

城市空气质量与劳动力流动偏向

——基于流动人口动态监测数据的分析

胡志高 曹建华

上海财经大学财经研究所，上海 200433

City air quality and labor mobility preferences: Analysis based on floating
population dynamic monitoring data

HU Zhigao, CAO Jianhua

(School of Urban and Regional Science, Shanghai University of Finance and Economics, shanghai,
200433)

作者简介：胡志高（1991），男，湖北汉川人，上海财经大学城市与区域科学学院（财经研究所）博士研究生；曹建华（1965），江西大余人，上海财经大学城市与区域科学学院（财经研究所）院长（所长），教授，博士生导师。

基金项目：上海财经大学研究生创新计划项目：大气污染转移与区域联合治理——基于环境政策差异的视角（CXJJ-2017-452）对本文的资助。

通讯作者：胡志高

联系方式：13262556215

通讯地址：上海市国定路 777 号

电子邮箱：472496481@qq.com

城市空气质量与劳动力流动偏向

——基于流动人口动态监测数据的分析

摘 要：本文将 2014 年流动人口动态监测数据、空气污染监测点实时污染物浓度数据和城市特征数据进行匹配后，运用 logit 模型从迁入地视角考察了劳动力在不同城市的流向选择中对城市环境质量的重视程度。结果表明：第一，劳动力在流向不同城市的决策中，存在因规避空气污染而流动的“用脚投票”机制。第二，环境质量对劳动力流向决策的影响仅次于产业结构、工资水平和公共服务。第三，异质性分析结果还表明，女性在流动过程中，对城市空气质量的重视程度要高于男性，青壮年劳动力对城市空气污染的厌恶程度要强于中老年劳动力，而教育程度高的劳动力对空气质量的敏感程度则不及教育程度较低的劳动力。

关键词：空气污染；劳动力；流动偏向；logit 模型

中图分类号：F241；F205

文献标识码：A

文章编号：

一、引言

一国经济的增长离不开劳动要素的投入，早在 1876 年亚当斯密就指出了劳动是财富的源泉，充分肯定了劳动要素在国民财富创造中的作用。而中国自古以来就是人口大国，发展初期主要也是依靠劳动成本优势获取国际竞争力。但 20 世纪 70 年代以来实施了 40 年之久的计划生育政策已经使中国累计少生 4 亿多人口(陶涛等, 2011)，人为改变了人口增长及劳动力供给趋势。同时，农村剩余劳动力大规模转移已经进行了近 30 年，其数量已经大幅度减少，加之老龄化社会的到来(郑君君等, 2014)，劳动力供给已经进入了短缺状态(Cai, 2010; Zhang et al., 2011)。2004 年，珠三角地区首先爆发了民工荒，这一态势不仅蔓延到了长三角和其他沿海地区，甚至在中部地区一些传统劳动力供给大省，劳动力市场也陆续发出了劳动力短缺的信号(蔡昉, 2005)。2008 年次贷危机造成了全球经济的衰退，也使得中国就业形式严峻，出现了民工返乡潮，但 2010 年经济开始复苏后，劳动力短缺又再次出现(李宾和马九杰, 2013)。特别是在劳动密集型行业，用工缺口日益扩大。据《广东人力资源市场供求和企业用工监测情况》显示，2014 年第四季度末广东万家用工定点监测企业缺工数占在岗总人数的 7.2%(王子成, 2015)，劳动力短缺情况可见一斑。对此，一方面，为了增加劳动供给，各地纷纷加大力度发展城镇化，鼓励农村剩余劳动力转移；另一方面，为了争夺流动人口，东中西部的典型城市(如：广州、深圳、长沙、西安)纷纷放松落户政策，留住外来人口，而对于高端人才的争夺，各地还陆续出台了人才引进计划，悄无声息地展开了一场人才竞争锦标赛。

然而，不论是对普通劳动力还是对高端人才，政府财政实力越强的地区，越有能力提供优厚的政策来吸引和挽留他们。因为影响劳动力流入的因素中，不论是城市人口规模(陆铭等, 2012)、产业发展水平(Moretti, 2010)还是公共服务(夏怡然和陆铭, 2015)和工资水平(高虹, 2014)都与城市本身的经济发展和财政实力息息相关。那么，经济发展本来就落后的地区在吸引劳动力流入方面是否有足够的筹码呢？在劳动力不足和人才稀缺的背景下，地区间的劳动力争夺与人才竞争是否会边缘化小城市的发展而加剧地区间的不平衡呢？回答这一问题的关键还在于是否存在一种有别于此的、不依赖于地方财政实力 and 经济发展水平又能引导人口流入的积极力量，而且这种力量还必须足够强大到可以和财政力量产生的优势分庭抗礼。

从人口迁移的历史演变进程来看，气候变迁和极端天气曾是推动人口流动的重要因素(Solomon and West, 1981)，这就表明居民对自然环境的依赖会对其流动行为产生影响。因

此,如果存在一种力量有别于经济优势且能够推动劳动力的流动,那么它就很可能来自于地区的自然禀赋。虽然人类改造自然的能力在逐渐增强,环境因素导致人口被迫迁移的效应也越来越低,但随着优美环境的日益稀缺和居民环境意识的逐渐觉醒,居民对美好环境的需求可能使其在主动迁移的过程中更多地考虑环境因素。当然,劳动力的流动是一项复杂决策的综合结果,单一因素对迁移决策的决定性作用对大部分流动人口而言都是不存在的。所以,我们需要考察,在劳动力流入不同的城市的决策过程中,环境因素是否显著,以及这一因素对于劳动力的流向决策有多大的影响。

为了实现这一研究目的,本研究将2014年全国流动人口抽样调查数据、2014年全国主要监测点实时空气污染物浓度数据和城市特征数据进行匹配后,采用logit模型探讨了劳动力在不同城市的抉择中空气质量的影响,从而揭示了空气污染在劳动力流向决策中的重要程度,为中小城市选择合适的发展道路提供了依据。本文的创新之处主要表现在如下几个方面:第一,研究视角的创新。以往考察人口流动与环境质量之间关系的研究,基本将视角锁定在环境污染对人口流出的影响,即人口因环境而被动迁移。本研究则考察流入地环境质量对人口迁入的影响,是一种主动迁移。第二,数据的创新。本研究采用流动人口抽样调查数据、空气污染物实时浓度数据和市级经济社会特征数据考察人口流动与环境质量的关系。是一种从微观个体决策行为出发,讨论环境污染因素对劳动力城市选择的研究。这一做法的好处在于不但可以控制宏观数据难以消除的干扰因素使模型估计的结果更加可靠,还能对劳动力城市选择的个体异质性进行分析,使研究更加深入。本文将按如下内容进行安排:第二部分为文献评述与理论假说,探讨人口流动与环境质量之间的理论研究进展并提出本文的假说命题;第三部分介绍文章的数据与方法;第四部分验证空气质量对人口流动的影响,并评估这一影响的大小;第五部分是结论与政策含义。

二、文献评述及理论假说

国际上关于人口流动的研究多使用迁移(migration)这一表达,而且不同阶段的文献在论证环境因素对人口迁移的作用时所持的观点也大相径庭。在以Ratzel(1882)为代表的早期研究中,环境因素被认为是驱动人口迁移的决定性因素。正如动物的迁徙是为了获取足够的生存空间一样,人类早期的迁移也更多是出于对环境索取的需求(Wagner, 1873),所以人口的迁移更多地表现为一种对环境退化和自然灾害的即时反应(Hugo, 2008)。许韶立(1991)将这一问题产生的具体原因归咎于靠天吃饭的粮食生产进程。由于早期的食物供给严重依赖于当地的自然环境,而当环境的变化造成了粮食的短缺时,人口的迁移就会发生。

但随着人类改造自然的能力越来越强,追求的物质与精神文化需求越来越多元,因自然环境而迁移的比例也越来越低,环境因素在迁移中的影响也逐渐被忽略。甚至在新古典经济学基础上发展起来的迁移模型和重力模型中都没有体现环境因素的影响(Piguet, 2013; 陈秋红, 2015)。而这一阶段,实现收入最大化被认为是影响居民迁移的最重要因素。当迁出地收入与迁入地收入之间存在显著差异时,迁移就很容易发生(Roy, 2002)。当然,后来的学者把收入最大化扩展到个人效用最大化,从而进一步完善了人口迁移的分析框架(Stark and Yitzhaki, 1988; Ortega and Peri, 2013)。但即便如此,在效用最大化的分析框架中也只是额外增加了文化和语言的距离(Massey, 1986; Adserà and Pytliková, 2015),政治压力(Zaiceva, 2004),冲突和战争(Clark et al., 2007),关系网络(Fawcett, 1989; Pedersen et al., 2008),教育和社会福利(Schwartz, 1976; Waters, 2010),移民政策(Blos and Fischer, 1997; Mayda, 2010)和主观幸福感(Koiranen, 2008; Mazzucato et al., 2015)等因素,仍然没有明确考虑自然环境对迁移的影响。

直至Myers(1997)和Ionergan(1998)等学者注意到气候变迁导致了全球人口迁移的

势头迅猛，环境因素在人口迁移中的作用才再次被重视。而随着这一领域研究的不断深入，对于环境的诠释也就不再仅限于气候变迁或极端天气，环境污染也被纳入到环境因素中成为了考察人口迁移的重要因素。典型的研究（Xu and Sylwester, 2016; Germani et al., 2018）表明，不论是国际还是国内，环境污染都是推动人口迁移的重要因素，居民迁徙很大程度上是为了规避流出地的环境污染。不仅如此，楚永生等（2015）还认为人口的外流与环境污染之间存在一个门槛效应，当环境质量较好时，劳动力会在空间内集聚，而当环境污染程度达到一定程度后，劳动力就会流失。此外，不同群体的流动行为受环境污染影响的程度也不同。王辉耀和刘国福（2014）认为，精英和富裕阶层迁移能力较强，迁出污染所在地的需求也越旺盛，所以其迁移行为对环境污染更为敏感。

但即便环境污染因素在解释人口迁移中被逐渐重视，大部分研究也只不过把环境污染作为人口流动的一种推力，与气候变迁和极端天气一样（Henry and Boyle, 2003; Hunter and Nawrotzki, 2016），是导致人口被迫迁移的一种动力。而将环境质量因素作为人口流动拉力的研究却凤毛麟角。本文认为，就环境污染而言，环境拉力对人口流动的作用比环境推力更强。一方面，环境推力与环境拉力之间具有共通的逻辑。因较差的环境而流出的居民在选择流入地时也必然不会考虑环境质量差的地区。而另一方面，因非环境因素而流出的居民，在选择流入地时同样也可能更偏好环境质量更好的地区。因此，从流入地角度考察环境因素对人口流动的作用比从流出地角度考察具有更宽广的视角。此外，从流入地角度考察环境质量的影响可以更加准确地解析劳动力流动的决策行为，从而为有效调控宏观经济提供支持，所以在这一视角下研究环境与劳动力流动问题更具现实意义。

综上所述，环境因素作用于人口流动的机理在不同的社会生产力背景下也会有所差异。其中，在社会生产力水平较低的时代，环境因素主要通过作用于居民的生存动机影响人口流动。而随着社会生产力水平的提升，环境因素既难以作用于人的生存动机又不足以影响人的发展需求，从而在影响人口流动的因素中变得无足轻重。而随着社会生产力水平的进一步提升，居民对健康及美好生活的追求会使得人口在流动过程中更多地考虑环境污染问题。但现有研究对这一问题的探讨一方面只是停留在描述观察和定性分析层面，定量研究较少；另一方面，仅从流出地视角考察环境污染对劳动力流动的影响则低估了环境污染在劳动力流动决策中的作用。因此，本文从流入地视角切入，对人口流动决策中环境质量所发挥的作用进行定量分析，一方面拓宽了劳动力流动与环境污染间关系的研究视角，另一方面也修正了以往研究中环境因素对劳动力流动影响的低估。

不同形式的环境污染对劳动力迁移的影响可能表现出不同的特征，本文从最典型、涉及范围最广泛的空气污染着手分析其对劳动力迁移决策的影响。研究城市空气质量对劳动力迁移的影响可以从迁出地的环境推力和迁入地的环境拉力着手。空气质量的恶化会形成驱逐人口迁出的力量，而良好的环境质量则会形成吸引人口流入的力量（Albo and Díaz, 2013）。在这两种力量的作用下，劳动力就可能发生迁移。从迁出地来看，由于空气污染会影响居民的身体健康（Chen et al, 2018），所以要使劳动力留在环境质量更差的地区，就必须支付与暴露在污染中引起的不适感等值的经济补偿。随着空气质量的恶化，其边际补偿也将增加，当这一补偿使得企业的生产行为“不经济”时，企业提供的补偿就会低于劳动力的边际不适感，劳动力就会流失（陆旸，2012）。不仅如此，环境的恶化还可能致使劳动力所在的家庭整体搬迁（Cameron, McConnaha, 2006），造成人口的进一步流失。相反，留在空气质量更好的地区能够给劳动力带来舒适感，这种舒适感不但可以增加当地劳动力的居住意愿（Kahn, 2010），甚至还可以弥补地区间的工资差异，吸引外来劳动力的迁入（Cebula, Vedder, 2006）。基于此，我们提出了第一个假说：

假说 1：劳动力在迁移过程中，更偏向于流入空气质量更好的城市。

不仅如此，在劳动力流向不同城市的选择中还可能存在一定的性别差异。在生产力低下

的社会中,男性和女性所从事的工作性质不同,受自然环境变化所影响的程度也不同,因此其迁移行为对环境质量的敏感程度也不同(Massey et al, 2010)。而在现代社会中,虽然男性和女性因工作性质的差别而产生的对空气质量敏感程度的差别越来越小,但性别本身所代表的身体素质和心理素质差异也会影响劳动力对空气质量的敏感程度。就我国的经验事实而言,从平均程度来看,男性劳动力的身体素质强于女性,对于空气污染的适应能力相对更强,而且男性承受污染的心理素质也强于女性,所以对于空气污染的敏感程度较女性更弱(朱志胜, 2015)。所以,本文提出第二个假说:

假说 2: 在劳动力流动决策中, 女性劳动力比男性劳动力对城市空气质量更敏感。

而对于不同教育程度的劳动力在迁移过程中对城市空气质量的敏感程度则存在两种可能。一方面,受教育程度越高的劳动力对污染危害的认知越清晰,且拥有更多的资本选择不同的城市,所以受教育年限越长的劳动力在选择流入不同的城市时可能会更重视空气污染因素(Xu, Sylwester, 2016)。另一方面,受教育程度越高的劳动力其人力资本的专用性越强(韩雪和张广胜, 2014),迁徙的限制越多,而且受教育程度越高的劳动力在流动过程中会更多考虑其自身价值的实现及其对人力资本投资的回报,所以在流向不同城市的时对空气质量的考虑可能不及受教育角度较低的劳动力。所以本文提出第三个假说:

3a:在劳动力流动决策中, 受教育程度高的劳动力比受教育程度低的劳动力对城市空气质量更敏感;

3b:在劳动力流动决策中, 受教育程度低的劳动力比受教育程度高的劳动力对城市空气质量更敏感。

不同年龄的劳动力在流动过程中对空气质量的敏感程度也存在两种可能。一方面,对于中老年劳动力而言,良好的空气质量意味着更好的生活环境(Jensen and Deller, 2007),而随着年龄增加,身体素质变弱,劳动力对空气污染的容忍度会逐渐下降(Kahn, 2010),所以中老年劳动力的迁移会更多地考虑城市空气质量(Zasada, 2010)。而另一方面,我国不同年龄的劳动力在思想上的差异较大。年龄越大的劳动力越保守,故土情节越严重(费孝通, 2011; 刘守英和王一鸽, 2018),因空气质量的差异而迁移的意愿越低;而年轻的劳动力思想较开放,追求自我感受的可能越大,因空气质量的差异而迁移的意愿也相对较强。基于此,本文提出第四个假说:

假说 4a:在城市流向选择过程中, 年轻劳动力比中老年劳动力对空气质量更敏感;

假说 4b:在城市流向选择过程中, 年轻劳动力比中老年劳动力对空气质量更敏感。

三、方法与数据

(一) 模型设定

劳动力的流向选择是其满足一系列需求的综合结果,因此,我们把劳动力的流动决策纳入到实现个人效用最大化的基本框架中进行分析。离开流出地后,劳动力会面临诸多的备选城市,不同的城市特征和劳动力偏好会使得城市被选择的概率不同。假设劳动力流入某个城市后的效用为 U , 则其被选择的概率为 P 。 U 和 P 的表达式分别是公式 (1) 和公式 (2)。

$$U_{i,j} = \beta E_{i,j} + \gamma Z_{i,j} + \phi M_i + \varepsilon_{i,j} \quad (j=1,2,\dots,J) \quad (i=1,2,\dots,N) \quad (1)$$

$$P(\text{Choose}_{i,j} = 1) = \exp(\beta E_{i,j} + \gamma Z_{i,j} + \phi M_i) / \sum_{j=1}^J \exp(\beta E_{i,j} + \gamma Z_{i,j} + \phi M_i) \quad (2)$$

其中 i 为个体劳动力, j 为劳动力可选择的流入地城市, E_{ij} 为劳动者 i 可选的城市 j 的环境质量, Z_{ij} 为劳动者 i 可选的城市 j 的其他城市特征向量, M_i 为劳动力自身属性的向量。 ε_{ij} 为

不可观测因素，劳动力在 J 个城市中选择流向使其效用最大化的城市。

为了较为深入讨论城市的环境特征对劳动力流动决策的影响，我们还考察了异质性个体在城市选择过程中对环境因素的敏感程度。因此，我们还将个体特征与环境特征交乘后纳入了模型（Greene，2008），如公式（3）。

$$P(Choose_{i,j}=1)=\frac{\exp(\beta E_{i,j}+\gamma Z_{i,j}+\phi M_i+\lambda E_{i,j}M_i)}{\sum_{j=1}^J\exp(\beta E_{i,j}+\gamma Z_{i,j}+\phi M_i+\lambda E_{i,j}M_i)}$$

此外，由于本研究被解释变量为离散型的 0-1 变量，且样本数据不存在断尾情况，因此，实际操作过程中可以采用 logit 模型或 probit 模型进行估计。但考虑到随机误差项可能并不服从正态分布，且相关研究（李富强和王立勇，2014；夏怡然和陆铭，2015）普遍采用 logit 模型进行回归，因此本文追随这一做法，对变量的参数主要采用 logit 模型进行估计。

（二）数据的说明

根据上文的模型设定，本文利用劳动力流动的个体数据匹配地级市的城市特征数据和空气污染数据后对模型进行估计。劳动力流动的个体数据来源于国家卫生计生委流动人口司统计的 2014 年全国流动人口动态监测调查数据（China Migrants Dynamic Survey，简称 CMDS）。空气污染物浓度数据采用网络爬虫技术从中国环境监测总站抓取而得。城市特征数据则源自《中国城市统计年鉴》、《中国区域经济统计年鉴》。由于本文主要考察空气质量在劳动力流向选择中的作用，所以模型估计可能面临两种情况导致的内生性：第一，空气质量越差的地区，当地环保部门和相关产业需要的劳动力就越多；第二，政府可能会为了吸引人口流入而影响城市特征变量。对于第一种情况产生的内生性，本文采用剔除相关行业的流动人口样本的方式解决。而针对第二种情况所产生的内生性问题，本文采用将控制变量设为前定变量的方式解决。本文中工资水平、公共服务供给等城市特征皆有可能与人口流动产生双向因果关系，造成估计偏误，从而影响主要变量的参数估计值，因此对于城市特征数据，本文全部采用 2013 年的数据进行匹配。

1. 劳动力个体层面的数据与变量

本文主要研究城市空气质量在劳动力的流向决策中所起的作用，因此本文选择的个体样本为在城市间流动的劳动力，满足以下几个条件：（1）调查前一个月前来本地居住、非本区（县、市）户口；（2）2014 年 5 月时年龄在 15 岁~59 岁之间；（3）非在校学生；（4）非车站、码头、机场、旅馆、医院等地点的流入人口；（5）一个家庭至多只抽取 1 个合适样本。符合以上标准的劳动力数量为 201000 个，涵盖 335 个地级以上的地区。但由于城市空气质量和其他城市特征中一些变量值缺失，我们构建的城市集中只包含 154 个城市，需要剔除流入到这个城市之外其他城市的劳动力。此外，出于消除可能存在的内生性问题的考虑，删除了水利、环境和公共设施管理行业、公共管理、社会保障和社会组织行业、教育行业的样本，最终回归中包括 135058 个流动劳动力。表 1 报告了外来劳动力的个人特征和家庭特征。

表 1 外来劳动力个人特征和家庭特征的描述性统计

变量	观测量	均值	标准差	最小值	最大值
年龄	135058	34.10587	9.045286	15	60
性别（男）	135058	.6178753	.4859068	0	1
流动范围（跨省流动）	135058	.5530735	.4971752	0	1
流动范围（省内跨市）	135058	.2999748	.4582466	0	1
婚姻状况（未婚）	135058	.216507	.4118637	0	1

教育年限	135058	9.946245	2.752435	0	19
打算长期居住（是）	135058	.5499974	.497494	0	1
户口性质（农村户口）	135058	.8447778	.3621164	0	1
独生子女（男方是）	97026	.0475646	.2128431	0	1
独生子女（女方是）	97026	.0401645	.1963449	0	1
独生子女（男女都是）	97026	0.0344547	0.182394	0	1
有小孩	97026	.0843898	.2779714	0	1

2. 空气质量层面数据

本文所涉及的 2014 年 AQI、PM_{2.5}、PM₁₀、SO₂、NO₂、CO、O₃ 等空气污染物浓度数据均采用网络爬虫技术从中国环境监测总站的全国城市空气质量实时发布平台（beijingair.sinaapp.com）抓取而得。由于各城市对以上污染物的监测统计时间不同，本文数据抓取时段从有各监测站均有统计的 2014 年 5 月 13 日 0 时开始到 2014 年 12 月 31 日 23 时结束。抓取所得数据既覆盖了污染物浓度较大的冬季以及浓度较小的夏季（O₃ 相反），又覆盖了白天与晚上，因此对以上实时数据求平均后所得污染物浓度数据能够较好地代表当年空气污染的平均水平。具体而言，首先对所有监测点按小时和所属城市求平均，得到城市每小时空气污染数据，再将各城市的小时数据以求平均的形式逐步折算成日度数据、月度数据和年度数据。最终得到 190 个城市主要空气污染物的年度数据，与城市特征数据和流动人口微观数据匹配后保留 154 个城市数据（其描述性统计见表 2）。

3. 城市层面的数据与变量

本文的城市指地级及以上城市，中国的地级及以上城市的数量为 287 个，由于一些城市数据统计的缺失且与空气质量数据的统计范围不完全重叠，最终包含在本文劳动力流向选择集中的城市数量为 154 个。这 154 个城市是劳动力流入的主要城市，且覆盖了我国所有省份，因此本文构建的这 154 个城市作为劳动力流向选择集具有较好的代表性。

表 2 空气质量及其他城市特征的描述性统计

变量	观测量	平均值	标准差	最小值	最大值
AQI	154	83.89664	23.22307	36.10677	162.3745
PM2_5 (μg/m3)	154	53.97805	19.12338	15.81121	117.0707
PM10 (μg/m3)	154	94.05165	33.00346	32.21637	197.988
SO2 (μg/m3)	154	29.52978	16.96427	2.044383	108.413
NO2 (μg/m3)	154	34.53825	10.71961	13.61014	65.93221
CO (mg/m3)	154	1.117882	0.355709	0.527656	2.209073
O3 (μg/m3)	154	55.69004	11.86811	25.55204	92.01569
GDP (亿元)	154	2070	3220	127.8061	21300
总人口 (万人)	154	642.7799	3364.828	20	41425
二产比重	154	51.37234	11.61624	19.3	82.23
三产比重	154	44.96539	11.92789	16.64	77.26
职工年平均工资 (元)	153	51820.2	10360.44	30049.34	95029.65
公共服务	154	1.73E-07	0.965645	-0.73796	6.138727
对外开放度	146	0.004329	0.003616	4.81E-05	0.020538

注：公共服务主要可以分为基础设施、医疗设施和教育设施。其中，基础教育服务水平用普通中学数量、小学数量以及教育支出量反映，医疗健康服务用医院卫生院数、医院卫生院床位数、医生数衡量，基

基础设施服务用城市道路面积、公共汽车营运量、公共汽车客运量和出租汽车数度量。由于各变量间相关性过强，采用因子分析法分别得到基础设施、理疗设施和基础教育三个综合因子后放入模型，由于三个综合因子间相关性依旧很强，在模型中产生了严重的多重共线性，因此将三个因子以平均赋权的形式得到公共服务综合因子放入模型。

（三）变量的选择

表 2 列出了本文研究中影响劳动力流向决策的城市特征变量。本文的核心变量是城市的空气环境质量。自 2012 年空气质量指数（AQI）被开发出来以后，就取代了空气污染指数（API）成为了综合反映空气污染状况的理想指标被广泛采用（郭永济和张谊浩，2016；黄恒君和漆威，2014）。但也有学者采用 $PM_{2.5}$ （马丽梅和张晓，2014；邵帅等，2016）、 PM_{10} （王书斌和徐盈之，2015）、 SO_2 （徐肇翊和金福杰，2003）、 NO_2 （曹静等，2014）等污染物浓度反映空气质量。因此，为了全方位地反映城市空气质量，本研究在采用 AQI 作为空气环境质量的代理指标的同时分别将 $PM_{2.5}$ 、 PM_{10} 、 SO_2 、 NO_2 、CO、 O_3 等常见大气污染物辅助衡量城市空气的污染状况。

此外，本文还控制了经济发展、产业结构、对外开放、人口规模、工资水平和公共服务等因素。控制经济发展因素是因为经济发达的地区意味着较高的工资和较多的就业机会，从而具备吸引劳动力向其流迁优势（李晓阳和黄毅祥，2014）。而且经济发展水平与环境污染之间还存在较强的关联。“环境库兹涅茨曲线”假说表明，随着经济发展水平的提升，环境污染将会表现为先增加后降低的倒 U 形关系（Andreoni and Levinson, 2001）。所以，如果在劳动力流动决策模型中不控制经济发展水平将无法准确估计空气质量对劳动力抉择的影响。

而控制产业结构则是因为第三产业相比其他产业能吸纳更多的劳动力（李拓和李斌，2015），所以无论是省内还是省外流入人口都倾向于选择第三产业更为发达的地区（张耀军，2014）。此外，产业结构还与当地污染产业分布相关，工业占比越高的地区大气污染物排放量相对越多，空气环境质量越容易受到影响。因此，忽略产业结构因素将导致空气环境质量变量估计的偏误。

控制城市人口规模是因为人口规模不仅会影响地区的马歇尔外部性和雅各布斯外部性，还会通过作用于污染物的排放影响地区空气质量。因为人口和经济活动的集聚有利于降低单位工业增加值的污染物排放强度（陆铭和冯皓，2014），从而有利于区域整体空气质量的改善（马素琳，2016）。所以，控制城市人口规模可以减少劳动力流动选择模型中空气质量的系数因遗漏重要变量而导致的偏误。

工资水平和公共服务是本文控制的另外两个重要因素。工资差异不仅会引致劳动力的国际迁移（Clark et al., 2007；Ortega and Peri, 2012），也会影响劳动力的省际流动（刘晏伶和冯健，2014）。因此，控制工资因素可以控制引起人口流动的主要效应。此外，随着居民对生活质量的追求不但提升，地区间教育、医疗和基础设施的差异也使得获取更好的公共服务成为劳动力流动的重要原因（李晓阳和黄毅祥，2014）。所以，我们还需要地区的控制公共服务水平。最后，我们还控制省份的固定效应，主要是为了控制文化、历史等方面影响劳动力流向的不可观测的省际差异。

四、人口流动与环境：实证结果

（一）基本回归结果

表 3 报告了城市的空气质量、经济发展、工资水平和公共服务等因素影响劳动力流向决策的估计结果。由于 Logit 模型采用的是最大似然估计，其参数估计的结果并不能解释为边际效应，所以本文采用平均概率弹性反映回归系数的边际作用大小。由城市环境质量 E_k 决

定的劳动力 i 选择城市 j 的概率弹性是 $e_{i,j}^k = \partial \ln P(j) / \partial \ln E_k$ ，城市环境质量 E_k 的平均概

率弹性可以通过加总所有的概率弹性得到
$$e^k = \sum_i^N \sum_j^J e_{i,j}^k = \alpha_k (J-1) / J$$
。 J 是备选城市总量， α_k 是城市环境质量 E_k 的估计系数。本文中 J 为 154，因此估计的平均概率弹性为模型估计系数 α_k 乘以 153/154。因为 153/154 近似为 1，所以表 3 报告的概率弹性的含义可以近似表述为城市环境质量变动 1% 时城市被选择的概率平均变动 $\alpha_k\%$ 。在第（1）列中我们只考虑空气污染程度对外来劳动力的排斥作用，发现系数显著为正。这与我们的预期完全背离，我们认为这是遗漏重要变量导致的估计偏误的结果。所以在第（2）列中，我们添加了经济发展水平、开放程度、产业结构等经济变量，发现以上经济变量显著为正的同时，空气污染的系数也变得显著为负，与预期相符。这表明劳动力决定流向哪个城市时不但会考虑城市污染状况，还会考虑城市的经济状况。第（3）、（4）、（5）列则在第（2）列的基础上依次添加了人口规模变量、城市工资变量和公共服务变量。结果表明，城市的人口规模、工资水平和公共服务也是劳动力流向选择的重要因素。但以上模型缺乏个体特征的信息，仍然可能产生遗漏变量带来的内生性问题，使模型产生估计偏误。因此，第（6）列在第（5）列的基础上控制了劳动力的个体特征和家庭特征。结果表明，即便控制了劳动力的性别、年龄、教育程度、婚姻状态、户口性质、流动特征、定居意愿等个体特征和子女数量、夫妻双方独生子女状况等家庭特征后，空气质量对人口流向作用依然显著。此外，考虑到流动人口所属行业、流入地省份特征等因素也可能左右流动人口的流向，所以（7）、（8）列在第（6）列的基础上又依次控制了省份效应和行业效应，而结果依然稳健。因此，我们初步认为环境质量能够显著地影响劳动力的流动决策。也就是说，在中国存在为了规避环境污染而流动的“用脚投票”机制，假说 1 得以证明。

表 3 基准回归

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
AQI	0.0623*** (6.31)	-0.152*** (-13.93)	-0.595*** (-51.61)	-0.298*** (-24.49)	-0.452*** (-37.13)	-0.406*** (-28.31)	-0.405*** (-28.30)	-0.362*** (-24.42)	-0.125*** (-37.13)
GDP		0.116*** (32.13)	0.0133** (3.25)	0.0992*** (22.97)	0.0569*** (13.09)	0.0484*** (9.44)	0.0484*** (9.43)	0.0538*** (10.18)	0.0493*** (13.09)
开放程度		51.33*** (75.36)	36.74*** (53.28)	41.00*** (59.93)	32.93*** (45.30)	25.92*** (29.81)	25.91*** (29.78)	27.65*** (30.91)	0.119*** (45.30)
产业结构		0.208*** (141.84)	0.150*** (102.03)	0.0908*** (61.82)	0.0957*** (67.05)	0.0959*** (56.70)	0.0959*** (56.69)	0.0951*** (54.39)	0.296*** (67.05)
人口规模			0.318*** (148.72)	0.137*** (64.38)	0.0423*** (19.87)	0.0334*** (13.36)	0.0334*** (13.36)	0.0331*** (12.78)	0.0491*** (19.87)
工资水平				2.433*** (174.07)	0.980*** (50.58)	1.334*** (59.37)	1.334*** (59.39)	1.322*** (56.91)	0.186*** (50.58)
公共服务					0.296*** (113.19)	0.260*** (85.03)	0.260*** (85.10)	0.258*** (81.51)	0.285*** (113.19)
个体效应	不控制	不控制	不控制	不控制	不控制	控制	控制	控制	控制
家庭效应	不控制	不控制	不控制	不控制	不控制	控制	控制	控制	控制
省份效应	不控制	不控制	不控制	不控制	不控制	不控制	控制	控制	控制
行业效应	不控制	不控制	不控制	不控制	不控制	不控制	不控制	控制	控制
截距项	-5.304***	-25.08***	-18.96***	-40.06***	-23.58***	-27.55***	-27.48***	-27.47***	-5.307***

	(-122.00)	(-169.50)	(-129.63)	(-217.95)	(-102.31)	(-101.05)	(-100.51)	(-64.38)	(-1505.9)
观测点数	20798932	19043178	19043178	19043178	19043178	13680666	13412907	12557742	19043178
城市个数	154	141	141	141	141	141	141	141	141
个人数量	135058	135058	135058	135058	135058	97026	95127	89062	135058
Chi2	39.91	39983.82	60507.35	88016.89	100656.5	72632.4	67248.5	68853.1	68853.1
Pseudo R ²	0.0000	0.0262	0.0397	0.0577	0.066	0.0661	0.0653	0.0671	0.0671

t statistics in parentheses, * p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001, 下同

由于模型中添加了工资水平和公共服务等变量,因此模型还捕捉了劳动力为收入和公共服务而流动的效应。从表 3 中可以看出,城市的平均工资越高吸引外来劳动力的作用越大,公共服务越完善对外来劳动力的魅力也越强,这就表明,劳动力流向某个城市不仅为了获得该城市更高的工资水平和就业机会,而且还为了享受该城市的基础教育和医疗服务等公共服务,这也支持了夏怡然和陆铭(2015)的观点。此外,经济发展水平、人口规模、产业结构、开放程度的系数也显著为正,表明这些因素对流动人口也具有较强的吸引力。

为了揭示空气污染在劳动力流向决策中的重要程度,本文对空气污染变量和所有城市特征变量都进行了标准化处理,结果见表 3 第(9)列。第(9)列结果表明,城市空气污染指数的标准差每增加 1%,劳动力流动决策中规避这个选择的概率就会增加 0.125%。这一效应与产业结构、公共服务、工资等因素对劳动力流向决策的影响相差无几,而且比经济规模和人口规模的增长带来的效果更强。这一方说明了空气质量因素在劳动力流动决策中的作用并非微不足道,通过作用于环境因素来引导人口流动具有一定的可行性。另一方面也表明了地区经济发展水平会通过创造就业机会吸引劳动力流入的同时,也会增加居民的生活压力和生活成本对外来劳动力形成排斥,从而弱化经济因素对人口吸引的总体效果。同样的道理,现阶段人口规模对劳动力流向抉择的影响不高也是因为人口的聚集对要素的流动发挥了规模效应的同时也表现出了拥挤效应。这也为地方政府从改善环境角度引导人口流动提供了激励和条件。

(二) 稳健性检验

1. 基于不同污染物种类和模型方法的检验

由于 AQI 只是反映空气质量的一个综合指数,而居民对不同空气污染物的厌恶程度或敏感程度可能不同,因而劳动力流向决策过程中可能对特定空气污染物不敏感。为了排除这种可能,本文将常见大气污染物分别代替 AQI 进行回归。表 4 第(1)列到第(6)列分别是以 PM_{2.5}、PM₁₀、SO₂、NO₂、CO、O₃ 作为大气污染程度指标时的结果。以表 3 第(8)列结果为对照,所有回归都是在控制个体效应、家庭效应、行业效应和和省份效应之后,控制城市经济发展水平、人口规模、开放程度、工资水平、产业结构和公共服务水平后展开的。结果发现劳动力流动去向不仅对 PM_{2.5} 敏感,对 PM₁₀、SO₂、NO₂、CO、O₃ 都比较敏感。此外,其他变量也都显著且符合预期。因此,劳动力在不同城市的选择决策过程中,对所有常见空气污染物都比较厌恶和敏感。此外,由于 Logit 模型进行估计可能存在信息利用不充分的问题(王铮和许敏,2013),本文还采用了 Probit 模型来检验大气污染对劳动力流向影响的稳定性,结果见表 4 第(7)列。Probit 模型估计结果与 Logit 结果相比,估计系数整体偏低,但显著程度基本一致,由此可见,采用 Probit 模型估计大气污染同劳动力流动之间的关系,依然成立。

表 4 稳健性检验一

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
PM2_5	-0.199*** (-17.30)						
PM10		-0.262*** (-22.12)					
SO2			-0.156*** (-21.90)				
NO2				-0.0391** (-2.74)			
CO					-0.606*** (-41.13)		
O3						-0.761*** (-44.14)	
AQI							-0.133*** (-25.14)
GDP	0.0616*** (11.74)	0.0530*** (10.09)	0.0485*** (9.13)	0.0622*** (11.96)	0.0348*** (6.59)	0.0711*** (13.34)	0.0134*** (7.14)
人口规模	0.0255*** (9.93)	0.0311*** (12.00)	0.0142*** (5.80)	0.0135*** (5.35)	0.0377*** (15.06)	0.00171 (0.69)	0.0151*** (14.34)
开放程度	28.32*** (31.48)	27.26*** (30.40)	28.02*** (31.23)	27.18*** (29.79)	24.26*** (26.83)	26.84*** (30.34)	7.094*** (20.67)
工资水平	1.341*** (57.61)	1.318*** (56.58)	1.241*** (51.43)	1.415*** (61.99)	1.028*** (41.23)	1.715*** (72.45)	0.514*** (60.44)
产业结构	0.0933*** (53.41)	0.0961*** (54.73)	0.0990*** (56.17)	0.0936*** (52.01)	0.105*** (58.65)	0.0937*** (52.90)	0.0308*** (51.50)
公共服务	0.258*** (81.08)	0.252*** (80.10)	0.249*** (79.64)	0.251*** (78.71)	0.274*** (84.61)	0.236*** (76.30)	0.115*** (93.37)
个体特征	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
家庭特征	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业特征	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份特征	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
截距项	-28.29*** (-66.60)	-27.92*** (-65.74)	-27.95*** (-66.01)	-29.69*** (-71.14)	-26.76*** (-63.02)	-29.99*** (-72.51)	-10.59*** (-68.13)
观测点数	12557742	12557742	12557742	12557742	12557742	12557742	12557742
城市数量	141	141	141	141	141	141	141
个体数量	89062	89062	89062	89062	89062	89062	89062
Chi2	68557.2	68747.68	68735.09	68267.06	69976.59	70169.37	71500.69
Pseudo R ²	0.0668	0.067	0.067	0.0665	0.0682	0.0684	0.0697

2. 控制户口、房价和重要城市因素的检验

考虑到部分劳动力的流动以定居为目的，而城市落户难度会限制劳动力的进入，因此，有必要在控制城市落户难度后考察空气质量对劳动力流向选择的影响。本文采用吴开亚等人（2010）计算的城市落户门槛指数衡量城市的落户难度，进而考察落户限制情况下外来劳动

力为规避空气污染而流动的效应是否还显著。吴开亚等人构建的落户门槛指数包括就业、投资和综合三个指数，我们采用其中的综合指数衡量城市落户难度，估计结果见表5第（1）列和第（2）列。第（1）、（2）列结果显示，控制城市的落户难度后空气污染的系数仍然显著，这就表明，排除城市落户难度因素的干扰后，劳动力的流动依然对城市空气质量因素非常敏感。另外，由于基准模型中没有直接控制城市的房价可能会引发学者对模型结果的质疑。房价是城市生活成本的重要指标（Cameron et al., 2006），对于具有定居意愿的流动人口而言，也是必然会考虑的因素，因此，本文在此控制房价的影响后继续考察空气质量对劳动力流向选择的作用。考虑到大部分流动人口均不具备即期购房的能力，因此，我们认为预期房价对劳动力流动行为的影响更为显著。因此，本文采用19个城市2018年上半年的小区房价作为流动人口对城市房价的预期，对模型再次进行估计，回归结果见表5第（3）列和第（4）列。第（3）、（4）列结果表明，考虑房价因素后，空气污染依然会显著的影响劳动力的流向选择，而且房价越高的地区越不利于劳动力流入。最后，考虑到部分劳动力比较注重重要城市的“品牌效应”，可能影响劳动力的流动选择，因此本文将北京、上海、广州、深圳四个城市作为重要城市进行控制后得到表5第（5）列和第（6）列所示结果。从第（5）、（6）列结果可知，重要城市变量显著为正，且空气污染指标的系数变化不大，仍然显著为负，表明排除重要城市对人口流动的干扰之后，空气质量依然会显著影响劳动力的流动。综上所述，本文在控制了以上三个方面可能遗漏的重要变量后空气质量的回归结果依然显著，因此，我们可以认定劳动力在流向不同城市的选择中存在显著的“为规避污染而流动”的用脚投票机制。

表5 稳健性检验二

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
空气污染	-0.792*** (-8.20)	-0.163*** (-5.15)	-3.038*** (-17.34)	-4.003*** (-4.86)	-2.654*** (-15.06)	-32.48*** (-33.21)
户口限制	-4.120*** (-17.09)	-0.805*** (-12.16)	-7.294*** (-19.45)	0.857*** (7.30)	-7.333*** (-19.55)	-3.511*** (-27.73)
户口限制*空气污染	0.964*** (17.98)	0.253*** (12.02)	1.602*** (19.97)	-0.225*** (-6.15)	1.610*** (20.06)	1.118*** (28.30)
房价			-0.144*** (-3.93)	-2.205*** (-7.77)	-0.158*** (-4.30)	-12.48*** (-37.26)
房价*空气污染			0.0681*** (17.10)	0.499*** (5.21)	0.0684*** (17.18)	3.693*** (32.81)
重要城市					4.409*** (20.98)	19.51*** (103.00)
重要城市*空气污染					-0.988*** (-20.92)	-6.902*** (-102.26)
GDP	-0.102*** (-3.56)	-0.435*** (-17.89)	0.109** (3.28)	-0.367*** (-13.98)	0.120*** (3.62)	0.502*** (16.56)
人口规模	-0.133*** (-33.24)	-0.080*** (-22.79)	-0.160*** (-29.18)	-0.069*** (-18.88)	-0.161*** (-29.39)	-0.123*** (-31.93)
开放程度	1.793 (1.23)	1.574 (1.17)	-13.79*** (-8.12)	-3.941** (-2.80)	-13.27*** (-7.81)	6.871*** (4.69)
工资水平	0.270* (2.49)	1.421*** (13.03)	1.556*** (11.65)	0.749*** (6.57)	1.562*** (11.69)	1.732*** (14.67)
产业结构	-0.039***	-0.031***	-0.072***	-0.0195**	-0.072***	0.192***

	(-5.56)	(-4.28)	(-9.39)	(-2.71)	(-9.36)	(25.39)
公共服务	0.266***	0.381***	0.219***	0.367***	0.217***	0.300***
	(34.66)	(56.14)	(22.66)	(48.38)	(22.49)	(37.67)
截距项	3.457***	-7.359***	-2.180	15.02***	-4.073***	59.99***
	(3.29)	(-6.77)	(-1.92)	(5.52)	(-3.57)	(20.33)
观测点数	794937	794937	794937	794937	794937	794937
城市数量	17	17	17	17	17	17
个体数量	46761	46761	46761	46761	46761	46761
Chi2	16716.12	16118.91	17075.93	16584.14	17516.71	39845.75
Pseudo R ²	0.0473	0.0456	0.0483	0.0469	0.0496	0.1127

注：第（1）、（3）、（5）列为用 AQI 表征空气污染的回归结果，第（2）、（4）、（6）列为用 SO₂ 表征空气污染的回归结果。

（三）、模型的拓展：空气环境质量影响劳动力流向的异质性

基准模型中，我们把所有劳动力视为对空气污染的厌恶程度和敏感程度同质的群体，所以得到的结果只是一种平均效应。而不同劳动力群体对空气污染的厌恶程度和敏感程度可能不同，因此，我们有必要对不同劳动力进行异质性分析。本文采用个体特征与空气污染之交乘项捕捉对应个体特征对空气污染的厌恶程度。具体而言，利用性别虚拟变量与 AQI 之交乘项反映男性与女性在流入不同城市过程中对空气环境的重视程度；利用年龄与 AQI 之交乘项反映不同年纪的劳动力在流动决策中对空气环境的重视程度，此外，由于在类似的研究中年龄经常表现出非线性特征，因此，我们还加入了年龄平方与 AQI 之交乘项；最后，不同教育程度的劳动力对空气污染的认知不同，个人追求也不同，因此，加入教育年限与 AQI 之交乘项捕捉不同教育程度的劳动力在流向不同城市的决策中表现出来的差异。

从表 6 第（1）列结果来看，性别与 AQI 之交乘项显著为正，表明男性在流入不同城市的决策中规避环境污染的概率不及女性，也就是相对于男性而言，女性在选择流向不同的城市时会更多地考虑当地的空气污染水平，所以假说 2 得证。从第（2）列结果来看，教育程度与 AQI 之交乘项为正，与 AQI 的符号相反。即随着教育程度的提升，劳动力在流入不同城市的决策中会越来越看淡空气污染的影响，假说 3b 得以证明。这表明，虽然受教育年限越高的劳动力对污染危害的认知越清晰，且拥有更多的资本选择不同的城市，但高素质劳动力的人力资本专用性较强，流动限制较大，而且在高素质劳动力流向的决策中有更重要、更需要优先考虑的因素以至于环境因素在他们的决策中变得不再如此重要。注意到受教育程度越高的劳动力在流动过程中会更多考虑其自身价值的实现及其对人力资本投资的回报。所以，我们认为高教育程度的劳动力在流向不同城市时，会更多地考虑当地的工资水平和公共服务而不会过于重视当地的环境状况。为了验证这一猜想，我们在第（5）列和第（6）列中分别引入了公共服务和工资水平与教育的交乘项系数。结果表明，二者均显著为正，恰好证明了教育水平越高的劳动力会越重视预期回报而忽视环境质量。第（3）列和第（4）列反映的则是不同年龄的劳动力在流动过程中对空气污染的厌恶程度。年龄与 AQI 之交乘项为负而年龄平方与 AQI 之交乘项为正表明，随着年龄的增长，劳动力在流入不同城市的决策中，对空气污染的厌恶程度先降低，后增加。但考虑到拐点在 94 岁，而本样本取值范围为 59 岁以下，因此，本研究中，随着年龄的增长，劳动力在流向不同城市的选择中实际上表现为对空气污染的重视程度的逐渐越低。也就是青壮年劳动力比中老年劳动更加重视城市的空气质量，假说 4b 得以证明。

表 6 空气质量对劳动力流动影响的异质性分析

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
AQI	-0.427*** (-18.91)	-0.341*** (-22.94)	-0.342*** (-22.63)	-0.321*** (-18.04)	-0.366*** (-24.66)	-0.364*** (-24.56)
性别*AQI	0.105*** (3.84)					
教育*AQI		0.108*** (21.89)				
年龄*AQI			-0.0129*** (-6.91)	-0.0547** (-2.85)		
年龄平方 *AQI				0.000579* (2.19)		
教育*公共服 务					0.0278*** (45.73)	
教育*工资水 平						0.139*** (29.39)
GDP	0.0538*** (10.18)	0.0542*** (10.26)	0.0539*** (10.19)	0.0539*** (10.19)	0.0562*** (10.65)	0.0545*** (10.32)
人口规模	0.0331*** (12.77)	0.0328*** (12.64)	0.0331*** (12.76)	0.0331*** (12.76)	0.0331*** (12.76)	0.0337*** (12.99)
开放程度	27.66*** (30.91)	27.83*** (31.11)	27.67*** (30.93)	27.67*** (30.93)	28.29*** (31.62)	27.96*** (31.25)
工资水平	1.322*** (56.91)	1.325*** (57.04)	1.322*** (56.92)	1.322*** (56.92)	1.316*** (56.67)	1.348*** (57.94)
产业结构	0.0951*** (54.39)	0.0951*** (54.47)	0.0951*** (54.40)	0.0951*** (54.40)	0.0963*** (55.02)	0.0953*** (54.51)
公共服务	0.258*** (81.51)	0.258*** (81.41)	0.258*** (81.50)	0.258*** (81.50)	0.256*** (80.45)	0.255*** (80.60)
个体特征	控制	控制	控制	控制	控制	控制
家庭特征	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业特征	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份特征	控制	控制	控制	控制	控制	控制
截距项	-27.18*** (-62.76)	-27.61*** (-64.68)	-27.57*** (-64.56)	-27.66*** (-64.46)	-27.25*** (-63.58)	-27.56*** (-64.52)
观测点数	12557742	12557742	12557742	12557742	12557742	12557742
城市数量	141	141	141	141	141	141
个体数量	89062	89062	89062	89062	89062	89062
Chi2	68867.9	69327.4	68900.91	68905.72	70916.12	69709.81
Pseudo R ²	0.0671	0.0676	0.0671	0.0672	0.0691	0.0679

五、结论与政策含义

本文将 2014 年流动人口动态监测数据、空气污染监测点实时污染物浓度数据和城市特征数据进行匹配后,运用 logit 模型从迁入地角度考察了劳动力在不同城市的流向选择中对

城市环境质量的重视程度。结果表明：第一，劳动力在流向不同城市的决策中，存在因规避空气污染而流动的“用脚投票”机制。在劳动力流向不同城市时，不但会考虑当地的工资水平、公共服务、人口规模和经济状况，还会考虑当地的空气质量。当地空气质量越差时，劳动力越趋向于规避流入该城市。第二，环境质量对劳动力流向决策的影响仅次于产业结构、工资水平和公共服务。虽然工资水平和公共服务是劳动力流动的最主要目的，但标准化后的环境质量的影响系数与工资和公共服务的系数相差不大，而且环境质量对劳动力流向决策的影响超过了人口规模和经济规模。这就表明，随着拥挤效应的增加，集聚带来的外部性已经不足以和环境质量产生的效果相抗衡。第三，异质性分析结果还表明，女性在流动过程中，对城市空气质量的重视程度要高于男性，年龄大的劳动力对空气污染的重视程度不及年龄小的劳动力，学历高的劳动力对空气质量的敏感程度则不及学历低的劳动力。

以上结论对于当前中国经济发展的现实具有以下三个方面的政策含义：

第一，激励地方政府保护环境。环境治理的困境之一在于地方政府缺乏足够的内在激励。一方面，环境治理资金会挤占经济建设中对其他领域的投资，另一方面，严格的环境规制政策还会限制企业的生产甚至导致企业的转移。因此，在 GDP 仍然是政绩考核重要指标的前提下，地方政府治理环境缺乏内在激励。但本文结论表明，良好的空气质量有利于劳动力的流入，且这一效果不亚于部分经济优势，因此，地方政府可以通过改善环境吸引劳动力流入，从而为当地经济发展注入动力。

第二，为难以提供优厚的人才引进政策的地区提供比较优势。虽然高学历的劳动力对空气污染的敏感程度不及低学历的劳动力，但高学历的劳动力在决定流向哪一城市的过程中仍然会考虑环境因素。而这一因素是有别于地区经济和财政优势，是中小城市吸引人才的重要努力方向。可以说，在经济和财政等相关因素层面，中小城市相比于大城市毫无优势，只有把握环境优势，才能在一定程度上缓和农村人口和中小城市人口只向大城市流动的局面，从而降低中小城市在发展过程中被边缘化的风险，缓解中国地区发展的不平衡。

第三，为环境质量较好的地区走上正确的发展道路提供依据。随着大城市经济优势的累积，经济资源不断涌入大城市。面对大城市不断强化的马太效应，不少中小城市开始变得焦虑。部分中小城市在情急之下已经走上了拿环境换发展的错误道路。本研究的结果则为具备环境优势的中小城市走上合适的发展道路提供了依据。具备环境优势的城市，在经济发展的长期进程中具有吸引劳动力的优势，随着居民环境意识和健康意识的进一步加强，大城市拥挤效应的增加，适宜生活和生产的中小城市终将被劳动力所垂青。因此，保持环境优势，拒绝先污染后治理的发展道路，才能够真正把绿水青山转化成金山银山。

主要参考文献

- [1] 蔡昉. 劳动力短缺：我们是否应该未雨绸缪[J]. 中国人口科学, 2005(06): 11-16+95.
- [2] 曹静, 王鑫, 钟笑寒. 限行政策是否改善了北京市的空气质量?[J]. 经济学(季刊), 2014, 13(03): 1091-1126.
- [3] 陈秋红. 环境因素对人口迁移的作用机制分析[J]. 中国农村观察, 2015(03): 87-95.
- [4] 楚永生, 刘杨, 刘梦. 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[J]. 产经评论, 2015, 6(04): 45-56.
- [5] 费孝通. 中国士绅——城乡关系论集[M]. 赵旭东、秦志杰译, 外语教学与研究出版社, 2011.
- [6] 高虹. 城市人口规模与劳动力收入[J]. 世界经济, 2014, 37(10): 145-164.
- [7] 郭永济, 张谊浩. 空气质量会影响股票市场吗?[J]. 金融研究, 2016(02): 71-85.
- [8] 韩雪, 张广胜. 进城务工人口就业稳定性研究[J]. 人口学刊, 2014, 36(06): 62-74.

- [9] 黄恒君, 漆威. 海量半结构化数据采集、存储及分析——基于实时空气质量数据处理的实践[J]. 统计研究, 2014, 31(05): 10–16.
- [10] 李宾, 马九杰. 劳动力供给保障水平、“民工荒”成因与宏观经济影响[J]. 经济与管理研究, 2013(07): 58–66.
- [11] 李富强, 王立勇. 人力资本、农村劳动力迁移与城镇化模式——来自基于面板矫正型标准误的多期混合多项 Logit 模型的经验证据[J]. 经济学动态, 2014(10): 87–98.
- [12] 李拓, 李斌. 中国跨地区人口流动的影响因素——基于 286 个城市面板数据的空间计量检验[J]. 中国人口科学, 2015(02): 73–83+127.
- [13] 李晓阳, 黄毅祥. 中国劳动力流动与区域经济增长的空间联动研究[J]. 中国人口科学, 2014(01): 55–65+127.
- [14] 刘守英, 王一鸽. 从乡土中国到城乡中国——中国转型的乡村变迁视角[J]. 管理世界, 2018, 34(10): 128–146+232.
- [15] 刘晏伶, 冯健. 中国人口迁移特征及其影响因素——基于第六次人口普查数据的分析[J]. 人文地理, 2014, 29(02): 129–137.
- [16] 陆铭, 冯皓. 集聚与减排: 城市规模差距影响工业污染强度的经验研究[J]. 世界经济, 2014, 37(07): 86–114.
- [17] 陆铭, 高虹, 佐藤宏. 城市规模与包容性就业[J]. 中国社会科学, 2012(10): 47–66+206.
- [18] 陆旻. 从开放宏观的视角看环境污染问题: 一个综述[J]. 经济研究, 2012, 47(02): 146–158.
- [19] 马丽梅, 张晓. 中国雾霾污染的空间效应及经济、能源结构影响[J]. 中国工业经济, 2014(04): 19–31.
- [20] 马素琳, 韩君, 杨肃昌. 城市规模、集聚与空气质量[J]. 中国人口·资源与环境, 2016, 26(05): 12–21.
- [21] 邵帅, 李欣, 曹建华, 杨莉莉. 中国雾霾污染治理的经济政策选择——基于空间溢出效应的视角[J]. 经济研究, 2016, 51(09): 73–88.
- [22] 陶涛, 杨凡. 计划生育政策的人口效应[J]. 人口研究, 2011, 35(01): 103–112.
- [23] 王辉耀, 刘国福. 国际人才蓝皮书: 中国国际移民报告[M]. 社会科学文献出版社, 2014.
- [24] 王书斌, 徐盈之. 环境规制与雾霾脱钩效应——基于企业投资偏好的视角[J]. 中国工业经济, 2015(04): 18–30.
- [25] 王铮, 许敏. 电影票房的影响因素分析——基于 Logit 模型的研究[J]. 经济问题探索, 2013(11): 96–102.
- [26] 王子成. 雇佣条件、企业类型与劳动力短缺——来自广东省用工企业的调查[J]. 中国人口科学, 2015(02): 93–103+128.
- [27] 夏怡然, 陆铭. 城市间的“孟母三迁”——公共服务影响劳动力流向的经验研究[J]. 管理世界, 2015(10): 78–90.
- [28] 徐肇翊, 金福杰. 辽宁城市大气污染造成的居民健康损失及其货币化估计[J]. 环境与健康杂志, 2003(02): 67–71.
- [29] 许韶立. 自然环境变迁影响人口迁移的历史考察[J]. 人口学刊, 1991(05): 28–31.
- [30] 张耀军, 岑俏. 中国人口空间流动格局与省际流动影响因素研究[J]. 人口研究, 2014, 38(05): 54–71.
- [31] 郑君君, 朱德胜, 关之烨. 劳动人口、老龄化对经济增长的影响——基于中国 9 个省市的实证研究[J]. 中国软科学, 2014(04): 149–159.
- [32] 朱志胜. 劳动供给对城市空气污染敏感吗?——基于 2012 年全国流动人口动态监测数据的实证检验[J]. 经济与管理研究, 2015, 36(11): 47–57.

- [33] Adserà A, Pytliková M. The role of language in shaping international migration[J]. *Economic Journal*, 2015, 125(586): 49–81.
- [34] Albo A, Díaz J L O. Migration and Climate Change: The Mexican Case[R]. BBVA Bank Working Paper, 2013.
- [35] Blos M, Fischer P A, Straubhaar T. The impact of migration policy on the labour market performance of migrants: a comparative case study[J]. *Journal of Ethnic & Migration Studies*, 1997, 23(4):511–535.
- [36] Cai F. Demographic transition, demographic dividend, and Lewis turning point in China[J]. *China Economic Journal*, 2010, 3(2):107–119.
- [37] Cameron G, Muellbauer J, Murphy A. Housing Market Dynamics and Regional Migration in Britain[J]. *Economics*, 2006, 35(4):275–293.
- [38] Cameron T, McConnaha T I. Evidence of Environmental Migration[J]. *Land Economics*, 2006, 82(2): 273–290.
- [39] Cebula R J, Vedder R K. A Note on Migration, Economic Opportunity, and The Quality of Life[J]. *Journal of Regional Science*, 2006, 13(2):205–211.
- [40] Chen S, Guo C, Huang X. Air Pollution, Student Health, and School Absences: Evidence from China[J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2018, 92, 465–497.
- [41] Clark X, Williamson J G. Explaining US Immigration 1971-1998[C]. The World Bank, 2002: 359–373.
- [42] Dalen H, Henkens K. When the Quality of a Nation triggers Emigration[R]. Tinbergen Institute Discussion Paper, 2006.
- [43] Ek E, Koiranen M, Raatikka V P, et al. Psychosocial factors as mediators between migration and subjective well-being among young Finnish adults[J]. *Social Science & Medicine*, 2008, 66(7): 1545–1556.
- [44] Germani AR, Talamo G, Scaramozzino P. Air Pollution and Migration in Italy: An Empirical Investigation at Provincial Level Energia[J]. *ambiente e innovazione*, 2018(1): 26–31.
- [45] Piguet E. From “Primitive Migration” to “Climate Refugees”: The Curious Fate of the Natural Environment in Migration Studies[J]. *Annals of the Association of American Geographers*, 2013, 103(1):148–162.
- [46] Fawcett James T. Networks, linkages, and migration systems[J]. *International Migration Review*, 1989(23): 671–680.
- [47] Greene W H. *Econometric Analysis* (6th ed.) [M]. New Jersey: Pearson Education, 2008.
- [48] Henry S, Boyle P, Lambin E F. Modelling inter-provincial migration in Burkina Faso, West Africa: the role of socio-demographic and environmental factors[J]. *Applied Geography*, 2003, 23(2): 115–136.
- [49] Hunter L M, Nawrotzki R. Migration and the Environment[M]. *International Handbook of Migration and Population Distribution*. Springer Netherlands, 2016.
- [50] Jensen T, Deller S. Spatial Modeling of the Migration of Older People with a Focus on Amenities[J]. *The Review of Regional Studies*, 2007, 37(3), 303–343.
- [51] Kahn M E. Smog Reduction’s Impact on California County Growth[J]. *Journal of Regional Science*, 2010, 40(3): 565–582.
- [52] Lonergan S. The role of environmental degradation in population displacement[J]. *Environmental Change & Security Project Report*, 1998, 4(4): 5.
- [53] Massey D S, Axinn W G, Ghimire D J. Environmental change and out-migration: evidence

- from Nepal[J]. *Population & Environment*, 2010, 32(2):109–136.
- [54] Massey D S. The Settlement Process Among Mexican Migrants to the United States[J]. *American Sociological Review*, 1986, 51(5): 670.
- [55] Mayda A M. International migration: a panel data analysis of the determinants of bilateral flows[J]. *Journal of Population Economics*, 2010, 23(4): 1249–1274.
- [56] Mazzucato V, Cebotari V, Veale A, et al. International parental migration and the psychological well-being of children in Ghana, Nigeria, and Angola[J]. *Social Science & Medicine*, 2015, 132(3): 215–224.
- [57] Moretti E. Local Multipliers[J]. *American Economic Review*, 2010, 100(2): 373–377.
- [58] Myers N. Environmental Refugees[J]. *Population & Environment*, 1997, 19(2): 167–182.
- [59] Ortega F, Peri G. The effect of income and immigration policies on international migration[R]. Nber Working Papers, 2012, 16(1): 47–74.
- [60] Pedersen P J, Pytlikova M, Smith N. Selection and network effects—Migration flows into OECD countries 1990–2000[J]. *European Economic Review*, 2008, 52(7): 1160–1186.
- [61] Ratzel, F. *Anthropogeographie*[M]. Germany: J. Engelhorn, 1882.
- [62] Roy A D. Some Thoughts on the Distribution of Earnings[J]. *Oxford Economic Papers*, 1951, 3(2): 135–146.
- [63] Schwartz A. Migration, Age, and Education[J]. *Journal of Political Economy*, 1976, 84(4): 701–719.
- [64] Shayegh S, Casey G P. To Go or Not to Go: Migration Alleviates Climate Damages Even for Those Who Stay Behind[R]. FEEM working paper, 2017.
- [65] Solomon A M, West D C, Solomon J A. Simulating the Role of Climate Change and Species Immigration in Forest Succession[M]. *Forest Succession*. Springer New York, 1981: 154–177.
- [66] Stark O, Yitzhaki S. Labour migration as a response to relative deprivation[J]. *Journal of Population Economics*, 1988, 1(1): 57–70.
- [67] Wagner M. *The Darwinian Theory and the Law of the Migration of Organisms*, London: E Stanford, 1873.
- [68] Waters J L. Geographies of Cultural Capital: Education, International Migration and Family Strategies between Hong Kong and Canada[J]. *Transactions of the Institute of British Geographers*, 2010, 31(2): 179–192.
- [69] Ximena Clark, Timothy J. Hatton, Jeffrey G. Williamson. Explaining U.S. Immigration, 1971–1998[J]. *Review of Economics & Statistics*, 2007, 89(2): 359–373.
- [70] Xu X, Sylwester K. Environmental Quality and International Migration[J]. *Kyklos*, 2016, 69(1): 157–180.
- [71] Zaiceva A. Implications of EU Accession for International Migration: An Assessment of Potential Migration Pressure[R]. CESifo Working Paper, 2004.
- [72] Zasada I, Alves S, Müller, Felix Claus, et al. International retirement migration in the Alicante region, Spain: process, spatial pattern and environmental impacts[J]. *Journal of Environmental Planning and Management*, 2010, 53(1): 125–141.
- [73] Zhang X, Yang J, Wang S. China has reached the Lewis turning point[J]. *China Economic Review*, 2011, 22(4): 542–554.

City air quality and labor mobility preferences: Analysis based on
floating population dynamic monitoring data

Abstract: After matching the dynamic monitoring data of the floating population, the real-time pollutant concentration data of air pollution monitoring points and the urban characteristic data in 2014, this paper investigates the importance of environmental quality in the choice of labor force immigrate to urban from the destination perspective of immigration using logit model. The results show that: firstly, in the decision-making of labor flow to different cities, there is a "foot vote" mechanism to avoid air pollution. Second, the impact of environmental quality on labor flow decision-making is next only to industrial structure, wage levels and public services. Thirdly, the results of heterogeneity analysis also show that women pay more attention to urban air quality than men in the process of migration, young and middle-aged labor force is more averse to urban air pollution than middle-aged and old-aged labor force, while highly educated labor force is less sensitive to air quality than less educated labor force.

Keywords: air pollution; labor force; mobility preferences; logit model