

区域大气污染联防联控政策绩效研究

——基于城市群的准自然实验

宋德勇 林蕊¹

(华中科技大学 经济学院, 湖北 武汉 430074)

【摘要】: 采用熵值法对 2003—2018 年中国地级市大气污染联防联控政策的绩效进行测算, 并通过 PSM-DID 考察了大气污染联防联控政策对污染减排以及地区综合绩效的影响。研究发现: (1) 减排效果方面, 大气污染联防联控政策能够有效降低工业二氧化硫排放, 而对降低工业烟粉尘排放的作用甚微; (2) 综合绩效方面, 政策实施对区域环境与经济综合绩效具有显著正向影响; (3) 城市群异质性分析表明, 成渝城市群、山西中北部城市群、陕西关中城市群的减排效果和综合绩效表现较好, 辽宁中部城市群的政策效果尚未显现。

【关键词】: 大气污染联防联控政策 环境效应 经济效应 综合绩效 PSM-DID

【中图分类号】: X51; X321 **【文献标识码】:** A **【文章编号】:** 1671-4407(2022)09-188-07

良好的大气环境是人类赖以生存的珍贵条件。大气污染问题不仅危害到国民健康, 也是对经济社会可持续发展的巨大挑战。随着全球大气污染现象的日益凸显, 探寻有效治理模式愈加紧迫。从政策实践来看, 早期环境治理模式主要采取属地管理, 但属地管理模式对于解决跨界污染问题存在局限, 会产生地方政府“搭便车”^[1]、以邻为壑^[2]、政企合谋^[3]等“副作用”。这意味着仅凭属地管理和末端治理的污染治理对策无法有效提升区域环境绩效, 只有突破行政边界, 建立污染治理合作模式才能有效改变大气污染现状^[4]。

国外已有不少研究政府污染协作治理的案例, 包括美国的州际合作、加拿大的省际合作^[5]以及国际社会的污染协同治理等^[6]。学者们认为合作治理模式内含集体理性原则, 区域内部主体在共同治理目标下相互合作能够最优配置污染去除成本, 实现区域整体优化。Halkos^[7]通过建立静态博弈模型配置污染物减排目标, 并得到协同治理模式下各国二氧化硫的减排效果优于非协同治理模式的结论。此外, 部分学者还利用 Shapley 值法研究如何分配合作收益才能实现内部主体“共赢”^[8,9,10,11]。

中国于 2010 年正式提出了大气污染联防联控政策, 在治理方式、治理组织、政策体系等层面进一步深化了合作治污模式。束轹等^[12]认为大气污染联防联控政策不仅符合大气污染的传输规律, 还与区域协调发展的目标相适应。此外, 大气污染联防联控政策优化了属地管理模式^[13], 对外部性问题、地方政府的“搭便车”行为具有抑制作用, 从而能提高环境治理效率。胡宗义和杨振寰^[14]、魏伦云^[15]等学者在实践层面上验证了联防联控政策治理大气污染的有效性。另一部分学者则认为中国大气污染联防联控长效机制尚未建立, 仍然存在着许多问题。杨骞等^[16]对山东城市群的经验检验发现大气污染联防联控政策没有取得预期效果, 部分污染物浓度没有显著降低。究其原因, 合作主体内部平级的行政组织关系、缺乏强有力的组织制度保障致使区域大气污染联防联控易陷入“集体行动困境”。对此, 学者们对中国联防联控的环境治理模式进行了一系列的顶层设计, 如胡志高等^[17]从经济、地理、气象、污染物、污染源五大要素出发构建联合治理体系的逻辑框架。郭施宏和齐晔^[18]基于府际关系理论探讨了如何构

作者简介: 宋德勇, 博士, 教授, 研究方向为区域经济学、环境经济学。E-mail: sdy5198@126.com

基金项目: 国家社会科学基金重大项目“环境保护与经济高质量发展融合的机制、路径和政策体系研究”(18ZDA050)

建京津冀地区的大气污染协同治理模式，提出了组织重构、伙伴构建、利益协调、制度保障、信息共享几个维度的整体机制建设，为联防联控的因地制宜提供设计思路。

综合以上，现有研究从理论探索、机制评估、宏观规划等视角对大气污染联防联控政策进行了前期探索，重点讨论了政策对环境污染的作用。但对于大气污染联防联控政策有效性与否尚无定论，对于政策能否促进区域环境与经济协调发展的讨论不足。并且关于政策效果的定量研究相对较少，导致许多机制理论的构建缺少事实依据。因此，本文从经济效益和环境效益两个维度构建大气污染联防联控政策的绩效评价体系，采用熵值法对联防联控政策的绩效进行测算，并结合逐年倾向得分匹配和双重差分法对政策的减排效果和综合绩效表现进行实证检验，以期为大气污染联防联控政策的有效性提供更为科学的证据。

1 政策背景与理论分析

1.1 大气污染联防联控政策背景

我国大气污染治理自 20 世纪 70 年代起经历了由点到面、由城市到区域的思路上的转变，治理目标也由浓度降低转变为总量减少^[11]。在大气污染联防联控政策正式写入政府文件前，省际间已开展了具备联防联控雏形的环境合作治理实践，如珠三角地区于 2002 年签订的《改善珠江三角洲地区空气质量的联合声明（2002—2010）》提出成立专责小组负责粤港地区的空气变化监测与技术指导。2008 年，长三角地区签订《长江三角洲地区环境保护工作合作协议（2008—2010 年）》，协议具体规划了统一环境标准、区域环境监管与应急联动、环境信息共享等合作内容。同年，北京及周边地区为了实现“奥运蓝”的目标也开展了区域性大气污染协同治理工作。这一时期的实践呈现问题导向性、临时性特征，尚未形成常态化的长效机制。

2010 年《关于推进大气污染联防联控工作改善区域空气质量的指导意见》正式提出大气污染联防联控机制，对全国重点区域与防控重点进行了明确的规划。2012 年原环保部、发改委和财政部联合发布《重点区域大气污染防治“十二五”规划》（以下简称《规划》），大气污染联防联控政策首次被纳入五年规划中，体现了政府合力治污的决心。2013 年大气污染防治纲领性文件《大气污染防治行动计划》出台，标志着这一时期的大气污染联防联控已由早期的实践探索上升到法律文件。大气污染联防联控政策由国家明确综合防治思路并向地方延伸，形成全国布局地方依次开展的局面。截至 2019 年，《规划》重点区域中已有包含京津冀、长三角、珠三角等在内的 9 个城市群通过签订联防联控合作协议、成立协作工作小组开展大气污染防治联防联控工作，开启了大气污染协作治理模式的新时代，为研究环境污染协同治理模式提供了中国经验。

1.2 大气污染联防联控政策作用效果的理论分析

1.2.1 大气污染联防联控政策的环境效应

大气污染联防联控政策通过解决跨界污染问题、抑制地方政府竞争发挥污染减排的环境效应。一方面，由于大气污染物具有明显的空间关联性，单个行政区域内进行污染治理的难度大。对于具有流动性特征的污染物，固定行政区域内的污染治理难以奏效。另外，跨界污染问题往往容易存在责任人与行政管辖区域间的脱节，跨省份的责任认定程序复杂，容易引起社会矛盾冲突^[19]。大气污染联防联控在环境治理上实现了标准—监管—治理—执法的协同联动，能够解决跨界污染治理的技术与执行难题。另一方面，大气联防联控政策能够抑制地方政府竞争对治污效果的削弱。地方政府之间为争夺要素资源往往会相互作用、影响环境规制水平，进而产生“支出外溢”与“策略性竞争”效应^[20]，削弱了环境规制的治污效果。“支出外溢”效应表现为环境规制带来的治理效益能够扩散到周边地区，导致周边政府能以“搭便车”方式无偿享受环境规制的正面效益，因此地方政府不再具有环境规制供给的主动性动机^[21, 22]。“策略性竞争”效应具体包括差别化竞争、“逐底竞争”和“逐顶竞争”。地方政府的“搭便车”行为导致治污效率低下，环境规制政策的持续供给难以保证；“逐底竞争”则直接通过降低环境规制标准，吸引高污染高产值企业进驻，以污染换经济。大气污染联防联控政策通过统一集体目标，将良好的生态环境作为共同利益，对集体内部各地方政府形成有效监督，一定程度上能降低地方政府的“搭便车”行为与“逐底竞争”对环境治理的不利影响。

1.2.2 大气污染联防联控政策的经济效应

大气污染联防联控政策在微观、中观、宏观层面均能产生经济效应。微观层面，大气污染联防联控政策影响企业绩效。在大气污染联防联控政策背景下，企业需要通过增加研发投入，提高技术水平以满足更高的规制水平。企业研发成本提高短期内将直接影响企业利润水平，长期内有望通过提升生产效率或转变生产方式提高企业效益。当环境规制水平提升时，技术水平较高的企业研发成本的边际增加量往往小于违规成本的边际增加量，从而具有通过技术创新提高生产效率的内在动力。技术水平较低的企业由于研发成本的边际增加量较大，升级改造技术的能力、动力不足，需要被迫承受遵循成本提升导致的利润压缩。

中观层面，大气污染联防联控政策通过高污产业退出和清洁能源产业准入等方式倒逼产业结构优化升级^[23]。为了守住环境质量底线，大气污染联防联控的协作主体通过控制高污染高耗能行业产能，倒逼工业企业提高生产标准、改进排污技术，促使重污染企业退出本地市场。同时，大气污染联防联控政策要求地区调整能源消耗结构，提高能源利用效率，鼓励本地引入清洁能源，有助于推进产业结构优化升级。

宏观层面，大气污染联防联控政策有利于区域经济统筹发展。胡志高等^[17]认为有效的联合主体之间不仅在治污上相互协作，还表现出对经济关联程度的依赖。经济关联性大的政府之间的合作频率更高，合作内容更广，合作深度更强，进行环境协作治理更有效率。企业在经济关联性大的国家和地区间流动性更强，这些地区为企业提供了更坚实的产业发展基础，选择迁移的企业能因此获得更多的生产优势，进而弥补流动性迁移带来的损失。经济关联性大体现在地区间商品和生产要素流动性大，互为原料地、市场等，这意味着在大气污染联防联控政策发挥效果的过程中还将伴随地区间产业分割的不断削弱，区域市场一体化进程的加快，从而有利于推动区域经济统筹发展。

1.2.3 大气污染联防联控政策的综合绩效

大气污染联防联控政策作为一项环境规制，其直接目的是通过协同治理模式实现降污减排，其内在逻辑是通过解决跨界污染问题、抑制地方政府竞争对治污效果的削弱从而发挥污染减排的环境效应。另外，大气污染联防联控政策也是地方政府合作模式的探索和实践，具有微观、中观、宏观层面的经济效应，会对区域经济发展产生影响。综合来看，政策发挥的环境效应和经济效应是影响地区环境与经济协调发展的重要因素，其最终目标是实现环境效益与经济效益统一，提升地区环境与经济的综合绩效（图 1）。但在实践过程中，由于缺乏长效机制、正式法律约束以及激励配套措施，大气污染联防联控仍可能存在治污的“搭便车”漏洞，陷入“集体行动的困境”中，甚至会出现短期的经济增长损失。因此，对大气污染联防联控政策的实施效果进行综合绩效评估，探究政策在实现区域环境保护与经济高质量发展融合中的作用具有重要的现实意义。

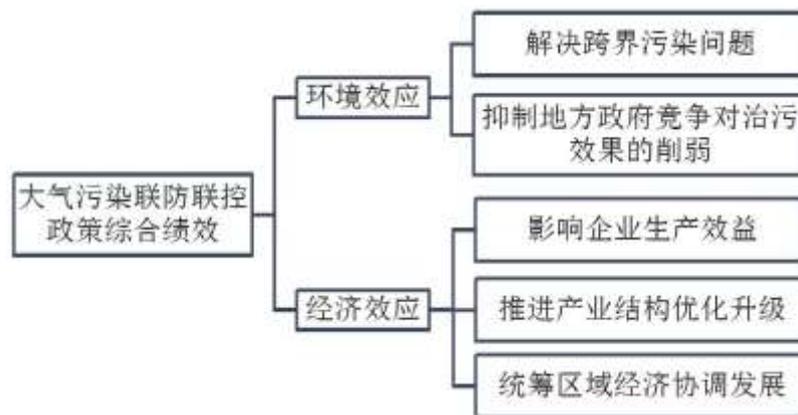


图 1 大气污染联防联控政策综合绩效的作用逻辑

2 研究设计

2.1 大气污染联防联控政策综合绩效评价体系构建

以大气污染联防联控政策的目标结果为导向, 本文构建政策评价体系时重点体现政策的环境效益与经济效益。《规划》中将二氧化硫与工业烟粉尘排放量列为重点区域的防控重点, 因此本文将其作为环境效益指标衡量政策实施的减排效果。经济效益指标引入微观层面的规模以上工业企业平均利润反映环境规制对企业的生产效益的影响, 引入中观层面的第三产业从业人员占比以衡量产业结构调整, 引入宏观层面的 GDP 增长率反映地区总体经济发展水平。以环境效益与经济效益为基准层构建的综合绩效评价体系所示。为了排除指标设置中主观因素的干扰, 本文利用熵值法对具体指标赋予权重, 计算政策的综合绩效值, 绩效值越高的地区越能兼顾环境效益与经济效益。

2.2 PSM-DID 方法

本文将大气污染联防联控政策作为一项准自然实验, 通过比较实施政策的城市和未实施政策的城市之间的差异来评估政策实施的效果。但由于大气污染联防联控政策覆盖的城市范围可能是非随机的, 直接建立双重差分模型进行估计可能会产生自选择偏误。另外, 一些不可观测的、不随时间变化的因素也可能造成实施政策的城市与未实施政策的城市之间的差异, 直接估计容易产生异质性偏差。因此, 本文首先通过倾向得分匹配法 (PSM) 寻找与政策实施城市特性相近的对照组, 再结合双重差分模型 (DID) 估计政策实施的效果, 以期减少结果偏差。

倾向得分匹配方法从对照组中匹配与处理组具有类似变化特征的样本构造反事实结果, 从而减少样本选择的偏差。具体操作为根据解释变量和匹配变量计算样本 i 进入处理组的概率, 即 $p(X_i) = P(D_{it}=1 | X_i)$, X_i 为匹配变量, 表示处理组与对照组之间具有类似特征、高度相关的变量, D_{it} 为构造的解释虚拟变量, 当样本进入处理组时取值为 1, 否则为 0。采用 Logit 模型估计样本 i 进入处理组的概率即倾向得分, 将其作为距离函数匹配处理组与对照组得分相近的样本。由于大气污染联防联控政策在不同区域的实施时点不同, 本文借鉴 Blundell & Costa^[24] 的处理方法, 通过逐年匹配得到处理组在不同政策实施时间的对照样本, 删除不符合共同区域假设的样本得到新的对照组, 构造多时点双重差分模型 (Time-varying DID) 对逐年匹配后的样本进行政策效果估计, 如式 (1) 所示。

$$Y_{it} = \beta_0 + \mu_i + \lambda_t + \beta_1 D_{it} + \beta_2 Z_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式中: Z_{it} 表示一系列控制变量; D_{it} 表示虚拟解释变量, 若样本 i 在第 t 期受到政策冲击, 则此后均取值为 1, 否则为 0。 Y_{it} 表示被解释变量, 包括二氧化硫排放量、工业烟粉尘排放量及综合绩效值, 分别从减排效果和综合绩效两个方面考察政策实施的效果; μ_i 为个体固定效应, λ_t 表示时间固定效应, ε_{it} 代表随机扰动项。 β_1 衡量了大气污染联防联控政策实施的净效应。若联防联控政策能促进减排, 提升综合绩效, 则 β_1 显著为正。

2.3 样本、变量与数据来源

本文以 2003—2018 年全国 285 个地级市数据为初始样本 1, 在《规划》的重点区域城市中识别处理组对象, 将这段时间内正式实施了大气污染联防联控政策的城市设置为处理组, 其他城市设置为对照组。处理组的选择根据各省份环保部门官方网站公开的信息, 以各地正式召开大气污染联防联控工作会议、签署协议或颁布改革方案的时间为各地开展大气污染联防联控政策的时间节点, 以参与治理协作的城市为处理组对象。处理组涵盖的重点区域有珠三角地区、辽宁中部城市群、成渝城市群、山西中北部城市群、京津冀地区、长三角地区、山东城市群、陕西关中城市群, 共计 45 个地级市。

根据以往的相关研究，本文选取的控制变量 Z_{it} 包括：（1）结构变量类指标第二产值占比；（2）收入变量类指标人均 GDP 及其二次项；（3）反映人口状况差异的人口密度；（4）反映城镇化水平的城市建成区面积；（5）反映环境治理水平的城市建成区绿化覆盖率；（6）反映政府财政能力的财政自主度；（7）反映技术水平的科学支出占比。为了消除异方差的影响，对人均 GDP、人口密度、建成区面积变量取对数。

匹配变量 X_i 从控制变量中筛选。为了减少匹配变量选择的主观随意性，利用 Stata 中的 `pselect` 命令比较不同倾向得分模型中的极大似然值，筛选出对数极大似然值最大的匹配变量：（1）`lnagdp`；（2）`lnagdp2`；（3）`lndensity`；（4）`lnarea`；（5）`greencover`；（6）`fsical`；（7）`tech`。

3 实证结果分析

3.1 倾向得分匹配结果

利用 Logit 模型求得处理组的倾向得分并进行逐年匹配，得到不同政策实施时间的对照组。以 2008 年为例，对 2008 年实施大气污染联防联控政策的珠三角地区采用一对四近邻匹配（从最近邻匹配法、半径匹配法、马氏匹配法和内核匹配法中选择匹配效果最好的一对四近邻匹配法），删除不满足共同区域假设的样本，得到对应的 22 个未实施政策的城市。同理，得到 2011 年匹配的 88 个对照城市，2013 年匹配的 167 个对照城市，2014 年匹配的 93 个对照城市，2015 年匹配的 143 个对照城市（匹配结果存在不同年份实施政策的城市匹配同一个对照城市的情况）。对各年匹配结果的平衡性假设进行检验，检验结果显示匹配后的处理组和对照组的均值无显著性差异，匹配结果具有可靠性。

3.2 基准回归结果分析

将匹配后的样本代入多时点双重差分模型进行回归估计所示。第（1）~（4）列为对工业二氧化硫、工业烟粉尘排放量的回归结果，重点考察大气污染联防联控政策的减排效果；第（5）、（6）列为对综合绩效值的回归结果，重点考察大气污染联防联控政策的综合绩效表现。

结果显示，大气污染联防联控政策对工业二氧化硫减排具有显著作用，能使工业二氧化硫排放减少 13.0%，但对工业烟粉尘的减排作用不显著；大气污染联防联控政策对区域环境与经济的综合绩效具有显著的正向影响，表明大气污染联防联控政策有利于提升地区综合绩效，但目前的正向提升效应不大，约为 1%。

3.3 城市群异质性分析

基准回归结果显示，大气污染联防联控政策的实施具有显著的二氧化硫减排效果与正向的综合绩效表现。但大气污染联防联控政策以区域为主体开展工作，政策效果对于不同区域是否依旧显著，是否具有异质性特征需要进一步分析。为此，本文对不同城市群进行政策效果的分组回归。

从政策的减排效果来看，除了辽宁中部城市群，其余城市群均具有显著的工业二氧化硫减排效果，成渝城市群、山西中北部城市群及陕西关中城市群具有显著的工业烟粉尘减排效果。

从政策的综合绩效来看，大气污染联防联控政策对京津冀地区、成渝城市群、山西中北部城市群、山东城市群、陕西关中城市群的综合绩效提升具有显著作用。

综合来看，成渝城市群、山西中北部城市群、陕西关中城市群的减排效果和综合绩效表现较好。辽宁中部城市群的减排效果

和综合绩效表现均不佳，这可能与其经济结构中矿业等高污染的第二产业占比较大，实现污染治理与经济转型的难度相对较大有关。珠三角地区和长三角地区具有显著的二氧化硫减排效果，但大气污染联防联控政策对综合绩效却表现为负向影响，可能系其加大环境治理力度，进行产业结构调整，产生了一定的经济阵痛。

3.4 稳健性检验

传统双重差分模型中所有单位政策实施的时间一致，可以通过随机分配实施政策的城市重新估计系数进行安慰剂检验。本文采用多时点双重差分模型，每个单位的政策实施的时间不同。因而，对每个地级市数据进行分组，在组内随机抽取 2003—2018 年的某一年份作为其政策实施的时间，并且将随机抽取过程重复 500 次重新估计系数。如果重新估计的系数值分布在 0 值附近，则能一定程度上排除地级市一时间层面的不可观测因素的影响，说明估计结果的稳健性。

图 2 展示了检验结果，其中图 2a、2b 为被解释变量为工业二氧化硫的估计系数分布，图 2c、2d 为被解释变量为综合绩效值的估计系数分布。X 轴为随机分配的样本的估计系数，重新估计的系数值分布在 0 值附近。黑色集合点是估计系数的 P 值，P 值大多大于 0.1，估计结果不显著，可见随机赋予样本城市政策实施时间则政策的二氧化硫减排效果、综合绩效不显著。垂直线是基准回归结果的系数值，属于安慰剂检验中的异常值，由此可以推得大气污染联防联控政策的二氧化硫减排效果和综合绩效表现是真实存在的。

“两控区”2 政策划定的范围及目标预期达成时间与大气污染联防联控政策有所重叠，为了排除“两控区”政策对回归结果的干扰，本文在基准回归模型中加入“两控区”虚拟变量作为控制变量，得到的第（1）、（2）列的估计结果。结果显示，在控制干扰政策后，回归结果仍然显著，且系数变化很小。

最后，考虑到控制变量和被解释变量之间有很多可能存在的因果关系会对基准回归的结果产生影响，造成估计偏误，本文按照曹翔和王郁妍^[25]的做法，将控制变量滞后一期重新估计，得到的第（3）、（4）列回归结果。结果显示，解释变量系数依然显著，与基准回归结果保持一致。

4 结论与政策启示

大气污染联防联控政策打破了属地管理对治理跨界污染的局限，一定程度上抑制了地方政府环境规制竞争对治污效果的削弱，具有环境效应。同时，政策还能通过影响企业生产效益、推进产业结构优化升级、统筹区域经济发展产生经济效应。但是，在大气污染联防联控政策的长效机制还未正式建立的背景下，政策在实践中是否有效无法确定。因此，本文利用熵值法构建包含环境效益与经济效益的综合绩效指标，将大气污染联防联控政策作为一项准自然实验，建立多时点双重差分模型实证检验了政策实施的现实效果。结果显示：（1）大气污染联防联控政策对工业二氧化硫减排和综合绩效的影响显著，对工业烟尘减排的作用效果甚微；（2）政策对综合绩效值具有正向显著性影响，但目前的正向提升效应不大；（3）成渝城市群、山西中北部城市群、陕西关中城市群的减排效果和综合绩效表现较好。珠三角地区和长三角地区具有显著的工业二氧化硫减排效果，但综合绩效表现不佳，可能与其加大环境治理力度、进行产业结构调整导致一定的经济阵痛有关。辽宁中部城市群当前未能显现出政策效果，可能与其经济结构中矿业等高污染的第二产业占比较大，实现污染治理与经济转型的难度较大有关。

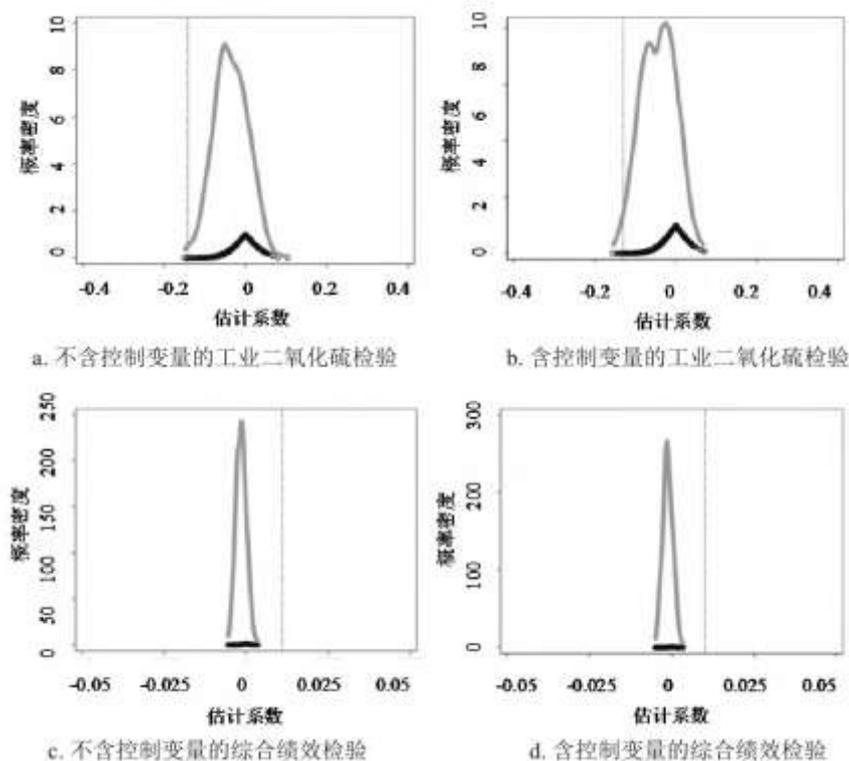


图2 安慰剂检验结果

本文的研究为我国进一步完善大气污染联防联控治理体系、健全联防联控长效机制提供了一定的政策启示。

(1) 政策的制定与实施需要保障区域内部的利益协同。应该建立完善的生态补偿机制和区域产业协作机制，进一步探索生态补偿的方式，加强政府间横向补偿。(2) 政策的制定与实施需要加强区域内部的制度协同。建立权威性、常态化的协调机构，规划科学的顶层设计；完善相关配套的制度，提高大气污染联防联控政策的法律效力。(3) 政策的制定与实施需要因地制宜，避免一刀切。由于各地区资源禀赋、经济结构不同，应该避免一刀切式的环境规制政策。此外，要正确处理属地管理与大气污染联防联控政策的关系，综合考量大气污染联防联控政策下属地责任的划分。

参考文献:

[1]陶品竹. 从属地主义到合作治理：京津冀大气污染治理模式的转型[J]. 河北法学，2014(10):120-129.

[2]蔡秀锦. 我国区域大气污染联防联控法律制度研究[D]. 苏州：苏州大学，2014.

[3]聂辉华，李金波. 政企合谋与经济发展[J]. 经济学（季刊），2007(1):75-90.

[4]柴发合，云雅如，王淑兰. 关于我国落实区域大气联防联控机制的深度思考[J]. 环境与可持续发展，2013(4):5-9.

[5]Mckitrick R. The politics of pollution: Party regimes and air quality in Canada[J]. Canadian Journal of Economics/Revue canadienne d' économique, 2006, 39(2):604-620.

-
- [6]Kim I. Environmental cooperation of Northeast Asia:Transboundary air pollution[J]. International Relations of the AsiaPacific, 2007, 7(3):439-462.
- [7]Halkos G E. Incomplete information in the acid rain game[J]. Empirica, 1996, 23(2):129-148.
- [8]Dinar A, Howitt R E. Mechanisms for allocation of environmental control cost:empirical tests of acceptability and stability[J]. Journal of Environmental Management, 1997, 49(2):183-203.
- [9]Petrosjan L, Zaccour G. Time-consistent Shapley value allocation of pollution cost reduction[J]. Journal of Economic Dynamics and Control, 2003, 27(3):381-398.
- [10]陈文颖, 侯盾. 基于多人合作对策思想的总量控制优化治理投资费用分摊方法[J]. 环境科学学报, 1999(1):57-62.
- [11]薛俭, 谢婉林, 李常敏. 京津冀大气污染治理省际合作博弈模型[J]. 系统工程理论与实践, 2014(3):810-816.
- [12]束韞, 王洪昌, 胡京南, 等. 区域大气污染联防联控长效机制的探讨[J]. 环境与可持续发展, 2019(4):78-81.
- [13]高明, 郭施宏, 夏玲玲. 大气污染府际间合作治理联盟的达成与稳定——基于演化博弈分析[J]. 中国管理科学, 2016(8):62-70.
- [14]胡宗义, 杨振寰. “联防联控”政策下空气污染治理的效应研究[J]. 工业技术经济, 2019(7):129-135.
- [15]魏伦云. 中国区域大气污染联防联控政策能否推动绿色协同发展? ——来自 93 个环保重点城市的证据[D]. 大连: 东北财经大学, 2019.
- [16]杨骞, 王弘儒, 刘华军. 区域大气污染联防联控是否取得了预期效果? ——来自山东省会城市群的经验证据[J]. 城市与环境研究, 2016(4):3-21.
- [17]胡志高, 李光勤, 曹建华. 环境规制视角下的区域大气污染联合治理——分区方案设计、协同状态评价及影响因素分析[J]. 中国工业经济, 2019(5):24-42.
- [18]郭施宏, 齐晔. 京津冀区域大气污染协同治理模式构建——基于府际关系理论视角[J]. 中国特色社会主义研究, 2016(3):81-85.
- [19]翟峰. 跨界环境污染的现实困境及其解决之道[J]. 资源与人居环境, 2013(7):56-58.
- [20]张华. 地区间环境规制的策略互动研究——对环境规制非完全执行普遍性的解释[J]. 中国工业经济, 2016(7):74-90.
- [21]Brueckner J K. Strategic interaction among governments:An overview of empirical studies[J]. International regional science review, 2003, 26(2):175-188.
- [22]张文彬, 张理芑, 张可云. 中国环境规制强度省际竞争形态及其演变——基于两区制空间 Durbin 固定效应模型的分析[J]. 管理世界, 2010(12):34-44.

[23]何伟,张文杰,王淑兰,等.京津冀地区大气污染联防联控机制实施效果及完善建议[J].环境科学研究,2019(10):1696-1703.

[24]Blundell R, Costa D M. Evaluation methods for nonexperimental data[J]. Fiscal studies, 2000, 21(4):427-468.

[25]曹翔,王郁妍.环境成本上升导致了外资撤离吗?[J].财经研究,2021(3):140-154.

注释:

1 在全国 299 个地级市中剔除数据缺失较多的三沙市、儋州市、毕节市、铜仁市、拉萨市、日喀则市、昌都市、林芝市、山南市、那曲市、海东市、吐鲁番市、哈密市后,共计 285 个地级市。

2 《国家环境保护“九五”计划和 2010 年远景目标》将二氧化硫污染严重的地区和酸雨污染严重的地区划为“两控区”,要求各地方政府通过开发二氧化硫污染防治技术和设备及二氧化硫排污收费工作改善大气环境,达到 2010 年酸雨和二氧化硫污染状况明显好转的目标。