

谁在为配建保障性住房项目“买单”？

——基于北京市微观数据的实证分析

樊颖 杨赞 吴璟*

摘要：商品住房项目配建保障性住房单元是近年来我国推广的一种保障性住房建设模式，本文综合理论和实证分析研究该模式下各方成本分担问题。理论分析显示，一方面开发商存在强烈的提高同项目商品住房价格以弥补利润损失的动机；另一方面，在现行预售价格审批制度下，政府也倾向于以提高批准的预售价格作为对开发商的补贴手段。基于北京市2013年和2014年数据开展的实证研究也发现，同等条件下配建保障性住房的新建商品住房项目价格显著较高，且这种效应在配建大规模和租赁型保障性住房、开发商为非国有企业、项目区位条件相对较差时尤其明显。进一步的福利分析显示，借助上述方式，开发商实际上将配建保障性住房的成本完全转嫁给商品住房购房人，甚至借此获利。基于这一研究发现，本文提出了相应政策建议。

关键词：保障性住房；配建模式；成本分担；福利分析

一、引言

2008年以来，我国大规模实施城镇保障性安居工程，保障性住房作为解决中低收入阶层住房需求、实现全社会居住目标的重要手段，在促进住房公平和社会稳定方面意义凸显。

目前，在城市建成区可用建设用地有限的约束下，以“独立集中建设”为主的保障房建设模式产生一系列弊端：边缘化的居住安排使低收入群体难以在城市交通和公共服务等空间资源分配中受益（郑思齐、张英杰，2010；曾德珩、全利，2014），加剧低收入群体聚集的负外部性及社会阶层的空间分化（Forrest and Murie，1983；Harloe，1995；Kaplan and Woodhouse，2004；焦怡雪，2007）。与此相对，保障房“配建”模式有助于低收入群体获得更多元的就业和更便捷的公共服务机会，以充分校正公共住房政策对居住分异的同向强化效应（徐琴，2008；邓大伟、诸大建，2009），并可充分利用已有市政基础设施和配套公建社区服务机构，减少保障房

* 樊颖，清华大学恒隆房地产研究中心、清华大学建设管理系房地产研究所，邮政编码：100084，电子信箱：fanying13@mails.tsinghua.edu.cn；杨赞，清华大学恒隆房地产研究中心、清华大学建设管理系房地产研究所，邮政编码：100084，电子信箱：zanyang@tsinghua.edu.cn；吴璟（通讯作者），清华大学恒隆房地产研究中心、清华大学建设管理系房地产研究所，邮政编码：100084，电子信箱：ireswujing@tsinghua.edu.cn。

本文感谢国家自然科学基金项目“中国式分权模式下城市政府住房市场调控行为的特征测量与规律研究”（项目编号：71003060）以及“居住用地价格波动的轨迹度量、规律研究和影响分析”（项目编号：71373006）的资助。非常感谢匿名审稿人提出的宝贵意见以及编辑部的指导与编辑工作，文责自负。

单独建设的财政成本和运营管理的社会负担(王应麟,2009)。因此,配建模式在城市保障性住房用地规划的过程中受到了进一步关注和推广(许丹艳、刘向南,2012)。

然而在实际运行过程中,配建模式本身仍存在一定的問題。一方面,混合居住下保障房的负外部性仍难以得到有效消除(Andersson,et al.,2007);但更重要的是,由于地方政府提供的回购价格不足以支撑保障房建安成本和配套设施建设费用,配建保障房限制了项目的成本利润率(贺传皎、李江,2010;杜静等,2013),从而有可能在“预售价格行政审批”的背景下抬升开发商对于同项目商品房部分的溢价动机和议价能力,进而将保障房的建设成本转嫁给同项目商品房的消费者。针对这个配建保障房过程中最核心的成本分担问题,尚未有研究从定量的角度展开分析。

本文从配建保障房项目成本分担的视角出发,以北京市商品房“预售审批制度”为背景,利用微观数据定量分析由于政府回购价格不足导致的配建成本对同项目商品房预售定价的影响,进而验证政府通过放松价格管制从而进行“隐性补偿”的机制,并通过福利分析探讨市场运行条件下的隐性成本在开发商和商品房消费者之间的分担关系,从而在价格层面上发掘保障房建设与商品房市场互动机制下产生的公平性问题。

二、理论分析

根据传统的成本导向定价(Cost-based Pricing)原理(Courcoubetis and Weber,2003)可推知,房地产预售价格等于土地取得成本(LP)、建筑物建造成本(C)、管理费用(M)、投资利息(I)、销售税费(ST)和要求的开发利润(R)之和:

$$P=LP+C+M+I+ST+R \quad (1)$$

假设某项目中商品房部分的建筑面积为 S_1 ($S_1>0$),预售定价为 P_1 ,配建保障房部分的建筑面积为 S_2 ($S_2\geq 0$),保障房回购单价为 P_2 ;土地价格为LP,商品房和保障房的总建筑成本分别为 C_1 和 C_2 ,单位面积的建筑成本分别为 c_1 和 c_2 (假定 $c_2=kc_1$; $0<k\leq 1$), α 为综合成本费用系数(含管理费用和销售税费, $\alpha>1$), r 为融资成本系数($r>1$), ω 为利润率系数($\omega>1$)。则按照成本定价依据:

$$P_1S_1+P_2S_2=LP+(C_1+C_2)\alpha r\omega=LP+(c_1S_1+c_2S_2)\alpha r\omega \quad (2)$$

即得到商品房定价为:

$$P_1=\frac{LP}{S_1}+c_1\alpha r\omega+(kc_1\alpha r\omega-P_2)\frac{S_2}{S_1} \quad (3)$$

在未配建保障房的情况下($S_2=0$),商品房的预售定价为:

$$P_1^0=\frac{LP}{S_1}+c_1\alpha r\omega \quad (4)$$

由于开发商不具备对保障房部分的定价权,且实际运行中政府的回购价格不足以支撑保障房建安成本和配套设施建设费用,因此有:

$$P_2\leq c_2=kc_1<kc_1\alpha r\omega \quad (5)$$

在固定 α 、 ω 和 r 的情况下,配建隐性成本 $(kc_1\alpha r\omega-P_2)S_2/S_1=P_1-P_1^0>0$,开发商存在强烈的提高同项目商品住房价格以弥补利润损失的动机;进一步放松假设,保障房建设由于缺失预售回款机制,需要开发企业在前期垫付大量资金,即在固定 α 和 r 的情况下基于资金的机会成本提高了项目的目标利润率 ω ,进一步提升开发商抬高商品房价格的“溢价动机”。

需要注意的是,完全竞争性市场中,开发商显然无法因为上述成本导向诉求而单方面提高商品房价格,尤其是国内外大量已有研究都显示保障性住房项目存在负外部性,可能对家庭对周边商品房的支付意愿产生负向影响(Nguyen 2005)。但目前相当部分城市政府(以北京市为例)通过商品房预售审批过程中的预售价格申报环节对商品房价格实施直接管制^①,且绝大多数情况下管制价格低于单纯市场条件决定的均衡价格,这就给上述成本导向定价的存在提供了条件。在配建保障性住房后,一方面根据前述分析开发商有更强烈的推高商品房价格的动机,另一方面城市政府也有可能以提高批准的预售价格作为对配建保障房开发商的补贴手段,这就使得开发商更有可能在“商品房预售价格行政审批”的背景下得到政府放松定价管控的“隐性补偿”,实现其提高商品房价格的目的。

三、研究设计与数据来源

(一) 研究设计

本文的研究思路如图1,由于地方政府提供“回购价格”不足以支付保障房建安成本和配套设施建设费用,因此,配建保障房增加了开发商商品房建设的“隐性成本”,开发商在“成本法定价”动机与“预售价格审批”制度下会提升商品房的溢价动机和议价能力;同时,保障房的负外部性会削弱同项目商品房潜在购房者需求,降低其支付意愿,配建保障房对于商品房定价影响具有不确定性,进一步,隐性成本在消费者和开发商之间的承担关系具有不确定性。

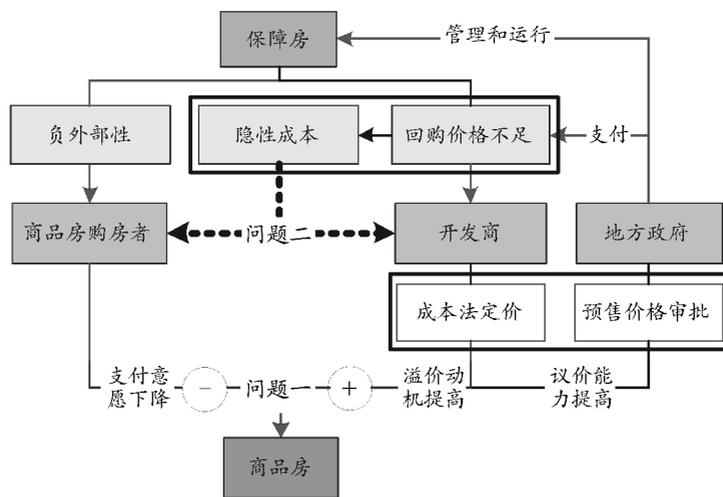


图1 本文的基本研究思路

本文主要研究以下两大问题:

问题一(图中的实线部分):配建保障房对同项目商品房定价是否具有影响,即政府通过放松预售价格管制对开发商进行“隐性补偿”的机制是否存在,该机制的影响对于不同规模性质、不同开发背景以及不同区位的保障房具有怎样的差异?

^①例如北京市住房和城乡建设委员会《关于加强我市商品房预售方案管理的通知》,http://www.bjjs.gov.cn/publish/portal0/tab662/info85013.htm. 2010-12-13。

问题二(图中的虚线部分):由于政府支付能力不足产生的隐性成本在开发商和商品房消费者之间具有怎样的分担关系,即究竟是谁在为配建保障性住房买单?

对于问题一的分析,本文建立实证模型,利用微观样本信息进行回归。回归共分为三个部分:

首先,对于是否配建保障房对同项目商品房定价的影响进行分析。由于在市场运行的过程中,“成本定价”中的建设成本在原材料和人力充分流动的现状下差别有限,流通成本和利润率在行业中基本稳定,因此土地价格成为最重要的指标,但由于地价和房价具有一定的内生性关系,因此本文增加地价合理性的解释变量,设定为“地价成本因子” ε 。因此,根据特征价格模型(Hedonic model)的基本思想,商品房预售价格($PreP$)可以分解为物理属性(S)、区位属性(L)、邻里属性(N)、时间因素(T)以及土地价格合理性因素(ε)的共同作用(Can, 1992; 吴璟等 2007),如下式:

$$PreP=f(S, L, N, T, \varepsilon) \quad (6)$$

回归分两步进行:第一步,针对地价($\ln landprice$)进行回归,在基本区位因素基础上控制土地面积($landarea$)和容积率上限($FARU$),从而获取残差 ε 作为地价成本因子;第二步,对全样本商品房预售单价进行回归,以是否配建保障房($inclusionary$)、地价成本因子(ε)、项目规划容积率($FARR$)等为解释变量。如果回归结果 $inclusionary$ 的系数显著为正,说明政府通过放松预售价格管制对开发商进行间接价格补偿的机制存在。

第二步,对于配建保障房的属性对同项目商品房定价的影响进行研究。进一步建立模型检验配建保障房属性的解释变量包括配建保障房的面积($inclusionaryarea$)及保障房(回购)价格($inclusionaryprice$)对于同项目商品房定价的影响。由于不同项目的规模存在较大差别,直接引入配建保障房面积的变量,不能够很好地反映保障房规模对同项目商品房定价的影响,因此本文进一步构造表征配建保障房规模的变量,即保障房的面积($inclusionaryarea$)与商品房面积($commercialarea$)之比:

$$inclusionaryrate_i = \frac{inclusionaryarea_i}{commercialarea_i} \quad (7)$$

验证分两步:首先,假定保障房同质,研究配建规模($inclusionaryrate$)对商品房定价的影响;其次,考虑到目前配售改回购成为趋势^①,但由于信息局限无法搜集到具体项目的回购价格,因此使用保障房类别($inclusionarytype$)作替代变量,将保障房划分为出租类(公租房和廉租房,用1表示)及出售类(两限房,用0表示),分类依据在于支付方式不同:出租类保障房主要采用回购的方式,回购单价低,开发商资金压力大,而出售类保障房影响相对缓和并进一步取决于与地价的关系。比较不同规模和类型的配建项目传导机制的差异。

最后,研究不同开发背景和不同区位的配建保障房对同项目商品房定价的影响。在基于开发企业背景差异进行的回归中,建立变量 SOE 以度量开发企业性质对于配建保障房的商品房项目定价的影响,当开发企业或其母公司为国有企业时 $SOE=1$,否则 $SOE=0$ (联合体中有国有企业, $SOE=1$)。另外,在对区位的回归中,参考ArcGIS标注的配建保障房样本点

^①资料来源《配售型保障房将试点政府回购》,载《新京报》,http://money.163.com/14/0429/02/9QVDOAT500253B0H.html 2014-04-29。

信息,将保障房样本划分为五环内、五环外及沿线分别回归。比较不同企业背景和不同环线分布的配建项目传导机制的差异。

对于问题二的探讨,本文建立福利分析的简化模型,代入问题一微观数据的回归结果,按照经验法对其余变量取值,判断隐性成本在开发商和商品房消费者之间的承担关系,并进一步进行敏感性分析。

(二) 数据来源

本文基于数据可得性,选择2013年全年和2014年(至6月24日)北京市住房和城乡建设委员会项目公示信息中的预售项目^①,并匹配查询对应的北京市土地储备整理中心土地交易信息^②,剔除信息不完整的子项获得181个样本。由于缺失两项商品房价格变量,后续回归样本缩减至179个(其中配建保障房的项目共45个)。进一步,本文采用ArcGIS进行样本点的标注(见图2)。

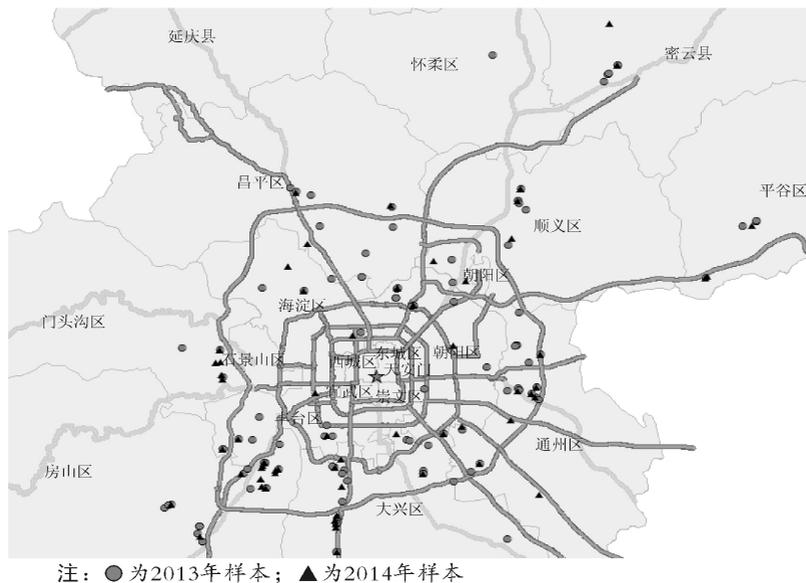


图2 样本点空间分布的GIS标注

初步设定的变量包括项目土地面积(*landarea*),土地价格(*landprice*),商品房价格(*commercialprice*),是否配建保障房(*inclusionary*),配建保障房面积(*inclusionaryarea*),容积率(*FAR*,包括容积率上限*FARU*和项目规划容积率*FARR*),到CBD的距离(*D_CBD*),到最近地铁站的距离(*D_subway*),到最近基础服务配套的距离(*D_public*),到最近高速公路的距离(*D_highway*)以及到最近绿地公园的距离(*D_green*)表征项目的邻里属性,主要变量的描述性统计如表1。根据主要变量的相关性统计,主要回归变量之间的相关性在0.5以下,符合回归要求。

^①数据来源:北京市住房和城乡建设委员会项目公示信息,http://www.bjjs.gov.cn/tabid/3164/Default.aspx?COLLCC=1050864898&.

^②数据来源:北京市土地储备整理中心土地交易信息,http://bjtd.bjgtj.gov.cn/tabid/3029/Default.aspx?projectid=1622.

表1 主要变量的描述性统计

变量	2013年				2014年			
	Mean	Std. Dev.	Min	Max	Mean	Std. Dev.	Min	Max
<i>landarea</i> (平方米)	106 646.30	66 068.32	10 116	356 736.80	105 739.80	61 566.38	11 953	259 387.50
<i>landprice</i> (元/平方米)	12 783.73	6 648.828	3 006.364	31 322.99	14 312.67	7 855.50	3 595.24	41 458.73
<i>commercial price</i> (元/平方米)	25 490.42	11 682.96	8 749.5	86 879.70	30 833.60	14 511.18	13 380	95 950.75
<i>inclusionary inclusionary area</i> (平方米)	0.17	0.38	0	1	0.371429	0.49	0	1
<i>FAR</i>	34 200.22	30 199.81	118.60	127 825.80	73 661.53	59 344.08	8 509.45	222 796.40
<i>D_CBD</i> (米)	2.10	0.667516	0.50	4.50	2.083429	0.69	0.62	3.50
<i>D_subway</i> (米)	38 187.35	103 783	7 953.96	1 116 263	53 822.10	149 811.80	8 227.48	1 116 277
<i>D_public</i> (米)	16 227.03	102 002.40	39.73	1 081 676	31 593.62	148 149.50	27.54	1 081 691
<i>D_highway</i> (米)	9 441.13	93 826.64	49.69	993 533.30	24 275.32	138 210.60	38.78	993 548.30
<i>D_green</i> (米)	12 028.65	98 701.74	109.38	1 046 979	26 719.70	143 121.30	43.31	1 046 994
<i>D_green</i> (米)	10 136.64	96 452.91	9.45	1 021 735	25 317.14	141 515.90	42.71	1 021 750

四、实证分析

(一) 政府价格管制的隐性补偿机制验证

对于是否配建保障房对同项目商品房定价影响的回归结果见表2。

表2 是否配建保障房对同项目商品房价格的影响

	回归(1) <i>lnlandprice</i>	回归(2) <i>lnlandprice</i>	回归(3) <i>lnlandprice</i>	回归(4) <i>lncommercialprice</i>	回归(5) <i>lncommercialprice</i>
<i>inclusionary</i>				0.105* (1.68)	0.091* (1.72)
<i>Residuals(ε)</i>					0.388*** (8.35)
<i>FARU</i>		0.144** (2.49)	0.104* (1.76)		
<i>lnlandarea</i>			-0.144** (-2.57)		
<i>FARR</i>				-0.094** (-2.22)	-0.069* (-1.93)
<i>lnD_CBD</i>	-0.413*** (-3.72)	-0.438*** (-3.97)	-0.431*** (-3.97)	-0.068 (-0.52)	-0.271** (-2.39)
<i>lnD_subway</i>	-0.042 (-1.22)	-0.017 (-0.49)	-0.031 (-0.89)	0.012 (0.48)	0.016 (0.78)
<i>lnD_public</i>	0.006 (0.15)	0.015 (0.38)	0.041 (1.01)	0.024 (0.78)	0.045* (1.72)
<i>lnD_green</i>	0.055 (1.28)	0.052 (1.24)	0.040 (0.95)	-0.023 (-0.81)	-0.031 (-1.28)
<i>lnD_highway</i>	0.110*** (3.06)	0.103*** (2.89)	0.101*** (2.88)	0.082*** (3.27)	0.093*** (4.39)
<i>year2014</i>	0.110 (1.44)	0.112 (1.48)	0.113 (1.51)	0.211*** (3.92)	0.217*** (4.78)
<i>Constant</i>	12.64*** (15.93)	12.40*** (15.57)	14.10*** (13.73)	11.95*** (15.81)	12.95*** (19.97)
Observations	181	181	181	179	179
<i>R-squared</i>	0.201	0.231	0.259	0.431	0.598

说明: 括号内数据为 *t* 值, * 表示 $p < 0.10$, ** 表示 $p < 0.05$, *** 表示 $p < 0.01$ 。

在地价(*lnlandprice*)的回归中^①,到CBD的距离系数显著为负;到地铁站的距离虽然系数为负,但是并不显著,可能与样本分布的郊区化特征有关;*FARU*系数为正并显著,反映出容积率与土地单价的正相关关系;土地单价与土地规模*landarea*负相关,反映出土地的“规模效应”。在对于商品房价格(*lncommercialprice*)的回归中,在控制地价成本因素 ε 的情况下,“是否配建保障房”(*inclusionary*)的系数为正且显著,模型的解释能力增强,其他各项控制变量的符号符合经济预期。^②因此,回归结果显示,在控制地价影响、物理属性影响、区位影响之后,是否配建保障房对同项目商品房的定价会产生影响,系数显著为正,政府对于保障房回购价格的不足的确引发了开发商出于成本导向提升同项目商品房预售定价的动机,并在“预售价格审批”的制度下获得了政府的隐性补偿,即政府对于配建保障房项目的开发商通过放松预售价格管制而进行间接价格补偿的机制存在。

进一步分析配建保障房的属性对隐性补偿机制的影响,回归结果见表3。

表3 保障房属性、企业性质和项目区位对同项目商品房定价的影响

	3 回归 (6)	回归 (7)	回归 (8)	回归 (9)	回归 (10)	回归 (11)
	<i>lncommercial price</i>	<i>lncommercial price</i>	国有企业 <i>lncommercial price</i>	非国有企业 <i>lncommercial price</i>	五环内 <i>lncommercial price</i>	五环外及沿线 <i>lncommercial price</i>
<i>inclusionaryrate</i>	0.593*** (3.59)	0.614*** (3.89)	0.294 (1.58)	0.659*** (3.28)	0.297* (2.07)	0.958* (2.11)
<i>inclusionarytype</i>		-0.190** (-2.09)	-0.141 (-0.78)	-0.110 (-1.02)	-0.249** (-2.10)	-0.153 (-0.79)
<i>Residuals(ε)</i>	0.076 (0.60)	0.137 (1.11)	0.029 (0.13)	0.068 (0.49)	0.533*** (3.65)	-0.017 (-0.07)
<i>lnD_CBD</i>	-0.361** (-2.31)	-0.421*** (-2.77)	-0.154 (-1.22)	-0.549*** (-4.11)	-0.368*** (-3.70)	-0.275 (-0.97)
<i>lnD_highway</i>	0.098** (2.70)	0.102*** (2.95)	0.128** (2.65)	0.087* (2.02)	0.135*** (3.11)	0.140 (1.54)
<i>lnD_subway</i>	-0.001 (-0.02)	0.017 (0.36)				
<i>lnD_public</i>	0.100** (2.04)	0.0807 (1.69)				
<i>lnD_green</i>	0.011 (0.26)	0.015 (0.38)				
<i>year2014</i>	0.132 (1.45)	0.136 (1.57)	0.096 (0.56)	0.217* (2.01)	0.043 (0.42)	0.184 (1.29)
<i>Constant</i>	11.93*** (11.20)	12.54*** (11.86)	10.78*** (9.07)	14.81*** (10.29)	12.98*** (14.83)	11.63*** (4.34)
<i>Observations</i>	45	45	21	24	27	18
<i>R-squared</i>	0.552	0.603	0.468	0.796	0.629	0.634

说明: 括号内数据为 *t* 值, * 表示 $p < 0.10$, ** 表示 $p < 0.05$, *** 表示 $p < 0.01$ 。

保障房规模 (*inclusionaryrate*) 对于同项目商品房定价影响系数为正且显著,表明不考虑

①在土地单价的回归中, *lnD_highway* 的回归系数正显著,可能由于全样本整体上具有相对良好的交通条件(例如市内交通),在此基础上,距离高速公路越近受到车流量的噪声污染越大,因此该区位地价相对偏低。

②*FARR* 的系数显著为负,反映出与发达国家进行容积率的补偿(*density bonus*) (*Stegman and Holden*, 1987) 的区别,即在回归所处市场条件下,容积率补偿失效。

保障房类别的前提下,保障房规模占比越大(此时 S_2/S_1 越大),开发商隐性成本($kc_1\alpha\omega - P_2$) S_2/S_1 压力越高,出于成本考虑从而对于商品房部分的提价动机增强。同时政府出于激励目的,对于配建大规模保障房的商品房项目价格管控力度相对较低,导致开发商议价能力增强;进一步,控制包括保障房规模变量后发现 *inclusionarytype* 的系数为负显著,即配建出售类保障房(限价房)的商品房部分定价低于政府直接回购的出租类保障房(公租房和廉租房),反映出政府对于配建出租类保障房的商品房价格管控力度相对较低,因为配建保障房的回购价格反映了保障房保障对象的信息,而出租类保障房的保障群体相对于出售类保障房而言具有更低的收入水平和更强的流动性,因此前者负外部性显著高于后者,支付意愿更低。政府出于补偿而采取的放松价格管制行为更加倾向于配建出租类保障房的项目。

在企业性质对于配建保障房项目对隐性补偿机制的影响上,回归(8)显示对于国有企业配建保障房规模(*inclusionaryrate*)对于同项目商品房预售价格的影响系数为正但不显著,反映出国有企业雄厚的资金实力和较低的融资成本会相对缓解承担保障房配建的隐性成本和资金回流压力,因此具有相对较弱的溢价动机。相反,回归(9)显示非国有企业配建保障房规模(*inclusionaryrate*)对于同项目商品房预售价格的影响系数为正且显著,一方面表示了非国有企业因为自身资金链的限制和相对更强的盈利动机而更倾向于在配建规模增大的情况下提升商品房部分的预售定价以平衡现金流;另一方面反映出在预售价格行政审批的过程中,政府通过对非国有企业的隐性价格补偿,从而激励非国有企业和社会资本对于保障房建设的参与度。

在项目区位对于隐性补偿机制的影响上,首先在配建规模方面 *inclusionaryrate* 系数均为正且显著,反映配建保障房规模对于商品房定价的正向作用,并且五环外及沿线的系数(0.958)明显大于五环内(0.297),表现了郊区化和边缘化的配建保障房项目的定价过程中,政府的隐性补偿机制更加倾向于偏远的大规模配建项目。其次,在配建类型方面,五环内项目回归结果的 *inclusionarytype* 系数为负且显著,五环外及沿线项目回归结果的 *inclusionarytype* 系数不显著,反映了城市中心和城市外围供求结构存在差异,相比城市中心居住区的客群,城市外围居住区对于配建保障房的负外部性不敏感,中和了由于配建保障房隐性成本增加而产生的溢价动机和议价能力。因此,综合回归(10)和回归(11),环线的地理区位可能隐含了市场条件的差异,政府对于配建项目的隐性补偿机制在五环以外的郊区化项目中更为明显,而在五环以内,由于买方势力的增强,开发商的提价动机和政府的隐性补偿会被保障房负外部性导致的需求下降所中和。

(二) 配建保障房的成本分担分析

本文在计量结果的基础上开展进一步的福利分析,探讨政府隐性价格补偿的实际承担者,即配建保障房的成本分担情况。设配建比例为 β ,根据式(2)可反推出仅由于隐性成本导致商品房提价动机下房地产开发企业的利润(应等于未配建保障房条件下的利润),此时 $\beta=0$,利润率为 $\omega-1$,利润设为 W^e ,可知:

$$W^e = c_1 S \alpha r (\omega - 1) \quad (8)$$

假设在实际商品房的定价中($\beta \neq 0$),开发商收入为商品房销售收入 $P_1(1-\beta)S$ 和保障房回购收入 $P_2\beta S$,减去建造成本以及管理/销售/财务费用总计为 $[c_1(1-\beta) + kc_1\beta]\alpha r S$,再减去土地成本 LP ,得到开发商的利润 W :

$$W = [P_1(1-\beta) + P_2\beta]S - [c_1(1-\beta) + kc_1\beta]\alpha r S - LP \quad (9)$$

设生产者福利为 Φ ,于是可知:

$$\Phi = W - W^e = P_1 S \left(1 - \beta + \frac{P_2}{P_1} \right) - c_1 \alpha r S (\omega - \beta + \beta k \omega) - LP \quad (10)$$

当 $\Phi > 0$ 时,表示政府对于配建保障房的商品房项目预售定价管控过松,企业获得了过多的隐性价格补贴,建设保障房的成本部分由商品房消费者承担;当 $\Phi < 0$ 时,表明企业并未得到足够的价格补贴,开发商利润水平明显降低。

设 $S = 10$ 万平方米, $LP = 18$ 亿元, $\beta = 20\%$,按经验对其他参数进行赋值:回购价格 P_2 为 6 000 元/平方米, $c_1 = 8 500$ 元/平方米, $\alpha = 1.2$, $r = 1.2$;反向计算未配建保障房条件下的利润乘数为 $\omega = 1.38$ 。根据计量结果,设未配建保障房的商品房项目 $P_0 = 35 000$ 元/平方米,由于表 2 回归(5)中得到 *inclusionary* 系数为 0.091,此时配建保障房的商品房项目的单价为 $P_1 = 38 178$ 元/平方米,代入式(10)计算得 $\Phi > 0$,即开发商将建设保障房的成本完全转嫁给了商品房消费者承担,甚至借此获利。

进一步对 β 进行敏感性分析,计算得当 $\beta \approx 24\%$ 时, $\Phi = 0$ 。当配建比例小于 24% 时, $\Phi > 0$,即由于政府放松价格管制带来的隐性价格补偿,导致建设保障房的成本转嫁给了商品房消费者承担,相当于政府对配建保障房项目的商品房购房者征收税费,返还给开发商用于保障房部分的价格补贴,在此种条件下,政府回购价格不足导致的配建成本完全由消费者“买单”,削弱了消费者福利同时却使开发商获得了额外的收益;当配建比例大于 24% 时, $\Phi < 0$,放松价格管制带来的隐性价格补偿不足以弥补隐性成本,开发商利润水平降低,在此种条件下,政府行为带来的不公平性同时削弱了商品房消费者和开发商的福利。

综合上述分析结果,现存的隐性价格补偿机制影响了市场参与者的公平和福利。政府应通过加大其他补贴方式对开发商进行激励,而非放松配建项目的商品房价格管控。

五、结论和政策建议

本文通过分析配建保障房的新建商品房项目开发商的定价决策,进一步研究政府通过“预售价格审批”制度对开发商进行价格补偿的机制,以及配建保障房隐性成本在商品房消费者和开发商之间的分担关系。

回归结果显示,在控制地价影响、物理属性影响、区位影响之后,政府对于保障房回购价格的不足的确引发了开发商出于成本导向提升同项目商品房预售定价的动机,并在“预售价格审批”的制度下获得了政府的隐性补偿;对于大规模、出租类和开发商是非国有企业的配建保障房项目,政府的这种隐性补偿机制更强;另外,在供求关系导致的差异化市场条件下,政府对配建项目的隐性补偿机制在五环以外的郊区化项目中更为明显,而在五环以内,由于买方势力的增强,开发商的提价动机和政府的隐性补偿会被保障房负外部性导致的需求下降所中和。另外,福利分析的结果显示,在现有市场条件下,开发商将建设保障房的成本完全转嫁给了商品房消费者承担,甚至实现了借此获利。进一步的敏感性分析显示,当配建比例小于 24% 时,政府行为带来的不公平性削弱了消费者福利,但却使开发商获得了额外的收益;当配建比例大于 24% 时,政府行为带来的不公平性同时削弱了商品房消费者和开发商的福利。因此,出于公平性和社会福利的考量,隐性价格补偿机制的存在具有不合理性。

基于以上研究结论,本文分别在政府层面和企业层面给出相应的建议。在政府层面,考虑到企业在配建保障房过程中承担隐性成本并在此压力下提升同项目商品房定价并转嫁隐

性成本的现状,应加强对企业的补贴。根据实证结果,本文建议在目前的市场条件下,政府补贴的形式应该更倾向于适当缩小配建规模以及适当提升回购价格,而非效仿发达国家进行容积率的补偿或在“预售价格审批”制度性放松同项目商品房价格管制从而进行隐性补偿,避免由于开发商溢价动机和议价能力的增强而导致商品房消费者为配建项目“买单”的不合理现状。此外,政府也应进一步完善保障房建设的金融支持体系,降低参与配建保障房企业的融资成本和资金压力。

同时,在强制性配建模式作为土地出让条件的大环境下,企业应在参与投标前对项目所在区位客群对配建保障房的接受程度开展研究,并进行科学严谨的成本控制、工期控制和质量控制,从多角度合理降低建设成本;另外,应积极寻求创新型融资模式,并通过联合体等多种方式降低配建保障房带来的资金链压力。

参考文献:

1. 邓大伟、诸大建 2009 《保障性住房提供的强制性指标配建模式探讨——基于住房的属性》,《城市发展研究》第 1 期。
2. 杜静、赵小玲、邓小鹏 2013 《公租房建设中配建比例区间测算探讨》,《建筑经济》第 8 期。
3. 贺传皎、李江 2010 《完善住房政策、加大保障力度——深圳城市更新项目保障性住房配建比例研究》,载《规划创新:2010 中国城市规划年会论文集》,中国城市规划学会、重庆市人民政府。
4. 焦怡雪 2007 《促进居住融和的保障性住房混合建设方式探讨》,《城市发展研究》第 5 期。
5. 王应麟 2009 《保障性住房建设模式面积标准和分配管理》,《建筑设计管理》第 2 期。
6. 吴璟、郑思齐、刘洪玉 2007 《编制住房价格指数的特征价格法细解》,《统计与决策》第 24 期。
7. 许丹艳、刘向南 2012 《保障房用地规划现存问题影响因素分析》,《城市问题》第 2 期。
8. 徐琴 2008 《制度安排与社会空间极化——现行公共住房政策透视》,《南京师大学报(社会科学版)》第 3 期。
9. 曾德珩、全利 2014 《关于公租房社区的居住与就业空间匹配问题——以重庆市为例》,《城市问题》第 2 期。
10. 郑思齐、张英杰 2010 《保障性住房的空间选址:理论基础、国际经验与中国现实》,《现代城市研究》第 9 期。
11. Andersson, Roger, Sako Musterd, George Galster, and Timo M. Kauppinen. 2007. "What Mix Matters? Exploring the Relationships between Individuals' Incomes and Different Measures of Their Neighbourhood Context." *Housing Studies* 22(5): 637-660.
12. Can, Ayse. 1992. "Specification and Estimation of Hedonic Housing Price Models." *Regional Science and Urban Economics* 22(3): 453-474.
13. Courcoubetis, C., and R. Weber. 2003. *Cost-Based Pricing*. New Jersey: John Wiley & Sons.
14. Forrest, Ray, and Alan Murie. 1983. "Residualization and Council Housing: Aspects of the Changing Social Relations of Housing Tenure." *Journal of Social Policy* 12(4): 453-468.
15. Harloe, Michael. 2008. *The People's Home: Social Rented Housing in Europe and America*. New Jersey: John Wiley & Sons.
16. Kaplan, David H., and Kathleen Woodhouse. 2004. "Research in Ethnic Segregation: Causal Factors." *Urban Geography* 25(6): 579-585.
17. Nguyen, Mai T. 2005. "Does Affordable Housing Detrimentially Affect Property Values? A Review of the Literature." *Journal of Planning Literature* 20(1): 15-26.
18. Stegman, Michael A., and J. David Holden. 1987. *Nonfederal Housing Programs: How States and Localities Are Responding to Federal Cutbacks in Low-income Housing*. Washington, D. C.: Urban Institute.

(下转第 28 页)

The Threshold Effect of Service Industry on Urban Agglomeration: An Empirical Analysis of 35 Large and Medium Cities

Zhang Lina

(Post-doctoral Station of the Finance Research Institute ,The People' s Bank of China)

Abstract: he preference to diversity of industrial product , convenience of enjoying public goods , and the demand for diverse and multi-level services are three main forces which drive residents to the urban. Existing research about the relation between service industry and urban agglomeration is less compared with the former two factors. This paper builds a space model about how service industry influences urban agglomeration based on these conditions. At the same time , this paper uses numerical simulation and panel threshold regression to test the theory conclusion. The results show: the influence mechanism of service industry development on urban agglomeration is achieved through residents' preference to multi-level and diverse service; the development of service industry can raise the urban agglomeration force. However , this influence has a threshold effect; when the relative productivity of service is higher , the consumption ratio of service is higher , or the income of residents is higher , the development of service industry has a significant positive effect on urban agglomeration; on the contrary , when the relative productivity of service is lower , the consumption ratio of service is lower , or the income of residents is lower , rashly encouraging service may hinder the urban agglomeration.

Keywords: Service Industry , Urban , Agglomeration , Threshold Effect

JEL Classification: R12 ,R30

(责任编辑: 彭爽)

(上接第 12 页)

Who Is Paying for the Inclusionary Affordable Project? An Empirical Analysis Based on the Micro Data of Beijing

Fan Ying , Yang Zan and Wu Jing

(Tsinghua-Hang Lung Center for Real Estate Studies ,
Department of Construction Management , Tsinghua University)

Abstract: In recent years , integrating affordable housing units into commodity housing projects has been extensively applied. This paper discusses the cost sharing mechanism under this inclusionary construction mode both in theoretical and empirical perspectives. According to the theoretical analysis , the developers have strong motivations and bargaining powers to get implicit subsidies by increasing pre-sale price of commercial units under the inadequate repurchase price and "pre-sale price approval" system. Using the micro data of Beijing in 2013 and 2014 , the empirical analysis also finds a significant higher price of the commercial housing in the inclusionary projects. This higher price is significant even when the commercial units are built with larger scale of rental affordable housing , or developed by non-state-owned enterprises and located in bad area of the city. The welfare analysis indicates that developers actually get extra profits after transmitting the cost of affordable housing. Related political recommendations are further discussed.

Keywords: Affordable Housing , Inclusionary Construction Mode , Cost Sharing , Welfare Analysis

JEL Classification: R53 ,L11 ,D40 ,D63

(责任编辑: 彭爽)