

# 城市保障性住房获取对农业转移人口家庭消费的影响

温兴祥

**摘要：**为农业转移人口提供体面可支付住房是农业转移人口市民化的重要内容，对于构建包容性的城市保障性住房体系和构建新发展格局具有重要意义。本文利用中国流动人口动态监测调查数据，检验城市保障性住房获取对农业转移人口家庭的非住房消费的影响。研究发现，城市保障性住房获取显著提高了农业转移人口家庭的非住房消费。使用工具变量法和稳健性检验后，上述结论仍然成立。机制分析表明：一方面，保障性住房获取能够直接降低农业转移人口家庭的住房成本，进而有助于家庭非住房消费的增加；另一方面，保障性住房获取能够通过提高农业转移人口家庭的长期居留意愿、增强其本地身份认同，间接提高农业转移人口家庭的非住房消费。因此，构建对农业转移人口更具包容性的城市保障性住房体系，能够释放作为潜在中等收入群体的农业转移人口的消费潜力，并在农业转移人口市民化过程中，促进构建以国内大循环为主体的新发展格局。

**关键词：**保障性住房 住房成本 长期居留意愿 身份认同 扩大内需 家庭消费

**中图分类号：**F062.6 **文献标识码：**A

## 一、引言

农业转移人口市民化是推进以人为本的新型城镇化的关键。农业转移人口在城镇永久定居，是缩小常住人口城镇化率和户籍人口城镇化率的差距、提高城镇化质量的重要内容。实现农业转移人口市民化，需要打破户籍依赖的公共服务供给体制，让农业转移人口享受和流入地城镇居民一样的基本公共服务。在所有的基本公共服务中，基本住房保障是实现农业转移人口市民化较为重要的公共服务项目。给农业转移人口提供基本住房保障，是促使其融入城市社会进而实现永久迁移的重要物质基础。逐步将农业转移人口纳入城市保障性住房体系，给予农业转移人口和本地户口居民相同的住房保障待遇，实现住房保障公共服务均等化，是推进农业转移人口市民化的重要途径。同时，将农业转移人口纳入城市住房保障体系，降低农业转移人口在城市居住的住房成本，增强其长期居留意愿和本地身份认同，能起到释放农业转移人口的消费潜力、促进构建以国内大循环为主体的新发展格局的作用。

[资助项目] 国家社会科学基金青年项目“基本公共服务均等化促进农村流动人口消费的影响机制与对策研究”（编号：21CJY067）。

[作者信息] 温兴祥，南京财经大学经济学院，电子邮箱：xingxiangwen@nufe.edu.cn。

从发展趋势来看，城市保障性住房体系经历了从对外来流动人口完全封闭，到逐渐向外来流动人口开放的过程。城市保障性住房体系建设源于 20 世纪 90 年代的住房市场化改革。政府在取消福利分房制度后，为了满足城市低收入家庭的住房需求，在城市建立了以廉租房和经济适用房（以下简称“经适房”）为代表的保障性住房体系。廉租房和经适房只向拥有城市本地户口的居民开放，外来流动人口没有被纳入城市保障性住房体系。对于外来流动人口而言，2010 年是城市保障性住房体系发展的转折点，在这一年国家推出公共租赁住房，中央政府鼓励地方政府向符合条件的流动人口开放公共租赁住房。2014 年，国家在六个城市试点共有产权住房，之后中央政府鼓励地方政府因地制宜地向流动人口开放共有产权住房。但从目前的情况来看，能够享受城市保障性住房服务的农业转移人口仍是少数。在城市保障性住房体系从对流动人口完全封闭到逐步向外来流动人口开放的过程中，评估其对农业转移人口家庭消费的影响，可以为未来推进更具包容性的城市保障性住房体系建设提供理论依据。

本文的主要创新点在于，检验城市保障性住房获取对农业转移人口家庭非住房消费的影响，并从直接效应和间接效应两个方面检验其中的作用机制，补充了相关领域的研究。首先，现有关于城市住房对农业转移人口影响的文献，大多关注住房如何影响农业转移人口的迁移和城市居留（Dong and Zhou, 2016; Liu et al., 2017; Zhang and Yan, 2022; Zhou and Hui, 2022; Meng et al., 2023），也有一些文献考察住房与农业转移人口消费的关系（姚曼曼和张泽宇，2022；高云虹和刘津铭，2022；Tan et al., 2022），但没有考察城市保障性住房获取如何影响农业转移人口家庭的非住房消费。本文检验城市保障性住房获取对农业转移人口家庭非住房消费的影响，对已有研究形成补充。其次，本文从直接效应和间接效应两个方面，检验城市保障性住房获取影响农业转移人口家庭非住房消费的作用机制。少数文献关注保障性住房和城镇居民消费的关系，都把重点放在降低住房成本这一直接效应上（周蕾，2008；周航等，2016）。与此不同的是，本文检验保障性住房获取影响农业转移人口家庭的非住房消费的间接效应，即通过提高农业转移人口的长期居留意愿、增强其本地身份认同，间接提高其家庭非住房消费。

在政策实践上，本文研究对推进城市基本住房保障公共服务均等化和构建以国内大循环为主体的新发展格局具有显著的政策含义。2023 年，党中央和国务院作出推进保障性住房规划建设、“城中村”改造、“平急两用”公共基础设施建设的重大决策部署，这是新时代建设领域的“三大工程”。其中，保障性住房建设作为“三大工程”的首项，将成为中国重要的民生工程项目。近 3 亿农业转移人口是潜在的中等收入群体（刘世锦等，2022；蔡昉，2023），将农业转移人口逐步纳入城市保障性住房体系，使城市保障性住房体系对农业转移人口更具包容性，不仅有助于实现农业转移人口市民化的政策目标，也有助于提高国内需求，促进构建新发展格局。

## 二、文献回顾

农业转移人口市民化的核心在于基本公共服务均等化，即让农业转移人口享受和本地城市户籍居民相同的公共服务。农业转移人口市民化的结果，是让农业转移人口在城市永久定居。在所有的城市基本公共服务项目中，住房是较为重要的一项。现有文献对城市住房与农业转移人口流动和居留的关

系进行了细致的研究，发现住房是影响农业转移人口在城市长期居留的重要因素。城市高房价和高房租增加了农业转移人口永久定居城市的成本。Meng et al. (2023) 研究发现，城市房价上涨会导致农业转移人口选择离开城市。尽管城市房价较高，但农业转移人口还是大量流向房价较高的大城市，说明房价和人口流动可能存在非线性关系。Dong and Zhou (2016) 发现，以房租收入比衡量的住房负担与农业转移人口的永久迁移意愿存在倒 U 型关系，即在转折点之前，农业转移人口的永久迁移意愿随着房租收入比的增加而增加，但在转折点之后，农业转移人口的永久迁移意愿随着房租收入比的增加而下降。城市住房价格还起到筛选不同技能农业转移人口的功能。Zhou and Hui (2022) 发现，城市住房价格每提高 1%，城市农业转移人口受教育年限提高 0.297 年，城市高房价挤出了低技能农业转移人口，这一效应在年轻农业转移人口群体中更为显著。

另一类文献考察了城市住房和农业转移人口消费的关系。姚曼曼和张泽宇 (2022) 发现，城市高房价会提高农业转移人口的储蓄率，这是因为城市房价上涨会降低农业转移人口的长期居留意愿，进而增加农业转移人口的储蓄，并且这一效应在中低收入、第一代、户主仅接受过义务教育、未来打算流向其他城市或返乡的农业转移人口家庭中更显著。随着城市住房价格飞涨，住房租金对农业转移人口而言是不小的负担。孙伟增和张思思 (2022) 考察了住房租金对农业转移人口消费和社会融合的影响，发现住房租金上涨显著降低了农业转移人口的非住房支出，并且加剧了农业转移人口和本地居民之间的居住隔离，这会对农业转移人口的社会融合产生负向影响。高云虹和刘津铭 (2022) 的研究表明，农业转移人口的住房类型会影响他们的消费，拥有自购商品房、自购保障性住房、自购小产权房、自建房和政府提供的公租房等稳定性住房，可以显著提高农业转移人口家庭的消费。鉴于少部分有经济实力的农业转移人口开始在城市购置房产，Tan et al. (2022) 利用 2014 年放开商品房限购政策的自然实验，考察了购买房产对农业转移人口储蓄率的影响，发现农业转移人口购房后储蓄率会下降，这不是因为购房后就无需再为购房而增加储蓄，而是因为住房作为财富会提高购房者的经济安全感，从而增加家庭消费支出。

还有少数文献考察了农业转移人口获取城市保障性住房的影响因素及其他相关问题。Huang and Ren (2022) 考察了影响农业转移人口获取城市保障性住房的因素，发现户籍制度仍然是限制农业转移人口获取城市保障性住房的重要因素。Zhang et al. (2023) 检验了城市保障性住房获取对农业转移人口过度劳动的影响，发现获取城市保障性住房显著降低了农业转移人口过度劳动的可能性，这是因为获取保障性住房降低了农业转移人口的住房负担，同时显著提高了农业转移人口的身份认同。Zheng et al. (2020) 检验了获取保障性住房对农业转移人口社会融合的影响，发现获取保障性住房会显著提高农业转移人口参与当地活动的可能性，增强了农业转移人口的归属感。土地供给是保障性住房建设的前提，Wang et al. (2022) 的研究表明，城市保障性住房供地面积的增加，会提高当地农业转移人口的城市定居意愿。

总的来看，已有的文献都没有关注城市保障性住房获取对农业转移人口家庭非住房消费的影响。本文基于农业转移人口微观调查数据，检验城市保障性住房获取对农业转移人口家庭非住房消费的影响，并检验其中的作用机制，进一步丰富关于农业转移人口保障性住房问题的研究。

### 三、研究背景与假说

#### （一）研究背景

农业转移人口市民化的终极目标是实现农业转移人口的完全城镇化，即让进城务工经商的农业转移人口在城市永久定居，并融入城市社会。制约农业转移人口市民化的最大障碍是户籍制度及与其挂钩的城市公共服务供给制度。虽然户籍对人口空间流动的限制早已不复存在，但是公共服务的供给仍然和户籍身份挂钩，农业转移人口只有先获得流入地城市户口，才能享受基本住房保障等城市公共服务。城市基本公共服务的缺失增加了农业转移人口在城市生活的不确定性，城乡间的循环流动是农业转移人口应对城市永久定居风险的一种方式，造成持续的半城镇化现象（Chen and Fan, 2016；夏柱智和贺雪峰，2017）。在所有城市基本公共服务中，住房保障缺失是限制农业转移人口永久定居城市的最大障碍之一。在中国城镇化过程中，农业转移人口多居住在非正式住房，如工厂宿舍、“城中村”住宅、地下室等，极大地降低了城镇化的成本（Niu et al., 2021）。但是，这些非正式住房的居住条件较差，无法为农业转移人口提供体面的、有利于家庭发展和融入城市的居住环境（叶裕民等，2020）。在城市高房价的情况下，通过商品房市场解决农业转移人口的住房问题，是不切实际的（Huang, 2012）。

农业转移人口的住房困境，源于1998年的城镇住房市场化改革。随着中国城镇住房建设蓬勃发展，城市居民的居住条件持续改善。例如，城镇地区人均住房面积从20世纪80年代的人均4平方米，增长到2018年的人均40平方米，87%的城镇家庭拥有了住房（Huang et al., 2021）。同时，伴随着城镇化的快速推进，城镇商品住房价格日益高涨。为了解决城镇中低收入家庭的住房问题，政府开始构建保障性住房体系，但是，没有城镇本地户籍的农业转移人口没有被纳入城市保障性住房体系。目前，中国有近3亿农业转移人口，他们被部分排斥在城市住房保障体系之外。中国城市地区存在严重的住房保障公共服务的户籍不平等（Fang et al., 2020）。

随着人口老龄化和城市之间竞争的加剧，地方政府开始将流动人口纳入本地保障性住房体系。对于农业转移人口而言，2010年是城市保障性住房体系发展的转变之年（Huang and Ren, 2022）。在2010年之前，廉租房是政府向城市地区低收入者提供的保障性住房的主要形式，但只向拥有城市本地户籍的人口开放。2010年，政府开始实施公共租赁住房项目，该项目的服务对象为买不起商品房且不符合廉租房条件的人口，同时，中央政府鼓励有经济实力的地方政府将稳定就业、满足一定居住年限的农业转移人口纳入公共租赁住房项目。2012年，住房和城乡建设部专门规定，在本地稳定就业达到规定年限且符合当地户籍居民申请公共租赁住房条件的外来务工人员，拥有申请公共租赁住房的资格<sup>①</sup>。2013年，《国务院办公厅关于继续做好房地产市场调控工作的通知》要求，地级以上城市在2013年底将符合条件的外来务工人员纳入当地住房保障范围<sup>②</sup>。与此同时，由于地区差异较大，中央政府

<sup>①</sup> 《公共租赁住房管理办法》，[https://www.gov.cn/gongbao/content/2012/content\\_2226147.htm](https://www.gov.cn/gongbao/content/2012/content_2226147.htm)。

<sup>②</sup> 《国务院办公厅关于继续做好房地产市场调控工作的通知》（国办发〔2013〕17号），[https://www.gov.cn/zhengce/content/2013-03/04/content\\_4564.htm](https://www.gov.cn/zhengce/content/2013-03/04/content_4564.htm)。

允许地方政府制定各地获取公共租赁住房的具体资格标准。因此，农业转移人口申请公共租赁住房的标准存在较大的地区差异。

目前，中国的城镇住房保障体系仍然具有选择性排斥的特点，对非本地户籍的农业转移人口获取地方政府提供的城市保障性住房设置了一定门槛，而且和农业转移人口总量相比，目前享受流入地城市住房保障政策的农业转移人口还是少数。但是，从完全排斥到选择性纳入，城市住房保障体系正朝着对农业转移人口更具包容性的方向发展。

## （二）研究假说

本文从直接效应和间接效应两个方面，分析城市保障性住房获取对农业转移人口家庭非住房消费的影响。第一，在直接效应方面，获取城市保障性住房降低了农业转移人口在城市的居住成本，居住成本的降低有助于直接增加家庭非住房消费。根据凯恩斯的绝对收入假说，收入是影响居民消费的最重要因素，并且随着收入的增加，消费也将增加，但消费的增长低于收入的增长，消费增量在收入增量中所占的比重是递减的。这意味着，提高中低收入群体的收入，能够在收入同等增加的情况下带来更多的消费增长。收入分配差距较大是制约中国居民消费占比提高的重要因素，“提低”“扩中”，形成橄榄型收入分配格局，是扩大居民消费占比的关键（甘犁等，2018；万广华等，2022）。在中国，农业转移人口是中低收入人群的重要组成部分，中低收入人群的特点是拥有相对较高的边际消费倾向。在边际消费倾向递减规律下，中低收入群体的消费对收入变化较为敏感。因此，任何影响农业转移人口收入的因素都会对他们的消费产生较大影响。城市保障性住房是一种政府补贴的住房形式，能够降低居住者的住房成本（周航等，2016）。城市保障性住房获取在降低农业转移人口居住成本的同时，相当于提高了农业转移人口的收入，这将转化为农业转移人口家庭非住房消费的增加，本文将之称为城市保障性住房获取影响农业转移人口家庭非住房消费的直接效应。

第二，在间接效应方面，城市保障性住房获取会增强农业转移人口的长期居留意愿和本地身份认同，这会间接增加他们的消费。在现行城乡二元体制下，农业转移人口的迁移不是永久的，而是在城乡之间钟摆式来回流动。户籍歧视使农业转移人口在城镇劳动力市场上处于相对劣势的地位，使农业转移人口部分被排除在城市公共服务体系之外，这些因素造成农业转移人口在城市工作和生活都面临较大的不确定性和风险（Chen and Fan, 2016; Dulleck et al., 2020）。为了应对城市生活的高度不确定性和风险，钟摆式来回流动成为农业转移人口在不得已情况下的最优选择。农业转移人口市民化，就是要让农业转移人口在城市永久定居下来，变成真正的城市居民。长期稳定居住会使得农业转移人口的消费行为与本地城市居民趋同，同时也意味着农业转移人口在城市工作和生活面临的风险和不确定性大大降低。这些会提高农业转移人口消费水平（Dustmann et al., 2017）。获得流入地城市提供的保障性住房，可能会增加农业转移人口的长期居留意愿，进而提高他们的非住房消费。

另外，农业转移人口的本地身份认同会影响他们的消费行为，获取城市保障性住房可能会通过增强农业转移人口的本地身份认同提高其非住房消费。孙文凯等（2019）考察了本地身份认同对农业转移人口家庭在流入地消费的影响，发现农业转移人口的本地身份认同会显著提高其家庭消费。这首先是因为本地身份认同影响农业转移人口家庭的消费模式，没有本地身份认同的农业转移人口不会模仿

本地人的消费行为；其次，本地身份认同和返乡行为负相关，较低的本地身份认同意味着未来较高的返乡可能性，进而增加农业转移人口的储蓄，降低其在城市的当期消费。保障性住房由当地政府提供，享受流入地城市政府提供的住房保障服务的农业转移人口家庭，可能会产生更强的本地身份认同，进而提高他们的非住房消费。

基于上述分析，本文提出如下待检验研究假说。

H1：城市保障性住房获取通过降低农业转移人口家庭的居住成本的直接途径，通过增强农业转移人口家庭的长期居留意愿和本地身份认同的间接途径，增加农业转移人口家庭的非住房消费。

## 四、数据、模型与变量

### （一）数据

本文实证分析所用数据来自 2017 年中国流动人口动态监测调查（China Migrants Dynamic Survey, CMDS）。该调查由原国家卫生和计划生育委员会流动人口计划生育服务管理司发起，旨在加强流动人口计划生育数据的快速收集、动态监测和系统分析，以加强流动人口计划生育管理和相关服务工作。CMDS 从 2009 年开始，一直持续到 2018 年。CMDS 基于各省年度流动人口报告数据制定抽样框，采用分层、多阶段的 PPS 抽样方法，抽取没有当地户口的 15 岁及以上流动人口样本，使最终得到的流动人口样本具有全国和省级代表性。由于数据量相对较大，且可以公开申请使用，CMDS 数据在学术界得到了广泛使用，成为研究中国流动人口问题重要的数据（Wang et al., 2021）。相对于 2018 年的调查，2017 年的调查问卷内容更为丰富，所以本文采用 2017 年的流动人口动态监测调查数据。本文删除少量非农业户口样本，删除住房性质为其他的样本，保留处于就业状态、年龄介于 15 岁至 60 岁之间的农业户籍样本。

### （二）经济计量模型

本文基准模型设定如下：

$$consumption_i = \beta_0 + \beta_1 pub\_house_i + \gamma X_i + \delta city_{ci} + p_i + u_i \quad (1)$$

(1) 式中： $consumption_i$  为农业转移人口家庭  $i$  的非住房消费支出； $pub\_house_i$  是城市保障性住房获取； $X_i$  为影响农业转移人口家庭  $i$  非住房消费支出的户主和家庭层面的控制变量； $city_{ci}$  为影响农业转移人口家庭  $i$  非住房消费支出的城市层面的控制变量； $p_i$  为省份层面的地区固定效应，控制省份层面的不可观测遗漏变量； $u_i$  为随机扰动项。 $\beta_1$  为本文关注的核心系数，反映城市保障性住房获取对农业转移人口家庭非住房消费支出的影响。

本文虽然控制了一系列户主、家庭、城市层面的控制变量和地区固定效应，但还是可能存在遗漏变量和反向因果引起的内生性偏误问题。在遗漏变量方面，家庭偏好可能是重要的遗漏变量，同时影响保障性住房获取和家庭非住房消费支出。在反向因果方面，消费更高的农业转移人口家庭可能会更积极地申请城市保障性住房。为了处理这些潜在的内生性问题，本文借鉴 Liang et al. (2016) 和 Zheng et al. (2020) 的做法，使用每万人保障性住房供地面积作为保障性住房获取的工具变量，使用工具变

量法（2SLS）进行估计。

### （三）变量

本文的被解释变量为家庭非住房消费支出。CMDS2017的“家庭成员与收支情况”模块包含受访者家庭的收入和支出情况的信息，其中，包括受访者家庭在本地平均每月住房支出和受访者家庭在本地平均每月总支出。本文将受访者家庭平均每月总支出减去每月住房支出，得到家庭非住房消费月支出，以此衡量家庭非住房消费支出。

本文的核心解释变量为城市保障性住房获取。在CMDS2017的“流动及居留意愿”模块，CMDS询问了受访者的住房性质。借鉴现有文献（Zheng et al., 2020; Zhang et al., 2023）的做法，若受访者的住房性质为政府提供公租房，则城市保障性住房获取变量取值为1；若受访者的住房性质为租住私房（整租或合租），则城市保障性住房获取变量取值为0。

在机制分析部分，本文从住房成本、长期居留意愿和本地身份认同三方面，定义机制变量。首先，本文使用住房支出收入比、住房支出比和住房支出水平三个变量，衡量农业转移人口家庭的住房成本。三个变量越大，农业转移人口家庭的住房成本越高。其次，本文使用落户意愿、居留意愿和居留时间三个变量，衡量农业转移人口家庭的长期居留意愿。CMDS询问了受访者的落户意愿，相应有三个选项：愿意、不愿意和没想好。若受访者的回答为“愿意”，则落户意愿变量赋值为1；若受访者的回答为“不愿意”或“没想好”，则落户意愿变量赋值为0。本文根据题项“今后一段时间，您是否打算继续留在本地”定义居留意愿变量，若受访者的回答为“是”，则居留意愿变量赋值为1；若受访者的回答为“否”或“没想好”，则居留意愿变量赋值为0。CMDS询问了受访者预计留在本地的时间，相应的选项有：1~2年、3~5年、6~10年、10年以上、定居、没想好。本文定义居留时间变量：若受访者的回答为“1~2年”，则变量赋值为1；若受访者的回答为“3~5年”，则变量赋值为2；若受访者的回答为“6~10年”，则变量赋值为3；若受访者的回答为“10年以上”，则变量赋值为4；若受访者的回答为“定居”，则变量赋值为5。本文删除选择“没想好”的样本。最后，本文使用被本地人接受、被本地人看不起和认为自己是本地人三个变量，衡量农业转移人口家庭的本地身份认同。本文根据问卷题项“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”“我觉得我已经是本地人了”，分别构建被本地人接受、被本地人看不起和认为自己是本地人三个变量。这三个题项都有四个答案：完全不同意、不同意、基本同意和完全同意。若受访者的回答为“完全不同意”或“不同意”，则被本地人接受、认为自己是本地人变量赋值为0，被本地人看不起变量赋值为1；若受访者的回答为“基本同意”或“完全同意”，则被本地人接受、认为自己是本地人变量赋值为1，被本地人看不起变量赋值为0。

在控制变量方面，本文借鉴农业转移人口消费的文献（Meng et al., 2016; 孙文凯等, 2019; 孙伟增和张思思, 2022），控制户主层面的户主性别、户主年龄、户主受教育程度、户主婚姻状况、户主就业类型、户主医疗保险参与情况等方面的变量，控制家庭层面的家庭规模、未成年子女数、流动范围、流动时间、家庭收入等方面的变量，控制城市层面的人均地区生产总值、城市人口数、城市面积和城市社会消费品零售总额等变量。

表 1 为变量定义及描述性统计结果。

变量	定义	均值	标准差
家庭非住房消费支出	减去住房支出后的家庭在本地平均每月总支出（元）	2616	2046
保障性住房获取	住房性质为政府提供公租房=1，住房性质为租住私房=0	0.014	0.119
<b>户主特征</b>			
户主性别	女性=1，男性=0	0.426	0.495
户主年龄	户主自然年龄（岁）	35.570	9.306
户主小学及以下文化程度	户主受教育程度为小学及以下=1，其他=0	0.181	0.385
户主初中文化程度	户主受教育程度为初中=1，其他=0	0.510	0.500
户主高中文化程度	户主受教育程度为高中=1，其他=0	0.207	0.405
户主大学文化程度	户主受教育程度为大学=1，其他=0	0.101	0.302
户主婚姻状况	初婚或再婚=1，其他=0	0.810	0.392
户主就业类型	雇主或自营劳动者=1，其他=0	0.471	0.499
城镇医疗保险参保情况	参保城镇职工医疗保险或公费医疗=1，其他=0	0.092	0.289
农村医疗保险参保情况	参保新型农村合作医疗或城乡居民基本医疗保险=1，其他=0	0.860	0.347
医疗保险参保情况	没有参保任何医疗保险=1，其他=0	0.048	0.213
<b>家庭特征</b>			
家庭规模	家庭同住总人数（人）	2.641	1.192
未成年子女数	家庭 16 岁以下同住子女数（人）	0.827	0.844
跨省流动	本次为跨省流动=1，其他=0	0.530	0.499
省内跨市流动	本次为省内跨市流动=1，其他=0	0.318	0.466
市内跨县流动	本次为市内跨县流动=1，其他=0	0.153	0.360
流入本地时间	本次流动时间（年）	3.118	1.464
家庭收入	家庭平均每月总收入（元）	6664	4591
<b>城市特征</b>			
人均地区生产总值	城市人均地区生产总值（万元）	7.612	3.443
城市人口数	城市总人口数（万人）	641	610
城市面积	城市行政区域土地面积（平方千米）	5372	8038
城市社会消费品零售总额	城市社会消费品零售总额（亿元）	2811	2957
<b>机制变量</b>			
住房支出收入比	家庭在本地平均每月住房支出与家庭收入的比值	0.138	0.189
住房支出比	家庭在本地平均每月住房支出与平均每月总支出的比值	0.252	0.181
住房支出水平	家庭在本地平均每月住房支出（元）	818	903
落户意愿	愿意落户=1，不愿意或没想好=0	0.352	0.477
居留意愿	愿意继续留在本地=1，不愿意或没想好=0	0.798	0.402
居留时间	预计留在本地的时间	2.177	1.883
被本地人接受	觉得本地人愿意接受自己成为其中一员=1，否则=0	0.908	0.289



表1 (续)

被本地人看不起	感觉本地人看不起外地人=1, 否则=0	0.185	0.389
认为自己是本地人	觉得自己已经是本地人=1, 否则=0	0.706	0.456

## 五、估计结果与讨论

本部分检验保障性住房获取对农业转移人口家庭非住房消费的影响及其作用机制。

### (一) 经济计量模型估计结果

1. 基准模型估计结果。表2(1)列报告了OLS估计结果。在控制一系列户主、家庭、城市层面的控制变量和地区固定效应的情况下,保障性住房获取变量显著,且系数估计值为正,表明相对于租住在私房,在政府提供的公租房居住可以显著提高农业转移人口家庭的非住房消费。具体来说,相对于租住在私房,租住在政府提供的公租房使得农业转移人口家庭的非住房消费支出显著增加22.8%。

就控制变量而言,户主年龄和农业转移人口家庭的非住房消费支出存在倒U型关系。相对于市内跨县流动,跨省流动的农业转移人口家庭的非住房消费支出更低,这可能是因为流动距离越远,农业转移人口家庭面临的不确定性和不安全感越强,越会抑制他们的消费。流入本地时间越长,农业转移人口家庭的非住房消费支出越高,这可能是因为流入时间长,农业转移人口的消费习惯会和本地居民趋同。家庭规模变量显著,且系数为正,说明家庭人数越多,农业转移人口家庭的非住房消费支出越高。另外,家里的未成年子女数越多,农业转移人口家庭的非住房消费支出越高。收入是决定消费的最重要因素,家庭收入对家庭非住房消费支出存在显著的正向影响。

表2 保障性住房获取对农业转移人口家庭非住房消费支出的影响

变量	OLS		2SLS			
	(1)		(2) 第一阶段		(3) 第二阶段	
	家庭非住房消费支出		保障性住房获取		家庭非住房消费支出	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
保障性住房获取	0.228***	0.021			7.873***	2.347
每万人保障性住房供地面积			0.003***	0.001		
户主性别	-0.017**	0.007	0.002*	0.001	-0.030**	0.013
户主年龄	0.020***	0.003	0.002***	0.001	0.001	0.008
户主年龄平方	-0.026***	0.005	-0.003***	0.001	-0.002	0.010
户主初中文化程度	-0.024**	0.011	0.000	0.002	-0.023	0.017
户主高中文化程度	-0.001	0.013	0.006***	0.002	-0.050**	0.024
户主大学文化程度	0.000	0.016	-0.002	0.003	0.005	0.028
户主婚姻状况	0.033**	0.013	0.006***	0.002	-0.016	0.026
户主就业类型	-0.049***	0.008	-0.008***	0.001	0.014	0.021
城镇医疗保险参保情况	-0.025	0.019	0.036***	0.004	-0.276***	0.088
农村医疗保险参保情况	-0.012	0.017	0.001	0.002	-0.018	0.024
家庭规模	0.065***	0.004	0.002***	0.001	0.048***	0.008

表2（续）

未成年子女数	0.069***	0.006	-0.000	0.001	0.072***	0.009
跨省流动	-0.092***	0.012	-0.003*	0.002	-0.064***	0.021
省内跨市流动	-0.016	0.011	-0.002	0.002	0.000	0.019
流入本地时间	0.005***	0.001	0.000	0.000	0.005***	0.001
家庭收入	0.691***	0.010	-0.005***	0.001	0.722***	0.018
人均地区生产总值	-0.003	0.003	-0.003***	0.000	0.017**	0.009
城市人口数	-0.000**	0.000	-0.000	0.000	-0.000	0.000
城市面积	-0.000	0.000	-0.000***	0.000	0.000*	0.000
城市社会消费品零售总额	0.000	0.000	-0.000	0.000	0.000	0.000
地区固定效应	控制		控制		控制	
常数项	1.102***	0.113	0.047***	0.016	0.757***	0.231
F统计值			23.170			
R <sup>2</sup>	0.276		0.125		0.980	
观测值数	43106		35563		35563	

注：①\*\*\*、\*\*和\*分别表示1%、5%和10%的显著性水平；②标准误为稳健标准误；③户主受教育程度中户主小学及以下文化程度是基准组，医疗保险参与情况中医疗保险参保情况是基准组，流动距离中市内跨县流动为基准组。

2.工具变量法（2SLS）估计结果。在工具变量的相关性方面，中国的城市保障性住房体系正朝着对农业转移人口更具包容性的方向发展，各地方政府逐步将农业转移人口选择性地纳入保障性住房体系，而且保障性住房供地面积越多的城市，农业转移人口家庭获得保障性住房的可能性越大。在工具变量的外生性方面，每万人保障性住房供地面积可能和城市特征，如经济发展水平、城市人口规模、城市行政区划面积等相关，这些城市特征也可能影响农业转移人口家庭的非住房消费支出。因此，本文控制这些城市特征，使得每万人保障性住房供地面积作为农业转移人口家庭城市保障性住房获取的工具变量更具外生性。

本文使用流入地城市的每万人保障性住房供地面积作为农业转移人口家庭保障性住房获取的工具变量。2010年是中国城市保障性住房体系发生转变的一年，此后各地方的公租房和共有产权房逐渐且有条件地向农业转移人口开放。本文所用数据是2016年农业转移人口家庭的消费数据，而保障性住房平均实际建成周期为2.8年（蔡庆丰等，2024），因此，本文把计算每万人保障性住房供地面积的时间设定为2010年至2013年。本文计算2010年至2013年累计的城市保障性住房供地面积，再除以2016年的城市年末户籍人口数，得到每万人保障性住房供地面积。本文以每万人保障性住房供地面积为工具变量，运用工具变量法重新估计（1）式。表2（2）列和（3）列分别为基于工具变量法的第一阶段和第二阶段估计结果。（2）列的估计结果表明，流入地城市的每万人保障性住房供地面积越多，农业转移人口家庭获得流入地城市的保障性住房的可能性越大。F统计值为23.17，大于弱工具变量检验临界值10，说明使用每万人保障性住房供地面积作为农业转移人口家庭保障性住房获取的工具变量，不存在弱工具变量问题（Andrews et al., 2019）。（3）列为基于工具变量法的第二阶段估计结果，保

障性住房获取的估计结果具有统计显著性，且系数估计值为正，表明使用工具变量法处理潜在的内生性问题后，保障性住房获取仍然显著增加了农业转移人口家庭的非住房消费支出。

3.稳健性检验。本文从两个方面进行稳健性检验：首先是对上述使用的每万人保障性住房供地面积变量进行排除性检验，其次是使用倾向得分匹配法估计城市保障性住房获取对农业转移人口家庭非住房消费的影响。

首先，工具变量的排除性检验。前文使用每万人保障性住房供地面积作为农业转移人口城市保障性住房获取变量的工具变量，农业转移人口家庭如果购买商品住房，则显然不受保障性住房供地的影响。本文估计是否购买商品住房（住房性质为自购商品房=1，住房性质为其他=0）对农业转移人口家庭非住房消费支出的影响，并同样使用每万人保障性住房供地面积作为工具变量，以进行安慰剂检验。表3（1）列的估计结果表明，购买商品住房显著提高了农业转移人口家庭的非住房消费支出。（2）列为基于工具变量法的第一阶段估计结果，估计结果表明，每万人保障性住房供地面积越多，流入当地的农业转移人口家庭购买商品住房的可能性越低，这反过来说明城市保障性住房供地面积的增加，有利于农业转移人口家庭获取城市保障性住房，回应了前文表2（2）列的估计结果。

表3（3）列为使用每万人保障性住房供地面积作为工具变量的第二阶段估计结果，估计结果表明，购买商品住房会显著降低农业转移人口家庭的非住房消费支出。表3（1）列和（3）列的估计结果表明，在使用每万人保障性住房供地面积作为是否购买商品住房的工具变量的情况下，没有得出购买商品住房可以显著提高农业转移人口家庭的非住房消费支出的一致结论。在使用相同工具变量的情况下，考察保障性住房获取的影响，表2的OLS和2SLS得出了一致的结论，但表3的OLS和2SLS结论不一致。这表明，前文表2使用每万人保障性住房供地面积作为农业转移人口家庭城市保障性住房获取的工具变量，发现城市保障性住房获取显著增加了农业转移人口家庭的非住房消费支出，这种作用不是通过城市保障性住房获取之外的渠道（例如购房商品房）实现的。

表3 工具变量的排除性检验结果

变量	OLS		2SLS			
	(1)		(2) 第一阶段		(3) 第二阶段	
	家庭非住房消费支出		是否购买商品住房		家庭非住房消费支出	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
是否购买商品住房	0.054***	0.009			-3.738***	1.404
每万人保障性住房供地面积			-0.007***	0.002		
控制变量	控制		控制		控制	
地区固定效应	控制		控制		控制	
F 统计值			9.387			
R <sup>2</sup>	0.267		0.182		0.966	
观测值数	69606		56588		56587	

注：①\*\*\*表示1%的显著性水平；②标准误为稳健标准误；③控制变量同表2（1）列。

其次，本文使用倾向得分匹配法估计城市保障性住房获取对农业转移人口家庭非住房消费的影响。为了确保倾向得分匹配结果的可靠性，本文检验协变量的平衡性。表4为平衡性检验结果，在样本匹配后，解释变量的标准化偏差从70%下降到10%~20%，伪R<sup>2</sup>从匹配前的0.343下降到匹配后的0.008~0.009，LR统计值由匹配前的2175.84下降到13.37~15.10。这说明，倾向得分匹配法有效降低了对照组和处理组之间解释变量分布的差异，并消除了样本自选择导致的估计偏误。

表4 倾向得分匹配前后解释变量平衡性检验结果

匹配方法	伪R <sup>2</sup>	LR统计值	标准化偏差(%)
匹配前	0.343	2175.84	70
最近邻匹配	0.008	13.37	20
半径匹配	0.009	14.60	10
核匹配	0.009	15.10	10

表5报告了基于倾向得分匹配法的估计结果。基于最近邻匹配、半径匹配和核匹配三种匹配方法所得估计结果与基准回归基本一致。核心解释变量的显著性不变，系数估计值大小略有差异，说明城市保障性住房获取会显著提高农业转移人口家庭的非住房消费支出。

表5 基于倾向得分匹配法的估计结果

变量	家庭非住房消费支出		
	最近邻匹配	半径匹配	核匹配
保障性住房获取	0.274*** (0.034)	0.263*** (0.032)	0.251*** (0.034)
控制变量	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制
R <sup>2</sup>	控制	控制	控制
观测值数	43603	43603	37925

注：①\*\*\*表示1%的显著性水平；②括号内为稳健标准误；③控制变量同表2（1）列。

## （二）机制分析

1.直接效应。基于前文理论假说，本文首先检验城市保障性住房获取影响农业转移人口家庭非住房消费的直接效应。城市保障性住房获取降低了农业转移人口家庭的住房成本，这相当于提高了农业转移人口家庭的收入，农业转移人口是边际消费倾向相对较高的中低收入人群，收入增加会带来消费的显著增加。本文用住房支出收入比、住房支出比和住房支出水平三个变量衡量农业转移人口家庭的住房成本，住房支出收入比、住房支出比和住房支出水平越高，农业转移人口家庭的住房负担越重。

表6 直接效应的检验结果：住房支出

变量	(1)	(2)	(3)
	住房支出收入比	住房支出比	住房支出水平
保障性住房获取	-0.068*** (0.003)	-0.120*** (0.006)	-1.473*** (0.092)

表 6 (续)

控制变量	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制
R <sup>2</sup>	0.159	0.137	0.184
观测值数	43010	43106	43106

注：①\*\*\*表示1%的显著性水平；②括号内为稳健标准误；③控制变量同表2（1）列。

表 6 报告了直接效应的检验结果。（1）列和（2）列的估计结果表明，保障性住房获取显著降低了农业转移人口家庭的住房支出收入比和住房支出比。（3）列的估计结果表明，保障性住房获取显著降低了农业转移人口家庭的住房支出水平，相对于居住在私房里的农业转移人口家庭，在保障性住房居住的农业转移人口家庭的住房支出水平显著降低。

2.间接效应。本文检验城市保障性住房获取对农业转移人口家庭的长期居留意愿的影响。落户是流动人口长期居留意愿在制度上的体现。本文从落户意愿、居留意愿和居留时间三个方面，考察城市保障性住房获取对农业转移人口家庭长期居留意愿的影响。

表 7 为以保障性住房获取为核心解释变量，以上述三个变量为被解释变量的线性概率模型的估计结果。（1）列为保障性住房获取对农业转移人口家庭落户意愿影响的估计结果。表 7（1）列的估计表明，保障性住房获取对农业转移人口家庭的落户意愿并没有显著的影响。这可能是由于农业转移人口在流入地城市落户仍然存在较大困难。目前，中国城区常住人口 300 万人以下城市的落户限制已经基本取消，300 万人以上城市仍然存在一定的落户条件限制，并且城市规模越大，城市落户条件越严格。从人口流向来看，绝大多数农业转移人口流向规模较大的城市。所以，大多数农业转移人口家庭在流入地落户仍然面临不小的制度障碍，获取流入地城市保障性住房并没有影响农业转移人口家庭的落户意愿。（2）列和（3）列为保障性住房获取对农业转移人口家庭的居留意愿和居留时间影响的估计结果。估计结果表明，相对于租住私房，获取城市保障性住房均对农业转移人口家庭的居留意愿和居留时间产生了显著的正向影响。

表 7 间接效应的检验结果：长期居留意愿

变量	(1)	(2)	(3)
	落户意愿	居留意愿	居留时间
保障性住房获取	-0.016 (0.020)	0.040*** (0.015)	0.727*** (0.070)
控制变量	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制
R <sup>2</sup>	0.098	0.040	0.166
观测值数	43106	43106	24004

注：①\*\*\*表示1%的显著性水平；②括号内为稳健标准误；③控制变量同表2（1）列。

根据前述理论分析，本地身份认同增强会显著提高农业转移人口家庭的非住房消费，城市保障性住房获取可能通过增强农业转移人口家庭的本地身份认同，提高农业转移人口家庭的消费（孙文凯等，

2019)。本文分别使用被本地人接受、被本地人看不起和认为自己是本地人三个变量，衡量农业转移人口家庭的本地身份认同情况。被本地人接受、被本地人看不起变量反映了农业转移人口面临的社会排斥和社会歧视现象，感受到城市的社会排斥或社会歧视显然会降低农业转移人口家庭的本地身份认同。被本地人接受、被本地人看不起和认为自己是本地人均为二值变量，本文同样使用线性概率模型进行估计。

表 8 报告了保障性住房获取对农业转移人口家庭的本地身份认同影响的估计结果。(1) 列的估计结果表明，保障性住房获取显著提高了农业转移人口家庭主观认为被本地人接受的可能性。(2) 列的估计结果表明，保障性住房获取对被本地人看不起不存在显著的影响。(3) 列的估计结果表明，保障性住房获取显著提高了农业转移人口家庭认为自己是本地人的概率。由于流出地和流入地之间存在文化差异，以及外来人口相对于本地人口在社会经济状况上较为不利，将农业转移人口纳入城市保障性住房体系无法完全消除农业转移人口家庭面临的社会歧视问题。但是表 7 的估计结果表明，获取保障性住房显著提高了农业转移人口家庭认为自己被本地人接受和自己是本地人的可能性，农业转移人口家庭的本地身份认同由于获取保障性住房而得到了显著的提高。

表 8 间接效应的检验结果：本地身份认同

变量	(1)	(2)	(3)
	被本地人接受	被本地人看不起	认为自己是本地人
保障性住房获取	0.014** (0.007)	0.003 (0.012)	0.034*** (0.012)
控制变量	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制
R <sup>2</sup>	0.026	0.028	0.078
观测值数	43603	43603	43603

注：①\*\*\*、\*\*分别表示1%、5%的显著性水平；②括号内为稳健标准误；③控制变量同表2（1）列。

### （三）异质性分析

本文从城市规模、家庭结构、流动时间和流动距离四个方面，检验保障性住房获取对农业转移人口家庭非住房消费的异质性影响，具体估计结果如表 9 和表 10 所示。

城区常住人口 500 万人以上 1000 万人以下的特大城市和城区常住人口 1000 万人以上的超大城市是户籍制度改革的难点。城区常住人口 100 万人以上 500 万人以下的城市为大城市。本文根据家庭所在城市是否属于特大和超大城市、大城市，将样本分为特大超大城市组、大城市组和中小城市组，进行分组回归。表 9（1）列～（3）列为基于城市规模差异的分组估计结果。估计结果表明，城市保障性住房获取对不同规模城市的农业转移人口家庭的非住房消费都存在显著的正向影响，且对流入较大城市的农业转移人口家庭的非住房消费的影响相对更大。同时，较大城市的房价和房租更高，流入这些城市的农业转移人口家庭获得当地保障性住房所能带来的住房成本降低效果更显著。较大城市是农业转移人口流动的主要目的地，在这些城市获得保障性住房，显然更有利于增强农业转移人口的长期居留意愿和本地身份认同，保障性住房获取影响这些农业转移人口家庭的非住房消费的间接效应相对

更明显。

子女随迁与否是影响农业转移人口家庭非住房消费的重要因素。本文根据家庭是否有 16 岁以下子女随迁，将样本分为有 16 岁以下子女随迁组和无 16 岁以下子女随迁组，进行分组回归。表 9（4）列和（5）列为基于家庭结构差异的分组估计结果。估计结果表明，无论是否有 16 岁以下子女随迁，获得保障性住房对农业转移人口家庭的非住房消费均有显著的正向影响，且对无 16 岁以下子女随迁的农业转移人口家庭的非住房消费的影响更大。这可能和义务教育阶段随迁子女的刚性教育支出有关。有 16 岁以下子女随迁的农业转移人口家庭需要将部分收入用于子女教育，导致保障性住房获取的消费增加效应在有 16 岁以下子女随迁的农业转移人口家庭中更小。

表 9 基于城市规模和家庭结构的异质性影响的估计结果

变量	家庭非住房消费支出				
	按流入城市规模分组			按家庭结构分组	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	特大超大城市组	大城市组	中小城市组	有16岁以下子女随迁组	无16岁以下子女随迁组
保障性住房获取	0.226*** (0.033)	0.252*** (0.042)	0.189*** (0.038)	0.193*** (0.029)	0.266*** (0.034)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
R <sup>2</sup>	0.293	0.285	0.255	0.243	0.240
观测值数	14838	17363	10905	24564	18542

注：①\*\*\*表示1%的显著性水平；②括号内为稳健标准误；③控制变量同表2（1）列。

CMDS 询问了受访者的本次流动时间，本文根据受访者的流动时间的中位数，将样本划分为短期和长期组，进行分组回归。表 10（1）列～（2）列为基于不同流动时间的分组估计结果。（1）列～（2）列的估计结果表明，保障性住房获取对农业转移人口家庭的非住房消费均有显著的正向影响，但影响程度随着流动时间的增加而增加。其可能的解释是：在流动时间相对较短的情况下，农业转移人口尚未适应城市工作和生活，此时保障性住房获取对农业转移人口家庭的非住房消费的促进作用相对较小；随着流入时间的增加，保障性住房获取提高了农业转移人口家庭的长期居留意愿和本地身份认同，相应的保障性住房获取的消费促进效应变大。

CMDS 询问了受访者的本次流动范围，选项包括跨省流动、省内跨市流动和市内跨县流动。本文根据受访者的流动范围，将样本划分为跨省流动组、省内跨市流动组和市内跨县流动组，进行分组回归。表 10（3）列～（5）列为基于流动范围的分组估计结果。（3）列～（5）列的估计结果表明，保障性住房获取对省内跨市组和跨省流动组的农业转移人口家庭的非住房消费的影响更显著，其中对省内跨市组的农业转移人口家庭的非住房消费的影响最大。流动距离长，农业转移人口家庭需要克服的迁移阻力更大，保障性住房获取对降低农业转移人口家庭的生活成本和推动其社会融入的作用更明显。因此，保障性住房获取对省内跨市和跨省流动的农业转移人口家庭的非住房消费的促进作用更显著。

表10 基于流动时间和流动距离的异质性影响的估计结果

变量	家庭非住房消费支出				
	按流动时间分组		按流动范围分组		
	(1) 短期组	(2) 长期组	(3) 市内跨县组	(4) 省内跨市组	(5) 跨省组
保障性住房获取	0.179*** (0.030)	0.252*** (0.030)	0.089* (0.054)	0.276*** (0.028)	0.167*** (0.043)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
R <sup>2</sup>	0.275	0.271	0.261	0.317	0.263
观测值数	19758	23348	6576	13703	22827

注：①\*\*\*、\*分别表示1%、10%的显著性水平；②括号内为稳健标准误；③控制变量同表2（1）列。

## 六、结论与启示

住房是实现农业转移人口在城市永久定居、推进农业转移人口市民化的重要物质基础。本文利用2017年的中国流动人口动态监测调查数据，检验保障性住房获取对农业转移人口家庭的非住房消费的影响。研究表明，城市保障性住房获取会显著提高农业转移人口家庭的非住房消费支出。使用城市每万人保障性住房供地面积作为农业转移人口家庭保障性住房获取的工具变量，并通过排除性检验、倾向得分匹配法进行稳健性检验，均支持这一结论。机制分析表明，保障性住房获取会显著降低农业转移人口家庭的住房支出负担，表现为显著降低了农业转移人口家庭住房支出占其总收入、总支出的比重和住房支出水平，对提高农业转移人口家庭的非住房消费具有直接效应；城市保障性住房获取显著提高了农业转移人口家庭的长期居留意愿和居留时间，并且显著增强了农业转移人口家庭的本地身份认同，这会间接推动农业转移人口家庭的非住房消费的增加。异质性分析表明，城市保障性住房获取对流入特大超大城市、无16岁以下子女随迁、流动时间适中和省内跨市的农业转移人口家庭的非住房消费的提升效应更明显。

本文的政策含义为，应继续推进构建对农业转移人口更具包容性的城市保障性住房体系。近几年，中国房地产市场经历了去泡沫化的过程，大部分城市的房价逐步回归到合理水平。但是依靠市场化方式去满足农业转移人口的住房需求，相对于农业转移人口偏低的收入，是不切实际的。合理处置存量住房是解决农业转移人口住房问题的一条可能的途径。政府部门应该承担更多责任，为农业转移人口提供住房保障。从住房空置率的角度来看，除了北上广深等一线城市外，目前，大部分城市存在住房过剩的情况。在政策层面，中央政府鼓励地方政府通过“政府收储”等方式去房地产库存，并将这批商品房作为保障性住房<sup>①</sup>。2024年，《深入实施以人为本的新型城镇化战略五年行动计划》提出：“发

<sup>①</sup>《何立峰在全国切实做好保交房工作视频会议要求：打好商品住房烂尾风险处置攻坚战保障购房人合法权益》，[https://www.gov.cn/yaowen/liebiao/202405/content\\_6951555.htm](https://www.gov.cn/yaowen/liebiao/202405/content_6951555.htm)。



挥城镇保障性安居工程等领域中央和省级财政补助资金对吸纳农业转移人口较多城市的支持作用”<sup>①</sup>。在财政资金的支持下，中国将逐步形成“存量住房收储—保障房建设—保障房配售或出租”的运行闭环，在加速楼市去库存的过程中，逐步构建对农业转移人口更具包容性的保障性住房体系。

#### 参考文献

1. 蔡昉, 2023: 《如何加强国内大循环的内生动力?》, 《理论学刊》第2期, 第5-12页。
2. 蔡庆丰、吴冠琛、李东旭, 2024: 《安居才能乐业: 保障房建设对企业人力资本积累的影响》, 《世界经济》第3期, 第184-212页。
3. 甘犁、赵乃宝、孙永智, 2018: 《收入不平等、流动性约束与中国家庭储蓄率》, 《经济研究》第12期, 第34-50页。
4. 高云虹、刘津铭, 2022: 《住房类型、长期居留意愿与农民工家庭消费》, 《财经科学》第8期, 第135-148页。
5. 刘世锦、王子豪、姜淑佳、赵建翔, 2022: 《实现中等收入群体倍增的潜力、时间与路径研究》, 《管理世界》第8期, 第54-67页。
6. 孙伟增、张思思, 2022: 《房租上涨如何影响流动人口的消费与社会融入——基于全国流动人口动态监测调查数据的实证分析》, 《经济学(季刊)》第1期, 第153-174页。
7. 孙文凯、李晓迪、王乙杰, 2019: 《身份认同对流动人口家庭在流入地消费的影响》, 《南方经济》第11期, 第131-144页。
8. 万广华、罗知、张勋、汪晨, 2022: 《城乡分割视角下中国收入不均等与消费关系研究》, 《经济研究》第5期, 第87-105页。
9. 夏柱智、贺雪峰, 2017: 《半工半耕与中国渐进城镇化模式》, 《中国社会科学》第12期, 第117-137页。
10. 姚曼曼、张泽宇, 2022: 《房价上涨如何影响流动人口家庭储蓄率》, 《劳动经济研究》第3期, 第93-112页。
11. 叶裕民、张理政、孙玥、王洁晶, 2020: 《破解城中村更新和新市民住房“孪生难题”的联动机制研究——以广州市为例》, 《中国人民大学学报》第2期, 第14-28页。
12. 周航、樊学瑞、周哲, 2016: 《保障性住房供给对消费扩张的影响》, 《财经科学》第4期, 第69-79页。
13. 周蕾, 2008: 《住房补贴政策绩效评价: 上海的证据》, 《改革》第8期, 第68-72页。
14. Andrews, I., J. H. Stock, and L. Sun, 2019, “Weak Instruments in Instrumental Variables Regression: Theory and Practice”, *Annual Review of Economics*, 11(1): 727-753.
15. Chen, C., and C. C. Fan, 2016, “China’s Hukou Puzzle: Why Don’t Rural Migrants Want Urban Hukou?”, *China Review*, 16(3): 9-39.
16. Dong, X., and W. Zhou, 2016, “Housing Affordability and Permanent Migration Intention of Rural-urban Migrants”, *Chinese Journal of Urban and Environmental Studies*, 4(2): 1-12.

<sup>①</sup> 《国务院关于印发〈深入实施以人为本的新型城镇化战略五年行动计划〉的通知》(国发〔2024〕17号), [https://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/202407/content\\_6965543.htm](https://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/202407/content_6965543.htm)。

17. Dulleck, U., J. Fookan, and Y. He, 2020, “Hukou Status and Individual-Level Labor Market Discrimination: An Experiment in China”, *ILR Review*, 73(3): 628-649.
18. Dustmann, C., F. Fasani, and B. Speciale, 2017, “Illegal Migration and Consumption Behavior of Immigrant Households”, *Journal of the European Economic Association*, 15(3): 654-691.
19. Fang, Y., Z. Liu, and Y. Chen, 2020, “Housing Inequality in Urban China: Theoretical Debates, Empirical Evidences, and Future Directions”, *Eurasian Geography and Economics*, 35(1): 41-53.
20. Huang, Y., 2012, “Low-Income Housing in Chinese Cities: Policies and Practices”, *China Quarterly*, 212(4): 941-964.
21. Huang, Y., S. He, and L. Gan, 2021, “Introduction to SI: Homeownership and Housing Divide in China”, *Cities*, 108(5): 1-4.
22. Huang, Y., and J. Ren, 2022, “Moving Toward an Inclusive Housing Policy? Migrants’ Access to Subsidized Housing in Urban China”, *Housing Policy Debate*, 32(4): 579-606.
23. Liang, W., M. Lu, and H. Zhang, 2016, “Housing Prices Raise Wages: Estimating the Unexpected Effects of Land Supply Regulation in China”, *Journal of Housing Economics*, 33(9): 70-81.
24. Liu, Z., Y. Wang, and S. Chen, 2017, “Does Formal Housing Encourage Settlement Intention of Rural Migrants in Chinese Cities? A Structural Equation Model Analysis”, *Urban Studies*, 54(8): 1834-1850.
25. Meng, L., X. Xiao, and Y. Zhou, 2023, “Housing Boom and Household Migration Decision: New Evidence from China”, *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 67(3): 423-479.
26. Meng, X., S. Xue, and J. Xue, 2016, *China’s New Sources of Economic Growth: Reform, Resources and Climate Change*, Canberra: ANU Press: 159-193.
27. Niu, D., W. Sun, and S. Zheng, 2021, “The Role of Informal Housing in Lowering China’s Urbanization Costs”, *Regional Science and Urban Economics*, 91(1): 1-16.
28. Tan, J., H. Xu, and J. Yu, 2022, “The Effect of Homeownership on Migrant Household Savings: Evidence from the Removal of Home Purchase Restrictions in China”, *Economic Modelling*, 106(1): 1-17.
29. Wang, Z., M. Hu, Y. Zhang, and Z. Chen, 2022, “Housing Security and Settlement Intentions of Migrants in Urban China”, *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 19(16): 1-16.
30. Wang, Z., Q. Wang, and J. Qi, 2021, “Ten Years of The China Migrants Dynamic Survey: Retrospective and Prospects”, *China Population and Development Studies*, 5(3): 296-305.
31. Zhang, C., Y. Zhang, and B. Wang, 2023, “Does Affordable Housing Alleviate Migrant Workers’ Overwork in Chinese Cities?”, *Cities*, 142(3): 1-11.
32. Zhang, M., and X. Yan, 2022, “Does Informal Homeownership Reshape Skilled Migrants’ Settlement Intention? Evidence from Beijing and Shenzhen”, *Habitat International*, 119(3): 1-11.
33. Zheng, S., Z. Song, and W. Sun, 2020, “Do Affordable Housing Programs Facilitate Migrants’ Social Integration in Chinese Cities?”, *Cities*, 96(4): 1-9.
34. Zhou, J., and E. Hui, 2022, “Housing Prices, Migration, and Self-Selection of Migrants in China”, *Habitat International*, 119(1): 1-11.

## The Effect of Access to Urban Affordable Housing on Household Consumption of Rural Migrant Workers

WEN Xingxiang

(School of Economics, Nanjing University of Finance and Economics)

**Summary:** The urbanization of the rural migrant workers is pivotal to advancing the people-centered new urbanization strategy in China. The key is to enabling the rural migrant workers an equal access to the basic public services as their urban *hukou* counterpart. Providing affordable housing to rural migrant workers serves as an critical foundation for their integration into urban society. Gradually incorporating rural migrant workers into the urban affordable housing system, granting them affordable housing as local residents, and equalizing access to affordable housing are vital pathways ahead. At the same time, integrating rural migrant workers into the urban affordable housing system reduces their housing costs, strengthens their long-term residency intentions and local identity perception, all of which can unleash their consumption potential, thereby fostering the new development paradigm which features domestic circulation.

The data used in this study are from the 2017 China Migrant Population Dynamic Monitoring Survey. This paper defines household of rural migrant workers who obtain government-provided public rental housing as having access to urban affordable housing, while those renting private housing are defined as lacking such access. This paper finds that access to urban affordable housing significantly increases the non-housing consumption of rural migrant workers. This conclusion remains robust after employing instrumental variable methods and a series of robustness checks. Mechanism analysis reveals that, on the one hand, access to affordable housing directly reduces housing costs for rural migrant workers, thereby contributing to increased non-housing consumption. On the other hand, it indirectly boosts non-housing consumption by enhancing their long-term residency intentions and strengthening their local identity perception.

The policy implication of this study is that government should further push the construction of the more inclusive urban affordable housing system for rural migrant workers, which will result in the formation of the new development paradigm during the urbanization process. Income inequality is a significant constraint on the consumption expansion of Chinese residents, and increasing the proportion of middle-income groups in the country is a prerequisite for expanding domestic demand. The huge number of rural migrant workers represents a potential middle-income group, and their consumption potential should be fully leveraged. Stable and affordable housing is a critical foundation for rural migrant workers to permanently settle into cities and government should assume greater responsibility in providing affordable housing for the rural migrant workers.

This paper contribute to the literature by empirically testing the impact of accessing urban affordable housing on the non-housing consumption of rural migrant workers, as well as exploring the mechanisms from both the direct and indirect effects. First, existing literature on the impact of urban housing on rural migrant workers primarily focuses on their migration and urban residency and we contribute to the literature by specifically investigate the effect of access to urban affordable housing on their non-housing consumption. Second, this paper identifies a new mechanism of the effect of access to urban affordable housing on non-housing consumption, that is access to affordable housing indirectly increases non-housing consumption by enhancing the long-term residency intentions and local identity perception of rural migrant workers.

**Keywords:** Affordable Housing; Housing Costs; Long-term Residency Intention; Identity Recognition; Expand Domestic Demand; Household Consumption

**JEL Classification:** H41; J61; D12

(责任编辑：光明)