

# 中国城市房价泡沫区制特征及其非对称溢出效应研究

郭文伟

**摘要:** 基于单位根右侧 ADF 泡沫检验方法 (BSADF) 对中国一、二、三线城市在 2010 - 2016 年期间的住宅价格泡沫程度进行动态监测, 进而比较各线城市房价泡沫分布特征差异, 最后采用马尔科夫区制转换向量自回归模型 (MS - VAR) 来分析一、二、三线城市住宅价格泡沫之间在不同区制下的交互溢出效应。研究结果表明: 在整个时期内, 一、二、三线城市住宅市场均出现多次周期性泡沫, 但差异明显; 一、二、三线城市房价泡沫程度依次降低。一线城市住宅价格泡沫会向二、三线城市传染, 而二、三线城市住宅价格泡沫之间会相互传染。一、二、三线城市住宅价格泡沫均存在三种区制 (负泡沫、潜伏、膨胀) 状态, 各线城市住宅价格泡沫之间存在区制依赖的非对称溢出效应。

**关键词:** 城际住宅价格泡沫; 泡沫异质性; 传染机制; 非对称溢出效应

DOI: 10.3773/j.issn.1006-4885.2017.03.049

中图分类号: F293.3 文献标识码: A 文章编号: 1002-9753(2017)03-0049-19

## 1 引言

自 2015 年以来, 在中央政府针对房地产业实施“去库存”的调控政策影响下, 我国房地产市场开始全面复苏, 全国主要大中型城市房价持续上涨。深圳作为此轮上涨潮领头羊, 其一、二手房在 2015 年分别涨了 47.5% 和 42.6%<sup>①</sup>; 在此带动下, 其他一线

基金项目: 2014 年广东省高等学校优秀青年教师培养计划 (项目编号: Yqgdufe1402); 广东省软科学研究计划项目 (项目编号: 2016A070705061); 2016、2017 年广东大学生科技创新培养专项资金资助项目 (项目编号: pdjh2016a0198, pdjh2017b0214)。

作者简介: 郭文伟 (1979 -), 男, 广东汕头人, 广东财经大学金融学院副教授, 研究方向: 金融投资与风险管理。

① 数据来源: Choice 金融终端。

城市(北京、上海和广州)以及部分重点二、三线城市(天津、重庆、南京、杭州、武汉、成都、佛山、东莞、珠海等)房价也随着持续大涨,有些城市的涨幅甚至远超深圳。与此同时,一、二线城市房地产市场出现了供求两旺的火爆局面,尤其是在一线城市的一级土地拍卖市场中“三高地块”(高总价、高地价、高溢价)屡屡出现并不断刷出历史新高;总体上呈现出一线城市住宅“豪宅化”趋向和二线城市重点城市房价向一线城市靠拢的局面。与此同时,地处我国中、西、北部的众多三、四线城市房地产市场却一直面临销售不旺、库存高压、房价调整趋势加重的局面;由此可见,我国房地产市场出现了两极分化的结构性失衡现象,而且这种结构性失衡程度还在不断加深。目前,社会各界对我国各线城市房价走势及其结构失衡问题高度关注,并对当前我国是否存在房价泡沫及其严重性存在较大争议;中央政府也意识到房价泡沫风险问题并及时制定相关防范措施:一方面在舆论上明确政府对抑制房价泡沫的决心。人民日报自2016年至今已出版多篇文章指出我国存在局部房价泡沫,并认为不断膨胀的房价泡沫不但会扭曲社会资源配置、阻碍我国经济结构调整和产业转型的进程,而且也可能引起系统性金融危机,危及国家金融稳定;另一方面在行动上出台了一系列严厉的差异化调控政策来抑制热点城市房价上涨态势;同时,针对全国房地产市场结构性失衡特征,此轮调控政策总体上体现出“抑制一线城市及重点二线城市房价过快增长、加快三、四线城市去库存”的基调。因此,在这种背景下,防范区域性房价泡沫破灭及其引发的系统性金融风险就成了各地政府面临的重要任务。

有效防范房价泡沫破灭风险的关键在于对房价泡沫存在性、存续周期时点、演化趋势及各层次房价泡沫之间传染机制的科学认识。从国内外研究资产泡沫理论的发展脉络来看,先后经历了理性泡沫到非理性泡沫,再到两者齐头并进的研究过程。从研究的系统性和成熟度来说,非理性泡沫研究明显不如理性泡沫研究;非理性泡沫模型更多考虑了人的非理性因素方面,这使得该类模型的构建缺乏理性泡沫模型所具有的坚实数理基础,更缺乏理性泡沫模型所具有的可重复统计检验优势。在实际应用方面,理性泡沫模型的应用范围远远大于非理性泡沫模型。对此,本文采用理性泡沫定义,也即理性泡沫是指在理性预期的框架内,市场价格相对于资产未来各期收益现金流的折现值(即理论价格,也称基本价值或合理价值)的偏离。因此,本文采用最新的理性泡沫监测方法(BSADF)来对我国一、二、三线城市住宅价格泡沫程度进行动态监测;该方法假设资产泡沫的演化过程具有“温和膨胀”特征,进而通过模拟温和膨胀过程获得资产泡沫的临界值( $CV - BSADF$ );与此同时,基于动态单位根右侧 ADF 检验来获得资产价格序列的统计值( $BSADF$ ),该统计值在一定程度上衡量了资产价格泡沫程度;最后通过比较  $BSADF$  统计值与其泡沫临界值( $CV - BSADF$ )的大小来判断

资产价格泡沫的存续周期时点。这种方法不但能捕捉资产价格泡沫的动态演化过程及其存续周期时点,而且还能测度其正、负泡沫,为进一步研究泡沫的异质性和区制特征提供了坚实的基础。本文在全面比较各线城市房价泡沫程度及其存续周期的基础上,采用马尔科夫区制转换向量自回归模型(MS-VAR)来分析一、二、三线城市住宅价格泡沫在不同区制下的交互溢出效应,进而结合格兰杰因果关系检验法揭示各线城市住宅价格泡沫之间传导机制。

本文研究意义在于:第一、有助于政府监管层深刻认识我国房价泡沫的结构性失衡特征、及时掌握国内一、二、三线城市住宅价格泡沫程度、演化过程及当前所处状态,为实施有效的差异化调控政策提供实证支持;另一方面,通过揭示一、二、三线城市住宅价格泡沫之间的因果关系和交互溢出效应,有助于政府监管层厘清我国各线城市住宅价格泡沫之间的传染机制,为制定防范住宅市场泡沫向外传染风险的措施提供有益的借鉴。

## 2 文献综述

国外学者对房价泡沫的检测方法大体上可分为四大类:第一类是简单的类比法。这类方法一般采用一些能衡量房价水平的指标(比如:房价收入比、租售比、房地产贷款与国内生产总值比率等)进行国内外比较,进而判断国内房价泡沫程度。这类方法虽然操作简单,但缺乏理论基础,且在采用何类指标、比率临界线等方面存在主观性,只能定性判断泡沫是否,而无法明确揭示出泡沫的存续周期时点;第二类是基于马尔科夫区制转换的模型的泡沫检测方法(Evans,1991<sup>[1]</sup>; Funke等,1994<sup>[2]</sup>; Hall等,1999<sup>[3]</sup>; Shi 2012<sup>[4]</sup>)。该方法出现的历史最早,至今研究相对成熟。这类方法一般认为资产包含两种不同的状态(一种是泡沫的膨胀状态,另一种是泡沫的坍塌状态),同时认为资产泡沫坍塌状态是突然出现的并能维持一段时间,在一个旧泡沫坍塌后就会出现一个新的泡沫,而且泡沫的坍塌概率服从二项伯努利分布。不过这类检测方法均默认为泡沫是同质化的,并没有考虑到泡沫的异质性问题。第三类是基于结构突变点模型的泡沫检测方法(Homm和Breitung,2012<sup>[5]</sup>)(后面简称HB方法)。该方法通过假定资产价格走势存在一个结构突变点,在突变点的两边代表这两种状态(有泡沫和无泡沫),不过也面临一个明显的局限:突变点的位置是人为事先设定的,而非随机的;第四类是基于单位根检验的泡沫识别方法。Phillips等(2011)<sup>[6]</sup>率先结合向前移动窗口技术和单位根右侧ADF检验法的资产泡沫检测方法(简称SADF方法),该方法能有效揭示出一个周期性泡沫的发生时点和消失时点;Chen和Michael Funke(2013)<sup>[7]</sup>采用SADF方法对中国房地产市场在2003-2011年期间的房价走势进行检验,结果发现除了2009年10月出现明显的房价泡沫外,其他时期均无泡沫。Matthew

等人(2013)<sup>[8]</sup>同样运用 SADF 模型对香港房地产市场的泡沫存在性进行检验,研究结果表明:香港的普通住宅市场和豪宅市场在 1995 年、1997 年、2004 年和 2008 年均出现明显泡沫,其中以 1997 年出现的房价泡沫最为显著。而在 2011 年早期,香港的普通住宅(中小户型)市场再次出现泡沫,但豪宅市场却不存在泡沫。随后,Phillips 等(2015a<sup>[9]</sup>,2015b<sup>[10]</sup>)提出了具有同时向前(后)递归分析的新方法(BSADF),该方法相比之前 SADF 方法更为先进,可以同时揭示出多个资产价格泡沫的存续周期时点。

国内学者在研究房价泡沫存在性时,大都表现为直接借鉴国外代表性方法或对其进行适度拓展后再展开应用;但由于各学者采取不同的房价泡沫定义及其检测方法,导致在是否存在泡沫及其严重程度等方面的研究结论出现明显差异。目前国内主要出现五种代表性的房价泡沫检测方法。第一种是基于综合指标的房价泡沫检测方法(李维哲和曲波 2002<sup>[11]</sup>;吕江林 2010<sup>[12]</sup>)。这类综合指标往往由多个子指标合成,但在采用哪些子指标、子指标权重确定上依然存在较强的主观性,缺乏客观标准;在实践应用中会出现由于合成方法和入选指标及权重的差异而导致研究结论不同;第二种是基于局部均衡模型的房价泡沫检测方法(周京奎和曹振良,2004<sup>[13]</sup>;姜春海,2005<sup>[14]</sup>;苑德宇和宋小宁,2008<sup>[15]</sup>;许春青等,2012<sup>[16]</sup>;吕炜和刘晨晖,2012<sup>[17]</sup>;范新英等,2013<sup>[18]</sup>)。这类方法将实际房价偏离其均衡价值的部分视为泡沫,一般通过计算实际房价与均衡价格之差来测度房价泡沫。显然,该类方法具有一定的理论基础,在操作上也较为方便;国内学者大多倾向于采用该类方法来对全国及局部区域的城市房价泡沫进行实证研究;研究结论大都认为近几年我国大多数城市出现了房价泡沫,且有加大趋势,但不同城市之间或不同区域之间的房价泡沫程度差异较大。第三种是基于 West 模型的房价泡沫检测方法。韩德宗(2005)<sup>[19]</sup>采用 West 方法对我国一线城市房地产市场进行实证,发现存在短期性泡沫。然而,West 模型无法明确泡沫程度,只能判断其存在性;第四种是基于马尔可夫区制转换模型的房价泡沫检测方法(王春雷,2008<sup>[20]</sup>;史兴杰和周勇,2014<sup>[21]</sup>)。史兴杰和周勇(2014)<sup>[21]</sup>采用该类方法对我国所有直辖市的房价泡沫实证后发现:北京和上海的房价泡沫显著,天津和重庆的房价泡沫不明显;第五种是基于单位根检验的泡沫识别方法(BSADF)。目前国内采用该类方法对国内房地产市场价格泡沫进行实证研究的文献相对较少。至今只有郭文伟(2016a<sup>[22]</sup>;2016b<sup>[23]</sup>)采用 BSADF 方法对国内住宅、办公楼和商铺等市场价格泡沫进行实证研究,发现国内住宅市场存在多个周期性泡沫,且比办公楼和商铺市场严重。

总的来看,国内外学者已先后提出了综合指标法、局部均衡模型识别法、West 模型、区制转换自回归模型等房价泡沫检测方法。然而这些方法依然有以下不足:第一、只能判断是否存在泡沫(综合指标法、局部均衡模型),而无法揭示泡沫的存续周期时

点;第二、只能揭示单个泡沫及其存续周期时点而无法揭示出可能存在的多个泡沫 (SADF、West 模型) (郭文伟 2016a<sup>[22]</sup>;郭文伟 2016b<sup>[23]</sup>);第三、能揭示出多个泡沫,但无法区分不同泡沫的异质性特征 (BSADF、HB、马尔可夫区制转换模型);在这些方法中,Phillips 等人(2015a<sup>[9]</sup>;2015b<sup>[10]</sup>)<sup>[9-10]</sup>提出 BSADF 方法具有明显优势:第一、能同时揭示出多个房价泡沫的存续周期时点,且估计结果具有稳健性;第二、能充分刻画房价泡沫的演化过程;与此同时,国内现有文献测度中国房地产市场泡沫方面,依然存在以下不足:第一、现有文献基本集中于研究全国层面的住宅价格泡沫,鲜有文献针对中国房地产市场结构失衡特征来比较各层次住宅市场(一、二、三线城市)价格泡沫程度及其分布差异;第二、大部分文献采用的房价泡沫测度方法只能判断是否存在泡沫,而无法同时揭示多个房价泡沫的存续周期时点及比较各个泡沫的异质性特征;第三、由于缺乏对房价泡沫走势的有效量化,鲜有文献研究国内一、二、三线城市住宅价格泡沫之间的因果关系和相互传染机制。对此,本文分别以中国一、二、三线城市住宅市场为研究对象,采用 BSADF 方法来动态测度这三种区域市场在 2010-2016 年期间的价格泡沫程度及其存续周期时点;在此基础上分析了各层次房价泡沫间的因果关系;最后采用马尔可夫区制转换向量自回归模型 (MS-VAR) 来分析在各层次房价泡沫存在的多区制特征,以及在不同区制下的相互溢出效应。比现有研究,本文的研究特色在于:第一、首次采用 BSADF 方法全面揭示出中国一、二、三线城市住宅市场在 2010-2016 年期间的价格泡沫程度、存续周期时点及其演化过程;第二、比较了各层次房价泡沫异质性特征及其对全国房价泡沫的贡献率;第三、揭示了中国各层次房价泡沫之间的因果关系及在不同区制下的交互传染机制。

### 3 实证模型构建与数据说明

#### 3.1 实证模型

##### 3.1.1 周期性资产泡沫检验法: BSADF 模型

Phillips 等人(2011<sup>[6]</sup>;2015b<sup>[10]</sup>)针对 Diba 和 Grossman(1988)<sup>[24]</sup>基于传统单位根 ADF 检验方法在检验周期性泡沫时面临的局限(无法同时揭示出多个周期性泡沫,并保证估计结果的一致性)提出了倒向 SADF 检验法(简称 BSADF),BSADF 是基于后向递归技术选取样本并进行模型估计的(郭文伟 2016a<sup>[22]</sup>;郭文伟 2016b<sup>[23]</sup>)。首先假设样本终点固定在  $r_2$ ,然后通过区间  $[0, r_2 - r_0]$  内变化起点  $r_1$ ,每次估计就得到一个统计量  $BADF_{r_1}^{r_2}$ ,走完整个区间就形成一组统计量序列  $\{BADF_{r_1}^{r_2}\}_{r_1 \in [0, r_2 - r_0]}$ ;BSADF 统计量就定义为这组序列中的最大值<sup>[22-23]</sup>:

$$BSADF_{r_2}(r_0): BSADF_{r_2}(r_0) = \sup_{r_1 \in [0, r_2 - r_0]} \{BADF_{r_1}^{r_2}\} \quad (1)$$

然后再改变  $r_2$ ,当  $BSADF_{r_2}(r_0)$  首次大于其对应的 SADF 检验的临界值  $scv_{r_2}^{\beta_T}$  时,认

为开始发生泡沫,对应的时点为泡沫起点,记为  $[T_{ie}^f]$ 。如果  $BSADF_{r_2}(r_0)$  小于  $scv_{r_2}^{\beta_T}$ , 则认为是泡沫消失时点,记为  $[T_{if}^f]$ 。当存在多个泡沫时,就需要用相应的数据来替换当前时点之前的泡沫数据,然后结合递归技术来估计每个泡沫的存续周期时点。综上所述,可以用如下公式(2) - (3) 来表示泡沫的起点与终点时刻<sup>[22-23]</sup>:

$$\bar{r}_{ie} = \inf_{r_2 \in [r_0, 1]} \{r_2: BSADF_{ir_2}(r_0) > scv_{r_2}^{\beta_T}\} \quad (2)$$

$$\bar{r}_{if} = \inf_{r_2 \in [\bar{r}_{ie} + \delta \log(T), 1]} \{r_2: BSADF_{ir_2}(r_0) < scv_{r_2}^{\beta_T}\} \quad (3)$$

其中,  $scv_{r_2}^{\beta_T}$  为在  $100\beta_T\%$  置信水平上、样本容量为  $[T_2]$  情况下的  $SADF$  临界值<sup>[22-23]</sup>。

### 3.1.2 各房价泡沫相互溢出效应模型: MS - VAR

MS - VAR 模型最早是由英国学者 Krolzig(1997)<sup>[25]</sup> 提出来的,随后被各国学者广泛应用于经济金融领域。对于滞后  $p$  阶的 MS - VAR 模型来说,其一般的形式为:

$$y_t = v(S_t) + A_1(S_t)(y_{t-1}) + \dots + A_p(S_t)(y_{t-p}) + \mu_t \quad (4)$$

$$u_t \sim i. i. d. N(0, \Sigma(s_t)) \quad (5)$$

其中,  $S_t$  表示不可观测的区制变量,  $p_{ij}$  表示为从区制  $i$  转换到区制  $j$  的概率,即:

$$p_{ij} = Pr(S_{t+1} = j | S_t = i), \sum_{j=1}^m p_{ij} = 1, \forall i, j \in \{1, 2, \dots, m\} \quad (6)$$

上式中  $m$  为区制状态的数量。假设样本数据中存在三种区制状态,则  $S_t = \{1, 2, 3\}$ , 各种状态之间的转换概率矩阵为:

$$P = \begin{pmatrix} p_{11} & p_{12} & p_{13} \\ p_{21} & p_{22} & p_{23} \\ p_{31} & p_{32} & p_{33} \end{pmatrix} \quad (7)$$

显然,对于对于矩阵中每一行有:

$$p_{i1} + p_{i2} + p_{i3} = 1 \quad (8)$$

当  $m = 1, 2, \dots, M$  时, MS - VAR 的一般形式可进一步写成:

$$y_t = \begin{cases} v_1 + A_{11}y_{t-1} + \dots + A_{p1} + \sum_1^{1/2} u_t, & \text{当 } S_t = 1 \\ v_M + A_{1M}y_{t-1} + \dots + A_{pM} + \sum_M^{1/2} u_t, & \text{当 } S_t = M \end{cases} \quad (9)$$

为了表述的方便,这里分别用 M、I、A、H 来代表 MS - VAR 模型中每个方程中的均值、截距、系数和方差。由于模型的任何参数均可随着状态变量而变化,对于存在三种区制、同时滞后  $p$  阶,而且方程的截距和方差随状态变量调整的 MSIH(3) - VAR( $p$ ) 模型可写成:

$$y_t = \begin{cases} v_1 + A_1 1 y_{t-1} + \dots + A_{p1} + \sum_1^{1/2} u_t, & \text{当 } S_t = 1 \\ v_2 + A_1 2 y_{t-1} + \dots + A_{p2} + \sum_2^{1/2} u_t, & \text{当 } S_t = 2 \\ v_3 + A_1 3 y_{t-1} + \dots + A_{p3} + \sum_3^{1/2} u_t, & \text{当 } S_t = 3 \end{cases} \quad (10)$$

### 3.2 样本数据说明及描述性分析

为充分刻画并中国一、二、三线城市住宅价格泡沫走势及其异质性特征,这里采用来自东方财富网 Choice 金融终端数据库中的百城样本住宅均价和一、二、三线城市住宅均价来分别代表全国住宅市场和一、二、三线城市住宅市场的价格走势。研究时期为 2010 年 6 月至 2016 年 9 月,各有 76 个样本数据;从表 1 的描述性统计结果可知:在整个研究时期(2010 - 2016 年)内,一、二、三线城市住宅均价依次降低,分别为 34469 元/平方、10893 元/平方、7072 元/平方;全国 100 个城市的住宅均价也达到 12617 元/平方。从住宅价格波动程度来看,一线城市住宅价格波动最为激烈,二线城市住宅价格次之,三线城市住宅价格波动程度最小。从正态分布检验的 JB 统计量及其概率值来看,一线城市住宅价格和三线城市住宅价格均在 1% 的置信水平上拒绝原假设(服从正态分布),说明服从非正态分布;二线城市住宅价格则服从正态分布。至今为准,我国官方并没有明确给出划分一、二、三、四线城市的标准,更多的划分标准是由民间研究机构提出的,缺乏统一性和权威性。

表 1 各级城市住宅价格的描述性统计结果

	百城	一线城市	二线城市	三线城市
最小值	12617	34469	10893	7072
最大值	7116	6818	14601	10474
均值	10302.62	23347.00	9510.43	6709.69
标准差	791.28	4121.34	447.56	219.46
偏度	0.50	0.85	0.12	-0.76
峰度	2.99	2.91	4.14	3.93
Jarque - Bera	3.14	9.09***	4.26	10.03***
Probability	0.21	0.01	0.12	0.00
样本数 N	76	77	78	79

注:\*\*\* 表示在 1% 水平下显著。

数据来源:Choice 金融终端

本文采用国家统计局的划分标准(以人口和经济规模为划分标准)来确定国内一、二、三线城市。一线城市有 4 个,分别为北京、上海、广州、深圳;二线城市共有 32 个,多为省会城市或直辖市,包括天津、杭州、南京、济南、重庆、青岛、大连、宁波、厦门、成都、武汉、哈尔滨、沈阳、西安、长春、长沙、福州、郑州、石家庄、苏州、佛山、东莞、无锡、烟台、太原、合肥、南昌、南宁、昆明、温州、淄博和唐山;三线城市共有 57 个,包括乌鲁木齐、贵阳、海口、兰州、银川、西宁、呼和浩特、泉州、包头、南通、大庆、徐州、潍坊、常州、鄂尔多斯、绍兴、济宁、盐城、邯郸、临沂、洛阳、东营、扬州、台州、嘉兴、榆林、泰州、镇江、昆山、江阴、张家港、义乌、金华、保定、吉林、鞍山、泰安、宜昌、惠州、南阳、威海、

德州、岳阳、聊城、常德、滨州、茂名、淮安、江门、芜湖、湛江、廊坊、菏泽、柳州、宝鸡、珠海、绵阳。

#### 4 各线城市住宅价格泡沫测度及其异质性比较

##### 4.1 各层次住宅价格泡沫的存在性检验

这里分别采用 *BSADF* 检验法和 *SADF* 检验法对一、二、三线城市住宅价格泡沫的存在性进行检验,结果如下表 2 所示。在递归估计分析中,样本初始窗口长为 7 个月,约占总样本的 10%,步长为一个月,也即每次递归估计后新增一个样本纳入窗口中进行循环估计。与此同时,本文分别对各市场进行了 2000 次模拟<sup>①</sup>,并获得了 *BSADF* 和 *SADF* 检验指标的在 1%、5% 和 10% 置信水平上的临界值及其临界值序列<sup>[22-23]</sup>。由表 2 可知,所有市场的 *BSADF* 和 *SADF* 检验指标均显著大于其在 1% 的置信水平上的临界值;由此可见,在 1% 的置信水平上,我国各层次住宅市场(全国 100 个城市、一线城市、二线城市和三线城市)均显著存在周期性泡沫。

表 2 基于 *SADF* 和 *BSADFS* 的检验结果

	百城市场	一线城市	二线城市	三线城市
<i>SADF</i>	3.46	6.79	2.30	1.51
<i>BSADF</i>	9.78	7.67	11.20	5.63
1% <i>BSADF</i> 临界值	2.13	1% <i>SADF</i> 临界值	0.63	
5% <i>BSADF</i> 临界值	1.45	5% <i>SADF</i> 临界值	0.00	
10% <i>BSADF</i> 临界值	1.08	10% <i>SADF</i> 临界值	-0.36	

数据来源:作者根据统计值整理而来。

##### 4.2 各线城市住宅价格泡沫存续周期时点

这里通过比较各线城市住宅市场在整个研究时期内的 *BSADF* 统计序列与其在 5% 置信水平上临界值序列的大小来判断住宅价格泡沫的存续周期时点,最终结果如图 1 所示。4 个子图中实线分别代表全国百城、一线城市、二线城市和三线城市的住宅市场价格泡沫走势,虚线代表泡沫临界值;垂直柱形灰色背景图就表示泡沫的存续周期;当泡沫实线向上超过临界值虚线时就意味着出现了泡沫;反之,当泡沫实线下穿临界值虚线时就意味着泡沫消失了<sup>[22-23]</sup>。显然,*BSADF* 值越大就意味着泡沫越严重。从图 1 可知,我国一、二、三线城市住宅市场在 2010-2016 年期间均在多个周期性泡沫,但各线城市住宅泡沫的存续周期、泡沫程度和发生次数上均存在明显差别。表 3 对各层次住宅市场泡沫的存续周期、峰值等方面进行统计汇总。

<sup>①</sup> 本文建模样本长度为 76,所进行模拟的手提电脑配置为华硕 I7 酷睿 4 核芯片,内存 4G,基于 Matlab2011a 软件编程完成一个 2000 次的样本长为 76 的模拟时间约为 1 小时。

表3 各层次住宅市场价格泡沫汇总

存续周期及峰值	整体市场	一线城市	二线城市	三线城市
泡沫1 发生时间	2010年12月-2011年4月	2012年4月-2012年5月	2010年12月-2011年4月	2010年12月-2011年4月
峰值	1.35	1.60	2.30	1.51
泡沫2 发生时间	2012年5月	2012年12月-2014年6月	2013年2月-2014年4月	2012年3月-2012年6月
峰值	2.23	7.67(2013年10月)	5.36	2.95
泡沫3 发生时间	2013年1月-2014年6月	2015年6月-2016年9月	2014年8月-2014年12月	2013年3月-2014年1月
峰值	6.39	7.00	2.21	2.33
泡沫4 发生时间	2014年9月		2015年12月-2016年9月	2014年6月-2015年4月
峰值	2.23		11.20(2016年5月)	4.39
泡沫5 发生时间	2015年8月			2016年4月-2016年9月
峰值	2.64			5.63(2016年9月)
泡沫6 发生时间	2015年12-2016年9月			
峰值	9.78(2016年9月)			
泡沫次数	6	3	4	5
最长泡沫周期(月)	18	19	15	11
泡沫均值	2.00	2.42	1.96	1.33
泡沫最大值	9.78	7.67	11.20	5.63
泡沫标准差	2.16	2.50	2.65	1.38

注:表中加粗的部分表示各层次住宅市场在整个研究时期内出现的最严重或持续时间最长的泡沫;泡沫峰值选取泡沫期间最大的BSADF统计值;表中括号内为最大泡沫峰值的发生日期。

数据来源:作者根据统计值整理而来。

从表3可知,在2010-2016年期间,一线城市住宅市场共出现了3次泡沫,其中持续最长的泡沫发生在2012年12月至2014年6月,泡沫存续时间高达19个月;最近的一次泡沫自2015年6月出现至今尚未破灭。二线城市住宅市场共出现了4次泡沫,其中持续时间最长的泡沫发生在2013年2月至2014年4月,历时15个月;最近的一次泡沫自2015年12月出现至今尚未破灭;三线城市住宅市场共出现了5次泡沫,其中持续最长的泡沫历时11个月,共出现2次(2012年3月至2012年6月、2013年3月至2014年1月);最近的泡沫自2016年4月出现至今尚未破灭。从各线城市住宅价格最新一次泡沫发生的先后时点来看,我国一线城市住宅市场在2015年12月份率先出现泡沫,然后带动二线、三线城市住宅市场在2016年初先后出现泡沫,这说明已经发生了明显的泡沫迁移和扩散现象。从各线城市住宅价格泡沫的均值来看,泡沫程度最大的是一线城市,其次是二线城市,而三线城市住宅价格泡沫程度最小。从泡沫标准差来看,二线城市住宅价格泡沫波动率略大于一线城市房价泡沫波动率,而三线城市房价泡沫波动率最小。

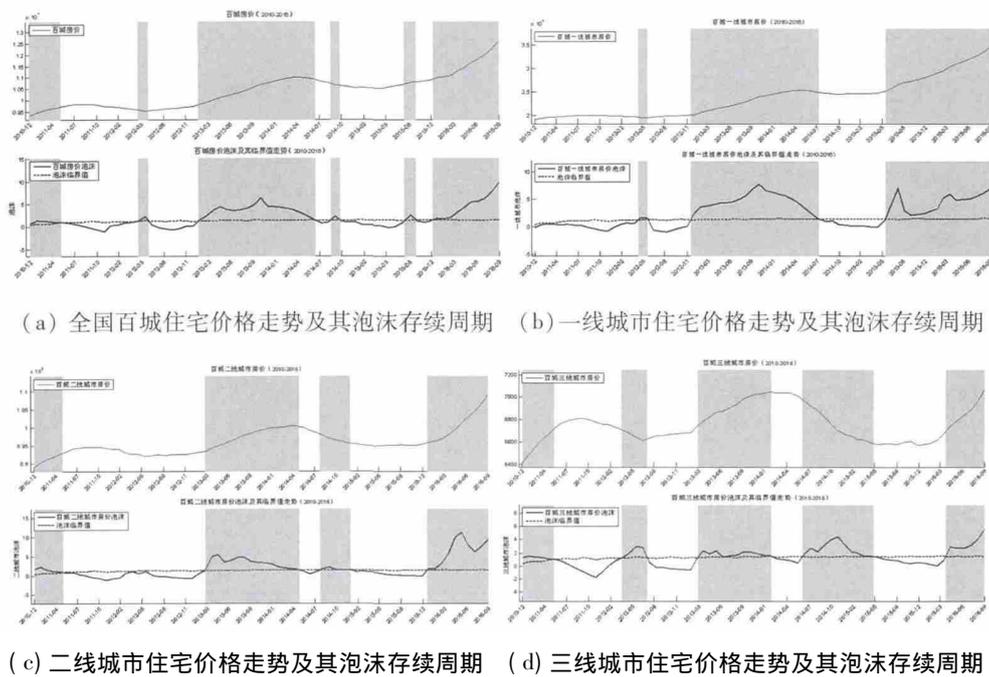


图1 全国、一、二、三线城市住宅价格泡沫走势及其存续周期

#### 4.3 各线城市房价泡沫对整个房地产市场泡沫的贡献度比较

为进一步比较一、二、三线城市住宅市场泡沫对全国住宅泡沫的影响差异,这里通过构建一个以全国住宅(以百城住宅代表)价格泡沫为因变量,以一、二、三线城市住宅价格泡沫为自变量的线性回归模型来进行实证,具体回归结果如下表4所示。

表4 各线城市住宅价格泡沫对全国住宅价格泡沫的影响

自变量	回归系数	标准差	t - Statistic	Prob.
一线城市	0.45 ***	0.048	9.21	0.00
二线城市	0.31 ***	0.055	5.66	0.00
三线城市	0.30 ***	0.084	3.57	0.00
常数项	-0.11	0.14	-0.76	0.45
R <sup>2</sup>	0.88			

数据来源:作者根据统计值整理而来。

从表4可知,相比二、三线城市,一线城市住宅价格泡沫对全国住宅价格泡沫的影响最大,具有显著的正向促进作用;也即,一线城市住宅价格泡沫每增大1%,将会带动全国住宅价格泡沫程度增加0.45%;与此同时,二、三线城市住宅价格泡沫也对全国住宅价格泡沫具有显著的正向促进作用,且两者影响程度相当;也即,二线或三线城市住宅价格泡沫每增大1%,将会提升全国住宅价格泡沫0.3%。总的来看,一、二、三

线城市住宅价格泡沫对全国住宅价格泡沫的解释度已达到 88% ,主导了全国房价泡沫的走势。

## 5 各层线城市住宅价格泡沫之间的非对称溢出效应

### 5.1 各线城市住宅价格泡沫之间的因果关系检验

为了揭示一、二、三线城市住宅价格泡沫之间的相互影响机制,这里采用格兰杰因果关系检验方法来确定这三者之间是否存在格兰杰因果关系;由于变量滞后阶数对变量间的格兰杰因果关系有较大影响,因此,本文首先基于单位根检验(ADF)方法对各线城市房价泡沫序列进行平稳性检验,检验结果均表明为平稳序列;接着基于 AIC 值、SC 和 HQ 值均最小原则确定最佳滞后阶数为 2,然后通过构建 2 阶滞后的三元向量自回归模型(VAR)进行格兰杰因果关系检验,最终检验结果如下表 5 所示。从表 5 可知,在 5% 的置信水平上,一线城市住宅价格泡沫是二、三线城市住宅价格泡沫的单向格兰杰原因,而二、三线城市住宅价格泡沫之间互为格兰杰因果关系。由此可知,一线城市房价泡沫会传染给二、三线城市,与此同时,二、三线城市房价泡沫会相互传染。

表 5 各层次房价泡沫之间的格兰杰因果关系检验结果

Wald 检验原假设	F 统计量	P 值	检验结果
二线城市房价泡沫不是一线城市房价泡沫的格兰杰原因	1.53	0.22	接受原假设
一线城市房价泡沫不是二线城市房价泡沫的格兰杰原因	3.40**	0.04	拒绝原假设
三线城市房价泡沫不是一线城市房价泡沫的格兰杰原因	0.063	0.94	接受原假设
一线城市房价泡沫不是三线城市房价泡沫的格兰杰原因	3.88**	0.026	接受原假设
三线城市房价泡沫不是二线城市房价泡沫的格兰杰原因	5.04***	0.00	拒绝原假设
二线城市房价泡沫不是三线城市房价泡沫的格兰杰原因	3.14**	0.04	拒绝原假设

注:\*\*\*, \*\* 表示在 1%, 5% 的置信水平上显著;

### 5.2 各线城市住宅价格泡沫之间的非对称溢出效应

#### 5.2.1 模型变量平稳性检验及协整检验

首先通过采用 ADF 方法对一、二、三线城市住宅价格泡沫的平稳性进行检验表明这三种价格泡沫序列的 ADF 统计量均小于其在 1% 水平上的临界值,拒绝原假设(检验序列具有单位根),说明这三种泡沫序列均是平稳序列;接着采用 Johansen 协整检验方法来对一、二、三线城市住宅价格泡沫之间是否存在协整关系进行检验,所用的软件为 Eview7.0。根据迹检验结果和最大特征根检验结果可知:在 5% 的置信水平下一、二、三线城市住宅价格泡沫之间至少存在一个协整向量,由此说明这三个住宅价格泡沫之间确实存在协整关系。

#### 5.2.2 MS - VAR 模型的选择及其估计结果

由于 MS - VAR 模型中的均值(M)、截距(I)、方差(H)、参数(A)都可能随着状态

变化,从而形成了各类 MS-VAR 模型。本文首先构建一个由一线城市住宅价格泡沫(YX)、二线城市住宅价格泡沫(EX)和三线城市住宅价格泡沫(SX)组成滞后二阶的三元向量自回归模型;然后根据对数似然值最大、AIC、BIC、HQ 和 SC 值最小的原则从各类 MS-VAR 模型(MSM-VAR、MSI-VAR、MSH-VAR、MSA-VAR、MSIAH-VAR)中选出拟合效果最佳的模型为:MSIH(3)-VAR(2),也即截距和方差存在三种区制状态且滞后 2 阶的 MS-VAR 模型。本文采用极大似然估计法并基于 OxMetrics6.0 软件自行编程来完成模型参数估计和随后的脉冲响应分析工作。

MSIH(3)-VAR(2)模型的估计结果如下表 6 所示。通过对比表 6 中各方程在不同区制下的截距项和标准差可知,对于一线城市住宅价格泡沫来说,区制 1 表示处于泡沫潜伏状态,其波动程度最小;区制 2 表示处于负泡沫状态,但其波动程度却最激烈;区制 3 表示处于膨胀状态,其波动程度居中。对于二线城市住宅价格泡沫来说,区制 1 表示处于泡沫潜伏状态,其波动程度最小;区制 2 表示处于负泡沫状态,但其波动程度居中;区制 3 表示处于膨胀状态,其波动程度最大。对于三线城市住宅价格泡沫来说,区制 1 和区制 3 表示处于泡沫潜伏状态,其波动程度相对较小;区制 2 表示处于泡沫膨胀状态,但其波动程度相对较大。

表 6 MSIH(3)-VAR(2)模型估计结果

	YX	EX	SX
	系数	系数	系数
C(区制 1)	0.095 <sup>*</sup>	-0.013	0.022
C(区制 2)	0.080	-0.40 <sup>***</sup>	0.62 <sup>***</sup>
C(区制 3)	1.15 <sup>***</sup>	1.46 <sup>***</sup>	0.047
YX_1	0.93 <sup>***</sup>	0.16 <sup>**</sup>	0.30 <sup>***</sup>
YX_2	-0.034	-0.046	-0.27 <sup>***</sup>
EX_1	-0.14 <sup>**</sup>	0.75 <sup>***</sup>	0.14 <sup>**</sup>
EX_2	0.11 <sup>**</sup>	-0.17 <sup>**</sup>	-0.031
SX_1	0.081	0.40 <sup>***</sup>	0.99 <sup>***</sup>
SX_2	-0.11 <sup>*</sup>	-0.22 <sup>***</sup>	-0.27 <sup>***</sup>
标准差(区制 1)	0.26	0.27	0.32
标准差(区制 2)	1.69	0.51	0.79
标准差(区制 3)	0.57	1.44	0.68

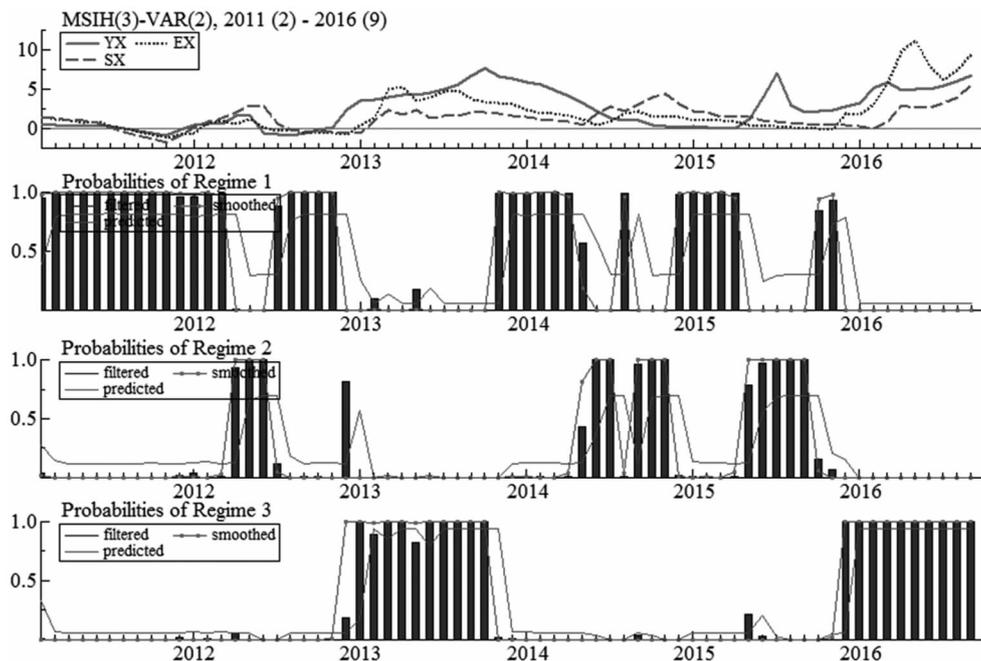
注:\*\*\*, \*\*, \* 分别表示在 1%、5%、10% 的置信水平下显著; C 表示常数项。

表 6 中各层次房价泡沫的滞后一阶回归系数均显著为正,这说明我国一、二、三线城市住宅价格泡沫都具有明显的“自我增强”特性,也即上一期泡沫程度会对自身随后一期的泡沫产生显著的促进作用,其中“自我增强”程度最大的是三线城市住宅价

格泡沫,其次是一线城市和二线城市。与此同时,三个市场的住宅价格泡沫之间也存在非对称溢出效应。一线城市住宅价格泡沫会对二、三线城市住宅价格泡沫产生明显的正向溢出作用,也即一线城市住宅价格泡沫每增加1%,会带动二、三线城市住宅价格泡沫分别提高0.16%和0.3%;与此同时,二、三线城市住宅价格泡沫对一线城市住宅价格泡沫具有负向溢出效应,也即,二、三线城市住宅价格泡沫每提高1%,会使得一线城市住宅价格泡沫程度降低0.14%和0.11%;从相互溢出强度来看,一线城市的正向外溢强度明显大于二、三线城市的负向外溢强度。二、三线城市住宅价格泡沫之间存在显著的正向溢出效应,但三线城市对二线城市的泡沫溢出效应更大。

### 5.2.3 不同住宅价格泡沫区制的分布时期

从图2可知,从整个系统来看,区制1主要发生在如下月份:2011年2月-2012年3月、2012年7月-2012年11月、2013年11月-2014年4月、2014年8月、2014年12月-2015年4月、2015年10月-2015年11月;区制2主要发生在如下月份:2012年4月-2012年6月、2014年5月-2014年7月、2014年9月-2014年7月、2015年5月-2015年9月;区制3主要发生在如下月份:2012年12月-2013年10月、2015年12月-2016年9月。



数据来源:作者根据统计结果整理而得

图2 住宅价格泡沫不同区制发生概率

### 5.2.4 不同住宅价格泡沫区制之间的转换概率

表7给出了不同住宅价格泡沫区制间的相互转换概率,可知住宅价格泡沫维持在状

态 1(泡沫潜伏期)的概率为 0.82,由状态 1 转向状态 2(负泡沫期)和状态 3(泡沫膨胀期)的概率分别为 0.12 和 0.06,说明住宅泡沫在状态 1 发生转换时,转向状态 1 和 3 的概率均很小,会以较大概率维持之前的状态,凸显出明显的泡沫状态惯性;与此类似,住宅价格泡沫维持在状态 2 的概率为 0.70,由状态 2 向状态 1 和状态 3 转换的概率分别为 0.30 和 0.00,说明当泡沫处于负泡沫期时,一旦发生状态转换,则更倾向于转向泡沫潜伏状态;住宅价格泡沫维持在状态 3 的概率为 0.95,由状态 3 转向状态 1 和状态 2 的概率均很小,说明住宅价格泡沫一旦进入膨胀状态,就会持续相当长一段时间。

在整个研究时期内,系统有 40% 的时间处于泡沫潜伏状态,平均可持续时间为 5.57 个月;有 16% 的时间处于负泡沫状态,平均可持续时间为 3.34 个月;有 44% 的时间处于泡沫膨胀状态,平均可持续时间为 18.63 个月。由此可看出,我国一、二、三线城市住宅价格泡沫平均处于膨胀状态的占比最高,且可持续时间最长,高达一年半以上。这与近 10 年来我国楼市价格整体持续上涨态势相吻合。

表 7 区制转换概率

	区制 1	区制 2	区制 3	样本数	概率	持续期
区制 1	0.82	0.12	0.06	32.9	0.40	5.57
区制 2	0.30	0.70	0.00	14.1	0.16	3.34
区制 3	0.05	0.00	0.95	21.0	0.44	18.63

数据来源:作者根据统计结果整理。

#### 5.2.5 不同区制下的脉冲响应分析

图 3 为一、二、三线城市住宅价格泡沫在三种区制下的相互脉冲响应。从图 3 可知,一、二、三线城市住宅价格泡沫均对源于自身的冲击产生正的响应值,且累计响应效应较为明显,平均能持续约 12 个月以上。从响应强度的横向比较来看,一、二、三线城市住宅价格泡沫的自我脉冲响应强度及其持续时间依次递减。由此说明,一、二、三线城市住宅价格泡沫均有显著的“自我增强”效应,但该强度依次减弱,且在不同泡沫区制下具有结构性差异。具体来看,一、三线城市住宅价格泡沫在区制 2 下的“自我增强”效应最大,二线城市住宅价格泡沫在区制 3 下的“自我增强”效应最大。

从图 3 中的子图(a)至子图(c)可知,给定一线城市住宅价格泡沫一个标准差的正冲击,二、三线城市住宅价格泡沫的响应随着一线城市住宅价格泡沫所处区制的变化而变化;具体来说,当一线城市住宅价格泡沫处于区制 1(泡沫潜伏状态)或区制 2(负泡沫状态)情景下产生冲击时,二、三线城市住宅价格泡沫都呈现出正向响应,且能持续约 10 个月;但当一线城市住宅价格泡沫处于区制 3(泡沫膨胀状态)情景下产生冲击时,则二、三线城市住宅价格泡沫都出现明显的负响应值,且二线城市住宅价格

泡沫的负响应效应更大。这说明,当一线城市住宅价格泡沫处于快速膨胀状态时,其会对二、三线城市住宅价格泡沫产生明显的抑制作用,而当一线城市住宅价格泡沫处于负泡沫或泡沫潜伏状态时,其会对二、三线城市住宅价格泡沫产生明显的促进作用。

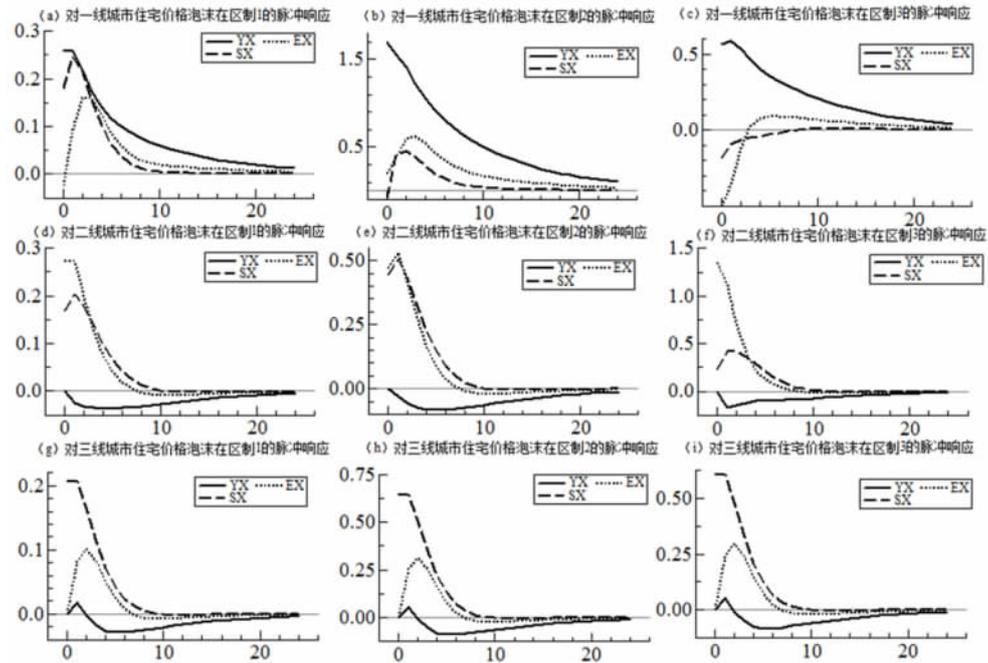


图3 不同区制下一、二、三线城市住宅价格泡沫的脉冲响应

从图3中的子图(d)至子图(f)可知,当给定二线城市住宅价格泡沫一个标准差的正向冲击时,一线城市住宅价格泡沫在三种区制下均显示出负响应值,且持续约23个月;与此相反,三线城市住宅价格泡沫在三种区制下均显示出明显的正向响应值,且能持续约10个月;与此同时,三线城市住宅价格泡沫的响应量要明显大于一线城市。由此说明,二线城市住宅价格泡沫的增强在一定程度上会抑制一线城市住宅价格泡沫,但会显著推动三线城市住宅价格泡沫进一步增大,尤其是在住宅价格泡沫由潜伏状态转变为膨胀状态时,这种推动作用更为强烈。

从图3中的子图(g)至子图(i)可知,当给定三线城市住宅价格泡沫一个标准差的正向冲击时,一线城市住宅价格泡沫在三种区制下的响应量走势均较为类似,都是在第二个月出现轻微正响应值,随后就持续出现负响应值,总体上累计负响应效应较为明显,持续约20个月。而二线城市住宅价格泡沫则在三种区制下均呈现出正响应值,响应效应平均持续约8个月。由此说明,三线城市住宅价格泡沫的增强会在一定程度上抑制一线城市住宅价格泡沫;与此同时,会对二线城市住宅价格泡沫产生显著的拉动作用。

## 6 结论与建议

本文基于 *BSADF* 泡沫检验法来对中国一、二、三线城市住宅价格泡沫进行动态测度,在此基础上采用 *MS-VAR* 模型来分析各线城市住宅泡沫在不同区制下的相互溢出效应,最终结论与建议如下:

(1) 我国各线城市住宅市场均存在泡沫,但差异较大。我国一、二、三线城市住宅市场在 2010 年 6 月至 2016 年 9 月期间均存在多个周期性泡沫,泡沫走势具有“自我增强”惯性,但泡沫程度存在结构性差异。总体上看,一、二、三线城市住宅价格泡沫程度依次降低;二线城市住宅价格泡沫波动最为激烈,一线城市住宅价格泡沫波动率居中,三线城市住宅价格泡沫程度及其波动率均较小。一、二、三线城市住宅市场在 2016 年同时出现泡沫至今尚未破灭;对此,需要根据各线城市房价泡沫的严重程度来确定房价调控政策的力度,从研究结论来看,需要重点防范我国二线城市住宅泡沫,其次是一线城市房价泡沫,而三线城市房价泡沫程度相对较小,可采取在加快去库存的基础上保持关注的思路。

(2) 一线城市主导了全国住宅市场价格泡沫走势。一、二、三线城市住宅价格泡沫对全国住宅价格泡沫的解释度达到 88%;其中,一线城市对全国住宅市场价格泡沫的贡献度最大,然后依次是二、三线城市;一、二、三线城市住宅泡沫之间存在非对称因果关系。一线城市住宅价格泡沫是二、三线城市住宅价格泡沫的单向格兰杰原因,而二、三线城市住宅价格泡沫之间互为格兰杰因果关系。从各线城市最近一次住宅价格泡沫存续周期来看,一线城市房价泡沫已经向二、三线城市扩散;对此,在制定区域性房价调整政策时,建议重点抑制一线城市房价泡沫的引领作用,减缓其对二、三线城市房价泡沫的传染效应;与此同时,切断二、三线城市房价泡沫之间相互影响的传导路径。

(3) 一、二、三线城市住宅价格泡沫之间存在区制依赖的非对称性溢出效应。在整个研究时期内,一、二、三线城市住宅价格泡沫均存在三种区制(负泡沫状态、泡沫潜伏状态和泡沫膨胀状态)。总体上,一线城市住宅价格泡沫会对二、三线城市产生显著的正向溢出效应,而二、三线城市住宅价格泡沫之间存在显著的正向溢出效应,但均会对一线城市产生负向溢出效应;但在不同泡沫区制下,一、二、三线城市住宅价格泡沫之间存在非对称性冲击响应特征。具体来说,当一线城市住宅价格泡沫从负泡沫状态转变到潜伏状态的过程中,会对二、三线城市住宅价格泡沫产生明显的推动作用;而当一线城市住宅价格泡沫处于快速膨胀状态时,会对二、三线城市住宅价格泡沫产生抑制作用。与此同时,二线城市住宅价格泡沫的增强在一定程度上会抑制一线城市住宅价格泡沫,但会显著推动三线城市住宅价格泡沫进一步增大;三线城市住宅价格泡沫的增强会在一定程度上抑制一线城市住宅价格泡沫,同时会对二线城市住宅价格泡沫产生显著的推动作用。对此,为了全面掌握我国各线城市房价泡沫的动态演化趋

势,建议建立多层次城市房价泡沫预警体系,通过该体系来及时监测各线城市房价泡沫走势、所处区制特征及其转向;一旦城市房价泡沫由负泡沫状态进入泡沫潜伏状态,则及时预警并出台抑制措施,防止其随后进入泡沫膨胀状态;而对于已经进入泡沫膨胀状态的城市,则需加大调控力度以降低其自我增强的效应。通过该预警体系来指导制定分层次、差异化的房价泡沫监管政策。

参考文献:

**References:**

- [1] Evans, G. Pitfalls in Testing for Explosive Bubbles in Asset Prices [J]. American Economic Review, 1991, 4: 922-930.
- [2] Funke, M., Hall, S. G. and Sola, M. Rational Bubbles during Poland's Hyperinflation: Implications and Empirical Evidence [J]. European Economic Review, 1994, 6: 1257-1276.
- [3] Hall, S. G., Psaradakis, Z. and Sola, M. Detecting Periodically Collapsing Bubbles: A Markov-Switching Unit Root Test [J]. Journal of Applied Econometrics, 1999, 14: 143-154.
- [4] Shi, S. P. Specification Sensitivities in the Markov-switching Unit Root Test for Bubbles [J]. Empirical Economics, 2013, 2: 697-713.
- [5] Homm, U., Breitung, J. Testing for Speculative Bubbles in Stock Markets: A Comparison of Alternative Methods [J]. Journal of Financial Econometrics, 2012, 1: 198-231.
- [6] Phillips, P. B., Wu, Y., and Yu, J. Explosive Behavior in the 1990s NASDAQ: When Did Exuberance Escalate Asset Values? [J]. International Economic Review, 2011, 1: 201-226.
- [7] Chen, X., Funke, M. Real-time Warning Signs of Emerging and Collapsing Chinese House Price Bubbles [J]. National Institute Economic Review, 2013, 223: 39-48.
- [8] Matthew S. Y., Yu, J., and Lu, J. Detecting Bubbles in Hong Kong Residential Property Market [J]. Journal of Asian Economics, 2013, 28: 115-124.
- [9] Phillips, P. B., Shi, S. P., and Yu, J. Testing for Multiple Bubbles I: Historical Episodes of Exuberance and Collapse in The SP500 [J]. International Economic Review, 2015, 4: 1043-1078.
- [10] Phillips, P. B., Shi, S. P., and Jun Yu. Testing For Multiple Bubbles: Limit Theory Of Real-Time Detectors [J]. International Economic Review, 2015, 4: 1079-1134.
- [11] 李维哲, 曲波. 地产泡沫预警指标体系与方法研究 [J]. 山西财经大学学报, 2002, 2: 99-101.  
Li W Z, Qu B. Research on the Early Warning Index and Method on Housing Bubble [J]. Journal of Shanxi Finance and Economics University, 2002, 2: 99-101.
- [12] 吕江林. 我国城市住房市场泡沫水平的度量 [J]. 经济研究, 2010, 6: 28-41.  
Lv J L. Measuring Bubble in China's Urban Housing Market [J]. Economic Research Journal, 2010, 10: 28-41.

- [13]周京奎,曹振良.中国房地产泡沫与非泡沫——以投机理论为基础的实证分析[J].山西财经大学学报 2004,1:53-57.  
Zhou J. K., Cao, Z. L. An Empirical Research on the Bubble and Non-bubble in China's Real Estate Market Based on Speculative Theory[J]. Journal of Shanxi Finance and Economics University 2004,1:53-57.
- [14]姜春海.中国房地产市场投机泡沫实证分析[J].管理世界 2005,12:71-84.  
Jiang C H. An Empirical on Speculative Bubble in China's Real Estate Market[J]. Management World 2005,12:71-84.
- [15]苑德宇,宋小宁.中国区域房价泡沫测度及空间传染性研究——基于2001~2005年35个大中城市面板数据的实证分析[J].上海财经大学学报 2008,3:78-85.  
Wan D Y, Song X Y. A Study on Husing Bubble and its Spatial contagion in China Based on Panel Data of 35 Large and Medium Cities from 2001 to 2005[J]. Journal of Shanghai University of Finance and Economics 2008,3:78-85.
- [16]许春青,田益祥,马永开.中国和香港房地产泡沫度的实证研究[J].管理评论 2012,24,4:11-17.  
Xu C Q, Tian Y X, Ma Y K. An Empirical Study on Housing Bubble in China and Hong Kong [J]. Management Review 2012,4:11-17.
- [17]吕炜,刘晨晖.财政支出、土地财政与房地产投机泡沫——基于省际面板数据的测算与实证[J].财贸经济 2012,12:21-30.  
Lv W, Liu C. H. Fiscal Expenditure, Land Finance and Real Estate Speculative Bubble: Estimation and Demonstration Based on Provincial Panel Data [J]. Finance&Trade Economics 2012,12:21-30.
- [18]范新英,张所地,冯江茹.房地产价格泡沫测度及区域差异性研究[J].经济研究 2013,11:48-53.  
Fan X Y, Zhang S D, Feng J R. A Study on Housing Bubble and its Regional Difference [J]. Economic Research Journal 2013,11:48-53.
- [19]韩德宗.基于West模型的房地产泡沫的实证研究——以北京、上海、深圳为例[J].当代经济科学 2005,27,5:6-11.  
Han D Z. An Empirical Research on Housing Bubble in Beijing, Shanghai and Shenzhen Cities Based on West Model[J]. Modern Economic Science 2005,5:6-11.
- [20]王春雷.住宅市场价格泡沫及预警机制研究[D].华中科技大学博士学位论文 2008.  
Wang C L. A Study on Housing Bubble and Its Early Warning Mechanism[D]. Huazhong University of Science and Technology Doctoral Dissertation 2008.
- [21]史兴杰,周勇.房地产泡沫检验的Switching AR模型[J].系统工程理论与实践,2014,3:676-682.  
Shi X J, Zhou Y. Switching AR Model for Testing Housing Bubble[J]. Systems Engineering-

Theory & Practice 2014 ,3: 676-682.

[22] 郭文伟. 中国多层次房价泡沫测度及其驱动因素研究——兼论我国房地产调控政策的实施效果[J]. 经济学家 2016 ,10: 30-37.

Guo W W. An Empirical Research on Multi-level Housing Price Bubble and Its Driving Factors: Comment on the Effect of Control Policy on Real Estate in China [J]. Economist , 2016 ,10: 30-37.

[23] 郭文伟. 全球股市泡沫测度及其相依结构分析[J]. 广东财经大学学报 2016 ,4: 61-71.

Guo W W. An Empirical Research on Price Bubble and Dependence Structure among Global Stock Markets [J]. Journal of Guangdong University of Finance & Economics 2016 ,4: 61-71.

[24] Godfeld ,S. ,Quandt ,R. The Estimation Of Structural Shifts By Switching Regressions [J].

Annals of Economic and Social Measurement ,1973 ,4: 473-483.

[25] Hans ,M K. Markov-Switching Vector Autoregressions: Modelling ,Statistical Inference , and Application to Business Cycle Analysis [M]. English: Springer ,1997.

( 本文责编: 唯 一)

## An Empirical Research on the Regime Characteristic and Asymmetric Spillover Effect among China's City Housing Bubble

GUO Wen-wei

*Abstract: This paper make an empirical research on China's urban housing bubble based on backward sup ADF test method( BSADF) from 2010 to 2016. On this basis , we compare bubble level and distribution among first-tier cities , second-tier cities and three-tier cities. Finally , we analyze asymmetric spillover effect of housing bubble among first-tier cities , second-tier city and three-tier cities based on MS-VAR model. Our result shows that there are some significant periodic urban housing bubble in China during the entire period. There is great difference about the number of occurrence , duration and peak among all these housing bubble. The housing bubble of First-tier cities ,second-tier cities and third-tier cities is reducing in turn. First-tier cities housing price bubble can infect second and third tier cities. At the same time , second-tier cities housing bubble can be contagious with three-tier cities. There are three regime such as negative bubble , latent bubble and inflated bubble among all cities. The spillover effect among first-tier cities , second-tier city and three-tier cities can vary with different bubble regime.*

*Key words: urban housing bubble; bubble heterogeneity; contagion mechanism; asymmetric spillover effects*