

居住隔离与流动人口精神健康研究^{*}

卢 楠 王毅杰

提 要：基于 2014 年“流动人口社会融合与心理健康专题调查”数据，本文使用多层线性模型探讨居住隔离对流动人口精神健康的影响，并比较流动人口群体内部差异性。研究发现：在我国大中城市中，居住隔离对流动人口精神健康具有显著负面影响；这一效应在不同户籍的群体中有差异，“城—城”流动人口的精神健康受居住隔离的负面影响比“乡—城”流动人口的要大；具体机制上，这一差异可能是因为受教育程度相对较高的“城—城”流动人口会产生较强的相对剥夺感，从而其心理压力更大、精神健康更易受损。

关键词：居住隔离 精神健康 户口 流动人口

一、问题的提出

21 世纪以来，我国的城市化高速发展，大量流动人口进入城市工作生活。随着劳动力市场长期分隔引起的职业差异以及住房市场化程度日益加深，流动人口与城市居民之间居住空间出现分异，甚至呈现出明显的隔离态势：与本地居民相比，流动人口多集聚在“棚户区”“城中村”等地，“脏乱差”成为他们居住状况的代名词（王汉生等，1997；吴晓，2003；张文宏、刘琳，2015）；且囿于户籍制度与经济能力，流动人口在住房产权、人均住房面积、住房设施上都处于弱势地位（李志刚等，2014）。我国关于这一现象的研究多集中于其现状、原因和形成机制（梁海祥，2015；刘涛、曹广中，2015），大多认为居住隔离对于社会阶层固化、贫富差距拉大以及社会分类形成等均有刺激作用，其会扩大流动人口与本地居民之间社会距离，降低

* 本研究受到江苏高校哲学社会科学研究重大项目“社会治理中的心态问题研究”（项目编号：2017ZDAXM004；主持人：王毅杰）支持、江苏省研究生培养创新工程项目“中国城乡居民健康状况的城乡比较分析”（项目编号：KYLX16_1419；主持人：卢楠）支持。

流动人口留城意愿（刘精明、李路路，2005；李强、李洋，2010）。

然而，这些研究多数聚焦于住房特征及其对流动人口融入的影响，很少探究其对流动人口精神健康的影响。随着现代社会中人们压力的增大，流动人口的社会心态与精神健康成为社会关注的问题（刘林平等，2011；王刘飞，2015）。有关流动人口精神健康的研究多关注迁移经历、劳动权益、社会交往和社会融入等因素，但对居住隔离的影响却鲜有探讨。居住隔离状况影响着人们基本的日常生活感受，对人们精神健康的影响亟须学界关注。

本研究利用2014年国家卫生和计划生育委员会收集的“流动人口社会融合与心理健康专题调查”数据，探索居住隔离与流动人口精神健康之间关系。研究问题包括：首先，居住隔离对流动人口精神健康是否有影响，如何影响？其次，居住隔离对具有不同户籍的流动人口精神健康的影响是否存在差异？产生这种差异的具体机制是什么？对上述议题的探讨不仅能综合评估居住隔离对流动人口精神健康的影响，更能深入分析当前我国户籍带来的健康不平等现象，为评价当前的户籍和房地产发展政策及政策效果提供更直接的经验依据。

二、相关文献及研究假设

（一）居住隔离的作用机制

隔离（segregation）是指具有不同社会特征的群体在分布上的差异程度，既能够描述自然空间（地理位置）上的分布差异，也可以刻画社会空间或类别（如不同职业）上的分布差异。居住隔离便属于前者，指民族、户籍、职业、经济收入等特征存在差别的群体聚集在不同的区域，从而导致区域间存在显著的人口特征构成差异。在西方的已有研究中，人口的区域分布体现出很强的种族差异（Timms, 1969）。具体而言，本国居民集中在一些社区，移民则聚集在另外一些社区，导致两类人群的日常生活处于一种分割的状态，无法实现社会融合。

国外已有研究发现，居住隔离会在许多方面对居住于其中的人们造成负面影响。居住隔离的作用来自邻里效应（neighborhood effect），居住隔离塑造了隔离社区独特的邻里环境，邻里环境可以将环境特征传导到个体身上。因此，“人们生活和成长于其中的居住空间会对他们自己未来的生活产生重要影响。”（郝亚明，2012）

西方已有研究将居住隔离的作用机制大致归为六类：制度机制、社会网络机制、社会化机制、污名机制、隔离机制和心理机制。制度机制关注隔离社区财政税差收导致公共机构资源缺乏的负面效应；社会网络机制关注人际网络提供的信息和资源的影响；社会化机制认为社区中先辈和同辈群体塑造的潜在规则将影响其中居民；污名化机制认为隔离社区会被主流社会贴上负面标签，使他们在工作生活中被歧视；隔离机制认为隔离社区中居民的资源可及性差，缺乏资源去应对风险；心理机制从人们和他人社会比较以及对自身期望的角度进行分析，暗示隔离社区中人们以周围的人为参照群体时通常期望较低、缺乏进取心，进而导致其较差的社会经济地位。（郝亚明，2012）

可以看到，国外已有研究已经产生相当丰富的成果，尽管这些研究为我们认识中国本土相关议题提供了借鉴，但是中国的社会情境与西方存在巨大差异。比如，美国社区发展所需的资金主要来源于社区内业主的税收，因此社区之间无论在基础设施建设还是社区自然人文环境方面都会产生极端的分化，形成严重的族群居住隔离现象。而在我国，社区之间的差异并不会走向这种极端分化：社区中居委会作为街道的派出机构具有很强的行政属性，具有管理和维护社区的责任；地方政府对于城市中各个社区的基础设施建设相对平均，极少有社区存在水电等基础设施的问题；同时，我国在社会治安方面投入资源较多，公安系统对城市实行网格化管理，城市社区的治安环境较好，少有美国社会中犯罪聚集的街区出现。

因此，在我国大中城市的杜会背景中，上述六类作用机制是否适用于居住隔离与流动人口精神健康的关系值得探讨。首先，我国政府投入资源较多，使得我国大多数城市社区建设都能达到一定的标准（李骏，2018），即使在流动人口聚集的社区中，基础的公共设施也能满足居民需求。但在基础设施之外，社区之间还是存在较大的差异。因此对我国整体而言，居住隔离作用的制度机制和隔离机制相比在美国社区中发挥的影响较小，可也不容小觑。比如，基于户籍制度而形成的资源分配隔离就可能对流动人口产生重要影响。其次，由于我国城市中的社区共同体建设尚在进行中，无论在高档小区还是流动人口聚集的小区，居民的关系尚不紧密，基本还是各家关起门来过日子，多数社区尚未产生自身的文化，这在较大程度上限制了社会网络机制和社会化机制的适用性。再次，与西方多种族的移民不同，我国的流动人口在外貌和文化上同本地居民的差异较小，即使出现流动人口聚居的现象，聚居人群也难以形成能够在生活中被轻易辨识的群体符号（方文，2005），从而很少

形成严重的社会隔离，不会出现像美国社会中处处被歧视的黑人或拉丁裔那样的隔离群体。如此，在我国，污名化机制也在很大程度上失去其解释的前提条件。最后，心理机制由于涵盖了更多个体因素、相对独立于社会结构，具有较好的跨国适用性。尽管文化背景不同，但心理机制提供的一些分析视角具有普遍性，比如相对剥夺的分析，为我们研究居住隔离影响流动人口精神健康提供了分析思路。在我国文化中。个体对居住十分重视，住房和社区是身份和社会地位的象征（李强、王美琴，2009）。然而，社区具有居住隔离现象往往意味着其邻里环境大多较差，加之近几十年来我国社会经济的高速发展使得人们容易产生向上流动的高预期，这就使得居住隔离可能会导致流动人口产生较为强烈的相对剥夺感。

综上所述，我国城市社区呈现“底线高、差异大”的现实，使得有三种机制的分析可以为我国居住隔离影响流动人口精神健康的提供解释，即制度机制、隔离机制和心理机制。所以，笔者在探讨居住隔离是否影响流动人口精神健康的基础上，试图整合这三个机制来进一步探索居住隔离的影响机制。笔者在下文中以户籍制度作为居住隔离影响的调节因素来探讨制度机制的影响，并且以压力过程理论作为解释依据，从隔离机制（指向的资源视角）和心理机制（指向的相对剥夺视角）提出户籍调节居住隔离影响的两个竞争性假设，并通过数据加以验证。

（二）研究假设

在精神健康研究的相关领域中，具有代表性的理论解释模型为压力过程模型（Stress Process Model）（梁樱，2013）。近年来，这一模型经常被应用到个体与环境之间关系的研究中。其基础假设为：其一，压力源（stressor）是解释社区环境和居民精神健康间关系的主要机制；其二，压力感知是人面对各类压力状况的基本反应（Cutrona et al. , 2006）。将这一理论应用在本文的研究中，居民的居住隔离感知是实际的隔离情况影响居民精神健康的心理机制：居民在社区中遇到厌恶或有威胁的事物越多，受到居住隔离的压力越大，精神健康状况越差。因此，压力源的情况和人们对于压力的感知是上述理论的两个关键点。前者更偏重于已存事实，后者则与个体的观念或心理体验相关，两者共同决定了人们感知压力的大小。

如前文所述，我国城市化快速推进的背景下，地方政府在城市基础设施建设和社会治安等方面投入大量资源，使得我国城市社区大多能达到最低的标准，少有美国式“贫民窟”；但同时，高档社区与拆迁安置小区、“城中村”共存，社区之间的

差异也较大。流动人口所居住的地点多是老旧小区、集体宿舍或是“城中村”等环境较差、基础设施相对不足的社区，少数能够居住在中高档社区。从而，流动人口比例越高的社区隔离程度也越高，邻里环境可能就越差。若将流动人口看作同质性群体，其对压力的认知和感受为确定参数，邻里环境越差，压力源越多，流动人口感受到压力的概率越大，精神健康状况差的概率就越大。由此，提出以下假设：

假设1：社区的隔离程度越高，生活于其中的流动人口精神健康状况越差。

而居住隔离的影响也可能存在异质性。以帕特南为代表的研究者将社区的各项因素看作是空气一样的存在，即对社区个体的影响是普遍的、同质性的（Moore et al., 2005）。但是，不同的个体在社区或社会关系结构中占据的位置不同，也会形成不同的认知和偏好（即布迪厄理论上的性情倾向），这必定会导致个体对于压力源的认知不同，因此居住隔离对于居民的影响是有差异的（Carpiano, 2006）。已有学者发现，原本居住在高贫困率社区的居民搬迁到低贫困率的社区后，精神健康状况得到显著的改善（Turney, 2013）。但也有研究发现，贫困居民与富裕邻居的对比容易使得贫困居民产生相对剥夺感、生活压力变大，给其精神健康带来负面影响（Collins, 1996）。所以，不同类型的居民可能因为观念上的差异，而对同样的居住隔离情况产生不同的反应，进而其精神健康受到不同的影响。

我国流动人口存在群体异质性，其中既包含了从农村迁移到城市的具有农村户籍的“乡—城”流动人口，也包含了从一个城市流入另外一个城市，具有城镇户籍的“城—城”流动人口。已有研究显示，若以工作时间、职业声望、收入水平、社会保障、居住状况等指标综合测量流动人口的经济地位，“城—城”流动人口大大高于“乡—城”流动人口（杨菊华, 2013）。此外，还有研究发现“乡—城”流动人口与“城—城”流动人口在性别、年龄结构、婚姻状况上的分布非常接近，但在受教育程度上呈现出显著的差异：“乡—城”流动人口以初中学历为主，比例达到57.62%，而“城—城”流动人口以大专及以上学历为主，占比为44.33%；“乡—城”流动人口的受教育程度远低于“城—城”流动人口（陶树果等, 2018）。两类人群基于这些方面的差异，可能会形成不同的认知图式，进而影响他们对于压力的认知和感受。因此，居住隔离对“城—城”流动人口与“乡—城”流动人口精神健康的影响可能存在差异。

有研究显示，居住隔离对于贫困人口的负面效应更大。这是因为贫困人口拥有资源较少，更加依赖社区的公共资源；而富裕家庭自身拥有丰富的资源，可弥补社区资

源的不足，受到的影响较小（Jencks & Mayer, 1990）。同理，个体资源的多寡会影响其对压力的感知，进而影响居住隔离对其健康的损害程度。建国后长期存在的城乡二元分割现象，使得“城—城”流动人口与“乡—城”流动人口两类人群的收入差距较大。当面对居住隔离带来的噪声、通勤等压力时，“乡—城”流动人口由于收入较低、拥有资源较少，缺乏资金以装修房屋、买私家车等方式来改善自身的体验，所以从应对压力的资源多寡来看，他们要弱于“城—城”流动人口。因此可推出以下假设：

假设 2a：居住隔离对“城—城”流动人口精神健康的负面影响较小，对“乡—城”流动人口的负面影响较大，而两群体在收入上的差异是导致这一差别的原因。

然而，当人们将居住场所看作象征自身社会地位的符号时，现实状况与期望的差距可能使其产生相对剥夺感。社会比较是人们评价事物时基础的心理机制，有横向比较（与他人的比较），也有纵向的比较（与自身以前或未来的比较）。对于流动人口而言，他们往往自主选择迁移，所以一般更有企图心、更容易从自身居住的社区与期望存在的差距中产生相对剥夺感，这对他们的精神健康会产生负面影响。“城—城”流动人口由于受到更好的教育，较高的教育水平会提高个体的精神追求、自我要求和生活期望（程菲等，2018），其对自身的预期一般会要高于“乡—城”流动人口。因此，当流动人口由于在流入地的房产市场中处于劣势而居住在隔离社区时（卢楠、王毅杰，2018），其所居住的环境与自身预期的生活环境差距可能更大，因而其精神健康更容易受到影响。相应地，“乡—城”流动人口受教育程度较低，对于自身的未来期望可能相对较低，且大多愿意在家乡县城买房，其产生的剥夺感也较低，居住隔离对其的负面影响可能就较小。因此可得到假设 2a 相对应的竞争假设：

假设 2b：居住隔离对“城—城”流动人口精神健康的伤害更大，对“乡—城”流动人口的伤害较低，而两群体受教育程度差异是导致这一差别的原因。

三、数据与变量设置

（一）数据

本文使用的数据来自 2014 年国家卫生和计划生育委员会开展的“流动人口社会融合与心理健康专题调查”，该调查覆盖在北京市朝阳区、浙江省嘉兴市、福建省厦门市、山东省青岛市、河南省郑州市、广东省深圳市和中山市、四川省成都市这

八个城市（区），在八城市（区）按照多阶段分层 PPS 原则抽取流动人口样本和本地居民样本进行调查^①。本研究的样本为流动人口，即在本地居住一个月及以上，非本区（县、市）户口的男性和女性流动人口。由于我国规定多数行业女性退休年龄为 55 岁，我们选择年龄在 20~55 岁的样本，剔除分析所涉及的变量中有缺失值的样本，最终纳入分析的样本数量有 13270 个。

（二）变量设置

因变量。对精神健康进行操作化有多种方式，但其中，“凯斯勒心理疾患量表”因能发现人群心理状况微信因素被广泛用于大规模心理健康状况调查，也是一种筛查人群心理健康状况简明、有效的工具，具有良好的信度和效度”（刘丹等，2013）。本文的测量即采用广泛使用的凯斯勒心理疾患量表中文 6 项版（K6），被调查者被问到“在过去 30 天中，您会感到六种情绪”^②，每个方面的题项从“全部时间”到“无”共有 5 个点供选择^③。将各个题项得分加总，得到该答题者精神健康的总得分，其取值范围为 6—30，分数越低，反映被访者的精神健康越差。

本文的核心自变量为居住隔离和户籍身份。在这次调查中，被访者要求回答自己当前所居住社区的邻居情况^④，如果被访者回答为“外地人”“不清楚”^⑤，则说明存在明显的居住隔离，赋值为 1；回答为“本地市民”和“外地人和本地人数量差不多”则说明不存在明显的居住隔离，赋值为 0，这样我们就得到了个体层面的居住隔离变量。然后根据小区代码，将各小区内个体取值加总取均值，代表各小区的隔离情况，如此个体层次的变量汇聚成社区层面的变量。^⑥

户籍，根据人们当前的户口性质来测量，“非农户口”编码为 1，“农业户口”编码为 0。“非农户口”由“非农业”、“农业转居民”和“非农业转居民”三种情

① 来源于 2014 年流动人口卫生计生动态监测调查技术文件。

② 六个方面分别为：紧张、绝望、不安或烦躁、太沮丧以至于什么都不能让您愉快、做每一件事情都很费劲、无价值。

③ 具体选项为：1 = 全部时间；2 = 大部分时间；3 = 一部分时间；4 = 偶尔；5 = 无。

④ 具体表述为“您的邻居主要是谁？”，答案选项为：1. 外地人；2. 本地市民；3. 外地人和本地人数量差不多；4. 不清楚。

⑤ 参考杨菊华、朱格（2016）在《心仪而行离：流动人口与本地市民居住隔离研究》这篇文章中的用法，笔者认为“不清楚”邻居情况的流动人口社会交往少、处于隔离状态的可能性更大。

⑥ 尽管这个问题是流动人口自身的主观感知，但是由于题项所问的是周围邻居是否外地人这一客观认知，因此受主观感受的影响较小，加之笔者对社区所有流动人口的回答进行了平均，有助于降低个体主观偏误，保证测量的客观性。

况合并所得。

控制变量。除户籍身份和居住隔离外，其他可能影响人们生活质量的变量需要得到控制，主要包括性别、年龄、年龄平方、ISEI（社会经济地位指数）、教育年限、收入、社区类型、所在区县房价。所在县区 2014 年均房价的数据来自中国房地产业协会建立的全国房地产市场数据中心。^①

本文所使用的数据来自我国东、中、西部八城市 72 个区县，由于我国社会经济发展的不均衡，不同县区的经济社会情况存在很大差异，这会导致样本在区县内的异质性降低，而区县间的异质性增大，违背了独立性假设的前提。因此，本文使用多层次线性模型以控制异方差的影响。表 1 为模型分析所需变量的描述性统计。

表 1 描述统计 (N = 13270)

变量	均值	标准差	变量		占比 (%)
个体层次					
精神健康	26.61	3.04	性别	女性	41.6
年龄(年)	33.23	8.05		男性	58.4
年龄平方	1168	564.9			
教育年限(年)	10.40	2.82	户籍	农业户口	86.0
月收入(千元)	3.99	4.16		非农户口	14.0
ISEI	37.33	12.85			
社区层次					
居住隔离	0.50	0.34	社区性质	居委会	73.3
				村委会	26.7
区县层次					
区县房价(千元)	16.56	13.17			

四、数据分析结果

(一) 居住隔离对精神健康的影响

本文通过回归模型考察居住隔离对流动人口精神健康的影响，让流动人口个体层次模型的截距随不同社区和区县而发生变化，使用三层随机效应线性回归模型进

^① 参见：<http://www.credata.cn/cityCenter.html>。

行估计，通过逐步在模型中加入变量以估计邻里对精神健康的净效益。表 2 报告了模型估计的结果。

表 2 估计流动人口精神健康的多层随机效应线性回归模型

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
固定效应				
性别		0.083 [†] (0.047)	0.083 [†] (0.047)	0.083 [†] (0.047)
户籍		-0.003 (0.076)	-0.006 (0.076)	-0.005 (0.076)
年龄		-0.010 (0.025)	-0.011 (0.025)	-0.011 (0.025)
年龄平方		0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
受教育年限		-0.007 (0.010)	-0.008 (0.010)	-0.007 (0.010)
收入		0.014 * (0.006)	0.014 * (0.006)	0.014 * (0.006)
ISEI		0.003 (0.002)	0.003 (0.002)	0.003 (0.002)
社区性质		0.111 (0.152)	0.151 (0.150)	0.143 (0.152)
居住隔离			-0.591 ** (0.195)	-0.576 ** (0.200)
区县房价				-0.003 (0.008)
截距	26.63 *** (0.100)	26.42 *** (0.441)	26.728 *** (0.451)	26.75 *** (0.462)
随机效应				
随机截距（区县）	0.245 * (0.111)	0.227 * (0.106)	0.178 * (0.094)	0.178 * (0.094)
随机截距（社区）	2.471 ** (0.151)	2.467 ** (0.150)	2.454 *** (0.150)	2.453 *** (0.150)
残差	6.539 ** (0.083)	6.523 *** (0.083)	6.523 *** (0.083)	6.523 *** (0.083)
N	13270	13270	13270	13270

注: *** p < 0.001, ** p < 0.01, * p < 0.05, [†]p < 0.1。

模型 1 不包含任何自变量，是方差成分模型，社区和区县之间的方差占总方差的比例为 12.6%，表明多层次模型是比简单线性回归模型更合理的估计方法。模型

2 在模型 1 的基础上纳入了个体层次变量与社区层次的社区性质变量，估计了控制变量对精神健康的影响。可以发现，性别和收入变量的系数分别在 0.1 和 0.05 的水平上显著。控制其他因素后，男性的精神健康状况好于女性；收入越高的流动人口精神健康水平也越高。

模型 3 在模型 2 的基础上加入了核心自变量居住隔离。该变量的系数为 -0.591 ($p < 0.001$)，说明居住隔离会降低流动人口的精神健康。具体而言，其他因素保持不变，与生活非隔离社区的流动人口相比，生活在隔离社区中的流动人口精神健康低约 0.6 个单位。模型 4 加入了区县层次变量（区县房价），发现居住隔离对于流动人口精神健康的作用仍然显著，系数也基本没有变化。表 2 中模型的统计结果说明，流动人口精神健康的差异不仅取决于个体特征，居住隔离也是影响流动人口精神健康的重要因素。这说明，消除社区分化、促进社区均衡发展能有效促进流动人口的精神健康。

不过表 2 的模型统计分析假设了居住隔离对所有流动人口是一样的，但流动人口本身是一个异质性较强的群体（王毅杰、丁百仁，2014），尤其是以流动人口户籍情况为划分，“城—城”流动人口和“乡—城”流动人口存在很大的差异。接下来我们试图回答居住隔离对不同户籍的流动人口是否存在异质性效应，如果存在，这种差异的来源又是什么。

（二）居住隔离影响的户籍差异

我们通过估计居住隔离与户籍变量之间的交互效应，以检验居住隔离的影响是否存在异质性。首先，本文使用三层随机效应线性回归模型估计居住隔离与户籍变量的交互效应，即模型 5；其次，在模型 5 的基础上加入居住隔离与收入的交互项，作为对资源替代机制的考察，即模型 6；再次，在模型 5 的基础上加入居住隔离与教育年限的交互项，作为对相对剥夺机制的考察，即模型 7；最后，同时估计居住隔离与户籍、收入、教育年限的交互效应，即模型 8。表 3 报告了模型估计的结果。

模型 5 的交互项系数显著 ($p < 0.05$)，表明居住隔离对不同户籍流动人口精神健康的影响存在差异。具体而言，居住隔离对精神健康的负面效应，在“城—城”流动人口 ($-0.52 - 0.447 = -0.97$) 中更加明显，而“乡—城”流动人口的系数则不显著。也就是说，在其他因素不变的情况下，在隔离社区中生活的“城—城”流动人口在精神健康上受到的损害更大，这初步否定了假设 2a。

表 3 邻里质量影响流动人口精神健康的户籍差异

	模型 5	模型 6	模型 7	模型 8
固定效应				
性别	0.083 [†] (0.047)	0.084 [†] (0.047)	0.083 [†] (0.047)	0.084 [†] (0.047)
户籍	0.211 (0.129)	0.218 [†] (0.129)	0.147 (0.133)	0.15 (0.133)
年龄	-0.011 (0.025)	-0.011 (0.025)	-0.011 (0.025)	-0.011 (0.025)
年龄平方	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
受教育年限	-0.008 (0.010)	-0.008 (0.010)	0.019 (0.018)	0.021 (0.018)
收入	0.014 * (0.006)	-0.001 (0.010)	0.014 * (0.006)	-0.003 (0.010)
ISEI	0.003 (0.002)	0.003 (0.002)	0.003 (0.002)	0.003 (0.002)
社区性质	0.146 (0.152)	0.144 (0.152)	0.148 (0.151)	0.146 (0.152)
居住隔离	-0.520 * (0.202)	-0.633 * (0.211)	0.018 (0.356)	-0.066 (0.359)
区县房价	-0.003 (0.008)	-0.003 (0.008)	-0.002 (0.008)	-0.002 (0.008)
居住隔离 × 户籍	-0.447 * (0.215)	-0.461 * (0.215)	-0.332 (0.224)	-0.338 (0.224)
居住隔离 × 收入		0.029 [†] (0.016)		0.031 [†] (0.016)
居住隔离 × 受教育年限			-0.054 [†] (-0.029)	-0.058 * (0.029)
截距	26.73 *** (-0.462)	26.79 *** (-0.463)	26.46 *** (-0.485)	26.5 *** (0.485)
随机效应				
随机截距 (区县)	0.174 * (-0.0931)	0.177 * (-0.0941)	0.17 * (-0.092)	0.174 * (-0.0929)
随机截距 (社区)	2.447 *** (-0.149)	2.448 *** (-0.149)	2.445 *** (-0.149)	2.446 *** (-0.149)
残差	6.522 *** (-0.083)	6.520 *** (-0.083)	6.521 *** (-0.083)	6.519 *** (-0.083)
N	13270	13270	13270	13270

注: *** p < 0.001, ** p < 0.01, * p < 0.05, [†] p < 0.1。

进一步来看，模型 6 中居住隔离与收入的交互项显著且系数为 0.029，说明居住隔离对高收入人群的精神健康的影响较小。具体来说，在其他因素不变情况下，收入每增加 1000 元，居住隔离的影响降低 0.03 个单位。再比较模型 6 与模型 5 中居住隔离与户籍的交互效应，发现模型 6 中的邻里效应的户籍差异变大了（尽管变化的幅度很小），若按照资源替代的逻辑，其结果应是“乡—城”流动人口受到的伤害更大，这说明资源替代机制并非导致居住隔离影响差异的原因，实证结果没有支持假设 2a。

模型 7 在模型 5 的基础上加入了居住隔离与教育年限的交互项，这个交互项系数为 -0.054，在 0.1 水平上显著，这说明居住隔离对受教育程度较高群体的负面影响较大。具体来说，在其他因素不变情况下，教育程度每增加 1 年，居住隔离的影响增加 0.05 个单位。值得注意的是，模型 7 中居住隔离与户籍的交互效应变得不再显著，说明两类流动人口邻里效应的差异可能是由于他们受教育程度的不同导致的。

表 4 “乡—城”流动人口与“城—城”流动人口受教育程度分布（%，N=13270）

	没上过学	小学	初中	高中或中专	大专	本科	研究生
乡—城	0.75	9.49	55.61	24.57	7.74	1.8	0.04
城—城	0.38	2.32	20.46	29.05	25.16	19.33	3.29

通过表 4 对两类人群教育程度分布来看，“乡—城”流动人口中六成以上仅达到义务教育水平，接受过高等教育的人不足一成；而“城—城”流动人口中接近一半接受过高等教育，他们具备更广阔的视野，更易形成高预期，但是由于高房价的原因，仅能蜗居在城中村或老旧小区，会产生更强的剥夺感。这支持了将教育作为两类人群受居住隔离影响的差异机制的假设。

模型 8 在模型 5 的基础上同时加入了居住隔离同收入和教育年限的交互项，得到的结果同模型 6、模型 7 基本一致。这说明居住隔离在精神健康对“城—城”流动人口的伤害高于“乡—城”流动人口更可能是因为两类流动人口的受教育程度不同，且是由于“城—城”流动人口产生更多的相对剥夺感而导致的。这一结果验证了假设 2b。^①

^① 笔者为了检验模型稳定性还在已有模型中控制了是否加班、社区类别（商品房、城中村、工矿企业社区等）等变量，其结果与当前模型差别不大，限于篇幅在本文没有报告，有兴趣的读者可联系笔者获取。

五、结论与讨论

本文使用“流动人口社会融合与心理健康专题调查”数据，探讨了当前大中城市居住隔离对流动人口精神健康的影响。研究主要发现，第一，居住隔离对流动人口的精神健康有显著的影响。当其他因素保持不变时，居住在隔离程度越高的社区的流动人口，其精神健康状况越差。第二，居住隔离对流动人口精神健康的影响具有异质性。居住隔离对“乡—城”流动人口的影响要小于“城—城”流动人口。进一步的分析表明，在我国，居住隔离主要通过相对剥夺机制来影响流动人口的精神健康，受教育程度更高的“城—城”流动人口受到的伤害更大，这可能是导致两类群体差异的主要机制。

当前“城—城”流动人口较“乡—城”流动人口的资源更为丰富，他们对于自身的期望更高，更希望自己能够留在所工作的城市中、成为本地人。因此他们更可能将自身的居住环境同本地人的进行比较，本地居民的居住环境较好，“城—城”流动人口更容易产生剥夺感；相对而言，“乡—城”流动人口则更倾向认为自身的归属在于家乡，因而他们在社会比较过程中不易产生剥夺感。已有关于流动人口的研究更多的是关注制度保障、劳动力市场的回报等方面，但“当前我国流动人口在进行社会比较时，如何选择参照群体？”等此类观念问题也会对流动人口产生很大影响，需要学界更多的关注（卢楠、王毅杰，2017）。

城市中的居住不平等现象正逐渐成为学术研究的热点，因为这一议题在现实社会中的影响举足轻重。大中城市中的优势阶层聚集在优质的社区中，他们的健康状况能够得到保障，而流动人口聚集在环境较差的社区中，精神健康状况可能每况愈下。由于健康资本是个体发展的基础资源，其对人的一生都有深远的影响，因此居住隔离可能使得流动人口和本地居民原本就存在的差距变得更大、导致城市社会的分化。因此，发挥中国特色社会主义制度优势，通过相应的社区营造活动，不仅能保证我国居民基本的居住条件，而且能培养有益的社会环境氛围（杨雪锋等，2018），从而降低城市中的住房和社区差异水平，为流动人口提供全面的社会融入氛围和发展机会。

本文仍存在诸多不足。首先，由于缺乏历史数据，本文未能描述我国城市社区居住隔离的历史变化趋势。其次，由于本次所用数据并未直接提供社区层面的数据，

本文使用的个体层面数据汇聚的社区数据，可能有偏差。最后，关于居住隔离与精神健康之间的微观作用机制，仍需收集关于社区内人们生活方式、社区内集体互动的定性及定量研究资料，这也是后续研究的议题。

参考文献：

- 程菲、李树苗、悦中山，2018，《中国城市劳动者的社会经济地位与心理健康》，《人口与经济》第6期。
- 方文，2005，《群体符号边界如何形成》，《社会学研究》第1期。
- 郝亚明，2012，《城市与移民：西方族际居住隔离研究述论》，《民族研究》第6期。
- 李骏，2018，《移民威胁、经济剥夺还是治理失效——对上海市60个基层社区凝聚力的比较分析》，《华中科技大学学报》（社会科学版）第2期。
- 李强、李洋，2010，《居住分异与社会距离》，《北京社会科学》第1期。
- 李强、王美琴，2009，《住房体制改革与基于财产的社会分层秩序之建立》，《学术界》第4期。
- 李志刚、吴缚龙、肖扬，2014，《基于全国第六次人口普查数据的广州新移民居住分异研究》，《地理研究》第11期。
- 梁海祥，2015，《双层劳动力市场下的居住隔离——以上海市居住分异实证研究为例》，《山东社会科学》第8期。
- 梁櫻，2013，《心理健康的社會學視角——心理健康社會學綜述》，《社會學研究》第2期。
- 刘丹、陈跃辉、隆素素、刘涛、徐皓、康玉坤、李涛、邓伟，2013，《凯斯勒心理量表在大学生自杀风险评估中的价值》，《中华行为科学与脑科学杂志》第9期。
- 刘精明、李路路，2005，《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》，《社会学研究》第3期。
- 刘林平、郑广怀、孙中伟，2011，《劳动权益与精神健康——基于对长三角和珠三角外来工的问卷调查》，《社会学研究》第4期。
- 刘涛、曹广忠，2015，《大都市区外来人口居住地选择的区域差异与尺度效应——基于北京市村级数据的实证分析》，《管理世界》第1期。
- 卢楠、王毅杰，2017，《市场转型背景下居民社会比较的参照范围研究》，《江苏社会科学》第6期。
- ，2018，《户籍、房产与生活质量——基于城—城流动人口与本地城市居民的比较》，《人口与经济》第3期。
- 陶树果、高向、方中书，2018，《乡—城、城—城流动人口社会保险参保率及其影响因素的比较研究——基于2014年全国流动人口动态监测数据》，《西北人口》第2期。
- 王汉生、刘世定、孙立平、项飙，1997，《“浙江村”：中国农民进入城市的一种独特方式》，《社会学研究》第1期。
- 王刘飞，2015，《社会比较、成就归因与社会冲突感》，《社会科学》第6期。
- 王毅杰、丁百仁，2014，《城市化进程中的农民工幸福感——一项探索性研究》，《社会发展研究》第2期。

- 吴晓, 2003, 《“边缘社区”探察——我国流动人口聚居区的现状特征透析》,《城市规划》第7期。
- 杨菊华, 2013,《中国流动人口经济融入》,北京:社会科学文献出版社。
- 杨菊华、朱格, 2016,《心仪而行离:流动人口与本地市民居住隔离研究》,《山东社会科学》第1期。
- 杨雪锋、李爽、熊孟清, 2018,《基于社区营造视角的环境邻避效应治理对策初探》,《南京工业大学学报》(社会科学版)第5期。
- 张文宏、刘琳, 2015,《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》,《江海学刊》第6期。
- Carpiano, R. M. 2006, “Toward A Neighborhood Resource-Based Theory of Social Capital for Health: Can Bourdieu and Sociology Help?” *Social Science & Medicine* (1).
- Collins, R. L. 1996, “For Better or Worse: the Impact of Upward Social Comparison on Self-evaluations.” *Psychological Bulletin* 119 (1).
- Cutrona, C. E. , G. Wallace & K. A. Wesner 2006, “Neighborhood Characteristics and Depression An Examination of Stress Processes.” *Current Directions in Psychological Science* 4.
- Jencks, C. & S. E. Mayer 1990, “The Social Consequences of Growing up in A Poor Neighborhood”, In L. E. Lynn & M. G. H. McGahey (eds.), *Inner-City Poverty in the United States*. Washington D. C. : National Academy Press.
- Moore, S. , A. Shiell, P. Hawe & V. A. Haines 2005, “The Privileging of Communitarian Ideas: Citation Practices and the Translation of Social Capital into Public Health Research.” *American Journal of Public Health* (8).
- Timms, D. 1969, “The Dissimilarity Between Overseas-Born and Australian-Born in Queensland: Dimensions of Assimilation.” *Australian Journal of Social Issues* 4 (1).
- Turney, K. , R. Kissane & K. Edin 2013, “After Moving to Opportunity: How Moving to A Low-Poverty Neighborhood Improves Mental Health among African American Women.” *Society & Mental Health* (3).

作者单位:河海大学社会学系

责任编辑:罗婧