
排污费征收标准改革是否促进了中国工业 二氧化硫减排

郭俊杰 方 颖 杨 阳*

内容提要 利用中国 2007–2014 年各省二氧化硫(SO_2) 排污费征收标准调整这一准自然实验,本文采用倍差法和三重差分法检验了中国排污收费政策的治污效果。研究发现,中国排污收费政策虽然因征收标准偏低、内生执法等问题而广受质疑,但仍具有非常显著的减排效果。提高排污费征收标准能够显著降低单位工业产出污染物的排放,空气中 SO_2 浓度也相对降低。此次排污费征收标准调整并未引起污染转移效应,相应污染企业选择治理污染而不是逃避环境监管。进一步的影响机制分析检验发现,此次排污费征收标准调整不仅促使企业加强了污染末端治理,也激励企业加强前端预防的管控手段,在降低单位工业产出煤炭使用的同时,相应企业的生产工艺也得到了显著改善。

关 键 词 排污收费政策 倍差法 减排 污染转移

一 引言

改革开放以来,中国经济长期保持高速增长,各项建设取得了举世瞩目的成就,但

* 郭俊杰:厦门大学王亚南经济研究院;方颖(通讯作者):厦门大学王亚南经济研究院和经济学院 福建省厦门市思明南路422号经济楼A411室 361005;杨阳:加州大学圣迭戈分校政治科学系。电子信箱: guojun-jie0826@outlook.com(郭俊杰); yifst1@xmu.edu.cn(方颖); yay103@ucsd.edu(杨阳)。

作者感谢国家杰出青年科学基金(71625001)和国家自然科学基金重点项目(71631004)的研究资助。感谢三位匿名审稿人提出的宝贵意见和建议。当然,文责自负。

同时也付出了巨大的环境代价。经济发展与环境保护的矛盾日趋尖锐。根据世界银行 2016 年发布的一项研究报告(World Bank 2016) ,由空气环境污染导致的中国福利损失达到 GDP 的 10.9%。中国环境保护部发布的《2015 中国环境状况公报》显示 2015 年中国 265 个城市空气质量污染超标 ,占比为 78.4% ,出现酸雨的城市比例达到 40.4%。针对全国地下水水质监测评价结果显示 ,水质较差和极差级别的监测井(点)比例分别达到 42.5%和 18.8%。对于中国环境污染的影响因素 ,已有众多文献从多个角度进行了研究 ,包括经济增长(包群和彭水军 2006; Shen 2006)、外商投资(Bao 等 2011; 许和连和邓玉萍 2012; Bai 和 Lyu 2015)、对外贸易(Dean 等 2009; Jayanthakumaran 和 Liu 2012; 谢锐和赵果梅 2016; 杨子晖和田磊 2017) 以及环境管制(李永友和沈坤荣 2008; 张成等 2011; 包群等 2013) 等 ,但排污收费政策作为中国环境政策体系中最为重要的一项环境经济政策 ,其治污效果仍有待进一步的研究。

排污费或排污税制度虽然在发达国家取得了显著的治污效果(Brown 和 Johnson , 1984; Bongaerts 和 Kraemer ,1989) ,在发展中国家却普遍存在“内生执法”^①问题(Pargal 和 Wheeler ,1996; Hettige 等 ,1996; Hartman 等 ,1997) 。作为最大的发展中国家 ,中国早在 1979 年就从法律上确立了排污收费制度 ,并开始试点征收排污费 ,然而各省之间排污费实际征收率有显著的差异 ,因其受到地方经济发展状况以及环境质量的影响而同样存在内生执法问题(Wang 和 Wheeler 2000; Chen 等 ,2014; Maung 等 2016) ,同时由于较低的征收标准及地方保护主义 ,中国排污收费制度的治污效果也广受质疑(Florig 等 ,1995; Sinkule 和 Ortolano ,1995; Fujii 和 Managi 2013) 。

2007 年 5 月国务院发布《节能减排综合性工作方案》(下文简称《方案》) ,要求各省(市区) 按照补偿治理成本原则 ,提高排污单位排污费征收标准 ,将 SO_2 排污费从原来的每公斤 0.63 元分 3 年提高到每公斤 1.26 元 ,在原有基础上将 SO_2 排污费征收标准(以下简称排污费标准) 提高一倍 ,部分省(市区) 陆续进行了相应调整。然而对于这次排污费标准的重大调整 ,却缺乏相应治理效果的经验研究。本文利用此次各省份排污费标准调整 ,构建了省级面板数据 ,基于倍差法考察了中国排污收费政策的治污效果。在评估中国排污收费政策的治污效果时采用排污费标准调整这一准自然实验 ,具有如下优势:

首先 ,现有关于中国排污收费政策治污效果的研究中 ,部分学者通过估计企业减排成本(Dasgupta 等 2001) 或构建排污收费标准改革的 CGE 模型(张友国和郑玉歆 , 2005) 来评估排污收费政策的治污效果 ,而在经验分析中 ,大部分学者采用排污费实

① 即统一设计的污染税的实际征收税率受到经济发展状况和环境质量等因素的影响。

际征收率指标来评估治污效果(Wang 和 Chen ,1999; Wang ,2000; Wang 和 Wheeler , 2000) 。在回归方程中使用该指标的主要问题在于无法有效控制实际征收率的内生性问题。根据 Wang 和 Wheeler(2000) 的研究 ,中国环境政策的执行具有明显的选择性执法问题 ,也就意味着排污费实际征收率和环境污染情况同时受到经济、政策及其他多种因素的共同影响。例如 ,排污费实际征收率和环境污染情况会同时受到经济发展情况的影响。在地方官员晋升锦标赛模式下(周黎安 2007) ,经济发展成为地方政府最重要的政策目标 ,来自地方政府的压力也使得各地方环保机构在实际执法过程中存在很大差异 ,从而导致排污费实际征收率受经济发展情况的影响(Wang 和 Wheeler 2000; Chen 等 2014) 。根据包群和彭水军(2006) 、Shen(2006) 、王敏和黄滢(2015) 的研究 ,环境污染情况也同样遭受来自经济增长方面的影响。此外 ,环境污染情况和排污费实际征收率之间也存在相互影响关系(Wang 和 Wheeler 2000) 。从 2007 年开始的排污费标准调整则为我们考察排污收费政策的治污效果提供了一个新的视角。由于在 2015 年以前只有部分省份调整了排污费标准 ,这为我们的研究提供了一个极好的准自然实验。

其次 ,利用这次排污费标准调整 ,通过比较处理组和参照组 SO_2 排放情况 ,我们可以在一定条件下准确识别排污收费政策的治污效果。在各国排污收费政策实践中都没有使用单一的治理工具 ,而常常是组合使用多种工具 ,中国也不例外。将排污收费政策的治污效果从其他环境管制工具的治污效果中识别出来存在很大难度 ,经济发展情况、贸易开放程度、污染治理投资以及其他众多影响环境污染的不可观测因素加剧了政策效果评估的难度。在排污费标准调整下 ,借助倍差法这一有力工具 ,通过比较处理组和参照组的排污变化 ,我们能够较好地控制可观测和不可观测因素的影响 ,从而识别排污收费政策的治污效果。

具体地 ,我们收集了 2007–2014 年各省份 SO_2 排污费征收标准调整信息 ,通过构建省级面板数据 ,采用倍差法评估排污费标准调整对 SO_2 排放的治理效果。以单位工业总产值 SO_2 排放量为因变量 ,我们发现提高排污费标准能够显著减少 SO_2 的排放 ,在控制了协变量和非线性时间趋势的交互影响后 ,结论依然稳健。由于 SO_2 排污费的征收对象是工业企业排放的工业 SO_2 ,针对生活 SO_2 、工业烟(粉) 尘的回归结果显示提高排污费标准对这些污染物的减排作用有限 ,因而从侧面进一步支持我们的研究结论。此外 ,由于各省份排污费调整时间可能受地方政府污染治理决心的影响 ,我们以工业烟(粉) 尘作为参照组进行三重差分检验 ,结果显示结论依然稳健。采用空气中 SO_2 浓度数据的检验结果显示此次排污费调整显著降低了空气中 SO_2 的浓度 ,不同来

源数据的检验结果也交叉验证了我们的结论。

在影响机制方面,我们分别对企业加强前端预防的管控手段和进行污染末端治理两种治污途径进行检验,发现提高排污费标准不仅促使企业加强了污染末端治理,还为企业加强前端预防的管控手段提供了经济激励,使企业降低单位工业产出煤炭的使用及改进生产工艺,并获得了显著的减排效果。

本研究不仅为排污收费政策的治污效果评估提供了新的经验证据,也为环境税的开征以及节能减排政策目标的实现提供了政策参考。本文余下部分的安排为:第二部分是排污收费制度的理论基础与中国排污收费政策;第三部分是数据、计量模型和识别策略;第四部分是经验分析;第五部分是影响机制检验分析;最后为总结性评论。

二 排污收费制度的理论基础与中国排污收费政策

排污收费制度是政府按照污染排放造成的环境外部损失征收费用,进而实现排污单位环境外部成本内部化的途径和手段。针对企业环境污染带来的负外部性,庇古(Pigou, 1920)提出对企业的排污行为征税,使税收恰好等于排污行为的边际外部成本,以矫正企业的排污成本,使外部成本内部化,这种税被称为“庇古税”,这也是排污费的来源。庇古税能使污染减少至帕累托最优水平。排污者权衡保持现有排污水平所支付的税收和减少排污所承担的减排成本,当税率高于边际减排成本时,出于成本最小化考虑,排污者会减少污染排放,直至二者相等达到污染最优水平。

排污收费制度最早于20世纪70年代初在经合组织(OECD)国家产生。借鉴发达国家环境管理的经验,中国最早在1979年9月颁布了《中华人民共和国环境保护法(试行)》,从法律上确立了中国的排污收费制度,并在部分省(市区)试行征收排污费。2003年3月国务院颁布《排污费征收使用管理条例》(下文简称《条例》),开始建立污染物排放总量收费制度。《条例》明确规定将原来的污水、废气超标单因子收费改为按污染物的种类、数量以污染当量为单位实行总量多因子排污收费。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的《排污费征收标准管理办法》要求 SO_2 排污费征收标准在2005年7月1日前提高到0.63元每千克。虽然排污费征收标准在此次改革中得到适当提高,但仍然偏低。理论上,最优收费标准应该与平均边际治理成本相等,但考虑到企业承受能力,并没有按照补偿治理成本原则征收排污费,而是实行减半征收。排污费征收标准是整个排污收费制度的关键要素,直接决定了企业是否采取污染治理措施。由于排污费征收标准仅

为企业污染治理设施运转成本的 50% ,对排污者的污染治理激励作用有限 ,甚至造成部分排污者宁可缴纳排污费也不去治理污染(董战峰等 2010)。

随着经济的发展 ,环境污染问题也越来越突出 ,面对严峻的环境形势,《中华人民共和国国民经济和社会发展第十一个五年规划纲要》明确提出了“十一五”期间单位国内生产总值能耗降低 20% 左右 ,主要污染物排放总量减少 10% 的约束性指标。为完成“十一五”期间的节能减排目标 2007 年 5 月国务院发布的《方案》在原有基础上将 SO₂ 排污费标准提高一倍。

《方案》发布之后 ,各省份 SO₂ 排污费征收标准调整情况如表 1 所示。在这一政策下 ,江苏省率先在 2007 年 7 月 1 日调整了排污费标准。在 2015 年前 ,一共有 15 个省(市区)陆续全面调整了排污费标

表 1 部分省(市区) SO₂ 排污费征收标准调整情况

省份	开始调整时间	调整前	调整后
江苏	2007. 7. 1		1. 26 元/kg
安徽	2008. 1. 1		1. 26 元/kg
河北	2008. 7. 1		1. 26 元/kg
山东	2008. 7. 1		1. 26 元/kg
内蒙古	2008. 7. 10		1. 26 元/kg
广西	2009. 1. 1		1. 26 元/kg
上海	2009. 1. 1		1. 26 元/kg
云南	2009. 1. 1	0. 63 元/kg	1. 26 元/kg
广东	2010. 4. 1		1. 26 元/kg
辽宁	2010. 8. 1		1. 26 元/kg
天津	2010. 12. 20		1. 26 元/kg
新疆	2012. 8. 1		1. 26 元/kg
北京	2014. 1. 1		10 元/kg
宁夏	2014. 3. 1		1. 26 元/kg
浙江	2014. 4. 1		1. 26 元/kg

准。此外 ,山西和黑龙江省则只是针对未完成烟气脱硫设施建设或 SO₂ 超标排放的企业调整了排污费标准 ,因此本文并未将其作为处理组。除北京外 ,其他地区都将排污费标准提高了一倍。2014 年 9 月国家发展和改革委员会、财政部、环境保护部联合发布了《关于调整排污费征收标准等有关问题的通知》,要求各省(市区)在 2015 年 6 月底前将 SO₂ 排污费征收标准调整至不低于每公斤 1. 26 元 ,从而全国其他省份也陆续从 2015 年开始全面调整排污费标准。

排污收费政策作为中国最重要的一项环境经济政策 ,理论上只有排污费的征收对企业经营绩效产生足够影响时 ,才能够改变企业的环境行为 ,激励企业进行污染治理。通过匹配国家重点监控企业排污费数据和工业企业数据库 ,郭俊杰和方颖(2018)发现在排除极端值和税前负利润的影响后 ,排污费与企业税前利润的比值达到 0. 12 ,高污染企业的排污费对企业的经营绩效有重要影响 ,相当于企业的另一重要税负。我们将利用此次排污费标准的调整 ,检验中国排污收费政策的治污效果。

三 数据、计量模型与识别策略

(一) 数据与主要变量

由于中国从 2003 年 7 月开始实行污染物排放总量收费制度,并在 2015 年开始全国范围调整 SO₂ 排污费征收标准,因此我们构建了 2004–2014 年省级层面的面板数据^①。主要变量的描述性统计如表 2 所示。

表 2		主要变量描述性统计				
	变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
<i>PDS</i>		334	0.216	0.412	0	1
	单位工业总产值工业 SO ₂ 排放(千克/万元)	334	9.718	11.530	0.415	57.828
	制造业增加值占 GDP 比重	334	0.403	0.085	0.072	0.530
	服务业增加值占 GDP 比重	334	0.410	0.082	0.283	0.779
	废气治理投资占 GDP 比重对数值	334	-7.347	0.979	-11.901	-4.830
	实际人均 GDP(万元/人)	334	2.502	1.589	0.432	8.390
	对外贸易占 GDP 比重	334	0.091	0.131	0.002	0.754
	总人口对数值	334	43.514	26.675	3.030	107.240
	GDP 增长率	334	0.162	0.059	0.006	0.323
	空气中 SO ₂ 浓度对数值	2893	2.998	0.753	0.170	4.186
	高 SO ₂ 排放行业企业数对数值	1263	5.178	1.382	0.000	8.506
	高 SO ₂ 排放行业工业总产出对数值	1263	6.153	1.371	-1.171	9.371
	高 SO ₂ 排放行业新增工业用地数对数值	1464	1.041	1.485	0.000	6.306
	高 SO ₂ 排放行业新增工业用地面积对数值	1464	1.785	2.341	0.000	8.130
	煤炭燃烧产生工业 SO ₂ 去除率	210	0.324	0.197	0.000	0.761
	单位工业总产值煤炭使用量(吨/万元)	330	1.366	1.316	0.146	6.678
	生产工艺中单位工业总产值 SO ₂ 产生量(千克/万元)	210	7.123	10.008	0.091	48.642
	单位工业总产值工业 SO ₂ 产生量(千克/万元)	334	19.307	19.386	1.108	91.317

针对主要污染排放强度变量,我们在 1% 及 99% 水平上进行了缩尾处理。本文中所有废气污染物排放数据来自《中国环境统计年鉴》,废气治理投资、人均 GDP、对外

^① 由于缺少城市层面的污染治理投资、各工业行业企业数、工业总产出、生活 SO₂ 数据以及燃煤消费等数据,我们选择省级层面数据进行回归检验。同时我们也采用城市层面空气中 SO₂ 浓度数据对基本回归结果进行检验。

贸易总量、GDP 增长率以及工业增加值数据来自国家统计局,而工业总产值及总人口数据来自司尔亚司数据信息有限公司(CEIC)中国经济数据库。在计算人均实际 GDP 过程中,我们参考司春林等(2002)的方法计算 GDP 平减指数。

(二) 计量模型与指标选取

为了识别排污收费政策的治污效果,我们利用 2007–2014 年各省份排污费标准调整在时间和地点上的差异,采用倍差法进行估计,基准模型如下:

$$Y_{pt} = \beta \cdot PDS_{pt} + \delta^T \cdot Control_{pt} + \alpha_p + \gamma_t + \varepsilon_{pt} \quad (1)$$

其中 p 和 t 分别表示省份和年份;因变量 Y_{pt} 表示单位工业总产值工业 SO_2 排放量; α_p 是省份固定效应,用以控制所有可能影响因变量同时不随时间变化的区域特征,如省内属于酸雨控制区的面积、属于 SO_2 污染控制区的面积等; γ_t 表示年份固定效应,用以控制固定年份发生在全国范围的一些冲击的影响,如 2008 年全球金融危机所带来的影响; ε_{pt} 是残差项。

在基准模型中 PDS_{pt} 是我们的关键自变量,表示具体省份排污费标准调整状况。对处理组省份且 $t \geq t_{p0}$ 时 PDS_{pt} 取值为 1,否则取值为 0。 t_{p0} 表示在这次改革中省份 p 调整排污费标准的年份;如果改革发生在当年 7 月之后,则 t_{p0} 表示改革年份的下一年。

为尽量减少其他潜在影响因素的遗漏对估计结果产生的影响,参考包群和彭水军(2006)与包群等(2013)的已有研究,我们在 $Control_{pt}$ 中还控制了废气治理投资占 GDP 比重、制造业增加值占 GDP 比重、服务业增加值占 GDP 比重、GDP 增长率、人均实际 GDP、对外贸易占 GDP 比重以及总人口对数值。

(三) 识别假设及检验

为准确识别排污费标准提高对 SO_2 排放的影响,倍差法要求处理组在没有接受处理的情况下,应该与参照组具有一致的 SO_2 排放时间变化趋势。如果排污费标准的提高在各省份之间不是随机的,则这一识别假设也将受到威胁,从而标准提高后处理组与参照组 SO_2 排放增长差异可能来自各省份其他因素差异的影响。因此,我们首先对可能同时影响 SO_2 排放量及各省份提高标准决策的潜在因素进行讨论。国务院 2007 年发布的《方案》要求“十一五”期间 SO_2 排放总量减少 10%,这就意味着 SO_2 排放量及其排放增长趋势都有可能影响各省份排污费标准的调整决策。此外,由于标准的提高可能对当地企业乃至地方经济短期内产生一定的负面影响,而地方经济发展状况对地方官员的仕途升迁具有重要影响(周黎安 2007;姚洋和张牧扬 2013),从而地方经济发展状况也可能对政府提高排污费标准的决策产生影响。

排污费标准提高决策潜在影响因素在处理组和参照组间的对比情况见表 3。

表 3 平衡性检验

变量	处理组	参照组	差异
潜在影响因素			
GDP 增长率(2004–2006)	0. 187 (0. 006)	0. 177 (0. 005)	0. 010 (0. 008)
SO ₂ 增长率(2005–2006)	0. 071 (0. 018)	0. 133 (0. 039)	–0. 062 (0. 043)
工业 SO ₂ 增长率(2005–2006)	0. 076 (0. 022)	0. 125 (0. 036)	–0. 049 (0. 043)
单位工业总产值工业 SO ₂ (2004–2006)	15. 972 (2. 495)	20. 713 (2. 101)	–4. 741 (3. 262)
其他控制变量			
制造业增加值占比(2004–2006)	0. 410 (0. 012)	0. 363 (0. 015)	0. 047 ** (0. 019)
服务业增加值占比(2004–2006)	0. 417 (0. 013)	0. 397 (0. 007)	0. 020 (0. 015)
废气治理投资占比(2004–2006)	–7. 133 (0. 111)	–7. 126 (0. 143)	0. 007 (0. 181)
人均实际 GDP(2004–2006)	2. 098 (0. 191)	1. 052 (0. 045)	1. 046 *** (0. 196)
对外贸易占比(2004–2006)	0. 257 (0. 035)	0. 070 (0. 010)	0. 187 *** (0. 036)
总人口对数值(2004–2006)	44. 681 (4. 203)	38. 768 (3. 613)	5. 913 (5. 543)

说明: 括号内为标准误。*、**、***分别代表在 10%、5% 和 1% 的显著性水平。下表同。

由于处理组中江苏在 2007 年 7 月就开始提高排污费标准,我们通过对处理组和参照组在 2004–2006 年单位工业总产值工业 SO₂ 排放量以及 2005–2006 年 SO₂ 增长率和工业 SO₂ 增长率来进行平衡性检验。我们发现无论是 SO₂ 增长率、工业 SO₂ 增长率还是单位工业总产值工业 SO₂ 排放量,处理组和参照组都没有显著差异。对经济发展情况的影响,我们通过对处理组和参照组 2004–2006 年 GDP 增长率来进行检验。我们发现 GDP 增长率在处理组和参照组中的差异也不显著。因此,SO₂ 排放和经济发展情况的检验结果符合我们的识别假设。

为尽量减少其他潜在因素带来的影响,我们还对比了 2004–2006 年其他因素在处理组和参照组中的差异,包括制造业增加值占 GDP 比重、服务业增加值占 GDP 比重、废气治理投资占 GDP 比重对数值、人均实际 GDP、对外贸易占 GDP 比重以及人口规

模。我们发现对于服务业增加值占 GDP 比重、废气治理投资占 GDP 比重以及总人口规模,处理组和参照组并没有显著差异,但对于人均实际 GDP、对外贸易占比及制造业增加值占 GDP 比重,处理组都要显著高于参照组。

根据 Angrist 和 Pischke(2009)的研究,使用倍差法的前提是满足平行趋势假定,即处理组在没有接受处理的情况下,因变量应该与参照组具有一致的时间变化趋势。然而,当因变量的影响因素及其时间变动趋势在处理组和参照组之间存在差异时,会导致因变量的变动趋势也出现差异,从而对平行趋势假定构成威胁。鉴于表3的平衡性检验结果,为满足平行趋势假定,我们增加了拓展模型(2)和(3)两种不同的计量模型设定,以对因变量影响因素及其变动趋势进行控制。

$$Y_{pt} = \beta \cdot PDS_{pt} + \delta^T \cdot Control_{pt} + \theta^T (Control_{pt} \times f(T)) + \alpha_p + \gamma_t + \varepsilon_{pt} \quad (2)$$

其中 $f(T)$ 表示时间趋势 T 的三阶多项式函数。在回归中,我们分别采用时间趋势 T 的1-3阶项与控制变量进行交乘。其中,针对控制变量对因变量的影响,本文通过引入时间趋势的2、3次项以给予更为灵活的时间趋势假定。(3)式中我们采用了控制变量与年份哑变量的交乘项:

$$Y_{pt} = \beta \cdot PDS_{pt} + \delta^T \cdot Control_{pt} + \psi^T (Control_{pt} \times \gamma_t) + \alpha_p + \gamma_t + \varepsilon_{pt} \quad (3)$$

为了进一步检验上述识别结论,我们还做了其他一系列稳健性检验,包括通过检验 SO_2 排污费标准调整对生活 SO_2 排放、工业烟(粉)尘的影响进行安慰剂检验,同时我们将单位工业总产值工业 SO_2 排放量指标替换成单位工业增加值工业 SO_2 排放量进行稳健性检验,增加控制变量以及对工业总产值进行价格调整。考虑到处理组各省份进行排污费征收标准调整的时间可能并不随机,我们添加工业烟(粉)尘作为参照组进行三重差分回归检验,以期在一定程度上缓解可能存在的内生性问题对识别结论的干扰。此外,我们还检验了美国国家航空航天局(NASA)统计的空气中 SO_2 浓度数据,通过不同来源数据进行交叉检验以获得更加稳健的识别结论。

四 经验分析结果

(一) SO_2 排污费标准提高的减排效果

排污费标准提高对工业 SO_2 排放的影响如表4所示。第(1)列为基准模型(1)的回归结果,关键自变量 PDS 的系数为 -1.90,并在10%水平上显著。拓展模型(2)、(3)的回归结果见第(2)、(3)列。拓展模型(2)的 PDS 的系数值为 -2.62,比基准模型在统计上更显著。拓展模型(3)的回归结果也与模型(2)基本一致,表明回归中确

实需要对控制变量的时间变化趋势进行控制。表 4 的回归结果表明排污费标准提高能显著降低工业 SO₂ 的排放强度。在回归中我们对标准误进行了稳健性修正(后同)。

表 4 SO ₂ 排污费征收标准提高的减排效果分析				从影响程度上看,我们以拓展模型(2)的回归结果为例,2004-2006 年排污费调整之前单位工业总产值工业 SO ₂ 排放均值为 18.74 千克/万元,相对参照组,排污费标准的提高导致处理组省份 SO ₂ 排放强度平均下降了 2.62 千克/万元,占该均值的 13.98%,表明排污费标准的提高具有明显的治污效果。
变量	(1)	(2)	(3)	
<i>PDS</i>	-1.895 [*] (1.071)	-2.620 ^{***} (0.986)	-2.893 ^{**} (1.142)	(二) 稳健性检验 在之前的分析中,我们针对可能影响排污费标准调整决策的潜在因素进行了平衡性检验,并在回归中控制了这些因素及其与时间趋势的交乘项。为证实排污费的提高对 SO ₂ 有减排作用,并对识别结论进行检验,我们分别针对生活 SO ₂ 、工业烟(粉)尘进行安慰剂检验。在统计实践中,各省份 SO ₂ 排放量不仅包括工业 SO ₂ ,还包括生活 SO ₂ ,而 SO ₂ 排污费征收对象是企业排放的工业 SO ₂ 。理论上 SO ₂ 排污费征收标准的提高主要对工业 SO ₂ 的排放产生影响,而不会影响生活 SO ₂ 的排放,同时对工业烟(粉)尘的排放影响也应该有限。
其他控制变量	控制	控制	控制	
年份固定效应	控制	控制	控制	
省份固定效应	控制	控制	控制	
其他控制变量 × <i>T</i>		控制		
其他控制变量 × <i>T</i> ²		控制		
其他控制变量 × <i>T</i> ³		控制		
其他控制变量 × 年份哑变量			控制	(二) 稳健性检验 在之前的分析中,我们针对可能影响排污费标准调整决策的潜在因素进行了平衡性检验,并在回归中控制了这些因素及其与时间趋势的交乘项。为证实排污费的提高对 SO ₂ 有减排作用,并对识别结论进行检验,我们分别针对生活 SO ₂ 、工业烟(粉)尘进行安慰剂检验。在统计实践中,各省份 SO ₂ 排放量不仅包括工业 SO ₂ ,还包括生活 SO ₂ ,而 SO ₂ 排污费征收对象是企业排放的工业 SO ₂ 。理论上 SO ₂ 排污费征收标准的提高主要对工业 SO ₂ 的排放产生影响,而不会影响生活 SO ₂ 的排放,同时对工业烟(粉)尘的排放影响也应该有限。
样本数	334	334	334	
调整后的 R ²	0.847	0.903	0.892	

针对生活 SO₂ 的检验结果如表 5 第(1)-(3)列所示,因变量是单位工业总产值生活 SO₂ 排放量。我们发现无论是基准模型(1)还是拓展模型(2)、(3),*PDS* 的系数在统计上都不显著。针对生活 SO₂ 的检验结果支持我们的识别结论。

针对工业烟(粉)尘的检验结果见表 5 第(4)-(6)列。其中,因变量是单位工业总产值工业烟(粉)尘排放量。我们发现在 3 种回归模型下,*PDS* 的系数都为负,但只有拓展模型(2)在 10% 水平上显著。这一方面说明 SO₂ 排污费征收标准的提高主要对工业 SO₂ 的排放产生减排作用,对工业烟(粉)尘的排放影响有限;另一方面也表明该项政策对工业烟(粉)尘的排放存在微弱的溢出效应,即企业在采取措施对 SO₂ 进行治理的同时,在一定程度上也减少了工业烟(粉)尘的排放。

表5 安慰剂检验—排污费调整对生活SO₂、工业烟(粉)尘的影响

变量	单位工业总产值生活SO ₂ 排放		单位工业总产值工业烟(粉)尘排放			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
PDS	0.024 (0.459)	-0.592 (0.600)	-0.447 (0.705)	-1.076 (1.165)	-1.825* (1.069)	-1.975 (1.265)
其他控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
其他控制变量×T		控制			控制	
其他控制变量×T ²		控制			控制	
其他控制变量×T ³		控制			控制	
其他控制变量×年份哑变量			控制			控制
样本数	334	334	334	334	334	334
调整后的R ²	0.613	0.715	0.672	0.808	0.856	0.833

表6 增加控制变量、采用单位工业增加值工业SO₂排放量及价格因素调整检验

变量	增加控制变量			更换排污强度度量指标			价格因素调整		
PDS	-2.133* (1.109)	-2.407** (0.964)	-3.015** (1.301)	-3.096* (1.789)	-4.429*** (1.657)	-5.066*** (1.891)	-1.778* (1.051)	-2.344** (1.011)	-2.556** (1.169)
其他控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
其他控制变量×T		控制			控制			控制	
其他控制变量×T ²		控制			控制			控制	
其他控制变量×T ³		控制			控制			控制	
其他控制变量×年份哑变量			控制			控制			控制
样本数	303	303	303	334	334	334	334	334	334
调整后的R ²	0.860	0.914	0.899	0.850	0.907	0.900	0.888	0.923	0.914

此外,根据李永友和沈坤荣(2008)的研究,外商直接投资和环境立法等因素都会对环境质量产生影响。因此,我们在原有控制变量的基础上,增加外商投资占GDP比重、地方政府颁布的环境法规数以及环保系统人员数对数值,对原有结果进行重新检

验。需要说明的是,地方政府颁布的环境法规数变量缺失 2011 年数据。我们尝试将因变量由单位工业总产值工业 SO_2 排放量替换为单位工业增加值工业 SO_2 排放量。同时,考虑到价格因素可能带来的影响,我们将工业总产值通过 GDP 平减指数调整为不变价格工业总产值(以 2004 年为基期)并重新进行检验。相应的检验结果见表 6,我们的识别结论依然成立。

(三) 三重差分检验

在以上检验中,我们采用倍差法检验了排污费标准翻倍调整的减排效应。虽然我们在回归前进行了平衡性检验,但各省份实施排污费征收标准调整的时间可能并不随机,容易受到地方政府对环境污染治理决心的影响,而地方政府对环境污染的治理决心往往会体现在污染治理力度上。考虑到以上回归检验中控制变量可能不能完全测度地方政府污染治理力度,我们增加工业烟(粉)尘排放强度作为参照组进行三重差分检验。地方政府对污染的治理力度会同时体现在工业 SO_2 和工业烟(粉)尘上,通过增加工业烟(粉)尘排放强度作为参照组,我们能够较好地将排污费标准提高的减排效应从总体治污力度的减排作用中识别出来。三重差分地检验结果如表 7 所示,污染类型变量 $Ptype$ 取值为 1 表示工业 SO_2 ,取值为 0 表示工业烟(粉)尘。关键自变量 $PDS \times Ptype$ 的系数显著为负,从而进一步支持我们的识别结论。

表 7 三重差分检验结果				
变量	(1)	(2)	(3)	
$PDS \times Ptype$	-1.817* (1.032)	-2.320*** (0.882)	-2.393*** (0.912)	
$Ptype$	控制	控制	控制	
其他控制变量	控制	控制	控制	
年份固定效应	控制	控制	控制	
省份固定效应	控制	控制	控制	
$Ptype \times$ 年份固定效应	控制	控制	控制	
$Ptype \times$ 省份固定效应	控制	控制	控制	
其他控制变量 $\times T$		控制		
其他控制变量 $\times T^2$		控制		
其他控制变量 $\times T^3$		控制		
其他控制变量 $\times$ 年份哑变量			控制	
样本数	668	668	668	
调整后的 R^2	0.843	0.892	0.889	

在使用倍差法的经验分析中,可能存在的序列相关会引起标准误偏差,导致回归检验过度拒绝零假设(Bertrand 等,2004)。为了获得更加稳健的检验结果,我们参照 Chetty 等(2009)和 La Ferrara 等(2012)采用非参置换检验的方法进行安慰剂检验。具体地,针对每一年进行排污费标准调整的省份数量,我们对所有省份进行不重复随机抽样,将抽中的省份作为虚拟处理组进行安慰剂检验,将这个过程重复 1000 次,获得 1000

以上内容仅为本文档的试下载部分，为可阅读页数的一半内容。如要下载或阅读全文，请访问：<https://d.book118.com/246112102030010131>