

珠三角城市住宅价格空间传导与趋同研究

李进涛¹, 李红波²

(1. 湖北工业大学 土木工程与建筑学院, 湖北 武汉 430068; 2. 昆明理工大学 建筑工程学院, 云南 昆明 650224)

摘要:以珠三角9个城市2001Q1-2010Q4住宅价格的季度数据,运用Johansen协整关系检验、多变量Granger因果关系检验、脉冲响应函数和面板数据单位根检验探索了珠三角城市住宅价格的空间传导关系和价格趋同性。结果表明,珠三角城市住宅价格波动具有长期稳定的关系,在“深—莞—惠”、“广—佛—肇”和“珠—中—江”三个次级区域的住宅市场中,深圳、广州、珠海三个“核心城市”对其次级区域内的其他城市在空间上产生价格传导,同时,“深—莞—惠”中的深圳市住宅价格在空间上向“广—佛—肇”和“珠—中—江”传导。进一步检验发现,珠三角城市住宅价格存在以广州、深圳、珠海为基准的价格趋同现象。研究结论对政府实施差异化策略调控区域性住宅市场具有重要意义。

关键词:住宅价格;空间传导;趋同;珠三角

中图分类号:F293.30 **文献标志码:**A **文章编号:**1008-5831(2011)06-0017-07

一、引言

20世纪90年代,珠三角区域性房地产市场迅猛发展,对中国东部沿海、内陆房地产的发展产生显著的冲击效应。随着“珠三角1小时经济生活圈”全面启动,以及《珠江三角洲地区改革发展规划纲要(2008-2020年)》正式发布并实施,珠三角区域经济将一体化发展,城市住宅市场之间的关联将更加密切。

住宅市场具有区域性、异质性特征,但并不排斥各区域子市场在空间上发生关联。国外有大量学者研究了区域性住宅价格空间传导及趋同关系,但国内关于此类问题的研究却不多见。选择珠三角为对象研究区域性城市住宅价格的空间传导与趋同具有重要意义。一方面,将有助于区域性城市住宅市场协调发展;另一方面,将有助于政府制定差异化住宅市场干预策略,促进住宅市场健康、持续发展。

二、住宅价格空间传导与趋同相关研究

20世纪60年代末期,英国住房价格在时空上呈现连续性特征^[1],许多学者开展了区域性房价空间传导的研究,即“波纹效应”(Ripple Effects)。“波纹效应”是指住房价格在区域上传导具有规律性,某个区域住房价格的变化会引起其相邻区域的住房价格发生变化^[2]。MacDonald和Taylor发现英国11个区域内

收稿日期:2011-03-26

基金项目:国家自然科学基金项目“房价驱动社会福利聚集与扩散的演化机理及调控绩效研究”(70973047)

作者简介:李进涛(1973-),男,湖北应城人,讲师,博士,主要从事房地产经济与管理研究;李红波(1973-),男,湖北应城人,副教授,博士后,主要从事土地资源与房地产管理研究。

存在9个协整关系,结论支持“波纹效应”发生^[3]。Alexander和Barrow、Munro和Tu也证明“波纹效应”存在^[4-5]。Meen从迁移、交易与搜寻成本、资产转移、空间套利、房价决定因素的领先/滞后关系和趋同关系等方面阐释了“波纹效应”产生的机理^[1]。Cook发现英国住房价格首先在东南部区域上涨,然后向其他区域扩散,并且东南部地区的房价在下降过程中快速趋向一致,其他地区的房价则在上升过程中快速趋同^[6-7]。当然,也有学者对英国房价存在“波纹效应”持怀疑态度^[8]。Wood也认为房价波动仅反映当地状况,难以推断其他区域的房价变化^[9]。

一些学者也研究了美国毗邻住房市场价格传导关系。Clapp和Tirtiroglu的实证结果显示,住房价格在相邻城镇之间会发生空间传导(扩散),即“正反馈效应”(Positive Feedback),进一步研究发现市场正向或反向变化对相邻市场具有“冲击效应”^[10]。Pollakowski和Ray研究指出,经济环境变化促使住房市场产生“溢出效应”(Spillover Effects),房价在地方或大都市区层面的毗邻区域内产生传导现象^[11]。Dolde和Tirtiroglu证明相邻区域内房价变化具有“溢出效应”,在时空上均具有传导特征^[12]。Holly等揭示出相邻州之间房价具有空间依赖性^[13]。Gupta和Miller用时间序列数据检验了洛杉矶、拉斯维加斯、凤凰城等城市的住房价格传导关系^[14]。

进入21世纪,关于澳大利亚区域性住房价格传导关系的研究也开始日趋丰富。Tu用Granger因果关系检验发现澳大利亚住房市场价格存在着两条空间传导途径^[15]。Luo等以澳大利亚8个省会城市为例,发现8个城市之间住宅价格呈现出“1-1-2-4”的传导特征,即悉尼居首位,墨尔本居其次,佩恩和阿德莱德居第三圈层,而其他4个城市(布里斯班市、堪培拉、达尔文、霍巴特等)为最低圈层^[16]。Mikhailitchenko检验了澳大利亚7个省会城市的房价传导关系^[17]。Liu等用向量自回归模型及脉冲响应函数研究澳大利亚房价传导关系^[18]。

除了上述英国、美国、澳大利亚等国家较多关于区域性住房价格传导关系的研究外,还有学者分别研究了爱尔兰、芬兰、瑞典等国家的区域性房价传导关系^[2,19,21]。

在研究房地产价格空间传导的同时,一些学者也探讨了价格趋同问题。例如,MacDonald和Taylor、Alexander和Barrow、Ashworth和Parker以及Meen等。Holmes用面板数据单位根检验等方法发现英国主要区域的房价存在趋同现象,异质性区域的房价呈现出向长期均衡方向调整^[21]。Holmes和

Grimes针对学者们在英国区域性房价是否存在长期趋同的问题,研究结果发现英国区域性房价呈现出单一的共同随机趋势^[22]。

1998年以来,中国各大、中城市的住宅市场得到了蓬勃发展,对住宅价格问题的研究也逐渐多起来。但鲜见区域性住宅价格与趋同方面的研究。王松涛等借鉴区域房价相关研究的“波纹效应”理论,分析了中国北部沿海、中部沿海、南部沿海等5个主要区域性市场城市房价之间的互动关系^[23]。

国外大量城市住宅价格空间传导与趋同方面的文献为开展中国此类问题的研究提供了有益的借鉴。但国内少量的研究仅局限于直辖市、省会城市之间的住宅价格空间关系,难以反映区域性城市住宅价格之间的空间关系。本研究选择珠三角9个城市为对象,将弄清珠三角城市住宅价格的空间传导关系和趋同特性,并探索住宅价格空间传导与趋同的机理。

三、研究方法

(一)住宅价格传导关系检验

利用Johansen协整检验分析非平稳的城市住宅价格之间是否存在长期协整关系,应用多变量Granger因果关系检验区域性城市住宅价格的空间传导关系,并识别在区域性市场中处于重要地位的“核心城市”,再应用脉冲响应函数考察“核心城市”住宅价格变动对其他城市住宅价格的影响。

(二)住宅价格趋同性检验

从经济发展过程角度可以定义趋同现象^[24],设 y_{it} 是某时间序列在 i 区域 t 时点的对数值,其中, $i=1,2,3,\dots,N;t=1,2,3,\dots,T$,则:

$$\bar{y}_i = y_i - \bar{y}_i \quad (1)$$

其中, \bar{y}_i 是时间序列 y_i 的均值。Evans^[24]证明,若序列 $y_i - y_j$ 对所有 i,j 都平稳,则 $y_i - \bar{y}_i$ 对所有 i 也平稳;反之,命题也成立。所以趋同可以定义为,对所有 i ,如果 \bar{y}_i 在 t 时点平稳,则区域范围内的全部序列均存在趋同。由趋同数学定义,利用时间序列的ADF单位根检验对 N 个序列分别进行检验,如果各组检验结果均为平稳序列,则认为该范围内的某一经济现象存在趋同性。

随着面板数据技术的发展,面板单位根检验被学者用来分析增长趋同现象^[25],其中,LLC检验应用最广泛。但LLC假定各纵剖面时间序列一阶滞后项的回归系数在零假设和备择假设下均相同。因此,Im等提出了IPS异质面板数据单位根检验^[26]。先对每个截面成员序列进行单位根检验,得到统计量 $t_{\pi}(p_i, \rho_i)$ 后再构造检验整个面板数据是否存在单位

根的 t 统计量。

$$t - bar_{NT} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N t_{iT}(p_i, \rho_i) \quad (2)$$

对于趋同的经济涵义,可以根据 Barro 和 Sala - I - Martin 对趋同的定义来理解^[27]。对于住宅市场,在低价区域房价上涨的速度要快于高价区域;高、低房价区域之间的价格差距会减小。因此,也有学者采用离散系数、Theil 指数等来检验趋同性。

四、珠三角城市住宅价格的空间传导关系

城市住宅价格空间传导关系研究数据包括广州、佛山、肇庆、深圳、东莞、惠州、珠海、中山和江门等 9 个城市 2001 年第一季度至 2010 年第四季度的住宅价格季度数据。因住宅市场以增量为主,所以实证数据不包含存量住宅价格数据。数据来源于广

东省及各城市统计局、房地产信息网,其中,部分数据根据广东省房地产协会的统计数据进行调整、补充。实证均采用住宅价格对数值。

Johansen 协整关系检验结果表明,珠三角 9 城市住宅价格之间也存在长期的均衡关系。同时,ADF 检验结果显示,各城市住宅价格对数值的一阶差分均为平稳序列,可以进行 Granger 因果关系检验。对于 Granger 因果关系检验,结果对滞后阶数选取较为敏感。滞后阶数太低将导致一些重要变量被忽略;滞后阶数太高,则降低了模型自由度,引起较大标准差,降低估计精度。因缺乏选取滞后阶数的简单方法,基于本实证研究的数据长度,Granger 因果关系检验分别选取滞后 3 季度和 4 季度,其结果如表 1 所示。

表 1 多变量 Granger 因果关系检验结果

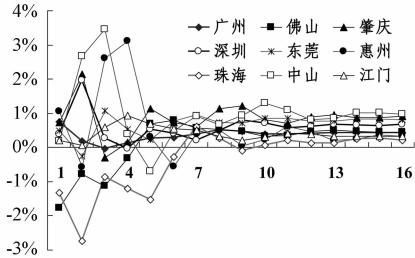
Lag = 3	广州	佛山	肇庆	深圳	东莞	惠州	珠海	中山	江门
广州	-	2.865 3**	1.857 7	2.088 2*	2.878 1**	0.247 9	1.086 0	2.270 3*	0.492 6
佛山	0.586 4	-	2.763 7*	0.344 7	3.328 9**	0.223 3	1.252 9	2.851 3*	0.521 5
肇庆	1.811 9	2.668 1*	-	1.483 9	1.075 0	0.129 0	1.084 1	1.258 7	3.942 0**
深圳	2.960 3**	3.552 9**	0.533 6	-	4.240 5***	0.314 8	4.622 1***	3.285 0**	1.904 1
东莞	1.617 0	1.766 5	2.332 7*	0.978 3	-	2.156 1*	2.466 2	1.229 5	1.541 8
惠州	0.437 1	1.383 6	0.355 6	1.686 9	1.355 1	-	1.518 1	1.071 9	0.195 2
珠海	1.995 0	0.933 1	1.255 6	0.799 9	3.977 2**	2.354 3*	-	1.887 7*	2.849 8**
中山	1.561 9	1.342 9	0.808 3	1.476 8	2.867 8*	3.635 4**	1.096 4	-	2.145 7*
江门	1.646 1	1.158 0	2.484 8*	0.378 6	1.864 9	0.489 6	0.087 1	0.087 1	-
Lag = 4	广州	佛山	肇庆	深圳	东莞	惠州	珠海	中山	江门
广州	-	2.630 5**	2.142 6*	2.004 3	2.650 7**	0.293 9	1.086 0	3.006 1**	6.379 9***
佛山	1.834 8	-	1.991 6	0.410 2	2.193 1	0.155 9	0.741 5	2.623 6*	1.766 1
肇庆	1.002 0	1.403 8	-	1.316 1	1.153 5	1.539 0	1.177 2	0.916 2	3.517 6**
深圳	2.327 6**	4.186 2***	0.413 6	-	3.287 5**	2.035 5*	3.386 9**	2.479 3*	1.531 3
东莞	1.404 7	1.585 6	1.396 0	2.061 6	-	1.951 0*	1.515 9	1.162 1	1.764 0
惠州	1.104 9	1.326 5	0.624 5	1.6646	1.303 9	-	0.932 7	0.5313	0.250 5
珠海	1.715 1	0.564 8	1.778 6	0.820 3	2.769 1**	1.974 5	-	1.691 1*	2.658 5**
中山	1.468 2	1.0555	0.770 7	1.344 3	2.016 5	1.980 9	0.974 2	-	1.921 7*
江门	1.598 1	0.650 7	1.699 6	0.565 2	1.021 4	0.346 9	0.164 4	0.164 4	-

注:竖向城市为 Granger 因,横向城市为 Granger 果;*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 水平下显著。

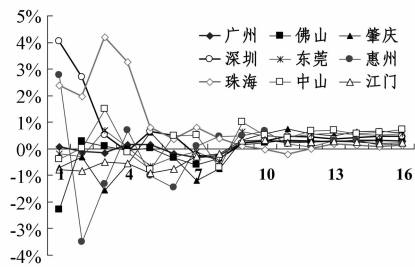
表 1 显示,当时滞 3 季度时,广州是佛山、深圳、东莞、中山的 Granger 因,深圳是广州、佛山、东莞、珠海、中山的 Granger 因,珠海是东莞、中山、江门的 Granger 因;当时滞 4 季度时,广州是佛山、东莞、中山、江门的 Granger 因,深圳是广州、佛山、东莞、珠海、中山的 Granger 因,珠海是东莞、中山、江门的

Granger 因。据此选择广州、深圳、珠海作为珠三角的“核心城市”进行广义脉冲响应函数分析。该分析要求所用时间序列之间存在协整关系,在建立误差修正模型的基础上再进行广义脉冲响应函数分析。限于篇幅,误差修正模型不再赘述。结果如图 1 所示,其中横坐标表示滞后季度数,纵坐标表示住宅价

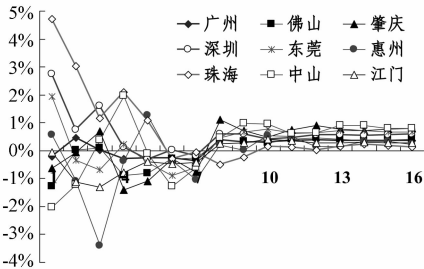
格变化的百分比。



(a) 广州住宅价格的1个标准新生信息对其他城市住宅价格脉冲响应



(b) 深圳住宅价格的1个标准新生信息对其他城市住宅价格脉冲响应



(c) 珠海住宅价格的1个标准新生信息对其他城市住宅价格脉冲响应

图1 脉冲响应函数分析

图1(a)表明,从长期看(例如滞后8季度之后),广州市住宅价格的1个标准新生信息对其他8个城市的住宅价格都产生了明显的推动作用(正向反馈),各城市住宅价格响应的平均幅度在0.3%~1%左右。从短期看(例如滞后8季度内),对佛山、珠海有抑制作用(负向反馈),而对其他城市的推动作用也比较显著。例如,佛山在1季度后达到最大响应-1.78%;珠海在2季度达到最大响应-2.74%;肇庆在2季度达到最大响应2.15%;中山在3季度达到3.54%。图1(b)显示,短期内,深圳市对广州、佛山、肇庆、东莞、惠州、中山等城市住宅价格推动与抑制作用交替出现,对珠海有显著推动作用,对江门则有抑制作用;但长期内,深圳市住宅价格对其他8个城市的住宅价格也产生了明显的推动作用。图1(c)表明,长期内珠海市住宅价格对其他8个城市的住宅价格也有明显的推动作用;短期内对广州、佛山、肇庆、中山的价格推动与抑制交错,对深圳有推动作用,对江门则为抑制影响。

图1中还可以发现,从住宅价格响应的时滞关

系和影响力度看,广州市住宅价格先作用于佛山并传导至中山;深圳市住宅价格先影响惠州、珠海,然后再作用至佛山、江门;珠海市住宅价格先影响中山、深圳,再作用到东莞、佛山、肇庆。从传导路径看,传导模式符合“波纹效应”。

综合多变量 Granger 因果关系检验结果,图2归纳了珠三角城市的住宅价格空间传导关系。参照《大珠江三角洲城市群协调发展规划研究》中珠三角地域的划分,可以将珠三角划分为三个次级区域,即“深—莞—惠”、“广—佛—肇”和“珠—中—江”。次级区域“深—莞—惠”中,住宅价格传导源是深圳,经东莞传导至惠州;“广—佛—肇”中,传导源是广州,向肇庆和佛山传导,佛山又向肇庆传导;“珠—中—江”中,传导源是珠海,向中山和江门传导,中山向江门传导。图2还显示,在三个次级区域中,“深—莞—惠”又位处主导地位,深圳住宅价格显著影响到“广—佛—肇”中的广州和佛山以及“珠—中—江”中的珠海和中山,而广州还对深圳住宅价格有反向影响(滞后3季度时存在)。

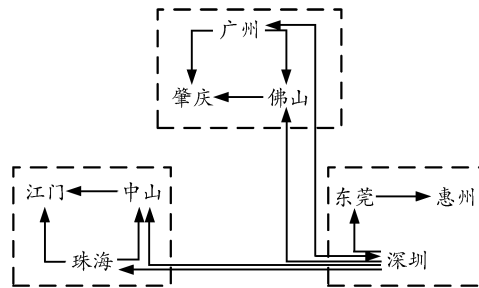


图2 珠三角9城市住宅价格空间传导路径图

五、珠三角城市住宅价格趋同性检验

协整关系检验发现,虽然短期内各城市住宅价格的变动情况不尽相同,但存在长期均衡关系,即具有一定的共同趋势。此部分将采用 IPS 面板数据单位根检验、离散系数验证珠三角9城市住宅价格是否存在趋同现象。

分别选择珠三角广州、深圳、珠海3个“核心城市”为基准,采用其他8个城市住宅价格与基准城市住宅价格之差形成的时间序列进行面板数据单位根检验。例如,考察珠三角城市住宅价格是否与广州市住宅价格存在趋同现象,以广州市住宅价格为基准,其他8个城市住宅价格与广州市住宅价格之差所形成的序列进行 IPS 面板数据单位根检验。如果检验结果显著,则说明珠三角城市住宅价格存在以广州市为基准的价格趋同现象;反之,不存在价格趋同。检验结果如表2所示,为对比各类检验方法的结果的区别,表中将 ADF - Fisher、PP - Fisher、LLC 检验结果一并列出。

表2 珠三角城市住宅价格趋同的面板单位根检验结果

基准城市	IPS		ADF - Fisher		PP - Fisher		LLCI	
	Statistic	Prob.	Statistic	Prob.	Statistic	Prob.	Statistic	Prob.
广州	-3.843 6	0.000 1	53.407 4	0.000 0	53.188 4	0.0000	-2.200 7	0.013 9
深圳	-2.222 1	0.013 1	35.820 5	0.003 1	34.929 6	0.004 1	-1.555 7	0.059 9
珠海	-5.196 2	0.000 0	57.239 2	0.000 0	55.390 2	0.000 0	-5.277 8	0.000 0

由表2看出,3个基准城市价格趋同检验的IPS、ADF、PP、LLC统计量显著性在1%及以下的置信水平上(深圳市LLC统计量的置信水平为5.99%),结果非常显著。可以认为,珠三角住宅价格存在着以广州、深圳、珠海3个“核心城市”为基准的价格趋同现象。

为了直观地反映价格趋同现象,测算2001Q1-2010Q4珠三角9个城市住宅价格的离散系数如图3所示。从图3看出,离散系数变化趋势呈倒“U”型,但自2004年第4季度以后,离散系数从趋势上看呈明显下降态势,即存在明显的价格趋同现象。

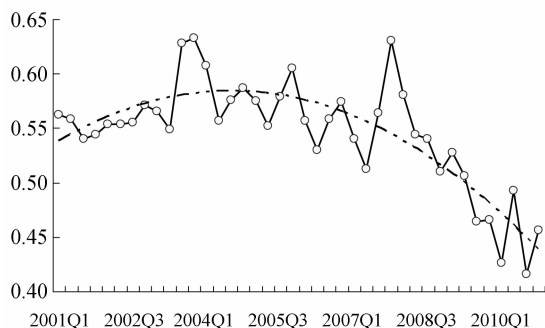


图3 珠三角9城市住宅价格离散系数变化趋势

六、结论与讨论

运用计量经济模型探索了珠三角9个城市住宅价格的空间传导关系和价格趋同性,得到两个主要结论:第一,珠三角城市住宅价格波动具有长期稳定的关系,深圳、广州、珠海三个“核心城市”对其次级区域内的其他城市在空间上产生住宅价格传导,并且次级区域“深—莞—惠”中的深圳市住宅价格在空间上向“广—佛—肇”和“珠—中—江”传导现象明显;第二,珠三角城市住宅价格相互影响,存在着以广州、深圳、珠海为基准的价格趋同现象。

首先,住宅市场空间套利行为是珠三角城市住宅价格出现空间传导现象的重要原因之一。2000-2004年,深圳住宅价格平均涨幅在5%内,住宅尚未成为主要投资对象。2005年在高档住宅引领下深圳住宅价格开始较快上涨,至2006年住宅价格平均每季度同比上涨19.12%,市场上投资者(“炒房团”)开始大量涌现。到2007年,据地产机构和开发商统

计,市场投资者比重高达30%~50%。随着深圳住宅价格快速增长,以及政府打击炒房行为,“深圳炒房团”炒楼资金“外溢”,在广州、珠海、东莞、佛山等周边城市掀起异地购房的风潮,在广州许多新楼盘购房者中深圳投资者也占到20%~50%的比重,从而引发区域性住宅价格的空间传导效应。

其次,价格反馈效应强化了住宅价格的空间传导现象。价格反馈建立在适应性预期基础之上,认为发生反馈是由于过去的价格增长产生了对价格进一步增长的预期^[28],过去的价格持续增长使投资者的信心增加。2005年开始,珠三角城市住宅价格普遍出现快速上涨,各类媒介对价格的宣传逐步强化公众对持续走高价格的关注程度,或提醒公众注意过去住宅市场上发生的事件和其他可能采取的交易战略。在市场先行者行动及其行动结果的影响下,投资需求和真实需求也呈现出稳定增长态势,过去的价格变化引起进一步的价格变化。但这种价格的正反馈也不是一直持续下去,政府采用信贷、税收、行政等手段宏观调控住宅市场,以及金融危机影响,市场投机、投资性需求得到一定程度的遏制。此时,价格负反馈发生,价格或价格增长出现下滑。然而一旦市场出现利好情形,如政府减税、降利率、降首付等救市政策出台,价格正反馈现象又会发生。因此,价格正反馈、负反馈在城市之间反复出现,从而出现住宅价格的空间传导现象。

第三,区域性住宅价格影响因素的领先滞后关系是产生空间传导现象的原因之一。以影响住宅价格的重要因素居民收入为例,2001-2009年,深圳市城镇居民人均可支配收入是其他7个城市的1.06~3.40倍,处于领先地位。经济发展的差异也进一步导致了各城市住宅市场发展不同步,例如,2009年与2001年比较,深圳市人均GDP增长了2.66倍,广州为2.34倍,珠海为2.37倍,其他6个城市则低于珠海市的水平。这说明影响住宅价格的基本经济面因素处于领先地位,住宅价格从深圳、广州、珠海等“核心城市”产生“溢出效应”,价格呈现出领先滞后关系,产生空间传导现象。

第四,住宅价格的波动与地方基本经济面密切

联系,基本经济面的趋同推动了区域性住宅价格产生趋同。新古典经济增长模型认为,资本要素的收益递减,使资本产生收敛,进而促使经济增长趋同。同样,技术扩散因素也会导致经济增长趋同。在经济发展早期,深圳、广州、珠海等城市比其他周边城市具有绝对的优势,经济发展水平较高。随着珠三角区域经济一体化进程的启动和发展,区域内资本和技术流动速度加快,为经济增长趋同创造了条件,随之基本经济面中的人均可支配收入、人均GDP增长开始呈现出趋同。Clark和Coggin也指出,区域性人均收入趋同,那么从相对的角度看区域性住房价格也会出现趋同;另外,其他因素,如劳动力、资本流动也会推动区域性住房价格趋同^[29]。在早期,住宅价格首先在深圳、广州、珠海等城市出现快速上涨,其他城市住宅价格变化滞后,住宅价格离散系数变大。然而,持续时间不长,在住宅价格空间传导作用下,周边城市住宅价格开始快速跟进,住宅价格离散系数趋小,进而出现住宅价格趋同现象。

珠三角“核心城市”住宅价格对其周边城市住宅价格产生了显著影响,并且呈现出价格趋同现象,为差异化和优化住宅市场政府干预策略提供了新的依据。对政府而言,要避免使用对所有城市“一刀切”的政策工具,可以对不同城市采取差异化的市场调控策略,并有必要建立区域性住宅市场调控协调机制。例如,重点关注深圳、广州、珠海等“核心城市”住宅价格运行态势,大力打击空间套利行为,通过抑制、稳定“核心城市”住宅价格达到区域内住宅价格稳定的目的,同时也对高地价的调控产生积极影响^[30]。

必须指出的是,因数据有限,珠三角住宅价格空间传导关系、趋同现象及其机理还有待进一步研究。

参考文献:

- [1] MEEN G. Regional house prices and the ripple effect: A new interpretation [J]. *Housing Studies*, 1999, 14(6): 733 - 753.
- [2] HOLMANS A. House prices: Changes through time at national and sub-national level [R]. London: Department of the Environment, 1990.
- [3] MacDONALD R, TAYLOR M P. Regional house prices in Britain: Long-run relationships and short-run dynamics [J]. *Scottish Journal of Political Economy*, 1993, 40(1): 43 - 55.
- [4] ALEXANDER C, BARROW M. Seasonality and cointegration of regional house prices in the UK [J]. *Urban Studies*, 1994, 31(10): 1667 - 1689.
- [5] MUNRO M, TU Y. UK house price dynamics: Past and future trends [R]. London: Council of Mortgage Lenders, 1996.
- [6] COOK S. The convergence of regional house prices in the UK [J]. *Urban Studies*, 2003, 40(11): 2285 - 2294.
- [7] COOK S. Detecting long-run relationships in regional house prices in the UK [J]. *International Review of Applied Economics*, 2005, 19(1): 107 - 118.
- [8] ASHWORTH J, PARKER S C. Modeling regional house prices in the UK [J]. *Scottish Journal of Political Economy*, 1997, 44(3): 225 - 246.
- [9] WOOD R. The information content of regional house prices: Can they be used to improve national house price forecasts? [J]. *Bank of England Quarterly Bulletin*, 2003, 43(3): 304 - 314.
- [10] CLAPP J M, TIRTIROGLU D. Positive feedback trading and diffusion of asset price changes: Evidence from housing transactions [J]. *Journal of Economic Behavior and Organization*, 1994, 24(3): 337 - 355.
- [11] POLLAKOWSKI H O, RAY T S. Housing price diffusion patterns at different aggregation levels: An examination of housing market efficiency [J]. *Journal of Housing Research*, 1997, 8(1): 107 - 124.
- [12] DOLDE W, TIRTIROGLU D. Temporal and spatial information diffusion in real estate price changes and variances [J]. *Real Estate Economics*, 1997, 25(4): 539 - 565.
- [13] HOLLY S, HASHEM P M., YAMAGATA T. A spatio-temporal model of house prices in the US [R]. Bonn: Institute for the Study of Labor, 2006.
- [14] GUPTA R, MILLER S M. “Ripple effect” and forecasting home prices in Los Angeles, Las Vegas, and Phoenix [R]. Storrs: University of Connecticut, Department of Economics, 2009.
- [15] TU Y. Segmentation of Australia housing market: 1989 - 1998 [J]. *Journal of Property Research*, 2000, 17(4): 311 - 327.
- [16] LUO Z Q, LIU C, PICKEN D. Housing price diffusion pattern of Australia's state capital cities [J]. *International Journal of Strategic Property Management*, 2007, 11(4): 227 - 242.
- [17] MIKHAILITCHENKO S. Granger causality, house prices in capital cities of Australia [R]. Kuwait: Australian College of Kuwait, 2007.
- [18] LIU C, LUO Z, MA L, PICKEN D. Identifying house

- price diffusion patterns among Australian state capital cities[J]. *International Journal of Strategic Property Management*, 2008, 12(4):237-250.
- [19] OIKARINEN E. The diffusion of housing price movements from center to surrounding areas[J]. *Journal of Housing Research*, 2006, 15(1):3-28.
- [20] BERG L. Prices on the second-hand market for Swedish family houses: Correlation, causation and determinants[J]. *European Journal of Housing Policy*, 2002, 2(1):1-24.
- [21] HOLMES M J. How convergent are regional house prices in the United Kingdom? Some new evidence from panel data unit root testing[J]. *Journal of Economic and Social Research*, 2007, 9(1):1-17.
- [22] HOLMES M J, GRIMES A. Is there long-run convergence among regional house prices in the UK? [J]. *Urban Studies*, 2008, 45(8):1531-1544.
- [23] 王松涛,杨赞,刘洪玉.我国区域市场城市房价互动关系的实证研究[J]. *财经问题研究*, 2008(6):122-129.
- [24] EVANS P. Using panel data to evaluate growth theories [J]. *International Economic Review*, 1998, 39(2):295-306.
- [25] 张鸿武.我国地区经济增长的随机性趋同研究——基于综列数据单位根检验[J]. *数量经济技术经济研究*, 2006(8):31-38.
- [26] IM K S, PESARAN M H, SHIN Y. Testing for unit roots in heterogeneous panels [J]. *Journal of Econometrics*, 2003, 115(1):53-74.
- [27] BARRO R J, SALA-I-MARTIN X. Convergence across states and regions[J]. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1991, 22(1):107-182.
- [28] BARBERIS N, SHLEIFER A, VISHNY R. A model of investor sentiment [J]. *Journal of Financial Economics*, 1998, 49(3):307-343.
- [29] CLARK S P, COGGIN T D. Trends, cycles and convergence in U. S. regional house prices [J]. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 2009, 39(3):264-283.
- [30] 孔煜.地价与房价的关系研究述评[J]. *重庆大学学报(社会科学版)*, 2010, 16(2):21-26.

The Spatial Diffusion and Convergence of Urban Housing Price in the Pearl River Delta

LI Jin-tao¹, LI Hong-bo²

(1. School of Civil Engineering and Architecture, Hubei University of Technology, Wuhan 430068, P. R. China;

2. School of Civil & Architecture Engineering, Kunming University of Science and Technology, Kunming 650224, P. R. China)

Abstract: The purpose of this paper is to explore the spatial diffusion and convergence of urban housing price by using the housing price data of nine cities in the Pearl River Delta over the period 2001Q1 to 2010Q4. The Cointegration Test, Multivariable Granger Causality Test, Generalized Impulse Response Function and Panel Data Unit Root Test were employed. The results show that the regional housing prices in the Pearl River Delta have a tendency towards stable long-run relationships, the housing prices of Shenzhen, Guangzhou and Zhuhai, the “Pivotal Cities” of the three sub-regional housing market in “Shen - Guan - Hui”, diffuse to other cities within own sub-regional market, while the housing price of Shenzhen diffuses to the sub-regional market in “Guang - Fo - Zhao” and “Zhu - Zhong - Jiang”. The further investigation indicates that the nine cities of Pearl River Delta exhibit regional housing price convergence based on the Guangzhou, Shenzhen and Zhuhai. The findings can help government to formulate differentiate intervention strategies as well as regulate the regional housing market.

Key words: housing price; spatial diffusion; convergence; Pearl River Delta