

# 中国排污权交易机制引起了环境不平等吗？ ——基于 PSM-DID 方法的研究

张亚丽，项本武

**摘 要：**排污权交易机制作为市场型环境规制工具，被广泛应用于环境污染的治理。排污权的市场交易会产生产物排放空间上的重新分配，可能对环境不平等产生影响，但其污染分配效应却很少得到关注。将 2007—2012 年先后实施的 SO<sub>2</sub> 排放权交易试点政策看作一次准自然实验，选取各试点省份分别被批准为国家级排污权交易试点的时间作为政策干预时间点，基于 2003—2014 年中国 24 个省级行政区的面板数据，利用倾向得分匹配和多时点双重差分法 (PSM-DID) 检验 SO<sub>2</sub> 排放权交易这一市场型环境规制对环境不平等的影响。研究发现：SO<sub>2</sub> 排放权交易显著增加了试点地区的环境不平等程度；市场化程度和环境规制强度对排污权交易机制的环境不平等效应具有差异化的影响，市场化程度越高、环境规制强度越高的地区，排污权交易机制的环境不平等效应更强。基于研究结论，从促进环境平等的角度提出了完善排污权交易机制的相关政策建议。

**关键词：**SO<sub>2</sub> 排放权交易；环境不平等；倾向得分匹配；多时点双重差分法  
**中图分类号：**F205 **文献标识码：**A **文章编号：**1671-0169(2022)03-0067-16  
**DOI:**10.16493/j.cnki.42-1627/c.2022.03.012

## 一、引 言

由于环境污染严重危害生命健康，导致社会福利的巨大损失，环境污染相关问题受到了广泛关注，然而，环境污染的区域分布不均衡却较少受到重视。目前，我国环境污染分布的不均衡问题非常突出，以大气污染为例，国家环保部发布的公报显示，2019 年全国 337 个地级及以上城市中，157 个城市环境空气质量达标，占全部城市数的 46.6%，有 180 个城市环境空气质量超标，占 53.4%；国家环保部监测的 469 个城市（区、县）中，出现酸雨的城市 156 个，占 33.3%，酸雨主要分布在长江以南-云贵高原以东地区，主要包括浙江、上海的大部分地区、福建北部、江西中部、湖南中东部、广东中部和重庆南部<sup>[1]</sup>。在环境污染程度不同的区域，其居民所承担的环境暴露风险不成比例，导致了环境不平等，环境不平等会在收入不平等的基础上加剧社会不平等程度。因此，环境污染区域不平等同样值得重视。

中国采取了各种环境政策来治理环境污染，这些政策可以分为两大类：命令-控制型和市场型。命令-控制型的环境规制以政府行政管制为特征，要求污染者采取统一的降低污染的行为，而不考

基金项目：国家社会科学基金项目“中国城市群发展战略研究”（18BJL093）

作者简介：张亚丽，经济学博士，浙江海洋大学经济与管理学院讲师（浙江 舟山 316000）；项本武（通讯作者），经济学博士，浙江海洋大学经济与管理学院教授，xia6142@sina.com

虑污染者降污边际成本存在的差异，因而不能以最低的成本降低污染，难以实现配置效率。市场型环境规制比如碳税、补贴、污染排放权交易等的主要特征是引入市场机制，使降低污染的边际成本较高的污染者较少地降低污染，使降低污染边际成本较低的污染者更多地降低污染，这样可以最小化降低污染的总成本，实现配置效率。与命令-控制型环境规制要求污染者采取统一的降低污染措施相比，污染排放权交易机制允许污染主体对污染排放权进行交易，交易的结果导致有些主体购买排放权从而更多地排放污染，有些主体出售排放权从而更少地排放污染，最终影响到污染在不同主体所处区域的空间分布，即污染在哪里产生以及哪些人群成为污染的受害者。当前中国在环境污染的治理中，越来越多地运用到排污权交易这一市场型环境规制工具，然而其污染分配效应却很少得到关注，中国的市场型环境规制是否引起了污染排放的空间分布不均等，从而导致环境不平等问题？这正是本文所要研究的问题。在追求政策目标的过程中通常会面临公平和效率的冲突，本文试图从环境平等的角度来探讨排污权交易机制的政策效应，有利于多角度更全面地分析排污权交易机制的政策效应，有利于政府采取多样化的政策组合在高效率降低环境污染的同时，更加重视环境平等问题，因此对这一问题的研究具有重要的理论意义和现实意义。具体来看，本文将2007年以来国家先后批复11个省（市）作为国家级SO<sub>2</sub>排污权交易试点地区的政策冲击看作一次准自然实验，选取各试点省份分别被批准为国家级排污权交易试点单位的时间作为政策干预时间点，在倾向得分匹配基础上利用多时点双重差分法评估排污权交易试点政策的环境不平等效应，最后在此基础上，为政府在高效率地降低环境污染的同时，促进环境平等提供政策建议。

## 二、文献综述

所谓环境平等（Environment Equality）主要是指，每个人都拥有享受清洁和安全环境的平等权利。环境平等的相关研究最早出现于美国。美国环境保护署为环境平等提供了一个详细的界定，即没有群体应该承担由工业、政府和商业经营、政策所造成的环境负效应的不均份额，所有人，无论种族、肤色、民族起源、收入，都应该受到平等对待并且有意义地参与环境法律、管制和政策的发展、实施与执行。对环境平等的早期研究主要集中在污染与种族、收入之间的关系上，研究污染是否更多地集中在少数族裔及低收入群体居住区域<sup>[2][3]</sup>。由于企业寻找便宜的土地、低工资的劳动者或者便捷的交通网络，这些特征可能与穷人的住址相关，以致于企业的排污设施可能设置在穷人或者有色人种所居住的社区<sup>[4]</sup>。近期，对环境平等的研究转移到环境政策自身所带来的环境不平等效应。市场型环境规制在环境问题的解决中具有效率。通过市场来配置排污权能有效降低排污成本，是解决环境污染负外部性最有效率的机制<sup>[5][6][7]</sup>。与传统的控制-命令型环境政策相比，市场型环境政策以其降低污染的低成本和效率而受到经济学家的推崇。然而，一些学者从环境平等的角度对市场型环境规制进行批判，认为市场型环境规制会导致环境不平等。Kaswan讨论了排污权交易和环境不平等的关系，认为排污权交易没有考虑污染的分配，如果污染工厂购买排污许可而不是降低污染，那么很有可能污染会流向穷人或者少数族裔居住的地区，因而扩大了环境风险的不平等分配，美国总量管制和交易政策产生了环境污染在买卖双方之间、行业部门之间、地理区域之间的分配效应<sup>[8]</sup>。Chinn从理论上分析认为，污染市场自身并不具有对穷人或者少数族裔社区的歧视性，污染市场的交易在特定的情况下会对不同群体产生迥然不同的效应<sup>[9]</sup>。Solomon等认为，排污许可交易降低了整体的排污成本从而具有效率，但是会增加不同地区的环境外部性差距，导致环境不平等<sup>[10]</sup>。以上研究表明，市场型环境规制会导致环境不平等，然而这些研究大多从理论层面进行分析，研究结论缺少实证数据的支撑。

从实证上对市场型环境规制是否导致环境不平等这一问题的研究得出的结论并不完全一致。基

于美国市场型环境规制实施的早期阶段数据进行的研究表明, 排放权交易没有导致环境不平等。如 Ringquist 等发现,  $\text{SO}_2$  排放许可交易没有把  $\text{SO}_2$  转移至贫穷的少数族裔社区<sup>[11][12]</sup>; Shadbegian 等研究发现,  $\text{SO}_2$  排放许可交易的货币化收益在种族群体间平等地分配<sup>[13]</sup>; Fowlie 研究了区域清洁空气激励市场 (RECLAIM) 所产生的污染排放的分配效应, 研究发现, 相对于控制-命令型的排污管制政策, 市场型的排污权交易在其实施的前十年, 使污染排放下降约 20%, 没有证据表明排污权交易使排污随着社区人口因素如收入、种族的变化而发生显著的变化<sup>[14]</sup>。这些研究结论从整个排放许可交易实施期来看可能不具有代表性<sup>[15]</sup>。随着美国市场型环境规制政策实施的推进, 学者可以利用更长期的数据进行研究, 实证研究结论仍存在分歧。部分研究支持市场型环境规制政策并没有产生污染分配效应, 从而没有造成环境不平等, 如 Ringquist 利用美国 1995—2009 年间的排污权交易活动数据, 运用 probit、tobit 和 GLS 模型估计排污权交易是否使  $\text{SO}_2$  的排放集中在贫穷社区和有色人种社区, 研究发现, 排污权交易没有导致  $\text{SO}_2$  排放集中在黑人或西语裔人社区, 从而表明, 市场激励型环境规制不产生效率和平等的内在权衡关系<sup>[15]</sup>; Meng 利用双重差分法估计加利福尼亚的总量管制与交易项目对受管制工厂和非受管制工厂污染排放的影响, 发现环境平等差距在 2013 年之前扩大, 在总量管制与交易政策实施之后, 下降了 21%~30%<sup>[16]</sup>。另外部分研究则表明市场型环境规制政策产生了污染分配效应, 从而造成了环境不平等。如 Grainger 研究了区域清洁空气激励市场 (RECLAIM) 政策的排污效应, 发现高收入区域的降污幅度更大, 在控制收入的条件下, 降污幅度在黑人中最高, 白人次之, 西语裔美国人最低<sup>[17]</sup>; Mansur 等研究发现, 相对于控制-命令型的环境管制政策, 加利福尼亚的区域清洁空气激励市场政策导致高收入和白人社区相对于低收入和少数族裔群体获得了更多的降污利益<sup>[18]</sup>。

在中国, 对市场型环境规制的大量研究集中在其减排效应、经济与环境双赢的波特效应、技术创新效应以及产业结构升级效应等方面。如, 王文军等基于碳排放权交易机制的减排机理和双重差分法构建碳排放权交易机制减排有效性评价方法, 对碳交易试点的减排有效性进行评价<sup>[19]</sup>。刘传明等基于 1995—2016 年中国省际面板数据采用合成控制法对碳交易试点的减排效果进行了研究<sup>[20]</sup>。涂正革等研究了  $\text{SO}_2$  排污权交易机制在中国能否实现波特效应<sup>[21]</sup>。王班班等对市场型和命令型工具是否能有效促进节能减排技术创新进行了研究<sup>[22]</sup>。曹静等从  $\text{SO}_2$  排放强度的角度研究了  $\text{SO}_2$  排污权交易试点的政策效应<sup>[23]</sup>。胡珺等基于中国 2013 年开始试点实施的碳排放权交易机制, 考察了市场激励型的环境规制对中国企业技术创新的影响<sup>[24]</sup>。谭静等基于中国 2005—2016 年省级面板数据, 以 2013 年设立的 7 个碳交易试点作为准自然实验, 采用合成控制法评估了碳交易机制对中国产业结构优化升级的影响<sup>[25]</sup>。

国内尚未有涉及排污权交易机制与环境平等关系的研究, 与本文关系最为紧密的研究有: 沈坤荣等研究了环境规制是否引起污染的就近转移, 研究结论显示, 环境规制引发了污染就近转移到周边城市, 污染迁出地的环境规制提升了污染迁入地的产业规模, 深化了污染迁入地的产业结构污染程度<sup>[26]</sup>。这一研究与本文的研究最大的相似点在于, 其研究结论也隐含地表明环境规制产生了污染分配效应, 导致了污染迁入地和污染迁出地的污染差距。但这一研究中所关注的环境规制并不是具体的命令-控制型或市场激励型环境政策, 而是根据工业  $\text{SO}_2$  去除率和工业烟 (粉) 尘去除率衡量的环境规制强度。杨继生等利用 1991—2010 年 29 个省区的样本数据对环境收益分配的不公平性进行研究, 研究结果表明, 环境收益在个体和地区之间的分配不公平, 其中, 企业是环境红利的最大摄取者, 农村居民比城镇居民享受了更多的环境红利<sup>[27]</sup>。其研究的重点是环境经济收益的分配, 而不是环境污染的分配。

综上所述, 本文将研究中国排污权交易机制是否导致了环境不平等, 本文研究的边际贡献主要

体现在以下几个方面：第一，借鉴收入不平等的衡量方法，基于地级市的工业 SO<sub>2</sub> 排放数据，衡量了中国省域层面的环境不平等程度；第二，从环境不平等角度评估中国市场型环境规制的政策效应，为全面评估中国 SO<sub>2</sub> 排放权交易试点政策的实施效果提供了经验证据；第三，为中国政府在制定环境政策时如何在有效率地降低环境污染的同时促进环境平等提供了政策建议。

### 三、政策背景与作用机制

#### （一）政策背景

回顾中国污染排放权交易的历程，可以发现，自 2000 年以来，我国环境保护政策不断强化，同时，市场化机制的环境政策逐步推行。2002 年，中国开始推行“4+3+1”的 SO<sub>2</sub> 排放权交易试点政策，在山东、山西、江苏、河南四省，上海、天津、柳州三市以及中国华能集团公司实行 SO<sub>2</sub> 排放权交易政策，这一时期的试点探索多是以研究项目或地方个案探索的形式展开，SO<sub>2</sub> 排污权交易活跃程度较低。2007 年开始，试点探索进入深化阶段，国务院有关部门组织天津、河北、内蒙古等 11 个省（区、市）开展排污权有偿使用和交易试点，财政部、环保部、发改委分别于 2007 年批复江苏，2008 年批复天津市，2009 年批复浙江，2010 年批复湖北省、湖南省、内蒙古自治区、山西省，2011 年批复河北省、陕西省和重庆市，2012 年批复河南省开展主要污染物排污权有偿使用和交易试点。试点地区的排放权交易标的物主要包括 SO<sub>2</sub>、COD、氨氮、NO<sub>x</sub> 等。这一时期的交易活跃程度明显增强，交易规模和交易范围大幅度扩大，截止 2013 年年底，排污权有偿使用和成交金额累计超过 40 亿元。2014 年，国务院办公厅出台《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》，提出到 2017 年 11 个试点地区排污权有偿使用和交易制度基本建立，试点工作基本完成的工作目标，2014 年之后中国其余大多数省份自行进行排污权交易试点工作。这 11 个试点地区开展的交易标的物不包括碳产品，中国的碳排放权交易试点工作始于 2011 年，国家发展改革委办公厅于 2011 年发布《国家发展改革委办公厅关于开展碳排放权交易试点工作的通知》，同意北京市、天津市、上海市、重庆市、湖北省、广东省及深圳市开展碳排放权交易试点；2013 年，以上 7 个碳排放权交易试点地区正式启动碳排放权交易。相比中国 2013 年全面启动试点的碳排放权交易政策，2007—2012 年国务院相关部门先后批复的 11 个试点地区的 SO<sub>2</sub> 排放权交易试点政策的时期更长，试点更多，能够为本文考察排污权交易机制提供充足的历史数据，另外，试点地区的 SO<sub>2</sub> 排放权交易活跃程度更强，排污权交易的具体实施办法和实施细则更加完善，因此，本文聚焦 SO<sub>2</sub> 排放，将 2007—2012 年部分省（市）被国务院相关部门正式批复成为试点地区看作一次准自然实验，分析排放权交易的环境不平等效应。

#### （二）作用机理

排污权交易机制是指在一定区域内，在污染排放总量不超过允许排放量的前提下，各污染源之间通过排污权交易的方式相互调节排污量，从而达到以最小的总成本减少排污量、保护环境的目的。排污权交易的具体运行框架为：首先，政府部门通过综合评估确定出一定区域内允许的最大污染排放量，并将最大允许排放量分割成若干排放权。其次，政府以拍卖或免费的方式分配初始排放权。最后，获得初始排放权的相关排污企业通过排污权交易市场自由买卖排污权。降污成本较低的企业可以更多地降低污染从而出售多余的排放权，以弥补降污成本并获得降污收益，降污成本较高的企业将购买排放权而非采取措施降低污染。排污权交易机制可以揭示企业降污的边际成本并识别不同企业降污边际成本的差异，确定污染的价格，激励企业采用先进的环境清洁生产降低排放成本，从而能以较低的总成本治理环境污染。可见，与命令-控制型的环境规制要求污染者采取统一的降低污染的行为，难以实现配置效率不同，排污权交易机制，可以最小化降低污染的总成本，

实现配置效率。然而其高效率可能是以污染空间分配的不平等为代价的。

排污权的交易涉及排污企业对排污权的买卖，从而影响到污染在哪里产生以及哪些人群成为污染的受害者。购买排污权的企业排放更多的污染，居住在购买排污权的企业所在区域的个体承受了较高的污染排放；出售排污权的企业排放更少的污染，居住在出售排污权的企业所在区域的个体承受了较少的污染排放，从而导致不同区域的个体承担了污染排放的不等份额即产生了环境不平等效应。这里的环境不平等是从污染排放的流量的角度所考虑，基于数据的可获得性，没有考虑历史排放量不同所形成的既有环境质量问题，国内已有对环境不平等的衡量也均是基于污染物的排放量而衡量的<sup>[28][29]</sup>。另外，中国排污权交易试点省份对排污权的交易主要是在省内范围展开，省内跨地级市的排污权交易可能影响地级市的污染排放水平，造成地级市间环境污染的差异。地级市内部的排污权交易可能影响到排污企业周边居民承受的污染排放量，由于缺少排放权交易企业的区位以及周边居民等更微观层面的数据，因此本文基于地级市层面的数据，关注排放权交易在地级市间的环境不平等效应。排放权交易影响环境不平等的作用机理如图 1 所示。

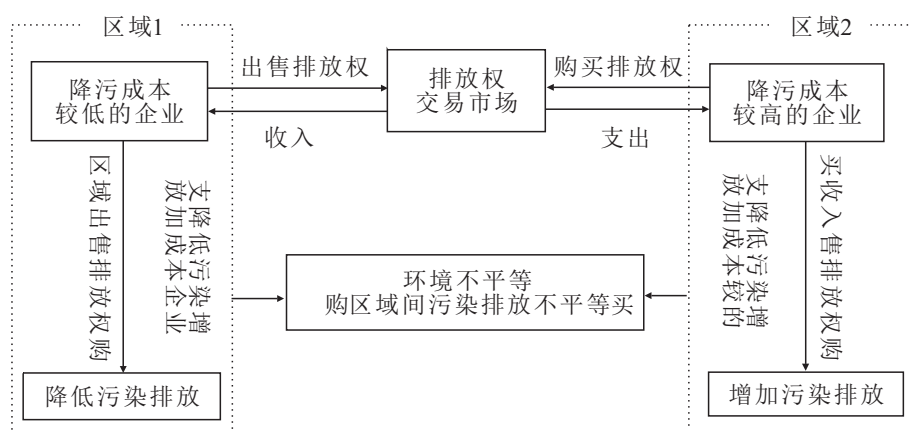


图 1 排污权交易影响环境不平等的作用机理

资料来源：作者绘制。

## 四、研究设计

### （一）研究方法

本文实证研究的主要目标是将 2007—2012 年先后实施的 SO<sub>2</sub> 排放权交易政策作为准自然实验，考察 SO<sub>2</sub> 排放权交易政策对环境不平等的影响。试点地区实施排放权交易政策后，其环境不平等变化主要来自两个方面：一是宏观经济环境，比如地区人口规模、经济规模、高耗能 and 重污染产业构成、市场化程度、环境规制强度等因素影响；二是排污权交易政策形成的“政策处置效应”。双重差分法（Difference-in-Difference, DID）可以有效分离出“政策处置效应”，估计出某项政策对参与个体的净影响大小，从而广泛应用于政策效果的评估。DID 模型的使用需要满足平行趋势假定，即在政策干预之前结果变量在处理组和控制组具有共同的增长趋势，那么实验前后两组结果的变化就是“政策处置效应”引起的。随机试验通过随机的政策实施可以保证处理组和控制组不具有系统性的差异。在现实中，中国不同省份的发展具有较大的异质性，地区是否成为试点地区可能是非随机事件，会受到地区经济规模、人口规模、高耗能 and 重污染产业构成、市场化程度、环境规制强度等因素影响。

地区之间存在异质性, 保证处理组和控制组不具有系统性的差异尤为重要, 这就需要解决样本选择偏差问题, 解决这一问题的方法是样本匹配<sup>[30]</sup>。本文利用倾向得分匹配法 (Propensity Score Matching, PSM) 来产生匹配样本, 然后结合多时点双重差分法估计排放权交易试点政策的环境不公平效应, 在较大程度上保证估计结果的准确性。

首先, 利用倾向得分匹配法产生匹配样本。匹配的目的在于从大量潜在的控制组中选取与处理组的可观测变量分布类似的样本作为控制组。具体地, 将样本分为两组, 一组为处理组 ( $treated_{it} = 1$ ), 表示排放权交易试点地区; 另一组为控制组 ( $treated_{it} = 0$ ), 表示在考察期内从未成为试点的地区。匹配的方法就是, 首先根据一系列可观测变量利用 Logit 回归估计出某地区成为试点地区的条件概率, 获得倾向得分值<sup>[30]</sup>。假设省份成为试点地区的概率为:

$$P = Pr\{treated_{it} = 1\} = \Phi\{X_{it}\} \quad (1)$$

其中,  $P$  为省份成为试点地区的概率,  $\Phi\{\cdot\}$  为正态累积分布函数。 $X_{it}$  为匹配变量。其次, 利用倾向得分值构造距离函数进行匹配。匹配后的处理组和控制组在可观测变量上具有相同的分布。

其次, 利用多时点 DID 方法估计政策效应。在进行倾向得分匹配之后, 我们得到了另一组匹配样本, 接下来将基于匹配样本估计政策效应。中国  $SO_2$  排放权交易试点的建立是一个渐进的过程, 2007—2012 年先后批复 11 个省 (市) 作为国家级试点单位, 已有研究中直接“一刀切”式把 2007 年作为政策干预时间点的划分, 具有不足, 本文参考李贲的研究<sup>[31]</sup>, 采用多时点的 DID 方法, 选取各试点省份分别被批准为国家级排污权交易试点单位的时间作为政策干预时间点进行研究。具体来看, 本文构建两个虚拟变量。一个是政策执行分组虚拟变量  $treated_{it}$ , 2007—2012 年间首次成为试点地区的省份记为处理组, 该变量取值为 1, 始终不是试点地区的省份记为控制组, 该变量取值为 0; 二是政策时间虚拟变量  $time_{it}$ , 我们分别以各试点设立时间为政策发生时点, 当试点省份在相应年份设立试点, 当年及之后取值为 1, 否则取值为 0。多时点双重差分模型的形式为:

$$EJ_{it} = \alpha + \mu_i + \lambda_t + \theta treated_{it} \cdot time_{it} + \gamma X_{it} + \epsilon_{it} \quad (2)$$

其中, 被解释变量  $EJ_{it}$  表示环境不平等程度;  $X_{it}$  是控制变量向量;  $\mu_i$  是个体固定效应;  $\lambda_t$  是时间固定效应;  $\epsilon_{it}$  是随机误差项。根据双重差分法的基本思想, 交叉项  $treated_{it} \cdot time_{it}$  系数  $\theta$  体现了排污权交易试点的政策效应, 这是本文主要的待估参数。

## (二) 变量说明与数据来源

1. 环境不平等程度的衡量。被解释变量为环境不平等程度 ( $EJ$ )。关于环境不平等的测度, 已有研究一般采用收入或财富分布不平等的测度方法<sup>[32][33][34]</sup>。本文参考 Boyce 等的方法<sup>[34]</sup>, 使用基尼系数、泰尔指数测度环境不平等程度。值得注意的是, 与收入不平等的测度不同, 测度环境不平等时观测单元的选择尤为重要。在测度收入或财富分布的不平等时, 通常使用个体或者家庭户作为观察单元。对环境不平等而言, 通常基于等地理面积的地理单元或者等人口单元衡量环境污染在观察单元间的分配<sup>[34]</sup>。采用等面积的地理单元时考虑了观察单元的污染程度却忽略了该单元的人口数量, 采用等人口的单元忽略了该单元所占的地理面积, 从而均可能导致测度结果偏低。从政策评估的角度看, 假定环境政策以确保每个人都拥有享受清洁和安全环境的平等权利, 从而最大化人类总体健康利益为目标函数, 那么, 使用区域间人口加权来测度环境不平等是一个比较好的选择, 原因在于, 这种选择既考虑了区域间污染程度的差异, 又考虑了区域间人口密度的差异。由于本文关注的政策是  $SO_2$  排放权交易试点政策, 政策直接影响到的是  $SO_2$  的排放, 另外, 中国大气污染中的  $SO_2$  的主要来源是工业排放, 工业排放占据了  $SO_2$  总排放量的近九成, 因此, 本文基于工业  $SO_2$  排放数据来衡量环境不平等。此外, 由于中国缺少网格单元等更微观层面的污染排放数据, 因此本文选取地级市行政区域人口加权的工业  $SO_2$  排放为观察单元, 衡量省内环境污染在地级市间分布的不平等程度, 从而测度出中国省域环境不平等程度。基于数据的可获得性, 本文测量了 24

个省级行政区 2003—2016 年的环境不平等程度。地级市的工业 SO<sub>2</sub> 排放数据来源于历年《中国城市统计年鉴》。具体测度方法如下:

(1) 基尼系数。基尼系数 (*Gini*) 被广泛应用于衡量收入分配的不平等, Boyce 等参考衡量收入分配不平等的方法衡量了环境不平等程度<sup>[34]</sup>, 本文根据 Boyce 等的方法, 计算环境不平等的基尼系数, 与 Boyce 等测量的不同在于, Boyce 等的公式中计算的基础数据是人口普查街区的工业有毒气体暴露 (Industrial Air Toxics Exposure in Census Tract), 基于数据的可获得性, 本文计算的基础数据是地级市的人均工业 SO<sub>2</sub> 排放量。具体计算公式为:

$$Gini = 1 + \left(\frac{1}{n}\right) - \left(\frac{2}{MEANEMI * n^2}\right) \sum_{i=1}^n [(n-i+1) * EMISSION_i] \quad (3)$$

$EMISSION_i$  是地级市  $i$  的人均工业 SO<sub>2</sub> 排放量;  $n$  是地级市的数量;  $MEANEMI$  是所有地级市的平均人均工业 SO<sub>2</sub> 排放。 $Gini$  系数在 0 和 1 之间, 数值越大表示环境不平等程度越高。 $Gini$  系数对分布的中间变化比分布的尾端变化更敏感<sup>[32]</sup>。

(2) 泰尔指数。泰尔指数 (*Theil*) 是另一个广泛应用于衡量收入分配的不平等的方法, 本文根据 Boyce 等的方法<sup>[34]</sup>, 计算环境不平等的泰尔指数, 计算公式为:

$$Theil = \sum_{i=1}^n \left(\frac{\omega_i}{N}\right) \left(\frac{EMISSION_i}{MEANEMI}\right) \log\left(\frac{EMISSION_i}{MEANEMI}\right) \quad (4)$$

$\omega_i$  是地级市  $i$  的人口比重;  $N = \sum_{i=1}^n \omega_i$ ,  $n$  是地级市的数量;  $EMISSION_i$  是地级市  $i$  的人均工业 SO<sub>2</sub> 排放量;  $MEANEMI$  是所有地级市的平均人均工业 SO<sub>2</sub> 排放。泰尔指数的数值在 0 和无穷大之间, 数值越大表示不平等程度越大。 $Theil$  指数对分布的中间范围的变化更敏感<sup>[32]</sup>。

2. 其他主要的解释变量。在 PSM 阶段, 根据可观测变量进行条件概率估计得到倾向得分值, 可观测变量的选取应该与环境不平等相关。有关环境影响因素的经典模型 STIRPAT (Stochastic Impacts by Regression on Population, Affluence and Technology) 模型认为人口、富裕程度和技术水平是影响环境的三大主要因素。Grossman 等的环境库兹涅茨曲线, 认为经济规模、技术水平和经济结构是影响环境的三大主要因素<sup>[35]</sup>。另外, 沈坤荣的研究表明地方政府不够协调的环境规制引起了污染就近转移效应<sup>[25]</sup>, 因而环境规制强度是影响环境平等的主要因素。市场化程度通过影响排污权交易机制的有效运行进而对污染的空间分布产生影响。借鉴已有的研究, 结合这两大经典模型, 本文选取人口规模、经济规模、技术水平、经济结构、市场化程度、环境规制强度等作为控制变量。

具体来说, 人口规模: 使用省年末总人口来衡量一个地区的人口规模 ( $pop$ ); 经济规模: 使用真实 GDP 来衡量一个地区的富裕程度 ( $rgdp$ ), 真实 GDP 数据是以 2003 年为基期对各地区名义 GDP 进行平减得到; 技术水平: 使用地区工业能源强度 ( $eip$ ) 来衡量一个地区的工业能源利用技术水平; 工业能源强度: 指单位工业产值的终端能源消耗量, 参照涂正革<sup>[19]</sup>的计算方法, 终端能源消耗量是通过计算年鉴中 20 种终端能源消耗量之和得到, 20 种终端能源的种类包括: 原煤、洗精煤、其他洗煤、型煤、焦炭、焦炉煤气、其他煤气、其他焦化产品、原油、汽油、煤油、柴油、燃料油、液化石油气、炼厂干气、其他石油制品、天然气、热力、电力与其他能源共 20 种能源类别。本文利用折标煤系数将各种终端能源消耗量转换为标准煤量, 再进行加总。经济结构: 使用国有及国有控股工业占工业总产值的比重 ( $staterate$ ) 以及工业产值比重 ( $viorate$ ) 来衡量经济结构, 其中, 工业产值比重, 使用地区工业产值占 GDP 的比重来衡量; 市场化程度: 利用市场化指数来衡量; 环境规制强度: 用工业污染治理投资完成额占 GDP 的比例来衡量。

市场化指数数据来源于《中国分省份市场化指数报告 (2018)》; 工业污染治理投资完成额数据来源于历年《中国环境统计年鉴》; 20 种终端能源消耗量数据来源于历年《中国能源统计年鉴》,

其中，折标煤系数来自《中国能源统计年鉴（2012）》；工业产值及国有控股工业产值数据来源于历年《中国工业统计年鉴》；其他数据来自于国家统计局。各变量的描述性统计结果如表 1 所示：

表 1 变量的描述性统计

变量	全样本			处理组			控制组		
	样本量	均值	标准差	样本量	均值	标准差	样本量	均值	标准差
环境不平等 <i>gini</i> 系数	288	0.349	0.133	108	0.334	0.110	180	0.357	0.144
环境不平等 <i>theil</i> 指数	288	0.309	0.200	108	0.239	0.109	180	0.352	0.229
年末总人口 <i>pop</i> (万人)	288	5 038 979	2 543 302	108	5 713 944	2 137 482	180	4 634	2 683 321
真实国内生产总值 <i>rgdp</i> (亿元)	288	10 005 78	8 876 522	108	11 693 18	7 971 18	180	8 993 333	9 252 123
工业销售产值 <i>vio</i> (亿元)	288	21 177.85	26 601.66	108	26 104.78	27 053.54	180	18 221.69	25 955.24
国有及控股工业销售产值 <i>vios</i> (亿元)	288	5 201 469	3 976 415	108	5 983 739	3 221 415	180	4 732 107	4 307 892
工业能源强度 <i>eip</i> (万 <i>tce</i> /亿元)	288	0.525	0.668	108	0.474	0.397	180	0.556	0.786
国有及国有控股工业比重 <i>staterate</i>	288	0.402	0.195	108	0.359	0.177	180	0.428	0.201
工业销售产值比重 <i>viorate</i>	288	1.222	0.421	108	1.302	0.406	180	1.173	0.423
市场化程度 <i>market</i>	288	6.110	1.531	108	6.385	1.694	180	5.944	1.403
环境规制强度 <i>ERP</i>	288	0.188	0.153	108	0.188	0.142	180	0.188	0.159

## 五、实证结果与分析

### （一）倾向得分匹配

首先采用倾向得分匹配为处理组找到匹配的控制组。地区成为试点的时间不是单一的，参照 Schmitt<sup>[36]</sup>的做法，选用最早开始试点的前一年数据为处理组匹配控制组。利用 2006 年的协变量数据进行 logit 模型估计获得倾向得分，进一步采用核匹配方法进行匹配。为了验证匹配结果的可靠性，对倾向得分匹配的平衡性进行检验。从表 2 的检验结果可以看出，匹配后除了人口规模（*lnpop*）外，其他匹配变量的标准偏差绝对值均小于 10%，表明处理组和控制组匹配变量的均值在匹配后并不存在显著的差异，所以匹配满足了平衡性检验。

表 2 2006 年倾向得分匹配平衡性检验结果

variable	Unmatched Matched	Mean		%bias	%reduct bias	t-test t	p>t
		Treated	Control				
<i>lnrgdp</i>	U	8.866 9	8.337 4	65.3		1.45	0.160
	M	8.908	8.812 4	10.1	84	0.20	0.845
<i>lnpop</i>	U	8.554 7	8.210 1	54.6		1.21	0.238
	M	8.623 5	8.481 8	22.5	58.9	0.44	0.665
<i>eip</i>	U	0.641 2	0.636	1.6		0.04	0.971
	M	0.559 9	0.556 8	0.9	40.2	0.02	0.987
<i>staterate</i>	U	0.391 4	0.486 5	-50.2		-1.18	0.250
	M	0.393 2	0.387 7	2.9	94.3	0.05	0.960
<i>viorate</i>	U	1.180 4	1.064 9	31.0		0.75	0.460
	M	1.235 5	1.216 5	5.1	83.5	0.08	0.937
<i>market</i>	U	7.051 1	6.500 7	33.4		0.81	0.426
	M	7.247 1	7.144 7	6.2	81.4	0.10	0.925
<i>ERP</i>	U	0.260 3	0.270 9	-5.6		-0.14	0.894
	M	0.259 7	0.249 3	5.5	1.5	0.10	0.924



## (二) 双重差分估计结果与分析

在倾向得分匹配的基础上, 本文得到与处理组具有类似特征的一组新的对照组。对匹配后的样本采用多时点双重差分法考察排污权交易试点政策对环境不平等的影响。根据模型 (2) 进行估计, 具体的估计结果如表 3 所示。

表 3 基准双重差分模型估计结果

变量	Gini 系数 (1)	Gini 系数 (2)	Theil 指数 (3)	Theil 指数 (4)
<i>treated</i> × <i>time</i>	0.0548*** (0.0191)	0.0274* (0.0163)	0.1046*** (0.0317)	0.0564** (0.0272)
<i>lnrgdp</i>		0.1005*** (0.0268)		0.1565*** (0.0449)
<i>lnpop</i>		0.1372 (0.2033)		0.2305 (0.3407)
<i>eip</i>		0.0052 (0.0075)		0.0006 (0.0127)
<i>staterate</i>		0.1985*** (0.0423)		0.3684*** (0.0710)
<i>viorate</i>		0.0506 (0.0518)		0.1477* (0.0868)
<i>market</i>		0.0143* (0.0074)		0.0280** (0.0126)
<i>ERP</i>		0.0293*** (0.0102)		0.0488*** (0.0171)
常数项	0.4044*** (0.0076)	2.1878 (1.6000)	0.3261*** (0.0127)	3.1562 (2.6809)
时间固定效应	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
观测值	209	209	209	209
$R^2$	0.0279	0.2224	0.0368	0.2273

注: 括号内为聚类到省份层级的稳健标准误, \*, \*\*, \*\*\* 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著。

表 3 中的第 (1) 列至第 (2) 列是采用环境不平等 Gini 系数作为因变量估计的结果, 其中第 (1) 列是不加入其他控制变量的估计结果, 第 (2) 列为加入相关控制变量后的估计结果。估计结果表明, 无论是否加入控制变量, 交叉项的估计系数均显著为正, 说明 SO<sub>2</sub> 排放权交易政策对环境不平等存在显著的正向影响。表 3 中的第 (3) 列和第 (4) 列是采用环境不公平 Theil 指数作为因变量估计的结果, 其中第 (3) 列是不加入其他控制变量的估计结果, 第 (4) 列为加入相关控制变量后的估计结果, 结果表明, 无论是否加入控制变量, 交叉项的估计系数均显著为正。

## (三) 稳健性检验

为了检验本文估计结果的稳健性, 本文利用共同趋势检验、人为设定政策实施时间点和更改被解释变量的反事实检验、排除其他政策影响、剔除先前试点省市的方法来进行稳健性检验。

1. 平行趋势检验。以上是利用 PSM 匹配后的样本进行双重差分法估计, 为了进一步验证双重差分法估计的平行趋势假设, 借鉴罗知等的研究<sup>[37]</sup>, 本文借助事件研究法来考察。如果平行趋势假设成立, 那么排污权交易政策对环境不平等的影响只会发生在政策实施之后, 而在政策实施之前, 非试点地区和试点地区的变动趋势应该不存在显著差异。为检验平行趋势假设, 本文在模型 (2) 的基础上设定如下的回归模型:

$$EJ_{it} = \alpha + \sum_{j=-9}^7 \beta_j POLICY_{i,t-j} + \mu_i + \lambda_t + \gamma X_{it} + \epsilon_{it} \quad (3)$$

其中  $POLICY_{i,t-j}$  是一个虚拟变量，当在年份  $t-j$  时地区  $i$  成为试点地区，那么该变量取 1，否则取 0。在本文的样本 2003—2014 年期间，最早实施排污权交易政策是在 2007 年，最晚是在 2012 年，所以本文有政策实施前 9 年和实施后 7 年的试点地区， $\beta_0$  为政策实施当期的效果， $\beta_{-9}$  到  $\beta_{-1}$  为政策实施之前 1—9 期的效果， $\beta_1$  到  $\beta_7$  为政策实施之后 1—7 期的效果。本文令政策实施之前的第 1 期作为模型的基准组。如果  $\beta_{-9}$  到  $\beta_{-2}$  显著为 0 则说明平行趋势假说成立，而  $\beta_0$  到  $\beta_7$  为政策实施随着时间的推移产生的动态效应。 $\beta_j$  系数的大小及其 95% 的置信区间见图 2。图 2 横坐标代表模型 (3) 中  $\beta_j$  的下脚注  $j$ 。图 2 显示，政策实施前处理组和控制组之间的变化趋势并没有显著差异，表现为  $\beta_{-9}$  到  $\beta_{-2}$  的系数并没有呈现出一定的变化规律，更重要的是  $\beta_{-9}$  到  $\beta_{-2}$  的系数在统计上并不显著异于 0。这说明平行趋势假说是成立的，即 PSM 匹配后样本的处理组和控制组在政策实施之前是可比的。政策实施后， $\beta_0$  到  $\beta_7$  的系数均为正值，且除了  $\beta_0$  和  $\beta_6$  外其他系数在统计上均显著大于 0。这表明政策实施对环境不平等存在正向的影响，即政策实施之后环境不平等在实施后的大部分年份都有显著为正的增加。

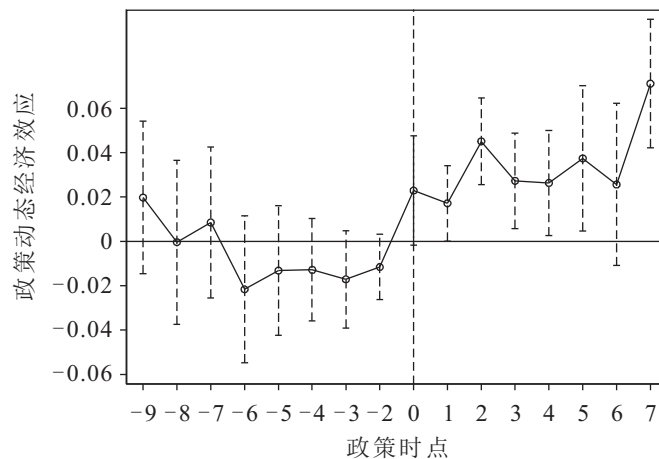


图 2 排污权交易政策实施对环境不平等影响的平行趋势检验

注：由于政策实施之前的第 1 期作为基准组，因此，图中没有 -1 期的数据。

资料来源：作者根据 Stata15.0 软件估计绘制。

2. 更改政策实施时点。借鉴范子英等<sup>[38]</sup>的研究，本文通过改变政策实施时点来进行反事实检验。将样本时间区间更改为排污权交易政策实施之前的 2003—2007 年，样本时间区间的缩小将导致无法进行多时点双重差分法分析，因此本文人为把政策实施时间统一分别假定为 2004、2005 和 2006 年，采用单一时点的双重差分法进行反事实检验，表 4 的第 (5) 至 (7) 列的估计结果显示，改变政策冲击年份后，交叉项系数均不显著，假设的排放权交易试点政策对环境不平等的作用并不显著，这一结果验证了环境不平等程度的提高来源于  $SO_2$  排放权交易这一市场激励型环境政策冲击，而非来源于其他随机性因素。

3. 选用其他被解释变量。 $SO_2$  排放权交易试点政策的交易标的物主要是  $SO_2$ ，不包括工业废水、工业烟尘、工业废气等，因此排放权交易政策理论上只会影响到  $SO_2$  排放的空间分布即以  $SO_2$  为基础所衡量的环境不公平，而不会对工业废水、工业烟（粉）尘、工业废气的排放及其空间分布产生影响。本文基于工业废水、工业烟（粉）尘、工业废气分别构造环境不公平 Gini 系数  $Gini\_fs$ ， $Gini\_yc$  和  $Gini\_fq$ ，这三类污染物的数据来源于《中国环境年鉴》和《中国环境统计年

鉴》, 将被解释变量更改为基于这三类污染物计算的环境不平等程度进行安慰剂检验, 估计结果见表 4 的第 (8) 至第 (10) 列, 估计结果并不显著, 符合理论预期。

表 4 稳健性检验结果

	更改政策实施时点			更改被解释变量			排除其他政策影响		剔除部分 试点省市
	2003—2007 (2004)	2003—2007 (2005)	2003—2007 (2006)	<i>Gini</i> <i>_fs</i>	<i>Gini</i> <i>_fq</i>	<i>Gini</i> <i>_yc</i>	2003—2013	剔除碳排放权 交易试点地区	
	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)
<i>treated</i> × <i>time</i>	0.0436 (0.0283)	0.0420 (0.0317)	0.0343 (0.0211)	0.0448 (0.0705)	0.0010 (0.0576)	0.0279 (0.0186)	0.0337* (0.0187)	0.0299** (0.0153)	0.0275* (0.0150)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	76	76	76	209	209	209	190	187	187
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.1797	0.1631	0.1656	0.1185	0.1496	0.1555	0.1733	0.1683	0.1537

注: 第一行中的时间区间为样本时间区间, 下方括号中的年份指政策冲击年份; 倍差项系数所在行的括号内为聚类到省份层级的稳健标准误; \*, \*\*, \*\*\* 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著。

4. 排除其他政策影响。中国在 2013 年全面启动北京市、天津市、上海市、重庆市、广东省、湖北省、深圳市 7 省市碳排放权交易试点, 碳排放权交易试点的交易标的物为碳产品, 与 SO<sub>2</sub> 排放权交易试点交易的主要标的物 SO<sub>2</sub> 存在差异, 然而碳排放权交易试点政策可能会影响到 SO<sub>2</sub> 排放, 碳排放权交易试点的全面启动可能会对本文的估计结果产生影响。基于此, 本文把估计时间区间更改为碳排放权交易试点全面启动之前的 2003—2013 年, 如果回归系数和显著性没有变化, 表明本文估计结果是稳健的。表 4 第 (11) 列的估计结果表明, 把估计时间区间更改为碳排放权交易试点全面启动之前, 交叉项系数依然在 5% 的水平上显著为正; 另外, 通过剔除掉碳排放权交易试点地区的方法来排除碳排放权交易政策的影响, 估计结果见表 4 的第 (12) 列, 结果表明剔除掉碳排放权交易试点地区后, 交叉项系数依然在 1% 的水平上显著为正, 排除了环境不平等是由其他政策导致的可能性, 证明本文结论是稳健的。

5. 剔除部分试点省份。湖南省在正式成为试点之后是先在省内的部分城市长沙、株洲、湘潭进行试点, 之后才实施覆盖全省的排污权交易政策, 江苏省在正式成为试点之后是在太湖流域进行水污染物的排污权交易试点, 之后才把 SO<sub>2</sub> 污染物纳入排污权交易范围, 这两个试点的环境不平等程度会受到排污权交易实施范围的影响, 从而可能会导致双重差分估计的偏误, 因此, 排除湖南省和江苏省这两个试点省份进行稳健性检验。检验结果见表 4 的第 (13) 列, 结果表明在剔除这两个试点的数据之后, 交叉项系数依然显著为正。

上述稳健性检验, 表明本文的估计结果和结论是稳健的。SO<sub>2</sub> 排放权交易政策显著增加了试点地区的环境不平等程度。

#### (四) 进一步异质性分析

1. 基于市场化程度的异质性分析。前文分析表明 SO<sub>2</sub> 排污权交易政策的实施显著增加了环境不平等程度, 对不同市场化程度的地区而言, 政策效应是否存在差异? 从理论上而言, 市场化程度是影响排污权交易机制实施效应的重要因素。市场化程度较高的地区其排污权交易机制相对更加完善, 交易成本相对较低。污染标的物的市场流动性也更强, 市场化程度更强的地区其经济竞争更加激烈, 企业通过减排技术创新降低减污成本从而满足排放权交易机制中的排放权总量约束, 或者通过出售多余的排放权获得减排收益从而占据竞争优势的动机更强。市场化程度越高, 出售排污权和

购买排污权的交易越活跃,对污染物的空间排放分布的影响程度越高。根据以上分析,本文进一步对不同市场化程度的地区排污权交易政策效应的差异进行探讨。用市场化指数来衡量地区市场化程度,市场化指数介于0~10之间,利用最早成为试点的前一年数据即2006年的截面数据,把地区按照市场化指数(*market*)大小进行排序,在市场化指数(*market*)中位数以上的地区划分为高市场化地区,中位数以下的地区划分为低市场化地区。市场化指数来源于《中国分省份市场化指数报告(2018)》。

结果如表5所示,根据第(14)列和第(15)列的估计结果可知,在市场化程度低的地区,以*Gini*系数衡量环境不平等,倍差项系数为0.0231,在10%的显著性水平上显著为正,以*Theil*指数衡量环境不平等,倍差项系数为0.0483,在5%的显著性水平上显著为正。在市场化程度高的地区,表5第(16)列和第(17)列估计结果显示,以*Gini*系数衡量环境不公平,倍差项系数为0.0626,在5%的显著性水平上显著,以*Theil*指数衡量环境不平等,倍差项系数为0.1412,在1%的显著性水平上显著为正。市场化程度高的地区其倍差项系数分别高于相对应的低市场化程度地区,表明市场化程度高的地区,排污权交易机制的政策效应相对更强。

表5 基于市场化程度的异质性分析结果

变量	<i>Gini</i> 系数		<i>Theil</i> 指数	
	低市场化程度 (14)	低市场化程度 (15)	高市场化程度 (16)	高市场化程度 (17)
<i>treated</i> × <i>time</i>	0.0231*	0.0483**	0.0626**	0.1412***
	(0.0134)	(0.0246)	(0.0270)	(0.0456)
<i>lnrgdp</i>	0.0462	0.0306	0.1435***	0.2931***
	(0.0364)	(0.0665)	(0.0311)	(0.0527)
<i>lnpop</i>	0.6131**	1.4667***	0.2962	0.5507
	(0.2524)	(0.4614)	(0.2858)	(0.4838)
<i>eip</i>	0.1931***	0.2632**	0.0053	0.0027
	(0.0595)	(0.1088)	(0.0085)	(0.0145)
<i>staterate</i>	0.0220	0.1137	0.3083***	0.6515***
	(0.0491)	(0.0898)	(0.0538)	(0.0911)
<i>viorate</i>	0.1418**	0.2749**	0.0988	0.2570**
	(0.0731)	(0.1337)	(0.0628)	(0.1064)
<i>market</i>	0.0049	0.0081	0.0226*	0.0537***
	(0.0064)	(0.0116)	(0.0119)	(0.0201)
<i>ERP</i>	0.0152	0.0361**	0.0307*	0.0493**
	(0.0094)	(0.0172)	(0.0128)	(0.0218)
常数项	6.3008***	13.1158***	3.6208*	6.4043*
	(2.0166)	(3.6871)	(2.2301)	(3.7748)
时间固定效应	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
观测值	110	110	99	99
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.1475	0.1968	0.3476	0.4273

注:括号内为聚类到省份层级的稳健标准误,\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%和1%的水平上显著。

2. 基于环境规制强度的异质性分析。中国排污权交易机制的有效运行受整体的环境规制环境的影响,涂正革等研究表明,由于各地区环境规制强度有所不同,排污权交易机制的政策效应在空间上表现出较大差异<sup>[21]</sup>。较强的环境规制为企业减排施加外在环保压力,是排污权交易机制有效运行的宏观环境要求,能保证排污权交易政策起到明显的效果。本文利用最早成为试点的前一年数

据即 2006 年的截面数据, 把地区按照环境规制强度 (ERP) 大小进行排序, 在环境规制强度 (ERP) 中位数以上的地区划分为高环境规制地区, 中位数以下的地区划分为低环境规制地区。探讨排污权交易机制在不同的环境规制强度下是否对环境不平等有差异化影响。回归结果如表 6 所示。

表 6 基于环境规制强度的异质性分析结果

变量	Gini 系数		Theil 指数	
	低环境规制强度 (17)	低环境规制强度 (18)	高环境规制强度 (19)	高环境规制强度 (20)
<i>treated</i> × <i>time</i>	0.016 4	0.028 6	0.074 2**	0.140 5**
	0.014 0	(0.022 6)	(0.034 4)	(0.058 9)
<i>lnrgdp</i>	0.072 9*	0.140 0***	0.150 6***	0.251 3***
	(0.041 5)	(0.052 4)	(0.041 0)	(0.070 2)
<i>lnpop</i>	0.292 5	0.266 8***	0.143 0	0.218 5
	(0.253 4)	(0.098 1)	(0.317 4)	(0.543 1)
<i>eip</i>	0.102 7	0.177 0	0.009 5	0.006 4
	(0.084 7)	(0.137 0)	(0.009 4)	(0.016 0)
<i>staterate</i>	0.081 5	0.059 1	0.364 6***	0.634 7***
	(0.0495)	(0.080 1)	(0.060 4)	(0.103 3)
<i>viorate</i>	0.089 3	0.011 8	0.138 2	0.257 2
	(0.075 4)	(0.121 9)	(0.091 9)	(0.157 2)
<i>market</i>	0.005 3	0.011 3	0.016 2	0.029 7
	(0.006 6)	(0.010 6)	(0.014 7)	(0.025 1)
<i>ERP</i>	0.005 8	0.012 2	0.050 3***	0.087 9***
	(0.010 2)	(0.016 4)	(0.015 8)	(0.027 0)
常数项	3.617 0**	6.472 9**	2.398 6	3.477 9
	(1.911 9)	(3.090 4)	(2.434 6)	(4.165 1)
时间固定效应	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
观测值	110	110	99	99
$R^2$	0.195 6	0.224 0	0.105 7	0.221 2

注: 括号内为聚类到省份层级的稳健标准误,\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著。

回归结果表明, 在低环境规制强度下, 倍差项系数均不显著; 在高环境规制强度下, 以 *Gini* 系数衡量环境不平等程度, 倍差项系数为 0.074 2, 在 5%的显著性水平下显著为正, 以 *Theil* 指数衡量环境不平等程度, 倍差项系数为 0.140 5, 在 5%的显著性水平下显著为正。可能的原因在于, 在高环境规制强度下, 外在的强环保压力促使企业创新减排技术从而降低减排成本, 同时出售多余的排污权获得收益以补偿技术创新成本, 而降污成本较高的企业为了达到排污限额水平, 则需要购买排污权, 排污权的交易行为影响污染的空间分布, 从而对环境平等产生影响。而环境规制强度较低的地方, 企业缺失外在压力, 排放权交易对企业减排技术创新的激励作用有限, 排污权交易的活跃度降低, 最终对环境平等的影响不显著。

## 六、结论与政策建议

本文首先利用各省域内地级市的  $SO_2$  排放量数据衡量了省内环境不平等程度; 其次, 将 2007 年以来先后实施的  $SO_2$  排放权交易扩大试点政策冲击看作一次准自然实验, 选取各试点省份分别

被批准为国家级排污权交易试点的时间作为政策干预时间点,基于2003—2014年中国24个省份面板数据,利用倾向得分匹配和多时点双重差分法(PSM-DID)实证检验了SO<sub>2</sub>排放权交易这一市场型环境规制的环境不平等效应。本文结论表明,SO<sub>2</sub>排放权交易显著增加了试点地区的环境不平等程度,基于稳健性检验表明,这一结论十分稳健。

基于本文的结论,对中国的环境治理提出以下政策建议:

第一,关注排污权交易政策的环境不平等效应,实施市场决定与政府调控相结合的污染治理策略,组合使用市场型和命令-控制型环境规制工具。在污染水平较高的初期,采取命令-控制型的环境规制工具,要求所有排污主体把污染降低到一定的程度,之后再利用市场型环境规制工具来进一步降污。命令-控制型的环境规制工具为排污权交易机制提供了一个低污染水平的起点,排污权交易机制的实施通过提供激励,促进排污技术的创新,在低污染水平的起点上进一步提高降污幅度。利用这样的政策组合,使所有群体都较大程度的获得降污的收益,促进环境平等。

第二,从促进环境平等的角度完善排污权交易机制的实施流程和细则,比如限定排污权交易条件和完善排污权初始份额的分配机制,在限定排污权交易条件方面,禁止污染严重地区购买污染不严重地区的排污权,因为如果污染严重地区购买了污染不严重地区的排污权,会导致污染严重地区承受更多的污染,导致区域间环境不公平;允许污染不严重地区购买污染严重地区的排污权,从而激励污染严重地区降低污染水平,缩小环境污染差距,促进环境平等;允许污染不严重地区之间,或者污染严重地区之间的排污权交易,因为在不增加总污染水平的前提下,排污权交易至少使交易的一方获得了污染减少的好处。限定排污权交易条件,需要明确地区的污染水平。在完善排污权初始份额的分配机制方面,为污染严重地区分配较少的污染配额,促使其降低污染水平;或者提高污染严重地区的排污权初始购入价格,使污染严重地区有更强的激励来降低污染,而不是通过购买排污权来增加污染排放。通过以上的限定措施,降低污染严重地区的排污量,缩小地区间的污染差距,促进环境平等。

第三,补偿损失,利用初始排放权的拍卖收入为不成比例地承担了环境成本的群体提供补偿,弥补其承担环境成本所造成的损失。

第四,降低监管成本以追踪排污权的交易,在获得排污权交易机制高效率降污的好处的同时,尽可能阻止污染排放集中在某些区域,或由某些群体承担过多的污染排放以促进环境平等。

总之,本文强调排放权交易机制的环境不平等效应,有利于政府在制定环境治理政策时,着重关注环境不平等问题,采取多种政策组合,在效率和平等之间寻求一种平衡,在以低成本高效率降低环境污染的同时,创造一个环境更加平等的社会。

#### 参考文献

- [1] 中华人民共和国生态环境部. 2019 中国生态环境状况公报[EB/OL]. <https://www.mee.gov.cn/hjzl/sthjzk/zghjzkgb/202006/P020200602509464172096.pdf>, 2020-06-05.
- [2] Bullard, R. D. *Dumping in Dixie: Race, Class and Environmental Quality*[M]. Boulder: Westview Press, 1994.
- [3] Ringquist, E. J. Assessing evidence of environmental inequities: A meta-analysis[J]. *Journal of Policy Analysis and Management*, 2005(2).
- [4] Banzhaf, S., L. Ma, C. Timmins. Environmental justice: The economics of race, place, and pollution[J]. *Journal of Economic Perspectives*, 2019(1).
- [5] Coase, R. H. The problem of social cost[J]. *Journal of Law and Economics*, 1960(3).
- [6] Dales, J. H. *Pollution, Property and Prices: An Essay in Policy-making and Economics*[M]. Toronto: Uni-

- versity of Toronto Press, 1968.
- [7] Montgomery, W. D. Markets in licenses and efficient pollution control programs[J]. *Journal of Economic Theory*, 1972(3).
- [8] Kaswan, A. Environmental justice and domestic climate change policy[J]. *Environmental Law Reporter*, 2008(5).
- [9] Chinn, L. N. Can the market be fair and efficient? An environmental justice critique of emissions trading[J]. *Ecology Law Quarterly*, 1999(1).
- [10] Solomon, B. D., R. Lee. Emissions trading systems and environmental justice[J]. *Environment; Science and Policy for Sustainable Development*, 2000(8).
- [11] Ringquist, E. J. *Efficiency vs. Equity in Environmental Protection: Trading SO<sub>2</sub> Emissions under the 1990 Clean Air Act*[Z]. Delivered at the APSA Annual Meeting, 1998.
- [12] Corburn, J. Emissions trading and environmental justice: Distributive fairness and the USA's acid rain programme[J]. *Environmental Conservation*, 2002(4).
- [13] Shadbegian, R., W. Gray, C. Morgan. *Benefits and Costs from Sulfur Dioxide Trading: A Distributional Analysis*[M]. New York: Springer, 2007.
- [14] Fowlie, M., S. P. Holland, E. T. Mansur. What do emissions markets deliver and to whom?—Evidence from southern California's NO<sub>x</sub> trading program[J]. *American Economic Review*, 2012(2).
- [15] Ringquist, E. J. Trading equity for efficiency in environmental protection?—Environmental justice effects from the SO<sub>2</sub> allowance trading program[J]. *Social Science Quarterly*, 2011(2).
- [16] Meng, C. *Do Environmental Markets Cause Environmental Injustice?—Evidence from California's Carbon Market*[Z]. NBER working paper 27205, 2020.
- [17] Grainger, C., T. Ruangmas. Who wins from emissions trading?—Evidence from California[J]. *Environmental and Resource Economics*, 2018(3).
- [18] Mansur, E. T., G. Sheriff. *Do Pollution Markets Harm Low Income and Minority Communities?—Ranking Emissions Distributions Generated by California's RECLAIM Program*[Z]. National Bureau of Economic Research Working Paper, 2019, 25666.
- [19] 王文军, 谢鹏程, 李崇梅, 等. 中国碳排放权交易试点机制的减排有效性评估及影响要素分析[J]. *中国人口·资源与环境*, 2018(4).
- [20] 刘传明, 孙喆, 张瑾. 中国碳排放权交易试点的碳减排政策效应研究[J]. *中国人口·资源与环境*, 2019(11).
- [21] 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).
- [22] 王班班, 齐绍洲. 市场型和命令型政策工具的节能减排技术创新效应——基于中国工业行业专利数据的实证[J]. *中国工业经济*, 2016(6).
- [23] 曹静, 郭哲. 中国二氧化硫排污权交易试点的政策效应——基于 PSM-DID 方法的政策效应评估[J]. *重庆社会科学*, 2019(7).
- [24] 胡珺, 黄楠, 沈洪涛. 市场激励型环境规制可以推动企业技术创新吗?——基于中国碳排放权交易机制的自然实验[J]. *金融研究*, 2020(1).
- [25] 谭静, 张建华. 碳交易机制倒逼产业结构升级了吗?——基于合成控制法的分析[J]. *经济与管理研究*, 2018(12).
- [26] 沈坤荣, 金刚, 方娴. 环境规制引起了污染就近转移吗?[J]. *经济研究*, 2017(5).
- [27] 杨继生, 徐娟. 环境收益分配的不公平性及其转移机制[J]. *经济研究*, 2016(1).
- [28] 闫文娟, 郭树龙, 熊艳. 政府规制和公众参与对中国环境不公平的影响——基于动态面板及中国省级工业废水排放面板数据的经验研究[J]. *产经评论*, 2012(5).

- [29]丁冠淇,王斌. 京津冀环境不平等的成因分析——基于 Shapley 值分解方法[J]. 干旱区资源与环境, 2020(11).
- [30]Rosenbaum, P. R., D. B. Rubin. Constructing a control group using multivariate matched sampling methods that incorporate the propensity score[J]. *American Statistician*, 1985(1).
- [31]李贲,吴利华. 开发区设立与企业成长:异质性与机制研究[J]. 中国工业经济, 2018(4).
- [32]Heil, M. T., Q. T. Wodon. Future inequality in CO<sub>2</sub> emissions and the impact of abatement proposals[J]. *Environment and Resource Economics*, 2000(2).
- [33]Duro, J. A. On the automatic application of inequality indexes in the analysis of the international distribution of environmental indicators[J]. *Ecological Economics*, 2012, 76.
- [34]Boyce, J. K., K. Zwickl, M. Ash. Measuring environmental inequality[J]. *Ecological Economics*, 2016, 124.
- [35]Grossman, G. M., A. B. Krueger. *Environmental impact of a North American Free Trade Agreement* [Z]. NBER working paper 3914, 1991.
- [36]Schmitt, M. Multimarket contact in the hospital industry[J]. *American Economic Journal: Economic Policy*, 2018(3).
- [37]罗知,赵奇伟,严兵. 约束机制和激励机制对国有企业长期投资的影响[J]. 中国工业经济, 2015(10).
- [38]范子英,田彬彬. 税收竞争、税收执法与企业避税[J]. 经济研究, 2013(9).

## Does Emissions Trading System Cause Environmental Inequality in China ?

— An Analysis Based on PSM-DID Method

ZHANG Ya-li, XIANG Ben-wu

**Abstract:** As a market-based environmental regulation, emissions trading scheme is widely adopted in controlling environment pollution. Trading emission permits in the market will have pollution distributed in space, thus causing environment inequality. However, its pollution distributional effects have been ignored. Taking the SO<sub>2</sub> emissions trading policy implemented from 2007 to 2012 as a semi-natural experiment, taking the period in which provinces are exposed to treatment as treated time, using PSM-DID method, this paper examines the environmental inequality effects of the SO<sub>2</sub> emissions trading scheme based on panel data of 24 provincial regions from 2003 to 2016. The result finds that SO<sub>2</sub> emissions trading scheme significantly increases the environmental inequality in the pilot areas, and the degree of marketization and the environmental regulation intensity have heterogeneous impact on the environment equality effect of the emissions trading scheme. Based on the research conclusion, the paper suggests that the environmental inequality effect of emissions trading should be seriously considered and the emissions trading scheme is supposed to be improved from the perspective of environment equality promotion.

**Key words:** SO<sub>2</sub> emissions trading; environmental inequality; propensity score matching; time-varying difference in difference

(责任编辑 周振新)