

基于“城房指数”的中国城市 新建商品住房市场有效性研究

杨振鹏 吴璟 刘洪玉 清华大学房地产研究所

摘要 :本文采用 2006 年 1 月至 2009 年 8 月我国 10 个大中城市“城房指数”数据,检验了新建商品住宅市场的有效性,结果显示市场无效是较为普遍的现象。进一步的研究说明,特定的市场参与者可以在无效市场中通过积极预测价格而获得更好的回报。但对一般投资者而言,由于目前调整持有房地产资产比例的投资行为将产生极高的交易费用,获得这一套利机会并不现实。如果未来我国资本市场上出现房地产衍生证券,该问题有可能得到解决,市场有效性也会得到提高。

关键词 :有效市场假设,房地产市场有效性,房价预测

中图分类号 :F293.3

文献标识码 :B

文章编号 :1001-9138-(2011)03-0003-13

收稿日期 :2010-12-15

一、引言

预测资产价格在未来的走势是一件困难的事情。金融学领域的研究认为,在有效市场中,影响资产未来收益的信息一经披露,资产价格就会立即做出反应,掌握已披露信息不能对未来资产价格进行更准确的预测。然而,一些针对房地产市场有效性的研究表明,由于存在交易成本高、新增供给受约束、非理性投机等问题,房地产价格走势对已披露信息的反应并不充分。在一些市场中,房价时常呈现“惯性”运动,表明价格对信息的反应迟缓,还有一些市场的房价与交易量具有正相关关系,或“领先—滞后”关系,表明通过观察市场交易活跃程度可以预判房价走势。

近两三年来,中国城市新建商品住房市场的价格走势亦有“非有效市场”的特征。一方面,在 2006—2007 年间,部分城市房价几乎呈“单调”上涨态势。国家统计局“70 个大中城市房地产价格指数”显示,从 2006 年 1 月开始,北京新建商品住宅价格指数连续 32 个月环比上涨;广州、深圳连续 23 个月环比上涨;全国汇总指数也连续 31 个月环比上涨。另一方面,2008 年至今,部分市场中的“价格—交易量”互动关系显著,在新建商品住房销售持续冷淡一段时间后,房价开始出现下降;而当交易量出现反弹后,房价迅速回升。目前,新建商品房交易量已经成为房地产业界预判房价走势的重要参考指标。

国内学者曾对我国房地产市场有效性进行过实证研究。郑思齐等(2006)基于戴德梁行价格指数证明,1991—2003年间北京、上海的住宅市场和写字楼市场都不具备有效性,而且无效程度较国外市场更严重,作者认为除了房地产市场固有的性质外,我国市场信息不透明等因素也是导致市场无效的重要原因。王克强等(2006)基于国家统计局房地产价格指数分析了1998-2004年全国房地产市场有效性,得出了相似的结论。周义等(2008)基于中国经济统计数据库和Wind数据库的数据,证明1993年1月至2006年6月北京、武汉的住宅和写字楼市场均具有无效特征,同时,作者也将市场信息传递机制不完善列为导致这一现象发生的原因。

本文认为,上述国内研究还存在以下值得深入探讨的地方:1.受数据可得性限制,先前研究大都以房地产价格指数的自相关性作为检验市场有效性的依据。然而,大多数房地产价格指数在编制过程中都会不可避免地引入自相关性,使验证市场有效性的自相关检验失去意义,因此需要使用另外的技术手段予以克服。2.如果市场被证实是无效的,应当讨论能否利用已知信息预测房价,以及能否利用这种预测指导投资。3.鉴于2006年以后我国各地房地产信息管理、发布网络平台日趋完善,现在的投资者可以容易地获得大量房地产信息,如果2006年至今的市场仍然具有无效特征,那么就提示我们需要重新审视导致市场无效的原因。

出于上述目的,本文选用了编制方案明确的“城房指数”作为基础数据,使用可以排除指数编制过程影响的方法检验2006年以来我国部分城市的新建商品住房市场有效性,并对是否可以通过预测房价获利、导致市场无效的原因等问题进行了探讨。

二、有效市场假设

(一)有效市场假设的表述

有效市场假设是指价格完全反映所有可得的信息,即充分利用某一时刻的所有可得信息,不能使未来获得超额收益。这一假设也可以用公式(1)来描述。

$$E(r_t | I_{t-1}) = 0 \quad (1)$$

其中 r_t 表示 t 时段资产的超额收益率, I_{t-1} 表示 $t-1$ 时刻全部可得信息的集合。Fama(1970)还将可得信息分为三类:价格或收益率的历史信息、其他公开信息和内幕信息。相应地,有效市场假设也被分为三个层次。当 I_{t-1} 仅包含价格或收益率的历史信息时,公式(1)为弱式有效市场假设;当 I_{t-1} 包含全部公开信息时,公式(1)为半强式有效市场假设;当 I_{t-1} 包含全部公开信息以及内幕信息时,公式(1)为强式有效市场假设。

有效市场假设不成立,是能够进行价格预测的先决条件。例如,如果弱式有效市场假设不成立,则说明可以通过技术分析预测未来资产价格;如果半强式有效市场假设不成立,则说明可以通过基本面分析预测未来资产价格。因此,检验各种条件下公式(1)是否成立,对于分析师和投资者具有重要意义。

(二)检验弱式有效市场假设的一般方法

虽然直接验证公式(1)成立非常困难,但验证其不成立则相对容易,只需证明公式(1)的某个必要条件不成立。例如,假设超额收益率是序列相关的,则弱式有效市场假设肯定不成立,因此零假设可以转化为公式(2)的形式。

$$H_0: \text{Cov}(r_t, r_{t-k}) = 0 \quad k=1, 2, 3, \dots \quad (2)$$

若零假设 H_0 不成立,则可推出已知超额收益率历史信息情况下,未来收益率的条件期望不为0,进而证明弱式有效市场假设不成立。在实际检验中,由于一个随机过程只对应一个样

本, 因此只能检验样本自相关函数是否显著区别于 0, 以及方差比是否显著区别于 1, 计算公式如下。

$$\gamma_k = \frac{\sum_{t=1}^{n-k} (X_t - \bar{X})(X_{t+k} - \bar{X})}{\sum_{t=1}^n (X_t - \bar{X})^2}$$

$$k = 1, 2, 3, \dots \quad (3)$$

$$V_k = 1 + 2 \sum_{j=1}^k \left(1 - \frac{j}{k+1}\right) \gamma_j \quad (4)$$

其中 X_t 为超额收益率样本, n 为总的样本数量, γ_k 为样本自相关函数。 V_k 为 k 阶方差比检验量。Lo 和 MacKinlay (1988) 证明在零假设成立和大容量样本前提下, V_k 近似服从均值为 1 的已知正态分布。因此, 一旦发现通过样本数据计算的方差比显著区别于 1, 即可证明弱式有效市场假设不成立。

(三) 基于房地产价格指数检验弱式有效市场假设

在检验房地产市场有效性时, 与证券市场最大的区别在于超额收益率 r_t 是不可观测的, 这是因为真实的房价水平不可观测, 只能借助于房地产价格指数进行判断。然而, 任何房地产价格指数都具有统计误差。而且在一般情况下, 房地产价格指数的误差会使以此算出的超额收益率具有序列相关性, 这造成上文所述的一般方法不适用于房地产市场。Case 和 Shiller (1989) 最早注意到这一问题, 并批判了以重复交易价格指数的序列相关性衡量市场有效性的研究。然而我国学者在检验房地产市场弱式有效性时, 依然较多直接检验房价指数(或通过房价指数计算超额收益率)的序列相关性, 而不讨论指数构建过程本身对检验结果带来的影响。

举例而言, 如果房地产价格指数的发布者为了降低指数的波动性, 采取了移动平均的处理方法, 那么即使真实房价变化率是白噪声, 指数差

分的前若干阶自相关函数也将不再为 0。一般情况下, 移动平均处理会使样本的 1 阶自相关函数 γ_1 显著为正。

另一种更具普遍性的情况是, 指数发布者没有进行移动平均处理, 但指数计算结果具有随机误差。不妨假设房价指数 IDX_t 和真实房价水平 p_t 的关系如公式(5)描述:

$$IDX_t = p_t + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim \text{IID.N}(0, \sigma^2) \quad (5)$$

其中, ε_t 是第 t 期的统计误差。那么, 房价指数的差分可写为:

$$\Delta IDX_t = \Delta p_t + \varepsilon_t - \varepsilon_{t-1} \quad (6)$$

这样, 即便真实房价水平 p_t 是随机游走过程(即 Δp_t 是白噪声), 价格指数的差分也会具有序列相关性, 如公式(7)所示:

$$\begin{aligned} \text{Cov}(\Delta IDX_t, \Delta IDX_{t-1}) &= \\ \text{Cov}(\Delta p_t + \varepsilon_t - \varepsilon_{t-1}, \Delta p_{t-1} + \varepsilon_{t-1} - \varepsilon_{t-2}) &= -\sigma^2 \end{aligned} \quad (7)$$

如果指数统计误差和房价真实波动的方差可比, 那么 1 阶自相关函数 γ_1 将显著为负。

为了消除指数构造过程引入的序列相关性, Case 和 Shiller (1989) 提出了一种巧妙的方法(后文简称 CS 方法)来验证房地产市场的弱式有效性。他们把市场的全部交易样本随机分为 A、B 两组, 对每一组分别构建重复交易价格指数, 记为 WRS_{A_t} 和 WRS_{B_t} 。以此计算出的超额收益率分别记为 $excess_{A_t}$ 和 $excess_{B_t}$ 。然后进行以下回归:

$$\Delta WRS_{A_t} = \beta_0 + \beta_1 \Delta WRS_{B_{t-L}} + \mu_t \quad (8)$$

或

$$excess_{A_t} = C_0 + C_1 excess_{B_{t-L}} + u_t \quad (9)$$

其中, ΔWRS_{A_t} 、 ΔWRS_{B_t} 是指数的同比季度实际增长率, L 为滞后阶数, 其论文中取为 4 个季度。检验 β_1 、 C_1 是否显著区别于 0, 若显著则拒绝弱式有效市场假设。

CS 方法的巧妙之处在于, 虽然指数构造方法

可能造成 ΔWRS_{A_t} 、 ΔWRS_{B_t} 各自都是序列相关的,但不影响 B 组的滞后序列和 A 组序列的相关性。本文在后续的实证研究中,采用了类似的方法进行检验。

三、数据

(一)“城房指数”

“城房指数”是由建设部主持编制的全国性房地产价格指数,现已覆盖全国范围内的 39 个大中城市。“城房指数”以各城市房地产主管部门建立的房地产市场信息系统中记录的房地产交易信息为数据基础,覆盖的物业限定为位于市区的普通新建商品住宅,采用满足同质可比要求的特征价格指数方法,按月度计算全国、地区、城市层面的房地产价格指数。在每个城市中,除了计算整体市场的“城房指数”外,还依据完全相同的方法分别对建筑面积在“90 平方米以下”、“90~144 平方米”、“144 平方米以上”住宅的子市场计算价格指数。

“城房指数”以 2006 年 1 月为基期,按月更新,基期指数值为 100。指数的计算严格遵照编制方案,利用链式特征价格模型进行指数更新。吴璟(2009)对这一方法进行了详细的描述。

本文选择了 2006 年 1 月至 2009 年 8 月,中国 10 个大、中城市的“城房指数”数据。这 10 个城市包括 4 个公认的一线城市,即北京、上海、广州、深圳;4 个新建商品住房市场规模较大的城市,成都、南京、西安、武汉;2 个市场规模相对较小的城市,福州和大连。

通过对“城房指数”编制方案进行分析,可以得知该指数没有进行移动平均处理,但各月的指数值均具有不可避免的统计误差。如果这种统计误差是白噪声,则可以依据公式(7)推断出“城房指数”的差分序列的 1 阶自相关系数在有效市场假设下为负值。因此,应采用 CS 方法而不是一般

金融市场中的检验方法来验证市场有效性。

(二)其他数据

在后续分析中,本文还采用了以下数据:1. 2006 年 4 月至 2009 年 8 月间,北京房地产交易管理网发布的普通商品住宅每月网上签约面积、月末累计可售面积数据;2. 2007 年 4 月至 2009 年 8 月间,中国指数研究院公布的深圳每月商品住宅销售面积、月末累计可售面积数据。

四、检验中国城市新建商品住房市场的弱式有效性

(一)应用 CS 方法检验弱式有效性

CS 方法要求将用于构建房价指数的样本随机分为两组,分别建立子市场价格指数,然后检验它们的交叉滞后相关性。对“城房指数”而言,由于大多数城市已经计算了面积子市场价格指数,本文即直接检验各城市子市场价格指数的交叉滞后相关性。同时,本文忽略了每个城市中样本量最小的子市场,因为样本量越小的子市场价格指数误差越大,不予以忽略反而会引起检验结果含混不清。

本文采用的检验模型如公式(10)所示。

$$\Delta \ln X_{B_t} = \beta_0 + \beta_1 \cdot \Delta \ln X_{A_{t-1}} + \sum \beta_m \cdot 11MonthDummies + \mu_t \quad (10)$$

其中, $\Delta \ln X_{B_t}$ 是子市场 B 价格指数自然对数的差分, $\Delta \ln X_{A_{t-1}}$ 是子市场 A 价格指数自然对数的差分(1 阶滞后项)。本文引入 11 个月度哑元变量以消除季节性影响。 β_1 显示了市场对于历史走势的相关性, β_1 越大说明正相关性越强,即惯性上涨或惯性下跌的特性强。检验结果如表 1 所示。

上述结果显示,除了上海、大连外,其余 8 个城市均可在 10% 显著水平下拒绝弱式有效市场假设;广州、武汉可在 5% 显著水平下拒绝有效市场假设;北京、深圳、成都可在 1% 显著水平下拒绝有效市场假设;在所有可拒绝有效市场假设的城市

表 1 :10 个大中城市新建商品住房市场弱式有效性检验结果(CS 方法)

城市	统计量	A->B	B->A
北京	$\beta 1$ 系数值	0.444***	0.604***
	t- 统计量	3.896	2.825
	相伴概率	0.001	0.009
	模型 R2	0.520	0.384
上海	$\beta 1$ 系数值	0.212	0.250
	t- 统计量	1.282	1.190
	相伴概率	0.210	0.244
	模型 R2	0.352	0.261
广州	$\beta 1$ 系数值	0.467**	0.391***
	t- 统计量	2.187	2.938
	相伴概率	0.037	0.006
	模型 R2	0.351	0.470
深圳	$\beta 1$ 系数值	0.592***	0.446***
	t- 统计量	3.232	3.116
	相伴概率	0.003	0.004
	模型 R2	0.414	0.489
成都	$\beta 1$ 系数值	0.485***	0.659***
	t- 统计量	2.792	5.273
	相伴概率	0.009	0.000
	模型 R2	0.308	0.536
南京	$\beta 1$ 系数值	0.347**	0.342
	t- 统计量	2.651	1.465
	相伴概率	0.013	0.154
	模型 R2	0.484	0.324
西安	$\beta 1$ 系数值	0.142	0.556**
	t- 统计量	1.006	2.586
	相伴概率	0.323	0.015
	模型 R2	0.355	0.375
武汉	$\beta 1$ 系数值	0.544***	0.521**
	t- 统计量	5.937	2.233
	相伴概率	0.000	0.034
	模型 R2	0.640	0.311
福州	$\beta 1$ 系数值	0.468*	0.215*
	t- 统计量	1.819	1.773
	相伴概率	0.079	0.087
	模型 R2	0.267	0.315
大连	$\beta 1$ 系数值	0.190	-0.190
	t- 统计量	0.832	-1.301
	相伴概率	0.412	0.203
	模型 R2	0.298	0.217

注 :*** 为在 1%水平下显著 ;** 为在 5%水平下显著 ;* 为在 10%水平下显著。

表 2 :方差比检验结果

城市	V_4 的 Z 统计量 相伴概率	V_8 的 Z 统计量 相伴概率	V_{16} 的 Z 统计量 相伴概率
北京	2.759***	2.107**	0.709
	0.003	0.018	0.239
上海	3.009***	2.213**	0.364
	0.001	0.013	0.358
广州	0.662	0.757	0.468
	0.254	0.225	0.320
深圳	3.773***	3.359***	1.952**
	0.000	0.000	0.025
成都	4.249***	2.246**	0.946
	0.000	0.012	0.172
南京	-0.642	-0.506	-0.562
	0.260	0.306	0.287
西安	2.260**	2.848***	1.629*
	0.012	0.002	0.052
武汉	1.909**	1.100	0.260
	0.028	0.136	0.397
福州	1.324*	2.084**	1.904**
	0.093	0.019	0.028
大连	-1.933**	-1.236	-0.991
	0.027	0.108	0.161

注 :*** 为在 1%水平下显著 ;** 为在 5%水平下显著 ;* 为在 10%水平下显著。

中 ,交叉滞后项的系数 β_1 均为正值 ,说明价格惯性上涨或惯性下跌的特征明显。

总的来看 ,在本文研究的 10 个城市中 ,市场无效是普遍存在的现象。

(二)与传统检验方法对比

传统检验方法忽视了房地产价格指数自身的统计误差 ,直接检验指数差分序列的自相性 ,得出的结论与 CS 方法会具有一定差异。

为了揭示这种差异 ,本文按照方差比检验的方法计算 10 个城市整体市场“城房指数”对数差分序列的自相关性。结果如表 2 所示。

从上述结果中可以发现 ,方差比检验不能拒绝广州、南京的弱式有效市场假设 ,武汉的高阶方差比检验量 V_8 和 V_{16} 也不显著。在 CS 检验中 ,却可以拒绝这三个市场弱式有效的假设。可以推

测 ,由于这三个市场房价指数存在统计误差 ,使得方差比检验量系统性地偏小。特别是对于大连的案例 ,方差比检验给出的结论是价格指数差分序列负向自相关。由于真实房价水平呈现负向自相关是难以解释的 ,这个现象很可能正如公式(7)所预测的一样 ,完全是由房价指数的统计误差带来的。

对于上海而言 ,方差比检验拒绝了弱式有效市场假设 ,而 CS 方法不能做出明确判断。这可能是由于本文选用的子市场并非随机分组 ,而是按建筑面积划分。如果能够获得微观样本数据 ,可以采用随机分组的 CS 方法进行进一步验证。

通过理论分析和上述实证研究 ,可以看到在房地产指数误差不可忽略的情况下 ,计算指数差分序列自相关性的传统方法存在缺陷 ,不宜作为

检验房地产市场弱式有效性的依据。

五、在非有效市场中预测房价走势

验证是否可以拒绝有效市场假设不是最终目标,而是为预测资产价格走势提供依据。在非有效市场中,如何利用历史信息提高价格预测准确度,才是分析师和投资者关心的问题。

(一)可利用的信息

1. 价格历史信息

对于能够拒绝弱式有效性假设的市场,可以利用价格历史信息预测未来房价波动。特别是对于在CS检验中交叉滞后项系数 β_1 显著为正的市场,可以用线性方程预测后一期的房价波动。

2. 交易量信息

房地产领域的众多研究表明,市场交易量与房价水平具有相关关系。从另一个角度来讲,这些研究证明了可以拒绝房地产市场半强式有效的假设。因此,分析交易量信息也有助于进行市场价格预测。

另外,交易量信息还是最容易获取的公开信息之一。在北京、上海、深圳,任何人都可在当地官方房地产信息网站上查阅前一日各类商品房的签约数量。

3. 可售量信息

在有些针对“量价关系”的研究中(Andrew & Meen, 2003),以吸纳率代替交易量进行建模,得到了同样的效果。而吸纳率中既包含了交易量信息,又包含了可售量信息。因此,可以尝试将可售量信息引入房价预测模型。另一方面,中国新建商品住房市场可售量的信息也较为公开,便于分析使用。

(二)预测模型

如果用 \vec{P}_{t-1} 表示 $t-1$ 及之前各个时刻的房价水平组成的向量, \vec{V}_{t-1} 表示 $t-1$ 及之前时刻成交量向量, \vec{S}_{t-1} 表示 $t-1$ 及之前时刻可售量向量,那

么通过一个有效的房价预测模型 f ,应当得到关于 t 时刻房价水平 P_t 的无偏、有效估计,如公式(11)所示。

$$\hat{P}_t = f(\vec{P}_{t-1}, \vec{V}_{t-1}, \vec{S}_{t-1}) \quad (11)$$

由于从理论上分析 f 的形式无从入手,本文选用向量自回归(VAR)模型作为预测模型。

(三)对北京和深圳的实证研究

1. 序列单整阶数检验

由于建立VAR模型要求各个变量单整阶数相同,因此有必要事先检验价格指数 P_t 、交易量 V_t 以及可售量 S_t 序列的单整阶数。本文采用ADF方法确认单整阶数,每个序列都取自然对数后进行检验,结果如表3所示。

由表3可以判断,取对数后的价格指数、销售量、可售量均为 $I(1)$ 序列,可以建立VAR模型。但由于它们均非平稳序列,需要检验协整关系。如果存在协整关系,则采用向量误差修正模型(VEC)建模;否则采用差分后的序列建立无约束的VAR模型。

2. 协整检验

本文采用JJ协整检验方法,以11个月度哑元变量为外生变量,以消除季节影响。结果如表4所示。

结果显示,均可在1%显著水平下认为存在1个协整关系。协整向量如公式(12)所示。

$$\begin{aligned} \text{北京: CI}_t &= \text{Log}(p_t) + 3.953\text{Log}(v_t) + \\ & 2.993\text{Log}(st) \\ & (0.520) \quad (1.068) \\ \text{深圳: CI}_t &= \text{Log}(p_t) + 0.341\text{Log}(v_t) + \\ & 0.036\text{Log}(st) \\ & (0.064) \quad (0.128) \quad (12) \end{aligned}$$

协整向量可以说明,从长期来看,高房价经常伴随着低销售量出现。但可售量与其他序列的关系在两个城市中不一致。

表 3 各序列单整阶数检验

序列	水平		一阶差分	
	模型形式	ADF 统计量	模型形式	ADF 统计量
北京 Ln(p _t)	无截距、无趋势	2.931	无截距、无趋势	-1.621*
北京 Ln(v _t)	有截距、无趋势	-2.226	有截距、有趋势	-5.032***
北京 Ln(s _t)	有截距、无趋势	-1.719	无截距、无趋势	-2.922***
深圳 Ln(p _t)	有截距、无趋势	-1.724	无截距、无趋势	-2.668***
深圳 Ln(v _t)	有截距、无趋势	-2.028	有截距、有趋势	-5.894***
深圳 Ln(s _t)	无截距、无趋势	-0.034	无截距、无趋势	-2.059**

注 :*** 为小于 1%显著水平的临界值 ;** 为小于 5%显著水平的临界值 ;* 为小于 10%显著水平的临界值。

表 4 协整检验结果

	对协整个数的假设	特征值	迹统计量	最大特征值统计量
北京	没有协整	0.684	61.884**	44.888**
	最多 1 个协整	0.353	16.996*	16.967*
	最多 2 个协整	0.001	0.029	0.029
深圳	没有协整	0.683	53.649**	30.982**
	最多 1 个协整	0.459	22.667**	16.571*
	最多 2 个协整	0.202	6.096*	6.096*

注 :** 为大于 1%显著水平的临界值 ;* 为大于 5%显著水平的临界值。

3. 建立向量误差修正模型

依据协整检验结果,可以建立向量误差修正模型,见表 1、表 2 所示。

其中预测北京房价对数差分序列的方程 R² 达到 0.495,调整 R² 达到 0.166;在深圳的方程中 R² 达到 0.749,调整 R² 达到 0.406。可见该模型具有对未来房价变化率的预测能力。

六、利用预测结果指导投资

由于本文给出的 VEC 模型采用月度数据,因此它对下一个月房价变化率的预测能力最高,对后续月份的预测能力会迅速衰减。而房地产投资的周期一般较长,交易费用很高。对于个人投资者而言,这类短期预测很难指导其买卖房屋获得超额利润。

但对于需要在短期内批量出售新建住房的开发商或销售代理机构而言,预测短期房价变化却会对它们的收益特征有影响。不妨考虑如下的特殊案例。

假设某开发商有一批新房待售。为了简化分析,不妨要求它必须在 2 个月内售完,即当期没有销售的部分必须在下一期销售。其他假设条件包括:

第一,开发商资金占用成本(可视为开发贷款利率)为一确定数值 r_f ;

第二,市场价格不受该开发商行为影响;

第三,只要开发商按市场价格出售,就会有足够多的购房人购买;

第四,开发商的交易成本为固定成本,并且是必然要发生的,不影响其决策;

第五,这批新房在下一期价格变化率与市场价格变化率 r 完全相等。

对于该开发商而言,它可以选择在本期以确定价格销售全部住房,也可以选择留出 $x\%$ 的住房在下个月以未来的价格销售。不难写出留出 $x\%$ 住房的“投资”收益率 r_x 为:

$$r_x = r_f + (r - r_f) x\%$$

$$\begin{aligned} E(r_x) &= r_f + (E(r) - r_f) x\% \\ SD(r_x) &= x\% SD(r) \end{aligned} \quad (13)$$

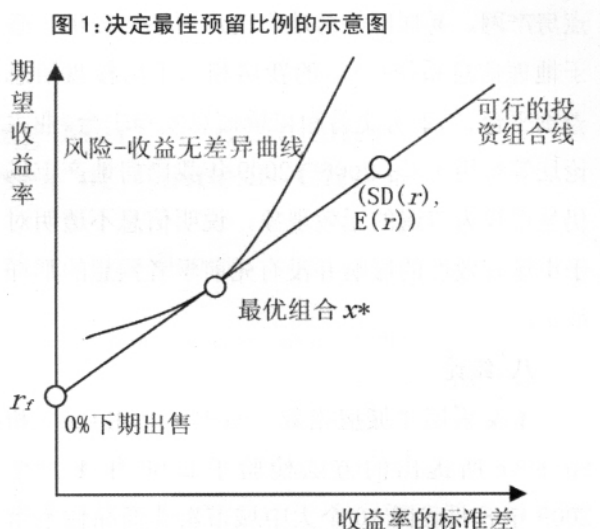
开发商应当根据自身的风险—收益无差异曲线决定最佳留下比例 $x\%$,如图 1 所示。

根据前文的分析,如果认为有效市场假设成立,而不对下一期房价进行积极预测,那么在决定最佳预留比例时,只能使用历史平均价格上涨率作为 $E(r)$ 的估计量,使用历史价格上涨率序列的标准偏差作为 $SD(r)$ 的估计量。根据本文对北京、深圳的实证研究,可以推断在已知过去销售量、可售量的条件下,消极投资者对 $E(r)$ 的估计将有偏差,对 $SD(r)$ 的估计将系统性地偏大(根据北京、深圳的情况,偏差可能达到 20%~40%)。因此,积极预测下一期房价,可以提高最佳预留比例的有效性。也就是说,在非有效市场中预测短期内的房价波动,对特定的市场参与者是有利的。

从另一个角度来看,市场中存在可套利的机会,但并非所有投资者都能够得到这一机会。无论个人投资者还是机构投资者,都很难像房地产开发商一样,通过调整待售房存量来获取无效市场中潜在的超额收益。因为目前任何调整持有房地产资产比例的行为,都不可避免地带来高额的税赋和其他交易费用。如果在未来我国资本市场上出现房地产衍生证券,这种证券具有与某一类房地产完全一致收益(如 REITs 或房地产指数衍生品),而证券的交易费用相对低廉,这一问题将迎刃而解。届时,任何投资者均可根据对未来房价的预测及时调整房地产资产持有量,因此套利机会将逐渐减少,市场有效性将得到提高。

七、对市场无效原因的探讨

多数研究 (Meese & Wallace, 1994; Kuzel, 2004; 郑思齐、刘洪玉, 2006; 周义、李梦玄, 2008) 承认房地产市场的无效性部分来自于



房地产市场本身具有的某些特征,如:1. 房屋具有异质性。没有两栋房屋是完全相同的,即便结构和内部装饰一致,房屋的位置、景观也会有差别。因此,房地产市场不符合完全竞争市场的特性。2. 供给受约束。某一地区房屋的供给受到土地、规划等各方面的约束。即使在某些地区这种约束较弱,建设周期长也会导致供给滞后。3. 交易成本高。一方面,房地产交易税费、佣金即可达到交易额的 5%~10%。另一方面,搜寻合适买家、卖家也需要耗费大量的时间。4. 流动性差。无法立即完成交易。5. 资金门槛高。房地产投资要求的资金量大,并非所有投资者都可以参与,特别是对于大宗物业交易。6. 信息不对称。一般来说,买方在入住前很难了解关于房屋的全部信息,而卖方掌握更多的信息。

除了上述因素外,国内研究还常将我国房地产市场信息透明度低列为导致市场低效的原因。然而,2005—2006 年以来,伴随着政府行政管理信息化建设的开展,我国各城市房地产信息平台的完善程度日益提升。特别是北京、上海、深圳等一线城市,均开辟了供普通民众查询近期全市各区县房地产交易情况、待售楼盘情况的官方网站。与此同时,一部分私营机构也为我国房地产市场信息化水平的提升做出了巨大贡献,如搜房网、焦

点房产网、易居网等房地产门户网站均提供了基于地理信息系统(GIS)的新房和二手房楼盘信息查询平台、二手房交易和租赁信息发布平台、业主论坛等实用工具。2006—2009年我国房地产市场仍呈现较为普遍的无效现象,说明信息不透明对于市场有效性的影响并没有先前学者预想的那样严重。

八、结论

本文采用“城房指数”数据,利用Case和Shiller所提出的方法检验了2006年1月至2009年8月我国10个大中城市新建商品住宅市场的弱式有效性,结果显示可以在8个城市中拒绝有效市场假设,即市场无效仍然是较为普遍的现象。同时,本文还发现在房地产指数误差不可忽略的情况下,分析指数差分序列自相关性的传统方法存在缺陷,不宜作为检验房地产市场弱式有效性的依据。

本文还在北京和深圳建立了预测短期内房价波动的向量误差修正模型。该模型只引入滞后的房价、销售量和可售量三个变量,却对下一个月的房价变化率具有一定的预测能力。这从另一个角度再次证实了北京、深圳新建商品住房市场不具备有效性。特定的市场参与者(如开发商和销售代理商)可以在无效市场中通过积极预测价格而获得更好的回报。然而,对于一般的个人投资者和机构投资者而言,由于目前调整持有房地产资产比例的行为会产生极高的交易成本,获得这一套利机会并不现实。如果未来我国资本市场上出现房地产衍生证券,这一情况将有本质的转变。

最后,本文重新审视了文献中经常提到的导致市场无效的因素,并提出房地产信息不透明对于市场有效性的影响可能并没有先前学者预想的那样严重。

参考文献:

- 1.王克强 郑颖 刘红梅.中国房地产市场弱式有效性的实证研究.中国土地科学.2006
- 2.周义 李梦玄.北京和武汉房地产市场有效性分析和比较实证研究.经济师.2008.3
- 3.Andrew, M. & Meen, G., 2003.House Price Appreciation, Transactions and Structural Change in the British Housing Market: A Macroeconomic Perspective. Real Estate Economics 31
- 4.Campbell, J. Y., Lo, A. W. & MacKinlay, A. C., 1997.The Econometrics of Financial Markets
- 5.Case, K. E. & Shiller, R. J., 1989.The Efficiency of the Market for Single-Family Homes. The American Economic Review
- 6.Clayton, J., 1997.Are Housing Price Cycles Driven by Irrational Expectations Real Estate.Finance and Economics
- 7.Fama, E. F., 1970.Efficient Capital Markets
- 8.Kunzel, P., 2004.Inefficiencies in Real Estate Market.Implications for Price Dynamics
- 9.Lo, A. W. & MacKinlay, A. C., 1988.Stock Market Prices do not Follow Random Walks.The Review of Financial Studies
- 10.Meese, R. & Wallace, N., 1994.Testing the Present Value Relation for Housing Prices.Urban Economics
- 11.Samuelson, Paul A., 1965.Proof That Properly Anticipated Prices Fluctuate Randomly.Industrial Management Review
- 12.Shi, S., Young M. & Hargreaves, B., 2009. House Price-Volume Dynamics.Evidence from 12 Cities in New Zealand
- 13.Stein, J. C., 1995.Prices and Trading Volume in the Housing Market

作者简介:

杨振鹏,清华大学建设管理系博士生,研究方向为房地产市场、房地产价格指数。

吴璟,清华大学土木工程系博士后。

刘洪玉,清华大学建设管理系教授、博士生导师。

New Evidence on Housing Market Efficiency from Housing Price Indexes of Chinese Cities

Yang Zhenpeng Wu Jing Liu Hongyu

Abstract : This paper tests efficient-market-hypothesis in housing markets, using hedonic price indexes from January, 2006 to August, 2009 in ten Chinese major cities. The result shows that eight markets are inefficient in short run. Further analysis indicates that some participants, such as home builders, can gain benefit from this kind of short-run inefficiencies while other investors cannot due to low liquidity and high transaction cost. If real estate derivatives emerge in the future, there will be more opportunities for ordinary investors to arbitrage. Hence, housing markets will be less inefficient.

Keywords: Efficient—market—hypothesis , Housing market efficiency , Housing price forecast

王雨晨 / 责任编辑