

环境规制是否降低了 中国企业出口国内附加值率

王毅 黄先海 余骁

摘要：利用2000—2006年中国工业企业数据库与海关数据库匹配数据，本文在理论分析的基础上以2003年国务院要求重点城市环境限期达标为准自然实验，采用双重差分法从微观层面实证检验了环境规制对企业出口国内附加值率（Domestic Value-Added Ratio，DVAR）的影响并分析其作用机制。结果表明：（1）环境规制显著提高了企业出口DVAR，这一效应对国有企业不显著而对非国有企业显著为正；（2）影响渠道检验发现，企业进口中间品使用比是环境规制影响企业出口DVAR的显著中介变量，而全要素生产率（Total Factor Productivity，TFP）效应不显著，此外环境规制政策没有影响企业融资约束；（3）扩展分析表明环境规制对企业出口DVAR存在行业和地区层面的差异化效应。本文认为环境规制可以倒逼企业提升出口DVAR，但这一效应具有异质性，可以按照不同企业所有制、贸易方式、行业比较优势以及地区市场化程度制定差异化规制政策，同时促进金融市场发展，加快产业转型升级，以“绿色发展”理念推进经济可持续增长。

关键词：环境规制；全要素生产率；进口中间品；出口国内附加值率

[中图分类号] F740 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4670 (2019) 10-0117-15

引言

加入WTO以来，中国凭借成本优势嵌入全球价值链（GVCs），以出口为导向带动经济高速发展，逐渐成为全球第一贸易大国。但在贸易总量不断扩大的同时，中国仍处于全球价值链低端环节，出口国内附加值比率平均不足70%，与发达国家相比存在明显差距^①。基于这一原因，贸易总额无法准确衡量中国真实贸易利得。2018年美国制造中美贸易摩擦的理由之一是两国之间长期存在巨大贸易顺差，而根据最新发布的《2010—2016年中美贸易增加值核算报告》，如果用增加值衡量

[基金项目] 国家社会科学基金一般项目“中国制造业国际生产环节优化的约束机制与破解路径研究”（批准号17BJY074）。

[作者信息] 王毅：浙江大学经济学院博士研究生；黄先海：浙江大学经济学院教授；余骁（通讯作者）：浙江工商大学统计与数学学院讲师 310018 电子信箱 hzyuxiao@zjgsu.edu.cn。

^①数据来源于OECD数据库，网址：<https://data.oecd.org/trade/domestic-value-added-in-gross-exports.htm>。

中美贸易，两国顺差将缩小50%左右^①。提升出口国内附加值率可以在保持出口总额不变的同时增加贸易利得，从而兼顾经济发展与国际贸易收支平衡。

然而中国现阶段的环境质量仍然堪忧，根据美国耶鲁大学发布的《环境绩效指数报告》(Environmental Performance Index)，中国环境绩效的世界排名由2006年的94名降至2018年的120名。相关研究表明工业污染是造成中国大气污染的主要原因(林伯强和蒋竺均，2009)^[1]。中国工业体系较为完善，工业增加值在2000-2016年期间年均增长约9.98%，对经济发展贡献超过三成^②。工业发展在创造红利的同时也使环境不断恶化，生态污染不仅降低居民生活质量，也给中国带来8%-15%的GDP损失(韩超和胡浩然，2015)^[2]。环境质量改善需要政府实施环境规制(张红凤等，2009)^[3]。2018年5月，中央环保督察组对河北、江苏等10个省、直辖市、自治区进行“回头看”，所有省份均存在违规现象。这便提出一个问题：环境规制会对企业绩效产生何种影响，其背后机理又是什么？已有文献以出口总额代理企业绩效分析了环境规制的经济效应，但在全球价值链背景下，出口国内附加值率(DVAR)能更准确地衡量企业参与国际贸易的真实利得。因此正确评估环境规制对企业出口国内附加值率的影响对于打好生态攻坚战、促进中国经济实现高质量、可持续发展具有一定理论价值和现实意义。

本文的边际贡献有以下三点：第一，用企业出口国内附加值率代替出口规模，实证分析2003年环境规制政策对企业贸易利得的影响；第二，发现环境规制会对不同所有制企业出口DVAR产生异质性影响，然后从TFP和进口中间品使用比两个渠道进行中介效应分析，此外还从垂直效应进一步研究非国有企业降低进口中间品使用比的方式；第三，区分不同地区、贸易方式和行业比较优势研究了环境规制对企业出口DVAR的差异化影响，讨论了行业和地区层面特征变量的调节效应，为分析环境规制对企业贸易利得的影响提供更为全面的经验证据。

一、文献综述与理论框架

环境规制对出口的影响一直是学界关注的热点。早期研究大都基于行业比较优势或企业出口总额等视角展开(Hering and Poncet, 2014^[4]; Shi and Xu, 2018^[5])，而中国企业在参与全球价值链活动中存在一定比例的国外增加值比重，且中国整体出口附加值率较低(Koopman et al., 2014^[6]; Kee and Tang, 2016^[7])，因此以出口总额作为代理变量会高估企业贸易利得。近年来微观层面的研究开始选取出口国内附加值率衡量企业获利能力，一些学者也力求准确测算中国企业的出口DVAR(Upward et al., 2013^[8]; 张杰等, 2013^[9])。后续研究分别从贸易自由化、进口中间品质量、汇率等角度考察了DVAR的影响因素(王孝松等, 2017^[10]; 诸竹君等, 2018^[11]; 余淼杰和崔晓敏, 2018^[12])，但鲜有文献基于全球价值链视角，从微观层面分析环境规制对企业出口DVAR的效应及其影响机制。下面本文试图

^①具体数据已整理成表格，备索。

^②数据来源于中国统计局官方网站。

通过一个理论框架考察二者之间的关系。

参考 Kee 和 Tang (2016) 的模型设定, 具体推导过程备索, 求解最优化问题可以得到:

$$\frac{\partial DVAR}{\partial c} = -\frac{\alpha_M P^I M^I}{P^M M} < 0 \quad (1)$$

$$\frac{\partial DVAR}{\partial\left(\frac{P^I M^I}{P^M M}\right)} = -\alpha_M \frac{c}{P} < 0 \quad (2)$$

式 (1) 和式 (2) 表明边际成本和进口中间品使用比与企业出口 DVAR 呈负相关。工业企业数据库没有企业产品价格和数量信息, 因此无法直接计算企业边际成本。已有研究表明全要素生产率 (TFP) 会影响企业生产的边际成本 (Bernard et al., 2003^[13]; Melitz and Ottaviano, 2008^[14]), 即 TFP 越高, 企业边际生产成本越低。因此, 本文选取 TFP 代理企业边际成本 (毛其淋和许家云, 2017)^[15], 根据上文可得企业 TFP 与出口 DVAR 正相关。环境规制对企业出口 DVAR 最终呈现何种影响取决于规制政策对这两种因素影响的正负及相对大小。下面本文进一步分析环境规制如何通过企业 TFP (c) 和进口中间品使用比 ($\frac{P^I M^I}{P^M M}$) 影响企业出口 DVAR。

首先对生产率渠道进行分析。TFP 是衡量企业竞争力的重要指标, 已有大量学者从理论和实证两个方面考察环境规制对企业 TFP 的影响, 发现存在“遵循效应” (Gray, 1987)^[16] 和“补偿效应” (Porter, 1991)^[17] 两种机制。后续学者基于不同前提和样本选取不同方法进行了大量实证研究, 但所得结果不一 (Jaffe and Palmer, 1997^[18]; Greenstone, 2002^[19]; Yin et al., 2015^[20])。理论方面, 一些文献尝试从效应时间长短 (张成等, 2011)^[21] 及政策强度 (王杰和刘斌, 2014)^[22] 的不同对此进行解释, 但学界对于环境规制的生产率效应仍无统一观点。环境规制效应的异质性以及学者对环境规制衡量的主观性是造成研究结果迥异的两个重要原因 (张成等, 2011), 且用综合指标代理环境规制也难以处理内生性问题 (Yin et al., 2015)。因此, 选取适当方法研究是准确评价环境规制对企业 TFP 影响的重要前提。综上, 环境规制对企业 TFP 的影响不确定, 既可能通过提高 TFP 进而促进出口 DVAR 提升, 也可能降低 TFP, 抑制出口 DVAR 上升; 当规制强度较低时, 可能对 TFP 影响不显著。

然后考察进口中间品渠道。根据对企业出口 DVAR 的分解可知, DVAR 会受到 TFP 和进口中间品使用比两方面的影响。从静态角度分析, 环境规制政策会使企业增加一定投入用于处理污染 (Ryan, 2012)^[23], 这会在当期显著提高生产总体成本, 而企业进口中间品需要支付一定预先成本 (Manova and Yu, 2016)^[24], 因此企业将选择减少进口中间品转而使用价格更低廉的本国中间品进行生产; 动态来看, 环境规制会迫使部分污染严重且盈利能力不足的企业退出市场, 提高污染行业进入成本。企业数量减少会降低对中间投入品的需求, 导致国内中间品相对价格下降, 降低企业进口中间品使用比。将上述分析结合式 (2) 可得, 环境规制会通过减少进口中间品使用

提升企业出口 DVAR。当规制强度较低时,这一效应也可能不显著。

综上,环境规制对企业出口 DVAR 的最终影响由生产率效应和进口中间品效应共同决定:当生产率效应为正时,两种效应均会提升企业出口 DVAR, DVAR 总体效应为正;当生产率效应为负时,两种效应一正一负,其相对大小将决定环境规制对企业出口 DVAR 最终效应的正负;当规制强度较低且企业资金充裕时,也可能不受规制政策的显著影响。基于上述分析,本文提出命题 1。

命题 1:环境规制会通过生产率效应和进口中间品效应影响企业出口 DVAR,而规制政策对 DVAR 的最终影响是两种效应综合作用的结果,其正负也取决于两种效应的相对大小。

企业排污存在负外部性,在环境规制实施前,企业会选择较低的污染治理水平;当环境规制政策实施后,企业治污成本提高,此时环境规制对企业的效应会受到规制强度、企业经营状况、污染水平、融资能力等因素的影响。若企业盈利能力高、污染水平低、融资能力强就会削弱环境规制的影响。国有企业相对而言企业规模大、技术水平高、受监管更严格且资金雄厚,往往生产环节比较规范,污染排放较少。此外国有企业在融资能力上具有非对称优势(Wei and Dollar, 2007)^[25],更容易获得政府补贴与银行信贷,其生产行为受环境规制影响相对较弱;非国有企业里中小型企业较多,这类企业研发资金受限,融资成本较高,大多数长期从事低技术水平、低附加值的生产活动,企业盈余较少。此外,中小型企业数量庞大,政府监管成本过高,导致其排污量可能远高于规定水平。当政府实施规制政策时,金融机构出于资金安全考虑会减少甚至停止借贷,使企业面临融资困境,因此其生产行为更容易受环境规制影响。综上所述提出命题 2。

命题 2:国有企业相比非国有企业抵御负面冲击的能力更强,在受到环境规制冲击后所受影响较弱,可能不会调整企业 TFP 和进口中间品使用比,因此 DVAR 变动较小。

上述命题从微观层面分析了企业在受环境规制影响后生产策略的调整。从宏观视角出发,行业和地区层面的特征变量可能对环境规制的经济影响产生调节效应。行业比较优势会影响企业研发效率,越具有比较优势的行业创新难度越低,研发效率越高(Ju et al., 2015)^[26]。因此若企业受到环境规制影响减少其研发投入,则具有比较优势的行业 TFP 所受影响也较大。当行业具有比较优势时,其上游企业竞争性更强(吕云龙和吕越, 2017)^[27],供给的本国中间品更多,可以使下游企业减少更多进口中间品使用。市场化程度是影响当地企业绩效的重要调节变量,较高的市场化水平可以增强创新溢出效应,提高企业创新效率(Chakraborty, 2016)^[28],因此市场化水平会加强环境规制对企业 TFP 的影响。此外市场化水平还会影响企业竞争强度,使其为下游企业提供价格更低、种类更多的中间投入品。当下游企业受环境规制影响时,可以用更多本国中间品替代进口中间品进行生产。

命题 3:环境规制对于企业出口 DVAR 的效应可能受到行业比较优势和地区市场化程度的条件影响。行业比较优势和地区市场化指数会增强环境规制对企业 TFP 和进口中间品使用比的效应,当生产率效应为正时,调节效应为正,此时进口中间品使

用比调节效应为负,则企业出口DVAR的调节效应为正;若生产率效应为负,调节效应也为负,则DVAR的最终调节效应取决于TFP和进口中间品使用比这两种调节效应的相对大小。

二、研究设计与模型设定

(一) 研究设计

为避免主观选择偏误,克服反向因果问题,本文以环境规制政策的实施为准自然实验,采用双重差分法研究环境规制对企业出口DVAR的影响。数据样本期为2000—2006年,故选择中国生态环境部于2003年下发的《关于大气污染防治重点城市限期达标工作的通知》(下文简称《通知》)作为准自然实验。2002年12月原环保总局发布《大气污染防治重点城市划定方案》(下文简称《方案》),划定113个城市作为“十五”期间大气污染防治重点城市,并将这113个城市依据现有污染情况区分为39个达标城市和74个未达标城市,要求到2005年39个达标城市继续保持,74个未达标城市要达到大气环境质量标准,这一方案在2003年初正式实施。工业企业生产活动是污染排放的主要来源,因此这一政策实施的重要落脚点为中国工业企业。鉴于被选中的113个城市与其他未被选中城市经济环境差距较大,为避免选择性偏误^①,本文借鉴Lu和Yu(2015)^[29]和Liu和Qiu(2016)^[30]的方法,将113个城市中受环境规制政策影响较大的未达标城市企业作为处理组,将受规制影响较小的达标城市企业作为控制组,实证检验上文中三个命题。

(二) 估计方法

DID基准模型一般设定如下:

$$DVAR_{ict} = \beta_0 + \gamma_1 Post + \gamma_2 Treat + \gamma_3 Treat \times Post + \beta X_{ict} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

但该模型设定更适用于两期数据,如果为多期面板则应采用类似固定效应模型的设定以得到更准确的估计。鉴于本文使用了2000—2006年工业企业与海关数据库合并的多期面板数据,参考董香书和肖翔(2017)^[31]等的处理方法,设定如下模型考察环境规制政策对企业出口DVAR的影响^②:

$$DVAR_{ict} = \beta_0 + \gamma D_{ct} + \beta X_{ict} + \mu_c + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中, $DVAR_{ict}$ 表示t年c城市i企业的出口国内附加值率, D_{ct} 为本文核心解释变量,在时间t若政策冲击已在c城市发生,取值为1,否则为零; D_{ct} 项的实质就是时间与个体虚拟变量的交互项,即基准模型的 $Treat \times Post$ 项; X_{ict} 为控制变量,包括企业层面的资本劳动比、规模、存续年份、所有制以及行业层面的竞争程度等; μ_c 代表城市层面不可观测的不随时间变动的特征,即基准模型的 $Treat$ 项; λ_t 表示年份固定效应,即基准模型的 $Post$ 项,但可以捕捉更多不随个体变化的效应; ε_{it} 是随机干扰项。为处理可能存在的组间异方差及自相关问题,本文的标准误聚类到企业层面。

①本文在后面的稳健性检验中会对这一点做进一步验证。

②为验证合理性以及稳健性,本文将在稳健性检验的最后报告利用DID基准模型进行回归的估计结果。

三、数据处理、指标选取与描述性统计

(一) 数据来源与处理

借鉴黄先海等(2016)^[32]的两步法,将2000—2006年中国工业企业数据和海关数据库相匹配,并剔除不符合会计准则的异常值与缺失值。最后保留原环保总局发布的《方案》中划定的113个城市的企业样本,共得到25 802家企业的73 936个观测值。

(二) 指标选取与测算

1. 企业出口国内增加值率(DVAR)的测算

借鉴Upward等(2013)和Kee和Tang(2016)等的研究,考虑了进口中间投入、贸易代理商、进口中间品使用比异质性以及资本品折旧率等问题,对中国企业层面出口国内增加值进行了测算,具体方法可联系作者索取。

2. 企业全要素生产率(TFP)的测算

首先对数据进行消除通货膨胀处理,资本存量按照永续盘存法进行计算。然后采用ACF法测算出企业TFP。为验证结论的稳健性,本文还采用OP法测算了企业TFP。

3. 其他变量(控制变量)

根据Kee和Tang(2016)、吕越等(2018)^[33]研究,本文主要控制如下变量:资本劳动比(*caplab*),采用企业固定资产净值年平均余额与企业从业人数的比值取对数来表示;企业规模(*size*),用企业从业人数的对数表示;企业存续年限(*age*),将当年年份减去企业开业年份再加1,结果取对数得到企业存续年限;企业所有制(*gyqy*),如果企业为国有企业则取值为1,否则取值为0;⑤行业竞争程度(*hhi*),采用赫芬达尔指数表示,结果汇总在4位码层面;进口中间品使用比例(*imratio*),用进口中间品与中间品投入总额之比来表示。

(三) 变量的描述性统计

命题2提到国有企业相比非国有企业存在外部融资优势,这一部分利用统计数据简要观察不同所有制企业特征的异同。表1显示,国有企业的出口国内增加值率(DVAR)、资本劳动比、规模、存续时间、全要素生产率均高于非国有企业,而非国有企业的进口中间品使用比更高。统计结果初步表明中国国有企业整体上并非出口获利能力差、生产效率低。

表1 主要变量的描述性统计

变量	非国有企业样本				国有企业样本			
	mean	sd	min	max	mean	sd	min	max
<i>DVAR</i>	0.6875	0.2551	0.0001	0.9972	0.8328	0.181	0.011	0.9957
<i>Lcaplab</i>	3.9917	1.5105	-6.9968	14.8486	4.3285	1.1755	-2.9469	14.6258
<i>size</i>	5.5169	1.1766	2.0794	11.9654	7.0981	1.3098	2.3026	11.3447
<i>Lage</i>	2.0255	0.6405	0.0000	5.0999	3.4566	0.7522	0.0000	5.0499
<i>LTFP</i>	4.1827	1.0809	-5.7382	12.0656	4.5386	1.1202	-1.2692	11.8237
<i>imratio</i>	0.2372	0.2492	0.0000	0.9998	0.0859	0.1422	0.0000	0.8262

注:非国有企业的样本量为72 819,国有企业的样本量为1 117。

四、计量结果与分析

(一) 整体样本估计结果

进口中间品使用受关税变动影响,且样本期间中国加入WTO,关税波动较大,因此本文控制了进口自由化效应^①。表2第(1)列为初步回归,DID系数显著为正。第(2)—(4)列分别纳入企业资本劳动比、规模、存续年限和所有制,并引入2位码行业层面固定效应,DID系数均显著为正。第(5)列控制了行业层面竞争程度和进口自由化程度,但没有包括行业固定效应,第(6)列则包括了全部控制变量及行业层面固定效应,DID系数仍显著为正,这表明在考虑了遗漏变量、反向因果等内生性问题的情况下,2003年的环境规制政策显著提高了出口企业DVAR。表2结果初步表明“绿色”与“发展”可实现内在自洽,保护生态环境可能成为中国经济转型升级、提升贸易质量的驱动力之一。

表2 环境规制对企业出口DVAR的影响估计(整体样本)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	DVAR	DVAR	DVAR	DVAR	DVAR	DVAR
DID	0.0156** (0.0064)	0.0146** (0.0063)	0.0140** (0.0063)	0.0131** (0.0063)	0.0150** (0.0065)	0.0130** (0.0063)
caplab		-0.0190*** (0.0010)	-0.0191*** (0.0010)	-0.0191*** (0.0010)	-0.0141*** (0.0010)	-0.0191*** (0.0010)
size			-0.0016 (0.0013)	-0.0022* (0.0013)	-0.0077*** (0.0014)	-0.0022* (0.0013)
age			0.0204*** (0.0020)	0.0174*** (0.0021)	0.0222*** (0.0021)	0.0174*** (0.0021)
gvqy				0.0776*** (0.0088)	0.0876*** (0.0088)	0.0778*** (0.0088)
hhi					0.1766* (0.0979)	-0.0425 (0.0994)
duty					0.0038*** (0.0003)	-0.0010* (0.0005)
调整R ²	0.158	0.167	0.170	0.171	0.120	0.171
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
City FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Ind FE	Yes	Yes	Yes	Yes	No	Yes
N	73 936	73 936	73 936	73 936	73 936	73936

注:括号内为聚类稳健标准误,***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著水平。

(二) 分样本估计结果(按企业不同所有制划分)

基准回归未对企业所有制进行区分。国有企业可能凭借其自身政治地位(Hering and Poncet, 2014)和融资的非对称优势(Wei and Dollar, 2007)减弱环境规制的负面效应,本节对此进行实证检验,表3汇报了相关结果。第(1) —

^①进口关税为二位码行业层面,由产品层面关税按进口额加权平均所得。产品层面关税来自WTO官方网站。

(3) 列为国有企业回归结果,在添加不同控制变量后,DID系数均不显著,说明环境规制政策对于国有企业的DVAR并无明显影响。第(4) — (6)列汇报了非国有企业的回归结果,DID系数显著为正,即环境规制对于非国有企业DVAR有正向影响。国有企业效应不显著的原因还不能确定,是因为两种中介效应正负相互抵消还是国有企业凭借其自身优势可以更好地应对规制政策有待后文进一步检验。

表3 环境规制对企业出口DVAR的影响估计(分所有制样本)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	SOE	SOE	SOE	N-SOE	N-SOE	N-SOE
DID	-0.0064 (0.0250)	-0.0066 (0.0250)	-0.0041 (0.0256)	0.0166** (0.0065)	0.0156** (0.0064)	0.0151** (0.0064)
caplab		0.0011 (0.0062)	0.0004 (0.0059)		-0.0191*** (0.0010)	-0.0192*** (0.0010)
hhi			0.2849 (0.1861)			-0.0637 (0.1035)
size			0.0067 (0.0072)			-0.0022* (0.0014)
age			0.0241** (0.0102)			0.0168*** (0.0021)
duty			-0.0014 (0.0028)			-0.0011** (0.0006)
调整 R ²	0.222	0.222	0.229	0.157	0.167	0.168
Year/City/ Industry FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	1 117	1 117	1 117	72 819	72 819	72 819

注:括号内为聚类稳健标准误,***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著水平。

五、稳健性检验

(一) DID 安慰剂检验

为确保双重差分法得到有效估计,这一部分进行安慰剂检验。借鉴蒋灵多和陆毅(2017)^[34]的研究,设定如下计量模型:

$$DVAR_{ict} = \alpha_0 + \gamma_t treat_c \times year_t + \beta' X_{ict} + \mu_c + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

其中,交互项为2001年、2002年虚拟变量与 $treat_c$ 项交乘,样本区间为2000—2003年。回归结果显示平行趋势检验的交互项系数不显著^①,即处理组与控制组具有可比性。动态回归显示环境规制对企业出口DVAR的效应逐步加强,正向效应存在一定滞后性。安慰剂检验则分别假定政策实施时间提前为2002年和2001年,结果显示2002年交互项系数显著性下降,但仍在10%的水平上显著,2001年交互项系数则不显著。检验结果没有严格排除安慰剂效应,由于《通知》中所选城市可能不满足随机性,下面利用倾向得分匹配法进行进一步检验。

^①限于篇幅,稳健性检验部分均已省略实证结果表格,备索。

(二) PSM-DID 检验结果

本节采用倾向得分匹配法 (PSM), 尝试降低处理组与控制组中企业在政策实施前的差异。参考董香书和肖翔 (2017) 的处理方法, 按照 1:1 最近邻匹配方法对处理组和控制组企业进行倾向得分匹配。平衡性检验结果表明匹配后处理组与控制组企业之间的协变量不存在显著差异, 且偏差绝对值均小于 2%。PSM-DID 的回归中核心解释变量 DID 项系数的符号与显著性均与表 2 和表 3 结果一致。平行趋势检验、动态回归中各交互项系数的显著性及正负与匹配前结果基本相同。安慰剂检验的结果显示, 2002 年和 2001 年的交互项系数均不显著, 可以认为满足平行趋势假定, 也进一步验证了前文结论的稳健性。

(三) 更换控制组的稳健性检验

113 个城市是根据该城市是否属于直辖市、省会城市、沿海开放城市、重点旅游城市以及城市的综合经济能力和环境污染现状划定的。为避免可能存在的城市选择效应, 本节选取其他未被划定城市作为另一控制组进行稳健性检验。实证结果与前文相反, 环境规制对非国有企业效应不显著, 对国有企业则显著为正。由于处理组和控制组可能因城市经济发展水平不同存在企业选择性行为, 本文利用 PSM 处理后的样本再次进行检验, 匹配后结果与匹配前和前文均不相同, 各效应不再显著。更换控制组后, 处理组与控制组企业在各方面存在较大不同, 且倾向得分匹配只能减少可观测因素造成的差异。此外, 未被划定城市可能存在污染不达标情况, 因此不应作为控制组。

(四) DID 基准模型的稳健性检验

本文所设定的 DID 模型实质上为两期 DID 模型针对多期面板数据的变形。本节利用两期基准 DID 模型进行稳健性检验, 结果证实 $Treat \times Post$ 项的系数符号与显著性较先前结果相比没有发生明显变化。

六、影响机制分析

理论部分表明, TFP 和进口中间品使用比是环境规制影响企业出口 DVAR 的两个重要渠道。环境规制会提升非国有企业出口 DVAR, 但背后存在几种不同作用路径。本节通过建立中介效应模型实证检验理论部分的分析, 探究环境规制提升企业出口 DVAR 的作用机制。参考吕越等 (2018) 的做法, 建立如下中介效应模型:

$$DVAR_{ict} = \beta_1 + \gamma_1 D_{ct} + \beta X_{ict} + \mu_c + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

$$imratio_{ict} = \beta_2 + \gamma_2 D_{ct} + \beta X_{ict} + \mu_c + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

$$TFP_{ict} = \beta_3 + \gamma_3 D_{ct} + \beta X_{ict} + \mu_c + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

$$DVAR_{ict} = \beta_4 + \gamma_4 D_{ct} + \omega imratio_{ict} + \sigma TFP_{ict} + \beta X_{ict} + \mu_c + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

基准回归表明环境规制只对非国有企业出口 DVAR 产生影响, 因此表 4 (1) — (5) 列的中介效应检验针对非国有企业样本。第 (1) 列 DID 项系数显著为负, 表明环境规制显著降低了非国有企业进口中间品使用。第 (2) 列显示环境规制对企业 TFP 不产生显著影响, 结合相关研究可做出如下分析: 环境规制政策强度较弱, 企业的研发和进口中间品均需要前置资金 (Manova and Yu, 2016), 但

研发会更直接影响企业 TFP 这一核心竞争力,同时其前期投入可能较高,因此企业在权衡后选择降低进口中间品使用并保持原有研发投入水平。进口中间品也会影响企业的竞争力及出口获利能力(诸竹君等,2018),非国有企业降低进口中间品使用比可能受制于融资约束,这一点将在下文进行验证。第(3)列将 *imratio* 纳入方程中, DID 项不再显著而 *imratio* 项显著为负,说明进口中间品使用比是环境规制影响企业出口 DVAR 的重要渠道。此外第(4)、(5)列结果也验证了 TFP 是企业出口 DVAR 的影响因素之一。

表4第(6)、(7)列显示环境规制对国有企业的进口中间品使用比(*imratio*)和全要素生产率(TFP)影响均不显著。这一结果背后存在两种可能的原因:一是国有企业拥有外部融资优势,面对环境规制可以通过低成本借贷治理污染,不会对生产策略产生影响;二是国有企业相对而言更易于监管,且规模更大、资本雄厚,其生产环节更加规范,对污染排放要求更严,因此受环境规制影响较弱。实证结果显示环境规制对国有与非国有企业内部、外部融资约束均无显著影响,结合上文分析,非国有企业选择调整生产策略应对冲击,而国有企业所受影响微弱。此外,PSM-DID 结果大体一致,基本排除选择性偏误问题。

表4 中介效应检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	N-SOE	N-SOE	N-SOE	N-SOE	N-SOE	SOE	SOE
	<i>imratio</i>	TFP	DVAR	DVAR	DVAR	TFP	<i>imratio</i>
DID	-0.0189*** (0.0061)	-0.0263 (0.0267)	-0.0016 (0.0035)	0.0127* (0.0066)	-0.0038 (0.0036)	0.2105 (0.1582)	0.0118 (0.0198)
<i>imratio</i>			-0.8410*** (0.0034)		-0.8415*** (0.0034)		
TFP				0.0051*** (0.0014)	0.0124*** (0.0007)		
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
调整 R ²	0.179	0.268	0.754	0.171	0.762	0.359	0.238
Year/City/ Industry FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	71 168	69 469	71 168	69 469	67 885	1 048	1 106

注:括号内为聚类稳健标准误,***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著水平。

七、进一步分析

(一) 不同贸易方式的影响

加工贸易企业主要利用中国劳动力的低廉成本嵌入到全球价值链中,贸易获利能力相对较低(Kee and Tng, 2016)。本节就不同贸易方式进行实证检验,结果汇报在表5中。第(1)、(4)列表明,环境规制会显著提升加工贸易企业出口DVAR,对一般贸易企业则无明显影响。第(2)、(5)列说明环境规制对两种贸易方式企业的TFP均无显著影响。第(3)、(6)列显示环境规制会降低加工贸易企业的进口中间品使用比而不会影响一般贸易企业。一般贸易企业技术水平更高、获

利能力更强,可利用销售利润筹集资金应对环境规制对成本的负面冲击。加工贸易企业更多从事附加值较低的生产环节,企业盈余资金有限,选择减少进口中间品使用以治理污染。综上,环境规制不对中国一般贸易和加工贸易企业出口 DVAR 产生负向影响。加工贸易企业通过本国中间品替代进口中间品进行生产,提升其出口 DVAR;一般贸易企业可凭借其盈利优势缓解环境规制的负向冲击,当规制强度较弱时将不影响其生产决策。

表5 环境规制对不同贸易方式企业影响的检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	加工贸易	加工贸易	加工贸易	一般贸易	一般贸易	一般贸易
	DVAR	TFP	imratio	DVAR	TFP	imratio
DID	0.0396** (0.0175)	-0.0059 (0.0677)	-0.0595*** (0.0174)	-0.0059 (0.0086)	0.0791 (0.0570)	0.0103 (0.0096)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
调整 R ²	0.080	0.192	0.075	0.167	0.259	0.136
Year/City/ Industry FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	12 944	12 147	12 361	18 407	17 561	18 239

注:括号内为聚类稳健标准误,***、**分别表示1%、5%的显著水平。

(二) 行业比较优势的调节效应

表6汇报了对比较优势调节效应的检验,其中交叉项 $DID \times RCA$ 为关键解释变量。表6中第(1) — (3)列和第(4) — (6)列分别为非国有企业和国有企业的回归结果。第(1)列显示更具有比较优势的行业可以获得更强的DVAR提升效应。第(2)、(3)列分别检验了RCA对中介变量 *imratio* 和进口中间品质量^①的调节效应,更具比较优势的行业进口中间品使用比减少越多、进口中间品质量也下降越多。第(4) — (6)列表明国有企业的调节效应均不显著。根据古典经济学理论,更具有比较优势的行业往往规模较大,上下游供应商也更多,更容易选择本土中间品替代。中国最具有比较优势的制造业行业多为劳动密集型产业,对中间品的技术要求相对较低,且最具有比较优势的几个行业技术水平较低,中间品替代弹性较高,因此企业可以在降低进口中间品质量的同时保持一定出口竞争力。实证结果证实了中国加快产业转型升级的必要性:当一国优势行业技术水平较低时,低成本是主要竞争力,企业关注减少成本而非提高质量。企业面对冲击时会牺牲质量以降低成本,这将促使其陷入“低端锁定”。

(三) 不同地区(市场化程度)的影响

本节从地区层面分析环境规制对企业的差异化效应,表7第(1) — (3)列分别利用全样本检验了环境规制对东部、中部、西部企业出口DVAR的影响,其中仅东部地区效应显著。地区市场化水平会影响当地企业的经营绩效(Chakraborty,

^①中介效应检验显示环境规制通过影响进口中间品使用而非全要素生产率对企业出口DVAR产生作用,故此进一步考察RCA对进口中间品质量的调节效应,从垂直差异化角度得到更细致的结论。

表6 各行业 RCA 指数的调节效应

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	N-SOE	N-SOE	N-SOE	SOE	SOE	SOE
	DVAR	imratio	quality	DVAR	imratio	quality
DID	0.0011 (0.0085)	-0.0059 (0.0081)	0.0223*** (0.0066)	-0.0504 (0.0319)	0.0084 (0.0263)	-0.0006 (0.0426)
DID×RCA	0.0087*** (0.0028)	-0.0083*** (0.0027)	-0.0120*** (0.0021)	0.0213 (0.0131)	0.0042 (0.0129)	-0.0268 (0.0175)
RCA	-0.0077 (0.0077)	0.0030 (0.0075)	0.0025 (0.0050)	0.0134 (0.0387)	0.0265 (0.0266)	0.0727* (0.0419)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
调整 R ²	0.166	0.178	0.217	0.240	0.248	0.329
Year/City/ Industry FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	64 075	62 550	55 501	960	950	777

注：括号内为聚类稳健标准误，***、** 分别表示 1%、5% 的显著水平。

2016)，第（4）列证实市场化程度对非国有企业出口 DVAR 存在显著正向调节作用。第（5）列表明市场化水平对非国有企业进口中间品存在显著负向调节效应，其原因可能是市场化程度越高其区域内上游供应商也越多，企业便于以低成本搜寻国内中间品替代进口中间品。对国有企业样本的回归显示市场化的调节效应均不显著，实证结果限于篇幅省略备索。一个值得关注的问题是，环境规制对中西部地区企业没有产生显著影响并非说明该地区企业污染程度较低。随着生产要素价格的提高和环保标准日趋严格，东部地区企业面临双重压力，因此将污染部分转向中西部地区成为其选择，即“污染天堂”效应。中西部地区企业对环境规制政策不敏感是因为“逐底效应”的存在：市场化程度较低的地区一般经济水平也相对落后，地方政府以牺牲环境为代价，采用追逐到底的做法来吸引流动性要素以谋求经济发展。市场化程度越高的地区可能执行环境规制政策越严格，也就越容易受到环境规制政策的影响。

表7 环境规制对不同地区 DVAR 的异质性影响及市场化程度的调节效应

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	All	All	All	N-SOE	N-SOE	N-SOE
	EAST	MID	WEST	DVAR	imratio	quality
DID	0.0157** (0.0068)	-0.0129 (0.0277)	-0.0061 (0.0276)	-0.0405** (0.0187)	0.0481*** (0.0178)	-0.0005 (0.0152)
DID×M				0.0067*** (0.0020)	-0.0082*** (0.0019)	0.0003 (0.0016)
market				-0.0168*** (0.0041)	0.0241*** (0.0040)	-0.0006 (0.0029)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
调整 R ²	0.163	0.165	0.184	0.169	0.180	0.220
Year/City/ Industry FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	69 731	1 713	1 385	72 829	71 178	62 725

注：括号内为聚类稳健标准误，***、** 和 * 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著水平。

八、结论与政策建议

本文研究了环境规制对企业出口DVAR的影响,以国务院2003年发布的《通知》为准自然实验,使用中国工业企业与海关数据库的匹配数据进行实证检验,主要结论如下:一是环境规制对企业出口DVAR产生显著正向效应,从不同所有制角度出发,非国有企业DVAR会受到环境规制的正向影响,国有企业的效应不显著;二是中介效应模型检验显示,进口中间品使用比是环境规制影响企业出口DVAR的主要渠道,规制政策没有显著影响企业TFP;三是进一步研究发现,环境规制没有对企业的内、外部融资约束产生影响,表明2003实施的环境规制政策可能强度较低;四是环境规制对加工贸易企业出口DVAR有正向效应,对一般贸易企业影响不显著;更高显示性比较优势的行业对企业出口DVAR有显著正向调节效应;企业所处地区的市场化程度越高,其DVAR越会受到环境规制的正向影响。

本文政策含义如下:第一,全面贯彻绿色发展理念,加强对环境规制执行的监督。中国大气污染情况已得到一定改善,但空气质量仍存在问题,其中重要原因之一是各地方政府担心严格的环境规制政策会影响当地企业发展,实证结果表明环境规制没有对企业出口DVAR产生负面影响,政府应为企业提供良好的营商环境,同时加强对其污染的监督。第二,发挥国有企业引领作用,推动中小型企业发展。国有企业在企业规模、生产技术、存续时间、资本劳动比等方面存在优势,在面对强度较弱的环境规制时没有受到显著影响;而非国有企业会被迫调整其生产策略,减少中间品进口。因此促进中小型企业技术升级可以提高其盈利能力以抵御各种不确定性风险,国有企业拥有资金优势,可以在技术研发与生产环节清洁规范等方面起到示范性作用。第三,促进地区市场化改革,推动地方官员考核多样化。在中西部地区执行环境规制政策可能导致大量污染性企业无法继续生产。如果将GDP水平作为官员唯一考核标准容易引发“逐底效应”,使中西部地区成为“污染避难所”。推动地区市场化发展可以提升企业经营绩效,增强企业活力,帮助其减轻环境规制对成本的不利影响。在此基础上将环境保护、产业转型升级等内容纳入官员考评体系,给落后地区调整空间,引导其根据地方特色开发清洁型产业,实现“绿色发展”。

[参考文献]

- [1]林伯强,蒋竺均. 中国二氧化碳的环境库兹涅茨曲线预测及影响因素分析[J].管理世界,2009,(4):27-36.
- [2]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.
- [3]张红凤,周峰,杨慧,等. 环境保护与经济发展双赢的规制绩效实证分析[J].经济研究,2009,(3):14-26.
- [4]HERING L, PONCET S. Environmental Policy and Exports: Evidence from Chinese Cities [J].Journal of Environmental Economics & Management,2014,68(2):296-318.
- [5]SHI X Z, XU Z F. Environmental Regulation and Firm Exports: Evidence from The Eleventh Five-Year Plan in China [J].Journal of Environmental Economics and Management,2018(89):187-200.
- [6]KOOPMAN R, WANG Z, WEI S J. Tracing Value-Added and Double Counting in Gross Exports [J].American E-

- conomic Review, 2014, 104(2): 459-494.
- [7] 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.
- [8] UPWARD R, Z WANG, J ZHENG. Weighing China's Export Basket: The Domestic Content and Technology Intensity of Chinese Exports [J]. Journal of Comparative Economics, 2013, 41(2): 527-543.
- [9] 张杰, 陈志远, 刘元春. 中国出口国内附加值的测算与变化机制 [J]. 经济研究, 2013, 48(10): 124-137.
- [10] 王孝松, 吕越, 赵春明. 贸易壁垒与全球价值链嵌入——以中国遭遇反倾销为例 [J]. 中国社会科学, 2017(1): 108-124.
- [11] 诸竹君, 黄先海, 余骁. 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.
- [12] 余淼杰, 崔晓敏. 人民币汇率和加工出口的国内附加值: 理论及实证研究 [J]. 经济学(季刊), 2018(3): 1207-1234.
- [13] BERNARD A B, J EATON, J B JENSEN, S KORTUM. Plants and Productivity in International Trade [J]. American Economic Review, 2003, 93(4): 1268-1290.
- [14] MELITZ M J, G I P OTTAVIANO. Market Size, Trade, and Productivity [J]. Review of Economic Studies, 2008, 75(1): 295-316.
- [15] 毛其淋, 许家云. 中间品贸易自由化提高了企业加成率吗——来自中国的证据 [J]. 经济学(季刊), 2017(1): 485-524.
- [16] GRAY W B. The Cost of Regulation: OSHA, EPA and the Productivity Slowdown [J]. American Economic Review, 1987(77): 998-1006.
- [17] PORTER M E. America's Green Strategy [J]. Scientific American, 1991, 264(4): 168-264.
- [18] JAFFE A B, PALMER K. Environmental Regulation and Innovation: A Panel Data Study [J]. Review of Economics and Statistics, 1997, 79(4): 610-619.
- [19] GREENSTONE M. The Impacts of Environmental Regulation on Industrial Activity: Evidence from the 1970 and 1977 Clean Air Act Amendments and the Census of Manufactures [J]. Journal of Political Economy, 2002, 110(6): 1175-1219.
- [20] YIN J H, ZHENG M, CHEN J. The Effects of Environmental Regulation and Technical Progress on CO2 Kuznets Curve: An Evidence from China [J]. Energy Policy, 2015(77): 97-108.
- [21] 张成, 陆喆, 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.
- [22] 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.
- [23] RYAN S P. The Costs of Environmental Regulation in A Concentrated Industry [J]. Econometrica, 2012, 80(3): 1019-1061.
- [24] MANOVA K, YU Z. How Firms Export: Processing vs. Ordinary Trade with Financial Frictions [J]. Journal of International Economics, 2016(100): 120-137.
- [25] WEI S J, DOLLAR D. Capital, Firm Ownership and Investment Efficiency in China [R]. NBER Working Paper, 2007, 13103.
- [26] JU J, LIN J Y, WANG Y. Endowment Structures, Industrial Dynamics, and Economic Growth [J]. Journal of Monetary Economics, 2015(76): 244-263.
- [27] 吕云龙, 吕越. 上游垄断与制造业出口的比较优势——基于全球价值链视角的经验证据 [J]. 财贸经济, 2017, 38(8): 98-111.
- [28] CHAKRABORTY P. Judicial Quality and Regional Firm Performance: The Case of Indian States [J]. Journal of Comparative Economics, 2016, 44(4): 902-918.
- [29] LU Y, YU L. Trade Liberalization and Markup Dispersion: Evidence from China's WTO Accession [J]. American Economic Journal: Applied Economics, 2015, 7(4): 221-53.

- [30] LIU Q, QIU L D. Intermediate Input Imports and Innovations: Evidence from Chinese Firms' Patent Filings [J]. *Journal of International Economics*, 2016(103): 166-183.
- [31] 董香书, 肖翔. “振兴东北老工业基地”有利于产值还是利润——来自中国工业企业数据的证据[J]. *管理世界*, 2017(7): 24-34.
- [32] 黄先海, 诸竹君, 宋学印. 中国出口企业阶段性低加成率陷阱[J]. *世界经济*, 2016, 39(3): 95-117.
- [33] 吕越, 盛斌, 吕云龙. 中国的市场分割会导致企业出口国内附加值率下降吗[J]. *中国工业经济*, 2018(5): 5-23.
- [34] 蒋灵多, 陆毅. 最低工资标准能否抑制新疆尸企业的形成[J]. *中国工业经济*, 2017(11): 118-136.

(责任编辑 蒋荣兵)

Does Environmental Regulation Reduce Enterprise Export Domestic Value-added Ratio in China

WANG Yi HUANG Xianhai YU Xiao

Abstract: This paper explored a unique firm-level data-set between 2000 and 2006, which came from Annual Survey of Industrial Firms (ASIF) and China Customs Database, and utilized a quasi-experimental design to investigate whether environmental regulation affects enterprise export domestic value-added ratio in China. The identification used the Deadline of Air Pollution Prevention and Control Policy in Key Cities implemented by the Chinese government in 2003, in which tougher environmental regulations were imposed in Key Cities but not others. We found three conclusions by difference-in-difference estimation. First, environmental regulation improves enterprise export domestic value-added ratio in China especially in non state-owned enterprises. Second, enterprise import intermediate use ratio is an significant influence mechanism while TFP is not. Environmental regulation has no impact on enterprise financing constraints. Third, the impact of environmental regulation on Chinese enterprise export DVAR is different between industries or regions. We propose a differentiated environmental regulation framework based on enterprise ownership, trade methods, industry comparative advantages and regional marketization will improve enterprise export DVAR and accelerate industrial transformation and upgrading in China. With the concept of “green development”, a differentiated environmental policy can promote sustainable economic growth in China.

Keywords: Environmental Regulation; Total Factor Productivity; Import Intermediate Goods; Export Domestic Value-added Ratio