

大气清洁行动、 人口流动与中国城市规模演化

杨 勇 赖筱威 郭秀锦*

摘要：本文以“大气十条”和“蓝天保卫战”两次国家级大气清洁行动计划为准自然实验,运用多期 DID 和工具变量法,基于 2007—2019 年中国 275 个地级市数据,研究大气清洁行动对中国城市人口流动与城市规模的作用,并综合 Bacon 分解、事件研究法和其他稳健性估计方法诊断交叠 DID 双向固定效应估计量的偏误。研究结果表明,大气清洁行动通过空气质量偏好机制影响人口流动,显著扩大了重点控污城市的人口规模;进一步研究发现大气清洁行动对高学历人口和年轻个体影响更为明显,进而优化重点控污城市人口学历与年龄结构;同时大气清洁行动有助于提高重点控污城市在中国城市层级体系中的位序。本文结论为中国城市主动提升污染治理意愿提供了理论激励,扩展了吸引高素质劳动力和提升城市规模的工作思路。

关键词：大气清洁行动;人口流动;城市规模;城市层级;TWFE 估计量
中图分类号：F061.5

一、引言

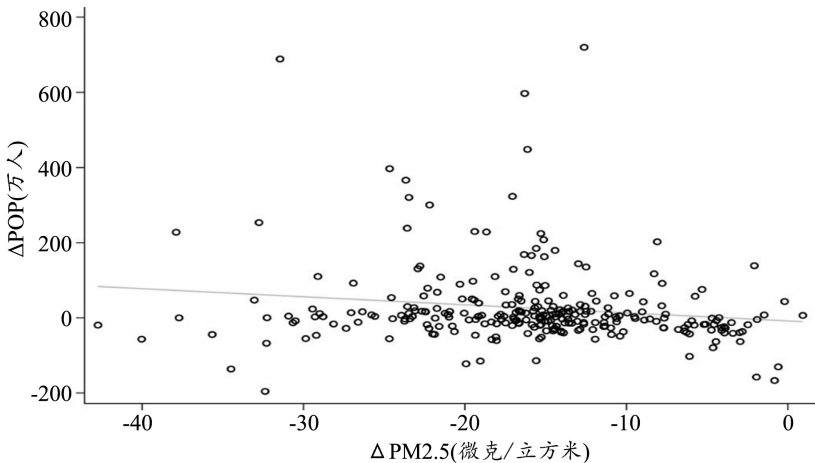
20 世纪 90 年代以来,中国城市发展竞争愈演愈烈。地方政府为了追求规模优势和区域影响力,努力扩大城市规模。巨额人口流动为城市扩张提供澎湃动力,在北上广深等超大型城市形成的同时,成都、武汉、东莞等城市脱颖而出,以远高于同级城市的速度成长,成为重构中国经济版图的重要力量。但是,“城长”的烦恼时刻困扰着城居生活,其中大气污染因严重降低城市生活质量而被深恶痛绝。大气污染不仅损害婴幼儿和成人身体健康,引发呼吸道、心血管等多种疾病并缩短人均寿命(Schlenker and Walker, 2016);而且会危及精神健康,降低幸福指数和增加抑郁症发生概率(Zhang et al., 2017)。因此,在大气污染严重期间,基于身心健康考虑,越来越多的城市居民考虑环境移民。

*杨勇,武汉大学经济发展研究中心,邮政编码:430072,电子信箱:yyayuy@163.com;赖筱威,武汉大学经济与管理学院,邮政编码:430072,电子信箱:lxw15382933144@163.com;郭秀锦,武汉大学经济与管理学院,邮政编码:430072,电子信箱:guoxj1999@163.com。

本文是国家自然科学基金面上项目“环境规制与‘中国式’产能过剩的防治”(批准号:71873097)、“企业区位再选择与地区生产率提升政策”(批准号:71373189)、教育部人文社会科学重点研究基地重大项目“基于中国实践的开放发展理论研究”(批准号:22JJD790059)、国家社会科学基金项目“基于地方政府激励的统计虚报测度及校正机制研究”(批准号:17BJL070)的阶段性研究成果。感谢匿名审稿专家的宝贵建议,作者文责自负。

中央政府一直高度重视空气质量,连续实施多轮大气污染防治行动计划。国务院 2013 年发布《大气污染防治行动计划》(“大气十条”),要求“分区域,分阶段”治理“以可吸入颗粒物(PM10)、细颗粒物(PM2.5)为特征污染物的区域性大气问题”,对以京津冀、长三角和珠三角为防治重点区域的细颗粒物浓度限定了严格的阶段性指标。但是,现阶段污染治理的本质是经济发展与治污成本之间的权衡(Chen et al.,2018)。大气污染防治不仅要求重点控制区政府支出巨额财政资金,而且需要包括去产能在内的各种政策进行配合。^① 因此,地方政府缺乏积极治理污染的有效激励。中央制定控污目标与地方负责执行的治理模式只能依靠“自上而下”的行政命令维持,导致大气污染难以根除,污染物指标和污染地区此起彼伏。2017 年“大气十条”行动计划结束后,京津冀、长三角和珠三角地区的 PM10 和 PM2.5 污染得以缓解,但是整体的空气质量依然难言乐观,这是 2018 年启动新一轮《打赢蓝天保卫战三年行动计划》(“蓝天保卫战”)的重要原因。

城市人口规模是流动人口权衡城市间收益、成本和宜居水平后用脚投票的结果(Desmet and Rossi-Hansberg,2013)。作为城市宜居水平的重要影响因素,既有数据显示空气质量改善有助于人口流入(见图 1)。大气清洁行动作为改善区域空气质量的重要政策冲击,如何影响人口流动与城市发展格局?在当前美丽中国建设和区域竞争背景下,这个问题的答案具有重要的现实价值。如果证明大气污染治理与城市规模之间存在正向关系,那将为中国地方政府大气污染防治提供有效的正向激励,有助于控污城市将被动治污压力转化为主动治污意愿,进而为城市发展和生态文明建设提供新思路。



注:y 轴表示城市 2020 年相对于 2010 年常住人口变化量(ΔPOP),x 轴表示城市 2020 年比 2010 年 PM2.5 减少量(ΔPM2.5)。

图 1 2010—2020 年城市常住人口变动与 PM2.5 改善散点图

因此,本文以 2013 年和 2018 年实施的两次国家级大气清洁行动计划为准自然实验,运用 2007—2019 年中国 275 个地级市相关数据,通过多期双重差分法(DID)考察大气清洁行

①《大气污染防治行动计划》的第一条“加大综合治理力度,减少多污染物排放”、第二条“调整优化产业结构,推动经济转型升级”主要都是压缩淘汰过剩产能减少污染物排放,第三条和第五条也部分涉及淘汰过剩产能;《打赢蓝天保卫战三年行动计划》的第一条“调整优化产业结构,推进产业绿色发展”,主要也是依靠降低污染行业产能。

动对中国城市人口数量、人口结构和城市层级演化的影响,并使用 Bacon 分解等方法来诊断交叠 DID 双向固定效应(Two-Way Fixed Effects, TWFE)估计量可能存在的偏误问题,得到较为稳健的研究结果。研究发现:(1)相比非重点控制城市,大气污染重点控制城市的流动人口和户籍人口规模得到显著增长;(2)大气污染重点控制城市中高学历人口和非老年人口的数量和占比增长更快,显示出大气清洁行动改善了相关城市的人力资源结构;(3)大气清洁行动提升了重点控制城市在城市层级体系中的位序,证明大气污染治理有助于重点控制城市更快提升其城市排序。

本文余下部分安排如下:第二部分对已有相关的经典文献进行综述;第三部分陈述研究的制度背景、提出研究假说和相应的实证框架;第四部分将报告基准回归结果并诊断和解决交叠 DID 的 TWFE 估计量偏误;第五部分进一步分析大气清洁行动对城市人口结构和城市层级演化的影响;最后是结论以及政策启示。

二、文献综述

人口流动是城市规模变动和城市层级演化的基础,本文研究中国近十年来的大气清洁行动对城市人口流动和城市层级演化的影响,将根据研究主旨从以下方面梳理既有文献:

第一,人口区位选择的影响因素。影响人口流动的经济因素中,更好的就业机会(Krugman, 1991)、更高的收入预期(陈林、肖倩冰, 2020)和更合意的房价水平(周颖刚等, 2019)等始终是刺激人口流动的根本因素。与本文研究主题密切相关,城市空气质量与变化对流动人口选址的影响也一直备受关注。国内外不少研究已经发现城市的治污政策可以改善空气质量,提高居民生活质量,从而吸引劳动者流入。Banzhaf 和 Walsh(2008)运用倍差法分析初始污染水平和污染变化对人口迁移和人口结构的影响,结果发现减少有害气体有利于增加土地需求,并且改变人口分布结构。Tra(2010)利用离散选择均衡模型评估 1990 年《清洁空气法修正案》(Clean Air Act Amendments, CAAA)的政策效应,结果发现 CAAA 带来的空气质量改善改变了人口住房选择和价格,同时 1990 年至 2000 年期间洛杉矶地区的空气质量改善为居民家庭提供了大量利益。Qin 和 Zhu(2018)开发“移民”在线搜索指数作为中国城市每日移民兴趣的代理变量,探讨空气污染对劳动力移民兴趣的影响,结果显示城市当天空气质量下降会导致本市次日“移民”搜索量显著增加,当空气质量为重度污染时这种效应更为明显。孙伟增等(2019)基于 2011—2015 年全国流动人口动态监测调查数据,研究空气污染与流动人口就业选址之间的关系,结果表明空气污染会降低城市对流动人口的吸引力,并显著影响流动人口就业选址。

第二,大气污染与治理对城市人口结构的影响。流动人口存在文化、年龄、社会经验和个人偏好差异,因此空气污染对流动人口的选址行为是否存在异质性影响?从学历角度看,杨金玉(2021)将中国地级市的空气质量数据与上市企业高管简历匹配,基于断点回归方法研究空气污染对企业高管流动的作用,结果表明空气污染显著增加了高管流出该城市的概率,并倾向选择空气质量良好的城市定居。从年龄结构看,Chen 等(2022)利用 2005 年、2010 年和 2015 年的全国人口普查数据研究空气污染对中国人口迁移的影响,结果显示空气污染显著影响了地区间人口的流动,进一步研究发现这些环境移民主要是受过良好教育和年轻的专业人士,这改变了中国县域人口和劳动力的社会人口组成。李丁等(2021)使用 2013—2015 年中国家庭金融调查数据,探讨严重大气污染与劳动力跨区/国移民以及人口区

域再配置效应,发现大气污染显著促进了本地户籍劳动力的跨区/国移民,同时空气污染导致人口从中西部向东部地区的再配置,异质性分析发现空气污染只对 16 岁到 70 岁年龄段的劳动力流出有显著影响。

第三,大气污染与治理对城市规模与层级演化的影响。空气质量作为城市宜居性的重要因素,城市治污政策如何影响城市规模? Desmet 和 Rossi-Hansberg(2013)通过空间一般均衡模型和结构式估计分析城市特征对城市规模的影响,反事实估计结果显示包括宜居性在内的城市特征确实影响了美国与中国的城市规模,更好的宜居性和更高的城市效率会导致更大的城市规模。韩峰和李玉双(2019)基于公共服务供给角度研究城市规模的变动机制,结果表明环保类的公共服务增加有利于扩大其城市规模。对于治污政策是否会进一步改变城市层级分布,当前没有文献专门研究,但是有研究表明环境污染等会影响城市层级分布(Glaeser et al.,2008)。Yang 和 Wen(2022)考察城市治污意愿与城市规模和层级演化的关系,结果显示城市治污意愿对于提升具有较高生产效率城市的层级位序有重要作用。

综合既有研究,国内外在大气污染治理与人口流动方向已经积累了不少研究成果,但依然存在较大的扩展空间:(1)既有研究多从大气污染对人口流动影响角度展开分析,本文从污染治理出发分析大气清洁行动对人口流动和城市规模变化的作用,试图为激励大气重污染城市主动控制污染水平寻找研究证据;(2)既有研究多是分析某一治污政策的影响而忽略了其他污染政策的影响。本文考虑了样本期内多次污染治理政策的影响,并通过 Bacon 分解等方法诊断交叠 DID 可能存在的偏误问题,在研究方法上提供了新尝试。

三、政策背景和研究设计

(一) 政策背景

中国一直高度关注空气污染治理。特别是 20 世纪 90 年代以来,中央政府对大气污染的治理决心与力度越来越大,大致是以 10 年为一个周期制定大气污染物防控规划,将越来越多的污染物纳入防控治理范围。具体而言,20 世纪 90 年代初至 2000 年前后主要控制二氧化硫和悬浮颗粒物排量;2001—2010 年期间的目标是总量控制各类污染物,确保二氧化硫排量见顶下降;2011—2020 年期间主要控制 PM2.5 和 PM10 浓度,打赢蓝天保卫战。

本文样本期内,2012 年国务院批复《重点区域大气污染防治“十二五”规划》,规划“十二五”期间的重点控制区与 PM2.5 和 PM10 等特征污染物的防控目标;2013 年和 2018 年国务院分别提出并实施“大气十条”和“蓝天保卫战”行动计划,治理京津冀、长三角、珠三角和汾渭平原等地区的大气污染问题,“大气十条”和“蓝天保卫战”行动计划分别包括 29 个和 65 个重点控制城市。相对于“大气十条”,“蓝天保卫战”行动中珠三角地区退出了重点区域,增加了汾渭平原等地区。同时,环保目标的落实和环保法规的执行日趋严格。《环境保护部约谈暂行办法》和《环境保护督察方案(试行)》在 2014 年和 2015 年相继颁布,2019 年印发《中央生态环境保护督察工作规定》,确定了 5 年一轮的常态化环保督查制度。随着中央与地方政府加强大气污染的防控力度,大气质量恶化的局面得到初步遏制,部分地区的特征污染物浓度大幅下降。

20 世纪 90 年代以来,随着人口流动与城市化推进,中国城市发展格局日新月异。截至 2020 年,中国已经形成 7 个超大型城市和 14 个特大型城市。2010—2020 年间有 184 个城市人口扩张,154 个城市人口收缩,其中城市人口增量超过 100 万的有 32 个。人口增量前 15

的城市分别为深圳、成都、广州、西安、郑州、合肥、杭州、重庆、长沙、武汉、济南、佛山、苏州、北京和东莞,其中有12个城市处于重点控制区。经过2010—2020年的两次大气清洁行动后,京津冀、成渝、长三角、珠三角等地区的PM_{2.5}污染显著改善,这些重点控制区域的PM_{2.5}下降更为明显;同时PM_{2.5}改善城市的人口增量普遍较大。

空气质量是影响人口流动的重要因素。因此,中国对重点污染地区实施大气清洁行动是否影响了人口流动?进一步地,大气清洁行动是否改变了中国城市层级体系的位序关系与发展格局?这些问题的答案将为解决污染区城市缺乏主动控污激励提供新的思路。

(二) 研究假说

大气清洁行动对人口流动的作用首先来自空气质量偏好机制。古希腊先贤亚里士多德曾说,人们来到城市,是为了生活,人们居住在城市,是为了更好的生活。空气质量影响城居生活质量,是人口流动和城市规模变化的重要因素。良好的空气质量可以直接影响区内劳动力供给和个体的工作和生产效率,从而影响城市居民的实际收入(Zivin and Neidell, 2012);洁净的空气还可以提高城市居民的生活幸福感和精神健康水平(Zhang et al., 2017)。因此,已有文献既证明影响区域空气质量的大气清洁行动能够提升生活质量并影响人口流动(Tra, 2010),也证明中国区域大气状况会影响人口区域间迁移(孙伟增等, 2019)。

同时,大气清洁行动还会通过产业结构调整机制影响人口流动。一方面,环境规制存在产业转移效应,即增加污染企业生产成本并促使其向环境规制强度低的地区迁移(沈坤荣等, 2017),这会导致相关行业人口流出;另一方面,环境规制也会激励企业改进技术水平,产生创新补偿效应,从而促进产业转型升级。由于资源禀赋是决定城市产业结构的主要因素(郭凯明等, 2020),因此环境规制带来的产业转移效应虽会引致一定程度的要素外流,但也会通过对高污染企业的挤出效应实现对区内企业的强制性“精洗”,有利于当地产业升级并对冲产业转移效应导致的人口流失(余泳泽等, 2020)。因此,产业结构调整机制对人口流动的影响可能并不如空气质量偏好机制直接。

此外,大气清洁行动对人口流动的作用效果还与城市要素禀赋和发展阶段等城市特征密切相关。城市要素禀赋和发展阶段等城市特征不仅会影响城市对人口的吸纳能力,而且会影响企业配合政府治污行动的意愿。李虹和邹庆(2018)发现对于以第二产业为主的资源型城市,资源禀赋在环境规制对产业转型的影响中发挥负向作用,环境规制能够倒逼城市产业转型,且环境规制与资源禀赋对城市产业转型存在显著门槛效应。综上分析可得研究假说1:

假说1:大气清洁行动主要通过空气质量偏好机制影响人口流动并吸引更多人口流入重点控制城市,但是政策作用效果会因城市要素禀赋和发展阶段差异而有所不同。

大气清洁行动影响了人口迁移,那么这种迁移如何影响相关城市的人口结构,同时是否会影响这些城市人力资源积累?个人对空气污染危害的判断取决于其对空气污染知识的了解程度,只有掌握空气污染相关知识才能更准确地认知危害并提高关注度。通常而言,受教育水平较高的个体拥有的环境知识明显多于受教育水平较低的群体。高学历人口对空气污染的危害信息感知能力更强;同时,他们收入水平更高,在基本物质需求得到满足后追求高质量空气环境的欲望更加强烈。此外,不同学历个体在就业市场竞争力差异很大,高学历个体对就业选择和居住地选择的自主权更大。因此,空气质量对有更高流动欲望和能力的高学历人口影响更大,促使高学历和高收入群体向空气质量良好的区域环境移民(孙伟增等,

2019;Chen et al.,2022)。

另一方面,高学历群体的环境移民是否会影响城市人口的年龄结构?由于环境移民主要由良好教育个体和年轻专业个体组成(李丁等,2021;Chen et al.,2022),这种环境移民不仅会增加流入城市的在职年龄段人口的数量与比重,也会通过子女随迁进一步改善流入城市人口的年龄结构并提升人力资源的积累。同时,环境规制推动的城市产业结构升级也会吸引高学历人口流入,从而促进城市人力资源积累。经过历次大气清洁行动,中国大气污染重点控制区内相关城市的空气质量得到极大提升,结合以上分析提出研究假说 2:

假说 2:大气清洁行动吸引更多高学历和年轻个体向空气质量改良城市迁移,优化了相关城市的人口学历与年龄结构。

空气质量会非常显著地影响城市居民的幸福感和(Banzhaf and Walsh,2008),是环境移民考察城市生活质量与宜居性的重要参考指标。如果大气清洁行动可以提升环境移民对重点控污城市的吸引力,那么能否进一步提升这些城市在城市层级中的序位?

城市体系由政治制度、经济发展、历史文化与自然环境等因素综合决定。因此,影响人口流动并重新分布的因素必然会改变城市的层级体系。新经济地理学(New Economic Geography,NEG)理论已经证实,以自然要素为主的第一自然和人为因素形成的第二自然力量都会驱动劳动力流动。其中,人为力量形成的向心力(高收入、知识与技能提升、劳动力池、消费经济性等)与离心力(高工资成本、高生活成本、环境污染)是推动城市格局变化的重要力量。对于大气污染重点控制城市,聚集力量并没有完全显现,城市规模并没有达到最优规模。Au 和 Henderson(2006)认为中国大城市的规模还需要进一步扩展。因此,如果环境规制能够提升重点控制城市的空气质量,抑制离心力对环境移民外流的引导作用,那么城市规模将在聚集力作用下进一步膨胀。因此,本文提出研究假说 3:

假说 3:大气清洁行动促进了空气质量改良城市对环境移民的吸引力,有助于提升其所在城市层级中的序位。

(三) 研究方案

为了就大气清洁行动对中国的人口流动和城市规模的影响进行实证检验,本文以《大气污染防治行动计划》(“大气十条”)和《打赢蓝天保卫战三年行动计划》(“蓝天保卫战”)为政策冲击,运用双重差分法(DID)和工具变量(IV)展开研究。

1. 双重差分法(DID)

近十多年来,中央政府推动的大气清洁行动主要分为两个阶段:2013 年发布的“大气十条”行动计划重点控制区域为京津冀、长三角、珠三角地区;2018 年实施的“蓝天保卫战”行动计划重点控制区域为京津冀及周边、长三角和汾渭平原地区。本文将以这两次国家级大气清洁行动作为政策冲击,将其指定的重点控制城市作为实验组,采用多期 DID 方法识别大气清洁行动对城市人口规模的影响,实证模型设定如式(1):

$$\ln pop_{it} = \alpha + \beta did_{it} + \theta X_{it} + \lambda_i + \kappa_t + \varepsilon_{it} \tag{1}$$

式(1)中: t 代表年份, i 代表地级市; $\ln pop_{it}$ 表示城市 i 在第 t 年的人口规模; did_{it} 是本文关注的核心变量,为是否成为大气清洁行动计划重点控制城市的虚拟变量,城市 i 在样本期成为重点控制城市时赋值为 1,否则为 0,其系数 β 衡量大气清洁行动对城市人口规模的影响; X_{it} 为地区特征控制变量; λ_i 表示地区固定效应, κ_t 代表时间固定效应, ε_{it} 为随机误差项。

2. 工具变量法(IV)

式(1)基准回归中虽然控制了城市层面变量、年份和地区固定效应,但是仍然可能遗漏

变量。此外,城市规模会影响工业污染物的排放强度,即可能存在反向因果。因此,本文需要为核心解释变量是否成为重点控制城市寻找合适的工具变量。参考 Hering 和 Poncet (2014)的思路,本文采用当地空气流通系数作为工具变量。具体而言:大气污染物扩散主要取决于两个自然气象因素:一是大气边界层高度,较高大气边界层有助于污染物纵向分散;二是风速,较大风速有助于污染物横向扩散。将空气流通系数定义为 $VC_{it} = WS_{it} \times BLH_{it}$,其中 VC_{it} 、 WS_{it} 与 BLH_{it} 分别表示空气流通系数、大气边界高度和风速。 WS_{it} 和 BLH_{it} 数据来自欧洲中期天气预报中心 (ECMWF) ERA-Interim 数据库的经纬度栅格气象数据,本文根据中国城市的经纬度来匹配 ERA-Interim 数据库,进而计算出样本期中国相关城市的空气流通系数 VC_{it} 。空气流通系数 VC_{it} 越大(小),该地监测到高浓度污染物的可能性越低(高),相关城市被选为重点控制城市的可能性就越小(大),相关性假定可以得到满足;同时空气流通系数取决于由复杂地理条件和气象系统外生决定的风速和大气边界层高度,能够满足外生性假设。因此,理论上空气流通系数可以作为本文的工具变量。

3. 交叠 DID 偏误诊断与稳健估计量

本文使用样本期内的两次大气清洁行动作为准自然实验,存在两个处理期且不同城市先后设立为重点控制城市,这让本文的研究方案更为完整。但是,这种交叠 DID (Staggered DID) 可能会存在时间异质性处理效应,从而导致 DID 双向固定效应总估计量有偏。解决交叠 DID 双向固定效应估计量偏误问题是当前理论计量重要的研究方向。基于既有研究成果,本文将通过 Bacon 分解、事件研究法和其他稳健估计来诊断偏误并得到稳健估计量。

第一步,Bacon 分解。Goodman-Bacon (2021) 提出 TWFE 的总 DID 估计量由三类 DID 政策效应加权平均值得到,即“处理 vs 从未处理”、“先处理 vs 后处理”和“后处理 vs 先处理”。具体到本文,三类 DID 分组分别为:(1)“设立重点控制的城市”vs“从未设立重点控制的城市”;(2)“先设立重点控制的城市”vs“后设立重点控制的城市”;(3)“后设立重点控制的城市”vs“先设立重点控制的城市”。显然第(3)组是“不好”的对照组,将可能导致 TWFE 估计量的偏误。本文将根据 Bacon 分解结果得到各组估计量与权重,进而判定“不好”对照组对 TWFE 估计量最终平均处理效应的影响。

第二步,事件研究法。Goodman-Bacon (2021) 认为可以使用面板数据事件研究法来解决渐进 DID 引起的 TWFE 估计量偏误问题。结合本文研究主题,参考既有相关文献将模型设定如下:

$$\ln pop_{it} = \sum_{m=-G}^M \beta_m D_{i,t-m} + \delta X_{it} + \lambda_i + \kappa_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

式(2)中: $D_{i,t-m}$ 表示 i 城市是否在时点 t 前 m 期成为重点控制城市; $\{\beta_m\}_{m=-G}^M$ 表示动态效应的大小,经济学者通常更加关注政策的累积效应,即不同时期 k 的 $\sum_{m=-G}^k \beta_m$ 代表政策的累积效应。为了更好展示环境规制政策的累积效应和环境规制政策影响时期外的累积政策效应,本文将借鉴 Freyaldenhoven 等 (2021) 事件研究计量模型设定,进一步将式(2)变形为:

$$\ln pop_{it} = \sum_{k=-G-L_G}^{M+L_M-1} \beta_k D_{i,t-k} + \beta_{M+L_M} D_{i,t-M-L_M} + \beta_{-G-L_G-1} (1-D_{i,t+G+L_G}) + \delta X_{it} + \lambda_i + \kappa_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

式(3)中: L_G 和 L_M 分别表示 $t-G$ 期前的 L_G 期和 $t+M$ 期后的 L_M 期,且 $L_G \geq 0, L_M \geq 0$; $D_{i,t-M-L_M}$ 表示地级市 i 是否在 t 期前的至少 $M+L_M$ 期成为重点控制城市, $(1-D_{i,t+G+L_G})$ 表示地级市 i 是否在 t 期后的 $G+L_G$ 期成为重点控制城市。

第三步,其他稳健估计量。稳健 DID 估计量分为三类:一是加权组群-时间的 ATT,二是通过相对事件时间的平衡堆叠,三是插补法,都是避免使用已处理个体作为对照组来得到 DID 估计量,所以能解决多期 DID 中的时间异质性问题。本文使用 Cengiz 等(2019)、Sun 和 Abraham(2021)的估计方法。Cengiz 等(2019)方法的原理是堆叠,即将数据集重组为相对事件时间而非日历时间,把时序差分问题转换为两个组群的研究设计。Sun 和 Abraham(2021)的方法属于加权组群-时间的 ATT 类别,原理是将样本中“好”的 2×2DID 组群-时间进行配对。

(四)数据来源与变量描述

本文实证分析使用 2007—2019 年中国 275 个地级及以上城市的面板数据,涉及的变量指标主要来源于《中国城市统计年鉴》《中国人口和就业统计年鉴》《中国统计年鉴》以及 2010 年、2015 年和 2020 年全国人口普查数据等,主要变量如下:

城市人口($\ln pop_{it}$): t 期城市 i 的人口规模。本文使用年末总常住人口的对数来表示城市人口规模,并分析年末总户籍人口和 2010 年、2015 年和 2020 年全国人口普查数据;城市人口结构分别为同期城市的大专及以上人口、各个年龄段人口的数量及其在常住人口中的占比,来自 2010 年、2015 年和 2020 年全国人口普查数据资料;城市位序借鉴 Desmet 和 Rossi-Hansberg(2013)的方法,以 t 期 i 城市常住人口数量在全部城市排名倒数的对数值表示。

双重差分项(did_{it}): t 期城市 i 是否为大气清洁行动计划重点控制城市的虚拟变量,如果样本城市成为重点控制城市,则赋值为 1;否则赋值为 0。“大气十条”行动中划定的重点控制城市为 29 个,“蓝天保卫战”行动中确定的重点控制城市共 65 个。

控制变量(X_{it}):根据研究主旨与既有文献,城市层面控制变量包括:城市经济发展水平、地方政府教育支出、城市人均收入水平、地方政府财政水平、城市产业结构、城市消费规模和城市固定资产投资。

表 1 报告本文主要变量的定义与统计性描述结果,被解释变量年末总常住人口对数与年末总户籍人口对数的均值分别为 13.92 和 13.86,其中常住人口对数最小值为 9.25,最大值为 22.19,表明中国各城市人口规模存在较大差异。

表 1 主要变量和定义和统计性描述

变量名称	变量定义	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
常住人口($\ln pop$)	年末总常住人口对数	3 512	13.92	0.86	9.25	22.19
户籍人口	年末总户籍人口对数	3 563	13.86	0.79	11.93	17.15
高学历人口数量	大专及以上学历人口对数	823	12.70	0.94	10.43	16.03
高学历人口占比	大专及以上学历人口占总人口比重	823	0.12	0.07	0.02	0.45
0-14 岁人数	0-14 岁常住人口对数	550	13.28	0.78	10.44	15.44
15-64 岁人数	15-64 岁常住人口对数	550	14.93	0.72	12.22	17.04
65 岁及以上人数	65 岁及以上常住人口对数	550	13.30	0.77	10.24	15.76
城市位序	城市人口位序倒数的对数	3 512	-4.61	0.96	-5.62	0
经济发展水平($\ln pgdp$)	人均 GDP 对数	3 512	10.75	0.67	2.79	15.68
地方政府教育支出($\ln edu$)	教育事业费支出对数	3 565	10.27	1.63	-0.945	16.25
城市人均收入($\ln pwage$)	职工平均工资对数	3 514	10.70	0.44	8.47	13.26
地方政府财政水平($\ln fe$)	地方一般公共预算支出对数	3 566	23.62	0.90	19.31	27.45
城市产业结构(is)	第二产业增加值占 GDP 的比重 (%)	3 554	48.62	12.13	9.74	90.97
城市消费规模($\ln sal$)	社会消费品零售额对数	3 547	23.77	1.31	13.77	28.09
城市固定资产投资($\ln fas$)	固定资产投资总额对数	3 436	24.14	1.19	14.92	28.02
空气流通系数(vc)	大气边界高度×10 米风速	3 575	2058.32	909.35	79.34	8974.99

四、实证结果分析

(一) 基准回归结果与平行趋势检验

多期 DID 模型基准回归结果见表 2,被解释变量分别为城市年末常住人口与户籍人口。常住人口第(1)列未加控制变量,结果显示 did_{it} 回归系数为 0.058,通过了 1%的显著性检验;第(2)列控制地区-年份双向固定效应以及一系列城市特征变量,结果与第(1)列基本保持一致,核心解释变量 did_{it} 系数为 0.070 并在 1%水平上显著。从基准估计结果可以看出,与非重点控污城市相比,大气清洁行动有助于重点控污城市更多地吸引人口流入,从而对其城市规模扩大产生了显著的正效应。年末户籍人口作为被解释变量的回归也显示出同样的结果,控制地区-年份固定效应以及控制变量后,回归结果系数为 0.083 且在 1%水平上显著,证明大气清洁行动对重点控污城市户籍人口的作用更大。此外,本文还借鉴 Chen 等(2022)的做法,将 2010 年和 2020 年全国人口普查数据和 2015 年全国 1%人口抽样调查数据作为被解释变量进行检验,双重差分项系数同样显著为正,这也证明本文研究结果稳健可信。

表 2 基准回归结果

	年末常住人口		年末户籍人口		全国人口普查数据	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
did_{it}	0.058 *** (2.68)	0.070 *** (2.89)	0.072 *** (3.51)	0.083 *** (2.82)	0.156 *** (2.64)	0.140 *** (2.95)
$_{-}cons$	13.917 *** (3002.32)	14.390 *** (9.66)	13.854 *** (3126.56)	8.658 *** (6.6)	14.290 *** (25.39)	19.335 *** (9.03)
控制变量	NO	YES	NO	YES	NO	YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
地区固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
样本数目	3 512	3 326	3 563	3 325	812	772
R^2	0.0022	0.6345	0.0037	0.0649	0.0156	0.4218

注:括号内数值为 t 值; *、**、*** 分别表示回归结果在 10%、5%、1%的显著性水平下显著。以下各表同。

DID 模型中政策效应评估结果成立需要满足平行趋势假设,即如果没有政策干预的情况下,结果变量在不同组别的变化趋势基本保持一致。本文使用事件分析法来进行平行趋势检验,设定以下计量回归方程:

$$\ln pop_{it} = \alpha + \sum_{k=-7, k \neq -1}^6 \beta_k D_{it} + \delta X_{it} + \lambda_i + \kappa_t + \varepsilon_{it} \tag{4}$$

式(4)中: D_{it} 是一系列年份虚拟变量,表示设立为大气清洁行动计划重点控制城市这一事件,覆盖大气清洁行动实施的前后 6 年。以指定重点控制城市前一年为基准年, β_k 代表一系列估计值。 β_k 具体含义为相比于政策前一年,在 k 年实验组和对照组中城市人口有无系统差异。参数 β_k 在 $k<0$ 时不显著,则可以通过平行趋势检验。事件分析法回归结果如图 2 所示,被指定为重点控制城市的环保政策实施期前,各期的年份虚拟变量回归系数均不显著,显示大气清洁行动实施前实验组和对照组的城市人口规模发展趋势不存在显著性差异,在 $k=1$ 时回归系数显著大于 0,表明大气清洁行动后重点控制城市显著地吸引了更多人口流入,而且政策效果存在一定时滞性。因此,本文中多期 DID 模型设定通过平行趋势假设。

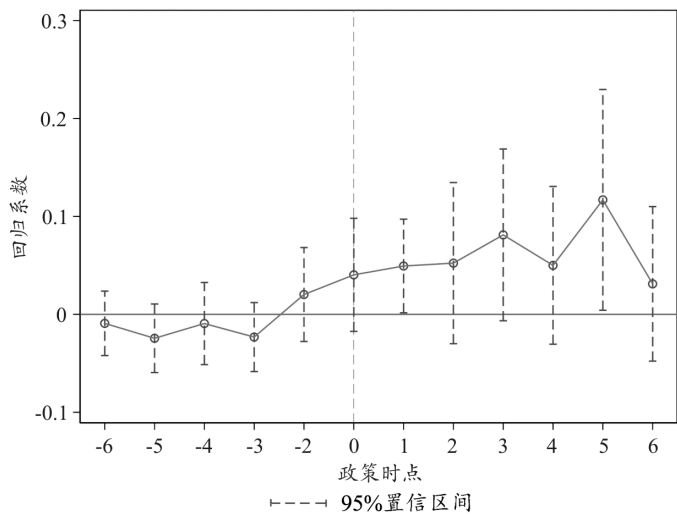


图 2 平行趋势检验结果

(二) 偏误诊断与稳健估计量

根据 Goodman-Bacon(2021)的分析,本文中的第三组是“不好”对照组,可能造成 TWFE 估计量的偏误。Bacon 分解结果见表 3,可以发现“后设立重点控制的城市”vs “先设立重点控制的城市”平均 DID 估计量为-0.058,但其权重仅为 2.4%,因此这类 2×2DID 对总的 DID 估计量影响比较小。第一组“设立重点控制的城市”vs “从未设立重点控制的城市”权重为 89.6%且估计量为 0.058,这类 2×2DID 导致 TWFE 估计量最终平均处理效应为正,但是第三组可能会降低 TWFE 估计量,即低估重点控制城市设立显著地增加其城市人口的效应。

表 3 无控制变量的 Bacon 分解		
DID 对照	权重	平均 DID 估计量
处理 vs 从未处理	0.896	0.058
先处理 vs 后处理	0.081	0.047
后处理 vs 先处理	0.024	-0.058

注:vs 左边代表实验组,右边代表对照组。

进一步观察无控制变量的 Bacon 分解图(图 3),图 3 中每个点代表一类 2×2DID,横轴为权重,纵轴为 2×2DID 估计量,实线代表 TWFE 总估计量。图 3 中最右边上下两个点的 2×2DID 权重比较大且系数为正,最左下角的点存在负效应,但其权重接近 0,因此对 TWFE 估计量最终平均处理效应影响不大。

根据式(3)事件研究法的结果见图 4,表示大气清洁行动对城市人口影响的事件研究结果。图 4 中纵轴为动态处理效应估计量,0 点处的括号内数值表示处理时点前一期结果变量的均值;横轴表示政策时点,设置初次处理时点为 0。实心圆点为点估计量,实心圆点上下的横杠代表 95%的置信区间。图 4 结果显示重点控制城市实施环境规制对城市人口有正效应。在大气清洁行动实施前的时间虚拟变量系数均不显著,表明大气清洁行动实施前实验组和对照组不存在显著的差异。大气清洁行动实施后,政策效应并没有立即显现,直到政策实施后的第 2—6 年重点控制城市的人口才显著地增长。此外,图 4 还表明实施大气清洁行动计划后的第 5 年重点控制城市的人口增长效应达到最高峰,即常住人口扩大了 0.15% 以上,从而使得城市人口增加 14.69% 以上(14.54%+0.15%)。

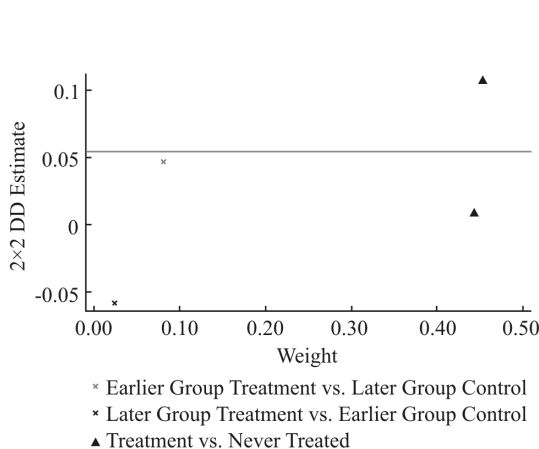
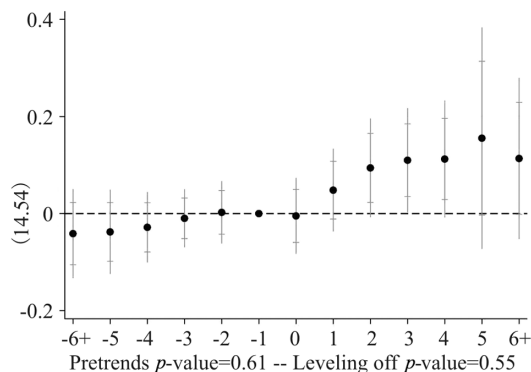


图3 无控制变量的Bacon分解图



注：两个 p 值表示拒绝原假设“没有处理前的趋势”、“所有的动态效应都已经显示”的概率。

图4 事件研究图

除事件研究法之外,本文采用 Cengiz 等(2019)、Sun 和 Abraham(2021)等提出的稳健估计量来评估重点控制城市对城市人口的影响(图5)。图5中圆点表示估计量,阴影部分表示95%置信区间。从这两类稳健估计量结果发现,处理前估计量比较小且均不显著,说明重点和非重点控制城市在环保政策实施前人口并没有系统性差异。稳健估计系数在大气清洁行动后均显著为正,说明相比非重点控制城市,大气清洁行动促进了重点控制城市的人口规模扩大。

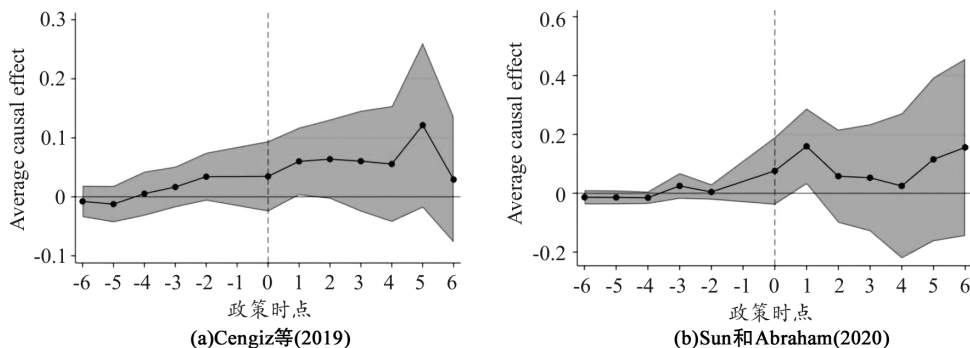


图5 其他稳健估计量结果

(三) 稳健性检验

1. 工具变量及内生性

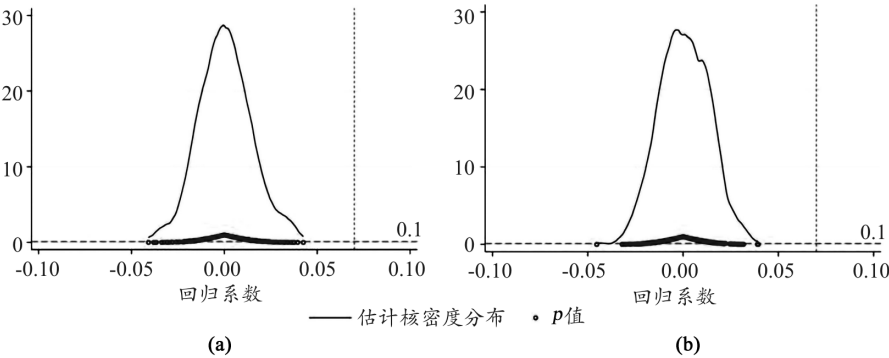
本文使用空气流通系数作为工具变量(IV),不可识别检验的原假设是工具变量识别不足,可见两个被解释变量的 Kleibergen-Paap rk LM 统计量 p 值为 0,即拒绝原假设(1%显著性水平),因此不存在不可识别问题;弱工具变量检验的原假设为存在弱工具变量,可以发现两个被解释变量的 Cragg-Donald Wald F 统计量分别为 547.966 和 558.772,且 Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量分别为 323.041 和 333.349,均大于 F 值为 10%的临界值 16.38,说明不存在弱工具变量问题。表4报告了工具变量估计的第二阶段估计结果:无论被解释变量是年末常住人口还是年末户籍人口,仍然发现交互项 did_{it} 回归系数通过了 1%的显著性检验,其符号与基准回归基本保持一致。工具变量回归同样报告了将全国人口普查数据作为被解释变量的实证结果,其与户籍人口和常住人口数据的结果非常接近,再次证明本文研究结论稳健。

表 4 工具变量估计解决内生性

	年末常住人口	年末户籍人口	全国人口普查数据
did_u	0.143 *** (3.10)	0.180 *** (4.18)	0.156 *** (3.38)
$_cons$	-0.766 (-0.86)	-0.165 (-0.18)	-5.526 ** (-2.80)
控制变量	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES
地区固定效应	YES	YES	YES
样本数目	3 326	3 362	532
R^2	0.9275	0.9180	0.9856

2.安慰剂检验

为了证明本文研究结论是否存在遗漏变量的影响,本文随机选择环保政策实施的年份进行两组安慰剂检验:(1)在时间变量中随机抽取 275 个数据依次作为 275 个城市的政策时间,按照 DID 模型式(1)进行回归估计,然后将上述随机实验重复 500 次,结果如图 6(a)所示。(2)先将数据按照地级市分组,在每个地级市组内的时间变量中随机抽取一个年份作为其政策实施时间,进行双向固定效应 did_u 回归,然后重复随机实验 500 次,结果如图 6(b)所示。图 6 报告了两种类型的随机实验后 500 个 did_u 回归系数的分布情况以及 p 值。可以发现,两幅图的回归系数分布集中在 0 附近,并且大部分系数 p 值大于 0.1,同时,回归系数远小于本文的真实估计值 0.070。结果表明,本文研究结果可以排除遗漏变量带来的影响。



注:横轴表示 500 个随机实验 did_u 回归系数。细曲线是估计的核密度分布,细曲线下的粗点是其对应的 p 值,虚垂线是本文表 2 第(2)列真实估计值 0.070。水平线对应 p 值为 0.1。

图 6 安慰剂检验图

综合以上结果,本文利用 DID 模型评估大气清洁行动对城市人口规模的影响,得出大气清洁行动有助于重点控污城市提升对人口的吸引力,双向固定效应的估计量较为稳健。即使在考虑最新稳健估计量的情况下,交叠 DID 的 TWFE 估计结果依然稳健。同时,这一实证结论也通过了一系列稳健性检验。因此,假说 1 得到了实证结果的支持。

(四)城市特征异质性分析

为了进一步考察要素禀赋和发展阶段等城市特征在环境规制对人口流动中的异质性作用,本文参考 Ashraf 等(2020)的做法,在双重差分项中加入表示城市发展阶段和要素禀赋的虚拟变量,考察大气清洁行动对发展阶段与要素禀赋不同城市的人口流动影响。

由于城市产业结构发展的一般规律是第一二产业占比逐渐下降而第三产业占比不断上

升,因此本文使用第二产业占比虚拟变量衡量城市发展阶段差异,即城市第二产业增加值占 GDP 的比重大于 50%,则该城市为工业型城市, D 取值为 0;反之,该城市以服务业为主, D 取值为 1。同时,通过是否为资源型城市来衡量城市要素禀赋差异,本文以 2013 年国务院颁布的全国 262 个资源型城市名单为基础,若样本城市在资源型城市名单中, D 取值为 0,反之取 1。将城市发展阶段和禀赋差异变量(D)与 did_{it} 交乘项进行回归。结果如表 5 所示,不论是否控制城市特征变量,两组交乘项估计系数均显著大于 0,说明城市处于服务业为主的发展阶段,大气污染防治政策对人口流动的效果更明显;城市要素禀赋偏向资源型,那么实施大气污染防治对人口流动的影响较小,这就进一步证明了理论假说 1 的内容。

表 5 大气清洁行动中城市特征异质性对人口流动的影响分析结果

	产业结构		资源型城市	
	(1)	(2)	(1)	(2)
$D \times did_{it}$	0.054 ** (2.25)	0.072 *** (3.39)	0.079 *** (3.13)	0.104 *** (3.74)
$_{-cons}$	13.918 *** (3067.99)	14.412 *** (9.63)	13.917 *** (3053.43)	14.466 *** (9.74)
控制变量	NO	YES	NO	YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES
地区固定效应	YES	YES	YES	YES
样本数目	3 512	3 326	3 512	3 326
R^2	0.0016	0.6741	0.0018	0.6764

五、进一步分析

大气清洁行动提升了重点控污城市对人口的吸引力,但是如何影响流入人口的结构和城市层级变化? 本文将继续对此展开分析。

(一) 大气清洁行动对城市人口结构影响分析

本文重点关注不同学历和年龄的人口对城市大气环境质量的敏感度。本文将常住人口学历水平划分为两组进行实证分析:高中及以下学历水平和大专及以上学历水平。其中高学历被解释变量包含两个:(1)大专及以上学历总人数;(2)大专及以上学历人数占总人数比重。同时按照年龄结构将样本分为三组,即 0-14 岁、15-64 岁和 65 岁及以上的人口。

实证结果如表 6 所示,对于学历结构,可以发现大专及以上学历人数及其占比这两列系数均显著为正,高中及以下学历人数的回归系数未通过 10%统计显著水平,说明城市的治污政策并不会影响较低学历的劳动力流入,然而较高学历的劳动力重视城市空气治污行动,这一结论也得到之前研究结果的支持(张海峰等,2019)。对于年龄结构,整体而言治污政策对劳动力迁移的影响随年龄减少而逐渐增大;分组结果显示 0-14 岁年龄人口和 15-64 岁年龄人口两组政策交互项结果显著为正,且 0-14 岁年龄人口这组系数比 15-64 岁年龄人口这组系数要大,而 65 岁及以上年龄人口这组结果并不显著,这一结论得到了张海峰等(2019)、Chen 等(2022)研究结果的支持。这一结果的可能原因包括:一方面,儿童身体处于发育阶段,空气污染对孩子伤害相对更大,家长为了孩子的健康成长而迁移;另一方面,由于人口流动的迁移摩擦存在(Tombe and Zhu,2019),在职人口甚至是高学历高收入在职人口克服迁移摩擦的能力相对老年人更大,因此 15-64 岁年龄人口对空气治污政策响应更为显著;此外,适婚/育龄在职人口的流动会引起子女随迁或在流入城市婚育,这也是 0-14 岁年龄人口

对大气治污政策更敏感的原因。

表 6 大气清洁行动对城市人口结构影响的实证结果

	受教育程度			年龄结构		
	高中及以下 学历人数	大专及以上 学历人数	大专及以上 学历人数占比	0-14 岁	15-64 岁	65 岁及 以上
did_{it}	0.001 (0.03)	0.086 *** (2.80)	0.013 *** (3.83)	0.070 ** (2.09)	0.063 * (1.87)	0.019 (0.39)
$_{cons}$	11.231 *** (8.47)	9.171 *** (6.37)	0.296 * (1.80)	6.074 *** (4.21)	12.822 *** (8.16)	14.598 * (6.56)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
地区固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
样本数目	752	752	752	464	448	448
R^2	0.0785	0.0785	0.0258	0.3247	0.1124	0.0361

当前,中国城市发展与竞争的实质是对人的竞争。高素质人力资源短缺和人口结构老龄化是制约城市发展的两大瓶颈。本文的异质性分析从城市大气污染治理对城市人口学历和年龄结构影响展开,研究结论表明大气清洁行动优化了重点控污城市的学历结构与年龄结构,促进城市人力资源的积累,不仅证实了本文理论假说 2 的内容,而且对城市管理者转变城市发展思路,积极主动治理大气污染有重要的启示。

(二) 大气清洁行动对城市层级的影响

城市层级主要是由城市人口分布决定。大气清洁行动造成城市人口的重分布,进一步地,人口重新分布对城市层级变化会产生什么影响? 本文借鉴 Desmet 和 Rossi-Hansberg (2013) 分析城市层级变化的思路,将城市人口规模在全体城市中排名倒数的对数作为被解释变量,继续使用实证模型(1)进行研究。表 7 中的第(1)与(2)栏分别报告了 DID 模型和 IV 估计的实证结果。在 DID 估计结果中,不论是否控制城市特征变量,双重差分项的估计系数均显著大于 0;同时,为了排除可能存在的遗漏变量或反向因果关系而进行 IV 估计,实证结果同样显著为正。实证结果证明相比非重点控制城市,大气清洁行动导致重点控制城市以更快的速度吸引人口流入,显著地提高了其在城市层级中的地位。

表 7 大气清洁行动对城市层级影响的实证结果

	(1)		(2)
	DID 模型		IV 估计
did_{it}	0.037 ** (2.14)	0.051 *** (3.32)	0.156 *** (3.11)
$_{cons}$	-4.616 *** (-1250.39)	-5.901 *** (-11.21)	-16.020 *** (-18.29)
控制变量	NO	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES
地区固定效应	YES	YES	YES
样本数目	3 512	3 326	3 326
R^2	0.0014	0.3092	0.9668

图 7 汇报了城市层级平行趋势检验的回归结果,可以发现在设立重点控制城市的大气清洁行动计划实施期之前,各期的年份虚拟变量回归系数均不显著,实验组和对照组之间的城市层级体系并不存在显著性差异,满足平行趋势假设。当 $k=2$ 时回归系数显著大于 0,表明大气清洁行动计划开始后第二年重点控制城市在中国城市层级中的位序开始提升。

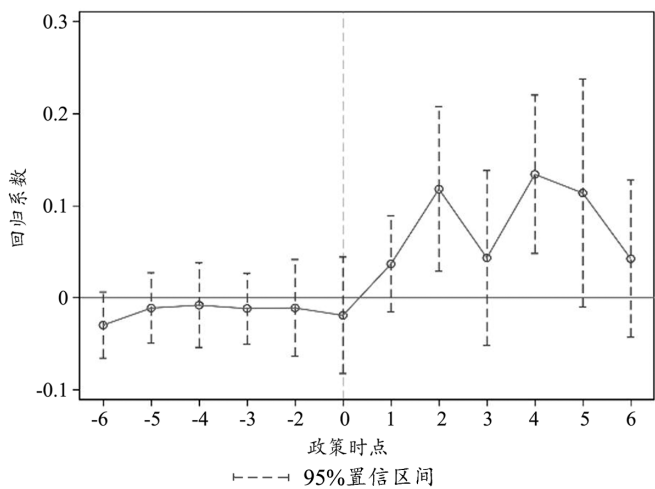


图 7 城市层级的平行趋势检验图

为了诊断大气清洁行动计划对城市层级的估计量是否存在偏误,本文再次使用 Bacon 分解法。如表 8 所示,“后设立重点控制的城市”vs “先设立重点控制的城市”其权重仅有 2.4%,因此对 TWFE 估计量最终平均处理效应影响不大。图 8 汇报了基于 Cengiz 等(2019)稳健估计量的结果,图中圆点表示估计量,阴影部分表示 95%置信区间。政策处理前的估计量均不显著,这意味着大气清洁行动计划实施前实验组和对照组在城市层级没有出现系统性差异。

表 8 城市层级的无控制变量的 Bacon 分解		
DID 对照	权重	平均 DID 估计量
处理 vs 从未处理	0.896	0.032
先处理 vs 后处理	0.081	0.059
后处理 vs 先处理	0.024	-0.027

注:vs 左边代表实验组,右边代表对照组。

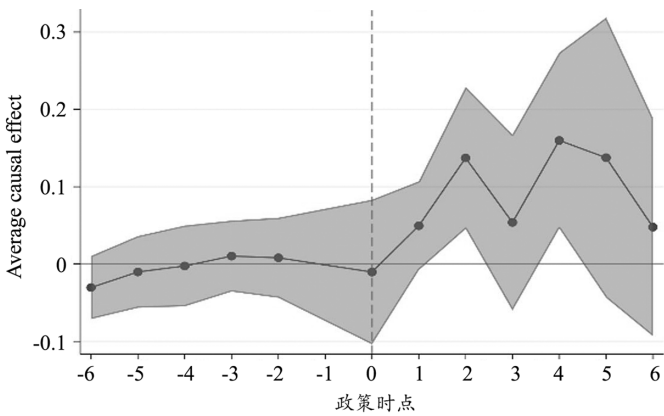


图 8 城市层级的稳健估计量

综合以上实证分析结果,DID 模型得到的估计量较为稳健,即使在考虑了最新稳健估计量的情况下,交叠 DID 的 TWFE 估计结果依然稳健。因此,大气清洁行动提高了重点控制城市在城市层级中的位序,本文理论假说 3 的内容得到实证结果证明。由此可见,地方政府通过实施环保政策可以提升本地在中国城市层级体系中的位序。

六、结论和启示

人口流动是否受到大气污染控制政策的影响? 本文将国家级大气清洁行动作为准自然实验,利用 2007—2019 年中国 275 个地级市的面板数据来构建多期 DID 模型,分析国家大气清洁行动中的重点控制城市是否因此获得更多人口流入,并改善人口结构和提升城市位序,研究得到了非常稳健的结果。本文发现,大气清洁行动可以提升重点控制城市对环境移民的吸引力,促进城市常住与户籍人口增长。同时,大气清洁行动不仅促进了重点控制城市的人口增加,而且改善了人口的学历结构和年龄结构,增加了城市的人力资源积累;此外,在大气清洁行动后大气污染重点控制城市在中国城市层级体系中的位序显著提升。

当前,地方政府一方面需要满足美丽中国建设的绩效考核,另一方面还要面对城市序位竞争的压力。地方政府如何才能做到两全? 根据本文研究结论可以得到以下启示:

一方面,建立合理的劳动力引进政策。对于本地劳动力,地方政府进行劳动力技术、技能培训,鼓励劳动力就地就业和创业,并加强文化教育、卫生医疗等公共服务能力建设,避免劳动力过度流失。各地人才引进政策影响城市人力资源积累,从而影响当地产业转型升级和经济高质量发展。产业转型升级和经济高质量发展需要依靠高学历劳动力,然而高学历劳动力对空气污染敏感性更强。所以各地人才引进计划中除大幅度提高城市收入和福利补贴外,还不能忽略高学历劳动力对宜居性的要求,以优质的城市环境吸引人才的效果可能会更好。

另一方面,实施积极的环境保护政策。首先,落实“大气十条”和“蓝天保卫战”等政策要求,结合当地实际中存在的问题制定针对性的规范和制度,通过加强责任落实力度提高奖惩制度的有效性。其次,重视源头治理工作,加大违规行为惩戒力度,从行政和经济两方面对污染源头产生的相关企业和部门进行惩罚。再者,加强对群众和企业的宣传工作,使其意识到空气污染的有害性从而自发地参与节能减排。最后,积极引入先进环保技术和方法,提高节能减排工作的质量和效率。

参考文献:

1. 陈林、肖倩冰,2020:《工资水平、环境污染对常住人口的影响》,《中国人口科学》第 4 期。
2. 郭凯明、颜色、杭静,2020:《生产要素禀赋变化对产业结构转型的影响》,《经济学(季刊)》第 19 卷第 4 期。
3. 韩峰、李玉双,2019:《产业集聚、公共服务供给与城市规模扩张》,《经济研究》第 11 期。
4. 李丁、张艳、马双、邵帅,2021:《大气污染的劳动力区域再配置效应和存量效应》,《经济研究》第 5 期。
5. 李虹、邹庆,2018:《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》,《经济研究》第 11 期。
6. 沈坤荣、金刚、方娴,2017:《环境规制引起了污染就近转移吗?》,《经济研究》第 5 期。
7. 孙伟增、张晓楠、郑思齐,2019:《空气污染与劳动力的空间流动——基于流动人口就业选址行为的研究》,《经济研究》第 11 期。
8. 杨金玉,2021:《空气污染与高管流动研究——基于秦岭—淮河线的断点回归设计》,《南开经济研究》第 2 期。
9. 余泳泽、孙鹏博、宣烨,2020:《地方政府环境目标约束是否影响了产业转型升级?》,《经济研究》第 8 期。
10. 张海峰、林细细、梁若冰、蓝嘉俊,2019:《城市生态文明建设与新一代劳动力流动——劳动力资源竞争的新视角》,《中国工业经济》第 4 期。
11. 周颖刚、蒙莉娜、卢琪,2019:《高房价挤出了谁? ——基于中国流动人口的微观视角》,《经济研究》第 9 期。
12. Ashraf, N., N. Bau, N. Nunn, and A. Voena. 2020. “Bride Price and Female Education.” *Journal of Political Economy* 128(2): 591–641.
13. Au, C. C., and J. V. Henderson. 2006. “Are Chinese Cities Too Small?” *The Review of Economic Studies* 73(3): 549–576.
14. Banzhaf, H. S., and R. P. Walsh. 2008. “Do People Vote with Their Feet? An Empirical Test of Tiebout’s Mechanism.” *American Economic Review* 98(3): 843–863.
15. Cengiz, D., A. Dube, A. Lindner, and B. Zipperer. 2019. “The Effect of Minimum Wages on Low-Wage Jobs.” *The Quarterly Journal of Economics* 134(3): 1405–1454.

- 16.Chen, S., P. Oliva, and P. Zhang. 2022. "The Effect of Air Pollution on Migration: Evidence from China." *Journal of Development Economics* 156:1-14.
- 17.Chen, Y. J., P. Li, and Y. Lu. 2018. "Career Concerns and Multitasking Local Bureaucrats: Evidence of a Target-based Performance Evaluation System in China." *Journal of Development Economics* 133: 84-101.
- 18.Desmet, K., and E. Rossi-Hansberg. 2013. "Urban Accounting and Welfare." *American Economic Review* 103(6): 2296-2327.
- 19.Freyaldenhoven, S., C. Hansen, J. P. Pérez, and J.M. Shapiro. 2021. "Visualization, Identification, and Estimation in the Linear Panel Event-Study Design." NBER Working Paper 29170.
- 20.Glaeser, E. L., M. E. Kahn, and J. Rappaport. 2008. "Why Do the Poor Live in Cities? The Role of Public Transportation." *Journal of Urban Economics* 63(1): 1-24.
- 21.Goodman-Bacon, A. 2021. "Difference-in-Differences with Variation in Treatment Timing." *Journal of Econometrics* 225(2): 254-277.
- 22.Hering, L., and S. Poncet. 2014. "Environmental Policy and Exports: Evidence from Chinese Cities." *Journal of Environmental Economics and Management* 68(2): 296-318.
- 23.Krugman, P. R. 1991. "Increasing Returns and Economic Geography." *Journal of Political Economy* 99(3): 483-499.
- 24.Qin, Y., and H. Zhu. 2018. "Run Away? Air Pollution and Emigration Interests in China." *Journal of Population Economics* 31(1): 235-266.
- 25.Schlenker, W., and W. R. Walker. 2016. "Airports, Air Pollution, and Contemporaneous Health." *Review of Economic Studies* 83(2): 768-809.
- 26.Sun, L., and S. Abraham. 2021. "Estimating Dynamic Treatment Effects in Event Studies with Heterogeneous Treatment Effects." *Journal of Econometrics* 225(2): 175-199.
- 27.Tombe, T., and X. Zhu. 2019. "Trade, Migration, and Productivity: A Quantitative Analysis of China." *American Economic Review* 109(5): 1843-1872.
- 28.Tra, C. I. 2010. "A Discrete Choice Equilibrium Approach to Valuing Large Environmental Changes." *Journal of Public Economics* 94(1-2): 183-196.
- 29.Yang, Y., and C. Wen. 2022. "Willingness to Anti-Air-Pollution and City Size: A Quantitative Estimation from Chinese Experience." Working Paper CDER of Wuhan University.
- 30.Zhang, X., X. Zhang, and X. Chen. 2017. "Happiness in the Air:How Does a Dirty Sky Affect Mental Health and Subjective Well-being?" *Journal of Environmental Economics and Management* 85: 81-94.
- 31.Zivin, J. G., and M. Neidell. 2012. "The Impact of Pollution on Worker Productivity." *American Economic Review* 102(7): 3652-3673.

Clean Air Actions, Population Mobility and City Size Evolution

Yang Yong¹, Lai Xiaowei² and Guo Xiujin²

(1: CEDR of Wuhan University; 2: Economics and Management School of Wuhan University)

Abstract: Using "Air Pollution Prevention and Control Action Plan" and "Three-year Action Plan Aims for Blue Skies" as the quasi-natural experiment, this paper studied the effects of Clean Air Actions (CAA) on population mobility and city size with data of 275 prefecture-level cities in China from 2007 to 2019, using staggered DID and instrumental variable methods. Combined Bacon decomposition, event study and other robust estimation methods to diagnose the bias of staggered DID TWFE estimators, the results robustly showed that CAA could affect population mobility through the air quality preference mechanism, and significantly expand the population size of key pollution control cities. Further analysis showed CAA had a more obvious impact on high-quality labor and young individuals, and optimized the educational background and age structure of the urban population under key pollution control. At the same time, CAA elevated the rank of key pollution control cities in China's city hierarchy. The conclusions provide theoretical incentives for Chinese cities to improve anti-pollution willingness and expand working idea to attract high-quality labor and improve the size of cities.

Keywords: Clean Air Actions, Population Mobility, City Size, City Hierarchy, TWFE Estimator

JEL Classification: R23, J61

(责任编辑:彭爽)