

关中城市群商品住宅价格波动的时空扩散机理研究

兰 峰,屠 萌

(西安建筑科技大学管理学院,陕西 西安 710055)

摘 要:以关中城市群作为研究样本,通过聚类分析确定样本城市综合竞争力的等级结构,继而建立商品住宅价格波动的线性误差修正模型,研究城市间住宅价格波动的扩散效应及影响程度,最后结合广义脉冲响应函数分析其他样本城市对核心城市住宅价格波动单位冲击在时间和空间维度的变化趋势,探讨城市间商品住宅价格波动时空扩散机理.研究认为城市间住宅价格波动的扩散效应随着时间的延长和空间距离的增大而逐渐减弱.

关键词:住宅价格;价格波动;扩散效应;关中城市群

中图分类号:F293. 3

文献标志码:A

文章编号:1006-7930(2013)06-0907-06

近年来我国商品住宅价格从持续上涨到市场调整,再从2009年初的爆发式增长直至政府颁布‘限购令’进行宏观调控,前后经历过几次较为剧烈的波动过程.与此同时,随着我国区域化城市集群的逐步形成,区域内不同城市间房价波动的互动关系愈发显著^[1].在此背景下,研究城市间商品住宅价格波动的扩散效应,分析价格波动的时空扩散机理不仅可以更为准确的预测和描述商品住宅价格变动趋势,同时也能够为政府制定宏观房地产调控政策和房地产业相关分析提供理论参考.

1 研究思路

1.1 研究现状

国外关于区域住房市场间的价格波动扩散研究最早始于英国.目前有关房地产价格波动扩散机理的研究主要集中在区域间商品住宅价格的趋同以及住宅价格波动的时空扩散机理研究方面.具有代表性的如 William Miles 通过检验英国区域住房市场的长期协整关系发现在区域间存在显著的价格波动扩散效应^[2], Ryan R. Brady 结合动态面板数据研究发现在加利福尼亚州的住房市场价格波动会在两年半的时间内逐渐向区域内各城市的住房市场不断扩散^[3].由于国外已形成相对健全的住房市场体系,信息及数据的获取较为便捷,因而有关住房价格扩散效应方面的研究比较全面,并长于计量方法的运用和模型构建.

相比于国外,由于缺乏必要的技术支持,因此国内目前有关住房价格波动扩散效应的研究偏少, Chien 等少数学者对中国台湾、香港地区的房价扩散机理进行了简单的量化分析,认为在这两个城市内部存在房价波动的扩散效应^[4];大陆方面仍然处于理论探索和重点城市检验阶段,王松涛、刘洪玉研究发现虽然各城市房价的短期波动存在较大差异,但长期来看房价运行却具有相互制约的稳定关系^[1].总体来看,由于我国商品住宅市场发展时间较短,可搜集到的数据资料十分有限,因此国内关于住房价格波动扩散效应的研究仍处于起步阶段.

1.2 研究视角

不同的城市在开放程度和经济发展水平存在差别,因而当外部经济条件发生变化时,虽然从长期来看商品住宅市场变动趋势相同,但是综合发展水平较高的城市总是先于其他城市感应到此变化并迅速调整,继而扩散到周边相邻城市的商品住宅市场并产生回应,并且随着经济距离和相对地理距离的缩短

收稿日期:2013-04-27 修改稿日期:2013-12-10

基金项目:建设部软科学项目(2008-R5-3);教育部人文社会科学研究一般项目(11XJA790005)

作者简介:兰 峰(1969-),男,天津人,博士,教授,主要从事城市建设与房地产投资、房地产经济学研究.

城市间商品住宅价格波动的扩散效应持续增强,住宅市场间价格波动的时空扩散及传导关系愈发显著^[5].

1.3 研究方法

本文首先拟通过对样本城市总体竞争力的聚类分析测定各样本城市的发展层级,接着建立城市间住宅价格波动的线性误差修正模型研究城市间住宅价格波动的扩散效应,最后结合地理区位和广义脉冲响应函数(GIRF)综合分析城市间住宅价格波动的时空扩散机理.

1.4 指标体系的构建

相关研究认为,城市间商品住宅价格波动传导的先决条件是城市间由于不同的地理区位而在经济发展水平、宜居程度、生态环境和民俗文化等方面存在差别且存在人员流动迁徙的可能^[6].

(1)城市总体竞争力的聚类分析指标

为具体描述不同城市在发展水平方面的差距,本文拟选用如下三方面指标进行聚类分析:

1)经济基本面

主要参考国内生产总值(亿元)、城市人口(万人)、城市居民人均年收入(元)三个指标;

2)住宅市场发展环境

在此主要参考样本城市两个指标:①政治地位:以权重的方式确定(如在对于特定省份城市集群的分析中将省会城市设定为1,其他城市则参考省内排名及其他信息);②宜居程度:参考样本城市的生态环境、居民幸福指数和经济发展水平等信息,仍以权重方式设定;

3)住宅市场景气程度;

考虑到当外部经济环境发生变化时,不同阶段的住宅市场所作反应存在区别,而单凭商品住宅市场基本面信息难以准确描述其运行情况,因此本文拟采用样本城市住宅市场景气程度来反映不同城市当价格波动发生时的运作特征,具体计算方式如下:

$$P = \frac{\text{住宅销售面积}}{\text{住宅竣工面积}}$$

(2)数据来源

出于研究数据的可获得性和可量化性考虑,本文选取信息获取渠道较为便捷的包含西安、咸阳、渭南、宝鸡和铜川这五个城市的陕西省关中城市群作为研究样本,主要参考如下研究指标分析样本城市房价波动的扩散机理:①城市人口(C):反应五个样本城市的常住人口规模,以各城市的人口普查统计数据为准;②人均可支配收入(M):反应不同样本城市人均净收入情况,是居民购买能力的直观体现,本文分析数据以各城市统计年鉴数据为准;③国民生产总值(G):是不同城市经济实力和水平发展的直接反映,数据来源为样本城市的年度统计年鉴;④区域影响力(E):反应不同城市在区域集群中的地位,以权重方式确定;⑤宜居程度(L):反映样本城市的整体居住舒适度,以权重方式确定;⑥商品住房竣工面积(CA):住宅竣工面积直接反映出商品住房市场的当期新增存量,是判断住房市场发展活跃程度的重要指标,数据统计来源为各样本城市和陕西省统计年鉴;⑦商品住房销售面积(SA):住宅销售面积代表当年商品住宅市场的实际成交面积,是从需求层面衡量住房市场活跃程度的关键指标,研究数据以各城市统计年鉴和陕西省统计年鉴为准(⑥和⑦是计算住房市场景气程度的参考指标);⑧商品住宅价格(P):选取五个样本城市普通商品住宅的年度成交均价;

本文所研究的实证数据主要来源于1999年至2012年的陕西省统计年鉴和五个样本城市的年度统计年鉴.

1.5 城市间住宅价格波动的扩散效应检测

由于城市集群化的影响,城市间的信息交流日益增强,通勤成本逐渐降低,各城市的商品住宅价格波动现象并不应该相互独立,它们之间应该存在某种互动关系^[7],我们将其定义为城市间价格波动的扩散效应.

考虑到如果两个城市的商品住宅市场间存在某种系统联系,那么从长远来看这两个城市的商品住宅价格间应存在协整关系,因此本文拟通过对样本城市间商品住宅价格波动的协整关系和Granger因

果关系检验来判断样本城市商品住宅市场间是否存在扩散效应,接着通过建立线性误差修正模型深入研究城市间价格波动的扩散效应及影响模式。

1.6 商品住宅价格波动时空扩散机理研究

在分别估计出样本城市住宅价格波动情况的基础上,为了预测未来商品住宅价格总体变化趋势,本文拟通过检验不同城市对于核心城市住宅价格波动的单位冲击随滞后后期变化的广义脉冲响应函数深入研究商品住宅价格波动的时空扩散机理。

2 商品住宅价格波动时空扩散机理研究

2.1 样本城市竞争力层级测定

通过对关中五个城市所选用的城市竞争力、经济发展水平和住宅市场活跃度等三方面6个聚类分析指标的搜集和测评,汇总结果如下:(基于2012年的统计数据,其中区域影响力和宜居程度两个指标由作者结合各城市综合发展信息进行权重设定):

根据表1可得出一个关于关中城市群的 5×6 参数矩阵如下:

855.29	4 369.37	29 982	1.0	0.95	1.45
542.9	1 616.21	25 758	0.7	0.94	0.51
393.67	1 409.87	25 777	0.6	0.96	0.88
562.1	1 212.45	21 808	0.5	0.92	0.55
84.08	282.92	21 929	0.3	0.87	0.61

根据以上样本城市聚类分析参数矩阵,利用SPSS分析软件生成五个样本城市的聚类分析谱系图如下所示:

分析结果表明关中五城市可以划分为三个层级:

第一级仅包括西安一个城市,作为省会城市西安市无论在经济发展水平或者区域影响力等方面指标上均与其他城市存在显著差距,因此将其单独归为一类;

第二级包含宝鸡、咸阳、渭南三个城市,这三个城市间尽管存在一定的地理距离,但城市综合实力相似程度较高,因而将其合并为一类;

第三级包括铜川一个城市,主要由于在城市人口和国内生产总值等方面指标上铜川都与其他城市存在较大差距,难以归为一类。

2.2 样本城市间住宅价格波动扩散效应分析

(1) ADF 单位根检验

为了避免回归分析中出现“伪回归”现象,一般应在进行回归分析之前对时间序列的平稳性进行检验。检验某一时间序列是否平稳,通常使用ADF单位根检验。本文中各样本城市价格时间序列数据的ADF单位根检验结果如表2所示:

表2说明原有序列在90%的置信水平下不平稳,而所有的二阶差分序列在90%的置信水平下平稳,表明二阶差分序列都是 $I(2)$ 序列,满足进行协整检验的条件,因而选取各城市房价数据的二阶差

表1 关中城市群城市等级结构聚类分析指标

Tab. 1 Indicators for Guanzhong Cities' structure clustering analysis

	城市人口 C /万人	国民生产总值 G /亿元	人均可支配收入 M /元	区域影响力 E	宜居程度 L	住房市场景气程度 D
西安	855.29	4 369.37	29 982.00	1.0	0.95	1.45
咸阳	542.90	1 616.21	25 758.00	0.7	0.94	0.51
宝鸡	393.67	1 409.87	25 777.00	0.6	0.96	0.88
渭南	562.10	1 212.45	21 808.00	0.5	0.92	0.55
铜川	84.08	282.92	21 929.00	0.3	0.87	0.61

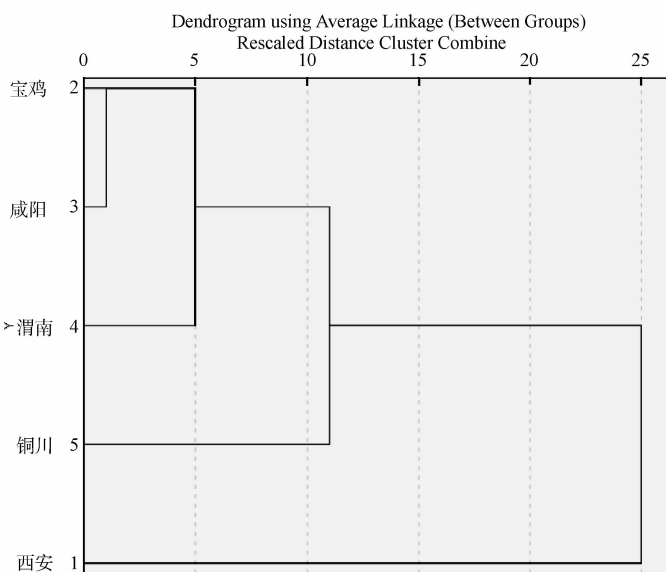


图1 样本城市聚类分析谱系图

Fig. 1 Sample cities' cluster pedigree diagrams

分进行回归分析。

(2) Johansen 协整关系检验

如果一些经济指标被系统地联系在一起,那么从长远来看这些变量之间应具有均衡关系,因此只有在各样本城市商品住宅市场间具有长期的协整关系时,城市间住宅价格波动的扩散效应才可能存在。对本文中所用到的关中五城市商品住房价格时间序列的协整关系检验结果如表 3 所示。

表 3 中的协整检验结果显示在 5% 显著性水平下五个城市的住宅价格时间序列间存在至少 3 条协整关系,这表明关中五个城市的商品住宅价格间存在某种系统联系,各样本城市的商品住宅价格可能存在价格波动的扩散效应。

(3) Granger 因果关系检验

在检测出样本城市住宅价格波动间存在协整关系的基础上,本文采用 Granger 因果检验测定城市间价格波动的相互影响关系。首先假定城市层级较高的西安市为核心城市,利用 EViews 生成因果检验结果如表 4 所示:

由表 4 可以看出,西安市当期的住宅价格波动作为引发咸阳宝鸡等其他四个城市滞后一期的价格波动的 Granger 原因的检测结果均非常显著,而其他几个城市间同期的住宅价格波动因果检验均未通过显著性检测标准,证明假设成立,西安市是产生住宅价格波动并对其他城市形成扩散效应的核心城市。

(4) 城市间住宅价格波动的影响程度检测

由于城市综合发展水平较高的城市商品住宅价格会率先产生波动继而扩散到周边城市,因而我们将其视作引发住宅价格波动扩散的核心城市。首先建立 T 时期内核心城市价格波动的一阶线性误差修正方程如下^[6]:

$$\Delta P_{0t} = \varphi_{0s} \sum (P_{0,t-1} - P_{0,t-1}^s) + a_0 + a_{01} \Delta P_{0,t-1} + b_{01} \sum \Delta P_{0,t-1}^s + \varepsilon_{0t} \quad (1)$$

而受到核心城市价格波动扩散效应冲击的周边城市住宅价格波动方程如下:

$$\Delta P_{it} = \varphi_{is} \sum (P_{i,t-1} - P_{i,t-1}^s) + \varphi_{i0} (P_{i,t-1} - P_{0,t-1}) + a_i + a_{i1} \Delta P_{i,t-1} + b_{i1} \sum \Delta P_{i,t-1}^s + c_{i0} \Delta P_{0t} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

表 2 各序列单位根检验结果

Tab. 2 Series' unit root test results

变量	检验形式	ADF 统计值	10% 临界值	P 值	检验结论
XA	(I, O, 2)	1.578 878	-2.713 751	0.998 1	不平稳
XY	(I, O, 2)	7.715 014	-2.713 751	0.999 9	不平稳
WN	(I, O, 2)	1.619 193	-2.728 985	0.998 1	不平稳
BJ	(I, O, 2)	4.544 541	-2.713 751	1.000 0	不平稳
TC	(I, O, 2)	2.897 125	-2.713 751	0.999 9	不平稳
DXA	(I, O, 2)	-3.719 365	-2.801 384	0.029 7	平稳
DXY	(I, O, 2)	-2.722 939	-2.801 384	0.111 2	平稳
DBJ	(I, O, 2)	-7.410 783	-2.747 676	0.000 2	平稳
DWN	(I, O, 2)	-3.274 843	-2.747 676	0.045 5	平稳
DTC	(O, O, 2)	-2.113 147	-1.600 140	0.039 6	平稳

注: D 表示变量的二阶差分; 检验形式 $(I, 0, L)$ 的 I, L 分别表示 ADF 检验的漂移项和滞后阶数。

表 3 样本城市协整关系检验图

Tab. 3 Sample cities' cointegration test diagram

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob. * *
None *	0.959 911	143.930 8	69.818 89	0.000 0
At most 1 *	0.765 900	66.731 32	47.856 13	0.000 3
At most 2 *	0.502 726	31.883 18	29.797 07	0.028 3
At most 3	0.458 414	15.116 421	15.494 71	0.056 9
At most 4	0.016 460	0.398 317	3.841 466	0.528 0

Trace test indicates 3 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

* * Mac Kinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

表 4 城市间价格波动 Granger 因果检验表

(* 表示存在显著的因果关系)

Tab. 4 Granger causality test about price volatility among cities

(* indicates has a significant causal relationship)

Granger 因					
Granger 果	西安	咸阳	宝鸡	渭南	铜川
西安		10.078 6 *	20.307 0 *	4.768 96 *	14.038 6 *
咸阳	0.007 58		0.542 18	1.011 83	2.415 04
宝鸡	0.136 97	0.416 18		0.809 64	1.711 93
渭南	0.033 64	0.056 95	0.126 96		0.213 47
铜川	0.098 58	0.562 76	0.309 50	0.421 57	

其中 $i = 1, 2, \dots, N$, ΔP_{0t} 表示核心城市在 t 时期的价格变动, 同时它也是其他城市 i 在同期内的住宅价格波动的空间影响因素; ΔP_{it} 表示城市 i 在 t 时期的价格变动。

分析得样本城市滞后一期的商品住宅价格单位波动的扩散效应相互影响程度如表 5 所示:

表 5 城市间滞后一期住宅价格波动影响幅度表
(L 表示滞后一期的住宅价格波动)

Tab. 5 House price fluctuations in a magnitude lag between cities
(L represents a magnitude lag of housing price fluctuations)

	西安	渭南	宝鸡	咸阳	铜川
L 西安	0.236 95	0.148 57	0.114 46	-0.120 38	0.126 58
L 渭南	-0.018 24	-0.084 49	-0.054 93	-0.028 23	-0.059 6
L 宝鸡	0.006 427	0.001 469	0.006 677	0.007 183	0.009 121
L 咸阳	-0.022 79	-0.063 57	0.046 294	-0.041 88	0.025 211
L 铜川	-0.006 87	-0.006 27	-0.004 47	-0.004 13	-0.001 55

由表 5 可知, 西安作为核心城市其上一期商品住宅价格的单位冲击会对周边其他城市当期住宅价格波动产生显著影响, 而周边城市的商品住宅价格波动对于西安的商品住宅价格同样存在反馈作用, 结合城市间的地理距离分析, 影响程度随地理距离的增加而逐渐减弱。

2.3 样本城市住宅价格波动的时空扩散模式研究

由于上文所采用的住宅价格波动扩散模型仅能做到对相邻两期的住宅价格波动的扩散方向和影响程度进行检测, 因此为综合分析关中城市群在较长观测期内的住房价格波动扩散模式, 本文选取不受顺序干扰和数据限制的广义脉冲响应函数(GIRF)来研究商品住宅价格波动的时空扩散机理。

为全面分析各城市住宅价格随时间与空间变化的波动特征我们将其改写为如下形式^[6]:

$$P_t = \mu + \varphi_1 P_{t-1} + \varphi_2 P_{t-2} + R\epsilon_t \quad (3)$$

其中 φ_1 和 φ_2 反映商品住宅价格波动的时间变化趋势, R 和误差项协方差 $Cov(\epsilon_{i,t}, \epsilon_{j,t}) (i \neq j)$ 反映商品住宅价格波动的空间变化趋势。基于此模型我们可以确定出邻近城市对于核心城市在观测期内单位冲击的广义脉冲响应函数(GIRF)如下:

$$G_0(h) = E(P_{t+h} | \epsilon_{0t} = \sqrt{V_{ar}(\epsilon_{0t})}, \tau_{t-1}) - E(P_{t+h} | \tau_{t-1}) = \sqrt{V_{ar}(\epsilon_{0t})} \Psi_h R \epsilon_0 \quad (4)$$

τ_{t-1} 代表 $t-1$ 时刻的外部经济因素变动信息集, 而对于各样本城市住房价格在各观测期内受到的综合性扰动 Ψ_h 可通过下式表示:

$$\Psi_h = \varphi_1 \Psi_{h-1} + \varphi_2 \Psi_{h-2} \quad (5)$$

根据上述广义脉冲响应函数(GIRF)模型, 结合关中城市群不同层级城市的具体地理位置, 生成关中城市群各层级城市住房价格波动时空扩散关系如图 2 所示:

由图 2 可以看出当外部经济条件发生变化时, 西安市作为关中城市群内的核心城市率先产生价格波动继而扩散到其他城市, 其中在短期内有显著正向响应的是宝鸡和渭南两个城市, 铜川市虽然也是正向响应但幅度不够明显, 咸阳市在前几个滞后期表现为轻度的负向反应, 从第五滞后期开始有持续性的正向反应且较为显著。

根据以上分析结果, 证明西安市是在城市群中引发价格波动并对其他城市产生扩散效应的核心城市, 当外部经济条件产生变化时, 西安市的商品住宅价格会首先产生波动并向其他城市扩散, 扩散程度随城市间的地理距离和城市总体竞争力的差距的增加而逐渐减弱。但要注意的是, 当样本城市与核心城市的商品住宅间可替代性较强的情况下, 短期内该样本城市住宅市场会对核心城市的价格正向波动产生负面响应。

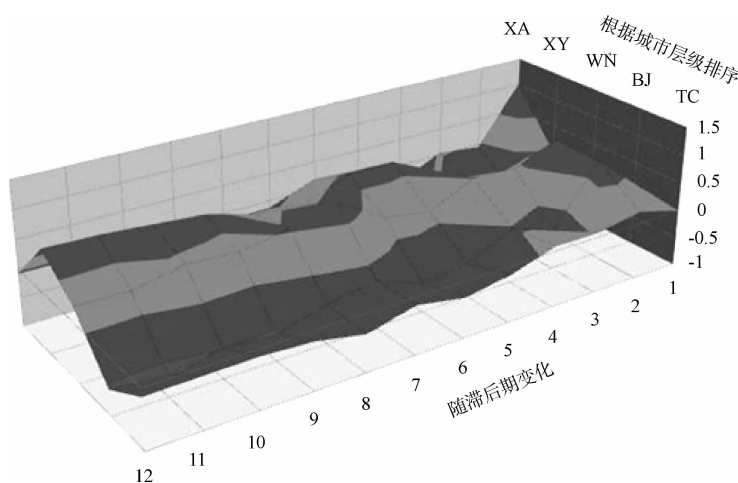


图 2 样本城市住宅价格波动时空扩散关系图

Fig. 2 Sample cities spatial and temporal fluctuations diagram

3 研究结论

本文研究表明不仅城市内部各项经济要素会影响到商品住宅价格^[8],区域城市群中特定城市周边商品住宅市场的价格波动同样会通过随时间和空间变化的扩散效应引发该城市的房价波动,随着城市间空间关联的增强,区域内部核心城市的住房价格波动会经由扩散效应而对周边城市商品住房价格产生系统性影响。

参考文献 References

- [1] 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.
WANG Song-tao, YANG Zan, LIU Hong-yu. Empirical study on the interactive relationship between regional residential market in China [J]. Financial and economic research, 2008(6):122-129.
- [2] MILES William. Volatility transmission in U. K. housing: a multivariate GARCH approach[J]. Journal of real estate portfolio management, 2010, 16(3):241-248.
- [3] BRADY Ryan R. Measuring the diffusion of housing prices across space and over time[J]. Journal of applied econometrics, 2011(26):213-231.
- [4] CHIEN Me-Se. Structural breaks and the convergence of regional house prices[J]. The journal of real estate finance economics, 2010, 40(1):77-78.
- [5] WALTER Dolde, TIRTIROGLU Dogan. Temporal and spatial information diffusion in real estate price changes and variances[J]. Real estate economics, 1997(25):539-565.
- [6] HOLLY Sean, PESARAN M Hashem, YAMAGATA Takashi. 2011. The spatial and temporal diffusion of house prices in the UK[J]. Journal of urban economics, 2011(69):2-23.
- [7] 吴伟巍,郑彦璐,李启明,等. 区域城市间住宅价格波动扩散效应的内涵分析[J]. 城市发展研究, 2011, 18(10):69-73.
WU Wei-wei, ZHENG Yan-lu, LI Qi-ming, et al. Study on the regional housing price's volatility spillover effect connotation [J]. Urban development research, 2011, 18(10):69-73.
- [8] 兰 峰. 基于 carey 模型的商品住宅价格波动机理及实证研究[J]. 统计与决策, 2010(8):70-73.
LAN Feng. The commodity housing price fluctuation mechanism and empirical research on carey model [J]. Statistics and decision, 2010(8):70-73.

Research on spatial and temporal diffusion of housing price volatility about Shaanxi Guanzhong cities

LAN Feng, TU Meng

(School of Mana., Xi'an Univ. of Arch. & Tech., Xi'an 710055, China)

Abstract: Cities in Shaanxi Guanzhong Region are taken as example in, determining sample cities' composite competitive hierarchical structure through clustering analysis. A linear error correction model is built to research on the diffusion effects' extent. The sample cities' GIRF changing trends on both temporal and spatial dimension are examined when receiving a unit shock from the core city housing price volatility. This study shows that the diffusion effects among cities gradually weakens with the lapse of time and the increase of spatial distance.

Key words: residence price; price volatility; diffusion effect; guanzhong cities