

中国房地产价格波动区域差异的实证分析^{*}

梁云芳 高铁梅

内容提要: 本文首先定性地比较了各地房价的波动,发现其波动具有明显的地区不平衡性。进一步,本文基于误差修正模型形式的 panel data 模型讨论了房价区域波动的差异,并分析了造成各地区房价波动差异的原因,尤其是货币政策效应的区域差异。结论如下:无论是房价的长期趋势还是短期波动,信贷规模对东、西部地区影响都比较大,中部地区较小,表明政府实施的信贷政策对调控东、西部地区的房价是有效的。实际利率对各区域影响差异不大,且影响较小。人均 GDP 无论长期还是短期对中部地区房价影响都比较大,表明中部地区房地产市场的发展更多地依赖于该地区的经济发展状况。房价的预期变量在东部地区对房价的短期波动有较大影响。

关键词: 房价波动 区域差异 panel data 模型 误差修正模型

一、引言

房地产业的发展程度取决于一个地区或国家经济的发展水平,反过来又影响该地区的经济发展,它与宏观经济的发展相互促进、相互制约。房地产产品的不可移动性和房地产产品消费的地域性,使得房地产业的发展具有明显的地区特征。房地产产品的区域特性会对一个地区经济的发展产生较大的外部性,它通过房地产的产出、投资、消费和价格来影响该地区的经济活动。另一方面,一个地区经济发展水平、信息化程度、自然资源的禀赋等都将决定该地区房地产产品的供给和发展,因此,受多种因素影响,使得房地产业的发展及周期波动具有鲜明的区域特征。

1998 年 7 月,国务院发布了《关于进一步深化城镇住房制度改革,加快住房建设的通知》,通知要求 1998 年下半年停止住房的实物分配,逐步实现住房货币化。这是我国住房制度改革和房地产业发展过程中的一项重大变革,也标志着我国“房改”按既定目标——向商品化、社会化全面推进,向纵深发展。虽然近年来房地产业的迅速成长对促进国民经济增长、改善人民生活起到了举足轻重的作用,但是同所有的房地产繁荣期一样,在我国目前的房地产市场中也暴露出一些问题,如部分地区房地产投资的快速增长、房价飞涨、融资渠道单一、供需结构矛盾、银行信贷风险较大等。这些问题对我国经济的可持续发展形成挑战,成为目前经济中的热点和难点问题。

国外已经有大量学者对区域房地产价格波动的差异进行了比较研究。Downs (1993) 的研究表明:房地产价格波动存在差别是由于市场条件的基本差别造成的,如在某些地区可能存在快速增长的公司或者正经历人口的快速增长,因此,比起相对静态的市场来,动态市场存在更频繁或更剧烈的周期波动。Ortalo-Magré 和 Rady (2004) 分析了英格兰和威尔士住宅交易量与宏观经济波动之间的关系,特别揭示了 20 世纪 80 年代金融自由化、人口结构变化对市场中房地产交易量的影响,最

^{*} 梁云芳、高铁梅,东北财经大学数学与数量经济学院,邮政编码:116025,电子邮箱:yunfangliang@sina.com, gaotiemei@163.com。本文研究得到国家社科基金项目的资助,项目号:05BJY013;国家自然科学基金项目的资助,项目号:70673009。作者特别感谢匿名评审专家提出的宝贵意见,当然文责自负。

后得出结论认为住宅需求的波动是市场交易量变化的关键因素。Gavin 等(2006)基于动态面板数据模型讨论了英国 9 个地区的房价是否存在泡沫。他们在模型中考虑了房地产市场之间的空间影响,以及交易成本、信用指数、利率等,结果表明不存在房价泡沫。

在我国也有学者对区域房价变化的差异进行研究:沈悦、刘洪玉(2004)基于 panel data 模型对中国 14 个城市住宅价格与经济基本面的关系进行了实证研究,样本区间为 1995—2002 年。他们采用以 1994 年 11 月为基期的“中房住宅价格指数”^①作为因变量,研究结果表明:14 个城市经济基本面的当前信息和历史信息都可以部分解释住宅价格水平或者变化率,而这种解释存在显著的城市影响特征。1998 年以后解释能力发生了显著的变化。周京奎(2005)使用误差修正模型对中国 4 个直辖市住宅价格与货币政策、银行贷款之间的关系进行了分析,结果表明:住宅价格上涨与宽松的货币政策有紧密的联系,住宅价格极大地偏离长期均衡值,市场出现非理性繁荣,必须引起政府和产业部门的充分重视。

上述分析基于我国部分城市进行讨论,而我国各地区经济发展水平存在很大的差异,其房价的波动幅度也不尽相同。政府出台各种宏观经济政策,对房地产投资和房价进行调控,但是由于各地区对房价波动的决定因素不同,使得政策在各地区的效应也千差万别。因此,本文首先按照国家有关部门的划分标准将各省市自治区划分为三个地区——东部、中部和西部,其次根据各省市的人均 GDP 的排序结果,对东、中、西部所包含的省份进行了适当调整,为了论述方便,仍称为东、中、西部。^② 本文将误差修正模型和 panel data 模型相结合进行实证分析,研究我国房价波动的区域差异,重点讨论政府宏观调控对各地区房价影响的差异。论文结构如下:第二部分介绍我国各地区房地产价格的现状;第三部分介绍了本章所采用的计量经济模型及实证分析结果;第四部分给出本文的结论。

二、我国各地区房价的现状

世界各国的统计数据表明各国的房价都在相当长的时间内保持着上升趋势。随着城市化进程的加快,城市土地资源的稀缺性越来越明显,除非产生了泡沫经济而引起房地产市场崩溃,否则地价的上升趋势几乎很难逆转,房价也同样在相当长时间内持续上升,因此需要研究房价上涨的长期趋势及房价增长波动状况。2003 年以来,我国各地区房价出现了不同程度的上升,2005 年全国房价平均上涨 16.7%,其中有 19 个地区房价涨幅超过了全国的水平,有 26 个省市房价的涨幅超过两位数,全国房地产市场呈现一片繁荣的景象。而 2006 年全国房价平均仅上涨 6.79%,在宏观调控的作用下全国房地产平均价格增幅比 2005 年下降了 10%。上述只是平均房价的波动,而近几年在个别城市个别地段的房价涨幅甚至超过了 50%。^③

我国大部分地区房价迅速上涨的现象,引起了各方面的关注。在 2005 年中国十大新闻中第一

① 中房住宅价格指数来源于搜房研究院(www.soufun.com)。

② 本文将各省市人均 GDP 最大值进行排序,大于 2 万的省市划为东部,海南省人均 GDP 虽未大于 2 万,但是由于房价较高,也划到东部;在 2 万—1.2 万之间的省市划为中部;小于 1.2 万的省市划为西部。

东部区域:北京市、天津市、辽宁省、上海市、江苏省、浙江省、福建省、山东省、广东省和海南省;

中部区域:河北省、山西省、吉林省、黑龙江省、安徽省、河南省、湖北省和重庆市;

西部区域:江西省、湖南省、四川省、广西壮族自治区、贵州省、云南省、陕西省、甘肃省、青海省和宁夏回族自治区。

由于内蒙古自治区、西藏自治区和新疆维吾尔自治区地广人稀,城镇也相对较少,本文在模型计算中未包括这 3 个自治区,即仅考虑全国上述的 28 个省市自治区。

③ 本文图表和模型数据都来源于《2006 中国统计年鉴》和 www.cei.gov.cn (中国经济信息网《综合年度库》),为了节省篇幅,以下不做说明。本文所采用的各地区房价为各地区商品房销售额分别除以各地区商品房销售面积,单位为元/平方米,用 P_t 表示,并与上年比计算出房价增长率 p_t 。

条就是“房地产宏观调控出台一系列政策”(徐滇庆, 2006, 第 11 页)。尽管 2006 年我国房地产价格持续上涨的局面有所改观, 但其绝对水平在部分城市仍然处于较高的状态, 已成为政府部门维持社会和谐发展的一个焦点问题。

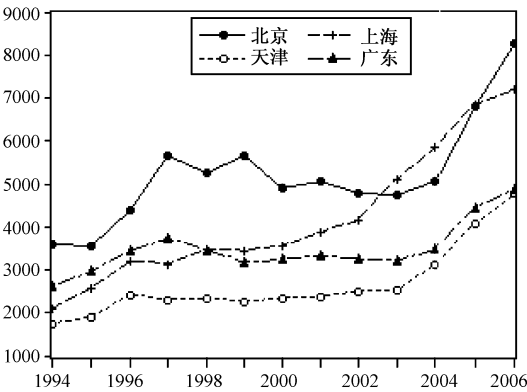


图 1-a 各地区平均房价(元/平方米)
北京、上海、广东和天津

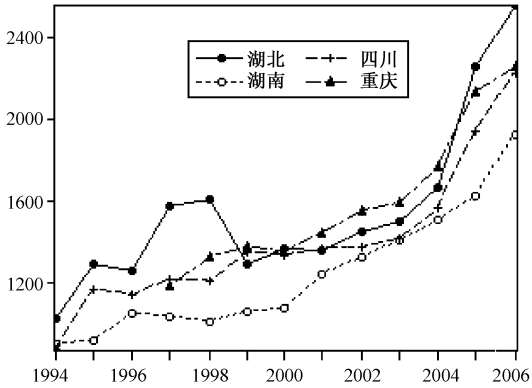


图 1-b 各地区平均房价(元/平方米)
湖南、湖北、四川和重庆

为了进一步比较各地区房价变动的情况, 本文首先从东、中、西部地区分别选择几个有代表性的省市, 其中东部选择北京、上海、广东和天津, 中部选择湖北和重庆, 西部选择四川和湖南, 考察其增长趋势和波动状况。图 1-a 和 1-b 描述了各地区房价绝对量变动的图形(样本区间: 1994—2006 年, 其中重庆从 1997 年开始有数据), 反映各地区房价的长期趋势。比较图 1-a 和图 1-b, 可以发现尽管各地区房价都具有上升的长期运行趋势, 但是东部地区的房价要比中、西部地区昂贵许多, 中西部地区房价在 800—2500 元/平方米之间变化, 而东部地区房价在 1800—8300 元/平方米之间呈增长变动。表 1 进一步给出了分地区房价的各种统计特征。

表 1 各地区房价的各种统计特征

样本区间	全国		东部		中部		西部	
	1994—2006	2000—2006	1994—2006	2000—2006	1997—2006	2000—2006	1994—2006	2000—2006
房价平均值(元/平方米)	1920. 88	2221. 4	2801. 1	3246. 6	1650. 7	1786. 7	1391. 1	1619. 6
标准差	1111. 5	1200. 1	1394. 9	1479. 1	462. 9	458. 3	396. 0	359. 0
最大值(元/平方米)	8279. 6	8279. 6	8279. 6	8279. 6	3632. 2	3632. 2	2463. 2	2463. 2
地区(省市自治区)数	28	28	10	10	8	8	10	10

从表 1 可以看出中部地区和西部地区房价的均值差别较小, 而且其均值的偏差也比较小, 表明中西部地区房价差异有缩小的趋势, 但是东部地区的偏差较大。进一步说明尽管东部各省市经济发展水平都比较高, 但是其经济发展的多样化程度、优势产业等都存在很大差异, 而且各城市人口密度、自然禀赋也不相同。因此, 东部地区的房价偏差较大。同时, 比较两个不同样本区间各地区房价均值的变化, 可以看出 2000 年以后房价有明显的上升趋势。

图 2 表示各地区典型城市房价增长率的图形(1995—2006 年), 代表各地区房价的波动状况, 其中 a—b 两幅图的纵坐标刻度是相同的, 可以更清楚地了解各地区房价波动的差异。

比较图 1 和图 2 可以发现: 尽管从 1994 年以来各地区房价都表现出上升趋势, 但是由于房地产的不可移动性以及各地区经济发展状况、人口数量和金融市场的完善程度不同, 使得其波动状况

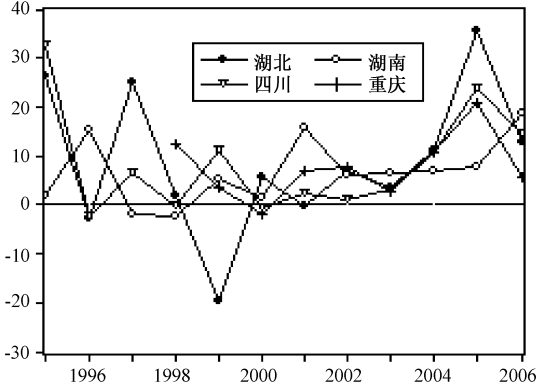
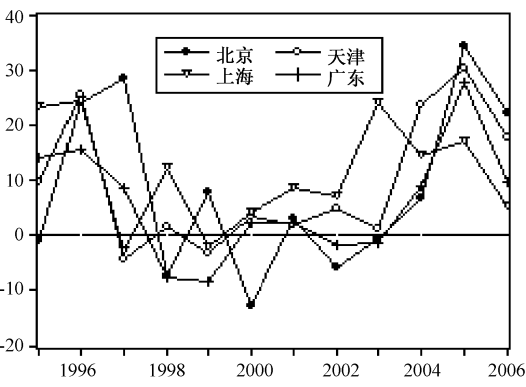


图 2 a 北京、天津、上海和广东房价增长率曲线

图 2 b 湖北、湖南、四川和重庆房价增长率曲线

存在较大的差异。即使在经济发展程度相似、地区相邻的省市其房价的波动也千差万别。各地区房价波动的幅度和转折点尽管存在差异,但是从图中可以发现 2002 年以来各省市都处于上升状态,随着各种宏观调控的逐步深入,各省市房价增长率在 2006 年都有不同程度的回落。因此,本文第三部分将重点考虑造成房价区域波动差异的原因,尤其是货币政策和获取信贷的能力对不同地区房价的影响。但是由于样本容量的限制,本文的分析将基于全国和东、中、西部地区建立 4 个 panel data 不变系数模型。

三、我国房价波动区域差异的影响因素分析

(一) 关于房价与信贷、利率及经济基本面的基本模型

一个标准的描述房地产市场的模型一般应包含三个方程——需求方程,在假定住宅存货、实际收入和利率等其他因素不变的情况下,它决定短期住宅价格;供给方程,它决定新增供给;第三个方程描述当新增供给全部完成以后,住宅存货如何随着时间变化,即市场均衡方程。住宅价格方程可以通过需求方程的逆函数得到,因此,因变量是房地产价格的方程与因变量是房地产需求的方程正好相反。这是在国际文献中最常用的房地产价格方程(Meen, 1990; Muellbauer and Murphy, 1997 等)。本文将借鉴上述文献中的模型对房地产价格与金融环境及经济基本面之间的关系进行分析。

简单假定房地产市场的需求可以表示为对数线性的模型,则有:

$$\ln(K/POP) = \alpha \ln(Y/POP) - \beta \ln C_r + \ln D \tag{1}$$

其中 K 表示市场存货或者表示市场交易量, POP 表示人口, Y 表示实际收入, C_r 表示住宅的实际租用成本,即租金, D 表示其他影响市场需求的因素,如人口、信贷可获得性、通货膨胀等。 α 和 β 分别表示市场需求的收入和价格弹性。

在我国,房产租赁市场不是很完善,而且所占的市场份额比较小,因此实际租金不能完全反映市场的住宅使用成本。下面将根据 Brown et al (2001) 提出的模型来假定住宅的使用成本。假设消费者仅购买两种商品:房产(H)和其他复合商品(COM)。如果消费者的目标是效用最大化,且复合商品的价格为 1,则购买两种商品的边际替代率(U_h/U_c)等于住宅的使用成本:

$$U_h/U_c = (r + m + t_h - P_H^e/P_H) P_H \tag{2}$$

其中 P_H 表示实际住宅价格, r 表示抵押贷款利率, m 表示维护和修理支出率,也可以称为折旧率, t_h 表示房产税, P_H^e/P_H 表示实际住宅价格的增值预期率。但是,在资本市场均衡状态时,租金必须等于住宅的实际使用成本。在最简单的情况下,租用成本可以表示为:

$$(r + m + t_h - P_H^e/P_H) P_H = C_r \tag{3}$$

用(3)式中的使用成本代替(1)式中的租金,然后求逆,可以得到逆转的需求方程:

$$\ln P_H = \frac{\alpha}{\beta} \ln \left[\frac{Y}{POP} \right] - \frac{1}{\beta} \ln \left[\frac{K}{POP} \right] - \ln \left[r + m + t_h - \frac{P_H^e}{P_H} \right] + \frac{1}{\beta} \ln D \quad (4)$$

本文的实证分析是在(4)式的基础上展开的,为了进行估计,将其转变为下面的计量经济模型:

$$\ln P_{H,t} = \gamma_0 + \gamma_1 \ln \left[\frac{Y_t}{POP_t} \right] + \gamma_2 \ln \left[\frac{K_t}{POP_t} \right] + \gamma_3 \ln \left[r_t + m_t + t_{h,t} - \frac{P_{H,t}^e}{P_{H,t}} \right] + \gamma_4 \ln D_t + u_t \quad (5)$$

其中 u_t 代表随机误差项。本节将基于式(5)建立误差修正模型中的长期均衡方程。

(二) 本文所选数据、平稳性检验及模型

1. 变量选取

本文构造的模型使用我国 28 个省市自治区 1999—2006 年的年度数据。由于样本区间较短,无法进行 panel data 模型类型选择的 F 检验,本文假定在相同区域内经济结构大体一致。因此,实证分析时,对全国、东部、中部和西部地区采用 panel data 形式的不变参数模型。

本文将基于(5)式进行讨论,因变量选择本文第二部分使用的商品房平均价格 P_t ,代表模型中的住宅价格 P_H ;采用各省市的人均 GDP 代表收入,记为 INC ;市场交易量用每年各省市商品房销售面积代替,记为 SH 。另外,本文还将房地产资金来源中除自筹资金以外的其他资金作为一个变量,描述各地区房地产市场资本可获得性的指标,因为这部分资金大部分都直接或间接地来源于金融机构信贷,因此将其作为描述信贷扩张的变量,记为 LB ,代表影响房价的其他因素之一;由于没有房屋折旧和房产税的统计指标,因此,在模型中没有考虑这几个因素,房地产使用成本仅考虑利率因素,金融机构通常预计房地产商在三年内可以归还贷款,文中利率使用 3 年期金融机构中长期贷款利率作为名义利率 r ,实际利率为名义利率减去通货膨胀率,记为 r 。经检验实际利率为 $I(0)$ 序列,所以没有出现在房价的长期均衡方程中,而仅包含在误差修正模型中。

2. 数据平稳性检验

为了避免伪回归,文中对各指标的平稳性进行了检验。由于本文的估计使用不变参数的 panel data 模型,因此平稳性检验不再是单纯的 ADF(augmented Dickey-Fuller)检验,而使用基于 panel data 模型的单位根检验。

本文分别选择相同根检验方法 LLC(Levin-Lin-Chu)检验(Levin, Lin and Chu, 2002)和不同根检验方法 Fish-ADF 检验(Maddala and Wu, 1999),对模型中使用的对数序列和对数差分序列进行检验,其结果表明各对数序列不平稳,但是经过 1 阶差分变换以后均是平稳序列,满足建立误差修正模型的要求。

3. 协整与误差修正模型

考察一组具有长期均衡关系

$$\gamma_1 y_{1t} + \gamma_2 y_{2t} + \cdots + \gamma_k y_{kt} = 0 \quad (6)$$

的经济变量($y_{1t}, y_{2t}, \cdots, y_{kt}$),其中 $\gamma_1, \gamma_2, \cdots, \gamma_k$ 不全为 0。由(6)式表示的线性组合等于 0 时,表示系统是长期均衡的。相对于长期均衡的离差称为均衡误差,用 ecm_t 表示,

$$ecm_t = \gamma_1 y_{1t} + \gamma_2 y_{2t} + \cdots + \gamma_k y_{kt} \quad (7)$$

如果均衡是有意义的,则均衡误差 ecm_t 一定是平稳的。在某种意义上,均衡术语的用法是不恰当的,因为经济学和计量经济学以不同的方式使用这个术语。Engle 和 Granger 认为均衡关系是相同趋势变量的因果关系或行为关系,即协整关系(沃尔特·恩德斯,2006,第 306 页)。由于我国货币化房改是 1998 年开始全面铺开,所以只有 1999—2006 年 8 年的数据。受样本容量的限制,本文

利用 Engle 和 Granger 两步法估计出的长期均衡方程只能看作相对于这 8 年来说, 这些变量之间是协整的, 存在均衡关系, 相对于均衡的离差反映了每年的短期动态特征。

(三) 模型估计结果及实证分析^①

根据模型(5), 本文分别对全国、东部、中部和西部地区建立 panel data 形式的不变参数模型。首先建立关于房价的长期均衡方程:

$$\ln(P_{j, it}) = \gamma_{j1} + \gamma_{j2}\ln(INC_{j, it}) + \gamma_{j3}\ln(SH_{j, it}) + \gamma_{j4}\ln(LB_{j, it}) + u_{j, it} \tag{8}$$

其中 $j=0, 1, 2, 3$, 分别代表全国、东部、中部和西部地区, i 表示模型中包含的地区个数(见表 2), t 表示时间期间。估计模型(8)可以得到残差序列, 将其作为误差修正项, 令

$$\hat{u}_{j, it} = ecm_{j, it} = \ln(P_{j, it}) - \gamma_{j1} - \gamma_{j2}\ln(INC_{j, it}) - \gamma_{j3}\ln(SH_{j, it}) - \gamma_{j4}\ln(LB_{j, it}) \tag{9}$$

则可以建立下面的误差修正模型:

$$\begin{aligned} \Delta \ln(P_{j, it}) = & \beta_{j1} + \beta_{j2}\Delta \ln(INC_{j, it}) + \beta_{j3}\Delta \ln(SH_{j, it}) + \beta_{j4}\Delta \ln(LB_{j, it}) + \beta_{j5}m_{j, it} \\ & + \beta_{j6}\Delta \ln(P_{j, it-1}) + \alpha_j ecm_{j, it-1} + \epsilon_{jt} \end{aligned} \tag{10}$$

式(8) ~ (10) 一起构成了反映区域房价变动的动态模型, 式(8)反映了房价与决定房价的各因素之间的长期均衡关系, 式(10)表明房价的短期波动不仅取决于各因素的短期变化, 而且还受房价偏离均衡趋势程度的影响($ecm_{j, it-1}$)。模型中除实际利率之外的各变量均取对数, 系数表示弹性。差分序列反映各变量的波动, 如 $\Delta \ln(P_{j, it})$ 可以表示价格的波动, 差分序列的系数表示短期弹性。

β_4 和 γ_4 分别表示各地房地产贷款对房价影响的短期弹性和长期弹性, β_5 反映了各地实际利率对房价短期变化的影响, 实际利率主要反映资本的机会成本, 或者使用成本。这 3 个系数共同反映了货币政策变化对房价的影响。

1. 估计各地区房价的长期均衡方程

本文首先估计反映不同地区房价长期趋势的均衡方程, 其结果如表 2。

表 2 各经济变量对各地区 房价长期变化的影响(括号中为 t 统计量)

估计的模型形式:

$$\ln(P_{j, it}) = \gamma_{j1} + \gamma_{j2}\ln(INC_{j, it}) + \gamma_{j3}\ln(SH_{j, it}) + \gamma_{j4}\ln(LB_{j, it}) + \hat{u}_{j, it} \tag{8'}$$

$j = 0, 1, 2, 3$, 依次代表全国、东部、中部和西部地区

		全国	东部	中部	西部
各因素长期均衡的影响系数	γ_1	4. 22(16. 95)	3. 92(6. 78)	2. 22(4. 93)	4. 53(10. 66)
	γ_2	0. 44(16. 59)	0. 51(8. 55)	0. 66(12. 70)	0. 42(8. 03)
	γ_3	- 0. 37(- 10. 90)	- 0. 46(- 7. 65)	- 0. 25(- 4. 52)	- 0. 47(- 6. 08)
	γ_4	0. 34(11. 11)	0. 39(6. 94)	0. 18(3. 60)	0. 46(6. 42)
R^2		0. 8564	0. 8350	0. 7509	0. 5913
调整的 R^2		0. 8544	0. 8285	0. 7384	0. 5752
样本容量		224	80	64	80

从表 2 的模型估计结果可以得出下面的结论:

(1) 东部地区与全国的参数相比较, 其各因素对房价的影响都较大。模型(8')中商品房销售面积 SH 被用来代表市场交易量, 它对房价的长期趋势存在显著的负效应。东部模型中 $\gamma_3 = - 0. 46$,

^① 本文模型的估计和检验都使用 EViews5.0 软件计算。

反映了房价的需求弹性,表示市场交易量每增加一个百分点,房价将减少 0.46 个百分点。与全国相比,要高出 0.09 个百分点,比中部地区高出 0.21 个百分点。 γ_4 表示信贷变化对房价的影响,东部地区也比全国高。主要是因为东部沿海地区经济发达、工业化进程较快、人口流动大、金融业发展水平较高、房地产升值的潜力较大,成为房地产商和投机者的投资目标,因此,容易出现房地产泡沫和由此产生的金融风险。

(2)就中部地区而言,反映房价的需求弹性 γ_3 和表示房价的信贷弹性 γ_4 ,与其他地区相比都较小。而表示地区经济发展水平的人均 GDP 的系数 γ_2 要比其他地区高,为 0.66,表示人均 GDP 每增加 1 个百分点,平均将使得房价上涨 0.66 个百分点。这些特点表明:中部地区房价的变动更多地依赖于该地区的经济发展水平。这类区域由于房地产的发展更多地被本地区经济吸收,不容易出现房地产投机和泡沫。

(3)就西部地区而言,尽管各因素的影响比较均匀,但是拟合优度比较低,这些因素只能解释房价变化的 59.13%。特别地,信贷对房价的长期影响 $\gamma_4=0.46$,在各区域中最大,这主要是因为西部地区融资渠道单一,房地产商和消费者更多地是通过银行获得资金。因此,政府调控房贷的政策对西部房地产市场会产生较大的影响。

2. 估计各地区房价的误差修正模型

在表 3 的基础上,根据式(9)生成误差修正项 $\alpha m_{j, it}$,经检验该序列是平稳的,然后估计式(10)形式的误差修正模型,其结果如表 3。

表 3 各经济变量对各地区房价短期波动的影响(括号中为 t 统计量)

估计的模型形式:

$$\Delta \ln(P_{j, it}) = \beta_1 + \beta_2 \Delta \ln(INC_{j, it}) + \beta_3 \Delta \ln(SH_{j, it}) + \beta_4 \Delta \ln(LB_{j, it}) + \beta_5 rr_{j, it-1} + \beta_6 \Delta \ln(P_{j, it-1}) + \alpha; \alpha m_{j, it-1} + \epsilon_{j, it}$$

(10')

$j = 0, 1, 2, 3$, 依次代表全国、东部、中部和西部地区

		全国	东部	中部	西部
常数项	β_1	0.11(3.00)	0.10(1.60)	0.07(1.37)	0.15(5.53)
各因素短期波动的系数	β_2	0.15(1.64)	0.25(1.83)	0.32(2.42)	—
	β_3	—	—	—	—0.13(−3.81)
	β_4	0.09(2.52)	0.10(2.50)	0.11(1.88)	0.11(1.51)
	β_5	−0.016(−4.19)	−0.018(−2.55)	−0.012(−2.10)	−0.016(−4.89)
	β_6	—	0.33(3.96)	—	—
调整系数	α	−0.166(−5.66)	−0.153(−4.53)	−0.175(−1.71)	−0.251(−6.43)
R^2		0.2912	0.4641	0.3024	0.3211
调整的 R^2		0.2763	0.4222	0.2477	0.2793
样本容量		196	70	56	70
D.W.		1.64	1.97	1.82	1.89

注: 1. 考虑各地区差异比较大,为了避免异方差问题,各方程采用 White 截面方法估计协方差矩阵,保证参数的稳健性。
2. 对上述各模型的残差序列 $\epsilon_{j, it}(j=0, 1, 2, 3)$ 进行平稳性检验,都是平稳的。
3. 表中“—”表示该变量不显著,被剔除。

从表 3 可以看出,在不同的模型中影响各地区房价短期波动的因素不完全相同:

(1) 在全国、东部和中部的方程中,反映市场需求量变化的系数 β_3 不显著,表明平均房价的短期变化不受市场中短期需求量增减的影响。但是市场需求量的短期变化 β_3 对西部房价的短期变化有显著的负作用,表明由于西部地区房地产市场发展比较落后,受人口流动、经济发展水平等因素的影响,房地产市场投资潜力小,其房价的短期变化更容易随市场需求的变化而变化。

(2) 在 4 个模型中另一个比较显著的特点是:表示居民对房价变动预期的变量 $\Delta \ln(P_{j, it-1})$ 只在东部地区是显著的($\beta_6=0.33$),表明上期房价的上涨,对本期房价有较大的影响。因为东部房地产从投资、自住、商用等各个角度而言都具有较大的投资空间,只要人们预期房价上升获得的收益大于成本,他们就会购买商品,人们这种适应性预期将会对房价波动产生较大影响,而这种预期如果是非理性的,会使房价脱离真实价值,出现泡沫。而在中、西部地区上期房价变化对本期房价波动的影响不显著。

(3) 无论长期还是短期,在中部地区表示地区经济发展水平的人均 GDP 的系数都要比其他地区高,短期系数 β_2 为 0.32,比全国高出 0.17 个百分点,比东部地区高出 0.07 个百分点,表明中部地区房价的长期趋势和短期波动都与经济基本面关系密切。

(4) 在 4 个模型中实际利率对房价的影响差别不是很大,影响也很小,说明利率还不是影响房价的主要原因,因此,利率政策对于调控房价的效果并不是很显著。

(5) 误差修正项的系数 α 在各模型中也存在差别(全国为 -0.166,东部为 -0.153,中部为 -0.175,西部为 -0.251),表明各区域房价回归到均衡水平的速度不一样,其中西部回归到均衡水平的速度最快,东部最慢,即当东部房价较大偏离均衡状态时,由于预期、投机行为、价格刚性等因素的影响,使其调整到均衡水平的速度较慢。

(6) 将表 3 的结果与国外学者的结论相比(Nagahata et al, 2004; Annett, 2005; Abelson et al, 2005),可以发现我国房价的收入弹性长期较小,而短期弹性与国外研究差别不是很大。这进一步表明,在我国人口众多、城镇化进程不断加快的情况下,由于土地的稀缺性使得房价的上升趋势是必然的。因此,从长期而言收入并不是主要的决定房价变化的因素。另外,因为我国房地产市场刚起步,市场化程度不是很高,购房中存在代际财富的转移^①,因此,代表当年收入的人均 GDP 对房价的影响较小。

(四) 对误差修正模型结果的进一步解释

误差修正项本身可以表示房价偏离均衡的程度,图 3 表示误差修正项的大小,序列是从各省的模型得到的。所选城市与前文对应,左图表示东部的四个地区——北京、天津、上海和广东;右图是中西部的四个地区——湖南、湖北、四川和重庆,为了便于比较,两幅图的纵坐标范围一致。每个地区所选的解释变量基本相同,包括人均收入、交易量和信贷量。

从图 3 可以看出,在既定经济基本面的基础上,上海的房价在 2002 年以前偏离均衡程度很小,表明房价的变动基本可以由经济基本面解释,而在 2002 年以后存在适度的高估。而广东的房价在样本区间内持续偏离均衡状态。天津的房价基本不存在高估的情况,北京的房价在 2004 年开始被高估。同时从图中可以看出 2005 年以后各省市房价都处于不同程度的向上偏离均衡的状态。

与东部地区不同的是,在中西部地区房价长期存在被低估的情况,并且偏离均衡的程度远低于东部地区,只有四川和湖北两个省市在 2004 年以后存在较明显的适度高估。这进一步表明,我国房价的波动可能存在“波纹效应”,即从东部向中西部传导的过程。

^① 代际财富转移就是上一代人把他毕生积累的一部分财富给了下一代来购房,而且大多数还属于区域性的转移。

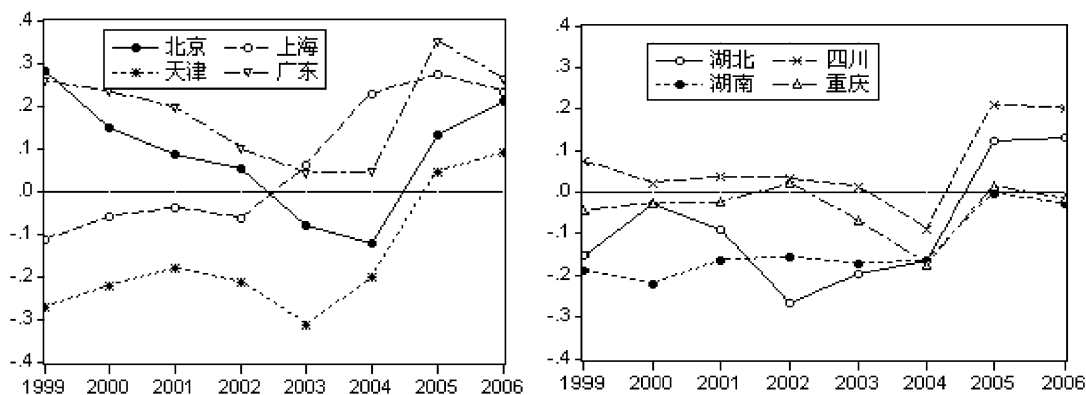


图3 各地房价偏离均衡的状态

四、结 论

本文首先定性比较了各地房价的波动,发现其波动具有明显的地区不平衡性。进一步,本文基于误差修正模型形式的 panel data 模型讨论了房价的区域波动差异,并分析了造成各地区房价波动差异的原因,尤其是货币政策影响的区域差异。可以得出下面的结论:

无论是房价的长期趋势还是短期波动,信贷规模对东、西部地区影响都比较大,而中部地区较小。实际利率对东、中、西部地区的房价的短期波动都有较小的影响。但是经济增长对中部房价的长短期变动影响都是最大的。这些结果表明:东部地区房地产升值的潜力较大,成为房地产商和投机者的投资热点,导致信贷规模对房价产生较大影响,近年来已出现高于均衡水平的现象,因此,有出现房地产泡沫的潜在风险。中部地区的房地产市场发展更多地依赖于该地区的经济发展状况及需求因素的变化,与经济基本面的关系比较密切,由于获利空间较小,开发商投资力度疲软,房地产难以成为投资热点,不易出现房地产投机和泡沫。西部地区融资市场比较单一,信贷政策对房价的变化影响比较大。

房地产需求对各地区房价的长期趋势都存在显著的负效应,但是房地产需求的短期变动只在西部地区影响房地产价格的波动,东、中部地区短期变动与需求关系不显著。需要特别注意的是:在东部地区人们对房价的预期对本期房价的短期波动有较大影响,这种预期的支撑会使房价脱离真实价值,出现泡沫。

综上所述,针对各地区房价波动差异,影响因素的不同及回归均衡水平的速度不同,相关部门可以采取因地制宜、差别对待的政策,避免全国范围一刀切的情况,以实现有效控制各地房价的增长。但是上述分析也存在不足之处:由于数据可获得性的局限,没有考虑房地产市场税制结构的变化对房价波动的影响,以及各地区房价之间的相互影响。

参考文献

- 曹振良, 2003:《房地产经济学通论》,北京大学出版社。
 高铁梅, 2006:《计量经济分析方法与建模》,清华大学出版社。
 沈悦, 刘洪玉, 2004:《住宅价格与经济基本面: 1995—2002 年中国 14 个城市的实证研究》,《经济研究》第 6 期。
 徐滇庆, 2006:《房价与泡沫经济》,机械工业出版社。
 沃尔特·恩德斯, 2006:《应用计量经济学——时间序列分析》,中译本,高等教育出版社。
 张红, 2004:《房地产经济学讲义》,清华大学出版社。
 周京奎, 2005:《货币政策、银行贷款与住宅价格——对中国 4 个直辖市的实证研究》,《财贸经济》第 5 期。
 Annett, A., 2005, "Euro Area Policies: Selected Issues", *IMF Country Report*, No. 05/266.

Abelson P., R. Joyeux, G. Milunovich and D. Chung, 2005, “Explaining House Prices in Australia: 1970—2003”, *Economic Record*, VOL. 81, S96—S103.

Brown, Stephen J. Liu, Crocker H., 2001, “A Global Perspective on Real Estate Cycles”, The New York University Salomon Center Series on Financial Markets and Institutions, Vol.6.

Downs, A., 1993, “Real Estate and Long-Wave Cycles”, *National Real Estate Investor*, June.

De Greef, I. J. M. and R. T. A. de Haas, 2000, “Housing Prices, Banking Lending, and Monetary Policy”, paper presented at the Financial Structure, and Behavior and Monetary Policy in the EMU conference, Groningen, October.

Gavin Cameron, John Muelbauer and Anthony Murphy, 2006, “Was There A British House Price Bubble?” working paper.

Gerlach, S and W Peng, 2002, “Bank Lending and Property Prices in Hong Kong”, *HKMA Quarterly Bulletin*, August.

Herring, R and S Wachter, 2002, “Bubbles in Real Estate Market”, Zell/Lurie Real Estate Center working paper, No. 402.

Levin, A., Lin, C. F., and C. Chu, 2002, “Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties”, *Journal of Econometrics*, 108, 1—24.

Maddala, G. S. and S. Wu, 1999, “A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and A New Simple Test”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61, 631—652.

Meen, G., 1990, “The Removal of Mortgage Constraints and the Implications for Econometric Modeling of UK House Prices”, *Oxford Bulletin of Economic and Statistics*, 32, 1—23.

Muellbauer, J. and Murphy, A., 1997, “Booms and Busts in the UK Housing Market”, *Economic Journal*, 107, 1701—27.

Mueller, G. and S. Lapos, 1994, “Evaluating Real Estate Markets Using Cycle Analysis”, working paper.

Nagahata, T., Y. Saita, T. Sekine and T. Tachibana, 2004, “Equilibrium Land Prices of Japanese Prefectures: A Panel Cointegration Analysis”, *Bank of Japan Working Paper Series*, No. 04-E-9.

Ortalo-Magné, F. and S. Rady, 2004, “Boom in, Bust out: Young Households and the Housing Price Cycle”, *European Economic Review*, No. 43.

Quigley, J M, 1999, “Real Estate Prices and Economic Cycles”, *International Real Estate Review*, Vol. 2, No 1, pp 1—20.

Empirical Analysis on Real Estate Price Fluctuation in Different Provinces of China

Liang Yunfang and Gao Tiemei
(Dongbei University of Finance and Economics)

Abstract: In this paper, we found the real estate prices in different regions have the same trend, but their growth rates are different through comparing typical provinces' real estate price. According to the economic developing situation, we divided 28 provinces into three regions——eastern, middle and western. We dynamically analyzed the factors, which determined real estate price fluctuation, based on error correction model and panel data model. In these models, we considered the impact of monetary policy on house price specially. The conclusions are as follows: firstly, to the long-term trend and short-term fluctuation of house piece, the effects of credit policy in eastern region and western region are stronger, and middle region's is weaker. So we think the credit policy is effective to control eastern and western region's house price. Secondly, the effects of interest rate policy have no distinct difference in all regions. Thirdly, in middle region, the development of real estate market is more dependent on its economic conditions. Fourthly, anticipating variable of real estate prices only has a remarkable effect in eastern region.

Key Words: Fluctuation of Real Estate Price; Regional Difference; Panel Data Model; Error Correction Model

JEL Classification: R10, R31

(责任编辑:成 言)(校对:芝 山)