

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

孙伟增 张晓楠 郑思齐

内容提要: 本文利用 2011—2015 年全国流动人口动态监测调查数据,采用条件 logit 模型实证考察了空气污染对流动人口就业选址行为的影响。研究发现: 第一, 空气污染对于流动人口的就业选址具有显著的负向影响; 城市的 PM_{2.5} 浓度上升 1 $\mu\text{g}/\text{m}^3$, 流动人口到该城市就业的概率将显著下降 0.39 个百分点。第二, 通过对比空气污染和收入对流动人口就业选址概率的影响可以计算得到流动人口对于 PM_{2.5} 浓度降低 1 $\mu\text{g}/\text{m}^3$ 的支付意愿约为 326 元/月。第三, 年龄越大、受教育水平越高, 以及男性、已婚/已生育、非农业户口的流动人口在就业选址时对空气污染的敏感性要更高。此外, 研究还发现空气污染对于流动人口的健康状况具有显著的负向影响。本文的研究结论一方面丰富了环境污染与劳动力流动的相关研究成果, 另一方面也为中国城市与环境治理和劳动力流动相关的政策制定提供了经验依据。

关键词: 空气污染 就业选址 PM_{2.5} 流动人口 条件 logit 模型

一、引言

近年来, 中国早期粗放的经济发展模式带来的环境隐患不断显现。2013 年, 雾霾席卷了大半个中国, 持续时间之长、影响范围之广、污染程度之严重引起了全社会的广泛关注。严重的空气污染给居民的生活和健康带来了较大压力。一方面, 空气污染直接危害人体健康, 容易造成支气管炎、肺炎、哮喘等呼吸道疾病。为此, 人们不得不在雾霾天气时采取自我防护措施, 如减少外出活动、购买口罩和空气净化器等 (Sun et al., 2017; Zhang & Mu, 2017)。另一方面, 空气污染还会对人们的精神健康产生负面影响, 降低人们的主观幸福感和心理健康程度 (Levinson, 2012; Zhang et al., 2017a)。出于身心健康的考虑, 越来越多的家庭最终选择了搬离空气污染严重的城市。空气污染已然成为影响劳动力就业选址的重要因素。根据 Rosen-Roback 的城市空间均衡理论, 劳动力的空间流动受到收入、房租 (生活成本) 以及城市宜居性特征 (amenity) 的影响。然而空气质量作为城市宜居性特征的重要因素, 在以往的研究中往往被忽视。随着人们对于良好环境质量需求的提升, 将环境指标更加显性化的引入到传统劳动力选址分析中, 对于准确理解劳动力的选址行为具有重要的理论意义。

本文聚焦于空气污染和流动人口就业选址行为的关系研究, 同样具有非常重要的现实意义。首先, 流动人口正成为中国区域经济增长的关键动力, 充分理解流动人口的选址决策机制, 将有助于城市政府制定相应的政策吸引流动人口, 从而促进本地经济增长。截至 2016 年底全国流动人口

* 孙伟增, 中央财经大学经济学院, 邮政编码 100081, 电子信箱: sunweizeng@gmail.com; 张晓楠 (通讯作者), 清华大学恒隆房地产研究中心、清华大学建设管理系, 邮政编码 100084, 电子信箱: zhangxn15@mails.tsinghua.edu.cn; 郑思齐, 麻省理工学院中国未来城市实验室、麻省理工学院城市研究与规划系, 邮政编码 02139, 电子信箱: sqzheng@mit.edu。作者感谢国家自然科学基金杰出青年基金项目 (71625004) 的资助, 感谢国家卫生计生委流动人口服务中心提供数据支持, 感谢匿名审稿专家的建设性意见, 当然文责自负。

共计 2.45 亿人, 占总人口的 17%(《中国流动人口发展报告 2017》)。劳动力跨区域流动为城市制造业的发展提供了必需的劳动力供给, 进一步促进产业集聚(姚林如和李莉, 2006)。潘越和杜小敏(2010)的研究表明中国中西部地区劳动力的跨省转移促进了东部沿海地区工业化程度的提高和经济的增长; 与此同时, 大规模的劳动力流出延缓了中西部地区工业化的进程(范剑勇等, 2004; 王飞等, 2006)。其次, 与户籍人口相比, 流动人口的就业地选择更加灵活, 容易受到城市相关政策的影响, 因此本文的研究发现空气质量对流动人口就业选址行为有显著影响, 对于城市政府和城市管理者将更加具有警醒意义。第三, 2013 年国务院部署了《大气污染防治行动计划》, 提出了十条措施(简称“大气十条”), 该计划被认为是中国有史以来最为严格的大气治理行动计划。为贯彻落实国家《大气污染防治行动计划》, 中国各级政府对于空气污染治理进行了大量投资, 例如北京市制定了《五年清洁空气行动计划》, 仅在 2015 年和 2016 年治理投入就超过了 300 亿元。由此可见, 准确评估空气污染对于流动人口就业选址行为的影响效果, 对于全面评价环境污染治理的投资收益也具有重要的政策意义。

基于上述理论和现实背景, 本文首先利用全球 PM_{2.5} 卫星栅格数据计算了 2010—2014 年中国 287 个地级及以上城市的 PM_{2.5} 浓度数据, 作为城市空气污染水平的度量指标; 其次, 利用 2011—2015 年的全国流动人口动态监测调查数据, 构建了以 287 个地级及以上城市为目的地的流动人口空间选址数据集。综合上述空气质量与流动人口选址的匹配数据, 以及丰富的城市经济数据, 基于显示性偏好理论, 通过估计条件 logit 模型实证考察了空气污染对流动人口选址概率的影响。研究结果发现: 第一, 在控制了净收入、城市经济和其他宜居性特征、劳动力市场需求, 以及到户籍地空间距离等因素的情况下, PM_{2.5} 浓度对于流动人口的选址具有显著的负向作用; 平均来看, 城市的 PM_{2.5} 浓度上升 1 $\mu\text{g}/\text{m}^3$, 流动人口到该城市就业的概率将显著下降 0.39 个百分点。第二, 通过对比空气污染和收入对流动人口选址概率的影响可以计算得到流动人口对于空气质量改善——PM_{2.5} 浓度降低 1 $\mu\text{g}/\text{m}^3$ 的支付意愿约为 326 元/月。第三, 空气污染对流动人口就业选址行为的影响具有显著的异质性特征: 年龄越大、受教育水平越高, 以及男性、已婚/已生育、非农业户口的流动人口在就业选址时对空气污染的敏感性要更高; 家乡空气质量越差的流动人口对就业地的空气污染越不敏感; 空气污染对于不同工作类型的流动人口的影响也存在显著差异。最后, 通过控制流动人口的来源地以及个体和流入城市特征, 发现空气污染对于流动人口的健康状况具有显著的负向影响, 这一结果为空气污染影响流动人口选址的行为机制提供了微观证据。

本文的研究贡献主要体现在以下几点: 第一, 本文利用精确度高、覆盖范围广的 PM_{2.5} 卫星栅格数据和全国流动人口动态监测调查数据, 准确地识别了空气污染对中国流动人口就业选址行为的影响效果, 并得到了稳健的研究发现, 为流动人口选址研究提供了新的经验证据; 第二, 本文基于显示性偏好理论对流动人口选址过程中空气污染和收入之间替代关系的讨论, 为环境污染的社会成本评估提供了新的视角; 第三, 本文的异质性研究结论为地方政府通过改善环境质量吸引劳动力流入的政策制定提供了经验依据。

本文余下部分的结构安排为: 第二部分回顾相关文献; 第三部分介绍实证方法和数据处理; 第四部分是主要的实证结果和稳健性检验; 第五部分讨论空气污染影响流动人口就业选址的异质性特征; 第六部分考察空气污染对流动人口健康状况的影响; 最后对全文进行总结。

二、文献评述

根据 Rosen-Roback 的城市空间均衡理论, 在劳动力自由流动的情况下, 城市间的房价差异可以被工资差异和生活宜居性差异所解释, 并最终实现空间均衡。这就是说, 在开放城市体系中劳动力会根据不同城市的收入(通常指工资水平)、宜居性(例如自然环境、公共服务等)以及生活成本

(例如住房和其他非贸易品本地消费)来选择效用最大化的城市就业和居住。传统的发展经济学和新经济地理模型表明,劳动力会更多的选择在非农产业经济比重高、人口规模大、预期收入高的城市就业(段成荣 2001;王桂新等 2012)。城市经济学者基于 Tiebout“用脚投票”理论,研究发现具有更高生活质量的城市更容易吸引劳动力的进入(Whisler et al., 2008)。其中公共服务水平,如基础教育和医疗水平等,作为生活质量的重要组成部分,会对劳动力的选址行为产生显著影响(夏怡然和陆铭 2015)。

作为城市生活质量的重要组成部分,环境质量对于劳动力选址决策的影响作用在近年来也开始受到学者们的关注。Banzhaf & Walsh(2008)研究发现人们确实会对环境质量“用脚投票”,并且同时存在规模效应和结构效应——污染物排放增加的地区的人口下降了5%—9%,而污染物排放减少的地区则经历了5%—7%的人口增长;周边污染物排放增加的社区的平均收入水平发生了下降,这反映了富裕家庭的迁出或贫穷家庭的迁入。楚永生等(2015)利用2003—2012年中国省级层面的面板数据,运用空间计量方法验证了环境污染对于高技能劳动力的跨省流动存在显著的负向影响。Qin & Zhu(2017)利用“移民”这一关键词的百度搜索指数进行分析发现,空气质量指数每上升100,人们第二天搜索“移民”的频率会上升2.3%—4.8%,这一结果反映了空气污染对于人们移民意愿的影响。Chen et al.(2017)利用中国人口普查数据研究了1996—2010年期间空气污染对于中国人口迁移的影响,结果发现研究期内的空气污染变化能够减少一个县城50%的流动人口迁入量,最终通过净移出减少5%的总人口。李明和张亦然(2019)利用中国高校留学生数据研究发现,所在城市空气污染越严重的高校,平均在校来华留学生规模越小,表明空气污染推动着人群的迁移。除了上述直接考察污染对劳动力流动影响的研究,许多学者利用特征价格模型分析了环境污染对房价的负面影响,从侧面验证了空气污染会降低城市对劳动力的吸引力(Chay & Greenstone, 2005; Zheng et al., 2014)。

总结来看,目前文献中对于空气污染影响劳动力流动,特别是流动人口就业选址行为的研究仍然较少。在国内,由于缺乏高质量的空气污染和流动人口数据,关于空气污染影响流动人口选址的经验证据十分匮乏。另外,现有研究中关于空气污染对劳动力就业地选择的影响主要基于省份或城市层面的统计数据,通过设计面板数据模型来进行实证分析。由于无法直接观测或者控制劳动力的个体特征,这类模型在设定时的一个隐含假设是劳动力的选址偏好不随时间和空间发生变化,从而可以得到空气污染以及其他区位特征对劳动力就业地选择的影响效应。但是,如果劳动力的人口结构特征在某一时间点发生了变化,例如有更多女性或者高技能劳动力进入市场,进而导致劳动力对于空气污染的平均偏好增加或降低,那么采用面板数据模型就会面临遗漏变量问题。针对现有研究中的局限性,本文在劳动力个体层面建立条件logit模型,通过控制个体固定效应避免劳动力个体特征变量遗漏,并利用工具变量法解决了城市层面缺失变量带来的估计偏误,能够更加准确地度量空气污染对中国劳动力空间选址行为的影响效果。

三、数据与实证方法

(一) 数据来源与处理

1. 空气污染数据

PM_{2.5}浓度数据来源于Van Donkelaar et al.(2016)计算的全球年度PM_{2.5}卫星栅格数据。我们首先利用地理信息系统将每个栅格定位到其空间位置所在的城市上,然后将落在每个城市内的所有栅格数据进行平均,即可得到各个城市在不同年份的PM_{2.5}浓度水平。与地表监测的点源数据相比,卫星观测数据在时间和空间上的覆盖范围更广,能够与我们的流动人口数据更好的匹配;同时,卫星监测数据相对更加客观和准确,能够避免很多人因素导致的测量偏误(Ghanem & Zhang, 2014)。

2. 流动人口调查数据

本研究采用的流动人口数据来自于2011—2015年国家卫生和计划生育委员会(以下简称“卫计委”)开展的全国流动人口动态监测调查。其中2011—2014年的调查对象是在流入地居住一个月以上、非本区(县、市)户口的15—59周岁流动人口,2015年对调查对象的年龄要求为15周岁及以上,不设年龄上限。调查样本的选取是以31个省(区、市)和新疆生产建设兵团在前一年的全员流动人口年报数据作为基本抽样框,然后采取分层、多阶段、与规模成比例的PPS方法进行抽样。问卷内容整体上包括以下几部分内容:(1)家庭与人口基本情况;(2)就业与收支情况;(3)基本公共卫生服务;(4)基本医疗服务;(5)婚育情况与计划生育服务管理。

针对本文的研究问题,该数据的一大优势在于给出了流动人口准确的流入时间,也就是我们关注的流动人口就业选址的决策时间点。这有利于更加准确的匹配流动人口在进行就业选址决策时考虑的关键因素,从而更加准确的捕捉各个因素对流动人口就业选址的影响效果。我们在实证研究中只保留了在调查时流入本地时间不超过一年的样本。^①经过样本筛选后,2011—2015年每年的样本量分别为2.7万、4.8万、4.1万、4.5万和4.5万。

(二) 计量模型、数据结构和变量选取

为了能够更加直观地反映流动人口选址的行为特征,采用条件logit模型来识别城市特征对于流动人口选址决策的影响。具体的实证模型设定如下:

$$choice_{ijt} = \alpha_1 \cdot pm_{jt-1} + \alpha_2 \cdot netincome_{ijt} + \alpha_3 \cdot distance_{ij} + \alpha_4 \cdot dial_distance_{ij} + \alpha_5 \cdot fellow_share_{ijt-1} + \alpha_6 \cdot X_{jt-1} + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

其中,下标*i*代表流动人口个体;*j*代表就业地,在本文中指代地级及以上城市;*t*为年份。被解释变量 $choice_{ijt}$ 是一个哑元变量, $choice_{ijt} = 1$ 表示在年份 *t* 时流动人口 *i* 选择到城市 *j* 就业; $choice_{ijt} = 0$ 表示没有选择到城市 *j* 就业。 pm_{jt} 为城市 *j* 在年份 *t* 的平均PM2.5浓度。每个流动人口 *i* 在进行就业地选择时都有多个备选城市(用 N_i 表示),条件logit模型的数据结构如表1所示:第一,每个流动人口 *i* 和其对应的备选城市 *j* 是该数据的一个样本,即总共有 $\sum_i N_i$ 样本,其中 *I* 代表流动人口总数。第二,对于以流动人口 *i* 为核心的 N_i 个样本,只有流动人口 *i* 的实际就业地城市 *j* 对应的 $choice$ 变量取值为1,其他样本的 $choice$ 变量均取值为0。第三,解释变量 pm 和 X 均是随城市 *j* 和时间 *t* 变化的变量,与 *i* 无关。

表1 条件logit模型的数据结构

样本	流动人口 <i>i</i>	城市选择集 <i>j</i>	选择结果 $choice_{ijt}$	空气污染 pm_{jt}	控制变量 X_{jt}
1	1	1	1		
2	1	2	0		
...	0		
N_1	1	N_1	0		
$N_1 + 1$	2	1	0		
$N_1 + 2$	2	2	1		
...	0		
$N_1 + N_2$	2	N_2	0		
...		

^① 其中2012年的调查中没有统计流入月份,因此针对2012年的被调查者只保留了流入时间在2011年和2012年的样本,而其他年份的调查则依据调查月份回溯一年进行样本筛选。

此外,为了能够更加准确的估计 PM2.5 浓度对流动人口就业选址的影响效应,我们还需要对流动人口的备选城市和控制变量进行合理的选择。

1. 备选城市集

从理论上讲,对于每一个流动人口,所有城市都可以作为其就业地的备选方案,即每个流动人口的备选城市集都包含了中国所有地级及以上城市。但是在现实中,由于地理、信息等条件的限制,流动人口很难同时掌握所有城市的信息。在面临更多的不确定性时,流动人口倾向于在信息比较充分的城市之间进行选择。为此,首先计算来自每个省份的流动人口(按户籍所在地划分)在各个城市就业的人数占比,然后根据该比例从大到小对所选城市进行排序并累加,最后将前 90% 流动人口选择的所有城市作为该省份流动人口就业地选择的备选城市集。换句话说,该备选城市集反映了本省 90% 的流动人口选择最多的就业地。通过上述处理,每个流动人口的备选城市数量为 3—113 个,平均为 53 个城市。这样处理一方面保证了估计结果的准确性,另一方面也极大的降低了模型的运算量。

2. 控制变量

本文从四个维度来选取控制变量以尽可能控制其他可能影响流动人口就业地选择的因素。

第一,流动人口在就业城市的预期净收入 $netincome$,即家庭总收入与总支出之差。为了得到每个流动人口在各个备选城市的预期净收入,首先分城市估计家庭净收入的决定方程:

$$netincome_{it} = \beta_1 X_{it} + \beta_2 Z_{it} + \beta_3 year_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中,被解释变量 $netincome$ 是被调查者 i 在年份 t 实际获得的家庭净收入。 X 代表被调查者 i 在年份 t 时个体属性,包括年龄、性别、民族、受教育水平、户口性质、婚姻状态以及户籍所在省份; Z 为个体 i 在年份 t 的就业情况,包含所在行业、职业、单位性质和就业身份(分为雇员、雇主、自营劳动者和家庭帮工 4 种类型); $year$ 为调查年份 t 。这样对于每个城市都可以得到一组估计系数 β 。然后对于每个流动人口 i 和其对应的备选城市 j ,利用城市 j 的估计系数以及流动人口的个体特征和就业情况,就可以计算得到流动人口 i 到城市 j 就业的预期净收入。

第二,城市的经济、人口以及公共服务特征,包括人均 GDP、年末总人口、第三产业占 GDP 的比重、每万人小学教师数、每百人公共图书馆藏书数、每万人医生数等变量。上述城市特征数据来自于 2011—2015 年的《城市统计年鉴》。

第三,从劳动力市场需求的角度,我们构造了 Bartik Index(Bartik, 1991)来反映各个城市对劳动力的需求水平。^①

第四,备选城市与流动人口家乡的地缘关系,包括就业地与流动人口家乡的空间距离、就业地与流动人口家乡的方言距离(刘毓芸等,2015)、就业地的流动人口中与流动人口来自相同省份的比例,分别用来控制城际交通成本、文化差距、同乡关系对于流动人口就业地选择的影响。

除了预期净收入变量以外,其他变量均采用滞后一期的形式引入模型,以更加准确地反映对流动人口决策的影响。需要说明的是,该模型在估计时已经加入了个体固定效应,因此不需要再额外控制流动人口的个体特征以及流入地特征。具体变量定义和描述性统计见表 2。考虑到不同被调查者的样本权重存在差异,在模型估计时采用加权回归的方法,从而得到空气污染对流动人口就业选址的平均影响效应。

^① Bartik Index 的计算方法:以本城市分行业就业人数比例作为权重,以全国分行业就业人数增长率作为劳动力需求的度量指标,通过求取加权平均计算得到的城市综合劳动力需求指数。其中的就业数据来自 2010—2015 年《城市统计年鉴》,共包含 19 个行业类型。

表 2 主要变量定义及描述性统计量

变量名	定义	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
<i>choice</i>	被调查者是否流入该城市	8395081	0.02	0.14	0	1
<i>pm</i>	PM2.5 浓度($\mu\text{g}/\text{m}^3$)	8395081	43.40	15.86	6.72	94.48
<i>netincome</i>	预期家庭净收入(千元/月)	8395081	2.64	3.10	-60.49	261.27
<i>gdp</i>	人均 GDP(万元)	8395081	6.41	4.58	0.53	46.77
<i>tertiary_gdp</i>	第三产业占 GDP 比重(%)	8395081	42.78	11.08	9.76	77.95
<i>pop</i>	年末总人口(百万人)	8395081	5.74	4.50	0.2	33.75
<i>primary_teacher</i>	每百人小学教师数(人)	8395081	0.43	0.17	0.19	1.50
<i>book</i>	每人公共图书馆藏书(册)	8395081	1.16	1.62	0.02	14.39
<i>doctor</i>	每百人医生数(人)	8395081	0.28	0.15	0.06	0.87
<i>bartik_index</i>	劳动力需求指数	8395081	0.07	0.10	-0.10	0.32
<i>distance</i>	户籍所在省份与备选城市的直线距离(100km)	8395081	7.72	5.70	0.12	36.84
<i>fellow_share</i>	备选城市的流动人口中与该流动人口来自相同省份的比例	8395081	0.18	0.28	0	1
<i>dial_distance</i>	户籍所在省份与备选城市的方言距离指数	8395081	58.66	39.88	0	100

3. 工具变量

尽管采用条件 logit 模型能够控制个体固定效应,避免了个体层面的遗漏变量问题,但城市层面影响流动人口选址决策的因素较为复杂,模型中难以控制完全,可能存在其他不可观测因素,会同时影响备选城市的空气污染和流动人口迁入,即存在缺失变量问题。此外,考虑到空气污染很大程度上受到城市经济活动、人口聚集的影响,控制变量中的城市经济、人口以及公共服务特征都会和当地空气污染水平有强相关性,这将导致空气污染与其他城市特征的回归系数在数值上呈替代关系。针对以上两方面的内生性问题,参考 Hering & Poncet (2014) 以及陈诗一和陈登科(2018) 等的做法,用各个城市分年度的空气流动系数(vc_{jt})作为空气污染的工具变量。该工具变量取决于城市当年风速和行星边界层高度,二者都是由气象状况和地理条件决定,在控制了城市固定效应后,与本地区的人口流入没有直接关系,可以满足工具变量的外生性假设。

基于该工具变量,本文分两阶段进行回归分析。

第一阶段:

$$pm_{jt} = \varphi_1 \cdot vc_{jt} + \varphi_2 \cdot X_{jt} + \omega_t + \rho_j + \varepsilon_{jt} \quad (3)$$

第二阶段:

$$choice_{ijt} = \lambda_1 \cdot \widehat{pm}_{j,t-1} + \lambda_2 \cdot netincome_{ijt} + \lambda_3 \cdot distance_{ij} + \lambda_4 \cdot dial_distance_{ij} + \lambda_5 \cdot fellow_share_{ijt-1} + \lambda_6 \cdot X_{j,t-1} + \varepsilon_{ijt} \quad (4)$$

其中,第一阶段在控制城市经济、人口和公共服务特征、控制年份固定效应 ω_t 和城市固定效应 ρ_j 的基础上,用工具变量空气流动系数解释就业地的空气污染水平,并基于回归系数得到当年 PM2.5 浓度的预测值。第二阶段中用一阶段得到的 PM2.5 浓度预测值替代实际 PM2.5 浓度观测值的作为主要解释变量,通过条件 logit 模型分析空气污染对流动人口选址决策的影响效果。

四、实证结果与讨论

(一) 基本结果

表 3 报告了对模型(1)和模型(4)的估计结果,为了使结果解释起来更加直观,直接报告了各个解释变量的边际影响效果,即解释变量变化一单位对被解释变量——选址概率的影响。表 3 的前 4 列报告了模型(1)的估计结果,通过逐步加入控制变量的方式来考察空气污染变量对流动人口就业选址的影响。首先在第(1)列中仅加入了空气污染变量,结果显示城市 PM2.5 浓度与流动人口选址在该城市的概率呈现出显著的负相关关系。平均来看,城市的 PM2.5 浓度每上升 1 $\mu\text{g}/\text{m}^3$,流动人口进入该城市的概率将显著下降 0.12 个百分点。

在第(2)列中,加入了反映家庭预期净收入的变量,结果发现空气污染对流动人口选址概率的影响效果没有显著变化,同时预期净收入对于流动人口的选址概率具有显著的正向影响。具体来看,家庭预期的净收入每增加 1000 元/月,那么流动人口去到该城市就业/生活的概率将显著上升 0.36 个百分点。进一步地,对比 PM2.5 浓度和家庭预期收入对流动人口选址概率的影响可以发现,PM2.5 浓度增加 1 $\mu\text{g}/\text{m}^3$ 对流动人口的负向影响,大概相当于家庭收入水平上升 326 元/月(等于 $0.00118/0.00362 \times 1000$) 对流动人口的吸引作用。上述结果意味着流动人口对于每单位 PM2.5 浓度减少(空气质量提升)的支付意愿约为 326 元/月。这一数字与以往学者们估计的中国居民对空气污染改善的支付意愿非常接近(Zhang et al., 2017b)。

表 3 流动人口就业选址的条件 logit 模型估计结果

被解释变量: <i>choice</i>	条件 logit				条件 logit + IV
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>pm</i>	-0.00116 *** (-25.62)	-0.00118 *** (-25.98)	-0.000576 *** (-14.33)	-0.000281 *** (-10.55)	-0.00388 *** (-9.20)
<i>netincome</i>		0.00362 *** (27.02)	0.00174 *** (21.52)	0.00112 *** (23.89)	0.00205 *** (18.33)
<i>gdp</i>			0.00319 *** (23.41)	0.00179 *** (23.40)	0.00278 *** (19.03)
<i>tertiary_gdp</i>			0.00107 *** (22.60)	0.00197 *** (56.79)	0.00411 *** (20.69)
<i>pop</i>			0.00444 *** (65.25)	0.00405 *** (56.70)	0.00200 *** (6.95)
<i>primary_teacher</i>			0.0619 *** (19.21)	0.0113 *** (5.78)	0.0116 *** (3.20)
<i>book</i>			0.0112 *** (25.05)	0.00264 *** (10.91)	0.00240 *** (6.07)
<i>doctor</i>			0.223 *** (39.57)	0.182 *** (40.20)	0.335 *** (21.70)

续表 3

被解释变量: <i>choice</i>	条件 logit				条件 logit + IV
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>bartik_index</i>			0.773 *** (31.05)	0.398 *** (28.47)	0.770 *** (19.37)
<i>distance</i>				-0.00916 *** (-44.19)	-0.0167 *** (-23.27)
<i>fellow_share</i>				0.113 *** (56.58)	0.205 *** (25.22)
<i>dial_distance</i>				0.000955 *** (20.05)	0.00150 *** (14.91)
<i>dial_distance^2</i>				1.91E-7 (0.41)	2.36E-6 *** (2.75)
N	8395081	8395081	8395081	8395081	8290930
pseudo R ²	0.001	0.001	0.062	0.103	0.103

注: (1) 表格中第一行数字报告的是边际效应 dy/dx ; 圆括号里为估计系数的异方差稳健 z 统计量。(2) *、**、*** 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平。以下各表同。

第(3)列中进一步加入了城市特征变量,此时空气污染和家庭预期收入对流动人口选址概率的影响有所下降,但仍然十分显著。城市特征变量对于流动人口选址概率的影响基本符合我们的预期:人均GDP、人口规模、第三产业占GDP的比重以及城市的公共服务水平,例如人均小学老师数量、公共图书馆藏书、医生数,对流动人口的选址概率都有显著的正向影响,即较高的经济发展水平和良好的公共服务质量能够显著提升城市对于流动人口的吸引力。同时,反映劳动力市场需求的 Bartik Index 的系数也显著为正,说明劳动力市场需求越大的城市,对于流动人口的吸引力更高。在第(4)列中加入了就业地与流动人口家乡省份的地缘关系变量,包括空间距离、同乡比例和方言距离。此时,PM2.5 浓度增加 $1 \mu\text{g}/\text{m}^3$ 会导致流动人口到该城市就业的概率下降约 0.028 个百分点。同时发现,与家乡空间距离越近、同乡比例越高,以及方言距离越大的城市,对于流动人口的吸引力明显更高。

最后,在表3的第(5)列报告了工具变量模型的估计结果。结果显示空气污染对流动人口选址概率的影响效果依旧显著为负,且系数值要明显大于第(4)列的估计结果:城市的PM2.5浓度每上升 $1 \mu\text{g}/\text{m}^3$,流动人口进入该城市的概率将显著下降 0.39 个百分点。使用工具变量前后估计结果的显著差异主要是因为基于工具变量预测得到的空气污染浓度剥离了测量误差,能够更真实地反映空气污染水平,而潜在的遗漏变量问题倾向于使我们低估空气污染对流动人口选址决策的负面效应。举例来说,中国目前所处的经济发展阶段,经济增长与环境污染往往呈现正相关关系,尽管在模型中控制了收入、GDP 等变量,但仍然可能遗漏其他与经济发展水平相关的变量与空气污染和流动人口就业选择同时正相关,进而导致条件 logit 模型的估计结果偏低;再如,空气污染越严重的地区往往是以制造业、重工业等劳动力密集型行业为主,对于流动人口劳动力的需求较大,这也会导致条件 logit 模型的系数被低估。^①

^① 本文从空气污染的时效性、流动原因、城市选择集和人口流入时间 4 个维度检验了实证结果的稳健性。受篇幅限制,文中没有报告稳健性估计结果,有兴趣的读者可向作者索取。

(二) 结果讨论

为了更加清晰的理解空气污染变化对中国流动人口空间流动影响效果的大小,分别计算了255个地级及以上城市2011—2015年间由于空气污染变化带来的流动人口流入数量的变化,并与收入变化带来的影响效果进行对比。具体来说,首先计算了研究期内每个城市的PM2.5浓度变化和流动人口的家庭净收入变化;然后利用表3第(2)列估计得到的边际效应分别计算PM2.5浓度和家庭净收入变化带来的流动人口选址概率的变化。

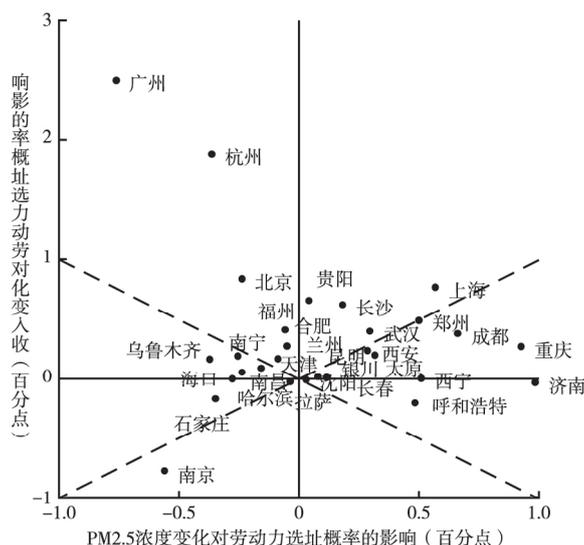


图1 2011—2015年PM2.5浓度和收入变化对流动人口选址概率的影响

图1报告了对直辖市和省会城市的计算结果,其中黑色虚线为45°线。可以看出:第一,大部分城市集中在45°线附近,表明2011年以来由于空气质量变化导致的流动人口流动已经逐渐接近收入变化带来的影响。第二,在北京、广州、杭州等大城市,尽管收入增长对于流动人口的吸引力仍然占据主导地位,但是空气质量下降对流动人口就业选址的负向影响已经相当于收入效应的30%,成为限制劳动力供给的重要因素。第三,在成都、重庆、西宁、济南等收入增幅较小或为负的城市,空气质量改善成为了它们进一步吸引劳动力的重要筹码。

五、异质性分析

这一部分将从多个角度对流动人口样本进行分组回归,考察空气污染对流动人口就业选择的异质性影响效果。其中回归模型均采用与表3第(4)和(5)列相同的设定。

(一) 年龄和性别

本文首先关注空气污染对于不同年龄段和不同性别的流动人口就业选择的影响。将样本根据年龄分成三组:15—29岁,30—44岁,45岁及以上。对应分样本的估计结果如表4的前3列所示。整体来看,空气污染对于流动人口就业选址的影响随着年龄的增加逐渐变大。从具体的影响效果来看,城市PM2.5的浓度上升 $1 \mu\text{g}/\text{m}^3$,对于30岁以下流动人口的吸引力将下降0.16个百分点;对于30—40岁的流动人口吸引力将下降0.19个百分点;对于45岁及以上的流动人口吸引力将下降0.42个百分点。上述结果主要可能有以下几点原因:第一,年轻流动人口更注重就业机会、收入等较为现实的经济收益,而随着年龄的增加流动人口则更多的注重生活质量提升带来的效用增加。第二,年龄越大流动人口的身体健康状况也会越差,因此对于空气

污染也越敏感。第三,中老年流动人口工作相对稳定,因此他们的工作流动通常伴随着家庭的搬迁,在选址时要考虑到长期的效用影响,故对于短期内难以改变的因素,如空气污染,就会更加重视。表 4 的后 2 列报告了空气污染对男性和女性流动人口就业选址的影响。从估计结果来看,PM2.5 浓度每增加 $1 \mu\text{g}/\text{m}^3$,对于男性流动人口的吸引力将显著下降 0.53 个百分点,明显大于空气污染对女性流动人口的影响(0.17 个百分点)。这就是说,男性流动人口对于空气质量变化的敏感性要更大。

表 4 异质性检验——年龄和性别

被解释变量 <i>choice</i>	年龄分组			性别分组	
	15—29 岁	30—44 岁	45 岁及以上	女性	男性
Panel A: 条件 logit					
<i>pm</i>	-0.0000285 (-0.10)	-0.000892 *** (-12.50)	-0.00303 *** (-12.73)	-0.000144 *** (-0.87)	-0.000580 *** (-12.67)
N	4489378	3038378	867325	3405767	4989314
pseudo R ²	0.124	0.091	0.068	0.114	0.096
Panel B: 条件 logit + IV					
<i>pm</i>	-0.00158 *** (-4.74)	-0.00186 *** (-3.34)	-0.00424 *** (-26.62)	-0.00170 *** (-4.15)	-0.00531 *** (-8.45)
N	4432613	2998690	859627	3340091	4927198
pseudo R ²	0.124	0.093	0.063	0.116	0.094

(二) 受教育水平

接下来考察不同受教育水平的流动人口对于空气污染的敏感性。通常来说,受教育水平越高的流动人口对于空气污染对个人身体健康带来的影响能够有更加准确的判断,同时他们也会有更多的就业选择,受到劳动力市场需求的影响较小(Chen et al., 2017),因此许多研究者预期空气污染对于受教育水平更高的流动人口影响更大。将流动人口根据其受教育水平分成两组:高中及以下,大专及以上。估计结果如表 5 所示。条件 logit 和两阶段模型的估计结果都显示,空气污染对于流动人口就业选址行为的影响确实表现出与受教育水平正相关的现象。PM2.5 浓度每增加 $1 \mu\text{g}/\text{m}^3$,高中及以下教育水平的流动人口的选址概率将下降 0.34 个百分点;而对于大专及以上教育水平的流动人口影响较大,影响效果为 1.06 个百分点。

(三) 婚姻状态和生育状况

空气污染不仅会影响流动人口自身的健康状况,同时也会影响其家人的身心健康,因此婚姻状态和生育状况可能会导致流动人口在就业选址时对空气污染的敏感性存在差异。表 6 报告了根据婚姻状态和生育状况分组的模型估计结果,可以看出,已婚流动人口和已生育流动人口在就业地选择时受到空气污染的影响明显要更大。具体来说,如果城市的 PM2.5 浓度增加 $1 \mu\text{g}/\text{m}^3$,已婚流动人口选择到该城市就业的比例将下降 0.53 个百分点,比对未婚流动人口的影响显著高出 0.3 个百分点。同样地,如果城市的 PM2.5 浓度增加 $1 \mu\text{g}/\text{m}^3$,已生育流动人口选择到该城市就业的比例显著下降 0.54 个百分点,而未生育流动人口仅下降了不足 0.25 个百分点。上述结果表明,单身流动人口由于搬迁成本较低,短期内对于空气污染的敏感性较低;而由于空气污染威胁的普遍存在性,已婚和已生育的流动人口在就业地选择时也要考虑对家庭其他成员的影响,从而对于空气污染的敏感性显著更高。

表 5 异质性检验——受教育程度

被解释变量 <i>choice</i>	受教育水平	
	高中及以下	大专及以上
Panel A: 条件 logit		
<i>pm</i>	-0.000272 *** (-9.71)	-0.000346 *** (-3.86)
N	7401931	993150
pseudo R ²	0.095	0.202
Panel B: 条件 logit + IV		
<i>pm</i>	-0.00343 *** (-8.11)	-0.0106 *** (-7.80)
N	7307518	983412
pseudo R ²	0.094	0.204

表 6 异质性检验——婚姻状态与生育情况

被解释变量 <i>choice</i>	婚姻状态		生育情况	
	未婚	已婚	未生育	已生育
Panel A: 条件 logit				
<i>pm</i>	-0.0000410 (-1.37)	-0.000912 *** (-16.56)	-0.0000968 *** (-3.17)	-0.00102 *** (-16.85)
N	2976223	5267941	3530895	4864186
pseudo R ²	0.113	0.096	0.118	0.090
Panel B: 条件 logit + IV				
<i>pm</i>	-0.00226 *** (-4.56)	-0.00534 *** (-8.81)	-0.00247 *** (-5.08)	-0.00537 *** (-8.48)
N	2938769	5202441	3486687	4804243
pseudo R ²	0.124	0.095	0.128	0.088

(四) 来源地空气质量和户口性质

空气污染对流动人口就业选择影响效果的大小,不仅受到流动人口对于空气质量偏好的影响,同时也会受到流动人口对空气污染适应性的影响。如果流动人口原本生活在空气污染非常严重的地区,那么对于空气质量的敏感性可能会更低。根据流动人口户籍所在地前一年的 PM_{2.5} 浓度将样本分成两组,来源地空气质量较差和较好,然后进行分组回归,估计结果如表 7 所示。与预期一致,随着户籍所在地空气质量的提升,流动人口对于空气污染的敏感性也在增加,也就是说空气污染的加剧会优先降低对空气质量较好地区的流动人口的吸引力。表 7 的后 2 列报告了空气污染对农业户口和非农业户口流动人口就业选址的影响。从估计结果来看,非农业户口的流动人口的选址决策受到空气质量的影响程度要高于农业户口群体。

(五) 职业类型

最后,分析空气污染对于不同职业类型流动人口就业选址决策影响的差异。我们根据调查数

据给出的最细的职业类型对样本进行分组,具体包括:国家机关、党群组织、企事业单位负责人;专业技术人员;公务员、办事人员和有关人员;商业、服务业人员;农、林、牧、渔、水利业生产人员;生产、运输设备操作人员及有关人员;无固定职业。从表8的估计结果来看,农、林、牧、渔、水利业生产人员对空气污染的敏感性最高,PM2.5浓度增加1 μg/m³将导致选址概率显著下降0.43个百分点,这主要可能是因为空气污染对于农、林、牧、渔、水利业的生产活动也会产生负面的影响;其次是专业技术人员、公务员、办事人员和有关人员、商业、服务业人员;而生产、运输设备操作人员及有关人员对于空气污染的敏感性较低,这可能是因为这类流动人口的日常工作环境相对更差,因此受到城市空气质量的影响不大。

表7 异质性检验——户籍地空气质量与户口性质

被解释变量 <i>choice</i>	户籍地空气质量		户口性质	
	较差	较好	农业户口	非农户口
Panel A: 条件 logit				
<i>pm</i>	0.0000762 (1.04)	-0.00108 *** (-19.53)	-0.000229 *** (-8.43)	-0.000479 *** (-5.27)
N	4233090	4161991	7351226	984563
pseudo R ²	0.001	0.097	0.098	0.165
Panel B: 条件 logit + IV				
<i>pm</i>	-0.00265 *** (-4.21)	-0.00354 *** (-5.57)	-0.00366 *** (-8.41)	-0.00570 *** (-3.73)
N	4185441	4105489	7259055	972694
pseudo R ²	0.133	0.094	0.097	0.164

表8 异质性检验——职业类型

被解释变量 <i>choice</i>	职业类型					
	国家机关、党群组织、企事业单位负责人	专业技术人员	公务员、办事人员和有关人员	商业、服务业人员	农、林、牧、渔、水利业生产人员	生产、运输设备操作人员及有关人员
Panel A: 条件 logit						
<i>pm</i>	-0.00225* (-1.87)	-0.000323 *** (-3.40)	-0.00110 *** (-2.96)	-0.000992 *** (-15.99)	-0.00472 *** (-7.94)	-0.0000693 (-1.40)
N	26479	614971	129666	4491153	69666	2822590
pseudo R ²	0.194	0.150	0.181	0.147	0.052	0.061
Panel B: 条件 logit + IV						
<i>pm</i>	-0.00215 (-0.34)	-0.00336 ** (-2.30)	-0.00306 (-0.74)	-0.00252 *** (-4.56)	-0.00431 *** (-8.40)	-0.00236 *** (-4.21)
N	26171	607476	128859	4437716	68679	2783934
pseudo R ²	0.193	0.150	0.184	0.144	0.053	0.095

六、空气污染对流动人口健康状况的影响

本文前面的实证研究验证了空气污染对于流动人口的就业地选择存在显著的负向影响, 其中一个重要的机制就是空气污染会影响居民的身体状况。这一部分结合卫计委在 2014 年开展的“社会融合与心理健康”调查, 实证考察空气污染对流动人口健康的影响。该项调查主要针对北京市朝阳区、浙江省嘉兴市、福建省厦门市、山东省青岛市、河南省郑州市、广东省深圳市和中山市、四川省成都市八个城市(区)的流动人口样本进行访问。尽管这八个城市(区)不是随机抽取的, 但是兼顾了东、中和西部地区人口流入最多的地区, 具有较好的代表性。我们选取了调查问卷中三个具有代表性的问题来反映流动人口的健康状况, 如表 9 所示。

表 9 专题调查中关于健康方面的问题

问题	回答
A. 我好像比别人容易生病	1. 绝对正确; 2. 大部分正确; 3. 不能肯定; 4. 大部分错误; 5. 绝对错误
B. 我认为我的健康状况在变坏	1. 绝对正确; 2. 大部分正确; 3. 不能肯定; 4. 大部分错误; 5. 绝对错误
C. 我的健康状况非常好	1. 绝对正确; 2. 大部分正确; 3. 不能肯定; 4. 大部分错误; 5. 绝对错误

相应地, 构造了三个反映流动人口健康状况的变量。 $healthA$ “比别人更不容易得病”——当被调查者针对问题 A 的选择为 4 或 5 时 $healthA$ 取值为 1, 否则取值为 0。 $healthB$ “健康状况在改善”——当被调查者针对问题 B 的选择为 4 或 5 时 $healthB$ 取值为 1, 否则取值为 0。 $healthC$ “健康状况良好”——当被调查者针对问题 C 的选择为 1 或 2 时 $health$ 取值为 1, 否则取值为 0。表 10 给出了上述三个变量的描述性统计结果。

表 10 空气污染对健康的影响的主要变量定义及描述性统计量

变量名	定义	样本量	均值	标准差
$healthA$	被调查者比别人不容易得病	14443	0.63	0.48
$healthB$	被调查者健康状况在改善	14443	0.64	0.48
$healthC$	被调查者健康状况较好	14443	0.80	0.40

接下来, 采用线性概率模型(Linear probability model)来估计空气污染对流动人口健康状况的影响, 具体模型设定如下:

$$health_{ijt} = \gamma_1 \log(pm_{jt}) + \gamma_2 X_{ijt} + \gamma_3 Y_{jt} + \rho + t + \varepsilon_{ijt} \quad (5)$$

其中 i 代表流动人口个体, j 代表城市, t 为调查年份; 被解释变量 $health$ 反映了在调查年份 t 时生活在城市 j 的流动人口 i 的身体状况。 pm 为城市 j 在年份 t 时的平均 PM2.5 浓度。 X 为流动人口的个体特征变量, 包括年龄、性别、受教育水平、婚姻状态、家庭净收入、职业、就业身份。 Y 为所在城市的经济人口和公共服务指标, 包括人均 GDP、第二产业和第三产业占 GDP 的比值、总人口数、本地人均医院数量。我们同时控制了流动人口来源地的省份固定效应 ρ 和流动人口流入该城市的年份固定效应 t , 此时空气污染变量的系数 γ_1 就反映了空气污染变化(相对于家乡)对流动人口健康状况的影响。

表 11 报告了对模型(5)的估计结果。其中 $\log(pm)$ 变量的系数在三个方程中都显著为负, 表明空气污染对于流动人口的身体状况具有显著的负面影响。具体来说, 在控制了收入、年龄、性别等个人特征以及城市经济特征的情况下, PM2.5 浓度每增加 10%, 被调查者中认为自己更不容易生病的比例将下降 1.5 个百分点, 认为自己健康状况有所改善的比例将下降 1.4 个百分点, 而认为自己健康状况良好的比例将下降 0.8 个百分点。

表 11 空气污染对健康的影响结果

	(1)	(2)	(3)
	<i>healthA</i>	<i>healthB</i>	<i>healthC</i>
$\log(pm)$	-0.153 *** (-3.25)	-0.143 *** (-3.05)	-0.0827 ** (-2.03)
控制变量	是	是	是
N	14443	14443	14443
R ²	0.047	0.066	0.032

注: 括号里为估计系数的异方差稳健 t 统计量。

七、结论性评述

近年来,空气污染问题已经成为社会各界的关注焦点,以环境污染为代价的经济发展模式的不可持续性愈加凸显。随着城市居民对生活品质需求的不断提升,人们越来越深刻的认识到空气污染的危害性,并通过各种方式规避空气污染给个人健康和生活带来的负面影响。伴随着劳动力空间流动性的提升,以空气质量为典型代表的环境质量逐渐成为城市吸引和留住人力资本的核心竞争力之一。因此,准确估计空气污染对流动人口就业选址行为的影响具有重要的政策意义。本文利用全球分年度的 PM2.5 卫星栅格数据和 2011—2015 年全国流动人口动态监测调查数据,系统考察了空气污染对中国流动人口就业选址行为的影响效果和异质性特征,并得到如下研究结论:

首先,整体来看空气污染对于流动人口的空间流动具有显著的负向作用。在控制了净收入、城市经济和宜居性特征,以及劳动力市场需求等因素的情况下,城市的 PM2.5 浓度每上升 1 $\mu\text{g}/\text{m}^3$,流动人口进入该城市的概率将显著下降 0.39 个百分点。其次,流动人口为了良好的环境质量愿意牺牲部分收入,平均来看,流动人口对于 PM2.5 浓度降低 1 $\mu\text{g}/\text{m}^3$ 的支付意愿约为 326 元/月。在 2011—2015 年期间,由于空气污染加剧对流动人口进入本城市就业的负向影响已经接近收入水平增长对流动人口的引力效应。第三,空气污染对于不同流动人口的影响存在显著的异质性:流动人口的年龄越大、受教育水平越高,其在选址时对空气污染的敏感性越高;男性、已婚/已生育、非农业户口的流动人口也会更在意目标城市的空气质量;家乡空气质量越差的流动人口对就业地的空气污染越不敏感;从事农、林、牧、渔、水利业生产的流动人口对空气污染的敏感性最高,而专业技术人员,生产、运输设备操作人员及有关人员对于空气污染的敏感性较低。最后,利用 2014 年“社会融合与心理健康”专项调查数据,证实了空气污染对于流动人口身体健康状况存在显著的负向影响。

本文的研究结论对于中国城市通过改善环境质量吸引人才、提升人力资本水平以及全面评估环境治理投资的社会效益具有重要的政策启示。一方面,习近平总书记提出“综合国力竞争说到底还是人才竞争”,当前各个城市争相提出人才引进计划,通过大幅度提升收入和福利待遇吸引人才,但是不能忽略劳动力对于环境质量以及其他城市宜居性特征的需求。尽管本文的研究发现收入提升可以弥补空气污染带来的负面影响,但是金钱买不到健康,从长期来看,改善环境质量将成为城市聚集人力资本、推进高质量城镇化发展的更有效途径。另一方面,已有研究测算了环境质量改善对城市土地价值的提升作用,本文关于环境质量改善提升城市在劳动力市场竞争力的定量测算结果,将有助于地方政府更加准确的评估环境治理投资收益,同时这些定量证据也为地方政府协调各部门制定综合型的城市规划提供了科学依据。此外,本文的异质性研究结论对于上述相关政策的合理和精确设计具有一定的参考价值。

参考文献

- 陈诗一、陈登科 2018 《雾霾污染、政府治理与经济高质量发展》,《经济研究》第 2 期。
- 楚永生、刘杨、刘梦 2015 《环境污染效应对异质性劳动力流动的影响——基于离散选择模型的空间计量分析》,《产经评论》第 4 期。
- 段成荣 2001 《省际人口迁移迁入地选择的影响因素分析》,《人口研究》第 1 期。
- 范剑勇、王立军、沈林洁 2004 《产业集聚与农村劳动力的跨区域流动》,《管理世界》第 4 期。
- 李明、张亦然 2019 《空气污染的移民效应——基于来华留学生高校-城市选择的研究》,《经济研究》第 6 期。
- 刘毓芸、徐现祥、肖泽凯 2015 《劳动力跨方言流动的倒 U 型模式》,《经济研究》第 10 期。
- 潘越、杜小敏 2010 《劳动力流动、工业化进程与区域经济增长——基于非参数可加模型的实证研究》,《数量经济技术经济研究》第 5 期。
- 王飞、郭颂宏、江崎光男 2006 《中国区域经济发展与劳动力流动——使用区域连接 CGE 模型的数量分析》,《经济学(季刊)》第 3 期。
- 王桂新、潘泽瀚、陆燕秋 2012 《中国省际人口迁移区域模式变化及其影响因素——基于 2000 和 2010 年人口普查资料的分析》,《中国人口科学》第 5 期。
- 夏怡然、陆铭 2015 《城市间的“孟母三迁”——公共服务影响劳动力流向的经验研究》,《管理世界》第 10 期。
- 姚林如、李莉 2006 《劳动力转移、产业集聚与地区差距》,《财经研究》第 8 期。
- Banzhaf, H. S. , and R. P. Walsh, 2008, “Do People Vote with Their Feet? An Empirical Test of Tiebout” , *American Economic Review* , 98(3) , 843—63.
- Bartik , T. J. , 1991, “Who Benefits from State and Local Economic Development Policies?” , Kalamazoo, MI: W. E. Upjohn Institute for Employment Research.
- Chay , K. Y. , and M. Greenstone , 2005, “Does Air Quality Matter? Evidence from the Housing Market” , *Journal of Political Economy* , 113(2) , 376—424.
- Chen , S. , P. Oliva , and P. Zhang , 2017, “The Effect of Air Pollution on Migration: Evidence from China” , No. W24036 , National Bureau of Economic Research.
- Ghanem , D. , and J. Zhang , 2014, “Effortless Perfection: Do Chinese Cities Manipulate Air Pollution Data?” , *Journal of Environmental Economics and Management* , 68(2) , 203—225.
- Hering , L. , and S. Poncet , 2014, “Environmental Policy and Exports: Evidence from Chinese Cities” , *Journal of Environmental Economics and Management* , 68(2) , 296—318.
- Levinson , A. , 2012, “Valuing Public Goods Using Happiness Data: The Case of Air Quality” , *Journal of Public Economics* , 96(9—10) , 869—880.
- Qin , Y. , and H. Zhu , 2018, “Run Away? Air Pollution and Emigration Interests in China” , *Journal of Population Economics* , 31(1) , 235—266.
- Sun , C. , M. E. Kahn , and S. Zheng , 2017, “Self-protection Investment Exacerbates Air Pollution Exposure Inequality in Urban China” , *Ecological Economics* , 131 , 468—474.
- Van Donkelaar , A. , R. V. Martin , M. Brauer , N. C. Hsu , R. A. Kahn , R. C. Levy , and D. M. Winker , 2016, “Global Estimates of Fine Particulate Matter Using a Combined Geophysical-statistical Method with Information from Satellites , Models , and Monitors” , *Environmental Science and Technology* , 50(7) , 3762—3772.
- Whisler , R. L. , B. S. Waldorf , G. F. Mulligan , and D. A. Plane , 2008, “Quality of Life and the Migration of the College-educated: A Life-course Approach” , *Growth and Change* , 39(1) , 58—94.
- Zhang , J. , and Q. Mu , 2017, “Air Pollution and Defensive Expenditures: Evidence from Particulate-filtering Facemasks” , *Journal of Environmental Economics and Management*.
- Zhang , X. , X. Zhang , and X. Chen , 2017a, “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.
- Zhang , X. , X. Zhang , and X. Chen , 2017b, “Valuing Air Quality Using Happiness Data: The Case of China” , *Ecological Economics* , 137 , 29—36.
- Zheng , S. , J. Cao , M. E. Kahn , and C. Sun , 2014, “Real Estate Valuation and Cross-boundary Air Pollution Externalities: Evidence from Chinese Cities” , *Journal of Real Estate Finance and Economics* , 48(3) , 398—414.

Air Pollution and Spatial Mobility of Labor Force: Study on the Migrants' Job Location Choice

SUN Weizeng^a, ZHANG Xiaonan^b and ZHENG Siqi^c

(a: Central University of Finance and Economics; b: Tsinghua University;

c: Massachusetts Institute of Technology)

Summary: In recent years, the serious problem of air pollution in China has attracted the attention of all communities. More and more residents understand the health risks of air pollution and adopt avoidance behaviors. As labor mobility across cities is increasing, environmental quality, including air quality, has become a city's main feature to attract and retain human capital. Therefore, accurately estimating the effects of air pollution on migrants' sorting behavior is of great importance for policy. However, only a few studies focus on this topic in the literature. Especially in China, the lack of high quality data on air pollution and labor mobility leads to limited empirical evidence. In addition, previous research mainly relies on municipal or provincial statistics rather than individual data, which may lead to biases due to missing variables.

In this paper, we first calculate the annual average PM_{2.5} for each Chinese city using the Global Annual PM_{2.5} Grids from satellite data. Second, we use data from the National Migrant Dynamics Monitoring Survey from 2011 to 2015 to construct migrants' location choice data. Based on the matching data on air quality and migrant population location, and abundant urban economic data, we empirically investigate the effects of air pollution on the probability of migrant population location, using the conditional logit model. The results show the following.

First, air pollution has a significantly negative effect on cities' migrant inflows after controlling for net income, cities' economic attributes and amenities, and the distance between hometown and destination city. Specifically, an increase of 1 $\mu\text{g}/\text{m}^3$ in the annual average PM_{2.5} concentration will lead to a 0.39 percentage point decrease in the probability of migrants moving to the city. Second, migrants are willing to pay RMB326 per month for a 1 $\mu\text{g}/\text{m}^3$ decrease in the annual PM_{2.5} concentration, calculated by comparing the effects of air pollution and net income on sorting behavior. During the 2011—2015 period, the negative effects of increased air pollution on migrants inflows offset the positive effect of increased net income. Third, there are significant heterogeneous effects of air pollution between different population groups. Older, more educated, and married people are more sensitive to air pollution. Men, people with children, and people of non-agricultural origin also care more about air quality in their destination city. In contrast, migrants whose hometown is highly polluted are not very sensitive to air pollution. Workers in the agriculture, forestry, animal husbandry, and fishery industry are the most concerned about air quality, while specialized technicians and production and transportation equipment operators are the least sensitive. Finally, we find significantly negative effects of air pollution on migrants' health based on data from the 2014 Migrants' Social Health and Mental Health Survey, which provides micro-evidence of the behavioral mechanism of air pollution affecting the location choice of migrants.

The findings of this paper have implications for policy to attract human capital through environmental improvement and to fully evaluate the social benefits of environmental investments. First, with the intensification of talent competition between regions, many cities in China are eager to offer a talent introduction program, trying to attract human capital through higher income and better welfare. However, the demand for environmental quality and other urban amenities cannot be ignored. Although our research shows that an increase in net income can compensate the negative effects of air pollution, health risks cannot be eliminated by higher income. In the long term, improving environmental quality will be more effective in attracting human capital and promoting a high quality urbanization process. Second, some research examines the positive effects of environmental improvement on urban land prices. Our study provides a quantitative estimation of labor market skills, which can help local governments accurately evaluate the benefits of investing in environmental treatment. In addition, these quantitative results provide scientific evidence for local governments making comprehensive urban planning. Finally, these heterogeneous conclusions have a high reference value for developing more reasonable and accurate policies.

Keywords: Air Pollution; Job Location Choice; PM_{2.5}; Migrants; Conditional Logit Model

JEL Classification: Q53, Q56, R23

(责任编辑: 昱池)(校对: 曹帅)