# 全国大学生发展经济学论文大赛参赛作品 (本科生组)

# 空气质量与流动人口居留意愿

——城乡二元经济视角下的实证分析

作者: 谭景文¹ 康世禧² 指导老师: 刘奥龙³

- 1. 河南大学经济学院国际经济与贸易专业2018级本科生,学号: 1824040078 邮政编码475000,电子信箱: tjw@henu.edu.cn
- 2. 河南大学经济学院国际经济与贸易专业2019级本科生,学号: 1924280002 邮政编码475000,电子信箱: ksx@henu.edu.cn
- 3. 河南大学经济学院副教授,中国社会科学院大学经济学博士 邮政编码475000,电子信箱: alliu92@foxmail.com

# 空气质量与流动人口居留意愿

### ——城乡二元经济视角下的实证分析

### 谭景文 康世禧

内容提要: 经济增长与环境恶化的矛盾正逐渐成为中国可持续发展的重要障碍。本文基于2017年全国流动人口动态监测调查数据,使用OLS和序次Probit模型估计空气质量对流动人口居留意愿的影响。采用逆温作为工具变量,缓解潜在内生性问题。通过似无相关模型检验空气质量对流动人口居留意愿影响的异质性。结果表明: 流入地的PM2.5浓度每上升一倍,流动人口在留在本地工作生活意愿、落户意愿将分别降低1.69%、1.94%。经济欠发达、一二产业占比高、医疗资源相对匮乏地区的流动人口对空气污染更为敏感; 男性、高学历和已婚群体更不愿意在空气污染严重地区居留。基于以上结论,研究尝试为我国经济转轨阶段的主线制度变迁、经济绿色平衡发展提供新的实践视角。

关键词: 流动人口 PM2.5 居留意愿 工具变量 异质性

# 一、引言

经济增长与环境恶化的矛盾正逐渐成为中国实现可持续发展的重要障碍。十九大报告指出,经济建设的现代化等同于人与自然和谐共生的现代化(新华社,2017)。人力资本存量在国家或区域经济发展中的作用不可忽视,国家或区域的环境治理能力则成为影响劳动力融入意愿的重要因素。一方面,良好的生态环境将基于主观幸福感的提升加深流动人口对当地的正向认知(Levinson,2012);另一方面,较高的环境治理能力意味着更严格的环境规制。在环境规制倒逼产业结构转型升级、创造创新补偿效应的过程中,新生的就业岗位也会拉动劳动力流入(Porter, V.d. Linde,1995)。

本文集中研究空气污染在流动人口居留意愿中的影响机制,对现阶段处于城乡二元经济时期的我国具有较大的理论与政策意义。第一,在二元经济结构中,农村农业部门向城市工业部门的人口流动将有效降低两部门的收入差距,最终使二者劳动生产率趋同,实现城乡一体化。探究生产要素流动的阻碍因素,对降低工农产品价格剪刀差、促进经济平衡增长有着至关重要的作用。第二,空气污染程度作为重要的城市特征,从多个维度影响着居留意愿。根据恩泽格尔的理论(Entzinger,Biezeveld,2003),测量流动人口融入意愿的方面包括经济、文化、法律和政治。严重的污染问题不仅降低了外方的投资意愿,使经济发展的重要外在驱动可能下降(Omri, et al.,2014),削弱流动人口经济融合意愿,也将因损害个人身心健康迫使作为内在动力的劳动力流出(Zhang, et al.,2017)。本文基于空气污染对融入意愿进行研究,为后来者的研究提供相对

为了更精确地反映流动人口融合意愿内在的作用机制,本文探讨了空气污染对流动人口融合意愿的影响在不同个体和城市特征下的异质性。研究发现:第一,受教育水平越高、已婚、男性流动人口的居留意愿受空气质量的影响更深;第二,人均GDP较低、产业结构单一、医疗资源相对匮乏城市的流动人口对空气质量的敏感性更大。空气污染对不同个体和城市特征下流动人口主观社会融合意愿的影响存在显著差异。

本文的边际贡献表现在:第一,本文使用基于2017年地级市栅格地图测算出的逆温数据作为空气污染的工具变量,来缓解在实证研究空气污染对融合意愿影响时存在的内生性问题,使研究结果更加稳健;第二,本文基于城乡二元结构理论,从空气污染的角度实证分析了中国在经济转轨阶段的主线制度变迁,为经济平衡发展提供了新的实践视角;第三,本文通过异质性分析,阐述了空气污染对融合意愿影响的异质性特征,为地方政府吸引人力集聚的差异化政策制定提供参考。

本文研究背景结合国内外文献梳理关于空气污染对融合意愿作用机制的研究;研究设计部分介绍数据与变量处理、实证模型的设计;实证部分报告空气污染影响流动人口居留意愿的实证结果;小结总结结论建议。

# 二、文献评述

#### (一) 二元经济背景下的人口流动必要性分析

二元经济是指现代化的工业和较为落后的传统农业并存的一种经济结构(Bardhan, Udry,1999)。上个世纪,中国为了促进工业的发展,通过实行户籍制度等政策行为,对农村劳动力流出加以限制,由此形成了城乡二元经济结构。这种偏好重工业的赶超型发展战略造成了许多不良后果,如工农业产品价格剪刀差(林毅夫,2005)等。为了促进经济持续健康发展,中国迫切需要一种能够平衡工农部门增长的力量。

在时处二元经济的中国,工农业实现均衡发展的关键在于两部门间人力资源能够自由流动。古典经济学代表刘易斯(Lewis)指出,人口自由流动并没有拉大两部门的差距。人力资本大量流入工业部门势必会带来工业部门工资的降低,工业部门依靠着低工资吸纳劳动力实现利润资本化,直到劳动力短缺,工农部门工资趋同,此时资本家阶级形成,社会意识形态和经济形式发生巨大变化,落后的发展中国家就一跃成为发达的资本主义国家(Lewis,1954)。

但这一观点在实践中仍具有一定局限性。首先, 刘易斯错误地认为资本主义是发

展中国家实现现代化经济飞跃的唯一途径和最终目的。其次,这一研究忽视了工农业经济发展存在紧密相连的关系。在拉尼斯一费景汉模型中,农业部门向工业部门源源不断输送的劳动力和农业产品不仅使工业得以壮大,还将使农村因人口减少而形成规模经济,最终实现二元经济转型,完成城乡一体化(Ranis,Fei,1961)。G.M. Meier,J.E. Rauch(1995)也指出,成功的农业发展政策是现代化工业形成的必要条件。新古典主义学家乔根森(Jorgenson)在批判刘易斯理论的基础上提出了农村劳动力边际生产率为正的假说,也强调了工农业在发展中的紧密关系(Jorgenson,1961)。

但这些以工业化为发展经济核心的思想依然忽视了广大发展中国家的具体国情和实际需求。林毅夫(2010)继承了新古典主义经济学的部分思想,针对发展中国家普遍存在的结构性失衡问题,强调了政府和市场在资源调配和经济结构变迁中的共同作用。 韦森(2013)认为,现代经济增长实际上是"熊彼特型增长"和"斯密型增长"的融合,认为向第三产业过渡和转变的导向符合发展中国家经济增长需求。林毅夫(2013)肯定了产业升级在经济转型中的作用,但同时也提出产业升级应起源于实体经济内部。顾昕沿着这一思路对中国经济转型做出了深入的分析,认为推动产业结构发展需要加强对人力资本的关注(顾昕,2013c;顾昕,2013b;顾昕,2013a)。

根据上述研究,不论是古典主义学派的刘易斯,还是新古典主义经济学的代表乔根森,都肯定了人力资本的自由流动在工农业部门均衡发展上的作用。林毅夫等人则从发展中国家的角度深入分析了如何促进重要资源的优化流动。本文综合以上理论,通过引入空气污染指标,测度流动人口居留意愿,对中国在二元经济背景下流动人口的长期居留、社会融合进行分析。

(二) 基于空气质量角度的流动人口主观融合意愿影响因素分析

流动人口的居留意愿是影响流动人口移民决策的重要因素。根据Entzinger,

Biezeveld(2003)的四维理论,主观社会融合意愿包括经济、心理及社会融合。空气污染程度的高低直接影响到居民的主观社会融合意愿。例如,空气污染严重的区域往往环境规制较弱。根据污染避难所效应(Copeland, Taylor,2004),在面对愈发严格的环境规制时,许多高污染的企业倾向于通过重新选址来缩减环境支出(Becker,

Henderson,2000;Keller, Levinson,2002)。允许大量重工企业集聚的经济形式虽然在短期内提升了工业生产值,但却忽视了地方的长期发展诉求。畸形的产业结构不仅不利于流动人口长期就业,也削弱了他们实现经济融合的可能。又如,空气质量与居民的身心健康存在直接关系。一方面,空气污染程度越高,居民的心理健康状况越恶劣(Gu, et al.,2020)。另一方面,空气污染对生理健康具有显著的负向作用,如预期寿命降低、肺癌发病率提高等(Ebenstein, et al.,2017;O. Raaschou-Nielsen, et al.,2013)。在身心健康均得不到保障时,心理认同感无疑会降低。再者,空气污染不利于流动人口实现社会融合。流动人口完成这一融合的一大方式是建立关系网,以此进入主流社会(Portes,1998)。面对空气污染带来的潜在健康威胁,人们往往会降低户外活动的时间,从而减少与其他居

民的经常性互动(Neidell,2009;Zivin, Neidell,2009)。

当前学界大部分研究仅仅关注空气质量对居民迁移意愿或行为的影响,极少考虑空气质量对居民融合意愿的影响。主观上没有融入社会的居民,其未来定居在当地的可能性较低。本文从空气污染的角度研究居民居留意愿,为流动人口长期流入的研究提供了新的思路。

# 三、研究设计

#### (一) 基准模型设定

本文被解释变量居留意愿为二分变量,可供选择的模型包括序次Probit、二元Logistic等。在回归过程中,与似然估计等估计方法相比,最小二乘估计假设较少,统计意义上的估计结果更为稳健。根据N. Nunn,L. Wantchekon(2011)的研究,被解释变量为虚拟变量或有序变量时,仍推荐使用OLS回归方法。本文采用线性概率模型(Linear Probability Model,LPM)作为主要回归模型,序次Probit进行稳健性检验。

因变量部分,测度流动人口的居留意愿存在"居""留"两个维度。本文选择 CMDS问卷中"接下来一段时间是否愿意在本地工作生活"测度流动人口在流入地 "居"的意愿;符合当地落户条件是否愿意在本地落户"测度流动人口"留"的意愿。对于意愿问题的测度结果存在一定主观性,选取两个被解释变量的估计结果进行 对照更为稳健。

本文的核心解释变量是流入城市滞后一年的PM2.5浓度。在流动人口与空气污染相关问题的研究中,选择滞后变量较为普遍(孙伟增等,2019;王兆华等,2021)。本文采用滞后一年变量进行估计,当期数据进行稳健性检验。原因有二,第一,部分研究测度的是流动人口劳动力迁移的决策,而本文测度的是流动人口居留的意愿。决策和意愿之间存在时间上的滞后效应和因果效应一本期的决策往往是由上期的意愿转变而来。对决策的测度采取滞后一期的数据较为合理,但对于意愿的测度,使用当期数据更具有参考价值。第二,中国流动人口动态监测2017年问卷数据收集于当年五月,一年中上半年的空气质量与下半年的空气质量因为气候、生产规律等因素存在一定差异。直接采用2017年数据作为核心解释变量进行回归并不严谨。因此,本文采取滞后一年数据作为核心解释变量,辅以当期数据进行稳健性检验。

本文控制变量包括个体控制变量和城市控制变量。人口统计学变量在实证中常作为控制变量出现。在人力资本理论中,教育水平、工作经验等因素关系到个体的职业前景和收入水平,以及是否具备能够融入经济发达地区的能力。在关系性人口学理论中,个体与群体在某些特征的同质与差异,都会影响人际互动的满意度以及相关的态度和行为,进而影响居留意愿(Bernerth,Aguinis,2016)。本文个体控制变量选取了性别、受教育年限、流动范围和婚姻状况。

城市特征显著影响流动人口居留意愿。为了保证估计的准确性,需要对城市控制变量进行合理的选择。本文选取的城市控制变量主要反映经济、产业结构以及基础建

设特征。主要包括第三产业从业人数占比、人均GDP、人均藏书量、每千人床位数、每千人小学教师数量等。

综上,LPM模型的基本表达式为:

$$S_i^k = \alpha + \beta \ln pm + X_i'\gamma + \varepsilon_i, \varepsilon_i \sim N(0, \sigma^2)$$
 (1)

其中, $S^{K}$ <sub>i</sub>为样本i的第k类居留意愿;lnpm为流动人口流入地对数化PM2.5指数(滞后一年数据), $X^{'}$ <sub>i</sub>为控制变量。

#### (二) 稳健性检验——工具变量估计

在本文的模型设定中核心解释变量:流动人口居留意愿受多种因素的影响,模型设计中难以将所有潜在影响因素控制。且流动人口在某地区的高居留意愿可能吸引大量劳动力流入,进而改变流入地生产结构,加剧污染等情况,造成双向因果问题,影响估计的无偏假设。在处理遗漏变量与双向因果导致的内生性问题中,工具变量是有效的方法。已有的研究中逆温经常作为空气质量的工具变量出现(Chen, et al.,2018;Chen, et al.,2018;Deschenes, et al.,2020)。一个区域的逆温发生次数与空气中PM2.5的浓度高度相关,符合工具变量相关性假设;当前并无研究证明区域的逆温会对流动人口居留意愿产生直接影响,符合工具变量外生性假设。

本文将逆温作为工具变量放入两阶段最小二乘法(2SLS)框架内进行估计,第一阶段模型为:

$$\ln pm = \alpha + \beta \ln nw + \varepsilon_i, \varepsilon_i \sim N(0, \sigma^2)$$
 (2)

其中,Innw表示流动人口流入地滞后一年的对数化逆温次数。

实证研究中,通过分析F统计量原则上可以拒绝弱工具变量的假设,为了保证结论的稳健性,本文同时选择了对弱工具变量预测更为准确的有限信息最大似然法进行回归。此外,如果扰动项存在异方差或自相关,广义距估计(GMM)相对2SLS来说更为有效。为了防止潜在的扰动项对估计的无偏性产生影响,增加GMM与迭代广义距估计(IGMM)进行稳健性检验。

#### (三) 异质性分析——似无相关模型检验

本文前两个部分的整体估计了空气污染对流动人口居留意愿的影响,但在样本数量较大,地理范围较广的情况下得出的结论略显笼统,基于样本部分特征分组回归,进行异质性分析存在必要性。常用的组间系数差异检验方法有引入交叉项,似无相关模型检验,费舍尔组合检验等(连玉君,廖俊平,2017)。似无相关模型假设相对宽松,允许两组干扰项彼此相关,较为符合本文研究假设。本文采用个人特征和城市特征相关变量进行分组回归。个人特征在独立样本下相关性不明显;倘若不在空间自相关的框架下,城市控制变量之间存在的联系也不会显著影响估计结果。而其潜在扰动项:如国家政策、经济波动等因素存在相关。在分组回归中,方程变量设定相同,彼此随机干扰项存在相关关系,故采用似无相关模型进行组间系数差异检验。本文从个体、城

市两个视角进行分组回归。个体特征中,性别(男,女)、受教育年限(小于12年,大于等于12年)、婚姻状况(未婚,已婚)作为分组变量。城市特征部分,将第三产业从业人数占比(中位数)、人均GDP(中位数)、每千人病床数量(中位数)作为分组变量。

#### (四)数据来源与处理

#### 1. 数据来源

研究选取国家卫健委2017年进行的流动人口动态监测调查数据进行实证分析。该调查覆盖中国31个省(市、自治区),选择样本为在本地居留一个月以上的外来人口进行动态监测调查。样本平均年龄位于15-59周岁区间,采取分层、多阶段、大规模的PPS抽样方法,对中国流动人口的发展情况,个体特征、社会融合、就业等情况进行细致调查,为劳动经济学、人口学等方向的社会科学研究提供了数据支持。

逆温数据来自于美国航空航天局官方网站。由于逆温数据抽样地点限制及城市面积差异,部分地级市数据存在空缺,我们采用临近城市数据填补与临近年份数据填补两种方法进行补缺。城市控制变量相关数据来自于2017年城市统计年鉴。

#### 2. 描述性统计

变量描述统计表中,因变量依次为流动人口居留意愿测度变量: "接下来一段时间是否愿意在本地工作生活(Stay\_1);符合当地落户条件是否愿意在本地落户(Stay\_2)"。

核心解释变量为流入城市上一年对数化PM2.5浓度(Inpm)。个体控制变量从上到下依次为:性别(gender)、流动范围(scope)、受教育年限(edu)、婚姻状况(married)。

城市控制变量从上到下依次为:第三产业从业人数占比(tertiary\_population)、人均GDP(pgdp)、人均藏书量(book)、每千人小学教师数量(teacher)、每千人病床数量(hospital\_bed)。

变量介绍	变量名	定义	样本数量	均值	标准差	最小值	最大值
因变量	Stay_1	长期生活	138793	.397	.489	0	1
四文里	Stay_2	落户意愿	138793	.832	.374	0	1
核心解释变量	lnpm	PM2.5浓度	138793	3.825	.366	2.556	4.540
	gender	性别	138793	.515	.500	0	1
个体控制变量	scope	流动范围	138793	1.296	.771	0	2
<b>一个</b> 控制文里	edu	受教育年限	138793	10.255	3.363	0	19
	married	婚姻状况	138793	1.652	.753	0	2
城市控制变量	tertiary_population	第三产业从业占比	138913	55.588	13.821	17.88	89.09
	pgdp	人均GDP	138793	8.589	6.920	.188	24.016
	book	人均藏书量	138913	1.513	1.601	.080	10.276
	teacher	每千人小学教师数	138793	4.344	1.237	1.977	11.679
	hospital_bed	每千人病床床位	138873	6.299	2.171	1.746	12.316

表1 描述性统计

# 四、实证过程与讨论

#### (一) 基准回归结果

表2的模型1和2显示,空气污染对流动人口居留意愿存在显著的负影响(模型3和4: Probit模型估计结果OLS估计结果结论相似,无显著性差异)。同时可以发现,随着空气污染的加重,流动人口不愿意在本地工作生活的负面倾向大于落户意愿的负面倾向。具体而言,流入地PM2.5浓度每提高一倍,流动人口在当地的继续工作生活的倾向将会减少1.59%,落户意愿将会降低0.659%。表3采用当期数据进行稳健性检验的结果与原始回归结果类似,系数会有略微升高: 当地空气污染浓度每提高一倍,流动人口在当地继续工作生活的意愿会降低2.19%,落户意愿将会降低2.61%。意愿测度本身就存在主观性,不一定转化为实际决策和实际流动情况,故系数回归结果仅供参考,本文主要进行因果推断。

流动人口居留意愿受到包括经济因素、城市建设水平等多种因素影响,对比以上 因素,空气质量对居留意愿的影响并不是非常明显。随着经济趋向高质量发展、产业 结构和禀赋结构不断升级,当其他影响居留意愿的因素增长趋于平缓时,空气质量对 流动人口居留意愿的影响将愈加明显。

	(1)	(2)	(3)	(4)
	OLS_Stay_1	OLS_Stay_2	Probit_Stay_1	Probit_Stay_2
lnpm	-0.0159***	-0.00659*	-0.0588***	-0.0180*
	(0.00305)	(0.00384)	(0.0122)	(0.0108)
个体控制变量	$\checkmark$	$\checkmark$	$\sqrt{}$	$\sqrt{}$
城市控制变量	$\checkmark$	$\sqrt{}$	$\checkmark$	$\checkmark$
N	138793	138793	138793	138793
$\mathbb{R}^2$	0.025	0.097	-	-

表2 基准回归结果

注: 括号内为标准误; \*P<0.1,\*\*P<0.05,\*\*\*P<0.01,下同。

表3 当期数据稳健性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)
	OLS_Stay_1	OLS_Stay_2	Probit_Stay_1	Probit_Stay_2
lncpm	-0.0219***	-0.0261***	-0.0836***	-0.0723***
	(0.00322)	(0.00406)	(0.0129)	(0.0114)
个体控制变量	$\checkmark$	$\checkmark$	$\checkmark$	$\checkmark$
城市控制变量	$\checkmark$	$\checkmark$	$\checkmark$	$\checkmark$
N	138793	138793	138793	138793
$\mathbb{R}^2$	0.025	0.097	-	-

#### (二) 工具变量估计结果

前文测度了空气质量对流动人口居留意愿的影响。本文此处选择逆温作为工具变量,在2SLS模型的基础上进一步估计考虑潜在内生性影响后空气质量对流动人口居留

意愿的影响。表4描述了在模型中加入IV后的预测结果。经过对比可以看出,2SLS的结果与OLS回归结果相似,回归系数绝对值有一定增加。流入地PM2.5浓度每提高一倍,流动人口在当地的继续工作生活的倾向将会减少1.69%,落户意愿将会降低1.94%。表明潜在的内生性问题倾向于低估空气质量对流动人口居留意愿的影响。

此外,根据模型3,两阶段最小二乘回归和有限信息最大似然估计(LIML)的回归结果高度相似,再次证明实证中不存在弱工具变量问题。模型4和5采用广义距估计(GMM)和迭代广义矩估计(IGMM)方法估计结果与2SLS结果高度相似,表明潜在扰动项的异方差问题对实证研究的干扰并不显著,估计结果具有稳键性。

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	OLS	TSLS	LIML	GMM	IGMM
Stay_1	-0.0159***	-0.0169***	-0.0169***	-0.0169***	-0.0169***
	(0.00314)	(0.00608)	(0.00608)	(0.00608)	(0.00608)
$\mathbb{R}^2$	0.025	0.025	0.025	0.025	0.025
Stay_2	-0.00659*	-0.0194**	-0.0194**	-0.0194**	-0.0194**
	(0.00386)	(0.00785)	(0.00785)	(0.00785)	(0.00785)
$\mathbb{R}^2$	0.097	0.097	0.097	0.097	0.097
F			24693.8		
N			138793		

表4 工具变量稳健性检验

#### (三) 异质性分析

本文从城市特征和个体特征两个角度对流动人口分组回归,采用似无相关模型对组间系数差异进行检验。本文选取的样本量大,范围广,总体回归的结果不一定具有普适性,分组回归存在必要。回归中原有模型设计保持不变。结果汇报中,左侧为中位数以下分组估计结果,右侧为中位数以上分组的估计结果。

	表3							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)		
	人均GDP	人均GDP	三产业从业占比	三产业从业占比	千人病床位	千人病床位		
Stay_1	-0.0190***	0.0168***	0.00308	-0.0205***	-0.0169***	-0.0106**		
	(0.00461)	(0.00424)	(0.00568)	(0.00382)	(0.00409)	(0.00452)		
N	67477	71316	66496	72337	69878	68995		
R2	0.023	0.021	0.023	0.028	0.024	0.022		
组间差异	0.0	32	0.	0.009		0.004		
P-value	0.000		0.192		0.568			
Stay_2	-0.0391***	0.0944***	-0.0555***	-0.0109**	-0.0224***	0.0199***		
	(0.00536)	(0.00546)	(0.00672)	(0.00496)	(0.00480)	(0.00619)		
N	67477	78955	66496	72337	69878	68995		
R2	0.017	0.094	0.040	0.127	0.052	0.098		
组间差异	0.1	33	0.045		0.042			
P-value	0.0	00	0.0	000	0.000			
V V // W - Z V // W - Z Z V // W - Z -								

表5 城市特征差异性分析

注: P-value为组间差异检验结果,下同。

表5中,模型1、2报告了以人均GDP中位数分组的回归结果,模型3、4报告了以第三产业占比中位数分组的回归结果,模型5、6报告了以千人病床数量中位数分组的回归结果。其中因变量Stay\_1两个方程的似无相关模型组间差异检验结果大于0.05,不存在显著差异。根据估计结果,人均GDP较低、产业结构以第一二产业为主、医疗资源相较匮乏地区的流动人口对空气污染更为敏感。经济欠发达地区的一二产业占比较大,提供的就业岗位更易受到空气污染的影响,相对匮乏的医疗资源放大了空气污染对流动人口居留意愿的负效应。

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	
	女性	男性	未婚	已婚	教育年限<12	教育年限>=12	
Stay_1	-0.00550	-0.0253***	-0.0287***	-0.0127***	-0.00584	-0.0261***	
	(0.00437)	(0.00425)	(0.00806)	(0.00327)	(0.00425)	(0.00425)	
N	67351	71442	24770	114023	82488	56305	
$\mathbb{R}^2$	0.026	0.024	0.014	0.021	0.011	0.028	
组间差异	0.020		0.016		0.0	0.020	
P-value	0.002		0.075		0.0	0.001	
Stay_2	0.00295	-0.0154***	0.0121	-0.0108**	0.00375	-0.0165***	
	(0.00555)	(0.00532)	(0.00911)	(0.00423)	(0.00499)	(0.00603)	
N	67351	71442	24770	114023	82488	56305	
$\mathbb{R}^2$	0.106	0.088	0.067	0.106	0.058	0.105	
组间差异	0.018		0.	023	0.0	020	
P-value	0.018		0.	023	0.0	010	

表6 个体特征差异性分析

由表6,所有方程均通过了组间差异检验。模型1、2报告了以性别分组的回归结果。男性相较于女性,对空气质量更为敏感,与孙伟增(2019)的估计结果相似,这可能是由流动人口男女之间就业行业差异决定的。男性流动人口从事第一、二产业较多,这些行业对空气质量的感受最为直观。

模型3、4报告了以婚姻状况分组的回归结果。已婚群体相较未婚群体更不愿意在空气污染的城市落户。已婚群体进行居留决策时,往往会考虑到代际发展问题。从健康角度考虑,空气污染的地区不利于下一代的健康成长。

模型5、6报告了以受教育年限分组的回归结果。教育水平高的群体对空气质量更为敏感。教育水平高的群体往往有更强的就业素质,健康相关的知识素养相对较高,对工作环境有一定要求。

# 五、小结

我国流动人口规模持续扩大,社会融合问题引起广泛关注。促进流动人口从社会 经济等方面融合是优化城乡二元经济结构,推动我国向高收入国家迈进的重要措施。 从空气污染角度对流动人口居留意愿的探究,不仅关系到区域经济的协调发展、社会 贫富差距的缩小以及社会矛盾的缓解,同时可以优化配置区域劳动力禀赋结构,促进 我国经济绿色平稳健康发展。研究尝试为我国经济转轨阶段的主线制度变迁、经济绿色平衡发展提供新的实践视角。

本文基与2017年中国流动人口动态监测数据,检验空气质量对流动人口居留意愿的影响。在控制城市特征、人口统计学特征等因素后,结果表明:流入地的PM2.5浓度上升一倍,流动人口在留在本地工作生活意愿、落户意愿将分别降低1.69%、1.94%。潜在的内生性问题倾向低估空气污染对流动人口居留意愿的影响。空气污染对流动人口居留意愿的影响存在异质性:经济欠发达、一二产业占比高、医疗资源相对匮乏地区的流动人口对空气污染更为敏感;男性、高学历和已婚群体更不愿意在空气污染严重地区居留。

在对发展中国家的研究中,结构性失衡问题引起普遍关注。作为经济结构变迁的 衍生,空气污染是一个绕不过去的问题。以工业化为发展经济核心的导向已逐渐与现代经济增长需求产生分歧,如何找到经济发展与环境污染的平衡点成为促进经济长期 可持续发展的重点。本文结合新结构经济学思想,从二元经济格局发展层面提供了实践视角。在研究结论中,降低空气污染水平能够促进流动人口居留意愿的提高,能够 优化区域劳动力禀赋结构,促进社会安定。控制污染并不一定只会带来经济上的成本,工业排放也不仅仅只会带来收益。新结构经济学表明,通过实现产业和禀赋结构 升级的市场引导和有为政府的政策鼓励,早日达到环境库兹涅茨曲线的拐点也许才是 治本之策。

### 参考文献

- [1] 新华社. 中国共产党第十九次全国代表大会报告 [R], 2017.
- [2] Levinson. Valuing public goods using happiness data: The case of air quality [J]. Journal of Public Economics, 2012, 96(9-10): 869-80.
- [3] Porter, Linde. Toward a new conception of the environment-competitiveness relationship [J]. Journal of economic perspectives, 1995, 9(4): 97-118.
- [4] Entzinger, Biezeveld. Benchmarking in immigrant integration [J]. 2003.
- [5] Omri, Nguyen, Rault. Causal interactions between CO2 emissions, FDI, and economic growth: Evidence from dynamic simultaneous-equation models [J]. Economic Modelling, 2014, 42: 382-9.
- [6] Zhang, Zhang, Chen. Happiness in the air: How does a dirty sky affect mental health and subjective well-being? [J]. Journal of environmental economics and management, 2017, 85: 81-94.
- [7] Yang, Wang, Shi. Can China meet its 2020 economic growth and carbon emissions reduction targets? [J]. Journal of Cleaner Production, 2017, 142: 993-1001.
- [8] Wang, Liu. Education, human capital and economic growth: Empirical research on 55 countries and regions (1960-2009) [J]. Theoretical Economics Letters, 2016, 6(02): 347.
- [9] Zallé. Natural resources and economic growth in Africa: The role of institutional quality and human capital [J]. Resources Policy, 2019, 62: 616-24.
- [10] 国家统计局. 2021年第7次全国人口普查主要数据公报 [R], 2021.
- [11] Bardhan, Udry. Development microeconomics [M]. OUP Oxford, 1999.
- [12] 林毅夫. 论经济发展战略 [M]. 北京: 北京大学出版社, 2005.
- [13] Lewis. Economic development with unlimited supplies of labour [J]. 1954.
- [14] Ranis, Fei. A theory of economic development [J]. The American economic review, 1961: 533-65.
- [15] Meier, Rauch. Leading issues in economic development [M]. Oxford University Press New York, 1995.
- [16] Jorgenson. The development of a dual economy [J]. The economic journal, 1961, 71(282): 309-34.
- [17] 林毅夫. 新结构经济学 [J]. 经济学(季刊), 2010, 1: 1-32.
- [18] 韦森. 探寻人类社会经济增长的内在机理与未来道路——评林毅夫教授的新结构经济学理论框架 [J]. 经济学(季刊), 2013, 12(03): 1051-74.
- [19] 林毅夫. 《新结构经济学》评论回应 [J]. 经济学(季刊), 2013, 12(03): 1095-108.
- [20] 顾昕. 产业政策的是是非非——林毅夫"新结构经济学"评论之三 [J]. 读书, 2013c, (12): 27-36.
- [21] 顾昕. 政府积极干预主义的是是非非——林毅夫"新结构经济学"评论之二 [J]. 读书, 2013b, (11): 36-45.
- [22] 顾昕. 政府主导型发展的是是非非 林毅夫"新结构经济学"评论之一 [J]. 读书, 2013a, (10): 41-8.
- [23] Copeland, Taylor. Trade, growth, and the environment [J]. Journal of Economic literature, 2004, 42(1): 7-71.
- [24] Becker, Henderson. Effects of air quality regulations on polluting industries [J].

- Journal of political Economy, 2000, 108(2): 379-421.
- [25] Keller, Levinson. Pollution abatement costs and foreign direct investment inflows to US states [J]. Review of Economics and Statistics, 2002, 84(4): 691-703.
- [26] Gu, Yan, Elahi, et al. Air pollution risks human mental health: an implication of two-stages least squares estimation of interaction effects [J]. Environmental Science and Pollution Research, 2020, 27(2): 2036-43.
- [27] Ebenstein, Fan, Greenstone, et al. New evidence on the impact of sustained exposure to air pollution on life expectancy from China's Huai River Policy [J]. Proceedings of the National Academy of Sciences, 2017, 114(39): 10384-9.
- [28] Raaschou-Nielsen, Andersen, Beelen, et al. Air pollution and lung cancer incidence in 17 European cohorts: prospective analyses from the European Study of Cohorts for Air Pollution Effects (ESCAPE) [J]. The lancet oncology, 2013, 14(9): 813-22.
- [29] Portes. Social capital: Its origins and applications in modern sociology [J]. Annual review of sociology, 1998, 24(1): 1-24.
- [30] Neidell. Information, avoidance behavior, and health the effect of ozone on asthma hospitalizations [J]. Journal of Human resources, 2009, 44(2): 450-78.
- [31] Zivin, Neidell. Days of haze: Environmental information disclosure and intertemporal avoidance behavior [J]. Journal of Environmental Economics and Management, 2009, 58(2): 119-28.
- [32] Nunn, Wantchekon. The slave trade and the origins of mistrust in Africa [J]. The American Economic Review, 2011, 101(7): 3221-52.
- [33] 孙伟增, 张晓楠, 郑思齐. 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 [J]. 经济研究, 2019, 54(11): 102-17.
- [34] 王兆华, 马俊华, 张斌, et al. 空气污染与城镇人口迁移: 来自家庭智能电表大数据的证据 [J]. 管理世界, 2021, 37(03): 19-33+3.
- [35] Bernerth, Aguinis. A critical review and best practice recommendations for control variable usage [J]. Personnel Psychology, 2016, 69(1): 229-83.
- [36] Chen, Guo, Huang. Air pollution, student health, and school absences: Evidence from China [J]. Journal of Environmental Economics and Management, 2018, 92: 465-97.
- [37] Chen, Oliva, Zhang. Air pollution and mental health: evidence from China [R]: National Bureau of Economic Research, 2018.
- [38] Deschenes, Wang, Wang, et al. The effect of air pollution on body weight and obesity: Evidence from China [J]. Journal of Development Economics, 2020, 145: 102461.
- [39] 连玉君, 廖俊平. 如何检验分组回归后的组间系数差异? [J]. 郑州航空工业管理 学院学报, 2017, 35(06): 97-109.

# 致谢

感谢刘奥龙老师的悉心指导!感谢国家人口健康科学数据中心数据仓储PHDA (https://www.ncmi.cn)对本文的数据支持!