

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

祝仲坤

(华中农业大学 经济管理学院,湖北 武汉 430070)



摘要 住房是农民工进入城市、融入城市的安身立命之所,而建设保障性住房(简称“保障房”)是改善农民工居住条件,推进农民工市民化进程的关键举措之一。在此背景下,结合最新的 2017 年中国流动人口动态监测调查数据,系统考察了保障房对新生代农民工城市居留意愿的影响。研究表明:第一,居住在保障房的新生代农民工比例仍然偏低,意味着针对农民工的保障房建设依然任重道远。第二,相比于租房,保障房对新生代农民工城市居留意愿具有显著正向影响,在加入其他解释变量后,结论保持一致。考虑到模型中潜在的选择性偏误,运用倾向得分匹配法构建反事实框架加以纠正,并通过逆向概率加权法、逆向概率加权回归调整法、调整变量衡量方式等进行稳健性检验,结论依然成立。第三,保障房对新生代农民工城市居留意愿的影响存在代际差异,相比于 90 后农民工,保障房对 80 后农民工的影响更明显。由此,提出要发挥保障房在农民工市民化进程中的作用,应当突出保障房建设的多样性与差异化、优先考虑就业居住超五年和 80 后农民工等方面实施更有利于新生代农民工的住房制度改革举措。

关键词 保障房;新生代农民工;城市居留意愿;住房制度改革

中图分类号:F 323.6 **文献标识码:**A **文章编号:**1008-3456(2020)02-0098-11

DOI 编码:10.13300/j.cnki.hnwkxb.2020.02.012

新型城镇化的核心目标是人的城镇化,首要任务是推进农民工为主体的农业转移人口市民化^[1]。推进农民工市民化,最关键的问题是住房^[2],住房是农民工进入城市、融入城市的安身立命之所,直接影响我国新型城镇化战略的速度、质量和成败^[3]。1998 年以前,“包吃包住”的居住形式满足了农民工的住房需求。1998 年以后,伴随着住房改革的深入,农民工的住房问题开始累积,并逐渐成为社会关切的重大民生议题。近年来,国家陆续颁布了多项纲领性政策文本,核心要义是将农民工纳入城镇住房保障体系,关键的举措就是兴建保障房。国家力求通过建设保障房改善农民工的城市居住条件,强化其城市居留意愿、进而逐步摆脱“半城市化”的窘境^[4-5]。于此背景之下,本文旨在考察保障房在农民工市民化进程的政策效应。值得注意的是,本文关注的是新生代农民工。一方面,新生代农民工已经逐渐成为农民工的主体,《2018 年全国农民工监测报告》显示,新生代农民工已经达到 1.49 亿人,连续两年超过全国农民工总量的半数,占比达到 51.5%;另一方面,新生代农民工向城市流动已经是不可逆转的事实,绝大多数新生代农民工希望扎根城市、融入城市,是市民化最为迫切的群体之一^[6]。

具体来讲,本文将致力于回答以下三个问题:第一,当前,进城农民工居住状况如何,多大比例的农民工居住在保障房。第二,相较于其他形式住房,保障房会如何影响农民工的城市居留意愿。第三,现阶段应当如何制定更有利于农民工市民化的住房保障政策。对于这一话题的研究,有助于深化住房保障政策改革,为加快推进农民工市民化、实现以人为核心的新型城镇化战略奠定基础。有别于

收稿日期:2019-09-09

基金项目:国家自然科学基金“数字鸿沟对农户福利不平等的影响机理与效应研究——基于 Sen 的可行能力理论”(71903062);全国统计科学研究重点项目“农村数字鸿沟的统计测度及对农民福利的影响效应研究”(2019LZ31)。

作者简介:祝仲坤(1989-),男,副教授,博士;研究方向:农业经济理论与政策。

以往文献,本文可能的边际贡献在于:已有的研究大多是理论性的探讨或是案例性的阐述,相比之下,本文针对保障房在农民工市民化进程中的作用这一重要话题,结合由国家卫生健康委员会组织实施、符合严格抽样、颇具权威性的 2017 年度中国流动人口动态监测调查(China migrants dynamic survey, CMDS),并运用倾向得分匹配法、逆向概率加权法以及逆向概率加权回归调整法纠正潜在的选择性偏误,最终获得稳健可信的研究结论。

一、文献综述

1. 文献回顾

对于住房保障的研究是一个认识不断深化、视野不断拓宽的过程。住房保障思想发端于 20 世纪 20 年代庇古(Pigou)提出的福利经济学理论,他主张政府实施社会财富再分配,通过向高收入者征税、向低收入者提供失业补助与社会救济,缩小贫富差距,维护社会公平、增进社会福利。出于对 1929—1933 年“经济大萧条”的深刻反思,宏观经济学的开创者凯恩斯(Keynes)指出,市场机制存在失灵,政府有必要、有责任伸出“有形之手”实施干预调控,这为西方国家住房保障政策提供了理论支持。1925 年,美国学者博吉斯(Burgess)提出住房具有“过滤”特征^①,为住房保障政策设计提供了重要的理论基础^[7]。此后,学术领域的研究不断拓展与深化^[8]。早期的研究主要集中在住房过滤理论的阐释与模型演进、公共住房模式形成与比较、公共住房政策评价等方面。近年来,随着公共住房政策推行的不断深入,公共住房的经济社会效应逐渐成为学术焦点。Murray 研究了公共住房的建设可能会对私人住宅的挤出效应^[9];Dujardin 等研究指出,居住在公共住房可能会因较大的通勤成本,导致失业概率增加^[10];Harkness 等探讨了美国公共住房对劳动力就业的影响,两项研究均未发现公共住房(主要是需求者货币补贴)会抑制劳动力供给^[11]。此外,还有研究探讨了公共住房对居民健康、儿童发展与教育差异、犯罪行为、贫困以及种族隔离等的影响。

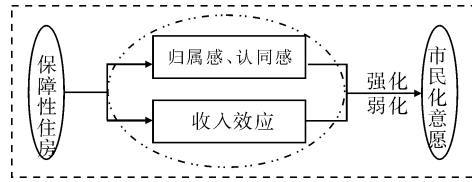
相比于国外,中国有特殊的制度背景。1998 年以前,福利分房制度基本满足了城市居民的住房需求。1998 年以后,伴随着住房市场化改革不断深入,城市中低收入家庭的住房问题开始累积,住房保障成为学者关注的研究焦点。相关研究归纳起来主要包括:一是阐述西方国家住房保障模式、演进路径与经验借鉴^[12]。二是从历史视角对中国住房政策进行回顾梳理与发展展望^[13]。三是阐述中国住房保障体系的现状、剖析存在的问题^[14-15]。四是探讨住房保障政策的经济社会影响。已有研究主要关注的是住房保障对房地产市场的影响。其一是住房保障对房价的影响,其中部分研究专门针对的是经济适用房或是住房公积金政策。其二是住房保障对商品住宅的挤出效应。

随着住房市场化进程的加深,以及进城农民工数量的持续攀升,住房问题逐步成为农民工市民化进程中的关键问题,将农民工逐步纳入城镇住房保障体系成为解决这一问题的核心思路,与此同时,广大学者也开始关注农民工的住房保障问题。一些研究指出将农民工纳入住房保障体系面临着现实困境,但效益大于成本,具有必要性^[16]。王星还指出,农民工城市住房问题归根结底是因为市场机制的失灵与政府干预调控失效,只有把保障房作为“公共品”才有可能化解这一“双重”尴尬境地^[17],吴宾等也持基本一致的观点^[18]。赵宁指出农民工住房保障大多属于倡导性的举措,不具备法律层面的强制性,有法可依应当成为解决农民工住房问题的必由之路^[19]。杨菊华同样强调了将农民工纳入住房保障步履维艰,户籍等制度性因素是其中最大的障碍^[20]。国内关注农民工住房保障的相关研究以规范分析为主,大多是理论性的探讨或是案例性的阐述。实证分析方面,毛丰付和王建生结合人口普查数据,运用引力模型探讨了住房保障政策对人口流动的影响^[21];李勇辉等运用省层面板数据,系统探讨保障房对人口城镇化的影响^[22]。不过,对于“保障房在农民工市民化进程中发挥的作用”这一重要话题的研究仍存不足,解释略显乏力。鉴于此,本文结合最新的 CMDS 数据,运用严谨的实证分析方法,系统考察保障房在农民工市民化进程中所发挥的作用。

^① 所谓住房过滤,指的是随着时间的推移,住房质量和价值水准不断下降,居住群体也逐步从高收入阶层向低收入阶层转变,也被称为住房梯度消费规律。

2.保障房对农民工城市居留意愿的内在逻辑

保障房是由国家提供政策支持,各种社会主体通过新建或者其他方式筹集房源、专门面向中低收入群体提供的住房,目前主要包括经济适用房、廉租房、公租房等。保障房是住房社会保障制度的核心表现形式,其实质在于通过行政手段为中低收入家庭提供适当住房。



那么,保障房会如何影响农民工的城市居留意愿? 图1 保障房对农民工城市居留意愿的内在逻辑

从逻辑上来讲,保障房定价机制与其他类型住房不同,保障房实行非市场定价方式,价格(或租金)低廉且增长缓慢,具有典型的福利特征。更为重要的是保障房体现的是城市对农民工的关怀与体恤,彰显出的是城市的“包容度”与“亲近感”。居住在保障房有助于增进农民工对城市的归属感与认同感,使农民工“沉淀”下来^[23],即保障房可能因强化归属感和认同感从而提升农民工的城市居留意愿。然而从另一方面来讲,保障房的申请往往有相对苛刻的限制条件,不仅要求社会保险的缴纳、工作年限的限定,而且一般要求收入低于某一限度,即一般来说申请保障房的农民工极有可能是相对的弱势群体。这一群体很可能因为缺乏市民化能力,而城市居留意愿不强,即居住在保障房的农民工可能因收入偏低、市民化能力不足,而城市居留意愿偏低。

二、数据来源、变量描述与模型设定

1.数据来源与说明

本文使用的是国家卫生健康委员会组织实施的中国流动人口动态监测调查。该调查基于分层、多阶段、与规模成比例的PPS(probability proportionate to size,PPS)抽样方法,调查对象为在流入地居住一个月以上,非本区(县、市)户口的15~59周岁流动人口,调查涵盖了全国31个省(自治区、市)和新疆生产建设兵团的流动人口数据,样本总量为169 989个。由于关注的新生代农民工群体,因此本文选取出生于1980年以后、处于工作状态的农业户籍流动人口,在对各变量的缺失值、错误值处理后,基准样本中包含的观测值为47 375个。

2.变量选择与描述

被解释变量——城市居留意愿 & 长期居留意愿。(1)城市居留意愿,调查问卷中,关于城市居留意愿的问题是“今后一段时间,您是否打算继续留在本地?”受访者的回答分别为“不打算、没想好、打算”,本文将“打算”的农民工赋值为1,“不打算”和“没想好”的农民工均归类为“不打算”,并赋值为0。样本范围内,打算留城的农民工为40 334人,占比为85.14%;不打算留城的农民工有7 041人,占比为14.86%。(2)长期居留意愿,调查问卷还进一步询问了“如果您打算留在本地,您预计自己将在本地留多久?”,受访者回答的选项包括“1~2年,3~5年,6~10年,10年以上,定居,没想好”,本文将回答5年以上的农民工定义为具有长期居留意愿。样本范围内,具有长期居留意愿的农民工19 820人,占比为41.84%。之所以将愿意居住5年以上确定为具有长期居留意愿,是因为,2014年公布的《国家新型城镇化规划(2014—2020)》明确指出,要优先解决在城镇就业居住满5年的农民工群体。一方面来讲,居住超过5年,意味着农民工对当地的生产生活已经充分适应,希望扎根于此。另一方面来讲,就业居住超过5年,也意味着农民工已经为城市发展做出了应有的贡献。

核心解释变量——住房类型。调查问卷设置的问题是“您现在的住房属于哪种性质?”,选项包括“单位/雇主房(不包括就业场所)、公租房、自购商品房、自购保障房、自购小产权房住房、借住房、就业场所、自建房、其他非正规场所、租住私房—整租、租住私房—合租”。本文可将其划分为三类,自购商品房和自建房、自购小产权房住房归为“自有住房”,公租房、自购保障房归为“保障房”,其他各类型归为“租房”,并分别赋值为“3、2、1”。样本范围内,租房的农民工有35 893人,占比为75.76%,居住在保障房的农民工为771人,占比为1.63%,居住在自有住房的农民工为10 711人,占比为22.61%。

为了直观地呈现住房类型与农民工城市居留意愿的关系,本文绘制了柱形图。如图 2 所示,租房农民工当中具有城市居留意愿与长期居留意愿的比例最低,仅分别为 83.07% 和 32.66%,居住在自有住房的农民工当中具有城市居留意愿与长期居留意愿的比例分别为 91.90% 和 71.59%,远高于租房农民工的城市居留意愿水平。相比之下,居住在保障房的农民工当中具有城市居留意愿与长期居留意愿的比例分别为 87.55% 和 55.90%,这一比例低于自有住房农民工但明显高于租房农民工。

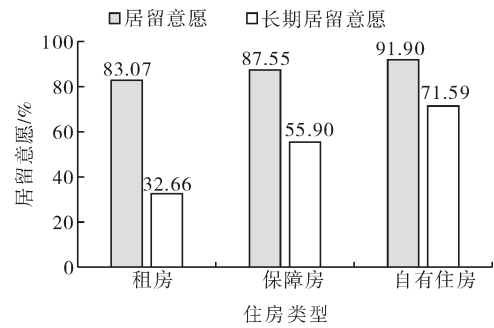


图 2 住房类型与农民工的城市居留意愿

其他解释变量。如表 1 所示,本文还控制了年龄、受教育程度、性别、婚姻状况、健康状况、老家宅基地、收入水平、就业身份、社会保障情况(所用指标为是否办理了个人社会保障卡)、健康档案(用以衡量流入地公共服务)、居留时间、流动范围等很有可能影响农民工城市居留意愿的变量。考虑到不同行业之间农民工存在鲜明差异,本文控制了农民工所属的行业,值得注意的是,问卷中的行业类别依据《国民经济行业分类》(GB/T4754—2011)共划分为 20 类,篇幅所限,文中并未具体描述。考虑到地区政策举措的差异,本文以虚拟变量形式对地区效应进行控制。

表 1 描述性统计

变量	变量描述	观测值	平均值	标准差
城市居留意愿	是否愿意在本地长期居住,是=1;否=0	47 375	0.851	0.356
长期居留意愿(五年以上)	是否愿意在本地居住五年以上,是=1;否=0	47 375	0.418	0.493
住房类型	租房为参照			
	保障房	47 375	0.016	0.127
	自有住房	47 375	0.226	0.418
年龄	被访者年龄	47 375	30.012	4.460
受教育程度	小学及以下为参照			
	初中	47 375	0.499	0.500
	高中	47 375	0.255	0.436
	大学及以上	47 375	0.162	0.368
性别	男=1;女=0	47 375	0.531	0.499
婚姻状况	未婚为参照			
	初婚	47 375	0.874	0.331
	其他(再婚、离异、丧偶等)	47 375	0.032	0.177
健康状况	自评健康,健康=1;其他=0	47 375	0.889	0.314
老家宅基地	老家是否有宅基地,是=1;否=0	47 375	0.703	0.457
收入水平	被访者收入的对数形式	47 373	8.835	0.526
就业身份	受雇为参照			
	雇主	47 375	0.063	0.243
	自雇	47 375	0.368	0.482
	其他	47 375	0.017	0.130
社会保障情况	是否办理了个人社会保障卡,是=1;否=0	47 375	0.475	0.499
健康档案	是否建立了健康档案,是=1;否=0	43 360	0.300	0.458
居留时间	在流入地居住时间	47 375	5.129	4.485
流动范围	跨省流动为参照			
	省内跨市	47 375	0.327	0.469
	市内跨县	47 375	0.173	0.378

3. 模型设定

(1) 基准分析——Probit 模型。农民工的城市居留意愿为二值变量,本文采用 Probit 模型进行估计。该模型的表达式为:

$$Y_i^* = \alpha + \beta House_i + \gamma Z_i + \sigma Industry_i + \delta Area_i + \epsilon_i \quad (1)$$

$$P(Y_i = 1 | House, Z, Industry, Area) = P(Y_i^* > 0 | House, Z, Industry, Area) = \Phi(\alpha + \beta House_i + \gamma Z_i + \sigma Industry_i + \delta Area_i + \epsilon_i) \quad (2)$$

如式(1)所示, Y_i^* 为潜变量, 当 $Y_i^* > 0$ 时, $Y_i = 1$, 否则为 0。进一步由式(2)可知, Y_i 表示第 i 位农民工的城市居留意愿(长期居留意愿); $House_i$ 表示第 i 位农民工的住房类型; Z_i 则为控制变量; $Industry_i$ 表示行业虚拟变量, $Area_i$ 表示地区虚拟变量。 α 、 β 、 δ 为待估参数, γ 则为待估系数的向量, ϵ_i 为随机扰动项。

(2)纠正选择性偏误——倾向得分匹配法。农民工是否居住在保障房可能是“自选择”的结果, 即保障房很可能是内生虚拟变量, 直接进行回归分析可能导致选择性偏误。因此, 本文运用 Rosenbaum 等提出的倾向得分匹配方法, 构建保障房对农民工城市居留意愿影响的反事实框架纠正潜在的选择性偏误^[24]。不仅如此, 2017 年 CMDS 数据样本中, 居住在保障房的农民工所占比例偏低, 使用倾向得分匹配法能够识别出与居住在保障房农民工“特征”最为接近的控制组, 从而达到类似随机试验的效果^[25]。

倾向得分匹配法的原理在于, 基于成功匹配的样本, 获取处理组与控制组的农民工城市居留意愿的平均差异, 得到居住在保障房与农民工城市居留意愿之间的处理组平均处理效应。如式(3)所示, 其中, $P(X_i)$ 为倾向得分值; 虚拟变量 $D_i = \{0, 1\}$ 表示第 i 个个体是否进入处理组, Y_{1i} 和 Y_{0i} 分别表示处理组和控制组的估计结果。

$$\tau_{ATT}^{PSM} = E\{E[(Y_{1i} - Y_{0i}) | D_i = 1], P(X_i)\} \quad (3)$$

三、实证结果与分析

1. 基准分析

表 2 汇报了基于 Probit 模型的基准回归结果, 第 1~3 列被解释变量为城市居留意愿, 第 4~6 列被解释变量为长期居留意愿。从第 1 列到第 3 列、第 4 列到第 6 列, Pseudo R^2 值逐步提高, Wald 卡方值均在 1% 的统计水平上显著, 不仅如此, 核心解释变量住房类型对被解释变量城市居留意愿的影响很稳定。最为重要的是, 从各列的估计结果可以看出, 相比于租房农民工, 居住在自有住房和保障房的农民工城市居留意愿和长期居留意愿更高, 结果均在 1% 的统计水平上显著。

居住在自有住房的农民工比租房农民工的城市居留意愿显著高出 6.3%, 长期居留意愿显著高出 26.7%。正所谓“有房才有家”, 拥有自有(产权)住房往往是农民工在城市打拼的重要人生目标, 一旦拥有了住房, 农民工扎根城市、融入城市的愿望会更为强烈。实际上, 很多研究将拥有自有产权住房作为农民工市民化或城市融入的核心标志之一。基于此, 本文在接下来将重点关注居住在保障房的农民工与租房农民工的城市居留意愿差异, 理清相比于租房而言, 保障房对农民工城市居留意愿的作用。居住在保障房的比租房农民工的城市居留意愿显著高出 3.5%, 长期居留意愿显著高出 15.3%。这一结果表明, 相比于租房农民工而言, 提供保障房会强化农民工的城市居留意愿。当然, 考虑到潜在的自选择问题, 本文还将结合倾向得分匹配法构建反事实框架纠正选择性偏误, 以研判保障房在农民工市民化进程中所发挥的作用。

控制变量方面, 大多数变量对农民工城市居留意愿会产生显著影响, 且估计结果基本符合逻辑。(1)年龄对农民工城市居留意愿的影响不显著, 但对于长期居留意愿具有显著正向影响。(2)受教育程度对农民工的城市居留意愿和长期居留意愿有显著正向影响, 即受教育程度越高, 农民工的城市居留意愿越强烈。(3)性别对农民工城市居留意愿的影响不显著, 但男性农民工长期居留意愿更强。(4)婚姻状态方面, 相比于未婚农民工, 初婚和其他状态的农民工城市居留意愿和长期居留意愿更为强烈。(5)健康状况对农民工的城市居留意愿和长期居留意愿具有显著正向影响。(6)老家宅基地对农民工城市居留意愿有显著正向影响, 但对于长期居留意愿存在显著负向影响。(7)收入水平越高, 农民工的城市居留意愿和长期居留意愿越强烈。(8)就业身份方面, 相比于受雇农民工, 雇主的城市居留意愿和长期居留意愿均更为强烈。(9)已办理个人社会保障卡、建立健康档案对农民工的城市居留意愿和长期居留意愿均具有显著正向影响。(10)在本地已经居留的时间越长, 流动范围越小, 农民工的城市居留意愿和长期居留意愿越强烈。

表 2 住房类型对农民工城市居留意愿的影响

变量	城市居留意愿			长期居留意愿		
	(1) 只控制核心 解释变量	(2) 加入控制 变量	(3) 加入地区和 行业虚拟变量	(4) 只控制核心 解释变量	(5) 加入控制 变量	(6) 加入地区和 行业虚拟变量
住房类型(租房为参照)						
保障房	0.045*** (0.012)	0.034*** (0.012)	0.035*** (0.012)	0.232*** (0.018)	0.172*** (0.018)	0.153*** (0.019)
自有住房	0.088*** (0.003)	0.064*** (0.004)	0.063*** (0.004)	0.389*** (0.005)	0.291*** (0.006)	0.267*** (0.006)
年龄		0.000 (0.000)	0.000 (0.000)		0.004*** (0.001)	0.004*** (0.001)
受教育程度(小学及以下为参照)						
初中		0.030*** (0.007)	0.025*** (0.007)		0.022*** (0.008)	0.018** (0.008)
高中		0.055*** (0.007)	0.050*** (0.007)		0.081*** (0.009)	0.071*** (0.009)
大学及以上		0.077*** (0.008)	0.068*** (0.008)		0.161*** (0.010)	0.132*** (0.010)
性别		0.004 (0.003)	0.002 (0.004)		0.015*** (0.004)	0.009* (0.005)
婚姻状态(未婚为参照)						
初婚		0.060*** (0.008)	0.053*** (0.008)		0.078*** (0.009)	0.071*** (0.009)
其他		0.079*** (0.011)	0.070*** (0.011)		0.110*** (0.015)	0.109*** (0.015)
健康状况		0.023*** (0.005)	0.023*** (0.005)		0.013* (0.007)	0.012* (0.007)
老家宅基地		0.014*** (0.004)	0.011*** (0.004)		-0.042*** (0.005)	-0.035*** (0.005)
收入水平		0.055*** (0.003)	0.047*** (0.004)		0.082*** (0.005)	0.083*** (0.005)
就业身份(受雇为参照)						
雇主		0.006 (0.007)	0.016** (0.007)		0.045*** (0.010)	0.055*** (0.010)
自雇		-0.023*** (0.004)	-0.008* (0.004)		-0.015*** (0.005)	-0.005 (0.006)
其他		-0.081*** (0.015)	-0.064*** (0.015)		-0.043** (0.017)	-0.048*** (0.017)
社会保障情况		0.013*** (0.003)	0.007* (0.004)		0.025*** (0.005)	0.024*** (0.005)
健康档案		0.029*** (0.004)	0.032*** (0.004)		0.035*** (0.005)	0.034*** (0.005)
居留时间		0.004*** (0.000)	0.003*** (0.000)		0.011*** (0.001)	0.010*** (0.001)
流动范围(跨省流动为参照)						
省内跨市		0.024*** (0.004)	0.035*** (0.004)		0.108*** (0.005)	0.109*** (0.006)
市内跨县		0.024*** (0.005)	0.038*** (0.005)		0.124*** (0.007)	0.133*** (0.007)
行业效应	不控制	不控制	控制	不控制	不控制	控制
地区效应	不控制	不控制	控制	不控制	不控制	控制
Wald 卡方值	530.512***	1 436.226***	1 788.893***	4 966.674***	6 255.653***	6 990.534***
Pseudo R ²	0.014	0.044	0.054	0.081	0.121	0.137
观测值	47 375	43 358	43 358	47 375	43 358	43 358

注:括号内为稳健标准误差,***、**、* 分别代表在 1%、5%、10% 的统计水平上显著。篇幅所限,行业效应、地区效应的实证结果本文未列出,留存备取。下同。

2. 纠正选择性偏误偏误

本文首先对居住在保障房的农民工与未居住在保障房的农民工进行倾向值匹配,通过一系列影响农民工城市居留意愿的因素建立 Probit 模型,考虑到倾向得分匹配法对解释变量比较敏感,本文尝试对解释变量略作调整,最终结果非常接近。

接下来,根据 Probit 模型估计出农民工居住在保障房的倾向得分值,并运用最小近邻匹配、半径匹配、局部线性匹配、核匹配等多种方法进行匹配。

值得注意的是,使用倾向得分匹配法,需要对处理组和控制组样本进行平衡性检验,目的是确保经过匹配后,两组样本除农民工是否居住在保障房这个变量存在差异外,其他解释变量不存在显著的系统性差异^[26]。此时,Pseudo R^2 应该明显下降,解释变量的 LR test 应该被拒绝。此外,Rosenbaum 和 Rubin 指出匹配后,解释变量的标准化偏误会明显降低^[27]。一般而言,匹配后解释变量的标准化系数应低于 20%,高于 20%意味着匹配过程失败。由表 3 可知,匹配之前处理组与控制组样本差异显著,经过匹配之后,各解释变量的系统性差异显著弱化,匹配过程是成功的。

表 3 倾向得分匹配前后解释变量的平衡性检验结果

被解释变量	匹配方法	Pseudo R^2	LR test	$P > \chi^2$	Mean Bias (%)	Med Bias (%)
城市居留意愿	匹配前	0.107	757.31	0.000	22.9	21.8
	$k=1$	0.004	7.75	0.902	2.8	2.4
	$k=4$	0.003	6.18	0.962	2.8	2.3
	半径匹配	0.002	3.32	0.998	2.4	2.2
	局部线性匹配	0.003	6.76	0.943	3.3	3.4
	核匹配	0.009	18.80	0.173	5.2	4.9
长期居留意愿	匹配前	0.107	757.31	0.000	22.9	21.8
	$k=1$	0.004	7.75	0.902	2.8	2.4
	$k=4$	0.002	4.85	0.988	2.6	2.5
	半径匹配	0.002	3.72	0.997	2.4	2.4
	局部线性匹配	0.004	7.75	0.902	2.8	2.4
	核匹配	0.009	18.56	0.182	5.2	4.4

注:近邻匹配采取有放回形式的一对一匹配($k=1$)和一对四匹配($k=4$);半径匹配中,半径选取0.01。

为保证匹配质量,除了进行平衡性检验外,本文还绘制了匹配前后处理组与控制组倾向得分值的概率分布图,以进一步讨论匹配的共同支撑域条件。所谓共同支撑域,是指处理组与控制组概率分布的重叠区间。若共同支撑域较窄,则意味着两组样本差异较大,匹配后会有相当数量的样本无法实现有效匹配。反之,若共同支撑域较宽,则意味着两组样本差异小,不会造成有大幅度的样本“流失”。

如图 3 所示,匹配前两组样本概率分布差异极为显著,两组样本的重叠区间狭小;而匹配后两组样本具有相当大范围的重叠区间,这样一来,匹配后有效样本“流失”比例会很低,匹配质量令人满意。这一结果进一步证实,倾向得分匹配法能够弱化选择性偏误,更为精确地评估居住在保障房与农民工城市居留意愿之间的因果效应。

最后,本文测算了经过匹配后两组样本的处理组平均处理效应(average treatment effect on treated, ATT),估计结果如表 4 所示。城市居留意愿方面,各种匹配方法所得的 ATT 均具有显著的统计意义,ATT 所得数值略有差异,其中,近邻匹配($k=1$)ATT 数值最大,为 0.040,近邻匹配($k=4$)ATT 数值最大,为 0.033。长期居留意愿方面,各类匹配方法得到的 ATT 均在 1%的统计水平上显著,ATT 所得数值中核匹配得出的 ATT 最大,为 0.176,近邻匹配($k=1$)ATT 数值最小,为 0.143。上述结果表明,虽然在不同匹配方法之下,ATT 的显著性与数值略有差异,但足以证明,在消除了样本间可观测的系统性差异后,相比于租房农民工,居住在保障房有助于提升农民工的城市居留意愿。

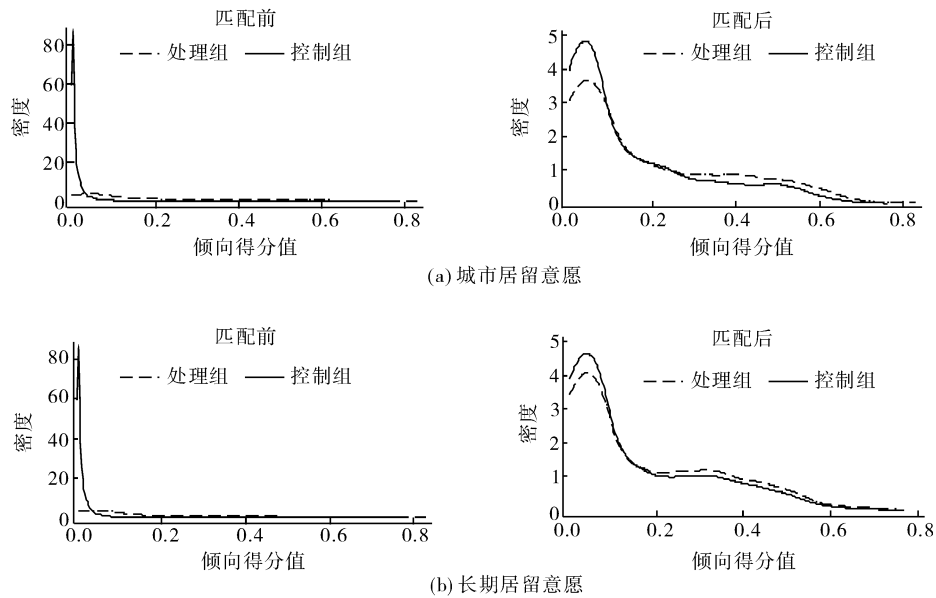


图 3 匹配前后处理组与控制组的倾向得分概率分布

表 4 倾向得分匹配法的估计结果

被解释变量	匹配方法	处理组	控制组	ATT	标准差	t 统计量
城市居留意愿	k=1	0.876	0.835	0.040 *	0.021	1.91
	k=4	0.877	0.844	0.033 **	0.016	2.06
	半径匹配	0.878	0.842	0.035 ***	0.014	2.46
	局部线性匹配	0.877	0.842	0.035 *	0.020	1.76
	核匹配	0.877	0.841	0.036 ***	0.014	2.54
长期居留意愿	k=1	0.560	0.417	0.143 ***	0.029	4.94
	k=4	0.560	0.415	0.145 ***	0.023	6.26
	半径匹配	0.558	0.410	0.148 ***	0.021	6.98
	局部线性匹配	0.560	0.397	0.163 ***	0.029	5.64
	核匹配	0.559	0.384	0.176 ***	0.021	8.51

由于倾向得分匹配法存在局限性,容易引起估计偏差^[25]。为此,本文参考 Ma 等的研究,利用更具稳健性的逆向概率加权法(inverse probability weighting, IPW)和逆向概率加权回归调整法(inverse probability weighting-regression adjustment, IPWRA)^[28]加以修正^[29]。表 5 的估计结果显示,IPW 与 IPWRA 所得的 ATT 与 PSM 所得的 ATT 基本一致,进一步证实了估计结果的稳健性。

表 5 IPW 和 IPWRA 的估计结果

被解释变量	估计方法	ATT	标准差	t 统计量
城市居留意愿	IPW	0.034 ***	0.014	2.50
	IPWRA	0.032 **	0.013	2.37
长期居留意愿	IPW	0.158 ***	0.019	7.93
	IPWRA	0.157 ***	0.020	7.86

3. 稳健性检验

上文已经运用 PSM、IPW、IPWRA 等方法纠正潜在的选择性偏误,但考虑到本文所用被解释变量均为二分变量,为避免潜在的测量误差,本文更换被解释变量的测度方式,将居留意愿和长期居留意愿调整为排序变量。具体而言,居留意愿变量方面,将“不打算、没想好、打算”,分别赋值为“1、2、3”,数值越大,居留意愿越强;长期居留意愿当中,将“1~2 年,3~5 年,6~10 年,10 年以上,定居,没想好”分别赋值为“1、2、3、4、5、0”,数值越大,长期居留意愿越强。为了最大程度上检验实证结果的稳健性,本文同时采用 PSM、IPW 以及 IPWRA 三种方法进行估计。如表 6 所示,本文分别运用 PSM、

IPW 和 IPWRA 三种方法计算 *ATT*, 结果显示, PSM、IPW 与 IPWRA 所得的 *ATT* 基本一致, 展现出估计结果的稳健性。

表 6 稳健性检验(一)

被解释变量	估计方法	<i>ATT</i>	标准差	<i>t</i> 统计量
城市居留意愿	PSM	0.037**	0.017	2.23
	IPW	0.036**	0.016	2.32
	IPWRA	0.034**	0.016	2.17
长期居留意愿	PSM	0.702***	0.094	7.46
	IPW	0.615***	0.090	6.82
	IPWRA	0.614***	0.091	6.75

本文的核心解释变量为住房类型, 关注的焦点在于居住在保障房是否有助于提升农民工的城市居留意愿。前文的处理方式是将住房类型划分为三类, 即租房、自有住房与保障房。而 CMDS 的问卷中的保障房包含自购保障房和公租房两种情况, 前文的处理方式是将自购保障房和公租房合并起来考察, 很可能忽略这两种情况的内在差异。为此, 本文尝试分别考察两种情况对农民工城市居留意愿的影响, 以检验本文关键结论的稳健性。

如表 7 所示, 相比于租房农民工, 居住在公租房和自购保障房的农民工城市居留意愿和长期居留意愿更高, 且结果均在 1% 的统计水平上显著, 这一结果与前文分析保持高度一致。进一步来看, 相比于居住在公租房的农民工, 自购保障房对农民工的居留意愿影响更加明显, 这说明拥有自有产权对农民工在扎根立足的重要意义, 同时也说明作为农民工住房保障体系核心政策工具的公租房需要发挥更加积极的作用。

表 7 稳健性检验(二)

变量	城市居留意愿			长期居留意愿		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
住房类型(租房为参照)						
自有住房	0.088*** (0.003)	0.065*** (0.004)	0.064*** (0.004)	0.389*** (0.005)	0.293*** (0.006)	0.268*** (0.006)
公租房	0.010*** (0.002)	0.015*** (0.002)	0.014*** (0.002)	0.118*** (0.025)	0.081*** (0.026)	0.075*** (0.026)
自购保障房	0.099*** (0.013)	0.084*** (0.014)	0.083*** (0.014)	0.347*** (0.024)	0.265*** (0.025)	0.228*** (0.026)
Wald 卡方值	549.561***	1 426.147***	1 782.895***	5 004.544***	6 264.888***	6 999.954***
Pseudo R^2	0.015	0.044	0.053	0.082	0.121	0.137
观测值	47 375	43 358	43 358	47 375	43 358	43 358

注: 篇幅所限, 控制变量的实证结果未列出, 留存备取。

4. 异质性分析——80 后 vs. 90 后

上文虽已得出保障房对农民工城市居留意愿的显著正向影响, 但只是获得了全样本的平均效应, 并没有对不同群体进行区分。那么, 保障房对农民工城市居留意愿的影响是否存在异质性呢? 众所周知, 新生代农民工向城市流动已经是不可逆转的事实, 大多数新生代农民工希望扎根城市、融入城市, 是市民化最为迫切的群体之一, 这也是本文聚焦新生代农民工群体的动因所在。不过, 我们还应当注意到新生代农民工群体已经出现明显分化, 在 80 后农民工是进城务工主力军的同时, 广大 90 后农民工已经开始大量进入城市, 基于此, 本文接下来重点探讨保障房对 80 后农民工和 90 后农民工城市居留意愿影响的差异。

从表 8 可知, 对于 90 后农民工而言, 保障房对城市居留意愿影响不显著, 但会使 90 后农民工的长期居留意愿显著提升 14.2%; 对于 80 后农民工来讲, 保障房会使他们的城市居留意愿显著提升 4%, 长期居留意愿显著提升 16%。这意味着保障房对 80 后农民工的影响比 90 后农民工更明显, 换句话说, 相比于 90 后农民工, 保障房对 80 后农民工的城市居留意愿影响更显著。

这一结果可能的解释在于, 90 后农民工大多处于职场的进入期与适应期, 职业生涯规划仍不明

朗,发展的不确定性仍比较大,对未来的定居地仍不清晰。因此,保障房的需求相对偏低,保障房对其城市居留意愿的影响偏弱。相比于 90 后农民工,80 后农民工职业规划清晰,工作经验丰富,对将来在何处定居已经有了明确的目标。对于他们而言,在无法购买自有产权住房时,拥有保障房也是其融入城市、扎根城市的重要途径之一。

表 8 异质性分析——80 后 vs. 90 后

变量	城市居留意愿		长期居留意愿	
	90 后	80 后	90 后	80 后
保障房	0.019 (0.026)	0.040*** (0.015)	0.142*** (0.036)	0.160*** (0.023)
Wald 卡方值	373.655***	821.795***	914.231***	2 125.955***
Pseudo R ²	0.043	0.041	0.090	0.074
观测值	9 315	23 692	9 315	23 692

注:控制变量的实证结果未列出,留存备取。

四、结论与启示

本文结合国家卫生健康委员会最新开展的 CMDS2017 数据,系统考察了保障房对农民工城市居留意愿的影响。研究表明:第一,样本范围内,居住在保障房的农民工比例不足 2%,由此可见,保障房在部分地区只是“纸上谈兵”并未真正“落地”,针对农民工的保障房建设依然任重道远。第二,相比于租房,保障房对农民工城市居留意愿具有显著正向影响,在加入其他解释变量后,结论保持一致。考虑到模型中潜在的选择性偏误,本文运用倾向得分匹配法构建反事实框架加以纠正,并通过逆向概率加权法、逆向概率加权回归调整法、调整变量衡量方式等进行稳健性检验,结论依然成立。第三,保障房对农民工城市居留意愿的影响存在鲜明的代际差异,相比于 90 后农民工而言,保障房对 80 后农民工城市居留意愿的影响要更加明显。

为农民工提供住房保障是国家的分内之事、应尽之责。当前以公租房为核心的保障房建设是改善农民工居住条件、使农民工在城市中“沉淀”下来的重要举措,本文的分析结果也表明,相比于租房,保障房会显著提升农民工的市民化意愿。然而令人遗憾的是,时至今日,农民工的保障房覆盖状况依然堪忧,多数地区保障房可能形同虚设,要发挥保障房在农民工市民化进程中的作用,依然任重道远。近年来,城市中低收入群体的住房问题已经有所缓解,今后的政策重点应当向市民化意愿强烈的新生代农民工倾斜,加快推进以“新市民”为核心的住房保障体系建设,使保障房在农民工市民化进程中真正发挥定盘星、压舱石的作用。

首先,要突出保障房建设的多样性与差异化。第一,可尝试制定土地、金融、税收优惠政策,在土地招拍挂时要求商品房开发必须配建一定比例的保障房,同时通过保有一定规模的公租房平抑市场租金,降低农民工的居住成本。第二,鼓励公租房专业运营机构租赁社会闲置存量住房用作公租房,纳入公租房发展规划和年度计划,并参照享受公租房配套支持政策。同时,降低公租房申请门槛和租金标准,提高现有公租房的使用效率,避免长期空置造成的资源浪费。第三,各地区在推进保障房建设过程中要坚持因地制宜的基本原则,同时要注重创新融资机制、完善准入分配机制、建立健全进入退出机制。条件适宜的地方可尝试推广重庆的公租房制度,近年来,重庆市逐步摸索、并建立起先租后售、资金可平衡的滚动开发模式,为中国的保障房建设提供了可资推广的发展路径。

其次,要针对就业居住超过五年和 80 后农民工多下功夫。一方面,应当将就业居住超过五年作为落户的重要依据,优先解决就业居住超过五年农民工群体的落户问题;另一方面,80 后农民工是今后各城市实现人才积累、发挥人口红利的核心群体,也是当前市民化最迫切、最执著的群体,因此,在住房制度改革和户籍制度改革过程中应当侧重考虑广大 80 后农民工。

参 考 文 献

- [1] 马晓河,胡拥军.一亿农业转移人口市民化的难题研究[J].农业经济问题,2018(4):4-14.
[2] 陈锡文.当前农业和农村经济形势与“三农”面临的挑战[J].中国农村经济,2010(1):4-9.

- [3] 赵俊超. 如何解决农民工住房这个最棘手的问题[J]. 中国发展观察, 2013(2): 34-38.
- [4] 赵晔琴. 论农民工纳人城市住房保障体系之困境——基于准公共产品限域的讨论[J]. 吉林大学社会科学学报, 2015(6): 68-75.
- [5] 王桂新, 胡健. 城市农民工社会保障与市民化意愿[J]. 人口学刊, 2015, 37(6): 45-55.
- [6] 李培林, 田丰. 中国新生代农民工: 社会态度和行为选择[J]. 社会, 2011, 31(3): 1-23.
- [7] 祝仲坤. 住房公积金与新生代农民工留城意愿——基于流动人口动态监测调查的实证分析[J]. 中国农村经济, 2017(12): 33-48.
- [8] KEMENY J. From public housing to the social market: rental policy strategies in comparative perspective [M]. London: Routledge, 1995.
- [9] MURRAY M P. Subsidized and unsubsidized housing stocks 1935 to 1987: crowding out and cointegration[J]. The journal of real estate finance and economics, 1999, 18(1): 107-124.
- [10] DUJARDIN C, GOFFETTENAGOT F. Does public housing occupancy increase unemployment? [J]. Journal of economic Geography, 2008, 9(6): 823-851.
- [11] HARKNESS J M, NEWMAN S J. Recipients of housing assistance under welfare reform: trends in employment and welfare participation[J]. Housing policy debate, 2006, 17(1): 81-108.
- [12] 刘斌, 姜博. 住房保障政策的国外文献及引申[J]. 改革, 2013(1): 58-65.
- [13] 张清勇. 中国住房保障百年: 回顾与展望[J]. 财贸经济, 2014, 35(4): 116-124.
- [14] 郑思齐, 符育明, 任荣荣. 住房保障的财政成本承担: 中央政府还是地方政府? [J]. 公共行政评论, 2009(6): 109-125.
- [15] 贾康, 张晓云. 中国住房保障模式选择与政策优化: 政府如何权衡“倒 U 曲线”演变中的机会公平与结果均平? [J]. 财政研究, 2012(7): 2-15.
- [16] 吕萍, 周滔. 农民工住房保障问题认识与对策研究——基于成本-效益分析[J]. 城市发展研究, 2008(3): 110-114.
- [17] 王星. 市场与政府的双重失灵——农民工住房问题的政策分析[J]. 江海学刊, 2013(1): 101-108.
- [18] 吴宾, 李娟. 农民工住房保障政策失灵及其矫正策略[J]. 湖南农业大学学报(社会科学版), 2016, 17(2): 36-42.
- [19] 赵宁. 新生代农民工城市融入进程中住房保障的困境与出路[J]. 政法论丛, 2016(1): 137-144.
- [20] 杨菊华. 制度要素与流动人口的住房保障[J]. 人口研究, 2018, 42(1): 60-75.
- [21] 毛丰付, 王建生. 保障性住房能够促进人口流动吗? ——基于省际人口流动的引力模型分析[J]. 华东经济管理, 2016, 30(11): 86-95.
- [22] 李勇辉, 英成金, 罗蓉. 保障房有效推动了人口城镇化吗——基于土地财政的视角[J]. 广东财经大学学报, 2017, 32(5): 46-57.
- [23] 韩俊强. 农民工住房与城市融合——来自武汉市的调查[J]. 中国人口科学, 2013(2): 118-125.
- [24] ROSENBAUM P R, RUBIN D B. Constructing a Control Group Using Multivariate Matched Sampling Methods That Incorporate the Propensity Score[J]. The American Statistician, 1985, 39(1): 33-38.
- [25] 陈强. 高级计量经济学及 Stata 应用(第二版)[M]. 北京: 高等教育出版社, 2014.
- [26] 陈飞, 翟伟娟. 农户行为视角下农地流转诱因及其福利效应研究[J]. 经济研究, 2015(10): 163-177.
- [27] ROSENBAUM P R, RUBIN D B. The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects[J]. Biometrika, 1983(70): 41-55.
- [28] MA W, RENWICK A, BICKNELL K. Higher Intensity, Higher Profit? Empirical Evidence from Dairy Farming in New Zealand [J]. Journal of Agricultural Economics, 2018, 69(3): 739-755.
- [29] LINDEN A, UYSAL S, RYAN A, et al. Estimating causal effects for multivalued treatments: a comparison of approaches[J]. Statistics in Medicine, 2016, 35(4): 534-552.

(责任编辑: 金会平)