

城市生态文明建设与新一代劳动力流动

——劳动力资源竞争的新视角

张海峰, 林细细, 梁若冰, 蓝嘉俊

[摘要] 中国民众对美好环境的诉求日益强烈, 生态文明建设已上升为国家战略决策, 而地方政府对加强生态文明建设的认识还有待提高。本文首次从微观个体角度研究城市生态文明建设与劳动力流动的关系, 将中国劳动力动态调查数据(CLDS)与城市生态健康指数数据进行匹配, 利用条件 Logit 模型对两者关系进行实证检验。通过一系列稳健性检验后发现, 城市生态健康对吸引劳动力流入有显著促进作用, 劳动力倾向于流向生态建设好的城市。从异质性结果看, 流动年份较近、教育水平较高、年龄较小、男性和室内工作的流动人群对城市生态环境更敏感; 内陆、秦岭淮河以北、大中小型和高工资水平的城市, 生态文明建设对劳动力流动决策的作用更明显。最后, 本文利用双层随机截距模型对城市生态文明建设影响劳动力流动的内在机制进行分析。结合实证结论与理论分析, 本文认为, 政府可以通过城市生态文明建设在劳动力资源竞争中开辟一条新途径, 为加快经济转型、实现高质量发展储备优质“燃料”。

[关键词] 生态文明建设; 城市生态健康指数; 劳动力流动; 生态健康收入

[中图分类号]F240 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2019)04-0081-17

一、引言

近年来, 全国多个城市爆发大面积雾霾, 受到社会各界的广泛关注。民众环保意识的增强, 对美好生活的诉求日益强烈, 面临资源约束趋紧、环境污染严重、生态系统退化的严峻形势, 党中央、国务院高度重视生态文明建设, 先后出台了一系列重大决策部署, 推动生态文明建设。党的十八大首次做出“大力推进生态文明建设”的战略决策, 十八届五中全会更是将增强生态文明建设写入“十三五”规划内, 提出“十三五”期间地级及以上城市重污染天数要减少 25%, 到 2020 年优良天数比率要超过 80%。2017 年党的十九大报告更进一步明确了实现“两个一百年”阶段目标中对生态文明的要求, 加快生态文明体制改革, 建设美丽中国, 提升民众福祉。近年来, 地区环境质量对政府官员考核与晋升的影响作用逐渐增强(黎文靖和郑曼妮, 2016; Chen et al., 2018), 这些都表明政府对生态环境治理越来越重视。2014 年以来, 陆续有多个地方政府主要负责人被国家环境保护部门约谈, 督促

[收稿日期] 2018-09-12

[作者简介] 张海峰, 南京财经大学财政与税务学院讲师, 经济学博士; 林细细, 厦门大学经济学院副教授, 经济学博士; 梁若冰, 厦门大学经济学院教授, 博士生导师, 经济学博士; 蓝嘉俊, 厦门大学王亚南经济研究院博士研究生。通讯作者: 林细细, 电子邮箱: linxixi@xmu.edu.cn。感谢夏怡然教授给予的建设性意见, 感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见, 当然文责自负。

地方政府和官员增加对环保工作的重视,但这种约谈对环境污染治理效应只在短期内有效,不能实现长期持续的作用(石庆玲等,2017)。在政治敏感时期(例如“两会”,重要国家、国际会议等),城市空气质量显著改善,实现暂时性的“政治性蓝天”,但过后环境质量继续下滑(石庆玲等,2016)。这一方面说明地方政府有能力改善当地生态环境质量,落实生态文明建设;另一方面也说明建设过程中如何建立长效、可持续的激励机制是目前亟需解决的问题,而构建这种激励机制的内核是如何调动地方政府对生态文明建设的主动性和积极性。

过去几十年,各地政府多依赖于投资主导型经济增长方式,通过增加公共物品供给、提高税收优惠政策等手段吸引资本流入,以资本驱动地区经济发展(郭庆旺和贾俊雪,2009)。但随着资本边际效率逐渐递减,以投资拉动经济的发展模式出现疲软态势,加之地区间的激烈竞争,产能过剩日益严重。近年来,中央政府一直强调转变经济发展方式,加快转型升级,进行供给侧改革,推动经济高质量发展。而实现经济高质量发展的关键是对人才的需求,尤其是高质量人才。近年来,各地政府纷纷加入人才“争夺战”中,为取得战略优势,积极推行人才引进的各项优惠政策,加大人才引进力度。从政府层面看,传统吸引劳动力的方式多集中于工资待遇、福利水平以及优质公共产品的供给(基础建设、教育、医疗、养老保障等公共服务)(夏怡然和陆铭,2015)。近几年,城市环境质量逐渐被重视,成为影响劳动力流向决策的重要因素。中央政府明确提出生态文明建设是加快转变经济发展方式的必然要求,未来人才争夺战中政府是否能够另辟蹊径,通过生态文明建设提升城市竞争力,吸引更多优质劳动力,加快经济转型升级,实现高质量发展是非常值得研究的话题。本文尝试从理论和实证层面分析吸引劳动力资源和城市生态文明建设是否可以有机结合,是否可以通过改善城市生态环境建设吸引优质人力资本和劳动力资源,为加快经济转型,促进地区经济健康增长,实现高质量发展储备充足“燃料”。

通过对作用机制梳理,本文构建理论模型分析城市生态文明建设对劳动力流动的作用,将2014CLDS个体流动数据与115个城市的生态健康指数数据进行匹配,实证检验城市生态健康水平与劳动力流动的关系,并计算新一代劳动力个体的“生态健康议价”。利用双层随机截距模型分析生态健康影响劳动力流动的内在机制,并进一步从资源配置效率角度讨论地方政府能否通过生态文明建设吸引优质劳动力资源和高质量人才。本文利用环境质量需求的收入弹性和边际效用理论探究,当劳动者工资收入的边际效用下降到小于生态健康的边际效用时,政府将额外资源投入到改善生态文明建设当中比增加工资水平更能实现资源的优化配置。同时为了便于寻找资源配置有效点,将流动决策中的生态健康因素与工资收入因素结合在一个指标信息中,提出“生态健康收入”这一概念,在揭露新一代劳动力流动内在趋势和机制的同时,增加应用层面的实际可操作性,为城市生态文明建设提供更具针对性和可见性的政策建议。

本文的结构安排如下:第二部分对相关文献进行梳理,指出本文的边际贡献,构建理论模型进行研究推论;第三部分是模型设定与数据来源;第四部分是实证结果与稳健性检验;第五部分是个体层面和城市层面的异质性分析;第六部分是内在机制的实证检验和研究的拓展与讨论;最后是结论与启示。

二、文献评述

本文主要从生态文明建设角度研究生态健康对劳动力流动的影响,与此研究相关的文献主要集中在以下两方面:劳动力流动的影响因素研究和城市生态文明建设对劳动力影响的研究。

1. 劳动力流动的影响因素

对劳动力的流向选择进行研究时,主要考虑哪些因素会影响劳动力个体的效用,对之前相关文献的整理,大致分为城市层面因素和个人层面因素。一般而言,城市层面的经济因素是吸引劳动力流动的最主要因素,例如,工资水平、失业率和房价水平等(Krugman, 1991; Puga, 1999)。近年来,人力资本外部性的作用逐渐被重视,人口越密集这种外部性作用越强,从而导致人力资本水平高和人口规模大的城市更易吸引劳动力流入(Fu and Liao, 2012; 王桂新等, 2012)。城市房价水平对劳动力流动的影响目前也是研究的热点,但没有形成一致结论,一些观点认为房价“资本化”了部分城市特征(例如,工资收入),城市相对房价提高会诱使劳动力流入(夏怡然和陆铭, 2015);也有一些观点认为房价会影响劳动力生活成本,抑制外来人口持续流入(高波等, 2012),而张莉等(2017)得出房价对劳动力流动的影响是非线性的,呈现先吸引后抑制的倒U型影响。

城市层面的社会因素也是劳动力流动的重要因素。Tiebout(1956)指出在自由流动情况下,人口在迁移过程中会受到迁移地政府公共服务水平影响,即“用脚投票”理论。之后大量文献证实了该理论的存在(Bayoh et al., 2010; Dahlberg et al., 2012)。汤韵和梁若冰(2009)利用中国数据印证了Tiebout理论。夏怡然和陆铭(2015)首次利用人口普查微观数据与城市特征数据,发现基础教育、医疗服务等城市特征对劳动力流向有显著正向影响。此外,社会制度也是重要的影响因素,户籍制度严重阻碍了中国劳动力自由流动(梁琦等, 2013),但这种户籍屏障随着改革开放的作用逐渐淡化(蔡昉, 2007)。

在人口迁移的扩展模型中, Lee(1966)加入了中间障碍因素和个人因素,主要表现在制度安排、流入地流出地距离远近、地区文化差异、家庭结构、人际关系等。由于地区文化、思想观念和生活习俗的差异,方言和生活习惯相似有助于劳动力流动(刘毓芸等, 2015)。同时家庭和社会关系网络也是影响劳动力流向选择的重要因素,包括亲戚朋友、同学同乡这些关系网都对劳动力流动产生显著影响(潘静和陈广汉, 2014)。

2. 城市生态文明建设对劳动力流动的影响

本文查阅了国内外文献,没有发现直接研究城市生态文明建设对劳动力影响的文献。之前的相关文献多集中考察城市生态环境的某些方面,如环境污染和空气质量等,研究其对跨区域移民、劳动力流动的影响及内在机理。这类文献大致从三个方面进行概括:一是气候环境对劳动力流动的影响(“环境移民”);二是环境质量通过影响身心健康影响劳动力流动机理;三是环境质量通过影响劳动供给影响劳动力流动。

随着社会经济的快速发展,环境的“库兹涅茨曲线”拐点日益凸显,人们对生态环境的要求不断提升,气候和自然环境逐渐成为迁移者权衡的重要因素。Reuveny and Moore(2009)利用移民数据研究发现,本地环境的恶化会导致对发达国家的移民增多。Nawrotzki et al.(2013)发现在墨西哥干旱地区,降雨量减少导致劳动者迁出量增多。Marchiori and Schumacher(2011)发现全球气候的变暖与世界性移民的联系。国内学者关于环境移民的研究较少,席鹏辉和梁若冰(2015)利用国家环保模范城市考核指标进行模糊断点回归,发现环保模范城市增加了住房销售面积,对人口增长具有促进作用。但该文使用住房销售面积作为人口变化的代理变量仍有商榷之处,尤其是不能够反映出劳动力流动的变化;存在与其他相关文献一样的问题,采用省级或市级人口数据的加总来反映城市间的劳动力流动,无法直接反映个体决策过程;采用空气污染指数(API)反映的环境质量只是城市生态健康的一个方面,只反映了空气质量对劳动力流动的影响,城市生态健康的其他方面(例如水质、人文生态等方面)并没有进行研究。

环境质量影响劳动力流动最重要的内在机理是影响到劳动者身体健康与心理健康。之前相关研究表明,环境污染导致劳动者健康水平下降,显著增加劳动者的健康风险,如心血管疾病(Gallagher et al.,2010)、呼吸系统疾病(Moretti and Neidell,2011)、住院治疗率(Neidell,2009)和死亡率(Greenstone and Hanna,2014;Tanaka,2015)。Chen et al.(2013)利用秦岭淮河一线供暖作为节点,使用断点回归法分析空气污染对人预期寿命的影响,他们认为由于北方供暖导致 TSPs 值高出南方 55%,进而导致人均寿命下降 5.5 年。另外,一些研究者关注空气污染如何影响劳动力心理健康。Deaton and Stone (2013) 研究发现城市空气污染程度与居民幸福感之间存在一定的关系。Zhang et al.(2017)利用 CFPS 数据与各城市 API 值研究发现,城市空气质量对人们精神健康和主观幸福感有显著影响,空气污染降低了居民快乐值,增加了抑郁症状的发生率。Tra(2010)利用洛杉矶数据研究发现空气质量的提高能够显著增强个人效用水平。

环境质量影响劳动力流动的另一重要内在机理是影响劳动者的劳动供给。环境质量对劳动供给的影响文献主要集中于对供给时间和生产效率的研究(Viard and Fu,2015)。Hanna and Oliva(2011)利用墨西哥劳动供给数据和污染数据得出环境污染的改善显著提高劳动力供给水平,且独立于劳动力市场的供求变化。Graff and Neidell(2011)利用美国臭氧浓度数据和劳动生产率数据得出一致结论,臭氧浓度下降显著提高劳动生产率。杨俊和盛鹏飞(2012)利用中国省级面板数据发现,在环境污染规模较低时,污染的加剧有利于劳动生产率的提升,而当污染规模较大时则会抑制生产率。李佳(2014)同样使用省级面板数据,发现空气污染对劳动力供给存在负向影响,但这种影响随经济规模的变化有所不同,存在“门槛效应”。朱志胜(2015)使用全国流动人口动态监测数据和城市空气污染数据,发现城市空气污染对流动人口的劳动供给时间存在显著的抑制效应。

与既有的相关文献相比,本文可能的边际贡献体现在以下方面:①之前相关研究只涉及生态文明的某些方面,本文首次使用城市生态健康指数这一指标全面研究城市生态文明建设对劳动力流动的真实影响,补充了国内外相关研究的不足。②实证上,尚未有文献使用微观个体流动决策数据检验城市生态建设对劳动力流动的影响,本文使用权威的 CLDS 微观调查数据匹配中国社会科学院发布的城市生态健康数据,对生态文明建设与劳动力流动的关系给出真实可信的实证证据,解决了之前文献由于采用宏观数据加总而带来的一些偏误;同时利用微观数据能够研究加总数据无法研究的个体异质性影响。本文不仅对不同教育水平、流动时间、年龄、性别、户口类型等个体特征进行异质性分析,而且对不同区位、不同规模、不同工资收入城市进行细致化分析。③工具变量的创新。首次使用自然生态保护区面积占比作为城市生态健康水平的工具变量,尝试解决可能存在的内生性问题。④首次提出“生态健康收入”概念,将流动决策中的生态健康因素与工资收入因素结合在一个指标信息中,揭露新一代劳动力流动内在趋势和真实动因,增加应用层面的实际可操作性。

三、理论分析与研究推论

劳动力个体流动决策主要是根据备选城市所带来的期望效用判断(Harris and Todaro,1970)。任意两个不同的城市 j 和 k ,对于代表个体 i 来说,选择两个城市的期望效用分别为 $E[U_{ij}]$ 和 $E[U_{ik}]$,如果 $E[U_{ij}] \geq E[U_{ik}]$ 则会选择迁移到城市 j ,反之则会选择城市 k 。一般而言,预期的可支配收入水平是个体流入后影响其效用水平最主要的因素,但劳动者无法知悉流入后的实际收入状况,只能在事先根据预期平均工资 w 上下浮动进行判断,而城市生态文明建设将会从两个主要方面影响其流入后的实际收入:

(1)通过健康成本影响可支配收入。城市生态文明建设能够通过城市环境质量给流入者带来身

体层面和心理层面的健康效用。生态环境的改善能够提高居民健康水平,降低居民健康风险(Greenstone and Hanna,2014;Chen et al.,2013),直接影响城市居民精神层面的效用和诸多心理疾病发生率(Deaton and Stone,2013)。良好的城市生态环境和空气质量对劳动者主观幸福感有促进作用,能够显著提升劳动者快乐值,降低抑郁症状等消极情绪的发生率(Zhang et al.,2017),为城市劳动者提供舒适、和谐、美好的生活和工作环境,提高他们的个人实际效用水平。城市生态文明建设将有助于提升劳动者身心健康水平,降低为此所付出的预期健康成本,进而增加流入后的可支配收入。所以,假定流入城市 j 的健康成本为 m_j ,城市生态健康水平为 $e_j \in [0,1]$ (e_j 越接近1,表示城市生态文明建设程度越高),当城市工资 w 确定时,劳动者的可支配收入均值应为 $w-(1-e_j)m_j$ 。

(2)除了健康成本,城市生态文明建设还直接作用于流入后的劳动力供给水平和生产效率水平。生态环境差直接导致劳动者健康水平下降,不仅会降低劳动者工作时间和年限,而且严重制约劳动者生产效率。劳动供给的减少和生产效率的下降会转嫁到劳动者个人收入水平上,即城市生态文明建设最后会影响到劳动者的可支配收入。因此根据理性人假设,本文假定劳动者能够从当前生态文明建设中预期到未来长期可支配收入发展的信息。

根据以上假定可知: $y \sim N[w-(1-e_j)m_j, (1-e_j)\sigma^2]$,其中 σ^2 为常数。假定劳动者个体是风险厌恶者,风险厌恶系数 $\alpha = -\frac{d^2U/dy^2}{dU/dy}$ 。对风险厌恶系数求解析解得 $U(y) = -\frac{C_1}{\alpha} \exp(-\alpha y) + c_2$,简化效用函数为 $U(y) = -C \exp(-\alpha y)$,在控制其他城市信息 Z 的情况下,条件期望函数为:

$$E(U_{ij} | e_j, w, Z) = -C \exp\left[-\alpha[w-(1-e_j)m_j] + \frac{1}{2}\alpha^2(1-e_j)\sigma^2\right] \quad (1)$$

控制各备选城市工资水平后 w 为常数:

$$E(U_{ij} | e_j, w, Z) = -C \exp\left[\alpha(1-e_j)m_j + \frac{1}{2}\alpha^2(1-e_j)\sigma^2\right] \quad (2)$$

式(2)对生态健康水平 e_j 求一阶导数得:

$$\frac{\partial E(U_{ij} | e_j, w, Z)}{\partial e_j} = C \exp\left[\alpha(1-e_j)m_j + \frac{1}{2}\alpha^2(1-e_j)\sigma^2\right] (\alpha m_j + \frac{1}{2}\alpha^2\sigma^2) \quad (3)$$

其中, $C > 0, \alpha > 0, e_j \in [0, 1]$,可推导出 $\frac{\partial E(U_{ij} | e_j, w, Z)}{\partial e_j} > 0$,其经济学含义为城市生态环境的改善有利于提高劳动力个体的效用水平。根据上述关于对可支配收入影响的两点论述以及理论模型的推导结论,本文提出:

研究推论1:城市生态健康水平会显著影响劳动力流动决策,生态健康的改善会带来更多劳动力的流入。

从式(3)可知 $\frac{\partial E(U_{ij} | e_j, w, Z)}{\partial e_j}$ 受到 α 的影响, α 值越大,城市生态健康对劳动者个人效用影响越大。而 α 为风险厌恶系数($\alpha = -\frac{d^2U/dy^2}{dU/dy}$),即随着个人收入的上升,劳动者的边际效用递减。由此可推断,当个人收入越高,收入的边际效用下降得越多,风险厌恶系数 α 越大,推导出 $\frac{\partial E(U_{ij} | e_j, w, Z)}{\partial e_j}$ 越大,即收入水平高的劳动力(亦或随着个人收入不断提升),城市生态健康对其个人效用影响更大。这与从需求的收入弹性角度解释库兹涅茨环境曲线的观点不谋而合(Carson et al.,1997;McConnell,1997),假定收入和生态健康给劳动者带来的效用满足边际效用递减规律,

在收入较低的水平,收入增长带来的效用(生存效用)远高于生态健康带来的效用(享受效用),使得劳动力在作出流动决策时更重视收入的高低,增加一单位收入给劳动者带来的效用更大,更容易吸引劳动力流入;而在收入较高的水平,收入增长带来的效用逐渐低于生态健康带来的效用,劳动者转而更重视生态健康水平,此时增加一单位生态健康给劳动者带来的效用更大,生态健康更容易吸引劳动者。于此引申出,高端劳动力对生态健康的重视程度显著高于低端劳动力,其中包括:工资收入高、受教育水平高、掌握高技能水平的劳动力,这类劳动力在工作选择和流向选择时往往拥有更多的自主权。高端劳动力在满足生存需求后,对生存质量、美好生活的诉求逐渐强烈,他们对城市的“生态健康议价”变得更高,高生态健康水平的城市更易受到其青睐。据此,本文得出:

研究推论 2: 高端劳动力在作出流动决策时更易受到城市生态健康因素的影响,政府通过加强生态文明建设吸引这类人才是有效的。

四、模型设定与数据来源

1. 模型设定

根据效用最大化原则,在众多备选城市中,劳动者需结合自身条件和备选城市的特征选择对个人效用最大的城市作为迁移对象。假定迁移个体选择流入城市的效用取决于个体条件和流入城市条件,即迁移效用函数:

$$U_{ij} = \beta_1 echi_{ij} + \beta_2 wage_{ij} + \eta X_{ij} + \theta Z_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (j=1, 2, \dots, J; i=1, 2, \dots, N) \quad (4)$$

其中, $echi_{ij}$ 表示迁移者 i 选择的流入城市 j 的生态健康指数, $wage_{ij}$ 表示迁移者 i 选择的流入城市 j 的工资水平, X_{ij} 表示迁移者 i 选择的流入城市 j 的其他特征向量, Z_{ij} 表示迁移者 i 选择的流入城市 j 的个人信息, ε_{ij} 为未观测因素。迁移者在 J 个备选城市中选择 j 城市流入满足以下条件:

$$choice_{ij} = \begin{cases} 1, & \forall k \neq j \ E[U_{ij}] > E[U_{ik}] \\ 0, & \exists k \neq j \ E[U_{ij}] \leq E[U_{ik}] \end{cases} \quad (5)$$

当 $E[U_{ij}] > E[U_{ik}]$ 时,即流入 j 城市效用水平大于流入 k 城市,则 $choice_{ij}$ 取值为 1;反之, $choice_{ij}$ 取值为 0。迁移者选择流入 j 城市的概率为:

$$probit(choice_{ij}=1) = \frac{\exp(\beta_1 echi_{ij} + \beta_2 wage_{ij} + \eta X_{ij} + \theta Z_{ij})}{\sum_{j=1}^J \exp(\beta_1 echi_{ij} + \beta_2 wage_{ij} + \eta X_{ij} + \theta Z_{ij})} \quad (6)$$

由于每个迁移者 i 都面临 J 个备选城市的选择集,所以实际可观测的样本为迁移者人数与城市选择集的乘积($N \times J$)。本文采用条件 Logit 模型(McFadden, 1974)对式(6)涉及的各项参数进行估计,参数值表示城市特征对城市被选中概率的影响程度,参数值越大表明城市被选中的概率越大,反之亦然。

2. 数据与变量说明

(1) 核心解释变量。生态城市健康指数数据来源于中国社会科学院社会发展研究中心发布的《生态城市绿皮书:中国生态城市建设发展报告》。相较之前公布的报告,2015年之后《生态城市绿皮书:中国生态城市建设发展报告》在三级指标结构上有所微调,在保持二级指标权重不变的情况下,将政府投入与建设效果三级指标增加到生态社会二级指标中,形成目前通用的3个二级指标14个三级指标的生态城市评价体系。^①为了保持数据前后的平衡性,本文选取了115个2008—2014年生态城市健康指数均有调查的城市,通过人工手动收集历年《生态城市绿皮书:中国生态城市建

^① 关于《生态城市绿皮书:中国生态城市建设发展报告》及生态城市评价体系指标构建的具体介绍,可在《中国工业经济》网站(<http://www.ciejjournal.org>)下载。

设发展报告》中的相关数据。

(2)其他变量说明。本文将劳动力流动的微观数据与城市宏观特征数据进行匹配,同时考察影响劳动力流动的个体层面和城市层面因素。其中,劳动力流动的个体数据来源于2014年中国劳动力动态调查数据(CLDS)。采用张莉等(2017)处理方法,选择与被调查者当前生活和工作状况最为接近的最后一次流动记录作为考察对象,能够较好地反映其流动决策受生态环境的真实影响。结合CLDS对流动人口的定义,本文进一步将流动人口限制在跨市级层面。对数据进行清理并与115个城市层面数据匹配,本文成功识别出2214个跨市流动样本,针对备选城市流入人口进行考察。并收集整理出调查对象的年龄、性别、受教育水平、是否拥有技能证书、户口类型以及工作场所等个人特征信息,具体的描述性统计列于表1中。

表1 个人特征的描述性统计

变量	观测量	均值	标准差	最小值	最大值
年龄	2214	40.2175	13.0165	15	64
性别	2214	0.4657	0.4989	0	1
受教育水平	2214	10.3921	4.0090	0	22
技能证书	2214	0.2358	0.4246	0	1
户口类型	2196	0.3146	0.4645	0	1
工作场所	1622	0.2461	0.4312	0	1

注:本文使用受教育年限反映被调查对象的受教育水平;性别变量设定男性为1,女性为0;技能证书变量设定有证书为1,没有证书为0;户口类型变量设定城镇户口为1,农村户口为0;工作场所变量设定室外工作为1,室内工作为0。

城市其他特征信息数据主要来源于《中国区域经济统计年鉴》《中国城市统计年鉴》和原国家环境保护部《2013年全国自然保护区名录》。参考相关文献(夏怡然和陆铭,2015;张莉等,2017),主要包括:工资水平、教育水平、医疗水平、人口规模、失业率、房价、固定资产投资、产业结构、是否是省会、距离区域中心大城市的距离等城市特征信息。

在识别城市特征如何影响劳动力流动时,借鉴刘毓芸等(2015)的方法,先对各城市2008—2014年经济变量进行去通胀处理(以2007年为基期),然后进行均值处理,避免数据缺失导致样本量减少的同时更好地反映真实影响。表2报告了本文所涉及的城市特征变量的描述性统计。

五、城市生态健康与劳动力流动

1. 基本回归结果

本文使用条件Logit模型分析城市生态健康水平对劳动力流向决策的影响,具体回归结果报告于表3之中。模型1中仅考虑生态健康指数对外来劳动力流向选择的影响,结果显示有显著的正向影响。劳动者在选择城市就业、生活时,会考虑到城市环境对其身心健康的影响。模型2在模型1的基础上控制工资水平、人口规模、失业率等城市变量,结果发现城市生态健康对劳动力流动的正向作用依然显著,作用的概率弹性变小。模型3则在模型2的基础上加入流动距离、是否同省流动(考虑迁移的交通成本和心理成本)两个个体层面的控制变量,核心解释变量的显著程度与模型2一致,作用的概率弹性稍大。为进一步控制地区间的差异,模型4在模型3的基础上控制了流入地的省份固定效应,城市生态健康对劳动力流动的作用与之前结果保持高度一致,概率弹性降低,即城市生态指数上升1个百分点,城市被选择的概率提高7.57个百分点。

表 2 城市特征变量的描述性统计

变量	测算方法	观测量	均值	标准差	最小值	最大值
生态城市健康指数	14 个三级指标加权计算所得	115	0.8032	0.0296	0.7375	0.8753
空气质量优良指数	空气质量优良天数/年	115	0.8475	0.1066	0.5931	0.9996
工资水平	全市职工年平均工资(万元)	115	3.4982	0.7833	1.6904	6.7979
人口规模	年末户籍人口数(百万人)	115	4.8731	3.9386	0.3825	32.6070
基础教育	小学教师数/在校小学生人数	115	0.0609	0.0122	0.0362	0.1103
医疗服务	医院数/人口规模(万人)	115	0.5063	0.2758	0.1393	2.5347
失业率	登记失业人数/(登记失业人数+在岗职工人数)	115	0.0575	0.0252	0.0111	0.1401
产业结构	第三产业值/第二产业值	115	0.8667	0.4625	0.1301	3.3469
实际房价	全市商品房销售额(千元)/销售面积(平方米)	115	4.3785	2.4544	1.7413	15.0955
投资水平	固定资产投资额(百亿元)	115	14.2906	13.4862	1.2060	71.3247
省会	省会为 1;其他为 0	115	0.2609	0.4410	0.0000	1.0000
距区域中心大城市距离	距最近的区域中心城市的地理距离(百万米)	115	0.2924	0.3159	0.0000	2.3556
流动距离	流入地与户口所在地距离(百万米)	254610	1.1746	0.6649	0.0000	3.8948
是否同省流动	流入地与户口所在地是同省份为 1;其他为 0	254610	0.0448	0.2069	0.0000	1.0000
自然保护区面积	自然保护区面积/行政面积	115	0.0690	0.0857	0.0000	0.5677
地理东西区位	东部沿海为 1;其他为 0	115	0.4522	0.4999	0.0000	1.0000
地理南北区位	秦岭淮河以北为 1;其他为 0	115	0.5043	0.5022	0.0000	1.0000
城市类型	特大、超大城市为 1;其他为 0	115	0.1130	0.3180	0.0000	1.0000

注:①表中所有经济变量均作了消除通胀处理;②利用城市中心经纬度计算距区域中心大城市的距离、流入地与户口所在地距离;③区域中心大城市指根据 2000 年人口普查城镇常住人口超过 400 万的城市,分别是:北京、上海、重庆、天津、广州、杭州、西安、成都、深圳、青岛、南京、沈阳、哈尔滨、武汉(夏怡然和陆铭,2015);④东部沿海城市包含北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南 11 个省份的城市;⑤城市类型划分根据 2014 年《关于调整城市规划标准的通知》;⑥由于不同劳动力个体差异,流出地流入地距离、是否同一省份两个变量观测值为个体样本数 \times 备选城市数,即 2214 \times 115 个观测点。

根据基准模型 4 回归结果,本文可粗略计算出劳动力的“生态健康议价”。生态健康指数的影响系数表明,城市生态健康指数每上升 1%将导致劳动力流向该城市的概率提高 7.57%。同时,工资水平的影响系数表明,城市工资水平每增加 1000 元将导致劳动力流向该城市的概率提高 7.23%。粗略估计城市生态健康指数每上升 1%,劳动力对城市生态健康的年均工资性意愿支付议价(WTP, Willingness to Pay)为 1046.89 元(1000 \times 7.57/7.23 元),或每天意愿支付 2.87 元。由于生态健康指数的标准差为 0.03,可知劳动力为降低生态健康指数一单位偏差,每天 WTP 为 8.61 元(3 \times 2.87 元)。本文估算出的劳动力生态健康支付议价(8.61 元)小于 Zhang et al.(2017)估算的环境支付议价(26 元),主要原因是本文只使用城市职工年均工资性收入,而 Zhang et al.(2017)采用的是家庭全年人均收入。

上述实证结果与理论分析中的预期吻合,考虑到工作、生活的环境状况对本人身心健康的影响,劳动者在作出流向选择时会考虑到备选城市生态建设水平,说明地方政府不仅能够通过在公共

物品的供给和税率的设定上竞争,还可以通过改善城市生态文明建设来吸引大量优质的劳动力资源。回归中各控制变量的结果基本符合预期,不予赘述^①。模型5是变量标准化处理后的回归结果,通过实证结果可以观测城市生态健康对劳动力流动的相对作用。结果表明,城市的生态健康指数平均增加一个标准差,劳动力选择这个城市的概率上升0.2228倍,说明城市生态健康对吸引劳动力流入具有重要作用。

表3 基本回归结果

	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5
生态健康指数	36.0644*** (0.7936)	9.7713*** (1.5235)	16.2628*** (1.8784)	7.5686*** (2.3965)	0.2228*** (0.0705)
城市层面	否	是	是	是	是
个人层面	否	否	是	是	是
省区固定效应	否	否	否	是	是
Chi2	2240.8800	3255.9300	11218.5300	12160.8300	12160.8300
Pseudo R ²	0.1067	0.1550	0.5339	0.5788	0.5788
样本容量	254610	254610	254610	254610	254610
城市数量	115	115	115	115	115
个人数量	2214	2214	2214	2214	2214

注:括号内为稳健标准误,***、**、*分别表示在1%、5%和10%的置信水平下显著。以下各表同。

2. 稳健性检验

(1) 面板泊松、负二项回归检验。上述基本回归是基于2008—2014年经济变量的均值对劳动力流向决策的影响,但这段期间内,全国雾霾爆发的频率和受到的关注度不断攀升,人们的环保意识不断增强,时间效应的作用需要重视。本文将2014CLDS样本按流动年份和流入城市归类,对2008—2014年各城市劳动力流入人数加总进行计数模型分析,经整理获得690(115×6)个城市点,流动人数共740人。本文借鉴夏怡然和陆铭(2015)的处理方法,为避免双向因果带来的估计偏误,在检验城市生态健康是否影响人口流动时,对核心解释变量和控制变量进行了前定变量处理(Dahlberg et al., 2012; 夏怡然和陆铭, 2015),计数模型中的变量均采用滞后一期进行回归。

表4中模型6、模型7报告了两类计数模型的回归结果。泊松回归和负二项回归的结果与基准模型4结果吻合,城市生态健康指数滞后一期的影响系数均在1%置信水平上显著为正,且系数大小与上述回归结论基本一致。通过时间维度的考察,在匹配劳动力流动年份对应的城市生态健康指数后,城市生态文明建设水平对劳动力流动仍然保持稳健且高度正向的影响。

(2) 工具变量检验。为了检验结果的稳健性,本文选择城市自然保护区面积占行政区划面积的比重作为一个城市生态健康指数的工具变量^②进行内生性检验。一方面,自然保护区的申请需经原国家环境保护部审批,原国家环保部对地方自然保护区的申请有严格的考核要求,对城市自然环境保护能力有一定的要求,只有达到要求才能申请通过。所以,城市自然保护区面积占比能够一定程度上反映城市的自然生态环境保护能力。另一方面,自然保护区的保护是长期持续性的,地方政府

① 基础教育影响系数为负,通过对数据的检查发现可能由于大城市学生人数多导致数值偏小所致。本文尝试使用其他变量反映基础教育水平,结果基本一致。

② 需要说明的是,“自然保护区面积占比”与三级指标“建成区绿化覆盖率”、“人均公共绿地面积”有本质区别。

表 4 稳健性检验 2:时间维度考察

	模型 6 poisson	模型 7 nbreg	模型 8 two-step poisson	模型 9 two-step NB
生态健康指数	9.1829*** (1.9099)	9.1528*** (3.4458)	69.8740*** (13.4021)	43.2075** (20.7165)
res_生态健康指数			-61.7195*** (13.4974)	-34.9749* (21.0262)
城市信息	是	是	是	是
省区固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
Log-likelihood	-764.9753	-720.2739	-754.8574	-718.9214
样本容量	690	690	690	690
时间跨度	6	6	6	6
城市数量	115	115	115	115

在保护区范围内投资建设受到的环境规制更加严格,折射出地区对人与自然和谐发展、生态文明建设的重视程度。同时,自然保护区面积占比并不会直接影响劳动者流动决策,所以是较为合适的工具变量。城市自然保护区的面积数据来自原环境保护部《2013 年全国自然保护区名录》,通过收集整理与 115 个备选城市进行匹配。

由于条件 Logit 模型中二阶段最小二乘法及相关检验均失效^①,但面板泊松、负二项回归检验结果稳健,本文采用 Hilbe(2011)两步法,利用工具变量进行二阶段泊松、负二项回归。具体来说,第一步,利用内生变量(城市生态健康指数)对工具变量(自然保护区面积占比)及其他控制变量进行 OLS 估计,得到对应的残差;第二步,利用内生变量、第一步估计的残差及其他控制变量对流动人数进行泊松、负二项回归,表 4 中模型 8、模型 9 分别报告了二步法泊松回归和二步法负二项回归结果。从两步法回归的残差项系数可以看出,泊松回归通过了 1%显著性检验,负二项回归通过了 5%和 10%显著性检验,表明之前回归中的确存在内生性偏误,选择自然保护区面积占比这一工具变量是比较合适的。Hilbe 两步法的估计结果显示,经过工具变量法处理后核心解释变量对劳动力流向决策的正向影响仍然稳健存在,回归的系数估计也与基准模型 4 回归结果完全一致。^②

3. 异质性分析

(1)个体的异质性分析。上述研究均基于劳动者对城市生态健康偏好完全相同的假设。接下来,本文将对劳动者个体差异进行异质性分析,分别从个体的流动年份、教育背景、年龄阶层、性别、工作场所、技能水平、户口类型考察异质性效应。由于条件 Logit 模型不能直接引入个体变量,本文参考夏怡然和陆铭(2015)的处理方法,通过构造城市生态健康指数与个体特征变量的交互项,利用交互项系数反映影响劳动力流动的异质效应。表 5 中的模型 10—16 分别报告了 7 个个体特征的异质

① 在进行工具变量检验之前,本文借鉴 Chen et al.(2016)的方法,利用排他性检验论证工具变量选择的合理性,结果可在《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)下载。

② 此外,本文还对结果进行了区分流动动机、排除需求因素、民众环保意识突出年份、替换被解释变量、调整城市生态健康指数均值(2013 年指标构成有微调,选 2013—2014 年均值)、合并 2012CLDS 数据、变量调整为劳动力流入年份之前的均值等一系列稳健性检验,结果均显著,具体结果可在《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)下载。

性回归结果。

模型 10 报告了流动年份的异质性作用,交互项系数显著为正,城市生态健康对劳动力流向选择的影响随流动年份增加呈递增趋势。本文将 2008 年爆发的“雾霾事件”作为民众关注度快速上升的开始,考察随着社会媒体不断曝光,民众对 PM2.5 的恐慌,会进一步影响劳动者流向选择的决定。也就是说,在 2008 年以后迁移的劳动者会受“雾霾事件”的影响,选择流向那些空气质量好、没有雾霾的城市,而且随着关注度的不断升温,这种“环境选择性”流动更加明显。模型 11 报告了不同受教育水平的劳动者,在对待环境选择性流动的态度上是否有差异。城市生态健康与教育水平的交互项系数显著为正,相对于低教育水平的劳动者,高教育水平的劳动者更加重视城市生态建设,在作出流向决策时会更加考虑环境因素,与研究推论 2 完全吻合。从这一点看,地方政府想要吸引更多高质量劳动力资源,尤其是知识技能型人才,需要提高自身城市生态环境的建设,再结合政府补贴奖励等优惠政策,可能效果会更好。

模型 12 报告了不同年龄阶层的劳动者在流动过程中对城市生态健康的异质性反应,交互项系数显著为负,说明年轻一代的劳动者在流动过程中更多考虑环境因素,对个人工作、生活的环境提出更高的要求。模型 13 报告了不同性别的劳动者在选择流向时对城市生态健康的不同态度,交互项系数显著为正,说明男性劳动者在流动过程中会更加注重城市生态建设对自身带来的影响。模型 14 报告了不同工作环境下劳动力对城市生态健康的重视程度,交互项系数显著为负,表明室内劳动者比室外劳动者更加重视城市生态健康,在进行流向选择时更偏爱生态建设好的城市。此外,本文还针对劳动者是否持有技能证书、劳动者是来自农村还是城镇进行异质性分析,但从模型 15 和模型 16 的交互项系数看均不显著。

表 5 个体异质性分析

	模型 10 流动年份	模型 11 教育	模型 12 年龄	模型 13 性别	模型 14 工作场所	模型 15 技能证书	模型 16 户口类型
生态健康指数	2.8022 (4.8670)	-1.1904 (3.1199)	22.0550*** (3.6095)	5.9300** (2.4940)	10.2691*** (2.9030)	7.4081*** (2.4253)	7.3232*** (2.4439)
交互项	2.2588*** (0.6829)	0.8998*** (0.2090)	-0.3645*** (0.0643)	3.5864** (1.5850)	-10.5582*** (2.0369)	0.8234 (1.9501)	0.0321 (1.8700)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
省区固定效应	是	是	是	是	是	是	是
Chi2	3561.8600	12178.9900	12060.7400	12165.9700	8870.2000	12161.0100	12042.9500
Pseudo R2	0.5177	0.5797	0.5795	0.579	0.5763	0.5788	0.5779
样本容量	83375	254610	252195	254610	186530	254610	252540
城市数量	115	115	115	115	115	115	115
个人数量	725	2214	2214	2214	1622	2214	2196

(2)城市的异质性分析。本文主要从城市地理环境和人文环境分析城市的异质性影响。将城市分为东部沿海和内陆、秦岭淮河线以北和以南、特大超大和中小城市。其中,流入东部沿海的劳动力有 1435 个,流入内陆城市的劳动力有 779 个;流入秦岭淮河以北地区的劳动力有 689 个,流入秦岭淮河以南地区的劳动力有 1525 个;流入特大超大城市的劳动力有 730 个,流入中小城市的劳动力有 1484 个,表 6 中的模型 17—20 分别报告了城市特征的异质性回归结果。

模型 17 报告了沿海内陆城市的异质性影响结果,交互项系数显著为负,说明流入内陆城市的

劳动力对城市生态健康的敏感程度更高。一种可能性解释是,沿海城市的气候环境更宜居,城市生态环境和空气质量优于内陆城市,劳动者表现出的敏感度稍低,需要为此所支付的额外成本也较低。模型 18 报告了秦岭淮河以北、以南城市的异质性影响结果,交互项系数显著为正,说明流入以北地区的劳动力对城市生态健康更加敏感。一种可能性解释是,由于秦岭淮河以北地区冬季集体供暖,造成空气污染较严重(Chen et al.,2013),同时北方多以重工业为主导产业,环境质量较差,使得流入北方地区的劳动力对城市生态健康更加关注,城市需要支付的额外成本较大。模型 19 报告了城市规模的异质性影响结果,交互项系数显著为负,说明大中小城市的劳动力在流动过程中更容易受到城市生态健康的影响。鉴于内陆、秦岭淮河以北及大中小城市吸引劳动力受城市生态健康的影响效果更显著,政府需要对这些城市的生态文明建设提出更高要求。城市的工资水平直接反映出其经济发展水平,本文对不同工资水平的城市,在生态健康影响劳动力流动的过程中的反应进行分析,从侧面反映经济发展与生态健康呈现的动态关系。模型 20 的交互项显著为正,说明随着工资水平的提高,城市生态健康对劳动力流向决策的影响作用更加明显,与研究推论相吻合。

表 6 城市异质性分析

	模型 17 沿海内陆	模型 18 秦岭淮河以北、以南	模型 19 城市规模	模型 20 工资水平差异
生态健康指数	18.1376*** (3.4654)	6.4602*** (2.4298)	8.2431*** (2.4373)	4.9309** (2.4257)
交互项	-16.5587*** (3.6697)	1.5441*** (0.2941)	-0.2585* (0.1461)	0.8251*** (0.1209)
控制变量	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是
Chi2	12181.7900	12186.5600	12164.0000	12156.0900
Pseudo R2	0.5798	0.5800	0.5789	0.5786
样本容量	254610	254610	254610	254610
城市数量	115	115	115	115
个人数量	2214	2214	2214	2214

六、进一步研究与讨论

1. 内在机制研究

城市生态文明建设对劳动力流动决策的作用主要通过影响劳动者健康水平来实现。城市生态文明建设水平不仅影响劳动者身体健康(Tanaka,2015;Chen et al.,2013),还影响劳动者心理健康(Deaton and Stone,2013;Zhang et al.,2017),这些最终将影响劳动者的工作效率、劳动供给和收入水平(Hanna and Oliva,2011;Carson et al.,1997;杨俊和盛鹏飞,2012;李佳,2014)。为了验证理论假说,本文进一步从劳动者生理健康、心理健康、劳动供给水平以及收入水平四方面,利用双层随机截距模型来探讨政府改善城市生态文明建设能够吸引优质劳动力资源的内在机制。机制模型设定如下:

$$Y_{ij} = \alpha + \beta Echi_{ij} + \delta Micro_{ij} + \gamma Macro_{ij} + \varepsilon \quad (7)$$

其中,被解释变量 Y_{ij} 由四部分构成,一是被调查个体的生理健康状况,采用 BMI 指数(身体质量指数)衡量,通过个人身高和体重计算得出,根据世界卫生组织的规定 BMI 值大于等于 18.5 且小

于 24 为正常健康标准,而其他范围的相关疾病发病危险性较高。故本文设置一个 dummy,即如果 $18.5 \leq BMI < 24$,则 $dummy=1$;其他范围 $dummy=0$,通过两层 Probit 随机截距模型考察城市生态健康指数对迁入者个体生理健康的影响。二是被调查个体的心理健康状况,采用问卷涉及的“过去四周内感动悲伤、消沉或抑郁的频率”来衡量,赋值 1—5 来反映出现这种状况的频率,数值越小发生率越低,反之则越高,通过双层 Order-Probit 随机截距模型分析城市生态健康指数对劳动者个体心理健康的影响。三是被调查个体的劳动供给时间,采用问卷调查“目前或最近一份工作一般一周工作小时数”来衡量,只选取目前有工作的调查者且使用 Winsorize 方法对异常值进行处理,利用双层线性随机截距模型研究城市生态健康指数对劳动力劳动供给的影响。四是被调查个体的个人收入情况,使用 Winsorize 方法处理异常值后取对数,利用双层线性随机截距模型探究城市生态健康指数对劳动者个人收入的影响。核心解释变量 $Echi_{ij}$ 表示个体 i 所在 j 城市的生态健康指数。控制变量包括微观个体层面和宏观城市层面,个体层面主要包括:年龄、年龄平方、性别、户口类型、受教育水平、婚姻状况、民族、政治面貌、自评健康状况、家庭人均收入水平;城市层面主要包括:固定资产投资水平、医疗服务水平、失业率等,具体回归结果如表 7 所示。

在控制个体信息和城市特征后,模型 26 表明城市生态健康指数对劳动力的生理健康有显著正向作用,这与 Tanaka(2015)、Chen et al.(2013)等研究结论基本一致。模型 27 表明城市生态健康指数对劳动力的心理健康有正向影响,即生态健康指数越高,劳动者负面情绪发生的频率越低,虽未达到统计水平上的显著,但 P 值接近显著的临界线(0.107),与 Deaton and Stone(2013)、Zhang et al.(2017)研究结论比较相似。从劳动力供给的角度看,模型 28 显示城市生态健康指数对流入者的劳动供给时间有显著促进作用,故一旦劳动力在进行流向选择时考虑到这层作用,便会更倾向于流向生态环境好的城市(Carson et al.,1997;杨俊和盛鹏飞,2012)。不论是身心健康的影响还是劳动供给水平的影响,最终都将直接反映在劳动者个人收入水平上,所以本文进一步以城市生态健康指数对劳动者个人收入进行分析,从模型 29 发现城市生态健康指数的确对劳动者个人收入有促进作用,符合本文在理论模型中所阐述的。

表 7 内在机制分析

	模型 26 生理健康	模型 27 心理健康	模型 28 劳动供给时间	模型 29 个人收入水平
生态健康指数	1.8613** (0.9502)	-2.1261 (1.3307)	64.5566** (31.6194)	2.5315** (1.1996)
控制变量	是	是	是	是
个体样本	2087	2020	1480	1567
城市样本	86	86	76	78
Chi2	28.1200	132.0900	127.6400	324.0700

2. 拓展与讨论

上述内在机制研究是将理论模型的推导实证化,其核心理念是认为城市生态健康水平会影响劳动力流入之后的身心健康状况和有效工资收入,导致劳动力在作出流向决策时不仅会考虑备选城市的现实工资收入还会考虑其生态健康,综合现实收入和生态状况评估流入后的有效收入,所以决定劳动力流动决策最根本的因素是一个城市能够给劳动者带来多大的有效收入。诚然,地方政府可以通过提高工资待遇来诱使劳动力降低对城市生态健康的要求,从而吸引劳动力流入,但这样能

实现有效资源配置吗?本文将结合经济学原理探讨地方政府如何在劳动力资源竞争市场中,通过城市生态文明建设实现资源有效配置,并据此提出城市有效收入的衡量架构。

劳动力流动决策受城市名义工资和生态健康共同影响,假设 A 城市(生态健康好)和 B 城市(生态环境差)竞争市场中自由流动的劳动力,当两城市提供的工资水平一致时,根据劳动力流动决策理论,自然 A 城市会吸引更多劳动力流入。此时,若 B 城市想在劳动力市场中获得竞争力必须通过增加工资水平换取生态健康上的差距,例如,增加一单位工资弥补一单位生态环境差距。根据 Carson et al.(1997),McConnell(1997)对库兹涅茨环境曲线(EKC)关于环境质量需求的收入弹性理论解释,这种替代关系往往是非线性的,工资对生态环境的替代关系满足边际替代率递增规律,即如果 B 城市生态健康进一步恶化一单位(与 A 城市生态健康相差两单位),B 城市需要付出高于两单位的工资才能弥补因生态健康所丧失的竞争力,而且生态健康上的差距越大,城市为此付出的额外工资越高。^①所以生态健康水平低的城市,需要比那些生态健康水平高的城市付出更多额外工资才能吸引劳动力,尤其是高端劳动力。生态健康水平越低的城市,自由市场中流动的劳动力对其越敏感,这类城市为提高市场竞争力需要付出的额外资源也越多。

但如果将这部分额外资源投入到城市生态文明建设中是否更有效?从研究推论 2 可知,随着工资收入的不断提高,劳动力对城市生态健康的需求越来越高。对于劳动力来说,当工资收入达到一定水平后,生态健康的边际效用将会超过工资收入的边际效用,所以此时将额外资源投入到增加生态健康的边际效用中更能吸引劳动力流入,资源配置也更为有效。也就是说,地方政府一开始采用高工资收入吸引劳动力的作用显著,当达到一定程度后,这种作用将小于采用生态健康吸引劳动力的作用,此时政府通过加强生态文明建设吸引劳动力更加有效。为了寻找资源配置有效点,本文尝试将劳动力的两种效用整合,通过综合效用指标——生态健康收入(Healthy Income,即有效收入)反映。城市生态健康收入通过生态健康指数与工资收入的乘积计算得到,生态健康指数范围为 $[0, 1]$,当取值为 1 时,即城市生态健康水平 100%,此时工资收入等同于生态健康收入;当工资收入一定时,城市生态健康指数越高,生态健康收入越高,劳动力更倾向于流入,反之亦然。在初期收入边际效用大于生态健康边际效用,到一定水平后生态健康边际效用大于收入边际效用,据此推断出当收入边际效用等于生态健康边际效用时,生态健康收入效用达到最优。

七、结论与启示

本文从微观个体流动决策角度考察城市生态文明建设对劳动力流动的影响。通过各种稳健性检验后发现,城市生态健康指数对劳动力跨市流动有显著正向作用,劳动力更倾向于流向生态环境好的城市。其中,城市生态健康的影响随劳动力流动年份越近而增加、高教育水平的劳动力受到的影响更大、年轻一代的劳动力受到的影响更显著、男性劳动力在选择城市流入的时候更易受影响、室内的劳动力更加重视生态环境对自身的效用。内陆城市、秦岭淮河以北城市、大中小型城市以及高工资水平城市生态文明建设的作用更明显,需要加大这些城市的生态文明建设力度。从身心健康和劳动供给两方面探究其作用途径,验证了城市生态健康对劳动力的生理和心理健康、供给时间都有促进作用,而这些都直接或间接体现在劳动力个人收入水平上,最终作用于劳动力的流向。最后,进一步从地方政府资源配置的规划角度,利用边际效用理论探讨如何通过生态文明建设吸引优质劳动力资源和高质量人才,提升劳动力资源竞争力。

^① 为了更为直观地表达两者效用的不同,本文作出了收入和生态健康效用可能性边界与边际效用函数图,可在《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)下载。

为了加快推进生态文明建设,调动地方政府建设的积极性和主动性至关重要。本文结论为地方政府改善生态环境提供了很好的理论支持,政府可以通过城市生态文明建设在劳动力资源竞争中开辟一条新的道路,贯彻可持续发展战略,加快经济转型的同时吸引人才资源实现地区高质量增长,符合“十三五”规划发展的精神:①揭示新一代劳动力流动决策的内在机理,凸显城市生态环境建设对劳动力流入的作用,强调有效收入是劳动力流向选择的关键,在年轻一代的高端劳动力群体中尤为突出。新一代劳动力流向选择的剖析,将有助于地方政府在招揽人才、制定相关引进政策时将城市生态文明建设纳入考虑范畴,以优质的城市生态环境作为“卖点”,提高市场竞争力。通过对“生态健康议价”和“生态健康收入”计算,各地方政府可分析出劳动力资源竞争的实力和需改进之处。②让地方政府充分了解加强生态文明建设对吸引劳动力资源的重要性。从劳动力资源竞争的角度,鼓励地方政府积极推进生态文明建设,增加“人才争夺战”中的竞争力,为加快经济转型、促进地区经济可持续增长、实现高质量发展吸引充足“燃料”。同时需要让地方政府了解,生态文明建设会造成市场竞争过程中的额外成本,以高额的经济代价来弥补所丧失的竞争力更会造成经济资源分配无效率。结合本文内在理论的分析,将额外成本投入到生态文明建设当中,可能会比直接投入到经济优势中更有效地吸引劳动力流入。③全国各城市的生态健康指数分布不均衡,东部沿海地区健康指数高于中西部地区,秦岭淮河以南地区高于以北地区,这对不同地区的城市生态文明建设和吸引劳动力流入策略提出不同的要求。流动人口对城市生态健康越敏感,一方面反映了其自身对生活和工作环境质量的高要求,另一方面也折射出这些城市生态健康治理的严重性和紧迫性。内陆城市、秦岭淮河以北城市、大中小城市的生态文明建设任重道远,为取得劳动力资源竞争的优势需加大改革建设力度,尤其是吸引高端、优质“燃料”,必须为此提出更高要求,才能在经济转型升级、实现高质量发展道路中厚积薄发。

〔参考文献〕

- [1]蔡昉. 中国劳动力市场发育与就业变化[J]. 经济研究, 2007, (7):4-14.
- [2]高波,陈健,邹琳华. 区域房价差异、劳动力流动与产业升级[J]. 经济研究, 2012, (1):66-79.
- [3]郭庆旺,贾俊雪. 地方政府间策略互动行为、财政支出竞争与地区经济增长[J]. 管理世界, 2009, (10):17-27.
- [4]李佳. 空气污染对劳动力供给的影响研究——来自中国的经验证据[J]. 中国经济问题, 2014, (5):67-77.
- [5]黎文靖,郑曼妮. 空气污染的治理机制及其作用效果——来自地级市的经验数据[J]. 中国工业经济, 2016, (4):93-109.
- [6]梁琦,陈强远,王如玉. 户籍改革、劳动力流动与城市层级体系优化[J]. 中国社会科学, 2013, (12):36-59.
- [7]刘毓芸,徐现祥,肖泽凯. 劳动力跨方言流动的倒U型模式[J]. 经济研究, 2015, (10):134-146.
- [8]潘静,陈广汉. 家庭决策、社会互动与劳动力流动[J]. 经济评论, 2014, (3):40-50.
- [9]石庆玲,陈诗一,郭峰. 环保部约谈与环境治理:以空气污染为例[J]. 统计研究, 2017, (10):88-97.
- [10]石庆玲,郭峰,陈诗一. 雾霾治理中的“政治性蓝天”——来自中国地方“两会”的证据[J]. 中国工业经济, 2016, (5):42-58.
- [11]汤韵,梁若冰. 中国省际居民迁移与地方公共支出——基于引力模型的经验研究[J]. 财经研究, 2009, (11):16-25.
- [12]王桂新,潘泽瀚,陆燕秋. 中国省际人口迁移区域模式变化及其影响因素——基于2000和2010年人口普查资料的分析[J]. 中国人口科学, 2012, (5):2-13.
- [13]席鹏辉,梁若冰. 城市空气质量与环境移民——基于模糊断点模型的经验研究[J]. 经济科学, 2015, (4):30-43.
- [14]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.
- [15]杨俊,盛鹏飞. 环境污染对劳动生产率的影响研究[J]. 中国人口科学, 2012, (5):56-65.

- [16]张莉,何晶,马润泓. 房价如何影响劳动力流动[J]. 经济研究, 2017,(8):155-170.
- [17]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,(11):47-57.
- [18]Bayoh, I., E. Irwin, and T. Haab. Determinants of Residential Location Choice: How Important Are Local Public Goods in Attracting Homeowners to Central Locations[J]. *Journal of Regional Science*, 2010,46(1):97-120.
- [19]Carson, R. T., Y. Jeon, and D. R. McCubbin. The Relationship between Air Pollution Emissions and Income: U.S. Data[J]. *Environment and Development Economics*, 1997,(2):433-450.
- [20]Chen, Y., A. Ebenstein, M. Greenstone, and H. Li. Evidence on the Impact of Sustained Exposure to Air Pollution on Life Expectancy from China's Huai River Policy[J]. *PNAS*, 2013,(110):12936-12941.
- [21]Chen, Y. J., P. Li, and Y. Lu. Career Concerns and Multitasking Local Bureaucrats: Evidence of a Target-based Performance Evaluation System in China[J]. *Journal of Development Economics*, 2018,(133):84-101.
- [22]Chen, T., K. S. Kung, and C. Ma. Long Live Keju! The Persistent Effects of China's Imperial Examination System[R]. *SSRN Electronic Journal*, 2016.
- [23]Dahlberg, M., M. Eklof, P. Fredriksson, and J. J. Monseny. Estimating Preferences for Local Public Services Using Migration Data[J]. *Urban Studies*, 2012,49(2):319-336.
- [24]Deaton, A., and A. A. Stone. Two Happiness Puzzles[J]. *American Economic Review*, 2013,(103):591-597.
- [25]Fu, Y. M., and W. C. Liao. What Drive the Geographic Concentration of College Graduates in the US? Evidence from Internal Migration[R]. *NBER Working Paper*, 2012.
- [26]Gallagher, P., W. Lazarus, H. Shapouri, R. Conway, F. Bachewe, and A. Fischer. Cardiovascular Disease-Risk Benefits of Clean Fuel Technology and Policy: A Statistical Analysis [J]. *Energy Policy*, 2010,38(2):1210-1222.
- [27]Graff, Z. J., and M. J. Neidell. Temperature and the Allocation of Time: Implications for Climate Change[R]. *NBER Working Paper*, 2011.
- [28]Greenstone, M., and R. Hanna. Environmental Regulations, Air and Water Pollution, and Infant Mortality in India[J]. *American Economic Review*, 2014,104(10):3038-3072.
- [29]Hanna, R., and P. Oliva. The Effect of Pollution on Labor Supply: Evidence from a Natural Experiment in Mexico City[R]. *NBER Working Paper*, 2011.
- [30]Harris, J. R., and M. P. Todaro. Migration unemployment and Development: A Two-Sector Analysis [J]. *American Economic Review*, 1970,60(1):126-142.
- [31]Hilbe, J. *Negative Binomial Regression(second edition)* [M]. New York: Cambridge University Press, 2011.
- [32]Krugman, P. R. Increasing Returns and Economic Geography [J]. *Journal of Political Economy*, 1991,99(3):483-499.
- [33]Lee, E. S. A Theory of Migration[J]. *Demography*, 1966,3(1):47-57.
- [34]Marchiori, L., and I. Schumacher. When Nature Rebels: International Migration, Climate Change, and Inequality[J]. *Journal of Population Economic*, 2011,24(2):569-600.
- [35]McConnell, K. E. Income and the Demand for Environmental Quality [J]. *Environment and Development Economics*, 1997,2(4):383-399.
- [36]McFadden, D. L. *Conditional Logit Analysis of Qualitative Choice Behavior*[M]. *Frontiers in Econometrics*, New York: Academic Press, 1974.
- [37]Moretti, E., and M. Neidell. Pollution, Health, and Avoidance Behavior: Evidence from the Ports of Los Angeles.[J]. *Journal of Human Resources*, 2011,46(1):154-175.
- [38]Nawrotzki, R. J., F. Riosmena, and L. M. Hunter. Do Rainfall Deficits Predict U.S.-Bound Migration from

- Rural Mexico? Evidence from the Mexican Census[J]. *Population Research Policy Review*, 2013,32(1):129–158.
- [39]Neidell, M. Information, Avoidance Behavior, and Health: The Effect of Ozone on Asthma Hospitalizations[J]. *Journal of Human Resources*, 2009,44(2):450–478.
- [40]Puga, D. The Rise and Fall of Regional Inequalities[J]. *European Economic Review*, 1999,43(2):303–334.
- [41]Reuveny, R., and W. H. Moore. Does Environmental Degradation Influence Migration? Emigration to Developed Countries in the Late 1980s and 1990s[J]. *Social Science Quarterly*, 2009,90(3):461–479.
- [42]Tanaka, S. Environmental Regulations on Air Pollution in China and Their Impact on Infant Mortality[J]. *Journal of Health Economics*, 2015,42(7):90–103.
- [43]Tiebout, C. M. A Pure Theory of Local Expenditures[J]. *Journal of Political Economy*, 1956,64(5):416–424.
- [44]Tra, C. I. A Discrete Choice Equilibrium Approach to Valuing Large Environmental Changes [J]. *Journal of Public Economics*, 2010,94(2):183–196.
- [45]Viard, V. B., and S. Fu. The Effect of Beijing’s Driving Restrictions on Pollution and Economic Activity[J]. *Journal of Public Economics*, 2015,125(8):98–115.
- [46]Zhang, X., Zhang X., and X. Chen. Happiness in the Air: How Does a Dirty Sky Affect Mental Health and Subjective Well-being[J]. *Journal of Environmental Economics & Management*, 2017,85(9):81–94.

Urban Ecological Civilization Construction and the Flow of New Generation Labor—The New Perspective of Labor Resources Competition

ZHANG Hai-feng¹, LIN Xi-xi², LIANG Ruo-bing², LAN Jia-jun³

- (1. School of Finance and Taxation of Nanjing University of Finance and Economics, Nanjing 210046, China;
 2. School of Economics of Xiamen University, Xiamen 361005, China;
 3. Wang Yanan Institute of Economics of Xiamen University, Xiamen 361005, China)

Abstract: People’s demands for a better environment have become increasingly strong, and the construction of ecological civilization has risen to national strategic decision-making, but local governments’ understanding of strengthening ecological civilization construction needs to be improved. For the first time, this paper studies the relationship between urban ecological civilization construction and labor mobility decision-making from the micro-individual perspective, and matches the Chinese Labor Dynamics Survey Data (CLDS) with the urban ecological health index data. The conditional Logit model is used to empirically test the relationship between the two. After a series of robustness tests, the study found that urban ecological health has a significant role in attracting labor inflows, and labor tends to flow to cities with good ecological construction. From the heterogeneity results, the flow years are relatively close, the education level is higher, the age is younger, and the male and indoor working population are more sensitive to the urban ecological environment; The role of urban ecological civilization construction in the inland, north of Qinling-Huaihe, large-medium-small and high-wage levels is more obvious for labor mobility decision-making. Finally, this paper uses the two-layer random intercept model to analyze the internal mechanism of urban ecological civilization construction affecting labor mobility. Combined with empirical conclusions and theoretical analysis, this paper argues that the government can open up a new way in the competition of labor resources through urban ecological civilization construction, and reserve high-quality “fuel” for accelerating economic transformation and achieving high-quality development.

Key Words: construction of ecological civilization; urban ecological health index; labor mobility; ecological health income

JEL Classification: J61 I12 H41

[责任编辑:王燕梅]