

doi:10.3969/j.issn.1672-626x.2022.03.002

自住需求主导还是投资需求主导

——一二三线城市房价泡沫及其驱动属性端的实证探讨

于寄语¹, 彭 芸¹, 付波航²

(1. 湖北经济学院 金融学院, 武汉 430205; 2. 深圳信息职业技术学院 财经学院, 深圳 518172)

摘要:立足于房产的二维属性,结合退势BSADF检验和协整分析策略对我国一、二、三线城市的房价泡沫表现和驱动源进行实证探讨。研究表明,考察时段内各线城市房价泡沫的始末点、膨胀度及驱动属性均体现出差异化。一、三线城市的房价泡沫化程度明显强于二线城市;其中,前两类城市房价泡沫的主要推力源自房产投资属性端下的市场需求,这一结论在变协整检验框架下保持稳健;二线城市房价泡沫的驱动力则主要源于房产的自住属性端。进一步,基于贴现法对二维属性端的“房价成分”进行分解,由此对各线房产市场在不同属性端的需求热度进行量化测度,并对近年来一、二线城市自住性房产需求以及一、三线城市投资性房产需求的凸显特征进行探讨。本文研究对于细化洞察各线城市房价泡沫风险特征、完善房产市场异质性调控举措具有重要启示。

关键词: 房价泡沫;房产二维属性;退势BSADF检验;变协整检验

中图分类号: F299

文献标志码: A

文章编号: 1672-626X(2022)03-0010-10

一、引言

作为国民经济的重要支柱产业,房地产业的稳健发展关系到宏观经济、金融的安全稳定。党的十九大以来,决策层旗帜鲜明地要求抑制房产过热化,让房产市场在稳增长、促民生中发挥应有的作用。但是在国家房住不炒、去杠杆、抑需求的政策调控大背景下,房产市场却始终处于“边调边涨、政策功效不足”的怪圈。易居研究院发布的《2020年全国50城房价收入比报告》显示,当前我国的平均房价收入比已达13.4,个别城市逼近30,远超国际公认的4~6的合理区间。过高的房产负担不仅给实体经济和城市活力带来了潜在风险冲击,对当前房产市场“突出自住属性、满足自住需求”的政策定位亦造成较大压力。如何理解并科学评估房产市场的过热化表现,持续过热的房价背后有多大成分来自居民的自住需求,在不同线城市又是否具有异质化演进态势?上述问题的探讨对于深入洞察我国房产市场的风险特征、完善房产市场长效调控机制和分城施策举措具有重要意义。

回顾已有文献,较多学者对我国房地产市场的走势表现进行了实证研究和探讨。皮舜和武康平(2004)

收稿日期: 2021-12-20

基金项目: 教育部人文社会科学研究青年基金项目(19YJC910009);湖北金融发展与金融安全研究中心项目(19XY03)

作者简介: 于寄语(1988-),男,安徽阜阳人,湖北经济学院金融学院讲师,经济学博士,研究方向为计量经济理论;彭芸(1977-),女,湖北天门人,湖北经济学院金融学院教授,经济学博士,研究方向为宏观金融理论;付波航(1986-),男,湖北江陵人,深圳信息职业技术学院讲师,经济学博士,研究方向为房地产金融。

基于省级面板的实证检验,指出经济增长有效助推了房产市场的上涨态势^[1]。盛松成和刘斌(2007)结合国内外对比研究,强调市场需求对房价变动的决定性影响,认为我国房地产市场处于长期向上的趋势^[2]。宫汝凯(2015)结合土地供应模型和联立方程探讨,指出我国住房价格近年来已脱离经济基本面因素,地方政府的财政失衡和土地财政约束不断助推房地产市场升温^[3]。

伴随着房价的不断上涨,房价泡沫的识别和测度成为学者关注的焦点。袁志刚和樊潇彦(2003)较早基于行为人预期、信贷及政府政策信息构造了一个局部均衡模型,通过求解房产的内在价值对房价泡沫的产生及破灭条件进行探讨^[4]。类似思路下,许春青和田益祥(2014)对我国房产市场的泡沫状况进行了数理建模和实证考察^[5]。另有部分文献构建与房地产市场相关的统计指标,结合指标合理区间与现实值的差距进行房价泡沫的测算。如吕江林(2010)以房价收入比及该指标下居民的承受上限为基础,对我国房地产市场泡沫水平进行考察^[6];孙波和罗志坤(2017)、朱吉(2017)分别基于房产市场的多个相关指标,结合层次分析法对样本城市的房价泡沫值进行测算和探讨^[7-8]。此外,还有部分学者采用时序检验方法,通过识别房价序列的爆炸性特征进行房价泡沫的动态探讨^[9-10]。尽管分析框架有所差异,上述研究均认为我国房地产市场表现出明显的泡沫特征。

由相关金融理论可知,房地产市场兼具商品市场和资产市场两个维度的特点,前者主要对应于房产的自住属性,后者则主要对应于房产自住效用以外的附加效用所带来的投资属性,这两部分属性共同影响并推动了房产市场的价格走势。从房价泡沫的驱动视角来看,其背后可能源于住房投资属性端市场需求的不断强化,亦可能主要由自住属性端的需求因素所推动。不同于前述文献多聚焦于房价泡沫的识别、测度,本文落脚于房价泡沫及其驱动端属性表现的计量探讨,为洞察房产市场的路径特征和风险表现提供一个新的视角。

在具体研究方法上,BSADF检验是近年较流行的资产泡沫检验方法^[11-13]。该方法通过滚动策略捕捉资产价格走势,对其基本路径的爆炸性偏离特征进行泡沫识别,具有很强的泡沫检验功效。本文延续这一检验思路,并结合现实房价序列的路径特征,利用退势BSADF检验对我国城市房价泡沫表现进行探讨。另一方面,租房价格序列有效反映了房产自住需求端的市场表现,借助这部分信息同实际房价走势的协整检验及时序描述,可以进一步从房产的二维属性视角洞察房价泡沫的驱动端表现。由此出发,后文的研究逻辑为:以一、二、三线城市月度数据为样本,采用退势BSADF检验对我国房价泡沫进行计量识别和时空描述;随后从房产属性端的分解入手,着重就“房价泡沫的主要驱动力源于自住属性还是投资属性”以及“不同属性端下房产的需求热度”进行检验设计和数量探讨,回应开篇关于房价过热背后需求端特征及风险表现的提问。

与已有文献相比,本文贡献体现在:(1)结合数理模型有效刻画现实房价序列的路径特征,并由此设计退势调整的BSADF方法,夯实了现有房地产市场泡沫建模和识别的计量基础。(2)从房产二维属性端的分解入手,对我国房价泡沫的驱动源进行计量检验和实证探讨,为洞察现实房价泡沫的风险表现和走势特征提供新的视角。(3)对一、二、三线城市下房产的自住性需求和投资性需求热度进行测算和描述,为明确不同地区房价过热化的异质性风险特征提供依据。

二、房价泡沫识别与时空描述

(一)现实房价路径下的泡沫设定与退势BSADF检验

由于房地产市场兼具商品市场和资产市场的二维属性特征,直接套用资产泡沫检验方法进行房价泡沫特征的考察并不合适。为保证研究的科学性,本文从一个简约的供需模型出发刻画现实房价序列的路径特征,以此进行房价泡沫的检验设定和识别。理论上,房产的供需状况受很多因素影响,如宏观环境、区域

因素、房价当期值和预期值等。兼顾简洁性和科学性的统一,本文主要将当期房价和预期价纳入建模,其余因素对于房地产市场供给和需求端的影响通过截距项和相关系数的时变设定,以及随机扰动项予以包含。具体而言,在需求端,住房需求 D_t 与当期房价 p_t 呈负关联,同需求方的预期价 p_t^e 呈正关联。在供给端,住房供应 S_t 与当期价 p_t 具有正关联,同供给方的预期价 p_t^s 则呈负相关。由此,不难构建房地产市场的需求-供给模型,见式(1)。模型中的相应指标均取对数形式,截距项 $\lambda_0(t)$ 、 $\kappa_0(t)$ 设定为关于时间 t 的函数,反映了其余因素(如区域位置、市场环境)对于房产供给、需求端在不同时刻的影响, $other_t^s$ 、 $other_t^d$ 反映了短期非持续因素对市场的随机扰动影响。

$$\begin{aligned} \ln D_t &= \lambda_0(t) - \lambda_1(t) \ln p_t + \lambda_2(t) \ln p_t^e + other_t^d, \quad \lambda_1(t), \lambda_2(t) > 0 \\ \ln S_t &= \kappa_0(t) + \kappa_1(t) \ln p_t - \kappa_2(t) \ln p_t^s + other_t^s, \quad \kappa_1(t), \kappa_2(t) > 0 \end{aligned} \quad (1)$$

均衡视角下有: $\ln D_t = \ln S_t$, 基于式(1)可得到:

$$\lambda_0(t) - \lambda_1(t) \ln \tilde{p}_t + \lambda_2(t) \ln \tilde{p}_t^e + other_t^d - other_t^s = \kappa_0(t) + \kappa_1(t) \ln \tilde{p}_t - \kappa_2(t) \ln \tilde{p}_t^s \quad (2)$$

假定 t 时刻供需双方对房价的预期值和下期实际值保持一致,即 $\tilde{p}_t^e = \tilde{p}_t^s = p_{t+1}$ 。并设定房产的供给(需求)价格弹性对当前价和预期价无差别,即 $\kappa_1 = \kappa_2 = \kappa(t)$, $\lambda_1 = \lambda_2 = \lambda(t)$, 可推得:

$$\ln \tilde{p}_{t+1} = \frac{\kappa_0 - \lambda_0}{(\kappa(t) + \lambda(t))} + \ln \tilde{p}_t + \frac{other_t^s - other_t^d}{(\kappa(t) + \lambda(t))} \quad (3)$$

记 $(\kappa_0 - \lambda_0)/(\kappa(t) + \lambda(t)) = \alpha(t)$, 并将上式中的扰动项成分用鞅差序列 ε_t 表示,得到:

$$\ln \tilde{p}_t = \alpha(t) + \ln \tilde{p}_{t-1} + \varepsilon_t, \quad t = 1 \dots T \quad (4)$$

式(4)反映了均衡状态下房产价格的基本走势。从生成机制来看,式(4)为带有时间趋势成分的随机游走过程^①,这一路径特征较符合房产市场的既有经验事实。一方面,随机游走特征是有效市场理论下资产价格走势的固有体现;另一方面,伴随着外在冲击和时间价值增值因素,时间趋势本身就是房产价格的重要推力^[14]。在式(4)描述的基本路径之外,现实房价在短期内可能对其存在偏离,如果这一偏离特征表现出正向急剧扩大化状态,便对应泡沫的发生。对此,本文通过爆炸过程: $\ln \tilde{p}_t = \rho_t \ln \tilde{p}_{t-1} + \varepsilon_t, \rho_t > 1$ 进行刻画,由此得到含有泡沫的房价序列设定式(5)。其中,区段 U_{j-1} 为泡沫发生阶段($\rho_t > 1$), U_j 为泡沫塌陷阶段,剩余路径下的房价走势与式(4)保持一致。

$$\begin{cases} \ln \tilde{p}_t = \alpha_1 + \ln \tilde{p}_{t-1} + \varepsilon_t, & t \in U_1 \\ \dots\dots\dots \\ \ln \tilde{p}_t = \rho_t \ln \tilde{p}_{t-1} + \varepsilon_t, & \rho_t > 1, t \in U_{j-1} \\ \ln \tilde{p}_t = -\theta + \alpha_j + \ln \tilde{p}_{t-1} + \varepsilon_t, & \theta > 0, t \in U_j \\ \dots\dots\dots \\ \ln \tilde{p}_t = \alpha_k + \ln \tilde{p}_{t-1} + \varepsilon_t, & t \in U_k \end{cases} \quad (5)$$

对于式(5)中的房价泡沫区段 U_{j-1} , 本文结合倒向上确界 ADF (BSADF) 方法进行识别^[11]。首先确定考察区间 $[y_{\tau}, y_i]_{(0 \leq \tau < i \leq T)}$, $[\cdot]^*$ 为求整符号。固定右侧端点 \tilde{t} 和窗宽 $r_0 \in (0, 1)$ 后,由子区间 $[y_{\tilde{t}-[r_0]}, y_{\tilde{t}}]$ 至 $[y_{\tau}, y_i]$ 向左逐步滚动扩展进行水平 ADF 回归: $y_{j,t} \sim \alpha_j + \rho_j y_{j,t-1} + u_j$; 随后,对得到的一系列 ADF 值取上确界便构成时点 \tilde{t} 上的 BSADF 检验量。将区间 $[y_{\tau}, y_i]$ 逐步延展至 $[y_{\tau}, y_k]_{(\tau < k \leq T)}$ 并重复前述策略,当某时点处的 BSADF 检验量越出设定的临界点时,意味着 y_t 在局部区段具有明显爆炸特征($\rho_t > 1$),此时判定序列 y_t 存在泡沫。

不过,注意到 BSADF 检验中的无泡沫原假设和含泡沫备择假设均未考虑现实房价路径式(5)中存在的时变趋势成分特征。后者情景下,原始 BSADF 策略很容易带来正向时变趋势成分同局部爆炸成分的混淆,进而导致泡沫检验偏误^[15]。鉴于此,后文房价序列的泡沫检测中对 BSADF 策略进行了退势调整,这体现在,

在前述滚动检验中实施带时间趋势项的 ADF 检验 $y_{j,t} \sim \alpha_j + \beta_j t + \rho_j y_{j,t-1}$, 以有效剔除时间成分对泡沫成分的干扰, 并由此构建退势 BSADF 检验量。随后, 类似于原始 BSADF 策略, 结合退势 BSADF 检验量越过和回落相应临界线的时点确定泡沫区间。记泡沫的起始和结束点分别为 \hat{t}_{e_1} 和 \hat{t}_{f_1} , 有:

$$\hat{t}_{e_1} = \inf_{t \in (\hat{t}_{r_0}, T)} \{DB_t(r_0) > cv_{r_0}^{\beta_r}\}, \hat{t}_{f_1} = \inf_{t \in (\hat{t}_{e_1} + \log(T), T)} \{DB_t(r_0) < cv_{r_0}^{\beta_r}\} \quad (6)$$

$DB_t(r_0)$ 为时点 t 的退势 BSADF 检验量, $cv_{r_0}^{\beta_r}$ 为 $\beta_r\%$ 分位点下的右侧临界值。 $\log(T)$ 为理论上设定的泡沫最短持续长度。多泡沫情形下, 在抹除前期泡沫后, 对后续泡沫成分进行类似思路估测。

(二) 一、二、三线城市房价泡沫识别

采用退势 BSADF 检验对我国一、二、三线城市房价泡沫进行考察。参照大多数文献研究, 基于人口和经济规模确定各线城市^②。研究数据来源于中国房价行情网, 时间跨度为 2009 年 7 至 2019 年 12 月, 各线城市房价序列基于选取城市的月度数据平均得到。

各线城市房价的月度走势如图 1 所示。可以看到, 样本研究期内, 各线城市的房价序列整体呈现上升态势, 并且在部分区段的上涨趋势较为陡峭, 蕴含着可能的泡沫化特征。由此, 根据原始房价序列数据^③, 基于前述退势 BSADF 检验进行房价泡沫识别。图 2 描绘了具体的泡沫检验结果, 检验中的学习样本为 12 个月(一年跨度数据), 即从 2010 年 6 月份开始检测。图 2 中的纵坐标对应退势 BSADF 检验量, 虚线为 5% 显著水平临界线^④。可以看到, 一、三线城市房价序列的退势 BSADF 检验量自 2018 年起已整体越出临界线, 相应市场在后续时间的泡沫化表现较强; 二线城市下退势 BSADF 检验量的走向则相对较弱, 前期超出泡沫临界线后于近期不断回落。

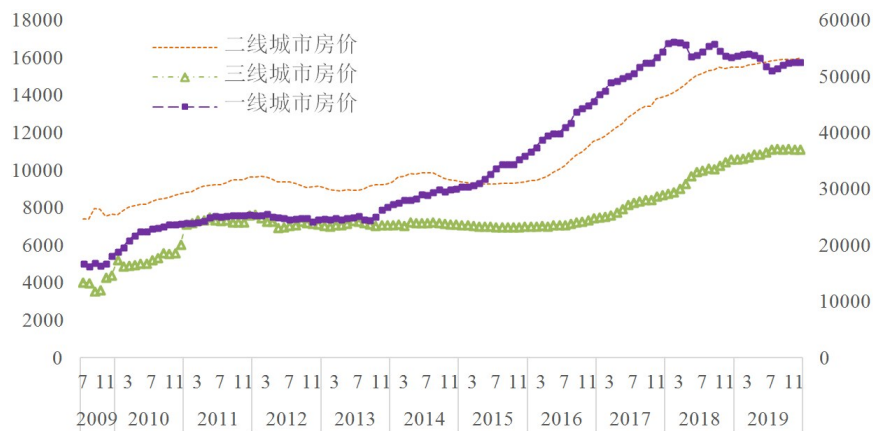


图1 各线城市房价序列月度走势

注: 右侧主坐标轴对应二、三线城市房价序列, 左侧次坐标轴对应一线城市房价序列。

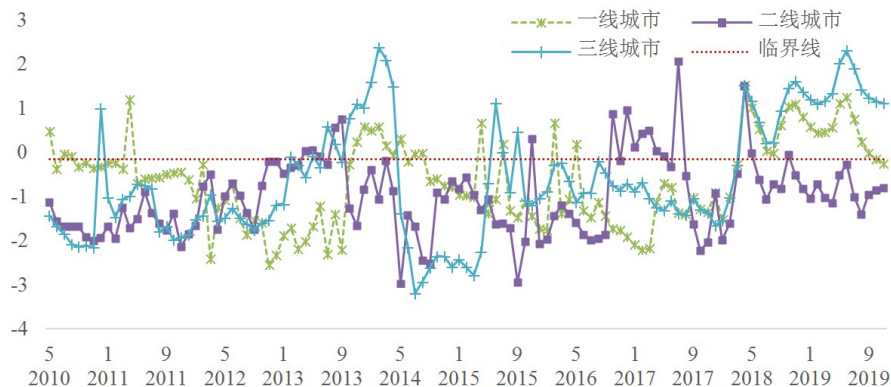


图2 各线城市房价序列的退势 BSADF 检验(窗宽为 $r_0=0.2$)

结合退势BSADF检验量越过和回落临界线的时点,识别各线城市的泡沫区间。忽略长度小于等于1的短期跳跃成分,图2显示一、二线城市共检测出4个房价泡沫区段,三线城市检测出2个泡沫区段。为便于各线城市的空间比对,表1将相近时点的泡沫同放在区段*i*下。可以看到,2017年后各线城市的房价泡沫具有更长跨度,同时发生时点更为靠拢,近年呈现出一定的聚拢性特点;此外,至样本研究时段结束,一、二线城市已暂时走出泡沫区间,三线城市则仍处于泡沫之中(见区段5列)。表1进一步对各泡沫区段进行了简略描述,从最大退势检验量(max_DB)和平均退势检验量(mean_DB)来看,三线城市在考察时间段内的泡沫表现最为突出,其在部分泡沫下达到了2.13(区段3)和2.30的高位(区段5),一、二线城市的相应检验量均在1.5以下。另外,从退势BSADF检验量的标准差(sd_DB)来看,一线城市房价泡沫的强度较为稳定,二、三线城市房价泡沫的波动性相对较大。

表1 退势BSADF检验下各线城市泡沫区段及描述

城市级别	泡沫描述	区段1	区段2	区段3	区段4	区段5
一线	发生区段	2010/8—2010/9	2013/12—2014/6	2014/8—2014/9		2018/5—2019/10
	max_DB	-0.05	0.57	-0.03		1.51
	mean_DB	-0.08	0.31	-0.42		0.65
	sd_DB	0.04	0.24	0.01		0.45
二线	发生区段		2013/5—2013/7	2013/9—2013/10	2017/1—2017/7	2018/5—2018/6
	max_DB		0.04	0.74	0.94	1.48
	mean_DB		-0.01	0.65	0.32	0.73
	sd_DB		0.07	0.13	0.39	1.07
三线	发生区段			2013/11—2014/5		2018/5—2019/12
	max_DB			2.13		2.30
	mean_DB			1.45		1.25
	sd_DB			0.53		0.51

三、房价泡沫的主要驱动力探讨:源于自住需求还是投资需求

(一)房产的二维属性与协整检验设计

房产市场在满足居民的自住需求之外,还具有明显的投资属性特征。后者对应于现有制度下房产所附带的户口、子女教育、转手增值等自住性以外的额外效用需求^⑤。对于前述泡沫区段下一、二、三线城市房价的持续高位走势,其可能源自住房投资属性端的不断强化,亦可能主要由自住性需求推动。如果是前者,可以理解为房产市场投资属性及部分投机性的加强,市场的风险暴露面存在加大倾向。如果是后者,则意味着房产市场未在自住属性端提供有效供给,从而带来市场需求热度和房价的持续高位。结合房价序列在上述二维属性端的协整检验,本部分对房价泡沫的驱动力进行识别探讨。

在现有房产市场“租购不同权”的制度安排下,租房客难以获得商品房的投资属性效用;从而,房屋租赁价格可以较为充分反映房产自住属性部分的市场表现。如此,本文通过协整模型将房产价格同其自住属性部分的市场表现建立关联式(7),两者分别用对数化的住房售价($\ln p_t$)和住房租金($\ln p_{it}$)表示。在此基础上,设定式(7)下残差项 u_t 的走势对应于房价序列在自住属性之外,即投资属性部分的路径表现。

$$\ln p_t = c + c_1 \ln p_{it} + u_t \quad (7)$$

从建模逻辑来看,如果式(7)中的 $\ln p_t$ 和 $\ln p_{it}$ 具有协整关系,意味着 $\ln p_t$ 所代表的房价走势及其局部爆炸特征可以由 $\ln p_{it}$ 进行有效解释,现实房价泡沫主要由自住属性端对应的市场需求所推动。而如果式(7)的协整关系不存在,则意味着 $\ln p_{it}$ 不能对房价泡沫进行有效解释,房产市场泡沫的驱动源还有很大部分来

自于投资属性。进一步,对残差项 u_t 和 $\ln p_{it}$ 的非平稳度进行比较。理论上来看,相应序列的非平稳度越强意味着其信息变异成分和局部爆炸特征越凸显,进而更能为现实房价的泡沫表现提供解释。即如果残差项 u_t 的非平稳度强于 $\ln p_{it}$,意味着房价泡沫的主要驱动力源自投资属性;否则认为自住属性端是房价泡沫的主要推力。在上述设计思路下,进行各线城市房价泡沫驱动源的实证探讨。

(二) 检验结果

协整检验是建立在非平稳变量间的计量分析方法,前文已明确各线城市房价序列 ($\ln p_t$) 的局部爆炸性特征,表2同时列出了各线城市房价 ($\ln p_t$) 及租金 ($\ln p_{it}$) 走势的 ADF 检验结果,相应序列均在5%显著水平下通过非平稳检验。

表2 ADF 检验

考察序列	城市级别	ADF 检验值	p 值
$\ln p_t$	一线	-1.07	0.92
	二线	-1.39	0.83
	三线	-1.74	0.68
$\ln p_{it}$	一线	-2.76	0.26
	二线	-2.09	0.54
	三线	-3.05	0.14

注: 检验式: $y_t \sim \mu + \rho y_{t-1} + \sum_j \Delta y_{t-j} + v_t$, ADF 检验量: $(\hat{\rho} - 1)/se(\hat{\rho})$, $\hat{\rho}$ 为 ρ 对应的 OLS 估计量, se 为取标准差; 原假设: $\rho = 1$ 。

表3给出了对式(7)的E-G协整检验结果^⑥,该方法结合 ADF 检验对式(7)残差项的平稳性特征进行考察。如果残差项拒绝非平稳原假设,意味着协整关系成立;否则,协整关系不成立。可以看到,一、二、三线城市均在5%显著水平下拒绝式(7)“存在协整关系”的原假设,自住属性并不能为现实房价路径及其泡沫特征提供有效解释。随后,对比表3各线城市在式(7)残差项下的 ADF 值和表2中 $\ln p_{it}$ 序列的 ADF 检验值,发现前者明显大于后者。由于 ADF 检验量反映了考察序列的非平稳程度,如前所述,序列的非平稳度越大表明相应序列对实际房价泡沫的解释力越强,从而认定式(7)残差项部分对应的投资属性端构成了各线城市房价泡沫的主要推力。

表3 E-G 协整检验

城市级别	式(7)残差项 ADF 值	5%水平临界值	检验结论
一线	-1.75	-3.78	无协整关系
二线	-1.36	-3.78	无协整关系
三线	-0.71	-3.78	无协整关系

在现实场景中,内外冲击因素(如房产政策、经济周期、公众预期等)可能对房产不同属性端的市场表现具有差异化影响。后者情境下,房价走势与其自住属性端的动态关联可能存在结构变化,即式(7)中的协整系数表现出时变性。为保证本部分检验设计的合理性和科学性,进一步将式(7)扩展为式(8),其中, $\lambda_0 \in (0,1)$ 为协整关系变点, $I(\cdot)$ 为示性函数。

$$\ln p_t = c_0 + c_1 \ln p_{it} + I(t > \lambda_0 T)(d_0 + d_1 \ln p_{it}) + u_t, \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (8)$$

针对式(8),Gregory 和 Hansen(1996)在E-G检验之上提出了处理变协整情形的G-H方法^[6]。其潜在思路为:如果存在结构变化点 λ_0 使得式(8)的残差项表现出平稳性,便认定考察变量间存在长期协整和均衡关系,只是这一关系具有时变性。G-H检验的原假设为式(8)的残差项表现出非平稳特征(不存在变协整关系);备择假设为残差项平稳(存在变协整关系)。本文基于G-H方法下的常用检验量 Z_α^* 、 Z_t^* 对式(8)进行检验,结果见表4。

表4 变协整检验及残差项非平稳度

城市级别	Z_i^* 检验量(I_0 估计值)	Z_α^* 检验量(I_0 估计值)	残差项 ADF 值
一线	-3.24(0.70)	-17.73(0.70)	-2.51
二线	-4.11(0.68)	-28.40(0.68)	-3.23
三线	-3.31(0.31)	-20.07(0.31)	-2.61

注： Z_i^* 和 Z_α^* 在5%显著水平下的临界值为-6.41和-78.52；在10%显著水平下的临界值为-6.17和-72.56。

表4中的 Z_α^* 和 Z_i^* 均为左侧检验,可以看到,两者在5%(10%)显著水平下均大于相应临界值,未能拒绝“无变协整关系”原假设。这表明,变协整设定下房产价格同其自住属性端同样不存在均衡关系,单靠后者不能充分解释房产市场的价格泡沫表现。表4未列给出了式(8)残差项的 ADF 检验值,可以看到,一、三线城市相应残差部分的 ADF 值为-2.51和-2.61,高于两类城市在自住属性代理指标 $\ln p_{it}$ 下的 ADF 值-2.76和-3.05(表2),这一结果同式(7)下的检验结论一致,即投资属性端下的信息变异度以及其对现实房价泡沫的解释力度更大。对于二线城市,检验结果与式(7)的分析表现出差异性,变协整式(8)下残差项的非平稳度(-3.23)小于 $\ln p_{it}$ 的非平稳度(-2.09),自住属性端对二线城市房价泡沫的解释力更大。如此,本部分计量检验表明:一、三线城市房价泡沫的驱动力主要来自房产的投资属性端,这一结论在协整及变协整设定下均保持稳健。而对于二线城市,在更为现实的变协整框架下,研究结果更倾向于支持其房价泡沫主要由自住属性端的市场需求所驱动。

四、进一步研究:房产二维属性端的需求强度描述

为了更量化地考察各线城市在房产投资属性及自住属性端的需求表现,本文对这两部分属性下的“房价成分”进行分解测算,在其基础上对相应属性端的需求强度进行数量刻画。首先,考虑到租赁收益可以看成住房居住效用的利息所得,根据收益的资本化原理,基于租金折现可以测算住房自住属性端的价格成分;随后,用实际房价对其进行剔除可计算得到投资属性端的房价成分。以第j线城市为例, $R_t^{(j)}$ 为t时刻每平方米的房屋租金, $p_t^{(j)}$ 为实际房价, r_t 为房贷利率,住房自住属性和投资属性下的价格成分别记为 $\bar{p}_{it}^{(j)}$ 和 $p_{2t}^{(j)}$,则有 $\bar{p}_{it}^{(j)} = R_t^{(j)}/r_t$, $p_{2t}^{(j)} = p_t^{(j)} - \bar{p}_{it}^{(j)}$ 。另一方面,注意到前文的退势BSADF检验量在实质上捕捉的是房价的爆炸性上涨强度。从经济意义解读来看,它很大程度上反映了现实房地产市场的需求热度。从而,可以基于二维属性端“价格成分”的退势BSADF检验量取值度量相应属性部分的需求强度,两者差值亦可以反映房产投资需求和自住需求的差异化表现。

由上述思路出发,对一、二、三线房产市场的投资需求及自住需求强度进行量化描述,初始学习样本同时设置为12,即从2010年6月开始进行测度描述,相应结果在图3和图4展示。动态走势来看,各线市场在

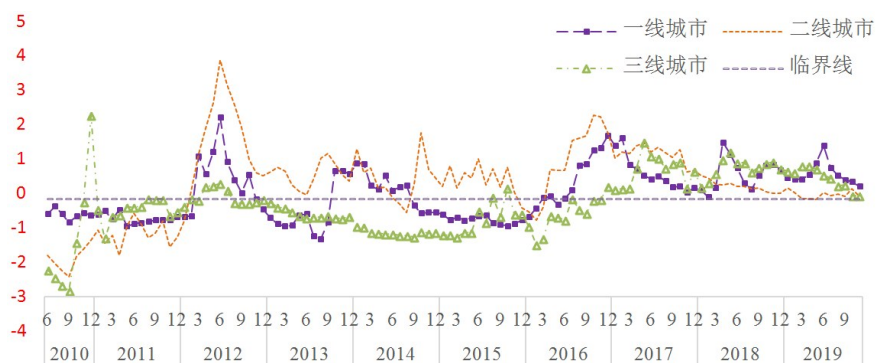


图3 投资属性端房产“价格成分”($\bar{p}_{it}^{(j)}$)的退势BSADF检验量走势

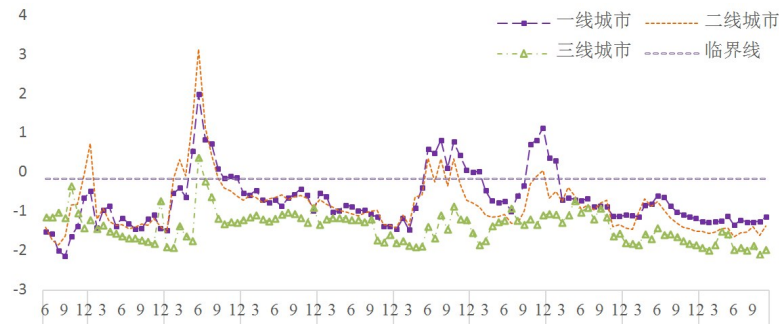


图4 自住属性端房产“价格成分”(ρ_2^U)的退势BSADF检验量走势

投资属性端的退势BSADF检验量持续位于临界线之上,相应需求的热化特征凸显;自住属性端的检验量走势则保持微弱下倾,并自2017年开始逐步加大对临界线的下偏度。这一表现印证了前文投资属性对实际房价泡沫的重要推动作用,同时也反映了当前民众不满足于纯粹的自住需求,向投资属性端进行购买和消费的持续性动机。

通过对上述退势BSADF检验量进行年度平均,表5给出了各年度不同线城市房产二维属性端的需求强度(G_1 、 G_2)及其差值(Gap)。可以看到,一线城市的房产自住性需求在2016年达到高位后开始下滑,投资性需求则在经历早期波动后于近年持续上升;三线城市下的自住需求强度值在考察区段内逐步下滑,投资性需求则处于不断上涨态势;相对应地,二线城市的自住及投资性房产需求在近年均呈降温态势。整体看来,投资性房产需求与自住性需求的差距值(Gap)在2016年后的各线城市处于上升通道,前者对后者的挤压不断持续并加剧。其中,一线和三线城市的投资性房产需求热度更突出。以2018和2019年的测算结果为例,一线城市下的投资性需求强度值分别为0.53和0.59,三线城市为0.75和0.48,远高于二线城市的0.28和-0.02。房产自住性需求上,则是一、二线城市明显强于三线城市。三类城市在2018和2019年的相应需求值分别为-0.95和-1.23、-1.15和-1.50、-1.67和-1.87,房产自住性需求在不同线城市体现出明显的差异化。

表5 不同线城市房产自住性需求及投资性需求强度值

年份	一线城市			二线城市			三线城市		
	自住需求(G_1)	投资需求(G_2)	Gap	自住需求(G_1)	投资需求(G_2)	Gap	自住需求(G_1)	投资需求(G_2)	Gap
2010	-1.58	-0.94	0.64	-0.98	-1.77	-0.79	-0.95	-1.96	-1.01
2011	-1.11	-0.72	0.39	-1.00	-1.16	-0.16	-1.56	-0.25	1.31
2012	-0.05	0.41	0.45	0.18	1.41	1.23	-1.12	-0.12	1.01
2013	-0.58	-0.59	-0.01	-0.65	0.58	1.23	-1.16	-0.54	0.62
2014	-0.95	0.19	1.14	-0.98	0.43	1.42	-1.27	-1.09	0.18
2015	-0.30	-0.74	-0.45	-0.52	0.48	1.00	-1.54	-0.79	0.75
2016	-0.25	0.16	0.41	-0.90	0.78	1.68	-1.35	-0.66	0.69
2017	-0.45	0.71	1.16	-0.70	1.23	1.93	-1.09	0.64	1.74
2018	-0.95	0.53	1.48	-1.15	0.28	1.42	-1.67	0.75	2.42
2019	-1.23	0.59	1.82	-1.50	-0.02	1.48	-1.87	0.48	2.35

上述二维属性下房产需求强度描述的现实启示在于:一线城市在房产自住端和投资端均较强的需求热度反映了相应市场有效供给的欠缺。政策制定者在抑制大城市房地产市场过度投资(投机)和购置需求的同时,应加大、加强、完善相应市场的多元化供给支撑。另一方面,现有租房市场所提供的房产附加属性如落

户等很少,这带来的结果是:消费者出于对这类附加属性的偏好,在资金条件相对满足的情况下更倾向于买房而非租房,自住属性外的投资性需求偏好构成了房价上涨的重要推手,这点对于公共资源福利更为优质的一线城市尤为明显。对于二线城市,相应房产市场在当前的投资及自住需求热度方面较一、三线城市均不突出,但从就业市场、土地因素及生存成本各个角度来看,其是未来人口流入和城市规划的重镇,二线城市的房价走势具有内在支撑;相应市场的房产政策安排应注意调控力度,防止对真实自住需求的抑制。最后,三线城市房产市场的投资性需求在近期保持热化,相应需求值在考察时段内不断上升,并在部分年份直逼一线城市(表5),但这一需求热度很显然不能得到城市人口流入、经济发展前景等基本面的持续支撑;相应房产市场的热度很大程度源自本地及大城市潜在返乡人口的过度投资和预防性动机,未来房价面临较大波动风险,三线城市对此应给予警惕和关注。

五、结论

房产市场的泡沫表现及其特征解读是完善房产市场风险监管的重要议题。结合现实房价序列的路径特征,本文采用退势 BSADF 检验对我国各线城市的房价泡沫进行时空描述,强调各线城市房价泡沫的差异化特征以及近年来的聚拢性特点;进而,从房产的二维属性入手,着重对房价泡沫的驱动端表现进行计量探讨和数量描述。协整检验下的实证研究表明,一、二线城市的房价泡沫主要由房产的投资属性驱动,这一结论在变协整框架下亦保持稳健;二线城市泡沫的主要推力则源于房产的自住属性端。本文同时对不同属性端的房产需求热度进行了测算和动态考察,强调了一、二线城市自住性房产需求以及一、三线城市投资性房产需求在近期的凸显特征,上述结论为审视各线房产市场的泡沫化表现,洞察相应市场在风险暴露面的差异化特征提供了数量依据。

结合本文研究,建议从如下方面加强对当前房产市场的引导,进一步完善房产市场调控体系,提升房产市场政策的实施效力:

第一,强化供需两端的分城调控和配合施策。长期以来,倚重需求端的调控举措未能有效抑制大城市的房价过热问题,并滋生出“茶水费”“捂盘惜售”等一系列市场扭曲行为。对于一线城市,无论是房产投资效用的增值还是居住需求,都具有强烈的市场支撑。在重拳遏制、打击投机性炒房之外,一线城市的调控重点应在于进一步完善多层次住房供给体系,保障市场容量与城市人口的匹配。对于二线城市,自住属性构成了其房价走势的主要驱动力,保障性住房体制的完善和供给端的有效支撑同样是房产市场政策的关键着力点。对于三线城市,房产非自住属性端的需求过热,这带来了一定的风险隐患。政策实施中应着重从需求端入手,合理引导购房预期,避免房价持续攀升对城市发展造成“高负荷”。

第二,加快推动城市租赁市场的服务完善与体制改革。我国租赁市场的个人房源占比较高,房源质量及配套服务与租住品质要求不匹配;同时,现有制度下租房客难以充分享受房产居住属性之外的额外附带权利和效用(如落户、周边教育资源、公共福利等),这也成为城市房产市场价格上升的重要推力。“租售同权”和相应配套政策的完善对于抑制这种房产投资目的导致的购买行为具有重要意义,是建立和完善房产市场健康发展长效机制的关键。

最后,“房子是用来住的,不是用来炒的”是决策层一直强调的房产市场定位,这一过程的实现有赖于住房交易环节的公正化和效率化。一方面,应借助于大数据技术和信息平台的有效搭建,推动房产交易和管理信息的进一步透明,以此提高房产市场的监管效率,减弱市场参与者的投机炒作行为和非理性购买行为。另一方面,政策层面可以尝试一系列改革,通过团购拼单、网络直销等方式,减少中间参与商(如房产销售中介、策划公司等),在责任到位的机制安排下构建效率化的直接交易模式,降低房产交易成本。

注 释:

- ① 水平项 $\alpha(t)$ 的累积反映了房价序列 $\ln \bar{p}_t$ 的时间性趋势成分。
- ② 兼顾数据代表性和获得性,研究中的一线城市为:北京、上海、广州、深圳。二线城市为:天津、大连、东莞、福州、哈尔滨、杭州、合肥、济南、昆明、南昌、南京、南宁、宁波、青岛、厦门、沈阳、石家庄、太原、唐山、温州、武汉、西安、烟台、长春、长沙、郑州、重庆、昆明、成都、佛山、淄博。三线城市包括:安庆、北海、大理、丹东、贵阳、桂林、海口、呼和浩特、吉林、拉萨、兰州、洛阳、三亚、乌鲁木齐、西宁、徐州、扬州、宜昌、银川、岳阳、湛江、珠海、遵义、镇江、绍兴、济宁、邯郸、临沂、鞍山。
- ③ 分月度的描述图显示样本期内房价走势的季节因素并不突出,这里直接基于原始序列进行泡沫检验。
- ④ 基于仿真实验计算得到退势 BSADF 检验的临界值为 -0.16 。
- ⑤ 本文将自住性以外的住房需求全部看成投资性需求。
- ⑥ 笔者还进行了 Johanson 协整检验,结果与表 4 保持一致。

参考文献:

- [1] 皮舜,武康平.房地产市场发展和经济增长间的因果关系——对我国的实证分析[J].管理评论,2004,(3):8-12.
- [2] 盛松成,刘斌.经济发展对房价长期走势的决定作用——基于中国及国际的比较分析[J].财贸经济,2007,(8):109-114.
- [3] 宫汝凯.财政不平衡和房价上涨:中国的证据[J].金融研究,2015,(4):66-81.
- [4] 袁志刚,樊潇彦.房地产市场理性泡沫分析[J].经济研究,2003,(3):34-43.
- [5] 许春青,田益祥.基于均衡分析的我国房地产泡沫度分析[J].财经理论与实践,2014,(1):113-119.
- [6] 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.
- [7] 孙波,罗志坤.基于组合赋权的十城市房地产泡沫估算[J].商业研究,2017,(5):42-48.
- [8] 朱吉.中国城市房地产泡沫的时空特征分析[J].商业经济研究,2017,(2):186-188.
- [9] 曾五一,李想.中国房地产市场价格泡沫的检验与成因机理研究[J].数量经济技术经济研究,2011,(1):140-151.
- [10] 张凤兵,乔翠霞,张会芳.“结束”还是“延续”:中国房地产市场泡沫测度——基于递归 SADF 与 GSADF 检验[J].统计与信息论坛,2018,(7):85-92.
- [11] Phillips P C B, Shi S, Yu J. Testing for Multiple Bubbles: Historical Episodes of Exuberance and Collapse in the S&P 500 [J]. International Economic Review, 2015, 56(4): 1043-1078.
- [12] 郭文伟,王礼昱.资产价格泡沫对消费的影响:抑制还是促进? [J].统计与信息论坛,2017,(11):59-68.
- [13] 王少平,赵钊.中国资本市场的突出风险点与监管的反事实仿真[J].中国社会科学,2019,(11):44-63.
- [14] Craven B D, Islam S M N. Stock Price Modeling: Separation of Trend and Fluctuations, and Implications [J]. Review of Pacific Basin Financial Markets and Policies, 2015, 18(4): 1-12.
- [15] Yu J Y, Ma Z X. Expanded BSADF Test in the Presence of Breaks in Time Trend -A Further Analysis on the Recent Bubble Phenomenon in China's Stock Market[J]. Applied Econometric Letters, 2019, 26(1): 64-68.
- [16] Gregory A W, Hansen B E. Tests for Cointegration in Models with Regime and Trend Shifts[J]. Oxford Bulletin of Economics & Statistics, 1996, 58(3): 555-560.

(责任编辑:颜 莉)