

新建商品住房吸纳周期在 住房市场监测中的应用研究

杨帆, 刘洪玉, 吴璟

(清华大学恒隆房地产研究中心, 北京 100084)

摘要: 吸纳周期是表征住房市场流动性特征的重要指标, 本文研究了这一指标在住房市场监测中的应用原理与方法, 并使用我国 40 个大中城市数据进行了实证分析。研究表明: 吸纳周期存在一个表征市场供求均衡与价格稳定的均衡水平, 市场当前吸纳周期水平与其均衡水平的对比关系可以作为判断市场发展趋势变化的重要参考。当吸纳周期高于均衡水平时, 价格下跌的概率增加, 土地购置与开发活动减弱; 当吸纳周期低于均衡水平时, 价格上涨的概率增加, 土地购置与开发活动增强。通过实证研究发现, 我国 40 个主要城市平均的吸纳周期均衡水平约为 12 个月, 但存在着较大的城市间差异。除了数据统计质量的影响以外, 住房价格上涨预期、土地与开发成本、市场风险以及市场垄断程度等因素都会影响到均衡水平的大小。因此, 在实际应用中, 需要在不同城市设置相应的吸纳周期均衡水平。

关键词: 住房流动性; 吸纳周期; 住房市场监测; 市场均衡

中图分类号: F124.3

文献标识码: A

文章编号: 1002-9753(2014)01-0068-10

Application of the New Commodity Housing Absorption Period in Monitoring Housing Markets

YANG Fan, LIU Hong-yu, WU Jing

(Hang Lung Center for Real Estate, Tsinghua University, Beijing 100084, China)

Abstract: Absorption period is a critical indicator measuring the level of housing liquidity in housing markets. This paper presents the application mechanism and method of the new commodity housing absorption period in monitoring housing markets. The supported empirical study is also given based on the data from the 40 major cities in China. The results show that there is an equilibrium level of absorption period indicating that the supply and demand of housing are equilibrium and housing price will be stable. The difference between the actual absorption period and its equilibrium level can be used as an important indicator for monitoring the housing market development. That is, when the absorption period is greater than the equilibrium level, the probability of housing price decreasing will increase and the quantity of land purchase and housing starts will decrease; when the absorption period is smaller than the equilibrium level, the probability of housing price rising and the quantity of land purchase and housing starts will both increase. Based on the results of the empirical study, it is found that the equilibrium levels of absorption period in the 40 major cities are quite different from each other and the average level is about 12 months. Beside the differences in the quality of housing statistics, there are

收稿日期: 2013-03-19 修回日期: 2013-12-13

基金项目: 国家自然科学基金项目(70873072) 国家社科基金重大项目(09&ZD042)。

作者简介: 杨帆(1986-) 女, 满族, 河北承德人, 清华大学恒隆房地产研究中心博士研究生, 研究方向: 房地产经济与管理。通讯作者: 刘洪玉。

some other factors affecting the equilibrium level, such as the expectation of housing price growth, land and construction cost, market risk and developers' monopoly power. As a result, in practice, the equilibrium levels of absorption period should be set individually in different cities.

Key words: housing liquidity; absorption period; housing market monitoring; market equilibrium

一、引言

科学合理的市场监测体系,是开发企业、购房人以及政府部门判断住房市场发展状况的重要依据,是实现住房市场稳定与健康发展的重要基础。在住房市场的实际运行中,市场的繁荣与衰退除了表现为住房价格的周期性变化,还会同时表现为市场交易活跃程度的整体波动^[1]。在传统的市场监测体系中,住房价格是社会关注程度最高的一项指标,其上涨率常常作为住房市场健康程度诊断的重要参考,能够直接影响供求双方的决策行为以及政府出台的调控政策。而作为反映住房市场交易活跃程度的另一项重要指标——住房流动性,却较少在实践领域中应用。如果单纯以住房价格作为市场变化的监测指标,不仅会低估住房市场的波动程度^[2-3],也不利于企业、购房人和市场监管机构准确的捕捉“有价无市”的市场转折信号^[1]。为此,有必要建立住房市场流动性水平的衡量指标,以作为传统的市场监测手段的重要补充。

在现有的学术研究中,常常把住房交易量作为表征住房市场流动性的信号。但是,由于受到市场规模的影响,这一指标不便于在不同城市间或同一城市不同时间点进行横向或纵向比较,难于对其变化规律和市场监测价值进行准确定量研究。为此,本文选取吸纳周期这一住房流动性衡量指标,分析基于该指标的住房市场监测原理、方法与应用问题,对丰富市场监测指标体系、完善政府住房市场调控、促进市场参与者理性决策等,具有重要的现实意义。鉴于新建商品住房在我国住房市场上的主导作用,本文将主要围绕新建商品住房吸纳周期展开讨论。

二、吸纳周期指标的定义

新建商品住房吸纳周期(又称去化周期)是指按照当前的市场销售速度,新建商品住房的库存量全部销售出去所需的时间^[4],单位可以是

月、季度或年。就某一新建商品住房市场而言,吸纳周期是该市场上在售项目的平均销售周期。在我国,新建商品住房的库存量是指已经向政府申请了预售/销售许可但尚未实现销售的住房存量,即期末累计可售量。而关于住房销售速度,为了去除住房交易活动季节性变化的影响^[4],本文使用近十二个月的月均交易量表示。综上,定义新建商品住房吸纳周期的计算方法为,月末累计可售面积除以近十二个月的月均交易面积,单位为月。

图1展示了北京、沈阳、广州和重庆的吸纳周期、住房价格和住房交易量的历史数据。可以发现,随着住房市场的发展变化,吸纳周期指标呈现出围绕着某一固定水平周期性变化的特征。而且,吸纳周期指标的周期变化趋势与住房价格和交易量的变化特征存在一定的关联性:吸纳周期与交易量的周期特征完全相反,交易量增加对应着吸纳周期的减少,而交易量减少对应为吸纳周期指标增加;当吸纳周期位于波峰阶段时,住房价格下跌,当吸纳周期位于波谷阶段时,住房价格增长。这种现象意味着,吸纳周期指标可能对住房市场的发展变化具有监测作用。

实际上,吸纳周期指标的市场监测作用,在以往的学术研究与实践应用中也曾有所涉及。一些学者观测到吸纳周期对住房价格以及开发建设活动的领先效果^[4-7]。但要成为一项科学有效的监测指标,还需要有相应的合理水平作为对比分析的“基准”。目前一些房地产市场分析报告中,在使用吸纳周期指标时给出了一些判断“基准”,如认为吸纳周期为12个月时表示市场供求均衡,高于12个月表明市场供给过剩、住房价格可能下滑,而低于12个月则表明供给短缺、住房价格存在上涨压力。此外,也有分析师使用6个月或9个月作为判断市场供求均衡的吸纳周期标准,还有学者指出市场合理

的吸纳周期应等于现房销售模式下的开发建设周期(从开工到竣工)或期房预售模式下的开发预售周期(从开工到预售)^[5]。然而,这些研究

未能给出具体的推理过程或依据,为了增强该指标的科学合理使用,其判断“基准”还有待进一步深入研究。

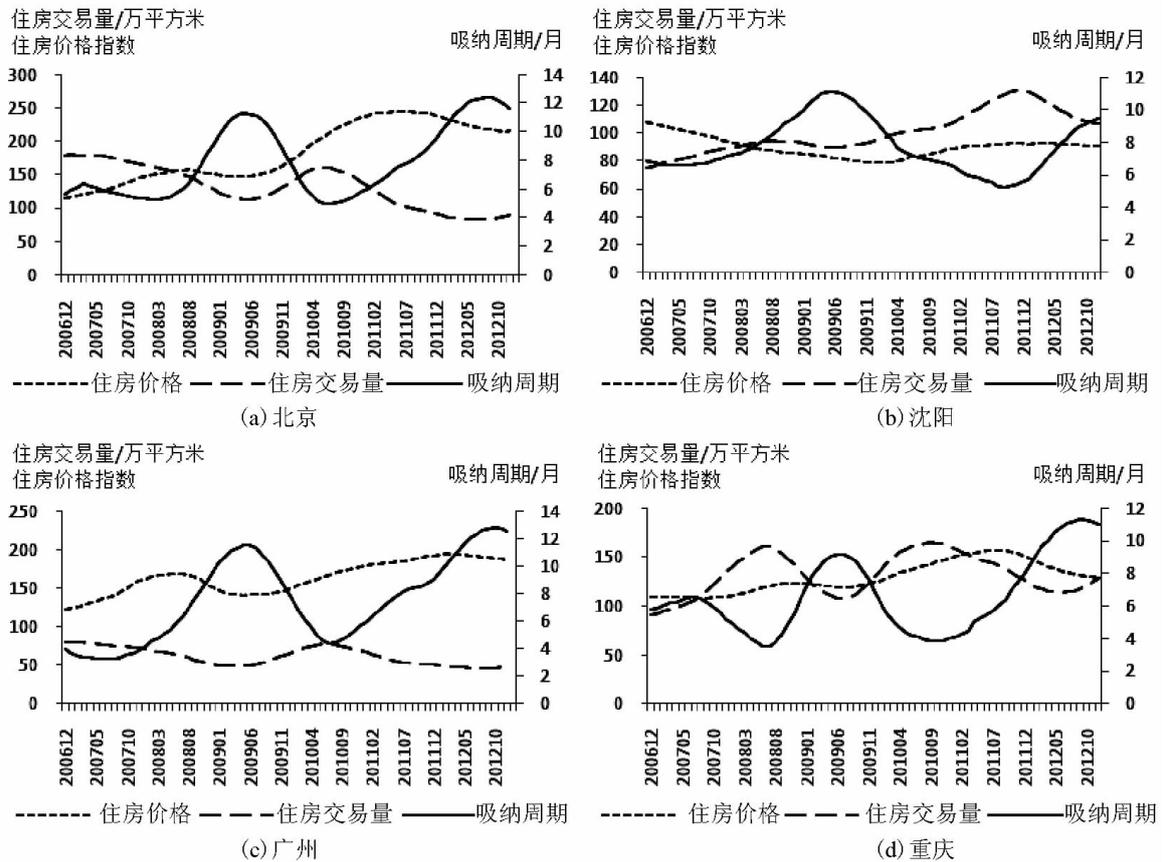


图 1 典型城市吸纳周期、住房价格和住房交易量的历史趋势^①

那么,是否存在一个标志着市场供求均衡与价格稳定的吸纳周期均衡水平?这一均衡水平在不同的市场之间是否一致,受到哪些因素影响?政府和开发商应如何依据吸纳周期的变化调整其土地供给和住房供给决策?本文后续部分将重点围绕这些问题展开讨论。

三、吸纳周期均衡水平的理论和实证分析

(一) 吸纳周期均衡水平的理论分析与实证模型建立

新建商品住房市场中的吸纳周期与存量住房市场中的空置率,都是能够表征住房市场供求均

衡状态的指标,两者具有共同的理论基础。在存量住房市场中,Rosen 和 Smith^[8]提出了自然空置率的概念,认为自然空置率是不会引起价格波动的空置水平,当住房市场的空置率为自然空置率时,市场供求处于均衡状态。自然空置率的存在是供求双方追求利润最大化的必然结果:卖方能够通过保有一定的空置房屋待租、待售而获得更高的预期收益;同时买方也能够保持一定的市场势力,在市场搜寻中具有一定的选择灵活性。自然空置率可以作为存量住房市场中空置率比较和评价的标准。

^①为了去掉季节性因素的影响,图 1 中展示的序列为 12 个月的移动平均值。住房价格为经过 CPI 与支付能力调整的“城房指数”。北京在 2012 年 3 月剔除了无效房源 504.7 万平方米,图(a)展示的是据此规模调整未售住房存量后计算的吸纳周期。

类似的,在新建商品住房市场中,计算吸纳周期所使用的未售住房可类比于存量房市场中处于待租待售状态的空置住房。一些学者就曾指出吸纳周期可以作为一项反映新房市场空置情况的重要指标^[5-6]。在市场活动中,卖方为了保持自己的获利空间倾向于持有一定数量的住房待售,而买方为了保持选房的自由空间也会促使市场中存在一定比例的未售住房。在供求双方的共同作用下,市场未售住房存量也会存在一个合理水平。该合理的未售住房存量经销售速度平减后得到的吸纳周期,即为吸纳周期的均衡水平。吸纳周期在这一水平下,卖方不会因为持有过多的未售住房而蒙受损失,买方也不会因为市场中缺乏可供挑选的住房而感到缺乏议价能力,市场呈现出均衡状态。

在实际的市场运行中,吸纳周期并不总会处于均衡状态,因为随着人口、收入和利率等市场条件的改变,需求方能够迅速调整其需求规模,而住房供给在短期内表现得更加刚性,难于根据市场需求的变化时时调整,需要较长的时间向供求均衡水平调整^[9-10]。那么,在不同的吸纳周期水平下,市场会呈现出怎样的调整过程呢?吸纳周期较大,意味着供给过剩,卖方需要较长时间才能把住房销售出去,这样增大了卖方的资金压力和持有成本,迫使其降低价格、减少新增供给;而较低的吸纳周期则意味着供不应求,卖方面临的销售压力较小,这时买方难以充分挑选合意住房并且非常缺乏与卖方的议价能力,在这种情况下卖方往往会提高价格并增加供给。因此,吸纳周期的变化会直接影响到市场价格和供应量。参考 Rosen 和 Smith^[8]构建的自然空置率分析模型,将上述分析转化为可以进行实证检验的模型如下。

住房价格变化与吸纳周期的关系为

$$P = p(E, AP - AP^*) \quad (1)$$

其中 P 为住房价格的变化率,主要受到两类因素的影响,其一是 E 表示的非供求因素影响的价格变化,如通货膨胀、支付能力增强等,其二是供求关系影响下的价格变化,以吸纳周期 AP 偏离

均衡水平 AP^* 的幅度来表示,其对住房价格变化率的预期影响为负。Rosen 和 Smith^[8]在数据时间序列较长的情况下采用了线性模型假设,考虑到我国时间序列较短的数据特征,吸纳周期偏离均衡水平的程度与住房价格变化之间的线性关系不一定显著,因此在实证回归中弱化线性假设,而选用二元离散选择模型。如果在回归分析前事先剔除非供求因素影响的住房价格变化,那么价格变化和吸纳周期的关系将更加直观,如式(2)所示。

$$Y_p = \alpha_p AP + \beta_p + \varepsilon_p \quad (2)$$

其中, Y_p 为哑元变量,取 1 表示价格上涨,取 0 表示价格下降。 α_p 为吸纳周期 AP 对应的回归系数, β_p 为常数项, ε_p 为随机误差项。回归结果要求 $\alpha_p < 0$,表示吸纳周期增加会降低价格上涨的概率。当 $AP^* = -\beta_p / \alpha_p$ 时, Y_p 取 0 和 1 的概率相等,即为吸纳周期的均衡水平。

住房供给变化与吸纳周期的关系为,

$$S = s(AP - AP^*) \quad (3)$$

该式表示供给变化 S 主要受到市场供求关系的影响,因为非供求关系导致的价格变化最终会体现到建设成本上,可以忽略 E 的影响, $AP - AP^*$ 对住房供给变化的预期影响也为负。同理,在实证回归中使用二元离散选择模型,如式(4)所示。

$$Y_s = \alpha_s AP + \beta_s + \varepsilon_s \quad (4)$$

其中, Y_s 为哑元变量,取 1 表示供给增加,取 0 表示供给减少。 α_s 为吸纳周期的回归系数, β_s 为常数项, ε_s 为随机误差项。回归结果要求 $\alpha_s < 0$, $AP^* = -\beta_s / \alpha_s$ 为均衡水平。

(二) 我国 40 个大中城市吸纳周期均衡水平的估计

本文收集了我国 40 个主要城市 2006-2012 年住房价格和供给情况的月度数据进行实证研究,重点检验吸纳周期关于四项指标(价格、购地面积、开工面积和竣工面积)均衡水平的存在性,其中后三项指标表示开发企业的供给活动。数据情况如表 1 所示,吸纳周期与四项指标变化量的 40 城市平均历史数据如图 2 所示。

表 1 数据来源说明^①

数据	来源	均值	方差
住房价格指数	经 CPI 与支付能力调整的“城房指数” ^②	125.38	27.77
住房开工面积/万平方米	房地产开发统计月报	81.97	56.39
住房竣工面积/万平方米	房地产开发统计月报	51.45	42.36
土地购置面积/万平方米	房地产开发统计月报	30.68	24.22
住房销售面积/万平方米	房地产开发统计月报	49.36	41.39
月末累计可售面积/万平方米	房地产开发统计月报	499.71	381.14
吸纳周期	计算数据	12.05	5.77

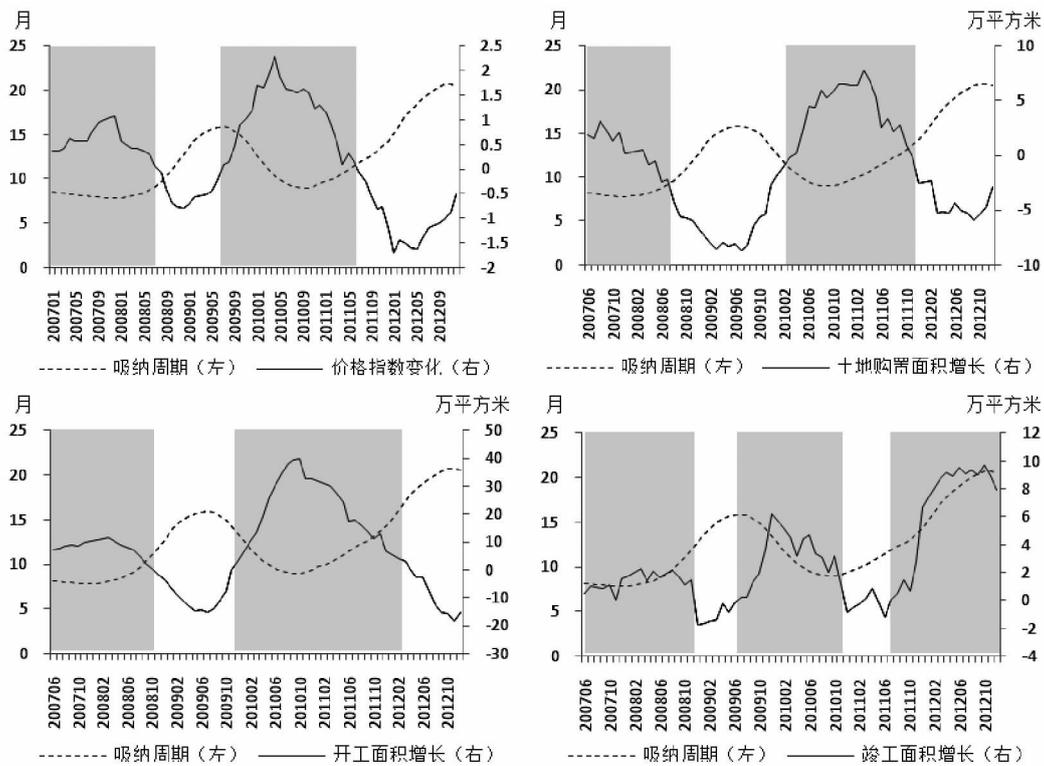


图 2 吸纳周期与住房市场发展的历史数据^③

图 2 数据显示,吸纳周期对住房价格、开工面积以及土地购置面积三项指标存在较为明显的均衡水平,而住房竣工面积与吸纳周期之间却没有呈现出较为稳定的关系。这种现象主要源于中国当前广泛使用的预售制度。从 40 城市住房登记销

售的情况来看,这些城市 90% 左右的住房都是通过预售方式销售的。预售住房的竣工时点并非实际的上市供应时点。在预售模式为主导的市场中,住房竣工不属于开发企业的供给决策,而属于一种履约行为。因此,观测到的竣工面积变化与

①为了去掉季节性因素的影响,实证使用各项指标的 12 期移动平均值,本表格内的均值和方差根据移动平均以后数据计算得到,均值为 40 城市的均值,方差为 40 城市均值的方差。

②为了去掉价格变化中非供求因素的作用,需要将住房价格指数调整为固定收入水平和固定价格水平的价格指数,收入与 CPI 数据来自于“中国经济景气月报”。

③住房价格指数的变化为环比变化量,开工、竣工和土地购置面积为同比变化量。灰色标记部分分别为住房价格、土地购置面积、开工面积和竣工面积上涨的时期。

吸纳周期之间的关系,同预期的供给变化与吸纳周期的关系并不一致。

根据 40 城市的平均历史数据,采用式(2)和式(4)的回归模型,可以计算平均的吸纳周期均衡水平。其中,供给变化模型中 Y_s 变量由购地、开工、竣工面积三项指标衡量,需要分别进行三次回归,计算针对不同供给活动的吸纳周期均衡水平,

$Y_s = 1$ 表示开工、竣工、土地购置量同比增加, $Y_s = 0$ 表示开工、竣工、土地购置量同比减少。主要变量的单位根检验结果如表 2 所示,在较为严格的 99% 置信度水平下认为各序列均为一阶单整序列。进而对模型进行协整检验,如表 3 所示,回归模型中使用的变量之间存在协整关系。

表 2 单位根检验结果

变量	水平		一阶差分		结论 (99% 置信度下)
	形式	统计量	形式	统计量	
AP-吸纳周期	C, T	-3.24*	0, 0	-2.65***	I(1)
Y_p -住房价格变化	0, 0	-1.54	0, 0	-8.00***	I(1)
Y_s -购地面积变化	0, 0	-1.77*	0, 0	-8.00***	I(1)
Y_s -开工面积变化	0, 0	-1.39	0, 0	-8.00***	I(1)
Y_s -竣工面积变化	C, T	-3.28**	0, 0	-7.11***	I(1)

注: *** 表示在 99% 的置信度水平下显著, ** 表示在 95% 的置信度水平下显著, * 表示在 90% 的置信度水平下显著; 模型形式中 C/I/O 表示是否含有截距项, T/O 表示是否含有趋势项, 模型形式根据 AIC 准则确定。

表 3 协整检验结果

	零假设	特征根	迹统计量	最大特征值统计量
AP 与 Y_p -住房价格变化	0 个协整向量	0.32	33.75***	24.60***
	至多 1 个协整向量	0.13	9.15	9.15
AP 与 Y_s -购地面积变化	0 个协整向量	0.17	12.05*	11.50**
	至多 1 个协整向量	0.01	0.55	0.55
AP 与 Y_s -开工面积变化	0 个协整向量	0.26	21.09***	18.94***
	至多 1 个协整向量	0.03	2.15	2.15
AP 与 Y_s -竣工面积变化	0 个协整向量	0.19	13.69**	13.66**
	至多 1 个协整向量	0.00	0.03	0.03

注: *** 表示在 99% 的置信度水平下显著, ** 表示在 95% 的置信度水平下显著, * 表示在 90% 的置信度水平下显著; 协整模型的滞后阶数根据相应 VAR 模型的最佳滞后结构设定。

四个回归模型的结果如表 4 所示,在回归中使用吸纳周期指标的一阶滞后项,表示以月初观测到的吸纳周期水平作为该月价格与供给调整的基础^①。结果显示,竣工面积变化对吸纳周期的回归

结果并不显著;而其余三项指标的回归结果都显著,经济含义也与预期一致,据此可以计算出对应住房价格、购地与开工活动的吸纳周期均衡水平,平均为 12.63 个月。

表 4 吸纳周期对住房市场影响模型的回归结果

模型	常数项	AP 系数	R ²	吸纳周期均衡水平计算结果
住房价格变化模型	3.55*** (4.58)	-0.28*** (-4.46)	0.3144	12.68
购地面积变化模型	4.28*** (4.40)	-0.39*** (-4.38)	0.4122	10.97
开工面积变化模型	5.84*** (4.67)	-0.41*** (-4.49)	0.5233	14.24
竣工面积变化模型	0.82 (1.30)	0.00 (0.05)	0.0000	不存在

注: *** 表示在 99% 的置信度水平下显著; () 中为 z 统计量。

①模型使用一阶滞后项旨在观测住房价格与供给活动对吸纳周期变化的即时反映,如果改用对应 VAR 模型确定的最佳滞后阶数(3 或 4 个月),回归结果显著性及其经济含义都没有改变,计算出相应的吸纳周期均衡水平依次为 12.69、10.47、13.91 个月。

按照相同的方法,选取数据有效、通过了单位根与协整检验的城市样本分别估计城市层面的吸纳周期均衡水平,结果如表 5 所示。可以看出不同城市之间吸纳周期均衡水平差异较大,比较吸纳

周期均衡水平与平均值以后发现,可以用平均值作为均衡水平的近似估计,两项指标的相关系数为 0.77。

表 5 主要城市吸纳周期均衡水平的计算结果(单位:月)

城市	吸纳周期均衡水平			平均吸纳周期	城市	吸纳周期均衡水平			平均吸纳周期
	价格	开工	购地			价格	开工	购地	
北京	9.12	8.69	8.11	7.90	南昌	4.79	8.19	5.48	6.36
天津	5.51	6.73	7.61	9.47	济南	10.43	11.89	-	13.67
石家庄	4.39	15.56	16.35	10.61	青岛	7.82	10.58	8.17	9.14
太原	-	15.96	11.43	10.49	郑州	6.71	7.65	-	6.07
呼和浩特	9.38	-	21.85	33.16	武汉	15.01	22.58	-	17.20
大连	14.84	18.00	13.95	17.59	广州	-	9.37	8.99	7.51
长春	9.55	-	-	9.75	深圳	9.80	-	8.71	9.60
哈尔滨	-	-	36.44	27.91	南宁	6.90	6.57	-	8.09
南京	8.32	8.28	-	8.30	重庆	7.01	7.07	-	6.60
苏州	8.73	8.09	7.96	8.87	成都	5.98	11.54	5.44	8.32
杭州	16.38	13.36	-	12.51	贵阳	4.90	4.77	2.76	4.16
宁波	12.80	14.10	11.84	12.81	昆明	-	-	7.72	11.54
温州	8.18	15.39	9.78	10.27	兰州	-	-	13.25	20.80
合肥	3.96	-	-	6.90	西宁	11.34	-	-	7.90
福州	18.72	20.80	12.98	14.20	乌鲁木齐	-	-	15.45	15.31
厦门	13.26	11.27	-	11.80					

注: - 表示吸纳周期回归系数 α 在 90% 的置信度水平下不显著或经济含义有误;北京依据剔除了无效房源的吸纳周期数据计算。

表 5 显示一些城市的回归结果并不显著,接下来做简要讨论。依据图 2 所示的吸纳周期、住房价格与住房供给的周期性变化特征,可以认为在实证检验的时间范围内,各个城市一般经历了约两个市场周期^[11]。在此期间内,如果建设成本、市场风险等因素发生了较大变化,吸纳周期的均衡水平也会随之发生改变(原因参见第 4 部分)。这将成为吸纳周期均衡水平回归结果不显著的重要原因。为此,我们尝试将结果不显著的一些城市以 2010 年 1 月为界,分为第一周期和第二周期两个阶段分别计算吸纳周期均衡水平。结果显示,两

个阶段的回归结果显著性分别都有所提高,并且计算出的均衡水平存在显著差异。由于篇幅所限,本文略去相关实证分析的具体结果。

四、进一步讨论:吸纳周期均衡水平的城市间差异分析

不同城市吸纳周期均衡水平之间的差异非常大,其中一个重要原因是部分城市的未售住房存量数据存在一定失真。由于房地产信息系统建设和发展水平的差异,部分城市的未售住房存量统计中一直保留有一部分因预售转现售而重复统计的住房,或者保留了已经停止销售不再构成市场

真实供给的住房。随着房地产市场监管工作的加强以及房地产信息管理制度的逐步完善,近年来这些无效房源的增长得到了控制,但如果不进行数据清理,其历史累计记录会持续存在于未售住房存量统计中,成为一部分冻结存量。这些冻结存量的引入会导致吸纳周期指标出现系统性偏高,并且加大了吸纳周期指标的波动幅度。

根据含有冻结存量数据计算出的吸纳周期均衡水平,较之于真实的均衡水平也会有相同幅度的系统性偏高。考虑到在使用吸纳周期指标进行市场监测时,主要依赖吸纳周期观测值与其均衡水平之间的对比关系,因此在吸纳周期存在系统性偏高的情况下,其均衡水平的计算和使用仍然有效。例如,北京市2012年3月通过未售住房存量数据清理,清理出无效房源504.7万平方米,超过了原有存量统计的3成。在未剔除无效房源的情况下,市场平均吸纳周期为11.9个月,计算出的吸纳周期均衡水平为12.8个月。而去掉无效房源存量后,市场平均吸纳周期降低为7.9个月,计算得到的吸纳周期均衡水平为8.6个月。数据清理前后,利用相应的吸纳周期均衡水平标准对市场进行监测评价的结果是一致的。

在存在数据质量问题的情况下,虽然同一城市内部计算和使用吸纳周期指标仍然有效,但会带来另外一个问题:不同城市累计可售住房冻结存量以及销售规模往往存在差异,这会导致不同城市吸纳周期的系统性偏离幅度不同,从而使得实际计算出的不同城市的吸纳周期均衡水平之间缺乏可比性。

那么,除了统计数据质量的影响之外,在不同的市场条件下,吸纳周期均衡水平是一致的吗?本小节最后将从理论层面推导均衡水平的影响因素。如果各城市累计可售住房数据质量得到改善,则可以进一步根据下面的理论结论开展实证研究。

假设开发企业可以自由进出市场,当各个城市住房市场内部与住房市场之间都处于长期均衡状态时,开发企业对投资城市的选择应当是无差异的,即在各个城市相同的时间内投资收益相同。

假设开发企业的投资额度为 I ,在两个处于长期供求均衡的市场中做投资选择,城市 i ($i=1,2$)的单位土地成本为 L_i ,单位开发建设成本为 C_i ,开发企业获得土地之后需要经过 t_{0i} 的时间达到可售条件以销售住房,单位面积住房销售收入为 P_i ,住房价格预期增长率为 x_i , x_i 服从 $N(\mu_i, \sigma_i^2)$ 的正态分布,住房项目的平均销售周期为城市吸纳周期均衡水平 T_i ,假设城市之间资金的时间价值没有差异,为 r 。则开发企业投资活动净现值的期望如下。

$$\Omega_i = \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_i} e^{-\frac{(x-\mu_i)^2}{2\sigma_i^2}} dx \int_{t_{0i}}^{t_{0i}+T_i} \frac{I}{(L_i + C_i) T_i} P_i (1+x)^t e^{-rt} dt - I$$

为了使投资时间长度不同的项目收益可比,定义 $t_{01} + T_1$ 与 $t_{02} + T_2$ 的公约数 τ 为1期的时间长度,然后将总净现值 Ω_i 换算成等额分期净值 ω_i , ω_i 可以直接进行城市间的比较。为了简化推导过程,不妨假设 $t_{0i} + T_i$ 为整数月数,取 τ 为一个月。则有

$$\omega_i = \Omega_i \frac{r(1+r)^{t_{0i}+T_i}}{(1+r)^{t_{0i}+T_i} - 1}$$

在企业自由进出和选择市场的均衡条件下,开发企业认为城市之间是无差异的,即 $\omega_1 = \omega_2 = \omega$ 。但如果存在市场进入壁垒而导致市场垄断程度提升,根据Bain的研究,垄断市场中会存在长期的超额收益^[12],记为 ω_{vi} 。则开发企业在一个市场中投资的分期净值如式(5)所示,其中 ω 为所有市场都相同的投资收益, ω_{vi} 反映垄断势力带来的超额收益。

$$\omega + \omega_{vi} = \left(\int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_i} e^{-\frac{(x-\mu_i)^2}{2\sigma_i^2}} dx \int_{t_{0i}}^{t_{0i}+T_i} \frac{I}{(L_i + C_i) T_i} P_i (1+x)^t e^{-rt} dt - I \right) \frac{r(1+r)^{t_{0i}+T_i}}{(1+r)^{t_{0i}+T_i} - 1} \quad (5)$$

虽然吸纳周期均衡水平的显式表达形式不易推出,但我们仍然可以用数值模拟的方法判断主要变量对吸纳周期均衡水平的影响效果:价格增长预期、市场风险对均衡水平的影响为正向;而市场垄断程度、土地成本和开发成本对均衡水平的影响为负向。因此,不同城市的吸纳周期均衡水平可能存在差异,并且随着市场环境的发展变化,

同一城市的吸纳周期均衡水平也可能发生改变,在应用吸纳周期指标进行市场监测时,需要设立不同的评价标准,并注意根据市场的变化特征及时更新这一标准。

五、结论与政策建议

吸纳周期是反映住房市场流动性特征的重要指标。本文在以往吸纳周期研究的基础上,深入讨论了基于该指标的住房市场监测原理与方法。研究表明:吸纳周期存在一个指示市场供求均衡与价格稳定的均衡水平,市场当前吸纳周期水平与其均衡水平的对比关系可以作为判断市场发展趋势变化的重要参考。当吸纳周期高于该水平时,价格下跌的概率增加,土地购置与开发活动减弱;吸纳周期低于该水平时,价格上涨的概率增加,土地购置与开发活动增强。由于各城市的数据统计质量不同,再加上住房价格预期上涨率、土地与开发成本、市场风险以及市场垄断程度等因素的影响,不同城市吸纳周期均衡水平可能存在差异。在实际应用吸纳周期指标进行市场监测时,需要在不同的市场设置差异化的均衡水平标准。

吸纳周期指标可以作为监测市场与判断市场发展信号,具有重要的应用价值。加强各个城市吸纳周期指标在住房市场监测领域的应用,将有助于提高政府对住房市场政策干预的及时性与有效性。

首先,有效的住房市场调控政策需要建立在政府部门对市场发展现状与发展趋势准确判断的前提下。建立健全住房市场预警监测指标体系,能够加强政府对住房市场健康程度的诊断能力。通过对比吸纳周期及其均衡水平,既可以判断当前住房市场存在的问题,也有助于预测市场未来发展趋势,较以往“吸纳周期是一项领先指标”的定性认识,更具实用性。在住房市场预警监测体系定量化发展的现今,将吸纳周期指标纳入到预警监测系统中具有重要的应用前景。吸纳周期偏离均衡水平的幅度越大,说明未来市场出现价格大幅上涨或下跌的概率越高。

第二,了解吸纳周期的市场预测机理,有助于

政府部门制定合理的市场干预政策并选择适宜的干预时机。当吸纳周期处于波谷阶段时,表明市场上供给短缺情况较为严重,开发企业的市场势力较强。在此阶段内,政府应采取抑制投资与投机性需求的政策,同时保证充足的土地供应并加快规划审批速度,打击囤地、捂盘行为,加大保障性住房供给力度,增加供给方的竞争程度。而当吸纳周期处于波峰阶段时,表明市场供给过于充裕,买方势力较强。在此阶段内,政府应当以降低供给与促进市场存量消化的政策为核心,并注意防范住房市场下行风险传递给金融体系,波及宏观经济的其它部门。监测吸纳周期指标的发展变化,有利于政府把握最佳时机,在合适的时点调整政策。这要求政府在吸纳周期持续远离均衡水平的阶段加大调控力度,而在吸纳周期向均衡水平回归的过程中逐步放松政策约束,并做好向反向调整干预手段的准备,防止市场快速转变,出现大起大落。

第三,在应用吸纳周期指标进行市场监测时,需要根据城市的具体情况设立不同的均衡水平标准,不宜横向比较不同城市的吸纳周期的绝对数值,而需要关注吸纳周期相对于该市场均衡水平的偏离程度。在吸纳周期均衡水平的确定中,可以根据各城市住房市场的吸纳周期、住房价格和开工面积等历史数据进行回归测算,对于数据序列较短的市场,也可以使用一个市场周期内吸纳周期的平均值作为均衡水平的近似估计。此外,为了保证市场监测质量,对于市场环境变化较快或对累计可售住房存量统计数据进行清理的城市,要注意及时调整吸纳周期均衡水平的大小。

参考文献:

- [1]吴璟,郑思齐,刘洪玉.住房流动性研究述评[J].经济评论,2008(4):149-155.
- [2]Goetzmann W,Peng L. Estimating house price indexes in the presence of seller reservation prices [J]. Review of Economics and Statistics, 2006, 88(1):100-112.
- [3]Fisher J,Geltner D. A quarterly transactions-based index of institutional real estate investment performance and movements in supply and demand [J]. The Journal of Real Estate Finance and Economics, 2007, 34(1):5-33.

- [4]杨振鹏,刘洪玉. 新建住房吸纳周期: 一个领先的预警指标[J]. 中国房地产, 2011(1): 3-13.
- [5]郑思齐,刘洪玉. 吸纳周期——一个比空置率更能有效反映住宅市场供求状况的指标[J]. 中国房地产, 2004(2): 29-31.
- [6]禹静. 以销售周期代替空置率可行性研究[J]. 金融经济, 2008(14): 83-84.
- [7]Denise D, William C W 著,龙奋杰译. 城市经济学与房地产市场[M]. 北京: 经济科学出版社, 2002.
- [8]Rosen K T, Smith L B. The price-adjustment process for rental housing and the natural vacancy rate [J]. The American Economic Review, 1983, 73(4): 779-786.
- [9]Evenson B L. Understanding house price volatility: measuring and explaining the supply side of metropolitan area housing markets [EB/OL]. [2011-12-22] http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=352400.
- [10]Malpezzi S, Maclennan D. The long-run price elasticity of supply of new residential construction in the united states and the united kingdom [J]. Journal of Housing Economics, 2001, 10(3): 278-306.
- [11]张红. 房地产经济学[M]. 北京: 清华大学出版社, 2005.
- [12]Bain J S. The profit rate as a measure of monopoly power [J]. The Quarterly Journal of Economics, 1941(55): 271-293.

(本文责编: 瑞 源)