

江苏污水处理差别定价政策对地表水质的影响

——基于合成控制法的研究

郝枫 杨丹丹 孙梦迪¹

(天津财经大学 统计学院, 天津 300222)

【摘要】: 近年来,我国工业污水排放量持续增长、水污染事件频发,对生态环境和居民健康造成严重危害。为扭转这一局面,各级政府相继出台众多环保政策。利用 2013~2016 年周度省级面板数据,选取高锰酸盐(COD_{Mn})、溶解氧(DO)、氨氮(NH₃)等 3 类单项指标,基于合成控制法(SCM)评价江苏省污水处理差别定价政策的效果,并借助熵权法构建综合指标以评价其综合效应。研究发现:政策实施后,江苏省地表水质整体上取得明显改善;溶解氧指标提高,表明地表水体自净能力显著提升;但由于不易监管,以高锰酸盐和氨氮衡量的地表水体富营养化反而有所恶化。为确保实现预期目标,政策制定及动态调整必须保证激励约束相容。

【关键词】: 差别定价政策 合成控制法 地表水质 政策效应

【中图分类号】: X52, F22 **【文献标识码】:** A **【文章编号】:** 1004-8227(2020)02-0459-09

近年来,随着我国经济快速发展,水污染情况不断加重。工业污水排放规模迅速扩张,导致我国内陆水域遭受大面积污染。工业污水使地表水体金属含量超标,直接危害居民健康。污水所含化学成分造成地表水体富营养化,也使生物多样性遭到破坏。面对严峻的水污染形势,采取有效措施进行治理刻不容缓。

作为经济发达的水资源大省,江苏的工业生产与城市化发展迅速,工业污水和生活污水排放量持续攀升。根据中国环境监测总站发布的水质周报,2014 年江苏省长江流域、淮河流域及内陆湖泊主要干流断面水质均为 II 类及以下。2016 年初统计结果显示,江苏省水污染超标断面数量居高不下,水质变化趋势不容乐观。

为扭转水污染问题,江苏省一方面积极落实环保部出台的水污染防治行动专项计划,同时率先实行污水处理差别定价政策。2016 年 2 月 3 日,江苏省环境保护厅下发《江苏省污水处理费征收使用管理实施办法》。按照“污染者付费、多排污多付费”原则,鼓励有条件地区逐步按照企业环保信用评级分档制定收费标准,并建立动态调整机制¹。本文力图对江苏污水处理差别定价的政策效果进行量化评估,为水污染治理政策的优化与推广提供参考。

随着环境污染问题加剧及政府治理成本攀升,污染危害及治理问题受到众多学者高度关注。已有文献,主要集中于讨论污染危害、污染治理及政策评估等 3 大方面。首先,大量研究聚焦于污染对人体健康的危害。美国学者 Dominici 等^[1]利用准实验(QE)方法研究美国居民身体状况与空气中颗粒物(PM)的关系,发现 PM 会缩短居民寿命并提高患病率。Chen 等^[2]采用相同方法,发现中国北方集中供暖政策显著增加了总悬浮颗粒物(TSPs)浓度,造成 5 亿居民预期寿命损失总量超过 25 亿年。此外,Ebenstein 等^[3]发现经济高速增长对居民健康有较大改善作用,但这一有利影响却被污染的负效应所抵消。

作者简介: 郝枫(1979-),男,博士,教授,博导,主要研究方向为宏观经济统计分析。E-mail:hbhjh@126.com。

基金项目: 国家社会科学基金项目(16BTJ001)。

有鉴于此,大批学者分别从生物化学治理、生产效率和政策体制等视角,就污染治理进行专题讨论。生物化学治理方面,种云霄等^[4]研究了大型水生植物的生态功能及其在水污染治理中的积极作用。生产效率方面,石敏俊等^[6]考察工业污水排放空间格局及演变趋势,发现 2005~2010 年纸制品生产加工业技术进步对高锰酸盐减排贡献最大,尤以西部地区最为突出;谢晓敏等^[6]用一维断面控制模型核算了水体中化学含氧量的理想容量,进而估算相应的剩余容量。政策体制方面,污染治理机制的弊端受到广泛讨论。要解决此类问题,应建立部门间污染治理的联防联控机制以提高污染治理效率;同时应积极完善具体治理机制和手段^[7~10]。

为检验污染治理政策的有效性,若干文献基于多类评估方法对污染治理政策效应进行评估。马军杰等^[11]通过回归模型对《水污染防治法》的政策效应进行计量经济分析,指出其确实对水污染防治起到积极作用。然而,采用传统回归分析方法进行政策评估,无法将混杂因素排除在外,且经常遭遇内生性问题,往往造成估计偏误。因此,一系列现代因果推断方法广泛应用于各类政策效应评估。石庆玲等^[12]使用断点回归(RD)对 27 个被环保部约谈城市的 AQI 等指标进行分析,发现约谈原因包含空气污染等因素时,约谈对空气质量有改善效果。然而 RD 利用边界推断因果,对断点附近控制组与干预组的连续性假设较为严苛,制约了该方法的应用。由 Card 等^[13]提出的双重差分法(DID),不仅能有效避免遗漏变量偏误、且原理简单易懂,自提出后被广泛应用于各类政策效应评估^[14]。但 DID 控制组的选择并非随机,相应的内生性造成模型估计结果偏误^[15]。相比之下,Abadie 等^[16]提出的合成控制法(SCM)基于实际数据确定合成控制组最优权重,可有效消除由个体间系统性差异造成的估计偏误,成为当前政策效应评估的热门方法。目前,已有少数学者采用 SCM 对我国环境治理政策效应进行实证研究^[17]。

综上所述,传统回归模型无法全面控制混杂因素产生的内生性问题。由于不受连续性和共同趋势假设制约,且可避免个体间因存在系统性差异而导致的政策内生性,SCM 的适用范围比 DID 和 RD 更广泛。鉴于本文可用数据跨度较长,SCM 成为评估江苏省污水处理差别定价政策实施效果的首选。

1 研究方法

1.1 理论模型

下面简要梳理合成控制法的基本思想与主要步骤。

1.1.1 基本思想

假设一项政策从时刻 T_0 起对某个体(干预组)产生影响,但对其他个体(控制组)无影响,且干预组与控制组之间无交互作用。为评估政策效应,合成控制法给每个控制组个体赋予一个最佳权重,使加权平均得到的合成控制组与政策实施前的干预组高度相似,据以界定政策冲击发生前二者之间的关系。假定前述关系具有稳定性,干预组如果未受政策影响,其仍将与合成控制组相似。故合成控制组的事后结果可作为干预组反事实(counterfactual)结果的估计。干预组的政策效应,可由干预组与合成控制组事后结果差异揭示。

1.1.2 核心步骤

设有 $N+1$ 个个体,某个体在 T_0 期受到政策影响,其他个体未受政策影响。 Y_{1it} 表示个体 i 在 t 期如果受政策影响的潜在结果, Y_{0it} 表示个体 i 在 t 期如果未受政策影响的潜在结果。从而,个体 i 的因果效应为:

$$\tau_{it} = Y_{1it} - Y_{0it}, \quad i = 1, \dots, N + 1, \quad t = 1, \dots, T \quad (1)$$

以 D_{it} 表示个体 i 在 t 期的处理/干预状态。若个体 i (通常记为个体 1) 在 t 期受到政策影响, 则 $D_{it}=1$; 否则, 其 (个体 2 至个体 $N+1$) 取 0。个体 i 在 t 期的实际观测结果为:

$$Y_{it} = D_{it}Y_{1it} + (1 - D_{it})Y_{0it} = Y_{0it} + \tau_{it}D_{it} \quad (2)$$

个体 i 未受政策影响的反事实结果 Y_{0it} 无法直接观测, 但可通过下式估计:

$$Y_{0it} = \delta_t + \theta_t Z_i + \lambda_t \mu_i + \varepsilon_{it} \quad i = 1, \dots, N+1; t = 1, \dots, T \quad (3)$$

δ_t 表示对所有个体具有相同影响的因子, Z_i 是 $K \times 1$ 维 (不受政策影响的) 可观测协变量向量, θ_t 和 λ_t 分别为 $1 \times K$ 维和 $1 \times F$ 未知的时变系数向量, μ_i 表示 $F \times 1$ 维不可观测的协变量向量, 包括区域固定效应, ε_{it} 是未观测的暂时性冲击。

由控制组个体刻画干预组的反事实结果, 首先需要确定控制组诸个体的权重。考虑一个 $N \times 1$ 维非负权重向量 $W=(w_2, \dots, w_{N+1})$ 满足 $w_2+\dots+w_{N+1}=1$, 每种 W 代表一个特定的合成控制。为避免外推偏差, 将权重限定为非负。对应的合成控制模型为:

$$\sum_{j=2}^{N+1} w_j Y_{jt} = \delta_t + \theta_t \sum_{j=2}^{N+1} w_j Z_j + \lambda_t \sum_{j=2}^{N+1} w_j \mu_j + \sum_{j=2}^{N+1} \varepsilon_{jt} \quad (4)$$

假设存在权重向量 $w^*=(w_2^*, \dots, w_{N+1}^*)$, 使控制组与干预组满足以下关系:

$$\begin{aligned} \sum_{j=2}^{N+1} w_j^* Y_{j1} &= Y_{11}, \quad \sum_{j=2}^{N+1} w_j^* Y_{j2} = Y_{12}, \quad \dots, \\ \sum_{j=2}^{N+1} w_j^* Y_{jT_0} &= Y_{1T_0}, \quad \sum_{j=2}^{N+1} w_j^* Z_j = Z_1 \end{aligned} \quad (5)$$

Abadie 等^[16]证明, 如果 $\sum_{t=1}^{T_0} \lambda_t^T \lambda_t$ 非奇异, 则有:

$$\begin{aligned} Y_{01t} - \sum_{j=2}^{N+1} w_j^* Y_{jt} &= \sum_{j=2}^{N+1} w_j^* \sum_{s=1}^{T_0} \lambda_s (\sum_{n=1}^{T_0} \lambda_n^T \lambda_n)^{-1} \\ &\lambda_s^T (\varepsilon_{js} - \varepsilon_{1s}) - \sum_{j=1}^{N+1} w_j^* (\varepsilon_{jt} - \varepsilon_{1t}) \end{aligned} \quad (6)$$

其进而证明,若干干预组受政策影响之前的时间段足够长,公式(6)趋于零。干预组的反事实结果可用合成控制组结果近似。进而,政策效应可写作:

$$\begin{aligned} \hat{\tau}_{it} &= Y_{it} - \sum_{j=2}^{N+1} w_j^* Y_{jt} \\ t &= T_0 + 1, \dots, T \end{aligned} \quad (7)$$

1.1.3 安慰剂检验

为判断政策效应的显著性,需要对合成控制结果进行检验。由于合成控制法在比较研究时涉及的个体数较少,采用大样本假设检验方法并不合适。有鉴于此,Abadie 等^[16]提出一种类似于置换检验(permutation test)的推断方法。可以分别从截面和时间两方面,对估计结果进行安慰剂检验(placebo test)。

个体安慰剂检验的原假设为政策效应不显著,即政策实施后未对干预组产生因果影响。其基本思路为:在控制组中随机抽取某一个体作为伪干预组,假设其受到政策影响。同时,将干预组个体放入控制组,利用合成控制方法估计伪干预组的政策效应。由此,每个控制组个体都可得到相应的政策效应估计结果,并进一步得到全部伪干预个体政策效应的分布。将真实干预组政策效应放入伪干预组政策效应的分布中,观察真实干预组在整个分布中的位置。如果干预组处于分布的尾部(如尾部的 5%),则可有力拒绝“政策没有影响”的原假设。

时间安慰剂检验的基本思路相似。假设政策实施点被随机替换为实际政策实施前,由于所使用数据均为干预前信息,所有个体都未受到影响。若此时利用合成控制法仍可得到显著的政策效应,则说明原有估计存在问题;反之,则验证了原有估计结果的有效性。

1.2 模型构建

1.2.1 组别设定

2016年2月3日,江苏省针对地表水体污染问题出台了污水处理差别定价政策。为研究该政策对江苏省地表水体产生的冲击,将江苏省作为干预组。同时,设置控制组以刻画政策实施后干预组的反事实结果。选取控制组时,因港澳台地区经济体制差异较大而不予考虑,西藏自治区则因数据缺失而放弃,最终将我国其他 29 个省区纳入控制组。

为确保合成江苏地表水质与真实江苏高度相似,选取人均地区生产总值、规模以上工业企业数量、第一产业增加值、第二产业增加值、污水处理财政支出等 5 项指标作为控制变量。以上指标可使控制组从经济实力、水污染程度和污染治理力度等三方面对干预组进行全面模拟。同时,考虑到不同变量之间量纲差异较大,以上指标均作对数化处理。此外,本文还加入第 1 周(2013/1/7)、第 28 周(2013/8/4)等 9 个滞后目标变量作为控制变量。

1.2.2 变量选择

为综合反映工业污水对地表水体的污染,参考《地表水环境质量标准》(SL395-2007)、环保部及江苏省环保厅水质月报和年报的污染物项目指标,选取溶解氧(DO)、高锰酸盐(COD_m)、氨氮(NH₃)等 3 项指标作为目标变量,据以反映工业污染对江苏省地表水质的影响。

溶解氧可有效反映水体的自净能力,是水生生物生存必不可少的条件。该指标取值越高,水体自净能力越强,表明水质越好。溶解氧一方面来自于大气中氧气向水体渗入;另一方面源于水中植物通过光合作用释放的氧气。水体受有机物及还原性物质污染时,会使水中溶解氧的浓度降低。

高锰酸盐和氨氮指标是导致地表水体富营养化的主要化学污染物,其取值越高,水污染情况越严重。高锰酸盐指标测度水体中可被高锰酸钾氧化的还原性物质总量,反映水体受化学污染物污染的程度。氨氮指标也是我国水污染物总量控制项目,反映水体受含氮有机物的污染程度。其浓度较高时会导致鱼类大量死亡,对水生物危害很大^[18]。氨氮除少量来自生活污水外,主要来自燃料制备、化工、食品、毛纺等工业排放物。

1.2.3 数据说明

根据中国环境监测站水质周报,选取 2013~2016 年期间江苏省全部监测断面作为干预组监测水位点。具体分布情况见表 1。

表 1 江苏省(干预组)水质监测断面

点位	所属市	点位	所属市
盱眙淮河大桥	淮安	无锡沙渚	无锡
泗洪大屈	宿迁	宜兴兰山嘴	无锡
徐州李集桥	徐州	苏州西山	苏州
徐州小红圈	徐州	邳州邳苍艾山西大桥	徐州
连云港大兴桥	连云港	扬州三江营	扬州
南京林山	南京		

为确保数据完整性和精度需要,采用中国环境监测总站发布的各省区 2013~2016 年 178 个周度数据。在数据处理过程中,将江苏省 11 个监测水位点通过加权平均构建干预组;控制组当中,各省区指标则由该省区所含的水位监测点求均值得到。

为明确揭示干预组与控制组的变化趋势差异,针对三项指标计算控制组与干预组结果的相关系数。发现高锰酸盐、溶解氧和氨氮指数对应的相关系数分别为 0.36、-0.35 和 0.98。尽管干预组与控制组氨氮指数变化趋势高度相似,但其他两项指标相关性很小,甚至负相关,明显违背 DID 的共同趋势假设。使用 DID 估计政策效应,将导致估计结果偏误。合成控制法无需施加共同趋势假设,据其评估江苏省污水处理差别定价政策效果具有明显优势。

2 实证检验

2.1 政策效应评估

利用 2013~2016 年省级周度面板数据,使用合成控制方法,首先对高锰酸盐指标、溶解氧指标和氨氮指标等 3 个目标变量分别分析。

2.1.1 单项指标政策效应评估

以政策实施前江苏省的五项控制变量为依据,确定最优权重向量构造合成江苏。表2给出合成江苏的入选省区及其权重。最终入选的6个省区中,福建权重最大,随后依次是贵州、江西、天津、广西、上海。在此权重之下,估计的均方预测误差仅为0.0016,证明合成控制组预测精度较高。

表2 合成江苏各省区权重

省区	福建	贵州	江西	天津	广西	上海
权重	0.721	0.076	0.071	0.059	0.039	0.034

利用以上最优权重对6省进行加权平均,即可得到合成江苏。表3给出真实江苏与合成江苏在各种控制变量的数值比较。结果表明,对全部5个控制变量,合成江苏结果与真实江苏均相当接近。可以认为,合成江苏是真实江苏良好刻画,能够有效模拟真实江苏。

表3 真实江苏与合成江苏控制变量结果比较

控制变量	真实江苏	合成江苏
人均GDP	11.31	10.90
规模以上工业企业数量	10.79	9.49
第一产业增加值	8.21	7.50
第二产业增加值	10.33	9.27
污水处理财政支出	11.46	11.31

利用合成江苏模拟实际江苏未受政策影响时溶解氧指标的变化情况,结果见图1。据其可以观察政策实施前后合成江苏与真实江苏溶解氧指标的变化情况²。政策实施前,实际江苏与真实江苏的变化趋势几乎完全重合。政策实施后,实际江苏的溶解氧指标快速上升,合成江苏则呈先降后升趋势,且二者差距日益扩大。由于溶解氧指标对水污染而言是逆指标,以上结果表明政策实施使水污染程度明显降低,水体自净能力得到显著改善。另需指出,政策效果并非立即显现,而是存在大约五周的滞后。

采用相同方法,可利用合成江苏模拟实际江苏未受政策影响时另外两个指标的变化情况。图2A显示,政策实施前,合成江苏与真实江苏的高锰酸盐变化趋势高度吻合;政策实施后,真实江苏高锰酸盐指标持续上升,合成江苏则呈下降趋势,二者差距越来越大。这表明,政策实施非但未达到降低污染的目标,反而因地表水体高锰酸盐指标上升而加剧污染。图2B同样表明,实际江苏的氨氮指标在政策实施后也显著高于合成江苏,说明政策实施并未降低水污染程度,反而加剧了地表水体的富营养化。

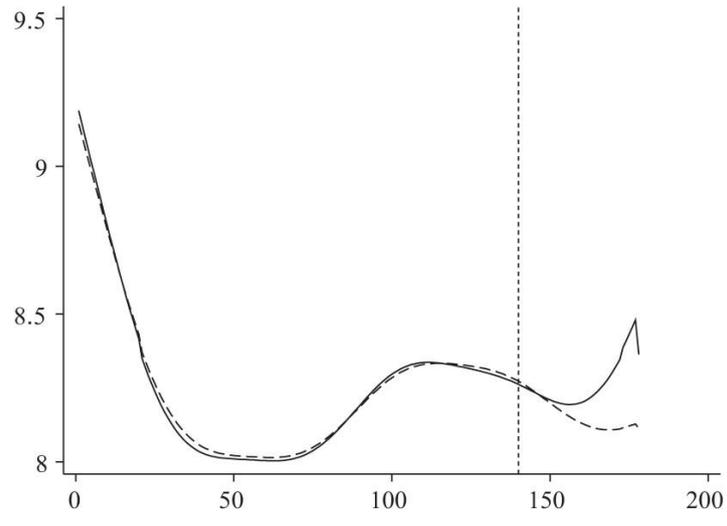


图1 真实江苏与合成江苏的溶解氧指标

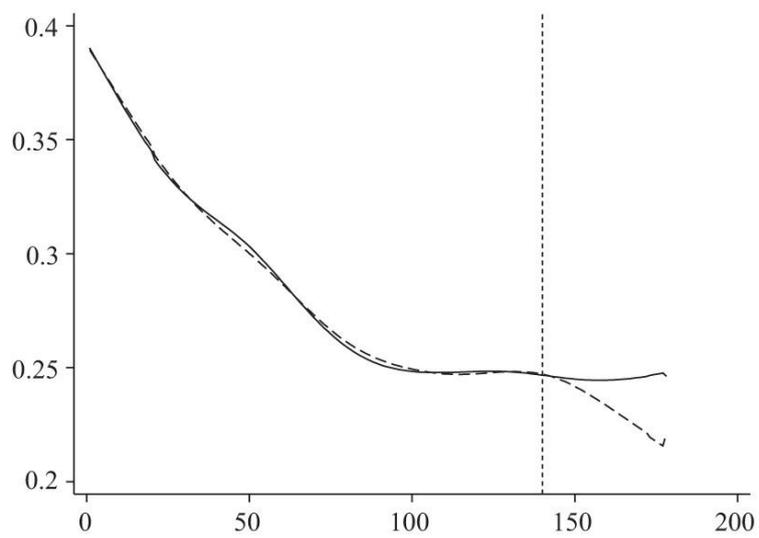
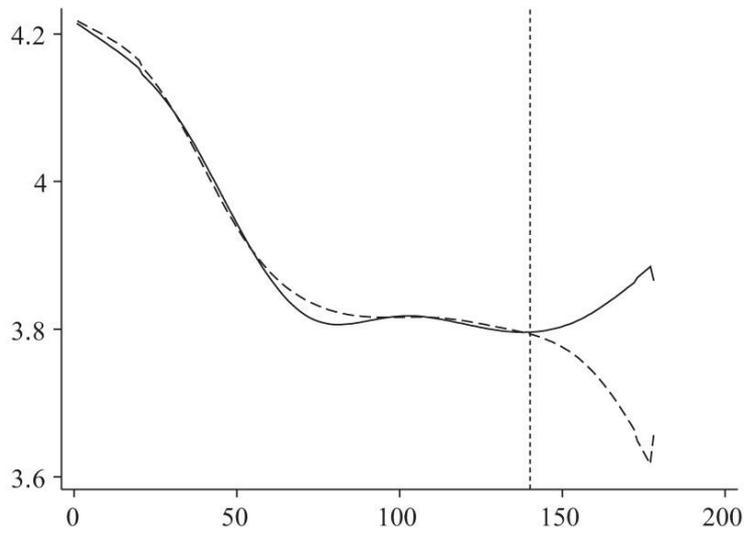


图 2 (A) 真实江苏与合成江苏的高锰酸盐指标; (B) 真实江苏与合成江苏的氨氮指标

综上可知, 污水处理差别定价政策确实对江苏省地表水质产生显著影响。但其对不同目标变量的影响方向不同, 政策预期目标远未完全实现。不出所料, 政策实施有助于提高溶解氧指标, 使地表水体自净能力得到改善, 对降低地表水体污染产生积极影响。但令人费解的是, 政策实施后地表水体中高锰酸盐和氨氮等化学污染物反而明显上升, 表明该政策对降低污染具有明显的“负激励”。

2.1.2 综合指标政策效应评估

鉴于污水处理差别定价政策对各单项水质指标的影响不一致, 采用熵权法将 3 类指标合成一个综合指标, 进一步分析该政策的整体效果。

根据高锰酸盐(COD_{Mn})、溶解氧(DO)及氨氮(NH_3)的离散程度, 熵权法确定的三者权重分别为 0.2898、0.5786、0.1316。溶解氧对水质而言为正指标, 高锰酸盐与氨氮则均为逆指标, 故须对二者取值添加负号, 三者合成的综合水质指标 Y 属于正指标。采用合成控制法对 Y 进行分析, 结果见图 3。

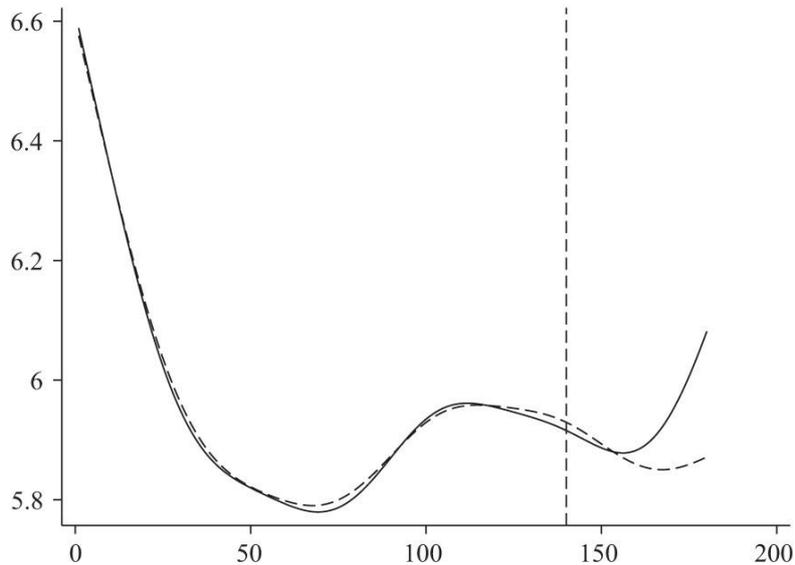


图 3 真实江苏与合成江苏的综合水质指标

图 3 表明, 政策实施前, 合成江苏与真实江苏综合水质指标变化趋势高度吻合; 政策实施后, 真实江苏水质综合水质指标显著高于合成江苏、且二者差距随时间推移持续扩大。可见, 污水处理差别定价政策明显提升了江苏省地表水体整体质量。

2.2 安慰剂检验

为确认上述结果的可靠性, 分别对其进行个体安慰剂检验和时间安慰剂检验。

首先做个体安慰剂检验。将控制组 29 个省区分别作为伪干预组, 逐一使用合成控制法评估其政策效应, 得到所有伪干预组的政策效应估计的分布。将江苏的政策效应放入 29 个省区政策效应分布中, 据其所处位置判断政策对江苏省地表水质是否有真实影响。仅以综合指标 Y 为例说明。

图 4 中, 黑色粗实线给出江苏省综合水质指标 Y 的政策效应(其由图 3 中实际江苏减去合成江苏的差值测定)路径, 灰色虚线给出其余 29 个伪干预组政策效应分布。如有较多伪干预组政策效应路径与江苏接近, 则表明江苏的水质变化难以归因于其污水处理差别定价政策。结果显示, 政策实施前与江苏相似、且政策实施后政策效应较强的路径仅有海南(黑色虚线标注)。在不存在政策效应的原假设下, 得到江苏政策效应的概率为 $2/30=0.067$, 故在 10%显著水平可以拒绝原假设。对各单项指标采用相同检验方法, 均可在 10%显著水平拒绝“政策对江苏省地表水质无影响”的原假设。

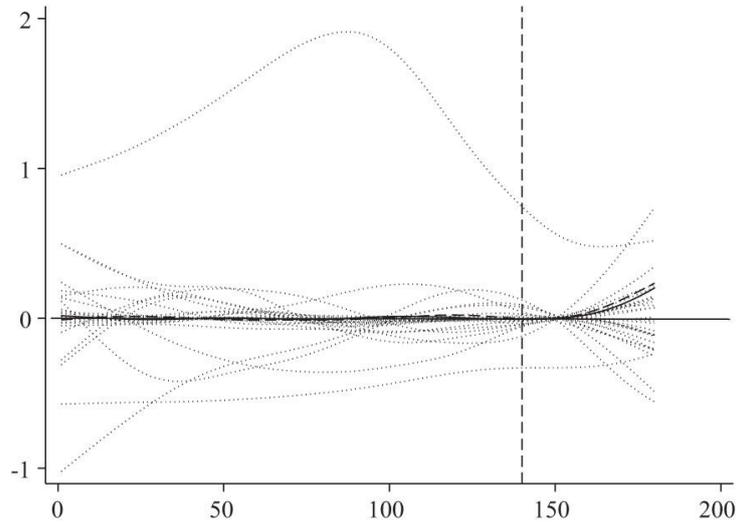


图 4 综合指标的个体安慰剂检验

随后, 通过随机置换政策实施时间对估计结果进行时间安慰剂检验。选取第 110、120、130 周分别作为伪干预时间进行合成控制。

图 5 展示了将政策实施点置换为第 110 周时合成江苏与真实江苏综合水质指标的变化: 110 周后合成江苏与真实江苏仍极为接近; 直至政策实施的 140 周起, 真实江苏才持续超过合成江苏且二者差距不断扩大。这有力表明, 第 110 周时不存在政策效应, 针对第 120 和 130 周所做检验均得到相同结论。针对各单项指标的时间安慰剂检验也强烈表明, 仅在第 140 周后才显著存在政策效应。

总之, 个体安慰剂检验与时间安慰剂检验均有力表明, 前文估计的政策效应真实存在。

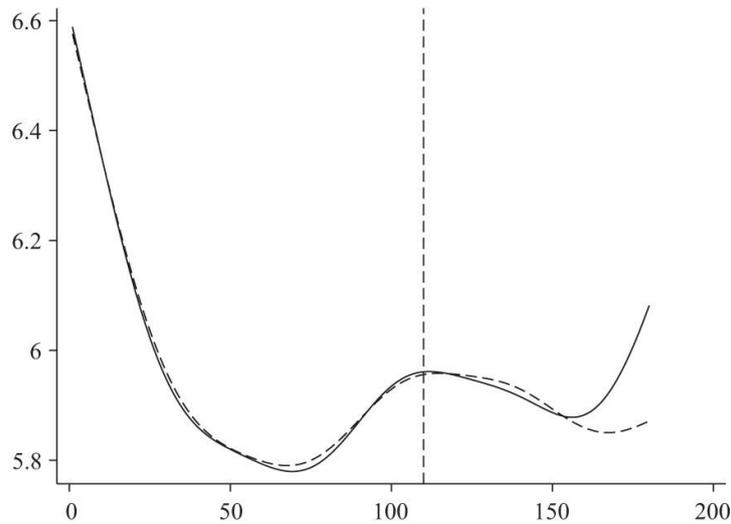


图 5 综合指标的时间安慰剂检验

2.3 成因分析

估计结果显示,江苏省污水处理差别定价政策对地表水质存在显著影响。政策实施后,江苏省地表水体溶解氧指标显著上升,表明政策对提高地表水体的自净能力产生积极影响。这很大程度上得益于溶解氧指标具有较强可观测性,地表水体浑浊程度可直观揭示溶解氧高低,故该项指标易于监测和监管。至于该指标改善的滞后现象,很可能与其自然生成机制有关。溶解氧主要由水中藻类光合作用和其他水生生物的代谢物产生。由于近年来地表水体污染严重,水生生物种类和数量明显下降。根据 2016 年江苏省环境状况年度公报,江苏省主要河流底栖动物物种多样性评价等级为“极其匮乏”到“一般”的测点比例高达 59.2%、主要湖泊底栖动物物种多样性评价等级为“极其匮乏”到“一般”的测点比例 41.1%。水生生物数量不足导致溶解氧对政策反应不敏感,政策实行之初地表水中溶解氧指标变化缓慢。

至于高锰酸盐指标与氨氮指标在政策实施后显著上升(水质变差),除其可观测性较差导致更难监管外,还有如下两方面原因。其一,地方政府政策执行力度不足。政策能否取得预期效果,关键在于地方政府是否严格贯彻执行。我国目前对环境管理体制实行属地化管理,各级环保部门在环保政策制定及实施中易以当地政府意志为转移。例如,以排污费为代表的环境税费往往由地方政府征收,迫于就业压力和财政压力等经济社会发展因素,地方政府征收排污费以减缓污染的动力往往遭到削弱,有时甚至为追求增长与就业目标而默许企业超标排放。相较正常缴纳排污费的企业,受到庇护的本地企业相对生产成本降低,这间接鼓励其扩大生产能力以获得更多利润。久而久之,污水排放力度相较政策实施前反而更大,并陷入恶性循环。其二,在污水处理差别定价政策带来的高生产成本预期下,高污染企业为控制生产成本,可能寻找政府监测目标污染物的替代指标(如高锰酸盐指数、氮氧化物和工业氨氮),以在原有成本水平下将目标污染物排放控制在特定范围内。这种拆东墙补西墙之举,提高了地表水体中的高锰酸盐指数和氨氮指数。

政策实施对江苏省综合水质指标 Y 产生了明显的积极影响,表明溶解氧在 3 类分项指标中起主导作用。由熵权法权重可知,尽管其主导作用部分源于不大的权重优势,但也真实反映了政策实施对水体自净能力有很强的提升作用,其改善效果足以抵消其他两项指标的负向变化,导致江苏省综合水质整体呈明显的改善态势。

3 结论与建议

本文使用合成控制法,将全国 29 个省区作为控制组,选取溶解氧、高锰酸盐、氨氮等 3 项指标,针对江苏省污水处理差别定

价政策对地表水质的影响进行量化评估。

研究发现：

(1) 污水处理差别定价政策显著提高了溶解氧指标,表明政策改善了江苏省地表水体自净能力,实现部分预期目标；

(2) 政策实施后高锰酸盐和氨氮指标明显上升,地表水体富营养化程度有所加剧,对水质改善存在一定的“负激励”；

(3) 就政策对各分项指标影响差异的成因可做如下推测,溶解氧的强可观测性是地表水体自净能力得到改善的主要原因,而高锰酸盐和氨氮指标显著上升则由地方政府政策执行力度小、监管不到位,以及企业通过寻找目标污染物的替代指标来逃避惩罚等因素共同造成；

(4) 考察熵权法合成综合水质指标,发现得益于溶解氧指标的实质性改善,在其主导下江苏地表水质整体有明显提升。

根据以上结论,对水污染治理提出如下建议：

(1) 排污企业偷排偷放、践踏生态红线源于其对违规惩罚存在较高的机会主义倾向。为此应严格法律责任,加大对环境违法违规企业的惩罚力度,提高其违法成本。

(2) 我国现行环境治理体制机制存在漏洞,主要体现在微观治理机制与治理手段相对落后。该问题在江苏省各级地方政府水污染治理有充分体现。水污染主要指标难检查、污染监管难落实,容易滋生执法懈怠。故应积极探索力求实现体制机制创新,完善污水处理监测指标体系,避免工业企业通过寻找替代排放物来逃避惩罚。

(3) 应强化地方政府在环境保护方面的主体责任。彻底消除“GDP 优先”观念,杜绝各级政府在生态保护上“说起来重要,喊起来响亮,做起来挂空挡”的不作为表现。综合采用各类手段健全环保监督机制,多部门合理而治、联防联控,提高污染治理效率。

参考文献：

[1]DOMINICI F, GREENSTONE M, SUNSTEIN C R. Particulate matter matters[J]. Science, 2014, 344:257-259.

[2]CHEN Y Y, EBENSTEIN A, GREENSTONE M, et al. Evidence on the impact of sustained exposure to air pollution on life expectancy from China' s Huai River policy[J]. Proceedings of the National Academy of Sciences, 2013, 110 (32): 12936-12941.

[3]EBENSTEIN A, Fan M Y, GREENSTONE M, et al, Growth, pollution, and life expectancy: China from 1991-2012[J]. American Economic Review, 2015, No. 2015-3.

[4]种云霄, 胡洪营, 钱易. 大型水生植物在水污染治理中的应用研究进展[J]. 环境工程学报, 2003(2):36-40.

[5]石敏俊, 郑丹, 雷平, 等. 中国工业水污染排放的空间格局及结构演变研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2017, 27(5):1-7.

[6]谢晓敏, 蹇兴超, 冯庆革. 基于 COD_{mn} 水环境剩余容量的流域生态补偿研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2013, 23(S1):103-106.

-
- [7]刘超.《水污染防治法》控制手段的反思与重构[J].中国人口资源与环境,2010,20(11):161-166.
- [8]应力文,刘燕,戴星,等.国内外流域管理体制综述[J].中国人口资源与环境,2014,24(3):175-179.
- [9]周琳,李勇.我国的水污染现状与水环境管理策略研究[J].环境与发展,2018,30(4):51-52.
- [10]林兰.长三角地区水污染现状评价及治理思路[J].环境保护,2016,44(17):41-45.
- [11]马军杰,李秋悦.水污染防治法律制度实效评价研究——以工业水污染情况视角[J].科研管理,2017,38(S1):379-385.
- [12]石庆玲,陈诗一,郭峰.环保部约谈与环境治理:以空气污染为例[J].统计研究,2017,34(10):88-97.
- [13]VIARD B,FU S H.The effect of Beijing' s driving restrictions on pollution and economic activity[J]. Journal of Public Economics,2015(125):98-115.
- [14]沈坤荣,金刚.中国地方政府环境治理的政策效应——基于“河长制”演进的研究[J].中国社会科学,2018(5):92-115,206.
- [15]陆贤伟.低碳试点政策实施效果研究——基于合成控制法的证据[J].软科学,2017,31(11):98-101.
- [16]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.
- [17]王艳芳,张俊.奥运会对北京空气质量的影响:基于合成控制法的研究[J].中国人口·资源与环境,2014,24(S2):166-168.
- [18]徐舒,张璐,付晓,等.河南泌阳县域地表水质特征及污染控制对策研究[J].中国人口·资源与环境,2015,25(S1):278-284.
- [19]方颖,郭俊杰.中国环境信息披露政策是否有效:基于资本市场反应的研究[J].经济研究,2018,53(10):158-174.
- [20]莫建雷,段宏波,范英,等.《巴黎协定》中我国能源和气候政策目标:综合评估与政策选择[J].经济研究,2018,53(9):168-181.
- [21]ZHENG S Q,KANG M E. A new era of pollution progress in urban China? [J]. Journal of Economic Perspectives,2017,31(1):71-92.
- [22]涂正革,谌仁俊.排污权交易机制在中国能否实现波特效应?[J].经济研究,2015,50(7):160-173.

注释:

1对被评“红色”等级企业污水处理费加收标准不低于0.6元/m³;对被评“黑色”等级及连续两次(含)以上被评为“红

色”等级企业污水处理费加收标准不低于 1.0 元/m³。

2 因篇幅所限,有关细节无法在此给出,如有需要,可与作者联系.