

长三角区域环境协同治理的作用

机理与实证检验

谭婧 姜哲¹

(安徽大学 经济学院, 安徽 合肥 230601)

【摘要】: 基于 2005—2018 年长三角区域 41 市的经验数据, 采用合成控制法与空间分析工具检验区域环境协同治理的直接效果、空间效应和经济复合效果。检验结论有: (1) 区域环境协同治理的直接效果具有明显的短期效应和问题导向特点, 区域内环境排放逐渐趋同; (2) 长三角区域环境排放空间关联较强, 存在两极分化的空间集聚特征, “双低”区域分布在城市群外围, “双高”区域则集中于核心区域; (3) 各城市环境排放与经济发展关系所处的阶段存在较大的空间异质性。结论表明, 长三角区域环境协同治理需要长效动态机制的顶层设计, 并应兼顾区际差异和空间异质性, 以实现区域环境与经济协同高质量发展, 而处于控制组的全国其他城市绿色高质量发展成果显著。

【关键词】: 区域环境 协同治理 合成控制法 空间效应

【中图分类号】: F062.2; X5 **【文献标识码】:** A **【文章编号】:** 1671-4407(2022)06-192-08

随着区域经济一体化与生态文明建设的协同推进, 区域环境协同治理成为打破行政区划约束、克服环境外部性以实现区域协同高质量发展的重要手段。随着“绿色创新发展新高地”“一体化制度创新试验田”“人与自然和谐宜居新典范”等新发定位的明确^[1,2], 高质量一体化的城市群建设目标对长三角区域环境协同治理提出了更高的要求。

长三角地区对于环境协同治理的探索由来已久。20 世纪 90 年代成立的长三角经济协调会、长三角联席会议制度、各种污染防治协作小组等均是区域环境联防联控的组织保障。2005—2006 年, 部分国家级生态环境试点项目选址在此, 而后太湖流域“蓝藻事件”的发生以及国务院对长三角两省一市的正式规划拉开了区域污染联防联控的序幕。2009 年苏浙沪签订了环保合作协议和跨界污染应急联动方案, 2010 年区域规划出台后以及世博会召开期间, 长三角区域污染防治工作进一步深化。2012 年, 原环境保护部、国家发展改革委和财政部印发了重大政策性文件《重点区域大气污染防治“十二五”规划》, 将长三角作为重点规划范围之一, 明确了当前城市间污染相互影响显著但管理模式滞后、各城市“各自为战”以及环境监测薄弱和立法不完善等问题, 并给出了联防联控、联合执法、建立信息共享流通机制和应急预警体系等一系列针对性指导意见^[3]。这项重大政策促进了之后区域联防联控政策的制定和实施, 如 2013 年环保合作宣言的共同签订和跨界污染纠纷处置与应急联动小组的成立, 而后区域大气和水污染防治协作机制的陆续落地, 2014 年区域协同立法论证会和 2019 年环保法治论坛的举办, 2016 年省际边界断面污染联合监测平台的建立和 2018 年秋冬季大气污染综合治理攻坚战打响等。纵观区域环境协同治理的演变路径可以发现, 2012 年这项规划文件是长三角区域环境协同治理的阶段性标志。

作者简介: 谭婧, 博士, 讲师, 研究方向为资源环境经济、区域经济。E-mail: tanjinghit@126.com

基金项目: 2021 年度安徽省社会科学创新发展研究课题“安徽与沪苏浙新兴产业联动协同发展及其机制研究”(2021CX036); 2020 年度安徽省社会科学规划项目专项课题“长三角‘一地六县’集中合作区绿色发展的协同创新机制研究”(AHSKXZX2020D11); 2019 安徽大学文科创新团队建设项目(S030314002/008)

1 文献综述与机理分析

1.1 文献综述

在高质量发展的背景下，长三角环境治理政策及相关内容受到较多学者关注。目前，区域环境治理及其政策的研究大体可分为两个视角。

(1) 较多采用定性论述或案例写实的手法，如探讨环境治理模式下的动力源流、承载场域、协同过程或创新路径^[4,5,6]，解读或阐释治理规划与政策^[7,8]，论述环境综合执法机制的完善方向^[9,10,11]，分析治理多元主体共治的结构属性和演化特征^[12]，强调多重边界治理或大部制背景下的府际合作问题^[13,14,15]等，这一视角的研究侧重梳理不同区域环境污染治理的现状、面临的问题或困境以及治理的成效，并给出针对性建议，或者对联合治理逻辑框架和组织方案进行设计^[16,17,18,19]。

(2) 利用各种定量分析工具探究区域环境协同治理存在的问题或影响环境协同治理的外生因素^[20,21]。针对环境治理和实践效果的量化评估，已有研究大多采用 PSR^[22]、DID 或 PSM-DID^[23,24]、RDD^[25]等方法，这些方法是政策效应评估较为典型的研究工具，但也存在一定的不足，如参照控制组的选取具有暗箱操作的特点，并具有较强的主观性；有时难以满足关键时间节点前后“两分化”的处理，也无法给出效果的演进情况；而对效果的判断上受参数检验结果约束，对政策作用程度的判断缺乏灵活性。近期有研究采用合成控制法(SCM)开展政策评价的研究^[26,27,28]，SCM 方法能够克服 PSM、DID 等方法的短板，可以识别政策执行效果及演变路径。该方法是将待评价的政策执行区域设定为目标组，而将政策效果评价的参照对象设定为控制组，通过对控制组中各样本的预测变量进行线性组合，从而构造一个与目标组特质相近的反事实合成组，再通过比较政策实施节点后，目标组与合成组间的差异来评估政策效应。已有考虑空间因素环境问题的研究较多采用空间分析工具，如基于莫兰指数的空间关联分析、构建环境库兹涅茨模型(EKC)讨论环境排放与经济增长间的依赖关系^[29,30,31,32]。

综合来看，尚未发现有研究深入梳理环境协同治理政策的作用机理，并基于机理分析全面开展治理效果的实证评价。同时，有关环境协同治理政策效果评估的方法和工具也存在可丰富和拓展的空间。

1.2 机理分析

环境排放与环境治理都具有较强的外部性，这种外部性既是相关治理政策制定的基础，也决定了多维视角评价治理效果的必要性。依据不同作用机理归纳区域环境协同治理政策的效果具有三个维度。

(1) 环境治理政策的直接效果。

有效的环境治理政策可通过环境规制、减排约束、财政支持等行政手段，或排放交易机制等市场激励手段，直接减少环境排放；以绿色能源替代、净化处理技术升级等技术手段降低单位 GDP 的排放强度，缓解经济增长对环境排放的强依赖关系；环境治理手段与产业转型升级等转变经济增长方式的政策相结合，实现经济发展与环境排放脱钩，以推动地区更高质量发展。

(2) 区域环境协同治理的空间效应。

一方面，环境问题的外部性决定了水污染、大气污染等问题均有典型且显著的空间溢出特征；同时，环境政策的制定和实施也具有典型的空间溢出效应，本地环境治理和环境约束的加强，除了影响本地的产业选择和环境排放等方面，也会对邻近周边区域的产业选择和环境排放产生影响。协同治理的空间溢出效应表现在两个层面：一是全局视角下的空间关联，也即环境排在整个区域具有较高的区际交互影响；二是局部视角下的空间分布，也即环境排放空间关联强、弱地区具有空间集群分布的空间结构特点。区域协同的目的是打破行政区划的边界效应，克服环境排放的外部性，实现对空间溢出效应的扭转与扼制，通过区际空间

关联以及空间集群发展模式的转变，以共同发展、共同治理实现区域环境的共同提升。

(3) 区域环境治理政策的经济复合效果。

经济发展与环境改善的多目标协同是区域高质量一体化发展的重要抓手。环境排放源于经济生产和人民生活活动，在区域环境治理过程中，除了要考虑区际环境排放自身的空间关联与异质性，还要考虑环境排放与经济发展之间的依赖关系以及这种依赖关系的空间交互影响。这一维度的协同治理效果是环境排放空间效应、经济发展对环境排放依赖关系以及经济发展空间关联等多重关系的叠加，与环境排放直接效果和空间效应密切相关，但又具有更为复杂的表现。

基于协同治理政策的作用机理，全面评价区域环境协同治理效果需检验三个问题：(1) 协同治理政策是否直接促进了长三角区域环境质量的提升？(2) 区域环境排放的空间溢出效应是否得到有效的抑制？(3) 经济发展与环境排放的依赖关系以及这种关系的城际差异大小如何？为此，本文基于 2005—2018 年长三角三省一市 41 座城市的经验数据，选取区域污染防治重大政策性文件颁布的 2012 年作为关键时间节点^[3,20,24]，采用合成控制和空间统计等方法，检验区域环境协同治理的直接效果、空间效应和经济复合效果，为实现长三角区域协同高质量发展提供依据。

2 研究模型与数据来源

2.1 基于熵值法的环境排放指数 P

选取工业二氧化硫(SO₂, 吨)、工业废水(WW, 万吨)和工业烟(粉)尘(SOT, 吨)衡量环境排放^[33]。为避免量纲的影响，综合考虑涵盖废水、废气和固废三种排放源的总度量，通过对指标绝对量的均值标准化处理、利用熵值法获取各指标权重、再将均值化指标与权重线性组合等步骤，将 SO₂、WW、SOT 三种环境排放源综合构建环境排放指数 P^[34,35,36]，该指数为综合反映环境排放的反向指标。

2.2 合成控制法(SCM)

在利用 SCM 发现政策执行效果的过程中，将长三角区域设为待检验目标组，其他未受政策影响区域为控制组。其具体步骤如下^[26,27]：

第一步，基本设定。令第 i 个单元在第 t 期的环境排放指数为 P_{it} ($i=1, 2, \dots, n+1$; $t=1, 2, \dots, T$)，其中第 1 个单元为长三角这一目标组，其余 n 个单元均为不受政策影响的控制组；将整个考察期 T 分为两个阶段，政策实施前的 2005—2011 年为 T_1 ，政策执行后的 2012—2018 年为 T_2 。定义 P'_{it} 为单元 i 在 t 时期未受政策影响的环境排放指数， P''_{it} 为单元 i 在 t 时期受政策影响的环境排放指数。

第二步，直接效果变量。当 $t \in T_1$ 时 $P'_{it} = P''_{it}$ ，令 $t \in T_2$ 时 $P''_{it} = P'_{it} - tr_{it}$ ，其中， tr_{it} 为政策执行的直接效果，代表单元 i 因政策引起环境排放的绝对降低。区域环境协同治理在 $tr_{it} > 0$ 时有显著效果，而在 $tr_{it} \leq 0$ 时无效。

第三步，参数估计方法。由于 T_2 期 P''_{it} 不可直接观测，治理效果 tr_{it} 的确定需要先对 P'_{it} 进行估计。合成控制的原理是通过控制单元环境排放指数的加权合成来估计 P'_{it} ，权重 ω_i 需满足： $\sum_{i=2}^{n+1} \omega_i \times P_{ia} = P_{1a}$ ，且 $\sum_{i=1}^n \omega_i = 1$ ， $\omega_i \geq 0$ 。这里， $a \in T_1$ ， P_{1a} 和 P_{ia} 分别为目标单元和第 i 个控制单元在 T_1 期的环境排放指数，这组 ω_i 反映了不同控制单元对目标单元的合成贡献率。若 ω_i 条件满足^[37]，则 $\sum_{i=2}^{n+1} \omega_i \times P_{ib}$ 是 P'_{1b} 的无偏估计，这里 $b \in T_2$ ， P'_{1b} 为目标单元在 T_2 期未受治理政策影响的环境排放指数， P_{ib} 为 T_2 期控制

单元 i 的环境排放指数。最终，直接效果 tr_b 估计量为： $\widehat{tr}_b = \sum_{i=2}^{n+1} \omega_i \times P_{ib} - P_{1b}''$ 。

第四步，确定权重向量 Ω 。权重向量 $\Omega = (\omega_2, \omega_3, \dots, \omega_{n+1})'$ 是保障 \widehat{tr}_b 无偏的关键，对目标单元而言，最优的 Ω 应满足政策实施前加权合成环境排放指数与同期实际环境排放指数之间的差距最小。因此，权重向量 Ω 需满足 $\|X_1 - X_0 \Omega\|$ 最小，其中 X_1 为政策实施前目标单元的 $k \times 1$ 维特征向量， X_0 为以政策实施前各控制单元特征向量为列向量所组成的 $k \times n$ 维矩阵，特征向量实质为影响各单元环境排放控制因素的任意线性组合， k 为控制因素的个数。

第五步，目标单元分组。长三角区域三省一市参与一体化进程的差异较大，为保障估计结果的稳健性，更好地发现政策效果的区际差异，将目标单元 41 座城市分为长三角整体区域、苏浙沪两省一市和安徽省三组分别进行政策效果分析。此外，由于合成控制法是对每个单元环境排放指数的合成，为避免过于频繁地将所有 41 市依次进行合成，本文采取均值合成^[26, 27]，将它们合并成一个新的单元作为代表。

SCM 应用还需考虑一系列的控制因素，包括经济发展因素，使用环境排放主要来源的第二产业增加值占 GDP 比重 (PSI，单位：%)^[29]；市场开放程度，使用实际利用外商直接投资 (FDI，单位：亿元)^[29]；技术进步和治理革新，使用促进节能减排的科技支出 (STE，单位：亿元)^[32]；地方政府环境治理投入力度，使用地方财政一般预算内支出 (GGI，单位：亿元)^[38]。

2.3 空间分析工具

2.3.1 空间效应的检验

莫兰指数可以发现环境排放的全局空间相关程度，取值范围为 $[-1, 1]$ ，其公式为：
$$I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (P_i - \bar{P})(P_j - \bar{P})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}}$$
，其中， $S^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (P_i - \bar{P})^2$ ， $\bar{P} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n P_i$ ， P_i 为 i 地区环境排放指数， $W = (w_{ij})_{n \times n}$ 为地区总数。为空间权重矩阵。

莫兰散点图可以实现环境排放局部空间相关情况的可视化，其实质是绘制 P 与其空间滞后项 WP 线性关系的散点图，并依据两坐标轴划分为四个象限。由于 WP 表示邻近城市观测值的加权平均，此图可反映该单位与周围邻近区域相似值的空间集群程度。以每个城市所处的象限可以考察每种集群城市数量及其演变情况，按照区域环境协同治理成效的优劣程度，排序四象限分类有：“双低” > “高低” > “低高” > “双高”。

2.3.2 经济复合效果的检验

构建空间 EKC 模型考察协同治理的经济复合效果，其结果判断有两点说明，一是环境排放作为负向“坏”的指标，其空间溢出效应越强，环境协同治理效果则越弱；二是若环境与经济的依赖关系得到改善，环境协同治理越有效。为此，将样本观测值以 2012 年为节点划分为两个子面板数据分别运行空间 EKC 模型，对协同治理前后空间溢出效应、环境排放和经济发展间关系、各城市所处 EKC 阶段的异质性进行对比分析，联合发现协同治理的经济复合效果。

模型形式如表 1 所示。其中， AG_{it} 为人均实际 GDP ($AG = GDP / \text{常住人口}$ ，单位：万元/人)； P_{it} 为环境排放指数，为了防止数据潜在的异方差造成较大扰动，两项指标取对数。 i 为地区， t 为时期， α_{it} 为空间个体特质效应， β_k 为环境排放指数的经济弹性， ρ 为 Y_{it} 的空间自回归系数， λ 为误差项的空间自相关系数， γ_k 为 AG 的空间自回归系数， W 为空间权重矩阵， ε_{it} 为误差项。空间自回归系数衡量了空间溢出效应的影响。嵌套 AG 三次项模型中参数 β 的符号决定了环境排放指数与经济关系演变的不同形式，可能存在倒“N”型 ($\beta_3 < 0$ ， β_2 和 β_1 任意)、 “N”型 ($\beta_3 > 0$ ， β_2 和 β_1 任意)、倒“U”型 ($\beta_3 = 0$ 或不显著， $\beta_2 < 0$ ， β_1 任

意)、“U”型($\beta_3=0$ 或不显著, $\beta_2>0$, β_1 任意)、单增线型(β_3 和 $\beta_2=0$ 或不显著, $\beta_1>0$)和单减线型(β_3 和 $\beta_2=0$ 或不显著, $\beta_1<0$)等几种形式。

表 1 空间 EKC 模型的形式

名称	模型的表达式
空间面板滞后 SLM	$\ln P_{it} = \alpha_{it} + \rho W \ln P_{it} + \beta_1 \ln AG_{it} + \beta_2 \ln (AG_{it})^2 + \beta_3 \ln (AG_{it})^3 + \varepsilon_{it}$
空间面板误差 SEM	$\ln P_{it} = \alpha_{it} + \beta_1 \ln AG_{it} + \beta_2 \ln (AG_{it})^2 + \beta_3 \ln (AG_{it})^3 + u_{it}$, $u_{it} = \lambda W u_{it} + \varepsilon_{it}$
空间面板杜宾 SDM	$\ln P_{it} = \alpha_{it} + \rho W \ln P_{it} + \beta_1 \ln AG_{it} + \beta_2 \ln (AG_{it})^2 + \beta_3 \ln (AG_{it})^3 + \gamma_1 W \ln AG_{it} + \gamma_2 W \ln (AG_{it})^2 + \gamma_3 W \ln (AG_{it})^3 + \varepsilon_{it}$

2.4 指标来源和数据说明

相应指标数据来源于历年各省份统计年鉴以及《中国城市统计年鉴》，货币单位数据以 2005 年为基期进行平减。合成控制法应用中，外生控制变量数据来自 EPS 统计数据平台和 CEIC 数据库，时间跨度为 2005—2018 年，个别缺失值采用插值法得出；经过排除受 2012 年政策影响的京津冀、珠三角等区域城市的数据清洗后，控制组保留 148 个地级市。

3 检验结果与分析

3.1 直接效果的检验

为发现环境协同治理对整个长三角区域的直接效果，分别以取均值的方式将长三角 41 座城市环境排放指数整合成长三角、两省一市和安徽省三组。以 2012 年为时间节点，将实际和拟合环境排放指数 P 时序演变情况绘制如图 1 所示。

直接效果检验表明，协同治理政策具有显著效果，但持续时期较短，缺乏持久的长期效果。政策的直接效果表现在 2012—2013 年长三角全域 P 的实际路径与合成路径之间差异有所减小，并在 2013 年实际路径低于合成路径，区域环境治理效果明显。而 2013—2017 年，长三角全域、两省一市和安徽省均显现出环境排放指数的实际路径与合成路径差异扩大的趋势。一方面，协同治理具有问题导向性特点，在 2010 年之前，长三角全域、两省一市及安徽省 P 的实际路径与合成路径高度一致，但在 2010 年之后，江苏、浙江和上海市出现了实际路径持续高于合成路径的情况，尽管“入长”较晚的安徽省在 2011—2013 年实际路径低于拟合路径，并在 2013 年左右拉低了长三角全域 P 实际路径，但是，其余考察期内实际路径与合成路径间的较大差异均表明进一步的区域环境协同治理迫在眉睫。上海市 2010 年举办的世博会开动了长三角区域经济快速发展的新契机，但在较大的经济产业结构刚性条件下，结构转型和产业升级的环境效应不足以克服快速发展引致的环境排放问题。

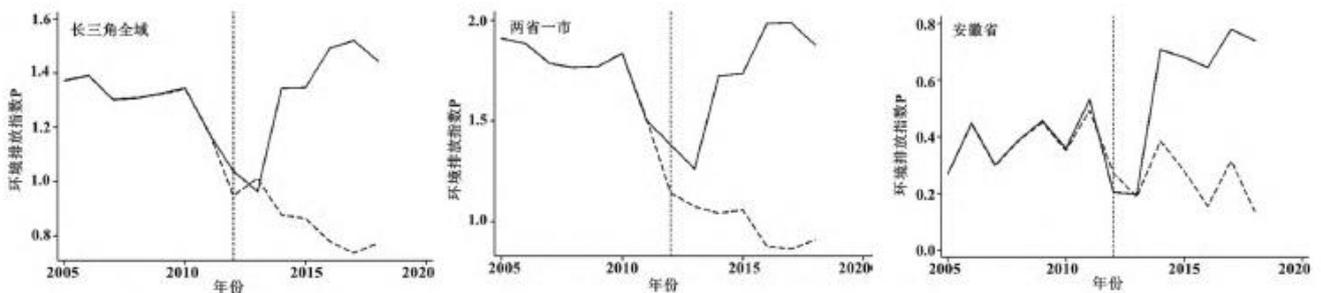


图 1 协同治理政策直接效果的合成对比

注：垂直虚线代表时间节点 2012 年。

政策直接效果存在明显的区际差异和趋同，这也增加了协同治理工作推进的难度。2010—2015 年，两省一市与安徽省 P 的实际路径与合成路径差异还有较大不同，安徽省两种路径之间的差异显著低于苏浙沪，安徽省治理下的环境排放指数和全国平均水平差异相对较小。但是，自 2016 年安徽省八市并入长三角城市群后，区域环境治理的效果同样呈扩大趋势，环境排放问题也不断趋同。同时，在考察期后期，即使三条实际路径都有下滑趋势，但控制单元的拟合路径下滑幅度更大，且拟合路径低于实际路径的那部分差距逐渐扩大，这说明在绿色高质量发展背景下，其他控制组城市的环境问题存在更大程度的缓和。

3.2 空间效应的检验

联合人均实际 GDP (AG) 构造地理经济距离空间权重矩阵为： $w_{ij} = \frac{1}{d_{ij} \times |\overline{AG}_i - \overline{AG}_j|} (i \neq j)$ ， $w_{ij} = 0 (i = j)$ ，其中， w_{ij} 为权重矩阵中的元素， d_{ij} 为依据两地经纬度计算出来的地理距离，而 $|\overline{AG}_i - \overline{AG}_j|$ 是两地人均 GDP 年份均值的绝对离差^[39, 40]。

环境排放指数 P 的莫兰指数及其显著性检验结果见表 2。可以发现：空间效应也具有短期效果显著、长期效应不足的表现。考察期内 P 的空间关联呈先下降、后上升的变动趋势，在协同治理政策颁布之前，长三角区域 P 的空间关联程度较高，都在 0.4 以上，其中 2010 年和 2011 年稍低于 0.4 的空间关联表现，可能是上海世博会期间当地环境治理手段的加强；区域政策颁布的 2012 年和 2013 年具有考察期内最低的莫兰指数值 (0.309 和 0.306)；2014 年开始 P 的空间关联出现了反弹，至考察期末的 2018 年已接近 0.4。

表 2 环境排放指数的莫兰指数及显著性检验

指标	2005 年	2006 年	2007 年	2008 年	2009 年	2010 年	2011 年
I	0.480***	0.477***	0.440***	0.430***	0.444***	0.350***	0.381***
sig	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
指标	2012 年	2013 年	2014 年	2015 年	2016 年	2017 年	2018 年
I	0.309***	0.306***	0.363***	0.353***	0.357***	0.350***	0.397***
sig	0.000	0.001	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

注：上角标*、**、***分别表示统计量在 0.1、0.05 和 0.01 的水平上显著。表 4、表 5 同。

为发现空间集群情况，依据 41 城隶属的 P-WP 散点图象限，整理政策出台前三年、后五年每种集群城市数量的分布及演变情况见表 3。长三角区域环境排放空间集群特征明显，区域环境协同治理的效果短期内遏制了环境排放集聚的恶化，但长期效果仍显乏力，至考察期末空间集群也有反弹趋势。首先，长三角区域存在高、低环境排放空间集群均高度显著的双重局面，“双低”集群城市数量最多、“双高”集群次之；其次，“高低”集群最少，“低高”集群数量次少，这两类空间集群特征表现较弱；最后，在政策出台后的两年内，“双低”和“双高”集群城市数量减少，而“高低”和“低高”集群的城市数量增多，随后“双

高” 集群数量又呈现反弹趋势，这一表现再次验证了 2012 年区域环境协同治理政策的短期效应。

表 3 2005—2018 年局部空间集群分布情况城市 数量：个

P-WP	2005 年	2009 年	2011 年	2012 年	2013 年	2014 年	2016 年	2018 年
双低	24	22	20	22	18	19	18	20
高低	2	3	3	3	5	6	4	3
低高	3	5	7	7	10	7	6	7
双高	12	11	11	9	8	9	13	11

以考察期初 2005 年和期末 2018 年为例，绘制城市散点四象限分布情况见图 2。综合观察，(1) “双低” 集群中的城市主要集中在浙江省南部、江苏省东北部、安徽省除中东部以外的整个长三角区域的“外围地区”；(2) “双高” 集群中的城市集中于苏浙沪核心地带，该区域的经济发展水平整体较高、环境协同治理仍需加强；(3) 江苏省南通、浙江省嘉兴等市环境协同治理效果总体向期望的方向转变；(4) 江苏省盐城，安徽省合肥、芜湖、马鞍山等市在政策实行后反而逐渐步入“双高” 集群的行列，长三角区域的“后发” 城市需注意经济增长与环境协同治理间的统筹协调。

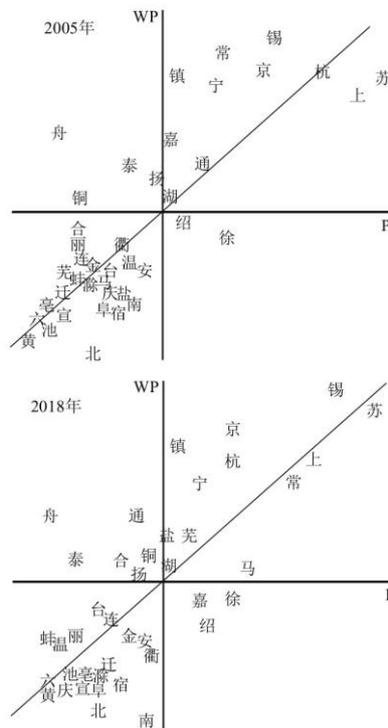


图 2 环境排放指数两年份 P-WP 莫兰散点图

注：“京” “淮” “通” “迁” “庆” “南” “北” “宿” 分别指南京、淮安、南通、宿迁、安庆、淮南、淮北、宿州。

3.3 经济复合效果的检验

依据2012年前、后两个子面板空间计量模型选择检验结果(表4),因固定效应(fe)的估计效果总是显著优于随机效应(re)^[41],因此均采用空间固定效应的SLM和SEM模型,并将估计结果汇总至表5。

表4 空间计量模型的检验

检验统计量	检验对象	原假设	检验结果(政策前)	检验结果(政策后)
Wald	SLM/SEM/SDM模型选择	SDM可简化为SLM SDM可简化为SEM	1.93(0.5871) 1.09(0.7804)	6.01(0.1113) 6.24(0.1005)
LR	SLM/SEM/SDM模型选择	SDM可简化为SLM SDM可简化为SEM	1.92(0.5893) 1.08(0.7811)	5.95(0.1142) 6.33*(0.0965)
Hausman	随机/固定效应选择	选择随机效应 选择固定效应	-3.673.67(0.2991)	-1.591.59(0.6618)
效应LR	时间/地点固定效应选择	选择地点固定 选择时间固定	2.05(1.0000) 487.52*** (0.0000)	4.28(1.0000) 637.93*** (0.0000)

表5 政策空间效应的估计与检验

指标	ρ or λ	β_1	β_2	β_3	R^2
SLM(政策前)	0.2612*** (0.000)	0.3392** (0.015)	0.2361 (0.109)	-0.2716*** (0.006)	0.1032
SEM(政策前)	0.2745*** (0.000)	0.4106** (0.011)	0.2692* (0.091)	-0.3180*** (0.003)	0.0816
SLM(政策后)	-0.0640 (0.503)	0.0157 (0.947)	-0.8270*** (0.004)	0.3513*** (0.002)	0.3034
SEM(政策后)	-0.0248 (0.801)	0.0140 (0.952)	-0.8033*** (0.004)	0.3413*** (0.002)	0.3063

首先,政策前后空间效应(ρ)的变化说明环境协同治理具有一定的效果。政策实施之前 ρ 显著为正,说明长三角区域相邻城市的环境排放存在显著溢出效应,证实了空间协同治理政策制定和实施的现实必要性和紧迫性。而政策实施后 ρ 虽然为负但并不显著,环境排放的城际空间溢出效应弱化,政策的出台抑制了环境排放的强空间溢出效应。

其次,长三角区域经济发展与环境排放之间的关系较为复杂, β_3 的显著性水平优于 β_1 和 β_2 。政策前 β_3 显著为负,EKC形态表现为倒“N”型,环境伴随着经济增长从持续改善、恶化、到再恢复的过程;政策后 β_3 显著为正,EKC表现为正“N”型关系,与政策前情况相反,环境排放随经济发展先恶化、再改善、再恶化。这种表现也正契合协同治理政策出台时正是长三角区域环境排放严重时期,协同治理政策对扼制经济驱动下的环境排放具有显著效果。

最后,各城市环境排放与经济发展关系存在较大的异质性。将政策前2011年和政策后2018年各城市的AG与表5中拟合的

倒“N”型曲线和“N”型曲线中拐点的横坐标进行比较,可以发现,在政策出台之前,除江苏省东北部少数城市外的苏浙沪地区和安徽省中东部少数发达城市,均已跨越了倒“N”型曲线的两个拐点,来到了最右边的下降阶段;其余城市均位于倒“N”型曲线的中上升阶段,即环境排放与经济发展间的矛盾期,这些城市也与空间集群分析中的“外围”区域大体一致。政策实施后(2018年),长三角区域除上海、杭州、宁波、南京等核心城市以外的绝大部分地区,均位于“N”型曲线的中下降阶段,区域环境协同治理政策促进了这些城市环境排放与经济增长的协调发展,其中就包括了政策出台前处于环境排放与经济发展矛盾期的那部分城市,需要警惕的是,核心城市已经跨越了两个拐点,再次回到了经济发展伴随环境恶化的阶段,这对区域环境协同治理又提出了新的要求。

3.4 稳健性检验

3.4.1 直接效果的安慰剂检验

与PSM、DID等方法类似,采用安慰剂法进行合成控制的有效性检验。该方法假设控制单元与目标单元同样受环境协同治理政策的影响,对控制组内所有城市和目标组城市一样进行合成控制,拟合其合成路径,计算各城市各期环境排放实际值与拟合值间的残差AD。为保障控制组与目标组间拟合效果的可比性,将控制组中平均预测标准差(APSD)高于目标组2倍^[4]、与政策实施后拟合出现显著异常的两类城市予以剔除,长三角全域、两省一市和安徽省三组保留下来的控制城市个数分别为80、125和

21个。其中,APSD的计算公式为 $APSD = \left[\frac{1}{T_1} \sum_{t=1}^{T_1} (P_{real} - P_{syn})^2 \right]^{0.5}$,这里 P_{real} 和 P_{syn} 分别表示真实值和拟合值, T_1 为检验时点。绘制目标组(深色实线)和控制组(浅色实线)各单元残差时序见图3。

安慰剂检验结果进一步证实了区域环境治理政策的效果。(1)控制组选择具有有效性和显著性。三个区域目标组残差与对应控制组各单元的残差,在2012年之前分布时期变动高度一致,仅两省一市的差异略有小幅波动,而2012年后除个别离散点外,控制组各单元残差演进路径密集围绕零轴,呈小幅、对称正态特征。(2)协同治理政策的问题导向、短期效应和区际差异明显等结论是稳健的。环境排放的严重性在2012年政策出台之前就有表现,这一时期长三角全域和两省一市均有残差高于零轴的表现;长三角全域和两省一市的目标组残差与控制组各单元残差间的差异远高于安徽省,这进一步说明区域环境协同治理政策效果存在较大的区际差异;2012年之后三个区域目标组残差均大于零且高于控制组各单元残差分布的密集区,在考察期结束时仍没有明显收敛的表现,这说明三个区域目标组和对应控制组间的残差都存在显著性差异,保证了结论的稳健性。

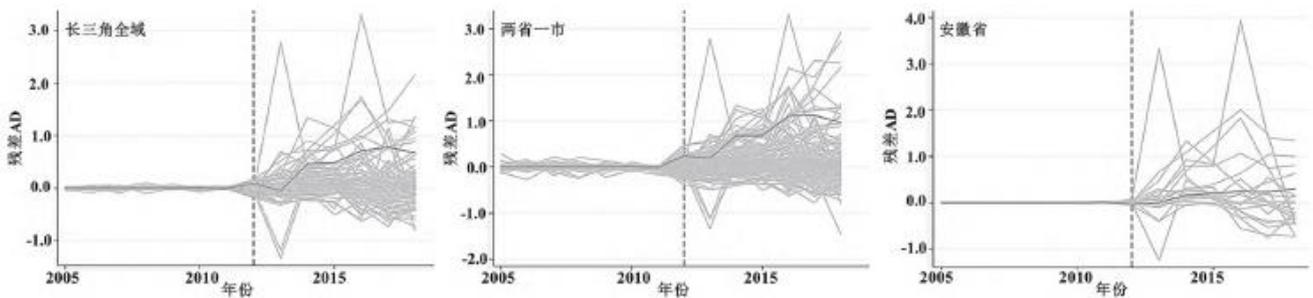


图3 协同治理政策效果的安慰剂检验

注:竖虚线为政策节点2012年。

3.4.2 三种环境排放的单独检验

合成控制及安慰剂检验结果表明，2012 年长三角区域环境协同治理政策的效果远低于预期，基于检验的整个思路，导致这一结论的可能原因有，(1)区域协同政策效果不足以消纳伴随经济快速增长的持续环境排放量；(2)环境排放指数 P 是三种排放源的合成，而三项指标对政策的响应差异较大；(3)P 指数构建应用了均值化，控制组内城市三种环境排放源的强弱差异也有影响。为此，分别对 WW、SO₂ 和 SOT 三种排放源的绝对量采用相同步骤开展合成控制和 APSD 安慰剂检验，经过清洗后三种排放源对应的控制组城市分别为 71、50 和 45 个。将结果绘制如图 4 所示，其中合成控制图的实线表示 41 座城市均值合成的排放实际路径，安慰剂检验图中目标组为深色实线，浅色实线代表控制组残差。

结果表明，虽然三种排放源的治理效果略有差异，但在总体趋势判断上还是一致的，环境协同治理政策长期效果乏力，难以补偿伴随经济发展的环境压力。其中 WW 的实际路径高于拟合路径，且二者之差远远高于另外两种排放源；SO₂ 和 SOT 在 2015 年后出现实际路径高于拟合路径的趋势。检验结果也表明控制组选择的有效性和研究结论的稳健性。

4 讨论

环境问题具有典型的外部性特征，本文梳理区域环境协同治理政策的作用机理，并基于 2005—2018 年长三角区域的经验数据，采用合成控制法和空间分析工具，分别从直接效果、空间效应和复合效果三个维度，检验 2012 年区域协同治理政策效果，研究结论为政策制定提供了现实参考。

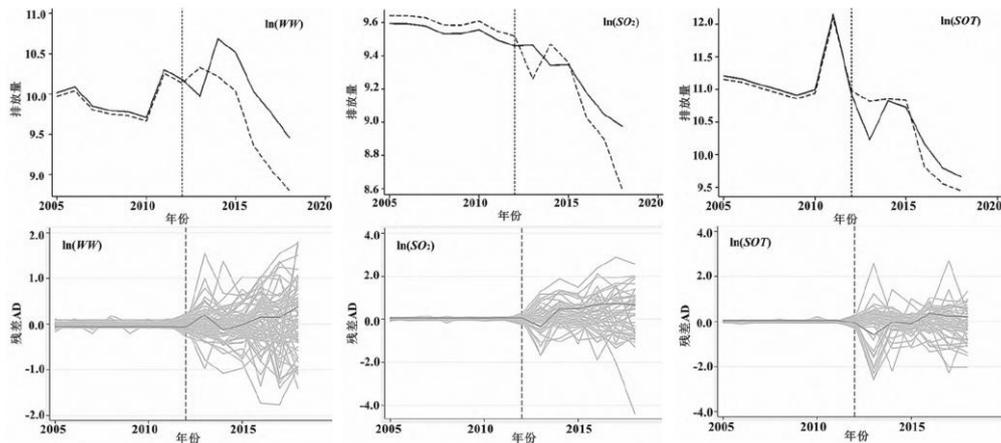


图 4 三种排放源的合成控制和检验

注：竖虚线表示政策节点 2012 年。

区域环境协同治理需要长效机制的顶层设计。区域环境协同治理政策具有典型的时效特点，短期效应明显，长期效果乏力，这在 2012 年、2013 年环境排放指数合成控制的直接效果检验表现和空间效应检验方面均能得到验证。这种时效性产生的主要原因在于政策制定的“问题导向型”特点，2012 年政策的出台本就是因为环境问题显著的区域集中特征。区域环境协同治理的长效机制应包括有效的生态补偿机制，合理的各地政府责任机制，公开透明的环境治理监督和公众参与机制，以及动态反馈、自适应调整的动态优化机制等多层次内涵。

区域环境协同治理需要具有层次性和差异性。长三角区域环境协同治理政策效果具有明显的空间异质性，该区域空间范围覆盖三省一市 41 市，这些城市经济发展阶段、人口规模以及参与长三角一体化进程的时期和程度都有较大差异，存在较为典型的“中心—外围”空间特点，在未来区域协同高质量发展进程中，应对不同集群区域制定差异化的协调发展政策和激励机制，才

能获得更有效的协同治理效果。长三角全域可建立合理的区域产业梯度和协调发展空间格局,加强城际发展和治理经验共享,保障环境协同治理政策效果的全局性和显著性;核心区域依据丰厚的经济基础和较强的科技创新能力,持续推进经济高质量发展;大片外围区域可利用后发优势,积极参与长三角区域空间新格局建设,实现区域环境联保共治和经济、环境协调高质量发展。

全国绿色高质量发展效果显著。合成控制中拟合曲线大幅度下滑的趋势,表明在绿色高质量发展背景下,处于控制组城市的环境排放问题存在相对更大程度的缓和,长三角等区域为全国其他地区经济环境协调高质量发展起到了一定的示范效应。

参考文献:

- [1]国务院. 国务院关于长三角生态绿色一体化发展示范区总体方案的批复[J]. 中华人民共和国国务院公报, 2019(31):27.
- [2]新华社. 中共中央国务院印发《长江三角洲区域一体化发展规划纲要》[J]. 中华人民共和国国务院公报, 2019(35):10-34.
- [3]重点区域大气污染防治“十二五”规划发布[J]. 领导决策信息, 2012(49):24.
- [4]司林波, 张锦超. 跨行政区生态环境协同治理的动力机制、治理模式与实践情境——基于国家生态治理重点区域典型案例的比较分析[J]. 青海社会科学, 2021(4):46-59.
- [5]光峰涛, 杨树旺, 易扬. 长三角地区生态环境治理一体化的创新路径探索[J]. 环境保护, 2020(20):31-35.
- [6]周凌云. 纵向干预何以推动地方协作治理?——以长三角区域环境协作治理为例[J]. 公共行政评论, 2020(4):90-107.
- [7]刘冬, 杨悦, 张文慧, 等. 长三角区域一体化发展规划与政策制度研究[J]. 环境保护, 2020(20):9-15.
- [8]周付军, 胡春艳. 大气污染治理的政策工具变迁研究——基于长三角地区 2001-2018 年政策文本的分析[J]. 江淮论坛, 2019(6):134-141.
- [9]张健, 张舒. 长三角区域环境联合执法机制完善研究[J]. 中国环境管理, 2021(2):119-126.
- [10]葛天博, 谢雨晴. 长三角环境公益法治一体化的制约与发展——基于“虚拟行政区”[J]. 浙江工业大学学报(社会科学版), 2020(4):449-454.
- [11]胡中华. 关于完善环境区域协同治理制度的思考[J]. 法学论坛, 2020(5):29-37.
- [12]锁利铭, 李梦雅, 阚艳秋. 环境多元主体共治的集体行动、网络结构及其模式演变——基于杭州与合肥都市圈的观察[J]. 甘肃行政学院学报, 2021(1):60-71.
- [13]锁利铭, 李雪. 从“单一边界”到“多重边界”的区域公共事务治理——基于对长三角大气污染防治合作的观察[J]. 中国行政管理, 2021(2):92-100.
- [14]马捷, 锁利铭. 城市间环境治理合作: 行动、网络及其演变——基于长三角 30 个城市的府际协议数据分析[J]. 中国行政管理, 2019(9):41-49.

-
- [15] 田园宏, 丁进锋. 大部制背景下长三角地区污水治理策略选择[J]. 治理研究, 2018(5):71-79.
- [16] 乔花云, 司林波, 彭建交, 等. 京津冀生态环境协同治理模式研究——基于共生理论的视角[J]. 生态经济, 2017(6):151-156.
- [17] 朱新中. 推进长三角环境保护联防联控的现实困境与对策建议[J]. 中国发展, 2019(6):10-12.
- [18] 许箫迪, 程倩. 长三角环境协同治理的困境及实现路径[J]. 经济研究导刊, 2020(26):81-82
- [19] 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.
- [20] 孙丽文, 任相伟. 京津冀区域碳排放协同治理及影响因素分析[J]. 山东财经大学学报, 2020(2):5-14.
- [21] 王丽琼, 李子蓉, 张云峰. 乡村振兴战略下农村环境协同治理关键因素识别研究[J]. 中国生态农业学报(中英文), 2019(2):227-235.
- [22] 杨俊, 刘艳玲, 周靖承, 等. 省域水环境保护政策实施效果评价的指标体系构建与实证研究[J]. 中国环境管理, 2018(4):61-67.
- [23] 熊波, 杨碧云. 命令控制型环境政策改善了的城市环境质量吗?——来自“两控区”政策的“准自然实验”[J]. 中国地质大学学报(社会科学版), 2019(3):63-74.
- [24] 程芳芳, 傅京燕. 区域联防联控环境治理政策对企业生产规模的影响研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2020(9):46-53.
- [25] 朱永兴, 李雪臣. “环保垂改”政策效果评估——以河北省空气质量为例[J]. 金融经济, 2021(1):9-20.
- [26] 刘乃全, 吴友. 长三角扩容能促进区域经济共同增长吗[J]. 中国工业经济, 2017(6):79-97.
- [27] 邓文博, 宋宇. 区域合作促进经济增长效应评估[J]. 华东经济管理, 2020(8):64-75.
- [28] 王金营, 贾娜. 政策调整变迁与京津冀区域协同发展——基于合成控制法的分析[J]. 人口与经济, 2020(5):72-86.
- [29] 刘帅, 张建清. 空间距离、溢出效应与环境污染[J]. 经济问题探索, 2019(1):149-158.
- [30] 安虎森, 王雷雷, 吴浩波. 中国环境库兹涅茨曲线的验证——基于省域数据的空间面板计量分析[J]. 南京社会科学, 2014(9):1-8.
- [31] 张轩瑜, 宋晓军, 虞吉海. 时空效应下 PM_{2.5} 的环境库兹涅茨曲线——基于动态空间面板视角[J]. 环境科学学报, 2020(1):315-324.
- [32] 于明超, 余冉. 能源价格扭曲是否加剧了工业环境污染——基于空间动态面板模型的研究[J]. 产业经济评论, 2019(5):77-93.

-
- [33]孙晓雷, 何溪. 新常态下高效生态经济发展方式的实证研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2015(7):39-56.
- [34]胡宗义, 李继波, 刘亦文. 中国环境质量与经济增长的空间计量分析[J]. 经济经纬, 2017(3):13-18.
- [35]冉启英, 徐丽娜. 环境规制、省际产业转移与污染溢出效应——基于空间杜宾模型和动态门限面板模型[J]. 华东经济管理, 2019(7):5-13.
- [36]周玄德, 孜比布拉·司马义, 严姗, 等. 克拉玛依市经济增长与生态环境关系的计量分析[J]. 水土保持通报, 2013(2):236-240.
- [37]Abadie A, Diamond A, Hainmueller J. Synthetic control methods for comparative case studies: Estimating the effect of California's tobacco control program[J]. Journal of the American Statistical Association, 2010, 105(490):493-505.
- [38]祁毓, 赵韦翔. 财政支出结构与绿色高质量发展——来自中国地级市的证据[J]. 环境经济研究, 2020(4):93-115.
- [39]王守坤. 空间计量模型中权重矩阵的类型与选择[J]. 经济数学, 2013(3):57-63.
- [40]郑志强. 数字普惠金融、空间溢出与农村减贫[J]. 西南交通大学学报(社会科学版), 2020(2):108-118.
- [41]朱平辉, 袁加军, 曾五一. 中国工业环境库兹涅茨曲线分析——基于空间面板模型的经验研究[J]. 中国工业经济, 2010(6):65-74.