

# “省直管县”财政体制改革有利于打赢 蓝天保卫战吗？\*

## ——基于县域空气质量的研究

田雅群<sup>1</sup> 何广文<sup>2</sup> 范亚辰<sup>3</sup> 刘昶<sup>3</sup>

**摘要：**财政分权助推了中国经济快速增长，也引发了社会各界对政府环境治理责任的关注。本文以财政分权理论为依据，将“省直管县”财政体制改革视为一次准自然实验，选取2004—2019年1649个县（市、区）为样本，使用渐进双重差分方法估计了“省直管县”财政体制改革对县域空气质量的影响。研究发现：第一，相较于非改革试点县（市、区），改革试点县（市）在经历“省直管县”财政体制改革后，其雾霾浓度显著降低；在经过一系列稳健性检验后，该结论依旧成立；第二，“省直管县”财政体制改革对县域空气质量的改善作用主要体现在强市下辖县（市）、强县（市）以及明确了省县（市）财税分成和财政支出责任的改革试点县（市）；第三，从路径机制上看，“省直管县”财政体制改革主要通过优化产业结构和改变财政支出偏向推动实现改革试点县（市）空气质量改善。

**关键词：**“省直管县” 财政体制改革 空气质量 渐进双重差分法

**中图分类号：**F832.1；X513 **文献标识码：**A

### 一、引言

保障空气质量既是打赢蓝天保卫战的重中之重，也是实现县域绿色发展的重要环节。然而，空气治理是一项长期、艰巨、复杂的工作，要达到预期效果任重道远。大量研究表明，地方政府治理结构是影响空气质量的重要因素（陈诗一和陈登科，2018）。具有良好治理结构的政府能够兼顾“经济人”与“公共物品提供者”的双重身份（姚鹏等，2022），实现经济发展目标与环境保护目标的有效

---

\*本文研究得到国家自然科学基金面上项目“股权和控制权的非对称配置对农村商业银行风险的影响及政策选择”（编号：72173121）、国家自然科学基金应急管理项目“金融支持乡村振兴的政策创新研究”（编号：72141003）和中国社会科学院青年科研基金项目“县域财政压力对农村商业银行风险的影响”（编号：2023YQNQD029）的资助。感谢匿名审稿专家提出的宝贵意见，文责自负。

兼容。2004年，“省直管县”<sup>①</sup>财政体制改革以试点形式推进；2022年，《国务院办公厅关于进一步推进省以下财政体制改革工作的指导意见》（国办发〔2022〕20号），进一步要求加快推进“省直管县”财政体制改革<sup>②</sup>。作为一项优化政府治理结构的改革，“省直管县”财政体制改革能够通过简化政府财政级次来提升下级政府的财权，缓解下级政府财权与事权不匹配的矛盾。那么，“省直管县”财政体制改革对县域空气质量能否产生影响？如果能，其影响的内在机理和作用路径是什么？厘清上述问题，对于未来进一步优化基层财政制度和推动县域绿色发展均具有重要现实意义。

现有关于财政分权与环境治理的研究主要集中在两个方面。第一，探讨污染治理责任是由中央政府承担还是地方政府承担。Peacock and Scott（2000）认为，大部分环境政策的影响局限在某一地理区域内，辖区内环境治理收益由本辖区居民享有，因此环境治理工作应由地方政府负责。Oates（2002）基于地方性公共物品收益和成本内部化的考虑，认为本地环境污染应该由污染源所在的基层政府负责，但也提出跨地区的环境污染治理需要中央政府干预。第二，讨论财政分权与环境治理的关系是“逐顶竞争”还是“逐底竞争”<sup>③</sup>。部分学者认为，财政分权与环境治理之间呈现出“逐顶竞争”的关系。这是因为，财政分权缓解了地方政府开展环境治理的财政约束（汪克亮等，2021），地方政府可以根据本辖区居民的需求与偏好改善环境质量（王东和李金叶，2022）。张华（2020）的研究表明，财政分权时间越长，逐顶竞争带来的环境改善作用越明显。也有学者认为，财政分权会导致环境治理的“逐底竞争”。这是因为，地方政府可能会为了吸引具有良好发展前景的企业（Kim and Wilson，1997）来增加就业机会（Kunze and Shogren，2007）或税收（王小龙和陈金皇，2020），从而选择降低环保标准（蔡嘉瑶和张建华，2018）。

通过梳理已有研究，本文认为有关财政分权与环境治理之间关系的研究仍有进一步拓展的空间。从研究范围看，已有研究主要集中在省级层面，鲜有对县级层面的研究。在分税制改革明确划分了中央与省级财政收支权限之后，基于省级层面数据研究财政分权没有政策异议，加之省级层面数据统计规范、容易获得，使得财政分权与环境治理之间关系的研究主要集中在省级层面。虽然“省直管县”财政体制改革划分了改革试点县（市）财政收支的财权和事权，但由于“省直管县”财政体制改革的时间晚于分税制改革近十年，加上各省享有改革自主权导致改革内容不一，以及县级层面数据获取难度较大等问题，鲜有针对县级层面的相关研究。从研究领域看，既有文献主要探讨了财政分权对非外

<sup>①</sup>“省直管县”体制是指地级市对县（市）不再直接管理，县（市）由省直接管理，内容涉及经济管理权限、人事管理权限、财权和社会管理权限四个方面。“省直管县”改革的三种形式：扩权强县、财政体制改革和行政体制改革。本文主要研究财政体制改革对县域空气质量的影响。

<sup>②</sup>参见《国务院办公厅关于进一步推进省以下财政体制改革工作的指导意见》，[http://www.gov.cn/gongbao/content/2022/content\\_5697973.htm](http://www.gov.cn/gongbao/content/2022/content_5697973.htm)。

<sup>③</sup>地方政府围绕环境绩效指标展开模仿的策略互动行为时，其竞争效应分为“逐顶竞争”和“逐底竞争”。“逐顶竞争”是指一方加强环境规制，另一方也随之加强环境规制，是一种良性竞争；“逐底竞争”是指一方放松环境规制，另一方也随之放松环境规制，是一种恶性竞争。

溢性污染物（固体废弃物）和单向外溢性污染物（废水）的影响，在一定程度上忽略了财政分权对双向外溢性污染物（大气污染）的影响。相较于非外溢性污染物和单向外溢性污染物，大气污染作为双向外溢性污染物，其扩散性使得大气治理需要各级政府协同配合。此外，虽然有少量文献探究了政府治理结构改革对空气质量的影响，但有关政府治理结构改革的分析聚焦于经济分权或扩权强县改革（王小龙和陈金皇，2020；余锦亮，2022），相对忽视了财政体制改革的影响。

鉴于此，本文创新性地以县域空气质量为切入点，考察“省直管县”财政体制改革对双向外溢性污染物的影响。这既是对以往理论研究的丰富和拓展，也有助于进一步深化财政体制改革，因此具有较强的理论意义和现实意义。

## 二、政策背景和理论分析

### （一）政策背景

在中国五级政府治理模式中，上级政府依托行政发包制<sup>①</sup>将社会经济建设的权力和责任统一发包给下级政府。因此，在实践中，县级政府实质上承担了各上级政府逐级下放的事权和责任。但是，长期以来，县级政府面临财权与事权不匹配的困境，在一定程度上制约了其工作效率和服务地方发展的能力（韩奇，2021）。1994年分税制改革明确界定了中央和地方政府的财政收支范围，赋予省级政府对辖区内地方政府财政收支划分的自主权限；省级政府参照“中央—省”财权事权划分情况，明确了“省—地级市”间的财政收支责任，并赋予地级市政府对县级政府的财政分配权。因此，分税制改革从制度上进一步明确了县级财政收归市级管辖，强化了“市管县”的基层行政治理体系。然而，“市管县”的行政治理体系存在明显弊端，在财税分成、转移支付等方面存在“市刮县、市卡县”现象。“市管县”体制存在的“财政漏斗”“权力漏斗”和“效率漏斗”效应进一步加剧了县级政府的财权与事权不匹配矛盾（谭之博等，2015）。

在这样的形势下，一些省份开始试点改革辖区内财政管理体制，明确改革试点县（市）在收支划分、转移支付、预决算等方面直接与省政府联系，不再经过地级市政府。“省直管县”财政体制改革的目的是通过减少地方财政层级提升县级政府的财权，缓解因市级对县级财政“盘剥”和“占用”所造成的县级财权与事权不匹配困境。这一改革始于2004年安徽省、湖北省、江西省和河南省开展的尝试，2009年以后逐步在其他各省铺开。截至2019年底，“省直管县”财政体制改革试点县（市）共1084个，占全国县级行政区数量的57.62%。

### （二）理论分析与假说提出

公共选择理论认为，地方政府在配置财政资金这一公共资源时不会主动地追求公共利益，而是倾向于将财政资源优先配置给能为自身带来更多利益的行业和部门，以实现自身利益最大化（于之倩和李郁芳，2015）。2003年“科学发展观”提出以来，政府承担的环保责任越来越重，环境质量在政府

<sup>①</sup>周黎安（2004）把企业理论中的“发包制”引入政府治理领域，提出了“行政发包制”的概念。“行政发包制”强调行政组织边界之内的“内部发包制”，即在一个统一的权威之下，在上级与下级之间嵌入了发包的关系。

绩效考核中的重要性越来越强，因此，节能环保支出在财政支出中的占比呈增加趋势（张彩云和陈岑，2018）。尤其是党的十八大以来，大气污染防治逐渐成为各级政府环境治理的重要组成部分，大气污染防治支出在财政污染防治支出中的比例更是升至首位<sup>①</sup>。按照“省直管县”财政体制改革的相关规定，省政府享有划分改革试点县（市）财权的决定权。为满足中央政府环保考核要求以及官员晋升需要，省政府无疑倾向于将大气污染防治等环保领域支出作为县级政府财政支出的重要领域，同时将其作为划分改革试点县（市）财政预算规模的参考依据，从而形成对改革试点县（市）的财政激励（后小仙等，2018）。相应地，“省直管县”财政体制改革不仅改善了改革试点县（市）的财政收入状况，使其更有能力承担环保支出责任，而且提高了改革试点县（市）在财政支出上的“自由裁量权”。为了获得更多的财政激励，改革试点县（市）政府会尽可能与省级政府政策导向保持一致，增加大气污染防治等环保领域的支出，改善辖区空气质量。据此，本文提出假说 H1。

H1：“省直管县”财政体制改革有助于改善改革试点县（市）空气质量。

“省直管县”财政体制改革直接或间接促进改革试点县（市）产业结构升级。一方面，“省直管县”财政体制改革通过税收优惠政策主动引导产业结构升级。“省直管县”财政体制改革实施后，改革试点县（市）对消费税、增值税和营业税的分享比例或返还基数得到了提高，而营业税和消费税主要对第三产业征收。故而，改革试点县（市）政府为获得更高的税收分享比例或返还基数，倾向于加大第三产业发展力度，主动引导辖区内产业结构升级。另一方面，“省直管县”财政体制改革加剧了改革试点县（市）与非改革试点县（市、区）之间的竞争。为扩大税基，改革试点县（市）倾向于降低企业实际税率以强化对流动资源的吸引，导致税率占优的改革试点县（市）产生企业集聚效应。企业向改革试点县（市）“税收洼地”的集聚导致同质企业竞争加剧，促进产业结构升级（关爱萍等，2017），而产业结构升级可以改善大气污染状况（韩国高和陈庭富，2022）。一是由于官员政绩考核不再单纯以经济增长为依据，环境污染问题被列为干部晋升考核的重要依据，改革试点县（市）在推动产业结构升级时，通过设置环保门槛、收取排污费和给予绿色补贴等方式，促进改革试点县（市）空气质量改善。二是改革试点县（市）企业享受的税收优惠本质上降低了企业的生产成本，使其有更多资金用于创新活动，以应对产业结构升级中的企业竞争。而产业结构升级过程中的创新行为能改造原有的高能耗、低效率的生产工艺流程，减少生产过程中污染物排放，进而降低大气污染物排放量（董直庆等，2014）。据此，本文提出假说 H2。

H2：“省直管县”财政体制改革通过优化产业结构，改善改革试点县（市）空气质量。

资本、劳动力等流动性强的要素是经济发展的必备资源，掌握此类要素的主体通常会要求地方政府增加公共物品供给（Heine, 2006）。“省直管县”财政体制改革实施后，改革试点县（市）拥有财政支出的“自由裁量权”。为了竞争上述流动性要素并强化此类要素对改革试点县（市）的锁定效应，改革试点县（市）与非改革试点县（市、区）在公共品供给方面将展开策略性的财政支出竞争，具体

<sup>①</sup>以“十三五”时期“211 节能环保支出”项下的“21103 污染防治”支出为例，大气污染防治支出 974 亿元、水污染防治支出 783 亿元、土壤污染防治支出 285 亿元。不难发现，大气污染防治支出占污染防治支出比例最高。

表现为将原有财政支出策略<sup>①</sup>转变为经济高质量发展下的绿色财政支出策略（李涛和刘思玥，2018）。在绿色财政支出方面，与水污染、土壤污染相比，大气污染具有“全覆盖性”且更易于观察和识别，易引发较高的社会关注（黎文靖和郑曼妮，2016）。这意味着，加大大气污染防治力度有利于改革试点县（市）获得更广泛的社会认可，从而增强流动性要素对改革试点县（市）的锁定效应。因此，改革试点县（市）将大气污染防治支出作为绿色财政支出策略的重点支出方向，空气质量随之得以改善。据此，本文提出假说 H3。

H3：“省直管县”财政体制改革促使改革试点县（市）增加大气污染防治支出，从而改善空气质量。

### 三、研究设计

#### （一）模型设定

由于各省推进“省直管县”财政体制改革试点的时间不一，即这一改革呈现出渐进性的特征，本文参考韦东明等（2021）的研究，构建渐进双重差分模型对“省直管县”财政体制改革的政策效果进行评估。模型设定如下：

$$air\_quality_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 treat_{it} + \alpha_i control_{it} + trend_t + \lambda_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

（1）式中： $i$ 和 $t$ 分别代表县域和年份； $air\_quality_{it}$ 表示空气质量； $treat_{it}$ 为“省直管县”财政体制改革的虚拟变量； $control_{it}$ 为控制变量，包括人均财政支出、人口密度、教育环境、人均地区生产总值、工业产值、农业现代化水平、平均气温和平均气压等； $trend_t$ 表示时间趋势； $\lambda_i$ 和 $\eta_t$ 分别表示县域和年份固定效应； $\varepsilon_{it}$ 表示随机扰动项。

此外，本文设定以下中介效应模型来考察“省直管县”财政体制改革对空气质量的影响机制：

$$M_{it} = \delta_0 + \delta_1 treat_{it} + \delta_i control_{it} + trend_t + \lambda_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$air\_quality_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 treat_{it} + \alpha_2 M_{it} + \alpha_i control_{it} + trend_t + \lambda_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

（2）、（3）式中： $M_{it}$ 表示中介变量，即产业结构和节能环保支出<sup>②</sup>占比。其中，产业结构用第三产业增加值占第二产业增加值的百分比表示（张华，2020），节能环保支出占比用县级节能环保支出占一般公共预算支出的百分比表示。

#### （二）数据来源

本文对2646个县（市、区）数据进行处理后，最终选取1649个县（市、区）作为研究对象。具体处理如下：一是由于北京市、上海市、重庆市、天津市下辖县（市、区）的行政等级比普通县（市、区）高，本文删除了上述四大直辖市下辖县（市、区），以减轻政治层级对回归结果的干扰。二是海南省和宁夏回族自治区在建省（自治区）之初就实行了“省直管县”的财政体制，浙江省自1983年后一直实行“省直管县”财政体制，且这一体制至今未变。故而，本文删除了海南省、宁夏回族自治区

<sup>①</sup>原有财政支出策略是指当片面追求经济增长时，将无外部性或外部性较弱的领域作为财政支出重点的支出策略。

<sup>②</sup>财政数据只公开披露至二级科目“节能环保支出”，“大气污染防治支出”包含在“节能环保支出”科目下。

区和浙江省下辖县（市、区）的样本。三是由于西藏自治区样本缺失、新疆维吾尔自治区建设兵团管理具有特殊性，故删除这两个自治区下辖县（市、区）的样本。四是在“省直管县”财政体制改革推进过程中，由于辽宁省绥中县、昌图县，广西壮族自治区南宁市、柳州市、北海市、钦州市和防城港市的下辖县（市、区）存在取消财政“省直管县”的情况，故本文删除这些样本。

经过上述样本处理后，最终纳入回归模型的样本有 1649 个县（市、区）。课题组收集整理了这 1649 个县（市、区）2004—2019 年的数据，组成非平衡面板，共计 27069 个观测值。其中：改革试点县（市）数量为 896 个，占样本总数的 54.34%；非改革试点县（市、区）的数量为 753 个，占比为 45.66%。“省直管县”名单来源于各省政府发布的相关文件；人均财政支出、人口密度、教育环境、人均地区生产总值、工业产值、农业现代化水平数据来源于《中国县域统计年鉴》（2005—2020 年，历年）、《中国县（市）社会经济统计年鉴》（2005—2020 年，历年）和各县（市、区）《国民经济与社会发展公报》（2004—2019 年，历年）；平均气温、平均气压数据来自《中国气象年鉴》（2005—2020 年，历年）；空气质量数据来源于美国国家航空航天局官网<sup>①</sup>。

### （三）变量选取

1. 被解释变量。本文模型的被解释变量为县域空气质量，用县域  $PM_{2.5}$  浓度衡量。参考韦东明等（2022）的研究，本文以美国国家航空航天局卫星测量的气溶胶光学厚度数据为基础，应用 ArcGIS 软件，采用双线性插值法将气溶胶光学厚度的经纬度栅格数据提取到指定县（市、区），最终获得中国各县域年度地表  $PM_{2.5}$  浓度的年平均值。

2. 核心解释变量。本文参考王小龙和陈金皇（2020）的研究思路，设置核心解释变量  $treat_{it}$ 。若  $i$  县（市、区）在第  $t$  年已经实施“省直管县”财政体制改革，则取值为 1；反之，则取值为 0。

3. 中介变量。本文模型的中介变量包括两个：一是产业结构，用第三产业增加值占第二产业增加值的百分比表示；二是节能环保支出占比，用县级节能环保支出占一般公共预算支出的百分比表示。

4. 控制变量。本文参考王文龙（2022）的研究，选取人均财政支出、人口密度、教育环境、人均地区生产总值、工业产值、农业现代化水平、平均气温和平均气压作为模型的控制变量。其中，人均财政支出用一般公共预算支出额与县（市、区）总人口数的比值衡量；人口密度用县（市、区）总人口数与县（市、区）行政区划面积的比值衡量；教育环境用县（市、区）中小學生数量占县（市、区）总人口的比重衡量；人均地区生产总值用县（市、区）国内生产总值与县（市、区）总人口的比值衡量；工业产值以县（市、区）第二产业增加值衡量；农业现代化水平用县（市、区）农业机械总动力衡量；平均气温用县（市、区）年平均气温衡量；平均气压用县（市、区）年平均气压衡量。

相关变量的说明和描述性统计如表 1 所示。

<sup>①</sup>数据来源：美国国家航空航天局，<https://disc.gsfc.nasa.gov/datasets>。

表 1 变量说明与描述性统计

变量	变量说明	观测值	均值	标准差
空气质量	PM <sub>2.5</sub> 浓度（微克/每立方米）	27069	42.49	22.06
“省直管县”财政体制改革	改革试点县（市）=1，非改革试点县（市、区）=0	27069	0.45	0.29
产业结构	第三产业增加值/第二产业增加值（%）	14898	62.24	0.11
节能环保支出占比	节能环保支出/一般公共预算支出（%）	8102	2.67	0.11
人均财政支出	一般公共预算支出额/县（市、区）总人口数（万元/人）	27069	0.30	0.45
人口密度	县（市、区）总人口数/县（市、区）行政区划面积（人/平方千米）	27069	138.00	78.98
教育环境	县（市、区）中小學生数量/县（市、区）总人口（%）	27069	14.04	0.04
人均地区生产总值	县（市、区）地区生产总值/县（市、区）总人口数（万元/人）	27069	8.39	1.68
工业产值	第二产业增加值（亿元）	14898	67.55	11.97
农业现代化水平	农业机械总动力（万千瓦）	23138	41.99	12.90
平均气温	县（市、区）年度平均温度（摄氏度）	27069	14.00	12.19
平均气压	县（市、区）年度平均温度（千帕）	27069	101.32	22.37

注：2007年及之前年份因统计数据披露不全，导致第二产业增加值和第三产业增加值数据缺失较多；县（市、区）级“211节能环保支出”科目未完全公开披露，导致该数据缺失较多。

#### 四、实证结果与分析

##### （一）平行趋势检验

使用渐进双重差分法的前提是“省直管县”财政体制改革试点县（市）和非改革试点县（市、区）通过平行趋势检验，即在推行“省直管县”财政体制改革之前，改革试点县（市）与非改革试点县（市、区）的空气质量不具有明显差异。本文借鉴 Jacobson et al.（1993）的做法，采用事件分析法开展平行趋势检验。具体模型形式如下：

$$air\_quality_{it} = \beta_0 + \sum_{t=-4}^5 \beta_k D_{it} + \beta_i control_{it} + trend_t + \lambda_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (t \neq 0) \quad (4)$$

（4）式中： $D_{it}$ 代表“省直管县”财政体制改革的虚拟变量，若*i*县（市、区）在第*t*年实施了“省直管县”财政体制改革，则取值为1，反之取0。改革实施当年为基期，即*t* = 0，基期不进入回归模型。由于“省直管县”改革的推进是渐进性的，考虑到改革实施前4年和后5年的数据较少，为了获得更多共同数据区间，本文参考王锋和葛星（2022）的做法，将改革实施前4年的数据归并到第-4期，改革实施后5年的数据归并到第5期。根据平行趋势检验结果<sup>①</sup>，在“省直管县”财政体制改革实施前，

<sup>①</sup>因版面有限，没有列出平行趋势检验结果，感兴趣的读者可向作者索要。

处理组与控制组的空气质量水平与基期不存在显著差异，即满足平行趋势假设。

### （二）基准回归结果

基准回归结果如表 2 所示。“省直管县”财政体制改革变量在 1% 的统计水平上显著且回归系数为负，表明“省直管县”财政体制改革显著降低了 PM<sub>2.5</sub> 浓度，即“省直管县”财政体制改革有助于改善县域空气质量，假说 H1 得到验证。“省直管县”财政体制改革的估计系数为-4.8371，表明在其他条件不变的情况下，改革试点县（市）的 PM<sub>2.5</sub> 浓度比非改革试点县（市、区）平均降低 4.8371 微克/立方米。由于样本县域 PM<sub>2.5</sub> 浓度的均值约为 42.49 微克/立方米，因此，这一估计系数还表明“省直管县”财政体制改革促进雾霾污染水平降低 11.38%。

表 2 “省直管县”财政体制改革影响县域空气质量的基准回归结果

变量	被解释变量：空气质量	
	系数	聚类稳健标准误
“省直管县”财政体制改革	-4.8371***	1.2031
人均财政支出	-0.0162***	0.0037
人口密度	0.4259	2.6954
教育环境	-0.0079*	0.0041
人均地区生产总值	0.0001	0.0001
工业产值	0.0097	0.0591
农业现代化水平	0.1126***	0.0154
平均气温	0.0002	0.0005
平均气压	-0.0037***	0.0009
常数项	37.1348***	2.4845
县域固定效应	已控制	
年份固定效应	已控制	
时间趋势	已控制	
R <sup>2</sup> 值	0.4650	
观测值数	14887	

注：①\*和\*\*\*分别表示 10%和 1%的显著性水平。②聚类稳健标准误是县级层面聚类的稳健标准误。

### （三）内生性检验

为了避免空气质量对“省直管县”财政体制改革试点县（市）的选择产生反向因果干扰，本文参考韦东明等（2021）的思路，以县（市、区）到所属地级市距离与所属省份是否实施“省直管县”改革的交叉项作为工具变量。一方面，地理距离是影响某县（市、区）能否成为“省直管县”财政体制改革试点县（市）的重要因素（刘勇政等，2019）。韦东明等（2021）认为，下辖县（市、区）到所属地级市的距离决定了两者之间的市场一体化程度，某下辖县（市、区）到所属地级市距离越近，说明市场一体化程度越高，该下辖县（市、区）越不可能成为“省直管县”财政体制改革试点县（市）。因此，地理距离满足工具变量的相关性要求。另一方面，地理距离具有天然的外生属性，满足工具变量的外生性要求。内生性检验结果表明，第一阶段回归中，工具变量在 1% 的水平上显著且回归系数



为正，系数为0.0655（见表3）。这意味着，在某省决定实施“省直管县”财政体制改革的情况下，若某下辖县（市、区）到所属地级市的距离增加1个单位，那么该县（市、区）进入改革试点范围的概率将提高6.55个百分点，从而验证了工具变量的相关性。在第二阶段回归中，本文进行工具变量的不可识别检验和弱工具变量检验，结果发现，Kleibergen-Paap rk LM 统计量在5%的水平上显著，表明通过了不可识别检验；Cragg-Donald Wald F 统计量大于10，表明通过了弱工具变量检验。“省直管县”财政体制改革变量显著且回归系数为负，与前文的结论一致，说明“省直管县”财政体制改革有助于改善改革试点县（市）的空气质量。

表3 “省直管县”财政体制改革影响县域空气质量的内生性检验结果

变量	第一阶段 (被解释变量：“省直管县” 财政体制改革)		第二阶段 (被解释变量：空气质量)	
	系数	聚类稳健标准误	系数	聚类稳健标准误
市县距离×“省直管县”财政体制改革	0.0655***	0.0201	-3.2288*	1.8704
“省直管县”财政体制改革				
控制变量	已控制		已控制	
县域固定效应	已控制		已控制	
年份固定效应	已控制		已控制	
时间趋势	已控制		已控制	
F 值	26.8000	(0.0000)		
R <sup>2</sup> 值	0.3672		0.7113	
不可识别检验			5.961**	(0.0146)
弱工具变量检验			10.6400	
观测值数	14887		14887	

注：①\*和\*\*\*分别表示10%和1%的显著性水平；②括号中的数值为p值；③聚类稳健标准误是县级层面聚类的稳健标准误；④不可识别检验和弱工具变量检验分别报告了Kleibergen-Paap rk LM 统计量和Cragg-Donald Wald F 统计量；⑤控制变量同表2。

#### （四）稳健性检验

1. 剔除非同一行政级别县（市、区）的影响。在中国行政体制下，行政等级更高的城市（例如省会城市和计划单列市）天然对各种资源具有虹吸效应。因此，样本中含有省会城市或计划单列市下属县域可能导致同一省域内样本层级不对等。为了排除上述特殊样本对结果产生的干扰，本文尝试剔除省会城市下辖县（市、区）与计划单列市下辖县（市、区）的样本后重新进行回归（见表4）。结果显示，“省直管县”财政体制改革变量依旧显著且系数为负，与基准回归结论保持一致。

“省直管县”财政体制改革有利于打赢蓝天保卫战吗？

表4 剔除非同—行政级别县（市、区）影响后的回归结果

变量	被解释变量：空气质量
“省直管县”财政体制改革	-1.2187*** (0.0352)
县域固定效应	已控制
年份固定效应	已控制
时间趋势	已控制
R <sup>2</sup> 值	0.6954
观测值数	14612

注：①\*\*\*表示1%的显著性水平；②括号内数字为县级层面聚类的稳健标准误；③控制变量同表2。

2.考虑同期环保政策的影响。自2006年起，中央政府开始加强环境治理力度并出台了一系列环保政策。本文关注的“省直管县”财政体制改革与部分环保政策存在时间和区域上的重合，这可能干扰回归结果，因此需排除同期环保政策的影响。首先，《国务院关于印发全国主体功能区规划的通知》（国发〔2010〕46号）对全国主体功能区进行了划分，并要求加大对重点生态功能区的均衡性转移支付力度。基于此，本文删除436个县级重点生态功能区样本并重新回归。其次，《国务院关于印发大气污染防治行动计划的通知》（国发〔2013〕37号）关注的大气污染防治与本文关注的空气质量高度一致。为了排除该政策对回归结果造成的影响，本文删除了2013年之后的样本并重新回归。再次，《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》（发改办气候〔2011〕2601号）同意在北京市、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，碳排放权交易市场明确了总量控制、配额分配、重点排放单位纳入标准和国家核证自愿减排量，这激励企业制订合理的碳排放计划（余锦亮，2022），降低对空气质量的影响。为了排除碳排放权交易试点政策的影响，本文删除了广东省和湖北省的样本并重新回归。最后，由于上述环保政策实施时间不一致，为精准验证“省直管县”财政体制改革对县域空气质量的影响与同期环保政策的相关性，本文删除所有受到上述环保政策影响的样本并重新回归。不难发现，“省直管县”财政体制改革变量显著且系数为负，与基准回归结论保持一致（见表5）。

表5 剔除同期环保政策影响后的回归结果

变量	被解释变量：空气质量			
	删除“重点生态功能区”样本	删除大气污染防治行动计划实施后的样本	删除碳排放权交易市场所在地样本	删除所有受到同期环保政策影响的样本
“省直管县”财政体制改革	-5.0784*** (1.2681)	-5.1708*** (1.3112)	-2.4557** (1.1494)	-2.6051** (1.0581)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
县域固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
时间趋势	已控制	已控制	已控制	已控制
R <sup>2</sup> 值	0.4409	0.4555	0.5744	0.4211

表 5 (续)

观测值数	11031	6984	12735	6759
------	-------	------	-------	------

注：①\*\*\*和\*\*分别表示 1%和 5%的显著性水平；②括号内数字为县级层面聚类的稳健标准误；③控制变量同表 2。

3.考虑空间溢出效应的影响。空气具有流动性，故而空气质量可能具有空间外溢效应。同时，不同地方政府之间存在竞争关系，地方政府基于自利性考量，将减少对边界县（市、区）的公共物品投入，导致边界县（市、区）的污染程度要高于非边界县（市、区）（李静等，2015），加之各省主要根据自身省情制定本省“省直管县”财政体制改革政策，这意味着，在省内探究“省直管县”财政体制改革对空气质量的影响更合理。基于此，本文将省份内边界县（市、区）样本剔除并重新回归，结果如表 6 所示。不难发现，剔除省份内边界县（市、区）样本后，“省直管县”财政体制改革依旧有助于降低 PM<sub>2.5</sub>浓度。

改革试点县（市）有权制定如税收优惠等财政激励政策以吸引周边非改革试点县（市、区）的资源。一般地，距离改革试点县（市）越近，非改革试点县（市、区）的资源越容易流向改革试点县（市）。伴随资源不断聚集，改革试点县（市）越有财力负担环保等公共品支出。与此相反，距离改革试点县（市）越近的非改革试点县（市、区）受此效应的影响越大，它们负担环保等公共品支出的能力越容易受到限制。鉴于此，本文以改革试点县（市）政府所在地与非改革试点县（市、区）政府所在地之间的距离为依据，分别剔除与改革试点县（市）的距离小于 50 千米、100 千米、200 千米的非改革试点县（市、区）样本并重新回归，结果如表 6 所示。不难发现，“省直管县”财政体制改革依然发挥了显著降低 PM<sub>2.5</sub>浓度的作用。

表 6 剔除空间溢出效应的回归结果

变量	被解释变量：空气质量			
	剔除省份内边界县（市、区）样本	剔除与改革试点县（市）的距离小于 50 千米的非改革试点县（市、区）样本	剔除与改革试点县（市）的距离小于 100 千米的非改革试点县（市、区）样本	剔除与改革试点县（市）的距离小于 200 千米的非改革试点县（市、区）样本
“省直管县”财政体制改革	-4.9679*** (1.6160)	-6.0856** (2.9746)	-5.9218*** (2.1551)	-5.0450*** (1.4936)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
县域固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
时间趋势	已控制	已控制	已控制	已控制
R <sup>2</sup> 值	0.4379	0.5818	0.3433	0.3638
观测值数	10859	13024	9761	7223

注：①\*\*\*和\*\*表示 1%和 5%的显著性水平；②括号内数字为县级层面聚类的稳健标准误；③控制变量同表 2。

4.基于 PSM-DID 方法的稳健性检验。“省直管县”财政体制改革并非严格意义上的自然实验，与本文研究相关样本可能存在选择性偏差问题。鉴于此，本文运用多时点 PSM-DID 模型进行稳健性检

验。目前，有两种匹配方法可应用于多时点 PSM-DID 模型。一种是混合匹配法，即将面板数据视为截面数据再匹配，但这种方法的缺陷在于匹配过程可能发生时间错配或自我匹配的问题，即处理组的某个样本可能与控制组不同时期的样本匹配或样本自我匹配；另一种是逐期匹配法，即仅在同期的控制组中寻找最合适的样本进行匹配，但逐期匹配的缺陷在于对于处理组的每期样本都进行匹配，而每次匹配的结果可能不尽相同，导致控制组不稳定（处理组的样本在不同期与控制组不同样本相匹配）。虽然上述两种匹配方法均存在一定不足，但仍是现有条件下解决样本选择性偏差较好的方法（谢申祥等，2021）。

鉴于此，本文分别使用混合匹配法和逐期匹配法进行倾向得分匹配。首先，本文将人均财政支出、人口密度、教育环境、人均地区生产总值、工业产值、农业现代化水平、平均气温和平均气压设定为协变量。其次，用混合匹配法构造截面 PSM，即直接为“省直管县”财政体制改革试点县（市）寻找满足共同支撑条件的最优控制组，将非共同支撑部分剔除，从而得到新数据集；因本文使用的数据是年度数据，将“省直管县”财政体制改革试点县（市）进行逐年匹配以构造逐年 PSM，然后将各年份匹配后的数据纵向合并至一个数据集，生成回归需要的面板数据。在截面 PSM 和逐年 PSM 方法下，比较控制组和处理组匹配前后的核密度图<sup>①</sup>。从图中可以看出，无论在何种方法下，匹配前两条核密度曲线偏差都比较大，但匹配后两条曲线更加接近。这在一定程度上说明截面 PSM 和逐年 PSM 产生了降低样本选择性偏差的处理效果。最后，运用多时点 DID 方法重新估计“省直管县”财政体制改革对空气质量的影响（见表 7）。“省直管县”财政体制改革变量显著且系数为负，与基准回归结论一致，说明“省直管县”财政体制改革有利于改善空气质量。

表 7 “省直管县”财政体制改革影响县域空气质量的 PSM-DID 回归结果

变量	被解释变量：空气质量	
	截面 PSM	逐年 PSM
“省直管县”财政体制改革	-12.0105** (5.7110)	-13.8230*** (5.0752)
控制变量	已控制	已控制
县域固定效应	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制
时间趋势	已控制	已控制
R <sup>2</sup> 值	0.6089	0.5998
观测值数	3575	2603

注：①\*\*\*和\*\*表示 1%和 5%的显著性水平；②括号内数字为县级层面聚类的稳健标准误；③控制变量同表 2。

5.安慰剂检验。尽管本文在回归模型中控制了县域固定效应和年份固定效应，但并不能完全排除“省直管县”财政体制改革试点县（市）与非改革试点县（市、区）之间存在一些不可观测的随时间变化的系统性差异，而这种差异可能对回归结果造成影响。鉴于此，本文参考石大千等（2018）的做

<sup>①</sup>因版面有限，感兴趣的读者可向作者索要截面 PSM 和逐年 PSM 匹配前后的核密度分布情况图。

法，通过改变政策发生时点（包括政策时点提前和滞后两种情况）的方法开展安慰剂检验。具体而言，本文尝试将“省直管县”财政体制改革这一政策的发生时间分别提前1期和2期、滞后1期和2期，并在此基础上重新进行回归，结果如表8所示。不难发现：当政策发生时点提前1期或2期时，“省直管县”财政体制改革对空气质量的影响不显著；当政策发生时点滞后1期或2期时，“省直管县”财政体制改革对空气质量的影响在1%的水平上显著。上述分析表明，“省直管县”财政体制改革可以改善空气质量，这一结论与基准回归保持一致。

表8 “省直管县”财政体制改革影响县域空气质量的安慰剂检验结果

变量	被解释变量：空气质量			
	提前1期	提前2期	滞后1期	滞后2期
“省直管县”财政体制改革	3.1677 (2.2731)	0.9012 (2.2728)	-5.4871*** (1.2469)	-6.4332*** (1.2199)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
县域固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
时间趋势	已控制	已控制	已控制	已控制
R <sup>2</sup> 值	0.7224	0.7337	0.4503	0.4726
观测值数	14887	14887	14887	14887

注：①\*\*\*表示1%的显著性水平；②括号内数字为县级层面聚类的稳健标准误；③控制变量同表2。

### （五）异质性检验

1. 经济发展程度视角下的异质性分析。在“市管县”两级行政管理体制下，市级政府对下辖县级政府具有不同程度的财政抑制。一般而言，财政可支配能力充足的地级市（下文称“强市”）对下辖县域的财政“卡”“刮”程度小；反之，财政压力大的地级市（下文称“弱市”）为了优先保障市本级财政支出，存在对下辖县域实行财政抑制的行为。因此，在“省直管县”财政体制改革实施后，虽然弱市下辖改革试点县（市）的财权提升程度相对高于强市改革试点县（市），但由于其财权与事权的不匹配程度更高，即使财政收入增加了，可能也难以弥补所有领域的支出缺口，使得环保支出规模难以达到预期效果。基于此，本文根据地级市人均地区生产总值的省内排名，将人均地区生产总值排名前1/3的地级市归为强市，人均地区生产总值排名后1/3的地级市归为弱市，并构建“省直管县”财政体制改革与强市下辖县（市）、弱市下辖县（市）关系的交互项。回归结果显示，与弱市下辖县（市）相比，“省直管县”财政体制改革显著降低了强市下辖县（市）的PM<sub>2.5</sub>浓度（见表9）。这说明“省直管县”财政体制改革对强市下辖县（市）改善环境和绿色发展的推动作用更明显。

一般而言，“省直管县”财政体制改革能够有效减少地级市对县级财政的“卡”“刮”等行为，加上财政专项拨款、政策配套资金等财政资金的直达，使得县级财力得以提升。但不可否认的是，“省直管县”财政体制改革也加剧了县级政府的横向竞争（詹新宇和王蓉蓉，2022），可能出现弱县（市）更弱的局面，即弱县（市）的财政自给困难。基于此，本文根据县域人均地区生产总值在所属地级市的排名，将人均地区生产总值排名前1/3的县（市）归为强县（市），人均地区生产总值排名后1/3

的县（市）归为弱县（市）。回归结果表明，“省直管县”财政体制改革对强县（市）空气质量改善的促进效应显著，但对弱县（市）影响不显著。

表9 经济发展程度视角下“省直管县”财政体制改革影响县域空气质量的异质性回归结果

变量	被解释变量：空气质量			
	弱市下辖县（市）	强市下辖县（市）	弱县（市）	强县（市）
“省直管县”财政体制改革×县（市）关系	0.7397 (2.8112)	-4.1249* (2.2444)	-1.8264 (2.6625)	-7.5278*** (2.1387)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
县域固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
时间趋势	已控制	已控制	已控制	已控制
R <sup>2</sup> 值	0.5315	0.6101	0.6679	0.6082
观测值数	3475	2562	3129	2689

注：①\*\*\*和\*表示1%和10%的显著性水平；②括号内数字为县级层面聚类的稳健标准误；③控制变量同表2。

2. “省直管县”财政体制改革内容视角下的异质性分析。由于“省直管县”财政体制改革内容具有省际差异，因此，需要进一步考虑改革内容对政策效果的影响。通过查阅各省财政体制改革的相关文件发现：有些省份虽强调“收支预算决算自编、市县资金通道取消或结算事项省县（市）直通”等财政事项管理权限下放，但并不涉及财税分成、财政责任认定等实质性内容；有些省份则开展了实质性改革，例如明确“财税分享扩大比例、转移支付直报直拨或县（市）支出责任核定等”。鉴于此，本文借鉴李永友等（2021）的方法，构建“省直管县”财政体制改革与改革内容的交互项。改革内容主要包括省县（市）财税分成比例、县（市）财政支出责任和财政事项管理权限下放。若该地区改革文件中含有省县（市）财税分成比例，则省县（市）财税分成比例变量赋值为1，反之赋值为0；若含有明确的县（市）财政支出责任，则县（市）财政支出责任变量赋值为1，反之赋值为0；若含有财政事项管理权限下放，则财政事项管理权限下放变量赋值为1，反之赋值为0。回归结果表明，明确省县（市）财税分成比例和县（市）财政支出责任认定等内容更有利于发挥“省直管县”财政体制改革在改善空气质量方面的作用，而财政事项管理权限下放的影响则不显著（见表10）。其原因可能在于，明确省县（市）财税分成和县（市）财政支出责任，使改革试点县（市）有财力且有权限直接增加节能环保支出占比。相比之下，下放收支预决算的编制权力或明确县级结算事项直接上报省级的权力，只是改变财政管理，并没有实质性地增加改革试点县（市）的财政收入。

表10 改革内容视角下“省直管县”财政体制改革影响县域空气质量的异质性回归结果

变量	被解释变量：空气质量		
	省县（市）财税分成	县（市）财政支出责任	财政事项管理权限下放
“省直管县”财政体制改革×省县（市）财税分成	-10.3914*** (3.4458)		
“省直管县”财政体制改革×县（市）财政支出责任		-9.8517*** (3.3700)	

表 10 (续)

“省直管县”财政体制改革×财政事项管理权限下放			8.0875 (8.3491)
控制变量	已控制	已控制	已控制
县域固定效应	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制
时间趋势	已控制	已控制	已控制
R <sup>2</sup> 值	0.7294	0.7400	0.7285
观测值数	5892	6471	4153

注：①\*\*\*表示 1%的显著性水平；②括号内数字为县级层面聚类的稳健标准误；③控制变量同表 2。

## 五、机制分析

基准回归结果表明，“省直管县”财政体制改革显著降低了改革试点县（市）的PM<sub>2.5</sub>浓度，即对空气质量具有明显改善作用。本节采用中介效应模型检验“省直管县”财政体制改革影响县域空气质量的作用机制，结果如表 11 所示。不难发现，（2）列“省直管县”财政体制改革变量显著且系数为正，说明“省直管县”财政体制改革能够优化产业结构；（3）列“省直管县”财政体制改革变量和产业结构变量均显著，说明“‘省直管县’财政体制改革→产业结构优化→空气质量改善”的传导路径成立，验证了假说 H2。究其原因：改革试点县（市）拥有财政收支自主权，可以通过调整税收优惠政策引导产业结构升级。产业升级过程中高污染、高耗能产业将被淘汰，新兴产业和现代服务业将加快发展壮大，新兴产业和现代服务业将更多地使用无污染、清洁型的生产要素进行生产（郭炳南等，2022），工业生产中的二氧化硫和烟尘等污染物排放将减少，空气质量得到改善。（4）列回归结果显示：“省直管县”财政体制改革变量显著且系数为正，说明“省直管县”财政体制改革增加了节能环保支出占比；（5）列“省直管县”财政体制改革和节能环保支出占比变量均显著，说明“‘省直管县’财政体制改革→节能环保支出占比增加→空气质量改善”的传导路径成立，验证了假说 H3。可能的原因在于，为了吸引外地资本和劳动力等生产要素流入本辖区，改革试点县（市）政府倾向于实行差异化财政支出策略，即绿色财政支出策略，从而与非改革试点县（市、区）政府展开财政支出竞争（王小龙和方金金，2015）。大气污染具有“全覆盖性”，更易于受到广泛关注，且大气污染防治效果更易于观察和识别。为吸引流动要素，改革试点县（市）倾向于将节能环保支出科目下的大气污染防治支出作为绿色财政支出策略的重点支出方向，以改善空气质量。

表 11 “省直管县”财政体制改革影响县域空气质量的作用机制检验结果

变量	被解释变量： 空气质量 (1)	被解释变量： 产业结构 (2)	被解释变量： 空气质量 (3)	被解释变量：节 节能环保支出占比 (4)	被解释变量： 空气质量 (5)
“省直管县”财政体制改革	-4.8371*** (1.2031)	0.0153** (0.0063)	-3.7726** (1.5043)	0.1564* (0.0928)	-1.3426*** (0.5027)

表 11 (续)

节能环保支出占比					-2.4527** (0.9381)
产业结构			-1.4430** (0.6796)		
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
县域固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
时间趋势	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
R <sup>2</sup> 值	0.4650	0.0697	0.5141	0.2576	0.4634
观测值数	14887	14887	14887	8056	8056

注：①\*\*\*和\*表示 1%和 10%的显著性水平；②括号内数字为县级层面聚类的稳健标准误；③控制变量同表 2。

## 六、结论与启示

大气污染治理本质上是政府公共品供给的问题。本文将“省直管县”财政体制改革视为一次准自然实验，选取 2004—2019 年中国 1649 个县（市、区）为样本，使用渐进双重差分模型检验了“省直管县”财政体制改革对县域空气质量的影响。研究结论表明：第一，相较于非改革试点县（市、区），改革试点县（市）的雾霾浓度显著降低，说明“省直管县”财政体制改革对县域空气质量有明显的改善作用；在剔除非同一年行政级别县（市、区）、同期环保政策影响和考虑空间溢出效应后，该结论依旧成立。第二，“省直管县”财政体制改革对县域空气质量的改善作用具有明显的异质性。从经济发展程度看，强市下辖县（市）和强县（市）中的改革试点县（市）的空气改善作用明显；从改革内容看，明确省县（市）财税分成和财政支出责任等改革内容的作用更显著。第三，“省直管县”财政体制改革能够通过优化产业结构和增加大气污染防治支出渠道改善空气质量。

本文研究结论对于深化财政体制改革和促进县域绿色发展具有重要启示。第一，在深化县级层面财政分权体制改革过程中，应进一步强化绿色财政理念，重视财政收支在环境治理中的重要作用。通过优化产业结构和财政支出结构，统筹推进大气污染防治和经济发展。第二，统筹考虑地域发展差异，实行差异化的财政激励方式。对于大气污染防治这种具有空间外溢性的财政支出领域，在强县（市）及强市下辖县（市）保持现有税收分享比例和税收返还政策，对弱县（市）及弱市下辖县（市）可适当考虑从省级财政中增加针对空气治理的专项转移支付，且根据每年改革试点县（市）空气治理效果动态调整专项转移支付额度。第三，深化“省直管县”财政体制改革内容，推动基层财政体制发生实质性变化。继续下放财政事项管理权限，重点明确省县（市）财税分成和县（市）财政支出责任等实质性改革内容。



#### 参考文献

1. 蔡嘉瑶、张建华, 2018: 《财政分权与环境治理——基于“省直管县”财政改革的准自然实验研究》, 《经济学动态》第1期, 第53-68页。
2. 陈诗一、陈登科, 2018: 《雾霾污染、政府治理与经济高质量发展》, 《经济研究》第2期, 第20-34页。
3. 董直庆、蔡啸、王林辉, 2014: 《技术进步方向、城市用地规模和环境质量》, 《经济研究》第10期, 第111-124页。
4. 关爱萍、胡期、牛召, 2017: 《税收竞争对区域产业转移的影响研究——基于中国省际面板数据的经验分析》, 《税务研究》第9期, 第34-39页。
5. 郭炳南、王宇、张浩, 2022: 《数字经济发展改善了城市空气质量吗? ——基于国家级大数据综合试验区的准自然实验》, 《广东财经大学学报》第1期, 第58-74页。
6. 韩国高、陈庭富, 2022: 《互联网发展对城市空气污染影响的机理与效应研究》, 《财经问题研究》第9期, 第36-46页。
7. 韩奇, 2021: 《市场化转型中的中央权威再造——基于中国中央—地方关系的考察》, 《科学社会主义》第1期, 第136-145页。
8. 后小仙、陈琪、郑田丹, 2018: 《财政分权与环境质量关系的再检验——基于政府偏好权变的视角》, 《财贸研究》第6期, 第87-98页。
9. 黎文靖、郑曼妮, 2016: 《空气污染的治理机制及其作用效果——来自地级市的经验数据》, 《中国工业经济》第4期, 第93-109页。
10. 李静、杨娜、陶璐, 2015: 《跨境河流污染的“边界效应”与减排政策效果研究——基于重点断面水质监测周数据的检验》, 《中国工业经济》第3期, 第31-43页。
11. 李涛、刘思玥, 2018: 《分权体制下辖区竞争、策略性财政政策对雾霾污染治理的影响》, 《中国人口·资源与环境》第6期, 第120-129页。
12. 李永友、陈安琪、曹畅, 2021: 《分权时序与地方财政支出结构——基于中国省级权力下放实践的经验分析》, 《财政研究》第7期, 第53-65页。
13. 刘勇政、贾俊雪、丁思莹, 2019: 《地方财政治理: 授人以鱼还是授人以渔——基于省直管县财政体制改革的研究》, 《中国社会科学》第7期, 第43-63页、第205页。
14. 石大千、丁海、卫平、刘建江, 2018: 《智慧城市建设能否降低环境污染》, 《中国工业经济》第6期, 第117-135页。
15. 谭之博、周黎安、赵岳, 2015: 《省管县改革、财政分权与民生——基于“倍差法”的估计》, 《经济学(季刊)》第3期, 第1093-1114页。
16. 汪克亮、赵斌、丁黎黎、吴戈, 2021: 《财政分权、政府创新偏好与雾霾污染》, 《中国人口·资源与环境》第5期, 第97-108页。
17. 王东、李金叶, 2022: 《中国基本公共服务效率区域差异及空间收敛性》, 《软科学》第10期, 第93-100页。

- 18.王锋、葛星, 2022: 《低碳转型冲击就业吗? ——来自低碳城市试点的经验证据》, 《中国工业经济》第5期, 第81-99页。
- 19.王文龙, 2022: 《省直管县体制降低了地区经济绩效吗? ——基于苏浙两省典型样本市县的比较》, 《经济学家》第4期, 第109-117页。
- 20.王小龙、陈金皇, 2020: 《省直管县改革与区域空气污染——来自卫星反演数据的实证证据》, 《金融研究》第11期, 第76-93页。
- 21.王小龙、方金金, 2015: 《财政“省直管县”改革与基层政府税收竞争》, 《经济研究》第11期, 第79-93页、第176页。
- 22.韦东明、顾乃华、韩永辉, 2021: 《“省直管县”改革促进了县域经济包容性增长吗? 》, 《财经研究》第12期, 第64-78页。
- 23.韦东明、顾乃华、刘育杰, 2022: 《雾霾治理、地方政府行为和绿色经济高质量发展——来自中国县域的证据》, 《经济科学》第4期, 第64-77页。
- 24.谢申祥、范鹏飞、宛圆渊, 2021: 《传统PSM-DID模型的改进与应用》, 《统计研究》第2期, 第146-160页。
- 25.姚鹏、李金泽、孙久文, 2022: 《县乡财政支出集权能增加地方民生性支出吗? ——基于安徽省“乡财县管”准自然实验的证据》, 《中国农村经济》第2期, 第94-114页。
- 26.于之倩、李郁芳, 2015: 《财政分权下地方政府行为与非经济性公共品——基于新制度经济学的视角》, 《暨南学报(哲学社会科学版)》第2期, 第102-109页、第164页。
- 27.余锦亮, 2022: 《异质性分权的污染效应: 来自市县体制改革的证据》, 《世界经济》第5期, 第185-207页。
- 28.詹新宇、王蓉蓉, 2022: 《财政压力、支出结构与公共服务质量——基于中国229个地级市面板数据的实证分析》, 《改革》第2期, 第111-126页。
- 29.张彩云、陈岑, 2018: 《地方政府竞争对环境规制影响的动态研究——基于中国式分权视角》, 《南开经济研究》第4期, 第137-157页。
- 30.张华, 2020: 《省直管县改革与雾霾污染: 来自中国县域的证据》, 《南开经济研究》第5期, 第24-45页。
- 31.周黎安, 2004: 《晋升博弈中政府官员的激励与合作——兼论我国地方保护主义和重复建设问题长期存在的原因》, 《经济研究》第6期, 第33-40页。
- 32.Heine, K., 2006, “Interjurisdictional Competition and the Allocation of Constitutional Rights: A Research Note”, *International Review of Law and Economics*, 26(1): 33-41.
- 33.Jacobson, L. S., R. J. LaLonde, and D. G. Sullivan, 1993, “Earnings Losses of Displaced Workers”, *The American Economic Review*, 83(4): 685-709.
- 34.Kim, J., and J. D. Wilson, 1997, “Capital Mobility and Environmental Standards: Racing to the Bottom with Multiple Tax Instruments”, *Japan and the World Economy*, 9(4): 537-551.
- 35.Kunce, M., and J. F. Shogren, 2007, “Destructive Interjurisdictional Competition: Firm, Capital and Labor Mobility in a

Model of Direct Emission Control”, *Ecological Economics*, 60(3): 543-549.

36.Oates, W. E., 2001, “A Reconsideration of Environmental Federalism”, Resources for the Future Working Paper, <https://www.rff.org/publications/working-papers/a-reconsideration-of-environmental-federalism/>.

37.Peacock, A., and A. Scott, 2000, “The Curious Attraction of Wagner’s Law”, *Public Choice*, 102(1-2): 1-17.

(作者单位: <sup>1</sup> 中国社会科学院农村发展研究所;

<sup>2</sup> 中国农业大学经济管理学院;

<sup>3</sup> 中国财政科学研究院)

(责任编辑: 何 可)

## Does the Fiscal Reform of “Counties Directly Governed by Province” Help Win the Blue Sky Battle? Evidence from County-level Air Quality

TIAN Yaqun HE Guangwen FAN Yachen LIU Chang

**Abstract:** Fiscal decentralization has boosted the rapid growth of China’s economy, but also raised broad concerns about the government’s responsibility for environmental governance. Based on the classical theory of fiscal decentralization, this paper takes the fiscal reform of “counties directly governed by province” as a quasi-experiment and adopts a sample of 1649 counties or districts from 2004 to 2019. The paper estimates the impact of the fiscal reform on air quality using the asymptotic Difference-in-differences method. Findings are as follows. First, compared with the unreformed counties or districts, the concentration level of haze in reformed counties decreases afterwards, and the conclusion still holds with a number of robustness checks. Second, the improvement effect of the reform on the air quality is significant mainly for counties in developed prefectures, developed counties, and the reform pilot counties that distinguish the responsibilities of tax sharing and fiscal expenditure between the provinces and counties. Third, the reform of “counties directly governed by province” improves air quality by optimizing industrial structure and increasing expenditure on environmental protection.

**Key Words:** “Counties Directly Governed by Province”; Fiscal Reform; Air Quality; Asymptotic Difference-in-differences