

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

任胜钢, 郑晶晶, 刘东华, 陈晓红

[摘要] 本文利用中国首次大规模的市场型环境规制——2007年SO₂排放权交易试点政策——作为准自然实验,研究排污权交易制度对企业全要素生产率的影响,以检验“波特假说”在中国是否成立。基于省份和地级市层面数据的预评估,本文发现,试点地区的SO₂减排和经济增长显著高于非试点地区,排污权交易制度实现了经济与环境的“双赢”。在此基础上,本文运用双重差分法、三重差分法、工具变量法以及一系列稳健性检验,研究发现,排污权交易制度显著提高了试点地区的上市企业全要素生产率,且年度效应滞后两年后逐年递增。进一步的分析表明,排污权交易制度主要通过促进企业技术创新和改善资源配置效率两条途径作用于全要素生产率。从企业所有制类型看,非国有企业比国有企业对排污权交易制度更加敏感;从环境执法力度看,环境执法力度越高的地区排污权交易制度对全要素生产率促进作用越大。本文的发现为中国在环境治理领域进一步推行市场型环境规制有着重要的政策启示。

[关键词] 排污权交易制度; 全要素生产率; 波特假说; 双重差分; 三重差分

[中图分类号] F205 [文献标识码] A [文章编号] 1006-480X(2019)05-0005-19

DOI:10.19581/j.cnki.ciejournal.2019.05.001

一、引言

中国经济在改革开放的四十年里取得了飞速发展,但粗放式的发展模式也带来了严重的环境污染和生态退化。自2005年以来,中国成为世界上SO₂排放量最大的国家(He, 2010),2017年中国工业SO₂排放总量高达5000多万吨^①。环境污染问题一直是社会各界高度关注的焦点。党的十九大报告中指出,“建设生态文明是中华民族永续发展的千年大计。必须树立和践行绿水青山就是金山银山的理念,坚持节约资源和保护环境的基本国策”。回顾环境治理历程,中国政府早期主要以实施命令型的环境法律法规为主^②。21世纪初,中央政府开始了SO₂排污权交易制度的早期探索,并于2007年在江苏、天津、浙江、河北、山西、重庆、湖北、陕西、内蒙古、湖南、河南11个省份正式启动

[收稿日期] 2018-11-15

[基金项目] 国家自然科学基金重点项目“面向环境管理的嵌入式服务决策理论与平台”(批准号71431006)。

[作者简介] 任胜钢,中南大学商学院教授,管理学博士;郑晶晶,中南大学商学院博士研究生;刘东华,中南大学商学院博士研究生;陈晓红,中南大学商学院教授,管理学博士。通讯作者:郑晶晶,电子邮箱:zhengjingjing0226@163.com。感谢匿名专家和编辑部的宝贵意见,当然文责自负。

① 数据来源于《中国城市统计年鉴》(2018)。

② 包括《大气污染防治法》(主席令6届第57号)、《关于设立酸雨控制区和SO₂污染控制区的正式答复》(国函[1998]5号)、《大气污染物综合排放标准》(GB16297-1996)、《环境空气质量标准》(GB3095-2012)等。

SO₂ 排污权交易试点工作。2014 年国务院办公厅印发《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》(国办发[2014]38 号),指出排污权交易制度的推行是中国环境资源领域一项重大的、基础性的机制创新和制度改革,是生态文明制度建设的重要内容。党的十八届三中全会提出,要加快生态文明制度建设,发展环保市场,推行碳排放权、排污权、水权交易制度,建立吸引社会资本投入生态环境保护的市场化机制。至此,排污权交易制度成为中国控制污染,保护环境的重要手段。

与此同时,中国经济增长长期以来依赖于高投入、高耗能、高污染模式,核心技术和国际竞争力缺乏。近年来,中国工业生产效率进一步下滑,成为拖累宏观经济增长的关键原因。党的十九大报告明确提出,要“推动经济发展质量变革、效率变革、动力变革,提高全要素生产率”,可见,提高全要素生产率是中国实现更高质量、更有效率、更可持续的经济发展的关键路径(蔡昉,2017)。因此,在日益严重的环境问题和高质量发展的双重背景下,环境规制对全要素生产率的影响已成为经济学研究领域的重要议题。环境规制在改善环境绩效时,不可避免地影响企业生产过程中资源再分配、资本投资和技术创新等活动(Albrizio et al.,2017),进而影响企业全要素生产率。2007 年 11 省份 SO₂ 排污权交易试点政策作为中国最大规模的排污权交易实践,该政策在实际情况中是否有利于企业全要素生产率的提升,实现经济与环境绩效的双赢和可持续发展,这是一个值得探讨的现实问题。

本文利用 2007 年 SO₂ 排污权交易试点政策作为准自然实验,采用双重差分法(DID)来识别排污权交易制度对企业全要素生产率的影响。通过省份和城市层面的预评估发现,2007 年试点政策显著提高了工业 GDP 和工业 SO₂ 减排量,说明中国 SO₂ 排污权交易计划得到了有效的执行。在此基础上,采用双重差分和三重差分以及工具变量、安慰剂检验等一系列稳健性检验,研究结果表明,2007 年试点政策显著促进了受规制企业的全要素生产率,而且这种正向作用主要来自于企业技术创新水平的提高和资源配置效率的改善。此外,异质性分析表明非国有企业和环境执法力度高的地区对排污权交易制度更敏感。

本文主要在以下三个方面做出了贡献:①从梳理的文献看,本文可能是国内首篇探讨排污权交易制度影响企业全要素生产率的文献。关于环境规制与企业全要素生产率关系的研究主要集中在命令型环境规制(Lanoie et al.,2008;李树和陈刚,2013;Rubashkina et al.,2015),以排污权交易机制为研究对象的文献主要以美国、欧洲、韩国等发达国家为背景。少量文献以中国排污权交易制度为研究对象,主要是从地区和行业层面研究排污权交易制度的减排效果和经济绩效(李永友和沈坤荣,2008;涂正革和谌仁俊,2015),从企业层面探讨排污权交易制度与全要素生产率关系的研究较为缺乏。②本文首次梳理了中国 2007 年 SO₂ 排放权交易试点政策的成功因素^①,这不仅有助于澄清中国环境规制治理方向上市场化改革的争议,也为中国今后实行碳排放权、水权、用能权等交易制度提供了经验教训。本文从省份和地级市层面的工业 GDP 增长和 SO₂ 减排全面检验了 2007 年试点政策的有效性,该政策实现了经济与环境绩效的双赢。这有力地反驳了 Allen et al.(2005)等国外学者对中国市场机制不健全导致中国推进的市场化改革都无效的质疑,为中国四十年来的市场化建设与改革成效提供了及时肯定的实证证据。③虽然本文运用的双重差分方法能有效避免因使用环境污染支出、排污费、污染减排量等指标测度环境规制所造成的内生性问题(李树和陈刚,2013;Cai et al.,2016),但双重差分方法可能仍无法消除试点期间其他政策的干预以及随时间变化的地区特征的干扰。因此,本文构建三重差分方法进一步检验排污权交易制度对企业全要素生产率的影响。

① 2007 年排污权交易试点政策成功因素可归纳为以下几点:试点政策全省、多行业范围覆盖,各地方建立配套的交易中心;确立和完善各地方配额管理制度,设定基准价格引导市场交易;建立污染排放监测、报告、核查制度,保障市场交易有序进行。

本研究后续部分安排如下:第二部分文献综述;第三部分制度背景和影响机制;第四部分样本与数据;第五部分计量模型与实证结果;第六部分为进一步分析;第七部分为结论与政策启示。

二、文献综述

1. 环境规制与全要素生产率

环境政策与全要素生产率之间的关系在学术界一直存在争议。新古典经济学观点认为,环境政策作为一种规制压力,意味着增加企业额外负担,会导致资源从传统的“生产”用途转向“治污”用途(Gray,1987)。因此,至少在短期内企业的生产效率可能出现倒退现象(Jorgenson and Wilcoxon,1990)。其他学者也得出类似的结论。Barbera and McConnell(1990)和 Gray and Shadbegian(2003)以美国制造业为研究对象时发现命令型环境规制对行业全要素生产率的影响为负。Lanoie et al.(2008)发现,在短期内由于加拿大魁北克环境规制强度的提高造成的额外成本对全要素生产率存在负向影响。对此,以波特为代表的经济学家提出了反对意见。Porter and van der Linde(1995)通过案例研究提出了具有影响力的波特假说——严格而适当的环境规制可通过创新激励、效率改进和企业内部重新分配等传导途径产生更高的生产率。波特假说得到了许多学者的支持。Hamamoto(2006)发现,环境规制导致创新(研发支出)增加,从而导致日本5个制造部门在20多年来生产率的增长。Testa et al.(2011)证实了在欧盟的建筑行业中更灵活的环境规制下企业的研发投入比例显著增加,进而提高企业生产效率。Liu et al.(2014)利用钢铁行业的数据发现经济激励手段显著提升企业的盈利能力。Rubashkina et al.(2015)使用17个欧洲制造业部门的面板数据,研究发现受环境政策的影响行业生产率有所增加。

随着中国经济的国际地位愈发突出和环境问题愈发紧迫,越来越多的学者开始关注中国背景下环境政策与全要素生产率之间关系。李胜文等(2010)利用排污成本测度环境规制强度,研究环境规制与中国各地区生产效率关系时,发现1986—2007年环境规制只对东部省份的生产效率具有促进效应。李树和陈刚(2013)采用双重差分法研究发现大气污染防治法修订对中国工业行业的全要素生产率有促进作用。王杰和刘斌(2014)从企业层面证明了中国环境政策与全要素生产率之间呈倒“N”型关系,即只有合理的环境规制强度才能促进企业生产效率的提升,认为针对不同的污染企业政府部门应该制定与之匹配的环境规制强度。

2. 排污权交易计划的相关研究

对于排污权政策效果的研究主要以发达国家为背景,集中于环境绩效、经济绩效以及技术创新等方面。一方面,部分学者的研究结论支持了排污权交易的政策效果。Schleich and Betz(2004)通过实验模拟的方法发现,排污权许可证交易制度对中小型企业减排具有正向影响,但减排效果依赖于企业真实的报告排放水平。Anderson et al.(2010)以实证的方法研究了欧盟碳排放交易对于制造业CO₂减排的影响,结果表明参与排污交易框架的企业有着相对更大的环境创新的可能性。另一方面,部分学者认为排污权政策效果有限。Hoffmann(2007)通过动态面板模型对欧盟排污权交易体系进行实证分析,该研究尝试分解减排的两个原因:一是由排污权实现的减排,二是由2008年经济危机实现的减排,结果表明,对减排起到更大作用的是经济危机的影响。Borghesi et al.(2015)通过意大利制造业面板数据发现,欧洲排放交易体系(EU-ETS)的实施由于过于宽松的配额发放使得政策效果有限。

国内关于排污权交易制度的研究较少,且主要集中在探讨减排效果和合理性上。李永友和沈坤荣(2008)发现,2002年探索阶段的排污权交易制度不仅不能对污染减少起到积极作用,反而使得

试点地区出现更高的污染排放。范进等(2012)将消费因素纳入减排框架,构建了碳排污权交易的理论框架,并运用实验经济学的方法发现排污权交易能够激励消费者选择低碳产品,从而减少碳排放。涂正革和谌仁俊(2015)则首次将“波特假说”引入到国内排污权交易的政策评估中,利用省份层面的数据证实了2002年的探索没有实现经济和环境的双赢,即排污权交易制度没有实现波特效应。

综上所述,现有研究存在以下不足:①现有研究多数通过构建排污权交易的数理模型来预测其政策效果,但是数理模型对排污权交易市场进行了诸多假设限制(Montgomery, 1972),在实践中较难利用经验数据进行验证。②市场型环境规制的研究大部分集中于发达经济体,鲜有来自发展中国家的实证研究,对中国排污权交易制度的研究更是寥寥无几,从微观企业层面研究市场型环境规制对全要素生产率的文献更为缺乏。基于此,本文以2007年试点政策为研究对象,检验排污权交易制度对中国企业全要素生产率的影响。

三、制度背景和影响机制

1. 制度背景

长期以来,随着城镇化和工业化的推进,SO₂排放一直居高不下,成为中国大气污染的主要原因。为了控制SO₂排放,中国政府颁布了一系列环境法律法规。具体而言,中国政府于1987年首先颁布了《大气污染防治法》(主席令6届第57号),1995年对该法进行了修订。修订的主要内容是规定了污染物排放和燃煤的管理,特别是高含硫量煤。1998年,国务院批准实施了两个控制区(TCZ)政策,同时也制定了TCZ城市短期(截至2000年)和长期(截至2010年)的污染控制目标。2002年国家环保部发布SO₂污染控制政策,规定了电厂锅炉烟气脱硫的技术路线。中国政府早期主要采取强制命令性手段,利用“关、停、并、转”等一刀切的方式迫使企业达到环境合规,这种强制性手段限制了企业生产的积极性和治污的灵活性。

2000年初中央政府开始了市场型环境规制的探索。2002年3月,为了推行SO₂排放权有偿使用和交易政策的研究项目,国家环境保护部在山东、山西、江苏、河南4省,及上海、天津、柳州3市开展了SO₂排污有偿使用和交易的示范工作,之后又加入华能集团,即成为“4+3+1”项目。早期试点的范围主要局限于部分城市的电力行业,同时,由于试点地区没有设立排污权交易中心,尚未形成排污权的交易市场,大部分示范省份的交易量甚至为0。因此,2002年的“4+3+1”项目只能称为SO₂排污权交易政策的探索。

2007年中央政府正式启动了SO₂排污权有偿使用和交易试点政策。在2002年初步探索的基础上,国家财政部和国家环境保护部于2007年先后批复了江苏、天津、浙江、河北、山西、重庆、湖北、陕西、内蒙古、湖南、河南11个SO₂排污权交易试点省份,涉及钢铁、水泥、玻璃、化工、采矿等多个行业。2008年,浙江省挂牌成立第一个市级排污权储备和交易中心,省政府成立了相应的监督机构,出台了排污权交易管理办法和指导方针。随后其他试点地区纷纷成立了排污权交易中心并构建了完备的排污权交易市场和规范的操作流程。2014年国务院办公厅印发《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》,确定SO₂排污权交易试点将于2017年在全国铺开。

SO₂排污权交易计划在中央顶层设计、地方政府监督、市场机制主导三方力量配合下实施。具体特点如下:①试点范围由国家环境保护部统一指定。被指定的11个试点省份均匀分布在代表不同经济发展水平的东、中、西部三个地区。其中,东部地区有天津、河北、江苏、浙江4个试点省份,中部地区有山西、河南、湖北、湖南4个试点省份,西部地区有内蒙古、重庆、陕西3个试点省份。在全国31个省份中,试点地区占比为35.5%,地区生产总值占2007年全国GDP的42.8%,工业SO₂排放

占全国排放总量的50.2%。②国家环境保护部规定在一段时间内(通常为五年)允许的排放总量(即上限)。然后根据每个省份的基年实际排放量分配给每个省份排放配额(或“许可证”)①,发放的配额总数等于总的排放上限。同样的配额发放方法被用于每个省内的城市之间以及每个城市的企业之间。③市场主导排污权市场交易体系有效运行。各级政府设定SO₂排放权交易的基准价格,实际交易价格主要由市场调节,根据实际排放需要,排污企业可以在各地区排污权交易中心进行配额购买或出售,尚未建立交易中心的地区,排污企业也可通过政府规定的其他方式进行交易,例如,排污单位和政府环境管理部门交易、排污企业之间直接进行交易等。④地方政府对排污权交易整个实施过程进行严格的监督管理。根据排污权交易管理办法,各级政府以及相关环境管理部门颁布了排污权交易规范流程和监督处罚制度体系。当地环境保护部门通过互联网对排污单位的污染源自动监测装置进行实时监控,确保排放信息的真实有效,为排污权交易制度有效实施提供制度保障。

排污权交易试点的实施也取得了明显成效。截至2012年,所有试点地区完成建立省级或市级排放交易中心,同时各试点地区纷纷出台了排污权交易管理办法。从实际的交易情况看,截至2013年底,2007年试点政策交易金额累计已达40多亿元②。根据《中国环境统计年鉴》数据整理,试点省份SO₂排放量有明显下降,11个试点省份的年平均排放量由试点前(2004—2007年)的975.723万吨减少到试点后(2008—2015年)的396.075万吨。

2. 理论分析

波特假说认为,严格而灵活的环境规制会带来生产率的提高(Porter and van der Linde, 1995)。而排污权交易制度作为一种重要的市场型规制工具,它基于明确的市场价格信号,可以为企业在减排过程中提供较高的灵活性(Albrizio et al., 2017),能够使企业以最低成本实现污染控制的目标(Montgomery, 1972)。在面临环境合规成本增加时,追求利润最大化的企业能更灵活地选择提高生产效率以降低生产成本,并最终减缓或抵消政府环境规制带来的成本压力。因此,本文认为排污权交易机制可以提高企业全要素生产率,具体分析如下:

(1)排污权交易制度促使企业通过技术创新提高全要素生产率。由于创新活动具有周期长、投入大、风险高的特点(Bansal and Hunter, 2003),因此,企业是否创新取决于其获得的激励水平(Borghesi et al., 2015)。排污权交易制度通过促进技术创新提高企业全要素生产率主要体现在以下三方面:①在排污权交易制度下企业不是在定额下任意地排放,而是可以将富余的排污指标贮存下来以备后用或有偿出售而获取经济收益。此时,排污权交易制度为企业技术创新提供“持续动态的经济激励”(Perman et al., 2011)并促进全要素生产率提高。②排污权交易制度的实施为企业提供了更多技术改进的市场信息(Goulder and Parry, 2008),减少了技术创新的不确定性,从而促进技术创新和资源配置效率。③排污权交易制度作为合法性压力,增加了企业预期治污成本和生产成本。作为利润最大化的追求者,企业改善生产技术降低成本的意愿和动机将会增强。因此,排污权交易制度的实施有利于企业技术创新并最终促进全要素生产率的提高。

(2)排污权交易制度促使企业通过优化资源配置提高全要素生产率。在技术水平不变的情况下,生产要素从低生产率的部门流向高生产率的部门也意味着生产效率的提高(钱雪松等, 2018)。排污权交易制度通过改善资源配置效率提高企业全要素生产率主要体现在以下两方面:①市场交易使排污权从污染治理成本高的企业流向治理成本低的企业,与之对应的是生产要素的流动,从生产效率较低的企业流向生产效率较高的企业,生产效率越高的企业得到越多的生产资源,从而拉高

① 前一年通常作为下一个五年计划期间的基准年。例如,2010年是“十二五”(2011—2015年)的基准年。

② 数据来源于各试点地区的交易中心。

整体生产效率。②排污权作为一种环境规制给企业带来了一定的成本压力,企业基于长期经济利益会重新考虑生产要素的配置,减少污染性和低效率生产部门的投入,而增加清洁性和高效率生产部门的投入,因此企业生产效率得到提高。

四、样本与数据

1. 样本与数据

(1)本文以2004—2015年沪深两市A股中排放SO₂的企业作为研究样本。样本选择具体步骤如下:①确定SO₂排放行业。二氧化硫排放行业主要集中在采矿、制造和电力三个行业,由于2007年SO₂排污权交易制度规定,电力行业的排放许可证只在行业内部进行交易,因此,本文只关注采矿业和制造业。根据国家环境保护总局发布的《国家酸雨和二氧化硫污染防治“十一五”规划》(环发[2008]1号),电力、化工、石化、钢铁、有色、医药、造纸、冶金、水泥、玻璃等为重点监测行业。以此为标准,本文区分SO₂排放行业和非SO₂排放行业,将“污染防治规划”指定的重点监测行业称为SO₂排放行业,其他行业称为非SO₂排放行业。②确定SO₂排放企业。针对上述SO₂排放行业,本文手工收集其上市企业在每年披露的企业年度报告^①和企业社会责任报告(CSR)中的SO₂排放信息。具体来说,如果某企业满足以下几个条件中任意一条,本文就将该企业确定为SO₂排放企业:是否披露任何SO₂排放的信息;SO₂排放量是否符合许可证;是否使用了脱硫设备;是否使用了煤炭生产。③为了保证样本的稳定性和有效性,根据文献中的普遍处理方法,本文剔除如下企业:遭受连续亏损的企业(被称为ST和*ST企业);缺失值较严重的企业。通过筛选最终获得296家SO₂排放企业。本文的双重差分框架是基于此样本(在试点和非试点省份分别为111、185家企业)。

(2)三重差分样本来自于非SO₂排放行业。本文将非SO₂排放行业中所有上市企业作为另一对处理组和对照组的样本,共264家。在剔除ST和*ST企业和缺失值较严重的企业后,本文得到了总共246个样本企业。

(3)财务信息、产品销售情况以及其他企业特征的企业级数据来自中国国泰安数据库(CSMAR)。企业的专利数据来自佰腾网(<https://www.baiten.cn>)。为了提高所获数据的可比性,本文对利润总额用工业生产者出厂价格指数进行了调整;对于其他财务数据,采用固定资产投资价格指数进行了调整。

2. 重要变量及其测度

(1)排污权交易试点政策。本文用虚拟变量表示,如果一个企业位于2007年试点政策的11个试点省份,则赋值为1(作为处理组);位于其他19个非试点省份^②,则赋值为0(作为对照组)。

表1比较了试点政策前后试点地区和非试点地区的特征。本文发现,①对于大多数地区特征,两组地区之间的平均差异较小;②在本文的样本期间,试点地区的SO₂减排平均水平在试点政策前后一直高于非试点地区,但在试点政策后试点地区与非试点地区的减排幅度低于试点政策前(第1行)。③试点地区的工业GDP增长幅度在政策后大于非试点地区(第2行)。初步证据表明,排污权交易试点政策似乎在减少SO₂排放和提高工业GDP方面取得了成功,即实现了经济与环境绩效的双赢。为了控制潜在的混杂因素,本文将在下面的回归分析中控制其他因素,以检验政策的有效性。

① 2008年颁布的《中国环境信息披露规则》规定了所有上市企业必须在其年度报告中披露SO₂排放信息。

② 由于数据缺乏,本文剔除了中国香港、中国澳门、中国台湾、西藏四个省份。此外,本文统一将11个试点省份称为试点地区,其他19个非试点省份称为非试点地区。

表1 试点政策前后试点地区和非试点地区描述性比较

指标	试点政策前			试点政策后			二阶差分 (6)-(3)
	试点地区 (1)	非试点地区 (2)	一阶差分 (3)=(2)-(1)	试点地区 (4)	非试点地区 (5)	一阶差分 (6)=(5)-(4)	
SO ₂ 排放(10000吨)	8.2825	5.0948	3.1877	7.1293	4.6321	2.4971	-0.6906
工业GDP(百亿元)	4.1016	3.0221	1.0795	10.2712	7.3484	2.9228	1.8433
劳动力(万人)	0.1047	0.0936	0.0110	0.1474	0.1201	0.0273	0.0163
固定资产投资(百亿元)	3.0630	2.1034	0.9597	11.4238	8.1320	3.2918	2.3321
外商投资(百亿元)	0.2513	0.2071	0.0442	0.5751	0.4393	0.1359	0.0917

注：数据来自历年《中国城市统计年鉴》《中国工业统计年鉴》。

(2)全要素生产率(TFP)。测算企业全要素生产率时,Olley and Pakes(1996)和 Levinsohn and Petrin(2003)提出的半参数法被众多学者广泛运用(邵宜航等,2013;王杰和刘斌,2014),在本文中分别简称为OP方法和LP方法。考虑到OP方法要求企业真实投资必须大于0,这一限制导致在估计过程中损失了很多企业样本,而LP方法在OP方法基础上通过替换变量的办法解决了样本损失问题。因此,本文选择LP方法测度企业全要素生产率。除此之外,Blundell and Bond(1998)通过GMM估计加入工具变量有效地解决了回归中的内生性问题,此方法得到了很多学者的认可(Tebaldi et al.,2017)。本文选择GMM法作为稳健性检验。

本文分别按试点地区和非试点地区计算企业全要素生产率的平均值,如图1所示。本文可以得出两点简单的判断:①除2008年以外,试点地区和非试点地区的全要素生产率基本呈逐步上升状态,而2008年全要素生产率的大幅度下滑可能是受国际金融危机影响;②试点地区和非试点地区在2007年试点政策前变化趋势基本平行,并且非试点地区高于试点地区,而在政策实施后,试点地区全要素生产率增速高于非试点地区,2010年试点地区首次超过非试点地区。本文初步推测,相对于非试点地区,试点地区企业全要素生产率的快速增长可能是由2007年排污权交易试点政策带来的。

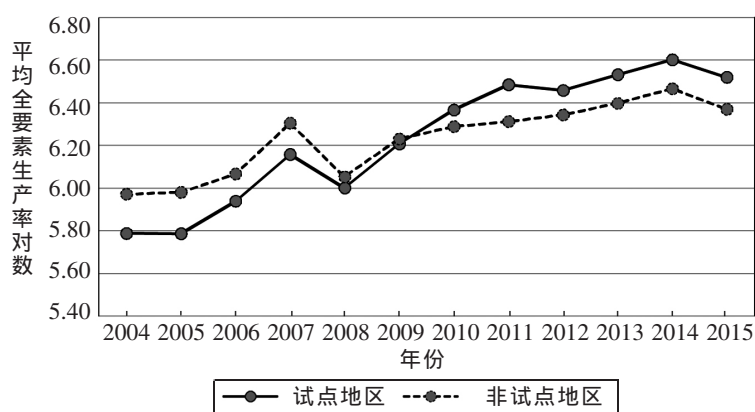


图1 试点和非试点地区全要素生产率平均值变化

3. 其他变量

本文从企业内部特征和外部影响因素两方面考虑控制变量。内部特征包括企业年龄、技术创新、企业规模、企业所有制和资产收益率,其中企业年龄=当年年份-企业开业年份+1;利用就业人数和企业资产收益率分别衡量企业规模和财务状况;外部因素包括企业在行业中的市场占有率、环境立法和环境执法力度。其中,环境执法力度采用各省环境行政处罚案件的数量来衡量^①。

① 各指标数据的描述性统计请参见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)公开附件。

五、计量模型与实证结果

1. SO₂ 排污权交易试点政策有效性检验

SO₂ 排污权交易试点政策的有效实施是研究该政策与企业全要素生产率关系的前提条件。Allen et al.(2005)等国外学者对中国的市场化改革持怀疑态度,认为中国的市场化机制都是无效的。为此,本文首先检验作为市场型环境政策的排污权交易制度是否有效减少 SO₂ 排放,构建以 SO₂ 排放为因变量的双重差分(DID)模型:

$$S_{it} = \theta_0 + \theta_1 time \times treat_1 + \theta_2 X + \gamma_i + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

本文在回归模型中全面检验了该政策对省份^①或地级市的 SO₂ 排放量的影响,其中,试点地区有 11 个省份,下辖 82 个地级市;非试点地区有 19 个省份,下辖 192 个地级市。下标 i 表示省份或地级市, t 为年份。如果一个省份或地级市位于试点地区, $treat_1$ 等于 1,否则等于 0。 $time$ 在 2008 年及以后等于 1,否则等于 0。 $time \times treat_1$ 的系数捕获的是试点地区在政策期间相对于非试点地区 SO₂ 排放的平均变化。 X 是一组控制变量向量:固定资产、技术投资、从业人员、外国直接投资和社会消费水平,所有变量均滞后一期。地区固定效应 μ_i 控制的是各省份不随时间变化的特征,如气候、地理特征和自然禀赋等;年份固定效应 γ_t 控制的是所有省份共有的时间因素,如宏观经济冲击、商业周期、财政政策和货币政策等。本文感兴趣的参数是 θ_1 ,如果 θ_1 显著为负值,可以推断 2007 年试点政策在减少 SO₂ 排放方面是有效的。

表 2 列出了 2007 年试点政策对 SO₂ 排放影响的 DID 估计值。第(1)列提供了省级层面的估计结果,相对于非试点省份,试点省份的 SO₂ 排放量下降了 5.91 万吨。第(2)列报告了地级市层面的估计结果,从地级市层面来说,试点地区比非试点地区的 SO₂ 排放量下降了 0.61 万吨。此外,本文还检验了 2007 年试点政策对工业 GDP 的影响结果,如第(3)、(4)列所示。相对于非试点地区,这一政策显著提高了试点地区的工业 GDP,省份层面和地级市层面的增幅分别为 7.30 亿元和 0.47 亿元。总体而言,不管是省份还是地级市的实证证据都表明,基于市场的排污权交易试点制度可以在经济增长和环境保护方面实现双赢。

2. SO₂ 排污权交易试点政策对企业全要素生产率的影响

为了检验 SO₂ 排污权交易试点政策对企业全要素生产率的影响,本文构建 DID 模型:

$$Y_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 time \times treat_2 + \lambda X + \gamma_t + \mu_i + \eta_j + \varepsilon_{ijt} \quad (2)$$

其中, Y_{ijt} 表示位于省份 i 行业 j 的企业在 t 年的全要素生产率, $time$ 是取值为 0 和 1 的虚拟变量,前者在排污权交易试点前取 0,排污权交易试点后取 1; $treat_2$ 表示当企业位于试点地区时取值为 1,位于非试点地区取值为 0。 $time \times treat_2$ 的系数 β_1 即本文所关心的排污权交易试点政策对全要素生产率的影响。 X 是一组控制变量向量,包括企业年龄、企业规模、企业所有制、技术创新、资产收益率、市场占有率、环境立法和环境执法力度。 η_j 为行业固定效应,捕捉所有不随时间变化的行业特征; γ_t 为年份固定效应, μ_i 为地区固定效应。 ε_{ijt} 为随机误差项。

2007 年试点政策对企业全要素生产率的回归结果见表 3。第(1)列表示控制了行业、地区、时间固定效应后排污权交易制度对全要素生产率的平均影响,结果显示排污权交易制度对全要素生产率的回归系数为 0.2522(在 1%水平上显著),说明中国 SO₂ 排污权交易试点政策显著提高了上市企

① 这里的省份包括北京、上海、天津和重庆 4 个直辖市,下同。

表2 排污权交易政策对SO₂排放和工业GDP的影响

变量	SO ₂ 排放		工业 GDP	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>time</i> × <i>treat</i> ₁	-5.9136* (3.2138)	-0.6093** (0.2973)	7.2982** (3.1257)	0.4686** (0.2247)
<i>_cons</i>	7.5204** (3.3739)	18.4969*** (0.5565)	-21.1589*** (3.9827)	0.8080 (0.7691)
控制变量	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
Observations	360	3348	360	3348
R-squared	0.9612	0.8396	0.9866	0.9772

注:第(1)、(3)列,括号内报告的是聚类在省份层面的稳健标准误;第(2)、(4)列,报告的是聚类在城市层面的稳健标准误;

***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著。

表3 SO₂排污权交易试点对全要素生产率的影响:双重差分

变量	OLS		FE	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>time</i> × <i>treat</i> ₂	0.2522*** (0.0757)	0.2708*** (0.0661)	0.2522*** (0.0784)	0.2768*** (0.0708)
<i>_cons</i>	6.6778*** (0.2285)	4.4875*** (0.4179)	6.5724*** (0.0511)	4.5446*** (0.4164)
控制变量	否	是	否	是
时间固定效应	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	否	否
行业固定效应	是	是	否	否
个体固定效应	否	否	是	是
Observations	3480	3480	3480	3480
R-squared	0.2284	0.3707	0.1214	0.1375

注:括号内为省份层面的稳健标准误;***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著。以下各表同。

业全要素生产率。第(2)列在第(1)列的基础上加入控制变量,回归结果基本不变,回归系数为0.2708(在1%水平上显著)。第(3)列和第(4)列中更细致地考虑了不随时间变化的个体特征,在控制个体特征因素后的固定效应模型(FE)回归结果与第(1)列和第(2)列基本保持一致,2007年排污权交易试点政策显著提高了企业全要素生产率。两个模型结果基本一致,表明回归结果具有一定的稳健性。

上述结果表明,SO₂排污权交易制度显著提高了企业全要素生产率。一方面,从理论上来说,排污权交易制度可能在短期内给企业带来一定的成本压力,但是,长期而言排污权交易制度可以通过合规压力和经济补偿效应刺激企业进行治污技术和生产技术的改进,通过提高全要素生产率来弥补治污成本。另一方面,从政策启示来说,排污权交易制度是由中央顶层设计的制度改革,充分发挥了政府引导、市场主导的作用。面临环境污染和经济转型双重挑战时,排污权交易制度为中国政府探索实现经济、环境双重红利的环境规制提供了重要方向。

3. 动态效应分析

双重差分估计结果满足一致性的前提是处理组和对照组满足平行趋势假设,即在没有政策干预的情况下,结果变量在处理组和对照组的发展趋势一致。虽然图1初步表明试点地区与非试点地区的上市企业全要素生产率在试点政策实施前变化趋势基本平行,但本文还是需要采用更严谨的

实证方法加以证明。此外,基准回归结果反映的是试点政策实施对上市企业全要素生产率的平均影响,并没有反映试点政策在不同时段内这一影响的差异。为此,本文参考 Jacobson et al.(1993)提出的事件研究法(Event Study Approach)对试点政策的动态效应进行实证检验,并构建以下模型:

$$Y_{ijt}}=\beta_0+\sum_{t=2004}^{2015}\beta_t treat_2\times\gamma_t+\lambda X+\gamma_t+\mu_i+\eta_j+\varepsilon_{ijt} \quad (3)$$

其中,以试点政策前的 2007 年作为基准年, β_t 表示 2004—2015 年的一系列估计值。其他变量定义与回归模型(2)相同。

图 2 绘制了 95%置信区间下 β_t 的估计结果,图 2(a)表示控制不随时间变化的行业和地区特征,图 2(b)表示控制不随时间变化的企业特征,两者结果基本一致。本文发现, β_t 在 2004—2006 年均不显著,说明处理组和对照组在试点政策实施前不存在明显的差异,满足平行趋势假设。此外,试点后估计系数 β_t 从第三年(2010 年)开始显著并逐渐增大,说明 2007 年试点政策对全要素生产率的影响滞后两年,并且影响逐渐增大。其影响滞后的原因可能是:全要素生产率的提高可能通过技术创新路径,而技术研发具有投资大、周期长的特点(Bansal and Hunter,2003;Anh,2015),所以最终反映在全要素生产率的政策效果上可能有一定的滞后性。其影响逐渐增大的原因可能是:根据各试点地区统计的交易量可以看出,SO₂ 排污权交易量在逐年递增,说明随着时间推移该政策效果越来越大。因此,排污权交易制度对企业全要素生产率的促进作用也越来越大。

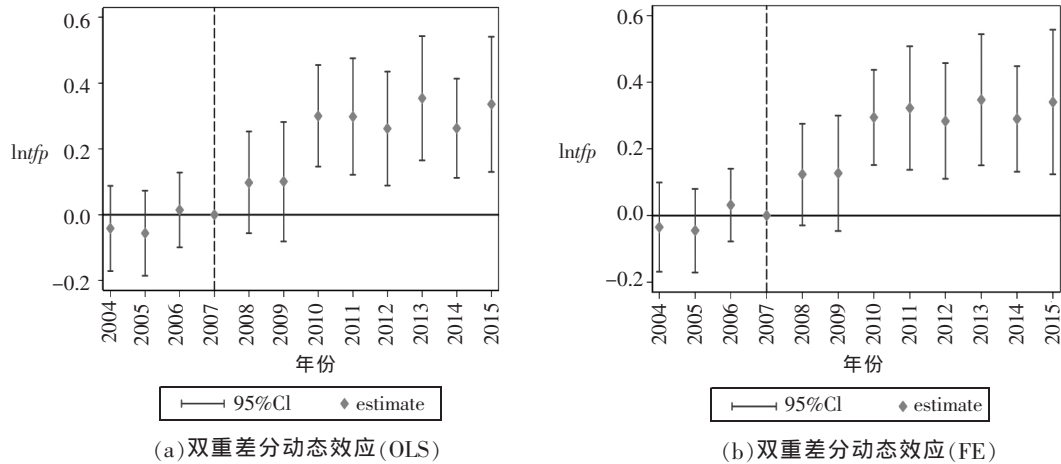


图 2 SO₂ 排污权对全要素生产率的动态效应

4. 三重差分

上述双重差分估计策略可能存在的问题是,除 SO₂ 排放权交易试点政策之外,可能存在其他政策对试点地区和非试点地区全要素生产率产生不一致的影响,从而使估计结果出现偏差。例如,2011 年开始在北京、上海、天津、重庆、深圳、湖北、广东 7 个省份的碳排污权交易试点政策,以及 2014 年开始在宁夏、江西、湖北、内蒙古、河南、甘肃、广东 7 个省份的水权交易试点政策。本文使用三重差分法来克服这一问题。运用三重差分需要找到另外一对不受 SO₂ 排污权交易试点政策影响的“处理组”和“对照组”,本文选择制造业和采矿业中属于非 SO₂ 排放行业的企业作为三重差分的另外一对处理组和对照组。因为非 SO₂ 排放行业的不受 SO₂ 排污权交易政策影响,此时第二对处理组和对照组的差异只会来源于其他政策的影响。将第一对处理组和对照组的差异(包含 SO₂ 排污权交易政策和其他政策的差异)减去第二对处理组和对照组的其他政策差异,就得到了 SO₂ 排污权交易政策的净效应。

本文构建三重差分的基准模型如下：

$$Y_{ijt}}=\beta_0+\beta_1time\times treat_2\times group+\beta_2time\times treat_2+\beta_3time\times group+\beta_4treat_2\times group+\lambda X+\gamma_i+\mu_t+\eta_j+\varepsilon_{ijt} \quad (4)$$

其中, $group$ 为虚拟变量, 当样本企业属于 SO_2 排放行业时赋值为 1, 属于非 SO_2 排放行业赋值为 0。其他变量的定义同方程(2)。本文感兴趣的是 $time\times treat_2\times group$ 的估计系数 β_1 。表 4 报告了三重差分估计的平均处理效果, 其结果与双重差分结果基本一致, 说明 SO_2 排污权交易试点政策显著促进了企业全要素生产率的提升。至此, 本文实证证明了中国的 SO_2 排污权交易试点政策促进了企业全要素生产率的提高。

表 4 三重差分估计结果

变量	OLS		FE	
	(1)	(2)	(3)	(4)
$time\times treat_2\times group$	0.4466*** (0.1216)	0.4999*** (0.1058)	0.4433*** (0.1239)	0.4509*** (0.1175)
$time\times treat_2$	0.5535 (0.5043)	0.4004 (0.3696)	-0.1911** (0.0909)	-0.1780** (0.0874)
$treat_2\times group$	-0.8008** (0.3042)	-0.6033** (0.2365)	0.6026*** (0.0522)	0.0546 (0.0983)
$time\times group$	-0.2757*** (0.0991)	-0.3638*** (0.0953)	-0.4203*** (0.0742)	-0.3776*** (0.0705)
_cons	6.3036*** (0.4023)	1.9743 (3.0235)	4.7063*** (0.0527)	4.9977*** (0.2191)
控制变量	否	是	否	是
时间固定效应	否	否	是	是
时间×地区固定效应	是	是	否	否
行业×时间固定效应	是	是	否	否
地区×行业固定效应	是	是	否	否
个体固定效应	否	否	是	是
Observations	6648	6648	6648	6648
R-squared	0.1815	0.3603	0.1343	0.2069

5. 稳健性检验

在本小节中, 本文对上述结果进行一系列的稳健性检验。

(1)GMM 测算全要素生产率。Blundell and Bond(1998)提出了一种广义矩方法, 该方法的基本理念是通过加入工具变量来解决模型中的内生性问题。作为稳健性检验, 本文使用 GMM 测算企业的全要素生产率, 并运行方程(2)的基准回归。表 5 报告了运用 GMM 方法测算的企业全要素生产率作为因变量的回归结果, 可以发现该结果与表 3 基本一致, 这说明了改变因变量的测算方法不会影响本文的估计结果。

(2)安慰剂检验。为了进一步检验本文的结果是否由省份—行业—年份层面不可观察因素驱动, 本文通过随机分配试点省份进行安慰剂测试(Cai et al., 2016)。具体而言, 本文从 30 个省份中随机选取 11 个省份为处理组, 假设这 11 个省份实施了排污权交易试点, 其他地区为对照组。随机抽样确保本文构建的自变量 $time\times treat_2$ 对企业全要素生产率没有影响。换句话说, 任何显著的发现都将表明本文的回归结果有偏差。本文进行了 500 次随机抽样, 并按式(2)进行基准回归。图 3 报告了 500 次随机分配后回归估计的均值。本文发现所有 $time\times treat_2$ 的估计系数均值几乎为零。本文进一步绘制了 500 个估计系数的分布及其相关的 p 值, 见图 3。分布都集中在零点附近, 大多数估计

表 5 全要素生产率估计方法敏感性检验

变量	OLS		FE	
	(1)	(2)	(3)	(4)
$time \times treat_2$	0.2522*** (0.0757)	0.2708*** (0.0661)	0.2522*** (0.0784)	0.2768*** (0.0708)
$_cons$	6.6778*** (0.2285)	4.4875*** (0.4179)	6.5724*** (0.0511)	4.5446*** (0.4164)
控制变量	否	是	否	是
时间固定效应	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	否	否
行业固定效应	是	是	否	否
个体固定效应	否	否	是	是
Observations	3480	3480	3480	3480
R-squared	0.2284	0.3707	0.0923	0.1828

值的 p 值大于 0.1。同时,本文的真实估计(来自表 3 的第(2)列和第(4)列)在安慰剂测试中是明显的异常值。这些结果表明,本文的估计结果不太可能由省份—行业—年份中的不可观察因素驱动。

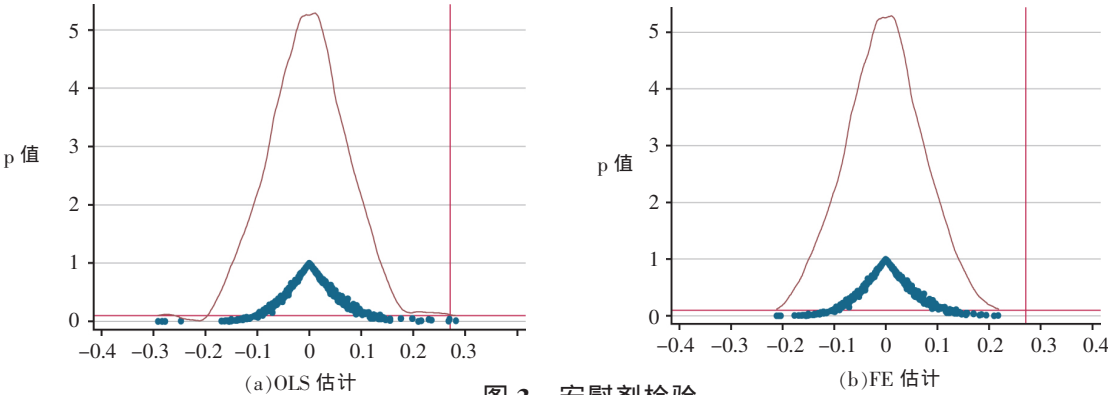


图 3 安慰剂检验

注: X 轴表示来自 500 个随机分配的 $time \times treat_2$ 的估计系数。曲线是估计的核密度分布,点是相关的 p 值。垂直线是表 2 第(1)列真实估计值。

(3)工具变量。虽然从地理特征和经济发展水平看,试点地区的选择似乎是随机的,但本文依然担心其他潜在的同期混杂因素影响试点地区的选择,例如,随时间变化的不可预测因素可能与 $time \times treat_2$ 相关。为了进一步解决政策内生性的问题,本文采用工具变量(IV)估计作为额外的稳健性检验(Cai et al.,2016)。本文依据 Hering and Poncet(2014)采用工具变量的方法,使用通风系数作为是否纳入试点的工具变量。根据 Box 构建的模型(Jacobson,2002),两个气象因素决定了污染扩散:第一种是风速,其中较快的风速有助于污染物水平扩散;第二种是混合层高度,这导致污染物垂直分散。具体来说,通风系数定义为风速和混合层高度的乘积,较高的值意味着污染物扩散较快。地区的通风系数越大,能监测到的 SO_2 排放量越小,该地被选为试点地区的可能性越小,因此,通风系数与纳入试点地区概率预期呈负相关,满足有效工具变量的相关性假设。此外,通风系数是由气象系统和地理条件决定,满足有效工具变量的外生性假设。

本文收集了来自欧洲中级天气预报中心(ECMWF)ERA 数据集的 10 米高度和边界层高度(用于测量 75×75 个网格的混合层高度)的风速信息。首先,根据中国城市的纬度和经度来匹配 EAR 数

据库,然后,将每个单元的风速与边界层高度的乘积作为通风系数(tf)。本文在回归中使用的通风系数是 2004—2007 年每个城市的平均系数。工具变量估计的第二阶段结果报告在表 6 中。本文仍然发现 2007 年试点政策对全要素生产率的影响在统计上是显著为正的。结果表明,以上的研究结果不是由样本选择偏差造成的。

表 6 工具变量的回归结果

因变量	第一阶段		第二阶段	
	(1)	(2)	(1)	(2)
	$time \times treat_2$	$time \times treat_2$	全要素生产率(对数)	全要素生产率(对数)
$time \times tf$	-0.0001*** (0.0000)	-0.0001*** (0.0000)		
$time \times treat_2$			0.5397*** (0.1950)	0.6917*** (0.1882)
_cons	0.0411 (0.0806)	0.0405 (0.0011)	4.4514*** (0.3801)	5.0664*** (0.3239)
控制变量	否	否	是	是
时间固定效应	是	否	是	否
地区固定效应	是	否	是	否
行业固定效应	是	否	是	否
个体固定效应	否	是	否	是
Observations	3384	3384	3384	3383
R-squared	0.7562		0.3669	0.1525

(4)企业逃离行为。排污权交易试点政策对试点地区的企业施加了规制压力。为了逃避违规成本,一些企业可能会从试点区搬离至非试点地区,从而导致回归结果出现偏差。为了解决这个问题,本文对企业注册地址信息进行收集整理,发现实施排污权试点政策后 37 家企业改变了注册地址,其中 19 家企业的注册地从试点地区搬迁至非试点地区。本文剔除了这 19 家可能会影响估计结果的企业,并重新估计公式(2)。表 7 报告了剔除企业逃离行为后的估计结果, $time \times treat_2$ 的估计系数与表 3 结果基本保持一致,都在 1%水平上显著为正,前文的结果依然稳健。

六、进一步分析

1. 影响机制分析

以上研究结果表明,排污权交易制度对全要素生产率具有促进作用。那么,该制度影响全要素生产率的传导机制是什么?由于全要素生产率是一个综合性的索洛余值,可以分解为技术进步效应和资源配置效应两方面。正如前文理论分析所述,排污权交易制度可能通过技术创新和资源配置两条途径提高企业全要素生产率。

(1)技术创新效应。排污权交易制度通过技术创新促进企业全要素生产率。为了检验这一传导机制是否成立,本文选取专利申请量($patent$)作为技术创新的代理变量进行实证检验。专利数据作为企业创新投入的产出指标,反映了企业的科研人员、科研经费、科研能力等创新信息,能直接测度自主创新能力(付明卫等,2015),表 8 报告了相应的回归结果。第(1)列和第(2)列检验的是 2007 年试点政策对技术创新的影响,而专利申请更能及时反映政策的影响,结果显示无论是否控制其他影响因素,排污权交易制度均促进了技术创新。因此,排污权交易制度通过技术创新途径影响全要素生产率得到有效验证。

(2)资源配置效应。排污权交易制度通过改善资源配置效率促进企业全要素生产率。为了检验

表 7 企业逃离行为：删除搬迁的企业

变量	OLS		FE	
	(1)	(2)	(3)	(4)
$time \times treat_2$	0.2508*** (0.0827)	0.2652*** (0.0707)	0.2508*** (0.0856)	0.2577*** (0.0755)
$_cons$	6.6344*** (0.2407)	4.5657*** (0.4952)	5.9667*** (0.0501)	4.8710*** (0.3451)
控制变量	否	是	否	是
时间固定效应	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	否	否
行业固定效应	是	是	否	否
个体固定效应	否	否	是	是
Observations	3312	3312	3312	3312
R-squared	0.2330	0.3794	0.0853	0.1612

注：括号内为省份层面的稳健标准误；***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著。

这一传导机制是否成立，本文采用两种方法进行了验证：①借鉴徐升艳等(2018)的方法在模型中加入技术创新^①作为控制变量，该方法的目的在于将全要素生产率中技术进步效应剔除。在表 8 第(3)列和第(4)列中可以看到，加入专利申请的对数(对应表中变量 $\ln patent$)后无论是否添加其他控制变量，排污权交易制度依然会促进全要素生产率，说明排污权交易制度还可能通过资源配置效率促进企业全要素生产率。②利用资本配置效率代替资源配置效率^②检验排污权交易制度对资源配置效率的影响。为此，本文借鉴方军雄(2007)的“投资—投资机会”敏感性模型考察排污权是否通过资源配置效率途径来影响全要素生产率，模型表达为：

$$invest_{ijt} = \partial_0 + \partial_1 time \times treat_2 \times roa + \partial_2 time \times treat_2 + \partial_3 time \times roa + \partial_4 treat_2 \times roa + \lambda X + \gamma_t + \mu_i + \eta_j + \varepsilon_{ijt} \quad (5)$$

其中， $invest$ 为企业投资水平，企业投资水平=(购建固定资产、无形资产和其他长期资产支付现金—处置固定资产、无形资产和其他长期资产回收的现金)/期末总资产。 roa 为资产收益率，用来测度企业投资机会，其他变量的定义同方程(2)。三次项 $time \times treat_2 \times roa$ 的系数 ∂_1 测度了 SO_2 排污权交易试点政策对企业投资效率的影响。实证结果如表 8 第(5)列和第(6)列所示，前者控制了时间、行业、地区固定效应，后者控制了时间、企业固定效应。两个模型中的三次项系数 ∂_1 测均显著为正。这表明，与对照组相比排污权交易制度显著提高了试点地区企业的资本配置效率水平。

2. 异质性分析

尽管本文已经论证了排放权交易试点政策的有效性，但试点范围内不同地区、不同企业对政策冲击的响应是否存在一定差异？对于该问题的探讨有助于深入理解排污权交易制度的作用机制和边界条件。因此，本文分别从企业内部特征和外部特征两方面对排污权交易制度影响企业全要素生产率的异质性进行讨论。具体而言，这部分将从企业所有制和环境执法力度两方面考察。

(1)企业所有制。本文研究排污权交易试点政策下的国有企业与非国有企业的行为是否有所不同。表 9 列出了这两组样本的回归结果，第(1)和(2)列分别汇报了非国有企业和国有企业子样本的估计值。本文发现在两个子样本中处理效果总体上保持稳健。然而，对国有企业来说，估计系数要小

① 使用专利申请量来测度技术创新水平。
② 本文使用资本配置效率代替资源配置效率的原因主要是，对于企业来说资源配置的改变主要体现在资本配置的改变；其他生产资源的流动往往伴随着资本的流动。

表 8 SO₂ 排污权交易试点政策影响全要素生产率的机制检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	技术创新效应		资源配置效应			
	专利申请		全要素生产率(对数)		资本配置效率	
$time \times treat_2$	10.0875*** (3.0627)	10.2179*** (3.0852)	0.2708*** (0.0661)	0.2768*** (0.0708)	0.0048** (0.0021)	0.0051** (0.0023)
$lnpatent$			0.0625*** (0.0153)	-0.0155 (0.0227)		
$time \times treat_2 \times roa$					1.1730*** (0.3574)	1.0410*** (0.3315)
roa					0.3485*** (0.1229)	-0.0475 (0.0982)
$_cons$	10.5639 (17.2363)	14.5943 (28.9691)	4.4875*** (0.4179)	5.2181*** (0.2661)	0.0157** (0.0061)	0.0001 (0.0013)
控制变量	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
地区固定效应	是	否	是	否	是	否
行业固定效应	是	否	是	否	是	否
企业固定效应	否	是	否	是	否	是
Observations	3480	3480	3480	3480	3480	3480
R-squared	0.2737	0.1634	0.3707	0.1656	0.3163	0.0631

表 9 异质性分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	企业性质		环境执法力度	
	非国有企业	国有企业	低	高
$time \times treat_2$	0.2950* (0.1539)	0.2471** (0.1008)	0.2362** (0.1019)	0.2990*** (0.0809)
$_cons$	5.2024*** (1.1210)	6.3068*** (0.6872)	5.1773*** (0.4310)	7.0570*** (0.5402)
控制变量	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
地区固定效应	否	否	否	否
行业固定效应	否	否	否	否
个体固定效应	是	是	是	是
Observations	1379	2100	2063	1416
R-squared	0.1786	0.1825	0.1591	0.1826

于非国有企业。这表明非国有企业在排污权交易制度下比国有企业更有可能提高全要素生产率。

上述异质效应可能归因于以下原因:一方面,根据以上分析可知,排污权交易制度通过合规成本压力的倒逼效应和经济激励的创新效应促进企业提高全要素生产率。而国有企业是中央政府或地方政府投资或参与控制的企业,在资源分配特别是财政支持上具有很大优势(Allen et al., 2005),无论是排污权交易制度带来的合规成本压力还是出售排污权提供的经济创新激励,国有企业对此都不敏感。相比之下,非国有企业自负盈亏,他们更期望通过提高生产效率来弥补合规压力带来的经济损失,实现经济绩效和环境绩效的双赢。另一方面,就资源的重新配置和效率改进的信息而言,在排污权交易制度下,非国有企业相对于国有企业,在应对合规压力时进行企业内部体制

机制的调整与改革以及生产要素在企业内部的自由流动更加灵活,资源重新配置的效率会更高。此外,国有企业往往对外部市场提供的效率改进的信息不敏感,而相对活跃的非国有企业,排放权交易制度带来的市场信息更能刺激其进行技术创新并提高全要素生产率。

(2)环境执法力度。排污权交易机制的运行需要牢固的法治体系,比如排污信息的收集与管理、排放市场的管理及对不遵守交易规则行为的处罚。在排污权交易中一些地方政府官员为保护本地利益对污染企业的偷排漏排行为听之任之,导致排污权交易无法正常执行。涂正革和谌仁俊(2015)认为中国排污权交易制度实现波特效应的一个必要条件是加强环境规制,严格环境执法。理论上,环境执法力度越大,企业面临的违法成本越高,其选择偷排漏排等违规行为的可能性会降低,企业遵循 SO_2 排污权交易规制的可能性就越高。

为了检验不同环境执法力度下排污权交易制度影响企业全要素生产率的异质性,本文用各省份环境行政处罚案件的数量来衡量当地的环境执法情况,并根据 SO_2 排污权交易试点政策实施前一年(2007年)的环境行政处罚案件数来进行样本划分,将环境行政处罚案件数等于或低于50分位数值(3265件)的省份定义为环境执法力度较低省份,将环境行政处罚案件数高于50分位数值值的省份定义为环境执法力度较高省份。表9中第(3)列和第(4)列结果显示,在环境执法强度越高的地区排污权交易制度对全要素生产率的促进作用更大。该结果说明,中国 SO_2 排污权交易制度的有效实施需要地方政府特别是环境执法部门的支持。

七、结论与政策启示

中国经济已由高速增长阶段转向高质量发展阶段,提高全要素生产率既是推进供给侧结构性改革的应有之义,也是提高经济发展质量、保持经济中高速增长的动力所在。在当前环境污染形势严峻、资源环境约束不断增加的背景下,加强环境规制与提高经济发展质量之间是否矛盾?答案是否定的。本文利用2007年中国 SO_2 排污权交易试点政策作为一项准自然实验,构建DID识别框架以控制潜在的内生性问题,实证检验了排污权交易制度对企业全要素生产率的影响。通过地区层面的预评估,发现试点地区的减排能力和经济增长显著高于非试点地区。在此基础上,运用双重差分、三重差分以及一系列稳健性检验,研究结果表明,排污权交易制度对受规制上市企业的全要素生产率产生了显著的正向影响,并存在两年的滞后。进一步的研究发现,企业全要素生产率的提升主要通过提高技术创新水平和改善资源配置效率两条途径;异质性分析表明,非国有企业和环境执法力度高的地区对排污权交易制度更敏感,实施 SO_2 排污权交易试点政策越有利于全要素生产率的提升。基于此项研究,本文的政策启示如下:

(1)在高质量发展经济的背景下解决环境污染问题,要充分发挥市场机制的决定性作用。本文的实证结果证明了2007年中国 SO_2 排污权交易试点政策不仅有效地减少了地区 SO_2 排放量还促进了企业生产效率的提高,实现了经济绩效和环境绩效的双赢。为适应中国经济进入绿色发展、可持续发展和高质量发展的形势和任务,要明确和不断完善中国环境规制的基本要求和目标。这一研究结果为在中国环境治理领域中运用市场手段解决当前面临的严峻的环境挑战提供了支持,也充分肯定了中国推进市场化机制改革的方向,坚持发挥市场在资源配置中的决定性作用。

(2) SO_2 排污权交易试点政策作为中国市场型环境规制改革的试验田,要充分利用其对碳排放权、水权、用能权等交易机制的示范作用。相对于2002年探索的失败,2007年的试点政策充分发挥了政府引导、市场主导的作用,由中央顶层设计改革机制,建立了地方市场交易体制,通过配额发放,引导市场交易和监督管理推进了整体排污权交易制度的执行。这种特有的体制设计是中国2007

年试点政策取得实质效果的关键,可以为中国政府在将来全面推进碳排污权以及完善水权、用能权等交易计划提供借鉴与启示。

(3)加强环境规制与提高经济发展质量并不矛盾,关键在于要善于运用灵活的合适的环境规制给予企业持续的创新激励。本文发现排污权交易制度的实施效果在不同所有制企业之间存在差异,这种差异也体现了市场手段在追求效率的同时可能不能很好地兼顾公平。因此,排污权交易制度设计要考虑企业所有制之间的异质性,除了为非国有企业营造良好的公平竞争环境,还可以在配额分配机制与监督机制的设计上,给予国有企业更大的合规压力。

(4)加强环境执法力度,保障排污权交易制度的有效实施。本文研究发现,在环境执法力度较大的地区排污权交易制度对企业全要素生产率的正向促进作用更大。说明环境行政监管是排污权交易制度有效实施的重要保障,环境执法力度越大越有利于排污权交易制度的实施。因此,中国政府应该加强和改善环境行政监管力度,使排污权交易制度得到有效实施。为此,本文提出以下三方面的建议:①对污染源加大监测频次和监察力度,确保排污信息的准确收集;②对不遵守交易规则行为的企业进行媒体曝光,甚至实施行政处罚;③将排污权交易的执行情况纳入到政府官员的政绩考核中,杜绝地方政府对污染企业的保护。

未来的研究可以按照以下方向进行:①考察排污权交易制度对就业、能源结构、能源效率等方面的影响,以探究在排污权交易制度下企业的其他应对行为;②制定配额是排污权交易制度设计的一个重要方面,也是影响政策实施效果的重要因素,以后研究可以从配额方面考虑,以便制定更有效和更完善的排污权交易制度;③还可以考虑其他类似的排污权交易制度的研究,例如碳排污权、水权、用能权等。

〔参考文献〕

- [1]蔡昉. 中国经济改革效应分析——劳动力重新配置的视角[J]. 经济研究, 2017,(7):4-17.
- [2]范进,赵定涛,郭韬. 基于消费者视角的碳排放权交易机制研究[J]. 中国软科学, 2012,(6):24-32.
- [3]方军雄. 所有制、市场化进程与资本配置效率[J]. 管理世界, 2007,(11):27-35.
- [4]付明卫,叶静怡,孟保希,雷震. 国产化率保护对自主创新的影响——来自中国风电制造业的证据[J]. 经济研究, 2015,(2):118-131.
- [5]李树,陈刚. 环境管制与生产率增长——以 APPCL2000 的修订为例[J]. 经济研究, 2013,(1):17-31.
- [6]李胜文,李新春,杨学儒. 中国的环境效率与环境管制[J]. 财经研究, 2010,(2):59-68.
- [7]李永友,沈坤荣. 我国污染控制政策的减排效果——基于省际工业污染数据的实证分析[J]. 管理世界, 2008,(7):7-17.
- [8]钱雪松,康瑾,唐英伦,曹夏平. 产业政策、资本配置效率与企业全要素生产率——基于中国 2009 年十大产业振兴规划自然实验的经验研究[J]. 中国工业经济, 2018,(8):42-59.
- [9]邵宜航,步晓宁,张天华. 资源配置扭曲与中国工业全要素生产率——基于工业企业数据库再测算[J]. 中国工业经济, 2013,(12):39-51.
- [10]涂正革,谌仁俊. 排污权交易机制在中国能否实现波特效应[J]. 经济研究, 2015,(7):160-173.
- [11]王杰,刘斌. 环境规制与企业全要素生产率——基于中国工业企业数据的经验分析[J]. 中国工业经济, 2014,(3):44-56.
- [12]徐升艳,陈杰,赵刚. 土地出让市场化如何促进经济增长[J]. 中国工业经济, 2018,(3):44-61.
- [13]Albrizio, S., T. Kozluk, and V. Zipperer. Environmental Policies and Productivity Growth: Evidence Across Industries and Firms[J]. Journal of Environmental Economics and Management, 2017,81(3):209-226.
- [14]Allen, F., J. Qian, and M. Qian. Law, Finance, and Economic Growth in China [J]. Journal of Financial Economics, 2005,77(1):57-116.
- [15]Anderson, B. J., F. Convery, and C. D. Maria. Technological Change and the EU ETS: The Case of Ireland[J].

- Ssrn Electronic Journal, 2010,216(1):233–238.
- [16]Anh, P. Q. Internal Determinants and Effects of Firm–Level Environmental Performance: Empirical Evidences from Vietnam[J]. Asian Social Science, 2015,11(4):190–201.
- [17]Bansal, P., and T. Hunter. Strategic Explanations for the Early Adoption of Iso 14001 [J]. Journal of Business Ethics, 2003,46(3):289–299.
- [18]Barbera, A. J., and V. D. McConnell. The Impact of Environmental Regulations on Industry Productivity: Direct and Indirect Effects[J]. Journal of Environmental Economy Management, 1990,18(1):50–65.
- [19]Blundell, R., and S. Bond. Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models [J]. Journal of Econometrics, 1998,87(1):115–143.
- [20]Borghesi, S., G. Cainelli, and M. Mazzanti. Linking Emissions Trading to Environmental Innovation: Evidence From the Italian Manufacturing Industry[J]. Research Policy, 2015,44(3):669–683.
- [21]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(1):73–85.
- [22]Goulder L. H., and W. H. Parry. Instrument Choice in Environmental Policy [J]. Review of Environmental Economics and Policy, 2008,2(2):152–174.
- [23]Gray, W. B. The Cost of Regulation: OSHA, EPA and the Productivity Slowdown [J]. American Economic Review, 1987,77(5):998–1006.
- [24]Gray, W. B., and R. J. Shadbegian. Plant Vintage, Technology, and Environmental Regulation [J]. Journal of Environmental Economy Management, 2003,46(1):384–402.
- [25]Hamamoto, M. Environmental Regulation and the Productivity of Japanese Manufacturing Industries[J]. Resource Energy Economy, 2006,28(2):299–312.
- [26]He, J. What Is the Role of Openness For China’s Aggregate Industrial SO₂ Emission? A Structural Analysis Based on the Divisia Decomposition Method[J]. Ecological Economics, 2010, 69(1):868–886.
- [27]Hering, L., and S. Poncet. Environmental Policy and Trade Performance: Evidence from China [J]. Journal Environmental Economics Management, 2014,68(4):296–318.
- [28]Hoffmann, V. H. EU ETS and Investment Decisions: The Case of the German Electricity Industry[J]. European Management Journal, 2007,25(6):464–474.
- [29]Jacobson, M. Z. Atmospheric Pollution: History, Science, and Regulation[M]. New York: Cambridge University Press, 2002.
- [30]Jorgenson, D. W., and P. J. Wilcoxon. Environmental Regulation and Economic Growth [J]. Rand Journal of Economics, 1990,21(2):314–340.
- [31]Jacobson, L. S., R. J. LaLonde, and D. G. Sullivan. Earnings Losses of Displaced Workers [J]. American Economic Review, 1993,83(4):685–709.
- [32]Lanoie, P., M. Patry, and R. Lajeunesse. Environmental Regulation and Productivity: Testing the Porter Hypothesis[J]. Journal Production Analysis, 2008,30(3):121–128.
- [33]Levinsohn, J., and A. Petrin. Estimating Production Functions Using Inputs to Control Unobservables[J]. Review of Economic Studies, 2003,70(1):317–342.
- [34]Liu, Z. Y., X. Q. Mao, J. J. Tu, and M. Jaccard. A Comparative Assessment of Economic–incentive and Command–and Control Instruments for Air Pollution and CO₂ Control in China’s Iron and Steel Sector[J]. Journal of Environmental Management, 2014,144(3):135–142.
- [35]Montgomery, W. D. Markets in License and Efficient Pollution Control Programs [J]. Journal of Economic Theory, 1972,5(3):395–418.

- [36]Olley, G. S., and A. Pakes. The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry[J]. *Econometrica*, 1996,64(6):1263–1297.
- [37]Perman R., Y. Ma, J. McGilvray, and M. Common. Natural Resource and Environmental Economics [J]. *American Journal of Agricultural Economics*, 2011,32(2):195–210.
- [38]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.
- [39]Rubashkina, Y., M. Galeotti, and E. Verdolini. Environmental Regulation and Competitiveness: Empirical Evidence on the Porter Hypothesis from European Manufacturing Sectors[J]. *Energy Policy*, 2015, 83(4):288–300.
- [40]Schleich, J., and R. Betz. EU Emissions Trading and Transaction Costs for Small and Medium Sized Companies[J]. *Intereconomics*, 2004,39(3):121–123.
- [41]Tebaldi, E., H. Nguyen, and J. Zuluaga. Determinants of Emerging Markets’ Financial Health: A Panel Data Study of Sovereign Bond Spread[J]. *Research in International Business & Finance*, 2017,45(2):82–93.
- [42]Testa, F., F. Iraldo, and M. Frey. The Effect of Environmental Regulation on Firms’ Competitive Performance: the Case of the Building & Construction Sector in Some EU Regions[J]. *Journal of Environmental Management*, 2011,92 (1):2136–2144.

Does Emissions Trading System Improve Firm’s Total Factor Productivity ——Evidence from Chinese Listed Companies

REN Sheng-gang, ZHENG Jing-jing, LIU Dong-hua, CHEN Xiao-hong

(School of Business, Central South University, Changsha 410083, China)

Abstract: This paper uses first large-scale market-based environmental regulation in China—the 2007 SO₂ emission trading pilot policy—as a quasi-natural experiment to investigate the impact of the emissions trading system on total factor productivity of enterprises, and to test whether the Porter hypothesis is established in China. In light of the pre-assessment on provincial and prefecture-level city data, this paper finds that SO₂ emission reduction and economic growth in the pilot areas are significantly higher than non-pilot areas, and the emissions trading system achieves a win-win situation in both environmental and economic performance. On this basis, this paper employs Difference in Differences (DID), triple difference, instrumental variable method and a series of robustness tests. The results show that the emissions trading system significantly improves the total factor productivity of Chinese listed companies in the pilot area, and the annual effect that lags two years is increasing year by year. Further analysis shows that the emission trading system mainly affects total factor productivity by promoting corporate technological innovation and improving resource allocation efficiency. From the perspective of firm’s ownership type, non-state-owned enterprises are more sensitive to emissions trading system than state-owned enterprises. From the perspective of environmental enforcement intensity, in the region with higher environmental enforcement intensity, the emissions trading system plays a more prominent role in facilitating total factor productivity. This paper provides important policy implications for China to promote market-based environmental regulation in the field of environment treatment.

Key Words: emissions trading system; total factor productivity; Porter hypothesis; DID; DDD

JEL Classification: D24 O13 Q56

[责任编辑: 许明]