

# 自有住房对中国城镇居民幸福感的影响研究

加天舒 刘辉煌

(湖南大学经济与贸易学院, 湖南省长沙市, 410006)

**摘要:** 经过改革开放四十年带来的物质生活的巨大提高与发展, 如今的中国居民对幸福感的追求无比强烈。在影响中国城镇居民幸福感的诸多因素中, 自有住房占据着独特而重要的地位。自有住房是物理住所, 是财产的表现形式, 也是中国家庭的情感载体。本文对现有文献进行整理归纳, 并在总结相关理论的基础上分析自有住房作用于中国城镇居民主观幸福感的理论机制。基于中国家庭追踪调查的数据, 建立有序Probit模型和中介效应模型, 探讨自有住房与居民幸福感的关系及内在逻辑, 并通过分样本回归分析进一步阐释自有住房对居民幸福感影响的异质性。研究得出, 自有住房对中国城镇居民的主观幸福感确有显著正向影响; 对作用机制的分析结果显示, 社会地位、安全感及社会融入感的提升是自有住房对幸福感影响的重要渠道; 自有住房的影响效应在不同区域、不同性别及不同收入群体间均有所差异。

**关键词:** 自有住房; 居民幸福感; Ordered Probit 模型; 中介效应

**中图分类号:** F061.4

**文献标识码:** A

## 1. 引言

幸福是人类亘古不变的追求。一直致力于幸福感研究的著名心理学家 Edward F. Diener 认为幸福感是个体通过实际生活状态和理想生活状态的比较而产生的肯定态度和积极感受 (边燕杰、肖阳, 2014)。Ed Diener 也开发了一个主观幸福感的模型, 描述了人们如何体验他们的生活质量, 包括情绪反应和认知判断。它假定幸福的三个不同但通常相关的组成部分: 频繁的积极性影响, 不常见的负面影响, 以及认知评估, 如生活满意度 (Diener, 1984)。自 1978 年以来, 中国实施了一系列政治、经济上的改革, 导致了社会经济发生了巨大变化, 中国也从一个低收入国家转变为中高收入国家。随着中国经济的快速发展带来的居民物质生活水平的不断提高, 精神和文化层面的追求愈发显著, “你幸福吗” 一度成为中国人热议的话题, 同时精神压力大、抑郁症等更是困扰不少都市人群。央视财经频道《中国经济生活大调查 (2017-2018)》显示健康状况、家庭关系、收入水平、婚姻感情等成为影响幸福感的主要因素, 调查也发现拥有自有产权住房的受访者选择幸福的比例 (46.30%) 要远高于无房的受访者 (35.00%)。住房不仅仅是一个物理住所, 而且是一种社会地位的重要象征品, 可以提高未婚者在婚姻市场中的优势。因此, 中国的独特国情为探索住房所有权与主观幸福感之间关系提供了一个绝佳例子。

无论是对于普通居民还是政府来说, 住房问题无疑是和教育、医疗、养老等并重的主要民生问题之一。然而近十年来中国房地产的价格迎来几轮较大幅度的上涨, 在 2014-2016 年房地产市场的又一轮普遍性快速上涨过后, 中央反复强调“房子是用来住的, 不是用来炒的”定位, 落实城市主体责任, 地方政府因城施策, 房地产调控的力度一再加码, 房价逐步回归理性。随后提出改革完善住房市场体系和保障体系, 稳妥实施房地产市场平稳健康发展的长效机制方案, 部分城市推出共有产权房、租购同权等政策, 政策效果仍待实践检验。那么, 住房对居民的主观幸福感究竟意味着什么? 自有住房对居民幸福感影响的机制或渠道为

何, 自有住房对居民幸福感的影响有无异质性等等。基于中国独特国情的背景下, 探讨并试图回答这些议题对于理解住房问题的民生含义具有重要意义。因此, 本文利用中国家庭追踪调查 (CFPS) 整理而成的数据, 运用 Ordered Probit 模型等方法就城镇居民自有住房和主观幸福感的关系进行了实证研究, 并较为详尽地分析了其影响的原因及逻辑。

## 2. 文献回顾与理论分析

### 2.1 文献回顾

伊斯特林悖论 (Easterlin Paradox) 首次提出了主观幸福感的提升与经济增长不同步的现象 (Easterlin, 1974), 其后很大一部分研究沿着这一路径并对其进行各种检验和讨论。国外大量主流经济学文献对主观幸福感的影响因素进行了较为详尽的研究, 也对中国的问题进行了不少研究。住房是国民财富的主要组成部分, 提升住房自有率也是诸多国家的施政目标之一。大量的理论与经验研究表明, 自有住房存在显著的经济和社会效应。首先, 自有住房有助于个人财富积累和提升主观福利水平。高玲玲等 (2018) 基于中国家庭微观面板数据的实证分析表明, 住房资产净值的增加仍然显著促进家庭消费支出, 即存在正向住房“财富效应”, 进一步地, 发现我国住房“财富效应”的主要传导途径是直接财富效应, 而非抵押担保效应; 其次, 自有住房会影响居民的政治参与和社会参与程度。李骏 (2009) 的研究表明, 在中国城市基层社会, 住房产权对政治积极性的促进作用目前仅局限于特定的社区情境, 即新型商品房住宅小区。此外同时还发现, 虽然住房所有者在社区政治事务中所具有的积极性很难外溢出特定的社区边界, 但个体内在的政治积极性在社区层次和地方层次上却具有紧密的一致性; 最后, 基于中国背景的文献研究表明自有住房对居民的身份认同和阶层认同有重要影响。张海东、杨城晨 (2017) 基于北上广三地抽样调查数据的研究提出, 以住房品质和符号区隔为代表的住房层面的因素与居民的阶层认同之间存在着强相关, 文章进一步认为, 在当前的中国城市社会中, 以住房为代表的基于财富多少而形成的阶层认同正在逐步形成, 这明显区别于传统的基于职业的阶层认同。

围绕着本文研究主题——自有住房与主观幸福感, 相关的实证文献越来越多, 不过还是主要集中在基于西方国家证据的研究。大多数现有研究评估住房所有权的主观幸福影响, 通过调查中自我报告的主观陈述来评估住房所有权对住房满意度或生活满意度的影响。通常情况下, 现有的研究表明居民在获得住房拥有权后会感到满意。李涛等 (2011) 通过建构理论框架分析了家庭自有住房对居民幸福感的影响机制 (流动性约束和预防性储蓄), 基于国家统计局跨省城镇居民调查数据, 提出不同产权类型的自有住房对居民幸福感的影响存在显著差异, 家庭拥有大产权房和拥有更多数量的大产权房能够显著提高居民的幸福感, 而家庭是否拥有小产权房和小产权房的数量对于居民幸福感并没有显著影响; 张翔等 (2015) 的研究焦点则是考察住房对于居民主观幸福感的显著正向影响是基于住房的资产属性还是居住属性, 基于 CHFS2011 数据的实证结果表明住房的居住属性而非资产属性对居民主观幸福感产生显著影响。将拥有自有住房的家庭按住房数量分类进一步分析, 发现对于只有一套住房家庭来说仍是居住属性发挥影响, 而对于拥有多套住房的家庭来说居住属性和资产属性的影响均不显著。

Feng Hu (2013) 同样基于 CGSS2006 的数据, 在控制了个人特征变量、家庭特征变量和住房特征变量后, 发现自有住房对个人居住幸福感和主观幸福感均有显著正向影响, 而且在进一步控制居住幸福感后, 发现自有住房仍对主观幸福感有正向影响。现代经济计量分析的关键问题是力图在实证分析中, 尽量消除内生性问题, 从而得到可靠的因果估计结果, 然而实际上前述研究均没有考虑或者说忽略了内生性问题。区别于前述研究的是, Honghao Ren et al. (2016) 利用倾向匹配得分 (PSM) 控制混淆变量 (confounding variables) 的影响, 得到比一般常用的 Ordered Probit 或 OLS 估计方法更为稳健而可靠的结果。基于 CGSS2010 数据的实证结果表明, 与文献中一致的是自有住房对主观幸福感确有显著正向影响, 只是他们高估了这一影响的程度, 同时发现与低收入城市居民相比, 对中等收入和高收入城市居民来说住房对主观幸福感的影响更为显著。Zhiming Cheng et al. (2016) 基于 CHFS2011 的数据, 发现完全产权、部分产权和少量产权的住房均和主观幸福感显著相关, 但影响系数却依次递减, 即完全产权住房的影响高于部分产权住房, 部分产权住房的影响高于少量产权住房, 同时发现不同类型的住房贷款对主观幸福感的影响显著不同, 工具变量法、匹配估计法的稳健性检验和前述实证结果一致。武文杰等 (2019) 通过在大都市北京进行的大规模横截面调查, 研究结果阐明了家庭构成的重要作用, 如儿童的存在、婚姻状况在调节房屋所有权对主观幸福感的影响。研究发现房屋所有权与主观幸福感之间的关系因商品房、经济适用房和其他住房类型而异, 主观幸福感的社會空间语境化不仅取决于家庭构成, 还取决于其他个体的社会经济特征和邻里建构环境。

## 2.2 理论分析

文中所指的幸福感被定义为满足个人需求程度的主观评估, 它是个体基于比较自己的生活状况和自己的内在标准作出的判断, 而不是基于外在强加的、客观的具体标准。住房所有权为住房的占有权、管理权、使用权、处置权及排他权的权利束, 拥有了住宅的所有权就基本拥有了在法律允许范围内的所有权利。对于一个家庭来说, 反映该家庭的经济能力、社会成就大小的标准之一就是它是否拥有自己住房的产权。

基于中国事实的考察分析, 既有研究发现随着中国城市内居民流动性的增强和住房市场的逐步成熟, 居住选址已经成为居民获得教育、医疗、交通等地方公共品 (local public goods) 的中介手段, 住房市场实际上承担了城市公共资源空间配置的功能 (胡婉旻等, 2014)。快速上涨的房价和不断增加的住房不平等正在重塑着中国城市的现状并深刻影响着城市人口的主观幸福感, 因此本文认为住房所有权对中国城镇居民的主观幸福感存在积极的正向影响。关于自有住房与居民幸福感之间关系的理论基础, 基于文献现有研究, 本文归纳提炼如下:

首先, 自有房屋为其所有者提供安全保障。由于我国租赁保护的法律制度尚很不完善, 在租赁期满或其他来自房主方的意外情况发生时, 租房者将不得不更换住处。特别是与租房者相比, 自有住房业主更不愿意被迫离开家园。而且自有住房者可以比租房者更自由地改变他们的住房条件。例如, 房主可以重新装修和重新安排他们的房子, 以满足他们的需求。另外, 自有住房的配套设施更为完善, 周边的治安环境更有保障;

其次,房屋所有权反映了成功和社会地位,并有利于提高其在婚姻市场的吸引力,这点对于适龄的男性来说尤为显著。由于房屋所有权是一种比财富的其他组成部分更为明显的财富形式,自住房市场化改革之后,中国住房价格在过去十年即出现两轮较大幅度的上涨,是否拥有住房产权成为个人或家庭经济能力和成就的重要指标,住房早已不仅仅是物质实体,而且还是社会成员身份地位的符号与象征,因此自有住房很可能是一种地位商品(Positional good),在一定意义上也是一种社会地位的“筛选器”。在自由竞争的市场机制之下,居住空间的阶层化特征不断加深,因此中国社会的住房消费具有典型的地位性、符号性的特征,在社会学意义上是一种社会分化现象(刘精明、李路路,2005)。魏尚进(2013,2016,2017)的系列研究表明,总的来说,为了提高他们在婚姻市场中的地位,男性倾向于提高储蓄率,即存在所谓竞争性储蓄动机(Competitive Saving Motive)。配对竞争(Mating competition)驱使人们追求更大和更贵的住房的情况在所有社会都会存在,而这在性别比严重失衡的中国表现的更加明显;

第三,自有住房给居民提供了相当的社会融入感。由于房主一般不愿意搬离现在的社区,他们更有可能参与社区活动管理,从而建立有利于提高生活满意度的朋友和熟人的社交网络。房主可能会更多地参与社会事务,因为自置居所给了他们更好的社会认同和更多的激励来形成社会资本。房屋所有权可能会鼓励对当地设施和社会资本的投资,因为住房拥有给个人激励改善他们的社区而且因为住房拥有权造成了流动的障碍。因此,与非自有住房居民相比,自有住房居民更有可能因为更加和谐融洽的社区邻里关系及更高的社会活动参与度而使幸福感得以提升;

第四,附近学校的受教育权与自置居所直接相关,对于向来高度重视教育的中国家庭来说,孩子的受教育状况必然对父母和家庭的幸福感有着重要影响。不少针对中国的研究均显示,为买房而择校的现象普遍存在,区域间在基础教育资源的量和质上的差异已经部分体现在区域的房价上。子女是否能够稳定的接受教育及拥有怎样的教育资源在很大程度上取决于住房是否自有、自有住房的品质及位置。因此,自有住房具有能够提供较为稳定的教育资源的优势,与非自有住房相比更加有可能对提升居民幸福感发挥作用;

最后,但并非最不重要的是,自有住房会对家庭资产配置方面产生明显影响。住房是一种固定资产,购置房屋后房屋价格的上升导致的资产增值或许能显著提升个体的主观幸福感。房屋所有权是通过房价升值和降低抵押贷款负债来创造财富的一种手段。此外,它可能有助于获得信贷。由于兼具投资品和消费品的特征,自有住房将会产生一系列家庭资产配置方面的影响,进而影响居民的幸福感。就消费对幸福感影响的具体内容而言,常见的物质消费不言而喻,精神消费也可以带给消费者某些生活体验,满足个人的自我胜任感、生活控制感及社会化联接的需求。

基于前述的分析,本文提出如下的假说,后文将进行具体的分析论证。假说 1)在控制其他因素的情况下,拥有自置居所对城镇居民的主观幸福感有显著正向影响;假说 2)自有住房对居民主观幸福感的影响机制是拥有较高的安全感和社会地位,较多的社会融入感,使得居民拥有更多的主观幸福感溢价;假说 3)自有住房对居民幸福感的影响效应在不同性别、

收入群体及不同区域间有所差异。

### 3. 自有住房与幸福感的实证分析

#### 3.1 数据来源与变量选取

本部分主要使用的数据是中国家庭追踪调查（China Family Panel Studies, CFPS），该全国性家庭跟踪调查项目由北京大学中国社会科学调查中心（ISSS）开展实施，于2010年首次在全国25个省份正式开展基线调查，并在2012年、2014年和2016年分别开展了第一到三轮的追踪调查。CFPS通过个体、家庭和社区三个层面的样本数据，以面访问卷调查、电话访问和访员观察为主要调查方法。调查样本覆盖了除中国香港、澳门以及台湾以外的省（市、自治区），调查分为村/居模块、家庭模块、成人模块、少儿模块及共用模块，调查问题涉及家庭经济情况、家庭关系情况、个体健康、教育、婚姻、子女、人口迁移、社会态度等诸多方面（谢宇等，2014）。

本文的被解释变量——居民的主观幸福感是一个离散有序变量，根据问卷中的问题“总的来说，您认为您的生活有多幸福？”进行定义，按照从“很不幸福”到“完全幸福”标记为1-5。

本文所使用的关键解释变量为居民自有住房的拥有状况，根据问卷中的问题“您家现住房归谁所有”进行定义。拥有部分及全部产权定义为1，其他情况则定义为0，包括公租房、廉租房、租住的商品房、亲戚朋友的房子等。是否拥有自有住房为一个二值虚拟变量。为了分析解释变量对被解释变量产生影响的途径或机制，本文引入中介变量。本文以“社会地位”、“社会融入感”和“安全感”为中介变量，进一步探讨自有住房是否通过影响城镇居民的社会地位、社会融入感及安全感进而影响其幸福感。问卷中向被访者询问了“您在本地的社会地位？”，被访者回答的选项为1-5的分值，代表从很低到很高的5个等级，1表示处在社会中的最低地位，5则表示处在社会中的最高地位。问卷中向被访者询问了“您对您所住的小区有感情吗”，根据被访者回答的选项从“非常没有感情”到“非常有感情”定义为数值1-5。被访者针对问题“请问您所住小区周边治安情况如何”，根据回答的选项从“很差”到“很好”取值为1-5。

对于控制变量的选取，本文与已有文献基本一致，主要包括了个人层面的控制变量和家庭层面的控制变量。家庭层面的特征变量有家庭人口规模。个人层面的控制变量有性别、绝对收入、相对收入水平、年龄、受教育年限、政治面貌、健康状况及婚姻状况。绝对收入由居民年收入的自然对数值定义，相对收入水平根据问卷中问题“您的个人收入在本地属于”，根据回答的选项从“很低”到“很高”取值为1-5。健康状况根据问卷中问题“您认为自己的健康状况如何”定义，从“不健康”、“一般”、“比较健康”、“很健康”和“非常健康”依次定义为1-5。婚姻状况根据问卷中问题“请问您当前的婚姻状态是？”定义，未婚和同居定义为“未婚”，即基准变量，其余是有配偶（在婚）、离婚和丧偶。政治面貌为“是否是党员”的回答，“是”则定义为1，“否”则定义为0。

#### 3.2 计量模型建立与变量描述性统计

幸福感是一个衡量效用的宽泛的综合性变量，本研究中的被解释变量居民幸福感为从 1 到 5 的排序数据 (Ordered data)。常见方法有，第一种是将其视作连续变量，进行面板固定效应回归，第二种是不考虑数据内在排序，采用多项 Logit 模型或 Probit 模型进行回归。本文主要采用有序 Probit 模型进行回归。本文基本模型设定如下：

$$Happiness_{it} = \alpha_{it} + \beta_1 Homeownership_{it} + \mu X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

- 被解释变量  $Happiness_{it}$ 。从“很不幸福”到“完全幸福”分别赋值 1-5；
- 关键解释变量  $Homeownership_{it}$ 。“自有住房”赋值 1，“非自有住房”赋值 0；
- 控制变量集  $X_{it}$ 。包括性别、年龄（及年龄平方）、收入水平、相对收入水平、受教育年限、婚姻状况、自我评价健康状况、政治面貌、家庭规模。

具体变量的描述性统计如表 4.1 所示

表 1 变量描述统计

变量	均值	标准差	最小值	最大值
幸福感	3.641114	1.03707	1	5
自有住房 (1=是)	0.830589	0.375137	0	1
年收入 (对数值)	10.04214	0.859979	3.688879	14.53416
相对收入水平	2.433375	0.967086	1	5
年龄	47.69068	17.20522	15	96
年龄的平方	2570.387	1699.232	225	9216
性别 (1=男性)	0.51003	0.4999	0	1
已婚 (1=是)	0.779811	0.414398	0	1
离婚 (1=是)	0.02843	0.166208	0	1
丧偶 (1=是)	0.056285	0.230484	0	1
健康状况	2.810501	3.306790	1	5
受正规教育年限	10.35956	4.513907	0	22
家庭规模	3.709254	1.787798	1	14
中共党员 (1=是)	0.1659	0.372012	0	1
社会地位	2.727766	1.013153	1	5
社会融入感	3.371373	0.592607	1	5
安全感	3.218754	0.64002	1	5
住房价值上涨率	24.512	591.00	-1	31249

### 3.3 自有住房对主观幸福感影响的总体样本回归分析

根据设定的模型，本部分对自有住房是否显著的提升了居民幸福感进行实证分析。表 2 分别汇报了不考虑变量离散特性的面板固定效应回归、有序 logistic 和有序 probit 实证分析回归的详细结果。Probit 模型和 Logit 模型的主要差别在于随机误差项是否服从正态分布，与现有文献一致，如无特别说明后文主要是基于 Ordered Probit 模型的回归。主要解释变量为“自有住房”虚拟变量。从回归结果中可以看出，各个模型的“自有住房”前的系数符号为正，并且非常显著。这说明，拥有自有住房能够显著提升我们城镇居民的幸福感水平。

在个人与家庭特征方面，个人绝对收入与相对收入水平对居民主观幸福感均为显著的正

向影响，并且变量“相对收入”的影响更大，这在一定程度上也反映了所谓“不患寡而患不均”的中国传统文化。“性别”对幸福感有显著影响，相对于女性来说，男性显著地体现出更不幸福的状态，这或许是由男性所要承担的家庭、工作压力造成的；“年龄”对幸福感有显著的负向影响，同时“年龄平方”对幸福感有着显著的正向影响，这表明年龄对幸福感的影响呈现正U型，随着年龄的增长，居民的幸福感受先降低后提高，相对于年轻人和老年人，中年人相对较不幸福；反映健康状况变量的估计系数表明，身体健康对幸福感有着显著的正向影响；反映婚姻状况变量的估计系数则表明，相对于未婚状态，已婚、离婚和丧偶均不会使受访者的幸福感显著提高；受教育年限的变量的估计系数为负，这说明受教育程度的提高并不能显著提升居民的幸福感受；另外，“共产党员”对幸福感也有显著的正向影响，政治面貌为中共党员的受访者的幸福感受水平也显著高于其他政治面貌的受访者；家庭特征层面的变量，家庭规模与居民幸福感受呈现较为显著的负向关系。

表2 自有住房与城镇居民幸福感受：基本回归

解释及控制变量	固定效应回归	Ordered Logit	Ordered Probit
House ownership	0.0651*** (0.0208)	0.1268*** (0.0507)	0.0702*** (0.0340)
Income	0.1059*** (0.0145)	0.1940*** (0.0284)	0.1145*** (0.0165)
Income_re	0.2851*** (0.0120)	0.5680*** (0.0251)	0.3231*** (0.0141)
Age	-0.0108*** (0.0010)	-0.0219*** (0.0020)	-0.0125*** (0.0012)
age_square	0.0123*** (0.0046)	0.00001*** (0.0091)	0.0143*** (0.0053)
Gender	-0.1438*** (0.0230)	-0.2957*** (0.0447)	-0.1630*** (0.0260)
Married	-0.0365 (0.0430)	-0.0713 (0.0821)	-0.0433 (0.0481)
Divorced	-0.3598*** (0.0771)	-0.6940*** (0.1514)	-0.3845*** (0.0868)
partner_dead	-0.0520 (0.0681)	-0.0761 (0.1328)	-0.0589 (0.0772)
Health	0.1938*** (0.0106)	0.3947*** (0.0216)	0.2225*** (0.0122)
Education	-0.0187*** (0.0032)	-0.0400*** (0.0062)	-0.0233*** (0.0036)
Famsize	0.0166*** (0.0068)	0.0295*** (0.0134)	0.0183*** (0.0078)
Cpcmember	0.1275***	0.2472***	0.1422***

	(0.0311)	(0.0591)	(0.0353)
Number of obs	7348	7348	7348

注：括号内数值为标准误差，\*\*\*、\*\*、\*分别表示在 1%、5%和 10%统计意义上显著，下表同

### 3.4 自有住房对主观幸福感影响机制的实证检验

借鉴温忠麟等（2004）和 Hayes et al.（2009）检验中介效应的方法，构造中介效应模型的基本程序分三步进行：首先，将因变量对基本自变量进行回归；其次，将中介变量  $M_{it}$ （社会地位、社会融入感和安全感）对基本自变量进行回归；最后，将因变量同时对基本自变量和中介变量进行回归。该方法目前也已经得到了广泛的应用（温忠麟、叶宝娟，2014；汪伟等，2015；毛其淋、许家云，2016）。本文构建以下递归方程进行检验：

$$\text{Happiness}_{it} = \alpha_{it} + \beta_1 \text{Houseownership}_{it} + \mu X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$M_{it} = \alpha_{it} + \gamma \text{Houseownership}_{it} + \delta X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$\text{Happiness}_{it} = \alpha_{it} + \beta_2 \text{Houseownership}_{it} + \theta M_{it} + \omega X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

根据前文的理论机制分析，自有住房对居民主观幸福感的影响效应间接由一些与自有住房的相关行为所介导。住房在我国是一个重要的社会商品，在中国传统中，住房和家庭的概念几乎是同一意涵，具有物理位置和精神认同的双重含义。拥有自有住房代表着一定的社会地位，也能给居民带来相当的社会融入感和安全感。租赁市场中的承租人则会感知到较差的安全感和社会融入感，拥有较低的社会地位。

同样，基于 Ordered Probit 模型，检验自有住房与主观幸福感之间关系的影响机制的结果如表 3 所示。根据中介效应模型的基本原理，将核心解释变量和中介变量均纳入回归模型后，若核心解释变量和中介变量的估计结果均显著异于零，且核心解释变量的回归系数下降，则表明存在部分中介效应，即中介变量是核心解释变量影响被解释变量的渠道之一。表 2 中的第 3 列展示了前述中介效应模型的第 1 步，表 3 的前两列则依次展示了第 2 和 3 步。具体来看，表 3 的第 1 列即方程（2）的结果， $\gamma$  显著大于零，说明变量自有住房对社会地位这一中介变量的影响是正向的，表 3 的第 2 列即方程（3）的结果，回归系数  $\beta_2$ （0.0493）与基准模型中得到的系数估计值  $\beta_1$ （0.0702）相比，减少了超过 20%，这印证了社会地位的提高确实是自有住房提高居民幸福感的一个重要机制或渠道，与理论预期一致。表 3 的第 3 列即方程（2）的结果， $\gamma$  显著大于零，说明变量自有住房对社会融入这一中介变量是正向影响，表 3 的第 4 列即方程（3）的结果，回归系数  $\beta_2$ （0.0427）也小于基准模型中得到的系数估计值  $\beta_1$ （0.0702），这印证了社会融入感的提高是自有住房提高居民幸福感的一个重要机制。并且在这一中介效应中， $\beta_2$  相对于  $\beta_1$  降低的幅度大于社会地位的影响，表明社会融入的中介效应确实存在，而且比社会地位的中介效应影响更大。表 3 中的第 5 列表明，自有住房会显著提高居民的安全感，第 6 列的核心解释变量的回归系数  $\beta_2$  仅略低于基准回归中的估计值  $\beta_1$ ，这意味着居民的自有住房状况会通过提高居民的安全感来提升主观幸福感，但中介效应影响相对有限。

表3 自有住房与城镇居民幸福感：影响机制

	社会地位		社会融入		安全感	
ownership	0.0892*** (0.0326)	0.0493*** (0.0142)	0.1643*** (0.0345)	0.0427*** (0.0210)	0.0434*** (0.0210)	0.0700*** (0.0234)
Income	0.0251** (0.0118)	0.1140*** (0.0166)	0.0915*** (0.0167)	0.1315*** (0.0166)	0.0397*** (0.0166)	0.1107*** (0.0165)
Income_re	0.6139*** (0.0149)	0.1747*** (0.0159)	0.0840*** (0.0138)	0.3151*** (0.0142)	0.1105*** (0.0138)	0.3120*** (0.0142)
Age	-0.0147*** (0.0012)	-0.0091*** (0.0012)	-0.0123*** (0.0012)	-0.0120*** (0.0012)	-0.0030*** (0.0011)	-0.0122*** (0.0012)
age_square	0.0174*** (0.0053)	0.01029*** (0.0053)	0.0143*** (0.0053)	0.0137*** (0.0053)	0.0032** (0.0016)	0.0139*** (0.0053)
Gender	-0.1624*** (0.0265)	-0.1279*** (0.0262)	-0.0710*** (0.0263)	-0.1532*** (0.0261)	0.0192 (0.0166)	-0.1678*** (0.0261)
Married	-0.0235 (0.0496)	-0.0383 (0.04841)	-0.0852* (0.0490)	-0.0301 (0.0482)	-0.0381 (0.0492)	-0.0386 (0.0482)
divorced	-0.2802*** (0.0899)	-0.3281*** (0.0873)	-0.1933** (0.0880)	-0.3538*** (0.0870)	0.0343 (0.0166)	-0.3931*** (0.0869)
par_dead	-0.0585 (0.0784)	-0.0455 (0.0778)	-0.1428* (0.0782)	-0.0357 (0.0773)	0.0251 (0.0779)	-0.0623 (0.0773)
health	0.0975*** (0.0122)	0.2052*** (0.0566)	0.1292*** (0.0122)	0.2049*** (0.0123)	0.1185*** (0.0122)	0.2099*** (0.0123)
Education	-0.0021 (0.0036)	-0.0231*** (0.0037)	-0.0124*** (0.0036)	-0.0219*** (0.0036)	0.0049 (0.0036)	-0.0245*** (0.0036)
Famsize	0.0314*** (0.0078)	0.0112* (0.0068)	0.0155** (0.0079)	0.0159** (0.0078)	0.3210**** (0.0166)	0.0223*** (0.0078)
Cpcmber	0.1610*** (0.0356)	0.1048*** (0.0355)	0.1381*** (0.0357)	0.1214*** (0.0354)	0.1162*** (0.0355)	0.1312*** (0.0354)
Socistatus		0.3284*** (0.0151)				
Belonging				0.2265*** (0.0157)		
Safety						0.1662*** (0.0149)
Num of obs	7336	7336	7347	7347	7345	7345

安全感、社会融入感等的提升大致可认为是自有住房的固定住所即居住属性的具体反映，但是已有研究和常识均表明，除前述的固定住所属性外，自有住房的另一重要属性是财产属性。即自有住房作为一种特殊的固定资产，其价值在当今中国是逐年递增的，而且增长幅度不小。因此，城镇居民拥有自有住房可以通过其净资产价值之提高以改善其主观幸福感。本文建立以下模型来检验财产属性之存在：

$$Happiness_{it} = \alpha_{it} + \rho(Houseownership_{it} * r_{it}) + Houseownership_{it} + \mu X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$r_{it}$ 被定义为住房的当前价值与购买时价值相比的同比上涨率。如住房状况的资产属性存在,则当住房价值上涨率较高时,居民拥有自有住房会带来幸福感的提升,当住房价值上涨率较低甚至为负时,居民拥有自有住房可能导致幸福感的下降。而当经济理论或常识预测某个自变量对因变量的影响依赖于另一个自变量时,在模型中加入交互项。因此,如果资产属性存在那么交互项 $Houseownership_{it} * r_{it}$ 的系数应显著异于零且为正数。

表4中3列中结果显示系数 $\rho$ 不显著,说明资产属性并不显著。本文对此进行进一步分析,将样本分为多套住房子样本、非多套住房(具体包括一套自有住房和无住房)子样本,并应用上述模型分别进行回归。回归结果表明,不论是拥有多套住房居民还是非多套居民,财产属性对于居民主观幸福感提升的影响并不显著,这与通常的看法并不一致。其原因尚待进一步研究。然而这或许证明,自有住房对于居民幸福感的影响主要在于自置住所能够为城镇居民提高一个稳定的安全住所,而非住房所带来的投资价值。

表4 自有住房与城镇居民幸福感:资产效应

	总体	多套	非多套
Houseownership*r	0.00011 (0.00015)	0.0003 (0.0006)	0.00012 (0.00015)
Houseownership	0.1291*** (0.0532) (0.0167)	0.1547*** (0.0611) (0.0355)	0.0925*** (0.0258) (0.0196)
Income_re	0.3230*** (0.0142)	0.3262*** (0.0291)	0.3206*** (0.0163)
Age	-0.0127** (0.0012)	-0.0444*** (0.0118)	-0.0127*** (0.0013)
age_square	0.0146*** (0.0053)	0.0006*** (0.0012)	0.0153** (0.0064)
Gender	-0.1619*** (0.0261)	-0.1200*** (0.0512)	-0.1752*** (0.0304)
Married	-0.0420 (0.0483)	0.2416*** (0.1106)	-0.0514 (0.0555)
divorced	-0.3906*** (0.0875)	-0.1234 (0.2064)	-0.4045*** (0.0979)
partner_dead	-0.0651 (0.0774)	-0.0948 (0.1684)	-0.0394 (0.0877)
health	0.2242*** (0.0123)	0.2386*** (0.0244)	0.2195*** (0.01427)
Education	-0.0231*** (0.0036)	-0.0247*** (0.0077)	-0.0222*** (0.0041)
Famsize	0.0217*** (0.0077)	0.0467*** (0.0147)	0.0088 (0.0093)

Cpcmber	0.1359*** (0.0355)	0.1661*** (0.0668)	0.1181*** (0.0420)
Number of obs	7285	1896	5389

### 3.4 自有住房对主观幸福感影响的分样本回归

为进一步探究自有住房对城镇居民幸福感影响的异质性,本部分将总体样本按不同标准进行划分,以检验假说3。

考虑到当自有住房数量大于一套时,第二套及以上房屋对居民主观幸福感的影响与第一套的有所差异,本文根据自有住房的数量将样本分为两类:两套及以上、非多套住房(包括仅有一套住房和没有自有住房)。表5中的第1和2列的回归结果说明,相比于非多套住房居民,拥有多套住房居民的自有住房对居民幸福感的影响明显更大。这或许是因为多套自有住房居民的住房质量更佳,自有住房也更被视为个人成功和社会地位的象征。

考虑到中国各个区域间的差距相当之大,有必要考察自有住房对居民幸福感影响的区域间差异。根据国家统计局的区域划分标准,将北京、河北、天津、上海、浙江、江苏、广东、福建、山东和海南十个省市定义为东部地区,其余的传统上称为中部、西部和东北的区域则统一定义为中西部地区。表5中的第3和4列的回归结果说明,相对于东部地区,中西部地区的城镇居民更为看重自有住房,因此自有住房对于其幸福感的提升更为明显。基于中国区域经济发展严重不均衡的现状,中西部地区的经济发达程度和居民财富较东部地区明显偏低,因此中西部地区居民对于拥有自有住房明显更为敏感,是否拥有自有住房对于幸福感的提升影响更大。

表5 自有住房与城镇居民幸福感:分样本估计(一)

	自有住房数量		区域	
	多套	否	东部	中西部
Houseownership	0.1687** (0.0692)	0.0682*** (0.0292)	0.0796*** (0.0251)	0.0953*** (0.0313)
Income	0.1261*** (0.0348)	0.1061*** (0.0195)	0.1123*** (0.0271)	0.1110*** (0.0221)
Income_re	0.3307*** (0.0291)	0.3204*** (0.0163)	0.3136*** (0.0226)	0.3211*** (0.0182)
Age	0.0465*** (0.0118)	0.0125*** (0.0013)	0.0136*** (0.0019)	0.0354*** (0.0069)
age_square	0.0006*** (0.0001)	-0.0147*** (0.0060)	-0.0159** (0.0083)	0.0005*** (0.00007)
Gender	-0.1263** (0.0515)	-0.1756*** (0.0304)	-0.1496*** (0.0412)	-0.1784*** (0.0335)
Married	0.2596** (0.1107)	-0.0535 (0.0554)	-0.0742 (0.0760)	0.1917*** (0.0687)
Divorced	-0.0819 (0.2029)	-0.4010*** (0.0974)	-0.2054* (0.1497)	-0.2211** (0.1126)

partner_dead	-0.0535 (0.1675)	-0.0399 (0.0875)	-0.0191 (0.1244)	0.0131 (0.0992)
Health	0.9745*** (0.1116)	0.8804*** (0.0653)	0.9480*** (0.0930)	0.8669*** (0.0704)
Education	-0.0229*** (0.0078)	-0.0230*** (0.0041)	-0.0161*** (0.0057)	-0.0249*** (0.0048)
Famsize	0.0413*** (0.0151)	0.0056 (0.0094)	0.0054 (0.0126)	0.0220** (0.0099)
Cpcmember	0.1729*** (0.0666)	0.1248*** (0.0419)	0.0811 (0.0578)	0.1630*** (0.0446)
Number of obs	1915	5433	2942	4465

由于人们对住房所有权的看法在性别和经济地位上可能会有所不同,本文根据性别和经济地位的不同划分子样本,以比较不同群体的住房所有权对居民幸福感的影响。如表6的回归结果所示,在不同的性别和收入水平上,自有住房对居民幸福感的影响显著不同。第1和2列表明,女性似乎比男性更加珍视拥有一套自有住房,女性比男性更为重视自有住房的影响。这或许与女性的经济和社会地位仍然较男性更低有关,相应地女性拥有自有住房带来的幸福感、安全感更大。第3到5列则表明,对于收入越低的群体来说自有住房对幸福感的影响越大,这可能反映出自有住房对不同收入群体和阶层群体影响的差别,具有明显的政策意涵,即提高中低收入群体自有住房的拥有率对提高居民整体的幸福感有明显的作用及效果。

表6 自有住房与城镇居民幸福感:分样本估计(二)

	性别		收入		
	男	女	高	中	低
Houseownership	0.0486*** (0.0177)	0.1103*** (0.0486)	0.0454*** (0.0111)	0.0501*** (0.0143)	0.0834*** (0.0204)
Income	0.1371*** (0.0236)	0.0938*** (0.0235)			
Income_re	0.3671*** (0.0202)	0.2776*** (0.0199)			
Age	0.0144*** (0.0016)	-0.0333*** (0.0076)	0.0283*** (0.0174)	0.0148*** (0.0017)	0.0125*** (0.0018)
age_square	-0.0173*** (0.0072)	0.0004*** (0.00007)	-0.00017 (0.00016)	-0.0177** (0.0080)	-0.0141* (0.0081)
Gender			-0.0895** (0.0446)	-0.1443*** (0.0397)	-0.1912*** (0.0373)
Married	-0.1304**	0.2364***	-0.1814***	0.1265***	-0.1422**

	(0.0654)	(0.0786)	(0.2233)	(0.0722)	(0.0697)
Divorced	-0.3767 <sup>***</sup>	-0.17477 <sup>***</sup>	-0.21316 <sup>***</sup>	-0.0608	-0.6723 <sup>***</sup>
	(0.1207)	(0.0313)	(0.3466)	(0.1434)	(0.1185)
partner_dead	-0.1216 <sup>***</sup>	0.0972 <sup>***</sup>	-0.6594 <sup>**</sup>	0.1657	-0.1374
	(0.1316)	(0.1034)	(0.2843)	(0.1237)	(0.1091)
Health	0.9009 <sup>***</sup>	0.8885 <sup>***</sup>	0.6338 <sup>***</sup>	0.8567 <sup>***</sup>	0.9723 <sup>***</sup>
	(0.0776)	(0.0824)	(0.2061)	(0.0883)	(0.0801)
Education	-0.02204 <sup>***</sup>	-0.02113 <sup>***</sup>	-0.0202 <sup>***</sup>	-0.0190 <sup>***</sup>	-0.0111 <sup>**</sup>
	(0.0053)	(0.0051)	(0.0011)	(0.0053)	(0.0052)
Famsize	0.0211 <sup>*</sup>	0.0127 <sup>***</sup>	-0.0333	-0.0238	0.0158 <sup>*</sup>
	(0.0109)	(0.0012)	(0.0238)	(0.0117)	(0.0091)
Cpcmemberr	0.1566 <sup>***</sup>	0.0906 <sup>**</sup>	0.1380 <sup>**</sup>	0.1476 <sup>***</sup>	0.1597 <sup>***</sup>
	(0.0437)	(0.0417)	(0.0703)	(0.0504)	(0.0574)
Number of obs	3774	3574	670	3240	3438

### 3.5 稳健性检验

为了保证回归结果的稳健性，本文通过更换样本数据和替换变量来进行稳健性检验。

替换样本部分使用的数据来自中国人民大学中国调查与数据中心主持之《中国综合社会调查（CGSS）》项目。从主观幸福感的构成要素来说，个体对幸福感的评价主要来自对目前生活状态和未来生活的期望。CFPS 问卷中亦对受访者进行“您对自己生活的满意程度”、“您对自己未来的信心程度”的问题，这两个问题的回答在一定程度上可作为幸福变量的替代。

基于模型（1），分别进行实证的结果如表 7 所示。上述稳健性检验的回归结果与前述基准模型的结果一致，假说 1 的成立性和稳健性得到验证，即自有住房对城镇居民的幸福感存在显著的正向影响。

表 7 稳健性检验：替换样本与替换变量

	CGSS2015	生活满意度	对未来信心程度
House ownership	0.1526 <sup>***</sup>	0.0480 <sup>***</sup>	0.0239 <sup>***</sup>
	(0.0346)	(0.0140)	(0.0017)
Income	0.1160 <sup>***</sup>	0.0564 <sup>***</sup>	0.0302 <sup>***</sup>
	(0.0130)	(0.0168)	(0.0115)
Income_re	0.3236 <sup>***</sup>	0.2233 <sup>***</sup>	0.3128 <sup>***</sup>
	(0.0141)	(0.0142)	(0.0114)
Age	-0.0090	-0.0018 <sup>*</sup>	-0.0024
	(0.0062)	(0.0011)	(0.0039)
Age_square	0.00027 <sup>***</sup>	0.0025	0.0193 <sup>***</sup>
	(0.00006)	(0.0053)	(0.0064)
Gender	-0.1532 <sup>***</sup>	-0.1156 <sup>***</sup>	-0.1018 <sup>***</sup>

	(0.0274)	(0.0264)	(0.0539)
Married	0.2160***	-0.0100**	-0.0191
	(0.0618)	(0.0494)	(0.0655)
Divorced	-0.2050***	-0.2605***	-0.3165***
	(0.1000)	(0.0881)	(0.1052)
partner_dead	0.0045***	-0.2288***	-0.1237***
	(0.0875)	(0.0781)	(0.0513)
Health	0.1651***	0.2832***	0.5129***
	(0.0762)	(0.0125)	(0.0237)
Education	0.0961***	-0.0144***	-0.0211***
	(0.0382)	(0.0036)	(0.0010)
Famsize	0.0414***	0.0085***	0.0074***
	(0.0121)	(0.0079)	(0.0019)
Cpcmember	0.0102	0.0137	0.1406***
	(0.0271)	(0.0358)	(0.0251)
Number of obs	8851	7339	7442

#### 4. 结论

基于根据 CFPS 整理的数据库，较为系统地考察了自有住房状况对城镇居民的幸福感和其作用机制。本文得出的主要研究结论如下：

第一，基于现有文献梳理和分析，本文认为拥有住房产权对居民的幸福感和获得感有显著正向影响，其影响机制为自有住房为其所有者提供更好的安全保障、带来更多的社会融入感，住房所有权也是社会地位和成功的重要象征。

第二，实证分析的结果显示，自置居所的确对城镇居民的主观幸福感和获得感有显著正向影响，通过稳健性检验发现结论依然成立。基于中介效应模型的分析发现，自有住房对幸福感和获得感的影响机制是较高的社会地位，较多的社会归属感，较高的安全感的居民拥有较高的主观幸福感和获得感溢价。此外，自有住房的资产属性对居民幸福感和获得感的影响并不显著。同时，自有住房的影响效应在性别、收入和不同区域间均有所不同，女性较男性更为看重自有住房对幸福感和获得感的影响，对于中西部地区的居民来说自有住房对幸福感和获得感的影响较西部地区更大，收入越低的群体自有住房对居民幸福感和获得感的影响更大。

最后，本文有如下的政策含义：政府部门在大力提供保障性住房的同时，应尽力而为地为更多地为居民提供有产权的自有住房，在实现“住有所居”目标的同时也应更加重视“房有所产”，有恒产者有恒心，以更好地满足居民的居住需求，进而提高居民的幸福感和获得感；同时考虑到自有住房提供之有限，政府在大力发展租赁市场、补齐租房市场的短板时，应更加重视安全感和获得感对居民幸福感和获得感的影响，完善租赁住房配套的基础设施和基本公共服务，确保小区、社区的治安环境，以尽可能地减少租赁住房与自有住房之差异，减弱自有住房的符号化象征——社会地位的作用。要更加重视女性、中西部地区居民及较低收入群体的自有住房问题，以提高整体居民的幸福感和获得感。如此，既考虑当下又兼顾长远，多措并举，公共部门能为提高居民的幸福感和获得感发挥更有效的作用。

## 参考文献

- [1]边燕杰,肖阳.中英居民主观幸福感比较研究[J].社会学研究,2014,29(02):22-42+242
- [2]Diener, E. Subjective well-being[J]. Psychological Bulletin, 1984,95(3), 542-575.
- [3]Easterlin,R.A. Does Economic Growth Improve the Human Lot? Some Empirical Evidence, in Paul A. David&Melvin W. Reder(eds.),Nations and Households in Economic Growth:Essays in Honor of Moses Abramovitz.New York: Academic Press,1974
- [4]高玲玲,周华东,周亚虹.“直接财富效应”抑或“抵押担保效应”——对中国自有住房家庭“财富效应”传导途径的实证检验[J].经济科学,2018(06):81-92.
- [5]李骏.住房产权与政治参与:中国城市的基层社区民主[J].社会学研究,2009,24(05):57-82+243-244.
- [6]孙三百.住房产权、公共服务与公众参与——基于制度化与非制度化视角的比较研究[J].经济研究,2018,53(07):75-88.
- [7]张海东,杨城晨.住房与城市居民的阶层认同——基于北京、上海、广州的研究[J].社会学研究,2017,32(05):39-63+243.
- [8]李涛,史宇鹏,陈斌开.住房与幸福:幸福经济学视角下的中国城镇居民住房问题[J].经济研究,2011(9):69-82
- [9]张翔,李伦一,柴程森,马双.住房增加幸福:是投资属性还是居住属性?[J].金融研究,2015(10):17-31
- [10]Hu F. Homeownership and subjective wellbeing in urban China: does owning a house make you happier? [J]. Social Indicators Research, 2013,110(3):1-21
- [11]Honghao Ren & Henk Folmer.Determinants of residential satisfaction in urban China: A multi-group structural equation analysis[J]. Urban Studies,2017,54(6):1407-1425
- [12]Zhiming Cheng,Stephen P.King, Russell Smyth, Haining Wang.Housing property rights and subjective wellbeing in urban China[J].European Journal of Political Economy,2016(45):160-174
- [13]Wenjie Wu, Mark Stephens, Minzhe Du,Bing Wang. Homeownership, family composition and subjective wellbeing[J]. Cities,84(2019)46-55
- [14]胡婉咏,郑思齐,王锐.学区房的溢价究竟有多大:利用“租买不同权”和配对回归的实证估计[J].经济学(季刊),2014,13(03):1195-1214.
- [15]刘精明,李路路.阶层化:居住空间、生活方式、社会交往与阶层认同——我国城镇社会阶层化问题的实证研究[J].社会学研究,2005(03):52-81+243.
- [16]Du, Qingyuan, and Shang-Jin Wei. A Theory of the Competitive Saving Motive[J]. Journal of International Economics 91, no. 2 (2013): 275-289.
- [17]Shang-Jin Wei and Xiaobo Zhang.The Competitive Saving Motive: Concept, Evidence, and Implications [J].Frontiers of Economics in China, Higher Education Press, 2016, vol. 11(3), pages 355-366.
- [18]Shang-JinWei, Xiaobo Zhang and Yin Liu.Home ownership as status competition: Some theory and evidence [J]. Journal of Development Economics, 127(2017):169-186
- [19]谢宇,胡婧炜,张春泥.中国家庭追踪调查:理念与实践[J].社会,2014,34(02):1-32.
- [20]温忠麟.张雷,侯杰泰,刘红云.中介效应检验程序及其应用[J].心理学报,2004(05):614-620.
- [21]Andrew F. Hayes. Beyond Baron and Kenny: Statistical Mediation Analysis in the New Millennium[J]. Communication Monographs,2009,76(4).
- [22]温忠麟,叶宝娟.中介效应分析:方法和模型发展[J].心理科学进展,2014,22(05):731-745
- [23]汪伟,刘玉飞,彭冬冬.人口老龄化的产业结构升级效应研究[J].中国工业经济,2015(11):47-61.

[24] 毛其淋, 许家云. 中国对外直接投资如何影响了企业加成率: 事实与机制 [J]. 世界经济, 2016, 39 (06) : 77-99.

## The Research on the House Ownership's Impact on the Happiness of Chinese Urban Residents

Jia Tianshu    Liu Huihuang

(School of Economics and Trade, Hunan University, Changsha Hunan ,410006)

**Abstract:** After the tremendous improvement and development of material life brought about by the reform and opening up for forty years, the pursuit of happiness among Chinese residents today is extremely strong. Among the many factors that affect the happiness of Chinese urban residents, self-owned housing occupies a unique and important position. Own housing is a physical residence, a manifestation of property, and an emotional carrier of Chinese families. This paper summarizes the existing literature, and on the basis of summarizing relevant theories, analyzes the theoretical mechanism of the self-owned housing effect on the subjective well-being of Chinese urban residents. Based on the data of CFPS, an ordered Probit model and mediation effect model were established to explore the relationship between self-owned housing and residents' happiness and its internal logic, and to further explain the happiness of residents in their own houses through sample-sample regression analysis. The heterogeneity of the impact. The study shows that self-owned housing has a significant positive impact on the subjective well-being of Chinese urban residents; the analysis of the mechanism of action shows that the improvement of social status, security and social integration is the important impact channels of self-owned housing on happiness; The impact of self-owned housing varies between regions, genders and income groups.

**Keywords:** House ownership; Happiness; Ordered Probit model; Mediation effect

**作者简介:** 加天舒 (1994 年-), 男, 硕士研究生, 研究方向: 房地产市场; 刘辉煌 (1963 年-), 男、教授、博士生导师, 研究方向: 对外直接投资、开放经济与产业发展等