

市场型环境规制影响出口国内附加值率研究 ——基于排污权交易政策试点的研究

宋 林 高 强

内容提要:本文在基于中间品特征视角构建市场型环境规制影响出口国内附加值率的理论框架基础上,采用2000—2009年中国规模以上工业企业数据和中国海关贸易数据,以“二氧化硫总量控制及排放权交易政策”实施作为准自然实验,使用双重差分法、三重差分法分析市场型环境规制对出口国内附加值率的影响。研究发现:(1)市场型环境规制实施显著抑制了出口国内附加值率。(2)市场型环境规制对出口国内附加值率抑制作用来源于污染密集行业企业,在清洁生产行业企业中未呈现抑制作用;市场型环境规制影响出口国内附加值率受到地区市场分配经济资源异质性影响,地区市场分配经济资源比重越高市场型环境规制对出口国内附加值率的抑制作用越小。(3)机制检验表明市场型环境规制通过中间品种类抑制出口国内附加值率,通过中间品质量促进出口国内附加值率。本研究为市场型环境规制通过中间品特征影响企业真实贸易利得提供了理论依据和经验证据。

关键词:市场型环境规制;中间品特征;出口国内附加值率;排污权交易政策试点

DOI:10.19365/j.issn1000-4181.2022.06.11

一、引言

中共中央国务院颁布的《关于推进贸易高质量发展的指导意见》指出“推进贸易与环境协调发展……发展高附加值贸易”。随着政府对生态环境日益重视,民众对美好生活环境需求逐渐增加,环境规制在中国对外贸易发展中扮演的角色越发重要。环境规制政策主要包含命令型环境规制、公众参与型环境规制和市场型环境规制三种。市场型环境规制与党的二十大报告提出的“充分发挥市场在资源配置中的决定性作用”方针一脉相承,是政策实践倡导的重要趋势。不同于命令型环境规制主要利用政府强制命令和公众参与型环境规制主要利用公众监督进行减排,市场型环境规制是在产权明晰的前提下,通过完善的市场机制配置环境资源以达到污染减排目标的手段。那么,市场型环境规制究竟会对体现国际贸易高质量发展的出口国内附加值率产生何种影响?是否存在行业和地区异质性?这种影响是通过何种机制实现的?对以上问题的回答,不仅关系到全面评价市场型环境规制的经济效应,而且关系到推进中国对外贸易高质量发展。

收稿日期:2021-04-28

基金资助:国家社科基金重大项目(20ZDA051);国家自然科学基金青年项目(72103163);陕西省自然科学基金研究计划项目(2021JQ-457);中国-中东欧国家高校联合教育项目(202028)。

作者简介:宋林,西安交通大学经济与金融学院,博士,教授,博士研究生导师;高强(通讯作者),西安交通大学经济与金融学院,博士研究生。

随着国际贸易的迅猛发展,贸易模式发生了重大变化,产品的加工生产环节被拆分至世界范围内进行,这导致一国所生产的最终产品中还包含了大量的国外成分,传统的贸易总量统计不能真正反映一国的贸易发展水平和真实贸易利得。新的统计指标——出口国内附加值率(以下简称DVAR, Domestic Value Added Ratio)应运而生,该指标可以更加准确衡量在单位出口贸易中一国贸易利得大小、发展状况,并度量全球价值链参与程度。现有文献中,部分研究从企业所处外部经济环境角度探究了影响出口DVAR的因素,如地区金融发展和融资约束(邵昱琛等,2017;铁瑛和何欢浪,2020)、地方产业集群(张丽和廖赛男,2021)、市场分割(吕越等,2018)、企业贸易网络(吕越和尉亚宁,2020)和制造业上游垄断(李胜旗和毛其淋,2017)等;另有文献从对外开放的角度研究了出口DVAR所受到的影响,如贸易自由化(毛其淋和许家云,2019)、FDI(程文先和樊秀峰,2017;Kee & Tang, 2016)等。

关于环境规制影响出口DVAR的研究中:王毅等(2019)利用中国规模以上工业企业数据和中國海关贸易数据,以中国生态环境部于2003年下发的《关于大气污染防治重点城市期限达标工作的通知》为准自然实验,研究发现环境规制提升了出口DVAR,认为环境规制通过企业生产率和进口中间品使用比例影响出口DVAR。杨烨和谢建国(2020)利用2008年环境信息披露政策研究了环境规制对出口DVAR的作用效果,同样发现环境规制通过成本加成效应和中间品替代效应最终提升了出口DVAR,而且这种提升作用存在污染程度差异,当企业污染程度较低且生产率较高时环境信息披露会抑制出口DVAR,污染程度较高时环境规制会提升出口DVAR。纵观上述研究不难发现:一方面,以上研究都以政府施行某项环境规制政策为准自然实验研究了不同类型环境规制影响出口DVAR的机制,但不同类型环境规制政策同样存在较大差异,现有环境规制政策主要包含命令型环境规制、市场型环境规制和公众参与型环境规制三种。王毅等(2019)与杨烨和谢建国(2020)分别对命令型环境规制和公众参与型环境规制影响出口DVAR进行了充分研究,而市场型环境规制不同于其他类型的环境规制,主要利用市场机制解决企业排污权定价,进而实现减排及环境改善。那么与非市场型环境规制相比,市场型环境规制对出口DVAR的影响究竟存在何种异同?是否存在行业和地区异质性?目前尚未有学者进行专门深入分析。另一方面,上述文献大多以企业中间品使用比例、企业加成率或企业生产率为影响机制的主要研究对象,忽略了中间品特征的重要影响。在生产全球化的今天国际贸易中大约有三分之二为中间品贸易(Johnson & Noguera, 2017),而且根据出口DVAR的经济学定义,决定出口DVAR的关键因素是中间品特征,仅有杨烨和谢建国(2020)探究了环境规制对地区中间品种类的影响。但中间品特征不仅包含中间品种类,还包含中间品质量等,因此有必要对环境规制通过中间品特征影响出口DVAR进行更全面的分析。

本文贡献在于:第一,中国政府于2002年开始逐步启动市场型环境规制——“二氧化硫总量控制及排放权交易政策”,本研究以“二氧化硫总量控制及排放权交易政策”为切入点探讨市场型环境规制对出口DVAR的影响,为丰富中国市场型环境规制影响对外贸易高质量发展提供了理论依据与经验证据,也一定程度上为市场型环境规制——碳排放权交易试点工作影响对外贸易发展提供经验借鉴。第二,本文将行业污染密集度异质性和地区市场分配经济资源异质性引入实证分析,明确了环境规制的主要影响对象,为市场型环境规制如何更有效发挥正向积极作用提供了一定经验证据。第三,不同于以往关于出口DVAR的研究,由于影响出口DVAR的关键因素是中间品特征,因此本文同时将国内中间品种类和进口中间品种类、国内中间品质量和进口中间品质量等中间品特征纳入了统一分析框架,拓展了Kee & Tang(2016)的理论模型,在理论分析和机制检验中重点探讨了市场型环境规制通过中间品特征影响出口DVAR,为如何更有效提升出口DVAR提供了新的理论视角和经验证据。

本文的后续部分安排如下:第二部分为政策背景和理论分析;第三部分为计量模型和数据处

理;第四部分为实证分析和稳健性检验;第五部分为环境规制影响出口 DVAR 的作用机制检验;最后一部分为结论及政策建议。

二、政策背景和理论分析

(一) 政策背景

环境规制是政府调节经济发展与环境问题间矛盾的主要手段,它不仅关系到环境问题的改善,同样也深刻影响着经济发展。市场型环境规制是由市场机制确定相应污染物排放价格,最主要的特征是对排放制定市场价格,如碳税、碳交易等(王班班和齐绍洲,2016)。中国国家环保总局办公厅于2002年3月1日印发了环办函[2002]51号文件,决定在山东省、山西省、江苏省、河南省、上海市、天津市、柳州市开展“二氧化硫总量控制及排放权交易政策”(以下简称“排放权交易政策”)实施的示范工作;此外,为实现电力行业的二氧化硫减排,中国原国家环保总局办公厅在环办函[2002]188号文件中,增加了中国华能集团公司参加“排放权交易政策”的示范工作(二氧化硫排放总量控制及排放权交易政策实施示范工作组,2004)。示范工作涉及131个城市(包括县级市),包括中国经济最发达、社会主义市场经济发育较成熟的上海市、江苏省,二氧化硫排放量最高的山东省,中原工业大省、人口最多的河南省,重工业、能源基地山西省,中国有代表性的工业大城市天津市,以及拥有电力行业发电容量近1/10电厂的中国华能集团公司。中国华能集团公司作为一个跨区域的拥有多家电厂的大型电力企业,下属的各个电厂间存在较大差异,燃煤含硫、单位装机排放量以及电厂所在地区的环境差异为华能在企业内部就可以实现各个电厂之间的二氧化硫排放权交易提供了条件。以上特点都使示范工作具有足够的代表性和典型性。

(二) 理论分析

借鉴 Kee 与 Tang (2016) 的方法,我们从理论层面推导出出口 DVAR 的表达式。假定企业 f 的生产函数为 C-D 生产函数,其形式为:

$$Y_{ft} = \varphi_{ft} K_{ft}^{e_K} L_{ft}^{e_L} M_{ft}^{e_M} \quad (1)$$

$$M_{ft} = [(Qty_{ft}^D M_{ft}^D)^{\frac{E-1}{E}} + (Qty_{ft}^I M_{ft}^I)^{\frac{E-1}{E}}]^{\frac{E}{E-1}} \quad (2)$$

其中, $e_K + e_L + e_M = 1$, 且 $E > 1$; $E > 1$ 式(1)中 Y_{ft} 为企业 f 在 t 期的产量; φ_{ft} 为企业 f 在 t 期的生产率; K_{ft} 、 L_{ft} 、 M_{ft} 分别表示企业 f 在 t 期投入的资本、劳动、中间品,其对应价格分别为 r_{ft} 、 w_{ft} 、 P_t^M ; 式(2)中 M_{ft} 为企业中间品总需求量,分为进口中间品 M_{ft}^I 和国内中间品 M_{ft}^D ,对应的价格分别为 P_t^I 和 P_t^D ; Qty_{ft}^I 为 t 期的进口中间品质量, Qty_{ft}^D 为 t 期的国内中间品质量; e_K 、 e_L 、 e_M 分别表示资本投入的产出弹性、劳动投入的产出弹性、中间品投入的产出弹性; E 表示国内中间品和进口中间品间替代弹性。与 Broda & Weinstein (2006) 的思路类似, t 时期进口中间品种类数为 V_t^I , $m_{v_t^I}^I$ 代表某种类进口中间品,进口中间品总需求与进口中间品种类之间的关系可表示为 $M_{ft}^I = [\sum_{v_t^I=1}^{V_t^I} (m_{v_t^I}^I)^{\frac{e-1}{e}}]^{\frac{e}{e-1}}$, 其中 $v_t^I \in V_t^I$; t 时期国内中间品种类数为 V_t^D , $m_{v_t^D}^D$ 为某种类国内中间品,国内中间品总需求与国内中间品种类之间的关系可表示为 $M_{ft}^D = [\sum_{v_t^D=1}^{V_t^D} (m_{v_t^D}^D)^{\frac{e-1}{e}}]^{\frac{e}{e-1}}$, 其中 $v_t^D \in V_t^D$; $e > 1$,

表示进口或国内中间品间替代弹性; $m_{v_t^D}^D$ 和 $m_{v_t^I}^I$ 在 t 期的价格分别表示为 $p_{v_t^D}^D$ 、 $p_{v_t^I}^I$, 进口中间品平均价格和各类进口中间品价格间的关系可表示为: $P_t^I = [\sum_{v_t^I=1}^{V_t^I} (p_{v_t^I}^I)^{\frac{e-1}{e}}]^{\frac{e}{e-1}}$, 国内中间品平均价格和

各种类国内中间品价格间的关系可表示为: $P_t^D = \left[\sum_{v_t^D=1}^{V_t^D} (p_{v_t^D}^D)^{\frac{e-1}{e}} \right]^{\frac{e}{e-1}}$ 。在给定式(2)的情况下,中间品价格 P_t^M 可以表示为 P_t^D 和 P_t^I 、 Qty_t^D 和 Qty_t^I 的不变替代弹性函数:

$$P_t^M = [(P_t^D/Qty_t^D)^{1-E} + (P_t^I/Qty_t^I)^{1-E}]^{\frac{1}{1-E}} \quad (3)$$

根据企业生产成本最小化原则,企业的生产成本函数可表示为:

$$C_{jt}(r_t, w_t, P_t^M, Y_{jt}) = \frac{Y_{jt}}{\varphi_{jt}} \left(\frac{r_t}{e_K} \right)^{e_K} \left(\frac{w_t}{e_L} \right)^{e_L} \left(\frac{P_t^M}{e_M} \right)^{e_M} \quad (4)$$

构建拉格朗日函数,求解企业的最小生产成本,可得:

$$\frac{P_t^M M_{jt}}{C_{jt}} = \frac{P_t^M \frac{e_M}{P_t^M} C_{jt}}{C_{jt}} = e_M \quad (5)$$

根据式(4),计算企业产出的边际生产成本:

$$c_{jt} = \frac{\partial C_{jt}}{\partial Y_{jt}} = \frac{1}{\varphi_{jt}} \left(\frac{r_t}{e_K} \right)^{e_K} \left(\frac{w_t}{e_L} \right)^{e_L} \left(\frac{P_t^M}{e_M} \right)^{e_M} \quad (6)$$

尽管同一年份和行业的所有企业拥有相同的原材料投入价格和投入弹性,但是每个企业的生产率 φ_{jt} 是不同的,这就导致了所有企业拥有不同的边际生产成本 c_{jt} 。将进口中间品成本占总收益的比重表示为:

$$\frac{P_t^I M_{jt}'}{P_{jt} Y_{jt}} = \frac{P_t^I M_{jt}'}{P_t^M M_{jt}} \frac{P_t^M M_{jt}}{C_{jt}} \frac{C_{jt}}{P_{jt} Y_{jt}} = \frac{P_t^I M_{jt}'}{P_t^M M_{jt}} e_M \frac{C_{jt}}{P_{jt}} = \frac{P_t^I M_{jt}'}{P_t^M M_{jt}} e_M (1 - \theta_{jt}) \quad (7)$$

其中, P_{jt} 为总产出的价格; $\theta_{jt} = \frac{P_{jt} - c_{jt}}{P_{jt}}$, $\theta_{jt} \in [0, 1]$, θ_{jt} 是企业的价格成本边际。企业的价格成本边际 θ_{jt} 与企业的成本加成相近,企业成本加成 ε_{jt} 通常被定义为:

$$\varepsilon_{jt} = \frac{P_{jt}}{c_{jt}} = \frac{1}{1 - \theta_{jt}} \quad (8)$$

求解如下成本最小化问题:

$$\min P_t^I M_{jt}' + P_t^D M_{jt}^D \quad (9)$$

$$s.t. M_{jt} = [(Qty_t^D M_{jt}^D)^{\frac{E-1}{E}} + (Qty_t^I M_{jt}')^{\frac{E-1}{E}}]^{\frac{E}{E-1}} \quad (10)$$

可得进口中间品投入成本占总中间品投入成本比重的表达式:

$$\frac{P_t^I M_{jt}'}{P_t^M M_{jt}} = \frac{1}{(Qty_t^D/Qty_t^I)^{E-1} (P_t^I/P_t^D)^{E-1}} \quad (11)$$

进一步可得出出口 DVAR 的数学表达式:

$$DVAR_{jt} = 1 - \frac{1}{1 + (Qty_t^D/Qty_t^I)^{E-1} (P_t^I/P_t^D)^{E-1}} e_M \frac{1}{\varepsilon_{jt}} \quad (12)$$

根据式(12),我们可以发现决定出口 DVAR 的关键因素在于中间品特征。因此,本文将着重从中间品特征视角分析环境规制影响出口 DVAR 的理论机制。已有大量研究表明,环境规制会产生波特效应和遵循成本效应。环境规制的波特效应:环境规制对创新具有促进作用,合适强度的环境规制可以促进创新并增强产业竞争力(Porter & Der Linde, 1995),而且有足够灵活性的环境规制(如市场机制)也能促进创新,且对企业的持续盈利能力有正向作用(Ramanathan et al., 2017)。环境规制的遵循成本效应:一般而言环境规制会增加企业的治污成本支出(Barbera & McConnell, 1990; Gray, 1987),国外有研究发现环境规制使相关企业每年产生了大约 210 亿美元的额外成本

(Greenstone et al., 2012), 进而增加受规制企业的生产成本。下面分析环境规制^①如何通过中间品特征影响出口 $DVAR$ 。

1. 环境规制通过中间品种类影响出口 $DVAR$

中间品种类可分为国内中间品种类和进口中间品种类。首先, 分析国内中间品种类: 一方面, 环境规制的波特效应倒逼国内中间品生产企业创新, 有利于增强国内企业中间品生产能力, 以前不能生产的中间品种类现在具备生产能力, 扩大了中间品供给范围, 国内中间品种类也会因此而增加 (Grossman & Helpman, 1991); 但另一方面, 环境规制也增加了污染密集型国内中间品生产企业的遵循成本, 使得部分国内中间品价格提升, 导致国内中间品需求降低, 进而迫使部分国内中间品退出市场, 降低了国内中间品种类; 由于样本期内中国企业生产劳动密集型产品较多, 主要以低成本为竞争优势, 对环境规制的遵循成本效应更加敏感, 因此环境规制会降低国内中间品种类, 提升国内中间品相对价格, 致使出口企业采购更多进口中间品种类, 实现进口中间品对国内中间品的替代, 导致出口 $DVAR$ 下降, 即

$\frac{\partial DVAR_{it}}{\partial V_t^D} \frac{\partial V_t^D}{\partial P_t^D} \frac{\partial P_t^D}{\partial ER_t} < 0$ 。其次, 分析进口中间品种类: 由于环境规制使

国内中间品种类显著降低, 而企业中间品采购来源地仅有国内和进口两种选择, 部分国内中间品和进口中间品间是不完全替代的关系 (Halpern et al., 2015), 因此出口企业为了满足自身生产需要只能使用更多种类进口中间品以替代国内中间品种类, 进而表现为进口中间品种类上升, 出口 $DVAR$

降低, 即 $\frac{\partial DVAR_{it}}{\partial V_t^I} \frac{\partial V_t^I}{\partial ER_t} < 0$ 。

2. 环境规制通过中间品质量影响出口 $DVAR$

中间品质量可分为国内中间品质量和进口中间品质量。首先, 分析国内中间品质量: 一方面, 环境规制这种外在压力促使国内中间品生产企业进行技术引进或自主创新, 改良生产工艺, 可能提高国内中间品质量水平 (谢靖和廖涵, 2017); 另一方面, 环境规制也增加了国内中间品生产企业的遵循成本, 环境规制的遵循成本效应淘汰了部分质量较低且污染密集型国内中间品生产企业, 因此环境规制对国内中间品质量具有显著提升作用。出口企业面对激烈的市场竞争, 倾向于采购更高质量的国内中间品, 出口企业产品质量与投入中间品质量存在正向关系, 出口产品质量得到提升 (Kugler & Verhoogen, 2012), 这使得出口企业产品与国际市场中既有产品的差异进一步扩大, 继而出口企业能够为产品制定相对较高的价格水平, 企业加成率^②提升, 进而出口 $DVAR$ 得到提升 (Kee

& Tang, 2016), 即 $\frac{\partial DVAR_{it}}{\partial \varepsilon_{it}} \frac{\partial \varepsilon_{it}}{\partial Qty_t^D} \frac{\partial Qty_t^D}{\partial ER_t} > 0$ 。其次, 分析进口中间品质量: 由于环境规制提升了

国内中间品质量, 国内中间品质量的提升会对高质量进口中间品产生替代效应, 降低了出口企业对高质量进口中间品需求, 因此环境规制会降低进口中间品质量, 而进口质量会对出口 $DVAR$ 产生

抑制作用 (诸竹君等, 2018), 所以环境规制通过抑制进口中间品质量提升出口 $DVAR$, 即 $\frac{\partial DVAR_{it}}{\partial \varepsilon_{it}}$

$\frac{\partial \varepsilon_{it}}{\partial Qty_t^I} \frac{\partial Qty_t^I}{\partial ER_t} > 0$ 。

环境规制影响出口 $DVAR$ 的机制如图 1 所示。虽然上文分析中发现环境规制对出口 $DVAR$ 存在正反两方面的影响: 通过中间品种类抑制出口 $DVAR$, 通过中间品质量提升出口 $DVAR$, 但由于样本期内中国企业生产劳动密集型产品较多, 主要以低成本为竞争优势, 因此总体上对环境规制

① 后文所指环境规制均为市场型环境规制。

② 李胜旗和毛其淋 (2017) 研究发现虽然更高质量中间品采购意味着出口企业更高生产成本, 但是出口企业加成率依旧会提升。

的遵循成本效应更加敏感,中间品种类的抑制效应大于中间品质量的提升效应,因此本文提出如下假设:

假设 1:环境规制会抑制出口 DVAR。

假设 2:环境规制能够通过中间品特征影响出口 DVAR。

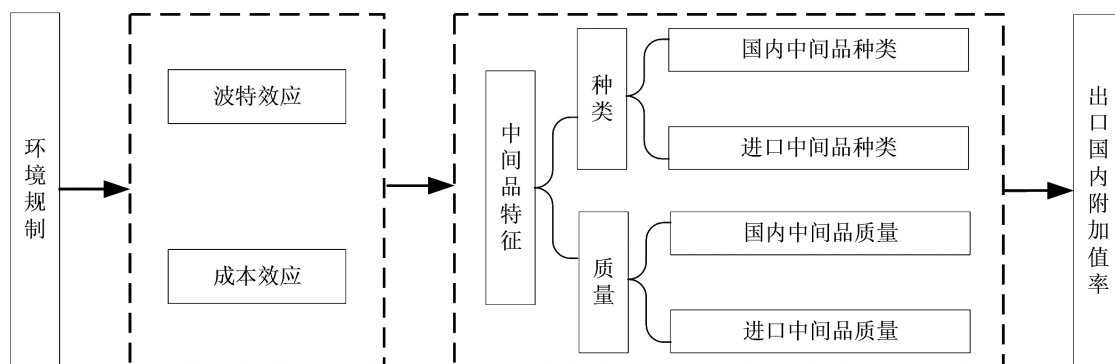


图1 环境规制影响出口 DVAR 的机制图

三、计量模型和数据处理

(一) 计量模型与变量定义

本文以出口 DVAR 作为被解释变量,以“排放权交易政策”实施作为准自然实验,采用 DID 方法研究环境规制对出口 DVAR 的影响。将“排放权交易政策”政策实施省(市)的企业设定为“实验组”,其余设为“控制组”,以此分析企业出口 DVAR 在市场型环境规制政策实施后受到的“净影响”。据此,本文构建如下计量模型:

$$DVAR_{ft} = \alpha_0 + \alpha_1 Post_t \times Treat_f + \alpha_2 \cdot Z + \mu_t + \mu_f + \varepsilon_{ft} \quad (13)$$

式(13)中被解释变量 $DVAR_{ft}$,表示企业 f 在 t 期的出口 DVAR,出口 DVAR 越大,代表企业在单位出口贸易中获取价值的能力越强,企业所获取的贸易利得越多,反之亦然。式(13)的核心解释变量为 $Post_t \times Treat_f$,表示企业 f 在 t 期受到“排放权交易政策”实施影响的情况,若 2002 年及以后为政策实施省(市)的企业,则 $Post_t \times Treat_f = 1$,否则 $Post_t \times Treat_f = 0$ 。 α_1 表示“排放权交易政策”对出口 DVAR 影响的大小, α_1 的绝对值越大说明“排放权交易政策”对出口 DVAR 的影响越强。

除了核心变量以外,根据已有文献,考虑到其他因素也将影响环境政策实施和出口 DVAR,故而此处分别选取以下变量作为控制变量 Z ,具体如下:企业层面控制变量:(1)企业生产率(TFP_lp_acf)。(2)企业年龄($\ln Age$)。(3)企业资本密集度($\ln CapitalDensity$)。(4)是否为外资企业($ForeignCompany$)。(5)企业进口加权平均关税($\ln ImportDuty$)。(6)企业所面临的市场竞争程度($HHIndex4$)。(7)企业规模($\ln Scale$)。(8)企业融资约束($InterestRate$)。地区层面控制变量:(9)地区制造业规模($\ln L_manufacture$)。(10)地区市场分配资源的比重($MarketDistribution$)。 μ_t 表示年份固定效应, μ_f 表示企业固定效应, ε_{ft} 表示误差项。

(二) 核心指标测算

出口 DVAR。借鉴 Upward et al.(2013)和 Kee & Tang(2016)的做法,利用中国规模以上工业企业数据和中国海关贸易数据测算出口 DVAR。

(三) 数据处理

为了使实证研究分析更为翔实,本文特选取多套数据库,具体数据库及处理说明如下:第一,本文使用 2000—2009 年中国规模以上工业企业数据,该数据来源于国家统计局;第二,2000—2009 年的中国海关贸易数据,该数据来自于中国海关总署;第三,2000—2009 年《中国城市统计年鉴》《中国统计年鉴》和《中国环境统计年鉴》,数据内容包括地区制造业从业人数等,以及 2000—2009 年中国工业污染源重点调查企业数据。

根据本文研究的内容和主题,我们需要尽可能地将处理后的中国规模以上工业企业数据、中国工业污染源重点调查企业数据与中国产品层面海关贸易数据进行合并,具体合并方法借鉴了 Yu (2015) 的方法。BEC 和 HS 海关编码转换表,来源于联合国网站^①。本文还用到了 1996—2009 年中国进口关税数据,进口关税数据来自 WTO 的 Tariff Download Facility 数据库。

四、实证分析和稳健性检验^②

(一) 环境规制对出口 DVAR 的影响

本文以“排放权交易政策”为市场型环境规制的代理变量,对式(13)进行估计,实证结果如表 1 所示:列(1)仅考虑解释变量“排放权交易政策”,发现其估计系数显著为负,这初步表明“排放权交易政策”的实施抑制了出口 DVAR;列(2)在原有解释变量基础上增加了控制变量,可以发现“排放权交易政策”依旧显著抑制了出口 DVAR;列(3)(4)利用时间和行业的交互项控制了行业时间趋势。从实证结果可以发现,无论是否加入控制变量,“排放权交易政策”都显著抑制了出口 DVAR。

考虑到中国幅员辽阔,不同地区经济发展差异较大,而“排放权交易政策”在中国东、中、西部三个区域的省(市)均有涉及,这种试点省(市)的巨大差异可能会导致“实验组”企业与“控制组”企业之间存在较大差异,使得对“排放权交易政策”经济效果评估产生偏误。因此,为了尽可能降低样本选择性所引起的估计偏误,本文采用倾向得分匹配^③(PSM)降低“实验组”与“控制组”之间的差异,然后利用匹配到的样本进行双重差分估计。估计结果如表 1 中列(5)(6)所示,可以发现“排放权交易政策”依旧对出口 DVAR 造成了显著抑制作用。不难发现以上估计结果较为接近,从侧面说明本文估计结果稳健。因此,上述实证结果初步验证了研究假设 1,即环境规制降低了出口 DVAR。

表 1 环境规制对企业出口 DVAR 的影响: DID 估计

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	DID			PSM-DID		
<i>Post×Treat</i>	-0.0164 *** (0.0052)	-0.0121 *** (0.0040)	-0.0122 *** (0.0035)	-0.0116 *** (0.0036)	-0.0160 *** (0.0049)	-0.0119 *** (0.0040)

① 参见: <http://unstats.un.org/unsd/cr/registry/regdnld.asp?Lg=1>。

② 一方面,本文利用省级面板数据验证了“排放权交易政策”对各地区二氧化硫排放的影响,发现虽然该政策并未有效降低二氧化硫排放总量,但却有效提升了二氧化硫去除率;另一方面,本文结合中国规模以上工业企业数据和工业污染源重点调查企业数据,检验了“排放权交易政策”对企业二氧化硫去除量的影响,发现“排放权交易政策”显著提升了企业二氧化硫去除量。限于篇幅,具体实证结果并未列出,感兴趣的读者可向作者索取。

③ 匹配方法采用近邻匹配,在原有控制变量基础上进行匹配。

续表1

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	DID			PSM-DID		
常数项	0.6922*** (0.0099)	0.5931*** (0.1031)	0.7407*** (0.0231)	0.6884*** (0.0483)	0.6914*** (0.0098)	0.5962*** (0.1037)
控制变量	NO	YES	NO	YES	NO	YES
时间固定效应	YES	YES	NO	NO	YES	YES
企业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间×行业固定效应	NO	NO	YES	YES	NO	NO
N	251444	239346	251533	239431	239231	239231
F	1025.5137	679.0893			1029.6549	676.7923
R ²	0.2501	0.2634	0.2748	0.2872	0.2565	0.2635

注:***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平,括号内数值为国民经济四分位行业层面聚类稳健标准误;以下各表类似。

(二) 异质性检验

1. 行业异质性

Greenstone(2002)研究发现环境规制对于污染密集行业的作用要显著强于清洁生产型行业,并且环境规制显著降低了污染密集行业的全要素生产率水平。由于环境规制的初衷是为了将污染物的排放进行控制或减少,因此其主要作用和规制对象是有污染排放或排放强度比较大行业的企业。为了探究“排放权交易政策”影响不同行业企业的异质性,本文将所有行业企业划分为污染密集行业企业和清洁生产行业企业^①。表2中列(1)(2)回归结果初步表明“排放权交易政策”对污染密集型行业企业出口DVAR有着显著的抑制作用,而对清洁生产行业企业出口DVAR无显著影响;原因在于“排放权交易政策”所产生的波特效应和遵循成本效应,其主要作用对象是污染密集行业企业,而清洁生产型行业并未受到相关政策的直接影响;因此“排放权交易政策”所产生的出口DVAR抑制作用很可能源于污染密集型行业企业。

为进一步结合行业异质性进行分析,厘清“排放权交易政策”所产生的净影响,本文采用三重差分法进行实证检验,但运用三重差分必须找到不受“排放权交易政策”影响的新“控制组”。根据“排放权交易政策”的定义和实施对象,不难发现清洁生产行业企业(不排放二氧化硫)和污染密集行业企业(排放二氧化硫)恰好为本文提供了新的“实验组”和“控制组”。因此,本文构建三重差分模型如下:

$$DVAR_{it} = \beta_0 + \beta_1 \cdot Post_t \times Treat_f \times PollutionDensity_i + \beta_2 \cdot Post_t \times Treat_f + \beta_3 \cdot Post_t \times PollutionDensity_i + \beta_4 \cdot Treat_f \times PollutionDensity_i + \beta_5 \cdot Z + \mu_t + \mu_f + \mu_{it} \quad (15)$$

式(15)中, $PollutionDensity_i$ 为虚拟变量,是否为污染密集型行业,若是为1,反之为0;其他变量设定与前文类似。进一步估计 β_1 的系数,若 β_1 显著为负,则说明“排放权交易政策”对出口DVAR的抑制作用主要来源于污染密集型行业企业。如表2中列(3)(4)所示, β_1 的估计系数符号与基准回归结果的符号一致,这进一步说明了“排放权交易政策”显著抑制了出口DVAR,也印证了前文的猜想:“排放权交易政策”所产生的抑制效应主要来源于污染密集型行业企业。

① 由于本文所研究的环境规制政策是“二氧化硫总量控制和排放权交易政策”,因此与传统的污染密集行业定义略有不同,本文的污染密集行业专指有二氧化硫排放的行业,清洁生产行业即为剩余行业。

表 2 环境规制影响出口 DVAR 的行业异质性

	(1)	(2)	(3)	(4)
	污染密集行业企业	清洁生产行业企业	DDD	
<i>Post×Treat</i>	-0.0189*** (0.0042)	0.0135 (0.0099)	0.0153 (0.0108)	0.0190* (0.0112)
<i>Post×Treat×PollutionDensity</i>			-0.0398*** (0.0138)	-0.0392*** (0.0132)
<i>Post×PollutionDensity</i>			-0.0126* (0.0071)	-0.0118* (0.0069)
<i>Treat×PollutionDensity</i>			0.0462*** (0.0174)	0.0408** (0.0169)
常数项	0.7192*** (0.1113)	0.3296*** (0.1244)	0.6780*** (0.0086)	0.5853*** (0.1049)
控制变量	YES	YES	NO	YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES
企业固定效应	YES	YES	YES	YES
N	181159	58187	251444	239346
F	538.7054	290.0842	883.8605	594.2055
R ²	0.2643	0.2763	0.2505	0.2638

2.地区异质性

“排放权交易政策”作为一种市场型环境规制工具,该政策中市场机制的发挥有赖于政府与市场的关系;若该地区市场分配经济资源的比重越高,则该地区“排放权交易政策”减排目标的实现越可能依赖于市场力量,地区政府通过直接行政手段减排的可能性也越小。不同企业的减排潜力存在较大差异,排放权交易可以有效降低环境规制所产生的遵循成本效应,尽可能削弱对中间品生产企业的负面影响。为进一步实证检验该问题,本文采用樊纲等(2011)的中国市场化指数二级指标政府与市场关系中的市场分配经济资源比重(*MarketDistribution*)进行分析。如表3所示,*Post×TreatPost×Treat_MarketDistribution*为“排放权交易政策”与市场分配经济资源比重的交互项,可以发现无论是否加入控制变量,交互项都显著为正,这说明在市场分配经济资源比重越高的地区,“排放权交易政策”对出口DVAR的抑制作用越小。原因在于市场分配经济资源比重较高的地区,地区政府利用行政手段直接减排的动机较低,“排放权交易政策”更能借助该地区的市场力量运行,这导致中间品生产企业的遵循成本较低,进而进口中间品对国内中间品的替代较少,有效降低了“排放权交易政策”对出口DVAR的抑制作用。因此,“排放权交易政策”总体上对出口DVAR产生抑制作用的原因主要是地区市场分配经济资源程度较低,“排放权交易政策”中市场机制发挥的作用相对较小。

表 3 环境规制影响出口 DVAR 的地区异质性

	(1)	(2)
<i>Post×Treat</i>	-0.1265*** (0.0265)	-0.1118*** (0.0278)
<i>Post×Treat_MarketDistribution</i>	0.0132*** (0.0028)	0.0111*** (0.0030)

续表3

	(1)	(2)
<i>MarketDistribution</i>	0.0105 *** (0.0012)	0.0094 *** (0.0013)
常数项	0.5836 *** (0.0125)	0.6809 *** (0.1114)
控制变量	NO	YES
时间固定效应	YES	YES
企业固定效应	YES	YES
N	251444	239346
F	935.5333	651.9953
R ²	0.2510	0.2636

(三) 稳健性检验^①

前文研究发现,“排放权交易政策”显著抑制了出口 DVAR,且行业污染异质性和地区市场分配经济资源异质性的存在使“排放权交易政策”对出口 DVAR 的影响程度不尽相同。下文从多个方面进行稳健性检验,以确保上述实证结果的可靠性。

1. DID 方法使用的前提条件检验

(1) 平行趋势和动态性。本文使用双重差分法来分析“排放权交易政策”对出口 DVAR 的影响,但双重差分法的使用需要满足一定的前提条件:“实验组”和“控制组”必须要有同质性,即满足平行趋势假设。通过相关实证检验,发现无论是否加入控制变量,政策干预前的年份效应(2002 年之前)均不显著,即“实验组”和“控制组”之间满足平行趋势假设;同时,发现环境规制实施后,到 2003 年“排放权交易政策”对企业出口 DVAR 的抑制作用开始显著,往后年份抑制作用逐渐增强,原因是 2002 年中国首次实施该政策,该政策的总结验收阶段为 2003 年 6 月,在这之后政府会对环境规制政策进行修改和完善,修订其中不合理、无效的条款,使政策变得行之有效;但 2002 年的政策效应显著为正,这可能是受到 2001 年 11 月中国加入 WTO 的影响,国内企业出口大幅增加所致。

(2) “控制组”不受“排放权交易政策”的影响。环境规制实施省(市)的选择是根据经济发展水平等因素分别在东、中、西部选择,该政策的作用在于限制二氧化硫排放总量、施行二氧化硫排放权交易政策,用市场机制控制二氧化硫的排放。但限制二氧化硫排放、将排放权进行交易可能会对该地区的经济发展在一定时期内产生抑制作用。正是因为“排放权交易政策”对经济发展可能产生的负面影响,所以没有施行“排放权交易政策”的省(市)并不会主动施行该政策,以控制自身二氧化硫排放。故“排放权交易政策”并不存在扩散效应,本文样本期内的“控制组”并不会被该政策所干预。为进一步说明“控制组”不受该政策的影响,本文分别选取东部省份河北省和福建省,中部省份湖北省和安徽省,西部省份青海省和新疆维吾尔自治区作为“假设实验组”^②。根据实证结果分析,“排放权交易政策”并没有对“假设实验组”企业造成影响,同样证明了“控制组”并未受到“排放权交易政策”的影响。

2. 样本期内实施的其他政策可能影响出口 DVAR

中国于 2001 年 11 月加入 WTO,2003 年国资委正式挂牌成立,2005 年进行了汇率改革,2007

① 限于篇幅,稳健性检验的相关实证结果并未列出,感兴趣的读者可向作者索取。

② “假设实验组”的选取并未像原政策的实验组一样考虑城市或其他电力公司。

年“排放权交易政策”试点范围扩大,以上政策的实施都会对准确识别“排放权交易政策”对出口 DVAR 的影响产生干扰,因此本文进行了相关稳健性检验,实证结果依旧稳健。

3.内生性讨论

“排放权交易政策”的试点依据是省(市)的二氧化硫排放量,而二氧化硫排放量往往与省(市)的经济发展水平密切相关,经济发展水平又会作用于企业进出口贸易影响出口 DVAR,所以可能存在内生性,导致估计结果产生偏误。借鉴史贝贝等(2019)的方法,本文采用城市层面报纸历史数量作为环境规制的工具变量;这是因为较高的城市报纸历史数量会导致城市环保问题被曝光的概率提升,这会更容易对政府产生与环境问题有关的舆论压力,导致政府更严格地实施环境规制,但是城市报纸历史数量与出口 DVAR 并无关系,因此城市报纸历史数量满足工具变量的条件^①。本文使用工具变量二阶段最小二乘法进行估计可以发现,解释变量“排放权交易政策”和工具变量高度相关,且工具变量通过了弱识别和欠识别检验;无论是否加入控制变量,“排放权交易政策”依旧对出口 DVAR 造成了显著抑制作用。

4.替换被解释变量和回归模型的稳健性检验

前文回归中,被解释变量出口 DVAR 指标在测算时假定国内中间品含有 5% 的国外产品成分。Koopman 等(2012)的研究显示中国企业所使用的国内原材料中含有 5%~10% 的国外成分。因此,本文假定企业使用国内原材料含有 10% 的国外成分重新计算出口 DVAR,以此作为替换被解释变量的稳健性检验,结果发现“排放权交易政策”对出口 DVAR 仍具有显著抑制作用。此外,由于本文被解释变量是 0 到 1 之间的受限变量,因此本文采用面板 xtlogit 模型进行回归,实证结果发现“排放权交易政策”对出口 DVAR 仍具有显著抑制作用。

5.剔除企业空间迁移行为的影响

沈坤荣等(2017)研究发现环境规制会存在污染转移效应,污染迁出地的环境规制不仅提升了污染迁入地的产业规模,更是深化了污染迁入地的产业结构污染程度。“排放权交易政策”本质上作为一种环境规制政策,可能增加污染企业的生产成本,导致一些重污染企业从环境规制强的地区迁移到环境规制弱的地区,从总体迁移模式看,主要从东部沿海地区迁往中西部地区,这就意味着企业贸易成本增加,从而更有可能出口转内销进而导致了出口 DVAR 的减少。因此,本文借鉴席强敏(2018)的做法,识别出在样本期内发生省际迁移的企业样本^②,并在回归中剔除发生迁移的样本,通过相关实证结果可以发现在剔除了企业迁移效应后,“排放权交易政策”依旧显著抑制了出口 DVAR。

五、环境规制影响出口 DVAR 的作用机制检验

本文研究发现“排放权交易政策”对出口 DVAR 有显著抑制作用,那种抑制效应究竟是通过何种机制影响出口 DVAR?厘清上述问题不仅可以对以上实证结果的稳健性提供支持,同时有助于进一步识别“排放权交易政策”对企业真实贸易利得产生影响的途径。根据前文理论分析可以发现决定出口 DVAR 的关键因素在于中间品特征。因此,本文尝试从中间品特征角度,检验“排放权交易政策”对出口 DVAR 影响的作用机制。借鉴李胜旗和毛其淋(2017)的检验方法,构建如下计量模型进行检验:

$$Intermediate_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 \cdot Post_{it} \times Treat_f + \gamma_2 \cdot Z + \mu_i + \mu_f + \varepsilon_{fi} \quad (16)$$

① 考虑到样本期的时间为 10 年前,报纸传播信息较为有效,且政府官员对于报纸的阅读量要高于普通民众。

② 考虑到“排放权交易政策”是以各省为试点单位进行推进的,因此本文仅考虑企业的省际迁移行为对政策因果识别效应的影响。

$$DVAR_{jt} = \delta_0 + \delta_1 \cdot Intermediate_{it} + \delta_2 \cdot Z + \mu_t + \mu_j + u_{jt} \quad (17)$$

$$DVAR_{jt} = \eta_0 + \eta_1 \cdot Pilot_{jt} + \eta_2 \cdot IntermediateProduct_{it} + \eta_3 \cdot Z + \mu_t + \mu_j + u_{jt} \quad (18)$$

式(16)、式(17)和式(18)中, $Intermediate_{it}$ 表示 t 期的中间品特征, 包含了中间品种类数和中间品质量多个维度, 下面本文将针对以上作用机制进行实证检验。

(一) 中间品种类

中间品种类包含国内中间品种类和进口中间品种类两个方面。首先, 分析国内中间品种类 ($\ln V_t^D$): 以国内中间品种类为中介变量, 对式(16)、式(17)和式(18)进行回归, 结果如表4中列(1)—(3)所示, 前3列汇报了“排放权交易政策”通过国内中间品种类数影响出口 DVAR, 国内中间品种类采用各地级市一般贸易出口的 HS6 位编码中间品种类的对数值表示(杨烨和谢建国, 2020)。从列(1)的回归结果可以发现“排放权交易政策”显著降低了国内中间品种类, 而列(2)和列(3)的回归结果表明国内中间品种类增加有利于出口 DVAR 提升; 从以上实证结果可以发现“排放权交易政策”通过减少国内中间品种类数抑制了出口 DVAR。国内中间品种类的相关回归结果说明“排放权交易政策”影响国内中间品种类的遵循成本效应大于波特效应, 导致了污染密集型国内中间品生产企业成本上升, 出口企业对国内中间品需求下降, 迫使部分污染密集型国内中间品种类退出市场, 致使出口 DVAR 下降。其次, 分析进口中间品种类 ($\ln V_t^I$): 上文分析发现“排放权交易政策”显著降低了国内中间品种类, 那出口企业是否会像理论分析中一样, 提升进口中间品种类来替代国内中间品种类以满足其生产需要? 为进一步实证检验该问题, 本文将进口中间品种类为中介变量进行回归, 进口中间品种类使用各地级市加工贸易进口的 HS6 位编码中间品种类的对数值表示, 实证结果如表4中列(4)—(6)所示, “排放权交易政策”显著增加了进口中间品种类, 这与前文的理论机制分析一致, “排放权交易政策”提升了污染密集型国内中间品生产成本, 出口企业为了满足其最小化生产成本需求, 使用了更多种类的进口中间品, 使得进口中间品对国内中间品产生替代。再进一步分析进口中间品种类对出口 DVAR 的影响: 列(5)和列(6)的回归结果表明进口中间品种类对出口 DVAR 有显著抑制作用, 这说明“排放权交易政策”通过减少国内中间品种类使用而增加进口中间品种类使用进而抑制了出口 DVAR。

(二) 中间品质量

中间品质量包括国内中间品质量和进口中间品质量两个方面。首先, 分析国内中间品质量 (Qty_t^D): 以国内中间品质量为中介变量, 对式(16)、式(17)和式(18)进行回归, 结果如表5中列(1)—(3)所示, 国内中间品质量使用地级市一般贸易出口中间品质量表示, 质量测算借鉴施炳展和邵文波(2014)的方法。列(1)的回归结果显示“排放权交易政策”显著提升了国内中间品质量, 从列(2)和列(3)的实证结果发现国内中间品质量对出口 DVAR 有着显著促进作用。国内中间品质量的相关回归结果表明, “排放权交易政策”通过提升国内中间品质量对出口 DVAR 产生促进作用。其次, 分析进口中间品质量 (Qty_t^I): “排放权交易政策”显著提升了国内中间品质量, 那是否会间接引致高质量国内中间品对进口中间品的替代? 为进一步明确该种影响机制, 本文对进口中间品质量进行了相关实证分析, 采用加工贸易进口中间品质量代理进口中间品质量, 加工贸易进口中间品质量的测算借鉴施炳展和曾祥菲(2015)的方法, 回归结果如表5列(4)—(6)所示。从列(4)实证结果可以发现“排放权交易政策”显著降低了进口中间品质量, 这印证了前文的分析: “排放权交易政策”提升了国内中间品质量, 而国内中间品质量的提升会对进口中间品产生替代作用, 具体表现为“排放权交易政策”抑制了进口中间品质量。进一步分析进口中间品质量对出口 DVAR 的影响: 列(5)(6)的回归结果表明进口中间品质量对出口 DVAR 有显著抑制作用, 这与诸竹君等(2018)的研究结论类似, 原因可能在于出口企业在进口中间品的采购过程中存在国际贸易的固定成本和可变成本, Antras 等(2017)利用 2007 年数据估算了美国企业的进口采购固定成本大约为

10000 美元到 56000 美元不等;“排放权交易政策”通过抑制进口中间品质量提升出口 DVAR。综上,假设 2 得证。

表 4 “排放权交易政策”通过中间品种类数影响出口 DVAR 的机制检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$\ln V_t^D$	DVAR		$\ln V_t^I$	DVAR	
<i>Post</i> × <i>Treat</i>	0.0371 *** (0.0073)		-0.0101 ** (0.0040)	0.0478 *** (0.0070)		-0.0078 * (0.0040)
$\ln V_t^D$		0.0565 *** (0.0074)	0.0562 *** (0.0073)			
$\ln V_t^I$					-0.0926 *** (0.0047)	-0.0924 *** (0.0047)
常数项	5.5867 *** (0.0869)	0.2372 * (0.1343)	0.2743 ** (0.1356)	7.0855 *** (0.1158)	1.2195 *** (0.1117)	1.2451 *** (0.1108)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
企业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	237985	237985	237985	237515	237515	237515
F	1455.5260	676.5239	650.9968	145.8363	705.0263	672.7567
R ²	0.4004	0.2645	0.2646	0.0955	0.2692	0.2692

表 5 “排放权交易政策”通过中间品质量影响出口 DVAR 的机制检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Qty_t^D	DVAR		Qty_t^I	DVAR	
<i>Post</i> × <i>Treat</i>	0.0402 *** (0.0019)		-0.0143 *** (0.0041)	-0.0108 *** (0.0016)		-0.0131 *** (0.0041)
Qty_t^D		0.0375 *** (0.0076)	0.0399 *** (0.0076)			
Qty_t^I					-0.0538 *** (0.0085)	-0.0547 *** (0.0085)
常数项	0.3600 *** (0.0291)	0.5351 *** (0.1057)	0.5847 *** (0.1069)	0.9955 *** (0.0305)	0.6051 *** (0.1065)	0.6523 *** (0.1079)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
企业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	234188	234188	234188	234343	234343	234343
F	10500	773.6956	740.1673	14600	659.9954	630.9187
R ²	0.7493	0.2640	0.2641	0.7692	0.2641	0.2642

六、结论及政策建议

本研究利用微观企业数据,基于2002年“排放权交易政策”的试点构建了可用于政策评估的准自然实验,采用双重差分法、三重差分法分析了市场型环境规制对出口DVAR的影响,并针对实证结果进行了反事实、内生性等方面的稳健性检验,为丰富中国市场型环境规制影响出口贸易高质量发展提供了理论依据与经验证据。

主要研究结论包括:(1)通过双重差分法实证研究发现,总体而言市场型环境规制对出口DVAR存在显著抑制作用。(2)通过分组回归和三重差分法实证检验发现,市场型环境规制对出口DVAR的抑制效应主要源于污染密集行业企业,对于清洁生产行业企业出口DVAR并无抑制作用;市场型环境规制对出口DVAR的影响存在地区市场分配经济资源异质性,当地区市场分配经济资源的比重越高,市场型环境规制对出口DVAR的抑制作用越小。(3)机制分析发现,市场型环境规制通过中间品种类数抑制了出口DVAR,但通过中间品质量提升了出口DVAR。

在实现环境保护和推进国际贸易高质量发展的双重背景下,本文的政策启示是:(1)行业异质性实证研究表明,市场型环境规制对出口DVAR所产生的抑制效应主要源于污染密集行业企业,这类企业对市场型环境规制所产生的遵循成本效应十分敏感。一方面,政府应该让污染密集行业企业进行尽可能地集中,加强完善由政府有偿统一集中处理企业生产过程中所产生污染物的制度,实现治污的规模效应,减轻企业治污成本负担,进而降低市场型环境规制对企业真实贸易利得所产生的负面影响。另一方面,在实施市场型环境规制的同时,政府应该重点考虑对污染密集行业企业创新行为进行补贴,通过提升企业创新强度,有效优化企业要素投入结构,实现污染密集行业企业转型或生产方式的转变,从而实现环境保护和国际贸易高质量发展的双赢。(2)地区异质性研究发现,地区市场分配经济资源比重越高,则市场型环境规制对出口DVAR的抑制效应越小。因此,在市场型环境规制的实施过程中,政府应该充分发掘市场潜力,大力促进地区市场化进程,提升市场分配经济资源的比重,以便更好发挥市场型环境规制中的市场机制,充分降低企业环境规制的遵循成本。(3)市场型环境规制通过中间品特征显著影响了出口DVAR,政府在实施环境规制政策时应该重点关注国内中间品生产企业竞争力所受遵循成本效应的影响,通过合理把握环境规制对国内中间品生产企业的负面冲击,适当降低污染密集型国内中间品种类,以实现贸易绿色发展。

参考文献:

- [1] 程文先、樊秀峰,2017:《全球价值链分工下制造企业出口附加值测算——来自中国微观企业层面数据》,《中国经济问题》第4期。
- [2] 单豪杰,2008:《中国资本存量K的再估算:1952—2006年》,《数量经济技术经济研究》第10期。
- [3] 二氧化硫排放总量控制及排放权交易政策实施示范工作组,2004:《中国酸雨控制战略——二氧化硫排放总量控制及排放权交易政策实施示范》,北京:中国环境科学出版社,第134页。
- [4] 樊纲、王小鲁、朱恒鹏,2011:《中国市场化指数—各地区市场化相对进程2011年报告》,北京:经济科学出版社,第134页。
- [5] 黄先海、诸竹君、宋学印,2016:《中国中间品进口企业“低加成率之谜”》,《管理世界》第7期。
- [6] 李胜旗、毛其淋,2017:《制造业上游垄断与企业出口国内附加值——来自中国的经验证据》,《中国工业经济》第3期。
- [7] 刘小玄、李双杰,2008:《制造业企业相对效率的度量和比较及其外生决定因素(2000—2004)》,《经济学(季刊)》第3期。
- [8] 吕越、盛斌、吕云龙,2018:《中国的市场分割会导致企业出口国内附加值率下降吗》,《中国工业经济》第5期。
- [9] 吕越、尉亚宁,2020:《全球价值链下的企业贸易网络和出口国内附加值》,《世界经济》第12期。

- [10] 马红旗、黄桂田、王韧等,2018:《我国钢铁企业产能过剩的成因及所有制差异分析》,《经济研究》第3期。
- [11] 毛其淋、许家云,2019:《贸易自由化与中国企业出口的国内附加值》,《世界经济》第1期。
- [12] 邵昱琛、熊琴、马野青,2017:《地区金融发展、融资约束与企业出口的国内附加值率》,《国际贸易问题》第9期。
- [13] 沈坤荣、金刚、方娴,2017:《环境规制引起了污染就近转移吗?》,《经济研究》第5期。
- [14] 施炳展、曾祥菲,2015:《中国企业进口产品质量测算与事实》,《世界经济》第3期。
- [15] 施炳展、邵文波,2014:《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》,《管理世界》第9期。
- [16] 史贝贝、冯晨、康蓉,2019:《环境信息披露与外商直接投资结构优化》,《中国工业经济》第4期。
- [17] 唐宜红、俞峰、林发勤等,2019:《中国高铁、贸易成本与企业出口研究》,《经济研究》第7期。
- [18] 铁瑛、何欢浪,2020:《金融开放、示范效应与中国出口国内附加值率攀升——基于外资银行进入的实证研究》,《国际贸易问题》第10期。
- [19] 王班班、齐绍洲,2016:《市场型和命令型政策工具的节能减排技术创新效应——基于中国工业行业专利数据的实证》,《中国工业经济》第6期。
- [20] 王毅、黄先海、余骁,2019:《环境规制是否降低了中国企业出口国内附加值率》,《国际贸易问题》第10期。
- [21] 席强敏,2018:《企业迁移促进了全要素生产率提高吗?——基于城市内部制造业迁移的验证》,《南开经济研究》第4期。
- [22] 谢靖、廖涵,2017:《技术创新视角下环境规制对出口质量的影响研究——基于制造业动态面板数据的实证分析》,《中国软科学》第8期。
- [23] 杨汝岱,2015:《中国制造业企业全要素生产率研究》,《经济研究》第2期。
- [24] 杨烨、谢建国,2020:《环境信息披露制度与中国企业出口国内附加值率》,《经济管理》第10期。
- [25] 余森杰,2011:《加工贸易、企业生产率和关税减免——来自中国产品面的证据》,《经济学(季刊)》第4期。
- [26] 张杰、陈志远、刘元春,2013:《中国出口国内附加值的测算与变化机制》,《经济研究》第10期。
- [27] 张丽、廖赛男,2021:《地方产业集群与企业出口国内附加值》,《经济学动态》第4期。
- [28] 诸竹君、黄先海、余骁,2018:《进口中间品质量、自主创新与企业出口国内增加值率》,《中国工业经济》第8期。
- [29] Akerberg D. A., K. Caves and G. Frazer, 2015, "Identification Properties of Recent Production Function Estimators", *Econometrica*, 83(6), 2411-2451.
- [30] Ahn J., A. Khandelwal and S. Wei, 2011, "The Role of Intermediaries in Facilitating Trade", *Journal of International Economics*, 84(1), 73-85.
- [31] Antras P., T. C. Fort and F. Tintelnot, 2017, "The Margins of Global Sourcing: Theory and Evidence from U. S. Firms", *American Economic Review*, 107(9), 2514-2564.
- [32] Barbera A. J. and V. McConnell, 1990, "The Impact of Environmental Regulations on Industry Productivity: Direct and Indirect Effects", *Journal of Environmental Economics and Management*, 18(1), 50-65.
- [33] Broda C. and D. E. Weinstein, 2006, "Globalization and the Gains from Variety", *Quarterly Journal of Economics*, 121(2), 541-585.
- [34] Gray W. B., 1987, "The Cost of Regulation: OSHA, EPA and the Productivity Slowdown", *American Economic Review*, 77(7), 998-1006.
- [35] Greenstone M., 2002, "The Impacts of Environmental Regulations on Industrial Activity: Evidence from the 1970 and 1977 Clean Air Act Amendments and the Census of Manufactures", *Journal of Political Economy*, 110(6), 1175-1219.
- [36] Greenstone M., J. A. List and C. Syverson, 2012, "The Effects of Environmental Regulation on the Competitiveness of U.S. Manufacturing", *Natural Field Experiments*, 18392(1), 1-2.
- [37] Grossman G. M. and E. Helpman, 1991, "Quality Ladders in the Theory of Growth", *The Review of Economic Studies*, 58(1), 43-61.
- [38] Halpern L., M. Koren and A. Szeidl, 2015, "Imported Inputs and Productivity", *American Economic Review*, 105(12), 3660-3703.
- [39] Hummels D. L., J. Ishii and K. Yi, 2001, "The Nature and Growth of Vertical Specialization in World Trade", *Journal of International Economics*, 54(1), 75-96.
- [40] Johnson R. C. and G. Noguera, 2017, "A Portrait of Trade in Value-Added over Four Decades", *The Review of E-*

- conomics and Statistics, 99(5), 896–911.
- [41] Kee H. L. and H. Tang, 2016, “Domestic Value Added in Exports: Theory and Firm Evidence from China”, *American Economic Review*, 106(6), 1–83.
- [42] Koopman R., Z. Wang and S. Wei, 2012, “Estimating Domestic Content in Exports When Processing Trade is Pervasive”, *Journal of Development Economics*, 99(1), 178–189.
- [43] Kugler M. and E. A. Verhoogen, 2012, “Prices, Plant Size, and Product Quality”, *The Review of Economic Studies*, 79(1), 307–339.
- [44] Levinsohn J. A. and A. Petrin, 2003, “Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables”, *The Review of Economic Studies*, 70(2), 317–341.
- [45] Porter M. E. and C. V. Der Linde, 1995, “Toward a New Conception of the Environment–Competitiveness Relationship”, *Journal of Economic Perspectives*, 9(4), 97–118.
- [46] Ramanathan R., Q. He and A. Black, et al., 2017, “Environmental Regulations, Innovation and Firm Performance: A Revisit of the Porter Hypothesis”, *Journal of Cleaner Production*, 155, 79–92.
- [47] Upward R., Z. Wang and J. H. Zheng, 2013, “Weighing China’s Export Basket: The Domestic Content and Technology Intensity of Chinese Exports”, *Journal of Comparative Economics*, 41(2), 527–543.
- [48] Yu M., 2015, “Processing Trade, Tariff Reductions and Firm Productivity: Evidence from Chinese Firms”, *The Economic Journal*, 125(585), 943–988.

Research on the Market-oriented Environmental Regulation Affect Export Domestic Value Added Ratio: Based on China’s Pilot of Sulfur Dioxide Emission Trading Policy

SONG Lin, GAO Qiang

School of Economics and Finance, Xi’an Jiaotong University, Xi’an 710061, China

Abstract: This paper presents a theoretical model of market-oriented environmental regulation’s effect on Chinese firms’ DVAR from the characteristics of intermediate product perspective, and uses China’s customs transaction-level trade data and annual surveys of industrial firms data from 2000 to 2009 to analyze the effect of market-oriented environmental regulation on firms’ DVAR. We find that: (1) the implementation of market-oriented environmental regulation significantly inhibits firms’ DVAR; (2) The inhibitory effect of market-oriented environmental regulation is significant in pollution intensive enterprises, but not in cleaner production enterprises; market-oriented environmental regulation affects firms’ DVAR, which is regulated by the heterogeneity of regional market allocation of economic resources; the higher the proportion of regional market allocation of economic resources, the smaller the inhibitory effect of market-oriented environmental regulation on firms’ DVAR; (3) The mechanism test shows that market-oriented environmental regulation inhibits firms’ DVAR through the varieties of intermediate product and promotes firms’ DVAR through the quality of intermediate product. This study provides theoretical and empirical evidence for market-oriented environmental regulation to affect enterprises’ real trade profits through the characteristics of intermediate product.

Keywords: Market-oriented environmental regulation, Intermediate product, DVAR

[责任编辑:梁若冰][英文校对:许梦涵]