

区域联动环境政策是否减少了污染物？ ——基于《京津冀协同发展规划纲要》环境治理的政策评价

忻 恺¹, 张瑞涵², 朱震宇², 周亚虹²

(1. 上海大学 经济学院, 上海 200444; 2. 上海财经大学 经济学院, 上海 200433)

摘要: 随着《京津冀协同发展规划纲要》的出台, 京津冀地区进入一个新的发展时期。这项重大国家战略对京津冀地区的产业发展、环境治理、市场一体化等方面具有重要影响。文章在理论分析的基础上, 使用包含异质性的面板数据政策评价计量模型, 从污染物产生和排放的视角, 讨论了《京津冀协同发展规划纲要》对京津冀地区环境治理的政策效应。研究发现, 《京津冀协同发展规划纲要》在保持经济增长的前提下, 在环境治理方面呈现出显著的政策效应。在政策实施后第二年, 工业二氧化硫的产生总量和排放总量分别减少了 25% 和 14%, 单位产生量和单位排放量分别减少了 25% 和 15%。此外, 政策效应随距离衰减的问题得到较好解决, 不存在明显的区域异质性。文章还进行了模型的交叉验证和稳健性检验, 证实了研究结果的可靠性。文章的研究为优化完善区域政策、更好推动区域协调发展提供了借鉴。

关键词: 京津冀协同发展; 环境治理; 政策评价; 固定边界法; 因子模型

中图分类号: F207 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-9952(2024)03-0019-15

DOI: 10.16538/j.cnki.jfe.20231011.101

一、引言

京津冀地区位于环渤海区域的中心位置, 是我国北方核心经济区的重要组成部分。作为我国重要的政治、经济、文化与科技中心, 京津冀地区在我国整体经济发展中处于重要地位。近年来, 京津冀地区在城镇化、经济发展等方面取得了不少成就, 但也凸显出发展不平衡、环境污染严重等问题。中央于 2013 年 8 月再次提出推动京津冀协同发展, 并于 2014 年 2 月召开京津冀协同发展座谈会, 讨论并形成《京津冀协同发展规划纲要》。《京津冀协同发展规划纲要》经 2015 年 4 月召开的中共中央政治局会议审议通过并实施。此后, 两市一省陆续提出各项具体的执行细则。2016 年 2 月, 我国首个跨省的五年规划《“十三五”时期京津冀国民经济和社会发展规划》印发并实施。

收稿日期: 2023-05-26

基金项目: 国家自然科学基金专项项目“政策试点改革中的策略性互动行为建模与仿真优化研究”(72342034); 国家自然科学基金面上项目“分位数选择模型和高维样本选择模型的非参数识别和估计的理论与方法”(72173083); 国家自然科学基金重点项目“半参数计量经济学的理论与方法的创新研究——基于个体异质性与相依性的经济学分析”(71833004)

作者简介: 忻 恺(1992-), 男, 浙江宁波人, 上海大学经济学院讲师;

张瑞涵(1988-), 女, 四川达州人, 上海财经大学经济学院博士研究生;

朱震宇(1997-), 男, 上海人, 上海财经大学经济学院博士研究生;

周亚虹(1965-)(通讯作者), 男, 上海人, 上海财经大学经济学院常任教授, 博士生导师。

除了城市布局和交通网络外,《京津冀协同发展规划纲要》(以下简称《纲要》)包括四个主要方面内容:行政协调、产业调整、生态环境和区域一体化发展。相关内容与具体政策见表1。在这四个方面中,行政协调和产业调整是为生态环境和区域一体化发展服务;生态环境和区域一体化发展则相辅相成,都是为了推动京津冀地区合理、协调、可持续发展。

表1 《京津冀协同发展规划纲要》主要内容

| 主要方面 | 相关内容 | 具体政策 |
|---------|---|---|
| 行政协调 | 加强顶层设计,发挥协调机制,为区域一体化发展提供行政支持 | 海关建立地区统一的通关平台;环保局加强污染防治协作;2015年6月发布《京津冀协同发展产业转移对接企业税收收入分享办法》 |
| 产业调整 | 调整疏解首都非核心功能,推动产业布局的调整和产业的升级转型 | 北京修订产业的禁止和限制目录;河北推进产业对接协作,承接产业转移,引入京津项目和资金,吸引上千家京津高科技企业落户 |
| 生态环境 | 加强大气污染防治协作,统一执行区域重污染天气预警标准,联合开展环境执法监督检查 | 2014年起,天津和河北陆续设立环境监督网格员;燃煤设施改造升级;2015年12月签订《京津冀区域环境保护率先突破合作框架协议》;2016年1月设立中共中央环境保护督察组 |
| 区域一体化发展 | 推动要素市场一体化改革,构建协同发展的体制机制,加快公共服务一体化改革 | 2014年8月签订《共同加快推进市场一体化进程协议》《共同推进物流业协同发展合作协议》等七项协议;开展医疗卫生合作,实施基础教育教师互派培养项目;2014年北京环卫集团与河北地方政府签订合作框架协议 |

在我国过去的发展历程中,经济增长往往被视为首要任务。即使在经济增长和税收收入的双重绩效评估体系下,地方政府的关注焦点依然集中在经济增长上(Li和Zhou, 2005; 许敬轩等, 2019)。在这种发展模式下,地方官员的晋升激励机制会影响地区在市场整合(皮建才, 2008)、区域合作(周黎安, 2004)、税收征管和环境治理等多个方面的表现。在环境治理上,地方政府可能放松监管,引发“逐底竞争”(赵霄伟, 2014; 王喆和周凌一, 2015)。自“十一五”规划以来,我国越来越重视环境治理,强调绿色发展,中央和地方政府出台了一系列环境政策。不少学者发现,局部或分散决策的环境政策往往不能发挥良好的作用。金晓雨(2018)研究“十一五”时期化学需氧量减排目标时发现,污染存在转移现象,重污染企业会转移至环境规制较弱的地区。而环境规制弱的地区可能监管不足,这反而在全局上加剧环境问题(Wang, 2013; Zheng等, 2014)。包群等(2013)发现,单纯的地方环保立法不能显著抑制当地污染排放。针对排污费的研究表明,排污费的具体执行标准由地方政府参与制定,这会影响排污费在政策力度、执法强度和减排效果等方面的表现(Wang和Wheeler, 2005; 涂正革等, 2019)。与分散决策的环境政策相比,不少学者认为对于存在溢出效应的环境问题应该集中制定政策(Oates, 1972; Sigman, 2002),从全局上进行治理(沈坤荣等, 2017)。Banzhaf和Chupp(2012)研究美国空气污染问题时发现,集中制定的环境政策比分散决策的政策表现得更好。Wu等(2013)指出,环境的联合治理成本要远低于各地区单独控制的成本。刘郁和陈钊(2016)认为,在治理过程中建立长效的环境政策执行监督机制格外重要。

京津冀地区经济发展不平衡的问题一直存在。自2008年北京奥运会筹备以来,北京的产业转移和产业优化一直在进行,但外迁企业存在缺乏监管主体或监管不足等问题。尤其是在奥运会结束后,空气质量出现了明显的下降(Wang等, 2014)。京津冀地区突出的环境问题也蕴含着产业调整、区域协作和经济绿色发展等多个方面的问题。由此,中央政府从顶层设计的角度出台了总揽性的《纲要》,并强调地方政府之间在行政协调、执法开展等多个方面的协作与监督。而这能否产生预期效果?是否具有推广价值?这些问题正是本文所关注的。本文重点关注京津

冀地区的联防联控，通过工业二氧化硫的产生和排放，讨论《纲要》对京津冀地区环境治理的政策效应。

与以往从企业行为或产业调整等视角研究环境政策不同，本文从比较宏观的视角来研究《纲要》的政策效应。在关于区域性政策的文献中，有不少研究关注总揽性政策或综合性事件。例如，有文献研究了上海自由贸易试验区设立^①对经济增长（谭娜等，2015）以及投资与进出口（殷华和高维和，2017）的影响效应。张亚雄和赵坤（2008）研究了2008年北京奥运会对中国经济的拉动作用。姚星等（2019）研究了“一带一路”倡议对沿线国家间产业融合的作用。

二、研究方法

现有文献在研究具有区域特征的政策^②时主要采取以下方法：

第一，双重差分法。这种方法基于准实验的思想，当满足平行趋势假设时，可以通过对照组在政策前后的变化情况来揭示处理组的反事实结果，从而估计政策效应（Heckman 和 Hotz, 1989; 刘生龙等, 2009）。但这种方法在选取处理组时会存在主观性和任意性，难以保证处理组和对照组在可观测和不可观测因素上的相似性，从而违背平行趋势假定。因此，学者提出了倾向得分匹配法和固定边界法。其中，倾向得分匹配法通过可观测变量将处理组和对照组进行匹配，选取双重差分法中的对照组（相关应用可参见周亚虹等（2015）以及董香书和肖翔（2017）的研究）。但这种选择基于可观测变量，难以保证处理组和对照组在不可观测因素上的相似性。而固定边界法（Black, 1999）通过划定政策边界，在边界两侧选取处理组和对照组，控制两者在可观测和不可观测因素上的差异，从而保证两者的可比性（相关应用可参见李雪松等（2017）的研究）。

第二，合成控制法。这种方法将对对照组中个体*i*在时期*t*的事实结果 y_{it} 进行加权平均，构造出处理个体的反事实结果 $\hat{y}_{counterfactual} = \sum_{i=1}^N \alpha_i y_{it}$ （其中 α_i 是对照组中个体*i*的权重），从而估计政策效应（Abadie 等, 2010; Campos 和 Kinoshita, 2010; 苏治和胡迪, 2015）。因子模型的提出为以数据为导向的合成控制法提供了一定的理论基础——不同个体的表现来源于对共同因子 f_t 的不同反应 b_i 。同时，因子模型的设定也解决了合成控制法的一些局限：在构造反事实结果时，对照组的 y_{it} 用于代替共同因子 f_t ，而非加权平均成一个与处理组相似的整体，因此实施过程中不要求个体权重 α_i 非负且总和为1。例如，Hsiao 等（2012）在研究中国香港问题时，选取韩国、新加坡、澳大利亚等6个国家作为中国香港的对照组，使用因子模型来研究政治整合（1997年中国香港回归）和经济整合（2003年CEPA）^③对中国香港GDP的影响。Bai 等（2014）也使用这种方法来研究上海和重庆实施的房产税对当地房价的影响。

结合《纲要》制定的背景和地级市数据的特征，^④本文在选择对照组时使用了固定边界法，即基于地理相似性，在附近选取与京津冀地区在各方面相似的省份。下文设定了基于此方法的计量模型I和II，以及允许更广泛不可观测因素的因子模型III。

本文将辽宁、内蒙古、山西、河南和山东这五个毗邻河北的省份作为备选。为了检验地理相似性确实使它们在不可观测的特征上与处理组存在相似性，本文使用政策实施之前三年的地

① 上海自由贸易试验区包含关税、金融、产业、科研等多个方面的政策与协议。

② 这类政策一般针对特定的区域，在处理组的选择上也并非随机，如地方性房产税（Bai 等, 2014）、“振兴东北”战略（董香书和肖翔, 2017）、西部大开发（刘生龙等, 2009）以及中国香港的政治经济整合（Hsiao 等, 2012）等。

③ CEPA 的全称是《内地与香港关于建立更紧密经贸关系的安排》。

④ 地级市的数量比较有限，而且在省份之间和城市之间存在广泛的异质性，基于可观测变量的匹配法在实施和估计上难以取得良好的效果。

区生产总值增长率^①进行了分析。结果显示,这些地区的生产总值增长率在三年内都呈下降趋势,因而地理上邻近确实表明了很强的相似性。^②本文选取辽宁、山西、河南、山东这四个与京津冀地区更相似的省份作为对照组。由此,处理组为京津冀地区的13个城市,而对照组为辽宁、山西、河南、山东四省的59个城市。与将全国的所有地级市都纳入样本相比,这种方法的好处是能够较好地控制不可观测的特征,从而得到更加可靠的估计结果。

平行趋势检验结果见图1,基准期设定在2011年,其中四个图的因变量从左到右依次是工业二氧化硫的总产生量、单位产生量、总排放量和单位排放量(均取自然对数,变量定义见表2)。从中可以看到,政策实施之前(横轴p_2和p_1分别表示2012年和2013年)的平行趋势假设成立。

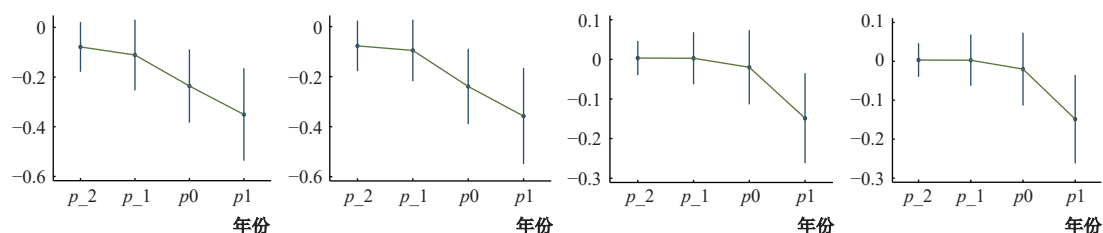


图1 平行趋势检验

表2 主要变量描述性统计

| 变量名称 | 变量定义 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|-------------|--------------------------|--------|--------|--------|---------|
| 工业二氧化硫产生量 | 第二产业生产中产生的二氧化硫量(吨) | 256036 | 195749 | 18926 | 1528878 |
| 工业二氧化硫排放量 | 第二产业经处理后实际排放的二氧化硫量(吨) | 81892 | 48000 | 11565 | 331863 |
| 单位工业二氧化硫产生量 | 工业二氧化硫产生量/第二产业生产总值(吨/万元) | 0.0288 | 0.0294 | 0.0014 | 0.2342 |
| 单位工业二氧化硫排放量 | 工业二氧化硫排放量/第二产业生产总值(吨/万元) | 0.0095 | 0.0076 | 0.0005 | 0.0479 |
| 总人口 | 地区总人口(万人) | 533.7 | 336.6 | 126.9 | 2288.4 |
| 人均地区生产总值 | 地区生产总值/总人口(元) | 47731 | 26552 | 15734 | 173807 |
| 人口密度 | 总人口/土地面积(人/平方公里) | 552.2 | 471.2 | 88.1 | 6199.5 |
| 第三产业比重 | 第三产业产值/地区生产总值(%) | 37.4 | 8.89 | 18.1 | 79.7 |

《纲要》于2014年2月提出,同年制定并执行多项具体措施。例如,7月北京市发改委提出年内58项工作任务,7月天津上调二氧化硫排污费,8月京冀签署七项协定,京津签署工作计划。本文将《纲要》的开始时间设定在2014年,关注《纲要》实施后两年(2014年和2015年)的政策效应。由于政策条例繁多,而行政协调和产业转型等方面的政策同样会影响环境治理,因此本文将京津冀为对象主体的政策细则都归于《纲要》这个总揽性政策。

本文设定了如下的面板数据计量模型I:

$$Y_{ijt} = \alpha_1 \times policy_j \times year_{1t} + \alpha_2 \times policy_j \times year_{2t} + X'_{ijt} \beta + c_i + \delta_t + u_{ijt} \quad (1)$$

其中,下标*i*表示地级市,下标*j*表示省份;*policy_j*表示政策区域变量,处理组(属于京津冀地区)取1,否则取0;*year_{1t}*和*year_{2t}*分别表示政策实施之后第一年和第二年的时间虚拟变量,政策区域变量*policy_j*与这两者的交互项为处理变量;*c_i*为地级市的个体效应,*δ_t*为时间效应,*u_{ijt}*为误差项。

政策效应在时间上可能具有异质性,这是因为:第一,政策具体细则有一个逐渐增加和完善的过程;第二,部分政策(如燃煤设施的升级改造)的执行和起效需要一个过程,对环境指标的影

① 这里使用生产总值平减指数剔除了价格因素。

② 本文还考察了全国其他省份的生产总值增长率,它们在数值和趋势上与京津冀地区均存在较大区别。

响存在滞后性。基于此，本文使用 α_1 和 α_2 这两个参数（即处理变量的系数）来分别刻画政策实施之后第一年和第二年的影响效应。

在政策实施过程中，首都圈中心地区的环境指标可能受到更多的关注，环境巡查等工作也可能将重点放在北京附近的城市；此外，远离首都的城市执法成本可能更高，监管力度有所下降。由此，本文认为政策效应在城市之间可能存在异质性，距离北京较远的城市的政策效应可能较小。本文使用与徐现祥和李郁（2005）类似的处理方法，设定了如下的计量模型 II：

$$Y_{ijt} = \left(\alpha_{10} + \frac{\alpha_{11}}{distance_i}\right) \times policy_j \times year_{1t} + \left(\alpha_{20} + \frac{\alpha_{21}}{distance_i}\right) \times policy_j \times year_{2t} + X'_{ijt}\beta + c_i + \delta_t + u_{ijt} \quad (2)$$

与计量模型 I 不同的是，计量模型 II 是一个变系数模型，允许政策效应在城市之间存在异质性，即系数随着到首都距离的变化而变化。对于变量 $distance_i$ ，本文将北京到天津的距离定义为 1 单位，^①并认为到北京的距离小于北京到天津距离的城市都处于首都圈核心位置，具有相同的政策强度，将这些城市的 $distance_i$ 也记作 1。而 $distance_i > 1$ 的城市可能具有较小政策强度（其中最远的城市为邯郸， $distance$ 约为 3.4）。考虑到采取联合治理方式是为了解决溢出效应，本文采用的是地理距离而非经济距离。^②

$\alpha_{10} + \frac{\alpha_{11}}{distance_i}$ 和 $\alpha_{20} + \frac{\alpha_{21}}{distance_i}$ 分别刻画了城市 i 在政策实施之后第一年和第二年受到的影响效应。政策效应中两个相加的部分可以分别看作“非监管效应”和“监管效应”。“非监管效应”可能是监管比较简单、执法成本较低的政策效果，这部分不会随着到首都距离的变化而变化。而“监管效应”可能是监管比较困难、执法成本较高的政策效果，这部分会受到距离的影响。当距离很远时，“监管效应”可能接近于零（这也是“监管效应”中距离被放在分母上的原因）。

如果政策效应为负，即政策能够减少污染物的产生量和排放量，当第一年的政策效应随距离增加而减弱时，即 $distance_i > distance_t$ 时， $0 > \alpha_{10} + \frac{\alpha_{11}}{distance_i} > \alpha_{10} + \frac{\alpha_{11}}{distance_t}$ ，则 $\alpha_{11} < 0$ 。如果 $\alpha_{11} = 0$ ，则表明政策效应在城市之间不存在异质性或者异质性较弱。同样的解释也适用于第二年的政策效应。

本文采用固定效应方法来估计计量模型 I 和 II。当观测对象是地级市时，可能存在多种随时间变化的不可观测因素共同影响因变量。在这种情况下，只能控制个体效应和时间效应的双重差分模型会存在一定局限性。因此，有必要采用对误差项设定更加一般化的因子模型。基于 Bai（2009）的研究，本文设定了如下的计量模型 III：

$$Y_{ijt} = \alpha_1 \times policy_j \times year_{1t} + \alpha_2 \times policy_j \times year_{2t} + X'_{ijt}\beta + \lambda'_i f_t + u_{ijt} \quad (3)$$

与计量模型 I 不同的是，模型 III 中加入交互效应 $\lambda'_i f_t$ ，替代了个体效应和时间效应。其中， f_t 和 λ_i 都是不可观测的 $r \times 1$ 的列向量， f_t 是因子（或冲击）， λ_i 是个体 i 对因子的反应。如果 $f_t = [1, \delta_t]'$ ， $\lambda_i = [c_i, 1]'$ ，则 $\lambda'_i f_t = c_i + \delta_t$ ，退化为计量模型 I。加入交互效应允许不可观测因素的效应随时间变化，这是对经典面板数据模型（模型 I）的拓展。

本文采用 Bai（2009）的方法来估计这个模型，关于因子分析的部分细节可以参见 Bai 和 Ng（2002）的研究。当 α 和 β 已知时，可以通过因子分析或主成分方法来估计 λ_i 和 f_t ；当 λ_i 和 f_t 已知时，可以通过混合最小二乘法来估计 α 和 β 。两种估计方法反复迭代可以得到 α 和 β 的估计值（满足一致性且服从渐近正态分布）。

① 除了将这个距离标准化为 1 外，本文还尝试将其 0.8 倍或 1.2 倍标准化为 1，结果没有明显改变。

② 在稳健性检验中，本文对这个变系数的函数形式设定进行了检验。

三、实证分析

(一)数据与描述性统计

本文使用的数据主要来自《中国城市统计年鉴》。基于统计口径和数据质量,初始样本是72个城市(包括处理组和对照组)2011—2015年(政策实施之前3年^①及之后2年)的数据,样本总数为360个。

在生态环境上,首都圈的雾霾问题一直是居民与学者关注的焦点,本文也将其作为环境治理的具体研究方向。在空气污染的问题上,现有文献主要采用两种方法进行研究。第一种是通过监测数据获得主要污染物的浓度来研究环境质量。这种方法主要用于研究污染的外部性作用以及随时间推移的变迁情况(Sigman, 2002; Cai 等, 2016)。但在政策评价领域,如何较好地处理空气污染的溢出效应从而准确估计政策对当地环境的治疗效果仍没有定论。第二种即本文采用的研究方法,是通过污染物的排放^②来研究环境治理。这种方法的好处是:一是从污染物产生的源头入手,更加直观地评价政策在减排上的效果;二是数据来源于企业数据的加总,更能反映政策对企业行为的影响。例如, Banzhaf 和 Chupp(2012)在研究美国污染税对SO₂和NO_x的减排效应时采用了这种方法。

本文研究的二氧化硫是工业废气中的一种重要污染物,也是PM2.5的重要成因(Hodan 和 Barnard, 2004)。陈硕和陈婷(2014)指出,二氧化硫的排放与公共健康密切相关,防治二氧化硫一直是政府环境政策的重要目标之一。Panayotou(1997)研究全球30个国家的数据发现,政府的环境政策能够减少低收入水平时二氧化硫所引起的环境退化。在我国政策的研究中,崔亚飞和刘小川(2010)发现排污费制度并未有效减少工业二氧化硫的排放。本文尝试研究《纲要》能否加强地方政府的联防联控,从而有效治理二氧化硫。

本文参考 Holdren 和 Ehrlich(1974)用于解释环境变化的IPAT模型,以及罗能生和李建明(2018)的研究,选取总人口、人均地区生产总值、人口密度和第三产业比重作为主要控制变量。其中,总人口衡量城市规模,人均地区生产总值衡量收入水平,第三产业比重衡量工业化程度(庞瑞芝和王亮, 2016)。在城市规模扩大之后,污染物的产生量和排放量会同时增加;在经济发展、产业转型或者人口密度增加之后,居民对环境治理的要求会提高,而这会对污染物的产生和排放产生影响。

表2的描述性统计表明,大部分变量在地区间非常不平衡。除了第三产业比重外,其他变量的最大值都是最小值的十倍以上。在实证中,本文对这些变量取自然对数(若无特殊说明,则默认取自然对数)。而第三产业比重的最小值和最大值虽有较大的差距,但分布比较集中,90%的城市都在27%和47%之间,因而不对这个变量进行处理。工业二氧化硫的数据存在少量缺失,而缺失的观测值主要来自对照组,这对估计影响不大。

表3报告了处理组和对照组在主要变量均值上的对比情况。总体来说,处理组的经济总量和人口规模大于对照组,工业二氧化硫的产生量和排放量也大于对照组。而在人均地区生产总值、人口密度以及单位污染物产生量和排放量上,处理组和对照组并没有显著的差异。

① 在2011年之前的数据中,主要因变量的统计口径存在一定的差异,且缺失值较多。

② 具体来说,本文将工业二氧化硫的产生量和排放量作为环境治理效果的衡量指标。其中,产生量从经济结构的角来衡量经济是否过于依赖高污染产业,排放量从环境治理的角来衡量污染物排放的治理情况。此外,本文同时关注污染物的总量和单位量(即总量除以工业生产总产值),前者与环境承载力、空气质量等直接相关,后者与经济增长的环境效率、产业的转型升级等相关。

表 3 《纲要》实施前三年(2011—2013 年)主要变量的组间均值对比情况

| | 京津冀 | 对照组 | 京津冀与对照组差异 | 河北省 | 河北省与对照组差异 |
|-------------|--------|--------|-----------------|--------|-----------------|
| 观测数 | 39 | 172 | | 33 | |
| 工业二氧化硫产生量 | 313436 | 223176 | 90260*** (3.01) | 298404 | 75228*** (2.38) |
| 工业二氧化硫排放量 | 116384 | 81346 | 35037*** (3.95) | 112761 | 31415*** (3.39) |
| 单位工业二氧化硫产生量 | 0.0219 | 0.0275 | -0.0057 (1.25) | 0.0247 | -0.0028 (0.58) |
| 单位工业二氧化硫排放量 | 0.0087 | 0.0103 | -0.0016 (1.21) | 0.0099 | -0.0005 (0.32) |
| 总人口 | 794.1 | 467.6 | 326.5*** (6.23) | 663.8 | 196.2*** (3.96) |
| 人均地区生产总值 | 46923 | 45748 | 1175 (0.25) | 36096 | -9652** (-2.09) |
| 人口密度 | 578.7 | 526.9 | 51.8 (0.72) | 489.7 | -37.2 (0.49) |
| 第三产业比重 | 39.4% | 34.1% | 5.3%*** (3.46) | 35.3% | 1.2% (0.87) |

注：圆括号内为t值，*、**和***分别表示10%、5%和1%的显著性水平。

考虑到处理组的 13 个城市中包含北京和天津这两个发展水平较高的超大城市，它们与对照组在总人口、第三产业比重等特征上可能存在一定的差距，表 3 还报告了仅河北省 11 个城市的描述性统计结果。可以看出，它们与对照组在总人口、第三产业比重以及单位工业二氧化硫产生量和排放量等方面更加接近。为此，本文将北京和天津从处理组中剔除，在接下来的分析中主要使用河北省的地级市作为处理组，而包含北京和天津的处理组则用于稳健性检验。在模型 I 和 II 的实证分析中，本文使用的样本包括 344 个观测值；在模型 III 的实证分析中，本文剔除了存在缺失值的地级市，使用平衡面板数据，包括 320 个观测值。

(二)京津冀协同发展的政策效应估计

三个计量模型的实证结果见表 4(工业二氧化硫产生量作为因变量)和表 5(工业二氧化硫排放量作为因变量)。表 4 结果显示，无论是从总量还是单位量的角度，《纲要》都有效减少了工业二氧化硫的产生量。模型 I 的结果表明，《纲要》使工业二氧化硫的产生总量在第一年减少了 15.5%，^①在第二年减少了 24.6%，两者均在 1% 的水平上显著；《纲要》使工业二氧化硫的单位产生量在第一年减少了 16.3%，在第二年减少了 25.6%，两者也均在 1% 的水平上显著。模型 III 得到的结果类似，但数值比模型 I 要小，显著性也略弱。从这两个模型的结果来看，政策效应表现出随时间而增大的特征。模型 II 的结果表明，虽然政策效应在总体上是显著的，但是并不存在显著的地区异质性。代表“监管效应”的系数(α_{11} 和 α_{21})均不显著(联合检验同样不显著)，且数值大多较小。可见，《纲要》中区域联防联控的环境治理方式有利于加强监督，避免了因监督不足而产生的政策效应随距离衰减的情况。

表 4 工业二氧化硫产生量作为因变量的实证结果

| 工业二氧化硫 | 产生总量 | | | 单位产生量 | | |
|---------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|---------------------|---------------------|
| | I | II | III | I | II | III |
| 模型 | | | | | | |
| α_1 | -0.170*** (0.056) | | -0.114 (0.076) | -0.179*** (0.057) | | -0.141* (0.084) |
| α_2 | -0.285*** (0.071) | | -0.243*** (0.089) | -0.298*** (0.089) | | -0.275** (0.115) |
| α_{10} | | -0.221*** (0.079) | | | -0.226** (0.086) | |
| α_{11} | | 0.087 (0.102) | | | 0.080 (0.120) | |

① 经变换，将对数偏效应转换成平均偏效应。

续表 4 工业二氧化硫产生量作为因变量的实证结果

| 工业二氧化硫 模型 | 产生总量 | | | 单位产生量 | | |
|---------------|----------------------------------|----------------------------------|--------------------------------|----------------------------------|----------------------------------|---------------------------------|
| | I | II | III | I | II | III |
| α_{20} | | -0.247 [*] (0.129) | | | -0.250 [*] (0.142) | |
| α_{21} | | -0.065 (0.168) | | | -0.082 (0.217) | |
| 总人口 | 0.172 (0.256) | 0.167 (0.259) | 0.863 ^{**} (0.326) | -1.149 ^{***} (0.291) | -1.153 ^{***} (0.293) | -0.283 (0.339) |
| 人均地区生产总值 | -0.155 (0.216) | -0.153 (0.220) | 0.549 ^{**} (0.227) | -1.437 ^{***} (0.241) | -1.434 ^{***} (0.245) | -0.643 ^{**} (0.249) |
| 人口密度 | -0.108 ^{***} (0.034) | -0.108 ^{***} (0.034) | -0.102 (0.123) | -0.104 ^{***} (0.033) | -0.104 ^{***} (0.033) | -0.085 (0.178) |
| 第三产业比重 | -1.044 (1.121) | -1.036 (1.129) | -0.012 (1.161) | 0.392 (1.138) | 0.403 (1.145) | 1.676 (1.434) |
| 其他控制变量 | √ | √ | √ | √ | √ | √ |
| 固定效应 | √ | √ | | √ | √ | |
| 时间效应 | √ | √ | | √ | √ | |
| 因子结构 | | | √ | | | √ |
| 观测数 | 344 | 344 | 320 | 344 | 344 | 320 |

注：圆括号内为聚类稳健标准误，*、**和***分别表示10%、5%和1%的显著性水平。

表 4 中控制变量的系数虽然部分不显著，但其符号大多与预期一致。从总量角度来说，当城市规模扩大时，污染物的产生量会增加；而当人口密度增加或者产业转型时，居民对环境治理的要求会提高，政府也会加强对高污染企业的管理，从而导致污染物的产生量减少。从单位量角度来说，城市规模的扩大、收入水平的上升和人口密度的增加都要求企业提高生产的环境效率，从而减少污染物的单位产生量。第三产业比重对二氧化硫单位产生量的影响为正，这可能源自第三产业对一些较粗放产业所生产的中间品(如塑造制品)的需求拉动作用。

表 5 结果显示，《纲要》显著减少了工业二氧化硫的排放总量和单位排放量。模型 I 的结果表明，《纲要》使工业二氧化硫的排放总量在第一年减少了 2.1%(不显著)，在第二年减少了 13.9%(在 1% 的水平上显著)；《纲要》使工业二氧化硫的单位排放量在第一年减少了 3.1%(不显著)，在第二年减少了 15.0%(在 1% 的水平上显著)。不论是在数值上还是显著性上，模型 III 都得出与此相似的结果。模型 II 的结果表明，《纲要》在第二年具有显著的政策效应，且政策效应不存在明显的地区异质性。与表 4 结果相比，《纲要》对工业二氧化硫排放量的作用效果要优于对其产生量的作用效果。

表 5 工业二氧化硫排放量作为因变量的实证结果

| 工业二氧化硫 模型 | 排放总量 | | | 单位排放量 | | |
|---------------|----------------------------------|--------------------------------|----------------------------------|----------------------------------|--------------------------------|----------------------------------|
| | I | II | III | I | II | III |
| α_1 | -0.022 (0.036) | | -0.032 (0.038) | -0.033 (0.038) | | -0.033 (0.039) |
| α_2 | -0.151 ^{***} (0.048) | | -0.160 ^{***} (0.049) | -0.163 ^{***} (0.052) | | -0.169 ^{***} (0.055) |
| α_{10} | | -0.082 (0.103) | | | -0.088 (0.111) | |
| α_{11} | | 0.101 (0.137) | | | 0.094 (0.160) | |
| α_{20} | | -0.270 [*] (0.143) | | | -0.273 [*] (0.156) | |

续表 5 工业二氧化硫排放量作为因变量的实证结果

| 工业二氧化硫 模型 | 排放总量 | | | 单位排放量 | | |
|---------------|------|------------------|-----|-------|------------------|-----|
| | I | II | III | I | II | III |
| α_{21} | | 0.204 (0.189) | | | 0.187 (0.231) | |
| 控制变量 | √ | √ | √ | √ | √ | √ |
| 固定效应 | √ | √ | | √ | √ | |
| 时间效应 | √ | √ | | √ | √ | |
| 因子结构 | | | √ | | | √ |
| 观测数 | 344 | 344 | 320 | 344 | 344 | 320 |

注：圆括号内为聚类稳健标准误，*、**和***分别表示10%、5%和1%的显著性水平。

根据上述研究结果，《纲要》的政策效应表现出以下特征：第一，由于政策逐渐加强且政策生效具有滞后性，政策效应随时间的推移而增强；第二，政策对污染物的治理作用更多地体现在产生环节而非处理环节；第三，政策效应不存在明显的地区异质性，政策效应随距离衰减的问题得到较好解决。

(三) 稳健性检验

1. Oster 检验

上文通过因子结构对不可观测因素进行了控制，本文进一步通过 Oster 检验(Oster, 2019)来分析不可观测因素对回归结果产生多大的影响。本文使用 δ 值来表示多强的不可观测因素会抵消估计得到的政策效应。如果 δ 值为 1，则表明当不可观测因素与可观测因素的影响程度相同时，政策效应可能为零。表 6 报告了 Oster 检验结果，^①其中方括号内为政策效应对应的 δ 绝对值。如果原本显著的政策效应具有小于 1 的 δ 值，则表明不可观测因素可能影响本文的结论。对于工业二氧化硫产生量的检验， α_{20} 的估计结果在 10% 的水平上显著，对应的 δ 值均小于 1，而其他显著的系数的 δ 值均大于 1。对于工业二氧化硫排放量的检验也得到相似的结果。

表 6 Oster 检验

| 工业二氧化硫 模型 | 产生量 | | | | 排放量 | | | |
|---------------|----------------------|----------------------|----------------------|---------------------|----------------------|--------------------|----------------------|--------------------|
| | 总量 | | 单位量 | | 总量 | | 单位量 | |
| | I | II | I | II | I | II | I | II |
| α_1 | -0.170*** [2.478] | | -0.179*** [3.357] | | -0.022 [2.449] | | -0.033 [1.396] | |
| α_2 | -0.285*** [6.154] | | -0.298*** [7.770] | | -0.151*** [1.347] | | -0.163*** [1.573] | |
| α_{10} | | -0.221*** [1.207] | | -0.226** [3.997] | | -0.082 [0.901] | | -0.088 [0.401] |
| α_{11} | | 0.087 [0.468] | | 0.080 [1.857] | | 0.101 [0.538] | | 0.094 [0.222] |
| α_{20} | | -0.247* [0.935] | | -0.250* [0.721] | | -0.270* [0.232] | | -0.273* [0.249] |
| α_{21} | | -0.065 [0.126] | | -0.082 [0.120] | | 0.204 [0.115] | | 0.187 [0.106] |
| 控制变量 | √ | √ | √ | √ | √ | √ | √ | √ |
| 固定效应 | √ | √ | √ | √ | √ | √ | √ | √ |

① 模型 III 通过因子结构控制了不可观测因素，因而没有进行 Oster 检验。

续表 6 Oster 检验

| 工业二氧化硫 | 产生量 | | | | 排放量 | | | |
|--------|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|
| | 总量 | | 单位量 | | 总量 | | 单位量 | |
| 模型 | I | II | I | II | I | II | I | II |
| 时间效应 | √ | √ | √ | √ | √ | √ | √ | √ |
| 观测数 | 344 | 344 | 344 | 344 | 344 | 344 | 344 | 344 |

注：方括号内为Oster检验的delta值，*、**和***分别表示10%、5%和1%的显著性水平。

2. 安慰剂检验

本文将《纲要》的起始时间设置在 2012 年，在原回归模型中保留真实政策^①并额外加入虚拟政策。这个稳健性分析用于检验平行趋势假定是否成立（虚拟政策相当于处理组与对应年份的交互项）。表 7 结果显示，虚拟政策效应大多数数值较小且不显著，这证实了上文确实可靠估计了《纲要》的政策效应。

表 7 安慰剂检验

| 工业二氧化硫 | 产生量 | | | | | | 排放量 | | | | | |
|---------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|------------------|-------------------|-------------------|------------------|-------------------|------------------|
| | 总量 | | | 单位量 | | | 总量 | | | 单位量 | | |
| 模型 | I | II | III | I | II | III | I | II | III | I | II | III |
| α_1 | -0.079 (0.050) | | -0.015 (0.044) | -0.077 (0.051) | | -0.009 (0.051) | 0.003 (0.022) | | 0.013 (0.018) | 0.007 (0.021) | | 0.029 (0.018) |
| α_{10} | | -0.084 (0.113) | | | -0.091 (0.112) | | | -0.065 (0.061) | | | -0.068 (0.060) | |
| α_{11} | | 0.012 (0.218) | | | 0.026 (0.219) | | | 0.117 (0.105) | | | 0.128 (0.104) | |
| α_2 | -0.111 (0.071) | | -0.020 (0.069) | -0.095 (0.062) | | 0.008 (0.067) | 0.003 (0.033) | | -0.007 (0.035) | 0.019 (0.039) | | 0.021 (0.040) |
| α_{20} | | 0.032 (0.159) | | | -0.007 (0.134) | | | -0.081 (0.109) | | | -0.118 (0.123) | |
| α_{21} | | -0.243 (0.323) | | | -0.149 (0.254) | | | 0.141 (0.185) | | | 0.232 (0.261) | |
| 控制变量 | √ | √ | √ | √ | √ | √ | √ | √ | √ | √ | √ | √ |
| 固定效应 | √ | √ | | √ | √ | | √ | √ | | √ | √ | |
| 时间效应 | √ | √ | | √ | √ | | √ | √ | | √ | √ | |
| 因子结构 | | | √ | | | √ | | | √ | | | √ |
| 观测数 | 344 | 344 | 320 | 344 | 344 | 320 | 344 | 344 | 320 | 344 | 344 | 320 |

注：圆括号内为聚类稳健标准误，*、**和***分别表示10%、5%和1%的显著性水平。

3. 处理组选择

当处理组包括京津冀地区全部 13 个地级市时，表 8 结果显示，虽然部分系数在数值或显著性上有所改变，但是整体上与表 4 和表 5 结果并不相悖。

4. 变系数形式设定

除了计量模型 II 中的原设定外，^②本文还通过形如 $\alpha'_{10} - \alpha'_{11} \ln(\text{distance}_i)$ 的新设定来刻画政策效应可能存在的地区异质性。表 9 结果显示，政策效应在两种设定下的估计结果非常相近，显著性也没有变化。

① 真实政策的估计系数与原回归结果相近，受篇幅限制未报告。

② 这样调整是为了让 α_{10} 和 α'_{10} 在数值上可以直接进行比较。

表 8 重新选择处理组的稳健性检验

| 工业二氧化硫 | 产生量 | | | | | | 排放量 | | | | | |
|---------------|----------------------|---------------------|----------------------|----------------------|---------------------|----------------------|----------------------|-------------------|----------------------|----------------------|-----|----------------------|
| | 总量 | | | 单位量 | | | 总量 | | | 单位量 | | |
| | I | II | III | I | II | III | I | II | III | I | II | III |
| α_1 | -0.160** (0.062) | | -0.085 (0.072) | -0.163** (0.063) | | -0.112 (0.076) | -0.031 (0.036) | | -0.040 (0.038) | -0.035 (0.037) | | -0.037 (0.038) |
| α_2 | -0.352*** (0.091) | | -0.309*** (0.093) | -0.354*** (0.089) | | -0.337*** (0.104) | -0.188*** (0.059) | | -0.208*** (0.069) | -0.190*** (0.058) | | -0.209*** (0.069) |
| α_{10} | | -0.219** (0.096) | | | -0.245** (0.099) | | | -0.031 (0.104) | | | | -0.058 (0.103) |
| α_{11} | | 0.091 (0.164) | | | 0.127 (0.164) | | | 0.000 (0.145) | | | | 0.035 (0.144) |
| α_{20} | | -0.054 (0.129) | | | -0.095 (0.167) | | | -0.118 (0.178) | | | | -0.158 (0.170) |
| α_{21} | | -0.461 (0.321) | | | -0.401 (0.300) | | | -0.108 (0.291) | | | | -0.049 (0.273) |
| 控制变量 | √ | √ | √ | √ | √ | √ | √ | √ | √ | √ | √ | √ |
| 固定效应 | √ | √ | √ | √ | √ | √ | √ | √ | √ | √ | √ | √ |
| 时间效应 | √ | √ | | √ | √ | | √ | √ | | √ | √ | |
| 因子结构 | √ | √ | | √ | √ | | √ | √ | | √ | √ | |
| 观测数 | 354 | 354 | 330 | 354 | 354 | 330 | 354 | 354 | 330 | 354 | 354 | 330 |

注：圆括号内为聚类稳健标准误，*、**和***分别表示10%、5%和1%的显著性水平。

表 9 模型 II 变系数的稳健性检验

| 工业二氧化硫 | 产生量 | | | | 排放量 | | | |
|---------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| | 原设定 | | 新设定 | | 原设定 | | 新设定 | |
| | 总量 | 单位量 | 总量 | 单位量 | 总量 | 单位量 | 总量 | 单位量 |
| α_{10} | -0.134* (0.073) | -0.146* (0.079) | -0.155** (0.072) | -0.169** (0.076) | 0.020 (0.050) | 0.006 (0.066) | 0.019 (0.047) | 0.004 (0.059) |
| α_{11} | 0.087 (0.102) | 0.080 (0.120) | 0.024 (0.061) | 0.016 (0.067) | 0.101 (0.137) | 0.094 (0.160) | -0.076 (0.059) | 0.061 (0.095) |
| α_{20} | -0.312*** (0.093) | -0.332*** (0.121) | -0.319*** (0.085) | -0.340*** (0.105) | -0.066 (0.065) | -0.086 (0.096) | -0.075 (0.059) | -0.097 (0.084) |
| α_{21} | -0.065 (0.168) | -0.082 (0.217) | -0.055 (0.084) | -0.069 (0.107) | 0.204 (0.189) | 0.187 (0.231) | 0.123 (0.109) | 0.109 (0.133) |
| 控制变量 | √ | √ | √ | √ | √ | √ | √ | √ |
| 固定效应 | √ | √ | √ | √ | √ | √ | √ | √ |
| 时间效应 | √ | √ | √ | √ | √ | √ | √ | √ |
| 观测数 | 344 | 344 | 344 | 344 | 344 | 344 | 344 | 344 |

注：圆括号内为聚类稳健标准误，*、**和***分别表示10%、5%和1%的显著性水平。

四、结论与启示

本文研究了《京津冀协同发展规划纲要》作为顶层设计的这一总揽政策，尤其关注了其中“立于区域、放眼全局”的新时代中国特色社会主义的生态文明思想。本文结合政策评价的相关理论，采用含有异质性的面板数据计量模型，在较好控制不可观测因素的情况下，分析了《纲要》实施后前两年的政策效应。本文的主要发现和政策启示如下：

第一，不论是从总量还是从代表环境效率的单位量角度来看，《纲要》都显著减少了工业二氧化硫的产生和排放。同时，政策效应随着政策实施而逐年增强，不论从数值还是显著性来看，2015年的政策效应都要大于2014年。这说明《纲要》从更加宏观、全局、全面的角度来制定和实

施政策,鼓励区域内相互协作、加强监管,在较短时间内有效减少了污染物的产生和排放,取得了良好成效。因此,政府在制定和执行区域政策时应不断完善政策体系,在结构上由上而下层层落实,在空间上不同部门、不同地区相互协作,在方式上有堵有疏,这样有助于政策发挥实效。此外,保持连贯性、一致性和稳定性对政策的推广、实施和起效具有重要作用。

第二,《纲要》较好地解决了以往存在的政策效应随距离而衰减的问题,政策效应不存在明显的地区异质性,使各地级市工业二氧化硫的产生和排放都明显减少。这说明《纲要》强调的地方政府之间相互协作、相互监督、联防联控的方式是有效的,能够较好地解决偏远地区因监管不足等因素而引起的政策效果不明显问题,使区域政策在全域内得到有效执行和落实。这对于我国其他区域(如长三角、珠三角等)制定和实施区域政策具有良好的借鉴意义。

本文的研究存在以下不足之处:第一,本文主要通过选择合适的对照组和加入因子结构等方式来控制不可观测因素,缓解政策评价中可能存在的内生性问题。如何寻找并使用合适的工具变量来讨论这一问题,以及是否会得到与本文一致的结论,这些有待进一步的研究。第二,《京津冀协同发展规划纲要》是一项总揽政策,包含许多政策细则,如何将总体的政策效应在不同政策细则之间进行划分,从而为政策体系的改进和优化提供建议,这也有待更加深入的研究。

参考文献:

- [1]包群,邵敏,杨大利.环境管制抑制了污染排放吗?[J].经济研究,2013,(12):42-54.
- [2]陈硕,陈婷.空气质量与公共健康:以火电厂二氧化硫排放为例[J].经济研究,2014,(8):158-169.
- [3]崔亚飞,刘小川.中国省级税收竞争与环境污染——基于1998-2006年面板数据的分析[J].财经研究,2010,(4):46-55.
- [4]董香书,肖翔.“振兴东北老工业基地”有利于产值还是利润?——来自中国工业企业数据的证据[J].管理世界,2017,(7):24-34.
- [5]金晓雨.环境规制与国内污染转移——基于“十一五”COD排放控制计划的考察[J].产业经济研究,2018,(6):115-125.
- [6]李雪松,陈曦明,方芳,等.“二孩政策”与学区房溢价——基于人口政策变化的政策评价分析[J].财经研究,2017,(6):93-104.
- [7]刘生龙,王亚华,胡鞍钢.西部大开发成效与中国区域经济收敛[J].经济研究,2009,(9):94-105.
- [8]刘郁,陈钊.中国的环境规制:政策及其成效[J].经济社会体制比较,2016,(1):164-173.
- [9]罗能生,李建明.产业集聚及交通联系加剧了雾霾空间溢出效应吗?——基于产业空间布局视角的分析[J].产业经济研究,2018,(4):52-64.
- [10]庞瑞芝,王亮.服务业发展是绿色的吗?——基于服务业环境全要素效率分析[J].产业经济研究,2016,(4):18-28.
- [11]皮建才.中国地方政府间竞争下的区域市场整合[J].经济研究,2008,(3):115-124.
- [12]沈坤荣,金刚,方娴.环境规制引起了污染就近转移吗?[J].经济研究,2017,(5):44-59.
- [13]苏治,胡迪.通货膨胀目标制是否有效?——来自合成控制法的新证据[J].经济研究,2015,(6):74-88.
- [14]谭娜,周先波,林建浩.上海自贸区的经济增长效应研究——基于面板数据下的反事实分析方法[J].国际贸易问题,2015,(10):14-24.
- [15]涂正革,周涛,谌仁俊,等.环境规制改革与经济高质量发展——基于工业排污收费标准调整的证据[J].经济与管理研究,2019,(12):77-95.

- [16]王喆,周凌一. 京津冀生态环境协同治理研究——基于体制机制视角探讨[J]. 经济与管理研究, 2015, (7): 68-75.
- [17]许敬轩,王小龙,何振. 多维绩效考核、中国式政府竞争与地方税收征管[J]. 经济研究, 2019, (4): 33-48.
- [18]徐现祥,李郁. 市场一体化与区域协调发展[J]. 经济研究, 2005, (12): 57-67.
- [19]姚星,蒲岳,吴钢,等. 中国在“一带一路”沿线的产业融合程度及地位:行业比较、地区差异及关联因素[J]. 经济研究, 2019, (9): 172-186.
- [20]殷华,高维和. 自由贸易试验区产生了“制度红利”效应吗?——来自上海自贸区的证据[J]. 财经研究, 2017, (2): 48-59.
- [21]张亚雄,赵坤. 北京奥运会投资对中国经济的拉动影响——基于区域间投入产出模型的分析[J]. 经济研究, 2008, (3): 4-15.
- [22]赵霄伟. 地方政府间环境规制竞争策略及其地区增长效应——来自地级市以上城市面板的经验数据[J]. 财贸经济, 2014, (10): 105-113.
- [23]周黎安. 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[J]. 经济研究, 2004, (6): 33-40.
- [24]周亚虹,蒲余路,陈诗一,等. 政府扶持与新型产业发展——以新能源为例[J]. 经济研究, 2015, (6): 147-161.
- [25]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.
- [26]Bai C E, Li Q, Ouyang M. Property taxes and home prices: A tale of two cities[J]. *Journal of Econometrics*, 2014, 180(1): 1-15.
- [27]Bai J S, Ng S. Determining the number of factors in approximate factor models[J]. *Econometrica*, 2002, 70(1): 191-221.
- [28]Bai J S. Panel data models with interactive fixed effects[J]. *Econometrica*, 2009, 77(4): 1229-1279.
- [29]Banzhaf H S, Chupp B A. Fiscal federalism and interjurisdictional externalities: New results and an application to US air pollution[J]. *Journal of Public Economics*, 2012, 96(5-6): 449-464.
- [30]Black S E. Do better schools matter? Parental valuation of elementary education[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 1999, 114(2): 577-599.
- [31]Cai H B, Chen Y Y, Gong Q. Polluting thy neighbor: Unintended consequences of China's pollution reduction mandates[J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2016, 76: 86-104.
- [32]Campos N F, Kinoshita Y. Structural reforms, financial liberalization, and foreign direct investment[J]. *IMF Staff Papers*, 2010, 57(2): 326-365.
- [33]Heckman J J, Hotz V J. Choosing among alternative nonexperimental methods for estimating the impact of social programs: The case of manpower training[J]. *Journal of the American statistical Association*, 1989, 84(408): 862-874.
- [34]Hodan W M, Barnard W R. Evaluating the contribution of PM_{2.5} precursor gases and re-entrained road emissions to mobile source PM_{2.5} particulate matter emissions[R]. MACTEC Federal Programs, 2004.
- [35]Holdren J P, Ehrlich P R. Human population and the global environment[J]. *American Scientist*, 1974, 62(3): 282-292.
- [36]Hsiao C, Steve Ching H, Ki Wan S. A panel data approach for program evaluation: Measuring the benefits of political and economic integration of Hong Kong with mainland China[J]. *Journal of Applied Econometrics*, 2012, 27(5): 705-740.
- [37]Li H B, Zhou L A. Political turnover and economic performance: The incentive role of personnel control in China[J]. *Journal of Public Economics*, 2005, 89(9-10): 1743-1762.

- [38]Oates W E. Fiscal federalism[M]. New York: Harcourt, 1972.
- [39]Oster E. Unobservable selection and coefficient stability: Theory and evidence[J]. *Journal of Business & Economic Statistics*, 2019, 37(2): 187–204.
- [40]Panayotou T. Demystifying the environmental Kuznets curve: Turning a black box into a policy tool[J]. *Environment and Development Economics*, 1997, 2(4): 465–484.
- [41]Sigman H. International spillovers and water quality in rivers: Do countries free ride?[J]. *American Economic Review*, 2002, 92(4): 1152–1159.
- [42]Wang A L. The search for sustainable legitimacy: Environmental law and bureaucracy in China[J]. *Harvard Environmental Law Review*, 2013, 37: 365.
- [43]Wang H, Wheeler D. Financial incentives and endogenous enforcement in China’s pollution levy system[J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2005, 49(1): 174–196.
- [44]Wang S X, Xing J, Zhao B, et al. Effectiveness of national air pollution control policies on the air quality in metropolitan areas of China[J]. *Journal of Environmental Sciences*, 2014, 26(1): 13–22.
- [45]Wu J, Deng Y H, Huang J, et al. Incentives and outcomes: China’s environmental policy[R]. Cambridge: National Bureau of Economic Research, 2013.
- [46]Zheng S Q, Kahn M E, Sun W Z, et al. Incentives for China’s urban mayors to mitigate pollution externalities: The role of the central government and public environmentalism[J]. *Regional Science and Urban Economics*, 2014, 47: 61–71.

Do Regional Coordinated Environment Regulations Reduce Pollutants? A Policy Evaluation on Environmental Governance Based on “Outlines of the Coordinated Development Planning for the Beijing-Tianjin-Hebei Region”

Xin Kai¹, Zhang Ruihan², Zhu Zhenyu², Zhou Yahong²

(1. School of Economics, Shanghai University, Shanghai 200444, China;

2. School of Economics, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China)

Summary: In recent years, the Beijing-Tianjin-Hebei region has made many remarkable achievements in urbanization and economic development, but it has also highlighted many problems such as unbalanced development and serious environmental pollution. To this end, the central government put forward the “Outlines of the Coordinated Development Planning for the Beijing-Tianjin-Hebei Region” in 2015, so as to achieve reasonable, coordinated, and sustainable development of the Beijing-Tianjin-Hebei region. So, do regional coordinated environment regulations promoted by the Outlines reduce pollutants in the region?

Based on the panel data of 72 cities from 2011 to 2015, and combined with the background of the Outlines and the related theories of policy evaluation, this paper analyzes the policy effect of regional coordinated environment regulations on environmental governance using a panel data model with heterogeneity. The study finds that under the premise of maintaining economic growth, the Outlines significantly reduce the production and emission of industrial sulfur dioxide, and the policy effect increases year by year with the implementation

(下转第 153 页)