

# 既来之,则安之?

## ——城市房租水平对农村流动人口社会融合的影响研究

张雅淋<sup>1</sup>, 吴义东<sup>2</sup>, 姚玲珍<sup>3</sup>, 董敏凯<sup>3,4</sup>

(1. 南京邮电大学 经济学院, 江苏 南京 210023; 2. 安徽工业大学 商学院, 安徽 马鞍山 243032;  
3. 上海财经大学 公共经济与管理学院, 上海 200433; 4. 上海财经大学 体育教学部, 上海 200433)

**摘要:**促进农村流动人口融入城市是推进以人为核心的新型城镇化进程的关键所在,也是健全城乡融合发展机制的核心内容,租房是农村流动人口在城市解决居住问题的主要途径,因而房租水平可能影响其在流入地的社会融合程度。文章基于2017年流动人口动态监测数据,实证研究了城市房租水平对农村流动人口社会融合的影响,并从住房支付能力和单位房视角展开机制分析与进一步讨论。研究表明,较高的城市房租水平会抑制农村流动人口社会融合,影响程度因个体特征、家庭特征、租赁方式等不同而存在差异;而提高农村流动人口住房支付能力或提供单位房均有助于弱化城市房租对其社会融合的负向影响。基于此,文章提出须重点关注大中城市房租水平,通过盘活存量住房与扩大保障性租赁住房供给等方式,配合财政补贴或税收优惠等政策,着力解决农村流动人口住房问题,加快推动社会融合。

**关键词:**农村流动人口;城市房租;住房支付能力;社会融合

**中图分类号:** F293.35 **文献标识码:** A **文章编号:** 1009-0150(2022)02-0030-15

### 一、引言

促进农村流动人口在流入城市的社会融合是新时期国家新型城镇化战略推进的重要内容,是健全城乡融合发展机制的关键,也是“以人民为中心”发展理念的基本体现。改革开放以来,大规模的人口流动在改变我国城乡结构和社会结构的同时,也在推动着城镇化进程向前发展(Zhang, 2008)。2021年3月,国务院总理李克强在政府工作报告中提出,在“十三五”时期1亿农业转移人口和其他常住人口在城镇落户目标顺利实现。根据第七次全国人口普查数据,当前全国人户分离人口为49276万人,与2010年相比增长约88.52%。其中,市辖区内人户分离人口和流动人口分别为11694万人和37582万人,与2010年相比,分别增长约192.66%和69.73%。从根本

收稿日期: 2021-11-02

**基金项目:**国家自然科学基金面上项目“债务负担视角下城镇居民住房选择与消费行为关系研究:理论机制与政策效应”(72174115);国家自然科学基金青年项目“住房制度改革、租售结构与家庭住房行为——基于社会互动的视角”(72104109);教育部青年基金项目“城市住房租购结构失衡形成机理、婚育效应与优化策略研究”(21YJCZH254);南京邮电大学人文社会科学研究基金项目“家庭住房选择对消费行为的影响研究:基于债务负担视角”(NYY221027)。

**作者简介:**张雅淋(1991—),女,山东临沂人,南京邮电大学经济学院讲师;

吴义东(1992—),男,安徽枞阳人,安徽工业大学商学院资格教授(通讯作者);

姚玲珍(1966—),女,江苏苏州人,上海财经大学公共经济与管理学院教授、博士生导师;

董敏凯(1986—),男,浙江海盐人,上海财经大学体育教学部副教授,上海财经大学公共经济与管理学院博士研究生。

上说,由于我国经济社会持续快速发展,且城乡之间和区域之间存在显著的禀赋差异与发展差异,各类阻碍生产要素自由流动的制度性障碍被不断破除,这为大规模人口迁移和流动积蓄了强大势能,也创造了有利条件。但客观而言,现阶段仍有大量农村流动人口面临着“回不去的农村,融不进的城市”的困境,“半城市化”特征依然较为明显。究其根源,尽管流动人口有着较强的主观融合意愿,但由于社会经济地位差异所产生的人群分化特征等,造成其在客观上的融合状况较差(王培刚和姜俊丰,2021)。根据2019年1月国家卫生健康委流动人口服务中心发布的《中国城市流动人口社会融合评估报告》,当前我国流动人口在流入地的城市融合水平偏低依然是一种普遍现象。如何改变流动人口的弱势地位,使其更自由地选择流入城市并更好地融入城市,成为我国现代化进程中亟待解决的重大课题。

我国政府历来高度重视流动人口社会融合工作。特别是从党的十八大以来,党中央结合我国实际提出了以人为核心的新型城镇化战略,把增进民生福祉摆在了更加突出的位置,旨在高质量推进农村流动人口全面融入城市,提升人民群众的获得感、幸福感和安全感。2021年3月,十三届全国人大四次会议通过的《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十四个五年规划和二〇三五年远景目标的建议》强调,要“强化基本公共服务保障,加快农业转移人口市民化”“健全农业转移人口市民化配套政策体系,加快推动农业转移人口全面融入城市”,并从“深化户籍制度改革”、“完善财政转移支付和城镇新增建设用地规模与农业转移人口市民化挂钩政策”等制度和政策层面提出相关要求。以上这些都为推动流动人口的社会融合提供了有力支持。

从居住视角来看,“安居乐业”是中华民族的文化传承和美好夙愿,深刻影响着当代居民的住房观和经济社会行为。正因为如此,解决好居住问题是流动人口在流入地生存和发展的前提,也是推动其全面融入流入城市的基础保障(Lin等,2014)。从国家层面来看,实现全体人民住有所居是我国住房制度改革的重要目标,而流动人口在城市的住房问题也受到高度关注。中央多次强调,培育和发展城市住房租赁市场已经成为解决流动人口住房问题的重要手段。2021年3月,国务院政府工作报告明确提出要“尽最大努力帮助新市民、青年人等缓解住房困难”。同年4月,国家发展改革委在公布的《2021年新型城镇化和城乡融合发展重点任务》中指出,要“着力解决困难群体和农业转移人口、新就业大学生等新市民住房问题”。从根本上说,大规模人口流动是社会经济转型升级的必然结果(Kuznets, 1957),而实现住有所居、住有宜居也是流动人口的普遍诉求。但总体而言,由于城市房价水平相对偏高,很多农村流动人口初始禀赋和资本积累有限导致购房支付能力不足,使得农村流动人口在“住房资源”上通常处于相对弱势地位,他们往往只能通过租赁形式解决居住问题。那么,作为农村流动人口的重要生活成本,城市房租水平能否对其社会融合产生影响?基于此,本文尝试使用2017年中国流动人口动态监测调查数据(CMDS)进行实证分析。研究发现,城市房租水平越高,越会抑制农村流动人口在流入地的社会融合,影响程度也会因个体特征、家庭特征、租赁方式等方面的不同而存在差异。进一步研究证实,提高农村流动人口在其流入城市中的住房支付能力,有助于促进其社会融合,提供单位房(雇主房)也能够弱化城市房租水平对农村流动人口社会融合的抑制作用。

本文旨在从住房租赁的视角探讨影响或阻碍农村流动人口社会融合的因素。本文的边际贡献在于:第一,拓展了住房租赁市场研究边界。现有文献更多地关注于流动人口个体层面的居住状况,却鲜有关注城市层面的房租水平。本文关注城市层面客观的房租水平,分析其对于农村流动人口主观社会融合程度的影响,并从提高其住房可支付能力的角度探讨其中的影响机理,以期进一步厘清住房租赁市场与城市宜居性、吸引力之间的关系,强化对于发展住房租

赁市场的认识和理解,并对现有相关研究进行补充和深化。第二,在当前构建租购并举住房制度的背景之下,从农村流动人口社会融合的视角审视和反思我国城市住房租赁市场的潜在问题。本文落脚于农村流动人口在流入地的社会融合,拓宽了居住成本对于人口要素自由流动的影响效应研究,并关注城市房租水平对农村流动人口社会融合影响的异质特征,以此助力住房租赁市场的可持续发展。同时,本研究也为进一步提高流动人口社会融合水平、增进民生福祉、助力健全城乡融合发展机制提供理论参考。

## 二、文献综述、理论分析与假设提出

社会融合是一个较为经典的社会学领域的话题。所谓社会融合,是指流动人口在流入到其他城市之后,在与本地人产生经济、社会、文化等多方面互动的过程中,他们会逐渐认同其所所在城市的风俗习惯、生活方式或处事模式,自身的行为方式也逐渐与之趋同并最终转换为城市范式(毛丹,2009;Chen和Wang,2015;孙学涛等,2018)。任远和乔楠(2010)认为,社会融合具有明显的动态性和渐进性特征。韩勇等(2020)指出,社会融合强调的是提升相对弱势群体的资源获取机会和获取能力,以此来缓解或消弭因社会排斥或隔离带来的不平等,因而,促进社会融合对于社会主义和谐社会的构建具有重要意义。当然,社会融合既包含行为上的趋同,又涵盖心理上的认同。只有在主观心理上得到了认同,才会有效推动客观行为的趋同,进而实现真正意义上的社会融合(Scott,1976;Moen等,1989)。对于社会融合的度量,目前学界也并未形成统一标准,既有使用如社会身份认同等单个指标进行测度的(Chen和Li,2009;孙文凯和王格非,2020),又有对文化认同、经济整合、社会适应、心理融合等多维度指标通过因子分析方式生成综合性指标来进行测度的(张文宏和雷开春,2008;杨菊华,2015;Richter等,2021),还有区分融入方向和隔离方向选取相应指标进行综合测度的(肖宝玉等,2020)。

那么,居民社会融合程度受到哪些因素的影响呢?对此,已有文献指出,制度约束、社会排斥、城市特定因素、社区环境以及个体特征等都会影响居民的社会融合程度。首先,就制度约束而言,户籍制度是学者关注的重点。杨菊华(2015)指出,我国户籍制度存在“双二元性”特征,即因户籍地点带来的本、外地人的“内外之分”和因户籍类型造成的“乡-城”“城-城”流动的“城乡之别”。在此基础上,附着在户籍上的各项福利待遇和权利保障等,使得“城-城”流动的经济和社会融入优势体现得更加明显。陈钊和陆铭(2008)指出,不同户籍身份社会融合实现的重要基础是消除劳动力市场的歧视。但即便在户籍制度改革的制度背景下,劳动力市场上对“农转非”群体也仍然存在工资歧视(许岩等,2020)。其次,从社会排斥的角度来说,作为一种非制度性的存在,社会排斥以隔离的形式呈现出来。并且,隔离的形式不仅限于物理空间,还包括社会关系和社会网络(Portes和Böröcz,1989)。隔离通过放大社会主流群体的优势地位,将其逐步内化为价值观且逐渐累积,从而进一步强化社会资源的初次分配或再次分配的不均,给弱势群体的心理上带来一种相对的被剥夺感,进而影响到其社会融合程度(崔岩,2012)。再次,城市特定因素也是影响社会融合的关键。Tian等(2019)研究发现,流入语言相似或现有流动人口相对较少城市的人往往更容易融入当地。而城市的经济状况对社会一体化的影响具有双重性,既有积极作用,又可能带来消极影响。Bleakley和Chin(2010)也指出,当地语言(或方言)的熟练程度越高,越有利于促进流动人口的社会融合。良好的社区经济环境和便民服务有助于推动外来流动人口的经济整合和社会适应(杨菊华,2015),助力从相互隔离转向理性、兼容(Alba和Nee,1997)。最后,诸如受教育水平(Hamermesh和Trejo,2013)、人力资本回报(谢桂华,2012)、就业稳定性(Stark和Taylor,1989;孙学涛等,2018)等个体特征也都会影响社会融合。例如,谢桂华

(2012)研究指出,社会融合程度因劳动者的技能水平高低不同而存在明显差异。高技能劳动者会在流动一段时间后发挥其收入优势并逐渐追平或赶超当地劳动者,实现经济等方面的融合;而低技能劳动者却无法改变其收入劣势,不利于提升其社会融合程度。

进一步地,从住房状况与居住条件的视角来看,“安居乐业”的传统思想在我国由来已久,承载着所有居民对于住房和就业问题的美好向往。因此,居住问题的解决也成为提高劳动者就业稳定性的基础和前提,住房自有能有效提高劳动者的工作满意度(刘斌和张安全,2021)。基于推拉理论,推力和拉力的共同作用是影响人口流动和社会融合的重要因素(Ravenstein, 1885)。但Lee(1966)指出,其中还存在第三种力,即“阻力”。流动人口在流入地拥有住房,能够直接反映其定居意愿和社会融合程度(Constant等,2009)。然而,何焯华和杨菊华(2013)基于2005年全国1%人口抽样调查数据系统分析了流动人口的居住情况,研究发现,流动人口(特别是乡-城流动人口)多以寄居模式生活在流入地,并未实现安居,居住状况也与本地居民相差甚远。这成为阻碍流动人口心理融合的重要因素。Zhao等(2018)也指出,较高的居住成本会给流动人口的定居意愿带来负向影响。此外,随着社会经济的发展,住房除了具有基本居住属性之外,逐渐被演化为一种符号或地位的象征(Frank, 1985)。并且,在市场机制作用下,房价上涨使得住房的投资属性进一步凸显,高收入群体通过住房投资投机等行为获取更多的社会财富,与低收入群体因购房支付能力不足形成鲜明对比(谢洁玉等,2012)。这种由住房引发的社会财富再分配加剧了“马太效应”,并逐步成为社会分层秩序形成的基础和筛选依据(李斌和王凯,2010)。居住融合是促进流动人口融入城市的关键,也有助于提升流入地对人力资源的吸引力,但被外界环境内化而成的社会分层秩序更是放大了农村流动人口等弱势群体的资源禀赋劣势,强化了因住房带来的对社会融合的影响。从这一角度来说,居住成本越高,便越会成为影响农村流动人口社会融合的阻力。但如若能够提高其住房支付能力或者直接解决其居住问题,就意味着他们可以将原本用于租赁房屋的支出转换为其他可支配收入,促进经济上的融合。如此,这种阻力就会转变为拉力。基于以上分析,本文提出如下研究假说:

假说H<sub>1</sub>:城市房租水平越高,越会对农村流动人口的社会融合起到负向影响。

假说H<sub>2</sub>:提高农村流动人口在流入城市中的住房支付能力或解决住房问题是促进其社会融合的有效方式。

### 三、研究设计

#### (一)数据来源及筛选说明

本文所选用的数据来自于2017年中国流动人口动态监测调查数据(China Migrants Dynamic Survey,简称CMDs)。该项目是由原国家人口计生委(现国家卫生健康委员会)在全国范围内针对流动人口开展的抽样调查,数据样本规模庞大,覆盖全国31个省(区、市)和新疆生产建设兵团中流动人口较为集中的流入地。本文样本选自其中的个人问卷(A卷),在该问卷中,流动人口被定义为户口在非本区(县、市),但在本地居住一个月及以上的人口。

在进行实证分析之前,本文先对样本做如下几步预处理:第一,本文研究对象为农村流动人口,且关注的是城市房租水平所带来的影响,故首先限定户口性质为农业或老家(户籍所在地)为农村,且在流入地的现住房为租住私房(整租或合租)的样本;第二,限定样本年龄为18—65岁,以缓解因样本年龄带来的研究偏误;第三,考虑到异常值的存在可能会使研究结论有偏,故本文也将家庭年收入、家庭年支出两项指标的异常值予以剔除。经过以上几个步骤的数据预处理后,最终得到71935个样本观测值。

## (二) 实证策略与变量定义

本文考察城市房租水平对农村流动人口社会融合的影响,为此,构建如下计量回归模型:

$$Integration_{ij} = \alpha + \beta \ln(rent)_{ij} + \lambda_1 I_{ij} + \lambda_2 F_{ij} + \lambda_3 M_{ij} + \theta_j + \epsilon_{ij} \quad (1)$$

其中,  $Integration$  表示流动人口的社会融合程度,作为被解释变量;  $rent$  表示城市房租水平,作为核心解释变量;  $I$ 、 $F$ 、 $M$  分别指代个体特征、家庭特征和流动特征的集合,作为控制变量;下标  $i$ 、 $j$  分别指代受访家庭个体以及受访家庭流入地;  $\theta$  为城市固定效应。

### 1. 被解释变量: 社会融合程度 $Integration$

CMDS问卷中与社会融合程度相关的问题较多,诸如“我喜欢我现在居住的城市/地方”“我关注我现在居住城市/地方的变化”“我很愿意融入本地人当中,成为其中一员”“我觉得本地人愿意接受我成为其中一员”“我感觉本地人看不起外地人”“按照老家的风俗习惯办事对我比较重要”“我的卫生习惯与本地市民存在较大差别”“我觉得我已经是本地人了”等,本文将从以上八个问题<sup>①</sup>中提取相应变量,处理过程具体为:首先,对各变量进行标准化处理;其次,通过主成分分析法,以累计方差贡献率大于85%作为前若干项主成分的选取标准;最后,基于各主成分的方差贡献率计算出各个样本的社会融合程度综合得分。

### 2. 核心解释变量: 城市房租水平 $rent$

代表受访者所在城市(即流入地)的平均住房租金水平。从问卷中“过去一年,您家在本地平均每月住房支出(仅房租/房贷)为多少”这一问题提取相应数值,依据流动人口所在城市进行分组,计算出各城市的平均住房租金。在实证中,为减弱数据异方差性,本文对该项指标做了取对数处理。需要说明的是,由于本文所选用的样本仅为租住私房(整租或合租)的样本,故不存在问题中所含房贷支出的情形。

### 3. 控制变量

控制变量包含个体特征、家庭特征和流动特征三个层面。其中,个体特征包含性别、年龄、年龄的平方项/1000、教育程度、民族、户口性质、政治面貌、婚姻状态、健康状况、本地医疗保险、工作状态各项;家庭特征包含家庭人口规模、家庭年收入、家庭年支出、老家是否有承包地、老家是否有宅基地各项;流动特征包含本次流动时间、户籍所在地的地理位置、父母流动经历、流动城市数量、流动范围各项。

实证过程中所涉及的主要变量及其含义如表1所示。

## (三) 变量的描述性统计

本文所用主要变量的描述性统计如表2所示。样本中,社会融合程度在标准化之后的均值约为0,标准差约为0.731,最小值与最大值分别约为-3.752和1.768,从数据特征分析来看,可以认为,当前我国农村流动人口的社会融合程度存在较大差异;城市房租水平的均值和标准差分别约为10630.1和4314.537,最小值和最大值分别为720和30016.36,说明城市之间房租水平差距较大,这也反映出我国住房租赁市场存在明显的区域分化现象。

## 四、实证结果及分析

### (一) 基准回归

城市房租水平影响农村流动人口社会融合的基准回归结果如表3所示。第(1)列仅在计量

<sup>①</sup>对于该八个问题的答案,按照同意程度分别赋值为1-4,其中,“按照老家的风俗习惯办事对我比较重要”“我的卫生习惯与本地市民存在较大差别”“我感觉本地人看不起外地人”三个问题的回答数值越高代表同意程度越低,社会融合程度越高;其余各项问题均是数值越高代表同意程度越高,社会融合程度越高。

表1 变量含义

维度	变量名称	变量含义
被解释变量	社会融合程度	受访者社会融合程度,由主成分分析法所得,数值越大表示融合程度越高
解释变量	城市房租水平	受访者所在城市的平均住房租金水平(元/年)
个体特征	性别	男性=1;女性=0
	年龄	受访者年龄(岁)
	年龄的平方项/1000	受访者年龄平方项/1000
	教育程度	未上过学=1;小学=2;初中=3;高中/中专=4;大学专科=5;大学本科=6;研究生=7
	民族	受访者为汉族=1;少数民族=0
	户口性质	受访者为非农业户口=1;否则=0
	政治面貌	受访者为中共党员=1;否则=0
	婚姻状态	受访者初婚或再婚=1;否则=0
	健康状况	赋值1-4,生活不能自理=1;不健康,但生活能自理=2;基本健康=3;健康=4
	本地医疗保险	受访者参与本地医疗保险=1;否则=0
	工作状态	受访者有工作=1;否则=0
家庭特征	家庭人口规模	受访者同住家庭人员人数(人)
	家庭年收入	受访者家庭年总收入(元)
	家庭年支出	受访者家庭年总支出(元)
	承包地	受访者老家(户籍所在地)有承包地=0;否则=0
	宅基地	受访者老家(户籍所在地)有宅基地=0;否则=0
流动特征	本次流动时间	受访者本次流动时间(年)
	户籍所在地的地理位置	农村=1;乡镇=2;县城=3;地级市=4;省会城市=5;直辖市=6
	父母流动经历	受访者父母有流动经历=1;否则=0
	流动城市数量	受访者流动过多少个城市(包括现居地)(个)
	流动范围	受访者本次流动范围:跨省=1;省内跨市=2;市内跨县=3

模型中引入城市房租水平这一核心解释变量进行回归,结果发现,该指标的系数显著为负。逐步加入个体特征、家庭特征和流动特征之后,第(2)列至第(4)列的回归结果显示,城市房租水平的估计系数依然显著为负,说明城市房租水平越高,越会对农村流动人口的社会融合起到负向影响。第(4)列所得回归系数为-1.558,可以解释为,在其他条件不变的前提下,城市房租水平每增加1%,相应地,农村流动人口的社会融合程度将平均减少约1.558个单位。住房乃民生之要,流动人口若在其流入城市无法实现安居,物理上的居住隔离与心理上的偏见排斥并存的“二元社区”也就将进一步形成并逐渐强化(刘晓峰等,2010;杨菊华,2015),必然不利于提高其在该城市的归属感和融合度。在本文所使用的样本中,就约有60.37%的受访样本称在本地居住有困难,而其中约有12.75%的样本表示存在被本地人看不起的困难。

#### (二)稳健性检验

为确保表3中所得基准回归结果的可信度,本文分别采用更换被解释变量和更换解释变量的方式进行稳健性检验。一是将落户意愿作为被解释变量。如若农村流动人口在其流入地有较高的社会融合程度,那么他将户口迁入流入地的主观意愿也会相应较高。基于此,本文从问卷中“如果您符合本地落户条件,您是否愿意把户口迁入本地?”这一问题提取相应指标。将回答为“愿意”的样本赋值为1,否则为0,采用Probit模型进行回归。同时,考虑到一线城市和新一线城市往往存在落户门槛,所以本文也将一线城市和新一线城市样本剔除之后再采用Probit回归模型进行检验。二是将核心解释变量分别更换为城市房租收入比和城市层面的平均商品房销

表 2 变量的描述性统计

维度	变量名称	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	社会融合程度	71935	0.000	0.731	-3.752	1.768
解释变量	城市房租水平	71935	10630.1	4314.537	720	30016.36
个体特征	性别	71935	0.522	0.500	0	1
	年龄	71935	35.889	9.765	18	65
	年龄的平方项/1000	71935	1.383	0.750	0.324	4.225
	教育程度	71935	3.166	0.975	1	7
	民族	71935	0.905	0.293	0	1
	政治面貌	71935	0.025	0.156	0	1
	婚姻状态	71935	0.827	0.378	0	1
	健康状况	71935	3.815	0.443	1	4
	本地医疗保险	71935	0	0	0	1
	工作状态	71935	1	0	0	1
家庭特征	家庭人口规模	71935	3.204	1.169	1	10
	家庭年收入	71935	79019.80	50587.13	2160	480000
	家庭年支出	71935	40613.83	25318.24	2280	300000
	承包地	71935	0.542	0.498	0	1
	宅基地	71935	0.730	0.444	0	1
流动特征	本次流动时间	71935	5.851	5.625	0	40
	父母流动经历	71935	0.214	0.410	0	1
	流动城市数量	71935	2.025	1.757	1	30
	流动范围	71935	1.624	0.742	1	3

注：此处汇报的城市租金、家庭年收入、家庭年支出三个连续变量均为原始值，而为了减弱数据的异方差性，本文在后续实证分析中对该三个变量均进行了取对数处理。

售价格之后再行回归。首先，从问卷中的“过去一年，您家平均每月总收入为多少？”这一问题提取相应指标，计算生成城市层面的家庭年收入水平之后，与前文所生成的城市层面的房租水平计算商值形成房租收入比这一指标引入回归模型(1)；其次，考虑到房价与房租之间存在高度的正相关关系(张海峰等, 2019)，本文也将CMDS数据匹配城市层面的平均商品房销售价格(数据来源于CEIC中国经济数据库)，再将该项指标作为核心解释变量引入回归模型(1)。稳健性检验的回归结果显示(如表4所示)，所得核心解释变量的系数均显著为负，说明本文的基准回归结果具有可信度。

与此同时，因潜在的遗漏变量和反向因果关系等所产生的内生性问题同样不容忽视。基于群体效应(Group Effect)理论，群体特征会与个体的某一特征密切相关，但不会直接影响个体其他特征的形成(Eriksson等, 2014)。因此，可将内生变量在某一区域内的均值作为工具变量用以缓解因反向因果带来的内生性问题，且这一方法已被学界广泛采纳(Eriksson等, 2014; 黄宇虹和樊纲治, 2017; 张雅淋和姚玲珍, 2020; 吴卫星等, 2021)。基于以上分析，本文以受访者所在城市(即流入地)的平均住房租金水平作为核心解释变量，对于个体社会融合程度的影响相对较为外生。但尽管如此，也不可避免地会存在因潜在遗漏变量所带来的内生性问题。对此，本文进一步采用工具变量(IV)方式，参考张莉等(2017)、杨青等(2021)的做法，选取财政分权程度(即地级市预算内财政收入在全国预算内财政收入中所占比重)作为工具变量进行两阶段最小二乘(2SLS)估计。其中，地级市预算内财政收入指标来自于《中国城市统计年鉴》，全国预算内

表3 城市房租水平影响农村流动人口社会融合的基准回归结果

	被解释变量: 社会融合程度			
	(1)	(2)	(3)	(4)
ln城市房租水平	-1.485*** (0.307)	-1.520*** (0.293)	-1.543*** (0.283)	-1.558*** (0.282)
性别		-0.008 (0.005)	-0.007 (0.005)	-0.005 (0.005)
年龄		0.013*** (0.002)	0.011*** (0.002)	0.008*** (0.002)
年龄的平方项/1000		-0.118*** (0.026)	-0.085*** (0.027)	-0.056** (0.027)
教育程度		0.078*** (0.003)	0.071*** (0.003)	0.070*** (0.003)
民族		-0.008 (0.010)	-0.012 (0.010)	0.008 (0.010)
政治面貌		0.037** (0.017)	0.033* (0.017)	0.037** (0.017)
婚姻状态		-0.014* (0.008)	-0.040*** (0.009)	-0.030*** (0.009)
健康状况		0.097*** (0.006)	0.097*** (0.006)	0.101*** (0.006)
本地医疗保险		0.112*** (0.008)	0.110*** (0.008)	0.097*** (0.008)
工作状态		-0.016** (0.008)	-0.018** (0.008)	-0.019** (0.008)
家庭人口规模			-0.003 (0.003)	-0.006** (0.003)
ln家庭年收入			0.035*** (0.007)	0.047*** (0.007)
ln家庭年支出			0.053*** (0.006)	0.040*** (0.006)
承包地			0.021*** (0.006)	0.020*** (0.006)
宅基地			-0.040*** (0.007)	-0.032*** (0.007)
本次流动时间				0.009*** (0.001)
父母流动经历				0.002 (0.007)
流动城市数量				-0.006*** (0.002)
流动范围				0.078*** (0.004)
常数项	14.937*** (3.074)	14.329*** (2.935)	13.709*** (2.837)	13.792*** (2.826)
城市固定效应	是	是	是	是
R的平方项	0.098	0.116	0.119	0.128
观测值	71935	71935	71935	71935

注: (1)括号内为系数估计稳健聚类标准误; (2)\*、\*\*、\*\*\*分别代表在10%、5%和1%显著性水平下显著; (3)下同。



表4 稳健性检验

	更换被解释变量: 落户意愿		更换解释变量	
	全样本	剔除一线和新一线城市样本	城市房租收入比	ln城市住房价格
	(1)	(2)	(3)	(4)
ln城市房租水平	-2.208** (0.914)	-2.183** (0.916)		
城市房租收入比			-0.884*** (0.098)	
ln城市住房价格				-0.458*** (0.083)
控制变量	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是
R的平方项	0.084	0.060	0.086	0.128
观测值	71 829	48 839	71 935	71 935

财政收入指标来自于《中国财政年鉴》。选取该项指标作为工具变量的内在机理是:从相关性来看,分税制体制强化了地方政府对土地财政的依赖度,土地财政规模又对城市房价的上涨带来显著的正向影响(宫汝凯,2012),而房价与房租之间存在高度正相关关系(张海峰等,2019);从外生性来看,财政分权程度并不会直接影响农村流动人口的社会融合。内生性处理所得回归结果显示(如表5所示),回归系数的符号和显著性水平均与基准回归结果保持一致。并且,本文所选用的工具变量也通过了识别不足和弱工具变量检验。

### (三) 异质性分析

个体的性别是不随主观意识形态影响的外生变量,传统的“男主外、女主外”的家庭分工模式带来的内生互动可以在一定程度上促进“同群效应”的产生(Manski,2000;陆铭和张爽,2007)。因此,不同性别的群体对于房租水平和社会融合程度的敏感性也可能存在差异。当然,个体在其生命周期中的经济行为也会随年龄的增长和学历的提升而发生改变(李雪等,2020)。基于以上分析,本文首先区分男性和女性样本,并在此基础上,分别按照年龄和学历进行分组讨论。其中,年龄以35岁为分界线区分18-35岁和36-65岁两个子样本;学历分为初中及以下和高中及以上两个子样本。从所得回归结果来看(如表6所示),无论是基于怎样的划分标准,城市房租水平对农村流动人口社会融合程度的影响均为负。具体地,对男性流动人口而言,城市房租水平对于社会融合程度的影响仅在36-65岁和高中及以上学历中具有统计意义上1%的显著性水平;而对女性流动人口而言,无论按照何种方式进行分组,城市房租水平对于社会融合程度的影响均在统计意义上至少具有5%的显著性水平。进一步来看,城市房租水平对于女性36-65岁和初中及以下群体社会融合程度的影响更为明显。

农村承包地与宅基地分属两类不同的物质要素,前者属生产资料,而后者属生活资料(吴

表5 内生性处理

	第一阶段	第二阶段
	(1)	(2)
ln城市房租水平		-0.040*** (0.013)
财政分权程度	0.235*** (0.001)	
控制变量	是	是
城市固定效应	是	是
R的平方项	0.365	0.046
Under-identification test	—	21 000***
Weak identification test	—	30 000
观测值	67 307	67 307

表6 基于个体特征的异质性分析

	被解释变量: 社会融合程度							
	男性				女性			
	18-35岁	36-65岁	初中及以下	高中及以上	18-35岁	36-65岁	初中及以下	高中及以上
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
ln城市房租水平	-1.018 (0.786)	-1.123*** (0.419)	-0.818* (0.441)	-2.055*** (0.056)	-1.805** (0.732)	-2.142*** (0.297)	-2.224*** (0.305)	-1.770** (0.739)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
R的平方项	0.146	0.129	0.124	0.144	0.149	0.147	0.135	0.145
观测值	18221	19349	26678	10892	20219	14146	24889	9476

昭军, 2021)。现行的土地承包法保护农村居民的土地承包经营权, 土地管理法也遵循农村居民的宅基地自愿有偿退出意愿。因而, 拥有承包地和宅基地的农村人口在流入外地之后, 会在心理上存在一种“后盾”支持, 这种“后盾”支持也将在一定程度上制约城市房租水平对于该类群体在流入地社会融合程度的影响。基于此, 本文分别按照是否有承包地和是否有宅基地对全样本进行分组回归, 所得回归结果显示(如表7所示), 无论是按照是否有承包地进行分组, 还是按照是否有宅基地进行分组, 城市房租水平对于农村流动人口的社会融合程度的影响均显著为负。但从所得系数数值来看, 城市房租水平对于有承包地群体的负向影响程度相对高于无承包地群体, 而对于无宅基地群体的负向影响程度相对高于有宅基地群体。可能的解释在于, 对于在户籍地有承包地群体而言, 其承包地可能会带来一定的预期收益; 在户籍地有宅基地的家庭相对于无宅基地的家庭而言, 乡土情结更为浓厚。而这些基于流出地所带来的土地预期收益和乡土情结会在一定程度上影响农村流动人口主观上的社会融合(肖宝玉等, 2020)。

表7 基于承包地与宅基地的异质性分析

	被解释变量: 社会融合程度			
	承包地		宅基地	
	有承包地	无承包地	有宅基地	无宅基地
	(1)	(2)	(3)	(4)
ln城市房租水平	-1.804*** (0.326)	-1.268*** (0.446)	-0.956*** (0.319)	-2.687*** (0.112)
控制变量	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是
R的平方项	0.132	0.137	0.128	0.147
观测值	38988	32947	52521	19414

收入是决定家庭消费支出等经济行为的关键因素(余永定和李军, 2000), 而家庭经济行为又会直接影响其在所接触的特征相似或地位相邻群体中的相对位置(Davis, 1959), 进而作用于其社会融合程度。与此同时, 合租形式既可以分流一部分租金, 又可以通过加强人与人之间的交流改变个体的认知, 因此, 农村流动人口在流入地的租赁方式也将带来城市房租水平对社会融合程度影响的差异。基于以上分析, 本文分别按照家庭收入、支出收入比及租赁方式将样本分组之后再分别进行回归分析。其中, 收入、支出收入比均是以城市为子样本, 以20%和80%为分位点, 依据前20%、中间60%和后20%分别作为高、中、低组别划分依据。回归结果显示

(如表8所示),城市房租水平这一指标所得系数均为负。这意味着,城市房租水平越高,越会抑制农村流动人口在流入地的社会融合。进一步来看,按照家庭收入区分高、中、低三组样本之后,城市房租水平这一指标所得系数均具有统计意义1%的显著性水平,且各组别之间所得系数相差较小。但按照家庭支出收入比进行分组之后发现,城市房租水平对于社会融合程度的影响在低支出收入比组别中并不具有统计意义上的显著性。此外,城市房租水平对于社会融合程度的负向影响在合租样本中同样不具有统计意义上的显著性。

表 8 基于家庭收入、支出收入比及租赁方式的异质性分析

	被解释变量:社会融合程度							
	按家庭收入分组			按家庭支出收入比分组			按租赁方式分组	
	高	中	低	高	中	低	整租	合租
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
ln城市房租水平	-1.736*** (0.395)	-1.474*** (0.502)	-1.336*** (0.483)	-2.084*** (0.167)	-1.492*** (0.332)	-1.289 (0.879)	-1.657*** (0.287)	-1.020 (0.780)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
R的平方项	0.150	0.130	0.155	0.134	0.134	0.154	0.131	0.148
观测值	14184	43753	13998	11802	45695	14438	58636	13299

## 五、机制分析与进一步讨论

从根本上说,住房乃民生之要,如若农村流动人口在流入地的“安居”问题难以得到解决,其“乐业”也将难以实现,即便能够保持相对稳定的工作,也难以增强其融入感、归属感和幸福感。前文分析中已经证实,城市房租水平越高,越会抑制农村流动人口的社会融合程度。这也论证了前文理论分析部分所提及的,在影响人口流动和社会融合的推力和拉力共同作用之外,还存在第三种力,即“阻力”。事实上,在本文所选用的样本中,约有60.37%的受访样本称在本地居住有困难,而其中约有80.01%的受访样本指出,买不起房是在本地居住的主要困难。由此可见,居住问题已经成为影响农村流动人口在流入城市社会融合的一种阻力。那么进一步来看,如若能够提高农村流动人口的住房支付能力,是否存在将阻力转变为拉力的可能,进而提高其社会融合程度?本部分将重点关注于此。具体地,将流入地城市层面的房价数据匹配进来,再分别以农村流动人口的收入和扣除租金之后的收入与之相除,以此作为核心解释变量进行回归分析。所得结果如表9第(1)列至第(4)列所示。其中,奇数列是未引入控制变量所得;偶数列是引入控制变量所得。结果显示,收入房价比和扣除租金之后的收入房价比均显著为正。这意味着,农村流动人口在其流入城市中的住房支付能力越强,其社会融合程度也就越高。

当然,提供单位房(雇主房)也有助于解决农村流动人口的住房问题。那么,如若单位(雇主)帮助解决农村流动人口的居住问题,是否也能助推阻力转变为拉力,提升农村流动人口的社会融合程度?这一问题也应受到关注。基于此,本文在原有样本基础上,将居住在单位房(雇主房)的样本添加进来展开进一步回归分析。定义居住在所提供的单位房(雇主房)的样本为1,否则为0,在模型中同时引入城市房租水平与居住在所提供的单位房(雇主房)这一虚拟变量的交互项进行回归,所得结果如表9第(5)列所示。结果显示,城市房租水平这一指标所得系数依然显著为负,而城市房租水平与居住在所提供的单位房(雇主房)的交互项所得系数则显著为正。这说明提供单位房(雇主房)有助于弱化城市房租水平对农村流动人口社会融合的负向

影响,从客观上论证了农村流动人口在流入城市居住问题的解决可能会成为促进其社会融合的拉力。

表9 机制分析与进一步讨论

	被解释变量:社会融合程度				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
收入/房价	0.068*** (0.014)	0.071*** (0.013)			
(收入-租金)/房价			0.082*** (0.017)	0.086*** (0.016)	
ln城市房租水平					-1.740*** (0.302)
提供单位房(雇主房)					-0.407*** (0.133)
ln城市房租水平×提供单位房(雇主房)					0.040*** (0.148)
控制变量	否	是	否	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是
R的平方项	0.098	0.128	0.098	0.128	0.131
观测值	71935	71935	71935	71935	83608

## 六、结论与启示

促进农村流动人口在流入城市的社会融合是健全城乡融合发展机制的关键。人因宅而立,解决好居住问题是农村流动人口在流入地生存和发展的前提,也是推动其全面融入流入地的基础保障。对农村流动人口而言,流入城市的房租水平是否会影响其社会融合程度?对此,本文基于2017年中国流动人口动态监测调查数据(CMDS)展开实证分析。研究发现:城市房租水平越高,越会抑制农村流动人口在流入地的社会融合。当然,影响程度也会因个体特征、家庭特征、租赁方式等方面的不同而存在差异。首先,对男性流动人口而言,城市房租水平对于社会融合程度的影响在18—35岁和初中及以下学历群体中并不显著;而女性36—65岁和初中及以下群体对于城市房租水平的敏感程度更高。其次,城市房租水平对于有承包地和无宅基地样本社会融合的负向影响程度相对较高。再次,尽管城市房租水平对于社会融合的负向影响并不会因家庭收入高低而存在较大差别,但基于家庭支出收入比分组之后发现,这种负向影响在低支出收入比组别中并不具有统计意义上的显著性。而且,合租样本对于城市房租水平也不具有统计意义上的显著性。进一步研究发现,提高农村流动人口在其流入城市中的住房支付能力,有助于促进其社会融合。并且,提供单位房(雇主房)也有助于弱化城市房租水平对农村流动人口社会融合的负向影响。

基于以上研究发现,本文认为,为进一步促进农村流动人口的社会融合,助力健全城乡融合发展机制,需重点关注人口净流入城市的房租水平,在人口流入多、房租负担重的城市应该着力解决农村流动人口住房问题。可能的政策思路如下:第一,大力培育和发展住房租赁市场,加大保障性租赁住房供给。一方面,市场化的租赁住房应遵循“以需定供”的原则,充分考虑农村流动人口在流入城市的住房租赁需求和住房可负担能力,强化住房租赁市场监督和管

理,保障租客合法权益,提高其在流入地的居住可获取性、舒适度与归属感;另一方面,通过新建、改建等方式扩大保障性租赁住房供给,保证其用地供给机制的独立性,同时,完善相关制度体系和给予相关政策支持。第二,加大金融方式支持力度。一方面,可在确保市场稳定的前提下,给予农村流动人口适当的租房补贴,随市场租金、家庭情况等因素的变动动态调整货币化补贴标准,以提高其住房租赁的可支付能力;另一方面,也可通过扩大住房公积金覆盖面和进一步优化住房公积金租赁提取政策,缓解农村流动人口在城市的住房压力。当然,还可通过给予用工单位一些财政补贴或税收优惠等方式来激励用工单位给流动人口提供住房。第三,建立租赁市场监控平台,推动住房租赁备案全覆盖,将租赁房屋状况、租金涨幅等相关指标纳入监控范围,维护租客合法权益。严禁违规租赁行为,动态监测城市租金,对违规租赁、提供虚假信息、租金不合理上涨等行为及时给出相应的解决方案。

#### 主要参考文献:

- [1] 陈钊,陆铭.从分割到融合:城乡经济增长与社会和谐的政治经济学[J].经济研究,2008,(1).
- [2] 崔岩.流动人口心理层面的社会融入和身份认同问题研究[J].社会学研究,2012,(5).
- [3] 宫汝凯.分税制改革与中国城镇房价水平——基于省级面板的经验证据[J].金融研究,2012,(8).
- [4] 韩勇,贺萌琳,高军波,等.空间隔离视角下中西方城市社会排斥研究述评[J].人文地理,2020,(6).
- [5] 何绍华,杨菊华.安居还是寄居?不同户籍身份流动人口居住状况研究[J].人口研究,2013,(6).
- [6] 黄宇虹,樊纲治.土地经营权流转与农业家庭负债状况[J].金融研究,2017,(12).
- [7] 李斌,王凯.中国社会分层研究的新视角——城市住房权利的转移[J].探索与争鸣,2010,(4).
- [8] 李雪,朱超,易祯.人口学特征与利率期限结构:老年社会平缓的收益率曲线[J].金融研究,2020,(6).
- [9] 刘斌,张安全.有产者的就业焦虑:安居真的可以乐业吗——基于城市住房分层与工作满意度的观察[J].财经研究,2021,(1).
- [10] 刘晓峰,陈钊,陆铭.社会融合与经济增长:城市化和城市发展的内生政策变迁[J].世界经济,2010,(6).
- [11] 陆铭,张爽.“人以群分”:非市场互动和群分效应的文献评论[J].经济学(季刊),2007,(3).
- [12] 毛丹.赋权、互动与认同:角色视角中的城郊农民市民化问题[J].社会学研究,2009,(4).
- [13] 任远,乔楠.城市流动人口社会融合的过程、测量及影响因素[J].人口研究,2010,(2).
- [14] 孙文凯,王格非.流动人口社会身份认同、过度劳动与城乡差异[J].经济学动态,2020,(9).
- [15] 孙学涛,张丽娟,张广胜.农民工就业稳定与社会融合:完全理性与有限理性假设的比较[J].农业技术经济,2018,(11).
- [16] 王培刚,姜俊丰.流动人口的社会融合与公共服务利用[N].中国人口报,2021-08-16.
- [17] 吴卫星,张旭阳,吴锬.金融素养与家庭储蓄率——基于理财规划与借贷约束的解释[J].金融研究,2021,(8).
- [18] 吴昭军.宅基地使用权继承的理论障碍与廓清——以重释“一户一宅”为切入点[J].农业经济问题,2021,(5).
- [19] 肖宝玉,朱宇,林李月.基于融入-隔离双向对流的流动人口主观社会融合及其影响因素研究——以福厦泉城市群为例[J].地理研究,2020,(12).
- [20] 谢桂华.中国流动人口的人力资本回报与社会融合[J].中国社会科学,2012,(4).
- [21] 谢洁玉,吴斌珍,李宏彬,等.中国城市房价与居民消费[J].金融研究,2012,(6).
- [22] 许岩,付小鹏,宋瑛.“市民化”之后:户籍变更能否消除工资歧视[J].农业技术经济,2020,(8).
- [23] 杨菊华.中国流动人口的社会融入研究[J].中国社会科学,2015,(2).
- [24] 杨青,徐俊杰,王洪卫.房租负担对农民工劳动供给的影响——基于农民工“效益观”的视角[J].农业技术经济,2021,(7).
- [25] 余永定,李军.中国居民消费函数的理论与验证[J].中国社会科学,2000,(1).
- [26] 张海峰,张家滋,姚先国.我国住房成本的空间演化与劳动力流动决策影响[J].经济地理,2019,(7).
- [27] 张莉,何晶,马润泓.房价如何影响劳动力流动?[J].经济研究,2017,(8).

- [28] 张文宏, 雷开春. 城市新移民社会融合的结构、现状与影响因素分析[J]. *社会学研究*, 2008, (5).
- [29] 张雅淋, 姚玲珍. 家庭负债与消费相对剥夺——基于住房负债与非住房负债的视角[J]. *财经研究*, 2020, (8).
- [30] Alba R, Nee V. Rethinking assimilation theory for a new era of immigration[J]. *The International Migration Review*, 1997, 31(4): 826–874.
- [31] Bleakley H, Chin A. Age at arrival, English proficiency, and social assimilation among US immigrants[J]. *American Economic Journal: Applied Economics*, 2010, 2(1): 165–192.
- [32] Chen Y, Li S X. Group identity and social preferences[J]. *American Economic Review*, 2009, 99(1): 431–457.
- [33] Chen Y, Wang J F. Social integration of new-generation migrants in Shanghai China[J]. *Habitat International*, 2015, 49: 419–425.
- [34] Constant A F, Roberts R, Zimmermann K F. Ethnic identity and immigrant homeownership[J]. *Urban Studies*, 2009, 46(9): 1879–1898.
- [35] Davis J A. A formal interpretation of the theory of relative deprivation[J]. *Sociometry*, 1959, 22(4): 280–296.
- [36] Eriksson T, Pan J, Qin X Z. The intergenerational inequality of health in China[J]. *China Economic Review*, 2014, 31: 392–409.
- [37] Frank R H. The demand for unobservable and other nonpositional goods[J]. *The American Economic Review*, 1985, 75(1): 101–116.
- [38] Hamermesh D S, Trejo S J. How do immigrants spend their time? The process of assimilation[J]. *Journal of Population Economics*, 2013, 26(2): 507–530.
- [39] Kuznets S. Quantitative aspects of the economic growth of nations: II. industrial distribution of national product and labor force[J]. *Economic Development and Cultural Change*, 1957, 5(S4): 1–111.
- [40] Lee E S. A theory of migration[J]. *Demography*, 1966, 3(1): 47–57.
- [41] Lin Y L, De Meulder B, Cai X X, et al. Linking social housing provision for rural migrants with the redevelopment of ‘villages in the city’: A case study of Beijing[J]. *Cities*, 2014, 40: 111–119.
- [42] Manski C F. Economic analysis of social interactions[J]. *Journal of Economic Perspectives*, 2000, 14(3): 115–136.
- [43] Moen P, Dempster-McClain D, Williams Jr R M. Social integration and longevity: An event history analysis of women’s roles and resilience[J]. *American Sociological Review*, 1989, 54(4): 635–647.
- [44] Portes A, Böröcz J. Contemporary immigration: Theoretical perspectives on its determinants and modes of incorporation[J]. *The International Migration Review*, 1989, 23(3): 606–630.
- [45] Ravenstein E G. The laws of migration[J]. *Journal of the Statistical Society of London*, 1885, 48(2): 167–235.
- [46] Richter N F, Martin J, Hansen S V, et al. Motivational configurations of cultural intelligence, social integration, and performance in global virtual teams[J]. *Journal of Business Research*, 2021, 129: 351–367.
- [47] Scott R A. Deviance, sanctions, and social integration in small-scale societies[J]. *Social Forces*, 1976, 54(3): 604–620.
- [48] Stark O, Taylor J E. Relative deprivation and international migration oded stark[J]. *Demography*, 1989, 26(1): 1–14.
- [49] Tian M, Tian Z, Sun W. The impacts of city-specific factors on social integration of Chinese migrant workers: A study using multilevel modeling[J]. *Journal of Urban Affairs*, 2019, 41(3): 324–337.
- [50] Zhang L. Conceptualizing China’s urbanization under reforms[J]. *Habitat International*, 2008, 32(4): 452–470.
- [51] Zhao L Q, Liu S Y, Zhang W. New trends in internal migration in China: Profiles of the new-generation migrants[J]. *China & World Economy*, 2018, 26(1): 18–41.

## Residing Based on Your Choice? The Impact of Housing Rent on the Social Integration of Rural-Urban Migrants

Zhang Yalin<sup>1</sup>, Wu Yidong<sup>2</sup>, Yao Lingzhen<sup>3</sup>, Dong Minkai<sup>3,4</sup>

(1. School of Economics, Nanjing University of Posts and Telecommunications, Jiangsu Nanjing 210023, China;

2. School of Business, Anhui University of Technology, Anhui Ma'anshan 243032, China; 3. School of Public Economics and Administration, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China;

4. Physical Education Department, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China)

**Summary:** Promoting the social integration of rural-urban migrants in metropolis plays a vital role in accelerating the process of people-centered new urbanization. It is also the core content to improve the mechanism of rural-urban integration and development. Besides, providing proper housing for these migrants is the prerequisite for their residence and career development in inflow areas, which will perform a fundamental guarantee to promote their overall integration into destinations. However, due to the high housing prices and the limitation of initially-endowed capital accumulation, rural-urban migrants cannot easily purchase the owner-occupied housing in inflow areas. In a sense, they show significant disadvantages in “housing resources” compared with urban residents, and alternatively reside in rental housing. This paper aims to study the impact of housing rent on the social integration of rural-urban migrants by using the 2017 China Migrants Dynamic Survey (CMDS). It finds that high housing rent in inflow areas can significantly inhibit the social integration of rural-urban migrants. In addition, the impact of housing rent presents significant heterogeneity across individual demographic characteristics, household characteristics, and leasing types. Furthermore, this paper also figures out that improving the housing affordability of rural-urban migrants can effectively promote their social integration in their destinations. Particularly, the provision of flats from working units (employers) can significantly weaken the negative impact of high housing rent on the social integration of rural migrants. Based on these findings, this paper provides several contributive implications to policy-makers. For those cities with large influx migrants, it is necessary to revitalize the existing housing resources and increasingly supply affordable rental housing to optimize the structure between demand and supply in the housing market. It is also necessary to conduct a series of supportive policies such as financial subsidies or tax incentives for affordable housing suppliers. Compared with previous literature, this paper highly focuses on city-level housing rent and its influence mechanism on the social integration of rural-urban migrants from the perspective of housing affordability. Besides, this paper clarifies the relationship between the development of housing rental market and urban livability and attractiveness. Additionally, it re-thinks the potential problems of China's urban housing rental market from the perspective of the social integration of migrants. This would be of great help to promote the sustainable development of housing rental market, and provide policy implications to improve the social integration level of migrants and their well-being.

**Key words:** rural-urban migrants; urban housing rent; housing affordability; social integration

(责任编辑: 倪建文)