

排污费上调阻碍了企业出口

——基于地理断点回归方法的研究

陈勇兵 李笑萦 张欣欣*

摘要: 本文将 2009 年部分省市上调二氧化硫排污费作为一个准实验,采用地理断点回归方法研究了环境规制对企业出口的影响及其作用机制。研究发现,在边界区域内,相较于排污费未上调一侧,上调侧的污染部门企业出口遭受了显著损失。其主要传导机制是,污染部门企业通过购买减排设备和减产停产以应对更高的排污费,从而减少排放,最终抑制出口;而上调排污费在短期内尚未激发企业绿色创新。成本收益分析表明,排污费政策在样本期内每减少 1% 的二氧化硫排放量,我国企业出口减少约 5.42 亿—6.51 亿元。

关键词: 排污费政策;企业出口;地理断点回归

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2025.01.08

一、引言

良好生态环境是最普惠的民生福祉。党的十八大以来,我国污染治理力度之大、制度出台频度之密、监管执法尺度之严、环境质量改善速度之快前所未有,使生态环境治理明显加强、环境状况得到重大改善。^①与此同时,我国经济发展面临需求收缩、供给冲击、预期转弱三重压力,稳出口难度明显增大。^② Taylor(2005)指出,加强环境规制的国家,其污染部门企业的生产成本相对较高,出口很可能因此受损。那么,在我国情景下,更严格的环境规制是否也会抑制企业出口?更进一步,出口企业是如何应对的?在开放经济下,现阶段我国加强环境规制的成本收益对比又如何?对上述问题的回答,一方面,有助于科学评估现阶段环境规制政策的效果,打好污染防治攻坚战;另一方面,世界各国关于国际贸易协定的谈判,一直以来存在着是否应该扩大到国内环境政策的争议(Ederington and Minier, 2003)——环境政策宽松国家的污染行业,可能会直接损害整体治理效果(Shi and Xu, 2018)。

* 陈勇兵、李笑萦、张欣欣,厦门大学经济学院。通信作者及地址:张欣欣,福建省厦门市思明南路 422 号厦门大学经济学院国际经济与贸易系,361005;电话:15927227491;E-mail:z15927227491@163.com。作者感谢国家社科基金重大项目“中国主动扩大进口问题研究”(19ZDA067)的资助。特别感谢匿名审稿人的意见与建议,当然文责自负。

① 2017 年 10 月 18 日习近平总书记在十九大报告中提出:要坚决打好防范化解重大风险、精准脱贫、污染防治的攻坚战,使全面建成小康社会得到人民认可、经得起历史检验。2018 年《中共中央 国务院关于全面加强生态环境保护坚决打好污染防治攻坚战的意见》。2021 年 11 月 7 日,《中共中央 国务院关于深入打好污染防治攻坚战的意见》发布。具体参见网址:https://www.mee.gov.cn/zcwj/zygwj/202111/t20211108_959456.shtml,访问时间:2025 年 1 月 1 日。

② 2022 年政府工作报告,具体参见网址:http://www.gov.cn/premier/2022-03/12/content_5678750.htm,访问时间:2025 年 1 月 1 日。

从理论研究来看,学者们就环境规制对企业出口的影响秉持两种不同的看法:其一是“污染避难所假说”(the Pollution Haven Hypothesis, PHH),认为更严格的环境规制增加了企业的成本,削弱其在国际市场上的比较优势,从而抑制了出口(Copeland and Taylor, 1994)。其二是“波特创新假说”(the Porter Hypothesis Effect, PHE),Porter and Linde (1995)认为,环境规制与企业的国际竞争力是一种互补关系,更严格的环境政策会激发企业创新,创新带来的收益抵补成本损失,从而促进出口。

令人遗憾的是,经验研究尚未给出一致答案,科学探讨环境规制与企业出口的关系存在着诸多挑战,其中之一便是现有文献所普遍面临的内生性问题。具体而言,存在着许多同时影响企业出口和加强环境规制的混杂因素,包括各地区企业出口和增长趋势天然存在差异(王敏和黄滢,2015)、不同的产业结构发展趋势(包群和彭水军,2006)以及各地区对环境保护的重视程度。这些混杂因素中,随时间变化又不可观测的部分难以直接控制,存在遗漏变量从而导致估计结果出现偏差。鉴于此,本文将2009年我国部分省市上调二氧化硫排污费作为一个准实验,关注共同省界50千米内的边界区域企业,进行地理断点回归设计,聚焦探讨环境规制对企业的出口效应。

本文的研究结果表明,位于边界区域上调排污费一侧的污染部门企业,其出口较之未上调一侧的企业有较大的损失,下降了约0.22个标准差。为缓解对识别策略的担忧,本文进一步做了以下三方面的稳健性检验:第一,企业迁移效应会导致断点回归的局部随机化假设难以满足,从而造成识别的失效。本文借鉴Cattaneo et al.(2018,2019)的思路,对断点两侧的企业密度函数进行了检验,并统计了实际发生跨省搬迁的企业数量,发现企业迁徙效应的影响并不显著。第二,为了排除同期政策的干扰,本文参照Grembi et al.(2016)和Giambona and Ribas(2018)的做法,进行差分断点回归的设计,同时进一步控制区域-年份和行业-年份固定效应,以剔除同期政策的干扰,发现基准结果依然成立。第三,本文参考Lu et al.(2019)的做法,逐步剔除上调省份相邻1—5千米内的对照组样本,进行一系列断点估计,发现溢出效应的影响也并不显著。

进一步,本文研究发现,更高的排污费导致污染部门企业出口的概率下降了12.45%—13.50%。围绕“污染避难所假说”,本文发现污染部门企业通过购买减排设备控制污染的排放,同时通过减产停产减少污染的产生,这些举措显著增加了生产成本,最终抑制出口。而遗憾的是,在本文样本期内,“波特创新假说”尚未显现成效,即上调排污费并未促使企业进行绿色创新活动,绿色专利申请情况没有显著变化。此外,本文借鉴He et al.(2020)的做法进行成本收益分析,发现在样本期内每减少1%的二氧化硫排放量,我国企业出口减少约5.42亿—6.51亿元。以上结果为开放经济下排污费政策的企业出口效应提供了微观证据。

与本文密切相关的,主要有两方面文献。第一支文献重点讨论了我国二氧化硫排污费政策的治理效果和影响减排成效的渠道(郭俊杰等,2019;陈诗一等,2021)。其中,与本文直接相关的研究是,围绕排污费与企业行为所展开的丰富探讨,如分析现阶段排污费的征收力度(原毅军和耿殿贺,2010)、排污费变动与企业生产率(徐保昌和谢建国,2016)、排污费变动与企业创新(牛美晨和刘晔,2021)等。尽管我国早在1982年便开始实施排污收

费政策,而令人遗憾的是,尚未有研究在开放经济视角下科学评估排污费政策对企业出口的影响。事实上,在经济全球化的背景下,各国经济高度融合、全球价值链日益深化,忽视国内环境规制调整对外部经济的影响难免有失偏颇。

另一支文献主要聚焦探讨环境规制与出口的关系。早期研究大多基于地区和国家等宏观视角进行探讨,并未形成统一结论(Jaffe and Stavins, 1995; Cole et al., 2005; Altman, 2001; Harris et al., 2002)。现有针对我国情景的研究中,Hering and Poncet(2014)利用我国1997—2003年海关数据考察了两控区政策对目标城市的出口效应,发现污染行业出口下降主要是私营企业所驱动的,国有企业出口受影响较小。Shi and Xu(2018)利用2003—2009年中国工业企业数据库,基于三重差分方法评估了我国“十一五”规划的行业出口效应,发现在污染强度更高的行业中,更严格的环境法规显著减少了这些行业中出口企业的数量和整体出口量。但上述研究仅仅使用微观企业数据构建城市或行业层面的出口指标^①,本质上仍是基于城市或行业层面的分析,并未聚焦到企业个体层面。行业加总信息往往会掩盖企业个体的调整措施,因此只能从间接渠道证伪背后的机制,难以直观探讨在开放经济下,企业如何应对更严格的环境规制及最终对出口所造成的影响。

综上,本文的贡献主要体现在以下三个方面:第一,区别于现有针对转型中的发展中大国——中国的研究,仅使用微观企业数据构建城市或行业层面的出口指标,并未聚焦到企业个体层面,无法直观探讨具体机制(Hering and Poncet, 2014; Shi and Xu, 2018)。本文从微观企业行为决策出发,评估我国排污费政策的企业出口效应,在开放经济情境下检验“污染避难所假说”和“波特创新假说”。不仅为评估发展中国家环境规制效应做出了重要补充,更重要的是,有助于科学评估现阶段我国的环境规制政策效果,打好污染防治攻坚战。第二,区别于现有研究采用三重差分方法(Hering and Poncet, 2014; Shi and Xu, 2018)评估环境规制政策的出口效应,本文采用更接近随机实验的断点回归方法,关注共同省界50千米内的边界区域企业,进行地理断点回归设计,以缓解可能的内生性问题,相对干净地识别出排污费变动对企业出口的因果效应,为科学评估环境规制的出口效应提供新的实证思路。第三,现有研究从不同视角对我国一系列环境政策进行了评估,但对于政策实施的成本收益分析相对匮乏(宋弘等,2019)。本文将二氧化硫排放治理和企业出口损失联系在一起,在开放经济视角下分析了排污费政策的成本收益,这是对评估环境规制政策的外部经济影响的一个重要补充,也为开放经济背景下环境规制政策的进一步合理设计提供了政策参考。

二、制度背景与识别策略

(一) 制度背景

排污收费制度最早于20世纪70年代初在经济合作与发展组织(OECD)国家产生。借鉴发达国家环境管理的经验,我国于1982年颁布《征收排污费暂行办法》,正式建立排

^① Hering and Poncet(2014)将企业层面数据加总所构建的因变量是城市层面污染行业每年的出口总额;Shi and Xu(2018)构建的因变量是省份层面每年每个行业中出口企业的占比或出口总额。

污收费制度。2003年1月,国务院颁布《排污费征收使用管理条例》^①,开始建立污染物排放总量收费制度。同年,原国家发展计划委员会、财政部、原国家环境保护总局和原国家经济贸易委员会共同发布《排污费征收标准管理办法》^②,要求各省的二氧化硫排污费由每千克0.2元,分三年逐步提高,到2005年7月1日达到每千克0.63元。

在这一阶段,尽管我国工业化进程高速推进,环境污染问题却愈发突出。2005年我国二氧化硫排放量更是跃居世界首位,加大污染治理的力度刻不容缓。2006年我国开始推行“十一五”计划,设定了主要污染物排放总量减少10%的约束性指标。为完成该目标,2007年5月国务院发布《关于印发节能减排综合性工作方案的通知》^③,要求各省市将二氧化硫排污费由当时的每千克0.63元分三年提高到每千克1.26元。实际上,在2007—2013年间,共有12个省市完成了调整。^④

(二) 识别策略

为识别排污费政策对企业出口的因果效应,本文将2009年我国部分省市上调二氧化硫排污费作为一个准实验,使用边界区域样本进行地理断点回归设计(Dell, 2010; Shenoy, 2018; Jia et al., 2020)。为更干净地进行断点回归识别,本文只关注首次上调时间在2009年的省市及其邻近的尚未上调省市,将上调时间在2008年(江苏省和安徽省)以及在2009年之后(广东省、辽宁省、天津市和新疆维吾尔自治区)的样本剔除。根据上调省市与邻近尚未上调省市的共同省界,划分出15个边界区域。^⑤

对于断点回归模型的估计,一般有参数法和非参数法两种方法。Gelman and Imbens (2019)证明,参数法断点估计的结果易受多项式阶数的影响,同时部分统计量的性质也不尽如人意。因此,本文采用局部线性回归方法,进行非参数法的断点回归估计,基准回归方程设定如下:

$$\ln EXP_{ija} = \alpha_1 High_{ija} + \alpha_2 Dist_{ija} + \alpha_3 High_{ija} \times Dist_{ija} + u_j + v_a + \varepsilon_{ija},$$

$$s.t. -h \leq Dist_{ija} \leq h, \quad (1)$$

其中, $\ln EXP_{ija}$ 表示位于边界区域 a 行业 j 的企业 i 的对数出口额; $High_{ija}$ 为虚拟变量,当企业所在省份上调了排污费取1,否则取0; $Dist_{ija}$ 是企业 i 到边界区域共同省界的距离,作为断点估计的参考变量,若其位于边界区域排污费上调一侧,设定为正值,位于暂未上调一侧,设定为负值; h 是参照Calonico et al.(2018)的方法估计得到的最优均方误(MSE-optimal)带宽。参照Bertrand et al.(2004)的做法,使用以边界区域-行业为聚类变量的聚类稳健标准误。 α_1 是基准回归所关注的估计系数,表示位于边界区域上调一侧的企

① 具体参见网址:http://www.gov.cn/gongbao/content/2003/content_62565.htm,访问时间:2025年1月1日。

② 具体参见网址:https://www.moj.gov.cn/pub/sfbgw/flfggz/flfggzbmz/200308/t20030807_143492.html,访问时间:2025年1月1日。

③ 具体参见网址:http://www.gov.cn/gongbao/content/2007/content_663662.htm,访问时间:2025年1月1日。

④ 12个省份为:江苏、安徽、河北、山东、内蒙古、广西、上海、云南、广东、辽宁、天津、新疆。具体各省调整方案见附表A1。限于篇幅,附录未在正文列示,感兴趣的读者可在《经济学》(季刊)官网(<https://ceq.ccer.pku.edu.cn>)下载。

⑤ 本文处理得到的15个边界区域分别是:内蒙古—甘肃,内蒙古—宁夏,内蒙古—陕西,内蒙古—山西,内蒙古—黑龙江,内蒙古—吉林,河北—山西,河北—北京,河北—河南,山东—河南,上海—浙江,云南—四川,云南—贵州,广西—贵州,广西—湖南。

业,其出口额较之未上调一侧的差异。

为剔除边界区域特征和行业特征对企业出口的影响,在基准回归方程中控制了边界区域固定效应和行业固定效应。对于该种带有固定效应的断点回归模型,本文遵循 Lee and Lemieux(2010)的建议,采用两步法进行估计。

(三) 数据来源与处理

本文的数据来源主要包括如下四个数据集,并进行了预处理:

1. 中国工业企业数据库

由国家统计局收录与管理的中国工业企业数据库已被学术界广泛使用。由于2004年和2010年企业的出口交货值信息缺失,本文限定数据范围为2005—2013年(剔除2010年),并参考 He et al.(2020)进行异常值的处理。^① 利用企业的地址信息,我们接入高德地图 API 进行地理编码,从而得到每个企业的经纬度数据。

2. 地理信息系统(GIS)数据

本文所使用的我国省级行政区划基础地理信息数据,来自全国地理信息资源目录服务系统中1:100万公众版基础地理信息数据(2021)。为构建边界样本,首先将经过预处理和地理编码后的2005—2013年的工企样本,分别呈现在坐标系一致的我国省级行政区地图上;然后利用 Arcgis 软件计算每年每一个企业到其所属省份和邻近省份共同省界的最短距离;最后将距离限制在50千米以内,得到本文的边界区域样本。并根据原环境保护部公布的《上市公司环境信息披露指南》^②,划分为污染部门和非污染部门两类。在基准断点回归估计中,本文将2009—2013年的面板数据按企业取均值进行压缩,获得基准回归的截面数据,共有12 095家污染部门企业,23 291家非污染部门企业。

3. 中国工业企业排污数据库

中国工业企业排污数据库由原环境保护部监察管理,统计了我国全年主要污染物排放量占该地区85%以上的大型污染部门企业的污染活动信息。排污数据库中的污染企业依法落实主体责任,自行或委托第三方开展比对监测、定期检定和校准校验,确保监测数据真实有效。本文将该数据与工企数据库的边界样本匹配,得到17 478家排放二氧化硫的企业。^③

4. 中国专利数据库

中国专利数据库由国家知识产权局和中国专利信息中心管理,覆盖全国各类企业的专利申请情况。本文选用的数据范围与工企数据库一致,为2005—2013年。将该数据集和边界区域样本进行匹配,得到包含专利信息的边界区域样本。^④

^① 剔除工业增加值、从业人数和固定资产存量为负值的样本;剔除出口交货值缺失的样本;剔除明显违背会计准则的样本,包括流动资产或固定资产大于总资产的样本、当期折旧大于累计折旧等的样本。

^② 16个重污染行业具体参见网址:https://www.mee.gov.cn/gkml/sthjbgw/qt/201009/t20100914_194484.htm,访问时间:2025年1月1日。

^③ 本文所选用的工业企业数据库所涵盖的是规模较大的工业企业,选用的工业企业排污数据库所涵盖的也是大型污染企业。在我国排污费政策的执行过程中,一些污染排放严重的中小企业面临更高排污费,可能直接退出市场,未能被两个数据库收录,且部分非污染部门的企业也会排放二氧化硫。这两点局限性都会造成本文的结果是一个低估值。

^④ 具体描述性统计见附表 A2 和附表 A3。

三、基准估计结果

(一) 基准断点回归估计结果

利用2009—2013年工企数据的边界区域样本,进行基准断点回归估计的结果如表1所示,第(1)—(3)列为污染部门的估计结果,分别对应三种不同的核函数。其中,Panel A汇报的是未控制边界区域和行业固定效应的结果,从估计系数来看,位于边界区域上调侧的污染部门企业,其出口额较之未上调一侧企业有较大的损失,但由于其标准误较大而在统计上并不显著。为了减少统计推断中的大量噪声,提高估计精度,本文在Panel B中控制了边界区域和行业固定效应。从经济意义上看,Panel B的结果表明,排污费上调后,污染部门企业的出口下降了约0.22个标准差。^① Panel C进一步控制边界区域-行业固定效应,剔除共同省界两侧企业所属行业不同所带来的混杂因素的影响;但由于衰减偏差(attenuation bias)的存在,估计系数较之Panel B的结果稍小。^②

表1 边界样本上调侧-未上调侧的企业出口额之差

	污染部门			非污染部门		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Panel A. 不控制边界区域和行业固定效应						
出口(ln)	-1.241	-1.277	-1.333	-0.522	-0.568	-0.396
	(0.971)	(1.000)	(1.060)	(0.711)	(0.728)	(0.753)
带宽(km)	24.460	21.440	15.700	16.350	13.880	8.492
Panel B. 控制边界区域和行业固定效应						
出口(ln)	-1.351***	-1.352***	-1.426***	-0.404	-0.359	-0.391
	(0.505)	(0.517)	(0.535)	(0.484)	(0.513)	(0.547)
带宽(km)	17.560	17.330	13.120	13.890	12.210	8.999
Panel C. 控制边界区域-行业固定效应						
出口(ln)	-1.322***	-1.329***	-1.386***	-0.337	-0.293	-0.243
	(0.456)	(0.466)	(0.502)	(0.479)	(0.510)	(0.552)
带宽(km)	18.100	17.840	12.630	13.680	11.900	9.150
样本量	12 095	12 095	12 095	23 291	23 291	23 291
核函数	Triangular	Epanech.	Uniform	Triangular	Epanech.	Uniform

注:表格中的出口对应的每一行数值都表示RD估计的系数,控制了边界区域固定效应和行业固定效应。因变量是2009—2013年企业出口交货值加1取对数后的均值,参考变量是企业到对应边界区域共同省界的距离,距离为正值(负值)表示企业位于边界区域中排污费上调(未上调)的一侧。断点回归估计使用的是局部线性回归方法,带宽的选择标准参照Calonico et al.(2014)对每种核函数方法所提出的MSE-optimal最优带宽标准。标准误聚类在边界区域-行业层面。*、**和***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著,下同。

① $(e^{-1.351} - 1)/3.349 = 0.22$ 。

② 固定效应的个数并未受到分样本的影响,而样本数量大幅减少,从而降低了信噪比,估计系数存在一定的衰减偏差。

考虑到排污费征收对象主要是污染部门企业,可以预期非污染部门企业并不会受到排污费上调的直接影响;但非污染部门企业可能与污染部门企业存在着上下游关联,或是存在产业集聚,从而受到间接影响。根据表 1 第(4)–(6)列的结果,本文发现,位于边界区域共同省界两侧的非污染部门企业,出口未出现显著差异,佐证了污染部门企业的估计结果是排污费上调导致的。^①

此外,污染部门的拟合图直观呈现出,断点右侧污染部门企业的出口额较之左侧有显著的向下跳跃;非污染部门的出口额则没有显著跳跃,且断点处置信区间重合度较高。^②

(二) 稳健性检验

1. 经纬度局部多项式估计

与局部线性回归类似,局部多项式方法同样基于断点两侧附近的样本进行估计,通过多项式设置可以捕捉非线性关系,但其估计结果往往受多项式阶数影响较大。参考地理断点回归中经纬度二维估计的设定(Dell, 2010; Jia et al., 2020),本文控制企业的经纬度多项式进行断点回归估计^③,发现基准事实仍然稳健存在。^④

2. 不同最优带宽选择标准

在局部线性回归中,对带宽的选择面临估计偏差-估计精度的权衡,因此其估计结果可能对不同的带宽设置较为敏感。本文基于多种最优带宽选择标准分别进行断点估计,发现与基准分析结果均基本一致,表明本文的基准结果非常稳健。^⑤

3. 安慰剂检验

为进一步验证基准结果是由于排污费上调,而非各省市的特定差异等因素导致的,本文将边界区域的共同省界分别往右上方和左下方挪动 15 km,构造了两个不同方向的伪地理断点;结果表明,在伪断点处企业出口并不存在显著差异。^⑥

四、有效性检验

(一) 连续性假设检验

采用精确断点回归方法进行估计,需要依赖的第一个识别假设是连续性假设,即在本文所选取的共同省界 50 km 范围内,事前断点两侧的企业较为相似,除了是否上调排污费这一处理状态之外,其他特征变量在断点处呈平滑变化,以免断点估计杂糅了其他混淆因素的效应。在本文的情景下,排污费政策的地理断点与省界重合,因此,一个主要的担忧在于,可能会混杂不同省市系统性差异对样本期内企业出口带来的影响。

① 污染部门与非污染部门出口对比分析见附录 I。

② 具体结果见附图 A1。

③ 回归方程设定: $EXP_{ija} = \alpha_0 + \alpha_1 High_{ija} + f(Longitude_{ija}, Latitude_{ija}) + u_j + u_a + \epsilon_{ija}$
s.t. $-h \leq Dist_{ija} \leq h, h = 10/15/20\text{km}$, f 表示经纬度一阶/二阶/三阶多项式。

④ 具体结果见附表 A4 至附表 A6。

⑤ 具体结果见附表 A7。

⑥ 具体结果见附表 A8。

为此,本文基于2005—2008年的数据进行企业层面平衡性检验^①,发现在全样本中,处理组企业在利润、出口、固定资产、从业人数、中间投入和主营业务成本方面的增长率都显著更高;但当限制企业到共同省界的距离在50km内时,这些系统性差异均不再显著。此外,企业层面多个特征变量的断点拟合图显示,断点处均未观察到显著跳跃^②;根据行业层面的平衡性检验结果,在断点两侧企业所属行业的分布也没有显著差异^③。综上,本文边界样本内的企业基本满足连续性假设。

(二) 局部随机化假设检验

采用精确断点回归方法进行估计,需要依赖的第二个识别假设是局部随机化假设,即个体不具备操纵参考变量的能力,在断点附近近似于完全随机化实验。在本文的情境下,这一假设会受到企业迁徙效应的威胁,即位于上调一侧的企业,存在搬迁到另一侧以逃避更高的排污费并继续生产和排放污染的动机。本文借鉴 Cattaneo et al.(2018,2019)的做法,检验了断点两侧企业的密度函数,结果表明不存在显著差异。^④

此外,基于2009—2013年的边界区域面板数据,统计发现真实发生搬迁的企业仅有190家,占比约为0.9%。综上,企业迁徙效应对识别假设成立的影响较弱。^⑤

(三) 排除同期政策的干扰

本文基准断点回归分析所关注的样本期是2009—2013年,但无法忽视的事实是,在这期间仍有一些环境政策会对污染部门企业的出口产生影响。^⑥为剔除基准断点回归分析样本期之前的混杂政策干扰,本文利用2005—2013年的边界区域的面板数据,进行差分断点估计(Grembi et al., 2016; Giambona and Ribas, 2018; Duggan et al., 2022)^⑦,并进一步控制边界区域-年份固定效应和行业-年份固定效应,以控制样本期内边界区域中的时变冲击和不同行业所受到的时变冲击。计量方程设定如式(2)所示:

$$\begin{aligned} \overline{EXP}_{ijat} &= \alpha_1 High_{ija} + \alpha_2 Dist_{ija} + \alpha_3 High_{ija} \times Dist_{ija} + \\ & T_t [\beta_1 High_{ija} + \beta_2 Dist_{ija} + \beta_3 High_{ija} \times Dist_{ija}] + \epsilon_{ijat}, \\ \text{s.t. } -h &\leq Dist_{ija} \leq h. \end{aligned} \quad (2)$$

其中,当 $t \geq 2009$ 时,设定 $T_t = 1$;当 $t < 2009$ 时,设定 T_t 为0; \overline{EXP}_{ija} 是控制边界区域-年份固定效应和行业-年份固定效应后的残差。表2汇报了式(2)的估计结果,发现污染部门企业受排污费上调影响,出口下降约0.19个标准差;而两侧非污染部门的出口差异未发生显著变化。此外,在式(2)的基础上,进一步将受到奥运会残奥会影响的主要省市的污

① 具体结果见附表A9。

② 具体结果见附图A2。

③ 具体结果见附表A10。

④ 具体结果见附图A3和附表A11。

⑤ 在利用Arcgis软件计算企业到共同省界的最短距离时,能够为每个企业每年所处位置精准定位,从而判断其所在的省份是否发生变化。

⑥ 具体见附录II同期政策影响与逐年断点估计。

⑦ 附图A4呈现了本文边界样本的平行趋势检验结果,为使用差分断点方法提供了有效性依据。

染部门企业及其邻近样本剔除,再次进行 DD-RD 估计,基准事实仍然存在。^①

表 2 边界样本上调侧-未上调侧的企业出口额之差 (DD-RD)

	污染部门			非污染部门		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$High \times Post-2009$	-1.229***	-1.237***	-1.332***	-0.412	-0.334	-0.468
	(0.241)	(0.244)	(0.273)	(0.297)	(0.300)	(0.360)
带宽(km)	15.140	14.250	10.910	10.360	9.555	6.427
样本量	61 879	61 879	61 879	116 420	116 420	116 420
核函数	Triangular	Epanech.	Uniform	Triangular	Epanech.	Uniform

注:表格中的出口对应的每一行数值都表示 DD-RD 估计的系数,控制了边界区域-年份固定效应和行业-年份固定效应。因变量是加 1 取对数处理的每年企业出口交货值,参考变量是企业到对应边界区域共同省界的距离,距离为正值(负值)表示企业位于边界区域中排污费上调(未上调)的一侧。

而针对事后政策的影响,主要是“十一五”规划所划定的 113 个环境保护重点城市和 2012 年《重点区域大气污染防治“十二五”规划》所划定的 19 个污染排放重点监管省市,本文对位于两份监管名单中且处于边界区域上调排污费一侧的企业进行剔除,再次进行 DD-RD 估计,发现上调排污费后企业出口显著下降这一基准事实依然存在。^②

(四) 溢出效应的检验

考虑到未上调侧的企业受到政策的溢出影响也会干扰基准估计结果,本文借鉴 Kline and Moretti (2014)和 Neumark and Kolko (2010)的思路,假定溢出效应会随着距离的增加而逐渐减弱,并逐步剔除距离边界区域内共同省界 1/2/3/4/5 km 内的对照组样本,进行断点估计(Lu et al., 2019)。由图 1 可知,随着邻近对照组样本的逐步剔除,两侧企业出口额之差的变动幅度不明显,表明基准结果受溢出效应的干扰较弱。

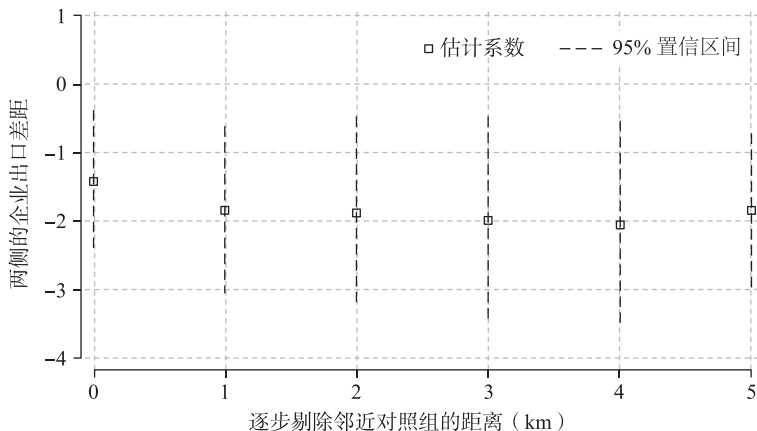


图 1 逐步剔除邻近对照组样本的溢出效应检验

^① 具体结果见附表 A12。

^② 考虑到局部线性回归对断点附近样本量有一定要求,故对处于两份监管名单、但处于未上调一侧的样本给予保留,这会低估 DD-RD 估计的结果,具体结果见附表 A13。附表 A14 至附表 A16 汇报了伪政策冲击时间的安慰剂 DD-RD 估计结果。

五、机制分析

基准断点回归分析发现,位于边界区域共同省界上调一侧的污染部门企业,相较于未上调一侧遭受了显著的出口损失。本文进一步探讨企业应对更高排污费的具体举措。首先,考虑排污费上调对污染部门企业退出国外市场概率的影响,即“广度边际效应”。^①其次,本文围绕“污染避难所假说”和“波特创新假说”,对企业通过哪些渠道的调整,最终影响其出口绩效,建立相关推论展开分析。

(一) 污染避难所假说

污染避难所假说认为,当企业面对更严峻的环境规制压力时,往往会调整生产和进行终端排污的治理,这些举措会增加企业成本,弱化国际市场竞争优势,最终抑制出口。由此,本文围绕该假说建立推论一:面对更高的二氧化硫排污费,污染部门企业一方面可能会购买减排设备,且这些设备投入并不会带来产出提升,只用于终端减排;另一方面也可能在生产过程中进行排污控制,如直接减产停产及可能调整为清洁生产,减少生产过程中污染物的产生与排放。这些行为都会增加企业的成本压力,抑制出口,使其相较于未上调侧的企业出现显著的出口损失。

从企业经营行为来看,本文基于2009—2013年的工企边界样本进行断点估计,结果如表3所示:一方面,边界区域上调一侧的污染部门企业较之未上调一侧,流动负债没有显著变化,固定资产有所增加,所有者权益显著增加,说明企业可能是使用自有资金购买了减排设备;另一方面,利润和增加值两个产出变量都没有显著变化,说明购买的减排设备确实无法提升企业产出,仅是为了应对更高的排污费。此外,主营业务成本没有显著下降,表明企业增加的成本并非源自销售商品、提供劳务等经营性活动,进一步佐证了企业购买减排设备是应对排污费上调而非其他冲击的举措。

表3 边界样本上调侧-未上调侧的企业投入产出差异

	污染部门			非污染部门		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
流动负债(ln)	0.496 (0.363)	0.509 (0.362)	0.629* (0.367)	0.029 (0.245)	0.050 (0.249)	0.136 (0.277)
固定资产(ln)	0.434* (0.246)	0.419* (0.250)	0.381 (0.273)	0.203 (0.189)	0.187 (0.198)	0.140 (0.210)
所有者权益(ln)	0.477** (0.215)	0.467** (0.220)	0.442* (0.236)	0.318* (0.169)	0.298 (0.190)	0.208 (0.212)
利润(万元)	2 427.211 (4 164.630)	2 140.425 (3 779.187)	2 010.534 (3 249.238)	133.573 (267.296)	169.465 (249.650)	16.377 (384.654)

^① 具体见附录Ⅲ 排污费上调的广度边际效应分析。

(续表)

	污染部门			非污染部门		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
增加值(ln)	0.214 (0.235)	0.209 (0.248)	0.215 (0.263)	0.241* (0.142)	0.224 (0.161)	0.171 (0.187)
主营业务成本(ln)	0.325 (0.224)	0.286 (0.239)	0.280 (0.249)	0.152 (0.148)	0.147 (0.153)	0.089 (0.166)
核函数	Triangular	Epanech.	Uniform	Triangular	Epanech.	Uniform

注：流动负债、固定资产、所有者权益、增加值和主营业务成本均是 2009—2013 年加 1 取对数处理的均值，利润是 2009—2013 年的均值(万元)，参考变量是企业到对应边界区域共同省界的距离，距离为正值(负值)表示企业位于边界区域中排污费上调(未上调)的一侧。

从企业生产过程中的减排行为来看，本文利用 2005—2013 年工企与排污匹配数据进行 DD-RD 估计，结果如表 4 所示。本文发现，边界区域上调一侧的污染企业较之未上调一侧，每年生产时间减少了 35—41 天，表明污染企业面对更高的排污费，可能选择了减产停产的应对方式；与此同时，企业的二氧化硫产生量减少了 58.23%—61.40%，排放量下降了 49.89%—53.74%，说明企业的减产停产以及可能的清洁生产调整，能够显著降低生产过程中的二氧化硫产生与排放。而这些生产过程中的调整，在增加生产成本的同时，也会对企业产出造成负向影响，即显著降低了工业总产值，最终抑制了企业出口。

表 4 污染企业的污染产生与排放差异(DD-RD)

	(1)	(2)	(3)
生产时间(天)	-40.966*** (14.694)	-36.769** (14.729)	-34.716** (17.026)
样本量	20 849	20 849	20 849
SO ₂ 产生量(ln)	-0.956*** (0.340)	-1.028*** (0.350)	-1.130*** (0.360)
样本量	9 861	9 861	9 861
SO ₂ 排放量(ln)	-0.719** (0.306)	-0.771** (0.311)	-0.691** (0.335)
样本量	17 478	17 478	17 478
工业总产值(ln)	-0.471*** (0.170)	-0.478*** (0.174)	-0.511*** (0.189)
样本量	23 605	23 605	23 605
边界区域-年份固定效应	是	是	是
行业-年份固定效应	是	是	是
核函数	Triangular	Epanech.	Uniform

注：生产时间是企业每年的生产天数，SO₂ 产生量、SO₂ 排放量、工业总产值均进行了加 1 取对数处理，参考变量是企业到对应边界区域共同省界的距离，距离为正值(负值)表示企业位于边界区域中排污费上调(未上调)的一侧。

此外,本文利用未受到排污费政策影响的水质污染型企业进行安慰剂检验,发现无论是从废水治理设施数、废水治理能力、废水排放量,还是 COD 排放量、废水中氮氨排放量来看,都没有显著变化。^①

(二) 波特创新假说

根据 Porter and Linde(1995)的观点,更严格的环境规制会倒逼企业进行创新,创新带来的收益抵补成本的损失,使得企业维持国际市场竞争优势,最终促进出口。基于前文的分析,更高的排污费显著增加了企业成本,从而抑制了污染部门企业的出口,但这一结果是否杂糅了创新机制的影响仍有待验证。为此本文建立第二个推论:面对更高的二氧化硫排污费,污染部门企业会积极进行绿色创新,如开发使用绿色能源、节能技术等,并且为维护自身合法知识产权,积极申请相关专利,故预期绿色专利^②数量会增加,这些创新带来的收益也能够一定程度上抵补成本损失。

利用 2009—2013 年工企边界样本与专利匹配数据,进行断点回归的结果如表 5 所示。结果表明,污染部门企业的设计型和实用型专利显著下降,意味着整体而言企业减少了这些创新活动,以节省研发投入,侧面反映出企业成本压力增加;而非污染部门中则没有类似的现象。尽管污染部门企业的发明型专利略有增加,但缺乏统计显著性,绿色专利也没有显著变化,这些结果意味着,排污费上调尚未激发污染部门企业的绿色创新能力。尽管污染部门企业面对更严格的环境规制,在现有技术条件下的生产成本更高,但此时进行创新研发等活动的边际收益相对更高,企业更有创新的动力(Brown et al., 2022)。然而在我国情境下,这种创新动力可能还不足,即排污费上调程度尚未达到激励创新的水平。另一方面,未能观察到“波特创新效应”也可能与企业研发和投入清洁能源、更新生产工艺需要一定时间有关,在较短的样本期内尚未完成。

表 5 上调排污费-未上调排污费的企业专利申请差异

	污染部门			非污染部门		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
总专利数	-0.040 (0.045)	-0.049 (0.045)	-0.047 (0.057)	0.007 (0.037)	-0.006 (0.037)	-0.004 (0.041)
其中:设计型专利	-0.034** (0.017)	-0.035** (0.018)	-0.033* (0.017)	0.009 (0.014)	-0.013 (0.015)	-0.017 (0.016)
其中:发明型专利	0.034 (0.040)	0.030 (0.039)	0.037 (0.045)	-0.007 (0.020)	-0.010 (0.020)	0.007 (0.023)
其中:实用型专利	-0.052** (0.026)	-0.058** (0.028)	-0.056* (0.033)	0.011 (0.028)	-0.002 (0.028)	-0.010 (0.031)

① 具体结果见附表 A17。

② 世界知识产权组织(WIPO)于 2010 年推出了“国际专利分类绿色清单”(IPC Green Inventory)。参照寇宗来和刘学悦(2020)的做法,将本文 2009—2013 年的工企边界样本与专利数据匹配。利用匹配后数据中的专利分类号和主分类号,根据 WIPO 发布的绿色专利清单分别进行筛选,从而得到发明型绿色专利和实用型绿色专利。

(续表)

	污染部门			非污染部门		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
总绿色专利数	-0.005 (0.009)	-0.006 (0.008)	-0.006 (0.011)	-0.008 (0.009)	-0.009 (0.010)	-0.006 (0.012)
其中:发明型专利	0.001 (0.006)	0.000 (0.005)	-0.001 (0.006)	-0.004 (0.004)	-0.004 (0.005)	-0.005 (0.005)
其中:实用型专利	-0.007 (0.005)	-0.007 (0.006)	-0.009 (0.006)	-0.007 (0.008)	-0.008 (0.008)	-0.009 (0.008)
样本量	11 967	11 967	11 967	23 049	23 049	23 049
核函数	Triangular	Epanech.	Uniform	Triangular	Epanech.	Uniform

注:总专利数、设计型专利、发明型专利、实用型专利、总绿色专利数、绿色发明型专利、绿色实用性专利均是 2009—2013 年加 1 取对数处理的均值。

六、成本收益分析

开放经济背景下的环境规制政策如何合理设计,是我国现阶段所面临的重要问题,故本文尝试对排污费政策的成本收益进行分析。考虑我国环境政策在实际执行中存在“抓大放小”的特点^①,本文借鉴 He et al.(2020)的做法,构建边际指标 MRS^②,以反映在样本期内边界样本中减少一单位二氧化硫排放,需要牺牲污染部门企业多少单位出口。借助该指标,本文计算出边界样本中污染部门在样本期内每年因排污费上调遭受的出口损失率 x_t ,再根据式(3)进行反事实估计,进而得到整体出口损失。

$$\text{整体出口损失} = \sum \left(\frac{EXP_{pollte,t}}{1-x_t} - EXP_{pollte,t} \right). \quad (3)$$

表 6 的第(1)—(3)列分别汇报了基于不同核函数进行经济成本估算的结果。Panel A 是不同核函数下 MRS 的计算结果;Panel B 是根据每年二氧化硫相对减排率计算的边界样本在样本期内的出口损失率;Panel C 汇报了整体出口损失,即排污费上调后,每获得二氧化硫排放量减少 1% 的环境收益,我国企业减少的出口额约为 5.42 亿—6.52 亿元。

表 6 样本期内我国 SO₂ 减排的整体经济成本估算

	(1)	(2)	(3)
Panel A. MRS(样本期内边界样本中减少 1%SO ₂ 排放的出口损失)			
	4.88%	4.68%	5.12%
Panel B. 污染部门该年因排污费上调的出口损失(边界)			
2009 年	22.50%	21.55%	23.62%

^① 由于基层环保部门、监察机构及专职收费人员不足,出现集中力量征收大规模、高排污企业的排污费,对小规模或排污少的企业则暂时采取宽松态度的现象。具体见附录 IV“抓大放小”异质性分析。

^② 具体见附录 V MRS 指标构建。

(续表)

	(1)	(2)	(3)
2011年	21.67%	20.77%	22.75%
2012年	42.68%	40.89%	44.81%
2013年	58.26%	55.82%	61.16%
Panel C. 污染部门因排污费上调的出口损失(整体)			
2009—2013年(亿元)	5.89	5.42	6.52
核函数	Triangular	Epanech.	Uniform

七、结 论

绿水青山就是金山银山。推动污染防治攻坚战走稳走远,坚定不移地走生态优先、绿色发展之路,实现经济效益和生态效益的持续协调优化,是当前我国面临的重大课题。

本文的研究结果蕴含了以下两方面的政策含义。一方面,从排污费政策的设计来看,作为一种市场激励型的治理工具,其推动企业绿色转型升级,进而巩固国际市场上竞争优势的效果甚微。想要在长期内实现激励相容,实现污染治理与绿色出口的双赢,在利用上调排污费增加企业成本压力的同时,必须结合更具激励性的规制措施,以促进企业加大研发投入、支持产业共性基础技术研发。

另一方面,现阶段排污费政策虽在二氧化硫排放方面有着较好的治理效果,但以牺牲企业出口为代价,短期内鱼与熊掌难以兼得。当下我国已然面临着打赢污染防治攻坚战与稳出口的两难挑战,利用环境规制工具,在打好漫长污染治理之役的同时,激发企业绿色创新意识,促使其调整为清洁型生产并逐步转型升级,从而在长期助力出口尤为重要。由此可见,在开放经济背景下如何科学设计环境规制工具、实现长期激励相容是政策的应有之义。

参 考 文 献

- [1] Altman, M., "When Green Isn't Mean: Economic Theory and the Heuristics of The Impact of Environmental Regulations on Competitiveness and Opportunity Cost", *Ecological Economics*, 2001, 36(1), 31-44.
- [2] Arouri, M. E. H., G. M. Caporale, C. Rault, R. Sova, and A. Sova, "Environmental Regulation and Competitiveness: Evidence from Romania", *Ecological Economics*, 2012, 81, 130-139.
- [3] 包群、彭水军, "经济增长与环境污染:基于面板数据的联立方程估计", 《世界经济》, 2006年第11期, 第48—58页。
- [4] Bertrand, M., E. Duflo, and S. Mullainathan, "How Much Should We Trust Difference-in-Difference Estimators", *The Quarterly Journal of Economics*, 2004, 119(1), 249-275.
- [5] Brown, J. R., G. Martinsson, and C. Thomann, "Can Environmental Policy Encourage Technical Change? Emissions Taxes and R&D Investment in Polluting Firms", *The Review of Financial Studies*, 2022, 35(10), 4518-4560.
- [6] Cattaneo, M. D., M. Jansson, and X. Ma, "Manipulation Testing Based on Density Discontinuity", *Stata Journal*, 2018, 234-261.

- [7] Cattaneo, M. D., M. Jansson, and X. Ma, “Simple Local Polynomial Density Estimators”, *Journal of the American Statistical Association*, 2019, 115(531), 1449-1455.
- [8] Calonico, S., M. D. Cattaneo, and R. Titiunik, “Robust Nonparametric Confidence Intervals for Regression-Discontinuity Designs”, *Econometrica*, 2014a, 82(6), 2295-2326.
- [9] Calonico, S., M. D. Cattaneo, and M. H. Farrell, “On the Effect of Bias Estimation on Coverage Accuracy in Nonparametric Inference”, *Journal of the American Statistical Association*, 113 (2018), 767779.
- [10] 陈诗一、张建鹏、刘朝良, “环境规制、融资约束与企业污染减排——来自排污费标准调整的证据”, 《金融研究》, 2021 年第 9 期, 第 51—71 页。
- [11] Cole, M. A., R. J. R. Elliott, and K. Shimamoto, “Industrial Characteristics, Environmental Regulations and Air Pollution: An Analysis of the UK Manufacturing Sector”, *Journal of Environmental Economics and Management*, 2005, 50(1), 121-143.
- [12] Copeland, B. R., and M.S. Taylor, “North-South Trade and the Environment”, *The Quarterly Journal of Economics*, 1994, 109, 755-787.
- [13] Dell, M., “The Persistent Effects of Peru’s Mining Mita”, *Econometrica*, 2010, 78(6), 1863-1903.
- [14] Duggan, M. G., A. Gupta, and E. Jackson, “The Impact of the Affordable Care Act: Evidence from California’s Hospital Sector”, *American Economic Journal: Economic Policy*, 2022, 14 (1), 111-151.
- [15] Ederington, J., and J. Minier, “Is Environmental Policy a Secondary Trade Barrier? An Empirical Analysis”, *Canadian Journal of Economics/Revue Canadienne d’Economie*, 2003, 36(1), 137-154.
- [16] Gelman, A., and G. Imbens, “Why High-Order Polynomials Should Not Be Used in Regression Discontinuity Designs”, *Journal of Business and Economic Statistics*, 2019, 37, 447-456.
- [17] Giambona, E., and R. P. Ribas, “Unveiling the Price of Obscenity: Evidence from Closing Prostitution Windows in the Netherlands”, *SSRN Electronic Journal*, 2018.
- [18] Grembi, V., T. Nannicini, and U. Troiano, “Do Fiscal Rules Matter?”, *American Economic Journal: Applied Economics*, 2016, 8, 1-30.
- [19] 郭俊杰、方颖、杨阳, “排污费征收标准改革是否促进了中国工业二氧化硫减排”, 《世界经济》, 2019 年第 1 期, 第 121—144 页。
- [20] Harris, M. N., L. Konya, and L. Matyas, “Modelling the Impact of Environmental Regulations on Bilateral Trade Flows: OECD, 1990-1996”, *The World Economy*, 2002, 25(3), 387-405.
- [21] He, G., S. Wang, and B. Zhang, “Watering Down Environmental Regulation in China”, *The Quarterly Journal of Economics*, 2020, 135, 2135-2185.
- [22] Hering, L., and S. Poncet, “Environmental Policy and Exports: Evidence from Chinese Cities”, *Journal of Environmental Economics and Management*, 2014, 68(2), 296-318.
- [23] Jaffe, A. B., and R. N. Stavins, “Dynamic Incentives of Environmental Regulations: The Effects of Alternative Policy Instruments on Technology Diffusion”, *Journal of Environmental Economics and Management*, 1995, 29(3), S43-S63.
- [24] Jia, J., G. Ma, C. Qin, and L. Wang, “Place-Based Policies, State-Led Industrialisation, and Regional Development: Evidence from China’s Great Western Development Programme”, *European Economic Review*, 2020, 123, 103398.
- [25] Kline, P., and E. Moretti, “Local Economic Development, Agglomeration Economies, and the Big Push: 100 Years of Evidence from the Tennessee Valley Authority”, *The Quarterly Journal of Economics*, 2014, 129(1), 275-331.
- [26] 寇宗来、刘学悦, “中国企业的专利行为: 特征事实以及来自创新政策的影响”, 《经济研究》, 2020 年第 3 期, 第 83—99 页。
- [27] Lee, D. S., and T. Lemieux, “Regression Discontinuity Designs in Economics”, *Journal of Economic Literature*, 2010, 48(2), 281-355.

- [28] Lu, Y., J. Wang, and L. Zhu, "Place-Based Policies, Creation, and Agglomeration Economies: Evidence from China's Economic Zone Program", *American Economic Journal: Economic Policy*, 2019, 11(3), 325-360.
- [29] Neumark, D., and J. Kolko, "Do Enterprise Zones Create Jobs? Evidence from California's Enterprise Zone Program", *Journal of Urban Economics*, 2010, 68(1), 1-19.
- [30] 牛美晨、刘晔, "提高排污费能促进企业创新吗? ——兼论对我国环保税开征的启示", 《统计研究》, 2021年第7期, 第87—99页。
- [31] Porter, M.E., and C.V. Linde, "Toward a New Conception of the Environment-Competitiveness Relationship", *Journal of Economic Perspectives*, 1995, 9, 97-118.
- [32] Shenoy, A., "Regional Development Through Place-Based Policies: Evidence from a Spatial Discontinuity", *Journal of Development Economics*, 2018, 130, 173-189.
- [33] Shi, X., and Z. Xu, "Environmental Regulation and Firm Exports: Evidence from the Eleventh Five-Year Plan in China.", *Journal of Environmental Economics and Management*, 2018, 89, 187-200.
- [34] 宋弘、孙雅洁、陈登科, "政府空气污染治理效应评估——来自中国'低碳城市'建设的经验研究", 《管理世界》, 2019年第6期, 第95—108页。
- [35] Taylor, M.S., "Unbundling the Pollution Haven Hypothesis", *Advances in Economic Analysis and Policy*, 2005, 4(2), 1-28.
- [36] 王敏、黄滢, "中国的环境污染与经济增长", 《经济学》(季刊), 2015年第2期, 第557—578页。
- [37] 徐保昌、谢建国, "排污征费如何影响企业生产率: 来自中国制造业企业的证据", 《世界经济》, 2016年第8期, 第143—168页。
- [38] 原毅军、耿殿贺, "环境政策传导机制与中国环保产业发展——基于政府、排污企业与环保企业的博弈研究", 《中国工业经济》, 2010年第10期, 第65—74页。

The Increase in Discharge Fees Hinders Firm Exports in China: Evidence from Regression Discontinuity Design

CHEN Yongbing LI Xiaoying ZHANG Xinxin*
(Xiamen University)

Abstract: Taking the change of SO₂ discharge fees in 2009 as a quasi-experiment, we use the Geographic Regression Discontinuity Design (RDD) method to identify the effect of environmental regulations on firm exports. We find that higher charges significantly reduce the export of polluting firms. Furthermore, by purchasing emission reduction equipment and reducing production, polluting firms raised cost and ultimately decreased exports. However, there has been no significant change in the green patent applications. The cost-benefit analysis shows that for every 1% reduction in SO₂ emissions, there would be a reduction of about 542-651 million yuan for the export of Chinese enterprises.

Keywords: pollution discharge fees; enterprise export; geographical regression discontinuity design

JEL Classification: F18, F10, Q56

* Corresponding Author: ZHANG Xinxin, School of Economics, Xiamen University, No.422 Siming South Road, Xiamen, Fujian 361005, China; Tel: 86-15927227491; E-mail: z15927227491@163.com.