

住房保障是否有助于缓解流动人口住房相对贫困?

——基于中国劳动力动态调查的实证分析

王子成 刘佳纯*

内容提要 体面居住是实现流动人口的城市融入与市民化身份转变的关键环节,但是住房市场排斥与结构化制度歧视的双重障碍,导致大多数流动人口普遍遭遇住房相对贫困。本文使用 2016 年中国劳动力动态调查 (CLDS) 数据,分析住房公积金与保障性住房对流动人口住房相对贫困的影响。研究发现,住房公积金、保障性住房能够显著缓解流动人口的住房相对贫困,但两种保障方式对不同维度住房贫困的影响有所差异。住房公积金有助于改善居住设施与居住环境,但未能有效解决流动人口的居住拥挤与职居分离问题;而保障性住房在改善居住设施、缓解居住空间拥挤与降低居住环境贫困方面成效明显,但在促进职居平衡方面并不显著。进一步分析发现,住房公积金仅对城—城流动人口缓解住房贫困产生积极的影响,而保障性住房对乡—城流动人口的居住效用改进更明显。此外,住房保障政策能够削弱户籍身份对住房相对贫困的消极影响,缩小流动人口与户籍人口的住房贫困差距。研究认为,住房保障政策应充分落实住房公积金参与,扩大保障性住房供给,以全面提升流动人口居住条件与加速社会融入进程。

关键词 流动人口 住房相对贫困 住房公积金 保障性住房

一 引言

体面居住条件不仅代表着家庭最基本的住房需求,也决定着家庭福利状态,影响

* 王子成,暨南大学公共管理学院/应急管理学院,电子邮箱:wangzicheng976@126.com;刘佳纯(通讯作者),中国人民大学劳动人事学院,电子邮箱:1510422181@qq.com。本文为国家自然科学基金一般项目“农民工流入地迁移排斥的形成机制与市民化政策优化研究”(项目编号:21BJY258)的阶段性成果。

个体健康、就业转换与子女教育 (Braubach & Fairburn, 2010)。而安居宜居对流动人口家庭具有更特殊与深层次的内涵：一方面，有利的居住现实（如住房设施充足、社区安全、住房负担小等）是家庭社会经济地位的集中映像，成为流动人口在务工城市长期努力并成功融入本地城市的有利表征 (Zhang & Chen, 2014)；另一方面，作为市民权的重要组成部分，有利的居住条件更成为流动人口实现市民化身份成功转变的首要前提，适宜的住房条件与环境有利于增强流动人口与务工城市的情感联结、归属感与定居承诺，是实现流动人口城市融入与永久性迁移的关键环节 (杨菊华, 2010)。

改革开放以来，农村人口开始大规模从中西部地区流向东部沿海发达城市。第七次全国人口普查公报显示，中国流动人口总量达到 37582 万人。流动人口逐渐成为产业工人的主体和推动现代化的重要力量，但城镇公共福利并未能惠及流动人员，大部分流动人口在务工城市仍无法与户籍人口享受同等公共服务，其中以住房问题尤为突出。大部分流动人口被排斥在城市住房保障体系之外，大多依赖社会租赁与集体宿舍解决基本居住需求 (Wang et al., 2020)。部分流动人口甚至集中居住在城中村或城乡接合部等远郊地带，经历严重的住房贫困，“脏乱差”、“居住拥挤”、“基本住房设施不齐全”、“公共服务贫瘠”等负面标签成为流动人口居住贫困的生动写照 (Xiao et al., 2020)。大量低收入群体聚集在城乡交界地带，容易形成移民飞地，加剧流动人口与城市主流社会的居住区隔 (吴维平、王汉生, 2002; Lin et al., 2014)，极易引发强烈的住房相对剥夺感，严重阻碍流动人口城市融入与市民化进程 (Liu et al., 2019; Zheng et al., 2020)。

如何解决流动人口居住困境，促进其有序有效融入城市，也成为“十四五”时期推进新型城镇化建设的紧迫任务。政府干预在弥补住房市场失灵与非正式排斥及缓解低收入家庭住房贫困中，扮演主导角色 (Sim et al., 2003)。来自发达市场经济体和新兴发展中国家的经验证据进一步证实，实物型住房补贴 (in-kind housing subsidy) 与货币化住房补贴 (in-cash housing subsidy) 等住房转移支付手段可以缓解低收入家庭住房相对贫困，实现住房资源再分配 (Harvey, 2010; Lin et al., 2014)。

而解决中国流动人口的住房困境，更需要通过政府干预加强流动人口住房保障 (刘雪明、魏景容, 2012; 王玉君等, 2014; Zhou & Musterd, 2018)。以住房公积金与保障性住房项目为主导的政府住房保障供给，被视为改善流动人口居住劣势与扭转流动人口住房不平等的关键环节 (王子成等, 2020)。大量经验证据也证实，住房公积金与保障性住房可以提升流动人口定居意愿，促进其融入目的地城市 (史学斌、熊洁,

2015; 汪润泉、刘一伟, 2017; 王子成等, 2020; 祝仲坤, 2020; Zheng et al., 2020)。遗憾的是, 以往研究大多将“住房保障会提升居住条件”视为一种先验事实, 很少对住房保障政策有效性进行实证检验。然而, 住房公积金与保障性住房政策并非针对流动人口专门设立的公共政策, 而是伴随大规模人口迁移进程才逐步覆盖流动人口群体, 务工地城市住房保障能否有效缓解流动人口住房贫困有待进一步检验。因此, 本文利用 2016 年中国劳动力动态调查 (China Labor-force Dynamic Survey, 简称 CLDS) 数据, 探讨住房公积金与保障性住房两种主要住房保障形式对流动人口住房相对贫困的潜在影响, 试图回答四个问题: 一是流动人口住房相对贫困如何测量? 二是务工地城市住房保障对流动人口住房相对贫困的政策影响如何? 三是住房保障政策是否存在迁移路径的异质性影响? 四是住房保障项目能否缩小流动人口与户籍人口住房相对贫困差距, 促进流动人口城市融入?

二 理论基础与研究假设

(一) 流动人口住房相对贫困形成: 社会融入与居住分层机制

作为基本居住权的重要内容, 适宜的住房条件不仅为人们提供物化的栖身空间 (Cheng & Wang, 2013), 也成为个体社会经济资源的高度凝聚与社会阶层的身份象征 (杨菊华, 2010)。对于流动人口而言, 获得高质量住房更成为其实现社会融入的先决条件 (杨菊华, 2010), 而住房相对贫困可能阻碍迁移家庭在本地向上社会流动, 形塑流动人口底层边缘化形象, 制约流动人口城市融入进程 (Liu et al., 2013; Shen, 2017)。

社会融入理论认为, 移民住房相对贫困主要是个体弱势经济社会地位造成的, 低收入、低教育程度、低财富积累等因素造成了移民或者少数民族居住困难 (Wagmiller et al., 2017)。从社会融入理论视角来看, 流动人口住房相对贫困的形成路径有:

一是, 在迁移初期, 流动人口在务工地劳动力市场上处于相对劣势, 住房负担能力有限, 只能选择在城中村、城乡接合部甚至远郊农村外围的移民飞地社区居住, 遭受如居住不稳定、居住成本高、配套设施不足、空间拥挤、阴暗潮湿、卫生条件差、位置偏僻等多维住房相对贫困 (Wu, 2004; Liu et al., 2013; Niu & Zhao, 2018)。随着迁移进程的推进, 自身社会经济地位提升, 他们会实现从低质量居住向高质量居住转变, 进而融入务工地主流社会。

二是, 迁移初期, 移民租住决策优先考虑节省成本而不是易居性 (Mahler, 1995), 容易导致住房贫困。部分流动人口最初以单独外出为主, 节省在流入地的支出

以补贴原籍家庭开支成为其务工主要目标（王子成，2012），这会促使他们选择在租金便宜的城中村居住。不过，随着家庭迁移规模扩大，特别是实现举家迁移后，居住需求和子女教育等公共服务需求随之增大，会刺激流动人口家庭改变居住需求，寻求更好的居住条件（林赛南等，2021）。

三是，与家乡密切关联会减少他们在流入地的住房消费，弱化移民的住房融入，而这往往通过跨国住房投资等实现（Kuure et al., 2016）。流动人口往往与户籍地保持着密切的联系，可能把大部分务工收入汇回家乡（胡枫，2010；明娟，2011），而进行家乡住房投资也成为部分流动人口重要的住房实现方式，这会在一定程度上削弱他们在务工地的住房投资和消费行为（Wang et al., 2020），从而在务工城市出现住房贫困的相反情况。

居住分层模型则提出，移民在住房市场上面临的歧视和偏见限制了其自有住房的获取。虽然通过自身努力，移民或能够提升其经济社会资源，但无法根本改变其族群在住房市场上受到的歧视性排斥，无论黑人的社会和经济资源如何，若要融入以白人和其他种族为主的社区中，他们会比其他少数民族经历更大的困难（Wagmiller et al., 2017）。从居住分层机制来看，流动人口住房相对贫困形成的主要原因在于制度隔离。

与当地户籍人口相比，流动人口群体面临更突出的住房相对贫困问题，而且这一群体困境很难通过自身经济社会地位提升来缓解。具体来说，户籍制度及其形成的制度隔离导致流动人口在劳动力市场及住房市场遭遇更多的歧视，截断优质住房资源跨层流动，阻碍流动人口群体高质量居住获得。如受制于户籍制度嵌入，绝大多数流动人口长期处于次级劳动力市场，只能从事那些本地人不愿承担的、低技能、收入低且不稳定的非正规工作，其住房支付能力不足与商品房价格居高不下共同塑造购房难的住房困局（Wong et al., 2007；Cui et al., 2015；Liu et al., 2019）。而城镇住房配置与本地户籍身份相捆绑，流动人口面临住房限购、商业住房贷款资格申请难等限制（Fang & Zhang, 2016；Tang et al., 2017；Li et al., 2018）。

（二）住房保障与流动人口住房相对贫困：研究假设

公共住房实物分配被视为满足社会弱势群体基本住房需求的有效替代路径。部分研究认为，公共住房项目供给对缓解低收入家庭住房相对贫困产生正向影响：一方面，公共住房项目能够缓解住房负担，有利于租房者更快积蓄首付款（Goffette-Nagot & Sidibé, 2016），改善居住境况，而其低廉的租金可能形成磁石效应，对举家迁移的新移民有较大吸引力（Verdugo, 2016）；另一方面，公租房大部分处于中心城区，交通便利且一般都配置较好的公共设施和服务（Apparicio & Séguin, 2006），可以有效改善

移民居住条件，推动居住融合（Sim et al., 2003）。

货币化补贴如住房代金券计划、租房券、租赁补贴与住房援助等，也是政府住房再分配的主要实现路径之一，在西方发达市场经济体住房保障实践中得到广泛应用（Susin, 2002；Laferrère & Le Blanc, 2004；Berger et al., 2008；Viren, 2013；Lee & Reed, 2014）。来自澳大利亚首次置业者补贴政策（First Home Owner Grant，简称 FHOG）与美国住房援助政策的证据均证实，住房货币补贴获得者遭遇居住拥挤的可能性相对降低，其可能的机制为：住房货币补贴能够提高住房负担能力，激发住房潜在消费，促使居民提前进行高质量住房转换（Berger et al., 2008；Lee & Reed, 2014）。同时，部分研究也指出，住房货币化补贴赋予居民更大的居住选择权，降低住房保障对贫困家庭的空间锁定效应，有助于更好满足低收入家庭差异化的居住偏好。由此，本文提出假设如下：

假设 1：住房保障有助于缓解流动人口住房相对贫困。

外来务工人员比本地户籍人口住房状况更差，与安居之梦相距甚远（任焰、梁宏，2009；何焯华、杨菊华，2013）。弱势的经济社会地位及就业和收入的不确定性等，导致流动人口在自有产权住房获取方面与当地存在较大差距（Gan et al., 2016；Tang et al., 2017），其中的关键影响因素包括收入、受教育程度、技能状况、社会资本、社会保险参与等（Fang & Zhang, 2016）。不过，也有研究指出，户籍制度及其形成的制度隔离是流动人口与户籍人口自有住房差异的主要因素（Cui et al., 2015）。由于缺乏当地城镇户口，大部分流动人口在就业和住房市场上都面临诸多制度约束和歧视，限制其自有住房获取机会（Tao et al., 2015）。

但是，自有产权住房不可能成为每个移民都能够实现的目标，并不是每个流动人口都能选择最终在流动地永久定居（Lin & Zhu, 2010；Zhang & Chen, 2014），大多数流动人口仅仅将流入地视为工作地而不是定居地。因此，要改善流动人口居住条件，单靠市场与个体力量的自发调节和配置是难以实现的。而政府通过住房保障手段进行适度干预，可能是更好地满足外来流动人口居住需求，进而缩小流动人口与当地户籍人口居住不平等的一个重要途径（王子成等，2020）。其中，保障性住房在帮助低收入家庭获得接近各种空间的机会并促进社会融合方面会发挥一定的积极作用（郑思齐、张英杰，2010）。以货币化补贴的住房公积金在推动流动人口购房、促进租房消费等方面也有显著的促进作用，可以有效改善流动人口的居住条件（李君甫、孙嫣源，2018；蒋佳琪、谢勇，2021）。基于此，提出假设如下：

假设 2：住房保障能够缩小流动人口与户籍人口之间的住房相对贫困差距。

三 研究设计

（一）数据来源

本文利用2016年中国劳动力动态调查（China Labor-force Dynamic Survey, CLDS）数据，探讨住房公积金、保障性住房对流动人口住房相对贫困的影响作用。中国劳动力动态调查由中山大学于2012年开始展开全国基线调查，每隔两年对中国城市与农村进行追踪调查。该调查以15~64岁的劳动年龄人口为对象，不仅涉及劳动者的就业状况、职业流动、职业保护与健康等内容的调查，而且提供劳动力所在家庭的人口结构、目前住房产权、住房补贴与居住条件等方面的信息，为本文测量流动人口在务工地城市的多维住房贫困提供丰富的数据支持。此外，CLDS采用多阶段、多层次、与劳动力规模成比例的概率抽样方法获取样本，本文使用的2016年CLDS样本覆盖中国29个省份，样本规模涵盖劳动力个体、家庭与社区三个层次，分别包括401个村居，14226户家庭，21086个个体，具有全国代表性与地区代表性。本文沿用中国劳动力动态调查定义，将户口在本县（县级市、区）其他乡镇街道与本县区以外的劳动力界定为流动人口。

（二）变量定义

本文的因变量为住房相对贫困。该变量是一个相对的、基础性的、多维的住房概念，反映劳动者家庭相较于大多数家庭，因缺乏各项住房基本部件而处于不利的居住状况（Townsend, 1987; Borg, 2015）。参考Navarro & Ayala（2008）测量住房相对贫困的思路，本文构建住房相对贫困指数需要满足三个条件：一是，各项住房部件必须为大多数社会成员所具备，需要同时考虑城镇户籍人口与流动人口的居住状况；二是，各维度指标尽可能反映多方面的居住问题；三是，居住条件是家庭福利的基础要素，不利的居住条件与家庭总效用（如家庭收入与健康）应该存在高度相关性。因此，我们从居住设施、居住空间、居住环境、居住社区四个维度，包括自来水、独立厨房、独立卫生间、独立浴室配置、居住面积、卫生条件、采光条件、通风条件、空气清新程度、水污染、噪声污染与职住距离等12个三级指标来刻画流动人口的住房贫困（见图1）。选取的指标同时考虑基本居住需求与空间结构化功能，能够全面反映流动人口在务工地城市的居住状况。

在7296个城镇样本中，大多数家庭拥有适宜的居住条件，没有经历多维住房贫

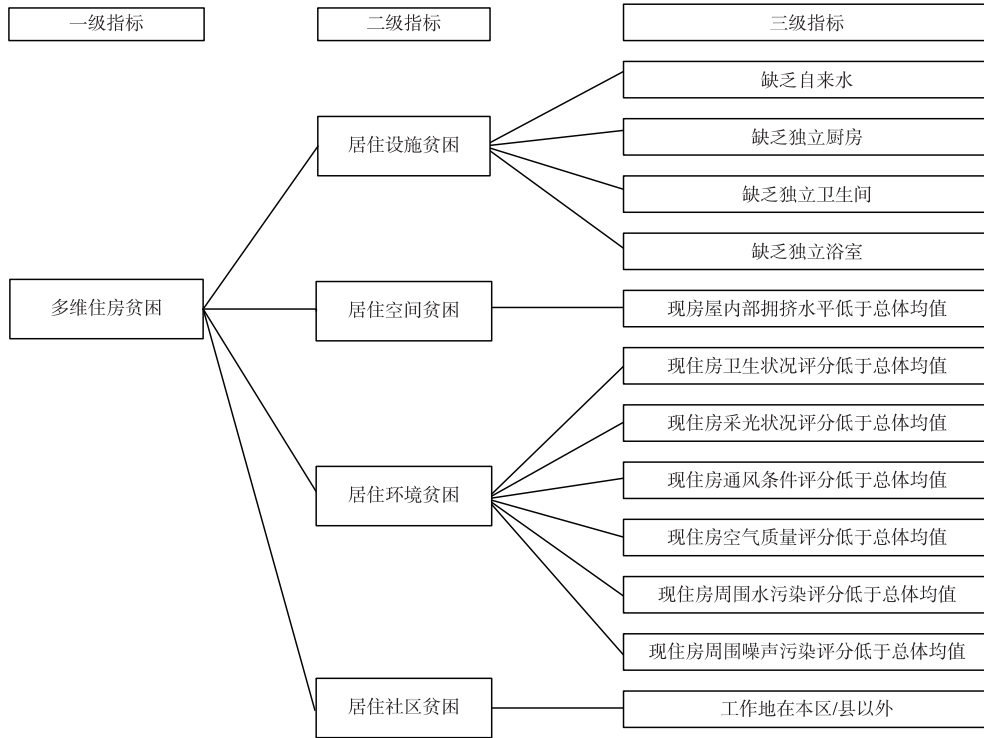


图 1 多维住房贫困指标框架

困，说明住房贫困指标选取符合必要性原则。从居住设施方面，现住房缺乏自来水、独立厨房、独立卫生间与独立浴室的比例分别仅占总体的 3.47%、7.70%、11.13%、17.45%，居住设施配备较为齐全；在居住空间维度上，34.95%的家庭居住拥挤程度低于城镇总体平均水平，而 65.05%的家庭的居住空间相对充足；从居住环境来看，大多数家庭处于良好舒适的居住环境，存在卫生条件差、光线不足、通风不足、空气质量低等问题的家庭比例分别为 29.93%、46.71%、44.59%、42.26%，只有 15.16%、31.06%的家庭受水污染、噪声污染等影响。从居住社区分布来看，仅有 8.92%的家庭工作地在居住地所在区或县以外，通勤距离较长，职居失衡问题突出。此外，本文选取家庭月收入与自评健康指标作为家庭福祉的代理变量，利用卡方检验进行各项指标与两者的相关性的检验，结果如表 1 所示。 χ^2 估计值结果表明，所有指标与家庭收入、健康状况之间存在显著的相关性，各项指标选取较为合理。

为了减少线性加权与分指标操作化带来的测量偏差，我们选取潜特征模型 (latent trait model) 对住房相对贫困进行测量。在潜特征模型中，住房相对贫困为不可观测的

潜变量，各项居住指标在影响住房相对贫困方向上具有统一的线性指向性，其条件概率分布为住房相对贫困的线性函数。该模型通过聚类分析确定各项居住指标的权重，从而构建多维住房相对贫困指数 ($Deprived_i$)。该指数为连续变量，取值越大，代表个体所在家庭的住房相对贫困程度越高，居住条件越差，反之亦然。

表 1 各维度住房贫困指标频率与相关性分析

住房相对贫困指标		频率 (%)	相关分析(χ^2)	
			家庭收入	自评健康
居住设施贫困	缺乏自来水	253 (3.47)	160.5637***	40.6977***
	缺乏独立厨房	562 (7.70)	139.1029***	16.7380***
	缺乏独立卫生间	812 (11.13)	238.7361***	47.1900***
	缺乏独立浴室	1273 (17.45)	277.7146***	64.2602***
居住空间贫困	内部拥挤水平低于总体均值	2550 (34.95)	202.7167***	92.9643***
居住环境贫困	卫生状况评分低于总体均值	2111 (29.93)	293.4365***	100.1867***
	采光状况评分低于总体均值	3408 (46.71)	151.1548***	77.0906***
	通风条件评分低于总体均值	3253 (44.59)	135.4469***	82.6049***
	空气质量评分低于总体均值	3083 (42.26)	157.5933***	97.3719***
	水污染评分低于总体均值	1106 (15.16)	11.0525***	52.7865***
	噪声污染评分低于总体均值	2266 (31.06)	10.4592**	47.3030***
居住社区贫困	严重职住分离	651 (8.92)	93.5764***	17.3433***
样本量		7296		

注：*、**、*** 分别表示系数在 10%、5%、1% 的水平上显著。

资料来源：根据 2016 年中国劳动力调查数据计算得到。

务工地城市住房保障为核心解释变量。考虑到城市住房保障大多以货币补贴与实物补贴为主，本文主要关注住房公积金与保障性住房两种住房保障形式对流动人口住房相对贫困的影响作用。其中，我们将住房公积金使用 (In_cash_i)、保障性住房 (In_kind_i) 分别设置为虚拟变量。对于住房公积金使用，变量取值 1 表示个体所在家庭提取住房公积金用于本地住房消费，而变量取值 0 代表受访家庭没有使用住房公积金；在保障性住房福利方面，我们将居住经济适用房、限价房或廉租房的家庭赋值为 1，而居住自有住房、社会租房、企业宿舍等住房形式的样本赋值为 0。

此外，本文参考以往研究成果 (Li et al., 2018; Niu & Zhao, 2018)，加入人口统计学特征、社会经济特征、迁移特征、社区特征与地区变量作为控制变量 (具体

如表 2 所示)。基于样本对象定义、变量设置与缺失值处理,共获得有效分析样本 2600 个。

表 2 变量定义

变量	操作化定义	
多维住房贫困	连续变量:根据潜在特征模型测算得出。	
居住设施贫困	定序变量:存在缺乏自来水、独立厨房、独立卫生间、独立浴室的问题数(0~4)。	
居住空间贫困	虚拟变量:房屋内部拥挤程度低于总体均值=1,反之为0。	
居住环境贫困	定序变量:存在卫生条件差、采光条件差、通风条件差、空气清新状况差、严重水污染、严重噪声污染的问题数(0~6)。	
居住社区贫困	虚拟变量:工作地方在本县/区以外=1,反之为0。	
住房公积金使用	虚拟变量:提取住房公积金用于建/购房=1,反之为0。	
保障性住房	虚拟变量:在本地居住经济适用房/限价房/廉租房/其他政府免费提供住房形式=1,反之为0。	
人口统计学特征	男性	虚拟变量:男性=1,反之为0。
	年龄	连续变量:实际年龄等于2016减去出生年份。
	已婚	虚拟变量:初婚、再婚或同居=1,反之为0。
	共同居住人数	连续变量:目前共同居住的家庭成员人数。
社会经济特征	小学或以下	虚拟变量:获得小学或以下学历=1,反之为0。
	初中	虚拟变量:获得初中学历=1,反之为0。
	中专/高中	虚拟变量:获得中专或高中学历=1,反之为0。
	大专或以上	虚拟变量:获得大学专科/本科/研究生学历=1,反之为0。
	家庭年收入	连续变量:家庭年收入对数。
	自有住房	虚拟变量:在本地居住完全自有/与单位共有产权/父母或子女提供住房=1,反之为0。
	社会租房	虚拟变量:在本地租赁来自房产公司、亲友、私人、房管所或其他来源的住房=1,反之为0。
	企业宿舍	虚拟变量:现住房为单位免费提供或租赁雇主房=1,反之为0。
	其他非正式住房	虚拟变量:借住在其他亲友家或者其他形式的住房中=1,反之为0。
迁移特征	家乡住房	虚拟变量:在老家拥有住房=1,反之为0。
社区特征	流动人口集中度	连续变量:所在社区流动人口占总人口的比重(%)。
地区变量	东部地区	虚拟变量:现居住地在东部地区=1,反之为0。
	中部地区	虚拟变量:现居住地在中部地区=1,反之为0。
	西部地区	虚拟变量:现居住地在西部地区=1,反之为0。

（三）描述性分析

表3列示各变量的分布情况。描述性分析结果显示，流动人口多维住房贫困水平总体较高，流动人口在务工地城市实现居住融入仍然面临较大的障碍。同时，不同维度的住房贫困表现有所差异。住房设施相对齐全，居住设施贫困得分较低，发生职住失衡问题的比例并不高，只有10.23%的劳动者需要到本县/区以外务工。相比而言，居住拥挤、居住环境恶劣较为突出，超过4成的住房拥挤程度高于总体均值，流动人口家庭普遍经历两种居住环境问题。此外，流动人口在迁入地遭遇住房保障排斥，大多数流动人口并非住房公积金补贴的“实际受益者”，使用住房公积金用于购房或者建房的比例并不高，仅占3.54%；与此同时，租住私人住房是大多数进城务工人员的主要居住选择，居住稳定性较低，而获得保障性住房的比例占总体的5.98%，绝大多数流动人口在保障性住房分配过程中处于边缘化地位。

表3 主要变量特征

	变量	均值	标准差	最小值	最大值
因变量	多维住房贫困	0.4721	1.3598	-1.3322	3.0044
	居住设施贫困	0.5381	0.9113	0	4
	居住空间贫困	0.4238	0.4943	0	1
	居住环境贫困	2.4662	1.8770	0	6
	居住社区贫困	0.1023	0.3031	0	1
核心自变量	使用住房公积金	0.0354	0.1848	0	1
	保障性住房	0.0598	0.1933	0	1
人口特征	男性	0.4396	0.4964	0	1
	平均年龄	38.9719	12.8126	15	64
	已婚	0.7781	0.4156	0	1
社会经济特征	小学或以下	0.1946	0.3960	0	1
	初中	0.3565	0.4791	0	1
	中专/高中	0.2296	0.4207	0	1
	大专或以上	0.2185	0.4133	0	1
	家庭年收入	85602.6000	2286.4810	81119.1200	90086.0800
	自有住房	0.3999	0.4385	0	1
	企业宿舍	0.0409	0.1608	0	1
	社会租房	0.4799	0.4632	0	1
	其他非正式住房	0.0195	0.0022	0	1

续表

	变量	均值	标准差	最小值	最大值
迁移特征	家乡住房	0.2596	0.4385	0	1
社区特征	流动人口集中度	42.73	38.5212	1	100
地区特征	东部地区	0.6268	0.4838	0	1
	中部地区	0.1538	0.3609	0	1
	西部地区	0.2137	0.4098	0	1
样本量		2600			

资料来源：根据 2016 年中国劳动力动态调查数据计算得到。

从其他特征来看，已婚的青壮年劳动力成为进城务工的主力，平均年龄为 38.97 岁。大多数迁移劳动力拥有初中学历，人力资本投入较少。从迁移特征角度，还有一部分流动人口与户籍地家乡保持经济联系，有 25.96% 的家庭通过保留家乡住房来维持同族身份和强化与家乡的纽带。绝大多数流动人口向东部沿海城市迁移，倾向选择与同乡共同居住的聚居模式，居住隔离现象突出。

四 实证分析

（一）实证策略

为进一步验证上述论断，本文使用普通最小二乘法（Ordinary Least Squares，以下简称 OLS）估计住房公积金、保障性住房对流动人口多维住房相对贫困的影响关系，建立如下所示的线性回归模型：

$$\text{regress}(Deprived_i) = \alpha_0 + \lambda In_cash_i + \beta In_kind_i + \delta \chi_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

其中，多维住房剥夺指数 $Deprived_i$ 为结果变量，变量 In_cash_i 与 In_kind_i 为关键自变量，分别代表流动人口是否提取住房公积金用于本地购房或建房，以及是否居住保障性住房。 λ 、 β 分别为住房公积金与保障性住房对多维住房相对贫困的影响系数。 χ_i 控制了人口学特征（性别、年龄、婚姻状态）、社会经济特征（学历情况、家庭收入）、迁移特征（家乡住房）、社区特征（流动人口集中度）以及地区等变量对流动人口多维住房贫困的潜在影响。 ε_i 为误差项。

（二）基准回归结果

表 4 报告了住房公积金、保障性住房对多维住房贫困的 OLS 回归结果。实证结果表明，务工地城市住房保障能够显著减轻流动人口多维住房相对贫困，这一结果有力

支持假设 1 的推论。作为主要的住房货币补贴，住房公积金对流动人口住房相对贫困产生显著的消极影响。与没有使用住房公积金的家庭相比，使用住房公积金的家庭的多维住房相对贫困指数明显低出 0.5420 个单位。中国住房公积金政策主要从需求侧影响流动人口多维住房贫困，其潜在作用机制可能有两点。

表 4 流动人口多维住房相对贫困的影响因素回归结果

自变量	总指数回归 模型 1	居住设施贫困 模型 2	居住空间贫困 模型 3	居住环境贫困 模型 4	居住社区贫困 模型 5
住房公积金	-0.5420 *** (0.1505)	-1.0294 *** (0.3914)	-0.4419 (0.3101)	-0.5810 *** (0.2216)	0.4734 * (0.2754)
保障性住房	-0.5984 *** (0.1500)	-1.1143 *** (0.3241)	-0.5151 * (0.2722)	-0.6926 *** (0.2213)	0.0393 (0.3546)
自有住房	-0.4778 *** (0.0644)	-0.5635 *** (0.1193)	-0.6411 *** (0.1171)	-0.4923 *** (0.0964)	0.4385 *** (0.1513)
男性	0.1244 ** (0.0546)	0.1644 * (0.0970)	0.0919 (0.0956)	0.1582 ** (0.0791)	0.4102 *** (0.1357)
年龄	-0.0061 ** (0.0025)	-0.0102 ** (0.0045)	-0.0016 (0.0044)	-0.0081 ** (0.0037)	-0.0082 (0.0068)
已婚	-0.0753 (0.0749)	0.1146 (0.1359)	-0.2463 * (0.1317)	-0.0687 (0.1104)	0.1223 (0.1810)
初中	-0.2363 *** (0.0774)	-0.5133 *** (0.1263)	-0.1353 (0.1310)	-0.2126 * (0.1113)	0.0976 (0.2423)
中专/高中	-0.5379 *** (0.0874)	-0.9180 *** (0.1489)	-0.5522 *** (0.1497)	-0.5403 *** (0.1271)	0.4197 (0.2553)
大专或以上	-1.0828 *** (0.0938)	-1.6678 *** (0.1764)	-1.1761 *** (0.1692)	-1.1942 *** (0.1376)	1.3975 *** (0.2489)
家庭收入	-0.0171 *** (0.0064)	-0.0268 ** (0.0109)	-0.0293 *** (0.0110)	-0.0137 (0.0089)	0.0080 (0.0154)
家乡住房	0.2458 *** (0.0603)	-0.2327 ** (0.1052)	0.4219 *** (0.1025)	0.3303 *** (0.0879)	0.1901 (0.1541)
流动人口集中度	0.0235 *** (0.0068)	-0.0964 *** (0.0106)	0.0244 ** (0.0119)	0.0481 *** (0.0103)	0.0067 (0.0394)
东部地区	0.3764 *** (0.0718)	-0.6861 *** (0.1206)	0.5594 *** (0.1308)	0.6458 *** (0.1059)	-0.2220 (0.1683)
中部地区	0.0805 (0.0915)	-0.7372 *** (0.1632)	0.3225 * (0.1669)	0.1597 (0.1344)	-0.2472 (0.2141)
常数项	1.0880 *** (0.1555)	—	0.1290 (0.2728)	—	-2.8795 *** (0.4097)

续表

自变量	总指数回归 模型 1	居住设施贫困 模型 2	居住空间贫困 模型 3	居住环境贫困 模型 4	居住社区贫困 模型 5
阈值 1	—	-1.5760 *** (0.2680)	—	-1.7048 *** (0.2308)	—
阈值 2	—	-0.4097 (0.2657)	—	-0.8890 *** (0.2285)	—
阈值 3	—	0.5183 * (0.2698)	—	-0.4336 * (0.2277)	—
阈值 4	—	2.7809 *** (0.3476)	—	0.1294 (0.2272)	—
阈值 5	—	—	—	1.4767 *** (0.2300)	—
阈值 6	—	—	—	3.3624 *** (0.2565)	—
p 值	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
R ²	0.2012	0.0754	0.0882	0.0482	0.0679
样本量	2142	2142	2142	2142	2600

注：*、**、*** 分别表示系数在 10%、5%、1% 的水平上显著；括号中为标准误。

资料来源：根据 2016 年中国劳动力动态调查数据计算得到。

首先，住房公积金通过宽松家庭住房消费预算约束，对提升流动人口居住条件产生正向的促进作用。一方面，住房公积金制度强调住房消费的预期储蓄，长期住房储蓄周期能够帮助流动人口家庭实现购房资本原始积累，提高购买高质量住房的议价能力（蒋佳琪、谢勇，2021）；强制单位 1:1 配比缴存原则与税收优惠强化政府与雇主向职工转移支付，实际上增加流动人口支付高质量住房首付的经济基础（王齐鹏、王先柱，2017）。另一方面，住房公积金“低存低贷”利率体系设计在促进流动人口获得高质量住房发挥独特的政策金融优势。参与住房公积金有利于帮助流动人口获得公积金贷款支持，其贷款利率相比于同期商业住房贷款市场利率低 1.40 个百分点^①。在公积金账户储蓄额基础上，公积金贷款减轻流动人口家庭住房融资与借贷压力，进而提高流动人口对优质居住条件的选择空间与购买力（蒋佳琪、谢勇，2021）。

其次，住房公积金通过强化迁移的锁定效应，提高流动人口改善居住条件的心理

^① 参见 <https://cadforex.com/licai/28548.html> 和 http://www.xinhuanet.com/house/2020-04-21/c_1125882933.htm。

预期与住房需求。在此情况下，住房公积金能够增强定居意愿与永久性迁移意识，有助于推动流动人口改善本地居住条件的心理动机并转化为行动（李君甫、孙嫣源，2018；柴化敏、李晶，2020）。

从住房实物补贴角度，保障性住房在缓解流动人口住房相对贫困也发挥积极的预期作用。OLS 回归结果发现，保障性住房有利于显著降低流动人口多维住房相对贫困水平，其住房贫困程度比租住企业宿舍、社会租房与其他非正式住房的家庭低出 0.5984 个单位。这说明保障性住房政策契合解决流动人口居住难题的改革初衷。这一发现与邱桂杰和衣洪岩（2016）的观点相一致，该研究利用吉林省廉租房运行情况调查，证实实物住房保障对低收入家庭居住条件改进具有直接影响。与住房货币政策不同，保障性住房缓解流动人口住房贫困主要从供给端改善居住条件来实现。保障性住房遵循《住宅建筑设计规范》商品房建设要求（如户型设计、基础设施配套、规划布局等），大多数房源分散或配合商品房社区建设，利用商品房社区的溢出效应达到基础设施与环境共享的效果，整体居住条件得以有效改进（徐苗等，2019）。

务工地住房保障能够显著缓解流动人口多维住房相对贫困，其对各维度住房贫困的影响是否存在差异？本文进一步分别使用 Logit 与 Ordered logit 回归模型估计住房公积金、保障性住房对四个子维度指标的影响，具体回归结果如表 4 所示。估计结果发现，住房公积金显著降低居住设施贫困与居住环境贫困，但是对缓解居住空间贫困与居住社区贫困的作用极其有限。造成这一结果的可能原因是：住房公积金政策嵌入在房地产市场体系中，流动人口能否享受住房公积金相关政策福利主要取决于首付能力基础，其购房户型选择实际上受住房公积金贷款比例与住房价格的双重限制。首套房面积越大，购房价格越高，贷款首付比例越高，越容易限制流动人口家庭对大户型住房的选择，可能导致住房消费与实际居住空间需求不相匹配，造成居住拥挤；除此之外，住房公积金影响居住区位决策的程度受制于竞标地租的影响。一般来说，就业机会、基础设施与公共服务供给资本化为住房价格，形成从市中心向外围扩散递减分布（钟奕纯、冯健，2017）。然而，大多数流动人口收入较低且不稳定，缺乏中心城区住房的首付能力与住房贷款偿还能力，只能购买城中村或城乡结合部的低成本住房（王先柱等，2018；文乐，2020）。远郊区就业资源匮乏与公共交通供给不足容易导致就业—空间错配，造成严重职住失衡。

保障性住房对各维度住房贫困也产生差异化的影响。保障性住房在降低居住设施贫困、居住空间贫困与居住环境贫困均发挥显著的积极作用，然而对居住社区贫困的

影响并不显著。其可能原因在于，分税制背景下土地财政与政治锦标赛体制驱动不断强化地方政府对基建项目的生产性偏好与路径依赖，削弱消费型公共物品供给的积极性（谭锐等，2016）。出于规避土地机会成本动机，地方保障性住房建设大多缺乏考虑目标人群职居需求，把大量保障性住房安置在城市远郊外围。并且政府对保障性住房社区周围土地实施严格管制，容易加剧就业供需错配，增加长时间通勤成本，弱化保障性住房的福利效应（徐苗等，2019）。

（三）稳健性检验

1. Tobit 模型估计

上述描述性分析结果表明，因变量多维住房贫困指数存在截断点，所有观测值被限制在 $[-1.3322, 3.0044]$ ，使用 OLS 估计多维住房贫困指数的模型参数容易产生偏差，导致估计不一致的结果。因此，本文使用 Tobit 回归模型替代 OLS，重新估计两者的影响关系。表 5 模型 6 汇报了 Tobit 回归结果。实证结果发现，尽管住房公积金、保障性住房对住房相对贫困的回归系数有所收敛，但是两者对住房相对贫困的负向影响依然显著，证明 OLS 基准回归结果是稳健的。

表 5 稳健性检验

自变量	多维住房贫困指数	多维住房贫困指数	多维住房贫困分层
	模型 6	模型 7	模型 8
住房公积金	-0.5669 *** (0.1546)	-0.4008 *** (0.1513)	-0.8846 *** (0.2955)
保障性住房	-0.5943 *** (0.1527)	-0.4188 ** (0.1627)	-0.9672 *** (0.2583)
自有住房	-0.4921 *** (0.0657)	-0.4719 *** (0.0678)	-0.6897 *** (0.1078)
男性	0.1146 ** (0.0557)	0.1257 ** (0.0545)	0.1365 (0.0940)
年龄	-0.0059 ** (0.0026)	-0.0064 ** (0.0026)	-0.0105 ** (0.0043)
已婚	-0.0858 (0.0763)	-0.0718 (0.0772)	-0.0591 (0.1293)
初中	-0.2419 *** (0.0787)	-0.2388 *** (0.0768)	-0.2808 ** (0.1327)
中专/高中	-0.5442 *** (0.0889)	-0.5420 *** (0.0885)	-0.7711 *** (0.1488)

续表

自变量	多维住房贫困指数	多维住房贫困指数	多维住房贫困分层
	模型 6	模型 7	模型 8
大专或以上	-1.1369 *** (0.0956)	-1.0951 *** (0.0917)	-1.6061 *** (0.1625)
家庭收入	-0.0179 *** (0.0065)	-0.0173 *** (0.0064)	-0.0181 * (0.0110)
家乡住房	0.2472 *** (0.0614)	0.2508 *** (0.0609)	0.2799 *** (0.1010)
流动人口集中度	0.0235 *** (0.0069)	0.0230 *** (0.0070)	0.0214 ** (0.0108)
东部地区	0.3772 *** (0.0732)	0.3878 *** (0.0738)	0.6279 *** (0.1194)
中部地区	0.0767 (0.0933)	0.0940 (0.0944)	0.1670 (0.1527)
常数项	1.1050 *** (0.1584)	1.0821 *** (0.1575)	—
var(e. deprived_score)	1.5558 *** (0.0484)	—	—
阈值 1	—	—	-1.2369 *** (0.2648)
阈值 2	—	—	-0.9254 *** (0.2642)
p 值	0.0000	0.0000	0.0000
R ²	0.0655	0.2003	0.0997
Kleibergen-Paap rk LM 检验值	—	67.2970 ***	—
Cragg-Donald Wald F 检验值	—	153.3110	—
Hansen J 检验值	—	22.3500	—
样本量	2142	2142	2142

注：*、**、*** 分别表示系数在 10%、5%、1% 的水平上显著；括号中为标准误。

资料来源：根据 2016 年中国劳动力动态调查数据计算得到。

2. 内生性纠正：工具变量回归

住房保障对流动人口住房相对贫困的估计可能存在内生性问题：一是遗漏变量问题，部分不可观测变量如能力等无法捕捉到；二是结构性相关，住房相对贫困水平较低的人群，往往是劳动力市场和住房市场上具有竞争力的群体，他们更可能拥有住房

公积金和保障性住房,进一步提升整体居住条件。使用 OLS 或者 Tobit 截尾回归估计存在高估问题。考虑到同时找到住房公积金、保障性住房的工具变量难度较大,我们参考 Lewbel (2012) 的方法,使用内生变量的异方差来构建工具变量。理论上,借助内生变量的异方差构造的工具变量与住房公积金、保障性住房存在高度的相关关系,但是不会对多维住房贫困产生直接的影响 (Lewbel, 2012)。估计结果如表 5 模型 7 所示,可以看到, Kleibergen-Paap rk LM 检验值在 99% 的置信水平上显著,工具变量不存在不可识别问题。Cragg-Donald Wald F 检验值大于临界值 20,说明工具变量不存在弱识别问题。Hansen J 检验值并不显著,即选取的工具变量也不存在过度识别问题。通过异方差构造的工具变量用于纠正住房公积金、保障性住房与住房贫困间的内生性问题是合适的。工具变量估计结果发现,与 OLS、Tobit 回归结果相比,住房公积金、保障性住房对多维住房贫困的影响系数均有所减小,但是两者对流动人口住房贫困的负向效应仍然显著,再次验证了假设 1。

3. 变换因变量测量方法:潜类别模型

为进一步检验基础回归的稳健性,本文借鉴 Navarro & Ayala (2008) 的方法,使用潜类别模型 (latent class model) 构建多维住房贫困分层。潜类别模型利用聚类分析与迭代算法划分多维住房贫困层次。最终生成的多维住房贫困划分为轻度、中度与重度三个层次,存在递增的有序关系。我们使用 Order logit 模型进行估计,见表 5 模型 8。从估计结果可以看出,住房公积金、保障性住房对多维住房贫困分层均产生显著的负向影响。使用住房公积金、居住保障性住房有利于减小流动人口发生严重住房贫困的概率。结论“住房保障有助于缓解流动人口住房相对贫困”依然稳健。

(四) 异质性分析

住房公积金与保障性住房能够有效提升流动人口居住水平,但是这两种住房政策对流动人口住房相对贫困的干预效果在不同的流动人口群体之间是否存在差异?为了检验住房公积金与保障性住房的异质性效应,我们根据迁移路径差异,将全样本划分为乡—城流动人口、城—城流动人口两个群体,运用 OLS 模型分别对这两个群体进行回归。

表 6 报告的 OLS 回归结果表明,住房公积金、保障性住房对乡—城流动人口、城—城流动人口多维住房相对贫困的影响有所区别。从住房货币补贴来看,住房公积金使用有助于显著改善城—城流动人口住房相对贫困状况,但对乡—城流动人口居住条件提升无明显的作用。与乡—城流动人口相比,城—城流动人口禀赋优势(如原生家庭资本积累)与累积因果效应叠加增强对高质量住房的消费倾向(李君甫、王春璇,

2020)，而住房公积金补贴能够为城—城流动人口在本地获得高质量住房与改善居住条件提供充分的经济支持（汪润泉、刘一伟，2017）。不同于货币化补贴影响，保障性住房实物供给只对乡—城流动人口住房相对贫困产生显著的负向影响。对于农民工而言，购房首付能力与还贷能力不足致使住房公积金实际上并无法满足该群体改善住房的需求（汪润泉、刘一伟，2017）。作为城市住房弱势群体，农民工使用保障性住房与享受居住福利（如住房设施、社区环境、公共服务等）的成本相对较低，从保障性住房中获得的边际居住效用明显更大（李勇辉等，2019）。

表6 住房公积金、保障性住房对住房相对贫困影响关系：基于迁移路径差异

自变量	乡—城流动人口	城—城流动人口
	模型9	模型10
住房公积金	-0.3114 (0.2847)	-0.5237 *** (0.1788)
保障性住房	-0.8847 *** (0.2185)	-0.2659 (0.2064)
自有住房	-0.6915 *** (0.0905)	-0.2417 *** (0.0926)
男性	0.2057 *** (0.0702)	-0.0227 (0.0877)
年龄	-0.0035 (0.0035)	-0.0053 (0.0039)
已婚	-0.0813 (0.0991)	-0.0796 (0.1150)
初中	-0.2044 ** (0.0872)	-0.1608 (0.1952)
中专/高中	-0.5865 *** (0.1094)	-0.2436 (0.1949)
大专或以上	-0.9754 *** (0.1365)	-0.8396 *** (0.1941)
家庭收入	-0.0225 *** (0.0082)	-0.0114 (0.0100)
家乡住房	0.0279 (0.0808)	1.3768 (1.2387)
流动人口集中度	0.0285 *** (0.0083)	0.0108 (0.0123)

续表

自变量	乡—城流动人口	城—城流动人口
	模型 9	模型 10
东部地区	0.4474 *** (0.0982)	0.2540 ** (0.1065)
中部地区	-0.0265 (0.1239)	0.2436 * (0.1356)
常数项	1.1942 *** (0.2010)	0.7667 *** (0.2751)
P 值	0.0000	0.0000
R ²	0.1777	0.1006
样本量	1318	811

注：*、**、*** 分别表示系数在 10%、5%、1% 的水平上显著；括号中为标准误。
资料来源：根据 2016 年中国劳动力动态调查数据计算得到。

（五）拓展性分析

1. 住房保障与流动人口—户籍人口住房相对贫困差距

上述基础回归结果证明了务工城市住房保障政策对改善流动人口多维住房贫困的有效性。随着城市融入进程不断推进，住房保障政策能否有助于缩小流动人口与本地户籍人口的居住条件差距，从而促进流动人口实现居住融入呢？这无疑是新型城镇化过程中城市住房保障政策发展需要解决的关键问题。因此，本文从户籍比较视角拓展这一分析，利用 OLS 模型与交互项方法探讨住房保障对流动人口—户籍人口多维住房贫困差距的影响作用。

表 7 模型 11 的估计结果发现，在控制其他变量的前提下，户籍身份对多维住房相对贫困产生显著的正向影响。与本地人相比，流动人口多维住房贫困指数水平显著更高，户籍身份是造成流动人口住房贫困的重要制度障碍。住房公积金、保障性住房供给均有利于降低家庭居住贫困水平。模型 12 在模型 11 的基础上分别加入住房公积金与流动人口、保障性住房与流动人口的交互项。估计结果发现，两个交互项与多维住房贫困存在显著的负相关关系，这说明住房公积金与保障性住房这两项政策能够显著削弱与抵消户籍身份对流动人口居住劣势的消极影响，在缩小户籍与非户籍人口居住不平等方面发挥正向的政策效应，这一发现与关于政府住房保障促进流动人口提升居住质量的研究结论相互印证，假设 2 得到证实。

表 7 务工地城市住房保障供给对居住贫困的影响关系：户籍比较视角

自变量	多维住房贫困	
	模型 11	模型 12
流动人口	0.3217 *** (0.0364)	0.5341 *** (0.0452)
住房公积金	-0.3201 *** (0.0679)	-0.2170 *** (0.0752)
保障性住房	-0.2155 ** (0.0858)	0.0165 (0.1028)
自有住房	-0.3040 *** (0.0354)	-0.1483 *** (0.0423)
流动人口 × 住房公积金	—	-0.5440 *** (0.1693)
流动人口 × 保障性住房	—	-0.7079 *** (0.1837)
流动人口 × 自有住房	—	-0.4912 *** (0.0762)
其他控制变量	控制	控制
常数项	0.1326 (0.0840)	0.0416 (0.0844)
p 值	0.0000	0.0000
R ²	0.1007	0.1105
样本量	5950	5950

注：*、**、*** 分别表示系数在 10%、5%、1% 的水平上显著；括号中为标准误。
资料来源：根据 2016 年中国劳动力动态调查数据计算得到。

2. 住房保障、住房相对贫困与流动人口城市融入

上述分析证实，住房保障能够有效缓解流动人口的住房相对贫困，而以往经验证据也指出，住房保障政策有利于促进流动人口融入城市（王子成等，2020；祝仲坤，2017）。故此，我们认为，减轻住房相对贫困并非住房政策的唯一目标，住房政策对住房贫困的消除存在外溢效应，进一步促进流动人口加速城市融入进程。缓解住房相对贫困可能是住房保障促进流动人口实现城市融入的关键机制路径。为了检验这一影响机制是否成立，我们进一步探讨住房相对贫困对流动人口城市融入的影响作用。参考杨菊华（2010）测量城市融入框架，我们从经济融入、社会适应、心理认同与文化接纳四个维度构建流动人口城市融入度，具体选取就业质量、社区参与、社会交往与语言融入四个指标分别作为这四个维度的代理变量，并采用标准化处理与等权平均法来进一步建构多维城市融入指数。本文使用 OLS 回归估计多维住房贫困对流动人口城市融入的影响关系，具体结果如表 9 所示。估计结果得出，住房相对贫困对流动人口城

市融入产生显著的消极影响。住房相对贫困越严重，流动人口经济融入、社会适应、心理认同与文化接纳程度越低。这进一步证实，住房相对贫困是保障性住房影响流动人口的关键机制，住房公积金与保障性住房通过提供适宜的住房条件，进而增强流动人口与务工地城市的情感联结、归属感与定居承诺，从而实现流动人口城市融入。

表 8 住房相对贫困对流动人口城市融入的影响

自变量	经济融入	社会适应	心理认同	文化接纳	城市融入度
住房相对贫困	-1.4136 *** (0.3235)	-0.0265 *** (0.0093)	-0.2579 *** (0.0355)	-0.1459 *** (0.0203)	-1.3488 *** (0.3240)
男性	7.6685 *** (0.8747)	-0.0297 (0.0251)	-0.1725 * (0.0963)	-0.0301 (0.0548)	7.6326 *** (0.8760)
年龄	-0.1501 *** (0.0377)	-0.0027 ** (0.0011)	-0.0025 (0.0041)	0.0052 ** (0.0024)	-0.1584 *** (0.0378)
已婚	4.0369 *** (1.1911)	0.0071 (0.0342)	-0.7113 *** (0.1279)	-0.1436 * (0.0746)	4.0323 *** (1.1928)
家庭年收入	0.3732 *** (0.1026)	0.0057 * (0.0029)	0.0239 ** (0.0122)	0.0084 (0.0064)	0.3751 *** (0.1028)
跨市/省流动	-1.6321 * (0.9857)	-0.0361 (0.0283)	-1.0398 *** (0.1041)	-0.8425 *** (0.0618)	-1.0634 (0.9871)
举家迁移	-0.9181 (0.8818)	0.0308 (0.0253)	0.2363 ** (0.0973)	0.0500 (0.0553)	-0.8890 (0.8831)
流动人口集中度	0.7744 *** (0.1082)	-0.0039 (0.0031)	-0.0403 *** (0.0115)	-0.0463 *** (0.0068)	0.8081 *** (0.1084)
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	19.3662 *** (2.5954)	1.7999 *** (0.0746)	1.0641 *** (0.2858)	4.6254 *** (0.1626)	23.2830 *** (2.5992)
p 值	0.0000	0.0001	0.0000	0.0000	0.0000
R ²	0.0806	0.0154	0.0965	0.1651	0.0822
样本量	2150	2150	2150	2150	2150

注：各变量对照组分别为女性、非已婚、市内流动、非举家迁移；*、**、*** 分别表示系数在 10%、5%、1% 的水平上显著；括号中为标准误。

资料来源：根据 2016 年中国劳动力动态调查数据计算得到。

五 结论与对策建议

伴随新型城镇化进程，流动人口住房相对贫困逐渐成为限制城市融入与市民化进程的重要障碍。然而，以往研究鲜有直接探讨住房保障对流动人口住房相对贫困的影

响作用，政府干预在改善流动人口居住状况方面是否有效尚不明确。因此，本文运用2016年中国劳动力动态调查数据，分析住房公积金、保障性住房对流动人口住房相对贫困的影响效应。主要结论如下：

住房公积金、保障性住房均能够显著缓解流动人口住房相对贫困。然而这两项政策对各维度住房贫困的影响有所差异。住房公积金在改善居住设施贫困、居住环境贫困方面成效显著，但是对居住空间贫困与居住社区贫困的政策效果并不理想；保障性住房有利于减轻居住设施贫困、居住空间贫困与居住环境贫困，对解决居住社区贫困的影响较为有限。住房保障政策对乡—城流动人口、城—城流动人口住房相对贫困产生差异化的影响。保障性住房在缓解乡—城流动人口住房相对贫困的边际贡献更大，而住房公积金仅对城—城流动人口改善居住条件产生积极的作用。本地住房市场与户籍制度双重排斥是造成这一差异的主要原因。

进一步分析发现，流动人口与本地户籍人口存在明显的居住条件差距。与本地户籍人口相比，流动人口更可能经历严重的住房贫困，而住房公积金、保障性住房有利于削弱与抵消户籍身份对流动人口居住劣势的消极影响，在缩小户籍与非户籍人口居住不平等方面发挥积极的政策效果。住房保障政策对流动人口住房贫困的政策影响，会进一步推动城市融入进程。解决住房相对贫困是保障性住房促进流动人口城市融入的重要传导机制，住房保障政策通过解决住房相对贫困，有利于强化流动人口经济融入、社会适应、心理认同、文化接纳，从而促进流动人口实现城市融入。

基于以上结论，本文提出以下三点建议：一是压实住房公积金保障责任，完善流动人口住房公积金制度设计。具体包括：通过制定劳动规定，明确雇主缴纳公积金责任；探索企业公积金缴纳信息公告与负面清单制度，加强对未缴纳企业监管力度；探索建立适合流动人口持续缴纳的住房公积金制度，可探索多档次缴纳标准和缴纳起点，力争“低负担”与“广覆盖”相结合，既考虑企业和流动人口负担，又能维系流动人口公积金的长效运作。

二是优化实物住房保障供给，稳步把进城务工人员纳入城镇住房保障体系。将流动人口定向分配公共租赁住房纳入地方政府公共租赁住房保障体系，制定年度分配计划，同时约定流动人口定向分配公租房的比例（如30%），纳入地方政府民生绩效考核，以推动保障性住房稳步向进城务工人员覆盖，最终实现与当地城镇居民享有同等的租住权。而在外来务工人员公租房供给上也需要在选址、租金等方面考虑流动人口的实际需求，公租房选择要合理，公共服务配套适宜，力争做到职住空间均衡，避免出现供需错配。

三是继续加强户籍制度改革,强化公共服务均等化供给与结构化配套。对于特大城市,地方政府应当落实有关支持措施,逐步放松流动人口的落户限制,推动住房等公共服务与户籍身份松绑,确保外来务工人员与城市居民享有平等的居住权益。

参考文献:

- 柴化敏、李晶 (2020),《住房公积金与流动人口住房需求研究——基于 2016 年流动人口动态监测抽样调查数据的分析》,《社会保障研究》第 4 期,第 31-48 页。
- 何绍华、杨菊华 (2013),《安居还是寄居?不同户籍身份流动人口居住状况研究》,《人口研究》第 6 期,第 17-34 页。
- 胡枫 (2010),《农民工汇款与家庭收入不平等:基于反事实收入的分析》,《人口研究》第 3 期,第 89-100 页。
- 蒋佳琪、谢勇 (2021),《住房公积金缴存促进了农民工购房吗》,《农业技术经济》第 1 期,第 77-92 页。
- 李君甫、孙嫣源 (2018),《住房公积金制度对流动人口购房的影响——基于国家卫计委 2013 年流动人口动态监测数据的研究》,《公共行政评论》第 2 期,第 62-72 页。
- 李君甫、王春璇 (2020),《超大城市乡—城与城—城流动人口的居住空间差异——基于北京和上海的研究》,《东北师大学报(哲学社会科学版)》第 5 期,第 91-99 页。
- 李勇辉、李小琴、沈波澜 (2019),《安居才能团聚?——保障性住房对流动人口家庭化迁移的推动效应研究》,《财经研究》第 12 期,第 32-45 页。
- 林赛南、卢婷婷、田明 (2021),《流动人口家庭化迁移与住房选择分异研究——基于全国 25 个城市的实证分析》,《经济地理》第 5 期,第 95-102 页。
- 刘雪明、魏景容 (2012),《地方政府执行保障性住房政策研究述评》,《社会保障研究》第 6 期,第 104-111 页。
- 明娟 (2011),《外出农民工特征变量及行为抑制:从汇款动机生发》,《改革》第 3 期,第 82-88 页。
- 邱桂杰、衣洪岩 (2016),《吉林省廉租住房保障的经济学分析及政策选择》,《吉林大学社会科学学报》第 2 期,第 92-99 页。

- 任焰、梁宏 (2009), 《资本主导与社会主导——“珠三角”农民工居住状况分析》, 《人口研究》第 2 期, 第 92 - 101 页。
- 史学斌、熊洁 (2015), 《公租房居住对农民工家庭城市融合影响的实证研究》, 《农村经济》第 1 期, 第 121 - 124 页。
- 谭锐、黄亮雄、韩永辉 (2016), 《保障性住房建设困境与土地财政压力——基于城市层面数据的实证研究》, 《现代财经 (天津财经大学学报)》第 12 期, 第 61 - 72 页。
- 汪润泉、刘一伟 (2017), 《住房公积金能留住进城流动人口吗? ——基于户籍差异视角的比较分析》, 《人口与经济》第 1 期, 第 22 - 34 页。
- 王齐鹏、王先柱 (2017), 《公积金对住房消费和投资的影响研究》, 《南方金融》第 12 期, 第 9 - 18 页。
- 王先柱、王敏、吴义东 (2018), 《住房公积金支持农民工住房消费的区域差异性研究》, 《华东师范大学学报 (哲学社会科学版)》第 2 期, 第 148 - 158 页。
- 王玉君、杨文辉、刘志林 (2014), 《进城务工人员的住房变动及其影响因素——基于十二城市问卷调查的实证分析》, 《人口研究》第 4 期, 第 63 - 74 页。
- 王子成 (2012), 《外出务工、汇款对农户家庭收入的影响——来自中国综合社会调查的证据》, 《中国农村经济》第 4 期, 第 4 - 14 页。
- 王子成、郭沐蓉、邓江年 (2020), 《保障性住房能促进流动人口城市融入吗?》, 《经济体制改革》第 1 期, 第 176 - 181 页。
- 文乐 (2020), 《房价对农民工留城意愿的影响研究——基于流动人口动态监测调查的分析》, 《地域研究与开发》第 4 期, 第 163 - 168 页。
- 吴维平、王汉生 (2002), 《寄居大都市: 京沪两地流动人口住房现状分析》, 《社会学研究》第 3 期, 第 92 - 110 页。
- 徐苗、陈瑞、杨碧波 (2019), 《中国大城市非正规就业职住空间失配及其规划问题初探》, 《国际城市规划》第 2 期, 第 31 - 39 页。
- 杨菊华 (2010), 《流动人口在流入地社会融入的指标体系——基于社会融入理论的进一步研究》, 《人口与经济》第 2 期, 第 64 - 70 页。
- 郑思齐、张英杰 (2010), 《保障性住房的空间选址: 理论基础、国际经验与中国现实》, 《现代城市研究》第 9 期, 第 18 - 22 页。
- 钟奕纯、冯健 (2017), 《城市迁移人口居住空间分异——对深圳市的实证研究》, 《地理科学进展》第 1 期, 第 125 - 135 页。
- 祝仲坤 (2020), 《保障性住房与新生代农民工城市居留意愿——来自 2017 年中国流动

人口动态监测调查的证据》，《华中农业大学学报（社会科学版）》第2期，第98-108页。

- Apparicio, Philippe & Anne-Marie Séguin (2006). Measuring the Accessibility of Services and Facilities for Residents of Public Housing in Montreal. *Urban Studies*, 43 (1), 187-211.
- Berger, Lawrence, Theresa Heintze, Wendy Naidich & Marcia Meyers (2008). Subsidized Housing and Household Hardship among Low-income Single-mother Households. *Journal of Marriage and Family*, 70 (4), 934-949.
- Borg, Ida (2015). Housing Deprivation in Europe: On the Role of Rental Tenure Types. *Housing, Theory and Society*, 32 (1), 73-93.
- Braubach, Matthias & Jon Fairburn (2010). Social Inequities in Environmental Risks Associated with Housing and Residential Location - A Review of Evidence. *European Journal of Public Health*, 20 (1), 36-42.
- Cheng, Zhiming & Haining Wang (2013). Do Neighbourhoods Have Effects on Wages? A Study of Migrant Workers in Urban China. *Habitat International*, 38, 222-231.
- Cui, Can, Pieter Hooimeijer, Stan Geertman & Yingxia Pu (2015). Residential Distribution of the Emergent Class of Skilled Migrants in Nanjing. *Housing Studies*, 30 (8), 1235-1256.
- Fang, Yiping & Zhanxin Zhang (2016). Migrant Household Homeownership Outcomes in Large Chinese Cities - The Sustained Impact of *Hukou*. *Eurasian Geography and Economics*, 57 (2), 203-227.
- Gan, Xiaolong, Jian Zuo, Ruidong Chang, Dezhi Li & George Zillante (2016). Exploring the Determinants of Migrant Workers' Housing Tenure Choice towards Public Rental Housing: A Case Study in Chongqing, China. *Habitat International*, 58, 118-126.
- Goffette-Nagot, Florence & Modibo Sidibé (2016). Housing Wealth Accumulation: The Role of Public Housing. *Regional Science and Urban Economics*, 57, 12-22.
- Harvey, David (2010). *Social Justice and the City (Vol.1)*. Georgia: University of Georgia Press.
- Kuure, Vincent, Godwin Arku, Isaac Luginaah, Michael Buzzelli & Teresa Abada (2016). Transnationalism-integration Nexus: Examining the Relationship between Transnational Housing Investment and Homeownership Status in Canada. *Geoforum*, 75, 168-179.
- Laferrière, Anne & David Le Blanc (2004). How Do Housing Allowances Affect Rents? An Empirical Analysis of the French Case. *Journal of Housing Economics*, 13 (1), 36-67.

- Lee, Chyi Lin & Richard Reed (2014). The Relationship between Housing Market Intervention for First-time Buyers and House Price Volatility. *Housing Studies*, 29 (8), 1073 – 1095.
- Lewbel, Arthur (2012). Using Heteroscedasticity to Identify and Estimate Mismeasured and Endogenous Regressor Models. *Journal of Business & Economic Statistics*, 30 (1), 67 – 80.
- Li, Sheng, Lanlan Wang & Kuo-Liang Chang (2018). Do Internal Migrants Suffer from Housing Extreme Overcrowding in Urban China? *Housing Studies*, 33 (5), 708 – 733.
- Lin, Liyue & Yu Zhu (2010). The Diverse Housing Needs of Rural to Urban Migrants and Policy Responses in China: Insights from a Survey in Fuzhou. *IDS Bulletin*, 41 (4), 12 – 21.
- Lin, Yanliu, Bruno De Meulder, Xiaoxiao Cai, Haodong Hu & Yani Lai (2014). Linking Social Housing Provision for Rural Migrants with the Redevelopment of ‘Villages in the City’: A Case Study of Beijing. *Cities*, 40, 111 – 119.
- Liu, Yuqi, Fangzhu Zhang, Ye Liu, Zhigang Li & Fulong Wu (2019). Economic Disadvantages and Migrants’ Subjective Well-being in China: The Mediating Effects of Relative Deprivation and Neighbourhood Deprivation. *Population, Space and Place*, 25 (2), <https://doi.org/10.1002/psp.2173>.
- Liu, Zhilin, Yujun Wang & Ran Tao (2013). Social Capital and Migrant Housing Experiences in Urban China: A Structural Equation Modeling Analysis. *Housing Studies*, 28 (8), 1155 – 1174.
- Mahler, Sarah (1995). *American Dreaming: Immigrant Life on the Margins*. Princeton: Princeton University Press.
- Navarro, Carolina & Luis Ayala (2008). Multidimensional Housing Deprivation Indices with Application to Spain. *Applied Economics*, 40 (5), 597 – 611.
- Niu, Geng & Guochang Zhao (2018). Living Condition among China’s Rural-urban Migrants: Recent Dynamics and the Inland-coastal Differential. *Housing Studies*, 33 (3), 476 – 493.
- Shen, Jie (2017). Stuck in the Suburbs? Socio-spatial Exclusion of Migrants in Shanghai. *Cities*, 60, 428 – 435.
- Sim, Loo Lee, Shi Ming Yu & Sun Sheng Han (2003). Public Housing and Ethnic Integration in Singapore. *Habitat International*, 27 (2), 293 – 307.
- Susin, Scott (2002). Rent Vouchers and the Price of Low-income Housing. *Journal of Public Economics*, 83 (1), 109 – 152.
- Tang, Shuangshuang, Jianxi Feng & Mingye Li (2017). Housing Tenure Choices of Rural

- Migrants in Urban Destinations: A Case Study of Jiangsu Province, China. *Housing Studies*, 32 (3), 361 – 378.
- Tao, Li, Eddie Hui, Francis Wong & Tingting Chen (2015). Housing Choices of Migrant Workers in China: Beyond the Hukou Perspective. *Habitat International*, 49, 474 – 483.
- Townsend, Peter (1987). Deprivation. *Journal of Social Policy*, 16 (2), 125 – 146.
- Verdugo, Gregory (2016). Public Housing Magnets: Public Housing Supply and Immigrants' Location Choices. *Journal of Economic Geography*, 16 (1), 237 – 265.
- Viren, Matti (2013). Is the Housing Allowance Shifted to Rental Prices? *Empirical Economics*, 44 (3), 1497 – 1518.
- Wagmiller, Robert, Elizabeth Gage-Bouchard & Amelia Karraker (2017). Does Black Socioeconomic Mobility Explain Recent Progress toward Black-white Residential Integration? *Demography*, 54 (4), 1251 – 1275.
- Wang, Zicheng, Jiachun Liu & Juan Ming (2020). Owned a House in an Urban Destination or Made Housing Investments in the Hometown? Determinants of Rural Migrants' Housing Attainments in China. *Housing Policy Debate*, 30 (3), 348 – 369.
- Wong, Fu Keung Daniel, Chang Ying Li & He Xue Song (2007). Rural Migrant Workers in Urban China: Living a Marginalised Life. *International Journal of Social Welfare*, 16 (1), 32 – 40.
- Wu, Weiping (2004). Sources of Migrant Housing Disadvantage in Urban China. *Environment and Planning A*, 36 (7), 1285 – 1304.
- Xiao, Chenghan, Yang Yang, Xiaohe Xu & Xiao Ma (2020). Housing Conditions, Neighborhood Physical Environment, and Secondhand Smoke Exposure at Home: Evidence from Chinese Rural-to-urban Migrant Workers. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 17 (8), <https://doi.org/10.3390/ijerph17082629>.
- Zhang, Yina & Jie Chen (2014). The Changing Prevalence of Housing Overcrowding in Post-reform China: The Case of Shanghai, 2000 – 2010. *Habitat International*, 42, 214 – 223.
- Zheng, Siqi, Zhida Song & Weizeng Sun (2020). Do Affordable Housing Programs Facilitate Migrants' Social Integration in Chinese Cities? *Cities*, 96, <https://doi.org/10.1016/j.cities.2019.102449>.
- Zhou, Jing & Sako Musterd (2018). Housing Preferences and Access to Public Rental Housing among Migrants in Chongqing, China. *Habitat International*, 79, 42 – 50.

Can Housing Security in Destination Cities Alleviate Housing Deprivation of Migrants? Evidence from China Labor-force Dynamic Survey

Wang Zicheng¹ & Liu Jiachun²

(School of Public Administration and Emergency Management, Jinan University¹;

School of Labor and Human Resources, Renmin University of China²)

Abstract: Having a decent living condition symbolizes a successful integration into cities for the internal migrants. However, most of migrants suffer from housing deprivation due to housing market exclusion and structural discrimination. This study applies data of China Labor-force Dynamic Survey in 2016 to examine the relationship among housing provident fund, public housing system, and housing deprivation. Analysis results confirm that housing provident fund and public housing system can significantly reduce housing deprivation, and their impacts on different dimensions of housing poverty vary. Housing provident fund produces a larger negative effect on providing inadequate living facilities and living environment, while the effect on overcrowdness and work-living imbalance remains limited. Moreover, public housing is less associated with inadequate living facilities, living environment and overcrowdness rather than work-living balance. The effect of housing provident fund and public housing also varies by *Hukou* status. Housing provident fund produces a significant negative effect on housing deprivation among urban-to-urban migrants, while public housing is more likely to reduce housing deprivation among rural-to-urban migrants. Further analysis indicates that migrants have more likelihood to experience housing deprivation than local citizens, whereas these two housing policies could offset the negative effect of *Hukou* status on housing deprivation and reduce the housing deprivation gap between migrants and local citizens. Therefore, local government should encourage migrants' participation of housing provident fund and increase the supply of public housing for migrants to improve their living condition and promote social integration.

Keywords: migrants, housing deprivation, housing provident fund, affordable housing

JEL Classification: H55, I38, Z13, Z18

(责任编辑：封永刚)