

中国城市住房价格 动态特征及其影响因素*

卢建新 苗建军

摘要: 本文从理论和实证两个层面分析了1997-2007年中国35个大中城市的房价动态特征,并考察了城市因素对房价动态参数的影响。所得主要结论有:中国城市房价具有强序列相关和弱均值回归特征;住房使用成本、地区市场化指数、土地交易价格指数及其变化对序列相关系数有显著影响;真实收入及其变化、建造成本、地区市场化指数对均值回归系数有显著影响;各城市的房价动态参数拟合值几乎全部落入震荡收敛区内,东部城市房价的波动振幅普遍高于中西部城市;1999年后35个大中城市的平均房价波动振幅有逐渐增大的趋势,尤其是2007年的房价波动振幅出现了非正常增长,但波动频率变化幅度不大。

关键词: 城市住房价格;序列相关;均值回归

JEL 分类号: G12,R21,R31

一、引言

在现代经济中,房地产市场日益成为金融风险高度积聚的重要载体和金融危机爆发的策源地。住房作为房地产市场中最重要的重要组成部分,其价格波动成为风险最直接的表现形式,并成为社会各界关注的焦点。这是因为:第一,住房是家庭最大的单个投资,房价波动不仅影响着人们的居住水平和生活质量,也是家庭面临的最主要的金融风险(Yao and Zhang, 2005);第二,住房市场与金融市场之间的共生关系使得房价波动风险高度集中于银行体系,进而直接威胁着我国金融稳定和金融安全;第三,房价波动对整个国民经济具有牵一发而动全身的波及作用,从而直接影响着社会经济的和谐发展和宏观调控效果。因此,要控制房价风险,就必须首先掌握其动态特征。那么,我们该如何刻画房价的动态特征呢?国外研究表明,城市房价具有序列相关和均值回归特性(Abraham and Hendershott, 1996; Malpezzi, 1999; Meen, 2002; Capozza等, 2004, Glindro等, 2008)。由于我国房地产市场在20世纪90年代以后才开始快速发展,并且住房金融制度和地区市场化程度与西方发达国家存在显著差异,因而我国城市房价动态特征可能会受到这

作者简介 卢建新:复旦大学经济学院在站博士后,中南财经政法大学金融学院副教授,硕士生导师;

苗建军:美国波士顿大学经济系副教授、博士生导师,中南财经政法大学金融学院特聘教授。

*本研究得到国家社科基金项目(“住房价格波动的时空特征、传导机理与金融风险研究”项目号:11CJY034);中国博士后科学基金项目(“内外部资本市场互动关系及其政策效应”,项目号:20080440588);中南财经政法大学青年教师创新项目(“房价泡沫与银行稳定研究”项目号:2010032)的资助。第一作者特别感谢美国波士顿大学经济系曲忠军,复旦大学经济学院刘红忠、罗长远,北京师范大学经济与工商管理学院尹恒提出的建设性评论。

些因素的影响。考虑到特殊的住房市场环境后,我国城市房价动态是否还具有类似特征呢?如果答案是肯定的,那么,还有哪些因素会影响这些动态特征呢?本文试图对这些问题作初步探讨。

本文的结构安排如下:第二部分是文献回顾;第三部分从理论上分析城市住房价格的动态特征;第四部分对中国城市住房价格的动态特征进行实证分析;最后是结论与政策建议。

二、文献回顾

在西方发达国家,城市房价动态问题很早就受到重视。早期研究主要集中在住房市场效率和城市房价的决定因素上。例如,Hamilton and Schwab(1985)使用美国49个城市统计区的住房平均销售价格数据研究了住房市场效率问题,并拒绝了有效市场假说。Gottlieb(1976)认为长期房价变化受总体经济发展状况的影响。Poterba(1991)认为税收政策和人口因素在房价变动中起着重要作用。Hort(1998)认为收入、使用成本、建筑成本的变化对真实房价有显著影响。随着研究的不断拓展,城市房价动态特征及其影响因素逐渐成为研究的重点。研究者主要从时空两个纬度来刻画房价的动态特征。从时间维度来看,城市房价动态具有序列相关和均值回归特征(Abraham and Hendershott, 1996; Malpezzi, 1999; Meen, 2002; Capozza等, 2004)。这些文献一致认为不同城市房价的序列相关和均值回归程度存在较大差异。例如,Abraham and Hendershott(1996)发现内地城市与沿海城市的房价序列相关特征存在明显差异。从空间维度来看,房价波动存在扩散效应或连锁效应。Pollakowski and Ray(1997)研究了美国不同人口统计区域和主要城市区域的房价扩散方式,他们认为,一个地区的房价冲击会在格兰杰意义上引发同一个地区和其他地区的房价冲击,城市房价变动会在邻近区域间扩散。此外,他们还认为房价变动并没有立即反映可得的公开信息,即住房市场不是有效率的。Meen(1999)指出英国房价展现出了不同空间运动方式,即在上升周期房价首先从东南部上涨,然后逐渐传到其他区域;在下降周期房价先从东南部下跌,然后传到其他区域,他把这种现象定义为“连锁效应”(Ripple Effect)。随后,城市房价动态问题引起了研究者的更广泛关注。Green等(2005)发现不同城市的房价动态与供给弹性的大小密切相关。Peek and Wilcox(2006)认为住房金融制度安排对房价动态有重要影响。Égert and Mihaljek(2007)和 Glindro等(2008)分别研究了中东欧和亚太经济体房价变动的决定因素,前者认为中东欧的房价在很大程度上由传统的经济基本面(如人均GDP、真实利率、住房信贷、人口因素等)和一些转轨因素决定,特别是住房市场和住房金融制度的发展;后者认为房价在供给弹性低、商业环境更加灵活的市场中波动性更强。Warnock and Warnock(2008)发现经济发展阶段、信用制度发展程度以及产权保护强弱等是造成住房金融制度差异的重要原因。

国内对城市房价动态问题的研究起步较晚。就我们收集到的文献来看,仅有为数不多的文献论及了中国房价决定及其动态问题。沈悦和刘洪玉(2004)是国内较早研究房价与经济基本面关系的文献,他们认为经济基本面可以解释中国房价的上涨,但中国住房市场并不符合有效市场假说。受样本数据限制,他们仅研究了1995-2002年中国14个城市的房价决定情况。显然,该文还存在一些可拓展的空间。梁云芳和高铁梅(2007)率先用省际面板数据研究了中国房价波动的区域差异,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),她们认为信贷规模对东、西部地区的房价影响较大,而人均GDP对中部地区的房价影响较大。该文在解释房价波动的区域差异方面有一定突破,但仅从货币政策差异角度给出解释,似乎把问题简单化了。况伟大(2009)研究了物业税对房价的影响,并认为开征物业税将会导致房价下降。该文仅给出了影响房价变动的一个重要因素,但并没有研究房价动态问题。严金海等(2009)研究了北京市房价波动的决定因素,并认为长期房价与经济基本面之间存在稳定的均衡关系,短期房价波动受经济基本面和住房市场调节能力的影响。该文区分了长期房价波动和短期房价波动,这是明显的进步,但它并没有进一步研究长期房价和短期房价的动态特征。

综上所述,国内外相关文献的主要观点可归纳为:(1)长期均衡房价受经济基本面主导,但它与短期实际房价之间存在一定偏差;(2)房价动态具有短期序列相关和长期均值回归特性;(3)城市房价动态受住房

市场发展程度和住房金融制度安排等方面的影响；(4)城市房价波动在空间上存在扩散效应或连锁效应。这些观点对探讨中国城市房价动态特征及其影响因素具有重要借鉴和指导作用,但也存在不足。由于绝大多数研究主要集中在西方发达国家的房价动态问题上,因而它们在估算均衡房价水平及其动态特征时均未考虑地区市场化程度的影响。但是,我国市场经济还处在不断发展和完善过程中,住房市场和住房金融制度还在转轨中,因而,我们认为地区市场化程度对房价动态应该具有不可忽视的影响。此外,由前文对国内文献的评介可知,国内并未见到专门研究城市房价动态特征及其影响因素的文献。

本文的主要贡献体现在:(1)本文关注中国35个大中城市的房价动态特征及其影响因素,而已有文献则主要关注发达国家的经验。由于我国住房市场发展程度、住房金融制度安排和政府作用等方面与发达国家存在显著差异,因而其房价动态特征及其影响因素可能也存在一定差异。从这个意义上来看,本文可能对已有研究提供一些补充。(2)本文通过引入地区市场化指数等地区因素变量来拓展已有的研究。地区市场化指数在同一个地区随着改革进程的推进而变化,它可以综合反映政府与市场的关系、非国有经济的发展、产品市场的发育程度、要素市场的发育程度、市场中介组织的发育和法律制度环境等经济和制度因素的变化,因而本研究在房价动态影响因素的解释方面更有说服力。(3)本文使用的样本规模较大,并且引入了恩格尔系数和住房使用成本等新的解释变量。

三、城市住房价格动态特征的理论模型

我们遵循 Abraham and Hendershott(1996)、Capozza等(2004)和 Glindro等(2008)的思路来研究城市房价动态特征,具体分析如下:

(一)住房基本价值

我们假定,每个时期每个城市的住房存在一个基本价值,它主要取决于城市宏观经济基本面和市场化程度等因素,即:

$$P_{it}^* = f(X_{it}) \quad (1)$$

式(1)中, P_{it}^* 是城市 i 在时间 t 时住房的真实基本价值; $f(\cdot)$ 是外生解释变量向量 X_{it} 的函数。方程(1)可视为由供求关系衍生出来的一种简约式模型,它是目前国际文献中通用的估算住房基本价值主流方法之一。我们选择三类解释变量,包括城市宏观经济基本面和市场化程度等因素,它们共同决定住房的基本价值。第一类是住房需求方面的因素,包括真实城镇人均可支配收入、恩格尔系数、真实住房使用成本;第二类是住房供给方面的因素,包括真实建筑成本和土地供给价格指数;第三类是地区市场化指数,它由五类分指标变量构成,即:政府与市场的关系、非国有经济的发展、产品市场的发育程度、要素市场的发育程度、市场中介组织的发育和法律制度环境,每一类分指标又包含若干类子指标(樊纲等,2010)。地区市场化指数可以全面反映各个地区经济制度变化、地区市场发展情况。有理由相信,地区市场化程度对城市房价决定及其变化有重要影响。

(二)房价短期动态特征

由于信息不对称和供给时滞等原因,住房供求不可能进行瞬时调整,因而在短期内均衡状态很难被观察到。我们认为短期内房价变化受序列相关和回归均值主导,即遵循:

$$\Delta P_{it} = \alpha \Delta P_{i,t-1} + \beta (P_{i,t-1}^* - P_{i,t-1}) + \gamma \Delta P_{it}^* \quad (2)$$

式(2)中 P_{it} 是真实房价, Δ 是差分算子。方程(2)右边第一项是序列相关项,其系数为 α ;第二项促使房价向基本价值回归, β 是向基本价值调整的速率;第三项是基本价值的变化。如果住房市场符合有效市场假说,则 $\gamma=1$ 且 $\alpha=0$,房价将进行瞬时调整。考虑到住房是一种调整缓慢的耐用资产,因而更为合理的假设是当期房价的变化由三部分构成,即自身滞后价格水平的变化($\alpha>0$)、偏离基本价值($0<\beta<1$)以及同期基本价值的变化($0<\gamma<1$)。当系数 α 和 β 取不同的值时,以上模型设定就可以允许房价具有丰富的动态形式。为了分析房价动态特征,我们把方程(2)改写为二阶差分方程(省略下标 i):

$$P_t - (1 + \alpha - \beta)P_{t-1} + \alpha P_{t-2} = \gamma P_t^* + (\beta - \gamma)P_{t-1}^* \quad (3)$$

我们进一步研究相应特征方程 $\lambda^2 - (1 + \alpha - \beta)\lambda + \alpha = 0$ 的特征根, 它们决定着房价动态的特征。考虑到所研究问题的实际意义, 各参数合理的取值范围是 $\alpha > 0$ 、 $0 < \beta < 1$ 且 $0 < \gamma < 1$ 。依据有效市场假设, 如果住房市场是强式有效的, 那么 $\alpha = 0$ 、 $\beta = 0$ 且 $\gamma = 1$, 即不能通过以前房价水平来预测当期价格水平、当期价格变动只与当期均衡价格有关。由于住房市场是信息高度不对称的, 且供给方面存在滞后, 因而不可能是强式有效的, 只能是半强式或弱式有效的。这与 Pollakowski and Ray(1997)、沈悦和刘洪玉(2004)的研究结论是一致的。这就是说我们可以使用(至少是部分的)以前房价水平来预测当期价格水平。另外, 一般情况下房价具有向下刚性。因此, 通常设定 $\alpha > 0$ 、 $\beta > 0$ 及 $0 < \gamma < 1$ 。根据二阶差分方程的有关理论, 无论初始条件如何, 特征根收敛的充要条件是每个根的绝对值都小于1。由此可以求出当 $0 < \alpha < 1$ 时, 特征根收敛; 曲线 FCD (即 $\Delta = (1 + \alpha - \beta)^2 - 4\alpha = 0$) 为特征根是否震荡的分界线, 当 α 和 β 的值位于曲线上方(即 $\Delta < 0$) 时, 就会出现震荡; 当 α 和 β 的值位于曲线下方(即 $\Delta > 0$) 时, 则不出现震荡(特征方程的详细解答过程见附录)。据此, 我们可以划分四个区域来讨论房价的动态特征(见图1), 即:

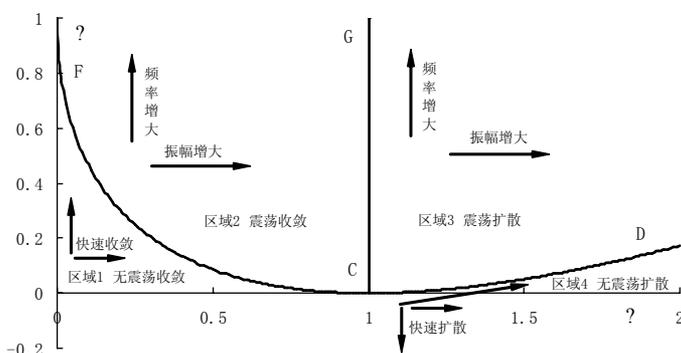


图1 住房价格动态特征图解

(1)区域1无震荡收敛, 此时 $0 < \alpha < 1$ 、 $0 < \beta < 1$ 且 $\Delta > 0$, 房价将单调收敛于均衡水平。在这种情形下, 短期路径本身并不产生房价震荡周期, 即房价动态仅反应其基本价值的变化。收敛速度取决于两个系数的大小, 当 α 和 β 较大时, 收敛速率较大。(2)区域2震荡收敛, 此时 $0 < \alpha < 1$ 、 $0 < \beta < 1$ 且 $\Delta < 0$, 房价将围绕均衡价格水平作减幅震荡。与前一种情形相同, 系数 α 和 β 的大小决定波动的特征。 α 越大则波动的振幅越大, 而 β 越大则波动的频率越高。(3)区域3震荡扩散, 此时 $\alpha > 1$ 、 $0 < \beta < 1$ 且 $\Delta < 0$, 房价将围绕均衡价格水平作增幅震荡运动, 处于一种不稳定状态。与前一种情形相同, α 越大则波动的振幅越大, 而 β 越大则波动的频率越高。(4)区域4无震荡扩散, 此时 $\alpha > 1$ 、 $0 < \beta < 1$ 且 $\Delta > 0$, α 和 β 越大扩散速率越大。房价将会持续脱离其均衡价格水平, 但这种动态一般不可能持久。

(三)城市因素的作用

既然 α 和 β 可以决定房价变化的动态特征, 那么哪些因素决定它们的大小呢? 我们认为它们由城市特定的因素决定, 包括城市经济发展水平(如人均可支配收入)、土地供给价格以及其他一些反映市场发展程度的因素(如市场化指数)。为此, 我们在方程(2)中引入交叉项, 即:

$$\Delta P_{it} = \left\{ \alpha_0 + \sum_j \alpha_j (Y_{ijt} - \bar{Y}_j) \right\} \Delta P_{i,t-1} + \left\{ \beta_0 + \sum_j \beta_j (Y_{ijt} - \bar{Y}_j) \right\} (P_{i,t-1}^* - P_{i,t-1}) + \gamma \Delta P_{it}^* \quad (4)$$

式(4)中, i 标示城市, j 标示变量, t 标示时间, Y_{ijt} 是关于城市特定经济、市场因素的外生解释变量系列, 它们会影响房价动态特征, \bar{Y}_j 是变量 Y_j 的均值。这里去均值的目的在于增强城市之间的可比性, 而引入交叉项则可以允许 α 和 β 随城市和时间变化而变化。对于每个地区, 每个时期的序列相关和均值回归系数分别为:

$$\alpha_i = \alpha_0 + \sum_j \alpha_j (Y_{ijt} - \bar{Y}_j) \quad (5)$$

$$\beta_i = \beta_0 + \sum_j \beta_j (Y_{ijt} - \bar{Y}_j) \quad (6)$$

下面我们将利用方程(1)、(2)和(4)来进行实证分析,并用式(5)和(6)来计算各城市房价动态参数的拟合值。

四、中国城市住房价格动态特征的实证分析

(一)估计思路

本文分四步来估计城市房价的动态特征:第一步,用方程(1)来估算城市均衡房价,并进一步估算出它与实际房价的偏差。从国际文献来看,目前最常用的估算方法有简约式模型、生命周期模型、弥补成本模型等。本文将使用简约式模型来估计城市均衡房价。与通常方法不同的是,本文增加了地区市场化程度等新变量来确定城市均衡房价。第二步,用方程(2)来估算城市房价的动态特征参数,即序列相关系数 α 、均值回归系数 β 和同期调整系数 γ 。第三步,引入交叉项来分析城市经济、市场因素对房价动态特征的影响,并用方程(4)来估算城市因素对各参数的影响。第四步,用方程(5)和(6)来拟合各城市的房价动态参数并计算其平均值。

(二)数据描述

本文主要使用中国35个大中城市1997-2007年的有关数据,^①各主要变量的定义及其数据来源见表1。^②人均可支配收入、建造成本以及住房使用成本均通过实际CPI调整为1997年的水平。人均可支配收入和建造成本使用对数形式。此外,还需要作几点特别说明:

表1 变量的定义及其数据来源

符号	变量名称	定义	单位	数据来源
P	住房价格指数	住房价格指数(以1997年为基期)	-	
$\ln Inc$	真实人均可支配收入	真实城镇人均可支配收入的对数	元	历年《中国统计年鉴》、各省市历年《统计年鉴》、《中国固定资产投资统计年鉴》、历年《中国固定资产投资统计年鉴》、《中国城市统计年鉴》、历年《中国房地产统计年鉴》。
$Engerco$	恩格尔系数	食物支出占收入的百分比	%	
CPI	居民消费价格指数	实际居民消费价格指数	%	
$Land$	土地交易价格指数	土地交易价格指数(以1997年为基期)	-	
$\ln Cost$	真实住房建造成本	真实住房建造成本的对数	元/m ²	
$UCost$	真实住房使用成本	见正文中的有关定义	%	计算得到
MR	住房抵押贷款利率	5年期住房抵押贷款年利率	%	中国人民银行
$Mindex$	地区市场化指数	中国各省区市场化指数总得分	-	樊纲等《中国市场化指数》

^①选择这个时段的主要原因是最新的《中国市场化指数》只报告了这个时段的地区市场化情况。

^②我们还收集了各城市的GDP、人口总量及其自然增长率等数据,但均因在回归分析中系数不显著而被剔除。

第一,变量 $UCost$ 用于测度住房使用者的真实使用成本,它是一个导出变量,计算公式如下:^①

$$UCost = \text{住房抵押贷款利率} + \text{房地产税率} - CPI + 1\% \quad (7)$$

住房抵押贷款利率取中国人民银行发布的5年期住房抵押贷款利率;由于我国地方政府普遍按1.2%的标准征收房地产税(况伟大,2009),因而房地产税率取1.2%;式(7)中最后一项是维修与折旧率,国际经验通常取3%,由于我国的维修与折旧费提取比较低,因此我们按1%计算。^②

第二,变量地区市场化指数用于衡量各城市的市场化程度。由于目前我国没有公布城市市场化指数,因而本文使用省际市场化指数来替代城市市场化指数。具体而言,每个城市的市场化指数用该城市所在省份的市场化指数来替代。

第三,对数据平稳性问题的说明。为了避免伪回归,我们使用LLC检验(Levin等,2002)和IPS检验(Im等,2003)对各指标的平稳性进行了检验,^③人均可支配收入和建造成本呈现非平稳性,但其一阶差分都是稳定的。由于本文的主要分析工具是二阶差分方程,因而数据非平稳性不是一个问题。

(三)估计结果

1. 中国城市住房基本价值

按照拟定的估计方法,我们使用固定效应和随机效应估计了35个大中城市房价水平的长期均衡方程(见表2),并通过Hausman检验来确定模型形式(检验结果表明固定效应估计优于随机效应估计)。从估计结果来看,房价指数与人均可支配收入、恩格尔系数、土地交易价格指数、住房建造成本、住房使用成本以及地区市场化指数均呈正相关关系。各变量系数的符号和大小与本文理论模型基本一致。例如,人均可支配收入增长1%,则房价指数水平增长0.209%;土地交易价格指数增长1%,则房价指数增长0.113%。值得注意的是,市场化指数平均提高1个指数单位,则房价指数水平增长5.3%。这表明改善市场环境(如减少政府对市场的干预、促进产品和要素市场发展、改善市场中介组织的发育和法律制度环境等)有利于住房的交易和流通,并对房价产生正面影响。

2 中国城市房价短期动态特征

在分析城市房价短期动态特征时,我们使用第一阶段估计的 P^* 来计算实际房价指数对均衡房价指数的偏离。我们仍然使用固定效应和随机效应两种方法对方程(2)进行估计,估计结果报告在表(3)中。Hausman检验表明固定效应估计优于随机效应估计,其原因是前者可以控制一些可能被遗漏的、不可观测的城市因素。从结果来看,序列相关系数 α 、均值回归系数 β 和同期调整系数 γ 的大小和符号与本文理论模型基本一致。同期调整系数 γ 表明住房市场比其他流动性更强的资产(如股票)调整速度要慢得多,这是因为经济冲击引起均衡房价指数变动时,仅有37.6%在当期房价调整得到反映,而另外62.4%会随着时间逐步调整。此外,房价指数表现出较强的序列相关性(α 值为0.612),而均值回归特性则较弱(β 值为0.162)。

3.城市因素的作用

为了进一步考察哪些因素会影响房价动态特征参数,我们允许它们随时间和城市的变化而变化,也就是考虑它们与城市因素的交互作用。这里主要考虑真实人均可支配收入及其变化、住房建造成本、土地价格指数及其变化、住房使用成本、地区市场化指数与各参数的交互作用,^④对方程(4)进行估计,结果报告在表3中。需要说明的是,在估计方程(4)时,我们对引入交叉项的各变量进行了去均值,目的在于增强不同城市间的可比性。实证结果表明:住房使用成本、地区市场化指数、土地价格指数及其变化对序列相关

^①参见Green and Malpezzi(2003,pp.55-60)的有关论述,但本文使用的公式根据我国实际情况进行了修改。具体来说,由于税制差异,我国住房抵押贷款支出的“税盾”作用并不普遍,因此,我们删除(1-所得税率)。此外,我们还调低了维修与折旧率。

^②依据匿名审稿人的建议,我们根据我国实际情况调低了维修与折旧率,分别按1%、0.5%和0%三种情况进行了计算,但所得结果并无实质性差异,因此,在回归结果中我们只报告了1%的情形。

^③本文的数据平稳性检验和模型估计均使用stata11.1软件来完成的。

^④我们还把其他变量如恩格尔系数引入交叉项,但都因系数不显著而被剔除了。

表2 中国城市住房基本价格决定

变量	固定效应		随机效应	
	系数	t 值	系数	z 值
<i>lnInc</i>	0.209***	4.25	0.170***	3.26
<i>Engerco</i>	0.005**	2.18	0.001	0.55
<i>Land</i>	0.113***	6.43	0.148***	7.95
<i>lnCost</i>	0.126***	3.37	0.049	1.29
<i>UCost</i>	0.010**	2.07	0.009*	1.87
<i>Mindex</i>	0.053***	7.38	0.049***	6.53
常数	-2.342***	-5.79	-1.314***	-3.15
R ²	0.796 (组内)		0.787 (组内)	
	0.024 (组间)		0.056 (组间)	
	0.340 (全部)		0.410 (全部)	
Wald chi2 (P 值)	224.07 (0.000)		1031.13 (0.000)	
Hausman 值 (P 值)	261.71 (0.000)			
模型	固定效应			
观测值	385		385	

注:(1)被解释变量为P;(2)***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著。

系数 α 有显著影响;真实人均可支配收入及其变化、住房建造成本、地区市场化指数对均值回归系数 β 有显著影响。当住房使用成本发生一个标准差变化时,序列相关系数 α 增加1.1%;当市场化指数发生一个标准差变化时,序列相关系数 α 增加0.4%,而均值回归系数 β 则增加3.4%;当土地交易价格指数发生一个标准差变化时,序列相关系数 α 减小2.8%,但当土地交易价格指数的变化增大一个标准差变化时,序列相关系数 α 增大5.9%;真实人均可支配收入、真实住房建造成本发生1%的一个标准差变化时,均值回归系数 β 分别增加0.31%和0.198%。

为了清楚地看到各城市房价的动态特征,我们利用式(5)和(6)拟合了各城市1998-2007年的序列相关系数 α 和均值回归系数 β ,由于差分原因实际只有350个拟合值,结果报告在图2中。另外,我们还根据拟合值计算了1998-2007年各城市房价动态参数的平均值(分别按城市平均和年度平均),结果分别报告在图3和图4中。综合图1-4,我们可以得到以下几个结论:

(1)各城市房价动态参数的拟合值几乎全部落入震荡收敛区内(即区域2),只有不到1.5%的拟合值落入无震荡收敛区内(即区域1),没有拟合值落入扩散区内(即区域3和区域4)。(2)东部城市房价的波动振幅普遍高于中西部城市。就城市平均而言,^①广州市房价波动的振幅最大,其次是上海、深圳、宁波等,其他城市房价波动的振幅从右至左依次减弱;在35个大中城市中内,杭州市房价波动的频率最大,其次是上海、沈阳等,其他城市越靠下方,波动频率越小(见图3)。(3)就年度平均而言,35个大中城市房价波动振幅最大的两年分别是1998年和2007年(见图4)。另外,从1999年起,35个大中城市的平均房价波动振幅有逐渐增大的趋势,2006-2007年平均房价波动振幅增长幅度较大,但波动频率变化幅度不大。这些结论与历史经验是一致的。1997年亚洲金融危机爆发后,我国城市房价确实出现大幅波动;而在2008年美国爆发次贷危机之前,我国城市房价也出现了大幅增长,直到危机爆发后我国城市房价才开始逐渐回落。

^①这里是指按城市取1998-2007年的平均值。

表3 中国城市住房价格短期动态特征

变量	对方程(2)的估计				对方程(4)的估计			
	固定效应		随机效应		固定效应		随机效应	
	系数	t 值	系数	z 值	系数	t 值	系数	z 值
LD.P (A)	0.612***	14.66	0.670***	16.93	0.530***	10.72	0.635***	12.13
UCost*A	-	-	-	-	0.011***	2.63	0.010***	2.61
Mindex*A	-	-	-	-	0.004**	2.31	0.001	0.79
Land*A	-	-	-	-	-0.028***	-4.11	-0.019***	-3.28
D.Land*A	-	-	-	-	0.060***	3.76	0.045***	2.87
LD.(P-P) (B)	0.162***	6.96	0.028***	2.96	0.149***	5.37	0.016	0.77
lnInc*B	-	-	-	-	-0.340***	-4.54	-0.178***	-2.95
D.lnInc*B	-	-	-	-	0.309**	2.23	0.068	0.49
D.lnCost*B	-	-	-	-	0.200***	2.59	0.122**	2.41
Mindex*B	-	-	-	-	0.035***	3.13	0.017**	2.22
D.P	0.376***	8.56	0.361***	8.07	0.278***	5.21	0.317***	5.80
常数	0.006**	2.15	0.005*	1.66	0.096**	2.90	0.093**	2.76
R ²	0.589 (组内)		0.535 (组内)		0.668 (组内)		0.589 (组内)	
	0.196 (组间)		0.888 (组间)		0.164 (组间)		0.839 (组间)	
	0.405 (全部)		0.612 (全部)		0.397 (全部)		0.647 (全部)	
Wald chi2	132.17		489.89		49.24		554.60	
(P 值)	(0.000)		(0.000)		(0.000)		(0.000)	
Hausman 值	42.22				129.72			
(P 值)	(0.000)				(0.000)			
模型	固定效应				固定效应			
观测值	315				315			

注:(1)D.表示一阶差分,LD.表示一阶滞后差分;(2)被解释变量为D.P;(3)***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著。

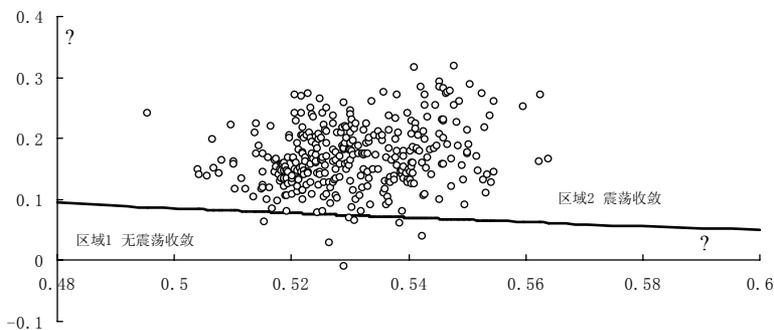


图2 1998-2007年中国35个大中城市房价动态参数的拟合值

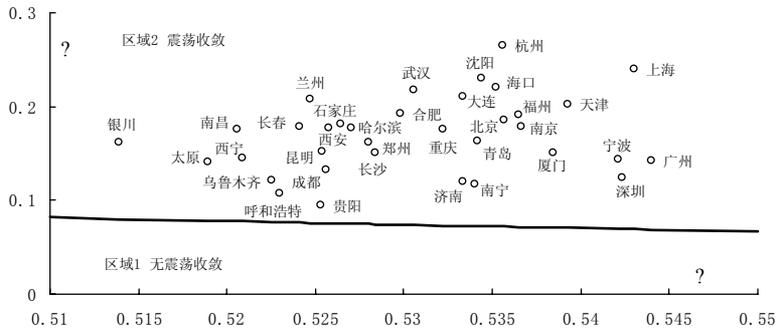


图3 1998-2007年中国35个大中城市房价动态参数的平均值

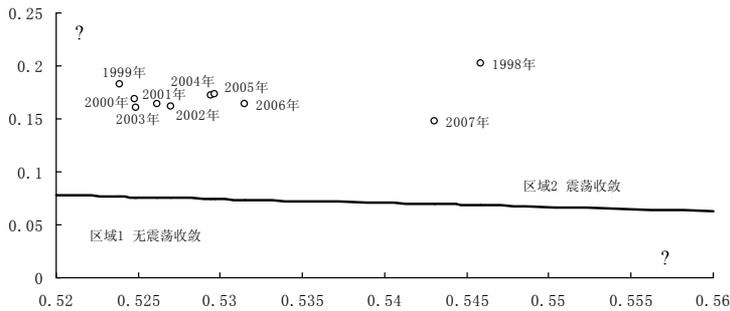


图4 1998-2007年中国35个大中城市房价动态参数的年平均值

由以上分析可知,在不同时段里,各城市房价的动态特征因城市因素不同而存在差异。从35个大中城市的整体情况来看,我国城市房价波动幅度、频率均处于正常范围内,没有出现偏离经济基本面的扩散现象。

五、结论与政策建议

本文从理论和实证两个层面研究了1997-2007年间中国35个大中城市的住房价格动态特征。首先,我们构建二阶差分模型分析了房价的动态特征(即序列相关、均值回归和同期调整特征);其次,我们利用中国35个大中城市1997-2007年的面板数据估计了各城市的房价动态参数;然后,我们分析了人均可支配收入、住房建造成本、住房使用成本、土地交易价格指数、地区市场化程度等城市因素对各房价动态参数的影响;最后,我们还拟合了各城市的房价动态参数值,并分别按城市和年度计算了平均值。

本文所得主要结论有:(1)中国城市房价动态具有序列相关和均值回归特征,并且前者较强后者较弱;(2)住房使用成本、地区市场化指数、土地交易价格指数及其变化对序列相关系数 α 有显著影响;(3)真实人均可支配收入及其变化、住房建造成本、地区市场化指数对均值回归系数 β 有显著影响;(4)各城市的房价动态参数拟合值几乎全部落入震荡收敛区内,但其收敛速度、震荡幅度和频率均存在不同程度的差异,东部城市房价的波动振幅普遍高于中西部城市;(5)1999年后35个大中城市的平均房价波动振幅有逐渐增大的趋势,尤其是2007年的房价波动振幅相对于2006年出现了非正常增长(见图4),几乎达到了1998年亚洲金融危机时的水平,但波动频率变化幅度不大。

综上所述,我国城市房价因城市经济、市场化程度等因素的差异而表现出不同程度的序列相关和均值回归特征。整体而言,2007年以前各城市的房价波动振幅和频率均处于正常范围内,没有出现偏离经济基本面的扩散现象,但2007年相对于2006年房价波动振幅出现了非正常增长,这在一定程度上预示着在不

久的将来可能会出现新的房价危机。受数据限制,我们没有研究2007年以后的城市房价动态特征,但平均房价波动振幅的增长趋势明显。鉴于此,我们建议各级政府管理部门根据各城市房价所处的“区域”及其收敛或扩散状况因地制宜地采取差别政策,把各城市的房价动态控制在可以接受的范围内。例如,可以根据房价波动的振幅和频率构建房价波动区间预警机制,定期发布房价波动信息,以供投资者、政府及相关机构决策之用。

参考文献

- [1] 樊纲、王小鲁、朱恒鹏,2010,《中国市场化指数》,经济科学出版社。
- [2] 况伟大,2009,《住房特性、物业税与房价》,《经济研究》,第4期,151-160。
- [3] 梁云芳和高铁梅,2007,《中国房地产价格波动区域差异的实证分析》,《经济研究》,第8期,133-142。
- [4] 沈悦和刘洪玉,2004,《住房价格与经济基本面:1995-2002年中国14城市的实证研究》,《经济研究》,第6期,78-86。
- [5] 严金海、丰雷和包晓军,2009,《北京住房价格波动研究》,《财贸经济》,第5期,117-123。
- [6] Abraham, J.M. and P.H. Hendershott, 1996, “Bubbles in Metropolitan Housing Markets”, *Journal of Housing Research*, 7(2), pp.191-207.
- [7] Capozza, D., P. Hendershott and C. Mack, 2004, “An Anatomy of Price Dynamics in Illiquid Markets: Analysis and Evidence from Local Housing Markets”, *Real Estate Economics*, 32(1), pp. 1-32.
- [8] Cho, M., 1996, “House Price Dynamics: A Survey of the Theoretical and Empirical Issues”, *Journal of Housing Research*, 7(2), pp.145-172.
- [9] Égert B. and D. Mihaljek, 2007, “Determinants of House Prices in Central and Eastern Europe”, *BIS Working Papers*, No.236.
- [10] Glindro E., T. Subhanij, J. Szeto and H. Zhu, 2008, “Determinants of House Prices in Nine Asia-Pacific Economies”, *BIS Working Papers*, No.263.
- [11] Gottlieb, M. 1976, “Long Swings in Urban Development”, New York: Columbia University Press for NBER.
- [12] Green R. and S. Malpezzi 2003, “A Primer on U.S. Housing Markets and Housing Policy”, Washington D.C.: the Urban Institute Press.
- [13] Green, R., S. Malpezzi and S. Mayo, 2005, “Metropolitan-Specific Estimates of the Price Elasticity of Supply of Housing, and Their Sources”, *American Economic Review*, 95(2), pp. 334-339.
- [14] Hamilton B.W. and R.M. Schwab, 1985, “Expected Appreciation in Urban Housing Markets”, *Journal of Urban Economics*, 18(1), pp.103-118.
- [15] Hort, K., 1998, “Determinants of Urban House Price Fluctuations in Sweden 1968-1994”, *Journal of Housing Economics*, 7(2), pp.93-120.
- [16] Im, K.S., M.H. Pesaran, and Y. Shin, 2003, “Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels”, *Journal of Econometrics*, 115(1), pp.53-74.
- [17] Levin, A., C.F. Lin, and C.S.J. Chu, 2002, “Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-sample Properties”, *Journal of Econometrics*, 108(1), pp.1-24.
- [18] Malpezzi, S., 1999, “A Simple Error Correction Model of House Prices”, *Journal of Housing Economics*, 8(1), pp.27-62.
- [19] Meen, G., 1999, “Regional House Prices and the Ripple Effect: A New Interpretation”, *Housing Studies*, 14(6), pp.733-753.
- [20] Meen, G., 2002, “The Time-Series Behavior of House Prices: A Transatlantic Divide?” *Journal of Housing Economics*, 11(1), pp.1-23.
- [21] Peek, J., and J. Wilcox, 2006, “Housing, Credit Constraints, and Macro Stability: The Secondary Mortgage Market and Reduced Cyclicity of Residential Investment”, *American Economic Review*, 96(2), pp. 135-140.
- [22] Pollakowski, H.O. and T.S. Ray, 1997, “Housing Price Diffusion Patterns at Different Aggregation Levels: An Examination of Housing Market Efficiency”, *Journal of Housing Research*, 8(1), 107-124.
- [23] Poterba, J.M., 1991, “House Price Dynamics: The Role of Tax Policy and Demography”, *Brookings Papers on Economic Activity*, 0(2), pp.143-183.
- [24] Warnock, V.C. and F.E. Warnock, 2008, “Markets and Housing Finance”, *Journal of Housing Economics*, 17(3), pp. 239-251.
- [25] Yao, R. and H. Zhang, 2005, “Optimal Consumption and Portfolio Choices with Risky Housing and Borrowing Constraints”, *Review of Financial Studies*, 18(1), pp. 197-239.

Abstract: This article analyzes the dynamics of housing prices in 35 large and medium-sized cities' (LMSCs) in China between 1997 and 2007 from both theoretical and empirical levels and investigates the role of different urban factors in determining housing prices. The findings are: (1) China's urban housing prices exhibit strong serial correlation and weak mean reversion; (2) user costs, regional index of marketization, and transactions price indices of land have a significant effect on serial correlation of housing prices; (3) real incomes, construction cost, and the regional index of marketization have a significant effect on mean reversion; (4) almost all of the urban fitted values for parameters lie in the convergent oscillatory region, and the amplitudes of eastern cities are generally higher than those of middle and western cities; (5) the average amplitudes of housing prices in 35 LMSCs have shown an enlarging trend since 1999, especially in 2007, but the frequency changed little.

Key Words: Urban Housing Prices; Serial Correlation; Mean Reversion

附录 差分方程的解及其收敛性

解: 在方程(3)中, 我们把均衡房价 P_t^* 视为已知常数, 则方程(3)可转化为:

$$P_t - (1 + \alpha - \beta)P_{t-1} + \alpha P_{t-2} = \beta P^*$$

这里假定初始条件为 $P(0) = P_0$, 则 $P(1) = P_0 + \beta(P^* - P_0)$

上述差分方程的特征方程为:

$$\lambda^2 - (1 + \alpha - \beta)\lambda + \alpha = 0$$

令 $\Delta = (1 + \alpha - \beta)^2 - 4\alpha$, 则方程两根为:

$$\lambda_1, \lambda_2 = \frac{(1 + \alpha - \beta) \pm \sqrt{\Delta}}{2}$$

(1) 有两个不同实根的情形 ($\Delta > 0$)

$$P_t = C_1 \lambda_1^t + C_2 \lambda_2^t + P^*$$

这里 $C_1, C_2 = \frac{(P_0 - P^*)}{2} \left\{ 1 \mp \frac{\alpha + \beta - 1}{\sqrt{\Delta}} \right\}$

由于特征根收敛的充要条件是每个根的绝对值都小于1, 故有:

$$|\lambda_1| < 1, \quad |\lambda_2| < 1$$

解得 $0 < \beta < 2 + 2\alpha$

又 $|\alpha| = |\lambda_1 \lambda_2| < 1$

故 $\Delta > 0$ 时, 特征根收敛的充要条件是 $-1 < \alpha < 1$ 且 $0 < \beta < 2 + 2\alpha$ 。

(2) 有两个重实根的情形 ($\Delta = 0$)

$$P_t = (C_3 + C_4 t) \left\{ \frac{1 + \alpha - \beta}{2} \right\}^t + P^*$$

这里 $C_3 = \frac{2(P_0 - P^*)}{1 + \alpha - \beta}, C_4 = \frac{2\beta(P^* - P_0)}{1 + \alpha - \beta}$

特征根的收敛条件是: $|\lambda_1| < 1, \quad |\lambda_2| < 1$

解得 $\alpha - 1 < \beta < 3 + \alpha$

又 $(1 - \lambda_1)(1 - \lambda_2) = 1 - (\lambda_1 + \lambda_2) + \lambda_1 \lambda_2 = 1 - (1 + \alpha - \beta) + \alpha = \beta > 0$ 且 $|\alpha| = |\lambda_1 \lambda_2| < 1$

故 $\Delta = 0$ 时, 特征根收敛的充要条件是 $0 \leq \alpha < 1$ 且 $0 < \beta < 3 + \alpha$, 即曲线 AFC。

(3) 有两共轭复根的情形 ($\Delta < 0$)

$$P_t = (\sqrt{-\Delta})^t \{ C_5 \cos(\theta t) + C_6 \sin(\theta t) \} + P^*$$

这里 $C_5 = P_0 - P^*, C_6 = \frac{(\alpha + \beta - 1)(P_0 - P^*)}{\sqrt{-\Delta}}, \theta = \arccos \frac{1 + \alpha - \beta}{2\sqrt{-\Delta}}$

特征根的收敛条件是: $\sqrt{-\Delta} < 1$ 且 $\alpha > 0$

故 $\Delta < 0$ 时, 特征根收敛的充要条件是 $0 < \alpha < 1$ 。

综合上述情形, 仅从数学角度考虑, 特征根收敛的充要条件是 α 和 β 的值位于图 1' 中三角形 ABC 区域内。

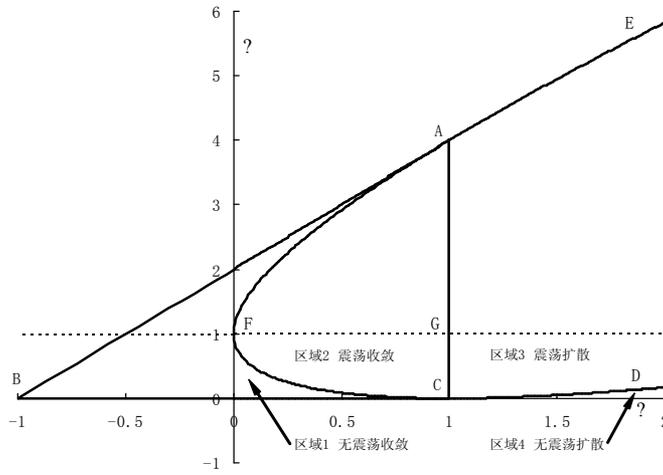


图 1' 住房价格动态特征图解