

住宅非市场化供给的替代效应与互补效应研究

陈湘州¹, 王芳², 宋晨晨¹

(1. 湖南科技大学商学院, 湖南湘潭, 411201; 2. 上海财经大学公共经济与管理学院, 上海, 200433)

摘要: 构建住宅消费效用最大化决策模型, 运用省级面板数据, 动态研究我国住宅非市场化供给与市场化供给之间的关系。研究发现: ①全国整体层面上, 无论长期还是短期, 住宅非市场化供给对市场化供给的影响为互补效应, 非市场化供给的增加有利于市场化供给的发展; ②区域层面上, 住宅非市场化供给与市场化供给之间的相互影响在不同区域内表现出不同的效应, 即具有区域性差异的特征。东部大部分地区的两者之间具有替代效应, 而中西部地区呈现互补关系; ③时间维度上, 部分地区两者之间的关系存在一个动态转换, 即短期表现为替代效应, 长期表现为互补效应。

关键词: 住宅; 非市场化供给; 替代效应; 互补效应; 实证检验

中图分类号: F293.3

文献标识码: A

文章编号: 1672-3104(2015)06-0086-07

一、引言

住房货币化分配改革以来, 房地产业已经成为国民经济发展的支柱产业。^[1]然而, 尽管房地产市场不断发展, 但人们普遍认为, 仅凭商品房市场难以面对不断增长的住房刚性需求, 也难以有效地解决城镇中低收入家庭与农民工的住房问题, 因此, 需要全面加强住房保障体系的建设。^[2]党的“十八大”提出要大力加强保障住房供给, 满足人们的住房需求, 实现居有其屋。可以预见, 未来几年, 这种非市场化的住房供给规模将不断增加, 市场与非市场力量的相互博弈可能使得我国房地产市场更为复杂, 也会带来一系列值得思考的问题, 如非市场供给是否干扰了正常的市场机制, 是否造成了政策效率的损失, 住宅非市场化供给的不断加大是否有利于商品房市场的良性发展, 市场与非市场手段二者之间是否能和谐共生, 等等。基于此, 本文首先从微观经济学最基本的效用理论出发, 构建住宅消费效用最大化决策模型及其约束条件, 从理论上探明住宅非市场化供给与市场化供给之间的影响机理; 继而采集相关省级面板数据, 建立固定效

应变系数模型与误差修正模型, 实证分析住宅非市场化供给与市场化供给之间的关系, 为住房保障制度的完善与房地产市场的可持续发展提供理论参考。

长期以来, 住房问题就是国内外学者关注的焦点, 由于国外住房市场比较成熟, 其研究焦点主要集中在市场化供给的有效性与均衡性方面。较少学者对住宅非市场供给有所涉及, 如 Murray^[3]认为政府补贴性住房对私人住房市场会产生挤出效应, 引起补贴政策效率的损失; Sinai 和 Waldfogel^[4]指出, 衡量低收入住房补贴政策效果的一个充分条件应该是这些政策是否增加了拥有住房的家庭数量, 而不是仅仅挤出了私人部门提供的低收入人群的住房消费, 等等。就国内情况来看, 由于政府加大了对保障性住房的建设力度, 国内学者也加强了对住宅非市场化供给的研究, 其中住宅非市场化供给对商品房价格、商品房供给规模的影响越来越受到学术界的高度关注。就住宅非市场化供给对商品房价格的影响来说, 存在三种观点: ①抑制论。部分学者认为住宅非市场化供给在一定程度上对商品房价格产生抑制作用, 如王先柱、赵奉军^[5]认为保障性住房可以分流住房需求, 提供更低价格的房源, 从而抑制商品房价格的上涨; 王斌、高戈^[6]通过检验住房保障与房地产价格之间的动态冲击效应, 认为经

收稿日期: 2015-06-15; 修回日期: 2015-10-21

基金项目: 国家社会科学基金规划项目“持续调控背景下房地产市场利益分配协调机制及政策研究”(13BJY057); 教育部人文社会科学研究基金项目“房地产市场利益分配协调机制及政策研究”(13YJC790143、11YJA790013)

作者简介: 陈湘州(1968-), 女, 湖南娄底人, 湖南科技大学商学院副教授, 主要研究方向: 房地产经济学; 王芳(1989-), 女, 湖南湘潭人, 上海财经大学公共经济与管理学院博士研究生, 主要研究方向: 房地产经济学; 宋晨晨(1987-), 男, 天津人, 湖南科技大学商学院硕士研究生, 主要研究方向: 房地产经济学

济适用房的大力建设会对房价上涨产生抑制作用。

②短期抑制、长期促进论。有学者认为保障性住房供给的增加在短期内可能抑制商品房价格的上涨,但在长期,由于减少了商品房开发的土地供应,进而使得商品房的供应量有所下降,商品房供应的减少就会导致房价再次增长。如周文兴、林新朗^[7]认为,在经济适用房投入的初期,经济适用房对商品房的价格起了一定的平抑作用,但是这种平抑作用是有限的,长期内反而会推动商品房价格的上涨。③无效论。如茅于軾指出,保障性住房的大力建设,如经济适用房、限价房等的建设,不但没有促进房价的反而有可能推动房价的上升。

就住宅非市场化供给对商品房供给规模的影响来看,国内学者的观点也存在分歧,部分学者认为住宅非市场化供给与市场化供给规模并不是此消彼长的关系。如苟兴朝^[8]通过对公共财政投资与私人投资的相互关系的分析,考察了保障房与商品房的辩证关系,认为保障性住房的建设与商品房之间并非是此消彼长的相互排斥关系。另一部分学者则认为住宅非市场化的供给改变了住宅市场的供给结构,非市场化供给的增加引起了市场化供给规模的变化。如张跃松、连宇^[9]在分析保障房供给规模供需变化对房价产生影响的过程中,认为保障房的供给规模会对普通商品房的供需产生影响,经济适用房的投资会压抑商品房的建设。

可以认为,学者对住宅市场化与非市场化供给的关系研究并没有得到统一的结论,且分歧较大。实际上,从理论上探明住宅非市场化供给对市场化供给的影响,可以为评价住房保障政策提供依据。如住宅非市场化供给存在替代关系,表明保障房数量的增加没有增加住房供给总量或者是替代了原本由市场解决的需求,保障性住房政策的效率将会大打折扣,造成政策效率的损失。另外,基于经济学基础理论我们也可以发现,住宅非市场化供给与市场化供给在总体上成互补关系时,保障性住房的增加可以促进商品房市场的发展;而当两者在总体上成替代关系时,则保障性住房的增加将会抑制商品房市场的发展。

二、模型建立

人们对住房的消费行为主要取决于永久性收入,而非偶然所得的“暂时性收入”,因而本文以 Amano 和 Wirjanto^[10]的两商品永久收入模型作为理论框架的基础。在此只考虑住宅非市场化 and 市场化供给构成我

国的住房供给。假设代表性个人的目标函数是以一生的住房消费预算约束为条件,最大化住房效用的预期值,即有:

$$\max U = E_0 \left[\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(S_t, B_t) \right] \quad (1)$$

其中, B_t 和 S_t 分别代表 t 时期实际的住宅非市场化供给和市场化供给, β 为贴现因子。

考虑取对数效用函数为:

$$V(S_t, B_t) = \left(\frac{S_t^{1-\alpha}}{1-\alpha} \right) \Lambda_{S_t} + K \left(\frac{B_t^{1-\nu}}{1-\nu} \right) \Lambda_{B_t} \quad (2)$$

其中, $\alpha, \nu \geq 0$, α 和 ν 为曲率参数, K 为比例因子, Λ_{B_t} 和 Λ_{S_t} 分别表示对住宅非市场化供给和住宅市场化供给偏好的随机波动。之所以引入随机波动,是因为它可以避免 Garber 和 King 提出的随机偏好波动往往会产生误导性的结果。当 $\alpha = \nu = 1$ 时,有 $S_t^{1-\alpha} / (1-\alpha) = \ln S_t$ 和 $B_t^{1-\nu} / (1-\nu) = \ln B_t$ 。

设期内效用函数为:

$$U(S_t, B_t) = f_t [V(S_t, B_t)], f_t' > 0 \quad (3)$$

其中, f_t 为任意单调转换函数,在这一效用函数中, $1/\nu$ 和 $1/\alpha$ 分别表示住宅非市场化供给和市场化供给的期内替代弹性;此外假设 $\{\Lambda_{S_t}\}_{t=-\infty}^{\infty}$ 和 $\{\Lambda_{B_t}\}_{t=-\infty}^{\infty}$ 是稳定序列或 $I(0)$ 过程。

以上最大化问题的期内一阶必要条件表明住宅非市场化供给与市场化供给的相对价格 P_t 等同于住宅非市场化供给对市场化供给的边际替代率。

$$P_t = \frac{B_t^{-\nu} K \Lambda_{B_t}}{S_t^{-\alpha} \Lambda_{S_t}} \quad (4)$$

方程(4)可写为:

$$B_t K^{-1/\nu} P_t^{1/\nu} S_t^{-\alpha/\nu} = \left(\frac{\Lambda_{B_t}}{\Lambda_{S_t}} \right)^{1/\nu} \quad (5)$$

对(5)式两边同时取对数并整理有:

$$\begin{aligned} \ln S_t + \left(\frac{1}{\alpha} \right) \ln K_t - \left(\frac{1}{\alpha} \right) \ln P_t - \left(\frac{\nu}{\alpha} \right) \ln B_t \\ = - \left(\frac{1}{\alpha} \right) (\ln \Lambda_{B_t} - \ln \Lambda_{S_t}) \end{aligned} \quad (6)$$

由假设偏好波动是稳定过程下,可得:

$$\left\{ \ln S_t - c - \left(\frac{1}{\alpha} \right) \ln P_t - \left(\frac{\nu}{\alpha} \right) \ln B_t \right\} \sim I(0) \quad (7)$$

其中 $c = -(1/\alpha) \ln K$, 由(7)式可知,当 $\{\ln S_t\}_{t=-\infty}^{\infty}$ 、

$\{\ln P_t\}_{t=-\infty}^{\infty}$ 和 $\{\ln B_t\}_{t=-\infty}^{\infty}$ 是一阶差分平稳序列, 则变量之间存在着一个协整关系, 协整系数为 $(1, -1/\alpha, -\nu/\alpha)$, 其中系数 ν/α 表示住宅市场化供给与非市场化供给之间的期内替代弹性。相应的协整方程可重新表述为:

$$\ln S_t = c + \left(\frac{1}{\alpha}\right) \ln P_t + \left(\frac{\nu}{\alpha}\right) \ln B_t \quad (8)$$

本文实证分析是在(8)式基础上展开的, 将其转变为以下计量经济模型:

$$\ln S_t = c + \beta_1 \ln P_t + \beta_2 \ln B_t + \mu_t \quad (9)$$

与市场化供给的住房价格相比, 住宅非市场化供给的住房价格相对较低, 住宅非市场化供给会冲击商品房市场的供给, 进而分流住房市场需求, 而不同地区又呈现出差异性。因此, 假定: 如果 $\beta_2 > 0$, 意味着住宅非市场化供给对市场化供给产生互补效应; 如果 $\beta_2 < 0$, 则意味着住宅非市场化供给对市场化供给产生替代效应。

三、实证检验

(一) 变量的选择

我国住宅非市场化供给虽然包括经济适用房、廉租房和公共租赁住房的供给, 但考虑到数据的可获得性以及当期经济适用房销售面积能很好地反映住房保障建设对商品房市场的影响, 本文选取经济适用房销售面积代表住宅非市场化供给。同时, 利用商品房销售价格与经济适用房销售价格之比表示商品房与经济适用房之间的相对价格。本文选取商品房销售面积作为因变量, 样本为 29 个省、市、自治区^①, 时间区间为 2001—2010 年。所有数据来源于 2001—2011 年《中

国统计年鉴》、中经网统计数据库与国泰安数据服务中心, 数据处理软件为 EVIEWS6.0。

(二) 数据平稳性检验及协整检验

1. 单位根检验

基于面板数据模型的单位根检验, 本文分别选择相同根情形下的 LLC 检验方法和不同根情形下的 Fisher-PP、Fisher-ADF 检验方法, 对商品房销售面积、商品房与经济适用房之间的相对价格和经济适用房销售面积等变量进行单位根检验, 结果如表 1 所示。

检验结果表明, 在 1% 的显著性水平下, 三个变量均存在单位根。另外对三个变量的原序列进行一阶平稳性检验, 表明所有变量均是一阶单整的。

2. 协整检验

通过单位根检验得到三个变量的一次差分序列是平稳的后, 可以运用 Pedroni 检验和 Kao 检验的方法对变量进行协整检验。协整检验结果如表 2 所示, 除了 Panel rho 和 Group rho 未通过外, 其余检验均通过, 因而商品房销售面积、商品房与经济适用房之间的相对价格和经济适用房销售面积之间存在协整关系。

(三) 模型估计结果及分析

1. 模型形式的确定

首先, 依据理论分析中的(9)式, 分别建立固定效应模型和随机效应模型, 然后通过 Hausman 检验和似然比检验确定变量间的影响形式。表 3 的结果显示, 在 Hausman 检验结果中的 chi-sq 统计量为 44.747, P 值为 0.000, 表明应该拒绝随机效应的原假设。同时, 在 LR 检验结果中, F 统计量较大以及 P 值为 0.000, 明显地也拒绝了随机效应的原假设。因此, 两个检验均表明应建立固定效应模型。

为了进一步确定模型形式, 分别建立变系数模型、变截距模型和不变系数模型, 并且通过检验假设 H_1 和 H_2 进行模型形式设定检验。如果没有拒绝假设 H_2 ,

表 1 三变量单位根检验结果

变量	LLC		Fisher-ADF		Fisher-PP	
	统计量	P 值	统计量	P 值	统计量	P 值
商品房销售面积	-3.537	0.000***	31.086	0.999	30.156	0.999
	-6.545	0.000***	123.495	0.000***	184.321	0.000***
相对价格	-0.374	0.354	46.377	0.864	46.345	0.865
	-15.84	0.000***	275.836	0.000***	280.311	0.000***
经济适用房销售面积	-2.361	0.009***	67.192	0.191	76.874	0.049**
	-16.950	0.000***	291.267	0.000***	296.784***	0.000***

注: “*”, “**”, “***” 分别表示在 10%、5% 和 1% 的显著性水平下拒绝原假设

表 2 协整检验结果

检验方法	统计量	P 值
Panel v	21.57	0.000***
Panel rho	3.135	0.999
Panel pp	-10.126	0.000***
Panel adf	-7.331	0.000***
Group rho	4.847	1
Group pp	-15.788	0.000***
Group adf	-8.857	0.000***
Kao 检验	-1.514	0.065*

注: “*”, “**”, “***” 分别表示在 10%、5%和 1%的显著性水平下拒绝原假设

表 3 Hausman 和 LR 检验的结果

检验方法	type	chi-sq. statistic	chi-sq. d.f.	prob.
Hausman	cross-section	44.747	2	0.000***
	random effects			
LR	Cross-section chi-sq.	266.018	28	0.000***
	Cross-section F	13.898	(28,259)	0.000***

注: “*”, “**”, “***” 分别表示在 10%、5%和 1%的显著性水平下拒绝原假设

我们可以确定样本数据符合不变系数模型, 不必进一步检验; 如果拒绝了假设 H_2 , 则需要检验假设 H_1 , 如果不拒绝假设 H_1 , 就认为样本数据符合变截距模型, 反之认为符合变系数模型。^[11]通过检验有 $F_1=3.112$, $F_2=8.822$, 在给定的 5%显著性水平下, 各临界值为 $F_{a2}(84,203)\approx 1.32$, $F_{a1}(56,203)\approx 1.39$ 。由 $F_2 > F_{a2}$ 拒绝 H_2 的同时, $F_1 > F_{a1}$ 也拒绝 H_1 , 因而模型形式设定检验结果为采用变系数形式。

综合以上分析, 并根据模型(9), 我们可以构建固定效应变系数模型(10), 确定的模型形式如下:

$$\ln S_{it} = c_i + \beta_{1i} \ln(P_{it}) + \beta_{2i} \ln(B_{it}) + \mu_{it} \tag{10}$$

其中, i 表示模型中包含地区个数, t 表示时间期间。

2. 回归结果及分析

对方程(10)进行估计, 反映出住房非市场化供给对市场化供给的长期影响, 其结果如表 4 所示。

如回归结果(见表 4)所示, 在全国层面上, 住宅非市场化供给与市场化供给之间存在互补效应, 其长期平均影响为 0.066, 即非市场化住宅供给增加 1 个百分点, 市场化住宅供给增加 0.066 个百分点, 可以认为,

表 4 固定效应变系数模型的估计结果

地区	β_{1i}	β_{2i}
北京	0.780***	0.481***
天津	1.011***	-0.074***
河北	0.246***	-0.379***
辽宁	-0.310***	-0.010*
江苏	-0.015*	-0.089***
山西	-0.053*	0.122***
吉林	-0.533***	0.038*
黑龙江	-0.530***	0.342***
安徽	0.164***	-0.143***
四川	0.330***	0.110***
重庆	0.040*	0.036***
贵州	-0.723***	-0.260***
云南	-1.147***	-0.083***
陕西	-0.525***	0.357***
内蒙古	-0.981***	0.221***
浙江	0.821***	-0.344***
福建	0.789***	0.004*
山东	-0.107***	-0.024*
广东	-0.500***	0.187***
海南	-0.668***	0.295***
江西	0.265***	-0.247***
河南	-2.642***	0.467***
湖北	0.041*	-0.112***
湖南	-0.472***	-0.118***
甘肃	0.142***	0.147***
青海	-0.396***	0.104***
宁夏	0.404***	0.376***
新疆	0.661***	-0.129***
广西	1.219***	0.415***
均值	0.204**	0.066***

注: “*”, “**”, “***” 分别表示在 10%、5%和 1%的显著性水平下拒绝原假设

住宅非市场化供给有利于市场化供给的提高。在局部层面上, 29 个省、市、自治区中有 16 个省市的非市场化供给住宅对市场化住宅带来了互补效应。这可能是因为长期, 随着经济的发展, 人民的住房刚性需求不断增加, 即使非市场化供给解决了一部分中低收入人群的住房问题, 保障房需求与商品房需求的缺口仍较大, 因而非市场化供给住宅增加的同时市场化住

宅的供给也会增加。另外,13个省市、自治区显示出替代效应,非市场供给阻碍了市场化供给的发展。

此外,从表4中我们还可以发现,不同地区的住宅非市场化供给对市场化供给的影响具有区域差异性,这与各地区经济发展水平以及住房保障力度的差异密切相关。在东部大部分地区,住宅非市场化供给对市场化供给的影响主要表现为替代效应。除北京、福建、广东和海南外,其他地方的经济适用房增加的同时商品房也随之减少。这是由于在房地产市场发育比较成熟的地区,商品房市场的景气程度较高,房地产投资、投机作用明显,房价相对于其他地区较高。同时,这些地区人口流动量大,潜在保障房需求量大,中低收入人群会转向对保障性住房进行消费。因而,在东部地区加大住宅非市场化供给力度会对商品房产生一定的替代效应。

在中西部地区,大多数省市的住宅非市场化供给对市场化供给的影响表现为互补效应,只有安徽、湖北等少数地区存在替代效应,这些省份住房保障措施不断完善,如湖北省开展共有产权房建设、加强棚户区改造等,在一定程度上缓解了住房刚性需求。中西部地区的住宅非市场化供给与市场化供给之间存在着一个正向的长期影响。这主要由于中西部地区经济欠发达,房地产市场发展不够成熟,房价的上涨幅度并不是很大,住宅非市场化供给增加不会引起市场化供给的明显减少,反而会促使房地产开发商提供更高质量的住房。

(四) 误差修正模型

一般而言,传统的经济模型通常表达的是变量之间的长期均衡关系,然而实际经济数据是由非均衡的过程生成,因而构建模型时利用数据的动态非均衡过程来接近经济理论的长期均衡过程。^[1]基于此,本文通过建立误差修正模型来反映这一过程。通过估计模型(10)得到残差序列,并将残差序列作为误差修正项,有:

$$ecm_{it} = \ln(S_{it}) - C_i - \beta_{1i} \ln(P_{it}) - \beta_{2i} \ln(B_{it}) \quad (11)$$

于是,可以建立以下误差修正模型:

$$\begin{aligned} \Delta \ln(S_{it}) = & \gamma_{1i} + \gamma_{2i} \Delta \ln(P_{it}) + \gamma_{3i} \Delta \ln(B_{it}) \\ & + \gamma_{4i} \Delta \ln(S_{it-1}) + \alpha_i ecm_{it-1} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (12)$$

模型估计 $R^2=0.911$, $DW=2.244$, 模型拟合良好,误差修正模型结果如表5所示。

如表5所示,在短期内,全国层面上的住宅非市场化供给对市场化供给的影响呈现正向性,平均弹性系数为0.023,小于长期的平均弹性系数0.066。即短期内,住宅非市场化供给与市场化供给两者之间是互

表5 误差修正模型估计结果

地区	γ_{4i}	γ_{2i}	γ_{3i}	α_i
北京	-0.045***	0.009*	0.489***	-1.345***
天津	0.191***	0.047*	-0.090***	-0.300***
河北	0.301***	0.884***	-0.764***	-1.844***
辽宁	0.122***	0.001*	-0.020***	-1.887***
江苏	0.030**	-0.316**	0.064***	-1.707***
浙江	-0.299***	1.006***	-0.355***	-1.123***
福建	-0.455***	-0.486***	0.013***	-0.004*
山东	-0.066**	0.222***	-0.477***	-0.951***
广东	-0.048***	0.013**	0.003**	0.322***
海南	-0.145***	-0.356***	0.218***	-0.797***
山西	0.295***	0.229***	-0.040***	-1.830***
吉林	0.197***	-0.024*	-0.053***	-1.083***
黑龙江	0.327***	-0.404***	0.126***	-1.707***
安徽	-0.041**	0.282***	-0.099***	-1.145***
江西	0.384***	0.001*	-0.153***	-0.706***
河南	0.232***	0.739***	0.319***	-0.499***
湖北	0.239***	0.576***	-0.177***	-0.331***
湖南	0.177***	0.369***	-0.131***	-0.799***
四川	0.173***	0.383***	0.059***	-1.496***
重庆	-0.615***	0.464***	0.418***	-0.093***
贵州	0.065***	-0.406***	-0.215***	-0.501**
云南	0.145***	-0.404***	-0.084***	-1.023***
陕西	0.312***	-0.574***	0.284***	-0.002*
甘肃	0.706***	0.101***	0.279***	-1.557***
青海	0.352***	-0.912***	0.060***	-0.361***
宁夏	0.050***	0.694***	0.345***	-0.538***
新疆	-0.117**	0.762***	-0.236***	-0.589***
广西	0.410***	0.185***	0.479***	-1.513***
内蒙古	0.072**	-0.414***	0.142***	-1.603***
均值	-0.050**	0.024**	0.023**	-0.614***

注:“*”,“**”,“***”分别表示在10%、5%和1%的显著性水平下拒绝原假设

补关系,但效果没有长期明显。这说明,在我国的房地产市场中,市场供求和结构平衡需要保障性住房和商品房共存,通过住宅非市场化供给力度的加大,不仅可以改善居民的住房福利,而且可以优化房地产市场结构,进而推动房地产市场又好又快发展。

表5还显示,在短期内,有13个省的住宅非市场化供给对市场化供给的影响方向为反方向,其相互关

系为替代关系。但值得注意的是, 这个短期关系与长期关系并不存在一一对应的特点。如江苏、黑龙江、陕西的短期为互补关系, 长期为替代关系, 这说明这些地区的住宅非市场化供给在短期内有利于市场化供给的发展, 但长期会阻碍市场化供给的发展。另外, 吉林、山西、安徽地区短期关系为替代关系, 长期为互补关系, 这说明这些地区的住宅非市场化供给在短期内也会阻碍市场化供给的发展, 但长期会促进市场化供给的发展。由此可见, 由于经济发展水平以及房地产市场发展程度的差异, 不同地区住宅非市场化供给与市场化供给之间的关系呈现区域性差异的特征。另外, 由于误差修正项 ecm 的系数反映了对长期均衡的调整力度, 因而, 从整个误差修正系统来看, 误差修正项的系数的平均值为 -0.614 , 表明当短期波动偏离长期均衡时, 将以 -0.614 的调整力度将非均衡状态拉回到均衡状态。当然, 不同的地区也存在不同的调整力度。

四、结语

本文构建住宅消费效用最大化决策模型, 采集我国 29 个省、市、自治区的相关省级面板数据, 对住宅非市场化供给与市场化供给之间的关系进行了实证分析, 得出以下主要结论:

长期内, 在全国层面上, 住宅非市场化供给与市场化供给之间存在一个互补关系, 其长期平均影响为 0.066 , 即非市场化住宅供给增加 1 个百分点, 市场化住宅供给增加 0.066 个百分点, 可以认为, 住宅非市场化供给有利于市场化供给的提高。在地区层面上, 由于经济发展水平的不同以及保障性住房建设程度的不同, 各地区的住宅非市场化供给对市场化供给的影响呈现区域差异性。如东部大部分地区, 住宅非市场化供给对市场化供给的影响主要显示为替代效应, 而中西部地区大多数省市的住宅非市场化供给对市场化供给的影响展现为互补效应。

短期内, 全国层面上住宅非市场化供给正向影响市场化供给, 其平均弹性系数是 0.023 , 小于长期的平均弹性系数 0.066 。即短期内, 住宅非市场化供给与市场化供给两者之间是互补关系, 但效果没有长期明显。在局部层面上, 有 13 个省的住宅非市场化供给对市场化供给的影响方向为反方向, 其相互关系为替代关系。但值得注意的是, 这个短期关系与长期关系并不一一对应, 存在一个动态转换的特点。如江苏、黑龙江、

陕西的短期为互补关系, 长期为替代关系, 这说明这些地区的住宅非市场化供给在短期内有利于市场化供给的发展, 但长期会阻碍市场化供给的发展。另外, 吉林、山西、安徽地区短期关系为替代关系, 长期为互补关系, 这说明这些地区的住宅非市场化供给在短期内会阻碍市场化供给的发展, 但长期会促进市场化供给的发展。

综合上述分析, 我们认为: 增加住宅非市场化的供给, 在长期内对我国房地产市场总体产生的是互补效应, 并不会减少商品房的供给。因此, 我国需要进一步完善住房保障制度, 增加保障性住房的数量, 通过以公共租赁住房为主的住房保障制度来解决中低收入人群的住房问题。另外, 由于各地区的住宅非市场化供给与市场化供给之间的关系存在差异, 因此, 国家在制定与房地产市场相关的政策时应该考虑这种区域差异性, 尽量不要使用一刀切的政策。对于存在替代关系的地区, 其政策重点应该放在完善房地产市场调控的政策上, 规范房地产市场的发展; 对于存在互补关系的地区, 应该进一步加强保障性住房的提供。再者, 部分地区住宅非市场化供给与市场化供给之间的关系存在长短期的效果差别, 因此, 在评估房地产政策效果的时候应该有所预期。

注释:

- ① 由于上海市 2010 年才开始进行经济适用房的试点, 以及西藏地区的数据缺失, 基于数据获取的考虑故剔除了上海市与西藏自治区的相关数据。

参考文献:

- [1] 龚剑, 孟捷. 中国房地产业积累的社会结构——围绕“支柱产业”概念的考察[J]. 上海财经大学学报, 2015(1): 22-31.
- [2] 吴宾, 张春军. 我国住房保障管理现状及其完善[J]. 中国海洋大学学报(社会科学版), 2015(2): 104-110.
- [3] Murray M. Subsidized and unsubsidized housing starts: 1961—1977 [J]. Review of Economics and Statistics, 1983, 65(4): 590-597.
- [4] Sinai T, Waldfogel J. Do low-income housing subsidies increase housing consumption? [J]. Journal of Public Economics, 2005 (89): 2137-2164.
- [5] 王先柱, 赵奉军. 保障性住房对商品价格的影响——基于 1999—2007 年面板数据的考察[J]. 经济体制改革, 2009(5): 143-147.
- [6] 王斌, 高戈. 中国住房保障对房价动态冲击效应——基于 SVAR 的实证分析[J]. 中央财经大学学报, 2011(8): 54-59.

- [7] 周文兴, 林新朗. 经济适用房投资额与商品房价格的动态关系[J]. 技术经济, 2011, 30(1): 85-87.
- [8] 苟兴朝. 挤出还是挤入: 公共财政投资对私人投资影响分析——兼论我国公共保障性住房政策效应[J]. 求实, 2011(9): 42-45.
- [9] 张跃松, 连宇. 基于挤出效应的住房保障规模对商品住房价格的影响[J]. 工程管理学报, 2011(2): 206-209.
- [10] Amano R A, Wirjanto T S. Intratenlporal Substitution and Government Spending [J]. Review of Economics and Statistics, 1997, 79(4): 605-609.
- [11] 高铁梅. 计量经济分析方法与建模[M]. 北京: 清华大学出版社, 2009.

A study of the substitution effect and complementation effect of the residential non-market supply

CHEN Xiangzhou¹, WANG Fang², SONG Chenchen¹

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

2. School of Public Economics and Administration,
Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China)

Abstract: By constructing a decision model of maximizing residential consumption utility and by using provincial panel data, the present essay dynamically studies the relationship between residential non-market supply and market supply. The results show that: (1) From the aspect of overall national level, the residential non-market supply and market supply are complementary to each other whether in the long-term or in the short-term, and the increase of non-market supply is conducive to the development of market supply; (2) From the aspect of regional level, the mutual influence between the residential non-market supply and market supply shows different effects in different areas, which is the characteristics of regional disparities. Specifically, they can be substituted for each other's effect in most eastern regions, and complementary to each other in the central and western regions; (3) From the dimension of time, the residential non-market supply and market supply are dynamically converted between each other, specifically the substitution effect in short-term, and complementary effect in long-term.

Key Words: residence; non-market supply; substitution effect; complementary effect; empirical test

[编辑: 苏慧]