

# 我国房地产价格与居民可支配收入关系的实证分析

张夕琨<sup>1</sup>, 缪小林<sup>2</sup>

(1 昆明理工大学 安居办, 云南 昆明 650093; 2 云南财经大学 财政金融学院, 云南 昆明 650208)

**摘要:** 从经济学理论的角度阐述了我国房地产价格与居民可支配收入的关系; 然后基于 1990~2005 年我国 20 个省份组成的面板数据, 通过单位根检验, 协整检验, 建立长期模型检验, 验证了我国房地产价格和居民可支配收入的关系; 最后根据理论和实证分析得出的结论, 提出了基本的政策建议。

**关键词:** 房地产价格; 居民可支配收入; 政策建议; 面板数据

**中图分类号:** F221 **文献标识码:** A **文章编号:** 1007-855X(2007)03-0104-04

## A Case Study on Relations between the Real Estate Price and Residents' Disposable Income in China

ZHANG Xiaokun<sup>1</sup>, MIAO Xiaolin<sup>2</sup>

(1 Housing Office, Kunming University of Science and Technology, Kunming 650021, China)

(2 Fiscal and Financial School, Yunnan University of Finance and Economics, Kunming 650221, China)

**Abstract** The relationship between the real estate price and residents' disposable income in China is analyzed from the point of view of economics theory, then based on the data from 20 provinces from 1990 to 2005, the relationship between the real estate price and residents' disposable income in China is verified through unit roots test, cointegration test and long-term model test, finally the basic policy suggestions are proposed based on the conclusion of theoretical and case analysis.

**Key words** real estate price; residents' disposable income; policy suggestions; panel data

### 0 引言

从长期来看, 居民可支配收入构成房地产市场需求方面资金的主要来源, 所以在我国房地产价格和居民可支配收入均保持较快的增长速度的情况下, 分析我国房地产价格与居民可支配收入的长期关系具有重要的意义。当然, 影响房地产价格的因素很多, 不同的学者得出的结论也不尽相同。比如胡修复 (2002) 阐述了影响房地产价格的因素主要有国家停止福利分房, 土地交易价格等; 严金海 (2006) 指出短期内房价决定地价, 长期内二者相互影响<sup>[6]</sup>; 张目 (2006) 说明外资的流入推动着我国房地产价格的上涨<sup>[7]</sup>; 王淑云 (2005) 强调房地产价格的上涨主要是由银行在房地产业极度的市场扩张引起<sup>[5]</sup>。

论文试图采用理论分析与实证分析结合的方法来阐述我国房地产价格与居民可支配收入的长期关系, 进而说明长期内我国房地产价格上涨存在一定的合理性。

### 1 房地产价格与居民可支配收入关系的理论分析

随着我国住房制度的改革, 房屋已经成为居民的消费品, 从经济学理论来讲它与其他一般消费品间具有一定的替代性。即如图 1(a) 所示, 横轴 H 代表居民消费房屋面积, 纵轴 F 代表居民消费其他商品量, AB 代表居民预算约束线, 在此收入条件下效用最大化的房屋消费面积为  $Q_1$ 。但是在其他条件保持不变的情况下, 居民收入的不

断提高使得预算约束线向外平行移动, 居民为了达到更大的效用水平, 收入效应 (假设住房是一种正常品, 则收入效应为正, 即在其他条件不变的情况下, 收入水平的提高, 消费者对房屋和一般消费品的需求量都会提高。) 会使居民提高住房面积需求到  $Q_2$ 。相对应如图 1(b) 所示, 假设房屋供给曲线  $s$  右上方倾斜, 需求曲线右下方倾斜, 初始条件下由供求曲线交点决定房屋需求面积与价格分别为  $Q_1$  和  $P_1$ 。由图 1(a) 所分析可知, 在其他条件不变的情况下, 居民收入水平提高会使得居民对房物的需求量增大, 从而在图 1(b) 中表示为需求曲线  $D$  向右平移到  $Dc$  的位置, 进一步对应的房屋的价格也由原来的  $P_1$  上升到  $P_2$ 。所以从房地产市场理论分析可知, 我国房地产价格与居民可支配收入具有长期的正向关系。图 2 3 表示的是从 1987~2005 年我国实际 (各年的实际房地产价格和实际居民可支配收入都是采用以 1987 年为基期的定基指数进行剔除, 均反映在 1987 年水平上增长情况。) 房地产价格 (SFJ) 和名义房地产价格 (MFJ), 及我国实际居民可支配收入 (SSR) 和名义可支配收入 (MSR) <sup>[1-2]</sup>。

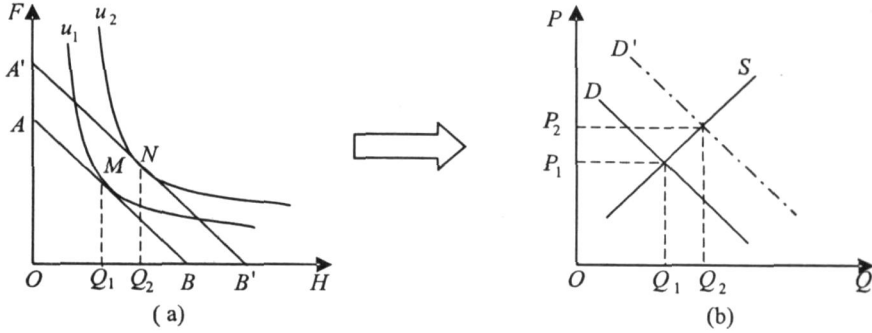


图1 房地产供求关系图

Fig.1 Drawing of relation between supply and demand in real-estate market

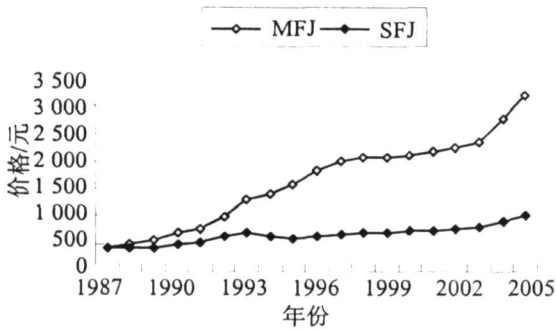


图2 我国实际房价和名义房价

Fig. 2 Actual and nominal Individual disposable Income

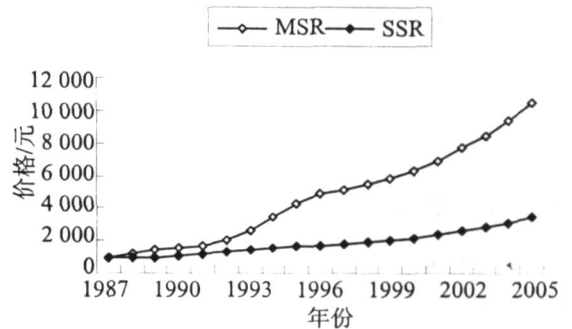


图3 我国实际及名义可支配收入

Fig. 3 Actual and nominal real-estate price

## 2 研究方法与数据来源

### 2.1 研究方法

为了避免因数据的非平稳性而造成的伪回归现象, 首先对所研究面板数据进行单位根检验。而面板数据单位根检验可以分为两类: 一类是假设面板数据的各截面数据具有相同的单位根过程, 另一类是假设面板数据各截面序列具有不同的单位根过程。为了避免单一方法造成的缺陷, 分别选择相同根情形下的 LLC (LevinLinChu) 检验和不同根情形下的 FisherADF 检验 <sup>[3]</sup>。

为了进一步验证变量间是否具有长期的协整关系, 需要对具有同阶单整的序列进行协整检验。采用基于回归残差的协整检验, 即假设变量  $Y_{it}$  与  $X_{it}$  具有同阶单整, 对其回归方程  $Y_{it} = A + BX_{it} + L_t$  估计残差序列  $\hat{L}_t = Y_{it} - A - BX_{it}$ , 用上面所提到的单位根检验方法检验序列  $\hat{L}_t$  是否平稳, 如果  $\hat{L}_t$  平稳说明  $Y_{it}$  与  $X_{it}$  存在协整, 从而具有长期协整关系, 反之  $Y_{it}$  与  $X_{it}$  不具有长期协整关系。

对于面板数据来讲可以划分为无个体影响的不变系数模型、含有个体影响的不变系数模型和含有个

体影响的变系数模型,其分别表示如下:

$$Y_{it} = A + X_{it}B + L_{it} \quad t = 1, 2, \dots, T, \quad i = 1, 2, \dots, N \quad (1)$$

$$Y_{it} = A_i + X_{it}B + L_{it} \quad t = 1, 2, \dots, T, \quad i = 1, 2, \dots, N \quad (2)$$

$$Y_{it} = A_i + X_{it}B_i + L_{it} \quad t = 1, 2, \dots, T, \quad i = 1, 2, \dots, N \quad (3)$$

具体采用哪种模型需要采用协方差检验,其中协方差检验需设定两个假设:

$$H_1: B = B_1 = \dots = B_N$$

$$H_2: A_1 = A_2 = \dots = A_N, B_1 = B_2 = \dots = B_N$$

在假设  $H_2$  下统计量  $F_2 = \frac{(S_3 - S_1) / [(N - 1)(k + 1)]}{S_1 / [NT - N(k + 1)]}$   $y \sim F[(N - 1)(k + 1), N(T - k - 1)]$ , 在假

设  $H_1$  下统计量  $F_1 = \frac{(S_2 - S_1) / [(N - 1)k]}{S_1 / [NT - N(k + 1)]}$   $y \sim F[(N - 1)k, N(T - k - 1)]$ , 其中  $N$  代表个体数,  $T$  代表

时间数,  $k$  代表解释变量个数,  $S_1$ ,  $S_2$  和  $S_3$  分别代表 (3), (2) 和 (1) 式的残差平方和. 若统计量  $F_2$  不小于给定置信度下的相应临界值, 则拒绝  $H_2$ , 继续检验  $H_1$ , 反之采用模型 (1), 若统计量  $F_1$  的值不小于给定置信度下相应的临界值, 则拒绝  $H_1$  采用模型 (3), 反之采用模型 (2).

## 2 2 数据来源

为了反映我国房地产价格与居民收入的关系, 论文选择房地产价格 (FJ) 为被解释变量, 居民可支配收入 (SR) 为解释变量. 假设房地产价格在时间上具有惯性, 前期房地产价格会影响下一期房地产价格, 所以把前期房地产价格 (FJ(-1)) 也作为一个解释变量, 进而建立动态模型. 所有变量数据均剔除物价指数 (该物价指数调整为以 1990 年为基期的定基指数.) 的影响, 统一调整为反映 1990 年的物价水平, 同时为了得出变量间的弹性关系各变量数据均采用对数形式. 根据数据的可得性文中面板数据时间选择为 1990 ~ 2005 年, 地区选择北京、天津、山西、辽宁、黑龙江、上海、江苏、浙江、安徽、福建、山东、河南、湖南、广东、广西、海南、云南、陕西、甘肃、青海的 20 个地区. 其中 1990~1998 年的数据来源于 5 新中国五十年统计资料汇编 6, 1999~2005 年的数据来源于 5 中国统计年鉴 6 及中经网数据库, 其中少数缺省数据采用 SPSS 线性趋势估计.

## 3 实证检验结果与分析

### 3.1 面板数据单位根检验

对  $L_n$ (FJ) 和  $L_n$ (SR) 采用 LLC 和 ADF 单位根检验, 其检验类型根据其图形特征观察可得 (如果序列图形在 0 的位置随机波动, 则检验类型不含常数项, 否则含常数项; 如果序列图形波动趋势随时间变化而变化, 则检验类型含时间趋势, 否则不含时间趋势.), 最优滞后期选择根据 AIC 准则选取. 如表 1 所示, 从面板数据单位根检验结果得知  $L_n$ (FJ) 和  $L_n$ (SR) 均为非平稳变量, 而其差分序列  $\Delta L_n$ (FJ) 和  $\Delta L_n$ (SR) 在 1% 的显著水平下表现为平稳, 即都具有 1 阶单整.

表 1 面板数据单位根检验结果

Tab 1 Result of Unit-root Test

变量	检验类型	LLC		ADF	
		统计量	P 值	统计量	P 值
$L_n$ (FJ)	C	2.03	0.98	33.7	0.75
$\Delta L_n$ (FJ)	O	-10.29	0	160.08	0
$L_n$ (SR)	C, T	-0.53	0.29	49.6	0.14
$\Delta L_n$ (SR)	C	-9.18	0	122.71	0

检验类型 C, T, O 分别代表含常数项, 含时间趋势项, 既不含常数项又不含时间趋势项.

### 3.2 面板数据的协整检验

根据前面所提到的面板数据协整检验方法, 对  $L_n$ (FJ),  $L_n$ (SR) 和  $L_n$ (FJ(-1)) 确立的长期模型进行 OLS 估计得到残差序列  $E$ , 并对该残差序列进行单位根检验. 如表 2 所示, 根据其检验结果发现残差序列

E 为平稳变量, 所以确定  $I_n(FJ)$ ,  $I_n(SR)$  和  $I_n(FJ(-1))$  间具有长期协整关系.

### 3.3 长期均衡模型确立

由论文所用面板数据的特征得知  $N = 20, T = 15, k = 2$  由 Eviews5.0 软件分析得到模型 (1), (2) 和 (3) 的残差平方和分别为  $S_3 = 10.10763, S_2 = 8.375782, S_1 = 7.872677$ , 同时通过计算得到  $F_2 = 1.195315, F_1 = 0.403612$  以及采用 Excel

表 2 面板数据单位根检验结果  
Tab 2 Result of Cointegration Test

变量	检验类型	ILC		ADF	
		统计量	P 值	统计量	P 值
E	O	-14.7590	0	235.53	0

的 FNV 函数得到  $F_{0.05}(57, 240) = 1.577638, F_{0.05}(38, 240) = 1.693945$  通过比较得到  $F_2 < F_{0.05}(57, 240)$ , 所以接受  $H_2$  假设, 选择模型 (1) 的形式. 则,  $L_n(FJ), L_n(SR)$  和  $L_n(FJ(-1))$  的长期模型形式设为:

$$L_n(FJ_{it}) = A + B_1 L_n(SR_{it}) + B_2 L_n(FJ_{it-1}) + u_{it} \quad (4)$$

由于模型 (4) 所建立的是动态模型, 在解释变量中含有被解释变量的滞后期, 从而会导致模型中的随机误差项存在自相关性, 所以该模型采取两阶段最小二乘法估计, 根据变量间的相关性选取  $L_n(FJ(-2)), L_n(FJ(-3)), L_n(FJ(-4)), L_n(FJ(-5)), L_n(FJ(-6))$  作为工具变量, 所估计的模型为:

$$L_n(FJ_{it}) = -0.88 + 0.23 L_n(SR_{it}) + 0.86 L_n(FJ_{it-1}) \quad (5)$$

(-3.38)      (3.37)      (16.89)

其中所估计模型变量下面的括号内表示各变量的 t 检验值, 均在 99% 的显著水平下通过检验, 调整后的拟合优度达到 99.8%, DW 值为 1.737, 以上数据表明该模型拟合程度较优.

从模型 (5) 中系数可以得出, 我国房地产价格对居民可支配收入的弹性为 0.23, 即我国居民收入每增长 1%, 房地产价格将上涨 0.23%, 与前面理论分析所得结论相符. 同时从动态的角度来讲我国房地产前期价格对当期价格具有 0.86 的弹性系数, 即前期房地产价格每增长 1% 将导致现期房地产价格增长 0.86%, 这说明我国房地产价格具有一定惯性, 与设定模型时作的假设条件相符.

### 3.4 统计检验分析

通过房价收入比 (本文中所采用的房价收入比) 是按照三口之家拥有  $60m^2$  的住房, 两个人所拥有的居民可支配收入计算得来, 即, P 代表房价, R 代表单个居民可支配收入. 可以更好地理解以上模型所分析得出的结论. 从图 4 可以看出从 1987~2005 年我国房价收入比都不在国际所公认的 3~6 倍的范围内, 意味着我国的房地产价格相对于居民收入过高. 但是从 1997 年开始我国的房价收入比开始逐年下降, 逐渐靠近国际上公认的正常房价收入比. 再从模型 (5) 分析所得出的结论, 长期内居民可支配收入每增加 1% 房地产价格将上涨 0.23%. 随着我国居民可支配收入的不断提高, 一定程度上也推动着我国房地产价格的上涨, 但房地产价格上涨的速度低于相应居民可支配收入增长速度, 从而房价收入比会随之下降, 正如图 4 所反映的房价收入比走势<sup>[4]</sup>.



图 4 1987~2005 年我国房价收入比  
Fig.4 Real estate price in opposition to income during the period 1987-2005

## 参考文献:

- [1] Merchant D K, Nemhauser G L. A Model and an Algorithm for the Dynamic Traffic Assignment[J]. Transportation Science, 1976, 12: 62- 77.
- [2] Friesz T L, Luque F J, Tobin R L, et al. Dynamic Network Traffic Assignment Considered as a Continuous Time Optimal Control Problem[J]. Operations Research, 1989, 37: 893- 901.
- [3] Ran B, Boyce D E, LeBlanc L J. A New Class of Instantaneous Dynamic User-Optimal Traffic Assignment Models[J]. Operations Research, 1993, 41(1): 192- 202.
- [4] Ran B, Boyce D E, LeBlanc L J. Dynamic User-Optimal Departure Time and Route Choice Model: a Bilevel Optimal Control Formulation. ADVANCE Working paper 12. Urban Transportation Center, University of Illinois at Chicago, 1992.
- [5] Ran B, Hall R W, Boyce D E. A Link-Based Variational Inequality Model for Dynamic Departure Time/Route Choice[J]. Transportation Research B, 1996, 30(1): 31- 46.
- [6] Huang H J, Lam W H K. Modeling and Solving the Dynamic User Equilibrium Route and Departure Time Choice Problem in Network with Queues[J]. Transportation Research B, 2002, 36: 253- 273.
- [7] Szeto W Y, Lo H K. A Cell-Based Simultaneous Route and Departure Time Choice Model with Elastic Demand[J]. Transportation Research B, 2004, 38: 593- 612.
- [8] 周溪召, 张华歆. 基于拥挤收费的动态出发时间选择[J]. 上海理工大学学报, 2005, 27(6): 543- 546.
- [9] 任华玲, 高自友. 瞬时动态用户最优问题的统一模型及算法研究[J]. 土木工程学报, 2003, 36(7): 95- 99.
- [10] 高自友, 任华玲. 城市动态交通流分配模型与算法[M]. 北京: 人民交通出版社, 2005.

(上接第 107 页)

## 4 结论及政策建议

从理论上的分析得出我国房地产价格与居民可支配收入具有长期的正向关系, 即居民收入的提高在长期内会推动房地产价格的上涨. 从对 1990~ 2005 年及所选的 20 个省份的实证分析表明: 我国房地产价格对居民可支配收入的弹性为 0.23, 即我国居民可支配收入每增长 1% 房地产价格将上涨 0.23%, 同时也得出我国当期房地产价格一定程度上受到前期房地产价格的影响, 其弹性为 0.86%. 再通过用房价收入比来验证发现: 在房地产价格和居民可支配收入均保持较快增长的情况下, 房价收入比却呈下降趋势.

综上所述, 面对我国房地产价格逐年上涨的情况, 我们应该采取明智的政策. 一方面要认清名义房地产价格和实际房地产价格, 因为一般情况下所说的房地产价格都是指当年的名义房地产价格, 其中包含当年的通货膨胀率, 而只有实际房地产价格才能真实反映房地产价格上涨情况; 另一方面不能因为房地产价格太高而设法降低房地产价格, 只能控制房地产价格的过快上涨, 因为房地产价格在一定程度上是随着居民收入提高而上涨的, 况且长期来看房地产价格一定程度上涨将伴随着我国房价收入比的下降.

## 参考文献:

- [1] 郑华. 房地产市场分析法[M]. 北京: 高等教育出版社, 2003.
- [2] 中国人民银行营业管理部课题组. 北京市房地产市场研究[M]. 北京: 中国经济出版社, 2004.
- [3] 高铁梅. 计量经济分析方法与建模: EViews 应用及实例[M]. 北京: 清华大学出版社, 2005.
- [4] 杨文武. 房价收入比的理性认识[J]. 价格理论与实践, 2004(10): 17- 18.
- [5] 王淑云. 信贷投入对房地产价格走势影响的实证研究[J]. 金融与经济, 2005(10): 38- 39.
- [6] 严金海. 中国房价与地价: 理论、实证和政策分析[J]. 数量经济技术经济研究, 2006(1): 17- 26.
- [7] 张目. 外资流入对我国房地产价格影响分析[J]. 经济观察, 2006(3): 72- 73.
- [8] 张洪月, 赵光洲, 王剑芳. 新形势下房地产开发企业发展战略转换与对策研究[J]. 昆明理工大学学报: 理工版, 2005, 30(6): 105- 108.