

# 我国区域经济发展不平衡 对房地产价格的影响研究

周辉莉

(厦门大学 经济系, 福建 厦门 361005)

**摘要:** 本文运用差别产品垄断竞争的模型分析房地产产品完全差别的市场效应和社会影响, 认为房地产产品差别化会加强房地产商的垄断势力, 提高其垄断定价的能力, 使社会福利受损。联系中国实际, 发现我国区域经济发展不平衡客观上加剧了房地产产品的差别性, 加强了房地产商的市场力量; 这是我国总体房地产价格持续上涨, 地区房价差距扩大, 相关政策效果不理想的重要原因, 鉴于此, 本文提出相关的对策建议。

**关键词:** 区域经济; 房地产价格; 产品差别; 勒纳指数; 区域经济发展平衡性指标

**中图分类号:** F293.31 **文献标识码:** A **文章编号:** 1000-176X(2008)07-0124-06

## 一、引言

中国从 20 世纪 90 年代开始选择市场经济的取向, 中国的房地产市场也在 20 世纪 90 年代初期开始逐步形成。90 年代以来, 中国房地产价格每一年的增长率几乎大于零, 总体处于上升趋势, 特别自 2004 年以来中国房地产价格急剧上涨, 远远高于人均可支配收入增长水平; 尤其是北京、上海、广东等地区房地产价格上涨速度惊人, 在过去的 3 年间三地区的房地产价格大约分别上涨了 123.4%、38.4%、73.1%, 中部地区房价也有所上涨, 但增长幅度远不及东部地区, 我国房地产价格的区域差距扩大。发达国家与地区历史经验及理论研究表明, 房地产价格出现不正常的持续上涨将会带来一系列的经济和社会问题: 诸如拉动经济过热, 引发房地产金融风险; 抑制其他消费支出, 制约经济稳定和均衡发展; 进一步拉大贫富差距, 增加社会的不安定因素<sup>[1]</sup>。2006 年以来, 我国房地产价格上涨引发了许多的经济和社会问题, 已引起了有关部门和社会各界的广泛关注, 中央政府连续两年出台了“国八条”和“国六条”, 采用金融、土地、税收等多种政策手段对房

地产市场进行调控, 但时至今日效果仍不明显。

房地产是指房屋建筑和建筑地块有机组成的整体, 是房产和地产的有机结合体<sup>[2]</sup>。房产必须附着在地产之上, 因此获取土地对房地产商至关重要。由于我国实行城市土地国有制度, 目前政府的土地出让制度以协议出让方式为主, 部分地区采用招标或拍卖方式出让, 这就成为房地产商主要的进入壁垒, 决定了房地产不完全竞争的市场结构, 国内大多数学者据此通过我国房地产商的垄断定价能力研究房地产价格机制。又由于土地的不可移动性, 每一个房地产产品都有一个惟一的、不可复制的位置, 即使是毗邻的建设用地有可能是类似的, 但绝对不可能完全相同, 相对于具有相似性和替代性的粮食、煤等有形商品或股票等无形商品来说具有完全差别性; 一般而言, 产品差别假设是不完全竞争理论研究的基础和起点, 同样, 房地产产品的完全差别性对房地产价格形成有重要影响。然而这种差别程度却是不确定的, 一方面房地产商可以不断从产品的品种、质量、服务等方面强化产品差别程度; 另一方面产品差别程度客观上受宏观经济环境, 特别是区域经

济发展的平衡性影响。本文将根据房地产商品完全差别的内在特性,把我国房地产价格问题放在宏观经济背景下,从房地产特殊的市场结构探索促使我国宏观调控房地产价格政策有效性发挥的经济运行条件。

## 二、房地产产品完全差别的市场效应及社会影响

进入壁垒是不完全竞争市场结构存在的根本条件,如果不存在进入壁垒,厂商可以自由进入或退出某一市场,则市场可以达到完全竞争或可竞争状态,但某一行业的垄断势力大小并不单单取决于该行业厂商数目和规模,更大程度上与该行业各厂商生产的产品的差别程度相关。鉴于此,下文将基于差别产品垄断竞争的模型<sup>[3]</sup>分析房地产产品完全差别的市场效应。

假设两房地产商分别提供两种差别化的产品且成本都为零。房地产商 1 的需求  $q_1$  不仅取决于价格  $p_1$ ,也取决于房地产商 2 的价格  $p_2$ 。显然,根据需求定律, $q_1$  随着  $p_1$  的增加而降低。同时,根据产品之间的替代性,如果厂商 2 的价格  $p_2$  增加,其需求也会增加,因为此时厂商 1 显得相对便宜。假设两种产品增加的影响是对称的,则可以用下面两个对称性函数分别表示对厂商 1 和厂商 2 产品的需求。

$$\begin{aligned} q_1 &= a - bp_1 + cp_2 \\ q_2 &= a - bp_2 + cp_1 \end{aligned} \quad (1)$$

其中, $a > 0$ ,是容量参数; $b > 0$ ,表示两种产品的产量对各自价格的敏感程度; $c > 0$ ,表明两房产有一定替代性,反映一种商品对另一种商品的替代程度; $b > c$ ,表示每种产品对自身价格敏感程度更大,也就是说,如果  $p_1$  增加一定幅度,只有当  $p_2$  增幅更大时,厂商 1 的需求才会保持不变, $b$  与  $c$  差距越大,两种产品差别性越大。在上式中,我们将两种产品的需求表示为价格函数,但也可以通过反解得到每种产品的逆需求函数:

$$\begin{aligned} p_1 &= m - nq_1 - r_2 \\ p_2 &= m - nq_2 - r_1 \end{aligned} \quad (2)$$

其中, $m = a / (b - c)$ , $n = b / (b^2 - c^2)$ , $r = c / (b^2 - c^2)$ 。注意  $n > r$ ,即每种产品的价格对自身产量变化的敏感程度更大。根据式 (1),厂商 1 选择最大化利润的  $p_1$ :

$$l_1(p_1, p_2) = p_1 q_1 = p_1 (a - bp_1 + cp_2) \quad (3)$$

一阶条件给出:

$$p_1^*(p_2) = (a + cp_2) / 2b \quad (4)$$

这相当于一个反应函数,即给定厂商 2 的价格  $p_2$ ,厂商 1 的最佳反应由式 (4) 给出。根据对称性,可以得到差别化产品的伯川德均衡结果为:

$$\begin{aligned} q_i^b &= ab / (2b - c) \\ p_i^b &= a / (2b - c) \\ l_i^b &= a^2 b / (2b - c)^2 \quad i = 1, 2 \end{aligned}$$

如果两个厂商进行差别化产品的古诺竞争,则根据式 (1),厂商 1 选择最大化其利润的  $q_1$ :

$$l_1(q_1, q_2) = p_1 q_1 = q_1 (m - nq_1 - r_2)$$

一阶条件给出:

$$q_1^*(q_2) = (m - r_2) / 2n$$

同样,根据对称性可以得到差别化产品的古诺均衡结果为:

$$\begin{aligned} q_i^c &= m / (2n + r) = a(b + c) / (2b + c) \\ p_i^c &= mn / (2n + r) = ab / [(b - c)(2b + c)] \\ l_i^c &= m^2 n / (2n + r)^2 \\ &= a^2 b(b + c) / [(2b + c)^2 (b - c)] \quad i = 1, 2 \end{aligned}$$

从以上分析中,得到结论:

$dp_i^b / dc > 0$ ,  $dp_i^c / dc > 0$ ,  $dl_i^b / dc > 0$ ,  $dl_i^c / dc > 0$ ,即随着产品差别程度的增大,产品间替代作用减弱,厂商间的价格竞争趋于减弱,利润趋于增加。 $q_i^c - q_i^b < 0$ ,  $p_i^c - p_i^b = ac^2 / [(4b^2 - c^2)(b - c)] > 0$ ,  $l_i^c > l_i^b > 0$ ,即在差别化产品古诺竞争导致的市场均衡产量更低,价格更高,利润更高;同时,差别化产品的伯川德竞争中企业价格和利润均大于零,避免了“伯川德悖论”。产品差别程度的大小与企业市场力量的强弱正相关,即产品差别程度越大,厂商的市场力量越强,其市场结构的垄断程度越强,以至于是完全差别产品,即使市场上有多个房地产商,也可以对自己的产品行使接近于垄断的市场力量;反之,即使市场内只有很少的几个厂商,但如果它们的产品是同质的,则它们的市场力量较弱,甚至于接近竞争水平。

下面进一步分析产品差别化的社会影响,即它所产生的福利效应<sup>[4]</sup>,如图 1(a), (b)所示,产品差别程度加强后,房地产产品需求弹性变小,厂商加价  $MV - P^*$  变大,有更大的垄断势力,但攫取了更多的消费者剩余,社会的无谓损失(阴影部分)也增大了。

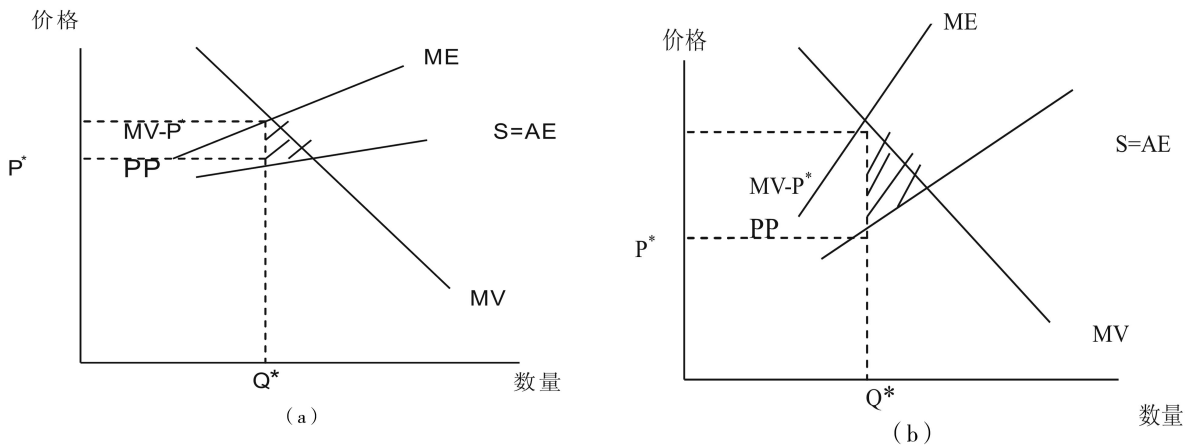


图 1 产品差别化的社会影响

注:ME,AE,MV分别表示房地产产品的边际支出、平均支出、边际价值。

联系中国现实国情,如图 2 所示,由于历史、自然、文化等因素影响,我国形成东中西三大区域经济地带,随着改革开放的深入,三大区域经济发展差距越来越大,即使各大经济带内部经济发展也不平衡,东部以北京、上海、江苏、浙江、广东最为发达。而区域经济发展不平衡客观上加剧了房地产产品的差别化,加强了房地产商的市场力量,

强化了其市场垄断势力和垄断定价的能力,这也是政府对房地产业出台了一系列的抑制房地产业价格上涨的政策收效不甚明显的重要原因。下文将进一步定量分析我国区域经济发展不平衡与房地产业垄断势力关系,探究我国房地产垄断定价机制对房地产价格影响。

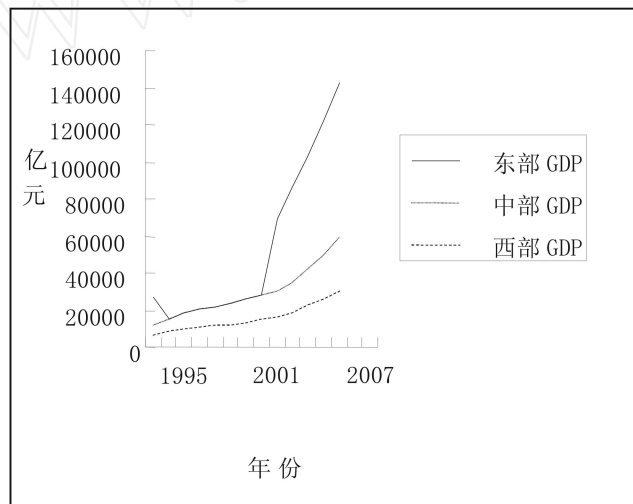


图 2 中国东中西部地区经济发展状况

资料来源:中经网。

### 三、实证分析

#### (一)我国区域经济发展不平衡与房地产业垄断势力关系的实证检验

本文引进勒纳指数<sup>[5]</sup>和区域经济发展平衡性指标进行分析。勒纳指数 L 是市场垄断势力的测度,等于价格减去边际成本再除以价格的加费率,用公式表示为: $L = (P - MC) / P$ ,式中 P,MC

表示产品价格和产品边际成本;勒纳指数在 0 到 1 之间变动,数值越大表明垄断势力越大。在完全竞争的条件下价格等于边际成本,勒纳指数为零;而在垄断市场条件下,价格高于边际成本,勒纳指数在 0 到 1 之间。这个指数本质上考察垄断者的行为,它计量的是价格偏离边际成本的程度。通过建立房地产产品销售成本 (ZC) 与销售量

(ZQ)的对数模型得到价格弹性系数来进行房地产产品的边际价格分析。结果为： $ZC = -6.45E + 10 + 1916.663ZQ$ ，该模型通过计量检验，数据来源于中经网，表示房地产产品每增加一平方米，房地产总价就增加1916.663元，即房地产产品的边际价格为1916.663元，是常数。区域经济发展平衡性指标用K表示，由于具体计算各省市地区经济差别太复杂也不必要，于是按中国的东中西经济带划分来估计区域经济发展平衡性指标，假设东中西三地区经济总量分别为GE、GM、GW，其占全国经济总量比例分别为GE/GDP、GM/GDP、GW/GDP，三地区经济发展绝对平衡时，其占全国经济总量均为1/3，所以 $K = Abs(GE/GDP - 1/3) + Abs(GM/GDP - 1/3) + Abs(GW/GDP - 1/3)$ ，Abs()表示取绝对值，K越大，地区经济发展不平

衡性越强，若地区经济平衡，K为0。利用1994—2007年勒纳指数和区域经济发展平衡性指标进行实证分析，中国商品房本年销售价格、商品房竣工房屋造价、各地区GDP及GDP等变量数据同样来源于中经网，其中东中西地区GDP等于各自包含省市GDP加总而得，三大区域划分以中经网为准。为克服异方差，分别对L、K取对数lnL、lnK。

1. 变量平稳性检验

在对时间序列数据进行计量分析时，首先要对各变量进行平稳性检验，否则直接对非平稳的时间序列进行回归将导致谬误回归现象。采用ADF检验方法分别对变量lnL、lnK进行单位根检验，利用Eviews5.0软件，检验结果见表1。

表1 变量的单位根检验(ADF检验)

变 量	检验形式 (C, T, K)	ADF统计量	5%临界值	是否平稳
lnL	(C, 0, 2)	- 0.767977	- 3.259809	否
lnK	(C, 0, 2)	- 1.131972	- 3.144920	否
lnL	(0, 0, 2)	- 5.049807	- 3.320969	是
lnK	(C, 0, 2)	- 4.131283	- 3.175352	是

注：ADF检验形式(c, t, k)分别表示单位根检验方程包括常数项，时间趋势和滞后阶数，0指不包括c和t，加入滞后项是为了使残差项为白噪声。表示差分因子。

2. 协整检验与误差修正模型

Engle和Granger提出的协整理论<sup>[6]</sup>认为，虽然一些经济变量本身是不平稳的，但它们的线性组合却可能是平稳的，这种平稳的线性组合被称为协整方程并且可被解释为变量之间的长期稳定的均衡关系。检验变量之间是否存在协整关系的协整检验有多种，这里，主要采用Engle和Granger(1987)提出的基于回归方程残差的协整检验方法。变量lnL与lnK都是一阶单整的，建

立协整回归方程如下：

$$\ln L = -0.322181 + 1.665190 \ln K$$

$$(-0.911399) \quad (5.007346)$$

$$R^2 = 0.758115 \quad R^2 = 0.727879 \quad DW = 1.307148$$

$$F = 25.07351$$

(注：括号内为相应的估计量的t值)

从上面的回归的统计量来看，回归方程效果比较好。再对模型估计的残差序列et采用ADF检验，检验其是否平稳，检验结果见表2。

表2 残差 et的 ADF检验结果表

		t-统计量	概率值
ADF检验统计量		- 2.575496	0.0166
ADF检验临界值	1%水平	- 2.847250	
	5%水平	- 1.988198	
	10%水平	- 1.600140	

从表2可知,残差序列在5%水平上拒绝了原假设,说明 $et-I(0)$ ,即残差序列是平稳的,表明了变量 $\ln L$ 与 $\ln K$ 之间存在协整关系,并且回归方程系数为1.665190,是正数,即我国区域经济发展不平衡与房地产市场垄断势力存在长期稳定正相关的均衡关系。

误差修正模型的基本思想<sup>[6]</sup>是当变量之间存在协整关系,即存在长期均衡关系,这种长期均衡是在短期波动的不断调整和修正过程中实现的。因为 $\ln L$ 与 $\ln K$ 之间存在协整关系,则建立 $\ln L$ 、 $\ln K$ 的误差修正模型如下:

$$\ln L = 0.226359 + 0.224468 \ln K - 0.356157et(-1) \\ (3.485613) \quad (0.796871) \quad (-1.984627)$$

$$R^2 = 0.398352 \quad R^2 = -0.197803 \quad DW = 2.745455 \\ F = 1.986306$$

表3 相关变量之间的 Granger因果关系检验

原假设 H0 (0假设)	样本数	F统计量	P值
$\ln L$ 不是 $\ln K$ 的 Granger原因	10	1.64420	0.24706
$\ln K$ 不是 $\ln L$ 的 Granger原因	10	2.37054	0.17457

从 Granger因果检验可以看出, $\ln L$ 格兰杰引起 $\ln K$ 的概率是75.294%, $\ln K$ 格兰杰引起 $\ln L$ 的概率是82.543%,均较大。这表明我国区域经济发展不平衡是房地产市场垄断势力增强的原因,房地产市场垄断势力增强反过来会加剧我国区域经济发展不平衡程度。

#### 4. 脉冲响应分析

以下运用脉冲响应函数来分析我国区域经济发展不平衡与房地产市场垄断势力大小间的动态关系。在 VAR 模型的标准式中,扰动项也称为新息,脉冲响应函数试图描述任意一个变量的扰动如何通过模型影响其它变量,最终又反馈到自身的过程<sup>[7]</sup>。根据 Eviews 所提供的脉冲响应分析方法和函数图备选项,用组图分析我国区域经济发展不平衡与房地产市场垄断势力一个标准差新息的响应程度,结果如图3所示。实线部分为计算值,虚线部分为响应函数值加(或减)两倍标准差的置信带。

从图3可以看出,我国区域经济发展不平衡加剧对房地产市场垄断势力的影响总体上具有较明显的正向响应,从第一期开始影响幅度不断增大,到第2期达到顶峰,从第2期开始,房地产市场垄断势力保持比较稳定状态。

(注:括号内为相应的估计量的 t 值)

从结果看出,误差纠正项的系数在10%置信水平上显著,大小为0.356157,表明反向纠正上一期非均衡的程度约为35.62%,说明当长期均衡关系出现偏离时,从非均衡状态向长期均衡状态调整的速度比较慢。

#### 3. Granger因果关系检验

利用 Granger因果关系检验我国区域经济发展不平衡与房地产市场垄断势力大小变量之间的因果关系。Granger因果关系检验涉及到滞后阶数的选定,这里对最优滞后阶数的选取是基于无约束的 VAR 模型的残差分析来确定的,即根据 AIC 定阶准则确定,最后确定最优滞后阶数 $K=1$ 。

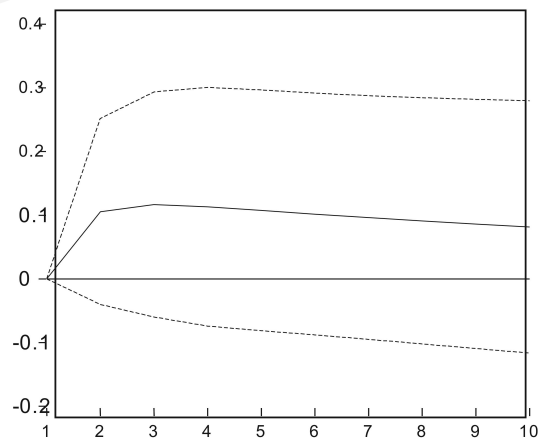


图3  $\ln L$ 对 $\ln K$ 一个标准差信息的响应

#### (二)我国房地产业的垄断定价<sup>[3]</sup>

分析了我国区域经济发展不平衡与房地产业垄断势力的关系,接着建立房地产垄断定价模型,考察我国房地产业的垄断势力对房地产价格的影响。从理论上说,影响房地产产品价格的因素是供给与需求,为分析它们对房地产价格的影响情况,分别取供给中的成本变量和需求中的人均可支配收入变量进行回归。由于我国房地产业相关统计资料的不完备,时间序列较短,所以采用我国2002—2007年31个省、自治区和直辖市的分地区商品房房价、房屋造价和城镇人均可支配收入

变动情况的相关数据,通过面板数据方法在 Eviews 进行回归分析,数据来源于中经网。商品房售价、房屋造价和城镇人均可支配收入用  $P$ 、 $C$ 、 $\text{Income}$  表示,为克服异方差,分别对其取对数  $\ln P$ 、 $\ln C$ 、 $\ln \text{Income}$ 。

回归方程结果:

$$\ln P = 1.776672 + 0.185917 \ln C + 0.499254 \ln \text{Income} +$$

$$(1.231170) \quad (2.208723) \quad (3.641586)$$

$$[\text{AR}(1) = 0.844056]$$

$$(15.66469)$$

$$R^2 = 0.933477 \quad R^2 = 0.931814 \quad DW = 2.229866$$

$$F = 561.2994$$

从回归结果可以看出,我国房地产价格变动与房屋造价和人均可支配收入变动明显呈正相关,但房屋造价和人均可支配收入对房地产价格影响有差异,房屋造价每增长 1 个百分点,房地产价格仅增长 0.185917 个百分点,而人均可支配收入每增长 1 个百分点,房地产价格就增长 0.499254 个百分点。这反映出成本并不是影响我国房地产价格的主要因素,而市场状况的影响较突出,我国房地产企业的垄断势力确实很强,进行产品定价时更多的是基于消费者的保留价格而攫取尽可能多的消费者剩余,这是当前我国房地产价格持续上涨的原因。对于经济发达地区北京、上海、广州等影响更大,形成了经济发展—房地产价格持续上涨的恶性循环,加重了居民的经济负担。

另外,城镇人均可支配收入虽然总体上是地区经济发展好的衡量指标,但并不是它的完全指标,经济发展不但指经济增长状况,还指经济发展的质量,包含发展的经济环境、体育、教育、文化、卫生状况,经济发展潜力等方面,是一个综合指标。具体分析,泉州、福州 GDP 并不差于厦门,但房价低于厦门,杭州曾经一度是中国大陆房价最高城市,虽然这其中不排除房地产商投机炒作等因素,但归根到底由于厦门、杭州发展的经济环境、体育、教育、文化、卫生状况,经济发展潜力等方面较好,吸引了外地的资本投入房地产业,提高了房地产需求的购买力,使房地产商能更多地攫取消费者剩余。

#### 四、结论

从实证分析的结果可以看出:由于我国政

府的土地出让制度造成房地产进入壁垒和房地产产品完全差别的内在特性导致房地产市场不完全竞争性,形成垄断竞争市场;而我国区域经济发展不平衡加剧了房地产产品的差别性,加强了房地产商的市场力量,提高了他们进行垄断定价的能力,可以攫取尽可能多的消费者剩余,特别是经济发达地区房价更高,上涨的更快,例如南昌 1 平方米可批 2 000 元,厦门可批 7 000 元;我国的房地产产品价格呈现总体上持续增长,区域差别扩大的局面。目前我国对房地产价格上涨控制的政策主要是集中于宏观层次,实行从紧的货币政策,提高贷款买房的利息率,抑制过热的需求,甚至运用行政和经济手段,直接干预房地产价格上涨,控制其上涨幅度,或增加住房补贴等被动的针对房地产价格变动而进行调控,但并未达到理想效果。因此要有效地抑制当前持续上涨的房地产价格,不能仅仅从房地产“过热”的表面现象出发,而必须从房地产产品的内在特性和市场结构入手,配合其宏观经济运行条件的调整,促进区域经济平衡发展,减轻房地产产品的差别化趋势,抑制房地产商的市场力量,削弱其垄断定价的能力,这样才能更好发挥当前抑制房地产价格上涨政策的作用。

#### 参考文献:

- [1] 刘秀光. 我国房地产的内在矛盾与价格坚挺——对我国房地产价格坚挺的一个分析框架 [J]. 学术问题研究 (综合版), 2007, (1).
- [2] 汤树华. 中国房地产实务全书 [M]. 北京: 新时代出版社, 1992.
- [3] 苗天青. 我国房地产业: 结构、行为与绩效 [M]. 北京: 经济科学出版社, 2004. 38.
- [4] 平狄克·鲁宾费尔德. 微观经济学 [M]. 北京: 中国人民大学出版社, 2004. 297.
- [5] 杨建文, 周冯琦. 产业组织 [M]. 上海: 学林出版社, 2003. 87 - 88.
- [6] 高铁梅. 计量经济分析方法与建模: Eview 应用及实例 [M]. 北京: 清华大学出版社, 2006. 154 - 158.
- [7] 约翰斯顿·迪拉尔多. 计量经济学方法 [M]. 北京: 中国经济出版社, 2002.
- [8] 王三兴. 房地产市场中两种需求的经济效应分析 [J]. 云南财经大学学报, 2007, (1).

(责任编辑:杨全山)