

引用格式:陈林,肖倩冰,蓝淑菁. 基于产业结构门槛效应模型的环境政策治污效益评估:以《大气污染防治行动计划》为例[J]. 资源科学, 2021, 43(2): 341-356. [Chen L, Xiao Q B, Lan S J. Pollution control effects of environmental policies based on threshold effect model of industrial structure: Taking the Air Pollution Prevention and Control Action Plan as an example[J]. Resources Science, 2021, 43(2): 341-356.] DOI: 10.18402/resci.2021.02.12

# 基于产业结构门槛效应模型的环境政策 治污效益评估 ——以《大气污染防治行动计划》为例

陈林,肖倩冰,蓝淑菁

(暨南大学产业经济研究院,广州 510632)

**摘要:**环境质量的改善不仅是环境政策单独作用的结果,通常还与政策作用下产业结构的调整密切相关。本文基于中国2006—2016年197个地级及以上城市的PM<sub>2.5</sub>年均浓度面板数据,以“大气十条”政策作为环境规制的代理虚拟变量,结合双重差分法,研究“大气十条”政策的实施是否有利于降低京津冀晋鲁蒙、长三角、珠三角3个目标区域内城市的雾霾污染水平,并通过构建产业结构升级指标,探索该政策如何通过产业结构升级影响雾霾污染治理。进一步,采用面板门槛回归模型,验证“大气十条”政策实施背景下产业结构合理化与产业结构高度化对雾霾污染治理是否存在门槛效应。回归结果显示:①双重差分回归中,全样本下,“大气十条”的政策效果不显著;分区域样本下,政策对京津冀晋鲁蒙区域产生了显著的雾霾治理效应,而对长三角和珠三角区域没有产生明显的政策效果。②中介效应模型中,京津冀晋鲁蒙区域“大气十条”政策主要通过产业结构高度化的“量”作用于雾霾污染治理,且为部分中介效应;长三角区域产业结构高度化的“量”作用于雾霾污染治理则为完全中介效应;珠三角区域产业结构升级不具有显著的中介效应。③面板门槛回归中,京津冀晋鲁蒙与周边区域样本、长三角与周边区域样本下产业结构合理化与高度化均存在门槛效应。

**关键词:**“大气十条”政策;环境规制;雾霾污染;双重差分法;门槛效应;产业结构合理化;产业结构高度化

DOI: 10.18402/resci.2021.02.12

## 1 引言

伴随着经济快速发展,工业化、城镇化的不断推进,能源资源消耗持续增加,中国的大气污染问题也日益凸显,污染防治压力不断加大。世界银行2007年世界发展指标数据显示<sup>[1]</sup>,一些城市的空气污染指数甚至超过了指数的最大值(500以上),而世界上污染最严重的城市中,有超过60%的城市位于中国大陆。亚洲开发银行2012年的报告也指出<sup>[2]</sup>,在中国最大的500个城市中,满足世界卫生组织建

议的空气质量标准的只有不到1%,与此同时,有7个城市属于世界上污染最严重的10个城市之列。2012年末至2013年初,中国多地区爆发雾霾,雾霾污染愈演愈烈,2013年,“雾霾”第一次成为年度关键词。

为切实改善空气质量,2013年9月,国务院发布了《关于印发大气污染防治行动计划的通知》(国发[2013]37号,以下简称“大气十条”政策)。具体指标为:到2017年,全国地级及以上城市可吸入颗粒

收稿日期:2020-03-18;修订日期:2020-09-11

基金项目:国家自然科学基金面上项目(71773039);国家社会科学基金重点项目(20AZD050);广东省自然科学基金面上项目(2020A1515011233)。

作者简介:陈林,男,广东河源人,博士,广东省“珠江学者”特聘教授,研究方向为环境经济与产业规制。E-mail: 1013357515@qq.com

物(PM<sub>10</sub>)浓度比2012年下降10%以上,优良天数逐年提高;京津冀、长三角、珠三角等区域细颗粒物(PM<sub>2.5</sub>)浓度分别下降25%、20%、15%左右,其中北京市细颗粒物年均浓度控制在60  $\mu\text{g}/\text{m}^3$ 左右。各地方政府为贯彻落实“大气十条”政策的任务要求,相继出台了地方大气污染防治行动计划实施细则,彰显了中央和地方政府治理雾霾污染的决心。

广受关注的“大气十条”政策是否真正达成了政府预期的目标?学者们对此进行了研究。如罗知等<sup>[3]</sup>对“大气十条”政策效应进行了实证检验,不过主要考察的是政策实施对北方地区供暖季节雾霾天气的影响,并未涉及总效应与区域差异的分析。张扬等<sup>[4]</sup>对“大气十条”政策之下黑龙江地区温室气体的减排效应进行了核算。另外,还有部分学者关注“大气十条”政策所产生的社会经济效应,包括能源消费结构的变化、治污总成本以及环境健康效益核算等<sup>[5,6]</sup>。而以往的研究中尚未有文献对“大气十条”政策的雾霾污染治理成效以及政策效应是否存在区域性差异进行系统全面的分析。

雾霾污染通常与产业结构密不可分。特别是在以发展工业、重工业为主的地区,产业结构不合理现象加剧了地区雾霾天气发生的频率。“大气十条”政策的推行除了会对雾霾产生直接效应,是否会通过产业结构调整升级的作用渠道改善雾霾天气?不同地区产业结构存在一定差异,这种差异性又是否会影响政策的区域有效性?为了回答上述问题,本文试图基于中国2006—2016年197个地级及以上城市的PM<sub>2.5</sub>年均浓度面板数据,利用双重差分法检验各区域“大气十条”的政策效应,并设置了不同产业结构升级指标的门槛回归模型,以期为相关部门的环境政策制定提供参考。

## 2 文献回顾

目前关于大气污染防治政策评估的文献主要集中在机动车限行、环保约谈、碳排放权交易等领域。易兰等<sup>[7]</sup>的研究表明,城市形态与雾霾成因的不同会对城市限行政策效果产生差异化影响。因此,不同城市治理雾霾污染不可互相效仿,而应当对症下药。沈洪涛等<sup>[8]</sup>对被环保约谈地区企业的环境绩效进行评估后发现:环保约谈促进了被约谈地区企业环境绩效的提升,但这种提升效果仅存在于

国有企业,且国有企业环境绩效的提升通常通过减产实现。在研究碳交易政策与区域减排之间的关系时,孙振清等<sup>[9]</sup>从产业结构调整和技术创新视角,认为产业结构调整与技术创新作为中介变量有助于激发碳排放权交易试点区域的碳减排潜力。其中,产业结构高度化与提升技术创新效率的碳减排效应较明显,而产业结构合理化的碳减排效应较低。

产业结构作为影响污染治理的重要因素,其作用机制可以通过中介效应模型进行检验。根据中介效应的推演逻辑与变量设定,相关研究可归纳为以下4个方面:

(1)环境规制与产业结构的关系研究。根据中介效应模型,环境规制(解释变量)会通过影响产业结构(中介变量)从而影响空气质量(被解释变量)。一些学者认为环境规制与产业结构之间是非正即负的线性关系。如杨骞等<sup>[10]</sup>发现环境规制有助于促进地方产业结构的优化升级;胡晖等<sup>[11]</sup>基于长江经济带4省51市的面板数据研究发现,环境规制能够促进产业结构调整,并且其调整作用的大小及路径存在地区差异。另一些学者认为环境规制与产业结构的关系是非线性的。如李虹等<sup>[12]</sup>将2005—2016年中国282个城市划分为资源型和非资源型城市,将产业转型划分为产业结构合理化和高度化,深入探讨了环境规制、资源禀赋对城市产业转型的门槛特征,发现无论是哪种类型的城市,环境规制、资源禀赋对产业结构合理化和高度化均存在着显著的门槛效应,且环境规制对产业结构合理化和高度化均产生了有力的推动作用。毛建辉等<sup>[13]</sup>的研究发现,环境规制与地区产业结构升级呈现倒“U”型关系,过高或过低的环境规制强度均对产业结构升级无益。

(2)环境规制对空气质量影响的研究。虽然相关研究多不胜数,但一直未能达成统一的见解。首先,环境规制是否提高了空气质量,学术界对此争论的焦点在于,究竟是“遵循成本效应”还是“倒逼减排效应”占主导地位?“遵循成本效应”认为,提高环境规制水平导致企业减排费用增加,从而增加了企业的经营成本,不仅不利于企业减排,甚至可能增加企业产出与污染排放量<sup>[14]</sup>;“倒逼减排效应”则认为,环境规制能够“倒逼”企业采取绿色生产方

2021年2月

式,激励企业通过技术创新,减少污染物排放,从而改善空气质量<sup>[15]</sup>。其次,环境规制的污染治理效应还会受到环境规制方式的影响。就中国目前的情况而言,王红梅<sup>[16]</sup>认为,相比于非正式环境规制,政府主导下的命令控制型与市场激励型环境规制是治理环境污染最有效的手段。而市场激励型环境规制相比于命令控制型环境规制是一种更为灵活的减排工具,长期看来,减排效果更优<sup>[17]</sup>。

(3)产业结构对空气质量影响的研究。一类观点认为,产业结构调整会对污染治理产生积极的影响。例如,李强<sup>[18]</sup>在考察产业结构升级对长江经济带生态环境优化的影响时,发现产业结构合理化和高度化对长江经济带的环境污染均存在显著的抑制作用,即产业结构升级有利于促进长江经济带的绿色发展。张友国<sup>[19]</sup>、Jalil等<sup>[20]</sup>发现,产业结构调整能够显著降低高能耗产业比重,同时金融行业的快速发展能够为企业的清洁设备和环保技术研发投入提供资金支持,从而实现污染排放量的减少。另一类观点则认为,中国产业结构升级的空气质量改善效果并不明显。李斌等<sup>[21]</sup>的研究发现,产业结构的调整并未起到环境保护的作用,相反却加剧了工业污染。正是由于中国经济的发展长期依赖于第二产业,尤其是重工业,导致自然资源的大量消耗与工业废气排放量的迅速增加,产业结构调整使得城市环境质量不断恶化<sup>[22]</sup>。但就目前而言,一味强调第二产业比重并不可取,工业化也并不等同于产业结构的升级。因此,可以说产业结构对空气质量的影响会依产业结构升级的侧重点而定。

(4)环境规制、产业结构与空气质量之间的关系研究。孙坤鑫等<sup>[23]</sup>通过构建产业结构合理化和高度化指标,研究环保部重点监测城市的环境规制水平、产业结构升级以及两者的交互作用对城市空气质量的影响,实证结果表明:产业结构合理化和高度化均可以改善空气质量;环境规制通过产业结构合理化和高度化对空气质量的改善产生了积极影响。刘晨跃等<sup>[24]</sup>运用中介效应回归方法探讨了环境规制对中国雾霾治理的影响机制与路径,发现环境规制不仅对雾霾污染产生了直接的治理效应,还通过产业结构调整 and 能源消耗结构优化产生了间接的治理效应;同时,结果显示东、中、西部存在较大

的区域异质性。基于2001—2015年中国省级层面PM2.5浓度数据,屈小娥<sup>[25]</sup>通过构建面板空间计量模型,实证分析了3种不同的环境规制类型对雾霾污染的直接治理效应,以及通过产业结构、能源结构和技术创新3种中介变量对雾霾污染的间接影响机理,发现环境规制工具的类型会影响其通过中介效应达到雾霾污染减排的效果。

通过梳理上述文献发现,国内外针对环境规制、产业结构与空气质量的研究已相当丰富,国内的相关理论与实证研究也在不断发展完善,但是仍具有很大的探索空间。首先,目前学界对“大气十条”进行政策效应评估的实证研究较少,即使存在这类研究,也并未涉及对污染治理效果区域异质性的讨论<sup>[26]</sup>;其次,以往研究中虽然也有将产业结构作为中介变量的情形,但对中介变量的污染治理效应尚缺乏深入分析。

基于以上分析,本文试图从以下3个方面作出贡献:①以“大气十条”政策中重点关注的细颗粒物(PM2.5)浓度为绩效评估指标,考察3大目标区域整体或作为独立个体时的雾霾治理效应,并进一步对地区差异化的政策效应成因进行分析,为政府减排决策提供参考;②工业污染是雾霾污染的主要来源<sup>[27]</sup>,高能耗、高污染企业比重的降低、产业结构的调整可能会对雾霾污染产生一定的治理效应,因此本文构建了产业结构合理化、产业结构高度化的“质”与“量”3个指标作为中介变量,研究“大气十条”政策如何通过产业结构调整对雾霾污染产生影响,进一步构建门槛效应模型,分析中介变量与雾霾污染是否存在非线性关系;③产业结构往往与生态承载力同步演进,产业结构的不断优化能有效促进生态承载力的提升<sup>[28]</sup>,因此,本文还从生态承载力的角度对各区域生态现状进行了分析,并认为正是由于各地产业结构与地理气候特征的差异,导致了各地生态承载力水平的不同,从而影响政策效应。

### 3 数据、变量与模型设定

#### 3.1 样本选取与数据来源

由于中国PM2.5数据最早发布日期为2011年,且当时覆盖的城市并不全面,故本文使用大气成分分析小组(The Atmospheric Composition Analysis Group)公布的PM2.5浓度数据。它借助 Van Donke-



laar 等<sup>[29]</sup>的思路,通过全球卫星数据得到全球范围内 PM2.5 浓度值的  $0.01^{\circ} \times 0.01^{\circ}$  的栅格数据。基于中国县域层面 ArcGIS 的底图与 PM2.5 浓度栅格数据,本文使用 ArcGIS 10.2 软件将其解析为地级及以上城市层面的 PM2.5 年均浓度数据,并剔除了灰尘和海盐。受数据更新的影响,本文所用数据的时间跨度为 2006—2016 年。

本文使用 2006—2016 年全国 197 个地级及以上城市的面板数据。相关经济变量的原始数据来源于 2007—2017 年《中国城市统计年鉴》《中国统计年鉴》、各城市统计年鉴及政府门户网站等。相关气象数据来源于全球气候数据查询网站——Global Climate Data。本文剔除了连续多年缺失数据的城市样本,对于某些年份的缺失值,采用插值法进行了估算和补充。此外,为了消除价格波动因素的影响,提高估计结果的准确性与可信度,利用 GDP 指数和固定资产投资价格指数对所有货币数值型变量以 2006 年为基期进行了平减,从而调整为可比价格。实际利用外商直接投资则参考国家统计局公布的汇率,调整为以人民币计价。

## 3.2 变量选择

### 3.2.1 被解释变量

PM2.5(细颗粒物或细粒、细颗粒)是雾霾污染的罪魁祸首,本文以“PM2.5 年均浓度值”作为被解释变量。

### 3.2.2 核心解释变量

“大气十条”政策虚拟变量(*policy*)。2013 年 9 月 13 日国务院发布“大气十条”政策,对京津冀、长三角及珠三角区域的细颗粒物(PM2.5)浓度提出了区域整治的具体指标要求。同月 17 日,环境保护部、发展改革委等 6 部门联合印发《京津冀及周边地区落实大气污染防治行动计划实施细则》,对北京市、天津市、河北省、山西省、山东省以及内蒙古自治区的细颗粒物(PM2.5)浓度也设定了具体指标。虽然国家对全国所有地级及以上城市降低可吸入颗粒物浓度作出了规定,但仅对京津冀晋鲁蒙、长三角、珠三角 3 个区域的细颗粒物浓度目标作了明确说明,可见国家对于 3 个目标区域雾霾污染治理的重视。因此,本文将 3 个目标区域内的城市(101 个)作为受到政策影响的处理组:京津冀晋鲁蒙区

域共 49 个城市。长三角的概念和空间范围一直在调整,考虑到“大气十条”政策执行会在各城市间产生辐射带动作用,故本文取上海、江苏、浙江、安徽,共 40 个城市。珠三角为大珠江三角洲范围,即广州、佛山、肇庆、深圳、东莞、珠海、江门、汕尾、阳江、河源、清远和云浮 12 个城市。其他城市(96 个)作为未受到政策明显影响的控制组。

### 3.2.3 中介变量

(1)产业结构合理化(*ris*)。它是反映产业之间的关联协调程度不断提高以及资源有效利用程度不断加强的重要指标,即是衡量要素投入结构和产出结构间的耦合程度。本文参考干春晖等<sup>[30]</sup>的指标构造,采用泰尔指数衡量各地区产业结构的合理化程度,该指标既保留了产业结构偏离度的优点,能够度量不同产业产值与就业的结构偏差,又通过产值加权体现了各产业的不同经济地位。计算公式如下:

$$ris_{it} = \sum_{n=1}^3 \left( \frac{Y_{int}}{Y_{it}} \right) \ln \left( \frac{Y_{int}}{Y_{it}} / \frac{L_{int}}{L_{it}} \right) = \sum_{n=1}^3 y_{int} \ln(y_{int}/l_{int}) \quad (1)$$

式中: $ris_{it}$ 表示  $i$  地区在  $t$  时期的产业结构合理化指标; $Y_{int}$ 表示  $i$  地区第  $n$  产业在  $t$  时期的增加值; $Y_{it}$ 表示  $i$  地区在  $t$  时期的地区生产总值; $L_{int}$ 表示  $i$  地区第  $n$  产业在  $t$  时期的从业人员数量; $L_{it}$ 表示  $i$  地区在  $t$  时期的全部从业人员数量; $y_{int}$ 表示  $i$  地区第  $n$  产业在  $t$  时期的增加值占地区生产总值的比重; $l_{int}$ 表示  $i$  地区第  $n$  产业在  $t$  时期从业人员占总从业人员的比重。

基于古典经济学的理论假设,各产业部门间的生产率处于相同水平时,意味着经济处于均衡状态,也就是说泰尔指数  $ris_{it} = 0$ ;若该指数不为 0,则说明产业结构偏离均衡,产业结构不合理。囿于数据的限制,本文采用全国各个城市一、二、三产业的相关数据计算泰尔指数。

(2)产业结构高度化(*ois*)。产业结构高度化包括产业结构比例关系(量)的改变和程度(质)的提高两种内涵,前者是指产业结构中产业重点依次转移、各种要素密集程度依次转移以及产品形态依次转移等,后者指产业高附加值化、高技术化、高集约化和高加工度化等几个方面。本文中,产业结构高度化的“量”将采用产业结构层次系数进行度量<sup>[31]</sup>,

2021年2月

具体计算公式如下:

$$ois1_{it} = \sum_{n=1}^3 y_{int} \times n, n = 1, 2, 3 \quad (2)$$

式中:  $ois1_{it}$  表示产业结构高度化的“量”;其他变量含义同公式(1)。该系数反映了中国三大产业重点依次转移,即由第一产业占主导地位逐渐向第二、三产业占主导地位的比例关系演进,是衡量产业结构高度化的“量”的重要指标。

同时,本文采用各产业部门产出占比和劳动生产率的乘积加权值,度量产业结构高度化的“质”,计算公式如下:

$$ois2_{it} = \sum_{n=1}^3 y_{int} \times p_{int}, n = 1, 2, 3 \quad (3)$$

式中:  $ois2_{it}$  表示产业结构高度化的“质”;  $p_{int}$  表示  $i$  地区第  $n$  产业在  $t$  时期的劳动生产率。计算公式:

$$p_{int} = Y_{int} / L_{int}, n = 1, 2, 3 \quad (4)$$

式中:  $y_{int}$  没有量纲,而劳动生产率  $p_{int}$  具有量纲,对此,本文参照袁航等<sup>[32]</sup>的方法,采取均值化方法消除量纲。

### 3.2.4 控制变量

为控制城市层面的其他特征对雾霾污染的影响,本文在实证中还纳入了一系列控制变量,主要包括人口密度、经济增长、政府规模、投资规模、技术水平、对外开放度以及气象因素等。其中,人口密度( $popden$ )用年末总人口与行政区域面积的比值

表示,即用单位面积的人口数衡量人口集聚对雾霾污染的影响。经济增长( $gdppc$ )采用人均实际GDP进行衡量,经典的环境库兹涅茨曲线(EKC)假说认为环境污染程度会随着经济增长呈先上升后下降的“倒U型”曲线趋势,为此,本文还采用人均实际GDP的二次形式( $gdppc2$ )对经济增长与雾霾污染的关系进行实证考察。政府规模( $scale$ )等于政府公共财政支出与地区生产总值之比。投资规模( $invest$ )以各地区全社会固定资产投资额度量。技术水平( $tech$ )定义为政府科技支出占财政支出的比重,技术进步能够影响企业生产活动,按其偏向不同可分为生产技术和减排技术两种,而政府科技支出对两种不同技术的投入偏好可能导致技术进步对空气质量产生截然相反的影响。对外开放度( $open$ )采用实际利用外商直接投资与GDP的比值测度。最后是气象因素,包含气温( $temp$ )、降水( $prcp$ )和湿度( $humi$ )等,限于城市降水量数据的不可得性,本文采用降水天数( $ra$ )作为降水( $prcp$ )的替代变量。

### 3.3 描述性统计

表1为本文主要研究变量的描述性统计,其中  $PM2.5$ 、 $PM2.5\_$  分别表示剔除和未剔除灰尘和海盐的年均浓度数据。为消除异方差,对相关变量取自然对数。

表1 描述性统计

Table 1 Descriptive statistics of the variables

变量	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
$\ln PM2.5$	2167	3.4938	0.5062	1.5425	4.5093
$\ln PM2.5\_$	2167	3.6466	0.4156	1.8961	4.6074
$ris$	2167	0.2602	0.2060	0.0001	1.7219
$ois1$	2167	2.2429	0.1400	1.8312	2.7972
$ois2$	2167	0.9960	0.4770	0.1686	8.0673
$\ln popden$	2167	2.4696	0.4051	0.6721	3.4229
$\ln gdppc$	2167	10.1638	0.7560	8.2013	12.9535
$\ln gdppc2$	2167	103.8736	15.6048	67.2622	167.7935
$\ln invest$	2167	2.5395	0.4866	1.5194	4.9021
$scale$	2167	0.1522	0.0789	0.0118	1.4852
$tech$	2167	0.0142	0.0136	0.0003	0.1656
$open$	2167	0.0196	0.0190	1.23E-05	0.1316
$temp$	2167	14.7718	5.3999	-2.1000	26.4000
$\ln ra$	2167	4.6046	0.4524	2.8332	5.5174
$humi$	2167	65.9720	10.3891	14.9000	95.0000

### 3.4 模型设定

基于研究需要,本文根据某个城市是否属于“大气十条”政策目标区域设置分组虚拟变量  $treat$ , 将政策规定的3个目标区域内的城市设定为处理组,赋值为1(即  $treat=1$ );未纳入政策目标区域范围内的城市为控制组,赋值为0(即  $treat=0$ )。同时,根据政策实施的时间设置分期虚拟变量  $post$ ,由于“大气十条”政策于2013年9月13日发布,考虑到数据样本为年度面板数据,2013年的数据较难反映“大气十条”的政策效果,因此本文将2014年及以后的  $post$  赋值为1,2014年之前的  $post$  赋值为0。采用双向固定效应模型进行双重差分法估计,以检验“大气十条”政策实施对雾霾污染治理的净效应。具体模型设置如下:

$$\ln PM2.5_{it} = \alpha + \beta policy_{it} + \gamma_1 X_{it} + \tau_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

式中:  $\ln PM2.5_{it}$  表示  $i$  地区在  $t$  时期的  $PM2.5$  年均浓度值的自然对数;  $\alpha$  为常数项;系数  $\beta$  是核心待估参数,表征“大气十条”政策对雾霾污染治理的净效应;  $policy_{it}$  ( $policy_{it}=treat_i \times post_t$ ), 为受到“大气十条”政策影响的虚拟变量;  $X_{it}$  为上文中提到的控制变量;  $\gamma_1$  为各控制变量的系数;  $\tau_t$  为时间固定效应;  $\mu_i$  为城市固定效应;  $\varepsilon_{it}$  为随机扰动项。

同时,由于双重差分基本模型假定处理组与控制组之间既有的同时影响分组变量和被解释变量的不可观测因素不随时间变化<sup>[33]</sup>,然而,当这种选择性偏误来源随时间变动时,双重差分基本模型的估计结果可能会有偏<sup>[34]</sup>。考虑到处理组与控制组可能存在不同的时间变化趋势,本文借鉴 Moser 等<sup>[35]</sup>、陈林等<sup>[33]</sup>的作法,在回归模型中加入时间趋势项,即分组虚拟变量与时间的交乘项  $ytreat_i=treat_i \times year$ , 并将标准误聚类到城市层面,具体模型设置如下:

$$\ln PM2.5_{it} = \alpha + \beta policy_{it} + \gamma_1 X_{it} + \tau_t + \mu_i + ytreat_i + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

由于“大气十条”政策可能通过产业结构升级的不同维度对雾霾污染治理产生间接影响,对此,为了进一步探究其影响机制,本文采用中介效应方法,将产业结构合理化( $ris$ )、产业结构高度化的“量”( $ois1$ )和“质”( $ois2$ )作为中介变量,以检验“大气十条”政策如何通过产业结构升级的不同维度间接作用于雾霾污染治理。同时,借鉴温忠麟等<sup>[36]</sup>提

出的新的中介效应检验流程进行检验,具体的中介效应模型设置如下:

$$\ln PM2.5_{it} = \alpha + c policy_{it} + \gamma_1 X_{it} + \tau_t + \mu_i + (y treat_i) + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

式中:系数  $c$  为“大气十条”政策虚拟变量对雾霾污染治理的总效应。

$$ris_{it} = \alpha_1 + a_1 policy_{it} + \gamma_2 X_{it} + \tau_{1t} + \mu_{1i} + \varepsilon_{1it} \quad (8)$$

$$ois1_{it} = \alpha_2 + a_2 policy_{it} + \gamma_3 X_{it} + \tau_{2t} + \mu_{2i} + \varepsilon_{2it} \quad (9)$$

$$ois2_{it} = \alpha_3 + a_3 policy_{it} + \gamma_4 X_{it} + \tau_{3t} + \mu_{3i} + \varepsilon_{3it} \quad (10)$$

$$\ln PM2.5_{it} = \alpha' + c' policy_{it} + b_1 ris_{it} + b_2 ois1_{it} + b_3 ois2_{it} + \gamma_5 X_{it} + \tau_t + \mu_i + (y' treat_i) + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

式中:系数  $a_1$ 、 $a_2$ 、 $a_3$  分别为“大气十条”政策对中介变量产业结构合理化( $ris$ )、产业结构高度化的“量”( $ois1$ )和“质”( $ois2$ )的效应;系数  $b_1$ 、 $b_2$ 、 $b_3$  分别为控制了“大气十条”政策和其他两类产业结构升级指标的影响后,各中介变量对  $PM2.5$  年均浓度的治理效应;系数  $c'$  是控制了中介变量的影响后,“大气十条”政策对  $PM2.5$  年均浓度治理的直接效应;  $\gamma_2 \sim \gamma_5$  为各回归方程控制变量的系数。其他变量、系数的含义参考公式(5)。

## 4 结果与分析

### 4.1 全样本双重差分回归分析

表2的列(1)、(2)为全国城市样本下“大气十条”政策对雾霾污染治理双重差分估计的基准计量结果,本文重点关注表中双重差分交互项  $policy$  系数的具体情况。结果显示,在全样本下,双重差分交互项  $policy$  的系数为正,但均未通过显著性检验,说明相比于其他非目标区域城市,“大气十条”政策对3个目标区域内城市所产生的雾霾治理效应并不明显。列(2)中时间趋势项的系数不显著,说明全样本下处理组与控制组具有相同的时间变化趋势。为探究造成全样本回归结果不显著的原因,本文将进一步分区域样本进行异质性探讨。

### 4.2 分区域样本双重差分回归分析

本文将全国197个地级及以上城市,按照地理位置邻近的规则,构建3个区域样本:①京津冀晋鲁蒙与周边区域样本中,京津冀晋鲁蒙作为处理组;其他地区为控制组,包括河南、黑龙江、吉林、辽宁、陕西、甘肃、宁夏等省份内的城市。②长三角与周边区域样本中,长三角为处理组,湖北、湖南、江西、



2021年2月

表2 全样本、分区域样本双重差分回归结果

Table 2 Difference in differences regression results for the full sample and regional samples

解释变量	全样本		京津冀晋鲁蒙与周边区域		长三角与周边区域		珠三角与周边区域	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>policy</i>	0.007	0.018	-0.092***	-0.072***	0.038***	-0.003	0.000	0.041
	-0.016	(0.014)	(0.025)	(0.023)	(0.013)	(0.013)	(0.014)	(0.028)
经济因素	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
气象因素	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
<i>ytreat</i>		-0.002		-0.004		0.009***		-0.009
		(0.002)		(0.003)		(0.002)		(0.005)
时间固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
城市固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
<i>Constant</i>	8.350***	10.397***	10.543***	14.813***	63.198***	-3.715	5.746***	9.022***
	(1.245)	(2.715)	(2.659)	(4.712)	(1.463)	(3.604)	(1.342)	(2.476)
<i>Observations</i>	2167	2167	990	990	726	726	561	561
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.262	0.264	0.366	0.367	0.580	0.591	0.741	0.746

注:\*,\*\*,\*\*\*分别表示在10%、5%、1%的显著水平下通过检验,括号内为聚类稳健标准误,下同。

福建等省份的城市为控制组。③珠三角与周边区域样本中,珠三角为处理组,江西、福建、湖南、广西等省份的城市与广东省内除珠三角以外的其他城市为控制组。分区域样本下“大气十条”政策对雾霾污染影响的双重差分估计基准回归结果见表2的列(3)-(8)。结果显示,京津冀晋鲁蒙与周边区域样本下,时间趋势项的系数不显著,说明该区域样本下处理组与控制组具有相同的时间变化趋势,双重差分变量*policy*的系数在1%水平下显著为负,说明“大气十条”政策对京津冀晋鲁蒙地区产生了显著的雾霾治理效应。长三角与周边区域样本下,时间趋势项的系数显著,表明该区域样本下处理组和控制组存在不同的时间变化趋势,后续该区域的回归中需要控制时间趋势项;并且,在加入时间趋势项之后,双重差分变量*policy*的系数由显著为正变为负的不显著,由此说明“大气十条”政策对长三角地区并未产生明显的雾霾治理效应。而珠三角与周边区域样本下,无论是否加入时间趋势项,双重差分变量*policy*的系数均为正,但未通过显著性检验,说明“大气十条”对珠三角区域产生的政策效果有限。

“大气十条”政策对京津冀晋鲁蒙、长三角和珠三角区域产生了截然不同的政策效应,这可能与三大区域的生态承载力相关。2017年,中共中央办公厅、国务院办公厅印发了《关于划定并严守生态保

护红线的若干意见》,明确其总体目标为:“2017年年底,京津冀区域、长江经济带沿线各省(直辖市)划定生态保护红线……”。京津冀晋鲁蒙区域的自然环境本身就存在局限性,加上社会经济活动的影响、城市化进程加快、常住人口增加,这些变化不仅限制了城市资源的供给,更是给生态环境造成了压力。长三角地区处于长江经济带的下游,承担着大部分的人口增长与经济发展压力,生态承载力相对较低,但与京津冀晋鲁蒙区域相比仍处于优势地位。除上海、无锡、苏州等高人口密度城市外,位于安徽的长三角城市均呈现较高的生态承载力<sup>[37]</sup>。三大区域中,珠三角地区生态承载力最高<sup>[38]</sup>。

区域生态承载力对产业结构具有一定的“锁定”效应。生态承载力较低的地区受气候、环境、人口以及经济社会其他因素的影响,在进行产业规划布局时,高污染、高能耗的重化工业不可能成为首选,服务业、新型工业的发展势头上升。因此,区域生态承载力在一定程度上助推了产业结构优化升级。反过来,产业结构优化升级在一定程度上又有助于区域生态承载力的提升,二者之间是相互促进的关系<sup>[39]</sup>。例如,山西省产业结构的动态调整就在一定程度上提高了区域生态承载力水平。

生态承载力越高的地区,经济规模发展空间越大。考虑到工业生产是长三角与珠三角城市经济增长的重要来源,该实证结果还可能与各地不同的

产业结构现状相关。

4.3 产业结构升级的中介效应分析

为了进一步探究“大气十条”政策效应的影响机制,本文将产业结构合理化(*ris*)、产业结构高度化的“量”(*ois1*)与“质”(*ois2*)作为中介变量,检验3个分区域样本下“大气十条”政策通过产业结构升级的不同维度影响雾霾污染的中介效应。本文将所有变量中心化之后采用固定效应模型进行回归,表3为中介效应回归结果,其中,列(1)–(5)分别与公式(7)–(11)对应。

(1)京津冀晋鲁蒙与周边区域样本回归结果分析。首先,列(1)的系数  $c$  显著意味着中介效应成立,列(2)和列(5)的系数  $a_1$  和  $b_1$  均不显著,且

$a_1b_1=0$  未通过 bootstrap 法检验,因而 *ris* 的间接效应不显著。其次,列(3)的系数  $a_2$  不显著,列(5)的系数  $b_2$  显著,经过 bootstrap 法检验之后,结果显示拒绝  $a_2b_2=0$  的原假设,因而间接效应显著。并且,列(5)的系数  $c'$  显著,  $a_2b_2$  与  $c'$  同号,故 *ois1* 为部分中介效应。最后,列(4)和列(5)的系数  $a_3$  和  $b_3$  均显著,系数  $c'$  也通过显著性检验,且  $a_3b_3$  与  $c'$  异号,因而 *ois2* 以遮掩效应立论。

(2)长三角与周边区域样本回归结果分析。首先,列(1)的系数  $c$  不显著,按遮掩效应立论,列(2)和列(5)的系数  $a_1$  和  $b_1$  均不显著,且通过 bootstrap 法检验之后,结果显示无法拒绝  $a_1b_1=0$  的原假设,说明 *ris* 的间接效应不显著。其次,列(3)与列(5)的

表3 中介效应回归结果  
Table 3 Mediation effect regression results

样本区间	变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
京津冀晋鲁蒙与周边区域	<i>policy</i>	-0.092*** (0.025)				-0.088*** (0.025)
	<i>ris</i>		0.020 (0.021)			-0.148 (0.089)
	<i>ois1</i>			0.009 (0.009)		-0.718*** (0.175)
	<i>ois2</i>				0.129** (0.060)	0.044** (0.021)
	趋势项	N				N
长三角与周边区域	<i>policy</i>	-0.004 (0.013)				-0.003 (0.013)
	<i>ris</i>		0.029 (0.019)			0.052 (0.047)
	<i>ois1</i>			0.018** (0.008)		-0.273*** (0.087)
	<i>ois2</i>				-0.038 (0.056)	-0.026** (0.013)
	趋势项	Y				Y
珠三角与周边区域	<i>policy</i>	0.000 (0.014)				-0.002 (0.015)
	<i>ris</i>		0.014 (0.025)			0.056 (0.055)
	<i>ois1</i>			-0.001 (0.012)		-0.109 (0.127)
	<i>ois2</i>				-0.063 (0.042)	-0.017 (0.019)
	趋势项	N				N



2021年2月

系数 $a_2$ 与 $b_2$ 均显著,而列(5)的 $c$ 不显著,因而 $ois1$ 为完全中介效应。最后,列(4)的系数 $a_3$ 不显著,列(5)的系数 $b_3$ 显著,但 $a_3b_3=0$ 未通过bootstrap法检验,因而 $ois2$ 的间接效应不显著。

(3)珠三角与周边区域样本回归结果分析。列(1)的系数 $c$ 不显著,按遮掩效应立论。此外,所有指标的系数 $b_1$ 、 $b_2$ 、 $b_3$ 均不显著,且均未通过bootstrap法检验,因而该区域样本下,“大气十条”政策通过产业结构合理化与高度化路径对雾霾污染治理的间接效应均不显著。

中介效应呈现差异的原因可能在于:①产业结构优化升级是一个长期的过程。因此,很难说“大气十条”的施行会对各区域产业结构调整均产生显著的影响,一方面是成本问题,另一方面则是由于中国一直以来的产业结构升级都具有路径依赖的惯性特征<sup>[40]</sup>;②中介效应等于间接效应<sup>[36]</sup>,即解释变量对中介变量的效应系数与中介变量对被解释变量效应系数的乘积,若中介变量对被解释变量的影响较弱,那么中介效应也必然会受到影响。

#### 4.4 面板门槛回归模型检验

面板门槛回归模型于1999年由Hansen提出<sup>[41]</sup>,目前已在经济学领域得到了广泛运用。例如,熊爱华等<sup>[42]</sup>在研究绿色创新与低碳补贴对全要素生产率的影响时发现,碳减排具有显著的门槛效应。当碳排放总量处于中低位时,低碳补贴有利于企业全要素生产率的提升,而超出碳高位的补贴对企业全要素生产率的影响不显著。郭越等<sup>[43]</sup>的研究发现,对于小岛屿国家而言,旅游业的规模对FDI带来的经济增长效应存在双重门槛特征。第一重门槛前为负效应,两门槛之间FDI带来的经济增长效应不显著,超过第二重门槛后则为正效应。由上文分析发现,长三角与周边区域、珠三角与周边区域样本下的回归结果基本不显著,而京津冀晋鲁蒙与周边区域样本下,“大气十条”政策对目标城市产生了显著的雾霾治理效应。在加入产业结构升级指标之后,产业结构合理化与高度化对京津冀晋鲁蒙和长三角区域雾霾治理的中介效应存在差异,珠三角区域则不存在中介效应。考虑到产业结构合理化与高度化对雾霾污染可能存在非线性影响。因此,分别以产业结构合理化( $ris$ )与产业结构高度化( $ois1$ ,

$ois2$ )为门槛变量,重点考察“大气十条”政策背景下京津冀晋鲁蒙与周边区域样本、长三角与周边区域样本下城市的产业结构合理化与高度化对雾霾污染是否存在非线性影响,即判断是否存在门槛效应,以及其影响方向和大小如何。

##### 4.4.1 面板门槛回归模型检验

本文借鉴Hansen<sup>[41]</sup>提出的“自助法”,采用STATA 13.0软件分别对产业结构合理化( $ris$ )与产业结构高度化( $ois1$ ,  $ois2$ )的门槛效应进行检验,通过1000次迭代抽样得出检验统计量以及对应的 $P$ 值,从而判断是否存在门槛效应以及门槛个数。

经检验,在京津冀晋鲁蒙与周边区域样本下,产业结构合理化( $ris$ )双重门槛的 $F$ 统计量未通过显著性检验,因而只存在单一门槛;产业结构高度化的“量”( $ois1$ )的单一门槛与双重门槛的 $F$ 统计量通过显著性检验,而三重门槛未通过,因而存在双重门槛;产业结构高度化的“质”( $ois2$ )通过了至少5%水平下的显著性检验,因而存在三重门槛。在长三角与周边区域样本下,产业结构合理化( $ris$ )与产业结构高度化的“质”( $ois2$ )的 $F$ 统计量均通过了显著性检验,因而均存在三重门槛,而产业结构高度化的“量”( $ois1$ )的双重门槛的 $F$ 统计量未通过显著性检验,因而只存在单一门槛。

同时,根据门槛模型原理, $LR$ 统计量最低点为对应的真实门槛值,而根据各门槛估计值的似然比函数图可知,门槛真实值均小于95%置信区间下的临界值水平,说明上述估计中的门槛值真实有效。

##### 4.4.2 面板门槛回归结果与分析

表4为两个区域样本下的面板门槛模型基准回归结果。

(1)京津冀晋鲁蒙与周边区域样本回归结果分析。表4的结果显示:当以产业结构合理化( $ris$ )为门槛变量时,不同的 $ris$ 取值对PM2.5浓度值的影响系数均不显著,这与上述中介效应回归结果一致。当以产业结构高度化的“量”( $ois1$ )为门槛变量时,不同区制下, $ois1$ 的取值对PM2.5浓度值的影响系数均显著为负,且系数的绝对值逐渐增大,这与上述中介效应回归结果一致,也符合一般预期,说明随着产业结构高度化的“量”的进一步提升,雾霾污染水平逐渐降低。最后,当以产业结构高度化的

表4 面板门槛模型回归结果

Table 4 Panel threshold model regression results

解释变量	京津冀晋鲁蒙与周边区域			解释变量	长三角与周边区域		
	(1)	(2)	(4)		(1)	(2)	(4)
<i>policy_n</i>	-0.099*** (0.015)	-0.088*** (0.015)	-0.100*** (0.014)	<i>policy_c</i>	0.043*** (0.018)	0.058*** (0.018)	0.046*** (0.018)
经济因素	Y	Y	Y	经济因素	Y	Y	Y
气象因素	Y	Y	Y	气象因素	Y	Y	Y
时间趋势	N	N	N	时间趋势	Y	Y	Y
时间固定效应	Y	Y	Y	时间固定效应	Y	Y	Y
城市固定效应	Y	Y	Y	城市固定效应	Y	Y	Y
<i>ris</i> · <i>I</i> ( <i>ris</i> ≤ 0.445)	-0.053			<i>ris</i> · <i>I</i> ( <i>ris</i> ≤ 0.409)	0.127** (0.062)		
<i>ris</i> · <i>I</i> ( <i>ris</i> > 0.445)	0.059 (0.046)			<i>ris</i> · <i>I</i> (0.409 < <i>ris</i> ≤ 0.669)	0.013 (0.052)		
				<i>ris</i> · <i>I</i> (0.669 < <i>ris</i> ≤ 0.762)	0.124** (0.056)		
				<i>ris</i> · <i>I</i> ( <i>ris</i> > 0.762)	0.015 (0.057)		
<i>ois1</i> · <i>I</i> ( <i>ois1</i> ≤ 2.059)		-0.290** (0.122)		<i>ois1</i> · <i>I</i> ( <i>ois1</i> ≤ 2.405)		-0.423*** (0.113)	
<i>ois1</i> · <i>I</i> (2.059 < <i>ois1</i> ≤ 2.535)		-0.323*** (0.117)		<i>ois1</i> · <i>I</i> ( <i>ois1</i> > 2.405)		-0.448*** (0.112)	
<i>ois1</i> · <i>I</i> ( <i>ois1</i> > 2.535)		-0.360*** (0.117)					
<i>ois2</i> · <i>I</i> ( <i>ois2</i> ≤ 0.277)			-0.019 (0.256)	<i>ois2</i> · <i>I</i> ( <i>ois2</i> ≤ 0.889)			-0.035 (0.030)
<i>ois2</i> · <i>I</i> (0.277 < <i>ois2</i> ≤ 0.352)			0.884*** (0.141)	<i>ois2</i> · <i>I</i> (0.889 < <i>ois2</i> ≤ 0.913)			0.066** (0.032)
<i>ois2</i> · <i>I</i> (0.352 < <i>ois2</i> ≤ 2.652)			0.075*** (0.023)	<i>ois2</i> · <i>I</i> (0.913 < <i>ois2</i> ≤ 0.981)			-0.051* (0.026)
<i>ois2</i> · <i>I</i> ( <i>ois2</i> > 2.652)			0.023* (0.013)	<i>ois2</i> · <i>I</i> ( <i>ois2</i> > 0.981)			-0.023 (0.019)

“质”(ois2)为门槛变量时,其对PM2.5浓度值的影响系数有正有负,但主要表现为正的显著性,说明现阶段产业结构高度化的“质”尚未对雾霾污染治理产生积极影响。此外,本文还发现无论以产业结构升级的哪个指标作为门槛变量,政策变量 *policy* 的系数均显著为负,且数值相差不大,这与回归结果高度一致,也进一步验证了“大气十条”政策对京津冀晋鲁蒙目标城市的雾霾污染产生了显著的治污效应。

(2)长三角与周边区域样本结果分析。当以产业结构合理化(*ris*)为门槛变量时,不同区制的影响

各不相同。当  $0.409 < ris \leq 0.669$  和  $ris > 0.762$  时, *ris* 的回归系数为正但未通过显著性检验,当  $ris \leq 0.409$  和  $0.669 < ris \leq 0.762$  时, *ris* 的回归系数显著为正,说明此时产业结构偏离合理,加重了雾霾污染。当以产业结构高度化的“量”(ois1)为门槛变量时,其对PM2.5浓度值的影响系数显著为负,说明随着重点产业依次转移,雾霾污染得到缓解,这与上述中介效应回归结果一致。最后,以产业结构高度化的“质”(ois2)为门槛变量,其对PM2.5浓度值的影响系数有正有负,这说明产业结构高度化的“质”对雾霾污染治理存在不确定性影响。此外,门槛回归结

2021年2月

果发现,无论以产业结构升级的哪个指标作为门槛变量,政策变量 *policy* 的系数均显著为正,这也进一步证实了基准回归中的结论,即长三角与周边区域样本下,“大气十条”政策并未发挥显著的雾霾治理效应。

## 5 稳健性检验

### 5.1 平行趋势假设检验

检验双重差分估计结果有效性的一个重要前提条件是平行趋势假定,即处理组与控制组在“大气十条”政策实施之前PM2.5浓度值的变化趋势应该是一致的。对此,为了检验双重差分模型的有效性,绘制了不同样本区间下处理组与控制组PM2.5年均浓度的时间趋势图,图1a、1b、1c、1d分别为全样本、京津冀晋鲁蒙与周边区域、长三角与周边区域、珠三角与周边区域样本下的PM2.5年均浓度变化图,实线表示处理组,虚线表示控制组。从图1中可以发现,“大气十条”政策实施之前,虽然珠三角与周边区域样本下处理组与控制组的PM2.5年均浓

度变化规律不太一致,但是在政策实施前一年,该区域处理组与控制组的变化趋势是一致的,因此可视为满足假定条件;其他样本区间下,“大气十条”政策实施之前,PM2.5年均浓度基本保持一致的变化趋势,符合假定条件。总体而言,不同样本区间在政策实施前符合平行趋势假设的前提条件。进一步,发现不同样本下,“大气十条”产生的政策效果存在显著差异。全样本下,政策实施之后处理组与控制组之间差距的变化不明显;京津冀晋鲁蒙与周边区域样本下,政策实施之后处理组与控制组之间的差距显著减小,表明政策对京津冀晋鲁蒙目标城市产生了显著的治污效应;长三角与周边区域样本下,政策实施之后处理组与控制组之间差距的变化不明显,说明政策对长三角区域目标城市未产生显著的治污效应;珠三角与周边区域样本下,政策实施之后处理组与控制组的差距也不显著。

### 5.2 反事实检验

为了检验基准模型回归结果的稳健性,需要对

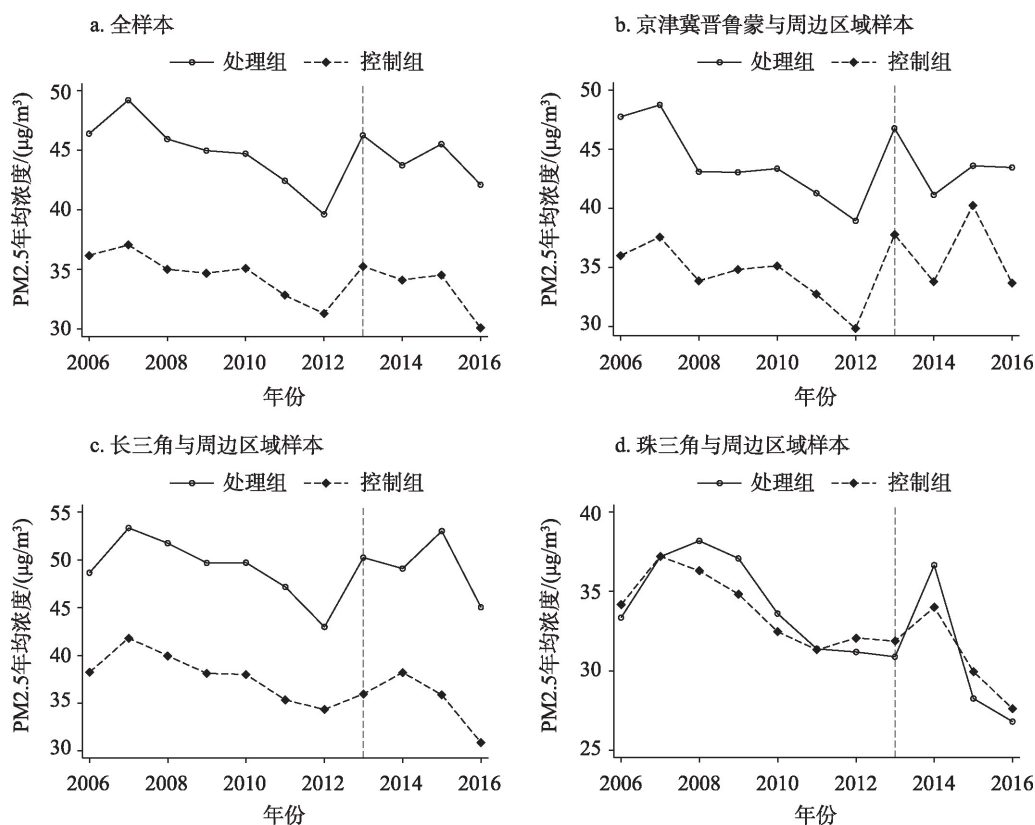


图1 2006—2016年全样本、京津冀晋鲁蒙与周边区域、长三角与周边区域、珠三角与周边区域样本PM2.5年均浓度变化

Figure 1 Temporal trend of PM2.5 concentration in the full sample, Beijing-Tianjin-Hebei-Shanxi-Shandong-Inner Mongolia and surrounding area sample, the Yangtze River Delta and surrounding area sample, and the Pearl River Delta and surrounding area sample, 2006-2016



“大气十条”政策的雾霾污染治理净效应进行反事实检验,即考察“大气十条”政策实施前,双重差分交乘项 *policy* 对雾霾污染的影响。本文假设“大气十条”政策实施时间分别为2011年(*policy\_2011*)、2012年(*policy\_2012*),样本区间为2006—2014年。

经检验发现,在所有样本区间下,双重差分交乘项 *policy\_2011* 和 *policy\_2012* 的系数均不显著,说明“大气十条”政策实施之前,双重差分交乘项 *policy\_2011* 和 *policy\_2012* 确实未对雾霾污染产生任何明显影响,回归结果不存在系统性误差。并且总体而言,“大气十条”政策实施之前,双重差分交乘项 *policy\_2011* 和 *policy\_2012* 也未通过产业结构升级对雾霾污染产生治理效应。因此,结果证明上述回归结果所得出的“大气十条”政策对雾霾污染的影响是稳健可信的。

### 5.3 替换数据样本的回归检验

上述回归模型中所使用的PM2.5年均浓度数据均为剔除了灰尘和海盐之后的数值,在这部分稳健性检验中,本文采用未剔除灰尘和海盐的PM2.5年均浓度数据进行回归检验,仍对数值取对数形式。在控制了相关因素之后,采用未剔除灰尘和海盐的PM2.5年均浓度数据的回归结果,与上述基准回归中不同样本区间下的结果基本一致,说明“大气十条”未能带来显著的污染治理效应。加入产业结构升级指标后的回归结果显示:产业结构高度化的“量”的系数均为负,只在珠三角与周边区域样本下没有通过显著性检验,说明产业结构的比例演进能够缓解雾霾污染;全样本、京津冀晋鲁蒙与周边区域样本下,产业结构高度化的“质”的回归系数显著为正,长三角与周边区域、珠三角与周边区域样本下,产业结构高度化的“质”的回归系数为负,但后者未通过显著性检验,这与上述回归结果一致。此外,本文还发现分区域样本下,采用未剔除灰尘和海盐的PM2.5年均浓度数据回归所得出的结果,其绝对值总体大于剔除了灰尘和海盐的PM2.5年均浓度数据的结果,这说明采用未剔除灰尘和海盐的PM2.5年均浓度数据可能会高估“大气十条”的政策影响,但是作为稳健性检验,回归结果是支持本文研究结论的。

## 6 结论与政策建议

### 6.1 结论

本文基于对中国2006—2016年197个地级及以上城市PM2.5年均浓度数据的分析,以“大气十条”政策作为环境规制的代理虚拟变量,构建产业结构升级指标,并结合双重差分法、中介效应分析以及门槛回归模型,研究该政策如何通过产业结构升级影响雾霾污染治理。主要得到以下结论:

(1)“大气十条”政策对长三角、珠三角区域的雾霾治理效应并不明显,而仅对京津冀晋鲁蒙区域的城市产生显著的雾霾治理效应。

(2)为了进一步探究地区性差异的原因,本文引入了表征产业结构合理化与高度化的中介变量。在中介效应分析中,不同区域样本下产业结构升级对雾霾污染的中介影响各不相同,京津冀晋鲁蒙区域“大气十条”政策主要通过产业结构高度化的“量”作用于雾霾污染治理,且为部分中介效应。长三角区域产业结构高度化的“量”作用于雾霾污染治理则为完全中介效应。珠三角区域产业结构升级指标不具有显著的中介效应。

(3)以产业结构升级的各维度指标分别作为门槛变量的回归结果表明,产业结构升级指标对雾霾污染的治理效应存在门槛效应。

### 6.2 政策建议

基于对产业结构升级指标中介效应与门槛模型的分析,本文认为各地产业结构的差异是造成“大气十条”政策效应地区性差异的主要原因。而产业结构指标与生态承载力又存在着紧密联系。实施区域产业升级,调整产业结构,是减少生态压力,提高生态承载力的重要途径<sup>[44]</sup>。同时,生态承载力又是影响产业结构的重要因素,是产业优化布局的基础<sup>[45]</sup>。由此提出如下政策建议:

(1)兼顾地区差异,合理推动产业结构升级。产业结构升级对地区雾霾污染状况具有缓解作用。因此,各地政府要基于自身产业结构的特点,协调推进产业结构合理化与产业结构高度化的发展。京津冀晋鲁蒙区域要重视产业结构高度化“量”的发展,积极推动三大产业重点的依次转移;长三角区域在发展产业结构高度化“量”的同时,还

2021年2月

要注重“质”的提高,以充分发挥产业结构升级的治污效应。

(2)各地要依据本地产业结构历史路径、生态承载力现状,制定长效、稳定的环境规制政策,必要时应根据不同地区的污染情况设定相应的治污要求,实行“分地指导”“分类指导”。要以区域环境政策与区域经济政策协调发展为前提,根据各地资源环境状况与生态承载力水平,确定环境规制的可行性方案。对于生态环境脆弱、生态承载力低的地区,政府应及时给予投资资金与技术支持,加大环境规制力度,同时淘汰落后污染产能,推动产业结构转型升级。而对于生态压力相对较小的地区,应继续推动产业结构的优化,重点以产业升级促进对空气质量的间接治理。

(3)一方面,各地区要把握好环境规制的“度”;另一方面,还要对产业结构合理化与产业结构高度化改善空气质量的作用具备深刻认识。产业结构合理化与高度化的程度应依城市而定,依改善空气质量效果而定。

### 参考文献(References):

- [1] World Bank. World Development Indicators 2007[R]. Washington: The World Bank, 2007.
- [2] Zhang Q, Crooks R. Toward an Environmentally Sustainable Future: Country Environmental Analysis of the People's Republic of China[R]. ADB Reports RPT113974, 2012.
- [3] 罗知,李浩然.“大气十条”政策的实施对空气质量的影响[J]. 中国工业经济, 2018, (9): 136-154. [Luo Z, Li H R. The impact of “Atmosphere Ten Articles” policy on air quality in China[J]. China Industrial Economics, 2018, (9): 136-154.]
- [4] 张杨,付凌波,李薇,等. 基于黑龙江省大气污染防治行动计划的温室气体减排核算[J]. 中国人口·资源与环境, 2015, 25(S2): 333-336. [Zhang Y, Fu L B, Li W, et al. Accounting for the reduction of greenhouse gas emissions based on the air pollution control action plan in Heilongjiang Province[J]. China Population, Resources and Environment, 2015, 25(S2): 333-336.]
- [5] 曹颖. 大气污染应从末端治理转向系统解决: 兼谈《大气污染防治行动计划》对能源结构的影响[J]. 宏观经济管理, 2014, (4): 41-43. [Cao Y. Air pollution should shift from terminal treatment to system solution: Discussion on the impact of “Air Pollution Prevention and Control Action Plan” on energy structure[J]. Macroeconomic Management, 2014, (4): 41-43.]
- [6] 马国霞,周颖,吴春生,等. 成渝地区《大气污染防治行动计划》实施的成本效益评估[J]. 中国环境管理, 2019, 11(6): 38-43. [Ma G X, Zhou Y, Wu C S, et al. Cost-benefit assessment of impacts of China's National Air Pollution Action Plan in Cheng-Yu Region[J]. Chinese Journal of Environmental Management, 2019, 11(6): 38-43.]
- [7] 易兰,周忆南,李朝鹏,等. 城市机动车限行政策对雾霾污染治理的成效分析[J]. 中国人口·资源与环境, 2018, 28(10): 81-87. [Yi L, Zhou Y N, Li Z P, et al. Analysis of the effects of driving restriction policies in controlling haze pollution[J]. China Population, Resources and Environment, 2018, 28(10): 81-87.]
- [8] 沈洪涛,周艳坤. 环境执法监督与企业环境绩效: 来自环保约谈的准自然实验证据[J]. 南开管理评论, 2017, 20(6): 73-82. [Shen H T, Zhou Y K. Supervision of environmental policy enforcement and firm environmental performance: Evidence from a Quasi-natural experiment[J]. NanKai Business Review, 2017, 20(6): 73-82.]
- [9] 孙振清,李欢欢,刘保留. 碳交易政策下区域减排潜力研究: 产业结构调整与技术创新双重视角[J]. 科技进步与对策, 2020, 37(5): 28-35. [Sun Z Q, Li H H, Liu B L. Research on regional emission reduction potential under carbon trading policy: The perspective of industrial restructuring and technological innovation [J]. Science & Technology Progress and Policy, 2020, 37(5): 28-35.]
- [10] 杨骞,秦文晋,刘华军. 环境规制促进产业结构优化升级吗?[J]. 上海经济研究, 2019, (6): 83-95. [Zhang Q, Qin W J, Liu H J. Does environmental regulation promote the industrial structure upgrading?[J]. Shanghai Journal of Economics, 2019, (6): 83-95.]
- [11] 胡晖,朱钰琦,方德斌,等. 环境规制影响产业结构的路径与机制: 基于湘鄂赣皖地区城市的实证研究[J]. 长江流域资源与环境, 2020, 29(12): 2620-2635. [Hu H, Zhu Y Q, Fang D B, et al. The path and mechanism of environmental regulation affecting industrial structure: An empirical study of cities in Hunan, Hubei, Jiangxi and Anhui[J]. Resources and Environment in the Yangtze Basin, 2020, 29(12): 2620-2635.]
- [12] 李虹,邹庆. 环境规制、资源禀赋与城市产业转型研究: 基于资源型城市与非资源型城市的对比分析[J]. 经济研究, 2018, 53(11): 182-198. [Li H, Zou Q. Environmental regulations, resource endowments and urban industry transformation: Comparative analysis of resource-based and non-resource-based cities[J]. Economic Research Journal, 2018, 53(11): 182-198.]
- [13] 毛建辉,管超. 环境规制抑制产业结构升级吗? 基于政府行为的非线性门槛模型分析[J]. 财贸研究, 2020, 31(3): 29-42. [Mao J H, Guan C. Does environmental regulation inhibit industrial structure upgrading? Analysis of nonlinear threshold model based on government behavior[J]. Finance and Trade Research, 2020, 31(3): 29-42.]

- [14] 徐志伟. 工业经济发展、环境规制强度与污染减排效果: 基于“先污染, 后治理”发展模式的理论分析与实证检验[J]. 财经研究, 2016, 42(3): 134–144. [Xu Z W. Industrial economic development, environmental regulation intensity and emissions reduction effect: Theoretical analysis and empirical test based on development pattern of “treatment after pollution”[J]. Journal of Finance and Economics, 2016, 42(3): 134–144.]
- [15] 何为, 刘昌义, 刘杰, 等. 环境规制、技术进步与大气环境质量: 基于天津市面板数据实证分析[J]. 科学学与科学技术管理, 2015, 36(5): 51–61. [He W, Liu C Y, Liu J, et al. Environmental regulation, technology change, and air pollution: A panel study on Tianjin[J]. Science of Science and Management of S & T, 2015, 36(5): 51–61.]
- [16] 王红梅. 中国环境规制政策工具的比较与选择: 基于贝叶斯模型平均(BMA)方法的实证研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2016, 26(9): 132–138. [Wang H M. Comparison and selection of environmental regulation policy in China: Based on Bayesian model averaging approach[J]. China population, Resources and Environment, 2016, 26(9): 132–138.]
- [17] 申晨, 贾妮莎, 李炫榆. 环境规制与工业绿色全要素生产率: 基于命令控制型与市场激励型规制工具的实证分析[J]. 研究与发展管理, 2017, 29(2): 144–154. [Shen C, Jia N S, Li X Y. Environmental regulation and industrial green total factor productivity: Empirical analysis based on CAC and MBI environmental regulations[J]. R&D Management, 2017, 29(2): 144–154.]
- [18] 李强. 正式与非正式环境规制的减排效应研究: 以长江经济带为例[J]. 现代经济探讨, 2018, (5): 92–99. [Li Q. Research on the emission reduction effects of formal and informal environmental regulations: Taking the Yangtze River Economic Belt as an example[J]. Modern Economic Research, 2018, (5): 92–99.]
- [19] 张友国. 经济发展方式变化对中国碳排放强度的影响[J]. 经济研究, 2010, 45(4): 120–133. [Zhang Y G. Economic development pattern change impact on China's carbon intensity[J]. Economic Research Journal, 2010, 45(4): 120–133.]
- [20] Jalil A, Feridun M. The impact of growth, energy and financial development on the environment in China: A cointegration analysis[J]. Energy Economics, 2011, 33(2): 284–291.
- [21] 李斌, 赵新华. 经济结构、技术进步与环境污染: 基于中国工业行业数据的分析[J]. 财经研究, 2011, 37(4): 112–122. [Li B, Zhao X H. Economic structure, technological progress and environmental pollution: Based on the analysis of industrial data in China[J]. Journal of Finance and Economics, 2011, 37(4): 112–122.]
- [22] 杨志明, 鄢哲明. 污染治理视角下中国城市工业环境库兹涅茨曲线假说的再检验[J]. 浙江社会科学, 2013(6): 31–39. [Yang Z M, Yan Z M. The Re-examination of the environmental Kuznets Curve Hypothesis of Chinese urban industrial environment from the perspective of pollution control[J]. Zhejiang Social Sciences, 2013(6): 31–39.]
- [23] 孙坤鑫, 钟茂初. 环境规制、产业结构优化与城市空气质量[J]. 中南财经政法大学学报, 2017, (6): 63–72. [Sun K X, Zhong M C. Environmental regulation, industrial structure optimization and urban air quality[J]. Journal of Zhongnan University of Economics and Law, 2017, (6): 63–72.]
- [24] 刘晨跃, 徐盈之. 环境规制如何影响雾霾污染治理: 基于中介效应的实证研究[J]. 中国地质大学学报(社会科学版), 2017, 17(6): 41–53. [Liu C Y, Xu Y Z. How does environmental regulation affect the governance of haze pollution? An empirical study based on the mediating effect method[J]. Journal of China University of Geosciences (Social Sciences Edition), 2017, 17(6): 41–53.]
- [25] 屈小娥. 异质型环境规制影响雾霾污染的双重效应[J]. 当代经济科学, 2018, 40(6): 26–37. [Qu X E. Double effects of heterogeneous environmental regulation on haze pollution[J]. Modern Economic Science, 2018, 40(6): 26–37.]
- [26] 杨斯悦, 王凤, 刘娜. 《大气污染防治行动计划》实施效果评估: 双重差分法[J]. 中国人口·资源与环境, 2020, 30(5): 110–117. [Yang S Y, Wang F, Liu N. Assessment of the Air Pollution Prevention and Control Action Plan in China: A difference-in-difference analysis[J]. China population, Resources and Environment, 2020, 30(5): 110–117.]
- [27] 陈诗一, 陈登科. 雾霾污染、政府治理与经济高质量发展[J]. 经济研究, 2018, 53(2): 20–34. [Chen S Y, Chen D K. Air pollution, government regulations and high-quality economic development[J]. Economic Research Journal, 2018, 53(2): 20–34.]
- [28] 牟雪洁, 饶胜, 张箫, 等. 产业发展与生态承载力一致性评价的理论与技术框架构建[J]. 生态经济, 2020, 36(3): 45–50. [Mou X J, Rao S, Zhang X, et al. Construction of theory and technology framework for consistency evaluation of industrial development and ecological carrying capacity[J]. Ecological Economy, 2020, 36(3): 45–50.]
- [29] Donkelaar A V, Martin R V, Brauer M, et al. Global fine particulate matter concentrations from satellite for long-term exposure assessment[J]. Environment Health Perspectives, 2015, 123: 135–143.
- [30] 干春晖, 郑若谷, 余典范. 中国产业结构变迁对经济增长和波动的影响[J]. 经济研究, 2011, 46(5): 4–16. [Gan C H, Zheng R G, Yu D F. An empirical study on the effects of industrial structure on economic growth and fluctuations in China[J]. Economic Research Journal, 2011, 46(5): 4–16.]
- [31] 唐宇娣, 朱道林, 程建, 等. 差别定价的产业用地供应策略对产业结构升级的影响: 基于中国277个城市的实证分析[J]. 资源科学, 2020, 42(3): 548–557. [Tang Y D, Zhu D L, Cheng J, et al. Impact of differential pricing strategy of land supply on the upgrading of industrial structure: A study based on the empirical analysis



2021年2月

- of 277 cities in China[J]. *Resources Science*, 2020, 42(3): 548–557.]
- [32] 袁航, 朱承亮. 国家高新区推动了中国产业结构转型升级吗[J]. *中国工业经济*, 2018, (8): 60–77. [Yuan H, Zhu C L. Do national high-tech zones promote the transformation and upgrading of China's industrial structure[J]. *China Industrial Economics*, 2018, (8): 60–77.]
- [33] 陈林, 万攀兵. 《京都议定书》及其清洁发展机制的减排效应: 基于中国参与全球环境治理微观项目数据的分析[J]. *经济研究*, 2019, 54(3): 55–71. [Chen L, Wan P B. The Kyoto Protocol and its clean development mechanism's emission reduction effects: Micro-project data on China's participation in global environmental governance[J]. *Economic Research Journal*, 2019, 54(3): 55–71.]
- [34] Khandker S B, Koolwal G, Samad H. *Handbook on Impact Evaluation: Quantitative Methods and Practices*[M]. Washington: The World Bank, 2010.
- [35] Moser P, Voena A. Compulsory licensing: Evidence from the trading with the enemy act[J]. *American Economic Review*, 2009, 102(1): 396–427.
- [36] 温忠麟, 叶宝娟. 中介效应分析: 方法和模型发展[J]. *心理科学进展*, 2014, 22(5): 731–745. [Wen Z L, Ye B J. Analyses of mediating effects: The development of methods and models[J]. *Advances in Psychological Science*, 2014, 22(5): 731–745.]
- [37] 宋雪琨, 王多多, 覃飞, 等. 长三角城市群2010年生态足迹与生态承载力分析[J]. *生态科学*, 2018, 37(2): 162–172. [Song X J, Wang D D, Qin F, et al. Analysis of ecological footprint and ecological carrying capacity of Yangtze River Delta urban agglomeration in 2010[J]. *Ecological Science*, 2018, 37(2): 162–172.]
- [38] 钟茂初. 如何表征区域生态承载力与生态环境质量? 兼论以胡焕庸线生态承载力涵义重新划分东中西部[J]. *中国地质大学学报(社会科学版)*, 2016, 16(1): 1–9. [Zhong M C. How to characterize the regional ecological carrying capacity and the quality of the ecological environment? Also on the re-division of the eastern, central and western regions with the meaning of the ecological carrying capacity of the Hu Huanyong Line[J]. *Journal of China University of Geosciences (Social Sciences Edition)*, 2016, 16(1): 1–9.]
- [39] 王民, 李秀霞. 基于生态足迹的区域产业结构优化研究[J]. *学术交流*, 2009, (2): 70–73. [Wang M, Li X X. Research on the optimization of regional industrial structure based on ecological footprint[J]. *Academic Exchanges*, 2009, (2): 70–73.]
- [40] 刘成坤, 赵昕东. 人口老龄化对中国产业结构升级的影响研究[J]. *区域经济评论*, 2018, (4): 69–80. [Liu C K, Zhao X D. Influence of population aging on the China's upgrading of industrial structure[J]. *Regional Economic Review*, 2018, (4): 69–80.]
- [41] Hansen B E. Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing, and inference[J]. *Journal of Econometrics*, 1999, 93(2): 345–368.
- [42] 熊爱华, 丁友强, 胡玉凤. 低碳门槛下绿色创新补贴对全要素生产率的影响[J]. *资源科学*, 2020, 42(11): 2184–2195. [Xiong A H, Ding Y Q, Hu Y F. Impact of low-carbon subsidies and green innovation on total factor productivity in view of the threshold effect of carbon emission reduction[J]. *Resources Science*, 2020, 42(11): 2184–2195.]
- [43] 郭越, 黄友星, 杨宇, 等. 外商直接投资对小岛屿国家经济增长的影响: 基于旅游业门槛效应的分析[J]. *资源科学*, 2020, 42(11): 2132–2144. [Guo Y, Huang Y X, Yang Y, et al. Impact of foreign direct investment on Small Island States' economic growth: An analysis based on the threshold effect of tourism[J]. *Resources Science*, 2020, 42(11): 2132–2144.]
- [44] 成淑敏, 高阳, 黄姣, 等. 京津冀及江浙沪经济圈生态足迹比较分析[J]. *长江流域资源与环境*, 2012, 21(4): 433–441. [Cheng S M, Gao Y, Huang J, et al. Analysis of ecological footprint and ecological carrying capacity: A case study of Jing-Jin-Ji and Jiang-Zhe-Hu region[J]. *Resources and Environment in the Yangtze Basin*, 2012, 21(4): 433–441.]
- [45] 邬娜, 傅泽强, 谢园园, 等. 基于生态承载力的产业布局优化研究进展述评[J]. *生态经济*, 2015, 31(5): 21–25. [Wu N, Fu Z Q, Xie Y Y, et al. Review on the research progress of industrial layout optimization based on ecological carrying capacity[J]. *Ecological Economy*, 2015, 31(5): 21–25.]

# Pollution control effects of environmental policies based on threshold effect model of industrial structure:

## Taking the Air Pollution Prevention and Control Action Plan as an example

CHEN Lin, XIAO Qianbing, LAN Shujing

(Institute of Industrial Economics of Jinan University, Guangzhou 510632, China)

**Abstract:** The improvement of environmental quality is not only the result of environmental policy, but closely related to the adjustment of industrial structure under the effect of policy. Based on the panel data of the average annual concentration of PM<sub>2.5</sub> in 197 prefectural-level and above cities in China from 2006 to 2016, this study took the Air Pollution Prevention and Control Action Plan as the proxy dummy variable of environmental regulation, and combined the difference in differences method to examine whether the implementation of the action plan is conducive to reducing the level of haze pollution in three target areas. By putting the industrial structure upgrading indicators (including industrial structure optimization, the “quantity” of industrial structure supererogation, and the “quality” of industrial structure supererogation) into the model, this study explored how the policy affected the haze pollution control through the upgrading of industrial structure. In addition, a panel threshold regression model was used to examine whether there is a threshold effect of industrial structure optimization and industrial structure supererogation on haze pollution control under the background of the implementation of the action plan. The regression results show that: (1) Using the full sample, the policy effect is not significant. In the subregional samples, the policy has a significant haze control effect in Beijing, Tianjin, Hebei and the surrounding areas, but has no significant policy effect on the Yangtze River Delta and the Pearl River Delta; (2) In the mediation effect model, in Beijing, Tianjin, Hebei and the surrounding areas the policy mainly acts on haze pollution control through the “quantity” of industrial structure supererogation, and the effect is partial intermediary. The “quantity” of industrial structure supererogation in the Yangtze River Delta is complete intermediary when it acts on haze pollution control and the industrial structure upgrading variables in the Pearl River Delta region do not have a significant mediating effect; (3) In the panel threshold regression, threshold effects of industrial structure optimization and industrial structure supererogation are observed in the samples of Beijing-Tianjin-Hebei-Shanxi-Shandong-Inner Mongolia and surrounding areas, and the samples of the Yangtze River Delta and surrounding areas.

**Key words:** Air Pollution Prevention and Control Action Plan; environmental regulation; haze pollution; difference-in-differences method; threshold effect; industrial structure optimization; industrial structure supererogation