

城市公共服务对流动人口永久迁移意愿的影响

刘金凤¹ 魏后凯^{1,2}

(1. 中国社会科学院大学(研究生院),北京 102488;

2. 中国社会科学院农村发展研究所,北京 100732)



内容提要:中国人口流动已经由劳动力个人流动模式转变为家庭流动模式,进入了人口迁移的第二个过程,即劳动力及其家庭成员在流入城市长期定居,进行永久迁移。本文利用2017年中国流动人口动态监测调查数据与289个城市数据的匹配数据,研究城市公共服务对流动人口永久迁移意愿的影响,并进一步考察城市公共服务对流动人口永久迁移意愿的异质性作用。研究发现,城市公共服务显著影响了流动人口的永久迁移意愿,城市的公共服务水平越高,流动人口的永久迁移意愿越强。通过群体异质性检验发现,相对于农民工,城市公共服务对城镇流动人口永久迁移意愿的影响更强,而在农民工群体内,与第二代农民工相比,第一代农民工永久迁移意愿受城市公共服务的影响更强。进一步通过个体异质性检验发现,受教育程度越高、流入时间越长、收入水平越高、拥有自有住房、家属随迁的流动人口,对公共服务需求更大,永久迁移意愿更强。本文的政策启示是城市间的公共服务均等化可以在一定程度上缓解人口向大城市集聚趋势,进而遏制城镇化进程中出现的城镇规模两极分化,推动形成科学合理的城镇化格局。

关键词:城市公共服务 流动人口 永久迁移意愿 影响

中图分类号:F061.3 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—5766(2019)11—0020—18

一、引言

改革开放以来,中国流动人口的规模急剧扩大,由1982年的657万人增加到2018年的2.41亿人,占总人口比例从0.66%增加到17.27%。与之相对应,中国的城镇化进程也在快速推进,城镇化率从1978年的17.92%提高到2018年的59.58%,城镇常住人口从1.72亿人增长到8.31亿人^①。可见,流动人口的大规模流动快速推动了中国的城镇化进程。但是,中国的城镇化进程也面临诸多挑战:一是流动人口的永久迁移比例较低。人口迁移可分为临时迁移和永久迁移,虽然这种区别在其他国家也存在,但在中国特有的户籍制度下,这种区别具有了特别的意义。与国外人口流动与定居同时发生不同,中国流动人口由于户籍制度的约束,其选择向城市流动后,却不能预期在城市长期定居进行永久迁移,进而永久迁移比例过低(蔡昉,2001^[1];白南生和何宇鹏,2002^[2];章铮,2006^[3])。二是城镇化进程中出现了大城市规模迅速膨胀、中小城市和小城镇相对萎缩的两极化倾向(魏后凯,2014)^[4]。大城市人口比重不断增加,在提供公共服务方面面临巨大压力,而流动人口仍然向大城市集聚,根据2010年第六次人口普查数据显示,北京、上海、广州、深圳、东莞五个城市的流动人口占全部流动人口的24.74%(夏怡然等,2015)^[5]。另外,根据2017年中国流动人

收稿日期:2019-06-12

作者简介:刘金凤,女,博士研究生,研究领域是城镇化与城乡发展,电子邮箱:liujinfeng@ucass.edu.cn;魏后凯,男,研究员,博士生导师,研究领域是区域经济、城镇化与城乡发展,电子邮箱:wei_houkai@263.net。通讯作者:魏后凯。

①数据来源:《第三次全国人口普查》《中国统计年鉴》《国民经济和社会发展统计公报》。

口动态监测调查数据显示,流动人口具有较高意愿向大城市永久迁移,直辖市流动人口的户籍迁移意愿为 64.41%,省会城市及副省级城市流动人口的户籍迁移意愿为 40.66%,而其他地级市流动人口的户籍迁移意愿仅为 28.93%。可见,中国流动人口向大城市集聚,并具有较高的永久迁移意愿,那么背后的作用机制是什么?

中国的人口迁移包含了两个过程:第一个过程是劳动力从迁出地转移出去;第二个过程是迁移者在迁入地居住下来(蔡昉,2001)^[1]。已有文献主要研究了中国人口迁移的第一个过程,认为城乡间和城市间的收入差距是劳动力流动的主要原因,大城市的高收入水平是吸引流动人口向大城市集聚的主要因素(巫锡炜等,2013^[6];童玉芬和王莹莹,2015^[7])。随着中国人口流动由劳动力个人流动模式转变为家庭流动模式(段成荣等,2013^[8];吴帆,2016^[9]),中国人口迁移进入了第二个过程,即劳动力及其家庭成员在流入城市长期定居进行永久迁移,此时公共服务成为影响人口永久迁移的重要因素。根据2017年中国流动人口动态监测调查数据显示,流动人口打算居留在本地的主要原因中,排名前三的原因为子女有更好教育机会、个人发展空间大、收入水平高,比例分别为 22.3%、19.2%和 15.9%,可见,公共服务中的基础教育已经成为流动人口居留城市的最主要原因,超过了收入水平和个人发展空间的影响。而中国优质的公共服务都高度集中在大城市,中小城市公共服务发展滞后,城市间公共服务差异已经成为影响流动人口向大城市集聚的重要因素。目前,已有文献主要利用地区加总数据研究公共服务对人口迁移的作用,或者研究流动人口个人获取公共服务对其迁移意愿的影响(汤韵和梁若冰,2009^[10];李拓和李斌,2015^[11];侯慧丽,2016^[12];刘乃全等,2017^[13])。但利用地区加总数据进行研究忽略了个体异质性和存在反向因果关系,而利用微观数据直接估计个人获取公共服务对其迁移意愿的影响,存在内生性问题,并忽略了地区因素的影响。利用微观数据和地区数据的匹配数据进行研究则可以解决上述问题。

因此,本文运用2017年中国流动人口动态监测调查数据和289个城市数据的匹配数据,研究城市公共服务对流动人口永久迁移意愿的影响,并进一步考察城市公共服务对流动人口永久迁移意愿的异质性作用。本文的贡献主要在于:一是随着中国人口迁移进入第二个过程,学术界开始关注人口的永久迁移意愿,而关于流入地公共服务对人口永久迁移意愿影响的实证研究则相对匮乏,本文实证研究了城市公共服务对流动人口永久迁移意愿的影响。二是与已有文献仅利用地区数据或微观数据相比,本文利用城市数据和微观数据的匹配数据进行研究,克服了仅利用地区加总数据存在的反向因果关系和仅利用微观数据存在的内生性问题,并同时控制了城市特征、个人及家庭特征因素的影响。三是本文考察了城市公共服务对城镇流动人口、农民工永久迁移意愿的异质性作用,并进一步研究了城市公共服务对农民工永久迁移意愿影响的代际差异。

二、文献综述

传统人口迁移理论认为,人口在地区间迁移是为了获得更高的工资或预期工资(Lewis, 1954^[14];Todaro, 1969^[15])。但除了更高的工资,人口还为了更好的公共服务而迁移。Tiebout (1956)^[16]最早将地区公共服务纳入人口迁移理论当中,提出了“用脚投票”机制,即居民会比较地区间公共服务和税收组合差异进而做出是否迁移决策。之后大量文献就公共服务对人口迁移的作用进行了经验研究。Oates(1969)^[17]通过研究公共服务和税率的资本化对“用脚投票”机制进行实证检验,其逻辑是居民为了更好地公共服务和更低税率迁移会引起流入地房地产价值的上涨。研究发现,学校教育质量越高和税率越低的地区,其房地产价值越高,间接验证了“用脚投票”机制的存在。之后大量文献根据Oates的基本模式,验证了中国、美国、欧洲、日本等国家和地区同样存在公共服务资本化现象(Feng和Lu, 2013^[18];Brasington和Hite, 2003^[19];Carlsen等, 2009^[20];Sakashita

和 Hirao,2010^[21])。但通过检验地方公共服务和房地产价值的相关关系只能间接证明“用脚投票”机制的存在,无法直接验证地方公共服务对人们居住地选择的影响(Quigley,1985)^[22],除了公共服务被资本化到房价中导致高房价之外,还有住房供给不足等因素导致高房价。

因此,学者开始直接研究公共服务对人口迁移行为的影响。Day(1992)^[23]利用加拿大1962—1981年省级加总数据研究政府支出对省际人口迁移的影响,发现省级政府支出显著影响了省际人口迁移决策,尤其人均教育支出和人均健康支出越多的省份,人口流入率越高。杨义武等(2017)^[24]利用中国城市加总数据研究地方公共品供给对人口迁移的影响,发现地方公共品供给水平对人口迁移具有显著正向作用。李拓和李斌(2015)^[11]利用城市加总数据研究城市公共服务水平对人口流动的影响,发现城市公共服务能力及相对收入水平是吸引外来人口的首要因素。然而,利用地区加总数据研究公共服务对人口迁移行为的影响存在两个问题:一是忽略了个体异质性,加总迁移率暗含了人口同质假设,但人口在做出迁移决策时存在个体差异;二是存在反向因果关系,人口向某一地区迁移,该地区的公共服务会相应增加,较高的公共服务水平也可能是人口流入的结果。

随着相关微观数据出现,学者开始利用微观数据研究个人获取公共服务对其迁移行为的影响。侯慧丽(2016)^[12]利用2014年全国流动人口动态监测调查数据考察流动人口参加养老保险、建立健康档案等对其迁移意愿的影响。研究发现,城市公共服务的获取使得流动人口更倾向于在城市定居,对于超大城市更是如此。刘乃全等(2017)^[13]以长三角地区的流动人口为研究对象,研究城市公共服务获取对其迁移意愿的影响。研究发现,已经获取社会保障、社区居民健康档案、健康教育和医疗保障等公共服务的流动人口具有更强的长期迁移意愿。但上述研究主要存在两个问题:一是直接估计个人获取公共服务对其迁移意愿的影响存在内生性问题;二是忽略了地区因素的影响,人口迁移意愿不仅与其自身特征相关,更可能受流入地区因素的影响。

为解决上述问题,学者利用微观数据研究流入地区特征对人口迁移行为的影响。Dahlberg等(2012)^[25]利用瑞士的微观数据研究了地方公共服务对人口迁移行为的影响,发现在给定税率的情况下,在孩子照顾上公共支出越多的地区对人口迁移的吸引力越大。但在中国,由于户籍制度的存在,更多关注了经济发展水平、房价等流入地区因素(林李月和朱宇,2016^[26];董昕,2015^[27]),而关于流入地区公共服务对人口迁移意愿影响的研究则相对匮乏。另外,新型城镇化的核心问题是人口永久迁移的实现,研究流动人口永久迁移意愿对推进新型城镇化具有重要意义。因此,本文运用2017年中国流动人口动态监测调查数据与289个城市数据的匹配数据,研究城市公共服务对流动人口永久迁移意愿的影响,并进一步考察城市公共服务对流动人口永久迁移意愿的异质性作用。

三、特征事实与研究假设

1. 特征事实

中国的城镇发展具有政府资源配置的行政中心偏向特征,导致中国城镇资源配置严重不均衡,直辖市、省会城市和副省级城市等高等级行政中心获得了较多的发展机会和资源,并在市场力量的极化作用下,要素和资源进一步向这些城市集聚。在行政配置资源和市场力量的双重极化作用下,中国高等级行政中心的大城市集中了大量的资源、要素和产业,这种集中又使大城市政府有能力提供更好的公共服务(魏后凯,2014)^[4]。其结果是中国的公共服务水平在城市间存在两极分化,差距过大。由表1可知,根据城市的行政级别划分,2016年中国直辖市、省会城市(副省级城市)、其他地级市的人均财政支出分别为35489元、18555元、9035元。直辖市的人均财政支出是其他地级市的4倍左右,省会城市(副省级城市)人均财政支出是其他地级市的2倍左右。与民生相关的基本公共服务支出,城市间差距也依然明显,2016年,中国直辖市、省会城市(副省级城市)的人均教

育支出分别为4705元、2647元,而其他地级市的人均教育支出仅为1537元,远低于全国城市的人均教育支出2963元,更是仅占直辖市人均教育支出的33%左右。利用主成分分析法计算公共服务指数衡量城市公共服务水平,直辖市、省会城市(副省级城市)、其他地级市的公共服务指数分别为1.8293、1.4755、0.9887,同样表明城市间的公共服务水平存在明显差距。

表1 2016年不同行政级别城市的公共服务水平

公共服务水平	直辖市	省会城市(副省级城市)	其他地级市	城市均值
人均财政支出(元)	35489	18555	9035	21026
人均教育支出(元)	4705	2647	1537	2963
公共服务指数	1.8293	1.4755	0.9887	1.4312

资料来源:根据《2017年中国城市统计年鉴》数据计算所得

中国流动人口具有向大城市集聚特征,除了为了更多就业机会、更高收入水平向大城市集聚外(巫锡炜等,2013^[6];童玉芬和王莹莹,2015^[7]),还为了更好的公共服务向大城市集聚(夏怡然和陆铭,2015)^[28]。并随着人口流动的长期化和家庭化,流动人口对城市公共服务的需求越发强烈。但中国的户籍制度决定了城市公共服务供给对象是城市的户籍人口。虽然大多数流动人口已经成为流入城市的常住人口,具有稳定的就业和居住(段成荣等,2013)^[8],但流动人口没有户籍制度的合法性保障,享受不到与城市户籍人口同等的公共服务。流动人口为了享受城市公共服务,就必须获得流入城市的户口,实现永久迁移。城市公共服务成为影响流动人口永久迁移意愿的重要因素。同时,由于公共服务水平在城市间的两极分化,流动人口的永久迁移意愿在城市间也存在两极分化。由表2可知,直辖市流动人口的户籍迁移意愿是其他地级市的2.2倍,省会城市及副省级城市流动人口的户籍迁移意愿是其他地级市的1.4倍。

表2 2017年不同行政级别城市的流动人口户籍迁移意愿

迁移意愿	直辖市		省会城市(副省级城市)		其他地级市	
	数量(人)	比例(%)	数量(人)	比例(%)	数量(人)	比例(%)
愿意	15456	64.41	26028	40.66	19251	28.93
不愿意	4730	19.71	20820	32.52	27830	41.83
没想好	3812	15.88	17167	26.82	19455	29.24
全部	23998	100	64015	100	66536	100

资料来源:根据《2017年中国流动人口动态监测调查数据》计算所得

2. 研究假设

西方人口迁移理论认为,收入差距是人口迁移的主要原因(Lewis,1954^[14];Todaro,1969^[15]),但西方发达国家的区际、城际公共服务差异不大,所以公共服务对人口迁移决策没有产生重要影响,而在中国这样的发展中国家,仍在发展过程中,并存在政府资源配置的行政中心偏向,城市间公共服务差异很大。这种城市间公共服务差异对中国人口迁移决策产生了更重要的影响。由2017年中国流动人口动态监测调查数据可知,子女有更好教育机会已成为流动人口打算居留在本地的最主要原因,收入水平高和个人发展空间大退居为次要原因。另外,与以往劳动力个人流动不同,中国目前超过70%的流动人口是以部分或完整家庭形式流动的,家庭化特征十分明显(段成荣等,2013)^[8]。对于流动人口个人来说,对城市公共服务需求较小,而随着人口流动的家庭化,流动人口及其随迁家属对城市公共服务的需求越发强烈,例如流动人口的未成年子女对城市基础教育存在刚性需求,流动人口的年迈父母对城市的医疗服务和养老服务存在刚性需求。另外,根据新家庭经济迁移理论,人口迁移决策是由家庭效益最大化来决定的(Stark和Bloom,1985^[29];Stark和

Taylor, 1991^[30])。因此,城市公共服务成为影响人口迁移决策的重要因素。

但中国特有的户籍制度决定了公民权利具有属地特征,即获取义务教育、医疗服务、生存救助等公共服务的权利是以地方户籍身份为凭证的(蔡禾和王进,2007)^[31]。所以,目前人口家庭化流动的实现程度并不高,仍有部分的流动人口面临着家庭成员异地分居,长期与配偶、子女或父母等分离(杨菊华和陈传波,2013)^[32],即使已经进入城市的流动家庭也面临诸多问题,缺乏合法的制度保障和公共服务资源的支持,相关政策仅从个人角度满足个体需求,往往忽略了流动人口的家庭需求(段成荣等,2013)^[8]。可见,中国户籍制度决定了流动人口为了个人及家庭成员能够享受流入城市提供的公共服务,需要将户口迁入本地,实现永久迁移(蔡禾和王进,2007)^[31]。

对于流动人口来说,城市公共服务水平越高,将户口迁入本地,实现永久迁移后,一方面,个人及家庭成员可以享受城市更好的公共服务,提高家庭效益水平。不仅可以享受城市优质的教育、医疗、文化、交通、环境等方面资源,提高物质收益,而且能够享受家庭团聚的天伦之乐,带来更高的心理收益,因为户籍制度在一定程度上阻碍了流动人口实现家庭成员团聚的生活目标,不利于流动人口携带家眷(王志理和王如松,2011)^[33]。另一方面,可以降低由于无本地户口而支付的额外成本,尤其为了获取与户口相挂钩的教育资源和医疗资源。在教育资源方面,尽管目前大多数城市的教育部门明确规定公立学校要平等接受外来人口子女入学,并制定了外来人口子女入学需要满足的条件。但外来人口一般难以通过政府部门规定的各种证件审核,其子女就读公立学校的门槛仍然较高,如果通过其他渠道入学,需要支付其他成本。另外,近年来虽然多数省份陆续放开了外来人口子女在本地参加高考的限制,但各地所设置的前置条件仍然明显偏高,不少外来人口子女仍需返回户籍地读书和参加高考,父母或祖父母有一方则需要陪读,甚至一些子女独自生活,不仅造成家庭分离,还可能造成子女不适应户籍地的教育和生活,高考失利,成本高昂。在医疗服务方面,医疗保险的参加具有属地特征,流动人口参加流入地医疗保险的比例较低,增加了流动人口的就医成本。根据2017年中国流动人口动态监测调查数据显示,流动人口在流入城市参加医疗保险的比例仅为25.89%,其中,参加城镇职工医疗保险的比例为18.53%,参加城镇居民医疗保险的比例为3.65%,参加新型农村合作医疗保险的比例为2.49%,参加城乡居民合作医疗保险的比例为1.22%。另外,大多数流动人口缴纳了户籍地的医疗保险,但户籍地的医疗保险对于长期在外地工作和生活的流动人口来说,并没有起到应有的作用,并且异地报销异常繁琐,常常难以通过申请。因此,本文提出如下假设:

H₁:城市的公共服务水平越高,流动人口的永久迁移意愿越强。

四、数据来源、变量选取与模型设定

1. 数据来源

本文利用中华人民共和国国家卫生健康委员会的2017年中国流动人口动态监测调查数据(China Migrants Dynamic Survey,简称CMDS)与城市数据的匹配数据进行实证研究。CMDS数据按照随机原则在全国的31个省(区、市)和新疆生产建设兵团的流动人口较为集中的流入地抽取样本点,采取分层、多阶段、与规模成比例的PPS方法开展抽样调查,调查结果对全国和各省份具有代表性。调查对象为在流入地居住一个月以上,年龄为15周岁及以上的非本区(县、市)户口的流入人口,样本量为169989户。本文主要研究有工作的流动人口,具备实现个人及家庭成员迁移的能力,因此,仅保留流动原因为务工经商的样本,剔除了流动原因为家属随迁、婚姻嫁娶、拆迁搬家、投靠亲友、学习培训、参军、出生、异地养老、其他的样本。另外,为了便于识别城镇流动人口和农民工,本文根据户口性质,保留农业和非农业户口,剔除户口性质为农业转居民、非农业转居民、居民和其他的样本。最后,本文剔除了个人收入缺失的样本。

城市数据来源于《2017年中国城市统计年鉴》,城市是指地级及以上城市,统计口径为全市,房价的相关数据来源于国家信息中心宏观经济与房地产数据库(<http://www.crei.cn>)。CMDS数据调查时间为2017年5月,本文根据已有文献的做法(Dahlberg等,2012^[25];夏怡然和陆铭,2015^[28]),将城市特征数据滞后一年,采用2016年的城市数据。因为城市公共服务与人口迁移之间存在反向因果关系,不能直接得出城市公共服务影响了人口迁移,也可能是人口流入导致城市公共服务的增加,为了解决反向因果关系带来的内生性问题,将城市公共服务及其他城市特征的数据滞后一年。本文将CMDS数据与城市数据进行匹配,剔除了城市特征数据缺失严重的城市(三沙市、昌都市、林芝市、山南市、吐鲁番市、哈密市)和个体微观数据缺失的城市(抚顺市、通化市),最终得到289个地级及以上城市数据,107876户流动人口的个体微观数据。

2. 变量选取

(1)被解释变量选取。本文的被解释变量为流动人口的永久迁移意愿。所谓永久迁移意愿,一般是指流动人口在迁入地长期定居的意愿。在中国,受户籍制度的约束,通常把它视同为在迁入地落户定居的意愿。Goldstein等(1987^[34];1991^[35])、蔡禾和王进(2007)^[31]认为,在中国的户籍制度下,流动人口只有实现了户籍迁移,才能获取与本地居民同等的、能够保障在当地工作和生活各种权利,否则无论在流入地工作和生活多久,只要没有将户口迁入本地,流动人口不具有永久迁移的制度合法性。另外,邓曲恒和古斯塔夫森(2007)^[36]、马忠东(2019)^[37]以是否获得当地户籍作为标准,将已经获得当地户籍者视为永久移民。据此,一些文献以是否愿意将户口迁入本地为标准,把愿意将户口迁入本地的流动人口界定为具有永久迁移意愿(蔡禾和王进,2007^[31];董昕,2015^[27])。鉴于数据的可得性,本文采用以上文献的做法,同样把愿意将户口迁入本地的流动人口视为具有永久迁移意愿。本文利用的是2017年中国流动人口动态监测调查数据,其问卷中的问题为“如果您符合本地落户条件,您是否愿意把户口迁入本地”,答案选项为“愿意”“不愿意”“没想好”。本文将答案为“愿意”赋值为1,即愿意将户口迁入本地,具有永久迁移意愿,其他答案赋值为0,不具有永久迁移意愿。

(2)核心解释变量选取。本文的核心解释变量为城市公共服务,鉴于公共服务数据可得性和代表性,根据一般文献的做法(梁若冰和汤韵,2008^[38];汤玉刚等,2016^[39];李永友和张子楠,2017^[40]),将城市公共服务分为基础教育、医疗服务、城市交通、城市环境、城市文化五个方面。为了避免各变量间共线性和尽可能保存原有数据信息,本文利用主成分分析法,计算公共服务指数度量城市公共服务水平,具体指标和权重如表3所示。其中,基础教育、医疗服务、城市交通、城市环境、城市文化的总权重分别为0.3559、0.1961、0.1615、0.1772、0.1093,可见,基础教育的权重最大,医疗服务的权重次之,这与常识相符,基础教育和医疗服务是城市提供的最重要的两种公共服务,也是个人最关心的两种公共服务。本文提取了三个主成分,主成分的方差贡献率为61.4%。由于公共服务的主成分得分值出现负值,为了分析方便,本文对所有的得分值都加上1,将其调整为正数,如此调整并不改变城市间公共服务差异,也不改变回归结果。

表3 公共服务指标体系构成及权重

一级指标	二级指标	权重
基础教育	每万名中学生拥有的教师数(人)	0.1156
	每万名小学生拥有的教师数(人)	0.1076
	每万名中学生拥有的学校数(所)	0.0994
	每万名小学生拥有的学校数(所)	0.0333

续表 3

一级指标	二级指标	权重
医疗服务	每万人拥有的医院数(家)	0.0391
	每万人拥有的病床数(张)	0.0832
	每万人拥有的医生数(人)	0.0738
城市交通	人均道路面积(平方米)	0.0461
	每万人拥有的公共汽车数(辆)	0.0419
	每万人拥有的出租汽车数(辆)	0.0735
城市环境	建成区绿化覆盖率(%)	0.0495
	工业固体废物综合利用率(%)	0.0182
	污水集中处理率(%)	0.0596
	生活垃圾无害化处理率(%)	0.0499
城市文化	每万人拥有的公共图书馆藏书数(册、件)	0.0442
	每万人拥有的影剧院数(家)	0.0651

资料来源:根据《2017年中国城市统计年鉴》数据计算所得

(3)控制变量选取。为了控制其他因素对流动人口永久迁移意愿的影响,本文控制了城市特征、个人及家庭特征两类因素。城市特征因素主要包括工资、经济发展、产业结构、人口规模、房价、城市行政级别。具体来说,1)城市工资:流入城市的平均工资水平越高,对流动人口的拉力越大,其永久迁移意愿越强,本文利用职工年平均工资度量城市工资水平。2)城市就业机会:本文通过控制经济发展水平和产业结构捕捉城市的就业机会,经济发展水平越高、产业结构越合理,代表城市的就业机会越多,对流动人口的拉力越大,其永久迁移意愿越强。3)城市人口规模:一般来说,流动人口可以从城市人口规模扩大中获取更高的工资水平(余运江和高向东,2017)^[41],但城市人口规模过大,也带来高房价、交通拥堵、环境污染等问题,所以人口规模对流动人口永久迁移意愿的影响并不明确。本文利用城市户籍人口数据度量城市的人口规模,城市常住人口统计口径包括部分流动人口,但流动人口并不享受与户籍人口同等的公共服务,因而户籍人口更具有外生性。4)城市房价:住房成本是流动人口的主要生活成本,城市房价越高,流动人口的住房成本越高,对流动人口的推力越大,其永久迁移意愿越低。但根据已有研究,中国也存在公共服务资本化现象,高房价也体现了更好的公共服务(梁若冰和汤韵,2008)^[38],所以房价对流动人口永久迁移意愿的影响并不明确。5)城市行政级别:在政府资源配置的行政中心偏向下,城市的行政级别越高,其配置的优质资源越多,对流动人口的拉力越大,其永久迁移意愿越强。个人及家庭特征因素主要包括年龄、性别、受教育程度、户口性质、流动范围、流入时间、社会融合、个人收入、婚姻状态、家属随迁情况、家庭住房条件。以年龄为例,相关研究表明,年龄与人口迁移意愿呈倒U型关系,即迁移意愿随着人口年龄的增大而增强,但到达一定年龄之后逐步减弱(夏怡然和陆铭,2015)^[28],本文加入年龄及年龄平方捕捉年龄与人口迁移意愿的倒U型关系。由于篇幅限制以及相关文献综述关于个人及家庭特征变量对人口迁移意愿的影响做了详细介绍(陈俊峰和杨轩,2012)^[42],本文不再详细分析。变量的具体计算方法如表4所示。

表5列示了变量的描述性统计,本文样本中85.73%的流动人口属于农业人口,14.27%属于非农业人口,说明中国流动人口主要以农业人口为主,但非农业人口的流动也不容忽视。从个体特征变量可以看出,具有永久迁移意愿的流动人口的比例为37.63%,表明流动人口永久迁移意愿偏低,与目前现状符合。另外,本文样本中流动人口的平均年龄为35岁,平均受教育年限为10年,平

均月收入为 4400 元,平均流入时间为 6 年,74.09% 的流动人口家属部分或完整随迁,表明目前人口流动呈长期化和家庭化特征。而只有 21.43% 的流动人口拥有自有住房,表明目前流动人口主要以租房为主。

表 4 变量的计算方法

类别	变量名称	变量计算方法
被解释变量	永久迁移意愿	1 = 愿意将户口迁入本地;0 = 不愿意或没想好将户口迁入本地
核心解释变量	城市公共服务	2016 年城市公共服务指数
控制变量 - 城市特征因素	城市工资	2016 年城市职工年平均工资(万元)
	城市经济发展	2016 年城市人均 GDP(万元)
	城市产业结构	2016 年城市第三产业产值/第二产业产值
	城市人口规模	2016 年城市年末总人口(百万人)
	城市房价	2016 年城市商品房平均销售价格(千元/平方米)
	城市行政级别	1 = 直辖市、省会城市、副省级城市;0 = 其他地级市
控制变量 - 个人家庭特征因素	年龄	2017 年 - 出生年份
	年龄平方	年龄平方 = 年龄 × 年龄
	性别	1 = 男性;0 = 女性
	受教育程度	0 年 = 未上过学;6 年 = 小学;9 年 = 初中;12 年 = 高中及中专;14 = 大学专科;16 年 = 大学本科;19 年 = 研究生
	社会融合	1 = 完全同意或基本同意本地人接受我;0 = 不同意或完全不同意本地人接受我
	户口性质	1 = 农业户口;0 = 非农业户口
	流动范围	1 = 跨省流动;0 = 其他(省内跨市、市内跨县)
	流入时间	2017 年 - 流入年份
	个人收入	上个月收入(千元)
	婚姻状态	1 = 在婚(初婚、再婚);0 = 其他(未婚、离婚、丧偶)
	家属随迁情况	1 = 家属随迁(包括配偶、子女、父母等);0 = 家属没有随迁
	家庭住房条件	1 = 自购房、自建房;0 = 其他(租住私房、租住单位、雇主房、借住房、就业场所等)

资料来源:本文整理

表 5 主要变量的描述性统计

变量名称	观测数	均值	标准差	最小值	最大值
永久迁移意愿	107876	0.3763	0.4844	0	1
年龄	107876	35.3948	9.7137	15	79
性别	107876	0.5889	0.4920	0	1
受教育程度	107876	10.1026	3.1192	0	19
户口性质	107876	0.8573	0.3498	0	1
流动范围	107876	0.5203	0.4996	0	1
流入时间	107876	5.9544	5.7696	0	56
社会融合	107876	0.9203	0.2709	0	1
个人收入	107876	4.4444	3.6943	0.0020	120

续表 5

变量名称	观测数	均值	标准差	最小值	最大值
婚姻状态	107876	0.8070	0.3947	0	1
家属随迁情况	107876	0.7409	0.4382	0	1
家庭住房条件	107876	0.2143	0.4104	0	1
城市公共服务	289	1.0500	0.4470	0.1183	3.1123
城市工资	289	5.9070	1.1948	3.6793	12.2749
城市经济发展	289	5.3570	3.1081	1.1892	21.5488
城市产业结构	289	1.0613	0.5331	0.3705	4.1656
城市人口规模	289	4.4946	3.2319	0.2100	33.9200
城市房价	289	5.5705	3.9286	2.5184	45.1465
城市行政级别	289	0.1246	0.3308	0	1

资料来源:本文整理

3. 模型设定

本文基于 2017 年中国流动人口动态监测调查数据与 289 个城市数据的匹配数据,在控制流动人口个人及家庭特征、流入城市特征的基础上,利用 Logit 模型来研究城市公共服务对流动人口永久迁移意愿的影响。模型设定如下:

$$migrate_{ij} = \beta_0 + \beta_1 publicserv_j + \beta_2 X_j + \beta_3 Z_i + \varepsilon_{ij}$$

其中,被解释变量 $migrate_{ij}$ 表示 j 城市 i 流动人口的永久迁移意愿,取值为 1 表示具有永久迁移意愿,取值为 0 表示不具有永久迁移意愿。核心解释变量 $publicserv_j$ 表示 j 城市的公共服务水平,本文利用城市公共服务指数度量城市公共服务水平。

控制变量包括两类:一类是城市特征变量 X_j ,包括城市工资、经济发展、产业结构、人口规模、房价和行政级别;另一类是个人及家庭特征变量 Z_i ,包括年龄、性别、受教育程度、户口性质、流动范围、流入时间、社会融合、个人收入、婚姻状态、家属随迁情况、家庭住房条件。 ε_{ij} 表示随机扰动项。

五、实证结果及分析

1. 城市公共服务对流动人口永久迁移意愿的影响效应

由于被解释变量为二元离散变量,利用线性概率模型(LPM 模型)和 Logit 模型进行估计各有优劣,根据一般文献的做法(姚洋和张牧扬,2013^[43];董昕,2015^[27]),本文首先利用 LPM 模型进行估计,然后再利用 Logit 模型进行估计,并将两种估计方法的回归结果进行比较。

表 6 的列(1)和列(2)是 LPM 模型的回归结果,列(3)和列(4)是 Logit 模型的回归结果,表 6 中系数均为边际效应。将 LPM 模型的回归结果和 Logit 模型的回归结果相比较可知,核心解释变量城市公共服务的系数相近,并都在 1% 的显著性水平上为正,其他解释变量的系数和显著性水平也均相近。因此可以看出,LPM 模型的回归结果和 Logit 模型的回归结果基本一致,也从侧面说明本文基本回归结果的稳健性。接下来,本文主要对 Logit 模型的回归结果进行分析,回归结果系数均为边际效应。

表 6 的列(3)是 Logit 模型未加入城市特征控制变量的回归结果,回归结果显示,城市公共服务对流动人口永久迁移意愿具有显著正向作用,城市的公共服务水平越高,流动人口的永久迁移意愿越强。具体而言,当公共服务指数增加 1,流动人口永久迁移的概率提高 17.2%。列(4)控制了

其他城市特征变量,城市公共服务的系数仍然在 1% 的显著性水平上为正,表明控制了其他城市特征因素之后,城市公共服务仍然对流动人口永久迁移意愿具有显著正向作用。但公共服务的参数估计值下降至 0.0159,表示公共服务指数每增加 1,流动人口永久迁移的概率提高 1.6%。总体来说,回归结果较好地验证了本文的研究假设 H_1 ,说明城市的公共服务水平越高,流动人口的永久迁移意愿越强。城市特征的控制变量中,城市工资的系数显著为正,表明城市的平均工资水平越高,流动人口的永久迁移意愿越强。产业结构的系数显著为正,表明城市就业机会对流动人口永久迁移意愿具有显著正向影响。房价的系数显著为正,表明流动人口具有较强意愿向房价较高城市进行永久迁移,这可能是由于高房价在一定程度上体现了更好的公共服务,即公共服务被资本化到房价中(梁若冰和汤韵,2008^[38];夏怡然和陆铭,2015^[28]),房价资本化的公共服务对其拉力大于房价作为生活成本对其推力。城市行政级别的系数显著为正,表明流动人口向直辖市、省会城市和副省级城市的永久迁移意愿更强,因为行政级别越高的城市,政府配置的优质资源越多。而经济发展水平和人口规模对流动人口永久迁移意愿的影响并不显著。

表 6 基本回归结果

变量名称	永久迁移意愿			
	(1) LPM	(2) LPM	(3) Logit	(4) Logit
城市公共服务	0.1789 *** (0.0026)	0.0127 *** (0.0048)	0.1724 *** (0.0025)	0.0159 *** (0.0048)
城市工资		0.0339 *** (0.0014)		0.0329 *** (0.0013)
城市经济发展		0.0005 (0.0006)		0.0005 (0.0006)
城市产业结构		0.0375 *** (0.0026)		0.0362 *** (0.0025)
城市人口规模		-0.0004 (0.0003)		-0.0003 (0.0003)
城市房价		0.0048 *** (0.0004)		0.0040 *** (0.0003)
城市行政级别		0.0287 *** (0.0036)		0.0282 *** (0.0035)
年龄	0.0071 *** (0.0011)	0.0060 *** (0.0011)	0.0074 *** (0.0011)	0.0063 *** (0.0011)
年龄平方	-0.0001 *** (0.0000)	-0.0001 *** (0.0000)	-0.0001 *** (0.0000)	-0.0001 *** (0.0000)
性别	-0.0148 *** (0.0029)	-0.0079 *** (0.0029)	-0.0148 *** (0.0029)	-0.0086 *** (0.0029)
受教育程度	0.0128 *** (0.0006)	0.0111 *** (0.0006)	0.0129 *** (0.0006)	0.0113 *** (0.0006)
户口性质	-0.1543 *** (0.0045)	-0.1505 *** (0.0045)	-0.1423 *** (0.0041)	-0.1404 *** (0.0041)
流动范围	0.0018 (0.0030)	-0.0322 *** (0.0031)	0.0005 (0.0030)	-0.0316 *** (0.0031)

续表 6

变量名称	永久迁移意愿			
	(1) LPM	(2) LPM	(3) Logit	(4) Logit
流入时间	0.0044 *** (0.0003)	0.0042 *** (0.0003)	0.0043 *** (0.0003)	0.0041 *** (0.0003)
社会融合	0.1390 *** (0.0047)	0.1417 *** (0.0047)	0.1554 *** (0.0059)	0.1588 *** (0.0059)
个人收入	0.0040 *** (0.0004)	0.0015 *** (0.0004)	0.0042 *** (0.0004)	0.0019 *** (0.0004)
婚姻状态	-0.0196 *** (0.0050)	-0.0234 *** (0.0050)	-0.0207 *** (0.0051)	-0.0247 *** (0.0050)
家属随迁情况	0.0408 *** (0.0039)	0.0456 *** (0.0039)	0.0428 *** (0.0040)	0.0471 *** (0.0040)
家庭住房条件	0.0010 (0.0037)	0.0165 *** (0.0036)	0.0001 (0.0036)	0.0158 *** (0.0035)
观测值	107876	107876	107876	107876
R ² /Pseudo R ²	0.1000	0.1232	0.0777	0.0962
F/Chi2	1116.50	1049.92	9428.00	11291.43

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 水平上显著；括号中的数据为稳健标准误；LPM 模型报告 R² 和 F 值，Logit 模型报告 Pseudo R² 和 Chi2 值

资料来源：使用 Stata14 软件估计得到

2. 城市公共服务对流动人口永久迁移意愿影响的异质性效应

(1) 群体异质性效应：城镇流动人口与农民工。流动人口根据户籍类型可分为城镇流动人口和农民工，其户口分别为非农业户口和农业户口。本文考察城市公共服务对城镇流动人口、农民工永久迁移意愿影响的异质性效应。由表 7 的列(1)和列(2)可知：(1)无论是城镇流动人口还是农民工，城市公共服务对其永久迁移意愿都具有显著正向影响。(2)城市公共服务对城镇流动人口永久迁移意愿的影响效应更强。城市公共服务对城镇流动人口、农民工永久迁移意愿影响的系数分别为 0.0281、0.0153，表明当公共服务指数每增加 1，城镇流动人口永久迁移的概率提高 2.8%，农民工永久迁移的概率提高 1.5%。这与城镇流动人口具有更强家庭迁移能力和更重视公共服务有关，进而对公共服务有更强需求。个人收入水平和家庭住房条件可以反映个人实现家庭迁移的能力，城镇流动人口的平均月收入为 5700 元，拥有自有住房的比例为 37%，而农民工的平均月收入为 4200 元，拥有自有住房的比例为 19%。城镇流动人口具有更强实现家庭迁移的能力，对城市公共服务的需求更加强烈，具有更强的永久迁移意愿。受教育水平可以反映个人对公共服务重视程度，高受教育水平的人口对公共服务的需求更大。城镇流动人口的平均受教育年限为 12.9 年，而农民工的平均受教育年限为 9.6 年。城镇流动人口的平均受教育年限高于农民工，更加重视城市公共服务，对公共服务需求更大，永久迁移意愿更强。

(2) 群体异质性效应：第一代农民工与第二代农民工。本文进一步考察城市公共服务对第一代、第二代农民工永久迁移意愿影响的代际差异。根据钱文荣和李宝值(2013)^[44]的做法，本文将 1980 年及以后出生的农民工视为第二代农民工，将 1980 年之前出生的农民工视为第一代农民工。城市公共服务对第一代、第二代农民工永久迁移意愿的影响效应如表 7 列(3)和列(4)所示：(1)无论第一代农民工还是第二代农民工，城市公共服务对其永久迁移意愿都具有显著正向

作用。(2)相对于第二代农民工,城市公共服务对第一代农民工永久迁移意愿的影响效应更强。具体来说,当公共服务指数每增加1,第一代农民工永久迁移的概率提高2.2%,第二代农民工永久迁移的概率提高1.6%。这与农民工流入时间和家庭化迁移程度有关,人口在流入城市工作和生活时间越长,以及家庭化迁移程度越高,对该城市公共服务需求越大,永久迁移意愿越强。第一代农民工在流入城市的平均流入时间为8年,家庭成员随迁比例为84%,而第二代农民工在流入城市的平均流入时间为4年,家庭成员随迁比例为70%。由此可见,由于第一代农民工外出打工较早,流动更长期化和家庭化,对公共服务需求更加强烈,永久迁移意愿受公共服务的影响更大。另外,第一代农民工拥有自有住房的比例为22%,而第二代农民工拥有自有住房的比例为17%,表明第一代农具有更强实现家庭迁移的能力,对公共服务需求更加强烈,永久迁移意愿更强。

表7 群体异质性效应检验

变量名称	永久迁移意愿			
	(1)城镇流动人口	(2)农民工	(3)第一代农民工	(4)第二代农民工
城市公共服务	0.0281 ** (0.0125)	0.0153 *** (0.0052)	0.0215 ** (0.0088)	0.0160 ** (0.0068)
城市工资	0.0245 *** (0.0038)	0.0340 *** (0.0014)	0.0311 *** (0.0022)	0.0334 *** (0.0018)
城市经济发展	0.0053 *** (0.0017)	-0.0004 (0.0006)	-0.0025 ** (0.0010)	0.0008 (0.0008)
城市产业结构	0.0535 *** (0.0058)	0.0306 *** (0.0028)	0.0180 *** (0.0046)	0.0361 *** (0.0036)
城市人口规模	0.0005 (0.0007)	-0.0004 (0.0003)	-0.0002 (0.0005)	-0.0005 (0.0004)
城市房价	0.0037 *** (0.0010)	0.0041 *** (0.0004)	0.0071 *** (0.0007)	0.0028 *** (0.0005)
城市行政级别	0.0568 *** (0.0094)	0.0238 (0.0038)	0.0187 *** (0.0060)	0.0272 *** (0.0049)
性别	-0.0216 *** (0.0076)	-0.0071 ** (0.0031)	0.0114 ** (0.0050)	-0.0125 *** (0.0040)
受教育程度	0.0118 *** (0.0015)	0.0112 *** (0.0006)	0.0065 *** (0.0009)	0.0131 *** (0.0008)
流动范围	-0.0449 *** (0.0082)	-0.0309 *** (0.0033)	-0.0167 *** (0.0052)	-0.0395 *** (0.0044)
流入时间	0.0039 *** (0.0008)	0.0042 *** (0.0003)	0.0039 *** (0.0003)	0.0057 *** (0.0005)
社会融合	0.1930 *** (0.0186)	0.1552 *** (0.0061)	0.1455 *** (0.0094)	0.1601 *** (0.0080)
个人收入	0.0013 (0.0009)	0.0019 *** (0.0005)	0.0009 (0.0007)	0.0024 *** (0.0006)

续表 7

变量名称	永久迁移意愿			
	(1)城镇流动人口	(2)农民工	(3)第一代农民工	(4)第二代农民工
婚姻状态	-0.0236 ** (0.0115)	-0.0259 *** (0.0055)	-0.1102 *** (0.0105)	0.0107 * (0.0059)
家属随迁情况	0.0894 *** (0.0091)	0.0376 *** (0.0044)	0.0516 *** (0.0073)	0.0279 *** (0.0056)
家庭住房条件	0.0947 *** (0.0080)	-0.0057 (0.0040)	0.0015 (0.0059)	-0.0125 ** (0.0054)
年龄	0.0077 *** (0.0029)	0.0060 *** (0.0012)		
年龄平方	-0.0001 *** (0.0000)	-0.0001 *** (0.0000)		
观测值	15551	92980	37043	55937
Pseudo R ²	0.1357	0.0687	0.0750	0.0666
Chi2	2240.12	7072.48	2928.61	4210.77

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 水平上显著；括号中的数据为稳健标准误

资料来源：使用 Stata14 软件估计得到

(3) 个体异质性效应。以上基本回归是把流动人口视为同质群体, 计算的是城市公共服务对流动人口永久迁移意愿影响的平均效应。然而, 不同人口特征的流动人口对公共服务的需求具有异质性。接下来本文根据人口特征, 分析不同受教育年限、流入时间、个人收入、家庭住房条件、家属随迁情况的流动人口对公共服务的异质性反应。通过将个人特征与城市公共服务的交叉项加入 Logit 模型, 捕捉公共服务影响流动人口永久迁移意愿的个体异质性。回归结果如表 8 所示: (1) 流动人口的受教育程度与公共服务的交叉项系数显著为正, 表明流动人口的受教育程度越高, 对城市公共服务的需求越大, 永久迁移意愿越强。(2) 流动人口的流入时间与公共服务的交叉项系数显著为正, 表明流动人口流入城市的时间越长, 对城市公共服务的需求越强烈, 永久迁移意愿越强。(3) 流动人口的受教育程度与公共服务的交叉项系数显著为正, 表明随着个人收入水平提高, 流动人口对城市公共服务的需求越大, 永久迁移意愿越强。(4) 流动人口的住房条件与公共服务的交叉项系数显著为正, 表明拥有自有住房的流动人口对城市公共服务需求更大, 永久迁移意愿更强。(5) 流动人口的家属随迁情况与公共服务的交叉项系数显著为正, 表明相对于个人流动, 家属随迁的流动人口对城市公共服务需求更强烈, 永久迁移意愿更强。

表 8 个体异质性效应检验

变量名称	永久迁移意愿				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
城市公共服务 × 受教育程度	0.0039 *** (0.0008)				
城市公共服务 × 流入时间		0.0029 *** (0.0005)			
城市公共服务 × 个人收入			0.0031 *** (0.0009)		

续表 8

变量名称	永久迁移意愿				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
城市公共服务 × 家庭住房条件				0.1054 *** (0.0075)	
城市公共服务 × 家属随迁情况					0.0412 *** (0.0056)
其他个人特征	控制	控制	控制	控制	控制
其他城市特征	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	107876	107876	107876	107876	107876
Pseudo R ²	0.0964	0.0965	0.0964	0.0966	0.0977
Chi2	11137.10	11199.06	11105.63	11297.10	11206.61

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 水平上显著；括号中的数据为稳健标准误

资料来源：使用 Stata14 软件估计得到

3. 稳健性检验

(1) 替换公共服务指标。本文利用主成分分析法计算公共服务指数衡量城市公共服务水平，另外也可以利用公共服务支出衡量公共服务水平 (Day, 1992^[23]; Dahlberg 等, 2012^[25]) 本文利用人均财政支出度量城市公共服务水平，进行稳健性检验。回归结果如表 9 列 (1) 和列 (2) 所示：无论是否加入其他城市特征变量，城市公共服务对流动人口永久迁移意愿都具有显著正向作用，这与前文基本回归结果相一致，进一步验证了本文结果的稳健性。

表 9 稳健性检验

变量名称	永久迁移意愿			
	(1)	(2)	(3)	(4)
城市公共服务	0.0624 *** (0.0013)	0.0044 ** (0.0019)	0.2001 *** (0.0032)	0.0292 *** (0.0058)
城市工资		0.0322 *** (0.0014)		0.0325 *** (0.0016)
城市经济发展		0.0012 ** (0.0006)		0.0007 (0.0007)
城市产业结构		0.0406 *** 0.0024		0.0365 *** (0.0032)
城市人口规模		-0.0005 (0.0003)		-0.0011 *** (0.0003)
城市房价		0.0037 *** (0.0005)		0.0051 *** (0.0005)
城市行政级别		0.0296 *** (0.0035)		0.0372 *** (0.0042)
年龄	0.0061 *** (0.0011)	0.0062 *** (0.0011)	0.0070 *** (0.0013)	0.0059 *** (0.0013)
年龄平方	-0.0001 *** (0.0000)	-0.0001 *** (0.0000)	-0.0001 *** (0.0000)	-0.0001 *** (0.0000)

续表 9

变量名称	永久迁移意愿			
	(1)	(2)	(3)	(4)
性别	-0.0139*** (0.0029)	-0.0086*** (0.0029)	-0.0152*** (0.0035)	-0.0091*** (0.0000)
受教育程度	0.0140*** (0.0006)	0.0113*** (0.0006)	0.0148*** (0.0007)	0.0134*** 0.0006
户口性质	-0.1513*** (0.0041)	-0.1407*** (0.0041)	-0.1761*** (0.0052)	-0.1752*** (0.0052)
流动范围	-0.0026 (0.0032)	-0.0312*** (0.0031)	-0.0001 (0.0036)	-0.0310*** (0.0036)
流动时间	0.0045*** (0.0003)	0.0041*** (0.0003)	0.0041*** (0.0003)	0.0040*** (0.0003)
社会融合	0.1598*** (0.0061)	0.1588*** (0.0059)	0.2107*** (0.0065)	0.2143*** (0.0065)
个人收入	0.0034*** (0.0004)	0.0018*** (0.0004)	0.0021*** (0.0005)	-0.0002 (0.0005)
婚姻状态	-0.0241*** (0.0051)	-0.0250*** (0.0050)	-0.0561*** (0.0060)	-0.0579*** (0.0059)
家属随迁情况	0.0511*** (0.0040)	0.0474*** (0.0040)	0.0575*** (0.0047)	0.0619*** (0.0047)
家庭住房条件	0.0041 (0.0036)	0.0161*** (0.0035)	0.0003 (0.0043)	0.0164*** (0.0042)
观测值	107876	107876	79406	79406
Pseudo R ²	0.0762	0.0962	0.0978	0.1152
Chi2	7430.54	11629.83	8443.36	9546.47

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 水平上显著;括号中的数据为稳健标准误

资料来源:使用 Stata14 软件估计得到

(2) 剔除没想好迁移户口的样本。基本回归中,本文将没想好把户口迁入本地的样本视为不具有永久迁移意愿,但没想好的人口将来也有可能将户口迁入本地,未来具有永久迁移意愿,所以本文剔除没想好迁移户口的样本,仅估计明确表示迁移和不迁移户口的样本。由表 9 列(3)和列(4)的回归结果可知:无论是否加入其他城市特征变量,城市公共服务都显著影响了流动人口的永久迁移意愿,城市的公共服务水平越高,流动人口的永久迁移意愿越强,进一步验证了本文结果的稳健性。

六、结论及政策启示

本文运用 2017 年中国流动人口动态监测调查数据与 289 个城市数据的匹配数据,研究城市公共服务对流动人口永久迁移意愿的影响。估计结果显示,城市公共服务显著影响了流动人口的永久迁移意愿,城市的公共服务水平越高,流动人口的永久迁移意愿越强。通过群体异质性检验发现,相对于农民工,城市公共服务对城镇流动人口永久迁移意愿的影响更强,而在农民工群体内,与第二代农民工相比,第一代农民工永久迁移意愿受城市公共服务的影响更强。进一步通过个体异质性检验发现,受教育程度越高、流入时间越长、收入水平越高、拥有自有住房、家属随迁的流动人口,对公共服务需求更大,永久迁移意愿更强。

根据本文的研究结论,城市公共服务对流动人口永久迁移意愿具有显著正向作用,城市的公共

服务水平越高,流动人口的永久迁移意愿越强。而中国城市间公共服务水平存在两极分化,优质公共服务都高度集中于大城市,中小城市公共服务发展滞后。因此,城市间公共服务差异已经成为人口向大城市集聚的重要因素。由于资料限制,本文没有涉及县级市和建制镇,实际上,它们的公共服务差距更大。本文的政策启示是城市间的公共服务均等化可以在一定程度上缓解人口向大城市集聚趋势,进而遏制城镇化进程中出现的城镇规模两极分化。因此,促进大中小城市和小城镇协调发展,引导人口向中小城市和小城镇迁移,关键是要改善中小城市和小城镇的公共服务,本文提出以下政策建议:

第一,优化公共财政支出结构,扩大社会资本参与,提高公共服务投入。目前,中小城市和小城镇的落户限制已经取消,但由于中小城市和小城镇的公共服务水平普遍偏低,其户口对流动人口的吸引力不大,流动人口的永久迁移意愿较低(贾淑军,2012)^[45]。因此,应坚持以人为本的原则,进一步优化中小城市的公共财政支出结构,将财政支出的重点转向基础教育、医疗服务和公共基础设施等方面,提高基本公共服务的财政支出比例。同时,要采取多种途径,扩大与社会资本合作,发挥社会资本的积极作用,提高中小城市和小城镇公共服务的供给效率和覆盖面。

第二,扩大均衡性转移支付和共同财政事权转移支付规模,对公共服务成本进行合理分担。在中国财权和事权的分权制背景下,地方政府用约45%的本级财政收入承担了70%以上的公共服务支出责任(靳涛和梅伶俐,2015)^[46],而中小城市和小城镇的地方财力普遍不足,中央和省级政府应加大对中小城市和小城镇公共服务的转移支付,尤其是与民生相关的基础教育、医疗服务等,并按现代化小城市的标准推进小城镇建设,缩小与大城市公共服务差距,进而缓解人口向大城市集聚。

第三,通过经济发展提高城市的公共服务供给能力。中小城市和小城镇需要积极培育特色优势产业,扩大就业机会,提高其人口吸纳能力,同时中央和省级政府需要改变以往政府资源配置的行政中心偏向和大城市偏向,将政府投资的基础设施和公共服务向中小城市和小城镇倾斜。另外,以城市群为载体,根据不同规模城镇的优势,深化大中小城市和小城镇的功能分工,推动特大城市全面转型升级,引导其产业、要素、人口向中小城市和小城镇转移扩散,通过促进中小城市和小城镇的经济发展提高其公共服务供给能力。

参考文献

- [1] 蔡昉. 劳动力迁移的两个过程及其制度障碍[J]. 北京: 社会学研究, 2001, (4): 44 - 51.
- [2] 白南生, 何宇鹏. 回乡, 还是外出? ——安徽四川二省农村外出劳动力回流研究[J]. 北京: 社会学研究, 2002, (3): 64 - 78.
- [3] 章铮. 进城定居还是回乡发展? ——民工迁移决策的生命周期分析[J]. 北京: 中国农村经济, 2006, (7): 21 - 29.
- [4] 魏后凯. 中国城镇化进程中两极化倾向与规模格局重构[J]. 北京: 中国工业经济, 2014, (3): 18 - 30.
- [5] 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[J]. 北京: 人口与经济, 2015, (3): 13 - 22.
- [6] 巫锡炜, 郭静, 段成荣. 地区发展、经济机会、收入回报与省际人口流动[J]. 广州: 南方人口, 2013, (6): 54 - 61.
- [7] 童玉芬, 王莹莹. 中国流动人口的选择: 为何北上广如此受青睐? ——基于个体成本收益分析[J]. 北京: 人口研究, 2015, (4): 49 - 56.
- [8] 段成荣, 吕利丹, 邹湘江. 当前我国流动人口面临的主要问题和对策——基于2010年第六次全国人口普查数据的分析[J]. 北京: 人口研究, 2013, (2): 17 - 24.
- [9] 吴帆. 中国流动人口家庭的迁移序列及其政策涵义[J]. 天津: 南开学报(哲学社会科学版), 2016, (4): 103 - 110.
- [10] 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]. 上海: 财经研究, 2009, (11): 16 - 25.
- [11] 李拓, 李斌. 中国跨地区人口流动的影响因素——基于286个城市面板数据的空间计量检验[J]. 北京: 中国人口科学, 2015, (2): 73 - 83.
- [12] 侯慧丽. 城市公共服务的供给差异及其对人口流动的影响[J]. 北京: 中国人口科学, 2016, (1): 118 - 125.
- [13] 刘乃全, 宇畅, 赵海涛. 流动人口城市公共服务获取与居留意愿——基于长三角地区的实证分析[J]. 济南: 经济与管理评论, 2017, (6): 112 - 121.

- [14] Lewis, W. A. Economic Development with Unlimited Supplies of Labour[J]. The Manchester School, 1954, (2): 139 - 191.
- [15] Todaro, M. P. A Model of Labor Migrant and Urban Unemployment in Less Developed Countries[J]. American Economic Review, 1969, (1): 138 - 148.
- [16] Tiebout, C. M. A Pure Theory of Local Expenditures[J]. Journal of Political Economy, 1956, (5): 416 - 424.
- [17] Oates, W. E. The Effects of Property Taxes and Local Public Spending on Property Values: An Empirical Study of Tax Capitalization and Tiebout Hypothesis[J]. Journal of Political Economy, 1969, (6): 957 - 971.
- [18] Feng, H., and M. Lu. School Quality and Housing Prices: Empirical Evidence from a Natural Experiment in Shanghai, China[J]. Journal of Housing Economics, 2013, (4): 291 - 307.
- [19] Brasington, D. M., and D. Hite. Demand for Environmental Quality: A Spatial Hedonic Analysis[J]. Regional Science & Urban Economics, 2003, (1): 57 - 82.
- [20] Carlsen, F., B. Langset, J. Rattso, and L. Stambol. Using Survey Data to Study Capitalization of Local Public Services[J]. Regional Science & Urban Economics, 2009, (6): 688 - 695.
- [21] Sakashita, N., and M. Hirao. On the Applicability of the Tiebout Model to Japanese Cities[J]. Review of Urban & Regional Development Studies, 2010, (3): 206 - 215.
- [22] Quigley, J. M. Consumer Choice of Dwelling, Neighborhood and Public Services[J]. Regional Science & Urban Economics, 1985, (1): 41 - 63.
- [23] Day, K. M. Interprovincial Migration and Local Public Goods[J]. The Canadian Journal of Economics, 1992, (1): 123 - 144.
- [24] 杨义武, 林万龙, 张莉琴. 地方公共品供给与人口迁移——来自地级及以上城市的经验证据[J]. 北京: 中国人口科学, 2017, (2): 95 - 105.
- [25] Dahlberg, M., M. Eklöf, and P. Fredriksson. Estimating Preferences for Local Public Services Using Migration Data[J]. Urban Studies, 2012, (2): 319 - 336.
- [26] 林李月, 朱宇. 中国城市流动人口户籍迁移意愿的空间格局及影响因素——基于 2012 年全国流动人口动态监测调查数据[J]. 北京: 地理学报, 2016, (10): 1696 - 1709.
- [27] 董昕. 住房支付能力与农业转移人口的持久性迁移意愿[J]. 北京: 中国人口科学, 2015, (6): 91 - 99.
- [28] 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]. 北京: 管理世界, 2015, (10): 78 - 90.
- [29] Stark, O., and D. E. Bloom. The New Economics of Labor Migration[J]. American Economic Review, 1985, (2): 173 - 178.
- [30] Stark, O., and J. E. Taylor. Migration Incentives, Migration Types: The Role of Relative Deprivation[J]. The Economic Journal, 1991, (408): 1163 - 1178.
- [31] 蔡禾, 王进. “农民工”永久迁移意愿研究[J]. 北京: 社会学研究, 2007, (6): 86 - 113.
- [32] 杨菊华, 陈传波. 流动家庭的现状与特征分析[J]. 长春: 人口学刊, 2013, (5): 48 - 62.
- [33] 王志理, 王如松. 中国流动人口带着系数及其影响因素[J]. 北京: 人口与经济, 2011, (6): 9 - 16.
- [34] Goldstein, A., and S. Goldstein. Migration in China: Methodological and Policy Challenges[J]. Social Science History, 1987, (1): 85 - 104.
- [35] Goldstein, A., S. Goldstein, and S. Y. Guo. Temporary Migrants in Shanghai Households, 1984[J]. Demography, 1991, (2): 275 - 291.
- [36] 邓曲恒, 古斯塔夫森. 中国的永久移民[J]. 北京: 经济研究, 2007, (4): 137 - 148.
- [37] 马忠东. 改革开放 40 年中国人口迁移变动趋势——基于人口普查和 1% 抽样调查数据的分析[J]. 北京: 中国人口科学, 2019, (3): 16 - 28.
- [38] 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[J]. 北京: 世界经济, 2008, (10): 71 - 83.
- [39] 汤玉刚, 陈强, 满利苹. 资本化、财政激励与地方公共服务提供——基于我国 35 个大中城市的实证分析[J]. 北京: 经济学(季刊), 2016, (1): 217 - 240.
- [40] 李永友, 张子楠. 转移支付提高了政府社会性公共品供给激励吗? [J]. 北京: 经济研究, 2017, (1): 121 - 135.
- [41] 余运江, 高向东. 市场潜能与流动人口工资差异: 基于异质性视角的分析[J]. 北京: 世界经济, 2017, (12): 98 - 118.
- [42] 陈俊峰, 杨轩. 农民工迁移意愿研究的回顾与展望[J]. 北京: 城市问题, 2012, (4): 27 - 32.
- [43] 姚洋, 张牧扬. 官员绩效与晋升锦标赛——来自城市数据的证据[J]. 北京: 经济研究, 2013, (1): 137 - 150.
- [44] 钱文荣, 李宝值. 初表达成度、公平感知度对农民工留城意愿的影响及其代际差异——基于长江三角洲 16 城市的调研数据[J]. 北京: 管理世界, 2013, (9): 89 - 101.
- [45] 贾淑军. 城镇化中农户移居与农民工转户意愿研究——以河北唐山为个案[J]. 北京: 经济管理, 2012, (11): 177 - 184.
- [46] 靳涛, 梅伶俐. 中央转移支付与地方政府公共支出谁更有效率? ——基于教育和卫生服务视角的实证研究[J]. 北京: 经济管理, 2015, (2): 156 - 166.

The Effect of Urban Public Services on Permanent Migration Intention of Floating Population

LIU Jin-feng¹, WEI Hou-kai^{1,2}

(1. University (Graduate School) of Chinese Academy of Social Sciences, Beijing, 102488, China;

2. Rural Development Institute, Chinese Academy of Social Sciences, Beijing, 100732, China)

Abstract: China's floating population mobility model has changed from labor mobility to family mobility, entering second process of migration that is labor workers and their families migrate permanently. The income gap between urban and rural areas and between cities is the main reason for the first process of labor mobility. In the second process of migration, public services have become an important factor affecting the permanent migration of family. Therefore, in the context of China's floating population entering second process of migration, this paper studies the effect of urban public services on the permanent migration intention of floating population and further investigates the heterogeneity based on the matching data of China Migrants Dynamic Survey in 2017 and 289 cities.

This study finds that urban public services have significantly positive effect on permanent migration intention of floating population. Further, the group heterogeneity test indicates that urban public services have stronger impact on urban floating population permanent migration intention than rural floating population. Compared with rural floating population, urban floating population has stronger ability to realize family migration and attaches more importance to urban public services, so urban floating population has stronger demand for urban public services and stronger intention of permanent migration. Within the group of rural floating population, urban public services have stronger impact on first-generation's permanent migration intention than second-generation. Compared with the second generation of rural floating population, the first generation flow into city for a longer time and have a higher degree of family migration. Thus the first generation of rural floating population has greater demand for public services and stronger intention to migrate permanently. The individual heterogeneity test suggests that individual with higher educational years, longer flow time, higher income, owning houses and flowing with family have greater demand for public services and stronger permanent migration intention.

According to conclusion of this study, urban public services have a significant positive effect on permanent migration intention of floating population. However, China cities' public services differ greatly in quantity and quality. China's high-quality public services are highly concentrated in big cities, while public services in small and medium-sized cities are lack and low quality. The gap in the quantity and quality of public services between cities has become an important factor for the floating population to migrate into big cities. Due to data limitations, this study does not consider county-level cities and towns. In fact, their public services gap is even larger. The policy implication of this study is that the equalization of public services between cities can alleviate the trend of population flowing into large cities, and thus curb the polarization of urban scale in the urbanization process. In order to promote the coordinated development of cities, and guide population migrate into small and medium-sized cities and small towns, the key is to improve public services in small and medium-sized cities and small towns. So small and medium-sized city's government should further optimize the structure of public financial expenditure and increase investment in public services. The central and provincial governments should increase the transfer payments for public services in small and medium-sized cities and small towns, especially for basic education and public health care related to people's livelihood. Finally, according to the advantages of different sizes cities in city group, the government should deepen the functional division of cities by guiding large city's industries, factors and population to small and medium-sized cities and small towns, and thus improve public service supply capacity of small and medium-sized cities and small towns by promoting the economic development.

Key Words: urban public services; floating population; permanent migration intention; effect

JEL Classification: D19, H41, J61

DOI: 10.19616/j.cnki.bmj.2019.11.002

(责任编辑: 闫梅)