

我国区域市场城市房价互动关系的实证研究

王松涛^{1,2}, 杨 赞³, 刘洪玉¹

(1. 清华大学 房地产研究所, 北京 100084; 2. 剑桥大学 土地经济系;
3. 瑞典乌普撒拉大学 城市与房地产经济研究所)

摘 要: 本文借鉴区域房价相关研究的“波纹效应”理论, 应用 Johansen 协整关系检验、多变量格兰杰因果关系检验和脉冲响应函数方法, 分别分析了我国 5 个主要区域市场城市房价之间的互动关系。Johansen 协整关系检验表明, 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。多变量格兰杰因果关系检验表明, 在每个区域市场内部, 都存在多个统计显著的因果关系, 且北京、大连、上海、宁波、深圳、厦门、郑州、武汉、西安和重庆 10 个城市对区域市场内其它城市房价具有显著的预测能力, 被定义为“核心城市”。脉冲响应函数分析进一步证明, 宁波、深圳、厦门和重庆 4 个“核心城市”房价的正向新生信息能引发区域内所有其它城市房价的上涨, 而上海和西安 2 个“核心城市”房价的正向新生信息则能引发区域内所有其它城市房价的下降。本文结论对政府差异化和优化住房市场干预策略具有启发意义。

关键词: 区域市场; 城市房价; Johansen 协整关系检验; 多变量格兰杰因果关系检验; 脉冲响应函数

中图分类号: F293.3 文献标识码: A 文章编号: 1000-176X(2008)06-0122-08

长期以来, 学术界对房地产价格 (以下简称“房价”) 的研究一直集中在单个城市层面或国家总体层面, 以研究房价的影响因素为主要目的, 即使有多个截面样本的研究, 往往也采用平行数据模型 (Panel Data Model), 并假定跨区域的解释因素对房价具有相同的影响效果。然而, 从 20 世纪 80 年代初开始, 伴随着计量经济学理论尤其是协整理论的发展, 大批欧美学者逐步对区域房价互动关系产生兴趣。从统计意义上来讲, 区域房价互动关系研究的核心内容是分析房价的表现在不同区域维度上是否随时间趋同 (Converge) 或者分异 (Diverge)、是否有领先 (Lead) 和滞后 (Lag) 关系、是否有因果关系 (Causality Relationship) 等。从区域维度探讨房价互动关系即推动了针对全国房价的研究向区域维度深入, 也丰富了对单一城市房价影响因素的研究^[1]。

在我国进行区域房价互动关系的研究具有重要意义。一方面, 随着城市化进程的加速和宏观经济的持续发展, 大城市区域正在不断形成, 探讨区域内部不同城市房价的互动关系, 把握形成这种互动关系的机理, 将有助于各城市住房市场的协调发展; 另一方面, 研究区域市场房价的互动关系, 分析城市房价运行的因果特征, 将有可能差异化、优化旨在稳定房价的房地产市场政府干预策略。

一、“波纹效应”理论与相关研究

1. “波纹效应”及其产生机理

在区域住房价格互动关系的研究中, “波纹效应”理论占据着核心的地位。该理论是指住房价格在空间上的传导具有一定的规律性, 某些区域的住房价格变动首先发生并如同水中波纹一样带动相邻区域的住房价格依次产生变动。显

收稿日期: 2008-04-06

基金项目: 国家自然科学基金项目“城市经济与住宅市场的互动机理研究”(70573055)

作者简介: 王松涛 (1980-), 男, 辽宁大连人, 博士研究生。E-mail: wangsongtao 99@mails.thu.edu.cn

然,“波纹效应”是区域住房价格互动关系中的一种特殊形式,其特殊性体现在价格传导模式在空间上的连续性。Hollans^[2]、MacDonald和Taylor^[3]以及Alexander和Barrow^[4]最先对英国区域房价进行了分析,发现自20世纪60年代末开始,英国房价运行明显呈现出从东南部或大伦敦地区通过中部地区向北部传递的模式,符合典型的“波纹效应”理论。截至目前,学术界关于“波纹效应”的产生机理仍然没有形成共识,Meen^[1,5]和Wood^[6]提出了“波纹效应”产生的六点原因:

(1) 家庭迁移 (Household Migration)

当区域房价存在差异时,家庭倾向于从高房价的区域向低房价的区域迁移,从而导致低房价区域的住房需求增加,房价反而紧随高房价区域升高,引发了“波纹效应”。

(2) 住房交易成本和搜寻成本 (Transaction and Search Cost)

一般而言,住房交易成本将导致住房交易行为的惯性,由于不同区域住房交易成本不同,所以导致房价变化在同一时期表现并不一致。此外,住房搜寻理论表明无论从买方搜寻还是卖方搜寻的角度来看,最终的均衡房价都与住房价格的离散程度和单次搜寻的成本相关。当在区域维度中进行住房搜寻时,房价离散程度和单次搜寻成本都发生变化,各区域的均衡房价将被同期决定,因此住房搜寻也将引发“波纹效应”。

(3) 财富转移 (Equity Transfer)

在搬迁之前,拥有住房的家庭需要支付新购住房的首付款,而原有的住房财富是重要的首付款资金来源。当一个区域的房价上升时,该区域选择迁移的家庭会因为住房财富增加而具有更强的支付能力,从而推高其它区域房价。财富转移往往与人口迁移和住房搜寻行为相关。

(4) 空间套利 (Spatial Arbitrage)

由于住房市场交易成本高、信息流动不充分,因此无论城市住房市场还是区域住房市场都不会是绝对有效的。住房市场在区域维度上并非绝对有效,意味着房价收益存在着区域间的套利机会,当空间套利行为发生时,就可引发“波纹效应”。

(5) 区域房价影响因素的领先滞后关系 (Leads/Lags in the Determinants of House Prices)

即使区域住房市场之间没有任何空间联系

(Spatial Links),只要各区域房价解释因素之间具有领先滞后关系就足以导致房价产生“波纹效应”。例如,如果某区域的人均收入水平领先于周边的其它区域人均收入水平,则该区域房价就有可能率先增长并引发“波纹效应”。

(6) 空间异系数性 (Spatial Coefficient Heterogeneity)

所谓空间异系数性是指相同经济因素对不同区域房价产生了不同的影响效果,例如抵押贷款利率可能对某些区域房价的抑制作用强于另外一些地区。Meen^[5]给出了含有空间异系数性的区域房价解释模型,通过数值模拟证明空间异系数性可造成“波纹效应”。

在上述六项“波纹效应”的成因中,家庭迁移、财富转移和空间套利都引发了各类住房需求在不同区域住房市场之间的转移,属于具有空间联系的影响因素;而另外三个成因归为一组,属于市场异质性相关的影响因素。实际上,上述成因都是行为解释因素,具有不同的微观基础,遗憾的是,目前还没有统一的理论模型能够将所有成因综合在一起,不同学者往往采用不同的实证研究方法来解释区域住房价格的互动关系。

2. 针对区域住房价格互动关系的实证研究

从20世纪90年代初开始,随着“波纹效应”的发现和研究的深入,越来越多的学者开始关注区域住房价格互动关系的研究。实际上,按照研究的内容和使用的方法,可以将已有的研究归为两类:

第一类研究:区域房价的长期协整关系

显然,只有不同区域房价具有长期的相互制约关系时,“波纹效应”才有可能存在,因此第一类研究实际上是区域房价互动关系研究的基础,主要应用各类协整检验方法。MacDonald和Taylor^[3]以及Alexander和Barrow^[4]的研究工作最具有代表性。

MacDonald和Taylor最早在协整理论框架内进行区域住房价格互动关系的研究。他们首先对1969—1987年英国季度房价进行DF和ADF检验,并分析其双变量的Engle-Granger协整关系,其次应用多变量Johnson协整检验发现在被研究的11个行政区域中存在9个协整关系,并得出结论:除了北爱尔兰区域外,其它区域的住房价格从长期来看不可能出现系统的分异^[3]。Alexander和Barrow则同样应用Johnson多变量协

整检验发现 11 个地区只存在 3 至 5 个协整变量, 并指出 MacDonald 和 Taylor 可能引入的时滞太长造成了更多的协整关系^[4]。此外, Munro 和 Tu 应用 Engle - Granger 协整分析发现, 虽然威尔士、苏格兰和北爱尔兰的房价和英格兰房价表现出比较明显的独立性, 但是“波纹效应”仍然存在^[7]。协整分析从定量的角度给出了区域房价互动关系的“黑匣子 (Black Box)”, 但并没有对房价互动关系的因果特性进行分析。

第二类研究: 区域房价的因果关系

与第一类研究不同, 第二类研究侧重于分析包括“波纹效应”在内的区域房价互动关系的成因, 主要应用包括线性回归、格兰杰因果关系检验、空间滞后模型 (Spatial Lag Model)、空间误差模型 (Spatial Error Model)、空间异系数模型 (Spatial Coefficient Heterogeneity Model) 等方法, 阐明引发区域房价互动关系的成因 (Causality Flow)。

Giussani 和 Hadjumatheou 认为伦敦房价对其它区域房价具有显著影响, 因此在模型中利用伦敦房价解释其它区域房价变化, 结果表明, 虽然伦敦房价影响了其它区域房价的短期波动, 但是由于该解释变量并未进入协整方程, 因此伦敦对其它区域房价的持续影响未必显著^[8]。Giussani 和 Hadjumatheou 另外一项研究则直接以英国南部和北部房价的比值作为被解释变量, 而以两个区域的相对收入、相对供给比率、各区域失业率变化及家庭平均财富等作为解释变量, 研究表明, 英国南北地区的相对收入及其对银行基准利率变化敏感度的不同是造成南北房价分异的主要因素^[9]。

Alexander 和 Barrow 对存在协整关系的区域房价进行了成对格兰杰因果关系检验, 发现有 6 对区域之间具有单向或者双向的因果关系, 基于向量误差修正模型的动态因果关系检验结果, 作者认为东南部地区房价的变动引发了“波纹效应”, 而中东部地区则将东南部的房价波动传导到北部地区^[4], 这一结论得到了 Muellbauer 和 Murphy^[10]以及 Meen^[5]的支持。Wood (2003) 也利用格兰杰因果关系检验分析了英国 11 个区域市场房价的互动关系, 结果表明虽然 70 年代至 80 年代末英国区域房价表现出明显的“波纹效应”, 但是 1994 年后由南部地区向北部地区的格兰杰因果关系减弱, 而大伦敦地区和东南部地

区对全国房价的解释力度也非常有限^[6]。此外, Cooks 和 Thomas 采用弗里德曼非参数排序检验和商业周期时点分析方法也证实了“波纹效应”的存在^[11]。

在已有的研究中, 也有部分学者质疑了“波纹效应”的存在, 如 Drake 应用卡尔曼滤波方法估计了英国 10 个不同区域市场房价相对于英国全国平均房价和英格兰东南部地区房价分异情况的时变参数模型, 结果表明英格兰北部和苏格兰地区的房价相对东南部地区在过去三十多年的时间中出现了非常明显的分异趋势, 而除了英格兰南部和中部部分地区外的其余地区也表现出了这种分异趋势, 作者认为“波纹效应”的表现并不明显^[12]。Ashworth 和 Parker 的研究进一步质疑了“波纹效应”的存在。作者发现在每个被研究区域内部, 房价和收入、住房新建量、住房所有权成本之间都至少存在一个协整关系, 进一步应用向量误差修正模型分析房价的短期波动发现, 整体上各个区域房价的解释方程具有相似的结构和回归系数。由于东南部地区房价领先其它区域房价 3—4 个季度, 因此作者认为由东南向北部逐次传导的“波纹效应”从时滞来看并不明显^[13]。

除英国外, 也有一些学者对其它国家的“波纹效应”进行了研究, 如 Yang 和 Tumer^[14], Berg^[15], Oikarinen^[16]以及 Pollakowski 和 Ray^[17]等人。前三项研究证实在瑞典和芬兰也存在着类似英国的“波纹效应”, 而 Pollakowski 和 Ray 针对美国的研究则发现在大城市区域 (Metropolitan Area) 层面, 房价在连续地理区域之间传导的模式比较明显, 但是在统计区划 (Census Division) 层面, 这种传导模式基本消失, 表明“波纹效应”是否存在和地理区域的范围界定有直接关系^[17]。

二、基础数据与方法简介

1. 基础数据

本研究采用的房屋销售价格指数来自国家统计局和国家发展改革委发布的 35 个大中城市房屋销售价格指数。该指数编制时, 采用自下而上逐级汇总的方法进行计算, 反映一定时期内房地产价格相关变量变动趋势和程度的相对数。由于 2005 年第二季度公布了房屋销售价格指数对应的住房价格水平值, 所以利用季度数据计算得到

房屋销售价格的相应季度数据。

考虑到部分城市相距较远，无法形成统一的区域市场，因此本文从 35 个大中城市中选取 26 个主要城市并划分为 5 个区域市场进行分别研究。表 1 对区域市场所包含的城市进行了分组。五个区域分市场分别为：北部沿海地区、中部沿海地区、南部沿海地区、中部地区和西部地区。

图 1 绘制了 1997 年第 4 季度至 2007 年第 1 季度各个区域房屋销售价格指数的情况（由于季度数据中具有季节趋势，所以首先用移动平均

比率法去除季节趋势）。

表 1 中国 26 个大中城市的区域市场分组

划分组别	城市名称
北部沿海地区 (6)	北京、 <u>天津</u> 、 <u>石家庄</u> 、 <u>济南</u> 、 <u>青岛</u> 、 <u>大连</u> ；
中部沿海地区 (4)	<u>上海</u> 、 <u>南京</u> 、 <u>宁波</u> 、 <u>杭州</u> ；
南部沿海地区 (5)	<u>福州</u> 、 <u>厦门</u> 、 <u>广州</u> 、 <u>深圳</u> 、 <u>海口</u> ；
中部地区 (5)	郑州、 <u>武汉</u> 、 <u>合肥</u> 、 <u>长沙</u> 、 <u>南昌</u> ；
西部地区 (6)	<u>兰州</u> 、 <u>西宁</u> 、 <u>西安</u> 、 <u>成都</u> 、 <u>重庆</u> 、 <u>昆明</u> ；

注：单下划线代表 1 阶线性趋势单整，双下划代表 1 阶差分单整

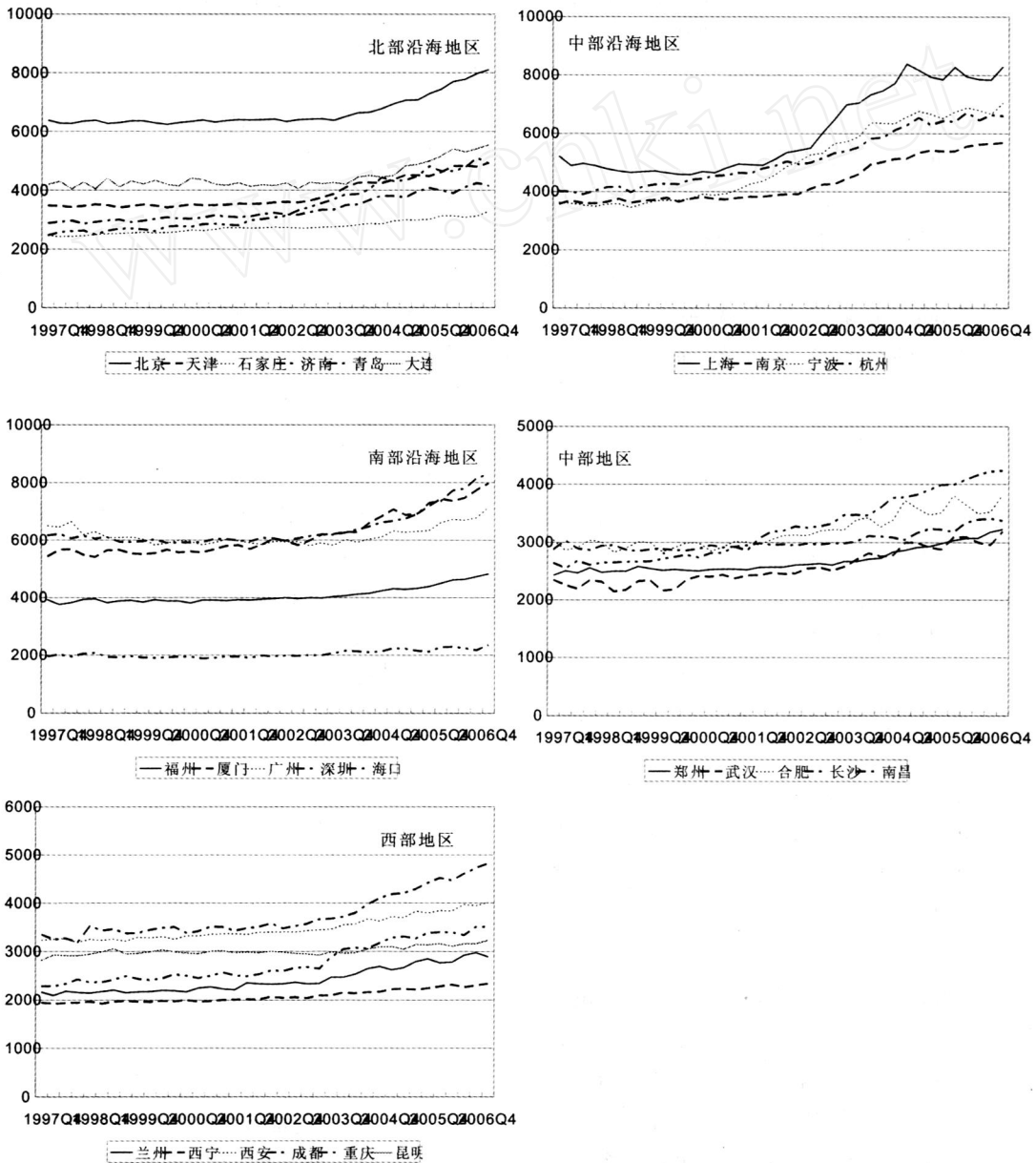


图 1 我国 5 个主要区域市场城市房价的变动情况

图1表明,由于我国区域市场的经济发展水平并不同步,因此区域市场之间的房价水平和运行态势均有较大差别。例如,中部沿海城市的房价在2002年以来发展的速度最为迅猛,尤其是上海市的房价更是在短期内快速拉升,相反西部城市整体来说在过去十年的房价增速比较缓慢。进一步观察发现,虽然区域市场之间房价运行差距增大,但是区域市场内各城市房价运行趋势却相对一致。

2. 方法简介

由于篇幅限制,本节简要介绍各检验方法的重点内容,具体检验模型可参考相关文献^[18]。

(1) Johansen协整关系检验

Johansen协整检验依赖于VAR模型。该协整检验比Engle-Granger协整检验具有两点优势。首先,Engle-Granger方法仅仅假定了协整向量之间的简单线性关系,而Johansen方法在向量误差修正模型的环境下提供了统一的分析框架。其次,Engle-Granger方法的普通最小二乘法得到的参数估计可能会随着数据标准化方法的不同而变动。

(2) 格兰杰因果关系检验

成对格兰杰因果关系检验是用于检验两个变量之间因果关系的一种常用方法,该方法认为如果的引入可以提高的预测精度,则是的格兰杰因,而是的格兰杰果。本文在协整关系检验的基础上,采用多变量格兰杰因果关系检验(multi-variate granger causality test),可以更好地分析多个城市之间的格兰杰因果关系。

(3) 脉冲响应函数

脉冲响应函数(impulse response function)在动态系统的基础上,形象地刻画出所关注变量的某个标准新生信息冲击对系统内其它变量的影响。当内生变量之间具有协整关系时,脉冲响应函数分析将建基于向量误差修正模型,同时反映内生变量之间的长短期响应关系。为了避免Cholesky正交化方法所引发的模型结果对系统内生变量排序的敏感性,本文将采用Pesaran和Shin^[19]提出的广义脉冲响应函数方法(generalized impulse response function),该方法可以产生一个不需要正交假设的新生信息冲击,得到的结果与变量排序无关,因此更为可靠。

三、实证研究结果

对5个区域市场的城市房价取对数后分别进行三种检验。对于Johansen协整检验,根据AIC,SC和HQ准则选取最佳滞后阶数和趋势项假设。由于使用季度数据,所以协整检验中引入季度虚拟变量。对于多变量格兰杰因果关系检验,滞后阶数往往需要人为设定。已有研究表明,格兰杰因果关系检验的结果对滞后阶数很敏感,滞后阶数太低将导致一些重要变量被忽略;滞后阶数太高,则降低了样本点数量,引起参数估计出现较大方差,从而降低估计精度。由于没有简单的选取最大滞后阶数的规则,因此基于本文的数据范围,格兰杰因果关系检验分别选取滞后2阶和3阶进行计算。最后,根据城市房价的因果关系,进一步识别出每个区域市场中处于重要地位的“核心城市”,即该城市房价对多数其它城市房价构成了格兰杰因,并且应用脉冲响应函数考察其房价变动对其它城市房价的影响。由于篇幅限制,Johansen协整检验和多变量格兰杰因果关系检验省略^[20],本节主要显示脉冲响应函数的结果。

(1) 北部沿海地区

Johansen协整检验表明,北部沿海地区存在2个长期稳定的协整方程。当时滞2季度时,北京是所有其它5个城市的格兰杰因;当时滞3季度时,大连是除天津以外的所有4个城市的格兰杰因,据此选择北京和大连作为北部沿海地区的“核心城市”进行脉冲响应函数分析,结果如图2和图3所示。

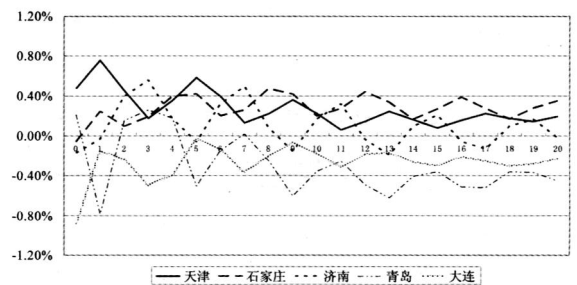


图2 北京房价的1个标准新生信息对其它城市房价脉冲响应分析

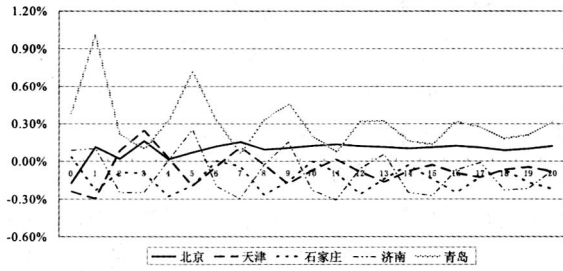


图 3 大连房价的 1 个标准新生信息
对其它城市房价脉冲响应分析

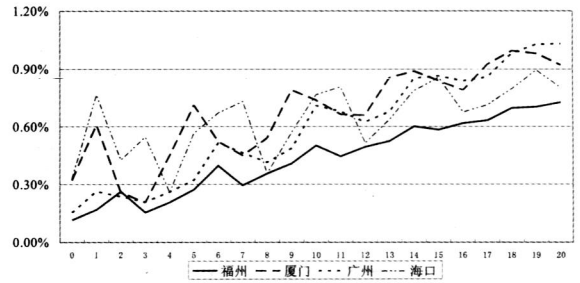


图 6 深圳房价的 1 个标准新生信息
对其它城市房价脉冲响应分析

(2) 中部沿海地区

Johansen 协整检验表明, 中部沿海地区存在 2 个长期稳定的协整方程。当时滞 2 季度时, 上海是所有其它 3 个城市的格兰杰因; 当时滞 3 季度时, 上海和宁波分别是所有其它 3 个城市的格兰杰因, 据此选择上海和宁波作为中部沿海地区的“核心城市”进行脉冲响应函数分析, 结果如图 4 和图 5 所示。

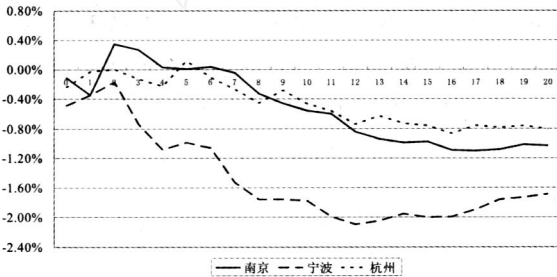


图 4 上海房价的 1 个标准新生信息
对其它城市房价脉冲响应分析

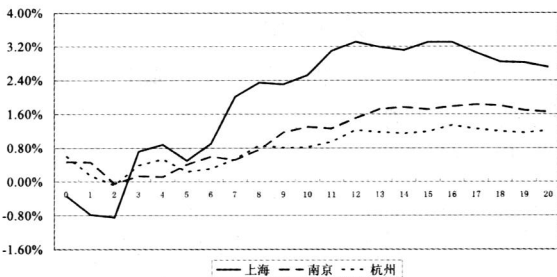


图 5 宁波房价的 1 个标准新生信息
对其它城市房价脉冲响应分析

(3) 南部沿海地区

Johansen 协整检验表明, 南部沿海地区存在 2 个长期稳定的协整方程。当时滞 2 季度时, 深圳是所有其它 4 个城市的格兰杰因; 当时滞 3 季度时, 厦门是其它 3 个城市的格兰杰因, 据此选择深圳和厦门作为中部沿海地区的“核心城市”进行脉冲响应函数分析, 结果如图 6 和 7 所示。

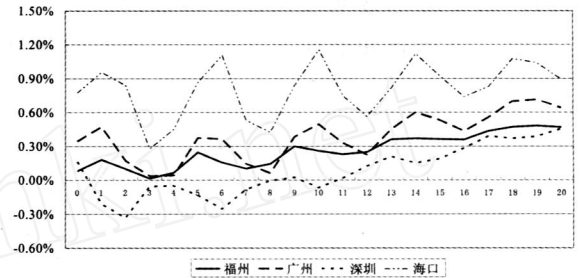


图 7 厦门房价的 1 个标准新生信息
对其它城市房价脉冲响应分析

(4) 中部地区

Johansen 协整检验表明, 中部地区存在 4 个长期稳定的协整方程。当时滞 2 季度时, 郑州和武汉是其它 4 个城市的格兰杰因; 当时滞 3 季度时, 所有城市都是 3 个其它城市房价的格兰杰因。据此选择郑州和武汉为中部地区的“核心城市”进行脉冲响应函数分析, 结果如图 8 和 9 所示。

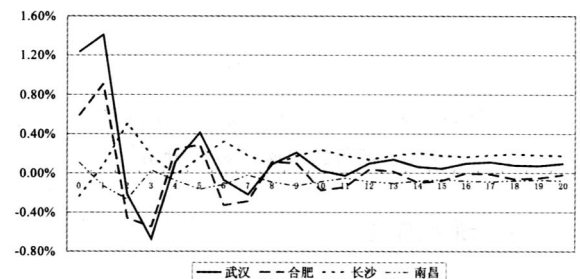


图 8 郑州房价的 1 个标准新生信息
对其它城市房价脉冲响应分析

(5) 西部地区

Johansen 协整检验表明, 西部地区存在 4 个长期稳定的协整方程。当滞后 2 季度或 3 季度时, 西安和重庆始终是所有其它 5 个城市的格兰

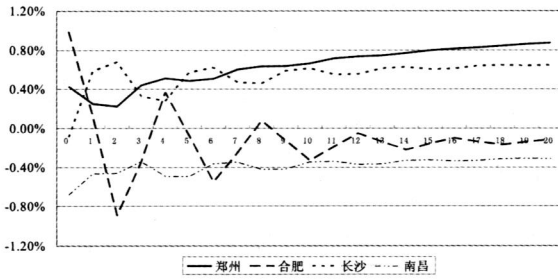


图9 武汉房价的1个标准新生信息
对其它城市房价脉冲响应分析

杰因, 据此选择该两城市作为西部地区的“核心城市”进行脉冲响应函数分析, 结果如图10和11所示。

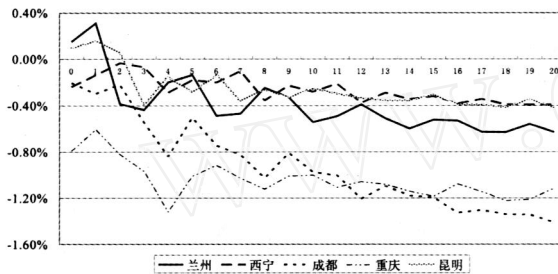


图10 西安房价的1个标准新生信息
对其它城市房价脉冲响应分析

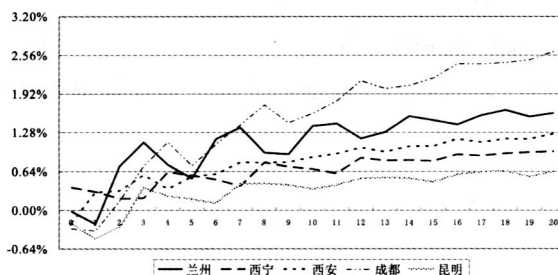


图11 重庆房价的1个标准新生信息
对其它城市房价脉冲响应分析

四、研究结论

本文应用 Johansen协整关系检验、多变量格兰杰因果关系检验和脉冲响应函数, 分析了我国5个主要区域市场城市房价之间的协整关系、因果关系和响应关系, 得到了三个主要的研究结论:

1. 区域城市房价运行具有稳定的长期关系, 房地产市场之间彼此融合, 呈现出相似的发展趋势。

协整关系检验表明, 所有5个区域市场的城市房价之间分别存在2个或4个协整关系, 因而虽然各区域城市房价的短期波动存在较大差异, 但是从长期来看, 区域市场内部各城市房价运行受到区域内其它邻近城市房价运行状况的制约。造成这种区域房价运行表现的深层次原因极其复杂, 笔者认为导致我国城市房价产生长期协整关系的主要成因包括: 空间套利行为、区域房价影响因素的领先滞后关系、区域住房市场的空间异系数性以及大型住房开发企业的跨区域竞争等^[20], 家庭迁移在现阶段并不是我国区域房价互动关系的主要成因。

2. 各区域市场中均存在能够显著影响其它城市短期房价运行的“核心城市”。

多变量因果关系检验表明, 北部沿海地区的北京和大连, 中部沿海地区的上海和宁波, 南部沿海地区的深圳和厦门, 中部地区的郑州和武汉, 西部地区的西安和重庆都对各自区域内的其它城市房价具有显著的预测作用, 属于“核心城市”。该结果表明, 不同城市在区域房价的相互作用中处于不同的地位, 从短期来看, 某些城市房价的变动趋势可以被区域内“核心城市”房价的变动所预测。

3. 某些“核心城市”的房价变化可以对区域内其它城市房价的运行产生系统性影响, 从而为差异化和优化住房市场政府干预策略提供了新的依据。

脉冲响应函数表明, 从20期累计房价的响应来看, 宁波、深圳、厦门和重庆4个“核心城市”房价的正向冲击能引发区域内所有其它城市房价的上涨, 而上海和西安2个“核心城市”房价的正向冲击则能引发区域内所有其它城市房价的下降, 另外4个“核心城市”房价的正向冲击可引发区域内其它城市房价同时出现上升和下降。差异化政策干预策略主要表现为, 对中央政府而言, 可重点关注“核心城市”房价的运行态势, 尽量避免使用对所有城市“一刀切”的政策工具, 可以对“核心城市”和“非核心城市”采取不同的政策工具组合或者设置不同的政策工具参数。优化政策干预策略则体现为, 政府针对区域内“非核心城市”对“核心城市”房价变动的响应特征, 可以在实现稳定住房价格这一整体目标时, 实现优化的政策干预策略, 例如通过重点稳定宁波、深圳、厦门和

重庆 4 个城市的房价便可间接实现稳定区域内其它城市房价的目的。

值得说明的是, 由于数据的限制, 目前还无法引入带有其它解释变量的区域房价模型, 因此本文的结论也需要进一步的检验。虽然区域房价为政府干预提供了新的视角, 但是在缺乏跨城市的住房市场政府干预协调机制的背景下, 当前城市层面和国家总体层面的政策干预仍然处于支配地位。

参考文献:

- [1] Meen G P. Modelling Spatial Housing Markets: Theory, Analysis and Policy, Boston/ Dordrecht/ London: Kluwer Academic Publishers, 2001.
- [2] Holmans A. House Prices: Changes Through Time at National and Sub - National Level [R] . Government Economic Service Working Paper, 1990, No. 110.
- [3] Macdonald R and Taylor M. Regional Housing Prices in Britain: Long - Run Relationships and Short - Run Dynamics [J] . Scottish Journal of Political Economy, 1993, 40 (1): 43 - 55.
- [4] Alexander C and Barrow M. Seasonality and Cointegration of Regional House Prices in the UK [J] . Urban Studies, 1994, 31 (10): 1667 - 1689.
- [5] Meen G P. Regional Housing Prices and the Ripple Effect: A New Interpretation [J] . Housing Studies, 1999, 14 (6): 733 - 753.
- [6] Wood R. The Information Content of Regional House Prices: Can They Be Used To Improve National House Price Forecasts? Bank of England Quarterly Bulletin, 2003, Autumn: 304 - 314.
- [7] Munro M and Tu Y. The Dynamics of UK National and Regional House Prices [J] . Review of Urban and Regional Development Studies, 1996, 8 (2): 186 - 201.
- [8] Giussani B and Hadjimatheou G. Modelling Regional House Prices in the UK [J] . Papers in Regional Science, 1991, 70 (2): 201 - 219.
- [9] Giussani B and Hadjimatheou G. Modelling the North/ South Divide in House Prices [R] . University of Reading Discussion Paper in Urban and Regional Economic, 1991, 66.
- [10] Muellbauer J and Murphy A. Explaining Regional House Prices in the UK [R] . University College Dublin, Department of Economics Working Paper, 1994, WP94/21.
- [11] Cook S and Thomas C. An Alternative Approach to Examining the Ripple Effect in UK House Prices [J] . Applied Economics Letters, 2003, 10 (13): 849 - 851.
- [12] Drake L. Testing for Convergence between UK Regional House Prices [J] . Regional Studies, 1995, 29 (4): 357 - 366.
- [13] Ashworth J and Parker S. Modelling Regional House Prices in the UK [J] . Scottish Journal of Political Economy, 1997, 44 (3): 225 - 246.
- [14] Yang Z and Turner B. Shock Hunting: The Relative Effects of Dependent - Region, Regional - Specific Shocks in Property Market [J] . Institute for Housing and Urban Research, 2006, Working Paper (No. 48) .
- [15] 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 - 16.
- [16] Oikarinen E. The Diffusion of Housing Price Movements from Center to Surrounding Areas [J] . Journal of Housing Research, 2006, 15 (1): 3 - 28.
- [17] Pollakowski H O and 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.
- [18] 李子奈, 叶阿忠. 高等计量经济学 [M] . 北京: 清华大学出版社, 2000.
- [19] Pesaran H H and Shin Y. Generalized Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models [J] . economics Letters, 1998, 58 (1): 17 - 29.
- [20] 王松涛. 中国住房市场政府干预的原理和效果评价 [D] . 清华大学博士学位论文, 2008.
- [21] 陆勇. 住房价格与消费支出关系研究——香港房地产财富效应实证研究 [J] . 审计与经济研究, 2007, (4) .
- [22] 李扬. 当前中国宏观经济调控的几个问题 [J] . 财经问题研究, 2007, (9) .

(责任编辑: 杨全山)