

住房产权对城镇居民家庭经济地位变动的异质性影响

罗曼怡^{1,2}, 钟世虎^{3,4}, 刘友金¹

(1. 湖南科技大学 商学院, 湖南 湘潭 411201; 2. 湖南工商大学 经济与贸易学院, 湖南 长沙 410205;
3. 上海国家会计学院, 上海 201702; 4. 上海交通大学 安泰经济与管理学院 上海 200030)*

摘要:依据2010年、2012年、2014年、2016年和2018年的中国家庭追踪调查数据,考量住房产权对居民家庭经济地位变动的异质性影响。结果显示:由于完全住房产权获得的房奴效应超过其财富效应,存在贷款偿还压力的家庭为了保证月供还款,不敢冒险追求具有更好工作前景和高工资的职位或创业机会。完全住房产权获得对居民家庭经济地位提升有负向影响,部分产权获得对居民家庭经济地位变动的的影响不显著,住房产权获得对老年群体、低学历群体家庭经济地位提升负向影响显著,对青年群体、高学历群体的家庭经济地位变动的的影响不显著。

关键词:住房产权;财富效应;房奴效应;家庭经济地位变动

中图分类号:F061.3;F061.5 **文献标识码:**A **文章编号:**1003-7217(2024)03-0139-07

一、引言

住房是一种兼具消费功能和投资功能的重要资产,在许多国家住房资产都是家庭财富重要的组成部分^[1]。在中国更是有“有房才有家”的传统观念。因此,住房对家庭和个体的决策行为和结果将会产生重要影响。已有研究从劳动供给、就业选择、政治参与、健康状况、主观幸福感、企业投资等方面,对住房的作用进行了深入探索^[2-7],但较少关注拥有住房对居民社会阶层变动的的影响,特别是不同产权房可能产生的差异化影响。当前关于居民社会阶层分化的问题是我国推进共同富裕乃至中国式现代化需要解决的重要问题。在过去四十多年经济高速发展和快速城市化的过程中,出现了一些收入不平等、财富集中度提高、阶层结构固化的倾向。住房财富在我国居民总财富的占比高达70%以上,因此剖析居民经济社会地位和变化情况,并明确当前阶段住房对其影响具有显著的理论补充意义和实践应用价值。

我国住房市场在住房制度改革之后产生了完全产权房和部分产权房两类私有产权房住房^[8]。完全产

产权房主要包括商品房和在房改中以成本价购得的公房,居民家庭对完全产权房拥有全部的产权;部分产权房主要为房改中以标准价购得的公房,家庭按购房出资比例占有该房屋的部分产权。购买完全产权房的成本远高于购买部分产权房的成本。根据中国人民银行发布的《中国金融稳定报告(2018)》,我国个人住房贷款余额在2017年快速增长到了21.9万亿元,同时个人住房贷款与可支配收入的比重增长到了60.5%左右。

由于完全产权房和部分产权房的获取成本具有较大的差异,在财富分配方面也相应地存在一些不同。如果家庭对住房资产拥有完全产权,那么该家庭对住房资产拥有全部的收益权;但是如果家庭对住房资产只拥有部分产权,那么只能拥有与产权部分成比例的收益权。在住房制度改革之后,中国城镇地区住房资产增值较快。由于部分产权房仅拥有部分收益权,所以部分产权房的财富效应要低于完全产权房^[9-10]。完全产权房和部分产权房在交易约束方面也具有很大的不同。完全产权房可以自由出售,除了受到市场环境影响,基本没有附加约束条件。而部分产权房出售受到很多条件的限制,包括

* 收稿日期: 2023-11-20; 修回日期: 2024-02-15

基金项目: 国家自然科学基金青年项目(72303149);中国博士后科学基金第74批面上资助项目(2023M742301)

作者简介: 罗曼怡(1980—),女,湖南长沙人,湖南科技大学商学院博士研究生,湖南工商大学经济与贸易学院教师,研究方向:国民经济学、房地产经济学等;通信作者:钟世虎(1991—),男,湖南岳阳人,博士,上海国家会计学院教师,上海交通大学安泰经济与管理学院博士后,研究方向:城市与区域经济、数字经济等;刘友金(1963—),男,湖南浏阳人,博士,湖南科技大学商学院教授,博士生导师,研究方向:产业集群、产业转移与技术创新。

原产权单位、交易成本和制度环境约束^[11,12]。

总的来说,与部分产权房相比,完全产权房具有较大财富效应和较低交易约束,但也具有较高的获取成本。因此,不同产权属性住房对居民家庭经济地位的影响主要取决于住房财富效应^①和房奴效应^②的综合影响。有鉴于此,将重点剖析完全产权房和部分产权房获得对居民家庭经济地位影响的差异性,并在此基础上进一步考察住房产权对不同群体的异质性影响。

二、住房产权与居民家庭经济地位变动的历史与现状

图1描绘了我国城镇地区从1997年至2018年的住房产权结构变迁。住房制度改革后,居住于国有公房家庭的比重快速降低,在1998—2010年,居住于国有公房家庭的比重从48.31%下降到不足3%;而住房拥有率快速上升,在房改结束三年后,居民家庭住房拥有率已经上升到61.03%,2010年之后更是保持在80%以上。同时,我国城镇地区的住房产权结构在房改后也发生了较大变化,自有房家庭中拥有完全产权房的比重快速上升。1997年,部分产权房在住房私有产权中占据主体地位,完全产权房的比重仅仅为12.33%;房改后,完全产权房比重逐渐攀升,从1998年的44.79%上升至2001年的78.70%,在2010年后完全产权房在私有住房中的比重超过95%。

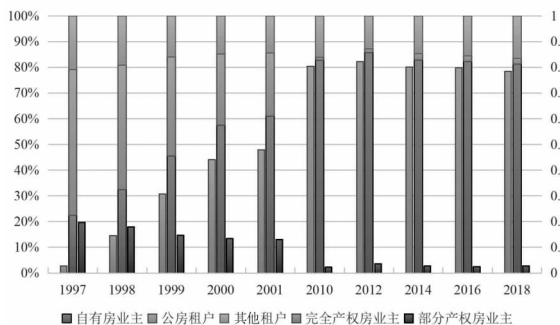


图1 我国城镇地区的住房产权结构演变

数据来源:中国城镇住户调查(UHS,1997—2001),由国家统计局组织调查;中国家庭追踪调查(CFPS 2010、2012、2014、2018),由北京大学中国社会科学调查中心实施。

住房制度改革是我国经济体制市场化改革的重要内容。市场化改革助推资源更为有效的利用,进而促进了我国经济迅速发展和居民生活水平提高。图2显示,我国城镇居民人均可支配收入在过去30多年里快速增长,从1990年城镇居民人均可支配收入名义收入1510.2元增长到2015年的31194.8元,年均增长率为78.6%。考虑到我国城镇地区在同期也经历了较快的物价上涨,需要比较实际收入。在

剔除价格上涨因素影响后可以看出,城镇居民人均可支配收入的实际值在1990—2015年也得以较快的增长。以1990年的价格水平作为基准,城镇居民人均可支配收入从2000年的2926.1元增长到2015年的10452.6元,年均增长率为23.69%。

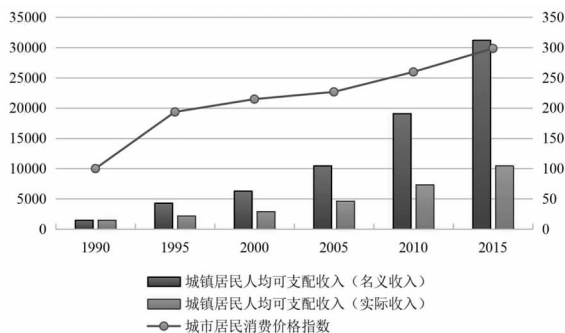


图2 中国城镇居民人均可支配收入(单位:元)

数据来源:中国统计年鉴。

城镇居民家庭收入水平的上升并不意味着该家庭经济地位的提高。如果居民家庭收入水平的增速低于社会平均收入水平的增速,那么尽管家庭收入水平的绝对值在增加,但是其家庭经济地位实际上仍可能在下降或者保持不变。图3展示了2010年、2012年、2014年和2016年中国城镇居民家庭的收入阶层变动情况。首先将每年的家庭收入从低到高排列,然后根据家庭收入同等份划分为10个阶层,第1个阶层的收入水平最低,第10个阶层的收入水平最高。收入阶层变动为两年后的收入阶层与当前收入阶层的差值。比如,某家庭在2010年位于第2个收入阶层,在2012年位于第6个收入阶层,那么该家庭在2010年后的两年提升了4个收入阶层,即收入阶层变量赋值为4。根据该定义,收入阶层变量的取值范围为-9到9,-9意味着收入阶层从第10层下降到第1层,9则代表收入阶层从第1层提高到第10层。

可以看出,收入阶层变动在各年的分布均呈现为倒钟形,基本符合正态分布,即收入阶层不发生变动的概率最高(2010年为17.94%,2012年为22.23%,2014年为23.77%,2018年为23.93%);其次是仅有1个收入阶层的变动(2010年向上跨越1个阶层为13.22%、向下跨越1个阶层为14.20%,2012年向上跨越1个阶层为13.77%、向下跨越1个阶层为12.86%,2014年向上跨越1个阶层为13.43%、向下跨越1个阶层为17.16%,2016年向上跨越1个阶层为16.39%、向下跨越1个阶层为12.77%);跨越9个阶层的概率最低(2010年向上跨越9个阶层为0.37%、向下跨越9个阶层为0.21%,2012年向上跨越9个阶层为0.19%、向下跨越9个

阶层为0.30%,2014年向上跨越9个阶层为0.21%、向下跨越9个阶层为0.02%,2016年向上跨越9个

阶层为0、向下跨越9个阶层为0.11%)。

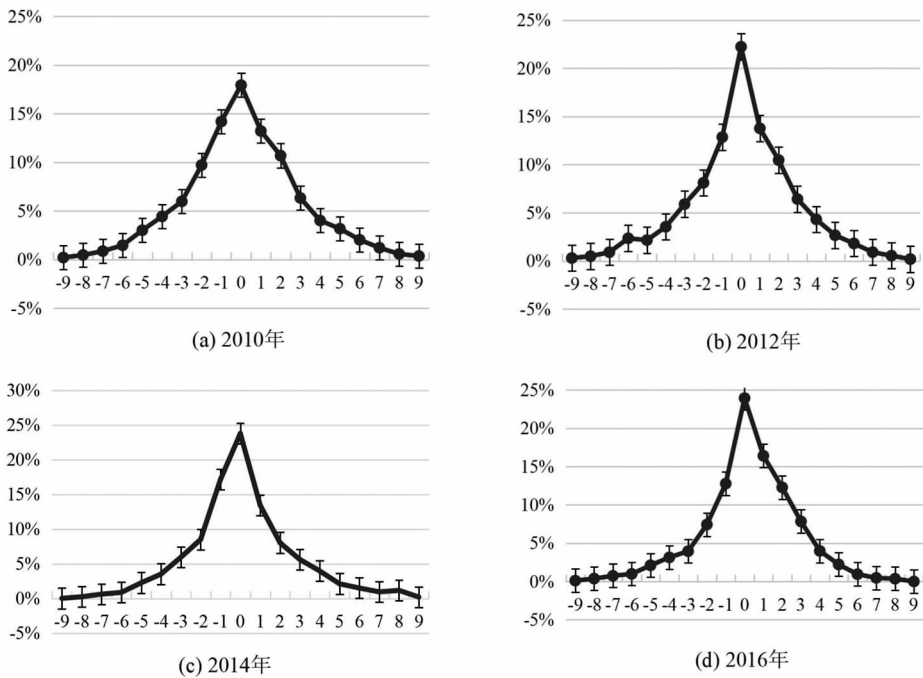


图3 我国城镇居民收入阶层的变动情况

数据来源:中国家庭追踪调查(CFPS 2010、2012、2014、2018),由北京大学中国社会科学调查中心实施。

三、数据、变量和方法

(一)数据来源

数据来源于2010年、2012年、2014年、2016年和2018年中国家庭追踪调查数据(CFPS)。该项调查于2008年、2009年在北京、上海、广东等地区分别开展了初访与追访的测试调查,并于2010年正式开展,此后每两年开展一次。CFPS调查内容较为全面,通过收集受访者所在社区、家庭和个体三个层次数据,包含社会、经济、人口、教育和健康等维度,为学术研究和政策分析提供了高质量的数据基础^[13-14]。选择CFPS数据的主要原因在于:该项调查不仅样本量较大,而且追踪调查了个体、家庭、社区三个层次的数据,由此可以构建一个样本量大、时间跨度较长的平衡型面板数据;同时,该项调查覆盖区域广泛,包含了我国内陆地区大部分城市^[15]。

在获得CFPS原始数据后,采用以下方式对数据进行处理:第一,尽管CFPS在城镇和农村地区都进行了调查,但仅保留城镇样本。农村地区住房只能继承或者在本村集体内部买卖,住房资产的产权属性、交易约束、资产价值、收益方式等与城镇地区差异较大;第二,为了避免极端值的影响,对收入等变量进行1%缩尾处理;第三,删除没有在五轮调查中均接受访问的个体,以构建一个五年期平衡型面

板数据。数据处理后,最后得到一个具有13384个观察值的样本,包含来自26个省份的3346个体。

(二)变量选择

被解释变量为家庭经济地位变动,主要使用家庭收入阶层变动来衡量,因为尽管家庭和个体的经济地位与其收入水平、财富、受教育程度、职业类型等多个经济状况因素都相关,但收入是测度或者决定家庭和个体经济地位最为关键的因素^[16,17]。已有大量研究在测量家庭经济地位时,均重点考虑了家庭收入要素的影响^[18-20]。家庭收入阶层变动可以根据被调查家庭相邻受访两期的收入阶层差距来衡量,具体构建步骤如下:首先,根据每一期受访家庭的总收入水平从低到高排序,分成等样本的十个层次,其中第一层为收入最低层次,第十层为收入最高层次;其次,将家庭收入阶层变动定义为当期家庭的收入阶层和下一期收入阶层的差值。如果差值为正则说明家庭收入阶层存在向上变动,差值为负则说明收入阶层存在向下变动,且差值越大说明收入阶层的变动越大。

解释变量为两种产权类型房的虚拟变量,包括完全自有产权房和部分产权房,主要根据问卷中询问受访者当前住房情况的问题来构建。CFPS中询问了受访家庭当前住房的产权状况,具体问题是:“您家现在居住的房子是(单选):①完全自有;②与

单位共有产权;③租住;④政府免费提供;⑤单位免费提供;⑥父母/子女提供;⑦其他亲友借住。”其中,完全自有是指受访家庭有“房产证、土地证、契税完税证明”三证;与单位共有产权指居民出钱购买部分产权,如果住户手里没有土地证,就是与单位共有产权,大多数原来属于单位的住房在房改中,都采用了单位持有土地证的形式,即“共有”。如果受访者回答当前居住房屋是完全自有,那么“完全产权”赋值为1,否则赋值为0。如果受访者回答当前居住房屋是和单位共有产权,那么“部分产权”赋值为1,否则赋值为0。控制变量包括婚姻状态、年龄、性别、户口、政治背景、教育水平、工作状况、家庭存款、家庭金融资产价值等。

在进一步分析中,考察住房产权对不同年龄段和不同教育水平的居民家庭经济地位变动的差异性影响。为了研究住房产权对不同年龄居民家庭经济地位变动的影响,将房主根据年龄划分为三类,分别是老年房主(60岁及以上)、中年房主(30至59岁)和青年房主(29岁及以下);为了研究住房产权对不同教育水平居民家庭经济地位变动的影响,将房主根据教育水平划分为具有大学及以上学历的房主与具有大学学历以下的房主两类。将是否具有大学学历作为划分依据的原因是,大学学历是个体的一个重要标签,是在劳动市场上获得一个具有较好工作前景的工作岗位的通行证,尽管中国近年来具备大学学历的人群占比持续增长,但其整体比重还较低。根据全国第七次普查数据,我国具有大学学历的人口为2.18亿人,占全国人口的15%左右,具有本科学历的高教育人才仅占全国人口的6%左右。

(三)模型设定

首先,使用OLS模型考察完全产权房和部分产权房对居民家庭经济地位变动的影响;然后,采用面板数据模型和变量替换等方法以保证估计结果的稳健性。模型设定如下:

$$Mobility_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 Fullownership_{ijt} + \beta_2 Partownership_{ijt} + \delta X + \sigma_j + \tau_t + \epsilon_{ijt} \quad (1)$$

其中, $Mobility_{ijt}$ 为受访者*i*在社区*j*和年份*t*的收入阶层变动,取值为-9~9; $Fullownership_{ijt}$ 为是否拥有完全产权住房的虚拟变量,如果当前住房类型为“完全自有”赋值为1,否则赋值为0; $Partownership_{ijt}$ 为是否拥有部分产权住房的虚拟变量,如果当前住房类型为“与单位共有产权”赋值为1,否则赋值为0; X 代表一系列个体或家庭特征因素的控制变量,包括婚姻状态、年龄、性别、户口、政治背景、教育水平、工作状况、家庭存款、家庭金融

资产价值等; σ_j 为社区固定效应; τ_t 为年份固定效应; ϵ_{ijt} 是残差项。

表1报告了关键变量的描述性统计结果。结果显示:首先,整体样本中的住房自有率为90.38%左右,与已有发现基本一致,这说明我国城镇地区的住房拥有率在住房制度改革后快速上升;其次,整体样本中收入阶层变动均值为0.0928,说明整体而言收入阶层变动比较均衡,收入阶层向上变动和向下变动的家庭数量和程度相当;最后,收入阶层变动的标准差为2.7321,表明不同家庭之间的收入阶层变动差异较大。

表1 关键变量的描述性统计

变量定义	测度方法	均值	标准差
家庭经济地位变动	使用收入阶层变动进行衡量,为家庭在当期和下期的收入阶层的差值	0.0928	2.7321
房主	拥有住房产权的居民,包括完全住房产权和部分住房产权两种类型	0.9038	0.2949
婚姻状态	已婚=1;未婚=0	0.8837	0.3206
年龄	调查对象的实际年龄	47.576	13.439
性别	女性=1;男性=0	0.5412	0.4983
户口	城镇户口=1;农村户口=0	0.5760	0.4942
政治背景	党员=1;非党员=0	0.1030	0.3039
教育水平			
初中	初中=1;非初中=0	0.3258	0.4687
高中	高中=1;非高中=0	0.2079	0.4058
大学	大学=1;非大学=0	0.1226	0.3280
工作状况	当前有工作=1;当前没工作=0	0.5504	0.4975
家庭存款	家庭储蓄具体金额	36,746	85,385
家庭金融资产价值	家庭金融资产具体金额	5,686	31,543

四、实证结果

(一)基准回归结果

使用OLS模型估计两类住房产权房对居民家庭经济地位变动的影响。表2列(1)为控制了个体和家庭层次的特征变量的回归结果,列(2)为进一步控制社区层次虚拟变量和年份虚拟变量的回归结果。

表2列(1)、列(2)的结果均表明完全产权房与部分产权房的系数为负,但是完全产权房的系数在1%的水平下显著,而部分产权房的系数不显著。这说明完全住房产权获得对居民家庭经济地位提升具有显著负向影响,而部分产权房获得对家庭经济地位变动的影响则不显著。这一结果符合预期,因为完全产权房的获取成本相对部分产权房更高,较高的住房获取成本意味着较高的首付和房贷月供,因而也具有更高的房奴效应。存在贷款偿还压力的家庭为了保证月供还款,不敢冒险追求具有更好工作

前景和高工资的职位或创业机会,不利于居民家庭经济地位的提高。

表2 住房产权类型对居民家庭经济地位变动的影响:基准回归结果

	(1)	(2)
完全产权	-0.2069*** (0.0709)	-0.2257*** (0.0790)
部分产权	-0.2216 (0.1686)	-0.2183 (0.1917)
控制变量	控制	控制
社区虚拟变量	不控制	控制
年份虚拟变量	不控制	控制
观测数	13384	13384
拟合优度	0.0052	0.0156

注:括号内为稳健标准误;***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著;控制变量包括婚姻状态、年龄、性别、户口状态、政治背景、教育水平、工作状况、家庭存款、家庭金融资产价值等。下表同。

(二)稳健性检验

基准回归结果表明,完全产权房和部分产权房对居民家庭经济地位变动具有较为明显的差异性影响。尽管基准模型通过加入社区层次虚拟变量控制了社区层面异质性特征因素对估计结果的干扰,但是模型如果被没有控制个体和家庭层次的特征因素的影响,而忽略一些与购房决策和收入变动同时相关的关键特征因素,则可能产生偏误。

为了克服模型中遗漏个体和家庭层次特征因素对估计结果的影响,进一步采用面板数据回归模型重新估计两类住房产权房对居民家庭经济地位变动的影响。表3所示的回归结果表明,在随机效应模型中完全产权房的系数在1%的水平下显著为负,在固定效应模型中该系数在10%的水平下显著为负;而部分产权房的系数在固定效应模型和随机效应模型中尽管均为负,但都不显著。这说明完全产权房获得对居民家庭经济地位的提升有显著负向影响,而部分产权房获得的影响不显著,证明了基准回归结果的稳健性。

为了检验收入阶层为10个层次的划分是否会对估计结果产生影响,进一步根据家庭收入将收入阶层分别划分为7~13个层次,据此构建新的被解释变量“居民家庭经济地位变动”。使用新构建的被解释变量进行检验,得到的结果如表4所示。结果显示,在表4中列(1)~列(6)完全产权房和部分产权房的系数均为负,但完全产权房在1%和5%的水平下显著为负,而部分产权房的系数不显著。这说明完全产权房的获得会显著降低居民家庭经济地位提升的可能性,但部分产权房获得的影响不显著,与基准回归结果保持一致。

表3 住房产权类型对居民家庭经济地位变动的影响:使用面板数据回归模型

	(1) 固定效应模型	(2) 随机效应模型
完全产权	-0.2946* (0.1539)	-0.2067*** (0.0719)
部分产权	-0.2449 (0.2843)	-0.2033 (0.1720)
控制变量	控制	控制
年份虚拟变量	控制	控制
观测数	13384	13384
拟合优度	0.0085	0.0077

表4 住房产权类型与居民家庭经济地位变动:替换被解释变量

	(1) 7个收入阶层	(2) 8个收入阶层	(3) 9个收入阶层
完全产权	-0.1875*** (0.0677)	-0.1890** (0.0760)	-0.2475*** (0.0876)
部分产权	-0.1450 (0.1773)	-0.1483 (0.2041)	-0.2395 (0.2173)
控制变量	控制	控制	控制
区虚拟变量	控制	控制	控制
年份虚拟变量	控制	控制	控制
观测数	10038	10038	10038
拟合优度	0.0192	0.0189	0.0198

	(4) 11个收入阶层	(5) 12个收入阶层	(6) 13个收入阶层
完全产权	-0.2468** (0.0947)	-0.2888*** (0.1060)	-0.2778** (0.1182)
部分产权	-0.1713 (0.2421)	-0.1553 (0.2670)	-0.2010 (0.2968)
控制变量	控制	控制	控制
区虚拟变量	控制	控制	控制
年份虚拟变量	控制	控制	控制
观测数	10038	10038	10038
拟合优度	0.0187	0.0201	0.0187

五、进一步分析:住房产权、个体特征与居民家庭经济地位

表5列(1)报告了住房产权对不同年龄群体居民家庭经济地位变动的影响。结果表明:首先,老年房主、中年房主和青年房主的系数均为负,且系数的绝对值从大到小依次递减;其次,老年房主的系数在1%的水平下显著,中年房主的系数在5%的水平下显著,青年房主的系数不显著。这说明住房产权会显著负向影响中老年居民家庭经济地位提升,但对青年群体的影响则不显著。老年人的风险规避偏好较强且收入提升能力可能较弱,未来具有更小的概率通过自身努力获得阶层的提升,因而受到住房产权获取带来的房奴效应更大。

表5列(2)报告了住房产权对不同受教育程度群

体居民家庭经济地位变动的的影响。结果表明,大学以下学历的房主的系数在1%的水平下显著为负,但大学及以上学历的房主的系数不显著。这说明住房产权对高学历群体的居民家庭经济地位变动的的影响不显著,但对学历较低群体的居民家庭经济地位变动具有显著负向影响。低学历群体不仅当前收入较高学历群体而言更低,而且具有更低的收入增长预期。拥有住房之后低学历人群为了偿还房贷被锁定在当前工作岗位的可能性更大,房奴效应更强。类似地,使用面板数据回归模型和替代被解释变量重新估计住房产权对不同年龄段和不同受教育程度群体的居民家庭经济地位变动的的影响,结果保持一致^①。

表5 住房产权、个体特征
与居民家庭经济地位变动

	(1)	(2)
老年	-0.5438*** (0.1140)	
中年	-0.2337** (0.1030)	
青年	-0.1773 (0.1762)	
房主		
大学及以上学历		-0.0844 (0.2117)
大学以下学历		-0.3115*** (0.1073)
控制变量	控制	控制
区虚拟变量	控制	控制
年份虚拟变量	控制	控制
观测数	13,384	13,384
拟合优度	0.0167	0.0158

六、研究结论与政策启示

基于中国城镇地区在住房制度改革后存在多种形式住房产权共存的独特现象,利用2010年、2012年、2014年、2016年和2018年的中国家庭追踪调查数据构建起个体层次的平衡面板数据,使用收入阶层变动作为居民家庭经济地位变动的代理变量,考察完全产权房和部分产权房获得对居民家庭经济地位变动的差异性影响,同时也进一步分析了居民年龄和受教育程度特征在其中发挥的作用。结果显示:首先,完全产权房和部分产权房对居民家庭经济地位变动具有差异性影响,完全产权房对居民家庭经济地位提升具有显著负向影响,而部分产权房的影响则不显著。由于完全住房产权获得的房奴效应超过其财富效应,存在贷款偿还压力的家庭为了保证月供还款,不敢冒险追求具有更好工作前景和高

工资的职位或创业机会。这一结果在通过使用面板模型控制个体和家庭层次因素的影响和替换被解释变量之后保持稳健。其次,住房产权获得对老年群体家庭经济地位提升的负向作用最为显著,而对青年群体的影响则不显著。最后,住房产权获得不利于低学历群体家庭经济地位提升,但对高学历群体家庭经济地位变动的的影响则不显著。

启示:强化住房保障政策和房住不炒政策的协同。完全产权房获得引致的房奴效应会负向影响居民家庭经济地位的变动,而破解房奴效应的关键在于剥离住房资产的投资属性,让住房本身更多回归到居住功能。住房资产备受追捧的原因是公共服务和社会资源与住房产权高度绑定,居民对住房产权的真正需求除了稳定的居所之外,更多的是想获得与住房产权相挂钩的公共服务。因此,在人口净流入大城市要加快发展住房租赁市场,要逐步建立起“一张床、一间房、一套房”多层次全覆盖的租赁住房供应体系,同时要深入推进租售同权特别是要合法保障流动人口子女“就近入学”等公共权益。此外,住房政策的制定要更加精准,注重“因人施策”。由于住房产权对居民家庭经济地位的影响会随居民个体特征的变化而变化,因此在制定住房相关政策时要充分考虑到其对不同群体的异质性影响,出台相应的有利于提升不同群体福利的差异化政策。

注释:

- ① 财富效应指的是伴随房地产在过去几十年以来的快速上涨带来的各类社会和经济效益增值。
- ② 存在贷款偿还压力的家庭为了保证月供还款的稳定性,不敢冒险追求具有更好工作前景和高工资的职位或创业机会,形成房奴效应。
- ③ 由于篇幅限制,正文未报告稳健性结果,如有兴趣的读者,请联系作者索取。

参考文献:

- [1] Frank R. The demand for unobservable and other nonpositional goods[J]. American Economic Review, 1985, 75(1): 101-116.
- [2] Chetty R, Szeidl A. The effect of housing on portfolio choice[J]. The Journal of Finance, 2017, 72(3): 1171-1212.
- [3] Chen J, Hu M, Lin Z. Does housing unaffordability crowd out elites in Chinese superstar cities? [J]. Journal of Housing Economics, 2019, 45: 101571.
- [4] 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(7): 75-88.
- [5] 张传勇, 罗峰, 黄芝兰. 住房属性嬗变与城市居民阶层认同——基于消费分层的研究视域[J]. 社会学研究, 2015(4): 104-127.

- [6] 刘颜,傅贻忙.住房支付能力如何影响居民主观幸福感?——基于微观调查数据的实证研究[J].财经理论与实践,2023,44(5):114-121.
- [7] 周建军,周雅婧,董丹亚.房地产价格对企业投资结构的影响研究[J].财经理论与实践,2023,44(6):43-50.
- [8] 李江一,李涵.住房对家庭创业的影响:来自CHFS的证据[J].中国经济问题,2016(2):53-67.
- [9] Wang S Y. Credit constraints, job mobility, and entrepreneurship: evidence from a property reform in China[J]. Review of Economics and Statistics, 2012, 94(2): 532-551.
- [10] Chen J, Han X. The evolution of housing market and its socio-economic impacts in post-reform China: a survey of the literature[J]. Journal of Economic Surveys, 2014, 28(4): 652-670.
- [11] 胡明志,陈杰.住房财富对创业的异质性影响[J].社会科学战线,2019(8):120-132.
- [12] 刘兆年.“部分产权”研究[J].中国法学,1996(2):99-104.
- [13] 周广肃,谢绚丽,李力行.信任对家庭创业决策的影响及机制探讨[J].管理世界,2015(12):121-129,171.
- [14] 马光荣,周广肃.新型农村养老保险对家庭储蓄的影响:基于CFPS数据的研究[J].经济研究,2014(11):116-129.
- [15] 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(2):1-32.
- [16] Ho P. Who owns China's housing? endogeneity as a lens to understand ambiguities of urban and rural property[J]. Cities, 2017(65): 66-77.
- [17] 徐淑一,王宁宁.经济地位、主观社会地位与居民自感健康[J].统计研究,2015,32(3):62-68.
- [18] 李忠路,邱泽奇.家庭背景如何影响儿童学业成就?——义务教育阶段家庭社会经济地位影响差异分析[J].社会学研究,2016,31(4):121-144,244-245.
- [19] 王慧敏,吴愈晓,黄超.家庭社会经济地位、学前教育与青少年的认知-非认知能力[J].青年研究,2017(6):46-57,92.
- [20] 刘志侃,程利娜.家庭经济地位,领悟社会支持对主观幸福感的影响[J].统计与决策,2019(17):96-100.

(责任编辑:钟瑶,邹彬)

Heterogeneous Effects of Housing Ownership on Changes in the Economic Status of Households

LUO Manyi^{1,2}, ZHONG Shihu^{3,4}, LIU Youjin¹

(1. School of Business, Hunan University of Science and Technology, Xiangtan, Hunan 411201, China;

2. School of Economics and Trade, Hunan University of Technology, Changsha, Hunan 410205, China;

3. Shanghai National Accounting College, Shanghai 201702, China;

4. Antai School of Economics and Management, Shanghai Jiao Tong University, Shanghai 200030, China)

Abstract: Using a quasi-natural experiment where multiple forms of housing ownership existed after the large-scale housing system reforms in urban areas of China in the 1990s, the heterogeneous effects of housing ownership on changes in the economic status of households are examined in conjunction with the survey data from CFPS in 2010, 2012, 2014, 2016, and 2018. The results show that the acquisition of full housing ownership has a significant negative effect on the changes in the economic status of households, while the effect of the acquisition of partial housing ownership on the changes in the economic status of households is not significant, which may be due to the fact that the house mortgage slave effect of the acquisition of full housing ownership outweighs its wealth effect. Moreover, the negative effect of home ownership acquisition on the economic status of the elderly group is the more significant, while the effect on the youth group is not significant. In addition, housing property rights acquisition is detrimental to the economic status advancement of the low education group, but the effect on the economic status change of the high education group is not significant.

Key words: housing ownership; wealth effect; house mortgage slave effect; changes in the economic status of households