华南农业大学学报(社会科学版)
2022年第3期 JOURNAL OF SOUTH CHINA AGRICULTURAL UNIVERSITY
(第21卷) (SOCIAL SCIENCE EDITION)

流动人口长期居留意愿的区域差异与影响因素

史清华,周颖萱

(上海交通大学 安泰经济与管理学院,上海 200030)

摘 要: 基于2016—2018年中国流动人口动态监测调查数据,验证了流动人口长期居留意愿的区域差异,并使用空间计量模型分析其影响因素。研究表明,当前人口流动的大趋势不改,长期居留意愿呈现出北方高于南方、东部高于西部的特点,且存在明显的空间集聚分布,华东和东北地区始终是"热点"城市集聚区。从城市包容度、社会融入能力和家庭特征三方面分析长期居留意愿的影响因素:社会融入能力最为重要,其中已婚率、受教育程度、流入地已停留时间存在显著正相关,更高的跨省流动比例则会降低长期居留意愿。城市包容度的重要性有限,但医疗公共服务的正向影响增强,平均工资收入和住房支出两大经济因素亦开始凸显重要性。家庭特征始终是流动人口长期居留决策的一大因素,符合新经济迁移理论。

关键词: 流动人口;长期居留意愿;区域差异;社会融入

中图分类号: D013 **文献标识码:** A **文章编号:** 1672-0202(2022)03-0069-16

一、引言

改革开放以来,随着城市制造业和现代服务业的快速发展,中国流动人口的政策调整经历了"逐步放开农民进城"、"要求公平对待流动人口"、"全面推进市民化"三个阶段[1]12-16,大规模的人口流动与社会变迁和城市化进程息息相关,宏观层面促进了社会财富的积累,微观层面则提升了居民生活水平。

就总量而言,根据《中国流动人口发展报告.2018》,中国流动人口总量于2014年达到阶段性高点2.53亿[1],较2010年持续增长超14.48%,较2000年翻一番有余。多年持续快速增长之后,中国流动人口规模自2015年起小幅下降[1]3-4。尽管流动人口规模近年呈现逐年下降的趋势,但其仍是总人口的重要组成部分。第六次人口普查数据显示,中国人口流动中跨省流动比重不断上升,大量年轻的高学历流动人口跨省流入经济高速发展的沿海地区,且聚集于工业和服务业[2]。然而,近几年中国劳动力流动特征发生了新的变化,特别是随着劳动及资源密集型产业向中西部地区转移,农民工向中西部内陆地区回流的趋势愈发明显。

人口流动的整体特征是流动个体微观决策的加总。从城市治理的维度来看,流动人口是城市管理与服务的难题,其居留意愿强弱同样是备受关注的热点问题,作为反映流动个体是否愿意长期居住于该流入城市的心理指标,长期居留意愿,其高低在一定程度上刻画了城市包容性、个体和家庭融入能力的强弱,是未来城市人口动态变化的前瞻性指标。

二、研究进展及问题定位

关于人口流动和迁移的相关研究广泛而深入,学者们从人口学、社会学、经济学等学科视角出

收稿日期: 2022-03-01 **DOI:** 10.7671/j.issn.1672-0202.2022.03.007

基金项目: 国家自然科学基金项目(71833003);国家社会科学基金项目(21&ZD077);教育部重大攻关项目(20JZD031)

作者简介: 史清华(1964—),男,山西襄垣人,上海交通大学安泰经济与管理学院教授,主要研究方向为农业经济与农户行为。E-mail:shq@sjtu.edu.cn。

发构建了自己的理论体系。人口迁移最早的研究来自19世纪英国的E. G. Ravenstein[3],其总结了有关人口迁移现象的路径、结构等特征的"七大定律"。Herberle[4]随后提出了关于人口迁移的"推拉理论",E. S. Lee[5]系统地总结和发展了推拉理论,他表明拉力与推力同时存在于流出地和流入地,同时补充了含距离远近、物质障碍、语言文化差异等在内的中间障碍因素以及个人特征,人口流动是这四种因素共同作用的结果。

二元经济结构理论则以Lewis和Todaro模型为代表。Lewis模型[6]基于城市"充分就业"的假设,认为一国有农村中以传统生产方式为主的农业部门和城市中以制造业为主的工业部门,而零边际生产率的农业剩余劳动力向工业部门转移瓦解了二元结构,完成工业化进程。但是,该理论严苛的假设条件违背了现实情况,拉尼斯和费景汉[7]对此进行修正和完善,考虑工农业两个部门平衡增长。随着新古典经济学的不断发展,"供需理论"开始运用于人口研究,认为劳动力供给与需求的空间差异造成其区域之间的调整,由此表现为人口流动。

区别于宏观层面,人口流动和迁移的微观理论聚焦于微观个体的年龄、就业收入、居留时长、家庭因素、社交关系等各方面,考察多重因素对于其迁移决策的重要影响。古典主义框架下的二元经济结构理论仍然无法解释的现象是,1960—70年代发展中国家城市的失业问题普遍突出,而农村劳动力却依然源源不断地流入城市。Todaro模型[8]作为二元经济结构问题的另一种经济模型,对此进行了解释,提出城市和农村收入的预期差增加是其重要因素,且城市的失业状况也影响其迁移与否的决定。

人力资本理论则提出,迁移决策与教育投资类似,被视作一种在个人人力资本上的长期投资,以此实现个体的经济目标。不同于新古典经济学假设个人是决策单位,新经济迁移理论认为家庭才是迁移决策的基本单位,成员坚持着家庭预期收入最大化和风险最小化的原则[9,10]。

上述理论体系可以系统地认识和解释人口的迁移和流动,但这并不是研究的终点。中国近年来大规模的人口流动凸显了有关流动人口居留意愿研究的必要性,逐步完善和开放的数据则为研究提供了条件。当前人口流动及其居留意愿的实证研究已取得一定的进展,研究主要从以下三个方面展开。

首先,关注流动人口的空间分布,研究内容侧重描述现实状态,包括其流动规模、人口流向及其变动趋势等。范剑勇等[11]发现多数省际流动的劳动力是从人口相对密集的中部、西南地区向具有产业集聚优势的沿海地区转移;段成荣等[12]的研究提出现阶段中国流动人口所呈现的系列特征,表现为规模快速增长延续、流动性降低、从夫妻共同流动阶段进入核心家庭化阶段、仍集中于沿海地区但流向越发趋于分散化、新生代流动人口占据主体地位。

第二,关注流动人口的居留意愿,主要内容涉及居留意愿的整体水平、空间分布和区域差异,现有研究的差异性体现在研究范围和研究对象的不同。现有文献对居留意愿的测度有不同的界定,分为定居意愿、户籍迁移意愿和长期居留意愿,其中关于定居意愿和户籍迁移意愿的研究最多,而对人口流动时长五年及以上的长期居留意愿关注相对较少。整体上,定居、户籍迁移或者长期居留意愿均相对较低。林李月和朱宇[13]1698根据中国流动人口动态监测调查数据测算,2012年276个地级及以上城市中愿意将户籍迁入所在流入城市的流动人口比例仅39.27%。汪润泉和刘一伟[14]基于2013年天津、上海等七大城市的调查数据显示,40.81%的农民工群体和54.56%的城镇户籍流动人口表达了定居意愿。朱羽佳等[15]则以长三角城市群为研究对象,长三角27个城市流动人口中具备长期居留意愿的比例是38.09%,同时城市群内部呈现西部、北部高于南部的分布特征。

第三,关注流动人口居留意愿的总体或特定影响因素,此类研究最为多样,相关研究案例和研究方法相对完备。申秋红[16]基于中国六城市调查数据探讨流动人口居留意愿的影响因素,运用Probit模型实证得到,受教育程度、居留年数、随迁人口数、收入水平、城市公共服务以及融入意愿是其主要因素。夏怡然和陆铭[17]84-88利用2005年1%人口抽样调查中劳动力流动的微观数据,研

究得到公共服务在劳动力流向中的稳健影响。杨雪和魏洪英[18]则基于 2015 年 CMDS 数据发现个体特征、人力资本、经济特征的共同影响，且不同特征的流动人口内部影响分化等。

本文所关注的目标是流动人口的长期居留意愿，通常是指："已在某流入地居住一个月及以上，且在未来五年及以上，流动人口在其流入城市中有长期居住生活的意愿"。在已有的研究中，学界基本认可居留意愿的地区差异性或空间异质性的客观存在，但鲜少文献对城市之间流动人口居留意愿的空间自相关性带来的溢出影响进行描述，古恒宇等[19]的研究是该领域和本文契合度最高的研究，但其数据样本来自 2015 年全国流动人口动态监测数据，不关注时间上的变化趋势，同时时效性有待提高，研究方法上亦有所区别。本文的出发点在于，解决流动人口的长期居留意愿可能存在的空间自相关性。一方面，空间自相关性可能来自于相邻或相近城市的流动人口长期居留意愿本身存在相关关系，流动人口自身的受教育程度、婚否情况、户口性质、流动范围等个人特征在不同地区或城市的影响程度可能不同，同时经济条件、就业情况、文化习俗等流入地要素往往表现出空间溢出效应，比如通常相邻或相近的城市间社会文化因素的认同感更强，以及城市群中大城市在经济实力上具备明显的辐射和带动作用等等。另一方面，来自于一些无法被观测到但对不同城市的流动人口长期居留意愿产生共同影响的因素，从而表现出空间自相关性。一般横截面或面板数据所采用的计量模型并不能描述长期居留意愿的区域差异，被忽略的空间自相关性往往导致模型估计的有偏性，因此流动人口长期居留意愿的描述与分析有必要纳入空间维度的考量。

基于以上，本文旨在通过 2016—2018 年中国流动人口动态监测调查数据，从微观个体的调查数据得到地级市层面的统计数据，描述城市之间流动人口长期居留意愿的区域差异及其动态变化趋势，实证分析影响流动人口长期居留意愿的潜在因素，并对可能存在的空间自相关性运用相应的空间计量方法予以剔除。

三、数据来源及变量选取

（一）数据来源

本文主要数据来源是国家卫生计生委 2016—2018 年中国流动人口动态监测调查（CMDS）。其样本是已在流入地居住一个月及以上，非本区（县、市）户口的 15 周岁及以上的流入人口，对 31 个省（区、市）和新疆生产建设兵团全员流动人口年采取分层、多阶段、与规模成比例的 PPS 方法进行抽样。每年问卷样本量接近 20 万户，在保持对全国、各省有代表性的基础上，增强了对主要城市、均等化重点联系城市的代表性。按照中国行政区划，当前中国地级市的数量为 293 个，直辖市有 4 个，两者累计为 297 个。其他地级市和直辖市的特征数据来自于国家统计局和《中国城市统计年鉴 2017—2019》。

从概念界定来看，"流动人口"产生于中国特色的户籍制度，其他国家没有户籍制度，"流动"和"迁移"不存在实质差别，"人口迁移"的概念主要指人口流动带来的地理位置的变动。中国的流动人口则通常指流动超过一定时间长度、居住地和户籍地发生分离且跨越了一定空间距离的流动个体，户籍制度成为"流而不迁"现象的重要原因，人口开始流动、产生居留意愿、人口迁移是三个不同的阶段。不过目前流动人口尚无明确和统一的定义，不同的政府部门在流动时间、空间范围、登记统计方式等诸多方面存在差异。本研究数据来源是 2016—2018 年中国流动人口动态监测调查，因此概念也采用 CMDS 对于流动人口的界定，即"已在流入地居住一个月及以上，非本区（县、市）户口的 15 周岁及以上的男性和女性流入人口"。

（三）变量选取

前文经典理论对多种宏微观因素形成了充分的理论支撑，关于影响因素的研究进展则从实证视角为本文提供变量选择的参考，本文总结为城市包容度、社会融入能力、家庭特征三个方面的因素，分别选取重要的相关变量。值得注意的是，本文直接的研究对象并非微观个体的决策，以下变

量定义和数据获取均经历从微观样本汇总到对应地级市和直辖市的过程。

被解释变量:流动人口的长期居留意愿。该变量的获取依赖于2016—2018年CMDS问卷中的对应问题,不同年份之间问题内容大体一致,但具体表述存在细微差别,比如2016年问卷问及"您今后是否打算在本地长期居住(5年以上)?",2017—2018年问卷则问及两个问题:"今后一段时间,您是否打算继续留在本地?"以及"如果您打算留在本地,您预计自己将在本地留多久?"。本文采用被访者对以上一个或两个问题的回答来度量流动人口的长期居留意愿,2016年被访者的回答选项若为"打算",2017—2018年的回答若为"6—10年"、"10年以上"、"定居",则视为具有在该流入地的长期居留意愿。本文的直接研究对象是地级及以上城市,因此某城市流动人口的长期居留意愿被定义为,具有在该流入城市的长期居留意愿的流动人口比例。

本研究关注的解释变量为流动人口长期居留意愿的影响因素,本文从城市包容度、社会融入能力、家庭特征三个方面选取相关变量:

1. 城市包容度刻画的是流入地城市对于外来流动人口的吸纳能力,主要考虑其经济实力、就业机会、公共服务和社会保障能力,具体变量选取人均GDP、是否为省会城市或直辖市、人口规模、产业结构、城镇登记失业率、居民健康档案办理率、教育公共服务、医疗公共服务等8个变量。人均GDP通常是衡量城市经济发展水平的代表性变量,意味着更多的就业机会、发展空间、薪资水平,其重要性对于收入和个人发展驱动的个体而言更突出,同时良好的公共服务和社会保障供给是解决流动人口居留后顾之忧的必要保障,影响流动人口居留与否的决定[20]。值得一提的是,公共服务无疑是影响居留决策的重要因素,教育和医疗公共服务尤为突出,出于测度准确性和数据可得性的考量,本文选取流入地普通小学师生比、普通中学师生比两个变量衡量该城市的教育公共服务水平[21],选取流入地每万人执业助理医师数、医院数、医院床位数三个变量衡量该城市的医疗公共服务水平[22]。出于多重共线性和样本量有限的担忧,本文通过主成分分析方法降维,分别构建了教育和医疗公共服务的综合性指标。另外,本文将居民健康档案办理率放入实证模型[23-24]。就业机会是流入城市的重要"拉力",三大产业对就业的吸纳能力不同,产业结构也将是影响人口流动的重要因素[17]83。具备区位优势的城市往往集聚人力和资本要素,规模更大的城市的流动人口表现出更强烈的户籍迁移意愿[13]1700-1701。本文在回归中加入流入城市是否为省会城市或直辖市的哑变量,一是为了控制与流入城市行政级别相关的影响,二则考虑到省会或直辖市通常是跨省流动群体的首选流入地[25]。

2. 社会融入能力描述的是流动人口的内部特征,选取人口学因素(流动人口平均年龄、性别比例、农业户口占比、流动人口已婚率、平均受教育程度)、流动因素(跨省流动比例、流入地平均停留时间、平均流动次数)、经济因素(平均工资收入、平均住房支出)等多方面的10个具体变量,以上变量在一定程度上印证了流动人口自身在当前阶段是否已经良好地适应所在流入地,以及在流入地可能面临的文化差异和经济压力问题。直观而言,随着平均年龄的增长,流动人口积累了一定的物质财富和社交网络,居留意愿理论上趋向强化,但年龄增长的同时也带来因劳动能力下降引起的劳动报酬天花板问题。当同一城市就业不能满足流动个体工资增长的需求时,工资溢价即成为跨城市流动的重要推力[26]。已婚与否的影响同样具有两面性,未婚流动人口在择偶问题上的不确定性更大,而已婚人群需要考虑配偶户口所在地、常住地以及子女在何地接受教育。受教育程度是一个影响相对确定且重要的变量。流动因素重点关注跨省流动比例、流入地平均停留时间、平均流动次数三个指标,共性在于它们刻画了流动个体完全融入流入地的难度,因此跨省流动比例越高、平均停留时间越短和平均流动次数越频繁,流动人口的社会融入能力越弱从而降低其居留意愿。经济因素主要考虑流动个体的收入和成本,正如Todaro模型和人力资本理论的阐述。

3. 家庭特征以家庭同住人数、家庭收入支出比作为代表性变量。家庭特征的纳入源自新经济

迁移理论,与中国人把家庭置于个人之前的传统文化相契合,因此流动人口居留意愿的强弱与其所在的家庭特征息息相关。

以上变量的描述性统计见表 1。2016—2018 年数据样本分别来自于 30 个省份 274 个、285 个、282 个地级市和直辖市,其中涉及 29 个省会城市或直辖市。2016—2018 年具有长期居留意愿的流动人口平均占比 59.77%、41.54%、50.59%。城市包容度和家庭因素的解释变量波动相对较大,社会融入能力中流入地平均停留时间、平均流动次数、跨省流动比例的城市差异化同样明显。跨省流动比例在 2016—2018 年间大约上升 1.26%,而且不同城市之间差距明显,2017 年北京、天津、上海、广东潮州的流动人口均为跨省流动,同期安徽淮北、辽宁朝阳则均为省内跨市或市内跨县流动。

此外,本文从以上三个方面选取了 20 个相关解释变量,影响因素之间可能存在多重共线性问题,为此本文使用方差膨胀因子(VIF)进行检验。检验结果显示,不论是 2016 年、2017 年还是 2018 年,各个变量的 VIF 值均小于 10,VIF 值最大分别为 2.46、2.43、2.53,均远小于 10,说明以上 20 个变量之间不存在多重共线性,可以进行回归分析。

表 1　变量描述性统计分析

变量类型	变量符号	2016 年(观测值:274)		2017 年(观测值:285)		2018 年(观测值:282)	
		均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
长期居留意愿	*Resd*	0.598	0.167	0.415	0.155	0.506	0.161
城市包容度	*AVGDP*	10.730	0.596	10.790	0.587	10.830	0.636
	Capital	0.106	0.308	0.102	0.303	0.103	0.304
社会融入能力	*ARresid*	0.826	0.120	0.770	0.208	0.687	0.257
	Female	0.472	0.054	0.480	0.044	0.486	0.050
	Age	3.598	0.072	3.620	0.074	3.634	0.076
	Married	0.845	0.083	0.869	0.080	0.871	0.076
	Edu	2.306	0.087	2.294	0.100	2.309	0.120
	Transprv	0.360	0.239	0.369	0.247	0.373	0.236
	Staytime	5.573	1.883	6.586	2.293	6.529	2.079
	Times	1.336	0.291	2.058	0.560	–	–
	Wage	0.300	0.080	0.322	0.091	0.354	0.100
	Housing	0.063	0.032	0.065	0.032	0.065	0.032
	Pop	0.455	0.323	0.453	0.326	0.457	0.329
	STR	0.429	0.086	0.500	0.100	0.461	0.081
	Unemployment	0.025	0.017	0.025	0.016	0.023	0.014
	Health	0.401	0.288	0.324	0.229	0.344	0.250
	CityMedical	3.000	1.527	3.000	1.490	3.000	1.505
	CityEdu	3.000	1.222	3.000	1.229	3.000	1.216
家庭特征	*Member*	3.131	0.389	3.237	0.392	3.244	0.384
	InEx	2.128	0.343	2.187	0.413	2.165	0.333

四、实证结果

本文的研究目的在于利用 2016—2018 年中国流动人口动态监测数据,探讨流动人口长期居留意愿的区域差异和影响因素。实证部分的具体方法是:首先运用城市有效样本在省级层面进行空间分布的可视化,初步概括流动人口长期居留意愿的区域差异及其年份变化趋势。第二,对初步判断的空间特征进行合理的计量检验,考察流动人口长期居留意愿是否存在空间依赖性,这是确定计量方法的关键。第三,基于上述检验筛选空间计量模型,再次更严格地检验空间自相关性,并

运用STATA/MP 14完成长期居留意愿影响因素的回归分析与结果讨论。

（一）流动人口长期居留意愿的区域差异

根据2016—2018年样本地级市和直辖市的数据，本文间接获得30个省级行政区的流动人口平均长期居留意愿并进行可视化，如下图所示。图1－3直观地显示了2016—2018年各省级行政区流动人口的平均长期居留意愿的高低，图例颜色由浅到深代表居留意愿由弱到强。

整体来看，2016—2018年省份平均长期居留意愿约为59.77%、41.54%、50.59%，仍然处于中等水平，表明当前人口流动的大趋势不改，城市流动人口的管理仍是城市治理的重要问题。就年份变化而言，2016—2018年省份平均长期居留意愿整体呈现降低趋势，但省份之间长期居留意愿的差距开始缩小。

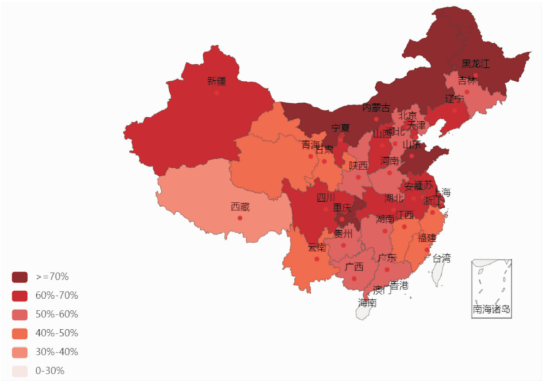


图1　2016年省级流动人口长期居留意愿的空间分布示意图

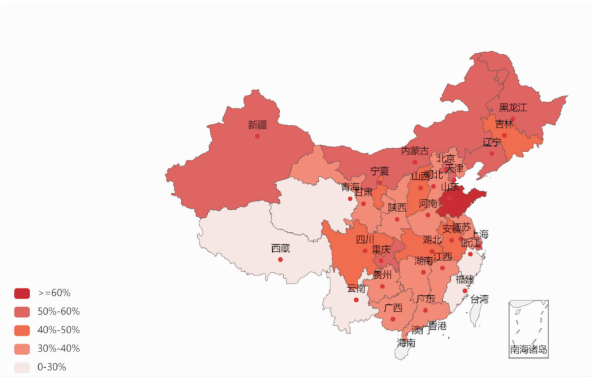


图2　2017年省级流动人口长期居留意愿的空间分布示意图

从区域比较来看（表2），长期居留意愿的分布呈现出北方高于南方、东部高于西部的特点。从空间分布来看，流动人口的长期居留意愿具备明显的空间集聚分布，体现在高居留意愿和低居留意愿地区分别聚集，如东北、华北地区中黑龙江、吉林、辽宁、内蒙古一带的长期居留意愿普遍偏高，而西部地区中西藏、青海、云南，以及东部沿海浙江、福建，呈现明显偏低的长期居留意愿。

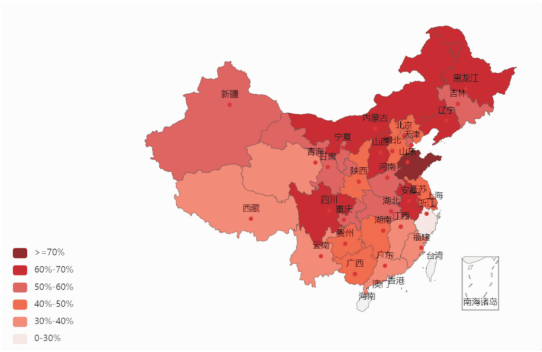


图3　2018年省级流动人口长期居留意愿的空间分布示意图

就局部特点而言，第一，东北三省的流动人口长期居留意愿的动态变化明显分化，黑龙江长期居留意愿下降较大，整体存在流动人口流失的隐忧。第二，京津冀、长三角、珠三角城市群经济实力雄厚，但城市群之间和内部明显差异化。京津冀城市群中秦皇岛、张家口、邢台三个城市的长期居留意愿较高，保定雄安新区居留意愿逐年提升。长三角城市群居留意愿下降最为明显，除安徽之外，上海和江苏盐城的长期居留意愿较高，一定程度上表明上海对于长三角城市的辐射带动效应非常有限。珠三角地区流动人口虽然总量较大，但在目前三大城市群中长期居留意愿均值最低。就单一城市而言，城市群中核心城市北京、上海、广州的居留意愿均快速下降。第三，部分中西部地区的城市表现出较高的长期居留意愿，内蒙古、四川、重庆等西部城市对流动人口表现出较为突出的吸引力。值得注意的是，引言部分介绍到近年农民工有从东部沿海地区向中西部地区回流的现象，长期居留意愿的区域差异对此亦有所印证。第四，特定省份的流动人口具有明显特征：山东始

终是流动人口长期居留意愿最高的省份，其次为黑龙江；流动人口长期居留意愿低位且持续下降的省份以浙江、福建、江西、广东为代表，2018 年浙江、福建两省长期居留意愿为省份最弱，人口的强流动性特征凸显；长期居留意愿始终保持低位的省份主要是西藏、云南、青海三省。

（二）流动人口长期居留意愿的空间自相关检验

上一部分从数据统计出发，初步描述了流动人口长期居留意愿的区域差异和空间集聚特征，但直观的数据阐述仍需要计量检验的支撑，因此本节对此进行合理的空间自相关检验，目的在于考察流动人口的长期居留意愿是否存在空间自相关性，依此判断下一步是否需要使用何种实证模型和计量方法。更严格的深入检验依赖于建立正式的空间计量模型，下一节将进行展示。

表 2　流动人口长期居留意愿的区域差异　　单位：%

行政区域	省份	长期居留意愿			变动幅度
		2016 年	2017 年	2018 年	2016—2018 年
东北地区	辽宁、吉林、黑龙江	66.52	52.89	60.41	-6.10
华北地区	北京、天津、河北、山西、内蒙古	66.06	45.81	55.73	-10.33
华东地区	上海、江苏、浙江、安徽、福建、江西、山东	62.19	41.85	49.48	-12.71
华中地区	河南、湖北、湖南	59.74	38.62	50.83	-8.92
西南地区	重庆、四川、贵州、云南、西藏	56.44	39.38	50.10	-6.34
西北地区	陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆	52.58	37.38	48.65	-3.93
华南地区	广东、广西	52.08	36.30	41.66	-10.42
全部地区	30 个省份	59.77	41.54	50.59	-9.18

“空间自相关”可以理解为邻近地区之间彼此相互影响，具备相似或相反的变量取值，表现为正或负空间自相关，需要使用空间计量方法处理空间序列；反之，若其取值为完全随机分布，则空间自相关不存在，此时标准计量方法即可适用。首先，为描述城市的位置信息以表征空间距离远近情况，本文定义了空间权重矩阵 W。假设 W 表征城市之间彼此关联与相互影响的程度，W 为一个 $n*n$（n 为样本城市个数）的对称矩阵，第 i 行、第 j 列的元素表示城市 i、j 的空间的相关关系，对角线上的元素设为 0。本文认为，互相接壤的城市彼此之间联系更紧密，经济依赖程度更高，社会文化和生活习惯相近，更有可能发生频繁的交通往来和人口流动，因此 W 选择最常用的 0－1 空间邻接矩阵：

$$w_{ij}=\begin{cases}1, & \text{城市 } i \text{ 与城市 } j \text{ 接壤}\\ 0, & \text{城市 } i \text{ 与城市 } j \text{ 不接壤}\end{cases} \quad j\neq i \tag{1}$$

第二，已有研究中提出一系列空间自相关的衡量方法，本文采用 Moran’s I、Geary’s c 和 Getis & Ord’s G 三种指数检验全局和局部空间自相关性。最为经典的是（全局）Moran’s I：

$$I=\frac{\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n}w_{ij}(\mathrm{Resd}_i-\overline{\mathrm{Resd}})(\mathrm{Resd}_j-\overline{\mathrm{Resd}})}{S^2\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n}w_{ij}} \tag{2}$$

$$S^2=\frac{\sum_{i=1}^{n}(\mathrm{Resd}_i-\overline{\mathrm{Resd}})^2}{n} \tag{3}$$

其中，w_{ij} 为上述邻接矩阵第 i 行、第 j 列的元素。

Moran’s I 考察的是全样本空间序列的集聚情况，取值大于零即为正空间自相关，表明长期居留意愿分布呈现出高值聚集或低值聚集的特点；反之为高低聚集，取值接近零则无空间自相关。另两种常用的空间自相关指标是 Geary’s c 和 Getis & Ord’s G，本文通过上述三种指数检验全局空间自相关性，表 3 是检验结果。不管是哪一年流动人口的长期居留意愿，三种全局指数均至少在 5% 的显著性水平上拒绝“无空间自相关”的原假设，表明空间正自相关的客观存在，某城市的流动人口居留意愿往往会对其相邻或相近城市产生一定程度的影响。因此，本研究应使用空间计量模

型进行深入分析,而不是标准的 OLS 回归。

第三,三种全局指数已经验证了整体的空间正自相关,却无法分辨“热点”(高值聚集)与“冷点”区域(低值聚集),这也是 Moran's I 和 Geary's c 的共同缺点,但局部 Getis & Ord's G 可以考察某城市为“热点”或“冷点”城市。本文分别对 2016—2018 年样本城市计算局部 Getis & Ord's G,结果显示:从分布的横向比较来看,华东和东北地区始终是流动人口长期居留意愿“热点”城市集聚的地区,但区别于东北地区的是,华东地区也是低居留意愿城市的聚集区,其中福建、浙江、江西三省尤为突出。其次,华南地区和位于西南地区的西藏存在多个长期居留意愿偏低的城市,广东聚集了更多“冷点”城市。

表 3 流动人口长期居留意愿的全局空间自相关检验

指数	估计值	均值	标准差	统计量	*p* 值	估计值	均值	标准差	统计量	*p* 值	估计值	均值	标准差	统计量	*p* 值
	2016 年					2017 年					2018 年				
Moran's I	0.280	-0.004	0.039	7.357	0.000***	0.268	-0.004	0.037	7.269	0.000***	0.371	-0.004	0.038	9.945	0.000***
Geary's c	0.651	1.000	0.051	-6.864	0.000***	0.643	1.000	0.048	-7.486	0.000***	0.593	1.000	0.046	-8.779	0.000***
Getis & Ord's G	0.018	0.018	0.000	2.119	0.034**	0.018	0.017	0.000	2.439	0.015**	0.018	0.017	0.000	3.377	0.001***

注:***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%的显著性水平上通过检验。

从年份的纵向比较来看,“热点”城市和“冷点”城市数量不断上升,一定程度上说明空间效应的影响可能不断扩大和加强,相邻或相近城市之间受到经济条件、社会习俗等要素的影响表现趋同。局部始终表现较强的空间正自相关的地区是东北、华东、华南地区。此外,从 2016 年到 2018 年,位于西南地区的四川不仅流动人口平均长期居留意愿上升到 61.10%,而且开始表现较好的集聚能力,带动邻近城市的长期居留意愿。

(三)流动人口长期居留意愿的影响因素的空间计量分析

基于上述判断,针对正空间自相关,本文有必要建立恰当的空间计量模型进行实证分析。该部分的实证思路是先通过标准的 OLS 回归,初步观察重要的影响因素;随后再次严格检验空间自相关性,并使用最一般化的空间计量模型 SARAR,SARAR 模型结合考虑了空间滞后与空间误差效应,前者空间滞后是指被解释变量间存在显著的空间依赖性,且该效应对模型估计存在重要影响,后者则指模型的误差项在空间上相关。空间矩阵的加入目的在于剥离空间自相关,对长期居留意愿的影响因素进行更准确的估计。若两者同时存在,则该 SARAR 模型即为本研究的最终空间计量方法;否则,该 SARAR 模型退化为具备显著性的空间滞后模型(SAR)或空间误差模型(SEM),作为最终合理的实证方法,以此来分析和讨论流动人口长期居留意愿的影响因素。

SARAR 模型表达如下:

$$Resd = \mu \cdot W \cdot Resd + X\beta + u \tag{4}$$

$$u = \rho \cdot Wu + \epsilon, \epsilon \sim N(0, \sigma^2 I_n) \tag{5}$$

其中,W 是本文定义的空间权重矩阵,μ 是空间自回归系数,ρ 是空间误差系数,X 为一系列影响因素的解释变量,u 为扰动项,ϵ 是随机冲击,n 为样本量。

基于 OLS 回归做长期居留意愿空间效应的深入检验。p 值显示,与空间误差相关的三个检验(Moran's I, Lagrange multiplier, Robust lagrange multiplier)中,后两者拒绝了“无空间自相关”的原假设,而关于空间滞后的后两个检验中,2016—2017 年均接受了此原假设,但 2018 年其中之一在 5%的显著性水平下拒绝了原假设。以上结果在一定意义上说明,从 2016 年到 2018 年,流动人口长期居留意愿的空间效应变得更为显著,进一步阐述了空间计量分析的必要性。

实证结果如表 4 所示,列(1)(4)(7)是 OLS 回归结果。2016—2018 年的共同点在于,表征流动人口社会融入能力的五个变量均至少在 10%的水平上维持显著,城市流动人口女性比例、已婚率、平均受教育程度、流入城市平均已停留时间的系数显著为正,而流动人口跨省流动比例对流动

人口的长期居留意愿有负面影响,同时纵向比较回归结果发现,城市流动人口已婚率、平均受教育程度变得更加重要,而表征流动特征的跨省流动比例和平均已停留时间的显著性不变,但影响程度系数持续缩小。此外,从不同年份来看,变量的显著性有所变化。

列(2)(5)(8)是最一般化的空间计量模型(SARAR)的回归结果,列(3)(6)是空间误差模型(SEM)的回归结果。μ 是空间自回归系数,ρ 是空间误差系数,其显著性分别代表着空间滞后和空间误差模型的适用性。其次,本研究采用了广义空间二段最小二乘法(GS2SLS),相比常用的 MLE 估计量,GS2SLS 具有异方差稳健性高、计算更为便捷的优点。

表 4　流动人口长期居留意愿的影响因素的回归结果

变量类型	变量符号	2016 年			2017 年			2018 年	
		(1) OLS	(2) SARAR	(3) SEM	(4) OLS	(5) SARAR	(6) SEM	(7) OLS	(8) SARAR
城市包容度	*AVGDP*	0.021(0.015)	0.018(0.019)	0.018(0.019)	0.003(0.015)	0.003(0.020)	0.003(0.020)	-0.015(0.011)	-0.015(0.012)
	Capital	-0.028(0.031)	-0.023(0.025)	-0.023(0.025)	-0.001(0.031)	0.008(0.024)	0.008(0.024)	-0.044(0.027)	-0.042*(0.021)
	Pop	0.065***(0.025)	0.063***(0.024)	0.063***(0.023)	0.037(0.026)	0.029(0.020)	0.032*(0.018)	-0.004(0.021)	-0.023(0.023)
	STR	0.077(0.113)	0.072(0.109)	0.072(0.109)	0.091(0.083)	0.086(0.106)	0.090(0.107)	0.012(0.094)	0.036(0.083)
	Unemployment	-0.494(0.433)	-0.558(0.494)	-0.560(0.495)	0.095(0.473)	-0.022(0.416)	-0.029(0.417)	0.424(0.448)	0.403(0.385)
	Health	0.025(0.025)	0.031(0.028)	0.031(0.028)	-0.026(0.033)	-0.030(0.035)	-0.030(0.035)	0.024(0.025)	0.007(0.028)
	CityMedical	0.012*(0.007)	0.013**(0.006)	0.013**(0.006)	0.010(0.007)	0.011*(0.006)	0.010(0.006)	0.015**(0.006)	0.016***(0.006)
	CityEdu	0.004(0.007)	0.007(0.006)	0.007(0.006)	0.006(0.007)	0.004(0.008)	0.004(0.008)	-0.009(0.006)	-0.007(0.007)
	ARresid	0.067(0.073)	0.081(0.077)	0.083(0.076)	-0.094**(0.038)	-0.077*(0.044)	-0.076*(0.045)	-0.025(0.025)	-0.020(0.024)
社会融入能力	*Female*	0.367**(0.144)	0.273**(0.134)	0.273**(0.134)	0.474***(0.180)	0.427(0.271)	0.430(0.273)	0.219*(0.130)	0.196(0.150)
	Age	0.102(0.142)	0.128(0.155)	0.135(0.155)	0.058(0.149)	0.086(0.142)	0.100(0.143)	-0.039(0.121)	-0.027(0.136)
	Married	0.498***(0.118)	0.426***(0.113)	0.424***(0.113)	0.341***(0.124)	0.294*(0.153)	0.293*(0.150)	0.801***(0.109)	0.727***(0.116)
	Edu	0.197*(0.112)	0.232*(0.135)	0.237*(0.134)	0.278***(0.092)	0.306**(0.130)	0.319**(0.130)	0.327***(0.066)	0.322***(0.089)
	Transprv	-0.242***(0.039)	-0.246***(0.043)	-0.246***(0.043)	-0.157***(0.036)	-0.163***(0.048)	-0.167***(0.048)	-0.154***(0.034)	-0.162***(0.038)
	Staytime	0.027***(0.004)	0.027***(0.005)	0.027***(0.005)	0.016***(0.004)	0.015***(0.005)	0.014***(0.005)	0.011***(0.004)	0.010***(0.003)
	Times	-0.056**(0.027)	-0.058*(0.034)	-0.058*(0.034)	-0.025(0.016)	-0.021(0.024)	-0.019(0.024)	-	-
	Wage	0.063(0.125)	0.084(0.125)	0.085(0.124)	0.121(0.124)	0.075(0.162)	0.070(0.162)	-0.509***(0.104)	-0.494***(0.112)
	Housing	0.193(0.281)	0.016(0.278)	0.013(0.277)	-0.344(0.287)	-0.424(0.327)	-0.445(0.325)	1.458***(0.267)	1.375***(0.317)
家庭特征	*Member*	-0.020(0.026)	-0.005(0.031)	-0.004(0.031)	-0.009(0.025)	-0.005(0.028)	-0.005(0.027)	-0.056**(0.022)	-0.044*(0.026)
	InEx	-0.067**(0.026)	-0.071**(0.034)	-0.071**(0.034)	-0.058***(0.022)	-0.066**(0.029)	-0.067**(0.029)	-0.023(0.026)	-0.023(0.024)
常数项	*Constant*	-1.020(0.679)	-1.104(0.765)	-1.139(0.764)	-0.876(0.631)	-0.955(0.665)	-1.028(0.670)	-0.470(0.545)	-0.488(0.646)
	μ	-	0.000(0.007)	-	-	0.004(0.008)	-	-	0.012**(0.006)
	ρ	-	0.053***(0.020)	0.054***(0.019)	-	0.052**(0.022)	0.057***(0.021)	-	0.040**0.020)
样本观测值		274	274	274	285	285	285	282	282
Adjusted-R^2		0.568	-	-	0.463	-	-	0.655	-
F-Statistic		18.960	-	-	13.25	-	-	29.040	-

注: ***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著性水平上通过检验;括号内的数字为稳健标准误。

2016 年和 2017 年的回归结果如列(2)(5)所示,μ 不显著,而 ρ 在 5% 的显著性水平上显著,这意味着 SARAR 模型中不应包含空间自回归部分,扰动项中存在未被观测到的具备空间依赖性的被解释变量,因此模型可退化为空间误差模型(SEM),以此进行影响因素的回归分析。空间误差模型(SEM)表达式如下:

$$Resd = X\beta + u \tag{6}$$

$$u = \rho \cdot Wu + \epsilon, \epsilon \sim N(0, \sigma^2 I_n) \tag{7}$$

列(3)(6)即为如上空间误差模型(SEM)的回归结果。

列(8)是 2018 年的回归结果。结果显示,μ 和 ρ 同时在 5% 的置信度水平上显著,这与初步使用 OLS 回归进行的空间效应检验结果相符,意味着 SARAR 模型中不仅包含空间自回归部分,而且扰动项中缺失存在未被观测到的具备空间依赖性的被解释变量。因此对于 2018 年的数据,本研究应使用最一般化的 SARAR 模型。

基于以上2016—2018年的单一年份回归结果,本文从年份比较的视角观察各个变量的显著性。在三年的实证分析中,始终显著的变量只有4个,分别是流动人口已婚率(Married)、流动人口平均受教育程度(Edu)、流动人口跨省流动比例(Transprv)、流入城市平均停留时间(Staytime),本文将其称之为"主要因素"。其中两年均表现显著的变量是城市人口规模(Pop)、城市医疗公共服务(CityMedical)、家庭收入支出比(InEx),称之为"次要因素"。另一类被称为"特定因素",本文关注随着年份变化展现出影响趋势的某些特定变量,如流动人口平均工资收入(Wage)和平均住房支出(Housing)。

本文以下内容将综合分析不同指标的影响变化,得到如下结论:

(1)社会融入能力对流动人口长期居留意愿的影响最大,其中人口学因素和流动因素表现得尤为重要。对比表中列(3)(6)(8)的结果,流动人口的性别比例和平均流动次数不再显著,但人口学因素中流动人口已婚率、平均受教育程度,以及流动因素中跨省流动比例、流入城市平均停留时间,以上四个变量均保持显著,且实证中始终显著的变量仅限于此四个指标。

流动人口已婚率(Married)的系数在1%的水平上显著为正。已婚与否侧面反映了流动人口家庭激励或约束的强度,已婚流动人口表现长期居留意愿的激励更强。一方面,相对于未婚,已婚流动人口通常更加年长,对于收入和工作稳定性要求更高,需要更多地顾及留守家乡的成员,继续流动带来的机会成本更大,因此表现较高的长期居留意愿。另一方面,随着家庭化随迁模式的发展,已婚流动人口在流入决策时更可能考虑与未来子女的教育条件等绑定的居留问题。此外,全样本的已婚流动人口中较大比例是与伴侣一起流动,那么如果其婚姻伴侣为该流入城市人口,由此而生的情感和家庭牵绊将形成对长期居留意愿的直接激励;若非如此,那么双方在此流入城市的各自以及共同社交资源流失将造成更高的继续流动的机会成本,约束其流动意愿。

流动人口平均受教育程度(Edu)的系数显著为正,不同的是其显著性水平从10%提升到1%的水平,而且回归系数不断上升,意味着平均受教育程度对于其长期居留意愿的影响扩大。受教育程度是表征流动人口社会融入能力的一个指标,该变量刻画了流动人口的学历层次,回归系数为正则意味着,城市流动人口中接受过高等教育的群体比例越高,或平均受教育年限越长,该城市的流动人口将表现出更强烈的居留意愿。从逻辑上来说,一方面的原因在于,高学历的流动人口可能具备更突出的个人能力,他们或许能快速地学习、接受和适应新事物,同时学历背景为其择业背书,信息渠道、社交资源上也具有更强的竞争力,可间接转化为更高的收入水平、发展空间和社会地位,他们更愿意在流入地长期居留;另一方面,结合现实情景,多地陆续放松户籍限制并落实积分落户政策,吸纳本科及以上学历的高素质人才落户,受教育水平逐渐成为流动人口能否居留落户的关键因素[27]。

流动人口跨省流动比例(Transprv)的系数在1%的水平上显著为负,显著性不变但影响系数有所下降。流动范围负向影响流动人口的社会融入能力,符合社会融合理论的阐述,主要因为相对于省内跨市或市内跨县,流动人口的跨省流动增加了其融入难度,其一来自于社会文化和生活习惯的差异,直接降低流动人口的主观归属感,其二来自于跨省再就业可能面临工作报酬起点低和稳定性差的困难,同时意味着流动人口在流入城市的物质基础薄弱和社会保障欠缺,此外,与家庭所在地的分离可能也成为流动人口长期居留意愿的拖累因素。另一方面,流动人口跨省流动比例的影响系数有所下降,可能意味着在跨省流动现象更加普遍的社会环境下,流动特征造成的影响越来越有限。

流入城市平均停留时间(Staytime)的系数在1%的水平上显著为正,该变量的显著性和系数变化趋势与流动人口跨省流动比例(Transprv)类似。两者均反映了流动人口社会融入能力的高低,不同之处在于影响方向相反。人口流动首要面临的直观问题是社会文化的差异,包括语言障碍、生活习惯、饮食文化、价值观念等多方面的出入,流动人口在心理上对所在城市的文化价值和生活方式产生足够的认同感和归属感,需要充分的时间来接受、适应和消化,这是流动人口产生长期居留意愿的必要过程。同时,流入地平均停留时间越长,流动人口将在工作和生活中逐步建立并扩

大其社交网络,不仅同步降低其社会融入难度并提升了社会融入能力,而且意味着在该流入城市的融入过程是可持续的,从而不断增强流动人口在此居留的意愿。

(2)决定城市包容度的外部特征变量对流动人口长期居留意愿的重要性有限。度量城市包容度的八大指标中,仅城市人口规模(Pop)、城市医疗公共服务(CityMedical)和是否为省会城市或直辖市(Capital)三个变量有一定的解释力,但各年之间也并非保持显著。城市人口规模(Pop)系数在 2016、2017 年显著为正,但显著性持续下降,与劳动力向规模经济的大城市聚集相吻合[17]84,人口规模越大的城市集中了更丰富的公共资源与服务,创造了更多就业机会和岗位,可能意味着更高的薪资待遇和发展空间,这和省会城市或直辖市(Capital)所产生的居留困境[28]有所背离,但长期居留意愿会同时受到两者影响。

另一个重要指标是城市医疗公共服务(CityMedical),相比 2016 年,2018 年医疗公共服务(CityMedical)的系数有所上升、显著性水平进一步增加,由此可见,相比于以人均 GDP 衡量的经济发展水平,以流入地每万人执业助理医师数、医院数、医院床位数衡量的社会发展水平似乎更能显著地提升流动人口的长期居留意愿。虽然不少文献均承认城市经济实力的吸引力,人均 GDP 是表征流入城市经济发展水平的最重要指标,本文实证结果却有所背离,显示人均 GDP(AVGDP)的系数没有显著性,这和陈碧瑶[29]、古恒宇等[30]245的结论一致。究其原因,一是作为对城市全方位、多维度的综合刻画,人均 GDP 与多个指标存在较强的相关关系,尤其是与城市医疗公共服务、是否为省会城市或直辖市的相关系数达到 0.48、0.25,宏观特征变量的解释力被更加具体地涉及流动人口福利保障的变量所取代;二是与结论相悖的文献主要集中于城市流动人口户籍迁移意愿的研究[13]1704,但相较于户籍迁移,长期居留意愿是更加短期的主观意向,因此对于城市包容度的外部客观特征的关注度不及前者[30]245。城市包容度的其他指标也并无数据支撑,外部特征变量对流动人口长期居留意愿的影响相对有限。

(3)决定流动人口社会融入能力的经济因素的重要性开始凸显,对流动人口长期居留意愿的影响存在特殊性。2018 年流动人口平均工资收入(Wage)和平均住房支出(Housing)两大经济因素在 1% 的水平上显著,作用方向相反。本文试图进一步从更微观的视角解释经济因素的重要性。参照 2016—2018 年中国流动人口动态监测调查问卷,本研究统计了微观个体对于“本次流动原因”以及“您打算留在本地的主要原因是什么?”的回答。在“本次流动原因”的选项中,约 60.65% 的被调查者回答“务工或工作”,约 22.96% 的被调查者回答“经商”,全样本中累计 83.60% 左右的流动人口因经济因素发生流动。在“您打算留在本地的主要原因是什么”的回答中,排名前三的选择是教育机会、发展空间和收入水平,分别占据继续留在本地的流动人口的 22.33%、19.25%、15.94%,同样表明现时和预期收入的重要性。

与直觉不同之一,平均工资收入(Wage)的系数显著为负,意味着城市流动人口的工资收入越高,其长期居留意愿更低。该结论对新迁移经济学理论有所印证,流动人口中农业户口占比均在六成以上,已婚率八成以上,农村家庭通过外出流动对内部劳动力进行分散配置,成为流动人口家庭获得稳定收入的策略。但在流入城市实现家庭经济收入的目标很可能是其终极目标,而流动人口更高的工资收入可以加速完成这一经济目标,因此其长期居留意愿更低,回流可能性增加[31]。此外,对于高工资收入的城市流动人口来说,他们在劳动力市场上可能拥有更多的技能和更好的就业素质,更能承受继续流动所带来的风险和成本。

不同之二,平均住房支出(Housing)的系数显著为正,即城市流动人口住房支出的增加有助于提升其长期居留意愿。在流动人口问卷中,住房支出主要是指房租和房贷支出。如果仅考虑房租的形式,住房作为一种刚性需求,房租成为流动人口进入流入城市的重要经济支出,若流动人口为居住付出更高的现时成本,表明其主观上愿意积极融入所在城市。同时,对于付出较高住房支出的流动个体而言,继续流动到下一个城市的机会成本将上升,体现了一定的流动人口粘性。此外,

住房支出还包含了对部分未直接体现的公共服务等城市吸引力特征的定价,可能超过房租本身作为居住成本对流动人口长期居留的负面影响[17]85。如果考虑房贷的支出形式,其影响效应更为明显,住房支出是流动人口在流入城市的购房行为所负担的贷款,购房行为更加明确了流动个体在流入城市的未来生活规划,则未来长期居留的确定性显然更高。

(4)家庭特征始终是负向影响流动人口长期居留意愿的一大因素。本文选取的两个家庭特征变量中,2016—2017年家庭收入支出比(InEx)的系数在5%的水平上显著为负,2018年家庭同住人数(Member)在10%的水平上显著为负,尽管显著性变量和水平有所变化,整体仍然体现了家庭特征的负向影响。2016—2017年回归结果中可以看到的是,流动人口平均工资收入、住房支出的相对高低并不显著,而家庭收入支出比却显著为负,本文从两个角度来理解:第一,流动人口的居留决策并非取决于其收入的高低,而应综合生活成本,考察净收入或收入对支出的覆盖率的指标;第二,新经济迁移理论的观点与中国传统文化两相契合,将家庭视作劳动力流动迁移决策的最小单位。家庭特征的回归系数显著为负的原因可能在于,面对流入城市就业竞争激烈、生活成本更高、公共服务供给相对缺乏弹性的现实背景,若流动人口的家庭已拥有一定的物质财富,同时其家庭在流出地已形成稳固的特定社交网络,那么,流动人口在流入城市或许更倾向于仅获得较高的中短期就业收入,因此可能呈现出更低的居留意愿。对比2018年的结果来看,家庭特征的影响力逐年均有所下降,而流动个体的经济特征开始凸显重要性,在人口流动的事实更为普遍的环境下,决策主体从家庭转向个体不失为一种可能。此外,家庭收入支出比越高,对应着流动个体更高的平均工资收入和更低的住房支出,与流动人口长期居留意愿越低的负向影响关系仍然保持一致。

(四)分析与讨论

基于实证结果,本文将其应用于解释前述两个事实:其一,浙江、福建两省长期居留意愿为省份最弱,西藏、云南、青海三省长期居留比例始终保持低位,以上五省的平均长期居留意愿位于所有省份后五位;其二是长期居留意愿的区域分布特点,即北方高于南方、东部高于西部,同时关注东北地区较高的长期居留意愿。

西藏2016—2018年具有长期居留意愿的流动人口占比平均仅28.83%,为样本30个省份之最低,在于其在上述四大主要因素、三大次要因素、两个特定影响因素中均处于不利地位,云南和青海的分析与之类似。西藏流动人口的已婚率最低、平均受教育程度最低、平均停留时间短、家庭收入支出比高,其流动范围多为省际流动。西藏跨省、市、县流动人口均表现明显的低端劳动力特征,他们的流动一部分由政策性因素驱动,包括对口援藏以及东部劳动和资源密集型产业转移等,另一部分源于西藏特有的自然和社会资源禀赋带动了旅游相关行业的用工需求,其居留意愿整体受制于短期务工经商的流动原因。

更值得探讨的是,浙江具有居留意愿的流动人口占比仅31.25%,为样本30个省份次低,作为东部沿海较发达的省份,该表现似乎与直觉相悖。浙江跨省流动人口占比达到83.35%,是除直辖市以外省份的最高值,该群体与省内跨市或跨县人口的最大区别不只是流动范围的差异,更可以解读为社会文化、生活习惯等方面的距离。究其经济动因,细分差异体现在浙江跨省流动人口的外出务工比例(79.06%)高于全样本(60.65%)。从近五年统计数据来看,浙江GDP数据均居于省份第四,其雄厚的经济实力和优越的地理位置吸引欠发达地区的外来务工人员。其次产业结构优化,第三产业占比持续缓升,同时增速高且稳定,而农业、工业、服务业的就业吸纳能力依次递增[31]。第三从产业发展来看,较高的跨省流动比例与近年信息经济的带动作用有关。作为数字经济的先发地,浙江产业转型升级成效显现,2017年以新产业、新业态、新模式为主要特征的“三新”经济增加值占GDP的24.90%,电子商务领跑行业,在其经济增长、新型业态、创造就业等方面举足轻重。结合三方面因素来看,浙江的经济实力对流动人口仍然具有强大的磁吸效应,但跨省流入浙江的中低学历人口居多,主要从事制造业(51.79%)、建筑业(6.98%)和中低端服务业

（23.69%），这部分流动人口外出打工仅以获得高收入为目的，该目标伴随纵向较高的工资收入和家庭收支比，加之婚姻状况不稳定、受教育水平低、跨省流动占比高、停留时长短等因素，个人能力、文化差异、家庭因素均可能成为居留障碍，他们更可能在获取短期收入后返乡，表现出较强的流动性和较低的长期居留意愿，福建的分析亦与此类似。

此外，本文区域比较的结果显示，平均居留意愿呈现出北方高于南方、东部高于西部的空间分布。东部居留意愿高于西部的结论与直觉无异，其中流动人口局部回流趋势可能与流动人口结构、产业转移等因素息息相关；但北方居留意愿高于南方的特点似乎有悖常理，更值得关注的是东北地区平均居留意愿最高且达到 59.94%，本文从以下角度进行具体分析。

平均而言，北方经济发展不及南方，存在产业结构老化、传统产业占比偏高、新经济占比不足等问题，东北三省 GDP 数据中仅辽宁大致排名省份中位数，黑龙江排名最末，但拉长到近五年来看，三省人均 GDP 竞争力持续下滑，适龄劳动力流向就业机会更好、收入水平更高的地区。因此，即使当年数据显示东北三省经济实力尚未到尾部，未来 GDP 表现也将成为其拖累因素。同时，南北方流动人口的受教育年限基本对应于中学学历，但北方流动人口平均年龄和已婚率整体高于南方，尤其是东北三省平均年龄均位列省份前四，学历相仿的年轻一代似乎更倾向于南下就业。与此对应的是，南方流动人口跨省流动更突出，平均占比 43.82%，北方则约为 35.81%，相对更多地在省内跨市或市内跨县的范围内发生流动；其次，北方流动人口在流入地的平均停留时间（7.05 年）显著长于南方（5.59 年），东北三省达到 8.04 年。流动范围决定了流入地与家乡的距离远近，平均停留时间则影响了流动人口在流入地的社会融入难度和生活状态，北方流动人口流动范围更小、停留时间更长，从而有利于提升其居留意愿。此外，流动到南方的人们呈现了更高的家庭收支比（2.27），远高于东北地区（1.89），且其平均工资收入分别高出北方 18.11%、高出东北三省 60.94%，这和他们南下务工或经商的追求一致，但在流入地客观压力与家庭所在地的心理牵绊之下，南方的流动人口相对倾向于以获得中短期收入而非落户居住为目的，其居留意愿整体低于北方。

进一步分析居留意愿的年限结构，南北方的差异不仅体现在北方流动人口未来 5 年及以上的平均居留意愿强于南方，本文还发现，如果将居留年限缩短到停留本地“1—2 年”或“3—5 年”，具有居留意愿的南方流动人口则均高于北方。换言之，南方流动人口倾向于短期停留在其流入城市，而北方流动人口的长期居留意愿更强。上述分析看到，远距离的跨省流动范围和较短的停留时间增加了流入地的融入难度和家庭所在地的心理牵绊，给南方流动人口的居留意愿设置了主观障碍；另一方面不可忽略的是来自于“想留但留不下”的客观阻力，落户难度即为典型的阻力之一。无论是条件准入或大城市积分落户制度，落户门槛居高的城市主要位于东部沿海地带[33]。相对于北方，南方多数城市的落户难度更高，而南方跨省流动人口占据更大比例，中学学历的流动人口也并非积分落户制度的政策受益对象，落户需求大与城市落户门槛高两相冲突。以上分析表明，相较于南方地区的经济实力优势、年轻群体偏好、落户难度居高，流动人口倾向于短期居留，北方流动人口则多为长时间、短距离流动，降低了其社会融入难度，家庭因素也表现了相对正面的影响。

五、研究结论与政策含义

人口流动是城市治理的热点问题之一，中国流动人口规模在经历快速上升之后，其总量趋势和流动方向出现了一些新的调整，但其始终是总人口的重要组成部分。流动人口长期居留意愿的研究有助于了解当前人口流动的特征，理解流动人口的居留决策，把握城市人口总量和结构的未来趋势，这对于城市流动人口的管理与服务均具有重要的现实意义。

在这项研究中，本文基于 2016—2018 年中国流动人口动态监测调查数据，运用空间信息可视化、描述性统计分析和空间自相关检验等方法，刻画和验证了流动人口长期居留意愿的区域差异

及其动态变化趋势,并使用空间计量模型(SARAR 和 SEM)实证分析了流动人口长期居留意愿的影响因素。研究主要得到以下结论:

第一,在探讨区域差异及其年份变化趋势时,本文在省级层面观察整体特征和动态变化,发现流动人口长期居留意愿整体处于中等水平且呈现动态下降的趋势,当前人口流动的大趋势不改,但省份之间的差距有所缩小。在区域层面关注区域差异和局部特点,发现流动人口长期居留意愿呈现出北方高于南方、东部高于西部的分布特点。此外,区域内部差异显著,山东和东北地区长期居留意愿高且集聚"热点"城市,西藏、云南、青海三省长期居留比例始终保持低位,东部沿海以及南方地区的流动人口表现出回流趋势,长三角、珠三角城市群流动性不断提升,浙江、福建两省长期居留意愿为省份最弱,部分中西部地区的城市表现了较为突出的吸引力。

第二,局部呈现明显的空间集聚分布,Moran's I、Geary's c 和 Getis & Ord's G 三种指数检验证实了城市之间流动人口长期居留意愿存在空间正自相关。横向区域比较发现,华东和东北地区始终是流动人口长期居留意愿"热点"城市集聚的区域,华南地区和位于西南地区的西藏聚集了更多"冷点"城市,华东地区的福建、浙江、江西三省也是低居留意愿聚集地。纵向年份比较发现,"热点"和"冷点"城市数量的上升预示着空间效应的影响可能不断加强,位于西南地区的四川省呈现出较高的流动人口长期居留意愿,并对邻近城市的长期居留意愿开始表现带动作用。

第三,从城市包容度、社会融入能力和家庭特征三方面,分析流动人口长期居留意愿的影响因素及其作用方向、显著水平、动态变化趋势等。第一,社会融入能力对流动人口长期居留意愿的影响最大,人口学因素中流动人口已婚率、平均受教育程度,以及流动因素中跨省流动比例、流入城市平均已停留时间表现得尤为重要,实证中始终显著的变量仅限于如上四个指标。已婚率、平均受教育程度、流入地平均已停留时间和流动人口的长期居留意愿正相关,更高的跨省流动比例则降低其长期居留意愿。第二,决定城市包容度的外部特征变量对流动人口长期居留意愿的重要性有限,城市医疗公共服务的正向影响增强,相较于城市宏观经济特征,落实到流动人口自身切实相关的福利保障的吸引力更为重要。第三,城市经济实力的直接影响虽然不够显著,但其间接影响了决定流动人口社会融入能力的经济因素(平均工资收入和住房支出),而经济因素的重要性开始凸显,其特殊性在于工资收入负向影响流动人口长期居留意愿,而住房支出能反向增强。最后,家庭特征始终是流动人口长期居留决策的一大因素,符合新经济迁移理论的观点。北方流动人口长时间、短距离的流动特征表现了相对正面的影响,南方则更倾向于短期居留。

最后,结合人口社会学特征,对于东北及北方等地长期居留意愿高是否可解释为一种"腾笼换鸟"模式,历史地看,由于战争等因素,这一地区长期处于民族、人口融合态,对中华"根文化"有一种淡化趋势,人的生存自然性有让位经济性的特点;对于闵浙等地长期居留意愿低是否可解释为一种"候鸟"模式,有限的生存与发展空间原本就让当地人形成了一种流动心态,但受中华"根文化"影响,人口流动处于一种"形"动而"心"不动之势。即使在当下经济发达后,原住民也从来没有想过让位给流入者,故而形成整体居住"候鸟"态。对于位于青藏高原和云贵高原的滇藏青三地的流动人口长期居留意愿低是否可解释为一种客观自然条件苛刻以及民族聚集形成的人文环境特异让外来者因难以适应而"望而却步"模式。

政策意义:(1)本研究强调在人口流动的过程中,区域的差异化和城市的相互依赖性客观存在,人口规划应深化区域之间的联系和协作。相比传统聚焦于单一城市的人口规划,政府应当考虑空间分布上的联动影响,从城市竞争升级到区域交锋,创新具备区域特色和独到吸引力的发力点,鼓励中心城市"以点带面"辐射周边中小城市,实现区域间流动人口的合理分布和经济社会的均衡发展。(2)在城市治理层面,考虑到城市经济实力对于流动个体平均工资收入的间接影响,政府仍然应专注于强化城市经济实力,创造多元化的就业机会,帮助提升流动人口的收入和生活水平;同时加快实现教育服务和资源均等化配置,形成平等包容的社会文化和价值理念,注重解决远距离流动

人口居留决策的疑虑,增强认同感和归属感。此外,应充分认识家庭情况对于人口居留的重要意义,家庭随迁和婚恋定居同样是值得关注且稳定性最高的形式。(3)在人才竞争层面,高素质人才是城市未来发展必争的中坚力量,而他们恰好具备更高的居留意愿。因此,建立健全人才引入和高等教育落户的激励机制,为其匹配提供体现高度个人价值和社会价值的工作机会,实现人才与城市共同发展的双赢局面。(4)特别地,东部及南方地区部分城市需要关注人口流动性强引发的人才流失问题,北方亟待克服的是经济发展动能趋弱的困难;而中西部地区承接产业转移和政策性激励成效凸显,政策延续推进和新兴产业开发将有益于解决区域发展不平衡的问题。(5)支持人口流动,一个重要的政策特征应是有重要"因地制宜"特性,让区域特征在政策中有充分体现。

参考文献:

[1]国家卫生健康委员会. 中国流动人口发展报告 2018[M]. 北京:中国人口出版社,2018.
[2]马红旗,陈仲常. 我国省际流动人口的特征——基于全国第六次人口普查数据[J]. 人口研究,2012 (6):87 - 99.
[3]RAVENSTEIN E G. The Laws of Migration[J]. Journal of the Royal Statistical Society, 1889(52):241 - 301.
[4]HERBERLE R. The Cause of Rural-Urban Migration: A Survey of German Theories[J]. American Journal of Sociology, 1938(6):932 - 950.
[5]LEE E S. A theory of migration[J]. Demography, 1966(1):47 - 57.
[6]LEWIS W A. Economic Development with Unlimited Supplies of Labour[J]. The Manchester School, 1954 (2): 139 - 191.
[7]RANIS G J, C H FEI. A Theory of Economic Development[J]. American Economic Review, 1961(4):533 - 565.
[8]TODARO M P. A Model of Labor Migration and Urban Unemployment in Less Developed Countries[J]. The American Economic Review, 1969(1):138 - 148.
[9]STARK O, LEVHARI D. On Migration and Risk in LDCs[J]. Economic Development and Cultural Change, 1982 (1):191 - 196.
[10]STARK O, TAYLOR J E. Migration Incentives, Migration Types: The Role of Relative Deprivation[J]. The Economic Journal, 1991(408):1163 - 1178.
[11]范剑勇,王立军,沈林洁. 产业集聚与农村劳动力的跨区域流动[J]. 管理世界,2004(4):22 - 29.
[12]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]. 人口研究,2013(2):17 - 24.
[13]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.
[14]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.
[15]朱羽佳,汪德根,曾鹏. 城市流动人口长期居留意愿的空间分异及影响因素——以长三角城市群为例[J]. 热带地理,2021 (3):528 - 539.
[16]申秋红. 流动人口居留意愿影响因素分析——基于全国六城市的调查[J]. 经济研究导刊,2012(2):92 - 95.
[17]夏怡然,陆铭. 城市间的"孟母三迁"——公共服务影响劳动力流向的经验研究[J]. 管理世界,2015(10):78 - 90.
[18]杨雪,魏洪英. 流动人口长期居留意愿的新特征及影响机制[J]. 人口研究,2017 (5):63 - 73.
[19]古恒宇,肖凡,沈体雁,等. 中国城市流动人口居留意愿的地区差异与影响因素——基于 2015 年流动人口动态监测数据[J]. 经济地理,2018 (11):22 - 29.
[20]王春兰,丁金宏. 流动人口城市居留意愿的影响因素分析[J]. 南方人口,2007(1):22 - 29.
[21]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]. 世界经济,2008(10): 71 - 83.
[22]PORELL F. Intermetropolitan Migration and Quality of Life[J]. Journal of Regional Science, 1982(22):137 - 158.

[23]汪晓慧,李剑波,杨洋. 中国老年流动人口接受健康教育和建立健康档案现状及其影响因素分析[J]. 中国公共卫生,2021(2):203-208.
[24]祝仲坤. 公共卫生服务如何影响农民工留城意愿——基于中国流动人口动态监测调查的分析[J]. 中国农村经济,2021(10):125-144.
[25]王新贤,高向东. 中国流动人口分布演变及其对城镇化的影响——基于省际、省内流动的对比分析[J]. 地理科学,2019(12):1866-1874.
[26]汪润泉,赵广川,刘玉萍. 农民工跨城市流动就业的工资溢价效应——对农民工频繁流动的一个解释[J]. 农业技术经济,2021(7):131-144.
[27]杨艳东,张铭哲. 东部地区流动人口居留意愿研究[J]. 人口与社会,2019(3):31-40.
[28]陆铭,高虹,佐藤宏. 城市规模与包容性就业[J]. 中国社会科学,2012(10):47-66+206.
[29]陈碧瑶. 中国流动人口户籍迁移意愿空间差异及影响因素研究[D]. 北京:中国地质大学,2020:38.
[30]古恒宇,孟鑫,沈体雁,等. 中国城市流动人口居留意愿影响因素的空间分异特征[J]. 地理学报,2020(2):240-254.
[31]古恒宇,覃小玲,沈体雁. 中国城市流动人口回流意愿的空间分异及影响因素[J]. 地理研究,2019(8):1877-1890.
[32]樊秀峰,周文博,成静. 我国产业结构与就业吸纳能力的实证分析[J]. 审计与经济研究,2012(2):82-88.
[33]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[J]. 中国人口科学,2010(1):66-74.

Regional Differences and Influencing Factors of Mobile Population's Long-Term Settlement Intention

SHI Qing-hua, ZHOU Ying-xuan
(*Antai College of Economics & Management, Shanghai Jiao Tong University, Shanghai* 200030, *China*)

Abstract: Based on the 2016—2018 CMDS data, this paper describes and verifies the regional differences in the long-term settlement intention of mobile population, and uses the spatial econometric models (SARAR and SEM) to empirically analyze the influencing factors. The study shows that the current general trend of population mobility remains unchanged, and the long-term settlement intention in the north is higher than that in the south, and in the east than in the west. At the same time, the spatial clustering distribution of the mobile population's long-term settlement intention is obvious. East China and Northeast China are always the areas where long-term settlement intention "hot spots" cities gather. Finally, factors influencing mobile population's long-term settlement intention in terms of urban inclusion, social integration ability and family characteristics are analyzed. Social integration ability is the most important. Specifically, mobile population's marriage rate, their average education level and average time settling in the inflowing cities are significantly positively correlated with their settlement intention. However, a higher proportion of inter-provincial mobility significantly reduces their long-term settlement intention. The importance of urban inclusion is limited, but the positive impact of public health service on long-term settlement intention has increased, and two economic factors of average wage income and housing spending have begun to gain importance. Family characteristics have always been a major factor in the long-term settlement decision of mobile population, which is in line with the new economic migration theory.

Key words: mobile population; long-term settlement intention; regional differences; social integration