

# 基于 Granger 因果检验的地价与房价关系

张 红, 吴 璟, 孔 沛

(清华大学 建设管理系, 北京 100084)

**摘要:**运用 Granger 因果关系检验法, 研究不同房地产市场发展阶段的地价与房价的互动关系. 从地价与房价关系的作用机理出发, 建立理论假设体系, 以美国、日本、中国的时间序列数据为基础, 进行实证研究. 结果表明: 在美国, 房地产市场处于成熟、平稳的发展阶段, 地价决定房价; 在日本, 房地产市场处于异常发展阶段, 房价决定地价; 在中国, 房地产市场尚未达到稳定阶段, 地价决定房价. 因此, 地价与房价的互动关系取决于房地产市场的发展阶段, 不可一概而论.

**关键词:** 地价; 房价; 互动关系; Granger 因果关系; 实证研究

中图分类号: F 293.2

文献标识码: A

文章编号: 0253 - 374X(2008)08 - 1148 - 05

## Granger Causality Test-Based Research on Inter-relationship Between Housing Price and Land Price

ZHANG Hong, WU Jing, KONG Pei

(Department of Construction Management, Tsinghua University, Beijing 100084, China)

**Abstract:** This study aims to investigate the inter-relationship between land price and housing price in different developing phases of real estate market on the basis of Granger causality test. Based on the interaction mechanism of land price and housing price, a theoretical hypothesis system was set up and then the empirical studies were developed with the time serial data from US, Japan and China. The results indicate that in US where the real estate market is mature and steady, land price determines the housing price; in Japan where the real estate market is abnormal, housing price determines the land price; in China where the completion of real estate market is unredeemed, land price determines the housing price. Finally, a conclusion is drawn that the inter-relationship between land price and housing price depends on the developing of real estate market.

**Key words:** land price; housing price; inter-relationship; Granger causality; empirical study

作为表征房地产市场运行状况的两个重要指标, 地价与房价的关系一直得到社会各界的广泛关注. Chen<sup>[1]</sup>认为地价和房价的波动趋势基本一致, 分析房价的影响因素时可忽略地价的作用; Dicks<sup>[2]</sup>比较了 1975—1986 年间英国的地价和存量住房价

格, 认为在土地供给受限的房地产市场中, 不应忽略地价对房价的影响; Alyousha 等<sup>[3]</sup>的研究认为, 从长期来看, 房价变化会导致地价变化. 国内学者则主要进行了定性分析. 邹晓云<sup>[4]</sup>认为地价并不成为决定房价的根本原因, 城镇房价水平应取决于房地产市

收稿日期: 2007 - 01 - 29

基金项目: 国家自然科学基金资助项目(70673050)

作者简介: 张 红(1970—), 女, 教授, 经济学博士, 主要研究方向为房地产经济学. E-mail: zhannie@tsinghua.edu.cn

场的供求关系;张永岳等<sup>[5]</sup>则认为,地价是房价的基础,地价水平直接影响房价水平;夏明文<sup>[6]</sup>则进一步认为,某一城市或地区各类房价总水平变化主要是由地价总水平的波动决定的。

为保证分析结果的准确性、可比性与对应性,本文以住宅用地一级市场的平均交易价格(熟地价或其指数形式)代表地价,以住宅市场的平均交易价格(价格或价格指数)代表房价,从地价与房价关系的作用机理出发,建立理论假设体系,然后对代表不同房地产市场发展阶段的美国、日本、中国的时间序列数据进行 Granger 因果关系检验,实证研究地价与房价的互动关系。

### 1 分析基础与理论假设

一般而言,在需求弹性影响一致的情况下,市场中供给非弹性的商品会对供给弹性较大的相关商品具有更大的影响,即资源相对稀缺、供给能力受限制较大、供给曲线更接近非弹性的商品对其他商品的相对影响程度更大。

理想状态下的土地市场和住宅市场的供给均不受限制,即土地和住宅的供给均趋向完全弹性,则地价和房价之间呈现完全对等的相互影响关系。但在现实中,土地市场和住房市场均受到诸多外部因素的限制,地价和房价的相互影响不会完全对等。

长期来看,土地经济供给因受自然供给的限制而接近于完全非弹性。而在同样的时期内,住宅供给所受限制较少,且随着建筑技术的不断创新,其弹性将明显高于土地供给。因此,长期范围内的地价对房价的影响作用要大于后者对前者的反作用。对发展成熟的房地产市场来说,地价和房价的关系将符合这个规律。但如果出现房地产泡沫或市场快速发展等非平稳发展状况,则地价和房价的互动关系规律就有可能发生变化。

综上所述,本文提出以下理论假设:

假设 1 如果房地产市场处于成熟、平稳的发展阶段,地价对房价的影响大于后者对前者的反作用。

假设 2 如果房地产市场处于非稳定发展阶段,地价与房价的相互关系可能不确定。

### 2 方法论基础:Granger 因果关系检验

Granger 因果关系检验是研究两个变量是否存在

在因果关系的常用方法.对于两个时间序列过程  $X_t$  和  $Y_t$ ,如果  $X_t$  的滞后项在  $Y_t$  的预测中有帮助,换言之,如果利用  $X_t$  比不利用  $X_t$  可以更好地预测  $Y_t$ ,则称  $X_t$  为  $Y_t$  的 Granger 原因<sup>[7]</sup>。

具体而言,检验  $X_t$  是否为  $Y_t$  的 Granger 原因时,需要建立  $Y_t$  的  $p$  阶滞后方程

$$Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^p \beta_j Y_{t-j} + \mu_t \quad (1)$$

式中: $Y_t$  为待检验的 Granger 结果(即内生变量); $X_t$  为待检验的 Granger 原因(即外生变量); $i$  和  $j$  分别为  $X_t$  和  $Y_t$  的各阶滞后项的系数; $\alpha_0$  为常数项; $\mu_t$  为残差。

对式(1)进行估计后,构建  $F$  统计量来检验下述联合检验:

$$H_0 \quad \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_k = 0, \quad i = 1, 2, \dots, p \quad (2)$$

如果  $F$  统计量比一定置信度下的临界值大,则式(2)所示零假设被拒绝,即  $X_t$  是  $Y_t$  的 Granger 原因。

从上述对 Granger 因果关系检验方法的分析中可以看出,Granger 因果关系检验方法的前提假设是  $X_t$  和  $Y_t$  都为平稳(单整)序列,或者两序列协整。因此,在本文的具体检验过程中,采用了如图 1 所示的技术路线。

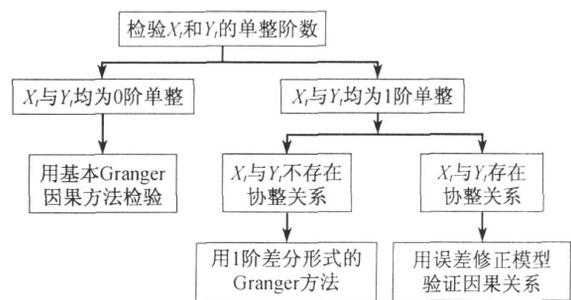


图 1 Granger 因果关系检验的技术路线

Fig. 1 Technical approach of Granger causality test

### 3 地价与房价的互动关系

为验证上述理论假设,本文分别选取代表不同市场发展阶段和市场状况的美国、日本和中国的数据进行实证分析.其中,以美国做为成熟、平稳阶段市场的代表,以日本做为异常(剧烈动荡)阶段市场的代表,而以中国做为快速发展阶段市场的代表。

#### 3.1 美国的地价与房价互动关系

##### 3.1.1 数据整理

美国未进行全国性的地价统计,因此从数据可得性考虑出发,本文以德克萨斯州(以下简称“德州”)做为美国市场的代表.德州1987—2003年全州地价指数( $U_{dj}$ )和房价指数( $U_{fj}$ )的数据如表1所示,或者更直观地表现为图2.表(图)中数据均以1984年不变价格为基础价格.可以看到,分析期内德州的地价和房价的关系相对保持稳定.

表1 美国德克萨斯州地价、房价数据汇总表<sup>[8]</sup>

Tab.1 Data of land price and housing price in the Texas, US

年份	地价指数	房价指数	年份	地价指数	房价指数
1987	193	353	1996	156	320
1988	175	320	1997	158	332
1989	165	322	1998	171	345
1990	152	302	1999	184	356
1991	139	296	2000	193	380
1992	133	299	2001	211	377
1993	131	309	2002	215	383
1994	139	311	2003	240	385
1995	146	309			

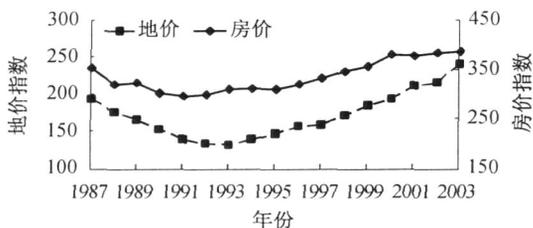


图2 美国德克萨斯州1987—2003年地价与房价指数变化  
Fig.2 Changes of land price and housing price in Texas, US during the period of 1987—2003

3.1.2  $U_{dj}$ 和 $U_{fj}$ 的Granger因果关系检验

首先对 $U_{dj}$ 和 $U_{fj}$ 分别进行单位根检验(augmented dickey-fuller test, ADF).可知两序列均为一阶单整,同时对 $U_{dj}$ 和 $U_{fj}$ 进行的协整检验也表明,两序列在5%的显著性水平下存在一个协整关系.因此,根据前面介绍的检验方法,需要利用误差修正模型对 $U_{dj}$ 和 $U_{fj}$ 进行Granger因果关系检验,结果如表2所示.

从表2可以看出,尽管 $U_{dj}$ 和 $U_{fj}$ 的相互影响均不是十分明显,但相比之下地价对房价的影响明显强于后者对前者的反作用,即就美国德克萨斯州近20年的情况而言,地价对房价的影响占据主导地位.究其原因,是美国的房地产市场已处于成熟的发展阶段,且在土地私有制的约束下,可供市场开发的土地非常有限.于是,土地的价格昂贵且经济供给弹

性很小.这样,土地成本的变化对住房总成本影响较大,亦即地价对房价的影响较大.这也意味着前文的理论假设1得到了验证.

表2  $U_{dj}$ 和 $U_{fj}$ 的Granger因果检验(滞后期为2期)

Tab.2 Granger causality test result for  $U_{dj}$  and  $U_{fj}$ (2 periods lagged)

零假设	F统计值	伴随概率
$U_{fj}$ 不是 $U_{dj}$ 的Granger原因	0.878	0.433
$U_{dj}$ 不是 $U_{fj}$ 的Granger原因	2.512	0.111

3.2 日本的房价与地价互动关系

3.2.1 数据整理

日本1987—2002年的地价指数( $J_{dj}$ )和房价指数( $J_{fj}$ )汇总如表3所示,或者更直观地表现为图3.表(图)中数据均按2000年不变价格计算.可以看到,分析期内日本地价出现大幅起落,而房价则保持相对稳定.

表3 日本全国地价、房价数据汇总表<sup>[9]</sup>

Tab.3 Data of land price and housing price in Japan

年份	地价指数	房价指数	年份	地价指数	房价指数
1987	89.1	78.2	1995	111.8	96.4
1988	96.6	79.8	1996	109.7	97.8
1989	101.9	82.2	1997	108.0	99.3
1990	114.9	84.7	1998	106.5	99.9
1991	126.1	87.4	1999	103.7	99.8
1992	123.0	90.1	2000	100.0	100.0
1993	116.9	92.4	2001	96.0	100.2
1994	113.5	94.6	2002	91.7	100.1

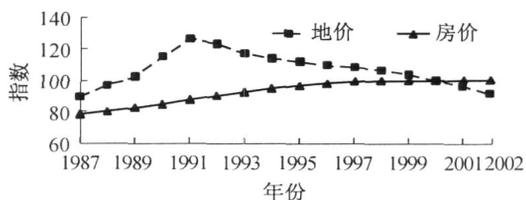


图3 日本1987—2002年地价房价指数走势

Fig.3 Indices of land price and housing price in Japan

3.2.2  $J_{dj}$ 和 $J_{fj}$ 的因果关系检验

对 $J_{dj}$ 和 $J_{fj}$ 进行单整检验,可知两序列均为零阶单整,因此可以直接对 $J_{dj}$ 和 $J_{fj}$ 进行Granger因果检验.结果如表4所示.

由表4可知,房价对地价具有十分明显的决定作用,而地价对房价的影响则要弱得多,即在日本1987—2002年间的地价和房价的变化过程中,房价具有决定性作用.日本的地价与房价呈现这样的关

系有其历史原因. 日本的经济在 20 世纪 80 年代后期开始快速增长,并在 90 年代中期出现房地产投资过热和严重的市场泡沫,其后地价快速下降,整个经济呈现大起大落的动荡局势.在这样的背景下,地价与房价的相互作用机制就会与美国等成熟市场中的情况存在很大差异.

表 4  $J_{dj}$  和  $J_{fj}$  的 Granger 因果检验(滞后期为 2 期)

Tab. 4 Granger causality test result for  $J_{dj}$  and  $J_{fj}$  (2 periods lagged)

零假设	F 统计值	伴随概率
$J_{dj}$ 不是 $J_{fj}$ 的 Granger 原因	0.903	0.439
$J_{fj}$ 不是 $J_{dj}$ 的 Granger 原因	4.729	0.039

### 3.3 中国的房价与地价互动关系

#### 3.3.1 数据整理

同样基于数据可得性方面的考虑,以北京市作为中国市场情况的代表.北京市 1997—2003 年的地价( $B_{dj}$ )和房价( $B_{fj}$ )的季度数据汇总如表 5 所示,或者更直观地表现为图 4.表(图)中数据均按 2000 年的不变价格计算.可以看到,分析期内北京的地价和房价均保持小范围震荡.

#### 3.3.2 $B_{dj1}$ 和 $B_{fj1}$ 的因果关系检验

对  $B_{dj}$ 和  $B_{fj}$ 进行单整检验,可知  $B_{dj}$ 和  $B_{fj}$ 均为 2 阶单整,即  $B_{dj}$ 的 1 阶差分  $B_{dj1}$ 和  $B_{fj}$ 的 1 阶差分  $B_{fj1}$ 均为 1 阶单整,可以用这两个序列做为考察对象.同时对  $B_{dj1}$ 和  $B_{fj1}$ 序列的协整关系检验也表明,两序列在 1%的显著性水平下存在协整关系.因此需要用误差修正模型进行因果关系检验,结果如表 6 所示.

表 5 中国北京市地价、房价季度数据汇总表<sup>[10]</sup>

Tab. 5 Data of land price and housing price in Beijing, China

年 季度	楼面熟 商品住宅		年 季度	楼面熟 商品住宅	
	地价/ (元·m <sup>-2</sup> )	平均价格/ (元·m <sup>-2</sup> )		地价/ (元·m <sup>-2</sup> )	平均价格/ (元·m <sup>-2</sup> )
1997 1	2 029	4 134	1999 4	2 104	4 806
1997 2	1 957	3 802	2000 1	1 916	4 178
1997 3	2 034	3 932	2000 2	1 874	3 793
1997 4	2 472	5 260	2000 3	1 884	3 975
1998 1	2 409	4 505	2000 4	1 958	4 557
1998 2	2 185	4 590	2001 1	2 084	4 760
1998 3	2 048	4 801	2001 2	1 901	4 739
1998 4	2 092	4 766	2001 3	1 957	4 599
1999 1	2 180	3 196	2001 4	2 084	4 683
1999 2	2 555	4 591	2002 1	2 275	5 051
1999 3	2 016	4 842	2002 2	2 174	4 632

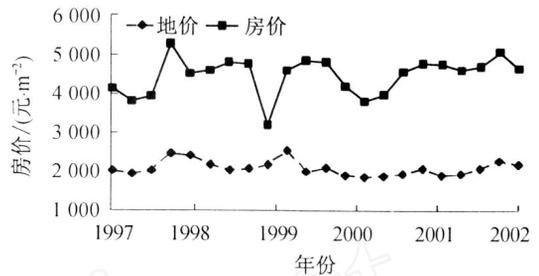


图 4 中国北京 1997—2002 年地价与房价走势

Fig. 4 Trend of land price and housing price in Beijing during the period of 1997—2002, China

表 6  $B_{dj1}$  和  $B_{fj1}$  的 Granger 因果检验(滞后期为 4 期)

Tab. 6 Granger causality test result for  $B_{dj1}$  and  $B_{fj1}$  (4 periods lagged)

零假设	F 统计值	伴随概率
$B_{dj1}$ 不是 $B_{fj1}$ 的 Granger 原因	2.003	0.187
$B_{fj1}$ 不是 $B_{dj1}$ 的 Granger 原因	0.945	0.486

从表 6 可知,在北京,地价对房价的影响程度要显著高于后者对前者的反作用,即在分析期内地价变化会导致房价变化.北京的地价和房价之所以会呈现这样的互动关系是因为:北京的房地产市场尚处于起步和快速发展的阶段,特别是近年来,北京进行了大规模的房地产开发,使得可供开发利用的土地迅速消耗,土地资源的限制逐渐显现;同时,为配合宏观经济调控,政府颁布了一系列针对土地供给的政策措施,减弱了土地供给的弹性.于是,地价在与房价的互动关系中占据了主动位置.这也恰好印证了理论假设 2.

## 4 结论

综合本文的分析,地价与房价的互动关系取决于房地产市场的发展阶段,不能简单地判定是房价决定地价或地价决定房价.在房地产市场发展较为成熟的阶段,地价对房价的影响要大于房价对地价的反作用,即地价影响房价.而在房地产市场处于不稳定或异常阶段,房价对地价的影响则占据主导地位.在我国,房地产市场尚未进入成熟期,地价的変化会导致房价的变化.

### 参考文献:

[ 1 ] Chen M C, Patel K. House price dynamics and granger causality: an analysis of Taipei new dwelling market [J]. Journal of Asian

- Real Estate Society,1998,1(1):101.
- [2] Dicks M J. A simple model of the housing market [R]. London: Bank of England,1990.
- [3] Alyousha A, Ricardian C T. Causal ordering and relation between house and land Prices: evidence from England [J]. Applied Economics Letters,1998(5):325.
- [4] 邹晓云. 地价不是房价高的原因[EB/OL]. (2001-09-28) [2007-03-01]. [http://www.jshouse.net/news/2001\\_9/28-2.htm](http://www.jshouse.net/news/2001_9/28-2.htm).
- ZOU Xiaoyun. Land price is not the cause of the high Housing Price [EB/OL]. (2001-09-28) [2007-03-01]. [http://www.jshouse.net/news/2001\\_9/28-2.htm](http://www.jshouse.net/news/2001_9/28-2.htm).
- [5] 张永岳, 陈伯庚. 新编房地产经济学[M]. 北京: 高等教育出版社,1998.
- ZHANG Yongyue, CHEN Bogeng. New real estate economics [M]. Beijing: Higher Education Press,1998.
- [6] 夏明文. 土地与经济发展: 理论分析与中国实证[M]. 上海: 复旦大学出版社,2000.
- XIA Mingwen. Land and economic development: theoretical analysis and empirical study from china [M]. Shanghai: Fudan University Press,2000.
- [7] 高铁梅. 计量经济分析方法与建模[M]. 北京: 清华大学出版社,2006.
- GAO Tiemei. Econometrics analysis methods and modeling [M]. Beijing: Tsinghua University Press,2006.
- [8] The Real Estate Center at Texas A & M University. Texas residential MLS housing Activity[EB/OL]. (2006-12-25) [2007-01-05]. <http://recenter.tamu.edu/data/datahs.html>.
- [9] Statistics Bureau of Japan. Japan statistical yearbook [EB/OL]. (2003-06-01) [2001-01-25]. <http://www.stat.go.jp/english/data/nenkan/index.htm>.
- [10] 清华大学房地产研究所. 北京市住宅市场研究[R]. 北京: 清华大学建设管理系,2002.
- Institute of Real Estate Studies. Housing market analysis in Beijing [R]. Beijing: Tsinghua University. Department of Construction Management,2002.

(上接第1132页)

的薄膜沸腾, 流速应维持在合适的水平. 马鞍山钢铁股份有限公司中型高炉现有的流速  $2.0 \text{ m} \cdot \text{s}^{-1}$  是合理的.

(2) 从试验数据来看, 冷却壁的边角温度相对其他位置要高得多, 这说明该处冷却壁容易破损, 以后冷却壁的开发还需从这个角度去改进.

(3) 炉气温度对冷却壁温度分布的影响较大. 冷却壁热面随炉气温度的波动而激烈波动, 说明高炉只要出现边缘气流或管道气流, 冷却壁热面温度就会快速升高, 就会造成冷却壁壁体的巨大温度梯度, 因而在冷却壁内会产生较大的热应力, 这是造成冷却壁本体开裂、变形和冷却水管拉裂的重要原因. 因此, 在高炉出现管道气流时应及早进行处理.

(4) 采用实验数据, 比较了球墨铸铁、铸钢及铜冷却壁的热面最高温度在同样炉气温度时的差异状况, 结果是铸钢冷却壁的性能优于球墨铸铁冷却壁, 但与铜冷却壁还有较大的差距.

#### 参考文献:

- [1] 胡源申, 袁晓敏, 王彪, 等. 高炉 HT 与 QT 冷却壁解剖及破坏行为比较研究[J]. 包头钢铁学院学报,1999,18(3):187.
- HU Yuanshen, YUAN Xiaomin, WANG Biao, et al. Comparative study on damage behavior of grey cast and nodular cast iron cooling staves in BF[J]. Journal of Baotou University of Iron and Steel Technology,1999,18(3):187.
- [2] 曹传根, 周渝生, 叶正才. 宝钢3号高炉冷却壁破损的原因及防止对策[J]. 炼铁,2000,19(2):1.
- CAO Chuan'gen, ZHOU Yusheng, YE Zhengcai. The cause and preventing measure of stave destruction of No. 3 BF in Baosteel [J]. Ironmaking,2000,19(2):1.
- [3] 胡源申, 袁晓敏, 王彪, 等. 冷却壁破损与水管结垢研究[J]. 钢铁,1997,32(10):7.
- HU Yuanshen, YUAN Xiaomin, WANG Biao, et al. Study on breakage of cooling stave and water pipe incrustation[J]. Iron and Steel,1997,32(10):7.
- [4] 李小静, 彭群, 朱童斌. 马钢高炉铸钢冷却壁的开发与应用[J]. 炼铁,2003,22(1):45.
- LI Xiaojing, PENG Qun, ZHU Tongbin. Development and application of cast steel stave at magang blast furnace[J]. Ironmaking,2003,22(1):45.
- [5] 曹传根, 周渝生, 曹静. 宝钢3号高炉冷却壁破损机理的热态试验研究[J]. 钢铁,1999,34(9):4.
- CAO Chuan'gen, ZHOU Yusheng, CAO Jing. The hot test study on the stave of baosteel's no.3 blast furnace[J]. Iron and Steel,1999,34(9):4.
- [6] 吴俐俊, 程惠尔, 钱中, 等. 冷却水管管形变化下的高炉冷却壁传热分析[J]. 钢铁,2005,40(5):14.
- WU Lijun, CHENG Hui'er, QIAN Zhong, et al. Heat transfer analysis for staves with cooling water pipes of different shape[J]. Iron and Steel,2005,40(5):14.
- [7] Wang G X, Yu A B, Zulli P. Three-dimensional modelling of the wall Heat transfer in the lower stack region of a blast furnace[J]. ISIJ International,1997,37(5):441.
- [8] CANG Daqiang, ZONG Yanbing, MAO Yixin, et al. 3-D temperature distribution of a full size BF copper stave with oblate channel [J]. Journal of University of Science and Technology Beijing,2003,10(3):13.