,2005 年和 2006 年伊始,中华人民共和国生态环境部(原国家环保总局)为了维护《中华人民共和国环境影响评价法》的严肃性,叫停至少千亿元未经环保审批的违法开工项目,在社会上产生较大震动,媒体将上述环保行动称之为“环评风暴”。

### (三) 稳健性检验

为了保证研究结论的稳健, 本文从束紧政策年份识别、检验随机分组、采用清洁生产评价指标体系清单以及安慰剂检验等方式进行稳健性检验。

#### 1. 束紧政策年份识别条件

前文在识别政策发生年份时, 主要依据的是企业所在行业是否在某一年实施清洁生产标准, 并且不识别清洁生产标准实施时间较短行业的政策影响。在稳健性检验部分, 借鉴 Lu (2017)<sup>[30]</sup> 的做法进一步约束政策年份的识别条件。举例说明, 对于 2006 年 10 月开始实施清洁生产标准的行业, 将 2006 年之前的年份赋值为 0, 2006 年之后的年份赋值为 1, 而将 2006 年赋值为 1/4 (2006 年该行业实施清洁生产标准政策时间为 3 个月)。识别其他行业政策发生年份的方法与此类同, 不再赘述。结果显示在表 4 第 (1) 列,  $Ind \times Post$  的系数仍显著为正, 核心结论并无明显变化。

#### 2. 检验随机分组

使用倍差法的一个关键是样本满足随机分组这一假设条件, 为了验证本文结论的稳健性, 将被解释变量更换为企业出口产品质量进行验证, 出口产品质量可以反映产品中的技术含量, 通常与出口技术复杂度密切相关, 因而可以作为企业出口技术复杂度的替换变量。本文借鉴施炳展和邵文波 (2014)<sup>[31]</sup> 的方法, 通过构造“需求残差”测算企业出口产品质量, 进而用出口产品质量替换出口技术复杂度进行再估计。从表 4 第 (2) 列结果可知, 采用企业出口产品质量后, 核心解释变量  $Ind \times Post$  的系数在 1% 水平上显著为正, 说明本文结论具有高度的稳健性。

表 4 稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
$Ind \times Post$	0.012 ** (2.27)	0.007 *** (2.85)	0.017 *** (2.71)	0.003 (0.96)
控制变量	是	是	是	是
环保政策控制	是	是	是	是
企业效应	是	是	是	是
年份效应	是	是	是	是
观测值	136 965	136 965	136 965	136 965
$R^2$	0.8588	0.8537	0.8552	0.8443

#### 3. 采用清洁生产评价指标体系清单

本文还采用国家发展改革委与工业和信息化部公布的清洁生产评价指标体系, 使用倍差法进行稳健性检验。清洁生产评价指标体系用于评价工业企业的清洁生产水平, 功能与清洁生产标准实施行业目录无异 (龙小宁和万威, 2017)。2005 年以来, 国家有关部门一共发布了 30 项工业行业清洁生产评价指标体系, 其中 24 项在本文研究期内。采用清洁生产评价指标体系清单得到的倍差法回归结果列于表 4 第 (3) 列, 核心解释变量  $Ind \times Post$  的系数显著为正, 说明环境规制政策确实提升了企业出口技术复杂度, 本文结论具有稳健性。

#### 4. 安慰剂检验

本文涉及清洁生产标准实施的企业样本有 3750 个, 借鉴张彩云和吕越 (2018)<sup>[32]</sup> 的做法, 从样本中随机抽取 3750 个作为处理组, 其他样本作为对照组, 检验清洁生产标准实施对企业出口技术复杂度的影响。如果核心解释变量  $Ind \times Post$  的系数估计结果仍与前文类似, 说明企业出口技术复杂度提升并不是由于清洁生产标准实施带来的。表 4 第 (4) 列的结果显示,  $Ind \times Post$  的系数为正但不显著, 说明本文结论是稳健的。

#### (四) 异质性分析

本文从资产规模、资本密集度、所有制属性和政府补贴四个方面检验了清洁生产标准这一环境规制政策对不同类型企业的影响。

##### 1. 资产规模

当实施清洁生产标准这一环境规制政策时, 企业必须支付与环境规制密切相关的机器、人员与生产原料等合规成本支出, 而那些规模大的企业可以通过车间共享的形式分摊合规成本 (龙小宁和万威, 2017), 因而规模越大企业的平均生产成本增加越小。以企业固定资产的对数来衡量资产规模, 将总体样本划分为均值以上 (以下) 样本。结果报告在表 5 的第 (1)、(2) 列, 研究发现: 均值以上规模企业样本中的  $Ind \times Post$  的系数显著为正, 而均值以下规模企业样本中的  $Ind \times Post$  的系数不显著, 表明环境规制可能更有利于规模较大企业出口技术复杂度的提升。

表 5 异质性分析: 考虑资产规模和资本密集度

变量	(1) 均值以上规模企业	(2) 均值以下规模企业	(3) 资本密集型企业	(4) 劳动密集型企业
$Ind \times Post$	0.022** (2.51)	0.010 (1.59)	0.027** (2.43)	0.008 (1.37)
控制变量	是	是	是	是
环保政策控制	是	是	是	是
企业效应	是	是	是	是
年份效应	是	是	是	是
观测值	77 379	59 586	79 162	57 803
$R^2$	0.8431	0.8553	0.8651	0.8448

##### 2. 资本密集度

资本密集度较高的企业进行研发创新活动的积极性较高, 企业内部的产品转换行为在某种意义上可被称为是一种“破坏式创新”, 因而清洁生产标准实施对这类企业研发创新的负向影响可能较低, 同时有利于提升这类企业内部的产品转换率。将样本企业划分为资本密集型和劳动密集型企业两个子样本, 分别考察两个子样本下清洁生产标准实施对企业出口技术复杂度的影响效应, 结果报告在表 5 的第 (3)、(4) 列, 研究发现: 资本密集型企业样本中的  $Ind \times Post$  的系数显著为正, 而劳动密集型企业样本中的  $Ind \times Post$  的系数为正但不显著, 表明环境规制可能更有利于资本密集型企业出口技术复杂度的提升。

##### 3. 所有制属性

由于国有企业承担的节能减排任务更重, 因而环境规制在国有企业执行相对严

格，相反，环境规制对那些在选址和投资相对灵活的外资企业和民营企业影响相对较小。将样本分为国有、外资和民营企业样本。考察三个子样本下清洁生产标准实施对企业出口技术复杂度的影响，结果列于表6第(1)列—第(3)列。研究发现：清洁生产标准实施对国有企业的出口技术复杂度存在显著的促进效应，而对外资和民营企业出口技术复杂度则无显著的影响，表明环境规制有利于国有企业出口技术复杂度的提升，对外资和民营企业的影响不明显。

表6 异质性分析：考虑所有制属性和政府补贴

变量	(1) 国有企业	(2) 外资企业	(3) 民营企业	(4) 无补贴企业	(5) 均值以下补贴企业	(6) 均值以上补贴企业
<i>Ind</i> × <i>Post</i>	0.024 *** (3.52)	0.0012 (1.52)	0.008 (1.13)	-0.005 (-0.98)	0.020 ** (2.12)	0.011 (1.47)
控制变量	是	是	是	是	是	是
环保政策控制	是	是	是	是	是	是
企业效应	是	是	是	是	是	是
年份效应	是	是	是	是	是	是
观测值	17 862	95 894	23 209	102 811	20 680	13 474
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.8458	0.8322	0.8354	0.8597	0.8402	0.8397

#### 4. 政府补贴

考虑到清洁生产标准的实施可能会给企业生产成本带来负面影响，因而政府可能会给予企业一定的政府补贴，以补偿环境规制对企业造成的不利影响。据此，将全部企业样本划分为无补贴、均值以下补贴和均值以上补贴三个子样本，结果如表6第(4)列—第(6)列所示，清洁生产标准显著地促进了均值以下补贴企业的出口技术复杂度的提升，而对无补贴企业出口技术复杂度的影响则不显著。值得注意的是，在均值以上补贴企业样本中，*Ind*×*Post*的系数尽管为正，但不显著。本文认为，适度补贴是上述结果产生的重要原因，过度补贴容易使得企业产生政策路径依赖，扭曲生产经营成本，不利于出口技术复杂度的提升。

### 四、影响渠道分析

#### (一) 影响渠道分析

上文结论表明实施清洁生产标准有利于企业出口技术复杂度的提升，一个随之而来的问题是，清洁生产标准的实施通过何种渠道对企业出口技术复杂度产生影响。为了验证上文提出的创新补偿效应、产品转换效应和进入退出效应是否存在，本文利用中介效应模型验证相关影响机制。据此引入三个中介变量：创新密集度 (*Innovation*)、产品转换率 (*Transformation*) 和企业是否退出×年份虚拟变量 (*Exit*×*Yeardum*)，将检验三种影响渠道的中介效应模型设定如下：

$$Esi_u = a_0 + a_1 Ind_i \times Post_t + Z'_u \sigma + \eta_i + \eta_t + \varepsilon_u \quad (5)$$

$$Innovation_{u-1} = b_0 + b_1 Ind_i \times Post_t + Z'_u \sigma + \eta_i + \eta_t + \varepsilon_u \quad (6)$$

$$Transformation_u = c_0 + c_1 Ind_i \times Post_t + Z'_u \sigma + \eta_i + \eta_t + \varepsilon_u \quad (7)$$

$$Exit_{it} \times Yeardum_{it} = d_0 + d_1 Ind_i \times Post_t + Z'_{it} \sigma + \eta_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

$$Esi_{it} = e_0 + e_1 Ind_i \times Post_t + e_2 Innovation_{it-1} + e_3 Transformation_{it} + e_4 Exit_{it} \times Yeardum_{it} + Z'_{it} \sigma + \eta_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

其中,创新密集度采用新产品产值与销售收入的比值衡量,考虑到企业产品创新需要研发时间,采用创新密集度的滞后一期项作为最终的中介变量,产品转换率采用企业当年出口产品种类数与企业上一年出口产品种类数的比值衡量,企业是否退出 $\times$ 年份虚拟变量采用企业退出出口市场的虚拟变量与当年年份虚拟变量的交互项衡量。

表7报告了影响渠道的分析结果。第(2)列展示了环境规制对于产品创新的影响, $Ind \times Post$ 的系数显著为负,表明环境规制降低了企业的研发创新概率,可能的解释是严格的环境规制政策使得企业更愿意通过更新设备达到清洁生产标准,而非通过研发创新。第(3)列展示了环境规制对于产品转换率的影响,发现 $Ind \times Post$ 的系数显著为正,意味着环境规制确实提升了出口企业的产品转换率,原因在于环境规制带来的“成本效应”加速了企业内部的产品转换行为(韩超和桑瑞聪,2018),通过内部配置活动使得出口产品合乎环境规制,进而促进出口技术复杂度的提升。第(4)列展示了环境规制对于企业退出的影响, $Ind \times Post$ 的系数显著为正,表明环境规制带来的“成本效应”确实增加了企业退出市场的概率。最后,第(5)列结果显示, $Innovation$ 、 $Transformation$ 和 $Exit \times Yeardum$ 的系数分别为正、正和负,表明研发创新和内部产品转换行为的加快会促进出口技术复杂度的提升,而当年退出市场的企业出口技术复杂度要低于存活企业出口技术复杂度。结果表明,环境规制对企业出口技术复杂度的推动更多的是通过提高企业内部的产品转换率,以及提高出口技术复杂度较低企业的退出率实现的。此外,环境规制反而会弱化企业创新激励,因而“波特假说”难以解释近年来中国企业出口技术复杂度提升这一现象。

表7 影响渠道分析

变量	(1) <i>Esi</i>	(2) <i>Innovation</i>	(3) <i>Transformation</i>	(4) <i>Exit</i> $\times$ <i>Year</i>	(5) <i>Esi</i>
<i>Ind</i> $\times$ <i>Post</i>	0.014 ** (2.38)	-0.013 ** (-2.12)	0.004 *** (3.15)	0.006 ** (2.48)	0.016 ** (2.57)
<i>Innovation</i>					0.018 *** (2.88)
<i>Transformation</i>					0.002 *** (7.86)
<i>Exit</i> $\times$ <i>Yeardum</i>					-0.004 ** (-2.49)
控制变量	是	是	是	是	是
环保政策控制	是	是	是	是	是
企业效应	是	是	是	是	是
年份效应	是	是	是	是	是
观测值	136 965	136 965	136 965	136 965	136 965
$R^2$	0.8514	0.8624	0.8091	0.7476	0.8651

(二) 资源再配置视角下的再分析

本文从宏观层面研究清洁生产环境规制与行业出口技术复杂度之间的关系。为了考察资源再配置效应在行业总体出口技术复杂度升级中的作用，在测算得到企业出口技术复杂度后，本文首先利用企业市场份额加权平均得到企业所在行业总体的出口技术复杂度水平，即  $\Phi_j = \sum_{i \in j} sh_{it} \times Esi_{it}$ ，进而采用 Melitz 和 Polanec (2015)<sup>[33]</sup>的方法进行分解，将行业出口技术复杂度按存活、进入和退出三种企业动态类型分解为存活企业水平效应、存活企业资源再配置效应、进入企业效应和退出企业效应4项，其分解公式表示如下：

$$\begin{aligned} \Delta\Phi_t &= (\Phi_{St} - \Phi_{St-1}) + sh_{Et}(\Phi_{Et} - \Phi_{St}) + sh_{Qt-1}(\Phi_{St-1} - \Phi_{Qt-1}) \\ &= \underbrace{\Delta\bar{\omega}_{St}}_{\text{存活企业水平效应}} + \underbrace{\Delta cov_{St}}_{\text{存活企业再配置效应}} + \underbrace{sh_{Et}(\Phi_{Et} - \Phi_{St})}_{\text{进入企业效应}} + \underbrace{sh_{Qt-1}(\Phi_{St-1} - \Phi_{Qt-1})}_{\text{退出企业效应}} \end{aligned} \quad (10)$$

式(10)中，S、E和Q分别表示存活(Survival)、进入(Enter)和退出(Quit)三种企业类型，sh为相应企业类型的市场份额。上式把行业总体出口技术复杂度进步分解为存活企业水平效应( $\Delta\bar{\omega}_{St}$ )、存活企业再配置效应( $\Delta cov_{St}$ )、进入企业效应 [ $sh_{Et}(\Phi_{Et} - \Phi_{St})$ ]和退出企业效应 [ $sh_{Qt-1}(\Phi_{St-1} - \Phi_{Qt-1})$ ]，并且后三项相加得到总的资源再配置效应。据此，本文进一步构建计量模型考察资源再配置效应是否是清洁生产标准实施促进行业出口技术复杂度的重要途径。

$$Q_{jt} = a_0 + a_1 Ind_j \times Post_t + Z'_{it} \sigma + \eta_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

式(11)中， $Q_{jt}$ 表示由于资源再配置效应引起的行业j的出口技术复杂度的变动情况， $Ind_j \times Post_t$ 表示行业j在t年是否实施清洁生产标准， $Z'_{it}$ 表示行业层面的控制变量，与基本回归模型类似，本文将企业层面的控制变量加总到行业层面利用(11)式进行回归，同时控制行业效应、年份效应以及相关年份的政策效应。

表8报告了清洁生产标准实施与行业出口技术复杂度变动效应的回归结果。第(1)列结果显示， $Ind \times Post$ 的系数显著为正，表明资源再配置效应是清洁生产标准促进行业出口技术复杂度提升的重要途径。为了全方面展示资源再配置效应各个部分所引致的行业出口技术复杂度变动效应，本文还对清洁生产标准实施对存活企业再配置效应、进入企业效应和退出企业效应进行回归。第(2)列—第(4)列报告了结果，研究发现，存活企业再配置效应的系数显著为正，表明清洁生产标准的实施促进了市场份额由低出口技术复杂度的存活企业向高出口技术复杂度的存活企业进行再配置。第(3)列—第(4)列结果显示，清洁生产标准对进入企业效应的影响为负但不显著，对退出企业效应的影响显著为正，表明清洁生产标准通过低出口技术复杂度企业退出这一渠道将资源转移到高出口技术复杂度的企业上。

表8 清洁生产与行业出口技术复杂度变动效应的计量检验结果

变量	(1) 资源再配置效应	(2) 存活企业资源 再配置效应	(3) 进入企业效应	(4) 退出企业效应
<i>Ind×Post</i>	0.007*** (2.64)	0.011*** (3.01)	-0.001 (-1.09)	0.004* (1.68)
控制变量	是	是	是	是
环保政策控制	是	是	是	是
行业效应	是	是	是	是
年份效应	是	是	是	是
观测值	3 139	3 139	3 139	3 139
$R^2$	0.5551	0.5244	0.5076	0.5228

## 五、结论与政策启示

本文利用2003年清洁生产标准实施政策这一“准自然实验”研究分析了环境规制对企业出口技术复杂度的影响及机制，基于2000—2007年中国企业层面数据和倍差法研究发现：第一，清洁生产显著提升了中国企业的出口技术复杂度，且该正向效应具有高度的稳健性。第二，清洁生产主要通过加速企业内部产品转换行为，并提高出口技术复杂度较低企业的退出率实现。此外，清洁生产反而会抑制企业研发创新，“波特假说”难以解释环境规制促进中国企业出口技术复杂度升级这一现象。第三，异质性分析发现，资产规模、资本密集度、所有制属性与政府补贴是清洁生产产生分化影响的重要原因。第四，资源再配置效应是清洁生产促进行业出口技术复杂度提升的重要途径，并且这主要是通过存活企业再配置效应和退出企业效应来实现的。本文结论表明清洁生产作为一种绿色环境规制形式，可以实现生态环境改善和出口技术复杂度提升的双赢。

根据本文的研究结论，提出如下政策启示：首先，合理的环境规制形式可以实现环境改善和出口竞争力提升的双赢。因而政府应当逐步提升环境规制政策力度，通过优化企业内部资源配置效率、加速生产效率较低企业退出率等渠道，在内生动能层面倒逼企业出口竞争新优势的塑造和培育。其次，环境规制并不会通过研发创新促进企业出口技术复杂度的提升，“波特假说”在当今中国尚不成立，本文认为这可能与国内清洁技术创新成本较大等因素密切相关。因而政府在推进企业降成本和鼓励技术创新等工作上应该继续加力，引导中国企业在出口市场上以质取胜。再次，政府应当针对企业、行业异质性制定差别化、分层次的环境规制政策，避免环保“一刀切”行为。同时灵活使用诸如清洁生产标准等强制型环境规制政策，以及环境补贴等激励型环境规制政策，通过多样化的政策搭配实现环境保护和出口高质量发展的协同发展。最后，政府还应在以市场为导向的前提下，通过融资支持、知识产权保护等措施夯实绿色环境规制的制度基础，力求在社会中，将绿色发展理念由普遍共识上升到行动自觉，最终实现环境治理与企业出口竞争力跃升的良性互动。

## [参考文献]

- [1] XU B, LU J. Foreign Direct Investment, Processing Trade, and The Sophistication of China's Exports [J]. *China Economic Review*, 2009, 20 (3): 425-439.
- [2] 齐俊妍, 王永进, 施炳展, 盛丹. 金融发展与出口技术复杂度 [J]. *世界经济*, 2011 (7): 91-118.
- [3] 盛斌, 毛其淋. 进口贸易自由化是否影响了中国制造业出口技术复杂度 [J]. *世界经济*, 2017 (12): 52-75.
- [4] 余娟娟, 余东升. 政府补贴、行业竞争与企业出口技术复杂度 [J]. *财经研究*, 2018 (3): 112-124.
- [5] 陆旸. 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.
- [6] 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.
- [7] 杜威剑, 李梦洁. 环境规制与多产品企业出口行为 [J]. *国际贸易问题*, 2017 (11): 82-92.
- [8] JAFFE A B, STAVINS R N. Dynamic Incentives of Environmental Regulations: The Effects of Alternative Policy Instruments on Technology Diffusion [J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 1995 (3): 43-63.
- [9] PORTER M E, C V D LINDE. Toward A New Conception of the Environment-Competitiveness Relationship [J]. *Journal of Economic Perspectives*, 1995, 9 (4): 97-118.
- [10] 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.
- [11] 刘家悦, 谢靖. 环境规制与制造业出口质量升级——基于要素投入结构异质性的视角 [J]. *中国人口·资源与环境*, 2018, 28 (2): 158-167.
- [12] 韩超, 桑瑞聪. 环境规制约束下的企业产品转换与产品质量提升 [J]. *中国工业经济*, 2018 (2): 43-62.
- [13] EIROD A A, A S MALIK. The Effect of Environmental Regulation on Plant-level Product Mix: A Study of EPA's Cluster Rule [J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2017 (83): 164-184.
- [14] BERNARD L B, S J REDDING, P K SCHOTT. Multiple-Product Firms and Product Switching [J]. *American Economic Review*, 2010, 100 (1): 70-97.
- [15] MANOVA K, Z H Yu. Multi-product Firms and Product Quality [J]. *Journal of International Economics*, 2017, 109 (1): 116-137.
- [16] 刘悦, 周默涵. 环境规制是否会妨碍企业竞争力: 基于异质性企业的理论分析 [J]. *世界经济*, 2018 (2): 158-167.
- [17] CAO J, QIU L D, ZHOU M. Who Invest More in Advanced Abatement Technology? Theory and Evidence from China [J]. *Canadian Journal of Economics*, 2016, 49 (2): 637-662.
- [18] 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.
- [19] 龙小宁, 万威. 环境规制、企业利润率与合规成本规模异质性 [J]. *中国工业经济*, 2017 (6): 155-174.
- [20] HAUSMANN R, HWANG J, RODRIK D. What You Export Matters [J]. *Journal of Economic Growth*, 2007, 12 (1): 1-25.
- [21] 洪世勤, 刘厚俊. 出口技术结构变迁与内生经济增长: 基于行业数据的研究 [J]. *世界经济*, 2013 (6): 79-107.
- [22] ASSCHE A V, GANGNES B S. Electronics Production Upgrading: Is China Exceptional? [J]. *Applied Economics Letters*, 2010, 17 (5): 477-482.
- [23] XU B. The Sophistication of Exports: Is China Special? [J]. *China Economic Review*, 2010, 21 (3): 482-493.
- [24] IEVINSOHN J, PETRIN A. Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables [J]. *Review of Economic Studies*, 2003, 70 (2): 317-341.
- [25] OLLEY S, A PAKES. The Dynamic of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry [J]. *Econometrica*, 1996, 64 (6): 638-655.
- [26] BRANDT A, VAN BIESEBROECK J, ZHANG Y. Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-Level Pro-



- ductivity Growth in Chinese Manufacturing [J]. *Journal of Development Economics*, 2012, 97 (2): 339-351.
- [27] YU M. Processing Trade, Tariff Reductions and Firm Productivity: Evidence from Chinese Firms [J]. *Economic Journal*, 2015, 125 (585): 943-988.
- [28] FEENSTRA R, LI Z, YU M. Exports and Credit Constraints Under Incomplete Information: Theory and Application to China [J]. *Review of Economics and Statistics*, 2014, 96 (4): 729-744.
- [29] LI P, LU Y, WANG J. Does Flattening Government Improve Economic Performance? Evidence from China [J]. *Journal of Development Economics*, 2016, 123: 18-37.
- [30] LU Y, TAO Z, ZHU L. Identifying FDI Spillovers [J]. *Journal of Development Economics*, 2017, 107: 75-90.
- [31] 施炳展, 邵文波. 中国企业出口产品质量测算及其决定因素——培育出口竞争新优势的微观视角 [J]. *管理世界*, 2014 (9): 90-106.
- [32] 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 (1): 71-91.
- [33] M J MELITZ, S POLANEC. Dynamic Olle-Pakes Productivity Decomposition with Entry and Exit [J]. *RAND Journal of Economics*, 2015, 46 (2): 362-375.

(责任编辑 武 齐)

## Cleaner Production Environment Regulation and Technology Complexity of Enterprise Export — Micro Evidence and Influencing Mechanisms

GAO Xiang YUAN Kaihua

**Abstract:** Environmental protection is an important focus of supply side structural reform at present. This paper studied the impact and mechanism of environmental regulation on the complexity of export technology by using the quasi natural experiment of the implementation of cleaner production standards in 2003. Based on the data of Chinese enterprises and the research of multiple difference method, it is found that: first, cleaner production significantly improves the export technology complexity of enterprises, and the positive effect is highly robust. Second, cleaner production is mainly achieved by accelerating the internal product conversion of enterprises and increasing the exit rate of enterprises with low export technology complexity. In addition, cleaner production does not significantly promote enterprise innovation, Porter Hypothesis is difficult to explain the phenomenon that environmental regulation promotes the technological complexity of Chinese enterprises' export. Third, the heterogeneity analysis shows that asset size, capital intensity, ownership and government subsidies are the important reasons for the differentiation of cleaner production. Fourth, the effect of resource reallocation brought by cleaner production is the key factor to increase the complexity of export technology. The conclusion of this paper shows that as a form of green environmental regulation, cleaner production can achieve a win-win of improving the ecological environment and increasing the complexity of export technology.

**Keywords:** Environmental Regulation; Export Technology Complexity; Cleaner Production; Multiple Difference Method