

# 资源枯竭型城市扶持政策能否推动工业企业污染减排?

谌仁俊<sup>1,2</sup>, 吕光岗<sup>2</sup>, 陶梦娇<sup>2</sup>, 潘瑞<sup>2</sup>

- 华中师范大学经济与工商管理学院, 湖北武汉, 430079;
- 华中师范大学低碳经济与环境政策研究中心, 湖北武汉, 430079)

**摘要:** 基于 2004—2012 年中国工业企业污染排放数据, 以 SO<sub>2</sub> 排放为例, 使用多期双重差分法探讨资源枯竭型城市扶持政策对工业企业污染减排的影响及作用机制。整体而言, 资源枯竭型城市扶持政策通过推动企业强化源头防治与末端治理, 特别是提升废气治理设施处理能力, 能够显著降低 SO<sub>2</sub> 排放量。该结果得到平行趋势检验, 以及一系列安慰剂检验、稳健性检验的支持。尽管该政策未能使企业转变能源使用结构, 但也没有以牺牲经济的方式迫使企业减产。进一步分析发现, 该政策对不同产业链位置的企业影响各异, 下游企业减排效果更显著, 为城市厚植了产业升级的绿色底色。

**关键词:** 资源枯竭型城市; 可持续发展; 扶持政策; 企业减排; 产业链

**中图分类号:** F062.1; X196

**文献标识码:** A

**文章编号:** 1672-3104(2024)06-0119-15

资源型城市<sup>①</sup>长期依赖对自然资源的开采与利用, 虽然在发展初期实现了经济快速增长, 但这种发展模式却是以生态环境受损为代价的, 缺乏可持续性。特别是在资源逐渐耗尽的背景下, 单一产业结构的短板凸显, 发展动力不足、社会结构失衡等问题接踵而至, 导致其陷入“资源诅咒”困境<sup>[1]</sup>。为破解“资源诅咒”问题, 资源枯竭型城市急需合理的支持政策, 扭转过度依赖自然资源的传统模式, 通过优化产业结构、推动技术创新、加强环境保护、促进经济多元化发展等措施, 从而建立一个以绿色、低碳为核心特征的现代产业体系。2024年8月11日, 中共中央、国务院出台《关于加快经济社会发展全面绿色转型的意见》, 指出持续加大对资源型地区绿色转型的支持力度, 彰显出支持政策在推动资源枯竭型城市绿色转型中的重要性。理论上, 扶持政策能通过财政补贴、税收优惠、技术扶持等手段, 鼓励工业企业减少污染物排放量、优化生产流程、促进技术革新, 进而实现绿色转型<sup>[2]</sup>。工业企业是城市经济的核心支柱与能源消耗、污染排放的主要源头, 其减排成效直接关系到城市环境质量能否得到提高和绿色转型的成败。那么在实践层面, 资源枯竭型城市扶持政策能否推动工业企业进行污染减排呢?

研究扶持政策能否有效推动工业企业污染减排, 不仅关系到资源枯竭型城市自身的绿色转型, 还牵动着美丽中国战略目标的实现。作为生态环境治理的重点和难点区域, 削减资源枯竭型城市的污染排放将直接贡献于提升全国环境质量。如图 1 所示, 资源枯竭型城市的人均二氧化硫(SO<sub>2</sub>)排放量远高于非资源枯竭型城市。根据 2020 年《中国生态环境状况公报》, 在全国 168 个被监测的城市中, 有

**收稿日期:** 2024-03-26; **修回日期:** 2024-11-07

**基金项目:** 国家自然科学基金面上项目“环境规制、绿色创新方向与工业污染防治: 基于中国企业数据的研究”(72073049); 教育部人文社会科学研究青年基金项目“全过程视角下企业数字化转型的减污降碳协同效应研究”(24YJC790042)

**作者简介:** 谌仁俊, 男, 湖南益阳人, 经济学博士, 华中师范大学经济与工商管理学院教授、博士生导师, 低碳经济与环境政策研究中心研究员, 主要研究方向: 环境经济学与工业生产力; 吕光岗, 男, 安徽阜阳人, 华中师范大学低碳经济与环境政策研究中心助理研究员, 主要研究方向: 城市经济学, 联系邮箱: lgg247717@mails.cnu.edu.cn; 陶梦娇, 女, 浙江绍兴人, 华中师范大学低碳经济与环境政策研究中心助理研究员, 主要研究方向: 金融学; 潘瑞, 女, 江苏南通人, 华中师范大学低碳经济与环境政策研究中心助理研究员, 主要研究方向: 环境经济学、城市经济学

11个资源型城市或其所在的地级市被列入了空气质量最差的20个城市名单。冯相昭等学者<sup>[3]</sup>分析中国126个资源型城市的CO<sub>2</sub>排放特征后发现,在2030年正常碳达峰的情景下,这126个资源型城市将排放72.65亿吨的CO<sub>2</sub>,约占当年全国CO<sub>2</sub>排放总量的60%。因此,政策引导和扶持这些城市减排,不仅能够减少污染物排放,促进绿色技术发展,还能有力支撑美丽中国建设。

本文整合2004—2012年中国工业企业污染排放数据库和中国工业企业数据库的信息,构建多期双重差分模型(Difference-in-difference model, DID),

考察资源枯竭型城市扶持政策对工业企业污染减排的影响及作用机制,并依据企业所处的产业链位置捕捉该政策对工业企业污染减排的异质性效果。与现有研究相比,本文可能的边际贡献主要包含以下两个方面:一是从微观层面精准识别资源枯竭型城市扶持政策对工业企业污染减排的影响,全面评估资源枯竭型城市扶持政策的环境效益;二是深入剖析处于产业链不同位置的企业在政策影响下的异质性表现,为优化资源枯竭型城市扶持政策的制度精细化提供理论支撑。

## 一、文献综述与理论假说

### (一) 文献综述

资源枯竭型城市能否成功转型,不仅关乎区域经济的长远发展,还直接影响着工业企业的污染控制能力及其环境表现。然而,转型之路并非一帆风顺,市场失灵和政府失灵是制约转型成功的两大障碍。从现有文献的结论来看,一些资源丰富的地区成功实现了转型,如英国泰恩河畔的纽卡斯尔<sup>[4]</sup>、比利时的卢森堡和美国的旧金山<sup>[5-6]</sup>。这些地区通过多元化经济、技术创新、教育和培训体系的完善以及环境友好型产业的发展,成功实现了从资源依赖型经济向多元化经济的转型。北九州曾经是日本的煤炭与钢铁生产中心,但随着产业的衰退,城市面临严重的社会问题。通过实施一系列社会保障和民生改善措施,北九州成功缓解了社会矛盾并提高了居民的生活质量<sup>[7]</sup>。加拿大在资源型城市转型过程中高度重视环境保护工作。政府通过实施绿色发展战略,推动资源型产业向低碳、环保方向转型。同时,政府还加强了对环境的监管和执法力度,确保企业遵守环保法规和标准<sup>[8]</sup>。然而,也有许多城市在转型过程中遭遇了失败,如法国的梅茨、南希以及德国的萨尔等地区的转型尝试未能成功,部分原因是缺乏明确的转型战略、政策执行不力、社会支持不足以及未能有效应对市场失灵和政府失灵<sup>[8]</sup>。不同国家在资源枯竭型城市或资源型城市转型方面的政策效果因其国情和政策实施力度等因素而异。但总体来说,通过政府引导、市场机制、财政支持、产业升级、环境保护和社会保障等多方面的努力,这些国家都取得了一定的转型成果。

那么,中国的扶持政策能否推动资源枯竭型城市顺利实现转型,实现可持续发展呢?近年来,无论是在实践层面的探索,还是在理论框架的搭建上,资源枯竭型城市的转型研究均取得了显著进展。大部分学者均以各个城市为研究对象,一方面研究资源枯竭型城市在转型过程中遇到的困境,如经济增长乏力<sup>[9-12]</sup>、产业过于单一<sup>[13]</sup>、生态环境被严重破坏<sup>[14-15]</sup>等;另一方面研究着重关注如何破解“资

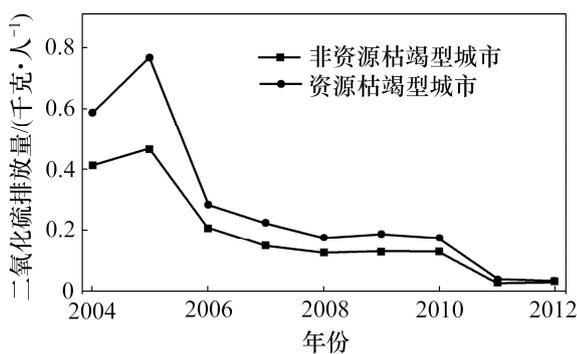


图1 资源枯竭型城市和非资源枯竭型城市的污染排放对比

注:数据来源于中国工业企业污染排放数据库、中国工业企业数据库、《中国区域统计年鉴》和《中国县域统计年鉴》。先加总中国工业企业污染排放数据库与中国工业企业数据库的匹配数据,得到各类地区的SO<sub>2</sub>排放量,再除以各地区人口数量得到人均SO<sub>2</sub>排放量。

源诅咒”这一世界性难题,并做出了许多有益的探讨,如构建绿色创新体系<sup>[16]</sup>、发挥财政政策作用<sup>[17-18]</sup>、城市产业转型<sup>[19]</sup>。越来越多的文献开始关注资源枯竭型城市扶助政策与经济增长的关系<sup>[17]</sup>,从宏观角度深入分析了资源枯竭型城市扶助政策对城市的制造业升级、长效机制和区域协调发展的作用。不同于这些研究,本文聚焦的是资源枯竭型城市扶助政策对于工业企业污染减排的影响,其研究必要性主要有三方面:其一,有助于总结成功经验与模式,为中国经济绿色、低碳和可持续发展提供实践案例。如何达成经济发展与环境保护之间的和谐平衡是中国当下发展面临的重大课题。资源枯竭型城市的绿色发展对统筹中国经济与环境绩效具有现实意义。其二,揭示在资源约束条件下,如何通过政策干预促进经济结构调整和环境绩效提升,为可持续发展理论提供实证支持。目前的研究主要采用省级数据或者城市层面数据,本研究则通过聚焦工业企业这一关键经济单元,以丰富可持续发展理论在工业企业和特定产业层面的应用。其三,揭示资源枯竭型城市绿色转型的内在规律和动力机制,为实现区域经济的均衡和协调发展提供新的路径。本研究通过实证分析,评估了资源枯竭型城市扶助政策对工业企业污染减排的实际效果,为政策制定者提供了科学依据和参考。

## (二) 理论假说

### 1. 扶助政策对工业企业绿色发展的影响分析

扶助政策促进工业企业的绿色发展主要是通过资源再配置实现的。从本质上来讲,资源枯竭型城市扶助政策属于国家的产业政策,旨在引导资源枯竭型城市从传统的高增长、高污染、高排放的发展模式转向注重长远效益的高质量发展模式,加速产业结构向高级化转型,并促进地区间产业结构的均衡布局,以此保障国民经济的稳健与可持续增长<sup>[20]</sup>。国家自2008年开始先后分3批为69个资源枯竭型城市提供了专项转移支付和财政资金支持,且中央政府并没有对资金的支出方向做出具体的规定,因此不同城市的各个产业之间会存在资源的再配置,行业内部的企业也会受到这种资源再配置效应的影响。如在具体实践过程中,各资源枯竭型城市可以通过资金补贴和税收优惠等措施,向将要重点扶持的产业内的企业投入比其他企业更多的资源和生产要素。资金补贴能够直接减轻企业在绿色技术研发、设备升级和污染治理等方面的初期投资压力,使其可以更容易地启动绿色项目。而税收优惠,如环保设备加速折旧、绿色产品增值税减免等,则能够长期降低企业的运营成本,鼓励其持续投入绿色生产。

另外,政府提供的研发补助不仅可以直接支持企业的绿色技术研发,还能通过信号效应吸引更多的社会资本投入<sup>[21-22]</sup>。这种“杠杆效应”能够显著提升企业的技术创新实力与市场竞争力,驱动其向绿色、低碳、高效的生产模式转型,并且采取多元化策略,如启动产业发展项目、创立高附加值产业园区以培育接续替代产业,构建涵盖资源开发补偿、衰退产业援助及资源性产品价格合理化的综合扶持体系。这些举措有助于提升企业的经营绩效和利润率,激发工业企业的产出调整、参与研发活动和绿色发展的积极性与活力。基于此,本文提出假说1。

假说1: 扶助政策有助于推动工业企业污染减排。

### 2. 资源枯竭型城市工业企业污染减排的机制分析

资源枯竭型城市往往高度依赖对特定资源的开采与加工,其工业企业的能源使用结构往往单一且偏向高污染、高能耗的传统能源(如煤炭、石油)。推动企业减排的首要措施是优化能源使用结构。具体来说,扶助政策可以通过对采用清洁能源(如太阳能、风能、生物质能)或高效节能技术的企业提供财政补贴和税收减免,降低其转型成本,激励企业主动调整能源结构<sup>[9]</sup>。此外,政府或联合社会资本可以设立绿色转型专项基金,支持企业进行能源系统改造和清洁能源项目建设,促进能源多元化和清洁化<sup>[23]</sup>。基于此,本文提出假说2。

假说2: 资源枯竭型城市的工业企业通过转变能源使用结构减少工业污染物的排放。

资源枯竭型城市的企业可能是通过被迫“减产”实现了工业污染物的减排。长期粗放的开采方式

和“先污染，后治理”的增长模式使得资源型城市遭遇资源日渐枯竭的困境。在此背景下，矿产资源开发和冶炼加工等传统行业的企业生产变得更加困难，并很有可能面临倒闭的结局。而企业的污染物排放与其工业产值有着直接关系，产出下降意味着能源投入也将降低，进而直接导致SO<sub>2</sub>等污染物排放减少的必然结果。但是，地方绿色转型并不意味着“粗暴式”地关闭传统企业，这不仅不利于地方经济的长效发展，而且会带来失业率升高、居民收入下降、劳动力人口大量流出等社会问题。基于此，本文提出假说3。

假说3：资源枯竭型城市的工业企业并不通过减产的方式减少工业污染物的排放。

面对现实困境和转型难题，企业除了减产之外，更理想的方法是通过引进先进适用的技术、工艺和设备治理污染，从而提高污染去除率、降低污染排放率。根据现有文献，工业部门广泛采用前沿的节能环保技术是“十一五”时期中国工业能源效率显著提升及污染物排放减少的关键驱动力<sup>[24]</sup>。在此过程中，资金的可及性成为技术革新的重要催化剂。中央与地方政府设立的财力转移支付机制有效引导资金流向绿色产业与环保型生产方式，从而减轻了企业在转型过程中可能遭遇的资金负担。政府可以增加对绿色技术研发及其应用的扶助力度，如设立研发专项、提供技术咨询服务、搭建产学研合作平台等，加速环保技术的商业化进程，提升企业的技术水平和市场竞争力。同时，可以建立和完善绿色产品、绿色制造认证体系等，通过市场机制推动企业不断提升产品和服务的绿色化水平，形成技术进步的良性循环。基于此，本文提出假说4。

假说4：资源枯竭型城市的工业企业通过技术效率的提升减少工业污染物的排放。

## 二、政策背景

为破解“资源诅咒”难题，中国政府采取了诸多扶助政策，旨在促进资源枯竭型城市解决生态环境问题、减少污染排放、实现可持续发展，相关政策的演进过程见表1，大致可以划分为三个阶段。第一阶段，2001年12月，国务院决定启动阜新经济转型试点项目，选定阜新作为全国首个资源枯竭型城市转型示范点。2006年，《国民经济和社会发展规划纲要（草案）》作为“十一五”规划的一部分，明确指出，要在资源开采、生产消耗、废弃物生成及消费使用等各个阶段，逐步构建全面的资源循环利用机制。第二阶段，2007年，国务院颁布了《关于促进资源型城市可持续发展的若干意见》，并在2008、2009和2011年分三批确定了69个资源枯竭型城市，这一政策在推动资源枯竭型城市进行绿色转型方面起到了关键作用。第三阶段，2013年国务院出台《全国资源型城市可持续发展规划（2013—2020年）》，这标志着资源枯竭型城市进入了转型发展的新阶段。随后，2021年11月，国家发展改革委、财政部和自然资源部三部门联合印发了《推进资源型地区高质量发展“十四五”实施方案》（发改振兴〔2021〕1559号），要求坚持开发和保护相互促进，着力推进资源型地区绿色发展、循环发展、低碳发展，切实解决生态环境问题。由此可见，中国政府不断为资源枯竭型城市的绿色转型提供着有力的支撑，把可持续发展融入治国理政的全过程。

本文之所以选取国务院在2008、2009和2011年公布的资源枯竭型城市作为准自然实验的考察对象是因为在此之前，尽管官方文件有提到“资源枯竭型城市”这一概念，但对于哪些城市被具体归类为资源枯竭型城市，以及这些城市需满足哪些具体特征，均没有给出明确和详细的规定。而且，县作为独立的行政区划，其经济、社会和生态状况相对独立，政策执行相对明确，有助于减少政策效果的混淆。基于上述情况，当某个县级行政区被列入资源枯竭型城市名单后，该城市即被视为实验组，用于直接观察和分析资源枯竭型城市扶助政策的具体影响。与此同时，那些未被列入名单的其他县级行政区则作为控制组，它们的情况将作为参照，以更准确地评估实验组在政策实施后的经济、社会和生态等方面的变化。

表 1 资源枯竭型城市转型的相关政策

时间	政策名称	主要内容
2001 年	《听取辽宁阜新资源枯竭型城市经济转型等有关情况汇报的会议纪要》	将阜新作为全国第一个资源枯竭城市的转型试点, 强调生态环境保护和水资源可持续利用
2004 年	《振兴东北地区等老工业基地工作要点》	建立全社会资源循环利用体系, 转变重点从事后治理到事前保护, 推动绿色转型
2006 年	《中华人民共和国国民经济和社会发展第十一个五年规划纲要》	在资源开采、生产消耗、废物产生、消费等环节建立资源循环利用体系, 实现生态保护和建设的事前保护
2007 年	《关于促进资源型城市可持续发展的若干意见》	增加基础设施建设投资, 强化城市功能, 明确企业的责任, 推广清洁生产技术, 发展循环经济, 促进绿色转型
2008 年	《关于印发首批资源枯竭城市名单的通知》	将伊春市、辽源市等 12 个城市(地区)列入资源枯竭型城市名单
2009 年	《关于印发第二批资源枯竭城市名单的通知》	将枣庄市和黄石市等 32 个城市(地区)列入为资源枯竭型城市名单
2011 年	《第三批资源枯竭城市及参照执行政策县(市、区、旗)名单》	将鹤岗市和双鸭山市等 25 个城市(地区)列入为资源枯竭型城市名单
2013 年	《全国资源型城市可持续发展规划(2013—2020 年)》	解决历史遗留问题, 增强可持续发展能力, 推进绿色、循环、低碳发展, 为资源型城市的可持续发展提供支撑
2021 年	《推进资源型地区高质量发展“十四五”实施方案》	到 2025 年, 资源型地区资源能源安全保障能力大幅提升; 经济发展潜力充分发挥, 创新引领、加快转型、多元支撑的现代产业体系基本建立

### 三、研究设计和数据获取

#### (一) 模型设定

本文使用多期双重差分法进行研究, 实证模型如下:

$$\ln \text{SO}_{2pcjt} = \beta_0 + \beta_1 \text{DID}_{ct} + \sum \delta_l \text{Van}_{pcjt} + \sum \gamma_m X_c \times T + \mu_c + \pi_i + \eta_{jt} + \varepsilon_{pcjt} \quad (1)$$

其中,  $p$  表示省份,  $c$  表示区县,  $j$  表示行业,  $i$  表示企业,  $t$  表示年份。  $\ln \text{SO}_{2pcjt}$  为因变量, 表示  $p$  省  $c$  区县  $j$  行业的  $i$  企业在  $t$  年的  $\text{SO}_2$  排放量, 以企业  $\text{SO}_2$  排放总量加 1 的对数作为衡量指标。  $\text{DID}_{ct}$  是本文的核心自变量, 表示  $c$  区县在  $t$  期是否受到政策影响。  $\text{DID}_{ct}$  为虚拟变量, 受到扶助政策影响的资源枯竭型城市对应的虚拟变量赋值为 1; 而未受到扶助政策支持的城市对应的虚拟变量赋值为 0。具体来说, 若  $c$  区县在  $t$  期内受到政策影响则为处理组, 赋值为 1; 反之则为控制组, 赋值为 0。

为缓解内生性问题, 本文在模型(1)中加入了事前可能影响被选择为资源枯竭型城市的前定变量  $X_c$  与时间趋势  $T$  的交互项  $X_c \times T$ , 以消除处理前个体间因特征差异导致的时间趋势影响。据《关于促进资源型城市可持续发展的若干意见》及新闻报道, 资源枯竭型城市特点显现为: 经济结构不平衡、失业与贫困问题突出、新兴产业动力不足、生态环境受损严重以及社会稳定维护压力大。为了避免政策冲击之后的事后变量受到政策干预的影响而产生样本选择偏差, 本文将政策发生时点前一年, 即 2007 年的区县人均工资、产业结构、财政赤字率和就业率作为前定变量  $X_c$ 。其中, 产业结构以第三产业在当地生产总值中的占比表示, 财政赤字率的计算方式为: 财政支出与财政收入之差除以地区生产总值再乘以 100%, 人均工资的计算结合了城镇在岗职工的平均薪资与农村居民的人均纯收入, 并

依据各自对应的就业人数进行加权平均处理。

本文的基准回归结果将汇报聚类到企业、区县和年份交互的双向聚类稳健标准误,以保证基准回归结果的稳健性。

## (二) 数据来源与处理

本文使用 2004—2012 年中国县域层面的数据,涵盖了全国所有的县级行政区。在研究样本中,由在 2008、2009 和 2011 年中至少一年被列入资源枯竭型城市名单的县级行政区组成实验组。与此相应,那些在上述年份中均未被列入名单的县级行政区则被划分为控制组。之所以将研究样本的期间限定为 2004—2012 年,主要是因为本文只讨论前三批资源枯竭型城市所受到的政策效应。

在区县宏观数据方面,从国务院颁布的第三批资源枯竭型城市名单来看,其中的行政区划单位既包括地级市,也有县级市、市辖区和地区。一方面,区县是这三批名单中最小的行政单位,另一方面,区县政府是中国环境政策的最终执行者和管理者,因此本文将研究的行政单位精确到区县。根据相关政府工作报告文件,当地级市被列入名单后,其下辖的所有区、县都会获得转移支付资金,并落实各地制定的具体转型规划<sup>②</sup>。鉴于窗口期内行政区划情况变化频繁,本文参考孙天阳等的方法<sup>[18]</sup>,按照《中华人民共和国行政区划代码》(GB/T 2260—2007)统一了各个年份的行政区划代码。区县数据来自《中国区域统计年鉴》和《中国县域统计年鉴》,对于少量缺失或异常数据,则根据各地区的统计公报进行合理的补充,各经济指标以 2003 年为基期进行平减。

在企业微观数据方面,参照 Brandt 和聂辉华等<sup>[25-26]</sup>的处理方法,根据企业身份信息(法人代码、公司名称、所在地行政代码等字段)所形成的唯一识别码将中国工业企业数据库和中国工业企业污染排放数据库进行匹配<sup>③</sup>,并整合为面板数据。同时,本文对企业层面的连续变量进行左右各 1%分位水平的缩尾处理(WinSOrization)来缓解极端值对回归结果的影响。企业层面的控制变量包括:(1)企业年龄( $\ln age_{pcit}$ ),采用企业当年所处自然年份减去企业开业年份,加 1 取对数计入方程;(2)企业年龄平方( $\ln age^2_{pcit}$ ),对企业年龄取平方,并计入方程。表 2 是本文对主要变量进行描述性统计后的结果。

表 2 主要变量描述性统计

变量	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
企业层面微观数据					
企业 SO <sub>2</sub> 排放量(吨)	195 989	97.31	1 008	0	111 496
企业 SO <sub>2</sub> 产生量(吨)	195 989	153.0	1 828	0	410 568
企业总产值(万元)	172 068	28.04	143.5	0	15 232
企业年龄(年)	195 989	11.86	10.78	1	63
区县层面宏观数据					
财政收入(亿元)	1 892	10.38	17.61	0.046	191.1
财政支出(亿元)	1 892	11.67	11.70	0.051	78.70
就业率	1 892	0.526	0.112	0.208	0.990
人均工资(千元)	1 892	1.222	1.901	0.012	22.42
国有企业数量(个)	1 892	1 423	17.67	0	172
地区生产总值(万元)	1 892	1 577	1 891	0.001	11 906

注:数据根据中国工业企业污染排放数据库、中国工业企业数据库、《中国统计年鉴》、《中国能源统计年鉴》及各省份统计年鉴整理得来。

## 四、实证分析

### (一) 基准回归

基于基准回归模型(1)式, 本文首先检验了资源枯竭型城市扶助政策对工业企业污染物排放的平均效应, 结果见表 3。其中, 列(1)到列(4)的所有回归都控制了区县固定效应和企业固定效应, 列(2)、列(3)和列(4)在列(1)的基础上逐步增加了企业层面控制变量、前定变量和四位数行业与年份交互固定效应。从各列的回归结果可以得出, 资源枯竭型城市扶助政策对工业企业 SO<sub>2</sub> 的排放量具有负向影响。

相较于列(1)而言, 在列(2)中加入企业的层面控制变量后, 其回归系数明显减小。从统计意义上来说, 这与列(2)的模型复杂度提高、多重共线性问题减少和自由度提高以及变量选择偏差有关。在经济意义上则反映出不同的企业之间存在异质性。与列(3)的回归系数相比, 列(4)的回归结果相差较大是因为, 在列(3)的基础上加入了四位数行业与年份的交互固定效应, 能够捕捉不同行业在不同年份中的独特变化。由第(4)列的结果可知, 在样本窗口期内, 资源枯竭型城市工业企业的平均 SO<sub>2</sub> 排放量会显著降低 33.6% ( $[\exp(-0.336)-1] \times 100\%$ )。这说明实施资源枯竭型城市扶助政策后, 城市工业企业的 SO<sub>2</sub> 排放量显著下降, 即资源枯竭型城市扶助政策通过减少污染排放能够推动工业企业的绿色发展。

表 3 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>DID</i>	-3.413***	-1.186***	-1.138***	-0.336**
	(0.386)	(0.352)	(0.347)	(0.142)
企业层面控制变量	未控制	控制	控制	控制
前定变量	未控制	未控制	控制	控制
区县固定效应	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制	控制
四位数行业-年份交互固定效应	未控制	未控制	未控制	控制
样本量	195 989	195 989	195 989	195 989
调整 R <sup>2</sup> 值	0.823	0.822	0.823	0.823

注: 括号内的值为聚类到企业、区县与年份交互的双向稳健标准误, \*、\*\*及\*\*\*分别表示 10%、5%及 1%的显著性水平, 表 4、表 5、表 7 和表 8 同。

### (二) 政策效应的事件分析

为了检验基准回归模型(1)是否满足倍差法最基本的前提假设——平行趋势, 同时为了识别资源枯竭型城市扶助政策的动态时间效应, 本文参考余林徽等<sup>[17]</sup>的方法, 构建如下回归模型:

$$\ln SO_{2pcjit} = \beta_0 + \beta_1 DID_{ct} + \sum_{k \geq -5, k \neq 1}^3 \beta_k Treat_i \times I_k + \sum \delta_l Van_{pcjit} + \sum \gamma_m X_c \times T + \mu_c + \pi_i + \eta_{jt} + \varepsilon_{pcjit} \quad (2)$$

其中, *I* 为虚拟变量, 当 *k* 值位于-5 至-1 或 0 至 3 之间时, 若年份 *t* 与入选资源枯竭型城市的年份之差为 *k*, 则 *I* 赋值为 1, 否则取 0; 对于超出此范围的 *k* 值, 则分别归并至 *k*=3 和 *k*=-5 处理, 以 *k*=-1 作为基准组。其余变量的解释均与式(1)保持一致。本文利用模型(2)得出的回归系数及其 95%置信区间, 绘制了事件分析图, 该置信区间的计算基于企业、区县与年份交互的双向聚类稳健标准误得到。

由图2可知,在政策实施前,资源枯竭型城市扶助政策对工业企业SO<sub>2</sub>排放量的影响不显著;而在政策实施后,其回归系数呈现出近似线性下降的趋势,即基准回归模型满足平行趋势假设。

### (三) 安慰剂检验

基准回归结果与事件分析法均显示资源枯竭型城市扶助政策有助于降低当地工业企业SO<sub>2</sub>的排放量。为提高本文基准回归结论的可信度,确保政策效果不是源于其他不可观测的因素,本文进一步采取前置政策发生时间及随机生成处理组的方式,分别从政策实施时间与政策地区分配两个层面进行安慰剂检验。

#### 1. 前置政策发生时间的安慰剂检验

本文根据反事实思维,依次假定政策提前1年和提前2年发生,引入虚拟变量did\_pren,在各批政策实施的前n年取值为1,其他年份取值为0,n分别取值1和2。若did\_pren不显著,则有理由相信实施资源枯竭型城市扶助政策不存在提前反应或其他政策的干扰。表4第(1)(2)列的结果显示,前置政策发生时间的变量回归系数在统计意义和经济意义上均不显著,而did保持了与基准回归一致的统计显著性与经济显著性,说明安慰剂检验通过。

#### 2. 政策地区分配层面上进行安慰剂检验

本文参考谌仁俊和周双双<sup>[27]</sup>的做法,分别统计三批进入资源枯竭型城市名单的县市数量,继而在样本所覆盖的全部区县随机抽取相同的个数,被抽取到的区县所囊括的企业则为新的处理组,否则为对照组。重复上述过程500次后得到因变量为工业企业SO<sub>2</sub>排放量的500个估计系数。若随机分配回归重复500次后,其系数与基准回归系数在统计上存在显著差异,则可认为基准回归结果非由同期其他政策所致;否则,基准回归结果的可靠性需进一步审视。图3展示了500次随机分配回归的系数核密度图与P值散点图。基准回归系数虽位于随机分配区间内,但主要集中在[-0.336, 0.336],近似正态,均值近零,且P值多大于0.1。这说明在500次的随机抽样中,扶助政策对工业企业SO<sub>2</sub>排放量并没有显著效果,基准回归的结果可靠。

### (四) 稳健性检验

#### 1. 改变样本

在基准回归分析中,本文使用了可获取范围内的全样本数据。然而,考虑到经济环境、政策变动等外部因素可能随时间发生显著变化,过长的窗口期可能引入不必要的异质性,影响估计结果的稳定

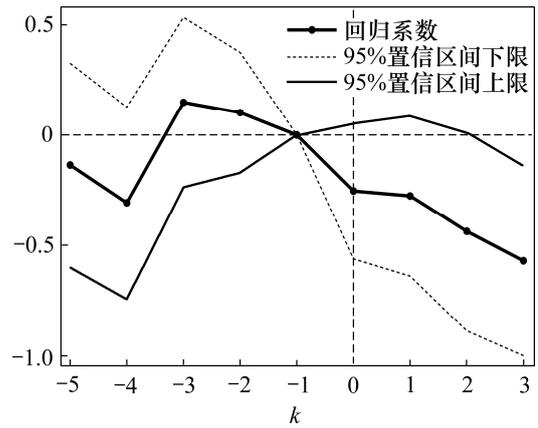


图2 政策效应的事件分析

表4 前置政策发生时间的安慰剂检验

	(1)	(2)
	lnSO <sub>2</sub>	lnSO <sub>2</sub>
did	-0.348** (0.142)	-0.402*** (0.130)
did_pre1	0.018 (0.160)	
did_pre2		0.150 (0.148)
样本量	195 989	195 989
调整R <sup>2</sup> 值	0.823	0.823

注:所有回归均控制前定变量、企业层面控制变量以及区县、企业、四位数行业-年份固定效应,表5、表7和表8同。

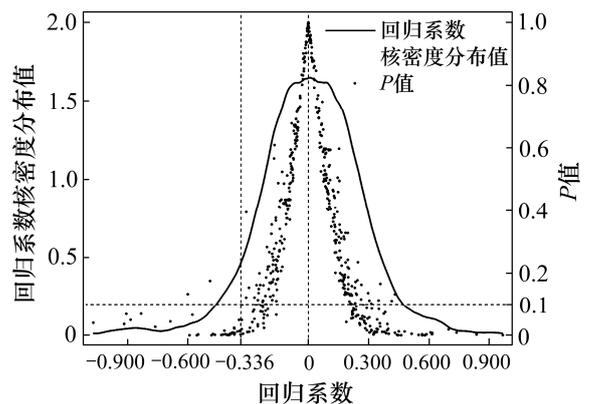


图3 政策地区分配层面的安慰剂检验

性和可比性。鉴于此, 本文剔除了起始年份(2004 年)的数据, 仅保留 2005—2012 年的样本进行重新回归分析。通过实施上述样本调整策略, 我们发现表 5 中第(1)列所展示的回归系数结果与基准回归分析的结论高度一致, 这既证明了模型在不同样本集中的稳定性, 又增强了研究结论的可信度。

### 2. 聚类层级调整到区县行政层面

本文使用了严格的聚类方式, 通过将聚类层级从原始的企业、区县与年份交互的双向稳健标准误调整为颗粒度更细的区县行政级别, 能够更准确地反映不同地区间的异质性, 并确保模型考虑到更具体的地区特征。表 5 第(2)列回归的结果显示, 调整后的模型仍然保持了主要变量的显著性, 并且模型整体的解释力得到了进一步的提升。这表明我们的结果在不同聚类层级下具有一致性, 即基准回归的结果不受不同聚类方式的影响。

表 5 稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	改变窗口期	聚类层级调整到 县级行政区层面	加入更多 控制变量	加入省份-年份 固定效应
<i>DID</i>	-0.325** (0.130)	-0.336** (0.142)	-0.411*** (0.024)	-0.343** (0.149)
其他变量	未控制	未控制	控制	未控制
城市年份固定效应	未控制	未控制	未控制	控制
省份年份固定效应	未控制	未控制	未控制	未控制
样本量	178 734	195 989	158 385	195 985
调整 $R^2$ 值	0.828	0.825	0.827	0.826
变量	(5)	(6)	(7)	(8)
	加入城市年份 固定效应	东北地区振兴 规划政策	酸雨和二氧化硫 污染防治“十一 五”规划	大小兴安岭 林区政策
<i>DID</i>	-0.366** (0.171)	-0.335** (0.164)	-0.337** (0.142)	-0.335** (0.164)
其他变量	未控制	未控制	未控制	未控制
城市年份固定效应	未控制	未控制	未控制	未控制
省份年份固定效应	控制	未控制	未控制	未控制
样本量	195 962	195 989	195 989	195 989
调整 $R^2$ 值	0.833	0.823	0.823	0.823

### 3. 加入更多的控制变量

资源枯竭型城市在转型以前通常以与资源密切相关的产业作为主导产业, 可能存在高污染高排放问题, 因此环境规制是其绿色转型的重要影响因素。此外, 区县的发展情况和其他因素也有可能影响当地企业的  $SO_2$  排放量。基于此, 本文引入额外的控制变量来排除其他可能干扰研究结果的因素, 以确保核心自变量的影响不是由于其他重要变量而产生的。本文将地级市层面的环境规制变量和区县层面的人均 GDP、固定资产投资和国有企业数量的对数加入模型之中。其中, 环境规制变量通过地方政府工作报告中与“环保”相关的词汇的字数占报告全文字数的比重来衡量。此方法既能体现政府环境

治理的力度,又有助于缓解内生性问题<sup>[28]</sup>。鉴于地方政府工作报告通常年初发布,而经济活动则贯穿整年。回归结果如表5第(3)列所示,尽管我们加入了更多的控制变量,但核心自变量的系数仍然显著为负,即本文的研究结果在考虑更多因素的情况下依然具有统计显著性,证明了结果的稳健性。

#### 4. 控制其他政策可能造成的影响

为了排除所有在城市层面和省份层面执行的相关政策对识别因果效应造成的干扰,本文在模型(1)的基础上继续引入了一系列固定效应(省份和年份交互固定效应、城市和年份交互固定效应)。在控制这些固定效应后,表5第(4)列和第(5)列的回归结果显示,核心解释变量的系数仍显著为负。

此外,在样本期(2004—2012年)内与资源枯竭型城市扶持政策相关的政策还有2008年国家环境保护总局、国家发展和改革委员会印发《国家酸雨和二氧化硫污染防治“十一五”规划》的通知、2009年国务院出台的《国务院关于进一步实施东北地区等老工业基地振兴战略的若干意见》和2010年国家发展和改革委员会、国家林业局下发的《大小兴安岭林区生态保护与经济转型规划(2010—2020年)》。考虑到这些相关政策针对的是区域、经济带层面或一些重点行业,仅仅控制城市和年份的固定效应或省份与年份的交互固定效应无法排除这些政策的影响,故本文在引入这些政策的虚拟变量后,表5第(6)~(8)列的核心自变量系数仍显著为负。

#### 5. 多期DID的异质性处理效应分析

根据de Chaisemartin、D’Haultfoeuille<sup>[29]</sup>和Goodman-Bacon<sup>[30]</sup>的研究,传统的双向固定效应模型可能会面临异质性处理效应的问题,即资源枯竭型城市扶持政策对每一个企业的处理效应并不完全一样,从而导致得到的估计系数产生偏误。实际上,由于处理效应异质性的存在,无论选择采用双向固定效应(TWFE)进行静态还是动态结果的估计,都会存在严重的潜在偏误<sup>[31]</sup>。传统的估计系数可以被视为各受处理样本在每个时间点上处理效应的加权平均。虽然权重总和为1,但可能存在负权重的情况。如果负权重数量过多,传统的估计系数可能与真实估计系数的符号相反,从而导致不稳健的回归结果。为解决这一问题,本文先是借鉴de Chaisemartin、D’Haultfoeuille<sup>[29]</sup>的方法讨论负权重的占比,发现负权重的占比仅为22.3%,故本文认为基准回归的结果是稳健的。同时,考虑到扶持政策下的企业存在进入和退出情形,本文得到了考虑多期双重差分法处理异质性时的回归结果,表6显示核心解释变量的系数为-0.432 591 4,并且通过了显著性检验。

表6 考虑多期双重差分法权重异质性的结果

	Estimate	Std_Err	LB CI	UB CI	t	p_value
Effect_0	-0.432 591 4	0.102 005 9	-0.632 522 9	-0.232 659 9	-4.240 846 9	0.000 0

## 五、机制分析

从企业污染排放的过程来看,SO<sub>2</sub>的排放量不仅取决于生产过程,还取决于企业对SO<sub>2</sub>排放的处理情况。现有研究企业绿色转型的文献发现,促进企业减排的手段有很多,如源头治理、末端治理、规模效应和技术效应等因素都会影响企业的污染排放行为。但在具体的实践中,由于存在各种不确定性,究竟是哪种因素在发生作用还需要进一步检验。因此在机制分析部分,本文试图分别从企业的能源使用结构、规模效应和技术效应以及企业的源头防治与末端治理这三个角度,进一步探讨扶持政策推动企业减排的机制。

### (一) 转变能源使用结构

本文首先验证的是企业是否可以通过改变传统的能源使用结构来降低SO<sub>2</sub>的排放量。具体操作上,

本文参考谌仁俊和周双双<sup>[27]</sup>提供的方法, 根据《综合能耗计算通则》(GB/T 2589—2020)提供的标准煤系数<sup>④</sup>将各种能源单位换算为标准煤, 再加总企业使用的 5 种能源消费量, 得到企业的能源消耗总量。最后, 使用企业煤炭消费量(包括燃料煤和原料煤)占企业能源消耗总量的比重来构造能源使用结构。

回归结果如表 7 第(1)列所示, 尽管能源使用结构系数呈负向, 但未达显著性水平。因此本文认为, 企业未通过调整能源消费结构或增加新能源使用来减少污染排放。这与中国能源使用结构的现状有关——煤炭占能源储备和开采的绝大部分且相对价格低廉。

### (二) 减少产量

如前所述, 企业的污染物排放与其工业产值有直接关系, 下一步需要验证的是企业是否通过缩小生产规模进而间接降低了污染物排放, 即验证企业是否通过减产来实现减排的效果。回归结果如表 7 第(2)列所示, 企业工业产值的系数为 0.026, 意味着扶助政策对企业工业产值的影响并没有减少, 反而增加了 2.6%, 但结果未通过显著性检验。即在资源枯竭型城市扶助政策实施后, 企业并没有通过缩小生产经营规模来减少污染物排放。

### (三) 技术效应

企业污染物排放的减少离不开生产过程中技术水平的提升和治理投资的增加。面对现实的资源困境和转型难题, 企业除了通过改变能源使用结构、缩小生产规模等方式外, 还可以通过引进先进适用的技术、工艺和设备治理污染, 从而提高污染去除率或降低污染排放率以实现最终的技术效应。基于此, 本文根据工业企业污染数据库中的统计指标, 选取废气治理设施处理能力(单位: 标准立方米/时)加 1 取对数作为企业清洁生产能力的衡量指标, 并替换基准回归模型(1)中的被解释变量进行检验。回归结果如表 7 第(3)列所示, 扶助政策使得企业的废气治理设施处理能力显著提升了 97.7%。

### (四) 源头防治与末端治理

扶助政策对工业企业减排的影响效果可以分解为企业在源头防治与末端治理两大减排环节方面的效果。本文参考陈登科的做法<sup>[32]</sup>, 从“源头”和“末端”的双重视角对企业的治理情况进行分析, 具体将企业 SO<sub>2</sub> 排放的总效应分解为企业 SO<sub>2</sub> 产生量和 SO<sub>2</sub> 排放率的乘积, 分别考察资源枯竭型城市扶助政策对企业 SO<sub>2</sub> 产生量和 SO<sub>2</sub> 排放率的影响。前者能反映出企业是否在源头通过提升清洁生产技术、提高能源利用效率等方式减少了污染物的产生, 表征企业在源头防治的状况; 后者的变化可以反映企业是否通过引进先进的治污设备和提高污染物处理能力实现了末端治理。

表 7 第(4)(5)列展示了回归结果。其中, SO<sub>2</sub> 的产生量下降了 27.9%, SO<sub>2</sub> 排放率下降了 4.7%。即工业企业通过引进先进适用的技术、工艺和设备对污染进行治理, 降低了 SO<sub>2</sub> 的产生量和排放率, 实现了减排的源头防治和末端治理。企业的 SO<sub>2</sub> 产生量和排放率都呈现下降趋势, 这是企业绿色转型成功的有力证据。基于此可以得出结论: 扶助政策实施后, 工业企业不仅在源头上采取了防治措施, 减少了污染物的产生, 而且在末端治理环节也实现了污染物的有效控制。

表 7 机制分析

变量	(1) 能源使用结构	(2) 工业产值	(3) 废气治理设施 处理能力	(4) SO <sub>2</sub> 产生量	(5) SO <sub>2</sub> 排放率
<i>DID</i>	-0.110 (0.169)	0.026 (0.056)	0.977*** (0.339)	-0.279* (0.145)	-0.047*** (0.015)
样本量	162 422	169 556	162 422	196 043	196 043
调整 R <sup>2</sup> 值	0.821	0.890	0.699	0.826	0.826

## 六、进一步分析

### (一) 扶持政策对于不同行业的减排效果

首先, 本文将工业企业分为重污染行业与非重污染行业两类企业。本文参考 2009 年国务院办公厅发布的《第一次全国污染源普查方案》, 把重点污染源范围中的 16 个行业归为重污染行业。其次, 本文在基准回归的基础上按行业进行回归, 并对重污染和非重污染行业的回归结果进行了可视化分析。如图 4 所示, 在政策实施后, 非重污染行业  $\text{SO}_2$  的排放量显著下降。值得注意的是, 电气机械及器材制造业回归系数显著为正。因其涵盖电力产生、输送、使用等相关产业, 在产业链中属于上游行业, 而扶持政策对上游产业的减排效果并不明显。此外, 重污染行业的  $\text{SO}_2$  排放情况十分复杂。大部分重污染行业的  $\text{SO}_2$  排放量明显减少, 部分行业的  $\text{SO}_2$  排放量没有显著降低, 反而增加了。

针对一些重污染行业的减排效果不明显或不减反增的现象, 本文认为不同于一般性的投资, 企业环保投资外部性强、资金占用久、见效慢、机会成本高<sup>[32]</sup>, 短期很难给企业带来经济回报和环境保护效益。企业环保投资分预防性与治理性两类。预防性投资侧重源头防控, 投资于绿色技术与设备研发, 旨在长效治本; 治理性投资针对污染排放与废物利用, 追求短效治标<sup>[33]</sup>。《关于促进资源型城市可持续发展的若干意见》出台后, 企业的生态治理责任与地方政府职责需更明确。在经济高质量发展与环保的双重压力下, 对高污染企业的环保监管力度将不断加大。不同的环保模式也会使企业在样本窗口期内呈现异质性结果。所以, 扶持政策在鼓励重污染行业企业进行绿色转型方面尚有一定的改进空间<sup>[34]</sup>。

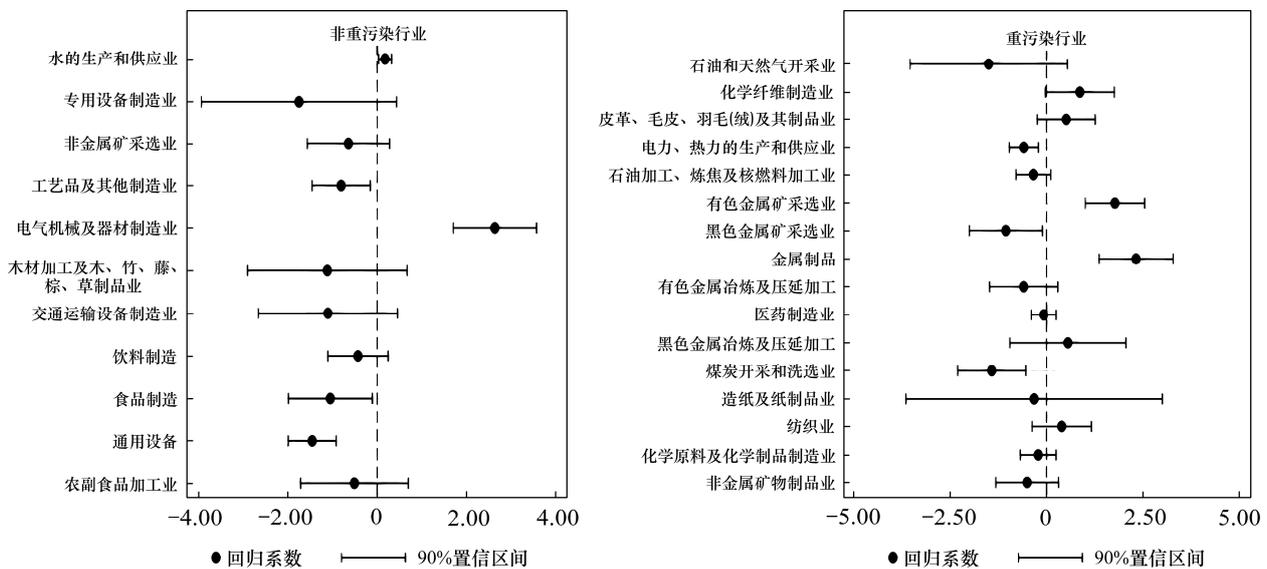


图 4 政策对于不同行业的减排效果

### (二) 扶持政策对产业链上下游企业的减排绩效

为了进一步理解资源枯竭型城市扶持政策如何影响  $\text{SO}_2$  排放, 本文聚焦于企业所处的产业链位置。参考林晨等<sup>[35]</sup>的做法, 根据上游度指标的中位数将所有行业分为上游行业和下游行业。表 8 展示了按上下游企业分类的回归结果, 第(1)(2)列显示扶持政策对上游行业的  $\text{SO}_2$  减排效果并不显著, 但对下游行业的减排效果十分明显, 达到了 74.3%。本文进一步研究了产业链下游的企业进行减排的具体途径。表 8 第(3)(4)列的结果显示: 扶持政策对下游企业的能源使用结构的改变及工业产值的降低并没有明显的正向影响, 这与前文机制分析得到的结论一致。第(5)列的结果表明, 扶持政策实施后, 下游企业

的废气设施治理能力提升到了 68.9%。第(6)(7)列的结果表明, 下游企业 SO<sub>2</sub> 的产生量和排放率都有所降低, 分别下降了 8.2%和 4.1%, 这意味着下游企业无论在源头防治还是末端治理方面均有良好的表现。

表 8 按照上下游企业类别对样本进行分组回归的结果

变量	上游行业	下游行业	煤炭消费占总 能源消耗比重	工业产值	废气治理设 施处理能力	SO <sub>2</sub> 产生量	SO <sub>2</sub> 排放率
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<i>DID</i>	-0.139 (0.192)	-0.743*** (0.257)	-0.001 (0.092)	0.098 (0.064)	0.689** (0.311)	-0.082* (0.045)	-0.041*** (0.015)
样本量	73 952	117 651	97 713	102 034	97 713	117 651	88 195
调整 R <sup>2</sup> 值	0.827	0.859	0.64	0.888	0.696	0.83	0.491
费舍尔组合检验经验 P 值	0.000***		—	—	—	—	—

## 七、结论

本文基于国家公布的第三批资源枯竭型城市名单, 通过多期双重差分法, 以 SO<sub>2</sub> 排放为例, 探究了扶持政策对工业企业污染减排的影响效果并得出以下结论: ①资源枯竭型城市扶持政策对工业企业污染减排存在显著的正向效应。财政支持、技术引进等扶助措施鼓励企业采用更清洁的生产技术, 并在源头和末端环节降低了 SO<sub>2</sub> 的产生量和排放率。②异质性分析发现政策对企业减排的影响效果在不同污染程度和处于不同产业链位置的企业间存在差异, 尤其是对下游行业减排的影响效果十分明显。③机制分析的结果显示, 扶助政策通过多种途径推动工业企业实现减排, 如通过提升企业的废气治理设施的处理能力, 降低 SO<sub>2</sub> 的产生量及排放率。基于以上结论, 本文提出以下政策启示。

第一, 资源枯竭型城市扶持政策可以促进工业企业实现减排。中国政府在促进资源枯竭型城市的产业重构与绿色转型过程中扮演着核心角色。因此, 需发挥国内制度优势, 更好地体现政府作用。中央政府应继续加大对资源枯竭型城市的政策支持力度, 确保政策持续有效。第二, 高污染行业和位于产业链下游的企业是减排的重点。政府应根据高污染行业和产业链下游企业的特点, 制定更为精细的扶助政策, 也要为高污染企业设定严格的整治标准, 促进其污染物处理能力达到国家标准。第三, 在资源枯竭型城市扶助政策的实施过程中, 政府需促进技术的创新与转移。政府可以通过将企业的生态环境恢复与治理成本纳入其内部承担范围从而降低企业的污染排放。例如, 可以利用绿色信贷政策, 将企业对环境的影响与其信贷融资挂钩, 逐步增强企业的可持续发展能力。

### 注释:

- ① 资源型城市是以本地区矿产、森林等自然资源开采和加工为主导产业的城市, 在中国共有资源型城市 262 个, 占全国城市总数的 40%。(《全国资源型城市可持续发展规划(2013—2020 年)》)
- ② 例如 2009 年 7 月 18 日, 在甘肃省白银市被列入首批资源枯竭型城市名单后, 白银市发展和改革委员会与经济转型办公室联合发布了《白银市转型规划》。该规划覆盖了白银市下辖的 2 区 3 县, 并在产业布局方面详细规划了包括中国科学院白银高技术产业园、白银西区经济开发区在内的多个开发区和中小企业创业创新基地。
- ③ 本文针对已匹配的数据采取了以下处理方式: (1)删除企业名称、编码等重要变量缺失的样本; (2)删除异常的样本(资产负债率大于 1; 速动资产比率大于 1 或小于 0; 总负债、工业总产值、固定资产值及主营业务收入小于 0; 固定资产大于总资产; 全部从业人数年平均人数或年末从业人数合计少于 8 人; 企业成立年份早于 1949 年; SO<sub>2</sub> 等常见污染物排放量大于产生量或为负数、缺失值的企业样本等; 不符合一般会计准则的企业)。

- ④ 本文使用的企业能源消费总量是燃料煤、原料煤、重油、柴油和洁净燃气5种能源消费量之和。5种能源的折标准煤系数依次为0.7143千克标准煤/千克、0.7143千克标准煤/千克、1.4286千克标准煤/千克、1.4571千克标准煤/千克、1.2143千克标准煤/立方米。

### 参考文献:

- [1] 任胜钢, 周罗琼, 汪阳洁. 绿色考核能破解“资源诅咒”吗?——来自资源型城市的证据[J]. 中国人口·资源与环境, 2024, 34(2): 142-154.
- [2] 崔立志, 陈秋尧. 资源型城市转型对环境污染的影响研究[J]. 河北地质大学学报, 2020, 43(4): 76-85.
- [3] 冯相昭, 蔡博峰, 王敏, 等. 中国资源型城市CO<sub>2</sub>排放比较研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2017, 27(2): 5-9.
- [4] MCKAY D, RAUSCHER R. Devolving sustainability policy to local government: a case study of Newcastle[J]. Journal of Australian Political Economy, 2007 (59): 74-94.
- [5] WANG J, YANG J, YANG L. Do natural resources play a role in economic development? Role of institutional quality, trade openness, and FDI[J]. Resources Policy, 2023, 81: 103294.
- [6] KNUTH S. Seeing green in San Francisco: City as resource frontier[J]. Antipode, 2016, 48(3): 626-644.
- [7] 赵政原. 日本地方城市振兴视角下的工业遗产转型机制: 以北九州市为例[J]. 现代城市研究, 2021(11): 127-132.
- [8] 张惠程. 国内外资源型城市绿色转型研究综述[J]. 资源与产业, 2018, 20(5): 9-15.
- [9] YU W H, PENG Y W, YAO X. The effects of China's supporting policy for resource-exhausted cities on local energy efficiency: an empirical study based on 284 cities in China[J]. Energy Economics, 2022, 112: 106-165.
- [10] YANG B, ZHAN X Y, TIAN Y H. Evaluation on the effect of the transformation policy of resource-exhausted cities—An empirical analysis based on the difference-in-difference model[J]. Energy Reports, 2021, 7: 959-967.
- [11] 李江龙, 徐斌. “诅咒”还是“福音”: 资源丰裕程度如何影响中国绿色经济增长?[J]. 经济研究, 2018, 53(9): 151-167.
- [12] 张莹, 陈涛峰, 陈洪波, 等. 扶持政策对资源枯竭型城市高质量发展的促进效果[J]. 中国人口·资源与环境, 2022, 32(5): 46-56.
- [13] SHEN Q, PAN Y X, MENG X X, et al. How does the transition policy of mineral resource-exhausted cities affect the process of industrial upgrading? New empirical evidence from China[J]. Resources Policy, 2023, 86: 104226.
- [14] 李虹, 邹庆. 环境规制、资源禀赋与城市产业转型研究——基于资源型城市与非资源型城市的对比分析[J]. 经济研究, 2018, 53(11): 182-198.
- [15] AI H S, TAN X Q, ZHOU S W, et al. The impact of supportive policy for resource-exhausted cities on carbon emission: evidence from China[J]. Resources Policy, 2023, 85: 103-951.
- [16] SALA-I-MARTIN X, SUBRAMANIAN A. Addressing the natural resource curse: an illustration from Nigeria[J]. Journal of African Economies, 2013, 22(4): 570-615.
- [17] 余林徽, 马博文. 资源枯竭型城市扶持政策、制造业升级与区域协调发展[J]. 中国工业经济, 2022(8): 137-155.
- [18] 孙天阳, 陆毅, 成丽红. 资源枯竭型城市扶持政策实施效果、长效机制与产业升级[J]. 中国工业经济, 2020(7): 98-116.
- [19] LI Q Y, ZENG F E, LIU S H, et al. The effects of China's sustainable development policy for resource-based cities on local industrial transformation[J]. Resources Policy, 2021, 71: 101940.
- [20] DE HAAS R, POELHEKKE S. Mining matters: Natural resource extraction and firm-level constraints[J]. Journal of International Economics, 2019, 117: 109-124.
- [21] 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): 91-108.
- [22] 王永贵, 李霞. 促进还是抑制: 政府研发补助对企业绿色创新绩效的影响[J]. 中国工业经济, 2023(2): 131-149.
- [23] 万建香, 汪寿阳. 社会资本与技术创新能否打破“资源诅咒”?——基于面板门槛效应的研究[J]. 经济研究, 2016, 51(12): 76-89.
- [24] 徐佳, 崔静波. 低碳城市和企业绿色技术创新[J]. 中国工业经济, 2020(12): 178-196.
- [25] BRANDT L, VAN BIESEBROECK J, ZHANG Y F. Challenges of working with the Chinese NBS firm-level data[J]. China Economic Review, 2014, 30: 339-352.
- [26] 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, 35(5): 142-158.

- [27] 湛仁俊, 周双双. 节能目标政策与区域协调发展: 来自中国企业的证据[J]. 世界经济, 2022, 45(7): 205–232.
- [28] 陈诗一, 陈登科. 雾霾污染、政府治理与经济高质量发展[J]. 经济研究, 2018(2): 20–34.
- [29] DE CHAISEMARTIN C, D'HAULTFOEUILLE X. Two-way fixed effects estimators with heterogeneous treatment effects[J]. *American Economic Review*, 2020, 110(9): 2964–2996.
- [30] GOODMAN-BACON A. Difference-in-differences with variation in treatment timing[J]. *Journal of Econometrics*, 2021, 225(2): 254–277.
- [31] 刘冲, 沙学康, 张妍. 交错双重差分: 处理效应异质性与估计方法选择[J]. 数量经济技术经济研究, 2022, 39(9): 177–204.
- [32] 陈登科. 贸易壁垒下降与环境污染改善——来自中国企业污染数据的新证据[J]. 经济研究, 2020, 55(12): 98–114.
- [33] 彭星, 李斌. 不同类型环境规制下中国工业绿色转型问题研究[J]. 财经研究, 2016, 42(7): 134–144.
- [34] 林婷, 湛仁俊. 全球价值链嵌入对制造业企业能源效率的影响及机制[J]. 中南大学学报(社会科学版), 2023, 29(3): 113–128.
- [35] 林晨, 陈荣杰, 徐向宇. 渐进式市场化改革、产业政策与经济增长——基于产业链的视角[J]. 中国工业经济, 2023(4): 42–59.

## Can the supportive policy for resource-exhausted cities promote industrial enterprises to reduce emissions?

SHEN Renjun<sup>1,2</sup>, LV Guanggang<sup>2</sup>, TAO Mengjiao<sup>2</sup>, PAN Rui<sup>2</sup>

- (1. School of Economics and Business Administration, Central China Normal University, Wuhan 430079, China;
2. Research Center for Low Carbon Economy and Environmental Policy, Central China Normal University, Wuhan 430079, China)

**Abstract:** Based on the data of industrial enterprises' pollution emission in China from 2004 to 2012, and taking SO<sub>2</sub> emission as an example, this paper discusses the influence and mechanism of supporting policies for resource-exhausted cities on industrial enterprises' pollution reduction by using multi-period double difference method. The research shows that the supportive policy for resource-exhausted cities can significantly reduce SO<sub>2</sub> emissions by promoting enterprises to strengthen source prevention and end treatment, especially improving the treatment capacity of waste gas treatment facilities. The results are supported by parallel trend test, a series of placebo test and robustness test. Although the policy failed to make enterprises change their energy use structure, it did not force enterprises to reduce production at the expense of the economy, either. Further analysis shows that the policy has a heterogeneous impact on enterprises in different positions in the industrial chain, and downstream enterprises have achieved greater emission reduction effects, which has planted a green background for industrial upgrading in the city.

**Key words:** resource-exhausted cities; sustainable development; the supportive policy; emission reduction of enterprises; industrial chain

[编辑: 郑伟]