

环境质量是劳动人口流动的主导因素吗?

——“逃离北上广”现象的一种解读

肖挺*

摘要: 本文以我国各直辖市及省会城市的污染气体排放为例,从环境质量的视角对“逃离北上广”问题进行分析。以2004-2012年期间数据为样本实证分析污染排放对各城市劳动人口流动所造成的影响,并在此基础上进一步将城市居民的收入水平以及城市经济的产业结构等因素作为门槛变量估计上述效应。实证结果表明:污染排放的确会在一定程度上造成人口流失,但这种驱赶效应主要体现在我国经济较发达的沿海及内地中心城市,且随着收入水平的增长,环境质量对于人们的迁移决策造成的影响程度会逐步提升。此外,生活在工业化为导向的城市以及生活在服务业高度发达的城市居民对于环境问题较为敏感,只有第二产业与第三产业之间保持相对均衡而健康的比重时,环境对人口造成的驱赶效应才有所缓解,据此本文提出了相关的政策建议。

关键词: 环境质量;污染气体排放;人口流动;产业结构

一、引言

地区经济发展不均衡造成中国人口大规模迁移的现象已持续了多年,春运时“人海”是这一问题最直观的表象。可以说经济发展是造成这一问题的深层次原因,但并非唯一的原因,伴随着民众对生活质量要求的提升,城市的人文以及自然环境在现代社会中对人口的吸引力作用开始凸现出来。人类往往会被特定的环境所吸引,同时也同步改变着环境,大量劳动力的涌入对于城市的基础设施建设乃至综合管理能力提出了更高的要求,而在这一点上,中国城市化建设的步伐仍显相对滞后,就如同近年来经常见诸报端的暴雨后城市内涝严重等不堪就是最明显的写照。有专家指出到2030年,中国城市人口预计将达到10亿,几乎占到世界人口的1/8,这就对我国城市未来的建设提出了更高的要求。尤其是外来人口通常表现为低成本的特征,这可能诱发城市工业企业固守于劳动密集型的产业链低端,从而导致企业的污染排放提升,加大了城市控制排污、节能减排工作的难度,城市环境自然也受到了极

*肖挺,江西财经大学国际经贸学院,应用经济学博士后,邮政编码:330013,电子信箱:ncu_xiao@163.com。

本文是国家社会科学基金重大项目“构建基于生态文明建设的公共财政体制研究”(项目编号:15ZDB159)江西省教育厅科技青年项目“江西省科技服务业发展战略研究”(项目编号:GJJ150456)的阶段性成果。本文是“增长与发展博士论坛”入选论文,作者感谢各位评审专家在论坛上对论文提出的中肯建议,感谢匿名审稿人建设性的修改意见,当然,文责自负。

大的破坏,并被社会各界所广泛诟病。随着自然环境的恶化,在经历了多年的经济高速发展之后,摆脱贫困后民众对于高质量宜居环境的需求上升;加之大城市房价居高不下、生活成本持续增长等多方面因素,“逃离北上广”等思潮也在一线城市的年轻白领群体中兴起。有调查显示,2013年超六成的高校毕业生在求职时选择离开北上广,回归二三线城市工作生活。究其原因,在于我国的城市发展并没有遵循自然的发展规律,而更多的是在政治经济辅助政策下实现的,造成了城市功能的超载,破坏了原有的自然环境及当地固有的社会结构,一部分富裕的城市阶层出于对环境破坏的恐慌而被“驱赶”。这一逻辑在现实中也并非个例,根据一项网络调查的结果显示,大约有三成受访的应届毕业生表示,选择中小城市工作的原因是出于对空气环境的追求,因此可能对过去那种单纯地依赖于收入为参考的人口流动特征提出了挑战(吕晓兰、姚先国,2013)。但有理由相信,环境对人口的驱赶效应程度在不同情境下是有差异的。经济发展进程或是产业结构的动态调整,都可能使得驱赶效应表现出一定的差异。应该说发掘以及把握这些规律,对于管理者更好地规划城市的产业结构以及建立合理的人才流动机制是极为重要的。

针对发展中国家劳动力转移与工业污染问题的研究由来已久,在该领域内的理论研究成果存在一定的争议。Morgenstern等(2000)认为政府对环境质量的重视势必增加企业生产过程中的排污成本,而以利润追求为导向的企业会雇佣更多劳动力以增加产量从而吸纳更多的外来劳动力。这个逻辑不由使人产生疑虑,当然,Morgenstern在论文的结尾处也提出企业存在为降低成本而选择裁员的可能,但这种现象并未在文章的实证结论中得到体现。应当指出的是,学者们的假设前提是外来劳动力属于低成本的劳动人口,雇佣这些劳动力很容易实现产业规模的扩张以及产出能力的提升,这在经济快速发展、初级劳动力成本提升的当下中国似乎越来越难以得到印证。但能够肯定的逻辑是,短期内企业无法迅速改变污染排放的硬件条件,因此劳动力的涌入一定会加剧城市工业污染排放问题(李晓春,2005)。Chao等(2000)以效用为理论基点,结合“Harris-Todaro(1970)”模式的二元经济结构对开放经济劳动力转移中的最优化环保水平进行了分析和预测。但这样的理论体系在我国还无法得到运用,杨俊和盛鹏飞(2012)指出由于我国劳动力转移人口主要来自于农村,低收入人口为主的劳动力群体对于环境和健康问题的承受力相对较高,而主要关注的还是预期收入等敏感因素;因此,城市污染的结果是导致更多的人口涌向城市,这也就意味着我国尚未能进入良性的“人口-环境”互动后城市工业经济发展体系之中。胡石其等(2014)的研究通过刻画农村劳动力流动与工业污染影响效应的省级空间面板模型,指出农村劳动力转移会提高城市污染排放水平;但如果劳动人口进行的是有指向性的集中转移,仍然可以提升工业污染减排的效果,因此政府针对人口流动进行合理的政策引导是破除上述恶性循环的关键所在。总体而言,对于环境污染与人口流动之间的理论研究比较丰富,但主要集中于分析二元制结构体系下劳动力城乡流动对于城市工业排污成本影响的逻辑,而少有分析环境对人口产生反向驱赶效应的可能。考虑到我国经济的高速发展,城市居民收入提升且环保健康意识的增强,对于这一可能性的论证应当是政府“加快建立生态文明制度”工作重心中的应有之意。这必须依托近年来的数据进行分析,而国内近年来的一系列研究也证实其他如经济发展水平(蔡昉等,2008)、产业结构(蔡圣华等,2011;肖挺、刘华,2014)、劳动力区位选择(陈强远、梁琦,2014)、外商直接投资(赵德昭、许和连,2013)乃至城区房价(高波等,2012)等因素在环境与人口之间的互动性影响中的作用也是不容忽视的,但目前的一些结论总体上还较为

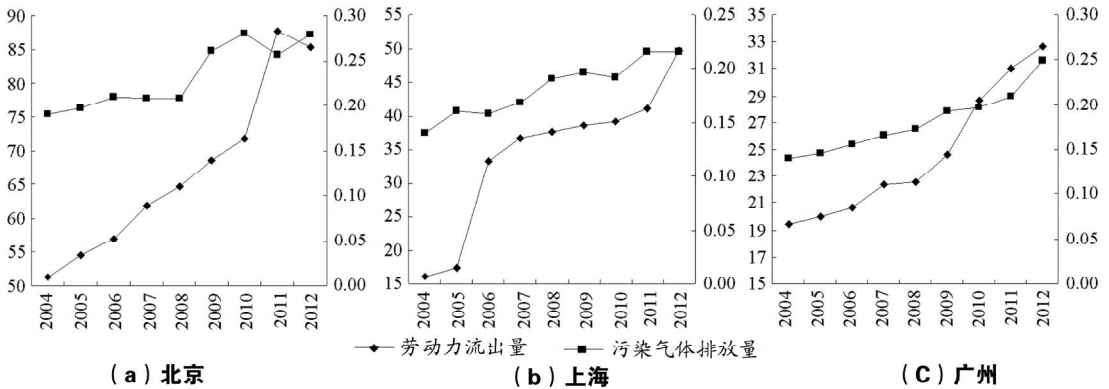
粗略,难以为现实问题的解决提供指向性明确的操作意见。而我国权威的统计部门课题组针对2013年人口流动数据的调查指出“逃离北上广”现象并未实际发生,事实上我国一二线城市中除了重庆出现大量劳动人口流失之外,以北上广为代表的中心城市在多数年份中出现的是净人口增加的特征。基于此,部分研究人员甚至极端地认为所谓“逃离北上广”系伪命题。对于这一论断难以单纯从数据上进行辩驳,但不能忽视的是影响人口流动的因素是多元化的,最明显的是近年来由于沿海地区产业升级带来“腾笼换鸟”的效应,使得大量人口内迁,所以造成现有的数据无法支持驱赶效应的假设。但也不能排除一种可能:即在我国居民迁移的过程中,大城市在收入、教育医疗、购物成本、基础设施建设乃至文化亲和力等因素方面的吸引力一定程度上掩盖了环境质量不佳、高物价乃至通勤压力等问题对劳动人群所带来的驱赶效应,而且承前所述,本文认为不同收入人群对于环境质量的容忍度也可能是存在差异的。有鉴于此,本文的主要贡献是,采用我国直辖市以及各省会城市数据构建动态面板模型,运用系统GMM和门限回归等手段将上述诸多指标变量纳入同一体系进行研究与分析,着力于建立污染排放、劳动力流动与经济发展水平以及产业结构等变量之间的系统关联机制,揭示环境污染影响劳动力流动的内在驱动机制。具体内容安排如下:第二部分是理论分析;第三部分是检验模型的构建,进而对地区间环境污染对劳动力流动影响的系统GMM分析;第四部分构建门槛模型,测度不同经济发展水平以及产业结构下环境质量对劳动力的驱赶效应差异,寻求最优的产业结构以及经济发展区间;最后陈述本文的主要结论及政策建议。

二、理论分析

(一) 环境质量对劳动力转移的驱赶效应分析

“人们来到城市,是为了生活,人们居住在城市,是为了更好的生活”,古希腊哲学家亚里士多德如是说。然而当下中国的一些城市居民在品味这句话时却可以感受到不一样的心境。根据数据资料显示,洛杉矶是美国污染问题最为严重的城市之一,其PM_{2.5}年均浓度保持在25左右,日本东京在20以下,而中国北京、上海与广州2013年该指标值则高达89.5、62和53。由此引发的健康问题屡屡见诸报端,“北京咳”让人谈虎色变,越来越多的人群选择在公共场所戴上口罩,增加了环境质量给人们带来的恐慌感。人口暴增引发的空气污染等诸多灾难性难题,促使一些大城市建立起了人口调控责任制度,将控制人口过快增长纳入政府工作的考核指标体系之中。尽管“逃离北上广”现象还无法在人口纯流入量数据上获得支持,但理论上劳动力涌入导致工业生产规模扩张进而增加了城市污染排放强度,这造成了大量公共性环境污染事件,刺激了公众对该问题敏感的神经。这一点无论在理论还是现实中都得到了部分体现。仅以北上广为例,这三座城市每年人口的纯流出量其实还是保持了一定程度的上升,而且这也与城市污染排放水平保持了较为一致的走势(见图1)^①,可以证实污染排放与人口外溢之间的正相关性。

^①劳动力流出数据采自《中国人口统计年鉴》“全国市人口机械流动”表中各城市劳动力的流出项,关于污染量的衡量以及后续提到的城市实际收入水平等则将在后文中进行详述,人口流出率采用人口流出量与当地人口总量比值加以衡量,由于收入高的城市往往也是大城市,人口流出量肯定相对也较大,采用比率指标可以更好地反映本文所研究的问题。

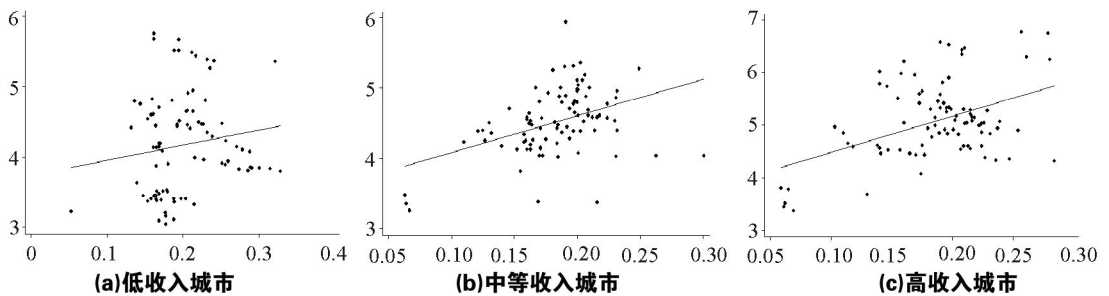


注:横轴表示年份,左纵轴表示劳动力流出量(万人),右纵轴表示污染气体排放量(毫克/立方米)。

图1 2004-2012年北上广城市人口流出量与污染气体排放量的变化趋势图

(二) 不同条件下环境质量对劳动力转移作用的门槛效应分析

城市居民的环境意识往往是伴随着收入的提升而进步的,意味着大城市高收入给人们带来的满足感越来越难以抵消环境质量下降所导致的“负效用”。在图1中很明显可以发现污染排放与人口流出的相关性在样本时段的前期内较强,表现为污染排放强度小幅上升的条件下,人口外流比较明显;而后期这种逻辑相关性则有所减弱。表现为三幅图中两线在前期的缺口比较大,而后期缺口则减少了一些,这当然与国家经济的整体发展态势是有所关联的。考虑到我国经济在前部分样本期内高速增长,而进入2010年后经济增速有所放缓,给人的直观感觉是在不同经济发展水平状态下“污染排放-人口流出量”弹性系数可能存在一些差异,当然这也需要从数据上来进行验证。对于这一点我们可以进一步通过数据分析来挖掘,将样本内的城市按照实际收入水平三等分,然后在图2中采用散点图加拟合线的方法进行展示。可以很明显地发现随着城市收入水平提高,单位污染排放增量导致人口流失量增加的幅度明显提升(即拟合线的斜率值有所增加)。



注:横轴表示污染气体排放量(毫克/立方米),纵轴表示劳动力流出量(万人)。

图2 2004-2012年不同收入段城市劳动力流出量与污染气体排放量的散点及拟合线图

除了收入水平,本文认为产业结构因素也可能在污染排放及人口流动之间产生门槛效应。工业化城市往往是环境污染的重灾区,宜居环境遭到一定程度的破坏,而且考虑到工业化城市近年来面临产业转型发展的困局,对人才的吸引力下降,环境污染将加剧人口外流的局面;但随着作为无烟产业的服务业在城市经济结构中比重的提升,理论上分析这种状况会有所好转。然而,结合目前的情况来看,我国的一些中心城市在形成了以信息技术、餐饮旅游、金融服务、文化教育等现代服务业为核心产业的同时,其PM2.5却频频爆表,成为分析现

阶段我国环境与人口关系的主要对象。这说明产业结构在污染排放导致劳动力外流之间也可能存在门槛效应,但这种关系的具体表现有待探索。

基于以上分析,本文提出以下三组假设:

假设1:城市污染排放水平的提升会加剧人口的外流。

假设2:随着城市收入水平的提升,污染排放导致劳动力外流的现象会愈发严重。

假设3:随着城市产业结构的变迁,污染排放对劳动力外流的影响表现出一定的差异。

三、计量模型的设定与 GMM 检验

(一) 理论分析框架

对于论文中所设定的模型,可以通过柯布-道格拉斯(C-D)函数的简单转化完成,我们将拓展一个引入污染排放水平的内生经济增长模型,主要探究污染排放程度对劳动力流动的作用影响。假设某城市的产出水平为国内生产总值(GDP),把污染排放看做非期望产出,与期望产出(好产出)一道引入生产函数中(如 Watanabe 和 Tanaka(2007)、王兵等(2010)、陈诗一(2010)等)。众所周知,简单的 C-D 函数形式如下:

$$Y_t = A_t \times f(K_t, L_t) = A_t \times K_t^\alpha \times L_t^\beta \quad (1)$$

(1)式中: Y 为产出水平, A 代表技术进步等影响产出水平的因素, t 为时间截面, K 与 L 分别表示地区资本存量以及劳动力人数, α 与 β 均在 $[0, 1]$ 区间内,实质上表示的是劳动力与资本对产出水平影响的指数。

如果将生产过程中造成环境污染的排放物作为投入要素,与资本和劳动投入一起引入生产函数,只不过是一种“未支付的投入”(陈诗一,2010),可以在 C-D 函数中引入排放项 E ,则(1)式可以变形为:

$$Y_t = A_t \times f(K_t, L_t, E_t) = A_t \times K_t^\alpha \times L_t^\beta \times E_t^\chi \quad (2)$$

(2)式中: α 、 β 以及 χ 均在 $[0, 1]$ 区间内,实质上表示的是以上几个指标对产出水平的弹性系数。而该地区生产所耗费政府及企业总成本为:

$$C_t = wL_t + rK_t \quad (3)$$

(3)式中: w 为劳动力的工资水平, r 为资本利率,则地方经济的总利润水平 π_t 为:

$$\pi_t = Y - C = A_t \times K_t^\alpha \times L_t^\beta \times E_t^\chi - wL_t - rK_t \quad (4)$$

根据(4)式,利润函数对劳动人口的偏导数为:

$$\frac{\partial \pi_t}{\partial L_t} = \beta \times A_t \times K_t^\alpha \times L_t^{\beta-1} \times E_t^\chi - w \quad (5)$$

追求利润最大化函数的基本要求是一阶导数为零,则可以推出:

$$w = \beta \times A_t \times K_t^\alpha \times L_t^{\beta-1} \times E_t^\chi \quad (6)$$

对(6)式取自然对数并进行转置展开后的函数式为:

$$\ln L_t = \frac{\chi}{1-\beta} \ln E_t + \frac{\alpha}{1-\beta} \ln K_t + \frac{1}{\beta-1} \ln w_t + \frac{1}{1-\beta} \ln A_t + \frac{1}{1-\beta} \ln \beta \quad (7)$$

(7)式中:本文关键的系数是 χ ,据前文所述该值可以理解为排放污染对于产出的弹性系数,也就是污染对于产出的“贡献”。这一系数的取值受到多重因素的影响和制约,城市的产业结构对其的影响是显而易见的,如果是工业制造为主或以初级资源开发为主要依赖的城市,其污染排放量对于产出的贡献与以现代科技服务业为主要拉动力的城市肯定有着较大

的差异。此外,由于城市车辆保有量的增长,势必加剧尾气排放的强度;同样,城市居民收入提升后在供暖、烹饪、烟草等消费量的增长以及城乡结合部燃烧农业秸秆等现象,都可以论证高污染排放水平的城市,往往也是人口较为集中的地区,其人均收入较高,自然也可能导致 χ 系数值增加。我们用(8)式来表征 χ 系数取值:

$$\chi_t = \chi(S_t, W_t) \quad (8)$$

(8)式中: S 表示产业结构, W 表示收入水平,整合(7)、(8)式,可以推导出:

$$\ln L_t = \frac{\chi(S_t, W_t)}{1-\beta} \ln E_t + \frac{\alpha}{1-\beta} \ln K_t + \frac{1}{\beta-1} \ln w_t + \frac{1}{1-\beta} \ln A_t + \frac{1}{1-\beta} \ln \beta \quad (9)$$

从(9)式中可以解读出的信息是,污染排放对劳动力变化的影响受到产业结构以及收入水平因素的影响。由于(8)式中 χ 函数的具体展开形式未知,换言之,无从知晓收入及产业结构等因素如何影响产出转化为污染排放的系数,对此只能加以主观揣测。有可能 χ 是一个 S 与 W 的简单乘式,那么通过对(9)式取自然对数展开就可以形成OLS的模型;但如果(8)式中 χ 是一个阶段函数,其具体取值受到 S 与 W 取值所在区间的控制,即并非简单乘式,亦非简单的单调递增或递减的函数,那么就必须通过非连续型的门槛效应回归进行分析。

(二) 计量模型、数据来源及变量说明

根据公式(8),我们首先假定 χ 是一个 S 与 W 的简单乘式,将收入与产业结构界定为控制变量,引入常数、滞后项以及残差等建立如下方程:

$$\ln L_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln L_{it-1} + \alpha_2 \ln E_{it} + CV_{it} + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

除了前面推导中已列出的指标外, CV 代表的是控制变量,涉及到产业结构(IC)、城市收入水平(WH)、贸易开放度(TR)、卫生水平(HE)、教育水平(ED)以及自然环境(TM)。第三产业作为吸纳劳动人口的主要就业途径,其在城市经济体中的比重一定程度上决定了城市人口的总吞吐量。此外,勿需讳言,收入仍然是主导劳动力人口总量的主要因素,而贸易发展水平以及科教卫生乃至城市的气候等基础设施与自然因素也对流动人口有着巨大的吸引力。上述几项我们都取自然对数以平滑数据。 α_0 为常数项, ε 为随机误差项。此外,需要指出的是,考虑到环境质量以及其他因素对劳动力流动可能存在的滞后影响,故引入劳动力变量前一期($t-1$)的数据,这样可以更好地消除内生性对实证结果带来的冲击。当然对于内生性的处理不能仅仅停留于此。应该指出的是,产业结构变化与劳动力转移之间可能也存在反向影响。正如引言部分指出,目前有大量的文献论证人口流动对环境的影响,而且模型推导过程也显示本文的因果变量之间存在显著的内生性问题。在该问题的处理上选取工具变量是主要的技术手段,但合适的工具变量大多数情况下是可遇不可求的,工具变量的选择不当会对模型回归结果的一致性造成严重的干扰。差分GMM(DIF-GMM)与系统GMM(SYS-GMM)是另外两种比较好的解决方法,通常情况下SYS-GMM方法更为有效,该手段是DIF-GMM的扩展,具体做法是将水平回归方程和差分回归方程结合起来进行估计,在这种估计方法中滞后水平作为一阶差分的工具变量,而一阶差分又作为水平变量的工具变量,建立了类似于联立方程的系统估计,从而保证工具变量的有效性。

本文研究的是城市空气质量与劳动力流动的相关性问题,数据变量来自于样本期内(2004–2012年)各年《中国城市统计年鉴》、《中国环境统计年鉴》、《中国房地产统计年鉴》以及《中国人口统计年鉴》等。由于模型中的劳动力数据衡量的是劳动力总量,所以此处不能用城市劳动力的流出项来表征,取而代之的是《中国城市统计年鉴》中各城市劳动从业人口数。这

样做虽然没有直接衡量人口流出量,但考虑到样本时段内绝大多数城市人口呈现的是总量增加的态势,如果实证分析中污染排放指标的影响系数为显著的负值,则可以确定的是污染排放对人口总量产生负面影响,可以证实环境污染的“驱赶效应”。这也是本文实证模型中增加控制变量的目的。即由此分析出环境污染对人口总量影响方向,污染排放数据理论上应当包含废物、废水与废气三类,其中对于城市居民而言,感受最为直接的也最难以治理的是空气中的悬浮物问题,因此本文主要采用废气加以衡量。必须指出的是,有学者提出环境质量的衡量可以采用“一年中有多少好天气”或者城市能见度等指标,理论上这样衡量的确可以更客观地反映气候环境,但如同 PM2.5 标准化数据的统计开始于 2012 年,我们无从获得早期这类数据。因此要建立一个相对较长的面板数据,采用空气悬浮物是目前最为合理的选择,具体数据采自于《中国环境统计年鉴》中针对全国各省会及直辖市设计的《主要城市空气质量指标》一表。需要指出的是,对于“可吸入颗粒物”指标,由于我国各地是在 2012 年之后才陆续开始使用 PM2.5 作为城市空气质量的主要考察指标,而在样本期间内相关年鉴使用的还是 PM10,我们在此处采用历年统计年鉴中统计的 PM10、二氧化硫以及二氧化氮三种指标数据之和(单位:毫克/立方米,天,‰)来表征空气质量水平。对于其他控制变量,产业结构(IC)用城市第三产业产出占总产出的比重表征(为了能更方便进行对数化处理,采用 100 乘以百分比值来表征,比如 8%取值为 8)。城市收入水平(WH)需要详细说明其取值方法,考虑到城市实际收入水平取决于收入额与消费水平两个主要因素,目前的研究虽然也关注到这一点,但缺乏对此较为科学的表征。高波等(2012)指出,近十几年中国城市居民主要关注到的消费品大件价格是房屋价格,城市的高收入在吸引劳动力的同时,高房价又是滋生“逃离北上广”思潮的主要原因之一,这两种相反的力量是不容忽视的。所以本文用每年各城市实际年收入额与当年平均房价之比来表征该城市实际收入能力(这样处理的指标实质上体现的是消费者年收入能够买到的房屋面积,当然后文中我们仍然以该指标来指代城市居民的真实收入水平)。贸易开放度(TR)用城市当年铁路与公路的货运量与客运量两组数据的几何平均值来反映^①。同样,计算卫生水平(HE)以及教育水平(ED),分别采用城市每千人所拥有的病床数及每千人中的大学生人数加以表征^②。而自然气候以城市的年度平均气温(TM)表示,取自然对数表征。之所以方程中的变量均取对数,是为了更好地刻画它们之间的非线性关系,同时减少异方差的影响。所有变量与数据描述性统计见表 1。

表 1 变量和数据的描述性统计结果

变量	定义	观测数	均值	标准误	最小值	最大值
lnL	劳动人口对数值	270	4.591	0.747	3.040	6.78
lnE	三类气体污染排放对数值	270	2.912	0.282	1.668	3.493
lnIC	产业结构对数值	270	3.877	0.155	3.589	4.337
lnWH	城市真实收入水平对数值	270	1.950	0.235	1.239	2.489
lnTR	对外贸易度对数值	270	2.336	0.081	2.124	2.561
lnHE	卫生水平对数值	270	1.827	0.021	1.566	2.059
lnED	教育水平对数值	270	1.125	0.022	0.944	1.222
lnTM	城市平均气温对数值	270	2.636	0.392	1.526	3.235

①需要特别指出的是,并非所有城市都有水运的条件,所以没有考虑水运的客货量。

②相比较中小学在校学生人数,大学生人数反映的是城市高等教育资源上的吸引力,这对外来人口的吸引力更大,而大学生人数与当地总人口数未必有很强的相关性,这与中小学在校人数是不同的。

(三) 平稳性检验

宏观经济数据往往存在时间序列的非平稳性,为保证回归结果质量,避免出现伪回归问题,需要对本文所涉及的几组变量进行数据单位根的检验。面板单位根检验最为常用的手段有四种:LLC、IPS、Fisher-ADF 以及 Fisher-PP,我们采用这几种方法进行检验,结果如表 2 所示,各变量都在水平序列下是平稳的,这保证了回归结果的有效性。

表 2 变量的单位根检验结果

变量	LLC	IPS	Fisher-ADF	Fisher-PP
$\ln L$	3.83 *** (0.00)	4.76 *** (0.00)	33.91 (0.99)	97.34 *** (0.00)
$\ln E$	-6.87 *** (0.00)	-3.82 ** (0.01)	178.99 *** (0.00)	346.95 *** (0.00)
$\ln IC$	-10.15 *** (0.00)	-8.39 *** (0.00)	88.24 ** (0.02)	362.30 *** (0.00)
$\ln WH$	-10.57 *** (0.00)	-2.98 ** (0.02)	188.23 *** (0.00)	321.34 *** (0.00)
$\ln TR$	-1.49 * (0.07)	2.48 *** (0.01)	92.98 *** (0.01)	136.71 *** (0.00)
$\ln HE$	-12.26 *** (0.00)	-8.75 *** (0.00)	246.77 *** (0.00)	376.03 *** (0.00)
$\ln ED$	-3.45 *** (0.00)	-2.56 *** (0.00)	56.23 ** (0.01)	122.11 *** (0.00)
$\ln TM$	-14.34 *** (0.03)	-9.11 *** (0.00)	89.55 ** (0.02)	155.19 *** (0.00)

注:括号内为 Z 统计量,*、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平。下表同。

(四) GMM 回归结果分析

表 3 是采用系统 GMM 手段进行估计的结果,所有回归结果中的 Sargan 统计量结果显示估计结果不存在工具变量的过度识别问题,工具变量是有效的;而 AR(1) 与 AR(2) 统计结果的相伴概率则表明模型不存在二阶序列相关的问题,这也进而说明系统 GMM 方法回归结果呈现出了良好的稳健性。表 3 的回归结果表明,除了受自身过往存量的冲击因素及其他因素影响外,城市污染气体排放量的增长,促使劳动人口的减少,污染排放提高一个单位,则劳动人口将流失 0.446 个单位。但是当引入控制变量后,这一系数的值则下降到了 0.163,尽管假设 1 可以得到证实,但两个关键变量之间的具体相关程度仅仅依赖于 GMM 回归结果进行判断还是有些粗糙。而从控制变量上看,在本文的模型体系中,城市真实收入水平并没有能显著影响到劳动力的转移,甚至在一些子样本的回归结果中,收入高在特定情况下对人口流动产生的是负面影响,这令人多少有些意外。可能收入之外的其他因素才是人口流动的主因,这需要在未来的研究中深入拓展。而第三产业在城市经济体中的重要性提升会对劳动力产生吸引力,证实了第三产业是解决就业的主要渠道;贸易发达程度以及卫生、教育等因素同样正相关于城市的劳动人口数量。考虑到样本期内爆发了全球性的金融危机,导致 2008-2010 年期间我国沿海地区劳动密集型企业受到较大冲击。由此我们进一步将样本以 2008-2010 年为子样本分为两部分,并分别进行了回归。回归结果表明两样本时段内污染排放因素对劳动力存量的影响差异并不大,由此可以认为在不同宏观经济环境下污染排放

对人口流动的影响是较为稳定的。

表 3 劳动力流动与污染排放的关系(系统 GMM 回归结果)

因变量 (lnL)	全国城市	全国城市	全国城市 (2008-2010 年)	全国城市 (2004-2007 年, 2011-2012 年)	A 类城市	B 类城市
L1.lnL	0.700 *** (3.26)	0.511 *** (3.68)	0.586 *** (4.11)	0.471 *** (3.69)	0.308 *** (4.23)	0.307 ** (2.59)
lnE	-0.446 * (-1.66)	-0.163 ** (-2.47)	-0.174 *** (3.70)	-0.145 * (1.89)	-0.307 * (-1.76)	0.259 (1.63)
lnIC		0.433 ** (2.11)	0.006 *** (2.51)	0.017 *** (3.10)	0.688 * (1.79)	-1.296 *** (-3.88)
lnWH		-0.288 (-1.37)	-0.055 (-0.71)	-0.016 (-0.66)	-0.159 *** (-2.63)	-0.204 ** (-2.56)
lnTR		1.400 *** (3.55)	0.046 *** (3.55)	0.074 * (1.86)	1.962 *** (2.88)	1.876 *** (4.32)
lnHE		4.119 * (1.86)	4.385 * (1.89)	4.111 ** (1.99)	4.450 * (1.80)	2.674 * (1.91)
lnED		2.003 * (1.92)	1.952 ** (2.52)	2.155 ** (1.99)	4.123 *** (3.00)	1.527 *** (2.95)
lnTM		-0.057 (0.88)	-0.061 (0.95)	-0.052 (0.66)	-0.086 (0.52)	-0.015 (0.69)
常数项	2.708 (1.53)	-10.266 * (-1.92)	-9.794 (-0.66)	-7.779 (-0.72)	-10.255 ** (-2.11)	-3.24 (-0.21)
AR(1)	0.008	0.008	0.016	0.011	0.008	0.000
AR(2)	0.136	0.211	0.261	0.285	0.311	0.239
Sargan 值	54.157	37.952	26.143	19.107	28.522	46.644
联合检验 WALD 值	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
N	270	270	150	120	117	153

注:括号内为 Z 统计量;* 表示 10% 的显著性水平,** 表示 5% 的显著性水平,*** 表示 1% 的显著性水平;AR(1)与 AR(2)为模型是否存在一阶与二阶序列相关的 Arellano-Bond 检验统计量的相伴概率;Sargan 值为工具变量过度识别的检验统计量。

本文进一步分析了上述问题在不同规模城市中表现的差异,多数文献在分析地区表现差异时热衷于简单将研究样本划分为东中西部若干地区。但在我国,即使是经济相对落后的省份,省会城市往往也会成为重点建设的主体,对于劳动力的吸引力至少在一个相对小的地区内还是非常明显的,而由于人口密集,其环境问题也更为突出。因此本文通过 SPSS17.0 软件依据人口规模以及人均收入水平等指标样本期内的均值将 30 座城市聚类分析划分为两类城市样本,A 类包括北京、上海、天津、重庆、广州、沈阳、杭州、南京、福州、济南、武汉、西安以及成都,这些城市基本上属于直辖市、沿海经济发达省会城市以及其他地区的中心城市,如广州可以说是南中国的中心城市,武汉、西安、成都等也分别被认为是中部以及西部地区的核心城市,而样本中其他 17 个省会城市归属于 B 类^①。通过对两类样本相关指标的估计(见表 3 的最后两列),我们可以发现在 A 类城市中,环境污染排放对于人口的驱赶效应接近于全国样本系数值的两倍。而 B 类城市的这一指标系数不显著,不过事实上该系数的相伴概率也仅仅是 0.108,如果放到 11% 的显著性下,那么结论就是 B 类城市环境污染对于

①限于篇幅,聚类的具体过程从略,有兴趣者可向作者索取。

人口反倒产生了一定的吸引力,这与之前我们的研究猜想之间有一定的差异。因此可以说城市既有的规模在上述“环境质量-人口流动”问题中也表现出了一定的差异,由此可以采用门槛技术来对这一问题进行更为细致的研究拓展。

四、门槛效应回归检验

(一) 门槛面板模型的建立及检验方法

通过第三部分的实证过程已经肯定了污染排放导致人口流出的结论,在此基础上,我们放松对内生性问题的严格控制,假设(8)式中 χ 是一个阶段函数,其具体取值受到产业结构与收入水平取值所在区间的控制,是否城市经济中服务业越发达、收入水平越高,环境污染致使人口流失的现象会有所控制? 是否存在所谓的最优化区间呢? 传统检验方法是以构造交互项进行检验为主,但这种方式难以探查到具体的门槛水平;同时在处理非线性问题时,如果基于某个指标对数据进行先验性假定,进而将数据的非线性转化为线性,这很可能会导致模型设定偏误。因此从科学性而言,通过门槛模型检验是解决非线性模型最简洁的方法之一,本文藉此建立门槛面板数据模型来测度产业结构(IC)与收入水平(WH)在污染排放及人口流动中的门槛效应。

所谓门槛值,实质上指的是导致数据发生结构性变化的“折点”。早先的研究中学者们往往通过分组检验(Grima et al., 2001)、交叉项模型(Kinoshita, 2001)来设定或搜寻门槛值,前者比较先验主观地强行设定门槛值,而后者虽然可以内生性地找到门槛值,但却无法对该值的“显著性”进行检验。所以现在的研究比较多的是采用 Hansen(1999)提出的模型,其特点在于将门槛值作为未知变量纳入回归模型中,建立分段函数,并对内生的门槛值进行估计和检验。当存在 n 个门槛值时,我们分别以产业结构(IC)以及收入水平(WH)作为门槛变量,建立门槛面板数据模型,模型如(11)、(12)式所示:

$$\ln L_{it} = \mu + \alpha_1 \ln E_{it} I(IC_{it} \leq \gamma_1) + \alpha_2 \ln E_{it} I(\gamma_2 \geq IC_{it} > \gamma_1) + \cdots + \alpha_n \ln E_{it} I(\gamma_n \geq IC_{it} > \gamma_{n-1}) + \alpha_{n+1} \ln E_{it} I(IC_{it} > \gamma_n) + \beta_1 \ln TR_{it} + \beta_2 \ln HE_{it} + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

$$\ln L_{it} = \mu + \alpha_1 \ln E_{it} I(WH_{it} \leq \gamma_1) + \alpha_2 \ln E_{it} I(\gamma_2 \geq WH_{it} > \gamma_1) + \cdots + \alpha_n \ln E_{it} I(\gamma_n \geq WH_{it} > \gamma_{n-1}) + \alpha_{n+1} \ln E_{it} I(WH_{it} > \gamma_n) + \beta_1 \ln TR_{it} + \beta_2 \ln HE_{it} + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

(11)、(12)式中: μ 与 ε 分别表示常数项及扰动项, i 与 t 为城市与时期编号, γ 为待估算的门槛值, α 与 β 为系数, $I(\cdot)$ 为示性函数。实际上,该模型相当于分段函数,以式(11)为例,当 $IC_{it} \leq \gamma_1$ 时, $\ln E_{it}$ 的系数为 α_1 , 而当 $\gamma_2 \geq IC_{it} > \gamma_1$ 时, $\ln E_{it}$ 的系数为 α_2 。

在多门槛问题中,除了估计出门槛值与系数,对于门槛效应进行显著性检验是至关重要的,可以通过格栅搜索法(Grid Search)进行,但计算量极大。Hansen(1999)提出了确定门槛值的思想为模型残差平方和最小时对应的门槛值 γ , 继而对众门槛值是否存在差异进行显著性检验。针对(11)式与(12)式,原假设为: $H_0: \alpha_1 = \alpha_2$, 如原假设成立,则不存在函数分段问题,回归式退化成线性模型,门槛效应不存在。 S_0 为在零假设下的残差项平方和加总, S_1 为存在门槛效应下的残差项平方和加总,则构造 LM 统计量为:

$$F_1 = \frac{S_0 - S_1(\hat{\gamma})}{\hat{\sigma}^2} \quad (13)$$

Hansen(1999)建议采用自抽样法(Bootstrap)来获取渐近分布,进而构造出概率值 P 。门槛值的检验原假设为: $H_0: \alpha_1 = \alpha_2$, 其似然比统计量为:

$$LR_1(\gamma) = \frac{S_1(\gamma) - S_1(\hat{\gamma})}{\hat{\delta}^2} \quad (14)$$

LR_1 同样为非标准正态分布,Hansen(2000)计算了其置信区间,即在显著性水平为 δ 时,当 $LR_1(\gamma) > 2\log(1 - (1 - \delta)^{1/2})$ 时,拒绝原假设 $\alpha_1 = \alpha_2$, δ 表示显著性水平。

(二) 门槛面板模型的估计与检验

根据前文对模型估计及检验方法,本文利用 stata12.0 统计软件稳健的估计方法,首先对各组回归进行 Bootstrap 自抽样门槛检验,对门槛的数量进行了检验,结果显示应该对 WH 及 IC 都进行双门槛效应检验,具体检验结果可参见表 4。

表 4 门槛效应估计与检验结果

门槛变量	假设检验	LR (Bootstrap 仿真的 10%、5%、1%临界值)
WH	H_0 : 没有门槛值; H_1 : 有 2 个门槛值	$LR^{**} = 11.337(9.037, 10.603, 12.858)$
	H_0 : 有 1 个门槛值; H_1 : 有 2 个门槛值	$LR^* = 6.141(3.092, 8.127, 14.864)$
	H_0 : 有 2 个门槛值; H_1 : 有 3 个门槛值	$LR = 4.271(5.484, 5.884, 6.253)$
IC	H_0 : 没有门槛值; H_1 : 有 2 个门槛值	$LR^* = 12.128(11.422, 15.852, 22.840)$
	H_0 : 有 1 个门槛值; H_1 : 有 2 个门槛值	$LR^{**} = 8.509(0.669, 7.498, 8.970)$
	H_0 : 有 2 个门槛值; H_1 : 有 3 个门槛值	$LR = 6.986(9.876, 12.478, 13.118)$

注:门槛显著性检验中,Bootstrap 自抽样次数设定为 300,*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的水平下显著。

门槛效应检验过后,进行门槛回归分析(见表 5), WH 的双门槛值分别为 5.30 与 5.88,在两个门槛值所划分出的三个区间内,污染排放导致人口减少的系数值在逐渐变大。这完美地契合了假设 2,即伴随着收入水平的提升,城市居民会更为注重环境质量的提升,污染排放的增加对于劳动人口的流失现象会更为严重。 IC 的两个门槛值分别是 52.17%与 68.48%,由回归结果可以发现当某城市经济结构中第三产业所占比重在五成以下或是七成以上时,污染排放都对劳动人口产生了显著的驱赶效应,至于工业化为主的都市,其环境与人口迁移的原因在前文中已经进行了简单的猜想性阐述。从数据上看,在服务业占压倒性地位优势的城市,其环境质量对于人口迁移决策的影响较之工业化城市更为明显,这一点也印证了之前相对比较模糊的假设 3,对此要进一步解释。目前的一些研究将污染气体排放划分为工业类和生活类两个主要来源(肖挺、刘华,2014),当服务业取代制造业成为城市经济主体时,可以想见的就是经济比较发达,人口也较为集中,那么污染排放主体将从以工业类排放为主转为以生活类排放为主。大城市的汽车尾气、供暖甚至是烹饪排放出的一些污染气体对于城市环境的破坏也是难以估量的,而这种状况在经济高速发展、私家车逐步普及等现象的推动下,其实是难以控制和约束的,因此环境破坏对于人口迁移决策会起到决定性影响。但当这一比例在两个门槛值之间时,可以发现环境质量对劳动力人口造成的驱赶效应并不显著,也许说明在这一产业结构的区间内,二三产业才能实现较为健康的协调性发展,因为有工业基础做后盾的第三产业可以在人口驱赶以及与人口吸引之间找到一种相对平衡的发展。此外,两组不同的门槛变量回归中城市贸易开放度和卫生文教事业水平都与劳动人口存量所表现出的关系及表 4 的估计结果是基本一致的。

表 5 面板门槛模型的固定效应估计结果

参数	估计值	t 统计量	置信区间
(1) ★★ $\alpha_1: \ln WH_{it} \leq 1.667 (WH \leq 5.30)$	-0.418 ***	-3.69	(-0.636, -0.218)
$\alpha_2: 1.667 < \ln WH_{it} \leq 1.771 (5.30 < WH \leq 5.88)$	-0.522 ***	-4.92	(-0.736, -0.308)
$\alpha_3: 1.771 < \ln WH_{it} (5.88 < WH)$	-0.556 ***	-5.53	(-0.757, -0.359)
$\ln TR_{it}$	1.886 ***	5.85	(1.364, 2.620)
$\ln HE_{it}$	2.113 **	2.73	(0.568, 4.855)
$\ln ED$	1.205 ***	3.66	(0.899, 1.633)
$\ln TM$	-0.057	0.93	(-0.155, -0.021)
常数项	-5.011 **	-2.22	(-10.382, -0.865)
R^2	0.608		
F 统计量	25.12		
(2) ★★ $\alpha_1: \ln IC_{it} \leq 3.955 (IC \leq 52.17\%)$	-0.208 **	-2.06	(-0.408, -0.018)
$\alpha_2: 3.955 < \ln IC_{it} \leq 4.227 (52.17\% < IC \leq 68.48\%)$	-0.133	-1.37	(-0.308, 0.039)
$\alpha_3: 4.227 < \ln IC_{it} (68.48\% < IC)$	-0.260 **	-2.33	(-0.490, -0.053)
$\ln TR_{it}$	1.986 ***	6.23	(1.355, 2.602)
$\ln HE_{it}$	3.915 ***	3.38	(1.636, 6.194)
$\ln ED$	1.199 **	3.53	(0.908, 1.782)
$\ln TM$	-0.062	0.87	(-0.142, -0.038)
常数项	-10.122 ***	4.11	(-16.698, -6.887)
R^2	0.511		
F 统计量	18.22		

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平下显著, ★ 的个数代表门槛数。本文采用稳健标准误计算, 门槛显著性检验中, Bootstrap 的次数为 300, 种子数为 1 343 729。下表同。

图 3 与图 4、图 5 与图 6 分别表示以“城市真实收入”和“产业结构”为门槛变量时的“似然比”序列 $LR_1(\gamma)$ 作为门槛值函数的趋势图。很明显, 我们发现这几个门槛估计值对应的 LR 值远小于临界值 7.35 (取 95% 的置信水平, 在图形中用虚线表示), 因而是真实有效的。

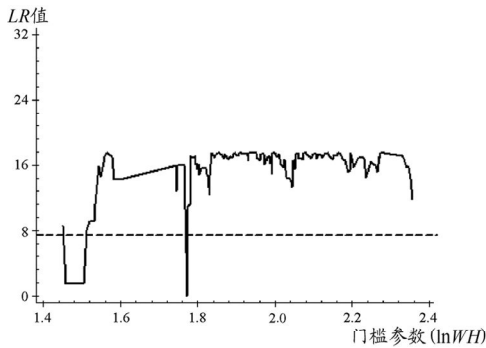


图 3 真实收入的门槛估计值 1

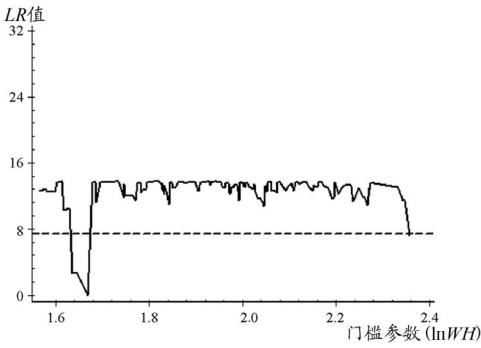


图 4 真实收入的门槛估计值 2

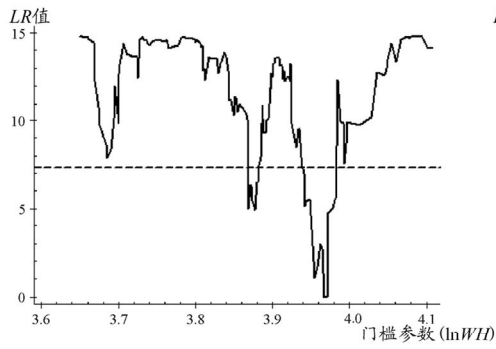


图 5 产业结构的门槛估计值 1

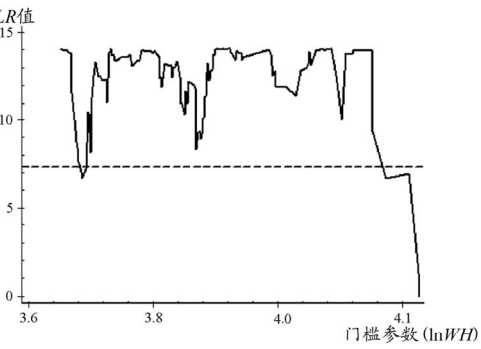


图 6 产业结构的门槛估计值 2

表6是针对A类城市的样本结合两个指标进行的门槛回归计量结果,发现也都应当构建双门槛回归模型(检验结果从略),与表5的结论基本保持了一致,随着收入水平提升,污染排放导致人口流失的驱赶效应愈发明显。但与表5略有差异之处在于,真实收入水平低于第一个门槛值时,该系数是不显著的,而且总体上看,在大城市中产生门槛效应的真实收入值较全国样本要低一些,可能源自于人们在进行迁移决策时承受大城市高房价造成的较大压力,而产业结构的门槛效应与表5结论是基本一致的。但这两个门槛值比较接近(46%与52%左右),服务业比重高于52%时环境产生的驱赶效应没有低于46%的城市强烈,而在两个门槛值狭小的空间内,环境质量对人口流动没有产生显著影响。对于A类城市数据样本当然也可以进行“似然比”序列趋势图的绘制,进一步证实了本文的研究结论,限于篇幅,此处从略。

表6 面板门槛模型的固定效应估计结果(A类城市样本)

参数	估计值	t 统计量	置信区间
(1) ★★ $\alpha_1: \ln WH_{it} \leq 1.481 (WH \leq 4.40)$	-0.198	-1.29	(-0.548, 0.144)
$\alpha_2: 1.481 < \ln WH_{it} \leq 1.665 (4.40 < WH \leq 5.29)$	-0.261 **	-2.71	(-0.589, 0.087)
$\alpha_3: \ln WH_{it} > 1.665 (5.29 < WH)$	-0.311 *	-1.84	(-0.725, 0.032)
$\ln TR_{it}$	2.251 ***	3.48	(0.894, 3.408)
$\ln HE_{it}$	5.436 **	2.20	(0.300, 10.502)
$\ln ED$	1282 **	3.62	(0.877, 1.699)
$\ln TM$	-0.088	0.90	(-0.102, -0.055)
常数项	-8.422 *	-1.88	(-15.611, 0.455)
R^2	0.640		
F 统计量	19.88		
(2) ★★ $\alpha_1: \ln IC_{it} \leq 3.830 (IC \leq 46.04\%)$	-0.302 *	-1.92	(-0.577, 0.012)
$\alpha_2: 3.830 < \ln IC_{it} \leq 3.955 (46.04\% < IC \leq 52.17\%)$	-0.218	-1.50	(-0.513, 0.072)
$\alpha_3: 3.955 < \ln IC_{it} (52.17\% < IC)$	-0.120 *	-1.82	(-0.423, 0.183)
$\ln TR_{it}$	1.455 **	2.58	(0.3528, 2.671)
$\ln HE_{it}$	8.789 ***	3.72	(4.067, 13.11)
$\ln ED$	1.215 ***	4.06	(0.784, 1.455)
$\ln TM$	-0.060	0.63	(-0.142, -0.018)
常数项	-12.722 ***	-3.83	(-18.6824, -7.821)
R^2	0.488		
F 统计量	19.42		

当然,本文同样希望能够对B类城市进行门槛回归,但遗憾的是,在该群体的Bootstrap自抽样门槛检验中,我们发现IC及WH均未能通过门槛效应检验,无法构建门槛回归模型,检验结果见表7,这一结果表明这些二三线为主的省会城市环境质量与人口流动之间没有出现门槛效应的特征。

表7 门槛效应估计与检验结果(B类城市样本)

门槛变量	假设检验	LR(Bootstrap 仿真的10%、5%、1%临界值)
WH	H_0 :没有门槛值; H_1 :有2个门槛值	$LR^* = 3.701 (4.031, 5.658, 21.038)$
IC	H_0 :没有门槛值; H_1 :有2个门槛值	$LR^{**} = 2.880 (4.007, 4.313, 4.537)$

五、结论与政策启示

本文在克服内生性问题的基础上,以污染气体排放为例,从环境视角对“逃离北上广”问题进行分析和探索。进一步结合收入水平以及产业结构等因素进行门槛效应回归,拓展对

这一问题的认知,主要结论及政策建议如下:

第一,实证结果证实城市污染气体排放量的增长致使劳动人口减少,虽然近年来的一些专项调查没有给予足够多的证实,但环境问题无疑是产生“逃离北上广”思潮的推手之一,而聚类后的回归结果则反映上述“环境质量-人口流动”逻辑效应在不同人口以及经济发展水平城市中也呈现出了一定的差异,只有在经济较发达的沿海以及其他地区规模较大的中心城市中这一效应才有所体现。第二,门槛效应回归结果显示,伴随城市居民收入水平的提升,污染排放增加导致劳动人口的流失现象会更为严重;而城市经济结构中服务业占比在五成以下或是七成以上时,污染排放都对劳动人口产生了显著的驱赶效应,换言之在工业化城市以及服务业占压倒性地位优势的城市,其环境质量导致的人口迁移幅度较为突出。第三,从两类城市的情况来看,在沿海发达省会城市以及其他副中心城市中产生门槛效应的收入水平略低于全国样本平均水平,可能源自于人们在进行迁移决策时承受大城市高房价造成的较大压力。但在该类城市中产业结构的门槛效应与全国的情况是基本一致的,而其他省会城市样本数据的回归结果则没有出现明显的门槛效应。

结合实证研究结论,本文的政策建议是很明确的:城市应当注重其一定产业发展水平下劳动力的合理承载能力,尤其在经济发达的高收入中心城市中更应当重视节能减排的工作,以缓解工业及生活污染对人口产生的驱赶效应;城市经济过分地依赖于工业化或是服务化都会加剧环境与人口之间的矛盾,不能将服务业的高速发展实现工业替代模式作为治理环境问题的唯一手段,二三产业之间应当保持相对较为合理的比例,从而实现较为健康的协调发展,在经济发展、人口合理流动以及节能减排工作之间形成一种相对合理的平衡是非常重要的。必须坚持科学减排,提倡推广使用绿色新能源,打造宜居的城市环境,藉此吸引并留住人才。此外,应当加大对外来人口在公共服务型支出的比重,同时提升城市的贸易自由度,完善城市在医疗卫生、文化教育等方面的基础设施建设以增强对劳动人口的吸引力。

本文也存在以下不足之处:首先,气体排放仅仅是环境质量的一个部分而已,可能还存在更为合适的代理变量亟待挖掘。其次,产业结构调整对劳动力需求影响的因果关系识别非常重要,本文在这一领域的研究设计还存在不足,未来期望通过自然实验的研究设计思路来加以丰富。再次,未来的研究中环境对人口流动的影响机制有深入讨论的价值。最后,如果能从微观角度基于个人出发分析本文的主题,似乎效果更好。换言之,根据不同的对象分别研究人口流动,比如将迁移对象分为有长期稳定的工作者、海归、大学毕业生等进行分别研究。事实上只有高收入群体对环境质量较为敏感,而低收入群体则对工作的机会更敏感,希望能在未来开发更为全面细致的数据加以分析。本文的实证工作只能提供数据报告,可以肯定的是环境质量是驱动人口流动的因素之一,但是否可以作为主导因素,只能交给读者自己进行规范性的判断。

参考文献:

1. 蔡昉、都阳、王美艳,2008:《经济发展方式转变与节能减排内在动力》,《经济研究》第6期,第4-11、36页。
2. 蔡圣华、牟敦国、方梦祥,2011:《二氧化碳强度减排目标下我国产业结构优化的驱动力研究》,《中国管理科学》第4期,第167-173页。
3. 陈强远、梁琦,2014:《技术比较优势、劳动力知识溢出与转型经济体城镇化》,《管理世界》第11期,第47-59页。
4. 陈诗一,2010:《中国的绿色工业革命:基于环境全要素生产率视角的解释(1980-2008)》,《经济研究》第11期,第21-35页。

- 5.高波、陈健、邹琳华,2012:《区域房价差异、劳动力流动与产业升级》,《经济研究》第1期,第66-79页。
- 6.胡石其、赵伟、潘爱民,2014:《农村劳动力转移对工业污染排放的影响机制与空间效应研究》,《求索》第11期,第59-62页。
- 7.李晓春,2005:《劳动力转移和工业污染——在现行户籍制度下的经济分析》,《管理世界》第6期,第27-33页。
- 8.吕晓兰、姚先国,2013:《农民工职业流动类型与收入效应的性别差异分析》,《经济学家》第6期,第57-68页。
- 9.王兵、吴延瑞、颜鹏飞,2010:《中国区域环境效率与环境全要素生产率增长》,《经济研究》第5期,第95-109页。
- 10.肖挺、刘华,2014:《产业结构调整与节能减排问题的实证研究》,《经济学家》第9期,第58-68页。
- 11.杨俊、盛鹏飞,2012:《环境污染对劳动生产率的影响研究》,《中国人口科学》第5期,第56-66页。
- 12.赵德昭、许和连,2013:《外商直接投资、适度财政分权与农村剩余劳动力转移——基于经济因素和体制变革的双重合力视角》,《金融研究》第5期,第194-206页。
- 13.Chao, C.C., Joe R. Kerkvliet, S. Eden, and H. Yu. 2000. "Environmental Preservation, Sectoral Unemployment and Trade in Resources." *Review of Development Economics* 8(4): 39-50.
- 14.Grima, S., A. Greenaway, and K. Wakelin. 2001. "Who Benefits from Foreign Direct Investment in the UK?" *Scottish Journal of Political Economy* 45(2): 119-133.
- 15.Hansen, B. 1999. "Threshold Effects in Non-dynamic Panels: Estimation, Testing, and Inference." *Journal of Econometrics* 93(2): 345-368.
- 16.Hansen, B. 2000. "Sample Splitting and Threshold Estimation." *Econometrical* 68(3): 575-603.
- 17.Harris, J., and P. Todaro. 1970. "Migration, Unemployment and Development: A Two-Sector Analysis." *American Economic Review* 60(1): 136-142.
- 18.Kinoshita, Y. 2001. "R&D and Technology Spillovers Via FDI: Innovation and Absorptive Capacity." Discussion Paper, London CEPR. <http://www.wdi.umich.edu/files/Publications/WorkingPapers/wp349.pdf>.
- 19.Morgenstern, Richard D., William A. Pizer, and Jhih-Shyang Shih. 2000. "Jobs versus the Environment: An Industry-level Perspective." *Journal of Environmental Economics and Management* 43(3): 412-436.
- 20.Watanabe, M., and K. Tanaka. 2007. "Efficiency Analysis of Chinese Industry: A Directional Distance Function Approach." *Energy Policy* 35(1): 6323-6331.

Whether the Environmental Quality Is the Leading Factor of Labor Mobility?

Xiao Ting

(School of International Economics and Trade, Jiangxi University of Finance and Economics)

Abstract: Based on the pollution emissions of the provincial capital city and municipalities directly under the central government in China, this article studies the "Fled North Canton" from a perspective of environmental quality. We empirically analyze the impact of pollution emissions on labor mobility by using the data from 2004-2012. Furthermore, this article also controls the income level of urban residents and the industrial structure of urban economy as threshold variables to estimate the effect. The results show that the pollution emissions cause a certain loss of labor supplying. However, the main effect is manifested in the more developed areas which has better economics structure in China. And, we also find that as income level of urban residents continues to increase, the influence of environmental quality on labor mobility becomes stronger. In addition, residents who live in a city which relies on second industry or has a highly developed service industry are more sensitive on environmental quality. The impact of environment on labor mobility could relieve only when a balanced relationship between secondary and tertiary industry is established.

Keywords: Environmental Quality, Pollution Emission, Population Mobility, Industrial Structure

JEL Classification: J1, J05

(责任编辑:彭爽)