关系流动性、城市认同与 居住流动意愿的关系*

陈满琪

提 要: 随着城镇化进入深入发展的关键时期,人口的流动和迁移或将成为常态。本文以心理融入为视角,探讨个体的心理因素、流入地的社会生态因素如何相互作用,继而影响迁移人口的居住流动意愿,旨在揭示人们在居住流动决策过程中的心理机制。本研究基于 2017 年社会心态调查数据,以关系流动性作为衡量流入地社会关系网络可获得性程度的指标,考察关系流动性影响居住流动意愿的机制。研究发现,城市认同在关系流动性与居住流动意愿中起中介作用; 在城市认同的中介过程中,本地居住时长在中介过程的两个阶段都起了调节作用。这些结论意味着促进迁移人口"市民化"需要协助其在流入地建立社会支持网络; 引导迁移人口以城市市民身份实现在流入地的心理融入; 将本地居住时长作为城市公共福利分配的重要依据,以开展相应的社会心理服务,引导迁移人口渐进式地融入流入地。

关键词: 关系流动性 城市认同 居住流动意愿 本地居住时长

一、导言

随着城镇化进入深入发展的关键时期,人口的流动和迁移或将成为常态。《中国流动人口发展报告 2017》显示,2016 年我国流动人口规模为 2.45 亿人,并指出 "6 年来流动人口在总人口中的占比有升有降,但仍保持较大比重。可以预见,在今后较长一段时期,大规模的人口流动迁移仍将是我国人口发展及经济社会发展中的重要现象"①。在人口流动迁移过程中,个体如何做出居住流动的决策,以及这一决

^{*} 本研究受国家社会科学基金重大项目《社会心理建设:社会治理的心理学路径》(主持人:王俊秀,项目编号:16ZDA231)资助。

① 资料来源: http://www.xinhuanet.com/politics/2017 - 11/10/c_ 1121936052.htm。

策受哪些心理因素影响是本文关注的问题所在。

居住流动意愿是个体在综合衡量自身与流入地关系后,针对"是否愿意搬迁到其他地方居住"做出的一种主观判断和决策,它与居住流动性不同。居住流动性(residential mobility)是指人们改变其住所的频率,既指向于个体在某一时段内感受到的居住流动次数,也指向于个体预期未来的居住流动频率(Oishi, 2010; 2014)。与居住流动性相比,居住流动意愿更能体现个体与流入地之间的联结。已有研究表明,个体居住流动意愿的决策受到了经济因素、社会因素、制度因素和个人因素等客观条件的影响。托达罗认为在发展中国家,迁移的发生取决于城乡的实际收入差和流动人口在城市找到工作的概率(Todaro, 1969)。然而,有研究指出社会因素比经济因素对流动人口的居留意愿的影响更加显著(孟兆敏、吴瑞君, 2011),如生活方式偏好的作用越来越重要(泽林斯基, 1974)。户籍制度作为中国最主要的制度因素,改变了劳动力流动的通常规律(李强, 2003),对流动人口居留意愿有一定的影响(孟兆敏、吴瑞君, 2011)。年龄、职业、婚姻状态、文化程度等个人因素也对个体的居住流动产生影响(Brigitte, 1995; 张杭等, 1999)。

除了客观条件对居住流动意愿的影响,美国社会学家波特斯认为移民过程中的每一个环节(如,向何处迁移以及是否在流入地定居等)都与迁移人口拥有的社会资本或社会网络密不可分,因此个体的主观心理因素和社会生态因素也会对居住流动意愿的决策产生影响(Portes,1998)。随着户籍制度改革的深入以及城镇化的深入发展,在人口的流动和迁移中最核心的问题便是流迁人口如何看待自身的新身份,如何适应流入地,最终达到对流入地的心理融入。社会支持是实现心理融入的条件之一,而社会认同是心理融入的基础。关系流动性是与社会支持的获得和社会认同的建构均密切有关的社会生态因素(窦东徽等,2014;陈咏媛、康萤仪,2015)。基于社会生态心理学的视角(Oishi,2014;Yuki & Schug,2012),本文旨在考察关系流动性如何通过心理因素对迁移人口在流入地的居住决策产生影响。

与以往强调经济因素、社会因素、制度因素和个人因素的研究不同,本研究侧重于探讨流入地的社会生态因素在城市认同和居住流动意愿中的作用,意图通过分析了解社会生态因素和心理因素如何相互作用影响迁移人口的居住流动意愿,揭示人们在居住流动决策过程中的心理机制。研究将有助于了解个体迁移流动的心理需求,为制定和实施人口管理政策提供证据,并帮助流动迁移人口实现"市民化",这些均对构建稳定及和谐的社会具有重要的实践意义。

(一) 城市认同与居住流动意愿

从人口流动的角度看,社会认同具有重要的功能。社会认同有利于帮助个体融入流入地(赵向光、李志刚,2013),增强社会适应性(范兴华等,2012)和提高生活满意度(杨健等,2012)。社会认同具有不同的层次,与自我密切相关且不易改变的认同类型较为近端,与自我相关度低且易发生改变的认同类型较为远端,前者如身份认同,后者如地域认同和城市认同。近端社会认同不易被环境或外界改变,远端社会认同较易被环境或外界改变。身份认同是社会认同最底层的部分,也是最难改变的部分,城市认同是社会认同较外在的部分,也是较易改变的部分。现有社会认同研究过多集中于身份认同,寄希望于个体通过认同自身的身份实现对流入地的心理融入,而这恰恰是社会认同最难实现的部分。因此,迁移人口的心理融入有必要从远端的城市认同人手,探讨城市认同如何帮助迁移人口达到心理融入。

现有城市认同与居住流动的研究主要集中于某一特定类别的流动对象,如流动儿童(袁晓娇等,2010)、农民工(蔡禾、曹志刚,2009)、失地农民(谭日辉,2014),探讨影响该特定群体城市认同感缺失或城市认同困境的社会心理因素,如社会支持(范兴华等,2012)、依恋(王中会,2016)、歧视知觉(范兴华等,2012),试图寻找影响城市认同的结构性因素,如制度性障碍(李超海、唐斌,2006)、公共政策(阿兰等,2011)、居住空间(徐琴、刘国鑫,2009),进一步分析城市认同对生活满意度和主观幸福感的影响(庄春萍,2011)。总的来说,这些研究具有几个方面的不足:首先,聚焦于如何建构城市认同以更好地融入流入地,而非关注已形成的城市认同对流动及迁移人口居住流动意愿的影响;其次,研究对象集中于弱势群体,对正常群体的流动迁移过程关注较少;最后,虽然强调社会支持在城市认同中有着重要作用,但对如何形成良好的社会支持缺乏深层次的探讨。本研究尝试从关系视角对城市认同作新的解读,探讨正常人群在流动迁移过程中建立社会支持网络的难易如何影响其城市认同,这种影响又如何作用于个体居住流动意愿。

(二) 关系流动性与居住流动意愿

关系流动性是指个体对其所属群体中群体成员寻找新伙伴或建立新伙伴关系机会的看法(Yuki et al., 2007; Yuki & Schug, 2012),它是个体对于周围建立新人际关系或摆脱旧人际关系难易程度的感知。当个体感知到周围易于建立起新的人际关系或可容易摆脱旧的伙伴关系,那么其感知到的关系流动性程度就高,反之则低。

关系流动性关注社会网络的流动,它与人口规模相关度较高,人口规模较大的城市的关系流动性可能高于人口规模小的城市。巴恩在一项研究中考察了学校规模对关系流动性的影响,发现规模大的学校关系流动性较高,而规模小的学校关系流动性较低(Bahns et al.,2012)。关系流动性作为社会生态因素,是个体对周围社会生态的一种评估,其本质是个体对所处环境的认知,这种认知可能会进一步影响个体在选择或离开居住地上的决策,亦个体的关系流动性感知可能成为影响居住流动意愿的诱因。

已有研究表明,社会支持对建构良好的城市认同具有重要作用(蔡禾、曹志刚,2009)。社会支持分为正式与非正式社会支持。研究显示,中国的正式社会支持网络较为薄弱,在文化上中国人又倾向于选择基于血缘、亲缘和业缘的非正式社会支持(张友琴,2001;刁鹏飞,2009;陶裕春、申昱,2014)。在现实与文化交织的情况下,非正式支持对中国人社会支持的获得和社会关系网络的建立有着重要的作用。如何在流入地建立非正式支持很可能影响其对流入地的认同程度。若个体知觉到流入地关系流动性程度高,意味着自己有可能凭借自身的努力,在当地建立新的人际关系和社会支持网络(Schug et al.,2010),从而建立对流入地城市的认同水平,更愿意在当地居住。反之,若个体知觉到流入地关系流动性程度低,意味着自己较难在当地建立新的人际关系和社会支持网络,从而难以建立对流入地城市的认同水平,继而愿意搬迁到其他地方。

(三) 本地居住时长的调节作用

居住流动意愿并非完全取决于关系流动性和城市认同。已有研究表明,本地居住时长是居住流动意愿的重要影响因素之一。外来人口在城市居留时间越长继续长期居留的概率越高,其预期继续居留的时间也越长(任远,2006)。居住时间长短对新生代农民工留京有显著影响(李艳春、李秋实,2014),对迁移人口留城定居意愿也有显著正向的影响(谢建社、罗光容,2015),居住时间越长的个体其市民化意愿越强(赵蕊,2017)。除了影响个体的居住流动意愿,本地居住时长也影响个体的城市认同。既往研究发现,居住时长可能影响认同的形成(杨立国等,2014),居住时间对城市新移民的地域认同具有正向影响,居住时间长的城市新移民其认同本地人身份的可能性更高(雷开春,2008)。因此,本研究推测本地居住时长可能在关系流动性对居住流动意愿、城市认同的影响中起调节作用。

首先,本地居住时长可能调节关系流动性对城市认同的影响。已有研究发现,本地居住时长较长的个体,获得的社会支持较强,拥有的社会资本较高。居住时间5年以下组的流动人口其社会支持显著低于11~20年和21年以上组,6~10年组显著低于11~20年组,并且随着居住时间的延长流动人口的社会支持会逐步得到提升(付玉娟等,2012)。在本地居住的越长,居民的社会信任水平越高(李涛等,2008),从本地居民处获得的社会支持更多(雷开春,2008),并会对社区社会资本的水平产生积极影响(冯静,2016)。因此可推测,对于本地居住时长较长的个体,关系流动性对城市认同的影响程度可能较强,对于本地居住时长较短的个体,获得的社会支持较弱,并且尚未形成较高的社会资本,关系流动性对城市认同的影响程度可能较弱。

其次,本地居住时长还可能调节城市认同对居住流动意愿的影响。个体的社会认同与本地居住时长有着复杂的关系。刘妍洁(2013)发现,在城市居住时间为0~1年的流动儿童的农村人认同最高;在城市居住时间为3~5年的流动儿童的城市人认同最低;而在居住时间为10年以上的流动儿童的城市人认同最高,农村人认同最低。苏文(2011)也发现,流动儿童的城市认同与居住时间呈"U"型发展趋势,居住时间在半年至两年为"U"型低谷。另有研究指出,以在本地居住时间上达3~5年为界,城市人认同与农村人认同呈现相反的变化趋势,模糊性认同随着居住时间的增加而逐渐降低(单丹丹,2011)。由此可见,社会认同随着本地居住时长的变化发生演变。本地居住时长较短的个体,对流入地的城市认同尚未形成,正处于从对迁出地的城市认同转向流入地的城市认同的波动过程中,以致城市认同对居住流动意愿的影响较弱。而在本地居住较长时间的个体已完成从迁出地的城市认同转向流入地的城市认同,因此城市认同对于居住流动意愿的影响较强。

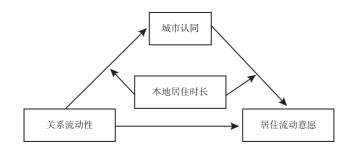


图 1 城市认同、本地居住时长在关系流动性与居住流动意愿关系中的作用的假设模型

综上所述,关系流动性、城市认同与居住流动意愿三者间存在着密切的关联。本研究认为关系流动性可能是促使个体做出是否改变居住环境决策的原因,这一决策的过程中城市认同起了中介作用。此外,研究还进一步探讨了本地居住时长如何调节关系流动性对城市认同的影响,以及城市认同对居住流动意愿的影响,意图从社会生态视角解读城市认同,建构关系流动性与居住流动意愿的联结,假设模型如图1所示。考虑到户口对个体的居住流动存在影响(蔡禾、王进,2007),因此本研究将户口作为协变量给予控制。

二、研究方法

(一) 样本选取

本文使用的数据库是中国社会科学院一数相科技联合发布的 2017 年社会心态调 查 (CASS-Matview social Mentality Survey 2017)。该调查由中国社会科学院社会学研 究所社会心理学研究中心编制,于 2016 年 8 月到 2017 年 4 月,通过数相科技研发 的问卷调研 App "问卷宝",向在线样本库的全国用户(共约110万人,覆盖全国 346 个地级城市) 推送问卷,再通过用户分享问卷的方式进行滚雪球式发放。目前 问卷宝在问卷质量控制方面能够实现定制化调查和精准的问卷推送,依照调查目的 向特定的用户群推送问卷,参与调查者需要经过系统认证,系统能够检测用户在问 卷填写过程的特征,对乱填乱写的用户进行剔除并列入黑名单,从而确保数据的可 靠性。问卷收回后,课题组进一步依据陷阱题、答题完成情况、逻辑检验等对问卷 进行筛选。CASS-Matview SMS 2017 数据库覆盖全国 31 个省份 (不含港澳台),调查 最初共收回全部作答问卷 24364 份, 经筛选最终得到有效成人问卷 22669 份, 问卷 有效率为93.04%。为了确保作答的可靠性,本研究依据被调查者在"居住流动次 数"上的作答情况做进一步删选。该题需要被调查者仔细回忆既往的搬迁经历,对其 配合度要求较高,可有效地检验被调查者在作答时的认真程度。本研究根据陈咏媛 (2016) 采用该数据库的子样本库发现,以均值以外3个标准差作为依据剔除极端数 据,个体居住流动性的最大值为13,因此删除小学时期、小学到高中和高中至今这三 个阶段搬迁总次数大于13的数值(陈咏媛, 2016)。子样本库在抽样上与总样本库匹 配,子样本库的样本为总样本库样本量的70%,因此子样本可视为总样本库的有效代 表。二次筛选后有效成人问卷 22315 份, 男性样本 12664 人, 占 56.8%, 女性样本 9651人,占43.2%,性别比例与第六次全国人口普查数据(其中,男性人口占51.27%,女性人口占48.73%)相比,男性比例略高,但无显著差别。年龄范围18~70岁,平均年龄27.35±8.26岁。受互联网用户年龄分布特点影响,样本库中青年人(18~45岁)比例相对更大,受教育程度也比全国人口普查情况更高。

(二)测量工具

1. 关系流动性

关系流动性的测量采用由纪(Yuki, 2007)编制的关系流动性量表(relational mobility scale),以评估被调查者感受到其周围人际关系流动性水平的程度。该量表包含 12 个题项,其中 6 个题项为反向题。要求被调查者基于他们周围人的情况,而非自身情况就关系流动性条目做出评定,从"1"非常不同意至"7"非常同意。这些条目如"他们有很多机会结识新朋友"、"对他们而言,和不认识的人交谈是不寻常的事"、"他们经常无法自由地选择结识的对象"。关系流动性的题项经反向计分后,以 12 个题项均值衡量被调查者知觉到的关系流动性程度,均值越高表明知觉到关系流动性水平越高。已有研究发现,该量表具有较好的信度,Cronbach's $\alpha=0.80$ (赖洵慧, 2013)。

2. 城市认同

问卷共 26 个项目,对问卷的总体内部一致性和各分维度的内部一致性进行统计分析,结果发现问卷总体内部一致性 Cronbach's α = 0.90,表明该问卷的信度系数良好。问卷采用李克特 7 点量表,从"1"非常不同意至"7"非常同意就城市认同条目做出评定。这些条目如"我熟悉所在的城市(地方)特有的风俗习惯'、"我喜欢所在的城市(地方)的生活方式"、"我会为是我所在的城市(地方)的市民而感到自豪"。本研究中城市认同的题项经反向计分后,以 26 个题项均值衡量被调查者的城市认同程度,均值越高表明被调查者的城市认同水平越高。

3. 居住流动意愿

本研究中,居住流动意愿的测量方法是询问被调查者"结合以往的搬迁经历是 否愿意从现在居住的城市(乡镇)搬到其他城市(乡镇)",从"1"非常不愿意到 "7"非常愿意进行7级评定,分数越高表明个体居住流动意愿越强。

4. 本地居住时长

本地居住时长是询问被调查者在本地居住了多长时间,从"1"不到半年到 "6"10年及以上进行7级评定,分数越高表明本地居住时长越长。

(三) 统计分析

采用 IBM SPSS 21.0 Statistics 和 Process 3.0 统计分析软件对数据进行分析。主要运用的统计方法为描述统计、相关分析和回归分析等。

三、研究结果

(一) 关系流动性、城市认同与居住流动意愿的初步统计分析

从表1可知,关系流动性程度高于中间值4,均值为4.28,表明被调查者知觉到周边的关系流动性程度为中等偏上。城市认同高于中间值4,均值为4.83,表明被调查者对所居住城市的认同感较高,处于中等偏上。居住流动意愿均值为3.61,略低于中间值4,可见被调查者的居住流动意愿程度处于中等偏下的水平。本地居住时长接近"5年以上不到10年",总体较长。

表2呈现了各变量的相关关系。结果显示,关系流动性与城市认同、本地居住时长呈显著正相关,与居住流动意愿呈显著负相关;城市认同与本地居住时长呈显著正相关,与居住流动意愿呈显著负相关;居住流动意愿与本地居住时长呈显著负相关。

表1	关键变量的描述性统计分析
10.1	人姓名美国西巴马加州为州

研究变量	最小值	最大值	均值	标准差
关系流动性	1. 25	7. 00	4. 28	0. 52
城市认同	1.00	7. 00	4. 83	0. 98
居住流动意愿	1.00	7. 00	3. 61	1. 34
本地居住时长	1.00	6. 00	4. 93	1.50

表 2 关键变量的相关性分析

研究变量	关系流动性	城市认同	居住流动意愿
关系流动性	_		
城市认同	0. 28 ***	_	
居住流动意愿	- 0. 07 **	-0. 10 ***	_
本地居住时长	0. 08 **	0. 28 ***	- 0. 04 ***

注: * 表示 p < 0.05, ** 表示 p < 0.01, *** 表示 p < 0.001, 下同。

(二) 城市认同在关系流动性与居住流动意愿中的中介作用

现有中介效应的检验方法存在不少争议(温忠麟等,2014; Coffman, 2011),国际学术期刊发表的论文中现在多数使用 Bootstrap 方法进行中介效应检验(Stellar et al., 2018),普里彻和海斯(Preacher & Hayes, 2008)提出的迭代法(Bootstrap Method)进行的中介效应检验现已被引用超 16171 次。本文按照赵等(Zhao et al., 2010)提出的中介效应分析程序,参照普里彻和海斯(Preacher & Hayes, 2004, 2008)和海斯(Hayes, 2013)提出的迭代法进行中介效应检验,采用海斯于 2016年开发的 PROCESS for SPSS v3.0 版本进行中介效应分析,该版本采用偏差校正的非参数百分比 Bootstrap 法进行中介效应检验。Bootstrap 法是一种从样本中重复取样的方法,从而获得 n 个 Bootstrap 样本,并得到 n 个系数乘积的估计值,将估计值以数值大小排序得到序列 C,其中第 2.5 个百分比点(LLCI)和第 97.5 个百分位点(ULCI)构成置信度为 95%的置信区间,如果置信区间不包含 0,则系数乘积显著。为避免序列 C 的中值只是接近而非等于原样本的中值,Bootstrap 程序采用检验力更高的偏差校正的非参数百分位 Bootstrap 法(温忠麟等,2014;陈瑞等,2013)。

以关系流动性作为自变量,城市认同作为中介变量,居住流动意愿作为因变量。根据该方法的使用手册可知模型 4 可用于分析中介效应检验,故选择模型 4,即"model number"为 4,设定"Bootstrap samples"样本量为 10000,选择 95% 的置信区间,进行 Bootstrap 中介变量检验。将被调查者的户口作为控制变量以排除户口因素产生的影响。

中介检验结果表明,城市认同的中介检验没有包含 0(LLCI = -0.13,ULCI = -0.09),表明城市认同的中介效应显著。控制中介变量城市认同之后,关系流动性对居住流动意愿的影响依然显著,t = -7.00,p < 0.001,置信区间(LLCI = -0.16,ULCI = -0.09)不包含 0,表明关系流动性对居住流动意愿存在直接效应,直接效应值为 -0.13。由此可见,城市认同在关系流动与居住流动意愿中起着部分中介的作用,城市认同的部分中介效应大小为 -0.06,城市认同和关系流动性在居住流动意愿上的总效应值为 -0.19。具体的中介模型图和未标准化路径系数值见图 2。

(三) 本地居住时长的调节作用

为了解城市认同在关系流动性与居住流动意愿中介作用过程中,本地居住时长 如何对这种中介作用产生调节效应,研究以关系流动性作为自变量,城市认同作为

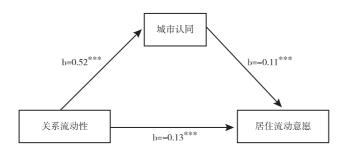


图 2 城市认同在关系流动性和居住流动意愿中的中介作用

中介变量,居住流动意愿作为因变量,本地居住时长作为调节变量,户口作为控制变量,根据该方法的使用手册可知模型 58 可用于分析调节变量模型,故选择模型 58,即 "model number"为 58,设定 "Bootstrap samples"样本量为 10000,选择 95%的置信区间,进行调节效应检验。

分析发现,关系流动性对城市认同的影响受到本地居住时长的显著调节,置信区间为(LLCI=0.03,ULCI=0.07),不包含 0。通过均值、均值加减一个标准差区分了低、中、高三种本地居住时长,分析在本地居住时长不同的个体中,关系流动性对城市认同是否存在差异。结果发现,对于本地居住时长较短、中等和较长的个体,关系流动性均显著影响了城市认同,关系流动性越高则城市认同越高,且这种效应随着本地居住时长的增加而增强,其调节效应值分别为 0.42、0.49 和 0.54,Bootstrap 检验的置信区间分别为(LLCI=0.38,ULCI=0.45;LLCI=0.47,ULCI=0.51;LLCI=0.51,ULCI=0.57),均不包含 0。

城市认同对居住流动密度的影响也受到本地居住时长的显著调查,置信区间为(LLCI = -0.08, ULCI = -0.05),不包含 0。通过均值、均值加减一个标准差区分了低、中、高三种本地居住时长,分析在本地居住时长不同的个体中,城市认同对居住流动意愿的影响是否存在差异。结果发现,对于本地居住时长中等和较长的个体,城市认同显著影响了个体的居住流动意愿,城市认同越高则居住流动意愿越低,其调节效应值分别为 -0.11 和 -0.18, Bootstrap 检验的置信区间分别为 (LLCI = -0.13, ULCI = -0.09; LLCI = -0.20, ULCI = -0.15),均不包含 0;而对于本地居住时长较短的个体,城市认同不能显著影响个体的居住流动意愿,置信区间为(LLCI = -0.03, ULCI = 0.02),该区间包含 0。本地居住时长的具体调节效应效果如图 3 所示。

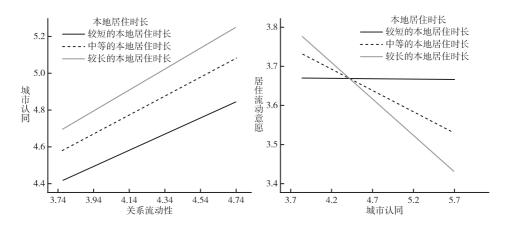


图 3 本地居住时长对关系流动性和城市认同的调节作用

四、结果与讨论

(一) 关系流动性对居住流动意愿的影响

本研究发现,关系流动性感知直接影响了居住流动意愿,关系流动性与个体的居住流动意愿负相关,其原因可能有三。

首先,关系流动性高低的心理影响不同。较之于低关系流动性,高关系流动性的环境给予个体较多积极的心理影响。有研究发现,处于高关系流动性环境的个体,其情绪表达信念与忧郁症状存在负相关,但这种相关在低关系流动性的个体身上会减弱,且研究进一步发现,在低关系流动性的实验条件下,个体表达愤怒情绪会导致正向情感与自我调控能力的下降,而在高关系流动性的实验条件下,个体则无此现象(赖洵慧,2013)。还有研究发现,处于高关系流动性环境的个体,其自尊更强、主观幸福感更高、自尊与主观幸福感的关联更也强(Yuki et al., 2013; Sato & Yuki, 2014)。此外,当个体感知到自身在高关系流动性的环境下时,有更强的自我提升倾向,为了摆脱低关系流动性可能产生的消极影响,个体有可能倾向于在未来搬到其他地方,以寻找到适宜的居住环境(Falk et al., 2009)。

其次,作为外在的社会生态指标,关系流动性是个体无力改变的部分,它降低了个体的控制感,由此促发了个体试图寻求和获得控制感的外在动机。有研究发现,处于低关系流动性的个体具有寻求和想要等级地位以控制外在资源的动机,试图寻

找获得自身对外在环境的控制感 (Ong, 2015)。

最后,处于流动的社会中,个体具有加强其社会关系(Schug et al., 2010)和扩展社会关系的动机(Oishi et al., 2013)。有研究发现,生活在居住流动性较高的环境下的个体报告了更强烈的扩展社会网络的动机(Oishi et al., 2013),而生活在较低居住流动性环境下的个体,这种动机相对较弱。有研究表明,居住流动反映了人们更乐意脱离现有社会纽带,更愿意去寻找充满活力的环境的意愿(Gillath & Keefer, 2016)。总而言之,个体的居住流动可能是他们摆脱现有社会关系、扩展社会关系的心理过程在行动上的体现。

(二) 城市认同对关系流动性与居住流动意愿关系的中介作用

本研究发现,关系流动性通过提高个体城市认同降低了居住流动意愿,即城市 认同在关系流动性和居住流动意愿的关系中起中介作用。城市认同可在关系流动性 与居住流动意愿中起中介作用的原因可能有三。

原因一是关系流动性是城市特性的反映,是城市的一种软实力。关系流动性不是个体的水平而是生态水平的建构,反映了社会环境中关系选择的可获得性程度,它可体现为个体、群体、城市、国家和文化等不同层次水平,在个体层次是个人对自身建立新人际关系难易的感知(Ong, 2015),在城市层次是个体对所处的区域或城市建立新人际关系难易的感知。城市的关系流动性的高低归根结底是来自其市民的开放性和接纳度,是城市市民整体素养的一种反映。由此可见,关系流动性体现了一个城市的文化,展示了城市的温度和柔性,成为流入地城市的特性之一。本研究进一步发现,不管本地居住时长的长短如何,关系流动性显著影响了城市认同,关系流动性越高则城市认同越高,这从侧面反映了关系流动性也去生态指标特性。也就是说,关系流动性一旦形成便较为稳定,不易受其他因素的影响。

原因二是关系流动性提高了城市的社会资本。尽管对于如何定义社会资本存在着不少争议(Putnam, 2000; Manski, 2000),但是社会网络和一般信任已被普遍视为社会资本的核心成分(Paxton, 1999)。帕克斯顿(Paxton, 1999) 指出,社会网络是社会资本的客观成分,是指人们实际的社会纽带;而一般信任是社会资本的主观成分,是指个体自然地知觉到社会纽带的可信程度和互惠程度。关系流动性可能从两个途径提高城市的社会资本和资源,其一是关系流动性提高了城市的一般信任水平。已有研究表明,高关系流动性的社会(如北美)的一般信任程度较高(Yuki

et al., 2007),这种环境下的个体辨识可信性以及识别他人的不诚信行为的能力较强(Yamagishi et al., 1999)。其二是关系流动性提高了社会支持的可获得性。杨健等(2012)研究发现,社会支持与农民工城市认同存在着显著的正相关,可解释农民工城市认同总变异的25.3%。既往研究发现,本地支持对地域认同具有正向影响作用(雷开春,2008),个体的社区交往是社会资本增加的重要体现。迁移人口与邻居的交往程度每上升一个层次,其实现本地认同的概率将上升5.6%(史毅,2016a)。因关系流动性意味着更高的一般信任水平、更宽广的社会网络和更可得的社会支持,它可能成为一个地区或城市的社会资本和资源,从而取得了处于流动状态个体的认同感,提高了城市认同。

原因三是城市认同与居住流动意愿密切相关。任远和邬民乐(2006)研究发现,在上海的迁移人口中,那些对上海持有更负向城市认同的个体更倾向于离开上海返回家乡,而非继续留在上海。迁移人口在"本地化"过程中在经历了经济融入、制度融入、社会融入后,更重要的是实现心理层面的融入(李培林,1996;史毅,2016b;崔岩,2012)。迁移人口通过关系流动性的知觉对自身在本地关系网构建的难易做出判断,从而对于自己形成地缘关系形成基本的判断,由此建构该地区的城市认同感。如若城市认同感高,则个体在心理层面实现了社会融入,降低了居住流动意愿。如若城市认同感低,则个体无法在心理层面实现社会融入,增加了居住流动意愿。

城市认同对关系流动性和居住流动意愿的关系所起到的中介作用意味着迁移人口可通过城市认同,摆脱较难改变的近端身份认同,转向较易改变的远端地域认同,使他们更容易实现心理层面的社会融入,提高了他们的社会适应性,降低居住流动意愿。

(三) 本地时长的调节作用

本研究发现,城市认同的中介模型受到本地居住时长的调节,其调节作用主要表现在两条路径上,其一是调节了关系流动性对城市认同的影响,对于本地居住时长较短、中等和较长的个体,关系流动性对城市认同的影响程度不同。本地居住时长较短的个体,关系流动性对城市认同的影响最弱;本地居住时长较长的个体,关系流动性对城市认同的影响最强。这意味着时间因素调节了关系流动性对城市认同的影响强度,长时间居住使关系流动性对城市认同的影响变强。长时间居住提供了时间、机会和可能性让个体逐步建立起社会支持网络,通过建构社会支持网络,与

所居住城市建立联结,从而慢慢融入城市生活。长时间居住让个体更能清晰地知觉 流入地的关系流动性程度,对自身在流入地建立所需社会支持网络的可能性判断更 准确,影响他们对自身与流入地城市建立联结的可能性判断,从而最终影响个体对 流入地的城市认同。

其二是调节了城市认同对居住流动意愿的影响。对于本地居住时长较短的个体,城市认同对居住流动意愿没有影响,对于本地居住时长中等和较长的个体,城市认同越高则居住流动意愿越低。长时间居住导致个体与原迁出地的联系变弱,减少了个体在迁出地与流入地之间形成对比,帮助个体逐步淡忘对迁出地的情感依恋,有利于个体形成对流入地的城市认同感。迁移人口在流入地的居留时间每增加一年,实现本地认同的机率可上升 2.5% (史毅,2016a),长时间居住会让个体形成持久而稳定的地方依恋 (Williams et al.,1992)。迁移人口在城市的居留是渐进式的(任远,2006),在不同居住时长他们的心理状态和心理需求随之发生相应的变化。人口流动迁移政策应根据迁移人口在城市居住时间的长短,有针对性地根据其心理需求实施相应的政策,渐进式引导迁移人口从心理融入流入地。

五、局限性和启示

本研究存在着以下几个方面的不足。首先是居住流动意愿是主观的指标,将来应考虑如何衡量居住流动意愿客观指标。其次是中国人口迁移方式夹杂着主动迁移和被动迁移成分。两个不同迁移方式可能受户口和个体自我实现的影响。被动迁移的个体可能因户口或其他因素在流入地无法实现城市化而被迫选择流动,主动迁移的个体可能为了更高的自我实现主动选择流动。虽然在本研究中已将户口因素作为控制变量,但这两种迁移方式的原因和心理影响可能有差异,将来研究应细分主动、被动迁移,对两种迁移方式的心理影响做系统分析。再次是中国不同地域文化差别较大,长距离搬迁与短距离搬迁对关系流动性、城市认同和居住流动意愿的影响可能不同,将来研究应考察长距离搬迁与短距离搬迁对三者的影响。最后,虽然本研究在数据分析中已控制户口因素,但因研究采用横断面数据使得关系流动性与居住流动意愿可能产生内生性问题。

针对分析结果,本文认为增进人口城市化可从三个方面入手。首先,协助个体

在流入地建立社会支持网络。从分析结果看,人们持有的关系流动性程度并不高, 居住流动意愿程度亦不强,目居住流动次数较低、本地居住时长较长。可见、人们 居住流动的主观能动性并不强,如若能提高个体的关系流动性感知,势必能够有效 减少个体未来居住流动。因此,应在不同场合开展各种人际交流活动,增加个体选 择新伙伴的机会,帮助个体摆脱不想维持的人际关系,协助个体逐步建立当地的社 会支持网络以逐步融入流入地。此外,还应提升市民的整体素养,鼓励市民更为开 放地接纳不同群体。其次,削弱个体的近端社会认同(如身份认同),突出强调个 体的远端社会认同(如城市认同)。城市认同比身份认同更具包容性,城市认同将 迁移人口的社会认同提升至与流入地的居民相平等的层次,引导迁移人口以城市市 民身份而非迁移人口身份融入当地,从而更易实现社会心理融入。为此应该弘扬平 等、包容的城市精神,以城市发展的整体观看待迁移人口对本地城市发展的贡献, 接纳迁移人口帮助他们实现"本地化",从而逐渐在心理上融为新市民。最后,城 市应该在吸引迁移人口流入后,将本地居住时长作为城市公共福利分配的重要依据 (唐杰、张斐, 2011),减少迁移人口的居住流动意愿,提高迁移人口的市民化。城 市也应根据不同居住时长的迁移人口的心理需求, 开展相应的社会心理服务, 引导 迁移人口渐进式融入流入地。

参考文献:

蔡禾、曹志刚,2009,《农民工的城市认同及其影响因素——来自珠三角的实证分析》,《中山大学学报》(社会科学版)第1期。

蔡禾、王进,2007,《"农民工"永久迁移意愿研究》,《社会学研究》第6期。

陈瑞、郑毓煌、刘文静,2013, 《中介效应分析: 原理、程序、bootstrap 方法及其应用》, 《营销科学学报》第4期。

陈咏媛,2016,《居住流动性与亲环境行为的关系研究》,王俊秀、陈满琪编《社会心态蓝皮书:中国社会心态蓝皮书 (2016)》,北京:社会科学文献出版社。

陈咏媛、康萤仪,2015,《文化变迁与文化混搭的动态:社会生态心理学的视角》,杨宜音主编《中国社会心理学评论(第九辑)》,北京:社会科学文献出版社。

崔岩,2012,《流动人口心理层面的社会融入和身份认同问题研究》,《社会学研究》第5期。

单丹丹, 2011, 《城市流动儿童社会身份认同及其对心理健康的影响》, 陕西师范大学硕士学位论文。

刁鹏飞,2009, 《社会支持网面临重构》, 《中国社会科学院报》3月17日。

窦东徽、石敏、赵然、刘肖岑,2014,《社会生态心理学:探究个体与环境关系的新取向》,《北京师范大学学报》(社会科学版)第5期。

范兴华、方晓义、刘杨、蔺秀云、袁晓娇,2012,《流动儿童歧视知觉与社会文化适应:社会支持和社会认同的作用》,《心理学报》第5期。

冯静, 2016, 《信息技术对社区社会资本的影响机制及政策探讨》, 南京大学硕士学位论文。

付玉娟、郭菲、陈祉妍,2012, 《城一城移民社会支持的特征及性别差异》, 《中国临床心理学杂志》第1期。

哈德逊,阿兰、田杜国,2011,《城市化、公共政策与城市认同——市民创造城市:城市社会学与公共政策制定的探索》,《甘肃理论学刊》第2期。

赖洵慧,2013、《关系流动性调节情绪表达与心理功能间之相关》,台湾大学心理学研究所学位论文。

雷开春,2008、《白领新移民与本地居民的社会支持关系及影响因素》,《青年研究》第9期。

李超海、唐斌,2006,《城市认同、制度性障碍与"民工荒"现象——长三角、珠三角和中西部地区实地调查》,《青年研究》第7期。

李培林,1996, 《流动民工的社会网络和社会地位》, 《社会学研究》第4期。

李强,2003、《影响中国城乡流动人口的推力与拉力因素分析》、《中国社会科学》第1期。

李涛、黄纯纯、何兴强、周开国,2008,《什么影响了居民的社会信任水平?——来自广东省的经验证据》,《经济研究》第1期。

李艳春、李秋实, 2014、《新生代农民工回乡与留守的意愿探析》, 《学术交流》第12期。

刘妍洁, 2013、《流动儿童少年身份认同现状及其与身份凸显性的关系》, 西南大学硕士学位论文。

孟兆敏、吴瑞君,2011,《城市流动人口居留意愿研究——基于上海、苏州等地的调查分析》,《人口与发展》 第3期。

任远,2006,《"逐步沉淀"与"居留决定居留"——上海市外来人口居留模式分析》,《中国人口科学》第3期。

任远、邬民乐,2006,《城市流动人口的社会融合:文献述评》,《人口研究》第3期。

史毅,2016a. 《城市迁移人口的群体分化与认同困境——基于2011年 CSS 数据的分析》, 《中国名城》第6期。

——, 2016h, 《新型城镇化背景下城市移民与城市认同研究述论——来自不同视角的研究观点》, 《中国名城》 第9期。

苏文,2011,《流动儿童城市角色认同及其影响因素研究》,西南大学硕士学位论文。

谭日辉,2014,《社会认同视角下失地农民的市民化研究》,《湖南社会科学》第6期。

唐杰、张斐, 2011, 《流动人口居留时间的影响因素分析——以北京市为例》, 《兰州学刊》第2期。

陶裕春、申昱,2014、《社会支持对农村老年人身心健康的影响》,《人口与经济》第3期。

王中会,2016,《流动儿童亲子依恋对城市适应影响的内在机制:社会认同的中介作用》,《中国特殊教育》第2期。

温忠麟、叶宝娟, 2014, 《中介效应分析: 方法和模型发展》, 《心理科学进展》第5期。

谢建社、罗光容, 2015, 《流动人口城市融合意愿统计分析》, 《广州大学学报》(社会科学版) 第1期。

徐琴、刘国鑫,2009、《居住安置的空间区位差异——对江苏 A 市两个失地农民安置区的定量研究》, 《江海学

刊》第6期。

- 杨健、李辉、赫云鹏,2012, 《农民工生活满意度、社会支持与城市认同的相关研究——以深圳市和昆明市为例,《长春理工大学学报》(社会科学版)第4期。
- 杨立国、林琳、刘沛林、胡景强,2014,《少数民族传统聚落景观基因的居民感知与认同特征——以通道芋头 侗寨为例》,《人文地理》第6期。
- 袁晓娇、方晓义、刘杨、蔺秀云、邓林园,2010,《流动儿童社会认同的特点、影响因素及其作用》,《教育研究》第3期。
- 张杭、栾敬东、徐志刚、郭秧全、钟甫宁,1999,《农村发达地区外来劳动力移民倾向影响因素分析》,《中国 人口科学》第5期。
- 张友琴,2001,《老年人社会支持网的城乡比较研究》,《社会学研究》第4期。
- 赵蕊,2017,《农民工市民化意愿影响因素分析》,天津商业大学硕士学位论文。
- 赵向光、李志刚, 2013, 《中国大城市新移民的地方认同与融人》, 《城市规划》第12期。
- 泽林斯基,1974, 《个人偏好和美国社会变化中的地图》, 《经济地理学》第50卷。
- 庄春萍,2011,《居住城市认同影响因素及其与居住城市满意度、生活幸福感的关系》,中国科学院研究生院博士学位论文。
- Bahns, A. J., K. M. Pickett, & Crandall, C. S. 2012, "Social Ecology of Similarity: Big Schools, Small Schools and Social Relationships." Group Processes & Intergroup Relations, 15 (1).
- Brigitte W. 1995, "Determinants of International Return Migration Intentions." Professional Geographer, 47 (2).
- Coffman, D. L. 2011, "Estimating Causal Effects in Mediation Analysis Using Propensity Scores." Structural Equation Modeling: a Multidisciplinary Journal, 18 (3).
- Falk, C. F., S. J. Heine, M. Yuki & K. Takemura, 2009, "Why do Westerners Self Enhance More than East Asians?" European Journal of Personality, 23 (3).
- Gillath, O., & L. A. Keefer, 2016, "Generalizing Disposability: Residential Mobility and the Willingness to Dissolve Social Ties." Personal Relationships, 23 (2).
- Hayes, A. F. 2013, "Introduction to Mediation, Moderation, and Conditional Process Analysis: A Regression-Based Approach." Journal of Educational Measurement, 51 (3).
- Manski, C. F. 2000, "Economic Analysis of Social Interactions." Journal of Economic Perspectives, 14 (3).
- Oishi, S. 2010, "The Psychology of Residential Mobility: Implications for the Self, Social Relationships, and Well-Being," Perspectives on Psychological Science, 5 (1).
- —— 2014, "Socioecological Psychology." Annual review of psychology, 65.
- Oishi, S., S. Kesebir, F. F. Miao, T. Talhelm, Y. Endo, Y. Uchida & V. Norasakkunkit, 2013, "Residential Mobility Increases Motivation to Expand Social Network: But Why? ." Journal of Experimental Social Psychology, 49 (2).
- Ong, L. S. 2015, I need to be in Control: Motivations to Compensate Personal Control Threat through Hierarchy

Endorsement among Individuals with Low vs. High Relational Mobility. Doctoral dissertation, Singapore Management University.

- Paxton, P. 1999, "Is Social Capital Declining in the United States? A Multiple Indicator Assessment." American Journal of Sociology, 105 (1).
- Portes, A. 1998. "Social Capital: Its Origins and Applications in Modern Sociology." Annual Review of Sociology, 24.
- Preacher, K. J., & A. F. Hayes, 2004, "Spss and Sas Procedures for Estimating Indirect Effects in Simple Mediation Models." Behavior Research Methods, 36 (4).
- Preacher, K. J., & A. F. Hayes, 2008, "Asymptotic and Resampling Strategies for Assessing and Comparing Indirect Effects in Multiple Mediator Models." Behavior Research Methods, 40 (3).
- Putnam, R. D. 2000, Bowling Alone: The Collapse and Revival of American Community. Simon and Schuster.
- Sato, K., & M. Yuki, 2014, "The Association between Self-Esteem and Happiness Differs in Relationally Mobile vs Stable Interpersonal Contexts." Frontiers in Psychology, 5.
- Schug, J., M. Yuki & W. Maddux, 2010, "Relational Mobility Explains Between-and Within-Culture Differences in Self-Disclosure to Close Friends." Psychological Science, 21.
- Stellar, J. E., A. Gordon, C. L. Anderson, P. K. Piff, G. D. McNeil & D. Keltner, 2018, "Awe and Humility."

 Journal of Personality and Social Psychology, 114 (2).
- Todaro, M. P. 1969, "A Model of Labor Migration and Urban Unemployment in Less Developed Countries." American Economic Review, 59 (1).
- Williams, D. R., M. E. Patterson, J. W. Roggenbuck & A. E. Watson, 1992, "Beyond the Commodity Metaphor: Examining Emotional and Symbolic attachment to Place." *Leisure Sciences*, 14 (1).
- Yamagishi, T., M. Kikuchi & M. Kosugi, 1999, "Trust, Gullibility, and Social Intelligence." Asian Journal of Social Psychology, 2 (1).
- Yuki, M., & J. Schug, 2012, "Relational Mobility: A Socio-Ecological Approach to Personal Relationships." In O. Gillath, G. E. Adams, & A. D. Kunkel (eds.), Relationship Science: Integrating Evolutionary, Neuroscience, and Sociocultural Approaches (pp. 137 152). Washington DC: American Psychological Association.
- Yuki, M., K. Sato, K. Takemura & S. Oishi, 2013, "Social Ecology Moderates the Association between Self-Esteem and Happiness." *Journal of Experimental Social Psychology*, 49 (4).
- Yuki, M., J. Schug, H. Horikawa, K. Takemura, K. Sato, K. Yokota & K. Kamaya, 2007, "Development of a Scale to Measure Perceptions of Relational Mobility in Society." Work Paper, Hokkaido Univ., Sapporo, Japan.
- Zhao, X., J. G. Lynch, & Q. Chen, 2010, "Reconsidering Baron and Kenny: Myths and Truths about Mediation Analysis." Journal of Consumer Research, 37 (2).

作者单位: 中国社会科学院社会学研究所

责任编辑: 陈咏媛

PAPER

The Transitional Characteristics of China's Human Capital and Progressive Postponed Retirement Policies: Necessities, Problems and Suggestions

Shao Cen, Zhao Xindong & Wang Jiashun 86

Abstract: On the dual tracks of demographic transition and social transformation, China's human capital shows distinct transitional characteristics. The rapid declining birth-rate has changed the dependency ratio and reduced further population growth potential. It is necessary to postpone the retirement age responding to the declining ratio of working-age population and the demand of sustainability of labor supply. However, the transitional characteristics of human capital would influence the implementation of this policy. The analysis of statistical data shows that the gaps in education and working hours among different age groups would hinder the postponed retirement. Finally, this paper discusses the policy effects of postponing retirement age policy and other relevant policies.

Abstract: The research explores the effects of psychological factors and social-ecological factors on individual's residential mobility wills, and tries to reveal the psychological mechanism of individual's decision making on residential mobility. Based on the 2017 survey data of social mentality, this paper finds that city identification intermediates the relational mobility and residential mobility intention. The relationship between relational mobility and city identification, and the relationship between city identification and residential mobility intention both are moderated by residential length. Those results imply that the promotion of "citizenization" of migrant populations requires assists for them to establish social support networks. It needs guidance for migrant populations to adopt city identification. It is worthy to take the residential length as the important index of city public welfare distribution. Also, it should carry out the corresponding social psychological service according to the psychological needs of different social groups with different of residential lengths.

Abstract: Based on the data of 2008 Chinese Private Enterprises Survey, we use the legalization index as a specific indicator of the environment to examine its effects in different periods and developing speeds. Taking the family succession as the reference group, we find that there is an inverted U shape relation between the institutional environment and the intention to introduce professional managers. The