居住隔离与农民工市民化

徐清华[1],张广胜[2]

(1.沈阳农业大学 经济管理学院,辽宁 沈阳 100866;2.辽宁大学 商学院,辽宁 沈阳 110136)

摘 要: 基于2017年流动人口动态监测数据和2015年全国1%人口抽样调查数据,从社会排斥角度研究居住隔离对农民工市民化的影响及其机制。研究发现,居住隔离显著降低了农民工市民化,居住隔离程度越高,农民工市民化程度越低,两者之间的负向关系在新生代农民工和在大型城市就业的农民工群体中更为明显。居住隔离通过影响城镇社会对农民工的社会排斥,间接影响个体城镇社会经济状况和文化适应状况,进而对农民工市民化产生抑制作用。本研究为有效解决人口半城镇化问题和推进农民工有序市民化提供重要政策借鉴。

关键词: 居住隔离;市民化;居住分异指数;社会排斥

中图分类号: F323.6 **文献标识码:** A **文章编号:** 1672-0202(2022)01-0043-11

一、农民工市民化研究

户籍制度和土地制度制约着农民工城镇永久定居,与其较高市民化意愿形成鲜明对比,成为当前半城镇化问题的显著特征,严重阻碍了人口城镇化健康发展[1]。从全国市民化发展现状来看,学者普遍认为当前农民工市民化处于较低水平,使得实际城镇化水平与采用常住人口标准的城镇化水平之间存在较大差距。罗小锋等调查数据显示68.73%的新生代农民工愿意市民化和66.9%的农民工愿意留在务工城市,只有37.8%的农民工愿意落户城市,且实际落户的农民工更少[2]。刘静等利用2014年全国流动人口动态监测调查社会融合与心理健康专题数据,以市民化需求和市民化供给测算得出的市民化程度仅为0.4605,认为2014年各地农民工市民化水平普遍偏低[3]。苏丽锋基于2014年全国流动人口动态监测调查数据,发现流动人口市民化水平总体偏低,落后地区的流动人口市民化水平则更低[4]。

市民化能够赋予农民工城市身份与公民权益,然而各地农民工市民化水平普遍偏低,特别是乡城实际迁户率长期处于较低水平[2]。王孝莹等认为人力资本、个人因素、家庭因素对新生代农民工市民化进程具有正向显著影响,人力资本积累不足是农民工难以越过市民化的经济门槛的主要原因[5]。徐延辉等在研究居住方式对市民化的影响时发现,社区在农民工市民化进程中扮演重要角色,初级群体为基础的社会网络阻碍了农民工社会交往和城镇心理认同,制约了居住在城镇社区的农民工市民化[6]。邹一南在分析农民工落户悖论时,认为户籍制度是阻碍农民工市民化的关键因素,城镇落户数量限制是市民化水平偏低的根本原因[7]。刘静等认为人力资本是决定农民工市民化的关键因素,较低的人力资本限制了农民工市民化转换[3]。

收稿日期: 2021-09-22 **DOI:** 10.7671/j.issn.1672-0202.2022.01.005

基金项目: 国家自然科学基金项目(71840010);辽宁省社会科学基金重点项目(L18AJY007);辽宁省宣传部四个一批人才重点项目(LNSGYP18031)

作者简介: 徐清华(1988—),男,湖北黄冈人,沈阳农业大学经济管理学院博士研究生,主要研究方向为农业经济理论与政策。E-mail:qinghuaxu01@163.com

在市民化影响因素方面,已有研究主要从个体特征、人力资本、社会资本、户籍制度等角度解释农民工市民化差异,多聚焦在个体特征、户籍制度等方面,近年来有研究将社会机制逐步纳入到分析农民工市民化框架中,但却忽视了居住环境这一重要外部因素对农民工市民化的潜在影响,虽然学者们也关注居住隔离对种族间交流互动、生育率差异、权利剥夺状况、医疗资源获取途径等方面的影响,但鲜有将居住隔离与市民化两者联系在一起进行系统性的实证研究。基于2017年流动人口动态监测数据和2015年全国1%人口抽样调查数据,在县区居住分异指数测算基础上,从社会排斥角度分析居住隔离对农民工市民化的影响,有助于为政府解决半城镇问题提供政策借鉴。

二、理论分析与研究假设

(一)居住隔离与农民工市民化

居住隔离反映了不同群体聚居的空间分布形态,成为影响城镇居住空间结构变动和群体社会关系演化的重要因素,本文居住隔离指代农民工与城镇本地居民在居住空间上形成的隔离状态。居住隔离剥夺了其他群体通过竞争途径使用该居住空间的权利,不利于国家整合能力提升[8]。同时隔离区形成是逐步发展的动态过程,迁移初期移民进入降低了邻近街区房屋价值和恶化了当地社会治安状况,加速了移民聚居区原住民向外迁徙节奏,提高了移民所在城市居住隔离程度[9]。随着移民在东道国居住年限越长,外来人口与本地居民的居住空间分割稳态随之形成[10]。在表现形态上发展中国家居住隔离多为流动人口与城镇居民之间的居住隔离,美国、英国、法国等发达国家则多表现为种族居住隔离,研究表明中国流动人口与城镇本地居民之间居住隔离现象尤其明显[11-12]。

居住隔离是居住空间分配扭曲的外在体现,并且城市居住隔离区正由单中心演变为多中心的空间分布形态,与城镇主流社会脱节激化了外来人口与本地人口的群体矛盾[13],对农民工迁户意愿及其城镇落户产生负面影响。低收入决定了个体只能居住在"移民化"区域,与城镇居民的社会距离随之增加,进而降低了农民工融入城镇主流社会的意愿[12]。居住空间单一群体密集化不利于城镇包容性社会发展,隔离区地理位置、居住环境、人口结构、公共资源、社会网络等禀赋劣势又削弱了个体城镇资源获取能力,如果劳动技能得不到显著提高,农民工市民化进程会因此延缓[14]。

在城乡收入差距基础上居住隔离又进一步加剧了隔离区与非隔离区在经济资源、公共资源、关系资源和信息资源等分配方面的不平等,削弱了农民工市民化经济基础。在隔离区少数族群存在信息劣势和资源劣势,缺乏求职信息获取途径和关系资源则直接恶化了少数族群就业状况[15],而公共资源空间错配进一步扩大了隔离区与非隔离区的公共资源分配不平等,不利于隔离区农民工城镇社会融入。Zilko等认为隔离区居住环境不安全和医疗资源缺乏降低了该区域健康食物和优质医疗可及性,居住隔离通过食物储存、新鲜食物可得性和支付能力等途径降低外来人口获取营养物质的数量和质量[11]。此外,居住隔离的职住失衡效应降低了个体上下班通勤效率,通过削弱个体就业市场竞争力对农民工经济市民化产生负面影响[16]。基于此,提出假设1:

H1:假设其他条件不变,居住隔离越严重,农民工市民化程度越低。

(二)社会排斥:一个理解农民工市民化困境的切入点

社会排斥被定义为政治参与、劳动就业、资源获取和融入公共文化等多维度遭遇主流社会排斥的过程,剥夺了少数群体接受优质教育的权利、政治参与的权利、获取城镇社会福利的权利[17]。Dewall认为社会排斥与归属感、理解能力、控制能力、强化自我和信任他人等五个核心社会动机有关,个体有动力在群体中为实现这五个动机而排斥其他群体,群体需要排斥机制修复群体内部联

系以提高群体凝聚力[18]2。为提高成员集体归属感和身份认同感,社会排斥通过本地居民对外部人员的直接拒绝产生作用,从而使得外部人员遭受伤害、不愉快或者不幸,不利于社会整体融合程度提升。社会排斥理论认为特征差异较大的群体相互之间产生歧视,进而触发本地居民的排外机制,通过工作压力和生活压力影响个体正常生活和归属感。有研究表明社会排斥扭曲了移民在东道国的个体归属感、自尊、控制、存在意义等基本需求,不利于移民在东道国的社会融入和身份认同[19]。

居住隔离加剧了城镇空间资源和经济资源的争夺与冲突,为城镇社会对农民工的社会排斥创造了外在条件,通过从社会互动、公共资源分配和就业竞争等三个方面对个体社会经济状况和文化适应状况产生负面影响,从而抑制了农民工市民化。具体来讲,其一,隔离区与周围非隔离区在生活习惯、社会风俗、社会治安、公共设施、政府治理等方面存在较大差异,这种强烈反差很可能强化城镇居民对农民工等外来群体的排外意识和排外行为,通过减少群体间社会交往来降低农民工市民化期望与城镇归属感。其二,居住隔离挤压了城镇本地居民住房、教育、社会福利等公共资源的分配空间,分配给农民工群体的公共资源份额增加意味着相应分给城镇本地居民的公共资源份额下降,这种"挤占效应"也会加剧本地居民对外来群体的社会排斥,在排外氛围强烈的地区农民工城镇身份认同度更低,通过落户城镇改变外来身份的动力和积极性都将下降。其三,隔离区低于市场的租金成本吸引了过量农村劳动力,就业市场过度竞争反而降低城镇本地居民劳动工资和社会福利水平,这种不利影响使得本地居民通过剥夺外来人口公民权来巩固群体凝聚力和维护本地社会伦理秩序[20],就业门槛的提高降低了外来群体的工作机会和就业质量[21],削弱了农民工市民化能力。基于以上分析,提出研究假设 2:

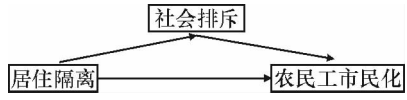


图 1　居住隔离与农民工市民化的研究模型

H2:居住隔离提高了城镇社会对农民工群体的社会排斥,进而抑制了农民工市民化。

三、模型构建、数据来源与变量选择

(一)模型选择

为了验证居住隔离与农民工市民化两者之间关系是否成立,选择 OLS 模型分析居住隔离对农民工市民化的影响,模型设定如下:

$$Citizenship = \alpha + \beta RS + \gamma X + \xi, E(\xi\xi^T) = \sigma^2 I, \quad (1)$$

式中解释变量为市民化变量(*Citizenship*),采用市民化指标衡量农民工市民化程度,居住隔离(*RS*)采用县区居住分异指数表示,β、γ、α 为计量方程式中待估参数,ξ 为随机扰动项,服从方差为 σ 的正态分布,I 为单位矩阵,X 表示影响农民工市民化的个体、家庭、就业、社会等层面的控制变量。如果 β 显著小于 0,那么意味着居住隔离显著抑制了农民工市民化。

(二)数据来源

基于 2015 年全国 1% 人口抽样调查数据,采用县区观察点农民工群体与城镇本地居民的人口结构数据测算县区居住分异指数,按照县区行政编码与 2017 年全国流动人口动态监测数据进行匹配,删除缺失值、非农人口、极端值、非劳动力人口等无效样本,共获得有效样本 94036 个,作为最终研究数据对居住隔离与农民工市民化进行实证检验。总样本中男性农民工为 54575 人,女性农民工人数为 39461 人,分别占总样本的 58.04% 和 41.96%。此外,在稳健性检验三所用城市特征数据来源于 2017 年的《中国城市统计年鉴》,按照城市名称与 2017 年全国流动人口动态监测数据进行匹配。

(三)变量选取

1. 被解释变量

被解释变量为市民化变量,市民化指标体系包括收入水平、稳定住所、工作稳定性、福利待遇、社会保障、社会归属感、城镇关注、社会融合意愿、社会距离、身份认同、风俗习惯适应、卫生习惯适应、社会参与、公共治理参与、工会参与、志愿者协会参与、市民化意愿、留城意愿等7大类19小类指标,选择因子分析法依据特征根大于1的标准提取7个主成分因子,累积总方差贡献率为61.76%,大于王孝莹等提出的因子载荷度0.6[5],满足因子分析法设定条件。各指标的KMO系数均值为0.7622,巴赫立特球度检验在1%统计水平上显著,说明所选市民化指标体系能较好衡量农民工市民化状况。各因子分别命名为经济状况因子、就业保障因子、社会融合因子、生活适应因子、公共参与因子、组织参与因子、心理认同因子。

按照各因子方差贡献度加权平均求农民工市民化指标值,然后对市民化指标值进行标准化处理,结果显示2017年全国农民工市民化程度为0.46,选择是否落户城镇标准测度农民工市民化指标值为0.15,采用农民工市民化指标体系的测度结果高于城镇落户单一标准测度结果,与苏丽锋等[4]测得的结果差异不大,所选市民化指标体系是有效和可靠的。

2. 核心解释变量

核心解释变量为居住隔离,国外文献采用居住分异指数测度居住空间上群体隔离状况[22],衡量居住群体空间资源分配不平等,得到学术界的广泛接受与认可。假设有农民工群体M和城镇本地居民群体L,M和L表示各群体总人数,m_j和l_j分别为城镇第j个观察点子群体中农民工总人数和城镇本地居民总人数,R为观察点总数,城镇居住分异指数用方程式(2)表达:

$$D = \frac{1}{2}\sum_{j=1}^{R}\left|\frac{m_j}{M} - \frac{l_j}{L}\right| \tag{2}$$

D取值范围在0和1区间内,取值越大,表示城镇居住隔离程度越高。

如果将人口数量换算成为人口比重,居住分异指数计算方法见方程式(3)。假设城镇总人口中农民工所占比重为P,在各观察点农民工比重为p_j,观察点总人数为n_j,R为观察点总数,N为总人数:

$$D_j = \frac{1}{2}\sum_{j=1}^{R}\left|\frac{n_j p_j}{NP} - \frac{n_j(1-p_j)}{N(1-P)}\right| = \frac{1}{2N(1-P)}\sum_{j=1}^{R} n_j\left|p_j - P\right| \tag{3}$$

按照方程式(3)计算县区居住分异指数,采用县区居住分异指数作为居住隔离的代理指标,指标值越大,表示农民工与城镇本地居民的居住隔离程度越高。结果显示2015年县区居住隔离指数为0.719,依据张凌华、王卓对居住隔离划分标准[23],2015年全国农民工与城镇本地居民的居住隔离状况较为严重。

3. 中介变量

中介变量为社会排斥变量,采用中介效应模型验证居住隔离影响农民工市民化的社会排斥机制。依据Dewall[18]70定义,采用问卷中农民工是否认同"我感觉本地人看不起外地人"的认同情况识别社会排斥程度,依据各选项"完全不同意"、"不同意"、"基本同意"、"完全同意"依次赋值为0/1/2/3,表示城镇社会对农民工的社会排斥程度越高。

4. 控制变量

为了消除未知因素对被解释变量的影响,选择年龄、性别、受教育程度、婚姻状态、政治身份、就业类型、就业身份、行业类型、单位性质、社会关系、家属随迁、家庭规模、宅基地、家庭困难、居住证件等变量作为控制变量,变量定义与描述性统计分析见表1。总样本中农民工平均年龄超过36

岁,2% 的农民工拥有中共党员身份,其平均受教育程度仅为初中,59% 的农民工选择进入服务业工作,94% 的农民工从事全职工作,78% 的农民工与家人一起进行城乡迁移,20% 的农民工在本地参与同学会活动,家庭人口规模平均为 3 人,73% 的农民工在农村拥有宅基地,58% 的农民工家庭在本地存在生活困难,68% 的农民工在本地办理了居住证件。

表 1　变量描述性统计分析结果

变量名	变量含义	平均值	标准差	最小值	最大值
市民化	市民化指数	0.46	0.10	0	1
居住隔离	居住分异指数	0.72	0.16	0	1
年龄	实际年龄	36.59	9.86	15	64
性别	1 = 女性农民工,0 = 男性农民工	0.42	0.49	0	1
受教育程度	3 = 高中及中专,2 = 初中,1 = 小学,0 = 小学以下	2.02	0.72	0	3
婚姻状态	您是否已婚?(1 = 是,0 = 否)	0.82	0.38	0	1
政治身份	是否中共党员(1 = 是,0 = 其他)	0.02	0.15	0	1
就业类型	1 = 全职就业,0 = 兼职就业	0.94	0.24	0	1
就业身份	1 = 他雇型,0 = 自雇型	0.54	0.50	0	1
行业类型	是否在服务业工作?(1 = 是,0 = 其他)	0.59	0.49	0	1
单位性质	4 = 国有单位,3 = 合资和外资,2 = 私营企业,1 = 个体工商户,0 = 无固定单位	1.40	1.04	0	4
社会关系	您是否参与本地同学会?(1 = 是,0 = 否)	0.20	0.40	0	1
家属随迁	本次迁移是否有家属跟随(1 = 是,0 = 否)	0.78	0.42	0	1
家庭规模	家庭成员总人数/人	3.23	1.20	1	10
宅基地	户籍地是否有宅基地(1 = 是,0 = 否)	0.73	0.45	0	1
家庭困难	目前在本地,您家有没有困难?(1 = 是,0 = 否)	0.58	0.49	0	1
居住证件	您是否办理了居住证件?(1 = 是,0 = 否)	0.68	0.47	0	1

四、居住隔离影响农民工市民化及其影响机制的实证分析

(一)基准模型估计:居住隔离对农民工市民化的影响

自变量平均膨胀因子为 1.40,小于标准判断值 3,单个膨胀因子最大值为 2.41,远小于异方差标准判断值 10,符合计量模型对变量异方差的设定要求。表 2 中模型(1)为仅加入居住隔离变量的计量结果,模型(2)为继续引入控制变量的回归结果。以模型(2)进行说明,结果显示居住隔离对农民工市民化的影响在 1% 统计水平上显著为负,居住隔离程度每增加 1 个单位,农民工市民化程度就降低 2.28 个百分点,说明居住隔离显著降低了农民工市民化,假设 H1 得证。

居住隔离与农民工市民化之间关系成立的原因如下:第一,隔离区域农民工社会交往对象多来自农村,与城镇本地居民在文化、语言和社会经济地位的明显差异降低了群体间社会信任和社会交往,通过群体排斥阻碍了个体获得隔离区域外的优质信息和社会资本[24]。第二,居住隔离降低了农民工城镇归属感和依赖感,不利于其城镇身份认同。分割同化理论认为市民化的基础建立在社会认同基础上,群体文化背景、种族背景让不同移民群体的同化过程处于不同阶段,居住隔离抑制了新迁入者在东道国的社会认同,甚至对他们下一代社会福利产生负面影响,进而影响他们融入主流社会的积极性[25]。第三,居住隔离的位置劣势不利于获取优质公共服务,通过公民权利剥夺加剧了城镇公共资源分配不平等,隔离区农民工获取公共资源的数量和质量更低[26]。

在控制变量方面,年龄、受教育程度、婚姻状态、政治身份、行业类型等变量对农民工市民化的影响在1%统计水平上显著为正,性别、就业类型等变量对农民工市民化的影响在1%统计水平上显著为负。与无固定工作单位的农民工相比,从事个体工作的农民工市民化程度会高出5.89个百分点,在私营企业工作的农民工市民化程度会高出6.49个百分点,在合资和外资企业工作的农民工市民化程度会高出1.95个百分点,在国有单位工作的农民工市民化程度会高出0.26个百分点。参与同学会等非正规组织活动能够增强城镇本地归属感,促进农民工市民化。户籍地留有宅基地、城镇生活困难都显著降低农民工市民化,即农村"拉力"因素和城镇"推力"因素都不利于农民工市民化。居住证件的系数在1%统计水平上显著,系数符号为正,给予部分城镇同等公民权能够缓解权利剥夺程度,改善农民工市民化状况。

表2 基准模型检验结果

变量	(1)	(2)
居住隔离	-0.0271***(-11.11)	-0.0228***(-9.67)
年龄		0.0009***(23.39)
性别		-0.0072***(-11.01)
受教育程度		0.0127***(25.80)
婚姻状态		0.0078***(6.70)
政治身份		0.0229***(9.22)
就业类型		-0.0107***(-7.80)
就业身份		-0.0010(-1.23)
行业类型		0.0055***(7.65)
单位性质(对照组:无固定工作单位):		
国有单位		0.0026***(2.79)
合资和外资		0.0195***(17.53)
私营企业		0.0649***(31.33)
个体工商户		0.0589***(36.36)
社会关系		0.0384***(43.47)
家属随迁		0.0079***(8.16)
家庭规模		0.0019***(5.69)
宅基地		-0.0129***(-17.87)
家庭困难		-0.0045***(-6.88)
居住证件		0.0168***(25.25)
常数项	0.4790***(265.36)	0.3884***(116.17)
样本量	94,036	94,036
R^2	0.0013	0.0884

注:如果没有特别标注,所有结果均为OLS模型的计量结果。***代表1%显著性水平,**代表5%显著性水平,*代表10%显著性水平,括号内是*t*值。

(二)居住隔离对农民工市民化影响的内生性估计结果

在收入约束条件下经济实力较弱的农民工很可能被迫选择居住在城镇隔离区,选择性偏差会弱化居住隔离与市民化之间的因果关系,借鉴已有文献[27-28],使用首次迁移距离作为工具变量来解决选择性偏差带来的内生性问题。首次迁移范围为市内县外、省内市外、省外该首次迁移距离变量依次赋值为0/1/2。农村社会属于"熟人"社会,与朋友或者老乡结伴外出务工的农民工居多,首次迁移距离与城镇居住隔离直接相关,与农民工市民化无直接关系,满足工具变量有效性的两个条件。

内生性检验结果显示工具变量的Hausman检验卡方值为103.57,如果在1%统计水平上拒绝"所有变量是外生变量"的原假设,那么可认定居住隔离变量为内生变量,首次迁移距离变量通过了内生性检验。弱工具变量检验结果中Wald检验值为433.25,在1%统计水平上显著,假如可接受"真实显著性水平"不超过15%的Wald检验标准,就可以拒绝"存在弱工具变量"的原假设,采用首次迁移距离作为工具变量符合2SLS模型设定要求。表3模型(1)中,首次迁移距离的系数

表3 工具变量的回归结果

变量	(1)	(2)
居住隔离		-0.3793***(-9.71)
工具变量	-0.0128***(-20.81)	
控制变量	固定	固定
样本量	94,036	94,036

注:***代表1%显著性水平,**代表5%显著性水平,*代表10%显著性水平,括号内是*t*值。

为 -0.0128,在 1% 统计水平上显著,证实了本文工具变量满足相关性假设。模型第二阶段结果见表 3 模型(2),结果显示,居住隔离对农民工市民化的影响在 1% 统计水平上显著为负,与基准模型结果一致,原结论仍然成立。

(三)居住隔离对农民工市民化影响的代际差异与城市差异

新生代农民工职业经历与老一代农民工存在显著代际差异,将 1980 年及其以后出生的农民工划分为新生代农民工,之前出生的农民工划分为老一代农民工,新生代农民工、老一代农民工人数占总样本的比重分别为 51.98% 和 48.02%,按代际分组的计量结果见表 4。模型(1)是居住隔离对新生代农民工市民化影响的计量结果,模型(2)是居住隔离对老一代农民工市民化影响的计量结果,居住隔离的系数分别为 -0.0260和 -0.0199,都在 1% 统计水平上显著,相对于老一代农民工,居住隔离对新生代农民工市民化的抑制作用更大。

表 4　居住隔离对农民工市民化影响的分组计量结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
居住隔离	-0.0260*** (-8.00)	-0.0199*** (-5.83)	-0.0168*** (-4.37)	-0.0305*** (-9.85)	-0.0868*** (-7.06)
控制变量	固定	固定	固定	固定	固定
样本量	48,884	45,152	39,977	46,494	7,565
R^2	0.0973	0.0830	0.0710	0.0934	0.1501

注: *** 代表 1% 显著性水平,** 代表 5% 显著性水平,* 代表 10% 显著性水平,括号内是 *t* 值。

劳动力集聚程度随着城镇规模扩大而增加,大型城市劳动力集聚程度高于中小型城市。按照农民工就业城市规模把北上广深划分为大型城市,设置区级行政单位的城市划分为中型城市,剩余行政单位划分为小型城市,按照城市规模分组的计量结果见表 4。模型(3)、模型(4)、模型(5)中居住隔离的系数分别为 -0.0168、-0.0305、-0.0868,都在 1% 统计水平上显著,从横向对比来看,居住隔离对农民工市民化抑制作用在大型城市组最大,其次为中小型城市组,城市规模扩大提高了市民化成本,强化了居住隔离对农民工农民工市民化的抑制作用。

(四)居住隔离对农民工市民化影响的稳健性分析结果

第一,因子分析法很可能低估了市民化意愿和非农收入的权重,选择市民化替代指标 1、市民化替代指标 2、市民化替代指标 3、市民化替代指标 4、市民化替代指标 5 等变量依次替代市民化指标,市民化替代指标 1 采用市民化留城意愿和市民化能力测度,市民化替代指标 2 采用农民工是否认同城镇身份测度,市民化替代指标 3 采用社会融合指标测度,市民化替代指标 4 采用农民工是否在本地购买自有产权房测度,市民化替代指标 5 采用农民工是否有农转非经历测度,计量结果见表 5 模型(1)到模型(5)。研究发现,更换市民化测度方法后,居住隔离显著降低了农民工市民化的原结论仍然成立。

表 5　更换市民化测度方法后的稳健性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
居住隔离	-0.0431*** (-5.07)	-0.1384*** (-13.63)	-0.0712*** (-23.91)	-0.2535*** (-26.03)	-0.0220*** (-4.29)
控制变量	固定	固定	固定	固定	固定
样本量	85,668	94,036	94,036	94,036	108,407
R^2	0.0734	0.0267	0.0428	0.0747	0.1521

注: *** 代表 1% 显著性水平,** 代表 5% 显著性水平,* 代表 10% 显著性水平,括号内是 *t* 值。

第二,借鉴叶俊焘等[13]居住隔离的测度方法,采用观察点类型虚拟变量作为居住隔离变量的替代指标,如果观察点类型为村委会时则赋值为1,其他则赋值为0,计量结果见表6模型(1)。研究发现,居住隔离的系数为-0.0219,在1%统计水平上显著,更换核心解释变量后,原结论仍然成立。

表6 更换居住隔离测度方法、计量模型和删除极端值后的稳健性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)
居住隔离	-0.0219***(-31.35)	-0.0228***(-9.57)	-0.0230***(-10.57)
控制变量	固定	固定	固定
样本量	94,036	94,036	92,156
R^2	0.0967		0.0777

注: ***代表1%显著性水平,**代表5%显著性水平,*代表10%显著性水平,括号内是t值。

第三,评估居住隔离对农民工市民化的影响时,OLS模型的因变量指标值须符合连续正态分布,而市民化指标值只在[0,1]区间范围内变动,采用Tobit模型检验计量方法可靠性。表6模型(2)为Tobit模型的计量结果,结果显示居住隔离的系数为-0.0228,在1%统计水平上显著,控制因变量指标值分布受限的影响后,居住隔离对农民工市民化的负向影响仍然稳健。

第四,极端值很可能对居住隔离变量的回归结果产生不利影响,将市民化指标值分布底端和顶端各1%的样本删除后再进行回归分析,结果见表6模型(3)。排除偏离平均市民化指标值比较大的样本后,居住隔离的系数在1%统计水平上显著为负,再次验证了原结论的稳健性。

第五,未知因素很可能对计量产生不利影响,在计量方程式中依次添加父母外出变量、城乡迁移变量、人口经济变量、就业状况变量、社会保障变量和城镇环境变量等,城市特征变量数据来源于2017年的《中国城市统计年鉴》,计量结果见表7模型(1)到模型(6)。研究发现,控制父母特征变量、迁移特征变量和城市特征变量后,原结论仍然稳健。

表7 继续加入控制变量的稳健性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
居住隔离	-0.0227***(-9.65)	-0.0227***(-9.63)	-0.0196***(-7.71)	-0.0206***(-7.85)	-0.0252***(-8.97)	-0.0260***(-8.95)
控制变量	固定	固定	固定	固定	固定	固定
样本量	94,036	94,036	85,668	85,182	85,182	83,058
R^2	0.0885	0.0895	0.0938	0.0944	0.0995	0.1017

注: ***代表1%显著性水平,**代表5%显著性水平,*代表10%显著性水平,括号内是t值。

第六,考虑到在不同市民化水平上居住隔离对农民工市民化的影响存在异质性,采用分位数回归模型对居住隔离与农民工市民化进行重新计量,在市民化指标值10百分位点、25百分位点、50百分位点、75百分位点、90百分位点上的计量结果分别见表8模型(1)到模型(5)。结果显示,在各分位点上居住隔离的系数都在1%统计水平上显著为负,随着市民化指标值从小到大,居住隔离对农民工市民化的抑制作用呈先增加后下降趋势,结果表明样本异质性不影响原结论的稳健性。

表8 居住隔离对农民工市民化影响的分位数回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
居住隔离	-0.0164***(-5.65)	-0.0165***(-7.37)	-0.0310***(-10.11)	-0.0323***(-9.11)	-0.0092**(-2.08)
控制变量	固定	固定	固定	固定	固定
样本量	94,036	94,036	94,036	94,036	94,036

注: ***代表1%显著性水平,**代表5%显著性水平,*代表10%显著性水平,括号内是t值。

(五)社会排斥的中介效应机制检验

居住隔离从地理空间和群体结构两个方面阻碍了群体互动,为城镇社会对农民工群体的社会排斥创造条件,扭曲个体归属感、自尊、控制、存在意义等基本需求[19],对农民工社会经济状况和文化适应状况产生负面影响。为了验证以上逻辑分析,采用自评社会排斥指标衡量本地居民对农民工的社会排斥状况,分析居住隔离对个体遭受的社会排斥的影响,计量结果见表 9 模型(1)。居住隔离的系数为 0.1374,在 1% 统计水平上显著,初步证实居住隔离显著增加了城镇社会对农民工的社会排斥。进一步在基准回归模型中引入社会排斥变量,表 9 模型(2)为居住隔离、社会排斥对农民工市民化影响的计量结果,与基准模型相比,居住隔离的系数仍然显著为负,系数绝对值变小,中介效应 Sobel 检验的 Z 值为 -7.498,在 1% 统计水平上显著,表明"居住隔离—社会排斥—农民工市民化"的影响机制成立,证实了居住隔离通过影响社会排斥来抑制农民工市民化的推断。

社会排斥触发城镇社会对外来人口的排外机制,通过工作压力和生活压力影响个体正常城镇生活和归属感,抑制了农民工城镇融入、身份认同和权利获取[19]。具体来看,居住隔离的社会排斥效应主要体现在社交排斥、身份排斥和权利排斥等方面,分别采用社会交往变量、身份认同变量和受教育权剥夺变量衡量农民工面临的社交排斥状况、身份排斥状况和权利排斥状况,计量结果分别见表 9 模型(3)到模型(5)。研究发现,各模型中居住隔离的系数都显著为负,表明居住隔离程度越高,农民工与城镇本地居民的社会交往越少,城镇身份认同度也越低,子女接受本地教育的可能性也越小,实证结果验证了居住隔离通过社交排斥[29]、身份排斥[17]和权利排斥[25]等具体社会排斥途径,进而降低了农民工市民化,H2 得证。

表 9　中介效应检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
居住隔离	0.1374*** (7.63)	-0.0203*** (-8.70)	-0.1910*** (-17.44)	-0.1390*** (-13.10)	-0.0310*** (-2.99)
社会排斥		-0.0177*** (-36.95)			
控制变量	固定	固定	固定	固定	固定
样本量	94,036	94,036	94,036	94,036	94,036
R^2	0.0130	0.0130	0.0398	0.0389	0.1789

注: ***代表 1% 显著性水平,**代表 5% 显著性水平,*代表 10% 显著性水平,括号内是 t 值。模型(1)因变量为社会排斥变量,模型(2)因变量为市民化变量。模型(3)因变量为社会交往变量,采用农民工与城镇本地居民社会交往的频繁程度衡量,赋值 1 表示他们之间频繁交往,赋值 0 表示农民工与城镇本地居民社会交往相对较少或者没有交往。模型(4)因变量为身份认同变量,依据问卷中农民工是否同意"我觉得我已经是本地人了"情况进行测度,"完全不同意"、"不同意"、"基本同意"、"完全同意"等选项依次给变量赋值为 0/1/2/3。模型(5)因变量为受教育权剥夺变量,采用农民工子女是否在本地接受九年义务教育表示,如果农民工子女年龄处于九年义务教育年龄段内且不在本地上学则变量赋值为 1,其他情况则赋值为 0。

五、结论与政策建议

安居乐业是人口城镇化应有之义,农民工有序市民化成为解决半城镇问题的根本途径,基于 2017 年流动人口动态监测数据和 2015 年全国 1% 人口抽样调查数据,本文从社会排斥机制作为切入点,研究居住隔离对农民工市民化的影响。研究发现,居住隔离程度越高,农民工市民化程度越低,居住隔离显著降低了农民工市民化。通过市民化替代指标、居住隔离替代指标、计量方法变更、添加控制变量等方法,排除变量测度误差、模型选定误差、遗漏变量等不利影响后,居住隔离对农民工市民化的负向影响仍然存在。相对于老一代农民工、在中小型城市就业的农民工来说,居住隔离对新生代农民工、在大型城市就业的农民工市民化的抑制作用更大。进一步分析发现,居

住隔离能够通过城镇社会对农民工的社会排斥来抑制农民工市民化。

在流动人口城镇社会融合的背景下,政府在制定住房政策和城镇建设规划时应该充分考虑不同群体城镇居住空间分布状况,减弱居住隔离的负面影响,进而推动农民工高质量市民化。首先,应该结合城镇人口结构和居住空间分布形态逐步将农民工纳入城镇保障性住房群体覆盖范围内,大型城市应该充分利用积分政策给农民工群体合理分配一部分的保障性住房配额,通过公共住房政策有效遏制城镇居住隔离不断恶化的趋势。其次,利用租赁补贴政策解决房屋租赁市场逆向选择问题,借助于政策手段控制农民工聚居区蔓延态势,通过现金补贴政策逐步消化居住隔离程度较高的农民工聚居区。再次,完善社会融合政策以消除群体隔阂,通过主办群众性活动为不同群体相互融合创造条件,弱化居住隔离通过社会排斥途径对农民工市民化产生的不利影响。最后,利用宏观政策调控措施合理优化区域城镇化布局,发展大型城市周边的卫星城来满足农民工城镇定居需求,避免大型城市高房价造成的农民工过度聚居问题。

参考文献:

[1]黄善林, 樊文静, 孙怡平. 农地依赖性、农地处置方式与市民化意愿的内在关系研究——基于川鄂苏黑四省调研数据[J]. 中国土地科学, 2019(4): 25 - 33.

[2]罗小锋, 段成荣. 新生代农民工愿意留在打工城市吗? ——家庭、户籍与人力资本的作用[J]. 农业经济问题, 2013(9): 165 - 71.

[3]刘静, 张锦华. 城市异质影响下的农民工市民化程度——基于需求可识别双变量 Probit 和 HLM 模型的测度与分析[J]. 浙江社会科学, 2021(10):63 - 71,80,157.

[4]苏丽锋. 中国流动人口市民化水平测算及影响因素研究[J]. 中国人口科学, 2017(11): 12 - 24.

[5]王孝莹, 王目文. 新生代农民工市民化的微观影响因素及其结构——基于人力资本因素的中介效应分析[J]. 人口与经济, 2020(1): 113 - 126.

[6]徐延辉, 邱啸. 社区弹性与农民工市民化[J]. 社会科学战线, 2021(8): 204 - 212.

[7]邹一南. 农民工落户悖论与市民化政策转型[J]. 中国农村经济, 2021(6): 15 - 27.

[8]LOGAN T D, PARMAN J M. Segregation and homeownership in the early twentieth century[J]. American Economic Review: Papers & Proceedings, 2017(5): 410 - 414.

[9]SAIZ A, WACHER S. Immigration and the neighborhood[J]. American Economic Journal: Economic Policy, 2011(5): 169 - 188.

[10]STANCIU A, VAUCLAIR C M, RODDA N. Evidence for stereotype accommodation as an expression of immigrants' socio-cognitive adaptation[J]. International Journal of Intercultural Relations, 2019(9): 76 - 86.

[11]ZILKO C M, PATRON M P, CUBBIN C. Residential segregation, political representation, and preterm birth among U.S.-and foreign-born black women in the U.S. 2008 - 2010[J]. Health & place, 2017(1): 13 - 20.

[12]陆文荣, 段瑶. 居住的政治:农民工居住隔离的形成机制与社会后果[J]. 中国农业大学学报(社会科学版), 2019(4): 44 - 58.

[13]叶俊焘, 孙中伟. 居住隔离与农民工职业表现——来自七个区域中心城市的证据[J]. 南京农业大学学报(社会科学版), 2019(5): 85 - 95.

[14]赵西亮. 教育、户籍转换与城乡教育收益率差异[J]. 经济研究, 2017(12): 164 - 178.

[15]CALDWELL J T, FORD C L, WALLACE S P, et al. Racial and ethnic residential segregation and access to health care in rural areas[J]. Health & Place, 2017(1): 104 - 112.

[16]ZHO P, ZHAO S, WANG L, et al. Residential segregation and commuting patterns of migrant workers in China[J]. Transportation Research Part D: Transport and Environment, 2017(2): 586 - 599.

[17]MADANIPOUR A, CARS G, ALLEN J. Social exclusion in European cities[J]. American Economic Review, 2004(3): 426 - 454.

[18]DEWALL C N. The Oxford handbook of social exclusion[M]. New York: Oxford University Press, 2013.
[19]CARTHY M M, SOSSOU M A. Stigma, discrimination, and social exclusion of the mentally Ill: the Case of Ghana [J]. Journal of Human Rights Social Work, 2017(1): 128 - 133.
[20]BASOK T, LÓPEZ-SALA A. Rights and restrictions: temporary agricultural migrants and trade unions' activism in Canada and Spain[J]. Journal of International Migration and Integration, 2016(4): 1271 - 1287.
[21]VANG Z M, HOU F, ELDER K. Perceived religious discrimination, religiosity, and life satisfaction[J]. Journal of Happiness Studies, 2019(1): 1913 - 1932.
[22]FLUCKIGER Y, REARDON S F, SILBER J. Occupational and residential segregation[M]. Bingley: Emerald Group Publishing Limited, 2009.
[23]张凌华,王卓. 中国族际居住隔离空间特征及影响因素——基于 2000 和 2010 年人口普查数据的分析[J]. 中国人口科学, 2017(6): 68 - 81.
[24]WIXE S, PETTERSSON L. Segregation and individual employment: a longitudinal study of neighborhood effects[J]. The Annals of Regional Science, 2020(1): 9 - 36.
[25]XIE Y, GREENMAN E. The social context of assimilation: testing implications of segmented assimilation theory[J]. Social Science Research, 2011(1): 965 - 984.
[26]BHARATHI N, MALGHAN D, MISHRA S, et al. Fractal urbanism: city size and residential segregation in India [J]. World Development, No. 105397, 2021.
[27]尹振涛, 李俊成, 杨璐. 金融科技发展能提高农村家庭幸福感吗? ——基于幸福经济学的研究视角[J]. 中国农村经济, 2021(8): 63 - 79.
[28]SABATINI F, SARRACINO F. Online Networks and Subjective Well-Being[J]. Kyklos, 2017(3): 456 - 480.
[29]WHITE A, HAO L, YU X, et al. Residential racial segregation and social distancing in the United States during COVID-19[J]. E-Clinical Medicine, 2021.

Effects of Residential Segregation on Migrant Workers' Citizenship

XU Qing-hua[1], ZHANG Guang-sheng[2]
(1. *College of Economics and Management*, *Shenyang Agricultural University*, *Shenyang* 110866, *China*;
2. *Business School*, *Liaoning University*, *Shenyang* 110136, *China*)

Abstract: Based on the dynamic monitoring data of the floating population in 2017 and the 1% national population sampling survey data in 2015, this paper studies the impact of residential segregation on the citizenship of migrant workers from the perspective of social exclusion theory. The results show that residential segregation reduces significantly the citizenship of migrant workers; the higher the degree of residential segregation, the lower the urbanization degree of migrant workers. The effect of residential segregation on the urbanization of migrant workers is most obvious in the new generation of migrant workers and migrant workers in large-scale cities. In mechanism, residential segregation significantly aggravates the socioeconomic situation and cultural adaptation situation of migrant workers through social exclusion, which has an inhibitory effect on the citizenship. This study provides an important policy reference for the problem of peri-urbanization of population and promoting the orderly citizenship of migrant workers.

Key Words: residential segregation; citizenship of migrant workers; index of residence differences; social exclusion