

影响流动人口定居意愿的居住因素分析: 居住隔离抑或社区社会资本?

刘琳

(天津师范大学政治与行政学院,天津 300387)

摘要:近年来,流动人口的居住长期化和家庭化趋势凸显,研究流动人口的定居意愿问题具有重要的意义。运用2017年在我国8座城市进行的大规模问卷调查数据,对影响流动人口定居意愿的居住因素进行分析。结果表明,除住房产权、住房质量及社区类型外,居住隔离和社区社会资本也是影响流动人口定居意愿的重要因素。社区社会资本在居住隔离与流动人口的定居意愿之间发挥着显著的中介效应,流动人口与本地居民的居住隔离状态影响着他们在社区内与本地人的社会交往,进而对流动人口的定居意愿发挥作用。

关键词:定居意愿;流动人口;居住隔离;社区社会资本;居住空间

中图分类号:F323.6;D631.42 **文献标志码:**A **文章编号:**1671-4970(2019)01-0087-10

一、问题的提出

2010年第六次全国人口普查结果与2000年第五次全国人口普查结果相比,居住地与户口登记地所在的乡镇街道不一致且离开户口登记地半年以上的人口增加了116995327人,增长81.03%^[1]。但是,近年来我国出现了流动人口规模持续下降的趋势,《中国流动人口发展报告2017》指出,2016年我国流动人口规模为2.45亿人,自2015年流动人口

总量开始下降。与此同时,流动人口居住长期化和家庭化的趋势更加明显,流动人口在流入地生育、就医、养老的比例不断上升,对相关公共服务和社会保障的需求持续增长^[2]。由此可见,流动人口的定居问题既关系到流动人口本身在城市的“安居”乐业,也是关系到城市公共服务和社会保障等公共管理问题的重要方面。因此,流动人口的定居意愿是一个具有重大现实意义的研究问题。

收稿日期:2018-11-04

基金项目:天津市哲学社会科学研究规划项目(TJZZQN18-001)

作者简介:刘琳(1988—),女,河北唐山人,讲师,博士,从事社会分层与流动、政治社会学研究。

1. 流动人口定居意愿的影响因素

定居意愿是指流动人口在现居地居住了一段时间后,对该城市产生了永久居住的想法。不同的学者已经从不同的维度对定居意愿进行了分析,但在很多方面都没有形成一致的结论。

社会人口特征是以往定居意愿研究中无法回避的基本影响因素,大量的研究验证了性别、年龄、婚姻状况等都会影响移民的定居决策,但具体作用方向会有所不同^[3,4]。还有部分研究指出,性别、年龄、婚姻状况等对定居意愿并不存在显著影响^[5-6]。

社会经济地位因素也是大量研究中必不可少的方面,主要包括了受教育程度、职业地位和收入3个方面。罗恩立发现,教育程度、就业服务享有以及职业类型都显著地影响着农民工的城市居留意愿^[7]。Zhu等指出,较高的职业地位和家庭收入对流动人口的长期居留产生积极影响^[8]。于潇等指出,流动人口的收入支出比能够显著地影响其城市居留意愿,处于相对较高职业类别的流动人口城市居留意愿强烈^[9]。但也有研究指出,受教育程度和职业对农民工定居意愿的影响并不显著^[6]。

居住时间和家庭式流动形式对定居意愿发挥着显著的正向影响。任远等的研究指出,在流入地居留时间长、家庭型迁移的外来人口更愿意在流入地定居^[10]。赵艳枝的研究也证明了在迁入地居留时间的重要性,同时指出家庭式流动的重要影响^[11]。Fan的进一步研究发现,不同的家庭流动形式(如单身流动、夫妻流动、无孩家庭流动、家庭流动等)会对农民工的长期居留意愿产生影响^[12]。

社会网络与社会资本也是影响农民工或流动人口定居意愿的重要因素。王毅杰的研究表明,社会网络连续谱的两端(情感性关系、工具性关系)显著地影响着流动农民的留城定居意愿^[13]。叶鹏飞的调查分析发现,农民工结识的市民越多,相处得越融洽,他们就越会倾向于选择城市作为最终居住地^[14]。刘于琪等的研究表明,社会资本高的新移民有更强烈的定居意愿,与本地人交往是影响智力型新移民定居意愿的决定性因素^[15]。

李斌指出,住房问题成为城市排斥外来流动人口的有力工具,城市高房价是流动人口需要面对的重要成本^[16]。因此,住房也是诸多流动人口定居意

愿研究所关注的重要因素,在城市占有住房产权会显著地提高其定居意愿^[5,6,11]。杨雪等的研究发现,住房因素(房贷/租金)与流动人口的居留意愿呈正比,但会降低高收入流动人口在城市的长期居留意愿^[17]。王玉君的研究发现,参与正式住房市场不仅直接对农民工的城市定居意愿产生正向影响,而且积极影响归属感,从而间接提升其定居意愿^[18]。通过文献回顾,不难发现,住房一直是研究定居意愿的重要因素。一方面,对于流动人口而言,在现居城市拥有一套住房意味着“安居”的开始,对于定居意愿可能发挥着非常显著的正效应。另一方面,住房也被部分学者作为社会经济地位的考量因素,面对当今大城市的高房价,拥有住房产权是一种高阶层地位的象征,对流动人口的定居意愿发挥重要作用。根据前人的研究结论,推出本文关于住房层面居住因素的第1个假设。

假设1:住房产权、居住面积和住房质量都是显著影响流动人口定居意愿的重要指标。

还有学者关注于城市宜居性因素对流动人口定居的影响。夏显力等的研究发现,新生代农民工对居住条件的满意程度对其定居城市的意愿有显著影响^[19]。林李月等指出,流动人口对流入地的生态环境、人文环境和制度环境等方面的城市居住环境感知提升,能使其定居意愿提高^[20]。湛东升等的研究验证了城市宜居性感知对流动人口的定居意愿具有显著影响,但并不完全呈简单的线性特征^[21]。城市地理学的相关研究已经验证了城市居住环境对于流动人口定居意愿的重要作用。但是,从住房到城市中间缺失了一个重要的层级,即社区层。仅仅考虑住房产权、面积和质量并不足以涵盖“居住”对于流动人口定居意愿的全部影响,亟须将社区层面的影响因素引入其中。本文将探究社区类型和环境对于流动人口定居意愿的影响,即本文的假设2。另外,本文还将引入社区层面的两个重要概念,验证居住隔离和社区社会资本对流动人口定居意愿的影响。

假设2:社区类型和环境会显著地作用于流动人口的定居意愿。

2. 居住隔离

居住隔离是两个或更多团体在城市环境的不同部分各自独立生活的程度^[22]。欧美国家对于居住

隔离的分析发端于种族问题,后续研究转向社会经济特征和家庭生命周期等因素。而我国关于居住隔离问题的研究始于阶层分析,居住空间的变化是“单位聚居”走向阶层导向的居住形态^[23]。本研究分析对象为流动人口,也是近年来居住隔离研究的热点之一。大量学者的研究指出,我国城市中流动人口与本地居民的居住隔离已然形成。也有研究开始关注居住隔离的作用,张文宏等的研究指出,居住隔离对居民的社会融合主观评价存在着显著的影响^[24]。

国外已有研究证明了居住隔离对迁居意愿的重要影响,即使在控制了社会经济变量之后,社区的居民构成仍显著影响着他们的迁居意愿或行为。Krysan 等的调查指出,白人最倾向于白人聚居区,而黑人则倾向于族裔混合的社区^[25]。社区中少数民族裔比例的上升会增加居民的迁居意愿^[26],还有研究更进一步发现了居民对特定族裔更加明显的隔离态度^[27]。迁居意愿更可能是同一城市内部的迁居行为意愿,而本研究的定居意愿主要指流动人口是否在该城市定居,而不只是社区层面的变化。虽然迁居意愿的概念与本文的定居意愿有所不同,但对本研究具有极大的借鉴意义。因此,根据前人的研究,推出本文关于居住隔离与定居意愿的第3个假设。

假设3:与本地人的居住隔离程度越高,流动人口的定居意愿越弱。

3. 社区社会资本

学界目前对于社区社会资本的定義并未形成定论。Kawachi 等认同前人将社会资本界定为社会组织的特征,通过居民的社会参与、邻里间互惠及信任度等来测量社区层面的社会资本^[28]。郝彦辉等认为,中国城市社区的社会资本首要表现为人情浓密的关系网络,主要包括邻里、家庭、朋友及工作关系,在此基础上的居民参与、社区信任和自治组织也是现代性社区社会资本不可或缺的构成要素^[29]。方亚琴等将以社区为依托或载体而形成的社会资本称为“社区社会资本”,指人们在社区这一具有明确边界的地域范围内通过交往形成的关系网络,以及关系网络中所蕴含的信任、规范、积极的情感等^[30]。对于社区社会资本的测量,学者们进行了诸多尝试。Onyx 等^[31]和隋广军等^[32]关于社区社会资本的测量都包括了邻居间的联系,桂勇等的测量指标也包括

了地方性社会网络的维度^[33]。本文聚焦于社区内流动人口与本地居民交往所形成的社区社会资本。

Wellman 等指出,邻里之间因物理或空间上的接近而形成的群体关系纽带曾经长期以来成为社区讨论的唯一基础^[34]。Sampson 等关于邻里效应机制的研究也同样强调了社会联系与互动^[35]。邻里间的网络关系和互动能够有效促进社区居民的归属感和社区融合,进而提高居民的居住满意度^[36]。刘志林等的研究也验证了社区社会资本与居住满意度有显著的正向关系^[37]。有研究指出,移民在流入地如果与所在社区产生强大的社会联系会对他们选择永久定居产生正面的影响^[38]。那么,社区社会资本会对我国的流动人口发挥什么样的作用呢?提出本文的第4个假设。

假设4:与本地人邻里的社会交往能够显著地提高流动人口的定居意愿。

Galster 指出,特定人群聚居产生的邻里效应,会通过一系列内部和外部的机制作用于居住在其中的个体的态度和行为,其中内部的机制就包括了社会网络^[39]。何艳玲等认为,居住隔离减少甚至隔绝了少数民族群和主流社会的接触机会,各个群体之间的差异性进一步被强化,阻碍了社会交往并导致群体之间相互不信任和不理解^[40]。李洁瑾等的研究指出,虽然短期内同质聚居有利于促进整合性社会资本的形成,但从长远来看,混居却能更有效地打破隔离,为更大范围的社会整合提供实现的途径^[41]。陈志光的研究指出,居住隔离削弱了农民工与本地市民之间的互动和沟通,加剧了社会距离^[42]。戚迪明等的研究结果显示,农民工与市民居住融合或与市民为邻显著促进农民工的城市融入。居住选择通过邻里互动这一中介变量来影响城市融入,邻里互动程度越高,农民工城市融入的概率越高^[43]。以上研究都在探讨居住隔离与社区社会资本之间的关系,以及可能进一步造成的影响。居住隔离会削弱社区居民之间的交往,进而可能会对社会距离或社会融合产生影响。那么,社区社会资本可能会成为居住隔离发挥作用的中介变量,作用于人们的定居行为和意愿。因此,提出本文的最后一个假设。

假设5:社区社会资本在居住隔离与流动人口的定居意愿之间发挥着中介效应。

二、数据、变量与方法

1. 数据来源

本研究使用数据来源于上海大学组织的“2017年城市化与新移民调查”,调查在哈尔滨、长春、沈阳、鞍山、郑州、天津、厦门、广州和长沙9座城市同时开展。调查对象为在本市居住满6个月及以上,16~65周岁的中国公民。项目采用了多阶段混合抽样方法,第一阶段通过“隐含分层+PPS抽样”法将每个城市的中心城区/街道抽出,第二阶段在中心城区/街道运用PPS抽样抽取20个社区,第三阶段在每个社区基于地图法抽取25个家庭户,第四阶段在家庭户内部运用KISH抽样法抽取最终的受访居民。最后,本项目在9个城市、32个中心城区、47个街道、180个居/村委会完成了4507份居民问卷。由于本研究的分析对象为流动人口,因此将流动人口比例过低的鞍山市(30人,6%)剔除,对其他8座城市的流动人口数据进行了分析。本研究将目前户口登记地在“本省其他地级市”以及“外省市”的样本都纳入了流动人口的分析之中,共计1125个样本,剔除掉缺失值和奇异值后,最终1018个样本纳入分析中。

2. 变量的操作化

(1) 因变量:定居意愿

根据问卷中“您未来可能会在本地(本区/县级市)定居吗?”进行测量,该变量为定序变量,分为5个等级,即“非常不可能”(8.35%)、“不太可能”(13.75%)、“不确定”(18.27%)、“有可能”(23.87%)和“非常有可能”(35.76%),数值由小到大表示流动人口的定居意愿由弱到强。

(2) 自变量

住房产权、居住面积和住房质量都是对流动人口目前所居住房情况的考察。住房产权根据此住房的性质进行分类,将“租/住廉租房”“租/住亲友房”“租/住私人房”“集体宿舍”和“其他”归入“无产权”,记为“0”;将“自有住房”归入“有产权”,记为“1”(25.44%)。居住面积通过目前住房的建筑面积获得,本次调查的流动人口平均居住面积为 68.99 m^2 (S. D. 为 33.12 m^2)。住房质量通过住房是否有厕所、是否有洗浴、是否有电梯3个变量加和获得,形成了最小值为0分、最大值为3分的连续变量,

数值越大代表住房设施越完善,也就是住房质量越高,本次调查的平均值为2.25分(S. D. 为0.55分)。

社区类型根据“受访者居住的社区类型”进行测量,“别墅区或高级住宅区”比例极低,将其与“普通商品房小区”合并为“商品房及以上”社区。考虑到“新近由农村社区转变过来的城市社区(村改居、村居合并或城中村)”和“保障性住房社区”都具有价格相对较低、购买需要一定的条件以及分布区位较为接近等特征,将二者合并为“村改居/保障性住房”社区。最终,将社区类型划分为四类,即商品房及以上(53.83%)、单一或混合的单位社区(8.74%)、村改居/保障性住房(25.15%)以及未经改造的老城区(街坊型社区,12.28%)。

社区环境满意度因子通过对6个测量指标进行主成分分析获得,方差贡献率为60.38%,特征值为3.6229,KMO检验值为0.8837,巴特利特球体检验值达到2587.334($P<0.001$),测量指标的因子负荷水平都超过0.7,适宜进行主成分分析。社区环境满意度因子的具体内容及负荷情况如下,噪音(0.7551)、空气质量(0.7981)、水质(0.7607)、卫生环境(0.8057)、休闲环境和设施(0.7969)和治安环境(0.7436)。为了便于理解和计算,将生成的因子转化为1—100的标准分。本次调查的流动人口对其社区环境满意度的平均分为57.48分(S. D. 为17.63分),未达“及格线”。

居住隔离在欧美城市语境下更多地被理解为族裔构成,其影响程度往往取决于社区中特定族裔的比例(变化)^[44]。因此,本文选取变量“您的居住小区的情况”进行测量,考虑到“全部是本地人”(2.06%)和“全部是外地人”(2.16%)的比例极低,因此将其分别与“大部分是本地人”和“大部分是外地人”合并。当社区大部分甚至全部是本地人时,该社区为“本地人聚居”(36.94%);当社区大部分甚至全部是外地人时,该社区为“外地人聚居”(33.40%),当社区本地人和外地人各占一半时,该社区为“本外混居”(29.67%)。

社区社会资本通过社区内流动人口与本地居民的社会交往情况测量,问卷中提及了“有交往的邻居”,考虑到“全部是本地人”(6.58%)和“全部是外地人”(4.22%)的比例极低,因此将其分别与“大部

分是本地人”和“大部分是外地人”合并。最终,将社区社会资本划分为有交往的邻居“外地人居多”(36.74%)、“本外各半”(27.70%)以及“本地人居多”(35.56%)三类。当流动人口有交往的邻居中本地人居多时,说明其已经形成了一定规模的本地人社区社会资本,与本地人邻居的相处较为融洽。

(3)控制变量

由于本研究使用的数据包括了8座城市,因此对城市类型进行了划分。根据2017年中国大城市名单,将长春、长沙、哈尔滨和厦门归为“大城市”(50.69%);将天津、郑州、沈阳归为“特大城市”(31.24%),将广州归为“超大城市”(18.07%)。

在社会人口特征方面,主要控制了性别(男性48.33%;女性51.67%)和户口(农业69.55%;非农30.45%)。在家庭生命周期方面,控制了年龄(平均36.71岁,S.D.为12.52岁)、婚姻状况(无配偶31.14%;有配偶68.86%)、子女情况(有63.26%;无36.74%),考虑到该研究关注于居住问题,因此还将家人同住(是68.47%;否31.43%)也作为了控制变量。在社会经济地位方面,控制了受访者的政治面貌(中共党员7.96%;非中共党员92.04%)、受教育程度(初中及以下40.28%;高中/中专/高职25.83%;大学专科16.31%;大学本科及以上17.58%)、单位性质(无单位15.82%;非国有单位45.19%;个体工商户24.26%;党政机关国有单位14.73%)、职业类别(产业工人13.16%;商业服务业人员46.37%;办事人员13.16%;专业技术人员12.57%;无业/农林牧渔及其他11.98%;党政机关企事业单位负责人2.75%)和个人年收入(平均67485.64元;S.D.为88756.63元)。

通过回顾前人的研究,不难发现,流动人口在本地的居住时间是一个非常重要的变量,因此本研究也将其作为控制变量加入模型。8座城市的流动人口在本地平均居住7.68年,最少的不足1年,记为0,最久的已经居住了56年。

三、实证结果及分析

本研究通过6个嵌套模型的建构,对假设进行了检验,结果参见表1。模型1仅考虑了社会人口特征、社会经济地位、家庭生命周期等变量的作用,作为基准模型;模型2加入住房空间的3个因素,即

住房产权、居住面积和住房质量;模型3又进一步加入了社区空间的两个变量,即社区类型和环境满意度;模型4和模型5分别加入居住隔离和社区社会资本两个变量;模型6将居住隔离和社区社会资本同时纳入,形成最终的完整模型。本研究的因变量为五等级的定序变量,因此使用定序对数比率回归模型对其进行分析。

在住房空间层面,住房产权和住房质量对于流动人口的定居意愿发挥着显著的正效应,居住面积的作用并不显著。模型2的结果显示,拥有自有住房的流动人口更倾向于“比较可能”或“非常可能”定居的可能性比无产权的流动人口大1.593倍,模型6中该系数依然在1%的水平上呈现出显著的正相关。在住房质量方面,住房质量每增加1分,流动人口的定居意愿提高一个或一个以上等级的可能性将增加23.90%,即使是在加入所有变量的完整模型中,依然呈现出显著的正相关关系。观察模型1和模型2的负2倍对数似然函数值由2916.150降至2861.543,说明住房产权和住房质量能够显著地提高模型的拟合程度,更加证明了这两个因素对于流动人口定居意愿的重要性。因此,假设1得到了部分验证,拥有住房产权和更高的住房质量能够显著地提供流动人口的定居意愿,但居住面积对其并未发挥显著作用。

在社区空间层面,社区类型对于流动人口的定居意愿存在一定的影响,但社区环境的满意程度与流动人口的定居意愿并不显著相关。模型3的结果显示,与普通商品房及以上社区相比,居住于单位社区的流动人口更可能会选择定居(odds ratio为1.511),模型6中,该系数依然显著。但是,其他类型的社区并未在流动人口定居意愿方面与普通商品房及以上社区呈现出显著差异。因此,假设2并未得到完全的验证,社区环境满意度与流动人口的定居意愿并不相关,社区类型中也仅有单位社区对流动人口的定居意愿发挥了一定的影响。本次调查主要在各个城市的主城区进行,问卷中并未对主城区的地段进行进一步的测量,可能会对社区类型的效应存在一定的影响。

根据模型4的结果,居住隔离对于流动人口的定居意愿存在显著影响。与居住于外地人聚居社区的流动人口相比,本外混居社区的流动人口定居意愿高一个或一个以上等级的可能性大39.60%;本

表1 流动人口定居意愿的影响因素分析(N=1018)

变量	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5	模型6
	odds ratio [S. E.]	odds ratio [S. E.]	odds ratio [S. E.]	odds ratio [S. E.]	odds ratio [S. E.]	odds ratio [S. E.]
城市类型 ^①						
特大城市	1.029 [0.138]	1.033 [0.140]	0.989 [0.143]	0.962 [0.142]	0.977 [0.143]	0.970 [0.143]
超大城市	0.674** [0.105]	0.709** [0.112]	0.692** [0.111]	0.717** [0.115]	0.720** [0.115]	0.722** [0.116]
居住时间	1.083*** [0.011]	1.076*** [0.010]	1.075*** [0.010]	1.076*** [0.011]	1.075*** [0.010]	1.075*** [0.011]
受教育程度 ^②						
高中/中专/高职	1.466** [0.227]	1.250 [0.197]	1.225 [0.195]	1.186 [0.189]	1.206 [0.192]	1.201 [0.192]
大学专科	1.730*** [0.354]	1.473* [0.309]	1.433* [0.302]	1.375 [0.291]	1.407 [0.298]	1.396 [0.297]
大学本科及以上	2.221*** [0.509]	1.788** [0.421]	1.729** [0.409]	1.627** [0.388]	1.634** [0.388]	1.627** [0.388]
住房产权 ^③						
住房面积		2.593*** [0.417]	2.603*** [0.423]	2.573*** [0.422]	2.523*** [0.412]	2.516*** [0.413]
住房质量		1.003 [0.002]	1.003 [0.002]	1.002 [0.002]	1.002 [0.002]	1.002 [0.002]
		1.239* [0.142]	1.260* [0.151]	1.281** [0.155]	1.284** [0.156]	1.286** [0.156]
社区类型 ^④						
单位社区			1.511* [0.364]	1.571* [0.379]	1.627** [0.394]	1.624** [0.394]
村改居/城中村/保障性住房			1.027 [0.162]	1.090 [0.174]	1.066 [0.170]	1.072 [0.172]
老城区未改造社区			0.973 [0.186]	0.980 [0.189]	0.971 [0.187]	0.971 [0.187]
社区环境满意度因子			1.005 [0.003]	1.004 [0.004]	1.004 [0.003]	1.004 [0.004]
居住隔离 ^⑤						
本外混居				1.396** [0.210]		1.044 [0.200]
本地人聚居				1.409** [0.214]		1.093 [0.226]
社区社会资本 ^⑥						
本外各半					1.623*** [0.243]	1.576** [0.298]
本地人居多					1.502*** [0.222]	1.416* [0.285]
<i>Pseudo R</i> ²	0.0454	0.0633	0.0652	0.0674	0.0693	0.0694
-2 Log Likelihood	2916.150	2861.543	2855.655	2848.985	2843.119	2842.932

注：*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。①参照组为“大城市”；②参照组为“初中及以下”；③参照组为“无产权”；④参照组为“商品房及以上”；⑤参照组为“外地人聚居”；⑥参照组为“外地人居多”。受版面限制,未将所有变量及四组截距结果呈现,该模型还控制了性别、年龄、年龄的平方、户口、婚姻状况、子女情况、家人同住、政治面貌、单位性质、职业类别以及个人年收入的対数。

地人聚居社区的流动人口定居意愿高一个或一个以上等级的可能性大 40.90%。由此可见,与本地人

混居能够显著地提高流动人口的定居意愿,与本地人的混居程度越高,流动人口越可能会选择在目前

的城市定居。因此,假设3得到了验证,与本地人的居住隔离程度越高,流动人口的定居意愿越弱。

模型5结果显示,与有交往的邻居中外地人居多的流动人口相比,当流动人口交往的邻居中本外各半时,他们的定居意愿高一个或一个以上等级的可能性大62.30%;当流动人口交往的邻居中本地人居多时,他们的定居意愿高一个或一个以上等级的可能性大50.20%,且都在1%的水平上显著。可见,流动人口有交往的邻居中本地人的比例越高,他们越会表现出更加强烈的定居意愿,本地人构成的社区社会资本会成为影响流动人口定居的重要因素。由此,假设4得到了验证,与本地人邻里的社会交往能够显著地提高流动人口的定居意愿。

根据前人对居住隔离的研究不难发现,居住隔离可能会对社区内居民的社会交往,也就是本研究所关注的社区社会资本产生影响。居住隔离会使得社区内居民之间交流和沟通的机会减少,造成他们的隔阂。因此,本研究提出了假设5,关注社区社会资本在居住隔离与流动人口定居意愿之间的中介效应。根据模型4和模型5的结果,居住隔离和社区社会资本都分别与流动人口的定居意愿存在着显著的相关关系。但是,当模型6同时加入居住隔离和社区社会资本两个变量后,居住隔离与流动人口定居意愿之间的关系变得不显著了,说明中介效应是可能存在的。为了验证假设5,本研究将进一步对这一中介效应进行验证。

本研究的因变量为5等级的定序变量,如果使用线性回归来分析中介效应,会导致中介效应低估、标准误低估、置信区间对真值覆盖比例偏低等问题。自变量 X 居住隔离、中介变量 M 社区社会资本和因变量 Y 定居意愿之间的关系如图1所示。中介模型的含义便是 X 居住隔离通过对 M 社区社会资本发生影响,进而影响 Y 流动人口的定居意愿。对于中介效应大小的计算方法有两种:一是回归系数差异法,通过 $c-c'$ 来计算;二是系数乘积法,通过 ab 来计算。对于因变量为定序变量的中介效应估计,系数乘积法得到的结果优于系数差异法^[45]。因此,本研究将采用第二种方法进行估计。

按照Baron等的逐步法,先做3个定序对数比率回归模型,再对回归系数标准化后进行Sobel检

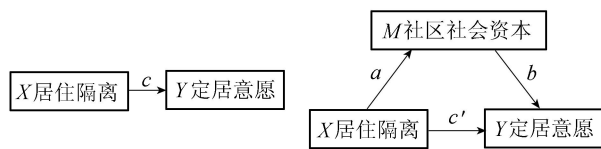


图1 中介效应

验^[46]。Mplus软件可以直接得到标准化后的系数及标准误估计结果,但自变量和中介变量只能是连续变量。因此,在中介效应部分对居住隔离和社区社会资本的操作是将其视为1—5分的连续变量。但是,当计算 X 居住隔离对 M 社区社会资本的系数 a 时,将社区社会资本也作为定序变量,进行定序对数比率回归显然更为恰当。

第一步:对3个定序对数比率回归模型的系数进行依次检验。首先,在不考虑 M 社区社会资本的情况下, X 居住隔离对 Y 流动人口的定居意愿发挥显著的正效应($c=0.223, P<0.01$)。其次,居住隔离与社区社会资本之间也存在着显著的正相关关系,无论是将其视为连续变量的Mplus结果($a=0.718$)还是ologit结果($a=2.361$)都在1%的水平上显著。再次,当考虑 M 社区社会资本时, X 居住隔离的系数(c')不再显著,但 M 社区社会资本的系数(b)依然显著,说明了中介效应的存在。有些学者认为,如果系数 c' 不显著,属于完全中介^[47]。Baron等认为,完全中介是中介效应存在最强有力的证明^[48]。但也有学者认为,完全中介的概念是有问题的,呼吁放弃完全中介,将所有中介都看作是部分中介^[49]。因此,本研究对该问题将不再进行过度解读。

第二步:通过系数乘积法进行Sobel检验。表2第一组结果为Mplus软件中采用完全标准化(STDYX)程序直接得到的标准化结果。Sobel检验 $Z=2.542>1.96$,说明居住隔离通过社区社会资本对流动人口的定居意愿有显著的间接作用,中介效应占总效应的比例为70.90%。第二组结果为STATA软件中3个定序对数比率回归模型的结果,而第三组结果为根据第二组计算得出的标准化回归系数。Sobel检验 $Z=2.529>1.96$,但中介效应占总效应的比例为87.80%。可见,如果将 M 社区社会资本也视为定序变量,那么中介效应占总效应的比例便远高于Mplus的结果。虽然两种结果略有差距,但都使得假设5得到了验证,社区社会资本在居

表2 社区社会资本在居住隔离与定居意愿之间的中介效应

路径	Mplus STDYX 结果		STATA ologit		根据 ologit 结果计算	
	Coefficient	[S. E.]	Coefficient	[S. E.]	Coefficient ^{std}	[(S. E.) ^{std}]
Y 定居意愿						
X 居住隔离(c)			0. 223 ***	[0. 063]	0. 111	[0. 031]
M 社区社会资本						
X 居住隔离(a)	0. 718 ***	[0. 015]	2. 361 ***	[0. 101]	2. 101	[0. 090]
Y 定居意愿						
M 社区社会资本(b)	0. 112 **	[0. 044]	0. 200 **	[0. 079]	0. 112	[0. 044]
X 居住隔离(c')	0. 033	[0. 044]	0. 066	[0. 088]	0. 033	[0. 044]
$ab^{std①}$ [S. E. (ab^{std}) ^②]	0. 080	[0. 032]			0. 235	[0. 093]
Sobel 检验 Z ^③	2. 542				2. 529	
中介效应/总效应 ^④	0. 709				0. 878	

注:*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1。① $ab^{std}=a^{std}b^{std}$;②S. E. (ab^{std}) = $\sqrt{(b^{std})^2(S. E. (a^{std}))^2+(a^{std})^2(S. E. (b^{std}))^2}$;③Sobel 检验 $Z=ab^{std}/S. E. (ab^{std})$;④中介效应/总效应= $ab^{std}/(ab^{std}+c'^{std})$ 。受版面限制,该表未将模型的截距结果列出。

住隔离与流动人口定居意愿之间发挥着中介效应。

四、结论与讨论

定居意味着流动人口愿意在目前的城市永久居留,实现身份的转变,因此,定居意愿是流动人口社会融入的重要体现。同时,流动人口的定居会造成当地公共服务和社会保障需求的增长,定居意愿的研究可以发挥一定的“预警”的作用,因此需要给予特别关注。剖析影响流动人口定居意愿的因素能够更加深入地分析这一问题,并提出具有针对性的措施。本文在控制了以往研究中关注的社会经济地位、家庭生命周期等因素的基础上,将关注点置于居住因素的分析。研究表明:首先,拥有自有住房和完善的住房设施能够显著地提高流动人口在目前城市定居的可能性。其次,社区类型与流动人口的定居意愿存在一定的显著相关关系。再次,分别将居住隔离和社区社会资本加入模型时,两个因素都会显著地影响流动人口的定居意愿。当流动人口居住的社区本地人比例越高时,或流动人口有交往的邻居中本地人比例越高时,他们越可能会选择在目前城市定居。最后,社区社会资本在居住隔离与流动人口的定居意愿之间发挥着显著的中介效应,流动人口与本地居民的居住隔离状态影响着他们在社区内与本地人的社会交往,进而对流动人口的定居意愿发挥作用。

居住隔离对于流动人口的社区社会资本发挥作用,社区内的流动人口和本地居民比例构成会显著地影响到流动人口在社区内交往的邻居中的本地人

口比例,进而对流动人口的定居意愿产生影响。当流动人口在社区内有交往的邻居中本地人比例升高时,他们更可能会选择定居。以往关于流动人口定居意愿的研究较少关注于居住隔离和社区社会资本因素,即使有所关注也多将这两个因素分开讨论,本研究正是在弥补这一不足。另外,对居住隔离概念中隐含的社区社会资本维度进行了数据论证,验证了居住隔离状态对于社区内社会交往的影响,与前人的研究成果形成了呼应。一方面,该结论说明了社区社会资本的重要性,与居住隔离状态相比,社区内产生的社会资本对于流动人口的定居意愿而言是更加重要的因素。这就为大城市的社区建设提出了更高的要求,居/村委会如果能够为流动人口和本地居民创造更多的接触机会,举办更多促进二者交往的社区活动,不仅能够营造和谐社区的氛围,更能够促进流动人口的社会融合。另一方面,社区社会资本是一个微观层面的变量,是很难通过政策进行调控的,但是居住隔离有所不同,更加适合在政策方面进行调整,从政策层面上为流动人口形成更多的本地居民社区社会资本提供条件。国外的经验表明,混合居住是破解人群隔离、防止区隔融合、推动人群之间真正互动交融的重要途径。罗力群建议将混合居住政策作为降低当前社会不平等程度的一种社会干预手段^[50]。杨菊华提出,从隔离式居住走向融合式居住亦是促进流动人口的社会融合、缩小阶层分化、实现社会和谐稳定的必由之路^[51]。本文的结果为流动人口与本地居民的混合居住模式提供了

数据支持。对于流动人口而言,混合居住模式能够提供其与本地居民社会交往的机会,有助于提高流动人口的本地人社会网络,促进流动人口在当地的社會融合。对于本地居民而言,混合居住也同样有助于他们接触和了解流动人口,破解本地居民对流动人口的误解,增强他们对流动人口的理解、包容和接纳。

最后,本文对于控制变量并未进行过多讨论,但是也有一些有趣的发现。在城市类型方面,相较于大城市,超大城市的流动人口表现出了更低的定居意愿。这一结论印证了近年来流动人口“逃离北上广”的趋势。这一趋势可能也与超大城市高昂的房价或一些居住因素密切相关,但本文并未对该问题进行深入分析,有待其他研究进一步地探究。居住时间和受教育程度也表现出了对流动人口定居意愿的显著影响,在目前城市居住时间越长,学历越高,尤其是大学本科及以上的流动人口越可能会选择在目前城市定居,与以往研究结论一致。本文运用大规模问卷调查的数据为已有的相关研究提供了一定的量化支持,但是受到数据的局限,并没有将更多的变量纳入其中,在一定程度上影响了模型的效度。但是,也发现了有待进一步探讨的问题:居住因素对于流动人口定居意愿的影响是否存在城市间的差异,居住因素在不同城市中的重要性是否有所不同。由于问卷中未涉及地段变量,因此本研究无法进行测量,但是地段对于居住因素而言是一个不可忽视的维度,下一步的研究可以深入探讨居住地段对于流动人口定居意愿的影响。

参考文献:

[1] 中华人民共和国国家统计局. 2010年第六次全国人口普查主要数据公报(第1号)[J]. 中国计划生育学杂志, 2011, 54(8):511-512.

[2] 白剑峰. 我国流动人口规模持续下降[N]. 人民日报, 2017-11-15(021).

[3] 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, 22(1):22-29.

[4] 高雅, 董志勇. 流动人口跨区域迁移与居留意愿[J]. 北京联合大学学报(人文社会科学版), 2018, 16(1):107-119.

[5] 熊波, 石人炳. 农民工定居城市意愿影响因素——基于武汉市的实证分析[J]. 南方人口, 2007, 22(2):52-57.

[6] 黄乾. 农民工定居城市意愿的影响因素——基于五城市调查的实证分析[J]. 山西财经大学学报, 2008(4):21-27.

[7] 罗恩立. 就业能力对农民工城市居留意愿的影响——以上海市为例[J]. 城市问题, 2012(7):96-102.

[8] ZHU Y, CHEN W Z. The settlement intention of China's floating population in the cities: recent changes and multifaceted individual-level determinants[J]. Population Space & Place, 2010, 16(4):253-267.

[9] 于潇, 陈新造. 经济收入与社会地位对流动人口城市居留意愿的影响——基于广东省的实证研究[J]. 广东社会科学, 2017(3):181-190.

[10] 任远, 戴星翼. 外来人口长期居留倾向的 Logit 模型分析[J]. 南方人口, 2003(4):39-44.

[11] 赵艳枝. 外来人口的居留意愿与合理流动——以北京市顺义区外来人口为例[J]. 南京人口管理干部学院学报, 2006, 22(4):17-19.

[12] FAN C C. Settlement intention and split households: findings from a survey of migrants in Beijing's urban villages[J]. China Review-An Interdisciplinary Journal on Great China, 2011, 11(2):11-41.

[13] 王毅杰. 流动农民留城定居意愿影响因素分析[J]. 江苏社会科学, 2005(5):26-32.

[14] 叶鹏飞. 农民工的城市定居意愿研究——基于七省(区)调查数据的实证分析[J]. 社会, 2011, 31(2):153-169.

[15] 刘于琪, 刘晔, 李志刚. 中国城市新移民的定居意愿及其影响机制[J]. 地理科学, 2014, 34(7):780-787.

[16] 李斌. 城市住房价值结构化:人口迁移的一种筛选机制[J]. 中国人口科学, 2008(4):53-60.

[17] 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, 41(5):63-73.

[18] 王玉君. 农民工城市定居意愿研究——基于十二个城市问卷调查的实证分析[J]. 人口研究, 2013, 37(4):19-32.

[19] 夏显力, 姚植夫, 李瑶, 等. 新生代农民工定居城市意愿影响因素分析[J]. 人口学刊, 2012(4):73-80.

[20] 林李月, 朱宇, 许丽芳. 流动人口对流入地的环境感知及其对定居意愿的影响——基于福州市的调查[J]. 人文地理, 2016, 31(1):65-72.

[21] 湛东升, 张文忠, 党云晓, 等. 中国流动人口的城市宜居性感知及其对定居意愿的影响[J]. 地理科学进展, 2017, 36(10):1250-1259.

[22] MASSEY D S, DENTON N A. Trends in the residential segregation of blacks, hispanics, and asians: 1970—1980[J]. American Sociological Review, 1987, 52(6):802-825.

[23] 王美琴. 城市居住空间分异格局下单位制社区的走向

- [J]. 苏州大学学报(哲学社会科学版), 2010, 31(6):6-9.
- [24] 张文宏, 刘琳. 城市移民与本地居民的居住隔离及其对社会融合度评价的影响[J]. 江海学刊, 2015(6): 114-122.
- [25] KRYSAN M, COUPER M P, FARLEY R, et al. Does race matter in neighborhood preferences? results from a video experiment [J]. American Journal of Sociology, 2009, 115(2): 527-559.
- [26] HAM M V, CLARK W A V. Neighbourhood mobility in context: household moves and changing neighbourhoods in the netherlands[J]. Environment and Planning A, 2009, 41(6): 1442-1459.
- [27] LEWIS V A, EMERSON M O, KLINEBERG S L. Who we'll live with: neighborhood racial composition preferences of whites, blacks and latinos [J]. Social Forces, 2011, 89(4): 1385-1407.
- [28] KAWACHI I, KENNEDY B P, LOCHNER K, et al. Social capital, income inequality, and mortality [J]. American Journal of Public Health, 1997, 87(9): 1491-1498.
- [29] 郝彦辉, 刘威. 转型期城市基层社区社会资本的重建[J]. 东南学术, 2006(5): 27-33.
- [30] 方亚琴, 夏建中. 社区、居住空间与社会资本——社会空间视角下对社区社会资本的考察[J]. 学习与实践, 2014(11): 83-91.
- [31] ONYX J, BULLEN P. Measuring social capital in five communities [J]. The Journal of Applied Behavioral Science, 2000, 36(1): 23-42.
- [32] 隋广军, 盖翊中. 城市社区社会资本及其测量[J]. 学术研究, 2002(7): 21-23.
- [33] 桂勇, 黄荣贵. 社区社会资本测量: 一项基于经验数据的研究[J]. 社会学研究, 2008(3): 122-142.
- [34] WELLMAN B, LEIGHTON B. Networks, neighborhoods, and communities: approaches to the study of the community question[J]. Urban Affairs Quarterly, 1979, 14(3): 363-390.
- [35] SAMPSON R J, MORENOFF J D, GANNON-ROWLEY T. Assessing "neighborhood effects": social processes and new directions in research [J]. Annual Review of Sociology, 2002, 28(1): 443-478.
- [36] PARKES A, KEARNS A, ATKINSON R. What makes people dissatisfied with their neighbourhoods? [J]. Urban Studies, 2002, 39(13): 2413-2438.
- [37] 刘志林, 廖露, 钮晨琳. 社区社会资本对居住满意度的影响——基于北京市中低收入社区调查的实证分析[J]. 人文地理, 2015, 30(3): 21-27.
- [38] KORINEK K, ENTWISLE B, JAMPAKLAY A. Through thick and thin: layers of social ties and urban settlement among thai migrants [J]. American Sociological Review, 2005, 70(5): 779-800.
- [39] GALSTER G C. Neighborhood social mix: theory, evidence, and implications for policy and planning [M]// CARMON N, FAINSTEIN S S. Policy, Planning and People: Promoting Justice in Urban Development. Philadelphia: University of Pennsylvania Press, 2013: 307-336.
- [40] 何艳玲, 汪广龙, 高红红. 从破碎城市到重整城市: 隔离社区、社会分化与城市治理转型 [J]. 公共行政评论, 2011, 4(1): 46-61.
- [41] 李洁瑾, 黄荣贵, 冯艾. 城市社区异质性与邻里社会资本研究 [J]. 复旦学报(社会科学版), 2007(5): 67-73.
- [42] 陈志光. 居住隔离与社会距离——以农民工和本地居民为例 [J]. 中共福建省委党校学报, 2018(3): 87-95.
- [43] 戚迪明, 江金启, 张广胜. 农民工城市居住选择影响其城市融入吗? ——以邻里效应作为中介变量的实证考察 [J]. 中南财经政法大学学报, 2016(4): 141-148.
- [44] 盛明洁. 欧美邻里效应研究进展及对我国的启示 [J]. 国际城市规划, 2017, 32(6): 42-48.
- [45] 刘红云, 骆方, 张玉, 等. 因变量为等级变量的中介效应分析 [J]. 心理学报, 2013, 45(12): 1431-1442.
- [46] SOBEL M E. Asymptotic confidence intervals for indirect effects in structural equation models [J]. Sociological Methodology, 1982(13): 290-312.
- [47] JAMES L R, BRETT J M. Mediators, moderators, and tests for mediation [J]. Journal of Applied Psychology, 1984, 69(2): 307-321.
- [48] BARON R M, KENNY D A. The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: conceptual, strategic, and statistical considerations [J]. Journal of Personality and Social Psychology, 1986, 51(6): 1173-1182.
- [49] PREACHER K J, HAYES A F. Asymptotic and resampling strategies for assessing and comparing indirect effects in multiple mediator models [J]. Behavior Research Methods, 2008, 40(3): 879-891.
- [50] 罗力群. 对美欧学者关于邻里效应研究的述评 [J]. 社会, 2007(4): 123-135.
- [51] 杨菊华. 混合居住模式: 助推流动人口从“寄居”走向“安居” [J]. 决策探索(下半月), 2014(7): 43-44.

(责任编辑: 吴玲)