

中国城市房价周期波动特征 ——以北京、上海、广州与深圳为例

陈英楠 陈 建*

摘要 本文研究北京、上海、广州与深圳四大城市的住房价格(以下简称房价)周期波动特征。通过使用四大城市从 1991 年一季度(1993 年二季度)至 2010 年一季度的房价指数数据,本文考察了上述城市房价的长期趋势与短期波动。本文的主要发现包括:(1)古典周期特征方面,四大城市房价都经历了一个完整周期,本轮周期正在形成中。(2)现代周期特征方面,四大城市真实房价趋势成分主要表现出从 20 世纪 90 年代初开始下降及 21 世纪初开始至 2010 年一季度的上涨趋势。四大城市房价周期成分表现出明显的波动性、持续性和对称性,仅有广州和深圳的房价波动存在顺周期的同期协动性。此外,1998 年住房制度市场化改革后,四大城市房价周期成分的波动性、持续性和协动性特征均发生了明显变化。

关键词 房价周期 波动特征 古典周期 现代周期

一、引言

中国城市住房制度市场化改革始于 20 世纪 80 年代中后期,东部沿海地区住房市场进入迅速发展时期^①。1992—1993 年,广西北海和海南等局部地区曾经出现房地产泡沫^②。随后,全国性的市场化改革在 1998 年得到根本性深化——全面停止住房实物分配和实行按揭贷款政策。从 2003 年开始,以北京、上海、广州和深圳为代表的部分城市的高房价问题再次成为公众、产业界、学术界和政策制定者所关注的焦点。那么,从 20 世纪 90 年代初至晚近时期,中国城市房价波动呈现出怎样一种画面?

遗憾的是,虽然各界十分关注房价变动,但主要集中于判断房价的短期走势,如媒体上热衷讨论房价什么时候出现“拐点”。据我们所知,鲜有学术文献讨论中国房价的

* 陈英楠(通讯作者),清华大学恒隆房地产研究中心, E-mail: chenyingnan@tsinghua.edu.cn, 通讯地址:北京市海淀区清华大学 10 号楼 305 室, 邮政编码: 100084; 陈建,中国人民大学经济学院, E-mail: pro.chenjian@263.net; 作者感谢中国人民大学经济学院刘元春教授、商学院况伟大教授、华南农业大学经济管理学院刘仁和教授以及日本一桥大学商学研究科讨论会参加者清水启典教授、陈思翀博士等对论文初稿提出的宝贵建议;感谢李肖聚同学在数据处理方面给予的帮助;此外,第一作者感谢教育部 2010 年度“博士研究生学术新人奖”项目的资助,本文也得到国家社会科学基金重大项目与青年项目(09&ZD042, 12CJY029)、国家自然科学基金面上项目(70973065)、教育部人文社会科学研究规划基金项目与青年基金项目(09YJA790074, 12YJC790015)以及清华大学自主科研计划的资助;特别感谢审稿专家极富建设性的修改意见使得本文得以大幅改善。当然,文责自负。

① 例如,1987 年 11 月,深圳市政府首次公开招出让住房用地。参见中国人民银行房地产金融分析小组(2005)。

② 1993 年 6 月,中共中央、国务院下发《关于当前经济情况和加强宏观调控的意见》,明确提出“坚决制止炒房地产获取暴利的行为”。

周期波动,特别是在城市层面。鉴于此,本文试图从总结房价周期波动特征角度来理解北京、上海、广州与深圳四个城市房价的长期趋势和短期波动^①,以期从周期的视角观察中国城市房价,并尝试填补这一学术工作空缺。

房价存在与宏观经济总体变量类似的周期波动,即呈现出复苏、繁荣、衰退与萧条四个阶段^②。关于经济周期的研究,学者们从讨论古典经济周期发展到目前理解和认识现代经济周期,即在一个统一分析框架下,综合分析长期经济增长与短期经济波动(刘金全和范剑青,2001)。古典周期把经济波动理解为有固定的波动周期,或由多个固定周期组合而成;现代周期分析去除趋势成分后的时间序列各阶矩特征,即考察经济波动的纯波动特征(陈昆亭等,2004)。而去除时间序列变量中趋势成分的主要方法是使用各种滤波工具,如HP滤波(Hodrick and Prescott,1980)、BK滤波(Baxter and King,1999)和CF滤波(Christiano and Fitzgerald,2003)等,以及结构时间序列模型(Harvey,1989; Harvey and Shephard,1993)^③。进一步地,学者们考察宏观经济总体变量时间序列数据去除趋势成分后得到的周期成分的波动特征,主要分析变量的波动性、持续性、协动性和非对称性等特点。

近年来,一些学者将研究经济周期的计量模型应用于考察房价周期波动特征。Chen *et al.* (2004)使用结构时间序列模型考察了香港、新加坡、东京和台北四个亚洲住房市场价格的趋势和周期特征。Clark and Coggin(2009)也使用结构时间序列模型分析了美国9个区域和2个超级区域(super-regional)因素房价的趋势、周期和收敛特征。现有国内文献主要关注全国层面的房地产周期,并多仅限于识别周期的研究^④。何国钊等(1996)是较早讨论国内房地产周期的文献。通过选择商品房价格等8项指标构造了房地产周期扩散指数,他们认为从1981—1987年为第一周期、1987—1989年为第二周期、1989—1994年仍处于第三周期的形成过程中。“房地产周期波动研究”课题组(2002)选择房地产投资增长率等6项指标构造了房地产周期合成指数,他们认为从1981—2001年及未来一段时间,房地产业可划分为四个周期:1981—1983年为第一个周期、1984—1990年为第二个周期、1991—1996年为第三个周期、第四个周期从1997年开始。张晓晶和孙涛(2006)以房地产投资增长率为指标对中国房地产周期(1978—2004年)进行了简单划分,他们认为房地产市场经历了三个周期:1978—1991年为第一个周期、第二个周期为1992—1997年,第三个周期从1998年开始。综合上述文献,中国经济体

① 由于四大城市的房地产业发展明显领先于其他中国城市,实务界也常将这四个城市称为四大一线城市。

② 从20世纪90年代中期至美国次贷危机爆发前,全球众多国家的房价经历了同步的快速和大幅上涨(陈建和陈英楠,2009)。随着2008年全球经济危机的爆发,许多国家的房价也紧随美国房价的下行而进入衰退期。上述全球性现象近年吸引了许多研究者从跨国或国别的角度,考察全国层面或地区层面的房价“繁荣—萧条”周期。例如Girouard *et al.* (2006)、André(2010)与Bracke(2011)讨论了OECD国家房价周期,Hilbers *et al.* (2008)关注西欧国家,Égert and Mihaljek(2007)分析了中东欧国家,而Hiebert and Roma(2010)讨论欧元区与美国的房价波动。

③ 相对而言,在研究经济周期波动中使用滤波工具比结构时间序列模型要更为广泛。关于HP、BK和CF三种滤波器的评述,可参见汤铎铎(2007)。

④ 郭娜和梁琪(2011)采用CF滤波方法对1992年一季度至2010年二季度期间的全国房地产市场指标(包括房地产价格)进行了去势处理,并依据周期成分划分周期特征。感谢审稿专家建议我们关注最新的研究进展。

制改革明确以建立社会主义市场经济体制为目标后,房地产市场大概经历了一个周期(约从1991—1997年),而1998年住房制度改革后的新一轮周期正在形成中。

本文将通过使用北京^①、上海、广州和深圳四大城市从1991年一季度至2010年一季度的真实房价指数来考察上述城市房价周期的古典与现代特征。对于古典周期特征,我们分析四大城市房价的周期识别(“谷—谷”法)、扩张期和收缩期的波幅及持续时间等。对于现代周期特征,我们使用HP滤波法去除经过检验时间序列趋势性的房价变量的趋势成分,再分析房价变量周期成分的波动性、持续性、协动性和非对称性特征;此外,考虑到住房制度市场化改革在1998年后开始全面实施,本文以1999年一季度为断点,比较了住房制度改革前后子样本区间的波动特征^②。

相对于已有文献,本文的贡献可能在于:我们使用的样本数据可以较为完整地反映四大城市从20世纪90年代初至2010年一季度的房价周期波动,并通过使用研究经济周期的常用计量模型与统计方法来刻画四大城市房价的波动特征,为进一步理解中国城市层面房价波动的影响因素及建立理论模型提供典型化事实基础。

本文余下部分的结构安排:第二部分讨论研究房价周期波动特征的思路,并对数据进行说明;第三部分分析房价周期的古典和现代周期特征;第四部分总结四大城市房价周期波动的主要特点,并提出进一步研究的方向。

二、研究设计

(一) 波动特征分析思路

本文将分别从古典周期和现代周期两个层面来考察四大城市房价的周期波动特征。对于古典周期,我们分析四大城市房价的周期识别(“谷—谷”法)、扩张期和收缩期的波幅及持续时间等。对于现代周期,我们遵循研究经济周期典型化事实文献的基本思路^③。首先,本文使用ADF方法(Dickey and Fuller, 1979)检验各城市房价时间序列变量的时间趋势性质。其次,运用HP滤波法(Hodrick and Prescott, 1980)去除房价变量时间序列中的趋势成分,并得到房价周期成分序列。

假设存在一个包含趋势成分(y_t^T)和周期成分(y_t^C)的时间序列 y_t ,HP滤波法的实质是过滤掉低频的趋势成分 y_t^T ,而保留高频成分 y_t^C 。因此,它是对理想低通滤波的一个线性近似。具体而言,它是通过最小化损失函数而得到:

$$\min \left\{ \sum_{t=1}^T (y_t - y_t^T)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} \left[\left(y_{t+1}^T - y_t^T \right) - \left(y_t^T - y_{t-1}^T \right) \right]^2 \right\} \quad (1)$$

其中, T 是样本个数。HP滤波依赖于参数 λ ,该参数需要先验地给定,例如对于季度数据 λ 的经验取值通常是1 600。

① 限于数据,北京从1993年二季度开始。

② Égert and Mihaljek(2007)发现8个中东欧转轨经济体的住房市场制度改革对本国的真实房价波动产生了显著影响。

③ 参见 Agénor et al. (2000)。

然后,本文对去除趋势成分后得到的各城市房价周期成分序列进行以下分析。

1. 波动性

一般而言,反映房价周期成分波动性大小的指标是标准差。标准差越大,说明房价周期成分偏离其长期趋势的程度越大;反之则反是。标准差的计算公式为:

$$\sigma(c) = \sqrt{\frac{1}{N-1} \sum_{t=1}^N (c_t - \bar{c})^2} \quad (2)$$

其中 N 为样本个数 $\bar{c}$ 为样本均值。

2. 持续性

房价变量通常会表现出短期正向序列相关和长期负向序列相关(即均值回复)的特点^①。本文根据自相关函数测度波动持续性。一般而言,序列的自相关程度越大,波动的持续性越强。时间序列滞后阶的自相关系数估计公式为:

$$r_k = \frac{\sum_{t=k+1}^N (c_t - \bar{c})(c_{t-k} - \bar{c})}{\sum_{t=1}^N (c_t - \bar{c})^2} \quad (3)$$

其中 N 表示样本个数 $\bar{c}$ 表示样本均值。

3. 协动性

房价周期成分运行中,不同地区房价变量之间可能存在一定相关性。本文利用时差相关系数来反映四大城市中任意两个城市之间房价变量的协动性。设 $y = \{y_1, y_2, \dots, y_n\}$ 为基准指标 $x = \{x_1, x_2, \dots, x_n\}$ 为被选择指标 r 为时差相关系数,则有:

$$r_l = \frac{\sum_{t=1}^{N_l} (x_{t-l} - \bar{x})(y_t - \bar{y})}{\sqrt{\sum_{t=1}^{N_l} (x_{t-l} - \bar{x})^2 \sum_{t=1}^{N_l} (y_t - \bar{y})^2}} \quad (4)$$

其中 $l < 0$ 时表示超前期 $l = 0$ 时表示同期 $l > 0$ 时表示滞后期 N_l 是数据取齐后的样本个数。

4. 非对称性

房价周期成分波动的深度和急剧程度在扩张期和收缩期可能表现出明显的差异性。本文使用 Sichel(1993)提出的非对称性研究方法,考察深度型(deepness)非对称和陡峭型(steeptness)非对称。深度型非对称是指扩张期和收缩期的深度不同,若扩张期的深度大于收缩期,则称之为深度扩张型非对称,反之为深度收缩型非对称。陡峭型非对称是指扩张期的上升速度与收缩期的下降速度不同,若上升速度大于下降速度则称之为陡升缓降型非对称,反之为缓升陡降型非对称。根据 Sichel(1993),可以构造深度型非对称的统计量:

$$S_1 = \left[\left(\frac{1}{N} \sum_{t=1}^N (c_t - \bar{c})^3 \right) \right] / \sigma(c)^3 \quad (5)$$

① 参见 Capozza et al. (2004)。

其中, N 指样本个数, c_t 是序列的周期成分, $\bar{c}$ 是其均值, $\sigma(c)$ 是其标准差。检验深度型非对称, 首先需要构造一个偏移样本: $Z_t = (c_t - \bar{c})^3 / \sigma(c)^3$, 用此时间序列对常数进行回归, 得到 S_1 , 并计算出 Newey-West 标准差。为了消除序列相关的影响(若存在序列相关, S_1 不具有原假设下的正态分布), 用 S_1 除以 Newey-West 标准差作为检验统计量 U , 该统计量在原假设下渐近服从正态分布, 从而可以完成显著性检验。对于陡峭型非对称, 计算 $\{c_t\}$ 的一阶差分 $\{\Delta c_t\}$, 可以构造陡峭型非对称的统计量(见式 6), 再对 $\{\Delta c_t\}$ 进行类似于深度型非对称的检验。

$$S_2 = \left[(1/N) \sum_{t=1}^N (\Delta c_t - \Delta \bar{c})^3 \right] / \sigma(\Delta c)^3 \quad (6)$$

(二) 数据及其说明

本文使用房价指数作为实际房价的代理变量。现有城市房价指数主要包括国家统计局编制的全国 70 个大中城市房屋销售价格指数(月度)、中房指数(月度)与戴德梁行(DTZ)指数(季度)等^①。相对于其他指数, DTZ 指数时间跨度最长, 因此本文选择 DTZ 的住房售价指数来代表城市实际房价^②。遗憾的是, 由于商业秘密的原因, 我们无法得知 DTZ 编制指数的具体方法等情况。我们从 DTZ 尽可能了解到的信息是: DTZ 指数的样本来自于各城市实际交易的中高端二手住房, 在样本选择方面考虑了样本的可比性与延续性。

2009 年三季度以前, DTZ 通过 *DTZ Index Chinese Mainland* 发布京沪广深的住房售价指数, 但从 2009 年三季度开始, DTZ 不再公开发布相关指数。因此, 我们从 DTZ 官网上收集了 1991 年一季度至 2009 年二季度的售价指数, 并通过 DTZ 得以将数据更新至 2010 年一季度。其中, 北京房价指数从 1993 年二季度开始, 而其他三大城市从 1991 年一季度开始, 这使得我们可以考察四大城市 20 世纪 90 年代初至 2010 年一季度的房价周期^③。为统一分析, 我们以 1993 年三季度为基期计算房价指数。同时, 为消除通货膨胀影响, 名义房价指数经全国 CPI 调整为真实变量^④。

CPI 数据来源于《中经网统计数据库》1991 年 1 月至 2000 年 12 月 CPI 月度同比数据以及 2001 年 1 月至 2010 年 3 月 CPI 月度环比数据。我们首先计算出 2001 年 1 月之前的 CPI 月度环比数据, 根据 2001 年 1 月至 12 月的 CPI 月度环比指标及 1991 年 1 月至 2000 年 12 月的同比数据, 通过倒推环比法推算出 1991 年 1 月至 2000 年 12 月的环比数据; 然后, 将样本期内的 CPI 月度环比数据换算为以 1993 年 9 月为基期的定基比数据; 最后将各年 3 月、6 月、9 月、12 月数据近似作为季度 CPI 指标。

① 关于中国主要房地产指数的介绍, 可参见丰雷和公衍奎(2002)。

② DTZ 公司是有着近 225 年历史的跨国公司, 成立于英国。从 1991 年开始进入中国大陆市场, 现已成为“在中国领先的房地产顾问”。更为详细的介绍请见戴德梁行公司官方网站: <http://www.dtz.com/>。

③ 值得指出的是, 由于本文使用的是房价指数, 从而无法比较各城市之间的房价水平高低。

④ 计算各城市真实房价指数应使用当地居民消费价格指数。但是, 由于本文可获取的各城市 CPI 或全国城市 CPI 月度指数时间段无法满足计算所需, 因此, 本文使用全国 CPI 作为近似替代。

三、四大城市房价周期波动特征

(一) 古典周期特征

20 世纪 90 年代初以来,北京、上海、广州和深圳四大城市名义与真实房价先是经历了 1994 年之前的快速上涨,然后长期地收缩;2003 年后房价又开始快速上涨,2007 年下半年深圳房价率先出现“拐点”,直至 2008 年四季度,其他三大城市房价也表现出增长放缓乃至收缩趋势;然而 2009 年上半年四大城市房价先后经历了“回暖”阶段,并持续快速膨胀至 2010 年一季度(见图 1)。结合图 1 和表 1,四大城市真实房价周期的古典周期特征可以被概括为:

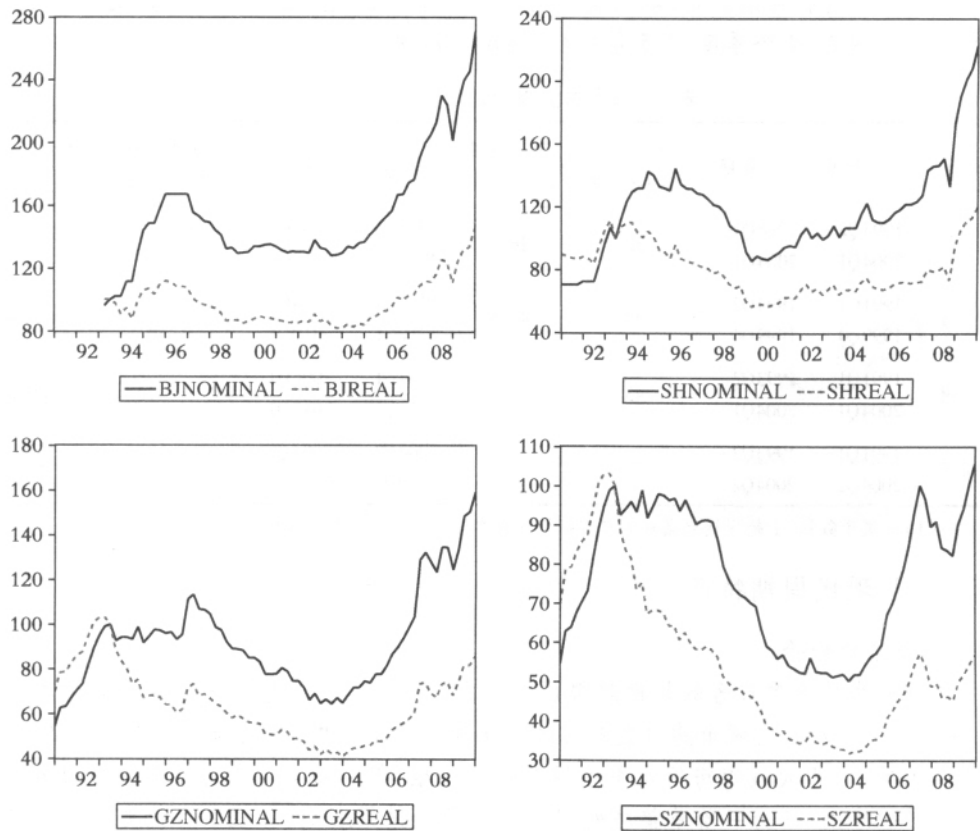


图 1 四大城市名义与真实房价走势

(1) 按照“谷—谷”法划分,从 1991 年一季度至 2010 年一季度期间,四大城市房价均经历了一个完整周期,而本轮周期正在形成中^①。在本轮周期,上海房价率先从 1999 年四季度开始进入扩张期,北京与广州本轮房价周期始于 2004 年一季度,而深圳比北

^① 若按照 van den Noord(2006)划分 OECD 国家房价周期的标准,波谷要求真实房价已持续下跌至少 6 个季度及随之而来的上涨同样持续至少 6 个季度,且累计波幅至少达到 15%,本文的划分依然成立。

京和广州滞后一个季度;从 2004 年二季度至 2007 年三季度,四大城市房价都进入快速扩张期。之后四大城市房价先后经历了一个下行调整阶段,比较明显的是深圳和北京,下行调整时间分别为 2007 年三季度至 2009 年一季度和 2008 年三季度至 2009 年一季度,下降幅度分别为 20.9% 和 11.9%。样本期内,各城市真实房价本轮周期的波峰除深圳出现在 2007 年三季度之外,其他三大城市均在 2010 年一季度。

(2) 从四大城市上轮房价周期表现来看,真实房价收缩期持续时间长、下降幅度大。深圳的收缩期最长(44 个季度,即 11 年)、跌幅最大(69.1%),上海的收缩期最短(22 个季度,即 5.5 年),而北京的跌幅最小(26.8%)。本轮周期内,截至 2010 年一季度,上海的扩张期最长、涨幅最大,为 42 个季度(10.5 年)和 110.9%,深圳的扩张期最短,为 14 个季度(约 3.5 年);此外,北京和广州的上涨持续时间一致。值得指出的是,深圳上轮周期的收缩期最长,本轮周期的扩张期最短;而且深圳上轮周期的跌幅最大,但在本轮周期的 14 个季度(2.5 年)内涨幅超过 80%^①。

表 1 真实房价周期划分(“谷—谷”法)

城市	上轮周期*	收缩期	持续时间 (单位:季度)	累计跌幅 (单位:%)	本轮周期**	扩张期	持续时间 (单位:季度)	累计涨幅 (单位:%)
北京	1993Q2— 2004Q1	1996Q1— 2004Q1	32	26.8	2004Q1— 2010Q1	2004Q1— 2010Q1	25	78.1
上海	1991Q1— 1999Q4	1994Q2— 1999Q4	22	48.5	1999Q4— 2010Q1	1999Q4— 2010Q1	42	110.9
广州	1991Q1— 2004Q1	1993Q2— 2004Q1	43	60.3	2004Q1— 2010Q1	2004Q1— 2010Q1	25	109.2
深圳	1991Q1— 2004Q2	1993Q2— 2004Q2	44	69.1	2004Q2— 2010Q1	2004Q2— 2007Q3	14	80.1

注:(1)* 限于数据,上轮周期起点可能与实际情况存在偏差;(2)** 截至 2010Q1。

(二) 现代周期特征

1. 单位根检验

在分解房价变量包含的长期趋势成分之前,需对各序列进行平稳性检验。本文使用 ADF 检验法对四大城市的对数真实房价序列进行单位根检验,检验结果见表 2。

表 2 显示,四大城市房价水平值均存在单位根,但一阶差分值在 1% 的显著性水平上均为平稳序列,即为一阶单整序列($I(1)$)。检验结果表明,各城市房价变量序列不具有确定性长期增长趋势,而是具有随机性增长趋势。这意味着当四大城市房价增长过程中受到各种冲击后,冲击对房价增长的影响并非是短暂的,而是具有长期影响,使得房价产生波动,偏离其长期增长趋势。

① 对于深圳真实房价波动表现出明显的长期大幅收缩和短期大幅扩张特征,陈建等(2009)给出了一个可能解释,他们发现四大城市中,深圳房价波动受投资者预期影响最大。

表 2 单位根检验结果

变量序列	检验形式(C, T, K)	t 值	临界值(1% 5% 10%)	平稳性
bjp	($N, N, 0$)	1.098	(-2.600 , -1.946 , -1.614)	不平稳
Δbjp	($C, T, 0$)	-8.996	(-4.103 , -3.479 , -3.167)	平稳
shp	($N, N, 0$)	0.505	(-2.596 , -1.945 , -1.614)	不平稳
Δshp	($C, T, 0$)	-9.046	(-4.085 , -3.471 , -3.162)	平稳
gzp	($N, N, 0$)	0.374	(-2.596 , -1.945 , -1.614)	不平稳
Δgzp	($C, T, 0$)	-7.920	(-4.085 , -3.471 , -3.162)	平稳
szp	($N, N, 0$)	-0.534	(-2.596 , -1.945 , -1.614)	不平稳
Δszp	($C, T, 0$)	-6.791	(-4.085 , -3.471 , -3.162)	平稳

注：(1) bjp 代表北京房价水平值序列 Δbjp 表示北京房价的一阶差分序列，其他类似；(2) (C, T, K) 表示检验中常数项、时间趋势项和滞后阶数的取值；($N, N, 0$) 表示不存在常数项和时间趋势项；(3) 滞后阶数 K 根据 SIC 准则确定。

2. 房价变量长期趋势成分的分解

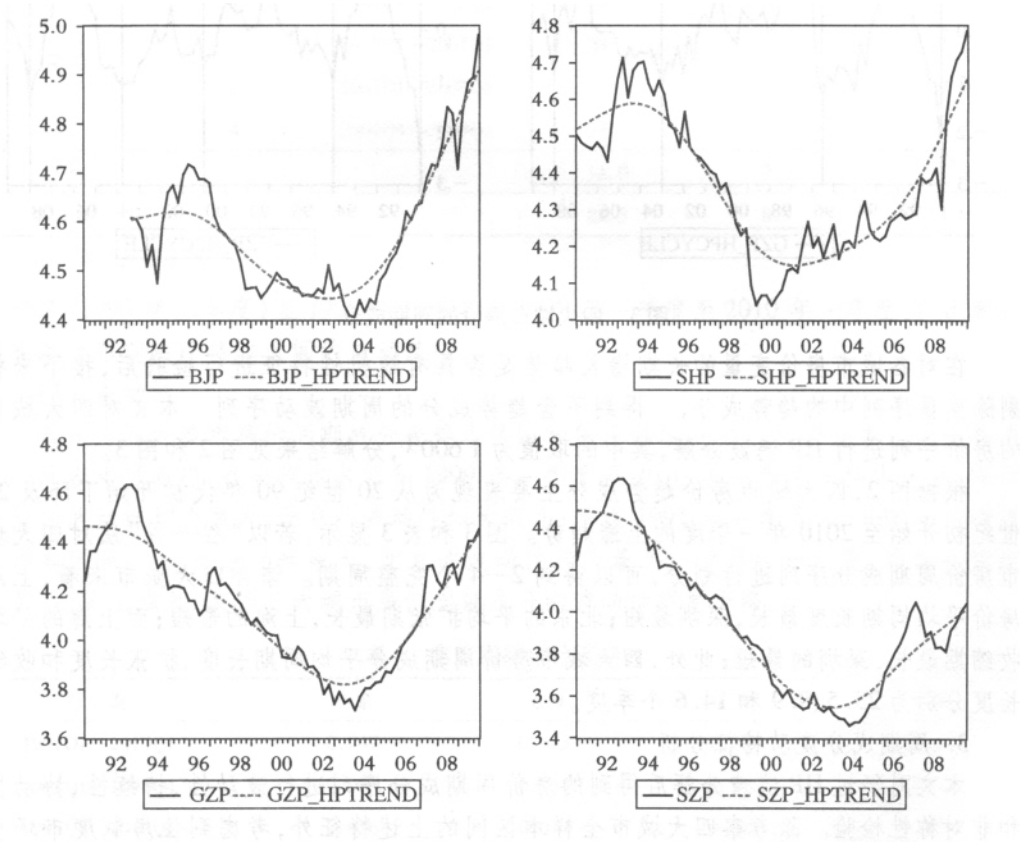


图 2 四大城市房价和趋势成分

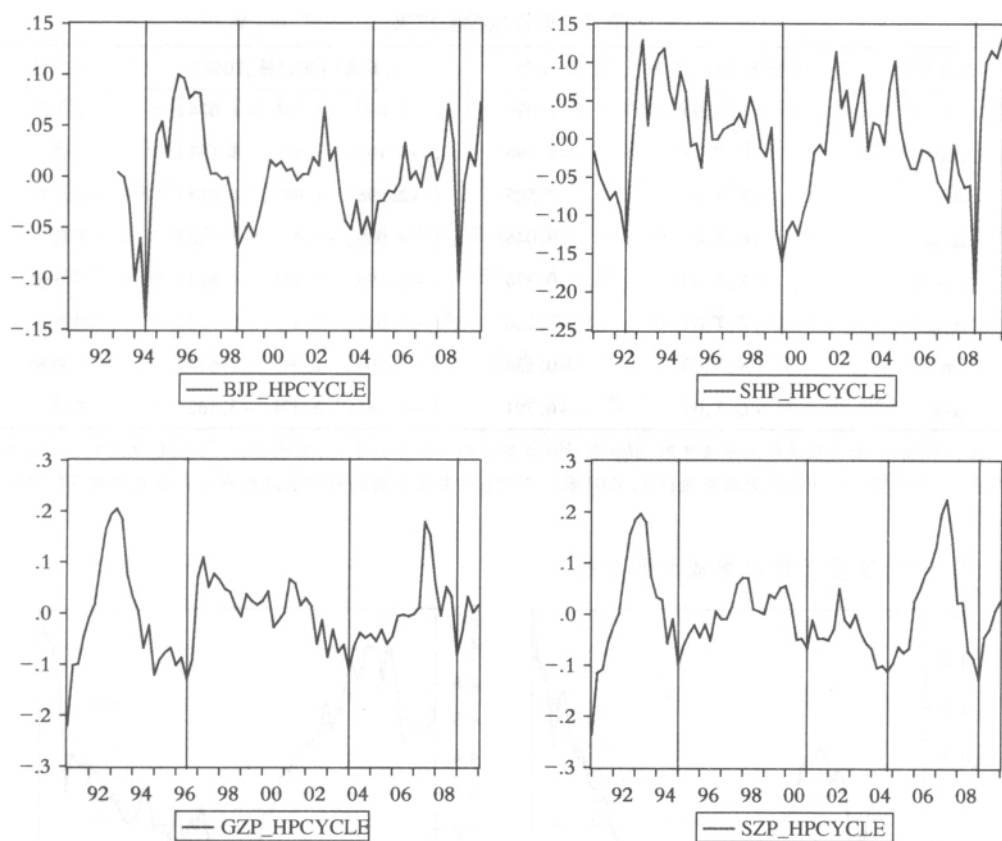


图3 四大城市房价的周期成分

在对各城市房价变量的长期增长趋势是否具有随机性特征进行检验后,接下来将剔除变量序列中的趋势成分,以得到不含趋势成分的周期波动序列。本文对四大城市的房价序列进行 HP 滤波分解,其中的取值为 1 600^①,分解结果见图 2 和图 3。

根据图 2,四大城市房价趋势成分主要表现为从 20 世纪 90 年代初开始下降及 21 世纪初开始至 2010 年一季度的上涨趋势。图 3 和表 3 显示,若以“谷—谷”法对四大城市房价周期成分序列进行划分,可以得到 2—4 个完整周期。综合四大城市来看,上海房价平均周期长度最长,深圳最短;北京的平均扩张期最长,上海的最短;而上海的平均收缩期最长,深圳的最短;此外,四大城市房价周期成分平均周期长度、扩张长度和收缩长度分别为 23.5、8.9 和 14.6 个季度。

3. 周期成分波动特征分析

本文对经过 HP 滤波分解后得到的房价周期成分序列进行波动性、持续性、协动性和非对称性检验。除考察四大城市全样本区间的上述特征外,考虑到住房制度市场化改革在 1998 年后全面开始实施,本文以 1999 年一季度为断点,将全样本划分为 1991 年

① HP 滤波平滑参数值的取值将影响时间序列数据去除趋势成分后得到的周期成分,对于季度时间序列数据而言,大多数学者认同取值 1 600(黄畴琳和朱保华,2009)。

表 3 房价周期成分划分(“谷—谷”法)

城市	周期序号	起止时间(谷—谷)	周期长度*	扩张长度*	收缩长度*
北京	1	1994Q3—1998Q4	17	6	11
	2	1998Q4—2005Q1	25	16	9
	3	2005Q1—2009Q1	16	10	6
平均			19.3	10.7	8.7
上海	1	1992Q3—1999Q4	29	3	26
	2	1999Q4—2008Q4	36	10	26
平均			32.5	6.5	26
广州	1	1991Q1—1996Q3	22	9	13
	2	1996Q3—2004Q1	30	3	27
	3	2004Q1—2009Q1	20	14	6
平均			24.0	8.7	15.3
深圳	1	1991Q1—1995Q1	16	9	7
	2	1995Q1—2001Q1	24	12	12
	3	2001Q1—2004Q4	15	6	9
	4	2004Q4—2009Q1	17	11	6
平均			18.0	9.5	8.5
总平均			23.5	8.9	14.6

注: * 单位为季度。

一季度(1993 年二季度)至 1998 年四季度和 1999 年一季度至 2010 年一季度,以比较住房制度改革前后子样本区间的波动特征。

(1) 波动性。

表 4 为四大城市房价周期成分全样本区间和住房制度改革前后子样本区间的标准差。从表 4 可看出,在全样本区间和 1999 年一季度至 2010 年一季度子样本区间,深圳房价的波动性均为最大,北京的波动性均为最小;而在 1991 年一季度至 1998 年四季度子样本区间,广州的波动性最大,北京的波动性仍为最小。值得指出的是,在住房制度改革后,除上海外,其他三大城市房价周期成分的波动性明显下降。

表 4 房价周期成分波动性

时 期	北京	上海	广州	深圳
1991Q1—2010Q1*	0.047	0.073	0.080	0.084
1991Q1—1998Q4*	0.063	0.064	0.105	0.092
1999Q1—2010Q1	0.036	0.077	0.056	0.079

注: * 北京从 1993Q2 开始。

(2) 持续性。

表 5 为四大城市房价周期成分全样本区间和住房制度改革前后子样本区间的自相关系数。表 5 的检验结果表明:一是四大城市房价周期成分在三个样本区间的 r_1 至 r_4

阶均为正向自相关,而在 r_5 至 r_8 阶主要表现为负向自相关,其中,一阶自相关系数最大,表明房价周期成分波动存在显著的持续性;二是在住房制度改革后子区间,除深圳外,其他三大城市房价周期成分的各阶自相关系数大部分小于改革前子区间的同阶自相关系数,说明这三个城市房价周期成分波动的持续性在制度改革后有所下降,其中以北京最为明显。

表 5 房价周期成分自相关系数

自相关系数		r_1	r_2	r_3	r_4	r_5	r_6	r_7	r_8
1991Q1—2010Q1	北京*	0.628 (0.000)	0.426 (0.000)	0.287 (0.000)	0.180 (0.000)	-0.024 (0.000)	-0.139 (0.000)	-0.253 (0.000)	-0.307 (0.000)
	上海	0.633 (0.000)	0.377 (0.000)	0.321 (0.000)	0.247 (0.000)	0.159 (0.000)	-0.042 (0.000)	-0.157 (0.000)	-0.157 (0.000)
	广州	0.734 (0.000)	0.521 (0.000)	0.332 (0.000)	0.152 (0.000)	-0.026 (0.000)	-0.198 (0.000)	-0.341 (0.000)	-0.393 (0.000)
	深圳	0.797 (0.000)	0.609 (0.000)	0.346 (0.000)	0.111 (0.000)	-0.071 (0.000)	-0.204 (0.000)	-0.333 (0.000)	-0.374 (0.000)
1991Q1—1998Q4	北京*	0.681 (0.000)	0.503 (0.000)	0.284 (0.000)	0.136 (0.000)	-0.073 (0.000)	-0.188 (0.001)	-0.275 (0.000)	-0.353 (0.000)
	上海	0.666 (0.000)	0.436 (0.000)	0.284 (0.000)	0.263 (0.000)	0.053 (0.000)	-0.258 (0.000)	-0.345 (0.000)	-0.278 (0.000)
	广州	0.778 (0.000)	0.571 (0.000)	0.320 (0.000)	0.048 (0.000)	-0.113 (0.000)	-0.272 (0.000)	-0.402 (0.000)	-0.440 (0.000)
	深圳	0.743 (0.000)	0.565 (0.000)	0.290 (0.000)	0.049 (0.000)	-0.166 (0.000)	-0.366 (0.000)	-0.515 (0.000)	-0.523 (0.000)
1999Q1—2010Q1	北京	0.391 (0.007)	0.150 (0.015)	0.119 (0.027)	0.092 (0.048)	-0.048 (0.084)	-0.078 (0.123)	-0.139 (0.133)	-0.120 (0.153)
	上海	0.584 (0.000)	0.294 (0.000)	0.274 (0.000)	0.186 (0.000)	0.191 (0.000)	0.054 (0.000)	-0.063 (0.000)	-0.091 (0.000)
	广州	0.614 (0.000)	0.363 (0.000)	0.296 (0.000)	0.292 (0.000)	0.200 (0.000)	0.064 (0.000)	-0.014 (0.000)	-0.034 (0.000)
	深圳	0.839 (0.000)	0.635 (0.000)	0.381 (0.000)	0.150 (0.000)	-0.003 (0.000)	-0.085 (0.000)	-0.194 (0.000)	-0.267 (0.000)

注: (1) r_k 表示 k 阶自相关系数; (2) * 北京从 1993Q2 开始; (3) 括号内为 Q 统计量的 p 值。

(3) 协动性^①。

表 6、7、8 分别为四大城市房价周期成分全样本区间和住房制度改革前后子样本区间的时差相关系数。表 6 显示,在全样本区间,北京和广州的房价时差相关系数中,广州滞后 2 期的相关系数绝对值最大,表明广州的房价波动滞后于北京房价波动 2 个季度,并呈反周期;类似地,广州领先上海 3 期的相关系数绝对值最大,表明广州房价波动

① 时差相关分析要求时间序列数据是平稳的,而经过 HP 滤波分解得到的各城市房价周期成分是平稳序列,符合分析要求。

领先于上海 3 个季度 ,且为反周期; 广州和深圳的房价波动同期相关系数最高 ,表明这两个城市间的房价波动具有一致性 ,且为顺周期。

表 6 1991 年一季度至 2010 年一季度房价周期成分的时差相关系数

滞后期	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4
bjp_cyclical* with shp_cyclical	-0.061 (0.125)	-0.076 (0.124)	-0.078 (0.123)	-0.049 (0.122)	-0.059 (0.121)	-0.106 (0.122)	-0.016 (0.123)	0.099 (0.124)	0.136 (0.125)
bjp_cyclical* with gzp_cyclical	-0.286** (0.125)	-0.322** (0.124)	-0.329** (0.123)	-0.257** (0.122)	-0.019 (0.121)	-0.035 (0.122)	0.027 (0.123)	0.102 (0.124)	0.260** (0.125)
bjp_cyclical* with szp_cyclical	-0.211 (0.125)	-0.222 (0.124)	-0.125 (0.123)	0.003 (0.122)	0.066 (0.121)	0.000 (0.122)	0.078 (0.123)	0.085 (0.124)	0.103 (0.125)
shp_cyclical with gzp_cyclical	-0.063 (0.125)	-0.002 (0.124)	0.012 (0.123)	-0.089 (0.122)	-0.067 (0.121)	-0.126 (0.122)	-0.224 (0.123)	-0.257** (0.124)	-0.254** (0.125)
shp_cyclical with szp_cyclical	-0.250 (0.125)	-0.217 (0.124)	-0.222 (0.123)	-0.161 (0.122)	-0.076 (0.121)	-0.041 (0.122)	-0.042 (0.123)	-0.072 (0.124)	-0.027 (0.125)
gzp_cyclical with szp_cyclical	0.222 (0.125)	0.293** (0.124)	0.434** (0.123)	0.611** (0.122)	0.670** (0.121)	0.445** (0.122)	0.283** (0.123)	0.150 (0.124)	0.016 (0.125)

注: (1) bjp_cyclical 代表北京房价周期 ,bjp_cyclical with gzp_cyclical 代表以北京房价周期为基准指标 ,广州房价为被选择指标 ,其他类似; (2) * 北京从 1993Q2 开始; (3)括号内为时差相关系数的标准差 ,如果相关系数在标准差两倍范围内 ,则在 5% 的显著性水平下与零没有显著差异 ,** 表示此相关系数在显著性水平为 5% 的情况下显著。

表 7 1991 年一季度至 1998 年四季度房价周期成分的时差相关系数

滞后期	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4
bjp_cyclical* with shp_cyclical	-0.028 (0.229)	-0.271 (0.224)	-0.451** (0.218)	-0.598** (0.213)	-0.428** (0.209)	-0.421 (0.213)	-0.434 (0.218)	-0.374 (0.224)	-0.160 (0.229)
bjp_cyclical* with gzp_cyclical	-0.695** (0.229)	-0.785** (0.224)	-0.711** (0.218)	-0.558** (0.213)	-0.319 (0.209)	-0.149 (0.213)	0.096 (0.218)	0.205 (0.224)	0.375 (0.229)
bjp_cyclical* with szp_cyclical	-0.712** (0.229)	-0.794** (0.224)	-0.680** (0.218)	-0.448** (0.213)	-0.227 (0.209)	-0.149 (0.213)	0.118 (0.218)	0.168 (0.224)	0.281 (0.229)
shp_cyclical with gzp_cyclical	0.450 (0.229)	0.513** (0.224)	0.509** (0.218)	0.239 (0.213)	0.252 (0.209)	0.093 (0.213)	-0.060 (0.218)	-0.118 (0.224)	-0.250 (0.229)
shp_cyclical with szp_cyclical	0.491** (0.229)	0.565** (0.224)	0.525** (0.218)	0.255 (0.213)	0.288 (0.209)	0.121 (0.213)	0.015 (0.218)	-0.217 (0.224)	-0.240 (0.229)
gzp_cyclical with szp_cyclical	0.045 (0.229)	0.192 (0.224)	0.392 (0.218)	0.635** (0.213)	0.869** (0.209)	0.625** (0.213)	0.444** (0.218)	0.286 (0.224)	0.108 (0.229)

注: 同表 6。

表 7 显示 ,在住房制度改革前 ,上海、广州和深圳的房价波动分别滞后于北京 1 个季度、3 个季度和 3 个季度 ,且均为反周期; 广州的房价波动滞后于上海 3 个季度 ,且为顺周期; 深圳的房价波动滞后于上海 3 个季度 ,为顺周期; 广州和深圳的房价波动具有一致性 ,为顺周期。

表 8 显示 ,在住房制度改革后 ,上海的房价波动与北京房价波动的协动性统计检验不显著; 广州的房价波动依然滞后于北京 3 个季度 ,相比住房制度改革前的协动程度有所下降 ,且由反周期变为顺周期; 深圳的房价波动滞后于北京 1 个季度 ,由反周期变为

顺周期; 广州的房价波动领先于上海 3 个季度, 不过由顺周期变为反周期; 深圳的房价波动滞后于上海 2 个季度, 也由顺周期变为反周期; 深圳的房价波动滞后于广州 1 个季度。可以看出, 住房制度改革后, 四大城市间房价波动的协动程度有所下降, 并且呈现顺反周期的变化^①。

表 8 1999 年一季度至 2010 年一季度房价周期成分的时差相关系数

滞后期	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4
bjp_cyclical with shp_cyclical	-0.186 (0.156)	-0.065 (0.154)	0.008 (0.152)	0.124 (0.151)	0.025 (0.149)	-0.104 (0.151)	0.076 (0.152)	0.191 (0.154)	0.112 (0.156)
bjp_cyclical with gzp_cyclical	0.405 ** (0.156)	0.407 ** (0.154)	0.247 (0.152)	0.173 (0.151)	0.406 ** (0.149)	0.124 (0.151)	-0.038 (0.152)	-0.006 (0.154)	0.131 (0.156)
bjp_cyclical with szp_cyclical	0.196 (0.156)	0.216 (0.154)	0.277 (0.152)	0.334 ** (0.151)	0.276 (0.149)	0.088 (0.151)	0.055 (0.152)	0.032 (0.154)	-0.012 (0.156)
shp_cyclical with gzp_cyclical	-0.287 (0.156)	-0.260 (0.154)	-0.249 (0.152)	-0.306 ** (0.151)	-0.278 (0.149)	-0.272 (0.151)	-0.340 ** (0.152)	-0.366 ** (0.154)	-0.304 (0.156)
shp_cyclical with szp_cyclical	-0.481 ** (0.156)	-0.477 ** (0.154)	-0.498 ** (0.152)	-0.342 ** (0.151)	-0.236 (0.149)	-0.126 (0.151)	-0.080 (0.152)	-0.058 (0.154)	0.001 (0.156)
gzp_cyclical with szp_cyclical	0.388 ** (0.156)	0.416 ** (0.154)	0.519 ** (0.152)	0.655 ** (0.151)	0.573 ** (0.149)	0.346 ** (0.151)	0.186 (0.152)	0.055 (0.154)	-0.063 (0.156)

注: 同表 6 的 (1) 和 (3)。

(4) 非对称性。

表 9 四大城市房价周期成分的非对称性检验结果

时期	序列	S_1	Newey- West 标准差	U	p 值	非对 称性	S_2	Newey- West 标准差	U	p 值	非对 称性
1991Q1 — 2010Q1	北京*	-0.213	0.673	-0.317	0.378	不显著	-0.153	0.394	-0.388	0.349	不显著
	上海	-0.265	0.478	-0.555	0.290	不显著	0.489	0.717	0.682	0.248	不显著
	广州	0.407	0.721	0.565	0.286	不显著	0.387	0.581	0.667	0.252	不显著
	深圳	0.538	0.732	0.736	0.231	不显著	-0.368	0.547	-0.673	0.251	不显著
1991Q1 — 1998Q4	北京*	-0.475	0.777	-0.612	0.270	不显著	0.639	0.850	0.752	0.226	不显著
	上海	-0.250	0.727	-0.343	0.410	不显著	0.445	0.510	0.872	0.192	不显著
	广州	0.159	0.702	0.227	0.226	不显著	0.329	0.772	0.426	0.335	不显著
	深圳	0.090	0.994	0.091	0.335	不显著	-0.342	0.727	-0.470	0.319	不显著
1999Q1 — 2010Q1	北京	-0.178	0.549	-0.323	0.373	不显著	-0.814	0.967	-0.841	0.200	不显著
	上海	-0.152	0.565	-0.269	0.394	不显著	0.457	0.959	0.477	0.317	不显著
	广州	0.897	1.192	0.752	0.226	不显著	0.344	0.828	0.415	0.339	不显著
	深圳	0.958	1.085	0.882	0.189	不显著	-0.439	0.761	-0.576	0.282	不显著

注: (1) p 值为原假设被拒绝时的单边显著水平, U 渐进服从标准正态分布; (2) * 北京从 1993Q2 开始。

① 感谢审稿专家建议我们关注与协动性相关的“波纹效应”研究(如 Meen, 1999)。

表9为四大城市房价周期成分全样本区间和住房制度改革前后子样本区间的非对称性检验结果。表9显示,四大城市房价周期成分在统计上不具有显著的非对称性特征,表明四大城市房价的扩张期和收缩期深度基本相同,并且扩张期的上升速度和收缩期的下降速度也不存在显著的差异。因此,四大城市的房价周期成分波动具有对称性。

四、主要结论与进一步研究方向

本文从周期的视角考察了20世纪90年代初至2010年一季度北京、上海、广州和深圳四大城市房价的波动特征。本文的主要发现包括:

(1) 古典周期特征方面,从1991年一季度至2010年一季度期间,按照“谷—谷”法划分,四大城市房价都经历了一个完整周期,本轮周期正在形成中。从上轮房价周期表现来看,四大城市真实房价收缩期持续时间长、下降幅度大。本轮周期内,在2010年一季度,四大城市真实房价位于本轮周期的波峰或接近波峰水平^①;相对于上轮周期波谷,累计涨幅达到80%—110%。

(2) 现代周期特征方面,四大城市真实房价趋势成分主要表现为从20世纪90年代初开始下降及21世纪初开始至2010年一季度的上涨趋势。若以“谷—谷”法对四大城市房价周期成分序列进行划分,可以得到2—4个完整周期。综合四大城市来看,四大城市房价周期成分的平均周期长度、扩张长度和收缩长度分别为23.5、8.9和14.6个季度。

在全样本区间和1998年住房制度改革后子样本区间,深圳房价周期成分的波动性最大;而在住房制度改革前子样本区间,广州的波动性最大;在三个样本区间,北京的波动性都是最小。四大城市房价周期成分表现出明显的持续性,在前四期均为正向自相关而在后四期主要为负向自相关。在全样本区间和住房制度改革前子样本区间,广州和深圳的房价波动存在顺周期的同期协动性,其他城市之间不存在明显的同期协动性。四大城市房价周期成分在统计上不具有显著的非对称性特征,表明四大城市的房价波动具有对称性。值得指出的是,在住房制度改革后子样本区间,四大城市房价周期成分的波动性、持续性和协动性均发生了明显变化。

本文的发现可以为我们理解四大城市房价周期波动提供以下启示:

截至2010年一季度,四大城市房价处于长期上涨趋势中,但是,房价围绕长期趋势会出现短期波动。由于四大城市房价周期成分波动具有对称性,那么在统计意义上,房价偏离趋势过快上涨或过度下降的幅度和速度不存在显著差异。一个可能的解释是,当房价过快上涨时,政府出台的调控政策会起到抑制作用;当房价过度下降时,由于购房者需求的增加导致房价恢复上涨。结合中央和地方连续出台针对高房价问题的调控政策,从短期来看,在无法有效增加住房市场供给的情况下,中央和地方出台遏制房价过快上涨、抑制投机性购房的政策显得十分必要。如果政策导致购房者认为房价上涨的趋势得到抑制,他们将不再接受高房价,那么房价将会随着需求下降而下跌。

^① 截至2010年一季度,深圳真实房价本轮周期的波峰在2007年三季度。

但是,房价要经历持续下降,也需要反映经济基本面因素的变化,例如从 2008 年次贷危机开始,欧美主要发达国家经历的房价衰退伴随着经济基本面因素的恶化。结合中国的经济基本面因素情况,从 20 世纪 90 年代末开始至今的城市房价周期可能并没有完成其上行期,而且没有迹象表明房价将要开始经历缓慢、持续的下降期。即使出现所谓的“合理调整”,只要政策因素发生变化,很有可能会出现回复上涨趋势的反弹。因此,抑制购房需求的政策应该是短期的。

本文的主要局限在于仅使用戴德梁行的房价指数数据来考察四大城市房价的周期波动表现,这使得本文的分析应理解为基于戴德梁行各城市样本的运行状况,从而可能与其他数据来源得出的结论有所差异。但是,由于中国城市房价数据的来源十分有限,我们有理由相信本文的探讨有助于理解 20 世纪 90 年代初至 2010 年一季度期间四大城市房价周期波动的概貌。此外,进一步研究的方向包括:(1) 理解和区分影响城市房价长期趋势和短期波动的因素;(2) 考察城市间房价周期波动特征差异的形成原因;(3) 解释住房制度改革影响房价波动的机理;(4) 探讨城市房价周期与宏观经济周期之间的联系。

参 考 文 献

- Agénor P.-R., J. C. McDermott and E. S. Prasad, 2000, “Macroeconomic Fluctuations in Developing Countries: Some Stylized Facts”, *World Bank Economic Review*, 14(2), 251-285.
- André C., 2010, “A Bird’s Eye View of OECD Housing Markets”, OECD Economics Department Working Paper, No. 746.
- Baxter M. and R. King, 1999, “Measuring Business Cycles: Approximate Band-pass Filters for Economic Time Series”, *Review of Economics and Statistics*, 81(4), 575-593.
- Bracke P., 2011, “How Long Do Housing Cycles Last? A Duration Analysis for 19 OECD Countries”, IMF Working Paper, No. 11/231.
- Christiano L. J. and T. J. Fitzgerald, 2003, “The Band Pass Filter”, *International Economic Review*, 44(2), 435-465.
- Capozza D. R., P. H. 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), 1-32.
- Chen M. C., Y. Kawaguchi and K. Patel, 2004, “An Analysis of the Trends and Cyclical Behaviors of House Prices in the Asian Markets”, *Journal of Property Investment & Finance*, 22(1), 55-75.
- Clark S. P. and T. D. Coggin, 2009, “Trends, Cycles and Convergence in U. S. Regional House Prices”, *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 39(3), 264-283.
- Dickey D. A. and W. A. Fuller, 1979, “Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root”, *Journal of the American Statistical Association*, 74(6), 427-431.
- Égert B. and D. Mihaljek, 2007, “Determinants of House Prices in Central and Eastern Europe”, BIS Working Papers, No. 236.
- Girouard N., M. Kennedy, P. van den Noord and C. André, 2006, “Recent House Price Developments: the Role of Fundamentals”, OECD Economics Department Working Paper, No. 475.
- Hodrick R. and E. Prescott, 1980, “Post-war US Business Cycles: an Empirical Investigation”, Carnegie-Mellon University, Pittsburgh, PA.
- Harvey A., 1989, “Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter”, Cambridge University Press, Cambridge, MA.
- Harvey A. and N. Shephard, 1993, “Structural Time Series Models”, in *Handbook of Statistics*, Eds. by Maddala G. S.,

- C. R. Rao and H. D. Vinod ,11 ,261-302 ,Elsevier Science Publishers ,Amsterdam.
- Hilbers P. ,W. H. Alexander ,B. Angana and S. Haiyan ,2008, "House Price Developments in Europe: A Comparison" , IMF Working Paper ,No.08/211.
- Hiebert P. and M. Roma ,2010, "Relative House Price Dynamics across Euro Area and US Cities: Convergence or Divergence?" , ECB Working Paper ,No.1206.
- Meen G. ,1999, "Regional House Prices and the Ripple Effect: A New Interpretation" , *Housing Studies* ,14(6) ,733-753.
- Sichel D. E. ,1993, "Business Cycle Asymmetry: A Deeper Look" , *Economic Inquiry* ,31(4) ,224-236.
- van den Noord P. ,2006, "Are House Prices nearing a Peak? A Probit Analysis for 17 OECD Countries" , OECD Economics Department Working Papers ,No.488.
- 陈昆亭、周炎和龚六堂 2004,《中国经济周期波动特征分析:滤波方法的应用》,《世界经济》第10期47—56页。
- 陈建和陈英楠 2009,《近十年全球主要国家房价波动的特征及驱动因素——基于经济学文献的分析》,《经济理论与经济管理》第10期72—79页。
- 陈建、陈英楠和刘仁和 2009,《所有权成本、投资者预期与住宅价格波动:关于国内四大城市住宅市场的经验研究》,《世界经济》第10期14—24页。
- “房地产周期波动研究”课题组 2002,《中国房地产周期波动:解释转移与相机政策》,《财贸经济》第7期26—33页。
- 丰雷和公衍奎 2002,《中国当前几种主要的房地产指数》,《中国房地产》第4期25—27页。
- 郭娜和梁琪 2011,《我国房地产市场周期与金融稳定——基于随机游走滤波的分析》,《南开经济研究》第4期99—107页。
- 何国钊、曹振良和李晟 1996,《中国房地产周期研究》,《经济研究》第12期51—56、77页。
- 黄贇琳和朱保华 2009,《中国经济周期特征事实的经验研究》,《世界经济》第7期27—40页。
- 刘金全和范剑青 2001,《中国经济周期的非对称性和相关性研究》,《经济研究》第5期28—37页。
- 汤铎铎 2007,《三种频率选择滤波及其在中国的应用》,《数量经济技术经济研究》第9期144—156页。
- 中国人民银行房地产金融分析小组 2005,《2004中国房地产金融报告》。
- 张晓晶和孙涛 2006,《中国房地产周期与金融稳定》,《经济研究》第1期23—33页。