

# “二次房改”的财政基础分析

## ——基于土地财政与房地产价格关系的视角

张双长 李稻葵

以对住房需求和住房供给进行分类控制,实现政策性和市场化分配相结合的双轨制房地产发展模式为特征的房地产发展体制改革(即“二次房改”),被人们看成是解决当前房地产问题的重要方法和关键所在(人们在是否使用“二次房改”这一名称上存在一定的争议,但几乎全都同意实施这一改革)。而在我国房地产市场调控和“二次房改”过程中,地方政府势必都将扮演十分重要的角色。

但是,我国自1994年实施分税制改革以来,地方政府的财政来源被明显上收,而财政支出责任则不仅没有相应减少,反而有所增加(周业安,2000)。地方政府为了缓解财政困难,不得不在其自己拥有主动权的收入来源方面加大征收力度。

由于我国的土地出让收入、建筑业和房地产业相关收入几乎完全由地方政府控制,地方政府增收的主要途径有二:一是增加土地出让收入,二是通过城市扩张来增加地方政府可支配税收(蒋省三等,2007)。因此,地方政府财政逐渐产生了对土地出让及房地产业发展的过度依赖,形成了独具中国特色的“土地财政”。

### 一、相关概念与研究设计

#### (一)土地财政的定义。

具体而言,“土地财政”可以从两个层面来理解,狭义的土地财政是指地方政府通过出让土地获得土地出让金收入,作为地方政府财政收入的重要补充来源(刘红梅等,

2008);而广义的土地财政则可以理解成地方政府通过土地和房地产业所征收和获取的一切收入(蒋省三等,2007;曹广忠等,2007;王举等,2008)。表1是我国各级政府的土地财政情况。

#### (二)模型假设。

地方政府对房地产市场及其价格的影响是多方面的,很多政策措施及其效果很难利用数据进行实证检验。简单起见,本文将地方政府的行为作为一个灰色系统,认为如果一个地方政府对土地财政的依赖越强,其就越有能力和动力去影响房地产价格,从而在经济数据上就表现为地方政府对土地财政的依赖程度与房地产价格之间存在显著的关系。

为此,我们将主要考察如下方

表1 我国政府从房地产业获得收入情况 单位:亿元,%

年份	直接收入*		间接收入**		房地产收入合计		收入占比	
	土地出让金收入①	房地产直接税收②	房地产其他税合计③	其他税中的地方收入④***	收入总计 ⑤=①+②+③	地方收入合计 ⑥=①+②+④****	⑤占全国总财政收入的比重	⑥占地方总财政收入的比重
2001	1295.89	500.28	421.68	400.26	2217.85	2196.43	10.09	16.83
2002	2416.79	676.12	592.76	547.79	3685.67	3640.70	14.29	24.32
2003	5421.31	900.68	1011.73	804.07	7333.72	7126.06	23.13	36.62
2004	6412.18	1207.84	1265.98	1120.74	8886.00	8740.76	23.69	38.93
2005	5883.82	1590.25	1626.25	1408.36	9100.32	8882.43	21.13	34.28
2006	8077.64	1962.10	2115.53	1788.66	12155.27	11828.40	22.83	36.60
2007	12216.72	2755.34	3067.44	2512.32	18039.50	17484.38	25.64	41.55

注:\*包括各级政府的土地出让成交价总额、房地产业相关直接税收(税种包括城镇土地使用税、房产税、耕地占用税、土地增值税和契税);\*\*包括来自房地产业的其他税收(包括营业税、企业所得税、个人所得税、城市维护建设税和印花税等);\*\*\*其中地方收入是由各地区按照省级单位统计数据的合计数;\*\*\*\*由于土地出让金收入和房地产直接税收绝大部分为地方政府所有,因此将直接收入部分全额计入地方收入。

数据来源:根据历年中国统计年鉴、中国税务年鉴、中国国土资源年鉴以及国家税务总局网站整理。

程中的系数  $\beta$  是否显著:

$$\Delta p_{it} = \alpha_i + \beta x_{it} + \sum_{k=1}^K \gamma_{k,i} z'_{k,i,t} + u_{it} \quad (1)$$
$$i=1, \dots, n, \quad t=1, \dots, T$$

其中, 变量  $\Delta p$  表示房地产价格的上涨(下跌)程度, 即房价的变动情况,  $x$  表示地方政府对土地财政的依赖程度,  $z$  表示其他控制变量,  $u$  为残差项; 下标  $i$  表示城市,  $t$  表示年份,  $k$  表示第  $k$  个控制变量。

根据观察和已有研究, 一般认为地方政府的行为更多的是推动并维持房地产价格的上涨, 即在地方政府对土地财政越是依赖的地区和时间里, 该城市的房地产价格越容易上涨(房价的变动为正向)。

**假设 1: 地方政府对土地财政的依赖程度与房地产价格的变动之间呈正相关关系, 即模型(1)中的系数  $\beta_i$  为正数。**

同时, 我们还针对房地产价格在上涨或者下跌区间中地方政府的行为模式进行分析。要分析检验这一行为, 我们将考察如下方程中系数  $\beta'$  和  $\beta''$  的情况:

$$|\Delta p_{it}| = \alpha'_i + \beta' x_{it} + \beta''_i (Dx_{it}) + \sum_{k=1}^{K'} \gamma'_{k,i} z'_{k,i,t} + u'_{it} \quad (2)$$
$$i=1, \dots, n, \quad t=1, \dots, T$$

其中, 变量  $|\Delta p|$  表示房地产价格的上涨(下跌)幅度的绝对值, 即波动幅度,  $x$  表示地方政府对土地财政的依赖程度,  $D$  为房价是否上涨的虚拟变量(当前时期如果房价上涨或持平则为 1, 否则为 0),  $z'$  表示其他控制变量,  $u'$  为残差项; 下标  $i$  表示城市,  $t$  表示年份,  $k$  表示第  $k$  个控制变量。

在模型(2)中, 地方政府对土地财政的依赖程度与房地产价格之间的关系系数实际上被分为两种情况, 一是在房地产价格处于上涨区

间( $Dx=x$ )时, 二者的关系系数为  $\beta' + \beta''$ ; 二是在房地产价格处于下跌区间( $Dx=0$ )时, 二者的关系系数为  $\beta'$ 。

我们认为, 如果某城市的地方政府对土地财政的依赖程度越高, 在房地产价格处于下跌区间时, 其越不希望看到房价的大幅下跌, 从而会采取相应措施抑制房价下跌, 因此该城市的房价下跌幅度会相对更小; 而在房地产价格处于上涨或持平区间时, 其又会乐于为房地产价格的上涨推波助澜, 从而该城市的房价上涨幅度也相应越大。

**假设 2: 在不同的房地产价格变动区间中, 地方政府对土地财政的依赖程度与房地产价格的变动幅度之间的关系不同。在房价下跌区间, 二者呈负相关关系, 即模型(2)中的  $\beta' < 0$ ; 在房价上涨或持平区间, 二者呈正相关关系, 即模型(2)中的  $\beta' + \beta'' > 0$ 。**

(三) 样本选择与数据来源。

由于本文的目的是考察土地财政与房地产价格的关系, 而人们关注最多的实际上是大中城市的房地产价格, 因此本文选取了我国主要的 35 个大中城市(仅包括市区, 而不包括市辖县、市)作为考察样本, 这些城市包括北京、上海、天津和重庆 4 个直辖市, 石家庄等 26 个省座城市(西藏拉萨因数据不全未列入), 以及大连、青岛、宁波、厦门和深圳 5 个计划单列市。由于数据所限, 我们只能获取到 1999-2007 年的土地出让收入统计数据, 同时我国的房地产业也是从 1998 年开始进入全面市场化阶段的, 因此我们选取 1999-2007 年的时间作为观测时间, 其他变量的数据也均取这一时间段内的。数据样本类型为面板数据, 共有 315 个样本观测点。

本文所采用的数据来源于历年中国统计年鉴、中国城市统计年鉴、

中国国土资源年鉴和中国房地产统计年鉴, 以及高校财经数据库、中宏数据库、WIND 资讯等。

(四) 变量选取与计量。

1. 房地产价格变动的计量。

为了反映城市房地产价格的变化情况, 本文选取了两个指标来表示(在进行假设 2 检验时, 对这两个变量取绝对值, 同时生成相应的上涨下跌的虚拟变量  $D$ ):

一是城市房屋销售价格指数(HPI), 由于其他财政收入和土地出让收入等数据均采用的是当年价格, 因此这里也采用上年等于 100 的指数。为更便捷地反映房价的变动趋势, 我们将原始数据中的指数减去 100, 从而房价上涨的城市, 其房价指标为正数, 而下跌的城市其房价指标则为负数。

二是城市房屋销售价格指数与租赁价格指数的差值(HPI2), 以代表房地产价格变动与其实际价值变动(用房屋租赁价格指数表示)之间的偏离程度。理论上讲, 房地产的价值应该等于未来房屋租赁价格的折现值, 只要折现率保持一致, 则房屋销售价格指数和房屋租赁价格指数的变动趋势和幅度都应该相同。从而我们可以认为即使房屋销售价格指数出现变动, 但其与房屋租赁价格指数的变动一致的部分是其房屋实际价值变化的反映, 与政府行为无关, 而应当更关注价格和价值之间出现的偏离。经过对相关数据进行描述分析, 我们采用销售价格指数与租赁价格指数的差值作为因变量之一(二者比值的分布严重偏离正态分布)。

2. 土地财政的计量。

由于数据原因, 本文无法得到各观测样本(主要大中城市)财政预算内收入的具体细分项目情况, 以及预算外收入总额及其细分项目情

况,从而无法得到地方政府从房地产业及其相关产业中获取的收入情况,因此,本文选取土地出让金收入与预算内收入的比值(LGR)作为地方政府对土地财政的依赖程度,实际上这是从狭义上理解的土地财政。地方政府从土地出让金中获取的收入与其预算内收入的比值越大,说明地方政府越依赖于土地财政。

### 3.其他控制变量的选取与计量。

本文根据以往研究,综合考虑了我国城市经济和房地产的发展情况,以及数据的可获得性,选取了如下变量作为控制变量:房屋库存增加情况(hsgr),即新增住房库存(竣工面积减去销售面积)占总竣工面

积的比例(由于新增库存可能为负数,为避免产生不必要的数据损失,这里不采用新增库存的对数),数据来源于历年中国房地产统计年鉴中35个大中城市房地产开发企业(单位)竣工房屋面积和销售房屋面积统计情况;城市人均可支配收入的对数(lnpdi),数据来自高校财经数据库;土地价格指数(lpi),数据来自WIND资讯和高校财经数据库;城市人口增长情况(popg)、城市非农业人口比例(urban)、外商实际投资额与GDP的比值(fdir)、政府财政预算内支出占GDP的比重(ger)及其中用于科学和教育事业费的支出比例(rdedr)、城市人口密度的对数(lnpd),这些数据来自历年中国城市

统计年鉴。

由于本文使用的因变量均有较大可能存在一定的趋势性,因此在回归时还应该将因变量的滞后项作为自变量放入回归方程中。

### 4.各变量的基本情况。

文中使用的各变量数据的概况见表2。从表2可以看到,各变量统计数据的基本情况基本符合观察:房地产价格年均增长率达到了约4%,远高于这段时期内的CPI涨幅(根据《中国城市(镇)生活与价格年鉴2009》,我国2007年的城市居民消费价格相比1999年上涨了12.9%,年均增长1.35%);房屋价格与房屋价值之间的偏离也呈逐步扩散的趋势,年均偏离达到2%以上;

表2 各变量数据的概况

变 量	Variable	Obs	Mean	Std.Dev	Min	Max
房屋销售价格增长率(%)	HPI	315	3.884	3.890	-4.9	20.1
房屋销售与租赁价格指数差(%)	HPI2	315	2.095	6.330	-67.1	17.9
土地收入与预算内收入的比值	LGR	313	0.597	0.757	0.010	8.998
房屋库存增加情况	hsgr	315	-0.007	0.876	-10.308	0.909
城市人均可支配收入的对数	lnpdi	315	9.203	0.377	8.469	10.422
土地价格指数	lpi	315	4.42	7.776	-33.3	55.2
城市人口增长情况	popg	315	0.046	0.119	-0.375	1.179
城市非农业人口比例	urban	311	0.749	0.119	0.395	1
外商实际投资额与GDP的比值	fdir	298	0.007	0.005	0.0002	0.032
财政预算内支出占GDP的比重	ger	314	0.102	0.032	0.015	0.228
用于科教的财政支出比例	rdedr	312	0.126	0.041	0.069	0.596
城市人口密度的对数	lnpd	315	7.164	0.648	4.990	8.600

表3 各自变量数据之间的相关情况

	LGR	hsgr	lnpdi	lpi	popg	urban	fdir	ger	rdedr	lnpd
LGR	1.00									
hsgr	-0.25	1.00								
lnpdi	0.20	-0.15	1.00							
lpi	0.33	-0.17	0.30	1.00						
popg	-0.06	0.06	-0.03	-0.06	1.00					
urban	-0.14	0.12	0.09	-0.15	-0.28	1.00				
fdir	0.05	0.02	0.21	-0.02	-0.01	0.02	1.00			
ger	-0.08	0.03	0.34	-0.04	-0.02	-0.15	0.15	1.00		
rdedr	0.08	-0.09	0.16	0.15	-0.02	0.02	-0.06	-0.07	1.00	
lnpd	0.03	-0.01	-0.11	0.01	-0.10	0.35	0.07	-0.17	-0.01	1.00

而土地出让金与预算内收入的比例达到了 0.6:1, 即各城市的地方政府来自土地出让金的收入几乎是其财政预算内收入的六成, 地方政府对土地财政的依赖程度较大; 另外, 土地价格近年来的上涨幅度超过了房价的上涨, 年均上涨幅度达到了 4.4%。

各自变量之间的相关情况见表 3。表 3 说明各自变量之间不存在显著的相关关系, 将这些变量同时放入一个回归方程时不会产生明显的多重共线性问题。

## 二、实证检验及结果分析

(一) 面板数据回归模型的判断。

由于本文使用的数据是面板数据形式, 因此首先应当对相关回归模型进行检验, 以判断本模型适用于何种形式的回归模型。

面板数据计量回归模型的一般

形式为  $y_{it} = \alpha_i + x_{it} \beta_i + u_{it}$ ,  $i=1, \dots, n$ ,  $t=1, \dots, T$ 。其中  $x_{it}$  为  $1 \times K$  向量,  $\beta_i$  为  $K \times 1$  向量,  $K$  为自变量的数目, 误差项  $u_{it} \sim N(0, \sigma_u^2)$ 。

而系数有三种情况: 情形 1,  $\alpha_i = \alpha_j, \beta_i = \beta_j$ ; 情形 2,  $\alpha_i \neq \alpha_j, \beta_i = \beta_j$ ; 情形 3,  $\alpha_i \neq \alpha_j, \beta_i \neq \beta_j$ 。这三种情形的系数分别对应三种计量回归的方法, 情形 1 适用于使用普通最小二乘估计, 相当于将多个时期的截面数据混合放在一起作为样本数据; 情形 2 成为变截距模型, 在横截面上个体影响不同, 个体影响表现为模型中被忽略的反应个体差异的变量的影响, 又可分为固定影响和随机影响两种情况; 情形 3 则成为变系数模型, 除了存在个体影响外, 在横截面上还存在变化的经济结构, 因为结构参数在不同横截面单位上是不同的。

要检验模型更适用上述三种情形的哪一种, 应该进行 F 检验。其检验方法为: 首先通过回归得出上述三种情形下的残差平方和分别为

$S_1, S_2, S_3$ ; 然后分别构造出 F 统计量,

$$F_1 = \frac{(S_1 - S_3) / [(n-1)(K+1)]}{S_3 / [nT - n(K+1)]} \sim F [(n-1)(K+1), n(T-K-1)],$$

$$F_2 = \frac{(S_2 - S_3) / [(n-1)K]}{S_3 / [nT - n(K+1)]} \sim F [(n-1)K, n(T-K-1)],$$

其中  $n$  为截面样本数,  $T$  为观测时间点数,  $K$  为自变量数; 通过 F 统计量判断应该适用哪种情形, 并使用相应的回归方程形式进行回归分析。

如果适用情形 2, 则还需要进行 Hausman 检验, 以判断应该使用固定影响还是随机影响模型。

(二) 对假设 1 的检验。

首先采用模型 (1) 对假设 1 进行检验, 使用的因变量为房屋销售价格指数 (HPI)、房屋销售与租赁价格指数差 (HPI2), 重点关注的自变量为土地出让金收入与预算内收入的比值 (LGR), 其回归结果如下 (剔除奇异值) (见表 4)。

表 4 分为两个部分, 前三列和

表 4 对假设 1 的检验结果

因变量	(1)	HPI (2)	(3)	(4)	HPI2 (5)	(6)
选用模型	随机效应变 截距模型	固定效应变 截距模型	混合回归 模型	随机效应变 截距模型	随机效应变 截距模型	混合回归 模型
LGR	3.041 (7.98)**	1.146 (2.57)*	0.473 (1.41)	2.395 (4.95)**	1.099 (2.12)*	0.225 (0.47)
fdir		-107.161 (1.78)				132.768 (2.65)**
lnpdi		4.816 (5.91)**	1.486 (3.06)**		4.115 (5.13)**	
lpi2		0.127 (4.41)**	0.089 (4.02)**			0.094 (3.05)**
hsgr			-0.356 (1.99)*		-0.490 (1.71)*	-0.511 (1.99)*
hpi21			0.534 (11.55)**			
hpi31						0.493 (10.48)**
Constant	2.180 (6.23)**	-40.960 (5.53)**	-12.095 (2.73)**	1.046 (2.10)*	-36.102 (4.95)**	0.158 (0.34)
R <sup>2</sup> (overall R <sup>2</sup> )	0.1638	0.3207	0.5465	0.0595	0.1701	0.4124
F或 Wald chi2	(63.69)**	(39.05)**	(65.08)**	(24.46)**	(57.01)**	(35.65)**
Observations	311	294	276	309	309	260
Number of ID	35	35		35	35	

后三列分别是对两个因变量的回归情况, (1)(4)为 LGR 对因变量一元回归结果, (2)(5) 为加入了控制变量后的回归结果, (3)(6) 则是在第二列的基础上加入了滞后变量后的回归结果。在回归时, 先后利用 F 检验和 Hausman 检验对回归方程的形式进行检验后, 其中加入控制变量时逐步剔除不显著的变量, 最后的结果仅保留在 10% 显著性水平下显著的控制变量。

回归的结果说明, 地方政府对土地财政的依赖程度越高, 在其他条件相同的情况下, 该城市的房价指数也越高, 即政府对房价的上涨可能存在较为显著的推动作用, 假设 1 成立。

除了政府的作用外, 显著影响

房地产价格上涨的因素还有城市人均可支配收入水平(+)、房屋库存增加量(-)、土地价格(+)和滞后一阶的房价指数(+), 这些变量分别代表了房地产市场的需求、供给、成本情况, 以及房价的上涨趋势, 且系数也均符合经济学意义, 即居民需求能力上升、土地成本提高都会导致房价的上涨, 而库存的净增加则会抑制房价的上涨, 同时房地产也具有典型的虚拟资产的性质, 即前一期的房价变化趋势对当期房价的变化具有显著的正向影响; 而显著影响房地产价格对价值偏离程度的因素还包括外商投资水平(+)、土地价格(+)、房屋库存变化(-)和滞后一阶的偏离程度(+), 说明外资的进入可能会加大城市房价与其价值的偏

离, 土地价格和偏离度的趋势项也都会促进租售偏离程度的进一步扩大, 而供给的净增加将有效地抑制房价对其价值的过度偏离。

(三)对假设 2 的检验。

其次采用模型(2)对假设 2 进行检验, 使用的因变量为 HPI 和 HPI2 的绝对值, 重点关注的自变量为土地出让金收入与预算内收入的比值(LGR), 以及房价变动方向的虚拟变量(房价或其偏离度上涨或持平为 1, 否则为 0)与 LGR 的乘积项(HPDLGR 或 HP2DLGR), 其回归结果如下(剔除奇异值)(见表 5)。

表 5 分为两个部分, 前三列和 后三列分别是对两个因变量的回归情况, (1)(4) 为 LGR 和 HPDLGR (HP2DLGR) 对因变量的回归结果,

表 5 对假设 2 的检验结果

因变量	(1)	abs (HPI) (2)	(3)	(4)	abs (HPI2) (5)	(6)
选用模型	随机效应变 截距模型	随机效应变 截距模型	混合回归 模型	随机效应变 截距模型	随机效应变 截距模型	混合回归 模型
LGR	-2.604 (1.29)	-1.863 (1.02)	-2.038 (0.89)	-0.918 (1.27)	-1.044 (1.38)	-0.973 (1.30)
HPDLGR	5.376 (2.73)**	3.135 (1.74)*	2.504 (1.10)			
HP2DLGR				1.952 (2.76)**	1.660 (2.25)*	1.317 (1.79)
lnpdi		3.320 (6.10)**	1.508 (3.05)**			
hsgr			-0.330 (1.88)		1.974 (1.66)*	4.505 (3.36)**
hpi3dhsgr					-2.253 (1.88)*	-4.759 (3.52)**
lpi2		0.115 (4.66)**	0.083 (3.79)**		0.062 (2.27)*	0.063 (2.36)*
fdir			56.751 (1.66)		120.551 (2.85)**	141.653 (3.22)**
ger					15.372 (2.26)*	16.987 (2.68)**
rdedr					8.936 (1.84)*	10.358 (2.18)*
hpi21			0.496 (10.76)**			
hpi31						0.164 (3.75)**
Constant	2.751 (8.05)**	-27.555 (5.58)**	-12.329 (2.76)**	3.654 (10.75)**	-0.019 (0.02)	-0.793 (0.79)
R <sup>2</sup> (overall R <sup>2</sup> )	0.1760	0.3473	0.5519	0.0357	0.1434	0.2150
F或 Wald chi2	(72.75)**	(162.71)**	(44.70)**	(12.39)**	(38.64)**	(7.55)**
Observations	311	311	262	309	290	258
Number of ID	35	35		35	35	

(2)(5)为加入了控制变量后的回归结果,(3)(6)则是在第二列的基础上加入了滞后变量后的回归结果。在回归时,先后利用F检验和Hausman检验对回归方程的形式进行检验后,其中加入控制变量时逐步剔除不显著的变量,最后的结果仅保留在10%显著性水平下显著的控制变量。

回归结果基本符合假设2的推测,即LGR的系数为负,而HPDLGR(或HP2DLGR)与LGR的系数之和为正,但其中LGR的系数的显著性不高,这说明我国地方政府在房价处于上涨区间时,越是依赖于土地财政的城市,其政府越愿意并实际推动了房价的持续上涨;在房价处于下跌区间时,地方政府对土地财政的依赖程度越高,其有一定的能力阻止房价的持续下跌,但其效果不是特别显著。以房地产价格对其价值的偏离程度作为观测对象,地方政府在房价向上(或向下)偏离其基础价值时的推动(或阻止)行为的效果的显著性都要明显好于仅用房价来作为观测对象,这更加证明了假设2的正确性。

除了政府的作用外,显著影响房地产价格变化幅度的因素还有城市人均可支配收入水平(+)、房屋库存变化(-)、土地价格(+)、外商投资水平(+)和滞后一阶的房价指数(+),说明需求越旺盛、供给越少、房屋建造成本越大、外资的进入程度越高,其房价的变化幅度也越大,同时房价的变动幅度与其过去的趋势也是正相关的;影响房地产价格对其价值偏离幅度的因素有房屋库存变化(+)及其与房价变动方向虚拟变量的乘积(-)、土地价格(+)、外商投资水平(+)、政府支出水平(+)、科教支出水平(+)和滞后一阶的房价偏离指数(+),说明库存的增加在房

价上涨时阻碍房价的继续上涨、在房价下跌时则会放大房价的下跌幅度,供给对于房价的变化影响也是至关重要的,而土地价格越高、外资进入越多、政府总体支出及其中在科教方面的支出越多,该城市房价偏离其价值的幅度也越大,且房价偏离其价值的幅度与其过去的趋势也是正相关的。

### 三、结论与政策建议

由于地方政府在房地产市场调控和“二次房改”中具有相当重要的作用,但我国地方政府的财政收入却又严重依赖于土地出让和房地产业发展,这种土地财政的现状导致人们对地方政府能否积极配合中央,开展对各地区、各城市房价有所抑制作用的房地产市场调控和“二次房改”有所质疑。

本文就以“二次房改”的财政基础作为分析对象,从地方政府的土地财政与当地房地产价格变动之间的关系出发,通过对历史数据进行回归分析,发现在控制了其他房地产价格影响因素之后,地方政府对土地财政的依赖程度越高,该城市的房地产价格上涨越快,从而证明地方政府的确有可能通过各种手段促进城市房价上涨,因此越是依赖土地财政,地方政府越会推动房价的上涨,以便从中获取更多的政府收益;同时,在房价上涨时,越是依赖土地财政的地方政府越会推动房价的持续高涨,而在房价下跌时,这些地方政府则相对更不愿意看到房价的下跌,从而在数据上表现为房价变动幅度与地方政府对土地财政的依赖程度之间的关系随房价处于不同的上涨(下跌)区间而不同。

本文的结论表明,由于土地财政的存在,人们担心对于中央政府

抑制房价的政策,地方政府可能不愿意积极配合是有一定道理的。为此,本文认为我国的房地产市场调控和发展体制改革不能仅仅针对房地产业和房地产市场,而必须有财政体制改革等其他政策措施相配合。

具体而言,要使我国的房地产市场调控政策和“二次房改”得到贯彻实施,首先必须改善地方政府的财政状况,合理调整中央和地方财政关系,解决地方财源不足问题。

分税制改革以来,中央和地方的财政关系不断调整,地方政府在事权比例没有太大变化的基础上,财权比例逐步下降,多年来已经形成了“上级派任务,下级忙筹钱”的中央和地方关系。加上我国实施的政治集中制度,地方政府在强大的政治压力下,还要想方设法在上级所派任务的基础上筹措更多的资金,以推动当地经济的高速发展,这进一步加剧了地方政府的收入压力。在此情况下,地方政府不得不竭尽其能筹措资金。利用各种方法推动房价上涨,提高土地出让金收入,并以估值升高的土地作为抵押从资本市场上融资已经成为了很多地方政府筹措资金的重要手段。2009年就是这种情况的典型案列。为了应对国际金融危机,我国政府从中央到地方都实施了积极的财政政策,一些地方政府为筹措资金,利用房地产受经济刺激回暖的时机,大量建立融资平台,以土地出让收入等作为抵押,从银行和金融机构中获得融资。在这种情况下,中央出台房地产市场调控政策,不仅无法保证地方政府配合的积极性和持续性,还会导致地方政府收支出现较大的问题。进入2010年,中央为了改变房价过度高涨局面而出台的一系列政策使得部分地区的房地产和土地市

场趋势有所改变,地方政府融资平台的金融风险逐渐加大。由于经济刺激计划尚未到退出的时机,随着房地产调整政策的深入,地方政府收入过度依赖土地出让的后果还在进一步显现之中。

为推进房地产市场调控及其发展模式改革,同时减少地方政府融资的金融风险,保证地区经济的长期稳定发展,就必须合理调整中央和地方财政关系,解决地方财源不足问题。例如,重新划分中央和地方的财政收入权利,收缩地方政府从房地产单一部门获取收入的权利,同时加强地方政府收入与地区经济发展的关联性,以减小地方过度促进和发展房地产业的激励;适当调整地方政府的财政支出责任,形成各地方政府因地制宜,根据地区经济特征发展自身经济的合理竞争局面,逐步改变自上而下的任务式地方发展模式;探索多渠道融资方式,为地方政府的建设项目和融资平台开辟股票、债券等市场融资手段,一方面可以减少通过单一信贷渠道融资的金融风险,另一方面也通过市场化估值促进地方政府的合理建设和发展。但同时还应当正确总结希腊债务危机的教训,在地方政府利用市场进行融资时要加强资本市场监督,避免因此产生更多更大的金融风险。其次,还应该积极鼓励地方政府开发政策性住房,形成双轨制房地产发展模式,使地方政府在实施“二次房改”的同时又能保障其财政收入的长期稳定。

政策性和市场化分配相结合的双轨制发展模式不仅是最适合我国的房地产发展模式,也是地方政府房地产发展战略的最优选择(张双长,2010)。世界各主要国家在其经济发展的初期和中期,人们对住宅的基本需求还没有得到完全满足

时,政府几乎都曾提供过政策性住房。中国仍处于这样的一个发展阶段,因此绝不可忽视政策性住房的提供。但对于人们除了生活必需之外的住宅消费需求,则应当由市场机制来进行分配,以发挥市场配置资源的重要作用。

要实现双轨制的房地产发展模式,必须鼓励地方政府开发和提供政策性住房。这是因为由地方政府开发和提供政策性住房,除了能够保障居民的基本住房需求外,还有如下好处:一是地方政府要远比中央政府更为了解当地经济发展和居民生活情况,只要利益的分配机制能够理顺,由地方政府开发和提供政策性住房能够使政策性住房的开发和分配更具效率;二是地方政府通过开发政策性住房,能够提高当地房地产业的实际供给,并刺激更多的住房需求,带动相关产业的发展,从而直接有利于地区经济的增长;三是由地方政府为中低收入群体提供政策性保障住房,能够吸引更多的劳动力,特别是刚毕业大学生选择在当地落户工作,从而保证当地经济发展所需的优质劳动力资源,间接促进地区经济的增长;四是通过提供廉租房、平租房等政策性住房,能够为地方政府带来比土地出让收入更为长期、稳定的财政收入来源。

#### 参考文献

[1] Hort, Katinka, 1998. The Determinants of Urban House Price Fluctuations in Sweden 1968-1994. *Journal of housing Economics*, 7, pp. 93-120.  
[2] Tian, Li and Wenjun Ma, 2009. Government Intervention in City Development of China: A Tool of Land Supply. *Land Use Policy*, 26(3), pp. 599-609.  
[3] Peng, R and W C Wheaton, 1994. Effects of Restrictive Land Supply on Housing

in Hong Kong: Econometric Analysis. *Journal of Housing Research*, 5, pp. 262-291.

[4] 曹广忠、袁飞和陶然,2007:《土地财政、产业结构演变与税收超常规增长——中国“税收增长之谜”的一个分析视角》,《中国工业经济》第12期,第13-21页。  
[5] 崔光灿,2009:《房地产价格与宏观经济互动关系实证研究——基于我国31个省份面板数据分析》,《经济理论与经济管理》第1期,第57-62页。  
[6] 蒋省三、刘守英、李青,2007:《土地制度改革与国民经济成长》,《管理世界》第9期,第1-9页。  
[7] 李子奈、叶阿忠,2000:《高等计量经济学》,清华大学出版社,第132-136页。  
[8] 刘红梅、张志斌、王克强,2008:《我国土地财政收入研究综述》,《开发研究》第1期,第141-144页。  
[9] 沈悦、刘洪玉,2004:《住宅价格与经济基本面:1995-2002年中国14城市的实证研究》,《经济研究》第6期,第78-86页。  
[10] 王举、吕春梅、戴双兴,2008:《土地财政与房地产业发展》,《地方财政研究》第10期,第14-17页。  
[11] 魏贤贞、谢佩洪,2007:《我国房价持续高涨的内生机制与对策建议》,《价格理论与实践》第12期,第45-46页。  
[12] 夏斌、陈道富,2006:《针对房地产需求差异,把握好调控力度》,《宏观经济管理》第3期,第24-27页。  
[13] 胥玲,2009:《中国城市房价和地价的决定因素及相互关系》,《财政研究》第11期,第10-13页。  
[14] 张岑遥,2005:《城市房地产价格中的地方政府因素:成因、机制和效应》,《中央财经大学学报》第10期,第65-69页。  
[15] 张双长,2010:《住房改革、地方融资与经济增长:中国住房发展模式研究》,清华大学博士学位论文。  
[16] 周业安,2000:《县乡财政支出管理体制改革的理论与对策》,《管理世界》第5期,第122-132页。

作者单位:清华大学经济管理学院  
(责任编辑 刘静武)