

空气质量与医疗费用支出

——基于中国中老年人的微观证据

关 楠 黄新飞 李 腾*

摘 要 本文将 2004—2011 年我国 78 个地级市空气质量监测的日度数据与中国老年健康影响因素跟踪调查 (CLHLS) 数据库进行匹配, 采用了 Heckman 两阶段模型、工具变量的方法研究空气质量对医疗费用支出的影响。研究发现: 空气质量更差的地区的人有更高的患病概率, 当空气污染指数 API 超过 100、150、200 和 300 的天数每增加 1 天, 医疗费用支出分别上涨 5.5%、7.6%、9.1% 和 10.3%。通过比较南北方、住院和急诊、性别、年龄以及城乡差异的一系列稳健性检验表明, 实证结果具有稳健性。

关键词 空气质量, 患病率, 医疗费用支出

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2021.03.02

一、引 言

我国经济发展中产生的环境代价值得关注, 根据世界银行《世界发展报告》(1992), 生态破坏与环境污染有三类成本: 一是降低人类生活的舒适性; 二是影响生产效率, 如污染的治理设备需要花费资金与资源, 环保标准成为企业参与国际分工的一大障碍等; 三是对人们健康的影响, 提高相关疾病的发病率, 产生的医疗费造成经济负担。本文关注第三类成本。

近年来, 中国北方部分城市常见严重的霾天气, 对人民生活和健康造成了很大的影响。早期研究主要关注气象、环境科学和医学的领域, 集中在研究空气中特定的污染物对于某种疾病的发病率等的健康影响。近年来由于社会舆论对于环境问题的重视, 开始出现对污染的经济成本的研究。

本文用城市空气污染与中国老年人的微观健康与医疗费用数据库, 实证分析空气质量对医疗费用支出的影响。本文的研究难点在于四个方面: 第一,

* 关楠, 中央外汇业务中心; 黄新飞、李腾, 中山大学国际金融学院。通信作者及地址: 黄新飞, 广东省广州市新港西路 135 号中山大学国际金融学院, 510275; 电话: (020) 84110801; E-mail: huangxf3@mail.sysu.edu.cn。本文得到国家自然科学基金重大项目 (16ZDA042)、广东省自然科学基金重点项目 (2017A030311037) 和国家自然科学基金青年项目 (72003202) 的资助。感谢北京大学国家发展研究院李玲教授、北京大学公共卫生学院傅虹桥等提出的宝贵建议, 同时感谢三位匿名审稿人提出的修改建议, 作者文责自负。

选择合适的指标测度空气质量。空气污染既来自排放等一次污染,也来自化学反应造成的二次污染。我国环境污染指标数据的来源主要有两个:一个是工业污染物排放量数据,如各省和各市工业“三废”的排放量统计,被早期学者用作污染程度的衡量。但排放量仅考虑一次污染,不能很好地反映个人所暴露的污染程度,且排放数据是企业自报的数据,准确性存疑,测量有偏误(王敏和黄滢,2015)。另一个是中国环境保护部(现为生态环境部)公布的120个城市大气污染物监测数据,相对客观准确,因能与微观经济与健康数据库相匹配而被广泛采用(Brajer *et al.*, 2008, Brajer *et al.*, 2011, He and Wang, 2012)。本文采用监测数据开展研究。

第二,从研究角度来看,与以往文献研究观察缺勤率等即时指标不同,本文试图研究空气污染程度对于医疗费用的影响。在目前的微观数据中对于医疗费用的记录期限往往是受访时间前若干个月(中国家庭追踪调查CFPS)或一年(中国健康与养老追踪调查CHARLS与CLHLS),因此本文识别结果既包括空气污染直接诱发的疾病(如小儿哮喘等)的治疗成本,还包括了长期处在较差的空气质量环境中导致的身體机能、免疫力的下降,以及疾病发病率的上升等多渠道综合导致的医疗费用支出。

第三,对于医疗费用的研究必须考虑实证模型的识别问题。医疗费用是样本选择模型的一个典型例子,即所观察到的医疗费用的样本都是给定已经发生了就医行为的条件均值。目前文献对于医疗费用的研究主要采用了Tobit类样本选择或者两步模型进行估计。本文采用的是Heckman两阶段模型。一阶段估计样本产生医疗费用的概率,二阶段再估计发生医疗费用的样本的医疗费用,并使用一阶段的估计结果对二阶段结果进行修正。一阶段的估计可能与其他的外生变量有一定程度的共线性从而带来样本选择偏误¹,因此在第一阶段我们使用距离医院远近作为外生识别变量。

第四,搬迁和异地就医等现象的存在导致空气污染存在内生性,本文采用逆温现象出现的天数作为空气污染的工具变量来解决内生性。一般大气的温度随着高度的上升而降低,但是在某些特定高度,大气温度会随着高度而异常上升,该现象在气象学中被称作逆温现象。逆温现象本身并不会直接影响健康状况,但是会限制空气对流和空气污染扩散(Jacobson, 2002)。因此,本文使用调查当天前一年所出现的逆温现象天数作为过去一年空气污染指标的工具变量。本文用美国国家航空航天局(NASA)的大气温度数据构建了逆温指标,用于实证研究。

本文将受访者的家庭、经济、健康与医疗保障等数据,匹配了受访者在受访日期往前推算一年期间所在地级市空气污染指数(Air Pollution Index,

¹ “是否发生医疗费用”和“医疗费用多少”是相关且同时被决定的,低收入贫困人口即使生病了也可能因为没有足够的收入而不就医,从而不发生医疗费用。

API) 的平均值、达到特定污染水平的天数, 构建实证框架探讨空气质量指标对受访者医疗服务使用的影响。长期来看, 在其他条件等同的情况下, 空气质量更差地区的人患有呼吸道或心血管疾病的概率更高, 医疗费用支出更高, 污染程度越严重则医疗支出对暴露的时长越敏感, 空气污染指数超过 100、150、200 和 300 的天数每增加 1 天, 医疗费用上涨的幅度分别为 5.5%、7.6%、9.1% 与 10.3%。通过对比南北方、住院门诊、性别、年龄以及城乡差异等一系列的稳健性检验表明, 本文的实证结果具有稳健性。

本文的结构安排如下: 第二部分是文献综述, 主要评述空气污染水平对健康和医疗服务利用的影响的文献, 并提出本文研究的出发点; 第三部分介绍了实证研究中所使用的数据及其统计描述, 分析我国空气污染的空间分布情况与变化趋势; 第四部分是实证模型设定与变量说明; 第五部分是实证结果与稳健性检验; 第六部分是论文的结论。

二、文献综述

此前的研究发现空气污染对人类健康有显著的负面影响作用。具体来说, Duflo *et al.* (2008) 对印度奥里萨邦 (Orissa) 地区的研究中以旧式炉灶作为室内空气污染的代理变量, 发现使用旧式炉灶的样本更有可能患有呼吸道疾病。Vlachokostas *et al.* (2012) 以希腊塞萨洛尼基 (Thessaloniki) 地区为样本发现城市中臭氧 (O_3) 与 PM_{10} 两种空气污染物浓度与心血管疾病呈显著正相关关系。Huang *et al.* (2012) 以西安为样本, 发现 $PM_{2.5}$ 细颗粒物与心血管疾病导致的死亡风险上升相关。²

此前文献还发现严重的空气污染甚至会造成婴儿死亡率上升和寿命减少。举例来说, Arceo *et al.* (2016) 创造性地利用逆温天气现象作为外生的工具变量, 发现 CO 和 PM_{10} 会显著提升婴儿死亡率。Chen *et al.* (2013) 使用断点回归的方法测算了秦岭—淮河两岸供暖政策对寿命的影响, 实证结果显示淮河北岸的集中供暖政策显著提升了空气中的可吸入粒子量 (total suspended particulates, TSPs), 导致平均寿命缩短。Ebenstein *et al.* (2017) 在 Chen *et al.* (2013) 基础上, 使用 2010 年中国疾病预防控制中心 (CDC) 疾病观测点的地市级数据进行实证检验, 结果表明 PM_{10} 以下细颗粒物是导致淮河两岸居民心肺疾病死亡率和寿命差距的因素。Deryugina *et al.* (2019) 对美国老年人的研究中发现有 25% 的群体受到空气污染暴露的负面影响, 表现为预期寿命的减少。

² 其他一些重要文献的研究发现空气污染和可吸入微粒提高了呼吸系统疾病、心血管疾病和癌症的发病率及认知能力等, 包括 Neidell (2004), Duflo *et al.* (2008), Owen (2008), Brook *et al.* (2010), 陈仁杰等 (2013), Hansel *et al.* (2013), Schlenker and Walker (2015), Zhang *et al.* (2018)。

学者们进一步估算空气污染对寿命影响所带来的社会成本。Ebenstein *et al.* (2017) 估算,若中国 PM_{10} 以下细颗粒物符合国家一级排放标准,则全国人口寿命可增加约 37 亿年。陈硕和陈婷(2014)研究估算表明二氧化硫排放每增加 100 万吨,每万人中死于呼吸系统疾病和肺癌的人数分别增加 0.5 人和 0.3 人。该污染气体的排放每年造成的死亡人数在 18 万人左右,由此产生的相关医疗费用超过 3 000 亿元人民币。Deryugina *et al.* (2019) 估算了 1999—2013 年间全美 $PM_{2.5}$ 下降导致老年人死亡率降低的经济价值约为 240 亿美元。

也有学者测算空气污染对发病率影响所带来的集约边际成本。Chen *et al.* (2018) 采用广州市 3 139 所学校 2013—2015 年的学生数据,衡量日均空气污染对学生健康状况和缺勤行为的因果效应,空气污染显著提高学生的缺勤率,日空气污染指标(AQI)每升高 10 单位,造成 1.31 亿美元的经济损失。Barwick *et al.* (2018) 通过对刷卡支付医疗费用的实证分析,计算得出在中短期空气质量对总体医疗支出有显著正向影响。他们发现若空气质量优于 WHO 的标准,中国 2015 年的医疗支出总额可节省约 400 亿美元。Williams and Phaneuf (2019) 使用美国医疗支出面板调查数据,发现美国 23 个城市地区可吸入颗粒物每增加 1 个标准差,哮喘等呼吸道疾病所关联的医疗支出上升 12.7%。

在分析空气污染对医疗支出的影响时,通常会遇到样本选择偏误和空气污染的内生性问题。为了解决医疗支出的样本选择偏误问题,学术界广泛采用的是 Heckman 两阶段法。Heckman (1974) 在第一阶段的选择方程估计就医选择的概率,将第一阶段回归得出的 Mill's ratio λ 作为被解释变量加入第二阶段的结果方程,估计就医样本的医疗支出。刘国恩等(2011)基于 CLHLS 调查数据(2005)运用 Heckman 两阶段法,分析影响中国老年人对医疗服务利用的因素。为了解决空气污染的内生性问题,文献一般采用工具变量模型解决。在工具变量的选择方面,一部分学者使用外生的政策变化,如 Ransom and Pope (2013) 利用污染工厂的关闭做工具变量,发现空气污染会导致学生出勤率下降。另一部分则使用逆温天气现象。正常气候条件污染物从气温高的低空向气温低的高空处扩散,而无风、逆温等特殊气候现象下,低空形成低压区域,空气流速度缓慢,微小颗粒大量聚集、漂浮不能散开,经过二次污染形成严重雾霾污染天气。逆温现象并不会直接作用于人们的身体健康,因此越来越多的文献采用逆温作为空气污染程度的外生工具变量(Arceo *et al.*, 2016; Fu *et al.*, 2017; Chen *et al.*, 2018)。

本文的主要贡献主要有三点。第一,本文将微观样本根据受访日期精确匹配所在城市一级的空气质量监测数据,分析了空气污染对医疗支出的长期影响,与本文最接近的文章 Barwick *et al.* (2018) 主要是分析短期内空气污染对医疗支出的影响。第二,本文的因变量比此前文献包含更多种疾病类型,特别是通过识别与空气污染直接相关的呼吸系统和心血管疾病,与本文相似

的一篇文章 Williams and Phaneuf (2019) 则主要考察了呼吸道疾病相关的医疗支出。第三, 应用 Heckman 两阶段法和工具变量模型解决样本的选择偏误和空气污染的内生性问题, 测算空气质量对微观个体的医疗费用支出的影响, 为当前的环境污染和公共健康决策的研究做了有益的补充。

三、数据来源

本文从原环境保护部数据中心 (<http://datacenter.mee.gov.cn/>) 搜集了中国 120 个城市从 2004 年 1 月 1 日至 2011 年 12 月 31 日每日的平均空气质量数据, 其中与 CLHLS 微观样本数据³相匹配后有 78 个城市进入样本。从总体上看, 我国北方城市的空气质量差于南方城市, 东部沿海地区的城市空气质量略微优于内陆城市。在 2011 年, 以空气质量为“严重污染”, 即 API 指数超过 300 的天数统计, 最严重的若干个城市分别为乌鲁木齐 (7 天), 金昌 (3 天), 兰州 (3 天) 和连云港 (3 天); 空气质量差于“中度污染”, 即 API 指数超过 150 的天数统计, 最严重的若干个城市分别为乌鲁木齐 (39 天), 兰州 (29 天), 成都 (16 天), 北京 (14 天) 与西安 (13 天)。在搜集的统计数据年间, 不同城市空气污染程度有异质性变化趋势。总体上空气质量稍微变差, 也有部分城市空气质量甚至在变好。以北京为例, 2008 年全市平均空气污染指数在 150 以上、200 以上和 300 以上的天数分别是 29 天、8 天和 4 天, 而在 2012 年为 14 天、4 天和 1 天, 呈下降趋势。

在本文的样本区间内, 我国空气的主要污染物以可吸入颗粒物 (PM_{10}) 为主。2005 年 78 个样本城市中, 仅有德阳市、柳州市与阳泉市主要污染物是二氧化硫 (SO_2)。2008 年仅剩下德阳市与柳州市主要污染物是二氧化硫, 2011 年所有样本城市主要污染物均是可吸入微粒。我国各个经纬度上的大气温度数据来自美国国家航空航天局 (NASA)。⁴ 本文首先计算一天内 320 米大气层与 110 米大气层的平均温度, 然后计算两者的温度差异。如果 320 米大气层的平均温度较 110 米大气层的平均温度高, 则当日算入逆温天气, 该定义与 Arceo *et al.* (2016) 一致。在实证分析中, 本文的工具变量为采访调查日之前一年所有逆温现象的天数。此外空气污染还和城市的其他天气条件相关, 包括温度、湿度和降雨量等, 而这些气象变量也会影响人体健康。因此在实证模型当中, 我们也需要控制天气因素。本文中, 各个城市天气数据来

³ 中国老年健康影响因素跟踪调查 (CLHLS) 由北京大学“中国老年健康影响因素跟踪调查”课题组在 1998—2014 年共 7 次跟踪调查的基础上, 通过查询国内公开发行的各类统计年鉴及数据库, 搜集整理了中国老年健康影响因素跟踪调查样本所覆盖的全国 23 个省、市、自治区 860 多个县、县级市或区的社会经济、医疗和老龄服务、空气污染和其他环境污染等社区信息, 本数据是与个体微观跟踪调查数据有机整合的社区中观数据。

⁴ 大气温度数据可从 NASA 网站下载: https://disc.gsfc.nasa.gov/datasets/M2I6NPANA_V5.12.4/summary, 访问时间: 2018 年 12 月。

自美国国家海洋和大气管理局 (NOAA)。参照 Barreca (2012) 的天气变量构建方法, 现将温度、湿度、风速和降雨量平均分成若干组, 然后计算每一组天气在过去一年中所占的比例。具体来说, 对于温度我们使用 11 个组: $(-\infty, 10^{\circ}\text{F}]$, $(10^{\circ}\text{F}, 20^{\circ}\text{F}]$, $(20^{\circ}\text{F}, 30^{\circ}\text{F}]$, $(30^{\circ}\text{F}, 40^{\circ}\text{F}]$, $(40^{\circ}\text{F}, 50^{\circ}\text{F}]$, $(50^{\circ}\text{F}, 60^{\circ}\text{F}]$, $(60^{\circ}\text{F}, 70^{\circ}\text{F}]$, $(70^{\circ}\text{F}, 80^{\circ}\text{F}]$, $(80^{\circ}\text{F}, 90^{\circ}\text{F}]$, $(90^{\circ}\text{F}, 100^{\circ}\text{F}]$, $(100^{\circ}\text{F}, +\infty)$ 。露点⁵分为 9 组: $(-\infty, 10^{\circ}\text{F}]$, $(10^{\circ}\text{F}, 20^{\circ}\text{F}]$, $(20^{\circ}\text{F}, 30^{\circ}\text{F}]$, $(30^{\circ}\text{F}, 40^{\circ}\text{F}]$, $(40^{\circ}\text{F}, 50^{\circ}\text{F}]$, $(50^{\circ}\text{F}, 60^{\circ}\text{F}]$, $(60^{\circ}\text{F}, 70^{\circ}\text{F}]$, $(70^{\circ}\text{F}, 80^{\circ}\text{F}]$, $(80^{\circ}\text{F}, +\infty)$ 。风速分为 5 组 (单位为 m/s): $(0, 1]$, $(1, 2]$, $(2, 3]$, $(3, 4]$, $(4, +\infty)$ 。降雨量分为 4 组 (单位为 mm): $0, (0, 5]$, $(5, 15]$, $(15, +\infty)$ 。

另外, 本文实证部分所使用的医疗服务使用信息以及个人健康、社会经济状况等特征信息来自 CLHLS2005、2008 与 2011 年三次调研数据。该调研针对我国全国范围内的 65 岁以上老人进行, 除了有老人在过去一年间所发生的医疗费用外, 还记录了老人的年龄、性别等基本信息, 吸烟酗酒等健康行为信息, 配偶与子女数量和居住状况以及收入等社会经济信息, 为本研究提供了便利。人均 GDP、人口规模和医疗设施 (每万人医生数和每万人病床数) 数据来自每年的《中国城市统计年鉴》。本文所涉及的变量的描述性统计由表 1 给出。

最后, 空气质量在城市与农村有区别, 因此本文在实证中还通过加入样本居住地在城市或农村的虚拟变量对这一异质性进行控制。其他未涉及的相关变量解释可参考北京大学健康老龄与发展研究中心所提供的数据说明。

表 1 变量说明与描述性统计

变量定义	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
是否具有医疗费用分担保障机制 (是=1)	11 452	0.35	0.48	0	1
性别 (男=1)	11 452	0.46	0.50	0	1
年龄	11 452	82.82	10.82	63	111
居住地 (城镇=1)	11 452	0.59	0.49	0	1
是否独居 (是=1)	11 452	0.15	0.36	0	1
受教育年限	11 424	2.69	3.85	0	24
收入 (单位: 元) ^a	11 201	29 291.33	30 835.07	0	99 998
距离医院较远 (是=1)	11 424	0.13	0.06	0	1
人均 GDP (元)	11 452	18 064.91	14 375.85	2 767	96 006

⁵ 露点: 又称露点温度, 在气象学中是指在固定气压之下, 空气中所含的气态水达到饱和而凝结成液态水所需要降至的温度。

(续表)

变量定义	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
人口规模(万人)	11 452	835.33	294.66	17.61	3 198.67
每万人医生数(人)	11 452	16.08	8.76	3.42	81.27
每万人病床数(张)	11 452	28.15	13.48	9.48	92.97
存活子女数	11 256	3.67	1.924	0	46
患有慢性病数量	11 452	2.68	5.08	0	24
是否患有慢性病(是=1)	11 452	0.64	0.48	0	1
两年内是否患有重大疾病(是=1)	11 158	0.23	0.42	0	1
医疗费用支出(门诊,单位:元) ^a	8 511	2 044.18	6 466.44	0	99 998
医疗费用支出(住院,单位:元) ^a	8 072	2 611.29	9 156.98	0	99 998
总医疗费用支出(单位:元) ^a	10 935	3 829.89	11 240.67	0	199 996
自评健康差(差=1)	11 452	0.15	0.36	0	1
是否患有心脏病(是=1)	7 367	0.34	0.47	0	1
是否患有肺病(是=1)	7 289	0.28	0.45	0	1
是否患有癌症(是=1)	6 726	0.13	0.34	0	1
是否至少患有以上三种疾病之一(是=1)	7 665	0.44	0.50	0	1
空气污染指数均值(API) ^b	10 492	72.03	11.59	36.616	121.21
API超过100天数 ^b	10 492	36.50	34.18	0	196
API超过150天数 ^b	10 492	6.16	8.18	0	62
API超过200天数 ^b	10 492	1.54	2.73	0	22
API超过300天数 ^b	10 492	0.68	1.35	0	11
逆温天数	10 492	105.99	21.36	0	157
平均日气温(°F)	10 492	58.63	10.34	24.88	80.22
平均日湿度(°F)	10 492	65.79	12.15	10.88	97.36
平均日风速(m/s)	10 492	2.27	0.37	0.94	5.12
累计降雨量(mm)	10 492	165.32	98.55	0.23	2 094.32

注：a：数据库中将收入、医疗费用项目超过10万元记录为99 998元；b：统计区间为受访日期往前推算一年内的天数中空气污染指数在相应范围的总天数。

四、实证模型与研究方法

(一) 实证模型

本文实证方法参考了 Anderson *et al.* (1983) 与刘国恩等 (2011) 的模型, 把影响医疗服务利用的因素分为先决变量、使能变量与需要变量三类。其中年龄、性别、受教育程度、居住地(城镇或农村)、存活子女数与居住方

式(独居与否)、居住地距离医院远近为先决变量;是否具有医疗费用分担保障机制(即主要的医疗支出由公费医疗、合作医疗、国家和集体补贴或城镇医保负担)与家庭人均年收入为使能变量;健康自评、近两年是否患有重大疾病、患有慢性疾病数量等为需求变量。上述三类变量对人群对医疗服务的利用均有影响,而本研究重点关注空气质量对于医疗费用支出的影响,因此本文将上述三类变量作为控制变量加入模型中。

本文首先研究空气质量对于样本健康情况以及疾病患病的影响,将样本*i*自评健康差、自评自身健康过去两年内恶化、患有呼吸道疾病或肺病、患有心血管或心脏病、患有癌症、是否患有慢性疾病和过去两年是否患重大疾病作为被解释变量 $y_{c,i,t}$ 。样本*i*所在城市*c*的空气污染指数平均值 $API_{c,i,t}$ 作为主要的解释变量。 $X_{c,i,t}$ 是个人背景特征变量,包括性别、年龄、居住地、子女数量、是否独居等。 $W_{c,i,t}$ 是所在城市经济发展变量的特征以及天气特征变量,包括人均GDP、人口规模、每万人拥有病床和医生数量,以及平均气温、湿度以及累计降雨量。 μ_T 为调查年份-月份的固定效应, δ_c 是所在城市的固定效应, $\theta_{c,i,t}$ 是随机误差项,服从正态分布。研究空气质量对于样本的健康情况的影响,回归模型如下:

$$y_{c,i,t} = \beta_1 API_{c,i,t-1} + X'_{c,i,t} \beta_2 + W'_{c,i,t} \beta_3 + \mu_T + \delta_c + \theta_{c,i,t}. \quad (1)$$

进一步研究空气质量对于医疗费用支出的影响,本文使用了 Heckman 两阶段模型,第一阶段是因变量受限(limited dependent variable)的就医选择模型:

$$z_{c,i,t}^* = \beta_4 DC_{c,i,t-1} + X'_{c,i,t} \beta_5 + W'_{c,i,t} \beta_6 + \mu_T + \delta_c + \epsilon_{c,i,t}, \quad (2)$$

其中当个体*i*使用了医疗服务时, $z_{c,i,t}^* > 0$ 时 $z_{c,i,t}$ 取值1,否则 $z_{c,i,t}$ 取值0。第二阶段是医疗费用支出模型,当 $z_{c,i,t}$ 取值1时:

$$\ln HCE_{c,i,t} = \beta_7 DC_{c,i,t-1} + X'_{c,i,t} \beta_8 + W'_{c,i,t} \beta_9 + \mu_T + \delta_c + \zeta_{c,i,t}, \quad (3)$$

其中随机误差项 $\epsilon_{c,i,t}$ 与 $\zeta_{c,i,t}$ 服从联合正态分布: $\epsilon_{c,i,t}, \zeta_{c,i,t} \sim N^2(0, 0, 1, \sigma^2, \rho)$, $DC_{c,i,t-1}$ 表示个体*i*在受访日期*t*开始计算往前一年期间空气质量处于相应污染等级的天数。在此设定下有:

$$\begin{aligned} E(HCE_{c,i,t} | z_{c,i,t} = 1, DC_{c,i,t-1}, X_{c,i,t}, W_{c,i,t}, \mu_T, \delta_c) \\ = \beta_7 DC_{c,i,t-1} + X'_{c,i,t} \beta_8 + W'_{c,i,t} \beta_9 + \rho \sigma \varphi(\beta_4 DC_{c,i,t-1} + X'_{c,i,t} \beta_5 \\ + W'_{c,i,t} \beta_6) \Phi(\beta_4 DC_{c,i,t-1} + X'_{c,i,t} \beta_5 + W'_{c,i,t} \beta_6), \end{aligned} \quad (4)$$

其中 φ 是标准正态密度函数, Φ 是正态分布函数。实证部分第一阶段采用 Probit 概率模型估计医疗服务使用的概率,在第一阶段我们使用距离医院远近作为外生识别变量。第二阶段由于医疗费用支出服从厚尾且有偏的分布,对其进行了对数处理,能够使 $\epsilon_{i,t}$ 服从渐进正态性质,并用线性回归的方法估计医疗费用支出。

(二) 空气污染的内在性问题与影响渠道

Neidell (2004) 认为现有文献没有考虑人们暴露在污染的环境这一行为的内生性, 即人们在得知污染的信息后会有主动的回避行为, 患有严重疾病的人倾向于搬到环境更好的街区; 另外, 个人的居住偏好也会反映到地价和房屋价格中, 一个偏好良好的社区环境的人对于健康更为重视, 相比其他人会做出更多的健康投入。本文面临与 Neidell (2004) 所提出的相似的内生性问题, 内生性产生于跨区域医疗。我国目前的医疗资源区域分布较为不平均, 相对而言经济发达地区城市的医疗机构数量特别是大型三级综合医院较多, 医疗技术人员水平较高, 医疗服务能力与水平也较高, 医院的服务范围更广, 会接受更多外地病患就医。一般而言, 病情更严重的个人更倾向于选择投靠子女或到外地就医, 而使得病情严重的病患更多地集中在发达地区的医院。因此医疗费用支出水平通过影响个人外出就医的行为影响了个人所处的生活环境中的空气质量。此外, 遗漏变量也会影响模型的系数估计。为了解决以上问题, 本文采用逆温现象出现的天数作为空气污染的工具变量。本文使用调查当天前一年所出现的逆温现象天数作为过去一年空气污染指标的工具变量。两阶段实证模型如下:

$$DC_{c,i,t} = \gamma_1 TI_{c,i,t-1} + X'_{c,i,t} \gamma_2 + W'_{c,i,t} \gamma_3 + \mu_T + \delta_c + \varepsilon_{c,i,t}, \quad (5)$$

$$\ln HCE_{c,i,t} = \theta_1 DC_{c,i,t-1} + X'_{c,i,t} \theta_2 + W'_{c,i,t} \theta_3 + \mu_T + \delta_c + \zeta_{c,i,t}, \quad (6)$$

其中, $TI_{c,i,t-1}$ 表示个体 i 在受访日期 t 开始计算往前一年期间逆温现象出现的天数。其他变量与 Heckman 两阶段模型相同。

本研究面临的第二个挑战是有关空气质量对医疗费用支出的影响渠道。空气质量与地区发展程度具有相关性, 而空气质量通过这一渠道影响了医疗费用水平。首先, 我国过去几十年的经济发展依赖工业的发展, 带来了空气污染的问题, 2012 年平均 API 排名最差的前十个城市生产总值平均值为 6 045.3 亿元⁶, 而排名最好的前十个城市为 2 585.8 亿元。⁷ 从国际经验来看, 随着经济社会的发展, 医疗卫生领域的投入也在不断上升。其次, 从个人偏好层面上看, 由于消费的边际效用递减, 随着个人收入的上升, 以未来收入贴现值所计算的“生命的价值”越来越高, 进而愿意花更多的钱在医疗上以延续生命 (Grossman,

⁶ 2012 年全年平均 API 排名最差的前十个城市分别是乌鲁木齐 (101.63)、兰州 (93.90)、西安 (84.85)、成都 (84.21)、济宁 (79.33)、北京 (78.53)、徐州 (78.03)、天津 (77.66)、郑州 (77.57) 和西宁 (77.41), 其中除西宁市外所有城市 2012 年国民生产总值都在 1 000 亿元以上。

⁷ 2012 年全年平均 API 排名最好的前十位城市三亚 (21.01)、海口 (33.01)、湛江 (40.80)、珠海 (44.23)、拉萨 (45.12)、汕头 (46.19)、中山 (46.28)、深圳 (46.63)、北海 (47.20) 和大庆 (48.65) 中, 仅有湛江、珠海、汕头、中山、深圳和大庆六市 2012 年国民生产总值在 1 000 亿元以上。

⁸ 数据来自国家统计局网站 (<https://data.stats.gov.cn/>) 以及各市统计局 2012 年统计公报。

1972)。最后,从保险层面看,经济发达的地区由于收入水平、医疗保险筹资水平高,给付水平也相对更高。综上所述,一个地区的经济发展程度会与其人均医疗费用支出上涨呈现出相关关系,实证设计上必须考虑空气质量与地区经济发展程度之间的相关关系,区分空气质量对医疗服务利用量的影响和由发展水平所带来的医疗服务价格差异,进而对医疗费用支出的影响。

本文在实证分析中使用了微观样本的医疗费用数据,即对个人发生的费用进行统计分析,而非对某一地区的医疗费用进行分析。无论受访样本选择在当地就医或是到外地就医,微观数据记录的是其个人所处的生活环境,包括当地的空气质量的影响下所对应发生的医疗费用。在稳健性检验中,我们还将分析住院费用和门诊费用受空气污染影响的差异。本文还通过加入城市的固定效应、加入样本居住地在城镇或者农村的虚拟变量等方法来控制不同样本所在地域发展水平的异质性,以此控制由于医疗服务价格差异这一渠道所带来的影响。

(三) 数据匹配处理

值得注意的是,CLHLS项目组的全国调研中并非同时进行,若对同一地区的样本采用相同时间区间的统计,会忽视调研时间差异而导致的样本异质性。为了控制这一差异,本文采用的方法即将受访者医疗费用发生时间区间与其所覆盖的空气污染检测时间区间相匹配。本文中通过样本受访日期为起止点往前推算一年,并分别统计该段日期内空气污染指数超过100、150、200和300的天数(例如,若某受访者于2005年7月1日受访,则本文在数据处理过程中匹配相应城市2004年7月2日至2005年7月1日为起止的一年中极端空气质量的天数)。逆温等气象数据匹配方法一致。这一处理方法实现了样本所处的空气质量环境时间与医疗费用发生区间的一致,解决上述时间区间错配问题;另一个好处是考虑空气质量对医疗服务利用最直接的影响。

五、实证结果分析

本文使用计量统计软件STATA14进行实证分析。首先,对平均空气质量对于健康指标的影响进行分析,本文采用了心肺、癌症等慢性疾病的患病情况等客观变量和自评健康等主观变量作为被解释变量进行研究。其次,本文使用空气质量极端差的天数作为一种健康负面冲击,研究其对医疗费用支出的影响。最后,通过合理控制相关因素,比如限定北方样本、控制城市固定效应等,对本文结果做稳健性检验。

(一) 空气质量对个人健康的影响

第一步研究空气质量对个人健康的影响。回归结果由表2给出,基于现有

表2 空气质量对个人健康影响的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	自评健康差	健康恶化	患有呼吸道 或肺病	患有心血管 或心脏病	患有癌症	患有呼吸道、心脏病、 或癌症至少一种	患有慢性疾病	过去两年患 重大疾病
平均 API	0.057* (0.032)	0.069* (0.039)	0.059** (0.025)	0.073*** (0.021)	0.005 (0.009)	0.103* (0.057)	0.101 (0.092)	0.148** (0.073)
年龄	0.085** (0.040)	-0.046** (0.023)	0.047 (0.033)	0.024 (0.029)	0.052* (0.028)	0.062** (0.034)	0.069* (0.040)	0.077* (0.041)
年龄二次方	-0.001*** (0.000)	0.000* (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.000* (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)
男性=1	-0.093*** (0.032)	-0.072 (0.067)	0.047* (0.025)	-0.105** (0.049)	-0.027 (0.047)	-0.010 (0.037)	-0.031 (0.057)	0.063* (0.037)
受教育年限	-0.025*** (0.007)	0.008* (0.004)	0.012*** (0.004)	0.053*** (0.015)	0.046*** (0.009)	0.037* (0.020)	0.029*** (0.007)	0.005 (0.004)
城镇=1	-0.055 (0.035)	0.031 (0.029)	0.091** (0.045)	0.108** (0.053)	0.126*** (0.037)	0.138** (0.069)	0.110*** (0.034)	0.098** (0.042)
是否独居	-0.052** (0.025)	-0.039 (0.047)	-0.119*** (0.025)	-0.142*** (0.037)	-0.179 (0.129)	-0.183*** (0.062)	-0.257*** (0.073)	-0.201*** (0.069)
子女数量	0.012 (0.066)	0.035 (0.043)	0.061 (0.049)	0.047 (0.059)	0.088 (0.076)	0.046 (0.058)	0.156 (0.099)	0.053 (0.065)
收入	-0.322*** (0.017)	-0.038*** (0.014)	-0.188*** (0.035)	-0.086* (0.050)	-0.038 (0.029)	-0.133*** (0.037)	-0.183*** (0.069)	-0.155* (0.082)
距医院较远=1	0.043 (0.078)	0.158 (0.099)	0.089 (0.092)	0.338 (0.452)	0.059 (0.196)	0.459 (0.488)	0.317 (0.300)	0.189 (0.180)
观测值	10 467	10 467	10 101	10 047	10 006	9 986	9 432	10 198
Pseudo-R ²	0.035	0.017	0.038	0.071	0.010	0.047	0.053	0.039

注：所有回归模型中均控制了个体及城市级别控制变量和固定效应。括号内为城市聚类标准误；***、**、* 分别表示在1%、5%、10%的显著性水平下通过检验。

的文献研究结果,本文主要关注呼吸道系统疾病、心血管与心脏病以及肺癌三类疾病。模型(1)与(2)的被解释变量分别为自评健康为“差”与自评身体健康状况过去两年内恶化两个虚拟变量;模型(3)到(6)的被解释变量分别为患有呼吸道疾病或肺病、患有心血管或心脏病、患有癌症以及患有上述三种疾病中至少一种的虚拟变量;模型(7)与(8)的被解释变量分别为是否患有慢性疾病和过去两年是否患重大疾病的虚拟变量,使用Probit概率模型进行估计。为了方便解释系数的经济学含义,我们将表2中的因变量以百分点的形式表示,即所有的虚拟变量取值为0或100,表中估计的系数已转换为样本均值处的边际效应(marginal effect at the mean)。

在控制了年龄、性别和教育水平等个人特征后,估计结果表明空气质量与诸多健康指标显著相关。空气污染指数平均值每增加1单位,自评自身健康差的概率上升0.057个百分点,患有心血管或心脏病的概率上升0.073个百分点,患有肺病、心血管或癌症至少一种疾病的概率上升0.103个百分点,过去两年患有重大疾病的概率上升0.148个百分点。

(二) 空气污染对医疗费用支出的影响

本研究统计每一受访者,在受访日期为截止日的前一年期间,所在城市空气质量为轻度污染以上($API \geq 100$)、中度污染以上($API \geq 150$)、重度污染以上($API \geq 200$)和严重污染($API \geq 300$)的天数作为主要的解释变量,并控制了样本的个体特征与社会经济特征,回归结果由表3给出:

表3 空气质量对医疗费用支出的影响(OLS和Heckman两阶段估计模型)

变量	A. OLS模型				
	医疗费用支出				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
平均 API	0.002 (0.003)				
轻度污染以上 ($API \geq 100$)		0.019 (0.016)			
中度污染以上 ($API \geq 150$)			0.029 (0.021)		
重度污染以上 ($API \geq 200$)				0.037* (0.021)	
严重污染 ($API \geq 300$)					0.048* (0.029)
观测值	10 467	10 467	10 467	10 467	10 467
R-squared	0.008	0.017	0.024	0.007	0.018

(续表)

变量	B. Heckman 两阶段模型				
	医疗费用支出				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
平均 API	0.004**				
	(0.002)				
轻度污染以上 (API \geq 100)		0.043**			
		(0.022)			
中度污染以上 (API \geq 150)			0.059**		
			(0.030)		
重度污染以上 (API \geq 200)				0.071**	
				(0.037)	
严重污染 (API \geq 300)					0.089*
					(0.050)
观测值	10 467	10 467	10 467	10 467	10 467

注：表中因变量已取自然对数形式。所有回归模型中均控制了个体及城市级别控制变量和固定效应。括号内为城市聚类标准误；***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的显著性水平下通过检验。以下同。

首先，表 3 的面板 A 展示了 OLS 的估计结果。虽然估计的系数方向表明空气污染对医疗支出正相关，但系数在统计上大多不显著。表 3 的面板 B 中使用 Heckman 两阶段模型修正就医的样本选择偏误，空气质量（平均 API）与医疗费用支出呈显著正相关关系。年平均 API 每上升 1 个单位，医疗支出增加 0.4%。面板 B 中的第（2）—（5）列展示了非线性的估计。具体来说，空气污染指数超过 100、150、200 与 300 的天数每增加 1 天，医疗费用支出分别上升 4.3%、5.9%、7.1% 与 8.9%，系数普遍大于 OLS 的有偏估计。

若按照全国卫生总费用约 5 万亿元估算，API 大于 150 的天数每增加 1 天，卫生总费用增加约 2 450 亿元。本文样本使用老年人样本估计，而从疾病谱的结构看，老年人对医疗服务的利用比其他年龄的人口多，对于全年龄样本可能存在高估。

接下来我们使用逆温天气数作为空气污染的工具变量，估计空气污染对于医疗费用支出的影响。首先，工具变量的第一阶段（逆温天气对 API 的回归）的回归结果如表 4 所示。从表中可以看出，逆温天出现的数量与 API 呈现显著正相关关系。四组回归均通过弱工具变量检验。

表4 工具变量与API回归结果

变量	平均 API	API \geq 100 天数	API \geq 150 天数	API \geq 200 天数	API \geq 300 天数
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
逆温天数	0.065*** (0.013)	0.725*** (0.049)	0.622*** (0.059)	0.412*** (0.057)	0.196*** (0.035)
Angrist-Pischke F-statistic	857.00	857.00	857.00	857.00	857.00
Stock Yogo weak ID critical value	15.29	15.29	15.29	15.29	15.29
观测值	10 467	10 467	10 467	10 467	10 467
R-squared	0.031	0.057	0.058	0.035	0.029

表5使用逆温天气数作为工具变量模型的估计系数表明,空气污染指数超过100、150、200与300的天数每增加1天,医疗费用支出分别上升5.5%、7.6%、9.1%与10.3%。所有核心变量系数至少在10%的水平上显著,系数大于表3面板A中OLS所估计的系数。⁹相比于Heckman两阶段模型,IV模型的估计结果相当接近,且能解决空气污染的内生性问题,因此我们将IV模型作为我们的基准模型。

表5 空气质量对医疗费用支出的影响(IV估计模型)

变量	医疗费用支出				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
平均 API	0.004* (0.003)				
轻度污染以上(API \geq 100)		0.055** (0.026)			
中度污染以上(API \geq 150)			0.076*** (0.025)		
重度污染以上(API \geq 200)				0.091** (0.045)	
严重污染(API \geq 300)					0.103* (0.057)
观测值	10 467	10 467	10 467	10 467	10 467
R-squared	0.017	0.036	0.042	0.028	0.049

⁹ 我们也尝试使用年主风向作为工具变量,实证结果与逆温结果接近。

对于其他控制变量而言，年龄的增长与更低的就医概率显著相关，与医疗费用负相关。男性受访者有更小的就医概率，可能与样本中主要是老年人相关，随着进入高龄阶段，往往会采取更加保守的治疗方式。而当发生就医行为后，男性受访者的医疗费用显著比女性受访者更高。城镇居民、存活子女数量更多的受访样本在就医概率与医疗费用上均比农村居民高。医疗费用自付为主的受访样本就医概率相比有医疗费用分担保障的样本更高，而医疗费用更低。家庭人均收入与就医概率正相关但是相关关系并不显著，而家庭人均收入与医疗费用显著正相关。在回归中对收入水平做了对数处理，系数即医疗费用对收入的弹性，当家庭人均收入增加1%时，医疗费用上升约0.2%。慢性疾病数量、过去两年患有重大疾病以及自评健康差这三个变量与就医概率、医疗费用均有显著的正相关关系。独居的受访样本就医概率更低，但是就医费用更高。¹⁰

（三）稳健性检验

我国北方集中供暖导致燃煤量比南方地区更多，此外北方地区相比南方地区而言气候干燥，大气活动更不活跃，可吸入微粒是主要的污染物。为了控制空气污染影响的南北异质性，本文稳健性检验的第一步先对比南北方省市影响的大小，回归结果由表6给出：

表6 南方和北方省市地区回归结果（IV模型）

变量	医疗费用支出							
	API \geq 100		API \geq 150		API \geq 200		API \geq 300	
	南方	北方	南方	北方	南方	北方	南方	北方
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
轻度污染以上（API \geq 100）	0.058**	0.042**						
	(0.030) (0.021)							
中度污染以上（API \geq 150）			0.080***	0.063***				
			(0.032) (0.021)					
重度污染以上（API \geq 200）					0.093**	0.087**		
					(0.046) (0.041)			
严重污染（API \geq 300）							0.109*	0.092*
							(0.058) (0.048)	
观测值	7 094	3 373	7 094	3 373	7 094	3 373	7 094	3 373
R-squared	0.031	0.028	0.039	0.028	0.042	0.037	0.043	0.037

注：表中因变量已取自然对数形式。南方省市包括上海、江苏、浙江、安徽、福建、江西、湖北、湖南、广东、广西、四川、重庆、海南。北方省市包括北京、天津、河北、山西、辽宁、吉林、黑龙江、山东、河南和陕西。

¹⁰ 限于篇幅，表5没有展示控制变量估计系数。读者可向作者索取。

我们发现北方省市受空气污染的边际影响相对较小。具体来说,北方省市 API 大于 100、150、200 和 300 的天数每增加 1 天则医疗费用支出分别增加 4.2%、6.3%、8.7%和 9.2%,系数小于南方样本,这可能与南北生活方式差异有关。监测点记录室外环境空气质量数据,但北方城市居民在秋冬季节以室内活动为主,开窗通风少,室内形成的密闭空间内可吸入微粒等污染物浓度变化幅度小于室外监测点。因此空气污染对健康影响的传导相对更弱,北方城市的样本回归结果系数也更小。

接下来,我们分析空气污染对住院和门诊医疗支出的异质性影响。表 7 的实证结果显示,空气污染指数超过 100、150、200 以及 300 的天数每增加 1 天,住院费用分别增加 5.1%、7.2%、8.7%和 10.0%,门诊费用分别增加 5.7%、7.8%、9.5%和 10.7%。对比发现空气污染对门诊费用的支出影响更大。其中一个原因可能是,一般来说门诊费用与住院费用相比更低,因此以比例计算的影响更加敏感。

表 7 住院和门诊样本 (IV 模型)

变量	医疗费用支出							
	API \geq 100		API \geq 150		API \geq 200		API \geq 300	
	住院	门诊	住院	门诊	住院	门诊	住院	门诊
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
轻度污染以上 (API \geq 100)	0.051**	0.057*						
	(0.026) (0.030)							
中度污染以上 (API \geq 150)			0.072***	0.078***				
			(0.027) (0.029)					
重度污染以上 (API \geq 200)					0.087**	0.095**		
					(0.041) (0.047)			
严重污染 (API \geq 300)							0.100*	0.107*
							(0.053) (0.059)	
观测值	5 715	4 752	5 715	4 752	5 715	4 752	5 715	4 752
R-squared	0.041	0.039	0.051	0.033	0.039	0.038	0.040	0.029

最后,我们对比分析空气污染对医疗支出影响的个体背景异质性。表 8 的实证结果显示,男性和女性老年人的医疗支出均显著受到空气污染的影响,但是邹至庄检验表明空气污染对男女性的影响不存在显著区别。表 9

的实证结果显示年龄高于80岁的老年人更多地受到空气污染的影响，空气污染指数超过100、150、200以及300的天数每增加1天，年龄高于80岁的老年人的医疗支出费用分别增加6.3%、8.3%、9.9%和11.3%，而年龄低于80岁的老年人医疗支出费用分别增加4.9%、7.0%、8.2%和9.8%。原因可能是随着年龄增长，老年人身体机能快速下降，对空气污染更加敏感，相应地导致的疾病更严重，医疗支出费用更高。表10的结果表明，相比于乡村地区的老年人，城镇地区的老年人受到空气污染的影响更大。空气污染指数超过100、150、200以及300的天数每增加1天，城镇地区老年人的医疗支出费用分别增加5.9%、8.3%、9.7%和10.7%；空气污染指数超过100、150、200以及300的天数每增加1天，乡村地区老年人的医疗支出费用分别增加4.0%、6.3%、8.1%和9.6%。城镇地区的老年人受到空气污染影响更大的原因可能是，城镇地区空气污染程度较农村地区更高，城镇丰富的医疗资源可能会导致同样的疾病在城镇地区支出更多。

表8 性别异质性回归结果 (IV模型)

变量	医疗费用支出							
	API \geq 100		API \geq 150		API \geq 200		API \geq 300	
	男性	女性	男性	女性	男性	女性	男性	女性
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	
轻度污染以上 (API \geq 100)	0.054*	0.057**						
	(0.031)	(0.027)						
中度污染以上 (API \geq 150)			0.075**	0.076***				
			(0.037)	(0.024)				
重度污染以上 (API \geq 200)					0.091*	0.092**		
					(0.050)	(0.043)		
严重污染 (API \geq 300)							0.102*	0.103*
							(0.061)	(0.053)
观测值	4 396	6 071	4 396	6 071	4 396	6 071	4 396	6 071
R-squared	0.029	0.029	0.037	0.028	0.040	0.039	0.045	0.039

表9 年龄异质性回归结果(IV模型)

变量	医疗费用支出							
	API \geq 100		API \geq 150		API \geq 200		API \geq 300	
	<80岁	\geq 80岁	<80岁	\geq 80岁	<80岁	\geq 80岁	<80岁	\geq 80岁
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
轻度污染以上(API \geq 100)	0.049*	0.063***						
	(0.027)	(0.022)						
中度污染以上(API \geq 150)			0.070***	0.083***				
			(0.026)	(0.032)				
重度污染以上(API \geq 200)					0.082**	0.099**		
					(0.042)	(0.040)		
严重污染(API \geq 300)							0.098	0.113*
							(0.072)	(0.048)
观测值	5 202	5 265	5 202	5 265	5 202	5 265	5 202	5 265
R-squared	0.029	0.032	0.046	0.039	0.041	0.040	0.042	0.045

表10 城乡异质性回归结果(IV模型)

变量	医疗费用支出							
	API \geq 100		API \geq 150		API \geq 200		API \geq 300	
	城镇	乡村	城镇	乡村	城镇	乡村	城镇	乡村
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
轻度污染以上(API \geq 100)	0.059**	0.040**						
	(0.031)	(0.022)						
中度污染以上(API \geq 150)			0.083***	0.063***				
			(0.031)	(0.024)				
重度污染以上(API \geq 200)					0.097**	0.081**		
					(0.041)	(0.038)		
严重污染(API \geq 300)							0.0107*	0.096*
							(0.061)	(0.052)
观测值	6 176	4 291	6 176	4 291	6 176	4 291	6 176	4 291
R-squared	0.032	0.030	0.040	0.032	0.037	0.038	0.044	0.040

六、结 论

本研究通过我国78个城市每日的空气质量监测数据与中国老年健康影响因素追踪调查(CLHLS)2005、2008与2011年的数据匹配,采用了Heckman两阶段模型解决医疗服务支出的样本选择偏误,应用逆温现象作为工具变量模型有效解决了空气污染的内在性问题。以平均空气质量和极端空气质量天数两个维度,采用中国老年人作为微观样本,研究空气质量对其医疗费用支出的影响,本文的研究结果支持了空气污染对个人健康有负面影响的结论。

长期来看,空气质量更差的地区(表现为空气污染指数的平均值更高)的人与其他地区的人相比,在其他条件等同的情况下有更大几率患有心血管或心脏疾病,有更大几率患有更多的慢性疾病,且主观上对自身健康情况的评价也更差。

空气污染的冲击与人们的就医概率和医疗费用支出情况显著相关,空气质量差的天数越多,就医概率与医疗费用支出越大。污染程度越严重的天数对医疗服务的影响程度越大,即空气污染指数超过100、150、200和300的天数每增加1天,医疗费用上涨的幅度分别为5.5%、7.6%、9.1%和10.3%。通过对比南北方、住院门诊、性别、年龄以及城乡差异等一系列的稳健性检验表明,本文的实证结果具有稳健性。

参 考 文 献

- [1] Anderson, R., A. Me Cutehenon, and L. Aday, "Exploring Dimensions of Access to Medical Care", *Health Service Research*, 1983, 18, 50-74.
- [2] Arceo, E., R. Hanna, and P. Oliva, "Does the Effect of Pollution on Infant Mortality Differ Between Developing and Developed Countries? Evidence from Mexico City", *The Economic Journal*, 2016, 126 (591), 257-280.
- [3] Barreca, A. I., "Climate Change, Humidity, and Mortality in the United States", *Journal of Environmental Economics and Management*, 2012, 63 (1), 19-34.
- [4] Barwick, P. J., S. Li, D. Rao, and Na. B. Zahur, "Air Pollution, Health Spending and Willingness to Pay for Clean Air in China", Working papers, 2018.
- [5] Brajer, V., R. Mead, and F. Xiao, "Health Benefit of Tunneling Through the Chinese Environmental Kuznets Curve (EKC)", *Ecological Economics*, 2008, 66 (4), 674-686.
- [6] Brajer, V., R. Mead, and F. Xiao, "Searching for and Environmental Kuznets Curve in China's Air Pollution", *China Economic Review*, 2011, 22 (3), 383-397.
- [7] Brook, R. D., S. Rajagopalan, C. A. Pope, et al., "Particulate Matter Air Pollution and Cardiovascular Disease an Update to the Scientific Statement from the American Heart Association", *Circu-*

- lation, 2010, 121 (21), 2331-2378.
- [8] 陈仁杰、阚海东, “雾霾污染与人体健康”, 《自然杂志》, 2013年第35卷第5期, 第342—344页。
- [9] 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”, 《经济研究》, 2014年第8期, 第158—169页。
- [10] Chen, S., C. Guo, and X. Huang, “Air Pollution, Student Health, and School Absences: Evidence from China”, *Journal of Environmental Economics and Management*, 2018, 92 (11), 465-497
- [11] Chen, Y., A. Ebenstein, M. Greenstone, and H. Li, “Evidence on the Impact of Sustained Exposure to Air Pollution on Life Expectancy from China’s Huai River Policy”, *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 2013, 110 (32), 12936-12941.
- [12] Deryugina, T., G. Heutel, N. H. Miller, D. Molitor, and J. Reif, “The Mortality and Medical Costs of Air Pollution: Evidence from Changes in Wind Direction”, *American Economic Review*, 2019, 109 (12), 4178-4219.
- [13] Duflo, E., M. Greenstone, and R. Hanna, “Indoor Air Pollution, Health and Economic Well-being”, *Surveys and Perspectives Integrating Environment and Society*, 2008, 1, 1-9.
- [14] Ebenstein, A., M. Fan, M. Greenstone, G. He, and M. Zhou, “New Evidence on the Impact of Sustained Exposure to Air Pollution on Life Expectancy from China’s Huai River Policy”, *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 2017.
- [15] Fu, S., B. Viard, and P. Zhang, “Air Quality and Manufacturing Firm Productivity: Comprehensive Evidence from China”, *SSRN Working Paper* 2956505, 2017.
- [16] Grossman, M., “On the Concept of Health Capital and the Demand for Health”, *Journal of Political Economy*, 1972, 80 (2), 223-255.
- [17] Hansel, N. N., et al., “In-home Air Pollution Is Linked to Respiratory Morbidity in Former Smokers with Chronic Obstructive Pulmonary Disease”, *American Journal of Respiratory and Critical Care Medicine*, 2013, 187 (10), 1085-1090.
- [18] Heckman, J., “Shadow Prices, Market Wages, and Labor Supply”, *Econometrica*, 1974, 42 (4), 679-694.
- [19] He, J., and H. Wang, “Economic Structure, Development Policy and Environmental Quality: An Empirical Analysis of Environmental Kuznets Curves with Chinese Municipal Data”, *Ecological Economics*, 2012, 76, 49-59.
- [20] Huang, W., et al., “Seasonal Variation of Chemical Species Associated with Short-term Mortality Effects of PM_{2.5} in Xi’an, a Central City in China”, *American Journal of Epidemiology*, 2012, 175 (6), 556-566.
- [21] Jacobson, M., *Atmospheric Pollution: History, Science, and Regulation*. Cambridge: Cambridge University Press, 2002.
- [22] 刘国恩、蔡春光、李林, “中国老人医疗保障与医疗服务需求的实证分析”, 《经济研究》, 2011年第3期, 第95—107页。
- [23] Moussiopoulos, N., C. Achillas, C. Vlachokostas, et al., “Environmental, Social and Economic Information Management for the Evaluation of Sustainability in Urban Areas: A System of Indicators for Thessaloniki, Greece”, *Cities*, 2010, 27 (5), 377-384.
- [24] Neidell, M. J., “Air Pollution, Health, and Socio-Economic Status: The Effect of Outdoor Air

- Quality on Childhood Asthma”, *Journal of Health Economics*, 2004, 23 (6), 1209-1236.
- [25] Owen, C. A., “Roles for Proteinases in the Pathogenesis of Chronic Obstructive Pulmonary Disease”, *International Journal of Chronic Obstructive Pulmonary Disease*, 2008, 3 (2), 253-268.
- [26] Ransom, M., and C. A. Pope, “Air Pollution and School Absenteeism: Results from a Natural Experiment”, Working Paper, 2013.
- [27] Schlenker, W., and W. R. Walker, “Airports, Air Pollution, and Contemporaneous Health”, *The Review of Economic Studies*, 2015, 83 (2), 768-809.
- [28] Vlachokostas, C., et al., “Health Effects and Social Costs of Particulate and Photochemical Urban Air Pollution: A Case Study for Thessaloniki, Greece”, *Air Quality, Atmosphere & Health*, 2012, 5 (3), 325-334.
- [29] 王敏、黄滢, “中国的环境污染与经济增长”, 《经济学》(季刊), 2015 年第 14 卷第 2 期, 第 557—578 页。
- [30] Williams, A. M., and D. J. Phaneuf, “The Morbidity Costs of Air Pollution: Evidence from Spending on Chronic Respiratory Conditions”, *Environmental and Resource Economics*, 2019, 74 (2), 571-603.
- [31] World Health Organization (WHO), “Addressing the Links between Indoor Air Pollution, Household Energy and Human Health, Based on the WHO-USAID Global Consultation on the Health Impact of Indoor Air Pollution and Household Energy in Developing Countries (Meeting report)”, 2002.
- [32] Zhang, X., X. Chen, and X. Zhang, “The Impact of Exposure to Air Pollution on Cognitive Performance”, *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 2018, 115 (37), 9193-9197.

Air Quality and Health Care Expenditure

—Evidence from Chinese Middle-Aged and Elderly Samples

NAN GUAN

(*State Administration of Foreign Exchange Investment Center*)

XINFEI HUANG* TENG LI

(*Sun Yat-sen University*)

Abstract Our research merges air quality monitoring data from 2004 to 2011 with the Chinese Longitudinal Healthy Longevity Survey (CLHLS) Dataset, and explores the air quality’s influence on the health care expenditure using Heckman Two Step Model and IV

* Corresponding Author: Xinfei Huang, International School of Business and Finance, Sun Yat-sen University, No. 135 Xingang West Rd., Guangzhou, Guangdong, 510275, China; Tel: 86-20-84110801; E-mail: huangxf3@mail.sysu.edu.cn.

Model. Our findings indicate a higher risk of chronic diseases for those in areas with poor air quality, air pollution increases the probability of visiting hospital and health care expenditure. One additional day exposed to API over 100, 150, 200 and 300 raises health care expenditure by 5.5%, 7.6%, 9.1% and 10.3%, respectively. Our empirical results are tested with robustness.

Keywords air quality, morbidity, health care expense

JEL Classification J14, I11, I31