

通向涅槃重生之路：资源枯竭型地区 扶助政策的绿色赋能效应

陈秀英 刘 胜

摘要 区位导向性扶助政策对资源枯竭型地区究竟是“绿色增长陷阱”还是“涅槃重生推力”呢？基于绿色转型的视角，本文匹配了中国工业企业数据库、工业企业污染数据库等，基于资源枯竭型地区扶助政策构造了准自然实验，运用交错型双重差分法识别了政策实施对企业污染排放强度的影响，并引入了调整对照组、PSM-DID、克服交错型双重差分法的处理效应异质性的潜在偏误的策略等稳健性检验。研究发现：资源枯竭型地区扶助政策对企业环境绩效具有显著的改善作用。机制分析表明，资源枯竭型地区扶助政策有助于企业通过转型升级促进产能提升，还能通过对污染企业的选择效应来实现污染减排效果，以及激励企业加强去污设备的投入来改善环境绩效。异质性分析显示，在依赖矿产资源的地区、位于国界或省界及海岸线的地区、非贫困地区及重工业行业的分样本中，资源枯竭型地区扶助政策的污染减排效果更突出。进一步地，在空间维度上，当距离省会城市渐远时，资源枯竭型地区扶助政策对企业污染减排的影响效应总体上趋于减弱；另外，随着与地级市中心的距离变远，政策实施下的污染排放强度则呈现出“降低—增加—降低”的区域异质分布特点。在目标管理预期上，当地区制定较低的经济增长目标时，更利于强化资源枯竭型地区扶助政策对当地企业污染减排的作用，尤其对在上一年增长目标未完成而适当调低的地区而言，这一减排效应更为明显。在生态文明建设背景下，本文拓展和丰富了援助型区位导向性政策何以激发资源枯竭型地区绿色潜能的理论研究框架，并对促进资源枯竭型地区的绿色转型实践具有政策启示意义。

关键词 资源枯竭型地区 企业环境绩效 交错型双重差分法 新质生产力

【中图分类号】F124.5 【文献标识码】A 【文章编号】2097-454X(2024)04-0098-19

一、引言

自然资源禀赋先天优势为资源丰裕地区推动本地经济增长提供了优厚的基础条件。然而，如果枉顾生态环境的保护而盲目采取“先开采、后治理”的粗放式开发模式，也可能使其逐渐陷入资源枯竭的“诅咒”困境，并导致严重的环境污染和生态破坏问题。由此，伴随而来的生态修复包袱过重、环境恶化风险加大等环境问题，将可能会严重制约这些地区的可持续发展。在经济高质量发展和共同富裕的目标下，如何更好地推动环境优美和经济增长的协同并进、焕发资源枯竭型地区的新质生产力活力、实现区域产业绿色协调发展，就成了我国当前区域发展规划中亟待解决的重大现实问题。

【基金项目】国家社会科学基金重大项目“粤港澳大湾区数据要素跨境流动路径研究”（批准号：21&ZD123）。

【作者简介】陈秀英，广东金融学院经济贸易学院副教授，经济学博士、硕士生导师、管理科学与工程博士后，邮政编码：510521；刘胜（通讯作者），广东外语外贸大学粤港澳大湾区研究院云山学者、副教授、硕士生导师，邮政编码：510006。

实问题。

为解决我国资源枯竭型地区在开发中所涌现的“后遗症”问题，国家实施了多项试点示范政策措施来对资源枯竭型地区进行科学规划、扶助支持与持续治理。如自 2001 年开始，我国就分批实施了资源型城市经济转型试点政策，通过中央财政转移支付等多种方式，对试点地区予以扶助和支持，为缓解资源枯竭型地区的财政压力、推动资源枯竭型地区的产业升级提供了很大的政策支持。进一步地，资源枯竭型地区扶助政策（Resource-exhausted Regions' Supportive Policies，以下简称“RERSP 政策”）所带来的经济效应也引起了各界关注。从研究主题来看，现有文献表明，RERSP 政策对当地的产业升级、经济活力、经济多元化、资源依赖度降低等方面均有重要作用（孙天阳等，2020；余林徽等，2022；Wu 等，2023）。如孙天阳等（2020）关注了 RERSP 政策对人均 GDP、就业和产业升级的影响效果及其长效机制。余林徽等（2022）考察了 RERSP 政策对当地制造业升级的影响及缩小区域经济发展差距的贡献。此外，有些文献就资源枯竭型地区扶助政策的绿色发展问题展开了探讨。首先，部分文献支持了 RERSP 政策在驱动区域绿色发展方面的有效性。Yu 等（2022）认为，对资源枯竭型城市的支持政策显著提高了城市能源效率。Dou 等（2023）强调，中央政府对资源型城市的经济政策支持显著改善了城市生态系统状况。但也有文献认为，出于府际关系视阈下地方政策执行悖论或地方政府间恶性竞争式发展等原因（Zhang 等，2017），RERSP 政策也可能会失效，且由于缺乏长效激励机制，导致政策实施效果的分化较大（曾贤刚等，2018；冯东梅等，2023；陈少强等，2023）。Wu 等（2023）指出，矿产资源枯竭型地区支持政策可能会在一定程度上加剧地区污染物排放的增加，原因是更高的电力投入会增加当地的建设成本，并对环境污染造成压力。在“绿水青山就是金山银山”的新理念下，随着区位导向性扶助政策深入实施，除要关注当地经济多元化和民生就业状况外，其生态环境保护也将面临更多的社会关注与考核要求。事实上，鉴于资源枯竭型地区的转型发展之路承载着“双碳”和共同富裕目标协同并进的现实考虑，深入讨论 RERSP 政策如何发挥好对资源枯竭型地区的绿色赋能功效，进而助力推动地区经济增长与绿色减排的协同发展至关重要。但遗憾的是，目前关于 RERSP 政策的绿色外部性的微观研究还相对不足，尚无法为资源枯竭型地区的绿色转型发展实践提供足够丰富的理论研究支撑。

鉴于此，本文的边际贡献在于：（1）在研究视角上，在“双碳”背景下聚焦探讨了 RERSP 政策实施对资源枯竭型地区企业污染物减排的影响，弥补了既有文献对 RERSP 政策的绿色赋能效应的微观研究不足的缺憾。与现有文献重点关注 RERSP 政策对产业升级和区域协调发展等“经济效益”方面影响不同，本文侧重从“社会效益”方面关注 RERSP 政策的绿色效应，进而识别出通过 RERSP 政策实现生态环境治理的溢出效应，从而回应其是“诅咒”还是“福音”的问题；（2）在实证策略上，为克服部分文献对模型内生性问题不够重视的不足之处，本文使用工业企业数据及其污染数据库的微观数据，结合交错型双重差分法，识别了 RERSP 政策影响企业污染减排的净效应，由此丰富了区位扶助政策的环境效应的准自然实验框架；（3）在研究内容上，从 RERSP 政策实施前后企业污染物排放的差异出发，从宏观与微观双重层面研究 RERSP 政策对资源枯竭型地区的污染排放强度的影响效应及作用机制，并进一步从空间维度、目标预期等方面探讨 RERSP 政策所带来的减排效应的异质性。据此，本文为推进“美丽中国”和生态文明建设提供了理论借鉴，也为资源枯竭型地区在推动经济结构转型的同时实现“双碳”和新质生产力目标提供了政策路径。

二、机理分析与研究假说

（一）RERSP 政策与企业绿色转型

RERSP 政策实施后带来了政策先试先行权限扩大、中央转移支付下放及约束考核机制转变，基于此，政策优惠力度加大、公共基建与公共服务供给增加、产业集聚效应及选择效应强化，这些均

为促进资源枯竭型地区的政策供给转型提供了有力的配套支持（余林徽等，2022；张文忠等，2023）。在“双碳”目标和ESG理念下，中央政府和上级部门越发重视对地区绿色发展的考核与约束，资源枯竭型地区的财政转移支付资金使用也将面临着更多的社会关注和监督。这些变化将引导相关地区将土地要素、财政补贴与税收优惠等稀缺资源，优先提供给更绿色、更清洁、更低碳的企业，进而向外传递“优补效应”导向的政策信号（徐妍等，2022）。由此，这有利于激励相关地区政府在发展经济的同时兼顾环境保护，并注重引导当地工业企业尤其是重污染企业加快绿色发展步伐，交出更好的生态“成绩单”，以持续获取中央转移支付等资源对本辖区经济转型升级的支持（宋德勇等，2020；张莹等，2022；姚君等，2022；宋洋等，2023）。据此，提出假说1：RERSP政策实施有助于促进资源枯竭型地区的绿色转型发展。

（二）RERSP政策影响企业绿色发展的宏观效应

RERSP政策实施可通过约束考核及绿色外溢对企业绿色发展产生影响。首先，在“双碳”和绿色转型备受重视背景下，在RERSP政策实施后，实验组地区会在环境保护问题上面临着更为严格的约束、监督或考核。基于此，绿色发展水平将会在相当程度上成为中央转移支付的参考之一，由此将有利于倒逼当地企业强化对生产或排放环节的污染治理，驱动能耗下降与排放降低的综合规制效应（陈少强等，2023；张文忠等，2023）。其次，RERSP政策有助于地方获得更多的转移支付资金，有部分投入到当地环保公共产品体系中（硬件设施及软件服务），这些资源将为企业污染减排提供有力的支持。此外，RERSP政策实施下不同地区之间在环境规制措施上的互动竞争效应及信号显示效应进一步增强，区域内的环保设施或环保服务也能被周边地区所共享，由此，促进环境规制的空间溢出效应，进而达成“美美与共”的协同治污和协调发展效应（余林徽等，2022）。据此，提出假说2：RERSP政策实施不仅能倒逼当地政府实施更严格的环境规制措施，还能通过政策示范与空间溢出效应提升企业的环境绩效。

（三）RERSP政策影响企业绿色发展的微观效应

进一步地，综合现有理论文献，RERSP政策还可以通过资源配置与生产投入、技术创新、结构效应影响企业绿色发展绩效，具体分析如下：

1. RERSP政策、资源配置和生产投入以及环境绩效。对资源枯竭型地区而言，地方财政资源恶化与环保财政支出不足是其陷入环境治理困境的重要动因。因此，通过良好表现持续争取中央转移支持等财政资金投入并优化其使用效率，不仅能遏制地方政府引入重污染项目的冲动，还能通过绿色专项优惠政策去弥补企业因购买环保设施或服务、推动生产设备更新换代而造成的资金缺口，这些在减少对重污染中间品的使用的同时，也有利于增强对绿色低碳生产要素的投入，从而成为资源枯竭型地区推进污染治理的重要动力（宋德勇等，2020）。事实上，RERSP政策能为资源枯竭型地区带来中央转移支付或其他形式的发展资源，这无疑有利于改善资源枯竭型地区财政资源较为紧张的状况，并增强对环保公共服务产品或绿色低碳产业的政策支持。从而，RERSP政策能通过“优补效应”来缓解原来产业政策执行中的资源扭曲现象，为优化当地资源配置效率和企业生产投入结构、协同推进减排和增长目标提供了更多元化的资金来源。不仅如此，RERSP政策还包含了提高政府服务效率、改善本地营商环境建设等不同维度的内容，这将有助于为资源枯竭型地区更好地提高财政资金使用效率进而赋能区域绿色转型发展提供良好的外部政策环境（郑文含，2019）。

2. RERSP政策、技术创新与环境绩效。RERSP政策能够促进资源枯竭型地区的资金或人才等要素流动，增强知识溢出效应、市场竞争效应及公共品供给效应，由此提升绿色创新激励，进而推动其环境绩效改善。换言之，RERSP政策有利于缓解企业融资约束、丰富企业创新资源、增强企业落户激励及产业集聚的溢出效应，进而在推动地区绿色创新产出、增强绿色发展能力上发挥积极作用（Lu等，2022）。对地方管理者而言，在资源有限的条件下，鉴于生态环保的理念越发深入人心，为获得中央和上级部门的认可并力争在未来获得更多的中央转移支付资金等资源支持，相关地区有动

力将产业扶持政策投向具备较强创新能力的企业，并着力增强环境规制效应、减少创新要素的错配现象，旨在通过“优补效应”构建良性的循环机制，即“政府补贴→企业创新→进一步激励政策”，以此促进企业绿色发展能力提升。实际上，当企业面临较高的污染治理成本时，采取绿色技术创新以实现转型升级，就成为企业立足长远视角降低治污成本并实现可持续发展的重要途径（Shen 等，2023）。

3. RERSP 政策、结构效应与环境绩效。RERSP 政策有利于推动产业结构向高技术化和低碳化方向转型，并借助结构效应的演变来实现环境绩效改善。在生态文明建设备受关注下，RERSP 政策的目标导向也日趋多元化，资源枯竭型地区在增强经济活力之余，还将进一步强化本地绿色发展能力（Dou 等，2023）。为主动争取上级部门的扶助政策支持及资源投入，地方政府将更加注重本地绿色低碳要素的投入及节能环保产业的发展，并将部分政策优惠向这些行业倾斜，形成一种“优补效应”，以此推动本地的可持续发展。同时，这种“优补效应”下的偏向性扶持行为还会产生投资示范效应，吸引更多的绿色产业加入，进而强化绿色行业的市场竞争程度。由此，通过“优胜劣汰”的方式，逐步淘汰“三高”的落后企业并优化要素配置。这一过程不仅通过“选择效应”促进了“集聚效应”，还能在一定程度上倒逼现有企业推进转型升级，从而全面推动了当地的绿色发展（Wu 等，2023）。据此，提出假说 3：RERSP 政策会通过制造企业转型升级实现产能提升，还能通过优化相关地区对污染企业的选择效应来实现减排效果及激励企业加强去污设备的投入来改善企业环境绩效。

三、研究设计

（一）模型设定

为探究资源枯竭型地区扶助政策对于企业污染排放强度的影响，本文基于 2008 年、2009 年和 2011 年公布的第三批资源枯竭型地区名单，构建了以下的多时点 DID（Differences-in-Differences）模型：

$$\ln Eso_{2, it} = \alpha_1 + \beta_1 Treat_j * Post_{jt} + X_{it} + \lambda_j + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中， i 代表企业， j 代表地区， t 代表年份，被解释变量（ $\ln Eso_{2, it}$ ）表示 i 企业在 t 年的 SO_2 排放强度， $Treat_j * Post_{jt}$ 为本文的核心解释变量。模型的 X_{it} 为企业和地区层面的特征， α_1 、 λ_j 、 λ_t 、 ε_{it} 分别为截距项、县级固定效应、时间固定效应和误差项。同时为克服潜在的序列相关和异方差问题，本文采取了县级聚类标准误（Bertrand et al., 2004）。本文重点关注的是系数 β_1 是否显著，即资源枯竭型地区在 RERSP 政策实施之后当地企业的 SO_2 排放强度是否有所缓解。

（二）变量说明

被解释变量（ $\ln Eso_{2, it}$ ）：参考陈登科（2020）的做法，选取 SO_2 排放量除以工业企业数据库中企业总产值^①的对数得到。原因在于：我国长期依赖化石燃料，尤其是煤炭作为主导的能源消费结构，导致二氧化硫（ SO_2 ）成为工业生产过程中生成和排放的主要环境污染物之一（陈硕等，2014），具有很强的代表性。与此同时，本文在稳健性检验中还纳入了其他种类的污染物排放进行稳健性研究。

核心解释变量：资源枯竭型地区扶助政策，以实施时间和实施地区的交互项（ $Treat_j * Post_{jt}$ ）来表示。其中， $Treat_j$ 为虚拟变量，度量 j 地区是否为处理组样本，若是则为 1，否为 0； $Post_{jt}$ 度量 j 地区在 t 年是否受到政策的影响，若是则为 1，否则为 0。

变量 X_{it} 包括了两类特征因素：一是县级特征因素，参考孙天阳等（2020）和余林徽（2022）的做法，提取可能影响资源枯竭型地区选择的相关变量，包括就业人口的比重、县级政府的财政赤字率、采掘行业产值占当地总产值的比重、国有企业数量占县（区）级企业数量的比重及平均工资

① 企业总产值等于企业总产值的当年价除以 1998 年的平减指数。

的对数；二是企业特征因素，选取可能影响企业污染排放的相关指标（苏丹妮等，2021；万攀兵等，2021），包括企业规模、融资能力、成立时间、企业性质和是否出口企业变量。其中，企业规模用企业总资产的对数衡量；融资能力参考 Hadlock 和 Pierce（2010）的做法，选取 SA 指数衡量；成立时间和企业性质分别用样本年份减去成立年份及企业是否属于国有表示；出口企业采用企业出口交货值是否大于零衡量，大于则为 1，否则为 0。进一步地，本文还对相关连续型变量进行了前后 0.5% 的截尾处理。

（三）数据来源

为使得实证分析更为精细化和地理维度更为微观化，本文所选择的样本是 2002—2013 年全国范围内的县、县级市、旗和市辖区^①。县级层面的数据来源于《中国县域统计年鉴》和《中国区域统计年鉴》。由于缺乏县级层面的挖掘行业数据，参考余林徽（2022）和孙天阳等（2020）的做法，通过将中国工业企业数据库相关行业的企业数据进行加总，进而得到挖掘行业的县级数据；企业层面的原始数据来源于中国工业企业数据库和中国污染数据库，同时参考 Brandt et al.（2012）的做法，将中国工业企业数据库与污染数据库匹配，并剔除了企业名称缺失、流动资产超过总资产、固定资产超过总资产、企业样本年份早于成立年份及成立年份存在异常的企业样本，同时将行业分类代码手工统一至 GB/T4754 - 2002。

四、实证结果及分析

（一）基准回归结果

基准回归结果如表 1 所示。具体而言，第（1）列仅纳入了县级层面的控制变量进行回归；而第（2）列则同时考虑了县级和企业层面的控制变量。结果显示，核心变量的回归系数值分别为 -0.259 和 -0.200，并且分别在 5% 或 10% 的显著性水平上显著。这表明 RERSP 政策的实施有利于推动资源枯竭型地区降低污染排放强度。此外，考虑到不同城市不同年份的变动可能会对 RERSP 政策效果的评估产生影响，在基准回归基础上加入城市和年份固定效应的交互项，结果见表 1 第（3）列。进一步地，为避免同一城市内不同县之间的相互影响，表 1 第（4）列将聚类层级从县级调整到地级市层面，我们发现，这两种处理策略所得到的结果均在 5% 的水平上显著为负。

表 1 基准回归检验结果

变量	(1)基准回归	(2)基准回归	(3)城市年份固定效应	(4)聚类地级市
Treat * Post	-0.259 ** (-2.51)	-0.200 * (-1.91)	-0.200 ** (-2.34)	-0.366 ** (-2.34)
就业人数占比	0.512 * (1.75)	0.734 *** (2.61)	0.734 ** (2.20)	0.519 (1.52)
财政赤字率	0.753 ** (2.09)	0.987 *** (2.77)	0.987 ** (2.31)	0.758 * (1.79)
采掘业比重	-0.057 (-0.18)	-0.099 (-0.32)	-0.099 (-0.30)	0.025 (0.08)
国有比重	-0.093 (-0.24)	-0.424 (-1.06)	-0.424 (-0.90)	-0.290 (-0.67)
平均工资	-0.125 *** (-2.72)	-0.087 * (-1.92)	-0.087 (-1.63)	-0.028 (-0.26)

^① 政策名单中包含了地级市、县级市或市辖区等不同的地理单元，为了便于实证分析和使得讨论更加精细化，本文在数据处理时统一将其下沉至县（区）域层级的地理单元予以处理。

续表

变量	(1)基准回归	(2)基准回归	(3)城市年份固定效应	(4)聚类地级市
公司规模		-0.313 *** (-15.01)	-0.313 *** (-13.91)	-0.314 *** (-15.07)
成立年龄		0.020 *** (5.70)	0.020 *** (5.54)	0.020 *** (5.68)
融资能力		-0.974 *** (-3.32)	-0.974 *** (-3.13)	-0.977 *** (-3.33)
企业性质		0.119 *** (3.57)	0.119 *** (3.66)	0.134 *** (4.02)
出口企业		-0.634 *** (-16.96)	-0.634 *** (-12.64)	-0.667 *** (-18.34)
Constant	0.123 (0.25)	3.921 *** (5.76)	3.921 *** (5.32)	3.495 *** (3.01)
Observations	81347	80541	80541	80505
R-squared	0.267	0.314	0.314	0.342
县固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
城市年份固定效应	否	否	是	否
聚类层面	县级	县级	县级	地级市

注：括号内为t值，*、**和***分别表示在10%、5%和1%水平上显著。下文同。

(二) 平行趋势检验

应用双重差分方法的基本前提条件是满足“平行趋势假设”，即处理组与控制组在无政策干预的情况下，应展现出相同的变化趋势。因此设计如下计量模型开展平行趋势检验：

$$\ln E_{so_2, it} = \alpha_1 + \sum_{k \neq 0, k \geq -4}^4 \theta_k D_{jt}^k + X_{it} + \lambda_j + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中， D_{jt}^k 为一组哑变量，当 $k > 0$ 时，若 j 地区为资源枯竭型地区且处于被列入名单后的 k 年时 $D_{jt}^k = 1$ ，否则 $D_{jt}^k = 0$ ；当 $k < 0$ 时，若 j 地区为资源枯竭型地区且处于被列入名单后的 $-k$ 年时 $D_{jt}^k = 1$ ，否则 $D_{jt}^k = 0$ 。为了便于分析，本文将 $k \geq 4$ 的样本全部归入 $k = 4$ ，将 $k \leq -4$ 的样本全部归入 $k = -4$ 。基于此，本文以资源枯竭型地区设置的前一年为基准年，其余符号与式(1)相同。同时，为进一步对处理组的事前趋势进行处理，遵循Beck et al. (2010)等的方法，本研究首先计算了事前的均值。随后，为了尽可能地处理存在的事前趋势，对所有期数的回归系数和置信区间采取了去均值的方式进行处理。

本文在图1给出了回归系数的变动趋势，横轴为距离基准年的距离，纵轴为相关系数，上下虚线表示95%的置信区间。由图1可知，政策前系数均不显著，不能拒绝平行趋势假设条件。而政策实施后的估计系数显著为负，但持续时间不够长，反映了RERSP政策短期内有着明显的环境改善作用，但长期减排的激励机制可能相对缺乏。对此，可能的解释是：尽管中央政府延长了资源枯竭型地区的转移支付年限，但在样本期间内随着产业转型和经济增长等逐渐进入攻坚时刻，环境绩效改善可能并非彼时转移支付的首要目标，因此激励力度有所减弱。

(三) 稳健性检验

1. 替换被解释变量。除 SO_2 为企业主要的大气污染物外，其余污染物的排放也会对生态环境造成影响。为此，分别采用化学需氧量的排放强度和烟尘排放强度对被解释变量进行替换，重新回归

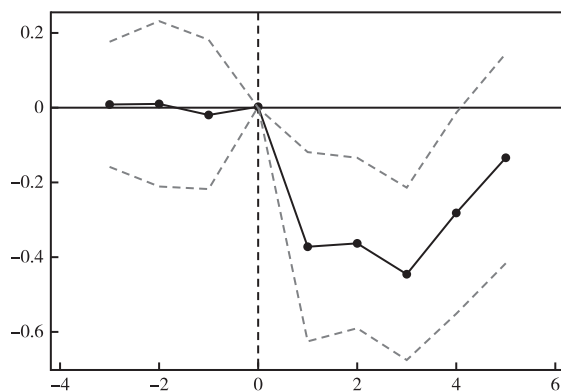


图1 平行趋势检验结果

后的实证结果见表2第(1)、(2)列。可以发现,无论是对化学需氧量的排放强度还是对烟尘排放强度,RERSP政策均有利于促进相关地区取得较好的污染减排效果。

2. 改变样本。直辖市通常具有政治、经济、交通等方面的优势,而相较之下资源枯竭型地区在经济社会发展方面有着许多差异化特征,从而容易造成样本选择偏差。为了缓解选择偏差造成的内生性问题,本文对数据中的直辖市样本予以剔除,结果见表2第(3)列,可以发现,核心解释变量的影响系数仍显著为负。

3. 控制其他政策的影响。鉴于2010年颁布的《大小兴安岭林区生态保护与经济转型规划》明确指定了大小兴安岭林区的9个县级单位参照执行资源枯竭城市的财政转移支付政策,本文参照孙天阳等(2020)的方法,在基准回归模型的基础上,引入了是否为这9个林区所处县(区)的虚拟变量,以及是否在2010年之后的虚拟变量,并构建了这两个虚拟变量的交乘项。同时,考虑到样本期间内发生的其他相关政策也可能会影响企业污染排放强度,本文还进一步对数据进行了以下处理:首先,依据《酸雨控制区和二氧化硫污染控制区划分方案》,两控区内的地区在2005年的排放量不得高于2000年的水平,因此对涉及此规定的地区进行剔除处理。此外,2002年全国人大常委会对《中华人民共和国清洁生产促进法》进行了修订,出台了共计56项清洁生产行业标准。同时,国家发改委发布了《清洁生产评价指标体系》(高翔等,2021),进一步对相关行业的污染排放标准做了具体要求,因此将相关行业对应实施年份的数据进行剔除。结果见表2第(4)列,在控制其他政策的可能影响后,RERSP政策实施依然有助于相关地区取得明显的污染减排效果。

4. 考虑政策月份差异。由于第三批资源枯竭型地区公布时间存在一定的差异^①,为进一步佐证前文结论的有效性,参考Lu et al. (2017)的方法,对首批资源枯竭型地区的 $Post_{jt}$,在2008年以前赋值为0,2008年赋值为3/4,2008年后赋值为1;对第二批资源枯竭型地区的 $Post_{jt}$,在2009年以前赋值为0,2009年赋值为5/6,2009年后赋值为1;对第三批资源枯竭型地区的 $Post_{jt}$,在2011年以前赋值为0,2011年赋值为1/12,2011年后赋值为1。在此基础上进行回归分析,其中,表2第(5)列结果显示,相关系数为负但不显著,可能的原因在于相关政策实际实施的时间早于政策名单的公布时间(余林徽等,2022)。为此,在保留第二、第三批资源枯竭型地区赋值的基础上,本文还将第一批政策实施的时间设置为2007年,2007年以前设置为0,2007年后设置为1,由此得到的实证结果见表2第(6)列。可以发现,核心解释变量的影响系数显著为负,表明本文的估计结果整体上也是稳健的。

5. 调整对照组。考虑到资源型城市和一般城市之间存在较大差异,本文根据《全国资源型城市可

^① 时间先后为2008年3月17日、2009年3月5日及2011年11月15日。

持续发展规划（2013—2020年）》公布的资源型地区名单，将与之相对的非资源型地区作为对照组。可以发现，表3第（1）列的估计系数仍显著为负。进一步地，考虑到大气污染的空间溢出效应可能对周边地区的生态环境保护造成负的外部性，由此相邻县域样本可能会结论形成干扰，因此本文将政策实施地区的相邻县区进行剔除以进一步验证结果的稳健性。结果表明，表3第（2）列的回归系数仍然显著为负，证实了本文基准结论的稳健性。

6. 采用PSM—DID（Propensity Score Matching and Differences-in-Differences）。本文采用1:4近邻匹配的方式选取了对照组的样本，并进一步根据基本估计模型开展PSM—DID检验。进一步地，本文选取了PSM之后样本的_weight不为空的情形代入DID回归模型中进行参数估计，从而能够在一定程度上缓解基准回归中存在的选择偏差问题。另外，本文还参考李青原等（2020）的做法，直接选择满足共同支撑假说的相关样本代入DID回归模型中。上述步骤得到的两种估计结果见表3第（3）列所示。可以发现，核心解释变量的估计系数仍显著为负，这也表明了RERSP政策实施确实有利于显著改善资源枯竭型地区的环境绩效。

7. 克服多期双重差分法的估计结果不稳健的问题。参考Chaisemartin等（2020）、余林徽等（2022），对处理组的负权重进行统计，发现负权重小于10%，因此可认为本文估计结果是稳健的，同时通过引入交错双重差分法的处理效应异质性问题的解决思路（Gardner, 2021），结果见表3第（4）列。相关系数为-0.060，且在1%显著性水平上显著，因此可进一步证实相关结果是稳健的。

表2 稳健性检验结果 I

变量	(1)化学需氧量	(2)烟尘排放量	(3)控制直辖市	(4)控制其他政策	(5)考虑公布月份差异	(6)考虑实际月份差异
Treat * Post	-0.226 (-1.60)	-0.270 * (-1.67)	-0.198 * (-1.89)	-0.439 *** (-2.68)		
Treat * * Post ¹					-0.203 (-1.51)	-0.222 ** (-1.98)
Constant	0.199 (0.21)	3.920 *** (4.19)	3.945 *** (5.79)	3.531 *** (3.23)	3.935 *** (5.78)	3.917 *** (5.76)
县级协变量	是	是	是	是	是	是
企业协变量	是	是	是	是	是	是
Observations	70536	73103	80155	32980	80541	80541
R-squared	0.283	0.388	0.313	0.335	0.314	0.314
city FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Year FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES

表3 稳健性检验结果 II

变量	(1)调整对照组	(2)非相邻县域	(3)PSM-DID		(4)考虑处理效应异质性
			是否参与匹配	满足共同支撑	
Treat * Post	-0.247 ** (-2.29)	-0.202 * (-1.70)	-0.235 ** (-2.24)	-0.195 * (-1.86)	
试点地区					-0.060 ***
Constant	4.397 *** (4.39)	3.454 *** (4.51)	6.318 *** (5.89)	3.883 *** (5.60)	
县级协变量		是	是	是	是
企业协变量		是	是	是	是
Observations	29525	65305	17626	79304	

续表

变量	(1)调整对照组	(2)非相邻县域	(3)PSM-DID		(4)考虑处理效应异质性
			是否参与匹配	满足共同支撑	
R-squared	0.292	0.321	0.317	0.311	
city FE		YES	YES	YES	YES
Year FE		YES	YES	YES	YES
县固定效应		是	是	是	是
年份固定效应		是	是	是	是
聚类层面		县级	县级	县级	县级

注：多时点异质性分析的结果汇报与其他回归不同，因此仅将部分结果进行展示。

8. 安慰剂检验。RERSP 政策涉及县级和地级市等不同的层面，参考 Chen et al. (2018) 和孙天阳等 (2020) 的做法，仅以县 (区) 为最小地理单元进行抽取。换言之，为检测 RERSP 政策效果是否由不可观测因素所导致，同时保证随机抽样的不重复性，本文将 RERSP 政策涉及的地级市进行剔除，接着设计以下两种安慰剂检验。第一种安慰剂，随机不重复选取 37 个县级行政区作为入选地区，并按照第三批资源枯竭型地区名单的数量划分为 2 个、17 个和 18 个。考虑到双重差分估计要求政策实施前后至少有 1 年的数据 (孙天阳等, 2020)，因此再从 2003—2013 年随机生成不重复的三个年份，随后随机抽样 500 次；第二种安慰剂，考虑到资源枯竭型地区大部分只会从资源型地区中选定，因此更改地区随机抽样的方法，仅从资源型地区中随机 37 个县级行政区，同时随机生成入选年份，随后随机抽样 500 次。结果如图 2 和 3 所示，安慰剂检验的系数接近于正态分布，且大部分异于基准回归的结果，因此，可认为遗漏变量对估计结果的影响较小，这也验证了本文结果是稳健的。

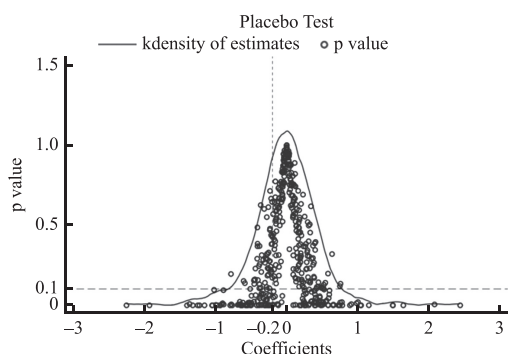


图 2 安慰剂检验 I

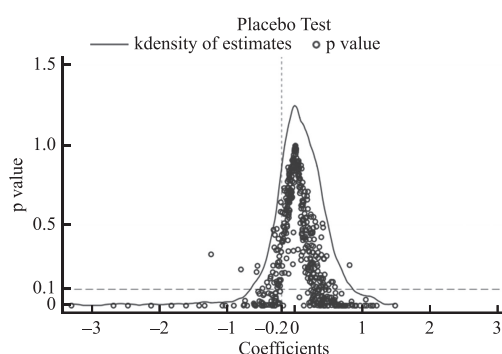


图 3 安慰剂检验 II

(四) 机制经验结果及分析

前文论证了 RERSP 政策是否影响相关地区污染减排的问题，在此基础上，本文接下来进一步从宏观与微观视角考察其作用机制，解答 RERSP 政策如何改善相关地区污染减排的问题。尽管上文结果表明针对资源枯竭型地区的 RERSP 政策能降低企业 SO₂ 排放强度，但由于 SO₂ 排放强度是由 SO₂ 排放量和企业产出共同决定的，因此有必要去识别究竟是 SO₂ 排放量的变化还是产出的变化，抑或两者共同的变化引发的排放强度的变化。为此，本文分别利用企业产出的对数值和 SO₂ 排放量加一的对数作为被解释变量对 RERSP 政策进行回归。表 4 第 (1) — (2) 列结果显示，RERSP 政策实施不仅促进了企业产值的增长，还对 SO₂ 排放起到了抑制作用，从而实现增长与绿色兼顾的目标。接下来，本文对其潜在的路径进行探讨。

实际上，孙天阳（2020）和 Sun 等（2021）发现了 RERSP 政策对经济增长和企业产出有显著促进作用，政府通过转移支付引导生产要素向生产效率高的企业流动，驱动空间上资源的再配置，从而实现产值增加，并最终推动产业的转型升级（余林徽，2022）。因此，参考周茂等（2018）的做法，构建以下公式来对某个地区的工业转型升级的指标进行度量：

$$Sophistication_{jt} = \frac{\sum_i Output_{ijt} * Sopspecific_{i,2003}}{\sum_i Output_{ijt}}$$

上式中， $Sopspecific_{i,2003}$ 代表 2003 年工业内部细分产业 i 的技术复杂度^①， $Output_{ijt}$ 代表 t 年 j 地区 i 产业的产出，由各产业内企业产出加总得到，数据来源于中国工业企业数据库。由于技术复杂度固定在 2003 年，为避免与窗口期产业结构变化产生相互干扰，本文将时间窗口设置为 2004—2013 年，同时进一步控制了时间与行业的固定效应。结果见表 4 第（3）列，可以发现，RERSP 政策实施有利于促进地区工业转型升级，进而赋能绿色发展。

表 4 机制检验结果分析 I

变量	(1)SO ₂ 排放	(2)产值	(3)工业转型升级
Treat * Post	-0.518 *** (-3.00)	0.101 ** (2.27)	0.022 * (1.78)
Constant	8.321 *** (6.65)	5.175 *** (16.75)	1.452 *** (7.85)
Observations	109453	99227	100437
R-squared	0.230	0.722	0.937
city FE	YES	YES	YES
Year FE	YES	YES	YES

1. 宏观机制

基于数据可得性，本文以县域污染效应来反映 RERSP 政策的宏观机制。为探究 RERSP 政策对实验组地区企业二氧化硫排放的影响，参考 Melitz 和 Polanec（2015）、李坤望和蒋为（2015）、Holladay 和 LaPlue（2021）等文献的思路，以及蒋为（2022）关于企业污染排放动态分解的方法，从企业动态视角出发，分解出县域二氧化硫排放强度的变化。事实上，Fan（2019）发现，大气污染物等微观数据的加总与宏观数据基本吻合，因此通过中国工业企业污染数据库加总继而分解出县域有关的污染排放情况是合理的。通过对县域污染强度的分解，得到县域层面的技术进步效应、资源配置效应和选择效应，进而探究 RERSP 政策对相关地区环境绩效的影响机制。表 5 结果表明，在样本期间内，RERSP 政策更多的是通过选择效应来影响相关地区的污染排放强度，即通过调整新企业的进入和旧企业的退出来实现减排，而非促进地区技术进步和增强地区资源配置能力来实现的。

那么，何种企业的进入退出会受到明显的影响呢？进一步地，参考王杰等（2014）和蔡宏波等（2021）做法，本文将企业样本划分为高度、中度、轻度和无污染的企业，分别计算出县域内上述不同种类企业的数量作为被解释变量并进行回归，以探究 RERSP 政策可能引致的“选择效应”。表 6 结果表明，RERSP 政策实施会导致轻度和中度污染行业的企业出现明显的退出效应，对重污染行业的企业影响为负，而对无污染行业的企业无显著影响。上述结果表明，RERSP 政策的作用发挥更多地体现为激发处于污染行业尤其是中轻度污染行业内的企业的退出效应。

① 相关数据来源于余林徽（2022）的附录。

表5 机制检验结果分析II

变量	(2)技术进步效应	(3)资源配置效应	(4)选择效应
Treat * Post	-0.009 (-0.09)	-0.129 (-1.09)	-0.281* (-1.92)
Constant	-0.886* (-1.71)	1.323* (1.65)	0.148 (0.16)
Observations	116177	123909	123486
R-squared	0.105	0.073	0.095
city FE	YES	YES	YES
Year FE	YES	YES	YES

表6 企业的选择效应检验结果及分析

变量	(1)无污染行业	(2)轻污染行业	(3)中污染行业	(4)重污染行业
Treat * Post	1.329 (1.11)	-2.538*** (-2.94)	-2.461*** (-3.85)	-1.849 (-1.27)
Constant	22.366* (1.65)	43.405** (2.41)	28.949*** (2.76)	28.687** (2.29)
Observations	21210	78892	107440	123050
R-squared	0.695	0.749	0.828	0.884
city FE	YES	YES	YES	YES
Year FE	YES	YES	YES	YES

2. 微观机制

前文揭示了 RERSP 政策会从区域产业生态的动态变迁上影响企业的进入与退出，接下来进一步从前端治污与末端治污角度讨论 RERSP 政策影响环境绩效的微观机制。在 RERSP 政策实施的影响下，企业可能会通过以下途径来改善环境绩效：(1) 减少煤炭消耗量；(2) 选择含硫分低的煤炭；(3) 选择天然气等清洁能源；(4) 增强设备处理能力；(5) 增加末端设备的投入量；(6) 绿色技术的更新换代。其中，技术进步效应的检验在宏观机制部分已作验证，其余变量分别选择煤炭消费量的对数、煤炭的平均硫分的对数、洁净燃气使用量的对数、去硫设备每小时的脱硫能力对数和去硫设备投入量加一的对数进行诠释，结果如表7所示。其中，相较其他列的估计结果，第(4)列的回归系数为负，第(5)列的回归系数在5%的水平上显著为负，说明企业主要通过去硫设备方面的因素来达到减排效果。一方面，鉴于本文的被解释变量主要为二氧化硫这一代表性污染物的排放强度，因此选择去硫设备的使用进行回归具有更强的针对性效果；另一方面，从估计结果来看，相比设备治污能力，设备投入量发挥了更为明显的作用，这也说明了我国企业的治污路径亟需从投入驱动转向集约治理模式。

表7 机制检验结果及分析III

变量	(1)煤炭消耗量	(2)平均硫分	(3)清洁能源	(4)设备能力	(5)去硫设备
Treat * Post	0.005 (0.04)	0.007 (0.09)	0.095 (0.25)	-0.079 (-0.39)	-0.161** (-2.32)
Constant	7.246*** (10.02)	0.300 (0.78)	2.478 (0.87)	2.384 (1.32)	0.010 (0.04)
Observations	93210	46411	2248	16674	70691
R-squared	0.368	0.577	0.456	0.399	0.392
city FE	YES	YES	YES	YES	YES
Year FE	YES	YES	YES	YES	YES

(五) 异质性检验结果及分析

考虑到不同地区、不同企业存在差异化特征，本文将进一步从地区或企业层面的异质性对 RERSP 政策实施的有效性进行评估。

1. 资源类型的差异。根据《全国资源型城市可持续发展规划（2013—2020年）》，全国资源型城市可分为矿业城市和森工城市两大类，其中，森工城市以林木资源为主，矿业城市以矿产资源为主。为此，本文将处理组拆分为森工城市和矿业城市分别回归。由表8第（1）—（2）列可知，RERSP 政策实施的减排效果在对被政府或公众重点关注、监控或监督的矿业城市样本中更为明显。进一步地，参照国家计委宏观经济研究院课题组（2002）的研究，本文还将矿业城市分为煤炭城市、有色金属冶金城市、黑色金属冶金城市、石油城市等不同类别的城市，并分别对不同城市样本进行回归。表8第（3）—（6）列结果表明，在 RERSP 政策实施背景下，金属冶金城市相关类别分样本的污染减排效果相对较好。

2. 地理区位的差异。RERSP 政策涉及的区域分布在全国各区域，具有很强的随机性，那么，其在行政区划上的地理差异是否会带来影响呢？本文通过资源枯竭型地区所处的经纬度判断企业是否位于国界、省界或海岸线上并进行深入讨论。若该区域不在国界、省界或海岸线上，标记为内部县，否则为外部县。鉴于对照组的选择可能会影响到估计结果，本文按照以下步骤进行两次分类。第一次分类是将内部县与外部县分别回归分析，结果见表9第（1）—（2）列。第二次分类是保持原有的对照组，仅对处理组的内部县与非内部县做区分，结果见表9第（3）—（4）列。结果表明，无论采用何种分类方法，可以发现，外部县分样本的估计系数均显著为负，而内部县分样本的系数不显著，这表明了位于国界、省界或海岸线上的县级区域在 RERSP 政策背景下取得了相对更突出的减排效果。原因在于，位于行政边界或地理边界上的边界污染问题通常没有得到足够的重视。但在“自上而下”扶助政策体系的监督约束下，边界污染治理得到了更多的关注，由此其污染减排边际效果更为突出。

表8 异质性检验结果：城市资源异质性

变量	(1)森工城市	(2)矿业城市	(3)煤炭城市	(4)石油城市	(5)有色金属冶金城市	(6)黑色金属冶金城市
Treat * Post	-0.087 (-0.26)	-0.203* (-1.89)	-0.159 (-1.14)	0.441*** (9.91)	-0.405** (-2.09)	-0.295*** (-10.08)
Constant	3.636*** (5.17)	3.943*** (5.79)	3.708*** (5.29)	3.654*** (5.19)	3.666*** (5.21)	3.667*** (5.22)
县级协变量	是	是	是	是	是	是
企业协变量	是	是	是	是	是	是
Observations	76749	80317	77134	76600	76802	76701
R-squared	0.318	0.314	0.317	0.318	0.318	0.318
县级固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是

表9 异质性检验结果：区位异质性

变量	(1)外部县1	(2)内部县1	(3)外部县	(4)内部县
Treat * Post	-0.304** (-1.99)	-0.134 (-1.06)	-0.262* (-1.76)	-0.131 (-1.03)
Constant	3.783*** (3.61)	3.667*** (4.19)	3.709*** (5.37)	3.845*** (5.55)
县级协变量	是	是	是	是

续表

变量	(1)外部县 1	(2)内部县 1	(3)外部县	(4)内部县
企业协变量	是	是	是	是
Observations	39192	41203	78781	78328
R-squared	0.331	0.313	0.316	0.317
县级固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是

3. 经济贫富的差异。根据 2014 年全国 832 个贫困县名单，有部分贫困县位于资源枯竭区域内。那么，RERSP 政策能否帮助改善贫困地区的环境质量呢？为此，本文按照国家乡村振兴局公开的信息目录将 832 个县区标记为贫困县，其余为非贫困县。此外，为保证结果稳健性，还对控制组采取了不同的分类方法。上述两种情形的结果分别见表 10 第 (1) — (4) 列。在 RERSP 政策实施的背景下，非贫困地区的环境污染改善能力相对更强。而贫困地区由于经济底子薄弱、增长压力较大，转移支付资金等资源可能会被更多地投入当地经济发展中，而相关的经济增长活动引发的环境问题又反过来进一步抑制了贫困地区环境质量的改善。

4. 企业类型的差异。根据中国工业企业数据库关于轻重企业的分类，本文将企业分为轻工业企业和重工业企业并分别回归。表 10 第 (5) — (6) 列结果显示，相较而言，RERSP 政策实施下，重工业行业样本取得了更为明显的污染减排效果。事实上，资源枯竭型地区的重工业行业作为污染物产生的重要主体之一，在 RERSP 政策实施及社会各界更为关注经济增长和生态环保协调发展的背景下，将会有着更强的压力和激励去改善其环境绩效。

表 10 贫困等级差异性与行业异质性检验结果及分析

变量	(1)非贫困县 1	(2)贫困县 1	(3)非贫困县 2	(4)贫困县 2	(5)重工业	(6)轻工业
Treat * Post	-0.251 ** (-2.24)	0.308 * (1.73)	-0.248 ** (-2.22)	0.288 * (1.67)	-0.392 *** (-3.94)	-0.053 (-0.50)
Constant	3.786 *** (5.16)	5.789 *** (3.48)	3.863 *** (5.68)	3.715 *** (5.28)	1.385 (1.38)	3.500 *** (2.76)
县级协变量	是	是	是	是	是	是
企业协变量	是	是	是	是	是	是
Observations	68215	12326	80093	77017	24072	19.822
R-squared	0.303	0.310	0.314	0.318	0.378	0.368
县级固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是

(六) 进一步讨论

1. 空间差异度。由于空气污染具备空间流动性等特点，空气污染容易对不同区域的企业产生负的外部性，因此即便某地区的企业未排污，但当地的环境质量也可能会受到其他地区企业排污的负向影响（叶金珍和安虎森，2017）。对此，本文在前面的稳健性检验的调整对照组检验中，通过删除扶助政策地区的邻近地区来实现。另外，理论上当聚类到区域—年份层面时，可以认为同年同地区不同个体之间可能会存在一定的相关性，这与空间计量的思想相类似，因此表 11 第 (1) 列和第 (2) 列分别将聚类标准误调整为城市—年份和省级—年份，可以发现，回归系数依然显著为负。

接下来进一步识别在区域中心不同监管压力下 RERSP 政策效应的空间异质性。考虑到空间计量模型（Spatial Econometric Model）对数据的基本要求为强平衡面板，本文情形并不适合采用该模

型。为此参考王雄元等（2019）、曹清峰（2020）做法，在不使用 SDID 的情况下，本文尝试测度不同阈值范围内 RERSP 政策实施所引致的空间溢出效应。具体模型设计如下：

$$\ln Eso_{2,it} = \alpha_1 + \beta_1 Treat_j * Post_{jt} + \sum_{s=30}^{300} \delta_s N_{jt}^s + X_{it} + \lambda_j + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

该模型在基准模型的基础上引入了新的控制变量 N_{jt}^s 。其中，参数 s 表示县（区）到中心地区的地理距离（单位为千米， $s > = 30$ ）^①。如果该地区为直辖市管辖，则 s 反映的是地区到直辖市中心的距离；若为地级市管辖，则为地区到地级市中心的距离。具体而言，如果在 t 年两者相距 $[s - 30, s]$ 的空间范围，那么 $N_{jt}^s = 1$ ，否则 $N_{jt}^s = 0$ 。因此， N_{jt}^s 的系数 δ_s 可以衡量 RERSP 政策在空间差异上会多大程度影响企业环境绩效，表 11 第（3）列分别汇报了当 $s = 30, 60, \dots, 300$ 时 δ_s 的相关系数，并通过比较不同阈值情形下系数大小和统计显著性来检验空间异质性。表 11 第（3）列结果表明，当某个地区距离地级市中心 0—30 千米和 120—180 千米的范围时，RERSP 政策可显著改善相关地区的环境绩效；而当距离为 30—120 千米时，则出现了污染减排效应不理想的情况。由此可见，在 RERSP 政策实施下，随着相关县（区）与地级市中心的距离发生变化，其污染排放强度也呈现出明显的空间差异变化。

进一步地，本文将 s 调整为某个地区相距省会城市或直辖市的距离，结果见表 11 第（4）列。结果表明，随着与省会或直辖市地理逐渐偏远，RERSP 政策实施带来的环境改善效应逐渐变得不显著，最后估计系数趋向于正。这也说明随着空间距离的变远，RERSP 政策实施的空间外溢效应减弱，由此对相关地区污染减排的效果也有所降低。此外，本文还将 s 设置为 50, 100, \dots , 300（见表 12），结果显示，其系数由负值逐渐向正值转变，这一变化趋势大体上与表 11 第（4）列相似，这也说明本文的回归结果是稳健的。

表 11 基于空间差异度的估计结果 I

变量	(1) 城市—年份聚类标准误	(2) 省级—年份聚类标准误	(3) 与地级市中心距离	(4) 与省会或直辖市距离
Treat * Post	-0.200 *** (-2.73)	-0.200 *** (-2.80)		
[0,30]			-0.540 *** (-3.02)	
[30,60]			0.476 *** (2.69)	-0.573 ** (-2.49)
[60,90]			0.209 (1.00)	0.196 (0.98)
[90,120]			0.836 *** (4.12)	-0.175 (-0.54)
[120,150]			-0.978 *** (-8.98)	0.119 (0.44)
[150,180]			-0.320 *** (-3.04)	0.286 (1.46)
[180,210]				0.106 (0.25)
[210,240]				0.060 (0.16)

① 选择 30KM 作为衡量标准的原因在于，通过对该指标的描述性统计发现，均值大约为 30KM。

续表

变量	(1) 城市—年份聚类标准误	(2) 省级—年份聚类标准误	(3) 与地级市中心距离	(4) 与省会或直辖市距离
[240,270]				0.210 (0.94)
县级协变量	是	是	是	是
企业协变量	是	是	是	是
县级固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是

注：列（3）和列（4）无数据部分是因为样本量不足，导致回归结果被省略。表 12 同。

表 12 基于空间差异度的估计结果 II

变量	与省会或直辖市距离
[0,50]	-0.014 (-0.02)
[50,100]	-0.136 (-0.66)
[100,150]	-0.104 (-0.38)
[150,200]	0.209 (1.06)
[200,250]	0.141 (0.45)
[250,300]	0.679 *** (6.44)
[300,350]	
[350,400]	
[400,450]	
县级协变量	是
企业协变量	是
县级固定效应	是
年份固定效应	是

2. 经济增长目标管理

长期以来，地方政府高度重视经济发展并将其作为主政的核心目标之一，上级政府会通过设立经济增长目标来激励下级政府努力提高地方经济发展绩效，从而实现“经济增长目标管理”方式（詹新宇和刘文彬，2020；徐现祥和刘毓芸，2017）。中国经济的“增长奇迹”被部分学者认为是增长目标驱动下的相应结果（詹新宇和刘文彬，2020），而经济发展活动也是污染排放的重要来源之一（彭水军和包群，2006）。因此，将经济增长目标管理纳入 RERSP 政策的效果评估中很有必要。为此，本文通过查询相关政府工作网站信息及收集 2001—2014 年的地级市政府工作报告，整理得到了政府工作报告公布的地级市经济增长目标数据。由于目前并未形成统一的方法划分增长目标的高低，因此，本文以每年地级市增长目标的均值为划分标准，大于则视为高增长目标，设置为 1，小于则为 0。

表 13 第（1）—（2）列结果表明，在 RERSP 政策实施下，位于低增长目标城市的企业的减排效果更好。进一步地，鉴于地区经济增长目标可能会受到上一年经济增长目标完成率的影响，为此

本文参考詹新宇等（2021）的做法，用上一年地区实际增长率除以上一年经济增长目标得到经济增长目标完成率，大于等于1则为完成；小于1则为未完成。表13第（3）—（6）列汇报了回归结果，结果显示，在RERSP政策实施背景下，仅上一年经济增长目标未完成并且下一年目标相对较低地区的污染减排效果更为突出。对此可能的解释为，当地方政府在本辖区经济发展不理想时可能会选择新的“目标管理”方式，一方面根据本地实际情况，设定不同于上一年的目标诉求；另一方面动员本地企业进一步配合地方发展目标规划以助其获取更好的资源配置，从而激励本地企业采取更为清洁的生产方式并助力推动地区绿色转型发展。

表13 考虑经济增长目标差异情形的实证结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	高增长目标	低增长目标	完成但高目标	完成但低目标	未完成但高目标	未完成但低目标
Treat * Post	-0.070 (-0.43)	-0.225 * (-1.80)	0.062 (0.48)	-0.116 (-0.75)	0.150 (0.45)	-0.517 * (-1.77)
Constant	5.355 *** (5.74)	3.510 *** (3.01)	4.928 *** (4.81)	2.594 ** (2.12)	5.170 ** (2.37)	12.738 ** (2.58)
县级协变量	是	是	是	是	是	是
企业协变量	是	是	是	是	是	是
Observations	30280	38663	26052	31416	4193	7205
R-squared	0.330	0.340	0.334	0.336	0.382	0.393
县级固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是

五、结论与启示

在碳达峰碳中和背景下，当“绿水青山就是金山银山”成为社会共识并逐步体现在各项规划政策文件面前，如何实现增长与减排协同发展就成为我国经济高质量发展的重要抓手。而资源枯竭型地区能否通过制度机制创新实现绿色转型发展，进而赋能其“二次创业”、焕发重生活力也成为社会关注的焦点。本文以入选资源枯竭型地区来构造准自然实验，通过交错型双重差分法，考察了具有区位导向性（place-based）特点的RERSP政策如何影响相关地区企业的污染排放强度。主要结论包括：（1）RERSP政策能有效地降低资源枯竭型地区企业的污染物排放强度；（2）RERSP政策有利于激励企业通过转型升级实现产能提升，还能通过对污染企业的选择效应来实现污染减排效果，以及激励企业加强去污设备的投入来改善环境绩效；（3）RERSP政策实施的减排效果在不同地区、行业及企业分样本间存在差异，相对而言，RERSP政策在矿业地区、位于行政区划边界的地区以及非贫困地区的污染减排效果更好；另外，与轻工业相比，RERSP政策实施对降低重工业行业的SO₂排放强度具有更为突出的效果；（4）从空间异质性来看，距离省会或直辖市渐远的地区，由RERSP政策实施所带来的污染减排效果趋于减弱；而在距离地级市中心渐远时，RERSP政策实施背景下相关地区的污染减排效果则呈现出明显的空间差异分布特征；（5）当地方政府设定的经济增长目标越高时，越不利于RERSP政策实施发挥对企业污染减排的效果；而当地区上一年的既定增长目标无法实现而后续适当调低时，在外部干预趋于减弱时，越有利于发挥RERSP政策实施对后续设定低经济增长目标地区的企业污染减排的效果。

基于以上结论，可得到如下政策启示：第一，充分发挥资源枯竭型地区扶助政策的“绿色赋能”作用，资源枯竭型地区的政府部门要转变发展观念，不仅要关注扶助政策所带来的经济面利

益,还要重视其对当地社会面或环境绩效的积极意义。在我国区域规划与发展的政策体系下,应考虑将地方环保绩效纳入资源枯竭型地区的监督考核指标中并将其作为中央转移支付资金拨付的重要参考之一。第二,资源枯竭型地区扶助政策的实施要因地制宜、精准施策,不能搞一刀切和“大水灌溉”。具体而言,对矿业城市、金属冶金城市、重工业行业等亟须推动绿色转型的对象群体,应通过奖惩机制设计,深化扶助政策的污染治理效果;对欠发达地区、经济增长状况不理想地区及边界地区,不能光靠输血或疏于管理,应坚持“授鱼”“授渔”相结合,在确保本地经济增长和就业稳定的基础上,循序渐进地稳步强化绿色转型机制,并通过先发地区的合作帮扶机制,引入资金、人才、技术等资源,补齐底子薄弱的短板。第三,通过制度机制创新,疏通扶助政策发挥作用所依赖的渠道路径。在资源枯竭型地区,通过“选择效应”即市场激励机制引导绿色产业进入,以及市场淘汰机制倒逼污染产业退出。此外,通过环保设备采用、强化绿色技术创新及优化绿色管理体系等,加强资源枯竭型地区污染企业的前端治污与末端治污,充分释放扶助政策的“增效减排”效能,助力资源枯竭型地区逐步构建起长效的、可持续的生态环境保护机制。

参考文献

- Bertrand M, Duflo E, Mullainathan S. (2004), “How Much Should We Trust Differences-In-Differences Estimates”, *Quarterly Journal of Economics*, 119 (1): pp. 249 – 275.
- Brandt L, Van Biesebroeck J, Zhang Y. (2012), “Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-Level Productivity Growth in Chinese Manufacturing”, *Journal of Development Economics*, 97 (2): pp. 339 – 351.
- Beck T, Levine R, Levkov A. (2010), “Big bad banks? The winners and losers from bank deregulation in the United States”, *The Journal of Finance*, 65 (5): pp. 1637 – 1667.
- Dou S, Zhu Y, Xu D, et al. (2023), “Ecological challenges in the economic recovery of resource-depleted cities in China”, *Journal of Environmental Management*, 333: p. 117406.
- De Chaisemartin C, d’Haultfoeuille X. (2020), “Two-Way Fixed Effects Estimators with Heterogeneous Treatment Effects”, *American Economic Review*, 110 (9): pp. 2964 – 2996.
- Hadlock C J, Pierce J R. (2010), “New Evidence on Measuring Financial Constraints: Moving beyond the KZ Index”, *Review of Financial Studies*, 23 (5): pp. 1909 – 1940.
- Holladay J S, LaPlue III L D. (2021), “Decomposing Changes in Establishment-level Emissions with Entry and Exit”, *Canadian Journal of Economics*, 54 (3): pp. 1046 – 1071.
- Liu Q, Lu Y. (2015), “Firm Investment and Exporting: Evidence from China’s Value-added Tax Reform”, *Journal of International Economics*, 97 (2): pp. 392 – 403.
- Melitz M J, Polanec S. (2015), “Dynamic Olley-Pakes productivity decomposition with entry and exit”, *The Rand Journal of Economics*, 46 (2): pp. 362 – 375.
- Sun L, Abraham S. (2021), “Estimating Dynamic Treatment Effects in Event Studies with Heterogeneous Treatment Effects”, *Journal of Econometrics*, 225 (2): pp. 175 – 199.
- 陈登科 (2020):《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》,《经济研究》第12期,第98—114页。
- 陈硕、陈婷 (2014):《空气质量与公共健康:以火电厂二氧化硫排放为例》,《经济研究》第8期,第158—169页。
- 陈少强、刘婉莹、姜楠楠 (2023):《资源型城市财政政策的降碳效应研究》,《地方财政研究》第7期,第15—27页。
- 蔡宏波、钟超、韩金镛 (2021):《交通基础设施升级与污染型企业选址》,《中国工业经济》第10期,第136—155页。
- 曹清峰 (2020):《国家级新区对区域经济增长的带动效应——基于70大中城市的经验证据》,《中国工业经济》第7期,第43—60页。

冯东梅、高婷（2023）：《碳排放约束下资源枯竭型城市韧性效率评估——基于 MinDS 超效率模型和 GML 指数》，《环境保护》第 13 期，第 35—41 页。

高翔、何欢浪（2021）：《清洁生产、绿色转型与企业产品质量升级》，《统计研究》第 7 期，第 64—75 页。

蒋为、张明月、吉萍（2022）：《中国工业污染排放的企业动态分解：技术进步、资源配置与选择效应》，《数量经济技术经济研究》第 12 期，第 153—172 页。

李青原、肖泽华（2020）：《异质性环境规制工具与企业绿色创新激励——来自上市企业绿色专利的证据》，《经济研究》第 9 期，第 192—208 页。

李坤望、蒋为（2015）：《市场进入与经济增长——以中国制造业为例的实证分析》，《经济研究》第 5 期，第 48—60 页。

彭水军、包群（2006）：《中国经济增长与环境污染——基于广义脉冲响应函数法的实证研究》，《中国工业经济》第 5 期，第 15—23 页。

宋德勇、李项佑、李超（2020）：《资源枯竭城市转移支付对绿色技术创新的影响——赋能激励抑或政策陷阱》，《工业技术经济》第 11 期，第 19—27 页。

宋洋、朱道林、徐阳等（2023）：《中国资源枯竭型城市政策扶持对工业用地利用效率的影响》，《中国土地科学》第 5 期，第 90—100 页。

苏丹妮、盛斌（2021）：《服务业外资开放如何影响企业环境绩效——来自中国的经验》，《中国工业经济》第 6 期，第 61—79 页。

孙天阳、陆毅、成丽红（2020）：《资源枯竭型城市扶助政策实施效果、长效机制与产业升级》，《中国工业经济》第 7 期，第 98—116 页。

万攀兵、杨晁、陈林（2021）：《环境技术标准何以影响中国制造业绿色转型——基于技术改造的视角》，《中国工业经济》第 9 期，第 118—136 页。

王杰、刘斌（2014）：《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》，《中国工业经济》第 3 期，第 44—56 页。

王雄元、卜落凡（2019）：《国际出口贸易与企业创新——基于“中欧班列”开通的准自然实验研究》，《中国工业经济》第 10 期，第 80—98 页。

徐现祥、刘毓芸（2017）：《经济增长目标管理》，《经济研究》第 7 期，第 18—33 页。

徐妍、郑冠群、沈悦（2022）：《地方政府环境治理目标约束强度与绿色经济效率》，《中国经济问题》第 6 期，第 165—177 页。

姚君、任中贵（2022）：《“十四五”时期资源型城市转型绩效考评体系构建研究》，《理论探讨》第 4 期，第 174—178 页。

叶金珍、安虎森（2017）：《开征环保税能有效治理空气污染吗》，《中国工业经济》第 5 期，第 54—74 页。

余林徽、马博文（2022）：《资源枯竭型城市扶持政策、制造业升级与区域协调发展》，《中国工业经济》第 8 期，第 137—155 页。

曾贤刚、段存儒（2018）：《煤炭资源枯竭型城市绿色转型绩效评价与区域差异研究》，《中国人口·资源与环境》第 7 期，第 127—135 页。

詹新宇、刘文彬（2020）：《中国式财政分权与地方经济增长目标管理——来自省、市政府工作报告的经验证据》，《管理世界》第 3 期，第 23—39 页。

詹新宇、刘文彬（2021）：《税收分成对经济增长目标管理的激励效应》，《税务研究》第 4 期，第 128—133 页。

张莹、陈涛峰、陈洪波等（2022）：《扶持政策对资源枯竭型城市高质量发展的促进效果》，《中国人口·资源与环境》第 5 期，第 46—56 页。

张文忠、余建辉（2023）：《中国资源型城市转型发展的政策演变与效果分析》，《自然资源学报》第 1 期，第 22—38 页。

郑文含（2019）：《绿色发展：资源枯竭型城市转型路径探索——基于徐州市贾汪区的实证》，《现代城市研究》第 4 期，第 100—105 页。

周茂、陆毅、杜艳等（2018）：《开发区设立与地区制造业升级》，《中国工业经济》第 3 期，第 62—79 页。

The Road to Nirvana and Rebirth: Green Empowerment of Supportive Policies in Resource-exhausted Regions

CHEN Xiuying¹, LIU Sheng²

(1. School of Economics and Trade, Guangdong University of Finance, Guangzhou 510521, China;

2. Institute of Studies for the Greater Bay Area, Guangdong University of Foreign Studies, Guangzhou 510006, China)

Abstract: Whether location-oriented aid policies are “growth poverty trap” or “thrust for rebirth” to resource-exhausted regions remains unclear. Based on the view of green transformation, this paper matches the Chinese industrial enterprise database, industrial enterprise pollution database, constructs a quasi-natural experiment based on the support policies of resource-exhausted regions, and uses the staggered DID method to identify the impact of RERSP on the pollution emission intensity of enterprises. The reliability of conclusion has been confirmed by adjusting the control group, applying PSM-DID method, and resolving the potential bias of the heterogeneous treatment effects in the staggered DID method. The RERSP can significantly improve environmental performance of enterprises. Mechanism analysis shows that RERSP can help manufacturing enterprises to increase production capacity through upgrading, achieve emission reduction effect by optimizing the selection effect of polluters, and encourage enterprises to strengthen investment in sulfur removal equipment to improve environmental performance. Heterogeneity analysis shows that in the sub-samples of regions with mineral resources, regions located in national borders, coastlines and provincial boundaries, non-poor counties and heavy industry enterprises, RERSP shows better emission reduction effect. Furthermore, from the spatial dimension, the more distant the county is from the provincial capital, the weaker the effect of RERSP on enterprises’ emission reduction. In addition, as the distance between counties and prefecture-level city centres becomes longer, the pollution emission intensity under the implementation of the RERSP shows a distribution characteristic of “decrease-increase-decrease”. In terms of target expectations, when the local government sets a lower economic growth target, the role of RERSP is more conducive, especially for areas where the regional growth target has not been completed in the previous year and adjust appropriately lower in the next year, this effect is more prominent. In the context of ecological civilization construction, this paper can theoretically answer how the aid-oriented location-oriented policies stimulate the green transformation potential in resource-depleted areas, and show policy implications for targeted stimulation of the green transformation vitality of resource-exhausted regions.

Key Words: resource-exhausted regions; corporate environmental performance; staggered DID method; new quality productive forces

责任编辑：朱守先