

# 中国存在环境移民吗?<sup>\*</sup>

——来自空气质量指数测算改革的自然实验

刘欢 席鹏辉

**摘要:**2013年来中国各城市相继实施了空气质量新标准改革,为研究中国环境移民问题提供了良好的“自然实验”。本文利用2001—2016年城市面板数据,采用双重差分法分析了空气质量指数测算改革对人口迁移的影响。结果表明,采用空气质量新标准后各城市空气质量指数明显提高,城市人口净迁入量出现明显性下降。这一效应在控制户籍制度及公共服务等因素后仍然显著。根据本文的进一步分析,环境移民存在个体社会经济地位的异质性效应,在面对更高的环境污染风险时,受教育程度与收入水平更高人群拥有更强的迁出意愿。本文对中国高质量发展的启示是:地方政府应当重新审视和定位经济增长与环境保护的关系,避免环境污染通过人力资本流失等渠道对地区经济长期发展可能的不利影响。

**关键词:**空气质量新标准 环境移民 高质量发展

## 一、引言

根据国家卫生健康委员会发布的《中国流动人口发展报告》,2016年我国流动人口规模达到2.45亿,约为总人口的17.72%,这一比例在1982年时仅为0.65%。作为优化资源配置的重要途径,大规模流动人口在促进经济增长过程中发挥了重要作用。近年来我国人口迁移决策主要受经济发展机会影响,但除了就业与更高的预期收入外,人口也会为更好地公共服务而选择迁移(Tiebout, 1956)。尤其是在以高能耗和高污染为特征的粗放型增长给居民生存环境带来极大挑战的前提下(杨继生等,2012)，“环境移民”极有可能形成。事实上,近年来北京等地区以雾霾为主的污染问题频发确实诱发高收入阶层的迁出意向(洪大用等,2015)。然而,中国是否存在环境移民,直接的经验证据十分欠缺。

劳动力的迁移行为是迁移者结合自身特征的前提下综合考虑迁移成本和收益后的最优选择。传统发展经济学理论认为,现代经济部门与传统农业部分的工资差距直接吸引劳动力不断向城市流动(Todaro, 1969)。改革开放以来我国人口大规模跨地区流动正是源于地区间经济发展机会差异所导致的收入差距。然而,伴随着居民收入水平提高与环境质量恶化,环境因素在迁移决策中发挥愈发重要的作用。环境移民不仅意味着迁移者自身居住环境与生产方式的变化,还将对迁入、迁出地经济社会发展产生影响。因此,探求环境质量对迁移决策的影响具有重要的现实意义。

在环境移民的研究中,判断环境移民的存在是关键。人口的“无成本”自由流动和环境质量的正

<sup>\*</sup> 刘欢,中国社会科学院研究生院,邮政编码:102488,电子邮箱:lhenu0922@163.com;席鹏辉,中国社会科学院财经战略研究院,邮政编码:100028,电子邮箱:phxbj2016@126.com。本文受国家自然科学基金青年项目“中国产能过剩的化解难题研究:从纳税大户角度的一个激励性解释”(71803190)、教育部人文社会科学研究一般项目“我国应用型高校教师发展动力及其激励机制研究”(18YJC880088)和国家社科基金重大项目“基本公共服务均等化建设中的地方财政体制改革研究”(18ZDA096)资助。感谢匿名审稿专家的宝贵意见,文责自负。

效用将促使理性人以足投票,但迁移过程中各类经济和非经济收益及成本使研究者们难以直接认定这种现象是否具有—般性(Sjaastad,1962),对环境移民现象的判断必须依赖强有力的实证证据支持。遗憾的是,受到移民样本数据的缺失,以及实证回归中内生性等问题的干扰,目前针对中国环境移民的有效和直接经验证据仍然缺乏。

为此,本文采用2001—2016年270个城市面板数据,利用双重差分法实证分析了环境污染对人口迁移的影响。本文可能的创新及贡献主要体现在三个方面:第一,首次采用2001—2016年城市层面的常住人口数据,这有利于直接观察环境质量对人口迁移的影响。第二,创新性地使用了环境质量新标准改革作为准自然试验,其引起的空气污染指数提高与地区空气污染实际变化情况及经济发展水平无关,有效地解决了环境质量与移民的内生性问题。第三,在环境移民问题上个体异质性差异的发现,为现阶段中国高质量发展提供了一定启示。

## 二、文献回顾与背景介绍

### (一)文献回顾

劳动力迁移行为是迁入地拉力与迁出地推力共同作用的结果,城市工业部门以高收入吸引农村剩余劳动力不断向城市转移。尽管存在失业风险,但只要预期收益高于迁移成本与农村收入就会产生迁移行为(Todaro,1969)。改革开放以来我国农村人口大规模跨地区流动正是源于地区间经济发展机会差异所导致的收入差距。此外,劳动力也可能因为更好的公共服务选择迁移(Tiebout,1956)。随着居民收入水平提高和对健康生活的追求,环境质量差异开始引起人们选择性的迁移活动。环境移民不仅可能改变地区的人口布局,也会对经济社会和生态等发展产生重要影响。Banzhaf & Walsh(2008)利用加利福尼亚州社区人口微观数据发现有毒气体释放的减少将提高居民土地需求,显著改变了社区的住户经济和人口结构状况。

在环境移民的实证研究中,环境质量与人口迁移数据是其中的基础和关键。然而,受迁移数据获取难度的限制,相关研究利用和发展了享乐价格模型(hedonic housing price model)试图解决迁移人口数据问题,其逻辑是人口的无成本迁移导致迁移竞争,而地区特征在市场出清条件下将被资本化在当地房价中(Ridker & Henning,1967;Rosen,1974)。这些地区特征一般被称为边际支付意愿(marginal willingness to pay,MWTP),而边际支付意愿的强弱往往能够反映出—个地区的迁移竞争强度。据此,环境对房价的影响最终表现为环境移民的效应。应用享乐价格法,Chattopadhyay(1999)测算了芝加哥居民因空气污染减少的房价支付意愿;Tra(2009)分析了洛杉矶1990年《清洁空气法案》修订版引起的空气质量改善对人们福利的影响,发现空气质量的提升改变了人们的住房选择,也提高了当地房价水平;Currie et al(2013)发现有毒企业开放(关闭)导致周围房价下降(上升),这表明人们在迁移定居时会考虑周边环境的影响。

改革开放以来,中国经济持续高速增长,成为世界第二大经济体。但以高能耗和高污染为特征的粗放型增长给资源环境与居民生存环境带来了极大挑战。世界银行在2007年的《中国环境污染损失》报告中指出,中国城市的空气污染程度是世界城市污染程度最严重的成员之一,仅有1%城市的环境质量满足欧盟的环境标准,造成社会健康成本激增。随着环境污染的逐步加剧,人们开始逐渐重视环境治理并对优质环境有所追求,这极有可能在环境移民上有所体现。陈永伟(2012)以青岛市微观数据为样本利用享乐价格法分析了空气污染对房价的影响,发现随着空气质量的提升,消费者的边际支付意愿提高。这是国内首次采用微观社区数据,利用享乐价格法研究环境质量对房价影响的实证类文章。Zheng et al(2014)利用中国城市数据分析了环境对房价的影响,发现PM<sub>10</sub>水平对城市房价具有显著负效应,临近城市污染平均下降10%将使本地房价上涨0.76%。

但是采用享乐价格法研究的基本前提是市场出清,即房屋的供给等于初始需求。当供给一定时,房屋的价值受人口迁移形成的需求量变化的影响,最终反映在房屋价格水平上,这一条件在微观社区样本中更容易满足。宏观地区由于房屋供给具有较大弹性,房价很可能无法反映空气质量。如

Kahn(2000)的研究并不支持空气质量最终将体现在宏观房价水平上,他分析了洛杉矶20世纪80至90年代的环境质量变化与人口数量,发现洛杉矶的《清洁空气法案》使地区臭氧水平下降,提高了当地生活质量从而吸引了更多的移民,但对房价未产生显著影响,其原因是城市郊区增加了住房供给。同时,利用宏观数据研究地区环境质量对房价的影响时,往往难以解决其中的遗漏变量内生性问题,无法准确地得到环境质量与住房价格间的关系,这是造成中国缺乏环境移民实证研究的重要原因。已有研究中,仅席鹏辉、梁若冰(2015)根据国家环保模范城市考核指标体系设计了模糊断点回归模型,实证分析了城市空气质量对环境移民的影响,但该文以住房销售面积作为移民的代理变量,仍很难作为环境移民的直接经验证据。

综上,现有研究在一定程度上分析了环境质量对人口迁移的影响,但仍存在需要改善的地方。一是缺乏环境移民的直接实证证据。已有研究大多采用享乐价格法,分析环境质量对房价的影响。然而,对于尚在城市化进程中的中国而言,土地供应快速增长,房地产市场繁荣,环境质量变化对人口迁移的影响可能难以反映在房价水平上。二是难以有效解决实证研究中的遗漏变量和内生性问题。即人口可能并非因为环境质量迁移,而是因为环境或自然条件较好地区拥有更多的就业机会(Afifi,2011;Veronis & McLeman,2014)。同时,环境质量导致的人口迁移也可能影响一个地区的环境质量,如过多的迁入人口可能不利于地区环境质量;当然,环境治理也可能存在规模报酬递增的现象,人口增长将改善地区环境质量,这些都意味着直接回归分析面临着内生性问题的严峻挑战。

(二)背景介绍及假说提出

20世纪80年代以来我国流动人口规模迅速增长(如图1所示)。作为影响人口迁移的首要因素,地区间经济发展水平导致的预期收入差距作用已被诸多研究证实。但是,随着城市地区工资的迅速增长,劳动力短缺现象却未缓解,探求收入以外影响人口迁移的因素被一些研究所关注。Tiebout(1956)的研究表明,公共服务也是影响人口迁移的重要因素。虽然受户籍制度的影响,我国是否存在“用脚投票”机制始终存在争议(乔宝云等,2005),但为更好地公共服务而选择迁移被已有研究证实(夏怡然等,2015)。

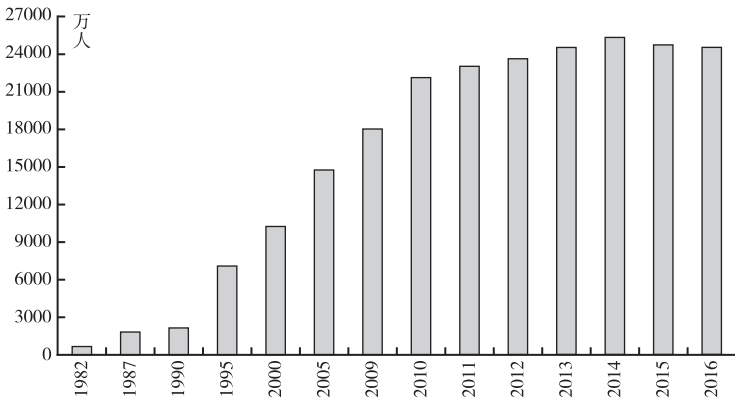


图1 中国流动人口规模变动趋势<sup>①</sup>

1. 2012年空气质量新标准改革。随着中国经济高速发展,环境污染特征已由煤烟型向复合型转变。2011年末后我国一些地区频繁出现雾霾等空气污染问题,对公众健康造成严重威胁。由于当时用于反映与评价空气质量的空气污染指数(API)仅包括二氧化硫(SO<sub>2</sub>)、二氧化氮(NO<sub>2</sub>)与可吸入颗粒物(PM<sub>10</sub>),没有涵盖造成大气污染的首要污染物细颗粒物(PM<sub>2.5</sub>)和机动车尾气污染产生的臭氧(O<sub>3</sub>),导致居民对空气质量的实际感受与API所显示的空气质量存在显著差异。为此,原环

<sup>①</sup>1982—1995年的流动人口规模数据来自段成荣等(2009)的研究,2000—2015年的数据来自《中国统计年鉴2016》,2016年数据来自产业信息网(<http://www.chyxx.com/industry/201701/489708.html>)。

保部 2012 年初公布了《环境空气质量新标准》(GB3095-2012),规定原有空气质量评价体系变为空气质量指数(AQI),新增细颗粒物( $PM_{2.5}$ )、臭氧( $O_3$ )和一氧化碳(CO)三种污染物,有效数据要求由 50%~75%提高至 75%~90%。同时决定新标准发布后分期分批予以实施。根据国务院批准的空气质量“三步走”实施方案,原环保部后续又发布了《关于加强环境空气质量监测能力建设的意见》《空气质量新标准第一阶段监测实施方案》《空气质量新标准第二阶段监测实施方案》《空气质量新标准第三阶段监测实施方案》等一系列文件。为实现空气污染联防联控,按照方案要求,空气质量新标准改革的第一阶段要在京津冀、长三角、珠三角等重点区域以及直辖市和省会城市开展。这些城市根据《环境空气质量标准》新增指标进行监测,并于 2012 年 12 月底前发布监测数据。空气质量新标准改革的第二阶段实施城市包括环保重点城市和环保模范城市,于 2013 年 10 月底前发布数据。第三阶段在除第一、二阶段已实施城市以外的所有地级及以上城市开展,于 2014 年 10 月底前开展监测并发布数据。

由于 API 与 AQI 主要反映了主要污染物的指标值,而长期以来, $PM_{2.5}$ 与  $O_3$ ,尤其是  $PM_{2.5}$ 又是各地区的主要污染物,因此空气质量标准改革后污染指数将显著上升。图 2 是 2014—2016 年  $PM_{2.5}$ 、 $O_3$  与 CO 作为首要污染物的空气污染天数占污染总天数的比重。可以发现,这一比重在所有地区均超过 50%;除宁夏、云南、内蒙古与陕西外,这一比重在其他地区均超过 80%,在海南省甚至达到 100%。可以推断,不考虑  $PM_{2.5}$ 、 $O_3$  与 CO 的空气污染指数(API)必然低于空气质量指数(AQI)。为进一步观察新标准改革对空气质量指数产生的影响,本文展示了第一和第二阶段实施新标准改革地区空气质量为优和轻度污染天数占比的基本走势情况。从图 3、图 4 中可以看出,2013 年以前两者走势基本保持一致。2013 年第一批城市实施新标准改革后,两者间出现明显差异,新标准改革实施城市空气质量为优天数占比大幅下降,空气质量轻度污染天数占比大幅上升。2014 年第二批城市实施改革后,两者间差异显著减小,在后续时间内走势继续保持一致。据此,本文提出假说 1。

假说 1:空气质量新标准改革显著提高了城市空气质量指数。

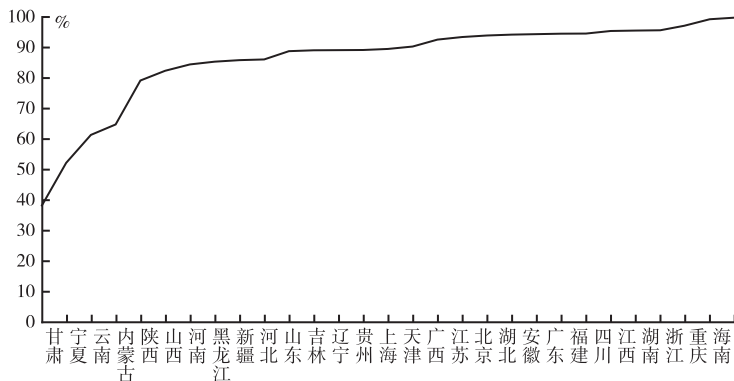


图 2  $PM_{2.5}$ 、 $O_3$  与 CO 作为首要污染物的天数占污染总天数比重

2. 空气污染与环境移民。在各类污染中,空气污染对社会公众活动影响最为直接和广泛,对人们的生活方式及行为决策的影响也最大。一方面,空气污染极大地影响着人们的生活及健康。国际能源署(IEA)公布的关于能源与空气污染的特别报告中指出,空气污染已经成为继“高血压、膳食风险、吸烟”后人体健康的第四大威胁<sup>①</sup>。中国一些城市中  $PM_{2.5}$  的含量达到世界卫生组织所建议接触上限的 40 倍,而《2010 年全球疾病负担评估》显示, $PM_{2.5}$  形式的室外空气污染居中国 20 个首要致死

<sup>①</sup>参见《空气污染造成公众健康损害已成全球问题》([http://www.sohu.com/a/109233206\\_119638](http://www.sohu.com/a/109233206_119638))。该文同时指出,中国每年由于大气污染引发的经济损失将占 GDP 的 2.63%,高于 OECD 国家中大气污染造成经济损失最大的国家韩国,其大气污染造成的经济损失占 GDP 的 0.63%。

风险因子的第4位,造成120万人的过早死亡和2500万人的健康生命年损失。与此同时,相对于其他污染物,居民自身应对空气污染可供选择的防护手段更少、应对成本更大,且应对效果可能更差。如2015年12月8日北京首次启动空气重污染红色预警,北京市中小学、幼儿园、少年宫及校外教育机构被迫全部停课以避免空气污染产生的危害。可以发现,尽量避免室外活动成为居民自身防护的重要手段。然而,受国内外污染特征差异及国内空气净化市场不规范影响,国外空气净化设备控制室内污染效果十分有限。可以认为,迁移是居民避免空气污染危害的根本手段。在国内外媒体的相关报道中,以“雾霾”频发为特征的环境污染引发我国居民迁出雾霾地的意向和行为进一步证实了由空气污染引起的环境移民的存在<sup>①</sup>。2014年《中国经济导报》指出,中国环境移民已分化为两个群体,分别迁移至海外或国内环境尚未受大规模污染地区<sup>②</sup>。然而,这一现象在中国属于个案还是具有普遍性,仍有待实证证据的进一步检验。

当新标准改革的实施(空气污染指数转化为空气质量指数)导致各城市空气质量指数有了明显提高时,地区居民可能相机做出迁移决策成为环境移民。需要指出的是,这种污染指数的提高既与地区经济等其他指标的变化无关,也与空气污染实际程度的变化情况无关,其主要来自统计口径的变化,这确保了改革冲击对环境移民行为的足够外生性。据此,本文提出假说2。

假说2:空气质量新标准改革可能导致环境移民的出现。

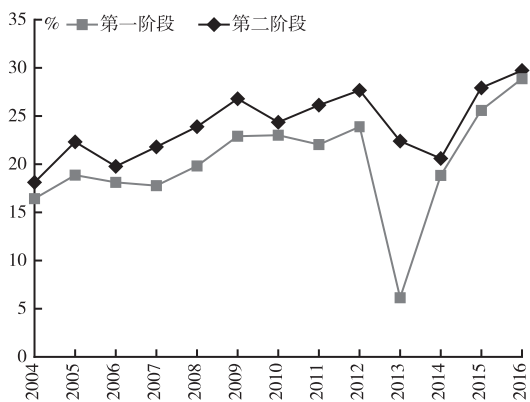


图3 空气质量优的天数占总监测天数比重

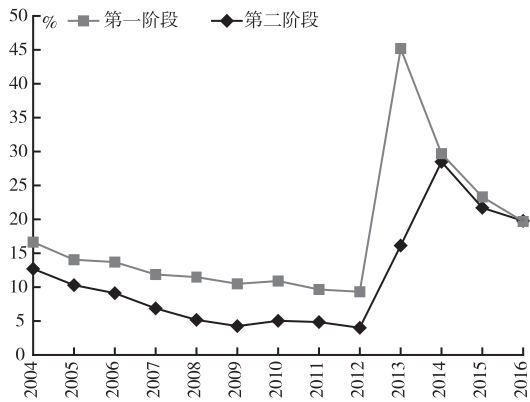


图4 空气质量轻度污染的天数占总监测天数比重

### 三、研究设计

#### (一) 实证策略

空气质量新标准改革分阶段实施,第一阶段空气质量新标准在京津冀、长三角、珠三角等重点区域以及直辖市和省会城市开展,共包括74个城市;第二阶段在国家环保重点城市和国家环保模范城市开展,共包括87个地级城市;最后阶段覆盖全部地级市。为观察新标准改革对各地区空气质量指数的影响,可利用模型(1)进行分析:

$$AI_{it} = \beta_0 + \beta_1 NewStandard_{it} + \beta_2' X_{it} + \lambda_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,被解释变量AI为城市空气污染指数,具体是改革前后对应的API和AQI指数。同时,为了观察改革对空气质量指数的影响,本文还采用了空气污染指数超过50、100、150与200的天数占总监测天数的比重这一指标。核心解释变量是NewStandard,该变量根据各地区具体改革年份设

①具体内容见《纽约时报》文章《雾霾催生中国新“环境移民”》(<http://china.cankaoxiaoxi.com/2013/1125/306938.shtml>)、美国《时代周刊》文章《中国的超级富豪正为躲避雾霾逃离中国》。同时,腾讯新闻的报道指出雾霾是该家庭移民的推动因素,具体内容见《“逃离”京津冀雾霾的人们》(<https://news.qq.com/a/20170105/001004.htm>)。

②详见《中国经济导报》2014年2月15日第一版。

定,在该城市实施新标准前  $NewStandard$  等于 0,实施后  $NewStandard$  等于 1。 $X$  为控制变量,选择城市人均实际 GDP、固定资本存量控制经济发展水平对人口迁移的影响;选择师生比、每万人医院数与床位数控制地区其他公共服务对人口迁移的可能影响;选择第三产业国内生产总值占国内生产总值的比重控制就业因素对人口迁移的影响。为控制不同年份和省份其他政策变化对人口迁移的影响,模型(1)还控制了时间固定效应  $\lambda_t$  和地区固定效应  $\mu_i$ ,  $\epsilon_{it}$  是残差项。

模型(1)中,如果  $\beta_1$  显著大于 0 表明新标准改革提高了地区空气污染指数,否则说明新标准改革无法提高地区空气污染指数。当  $\beta_1 > 0$  时,可以继续观察污染指数的提高是否影响地区流动人口规模,如模型(2)所示:

$$Migration_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 NewStandard_{it} + \alpha_2' X_{it} + \lambda_t + \mu_i + \epsilon_{2it} \quad (2)$$

模型(2)中  $Migration_{it}$  为被解释变量,本文选择地区常住人口净迁入量作为代表指标。模型(1)(2)类似于 IV 估计的第一阶段回归和第二阶段回归。此时,可以选择直接估计新标准改革对人口迁移的影响,如模型(3)所示:

$$Migration_{it} = \beta_0 + \beta_1 NewStandard_{it} + \beta_2' X_{it} + \lambda_t + \mu_i + \epsilon_{3it} \quad (3)$$

## (二)数据说明

1. 人口迁移变量。受户籍制度的影响,地区人口统计包括户籍人口和常住人口两个指标。但出于以下两方面的考虑,本文选取了常住人口净迁入量作为被解释变量。第一,地区户籍制度是影响当地户籍人口规模的关键性因素。在本文实证样本区间内,中国绝大多数城市的户籍制度发生了不同程度的变动,这对户籍人口迁入量产生显著影响。但户籍制度政策变动衡量难度较大,难以在被解释变量中剔除户籍政策的影响,而这种影响的作用又十分重要。第二,环境移民转化为户籍人口需要足够的条件。在多数城市落户条件中均存在时间限制,即常住人口成为户籍人口存在时滞。如厦门市规定的外来人口落户条件中包括“持有厦门市《暂住证》或《居住证》连续至少满 5 年(岛内需满 8 年,岛外需满 5 年)、参加厦门市社会养老保险连续满 5 年”,广州市规定的落户条件中需要工作满 3 年(2014 年《广州市户口迁入管理办法》)。这表明,即使外来人口迁移因空气质量迁移至某城市,一段时间内其在这个城市的身份仍是常住人口。除了转化为户籍人口的时滞效应外,其他限制条件均可能使环境移民难以真正转化为户籍人口。因此,以户籍人口为被解释变量极可能低估环境移民效应。

需要说明的是,由于缺少公开的常住人口统计数据,本文所用常住人口数据为作者根据《中国城市统计年鉴》公布的以常住人口为标准进行平均的人均 GDP 推算所得。具体的计算公式为:常住人口 = 城市 GDP 总量 / 城市人均 GDP,本文将推算所得结果与 CEIC 数据库中可得的部分城市常住人口数据进行对比,结果基本一致。

2. 解释变量。本文核心解释变量是城市是否实施空气质量新标准改革。改革实施的城市及时间信息来自中国环境保护部公布的《空气质量新标准第一阶段监测实施方案》、《空气质量新标准第二阶段监测实施方案》和《空气质量新标准第三阶段监测实施方案》,当一城市在当年公布空气质量新标准时取值为 1,否则为 0。考虑到相对于空气质量新标准的实施环境移民可能存在滞后性,本文将核心解释变量滞后一期处理,这能有效避免实证中的反向因果问题。控制变量选取中,以城市人均实际 GDP、固定资本存量控制城市经济发展水平,以师生比、每万人医院数与床位数控制城市公共服务供给水平,以第三产业国内生产总值占国内生产总值的比重控制就业因素。相关指标的描述性统计如表 1 所示。

由于 2000 年以前城市人均 GDP 数据缺失比较严重,因此本文实证分析的样本区间为 2001—2016 年。为剔除价格因素的影响,本文以 2001 年为基期对经济类变量作消胀处理。除 API 和 AQI 变量数据来自原环保部公布的《重点城市空气质量日报》外,本文实证所用数据均来自《中国城市统计年鉴》与 CEIC 数据库。

表 1 主要变量描述性统计

变量	观测值	均值	最大值	最小值
净迁入常住人口(百万人)	4193	0.097	105.490	-15.029
住房销售面积(十万平方米)	3338	30.604	510.546	0.090
空气质量指数小于 50 天占比(%)	1926	52.555	100	0
空气质量指数大于 50 天占比(%)	1926	81.004	100	0
空气质量指数大于 100 天占比(%)	1926	19.742	100	0
空气质量指数小于 150 天占比(%)	1926	5.578	100	0
空气质量指数小于 200 天占比(%)	1926	2.182	71.429	0
空气质量新标准	4230	0.122	1	0
人均实际 GDP(元)	4218	9.828	11.918	7.423
固定资产投资总额(百万元)	4224	67992.48	1182526	1043.216
普通中学生师比	4186	68.460	206.929	30.362
每万人床位数(张)	4207	39.587	1218.788	1.097
每万人医院数(个)	4169	0.606	10.871	0.010
第三产业生产总值占比(%)	4216	36.839	80.232	8.575
第二产业生产总值占比(%)	4223	48.341	90.972	0
平均工资(元)	4213	30473.05	122749	5656.28
住房压力	4033	0.112	0.518	0.025
常住人口净迁入量增长率(%)	4191	5.113	3546.6	-94.369
迁移家庭完整性	27914	0.655	1	0
迁移稳定性	68968	0.367	1	0
受教育程度 <sup>①</sup>	68968	10.567	19	0
落户门槛	68968	1.277	3.176	0.323
月工资收入对数	68686	8.199	11.513	1.609
年龄	68968	35.945	83	16
户口性质	68968	0.830	1	0
是否有子女	27915	0.907	1	0
是否有非学龄子女	27951	0.459	1	0
是否有学龄子女	27951	0.318	1	0

#### 四、回归结果与检验

##### (一) 基准回归

表 2 报告了空气质量新标准改革对空气污染情况的回归结果,第(1)~(6)列被解释变量分别是空气质量指数低于 50 天和超过 50、100、150、200 与 300 的天数占总监测天数的比重。可以看出,新标准改革的回归系数均在 1%水平上显著为正,说明空气质量新标准改革显著提高了人们可观测到的空气污染指数。

表 2 空气质量新标准改革对空气污染情况的回归结果

变量	<50 天数	>50 天数	>100 天数	>150 天数	>200 天数	>300 天数
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
新标准改革	14.514*** (2.544)	6.870*** (1.962)	3.089*** (1.492)	8.989*** (1.858)	9.511*** (1.058)	2.648*** (0.344)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制

<sup>①</sup>将受教育程度转换为受教育年限,其中,未上过学=0,小学=6,初中=9,高中=12,大学专科=14,大学本科=16,研究生=19。

续表 2

变量	<50 天数	>50 天数	>100 天数	>150 天数	>200 天数	>300 天数
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	1086	1885	1885	1885	1885	1885
R <sup>2</sup>	0.339	0.740	0.171	0.347	0.274	0.094

注:括号内为标准误。\*\*\*、\*\*和 \* 分别代表在 1%、5% 和 10% 的水平上显著。以下各表同。

表 3 报告了空气污染情况对城市人口净迁入量的回归结果,第(1)~(6)列的解释变量分别是空气质量指数低于 50 天和超过 50、100、150、200 与 300 的天数占总监测天数的比重。可以看出,空气污染的回归系数基本在 5% 水平上显著为正,意味着污染指数提高降低了地区人口净迁入量。

表 3 空气污染情况对城市人口净迁入量的回归结果

变量	<i>Migration</i>	<i>Migration</i>	<i>Migration</i>	<i>Migration</i>	<i>Migration</i>	<i>Migration</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
空气污染	0.021*** (0.006)	-0.020*** (0.007)	-0.014*** (0.006)	-0.023*** (0.009)	-0.035** (0.016)	-0.018 (0.028)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	1582	1582	1582	1582	1582	1582
R <sup>2</sup>	0.060	0.055	0.054	0.054	0.053	0.050

表 4 为空气质量新标准改革对城市人口净迁入量的影响,第(1)列未加入控制变量,第(2)~(4)列在第(1)列基础上进一步控制了城市经济发展水平、公共服务供给水平与就业因素的影响。可以发现,采用空气质量新标准的回归系数均在 1% 的水平上显著为负,意味着新标准改革导致城市人口净迁入量下降。

表 4 空气质量新标准改革对城市人口净迁入量的回归结果

变量	<i>Migration</i>	<i>Migration</i>	<i>Migration</i>	<i>Migration</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
新标准改革	-1.773*** (0.222)	-1.507*** (0.230)	-1.328*** (0.229)	-1.317*** (0.230)
经济发展水平	未控制	控制	控制	控制
公共服务供给水平	未控制	未控制	控制	控制
就业因素	未控制	未控制	未控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
N	4193	4192	4101	4095
R <sup>2</sup>	0.028	0.035	0.073	0.073

表 5 报告了控制城市空气污染情况后新标准改革对城市常住人口净迁入量的影响,第(1)~(6)列分别加入空气污染指数低于 50 天和超过 50 天、100 天、150 天、200 天及 300 天的天数占总监测天数的比重。可以发现,控制空气污染情况后新标准改革在绝大多数回归中系数不再显著,证实了新标准改革是通过提高空气质量指数限制了城市常住人口净迁入量。



表 5 空气质量新标准改革对人口迁移的回归结果

变量	Migration	Migration	Migration	Migration	Migration	Migration
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
新标准改革	0.329 (0.617)	0.298 (0.519)	0.260 (0.619)	0.255 (0.619)	0.257 (0.620)	0.294 (0.621)
空气污染	控制	控制	控制	控制	控制	控制
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	1582	1582	1582	1582	1582	1582
R <sup>2</sup>	0.060	0.052	0.054	0.054	0.053	0.050

(二) 稳健性检验

尽管 API 转化为 AQI 会提高城市空气的总体污染数值,但判断这一指标转化是导致城市人口净流入量下降主要原因的前提是 API 中包含的主要污染物指数值未显著上升,否则就难以判断人口净流入量下降是 API 中原有主要污染物数值上升导致空气质量下降引起,还是指标转化使居民获得更加精准的空气品质指数引起。为此,本文实证检验了空气质量新标准实施对 API 中原有主要污染物数值影响,回归结果如表 6 第(1)~(3)列所示。新标准改革对 SO<sub>2</sub>、NO<sub>2</sub> 及 PM<sub>10</sub> 影响均不显著,进一步证实了空气污染指数(API)转化为空气质量指数(AQI)是引起环境移民的主要原因。

表 6 新标准改革对 SO<sub>2</sub>、NO<sub>2</sub> 与 PM<sub>10</sub> 影响

变量	PM <sub>10</sub>	SO <sub>2</sub>	NO <sub>2</sub>
	(1)	(2)	(3)
新标准改革	0.008 (0.013)	-0.003 (0.010)	0.004 (0.005)
控制变量	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制
N	390	390	390
R <sup>2</sup>	0.331	0.479	0.127

DID 回归有效性的一个重要前提是处理组和对照组在改革前的共同趋势。根据《空气质量新标准实施方案》,最早采用空气质量新标准的地区主要是长三角地区、珠三角地区、直辖市及省会城市。因此新标准改革城市确定主要考虑了行政等级与经济发展水平而不是人口迁入量,初步满足共同趋势假设。但为更准确观察处理组与对照组改革前后人口净迁入量差异,并考虑到新标准改革分批实施特征,将后实施改革作为先实施改革地区对照组。具体而言,将第二批与第三批实施改革地区作为最早实施改革地区对照组,第三批实施改革地区作为第二批实施改革地区对照组。由于新标准改革的最早时间是 2013,第二批改革时间是 2014 年,因此,共同趋势检验的两个时间段分别是 2002 年至 2012 年、2012 年至 2013 年。如图 5 所示,改革前处理组与对照组间不存在系统性差异。

但第二批城市启动新标准改革后,处理组与对照组人口净迁入量差异迅速扩大<sup>①</sup>。而新标准改革全面实施后,两者间差距又与改革前保持一致,即对照组人口净迁入量显著低于处理组。由此,可以直观判断新标准改革确实显著降低了城市人口净迁入量。

干扰本文实证结论的一个问题是样本选择非随机性,即率先采用空气质量新标准城市的确定不是随机的。一般而言,城市居民对空气质量的关注程度是地方政府治理环境污染的重要影响因素。城市人口规模扩大可能引起关注空气质量的群体越大,意味着实证分析可能面临反向因果问题挑战。为排除这一干扰,本文以是否采用空气质量新标准作为被解释变量,滞后 1 期的常住人口净迁

<sup>①</sup>本文也观察了第一批城市启动新标准改革后其与后续实施改革地区人口净迁入量的差异,其走势与图 5 基本保持一致,但新标准改革引起二者间差距幅度更大。

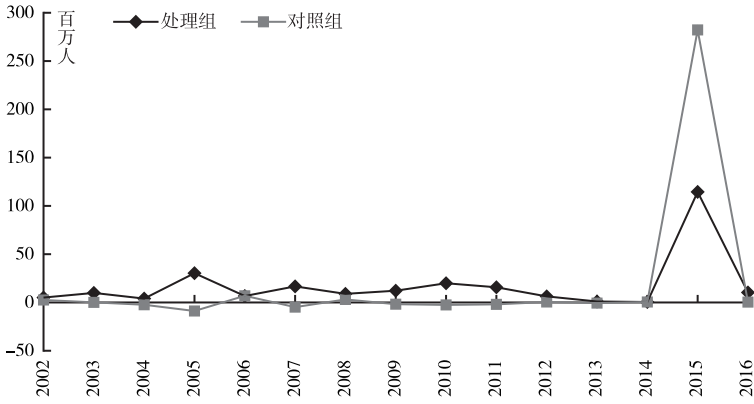


图 5 共同趋势检验

入量和其他城市特征变量作为解释变量进行 logit 回归,判断其是否影响城市采用空气质量新标准。为避免其他政策因素干扰,回归样本区间限制在政策真实发生期前 3 年。与共同趋势检验处理方法一致,对第一批与第二批采用空气质量新标准样本分别回归。表 7 第(1)(2)列分别是第一批与第二批采用空气质量新标准城市的回归结果,回归系数均不显著,意味着常住人口净迁入量并非是否采用空气质量新标准的影响因素,满足双重差分外生性或随机性假设。

最早采用空气质量新标准的地区是户籍管制更为严格的地区。尽管近年来各地区相继采取了户籍制度改革措施,但总体来看,改革力度从小城镇、中等城市到北京、上海等特大城市呈现逐渐减弱趋势,意味着这些城市的落户门槛依然较高。考虑到教育、医疗及保障性住房等社会福利的提供均以户籍为依据,意味着迁移到这些地区将面临更高的生活成本。因此常住人口流入量下降的原因很可能是户籍制度引起而非环境污染因素。为排除户籍因素的影响,本文将吴开亚等(2010)构建的落户门槛指数纳入回归,结果如表 7 第(3)列所示,环境移民效应依然稳健。

2008 年后各地区房价大幅上涨,尽管各地方政府频繁出台调控政策,但北上广深四个一线城市房价近六年的平均涨幅仍高达 80.15%,二线城市房价涨幅紧随其后,房价成为人口迁移的又一重要影响因素。与户籍制度一致的是最早启动新标准改革的地区同时也是房价最高的地区,即常住人口净迁入量下降可能是房价因素所致。为排除这一干扰,本文将住房压力纳入回归。其中,住房压力以每平方米商品房销售价格与城市平均工资比值衡量。回归结果如表 7 第(4)列所示,新标准改革回归系数显著为负,意味着本文实证结果受房价因素影响的可能性较小。直辖市可能是产业结构升级较快发展质量较高的地区,且本身就拥有较多的高校资源,决定了其对劳动力的个人素质具有更高要求,因而劳动力就业受限可能决定了其迁移选择。为此,本文剔除实证样本中的直辖市数据,回归结果如表 6 第(5)列所示,采用空气质量新标准的影响依然稳健。

表 7 空气质量对人口迁移的影响

变量	<i>NewStandard</i>	<i>NewStandard</i>	<i>Migration</i>	<i>Migration</i>	<i>Migration</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
常住人口净迁入量	-2.000 (1.870)	-1.590 (1.351)			
新标准改革			-2.037*** (0.589)	-1.391*** (0.244)	-1.228*** (0.232)
落户门槛			-0.992 (1.242)		
住房压力				-1.339 (1.876)	
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制

变量	<i>NewStandard</i>	<i>NewStandard</i>	<i>Migration</i>	<i>Migration</i>	<i>Migration</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
N	812	810	559	3914	4036
R <sup>2</sup>	0.289	0.258	0.220	0.069	0.075

我国城市的经济发展水平、公共服务供给水平与制度因素等各类条件都与行政等级有关。为排除行政等级因素对回归结果的干扰,参考刘瑞明、赵仁杰(2015)的研究将样本城市分别划分为省会城市、副省级城市与大城市三个行政级别,考察城市行政级别对人口迁移的影响。表 8 第(1)~(3)列分别是对省会城市、副省级城市与大城市的估计结果。可以看出,行政级别的回归系数均不显著,对实证结果产生干扰的可能性较小。为了排除其他政策干扰因素的可能影响,本文通过设置虚拟政策时间发生点进行反事实检验。首先,假设空气质量新标准最早改革时间分别是 2010 年、2011 年与 2012 年,即比真实政策发生时间提前 3 年、2 年与 1 年。通过对模型(3)回归分析,实证回归结果如表 8 第(4)~(6)列所示。采用空气质量新标准的回归系数均不显著,表明城市人口净迁入量下降是空气质量新标准改革所致。

表 8 空气质量对人口迁移的影响:行政等级与反事实检验

变量	<i>Migration</i>	<i>Migration</i>	<i>Migration</i>	<i>Migration</i>	<i>Migration</i>	<i>Migration</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
省会城市	1.005 (0.927)					
副省级城市		0.664 (0.940)				
大城市			0.774 (2.418)			
新标准改革提前一年				0.347 (0.232)		
新标准改革提前二年					0.308 (0.234)	
新标准改革提前三年						0.285 (0.229)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	4095	4095	4095	4095	4193	4095
R <sup>2</sup>	0.065	0.065	0.065	0.065	0.065	0.065

此外,本文将被解释变量替换为常住人口增长率(*MigrationRate*),结果如表 9 第(1)列所示。新标准改革导致地区常住人口净迁入量增长率下降约为 20%。其次,借鉴席鹏辉、梁若冰(2015),进一步以住房销售面积(*Housesale*)衡量人口迁移。其基本思想在于环境移民将显著增加地区住房需求,而受我国近年来土地供应量持续增加的影响,环境移民效应最终将体现在房屋销售面积上而非价格水平上。根据第(2)列结果,新标准改革的回归结果在 1%的水平上显著为负,支持本文基础回归部分的结论。异常值可能干扰回归系数的有效估计。如表 1 所示,各城市在常住人口净迁入量上存在较大差异,为了排除异常值对估计效应的潜在影响,本文对被解释变量作 1%和 5%的缩尾处理,实证结果如表 9 第(3)(4)列所示,此时新标准改革的回归系数依然显著为负。考虑到流动人口主要就业领域为制造业,因此剔除制造业就业人数占比可以进一步控制就业因素的影响。为此,本文在已有第三产业产值占比作为控制变量基础上,将制造业就业人数占总就业人口的比例纳入回归,结果如表 9 第(5)列所示,采用空气质量新标准的回归系数仍显著为负。城市常住人口迁入量还可能受省级层面政策影响,而各省在不同时间内的政策存在差异,导致基准回归高估政策改革效果。

因此,本文在控制城市固定效应与时间固定效应基础上,进一步控制省份与时间交互效应,以捕捉各省随时间变化的政策效应。如表 9 第(6)列所示,回归系数值与显著性与基础回归保持一致。

表 9 空气质量对人口迁移的影响

变量	<i>MigrationRate</i>	<i>Housesale</i>	<i>Migration</i>	<i>Migration</i>	<i>Migration</i>	<i>Migration</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
新标准改革	-21.093*** (7.720)	-0.433*** (0.124)	-0.586*** (0.060)	-0.157*** (0.016)	-1.316*** (0.230)	-1.292*** (0.248)
制造业就业占比					-0.002 (0.004)	
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份时间交叉效应	未控制	未控制	未控制	未控制	未控制	控制
N	4095	3245	4095	4095	4092	4077
R <sup>2</sup>	0.074	0.516	0.151	0.110	0.073	0.198

### (三)异质性分析

一般而言,对环境质量的要求随着收入增加而提高。Gawande(2000)研究发现,由于劳动力比污染源更具流动性,当人均收入水平提高后人们才逐渐具备迁移能力。针对孟加拉国的调查分析同样发现,自然灾害引起的人口迁移在贫困群体中发生的可能性更小(Gray & Mueller,2012),意味着环境污染带来的常住人口净迁入量下降效应可能随人均收入水平发生变化。通过以 2001—2016 年在岗职工平均工资均值为标准将城市划分为低、中、高三个部分后重新估计模型(3)。表 10 第(1)~(3)列所示分别为低工资水平和中高工资水平城市新标准改革对常住人口净迁入量的影响,与本文推断一致,随着平均工资水平提高,新标准改革带来更大的净迁入量下降效应,且这种效应随着平均工资水平提升而迅速增大。

新标准改革对常住人口净迁入量的影响可能因工业化水平不同而产生差异。环境库兹涅茨曲线(EKC)显示,随着工业化水平提高,经济活动对环境造成的负向影响呈“倒 U”型,即经济增长是改善环境质量的重要途径(陆旸,2012)。具体到环境移民,由于工业污染是环境污染的主要来源,随着工业化进程推进环境质量逐步恶化,对人口净迁入量负向影响随之增加。但当工业化水平进一步提高时,经济发展与财政收入快速增加使地方政府拥有更多财力与更高技术水平采取环境规制政策或强化污染治理。李香菊、刘浩(2016)研究发现,地方政府财力增强(以财政收入分权表示)有利于提高其污染治理积极性。此时新标准改革对人口净迁入量影响可能下降或不再显著。为观察工业化水平差异的影响,本文以 2001—2016 年城市第二产业生产总值占地区生产总值比重均值作为标准将样本城市划分为低中高三个地区估计模型(3)。表 10 第(4)~(6)列分别为低工业化水平和中高工业化水平城市新标准改革对常住人口净迁入量的影响。可以看出,随着工业化水平提高,新标准改革对常住人口净迁入量影响的绝对值呈现先上升后下降趋势,这表明了治理和发展并不冲突,高工业化水平地区也可能拥有更高的环境质量。

表 10 空气质量对人口迁移的影响:工资与产业结构异质性

变量	平均工资			工业化水平		
	<i>Migration</i>	<i>Migration</i>	<i>Migration</i>	<i>Migration</i>	<i>Migration</i>	<i>Migration</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
新标准改革	-1.135*** (0.293)	-1.197** (0.552)	-1.717*** (0.286)	-1.021*** (0.236)	-2.524*** (0.622)	-0.200 (0.185)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	1368	1357	1370	1361	1368	1366
R <sup>2</sup>	0.098	0.091	0.090	0.117	0.080	0.160

“以污染换增长”是转型时期地方政府的典型发展模式。但为促进国民经济健康可持续增长,1997 年原国家环境保护局下发了《关于开展创建国家环境保护模范城市活动的通知》,环境质量与环境建设成为评选环境保护模范城市的重要内容,且环保模范城市还实行严格的退出机制,一旦发生重、特大环境污染事故或生态破坏事件,或上年度主要污染物总量减排指标未完成将被立即取消模范称号,相应的申报资格将被暂停两年。环保模范城市称号有利于促进地区产业发展,解决居民就业(席鹏辉、梁若冰,2015)。因此,尽管在环境治理中,中央政府与地方政府间普遍存在利益冲突,为申请环保模范城市或保有该称号的地方政府将重视环境保护与治理(席鹏辉,2017),因此,新标准改革对环保模范城市的影响十分有限。表 11 中第(1)(2)列所示分别为环境保护模范城市和非环保模范城市的回归结果,新标准改革在环保模范城市样本中的回归系数为正,但不显著,在非环保模范城市的回归系数显著为负。

环境移民的另一种异质性可能表现在居民对政府治理污染的预期中,即对政府治理污染有积极预期居民不会受到环境污染影响。而我国城市发展和各项保障措施均与行政等级密切相关(刘瑞明、赵仁杰,2015)。如省会城市由于政治约束力较强,即上级政府对其关注度较高或居民有更顺畅的意见表达途径(贾俊雪、宁静,2015),会引起本级政府更注重污染治理。即使新标准改革引起环境质量指数上升,但居民预期地方政府在未来必然会采取相应治理措施,因此并不产生迁移意愿或迁移意愿较弱。更为重要的是,当新标准改革引起非省会城市污染指数大幅上升后,其还可能进一步吸引常住人口向省会城市迁移。据此,本文将样本城市划分为省会城市和非省会城市,回归结果分别如表 11 第(3)(4)列所示。新标准改革的迁移效应在省会城市显著为正。

表 11 空气质量对人口迁移的影响:政府偏好异质性

变量	环保模范城市		省会城市	
	<i>Migration</i>	<i>Migration</i>	<i>Migration</i>	<i>Migration</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
新标准改革	0.302 (0.394)	-1.061*** (0.288)	1.900** (0.885)	-0.970*** (0.261)
控制变量	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
N	755	3340	443	3652
R <sup>2</sup>	0.317	0.073	0.569	0.086

### 五、进一步讨论:哪些人在迁移?

上述分析表明,新标准改革造成了环境移民的出现。不过,环境移民行为的收益和成本在不同群体中呈现出不同水平,这决定了最终环境移民可能集中在某些特定群体,当这类群体对地方经济社会发展具有重要影响时,地方政府不仅无法忽视,甚至必须日益重视地区环境移民现象的出现及可能造成的人力资本流失。在面对环境污染造成的生活质量下降时,社会经济地位(包括个人受教育程度、收入等因素)更高的人群拥有更强的风险规避能力,可以选择迁出或不迁入环境污染较严重地区(洪大用等,2015)。Gawande(2000)研究发现,高技能人口更倾向于选择环境质量高的地区工作。其原因是相较于低技能人口,高技能人口留在环境质量较差地区要求更高补偿,且边际补偿随着环境质量恶化递增。当达到某一个平衡值后企业继续支付补偿不经济,高技能人口最终选择环境质量较高地区。然而,正是因为随着环境质量恶化收入较高人群选择迁出,地方政府开始重视环境问题并着手改善环境质量(Rothman,1998)。可以发现技能水平与个人收入确实在相当大程度上影响了人口迁移决策。

进一步,居住时间是影响迁移决策的重要因素。长期居住某地将形成对该地区自然环境与人文

环境的依赖,当面对环境污染造成的风险时,居住时间更长的人群迁移心理成本更大,发生环境移民可能性更低。更为重要的是,长期居住某地还将形成对该地区环境变化的适应能力,即通过调整自身行为抵御环境污染危害,实现雾霾问题“习惯化”或“去污染化”。如长期居住在高污染地区居民对本地污染程度的感知低于来自低污染地区的居民(Wohlwill, 1974)。因此,环境污染对长期居住人群迁移意向影响可能十分有限。

环境污染的这种影响因个人社会经济地位、年龄和居住时间不同而存在差异性,而长期以来城乡二元经济体制与户籍制度使城市户籍居民拥有更多资源,造成城乡流动人口面对风险时拥有不同的应对能力。因此,个人社会经济地位、年龄与户籍性质差异将导致不同人群面对环境风险时应对能力差异,最终影响迁移决策。为识别环境污染的个体异质性,本文采用模型(4):

$$Migration_{ij} = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot AQI_j + \alpha_2 \cdot AQI_j \cdot P_{ij} + \alpha_3' X_j + v_i \quad (4)$$

其中, $Migration_{ij}$ 是第  $j$  个城市第  $i$  个人口的迁出意向, $AQI_j$  为第  $j$  个城市的空气质量指数, $P_{ij}$  代表个人特征,包括受教育程度、个人收入、年龄、居住时间与户口性质, $X_j$  除包含与上文回归一致的控制变量外,还纳入了落户门槛。此时主要观察交叉项回归系数  $\alpha_2$ 。由于此处关注个体迁移决策,因此本文选择了 2016 年流动人口监测数据。以流动人口监测数据中“如果符合落户条件,您是否愿意把户口迁入本地”作为迁出意愿的代表指标。该指标取值为 1 表示流动人口愿意在该城市长期居住,取值为 0 表示流动人口具有迁出意向,回归结果如表 12 所示。

从表 12 第(1)列来看,受教育程度与空气质量指数的交叉项对长期居住的回归系数显著为负,表明环境污染引致的个人迁出意愿随受教育程度的提高而增强。从第(2)列来看,收入水平与空气质量指数的交叉项对长期居住的回归系数显著为负,说明环境污染引致的个人迁出意愿随收入水平的提高而增强。从第(3)列来看,年龄与空气质量指数的交叉项对长期居住的回归系数显著为正,表明环境污染引致的个人迁出意愿随年龄增长而增强。从第(4)列来看,居住时间与空气质量指数的交叉项对长期居住的回归系数显著为正,表明环境污染引致的个人迁出意愿随居住时间增加而增强。从第(5)列来看,户口性质与空气质量指数的交叉项对长期居住的回归系数显著为负,表明环境污染引致的个人迁出意愿在城市户籍人口中表现更为明显。

表 12 迁移稳定性的异质性分析

变量	迁移稳定性	迁移稳定性	迁移稳定性	迁移稳定性	迁移稳定性
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
空气质量指数	0.011*** (0.0006)	0.021*** (0.001)	-0.007*** (0.0006)	-0.003*** (0.0005)	-0.014*** (0.0005)
受教育程度·空气质量指数	-0.001*** (0.00003)				
收入·空气质量指数		-0.003*** (0.0002)			
年龄·空气质量指数			0.00007*** (0.00001)		
居住时间·空气质量指数				-0.0004*** (0.0002)	
户口性质·空气质量指数					0.010*** (0.0003)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
N	63020	62752	63020	63020	63020
R <sup>2</sup>	0.127	0.111	0.107	0.111	0.126

注:括号内为稳健标准误。以下表 13 同。

一般而言,“独自流动”或“家庭化流动”是影响家庭在本地长期居住决策的关键因素。由于举家迁移的成本更高,稳定性更强,迁出可能性更小,本文进一步引入“是否独自流动”指标考察个人的迁出意向。当该指标取值为 0 时,流动人口为独自流动,即迁移不完整。与个体迁移不同,家庭迁移行为还在更大程度上受教育、医疗及环境等公共服务供给影响。环境污染造成的健康问题更容易发生在老人和幼儿群体中,降低流动人口家庭化迁移意愿;但同时教育与医疗水平更高地区有利于提高流动人口家庭化迁移意愿。因此,与个体迁移不同,空气污染对家庭化迁移作用方向并不确定。进一步,考虑到教育对家庭化迁移影响在有孩子家庭中可能表现更为明显,为观察教育与空气污染对家庭化迁移影响,在实证分析中加入“您是否有子女”与空气质量指数交叉项。当家庭中有孩子时,“您是否有子女”取值为 1,相反则取值为 0。回归结果如表 13 所示,空气质量指数上升引起流动人口家庭不完整迁移,但这种影响因子年龄差异而不同。

具体而言,从表 13 第(1)列来看,家庭是否有孩子与空气质量指数的交叉项对家庭化迁移的回归系数显著为正,表明环境污染引致的个人迁出意愿在没有孩子中表现更加明显。意味着家庭化迁移更重视教育质量而非空气污染。考虑到流动人口子女并非都处于学龄阶段,非学龄阶段家庭迁移受教育影响更小。进一步加入“子女是否处于学龄阶段”与空气质量指数交叉项<sup>①</sup>,当家庭中子女处于学龄阶段时,“子女是否处于学龄阶段”取值为 1,相反则取值为 0,回归结果如表 13 第(2)(3)列所示。非学龄阶段与空气质量指数的交叉项对家庭化迁移的回归系数显著为负,说明环境污染引致的个人迁出意愿在拥有非学龄阶段子女中更明显。学龄阶段与空气质量指数的交叉项对家庭化迁移的回归系数显著为正,说明环境污染引致的个人迁出意愿在拥有学龄阶段子女中更弱。因此,空气污染对家庭化迁移影响主要体现在拥有非学龄子女家庭中。

表 13 迁移家庭完整性的异质性分析

变量	迁移完整性	迁移完整性	迁移完整性
	(1)	(2)	(3)
空气质量指数	-0.016*** (0.001)	-0.005*** (0.001)	-0.009*** (0.001)
孩子·空气质量指数	0.009*** (0.0004)		
处于幼儿阶段·空气质量指数		-0.005*** (0.0003)	
处于学龄阶段·空气质量指数			0.004*** (0.0003)
控制变量	控制	控制	控制
N	27914	27914	27914
R <sup>2</sup>	0.040	0.037	0.033

## 六、结论与启示

本文利用 2013 年空气质量新标准改革冲击作为准自然试验,采用 2001—2016 年的城市面板数据与 2016 年流动人口监测数据,讨论了中国环境移民问题。实证结果表明,新标准改革显著提高了空气质量指数,明显降低了城市常住人口净迁入量。这一结果在控制户籍制度、公共服务供给的影响后依然显著。这意味着中国已经出现了明显的环境移民现象。进一步分析显示,当前环境移民的群体主要是受教育程度与收入水平更高人群。对地区产业结构与政府偏好的分样本回归显示,随着

<sup>①</sup>由于 18 周岁后子女普遍开始接受高等教育或外出打工,随迁可能性较小。因此对非学龄儿童年龄区间定义为小于 7 周岁,学龄儿童年龄区间定义为 7 至 18 周岁。

工业化水平提高,新标准改革对常住人口净迁入量影响的绝对值呈现先上升后下降趋势。随着地方政府环保偏好增强,新标准改革对常住人口净迁入量影响逐步下降。

本文实证结论对中国高质量发展具有重要启示。2018年国务院政府工作报告首次提出中国经济正由高速增长阶段转向高质量发展阶段。高质量发展的根本是经济的活力、创新力和竞争力,驱动高质量发展的源泉是高水平人力资本。一方面,近年来各大城市相继掀起的围绕高学历人才的“抢人大战”印证了各地区对高水平人力资本水平的迫切需要,各地区通过放宽高学历人才的落户限制、家属随迁并提供购房与创业等支持吸引人口迁入。上海、北京降低顶尖人才的落户门槛,武汉、成都、天津等多数城市大量引进高校毕业生。郑州、沈阳、西安和呼和浩特等城市更是把引进学历型人才的门槛降至中专。根据本文的研究结果,环境质量是影响城市人口迁移的重要因素,且这种影响在受教育程度与收入水平更高的群体中更加明显。在这一条件下,即使地方政府改善户籍制度及提高其他福利吸引人才流入,但其具体效应仍可能受限于地方环境质量,这是当前及未来地方政府不容忽视或低估的重要因素。

高质量发展的根本目标在于满足人民日益增长的美好生活需要,但面临经济增长导致的环境质量恶化时,只有高技能、高收入及城市户籍人口有意愿和能力迁移,环境污染引致差异化的暴露水平和健康效应成为引发健康以及社会不平等新的来源,最终触发“污染健康贫困陷阱”。本文为“以污染换增长”的传统模式提供了一定反思。随着污染对高水平人力资本流出影响的凸显和放大,可以预期污染对地区经济发展的收益逐步下降,当达到某一个平衡值时,“污染”红利可能消失。因此,新时期下需要重新审视“以污染换增长”的传统路径模式。地区污染程度的恶化可能带来高水平人力资本流失,其经济社会的长远发展将受到根本限制。在这一背景下,增长路径的转变势在必行。这是中国高质量发展提出的一个重要逻辑,也是理解中国高质量发展理念的重要内容。

#### 参考文献:

- 陈永伟 陈立中,2012:《为清洁空气定价:来自中国青岛的经验证据》,《世界经济》第4期。
- 段成荣等,2009:《春运与流动人口》,《人口研究》第1期。
- 洪大用 范叶超 李佩繁,2016:《地位差异、适应性与绩效期待——空气污染诱致的居民迁出意向分异研究》,《社会学研究》第3期。
- 贾俊雪 宁静,2015:《纵向财政治理结构与地方政府职能优化——基于省直管县财政体制改革的拟自然实验分析》,《管理世界》第1期。
- 李香菊 刘浩,2016:《区域差异视角下财政分权与地方环境污染治理的困境研究——基于污染物外溢性属性分析》,《财贸经济》第2期。
- 刘瑞明 赵仁杰,2015:《国家高新区推动了地区经济发展吗?——基于双重差分方法的验证》,《管理世界》第8期。
- 陆畅,2012:《从开放宏观的视角看环境污染问题:一个综述》,《经济研究》第2期。
- 乔宝云 范剑勇 冯兴元,2005:《中国的财政分权与小学义务教育》,《中国社会科学》第6期。
- 吴开亚 张力 陈筱,2010:《户籍改革进程的障碍:基于城市落户门槛的分析》,《中国人口科学》第1期。
- 席鹏辉,2017:《财政激励、环境偏好与垂直式环境管理——纳税大户议价能力的视角》,《中国工业经济》第11期。
- 席鹏辉 梁若冰,2015:《城市空气质量与环境移民——基于模糊断点模型的经验研究》,《经济科学》第4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。
- 杨继生 徐娟 吴相俊,2013:《经济增长与环境和社会健康成本》,《经济研究》第12期。
- Afifi, T. (2011), “Economic or environmental migration? The push factors in Niger”, *International Migration* 49(1): 95–124.
- Banzhaf, H. S. & R. P. Walsh (2008), “Do people vote with their feet? An empirical test of Tiebout’s mechanism”, *American Economic Review* 98(3): 843–863.
- Chattopadhyay, S. (1999), “Estimating the demand for air quality: New evidence based on the Chicago housing market”, *Land Economics* 75(1): 22–38.
- Currie, J. et al (2013), “Do housing prices reflect environmental health risks? Evidence from more than 1600 toxic plant openings and closings”, NBER Working Paper, No. 18700.
- Gawande, K. et al (2000), “Internal migration and the environmental Kuznets curve for US hazardous waste sites”,



*Ecological Economics* 33(1):151—166.

- Gray, C. L. & V. Mueller(2012),“Natural disasters and population mobility in Bangladesh”,*Proceedings of the National Academy of Sciences* 109(16):6000—6005.
- Kahn, M. E. (2000),“Smog reduction’s impact on California county growth”, *Journal of Regional Science* 40(3):565—582.
- Ridker, R. G. & J. A. Henning(1967),“The determinants of residential property values with special reference to air pollution”,*Review of Economics and Statistics* 49(2):246—257.
- Rosen, S. (1974),“Hedonic prices and implicit markets: Product differentiation in pure competition”,*Journal of Political Economy* 82(1):34—55.
- Rothman, D. S. (1998),“Environmental Kuznets curves—Real progress or passing the buck? A case for consumption-based approaches”,*Ecological Economics* 25(2):177—194.
- Sjaastad, L. A. (1962),“The costs and returns of human migration”,*Journal of Political Economy* 70(5):80—93.
- Tiebout, C. M. (1956),“A pure theory of local expenditures”,*Journal of Political Economy* 64(5):416—424.
- Todaro, M. (1969),“A model of labor migration and urban unemployment in less developed countries”,*American Economic Review* 59(1):138—148.
- Tra, C. I. (2009),“A discrete choice equilibrium approach to valuing large environmental changes”,*Journal of Public Economics* 94(1—2):183—196.
- Veronis, L. & R. McLeman(2012),“Environmental influences on African migration to Canada: Focus group findings from Ottawa-Gatineau”,*Population Environment* 36(2):234—251.
- Wohlwill, J. F. (1974), “Human adaptation to levels of environmental stimulation”, *Human Ecology* 2(2):127—147.
- Zheng, S. Q. et al(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.

## Are There Environmental Migrants in China?

—Natural Experiments from the Reform of Air Quality Index

LIU Huan XI Penghui

(Chinese Academy of Social Sciences, Beijing, China)

**Abstract:** Various cities in China have successively implemented reforms of new air quality standards in 2013, which provide a nice “natural experiment” for studying China’s environmental migration. Based on the urban panel data from 2001 to 2016, we use the double difference method to analyze the impact of air quality index reform on population migration. The results show that the city’s air quality index has improved significantly after adopting the new air quality standard, and the net migration of urban population has decreased significantly. This effect is still significant after controlling the household registration system and public service. According to the further analysis of this paper, environmental migrants are heterogeneous based on individual socioeconomic status. When facing the higher environmental pollution risks, people with higher education and income levels have stronger willingness to leave. The paper has important implications for China’s high-quality development: local governments should re-examine and position the relationship between economic growth and environmental protection in order to avoid the possible adverse effects of environmental pollution on the long-term development of the regional economy due to the loss of human capital.

**Keywords:** New Standard of Air Quality; Environmental Immigration; High Quality Development

(责任编辑:何伟)

(校对:陈建青)