

# 中国大中城市地价对房价影响的实证研究

杜江, 许多, 李恒

(四川大学经济学院, 四川成都 610064)

**摘要:**随着中国市场经济的迅速发展,房地产行业已成为推动国民经济的重要力量,而近年来的高房价现象已引起了全社会的关注。笔者采用2000-2008年中国4个直辖市和西部大中城市为样本,基于Panel Data的无约束模型,并以重庆为例对比分析了地价对房价的影响。研究表明:从总体来看,地价对房价的影响具有一致性,但对各个城市而言,还存在着一定的差异。所以,应采取相应的措施以确保房地产市场健康和稳定地发展。

**关键词:**房价;地价;Panel Data模型

**中图分类号:**F293.3      **文献标志码:**A      **文章编号:**1008-5831(2011)01-0030-05

## 一、引言

房地产已成为关系国计民生的行业。随着中国改革开放的不断深化与中国特色社会主义市场经济的快速发展,在20世纪晚期,中国开始进行住房体制改革,使人们取得住房的方式由过去几十年的分房转变为购买商品住房,特别是从1998年开始,住房步入了货币化的时代。此后,房地产行业迅速发展,其占GDP的比重已超过10%,房地产业对中国国民经济的增长已起到了推动力的作用。然而,伴随房地产市场的发展,房价也迅速攀升,不断上涨的房价引起了政府、学者、公众的广泛关注。与此同时,土地招拍挂出让方式的施行,让诸多学者认为地价上涨是促使房价上涨的主要因素,以至有关房价与地价的研究已成为当今学术界最热议的课题。

## 二、理论分析与研究假设

房价上涨的原因很复杂:从市场需求方面来看,居民财富的增长、人们对房价上涨的心理预期、旧城改造中拆迁范围的扩大均拉升了房价;从开发成本来看,建筑材料价格的上涨、土地价格的上升都推动了房价。图1显示了2000-2008年中国房地产行业关于房价与地价最重要的2个指数的变动情况:2000年,中国大中城市房屋销售价格指数为101.1,土地交易价格指数为100.2;2004年,中国大中城市房屋销售价格指数为109.7,土地交易价格指数为110.1;2008年,中国大中城市房屋销售价格指数为106.5,土地交易价格指数为109.4。由图1可知,中国的房屋销售市场和土地交易市场自货币化开始后迅速升温,而地价作为最主要成本对房价的影响显著,并且地价与房价呈现正相关关系。

收稿日期:2010-03-09

作者简介:杜江(1958-),男,甘肃敦煌人,四川大学经济学院金融工程系、四川大学金融研究所教授,博士研究生导师,主要从事金融学研究。

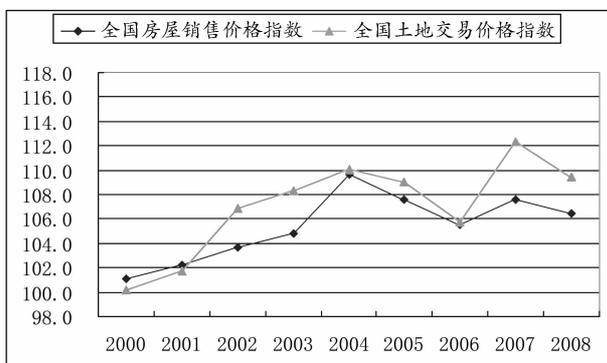


图1 2000-2008年全国房屋销售价格指数和土地交易价格指数

注:数据来源于《中国统计年鉴》。

重庆作为西部唯一的直辖市,在西部大开发战略推动下快速发展,经济的增长为重庆的房地产业提供了机遇。图2描述了2000-2008年重庆市房地产行业有关房价与地价的2个指数的变化状况:2000年,重庆市房屋销售价格指数为101.8,土地交易价格指数为100.0;2004年,重庆市房屋销售价格指数为113.9,土地交易价格指数为105.3;2008年,重庆市房屋销售价格指数为106.3,土地交易价格指数为109.5。由图2可知,重庆的房价与地价走势同全国一样,也呈现正相关关系。

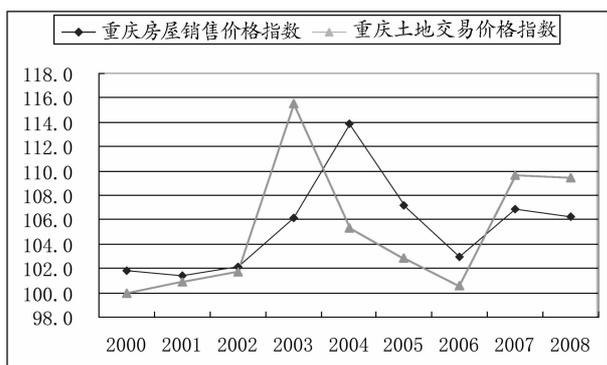


图2 2000-2008年重庆市房屋销售价格指数和土地交易价格指数

注:数据来源于《中国统计年鉴》。

国内学者对中国的房价与地价进行了相关的研究。王岳龙、武鹏<sup>[1]</sup>建立了一个Panel Data模型,选用中国2002-2006年的Panel Data,探讨了房价与地价的关系,研究表明:土地招标使全国房价上涨了13.2%,而且房价对地价的拉动显著,地价对房价的推动在长期显著。宋勃、高波<sup>[2]</sup>采用1998-2006年中国房价与地价的季度数据,建立了误差纠正模型,结论显示:在短期内,房价对地价没有影响,而地价会影响房价,另外,房价与地价在长期会相互影响,因而控制地价上涨是抑制房价上涨的主要手段。黄静、屠梅曾<sup>[3]</sup>采用中国29个城市的Panel Data,研究

了房价与地价的长期均衡关系,结论显示:东部与西部城市地价对房价的影响要比中部城市大。况伟大<sup>[4]</sup>建立住房市场与土地市场模型,探索了房价与地价的关系,研究发现:增加土地供给可以抑制地价和房价。严金海<sup>[5]</sup>采用误差修正模型研究中国房价与地价的关系,结果表明:短期内房价决定地价,长期内房价与地价相互影响。余华义、陈东<sup>[6]</sup>研究地价与房价关系发现:房价与地价呈现正相关关系,且互为因果关系。包宗华<sup>[7]</sup>发现房价的迅速上涨是由地价的大幅上涨引起的,降低地价才能抑制房价。高晓慧<sup>[8]</sup>认为房价是地价的体现,房价与地价呈现正相关。刘琳、刘洪玉<sup>[9]</sup>研究发现房价与地价线性正相关,地价上涨引起了房价的上涨。杜江<sup>[10]</sup>也认为住房价格升高的主要因素是土地成本。

国外学者也对房价与地价进行过众多探讨。O'Sullivan<sup>[11]</sup>利用一般均衡理论中引致需求分析方法,研究了房价、地价的关系,他发现房价上涨是抬高地价的原因。Raymond<sup>[12]</sup>采用Granger因果分析研究了香港的房价与地价的关系,结果表明:房价与地价没有因果关系。Kim<sup>[13]</sup>研究了韩国的房价与地价的关系,研究显示:高地价是促使房价上涨的主要原因。Davies<sup>[14]</sup>用回归分析探索房价与地价关系,结论显示:土地价格既与房价相关,还与土地利润率、贷款利率相关。Smith<sup>[15]</sup>以土地作为生产要素,研究了房价与地价的比列关系。Evans<sup>[16]</sup>发现土地供应量的下降会引起地价的上升,从而促进房价的上涨。

从国内外学者对房价与地价的研究来看,均没有形成统一的方法,甚至对不同地区的研究得出了相反的结论,并且以往的研究多集中于房价与地价的因果关系上,而对不同城市的对比分析却很少。由于中国区域经济发展不平衡,加上政府对不同城市的发展政策有差异,因此,笔者为了更好地分析房价与地价,采用有关联的城市进行对比。笔者以中国4个直辖市和西部大中城市为样本,对房价与地价进行再研究,为协调好4个直辖市、西部大中城市的房地产业发展提供决策依据。

### 三、实证分析

#### (一) 样本选取

笔者以国家统计局编制的2000-2008年中国内地大中城市作为选择对象范畴,以房屋销售价格指数作为被解释变量,土地交易价格指数作为解释变量。笔者研究4个直辖市:北京、上海、重庆、天津;西部大中城市:重庆、西安、兰州、成都、乌鲁木齐、贵阳、西宁、银川、昆明,并将房屋销售价格指数、土地交易价格指数整理为Panel Data进行研究。因为Panel Data模型是近年来最重要的计量经济学方法之一,而且它含有横截面、时间、指标三维信息,比单独使用横截面或时间序列数据更为科学。

## (二) Panel Data 单位根检验

为了避免伪回归的发生,必须运用单位根检验考察 Panel Data 的平稳性,其检验结果见表 1 和表 2。

表 1 4 个直辖市的单位根检验

检验方法	房屋销售价格指数(Y)		土地交易价格指数(X)	
	水平	1 阶差分	水平	1 阶差分
LLC 检验	-1.579 43 (0.057 1)	-3.681 11 (0.000 1)	0.483 96 (0.685 8)	-5.753 82 (0.000 0)
Fisher-PP 检验	7.750 32 (0.458 2)	15.769 0 (0.045 8)	11.322 8 (0.184 1)	28.905 9 (0.000 3)

注:各数据下括号内为检验的 P 值。

由表 1 可知:在 5% 的显著性水平下,房屋销售价格指数(Y)与土地交易价格指数(X)都是非平稳的,但 1 阶差分序列都是平稳的,表明它们均为 1 阶单整。因此,房价与地价之间可能存在稳定的均衡关系,需采用协整检验进行确认。

表 2 西部大中城市的单位根检验

检验方法	房屋销售价格指数(Y)		土地交易价格指数(X)	
	水平	1 阶差分	水平	1 阶差分
LLC 检验	1.212 13 (0.887 3)	-5.318 23 (0.000 0)	-3.557 83 (0.000 2)	-6.171 89 (0.000 0)
Fisher-PP 检验	6.621 90 (0.992 9)	52.708 9 (0.000 0)	16.372 7 (0.427 3)	55.733 9 (0.000 0)

注:各数据下括号内为检验的 P 值。

由表 2 可知:在 5% 的显著性水平下,房屋销售价格指数(Y)的结论与表 1 相同,而土地交易价格指数(X)在不同检验方法下的平稳性不同,但在 1 阶差分后平稳性相同,即土地交易价格指数(X)是非平稳序列且为 1 阶单整。因此,房屋销售价格指数(Y)与土地交易价格指数(X)均为 1 阶单整,他们之间可能存在协整关系,需进行协整检验以确认。

## (三) Panel Data 协整检验

由于 4 个直辖市和西部大中城市的房屋销售价格指数(Y)与土地交易价格指数(X)均为 1 阶单整,因此,可采用 Johansen 协整检验,其结果见表 3 和表 4。

表 3 4 个直辖市的 Johansen 协整检验

原假设	Fisher 联合迹统计量(P 值)	Fisher 联合最大特征值统计量(P 值)
不存在协整向量	28.27(0.000 4) *	22.20(0.004 6) *
最多 1 个协整向量	19.47(0.012 6) *	19.47(0.012 6) *

注:加“\*”表示在 5% 的显著性水平下拒绝原假设而接受备择假设。

由表 3 可知:Fisher 联合迹统计量和 Fisher 联合最大特征值统计量的第 1 行与第 2 行的 P 值均小于

显著性水平 5%,因此,拒绝原假设,即房屋销售价格指数(Y)与土地交易价格指数(X)之间存在协整关系。

表 4 西部大中城市的 Johansen 协整检验

原假设	Fisher 联合迹统计量(P 值)	Fisher 联合最大特征值统计量(P 值)
不存在协整向量	117.0(0.000 0) *	120.4(0.000 0) *
最多 1 个协整向量	24.52(0.078 8)	24.52(0.078 8)

注:加“\*”表示在 5% 的显著性水平下拒绝原假设而接受备择假设。

由表 4 可知:Fisher 联合迹统计量和 Fisher 联合最大特征值统计量的第 1 行的 P 值小于显著性水平 5%,因此,拒绝原假设,即房屋销售价格指数(Y)与土地交易价格指数(X)之间存在协整关系。

## (四) 模型建立

为了更加客观地进行比较并说明现象,避免建立模型的偏差,笔者运用协方差分析检验(analysis of covariance)来确定并建立合适的模型,其检验结果见表 5 和表 6。其中,表示截面个数,表示观测时期数,表示解释变量个数,表示无约束模型(unrestricted model)的残差平方和,表示个体均值修正回归模型(individual-mean corrected regression model)的残差平方和,表示联合回归模型(pooled regression model)的残差平方和,与均为不同假设下服从分布的统计量。

表 5 4 个直辖市的协方差分析检验

N	T	k	S <sub>1</sub>	S <sub>2</sub>	S <sub>3</sub>	F <sub>1</sub>	F <sub>2</sub>
4	9	1	322.239 5	477.098 1	1322.085 0	4.485 3	14.479 7

由表 5 知:因为  $F_2 > F_{0.95}(6.28)$ ,所以还需考察  $F_1$ ;又因为  $F_1 > F_{0.95}(3.28)$ ,所以,选用无约束模型拟合样本,将模型形式设定为:

$$y_i = \alpha_i + x_i\beta_i + \mu_i, i = 1, 2, \dots, N \quad (1)$$

其中, $y_i$  表示 4 个直辖市房屋销售价格指数, $x_i$  表示 4 个直辖市土地交易价格指数。

表 6 西部大中城市的协方差分析检验

N	T	k	S <sub>1</sub>	S <sub>2</sub>	S <sub>3</sub>	F <sub>1</sub>	F <sub>2</sub>
9	9	1	375.227 8	530.827 8	946.104 4	3.265 6	5.990 6

由表 6 知:因为  $F_2 > F_{0.95}(16.63)$ ,所以还需考察  $F_1$ ;又因为  $F_1 > F_{0.95}(8.63)$ ,所以,选用无约束模型拟合样本,将模型形式设定为:

$$y_i = \alpha_i + x_i\beta_i + \mu_i, i = 1, 2, \dots, N \quad (2)$$

其中, $y_i$  表示西部大中城市房屋销售价格指数, $x_i$  表示西部大中城市土地交易价格指数。

## (五) 参数估计

4 个直辖市的模型(1)与西部大中城市的模型(2)均通过了 Panel Data 协整检验,因此,可进行广义最小二乘法(GLS)估计。

表7 4个直辖市的参数估计结果

	系数	标准误差	P 值
北京	1.008 520	0.005 442	0.000 000
上海	1.005 488	0.013 702	0.000 000
天津	0.994 554	0.031 608	0.000 000
重庆	1.001 224	0.015 230	0.000 000
$R^2$	0.717 005		
回归标准误差	1.059 739		
D - W 值	2.112 376		

表7说明了4个直辖市的房屋销售价格指数与土地交易价格指数的关系:北京的土地交易价格指数每变动1个单位,房屋销售价格指数就会变动1.008 520个单位;上海的土地交易价格指数每变动1个单位,房屋销售价格指数就会变动1.005 488个单位;天津的土地交易价格指数每变动1个单位,房屋销售价格指数就会变动0.994 554个单位;重庆的土地交易价格指数每变动1个单位,房屋销售价格指数就会变动1.001 224个单位。因此,在4个直辖市中,房价受地价的影响最大的是北京,其次是上海,第三是重庆,最小的是天津。由此看出,相对于北京、上海而言,重庆的地价对房价的冲击较小。

表8 西部大中城市的参数估计结果

	系数	标准误差	P 值
重庆	1.001 502	0.003 275	0.000 000
西安	1.002 711	0.002 377	0.000 000
兰州	1.048 448	0.004 487	0.000 000
成都	0.974 321	0.007 123	0.000 000
乌鲁木齐	1.013 506	0.006 338	0.000 000
贵阳	1.007 719	0.002 721	0.000 000
西宁	1.000 571	0.003 047	0.000 000
银川	1.000 210	0.003 554	0.000 000
昆明	1.004 273	0.002 227	0.000 000
$R^2$	0.999 515		
回归标准误差	0.999 750		
D - W 值	2.217 939		

表8显示了西部大中城市的房屋销售价格指数与土地交易价格指数的关系:重庆、西安、兰州、成都、乌鲁木齐、贵阳、西宁、银川和昆明的土地交易价格指数分别每变动1个单位,房屋销售价格指数就分别变动1.001 502、1.002 711、1.048 448、0.974 321、1.013 506、1.007 719、1.000 571、1.000 210、1.004 273个单位。可以看出,在西部大中城市中,房价受地价的影响最大的是兰州,其次是乌鲁木齐,最小的是成都,重庆位于第6。因此,在西部大中城市中,重庆的地价对房价的影响相对较小。

#### 四、结论与启示

笔者利用国家统计局编制的2000-2008年中

国4个直辖市和西部大中城市的Panel Data,考察了房屋销售价格指数与土地交易价格指数的关系,并对不同城市进行了对比分析。结果发现:从4个直辖市来看,房价受地价影响的系数均维持在0.99~1.01的区间内,北京最大,天津最小;从西部大中城市来看,房价受地价影响的系数都维持在0.97~1.05的区间内,兰州最高,成都最低。因此,中国的4个直辖市和西部大中城市的地价对房价的影响在总体上差异不大,但对各个城市而言,还需进一步稳定房价与调控地价,只有这样才能为各个城市房地产市场的均衡发展提供有利环境。

第一,合理调控土地价格。政府往往将土地出让给一些大开发商,而大开发商却采用滚动开发的方式,这造成了土地的闲置。政府应合理安排土地的供应量,完善土地储备制度,加大对土地使用的监管力度,防止土地的闲置和浪费。此外,还应综合考虑经济发展的各种因素,将城市规划与房地产开发相结合,合理确定土地价格,制止低价出让与高价炒卖,完善土地价格的确定与公布制度,通过对地价的调控来正确引导房地产市场的稳定发展。

第二,加快住房保障制度的建设,进一步完善住房公积金监管机制,促进中低档住房建设,加大地方财政对居民基本住宅和经济适用房建设的投资规模,对居民基本住宅可采用由住户逐步购买房屋产权的办法。对中低收入阶层而言,购房支出占其可支配收入的比重相对较高。因此,在政策上对他们有所倾斜,既可以维护中低收入阶层的利益与保障社会公平,又可以起到抑制商品房价格过快上涨的作用。

第三,规范房地产市场秩序,加强对房地产开发商的监督,打击炒房投机行为,进一步完善与国家法规相配套的地方法规。一些不法房地产商利用信息不对称自我炒房,严重扰乱了房地产市场的交易秩序。所以,为了房地产市场的健康和稳定发展,必须对违法开发商进行严厉惩罚。

第四,提升住房市场服务质量,培育有信誉的房屋中介机构,完善二手房市场与房屋租赁市场的运行机制。通过对登记制度、税收政策等的调整来合理引导二手房交易与房屋租赁。作为房地产市场的一部分,二手房与房屋租赁市场的良性运转对整个房地产市场的长期稳定有重要价值。

#### 参考文献:

- [1] 王岳龙,武鹏. 房价与地价关系的再检验——来自中国28个省的面板数据[J]. 南开经济研究, 2009(4):131-143.
- [2] 宋勃,高波. 房价与地价关系的因果检验:1998-2006[J]. 当代经济科学, 2007(1):72-77.
- [3] 黄静,屠梅曾. 基于非平稳面板计量的中国城市房价与地价关系实证分析[J]. 统计研究, 2009(7):13-19.

- [4] 况伟大. 房价与地价关系研究:模型及中国数据检验[J]. 财贸经济, 2005(11):56-63.
- [5] 严金海. 中国的房价与地价:理论、实证和政策分析[J]. 数量经济技术经济研究, 2006(1):17-26.
- [6] 余华义, 陈东. 中国地价、利率与房价的关联性研究[J]. 经济评论, 2009(4):41-49.
- [7] 包宗华. 怎样看待我国的住房价格[J]. 中国房地产, 2004(1):18-19.
- [8] 高晓慧. 地价和房价的基本关系[J]. 中外房地产导报, 2001(6):35.
- [9] 刘琳, 刘洪玉. 地价与房价关系的经济学分析[J]. 数量经济技术经济研究, 2003(7):27-30.
- [10] 杜江. 中国房地产市场发展非均衡与商品房价格因素分析[J]. 中国地质大学学报, 2010(2):93-97.
- [11] O'SULLIVAN. Urban economics [M]. 4th edition. New York: The McGraw-Hill Companies, Inc, 2000.
- [12] RAYMOND. Housing price, land supply and revenue from land sales[J]. Urban Studies, 1998(8):1377-1392.
- [13] KIM J. Residential welfare and housing policies: the experience and future [Z]. Seoul Korea, 2005:356-378.
- [14] DAVIES. A model of the urban residential land and housing markets [J]. The Canadian Journal of Economics, 1977(10):393-410.
- [15] SMITH. The supply of urban housing[J]. The Quarterly Journal of Economics, 1976(3):389-405.
- [16] EVANS. Housing prices and land prices in the South East-A review[Z]. The House Builders Federation, 1987.

## An Empirical Analysis on the Effect of Chinese Large and Middle-sized Cities' Land Price on Housing Price

DU Jiang, XU Duo, LI Heng

(College of Economics, Sichuan University, Chengdu 610064, P. R. China)

**Abstract:** As the market economy expands rapidly in China, the real estate becomes an important force of national economy. Recently, there has been a growing concern among the public over the phenomenon of high housing price. The paper takes Chinese four municipalities directly under central government and western large and middle-sized cities during 2000-2008 as sample, and comparatively analyzes the effect of land price on housing price by using the unrestricted model of Panel Data in the case of Chongqing. The empirical results show that we generally make the effect of land price on housing price accordant, but there are differences of different cities. As a result, we should carry out corresponding approaches for the stability of the real estate.

**Key words:** housing price; land price; panel data model

(责任编辑 傅旭东)