

## Where does Labor Mobility go

# -- An Empirical Study based on the Perspective of Land Transfer

Tao Wang, Wenzhe Zhao\*

School of Economics, Central University of Finance and Economics, Beijing, 100081, China.

\*kingtao0108@163.com

Abstract. This paper studies the impact of urban land transfer on the flow of labor force by using the data from the questionnaire A of the National Survey on Health and Family Planning of Migrant Population in 2016, the China Urban Statistics Yearbook and the China State-owned Land Resources Statistics Yearbook. Estimated results show that, under the control of other conditions unchanged, urban land transfer has a significant role in promoting labor mobility. This paper argues that on the one hand, different types of urban land transfer provide more employment opportunities for migrant workers; on the other hand, urban land transfer provides better public services and convenient living conditions for migrant workers, alleviating the "crowding-out effect" caused by the growth of housing prices, thus attracting migrant labor mobility. Based on this, this paper argues that in dealing with the problem of future labor force gathering in big cities in China, local governments should properly arrange and deal with land transfer behavior, and formulate urban development strategy should conform to the population spatial distribution and urban system pattern formed by market economic forces.

**Keywords:** Logit model of conditional; Flow of urban land; Transferring labor force.

## 劳动力流动到哪里去了? ---基于土地转让视角的实证研究

干韬. 赵文哲

中央财经大学经济学院,北京100081,中国.

摘要:本文利用2016年全国流动人口健康与计划生育调查问卷A,"中国城市统计年鉴"和"中国国有土地"的调查问卷,研究了城市土地流转对劳动力流动的影响.资源统计年鉴.预计结果表明,在其他条件不变的情况下,城市土地流转对促进劳动力流动具有重要作用.本文认为,一方面,不同类型的城市土地流转为农民工提供了更多的就业机会;另一方面,城市土地流转为农民工提供了更好的公共服务和便利的生活条件,缓解了住房价格上涨带来的"挤出效应",从而吸引了农民工的流动性.在此基础上,本文认为,在处理中国大城市未来劳动力聚集问题时,地方政府应妥善安排和处理土地流转行为,制定符合人口空间分布和城市发展的城市发展战略.由市场经济力量形成的制度模式.

关键词:有条件的Logit模型;城市土地流动;转移劳动力.

## 1. 引言

自改革开放以来,随着经济社会的变迁和相关政策的转变,流动人口问题正逐渐成为我国人口研究的重要问题.据2017年11月10日发布的第八部《中国流动人口发展报告2017》显示,2016年我国流动人口规模为2.45亿,比上年末减少了171万人,但仍保持较大比重.可以预见,在今后较长一段时间期内,大规模的人口流动迁移仍将是我国人口发展及经济社会发展的重要现象.根据2010年第六次人口普查的数据统计,流动人口越来越向少数城市集聚,流动人口占比排名前50位的城市吸纳的流动人口总数占全国的72.74%,上海、北京、深圳、东莞、广州等排



名最前的5个城市占全国流动人口总数的24.74%(夏怡然等,2015). 如此巨大的流动人口对人们的经济生活造成了很大的影响. 在数目庞大的流动人口中,外出务工的群体占据了相当大的一部分份额. 数目庞大的流动劳动力促进了城市化以及当地经济的发展,同时所造成的社会治安和损害城市形象问题也成为推动城镇居民所关注的焦点. 外来劳动力在进行流动过程中究竟选择去哪? 是什么因素影响了劳动力的流动决策? 在这样的大背景下,关于流动人口具体的流动问题成为诸多研究者重要的研究对象.

目前来说,针对流动人口的研究已涉及到人口学、社会学、经济学、管理学等多学科.研究者多通过使用比如人口普查数据、专项抽样调查数据等作为研究依据.研究主题包括但不限于针对流动人口的描述性研究、人口流动因素中的中观分析、农民工外出与回流行为分析、外来人口相对地位研究、外来农民工个体差异分析五个方面(张展新,杨思思,2013).其中,劳动力流动决策本质上是个人比较成本收益并追求更高效用的结果.就目前而言,基于中国劳动力流向的实证研究发现非农产业和外向型经济比重高、人口规模大、平均教育程度高、预期收入高、与流出地距离近的省份更容易成为劳动力流入地(段成荣,2001;朱农、曾昭俊,2004;肖群鹰、刘慧君,2007;王桂新等,2012).可以注意到,城市层面上的因素对劳动力的流动决策起到重要的推动作用.

土地作为城市化发展的一个关键因素,对城市经济的推动起到关键作用.城市土地面积的出让利用不仅决定了城市发展的结构,更间接促进吸引大批劳动力的流入.但是,当前土地城镇化快于人口城镇化,一部分工业项目的低效建设造成了土地浪费和城镇化率的虚高.从2000年到2012年,中国城市建设用地面积扩大了106.9%,而人口仅增长55.3%,土地城镇化是人口城镇化的1.93倍.(2001年和2013年《中国统计年鉴》).城市土地出让究竟能否有效的吸引外来劳动力的流入?其具体的影响机制又是什么?基于此,本文旨在通过利用2016年"全国流动人口卫生计生动态监测调查"中流动人口问卷 A 以及《中国城市统计年鉴》和《中国国有土地资源统计年鉴》中的相关数据,具体研究城市土地出让对劳动力的影响.本文采用的计量方法是条件 Logit 模型,模型估计结果显示,在控制其他变量相同的情况下,城市土地面积出让对劳动力流动具有显著的促进作用.

本文的结构如下:第二部分是梳理与劳动力流动以及城市土地面积出让相关的文献研究;第三部分是介绍本文的数据来源以及具体的条件 Logit 模型设定;第四节是考虑了个人特征以及城市特征异质性后的实证研究发现及稳健性检验结果;第五部分则是对城市土地出让对劳动力流动决策的影响机制的具体分析;最后是本文对的结论与政策含义.

## 2. 文献综述

(一)与劳动力流动及其选择相关的研究

劳动力流动作为人口流动中关键的一部分,一直以来都受到学者们的广泛关注和讨论.人口迁移是社会经济变化的结果,也是人口分布的原因.结合中国的实际情况而言,学者们对流动人口(包括流动劳动力)的工作、生活、社会融合等方方面面都做了较为系统的研究和探讨.陶然、徐志刚(2005)具体研究了城市化、农地制度与迁移人口社会保障之间的相互关系.刘静、张锦华等(2017)基于迁移的视角考察了迁移特征对农村外出劳动力子女随迁就学决策的影响.王萍等(2018)研究发现劳动力转移对农村家庭人均电力消费量具有显著的影响作用.张新等(2018)提出现阶段我国流动人口融入性障碍主要来自制度、经济、社交、心理层面.李叶妍、王锐(2017)提出,中国城市包容度水平越高的城市,流动人口长期居住意愿越强、落户越容易、就业越稳定.

个体的效用受到多种因素的影响:推力、拉力、中间因素和个人因素.Bagne (1969) 系统阐述推拉理论,流入地有利于改善生活条件的因素为拉力,而流出地不利的生活条件为推力,人口流动就由这两股力量前拉后推所决定.其中,迁入地的推拉力是影响劳动力流动选择的重要因素.通常来讲,城市的许多属性,如工资水平、失业率和房价水平都会对劳动力流动产生影响(Fair,1972; Pissarides & McMaster,1990).具体到国内文献,王格玮(2004) 具体研究了



地区收入差距对农村劳动力转移的影响. 陆铭与夏怡然 (2015) 研究了公共服务与工资等城市特征对劳动力流向的影响, 结果发现公共服务均等化政策可以在一定程度上缓解人口向公共服务水平好且工资水平也高的大城市集聚的状况, 促使劳动力的空间分布更加均匀化. 李祥妹等 (2014) 主要讨论了高速铁路建设对人口流动空间的影响, 以沪宁城际高速铁路为发现高速铁路建成后, 南京及上海周边地区呈现人口集聚的极核效应, 上海与苏州、无锡与常州、南京与镇江的人口流动联系强度加强. 张莉 (2017) 则构建了房价对劳动力的影响模型, 发现房价造成的两种作用最终对劳动力流动产生先吸引后抑制的倒 U型影响. 肖挺 (2016) 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, 发现污染排放的确会在一定程度上造成人口流失. 刘毓芸等 (2016) 则从文化层面的角度研究了方言距离对劳动力流动的影响, 证明了当方言具有认同效应和互补效应时,在一定条件下, 方言距离呈现出先促进、后抑制劳动力流动的倒"U"型模式. 刘雨升 (2018) 从社会资本角度出发发现信息会显著提高外出务工的概率, 而互助、合作以及社会关系会显著降低外出务工的概率. 邢春冰等 (2013) 使用2005年1%人口抽样调查数据以及2011年流动人口动态监测调查数据研究了教育回报率的地区差异及其对劳动力流动的影响.

#### (二)与城市土地出让相关的研究

近十年来,土地财政成为中国财政体制中最受关注的问题. 地方政府从土地出让中获得的收入构成了最主要的地方收入来源(范子英,2015). 巨额的土地财政不仅增加了地方政府的财政收入,还对中国的地方经济和社会产生了深刻的影响. 一方面,土地财政推进了中国的城市化和工业化建设,促进了基础设施的快速发展;另一方面,土地财政产生的在助推房价、加剧地方债务风险等负面效应也越来越明显. 因此在现有的文献中,相当多的一部分研究是将研究对象放在现行财政分权体制和官员考核晋升机制下. 徐博(2009)发现分税制改革以来地方政府收入结构变化对土地利用行为具有显著影响. 罗必良、李尚蒲(2014)运用反应函数对1993—2009年中国省级面板数据的计量分析表明:各省区土地出让政策存在明显的空间策略模仿行为,并且在行为上存在跨期影响. 王贺嘉、宗庆庆等(2013)根据是否存在策略互动构建了两类不同决策机制的土地价格竞争模型来分析地市级地方政府工业用地定价策略,发现地市级政府间的工业用地价格竞争不存在明显的策略互动. Yongzheng Liu、James Alm(2016)的研究发现"Province-Managing-County"改革的出现促进了城市经济发展以及土地扩张.

另一方面关于城市土地出让方面的文献则是将重点放在城市土地出让所造成的影响. 张莉、年永威等(2018)通过实证研究发现土地出让收入能促进城投债(一种典型的地方政府性债务)的发行,表明土地出让具有融资放大效应. 左翔、殷醒民(2013)利用地级市的面板数据得到了地方政府垄断更多国有土地转让会显著增加经济性公共品的供给,非经济性公共品的供给则会显著下降的结论. 杜雪君等(2009)发现地财政对经济增长存在显著的正影响,并且其影响机理是土地财政提高了地方政府的积极性、增加地方政府的收入和支出以及增加固定资产投资. 杨先明等(2018)发现土地出让市场化通过影响企业融资能力、产业集聚与企业创新程度三个机制,显著减少企业退出风险. 杨其静等(2014)方政府增加工业用地的出让面积,可显著地拉动当地非房地产城镇固定资产投资、工业增加值、GDP和财政收入;但是,若地方政府以协议出让工业用地的方式来吸引投资,则将会显著地抑制上述拉动作用.

基于此,本文提出两个关于土地出让对劳动力流动决策的影响机制:

假设1:城市土地出让中包括工业仓储用地面积出让和商服用地面积出让.增加这些土地出让面积能够给外来劳动力提供就业岗位,从而吸引外来劳动力流动.

假设2:城市土地出让中包括住房出让用地、公共服务用地和交通运输用地.增加这些土地出让面积能够给外来劳动力提供较好的公共服务和便利的生活条件,缓解因为房价增长带来的"挤出效应",从而吸引外来劳动力流动.



## 3. 模型设定和数据说明

(一)关于劳动力在流动过程中的目的地城市选择问题,其实质上是劳动力在不同城市之间效用的比较.基于此,本文首先构建以下关于劳动力效用的理论模型:

$$U_{ij} = \alpha \text{land}_{ij} + \beta X_{ij} + \varepsilon_{ij}$$
  $(i = 1, 2, ..., N)$   $(j = 1, 2, ..., J)$ 

其中表示个体劳动者,i 表示劳动者选择进入的城市.  $U_{ij}$ 代表第i 个劳动者在第i 个城市中的效用, $land_{ij}$  表示劳动者i 可选的城市 i 的土地出让情况, $X_{ij}$  表示劳动者i 可选的城市 i 的其他控制特征, $\varepsilon_{ij}$  表示未观测因素. 劳动者一般选择使其效用最大化的目的地城市,具体满足以下条件:

$$\begin{array}{cccc} choice_{ij} = & \left\{ \begin{array}{cccc} 1 & \forall & \mathbf{k} \neq \mathbf{j} & U_{ij} > U_{ik} \\ \\ 0 & \exists & \mathbf{k} \neq \mathbf{j} & U_{ij} \leq U_{ik} \end{array} \right. \end{array}$$

对于个体i,  $U_{ij}$ 表示其选择城市i 的效用;  $U_{ik}$  表示其选择城市k 的效用.  $choice_{ij}$ =1表示劳动力个体i 选择流入城市,  $choice_{ij}$ =0表示没有选择流入该城市. 因此, 最终的样本实际观测数为个体数目乘以城市个数( $N\times J$ ). 考虑到被解释变量为定性响应变量, 本文采用 McFadden (1974) 提出的条件 logit 模型进行系数估计. 具体的回归模型如下所示:

$$Prob(choice_{ij} = 1) = \frac{\exp(\alpha land_{ij} + \beta X_{ij})}{\sum_{k=1}^{J} \exp(\alpha land_{ij} + \beta X_{ij})}$$

城市特征(包括土地出让特征)的系数反映了城市特征值的大小对该城市被劳动力选择概率的 影响,参数为正则代表该城市特征值越大,劳动力选择该城市的概率越大;同时也表明该城市 特征的影响程度越大.

#### (二)变量说明和数据描述

关于劳动力个体的数据本文选自2016年"全国流动人口卫生计生动态监测调查"中流动人口问卷 A. 该调查在全国31个省份和新疆生产建设兵团流动人口较为集中的迁入地中,采用分层、多阶段、与规模成比例的 PPS 方法进行抽样,对在迁入地居住1个月以上,非本区(县、市)户籍的15~64周岁的流动人口开展调查,对全国样本具有良好的代表性. 抽样调查问卷按照流动人口及其家庭基本信息、就业状况、居住情况、子女与计划生育服务、社会参与及心理感受等五个部分为基本框架进行设计,内容较为全面具体,为各种影响因素的回归分析提供了必要的条件. 本文选择流动原因为"务工/工作"的流动者作为研究对象,在考虑到不同年份城市特征数据缺失的背景下最终共得到56020个个体样本. 具体的描述性统计如表一所示:

关于城市层面的数据,本文以国家2016年国家地级市级以上城市划分为标准,以2011-2015年《中国城市统计年鉴》和《中国国有土地资源统计年鉴》为主.2016年中国的地级及以上城市的数量为287个.但由于部分城市的特征缺少以及近几年来相关地级市划分的变动,最终包含在劳动力流动选择的城市共计285个城市.本文选定的285个城市在空间上分布均匀,具体分布于全国30个省份.因此本文构建的这285个城市作为劳动力流向的选择集具有较好的代表性.本文的核心解释变量是城市总的土地供给面积.《中国国有资源统计年鉴》中将城市土地出让分为不同种形式,本文选取"按土地出让类型"这一划分标准将城市土地的出让行为表示为工业仓储用地面积、商服用地面积、住房用地面积、公共管理服务用地面积以及交通运输用地



供应面积. 考虑到劳动力流入同时也会影响城市土地面积的出让(Jiaojiao Luo, Xiaoling Zhang. et al. 2018),即存在双向因果问题从而造成内生性对最终的系数估计造成影响,在识别城市土地出让对劳动力的具体影响时本文选择城市土地出让面积的前定变量(Day, 1992; Dahlberg et al., 2012)来做为核心解释变量,以此衡量城市土地出让对劳动力决策的影响.

表1. 个问年份城市特征数据缺失的首意下36020个个体件本具体的抽迹性统计								
变量名	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值			
年龄	56020	30.43786	9.272191	15	64			
性别(女=1)	56020	0.4384327	0.496195	0	1			
户口性质(农业户口=1)	56020	0.8289182	0.3765804	0	1			
婚姻状况(已婚=1)	56020	0.6778472	0.4673012	0	1			
民族(汉族=1)	56020	0.9173688	0.275324	0	1			
同住的家庭人员数	56020	2.704748	1.205593	1	10			
流动范围(跨省流动=1)	56020	0.4804356	0.4996171	0	1			
流动范围(省内跨市=1)	56020	0.3530525	0.4779189	0	1			
教育程度(小学 、初中、高中=1)	56020	0.8621028	0.344792	0	1			
教育程度(大学本科、大学专科、研究生=1)	56020	0.2131917	0.409562	0	1			

表1. 不同年份城市特征数据缺失的背景下56020个个体样本具体的描述性统计

关于劳动力个体控制方面,本文选取了劳动者的性别、年龄、户口性质、婚姻状况、民族、同住的家庭成员数、流动范围以及教育程度作为控制变量,以此作为检验结果稳健性的标准.在具体的城市特征控制变量中,本文选择了包括前一年基础医疗、基础教育、城市经济发展、人口规模等城市特征.城市经济发展、基础教育以及基础医疗在一定程度上反映了城市的基础设施建设.现有的文献表明,劳动力倾向于流入城市是基础建设更完善的城市,以此享受更好的社会福利待遇.另外,控制城市人口规模特征则是因为人口规模能够在学习、分享以及匹配三个维度上给劳动者提供好处.同时也会影响城市社会公共服务的供给水平以及人们在城市中获得的就业机会和收入水平(Duranton and Puga, 2004).另外,城市人口规模的扩大有利于提高劳动者个人的就业概率(陆铭等, 2012)和实际收入水平(高虹, 2014).

本文还通过劳动力的流动范围控制了劳动者在流动过程中的流动距离因素.现有的研究表明,在同等条件都相同的情况下劳动力更倾向较短距离的流动,且更偏好省内流动(Poncet, 2006; Fujita etal., 2004), Zhang 和 Zhao (2013) 估计的工资一距离弹性为1.5,即要使农民工的离家距离增加10%,工资必须提高15%.另外,本文在具体的回归中还控制了是否省会城市(包括直辖市)的城市特征因素,是为了控制与城市行政级别相关且会影响城市公共服务水平和劳动力流向的不可观测因素.最后,我们还控制省份的固定效应,主要是为了控制气候、文化、历史等方面影响劳动力流向的不可观测的省际差异.具体的城市特征如表二所示:



## 表2.具体的城市特征

		/% יוי ויו ו <del>יי</del>	1	1	
变量名	观 测值	平均值	标准差	最小值	最大值
是否是省会城市(是=1)	285	0.1017544	0.3023251	0	1
第二产业增加值占地区生产总值比重	285	0.5362264	1.385077	0.1028	0.5932
第三产业增加值占地区生产总值比重	285	0.4309158	0.1121715	0.0976	0.7965
城市在岗职工实际平均工资对数值(元)	285	5.801878	0.2506678	3.446955	6.748459
失业率(城镇登记失业人数/城镇登记失业人 数+城镇登记在岗职工人数)	285	0.056588	.0419197	.0029672	0.585925
医疗卫生机构数取对数值(个)	285	3.965367	0.8036091	1.098612	6.874198
普通中小学数量取对数值(个)	285	5.09659	0.7646023	1.94591	7.85205
人口密度	285	6.449834	0.9357709	2.573375	9.345684
人均GDP取对数	285	5.901947	0.5872045	3.852666	8.19438
实际利用外资金额(万元)	285	11.40312	1.896548	1.823452	16.39295
商品房销售住宅每平方米价格(元)	285	8.259275	0.3549769	7.379975	9.822863
三年城市房价增长率	285	0.1957768	0.1598548	- 0.6688652	1.40152
所有类型土地总供应面积(公顷)	285	7.174625	0.7839747	3.65584	10.31736
所有类型土地总供应面积平方值(公顷)	285	3.947748	0.2362682	2.592652	4.667655
工业仓储用地面积(公顷)	285	5.825612	0.96503	1.12493	8.661261
住房用地面积(公顷)	285	5.405485	0.8781507	- 0.1053605	7.700377
公共管理与服务 用地面积(公顷)	285	4.839028	1.041557	0.4121096	8.112186
交通运输用地供应面积 (公顷)	285	5.21894	1.67823	-2.995732	8.153873
商服用地面积(公顷)	285	4.558602	0.962674	-1.966113	9.823632



 $\theta_k$  %.

## 4. 实证结果及分析

表3.具体的关于土地出让对劳动力流动决策的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
VARIABLES	migra	migra	migra	migra
lntland	0.906***	0.644***	0.319***	0.277***
	(0.00543)	(0.00644)	(0.0108)	(0.0113)
jobless		-6.068***	-0.0897	-0.182
		(0.179)	(0.194)	(0.208)
pjgz		2.804***	1.027***	0.422***
		(0.0192)	(0.0532)	(0.0589)
dens		0.344***	0.0602***	-0.00815
		(0.00601)	(0.00997)	(0.00955)
ylnum			0.337***	0.0316**
			(0.0123)	(0.0147)
schoolnum			0.452***	0.319***
			(0.0135)	(0.0161)
green			-0.801***	-1.154***
			(0.114)	(0.123)
lnrhp			1.178***	0.796***
			(0.0212)	(0.0256)
rat			-0.514***	-0.355***
			(0.0472)	(0.0499)
gdppe				0.500***
				(0.0192)
sec				-0.00943
				(0.0101)
thi				1.406***
				(0.0825)
shenghui				1.019***
				(0.0252)
省份固定效应	YES	YES	YES	YES
Observations	56020	56020	56020	56020

Standard errors in parentheses, \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

表三给出了具体的关于土地出让对劳动力流动决策的回归结果. 报告的数字为平均概率弹性. 作为非线性模型, 条件 Logit 模型的估计系数不能直接解释为边际影响, 为了测量回归系数的边际作用大小, 本文采用平均概率弹性 (average probability elasticity) (Cheng, 2008; 余珮、孙永平, 2011). 由城市特征  $Z_k$ 决定的劳动力 i选择城市 j的概率弹性是  $E_{ij}^k = \partial \ln \operatorname{Prob}(j)/\partial \ln Z_k = \theta_k [1-\operatorname{Pr}ob(j)]$ , 城市特征  $Z_k$ 的平均概率弹性可以通过加总所有的概率弹性得到  $E^K = \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^J E_{ij}^k = \frac{J-1}{J} \theta_k$ . J是所有备选城市的种类数量, $\theta_k$ 是城市特征  $Z_k$ 的估计系数. 本文中 J = 285,因此估计的平均概率弹性为模型估计系数  $\theta_k$ 乘以 284/285. 因为 284/285近似为 1,所以表三报告中的概率弹性的含义是指城市特征变动 1% 时城市被选择的概率平均变动

在具体的回归操作方面,回归1中本文放入了核心解释变量所有类型土地总供应面积.可以发现城市土地总供应面积存在显著的正效应.回归2是在回归1的基础上再加入了城市在岗职工



平均工资、失业率以及城市人口密度等城市基础特征,发现所有类型土地总供应面积仍然保持显著的正向促进作用,并且概率弹性得到了提高.为了得到精确的结果,本文对城市在岗职工平均工资进行去通货膨胀化处理,得到了当期实际的城市在岗职工平均工资.同时,通过回归2的结果可以看到,劳动力在进行流动决策时还会考虑城市总体在岗职工工资水平以及就业情况.而且城镇在岗职工平均工资存在明显的正向促进效应.本文也发现失业率对劳动力决策有着明显的抑制作用,与基本事实相符.通常而言,劳动力更倾向于选择一个就业机会更高、就业工资更高的城市进行流动.并且,在回归2中城市人口密度对劳动力流动决策具有显著的正向促进作用.这是因为城市总人口在一定程度上反映了城市的整体规模发展,同时大规模的人口有利于提高劳动者个人的就业概率.

回归3在回归2的基础上加入了医疗卫生机构数以及普通中小学数、城市绿化覆盖率、城市商品房住宅销售价格四个控制变量,均显著为正. 医疗卫生机构个数以及普通中小学数实际上反映了城市的基础教育以及医疗服务建设,二者都是衡量城市公共服务的核心指标. 根据人力资本外部性理论,一个城市的平均受教育程度越高,劳动者获得的学习机会就越多,其预期工资的增长就越快(Moretti,2004),从而进一步吸引劳动力流入该城市. 城市绿化覆盖率则在一定程度上反映了城市的宜居程度,也属于城市公共服务的一部分. 一般而言,城市公共服务的提高会促进劳动者流入该城市. 房价作为城市生活成本的代表,房价越高,生活成本也越高,这个城市对外来移民的推力也越大(Murphy et al.2006). 本文得到的具体回归系数则是显著为正.本文认为城市房价在一定程度上是城市经济发展的指标,劳动力往往倾向于流动到这些经济发展、公共基础服务较好的城市. 再加入上述与公共服务有关的控制变量后,核心解释变量所有土地总供应面积仍保持显著的正向促进作用. 与房价不同,流入地城市三年的房价增长率系数则是显著为负. 本文认为这是因为房价增长率可以反映一个城市房价增长的预期,对劳动力流动以及其长期发展有着较为明显的促进作用. 一个城市预期的房价增长程度越高,自然会抑制劳动力向该城市的流动.

回归4是加入了所有控制变量后得到的结果,核心解释变量依然保持显著的正向促进作用.回 归4中具体加入了与城市经济发展有关的城市产业结构、人均 GDP 以及实际利用外资金额和是 否是省会城市的城市特征. 本文发现城市人均 GDP 对劳动力流动决策有着显著的正向促进作 用,符合预期.在控制其他条件相同的情况下,劳动力更倾向于流动到经济发展较好的城市.在 回归4中,本文发现地级市实际利用外资金额对劳动力流动有着明显的促进作用,符合预期,然 而第二产业增加值占地区生产总值比重的系数为负并且并不显著. 而第三产业增加值占地区 生产总值的比重显著为正. 本文认为是因为第二产业是包括各类专业工人和各类工业或产品. 从经济发展层次来讲,一般而言第二产业发展较强的地区经济基础相对较弱,同时由于第二产 业发展的限制, 所需的劳动力往往是属于拥有特定技能的流动人口. 因此对与流动人口而言, 第二产业增加值占地区生产总值比重较高的地级市会对劳动力决策起到抑制作用. 大多数流 动人口流入目的地城市后更倾向于从事第三产业方面的工作. 同时本文也注意到, 城市是否属 于省会对劳动力的流入也具有明显的促进作用,而人口密度系数则为负.本文认为这是在考虑 城市发展因素后,一个城市人口密度越大会造成一系列"城市病"问题,不利于外来劳动力寻 找合适的就业岗位以及享受当地的公共服务,从而抑制了外来劳动力的流入,与事实相符.另 外本文也注意到,控制变量城市在岗职工平均工资系数由显著为正变为显著为负.本文认为这 是因为加入的其他包括人均 GDP、产业结构等对劳动力流动的影响相比在岗职工平均工资的 影响更大,从而使得回归结果系数发生变化.

## 5. 稳健性检验和异质性分析

在第四部分中,本文将所有劳动力视为对城市土地出让完全相同的个体,采用条件 Logit 模型对其进行回归并得出结论.为了进一步考虑个体异质性对回归结果稳健性的影响,本文接下来将从个体层面着重考虑个体性别、教育水平、户口性质等在流动决策的影响中扮演的角色.



表4.考虑性别、户口性质以及婚姻状况异质性

-		,		# / / / / / / / / / / / / / / / / / / /		1. 114
	男	女	农业户口	非农业户口	已婚	未婚
VARIABLES	migra	migra	migra	migra	migra	migra
Intland	0.352***	0.334***	0.374***	0.165***	0.356***	0.356***
	(0.0133)	(0.0116)	(0.00959)	(0.0213)	(0.0169)	(0.0169)
gdppe	0.544***	0.506***	0.554***	0.395***	0.507***	0.507***
	(0.0237)	(0.0208)	(0.0170)	(0.0394)	(0.0296)	(0.0296)
sec	-0.00990	0.00665	-0.00963	0.0214*	0.0121	0.0121
	(0.0199)	(0.00993)	(0.0138)	(0.0117)	(0.0134)	(0.0134)
thi	1.208***	1.301***	1.260***	1.100***	1.278***	1.278***
	(0.108)	(0.0917)	(0.0774)	(0.168)	(0.134)	(0.134)
pjgz	-0.549***	-0.349***	-0.487***	-0.242**	-1.191***	-1.191***
	(0.0665)	(0.0578)	(0.0480)	(0.107)	(0.0838)	(0.0838)
jobless	-0.473	-0.614**	-0.516**	-0.382	-3.711***	-3.711***
	(0.289)	(0.247)	(0.204)	(0.471)	(0.425)	(0.425)
ylnum	0.00311	0.0323*	-0.0113	0.167***	-0.0490*	-0.0490*
	(0.0211)	(0.0177)	(0.0149)	(0.0325)	(0.0264)	(0.0264)
green	0.327***	0.104**	0.251***	0.0505	0.540***	0.540***
	(0.0331)	(0.0405)	(0.0273)	(0.0769)	(0.0361)	(0.0361)
schoolnum	0.409***	0.329***	0.326***	0.546***	0.500***	0.500***
	(0.0216)	(0.0185)	(0.0154)	(0.0342)	(0.0270)	(0.0270)
dens	-0.0152	-0.0731***	-0.0189**	-0.184***	0.0568***	0.0568***
	(0.0132)	(0.0113)	(0.00942)	(0.0207)	(0.0166)	(0.0166)
lnrhp_1	0.962***	0.751***	0.890***	0.610***	1.032***	1.032***
	(0.0362)	(0.0316)	(0.0258)	(0.0616)	(0.0462)	(0.0462)
rat	-0.397***	-0.321***	-0.378***	-0.234**	-0.308***	-0.308***
	(0.0661)	(0.0581)	(0.0482)	(0.104)	(0.0860)	(0.0860)
shenghui	0.807***	0.823***	0.753***	1.166***	0.840***	0.840***
	(0.0302)	(0.0267)	(0.0219)	(0.0497)	(0.0370)	(0.0370)
省份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Observations	2,930,438	3,710,544	5,450,469	1,190,513	1,792,647	1,792,647

Standard errors in parentheses,\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

表四和表五分别是考虑了性别、户口性质、年龄、婚姻状况、流动范围和教育水平异质性后得到的回归结果,可以注意到核心解释变量城市土地面积总供给在各个分类中仍保持显著的促进作用,同时城市人均 GDP、城市住宅房销售价格、是否省会在各分类中都保持显著的正向促进作用.在性别异质性的检验中本文注意到第二产业增加值占地区生产总值的比重对女性劳动力的吸引为抑制作用,对男性劳动力的吸引为促进作用.考虑到第二产业多数属于加工制造业类型,在传统的劳动力分工中往往是男性进行该行业的劳动,因此本文认为回归结果符合实际情况.其余的控制变量的回归情况与基本回归结果相符,再次不做赘述.

除了个体异质性,本文也将地区差异因素作为分类进行回归,具体回归结果如表六所示.表六将具体的地区差异因素分为城市地理位置和城市发展分类.城市地理位置具体划分为东部城市和内陆城市,其中东部城市具体包括河北省、北京市、天津市、山东省、天津市、江苏省、上海市、浙江省、福建省、广东省和海南省下属的城市.可以看到,相比内陆城市,东部沿海城市土地出让对劳动力的决策更具有显著的促进作用;相比其他城市,一线城市土地出让的作用相对较小.城市发展分类方面本文选取省会城市和直辖作为一组,其他城市作为一组.可以看到,不管是一线城市还是其他城市,城市土地出让对劳动力的流动具有相似的显著促进作用.



表5.考虑流动范围、教育水平和年龄异质性

				1月1日くフロスコ 上 たた わ. <del>ナ</del>		45111
	跨省流动	省内跨市	高等教育	中等教育	<45岁	>45岁
VARIABLES	migra	migra	migra	migra	migra	migra
Intland	0.553***	0.273***	0.283***	0.344***	0.338***	0.335***
	(0.0140)	(0.0149)	(0.0193)	(0.00938)	(0.00915)	(0.0102)
gdppe	0.184***	1.083***	0.499***	0.512***	0.537***	0.531***
	(0.0248)	(0.0265)	(0.0351)	(0.0167)	(0.0164)	(0.0184)
sec	0.0263***	-0.0143	0.00958	0.00363	0.00234	-0.00320
	(0.0100)	(0.0238)	(0.0158)	(0.00906)	(0.00902)	(0.0119)
thi	0.767***	0.755***	1.818***	1.157***	1.276***	1.293***
	(0.116)	(0.116)	(0.149)	(0.0752)	(0.0734)	(0.0818)
pjgz	0.567***	-2.053***	-0.142	-0.432***	-0.460***	-0.157***
	(0.0680)	(0.0755)	(0.0969)	(0.0468)	(0.0457)	(0.0510)
jobless	-0.483	-1.104***	0.0813	-0.534***	-0.539***	0.384*
	(0.310)	(0.340)	(0.404)	(0.201)	(0.198)	(0.204)
ylnum	-0.0835***	0.0283	0.0244	0.0233	-0.00522	0.0521***
	(0.0245)	(0.0220)	(0.0307)	(0.0145)	(0.0144)	(0.0157)
green	0.343***	0.319***	0.282***	0.204***	0.236***	0.0465
	(0.0286)	(0.0532)	(0.0526)	(0.0279)	(0.0257)	(0.0370)
schoolnum	0.397***	0.454***	0.497***	0.351***	0.382***	0.306***
	(0.0232)	(0.0237)	(0.0319)	(0.0150)	(0.0148)	(0.0164)
dens	-0.0848***	-0.0268**	0.00246	-0.0572***	-0.0384***	-0.0891***
	(0.0148)	(0.0134)	(0.0185)	(0.00922)	(0.00901)	(0.00997)
lnrhp_1	1.748***	0.216***	0.652***	0.867***	0.878***	0.769***
	(0.0344)	(0.0441)	(0.0544)	(0.0254)	(0.0248)	(0.0277)
rat	-1.108***	0.0145	-0.0420	-0.418***	-0.338***	-0.384***
	(0.0632)	(0.0754)	(0.0944)	(0.0469)	(0.0456)	(0.0507)
shenghui	0.354***	1.625***	1.095***	0.784***	0.807***	0.804***
_	(0.0325)	(0.0337)	(0.0435)	(0.0215)	(0.0210)	(0.0237)
省份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Observations	3,026,126	2,408,495	1,504,697	5,710,971	6,055,194	4,848,335
Standard among in						<u> </u>

Standard errors in parentheses,\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

条件 Logit 模型有一个重要的前提假设,即无关选项独立性假设(independence of irrelevant alternatives assumptions, IIA) (McFadden, 1974). 该假设要求任意两个选项的发生概率比与其他选项的存在无关,例如在本文中,该假设要求相对于 A 城市,劳动力选择流入 B 城市的相对概率与备选目的地 C 城市的存在无关. 我们采用 Hausman-McFadden 检验对条件 Logit 模型估计结果的可信度进行检验, Hausman-McFadden 检验的主要原理是比较剔除某一选项前后估计参数是否发生系统性变化,原假设为: IIA 假设没有违背,剔除某一选项前后所得估计结果具有统计一致性,因此,使用条件 Logit 模型估计得到的结果可信(Hausman and McFadden, 1984). 我们发现对于除去一个备用选项后的样本数据,大部分的 p 值超过0.05,这说明了我们不能够否定原假设. Hausman-McFadden 检验的结果确认了我们使用条件 Logit 模型所得结果的可信性. 由于文章的篇幅限制,未报告检验的结果,感兴趣的读者可向作者索取.



表6. 地区差异因素作为分类进行回归的具体结果								
	东部城市	内陆城市	一线城市	其他城市				
VARIABLES	migra	migra	migra	migra				
Intland	0.568***	0.315***	0.0860***	0.396***				
	(0.0157)	(0.0126)	(0.0145)	(0.0128)				
jobless	-1.054***	0.218	1.563***	-0.957***				
	(0.338)	(0.257)	(0.413)	(0.243)				
pjgz	-0.838***	0.518***	1.144***	-0.0560				
	(0.0757)	(0.0709)	(0.0850)	(0.0639)				
dens	0.238***	-0.204***	0.0640***	-0.0905***				
	(0.0167)	(0.0113)	(0.0145)	(0.0124)				
ylnum	-0.168***	0.0481***	0.209***	0.0118				
	(0.0320)	(0.0156)	(0.0277)	(0.0175)				
schoolnum	0.534***	0.400***	0.188***	0.434***				
	(0.0282)	(0.0195)	(0.0318)	(0.0175)				
green	0.318***	-1.224***	-0.575***	0.166***				
	(0.0255)	(0.148)	(0.183)	(0.0254)				
lnrhp_1	1.359***	0.638***	0.0353	1.120***				
	(0.0346)	(0.0575)	(0.0478)	(0.0285)				
rat	-0.888***	-0.0200	0.152**	-0.481***				
	(0.0636)	(0.0625)	(0.0654)	(0.0608)				
gdppe	0.217***	0.289***	-0.129***	0.519***				
	(0.0287)	(0.0264)	(0.0349)	(0.0193)				
sec	0.00379	4.959***	-5.920***	0.00390				
	(0.0111)	(0.333)	(0.804)	(0.00953)				
thi	2.040***	5.605***	-5.077***	1.141***				
	(0.124)	(0.327)	(0.810)	(0.104)				
shenghui	0.366***	0.927***						

表6. 地区差异因素作为分类进行回归的具体结果

Standard errors in parentheses, \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

(0.0328)

YES

996,768

## 6. 机制检验

省份固定效应

Observations

(1)假设1:城市土地出让中包括工业仓储用地面积出让和商服用地面积出让.增加这些土地出让面积能够给外来劳动力提供就业岗位,从而吸引外来劳动力流动.

(0.0405)

YES

2,387,734

YES

381,016

YES

2,761,447

表七给出了以不同类型城市土地面积出让为核心解释变量的回归结果.可以看到,不同类型的土地出让对劳动力均具有显著的促进作用.城市土地出让的类型决定了出让土地未来的使用方式.其中,工业仓储用地以及商服用地在吸引劳动力的流动中具有较强的促进作用.工业仓储用地在一定意义上代表了城市工业、制造业的发展.工厂的设立需要工人建造以及之后参与生产的劳动力;商服用地代表了城市商业的发展,这个过程能够给外来劳动力提供大量的就业机会,从而促进外来劳动力的流入.同时,住房用地作为城市住房和居民定居的代表能够给外来劳动者提供一个稳定的住所,从而促进外来劳动力的流动.公共服务用地以及道路交通用地则代表了城市公共服务以及基础设施建设,进一步促进外来劳动力的流动.



表7	以不同类型城市土地面积出让为核心解释变量的回归结果	Ī
1×1.	久 1 1 1 大主观中土地画外山在7 1 1 8 1 6 1 1 1 1 1 2 2 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1	•

(A)							
(1)	(2)	(3)	(4)		(6)		
3.6 1.1.1	1110	37 112	36 114	制造业和建	批发零售和餐饮服		
Model I	Model 2	Model 3	Model 4	符业	务业		
				911	77 311.		
0.200***		0.224***	0.100***	0.517***	0.0152		
		-			-0.0153		
(0.00792)		(0.0113)	(0.0117)	(0.0222)	(0.0247)		
	0.183***	-0.0192*	-0.0221**	-0.134***	0.0447*		
	(0.00714)	(0.0109)	(0.0110)	(0.0196)	(0.0241)		
		0.120***	0.0862***	0.173***	0.106***		
		(0.0139)	(0.0148)	(0.0267)	(0.0320)		
			0.0458***	-0.0391**	0.0520***		
			(0.00914)	(0.0165)	(0.0194)		
			0.0544***	0.138***	-0.0124		
			(0.00480)	(0.00905)	(0.00995)		
			, , ,	, , ,	, , ,		
YES	YES	YES	YES	YES	YES		
YES	YES	YES	YES	YES	YES		
20.5	20.5	205	20.5	205	20.5		
285	285	285	285	285	285		
	(1) Model 1  0.289*** (0.00792)  YES YES 285	Model 1 Model 2  0.289*** (0.00792)  0.183*** (0.00714)  YES YES  YES YES  285 285	Model 1 Model 2 Model 3  0.289*** (0.00792)	Model 1         Model 2         Model 3         Model 4           0.289*** (0.00792)         0.224*** (0.0113) 0.183*** (0.00714)         0.180*** (0.0139) 0.0122** (0.0109) 0.120*** (0.0139)         0.0110) 0.0120*** (0.0148) 0.0458*** (0.00914) 0.0544*** (0.00480)           YES         YES         YES         YES           285         285         285         285	Model 1       Model 2       Model 3       Model 4       制造业和建筑业         0.289*** (0.00792)       0.224*** 0.180*** 0.517*** (0.0113) (0.0117) (0.0222) 0.183*** -0.0192* -0.0221** -0.134*** (0.0109) (0.0110) (0.0196) 0.120*** 0.0862*** 0.173*** (0.0139) (0.0148) (0.0267) 0.0458*** -0.0391** (0.00914) (0.0165) 0.0544*** 0.138*** (0.00480) (0.00995)         YES       YES       YES       YES       YES       YES         YES       YES       YES       YES       YES         YES       YES       YES       YES       YES         YES       YES       YES       YES       YES         YES       YES       YES       YES       YES         YES       YES       YES       YES       YES         YES       YES       YES       YES       YES		

Standard errors in parentheses, \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

为了更好的验证机制解释,本文对从事不同行业的外来劳动力进行分组回归.具体结果如表七所示.表九选取外来劳动力主要从事的具体行业"制造业和建筑业"、"零售批发业和餐饮业".通过不同类型的土地出让可以看到,公共服务用地出让和住房用地出让对不同的行业的劳动力都具有显著的促进作用.其中,工业仓储用地出让对从事制造业和建筑业行业的劳动者具有显著的促进作用,而商业服务用地出让则对其具有显著的抑制作用.对于从事零售批发业和餐饮业的劳动力来讲,工业仓储用地出让对其流动呈抑制作用,但结果并不显著;商业服务用地出让则是在10%的条件下显著.基于此,本文认为假设机制(1)成立.

(2)假设2:城市土地出让中包括住房出让用地、公共服务用地和交通运输用地.增加这些土地出让面积能够给外来劳动力提供较好的公共服务和便利的生活条件,从而吸引外来劳动力流动.

表8. 增加土地出让面积提供较好的公共服务从而吸引外来劳动力回归结果

	(1)	(2)	(3)	(5)
VARIABLES	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
pubpri	0.411***			-0.0368
	(0.0234)			(0.0353)
tranpri		0.257***		0.136***
		(0.0157)		(0.0189)
houspri			0.640***	0.536***
			(0.0281)	(0.0390)
其他控制变量	YES	YES	YES	YES
省份固定效应	YES	YES	YES	YES
Observations	285	285	285	285

Standard errors in parentheses,\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1



为了验证假设二,本文选取住房出让用地、公共服务用地出让面积和交通运输用地出让面积作为具体的解释变量.考虑到这三个因素会推动地级市房价的增加,从而抑制外来劳动力的流动决策,本文将三年房价增长率和这三种土地出让面积相乘构建交互性.具体回归结果如表八所示,可以看到房出让面积、公共服务用地出让面积和交通运输用地出让面积的交互项对劳动力流动都具有显著的促进作用.再将三者同时放入回归方程后可以看到,相比公共服务用地住房其他两个影响因素仍保持显著的促进作用,但是公共服务用出让的交互项则为负,在一定程度上缓解了由于公共服务的提高带动的房价增长对劳动力的流动具有抑制作用,符合预期.因此,本文认为假设2成立.

## 7. 结论与政策建议

本文利用2016年"全国流动人口卫生计生动态监测调查"中流动人口问卷 A 的微观数据与285个地级市的城市特征数据,研究了城市土地出让等城市特征对外来劳动力流动决策的影响.采用的计量方法是条件 logit 计量方法,估计结果显示,在控制其他变量的情况下城市土地出让对外来劳动力流动具有显著的促进作用.通过进一步的稳健性检验发现,性别、户口以及年龄、婚姻状况等个体异质性对劳动力流动决策没有显著的差别,而劳动力不同流动范围下城市土地出让对其流动决策具有显著差异.其中在跨省流动的条件下城市土地出让对劳动力的影响较强.同时在城市异质性检验中,相比内陆城市,东部沿海城市土地出让对劳动力的决策更具有显著的促进作用.关于城市土地出让的在劳动力决策的影响机制中,本文认为一方面是因为不同类型的城市土地出让给外来劳动者提供了较多的就业机会以及较好的公共服务;另一方面是因为城市土地出让有利于吸引外资,从而进一步带动城市经济发展,给外来劳动力提供就业机会.

基于本文的实证发现,地方政府出住房用地出让和公共服务用地出让对不同行业的外来劳动力流动具有显著的促进作用.工业仓储用地对从事制造业和建筑业的外来劳动力具有显著的促进作用,对从事零售业和餐饮行业的外来劳动力具有显著的抑制作用;同时,商服用地对从事零售业和餐饮行业的外来劳动力具有显著的促进作用,而不管是一线城市还是其他城市的城市土地出让对劳动力的流动具有相似的显著促进作用.基于此,本文认为在应对中国未来的劳动力向大城市集聚的问题中,地方政府要妥善安排处理土地的出让行为,制定城市发展战略应顺应市场经济力量形成的人口空间分布和城市体系格局.政策制定者应正视人口仍然将继续流入大城市的现实,要在考虑到不同行业从业人员和外来劳动力的情况下合理制定正确的土地出让策略,进一步晚上与细化地区城镇化发展和劳动力流入.

#### References

- [1]. Chen Binkai, Zhang Chuanchuan, 2016: Human Capital and China's Urban Housing Price, China Social Science, No. 5.
- [2]. Liu Wei, Xu Xianxiang, Xiao Zekai, 2015: The Model of Labor Flowing across Dialects, Economic Research, No. 10.
- [3]. Xia Yiran, Lu Ming, 2015: "Emperor's Three Moves between Cities--An Empirical Study of Public Services Affecting Labor Flows", Management World, No. 10.
- [4]. Xia Yiran, Su Jinhong, Huang Wei, 2015: Where does the floating population gather? The characteristics of the inflowing cities and their changing trends, Population and Economy, No. 3.
- [5]. Lu Ming: "The Power of Space: Geography, Politics and Urban Development", Gezhi Publishing House and Shanghai People's Publishing House, 2013.
- [6]. Everett, S.L.,1966, "A Theory of Migration", Demography,3(1): 47—57.



- [7]. Helpman, E. ,1998, "The Size of Regions", in D. Pines, E. Sadka, and I. Zilcha (eds.), Topics in Public Economics, London: Cambridge University Press.
- [8]. Pissarides, C. A, A. Christopher, and I. McMaster,1990, "Regional Migration, Wages and Unemployment: Empirical Evidence and Implications for Policy", Oxford Economic Papers,42(4): 812—31.
- [9]. Rosen, H. S. and D. J. Fullerton, 1977, "A Note on Local Tax Rates, Public Benefit Levels and Property Values", Jour-nal of Political Economy, 85(2), pp.433~440.
- [10]. Sakashita, N. and M. Hirao,1999. "On the Applicability of the Tiebout Model to Japanese Cities", Review of Urbanand Regional Development Studies,11(3), pp.206~215.
- [11]. Zhang, J. and Z. Zhao,2013, "Measuring the Income–Distance Tradeoff for Rural–Urban Migrants in China", IZA Discussion Paper, No. 7160.