

# 工资水平、环境污染对常住人口的影响<sup>\*</sup>

陈 林 肖倩冰

**【摘 要】**文章使用中国 2003~2018 年地级市层面数据,实证检验了职工平均工资与环境污染状况对地区常住人口的影响。研究发现,地级市职工平均工资水平的提升将增加本市常住人口数量;而环境污染则会导致常住人口数量减少。工资对常住人口的提升效应具有显著的区域异质性,东、中部城市、大型城市群内和省会城市职工平均工资水平提升对常住人口数量会产生较显著的正效应,但在城市群外区域和非省会城市这一影响不显著。环境污染的常住人口减少效应同样存在显著的异质性,中部城市、城市群外区域和非省会城市的环境污染会对常住人口数量产生显著的负效应,但在东部城市、大型城市群内和省会城市该效应不显著。实证结果表明,经济发达地区居民对环境污染的容忍程度相对较高,后发地区居民则对较低工资水平的容忍程度较高,总体上反映出不同地区居民的异质性偏好,并呈现出一种城镇居民对固有生活方式与居住偏好的“锁定”状态。

**【关键词】**环境污染 工资水平 常住人口 城镇人口集聚 新型城镇化

**【作 者】**陈 林 暨南大学产业经济研究院副院长,教授;肖倩冰 暨南大学产业经济研究院,博士研究生。

## 一、引 言

近期国务院提出“六稳六保”工作中,一个重心是“新型城镇化”。新型城镇化工作对城市规模的发展提出了新时代要求,而反映城市规模的一个重要指标是地区人口水平,该指标通常以常住人口定义(武前波、惠聪聪,2020)。常住人口作为国内外通用的人口普查与抽样调查统计口径,是指其常住地在某一地区的人口(武杰、李桂芝,2011),主要包括:居住在本乡镇街道且户口在本乡镇街道或户口待定的人;居住在本乡镇街道且离开户口登记地所在的乡镇街道半年以上的人;户口在本乡镇街道且外出不满半年或在境外工作学习的人<sup>①</sup>。

<sup>\*</sup> 本文为广东省自然科学基金面上项目“粤港澳大湾区空气污染与公众健康:基于 PM<sub>2.5</sub> 数据的跨学科研究”(编号:2020A1515011233)的阶段成果。

<sup>①</sup> 《2010 年第六次全国人口普查主要数据公报(第 2 号)》([http://www.stats.gov.cn/tjsj/tjgb/rkpcgb/qgrkpcgb/201104/20110429\\_30328.html](http://www.stats.gov.cn/tjsj/tjgb/rkpcgb/qgrkpcgb/201104/20110429_30328.html)), 2011 年 4 月 29 日。

一直以来,学界专门针对常住人口的研究较少。任远、王桂新(2003)对户籍人口迁移与常住人口迁移进行了区分,并从理论角度阐释了加强对常住人口迁移的认识、统计和管理的必要性。一类文献主要研究常住人口空间分布,单卓然等(2016)基于2010年第六次人口普查数据,研究了武汉市都市发展区与主城区的人口空间分布格局;赵蕊(2018)综合运用数量和空间分析方法,对北京市常住人口空间分布的变动及特征进行了分析。另一类文献以城镇常住人口样本为分析对象,研究了教育与工作经验引发的收入差距问题(杨斯琪、赵彦云,2016),以及当前由制度安排形成的社会排斥对常住人口居住分异的影响(易成栋,2004)。在对常住人口数量的研究中,沈琴琴、张艳华(2010)认为,北京市总体产业布局与农村产业结构的变动从根本上决定了农村常住人口数量的变动。

从城市层面分析,一方面,经济条件和生活质量的改善提升了城市外来常住人口的比例。便利的交通、丰厚的教育资源和完善的医疗卫生基础设施吸引着农村和小城镇居民不断向大城市集聚,再加上年轻人对就业机会与薪资的追求,应届毕业生往往会选择北上深广等一线城市或新一线城市作为就业地。另一方面,随着城市工业化的发展,环境污染问题已成为城市病的主要表现,对人体健康产生了极大威胁(陈硕、陈婷,2014),并影响常住人口的居住决策。例如,“呼吸难”问题导致一定的特殊人群(如有呼吸道疾病、遗传性哮喘、严重鼻炎等患者家庭)离开北京、太原等城市。

经济发展往往伴随着环境问题。选择更高水平工资还是更好的城市环境,这是一个两难问题。因为现阶段经济高质量、环境高标准的居住需求在同一城市内部往往难以实现。以经济发达地区为例,在两种影响居住决策因素的支配下,该地区常住人口数量会如何变化?城市内部两种因素是否会同时影响常住人口?不同城市的影响程度是否存在异质性?上述问题学术界关注较少。鉴于此,本文利用中国2003~2018年地级市面板数据,对工资水平与环境污染如何影响常住人口进行实证分析,并分不同城市等级与区域考察城市之间的异质性。

## 二、理论机制分析

### (一) 工资水平与常住人口

区域经济发展的不平衡与理性人对经济利益最大化的追求使经济后发地区人口倾向于将经济发达城市作为其理想的居住地,而人口自由流动限制的局部放开为此提供了制度基础。其中,地区间的收入差距是城市常住人口增加的重要原因。改革开放之后,中国城市经济快速发展,就业机会增加,在城乡收入差距的推拉作用下,农村大量的剩余劳动力开始涌向城市(王桂新,2019),尽管在改革开放初期,城市对流动人口采取了严格的管理制度,对农民进城务工设置了各种障碍。但有需求就有供给,工业化发展为农村居民进城提供了大量就业岗位。在有关农民外出务工的实地调研中,常听到的关于

外出务工原因的“种地不挣钱”。尽管并非所有的农村劳动力流向城市寻找工作岗位就一定能获得更高的工资收入,但“打工挣钱”仍是目前农民外出务工的决定性因素。新一代年轻人特别是农村年轻一代比上一代接受了更好的教育,更不愿意留在本地。“创业发财”、“干事业”是新一代年轻人“外出闯荡”的梦想,因为大城市机会更多。出于对收入与长期职业发展的考虑,他们也会选择到大城市发展,大城市由于外来常住人口的加入而进一步加速了人口集聚。

## （二）环境污染与常住人口

处于相对优势地位的高工资或高收入水平带动了城市常住人口数量的提升,但环境问题是经济发达地区相对于经济后发区域(包括城市与农村)的劣势所在。一方面,资源短缺与环境污染下的人口控制一定程度上导致了人口的净流出。另一方面,污染问题是城市发展的减分项,因为它不仅有害于城市居民的健康,更会对居民的主观幸福感产生负面影响(Zhang 等,2017),使城市印象大打折扣,不利于城市人口规模的扩张。城市人口规模,或者说常住人口数量越大,城市环境污染一般越严重。同时,经济的发展和人们生活质量的提高也提升了居民对环境质量的偏好,环境污染反过来会影响常住人口。居民生活观念的改变和近年来严重的城市环境污染问题很可能导致中国部分城市出现常住人口流失。

## （三）工资水平与环境污染影响常住人口的总体效应

工资水平或收入的提升使农村或城镇居民不断流向城市,增加城市常住人口数量,而城市环境污染问题又会使城市中的环境敏感人群改变居住决策。在假定其他城市特征影响城市常住人口达到相对平衡的状态下,某地常住人口究竟是增加还是减少取决于城市经济环境与物理(污染)环境对常住人口作用力的大小。其总体效应为正,常住人口增加,反之减少。当然,影响常住人口变化的因素很多(如教育、就业、住房),本文只从经济与污染维度进行聚焦式实证检验,因为经济收入、环境污染在某种程度上决定着居民的教育投入、就业及医疗需求,同时置入分析会导致一定的内生性问题。为此,本文将上述部分次要因素仅作为控制变量,并对内生性进行控制。

# 三、研究设计

## （一）指标选取

### 1. 被解释变量

本文的被解释变量(因变量)为各地级市常住人口数。常住人口是反映城市人口规模的基本指标。根据2014年国务院发布的《关于调整城市规模划分标准的通知》,以城区常住人口为统计口径,可将城市分为五类七档。但本研究不局限于市辖区常住人口,而是包含市区下辖的县市在内,选取了全市常住人口总量进行分析。然而,由于各省年

鉴统计资料提供的城市常住人口数据有限,并考虑到人均经济分布基准下的中国人口分布均衡测度研究地区生产总值是按常住人口口径计算的,所以本文采取用地区生产总值除以人均地区生产总值的方法得到城市常住人口的近似值(尹虹潘等,2014)。同时以各省统计年鉴的城市常住人口数据、全国人口普查和全国1%人口抽样调查的数据进行稳健性检验。

## 2. 解释变量

本文的解释变量(自变量)主要包括经济与环境两类指标,经济环境和物理(污染)环境会同时对常住人口产生影响。其中,经济维度指标以全市职工平均工资衡量。但考虑到简单用工资不能完整衡量经济收入,而且私营企业老板、个体户是没有工资的,有的只是经营所得。因此,解释变量“工资水平”同时选取城镇居民人均可支配收入作为代理变量进行稳健性检验。城镇居民人均可支配收入是包含工资在内的,不仅能够完整衡量收入水平,也能基本反映工资的变动。稳健性检验使用该指标和对应年份的人口普查与1%人口抽样调查数据,2005和2010年城镇居民人均可支配收入数据来自《中国区域经济统计年鉴》,2015年数据来自各省统计年鉴。

环境类指标主要考察的是空气污染与水污染对人们日常生活的影响,而与水环境相比,人们暴露于大气环境中的频率更高,空气质量的好坏也更容易被人们察觉(曲卫华、颜志军,2015)。因此,本文采用空气污染指标指代环境污染状况。空气质量指数(AQI)描述空气污染程度及其对人体健康的影响,主要由监测到的PM<sub>2.5</sub>、PM<sub>10</sub>、SO<sub>2</sub>、NO<sub>2</sub>、O<sub>3</sub>、CO 6项污染物含量折算得到。但由于AQI自2013年起才开始发布,发布时间较晚,受时间跨度的限制,若以该指标衡量环境污染状况可能会影响实证结果的可靠性。而在空气污染中,工业活动产生的二氧化硫的排放量占据首位。因此,本文选取单一指标——城市工业二氧化硫的排放量衡量环境污染状况,并在后文中尝试使用PM<sub>2.5</sub>年均浓度数据进行稳健性检验。此外,本文还控制了其他影响常住人口的因素。主要包括地区生产总值、地区第三产业产值占比、城镇登记失业率、普通中学专任教师数及全市医院、卫生院个数等。

## (二) 数据来源与数据处理

本文实证分析中所用数据主要来自《中国城市统计年鉴》《中国区域经济统计年鉴》、各省统计年鉴、CEIC数据库、EPS数据库及达尔豪斯大学大气成分分析组网站,数据时间跨度为2003~2018年。其中,《2018年中国城市统计年鉴》地区生产总值、人均地区生产总值及地区生产总值构成数据的统计范围为市辖区,故2017年各地市地区生产总值、人均地区生产总值和地区第三产业产值占比数据均由各城市统计公报手工搜集整理得到。全市职工平均工资与工业二氧化硫排放量数据来自《中国城市统计年

鉴》。城镇居民人均可支配收入数据来自《中国区域经济统计年鉴》，部分年份缺失值从各省年鉴中搜集补充。PM2.5 年均浓度值来自达尔豪斯大学大气成分分析组网站。原始值为  $0.01^{\circ} \times 0.01^{\circ}$  的栅格数据，本文利用 ArcGIS 软件将其解析为地级市层面的 PM2.5 年均浓度值。全市职工平均工资、地区生产总值及城镇居民人均可支配收入数据利用各省实际工资指数、GDP 平减指数及城市居民消费价格指数进行了相应平减处理。对于个别城市存在的数据缺失值，本文采用线性插值法予以补齐，且对部分数据中出现的离群值分别采取 1%和 1.5%的缩尾处理。另外，为消除异方差对回归结果的影响，对非比例变量数据取自然对数。各变量的描述性统计如表 1 所示。

表 1 变量描述性统计

变 量	平均值	标准差	最小值	最大值	样本量
经换算的常住人口(lnPOP)	5.838	0.702	2.848	10.215	4604
常住人口(lnPOP1)	5.904	0.681	2.914	8.040	3442
职工平均工资滞后值(wage_lag)	2.821	2.019	0.602	39.407	4252
城镇居民人均可支配收入(income)	0.949	0.301	0.387	2.030	4442
工业二氧化硫排放量滞后值(lnpollu_lag)	10.428	1.181	0.693	13.434	4306
工业二氧化硫排放量(lnpollu)	10.338	1.227	0.693	13.434	4603
PM2.5 年均浓度(PM2.5)	42.699	18.617	2.132	107.778	4455
地区实际生产总值(lnGDP)	15.702	1.056	12.637	19.605	4606
第三产业产值占比(indus3)	37.937	9.234	8.580	85.340	4606
城镇登记失业率(unem_rate)	0.032	0.018	0.005	0.110	4606
普通中学专任教师数(lnteacher)	9.493	0.684	6.413	12.184	4608
医院、卫生院数(lnhospital)	5.045	0.766	1.609	8.024	4608

### (三) 模型设定

本文重点考察工资水平与环境污染对常住人口的影响，由此可将基准回归模型设定为：

$$\ln POP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 wage\_lag_{it} + \alpha_2 lnpollu\_lag_{it} + \alpha_3 X_{it} + u_i + v_t + \varepsilon_{it}$$

其中， $i$  表示城市， $t$  表示时间。 $POP$  表示常住人口数量。 $wage\_lag$  表示全市职工平均工资， $pollu\_lag$  表示城市工业二氧化硫排放量。 $X$  为一系列控制变量，用以控制城市层面的其他特征对常住人口的影响， $u_i$ 、 $v_t$  为城市层面的固定效应与时间固定效应， $\varepsilon_{it}$  为随机误差项。工资水平与环境污染会对地区的常住人口产生影响，但反过来，常住人口数量的增减同样会改变工资水平与环境污染状况，被解释变量与解释变量之间存在双向因果关系。为了克服由反向因果带来的内生性问题，本文将解释变量进行滞后一期处理。



四、实证结果与分析

(一) 基准回归

表2给出了全样本下的OLS基准回归结果。模型1至模型6逐步加入控制变量,被解释变量为经换算的常住人口数量。由回归结果可知,无论加入控制变量与否,工业二氧化硫排放量的系数显著为负,说明环境污染状况对常住人口数量存在明显的负效应,环境污染导致地区常住人口数量减少。全市职工平均工资的回归系数显著为正,说明工资水平的提高在一定程度上促进了地区人口的增长。

基准回归结果表明,经济特征与环境特征是影响常住人口的两个重要因素,二者对地区常住人口数量产生相反的作用。高工资水平吸引人口集聚,但拥有较高工资水平的地区通常以牺牲部分生态环境为代价,即高工资往往意味着高污染,而环境污染通常又会形成对人口集聚的阻力。说明追求高工资的人群对污染的接受度一般较高,部分对污染敏感的人群从城市中流出(秦炳涛、张玉,2019)。

从控制变量的回归结果看,地区实际生产总值对常住人口存在显著的正效应,说明经济越发达的地区,会吸引部分外来人口在本地常住。经济因素是北上深广等一线城市吸引人口集聚的重要原因。控制就业因素的第三产业产值占比在1%的水平上显著为

表2 全样本下工资水平与环境污染影响人口迁移的 OLS 估计(N=4252)

变 量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
职工平均工资(滞后一期)	0.0565*** (0.0195)	0.0508*** (0.0192)	0.0440** (0.0179)	0.0437** (0.0178)	0.0371** (0.0172)	0.0363** (0.0171)
工业二氧化硫排放量(滞后一期)	-0.0084* (0.0048)	-0.0099** (0.0047)	-0.0078* (0.0045)	-0.0077* (0.0045)	-0.0099** (0.0043)	-0.0091** (0.0042)
地区实际生产总值		0.0988* (0.0461)	0.1560*** (0.0528)	0.1574*** (0.0530)	0.1388** (0.0568)	0.1389** (0.0568)
第三产业产值占比			0.0058*** (0.0017)	0.0057*** (0.0017)	0.0052*** (0.0019)	0.0052*** (0.0019)
失业率				0.1621 (0.2161)	0.1792 (0.2076)	0.1838 (0.2051)
中学教师					0.1511*** (0.0396)	0.1476*** (0.0386)
医院、卫生院						0.0230*** (0.0084)
常数项	5.8112*** (0.0601)	4.3534*** (0.6874)	3.2838*** (0.8466)	3.2565*** (0.8485)	2.1604** (0.8825)	2.0677** (0.8859)
R <sup>2</sup>	0.080	0.091	0.114	0.114	0.134	0.138

注:括号内数据为聚类到城市层面的稳健标准误;控制了城市和时间变量。\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。

正,这是因为第三产业产值占比越高的地区,往往能够创造更多的就业机会。普通中学专任教师数越多,地区常住人口数量越多,其平均边际效应较大,约为 0.1476,说明教育资源的集聚在很大程度上带动了人口的集聚。丰富的教育资源或高水平的教育对人口具有较高的吸引力,中国教育资源存在严重的地区不平衡,与城市地区相比,农村教育水平相对落后,教育资源匮乏。中国人口从农村向城镇转移,或者从小城镇进入到大城市生活和工作的很大部分原因是让子女获取更好的教育。医院、卫生院的数量对常住人口的影响为正。随着人民生活水平的提升,医疗卫生逐渐成为人们关心的重点。城市通常配备有良好的医疗卫生设施条件,对医疗资源需求度较高的人群具有较强的吸引力。

## (二) 稳健性检验

为降低研究结论的伪回归风险,提升研究的外部效度,本文采用以下方法对基准回归结果进行稳健性检验。

### 1. 替换被解释变量与解释变量指标

为进一步提高被解释变量常住人口的统计精确度,本文在稳健性检验中采用常住人口实际统计数据替换经换算的常住人口数据。另外,在各地市常住人口实际统计数据中筛选出全国人口普查和全国 1%人口抽样调查数据进行分析,涵盖 2005、2010 和 2015 年。解释变量中的经济指标除采用全市职工平均工资衡量外,选取城镇居民人均可支配收入作为稳健性检验。对于环境特征指标,鉴于数据可得性与变量意义的合理性,本文采用各地市对应年份 PM2.5 的年度均值替换工业二氧化硫排放量数据。替换各类指标后的回归结果如表 3 模型 7 至模型 10 所示。

模型 7 的被解释变量为各地市常住人口实际统计数据。模型 8 替换了常住人口与职工平均工资数据,模型 9 替换了常住人口与工业二氧化硫数据,模型 10 同时对常住人口、职工平均工资与工业二氧化硫数据进行了替换,替换后的数据均为上文描述的稳健性检验指标。由于全国人口普查和 1%人口抽样调查仅涵盖 3 年数据,核心解释变量不进行滞后处理。由表 3 中系数可知,无论采用哪一类指标表征工资水平与环境污染状况,工资或收入对常住人口的影响始终为正,环境污染对常住人口产生负效应。

### 2. 子样本的选择

直辖市数据与各地市数据存在统计学上的差异性,因此,本文在稳健性检验中剔除了直辖市的样本。回归结果如表 3 中模型 11、模型 12 所示。模型 11、模型 12 的被解释变量分别为经换算的常住人口与常住人口实际统计数据,由回归结果可知,剔除直辖市样本后,无论被解释变量是否替换,核心解释变量的回归系数基本能保持在 10%的水平上显著,且系数大小与基准回归结果相比并无显著差异,说明剔除直辖市与否不影响本文的结论。

表 3 稳健性检验

变 量	常住人口				剔除直辖市样本	
	实际统计	人口普查与 1%人口抽样调查				
	模型 7	模型 8	模型 9	模型 10	模型 11	模型 12
职工平均工资(滞后一期)	0.0268* (0.0138)				0.0315* (0.0166)	0.0226* (0.0134)
工业二氧化硫排放量(滞后一期)	-0.0100*** (0.0034)				-0.0080* (0.0042)	-0.0095*** (0.0035)
职工平均工资			0.0640*** (0.0100)			
城镇居民人均可支配收入		0.6906*** (0.1314)		0.7116*** (0.1385)		
工业二氧化硫排放量		-0.0133** (0.0056)				
PM2.5			-0.0003 (0.0008)	-0.0006 (0.0008)		
地区实际生产总值	0.0315* (0.0172)	0.0331 (0.0208)	0.0050 (0.0203)	0.0306 (0.0229)	0.1392** (0.0578)	0.0316* (0.0173)
第三产业产值占比	0.0023*** (0.0006)	0.0022*** (0.0007)	0.0027*** (0.0006)	0.0024*** (0.0007)	0.0050*** (0.0019)	0.0021*** (0.0006)
失业率	0.1769 (0.1453)	0.5641** (0.2178)	0.4291* (0.2418)	0.5979*** (0.2242)	0.1768 (0.2039)	0.1449 (0.1378)
中学教师	0.1487*** (0.0397)	0.1585*** (0.0425)	0.1486*** (0.0365)	0.1524*** (0.0437)	0.1569*** (0.0391)	0.1528*** (0.0404)
医院、卫生院	0.0133*** (0.0044)	0.0142** (0.0066)	0.0007 (0.0074)	0.0145** (0.0069)	0.0224*** (0.0084)	0.0128*** (0.0043)
常数项	3.8744*** (0.5314)	3.2685*** (0.5412)	4.1693*** (0.5634)	3.2203*** (0.6041)	2.0255** (0.8965)	3.8257*** (0.5349)
样本量	3327	658	680	657	4192	3267
R <sup>2</sup>	0.367	0.418	0.408	0.411	0.129	0.345

注:括号内数据为聚类到城市层面的稳健标准误;控制了城市和时间变量。\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。

(三) 区域异质性

为了进一步区分不同城市经济和环境因素对常住人口数量的影响,本文根据城市的行政等级,将各地级市分为省会城市<sup>①</sup>与非省会城市样本。分类依据为,省会城市一般为一省的经济、政治与文化中心,不论是工资水平、基础设施建设还是公共服务供给均对人口集聚产生一定的吸引力。因此,人们在选择居住地时,通常将省会城市作为首选,

① 省会城市分组中包含直辖市样本。

而非省会城市与省会城市在经济发展水平上存在一定的差距,经济因素可能并非这类城市吸引人口集聚并将其作为常住地的主要原因。分样本回归结果如表 4 所示。

模型 13 至模型 16 分别为非省会城市与省会城市常住人口的 OLS 回归估计结果。由模型 13 的回归结果可知,当常住地为非省会城市时,职工平均工资对常住人口的影响不显著。当选取各地市常住人口实际统计数据作为被解释变量时,非省会城市样本组职工平均工资的系数同样不显著,这与上文的猜测基本一致。说明非省会城市常住人口并非主要由工资水平决定。

与职工平均工资的影响不同,当常住地为非省会城市时,无论采取哪种方法衡量常住人口数量,城市工业二氧化硫排放量对常住人口数量的影响均为负且至少在 10%的水平上显著。而当常住地为省会城市时,工业二氧化硫排放量并未对城市常住人口数量产生显著影响,这意味着在省会城市中,环境污染状况对人口居住决策影响较弱。

从某种意义上,这是一种人口集聚的“马太效应”,经济发达地区的人们更追求经济收入,后发地区的居民反而对收入没那么敏感。国外研究也有类似的发现,人们为了赚取更多的收入,即使环境污染严重,也不会改变人们的居留决策(Roback,1982)。这在一定程度解释了北京、广州等大型城市雾霾频发,但常住人口仍呈增长趋势。经济后发地区城市职工平均工资相对较低,但这类城市往往环境质量相对更高<sup>①</sup>,城市环境是决定这些地区常住人口居留的重要原因。即便空气、水质较差,一部分人群也愿意被“锁定”

表 4 不同等级城市异质性的回归估计

变 量	非省会城市		省会城市	
	模型 13	模型 14	模型 15	模型 16
职工平均工资(滞后一期)	0.0195(0.0141)	0.0138(0.0114)	0.0876*** (0.0194)	0.0366** (0.0150)
工业二氧化硫排放量(滞后一期)	-0.0078* (0.0041)	-0.0086** (0.0037)	0.0014(0.0144)	-0.0053(0.0061)
地区实际生产总值	0.1254** (0.0614)	0.0293(0.0179)	0.1535* (0.0791)	0.0363(0.0511)
第三产业产值占比	0.0049** (0.0020)	0.0019*** (0.0006)	0.0026(0.0023)	0.0033** (0.0014)
失业率	0.0853(0.1953)	0.1057(0.1307)	1.1358* (0.5728)	1.1490** (0.5068)
中学教师	0.1466*** (0.0450)	0.1760*** (0.0404)	0.0902(0.0578)	0.0414(0.0326)
医院、卫生院	0.0242*** (0.0076)	0.0105** (0.0042)	-0.0244(0.0327)	0.0307* (0.0175)
常数项	2.2720** (0.9461)	3.6356*** (0.5690)	2.7540* (1.5011)	5.1073*** (1.0201)
样本量	3802	2983	450	344
R <sup>2</sup>	0.093	0.298	0.734	0.819

注:括号内数据为聚类到城市层面的稳健标准误;控制了城市和时间变量。\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。

① 根据历年国家环保模范城市名单,环保模范城市基本为非省会城市,省会城市中仅海口、杭州、南京、福州、成都和广州上榜。

在经济发达地区,由于自身学历等因素被“锁定”在低收入水平上的人群,反而对工资水平的波动不敏感,更偏好身体健康与非经济生活质量。这是一种城镇居民对固有生活方式与居住偏好的“锁定”状态。若经济后发地区的城市环境质量恶化,可能更容易导致常住人口数量减少;经济发达地区的工资收入水平下降,可能更容易导致常住人口迁移至其他经济发达城市。

(四) 东中西部、大型城市群的异质性

城市群是区域经济发展的重要载体,是人口生产、生活的密集区域。长三角与粤港澳大湾区作为中国最大的两个城市群,共覆盖了全国 20%的人口,经济总量占三成<sup>①</sup>。为了对长三角、珠三角<sup>②</sup>城市群和其他区域对常住人口数量的异质性影响进行分析,本文将样本划分为城市群区域与其他区域。回归结果如表 5 所示。

城市群区域样本下,职工平均工资的回归系数在 1%的水平上显著为正,说明高工资水平是城市群吸引人口集聚的重要原因。城市群建设使城市间的交通更加便利,专业化分工也更加合理,从经济增长的角度而言,它所带来的规模化,降低了成本,提升了城市群经济发展效率。从工业二氧化硫排放量的回归结果看,模型 19、模型 20 的回归系数均不显著,说明整体而言常住人口对两大城市群环境污染的关注度不高。其他区域样

表 5 城市群区域异质性的回归估计

变 量	其他区域		城市群区域	
	模型 17	模型 18	模型 19	模型 20
职工平均工资(滞后一期)	0.0240*(0.0133)	0.0229*(0.0130)	0.1013*** (0.0285)	0.0651*** (0.0193)
工业二氧化硫排放量(滞后一期)	-0.0055(0.0040)	-0.0088** (0.0038)	0.0087(0.0246)	0.0077(0.0126)
地区实际生产总值	0.1241** (0.0605)	0.0309* (0.0158)	0.3181** (0.1336)	0.1135(0.1095)
第三产业产值占比	0.0050** (0.0021)	0.0021*** (0.0006)	0.0051(0.0034)	0.0021(0.0033)
失业率	0.2357(0.2070)	0.1938(0.1316)	0.3166(0.5477)	0.3947(0.4617)
中学教师	0.0562(0.0354)	0.0865*** (0.0268)	0.1836** (0.0843)	0.2180* (0.1229)
医院、卫生院	0.0156** (0.0077)	0.0101** (0.0043)	0.0434(0.0409)	0.0163(0.0224)
常数项	3.1838*** (0.7942)	4.4705*** (0.4023)	-1.5713(2.2248)	1.7674(2.3823)
样本量	3639	2819	613	508
R <sup>2</sup>	0.093	0.314	0.418	0.569

注:括号内数据为聚类到城市层面的稳健标准误;控制了城市和时间变量。\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。

① 《中国两大城市群,覆盖全国 20%的人口,占到三成的经济总量》(<https://dy.163.com/article/EUGQL-LLE05448ZCMhtml;NTESwebSI=E9DB35FBFA9100E45DB3F5C6F0D8BF0Ehz-subscribe-web-docker-cm-online-rpqqn-8gfzd-di16l-678598qplq7-8081>), 2019 年 11 月 21 日。  
 ② 粤港澳大湾区于 2017 年 7 月 1 日正式推行,包括香港、澳门和珠三角城市三大部分。受限于港澳城市数据,这里指的是不包含港澳地区的珠三角城市群。

本下工业二氧化硫排放量的回归系数为负,说明这些区域环境质量的下降会减少该区域内城市的常住人口数量。

城市群战略的实施使各城市之间产业互相合作、经济互相联系,提升了各城市经济发展效率与发展前景。城市群内部要素与资源丰富,就业机会众多且多高薪,加上各城市为引进人才纷纷降低落户条件,这些均加速了城市群的人口集聚。另外,长三角与珠三角城市群的环境质量尚且为人们所接受,这可能是该区域内常住人口数量基本不受城市环境质量影响的原因。而其他区域样本下各城市不仅工资水平对人口的集聚能力相对更低,而且还会因环境质量恶化而发生常住人口外流。与非省会城市样本类似,其他区域样本所涵盖城市经济发展水平总体上不及城市群。因此,工资收入对常住人口的影响程度较低,而占据相对优势地位的城市环境质量会使常住人口增加。

除了分城市群样本外,本文还根据地理位置将城市样本分为东、中、西部 3 个区域,研究工资水平与环境污染对处于不同地理区位下的城市常住人口的影响。表 6 显示,东部与中部城市样本中,职工平均工资的估计系数均在 1%的水平上显著为正,说明工资水平越高,城市常住人口越多。

表 6 东、中、西部城市区域异质性的回归估计

变 量	东部城市		中部城市		西部城市	
	模型 21	模型 22	模型 23	模型 24	模型 25	模型 26
职工平均工资(滞后一期)	0.0687*** (0.0203)	0.0459*** (0.0129)	0.0829*** (0.0193)	0.0935*** (0.0185)	0.0009 (0.0106)	0.0051 (0.0092)
工业二氧化硫排放量(滞后一期)	-0.0104 (0.0063)	-0.0072 (0.0047)	-0.0131** (0.0064)	-0.0070 (0.0050)	0.0015 (0.0075)	-0.0027 (0.0053)
地区实际生产总值	0.0939** (0.0454)	0.0272 (0.0223)	0.1064*** (0.0310)	0.0607 (0.0505)	0.2337** (0.1161)	0.0445** (0.0222)
第三产业产值占比	0.0033** (0.0013)	0.0026** (0.0010)	0.0007 (0.0010)	0.0007 (0.0012)	0.0073** (0.0034)	0.0009 (0.0007)
失业率	0.3640 (0.3280)	0.4086 (0.2493)	0.5119** (0.2378)	0.0760 (0.2661)	-0.1857 (0.3635)	-0.0299 (0.1494)
中学教师	0.1372*** (0.0464)	0.1291*** (0.0455)	0.2223*** (0.0682)	0.3074*** (0.0830)	0.0464 (0.0577)	0.0653 (0.0432)
医院、卫生院	0.0218 (0.0174)	0.0152 (0.0101)	0.0346*** (0.0110)	0.0190*** (0.0069)	0.0110 (0.0140)	0.0078 (0.0063)
常数项	2.9368*** (0.9035)	4.1772*** (0.5549)	1.9732** (0.8354)	1.8933 (1.4270)	1.4597 (1.5467)	4.3079*** (0.6121)
样本量	1500	1309	1497	995	1255	1023
R <sup>2</sup>	0.275	0.610	0.412	0.483	0.083	0.159

注:括号内数据为聚类到城市层面的稳健标准误;控制了城市和时间变量。\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。

就环境污染而言,不同地理区域下的污染程度存在差异。总体而言,东部污染最严重,西部次之,中部最低(尹向飞,2013)。这意味着中部城市较高的环境质量可能有助于增加常住人口数量,表6中模型23和模型24支持了这一推测。东部城市经济发达,高工资对人口的吸引力使环境污染的弊端基本可以被忽略,因而环境污染并不影响东部地区常住人口。并且高工资的吸引力使东、中部城市常住人口长期以来都保持增长。西部地区由于包含成都、重庆、西安等国家中心城市,经济发达与后发地区混杂一起,其回归结果的显著性较弱,本文暂不进行深入分析。

## 五、主要结论

本文利用中国2003~2018年地级市面板数据,实证检验工资水平的变动与环境污染状况对城市常住人口的影响,结果表明:(1)总样本中,全市职工平均工资水平的提升增加了常住人口数量;而环境污染则会导致常住人口数量减少。(2)分样本看,省会城市工资水平的提高有利于常住人口数量增加,但环境污染状况对常住人口数量的影响不显著。非省会城市工资水平的提升不会对常住人口数量产生显著影响,但环境污染状况恶化会导致常住人口数量下降。城市群与其他区域样本工资水平的提升均有利于常住人口数量增加,但在环境污染影响常住人口增长方面,其他区域样本下环境污染会降低常住人口数量。(3)东、中部城市工资水平提升对常住人口数量均产生显著的正效应。就环境污染影响常住人口而言,中部城市影响显著且为负,东部城市影响不显著。

根据总样本的结果可以发现,工资水平与环境质量的提升确实会提高常住人口数量。因此,各地区一方面要大力发展经济,鼓励企业提高职工薪资待遇,为留住人才提供物质保障;另一方面也不能忽视环境污染的负面影响,即使某些地区现阶段环境污染对常住人口的边际影响较低,各地区推动经济发展的同时也要全面加强环境治理,实现经济发展与环境保护的统一。

通过对不同城市样本的讨论可以发现,不同城市吸引人口集聚的主要因素存在差异。因此,各城市在吸引人才时,要根据城市特征增优势、补劣势,制定政策要因地制宜。(1)环境污染严重是省会城市、城市群及东部城市的发展劣势所在,当污染状况恶化到对常住人口增长产生阻力作用,并且这种作用力大于工资上涨对常住人口的拉力时,常住人口会减少,这类城市在发挥经济优势对人口吸引力的同时,要把政策重点放在加大环境保护上;非省会城市与城市群外其他区域的劣势在于职工平均工资水平低,这类城市要把重点放在提高职工工资收入和福利上。在保持城市环境优势对人口吸引力的同时还要加强区域间合作,并在有条件的地方形成各具优势的城市群。(2)中部城市同时具备经济优势与环境优势。要经济、环境“两手抓”。一方面,取长补短,借鉴东

部城市经济发展的成功经验;另一方面,协调好经济发展与环境保护的关系,落实政府企业与公众的多方参与,协同治理,不断优化环境规制方式,实现环境与经济的双赢。

(3)西部城市既不存在经济优势,也不存在环境优势,对人口的吸引力处于落后地位。要重点挖掘地区经济发展潜力,以建设中心城镇为重点,辐射带动中小城镇的发展。在中心城镇重点发展商业与金融服务业,中小城镇发展城市绿色产业,加快推进城市产业结构转型升级。

#### 参考文献:

1. 陈硕、陈婷(2014):《空气质量与公共健康:以火电厂二氧化硫排放为例》,《经济研究》,第8期。
2. 曲卫华、颜志军(2015):《环境污染、经济增长与医疗卫生服务对公共健康的影响分析——基于中国省际面板数据的研究》,《中国管理科学》,第7期。
3. 秦炳涛、张玉(2019):《雾霾、工资与劳动力流动》,《西北人口》,第5期。
4. 任远、王桂新(2003):《常住人口迁移与上海城市发展研究》,《中国人口科学》,第5期。
5. 单卓然等(2016):《武汉都市发展区及主城区城镇常住人口空间分布格局——基于2010年第六次人口普查数据》,《人文地理》,第2期。
6. 沈琴琴、张艳华(2010):《北京农村常住人口变动与产业结构相互作用研究》,《人口与经济》,第2期。
7. 武洁、李桂芝(2011):《我国各地区常住人口总量推算方法探讨》,《统计研究》,第2期。
8. 武前波、惠聪聪(2020):《新时期我国中心城市人口城镇化特征及其空间格局》,《世界地理研究》,第3期。
9. 王桂新(2019):《新中国人口迁移70年:机制、过程与发展》,《中国人口科学》,第5期。
10. 尹向飞(2013):《东中西部地区城市EKC曲线的分位数回归分析——兼论东中西部环境污染差异及其分解》,《暨南学报(哲学社会科学版)》,第12期。
11. 杨斯琪、赵彦云(2016):《新型城镇化背景下城镇常住人口收入差距分析》,《统计与决策》,第21期。
12. 易成栋(2004):《制度安排、社会排斥与城市常住人口的居住分异——以武汉市为例的实证研究》,《南方人口》,第3期。
13. 尹虹潘等(2014):《经济分布基准下的中国人口分布均衡测度研究——基于Matlab空间模拟的估算》,《中国人口科学》,第5期。
14. 赵蕊(2018):《北京常住人口空间分布变动与对策研究》,《北京社会科学》,第1期。
15. Roback, J. (1982), Wages, Rents, and the Quality of Life. *Journal of Political Economy*. 90(6): 1257-1278.
16. Zhang, X., Zhang, X., Chen, X. (2017), 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.

(责任编辑:朱 犁)