

# 环境规制政策削弱了企业的盈利能力吗?

雷社平 孙迎雪 席建成\*

**摘要:**在全面推进“五位一体”总体布局的战略目标现实背景下,研究环境规制政策对企业盈利能力的影响具有重要的现实意义。本文基于中国工业企业数据库,以二氧化硫排污权交易试点政策作为准自然实验,采用双重差分法来研究环境规制政策对企业盈利能力的影响。研究发现:二氧化硫排污权交易政策能够显著促进企业盈利能力提升,主要通过提高全要素生产率和促进技术创新两种机制影响企业成本加成率。另外,二氧化硫排污权交易政策对企业成本加成率的影响在非国有企业、出口企业和高级别城市中的作用较为明显。本文的研究具有较强的政策含义:一是市场激励型的环境规制政策不是企业盈利能力降低的主要原因,应坚持实施市场激励型的环境规制政策;二是应充分考虑地区所有制结构、城市行政级别以及企业是否为出口导向型等特征的差异,制定更具针对性的环境规制政策。

**关键词:**排污权交易试点;成本加成率;全要素生产率;技术创新;PSM-DID

## 一、引言

党的十九大明确把统筹推进新时代建设中国特色社会主义“五位一体”总体布局写进党章,即全面推进经济建设、政治建设、文化建设、社会建设、生态文明建设,实现以人为本、全面协调可持续发展。在“五位一体”总体布局战略目标指引下,各级政府对经济发展可能给环境带来的负面影响日益重视,出台了一系列环境规制政策,既包括强调政府干预的市场准入限制、排放标准、污染总量控制等行政命令型政策,也包括注重市场机制的排污权交易、环保税

---

\*雷社平,西北工业大学公共政策与管理学院,邮政编码:710100,电子邮箱:leimansh@163.com;孙迎雪(通讯作者),西北工业大学公共政策与管理学院,邮政编码:710100,电子邮箱:sunyingxue5863@126.com;席建成,西北工业大学公共政策与管理学院,邮政编码:710100,电子邮箱:xjcheng@nwpu.edu.cn。

本文系教育部人文社会科学青年项目基金“政府的数字化转型对产业政策实施效果的影响测度和优化策略研究”(20YJCZH181)、陕西省社会科学基金项目“陕西自由贸易试验区建设促进产业结构优化升级的体制机制创新研究”(2019D03)、陕西省创新能力支撑计划“陕西重点生态功能区生态文明建设评价及优化研究”(2020KRM176)的阶段性成果。感谢匿名审稿专家的建设性修改建议,文责自负。

等市场激励型政策。可以预期,在“碳达峰”目标下,环境规制政策将进一步加强。那么,环境规制政策对企业的盈利能力是否存在显著影响,又会产生怎样的影响,成为近年来学术界和政策制定者关注的重要议题。

目前,有关环境规制的经济效应文献可以归纳为三类:一是在宏观层面上的环境规制政策对经济增长的影响。就理论分析而言,内生经济增长模型强调加强环境有效管理能够积极地促进现代经济增长(黄茂兴、林寿富,2013)。众多实证研究证实了环境有效管理可以促进宏观经济增长的观点。环境规制对城市的经济增长和区域高质量发展具有积极影响(史贝贝等,2017;侯建等,2020),且会提升劳动和资本生产率从而有效促进经济增长质量(陶静,2021)。市场激励型环境规制对地区绿色经济的促进作用较之命令控制型环境规制更加显著(范丹、孙晓婷,2020)。具体而言,用能权交易能够降低污染同时可以促进经济发展(廖文龙等,2020);碳排放权交易对绿色技术创新与经济发展存在显著的积极作用(张宁、张维洁,2019);排污权交易政策的“减排降污”效应有利于促进地区经济增长(祁毓等,2016;刘传明,2021),良好的制度环境可以放大这一促进效应(刘承智等,2016)。此外,张彩云(2020)、李斌等(2019)的研究分别发现排污权交易政策和“双控区”政策的实施可以显著提高当地的就业水平,实现治污与就业的双赢。二是在中观层面对产业发展的影响。理论模型支持环境规制政策有利于促进产业发展的观点(姚昕、刘希颖,2010)。环境规制政策能实现产业结构升级(梅国平、龚海林,2013;原毅军、谢荣辉,2014),在保证企业清洁生产的同时,使得资源配置更加合理且产业集中度进一步加强(张成、于同申,2012)。具体而言,许松涛和万红艳(2011)通过实证研究发现环境规制对国有企业污染投资项目融资的阻碍作用是产业得以扩张和产业资源有效集中利用的重要原因。罗知和齐博成(2021)的研究表明环境规制政策未对银行部门产生消极影响,反而更好地推动其协调发展。三是在微观层面对企业创新行为的影响。理论分析表明环境规制能够激发企业创新,在一定程度上抵消企业合规成本(黄德春、刘志彪,2006)。合理地出台环境规制政策可以促进技术进步从而实现环境污染时间的下降(Marconi,2009),而且可以使企业实现治污技术和生产技术的共同提升(张成等,2011)。具体而言,随着环境规制强度的增加,技术创新呈现先下降后上升趋势(沈能、刘凤朝,2012),随着环境规制强度的变化达至门槛值,企业将实现“波特假说”。此外,市场激励型环境规制较之命令控制型环境规制,更有利于实现企业创新(聂爱云、何小钢2012)。

同以上关于环境规制政策效果的研究不同,目前学界对于企业盈利能力如何受到环境规制影响的研究结论尚未达成一致意见。在环境规制政策对企业盈利能力影响方面:部分学者认为企业对环境治理问题越看重,则其财务绩效表现越好(秦颖等,2004),高效的环境治理能够提升企业财务绩效(黎文靖、路晓燕,2015)。具体而言,由环境规制引发的技术创新在补偿环境合规成本的同时,还能提高企业的利润率(龙小宁、万威,2017),为企业创造一定的收益

(何红渠、黄凌峰,2017)。企业积极地进行环境预防管理可在实现污染有效控制的同时实现财务绩效的提升(胡曲应,2012)。然而也有学者持不同意见,认为环境规制的研发投入引致效应还不够充分,无法有效实现对企业经营绩效的提升(余伟等,2017)。企业面临的内外部环境有所差异,导致环境规制政策给不同企业造成的影响也不尽相同,因此追求自身利益最大化的企业会做出不同的环境战略选择(马中东、陈莹,2010)。当环境规制政策使得企业成本提高或收益降低时,企业通常会尽可能地规避相关政策(张嫚,2005)。虽然环境规制可能会对企业运行产生不利因素,然而并未发现其降低企业利润的经验证据(徐彦坤等,2020)。由此可见,学界关于环境规制政策对企业盈利能力和经营绩效的影响各执一词,经验证据仍然有待补充。因此,本文基于1998—2013年中国工业企业数据库,利用2002年施行的二氧化硫排污权交易试点政策作为准自然实验,采用双重差分法(DID)来研究环境规制政策对企业盈利能力的影响。由于2007年二氧化硫排污权交易新增了试点地区,在稳健性检验中,将数据更新至2013年,进一步采用渐进式双重差分法进行检验。研究发现:二氧化硫排污权交易政策能够显著提高企业成本加成率,且提高全要素生产率和促进技术创新都会降低边际成本以增强企业盈利能力。另外,二氧化硫排污权交易政策对企业成本加成率的影响在民营企业、出口企业和高级别城市中的作用较为明显。

与已有文献相比,本文可能的边际贡献有:首先,本文聚焦于环境规制政策对企业盈利能力(成本加成率)的影响,为更好地理解环境规制的微观经济效应奠定了基础;其次,本文引入准自然实验方法,有效地解决了环境规制与企业盈利能力之间因逆向因果效应导致的内生性问题;再次,本文进一步考虑了环境规制政策对企业盈利能力影响的所有制差异和地区差异,从而有利于提出更具现实针对性政策建议。

## 二、制度背景与理论分析

### (一)制度背景

1960年,罗纳德·科斯提出了著名的科斯定理,即通过产权界定和市场交易可以缓解环境污染的负外部性,得到了研究者的广泛认同(沈满洪,1997;卢现祥,2002;马士国,2008)。排污权交易政策正是“科斯定理”在环境经济学中的实践。旨在通过把污染排放权利和环境资源商品化,根据环境阈值来确定污染排放额,制定相应排污权证数量,在让其进行市场自由流通的过程中,由市场机制来确定交易价格并给予各市场主体的初始分配额度。

具体地,在排污权交易市场上,存在卖方和买方两个交易主体。排污权的卖方在生产过程中节省了一部分排污权,将剩下的排污权在市场上出售可获得收益,这实际上是排污权交易政策对企业环保行为的经济补偿和激励手段;而排污权的买方由于生产过程中的排污量超

标而须购买额外的排污权,这实际上是排污权交易政策对环境污染企业的惩罚和督促手段。排污权交易政策主要针对企业生产过程进行规制,对企业盈利能力的影响有两个方面:一方面,促使企业污染防控和治理会挤占一部分生产投入,或将生产和经营模式清洁化,小企业或因治理无望面临关停,这些都将使企业的生产成本和管理成本增加。此外,企业为应对排污权交易政策的规制,控制生产过程所产生的污染排放量,必然需要额外的生产要素投入。在短期供给不变的情况下,生产要素需求的增加会致使要素价格攀升,从而影响企业的盈利能力。另一方面,技术创新可以使得企业在控制污染的同时实现生产效率的提高,从而弥补其规制成本损失。排污权交易政策还会推动环保企业的市场做大,推动这些企业的运营模式转变。由此看来,排污权交易政策的真正意义就是激励企业为自身的利益而主动提高清洁生产能力,旨在利用市场机制实现控制污染排放总量的目的。除此之外,排污权交易政策在能有效治理环境污染的基础上,还有以下几项优点:首先,省去了获取企业有关的产出需求、生产成本和环境合规成本等数据的麻烦;其次,可以降低治污成本、灵活高效地实现资源最优配置;最后,能够利用市场激励鼓励企业创新,改进清洁设备和生产技术,对企业的绿色生产经营产生持续性激励。

二氧化硫是酸雨和灰霾天气的主要元凶之一,会危害人体健康、损害生态环境。我国是二氧化硫的主要排放国,控制其排放是解决我国空气污染问题的首要手段。早在1999年,中美两国签署协议将南通市以及本溪市作为排污权交易制度的试点城市,在两地开展“运用市场机制减少二氧化硫排放研究”的合作项目。2001年11月,南通天生港发电有限公司向南通另一家大型化工有限公司出售二氧化硫排污权的签字仪式在江苏省南通市举行,这是我国第一例真正意义上的二氧化硫排污权交易。2002年,原国家环保局发布了《关于开展“推动中国二氧化硫排放总量控制及排污权交易政策实施的研究项目”示范工作的通知》,公布了我国首批二氧化硫排污权交易试点地区,分别为4省(河南省、山东省、江苏省、陕西省),3市(上海市、天津市、柳州市),之后又加入华能集团,即成为“4+3+1”项目。“4+3+1”项目及相關示范区工作范围的确定意味着我国对二氧化硫排放总量控制及排污权交易政策的探索进入了新阶段。

2014年,《国务院办公厅关于进一步推进排污权有偿使用和交易试点工作的指导意见》稳步推进这一探索。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》进一步健全该政策从而推动其全面实施。根据《第二次全国污染源普查公报》显示,从该政策实施后的十五年间,我国二氧化硫排放量下降近七成。总体而言,从2002年施行二氧化硫排污权交易试点以来,在各级政府的有力支持和推动下,排污权的市场化交易正逐步完善,这一政策的管理机制也在向着成熟化迈进。目前我国的排污权交易试点政策不仅涵盖建筑业等多个高污染行业,此外也尝试将污染规制范围扩大至其他化



学指标。

## (二)理论分析

### 1.环境规制政策对企业成本加成率的影响机制

市场激励型的环境规制在作用于微观个体的过程中具有灵活性和高效性,企业作为理性人会在约束下选择代价更低、收益更高的污染减排方式。理论上,市场激励型环境规制政策会通过提高全要素生产率以降低边际成本和通过促进技术创新增强其定价能力两种机制实现企业成本加成率的提升。

首先,企业迫于合规压力需要加大对先进清洁技术、环保设备更新和相关专业人才等的投资,这些投资将有助于改善资源配置效率进而提升企业的全要素生产率(任胜钢等,2019)。虽然环保设备及先进技术的引进在短期内可能会使企业增加额外的成本支出,但企业在随后的生产经营过程中得益于清洁性生产要素的使用,将有效改善污染企业的粗放式生产模式。在污染监督处罚机制下,排污权交易政策能促使企业积极反思自身绿色发展存在的不足(Grossman & Helpman,2018)。激励其将部分要素投入从高污染生产部门转向清洁生产部门,从而使得企业的生产效率进一步提高。更为重要的是,专业人才的引进将有助于提升企业人力资本,而人力资本的积累能够促进企业的全要素生产率上升(Madsen,2013)。具体而言,高素质的人力资本可以依靠自身的能力素养,最大化地提升技术利用效率和其他要素的生产效率,从而使得企业的管理效率提升、管理成本下降(台航、崔小勇,2017)。进一步地,环境规制带来的技术创新会提高劳动生产率(Liu et al.,2021),从而强化其全要素生产率,降低生产成本,企业成本加成率体现了企业的盈利能力。因此,市场激励型环境规制政策有助于提升企业资源配置效率,提高全要素生产率以降低其生产的边际成本,实现企业成本加成率及其盈利能力的提升。

其次,在环境规制政策的约束下,企业具有提高技术创新能力的激励。根据“波特假说”(Porter & Linde,1995),合适的环境规制政策将有助于企业实现研发跳跃,促进企业的生产效率提高,抵消一部分环境规制的合规成本,最终使得企业的竞争力提升。市场激励型环境规制政策更容易实现“强”波特假说(Xie et al.,2017)。以二氧化硫排污权交易政策为例,在排污权交易试点地区,每个企业将被分配不同的合法排污配额。企业耗尽排污配额后,须在排污权交易市场上购买额外的排污配额,否则将被停止生产经营活动。因此,企业为实现自身利益最大化会更有意愿通过提高技术创新水平降低企业治污与生产成本。企业生产成本下降能够带来企业成本加成率提升(Berry et al.,2019)。此外,企业在保证其正常生产活动的情况下,还可将剩余的排污配额通过市场交易卖出以获得额外收益,这可能会进一步激励企业提高技术创新。据此,我们预期市场激励型环境规制政策能够通过提高企业技术创新能力实现成本加成率的提高。基于以上分析,本文提出:

假说一:市场激励型环境规制政策能够通过提升企业全要素生产率和企业技术创新两种渠道影响企业成本加成率。

#### 2.环境规制政策对企业成本加成率影响的异质性:所有制与城市级别

从企业所有制异质性角度来讲,相较于国有企业而言,非国有企业的创新表现更好(吴延兵,2012)。首先,企业的所有制决定了其政治关联程度,企业的政治关联程度又会直接影响其投资、管理和生产效率,非国有企业由于较低的政治关联程度且面临较充分的市场竞争,其创新活动表现较好;国有企业由于较高的政治关联程度及其特有的产权属性,其受到的创新激励不充分,创新意愿不足(袁建国等,2015)。其次,环境规制对于不同所有制企业的创新激励有所差异,相较于国有企业,非国有企业面对环境规制更容易做出积极的绿色技术创新改进,例如申请更多的绿色发明专利(王珍愚等,2021)。据此,本文围绕企业所有制的异质性,提出:

假说二:市场激励型环境规制政策对非国有企业成本加成率的促进作用更明显。

从企业所在城市级别异质性来说,城市行政级别越高,企业所拥有的政治资源越丰富,资源的使用和再分配效率也会越高。此外,位于高行政级别的企业获得的政府补贴、税收和融资优惠以及吸引人才的能力会更优越,企业全要素生产率也会更高(江艇等,2018)。在中国式分权模式下的环境治理中,先由中央政府部署和下达国家总体环境治理政策和目标,再由各级地方政府视本地区实际情况具体落实。各级政府因具有较大的自主权,在考虑本辖区的实际情况下会对环境规制政策目标的解读及对待环境问题的态度各有不同(Li et al.,2019)。因此,环境规制政策对位于不同级别城市的企业成本加成率的影响也有所差异。据此,本文围绕企业所在城市级别,提出:

假说三:市场激励型环境规制政策对位于高级别城市的企业成本加成率的促进作用比低级别城市更明显。

### 三、模型与变量描述

#### (一)回归模型设定

二氧化硫排污权交易政策的实施主要针对企业生产过程进行规制,例如为应对环保稽查,企业可能需要在购置环保生产资料和清洁技术创新等方面加大投资力度,且这类环保投资往往与企业的经济效益密切相关。本文认为企业投资与生产在地区宏观经济增长的过程中起着不可替代的重要作用,是宏观经济增长的微观表现。因此,厘清排污权交易试点政策在发挥减排作用下的微观经济效应尤为关键。企业成本加成率作为衡量其生产经营活动的重要指标,表示企业将产品价格维持在边际成本之上的能力,从而能够作为企业盈利能力的代理变量(De Loecker & Warzynski,2012;黄先海等,2018)。

为了检验二氧化硫排污权交易政策对企业成本加成率的影响,可直接比较政策实施前与

实施后企业成本加成率的变化。国家希望通过实施二氧化硫排污权交易试点政策控制污染排放总量,但是在此期间可能会有很多其他的冲击使得企业成本加成率遭受影响。直接对比政策实施前后差异的问题在于无法找到有效的对照组,不能在排除其他影响因素的情况下识别出排污权交易政策对企业成本加成率的净效应。因此本文选取2002年实施排污权交易试点城市作为样本,包括四个省、三个市(囿于数据可得性,我们把华能集团排除在外),使用双重差分法衡量这一冲击的作用,具体来说,方程遵循如下设定:

$$Markup_{it} = \alpha + \beta_1 post_t \times treated_i + \sum \theta_{it} Control_{it} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

本文在回归模型中检验了二氧化硫排污权交易政策对企业成本加成率的影响。其中, $i$ 表示企业, $t$ 表示年份。本文的实证分析中以企业成本加成率  $Markup_{it}$  作为被解释变量。借鉴 De Loecker 和 Warzynski (2012) 的加成率估计框架(以下简称 DLW 法<sup>①</sup>)使用 1998—2007 年的中国工业企业数据库测算出了企业成本加成率指标。方程的解释变量中,  $post$  在 2002 年及以后等于 1, 否则等于 0, 如果企业位于试点地区,  $treated$  等于 1, 否则等于 0, 从而产生“处理组”和“对照组”。交互项系数  $\beta_1$  旨在识别两组企业成本加成率变化的差异。 $Control_{it}$  为一组控制变量,  $\mu_i$  和  $\delta_t$  为企业和年份固定效应,  $\varepsilon_{it}$  为随机扰动项。

## (二)控制变量

本文用到的控制变量包括:(1)企业年龄对数值( $lnage$ );(2)企业规模( $lnscale$ ),采用企业销售收入对数值衡量;(3)资本劳动比( $lnkbl$ ),用企业资本总量除以从业人数的对数值表示;(4)政府补贴收入( $sub$ );(5)资产负债率( $lndar$ ),用总资本除以总负债再取对数值表示;(6)劳动生产率( $lp$ ),用企业总产值除以从业人数表示;(7)外商直接投资( $fdi$ ),众多学者认为我国存在“污染避难所效应”,因此本文控制外商直接投资以避免内生性,用实际利用外商直接投资占 GDP 比重表示;(8)科技水平( $lnst$ ),以人均科技支出对数值表示。

## (三)数据来源及描述性统计

本文主要的数据来源是 1998—2007 年中国工业企业数据库<sup>②</sup>,该数据库样本量大且变量信息真实丰富,囊括该时间段内中国所有国有企业和规模以上非国有企业,被研究者广泛运用(盛丹、王永进,2012;黄先海等,2018)。本文仅保留了制造业企业并删除了不符合基本逻

<sup>①</sup>DLW 法的基本原理是通过构造成本最小化问题,求解企业的成本加成率,其优点在于:符合经济学基本原理,进一步放松了市场结构、需求结构等条件约束,可以在工企数据库缺少价格、产量等指标的现实中,从生产角度对企业成本加成率做出科学、有效的估计(钱学锋等,2015;Lu & Yu, 2015)。限于文章篇幅,对加成率计算过程感兴趣的读者可向作者索取。

<sup>②</sup>囿于较新的工企数据近几年仍未公开且考虑到 2008—2013 年的工业企业数据库缺失本文所需数据,因此本文主回归部分未能使用 2007 年之后的工业企业数据库。但是考虑到 2007 年前工业企业数据库较为真实可靠,所以本文得出的结论仍然能够给予相应的启发和借鉴。此处感谢审稿专家提醒。

辑关系的错误记录。由于本文要考察的是排污权交易政策的经济效果,然而工业企业数据并未提供相关人均GDP、人均工资、产业结构、外商直接投资、技术水平等信息,无法满足实证过程中所需的控制变量,所以本文通过省地县码前4位将工业企业数据与相应年份来自《中国城市统计年鉴》的地级市数据进行匹配,以确保估计结果的准确性。

表1为文中主要变量的描述性统计。在我们的样本中,企业成本加成率的统计性描述结果同已有文献相符,印证了本文所使用数据的可靠性。其中, *treated* 均值为0.333,表明样本中大约有33.3%的企业处于排污权交易试点地区。

表1 主要变量描述性统计

变量	观察值个数	均值	方差	最小值	最大值
<i>markup</i>	1504000	1.673	0.966	-5.755	10.680
<i>treated</i>	1506000	0.333	0.471	0	1
<i>post</i>	1506000	0.756	0.429	0	1
<i>lnage</i>	1453000	1.840	0.973	0	7.604
<i>lnscale</i>	150600	10.070	1.171	8.517	18.340
<i>lnkbl</i>	1498000	3.311	1.376	-9.215	11.660
<i>sub (%)</i>	1506000	0.003	0.039	-2.123	32.310
<i>ln<sub>dar</sub></i>	1489000	-0.850	1.488	-15.700	12.100
<i>lp (元/人)</i>	1288000	3343.000	696.400	0	1481000
<i>fdi (%)</i>	1472000	0.004	0.007	0	0.171
<i>lnst</i>	1496000	2.283	2.041	-8.636	7.841

资料来源:作者计算整理。

## 四、实证结果分析

### (一)基准回归结果

表2报告了基于式(1)的回归结果。我们采用逐步回归法,逐步增加年份和企业固定效应以及其他控制变量。表2中的第(1)列仅就排污权交易政策与企业成本加成率的关系进行回归,结果表明这一政策可显著提高企业成本加成率约33.1%,但此时可能因遗漏变量导致回归结果被高估。第(2)列进一步控制了年份固定效应,相较于第一列的回归结果,交叉项估计系数变化不大且仍在1%的水平上显著。第(3)列则进一步加入不可观测的个体因素影响,即企业固定效应,估计系数相较于前两列有了显著的下降。第(4)列在双向固定效应的基础上加入控制变量,交叉项估计系数仍显著为正。结果表明我们所关注的交互项  $post \times treated$  前的系数值均为正,且加入控制变量后,该值仍为正但不断变小。这既可以说明排污权交易政策能够促进企业成本加成率的提高,也表明如果不对时间、个体和企业规模等变量加以控制,可能会使得估计结果偏高。控制最为严格的第(4)列结果表明,排污权交易政策的施行可



使企业成本加成率上升9.1个百分点。由此可从实证上验证本文理论分析部分的猜想,即二氧化硫排污权交易政策能够显著地提高企业的成本加成率,从而提升企业的盈利能力。

表2 基准回归结果

被解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>markup</i>	<i>markup</i>	<i>markup</i>	<i>markup</i>
<i>post × treated</i>	0.331*** (0.003)	0.332*** (0.003)	0.127*** (0.005)	0.091*** (0.014)
<i>lnage</i>				-0.025*** (0.005)
<i>lnscale</i>				0.059*** (0.004)
<i>lnkbl</i>				0.139*** (0.012)
<i>sub</i>				-0.495*** (0.098)
<i>ln dar</i>				-0.100*** (0.009)
<i>lp</i>				0.000*** (0.000)
<i>fdi</i>				4.967*** (1.198)
<i>lnst</i>				0.004 (0.003)
年份固定效应	否	是	是	是
企业固定效应	否	否	是	是
常数项	1.590*** (0.002)	1.590*** (0.002)	1.641*** (0.001)	0.273*** (0.061)
观察值	1504149	1504149	1391930	80375
R <sup>2</sup>	0.022	0.023	0.766	0.873

注:(1)括号内数值为回归系数的以企业为聚类变量的聚类稳健标准误;(2)\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%、1%水平下显著。下表同。

## (二)机制检验

以上理论分析已表明,市场激励型环境规制政策能够通过提高全要素生产率降低边际成本和促进技术创新增强定价能力两个渠道影响企业成本加成率,从而影响企业的盈利能力。为此,本文选用全要素生产率和企业技术创新能力进行影响机制检验。

### 1.企业全要素生产率(*tfp<sub>op</sub>*)

参考 Lu 和 Yu(2015)等的做法,本文使用OP方法计算的全要素生产率作为边际成本衡

量指标<sup>①</sup>。环境规制会给企业带来合规成本,致使企业无论在内部生产管理还是对外销售经营过程方面都面临更多的约束和更大的挑战,从而导致全要素生产率下降(Christainsen & Haveman, 1981; Gray & Shadbegian, 1993)。因此,本文用企业全要素生产率来考察企业边际成本的变化。二氧化硫排污权交易试点政策的实施使得企业在合规化过程中对于环保生产资料和先进设备等的投入更多,从而推动企业生产经营更为高效,促使企业全要素生产率的提升。同时,创新研发投入与高技术人才相结合将有助于企业资源配置效率的提高,也会促进企业全要素生产率的提高,降低企业生产边际成本。回归结果见表3第(1)—(3)列,我们发现这一政策可以有效地实现全要素生产率提升,这意味着该政策的实施有助于降低企业边际成本。

## 2.企业技术创新(Inpatent)

参考黎文靖和郑曼妮(2016),本文用专利申请数量的对数值作为企业技术创新能力的代理变量<sup>②</sup>。原因在于:(1)技术创新与企业要素使用效率和生产效率成正相关关系,而专利申请数量代表企业的创新性成果的多少,因此它可以反映企业技术创新能力的大小(周焯等,2012)。(2)专利技术很可能在申请过程中就已经能够影响到企业的生产经营状况,因此专利申请量比授予量更稳定、及时,能更加有效地反映技术创新水平。(3)专利是企业在进行创新研发过程中自然产生的中间产品,专利数量在很大程度上能够代表企业研发投入以及技术创新水平。回归结果见表3第(4)—(6)列,结果表明,二氧化硫排污权交易政策会显著地促进企业的技术创新能力。

表3的回归结果很好地验证了前文提到的“创新补偿说”。说明了市场激励型环境规制

表3 机制检验:企业全要素生产率和企业技术创新

被解释变量	企业全要素生产率( <i>tfp_op</i> )			企业技术创新( <i>lnpatent</i> )		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>post</i> × <i>treated</i>	0.430*** (0.003)	0.442*** (0.014)	0.100*** (0.018)	0.120*** (0.018)	0.129*** (0.034)	0.103** (0.052)
控制变量	否	是	是	是	是	是
年份固定效应	否	否	是	否	否	是
企业固定效应	否	否	是	否	否	是
常数项	4.687*** (0.002)	2.761*** (0.052)	3.804*** (0.077)	0.977*** (0.0089)	-0.994*** (0.110)	-0.811*** (0.117)
观察值	1452481	107057	78963	45529	11777	11763
R <sup>2</sup>	0.037	0.410	0.851	0.002	0.156	0.199

①本文主要参考鲁晓东和连玉君(2012)、杨汝岱(2015),使用OP方法计算全要素生产率。OP方法,由Olley和Pakes在1996年提出,可以较好地处理变量相互决定偏差所引起的内生性以及样本选择问题,从而准确地估计全要素生产率。

②本文使用的企业专利申请数量的数据来自于中国国家知识产权局的中国专利数据库。该系统收录了中国自1985年实施专利制度以来的全部中国专利文献,具有较高的权威性,网上数据每周更新一次,是国内最好的专利数据库检索系统之一。本文所用专利数据涵盖1998—2007年间在国家知识产权局申请并公开的所有专利数据,申请专利共324537件,其中实用新型专利114248件,外观型专利123762件,发明型专利86527件。为实证回归方便,本文以企业名称为桥梁,逐年匹配了1998—2007年专利申请数据和工业企业数据。

政策的实施不但不会增加企业的成本负担,而且能够通过技术创新提高企业的产品质量,增强企业定价能力。从总体上提高企业的市场竞争优势和成本加成率,从而使得企业的盈利能力得以提升。

## 五、稳健性检验

### (一)共同趋势检验

使用DID模型进行政策效果检验需要满足平行趋势假设条件,因为只有当处理组和控制组企业在政策前足够相似才能够保证DID估计出的是该政策的因果效应。因此,我们首先通过事件分析法检验平行趋势:

$$y_{it} = \alpha + \sum \theta_n Control_{it} + \sum_{k \geq -3, k \neq 0}^3 \delta_k D_{it}^k + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中,  $D_{it}^k$  代表二氧化硫排污权交易政策这一“事件”,本文考察政策发生的前后3年。若置信区间涵盖0,意味着处理组和对照组的企业成本加成率在二氧化硫排污权交易政策实施前满足平行趋势假设。图1为DID估计结果  $\beta_1$  的估计系数及95%的置信区间,这表明处理组和对照组满足共同趋势假设的前提条件。

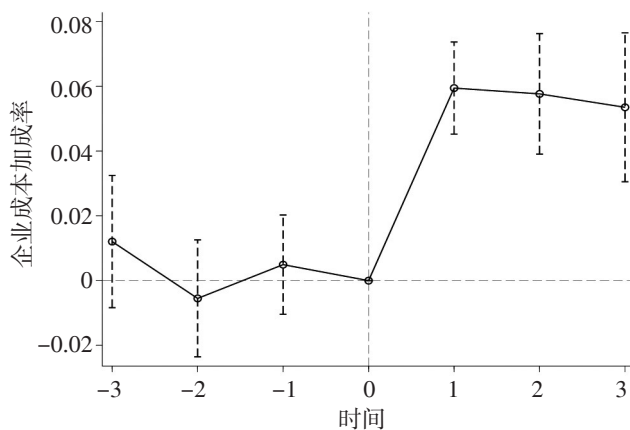


图1 共同趋势检验

### (二)基于PSM—DID的稳健性检验

在表2的基本回归结果中,未考虑到样本的遗漏变量引起的内生性问题,且存在样本选择性偏差,从而可能存在估计结果偏误。倾向得分匹配法可以从控制组进一步挑选出与处理组有多处相似特征且位于未进行排污权交易试点地区的企业样本。从而提高估计结果的准确性。首先,本文利用Logit模型来判别经济发展程度等重要因素是否会影响到二氧化硫试点地区的选取,以“是否实施二氧化硫排污权交易政策”作为被解释变量。由于企业和地区异质性等因素会对本文的研究变量产生影响,我们选择企业层面的匹配变量包括企业规模、企业

所处行业、科技水平、资本劳动比;选择地区层面的匹配变量包括外商直接投资、经济发展程度、人均工业生产总值。其次,我们用政策实施前的年份对实验组和控制组样本进行匹配,将保留匹配上的企业样本与政策实施后时期的企业样本数据纵向合并。最后,使用匹配处理后的数据进行DID估计。PSM—DID的估计结果如表4所示,可以发现,在逐步添加控制变量后,系数仍显著为正,说明二氧化硫排污权交易政策对企业成本加成率有显著的促进作用。表4的结果同表2相似,表明本文估计的结果是稳健的。在使用匹配法时,第一步的Logit回归使用了上述变量以获得倾向性得分,倾向性得分的分布见图2。

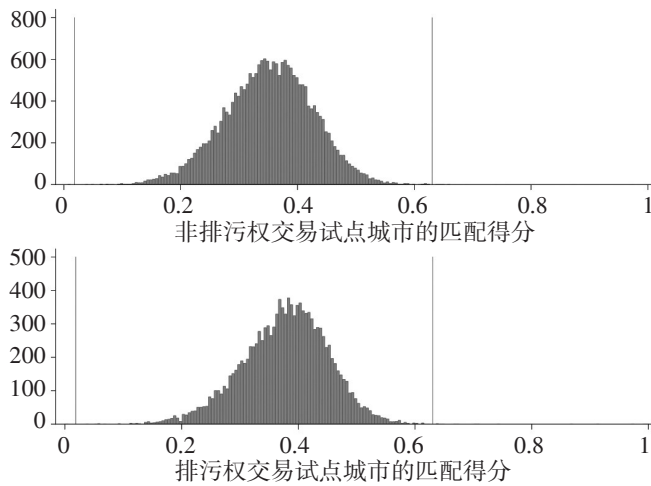


图2 倾向性得分的分布情况

表4 PSM—DID模型估计结果

被解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>markup</i>	<i>markup</i>	<i>markup</i>	<i>markup</i>
<i>post × treated</i>	0.325*** (0.003)	0.332*** (0.003)	0.108*** (0.005)	0.091*** (0.016)
控制变量	否	否	否	是
年份固定效应	否	是	是	是
企业固定效应	否	否	是	是
常数项	1.596*** (0.002)	1.594*** (0.002)	1.660*** (0.002)	0.294*** (0.066)
观察值	1307239	1307239	1193404	66779
R <sup>2</sup>	0.023	0.025	0.775	0.880

(三)利用会计方法计算加成率

为进一步验证上述实证结果的可靠性,本文借鉴钱学锋等(2016)的做法,采用会计法计算的企业成本加成率(*mark\_q*)作为被解释变量。会计法的计算方法如下:使用企业的工业增加值、工资成本和中间投入成本,计算企业的成本加成率。这样能更清晰地观察到企业之



间的成本加成差异,也能够使得实证结果不会受到经济周期和外部冲击的影响(Siotis, 2003)。回归结果见表5,第(1)列和第(2)列中  $post \times treated$  的系数为正,且在1%的水平上显著。此实证结果表明二氧化硫排污权交易政策对企业成本加成率有显著的促进作用,很好地验证了本文基准回归结果的稳健性。

#### (四)对聚类变量和固定效应的进一步讨论

由于不同城市对环境规制政策的反应和执行情况有所差别,且不同城市之间可能存在不随时间变化的内在差别,可能对企业的成本加成率产生影响,因此本文控制城市-年份的联合固定效应。重新估计后的基准回归结果见表5第(3)列。相较于以往的估计结果,添加城市-年份联合固定效应后  $post \times treated$  前的系数变化较小,但依然在1%的水平上显著。因此,添加城市-年份联合固定效应后的结果可深化本文基准回归结果的稳健性。进一步地,本文将回归系数的聚类变量更改为更大层面的城市,回归结果见表5第(4)列。可以发现在城市层面的聚类稳健标准误下,本文的基准回归结果依然稳健。

表5 稳健性检验:基于会计方法计算成本加成率

被解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>mark_q</i>	<i>mark_q</i>	<i>markup</i>	<i>markup</i>
$post \times treated$	0.073*** (0.002)	0.041*** (0.013)	0.093*** (0.014)	0.091*** (0.023)
控制变量	否	是	是	是
年份固定效应	否	是	否	是
企业固定效应	否	是	否	是
城市-年份固定效应	否	否	是	否
常数项	1.308*** (0.001)	1.190*** (0.070)	0.281*** (0.057)	0.272*** (0.072)
观察值	1486456	80301	108573	80255
R <sup>2</sup>	0.001	0.486	0.142	0.872

#### (五)基于企业异质性的检验

##### 1.基于企业所有制异质性的检验

在中国,不同所有制企业之间可从政府及商业银行中得到的政策支持存在较大差异,因此不同所有制的企业在面对排污权交易政策时,可能会采取不同的合规性应对策略。国有企业除了自身生产经营外还需考虑就业和民生问题,并非是以利润最大化为导向的具有自生能力的企业(林毅夫、李志赞,2004; Brandt et al., 2017; Fan et al., 2018)。因此,我们基于企业所有制类型进行分样本回归,这里参考聂辉华等(2012)的方法,根据实收资本出资比例,将全部企业划分为国有、集体、民营和外资四类,回归结果见表6。

总体效应估计结果显示,民营、集体和外资企业分样本的系数都为正,且都在1%的水平上显著,其中外资企业的促进效应最大,而国有企业的回归系数并不显著。结果表明,二氧化硫排污权交易政策显著提高集体、民营和外资企业的成本加成率,而对国有企业没有显著影响。可能的原因是在面临环境规制所带来的合规成本增加时,为实现自身利益最大化,非国有企业能够根据自身需要快速调整生产技术以提高生产效率,这样能在一定程度上缓解合规压力并降低生产成本,进而提高企业自身成本加成率。相较于非国有企业而言,国有企业的经济利益须让步于其所承担的政治和社会责任。且国有企业与地方政府关系更为密切(Fan et al., 2018),因而更易获得政府补贴与融资(钱学锋等, 2016)。当面临环境规制政策时,地方政府可能会通过降低考核标准等方式降低其负担,因此企业往往未能产生改进生产技术以降低生产成本的激励。本文认为,这些方式实际上是政府利用行政力量干预国有企业在面临环境规制政策时的资源配置。从而导致国有企业的政策合规成本压力相较于非国有企业更小,市场自发配置资源的均衡结果未能实现,因此二氧化硫排污权交易政策无法显著提升国有企业成本加成率。

表6 异质性分析:企业所有制

被解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	国有企业	集体企业	民营企业	外资企业
	<i>markup</i>	<i>markup</i>	<i>markup</i>	<i>markup</i>
<i>post × treated</i>	0.007 (0.010)	0.032*** (0.009)	0.060*** (0.007)	0.063*** (0.012)
控制变量	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
常数项	-4.583*** (0.206)	-3.519*** (0.182)	-2.645*** (0.137)	-1.895*** (0.098)
观察值	98109	155581	523489	260022
R <sup>2</sup>	0.856	0.849	0.842	0.270

## 2.基于企业出口状态和城市等级的异质性检验

出口被认为能够帮助发展中国家企业面向国际市场发展,学习他国的先进知识、技术及生产经营模式,从而使得自身的生产率和市场竞争力得以改善和提升(Lu & Yu, 2015)。本文根据是否出口将企业划分为出口企业和非出口企业,回归结果见表7第(1)—(2)两列。总体效应估计结果显示,分样本回归中出口和非出口企业的系数都显著为正,但出口企业的系数相对较大。这些结果表明,总体上,二氧化硫排污权交易政策对出口企业产品加成率产生的促进作用较强。可能的原因是,相较于非出口企业,出口企业可通过“出口的干中学”效应快速提高自身的技术水平,降低生产经营成本并提高产品质量。此外,盛丹和王永进(2012)通

过实证研究发现税收优惠和补贴等贸易政策可进一步降低出口企业的生产经营成本,因此出口贸易企业相较于非出口企业往往拥有更高的知识水平和创新能力(Coe & Helpman, 1995),以及更低的生产成本。进一步地,出口企业的产品往往需要符合更高的质量要求,因此相对于非出口企业,在应对环境规制政策带来的合规压力时,出口企业更有能力和意愿去改进技术,以求尽量减少其合规成本和生产过程中污染物排放量。

中国的城市发展的政治资源很大程度上依赖于其行政等级大小,因此研究环境规制政策对企业成本加成率的影响绝不能忽视企业所在城市行政级别的异质性。基于此,本文借鉴江艇等(2018)以及乔俊峰和黄智琛(2020)的做法,依据是否为省会城市将其划分为高级别城市与低级别城市,回归结果见表7第(3)—(4)列。第(3)—(4)列的回归系数均为正,且都在1%的水平上显著,第(3)列的系数值高于第(4)列,回归结果表明二氧化硫排污权交易政策对位于高级别城市企业的加成率的促进作用更大。产生此现象的原因可能是,就资源的重新配置及其效率改进而言,位于高级别城市的企业的资源禀赋更高、资源配置效率更高,从而在市场激励型环境规制政策下,由全要素生产率所推动的企业成本加成率的促进作用更大;其次,相对于低级别城市,高级别城市的高新技术信息和相关人才更加密集,位于高级别城市的企业通过加大对环保技术和专业人才的引进来促进自身技术创新能力的提高,使得市场激励型环境规制政策对此类企业的成本加成率的促进作用更大。

表7 异质性分析:企业出口状态和城市等级

被解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	出口企业	非出口企业	高级别城市	低级别城市
	<i>markup</i>	<i>markup</i>	<i>markup</i>	<i>markup</i>
<i>post × treated</i>	0.065*** (0.007)	0.042*** (0.005)	0.165*** (0.022)	0.057*** (0.005)
控制变量	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
常数项	-3.201*** (0.007)	-2.695*** (0.091)	-3.101*** (0.299)	-2.948*** (0.056)
样本量	412305	748526	74199	948036
R <sup>2</sup>	0.831	0.833	0.847	0.823

### (六)安慰剂检验

使用安慰剂检验来识别二氧化硫排污权交易试点政策这一冲击影响企业成本加成率的真实性,可进一步检验本文实证结果的稳健性。根据反事实检验的思想,我们将二氧化硫排污权交易试点政策的时间节点提前一年至2001年。若捕捉政策效果的解释变量 *post × treated* 前的系数仍然显著,则说明可能并不是二氧化硫排污权交易试点政策对企业成

本加成率产生作用,而是存在其他随机性影响因素;若其不再显著,则说明前述回归结果是稳健的。回归结果见表8,我们所关心的解释变量  $post \times treated$  前的系数不显著,说明本文结果是可靠的。

表8 安慰剂检验

被解释变量	(1)	(2)
	<i>markup</i>	<i>markup</i>
$post \times treated$	0.025 (0.035)	0.119 (0.077)
控制变量	否	是
时间固定效应	是	是
企业固定效应	是	是
常数项	1.666*** (0.009)	0.301*** (0.033)
样本量	1391930	80374
R <sup>2</sup>	0.771	0.875

此外,还可以通过随机分配二氧化硫排污权交易试点城市来检验本文结果的稳健性。具体而言,在样本期中共有四个省份、三个地级市被选为二氧化硫排污权交易试点地区,本文随机选择相同个数的地区,假设其受到二氧化硫排污权交易试点政策这一冲击,重新进行回归。重复500次后所得结果见图3,估计值集中在0附近,这意味着本文结果的确来自于这一试点政策。

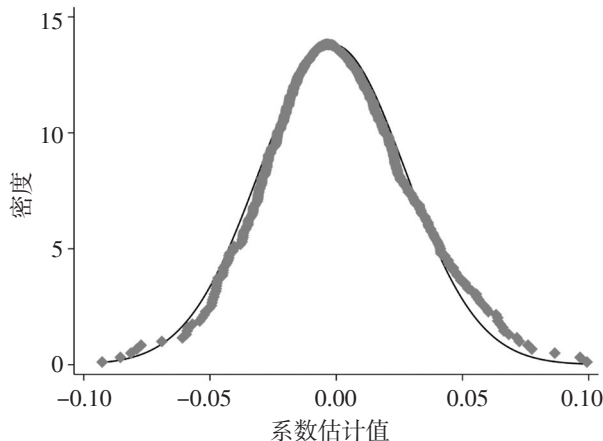


图3 随机指定排污权交易试点城市的系数估计值(安慰剂检验)

#### (七)更改样本期:利用1998—2013年数据回归检验

为了进一步验证本文实证结果和政策含义的可靠性,本文将数据更新至2013年,即利用



1998—2013年的工企数据计算出全要素生产率和企业成本加成率并再次进行回归检验。我们参考祝树金等(2021)中提到的方法,利用已有变量构造工业中间投入和增加值这两个关键变量并计算出1998—2013年的全要素生产率和企业成本加成率<sup>①</sup>。由于我国在2007年又进行了一次二氧化硫排污权交易政策,试点地区在原来的基础上新增了浙江省、湖北省、湖南省、河北省、陕西省、内蒙古自治区和重庆市。因此我们利用此部分所得数据,采用渐进式双重差分法重新进行检验。结果如表9所示,可以发现结果依然稳健。由此可以佐证本文实证结果和政策含义的可靠性。

表9 利用1998—2013年数据回归检验:基准回归和机制检验

被解释变量	基准回归		机制检验	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>markup</i>	<i>markup</i>	<i>tfp_op</i>	<i>lnpatent</i>
<i>post</i> × <i>treated</i>	0.331*** (0.002)	0.016*** (0.003)	0.024*** (0.003)	0.050* (0.029)
控制变量	否	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
常数项	1.644*** (0.002)	0.676*** (0.011)	6.009*** (0.013)	1.080*** (0.010)
观察值	2495208	1510979	1474180	50712
R <sup>2</sup>	0.024	0.760	0.796	0.660

### (八)排除“两控区”政策的影响

1998年中国政府出台了“两控区”政策,原因是我国二氧化硫排放量面临严重超标隐患,空气污染等环境问题日益严峻。“两控区”政策经过多年的实践已成为控制二氧化硫排放的有力工具,为地区环境治理做出了巨大贡献(Cai et al., 2016)。为了排除两控区政策对本文实证结果的影响,我们剔除位于两控区地区的企业样本,使用非两控区地区的企业样本再次进行实证检验。结果如表10所示,可以发现结果和全样本计算的基准回归结果一致,由此可以排除两控区政策对实证结果的影响。

<sup>①</sup>具体方法如下:采用收入法计算增加值,其表达式为:增加值=劳动工资+劳动福利+各项税收+各项费用+利润+当期折旧。其中,劳动福利在2009年之后没有统计,我们估算出2000—2007年间每1年城市-企业层面的福利占工资的比例,并发现这一比例变动很小,因此,采用2007年的福利工资比例和2008年之后的工资,计算2008年之后的劳动福利数据。在测算了增加值之后,计算每个企业的中间投入,其计算公式为:总产值=增加值+中间投入。由于2008—2010年关键指标缺失特别严重,例如,没有折旧等指标且2010年的数据存在较大的统计偏差,因此,本文没有估计这三年的全要素生产率和企业成本加成率。

表 10 排除“两控区”政策的影响:非两控区样本

被解释变量	(1)	(2)
	<i>markup</i>	<i>markup</i>
<i>post</i> × <i>treated</i>	0.370*** (0.005)	0.082*** (0.024)
控制变量	是	是
年份固定效应	否	是
企业固定效应	否	是
常数项	1.709*** (0.003)	0.295*** (0.081)
观察值	523899	26706
R <sup>2</sup>	0.028	0.874

## 六、结论与政策启示

当下,中国在环境治理方面仍然不能松懈,要持之以恒地打好污染防治攻坚战,努力探索出如何在保护生态环境的同时促进生产发展的长效机制。已有文献较多集中于评估各类环境规制政策的环境治理效果与宏观经济效果,而关注环境规制政策对企业盈利能力影响的文献并不多见。本文利用1998—2013年的中国工业企业与地级市匹配数据,采用双重差分法检验了始于2002年的中国工业二氧化硫排污权交易试点制度对企业成本加成率的影响效应并分析其微观机制。实证结果发现:二氧化硫排污权交易政策能够显著促进企业成本加成率。进一步的研究表明,政策对企业成本加成率的作用主要受企业全要素生产率和企业技术创新的影响,两种路径最终都能够降低企业边际成本,从而促进了成本加成率的显著增加。以上结论在进行多种稳健性检验后依然成立。另外,本文还关于二氧化硫排污权交易政策对不同所有制、不同出口状态、位于不同行政等级城市的企业做了进一步的异质性检验,结果表明:首先,二氧化硫排污权交易政策对民营企业成本加成率的促进作用最为明显,对国有企业的促进作用并不显著;其次,二氧化硫排污权交易政策对出口企业成本加成率的促进作用大于非出口企业;最后,二氧化硫排污权交易政策对高级别城市企业成本加成率的促进作用显著大于低级别城市。

市场激励型环境规制政策是运用市场机制进行环境治理的有效途径,可以在绿色发展理念下缓解中国较为严重的环境规制低效率问题,缓解环境与经济发展之间的矛盾,从而实现可持续发展。为使环境规制政策在提高城市环境治理水平和治理能力的同时,能够更好地提高企业等微观个体的盈利能力,我们提出以下政策建议:首先,市场激励型环境规制政策不是企业盈利能力降低的主要原因,应坚定不移地继续推行各类市场激励型环境规制政

策;当前排污权交易政策切实有效地起到了减排效果,提高了企业成本加成率,有助于实现经济高质量发展,因此可以在不同污染物的排放上继续施行排污权交易政策。进一步健全排污权市场交易机制,使排污权交易市场更好地服务于环境治理资源配置。其次,要充分考虑地区所有制结构、城市行政级别以及企业是否为出口导向型的特征差异,针对这些差异推出一套有针对性的政策改进方案。由本文的实证结果可知,排污权交易政策对国有企业的促进作用不明显,所以我们的环境规制政策应该针对国有企业的不同特点做出相应的调整和倾斜,更加精准地推动环境规制的市场建设与创新。同时,要不断深化国有企业改革,激发国有企业绿色创新的意识和潜能,使其在排污权交易市场上更具生产和竞争优势,在新时代改革开放的背景下实现绿色生产技术的全面升级,实现环境治理与经济发展的协调发展。

## 参考文献:

- [1] 范丹,孙晓婷. 环境规制、绿色技术创新与绿色经济增长[J]. 中国人口·资源与环境, 2020, 30(06): 105-115.
- [2] 何红渠,黄凌峰. 征收排污费能有效提高企业绩效吗? [J]. 财经问题研究, 2017, (07): 28-33.
- [3] 侯建,董雨,陈建成. 雾霾污染、环境规制与区域高质量发展[J]. 环境经济研究, 2020, 5(03): 37-55.
- [4] 胡曲应. 上市公司环境绩效与财务绩效的相关性研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2012, 22(06): 23-32.
- [5] 黄德春,刘志彪. 环境规制与企业自主创新——基于波特假设的企业竞争优势构建[J]. 中国工业经济, 2006, (03): 100-106.
- [6] 黄茂兴,林寿富. 污染损害、环境管理与经济可持续增长——基于五部门内生经济增长模型的分析[J]. 经济研究, 2013, 48(12): 30-41.
- [7] 黄先海,金泽成,余林徽. 出口、创新与企业成本加成率:基于要素密集度的考量[J]. 世界经济, 2018, 41(05): 125-146.
- [8] 江艇,孙鲲鹏,聂辉华. 城市级别、全要素生产率和资源错配[J]. 管理世界, 2018, 34(03): 38-50+77+183.
- [9] 李斌,詹凯云,胡志高. 环境规制与就业真的能实现“双重红利”吗?——基于我国“两控区”政策的实证研究[J]. 产业经济研究, 2019, (01): 113-126.
- [10] 黎文靖,路晓燕. 机构投资者关注企业的环境绩效吗?——来自我国重污染行业上市公司的经验证据[J]. 金融研究, 2015, (12): 97-112.
- [11] 黎文靖,郑曼妮. 实质性创新还是策略性创新?——宏观产业政策对微观企业创新的影响[J]. 经济研究, 2016, 51(04): 60-73.
- [12] 廖文龙,董新凯,翁鸣,陈晓毅. 市场型环境规制的经济效应:碳排放交易、绿色创新与绿色经济增长[J]. 中国软科学, 2020, (06): 159-173.
- [13] 林毅夫,李志赞. 政策性负担、道德风险与预算软约束[J]. 经济研究, 2004, (02): 17-27.
- [14] 刘传明. 排污权交易制度对绿色发展效率的影响[J]. 环境经济研究, 2021, 6(02): 80-99.
- [15] 刘承智,杨籽昂,潘爱玲. 排污权交易提升经济绩效了吗?——基于2003—2012年中国省际环境全要素生产率的比较[J]. 财经问题研究, 2016, (06): 47-52.
- [16] 龙小宁,万威. 环境规制、企业利润率与合规成本规模异质性[J]. 中国工业经济, 2017, (06): 155-174.

- [17] 卢现祥. 环境、外部性与产权[J]. 经济评论, 2002, (04): 70-74.
- [18] 鲁晓东, 连玉君. 中国工业企业全要素生产率估计: 1999—2007[J]. 经济学(季刊), 2012, 11(02): 541-558.
- [19] 罗知, 齐博成. 环境规制的产业转移升级效应与银行协同发展效应——来自长江流域水污染治理的证据[J]. 经济研究, 2021, (02): 174-189.
- [20] 马士国. 基于效率的环境产权分配[J]. 经济学(季刊), 2008, (02): 431-446.
- [21] 马中东, 陈莹. 环境规制约束下企业环境战略选择分析[J]. 科技进步与对策, 2010, 27(11): 110-113.
- [22] 梅国平, 龚海林. 环境规制对产业结构变迁的影响机制研究[J]. 经济经纬, 2013, (02): 72-76.
- [23] 聂爱云, 何小钢. 企业绿色技术创新发凡: 环境规制与政策组合[J]. 改革, 2012, (04): 102-108.
- [24] 聂辉华, 江艇, 杨汝岱. 中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题[J]. 世界经济, 2012, (5): 142-158.
- [25] 祁毓, 卢洪友, 张宁川. 环境规制能实现“降污”和“增效”的双赢吗——来自环保重点城市“达标”与“非达标”准实验的证据[J]. 财贸经济, 2016, (09): 126-143.
- [26] 钱学锋, 范冬梅, 黄汉民. 进口竞争与中国制造业企业的成本加成[J]. 世界经济, 2016, 39(03): 71-94.
- [27] 钱学锋, 潘莹, 毛海涛. 出口退税、企业成本加成与资源误置[J]. 世界经济, 2015, 38(08): 80-106.
- [28] 乔俊峰, 黄智琛. 文明城市评选对城市经济增长的影响: 促进还是抑制? ——来自文明城市评选的准自然实验[J]. 现代财经(天津财经大学学报), 2020, 40(11): 98-113.
- [29] 秦颖, 武春友, 徐光. 企业行为与环境绩效之间关系的相关性分析与实证研究[J]. 科学学与科学技术管理, 2004, (02): 129-132.
- [30] 任胜刚, 郑晶晶, 刘东华, 陈晓红. 排污权交易机制是否提高了企业全要素生产率——来自中国上市公司的证据[J]. 中国工业经济, 2019, (05): 5-23.
- [31] 沈满洪. 论环境经济手段[J]. 经济研究, 1997, (10): 54-61.
- [32] 沈能, 刘凤朝. 高强度的环境规制真能促进技术创新吗? ——基于“波特假说”的再检验[J]. 中国软科学, 2012, (04): 49-59.
- [33] 盛丹, 王永进. 中国企业低价出口之谜——基于企业成本加成率的视角[J]. 管理世界, 2012, (05): 8-23.
- [34] 史贝贝, 冯晨, 张妍, 杨菲. 环境规制红利的边际递增效应[J]. 中国工业经济, 2017, (12): 40-58.
- [35] 台航, 崔小勇. 人力资本结构与经济增长——基于跨国面板数据的分析[J]. 世界经济文汇, 2017, (02): 48-71.
- [36] 陶静. 要素生产率视角下环境规制对经济增长质量的影响路径[J]. 统计与决策, 2021, 37(05): 120-123.
- [37] 王珍愚, 曹瑜, 林善浪. 环境规制对企业绿色技术创新的影响特征与异质性——基于中国上市公司绿色专利数据[J]. 科学学研究, 2021, 39(05): 909-919+929.
- [38] 吴延兵. 中国哪种所有制类型企业最具创新性?[J]. 世界经济, 2012, 35(06): 3-25+28-29+26-27.
- [39] 许松涛, 万红艳. 环境规制、政府支持与重污染行业的融资约束[J]. 统计与信息论坛, 2011, 26(09): 77-83.
- [40] 徐彦坤, 祁毓, 宋平凡. 环境处罚、公司绩效与减排激励——来自中国工业上市公司的经验证据[J]. 中国地质大学学报(社会科学版), 2020, 20(04): 72-89.
- [41] 杨汝岱. 中国制造业企业全要素生产率研究[J]. 经济研究, 2015, 50(02): 61-74.
- [42] 姚昕, 刘希颖. 基于增长视角的中国最优碳税研究[J]. 经济研究, 2010, 45(11): 48-58.
- [43] 袁建国, 后青松, 程晨. 企业政治资源的诅咒效应——基于政治关联与企业技术创新的考察[J]. 管理世界, 2015, (01): 139-155.



- [44] 余伟,陈强,陈华. 环境规制、技术创新与经营绩效——基于37个工业行业的实证分析[J]. 科研管理, 2017, 38(02): 18-25.
- [45] 原毅军,谢荣辉. 环境规制的产业结构调整效应研究——基于中国省际面板数据的实证检验[J]. 中国工业经济, 2014, (08): 57-69.
- [46] 张彩云. 排污权交易政策能否实现“双重红利”? ——一个自然实验分析[J]. 中国软科学, 2020, (02): 94-107.
- [47] 张成,陆旸,郭路,于同申. 环境规制强度和生产技术进步[J]. 经济研究, 2011, 46(02): 113-124.
- [48] 张成,于同申. 环境规制会影响产业集中度吗?: 一个经验研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2012, 22(03): 98-103.
- [49] 张嫒. 环境规制与企业行为间的关联机制研究[J]. 财经问题研究, 2005, (04): 34-39.
- [50] 张宁,张维洁. 中国用能权交易可以获得经济红利与节能减排的双赢吗?[J]. 经济研究, 2019, 54(01): 165-181.
- [51] 周焯,程立茹,王皓. 技术创新水平越高企业财务绩效越好吗?——基于16年中国制药上市公司专利申请数据的实证研究[J]. 金融研究, 2012, (08): 166-179.
- [52] 祝树金,罗彦,段文静. 服务型制造、加成率分布与资源配置效率[J]. 中国工业经济, 2021, (04): 62-80.
- [53] Berry, S., M. Gaynor, and F. Scott Morton. Do Increasing Markups Matter? Lessons From Empirical Industrial Organization[J]. Journal of Economic Perspectives, 2019, 33(3): 44-68.
- [54] Brandt, L., J. Van Biesebroeck, L. Wang, and Y. Zhang. WTO Accession and Performance of Chinese Manufacturing Firms[J]. American Economic Review, 2017, 107(9): 2784-2820.
- [55] Cai, X., Y. Lu, M. Wu, and L. Yu. Does Environmental Regulation Drive Away Inbound Foreign Direct Investment? Evidence From a Quasi-natural Experiment in China[J]. Journal of Development Economics, 2016, 123: 73-85.
- [56] Christainsen, G. B. and R. H. Haveman. The Contribution of Environmental Regulations to the Slowdown in Productivity Growth[J]. Journal of Environmental Economics and Management, 1981, 8(4): 381-390.
- [57] Coe, D. T. and E. Helpman. International R&D Spillovers[J]. European Economic Review, 1995, 39(5): 859-887.
- [58] De Loecker, J. and F. Warzynski. Markups and Firm-level Export Status[J]. American Economic Review, 2012, 102(6): 2437-2471.
- [59] Fan, N. H., X. Gao, Y. A. Li, and T. A. Luong. Trade Liberalization and Markups: Micro Evidence From China[J]. Journal of Comparative Economics, 2018, 46(1): 103-130.
- [60] Gray, W. B. and R. J. Shadbegian. Environmental Regulation and Manufacturing Productivity at the Plant Level[R]. 1993.
- [61] Grossman, G. M. and E. Helpman. Growth, Trade, and Inequality[J]. Econometrica, 2018, 86(1): 37-83.
- [62] Li, X., X. Yang, Q. Wei, and B. Zhang. Authoritarian Environmentalism and Environmental Policy Implementation in China[J]. Resources, Conservation and Recycling, 2019, 145: 86-93.
- [63] Liu, M., R. Tan, and B. Zhang. The Costs of “Blue Sky”: Environmental Regulation, Technology Upgrading, and Labor Demand in China[J]. Journal of Development Economics, 2021, 150: 102610.
- [64] Lu, Y. and L. H. Yu. Trade Liberalization and Markup Dispersion: Evidence From China's WTO Accession [J]. American Economic Journal: Applied Economics, 2015, 7(4): 221-253.
- [65] Marconi, D. Trade, Technical Progress and the Environment: the Role of a Unilateral Green Tax on Consumption[J]. Asia-pacific Journal of Accounting & Economics, 2009, 16(3): 297-316.

[66] Madsen, J. B. Human Capital and the World Technology Frontier[J]. *Review of Economics and Statistics*, 2013, 96(4): 676–692.

[67] Porter, M. E. and C. Van Der Linde. Toward a New Conception of the Environment–Competitiveness Relationship[J]. *Journal of Economic Perspectives*, 1995, 9(1): 97–118.

[68] Siotis, G. Competitive Pressure and Economic Integration: An Illustration For Spain, 1983–1996[J]. *International Journal of Industrial Organization*, 2003, 21(10): 1435–1459.

[69] Xie, R., Y. Yuan, and J. Huang. Different Types of Environmental Regulations and Heterogeneous Influence on “Green” Productivity: Evidence From China[J]. *Ecological Economics*, 2017, 132: 104–112.

## Does Environmental Regulation Weaken the Profitability of Enterprises?

Lei Sheping, Sun Yingxue and Xi Jiancheng

(School of Public Policy and Administration of Northwestern Polytechnical University)

**Abstract:** Based on the database of industrial enterprises in China, this paper uses the pilot policy of SO<sub>2</sub> emission trading started as a quasi natural experiment, and uses the difference-in-differences method (DID) to study the impact of environmental regulation policies on the profitability of enterprises. The research finds that the SO<sub>2</sub> emission trading policy can significantly promote the the profitability of enterprises. There are two main mechanisms that affect the profitability of enterprise including the total factor productivity mechanism and the technological innovation mechanism. In addition, the impact of SO<sub>2</sub> emission trading policy on the markups of enterprises is more obvious in non-state-owned enterprises, export enterprises and high-level cities. The research of this paper has strong policy meanings: on the one hand, the market incentive environmental regulation policy is not the main reason for the decrease of the profitability of enterprises, and the environmental regulation policy of market incentive type should be implemented; on the other hand, the differences of regional ownership structure, urban administrative level and whether the enterprise is export oriented should be fully considered to formulate more targeted environmental regulation policies.

**Keywords:** Emission Trading Pilot Policy; Markups; Total Factor Productivity; Technological Innovation; PSM-DID

**JEL Classification:** Q56, L11, O13

(责任编辑:卢 玲)