

城镇住房分配体制改革及其分配效应

罗楚亮

(北京师范大学 经济与工商管理学院, 北京 100875)

摘要:文章基于2002年城镇住户调查数据,讨论了20世纪90年代中后期的公有住房私有化改革产生的分配效应。文章着重讨论了两个问题,一是以优惠价购买了公有住房的人群的基本特征,二是以优惠价购买公有住房所形成的补贴规模及其分布状况。研究结果表明,工作年限对购房行为有显著影响,党员身份、教育程度、工作单位和职位性质等都会影响以优惠价购买公有住房的行为,而住房价格对购房行为却只有非常有限的影响;此外,以优惠价购买公有住房所形成的补贴具有加剧人际福利分布不均等的效应。

关键词:住房改革;补贴;不均等

中图分类号:F290;F126.2 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2013)02-00134-11

一、引言

随着中国经济体制总体上从计划向市场转型,相关的政策措施也在发生改变,其中包括城镇住房分配体制改革。尽管城镇住房分配体制改革的初衷或许主要在于回收住房建设资金、促进住房投资,从而改善城镇居民居住条件,但经过10余年的变迁,城镇住房体制改革对中国社会所产生的影响可能远不止于此(金俭,2004;陈钊等,2008)。城镇住房分配体制从实物分配向货币分配、从福利型分配到市场化分配的转变使城镇居民住房条件大幅改善,但同时也加速了城镇住房的私有化过程,促进了住房投资增长以及房地产市场形成。随着房地产交易市场的发展,城镇居民所获得的住房有了流动和变现的可能,房地产价格持续暴涨,使房产价值也上涨,房产在居民资产结构中占有越来越高的份额,对居民财产分布的不均等产生了重要影响(李实等,2005;陈彦斌和邱哲圣,2011)。存量公有住房私有化不仅仅对人们特定时期的行为和福利产生暂时性冲击,更重要的是对居民住房条件、住房资产以及居民财产不均等可能具有持续性影响。

为了推动公有住房的销售,城镇住房分配体制改革的重要内容之一是以各种优惠价格出售公有住房。从相关文件上看,曾经采取过两类价格,一是标

收稿日期:2012-10-12

基金项目:教育部人文社科研究一般项目“城镇居民财产积累与财产分布研究”(09YJC790018)

作者简介:罗楚亮(1976—),男,湖南邵东人,北京师范大学经济与工商管理学院教授。

准价,参照当地中低收入人群支付能力制订;二是按照安居成本核算的成本价。在此基础上,根据住房使用年限、购买者工龄等特征进行相应折扣。实践中的优惠价格通常是比较低的。吕福新(1992)指出各种优惠房价低于房屋本身的建筑造价。因此,相关住房出售价格自然也就大大低于市场价格,尽管当时的房地产市场并不发达。按照当地规定,2002年北京和上海住房成本价分别为每建筑平方米1560元和1295元,而这两个地方商品住房平均销售单价分别为4467元和4007元,可见,这两个城市住房成本价大体上只是当年商品房销售价格的1/3。这种低价格推动了公有住房的销售。陈学斌(2010)指出,到1998年全国80%左右的公有住房已经出售。总体上说,20世纪90年代,在低于市场价格的销售方式刺激下,公有住房的出售是比较快速的。

公有住房以低价格大规模销售,必然形成巨大补贴。这种住房分配体制改革方式还促使部分城镇居民获得了住房资产,随后房地产价格的上涨使这部分资产快速溢价。汪利娜和魏众(1999)基于中国居民收入分配课题组1995年城镇住户调查数据描述了“住房福利”的分布状况。此外,在现有文献中,关注这种补贴在不同人群中的分布特征及其对居民收入分布特征的影响仍不多,尽管一些学者讨论了城镇住房制度改革对不同人群可能造成的利益分配差异,如李斌(2002)讨论了城镇住房制度改革的“社会排斥性”,使社会弱势群体在被劳动力市场排挤之后进一步被排除在“住房福利”分配体系之外,但总体而言,有关城镇住房制度改革可能产生的分配效应仍缺乏实证描述。

本文试图基于2002年城镇住户调查数据,讨论公有住房以优惠价出售这种城镇住房分配体制改革方式产生的分配效应。具体而言,本文试图讨论两个方面的问题,一是哪些人获取了公有住房优惠出售的收益,二是公有住房优惠出售所形成的住房补贴具有怎样的分布特征。

二、描述性说明

本文使用的数据主要来自中国居民收入分配课题组(CHIP)于1995年和2002年所做的城镇住户调查。1995年调查覆盖11个省份的6931户,21694人;2002年调查覆盖12个省份^①的6835户,20632人。之所以选择这两个年份的数据,主要出于如下考虑:首先,公有住房优惠出售的住房分配体制改革主要发生在20世纪90年代中后期,大部分公有住房出售都发生在这一时期。其次,2002年以后,城镇房地产市场发展速度加快,住房交易日益活跃,并且以各种优惠价格所获取的房改房也逐渐开始上市交易。最后,本次调查包含家庭住房更为详细的信息。

由表1可见,租赁公房比重快速下降。从CHIP数据看,1995—2002年,租赁公房的比重从56.75%下降到15.57%;而根据推算,房改私房的比重从27.96%上升到61.43%;商品房的比重也有一定幅度的上升,从1.23%上升

表 1 住房产权结构变化

单位：%

	租赁公房	租赁私房	原有私房	房改私房	商品房	其他
CHIP1995	56.75	0.81	10.74	27.96	1.23	2.51
CHIP2002	15.57	1.74	9.85	61.43	6.89	4.52
NBS2002	13.28	1.91	10.91	60.87	9.07	3.96
NBS2003	11.76	1.80	11.09	57.06	12.43	5.86
NBS2004	11.71	1.67	11.24	58.13	14.99	2.26
NBS2005	9.63	1.72	10.48	55.91	20.14	2.12
NBS2006	9.14	1.68	10.21	55.04	22.01	1.92
NBS2007	7.41	1.58	8.32	54.39	26.69	1.61
NBS2008	7.00	3.35	9.22	44.93	33.61	1.89
NBS2009	6.44	3.16	9.02	44.18	35.60	1.60

注：CHIP 指的是中国居民收入分配课题组住户调查数据，NBS 指的是国家统计局城镇住户调查数据。

到 6.89%；其他类型住房结构变化相对不明显。租赁公房的比重下降了 41.18 个百分点，而房改私房和商品房的比重则分别上升了 33.47 个和 5.66 个百分点。从这一变化大体可以推断，房改私房户主要来自原来的租赁公房户。NBS 数据所显示的住房产权结构变化特征与上述

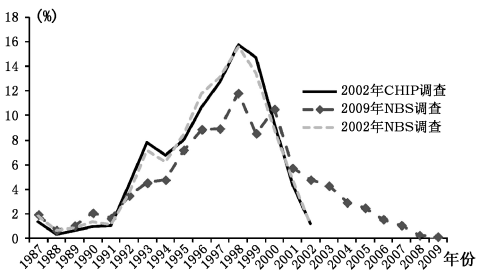


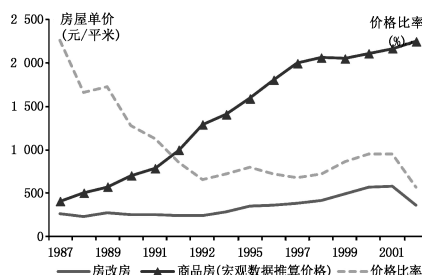
图 1 购买房改房的年份分布

CHIP 数据的最明显差别在于，房改私房的比重从 2002 年的 60.87% 下降到了 2009 年的 44.18%，下降了近 17 个百分点；由于福利分房被取消，租赁公房的比重也在下降，这一期间下降了 7 个百分点；而商品房的比重则大幅上升，从 2002 年的 9.07% 上升到了 2009 年的 35.6%，上升了 26.53 个百分点。从图 1 中也可以看出，以优惠价格出售公有住房主要发生在 1995—2002 年。

表 1 和图 1 一方面描述了城镇公有住房分配体制的改革过程，另一方面也表明本文选择 2002 年数据作为讨论的基础是合适的。特别是许多地方在 2003 年出台了已购公有住房上市交易的相关规定，推动了已购公房进入房地产市场流通交易。在这种情形下，选择后续相关年份的调查数据会在较大程度上低估公有住房低价销售产生的分配效应。

公有住房出售过程中存在房改房与商品房之间的价格差，这种价格差在不同年份和不同省份上的变化分别见图 2 和图 3。其中，房改房价格是在住户层面根据购房总金额除以住房面积得到。商品房价格通过两种途径获得：一是根据《新中国 60 年统计资料汇编》，各年份或 2002 年各省的商品房销售额除以销售面积得到；二是根据住户调查数据，按照计算房改房价格的方式推算得到。可见，在房改房和商品房之间存在较大的价格差距，房改房的价格严重低于商品房。从跨时期的变化看，房改房与商品房之间的价格差距无论是绝对量上还是相对比率上都在不断扩大。根据宏观数据推算，房改房与商品房的价格比率从 1987 年的 63% 持续下降至 2002 年的 16%。即便是按照住

户调查中的推算结果,这一价格比率总体上也呈非常明显的下降趋势。分省份看,不同省份的房改房与商品房之间都存在明显的价格差,房改房价格严重低于商品房。从图3中还可以直观地发现,省份之间房改房的价格差异要低于商品房;在商品房价格越高的省份,房改房与商品房的价格比率却相对较低,表明这些省份房改房中的补贴较高。



注:价格比率为房改房价格除以商品房价格。图3同。

图2 不同年份购买房改房与商品房的价格比较

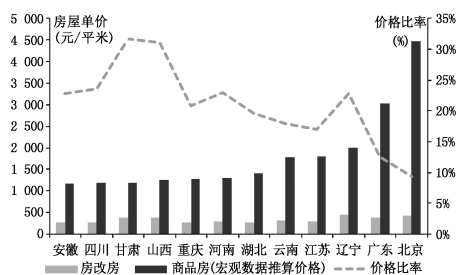


图3 不同省份房改房与商品房的价格比较

三、哪些人购买了公有住房

(一)住户层面。把以优惠价购买公有住房的住户记为1,其他住户记为0,利用 Probit 模型,各变量对住户是否以优惠价购买公有住房的边际效应见表2。在表2中,解释变量包括户主和配偶的个人特征,这不仅是因为购房决策通常是在家庭层面上做出的,而且在公有住房出售过程中,夫妻双方工作年限等特征都将影响获得公有住房的机会和价格。但对年龄和就业特征,表2中只采用了户主的信息。就年龄而言,夫妻年龄通常存在较强的相关性;在控制了户主就业特征的情形下,加入的配偶就业特征通常不显著,所以在表2的结果中没有再列入这些变量。

从年龄看,户主年龄对是否以优惠价格购买公有住房具有显著影响,并且以优惠价格购买了公有住房的户主年龄均值相对更高。由于户主年龄的一次项和二次项都显著,并且从系数符号看,以优惠价格购买公有住房的概率与年龄之间具有倒U形关系,从估计系数看,户主在57岁时购房概率最大。户主工作年限对以优惠价格购买公有住房的影响也显著,这也与住房改革的做法相一致。由估计结果可见,配偶工作年限的边际效应并不显著,这主要是因为配偶工作年限与户主工作年限、户主年龄之间具有高度的相关性。户主和配偶的党员身份对以优惠价格购买公有住房都具有显著的正向边际效应,党员身份在这种住房分配方式中具有额外的优势,户主或配偶的党员身份使以优惠价格购买公有住房的概率分别上升近3个百分点。

户主和配偶的受教育程度对以优惠价格购买公有住房的边际效应通常都显著。但值得注意的是,教育程度在以优惠价格购买公有住房中的优势并非随

受教育程度的上升而递增,户主与配偶受教育程度的边际效应之间也存在较大的差异性。户主受教育程度为中专或本科及以上时,边际效应较高,分别为0.180和0.197,也就是说,户主受教育程度为中专或本科及以上时,相对于参照组(小学及以下),以优惠价格购买公有住房的概率要高出 18 个或 19.7 个百分点。而户主受教育程度为大专时,边际效应则略高于户主受教育程度为初中时的情形。在配偶受教育程度的估计结果中,大专的边际效应最高,相对于参照组(小学及以下)高出 10 个百分点;中专和本科及以上则分别高出 6.9 个和 6.2 个百分点。总体而言,受教育程度对以优惠价格购买公有住房具有显著的正向效应。

从户主职称职务看,与技术相关的职称特征对以优惠价格购买公有住房的边际效应都不显著。而户主处级以上职务则会使以优惠价格购买公有住房的概率提高 14.8 个百分点,尽管这类人群在总样本中所占比重只有 1.3%,在以优惠价格购买了公有住房的住户中也只有 1.9%,但他们在住房分配体制改革中的获益优势十分显见。而在工作单位类型中,户主工作单位为企业和事业单位的具有更高的以优惠价格购买公有住房的可能性。

从工作单位的所有制性质看,国有部门中的就业者在以优惠价格购买公有住房方面更有优势,而城镇集体、私营个体单位中的就业者则处于相对劣势地位。从职业构成看,相对于非技术工人,户主为专业技术人员、机关事业单位负责人、办事人员和技术工人时通常在以优惠价格购买公有住房方面具有显著的优势。

(二)个人层面。下面我们讨论究竟是哪些人通过购买公有住房获取了由

表 2 以优惠价格购买公有住房的影响因素(住户层面)

	边际效应	z 统计值	样本均值	以优惠价格购买了公有住房的住户特征
户主年龄	0.019	3.86***	47.92	48.82
户主年龄平方/100	-0.017	-3.74***	24.20	25.01
户主工作年限	0.004	2.49***	27.74	28.81
配偶工作年限	0.0004	0.58	24.86	25.99
户主党员身份	0.029	1.83*	0.375	0.423
配偶党员身份	0.032	1.84*	0.221	0.260
户主初中	0.114	3.89***	0.289	0.269
户主高中	0.130	4.17***	0.249	0.242
户主中专	0.180	5.31***	0.121	0.139
户主大专	0.124	3.55***	0.181	0.192
户主本科及以上	0.197	4.94***	0.088	0.103
配偶初中	0.016	0.71	0.296	0.277
配偶高中	0.046	1.87*	0.239	0.237
配偶中专	0.069	2.32***	0.097	0.110
配偶大专	0.104	3.56***	0.138	0.155
配偶本科及以上	0.062	1.71*	0.063	0.074
户主高级职称	0.065	1.45	0.031	0.040
户主中级职称	0.018	0.63	0.110	0.123
户主初级职称	0.024	0.72	0.063	0.069
户主技术员级	-0.012	-0.19	0.011	0.010
户主司局级及处级干部	0.148	2.31***	0.013	0.019
户主科级干部	0.011	0.30	0.052	0.057
户主科员	-0.043	-1.12	0.040	0.036
户主企业	0.096	3.21***	0.627	0.630
户主党政机关	0.059	1.48	0.092	0.094
户主事业单位	0.109	3.07***	0.200	0.226
户主国有	0.045	1.82*	0.705	0.780
户主城镇集体	-0.087	-2.68***	0.079	0.056
户主私营个体	-0.134	-4.17***	0.078	0.041
户主外资	-0.023	-0.37	0.013	0.013
户主私营业主	0.030	1.08	0.085	0.067
户主专业技术人员	0.051	1.74*	0.196	0.219
户主机关事业单位负责人	0.061	2.05***	0.152	0.172
户主办事人员	0.059	2.37***	0.179	0.189
户主技术工人	0.085	3.99***	0.193	0.198
区县中房改房比例	1.126	24.53***	0.530	0.600
区县房改房均价对数	-0.007	-0.32	5.885	5.903
观测概率=0.533,预测概率=0.530, LR Chi2=1.573,64,Pseudo R ² =0.1678,N=6 784				N=3 614

注:估计中控制了省份变量,***、**和* 分别表示在 1%、5%和 10%的水平上显著,表 3、表 4 同。

优惠价格所造成的补贴。在 2002 年住户调查数据中,要求房改房和租赁公房的住户确认该房屋是以哪位家庭成员的名义获得的。由此,我们在个人层面上讨论以优惠价格购买公有住房的决定因素。显然,全部人群可以按照是否以优惠价格购买公有住房分为两种类型。但对于购买公有住房的资格条件,我们并没有搜寻到全国范围内的限制性规章。因此在个人层面上,我们并不能明确地确定以优惠价格购买公有住房的对照组。为此,我们采取两种方式:一是将全部样本限定在居住在公有住房的人群组,包括获得了房改房和租赁公房这两种类型;二是将全部样本限定在 16 岁以上非在校学生。利用 Probit 模型,“以优惠价格购买公有住房”时因变量被设定为 1,否则为 0。个人是否购买公有住房既取决于个人特征,也与工作单位状况相关。因为工作单位会影响公有住房的可供性以及价格的优惠程度,个人特征在一定程度上也与其对住房产权的偏好以及支付能力相关。此外,我们还以两个变量来度量房改政策本身的影响,一是所在城市以优惠价格购买公有住房的住户在全部住户中的比重,二是当地平均的房改单价。在两种估计方式中,我们都控制了省份变量,显然省份之间的经济发展程度差异以及房改政策措施差异都可能影响人们的选择(见表 3)。

表 3 以优惠价格购买公有住房的影响因素(个人层面)

	居住在公有住房的人群组			全部人群组			以优惠价格购买了公有住房的人群特征
	边际效应	z 统计值	样本均值	边际效应	z 统计值	样本均值	
年龄	0.012	2.48**	49.12	0.025	12.70***	45.50	49.53
年龄平方/100	-0.010	-2.45**	25.38	-0.021	-11.63***	22.45	25.78
工作年限	0.003	1.72*	29.08	0.002	2.87***	25.60	29.54
党员身份	0.030	2.00**	0.410	0.069	8.59***	0.271	0.441
初中	0.082	3.14***	0.279	0.096	6.61***	0.281	0.263
高中	0.098	3.55***	0.237	0.114	7.17***	0.251	0.228
中专	0.159	5.71***	0.122	0.141	7.56***	0.117	0.135
大专	0.125	4.22***	0.183	0.123	6.70***	0.170	0.191
本科及以上	0.154	4.86***	0.108	0.196	8.48***	0.077	0.117
企业	0.032	1.06	0.626	0.088	6.13***	0.601	0.621
党政机关	0.004	0.11	0.101	0.116	5.04***	0.070	0.105
事业单位	0.022	0.63	0.208	0.093	4.81***	0.176	0.221
国有	0.056	2.25**	0.756	0.029	2.39**	0.613	0.792
城镇集体	-0.076	-2.22**	0.064	-0.072	-5.03***	0.094	0.050
私营个体	-0.077	-2.25**	0.053	-0.017	-1.06	0.089	0.040
外资	0.015	0.26	0.013	-0.011	-0.40	0.017	0.012
私营业主	0.019	0.69	0.071	0.036	2.52**	0.089	0.066
专业技术人员	0.057	2.07**	0.207	0.037	2.53**	0.178	0.220
机关事业单位负责人	0.072	2.62***	0.172	0.078	5.01***	0.109	0.189
办事人员	0.044	1.83*	0.167	0.038	2.99***	0.161	0.171
技术工人	0.052	2.63***	0.210	0.116	10.04***	0.169	0.205
高级职称	0.001	0.02	0.043	0.102	4.24***	0.023	0.047
中级职称	0.002	0.08	0.117	0.073	4.82***	0.088	0.126
初级职称	0.018	0.51	0.053	0.051	2.92***	0.057	0.057
技术员级	-0.130	-2.03**	0.012	0.029	0.90	0.013	0.010
司局级及处级干部	-0.029	-0.55	0.020	0.103	2.92***	0.009	0.022
科级干部	-0.028	-0.80	0.061	0.058	3.02***	0.037	0.064
科员	-0.006	-0.14	0.034	0.015	0.79	0.038	0.034
区县中房改房比例	0.626	13.30***	0.579	0.442	20.00***	0.528	0.600
区县房改均价对数	-0.063	-2.67***	5.925	-0.008	-0.73	5.892	5.903
观测概率	0.729			0.228			3.610
预测概率	0.750			0.179			
LR Chi2	571.12			2 689.43			
Pseudo R ²	0.0986			0.1582			
N	4 955			15 829			

不难理解,年龄对以优惠价格购买公有住房的可能性具有显著影响,总体而言,年龄越高,以优惠价格购买公有住房的可能性越高。从公有住房出售过

程中可以看到,工作年限是一个重要的折价因素。在福利分房体制下,当可供分配的住房短缺时,工作年限在实践中也是一个非常重要的排队指标。即使在控制年龄因素的情形下,工作年限对居住在公有住房人群中以优惠价格购买公有住房也具有显著影响,工作年限越长个人越有可能获得优惠购买的公有住房。这一特征与出售公有住房过程中对工龄的折价方式不无关联。从不同人群年龄和工作年限的均值比较中可以看到,居住在公有住房中的人群以及具有以优惠价格购买公有住房资格的人群通常年龄更大一些、工作年限也更长一些。这体现出房改试图对以往低工资分配体制进行补偿的特征。

一些研究表明党员身份在获得高收入等方面具有优势,尽管一些研究对这种优势的来源有不同的看法。由表 3 结果也可以看到,党员身份对以优惠价格购买公有住房的边际效应在两个估计结果中都显著。在已经居住在公有住房的人群中,具有党员身份者以优惠价格购买公有住房的概率高出 3 个百分点;而在全部人群中,这一概率高出 6.9 个百分点。这间接表明,具有党员身份对获取公有住房,无论是租赁还是以优惠价格购买都具有显著的正效应。比较不同人群组不难发现,在全部人群组中,具有党员身份者的比例为 27%;而在居住在公有住房的人群组中,具有党员身份者的比例高达 41%;在以优惠价购买了公有住房的人群组中,党员身份者的比重又进一步上升,达 44%。

在两个估计结果中,教育的边际效应都显著。总体而言,受教育程度较高者以优惠价格购买公有住房的可能性更高一些。但教育变量的边际效应并没有随着受教育程度的提高而逐渐扩大。在以居住在公有住房的人群组为讨论对象的估计 1 中,初中和高中受教育程度的边际效应比较接近,而其他三个层次教育变量的边际效应则比较接近。而在估计 2 中,各教育变量的边际效应尽管都显著,但并没有随着受教育程度的上升而表现出一致性的变动关系。在以全部人群组为基础的估计结果中,受教育程度在本科及以上的人群获得以优惠价格购买公有住房的可能性要显著高一些,比小学及以下人群(参照组)要高出近 20 个百分点。

从职称和职务级别可见,相对于整个人群组,职称和职务级别越高者越有可能获得以优惠价格购买公有住房的资格,并且其边际效应随着职称和职务级别的上升而逐渐增高。但在居住在公有住房的人群中,这些变量的边际效应通常不显著。之所以如此,一方面,职称和职务级别等特征与年龄、工作年限和受教育程度等变量之间具有非常强的相关性;另一方面,在已经以租赁或购买的形式获取公有住房的人群中,职称或职务级别高者在一定时期内可能对住房改革的预期并不明确,对能继续享有原体制下的福利分房利益可能过度自信。

度量房改政策本身的两个变量的边际效应估计结果与预期非常一致。所在区县房改房比例越高,则越可能以优惠价格购买公有住房。这既可能体现了房改政策实施的影响,也可能是由人们对住房私有产权的示范效应和攀比

效应所致。当地房改房的价格对人们是否购买公有住房具有负效应,即价格越高则购房的意愿越弱。但这种价格效应在全部人群中不显著,表明对整个 人群而言,是否能获得房改房显然不是由价格机制来调节的,而是由诸多社会 经济上的分割因素所致。

四、补贴规模及其分配

对以优惠价格购买公有住房所形成的补贴,最理想的推算方法是,比较具 有相同特征的住房优惠价与市场价之间的差异。然而,完全意义上的“反事实”推算方式存在一些实践上的困难。最典型的是,通常不容易找到合适的 “反事实”类型。为此,本文采取两种方式来估计以优惠价格出售公有住房所 产生的补贴规模及其分布特征。

第一种方式是,可以根据按照市场价格购买的住房的特征与价格支付之 间的关系构造回归方程,作为市场价格的决定机制,以此估计以优惠价格购买 的公有住房的市场价格,由此得到的估计值与实际支付的购房金额之差即可 视为购房补贴的市场价值。表 4 的估计 1 和估计 4 给出了按市场价格支付的

表 4 购房金额的回归结果

	线性模型			对数模型		
	估计 1	估计 2	估计 3	估计 4	估计 5	估计 6
以优惠价格购买		-24 703.78 ***			-0.4176 ***	
×工作年限			-346.73 ***			-0.0083 ***
×初中			-5 886.25 **			-0.0686 *
×高中			-9 167.28 ***			-0.1050 **
×中专			-5 870.38 **			-0.0535
×专科			-8 468.91 ***			-0.0004
×本科及以上			-11 164.56 ***			-0.0402
×企业			-6 081.80 **			-0.1112 ***
×党政机关			-8 452.21 **			-0.1802 ***
×事业单位			-8 637.20 ***			-0.1306 ***
使用面积	1 101.19 ***	923.17 ***	949.88 ***	0.0184 ***	0.0204 ***	0.0206 ***
单元房	7 003.55 ***	10 174.30 ***	11 034.34 ***	0.6294 ***	0.6673 ***	0.6864 ***
普通楼房	-725.97	7 502.59	7 691.43	0.1966	0.3076 ***	0.3164 ***
市中心	9 857.06 **	1 182.33	1 777.27	0.0938 *	0.0283	0.0376 *
独立厨房	1 521.31	5 654.65	5 580.45	0.2410 **	0.2121 ***	0.2157 ***
已经装修	11 578.08 ***	3 869.83 ***	3 836.47 ***	0.1895 ***	0.1434 ***	0.1323 ***
独立厕所浴室	12 429.04 ***	3 777.12 ***	4 105.34 ***	0.2791 ***	0.1449 ***	0.1442 ***
1995—1998 年购买	18 986.85 ***	8 825.06 ***	8 448.21 ***	0.5059 ***	0.3530 ***	0.3405 ***
1998 年以后购买	42 297.63 ***	21 089.11 ***	20 462.36 ***	0.8121 ***	0.5521 ***	0.5318 ***
省份虚拟变量	是	是	是	是	是	是
常数项	-11 472.69	-5 767.24	-7 505.11	8.1536 ***	8.3472 ***	8.3395 ***
样本量	1 039	4 627	4 627	1 039	4 627	4 627
F 统计量	31.81	99.49	73.34	59.99	213.14	159.35
调整 R ²	0.3725	0.3090	0.3120	0.5320	0.4906	0.4982
个体特征的 F 统计值		261.71	32.34		304.88	43.00

注:估计 1 和估计 4 中只包括了商品房和市场价购买的公有住房样本,其他估计方程 只包括了房改房和商品房这两种类型的住户。

购房金额与部分住房特征之间关系的回归结果。从中可以发现,估计 4 对数 模型结果的调整 R² 较高,因此从预测住房价格的角度出发,我们选择估计 4 的结果来估计以优惠价格购买的公有住房的市场价格。根据伍德里奇(2010) 的做法,利用对数模型估计结果获得预测值时按以下方式调整:

pay_pred=exp(σ²)×exp(lnŷ)

其中,lnŷ为基于对数模型直接得到的预测值,σ² 为对数模型随机扰动项的方

差估计值,exp 表示取指数。由此得到的预测值与实际支付的购房金额之差即为以优惠价格购房所产生的补贴。由于按照上述方式得到的预测值可能会小于实际支付的购房金额,对这种情形,我们认为购房者没有获得补贴,因而记为 0。因此,补贴的推算可表示为:

$$\text{housub}=\max(0,\text{pay_pred}-\text{pay_real})$$

其中,pay_real 为购房的实际支付。

表 5 以优惠价格购房所形成补贴的基本分布特征

	全部住户	以优惠价格购买公有住房的住户	补贴大于 0 的住户
平均值	12 234.09	23 131.39	27 026.5
标准差	21 836.43	25 485.99	25 566.42
补贴的基尼系数	0.7501	0.5274	0.4479
补贴与家庭人均收入的比率	1.61	2.83	3.09
(补贴+收入)的基尼系数	0.4073	0.3577	0.3331
补贴相对于家庭人均收入的集中率	0.2505	0.1716	0.1520
样本户数	6 835	3 615	3 094

按照上述方式获得的以优惠价格购买公有住房所形成的补贴及其分布状况见表 5。在全部住户人群中,这种价格优惠所形成的补贴户均为 12 234 元,相当于 2002 年城镇人均收入的 1.61 倍。如果把这一补贴与 2002 年收入合并计为实际所获得的福利,则(补贴+收入)的基尼系数会上升到 0.4073,比城镇收入的基尼系数要高出近 9 个百分点。从整体看,以优惠价格购房所形成的补贴扩大了城镇居民的收入差距。从补贴相对于家庭人均收入的集中率看,以优惠价格购房所形成的补贴具有较明显的向高收入人群集中的倾向。

在以优惠价格购买公有住房以及补贴大于 0 的住户中,获得的补贴均值有大幅上升,补贴与相应住户人均收入的比率分别为 2.83 和 3.09,远远高于 2002 年的住户收入水平。但在这两类住户中,补贴分布的均等性有较大增强,并且相对于家庭人均收入的集中率也有较大程度的下降。特别是在补贴大于 0 的住户中,补贴相对于家庭人均收入的集中率比全部样本中下降了 10 个百分点,基尼系数也下降了 30 个百分点。可见,在拥有补贴的住户中,以优惠价格购房所形成的补贴又具有一定程度的均等性。也就是说,房改的分配效应主要是由能否享受房改政策的人群之间的差异所造成的。

住房价格通常是由住房特定特征所能提供的功能价值决定的。如果市场是完善的,则住房价格将由住房特征决定,而与购房者特征无关。因此,购房者特征的影响可以看作是房价决定过程中所受到的扭曲。这就是本文关于住房补贴估算的第二种方式,即在住房价格回归中加入购房者(户主)的基本特征,结果见表 4。

估计 2 和估计 5 在估计 1 和估计 4 的基础上增加了以优惠价格购买公有住房的住户,并以虚拟变量标识,变量“以优惠价格购买”的估计系数即度量了这类人群在购房中的受益程度。从相应的估计结果看,在其他住房特征相同的情形下,以优惠价格购买会使实际的购房支出平均下降 24 704 元或 41.76%。也就是说,相对于房价的市场决定机制,以优惠价格购买者每套房平均获益 24 704

元。这一绝对数量与上述预测推断的结果比较接近。优惠价格比市场价格通常要低 41.76%。估计 3 和估计 6 进一步将“以优惠价格购买”这一变量与相关户主特征交叉相乘,以获得在控制其他条件不变的情形下,相应人群的获益程度。从工作年限看,每增加一年工作经验,在优惠价格购房过程中可能少支付 347 元,相对优惠幅度为 0.83%。从受教育程度与“以优惠价格购买”的交叉项看,受教育程度较高者从购房中所获得的优惠程度也更高一些,特别是户主受教育程度为高中和本科及以上。从户主工作单位性质看,户主在党政机关和事业单位所获得的价格优惠程度要显著高一些。

五、总 结

本文基于 2002 年城镇住户调查数据,讨论了 20 世纪 90 年代中后期的公有住房私有化改革的分配效应。本文着重讨论了两个问题,一是以优惠价格购买了公有住房的人群的基本特征,二是以优惠价格购买公有住房所形成的补贴规模及其分布状况。研究结果表明,工作年限对购房行为具有显著影响,这既与房改过程中相关折价规定与工作年限之间存在密切关联有关,即工作年限越长则价格折扣越多,也与住房分配体制改革中的“排队”现象有关,即工作年限较长者通常具有优先购买权。此外,党员身份、受教育程度、工作单位和职位性质等都会影响以优惠价格购买公有住房的行为。而住房价格对购房行为却只有非常有限的影响。显然,对大多数人而言,能以优惠价格购买公有住房是一种难得的福利。相对于价格优惠程度,购房价格本身所产生的成本效应并不能阻碍购房行为。我们还讨论了以优惠价格购买公有住房所形成的补贴规模及其分布特征。不难理解,由此所形成的购房补贴即便在当时也不少,远远高于当年的居民收入水平。但这种补贴也在相当程度上加剧了居民之间的福利差异。如果把这种补贴和当年收入合并,则由此所产生的不均等程度要远远高于当年收入。值得注意的是,这种补贴也是在不太长的时期内所形成的类似于收入的流量。当然,这种购房补贴分布的不均等在相当大程度上体现在已经获取和不能获取这两个人群之间。在已经获取了住房补贴的人群中,其分布的不均等程度要低得多。这也验证了一些学者所指出的房改政策所具有的社会排斥性。以优惠价格购买公有住房以及相关住房补贴的分布特征也表明,从社会公平角度看,合理与不合理的影响因素交织存在。一些基于既往生产性贡献特征如工作年限、受教育程度等的住房分配优势与社会普遍的公平观念具有更强的相容性,而基于非生产贡献特征的分配优势则常常成为人们质疑其改革合理性的重要原因。

注释:

①这 12 个省份包括北京、山西、辽宁、江苏、安徽、河南、湖北、广东、重庆、四川、云南和甘肃。

主要参考文献:

- [1]陈学斌. 90 年代中期住房改革制度回顾[J]. 百年潮, 2010, (7): 26—34.
- [2]陈彦斌, 邱哲圣. 高房价如何影响居民储蓄率和财产不平等[J]. 经济研究, 2011, (10): 25—38.
- [3]金俭. 中国住宅私有化进程及其社会影响[J]. 南京大学学报(哲学人文科学社会科学版), 2004, (3): 107—112.
- [4]李斌. 社会排斥理论与中国城市住房改革制度[J]. 社会科学研究, 2002, (3): 106—110.
- [5]汪利娜, 魏众. 城市住宅福利规模与收入分配[A]. 赵人伟, 李实, 卡尔·李思勤(主编). 中国居民收入分配再研究[C]. 北京: 中国财政经济出版社, 1999.
- [6]伍德里奇. 计量经济学导论[M]. 北京: 中国人民大学出版社, 2010.
- [7]Li S, Luo C, Wei Z, et al. Appendix: The 1995 and 2002 Household Surveys: Sampling methods and data description[A]. in Gustafsson B, Li S, Sicluar T, ed, Inequality and Public Policy in China[C]. New York: Cambridge University Press, 2008.

The Reform of Housing Allocation System in Urban China and Its Allocation Effects

LUO Chu-liang

(School of Economics and Business Administration,
Beijing Normal University, Beijing 100875, China)

Abstract: Based on the urban household survey in 2002, this paper discusses the distribution effects resulting from the large-scale privatization reform of public housing in the middle and late 1990s. It focuses on two issues, namely the basic characteristics of the population purchasing the public houses at a discount and the real subsidy scale concerning purchasing the public houses at a discount as well as its distribution. The empirical results indicate that work experience has significant effects on the behavior of purchasing houses and such factors as CPC membership, education, work unit and its features affect the behavior of purchasing public houses at a discount, while the housing prices only have very limited effects on the behavior of purchasing houses. In addition, the subsidies concerning purchasing the public houses at a discount widen the welfare inequality among urban residents.

Key words: housing reform; subsidy; inequality

(责任编辑 许 柏)