农村流动人口社会交往内卷化

彭大松[a]，资　源[b]

（南京邮电大学 a. 人口研究院；b. 高质量发展评估研究院，江苏 南京 210042）

摘　要：基于全国流动人口动态监测数据，采用多层线性模型，探讨了社区特征对农村流动人口社会交往的影响。研究表明：流动人口在同一社区内聚集一定程度上抑制了社会交往，但其“跨层”效应强化了“业主身份”对社会交往的正向影响，同时削弱了“社会排斥”的负面影响；流入地经济发展会拉大城乡居民间的社会距离，不利于流动人口社会交往，但其“跨层”效应对从事低端职业的流动人口社会交往有积极影响；社区活动和社区公共服务对流动人口的社会交往不仅有直接促进作用，还通过强化“业主身份”效应和削弱交往中的年龄劣势，间接地促进了社会交往。应通过提高社区公共服务质量，改善社区交往环境、加强社区治理等措施降低流动人口社会交往的内卷风险。

关键词：流动人口；社会交往；社区特征；内卷化

中图分类号：F323.6　　**文献标识码：**A　　**文章编号：**1672－0202(2022)01－0130－11

一、农村人口流动与社会交往

社会交往是早期社会理论的重要命题，许多社会学家对此有过精彩的论述。马克思认为，社会交往与生产力发展、阶级的形成密不可分，它决定了民族的整体结构与阶级关系[1]。韦伯也将社会交往看成是理解社会阶层结构的重要基础[2]。哈贝马斯则认为社会交往可减少社会系统殖民生活世界的风险[3]。随着社会理论的转向，现代社会理论对社会交往的直接探讨越来越少[4]，取而代之的是将其视为某些理论的一个维度，例如社会资本理论中，社会交往仅被视为积累社会资本的一种方式。在社会融合理论中，社会交往也只是社会融合的表征之一。对此，戈德索普和埃里克森等学者呼吁学界重新审视社会交往命题，重塑其理论中心地位[5]，因为社会交往兼具个体与社会双重属性，如果忽视对“社会交往”的考察，将难以还原个人行为与社会结构之间的真实关系，从而无法准确地把握社会历史进程。

本文拟对中国农村流动人口的社会交往议题进行深入探讨，一方面是对现有理论研究忽视社会交往问题的一种回应，试图通过研究中国农村流动人口的社会交往，检视个体行为与社会结构之间关联机制。另一方面也是对中国流动人口社会交往实践的反思。自改革开放以来，农村已有大量劳动力人口流向城市，截止 2020 年末流动人口规模已达 3.76 亿①。流动人口对中国经济和城市发展做出了巨大贡献，但流动本身也带来诸多负面影响。例如，流动者个体被迫脱离熟人网络，在陌生的城市重新建立社会交往圈。然而，大量的经验研究证实，多数流动人口在城市重构新的社会网络仍以流入地的亲友、同乡等熟人为主，无法突破固有的亲缘、地缘关系边界，进而发展

收稿日期：2021－06－28　　**DOI：**10.7671/j.issn.1672－0202.2022.01.012

基金项目：国家社会科学基金一般项目(21BRK031)

作者简介：彭大松(1979—)，男，安徽潜山人，南京邮电大学人口研究院副教授，主要研究方向为流动人口研究。E-mail：pengdasong@njupt.edu.cn

① 数据来源：国家统计局.第七次全国人口普查公报(第七号)。

出与城市居民广泛的交往模式[6]。有学者将这一现象称之为交往内卷化,并将其特征概括为“以情感为基础”[7]、“交往范围狭窄”[8]、“交往对象具有同质性”、“交往多数是熟人,而非陌生人”[9]等。从关系维度来看,中国人的交往关系是一种差序格局,即根据关系的亲疏远近以自我为中心而构建社会交往网络。基于此,可将“社会交往”区分为指向“自己人”的向内社会交往和指向“他人”的向外社会交往。向内交往是指与家人、亲戚、朋友、同乡之间的交往,是一种基于亲缘、地缘所形成的熟人交往关系。向外交往是指与家人、亲属以及同乡之外的人的交往,是一种与脱离亲缘、地缘关系的陌生人之间的交往。由此,交往内卷也可表述为向内交往倾向,反之,则是外向化交往。

交往内卷化将带来诸多负面后果:从微观来看,交往内卷化意味着流动者个体的社会网络资源有限、社会资本不足、生活机会减少,不利于其融入城市和获得公平公正的发展机会;从宏观来看,流动人口是未来我国进一步城市化的潜在人口,社会交往内卷显然不利于流动人口长期居留和融入城市,也与国家目前推行的城乡融合发展政策目标相背离。鉴于此,本文以农村流动人口为研究对象,探讨社会交往趋势及影响机制,既是出于对学界忽视“社会交往”主题的反思,也是对中国流动人口社会交往内卷化现状所做的现实回应。

二、理论视角与研究框架

(一)理论视角

与社会交往有关的代表性理论主要包括交往结构理论、社会网络理论和社会资源理论。

交往结构理论认为,不同阶层的人占据不同的社会结构位置,而社会交往则是对不同结构位置上个体之间互动关系的直接反映[10]10-11。基于此,布劳提出交往“接近性假说”,即相同位置的个体因共享角色、经验而更易于形成社会交往。交往接近性假说实际包括两层含义:一是阶层同质性是个体建立广泛社会交往的前置条件和基础;二是不同的结构位置也为“跨层”交往设置障碍,即身份相异的个体难以形成交往圈。由此可见,社会交往的“接近性”假说能较好地解释流动人口交往内卷现象。具体来说,由于城乡二元发展格局造就了城乡居民之间的身份差异、地位差异和生活方式差异,而这些因素共同影响到两个群体的社会交往,进而成了流动人口交往的内卷趋势[7]。

与交往结构理论不同,社会网络理论(social network)不仅关注个体交往中的位置,也关注交往过程中的信息交换与传递。该理论认为,社会交往之所以重要是因为交往本身负载着信息,有助于改善交往中的信息不对称问题。在著名的求职研究中,研究者发现,社会交往所形成的弱关系(Weak ties)对于个人求职具有优势,因为“弱关系”所传递的信息较少重叠,价值更大[11]。然而,基于中国本土的经验研究却发现,在倚重“关系资本”的儒家文化情境中,社会交往中的“弱关系”虽然可以传递信息,但难以传递像“求职”之类的重要信息[12],因为这些重要信息只会在家人、亲属、朋友等“强关系”网络中得以传递。故而在中国的交往实践中,“强关系”可以发挥更大的价值[13]。因此,对于远离家乡的流动人口来说,围绕流入地的亲缘、地缘关系重建社会交往圈也体现了个体理性与策略行为,而由此形成的内卷化交往也是一种必然结果。

针对“弱关系”理论在儒家文化情境下解释力低的问题,林南提出了社会资源理论[14]19-22。该理论认为,网络结构的不同位置代表着权力、财富、声望等资源的分布,同一阶层个体在资源上具有相似性,往往形成“强关系”,而不同阶层的人之间资源相似性很低,往往是“弱关系”。因此,“弱关系”被视为阶层地位低的人与阶层地位高的人交往的重要路径,从而为获得稀缺资源提供了可能[12]。在此过程中,能动的、理性化的个人努力克服交往中的“结构性障碍”,主动与更高网络

位置中的个体交往。换言之,社会资源理论实际上也预设了“跨层”社会交往中的动力机制问题,这也为解释流动人口“跨层”交往行为提供了可能性[14]30。与城市居民相比,流动人口总体上处于资源劣势的一方,需要通过主动与本地居民交往来获得更多稀缺资源和更好的发展机会。在此过程中流动人口不仅需要有“向上”交往的诉求和强烈意愿,还需要克服“跨层”交往所遭遇的种种困难。因此,可以预见那些面临社会排斥的流动人口更有可能出现交往内卷化,而有强烈落户意愿、居留意愿的流动人口更可能与本地居民交往[6]。

(二)研究框架

上述理论从不同的侧面为流动人口的社会交往提供了可能的解释路径。交往结构理论从位置“接近性”假说入手,诠释了流动人口交往内卷化源于地位的相似性。不过,由于社会阶层地位的多维度特征,使得位置“接近性”的交往又具有多样性。有经验研究发现,拥有更高的教育水平[15]、从事非农职业[16]、更高的收入和城市业主身份等特征的农村流动人口更可能与城市居民交往[17]。社会网络理论区分了“强关系”和“弱关系”交往模式。虽然西方学者证实了社会交往中的“弱关系”具有重要作用,但在中国文化情境中,“强关系”更可能传递重要信息,因而价值更大[13]。社会资源理论强调了“弱关系”在“跨越阶层”交往中的作用,这为流动人口社会交往的异质性提供了新的解释。概言之,中国流动人口的社会交往具有内卷化特征,同时也蕴含着破除交往内卷化的内在动力。但现有研究大多数都基于个体立场探讨了交往行为与结构间的互动关系,缺乏对社会交往环境因素的考察[6]。尤其是当前,中国政府大力推行基本公共服务均等化和户籍制度改革等一系列公共政策,促使农村流动人长期居留城市、融入城市的意愿快速上升[17],也缩小了城乡居民的社会距离[16],从而一定程度上改善了农村流动人口与城市居民之间的社会交往环境。

那么,一个值得探讨的问题是:交往环境改善是否会对流动人口交往内卷化趋势带来转机,环境因素又是如何影响到个体交往。为了回答上述问题,本文将聚焦社区环境对社会交往的影响。一方面,从交往空间来说,社区是个体直接生活场域,也是人际交往、邻里关系形成、社区共同体缔结的重要场所,社区公共空间、社区组织、公共服务、制度实践等是影响社会交往的直接外部因素[18]。另一方面,社区环境还可能是个体交往的外部诱因,促使个体有更强的意愿融入社区、参与社区建设,从而间接地提高了与本地居民的交往。据此,笔者将社区特征对流动人口社会交往的影响概括为两条路径:一是直接影响,即社区特征对流动者个体交往的直接影响;二是间接影响,即通过社区特征调节个体因素而对社会交往产生影响(图1)。

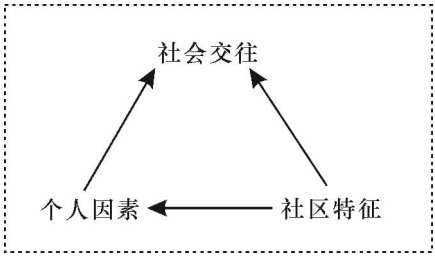


图1 社区特征与流动人口社会交往的研究框架

三、数据、变量与模型

本文使用的数据是2012年江苏、浙江和上海三地的流动人口动态监测调查数据。本文选取城市调查点的农村户籍流动人口为分析样本。在剔除少量“缺失值”较多的样本后,获得个体问卷有效样本11697个,社区样本为848个。

(一)因变量

本文因变量是“社会交往”。根据题项“您业余时间在务工地地与谁来往最多(不包括顾客及其他亲属)”来测度。答案项为“很少与人来往=1”、“同乡(户口仍在户籍地)=2”、“同乡(户口迁

至务工地)=3”、“其他外地人=4”、“其他本地人=5”。数值越小越趋向于内卷化交往,反之则呈现逆内卷化特征①。

(二)自变量

本文自变量包括个体和社区两个层面的自变量。其中,社区变量包括流动人口比例、公共服务、社区活动、人均 GDP 等。社区流动人口比例通过社区内户籍人口、流动出人口、出生人口、流入人口数量等信息计算而来。该变量反映了社区流动人口聚集程度,数值越大,聚集程度越高,反之越低;“社区公共服务”是根据社区问卷提问是否有“志愿队伍”、“志愿服务”、“居民组织/楼长”、“人口管理措施”、“定期访视”、“困难帮扶”、“援助热线/信箱”和“免费文化活动室/图书馆”等 9 个问题来测量。将答案按照“是=1”和“否=0”进行赋值,加总后得分越高,表明社区公共服务越好;“社区活动”是根据题目“社区在半年内针对流动人口开展多少次文体、公益等社会活动”;“人均 GDP”是根据地方《统计年鉴》中公布的年度人均 GDP 数值,进行对数化处理后,再按地区匹配到原社区数据库。个人层次自变量包括受教育年限、收入、职业类型、自购住房、家庭化流动、流动年数、久居意愿等。“受教育年限”是根据被访者受教育程度来测量(未上过学=1,小学=6、初中=9、高中/中专=12、大学专科=15、大学本科=16、研究生=19),处理为连续变量。“收入”以月收入来测量,处理为对数形式;“业主身份”通过问题“您现在居住的住房性质”(自购产权住房=1,租房、借住、其它类型=0)来测量,处理为分类变量;“职业类别”通过“您就业单位的属性”来测量,根据回答项分为四个类别,即党政机关及专业技术人员、商业及其他服务业、生产运输和建筑业、无固定职业(含打零工),做分类变量使用,其中党政机关及专业技术人员为参照类别;“家庭化流动”根据家庭信息采集表中的信息来测量。将符合“家庭成员一起流动”,并且“生活在同一个城市”纳入“家庭化流动”类型,在数据处理时做二分变量,以“非家庭化流动”为参照;“流动年数”是通过问题“您本次流入本地的时间”来测量②,做连续变量使用;“久居意愿”通过询问“您是否打算在此长期居住(5 年以上)”来测量,答案项(不打算=1、没想好=2 和打算=3)数值越高代表久居意愿越强,做连续变量使用;“社会排斥”的操作化是根据“本地人愿意接受我为他们中的一员”和“我感觉本地人总是看不起外地人”两个问题进行操作化。统一赋值方向后,将两项加总后得分表示“社会排斥”,数值越高,社会排斥越强。此外,个体层次模型还纳入了包括年龄、性别(女=0)、婚姻(未婚=0)以及调查省份(上海=0)等控制变量,以降低系数估计偏误。

表 1 报告了样本分布特征。农村流动人口社会交往水平总体不高,均值为 2.90。流动人口平均年龄 33.34 岁,男性占比 48.8%,两性人数基本均衡。此外,家庭化流动占比 63.1%,平均流动年数为 5.03 年,受教育年限为 9.89 年,在商业、服务业、生产运输业从业者最多达到 88%。在社区层面,社区流动人口比例平均为 47.6%,表明抽样社区中流动人口比例相对较高。社区公共服务均值为 6.19,这对于区间为 0~9 范围来说处于中上水平,表明长三角地区社区公共服务水平较高。社区活动均值为 3.69,即各个社区半年内针对流动人口开展包括公益、文体类社区活动平均为 3.69 次。从社区和个人层次变量的分布来看,与长三角地区的流动人口和社区特征基本吻合,具有较好的代表性。

---

① 逆内卷化是内卷化的反向过程。前者向内(亲属、熟人等)交往,后者则是向外(外人、陌生人)交往。

② 说明:如果因为农忙、探亲、出差、旅游等偶然因素,短期(原则上不超过两个月)离开本市,但离开前已在本地工作、学习或生活,再次返回本地时不作为一次新的流入。

表1 个人与社区两个层次变量的分布特征 (n = 11697)

变量名称	均值/百分比	标准差	极小值	极大值
社会交往(外向)	2.90	1.33	1	5
年龄	33.34	9.23	15	44
年龄平方	992.7	458.1	225	1936
男性(女=0)	48.8%	——	0	1
已婚(单身=0)	72.7%	——	0	1
家庭化流动(否=0)	63.1%	——	0	1
流动年数	5.03	4.77	0.33	41
受教育年限	9.89	2.59	1	19
职业:党政机关及专技人员	9.81%	——	0	1
商业服务业	55.90%	——	0	1
生产、运输建筑业	32.45%	——	0	1
无固定职业	1.84%	——	0	1
收入(ln)	6.98	2.68	0	11.00
业主身份(否=0)	9.23%	——	0	1
社会排斥	4.02	1.11	2	8
久住意愿	2.57	0.67	1	3
省份(市):上海	42.70%	——	0	1
江苏	32.62%	——	0	1
浙江	24.67%	——	0	1
社区特征				
流动人口比例(%)	47.62	27.86	0.50	100
公共服务	6.19	1.86	0	9
社区活动	3.69	30.15	0	9
人均 GDP(ln)	11.40	0.23	9.37	11.67

注:(1)类别变量用百分比表示,定距变量用均值和标准差表示;(2)表中数据已经加权处理后的结果。

(三)统计模型

本文分析数据由个人数据和社区数据构成,两者属于嵌套结构,即个体嵌套于社区之中,适合采用多层线性模型拟合数据。本文的分层线性模型方程为:

个体模型(层-1):$$Y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \cdots + \beta_k x_k + \gamma \quad (1)$$

社区模型(层-2):$$\begin{aligned} \beta_0 &= \gamma_{00} + \gamma_{01} W_1 + \cdots \gamma_{0p} W_p + \mu_0 \\ &\vdots \qquad\qquad \vdots \\ \beta_k &= \gamma_{k0} + \gamma_{k1} W_1 + \cdots \gamma_{kp} W_p + \mu_k \end{aligned} \quad (2)$$

其中,方程(1)中的 Y 代表本文因变量"社会交往",β_0 代表个体层次模型的截距,$\beta_1 \cdots\cdots \beta_k$ 为个体层次变量 $x_1 \cdots\cdots x_k$ 对应的回归系数,方程(2)是截距模型和斜率模型,$W_1 \cdots\cdots W_p$ 是社区层次的变量。γ_{00}是社区层截距,$\gamma_1 \cdots\cdots \gamma_p$是社区层次变量对应的回归系数,代表社区变量对个体变量影响的调节效应。本文利用 HLM6.8 软件对数据进行分析①。数据分析分为三个部分:(1)拟合零模型(也称无条件模型)分析是为了检验分层线性模型的合适性;(2)分步纳入个体变量和社区变量的模型分析,并比较社区层次变量对模型的改进效果;(3)拟合两个层次变量的"跨层"交互效应。

① HLM 是 Scientific Software International (SSI)旗下的一款专门用于分析多层数据的统计分析软件。

表 2 报告了零模型估计结果。其中,社区层面的方差成分为 0.36,个体层面的方差成分为 1.42,计算得到 ICC 为 0.20。根据 Cohen 的建议,当 ICC 高于 0.138 时属于高度相关[19],应该采用多层线性模型进行数据拟合。

表 2　多层线性模型的零模型估计结果

固定效应	系数	标准误	Z - 值	P 值
社会交往	2.76	0.02	130.20	0.000
随机效应	方差成分	标准差	χ^2	P 值
组间(社区层次)	0.36	0.60	4360.12	0.000
组内(个人层次)	1.42	1.19		

四、实证分析

(一)社区特征的直接影响

表 3 的模型 1 是只纳入了个体变量的固定效应模型。与零模型相比,模型 1 的方差得到明显改善。模型 2 在模型 1 基础上加入了社区变量,模型 2 的方差进一步改善,这说明个体和社区因素都是影响农村流动人口社会交往的重要变量。

表 3　农村流动人口社会交往的多层线性模型估计结果

变量名称	模型 1	模型 2
平均截距	2.89 *** (0.11)	2.88 *** (0.11)
个人层次变量		
年龄	0.03 * (0.01)	0.03 * (0.01)
年龄平方	-0.001 * (0.00)	-0.001 * (0.00)
男性(女 =0)	-0.03(0.02)	-0.02(0.02)
已婚(单身 =0)	-0.09 * (0.04)	-0.09 * (0.04)
汉族(少数民族 =0)	0.19 * (0.08)	0.19 * (0.08)
家庭化流动(否 =0)	-0.07 ** (0.03)	-0.07 ** (0.03)
流动年数	0.02 *** (0.002)	0.02 *** (0.002)
受教育年限	0.05 *** (0.005)	0.05 *** (0.005)
职业(党政机关及专技 =0)		
商业服务业	-0.03(0.04)	-0.05(0.04)
生产、运输建筑业	-0.19 *** (0.05)	-0.18 *** (0.05)
无固定职业	-0.24 *** (0.09)	-0.25 ** (0.09)
收入对数(ln)	0.09 *** (0.02)	0.09 *** (0.02)
业主身份(否 =0)	0.28 *** (0.05)	0.29 *** (0.05)
社会排斥	-0.07 *** (0.01)	-0.07 *** (0.01)
久住意愿	0.12 *** (0.02)	0.12 *** (0.02)
省、市 (上海 =0)		
江苏	0.14 *** (0.05)	0.20 *** (0.05)
浙江	0.006(0.05)	0.10(0.06)
社区层次变量		
流动人口比例(%)	——	-0.003 *** (0.00)
社区活动	——	0.001 *** (0.00)
公共服务	——	0.03 * (0.01)
人均 GDP(ln)	——	-0.28 ** (0.11)
方差成分		
社区层次方差	0.30	0.29
个人层次方差	1.35	1.31

注:1. 括号中数据为标准误;2. + 代表 $P<0.1$, * 代表 $P<0.05$, ** 代表 $P<0.01$, *** 代表 $P<0.001$;2. 个体层次方差消减比例为 16.7%,社区层次消减比例 4.93%。

1. 社区内流动人口聚集的影响

社区流动人口聚集对农村流动人口社会交往有抑制作用。社区流动人口比例每提高1个百分点,流动人口社会交往均值下降0.003($P<0.001$)。这与康达西的研究发现一致,即社区外来人口聚集,不利于与本地居民间的交往和融合[20]。对此有两个可能的解释:一是流动人口聚集度上升必然会导致与同质性个体交往增加,二是城市社区仍存在着对流动人口的歧视、排斥与隔离[21],从而迫使流动人口更愿意与内群体交往。因此,流动人口聚居可能会带来社区内的群体分裂和居住隔离风险,应引起重视。

2. 社区活动与公共服务的影响

开展社区活动和提高社区公共服务质量有助于促进流动人口的社会交往。具体来说,半年内的社区活动每增加1次,社会交往均值则相应地提高0.001,社区公共服务质量平均提高1个单位,社会交往均值相应地提高0.03。这表明社区作为生活空间和社会交往的外部环境对社会交往具有十分重要的影响,应重视社区组织、社区制度、社区服务等对改善流动人口社会交往的重要作用。

3. 经济发展的影响

表3估计结果显示,人均GDP对数每升高1个单位,社会交往则平均下降0.28($P<0.01$),说明经济发展对农村流动人口与本地居民交往有抑制作用。这种抑制作用与两个因素有关:一是流入地经济越发达,客观上扩大了本地居民与农村流动人口之间的阶层差异,从而提高了两个群体的交往壁垒;二是收入差距扩大也导致两个群体社会交往的心理距离增加[10]23-25。

(二)个体因素的影响

由于"跨层"效应是在个体效应基础上做的进一步分析,因此在分析"跨层"效应之前仍有必要对个体因素的影响做简要诠释。

1. 年龄的影响

年龄对流动人口交往的影响呈倒"U"型关系。如图2所示,在青年早期阶段,年龄增长有助于促进社会交往,但到一定年龄后,社会交往会出现下降。年龄与社会交往之间的非线性关系在Morgan的研究中也得到证实。该研究发现,30岁时个人的非亲属网络规模达到顶峰,此后会持续下降[22]。而一项针对中国人交往的研究同样得出年龄与交往之间的倒"U"型关系[23]。这说明进入中青年后期阶段,社会交往存在明显的年龄劣势,而年龄劣势可能会进一步对流动者的就业、职业流动以及收入产生负面影响。

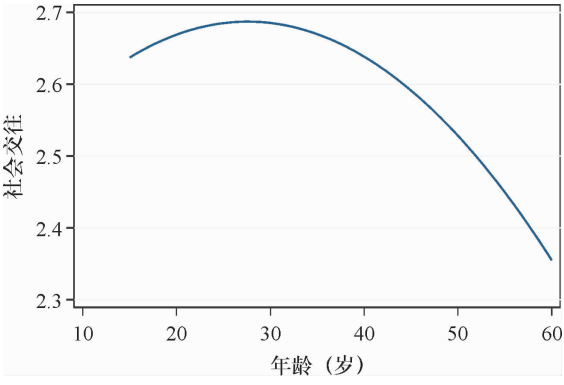


图2 流动人口的年龄与社会交往关系

2. 婚姻家庭的影响

表3的估计结果显示,结婚和家庭化流动对农村青年人口的社会交往有抑制作用。具体来说,已婚流动者比单身流动者的社会交往值平均下降0.09,家庭化流动使社会交往平均下降0.07。Fischer认为这与婚后个人角色发生转变有关,结婚后需要承担家庭责任和子女抚养,使得早期的非正式交往逐渐淡化或中断[24]。家庭化流动的抑制作用可能还与流动人口交往本地居民面临的障碍大小有关。胡荣的研究显示,纵向交往障碍较大时,横向交往显得更容易[25]。对于流动人口而言,当外向交往受阻时自然会退缩到家庭关系网络中来。

3. 个体资源的影响

表2还报告了受教育年限、职业、业主身份、收入等变量的影响。这些变量值代表个人的资源

以及社会结构中的位置。结果显示,个体资源越丰富、在社会结构中的位置越占优,其相应的社会交往水平也越高。这一发现与已有经验研究结论基本一致[26],也佐证了交往结构理论所反映的社会交往"接近性假说"[10]10-11。换言之,该结论也反映出城乡阶层壁垒可能是阻碍两类群体社会交往的重要因素。

4. 社会排斥和久住意愿的影响

"社会排斥"和"久住意愿"也影响到流动人口的社会交往。前者对社会交往有抑制作用,后者则有促进作用,两者都反映主观心理因素对社会交往的影响[4]。此外,"流动年数"也有显著的正向影响,即个人流动时间越长,与城市居民的社会交往程度就越高。这与汪国华的发现类似[7],即交往行为是流动人口适应城市文化的突破口,新生代农民工将经历从初期的交往"内卷化",到逐步形成理性化和匿名化的外向型社会交往。

(三)社区特征的"跨层"效应

多层线性模型最大的优势是估计了"跨层"效应。表 4 报告了多层线性模型"跨层"效应估计结果①。

1. 社区活动的"跨层"效应

社区活动对年龄、年龄平方以及社会排斥等个体变量产生调节影响。其中"社区活动"对"年龄"和"年龄平方"的调节系数分别为 0.0009 和 -0.0001。这表明社区活动的开展促进了年轻流动人口的社会交往,同时也削弱了年长流动人口交往中的年龄劣势,从而在总体上起到正向促进作用。此外,社区活动对社会排斥的调节效应为 0.0002,在一定程度上抵消了社会排斥的负面影响,促进了社会交往。

2. 经济发展的"跨层"效应

经济发展对"职业"有调节性影响。在"职业"截距项下的人均 GDP(ln)估计值为 0.14,表明流入地经济发展可有效降低"低端职业"对个体社会交往负向影响,其对应的斜率改变量为 0.14。值得注意的是,人均 GDP 虽然对社会交往的直接效应为负值,但在"跨层"效应中却是正值,这意味着人均 GDP 的增长虽然总体上不利于流动人口的社会交往,却有助于改善"低端职业"流动人口的交往状况。

3. 流动人比例的"跨层"效应

流动人口比例对"业主身份"和"社会排斥"有正向调节作用,两者的效应系数分别为 0.003 和 0.001。这说明社区内外来人口聚集度越高,业主身份对社会交往的正向影响越大,同时,也在一定程度上抵消了"社会排斥"的负面影响。

因为流动人口高聚集的社区,流动人口之间可能形成更强的社会支持网络,从而降低了个体对外来社会排斥的敏感度,进而部分地消解了其负面影响[26];此外,社区公共服务对"业主身份"也具有正向调节效应,且效应系数为 0.04。这表明社区公共服务在一定程度上强化了"业主身份"对社会交往的积极影响。

表 5 概括了"跨层"交互效应的估计结果。与传统的 OLS 模型分析结果不同,多层线性模型"跨层"效应分析展示出的社区特征与个体特征之间的复杂关系。社区特征对某些个体因素有正向调节作用,却对另一些因素产生负向调节。多层线性模型分析结果所呈现的复杂关系与实际社会情境更为接近,有助于我们重新审视社区特征对流动人口社会交往、城市融入和公平发展的重

① 由于各层变量较多,要先分别对各层变量进行初步试算和筛选。将可靠系数值低于 0.1 的模型误差项设置为固定效应,其余设置为随机效应,并逐步舍弃统计上不显著的交互项,形成最终模型。

要意义。

表4 社区特征影响青年流动人口社会多层线性回归模型

固定效果	回归系数	标准误	T 比率	P 值
社会交往(均值)				
截距	2.871	0.1183	24.27	0.000
流动人口比例(%)	-0.004	0.0009	-4.253	0.000
社区活动	0.0015	0.0007	2.164	0.031
公共服务	0.023	0.0116	1.959	0.050
人均 GDP(ln)	-0.606	0.1865	-3.251	0.002
年龄				
截距	0.0271	0.015	1.789	0.063
社区活动	0.0009	0.0005	1.912	0.050
年龄平方				
截距	-0.0005	0.0002	-2.122	0.034
社区活动	-0.0001	0.00007	-1.965	0.041
职业				
截距	-0.0994	0.0178	-5.602	0.000
人均 GDP(ln)	0.1377	0.0701	1.966	0.049
业主身份				
截距	0.2809	0.041	6.898	0.000
社区公共服务	0.0383	0.024	1.921	0.051
流动人口比例(%)	0.0031	0.002	1.958	0.050
社会排斥				
截距	-0.074	0.013	-5.812	0.000
流动人口比例(%)	0.0013	0.0005	2.71	0.006
社区活动	0.0002	0.00004	2.68	0.008
随机效果	**方差成分**	**自由度**	**χ^2 值**	**P 值**
社会交往(均值)	0.304	32	110.0	0.000
年龄	0.008	35	41.34	0.213
年龄平方	0.001	35	41.73	0.201
受教育年限	0.002	36	27.58	>0.500
收入对数	0.004	35	70.06	0.001
流动年数	0.0008	36	39.27	0.325
社会排斥	0.017	35	25.11	>0.500
久住意愿	0.004	36	38.74	0.347

注:1. 受篇幅所限,表中省略了已纳入模型但没有"跨层"效应的个体变量估计值。具体包括:性别、民族、婚姻、家庭化流动、流动年数、受教育年数、收入对数、省市、久住意愿等变量;2. 随机效应结果显示,除了截距和收入对数外,其他变量都得到了充分的解释。

表5 农村流动人口社会交往的"跨层"效应

	年龄	年龄平方	职业	自购住房	社会排斥
流动人口比例	×	×	×	+	+
社区活动	+	-	×	×	+
公共服务	×	×	×	+	×
地区人均 GDP	×	×	+	×	×

注:"×"表示无"跨层"交互效应,"+"表示"跨层"效应为正向,"-"表示"跨层"效应为负向。

五、结论与讨论

社会交往内卷意味着社会信任下降、社会资本减少和社会融合偏低。交往内卷也会导致流动人口生活机会减少和社会不平等的发生。社会交往不仅是个体行为,其背后也折射出制度、环境与社会结构因素的影响。与以往研究不同,本文重点关注社区环境因素对流动人口社会交往的影响。通过对江、浙、沪三地流动人口动态监测调查数据分析,得出如下结论:(1)社区特征对农村流动人口社会交往有多重影响。流动人口聚集会抑制社会交往,并使之呈内卷化趋势;城市经济越发达,越可能导致流动人口交往的内卷化;社区公共服务和社区活动开展则直接促进了流动人口交往;(2)社区特征具有"跨层"效应。社区内流动人口聚集强化了"业主身份"对社会交往的正向影响,同时削弱了"社会排斥"的负面影响;流入地的经济发展对从事低端职业的流动人口交往有积极影响;社区活动和社区公共服务通过强化"业主身份"效应和削弱年龄劣势效应,间接地促进了社会交往;(3)个体因素对社会交往的影响与以往研究基本一致,但家庭化流动并没有提高流动者与本地居民的社会交往,反而使交往内卷化。

总之,流动人口与城市居民之间的社会距离相对较大,与城市居民交往程度不高,城市融入也不甚理想。如果不改善城市社区交往环境,将难以出现流动人口与城市居民交融共居、和谐共处的景象。相反,随着两个群体之间的交往壁垒高筑、沟通不畅,群体之间的隔离、排斥会同步加深,从而出现西方学者所说的区隔融合和马赛克交往现象。这显然有悖于新型城镇化战略和城乡融合发展目标。为此,政府应通过完善流动人口公共政策、加强社区治理、提高公共服务质量等外部环境的改善,促进城乡居民构建和谐的社交网络,为城乡融合发展做出贡献。

参考文献:

[1]胡为雄. 马克思的社会交往理论[J]. 教学与研究,2004(8):39 - 45.

[2]弗兰克. 帕金. 马克斯. 韦伯(修订版)[M]. 江苏:译林出版社,2011:107.

[3]杨礼银. 哈贝马斯社会整合理论中共同体的三个基本层面[J]. 哲学研究,2019(10):116 - 125.

[4]刘精明, 李路路. 阶层化:居住空间、生活方式、社会交往与阶层认同——我国城镇社会阶层化问题的实证研究[J]. 社会学研究, 2005(3):52 - 81.

[5]ERIKSON R, GOLDTHORPE JH. The constant flux, a study of class mobility in industrial societies. [M]. Oxford: Clarendon Press. 1992:97 - 101.

[6]康红梅. 社会排斥背景下底层群体"内卷化"职业身份认同研究——以环卫农民工为例[J]. 理论月刊,2016(1):143 - 148.

[7]汪国华. 从内卷化到外延化:新生代农民工务工地创业社会支持网络研究[J]. 中国青年研究,2019(8):56 - 61.

[8]张岳. 农民工的社会交往内卷化了吗? ——基于对"内卷化"概念比较性的理解[J]. 天府新论,2020(1):88 - 95.

[9]刘丽. 新生代农民工"内卷化"现象及其城市融入问题[J]. 河北学刊,2012(4):118 - 122.

[10]BLAU P, DUNCAN OD. The American occupational structure[M]. New York: Wiley Press,1967.

[11]GRANOVERTTER, M. The strength of weak ties[J]. Journal of American Sociology, 1973(65):78.

[12]边燕杰,张文宏. 经济体制、社会网络与职业流动[J]. 中国社会科学,2001(2):77 - 89.

[13]边燕杰,张磊. 论关系文化与关系社会资本[J]. 人文杂志,2003(1):27 - 37.

[14]LIN N. Social capital: a theory of social structure and action[M]. Cambridge: Cambridge University Press,2002.

[15]张明,余丽梅,张学敏. 高等教育影响居民社会交往的实证研究——基于倾向值得分匹配方法的检验[J]. 东北师大学报(哲学社会科学版),2020(2):163 - 174.

[16]肖云,邓睿.新生代农民工城市社区融入困境分析[J].华南农业大学学报(社会科学版),2015(1):36-45.
[17]杨菊华.新型城镇化背景下户籍制度的"双二属性"与流动人口的社会融合[J].中国人民大学学报,2017(4):119-128.
[18]熊易寒.社区共同体何以可能:人格化社会交往的消失与重建[J].南京社会科学,2019(8):71-76.
[19]COHEN J. Statistical power analysis for the behavioral sciences (2nd ed.)[M]. Hillsdale, NJ: Erlbaum,1988:37.
[20]康达西,殷洁.城市中心区流动人口聚居空间考察——以南京市红庙小区为例[J].城市问题,2018(2):90-97.
[21]项飚.社区何为——对北京流动人口聚居区的研究[J].社会学研究,1998(6):3-5.
[22]MORGAN D. Age differences in social network participation[J]. Journal of Gerontology: Social Sciences, 1988(43):79-86.
[23]胡荣,影响村民社会交往的因素分析[J]. 厦门大学学报(哲学社会科学版),2005(2):122-128.
[24]FISCHER. A research note on friendship, gender and the life cycle[J]. Social Forces (University of North Carolina Press), 1983(46):79-88.
[25]胡荣,胡康.城市居民的社会交往与社会资本建构[J].社会科学研究,2007(4):98-103.
[26]田丰,付宇.无友不如己者:城镇化如何影响个人社会资本[J].社会学评论,2020(5):74-87.

Community Characteristics and the Involution of Social Communication among Rural Migrant Population

PENG Da-song, ZI Yuan

(*a. Population Research Institute ; b. High-quality Development Evaluation Research Institute, Nanjing University of Posts and Telecommunications, Nanjing* 210042, *China*)

Abstract: Based on the data of China Migrants Dynamic Survey (CMDS) and using the hierarchical linear models, the influence of community characteristics on the social interaction of the migrant population is discussed. The research shows that from the point of view of direct impact, the proportion of community migrant population have an inhibitory effect on the social interaction in one community, while the cross layer effect intensifies owners' identity effects social communication positively and weaken the negative effects with social exclusion. In addition, the increase in regional economic development enhances social distance in social communication, but cross layer effect can improve the social interaction of the "low-end occupation" migrant population. Development of community public services and public activities is helpful to the social interaction of the migrant population directly, intensify owners' identity effects and dampen age disadvantage play an indirect role. Therefore, strengthening community governance, and improving the communication environment in the community can effectively reduce the risk of community segmentation that may be caused by the migration of floating population and family movement, thereby contributing to the promotion of urban-rural integrated development.

Key Words: floating population; social interaction; community characteristics; involution