

空气污染对居民人均医疗支出的影响分析

黄超群 徐振挥

(湖南大学, 湖南省, 长沙市, 410079)

摘要: 本文首先介绍了空气污染与居民医疗支出的研究背景与现状, 归纳总结了文献综述, 并阐述了相关健康需求理论。接着, 基于 Grossman 健康需求理论, 利用我国 30 个省份 2014-2015 年的数据, 以烟尘的年排放量、二氧化硫的年排放量分别作为衡量空气污染程度的解释变量, 使用双固定效应的面板回归与 GMM 估计研究了空气污染对居民人均医疗支出的影响, 结果表明在控制了人均可支配收入、老年人口抚养比、医疗价格指数、污水排放量以及教育程度后, 空气污染与居民人均医疗支出显著正相关。

关键词: 空气污染 二氧化硫排放量 烟尘排放量 医疗支出

中图分类号: F **文献标识码:** A

一、引言

自 1978 年改革开放以来, 中国经济飞速发展, 人民的生活水平不断提高。同时, 对自然资源的过分消耗破坏了原有的生态平衡, 造成了空气污染。众多空气污染事件的发生, 严重威胁到了人民的生命健康, 引起了对空气污染问题的广泛关注。近些年来, 中国空气污染现象十分明显, 部分地区雾霾现象频发, 空气质量指数超标的新闻也屡见不鲜。以往大气污染一般会集中出现在大中型城市, 而目前也开始向着小城市和乡镇发展, 开始逐渐呈现全国范围内的空气污染。根据相关调查, 我国的 SO_2 与 CO_2 排放量处于全球前列, 在全球大气污染最严重的三十个城市中我国就占了二十个。此外, 空气污染引发的居民健康风险和疾病负担已成为一个世界性话题, 它已经成为吸烟, 饮食和肥胖症之后全球第 4 大死亡原因。空气污染通常导致癌症、心脏、肺和呼吸道疾病。据世界银行统计, 中国已经成为世界上空气污染受害最深的国家。中国因为环境污染造成过早死亡、劳动时间的损失和相关福利开支增多, 导致中国因此损失其国内生产总值的 10%。国家统计局年鉴数据表明: 1990 年城镇居民人均医疗保健支出 25.67 元, 占人均可支配收入的 1.85%, 农村居民人均医疗保健支出 19.02 元, 占人均纯收入的 2.77%, 而 2014 年城镇居民人均医疗保健支出 1305.6 元, 占人均可支配收入的 6.5%, 农村居民人均医疗保健支出 753.9 元, 占人均纯收入的 9.0%, 通过以上数据的对比我们可以看出, 我国人均居民医疗保健支出不仅在绝对量上增加迅速, 而且在相对人均收入上也增长较快。同时, 我国各地区之间收入水平、消费习惯与市场环境有着不小的差异, 各地区个人医疗保健支出水平与占比也有着不同的特点。虽然居民可支配收入、年龄结构以及政府卫生支出等因素是影响我国居民医疗支出的重要因素, 但是由空气污染所引起的医疗需求对医疗消费支出的影响也值得关注。我国能源消费结构中, 煤炭消费占比极大, 二氧化硫排放量与二氧化碳排放量甚至已经是全球第一位。由于能源消耗量的不断增加, 同时在能源消耗结构上对煤炭这类容易造成高污染的初级能源的持续使用, 导致我国的环境污染问题尤其是空气污染问题日益严重。在我国新常态的经济背景下, 如何在保持经济发展的同时减轻环境污染带来的医疗负担显得尤为重要。

二、文献综述

2.1 医疗服务价格与健康资本

医疗服务需求来自于对健康资本的需求, 而医疗服务需求与医疗服务价格关系密切。以往文献中大多使用医疗支出来衡量医疗服务需求, 赵忠 (2005) 在一篇利用中国数据进行的健康需求研究中, 用居民治愈感冒的平均支出来衡量医疗服务价格, 发现它们之间存在着负

向影响。但是,在赵忠(2006)单独使用中国农村居民数据的研究中,却发现医疗服务价格和 health 需求呈正相关。由于和 Grossman 理论模型不一致,他认为这可能受到了经济因素的影响。

2.2 收入与健康资本

国内外学者也在收入这一因素上对健康与医疗服务需求进行了研究。Preston(1975)使用面板数据,发现在相同的时间段,经济发展较好国家的居民会比经济较为落后的国家拥有更高的寿命。而在同一国家内,较高收入的人群会比较低收入的人群拥有更高的寿命,由此表明收入与健康正相关,其对较低收入人群健康的影响高于对较高收入人群健康的影响,但该结论忽略了收入之外变量对健康的影响。部分学者在 Preston 研究的基础上做了进一步的研究。Benzeval(2001)把收入以外的部分变量引入模型,使用英国家庭调查数据研究收入与居民健康的关系,结论表明收入与居民健康显著正相关。王俊、昌忠泽(2007)基于 Grossman 模型构建了健康生产函数研究健康资本。他们发现人均 GDP 对健康的影响有着时滞性。更有学者发现收入不仅对健康产生显著正向影响,而且收入对健康的影响系数会随收入的提高而产生改变。Backlund(1999)研究绝对收入与健康的关系,结果发现在收入不高时,收入会对死亡率产生主导作用,但收入高到一定程度,教育会对死亡率产生主导作用。以往文献表明收入会对健康产生显著的正向影响,即在相同的条件下,高收入的人群会拥有更好的健康状况。同时,收入对健康的影响呈现出边际递减的趋势。

2.3 教育与健康资本

由于教育水平较高的人群生产健康存量可能更有效率,又或者教育能引起人们对健康的重视,部分学者对教育与健康、医疗服务需求之间的关系进行了研究。Van Doorslaer(1987)采用荷兰的截面追踪数据,追踪了荷兰 1979 与 1984 年调查样本的健康状况。问卷将调查者的健康状况分为十个等级,从“健康状况非常好”到“健康状况非常差”。Van Doorslaer 假定当前的健康存量等于过去存量加净投资的现值,而且假定净投资是个体特征变量的函数。因此,他用调查者 1984 年的健康状况对调查者在 1979 年的个人特征变量及健康状况进行回归,结果表明,教育对健康状况有着显著的正向影响。但 Wagstaff(1993)认为健康方程的简化形式为线性函数而不是对数线性函数,因此他将净投资看作健康投资的潜变量,使用丹麦健康研究数据,并使用 MIMIC 方法对数据进行研究,其中净投资包含六方面的健康医疗利用指标:就诊全科医生的次数、就诊专科医生的次数、住院的天数、就治疗理医师的次数、门诊的次数以及急诊的次数,发现教育对当期的健康存量具有显著的正效应。

2.4 年龄与健康资本

年龄这一因素也引起了诸多学者的关注,年龄通过改变健康资本折旧率影响居民对健康的需求,一般结论是:年龄较大的人群健康资本折旧速度越快,对医疗服务的需求也越多。Evans and Hertzman(1995)的结论表明日渐增多的人口数量能够解释增长的医疗支出。同时,年轻人的健康存量高于老年人的健康存量,年龄对健康有负向影响。此外,老年人相对年轻人有更高的医疗服务需求。在中国,部分学者还探究了年龄对健康需求影响的城乡与性别差异。赵忠(2005)根据中国 2000 年 CHNS 的截面数据研究我国的健康需求,发现教育仅对女性健康存在显著影响,但对男性健康不存在显著影响。年龄对男性健康的影响要高于女性,但收入对健康的影响不显著。张琳(2012)基于 Grossman 健康需求模型研究中老年居民的健康需求,结论表明年龄对健康的影响与 Grossman 理论预期相一致,且影响显著。此外,年龄、收入与教育对健康的影响存在性别差异。

2.5 空气污染与健康资本

Cropper (1981) 首次把空气污染引入 Grossman 模型, 觉得空气污染也是影响健康资本折旧速度的因素之一, 构建出包含空气污染的理論模型。国内外学者以此为理論基础对空气污染与健康、医疗服务需求进行了许多研究, 包括患病率、门诊量、死亡率与医疗卫生支出等。Bell 等 (2007) 运用 2000 到 2005 年美国的 $PM_{2.5}$ 数据, 发现 $PM_{2.5}$ 浓度的上升, 提高了人们患支气管炎的概率。朱一丹等 (2015) 利用北京数据, 发现污染程度较重地区的儿童在呼吸道疾病上的发病率较高。Wordley (1997) 以伯明翰城市为样本, 发现大气中 PM_{10} 与呼吸系统疾病住院数的显著正相关。Serinelli 等 (2010) 通过对所收集到的意大利 8 个城市的微观数据, 发现 PM_{10} 每增加 $10\mu g/m^3$, 冠心病死亡率会增加 1.46%。徐冬林等 (2010) 通过建立空气污染与城镇居民医疗保健支出的长期均衡关系研究得出空气污染的加剧降低了人们的健康水平, 增加了医疗保健的服务需求, 从而加速了医疗支出的增长。

综合以上文献内容, 发现对于健康资本的研究, 在收入、年龄、教育、医疗服务价格与空气污染等方面都有涉及。国内在对空气污染与医疗服务需求方面的研究, 大多使用微观调查层面的数据, 宏观角度的分析较少, 即使是存在着的少数相关文献在模型中也存在许多问题, 比如仅有一个控制变量或样本时间跨度过短等。因此, 本文将在宏观的角度, 基于 Grossman 理論模型选取相关变量, 并建立省级面板数据, 通过使用固定效应模型与 GMM 估计来探究空气污染对居民医疗支出的影响。

三、实证分析

3.1 面板数据选取及来源

根据 Grossman 理論模型, 本文的实证研究中需要考察以下变量: 居民的工资率水平; 居民购买医疗服务的价格; 居民的年龄; 居民的教育程度; 居民所在地空气污染程度。这些相关变量的选取与来源如下:

空气污染程度 (P0): 空气污染是环境污染中最突出的问题, 对人们的生活有着巨大的影响。例如, 彭希哲等 (2002) 发现呼吸类疾病平均门诊费用为 355.8 元, 而同期综合医院的人均门诊费用仅为 134.5 元。在本文中, 分别使用人均烟尘排放量与人均二氧化硫排放量来衡量空气污染水平, 由于空气污染对居民健康会造成损害, 预期其会对医疗支出产生正向影响。在衡量空气污染变量的选取过程中, 曾经考虑使用综合性的空气污染指标 AQI 指数, 但该指数存在着两个问题: 第一, AQI 指数在 2012 年才开始替代 API 指数进行统计, 可用来进行研究的样本年度较少。第二, 由于中国环保局公布的 AQI 指数是在城市层面每小时统计一次, 仅有四个直辖市可以与其省级层面数据进行匹配, 而若通过此指数计算出其他省份的年均 AQI 指数来衡量空气污染, 该指数的精准度将大打折扣。在使用 AQI 指数进行尝试性的回归分析后, 回归结果非常的不稳定且样本较少。因此, 若使用 AQI 指数无法得到有意义的结果。为了保证研究结果的准确性以及衡量空气污染的指标与其他省级层面数据的匹配性, 经过再三考虑, 最终决定分别使用各省份人均烟尘排放量 S_d 与人均二氧化硫排放量 SO_2 来衡量空气污染程度 (Po)。各省份人均二氧化硫排放量与人均烟尘年排放量来源于历年《中国环境统计年鉴》与《中国统计年鉴》。

居民的工资水平率 (INC): 收入水平是决定医疗支出的关键因素, 当收入增加时, 人们的经济能力得到提升, 才能满足更多的医疗支出。例如, 叶春辉等人 (2008) 采用 CHNS 数据发现, 医疗服务在农村是生活必需品, 收入水平的提高, 将提高农民在医疗服务上的支出。Joseph (2007) 通过对较高收入工作者和贫困工作者的比较发现, 较高收入工作者通常会采

取更多的医疗预防保健,产生了更多的医疗保健支出。本文使用各省份的居民人均可支配收入来衡量各省份居民的工资率水平,并以2004年消费者价格指数为基期对各年可支配收入进行了数据调整,预期其会对医疗支出产生正向影响。

居民购买医疗服务的价格(PR):医疗服务价格与消费者的医疗支出是息息相关的,经济学基本定律是需求与价格负相关,当医疗服务价格上升时,消费者在医疗上的支出会减少。例如,王学义等(2013)的结果表明医疗服务价格上升会抑制居民的医疗支出。本文使用各省份的医疗服务价格指数来衡量各省份居民购买医疗服务的价格,并以2004年指数为基期对各年指数进行了调整,预期其会对医疗支出产生负向影响。

居民的年龄(AGE):近些年来,中国老龄化进程不断加快,成为了全球老年人数量最多的国家。由于和成年人相比,老年人身体机能逐渐老化,容易受到疾病困扰,这将会增加该类人群的医疗支出。例如,毛中根等(2013)发现年轻人相比,老年人群免疫功能相对较弱,更容易患上疾病,所以对医疗服务的需求更为明显。徐倩(2003)发现老年人数量的增多会整体增加对医疗服务的需求,老龄化引起的医疗支出的增加是难以避免的。基于数据的可得性,本文使用各省份老年人口抚养比来衡量各省份居民的年龄,预期其对医疗支出会产生正向影响。

居民的教育程度(EDU):在医疗支出方面,不同教育水平的人也表现出差异性。由于教育水平较高者投资健康的效率较高,同一投入可以有更多的产出,因此相比教育水平较低者需要较少的医疗服务。例如,林相森(2008)的研究发现,教育程度越高的人群,用于医疗保健消费的支出越低。张冲(2015)发现农村居民教育水平跟医疗支出成负相关关系。基于数据的可得性,本文使用各省份15岁以上人口文盲率来衡量各省份居民的教育程度,由于文盲率越高,代表教育水平越低,因此预期该变量会对医疗支出产生正向影响。

人均废水排放量(WW):与空气污染类似,水污染也可能会通过影响居民的健康而对居民的医疗支出产生影响。

上述控制变量中各省份居民人均可支配收入、医疗服务价格指数、老年人口抚养比、人均废水排放量与15岁以上人口文盲率都来源于历年《中国统计年鉴》。

因此,本文基本的计量模型如下所示:

$$\ln MEPC = \beta_0 + \beta_1 AGE + \beta_2 \ln INC + \beta_3 \ln PR + \beta_4 EDU + \beta_5 \ln PO + \beta_6 \ln WW + \varepsilon \quad (3.1)$$

3.2 变量名称与编码

根据前文内容,所有选取变量的名称与编码如表3.1所示。

表 3.1 变量类型、名称与编码

| 变量类型 | 变量名称 | 变量编码 |
|-------|------------|------|
| 被解释变量 | 居民人均医疗支出 | Mepc |
| 解释变量 | 人均二氧化硫年排放量 | So2 |
| 解释变量 | 人均烟尘年排放量 | Sd |
| 解释变量 | 老年人口抚养比 | Age |
| 解释变量 | 居民人均可支配收入 | Inc |
| 解释变量 | 医疗服务价格指数 | Pr |
| 解释变量 | 15岁以上人口文盲率 | Edu |
| 解释变量 | 人均废水排放量 | Ww |

3.3 面板数据平稳性检验

经典回归分析暗含着一个重要假设：即实证分析所使用的数据是平稳的。而数据平稳的定义是：如果一个随机过程的均值和方差在时间过程上都是常数，并且在任何两时期的协方差值仅依赖于该两时期期间的距离或滞后，而不依赖于计算这个协方差的实际时间，就称它为平稳的。如果数据是非平稳的，大样本下统计推断的基础，一致性要求就无法满足，采用 OLS 估计的 T 检验与 F 检验就是无效的。这往往容易引起“伪回归”问题，表现为两个本来没有任何因果关系的变量，却有很高的相关性，或者说有时候时间序列的高度相关仅仅是因为二者同时有向上与向下变动的趋势，并没有真正的联系。

本文采用 PP-Fisher 这种方法来检验面板数据的平稳性，该检验包括三个模型，首先检验包含截距和趋势项的模型，然后检验只有截距项的模型，最后检验两者都不包括的模型。一般认为，所有模型的检验结果都表明无法拒绝原假设时，才判定数据是不平稳的，而只要某一个模型拒绝了原假设，就判定数据是平稳的。所得检验结果如表 3.2 所示：

表 3.2 单位根检验结果

| 变量 | 统计量 | P 值 | |
|-----------|----------|-------|------------------------|
| 人均医疗支出 | 160.520 | 0.000 | Intercept and trend |
| 人均二氧化硫排放量 | 240.510 | 0.000 | Intercept and trend |
| 老年人口抚养比 | 262.623 | 0.000 | Intercept and trend |
| 人均可支配收入 | 223.433 | 0.000 | Intercept |
| 教育程度 | 159.825 | 0.000 | No intercept and trend |
| 医疗服务价格 | 203.545 | 0.000 | Intercept and trend |
| 人均废水排放量 | 148.7944 | 0.000 | Intercept and trend |

从表 3.2 的检验结果中可以发现，在截距项和趋势项的三类模型下，原值序列的 PP 检验结果都至少有一个模型的检验结果拒绝了存在单位根的原假设，因此各截面没有不同的单位根。综上所述，不存在伪回归的情况，可以对数据直接进行回归分析。

3.4 回归结果

在进行回归分析前，需要分析模型可能存在的内生性问题。一般而言，若扰动项与解释变量不满足弱外生性假定，即解释变量和误差项相关，模型就出现了内生性问题，这时与扰动项相关的解释变量就被称为内生变量。内生性问题有三种常见形式，分别是遗漏变量、联立性偏误与测量误差。

在本文的研究内容中，不同省份医院质量与医院数量这些变量会对回归结果产生影响，因为没有找到这些数据，所以可能会产生遗漏变量所导致的内生性问题。而各省份医院质量、医院数量这两个变量跟所在省份、所在年份密切相关，使用双固定效应的面板回归模型可以

在一定程度上解决遗漏变量的问题。

联立性偏误发生在模型中被解释变量与解释变量互相影响彼此的时候。换句话说,因果关系不是百分之百的从解释变量到被解释变量,模型中被解释变量与解释变量是联合决定的,解释变量会跟误差项相关,这就会导致产生内生性问题。在 Grossman 健康需求理论中,医疗服务价格与医疗支出间就可能存在互为因果问题。因此,需要考虑使用工具变量的方法来解决可能存在的内生性问题。在本文中,由于没有找到合适的工具变量,因此在实证研究部分只能退而求其次的采用了 GMM 估计方法解决可能存在的内生性问题。

在本节中,先后使用混合估计模型、固定效应模型和 GMM 估计对实证模型进行估计,其中空气污染的衡量变量分别使用了人均烟尘排放量与人均二氧化硫排放量,使用人均烟尘排放量衡量空气污染程度的回归结果如表 3.3 所示:

表 3.3 回归结果

| VARIABLES | OLS | FE | GMM |
|---------------------|------------------------|----------------------|-----------------------|
| | lnmepc | lnmepc | lnmepc |
| lnsd | 0.129*** (0.0163) | 0.102*** (0.0277) | 0.0684*** (0.0213) |
| lninc | 0.550*** (0.0731) | 1.156*** (0.159) | 0.256*** (0.0737) |
| lnpr | -0.675*** (0.157) | -1.203*** (0.178) | -0.448** (0.178) |
| edu | -0.0096*** (0.0030) | 0.00400 (0.00428) | -0.00527 (0.00409) |
| age | 0.0021 (0.0046) | 0.00660 (0.00530) | -0.00675 (0.00594) |
| lnpww | 0.144*** (0.0302) | 0.00940 (0.0519) | 0.0813* (0.0430) |
| L.lnmepc | | | 0.478*** (0.0879) |
| Year | √ | √ | √ |
| Constant | 3.365*** (1.002) | 0.648 (1.828) | 2.884** (1.071) |
| Observations | 360 | 360 | 330 |
| ADJ- R ² | 0.736 | 0.877 | |
| Sargan Test | | | 0.527 |
| Hansen Test | | | 0.529 |
| AB Test for AR(1) | | | 0.000 |
| AB Test for AR(2) | | | 0.350 |

在表 3.3 中,第(1)栏为混合 OLS 回归,该模型中人均烟尘排放量、居民人均可支配收入、该地区教育程度、医疗服务价格指数以及人均废水排放量都会对居民人均医疗支出产生显著影响,但教育程度对居民人均医疗支出的影响显著为负,老年人口抚养比对居民人均医疗支出影响不显著。在第(2)栏中为固定效应回归,该模型中该模型中人均烟尘排放量、居民人均可支配收入与医疗服务价格指数都会对居民人均医疗支出产生显著影响,与混合 OLS 回归结果不同的是,固定效应回归中教育程度、人均废水排放量对居民人均医疗支出的影响变得不再显著,这可能是由于固定效应模型考虑了随个体变化而不随时间变化的因素。在系数大小方面,人均烟尘排放量的系数为 0.102,表示人均烟尘排放量每增加 1%,居民人均医疗支出将增加 0.102%,国内总医疗支出将增加 1740 亿元¹。同时,居民人均可支配收入系数为 1.156,表示居民人均可支配收入增加 1%,居民人均医疗支出将显著增加 1.156%,这是因为居民收入的增加会提高居民在医疗方面的支付能力。医疗服务价格指数系数变为

¹根据 2015 年末全国总人口数以及 2015 年人均医疗支出估算得出。

-1.203, 表示医疗服务价格指数每增长 1%, 居民人均医疗支出将显著减少 1.203%, 这是由于医疗服务价格的上升影响了居民对医疗服务的需求, 从而减少了在医疗上的支出。可以发现, 在这个回归中, 医疗服务价格对居民人均医疗支出的影响最大。前两栏回归采用的都是静态面板回归, 但是可能由于惯性, 消费者当期的医疗支出会受到前期的医疗支出影响。同时, 为了解决可能由遗漏变量与联立性偏误造成的内生性问题, 在第(3)栏的实证回归中使用了 GMM 估计, 并提供了相应自相关检验与过度识别检验的结果。GMM 估计一开始通过对所估计方程进行一阶差分来处理固定效应, 接着在工具变量的选择上使用滞后的解释变量, 最后得到了一致性估计。GMM 估计分为一步 GMM 估计与两步 GMM 估计。由于两步 GMM 估计的标准差存在向下的偏误, 这会使得两步 GMM 估计量的分布不可信, 所以在多数情况下都选择一步 GMM 估计。一步 GMM 估计又可以分为差分 GMM 和系统 GMM 两种。相对来说, 差分 GMM 在工具变量的选择上仅使用了内生变量的滞后项, 而系统 GMM 在选取内生变量滞后项作为工具变量之外, 还选取了非内生变量。这使得系统 GMM 包含了更多信息, 从而所得到的结果比差分 GMM 更有效。从表中可以看到 AR(1) 的 P 值小于 0.05, 表示存在一阶序列自相关, AR(2) 的 P 值大于 0.05, 表明不存在二阶序列相关性。Sargan test 与 Hansen test 的 P 值都大于 0.10, 这些检验结果表示扰动项存在一阶自相关但不存在二阶自相关, 同时模型的过度识别约束有效, 可以使用 GMM 估计且估计结果可信。从结果中可以看到, 人均烟尘排放量、人均可支配收入与医疗服务价格对居民人均医疗支出的影响与固定效应模型一样仍然显著, 只是系数大小发生了变化, 这可能是因为被解释变量滞后项对当期人均医疗支出的影响。

为了与使用烟尘排放量衡量空气污染程度进行对比, 同时也为了用两个衡量空气污染程度的变量互相验证结果的稳健性, 表 3.4 展示了使用人均二氧化硫排放量衡量空气污染程度的回归结果。

表 3.4 回归结果

| VARIABLES | POOL lnmepc | FE lnmepc | GMM lnmepc |
|--------------------|-------------------------|-----------------------|-----------------------|
| Inso2 | 0.100*** (0.0177) | 0.172*** (0.0419) | 0.0413* (0.0225) |
| lninc | 0.391*** (0.0714) | 0.905*** (0.173) | 0.148* (0.0731) |
| lnpr | -0.676*** (0.163) | -1.383*** (0.189) | -0.346* (0.180) |
| edu | -0.0139*** (0.00309) | 0.00370 (0.00423) | -0.00685 (0.00417) |
| age | -0.00419 (0.00470) | 0.000841 (0.00539) | -0.00949 (0.00542) |
| lnpww | 0.168*** (0.0313) | -0.00732 (0.0521) | 0.0982** (0.0390) |
| L.lnmepc | | | 0.514*** (0.0843) |
| Year | √ | √ | √ |
| Constant | 4.904*** (1.006) | 3.446* (1.976) | 3.365*** (1.032) |
| Observations | 360 | 360 | 330 |
| ADJ-R ² | 0.728 | 0.877 | |
| Sargan Test | | | 0.625 |
| Hansen Test | | | 0.614 |
| AB Test for AR(1) | | | 0.000 |
| AB Test for AR(2) | | | 0.320 |

在表 3.4 中, 第 (1) 栏为混合 OLS 回归, 该模型中人均二氧化硫排放量、居民人均可支配收入、该地区教育程度、医疗服务价格指数与人均废水排放量仍然会对居民人均医疗支出产生显著影响, 与表 4.7 在变量显著性上一致。在第 (2) 栏中为固定效应回归, 该模型中该模型中人均二氧化硫排放量、居民人均可支配收入、医疗服务价格指数都会对居民人均医疗支出产生显著影响, 同时固定效应回归中教育程度对居民人均医疗支出的影响为正且不显著。在系数大小方面, 人均二氧化硫排放量的回归系数为 0.172, 表示人均二氧化硫排放量每增加 1%, 居民人均医疗支出将显著增加 0.172%, 国内总医疗支出将增加 2934 亿元。同时, 居民人均可支配收入系数为 0.905, 表明居民人均可支配收入增加 1%, 居民人均医疗支出将显著增加 0.905%, 这是因为居民收入的增加会提高居民在医疗方面的支付能力。医疗服务价格指数系数变为-1.383, 表示医疗服务价格指数每增长 1%, 居民人均医疗支出将显著减少 1.383%。在系统广义据估计中, 自相关检验与过度识别检验的结果表示扰动项存在一阶自相关但不存在二阶自相关, 同时模型的过度识别约束有效, 估计结果是可靠的。人均二氧化硫排放量、人均可支配收入、人均废水排放量与医疗服务价格对居民人均医疗支出的影响与固定效应模型一样仍然显著。

3.5 稳健性检验

前文中分别用混合 OLS 模型、固定效应模型和 GMM 估计探究了空气污染程度对居民人均医疗支出的影响。为了进一步保证结论的稳健性, 本节将空气污染按来源划分为工业空气污染与生活空气污染进行稳健性检验。

表 3.5 呈现了使用工业烟尘排放量衡量空气污染变量的稳健性检验结果, 可以看到工业烟尘排放量依然对居民人均医疗支出产生显著的正向影响, 验证了空气污染对居民人均医疗支出影响的稳健性。

表 3.5 回归结果

| VARIABLES | POOL | FE | GMM |
|--------------------|-------------------------|-----------------------|------------------------|
| | lnmepc | lnmepc | lnmepc |
| lnisd | 0.0984*** (0.0167) | 0.0730*** (0.0250) | 0.0501*** (0.0141) |
| lninc | 0.524*** (0.0770) | 1.174*** (0.160) | 0.239*** (0.0560) |
| age | -0.000313 (0.00479) | 0.00748 (0.00537) | -0.00317 (0.00372) |
| edu | -0.0104*** (0.00312) | 0.00325 (0.00431) | -0.00553* (0.00289) |
| lnpr | -0.675*** (0.162) | -1.124*** (0.177) | -0.350*** (0.135) |
| lnww | 0.150*** (0.0313) | 0.00599 (0.0527) | 0.0989*** (0.0269) |
| L.lnmepc | | | 0.415*** (0.0518) |
| Year | √ | √ | √ |
| Constant | 3.777*** (1.043) | 0.271 (1.839) | 3.014*** (0.967) |
| Observations | 360 | 360 | 330 |
| ADJ-R ² | 0.732 | 0.874 | |
| Sargan Test | | | 0.188 |
| Hansen Test | | | 0.202 |
| AB Test for AR(1) | | | 0.000 |
| AB Test for AR(2) | | | 0.310 |

表 3.6 呈现了使用生活烟尘排放量衡量空气污染变量的稳健性检验结果, 可以看到生活烟尘排放量依然对居民人均医疗支出产生显著的正向影响, 验证了空气污染对居民人均医疗

支出影响的稳健性。

表 3.6 回归结果

| VARIABLES | POOL | FE | GMM |
|--------------------|-------------------------|-----------------------|-------------------------|
| | lnmepc | lnmepc | lnmepc |
| lnlsd | 0.0923*** (0.00837) | 0.0179* (0.0102) | 0.0634*** (0.00991) |
| lninc | 0.529*** (0.0659) | 1.167*** (0.162) | 0.323*** (0.0709) |
| age | 0.00251 (0.00428) | 0.00512 (0.00539) | 0.000905 (0.00301) |
| edu | -0.0112*** (0.00278) | 0.000434 (0.00427) | -0.00519** (0.00204) |
| lnpr | -0.614*** (0.146) | -1.155*** (0.184) | -0.382*** (0.118) |
| lnpww | 0.137*** (0.0282) | 0.0360 (0.0526) | 0.0833*** (0.0269) |
| L.lnmepc | | | 0.415*** (0.0613) |
| Year | √ | √ | √ |
| Constant | 3.644*** (0.915) | 0.687 (1.878) | 2.372*** (0.777) |
| Observations | 360 | 360 | 330 |
| ADJ-R ² | 0.772 | 0.873 | |
| Sargan Test | | | 0.262 |
| Hansen Test | | | 0.166 |
| AB Test for AR(1) | | | 0.000 |
| AB Test for AR(2) | | | 0.482 |

表 3.7 呈现了使用工业二氧化硫排放量衡量空气污染变量的稳健性检验结果,可以看到工业二氧化硫排放量依然对居民人均医疗支出产生显著的正向影响,验证了空气污染对居民人均医疗支出影响的稳健性。

表 3.7 回归结果

| VARIABLES | POOL | FE | GMM |
|--------------------|-------------------------|----------------------|-------------------------|
| | lnmepc | lnmepc | lnmepc |
| lniso2 | 0.0806*** (0.0178) | 0.109*** (0.0360) | 0.0471*** (0.0159) |
| lninc | 0.393*** (0.0729) | 1.020*** (0.170) | 0.173*** (0.0562) |
| age | -0.00500 (0.00476) | 0.00234 (0.00544) | -0.00360 (0.00334) |
| edu | -0.0138*** (0.00314) | 0.00264 (0.00427) | -0.00656** (0.00288) |
| lnpr | -0.689*** (0.166) | -1.245*** (0.184) | -0.303** (0.137) |
| lnww | 0.165*** (0.0318) | 0.00659 (0.0525) | 0.104*** (0.0270) |
| L.lnmepc | | | 0.444*** (0.0535) |
| Year | √ | √ | √ |
| Constant | 0.444*** (0.0535) | 0.444*** (0.0535) | 0.444*** (0.0535) |
| Observations | 360 | 360 | 330 |
| ADJ-R ² | 0.722 | 0.875 | |
| Sargan Test | | | 0.273 |
| Hansen Test | | | 0.223 |
| AB Test for AR(1) | | | 0.000 |

AB Test for AR(2)

0.325

表 3.8 呈现了使用生活二氧化硫排放量衡量空气污染变量的稳健性检验结果,可以看到生活二氧化硫排放量依然对居民人均医疗支出产生显著的正向影响,验证了空气污染对居民人均医疗支出影响的稳健性。

表 3.8 回归结果

| VARIABLES | POOL lnmepc | FE lnmepc | GMM lnmepc |
|--------------------|-------------------------|-----------------------|--------------------------|
| lnlso2 | 0.0817*** (0.00997) | 0.0559*** (0.0176) | 0.0552*** (0.0101) |
| lninc | 0.420*** (0.0684) | 1.114*** (0.162) | 0.201*** (0.0588) |
| age | -0.00624 (0.00445) | 0.00530 (0.00534) | -0.00428 (0.00244) |
| edu | -0.0129*** (0.00294) | 0.00166 (0.00423) | -0.00697*** (0.00193) |
| lnpr | -0.594*** (0.155) | -1.273*** (0.187) | -0.196 (0.162) |
| lnpww | 0.447*** (0.0611) | 0.447*** (0.0611) | 0.447*** (0.0611) |
| L.lnmepc | | | 0.447*** (0.0611) |
| Year | √ | √ | √ |
| Constant | 0.447*** (0.0611) | 0.447*** (0.0611) | 0.447*** (0.0611) |
| Observations | 359 | 359 | 330 |
| ADJ-R ² | 0.743 | 0.874 | |
| Sargan Test | | | 0.420 |
| Hansen Test | | | 0.267 |
| AB Test for AR(1) | | | 0.000 |
| AB Test for AR(2) | | | 0.391 |

四、结论与建议

4.1 主要结论

本文的主要结论如下:

一、空气污染与居民人均医疗支出存在显著的正相关关系。

回归结果表明,在控制了可支配收入、老年人口抚养比、医疗价格指数、污水排放量与教育程度后,无论是混合 OLS 模型还是固定效应模型,人均烟尘排放量与人均二氧化硫排放量都与居民人均医疗支出呈显著正相关关系。在针对内生性问题使用 GMM 估计方法后,空气污染衡量变量的系数都变大,表明固定效应回归遗漏了一些变量,导致低估了空气污染的影响系数。

二、居民人均可支配收入水平对居民人均医疗支出具有显著的正向影响。

回归结果表明,居民人均可支配收入是影响居民人均医疗支出的关键因素。居民人均可支配收入水平的提高,使得居民在满足了基本生活所需后,在遭遇疾病时有能力去购买医疗服务,从而增加了居民医疗支出。

三、医疗服务价格对居民人均医疗支出有显著的负影响。

无论是在实证回归还是在之后的稳健性检验部分，医疗服务价格的系数一直都显著为负，与理论预期相一致，这是因为医疗服务价格的上升导致了消费者对健康需求的降低，减少了对健康的毛投资，因此对医疗服务的需求也随之降低。

四、居民整体教育程度对居民人均医疗支出有正影响。

由于回归中使用 15 岁以上人口文盲率来衡量教育程度，该数值越高表明居民整体教育程度越低，回归结果中的系数为负，表明教育程度越低，所需要的医疗服务需求越少，这与理论预期部一致，这可能是因为教育程度的增加，会提高居民对于健康的重视程度，因此在同样的条件下，增加了对医疗服务的需求。

五、工业空气污染与生活空气污染都会对居民人均医疗支出产生显著影响。

在稳健性回归结果中，可以发现无论是使用人均烟尘排放量还是人均二氧化硫排放量来衡量空气污染，都会对居民人均医疗支出产生显著影响，其中来源于工业的空气污染影响系数都要大于来源于生活的空气污染影响系数，这可能是因为工业产生的空气污染排放量要远大于生活产生的空气污染排放量，导致其系数要更大。也可能是因为工业产生的空气污染排放量因为化学反应的复杂，导致产生了更多的其他空气污染物，而回归模型中没有考虑，导致高估了其影响系数。

六、前期医疗支出会对当期医疗支出产生显著的正影响。

在动态回归模型 GMM 估计中，前期的医疗支出的系数显著为正，这表明居民在前期为了维持健康需求所购买的医疗服务会影响到当期居民维持健康需求而购买的医疗服务，这可能是因为居民在购买医疗服务时会参考前期的支出水平。

4.2 建议

基于本文研究的结果，对治理城市空气污染，减轻居民医疗负担提出以下政策建议：

一、提高资源利用率，减少工业制造中产生的空气污染物。

我国城市化建设中，企业工厂主要使用燃煤，其对能量的转化效率并不高，容易产生大量二氧化硫与烟尘的排放，因此，应尽力改变传统落后的能源燃烧方式，提高能源利用效率，减少工业生产中的空气污染物排放量。同时，推广使用清洁能源，促进产业的优化升级，加大在空气污染治理相关行业的资金投入与技术研发。鼓励工业创新。改进汽车尾气处理装置，避免燃料的不充分燃烧。此外，合理协调政府各部门工作，确立一致的监管办法，开展空气污染治理工作，提高城市绿化面积。

二、加强公共交通系统建设，减少私家车运行。

汽车废气排放也是生活空气污染物排放的主要来源，政府应该加大倡导公交出行的力度，减少路上的私家车数量，减少汽车尾气的排放。加强公共交通系统建设、扩大地铁的运输范围和能力、使用绿色公共汽车等环保车辆，来促使居民减少私家车的使用，这是减少空气污染物排放的有效途径。也可以对每个城市的汽车数量进行限制，双管齐下，从污染的源头治理空气污染，改善居民身体健康状况，减轻居民的医疗负担。

三、加大政府教育经费投入，提高居民整体教育程度。

随着居民教育程度的提高，对于健康资本的需求会增加，注重锻炼身体的居民比例也会提升，同时，生产健康资本的效率也会更高，因为教育程度越高的人越懂得如何让自己健康，因而对医疗服务需求会相对减少，从而减少居民的医疗负担，

四、强化政府职能，维持医疗服务价格稳定。

由于医疗服务价格的上升会导致居民对于健康资本需求以及医疗服务需求的减少，且影响系数相比较其他因素而言较大。因此政府对医疗服务的价格进行监管十分必要，需要让其价格维持稳定，保证居民正常的健康需求，减少居民的医疗负担。

五、提高经济发展水平，增加居民收入

人们收入水平的提高是应对医疗支出过快增长，缓解“看病难”、“看病贵”的问题重要因素。因此，应尽快提高我国居民的收入水平，为满足人们的医疗支出提供切实的保障。目前，还有一些地区存在看不起病的现象，究其原因还是收入太低，所以我国在保持经济高速增长的同时要更加关注公平，做好收入的再分配工作，使各个地区经济水平协同发展，让每个地区的居民都有能力满足其自身的健康需求。

参考文献

- [1] Schultz T W. Investment in Human Capital[J]. *Economic Journal*, 1961, 82(326):787.
- [2] Mushkin S J. Health as an Investment[J]. *Journal of Political Economy*, 1962, 70(5):129-157.
- [3] Arrow K J. Uncertainty and the welfare economics of medical care. 1963. [J]. *Uncertainty in Economics*, 2001, 26(5):851.
- [4] Grossman M. On the Concept of Health Capital and the Demand for Health[J]. *Journal of Political Economy*, 1972, 80(2):223-255.
- [5] Muurinen J M. Demand for health: a generalised Grossman model.[J]. *Journal of Health Economics*, 1982, 1(1):5-28.
- [6] Cropper M L. Measuring the Benefits from Reduced Morbidity[J]. *American Economic Review*, 1981, 71(2):235-240.
- [7] Newhouse J P. Medical-Care Expenditure: A Cross-National Survey[J]. *Journal of Human Resources*, 1977, 12(1):115.
- [8] Liljas B. The demand for health with uncertainty and insurance[J]. *Journal of Health Economics*, 1998, 17(2):153.
- [9] 赵忠, 侯振刚. 我国城镇居民的健康需求与 Grossman 模型——来自截面数据的证据[J]. *经济研究*, 2005(10):79-90.
- [10] 王俊, 昌忠泽. 中国宏观健康生产函数:理论与实证[J]. *南开经济研究*, 2007(2):20-42.
- [11] Van D E, Geurts J. Supplier-induced demand for physiotherapy in the Netherlands. [J]. *Social Science & Medicine*, 1987, 24(11):919-925.
- [12] Wagstaff A. The demand for health: an empirical reformulation of the Grossman model. [J]. *Health Economics*, 1993, 2(2):189.
- [13] Barer M L, Evans R G, Hertzman C. Avalanche or glacier?: health care and the demographic rhetoric. [J]. *Canadian Journal on Aging*, 1995, 14(2):193-224.
- [14] 张琳. 我国中老年人健康需求实证研究——基于性别和城乡的分析[J]. *财经问题研究*, 2012(11):100-105.
- [15] Bell M L, Dominici F, Ebisu K, et al. Spatial and temporal variation in PM(2.5) chemical

composition in the United States for health effects studies[J]. *Environmental Health Perspectives*, 2007, 115(7):989-995.

[16] Currie J, Neidell M. Air Pollution and Infant Health: What Can We Learn from California's Recent Experience?[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2005, 120(3):1003-1030.

[17] Beatty T K M, Shimshack J P. Air pollution and children's respiratory health: A cohort analysis ☆[J]. *Journal of Environmental Economics & Management*, 2014, 67(1):39-57.

[18] 朱一丹, 魏建荣, 黄露, 等. 不同大气污染程度地区学龄儿童呼吸系统疾病及症状发生的比较[J]. *北京大学学报(医学版)医学版*, 2015, 47(3):395-399.

[19] 崔亮亮, 李新伟, 耿兴义, 等. 2013年济南市大气PM_{2.5}污染及雾霾事件对儿童门诊量影响的时间序列分析[J]. *环境与健康杂志*, 2015, 32(6):489-493.

[20] 吴金贵, 庄祖嘉, 钮春瑾, 等. 室内环境因素对儿童青少年呼吸道疾病影响的横断面研究[J]. *中国预防医学杂志*, 2010(5):450-454.

[21] Wordley J, Walters S, Ayres J G. Short Term Variations in Hospital Admissions and Mortality and Particulate Air Pollution[J]. *Occupational & Environmental Medicine*, 1997, 54(2):108-16.

[22] Schwartz J. Air pollution and hospital admissions for heart disease in eight U.S. counties. [J]. *Epidemiology*, 1999, 10(1):17.

[23] Gleason J A, Bielory L, Fagliano J A. Associations between ozone, PM 2.5, and four pollen types on emergency department pediatric asthma events during the warm season in New Jersey: A case-crossover study ☆[J]. *Environmental Research*, 2014, 132(1320):421-9.

[24] 周燕荣, 纪晓舒. 重庆地区大气污染对居民呼吸系统的影响[J]. *重庆医科大学学报*, 1996(T10):118-122.

[25] 李宁, 孙猛, 李晓巍. 空气污染与公共健康:基于省际面板数据的实证研究[J]. *人口学刊*, 2017, 39(5):5-13.

The Effect of Air Pollution on the Medical Expenditure of Residents in China

Huang Chaoqun, Xu Zhenhui

(Hunan University, Changsha / Hunan Province, 410079)

Abstract: This paper first introduces the research background of air pollution and residents' medical expenditure. Then, previous studies are summarized in the literature review part. Based on Grossman's health demand theory, this paper uses the panel data of 30 provinces in China from 2004 to 2015 to explore the effect of air pollution on the medical expenditure of residents by using the fixed effect model and the system-GMM method. The air pollution is measured by the emission of sulfur dioxide and smoke dust separately. The result shows that the emission of sulfur dioxide and smoke dust both have significant effect on the medical expenditure of residents after controlling for the disposal income, the elderly dependency ratio, medical price index, waste water emission and the education level.

Keywords: Air pollution; Sulfur dioxide; Smoke dust; Medical expenditure