

城镇居民住房获取概率的差异及其影响因素^{*}

谢霄亭¹, 马子红²

(1. 云南民族大学 经济学院, 昆明 650504; 2. 云南大学 经济学院, 昆明 650091)

摘 要:基于城镇居民家庭特征变量和组织变量,采用 CGSS2013 数据,通过 Logistic 模型分析我国城镇居民住房获取概率和获取不同类型住房概率的差异及其影响因素,研究表明:我国针对福利分房制度的市场化改革提高了居民的住房水平,但是在市场化转型过程中,再分配权力资源对住房资源仍然保持着占有上的优势。非市场因素对居民住房的获取产生了较为显著的影响,拥有制度优势的城镇户口居民、机关事业单位工作人员和商业精英在优质住房获取的机会上具有较为明显的优势。应继续深化以市场配置资源的住房制度改革,也要积极探索和推进户籍制度改革,消除“等级”观念的消极影响。

关键词:住房资源;住房制度;福利分房制度;市场化改革;住房获取概率;住房结构;住房类型选择;社会分化;等级观念

中图分类号:F126;F293

文献标志码:A

文章编号:1674-8131(2015)06-0044-11

一、引言

从主流经济学的角度来看,住房获取的问题属于城市住房市场理论的范畴:对于住房需求方而言,重点分析由于对价格和收入弹性的估计和模型设定的不同而导致的不同结果;而对于住房供给方而言,重点分析从影响现有存量投资的要素中分离出新的供给决定要素的重要性;并且分析的案例大都涉及英国和美国等市场化程度较高的国家的经验(切希尔,2003)。

新中国成立以后,我国长期实施福利分房制

度,这种制度的核心是:住房实物分配。住房建设完成后,按照级别、工龄、年龄、居住人口、辈数、人数、有无住房等一系列条件分配给人们居住;居住者只需要缴纳极为低廉的租金。这种制度存在着极大的不合理性,特别是人们获取住房的概率大小和人们所处的“等级”有着显著的关系。正是因为如此,1998年7月,中华人民共和国国务院下发了《关于进一步深化城镇住房制度改革加快住房建设的通知》。在这份标志着中国住房制度改革的里程碑性文件中,明确指出要停止住房实物分配制度。中国的住房制度改革出现了以英、美等发达国家为蓝本的苗头,即实现

^{*} 收稿日期:2015-08-25;修回日期:2015-10-11

基金项目:国家社会科学基金资助项目(10CJL044)

本文使用数据全部来自中国人民大学中国调查与数据中心(NSRC)主持的《中国综合社会调查(CGSS)》项目,作者感谢此机构及其人员提供数据协助,本文内容由作者自行负责。

作者简介:谢霄亭(1972—),男,云南昆明人;讲师,博士,在云南民族大学经济学院任教,主要从事区域经济学研究;Tel:0871-65913055, E-mail:18214592737@139.com。

通讯作者:马子红(1976—),男(回族),云南昆明人;副教授,博士,在云南大学经济学院任教,主要从事区域经济学研究;Tel:13759553031, E-mail:13759553031@139.com。

住房分配的市场化。在这种住房分配制度中,人们获取住房的概率大小与消费者的收入、住房的耐用性和住房的区位特征有着显著的关系。

然而,根据 CGSS2013 数据提供的信息,这种应该表现得很显著的关系却不是那么显著。在当前的中国社会,存在着这么一种社会现象:较高的住房价格和相对有限的收入对一部分中低收入家庭

的住房获取概率的影响并不显著,这一部分家庭在住房获取概率上似乎仍旧占有优势。这里剔除了农村受访者的信息后,以《中国综合社会调查(CGSS)2013》问卷中的 a43 题项(您认为您现在属于哪个收入阶层)为 Factor 变量,a65 题项(您拥有几套住房)为 Response 变量进行单因素方差分析(One-way ANOVA),分析结果见表 1。

表 1 不同收入阶层受访者拥有住房套数的单因素方差分析

	自由度	平方和	均方	F 值	F 值的 P 值
组间	9	1.555 6	0.172 8	0.48	0.890 7
组内	591	214.367 9	0.362 7		
总计	600	215.923 5			

单因素方差分析的 Post Hoc Analysis(续后分析)的结果表明,不同的收入阶层受访者的住房套数之间不存在显著统计差异($p>0.05$)。1998 年开始的住房制度改革的本意是实现住房分配的完全市场化,但根据权威调查数据所做的单因素方差分析的结果告诉我们,当前中国消费者获取住房概率的大小并不完全依赖于消费者的收入水平,还受到其他因素的影响。

同时,社会上也广泛流传着“公务员可以廉价获取住房资源,从而违背了公平和正义原则”“住房获取概率因人而异、因户籍而异”等说法。根据这些说法,我国的住房制度改革实际上是绕了一个圈子又回到了老路上,即仍然是把住房按照级别、工龄、年龄、居住人口、辈数、人数、有无住房等一系列条件分配给人们居住。也就是说,城镇居民获取住房的概率大小和单位性质、户籍等组织变量(等级身份变量)有着密切的联系。

本文的目的就是试图基于相关城市经济学和房地产经济学的基本原理,运用高级回归分析方法,使用权威调查数据库(CGSS2013),去挖掘影响城镇居民住房获取概率的主要影响因素,解释上面提到的有悖于住房市场规律现象的原因,并基于实证分析结果提出相应的政策建议。

二、理论基础与研究假设

可以这样说,住房制度的改革在本质上属于制

度转型的范畴,因而,针对该议题的研究更多地属于新制度经济学和比较经济学(比较经济制度)的研究范畴。Szelenyi(1978)指出在制度转型过程中所出现的不平等问题和社会阶层分化问题应该同时考虑市场因素和非市场因素(再分配)因素。根据对已有研究成果的梳理,我们可以把已有的成果梳理为以下几种假说:市场转型假说、国家操控假说、家庭结构假说和个人时代机遇假说。由于第三个和第四个假说更多地涉及社会学的研究,所以,这里主要针对前两个假说所涉及的文献进行梳理。

1. 市场转型假说

该假说是指市场的运行不受任何形式的政府干预,商品和劳务的价格决定取决于生产者和消费者在自愿的基础上所签订的契约,而不是行政指令(蔡禾,2005;蔡禾等,2013);人的“市场能力”(生存能力或获取资源的能力)决定了人们获取商品或劳务的概率的大小,也有学者把这种“市场能力”具体定义为“学历”(刘欣,2005a,2005b)。从比较经济学(比较经济制度)的相应理论和相关国家的转型经验^①来看,针对原有计划经济体制进行的市场化改革给经济发展注入了活力,提高了经济组织(尤其是微观经济组织)的效率,改善了生产要素的配置状况。哈勒根和张军(1999)认为,无论是渐进

^① 这里所说的转型经验可以分为两种:一种是以俄罗斯的“休克疗法”和捷克斯洛伐克的“天鹅绒革命”为代表的短期内的计划经济体制的迅速市场化;另一种是以中国的“改革开放”和越南的“革新开放”为代表的针对计划经济体制的渐进式改革。

改革还是激进改革,市场化改革均有助于经济增长速度和生产效率的提高。

如前文所述,中国的住房制度改革正是以一些发达国家(主要是美国)为蓝本,即实现住房分配的市场化,以便解决原有计划经济体制下的不合理性(即人们获取住房的概率大小和人们所处的“等级”有着显著的关系)。根据相关数据,2012年中国城镇居民人均住宅建筑面积为32.9平方米,比1978年的城镇居民人均住宅建筑面积水平增长了5倍多^①。在诸多文献中,Nee(1991,1996)的研究成果似乎提供了这样一种思维逻辑:针对住房制度的市场化改革,对于既有的住房分化(住房不平等)具有缓解作用。胡蓉(2012)将这种逻辑总结为:“市场转型过程会逐渐降低再分配体制下权力精英与一般生产者在住房资源占有上的不平等,从而创造一个能力导向的更加公平和开放的住房供应系统。”

2. 国家操控假说

该假说的核心观点是人们获取商品或劳务(资源)的概率大小取决于权力的大小,转型以前的制度要素(单位 and 政治资本)仍旧是人们获取商品或劳务(资源)概率的关键自变量向量矩阵。边燕杰(2005)基于“五普”数据的实证研究表明:户主职业地位高的住户在产权拥有率、购买租赁比、购房能力(特别是购买新建商品房)上均表现出显著优势;管理精英和专业精英的家庭所拥有的住房往往面积更大、质量更好;在成功的经济改革背后,社会分层机制既体现了制度跨越又保持了制度延续。刘欣(2007)的研究则指出,从统计学的角度而言,公共权力和住房获取概率之间有着显著的联系。刘望保等(2010)的研究发现家庭生命周期、家庭收入、户籍、单位性质、职业等变量都显著影响住房选择,体现出市场和制度对住房资源分配的双重影响。谢霄亭等(2015)以CGSS2008数据作为研究样本,针对我国中西部地区城镇居民的住房分化影响因素进行了实证分析,得到了类似的研究结果。

综上所述,我们似乎可以得到以下结论:(1)针对福利分房制度的市场化改革使得居民的住房质量得到了改善;(2)针对福利分房制度的市场化改

革的最大受益者仍然为既得利益者;(3)住房制度的市场化改革并未完全脱离政府的那只“看得见的手”。基于此,笔者提出以下两个基本假设:

假设1:针对福利分房制度的市场化改革提高了居民的住房水平。

假设2:在市场转型过程中,再分配权力资源对住房资源仍然保持着占有上的优势。

本文的主要目的便是使用实证分析方法(广义线性模型方法)对上面提出的两个假设进行验证。本文的创新之处在于使用相对较新的数据(CGSS2013)对全国和西部地区的城镇居民样本进行相应的实证分析。在这里之所以选择西部地区的城镇居民作为重点研究对象,一方面是因为东部沿海地区(尤其是长三角和珠三角地区)由于经济相对发达,经济主体(消费者)住房的选择受收入水平等经济因素(家庭特征)的影响更为显著;另一方面是因为相对于东部沿海发达地区而言,西部欠发达地区由于历史和世俗观念等方面的原因,存在着较深的阶层和等级观念(主要体现在户籍、单位性质和职业的差异等方面),这一特征也为本文的深入分析提供了较好的素材。

三、数据来源及描述性统计分析

1. 数据来源

本文使用的数据为CGSS2013数据,在这里需要特别指出的是,CGSS2013的调查样本(公开发布版)中没有包括西藏自治区和新疆维吾尔自治区的调查样本。该数据库(CGSS2013)的调查量为11438个样本,因为本文的主要研究对象为西部地区的城镇居民样本,故删除了中东部地区的城镇居民和农村居民的数据,同时也删除了西部地区的农村居民数据。调查样本的省级区域分布见表2。

图1描述了受访样本年龄的省际分布,该图剔除了异常值(Outsides)。从横向盒形图我们不难看出,受访样本年龄介于20~78岁之间,十个省份的受访样本年龄中位数均在40岁左右,除了内蒙古自治区和甘肃省以外,其他省份的受访样本的年龄分布变动幅度(离散程度)较大,这说明,从年龄分布的角度来看,本研究所选取的受访样本具有较强的

^① 参见: http://wenku.baidu.com/link?url=oV0qa8yUSNZ3RmTHggPRyvjKMPdRfoEuDNJeJwTai0xRYkepOpSol-eUUtMtjjGRvX21sfGYC7bDaiggX_BlAXhx1ySjNYzVzk3o73HGxu。

代表性。

住房通常是中国人开始婚姻生活的必要条件之一。

表 2 受访样本省级分布

省份	频数	百分比
四川省	169	28.12
贵州省	99	16.47
广西壮族自治区	97	16.14
青海省	45	7.49
云南省	42	6.99
甘肃省	37	6.16
重庆市	36	5.99
宁夏回族自治区	31	5.16
陕西省	30	4.99
内蒙古自治区	15	2.50
总计	601	100

表 3 变量设置和样本描述性统计分析

变量	占总样本的比重/%	无房	有房	住房自有率/%
家庭特征变量				
婚姻状况				
其他	18.06	22	86	79.63
已婚	81.94	46	444	90.61
家庭人均收入				
1 万以下	12.50	7	68	90.67
1 万~2 万	30.33	25	157	86.26
2 万~3 万	21.50	17	112	86.82
3 万~4 万	13.17	8	71	89.87
4 万以上	22.50	11	124	91.85
文化程度				
文盲或半文盲	2.00	4	8	66.67
小学毕业	12.67	11	65	85.53
中学毕业	57.50	36	309	89.57
大学或研究生毕业	27.83	17	150	89.82
组织变量				
户口类型				
城镇户口	60.33	37	325	89.78
农业户口	39.67	31	207	86.97
政治面貌				
非党员	86.00	62	454	87.98
党员	14.00	6	78	92.86
单位性质				
其他	45.08	36	234	86.67
党政机关	4.84	2	27	93.10
企业	30.05	18	162	90.00
事业单位	17.36	8	96	92.31
社会团体	2.67	4	12	75.00

注：基于该表的六个交互表（Crosstab）的卡方值在 0.05 的显著性水平上显著的仅有婚姻状况分表。

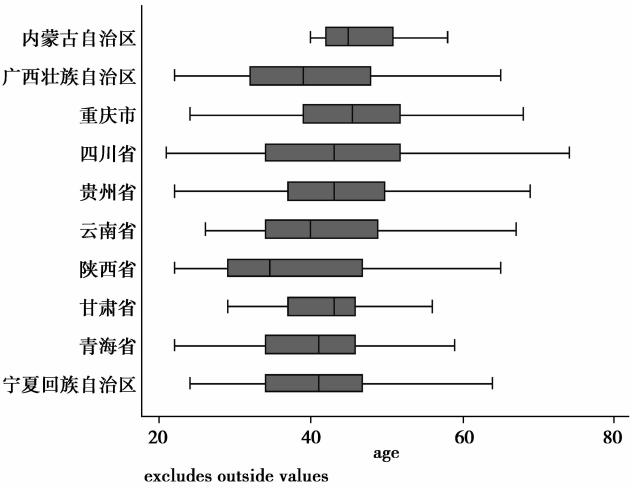


图 1 受访样本分区域年龄分布

2.描述性统计分析

从表 3 可以看到,已婚家庭的自有住房比率为 90.61%,年平均收入 2 万~3 万的家庭也有比较高的自有住房比率,其原因可以归结为:政府政策为中低收入家庭提高了拥有自有住宅的能力。表 3 的数据在某种程度上较为客观地反映了西部城镇居民的收入主要分布区间,相对于沿海发达地区而言,西部地区的住房价格较低,居民承受能力相对较强;同时也能看出,中央政府连续几轮调控住房价格政策的出台,对于稳定住房价格产生了积极的影响;此外,从表 3 提供的数据我们不难看出,拥有

有城镇常住户口的居民住房自有率较高(89.78%),客观地反映了户籍因素对住房获取的影响。令人吃惊的是,和 CGSS2008 的数据相比,所属单位性质不再是导致居民住房自有率存在显著差异(事业单位工作人员和其他行业工作人员之间仅仅存在近 7 个百分点的差异)的主要因素之一,

而这一因素正是本文即将展开进行深入分析的核心部分。

如果不考虑人口学特征(家庭特征)因素、组织特征因素和区域因素,就居民已购商品房的比重而言,远高于二十一世纪初的水平,大体反映出了以下趋势:随着中国住房制度改革的推进和深化,城镇居民购买具有完全产权的商品房的比重逐步增加,并且逐渐成为住房自有率提高的主要原因。

四、分析框架与分析方法

经过对有关文献的系统梳理,本文参照 Nee (1991)、刘望保等(2010)和谢霄亭等(2015)的研究方法构建经济计量模型。本研究分别构建住房产权分化模型和住房类型分化模型,基于广义线性模型方法(邓特曼,2011)建立二值 Logistic 模型和多值 Logistic 模型。而采用 Logistic 模型进行分析最重要的是正确地设立模型。在选择模型的自变量之前,必须先设定被解释变量的类型。本文首先采用应用于案例水平上的二分被解释变量,用编码 1 代表有房、用编码 0 代表无房;然后,针对多分(类)被解释变量构建住房类型被解释变量,用 1 代表“未经改造的老城区”、用 2 代表“单一或混合的单位社区”、用 3 代表“保障性住房社区”、用 4 代表“普通商品房小区”、用 5 代表“别墅区或高级住宅区”、用 6 代表“农村或者其他”。则根据广义线性模型的相关原理,建立两个模型:

$$\ln \frac{p}{1-p} = \alpha_j + \beta_i x_i + \beta_k x_k \quad (1)$$

在(1)式中: p 表示发生的概率,在这里表示为是否拥有住房; x_i 表示家庭基本特征解释变量,这里主要包括年龄、婚姻、教育、收入等方面的解释变量; x_k 表示组织解释变量,这里主要包括政治面貌、户口、工作单位类型等方面的解释变量; α_j 表示常量;等式右边的两个斜率参数分别为两类被解释变量的偏回归系数, j 为各类因变量。

同时,我们把被解释变量设定为参照一种既定类型的住房而言,居民获取某种类型住房的概率:

$$\ln \left[\frac{p(y=j/x)}{p(y=J/x)} \right] = \alpha_j + \sum_{i=1}^I \beta_i x_i + \sum_{k=1}^K \beta_k x_k \quad (2)$$

在(2)式中, j 为各类被解释变量, J 为参照变量, p 代表选择 j 类住房的概率;等式右边第一个求和算子代表家庭基本特征解释变量,第二个求和算

子代表组织解释变量。

在给定了被解释变量的形式之后,模型的构建需要一系列解释变量,模型应该纳入所有的在理论上可以接受的自变量。在构建模型阶段,需要识别可以很好地预测反应变量的候选自变量,并将它们全部纳入模型。我们对模型涉及的变量进行定义:用于案例水平上的二分被解释变量用 *House (Binary)* 表示、多分(类)被解释变量用 *House (Multi)* 表示;解释变量中,年龄用 *Age* 表示、婚姻状况用 *Marriage* 表示、教育程度用 *Education* 表示、收入水平用 *Income* 表示、政治面貌用 *CCP* 表示、户口用 *HUKOU* 表示、单位性质用 *Corporation* 表示。我们可以列出构成模型的解释变量和被解释变量,对这些变量的基本描述性统计分析结果见表 4。

表 4 模型各变量的描述性统计(样本数为 598)

变量名称	均值	标准差	最小值	最大值
<i>House (Binary)</i>	0.886 3	0.317 7	0	1
<i>House (Multi)</i>	2.914 7	1.919 1	1	6
<i>Age</i>	42.307 7	10.704 9	21	80
<i>Marriage</i>	0.809 4	0.393 1	0	1
<i>Education</i>	2.110 4	0.688 2	0	3
<i>Income</i>	2.026 8	1.354 7	0	4
<i>CCP</i>	0.140 5	0.347 8	0	1
<i>HUKOU</i>	0.603 7	0.489 5	0	1
<i>Corporation</i>	0.799 3	0.812 3	0	2

假如我们从统计显著性的角度来看,选择解释变量的工作通常从检查每个解释变量与被解释变量之间的二元关系着手。假如解释变量为连续变量,通常通过拟合单变量 Logistic 回归模型来取得变量的显著性检验;假如解释变量为名义变量或者次序变量,则对每个变量按其 m 个水平与结果进行二维交互表分析(自由度为 $m-1$ 的似然比 χ^2 检验)。如果一个解释变量在其简单关系的检验中有 $p < 0.25$ 的情况,就应该考虑与其他的重要自变量一起作为多元模型的候选变量。使用较常规的显著性水平常常可能导致遗漏重要的自变量。为了进行比较,在二元 Logistic 模型中,引入全国层面的城镇居民住房获取概率影响因素和西部层面的城镇居民住房获取概率影响因素两个子模型,可统一写成(3)式。

$$D_i = \beta_0 + \beta_1 Age + \beta_2 Marriage + \beta_3 Income + \beta_4 Education + \beta_5 HUKOU + \beta_6 CCP + \beta_7 Coporation + \varepsilon_i \quad (3)$$

然而,从统计显著性的角度来看,全国层面子

模型的所有解释变量均可保留(如上式),西部地区子模型则要排除收入水平、户口和所在单位类型三个解释变量,具体的分析结果见表5。

表5 住房获取概率的二元 Logistic 模型

变量	全国 raw	全国 OR	西部 raw	西部 OR
<i>Marriage</i> (0=未婚)	0.446 *** (0.148)	1.562 *** (0.232)	0.849 *** (0.301)	2.338 *** (0.705)
<i>Age</i>	0.023 3 *** (0.006 67)	1.024 *** (0.006 83)	0.011 5 (0.013 0)	1.012 (0.013 2)
<i>Education</i> (0=文盲或半文盲)				
小学毕业	-0.0289 (0.479)	0.971 (0.465)	1.121 (0.707)	3.068 (2.170)
中学毕业	0.240 (0.459)	1.271 (0.583)	1.619 ** (0.662)	5.047 ** (3.343)
大学或研究院毕业	0.319 (0.490)	1.375 (0.674)	1.589 ** (0.712)	4.899 ** (3.490)
<i>Income</i> (0=1 万元以下)				
1 万~2 万元	-0.067 3 (0.239)	0.935 (0.224)		
2 万~3 万元	-0.016 4 (0.249)	0.984 (0.245)		
3 万~4 万元	0.021 5 (0.267)	1.022 (0.272)		
4 万元以上	0.412 (0.252)	1.510 (0.381)		
<i>CCP</i> (0=非党员)	0.350 (0.234)	1.419 (0.332)	0.411 (0.484)	1.508 (0.730)
<i>HUKOU</i> (0=农业户口)	0.384 *** (0.140)	1.468 *** (0.206)		
<i>Corporation</i> (0=无业或自雇)				
党政机关	0.350 (0.430)	1.419 (0.609)		
企业	0.0377 (0.145)	1.038 (0.150)		
事业单位	-0.0110 (0.224)	0.989 (0.221)		
社会团体	0.243 (0.450)	1.275 (0.574)		
常数项	0.331 (0.581)	1.392 (0.809)	-0.597 (0.890)	0.551 (0.490)
-2 Log Likelihood	989.63		203.14	
样本数	3 348	3 348	598	598

Standard errors in parentheses: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

同样的,为了进行比较,在多元 Logistic 模型中,引入全国层面的城镇居民不同类型住房获取概率影响因素和西部层面城镇居民不同类型住房获取概率影响因素两个子模型,可统一写成(4)式。

$$\ln\left(\frac{\Pr(Y_i = j)}{\Pr(Y_i = J)}\right) = \beta_0 + \beta_1 Age + \beta_2 Marriage + \beta_3 Income + \beta_4 Education + \beta_5 HUKOU + \beta_6 CCP +$$

$$\beta_7 Coporation + \varepsilon_i \quad (4)$$

从统计显著性的角度来看,全国层面子模型和西部层面子模型的所有解释变量除年龄外均可保留。另外,需要说明的是,在全国层面子模型中,所在单位性质解释变量定义为 5 类,但在西部层面子模型中,因为样本数量所限,所在单位性质解释变量定义为 3 类。具体的分析的结果见表 6 和表 7。

表 6 不同类型住房获取概率的多元 Logistic 模型(全国)

变量	未经改造的老城区	单一或混合的单位社区	保障性住房社区	普通商品房小区	别墅区或高级住宅区
<i>Marriage</i> (0=未婚)	0.650 *** (0.101)	0.587 *** (0.096 7)	2.391 * (1.183)	0.670 *** (0.099 6)	0.859 (0.452)
小学毕业	1.635 (0.634)	0.670 (0.320)	0.334 (0.421)	1.644 (0.709)	0.271 (0.399)
中学毕业	2.531 ** (0.929)	1.873 (0.798)	0.509 (0.553)	2.871 *** (1.170)	0.333 (0.379)
大学毕业	2.176 * (0.864)	2.469 ** (1.116)	3.560 (3.961)	4.786 *** (2.054)	0.598 (0.701)
1 万~2 万	0.795 (0.159)	1.356 (0.350)	1.513 (1.662)	1.180 (0.254)	0.619 (0.543)
2 万~3 万	1.268 (0.275)	1.994 ** (0.542)	1.880 (2.124)	1.891 *** (0.434)	0.746 (0.674)
3 万~4 万	1.225 (0.295)	2.134 *** (0.620)	4.710 (5.184)	2.493 *** (0.613)	0.453 (0.483)
4 万以上	1.420 (0.303)	1.545 (0.419)	7.665 * (8.116)	2.462 *** (0.553)	1.505 (1.260)
<i>CCP</i> (0=非党员)	0.871 (0.181)	1.141 (0.240)	0.121 *** (0.093 1)	1.110 (0.210)	2.169 * (1.015)
<i>HUKOU</i> (0=农村)	2.315 *** (0.287)	2.487 *** (0.354)	1.532 (0.540)	3.094 *** (0.375)	8.725 *** (6.697)
党政机关	1.258 (0.509)	3.024 *** (1.205)	1.071 (1.228)	1.555 (0.589)	4.380 (4.940)
企业	0.879 (0.114)	1.591 *** (0.239)	1.090 (0.404)	1.469 *** (0.185)	5.301 ** (4.122)
事业单位	0.936 (0.208)	2.147 *** (0.496)	1.366 (0.647)	1.388 (0.288)	6.355 ** (5.459)
社会团体	1.184 (0.394)	0.525 (0.243)	3.74e-06 (0.001 96)	0.810 (0.281)	3.67e-06 (0.003 36)
常数项	0.571 (0.231)	0.223 *** (0.106)	0.009 81 *** (0.013 9)	0.226 *** (0.101)	0.007 59 *** (0.011 0)
样本数	3 348				

Standard errors in parentheses: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

表 7 不同类型住房获取概率的多元 Logistic 模型(西部)

变量	未经改造的老城区	单一或混合的单位社区	保障性住房社区	普通商品房小区	别墅区或高级住宅区
<i>Marriage</i> (0=未婚)	0.811 (0.265)	0.721 (0.255)	3.346E+06 (3.794E+09)	0.923 (0.379)	3.633 (4.033)
小学毕业	0.541 (0.383)	1.612E+06 (2.429E+09)	0.849 (4,693)	1.129E+06 (2.521E+09)	3.29E-08 (4.05E-05)
中学毕业	0.510 (0.345)	3.802E+06 (5.729E+09)	3.291E+06 (1.719E+10)	4.312E+06 (9.628E+09)	0.046 9** (0.071 1)
大学毕业	0.484 (0.389)	9.083E+06 (1.369E+10)	2.719E+07 (1.420E+11)	9.729E+06 (2.172E+10)	0.135 (0.217)
1 万~2 万	0.752 (0.256)	0.794 (0.370)	3.163E+06 (5.665E+09)	0.841 (0.497)	0.562 (0.779)
2 万~3 万	1.381 (0.542)	2.751** (1.357)	1.867E+06 (3.343E+09)	2.386 (1.464)	0.998 (1.502)
3 万~4 万	1.687 (0.845)	3.430** (1.991)	1.351 (2,976)	3.551* (2.442)	0.697 (1.203)
4 万以上	3.037** (1.475)	4.411*** (2.529)	1.334E+07 (2.389E+10)	8.626*** (5.667)	7.546 (10.86)
<i>CCP</i> (0=非党员)	0.519 (0.249)	0.685 (0.321)	7.30E-08 (0.000 107)	0.646 (0.328)	0.861 (0.662)
<i>HUKOU</i> (0=农村)	3.186*** (0.857)	5.316*** (1.667)	2.080 (1.744)	3.351*** (1.198)	22.59*** (25.05)
企业	2.100** (0.714)	7.854*** (2.887)	1.654 (1.620)	3.871*** (1.634)	45.07*** (52.90)
党政机关或事业单位	0.929 (0.359)	1.498 (0.635)	1.396 (1.297)	1.599 (0.759)	4.755 (5.878)
常数项	1.682 (1.241)	5.28E-08 (7.96E-05)	0 (0)	3.07E-08 (6.84E-05)	0.008 06** (0.016 2)
样本数	598				

Standard errors in parentheses: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

五、分析结果与讨论

1.住房获取概率的二元 Logistic 模型

在这里,我们的研究兴趣在于同时检验几个参数,也就是说,检验在模型中包含其他变量的条件下一组解释变量(J 个)作为子集是否与被解释变量显著相关。对二元 Logistic 模型两个子模型的分析结果见表 5: $-2 \text{ Log Likelihood}$ 分别为 989.63 和

203.14,卡方值分别为 77.28 和 14.37,两个子模型均在 0.005 水平上显著,这说明两个子模型均拟合得较好。

从全国层面的子模型来看,家庭基本特征解释变量中的婚姻状况、年龄的影响较为显著;组织特征解释变量中户口的影响较为显著。从西部层面的子模型来看,婚姻状况、教育程度的影响较为显著。两个子模型中的绝大部分组织特征解释变量

的影响均不显著。

婚姻状况解释变量不管从全国层面来看还是从西部层面来看,对被调查者是否拥有住房均具有较为显著的影响,已婚者拥有(购买)住房的概率是未婚者的 1.562~2.338 倍。正如笔者在前面提到的,在我国拥有住房是婚姻生活的必要条件之一。

西部层面子模型的受教育水平解释变量对被调查者是否拥有住房具有较为显著的影响,受过中等以上(含中等)教育的受访者拥有(购买)住房的概率比文盲或半文盲受访者高出 4.899~5.047 倍。这主要是由于西部地区教育资源相对比较匮乏,和中国其他地区相比,九年义务教育普及率、高等学校入学率相对较低。

两个子模型中的绝大部分组织特征解释变量的影响均不显著。政治面貌解释变量在两个子模型中均不显著。原因可能在于中国目前党员数量众多,但并不是所有党员都处于再分配权力序列当中,其中相当一部分党员和普通群众一样并不拥有再分配权力带来的各种优势。从理论上或者是日常认知的角度来说,只有进入国家权力体系,纳入国家行政编制的“干部”,才能真正享受再分配权力带来的各项利益。

全国层面子模型的户口解释变量的影响显著,城镇户口的受访者拥有(购买)住房的概率比农村户口的受访者高出近 1.5 倍。根据统计显著性检验的结果,西部地区层面子模型的户口解释变量未纳入模型,原因有二:一是样本较小,受访者户籍差异不显著;二是因为近几年来西部地区城市化发展速度较快,加上统计口径方面的原因,进而导致了样本数据出现了受访者户籍差异不显著的状况。

全国层面子模型的所在单位性质解释变量的影响不显著;根据统计显著性检验的结果,西部地区层面子模型的所在单位性质解释变量未纳入模型。

2. 不同住房类型获取概率的多元 Logistic 模型

两个子模型的总卡方值分别为 638.40(全国层面)和 293.58(西部层面),且均在 $p=0.000$ 上显著。具体的多元 Logistic 模型分析结果见表 6 和表 7。

在全国层面子模型中,绝大部分解释变量均较为显著;在西部层面子模型中,收入解释变量、户口

解释变量和所在单位性质解释变量较为显著。

在全国层面子模型中,教育水平的差异对获取不同类型住房概率的差异有着较为显著的影响。接受过高等教育的受访者获取普通商品房的概率是对照组(文盲或半文盲受访者)的近 5 倍,年收入 4 万元以上的受访者获取普通商品房的概率是对照组(1 万元以下受访者)的近 2.5 倍。从某种程度上而言,在其他条件不变的情况下,教育水平与收入水平之间存在着正相关关系。户口解释变量在该模型中便表现得尤为显著,从表 7 中我们可以看到,拥有城镇户口的受访者在获取未经改造的老城区、单一或混合的单位社区、普通商品房小区、别墅区或高级住宅区的概率分别是拥有农村户口的受访者的 2.315、2.487、3.094、8.725 倍,可见能获得什么样的住房,户口仍然是一个很重要的“门槛”。在该子模型中,所在单位性质解释变量也很显著,党政机关、企业受访者获取单一或混合的单位社区的概率是对照组(无业或自雇受访者)的 1.591~3.024 倍,事业单位受访者获取别墅区或高级住宅区的概率是对照组(无业或自雇受访者)的 6.355 倍,这说明“体制”和住房质量之间确实有着紧密的联系。

在西部层面子模型中,拥有城镇户口的受访者在获取未经改造的老城区、单一或混合的单位社区、普通商品房小区、别墅区或高级住宅区的概率分别是拥有农村户口的受访者的 3.186、5.316、3.351、22.59 倍。与全国层面相比,这个“户口门槛”显得相对更高一些,这主要是由于西部地区相对较低的城市化率和较低的收入水平造成的。同时,我们也看到西部地区在这方面具有较高的不平等水平。此外,商业精英在住房资源的占有上更具优势(获取别墅区或高级住宅区的概率是无业或自雇受访者的 45.07 倍)。

六、结论及启示

基于市场配置资源的住房制度改革在中国持续推进,尽管推进的过程不是一帆风顺的,甚至是艰难的;住房制度改革在一定程度上改善了城镇居民的住房条件,居民拥有了较高的住房自有率。从这个层面而言,我们无法拒绝本文提出的假设 1,即针对福利分房制度的市场化改革提高了居民的住房水平。

由于住房制度改革,我国居民住房自有率提高

的速度很快;与此同时,改革导致了住房结构多元化(多类型住房的出现),进而导致了城镇居民在获取不同类型住房的过程中遭遇到了机会不平等,而这种机会不平等的原因是多方面的:有一些是家庭特征因素造成的,诸如婚姻状况、教育、收入等因素;另外一些则是由非市场因素造成的,而后者则是我们关注的重点。

非市场因素对居民住房的获取产生了较为显著的影响。城镇居民所在单位性质差异、户口差异对其不同类别住房的获取概率的影响非常明显,在控制了市场因素之后,拥有制度优势的城市户口居民、机关事业单位工作人员和商业精英在优质住房获取的机会上具有较为明显的优势;与之相反,被贴上了“外地人(农村人)”和“非正规就业”标签的城镇居民则处于明显的劣势地位。在个体层面,体制内外受访者的住房差异不显著(是否能够获取住房的机会方面),商业精英和政治精英在优质住房资源的占有上更具优势。从这个层面而言,我们无法拒绝本文提出的假设2,即在市场转型过程中,再分配权力资源对住房资源仍然保持着占有上的优势,拥有再分配权力的政治精英和国有企业的商业精英的住房质量更高。

从上面的分析结论我们不难看出,我们文化中长期存在的落后的“等级”观念是造成居民住房不平等现象的根源之一。户籍差异就是“等级”观念的体现,相关政府部门应积极有效地探索和推进户籍制度改革,最大限度地降低户籍差异对居民住房获取的影响。另外,针对另一种体现了“等级”观念的住房分化现象——机关事业单位工作人员和国有企业高管在优质住房获取的机会上占有较为明显的优势,政府应该加大商品住房的建设数量和质量,降低这类住房的享受标准,甚至可以考虑禁止这类住房进入二级市场进行交易,尽可能让市场来决定生产多少住宅、如何生产和为谁生产。

在这里,笔者引用弗里德里希·奥古斯特·哈耶克在其著作《通往奴役之路》中的一句名言作为本文的结束:“在我们竭尽全力自觉地根据一些崇高的理想缔造我们的未来时,我们却在实际上不知不觉地创造出与我们一直为之奋斗的东西截然相

反的结果,人们还想象得出比这更大的悲剧吗?”通过管制和干预市场的方式来进行市场化改革、来谋求增加居民“幸福感”的公共政策,很可能与其初衷南辕北辙。

参考文献:

- 边燕杰,刘勇利.2005.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(3):82-98+243.
- 蔡禾.2005.企业生产资源获取方式的研究[J].社会(6):81-93.
- 蔡禾,黄建宏.2013.谁拥有第二套房?——市场转型与城市住房分化[J].吉林大学社会科学学报(4):102-114+175-176.
- 邓特曼.2011.广义线性模型[M].上海:上海人民出版社:289-374.
- 哈勒根,张军.1999.转轨国家的初始条件、改革速度与经济增长[J].经济研究(10):69-74.
- 胡蓉.2012.市场化转型下的住房不平等——基于CGSS2006调查数据[J].社会(1):126-151.
- 刘欣.2005a.当前中国社会阶层分化的多元动力基础——一种权力衍生论的解释[J].中国社会科学(4):101-114+207.
- 刘欣.2005b.当前中国社会阶层分化的制度基础[J].社会学研究(5):1-25+243.
- 刘欣.2007.中国城市的阶层结构与中产阶层的定位[J].社会学研究(6):1-14+242.
- 刘望保,闫小培,曹小曙.2010.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,(8):949-960.
- 切希尔.2003.区域和城市经济学手册(第三卷)[M].北京:经济科学出版社:205-225.
- 谢霄亭,马子红.2015.中西部城镇居民住房类型分化影响因素分析[J].云南民族大学学报(自然科学版)(1):85-90.
- NEE V. 1991. Social inequalities in reforming state socialism: Between redistribution and markets in China[J]. American Sociological Review:267-282.
- NEE V. 1996. The emergence of a market society: Changing mechanisms of stratification in China[J]. American Journal of Sociology:908-949.
- SZELENYI I. 1978. Social inequalities in state socialist redistributive economies [J]. International journal of comparative sociology, 19(1-2):63-87.

Analysis of the Difference in the Probability of House Taking by Urban Residents and Its Influencing Factors

XIE Xiao-ting¹, MA Zi-hong²

(1. School of Economics, Yunnan Minzu University, Kunming 650504, China;

2. School of Economics, Yunnan University, Kunming 650091, China)

Abstract: Based on characteristic variables and organizational variables of urban resident families, by using China's General Social Survey data (CGSS 2013), by Logistic model, this paper analyzes the difference in the probability of the house taking of urban residents of China and taking different type houses and its influencing factors. The research demonstrates that the urban residents' housing level is improved by welfare housing share, but in the market transition process, re-allocation right of the houses still takes advantages in housing resources. Non-market factors have obvious influence on housing taking, the residents who have urban register, the employees who work in governments and governmental units and who succeed in business have significant advantages in the house taking. China should deepen housing system reform by taking market to allocate resources, actively explore and push forward register system reform, and remove the passive influence by ranking ideas.

Key words: housing resources; housing system; welfare housing share system; market-oriented reform; house taking probability; housing structure; housing type selection; social stratification; ranking idea

CLC number: F126; F293

Document code: A

Article ID: 1674-8131(2015)06-0044-11

(编辑:南 北)

(上接第 31 页)

China's Modernized Finance Management System: Feature and Construction

SONG Jun

(Chongqing Branch, People's Bank of China, Chongqing 401147, China)

Abstract: Finance governance is the important part of national management system, is to co-maintain financial order, institutional arrangement and interaction to promote finance development by the participators of all kinds of financial activities under national governance system framework, as a result, the governance of finance by laws, market-oriented governance, double openness, risk controllable, clear right and responsibility are five basic standards to measure China's finance management modernization. At present, China's finance management is short of top design and legal framework, has not formed diversified management pattern, needs to improve its supervising duty and supervising coordination and does not have clear boundary between government and market. China should let middle and long-term plan legislation play a role in the perfection of national finance management, optimize several important relations in China's financial management system, give fully play the determination role of market in financial resources allocation, complete the evaluation and improve mechanism for national financial management system, establish risk early-warning system and financial safety network and make time table and route diagram for financial management system modernization.

Key words: financial management system; financial reform; financial governance; market resources allocation; financial resources; financial main body; financial agency; financial risk; financial management

CLC number: F832.0

Document code: A

Article ID: 1674-8131(2015)06-0026-06

(编辑:南 北;段文娟)