

城市间的“孟母三迁”*

——公共服务影响劳动力流向的经验研究

□夏怡然 陆 铭

摘要: 本文利用2005年1%人口抽样调查中劳动力流动的微观数据与220个地级市的城市特征数据,研究了公共服务与工资等城市特征对劳动力流向的影响。估计结果显示,劳动力选择流向某个城市,不仅为了获得该城市更高的工资水平和就业机会,而且还为了享受该城市的基础教育和医疗服务等公共服务。通过控制户籍制度的影响和剔除来自公共服务相关行业的劳动力需求方面的影响后,公共服务影响劳动力流向的作用仍然稳健。同时,我们还发现长期流动的劳动力更会选择流向公共服务好的城市。基于我们的实证发现,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。然而,从变量标准化后的回归结果看,公共服务影响劳动力流向的作用系数都小于工资对劳动力流向的影响,因此,政策制定者不能高估公共服务均等化对分散人口分布的作用,而应对人口继续流向大城市的趋势有科学的预判,并优先对长期居住的外来劳动力提供平等的公共服务。

关键词: 公共服务 工资 劳动力流向 条件Logit模型

一、引言

改革开放以来,中国流动人口^①的规模急剧增长,从1982年的657万增加到2010年的2.21亿,占总人口比例从0.65%增加到16.53%(段成荣等,2013)。规模如此庞大的流动人口都去哪儿了?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)。人口向大城市的大量集聚远远超过若干年前政府的规划人口增长,而城市的基础设施和公共服务供给却是按若干年前对当时的规划人口来建设的,于是当前大城市面临巨大的基础设施和公共服务供给压力。为了缓解大城市的压力,目前城镇化的政策导向是控制大城市(尤其是特大城市)的发展,重点推进中小城镇的发展,具体的手段就是用建设用地指标和户籍两个政策来限制经济和人口向大城市(和特大城市)的集聚。

既要发挥大城市的集聚效应,让人们平等地享受大城市的发展机会,又要缓解大城市基础设施和公共服务供给的压力,最好是能够区分劳动力流动的动力。如果劳动力流动是为了追求更好的公共服务,由此带来的城市住房价格的提升(Oates, 1969; Roback, 1982; Sakashita and Hirao, 1999; Carlsen et al., 2009; 梁若冰、汤韵, 2008),很可能会挤出一部分为就业和收入而集聚到大城市的劳动力。与简单的限制政策相比,公共服务在城市间的均等化更可能缓解为了公共服务的人口集聚趋势,既不违背劳动力为了就业而向大城市集聚的经济规律,又有利于提高劳动力资源的配置效率。

然而,城市间公共服务均等化在多大程度上可以改变人口布局,依赖于劳动力流动对就

*作者感谢国家社会科学基金重大项目(13&ZD015)和重点项目(12AZD045)、教育部人文社科项目(10YJCZH178)和浙江省社科规划课题(13NDJC085YB)的资助。本文也是“当代中国经济与社会工作室”的成果。作者感谢亚洲开发银行、浙江大学、东北财经大学研讨会参与者的评论,感谢陈斌开和杨汝岱提供的数据支持。文责自负。

业和公共服务的反应。一直以来,关于中国劳动力流动的经验研究告诉我们,劳动力为了获得更多的就业机会和更高的工资而流动。由于户籍制度的限制,外来人口无法平等地获得与本地居民相同的公共服务,因而在已有研究中,公共服务在劳动力流动决策中的作用往往被忽视。事实上,流入地的公共服务对于外来人口并非完全排他,近些年许多城市的政府出资建立了民工子弟学校,可供农民工的孩子就读。此外,外来人口可以通过支付一定的借读费就读流入地的学校,也可以在流入地医院就医。到底公共服务在劳动力的流向决策中起怎样的作用,目前基于中国劳动力流动的经验证据相当欠缺。

本文利用2005年1%人口抽样调查中劳动力流动的微观数据与220个地级市的城市特征数据,研究了公共服务与就业、工资等城市特征对劳动力流向的影响。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,即使存在公共服务享用的户籍歧视,劳动力依然更倾向流入基础教育和医疗服务水平较高的城市。劳动力是否为了公共服务而流动是Tiebout“用脚投票”机制的主要内容,而在中国是否存在“用脚投票”机制在理论上还存在争议(乔宝云等,2005;丁维莉、陆铭,2005),相关的经验研究又相当缺乏。本文的研究结果不仅为Tiebout的“用脚投票”机制在中国是否存在提供了经验证据,也有助于科学认识公共服务的地区间均等化对劳动力空间集聚的缓解作用。

本文的结构如下:第二节将对公共服务与劳动力流动的相关文献进行评论;第三节介绍本文的数据来源与条件Logit模型设定;第四节是公共服务等城市特征变量影响劳动力流入地选择的实证研究发现以及稳健性检验结果;第五节在第四节模型的基础上,讨论公共服务影响劳动力流入地选择的个体异质性;最后是本文的结论与政策含义。

二、文献评述

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,而劳动力的流动方向就决定了不同城市间的人口分布。中国古语说,“人往高处走”,对于个体迁移者来说,何处是高处?传统

发展经济学的理论认为,由于现代经济部门的工资高于传统农业部门,劳动力将从传统农业源源不断地向现代工业部门转移(Lewis, 1954; Ranis and Fei, 1961),即使面临失业风险,只要预期收益高于农村的收入和迁移成本,农村劳动力还是会选择向城市工业部门流动(Todaro, 1969; Harris and Todaro, 1970)。而当前中国劳动力流动的主要特征是跨区域流动,根据国家统计局公布资料,2014年中国农民工总量为27395万人,其中外出农民工16821万人,占农民工总数的61.4%^②。新经济地理模型(Krugman, 1991; Fujita et al., 1999; Puga, 1999)更关注劳动力的跨地区空间流动,认为劳动力从“边缘”地区向商品更多样化、工资水平更高和就业机会更多的“中心”地区集聚。近年来的研究还发现,由于人力资本外部性有利于个人获得更多的学习机会提升技能水平,人口密集度高的地方使得技能匹配更容易,劳动力更倾向于流向平均教育水平高和人口密集度强的城市(Moretti, 2004; Fu and Liao, 2012)。基于中国劳动力流向的实证研究也发现了与上述理论较为一致的结果,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)。

除了为获得更好的就业机会、更高的工资和未来更高的预期工资而“人往高处走”之外,劳动力还会为了更好的公共服务(特别是教育)而流动,这是另一个中国典故“孟母三迁”的经济学含义。Tiebout (1956)的“用脚投票”理论最早将地方公共服务加入到人口迁移的效用模型中,认为居民在不同地区间“选购”,选择公共品和税收组合最符合其偏好的地区来居住。之后,公共服务在劳动力流动决策中的重要作用在很多国家和地区都被证实存在(Quigley, 1985; Rapaport, 1997; Nechyba and Strauss, 1998; Bayoh et al., 2006; Dahlberg et al., 2012)。在中国,地方政府为获得更大本地利益而展开的税收竞争更多针对资本而非劳动力,同时,居民对于地方公共品供给的“用手投票”机制缺失,户籍制度又限制了人口的自由流动,是否存在Tiebout“用脚投票”机制在理论讨论中存在争议。乔宝云等(2005)认为,对进城打工的农村劳动力来说,他们没有享

受到与城市居民同样的义务教育、医疗卫生等公共产品,西方的“用脚投票”机制在中国并不存在。丁维莉和陆铭(2005)则认为,在中国现有的教育财政体制的安排下,已经出现居民为了获得更好的教育资源变换居住地的情况,Tiebout的“用脚投票”机制同样适用于中国。虽然理论上存在不同的争论,但利用中国数据对Tiebout“用脚投票”机制进行检验的经验研究相当缺乏。劳动力是否为公共服务而流动关系到Tiebout的“用脚投票”机制在中国是否成立,也关系到公共服务的地区间均等化是否有利于缓解劳动力的空间集聚。

公共服务影响劳动力流入地选择的经验研究,最早要追溯到Oates(1969)进行的公共服务和税收资本化研究,他发现地方房地产价值与实际房地产税(property tax)之间负相关,与每年花费在公共学校的学生身上的平均支出成正相关,从而验证Tiebout“用脚投票”机制的存在。用房地产价值作为被解释变量来检验Tiebout机制的逻辑是这样的,如果居民在选择定居地时确实考虑该地公共服务产出和税率,那么公共服务越好税率越低的地方将吸引越多的居民,众多居民流入引起该地房地产需求增加,从而推高该地的房地产价值,如果可以从数据上看到房地产价值与公共服务存在正相关关系而与税率之间存在负相关关系,那么可以推断公共服务与税率显著影响了人们的定居地选择。之后大量实证研究援引了Oates的基本模式,尽管可能由于经济体制和税收制度的差异,公共服务和税收资本化的程度会有所不同,但在美国、欧洲、日本、中国等不同地区都找到了公共服务和税收被资本化到房地产价值中去的证据(Brasington and Hite, 2005; Carlsen et al., 2009; Sakashita and Hirao, 1999; Feng and Lu, 2013)。但是,Edel和Sclar(1974)也指出,在完全的Tiebout均衡中不存在资本化问题,因为公共服务带来的房地产价值的提高会被增加的税率所抵消,在Tiebout模型中税收实际被等价于居民用来购买地方公共服务的价格。另外,这种以住房价值为被解释变量的实证研究被认为只能间接地证明居民的公共品需求符合Tiebout结论,无法直接检验地方的公共服务财政因素如何作用于人们的居住地选择(Edel and Sclar, 1974; Quigley, 1985),因为房价高并不一定都由公共服务好带

来的人口流入和房屋需求增加而导致,也可能由于房屋供给方面的原因造成,例如房屋供给不足和房屋质量等问题。

20世纪80年代开始,研究者逐渐开始直接研究人们的迁移行为如何受到地方公共服务与税收的影响。早期由于数据质量与计量技术的限制,迁移指标多采用加总(小区、城市、省等行政区)数据进行讨论。研究发现,在加拿大,省级地方政府支出水平和支出结构都将影响省际人口迁移决策,健康和教育的人均支出越多的省份人口流入率越高(Day, 1992)。在美国,Sharp(1986)通过对住宅与城市发展署的普查数据进行分析发现,住房质量与价格、教育质量和税率是人们考虑迁入某地主要考虑的因素。在中国,汤韵和梁若冰(2009)利用省级加总数据对中国省级居民迁移率与地方公共支出之间的相关性进行了实证研究,发现地方公共支出在2000年之前对居民迁移作用不显著,而在2000年、2005年的迁移中有显著的正向影响。张丽等(2011)以第四次人口普查和2005年1%人口抽样调查中的省际人口迁移率为研究对象,研究发现地方财政支出增加时迁入人数也会增加,相对于地方政府基本建设支出,文教、卫生和社会保障支出对人口迁移的影响更大。然而,在地区层面用加总数据研究公共服务对劳动力流动的影响有其固有的缺陷。首先,迁移率是所有劳动力流动行为的加总,暗含了所有劳动力同质的假设,实际上劳动力流动决策在个体间存在一定差异,用迁移率等加总数据容易忽略劳动力流动的个体异质性。另外,对加总的数据进行研究,省份(或城市)的特征可能是劳动力流入率的结果,如果不采取一定的计量手段来处理这一问题,加总数据分析的结果将面临由双向因果关系而导致的估计偏误。同时,由于省内不同城市经济社会发展存在不同程度的差异,省级层面的加总特征也减少了流入地特征的变异程度,这时,将增加参数估计的误差,降低参数估计的有效性。最后,现有在加总层面进行的研究也没有很好地探讨公共服务影响劳动力流动的机制,例如,这种影响可能只是因为公共服务好的城市有更多与公共服务相关的就业岗位,从而引起了劳动力流动。

随着微观资料调查和计量技术的逐步完善,利用家庭和个人等微观资料分析劳动力流动决策的

经验研究大量涌现。劳动力的流动行为受到个人特征、家庭特征和流入地特征的共同影响。个体或家庭特征如何影响劳动力流动已经积累了丰富的成果(具体可见陆铭(2011)的综述),然而流入地特征如何影响劳动力的流动决策直到 Mcfadden (1974)发展出条件 Logit 模型才逐渐受到学界的重视。近些年来,国际上越来越多学者用微观数据和条件 Logit 模型取代加总数据来研究居住地特征如何影响人们的迁移或流动决策。Dahlberg 等(2012)研究了地方公共服务对 1990~1991 年间迁往瑞典斯德哥尔摩地区的人口迁移行为的影响,发现人们愿意迁往在孩子照顾上公共支出更多的小区,高的收入税将阻碍人们的流入,同时还发现有孩子的家庭更愿意迁往教育支出多的地方。Bayoh 等(2006)研究了 1995 年在美国俄亥俄州哥伦布地区富兰克林县 17 个学区内进行迁移的家庭户,发现学校质量对家庭户居住地的选择具有显著影响。相较于加总数据,微观数据具有十分明显的优势:第一,可以直观明确地了解地方公共服务对劳动力流动的影响;第二,运用城市特征来解释个体的流动方向可以较好地回避反向因果关系;第三,加总数据往往不易区分社会经济特征(年龄、性别、受教育程度等)不同人群迁移行为的差异,利用微观资料则更容易研究个体异质性。

综合上述讨论,本文将利用中国的个体微观数据和条件 Logit 模型,检验在当前存在户籍制度限制的情况下劳动力是否选择流入公共服务水平更高的城市,比较公共服务和工资水平对于劳动力流向选择的影响,并且检验不同人口特征的劳动力对城市公共服务的反应是否存在差异。

三、模型设定与数据

(一)模型设定

劳动者在决定流向何处时面临一系列备选的目的地城市,假定劳动者选择流向某个城市的效用函数如式(1)所示,其效用依赖于流入地城市的特征与劳动者的个人偏好。

$$U_{ij} = \eta P_{ij} + \pi W_{ij} + \theta Z_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (j=1, 2, \dots, J) \\ (i=1, 2, \dots, N) \quad (1)$$

式(1)中 i 表示个体劳动者, j 表示劳动者可选的流入地城市, P_{ij} 表示劳动者 i 可选的城市 j 的公

共服务特征向量, W_{ij} 表示劳动者 i 可选的城市 j 的工资, Z_{ij} 表示劳动者 i 可选的城市 j 的其他特征向量, ε_{ij} 为未观测因素。劳动者在 J 个城市中选择流向使其效用最大化的城市,满足以下条件:

$$U_{ij} > U_{ik} \quad \forall j \neq k \quad (2)$$

劳动者选择流入城市 j 的概率如式(3)所示,被解释变量 $Chosen_{ij}$ 是一个关于劳动者选择城市的 0、1 变量,当城市 j 被劳动者 i 选中,则 $Chosen_{ij}$ 取值为 1; 否则,城市 j 未被劳动者 i 选中,则 $Chosen_{ij}$ 取值为 0,由于每个劳动者 i 都面临包含 J 个城市的城市选择集,实际观测个案数为劳动者样本数乘以城市个数 ($N \times J$)。我们将利用 McFadden (1974)发展的条件 Logit 模型来估计式(3)中城市特征的参数 η 、 π 和 θ ,这些参数反映了城市特征值的大小对城市被选择概率的影响,参数为正,表明城市特征值越大,该城市被选择的概率越大。参数的绝对值越大,表明影响程度越大。

$$Prob(Chosen_{ij} = 1) = \frac{\exp(\theta Z_{ij} + \eta P_{ij} + \pi W_{ij})}{\sum_{j=1}^J \exp(\theta Z_{ij} + \eta P_{ij} + \pi W_{ij})} \quad (3)$$

本文除了研究城市特征对劳动力流向决策的影响外,还研究这些影响的个体异质性。在条件 Logit 模型中,城市特征影响的个体异质性通过在估计模型中放入城市特征和劳动力特征的交叉项来实现(Greene, 2008)。本文的核心变量是公共服务和工资,因此本文重点考虑公共服务和工资影响劳动力流入地城市选择的异质性,具体做法是在模型中加入城市的公共服务和工资与劳动者个体特征的交叉项,如式(4)所示, X_i 表示劳动者的个人特征向量, λ 和 ϕ 是待估计的交叉项系数。

$$Prob(Chosen_{ij} = 1) \\ = \frac{\exp(\theta Z_{ij} + \eta P_{ij} + \lambda P_{ij} X_i + \pi W_{ij} + \phi W_{ij} X_i)}{\sum_{j=1}^J \exp(\theta Z_{ij} + \eta P_{ij} + \lambda P_{ij} X_i + \pi W_{ij} + \phi W_{ij} X_i)} \quad (4)$$

(二)数据与变量说明

根据上文的模型设定,本文利用劳动力流动的个体数据匹配地级市的城市特征数据对模型进行估计。劳动力流动的个体数据来源于 2005 年 1% 人口抽样调查的微观数据,本文所用的是这个数据的 1/5 随机抽样子样本。城市层面数据综合了《中国城市统计年鉴》、《中国区域经济统计年鉴》与 2000 年第五次人口普查微观数据等 3 个来源,由于 2005 年 1% 人口抽样调查的调查时点为 2005 年 11 月 1 日

零时,我们将城市特征数据滞后了一年(即2004年)或多年。在Tiebout理论中对地方政府的假定是,为使地区人口规模达到最优,地区政府将尽量提供符合消费者偏好的公共产品,也就是说,地方政府会为了吸引人口流入在公共物品的供给和税率的设定上进行竞争(Keen and Marchand, 1997; 郭庆旺、贾俊雪, 2009)。因此,在实证分析中看到地方公共服务和人口流入之间存在正向的相关关系,也不能直接推论是地方公共服务影响了人口流动,也有可能是人口流入导致了地方公共服务的增加,两者之间存在双向因果关系。为了避免由于双向因果带来了内生性问题,在识别地方公共服务如何影响人口流动时,对地方公共服务的数据一般都选择前定变量(Day, 1992; Dahlberg et al., 2012)。本文亦跟随已有文献的做法。

1. 劳动力个体层面的数据与变量

本文主要研究城市特征在劳动力的流向决策中所起的作用,因此本文选择的个体样本为在城市间流动的劳动力,满足以下几个条件:(1)调查时点在某城市且户口登记地不在该城市;(2)年龄在15岁~64岁之间;(3)非在校学生;(4)目前有工作;(5)收入不为零^③;(6)由于务工经商原因流出^④。符合以上标准的劳动力数量为109659个,但由于城市特征中一些城市的变量值缺失,我们构建的城市集中只包含220个城市,需要剔除流入到这220个城市之外其他城市的劳动力,最终回归中包括101183个流动劳动力。表1报告了流动劳动力的个人特征。

2. 城市层面的数据与变量

本文的城市指地级及以上城市,中国的地级及以上城市的数量为287个,由于一些城市的数据缺失,最终包含在本文劳动力流向选择

表1 流动劳动力的个人特征

变量	观测量	均值	标准差	最小值	最大值
年龄	101183	29.597	9.074	15	64
性别(男=1)	101183	0.569	0.495	0	1
受教育年限	101183	9.278	2.550	0	19
婚姻状况(未婚=1)	101183	0.398	0.489	0	1
是否短期流动(短期=1)	101183	0.216	0.412	0	1
户口所在地(东部=1)	101183	0.283	0.450	0	1
户口所在地(中部=1)	101183	0.437	0.496	0	1

注:(1)2005年1%人口抽样调查问卷询问了被调查者的受教育程度,为了便于估计,本文将受教育程度转化成受教育年限,受教育程度与受教育年限的对应关系如下:未上过学=0年,小学=6年,中学=9年,高中=12年,大学专科=14年,大学本科=16年,研究生=19年。(2)短期流动指离开户口所在城市一年以下,长期流动指离开户口所在城市一年以上。

集中的城市数量为220个。这220个城市是劳动力流入的主要城市,流向这220个城市的劳动力占在287个城市间流动的劳动力的比例为92.27%,同时,这220个城市分布于全国30个省份(除西藏外),因此本文构建的这220个城市作为劳动力流向选择集具有较好的代表性。

表2列出了本文研究中影响劳动力流向决策的城市特征变量及其定义。其中,第一组核心变量是城市提供的公共服务,本文选择了与个人最直接相关的基础教育和医疗服务。在经验研究的文献中,被关注的公共服务大致可分为三类:公共服务的投入(支出)、公共服务的产出(数量和质量)以及公共服务的主观评价。在最早的Tiebout经验研究中,Oates(1969)用每年公立学校生均教育支出作为学校质量的度量,之后地方公共服务支出被广泛用于衡量公共服务的水平(Day, 1992; Nechyba and Strauss, 1998; Dahlberg et al., 2012)。然而,公共服务支出只能反映公共服务投入的多少,无法确知公共服务的产出,而实际上给迁移者带来效用的是公共服务的数量和质量。由此,一些研究者采用考试成绩来衡量学校质量(Rosen and Fullerton, 1977; Bayoh et al., 2006)、用人均教师数衡量教育资源

表2 城市特征变量列表

变量	定义
基础教育	2004年生均小学教师数和生均中学教师数的主成分分析得分值
医疗服务	2004年人均病床数、人均医生数和人均医院数的主成分分析得分值
工资	2004年职工年平均工资(元)
失业率	2004年登记失业人数/(登记失业人数+在岗职工人数)
固定资产投资	2004年固定资产投资总额(万元)/GDP(万元)
产业结构	2004年第三产业产值(万元)/第二产业产值之比(万元)
到港口的距离	离三大港口(上海、天津或香港)最近的地理距离(公里)
到区域中心大城市的距离	离最近的区域中心大城市的地理距离(公里)
人口规模	2004年年末户籍人口数量(万人)
平均受教育年限	2000年城市劳动年龄人口的平均受教育年限(年)
房价	2004年全市的商品房销售额(元)/销售面积(平方米)
离户口所在城市的距离	两个城市的地理距离(公里)
与户口所在城市是否为外省	与户口所在城市不在同一省取值为1;否则为0
省会	省会取值为1;否则为0
落户限制指数	城市落户难度的综合得分,分值越大落户门槛越高

注:(1)已有的统计资料中没有城市劳动力人口的平均受教育年限数据,在本文中,利用2000年第五次人口普查的微观数据计算得到,第五次人口普查调查的是受访者的受教育程度,为了便于计算城市平均受教育年限,将受教育程度转化为受教育年限,受教育程度与受教育年限的对应关系如下:未上过学=0年,扫盲班=3年,小学=6年,中学=9年,高中=12年,大学专科=14年,大学本科=16年,研究生=19年。(2)到港口的距离、到区域中心大城市的距离和离户口所在城市的距离均根据城市中心经纬度计算得到。(3)落户限制指数来自吴开亚等人(2010)的估算。(4)计算房价的全市商品房销售额和销售面积来自2005年《中国区域统计年鉴》。(5)表中其他数据及其计算的基础数据均来自2005年《中国城市统计年鉴》。*本文使用地理距离作为城市空间关系(包括到港口的距离、到区域中心大城市的距离和离户口所在城市的距离等3个变量)的度量,相较于交通距离,地理距离相对外生,能够较好避免交通距离内生于经济增长所带来的估计偏差。

(梁若冰、汤韵,2008)、用人均医生数量和病床数来作为医疗健康服务的度量(Porell, 1982; Gyourko and Tracy, 1989)。近期,还有学者认为,人们迁入或迁出某地的决策实际上依赖于其对该地的居住条件的主观评价,他们利用问卷调查方式获得人们对地方公共服务的主观满意度,将其作为地方公共服务质量的度量(Carlsen et al., 2009)。但是这种做法可能存在选择性偏误,因为问卷调查往往只能获得人们对已经选择的流入地的评价,而无法获得人们对其他城市的评价。因此,考虑到公共服务测量的准确性和数据的可得性,本文用生均小学教师数和生均中学教师数衡量城市的基础教育水平^⑤,用人均病床数、人均医生数和人均医院数衡量城市的医疗服务水平。由于基础教育和医疗服务相应的各个变量之间存在很强的相关性,直接放入估计模型将产生严重的多重共线性问题,我们将教育和医疗两组变量分别采取主成分分析的方法,分别取第一主成分得分值作为基础教育和医疗服务的度量放入实证模型^⑥。

本文另一组重要变量是城市劳动力市场的工资水平和就业机会。职工的平均工资和失业率可以作为城市劳动力市场中工资水平和就业机会的直接代表。但由于中国对外来劳动力的工资和失业登记并不完全,我们还控制了固定资产投资、产业结构、到大港口的距离和到区域中心大城市的距离等变量来捕捉外来劳动力可能在城市获得的工资和就业机会。一般来说,固定资产投资占GDP比重越高,越可能在短期内增加对劳动力的需求。第二、第三产业不同的就业吸纳能力使得城市的产业结构对劳动力的就业机会产生影响(Moretti, 2010)。在我们的样本中,60.79%的外来劳动力就业于第二产业,因此,我们预期第二产业与第三产业之比高的城市更可能成为劳动力流入地。到大港口的距离和到区域中心大城市的距离^⑦用来衡量其他与就业、工资相关的地理因素。

本文在回归中控制城市的人口规模,是因为人口规模不仅通过学习(learning)、分享(sharing)和匹配(matching)这3个机制直接给劳动者带来好处(参见Duranton and Puga, 2004),还会影响公共服务供给水平以及人们在城市获得的就业机会和收入水平。公共服务的供给可能存在规模效应。同时,

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)。因此,如果在劳动力流向决策模型估计中忽略人口规模的影响,将导致公共服务和就业工资变量的估计偏误。本文选择城市的户籍人口数量来衡量城市的人口规模,因为户籍人口不包括外来劳动力,比包括外来人口的常住人口数量更具外生性。

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)。同时,由于物质资本和人力资本之间存在互补性时,城市中部分居民受教育程度的提高会使城市的企业增加物质资本的投资,以使得企业的资本量和这部分高技能的劳动力相匹配,从而增加劳动力需求(Acemoglu, 1996, 1998)。另外,一个城市的人力资本水平和该城市的基础教育水平的高低密切相关,较高的人力资本水平很大程度上是较好基础教育的结果^⑧。因此,如果在劳动力流向决策中不控制城市的平均受教育程度,同样无法准确估计公共服务和就业工资的影响系数。

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),在模型中控制了房价后,名义工资的影响才更接近于实际工资的影响。另外,由于存在公共服务资本化问题,即公共服务好的地方吸引更多的劳动力流入,从而推高了房价,高房价可能部分体现了好的公共服务。因此,在回归中控制房价也可以减少名义工资和公共服务系数存在遗漏变量偏误。

本文还控制了距离因素,包括流出地城市和流入地城市之间的距离以及它们是否属于同一个省。研究发现,劳动力流动的成本不仅表现在货币方面,还表现为远离朋友、家庭的心理成本,在工资等其他条件相同的情况下,劳动力更倾向较短距离的流动,且更偏好省内流动(Poncet, 2006; Fujita et al., 2004),Zhang和Zhao(2013)估计的工资—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%。因此,在分析劳动力的流向决策时,应当控制距离因素。

在回归中城市的特征还包括是否省会城市,这

表3 城市特征的描述性统计

变量	观测量	均值	标准差	最小值	最大值
基础教育	220	2.859	1.053	0.184	6.666
医疗服务	220	3.067	1.445	0.96	10.257
工资(元)	220	14159.79	4497.294	7202.72	31928.11
失业率	220	0.073	0.051	0.010	0.480
固定资产投资	220	0.409	0.138	0.156	0.991
产业结构	220	0.788	0.294	0.139	1.994
到大港口的距离(公里)	220	603.413	396.683	0	2722.34
到区域中心大城市的距离(公里)	220	264.760	238.538	0	2315.092
人口规模(万人)	220	429.145	299.309	30.58	3144.23
平均受教育年限(年)	220	8.250	0.754	5.962	10.664
房价(元)	220	1690.503	863.342	514.706	6756
离户口所在城市的距离(公里)	22260260	1039.435	596.049	0	4549.606
外省	22260260	0.946	0.226	0	1
省会	220	0.136	0.344	0	1
落户限制指数	44	0.952	0.669	0.205	3.176

注:离户口所在城市距离和是否外省两个变量对于不同的流动劳动力存在差异,其观测值是 220×101183 ;其他城市特征对不同的流动劳动力都是相同的,其观测值为220;吴开亚等(2010)构建的落户限制指数包括44个城市。

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。

表3报告了城市特征的描述性统计。

四、为就业和公共服务 流动:实证结果

(一)基本回归结果

表4报告了公共服务和工资等城市特征影响劳动力流向决策的回归结果,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 $E_{ij}^k = \partial \ln \text{Prob}(j) / \partial \ln Z_k = \theta_k [1 - \text{Prob}(j)]$,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, θ_k 是城市特征 Z_k 的估计系数,本文中J等于220,因此估计的平均概率弹性为模型估计系数 θ_k 乘以 $219/220$ 。因为 $219/220$ 近似为1,表4报告的概率弹性的含义指城市特征变动1%时城市被选择的概率平均变动 $\theta_k\%$ 。在回归1中我们只考虑了城市的公共服务水平吸引外来劳动力的作用,发现基础教育和医疗服务均存在显著的正效应。回归2是在回归1的基础上再加入工资、失业率、固定资产投资、产业结构、到港口距离和到区域中心大城市距离等衡量工资水平和就业机会的变量,发现基础教育和医疗服务仍然保持显著的正向作用,但概率弹性明显下降。回归2的结果告诉我们劳动力在决定流向哪个城市时,除了考虑工资和

就业之外,还会考虑城市的公共服务水平。而且工资高和就业机会好的城市,往往公共服务水平也更好,所以在控制了工资和就业之后,公共服务的系数就明显下降。回归3在回归2的基础上加入了人口规模、平均受教育年限、房价、离户口所在地的距离、与户口所在地是否外省、是否省会等控制变量,基础教育和医疗服务的估计系数依然是显著的正。因此,我们初步认为在中国存在为了公共服务而流动的“用脚投票”机制。

我们还控制了代表就业与工资的一组城市特征变量,捕捉劳动力为就业而流动的效应。从表4中可以看出,城市的平均工资越高吸引外来劳动力的作用越大,失业率越高则会对外来劳动力产生阻力。固定资产投资占GDP比重对城市吸引外来劳动力的作用在回归2中为负,在回归3中其对吸引外来劳动力的作用转为正,这可能是因为固定资产投资的就业创造效应具有规模经济,固定资产投资占GDP比重与城市的人口规模存在负相关关系($r=-0.079$),在回归3控制了城市的人口规模之后,固定资产投资表现出正的就业创造效应,固定资产投资占GDP比重越高的城市吸纳外来劳动力越多。产业结构的系数为负,表明第二产业相对第三产业吸纳外来劳动力的能力更强。城市到主要最近大港口距离的系数也为负,说明海上交通运输便利对一个城市经济增长有益,同时,城市到最近区域中心城市的系数也为负,说明距离区域性的大城市越近,越有利于城市经济增长(许政等, 2010; 陆铭, 2013),从而对创造就业和吸纳外来劳动力具有显著的正向效应。

表4中还报告了城市规模、平均受教育年限、房价、流动距离、省会城市等控制变量的估计系数。城市的人口规模和平均受教育年限的系数都为正,表明中国的劳动力也存在向规模经济和人力资本外部性发挥得更充分的城市集聚。类似地, Fu 和 Liao (2012)也发现1990~2000年间美国大学毕业生向人口规模大和大学生比例高的城市集

聚。房价的系数为正,表明外来劳动力更多流向了房价较高的城市,根据上文的分析,房价“资本化”了部分未观察到的公共服务或城市特征(比如绿化、空气质量、气候等)对外来劳动力的吸引力,并且可能大于房价本身作为生活成本对外来劳动力的排斥力。流动距离增加了劳动力的流动成本,从两个代表流动距离的变量影响劳动力流向选择的估计结果看,在其他条件相同的情况下,人们更愿意选择离户口所在地距离短以及与户口所在地属相同省份的城市作为流入地。此外,在控制了其他因素之后,省会城市在吸引外来劳动力方面不具有优势,这可能与省会城市并没有显著地影响劳动者的就业概率有关,甚至有可能存在更严格的劳动力流入的制度障碍(陆铭等,2012)。

为了比较各个城市特征尤其是公共服务与工资对劳动力流向决策的相对作用大小,回归4对所有的城市特征变量进行标准化处理,即变量的原始值减去其均值再除以其标准差之后进行条件Logit模型估计,结果显示,一个城市的基础教育平均增加一个标准差,城市被选择的概率提高0.116倍,医疗服务增加一个标准差,城市被选择的概率提高

表4 城市特征影响劳动力流向决策:基本回归结果

解释变量	回归 1	回归 2	回归 3	回归 4(标准化)
基础教育	0.414*** (0.00748)	0.237*** (0.00843)	0.110*** (0.00955)	0.116*** (0.0101)
医疗服务	0.362*** (0.00135)	0.0131*** (0.00389)	0.0820*** (0.00901)	0.118*** (0.0130)
工资		0.000105*** (0.00000157)	0.0000335*** (0.00000193)	0.151*** (0.00866)
失业率		-7.181*** (0.200)	-2.687*** (0.207)	-0.137*** (0.0105)
固定资产投资		-0.540*** (0.0524)	1.137*** (0.0617)	0.156*** (0.00850)
产业结构		-0.742*** (0.0239)	-1.746*** (0.0330)	-0.514*** (0.00972)
到港口的距离		-0.00180*** (0.0000643)	-0.00411*** (0.0000709)	-1.630*** (0.0281)
到区域中心大城市的距离		-0.00234*** (0.0000759)	-0.000866*** (0.0000764)	-0.207*** (0.0182)
人口规模			0.00295*** (0.0000422)	0.885*** (0.0127)
平均受教育年限			0.629*** (0.0158)	0.474*** (0.0119)
房价			0.0000815*** (0.0000135)	0.0703*** (0.0117)
离户口所在城市的距离			-0.407*** (0.0240)	-1.343*** (0.00731)
外省			-0.00225*** (0.0000123)	-1.435*** (0.0156)
省会			-1.435*** (0.0156)	-0.407*** (0.0240)
省固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
Chi2	358831.4	370373.1	465278.7	465278.7
Pseudo R ²	0.3288	0.3393	0.4263	0.4263
观察点数量	22260260	22260260	22260260	22260260
城市数量	220	220	220	220
个人数量	101183	101183	101183	101183

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平上显著,括号中是系数的标准误差。

0.118倍,这说明,在控制其他条件的情况下,吸引外来劳动力的城市公共服务中,基础教育与医疗服务具有基本相当的重要性。同时,当一个城市的工资平均增加一个标准差,该城市被选择的概率提高0.151倍。可见,与公共服务对劳动力流动的作用相比,工资对城市吸引劳动力的作用更大一些。

(二)稳健性检验

1. 控制户籍限制的影响

在中国,由于存在户籍制度,没有本地户口的外来劳动力无法同等地享受本地的公共服务,或者需要支付额外的费用,例如中小学教育中的择校费,同时,在城市的劳动力市场他们也无法获得平等的就业机会和工资(乔明睿等,2009)。因此有人可能会质疑,进入外来劳动力流动决策效用模型的公共服务和工资不应该等于当地人所能享受到的公共服务和工资水平。为了应对这种质疑,我们将利用吴开亚等人(2010)计算的城市落户门槛指数对公共服务和工资等城市特征进行调整,以检验在户籍制度限制下外来劳动力是否还会为了公共服务而流动。吴开亚等构建了46个城市的落户门槛指数,其中与本文数据匹配的城市有44个^⑨,这44个城市覆盖了4个直辖市、26个省会城市以及14个其他级别的城市。本文的劳动力样本中流入这44城市的劳动力为64459个,占220城市外来劳动力的63.70%。落户门槛指数越大代表落户难度越大。户籍限制相当于给外来劳动力享受的本地公共服务和获得本地职工工资打了折扣,因此我们在回归中放入基础教育、医疗服务和工资与落户门槛指数的交叉项,如果交叉项的估计系数为负,则从另一角度证实了外来劳动力在城市受到工资歧视和公共服务歧视。表5中的回归5和回归6分别报告了44个城市和64459个劳动力样本的回归结果。回归5的解释变量与回归3中的相同,实证结果表明公共服务和工资等核心变量的符号都比较稳健。回归6是在回归5的基础上加入公共服务和工资与落户门槛

指数的交叉项,结果显示基础教育和工资与落户指数的交互项系数为负,表明随着落户门槛的提高,城市的基础教育和工资对劳动力流入的影响都在减弱,这一结果证明了在中国的大城市确实存在基础教育和工资的户籍歧视。然而,即使存在户籍歧视,城市的基础教育和工资对劳动力的流入仍然发挥着重要作用,包含落户门槛指数的交叉项的负系数无法完全抵消基础教育和工资对劳动力流入的正向作用。与预期略有不同的是,医疗服务和落户指数的交叉项系数为正,表明医疗服务对外来劳动力流入的影响并没有随着落户门槛的提高而减弱,反而有所增强,这可能与医疗服务对外来劳动力的排他性没有基础教育那么强有关,同时,户籍限制越严的地方往往医疗质量更好,从而能够吸引外来人口流入。不管户籍制度是否削弱公共服务对劳动力流向的影响,综合来看,即使存在户籍制度限制的情况下,劳动力依然选择了流入公共服务水平更高的城市。

此外,我们的研究所存在的一个潜在的问题是,公共服务对于劳动力流动的影响可能包含了与公共服务相关的其他未观察因素影响,比如城市的气候和设施。值得注意的是,对于这些可能遗漏的城市生活质量,非本地户籍的居民同样能够享受,因此其对劳动力流动的影响不应该取决于城市的户籍限制程度。在我们的回归中,由于户籍与公共服务的交叉项是显著的,这说明公共服务对劳动力流动的影响的确与户籍限制程度有关。因此,公共服务对劳动力流入地选择的影响不太可能包含那些不因户籍而对外来人口进行歧视的未观测城市特征的作用。

2. 剔除在教育 and 医疗相关行业就业的人员

基础教育和医疗服务供给水平较高的城市,对教育和医疗以及相关行业的劳动力需求也可能较高,因此,我们在表4中看到的基础教育和医疗服务对劳动力流入的正效应,可能不仅仅反映了劳动力为享受更好的公共服务而流动的劳动力供给方面的原因,也可能包含了劳动力为获得在教育 and 医疗以及相关行业就业机会的劳动力需求方面的原因。为了消除来自劳动力需求方面的影响,在表5的回归7中我们剔除了从事教育和医疗及其相关行业的劳动力样本^①,从事这些行业的劳动力样本

21677,占总样本的21.4%。从回归7的结果可以看出,即使我们剔除了从事教育和医疗及其相关行业的劳动力样本,城市的基础教育和医疗服务依然对劳动力的流入决策存在显著的正效应,与回归3相比,只有医疗服务的系数有较为明显的下降。因此,我们可以认为来自劳动力供给方面的原因是城市公共服务吸引外来劳动力的重要原因。

3. IIA 假设和 Hausman-McFadden 检验

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)。我们发现对于本文的样本数据,绝大多数的卡方值都非常小或为负数,不能够拒绝原假设, Hausman-McFadden 检验的结果确认了条件 Logit 模型所得结果的可信性^①。

表5 稳健性检验

解释变量	回归5	回归6	回归7
基础教育	0.262*** (0.00792)	0.638*** (0.0305)	0.151*** (0.0108)
医疗服务	0.148*** (0.00726)	0.130*** (0.0149)	0.0337*** (0.0105)
工资	0.000209*** (0.00000270)	0.000278*** (0.00000516)	0.0000579*** (0.00000227)
基础教育×落户门槛指数		-0.321*** (0.0161)	
医疗服务×落户门槛指数		0.130*** (0.00784)	
工资×落户门槛指数		-0.0000510*** (0.00000296)	
落户门槛指数		3.144*** (0.0827)	
其他城市特征 省固定效应	已控制 No	已控制 No	已控制 Yes
Chi2	217355.9	220497.0	368340.8
Pseudo R ²	0.4455	0.4520	0.4295
观察点数量	2836196	2836196	17491320
城市数量	44	44	220
个人数量	64459	64459	79506

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平上显著,括号中是系数的标准误差。回归5和回归6不再控制省的固定效应是因为样本城市只有44个,一个省最多只有2个城市。

五、模型的拓展:公共服务与工资影响劳动力流向的异质性

之前的条件 Logit 回归结果是把所有的劳动力视为对公共服务和工资等城市特征具有相同偏好的同质群体,得到的是公共服务和工资等城市特征影响劳动力流向的平均效应。然而,不同人口特征的劳动力对公共服务和工资可能表现出不同的需求,这一部分我们将考察不同人口特征的劳动力对公共服务和工资的异质性反应。如本文第三节对模型设定的介绍,条件 Logit 模型通过加入城市特征与个人特征的交叉项来捕捉城市特征影响劳动力流向决策的个体异质性。我们主要关注的劳动力个体特征,包括年龄、受教育年限和外出流动时间,表6中的回归8~回归10分别报告了这3个个体特征的异质性回归结果。

从回归8中看到,城市的基础教育与个体劳动者的年龄的交叉项系数显著为正,与年龄交叉项的系数不显著,说明随着年龄的增长,劳动力在选择流入地时越来越注重城市的基础教育,且对城市基础教育的反应并没有随年龄的增长而减弱,这主要和外来劳动力的年龄结构有关,外来劳动力的平均年龄29.6岁(见表1),40岁以下劳动力所占比例为87.85%,这个年龄群体的劳动力拥有的孩子可能多是7~15岁的适龄儿童,年龄更大的劳动力对基础教育存在更强的反应不足为奇。城市的医疗服务与劳动者的年龄交叉项系数都为负,与年龄平方交叉项的系数为正,说明劳动力对流入地的医疗服务的需求与年龄之间存在U型关系,但U型的拐点年龄约为4岁,本文样本中最小年龄为15岁,因此在本文中劳动力对城市医疗服务的反应与劳动者的年龄主要表现为正向关系。年龄较轻时,劳动力在选择流入地时对城市的医疗服务

较少考虑,但随着年龄的增长,将越来越倾向流入医疗服务较好的城市。城市的平均工资与劳动者的年龄和年龄平方的交叉项系数都为负,说明随着年龄的增长,劳动力流入工资高的城市的可能性在降低,而且随着年龄的增长下降速度在增大。

回归9估计了不同受教育水平的劳动者在流动过程中对公共服务和工资的异质性反应。个体劳动者的受教育年限与城市的基础教育的交叉项系数为负,说明随着个人受教育年限的提高,外来劳动力对基础教育的反应在减弱,也就是说相对于受教育水平较高的劳动者,受教育水平较低的劳动者更注重子女的基础教育,更愿意流向基础教育水平高的城市。造成这种现象的因素可能很多,其中的一个可能性是,那些受教育程度高且为教育而流动的劳动力,他们可能已经通过获取户籍而进入了本地居民群体。然而,对于医疗服务却表现出不同的特点,对医疗服务的反应随着劳动者受教育年限的增加而增加,相对于受教育年限较低的劳动者,受教育年限较高的劳动者更倾向于流入医疗服务水平较高的城市。城市的平均工资与个体劳动者的受教育年限的交叉项也为正,说明受教育水平更高的劳动者聚集到了工资水平更高的城市,这与Diamond(2012)发现在美国出现的高技能劳动力越来越向高工资地区集聚的趋势相一致。

在回归10中,我们可以看到短期流动和长期流

表6 公共服务与就业影响劳动力流向的个体异质性

回归8		回归9		回归10	
解释变量	系数	解释变量	系数	解释变量	系数
基础教育	0.107*** (0.00989)	基础教育	0.109*** (0.00956)	基础教育	0.115*** (0.00975)
医疗服务	0.0628*** (0.00921)	医疗服务	0.0740*** (0.00903)	医疗服务	0.0941*** (0.00908)
工资	0.0000399*** (0.00000203)	工资	0.0000364*** (0.00000193)	工资	0.0000351*** (0.00000198)
基础教育×年龄	0.0108*** (0.000416)	基础教育×受教育年限	-0.0188*** (0.00127)	基础教育×短期流动	-0.0206*** (0.00784)
基础教育×年龄平方	-0.0000418 (0.0000301)				
医疗服务×年龄	-0.00143*** (0.000286)	医疗服务×受教育年限	0.0261*** (0.000921)	医疗服务×短期流动	-0.0559*** (0.00558)
医疗服务×年龄平方	0.000179*** (0.0000223)				
工资×年龄	-0.000000994*** (0.000000106)	工资×受教育年限	0.00000147*** (0.000000329)	工资×短期流动	-0.00000587*** (0.00000199)
工资×年龄平方	-7.49e-08*** (7.78e-09)				
其他城市特征	已控制	其他城市特征	已控制	其他城市特征	已控制
Chi2	466929.2	Chi2	468592.1	Chi2	465827.9
Pseudo R ²	0.4268	Pseudo R ²	0.4293	Pseudo R ²	0.4278
观测点数量	22260260	观测点数量	22260260	观测点数量	22260260

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平上显著,括号中是系数的标准误差。

动的劳动者对公共服务和工资的不同反应。不管是对公共服务和对工资,超过一年长期流动的劳动者都具有更强烈的反应,相对于短期流动的劳动者,长期流动的劳动者更多流向了基础教育和医疗服务水平较好以及工资水平较高的城市。从20世纪80年代开始,中国的城乡和跨地区人口流动规模日益增大,流动出现长期化趋势,长期流动规模逐渐增加,外出流动超过5年的人口规模从1982年的700万增加到2010年的6842万(段成荣等,2013)。庞大的流动人口数量,以及随着他们外出时间的增加,他们对流入地公共服务的需求也在增加。然而由于户籍限制,通常外来劳动力并不会因为居留时间的增加而获得平等享受公共服务的权利,增长的公共服务需求与公共服务享用的户籍歧视造成城市内部的社会分割,将可能积累着社会矛盾和社会冲突。

六、结论与政策建议

本文利用2005年1%人口抽样调查中劳动力流动的微观数据与220个地级市的城市特征数据,研究了公共服务与工资等城市特征对劳动力流向的影响。采用的计量方法是条件Logit计量方法,估计结果显示,劳动力选择流向某个城市不仅为了获得该城市更高的工资水平和更高的就业概率,而且还为了享受该城市的基础教育和医疗服务等公共服务。通过进一步的检验发现,户籍制度限制了外来劳动力平等地享受流入地城市的公共服务,随着城市户籍限制程度增大,公共服务对外来劳动力的吸引作用在减弱,但是在控制了户籍限制的影响之后,我们仍然发现公共服务对劳动力的流入起到显著的正向作用。稳健性检验的结果还表明,劳动力更倾向于流向公共服务水平高的城市,除了可能来自公共服务相关行业的劳动力需求外,劳动力对公共服务的需求是很重要的原因。同时,我们还发现不同年龄、受教育程度和外出流动时间的劳动力在流入地选择中表现出对公共服务和工资的异质性反应。

基于我们的实证发现,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,从而能够缓解大城市的公共服

务供给压力和拥挤效应。然而,公共服务均等化政策的效果到底多大,还依赖于公共服务和工资等城市特征影响劳动力流向决策的作用大小。从变量标准化后的回归结果看,公共服务影响劳动力流向的作用系数都小于工资对劳动力流向的影响。因此,即使公共服务均等化政策能够促使人口分布适度分散,仍然无法改变劳动力向大城市集聚的趋势。在极端的情况下,即使城市间的公共服务完全均等化,从而使劳动力流动完全不为公共服务,人们还是会为了更高的工资和更好的就业而向大城市集聚。同时,我们又发现,随着劳动力外出时间的增加,他们对流入地公共服务的需求也在增加。因此,我们认为,为了应对中国未来的劳动力向大城市集聚的问题,实行城市间公共服务均等化只能作为一种辅助性的政策来缓解人口流入地的人口压力。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,通过增加公共服务的供给而不是控制公共服务的需求来缓解压力。同时,在城市内部,对长期居住在本地的外来人口的公共服务需求应予以更多的重视,将这部分人首先纳入城市内公共服务均等化的范围。

(作者单位:夏怡然,温州大学;陆铭,上海交通大学、复旦大学;责任编辑:蒋东生)

注释

①这里的流动人口不包括在一城市定居少于每年6个月的短期流动人口,而在本文的实证模型中,短期流动人口也是流动人口的组成部分。

②数据来自国家统计局2015年发布的《2014年全国农民工监测调查报告》,网址:http://www.gov.cn/xinwen/2015-04/29/content_2854930.htm。

③剔除没有工作和收入为零的样本可能损失一部分暂时性失业的劳动力,但可以保证样本中的人口都是参与劳动力市场的劳动力。

④在主体模型中只保留务工经商原因流出的劳动力,是因为其他原因(例如工作调动、分配录用、学习培训、拆迁搬家、婚姻迁入、投靠亲友、寄挂户口、出差等)外出的劳动力其流向决策可能受到更多特殊的个人和家庭因素的影响,而这些因素在2005年1%人口抽样调查中未涉及,这将导致城市特征影响劳动力流向决策的机制发生变化。

⑤教育的对象是学生,因此用生均教师数比人均教师数能更好地衡量城市的基础教育供给状况。

⑥基础教育的第一主成分的方差贡献率为85.1%,医疗服务的第一主成分的方差贡献率为64.3%。由于主成分的得分值出现负值,不便于经济意义的解释,本文对所有城市的基础教育和医疗服务的得分值都加上3,调整为正数,如此调整并不改变城市间基础教育和医疗服务的相对差异,也不改变回归结果。

⑦本文的到港口距离是离三大港口(上海、天津或香港)最近的地理距离(许政等,2010)。我们定义的“区域中心大城市”为2000年人口普查城镇常住人口超过400万的城市,分别是:北京市、上海市、重庆市、天津市、广州市、杭州市、西安市、成都市、深圳市、青岛市、南京市、沈阳市、哈尔滨市、武汉市。

⑧在我们的样本中,城市的平均受教育程度与基础教育和医疗服务的相关系数分别是0.518和0.660。

⑨2个无法匹配的城市是拉萨市和嘉峪关市,这两个城市的其他城市特征数据缺失,不在220个城市的集合中。

⑩剔除的劳动力样本其工作所在行业代码为63、65、82、83、84、85,这些代码对应的行业分别是批发业、零售业、居民服务业、其他服务业、教育、卫生。批发业、零售业、居民服务业、其他服务业等行业中只有部分细分行业与教育和医疗相关,例如,批发业中的文化、体育用品及器材批发和医药及医疗器械批发;零售业中的文化、体育用品及器材专门零售和医药及医疗器械专门零售;居民服务业和其他服务业中的清洁、护理等,但由于2005年1%的人口抽样调查数据只记录了行业的二位码,我们只能将相关的二位码行业劳动力全部剔除。虽然损失了一些劳动力样本,但是这样做可以保证剔除所有从事与教育和医疗相关行业的样本。

⑪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。

参考文献

(1) Acemoglu, D., 1996, "A Microfoundation for Social Increasing Returns in Human Capital Accumulation", *The Quarterly Journal of Economics*, 111(2), pp.779~804.

(2) Acemoglu, D., 1998, "Why Do New Technologies Complement Skills? Directed Technical Change and Wage Inequality", *The Quarterly Journal of Economics*, 113(4), pp.1055~1089.

(3) Bayoh, I., E. Irwin and T. Haab, 2006, "Determinants of Residential Location Choice: How Important are Local Public Goods in Attracting Homeowners to Central Locations?", *Journal of Regional Science*, 46, pp.97~120.

(4) Brasington, D. and D. Hite, 2005, "Demand for Environmental Quality: A Spatial Hedonic Analysis", *Regional Science and Urban Economics*, 35, pp.57~82.

(5) Carlsen, F., B. Langset, J. Rattso and L. Stambol, 2009, "Using Survey Data to Study Capitalization of Local Public Services", *Regional Science and Urban Economics*, 39, pp.688~695.

(6) Cheng, S., 2008, "Location Decision Variations of Japanese Investors in China", *The Review of Regional Studies*, 38(3), pp. 395~415.

(7) Dahlberg, M., M. Eklof, P. Fredriksson, and J. Jofre-Monseny, 2012, "Estimating Preferences for Local Public Services Using Migration Data", *Urban Studies*, 49(2), pp.319~336.

(8) Day, K. M., 1992, "Interprovincial Migration and Local Public Goods", *The Canadian Journal of Economics*, 25(1), pp.123~144.

(9) Duranton, G. and D. Puga, 2004. "Micro-foundations of Urban Agglomeration Economies", in: Henderson, J. V. and J-F. Thisse, (Eds.), *Handbook of Regional and Urban Economics*, Vol. IV. North Holland, Amsterdam, pp. 2063~2118.

(10) Diamond R., 2012, "The Determinants and Welfare Implications of US Workers' Diverging Location Choices by Skill: 1980~2000", Job Market Paper.

(11) Edel, M. and E. Sclar, 1974, "Taxes, Spending, and Property Values: Supply Adjustment in a Tiebout-Oates Model", *Journal of Political Economy*, 82, pp.941~954.

(12) Feng, H. and M. Lu., 2013, "School Quality and Hous-

ing Prices: Empirical Evidence from a Natural Experiment in Shanghai, China", *Journal of Housing Economics*, 22, pp.291~307.

(13) Fu, Y. M. and W.C. Liao, 2012, "What Drive the Geographic Concentration of College Graduates in the US? Evidence from Internal Migration", Working Paper.

(14) Fujita, M., T. Mori, J. V. Henderson and Y. Kanemoto, 2004, "Spatial Distribution of Economic Activities in Japan and China", in: Henderson, J.V. and J-F. Thisse, (Eds.), *Handbook of Regional and Urban Economics*, Vol. IV. North Holland, Amsterdam, pp. 2911~2980.

(15) Fujita, M., P. Krugman and A. Venables, 1999, *The Spatial Economy*, MIT Press, Cambridge.

(16) Greene, W. H., 2008, *Econometric Analysis (6th ed.)*, New Jersey: Pearson Education.

(17) Gyourko, J. and J. Tracy, 1989, "The Importance of Local Fiscal Conditions in Analyzing Local Labor Markets", *Journal of Political Economy*, 97, pp.1208~1231.

(18) Harris, J. R. and M. P. Todaro, 1970, "Migration, Unemployment and Development: A Two-Sector Analysis", *American Economic Review*, 60(1), pp.126~142.

(19) Hausman, J. and D. McFadden, 1984, "Specification Tests for the Multinomial Logit Model", *Econometrica*, 52(5), pp. 1219~1240.

(20) Keen, M. and M. Marchand, 1997, "Fiscal Competition and the Pattern of Public Spending", *Journal of Public Economics*, 66, pp.33~53.

(21) Krugman, P. R., 1991, "Increasing Returns and Economic Geography", *Journal of Political Economy*, 99, pp.483~499.

(22) Lewis, W. A., 1954, "Economic Development with Unlimited Supplies of Labour", *The Manchester School*, 22(2), pp.139~191.

(23) McFadden, D. L., 1974, "Conditional Logit Analysis of Qualitative Choice Behavior", *Frontiers in Econometrics*, New York: Academic Press, pp.105~142.

(24) Moretti, E., 2004, "Human Capital Externalities in Cities", in: Henderson, J. V. and J-F. Thisse, (Eds.), *Handbook of Regional and Urban Economics*, Vol. IV. North Holland, Amsterdam, pp.2243~2291.

(25) Moretti E., 2010, "Local Multipliers", *The American Economic Review*, 100(2), pp.373~377.

(26) Murphy, A. J., Muellbauer and G. Cameron, 2006, "Housing Market Dynamics and Regional Migration in Britain", Department of Economics Discussion Paper Series, Department of Economics, University of Oxford, No. 275.

(27) Nechyba, T. J. and R. P. Strauss, 1998, "Community Choice and Local Public Services: A Discrete Choice Approach", *Regional Science and Urban Economics*, 28, pp.51~73.

(28) Oates, W. E., 1969, "The Effects of Property Taxes and Local Public Spending on Property Values: An Empirical Study of Tax Capitalization and the Tiebout Hypothesis", *Journal of Political Economy*, 77(6), pp.957~971.

(29) Poncet, S., 2006, "Provincial Migration Dynamics in China: Borders, Costs and Economic Motivations", *Regional Science and Urban Economics*, 36, pp.385~398.

(30) Porell, F., 1982, "Intermetropolitan Migration and Quality of Life", *Journal of Regional Science*, 22, pp.137~158.

(31) Puga, D., 1999, "The Rise and Fall of Regional In-

equalities”, *European Economic Review*, 43, pp. 303~334.

(32) Quigley, J. M., 1985, “Consumer Choice of Dwelling, Neighborhood and Public Services”, *Regional Science and Urban Economics*, 15, pp.41~63.

(33) Ranis, G. and J. C. H. Fei, 1961, “A Theory of Economic Development”, *American Economic Review*, 51 (4), pp. 533~565.

(34) Rapaport, C., 1997, “Housing Demand and Community Choice: An Empirical Analysis”, *Journal of Urban Economics*, 28, pp.243~260.

(35) Roback, J., 1982, “Wages, Rents and the Quality of Life”, *Journal of Political Economy*, 90(6), pp.1257~1278.

(36) Rosen, H. S. and D. J. Fullerton, 1977, “A Note on Local Tax Rates, Public Benefit Levels and Property Values”, *Journal of Political Economy*, 85 (2), pp.433~440.

(37) Sakashita, N. and M. Hirao, 1999. “On the Applicability of the Tiebout Model to Japanese Cities”, *Review of Urban and Regional Development Studies*, 11(3), pp.206~215.

(38) Sharp, E. B., 1986, *Citizen Demand - making in the Urban Context*, Birmingham: University of Alabama Press.

(39) Tiebout, C. M., 1956, “A Pure Theory of Local Expenditures”, *Journal of Political Economy*, 64(5), pp. 416~424.

(40) Todaro, M. P., 1969, “A Model of Labor Migration and Urban Unemployment in Less Developed Countries”, *American Economic Review*, 59(1), pp.138~148.

(41) Zhang, J. and Z. Zhao, 2013, “Measuring the Income - Distance Tradeoff for Rural - Urban Migrants in China”, IZA Discussion Paper, No. 7160.

(42) 丁维莉、陆铭：《教育的公平与效率是鱼和熊掌吗——基础教育财政的一般均衡分析》，《中国社会科学》，2005年第6期。

(43) 段成荣、袁艳、郭静：《我国流动人口的最新状况》，《西北人口》，2013年第6期。

(44) 段成荣：《省际人口迁移迁入地选择的影响因素分析》，《人口研究》，2001年第1期。

(45) 高虹：《城市人口规模与劳动力收入》，《世界经济》，

2014年第10期。

(46) 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》，《管理世界》，2009年第10期。

(47) 陆铭：《制度制约下的劳动力流动与滞后的城市化》，见陆铭、陈钊、朱希伟、徐现祥（主编）：《中国区域经济发展——回顾与展望》，格致出版社和上海人民出版社，2011年。

(48) 陆铭、高虹、佐藤宏：《城市规模与包容性就业》，《中国社会科学》，2012年第10期。

(49) 陆铭：《空间的力量：地理、政治与城市发展》，格致出版社和上海人民出版社，2013年。

(50) 乔明睿、钱雪亚、姚先国：《劳动力市场分割、户口与城乡就业差异》，《中国人口科学》，2009年第1期。

(51) 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》，《财经研究》，2009年第11期。

(52) 梁若冰、汤韵：《地方公共品供给中的 Tiebout 模型：基于中国城市房价的经验研究》，《世界经济》，2008年第10期。

(53) 乔宝云、范剑勇、冯兴元：《中国的财政分权与小学义务教育》，《中国社会科学》，2005年第6期。

(54) 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》，《中国人口科学》，2012年第5期。

(55) 吴开亚、张力、陈筱：《户籍改革进程的障碍：基于城市落户门槛的分析》，《中国人口科学》，2010年第1期。

(56) 夏怡然、苏锦红、黄伟：《流动人口向哪里集聚？——流入地城市特征及其变动趋势》，《人口与经济》，2015年第3期。

(57) 肖群鹰、刘慧君：《基于以 QAP 算法的省际劳动力迁移因理论再检验》，《中国人口科学》，2007年第4期。

(58) 许政、陈钊、陆铭：《中国城市体系的“中心—外围模式”》，《世界经济》，2010年第7期。

(59) 余珮、孙永平：《集聚效应对跨国公司在华区位选择的影响》，《经济研究》，2011年第1期。

(60) 张丽、吕康银、王文静：《地方财政支出对中国省际人口迁移影响的实证研究》，《税务与经济》，2011年第4期。

(61) 朱农、曾昭俊：《对外开放对中国地区差异及省际迁移流的影响》，《市场与人口分析》，2004年第5期。

（上接第39页）

(38) King Robert G. and Levine Ross, 1993, “Financial Intermediation and Economic Development”, in: Colin Mayer and Xavier Givès(Eds.), *Financial Intermediation in the Construction of Europe*, London: Center for Economic Policy Research.

(39) Kongsamut, P., Rebelo, S. and Xie, D., 2001, “Beyond Balanced Growth”, *Review of Economic Studies*, Vol.68, pp.869~882.

(40) Kuznets, S., 1966, *Modern Economic Growth: Rate, Structure and Spread*, New Haven, CT: Yale University Press.

(41) Levine, Ross, 1991, “Stock Markets, Growth and Tax Policy”, *Journal of Finance*, Vol.46, pp.1445~1465.

(42) Levine, Ross, 2005, “Finance and Growth: Theory and Evidence”, in: Philippe Aghion and Steven N. Durlauf(Eds.), *Handbook of Economic Growth*, Elsevier North-Holland.

(43) Levine, Ross, Norman Loayza and Thorsten Beck, 2000, “Financial Intermediation and Growth: Causality and Causes”, *Journal of Monetary Economics*, Vol.66, pp.31~77.

(44) Luintel, K., Khan, M., Arestis, P. and Theodoridis, K., 2008, “Financial Structure and Economic Growth”, *Journal of Development Economics*, Vol.86, pp.181~200.

(45) Merton, R. C. and Bodie, Z., 1995, “A Conceptual Framework for Analysing the Financial Environment”, in Crane, D.B., et al.(ed), *The Global Financial System, A Functional Perspective*, Cambridge, Mass: Harvard Business School Press.

(46) Ngai, L. R., and Pissarides, C. A., 2007, “Structural Change in A Multi-Sector Model of Growth”, *The American Economic Review*, Vol.97, pp.429~443.

(47) RajanRaghuram G. and Zingales Luigi, 1998, “Financial Dependence and Growth”, *The American Economic Review*, Vol. 88, pp.559~586.

(48) Romer, P. M., 1990, “Endogenous Technological Change”, *Journal of Political Economy*, Vol.98, pp.S71~S102.

(49) Sokoloff, Kenneth L., 1986, “Productivity Growth in Manufacturing During Early Industrialization: Evidence from the American Northeast, 1820~1860”, in: Engerman, Stanley L., and Gallman, Robert E. (Eds.), *Long-Term Factors in American Economic Growth, Studies in Income and Wealth*, Vol. 51, University of Chicago Press for NBER, Chicago.

(50) Sylla Richard, 2002, “Financial Systems and Economic Modernization”, *The Journal of Economic History*, Vol. 62, pp. 277~292.