

# 外生冲击与房地产真实价格波动

——对1998~2003年中国31省(市、区)的实证研究

洪涛,高波,毛中根

(南京大学商学院,南京 210093)

**摘要:**文章首先根据经济学模型界定了两个重要指标:自相关系数与收敛系数。认为不同的外生冲击对这两个系数有不同的影响,而它们决定了房地产真实价格波动形态的差异。在此基础上,文章利用1998~2003年中国31个省(市、区)的面板数据对中国房地产市场进行了实证研究,其结论是,在真实人均可支配收入和真实建筑成本较高、真实税后住宅抵押贷款利率较低的地区有较大的自相关系数和较小的收敛系数,从而房地产真实价格具有更大的波动性。为使房地产真实价格在均衡价格附近平稳运行,降低开发成本和提高消费者购买成本能收到较好的效果。

**关键词:**中国房地产;真实价格波动;自相关系数;收敛系数;外生冲击

**中图分类号:**F293 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2005)11-0088-10

1998年以来,中国房地产业进入了一个新的增长周期,商品房平均销售价格一直保持很高的增长速度。近年来,这种快速增长态势加剧了人们对中国房地产市场发展的担心。一些学者认为,中国的房地产价格已经远远高出其均衡水平,甚至有人认为中国的房地产不仅存在泡沫,而且已经“接近爆炸的边缘”、“将在数月内破裂,不会超过一年”。2003年底开始,中国政府也陆续出台了多项调控措施,并将稳定房地产价格作为一个重要目标。

想要达到稳定房价的目标,必须明确回答两个问题:有哪些因素影响房地产真实价格的波动?它们是如何发挥作用的?根据Abaraham和Hendershott(1996)的观点,影响房地产真实价格波动的因素可以分为两部分,一部分可以用来解释均衡价格的变化,另一部分可以用来解释真实价格围绕均衡

收稿日期:2005-09-12

基金项目:江苏省哲学社会科学研究“十五”规划基金项目(“新一轮宏观调控背景下的房地产业政策及江苏省对策分析”的阶段性成果)(04E1B007)

作者简介:洪涛(1977—),男,黑龙江双城人,南京大学商学院博士生;

高波(1961—),男,江苏泰兴人,南京大学商学院教授,博士生导师;

毛中根(1975—),男,湖南邵阳人,南京大学商学院博士。

价格的波动过程。一般来讲,由外生变量所决定的均衡价格上涨不会对经济有什么负面作用,因此本文只分析房地产真实价格围绕均衡价格的波动。这种波动需要两种力量的共同作用。一种起到促使房地产真实价格偏离均衡价格的效果,另一种则起到促使房地产真实价格向均衡收敛的效果。有效的宏观调控措施应该能够从这两个方面发挥作用:减弱促使房地产真实价格偏离均衡的力量同时加强促使房地产真实价格向均衡收敛的力量。本文在理论模型的基础上,利用1998~2003年间中国31个省(市、区)的面板数据,对这两种力量进行测度,试图找出影响中国房地产真实价格波动的因素、分析其作用机理,并对如何使房地产真实价格在均衡价格附近平稳运行的问题作出回答。

### 一、理论基础

根据Abaraham和Hendershott(1996)的观点,可以分两步来对房地产真实价格的波动进行分析:

首先确定由外生变量决定的均衡价格,即:

$$P_t^* = P(Y_t) \quad (1)$$

这里 $P_t^*$ 是一个地区房地产在时期 $t$ 的均衡价格<sup>①</sup>,而 $Y_t$ 表示该地区在时期 $t$ 反应外生变量状态的向量,主要包括人口、真实人均可支配收入、真实建筑成本以及真实税后住宅抵押贷款利率,它们相对于房地产真实价格来说是外生的。在得出均衡价格之后,可以将时期 $t$ 的房地产真实价格变化表示为前期真实价格变化、前期真实价格与均衡价格之差以及均衡价格变化的函数,即:

$$\Delta P_t = \alpha \Delta P_{t-1} + \beta (P_{t-1}^* - P_{t-1}) + \gamma \Delta P_t^* \quad (2)$$

这里 $P_t$ 是房地产在时间 $t$ 的真实价格, $\Delta$ 表示变量的一阶差分。在方程(2)中 $\alpha$ 可称作自相关系数,它的含义是前一期真实价格变化1%会引起本期真实价格变化 $\alpha\%$ 。消费者根据以前经济情况的变化不断调整自己的经济行为,从而房地产在时期 $t$ 的真实价格会受到以前真实价格变化的影响。根据适应性预期理论, $\alpha > 0$ ,它起到了加速房地产真实价格偏离均衡价格的作用。

$\beta$ 可称作收敛系数,它反应了前期真实价格偏离均衡后本期真实价格向均衡的调整速度。预期 $0 < \beta < 1$ ,即如果前期房地产真实价格低于均衡价格,则本期真实价格的增长率会上升,反之则反是。同时真实价格的调整过程不是一次到位的,而是需要多次调整才能收敛于均衡价格, $\beta$ 越大,真实价格向均衡价格收敛的速度越快。

$\gamma$ 可称作反应系数,它代表了房地产真实价格面对外生冲击的反应程度。预期 $0 < \gamma < 1$ ,即房地产市场不是一个有效市场,它对于一个外生冲击的反应是不完全调整的,真实价格的变化不能完全反应市场信息<sup>②</sup>。

方程(2)还可以写成:

$$P_t - (1 + \alpha - \beta)P_{t-1} + \alpha P_{t-2} = \gamma P_t + (\beta - \gamma)P_{t-1}^* \quad (3)$$

Abaraham 和 Hendershott(1996)利用美国 30 个大都市区 1977~1992 年间的的面板数据对  $\alpha$ 、 $\beta$  和  $\gamma$  的值进行了估计,结论与理论预测相符。

在此之前,有些文章曾分别估计了自相关系数和收敛系数。比较有代表性的包括 Case 和 Shiller(1989)利用 1970~1986 年间芝加哥、亚特兰大、旧金山和达拉斯四个大都市区的季度数据对美国单户住宅市场真实价格的自相关系数进行了研究,认为适应性预期是消费者的重要特征。在此基础上他们对美国单户住宅市场的有效性进行了检验,认为由于交易成本、持有成本以及税收政策等原因,住宅市场相对于金融市场更加缺乏有效性。

Abaraham 和 Hendershott(1993)利用美国 30 个大都市区的 1977~1991 年间的的数据分析了住宅真实价格的波动。他们将住宅真实价格表示为就业率变化、真实收入增长、真实建筑成本变化、通货膨胀率以及真实税后住宅抵押贷款利率的函数,得出结论认为美国中西部和东南部的城市住宅真实价格稳定性更好,而沿海城市波动性更强。在文章中他们还估计了住宅价格的自相关系数为 0.443,认为前期真实价格增长率对本期真实价格增长率有显著影响。

Capozza 和 Seguin(1996)利用美国 64 个大都市区 1960~1990 年间的的数据分析了预期在住宅真实价格上涨过程中的作用。他们在控制地区间住宅质量差异的条件下,估计了美国住宅市场的收敛系数,认为  $0 < \beta < 1$ ,长期内存在使房地产真实价格向均衡价格收敛的经济力量。

Capozza、Hendershott、Mack 和 Mayer(2002)在 Abaraham 和 Hendershott(1996)的基础上对模型进行了扩展,以反应不同的外部冲击对  $\alpha$  和  $\beta$  的影响机制(见方程(4))。

$$\Delta P_t = (\alpha_0 + \sum_i \alpha_i (Y_{kit} - Y_i^*)) \Delta P_{t-1} + (\beta_0 + \sum_i \beta_i (Y_{kit} - Y_i^*)) (P_{t-1}^* - P_{t-1}) + \gamma \Delta P_t^* \quad (4)$$

这里  $Y_i^*$  表示各地区外生变量在时间序列上的平均值,  $k$  表示不同地区。根据方程(4)对  $\alpha_i$  和  $\beta_i$  进行估计可以分析不同外部冲击的影响。例如估计的结果显示  $\alpha_i > 0$ ,  $\beta_i < 0$ ,说明如果  $Y_{kit}$  高于平均值,在该地区过高的  $Y_{kit}$  导致了较高的自相关系数  $\alpha$  和较小的收敛系数  $\beta$ ,起到的作用是加速了房地产真实价格对均衡价格的偏离,同时减缓了房地产真实价格向均衡价格的收敛速度。因此可以认为过高的  $Y_{kit}$  加大了该地区房地产真实价格的波动幅度,延长了其偏离均衡价格的时间。

Capozza、Hendershott, Mack 和 Mayer(2002)在这个模型的基础上利用美国 62 个大都市区 1979~1995 年间的的数据进行估计,着重分析了不同外部冲击对  $\alpha$  和  $\beta$  的不同影响。认为在真实建筑成本较低的地区,收敛系数较大;在真实收入和人口增长较快、真实建筑成本较高的地区,自相关系数较大。

## 二、数据说明

本文根据中国 1998~2003 年 31 个省(市、区)的面板数据,运用以上模型对中国的房地产市场进行实证分析。时间选取在中国住宅货币化改革之后与实施新一轮紧缩性宏观调控政策之前,以求最大限度地排除非市场因素的影响。数据来自于中国统计年鉴(1999~2004),其中 1998 年房屋平均销售价格系根据房屋销售额/房屋销售面积计算得来。模型中的变量包括:

(一)实际房屋平均销售价格。一般房地产价格采用两种指标:价格指数和实际平均销售价格。中国房地产价格指数主要包括国房景气指数和中房价格指数。其中国房景气指数系针对全国房地产市场,因而利用面板数据分析主要采用中房价格指数。

中房价格指数是一种修正的拉氏指数。在具体编制时,首先对住宅开发项目进行调查,采用聚类分析方法确定样本,然后对样本进行较长时间的跟踪调查。因此中房价格指数是房地产重复销售数据,反应了同一地区的同质产品在时间序列上的价格变化。没有反应房地产在质量上的变化,而且其横向可比性受到一定限制,不适合本文的分析目的。本文的分析需要利用外生变量的变化来确定房地产的均衡价格,而这些变化相当一部分体现为房地产质量的提升。如真实人均可支配收入的增加导致消费者对质量提出更高要求,而且有能力支付更高的价格,这将促进开发商提高产品质量。出于本文分析的目的,为保证数据在地区之间的可比性以及体现产品质量对外部冲击的吸收,本文采用房屋平均销售价格/CPI 来代表房地产真实价格。

(二)真实建筑成本。本文利用竣工房屋造价/CPI(真实建筑成本)作为代理变量分析开发成本对  $\alpha$  和  $\beta$  的影响。开发成本主要包括建筑成本、土地成本以及地方性的一些规制政策如规划上的限制等,主要通过影响房地产供给方行为来影响  $\alpha$  和  $\beta$  的大小。较高的开发成本会导致供给调整受到限制而降低开发商对外部冲击的反应速度。如 Mayer 和 Somerville(2000)证明了规制较严的地区住宅供给量对需求冲击的反应较慢。

供给调整滞后会对房地产真实价格的波动过程产生影响,例如在需求增加的情况下,房地产真实价格有一个突然的上升,之后随着供给的逐渐增加,房地产真实价格会向均衡价格逐渐收敛。供给增加的速度越慢,房地产真实价格向均衡价格收敛的速度越慢。因此,可以预期较高的开发成本会造成较低的收敛系数  $\beta$ 。

(三)真实税后个人住宅抵押贷款利率。本文利用真实税后个人住宅抵押贷款利率来分析消费者购买成本对  $\alpha$  和  $\beta$  的影响,并利用如下公式计算得出:

真实税后个人住宅抵押贷款利率 = (1 - 个人所得税率) × 个人住房抵押贷款利率 - 通货膨胀率<sup>③</sup>

消费者购买成本会通过影响房地产需求方行为来影响  $\alpha$  和  $\beta$  的大小。一方面较高的消费者购买成本会使更多的消费者无法承担当前价格,降低因预期价格上涨而增加的购买量,从而降低自相关系数  $\alpha$ ;另一方面,如果当前真实价格高于均衡价格,更少的有效需求以及更多预期价格下跌的消费者又往往起到使真实价格更快地向均衡价格收敛的效果, $\beta$  增加,反之亦如是。

(四)人口和真实人均可支配收入。人口和真实人均可支配收入对  $\alpha$  的影响主要通过两种途径。首先,信息成本在房地产市场中作用显著,主要是因为产品的高度差异化以及信息的高度不对称导致消费者在购买时需要花费大量的成本来了解信息,这使得消费者很难估计出产品的真实价格,卖方与买方的保留价格同时提高,房地产价格更快地偏离均衡价格。人口和真实人均可支配收入增加会增加房地产产品的交易次数,加快信息扩散的速度,降低消费者的信息成本,起到降低  $\alpha$  值的作用。

其次,Case 和 Shiller(1988)证明了在真实人均可支配收入增加更快的地区,房地产的购买者中投资者占更大的比例。而投资者相对于消费者来说对前期价格更为敏感,适应性预期的特征更为明显。因此,真实人均可支配收入又会通过增加了投资者人数而提高自相关系数。

因此,可以预期人口增加会导致更小的  $\alpha$  值,而真实人均可支配收入对  $\alpha$  的影响尚无法确定。数据的描述性统计见表 1。

表 1 本文所需数据的描述性统计

| 参数/指标                   | 真实房屋平均销售价格(元) | 真实房屋建筑成本(元) | 真实税后个人住房抵押贷款利率 | 人口(万人)   | 真实人均可支配收入(元) |
|-------------------------|---------------|-------------|----------------|----------|--------------|
| 平均值                     | 1 805.77      | 1 048.47    | 5.22           | 4 085.30 | 6 968.40     |
| 中位数                     | 1 518.18      | 953.13      | 5.30           | 3 710.00 | 6 584.81     |
| 最大值                     | 5 613.32      | 2 988.01    | 5.93           | 9 667.00 | 1 4852.64    |
| 最小值                     | 831.64        | 619.68      | 4.78           | 256.00   | 4 360.05     |
| 标准差                     | 859.58        | 369.80      | 0.41           | 2 609.38 | 2 099.15     |
| Jarque-Bera Probability | 377.77        | 294.09      | 12.57          | 8.81     | 90.95        |
|                         | 0.000000      | 0.000000    | 0.001863       | 0.012224 | 0.000000     |

### 三、估计结果

(一)均衡价格的确定。根据前面的模型,本文首先利用固定效应模型对方程(1)进行了估计,结果见表 2。

表 2 方程(1)的估计结果

| 自变量 e             | 系数       | t 统计量 |
|-------------------|----------|-------|
| 真实建筑成本            | 0.32     | 14.76 |
| 真实税后个人住房抵押贷款利率    | -0.17    | -4.11 |
| 人口                | 1.17     | 10.24 |
| 真实人均可支配收入         | 0.19     | 7.29  |
| R-平方              | 0.999935 |       |
| 调整 R-平方           | 0.999917 |       |
| F 统计量             | 617038.0 |       |
| Durbin-Watson 统计量 | 1.786591 |       |

自变量的系数反应了真实房屋平均销售价格对其的弹性,如真实税后个人住房抵押贷款利率的系数为 -0.17,说明真实住房抵押贷款

利率上升 1%,会导致真实房屋平均销售价格下降 0.17%。根据估计的方程,我们可以给出真实房屋平均销售价格的拟合值,这个拟合值可以作为真实房屋平均销售价格的均衡值。

(二)房地产真实价格围绕均衡价格的波动。在得出真实房屋平均销售价格的均衡值之后,我们可以继续对方程(3)进行估计<sup>⑥</sup>,估计结果见表 3。

表 3 方程(3)的估计结果

| 系数                | 系数值      | t 统计量 |
|-------------------|----------|-------|
| $\alpha$          | 0.41     | 6.48  |
| $\beta$           | 0.42     | 6.50  |
| $\gamma$          | 0.72     | 15.44 |
| R-平方              | 0.999943 |       |
| 调整 R-平方           | 0.999922 |       |
| F 统计量             | 518205.2 |       |
| Durbin-Watson 统计量 | 2.139942 |       |

$\alpha$ 、 $\beta$ 、 $\gamma$  的估计值符合前面理论所预期的结论:

1.  $\gamma < 1$ ,说明中国房地产真实价格是部分调整的,即价格不能立刻对外生冲击作出充分反应,这主要是由于房地产市场的非有效性引起的。

2.  $\alpha > 0$ ,说明前期真实价格上涨会导致本期真实价格上涨,这是消费者适应性预期特征的体现。

3.  $0 < \beta < 1$ ,说明中国房地产市场存在使真实价格趋向均衡价格的力量, $\beta$  越大,使价格趋向均衡的力量越强。

正的  $\alpha$  和  $\beta$ ,以及部分调整的特征共同导致了中国房地产市场真实价格的周期波动。没有部分调整的特征以及  $\alpha$  的作用,真实价格不会偏离均衡价格;而没有  $\beta$  的作用,真实价格只会越来越远离均衡水平而无法收敛。

根据 Capozza、Hendershott、Mack 和 Mayer(2002)利用计算机模拟的结果(见表 4),只有具有较高的  $\gamma$  值、较高的  $\alpha$  值以及较低的  $\beta$  值,才能够导致房地产真实价格严重高出均衡水平并持续较长时间。与表 4 的模拟结果相比较,本文所估计的  $\alpha$ 、 $\beta$  和  $\gamma$  值不会导致房地产真实价格严重偏离均衡水平。1998~2003 年中国房地产真实价格超出其均衡水平的最高百分比应该在 3%~5%之间。

表 4 真实价格超出均衡价格百分比与  $\alpha$ 、 $\beta$ 、 $\gamma$  关系(计算机模拟结果)

| $\gamma$ | $\alpha$ | $\beta$ |     |     |
|----------|----------|---------|-----|-----|
|          |          | 0.1     | 0.3 | 0.5 |
| 0.5      | 0.5      | 2%      | 3%  | 2%  |
| 0.5      | 0.67     | 8%      | 6%  | 4%  |
| 0.75     | 0.5      | 8%      | 5%  | 3%  |
| 0.75     | 0.75     | 24%     | 12% | 7%  |
| 0.5      | 0.9      | 27%     | 14% | 8%  |

(三)外生冲击对自相关系数和收敛系数的影响。为考虑外生冲击对  $\alpha$  和  $\beta$  的影响,本文根据方程(4)分别估计了  $\alpha_i$  和  $\beta_i$ ,并用  $\alpha_c, \beta_c, \alpha_1, \beta_1, \alpha_D, \beta_D$  分别代表真实建筑成本、真实税后个人住宅抵押贷款利率和真实人均可支配收入与平均水平之间差额<sup>⑥</sup>的系数。估计结果见表5~表6。

从表5的估计结果看,  $\alpha_c$  系数接近于零,并且 t 统计量显示  $\alpha_c$  在统计上不显著,因此可以认为真实建筑成本变化对消费者的适应性预期没有影响。而  $\beta_c < 0$  且在 1%的水平上显著。根据对方程(4)的分析,如果真实建筑成本(开发成本)高于平均水平,则  $\beta$  的值降低,从而延缓房地产真实价格向均衡水平的收敛。真实建筑成本(开发成本)越高,收敛速度越慢,房地产真实价格偏离均衡水平持续的时间越长。

表5 真实建筑成本的影响

| 系数                | 估计值      | t 统计量 |
|-------------------|----------|-------|
| $\alpha_0$        | 0.51     | 2.03  |
| $\alpha_c$        | 0.00     | 1.26  |
| $\beta_0$         | 0.11     | 3.96  |
| $\beta_c$         | -0.08    | -3.28 |
| $\gamma$          | 0.760880 |       |
| R-平方              | 0.363788 |       |
| 调整 R-平方           | 0.342221 |       |
| F 统计量             | 16.86819 |       |
| Durbin-Watson 统计量 | 1.869466 |       |

从表6估计结果看,  $\alpha_1$  系数为负,且 t 统计量显示  $\alpha_1$  在 2%统计水平上显著,  $\beta_1$  的水平为正,且在 1%的统计水平上显著。这说明真实税后个人住房抵押贷款利率(消费者购买成本)越高,  $\alpha$  越小,  $\beta$  越大,可以延缓真实价格对均衡水平的迅速偏离以及促进真实价格向均衡水平的收敛。从系数的大小来看,真实税后个人住宅抵押贷款利率对收敛系数影响更大,降低利率起到的促使价格向均衡价格收敛的作用十分明显。

表6 真实税后个人住宅抵押贷款利率的影响

| 系数                | 估计值       | t 统计量    |
|-------------------|-----------|----------|
| $\alpha_0$        | -0.30     | -1.81    |
| $\alpha_1$        | -0.02     | -2.64    |
| $\beta_0$         | 0.01      | 3.00     |
| $\beta_1$         | 0.83      | 12.21    |
| $\gamma$          | 0.48      | 0.062    |
| R-平方              | 0.456643  | 0.110697 |
| 调整 R-平方           | 0.917182  | 0.785669 |
| F 统计量             | 26.63254  |          |
| Durbin-Watson 统计量 | 1.9867432 |          |

从表7估计结果看,  $\alpha_D$  系数为正,且 t 统计量显示  $\alpha_D$  在 2%的统计水平

上显著,因此可以认为真实人均可支配收入的提高将加速房地产价格对均衡水平的偏离。 $\beta_D < 0$ ,但统计不显著,可以认为真实人均可支配收入对价格向均衡水平的回归没有帮助。

表7 真实人均可支配收入影响的估计结果

| 系数                | 估计值      | t 统计量 |
|-------------------|----------|-------|
| $\alpha_0$        | 0.52     | 4.03  |
| $\alpha_D$        | 0.05     | 2.65  |
| $\beta_0$         | 0.10     | 1.33  |
| $\beta_D$         | -0.01    | -0.04 |
| $\gamma$          | 0.720739 |       |
| R-平方              | 0.415038 |       |
| 调整 R-平方           | 0.395209 |       |
| F 统计量             | 1.889327 |       |
| Durbin-Watson 统计量 | 2.156743 |       |

#### 四、结 论

(一)较高的开发成本和真实人均可支配收入及较低的消费者购买成本会导致房地产真实价格严重偏离均衡价格水平。

根据前面的分析,可以认为在全国范围内,房地产真实价格并没有严重偏离其均衡水平。而在真实建筑成本较高、真实人均可支配收入较高以及真实税后个人住宅抵押贷款利率较低的地区可能存在房地产真实价格严重偏离均衡价格的现象。这些地区具有较大的 $\alpha$ 值以及较小的 $\beta$ 值,即房地产真实价格具有较大的偏离均衡价格的趋势,而且向均衡价格收敛的速度较慢。

为说明这一点,可利用北京、天津、上海、江苏、浙江、福建和广东7个省份的数据<sup>⑥</sup>重新对 $\alpha$ 和 $\beta$ 的值进行估计,得出的估计结果(见表8)显示, $\alpha$ 值远远大于0.41的全国平均水平,而 $\beta$ 值却远远低于0.42的全国平均水平。

表8 7省市自相关系数与收敛系数的估计结果

| 自变量 e             | 系数       | t 统计量 |
|-------------------|----------|-------|
| $\alpha$          | 0.86     | 5.6   |
| $\beta$           | 0.24     | 4.7   |
| $\gamma$          | 0.41     | 2.3   |
| R-平方              | 0.999623 |       |
| 调整 R-平方           | 0.999401 |       |
| F 统计量             | 15024.60 |       |
| Durbin-Watson 统计量 | 2.235757 |       |

将以上7省市估计出的 $\alpha$ 、 $\beta$ 和 $\gamma$ 的值与表4模拟结果相比较,可以得出此7省市的房地产真实价格偏离均衡的水平最多应该在14%左右,比全国平均3%~5%的水平高出许多,这在一定程度上说明了这些地区的房地产价格存在一定的泡沫,并且在无外生冲击的情况下,短时期内无法向均衡水平收敛。



(二)不同的自相关系数和收敛系数导致了各地区房地产真实价格不同的波动形态,而外生变量的变化又会起到加剧或“熨平”房地产真实价格波动的效果。我们可以将不同外部冲击对房地产真实价格波动的影响列于表 9。

表 9 外部冲击对房地产真实价格波动的影响

| 外部冲击        | 对自相关系数和收敛系数的影响          | 对房地产价格波动的影响 |
|-------------|-------------------------|-------------|
| 开发成本增加      | $\beta$ 增大              | 波长增加        |
| 开发成本降低      | $\beta$ 减小              | 波长减小        |
| 消费者购买成本增加   | $\alpha$ 减小, $\beta$ 增大 | 振幅减小, 波长缩短  |
| 消费者购买成本降低   | $\alpha$ 增大, $\beta$ 减小 | 振幅增大, 波长增加  |
| 真实人均可支配收入增加 | $\alpha$ 增大             | 振幅增大        |
| 真实人均可支配收入降低 | $\alpha$ 减小             | 振幅减小        |

(三)如果宏观调控的目标是维持房地产真实价格在均衡价格附近平稳运行,那么降低开发成本、增加消费者购买成本则可能是可行的手段。

1. 在房地产价格迅速攀升的时期,开发商常被视作问题之一,政府往往会出台很多限制性政策,尤其是土地控制成为调控开发商行为的一个重要手段。其实,大量新建项目只是开发商对市场高价格的一个正常反应。成本的增加会显著降低供给对需求的反应速度,在需求迅速增加的情况下,会引起价格更加迅速的上涨。本文的研究显示,低开发成本能够起到“熨平”房地产价格周期波动的效果,因此在房地产价格高涨时期,放松对新建项目的限制,实施包括降低建筑成本、放松土地供应等措施能够起到更好的效果。

2. 根据本文的分析,消费者购买成本的增加能够起到降低真实价格波动幅度,并促使真实价格迅速向均衡价格收敛的作用,这能够十分有效地达到使房地产真实价格稳定于均衡价格附近的宏观调控目标。据此,可以认为中国前一阶段所采取的提高个人住房抵押贷款利率及首付款比例的措施应该能在未来一段时间对稳定房地产价格起到十分积极的作用。

注释:

- ①本文计量模型中所有变量均以自然对数形式出现。
- ②在有效市场的情况下,  $r=1$ , 即外生冲击会立刻被市场价格的变化所吸收。参见 Fama (1970)对有效市场的经典定义。
- ③其中个人所得税率系根据各省(市、区)的个人所得税总额/个人收入总额计算得出的平均税率。
- ④利用方程(3)进行估计,避免了对变量进行差分,节省了自由度,在一定程度上减少了由于截面数据较多而时间较短所导致的错误。
- ⑤之所以没有考虑人口变化对  $\alpha$  和  $\beta$  的影响,主要是因为各省市由于面积差别太大,人口与平均值之间的差额没有横向可比性。
- ⑥这 7 个省份每年的真实建筑成本、真实人均可支配收入均高于每年各地的平均水平,而真实个人住房抵押贷款利率均低于每年各地的平均水平。

参考文献:

- [1] Abraham, Jesse, Patric H Hendershott. Bubbles in metropolitan housing markets. [J]. Journal of Housing Research, 1996, 7: 191~207.
- [2] Capozza, Dennis R, Paul J Seguin. Expectations, efficiency, and euphoria in the housing market [J]. Regional Science and Urban Economics, 1996, 26: 369~386.
- [3] Capozza, Hendershott, Mack, Mayer. Determinants of real house price dynamics [R]. NBER Working Paper Series 9262, 2002; <http://www.nber.org/papers/w9262>; 5~10.
- [4] Case, Karl E, Robert J Shiller. The behavior of home buyers in boom and postboom markets [J]. New England Economic Review, 1988, 11/12: 29~46.
- [5] Case, Karl E, Robert J Shiller. The efficiency of the market for single family homes [J]. The American Economic Review, 1989, 79: 125~137.
- [6] Fama, Eugene, and Kenneth French. Permanent and temporary components of stock prices [J]. Journal of Political Economy, 1988, 96: 246~273.
- [7] Mayer, Christopher and Tsur Somerville. Land use regulation and new construction [J]. Regional Science and Urban Economics, 2000, 30: 639~662.
- [8] 高波. 全球化视野下的中国房地产市场: 泡沫、调控与走向 [J]. 改革, 2005, (10): 25~28.

## Exogenous Impacts and Fluctuation of Real Estate Prices

—Evidence from 31 Provinces in China from 1998~2003

HONG Tao, Gao Bo, MAO Zhong-gen

(Business School of Nanking University, Naging 210093, China)

**Abstract:** We explore the fluctuation of real estate prices by estimating serial correlation and mean reversion coefficients from a panel data set of 31 provinces in China from 1998~2003. The serial correlation and reversion parameters are shown to vary cross-sectionally with real income level, real construction costs and real mortgage interest rate after tax. Serial correlation is greater and mean reversion is smaller in sections with higher real income level, real construction costs and lower mortgage interest rate after tax. To avoid overshooting of real estate prices, we should reduce construction costs and increase consumer costs.

**Key words:** exogenous impacts; real estate prices; fluctuation; serial correlation coefficient; mean reversion coefficient (责任编辑 许柏)