

基本公共服务、城市规模与流动人口居留意愿

——基于2010~2017年流动人口动态监测调查数据

赵如婧¹, 周 皓²

(1. 中国社会科学院人口与劳动经济研究所, 北京 100710; 2. 北京大学社会学系, 北京 100871)

【摘要】文章基于2010至2017年六轮流动人口动态监测调查数据和相关城市统计年鉴数据,使用Logistic回归模型,讨论流入地城市的公共服务获得对流动人口居留意愿的影响作用及其作用在不同人群的异质性。历时回归结果表明,城市基本公共服务的获得均一致性地显著提升流动人口的居留意愿,在微观层次回应了城市公共服务和人口流动之间的亲和性。此外,获得基本公共服务对居留意愿的影响还受城市规模和性别的调节,多数年份的结果显示,公共服务的获得更有利于提升在超大城市居住的、女性流动人口的居留意愿,而公共服务与教育程度的交互项从显著变得不再显著,某种程度上意味着公共服务均等化开始发挥效用。上述发现在更换公共服务测量后依旧保持稳健。结论认为:公共服务均等化作为社会公共政策已逐步呈现有效性;应通过扩大城市的公共服务供给,以提升流动人口的居留意愿;但政策有效性与现实失效性之间的悖论不能简单地归因于政策失效,而应该多视角多维度地考察流动人口居留意愿的稳定性,以及公共服务政策的异质性效应。只有提高有针对性的公共服务的可获得性,才能真正提高流动人口的居留意愿。

【关键词】流动人口; 居留意愿; 城市规模; 公共服务均等化; 户籍制度

【DOI】 10.15884/j.cnki.issn.1007-0672.2021.06.001

【收稿日期】 2021-04-12

【中图分类号】 D631.42

【文献标志码】 A

【文章编号】 1007-0672(2021)06-0001-16

【基金项目】 国家社科基金项目“中国流动人口调查的比较研究”(19BRK039)。

【作者简介】 赵如婧,女,黑龙江鹤岗人,中国社会科学院人口与劳动经济研究所博士后,中国劳动关系学院社会工作学院讲师;周皓,男,浙江宁波人,北京大学中国社会与发展研究中心研究员,北京大学社会学系教授,博士生导师。

流动人口研究的重要性不仅源自其巨大规模,且源自流动人口对于国家政策与改革的巨大影响力。我国流动人口的规模从2000年“五普”时的1.21亿,增加到2010年“六普”时的2.21亿;继续在2015年达到2.47亿人,在2020年为3.67亿(根据国家统计局历次普查公告整理得到);几乎占全部城市人口的40%,占全国总人口的25%左右。如此规模巨大的流动人口,对我国的社会政策与改革有着深远影响。从严格的户籍制度、统购统销的经济制度,到活跃的市场经济,从医疗保险制度,到逐步改善的义务教育体制等,都随着流动人口规模的扩大而应时而改。尽管制度的改革落后于人口流动的社会现实,但社会现实的发展却从根本上促进着制度的改革与完善。

作为人口流动最重要的后果之一,流动人口的居留意愿是指流动人口在实施迁移或流动决策后,对迁移或流动行为及其在流入地社会环境适应情况的直接反馈。从衔接迁移决策、迁移行为和迁移

后果的过程视角看,流动人口的居留意愿在其中扮演重要角色。此外,在社会政策视角下,居留意愿还作为个体对当前生存状况和现有社会福利的态度表达,尽管它同时受个人知识储备和社会政策可及性的影响。事实上,尽管受城市户籍制度的约束,居留意愿是流动人口对于流入地的社会、制度与生活等一系列环境、感受等综合判断的结果。

从政策和制度层面来看,户籍制度改革不完全是根本性的取消,而是渐进性的、分步骤的改革。在这个过程中,不同规模城市的落户限制逐步放开。早在2016年,国务院办公厅发布的《推动1亿非户籍人口在城市落户方案》要求“城区常住人口300万以下的城市不得采用积分落户方式。大城市落户条件中对参加城镇社会保险的年限要求不得超过5年,中等城市不得超过3年”。2019年国家发展改革委颁布的《2019年新型城镇化建设重点任务》和国务院办公厅发布的《关于促进劳动力和人才社会性流动体制机制改革的意见》则进一步要求I型大城市取消落户限制、II型大城市放宽落户条件。2020年国务院办公厅发布的《中共中央国务院关于新时代加快完善社会主义市场经济体制的意见》,指出要“深化户籍制度改革,放开放宽除个别超大城市外的城市落户限制,探索实行城市群内户口迁徙、居住证互认制度。推动公共资源由按城市行政等级配置向按实际服务管理人口规模配置转变”。

这一系列政策和意见的出台,表明国家在改革户籍制度、促进流动人口合理有序流动上的决心和魄力,然而与不断放开的户籍政策和制度的趋势不同,对附着于户籍制度上的城市公共服务政策和流动人口居留意愿关系的研究尚需深入。尤其是当前,不同规模城市的户籍制度改革进程、城镇化水平和基本公共服务均等化政策存在差异,更需要从城市规模差异性视角出发,讨论流动人口在流入地城市获得城镇基本公共服务和户籍制度政策对其居留意愿的影响。那么,在当前中小城市的户籍制度逐步放开的条件下,中小城市里的流动人口是否与其他类型城市(如超大、特大和I型、II型大城市等)的流动人口之间在居留意愿上是否有差异?公共服务均等化的措施是否真正地促进了流动人口居留意愿的提升?这些政策措施是否在各类不同等级的城市中具有相同的作用?如果能够回答这个问题,从某种意义上可以回答:中小城市的户籍制度改革及其逐步深化是否会促进流动人口的居留意愿。甚至于可能可以回答:户籍制度改革之后,流动人口是否真的愿意在流入地定居。这本身就是从意愿向行为的转换过程的问题。

基于上述事实和思考,本文将从历时的角度,使用自2010年以来的多轮流动人口动态监测调查数据(China Migrants Dynamic Survey, CMDS2010~2017),并结合相关城市统计年鉴数据,讨论城市公共服务的获得对居留意愿的影响,关注作为户籍制度改革先导措施的公共服务均等化政策,是否能够真正有效提升流动人口居留意愿。此外,研究将进一步讨论城市公共服务对流动人口居留意愿的影响是否随着城市规模等特征而表现出差异性,以及城市公共服务的测量对结论稳健性的影响。

一、文献综述

人口迁移是一个过程,包括迁移的决策、行为和后果。以往研究对于迁移决策和行为有较为成熟系统的理论,包括循环流动(circulation)、双重劳动力市场理论、新移民经济学理论、迁移制度理论等,但这些理论无法预测在迁移后果上,流动人口选择定居或返回家乡的决策。更重要的是,居留或返乡抑或循环流动的决策依赖于个体特征之外的一系列家庭和社区层次、甚至于迁入地的宏观社会经济特征等的影响要素。进一步地,不同于熟知的迁移或返乡的二元迁移决策,近年来,流动人口流迁目的地呈现在流入地城镇定居、循环流动与返回家乡的复杂三维分化状态(朱宇、林李月,2019)^[1]。

(一)流出/入地特征与居留意愿

双重劳动力市场理论和区位理论强调了包括区位特征在内的流入地社会、经济特征对于个体居

留意愿的影响。其中,流出地特征主要是指流动范围,通常以是否跨省流动进行测量;流入地特征主要是流动人口所流入城市的特征(胡陈冲等,2011^[2];Zhao et al.,2019^[3])。在流出地特征方面,由于省内流动人群的迁移距离相对短,在生活方式、思想观念等与流入地城市更为接近,省内流动的流动人口户籍迁移/居留意愿会高于跨省流动的人群(胡陈冲等,2011^[2];杨东亮、王晓璐,2016^[4])。

在流入地特征方面,已有研究表明,流入地的社会经济发展水平显著提升了流动人口的定居意愿(Yang et al.,2016^[5];林李月、朱宇,2016^[6];Zhao et al.,2019^[3]);社会融合水平越高,流动人口越倾向于定居(胡陈冲等,2011^[2];李振刚,2014^[7];张鹏等,2014^[8];杨政、罗亚楠,2015^[9];张华初等,2015^[10];林李月、朱宇,2016^[6];梁土坤,2017^[11];汪润泉、刘一伟,2017^[12])。但胡陈冲等(2011)^[2]、张鹏等(2014)^[8]、林李月和朱宇(2016)^[6]的研究更侧重于户籍迁移意愿,即是否把户口迁入现流入城市,而非居留意愿;或更着眼于社会融合的某一维度对居留意愿的影响。如果将流入地特征细分为经济和社会发展水平两类,以GDP衡量的经济发展水平对流动人口居留意愿的影响并不显著,但以医院床位数测量的社会发展水平和流动人口实际感受的经济收入对流动人口居留意愿有显著提升作用(Zhao et al.,2019)^[3]。

(二)城市公共服务与居留意愿

近年来,流入地城市的公共服务日益成为吸引流动人口流入的重要因素(童玉芬、王莹莹,2015^[13];侯慧丽,2016^[14];杨晓军,2017^[15])。在定义上,公共服务涵盖的内容较多,可从制度设置和公共设施两个方面予以总结,制度设置包括就业、社会保险、子女教育、住房等,公共设施包括交通基础设施、生活用水、用电、通信设施、文化设施、医生和医院床位数等(侯慧丽,2016^[14])。《国家新型城镇化规划(2014-2020)》将公共服务界定为流动人口应享有的五大类城镇基本公共服务,包括随迁子女受教育权利、公共就业创业服务、社会保障、基本医疗卫生条件和住房保障。

相关研究多从城市供给的角度出发,以流入地城市为研究单元,讨论流入地城市的公共服务对人口流动和城市化进程的积极作用(童玉芬、王莹莹,2015^[13];李斌等,2015^[16])。如杨晓军(2017)^[15]使用城市面板数据,发现宏观层次的城市公共服务质量提高将促进人口流动,但没有涵盖微观层次的流动人口居留意愿。部分文献以流动人口个体为研究对象,讨论流动人口在流入地城市参加社会保险(蔚志新,2013)^[17]、获得城镇职工养老保险(张华初等,2015)^[10]、居民健康档案或住房公积金(汪润泉、刘一伟,2017)^[12]等单一公共服务项目对长期居住或户口迁移意愿的影响效应。然而,单一公共服务项目对居留意愿的影响并非总是积极的,其影响存在一定的异质性,如有研究指出,拥有城镇职工医疗保险反而抑制户籍迁移意愿(林李月、朱宇,2016)^[6],而住房公积金对居留意愿的理想提升效果仅对东部城市的、城镇户籍的流动人口有效(汪润泉、刘一伟,2017)^[12]。

在讨论单一公共服务项目与流动人口居留意愿的关系基础上,有研究进一步探讨不同类型的公共服务与流动人口居留意愿的关系。侯慧丽(2016)^[14]将公共服务划分为工业公民资格和社会公民身份两类,发现获得这两类公共服务均有助于提升流动人口的居留意愿。林李月等(2019)^[18]从是否就业相关的角度将基本公共服务划分为两类,发现对东部六个省市的流动人口而言,城镇基本公共服务的获得对其城市居留意愿的影响还随公共服务内容的不同而不同。具体而言,就业相关的公共服务更有利于提升在大城市的流动人口居留意愿,但其效应在中小城市并不显著;非就业相关的公共服务则显著提升在中小城市的流动人口居留意愿(林李月等,2019)^[18]。然而,也有研究持有相反结论,认为近年流动人口在城镇居留意愿的水平呈现相对稳定状态,并未因户籍制度改革、流动人口公共服务均等化和农业转移人口市民化等工作的推进,以及人口流动家庭化、滞留长期化所导致的人口流动模式的变动而发生重大的变化(林李月、朱宇,2016)^[6];朱宇、林李月,2019^[1]。

同时,基本公共服务的获得对流动人口居留意愿的影响还随城市规模而表现出差异。如侯慧丽

(2016)^[14]指出,公共服务对居留意愿的积极影响体现在超大城市的流动人口上。类似地,林李月等(2019)^[18]发现,流动人口在城市获得的与就业关联的基本公共服务,基本上只对大城市流动人口的居留意愿产生影响效应,且城镇基本公共服务供给对流动人口的吸引力仅限于东部地区的大城市。这意味着,大城市通过拥有规范的劳动力市场环境和较为完备的基本公共服务供给系统形成优势,与就业相关的公共服务将有效提升流动人口居留意愿、促进人口永久居住;而中小城市只能通过非就业关联基本服务的供给来留住流动人口,而原本为流动人口提供的、较少的就业关联公共服务不足以对流动人口构成吸引力(侯慧丽,2016^[14];林李月等,2019^[18])。

(三) 研究评述

已有的流动人口居留意愿方面的研究文献较为丰富,无论是理论建构、实证分析乃至城镇化路径选择等方面,但是相关研究仍然有待深入。

首先,虽然从个体和家庭层次讨论影响流动人口居留意愿的研究文献相对颇丰,但从流入地区域层次讨论相关因素和政策变量的影响作用则仍显不足。而且,已有区域层次研究更多从“供给”角度讨论城市宏观层次的城市或公共服务对流动人口的吸引力,较少从微观个体层次的“需求”或实际获得的角度来予以讨论。从这个角度,尚缺乏流动人口所获得的城市基本公共服务对其居留意愿影响作用的系统研究,更需要深入讨论城市公共服务、城市规模等级与居留意愿的复杂交互作用。

其次,在定义和测量方面,相关研究对公共服务这一概念所应包含的内容范围和测量的操作化定义并不一致,有些研究使用如城镇职工养老保险、居民健康档案或住房公积金等单一指标,有些研究采用部分变量的组合。由不同测量所带来的差异与误差被归入了回归模型的误差项中,从而可能产生由测量带来的内生性问题。同时也导致这些研究的结果之间无法直接比较。

再者,以往研究更多采用了时点调查数据,无法反映公共服务对流动人口居留意愿的作用是否可能会随时间(体现社会变迁)而发生变化。即历时分析的缺乏无法动态观察公共服务对居留意愿影响作用的变化过程。也无法真正地对城市基本公共服务的获得与居留意愿之间进行有效的因果推断。当然,除此以外,调查数据的样本代表性同样也是影响研究结果的重要来源之一。

(四) 研究假设

针对研究问题,本文将考察城市的公共服务可及性对流动人口居留意愿的历时影响作用,以及公共服务的作用是否会随城市规模和时间而发生变化(即影响的异质性)。据此提出如下两个研究假设。

假设一:历时角度看,控制个体和家庭因素后,获得城市公共服务将提升流动人口的居留意愿。

以往有关居留意愿的研究中,收入和福利的改善是流动人口城市居留的动力因素,但关于公共服务对流动人口居留意愿的影响作用尚未达成一致结论。有研究认为公共服务的获得会提升流动人口居留意愿,但如果将公共服务进一步区分为不同类型或导向的服务,则其对居留意愿的影响并不总是积极的。因而,本研究试图在控制个体层次因素后,利用不同的测量模式,探讨城市公共服务的获得对流动人口居留意愿的影响,并假设该影响为正向。同时,从历时角度来看,检验这种正向的积极作用在历次调查中呈现出一致性。

假设二:城市公共服务对流动人口居留意愿的正向作用随着城市规模而产生梯度性差异。

由于不同规模城市之间在就业机会、生活水平和公共服务等方面存在显著差异,其中,大城市拥有更多的就业机会、更高的收入水平和更优质的生活服务等,因此,大城市对流动人口的居留意愿有更强的吸引力。另一方面,在公共服务供给方面,不同等级或规模的城市自身对公共服务的供给规模和力度也是不一样的,资源或资源再分配更倾向于集中在大城市。因而,无论是流动人口的大城市偏

好(孙中伟,2015)^[19],还是大城市在公共服务供给方面更丰富、有效,在讨论城市公共服务对流动人口居留意愿的影响时,公共服务和城市规模的交互作用不可忽视。

同时,从历时角度来看,本文将检验这种影响作用的梯度性差异在历次调查中的一致性问题。此外,公共服务对流动人口居留意愿的影响作用还可能通过流动人口自身的特征而进一步产生间接/交互作用。

二、数据与方法

本文使用全国流动人口动态监测调查2010年至2017年的多轮截面调查数据(China Migrants Dynamic Survey, CMDS 2010~2017)和相应省份的统计年鉴数据。流动人口动态监测调查是由中国卫生健康委组织的、自2009年起一年一度的、在流入地对流动人口进行的截面调查,它涵盖了全国31个省市和新疆生产建设兵团,以在流入地居住一个月以上、非本区(县、市)户籍的15~59周岁流动人口为调查对象,以调查年份上一年度的全员流动人口年报数据为基本抽样框,采取分层、多阶段、与规模成比例的PPS方法进行抽样,每年的样本量接近20万户。经数据清理,得到汇总的690 506个样本,其中2010年的样本总量为91 053人,2012年为108 085人,2014年为147 529人,2015年为126 942人,2016年为108 801人,2017年为108 096人。各城市规模数据来自相应各省的统计年鉴,分类标准依照国务院2014年发布的《国务院关于调整城市规模划分标准的通知》。

本研究的因变量为长期居留意愿。不同年份对该问题的提问方式略有不同,其中,2010年的相应问题关注“近三年内长期居住”,2012~2016年为“近五年内长期居住”,而2017年的问题不涉及时间长短。本文基于原始问卷的选项,将2017年的问题重新编码成五年内长期居住的居留意愿,以使不同年份的居留意愿具有可比性。其中,描述性部分对居留意愿的变量编码为三分类变量编码,即分为“愿意”“不愿意”和“说不清”三类,在回归模型部分将居留意愿的变量处理为二分类编码,即将“愿意”长期居住在流入地城市编码为1,其余编码为0。

研究的核心解释变量为流动人口获得的城市公共服务。依据《国家新型城镇化规划(2014-2020)》,公共服务被界定为流动人口应享有的五大类城镇基本公共服务,包括随迁子女受教育权利、公共就业创业服务、社会保障、基本医疗卫生条件和住房保障。然而,流动人口动态监测调查对城市公共服务的测量涵盖的是后三类基本公共服务,即社会保障、基本医疗卫生条件和住房保障这三方面,没有涉及随迁子女受教育和就业创业服务,因而,本研究主要讨论的是社会保障、住房保障和基本医疗保障这三类公共服务对流动人口居留意愿的影响作用。此外,在不同年份的原始数据中,公共服务测量的项目并不完全一致。为使不同年份的公共服务具有可比性,本文将使用被调查者当年获得的公共服务原始问题的虚拟变量(获得某项公共服务=1,没有获得=0)的值加总,除以当年公共服务的项目总数。例如某一年公共服务原始问题有3个变量,则将3个虚拟变量值加总再除以3。

控制变量:根据已有研究的结果,本文的控制变量包括以下几个方面:个体人口学特征、个体结构性特征、家庭特征和流入地特征这四个方面。其中,个体人口学特征包括年龄、年龄平方、性别(男性=0)、婚姻状况(不在婚=0)和户口(农业户口=0)。个体结构性特征包括受教育水平、收入、职业和单位性质;其中,受教育程度被编码为一个分类变量,以小学及以下作为参照组;收入使用个体年收入的的对数来测量;职业类型将以农民作为参照组,分别建立虚拟变量;单位性质是以私营企业作为参照组,分别建立虚拟变量。家庭特征包括是否跨省流动(跨省流动=1)、配偶同住与子女同住(同住=1)。流入地特征主要讨论的是区域特征和城市规模,其中区域特征以西部地区为参照组;城市规模则是以中小城市为参照组,分别建立区域特征和城市规模的虚拟变量。历年相应的描述性统计量参见表1。

表1 描述性统计量

变量	2010		2012		2014		2015		2016		2017	
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
居留意愿	0.6400	0.4800	0.5871	0.4924	0.5539	0.4971	0.5656	0.4957	0.5985	0.4902	0.6165	0.4863
年龄	33.5371	8.6781	33.2831	8.9773	33.7645	9.0511	34.4149	9.4915	34.9593	9.4575	35.4274	9.6208
个体特征												
年龄平方	12.0005	6.0464	11.8769	6.2901	12.2196	6.4804	12.7447	7.0115	13.1160	7.1273	13.4766	7.3647
性别	0.4357	0.4959	0.4193	0.4934	0.3849	0.4866	0.4314	0.4953	0.4376	0.4961	0.4400	0.4964
婚姻状况	0.7821	0.4128	0.7338	0.4420	0.7448	0.4360	0.7727	0.4191	0.7941	0.4044	0.7962	0.4028
户口	0.1623	0.3687	0.1685	0.3743	0.1711	0.3766	0.1644	0.3706	0.1753	0.3803	0.2242	0.4170
城市公共服务	0.1385	0.2242	0.2384	0.4261	0.1565	0.2140	0.1882	0.2163	0.2354	0.2581	0.1963	0.2222
受教育程度												
小学及以下	0.1710	0.3765	0.1309	0.3373	0.1148	0.3188	0.1221	0.3274	0.1174	0.3219	0.1319	0.3384
初中	0.5582	0.4966	0.5299	0.4991	0.5182	0.4997	0.5057	0.5000	0.4717	0.4992	0.4385	0.4962
高中/中专	0.2017	0.4013	0.2301	0.4209	0.2201	0.4143	0.2365	0.4249	0.2385	0.4262	0.2362	0.4248
大专及以上	0.0691	0.2537	0.1091	0.3117	0.1469	0.3540	0.1357	0.3424	0.1725	0.3778	0.1934	0.3950
收入	7.3741	0.6048	7.8735	0.5672	8.0684	0.5431	8.1755	0.5419	8.1395	0.6042	8.2144	0.6033
职业类型												
农民	0.0114	0.1063	0.0085	0.0916	0.0071	0.0840	0.0067	0.0814	0.0079	0.0885	0.0051	0.0710
管理人员	0.0313	0.1742	0.0053	0.0729	0.0057	0.0755	0.0033	0.0577	0.0060	0.0772	0.0073	0.0850
专业技术人员	0.0966	0.2954	0.0830	0.2759	0.0811	0.2730	0.0784	0.2688	0.0885	0.2840	0.1032	0.3043
办事人员	0.0412	0.1986	0.0167	0.1281	0.0170	0.1293	0.0158	0.1247	0.0235	0.1515	0.0193	0.1376
商业服务业人员	0.5839	0.4929	0.5914	0.4916	0.6262	0.4838	0.6257	0.4840	0.6452	0.4785	0.6430	0.4791
体力工人	0.2356	0.4244	0.2951	0.4561	0.2628	0.4401	0.2701	0.4440	0.2289	0.4201	0.2221	0.4156
私营企业	0.3897	0.4877	0.4402	0.4964	0.4133	0.4924	0.3816	0.4858	0.3886	0.4874	0.3883	0.4874
单位性质												
机关事业单位	0.0154	0.1233	0.0223	0.1476	0.0220	0.1468	0.0532	0.2243	0.0290	0.1677	0.0339	0.1809
国有单位	0.0427	0.2023	0.0540	0.2260	0.0469	0.2115	0.0130	0.1134	0.0533	0.2246	0.0565	0.2309
集体单位	0.0292	0.1683	0.0250	0.1560	0.0187	0.1354	0.0581	0.2339	0.0113	0.1056	0.0119	0.1082
个体工商户	0.5229	0.4995	0.4586	0.4983	0.4990	0.5000	0.4941	0.5000	0.5178	0.4997	0.5095	0.4999
家庭特征												
跨省流动	0.4824	0.4997	0.5752	0.4943	0.5180	0.4997	0.5186	0.4997	0.5060	0.5000	0.5046	0.5000
配偶同住	0.6315	0.4824	0.7140	0.4519	0.7448	0.4360	0.7727	0.4191	0.7941	0.4044	0.7962	0.4028
子女同住	0.4274	0.4947	0.6673	0.4712	0.6886	0.4631	0.7006	0.4580	0.7051	0.4560	0.6962	0.4599
流入地特征												
地区变量												
东北地区	0.1003	0.3004	0.0659	0.2481	0.0782	0.2685	0.0562	0.2304	0.0665	0.2492	0.0645	0.2456
东部地区	0.4226	0.4940	0.4886	0.4999	0.4476	0.4972	0.4781	0.4995	0.4386	0.4962	0.4385	0.4962
中部地区	0.2146	0.4106	0.1551	0.3620	0.1817	0.3856	0.1814	0.3854	0.1893	0.3917	0.1887	0.3913
西部地区	0.2625	0.4400	0.2903	0.4539	0.2926	0.4549	0.2842	0.4510	0.3056	0.4607	0.3084	0.4618
中小型城市	0.0667	0.2494	0.0578	0.2333	0.0490	0.2159	0.0524	0.2228	0.0507	0.2194	0.0531	0.2243
城市规模												
超大城市	0.1489	0.3560	0.3229	0.4676	0.2371	0.4253	0.2283	0.4197	0.2300	0.4208	0.2289	0.4201
特大城市	0.4527	0.4978	0.2894	0.4535	0.3392	0.4734	0.3189	0.4660	0.3467	0.4759	0.3556	0.4787
I型大城市	0.2127	0.4092	0.1735	0.3787	0.2229	0.4162	0.2549	0.4358	0.2145	0.4105	0.2059	0.4043
II型大城市	0.1191	0.3239	0.1564	0.3632	0.1518	0.3588	0.1455	0.3526	0.1582	0.3649	0.1565	0.3633
样本量	91053		108085		147529		126942		108801		108096	

由于因变量为二分类变量,分析将使用二分类Logit模型。

三、分析结果

(一)分年的回归结果

为检验公共服务对流动人口居留意愿的影响,以及这种影响在历次调查中的一致性,本文首先按年分别建立Logit回归模型,结果参见表2。

表2 分年Logit回归结果表

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	
	2010	2012	2014	2015	2016	2017	
城市公共服务	0.5230*** (0.0442)	0.3920*** (0.0178)	1.3100*** (0.0333)	1.1180*** (0.0306)	1.1390*** (0.0356)	0.8780*** (0.0334)	
所在地区 (参照组: 西部地区)	东部地区	0.1330*** (0.0205)	0.132*** (0.0188)	0.147*** (0.0154)	0.0557*** (0.0166)	0.0733*** (0.0184)	0.0905*** (0.0183)
	中部地区	-0.0471* (0.0223)	-0.1230*** (0.0215)	-0.0102 (0.0174)	-0.0380* (0.0191)	0.0409* (0.0204)	0.0222 (0.0206)
	东北地区	0.3400*** (0.0287)	0.5270*** (0.0293)	0.3740*** (0.0232)	0.5650*** (0.0297)	0.5250*** (0.0301)	0.6290*** (0.0310)
城市规模 (参照组: 中小型城 市)	超大城市	0.1290*** (0.0346)	0.5170*** (0.0316)	0.1120*** (0.0287)	0.2330*** (0.0302)	0.2440*** (0.0340)	0.4430*** (0.0330)
	特大城市	-0.0772* (0.0307)	0.0031 (0.0311)	-0.104*** (0.0277)	-0.0980*** (0.0297)	-0.0732* (0.0327)	0.0719* (0.0318)
	I型大城市	-0.1400*** (0.0321)	0.0955** (0.0316)	-0.0152 (0.0281)	0.0410 (0.0294)	0.0672* (0.0330)	0.1730*** (0.0322)
	II型大城市	-0.0272 (0.0352)	0.0975** (0.0311)	0.0686* (0.0286)	0.1060*** (0.0304)	-0.0015 (0.0332)	0.2160*** (0.0325)
控制变量	已控制						
样本量	91 053	108 085	147 529	126 942	108 801	108 096	

注:括号内为标准误,其中,***代表 $p < 0.001$,**代表 $p < 0.01$,*代表 $p < 0.05$,下表同。

分析结果表明,个体可获得的公共服务越多,越有利于流动人口居留意愿的提升。而且,这种影响作用在历次调查中都呈现出一致的显著正向作用。如在2010年,流动人口所获得的公共服务增加一个单位,其居留意愿倾向提高为原来的1.69倍($\exp(0.523)$),即提高69%。又如在2017年,城市公共服务的作用变为原来的2.41倍。这意味着,扩大城市公共服务的供给对人口流动和城市化的积极作用,在流动人口的个体层面得到回应。

本文关注的另一个自变量:城市规模等级在模型中尽管总体上较为显著,表现并不完全一致。以中小城市为参照组,超大城市的系数在历年中一致性地表现为显著的正向作用,即始终有利于流动人

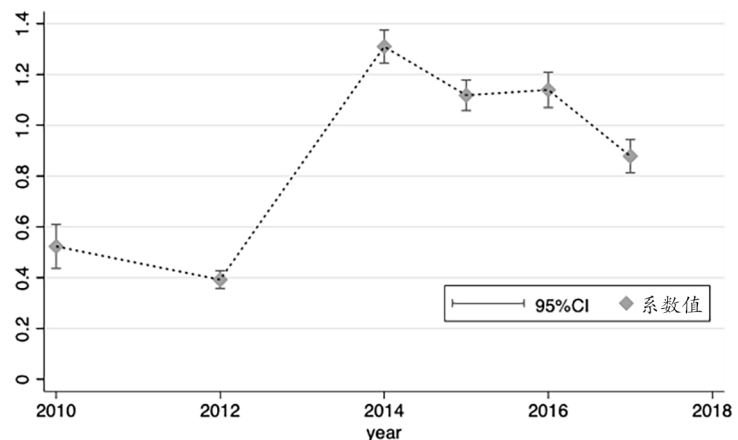


图1 公共服务作用的历时比较

口居留意愿的提升;而特大城市在多数年份的影响显著为负,即特大城市反而降低了流动人口的居留意愿,但特大城市在2017年的影响又变为显著为正;相比于中小城市,I型和II型大城市的流动人口居留意愿则表现得并无规律,有些年份是显著的,有些年份却不显著;而且有些年份是正向作用,有些年份则呈负向作用。但近几年来,只要是系数显著的,则都呈现出正向作用。说明大城市的流动人口居留意愿还是正向的,更倾向于长期居住。

其余控制变量的解释如下。表2结果表明,在人口学变量中,年龄对个体居留意愿的影响始终显著为正,年龄平方项的系数显著为负,这意味着年龄对居留意愿的作用是非线性的倒U型,其作用边际递减。性别对居留意愿的影响在所有年份均显著为正,即女性的居留意愿高于男性,与多数文献的结论相一致。从婚姻状况来看,多数年份的结果表明,已婚的流动人口居留意愿比单身或未婚的人群要更高。户口方面,在部分调查年份,非农业户口的获得促进了流动人口居留意愿的提升,但在有的调查年份并不显著。这意味着以往关于放开户籍限制后、流动人口均不言自明地想要在城市定居这一假设并不符合调查实际,因为户口的影响并不总是显著的。

在个体结构性变量中,教育和收入对流动人口居留意愿具有显著的积极影响。其中,高中和大学这两类教育程度的群体的居留意愿均显著地高于小学及以下组(参照类),这意味着,随着流动人口受教育水平的提升,其在城市的居留意愿随之增强。收入的提高也将显著提升流动人口的居留意愿,与多数文献结果一致。职业类型方面的结果表明,在多数年份,体力工人的居留意愿显著低于农民(参照类),其余职业类型的影响系数仅在个别年份显著,且作用方向在总体上并不一致,故不赘述。单位性质的影响表现为,如果流动人口在机关事业单位、国有单位和个体工商户这三类单位进行就业,则这三类单位均显著提升流动人口的居留意愿;而集体单位和私营企业之间的差异在统计上始终不显著。

在家庭层次的变量方面,2010年和2012年的回归结果表明,与配偶同住会显著提升流动人口的居留意愿,而其他年份的影响为0或不显著。相比之下,与子女同住在各个调查年份均显著作用于流动人口的居留意愿,即和子女的团聚会显著提升流动人口在流入地城市的居留意愿。在流动范围方面,相比省内流动,跨省流动确实降低了流动人口的居留意愿,与以往文献的发现较为一致。

地区层次变量对流动人口居留意愿的影响主要体现为区域和城市规模。区域的作用表现为,以西部地区作为参照组,东部和东北地区的流动人口的居留意愿均显著高于西部地区,而中部地区在部分年份高于、部分年份低于西部地区,影响方向并不一致。

(二)分年加入交互项的回归结果

基于上述回归结果,研究进一步加入了公共服务与城市规模、性别和教育等变量的交互作用,以检验城市公共服务对流动人口居留意愿的影响是否会随着城市规模、个体的性别和受教育水平而产生差异作用。有关结果详见表3。分析结果表明,加入交互项后,绝大多数自变量的系数和方向没有显著的变化。

首先查看本文关注的两个自变量。城市公共服务变量在加入交互项后,在2010年和2012年的回归模型中不再显著,但其余年份仍然都呈现出显著的正向作用。而城市规模这一分类变量在加入交互项后与前模型相同,仍然表现为超大城市的显著正向作用;而其他规模等级的城市中仍然未能呈现一致的结果。如特大城市的主效应在多数年份上呈现出显著的负向作用,而在某些年份上是显著正向的,或者是不显著的。

其次从交互项来看,城市公共服务对流动人口居留意愿的影响随着城市规模而显现出不同。其中,2010年和2016年这两年的所有交互项结果均呈现为显著的正向作用;2015年的结果则仅有超大

表3 分年Logit的交互项回归结果表

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	
	2010	2012	2014	2015	2016	2017	
性别(女=1)	0.0717*** (0.0179)	0.0201 (0.0154)	0.0056 (0.0144)	0.0733*** (0.0163)	-0.0291 (0.0180)	0.0535** (0.0177)	
城市公共服务	-0.0213 (0.1920)	0.1490 (0.1090)	1.5400*** (0.1890)	1.1560*** (0.1570)	0.3990* (0.1790)	1.1080*** (0.1640)	
受教育程度 (参照组:小学 及以下)	初中	0.0297 (0.0234)	-0.0793** (0.0219)	0.0008 (0.0211)	-0.0146 (0.0233)	0.1200*** (0.0269)	0.0994*** (0.0249)
	高中	0.1600*** (0.0298)	0.0434 (0.0262)	0.1500*** (0.0250)	0.1360*** (0.0276)	0.2650*** (0.0311)	0.2490*** (0.0291)
	大专及以上	0.4470*** (0.0520)	0.1390*** (0.0385)	0.4350*** (0.0327)	0.4900*** (0.0377)	0.6110*** (0.0411)	0.5520*** (0.0368)
所在地区(参 照组:西部地 区)	东部地区	0.1430*** (0.0206)	0.1300*** (0.0188)	0.1460*** (0.0154)	0.0645*** (0.0167)	0.0728*** (0.0185)	0.0999*** (0.0184)
	中部地区	-0.0421 (0.0223)	-0.1200*** (0.0215)	-0.0101 (0.0174)	-0.0361 (0.0192)	0.0437* (0.0204)	0.0296 (0.0206)
	东北地区	0.3400*** (0.0287)	0.5250*** (0.0293)	0.3720*** (0.0233)	0.5710*** (0.0297)	0.5270*** (0.0301)	0.6320*** (0.0310)
城市规模(参 照组:中小型 城市)	超大城市	-0.0145 (0.0414)	0.5310*** (0.0337)	0.1020** (0.0345)	0.1680*** (0.0374)	0.1900*** (0.0436)	0.4200*** (0.0409)
	特大城市	-0.2040*** (0.0360)	-0.0113 (0.0327)	-0.1260*** (0.0326)	-0.0916* (0.0360)	-0.1250** (0.0410)	0.1530*** (0.0386)
	I型大城市	-0.2270*** (0.0378)	0.0796* (0.0333)	-0.0278 (0.0334)	0.0235 (0.0361)	0.0001 (0.0417)	0.2520*** (0.0397)
	II型大城市	-0.1180** (0.0406)	0.0969** (0.0328)	0.0772* (0.0341)	0.1040** (0.0374)	-0.0517 (0.0421)	0.2220*** (0.0405)
城市规模*公 共服务交互项	超大城市* 公共服务	1.1380*** (0.1690)	0.0388 (0.0986)	0.1180 (0.1580)	0.3360* (0.1440)	0.3330* (0.1510)	0.0139 (0.1520)
	特大城市* 公共服务	1.0840*** (0.1550)	0.1520 (0.1000)	0.2050 (0.1580)	-0.0401 (0.1390)	0.3300* (0.1500)	-0.5440*** (0.1460)
	I型大城市* 公共服务	0.7890*** (0.1610)	0.1590 (0.1030)	0.1230 (0.1610)	0.0956 (0.1420)	0.4140** (0.1550)	-0.5090*** (0.1510)
	II型大城市* 公共服务	0.8000*** (0.1790)	0.0667 (0.1050)	-0.0572 (0.1700)	0.00671 (0.1520)	0.3190* (0.1600)	-0.0904 (0.1580)
性别*公共服 务交互项	女性* 公共服务	0.0451 (0.0696)	0.0514 (0.0316)	0.1370* (0.0559)	-0.0435 (0.0571)	0.3530*** (0.0558)	0.1570* (0.0621)
	初中* 公共服务	-0.4340** (0.1390)	0.1120 (0.0602)	-0.3860** (0.1260)	-0.0542 (0.1030)	0.1250 (0.1200)	-0.1060 (0.1080)
教育*公共服 务交互项	高中* 公共服务	-0.3470* (0.1450)	0.1000 (0.0628)	-0.4110** (0.1300)	-0.1630 (0.1100)	0.3930** (0.1230)	0.1430 (0.1140)
	大专* 公共服务	-0.6430*** (0.1560)	0.3120*** (0.0694)	-0.5660*** (0.1320)	-0.2490* (0.1230)	0.3880** (0.1270)	0.1810 (0.1220)
控制变量	已控制						
样本量	91 053	108 085	147 529	126 942	108 801	108 096	

城市和公共服务的交互项显著为正,其余城市规模和公共服务的交互项均不显著。但是到了2017年,城市规模和公共服务的交互项的系数符号发生了变化:特大城市和I型大城市与公共服务交互项

的系数显著为负,即相比于中小城市,在特大城市和 I 型大城市中获得公共服务越多,反而不利于流动人口居留意愿的提升。

总的来说,城市公共服务不仅对流动人口居留意愿有直接显著的促进作用,还随着城市规模的大小呈现出作用差异,或者说受城市规模的调节。总体上的结论是,城市规模和城市公共服务的交互项显著为正,即正向促进流动人口居留意愿的提升,但 2017 年的结果有所不同。

除此以外,城市公共服务对流动人口居留意愿的影响作用还随着个体的性别和受教育程度呈现出差异。性别和公共服务交互项的系数在部分年份显著为正,这意味着获得公共服务更有利于提升女性在城市的居留意愿。

受教育水平和公共服务的交互项系数在 2010 年和 2014 年显著为负,但如果将城市公共服务、教育及其两者的交互项结合在一起,则这两年的情况并不相同。2010 年时,初中、高中和大专这三类的公共服务系数(主效应)和相应交互项之和均为负值;但 2014 年时,尽管交互项为负值,但主效应的系数显著为正,且与交互项之和同样也是显著为正向。因此,从某种意义上讲,2010 年时,获得公共服务反而不利于高教育程度流动人口的居留意愿的提升;但在 2014 年时,获得公共服务的综合作用仍然是正向的,即仍然有助于提升不同受教育水平的流动人口的居留意愿,只是这种作用强度在不同受教育水平之间存在差异,其边际效用随受教育水平而递减(交互项的系数负值越大)。而在 2012 年和 2016 年,教育和公共服务的交互项系数显著为正,且主效应显著正,因此在这两年中又表现出随受教育水平的提高而边际递增的趋势。在 2015 年,交互项中仅有大专这一项是显著的,且为负向,但由于主效应为显著正向,因此,城市公共服务的获得仍然会对其居留意愿有着显著的正向作用,只是公共服务的作用强度,对大专人群的作用相对小于其他受教育水平的人群。到 2017 年,各受教育水平的交互项均不显著。这表明对于不同受教育水平的人群而言,公共服务的获得对其居留意愿的影响作用基本上已趋同。这似乎从某种意义上说明,公共服务均等化不再只是针对某些特殊人群了,而是从更大范围关注更多的各类流动人口群体,真正做到了均等化的过程。当然,这种公共服务均等化是否持续有效,仍然需要未来数据的再检验。但在实践中却是非常重要的时代转折点。

(三)稳健性分析

由于历年调查中关于公共服务的测量(问卷中对应的问题与选项)存在着差异,具体参见表 4。为了能够消除这种测量差异对分析结果的影响,本文将重新对公共服务进行编码。其中,2010 年、2014 年和 2016 年对公共服务的测量均包括失业保险、工伤保险和住房公积金,故合并成一类进行比较,将三轮数据统计称为 panel A;2014~2017 年对公共服务的测量均包括城镇职工医疗保险、城镇居民医疗保险和居民健康档案,故合并成一类进行比较,并将这四轮数据统计称为 panel B。此时,前后两个 panel 中关于公共服务的测量则是一致的。分析结果参见表 5 和表 6。

首先,就本文关注的城市公共服务对流动人口居留意愿的影响而言,在仅包含主效应的模型(表 5)中,城市公共服务对流动人口居留意愿的

表 4 公共服务原始测量问题表

公共服务变量	2010	2012	2014	2015	2016	2017
城镇职工养老保险			√			
城镇居民养老保险			√			
城镇职工医疗保险		√	√	√	√	√
城镇居民医疗保险			√	√	√	√
失业保险	√		√		√	
工伤保险	√		√		√	
住房公积金	√		√		√	
劳动合同	√				√	
居民健康档案			√	√	√	√

影响始终显著为正。这与改变测量之前的结果完全一致。这说明总体上,城市公共服务的获得有助于提升流动人口的居留意愿。图2展示了城市公共服务这一变量在分年模型中的系数及其95%置信区间。从panel A的角度来看,公共服务的获得对居留意愿不仅是正向的激励作用,而且作用强度在逐年增强。但panel B却未能显现出这种趋势性走向,尽管历年的作用都呈现为显著的正向作用。

加入交互项后(表6)的结果,在主效应上发生了一定的变化。panel A中2010和2016年公共服务的主效应并不显著,panel B中2016年公共服务的主效应不再显著。其他年份上城市公共服务的影响均为显著正向。当然,这种主效应不显著,与加入交互项后主效应被分解有关。

其次,再来考察城市规模这一变量。在仅包含主效应的模型中,改变测量前后的结果基本一致,仍然是超大城市表现出显著的正向作用,不论是在哪种测量之下;但特大城市的主效应则呈现为显著的负向作用(除panel B中的2017年),即特大城市中的流动人口的居留意愿反而低于中小型城市的流动人口;而I型和II型大城市的系数其显著性和方向性仍呈现为不规律状态。总体上看,以中小型城市为参照,城市规模呈现出梯度型改变的过程。

在加入交互项以后,唯一变化的是panel A中的2010年超大城市的系数由原来的显著正向变成不显著的正向。但此时,城市规模与公共服务的交互项却呈现为显著正向。这从某种意义上说明最初

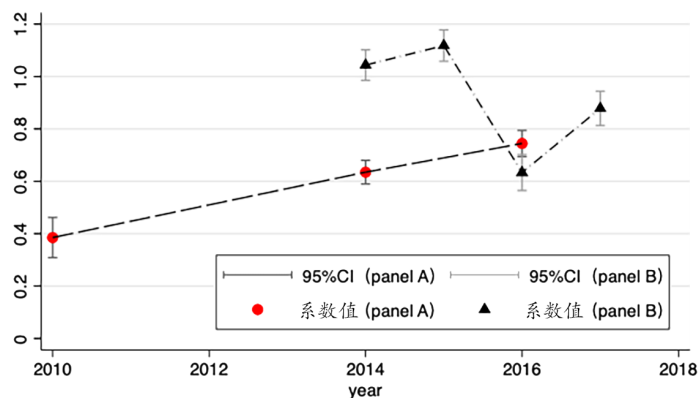


图2 公共服务作用的历时比较(稳健性分析)

表5 分年Logit的稳健性分析结果表

变量	panel A			panel B				
	2010	2014	2016	2014	2015	2016	2017	
城市公共服务	0.3850*** (0.0391)	0.6350*** (0.0231)	0.7440*** (0.0255)	1.0440*** (0.0298)	1.1180*** (0.0306)	0.6330*** (0.0350)	0.8780*** (0.0334)	
所在地区 (参照组: 西部地区)	东部地区	0.1380*** (0.0205)	0.1450*** (0.0154)	0.0562** (0.0184)	0.1920*** (0.0154)	0.0557*** (0.0166)	0.0861*** (0.0184)	
	中部地区	-0.0472* (0.0223)	-0.0139 (0.0174)	0.0602** (0.0204)	-0.0086 (0.0174)	-0.0380* (0.0191)	0.0565** (0.0204)	0.0222 (0.0206)
	东北地区	0.3370*** (0.0287)	0.3730*** (0.0232)	0.5310*** (0.0300)	0.3600*** (0.0232)	0.5650*** (0.0297)	0.5230*** (0.0300)	0.6290*** (0.0310)
城市规模 (参照组: 中小型 城市)	超大城市	0.1340*** (0.0346)	0.1290*** (0.0287)	0.2360*** (0.0339)	0.1410*** (0.0287)	0.2330*** (0.0302)	0.2700*** (0.0338)	0.4430*** (0.0330)
	特大城市	-0.0739** (0.0307)	-0.1070*** (0.0276)	-0.0835* (0.0327)	-0.0926*** (0.0277)	-0.0980*** (0.0297)	-0.0725* (0.0326)	0.0719* (0.0318)
	I型大城市	-0.1320*** (0.0321)	-0.0119 (0.0281)	0.0530 (0.0330)	-0.0066 (0.0281)	0.0410 (0.0294)	0.0690* (0.0329)	0.1730*** (0.0322)
	II型大城市	-0.0255 (0.0351)	0.0648* (0.0286)	-0.0173 (0.0331)	0.0752** (0.0287)	0.1060*** (0.0304)	-0.0044 (0.0331)	0.2160*** (0.0325)
控制变量	已控制			已控制				
样本量	91 053	147 529	108 801	147 529	126 942	108 801	108 096	

实施公共服务均等化在一定程度上促进了流动人口的居留意愿。

再者,考察城市规模与公共服务的交互项。这一交互项事实上是改变了公共服务对于居留意愿

表6 带交互项的分年Logit的稳健性分析结果表

变量	panel A			panel B				
	2010	2014	2016	2014	2015	2016	2017	
性别(女=1)	0.0824*** (0.0168)	0.0162 (0.0131)	0.0124 (0.0154)	0.0312* (0.0147)	0.0733*** (0.0163)	-0.0025 (0.0172)	0.0535** (0.0177)	
城市公共服务	-0.1420 (0.1800)	0.4580*** (0.1350)	0.1860 (0.1410)	1.2500*** (0.1540)	1.1560*** (0.1570)	(0.1610)	1.1080*** (0.1640)	
受教育程度 (参照组:小学及以下)	初中	0.0146 (0.0222)	-0.0048 (0.0196)	0.1330*** (0.0229)	0.0116 (0.0212)	-0.0146 (0.0233)	0.1320*** (0.0249)	0.0994*** (0.0249)
	高中	0.1550*** (0.0280)	0.1560*** (0.0230)	0.3180*** (0.0266)	0.1780*** (0.0252)	0.1360*** (0.0276)	0.2920*** (0.0292)	0.2490*** (0.0291)
	大专及以上	0.4270*** (0.0468)	0.4280*** (0.0296)	0.6890*** (0.0352)	0.5150*** (0.0327)	0.4900*** (0.0377)	0.6500*** (0.0400)	0.5520*** (0.0368)
所在地区 (参照组:西部地区)	东部地区	0.1460*** (0.0205)	0.1450*** (0.0154)	0.0568** (0.0185)	0.1960*** (0.0154)	0.0645*** (0.0167)	0.0867*** (0.0184)	0.0999*** (0.0184)
	中部地区	-0.0426 (0.0223)	-0.0125 (0.0174)	0.0641** (0.0204)	-0.0075 (0.0174)	-0.0361 (0.0192)	0.0605** (0.0204)	0.0296 (0.0206)
	东北地区	0.3380*** (0.0287)	0.3720*** (0.0232)	0.5330*** (0.0301)	0.3610*** (0.0233)	0.5710*** (0.0297)	0.5270*** (0.0300)	0.6320*** (0.0310)
城市规模 (参照组:中小型城市)	超大城市	0.0461 (0.0385)	0.1170*** (0.0311)	0.2240*** (0.0368)	0.0837* (0.0354)	0.1680** (0.0374)	0.2390*** (0.0415)	0.4200*** (0.0409)
	特大城市	-0.1520*** (0.0337)	-0.1340*** (0.0294)	-0.1090** (0.0346)	-0.1100** (0.0337)	-0.0916* (0.0360)	-0.1080** (0.0388)	0.1530*** (0.0386)
	I型大城市	-0.1850*** (0.0353)	-0.0164 (0.0300)	0.0271 (0.0350)	-0.0374 (0.0346)	0.0235 (0.0361)	0.0189 (0.0394)	0.2520*** (0.0397)
	II型大城市	-0.0795* (0.0382)	0.0711* (0.0305)	-0.0254 (0.0352)	0.1000** (0.0354)	0.1040** (0.0374)	-0.0282 (0.0397)	0.2220*** (0.0405)
城市规模* 公共服务交互项	超大城市* 公共服务	0.8770*** (0.1590)	0.1450 (0.1100)	0.2020 (0.1140)	0.3570** (0.1380)	0.3360* (0.1440)	0.2210 (0.1430)	0.0139 (0.1520)
	特大城市* 公共服务	0.8450*** (0.1470)	0.2630* (0.1110)	0.2830* (0.1140)	0.1320 (0.1350)	-0.0401 (0.1390)	0.2480 (0.1410)	-0.5440*** (0.1460)
	I型大城市* 公共服务	0.5940*** (0.1530)	0.0952 (0.1130)	0.2860* (0.117)	0.2240 (0.1380)	0.0956 (0.1420)	0.3380* (0.1460)	-0.5090*** (0.1510)
	II型大城市* 公共服务	0.5890*** (0.1720)	-0.0349 (0.1190)	0.1420 (0.1201)	-0.1610 (0.1450)	0.0067 (0.1520)	0.1720 (0.1500)	-0.0904 (0.1580)
性别*公共 服务交互项	女性*公共 服务	0.0115 (0.0681)	0.1340*** (0.0391)	0.2530*** (0.0409)	-0.0266 (0.0563)	-0.0435 (0.0571)	0.2930*** (0.0533)	0.1570* (0.0621)
	初中*公共 服务	-0.2100 (0.1330)	-0.0419 (0.0918)	0.1710 (0.0970)	-0.3610*** (0.1050)	-0.0542 (0.1030)	0.1930 (0.1040)	-0.1060 (0.1080)
	高中*公共 服务	-0.1130 (0.1380)	0.0198 (0.0941)	0.3070** (0.0987)	-0.3630** (0.112)	-0.1630 (0.110)	0.5520*** (0.109)	0.1430 (0.114)
大专*公共 服务	-0.3920** (0.1460)	-0.0505 (0.0937)	0.2340* (0.0995)	-0.5390*** (0.1190)	-0.2490* (0.1230)	0.6590*** (0.1170)	0.1810 (0.1220)	
控制变量	已控制			已控制				
样本量	91 053	147 529	108 801	147 529	126 942	108 801	108 096	

的影响作用。从 panel A 来看,2010年时,四个规模等级的系数均为显著正向,这说明在2010年公共服务的获得在这四类城市中的作用显著大于中小型城市;但在2014年和2016年,仅有特大城市的交互项为连贯的显著正向;而超大城市的交互项并不显著。这说明,在超大城市中,公共服务的增加对流动人口居留意愿的促进作用与中小型城市的作用是相同的;相对于中小型城市,只有在特大城市中,公共服务的作用显著加强。

而在 panel B 中,2014年和2015年,公共服务的作用只有在超大城市中起到进一步加强的作用,但在其他类型的城市中,公共服务的作用与中小型城市并无差异。但在2016年,在城市公共服务失效的情况下,其交互项除了 I 型大城市以外,其他类型的城市与中小型城市之间并无差异。这似乎与无交互项模型的结果有些不同(即主效应是显著正向的作用)。到2017年时,主效应显著的情况下,仅有 I 型和 II 型大城市的交互项呈现为显著的负向作用。如果将2017年五类城市公共服务的作用画成图示,则该系数呈现为 U 型,即超大城市、II 型大城市与中小型城市三者相当,但特大城市和 I 型大城市的作用则相对较低;尽管城市公共服务的作用都呈现为正向的。这些分析结果与改变测量之前的结果(如表3)存在一定的差异,说明城市公共服务的测量同样可能会对分析结果产生一定的影响。当然,城市公共服务对流动人口居留意愿的影响仍然是显著正向的,只是其在各规模等级的城市中的相对作用并未呈现出一定的规律。

第四,再考察个体特征(性别和受教育水平)与公共服务的交互项。多数年份的结果表明,公共服务对居留意愿的正向作用还受到性别的调节,女性流动人口更受惠于公共服务的正向作用。而受教育水平与公共服务的交互项,在 panel A 中,几乎都不显著,在2010年时,仅有大专与公共服务的交互项为显著的负向,即对于大专及以上学历的流动人口而言,公共服务对其居留意愿的作用相对小于小学及以下;但在2016年的模型中,高中及大专的交互项又呈现为显著的正向作用。在 panel B 中,前期的交互效应均呈现负值(如2014年和2015年),这说明这些公共服务的作用随着受教育水平的提升而下降。但在2016年时,高中和大专人群的作用呈加强趋势,即公共服务对居留意愿的正向作用受教育的调节,越高受教育程度的流动人口更能从中受惠,当然这一发现仅仅局限于2016年。在2017年时这些交互作用都为不显著。这与未改变测量之前的结果基本相同,亦可能说明公共服务在流动人口内部的均等化。

其余个体、家庭层次变量和地区变量在作用方向和显著性水平基本没有变化,在此不再赘述。

四、结论与讨论

(一)结论

本文在回顾流动人口居留意愿影响因素相关研究的基础上,基于2010年至2017年多轮“流动人口动态监测调查”数据和相关统计年鉴数据,使用二分类 Logit 模型分析流入地城市的基本公共服务获得对流动人口居留意愿的影响,以及公共服务对不同城市规模下流动人口居留意愿的调节机制,并尝试讨论公共服务的不同测量对结论稳健性的影响。主要研究结论如下:

其一,历时角度看,在流入地城市,获得城市基本公共服务显著提升了流动人口的居留意愿。无论对公共服务做出如何的界定和划分,基本公共服务的获得确实对流动人口具有吸引力,提高了流动人口的居留意愿。这一基于流动人口个体层次的发现,对城市公共服务与人口流动的亲和关系提供了新的解释:以往研究更侧重在流入地城市层次,讨论城市公共服务的供给对人口流动和城市化的积极影响,而本文基于流动人口个体层面的发现表明,城市公共服务不仅是供给端(流入地城市)吸引人口流入的有效措施,更重要的是流动人口真正获得的城市公共服务才能有效提升其长期居留意愿。

其二,城市公共服务的获得对流动人口居留意愿的影响还随城市规模、性别和受教育水平而产生差异,即公共服务的影响作用存在异质性。其中,城市规模和公共服务的交互项在多数年份显著为正,特别是在超大城市获得公共服务会显著提升流动人口的居留意愿。性别和公共服务的交互项在多数年份显著为正,即城市公共服务的获得更有利于提升女性流动人口的居留意愿。教育和公共服务的交互项从最初的一致性显著负值逐步转变为一致性不显著,说明公共服务的作用在流动人口内部呈现出“均等”化趋势。但该结论的一致性仍需进一步检验。

其三,更换公共服务的测量并不影响本文结果的稳健性。在变换公共服务测量指标后,公共服务的主效应依旧保持显著为正,即城市公共服务对流动人口居留意愿存在正向显著影响这一结论是稳健的。同时,交互项的结果并无太大差异,即城市公共服务对流动人口居留意愿的影响还受到城市规模和性别的调节,但教育的调节作用在各年份间的系数(作用)方向不够一致。简言之,基于流动人口动态监测调查数据,更换公共服务的测量并不会改变系数的方向和显著性水平,相关结论稳健可靠。

(二)讨论

国家自提出“公共服务均等化”政策以来,各地相继出台了各种相关政策,以通过提高流动人口的居留意愿而实现城市化的目标。而且上述分析表明,多年以来,城市公共服务的获得一致稳定地促进流动人口的居留意愿,这从某种意义上说明了政策的有效性。但多年以来,流动人口的居留意愿总体水平却基本维持不变,并没有实质性的提高。这又似乎在现实上说明政策的失效。这种政策有效性与现实失效性之间的悖论既是提出本文问题的重要起源,也需要我们予以重视和讨论。可能的解释源自异质性作用效应、流动人口内部替代循环、公共服务的内容与可获得性等三个方面。

首先,城市公共服务的异质性作用效应问题。任何一项社会政策都可能会有异质性作用效应问题。上述分析结果表明,城市公共服务的正向促进作用随城市规模与个体特征而发生变化,即同一公共政策对不同的人群可能会有异质性作用效应。而流动人口内部是由不同结构(人群)构成的一个整体,平均指标只是不同结构与不同效应共同组合的结果,因此,流动人口居留意愿的平均水平必然也是各类人群与不同效应共同组合的结果。人群的结构不同、不同人群的公共服务作用效应不同,但其平均水平仍然有可能是相同或者在同一水平上。

其次,流动人口内部替代循环的问题。一直以来,流动人口研究总是强调从存量和流量两方面去看待流动人口问题;“流动”是流动人口的主要特征,“流而不动”和“流而不留”的两类人结合形成了存量与流量,进而形成了内部的替代性问题。而这种替代循环既是城市公共服务对流动人口选择的结果,也是人们对城市公共服务选择的结果;既有居留意愿的前期样本选择性问题的,也有后期异质性作用效应问题。流动人口内部的替代循环使流动人口居留意愿的平均水平只能维持在某一水平上。

再次,公共服务的内容与可获得性问题。尽管政策文件上指出公共服务涉及五大方面内容,但各地在落实过程中出台的相关政策内容却是多样的。体现在分析过程中则是公共服务的测量并不唯一,从而不利于城市之间的比较。而且,从公共服务政策的出台,到流动人口对公共服务的获得,其过程仍然可能存在着信息不对称,及由此导致的各类人群获得公共服务的可能性的不同。

最后,流动人口的居留意愿并非完全由流入地城市所提供的公共服务的数量与内容所决定的。从根本上说,流动人口的居留意愿是流动人口个人与家庭基于个体特征、家庭特征以及对流出地和流入地的社会经济发展状况及其个人的适应性等多个方面与维度而做出的综合判断与决策,是流动人口和城市之间互相选择的结果,必然会导致不同的居留意愿决策。

正因如此,政策有效性与现实失效性之间的悖论不能简单地归因于政策失效,而应该多视角多维度地考察流动人口居留意愿的稳定性,以及公共服务政策的有效性问题的。

另外还有几个问题有待于进一步的讨论。

其一,公共服务均等化的目标是让所有的流动人口均享有与本地人口同样的公共服务。本文分析结果表明,公共服务的作用不再随受教育水平而发生变化,逐步呈现出真正的“均等”化过程,即对所有流动人口均有几乎相同的效应。尽管这一结论尚待进一步的检验,但至少这种均等化已经体现在流动人口内部,是社会公共政策有效性的重要体现。当然,流动人口内部的均等化并不是最终目标,相关各方仍需要为实现真正的“均等化”而努力。

第二,城市公共服务对流动人口居留意愿的显著正向的促进作用,就要求各类城市,尤其是公共服务相对缺乏的中小城市应增强流动人口的城市基本服务供给,促进流动人口基本服务均等化,使流动人口在当地安居乐业。当然,公共服务的供给仍然依赖于当地经济发展和财政支出,相对落后的城市和区域应大力发展经济,提高公共服务的数量和质量,从而吸引人口流入和长期工作、居住。同时,中央政府应通过财政转移等再分配措施推进不同规模、等级的城市间基本公共服务适度均等化,引导公共资源在不同规模城市间合理配置和分布。

同时,基于城市公共服务影响作用随城市规模而呈现差异这一事实,政府应引导不同规模城市基本公共服务供给水平和质量的协调均衡发展,并促进流动人口在不同规模城市间的有序流动和合理分布。超大城市和大城市应该顺应政策要求,逐步有序地降低落户门槛,实现流动人口的基本公共服务均等化,而非仅向高技能流动者抛出橄榄枝。相比之下,中小城市政府则要大力增加财政支出,保障公共服务的充分供给,并增强对流动人口的吸引力。并且,异质性作用效应问题亦提示各类城市应该针对不同的人群设定不同的公共服务政策,以促进各类流动人口都能真正提高居留意愿,并将其转换为长期居留的实际行动。而且,城市公共服务门类众多,真正能够提高流动人口居留意愿的城市公共服务是与流动人口生活息息相关的政策,而不是宏观经济发展水平。即人们的预期并不来自国家或城市的公报数据,而是来自切身体会。只有提高流动人口对公共服务的可获得性,才有可能真正提高流动人口的居留意愿。

其三,本文中仍然有部分分析结果与结论的不稳定,可能的原因在于调查数据的结构与测量问题。从数据结构的角度来看,各轮调查在流动人口结构上是否相同尚有待进一步检验;正如上文所述,流动人口居留意愿的平均水平是由流动人口内部不同群体的结构及其相应水平组合而成的,在某群体居留意愿水平不变时,结构性的变化同样会导致平均水平的变化。因此,在比较任一变量的平均值时,必须同时考虑其内部结构可能产生的影响。而内部结构问题又与样本的代表性紧密相关。

从测量的角度来看,城市公共服务包含的内容极其广泛,各调查在设计及使用亦各有侧重。但这就导致不同调查在公共服务的测量上存在一定的差异,亦使分析结果之间缺乏可比性。因此,有必要针对城市公共服务的指标体系建设做更进一步的讨论。✱

参考文献:

- [1] 朱宇,林李月.流动人口在城镇的居留意愿及其决定因素——文献综述及其启示[J].人口与经济,2019(2):17-27.
- [2] 胡陈冲,朱宇,林李月,王婉玲.流动人口的户籍迁移意愿及其影响因素分析——基于一项在福建省的问卷调查[J].人口与发展,2011(3):2-10.
- [3] Zhao Rujing, Zhou Hao, Tu Hongbo. Regional Determinants of Residential Intention of Migrants in China: Evidence from the Chinese National Migrants Dynamic Monitoring Survey in 2015 [J]. Modern China Studies, 2019(1):32-79.
- [4] 杨东亮,王晓璐.“90后”流动青年城市居留意愿研究[J].青年研究,2016(3):39-48.
- [5] Yang Chuankai, Xu Wei, Liu Ye, Ning Yuemin, Klein K K. Staying in the Countryside or Moving to the City: The Determinants of Villagers' Urban Settlement Intentions in China [J]. China Review, 2016(3):41-68.

- [6] 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].地理学报,2016(10):1696-1709.
- [7] 李振刚.社会融合视角下的新生代农民工居留意愿研究[J].社会发展研究,2014(3):100-117.
- [8] 张鹏,郝宇彪,陈卫民.幸福感、社会融合对户籍迁入城市意愿的影响——基于2011年四省市外来人口微观调查数据的经验分析[J].经济评论,2014(1):58-69.
- [9] 杨政,罗雅楠.北京市乡城流动人口长期居留意愿研究[J].人口与社会,2015(1):69-80.
- [10] 张华初,曹玥,汪孟恭.社会融合对广州市流动人口长期居留意愿的影响[J].西北人口,2015(1):7-11.
- [11] 梁土坤.适应转化:新生代流动人口定居意愿的实证研究及其政策意涵[J].中国人口·资源与环境,2017(2):151-159.
- [12] 汪润泉,刘一伟.住房公积金能留住进城流动人口吗?——基于户籍差异视角的比较分析[J].人口与经济,2017(1):22-34.
- [13] 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].人口研究,2015(4):49-56.
- [14] 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].中国人口科学,2016(1):118-125.
- [15] 杨晓军.城市公共服务质量对人口流动的影响[J].中国人口科学,2017(2):104-114.
- [16] 李斌,李拓,朱业.公共服务均等化、民生财政支出与城市化——基于中国286个城市面板数据的动态空间计量检验[J].中国软科学,2015(6):79-90.
- [17] 蔚志新.分地区流动人口居留意愿影响因素比较研究——基于全国5城市流动人口动态监测调查数据[J].人口与经济,2013(4):12-20.
- [18] 林李月,朱宇,等.基本公共服务对不同规模城市流动人口居留意愿的影响效应[J].地理学报,2019(4):737-752.
- [19] 孙中伟.农民工大城市定居偏好与新型城镇化的推进路径研究[J].人口研究,2015(5):72-86.

Access to Urban Public Services, City Size and Migrants' Settlement Intention:
Based on the China Migrants Dynamic Survey (2010-2017)

ZHAO Ru-jing¹, ZHOU Hao²

(1. Institute of Population and Labor Economics, The Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 100710, China;

2. Department of Sociology, Peking University, Beijing 100871, China)

[Abstract] Based on six-rounds data of China Migrants Dynamic Survey and relevant statistical yearbooks, the impact of urban public service policy and city size on the migrants' residential intention and its heterogeneity in different sub-groups in the destination cities were discussed, employing a binary logistic regression. The diachronic regression results show that, at the micro-level, the acquisition of urban public services is significantly beneficial to promote migrants' residential intention which is correspondent with the affinity of public service and population mobility. In addition, the impact of the access to public services on the migrant's residential intention is also moderated by gender and the size of the city, in which the access to public services is conducive to improve female migrants' residential intention and the residential intention in mega cities. However, the interaction term of public service and educational level is gradually insignificant, which means the equalization of public service is taken action to some degree. Such findings remain consistently stable under the different measurements of public service. The conclusions are that the equalization of public services as a social policy has gradually shown its effectiveness, such that relevant agents should enlarge the supply of public services. In order to explain the paradox between policy effectiveness and practical failure, researchers should not simply attribute such paradox to the policy's failure, but examine the stability of migrants' residential intention and the heterogeneous effect of public service policy from multiple perspectives and dimensions. Only by improving the availability of public services can we really promote targeted migrants' residential intention.

[Key words] Migrants; Residential Intention; City Size; the Equalization of Basic Public Services; Household Registration System