

# 清洁生产环境规制与中国企业附加值升级

胡浩然

**摘要：**本文在“波特假说”的基础上，采用2000—2013年中国海关数据库和中国工业企业数据库的匹配数据，以中国生态环境部密集实施的清洁生产行业标准作为研究案例，运用多期双重差分法考察清洁生产环境规制对企业出口国内附加值率的影响。研究表明：中国清洁生产环境规制显著提高了企业出口的国内附加值率，但是存在一定的负向挤出效应；企业清洁生产环境规制对企业出口国内附加值率的影响存在显著异质性，对东部地区企业、加工贸易企业、非国有企业和资本密集型企业表现出显著的正向提升作用；运用中介效应模型对作用机制进行了检验，发现清洁生产环境规制可以通过提高企业技术层次、降低产品进入率和提高产品退出率三种影响渠道来提升企业出口的国内附加值率。

**关键词：**清洁生产；环境规制；国内附加值率；中介效应

[中图分类号] F740 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4670 (2021) 08-0137-19

## 一、引言及文献综述

改革开放以来，出口贸易对于推动我国经济高速增长起到了重要作用。数据显示，总出口占国内生产总值（GDP）的比重由建国初的不到4%，一直增长到2007年的35.4%，之后下降到2018年的18.2%。这说明，新时期单纯依靠出口规模或者数量的粗放型经济发展模式不可持续，因而亟需提升出口质量。例如，Kraemer等（2011）<sup>[1]</sup>发现，传统出口加工模式下的一台在中国组装的iPhone，中国仅能获得相当于海关报价1.8%的新增附加值。因此，中国企业迫切需要提高出口的真实贸易利得（Koopman et al., 2012）<sup>[2]</sup>，出口质量提升可以体现在出口产业从低附加值向高附加值的升级。

一些研究显示，近年来我国出口给国内造成了大量能源消耗和污染排放（Yunfeng and Laike, 2010<sup>[3]</sup>；Dietzenbacher et al., 2012<sup>[4]</sup>；张文城和盛斌，2017<sup>[5]</sup>）。Panayotou（1996）<sup>[6]</sup>认为，一国环境污染程度伴随着经济发展而发生变化，长期来看，满足倒U型的环境库兹涅茨曲线的特征。本文认为，中国目前基本上处于环境库兹涅茨曲线的中前段，符合经济发展的正常规律，但是也面临着高

[收稿日期] 2019-09-17

[基金项目] 国家社会科学基金重大项目“贸易壁垒下突破性创新政策体系构建研究”（20&ZD109）

[作者信息] 胡浩然：山东大学经济学院副研究员，电子信箱 hhr20151@163.com

能耗和高污染的经济发展窘境。为此,改革开放以来我国生态环境部等部门出台了一系列的环境政策,直接目标是降低污染排放。政府部门既有进行环境治理的需求,又有促进经济可持续发展和产业转型升级的需求,但是二者是否可以统一还较少有研究给出肯定的证据(李虹和邹庆,2018)<sup>[7]</sup>。

对于出口产业,对内需要改变以牺牲环境为代价的发展模式,因此实施合适的环境政策具有必要性,对外需要改变粗放型的出口模式和提高企业的真实贸易利得。那么,以治理污染为直接目标的环境政策是促进还是抑制了出口产业的附加值升级?本文认为,厘清环境政策与企业出口国内附加值率之间的关系,对于当今中国环境治理和促进产业转型升级都具有重要的启示作用。本文以2006—2010年生态环境部密集颁布和实施的清洁生产行业标准作为相对外生的环境规制的研究案例,并进行准自然实验。不同于现有研究案例一般属于末端治理范畴(Cai et al., 2016<sup>[8]</sup>; 康志勇等, 2018<sup>[9]</sup>), 清洁生产行业标准属于环境的前端治理范畴,理论上可以从源头控制污染和资源浪费以及减小后期的污染处理成本,属于目前国际上主流的环境治理方式(Frondel et al., 2007)<sup>[10]</sup>。

已有关于环境规制的研究一般会涉及“波特假说”(Porter hypothesis), Porter和Van der Linde(1995)<sup>[11]</sup>认为,尽管环境规制在短期内可能存在挤出效应(Hering and Poncet, 2014)<sup>[12]</sup>,但是由于长期内的创新补偿效应足以抵消负向的挤出效应(Ambec et al., 2013<sup>[13]</sup>; Rubashkina et al., 2015<sup>[14]</sup>),进而可以提高受规制产业或者企业的经营绩效(Lanoie et al., 2008)<sup>[15]</sup>和产品质量(胡浩然, 2019)<sup>[16]</sup>。尽管如此,环境规制是否可以促进产业发展依然没有定论,本文认为主要与环境规制长期内正向的创新补偿效应和短期内负向的挤出效应的综合作用有关。关于附加值的研究大致分为两类:第一类是关于国内附加值率的测算方法(Koopman et al., 2012; Upward et al., 2013<sup>[17]</sup>; Wang et al., 2013<sup>[18]</sup>; Koopman et al., 2014<sup>[19]</sup>; Kee and Tang, 2016<sup>[20]</sup>);第二类是关于影响中国企业出口国内附加值率的因素分析,例如有文献从贸易自由化(毛其淋和许家云, 2019)<sup>[21]</sup>、《外商投资产业指导目录》修订(毛其淋和许家云, 2018)<sup>[22]</sup>、最低工资标准改革(崔晓敏等, 2018)<sup>[23]</sup>、要素市场扭曲(高翔等, 2018)<sup>[24]</sup>等视角展开了分析。

本文使用2000—2013年中国海关数据库和中国工业企业数据库的匹配数据,采用多期双重差分法进行实证,发现清洁生产环境规制提高了企业出口的国内附加值率(DVAR),从而证明了环境规制可以促进附加值升级。清洁生产环境规制提升企业出口DVAR的过程伴随着企业技术层次升级和企业内部的产品转换行为。因此,本文借鉴已有研究的分析方法(毛其淋和许家云, 2019),采用中介效应模型对清洁生产环境规制影响企业出口DVAR的作用机制进行检验,发现企业技术层次升级、产品进入率降低和产品退出率提高是主要影响渠道,有助于深入理解环境政策变动与企业出口DVAR的内在联系。

本文通过梳理文献对上述影响渠道进行逻辑分析。清洁生产行业标准是一种比较具体和严格的生产技术标准,在严格约束下企业不得不提高生产标准和技术层次,从而使企业有能力从事更多的生产环节,通过延长国内生产链降低对国外中间

投入品的依赖程度,进而提高企业出口的DVAR。同时“波特假说”认为,长期内环境规制将带来创新补偿效应,而研发创新可以影响技术进步方向(Thoenig and Verdier, 2003)<sup>[25]</sup>,进而推动企业技术进步。毛其淋和许家云(2019)认为,创新渠道可以增大企业的生产范围和增加国内可提供的中间品种类数量,以及降低进口中间投入品的使用比例(诸竹君等, 2018)<sup>[26]</sup>。本文认为,企业技术层次升级可能在清洁生产环境规制提高出口DVAR中起到类似的作用。与此同时,已有研究认为,环境规制可以影响企业内部的产品组合(Mayer et al., 2014<sup>[27]</sup>; Elrod and Malik, 2017<sup>[28]</sup>),使得企业内部的产品种类和生产比重发生动态变化,即发生产品转换行为(Bernard et al., 2010)<sup>[29]</sup>。Eckel和Neary(2010)<sup>[30]</sup>发现,产品转换行为可以影响企业的出口行为。祝树金等(2018)<sup>[31]</sup>从进口角度发现,企业进口的产品转换行为对国内附加值具有显著促进作用。因此,本文认为,企业内部的产品转换行为反映了企业内部资源的配置状况,环境规制可能通过产品转换行为影响企业出口的DVAR。

## 二、清洁生产行业标准介绍和特征事实

### (一) 清洁生产行业标准介绍

我国早期的环境政策大多属于末端治理范畴,但是末端治理并不能彻底治理污染,并且导致了较低的资源利用率,提高了后期的污染处理成本。因此,属于前端治理范畴的清洁生产治理方式逐渐受到了欢迎和重视。2003年中国正式实施了《清洁生产促进法》,生态环境部在2006—2010年密集出台和实施了清洁生产行业标准。截至2013年,中国生态环境部共出台了56个清洁生产行业标准,本文根据行业标准公告中对环境规制范围的具体定义,识别出每一个清洁生产行业标准对应的4位数行业,相关统计如表1所示。可以看出,清洁生产行业标准最早从2003年开始实施,密集实施于2006—2010年,其中2007年实施的行业标准最多。2008—2010年包含了41%左右的以前规制过的4位数行业,并且2010年包含了5个中国海关数据库中不存在的4位数行业。本文进一步统计出每年新增的4位数行业,历年数量总和为78个。

表1 清洁生产标准对应的4位数行业数量统计

(单位:个)

实施年份	清洁生产行业标准数量	4位数行业(GB2002)	以往政策文件出现过的行业	海关数据中不存在的行业	新增的4位数行业数量	海关和工企匹配数据中样本量的比重(%)
2003	3	8	0	0	8	2.34
2006	10	21	0	0	21	6.76
2007	12	18	0	0	18	2.16
2008	10	19	8	0	11	1.02
2009	13	26	14	0	12	1.76
2010	8	16	3	5	8	0.15

注:海关数据中不存在废弃资源和废旧材料回收加工业以及住宿和餐饮业所对应的4位数行业。

## (二) 事实描述

本文将上述 78 个 4 位数行业匹配到中国工业企业数据库中, 将匹配上的企业归类为实验组, 将其他企业归类为对照组。新增的清洁生产行业大多集中于 2006—2010 年, 并且因为 2003 年的清洁生产行业分布相对离散, 本文将其剔除, 最终实验组样本占总样本的 12.13%。本文主要采用 Upward 等 (2013) 和 Wang 等 (2013) 的方法测算出企业出口的国内附加值率 (DVAR), 两组企业的年平均 DVAR 数值如表 2 所示。数据显示, 实验组企业的年平均出口国内附加值率在 2013 年相对 2000 年增长了 49.34%, 但是对照组仅增长了 36.49%, 前者比后者高 12.85 个百分点。并且, 两组企业年平均国内附加值率的变化趋势在 2005 年以前基本一致, 在 2006 年以后发生了明显的变化, 与清洁生产行业标准实施的时间点重合。

表 2 实验组和对照组企业的年平均国内附加值率变动表

(单位: %)

组别/年份	2001	2003	2005	2007	2009	2011	2013	增幅
实验组	66.45	72.58	77.22	80.87	83.52	82.93	85.68	49.34
对照组	58.52	67.58	72.22	77.74	79.96	78.72	82.76	36.49

注: 增幅指 2013 年国内附加值率相对 2000 年的变化率。

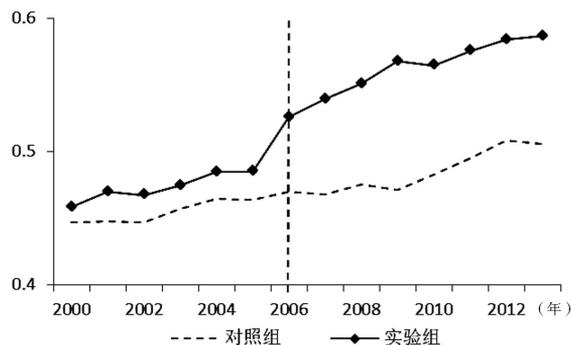


图 1 实验组和对照组企业技术层次的变化趋势

本文主要从企业的技术层次和产品转换行为两个角度进行作用机制检验。本文依据 Lall (2000)<sup>[32]</sup> 和 Bernard 等 (2010) 的方法测算了企业层面的技术层次 (*tech*)、产品进入率 (*enterate*) 和产品退出率 (*exitrate*) 指标, 构造和测算方法详见下文介绍。本文计算出上述三个指标的年平均, 分别如图 1 和图 2 所示。

从图 1 可以看出, 2006 年以后实验组相对于对照组的企业技术层次 (*tech*) 得到了大幅度提升<sup>①</sup>。本文认为伴随生产工艺的技术升级, 企业将有能力从事更多的

<sup>①</sup>企业生产技术和创新能力具有相对的一致性, 本文没有使用创新指标, 主要原因在于中国工业企业数据库在 2006 年以后缺乏研发支出数据, 并且 2004 年、2008 年、2011—2013 年中没有新产品产出变量, 因此使用创新指标受到了限制。

生产过程,从而有利于延长国内的生产链和提高企业出口的DVAR。从图2的产品转换行为角度来看,2006年以后实验组相对于对照组的产品进入率(*enterate*)出现了下降趋势且主要集中于后半段,产品退出率(*exitrate*)则呈现上升趋势,主要集中于前半段。产品进入率的下降意味着清洁产品的进入门槛得到了提高,产品退出率的上升意味着市场竞争程度提高进而导致企业内部的产品淘汰率得到提升。可以推断,在清洁生产政策影响下,企业可能通过生产工艺的技术升级和企业内部产品的更新换代进行附加值升级。

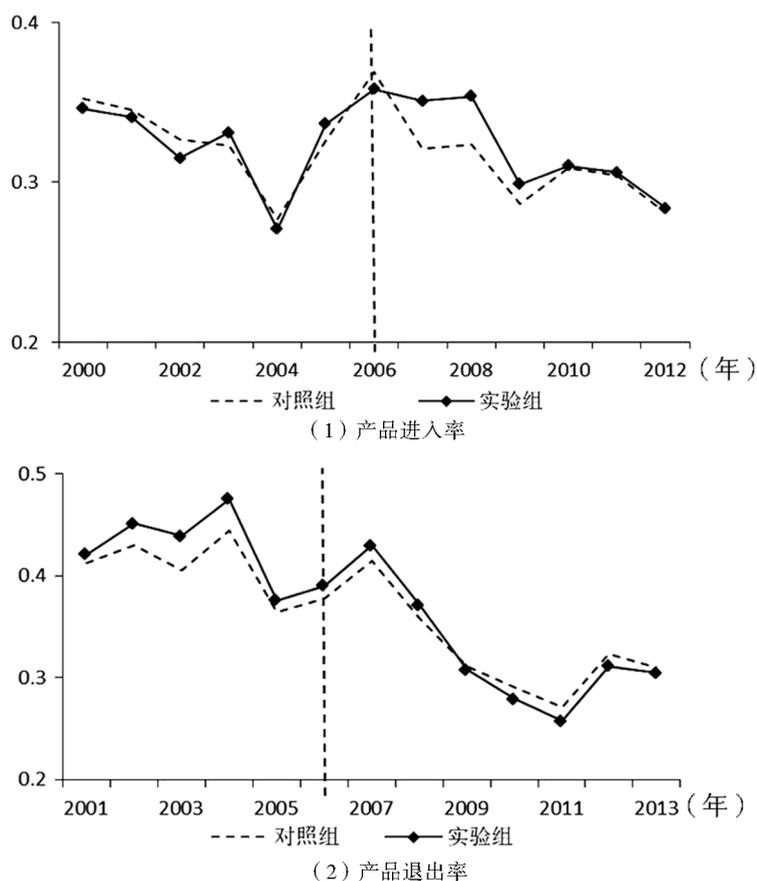


图2 实验组和对照组企业产品转换率的变化趋势

### 三、研究设计

#### (一) 计量模型

本文使用双重差分法(DID模型)进行实证检验,但是2006—2010年集中实施的清洁生产行业标准依然存在时间的不一致,考虑到清洁生产行业标准实施时间存在多期的情况。本文借鉴Beck等(2010)<sup>[33]</sup>的做法,构建多期双重差分法的计量模型:

$$DVAR_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 \times post_{ijt} \times time_t + \beta_2 \times X_{ijt} + a_i + a_t + \xi_{ijt} \quad (1)$$

计量模型中 $\beta_1$ 系数的显著性和数值方向是本文的主要关注点,如果 $\beta_1$ 大于0且通过显著性检验,则说明清洁生产环境规制提高了受规制企业的出口DVAR。在公式(1)中, $post_{ijt}$ 表示政策分组虚拟变量,如果行业 $j$ 企业 $i$ 在当年 $t$ 及以后年份受到清洁生产行业标准的影响,则取值为1,否则取值为0。 $time_t$ 为时间分组虚拟变量,本文将清洁生产行业标准实施之前的年份设置为0,受到清洁生产行业标准影响当年及以后年份设为1。因为清洁生产行业标准实施的年份不同,通过上述设置可以避免单期DID模型对于政策实施时间必须固定在一定年份的限制。对于交叉项 $post \times time$ ,在下文实证部分统一使用 $tt$ 表示。 $X$ 表示控制变量, $a_i$ 、 $a_t$ 为企业和年份层面的固定效应, $\xi_{ijt}$ 为随机误差项,本文在4位数行业层面对标准误进行了聚类调整。

本文使用2000—2013年中国海关数据库和中国工业企业数据库的数据,借鉴Upward等(2013)的方法对两套数据进行合并。参照Brandt等(2012)<sup>[34]</sup>的方法处理了工业企业数据,删除了明显不符合会计准则的样本。中国工业企业数据库的行业编码标准在1994、2002和2011年发生了变化,本文统一转为2002年中国国家统计局的行业统计标准《国民经济行业分类》(GB/T4754-2002),并对于地区编码进行了统一转化。

## (二) 国内附加值率的测算

现有研究大多采用Kee和Tang(2016)的方法来测算企业的出口DVAR,但是2008年以后的中国工业企业数据库缺少中间投入变量,因而不能使用该方法进行测算。本文借鉴Upward等(2013)和Wang等(2013)的方法进行测算,该方法假定企业的中间投入全部来自进口,加工贸易方式的中间投入全部来自进口,一般贸易方式进口则按照同样比例用于国内销售和出口。则企业出口的国内附加值率(DVARr)如下:

$$DVARr = 1 - \frac{M^p + X^g [M^g / (D + X^g)]}{X} \quad (2)$$

其中,企业的进口、出口和国内销售分别用字母 $M$ 、 $X$ 、 $D$ 表示,加工贸易和一般贸易方式分别用字母 $p$ 和 $g$ 表示,国内销售用企业的销售产值减去出口交货值得出<sup>①</sup>。

但是上述方法存在一定的缺陷,吕越等(2017)<sup>[35]</sup>对上述方法进行了如下改善:

$$DVAR = 1 - \frac{M_A^p + X^g [M_{Ab}^g / (D + X^g)]}{X} \quad (3)$$

首先,根据BEC(Broad Economic Categories)编码识别出中间投入品,由于海关HS产品码与BEC编码是一一对应关系,并且BEC产品分类包括资本品、消费品和中间品,本文将中间品对应的一般贸易进口作为中间投入;其次,由于贸易中间商并不一定从事生产,仅充当进出口贸易的代理角色,本文将企业名称中包含

①对于计算得出的国外附加值大于出口,参照已有研究,本文将国内附加值率调整为0。

“经贸”“科贸”“外经”“进出口”“贸易”字段的样本进行剔除处理；最后，由于部分加工贸易企业并没有将进口的中间品全部投入到生产，而是专卖给国内其他企业，进而造成了过度进口和过度出口，本文借鉴 Kee 和 Tang (2016) 的方法将过度进口和出口企业剔除。其中， $A$  表示剔除贸易中间商， $b$  表示通过 BEC 编码识别的中间投入品。实证检验部分所使用的企业出口国内附加值率指标为基于公式 (3) 修正后的 DVAR。

### (三) 控制变量

不同于已有研究仅从企业层面加入控制变量，本文进一步从产品、行业和城市层面构造特征变量。企业层面控制变量包括：利润率 (*profit*)，使用企业利润总额除以工业总产值表示；要素密集度 (*lnkl*)，使用企业人均固定资产取对数表示，其中固定资产使用以 2000 年为基期的固定资产投资价格指数进行折算；企业规模 (*lnscale*)，使用企业职工人数的对数表示。企业年龄 (*age*)，使用企业实际存在年份的对数表示，其中当年成立的企业看作在位一年；企业所有制，根据中国工业企业数据库中企业登记注册类型进行划分，设置新外资背景企业，将外商独资企业、中外合作企业和中外合资企业归类其中，设置新国有企业，将国有企业和集体企业归类其中，其他企业归类为新民营企业；国有企业虚拟变量 (*soe*)，将新国有企业设置为 1，其他企业设置为 0；外资背景企业虚拟变量 (*foe*)，设置类似。贸易方式虚拟变量 (*trade*)，将从事加工贸易方式的企业设置为 1，其他企业设置为 0。

从产品层面构造企业层面控制变量：本文测算了 6 位数 HS 产品层面的质量，然后根据企业每种产品的出口比重加权平均计算出企业层面的产品质量 (*qua*)。Lall (2000) 按照产品的技术含量线性标准化并且由高到低进行分组，具体分为高技术密集型、中等技术密集型、低技术密集型、资源密集型和初级产品等其他种类。虽然无法获得每种产品的具体技术含量数值，但是可以按照上述分组分别赋值为 0.9、0.7、0.5、0.3 和 0.1，然后按照企业每种产品的出口比重加权平均计算出企业层面的技术密集度，然后按照 5 分位数进行重新分组。本文将处于 4/5 分位数点以上的企业定义为高技术企业，并且设置为 1，其他企业设置为 0，表示高技术企业虚拟变量 (*hightech*)。此外，设置中技术企业虚拟变量 (*midtech*)，将处于 3/5 分位数点到 4/5 分位数占的企业定义为中等技术企业，并且设置为 1，其他企业设置为 0。

行业层面和城市层面的控制变量：市场集中度 (*hhi*)，用行业中企业从业人数比重的平方和衡量，用以反映市场竞争程度；产业结构 (*firstgdp*)，使用第一产业的工业产值占城市总产值的比例来衡量；城市发展水平 (*lnpgdp*)，使用城市人均 GDP 除以不变基期 GDP 平减指数，然后取自然对数衡量；资本密集度 (*lnpcap*)，使用城市人均资本存量除以不变基期固定资产平减指数，然后取自然对数衡量；城市交通便利度 (*keyun*)，使用城市铁路、公路、水运等客运人次除以城市总人口取对数来衡量。城市层面的数据来源于《中国城市统计年鉴》。

## 四、实证检验

## (一) 基准回归结果

本文基准回归结果如表3所示,模型(1)—模型(4)逐步加入了企业、产品、行业和城市层面的控制变量。其中,模型(4)则控制了企业、产品、行业和城市层面的全部控制变量,在下文实证部分将以模型(4)作为基准计量模型。回归结果显示,模型(1)—模型(4)中交叉项  $it$  的系数显著为正数,这说明清洁生产环境规制显著提高了企业的出口 DVAR。从  $it$  的系数值来看,清洁生产环境规制将提升企业出口的国内附加值率大约 2.7 个百分点,由  $it$  系数值 (0.021) 除以全样本国内附加值率平均值 (0.792) 计算得出。除此之外,随着加入控制变量,  $it$  系数的显著性逐步得到提高。

表3 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	DVAR	DVAR	DVAR	DVAR
$it$	0.020** (0.0083)	0.021** (0.0085)	0.021** (0.0084)	0.021*** (0.0080)
$profit$	-0.000 (0.0002)	-0.000 (0.0002)	-0.000 (0.0002)	-0.000 (0.0002)
$lnkl$	-0.012*** (0.0010)	-0.013*** (0.0010)	-0.012*** (0.0010)	-0.012*** (0.0010)
$lnscale$	-0.011*** (0.0012)	-0.011*** (0.0012)	-0.011*** (0.0012)	-0.010*** (0.0012)
$age$	0.020*** (0.0024)	0.020*** (0.0024)	0.020*** (0.0024)	0.020*** (0.0023)
$foe$	0.006 (0.0052)	0.005 (0.0053)	0.006 (0.0053)	0.004 (0.0053)
$soe$	0.050*** (0.0072)	0.050*** (0.0072)	0.049*** (0.0071)	0.044*** (0.0071)
$trade$	-0.051*** (0.0043)	-0.051*** (0.0043)	-0.051*** (0.0043)	-0.051*** (0.0043)
$qua$		-0.014* (0.0083)	-0.012 (0.0081)	-0.013 (0.0080)
$hightech$		-0.002 (0.0044)	-0.002 (0.0044)	-0.002 (0.0044)
$midtech$		0.010*** (0.0034)	0.010*** (0.0034)	0.010*** (0.0034)
$hhi$			0.038 (0.0314)	0.034 (0.0305)
$firstgdp$			0.002*** (0.0003)	0.002*** (0.0003)
$lnpgdp$				0.016*** (0.0052)
$lnpcap$				-0.019*** (0.0034)
$keyun$				0.016*** (0.0017)
企业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
N	473 221	466 617	466 374	466 263
R-squared	0.805	0.807	0.807	0.807

注:括号内为聚类到行业层面的稳健标准误;\*、\*\*和\*\*\*分别代表10%、5%和1%的显著性水平;回归方程包含了企业、产品、行业和城市层面的全部特征变量,并且对企业、年份层面的固定效应进行了控制;下表同。

## (二) 动态检验

本文需要对双重差分法进行平行趋势的动态检验。首先,对每一年份设置虚拟变量 ( $year\_dum$ ),例如2001年的虚拟变量,将该年设置为1,其他年份设置为0,然后放入回归方程中;然后,将每一年份的虚拟变量 ( $year\_dum$ ) 与政策分组虚拟变量 ( $post$ ) 相乘,得出新的交叉项 ( $post \times year\_dum$ ),并且放入到回归方程中,具体公式如下:

$$DVAR_{ijt} = \beta_0 + \sum_n \gamma_n \times post_{ijt} \times year\_dum_t + \beta_2 X_{ijt} + a_t + a_i + \xi_{ijt} \quad (4)$$

为了便于比较,本文将2000年设为基期, $n$ 表示年份个数。

本文将交叉项 ( $post \times year\_dum$ ) 的系数绘制如图3所示。2001—2005年的交叉项系数并没有通过显著性检验,这说明在政策实施的前五年实验组和对照组中企业出口的DVAR并不存在显著差异。并且,相对于基期2000年,2001—2005年并不存在其他潜在因素而导致两组的变动趋势发生变化。与此同时,2006年以后则全部通过了显著性检验,说明2006年开始实施的清洁生产行业标准是导致2006年以后变化的原因,因此本文满足平行趋势的假设。从2006年以后,交叉项的系数数值快速增大,但是2006—2010年系数值呈下降趋势,2011年之后又恢复上升或者维持稳定。本文认为2006—2010年是清洁生产行业标准密集实施的时间段,因此可能与清洁生产政策密集实施所带来的负向挤出效应有关。

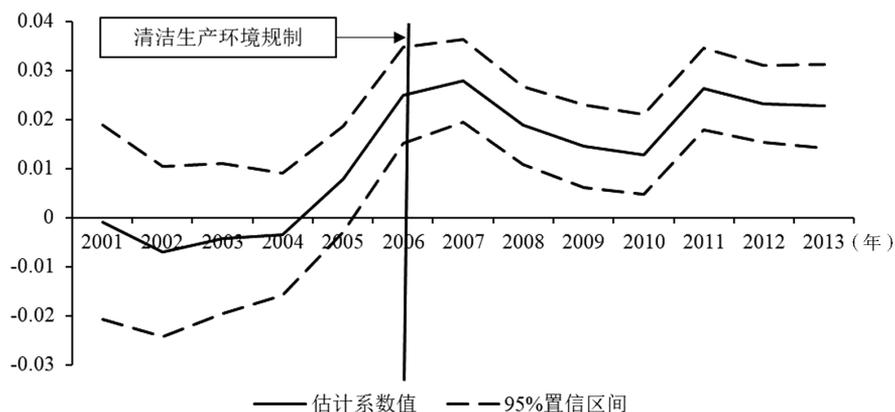


图3 动态检验结果

## (三) 稳健性检验

尽管前文测算出的国内附加值率 ( $DVAR_r$ ) 存在一定的误差,但是依然可以作为DVAR的替代指标进行稳健性检验。本文将被解释变量更换为  $DVAR_r$ , 相应的检验结果如表4模型(1)所示。可以发现,交叉项  $it$  的系数显著为正,与本文基本结论一致。

通过加入固定效应可以控制其他潜在不变因素的干扰,本文在基准模型中控制了企业层面的固定效应,将其替换为控制城市、4位数行业层面的固定效应。从表4模型(2)可以看出,交叉项  $it$  的系数值偏大且显著性有所下降,说明降低固定

效应的控制标准后本文结论依然稳健，但是回归结果会有一定偏差。

本文是使用多期 DID 模型进行实证检验，现更换为使用单期 DID 模型进行实证检验。由于 2003、2009 和 2010 年的清洁生产行业标准分布相对离散，本文将其对应的新增的 4 位数行业剔除，将 2006—2008 年实施的清洁生产行业标准对应的行业作为实验组，最终实验组样本占总样本的 10.4%。同时考虑到清洁生产环境规制的效力可能存在一定滞后性，本文以 2007 年作为时间分界点<sup>①</sup>，政策分组虚拟变量 (*post*) 与时间分组虚拟变量 (*time*) 的交叉项用 *tr* 表示。实证结果如表 4 模型 (3) 所示，可以看出，交叉项 *tr* 的系数显著为正，说明使用单期 DID 模型的回归结果与本文基本结论一致。

表 4 使用传统 DID 模型和产品层面识别分组

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>DVAR</i>	<i>DVAR</i>	<i>DVAR</i>	<i>DVAR</i>
	更换被解释变量	更换固定效应	传统 DID 模型	产品层面识别
<i>tt</i>	0.021 *** (0.0078)	0.036 ** (0.0164)		
<i>tr</i>			0.019 *** (0.0033)	
<i>td</i>				0.008 *** (0.0028)
企业固定效应	是	否	是	是
城市固定效应	否	是	否	否
行业固定效应	否	是	否	否
年份固定效应	是	是	是	是
N	466 263	499 835	456 770	456 770
R-squared	0.800	0.363	0.808	0.808

注：\*\*、\*\*\* 分别表示 5%、1% 的显著性水平。

本文将 6 位数海关产品代码 (HS) 统一转化为 2002 年的产品编码标准，然后将 HS 产品码与《国际标准产业分类》(ISIC/Rev3) 对应，再转化为《国民经济行业分类》(GB/T4754-2002) 的行业标准，进而可以将海关产品按照表 2 的 4 位数行业分组标准分为清洁产品和非清洁产品，将包含清洁产品的企业归类为实验组，其他企业归类为对照组，最终得出实验组样本占 30.8%。由于大多数出口企业并非生产单一产品，并且每个企业对应的清洁产品由于清洁生产行业标准的实施时间不同，因此不适合使用多期 DID 模型。但是本文可以使用单期 DID 模型进行检验，如表 4 模型 (3) 剔除了 2003、2009 和 2010 年的清洁生产行业标准对应的新增的 4 位数行业，政策分组虚拟变量 (*post*) 与时间分组虚拟变量 (*time*) 的交叉项用 *td* 表示。回归结果报告在表 4 模型 (4)，可以发现，*td* 的系数显著为正，与前文结论一致。需

<sup>①</sup>本文也实验过将时间设置为 2008 年，或者删除 2006 年和 2007 年的数据，回归结果并未发生变化，在此不再单独报告。

要说明的是，产品层面的识别标准尽管相对较细，但是一些企业即使生产了清洁产品，并非生产的主要产品而归类到实验组，因而可能造成过度识别问题。因此，本文以中国工业企业数据库中4位数行业为标准来识别清洁生产行业具有合理性。

如表1所示，2008—2010年有40%左右的清洁生产行业标准对应的行业为重复行业，意味着相同行业可能面临多次的政策冲击，因而可能面临环境政策的累积效应。本文将出台清洁生产行业标准的行业设置为1，对于多次实施清洁生产行业标准的行业，每多一次本文在该行业当年及以后年份加0.5，进而可以反映环境政策的累积效应。回归结果如表5模型(1)所示，可以看出， $tt$ 的系数显著为正，但是系数值为0.016且小于表3模型(4)中0.021的结果，说明考虑环境政策的累积效应后，清洁生产环境规制对企业出口DVAR的正向作用在减小。为了做进一步的稳健性检验，本文将每多一次实施清洁生产行业标准的行业从加0.5改为加1，回归结果如表5模型(2)所示。可以看出，交叉项 $tt$ 的系数值为0.012且小于表5模型(1)的回归结果，说明环境政策的累积效应越大，面临短期内的负向挤出效应越大，但是不能改变本文的基本结论。

对于2003年的清洁生产行业标准，因为和政策密集实施的时间段间隔较远，前文将其做剔除处理，因而可能带来样本选择偏误问题。在2000—2005年，2003年的清洁生产行业标准同样可以使用单期DID模型的准自然实验方法进行检验。本文将2003年的清洁生产行业标准对应的4位数行业作为实验组，将其他行业作为对照组，将2003年作为政策实施的时间分界点，检验结果报告在表5模型(3)。可以看出，交叉项 $tt$ 的系数显著为正，与本文基本结论一致。此外，本文将2003年的清洁生产行业同样加入到多期DID模型中，回归结果报告在表5模型(4)，交叉项 $tt$ 的系数显著为正，与本文基本结论相符合。

表5 政策的累积效应和样本选择问题

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	DVAR	DVAR	DVAR	DVAR
	政策累积效应 (加0.5)	政策累积效应 (加1)	2003年实验组 单独实验	加入2003年 实验组样本
$tt$	0.016** (0.0071)	0.012** (0.0060)	0.048*** (0.0126)	0.023*** (0.0071)
N	466 263	466 263	132 078	477 570
R-squared	0.807	0.807	0.864	0.808

注：\*\*、\*\*\*分别表示5%、1%的显著性水平。

除此之外，考虑到实验组可能具有样本选择偏误的问题，本文将多期DID模型中实验组中4位数行业所对应的2位数行业的全部样本归类为实验组，使得部分没有受到清洁生产行业标准影响的企业混入在实验组中，从而起到了干扰的作用。最终实验组样本达到64.1%，政策分组虚拟变量( $post$ )与时间分组虚拟变量( $time$ )的交叉项 $ts$ 表示，安慰剂检验结果如表6模型(1)所示。可以看出，交叉项 $ts$ 的系数没有通过显著性检验，从而用反向事实的方法通过了稳健性检验。

进一步,本文使用倾向得分匹配方法(PSM)将实验组和对照组的样本进行配对,在对照组中筛选合适的样本,使得实验组和对照组样本更加满足“双胞胎”的假设,进而可以排除样本特征存在差异而导致的内生性问题。回归结果报告在表6模型(2),可以发现,交叉项 $tt$ 的系数显著为正,与本文基本结论一致。

除此之外,是否存在因为实验组和对照组本身产业发展趋势不同而造成内生性的可能?本文认为,在相同2位数行业内部受到其他产业政策等因素影响的差异较小,进而可以排除相同产业发展趋势的影响。本文仅保留表6模型(1)中的实验组样本,即4位数清洁生产行业所在的2位数行业的全部样本,将其他非清洁生产4位数行业作为对照组,重新检验的结果见表6模型(3)。可以发现,交叉项 $tt$ 的系数显著为正,与本文基本结论一致。除此之外,使用表4模型(3)的单期DID模型在2位数行业内部重新进行实验。可以发现,交叉项 $td$ 的系数为正且通过1%水平的显著性检验,与本文基本结论一致。

表6 使用倾向得分匹配法(PSM-DID)和2位数行业内部的检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	DVAR	DVAR	DVAR	DVAR
	安慰剂检验	PSM-DID	去产业趋势影响 I	去产业趋势影响 II
$ts$	0.001 (0.0039)			
$tt$		0.017** (0.0078)	0.022*** (0.0085)	
$td$				0.012*** (0.0040)
N	456 595	60 655	284 932	216 076
R-squared	0.807	0.820	0.809	0.797

注:\*\*、\*\*\*分别表示5%、1%的显著性水平。

#### (四) 相关异质性检验

一是考虑区域异质性。东部地区集中了大约75%的出口企业以及90%的出口额,并且本文匹配数据中东部地区企业样本占90.9%,中部地区占6.0%,西部地区仅占3.1%。考虑到区域的异质性,本文将全样本划分为三个样本组(东、中、西),如表7模型(1)–(3)所示。其中,东部地区样本组中 $tt$ 的系数显著为正,中部地区和西部地区样本组中 $tt$ 的系数不显著,说明清洁生产环境规制主要提高了东部地区企业出口的DVAR。原因可能在于:东部地区贸易产业的发展水平和市场化程度更高,有助于激励企业进行研发创新和技术升级,最终提高东部地区企业整体的DVAR。

二是考虑贸易方式异质性。改革开放40多年以来,加工贸易出口长期占据总出口的60%以上,依托劳动力资源的比较优势,加工贸易得到了蓬勃发展。本文根据中国海关数据库中的记录贸易方式,将出口企业分为三类,其中混合贸易企业同时具有一般贸易和加工贸易方式的特征。回归结果如表7模型(4)–(6)所示,可以看出,清洁生产环境规制提高了一般贸易、混合贸易和加工贸易企业的出口DVAR。但是从交叉项 $tt$ 的显著性来看,一般贸易样本组的显著性较低,而混合贸

易和加工贸易样本组的显著性较高。并且,随着样本组中企业加工贸易方式出口额占总出口额比重的提升,清洁生产环境规制对于加工贸易企业出口 DVAR 的提升作用逐渐增强。本文认为,80%以上的加工贸易企业位于东部地区,因此在环境规制和竞争环境的双重影响下,更容易提高加工贸易企业整体的 DVAR。此外,加工贸易企业的 DVAR 远低于一般贸易企业 (Koopman et al., 2014), 在环境政策的影响下,因为起点较低进而更加容易实现附加值升级。

表7 区域和贸易方式的异质性

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	DVAR	DVAR	DVAR	DVAR	DVAR	DVAR
	东部地区	中部地区	西部地区	一般贸易	混合贸易	加工贸易
$u$	0.025*** (0.0083)	-0.004 (0.0132)	-0.008 (0.0120)	0.013** (0.0064)	0.046*** (0.0074)	0.059*** (0.0114)
N	426 286	26 033	13 942	270 215	128 454	49 250
R-squared	0.810	0.754	0.734	0.760	0.803	0.802

注:\*\*、\*\*\* 分别表示 5%、1% 的显著性水平。

三是考虑所有制异质性。改革开放初期,通过加工贸易等方式吸引了许多外资企业进入出口行业,为推动我国经济发展起到了积极作用。本文将外资企业和合资企业归类为外资背景企业样本组,将国有企业和集体企业归类为国有企业样本组,其他归类为民营企业样本组,回归结果如表 8 模型 (1) — (3) 所示。可以看出,除模型 (2) 外,其他样本组交叉项  $u$  的系数显著为正。这些结果表明,清洁生产环境规制主要提高了外资企业和民营企业的出口 DVAR。原因在于,随着所有制改革的推进,国有企业在出口行业中的参与程度逐步减低,因此清洁生产环境规制带来的积极作用并不明显。

表8 所有制和要素密集度的异质性

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	DVAR	DVAR	DVAR	DVAR	DVAR
	外资背景企业	国有企业	民营企业	劳动密集型	资本密集型
$u$	0.039*** (0.0093)	0.005 (0.0081)	0.021*** (0.0081)	0.004 (0.0096)	0.022** (0.0084)
N	270 574	42 238	466 263	171 532	272 962
R-squared	0.805	0.679	0.807	0.854	0.799

注:\*\*、\*\*\* 分别表示 5%、1% 的显著性水平。

四是考虑要素密集度异质性。本文将企业的要素密集度 ( $lnkl$ ) 按照 5 分位数进行分组,将处于 3/5 分位数点以上的企业作为资本密集型企业样本组,将处于 2/5 分位数点以下的企业作为劳动密集型企业样本组,其他企业做剔除处理,回归

结果报告在表8模型(4)、模型(5)。可以看出,模型(4)中 $tt$ 的系数没有通过显著性检验,模型(5)中 $tt$ 的系数显著为正,说明清洁生产环境规制主要提高了资本密集型企业的出口DVAR,但是对于劳动密集型企业的影响有限。本文认为,劳动密集型企业大多从事低端制造业,依靠进口中间品和承担简单的加工装配生产环节,对国内原材料和中间投入品的依赖程度要小于资本密集型企业。因此,清洁生产环境规制对劳动密集型企业产生创新补偿效应和技术升级的正向作用可能较弱。

### 五、作用机制检验

本部分主要通过中介效应模型验证企业技术层次和产品转换行为是清洁生产环境规制对企业出口DVAR的影响渠道,进而为本文结论提供了一种合理的作用机制分析。

#### (一) 技术层次渠道

清洁生产行业标准可以看作是一种比较具体的生产技术标准,清洁生产环境规制可能会影响到企业每种产品的生产比重,由于每种产品都具有相对不同的技术密集度(Lall, 2000),进而对企业整体的技术层次( $tech$ )产生影响。本文构建如下中介效应回归方程:

$$tech_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 post_{ijt} \times time_t + \beta_2 X_{ijt} + a_i + a_t + \xi_{ijt} \quad (5)$$

$$DVAR_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 post_{ijt} \times time_t + \beta_2 X_{ijt} + \beta_3 tech_{ijt} + a_i + a_t + \xi_{ijt} \quad (6)$$

本文结合企业内部每种产品的出口比重和技术密集度大小,通过加权平均的方法计算出企业整体的技术层次。Lall(2000)按照产品技术密集度数值大小进行了线性标准化,将产品大致分为5类,将技术密集度数值处于0.8~1之间的产品归类为高技术密集型制造业产品,然后依次类推,具体如表9所示。尽管不知道每种产品的技术密集度的具体数值,但是可以反向逆推产品技术密集度的分类方法,然后进行赋值。本文将企业每种产品的出口比重作为权重,加权平均算出企业的技术层次,具体如下:

$$tech_{it} = \sum_i \frac{export_{ipt}}{export_{it}} \times techintensity_p \quad (7)$$

其中, $i$ 、 $p$ 和 $t$ 分别代表企业、产品和年份, $export$ 为出口额, $techintensity$ 为本文对于不同产品类型的技术密集度的赋值。

表9 按照技术密集度划分产品类型

产品类型	海关数据库所有企业-产品层面的样本比例(%)	技术密集度数值范围	本文赋值
高技术密集型产品	11.18	0.8~1	0.9
中等技术和技术密集型产品	21.42	0.6~0.8	0.7
低技术和技术密集型产品	13.85	0.4~0.6	0.5
资源密集型产品	40.86	0.2~0.4	0.3
矿物燃料、非燃料初级商品	12.69	0~0.2	0.1

表 10 模型 (1)、模型 (2) 为关于技术层次渠道的中介效应的检验结果。模型 (1) 的回归结果表明,  $tt$  的系数显著为正, 这说明清洁生产环境规制提高了企业的技术层次。从模型 (2) 可知, 交叉项  $tt$  的系数值和显著性出现下降,  $tech$  的系数显著为正, 这说明企业的技术层次越高, 则企业出口的  $DVAR$  越高。因此, 清洁生产环境规制通过提高企业的技术层次进而提高了出口  $DVAR$ 。本文认为企业的技术层次反映了研发创新能力, 进而与“波特假说”一致。

表 10 作用机制检验: 技术升级和产品转换

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	$tech$	$DVAR$	$cverate$	$DVAR$
	技术层次渠道		产品转换渠道	
$tt$	0.050*** (0.0030)	0.020** (0.0079)	-0.009 (0.0069)	0.021** (0.0087)
$tech$		0.019* (0.0100)		
$cverate$				0.001 (0.0017)
N	465 963	465 963	400 512	400 512
R-squared	0.958	0.807	0.428	0.813

注: \*、\*\* 和 \*\*\* 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平。

## (二) 产品转换渠道

如公式 (7) 所示, 企业技术层次变动与企业产品的出口权重和技术密集度有关, 在一定时期内, 产品技术密集度的层级排序变化不大, 因而产品出口权重的变化更能决定企业技术层次的变化, 因此本文关注企业内部的产品动态或者转换行为。清洁生产行业标准具有相对更细致和更严格的技术要求, 提高了清洁生产行业和产品准入门槛, 进而可以影响到企业或者产品的进入或者退出。作为企业动态理论的延伸, 产品转换理论可以反映企业内部产品的动态变化 (Bernard et al., 2010), 进而反映了企业内部产品间的资源配置状况<sup>①</sup>。

本文借鉴 Bernard 等 (2010) 的方法刻画产品转换行为, 用  $t$  年企业  $i$  同时增加和减少的产品种类总数量除以  $t$  和  $t-1$  年企业产品种类数量的年平均数来表示产品转换率 ( $cverate$ ), 具体如下:

$$cverate_{it} = \frac{enHS_{it} + exHS_{it}}{(HS_{it} + HS_{it-1})/2} \quad (8)$$

其中,  $cverate_{it}$  表示企业  $i$  在  $t$  期的产品转换率,  $enHS_{it}$  表示企业  $i$  在  $t$  期新生产的产品种类数量,  $exHS_{it}$  表示企业  $i$  在  $t$  期不再生产的产品种类数量,  $HS_{it}$  和  $HS_{it-1}$  分别表示企业  $i$  在  $t$  期和  $t-1$  期生产的产品种类总数量。对于产品的定义, 本文使用海关 6 位数 HS 产品码进行区分。此外, Bernard 等 (2010) 认为, 产品转换率

<sup>①</sup>例如持续在位企业可能同时生产多种产品, 每年可能生产新的产品或者停产部分产品, 但是企业层面的动态变化将无法体现, 而产品转换理论可以进行解释。

包括了进入和退出两方面，产品进入率 (*enterate*) 可以看成是企业创造新产品的过程，产品退出率 (*exitrate*) 则体现了企业不再生产产品的行为，具体如下：

$$enterate_{i,t} = \frac{enHS_{i,t}}{(HS_{i,t} + HS_{i,t-1})/2} \tag{9}$$

$$exitrate_{i,t} = \frac{exHS_{i,t}}{(HS_{i,t} + HS_{i,t-1})/2} \tag{10}$$

使用中介效应方法的检验结果报告在表 10 模型 (3)、模型 (4)。从模型 (3) 可以看出，*tt* 的系数并没有通过显著性检验，并且模型 (4) 中 *cverate* 的系数没有通过显著性检验，说明产品转换率并不是显著的渠道变量。这一回归结果存在如下两种可能：第一，清洁生产环境规制并不能通过产品转换行为影响企业的出口 DVAR；第二，清洁生产环境规制对于产品进入率和退出率的影响方向可能是相反的，进而干扰了实证结果。

因此，本文分别从产品进入率和产品退出率两个角度进行检验，回归结果如表 11 所示。其中，模型 (1) 中交叉项 *tt* 的系数显著为负，说明清洁生产环境规制降低了产品进入率。模型 (2) 中交叉项 *tt* 的系数的显著性下降且数值变小，并且 *enterate* 的系数显著为负，说明产品进入率越高则企业出口 DVAR 越低。综合来看，清洁生产环境规制通过降低产品进入率提高了企业的出口 DVAR。同时，模型 (3) 的结果显示，交叉项 *tt* 的系数显著为正，并且模型 (4) 中交叉项 *tt* 的系数的显著性下降且数值变小，*exitrate* 的系数显著为正。综合来看，清洁生产环境规制通过提高企业的产品退出率提高了出口 DVAR。

本文认为，清洁生产环境规制提高了产品的进入门槛，在清洁生产行业标准“倒逼机制”的影响下，可以激励企业进行研发创新进而生产符合要求的产品，随着环境规制创新补偿效应的逐步显现，将有助于提高企业的出口 DVAR。此外，清洁生产环境规制促进了产品的优胜劣汰，即表现为加速淘汰不符合要求的产品，而企业能够继续生产的产品的技术层次可能更高，进而有利于生产环节替代和提升国内附加值率。

表 11 作用机制检验：产品进入和退出

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>enterate</i>	DVAR	<i>exitrate</i>	DVAR
<i>tt</i>	-0.019** (0.0081)	0.020** (0.0083)	0.016*** (0.0054)	0.020*** (0.0084)
<i>enterate</i>		-0.006*** (0.0015)		
<i>exitrate</i>				0.014*** (0.0030)
N	453 740	453 740	413 050	413 050
R-squared	0.397	0.810	0.368	0.811

注：\*\*、\*\*\* 分别表示 5%、1% 的显著性水平。

## 六、结 论

本文以2006—2010年中国生态环境部密集实施的清洁生产行业标准作为研究案例,采用2000—2013年中国海关数据库和中国工业企业数据库的匹配数据,使用多期双重差分法研究了清洁生产环境规制对企业出口的国内附加值率的影响。研究表明:第一,清洁生产环境规制显著提高了企业的出口DVAR;第二,清洁生产环境规制对企业出口DVAR的提升作用主要体现在东部地区、加工贸易企业、非国有企业和资本密集型企业;第三,作用机制检验结果显示,清洁生产环境规制通过提高企业技术层次、降低企业内部的产品进入率和提高产品退出率提高了企业的出口DVAR。

提高经济发展的质量既需要推动产业由低附加值向高附加值升级,又需要解决环境污染问题,本文结论肯定了环境规制和附加值升级之间可以实现良性统一。本文认为,政府在面对环境保护和产业发展的困境时,应该出台更多类似于清洁生产行业标准的环境政策。清洁生产行业标准与已有末端治理方式环境政策的不同在于:一是具有严格且具体的约束性,清洁生产行业标准详细规定了环境规制的范围、应该使用的生产工艺、技术和污染减排量,因而更加明确了受规制的对象以及需要改进的方向,更有利于激发受规制企业进行研发创新;二是环境的前端治理方式是未来的方向,从末端治理方式向清洁生产方式过渡,可以将污染消灭在源头,减少污染物的排放和提高资源利用效率。

清洁生产环境规制对企业出口DVAR的提升作用在中西部地区、国有企业、和劳动密集型企业样本组中并不明显。首先,在经济发展水平较低的地区,环境规制的负向挤出效应依然较大,因此,环境政策的实施应当因地制宜,优先在经济发展水平较高和环境污染较突出的地区先行实施,然后,总结治理经验并向全国推广;其次,需要推动国有企业体制改革,地方政府需要逐步减少对国有企业的保护,打造更加公平的竞争环境,同时,需要促进劳动密集型产业升级,摆脱纯粹依赖于劳动力投入的经营模式,伴随着中国人口红利的逐渐消失,更应当推动向资本、技术密集型行业的转型;最后,本文发现短期内环境政策的负向挤出效应依然较大,因而需要在环境政策实施的同时给予企业缓冲期和技术扶持,定向补贴符合产业升级方向的研发创新,尽量减小环境政策在初期的负向挤出影响。

### [参考文献]

- [1] KRAEMER K L, LINDEN G, DEDRICK J. Capturing Value in Global Networks: Apple's Ipad and Iphone [R]. 2011.
- [2] KOOPMAN R, WANG Z, WEI S J. Estimating Domestic Content in Exports When Processing Trade is Pervasive [J]. *Journal of Development Economics*, 2012, 99 (1) : 178-189.
- [3] YUNFENG Y, LAIKE Y. China's Foreign Trade and Climate Change: A Case Study of CO<sub>2</sub> Emissions [J]. *Energy Policy*, 2010, 38 (1) : 350-356.
- [4] DIETZENBACHER E, PEI J, YANG C. Trade, Production Fragmentation and China's Carbon Dioxide Emissions

- [J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2012, 64 (1) : 88-101.
- [5] 张文城, 盛斌. 中国出口的环境成本: 基于增加值出口污染强度的分析 [J]. *数量经济技术经济研究*, 2017, 34 (8) : 105-119.
- [6] PANAYOTOU T. *An Inquiry into Population, Resources and Environment [M]. The Impact of Population Growth on Well-being in Developing Countries.* Springer, Berlin, Heidelberg, 1996: 259-298.
- [7] 李虹, 邹庆. 环境规制、资源禀赋与城市产业转型研究——基于资源型城市与非资源型城市的对比分析 [J]. *经济研究*, 2018, 53 (11) : 182-198.
- [8] CAI X, LU Y, WU M, 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.
- [9] 康志勇, 张宁, 汤学良, 等. “减碳”政策制约了中国企业出口吗 [J]. *中国工业经济*, 2018 (9) : 117-135.
- [10] FRONDEL M, HORBACH J, RENNINGS K. End-of-pipe or Cleaner Production? An Empirical Comparison of Environmental Innovation Decisions Across OECD Countries [J]. *Business Strategy and The Environment*, 2007, 16 (8) : 571-584.
- [11] 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.
- [12] HERING L, PONCET S. Environmental Policy and Exports: Evidence from Chinese Cities [J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2014, 68 (2) : 296-318.
- [13] AMBEC S, COHEN M A, ELGIE S, et al. The Porter Hypothesis at 20: Can Environmental Regulation Enhance Innovation and Competitiveness? [J]. *Review of Environmental Economics and Policy*, 2013, 7 (1) : 2-22.
- [14] RUBASHKINA Y, GALEOTTI M, VERDOLINI E. Environmental Regulation and Competitiveness: Empirical Evidence on the Porter Hypothesis from European Manufacturing Sectors [J]. *Energy Policy*, 2015 (83) : 288-300.
- [15] LANOIE P, PATRY M, LAJEUNESSE R. Environmental Regulation and Productivity: Testing the Porter Hypothesis [J]. *Journal of Productivity Analysis*, 2008, 30 (2) : 121-128.
- [16] 胡浩然. 清洁生产环境规制能提升产品质量吗 [J]. *经济科学*, 2019 (3) : 93-105.
- [17] UPWARD R, WANG Z, ZHENG J. Weighing China's Export Basket: The Domestic Content and Technology Intensity of Chinese Exports [J]. *Journal of Comparative Economics*, 2013, 41 (2) : 527-543.
- [18] WANG Z, WEI S J, ZHU K. Quantifying International Production Sharing at the Bilateral and Sector Levels [R]. National Bureau of Economic Research, 2013.
- [19] KOOPMAN R, WANG Z, WEI S J. Tracing Value-Added and Double Counting in Gross Exports [J]. *American Economic Review*, 2014, 104 (2) : 459-494.
- [20] KEE H L, TANG H. Domestic Value Added in Exports: Theory and Firm Evidence from China [J]. *American Economic Review*, 2016, 106 (6) : 1402-1436.
- [21] 毛其淋, 许家云. 贸易自由化与中国企业出口的国内附加值 [J]. *世界经济*, 2019, 42 (1) : 3-25.
- [22] 毛其淋, 许家云. 外资进入如何影响了本土企业出口国内附加值 [J]. *经济学 (季刊)*, 2018, 17 (4) : 1453-1488.
- [23] 崔晓敏, 余森杰, 袁东. 最低工资和出口的国内附加值: 来自中国企业的证据 [J]. *世界经济*, 2018, 41 (12) : 49-72.
- [24] 高翔, 刘啟仁, 黄建忠. 要素市场扭曲与中国企业出口国内附加值率: 事实与机制 [J]. *世界经济*, 2018, 41 (10) : 26-50.
- [25] THOENIG M, VERDIER T. A Theory of Defensive Skill-Biased Innovation and Globalization [J]. *American Economic Review*, 2003, 93 (3) : 709-728.
- [26] 诸竹君, 黄先海, 余晓. 进口中间品质量、自主创新与企业出口国内增加值率 [J]. *中国工业经济*, 2018 (8) : 116-134.
- [27] MAYER T, MELITZ M J, OTTAVIANO G I P. Market Size, Competition and the Product Mix of Exporters [J]. *American Economic Review*, 2014, 104 (2) : 495-536.

- [28] ELROD A A, MALIK A S. 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.
- [29] BERNARD A B, REDDING S J, SCHOTT P K. Multiple-Product Firms and Product Switching [J]. *American Economic Review*, 2010, 100 (1): 70-97.
- [30] ECKEL C, NEARY J P. Multi-Product Firms and Flexible Manufacturing in the Global Economy [J]. *The Review of Economic Studies*, 2010, 77 (1): 188-217.
- [31] 祝树金, 金小剑, 赵玉龙. 进口产品转换如何影响出口国内增加值 [J]. *国际贸易问题*, 2018 (11): 1-16.
- [32] Lall S. The Technological Structure and Performance of Developing Country Manufactured Exports, 1985—1998 [J]. *Oxford Development Studies*, 2000, 28 (3): 337-369.
- [33] BECK T, LEVINE R, LEVKOV A. Big Bad Banks? The Winners and Losers from Bank Deregulation in The United States [J]. *The Journal of Finance*, 2010, 65 (5): 1637-1667.
- [34] BRANDT L, VAN BIESEBROECK J, ZHANG Y. Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-Level Productivity Growth in Chinese Manufacturing [J]. *Journal of Development Economics*, 2012, 97 (2): 339-351.
- [35] 吕越, 黄艳希, 陈勇兵. 全球价值链嵌入的生产率效应: 影响与机制分析 [J]. *世界经济*, 2017, 40 (7): 28-51.

(责任编辑 王 瀛)

## Environmental Regulation of Clean Production and Value Added Upgrading of Chinese Enterprises

HU Haoran

**Abstract:** Based on the “Porter Hypothesis”, using the data from China customs database and Chinese industrial enterprises database from 2000 to 2013, with the intensively implemented clean production industry standard as a case study, this paper employed the multi-period difference-in-difference method to investigate the impact of environmental regulation of clean production on domestic value-added rate of export. The results show that: environmental regulation of clean production significantly improves the domestic value-added rate of export, but there is a certain negative crowding out effect. The influence of clean production environmental regulation on the domestic value-added rate of enterprises' export has significant heterogeneity, and shows significantly positive effect on the enterprises in eastern region, processing trade, non-state-owned and capital intensive enterprises. Using the mediating effect model to test the mechanism, we find that environmental regulation of clean production can improve the domestic value-added rate of enterprises' exports through three channels: improving the technical level of enterprises, reducing the product entry rate and increasing the product exit rate.

**Keywords:** Clean Production; Environmental Regulation; Domestic Value-added Rate; Mediating Effect