

城市土地价格波动对房地产业影响

——1999 - 2005 年中国 20 城市的实证分析*

周京奎*

(南开大学经济研究所, 天津 300071)

摘要: 本文利用 1999 - 2005 年间的数据对我国地价与房价的关系进行了实证研究。研究结果表明房价对地价有显著影响, 地价对房价的影响度较小。在对地价与房价互动传导机制进行研究时, 提出了 3 个传导路径, 这些路径上的各个变量大都相互有影响。通过我们的分析还发现金融支持和土地政策在地价与房价变动中扮演着重要角色, 抑制房价不能只控制土地价格, 还应从金融支持、投资等方面着手, 制定更严格的信贷制度, 增加房地产交易税和提高居民可支配收入。本文的研究对于政府制定正确的货币政策和房地产业政策具有积极参考意义。

关键词: 地价; 房价; 金融支持; 土地政策

中图分类号: F **文献标识码:** A

一、引言

城市地价与房价是房地产价格体系的主体, 两者关系是否协调对房地产业运行、城市土地利用效率都有很大影响, 对地价与房价关系进行研究具有重要的现实意义, 同时也激发了众多经济学家对该问题展开研究。传统的观点, 如Muth和Wetzler(1976)、Ohls, Weisburg和White(1974)、Pogodzinski和Sass(1991)认为建立土地供给约束机制将对已开发土地价格产生正向影响, 对未开发土地价格具有负面影响^[1, 2]。在这些学者所构建的理论模型中, 证明了在开放城市中控制土地利用不会对住宅价格产生影响, 在住宅服务供给处于充分竞争的个别区位上, 土地利用控制仅仅通过区位舒适度(amenity)的改变对住宅价格产生影响。

然而, 进入 20 世纪 90 年代, 国外学者更加关注土地供给约束与地价、住宅价格关系的研究。Pollakowski和Susan (1990) 利用美国华盛顿地区蒙哥马利郡的数据进行实证研究时发现, 土地供给限制对土地价格住宅价格产生了溢出效应, 土地利用限制越严格, 住宅价格和已开发土地价格上升的就越快^[3]。Peng和Wheaton (1994) 利用香港 1965—1990 年数据对土地供给约束的溢出效应进行了计量经济分析, 实证结果显示土地供给变化对地价、住宅价格和住宅供给都有较大影响。他们认为, 土地供给不足使住宅供给总量下降, 再加上消费者预期未来土地更加稀缺和住宅租金上涨, 最终导致了土地价格和住宅价格同时上涨^[4]。

Tsoukis和Alyousha (1998, 1999)运用欧拉方程论证了在完全竞争的市场中住宅价格、土地价格与实际利率之间存在长期关系, 但在利用英格兰和威尔士的数据进行检验时, 却拒绝了三者的协整关系, 说明土地利用效率与土地价格、住宅价格有直接关系^[5, 6]。Kauko(2003)认为土地政策与土地市场完善有直接关系, 同时住宅价格和住宅质量也与土地政策有关, 当总的土地没有出现限量供给时, 土地规划等政策将对住宅价格产生深刻影响^[7]。他还引述Monk等人 1991 年的文章, 认为建立土地供给约束机制对房价的长期影响并不与李嘉图的剩余地租理论冲突, 在对英格兰等不同地区进行研究时, 发现地价和房价的关系因区位不同而有较大差异。

我国一些学者和官员对该问题也做了大量研究。面对 2004 年各地区房地产价格持续上涨, 建

* 本文是国家自然科学基金项目(70341022)后期研究成果。

* 周京奎(1974—), 男, 黑龙江省牡丹江市人, 经济学博士, 南开大学经济研究所讲师, 主要从事城市房地产经济、产业与区域经济研究。

设部政策研究中心认为国有土地“招、拍、挂制度”存在明显的缺陷，即短期内容易推动地价上涨。当前房价上涨的主要原因是地价上涨。与上述观点不同，刘琳、刘洪玉（2003）认为从需求的角度来看，房价上涨导致了地价的提高；从供给角度来看，地价上涨是导致房价上涨的一个因素；在房地产市场运行过程中地价与房价相互转化^[8]。

但是，地价与房价的理论关系到底如何呢？在中国房地产市场运行中的表现又如何呢？因此本文的主要目的是沿着前人研究的思路，对地价与房价关系的理论关系做进一步分析，并揭示我国地价与房价的关系以及价格传到路径。下面将在第二部分探讨地价与房价的理论关系；第三部分将通过双变量 VAR 模型和截面数据双变量回归模型对地价与房价的关系进行实证分析；第四部分将通过多元 VAR 模型和截面数据多变量回归模型揭示导致地价与房价波动的主要途径；在第五部分将对检验结果做进一步分析并得出结论。

二、地价与房价理论关系分析

从自然属性看，土地具有有限性、差异性、固定性、耐用性等特点；从经济属性看，土地又具有稀缺性、区位可变性、报酬递减性。这些特点就决定了土地总量上和短期内供给的无弹性，也决定了土地价格具有随着需求的增加而不断上扬的趋势。英国古典经济学家大卫·李嘉图对此持相同的观点。他以小麦价格为例，认为麦地价格高导致小麦价格的说法并不完全正确。实际上，较为正确的说法恰恰相反。麦地之所以具有高价原因在于小麦具有高价。由于土地总供给弹性不足，不论通过竞争而给予它的价格有多大，土地供给量是保持不变。因此，土地的价值完全是由它的产品价值所引起，而不是相反的顺序。因此，将李嘉图的观点引入地价与房价的关系中就是房价上升导致地价上涨。

然而，土地供给的无弹性并不是绝对的，从长期看，不同用途土地是可以转换的。从这个意义上说，土地供给又是有弹性的，而且由于高额利润的驱使，土地供给对价格的反应程度，即供给弹性，要大于土地需求对价格的反应程度，即需求弹性。不仅如此，对单个开发商来说，土地成本是房地产价格的主要组成部分。对于消费者来说，未来土地升值的预期也会导致房地产价格上升。因此，从微观的角度来看地价对房价具有反作用。本部分通过构建土地市场与房地产市场四象限模型，为这些观点提供更强有力的理论支撑。

房地产业发展离不开土地的持续供给，土地市场是房地产市场的重要组成部分。土地市场上确定的地价是影响房地产供给与需求的主要因素之一，地价变化会直接改变房地产市场的供给，使房地产价格出现波动。房地产价格变化又会对地价产生反作用。地价与房价的关系如图 1 所示。

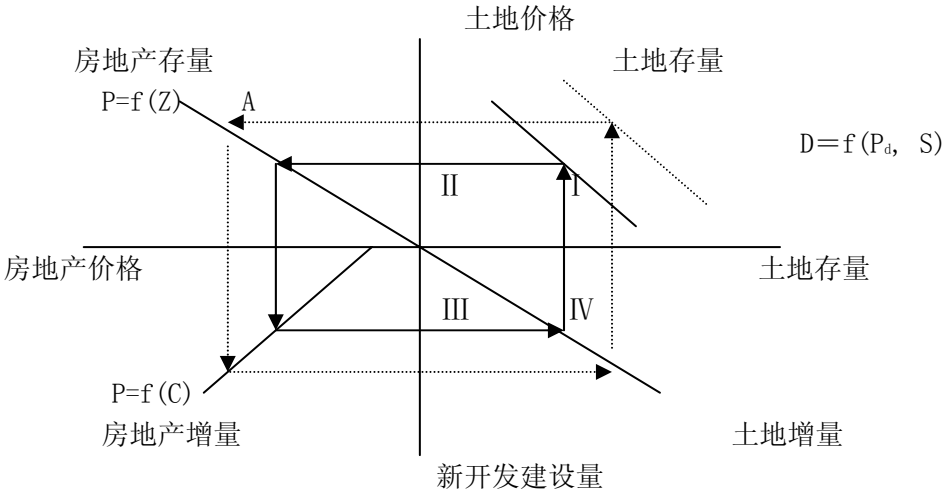


图 1 土地市场与房地产市场的关系

图 1 中第 I 象限和第 IV 象限代表土地市场，第 II 象限和第 III 象限代表房地产市场。我们首先

从第 I 象限开始按逆时针方向解释地价变化对房价的影响。第 I 象限有土地存量和土地价格两个坐标轴。从纵轴上可以看出,不同的土地价格对应着不同的土地需求量。如果不管土地价格如何变化,土地需求量不变,那么曲线将是一条完全垂直的直线;如果土地需求量相对于土地价格的变化特别敏感,则曲线就更趋于水平。当经济水平 S (包括房地产开发投资、收入水平等) 上升时,曲线将向右上方移动,此时土地存量增加的同时,也导致土地价格上涨;反之,曲线将向左下方移动。

第 II 象限代表了房地产市场的一部分,包括土地价格和房地产价格两个坐标轴。以原点作为起点的射线的斜率代表了房地产资产的资本化率,是投资者愿意持有房地产资产的当前期望收益率。一般来说,房地产资本化率主要受地价上涨预期、银行贷款利率以及税收政策(这些因素用 Z 代表)的影响。由于地价上涨使得射线上的点将向左上方移动,假定移动到 A 点。从该点画一条垂直于纵轴的直线,再从该点向下画一条垂直于横轴的直线,该直线与横轴的交点便是房地产价格。此时房地产价格开始上涨。

第 III 象限代表房地产市场中新增部分。由于房地产价格上涨,开发商再开发的动机更加强烈,将综合考虑预期收益、建设成本、未来需求预期等因素(这些因素用 C 代表)决定开发规模。最终房地产供给将上升,也就是说房地产再开发供给弹性变大,新开发建设量开始上升。第 IV 象限代表土地存量调整。根据新增房地产开发量,确定所需增量土地。如果新增房地产开发量大幅增加,第 IV 象限所确定的射线斜率将变大,相应的对土地的需求量就会增加,最终导致土地存量增加,并将导致地价进一步上涨。

通过上述分析我们可以发现,地价上涨将导致房价上升,由于投资冲动这种现象将维持相当长的时间,最终地价上涨通过对市场需求的抑制将延缓房价上升。另外,从上面的分析中可知,地价不是影响房价惟一的因素。下面我们将以第 II 象限为起点,按逆时针方向解释房价与地价的关系。在第 II 象限中如果社会经济发展和房地产市场制度变迁释放了大量潜在需求,房地产价格将在相当长的时间内呈现上涨趋势。其结果会增加房地产开发的动力,使新开发建设量大幅提高,进而扩大了土地需求量,导致土地存量增加,最终推动了土地价格上涨,在如图 1 中表现为第 I 象限土地需求曲线向右上方移动。

通过对土地市场与房地产市场四象限模型的分析,我们可以得出房地产价格体系是地产价格与房产价格组成的相互联系、相互影响、相互制约的有机整体。在这个统一体中地价与房价的关系具体表现为:

1. 具有统一性和不可分割性。房屋不能脱离土地而存在,它必须根植于土地之上;房屋再生产的各个环节也是统一的整体,这就决定了地价和房价之间也是统一的不可分割的整体。房价和地价都是房地产价格链条中的一个环节,前导价格和后续价格之间是不可分割的。
2. 具有系列衔接性和连锁反映性。土地部门和房屋部门是首尾相接的两个部门,土地部门的基础性和房屋部门的连锁性使房地产价格体系呈现系列衔接性和连锁反映性。地价的变动直接影响着房价的升降,房价的涨落也会带动地价的浮沉,二者相互影响、相互制约。
3. 具有竞争性和互相制衡性。地价与房价是直接存在连锁关系的两个价格,两者之间不仅存在统一性,更具对抗性。一方面是因为这两个价格的变动必然牵涉到土地经营者和房屋经营者两个经济主体之间的利益分配,从而形成互相对抗的力量;另一方面,任何一个价格的形成都是供需双方竞争均衡的结果,任何一方的要求都受到对方的制约。因此,在房地产价格体系中各种价格既存在竞争,同时又处于相互的制约之中。

三、地价与房价的关系:经验检验

1. 数据选取及说明

在以往的研究中学者们经常用年度数据分析房地产业运行状况,殊不知房地产作为一种投资品,价格在一年内将发生显著变化,仅用年度数据难以反映这种变化,应尽量使用季度或者月度数据。同时,在研究房地产价格波动状况时用全国整体的数据并不能反映局部的差异,使用城市级数

据是最佳选择。因此，本文在研究中将以季度数据为基础，对全国和 20 城市的地价与房价的关系进行实证分析。由于我国从 1998 年才逐步从福利分房制向实行货币化分房转变，本文将以 1999, 1-2005, 9 期间的季度数据为基础，对全国整体地价与房价的关系做实证分析。另外，我国城市级地价与房价的数据从 2001 年开始正式对外公布，在对我国 20 个城市进行实证分析时，将以 2001, 7-2005, 9 期间的季度数据为基础。土地价格和房地产价格分别用土地交易价格指数 DP 和房地产销售价格指数 FP 代表^①。本文在研究中选取了涉及全国地价指数和房价指数 27 个季度的数据和 20 个城市 17 个季度的截面数据，因此数据来源众多。

图 1 描述了全国地价与房价指数的变化趋势。从图中可以看出在样本选定的期间内地价与房价有相同的变化趋势，从 2001 年底开始地价上涨速度明显快于房价上涨速度，这与我国土地出让制度改革进程相吻合。1999 年国土资源部下发了《关于进一步推行招标拍卖出让国有土地使用权的通知》，土地出让制度开始变革。2001 年国务院发布了《关于加强国有土地资产管理的通知》，国有土地使用权招标拍卖制度从东南沿海到中西部地区逐步推开。据不完全统计，2001 年全国开展土地使用权招标拍卖的省份超过了 90%。因此，当前我国土地价格上涨与土地交易制度变迁有直接关系。

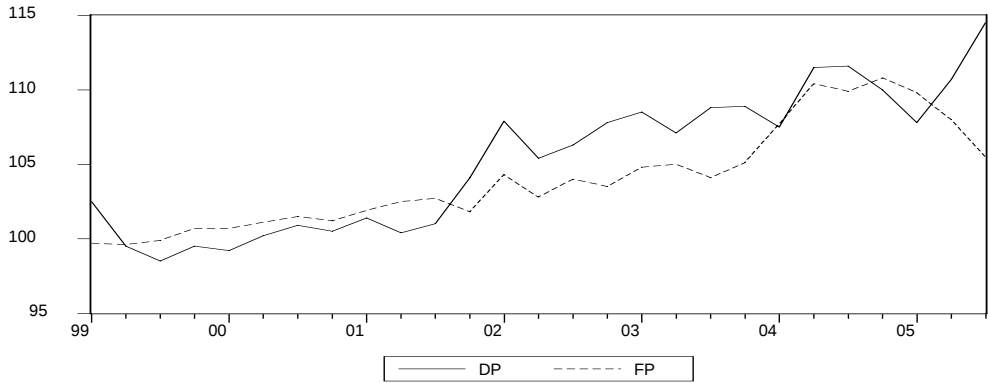


图 1 地价与房价指数变化趋势

表 1 是地价与房价自相关统计结果。从表中可见它们都有极高的自相关性，说明外部冲击对地价和房价的影响具有极强持久性，而且地价的自相关性要高于房价的自相关性。表 1 还反映了地价与房价交叉相关状况。从表中可见随着房价指数变量滞后期的增加，两类价格指数的相互关系由强变弱。表 2 中 (DP, FP(-i)) 序列和 (DP, FP(+i)) 序列的值均为正，说明地价与房价相互有影响。

表 1 地价与房价自相关统计结果

滞后期 (i)	自相关		交叉自相关	
	DP	FP	DP, FP(-i)	DP, FP(+i)
0	—	—	0.8272	0.8272
1	0.827	0.896	0.8323	0.7488
2	0.695	0.767	0.7804	0.6966
3	0.663	0.604	0.6507	0.6125
4	0.594	0.464	0.5279	0.5393
5	0.460	0.321	0.4172	0.4646
6	0.333	0.214	0.2663	0.3839

2. 双变量 VAR 模型估计

^① 数据来源于《中国经济景气月报》和国研网；若无特殊说明，本文其它数据均来自于这些数据库。

在进行双变量 VAR 模型估计之前，应首先对上面选定变量的平稳性进行检验，然后再对它们之间的协整性进行检验。由于地价与房价具有很高的波动性，为消除异方差将各变量取对数，得到新变量 LnDP、LnFP。新变量 ADF 检验结果表明，各时间序列均为一阶单整过程（检验结果略）。由于地价与房价均为一阶单整变量，可以对其协整关系进行检验。为克服小样本条件下 EG 两步法参数估计的不足，我们将利用 Johansen(1991)提出的动态分布滞后模型 (VAR)，对这两个变量间的协整性进行检验。LnDP 与 LnFP 的协整性检验结果如表 2 所示，地价指数与房价指数之间不存在协整关系。

下面利用双变量 VAR 模型对这些变量的关系作进一步探讨。一阶差分后地价与房价双变量 VAR 模型检验结果如表 3 所示，地价的变化可以被其本身滞后项和房价的滞后项所解释，而房价的变化仅与其本身的滞后项有关系。双变量 VAR 模型检验表明，地价对房价并没有显著影响，而房价对地价有非常显著的影响。

表 2 双变量 Johansen 协整性检验（有效样本期：1999:1—2005:9）

特征值	似然率	5%临界值	1%临界值	零假定
0.29	9.05	15.41	20.04	$rk(\Pi)=0$
0.02	0.40	3.76	6.65	$rk(\Pi)\leq 1$
未标准化的协整参数		标准化的协整参数		
LnFP	LnDP	LnFP	LnDP	C
-14.07	9.63	1.000	-0.68	-1.46
--0.98	5.73		(0.11)	
		似然率=147.48		

注：带括号值为 t 统计值；检验允许数据有线性决定趋势，在协整分析中有截距项，无趋势项。

表 3 双变量 VAR 模型估计结果 (1999:1—2005:9)

	D LnDP (-1)	D LnDP (-2)	D LnFP (-1)	D LnFP (-2)	C
D LnDP	0.9353 (4.23)*	-0.2005 (-0.89)	-0.3323 (-0.93)	0.6560 (1.97)*	-0.2626 (-0.51)*
D LnFP	0.0285 (0.18)	0.2053 (1.31)	0.8234 (3.31)*	-0.1958 (-0.84)	0.6444 (1.80)

注：括号项表示 t 统计量，带*号项表示在 5%的水平上显著。

3. 截面数据双变量回归分析

下面利用 20 城市地价与房价面板数据进行回归分析。由于地价与房价格具有很高的波动性，为消除异方差将各变量取对数，得到变量 LnDP、LnFP。本节所选择的 20 个城市中，上海房地产价格和土地价格上涨很快，而且上海作为中国的经济中心，对其它城市的影响也非常大，因此，为反映重要城市房地产价格变化对其它城市的影响，我们以上海为基准引入虚拟变量 S。

表 4 是截面数据双变量回归分析结果，从该表可以看出各模型 t 统计量非常显著，DW 值很高，说明变量间不存在自相关。4 个模型的可决系数 R^2 值都在 0.70 以上，说明这些模型的回归结果具有较高的可信度。模型 1 和模型 2 反映了地价对房价的影响程度，其中模型 1 回归结果表明地价对房价的影响度较低，而滞后期的房价对当期房价有显著影响；模型 2 回归结果显示上海市地价上涨对其它城市地价变化都有显著影响。模型 3 和模型 4 反映了房价对地价的影响程度，其中模型 3 回归结果表明当期房价和滞后一期地价对当期地价影响度较大；模型 4 回归结果除了显示当期房价和滞后一期地价对当期地价影响度较大外，还表明虚拟变量对地价没有显著影响，说明房价上涨的长期预期对地价上涨起了非常重要的作用，地价上涨具有本地化特征，几乎不受其它城市的影响。

表 4 地价与房价截面数据回归分析结果

变量	被解释变量为房价 LNFP		变量	被解释变量为地价 LNDP	
	模型 1	模型 2		模型 3	模型 4
LnDP	0.0532 (3.37)	0.0548 (3.49)	LnFP	0.2423 (4.74)	0.2361 (4.46)
LnFP (-1)	0.7909 (25.08)	0.7579 (21.97)	LnDP (-1)	0.6312 (14.02)	0.6272 (13.88)
S	—	0.0154 (2.28)	S	—	0.0130 (0.83)
截距项	0.7267 (5.14)	0.8722 (5.66)	截距项	0.5863 (2.50)	0.6333 (2.57)
R ²	0.71	0.72	R ²	0.99	0.99
adj R ²	0.71	0.71	adj R ²	0.99	0.99
DW	2.14	2.10	DW	2.09	2.08

注：模型 1 和模型 2 中所有合并数据库成员拥有相同的截距项，所有观测值都有相同权数；模型 3 和模型 4 中所有合并数据库成员拥有相同的截距项，并且先使用相同权数做最初的回归权数估计，然后再用估计的权数作加权最小二乘法。

四、地价与房价变化的动态传导机制分析

在本文第三部分我们探讨了地价指数与房价指数的之间的相互关系，讨论结果可知房价对地价变化有很大影响，反之则不成立。本部分将深入研究房价、地价波动的传导途径。在实证分析中我们将增加与地价和房价变化有直接关系的变量，先通过多变量 VAR 模型探讨房价变化的路径，然后再用截面数据多变量回归模型探讨地价、房价波动的动态传导机制。

1. 多变量 VAR 模型估计

从本文第二部分地价与房价关系的理论分析中可知，房价的变动将受到房地产供给和需求因素的影响。因此，本部分首先从产品供给和需求的角度扩展双变量 VAR 模型，增加房地产投资额 T、城镇居民可支配收入 Y、土地购置面积 DS 变量，对其取对数，用多变量 VAR 模型探讨房价变化的动态传导机制。在实证分析中为保证样本数量足够大，这些变量将以 2001.7—2005.10 期间的月度数据为基础。表 5a 是从产品供给和需求角度构建的多变量 VAR 模型估计结果，从中可以看出房地产投资额、土地购置面积和城镇居民可支配收入对房价都有显著影响；房价对房地产投资变动有很强的解释力；居民可支配收入与房地产投资之间也存在相互影响。

表 5a 多变量 VAR 模型估计结果 (2001:7—2005:10)

变量	DLNFP	DLNT	DLNDS	DLNY
DLNFP (-1)	1.0913 (6.58)	-7.6330 (-1.66)	-11.7258 (-1.26)	0.0014 (0.003)
DLNFP (-2)	-0.3568 (-2.63)	6.7727 (1.80)	9.5393 (1.25)	0.0358 (0.08)
DLNT (-1)	0.0697 (3.15)	-0.0491 (-0.08)	0.1092 (0.09)	0.1086 (1.56)
DLNT (-2)	-0.0090 (-0.48)	0.5560 (1.07)	-0.0049 (-0.005)	0.1030 (1.74)
DLNDS (-1)	-0.0252 (-3.04)	-0.0453 (-0.20)	-0.0364 (-0.08)	-0.0111 (-0.42)
DLNDS (-2)	-0.0053 (-0.69)	-0.0035 (-0.02)	0.1611 (0.37)	-0.0232 (-0.95)
DLNY (-1)	-0.0873 (-2.53)	1.1248 (1.18)	1.2307 (0.64)	0.4752 (4.38)
DLNY (-2)	0.0498 (3.11)	-0.0539 (-0.12)	-0.2713 (-0.30)	0.0777 (1.54)
C	1.2925 (5.15)	0.8299 (0.12)	10.0836 (0.72)	1.5909 (2.01)

注：括号项表示 t 统计量，黑体数字表示在 5% 的水平上显著。

房地产业是资金密集型产业，其供给和需求都离不开银行贷款，具有第二金融的“美称”。为

反映货币政策对房地产价格影响，我们将从金融支持的角度构建多变量 VAR 模型。在该模型中增加货币供应量 M、银行贷款额 L 和上证指数 SHZ 变量，对其取对数。在实证分析中将以 2001, 8-2005, 10 期间的月度数据为基础，模型估计结果如表 5b 所示。从估计结果可知货币供应量对房价有很高的影响度，而银行贷款对货币供应量有显著影响。为进一步探讨银行贷款与房地产投资之间的关系，我们对这两个变量做了格兰杰因果性检验，如表 6 所示。检验结果显示银行贷款是房地产投资增加的主要原因。

表 5b 多变量 VAR 模型估计结果 (2001:8-2005:10)

变量	DLNFP	DLNSHZ	DLNM	DLNL
DLNFP(-1)	1. 0352 (7. 23)	-0. 4946 (-1. 11)	0. 0098 (0. 06)	-0. 0553 (-0. 73)
DLNFP(-2)	-0. 2593 (-1. 72)	-0. 4062 (-0. 87)	-0. 0121 (-0. 07)	0. 0012 (0. 02)
DLNSHZ(-1)	-0. 0074 (-0. 15)	0. 5455 (3. 50)	0. 0176 (0. 31)	0. 0185 (0. 70)
DLNSHZ(-2)	0. 0345 (0. 79)	0. 1946 (1. 44)	-0. 0322 (-0. 66)	-0. 0190 (-0. 82)
DLNM (-1)	-0. 1190 (-0. 79)	-0. 2391 (-0. 51)	0. 6348 (3. 77)	-0. 0708 (-0. 89)
DLNM(-2)	0. 3516(2. 38)	0. 5268 (1. 15)	-0. 1109 (-0. 67)	0. 1062 (1. 36)
DLNL (-1)	0. 0890 (0. 26)	-0. 3814 (-0. 36)	-0. 2463 (-0. 64)	1. 0931 (6. 03)
DLNL (-2)	-0. 2570 (-0. 76)	0. 0930 (0. 09)	0. 6953(1. 84)	-0. 1305 (-0. 73)
C	0. 2184 (0. 40)	6. 2277 (3. 64)	0. 1457 (0. 24)	0. 3107 (1. 06)

注：括号项表示 t 统计量，黑体表示在 5% 的水平上显著。

表 6 房地产投资与银行贷款格兰杰因果性检验结果 (2000:1-2005:10)

零假设	样本量	F统计量	概率
LnT与LnL不存在因果关系	65	0. 1991	0. 8200
LnL与LnT不存在因果关系	65	12. 8153	0. 00002

2. 地价与房价互动传导机制

从上面的分析中可见房价和土地购置面积对地价有显著影响，其中房价的影响度更大。土地购置面积的多少与国家土地出让制度有很大关系。对于影响房价变化的因素相对要复杂一些。在本文实证研究部分我们分两步骤来研究：首先从房地产供给和需求的角度研究影响房价变化的因素，然后从金融支持的角度来研究。通过对房地产供给和需求的分析，我们认为房地产投资额、土地购置面积和城镇居民可支配收入对房价都有显著影响；房价对房地产投资变动有很强的解释力；居民可支配收入与房地产投资之间相互有显著影响。通过对主要金融变量的分析，我们认为货币供应量对房价都有很高的影响度。另外，银行贷款对货币供应量也有显著影响。因此，地价与房价互动传导路径如图 2 所示。

从图 2 可以看出有 3 个环状路径对地价和房价产生影响。路径 I：货币供应量—银行贷款—房地产投资—房价。在这一路径上主要体现为金融支持对房价的影响。房地产金融支持包括房地产消费贷款和房地产投资贷款，这两类贷款的增加都将对房价产生非常重要的影响，同时房价的上涨增加了银行贷款需求，使货币供应量继续增加，最终导致房价进一步上涨。路径 II： 房地产投资

一居民可支配收入—房价。在该路径上居民可支配收入的增加有利于扩大房地产需求，在房地产供给缺乏弹性的条件下，房价会上升，吸引更多的企业进入房地产开发行业，导致房地产投资上升，最终也会带动居民可支配收入的增加，并进一步影响房价。路径Ⅲ：土地购置面积—地价—房价。以招、拍、挂方式出让土地是我国土地出让制度改革的结果，这必然使房地产开发企业间产生激烈竞争，有利于资源的优化配置。然而，在这种制度下会导致土地购置面积增速降低，从而进一步造成土地紧缺的趋势，使地价上升。由于地价是房价的主要成本之一，地价上升最终导致房价上升。这3个路径都直接影响房价，并通过房价影响地价。但是，地价对房价的影响只能通过路径Ⅲ来实现。

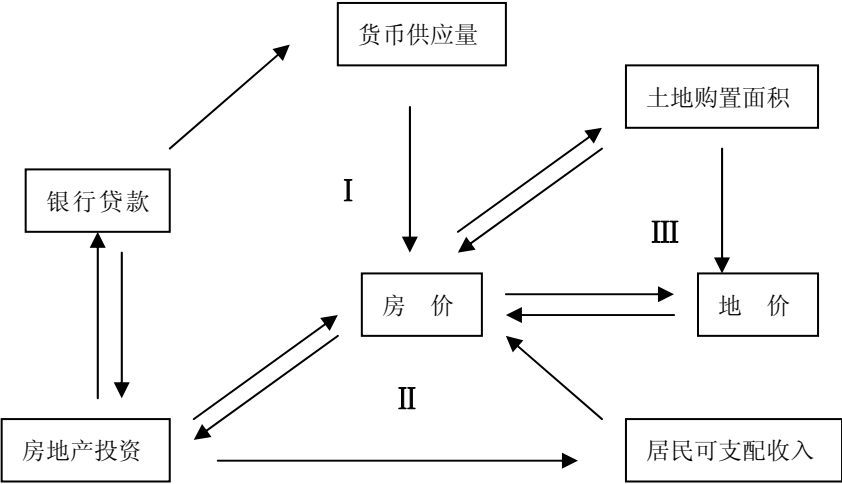


图2 地价与房价波动途径

五、基本结论及初步解释

本文研究了我国地价与房价之间的关系，进而对这两种价格波动的传导途径进行了分析。我们发现：(1)房价对地价有显著影响，地价对房价的影响度较小；(2)房地产投资和居民可支配收入对房价有显著影响，对地价没有显著影响；(3)土地购置面积对房价和地价都有影响；(4)货币供应量和银行贷款对房价有显著影响，同时房价和地价对这些金融变量也有反作用。(5)对房价产生直接影响的因素众多，对地价产生直接影响的因素相对较少。

本文的研究结论还印证了第二部分所谈到的地价与房价关系理论的正确性。也就是说，地价和房价变化都有自己的循环路径，并且不同路径间相互影响，最终使房价和地价之间呈现复杂的关系。从这些路径可以看出金融支持对房价产生重要影响，并且在金融支持过度的情况下将导致房地产泡沫。这些结论基本上与20世纪80年代以来的历次金融危机和房地产泡沫形成的原因相一致。我国近期出现的房价大幅波动也不例外。1998—2004年间实行的稳中有松、重点扶持的货币政策，是造成房价波动的主要原因之一。另外，国家宏观经济政策对城市建设用地供给会产生很大影响。如果土地供给下降或取得土地的成本上升，会增加开发商开发房地产的成本。由于房地产市场需求很高，预期房地产价格仍将在高位运行，此时开发商具有再开发的冲动，并将增加的土地成本转嫁给消费者，由此形成了地价对房价的影响。

总之，本文在一个简单的框架下分析了地价与房价变化的传导途径，提出了3个传导路径，这些路径上的各个变量大都相互有影响。通过我们的分析可知地价并不是导致房价上涨的惟一因素，抑制房价不能只控制土地价格，还应从金融支持、投资、税收等方面着手，制定更严格的信贷制度，增加房地产交易税和提高居民可支配收入。因此，本文的研究对于政府制定正确的货币政策和房地产业政策具有积极参考意义。

参考文献:

- [1] Muth, R. F. and Wetzler, E. The effects of constraints on housing costs[J]. Journal of Urban Economics, 1976, 3: 57-67.
- [2] Ohls C, Weisburg C, White J. The effect of zoning on land value[J]. Journal of Urban Economics, 1974, 1: 428-444.
- [3] Pollakowski, Henry O. and Susan M. The Effects of Land-Use Constraints on Housing Prices[J]. Land Economics, 1990, 66(3): 315-324 (August).
- [4] Peng, R. and Wheaton, W. C. Effects of Restrictive Land Supply on Housing in Hong Kong: and Econometric Analysis [J]. Journal of Housing Research, 1994, 5(2): 263-291.
- [5] Tsoukis, Christopher. and Alyousha Ahmed. Ricardian Causal Ordering and the Relation between House and Land Prices: Evidence from England[J]. Applied Economic Letters, 1998, 5: 325-328.
- [6] Tsoukis, Christopher and Alyousha Ahmed. Implications of intertemporal optimization for house and land prices [J]. Applied Economics, 1999, 31: 1565-1571.
- [7] Kauko, Tom. The Importance of the Context and the Level of Analysis: Author's Response [J]. Housing, Theory and Society, 2003, 20: 134-136.
- [8] 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.

The Effect of Urban Land Price Fluctuation on Real Estate Industry ——An empirical analysis from 1999 to 2005 in China

Zhou Jingkui

(Nankai Institute of Economics, Nankai University, Tianjin 300071)

Abstract: Using the data of 1999-2005, the paper investigates relation of land price and real estate price. It reveals that real estate price remarkably affects land price and land price effect real estate price a little. Then, this paper researches the transmitting mechanism of land price and real estate price. We consider it has three transmitting path of price and financial sustain and land policy play an important role in transmitting mechanism of price. At present controlling real estate price doesn't only depend on decreasing land price, but also we must decrease financial sustain and investment etc., constitute strict credit system and increase real estate tax and income. So the paper has high worth on establishing policy of money and real estate industry.

Key Words: land price; real estate price; financial sustain; land policy

收稿日期: 2006-12-30