

# 家庭住房租购选择之谜

## ——基于主客观社会地位的视角

邹 静<sup>1</sup>, 邓晓军<sup>2</sup>

(1. 上海财经大学公共经济与管理学院, 上海 200433; 2. 浙江财经大学经济学院, 浙江 杭州 310018)

**摘 要:** 基于2012年和2014年中国劳动力动态调查的家庭微观面板数据, 运用Probit、IV Probit模型研究主客观社会地位对家庭住房租购选择的影响。结果发现: (1) 家庭主观社会地位主要受家庭资产状况的影响, 而不是受户主客观社会地位的影响, 二者并不总是表现出一致性。(2) 当前的和预期的主观社会地位显著正向影响家庭的住房租购选择, 主要表现在中西部家庭、农业户口家庭和一套房家庭中。当前主观社会地位每增加一个等级, 家庭的住房自有率提高0.5%; 而预期的主观社会地位每增加一个等级, 家庭的住房自有率提高0.3%。(3) 客观社会地位中教育、职业、家庭永久性收入对家庭住房租购选择的影响不一致。

**关键词:** 主观社会地位; 客观社会地位; 住房租购选择

中图分类号: F061.5

文献标识码: A

文章编号: 1004-4892(2019)03-0042-12

住房的消费和投资的双重属性共同作用于居民的消费决策<sup>[1]</sup>。对于居住需求者而言, 必然会面临租购选择问题。20世纪80年代开始, 大量西方经济学者开展了住房租购选择的研究。他们主要从微观视角来探求某一国家(地区)住房自有率的不同<sup>[2]</sup>, 也有从宏观层面分析家庭住房租购选择的影响<sup>[3]</sup>。国内学者则主要从经济和社会发展状况、人口结构与家庭特征的变动、住房市场特征和房贷制度的变动、政府政策支持来研究住房租购选择的影响因素<sup>[4][5][6][7]</sup>。

通过文献回顾, 我们发现国内学者对住房租购选择研究视角不够全面, 未考察居民心理因素的影响。此外, 他们的研究主要集中在个体层面, 多数以横截面数据进行静态研究。住房租购选择是一个家庭的群体决策行为, 故需从整个家庭的视角来研究。基于此, 本文选择2012年和2014年中国劳动力动态调查(CLDS)的家庭面板数据进行分析, 并运用IV Probit模型, 较好地解决了部分内生性问题。本文既为理解中国家庭的住房租购选择的影响因素提供了新的视角和经验证据, 也为政府及相关部门如何更好地优化住房资源配置及引导居民合理的住房选择提供了政策借鉴。

## 一、文献回顾

租购选择是家庭住房消费面临的首要问题。国外研究初期聚焦于家庭及个人特征对住房租购选择的影响。家庭规模越大, 越倾向于租房<sup>[8]</sup>。但Li(1977)却认为家庭规模越大, 户主年龄越大,

收稿日期: 2018-06-02

基金项目: 国家自然科学基金资助项目(41601039); 上海财经大学研究生创新基金资助项目(CXJJ-2017-404)

作者简介: 邹静(1986-), 女, 四川广安人, 上海财经大学公共经济与管理学院博士生; 邓晓军(1981-), 男, 江西吉安人, 浙江财经大学经济学院副教授。

收入越高的家庭,越倾向于购房<sup>[9]</sup>。Chiuri(2010)则认为住房自有率与年龄呈U型关系。后来,西方国家对住房租购选择的研究进一步扩展,还综合了个人偏好、心理和历史等因素<sup>[10]</sup>。消费者个人偏好,如消费者预期拥有房屋的资本利得增加时会选择购房<sup>[11]</sup>。心理满足感和归属感也会显著影响居民的住房租购选择<sup>[12]</sup>。此外,历史上的初始条件的不同,如法律传统、气候条件、政治的不稳定性等也对住房自有率有影响<sup>[13][14]</sup>。

国内学者对家庭住房租购选择的研究起步较晚,他们认为人口结构、房贷制度、宏观经济形势、对住房的看法或文化,住房市场特征等会影响居民的住房租购选择。职业、家庭收入、户籍、单位性质、家庭生命周期等对经济发达地区的住房自有率的影响较为显著<sup>[5]</sup>。户口、城乡类别对产权类型的影响存在差异;年龄对租房和亲友提供住房产生影响;收入、是否为党员、婚姻状况、对教育的认知、职业类别等影响产权类型;乡村住房自有率高于城市<sup>[6]</sup>。而城市的常住人口和流动人口数量、居民的收入分配、人力资本状况以及人口抚养比也会对中国城市的住房需求产生影响<sup>[7]</sup>。此外,房价收入比越高,居民更倾向于租房;首付比例和利率的降低促使居民更倾向于购房;受华人传统文化的影响,美国的华裔居民更倾向于买房;住房租赁市场的不成熟,导致住房租买机制的缺失,也将最终导致居民偏好购房<sup>[2]</sup>。

综上,学术界基于微观数据的住房租购选择研究,因数据来源、研究视角和方法不同,结论并不一致。住房选择理论,是消费者在一定的环境约束下,根据效用大小做出住房消费选择。但在后续研究中,该理论受到了心理学、行为学等的质疑。他们认为住房租购选择没有考虑消费者决策的心理行为因素。Mcfadden(1974)提出了心理-行为经济学模型,即在一个人的生命周期中,早期的信息和选择会通过记忆和经验为现在的选择提供决策背景,这种选择结果会持续影响未来的决策<sup>[15]</sup>。社会地位是指一个群体或社会中所界定的社会位置,主、客观社会地位代表了它的两种不同路径。前者是人们的心理状态和对外界的认知,后者是将研究对象按照经济收入、职业与教育水平等归为不同的社会阶层,他们共同影响着人们的行为<sup>[16]</sup>。主观社会地位作为对客观社会地位的一种主观感知,属于居民的一种心理认知,根据前述理论也会影响家庭的住房租购选择行为。众多学者对主客观社会地位的研究主要集中在对居民健康状况的影响<sup>[17][18]</sup>,而在住房租购选择的行为中,则主要考察个人或家庭的客观社会地位的影响,而较少涉及主观社会地位。收入、职业和其他一些阶层变量决定着人们的住房产权<sup>[19]</sup>。主观社会地位提供的评定信息比客观社会地位更优越,更能准确捕捉到个体在社会地位中更为敏感的信息<sup>[20]</sup>。故本文加入主观社会地位,研究其与客观社会地位如何影响家庭住房的租购选择。

## 二、数据、变量和模型

### (一)数据来源和变量选择

数据来源于2012年和2014年的CLDS,该调查聚焦中国劳动力的现状与变迁,是一项跨学科的大型追踪调查。样本覆盖中国29个省(除港澳台、西藏、海南外),114个城市,调查对象为15岁~64岁的家庭劳动力。数据采用多阶段、分层次与劳动力规模成比例(PPS)的抽样方法。2012年家庭数据样本为10612个,2014年成功追踪4267个家庭。根据研究需要,本文选择变量并删除数据缺失的样本,共计3881个样本家庭。

被解释变量为家庭住房的租购选择,即家庭是自有产权房还是租房。

解释变量:一是客观社会地位。教育、职业和收入是决定社会经济地位最为关键的变量<sup>[21]</sup>,

而住房需求又主要受持久性收入影响<sup>[22]</sup>。故本文将永久性收入<sup>①</sup>、职业与教育用于测量客观社会地位<sup>[23]</sup>。二是主观社会地位。参考相关研究<sup>[16]</sup>，本文用如下三个问题来测量家庭的主观社会地位：(1)被访者认为家庭5年前在哪个等级上；(2)被访者认为家庭目前在哪个等级上；(3)被访者认为家庭5年后在哪个等级上。

控制变量：结合数据特点和参考相关文献，我们选择个体特征(户主性别、年龄、年龄的平方、婚姻状况、政治面貌、户主户口性质)、家庭特征(家庭类型、家庭人数、家庭同住人数、家庭资产状况)、流动特征(是否跨省流动)、环境与区位特征(环境污染状况、时间便利性、空间便利性)和城市特征(人口密度、人均GDP、人均居住面积、第二产业/第三产业)作为控制变量。

## (二) 模型构建

家庭的住房租购选择，是家庭追求个体效用最大化的选择。随机效用模型能较好地刻画和解释这种行为，其形式如下：

$$U^h = \gamma_h M + \varepsilon_h \quad \text{当选择 } A \text{ 时 } h = a, \text{ 当选择 } B \text{ 时 } h = b \quad (1)$$

$U$ 表示个体或群体做出决策的效用， $M$ 代表影响个体决策的各个因素， $\gamma$ 是各待估参数。家庭的住房选择，取决于效用 $U^a$ 和 $U^b$ 的大小。如果 $A$ 和 $B$ 分别代表居民家庭选择购房还是租房，当 $U^a > U^b$ 时，则家庭选择购房；当 $U^a < U^b$ 时，家庭则选择租房。当居民家庭选择 $A$ 时则 $Y = 1$ ，模型如下：

$$\begin{aligned} \text{Prob}[Y = 1 | M] &= \text{Prob}[U^a > U^b] \\ &= \text{Prob}[\gamma_a M + \varepsilon_a - (\gamma_b M + \varepsilon_b) > 0 | M] \\ &= \text{Prob}[(\gamma_a - \gamma_b)M + \varepsilon_a - \varepsilon_b > 0 | M] \\ &= \text{Prob}[\gamma M + \varepsilon > 0 | M] = F[\gamma M + \varepsilon] \end{aligned} \quad (2)$$

若家庭面临两个决策选择，则将(2)设置为Logit或Probit模型。由于本研究的样本量较大，数据呈正态分布，故采用Probit模型。特定的解释变量是单个家庭做出某种选择概率的边际影响。

$$\frac{\partial E(Y_h | M_h)}{\partial (M_h)} = f(\gamma M_h) \gamma \quad (3)$$

## (三) 工具变量的选取

家庭的住房租购选择存在选择性偏差，且与主观社会地位可能互为因果，这将导致内生性问题。故本文使用IV Probit模型，并运用CLDS的追踪样本组成面板数据予以解决。众多研究表明主观社会地位与健康相关性很强，而与客观经济指示变量却独立<sup>[17][18]</sup>，且父母亲良好的受教育背景特别是母亲较高的教育水平有利于提高子女的社会地位<sup>[24]</sup>。由于数据中并无母亲的受教育数据，故本文选择父亲的受教育程度、被访者的健康状况作为工具变量，它们会影响家庭的主观社会地位但不会影响家庭住房的租购选择。如果检验结果表明存在内生性问题，则使用IV Probit模型，否则使用普通的Probit模型。

# 三、实证结果与分析

## (一) 描述性统计结果

表1可看出，中国家庭的住房自有率高达94.53%。从样本的家庭特征来看，家庭永久性收入为28119.73元。大部分家庭户主的受教育程度偏低，户主以男性为主，平均年龄56岁左右，职业主要为普通劳务型。多数是非党员，非农业户口的户主占到30.53%。家庭平均人数为5人，但家

① 先计算出2012~2014年历次调查中每个家庭的年收入与当年所有家庭年收入均值的比值，然后取此值的加权平均，再乘以每年家庭年收入的均值。

庭同住人口约 3 人,可看出现在的居民家庭以核心家庭为主。在家庭资产拥有上,拥有摩托车的比重远高于拥有汽车与房地产的比重,而拥有金融资产的比重最低,仅为 2.29%,可看出中国居民家庭的投资方式相对保守,主要投资于房地产领域。在流动特征上,主要以非跨省流动为主,占比高达 97.76%。从环境与区位特征来看,居民主要考虑环境污染相对不严重的地区,空间便利性在 3 公里左右,时间便利性在 15 分钟左右的区域进行租购选择的决策。在城市特征上,人口密度均值为 475 人/km<sup>2</sup>,人均 GDP 均值 56363.12 元/人,人均居住面积为 8.34 m<sup>2</sup>,相比于 80 年代国务院规定的 8 m<sup>2</sup>的人均住房水平并无太大差异。二三产业比值为 1.16。

表 1 主要变量描述统计结果

	变量	定义	均值	标准差
被解释变量	租购选择	自有房 = 1;租房 = 0	0.945	0.227
主观社会地位	5年后	实际值(1~10)	4.878	1.945
	目前	实际值(1~10)	3.946	1.695
	5年前	实际值(1~10)	3.398	1.727
客观社会地位	受教育程度	1 = 小学及以下; 2 = 中学; 3 = 大专及以上	1.654	0.629
	家庭永久性年收入	对数值	8.906	2.007
	职业类型	1 = 管理型; 2 = 专业技术型; 3 = 普通型	2.830	0.466
控制变量	性别	男性 = 1; 女性 = 0	0.817	0.387
	年龄	实际值	55.755	13.193
	年龄的平方	实际值	3282.666	1496.144
	婚姻状况	1 = 已婚; 0 = 未婚	0.852	0.355
	政治面貌	1 = 中共党员; 0 = 非党员	0.158	0.365
	户主的户口性质	1 = 非农户口; 0 = 农业户口	0.305	0.461
	家庭类型	1 = 核心家庭; 2 = 直系或联合家庭; 3 = 其他	1.664	0.844
	家庭人数	实际值	4.586	2.314
	家庭同住人口数量	实际值	2.923	1.534
	是否拥有汽车	1 = 是; 0 = 否	0.133	0.339
	是否拥有摩托车	1 = 是; 0 = 否	0.491	0.500
	家庭在别处是否还有其他住房	1 = 是; 0 = 否	0.139	0.346
	金融资产	1 = 有; 0 = 无	0.023	0.150
	跨省流动	1 = 跨省流动; 0 = 非跨省流动	0.022	0.148
	环境污染状况	加权法①	1.708	0.621
	空间便利性	加权法②	3.088	3.774
	时间便利性	加权法③	14.797	23.834
	人口密度	Log(实际值)	6.005	0.876
	人均 GDP	Log(实际值)	10.741	0.817
	人均居住面积	实际值	0.083	0.097
	第二产业/第三产业	实际值	1.163	0.706

另外,从图 1 可直观看出,主观社会地位与住房租购选择呈正相关关系。而图 2 中,客观社会地位与住房自有率的关系并不易看出,需进一步实证。

## (二) 家庭主观社会地位的变化及影响因素

图 3 显示,家庭主观社会地位的均值为 3.95,表明我国的家庭主观社会地位总体偏低。从分布特征来看,呈“倒 V 型结构”。同时,图 3 还显示了家庭主观社会地位在不同时期的分布情况:

- ① 由空气污染、水污染、噪音污染和土壤污染加权而成。  
 ② 由家庭到最近的公交站距离、家庭到最近的医疗点距离、家庭到最近的学校距离和家庭到最近的商业中心距离加权而成。  
 ③ 由家到最近的公交站所需最短步行时间、家到最近医疗点所需最短时间、家到最近学校所需最短时间、家到最近商业中心所需最短时间加权而成。

(1)家庭主观社会地位的均值不断上升,5年前的家庭主观社会地位均值是3.40,5年后达到4.88;  
(2)家庭主观社会地位在不同层面变化不同,在较高层次攀升幅度更大,4分及以下的家庭主观社会地位不断降低,6分及以上的家庭主观社会地位不断上升。这说明近年来中国居民对家庭主观社会地位发展持乐观态度。

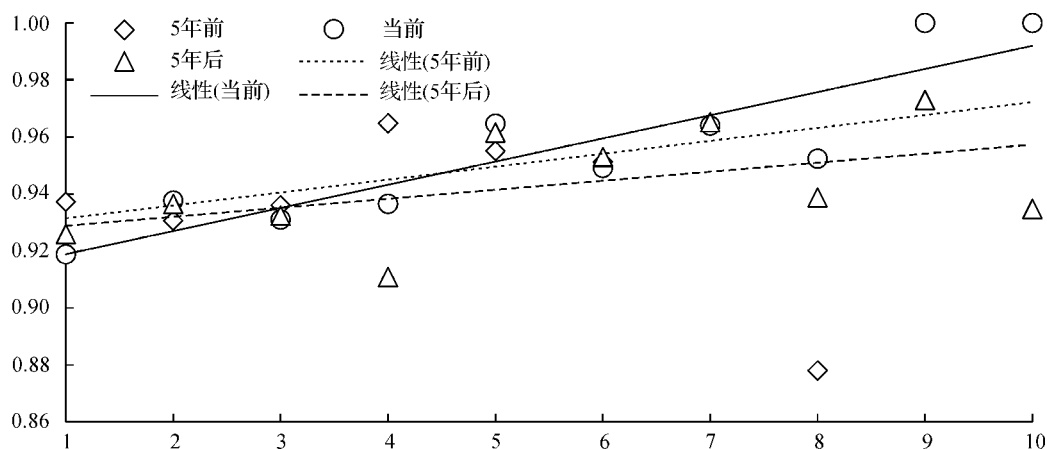


图1 主观社会地位与家庭的住房租购选择的关系图

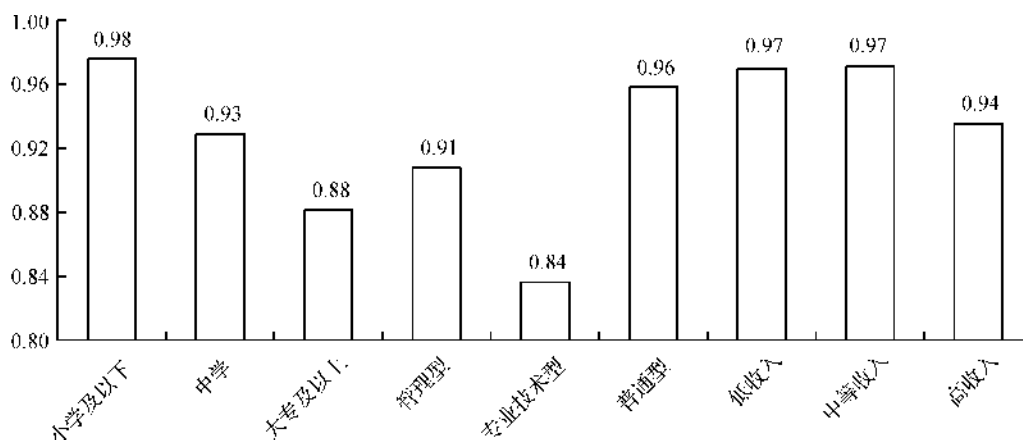


图2 客观社会地位与家庭的住房租购选择的关系图

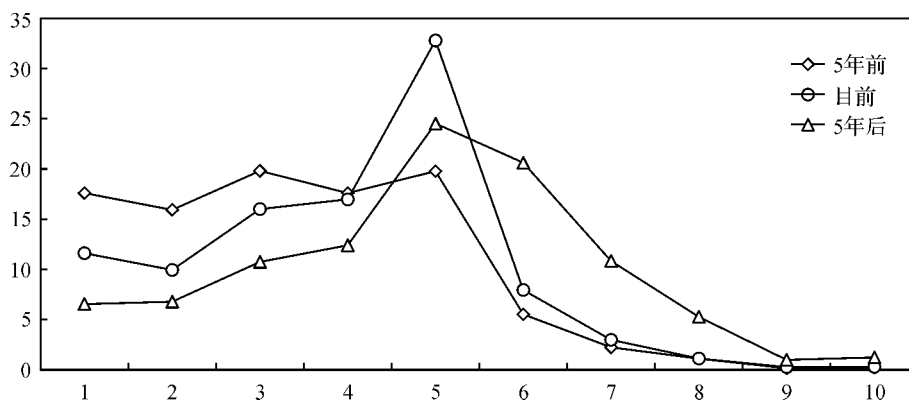


图3 家庭主观社会地位三个时期的分布状况



为考察家庭主观社会地位的影响因素,本文设置了只包括控制变量的基准模型和在此基础上加入家庭客观社会地位变量的主效应模型(表2)。可看出家庭主观社会地位主要受家庭资产状况的影响,而不是家庭客观社会地位的影响。这说明家庭主观社会地位与客观社会地位并不总是表现出一致性。

表2 CLDS(2012)主观社会地位的 OLS 结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	5年后 主观社会地位	5年后 主观社会地位	当前 主观社会地位	当前 主观社会地位
当前主观社会地位	0.907 *** (0.017)	0.909 *** (0.017)		
5年前主观社会地位	-0.059 *** (0.017)	-0.063 *** (0.017)	0.680 *** (0.012)	0.676 *** (0.012)
受教育程度(以小学及以下为参照)				
中学		0.062 (0.047)		0.020 (0.045)
大专及以上		-0.156 (0.099)		0.051 (0.096)
家庭永久性收入(对数)		0.012 (0.011)		0.040 *** (0.011)
职业类型(以管理型为参照)				
专业技术型		-0.093 (0.124)		-0.028 (0.120)
普通型		0.024 (0.114)		-0.193 * (0.110)
性别(以女性为参照)	-0.049 (0.058)	-0.032 (0.059)	-0.012 (0.056)	-0.034 (0.057)
年龄	-0.032 *** (0.011)	-0.038 *** (0.011)	-0.021 ** (0.010)	-0.017 (0.011)
年龄平方	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 * (0.000)	0.000 * (0.000)
婚姻状况(以未婚为参照)	-0.107 (0.071)	-0.109 (0.071)	0.279 *** (0.068)	0.247 *** (0.069)
政治面貌(以非党员为参照)	0.095 (0.059)	0.144 ** (0.062)	0.174 *** (0.057)	0.143 ** (0.059)
户主户口(以农业户口为参照)	-0.153 *** (0.051)	-0.152 *** (0.057)	-0.124 ** (0.049)	-0.212 *** (0.055)
家庭类型(以核心家庭为参照)				
直系或联合家庭	0.120 ** (0.058)	0.119 ** (0.059)	-0.077 (0.056)	-0.088 (0.057)
其他	-0.108 * (0.056)	-0.097 * (0.057)	-0.016 (0.054)	-0.032 (0.055)
家庭人数	0.028 *** (0.010)	0.027 *** (0.010)	0.012 (0.010)	0.014 (0.010)
家庭同住人数	0.014 (0.016)	0.004 (0.016)	0.026 * (0.016)	0.023 (0.016)
拥有汽车	-0.046 (0.063)	-0.026 (0.064)	0.165 *** (0.060)	0.119 * (0.062)
拥有摩托车	0.099 ** (0.045)	0.097 ** (0.046)	0.228 *** (0.043)	0.210 *** (0.044)
金融资产	0.008 (0.139)	0.083 (0.143)	0.195 (0.133)	0.098 (0.138)
家庭在别处是否还有其他住房	0.038 (0.059)	0.043 (0.060)	0.167 *** (0.057)	0.158 *** (0.058)
常数	2.903 *** (0.308)	2.955 *** (0.348)	1.751 *** (0.294)	1.488 *** (0.335)
N	3, 699	3, 610	3, 699	3, 610
R <sup>2</sup>	0.604	0.606	0.518	0.521

注: \*\*\*, \*\*, \* 表示在1%、5%、10%水平上显著。下同。

### (三)主客观社会地位对家庭住房租购选择的影响

#### 1. Probit 模型的边际效应结果

本文先建立基准模型,在此基础上再加入外部环境及区位特征等控制变量放入主模型中。由于篇幅所限,此处显示边际效应结果,见表3。当前主观社会地位每增加一个等级,家庭的住房自有率提高0.5%;而预期的主观社会地位每增加一个等级,家庭的住房自有率提高0.3%。可知当前和预期的主观社会地位都能显著提高家庭的住房自有率。当前和预期的主观社会地位越高的家庭具有更为积极乐观的心态,会为住房消费集聚更多的经济与其他资源而努力,故住房自有率会进一步提升。而客观社会地位中,中学学历户主的家庭住房自有率较低,普通职业者相对于管理类职业者住房自有率更高。这些发现与边燕杰等<sup>[23]</sup>的结论不一致,他们认为住房自有率从非精英到专业精英再到管理精英依次递增。出现这种反经济直觉的现象,原因可能有两点:一是与目前的高房价收

入比有关。一般来说,学历越高的家庭或者户主职业为管理层的家庭,对居住质量和面积有更高的要求与预期,而目前的房价收入比特别是一、二线城市高得离谱,使得此类家庭仍难以支付高额的房价费用,故住房自有率反而更低。二是当家庭购买了一套住房用于消费的同时,通常也进行了相同面积的住房投资,这时居民不仅需要支付享受住房服务的使用成本,还需要支付投资住房的机会成本<sup>[1]</sup>。高学历或职业地位高的家庭拥有多套房的几率更大,当房价增长时,多套房家庭的住房挤出效应相比单套房更大一些,会进一步减少其在住房上的消费,故住房自有率更低。

表 3 Probit 模型的边际效应结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
5 年前主观社会地位	0.004 ** (0.002)	0.003 (0.002)				
当前主观社会地位			0.007 *** (0.002)	0.005 ** (0.002)		
5 年后主观社会地位					0.004 ** (0.002)	0.003 * (0.002)
受教育程度(以小学及以下为参照)						
中学	-0.036 *** (0.010)	-0.031 *** (0.010)	-0.036 *** (0.009)	-0.032 *** (0.010)	-0.036 *** (0.009)	-0.031 *** (0.010)
大专及以上	-0.025 * (0.015)	-0.019 (0.015)	-0.026 * (0.015)	-0.020 (0.015)	-0.023 (0.015)	0.018 (0.015)
家庭永久性收入(对数)	0.001 (0.002)	0.001 (0.002)	0.001 (0.002)	0.001 (0.002)	0.001 (0.002)	0.001 (0.002)
职业类型(以管理型为参照)						
专业技术型	-0.005 (0.017)	-0.001 (0.017)	-0.005 (0.017)	-0.001 (0.017)	-0.004 (0.017)	-0.000 (0.017)
普通型	0.027 * (0.017)	0.027 * (0.016)	0.029 * (0.017)	0.028 * (0.016)	0.028 * (0.017)	0.028 * (0.016)
户主个体特征	✓	✓	✓	✓	✓	✓
家庭特征	✓	✓	✓	✓	✓	✓
流动特征	✓	✓	✓	✓	✓	✓
环境和区位特征		✓		✓		✓
城市特征	✓	✓	✓	✓	✓	✓
N	3004	3090	3004	3090	3004	3090
R <sup>2</sup>	0.3112	0.3244	0.3149	0.3265	0.3121	0.3251

## 2. IV Probit 模型的估计结果

考虑到模型存在内生性问题,本文还采用了 IV Probit 模型,选择父亲的受教育程度、被访者的健康状况作为工具变量,结果见表 4。可以看出 Wald 检验的结果不显著,说明不存在内生性问题,可直接运用前文的 Probit 模型进行实证分析。

表 4 IV Probit 模型结果

变量	(1)	(2)	(3)
5 年前主观社会地位	0.116(0.215)		
当前主观社会地位		0.147(0.169)	
5 年后主观社会地位			0.170(0.159)
受教育程度(以小学及以下为参照)			
中学	-0.388 *** (0.129)	-0.390 *** (0.126)	-0.386 *** (0.123)
大专及以上	-0.287(0.256)	-0.287(0.220)	-0.252(0.201)
家庭永久性收入(对数)	0.012(0.028)	0.006(0.029)	0.004(0.029)

续表

变量	(1)	(2)	(3)
职业类型(以管理型为参照)			
专业技术型	-0.011(0.224)	-0.013(0.224)	0.011(0.222)
普通型	0.381*(0.218)	0.412*(0.222)	0.406*(0.213)
其他控制变量	√	√	√
常数	-1.148(1.145)	-1.312(1.157)	-1.905(1.317)
N	2, 828	2, 828	2, 828
Wald test of exogeneity			
chi2(1)	0.11	0.22	0.58
Prob > chi2	0.737	0.638	0.446

## (四) 稳健性检验

主观社会地位在问卷中是连续变量,此处将其转化成标准化得分,重新进行回归。从表5中可看出,结论与表3基本一致。

表5 主观社会地位标准化的边际效应结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
5年前主观社会地位	0.007** (0.004)	0.006 (0.004)				
当前主观社会地位			0.024*** (0.008)	0.020*** (0.008)		
5年后主观社会地位					0.009** (0.004)	0.007* (0.004)
受教育程度(以小学及以下为参照)						
中学	-0.036*** (0.010)	-0.031*** (0.010)	-0.036*** (0.009)	-0.032*** (0.010)	-0.036*** (0.009)	-0.031*** (0.010)
大专及以上	-0.025* (0.015)	-0.019 (0.015)	-0.026* (0.015)	-0.020 (0.015)	-0.023 (0.015)	-0.018 (0.015)
家庭永久性收入(对数)	0.001 (0.002)	0.001 (0.002)	0.001 (0.002)	0.001 (0.002)	0.001 (0.002)	0.001 (0.002)
职业类型(以管理型为参照)						
专业技术型	-0.005 (0.017)	-0.001 (0.017)	-0.005 (0.017)	-0.001 (0.017)	-0.004 (0.017)	-0.000 (0.017)
普通型	0.027* (0.017)	0.027* (0.016)	0.029* (0.017)	0.028* (0.016)	0.028* (0.017)	0.028* (0.016)
户主个体特征	√	√	√	√	√	√
家庭特征	√	√	√	√	√	√
流动特征	√	√	√	√	√	√
环境和区位特征		√		√		√
城市特征	√	√	√	√	√	√
N	3, 090	3, 004	3, 090	3, 004	3, 090	3, 004
R <sup>2</sup>	0.3121	0.3251	0.3149	0.3265	0.3112	0.3244

## (五) 异质性分析

一是将家庭的消费与投资需求分开,划分为一套房与多套房家庭,回归结果见表6。可以看出,多套房家庭住房的租购选择既不受主观社会地位,也不受客观社会地位的影响;对一套房家庭而言,当前主观社会地位越高,家庭的住房自有率越高;而中学学历的户主家庭住房自有率较低。



表 6 多套房与一套房家庭的住房租购选择差异

变量	多套房			一套房		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
5 年前主观社会地位	0.217 *			0.017		
	(0.113)			(0.031)		
当前主观社会地位		0.145			0.056 *	
		(0.125)			(0.033)	
5 年后主观社会地位			0.007			0.042
			(0.087)			(0.029)
受教育程度(以小学及以下为参照)						
中学	-0.336	-0.404	-0.370	-0.372 ***	-0.381 ***	-0.379 ***
	(0.454)	(0.440)	(0.434)	(0.139)	(0.139)	(0.139)
大专及以上	0.364	0.261	0.408	-0.330	-0.351	-0.331
	(0.814)	(0.813)	(0.789)	(0.220)	(0.220)	(0.219)
家庭永久性收入(对数)	-0.180	-0.193	-0.163	0.011	0.010	0.011
	(0.141)	(0.124)	(0.123)	(0.029)	(0.030)	(0.029)
职业类型(以管理型为参照)						
专业技术型	-0.581	-0.621	-0.520	0.032	0.034	0.041
	(0.744)	(0.737)	(0.726)	(0.264)	(0.264)	(0.264)
普通型	0.006	0.064	0.137	0.243	0.262	0.259
	(0.731)	(0.713)	(0.713)	(0.250)	(0.250)	(0.250)
户主个体特征	✓	✓	✓	✓	✓	✓
家庭特征	✓	✓	✓	✓	✓	✓
流动特征	✓	✓	✓	✓	✓	✓
环境和区位特征	✓	✓	✓	✓	✓	✓
城市特征	✓	✓	✓	✓	✓	✓
常数	-3.771	-4.064	-3.550	0.357	0.216	0.026
	(4.750)	(4.508)	(4.490)	(1.252)	(1.254)	(1.275)
N	426	426	426	2, 578	2, 578	2, 578
R <sup>2</sup>	0.6332	0.6223	0.6166	0.3252	0.3278	0.3271

二是将家庭按地区划分为东部和中西部,结果见表 7。可以看出,东部家庭的住房租购选择主要受教育水平和家庭永久性收入的影响,而中西部家庭的住房租购选择则主要受主观社会地位、教育水平和职业的影响。具体而言,对于东部地区家庭,中学学历的户主家庭住房自有率较低,家庭永久性收入越高,住房自有率也越高。对于中西部地区家庭,主观社会地位越高的普通职业者住房自有率较高,中学学历的户主家庭住房自有率较低。

表 7 东部和中西部家庭的住房租购选择差异

变量	东部			中西部		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
5 年前主观社会地位	-0.029			0.186 ***		
	(0.037)			(0.057)		
当前主观社会地位		0.003			0.160 ***	
		(0.040)			(0.052)	
5 年后主观社会地位			0.011			0.085 **
			(0.034)			(0.042)
受教育程度(以小学及以下为参照)						
中学	-0.418 **	-0.427 **	-0.429 **	-0.426 **	-0.402 *	-0.383 *
	(0.171)	(0.172)	(0.171)	(0.207)	(0.207)	(0.203)
大专及以上	-0.366	-0.394	-0.397	-0.167	-0.121	-0.024
	(0.268)	(0.268)	(0.267)	(0.367)	(0.363)	(0.357)

续表

变量	东部			中西部		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
家庭永久性收入(对数)	0.068 ** (0.033)	0.068 ** (0.033)	0.067 ** (0.033)	-0.069 (0.054)	-0.074 (0.052)	-0.068 (0.052)
职业类型(以管理型为参照)						
专业技术型	-0.403 (0.310)	-0.397 (0.310)	-0.395 (0.310)	0.397 (0.383)	0.400 (0.381)	0.412 (0.376)
普通型	-0.041 (0.302)	-0.037 (0.302)	-0.037 (0.302)	0.667 * (0.347)	0.716 ** (0.347)	0.691 ** (0.342)
户主个体特征	✓	✓	✓	✓	✓	✓
家庭特征	✓	✓	✓	✓	✓	✓
流动特征	✓	✓	✓	✓	✓	✓
环境和区位特征	✓	✓	✓	✓	✓	✓
城市特征	✓	✓	✓	✓	✓	✓
常数	-1.808 (1.799)	-1.946 (1.797)	-2.034 (1.816)	-1.932 (1.773)	-1.973 (1.769)	-2.172 (1.774)
N	1, 472	1, 472	1, 472	1, 516	1, 516	1, 516
R <sup>2</sup>	0.3896	0.3889	0.3890	0.2559	0.2511	0.2351

三是按户籍划分为农村与城市,结果见表8。可以看出,非农业户口家庭的住房租购选择主要受教育水平的影响,而农业户口家庭的住房租购选择更多受到主观社会地位和家庭永久性收入的影响。具体表现为非农业户口的家庭户主的受教育水平越高,住房自有率越低;而主观社会地位越高和家庭永久性收入越高的农业户口家庭,其住房自有率越高。

表8 非农业户口与农业户口家庭的住房租购选择差异

变量	非农业户口家庭			农业户口家庭		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
5年前主观社会地位			0.022 (0.039)			0.101 ** (0.050)
当前主观社会地位		0.037 (0.041)			0.162 *** (0.054)	
5年后主观社会地位	0.036 (0.036)			0.090 ** (0.043)		
受教育程度(以小学及以下为参照)						
中学	-0.461 ** (0.191)	-0.455 ** (0.191)	-0.450 ** (0.191)	-0.282 (0.183)	-0.305 (0.187)	-0.292 (0.184)
大专及以上	-0.601 ** (0.251)	-0.609 ** (0.252)	-0.602 ** (0.254)	0.287 (0.642)	0.234 (0.659)	0.334 (0.651)
家庭永久性收入(对数)	0.003 (0.043)	0.002 (0.043)	0.002 (0.042)	0.071 * (0.040)	0.065 (0.041)	0.081 ** (0.040)
职业类型(以管理型为参照)						
专业技术型	0.144 (0.278)	0.133 (0.278)	0.133 (0.278)	-0.233 (0.431)	-0.199 (0.431)	-0.164 (0.428)
普通型	0.414 (0.273)	0.411 (0.273)	0.399 (0.272)	0.312 (0.399)	0.388 (0.398)	0.387 (0.396)
户主个体特征	✓	✓	✓	✓	✓	✓
家庭特征	✓	✓	✓	✓	✓	✓
流动特征	✓	✓	✓	✓	✓	✓
环境和区位特征	✓	✓	✓	✓	✓	✓
城市特征	✓	✓	✓	✓	✓	✓
常数	-1.433 (1.653)	-1.233 (1.620)	-1.097 (1.606)	-0.184 (1.989)	-0.207 (1.995)	-0.283 (1.982)
N	873	873	873	2, 131	2, 131	2, 131
R <sup>2</sup>	0.1771	0.1768	0.1759	0.5256	0.5342	0.5251

## 四、结 论

居住是关系民生问题的核心所在。基于2012年和2014年CLDS的家庭微观面板数据,本文运用Probit、IV Probit模型研究了主客观社会地位对家庭住房租购选择的影响。结果发现:(1)家庭主观社会地位主要受家庭资产状况的影响,而不是受户主客观社会地位的影响,二者并不总是表现出一致性。(2)当前的和预期的主观社会地位都能显著提高家庭的住房自有率,主要表现在中西部家庭、农业户口家庭和一套房家庭中。(3)客观社会地位中教育、职业、家庭永久性收入对家庭住房租购选择的影响不一,中学学历的户主家庭住房自有率较低,普通职业者相对于管理类职业者住房自有率更高,家庭永久性收入越高的东部家庭和农业户口家庭住房自有率更高。相比较而言,农业户口家庭、中西部家庭和住房消费需求强烈的家庭对主观社会地位的获得感更为强烈,一方面是即使社会地位并不直接进入效用函数,更高社会地位的群体能够享有更多的不在市场中进行分配的资源,这导致人们会最终关心社会地位<sup>[25]</sup>,如俱乐部效应,带来一些特权,更容易受到重视和认同等<sup>[26]</sup>。穷人并没有因为收入差距过大,需要积累的财富过多而放弃追求社会地位<sup>[27]</sup>。另一方面是在城市化进程中,城乡资源分布不均、户籍制度等的限制以及社会不平等,城市精英主导全社会资源的分配,使得上述群体对社会的这种不公平感更为强烈,更注重主观社会地位的寻求。但结果中显示主观社会地位与客观社会地位并非保持一致性,可以看出社会居民特别是相对贫困居民的心理与现实状况不匹配,这需要引起国家的高度重视。据此提出如下政策与建议:

一是任何社会都不可避免地存在社会等级的划分,不同社会等级的人们所面临的机会和享受的资源不同。逐步消除各个社会等级之间的差距,提高居民家庭的主观社会地位水平是提高家庭住房自有率的重要举措。二是在继续提高人们收入的同时,应逐步消除城乡户口方面的政策差异,如建立统一的城乡居民社会保障体系,实行租购同权等。三是现代高学历人群和职位较高者承受的压力和竞争较大,高层次的教育并未相应地提升家庭的住房自有率,应该对此类人群实行人才住房优惠政策,减缓其压力。

### 参考文献:

- [1] 杨赞,张欢,赵丽清.中国住房的双重属性:消费和投资的视角[J].经济研究,2014,(s1):55-65.
- [2] 赵奉军,邹琳华.自有住房的影响与决定因素研究评述[J].经济学动态,2012,(10):137-143.
- [3] Coulson N. Edward, Fisher Lynn M. Tenure Choice and Labour Market Outcomes [J]. Housing Studies, 2002, 17(1): 35-49.
- [4] 边燕杰,刘勇利.社会分层、住房产权与居住质量——对中国“五普”数据的分析[J].社会学研究,2005,(3):82-98.
- [5] 刘望保,闫小培,曹小曙.转型期中国城镇居民住房类型分化及其影响因素——基于CGSS(2005)的分析[J].地理学报,2010,(8):949-960.
- [6] 孙玉环,张金芳.中国家庭住房产权类型分化研究[J].数量经济技术经济研究,2014,(3):89-103.
- [7] 李超,倪鹏飞,万海远.中国住房需求持续高涨之谜:基于人口结构视角[J].经济研究,2015,(5):118-133.
- [8] Mcdonald J F. Housing Market Discrimination, Homeownership, and Savings Behavior: Comment [J]. American Economic Review, 1974, 64(1): 225-229.
- [9] Li Mingche M. A Logit Model of Homeownership [J]. Econometrica, 1977, 45(5): 1081-1097.
- [10] Chiuri M. C., Jappelli T. Do the Elderly Reduce Housing Equity? An International Comparison [J]. Journal of Population Economics, 2010, 23(2): 643-663.
- [11] Painter Gary. Tenure Choice with Sample Selection: Differences among Alternative Samples [J]. Journal of Housing Economics, 2000, 9(3): 197-213.
- [12] Ioannides Yannis M., Rosenthal Stuart S. Estimating the Consumption and Investment Demands for Housing and Their Effect on Housing Tenure Status [J]. The Review of Economics and Statistics, 1994, 76(1): 127.
- [13] Coulson N. Edward. Why Are Hispanic-and Asian-American Homeownership Rates So Low?: Immigration and Other Factors [J]. Jour-

- nal of Urban Economics, 1998, 45(2): 209 – 227.
- [14] Tu Yong, Bao Helen X. H. Property Rights and Housing Value: The Impacts of Political Instability [J]. Real Estate Economics, 2009, 37(2): 235 – 257.
- [15] Mcfadden D. Conditional Logit Analysis of Qualitative Choice Behavior [C]. New York: Academic Press, 1974. 105 – 142.
- [16] 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, (3): 62 – 68.
- [17] Adler Nancy E. Subjective Social Status; Reliability and Predictive Utility for Global Health [J]. Psychology & Health, 2004, 19(2): 237 – 246.
- [18] Ostrove Joan M., Adler Nancy E., Kuppermann Miriam, et al. Objective and Subjective Assessments of Socioeconomic Status and Their Relationship to Self-Rated Health in an Ethnically Diverse Sample of Pregnant Women [J]. Health Psychology, 2000, 19(6): 613.
- [19] Logan J., Molotch H. Urban Fortunes: The Political Economy of Place [M]. Berkeley: University of California Press, 1987. 374 – 375.
- [20] Goodman E., Adler N. E., Daniels S. R., et al. Impact of Objective and Subjective Social Status on Obesity in a Biracial Cohort of Adolescents [J]. Obesity Research, 2003, 11(8): 1018 – 1026.
- [21] 李强. 中国大陆城市农民工的职业流动 [J]. 社会学研究, 1999, (3): 95 – 103.
- [22] Chen J., Jin M. Income Elasticity of Housing Demand in China: Micro-data Evidence from Shanghai [J]. Journal of Contemporary China, 2014, 23(85): 68 – 84.
- [23] 边燕杰, 李路路, 李煜, 等. 结构壁垒、体制转型与地位资源含量 [J]. 中国社会科学, 2006, (5): 100 – 109.
- [24] 仇立平, 肖日葵. 文化资本与社会地位获得——基于上海市的实证研究 [J]. 中国社会科学, 2011, (6): 121 – 135.
- [25] Cole Harold L., Mailath George J., Postlewaite Andrew. Social Norms, Savings Behavior, and Growth [J]. Journal of Political Economy, 1992, 100(6): 1092 – 1125.
- [26] Weiss Y., Fershtman C. Social Status and Economic Performance: A Survey [J]. European Economic Review, 1997, 42(5): 801 – 820.
- [27] 金烨, 李宏彬, 吴斌珍. 收入差距与社会地位寻求: 一个高储蓄率的原因 [J]. 经济学(季刊), 2011, (3): 887 – 912.

## The Mystery of Housing Tenure Choice of Families in China ——Based on the Perspective of the Subjective and Objective Social Status

ZOU Jing<sup>1</sup>, DENG Xiaojun<sup>2</sup>

(1. School of Public Economics and Administration, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China; 2. School of Economics, Zhejiang University of Finance & Economics, Hangzhou 310018, China)

**Abstract:** Based on the micro section data of CLDS in 2012 and 2014, this paper uses Probit and IV Probit model to investigate the influence of the objective and subjective social status on housing tenure choice of families. The results are as follows: (1) Subjective social status of the family is mainly affected by the family assets, not by the objective social status of the householder, and they do not always show consistency. (2) The current and expected social status can significantly increase the home-ownership rate of the household, mainly in the Midwestern families, agricultural households and onesuite families. When the current subjective social status increases by one level, the family's home-ownership rate increases by 0.5 percentage points; and when the expected subjective social status increases by one grade, the family's home-ownership rate increases by 0.3 percentage points. (3) In the objective social status, education, occupation and the permanent income of the household have different effects on the home-ownership rate of the household. The home-ownership rate for households with secondary education background is low. Compared with management professionals, households with ordinary occupations have a higher home-ownership rate. The higher the permanent income of the household, the higher the home-ownership rate of eastern households and agricultural households are. Accordingly, corresponding policy suggestions are put forward.

**Key words:** Subjective Social Status; Objective Social Status; Housing Tenure Choice; IV Probit Model

(责任编辑: 原 蕴)