

□数量经济理论及应用

中国房屋销售价格、土地价格和租赁价格的关系研究

张屹山 赵 杨

【摘要】在房屋销售市场、土地市场和房屋租赁市场这三个市场背后存在着“隐含有效房价”这样一个共同因子，且三个市场的价格均被该共同因子内在长期驱动。在长期，采用了 Gonzalo 和 Granger 永久—瞬时模型和 Hasbrouck 信息共享模型来测度三个市场各自对“隐含有效房价”的贡献度，并得到三个市场间的价格引领关系。在短期，利用 Granger 非因果关系检验和脉冲响应函数对三者关系进行分析。结果表明：长期而言，房屋销售价格在决定“隐含有效房价”中起主导作用；在短期，房屋销售价格和土地价格存在显著的双向因果关系；房屋租赁市场在房价的形成机制中相对独立、影响甚微。

【关键词】房屋销售价格；土地价格；房屋租赁价格；隐含有效房价

【基金项目】国家社会科学基金项目（07BJY168）；教育部人文社会科学重点研究基地重大课题项目（06JJD790013）

【收稿日期】2009-09-18

【作者简介】张屹山，吉林大学商学院暨数量经济研究中心教授。（长春 130012）

一、引言

1998年7月3日，国务院颁发了《关于进一步深化城镇住房制度改革加快住房建设的通知》，正式开启了以“取消福利分房，实现居民住宅货币化、私有化”为核心的住房制度改革。此后，城镇居民的住房需求得到有效释放，房地产业已成为拉动中国GDP快速增长的重要引擎之一，房地产投资与房地产价格的上涨速度已经明显高于居民收入和消费的增长速度，以至于在2004年商品房价格涨幅达到了17.76%，从2005年开始受国家宏观调控的影响才逐步回落。与此同时，我国土地价格也呈涨势，尤其从2002年到2005年涨势甚猛，在2007年达到了12.3%。然而，房价上涨的速度越快，失去的真实需求数量就会越多，住房市场上的投资过热无疑会催生房价泡沫，埋下经济危机的种子。如何有效地规避房地产市场泡沫已成为关系国民经济发展的重大问题。为了很好地回答这一问题，需要对中国房价的形成机制进行深入研究，而房屋销售价格、土地价格和租赁价格的关系无疑是房价形成机制理论的重要基石。

关于房价的形成机制，有两种主要观点，一种观点认为，高地价造成了高房价，因此政府欲降低房价必先降低地价。另一种观点认为，房价是由供求关系决定的，所以调节房地产市场的供

求关系是降低房价的必由之路。

李嘉图在《政治经济学及赋税原理》中提出了“土地产品的价格决定地租”的观点，根据此观点，土地价格就应该由房屋销售价格所决定。^[1]这个重要的理论假设为后来大多数学者所接受。如20世纪80年代，以英国学者Grigson为代表的一派支持房价是因、地价是果，因为“建造商在土地上的出价主要取决于其对建筑物售价的估计”^①。这种观点被称为剩余价格理论、剩余定价法，得到许多经济学家和实业家的一致支持。^[2-4]许多研究都把此观点作为模型设定的依据。^[5-7]

相反地，争论另一派别的代表人物Evans则提出异议，认为李嘉图的分析不尽正确，土地供给也会影响房价，地价并非完全被动地取决于房价。^[8]此外，Smith将土地作为住房的生产要素分析了城市住房的供给，探讨了土地价格与房屋销售价格之间的比例关系，认为更大的倾向是土地价格影响销售价格。^[9]

关于房屋销售价格和房屋租赁价格之间关系的研究并不多，马克思认为，销售价格和租赁价格都是房屋价格的货币表现形式，房屋的这两种价格分别在销售市场和租赁市场形成。根据Gordon现值模型，租赁价格与销售价格之间有着密切的联系。^[10]如果租赁价格是以房价的基础价值计算出来的，除非销售价格偏离基本价值，否则由销售价格和租金得到的房价是一致的。国内方面，刘晗用价格指数代替价格，通过计量分析说明三个变量虽然均为不平稳序列，但在长期仍然存在相互影响的关系。^[11]方毅、赵石磊根据现值模型，对35个大中城市房屋销售价格和租金的面板数据进行分析，发现房屋销售价格和租金存在着长期均衡关系。^[12]

关于房价、地价和租价关系的实证分析，学术界多采用经济计量分析工具进行研究。笔者在此提出不同的分析方法对房价和地价关系进行研究：Gonzalo和Granger的永久—瞬时模型（Permanent-Transitory Model）和Hasbrouck的信息共享模型（Information Shares Model）。^[13-14]此二模型以往主要用来测度期货市场和现货市场间的价格发现功能。如：Gonzalo和Granger对永久—瞬时模型进行了详尽的阐述与原理说明。^[13]Hasbrouck基于NYSE的交易数据，建立了模型以研究同类证券在不同市场交易过程中的价格发现功能，他认为在所有市场上都存在一个隐含有效价格，特定市场贡献度与公共因子贡献度的比例在该市场的信息共享中起作用。^[14]Matthew和Ralf使用了Hasbrouck方法和Gonzalo-Granger方法说明了指数期货和潜在指数间的普通随机趋势，并为价格发现起源于新加坡期货市场提供了确凿证据。^[15]Frank用这两种方法对证券市场上的价格发现功能进行了研究，并将这两种方法进行了比对。方毅借助信息共享模型和永久—瞬时模型，对国内外铜期货市场的价格关系进行了实证研究。^[16]

本文认为，在房屋销售市场、土地市场和房屋租赁市场背后，存在着一个“隐含有效价格”。我们可利用永久—瞬时模型和信息共享模型对三个市场背后的长期驱动因素进行分离，以期探究房屋销售价格、土地价格和房屋租赁价格分别在长期和短期的相互关系，在理论上对三者之间的引领关系作以判断，并对目前我国租赁市场相对独立的现状予以解释。

二、房价、地价和租价关系的理论分析

（一）“隐含有效房价”的存在

房屋销售价格、土地交易价格和房屋租赁价格是房地产市场上最具代表性的三个指标。“隐含有效房价”是我们立足于一个广义层面提出的概念，这个“广义层面”即指基于我国土地市场、房屋销售市场和房屋租赁市场这三个相对独立却又互相关联的市场之间的关系。

① 这是Grigson在著名的1986年伦敦和东南区规划会议上提出的观点。

从宏观角度来看,经济的发展可能是推动房屋销售市场、土地市场与房屋租赁市场价格共同原因。比如,一方面,随着经济的发展,居民的收入水平在不断提高,由此带动了住房需求的增加,从而促进房地产业的繁荣。另一方面地方财政的重要来源就是土地收入、房地产建设和开发中的税费,因而地方政府有着同时拉抬土地价格和房屋销售价格的内在冲动。财政收入的变动也会同时影响着政府的实际支出和居民的可支配收入,进而影响对房地产的需求。

从微观角度来说,这三个市场的价格形成机制其实也有着内在的共同关联。首先,在土地市场上,政府与购地者之间的交易形成了土地价格。一方面,我国土地的使用权交易市场由国家垄断,另一方面,从事房地产开发的开发商以及一些炒地者都是土地的购买者。开发商在获得了土地使用权以后便垄断了土地经营权,并借此为追逐自身的最大利润服务,炒地者则进行投机性的投资。就房屋销售市场而言,当开发商建好房后,就进入到房屋销售市场出售,房地产开发商和购房者之间的交易就形成了房屋销售价格。社会对房地产价格短期持续上涨的预期,使得大量资本为追求短期高额利润而涌入房地产业进行投机活动。而投机需求的实现导致市场上的供给迅速增加,新一轮的投资需求造成了总需求的虚高,房地产价格超过其内在价值,产生泡沫。此外,政府也可以通过利率、首付款比例等金融政策,间接影响销售价格。在房屋租赁市场上,房屋销售市场中出租房屋的房东在房屋租赁市场上与租房者进行交易,就形成了房屋租赁价格。从现值模型出发,学者们将房地产市场中的价格/租金视为股市中的价格/红利。Meese 和 Wallace 认为由于信息不对称、高交易成本和资本市场的“理性泡沫”,在短期房价会偏离基本价值。^[17]国内大部分学者达成的共识是,租赁市场是一个能够相对准确反映真实消费需求的市場,其特点是竞争性较强,政府较少干预。如炒地者一样,租赁市场上的炒房者也会无形中使得房价严重背离它的真实价值。当房地产销售市场存在这种投机需求时,供给大量增加的同时需求大量转向销售市场,结果将导致房地产租赁市场上租赁价格下降。

由此可见,我国房屋销售市场、土地市场和房屋租赁市场是以房屋销售市场为中心的一个整体,其价格形成不仅受供求关系影响,政府、开发商和投机者同样也是价格形成过程中不可忽视的共同因素,并且同时作用于三个市场,使其交易价格产生联动。我们把在房地产价格形成过程中起基础性和共同性作用的价格因素称为“隐含有效房价”,那么销售价格、土地价格和租赁价格就是这个“隐含有效房价”的表现形式,该“隐含有效房价”就是能体现三个不同市场共同变动的内在驱动力。如果排除不同市场的短期影响,“隐含有效房价”就是这三种价格的共同长记忆成分^①。三种价格紧密联系,它们既是“隐含有效房价”的重要组成,也势必随着“隐含有效房价”的波动而波动。

考虑到“隐含有效房价”的存在性,我们可以分离驱动三个市场价格共同长记忆成分与短期干扰。一方面,通过 Gonzalo 和 Granger 的永久—瞬时模型和 Hasbrouck 的信息共享模型来测算不同市场对于“隐含有效房价”的贡献度,以比较和确认不同市场的长期价格发现作用;另一方面,在分离长期记忆成分的基础上,利用 VECM,进行 Granger 非因果关系检验和脉冲响应函数(IRF)分析,研究不同市场上不同价格之间的短期关系。

(二) 房价、地价与租价的长期关系:永久—瞬时模型与信息共享模型

最早提出“隐含有效价格”的是 Garbade 和 Silber,他们认为在不同市场交易的同一证券,相互之间一般都由一个“隐含有效价格”来联系。Gonzalo、Granger 和 Hasbrouck 在向量误差修正模型(VECM)的基础上推导出了永久—瞬时模型和信息共享模型,以测度同一资产在不同市场交易时价格发现功能的问题。^[13-14]自 1995 年以来,二模型在期货—现货市场的研究上被国内

^① 不同市场价格受一个共同“隐含有效价格”所驱动,这一因子形成不同市场价格间的共同长记忆成分。Engle 和 Granger 的向量误差修正模型(VECM)^[18]被广泛用于揭示价格间的这种紧密联系。

外许多文献引用, 并多用于在微观市场中研究价格发现的“共同因子”。永久—瞬时模型和信息共享模型的估计都是基于一个无差别的 VEC 模型:

$$\Delta p_t = \alpha\beta'p_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta p_{t-i} + \varepsilon_t, \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (1)$$

但它们一个显著的区别就在于残差项 $\varepsilon_t = (\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}, \dots, \varepsilon_{kt})'$ 出现的不同情况。

Gonzalo 和 Granger 在最初设立模型时并未考虑序列相关问题, 模型关注每个市场对隐含有效价格的贡献度, 且只包含导致不均衡状态的永久性冲击, 不同市场对于“共同因子”的贡献度以该市场的误差修正系数函数来衡量, 对长记忆成分的分解不依赖于变量顺序。

Stock 和 Watson 认为, 一组价格向量的共同趋势可以表示为一个永久成分和一个瞬时成分的和。^[19]如下式:

$$p_t = f_t i_n + g_t \quad (2)$$

g_t 是在这 n 个市场中都存在的瞬时成分, 共同长记忆成分 $f_t i_n$ 可由两个条件来界定: 第一, 共同因子是当前市场价格的加权平均值, 即 $f_t = \Theta' p_t$ 。第二, 瞬时成分 g_t 对于价格 p_t 没有长期影响, 即对 Θ 进行了限定。当 g_t 对于价格 p_t 没有长期影响时, 仅有一个权重向量 Θ , 即 $\Theta = \alpha^*$, 其中, $\alpha^{*'} = 0$, 权重向量 Θ 可以被估出。 α^* 中的元素经标准化后, 就构成了关于每个市场对于共同长记忆成分的贡献度的度量。

Hasbrouck 信息共享模型是利用新息方差来度量价格发现中的“共同因子”, 即基于对价格冲击的反应而不是对当前市场价格变化的反应。它考虑了序列相关的问题, 认为不同的方差—协方差的分解顺序会导致不同的贡献度。

模型经 VECM 转变为向量移动平均 (VMA) 的表达形式:

$$p_t = p_0 + \psi \left(\sum_{i=1}^l e_i \right) \tau + \Psi^*(L) e_t \quad (3)$$

其中, ψe_t 被定义为共同因子的干扰项部分, 表示价格永久性的变动, 如新息的出现; $\Psi^*(L) e_t$ 定义为共同因子的暂时性部分, 一般由于市场的不完美引起。一个市场的信息共享贡献度定义为该市场干扰项与 $\text{var}(\psi e_t)$ 的比值。 ψe_t 的方差表示为 $\text{var}(\psi e_t) = \psi \Omega \psi'$ 。当 VECM 残差项序列无关时, 新息在市场间无关, 协方差矩阵 Ω 是对角矩阵, 第 j 个市场信息共享贡献度则为:

$$S_j = \frac{\psi_j^2 \Omega_{jj}}{\psi \Omega \psi'}, \quad j = 1, 2, \dots, n \quad (4)$$

更有可能的是, VECM 残差项序列相关, 即新息在市场间是相关的, 协方差矩阵不再是对角矩阵。这种情况下 Hasbrouck 提出要进行方差分解, 对于协方差矩阵进行三角形化。为了得到该因数分解的上界和下界, 我们必须对 Ω 进行克卢斯基 (Cholesky) 分解, 得到第 j 市场的信息共享为:

$$S_j = \frac{[\psi(F)_j]^2}{\psi \Omega \psi'} \quad (5)$$

当变化区间跨度较大时, Baillie 等人提出可使用排列于上下界之间数据的平均值来解决该问题。^[20]

(三) 房价、地价与租价的短期关系: Granger 非因果关系检验

Granger 非因果关系检验是判断一个变量变化是否是另一个变量变化的原因, 即在解决了 X 是否引起 Y 的问题后, 进而看现在的 Y 能在多大程度上被过去的 X 解释, 加入 X 的滞后值后能否使解释程度提高。检验通常有两种方法: 一种是基于传统的 VAR 模型, 另一种是基于误差修正模型 (ECM) 的检验。Granger 指出, 如果非平稳时间序列之间存在着协整关系, 使用传统 VAR 模型进行因果关系检验会出现错误的推论, 因此应该使用 ECM。

如果两个变量 X 与 Y 是协整的, 则它们之间的短期非均衡关系总能由一个误差修正模型 (ECM) 来表述。即:

$$\Delta Y_t = \beta_1 \Delta X_t - \lambda ecm_{t-1} + e_t \quad (6)$$

式中, ecm_{t-1} 是非均衡误差项 (长期均衡偏差项), λ 是短期调整参数。采用该方法建立模型, 不会产生传统经济计量建模中常常存在的“伪回归”, 从而真切地揭示出经济变量间存在的作用机制。

在 ECM 模型的基础之上, 运用 Granger 非因果关系检验法可检验时间序列之间的长期因果关系和短期因果关系。其基本思想是: 若在包含了变量 X 、 Y 的过去信息的条件下, 对变量 Y 的预测效果优于只单独由 Y 的过去信息对 Y 进行的预测效果, 即变量 X 有助于解释变量 Y 的将来变化, 则称 X 是 Y 的 Granger 原因, 否则称为非 Granger 原因。

(四) 脉冲响应函数分析

为了进一步分析房屋销售市场、土地市场和房屋租赁市场三个市场价格指数变动之间的相互冲击影响, 本文使用脉冲响应函数分析方法对其进行进一步的研究。脉冲响应函数的目的在于分析信息共享模型中残差项一个标准误差对不同市场价格变动的冲击作用。脉冲响应函数显示了任意一个变量的扰动如何通过模型影响其他变量并最终反馈到自身的过程。

三、房价、地价和租价关系的实证分析

由于我国住房改革进行于 1998 年 7 月, 本文的样本范围为 1998 年第三季度至 2008 年第四季度, 采用了国家发展与改革委员会的房地产价格分类指数 (包括全国的房屋销售价格指数、土地价格指数和房屋租赁价格指数的季度同比数据)。由于原始数据为同比, 很难看出整个样本区间内数据的趋势, 我们以 1998 年第一季度为基期, 定值为 100, 将原始数据进行调整, 分别形成新的房屋销售价格指数、土地价格指数和房屋租赁价格指数的时间序列。调整后的数据部分克服了季节性因素, 能够更好地反映出房屋售价、地价和房屋租价的实际走势和统计特征。为了消除异方差性使得数据平滑, 我们对每个调整后的价格指数序列取自然对数, 分别得到三组序列, 记为 HP, LP 和 RP (分别代表房屋销售价格、土地价格和房屋租赁价格的对数序列), 调整后的数据趋势图如图 1 所示。

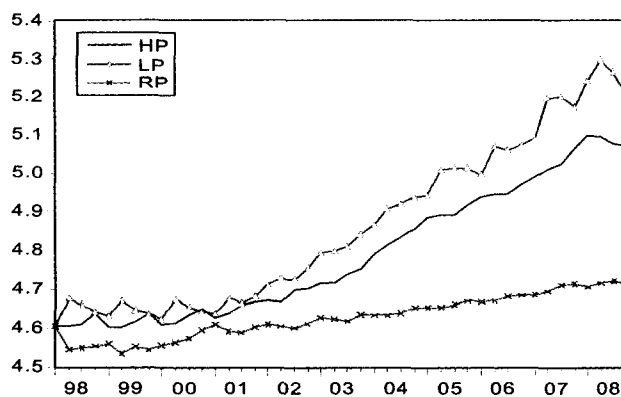


图 1 房屋销售价格、土地价格和房屋租赁价格的对数序列图形

价格序列的平稳性和市场间协整关系的存在性是检验“隐含有效价格”存在性和对价格序列进行长记忆成分分解的前提, 所以我们有必要首先对序列进行平稳性检验与协整检验。由于土

地价格、销售价格和租赁价格的对数序列均是二阶单整 $I(2)$ 序列,为避免高阶非平稳引起模型估计与推断的非稳定性,这里以它们对数增长率序列(即一阶差分序列)进行研究, ΔHP 为房屋销售价格增长率, ΔLP 为土地价格增长率, ΔRP 为房屋租赁价格增长率。本文实证研究均采用 ADF 检验确定序列的单整阶数,采用 SC 准则确定 VAR 滞后阶数,进而进行参数估计与假设检验。

(一) 房价、地价和租价长期关系的实证结果

根据变量情况,我们应考察其一阶差分序列 ΔHP , ΔLP 和 ΔRP 之间是否存在协整关系,即检验三个价格增长率之间是否存在长期关系,这里采用了 Johansen 协整检验法。表 1 给出了三者的 Johansen 协整关系检验结果,可以发现,这三个价格增长率间存在着两个协整关系。

表 1 房屋销售价格、土地价格和房屋租赁价格的 Johansen 协整检验

协整关系原假设	特征值	迹统计量	最大特征值统计量
不存在	0.8171	111.9721*	69.6521*
至多存在一个	0.5790	42.3200*	35.4769*
至多存在两个	0.1537	6.8432	6.8432

注: * 表示参数在 5% 水平下显著。

根据 Gonzalo 和 Granger 的研究,两个协整关系存在于三个市场之间,那么可以认为这三个市场的价格增长率间存在一个共同的长记忆成分,即存在一个“隐含有效价格”增长率。^[13] 这个“隐含有效价格”的增长率存在于三个市场背后,受到三个市场价格增长率的共同影响并且同时对它们有驱动作用。因此,经验数据充分说明,三个市场背后的确存在一个驱动它们长期变动的“隐含有效房价”,而且单整和协整检验的数据均显示三个市场价格增长的长期变动是一致的。由此,我们可以提出假设,正是“隐含有效房价”的增长率决定了它们的长期变动。

我们利用信息共享模型来研究三者间的引导关系。基于 VEC 模型,我们建立如下信息共享模型:

$$\begin{aligned} \Delta^2 HP_t &= w_h + \sum_{i=1,2}^k d_{hi} vecm_{i(t-1)} + \sum_{i=1}^k \alpha_{hi} \Delta^2 HP_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_{hi} \Delta^2 LP_{t-i} + \sum_{i=1}^k \gamma_{hi} \Delta^2 RP_{t-i} + \varepsilon_{ht} \\ \Delta^2 LP_t &= w_l + \sum_{i=1,2}^k d_{li} vecm_{i(t-1)} + \sum_{i=1}^k \alpha_{li} \Delta^2 HP_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_{li} \Delta^2 LP_{t-i} + \sum_{i=1}^k \gamma_{li} \Delta^2 RP_{t-i} + \varepsilon_{lt} \\ \Delta^2 RP_t &= w_r + \sum_{i=1,2}^k d_{ri} vecm_{i(t-1)} + \sum_{i=1}^k \alpha_{ri} \Delta^2 HP_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_{ri} \Delta^2 LP_{t-i} + \sum_{i=1}^k \gamma_{ri} \Delta^2 RP_{t-i} + \varepsilon_{rt} \end{aligned}$$

其中 Δ^2 代表二阶差分,误差修正项 $vecm$ 表示系统对于均衡状态的偏离程度, d_h, d_l, d_r 为误差修正项系数, k 为滞后阶数, $\alpha_{hi}, \beta_{hi}, \gamma_{hi}, \alpha_{li}, \beta_{li}, \gamma_{li}, \alpha_{ri}, \beta_{ri}, \gamma_{ri}$ 为短期调整系数。

通过 Eviews 5.1 建立模型进行估计,我们经滞后长度标准检验得到模型的滞后阶数为 1 阶。根据样本数,查表可得 t 在 1%, 5% 和 10% 显著性水平下的临界值为 1.684, 2.021 和 2.704。其中, () 中为 t -统计量。*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 显著性水平下拒绝原假设。本文得到房屋销售价格、土地价格和房屋租赁价格的信息共享模型为:

$$\begin{aligned} \Delta^2 HP_t &= 0.218_{(0.589)} vecm_{1(t-1)} + 0.488_{(4.249)}^* vecm_{2(t-1)} - 0.017_{(-0.103)} \Delta^2 HP_{t-1} - 0.348_{(-4.165)}^* \Delta^2 LP_{t-1} - 0.151_{(-0.752)} \Delta^2 RP_{t-1} \\ \Delta^2 LP_t &= -0.279_{(-4.856)}^* vecm_{1(t-1)} - 1.359_{(-7.629)}^* vecm_{2(t-1)} - 1.315_{(-5.025)}^* \Delta^2 HP_{t-1} - 0.185_{(1.431)} \Delta^2 LP_{t-1} - 0.289_{(-0.927)} \Delta^2 RP_{t-1} \\ \Delta^2 RP_t &= -1.216_{(-6.641)}^* vecm_{1(t-1)} + 0.107_{(1.884)}^{***} vecm_{2(t-1)} + 0.051_{(0.606)} \Delta^2 HP_{t-1} - 0.001_{(-0.035)} \Delta^2 LP_{t-1} + 0.205_{(2.069)}^* \Delta^2 RP_{t-1} \end{aligned}$$

接下来,进行方差分解,得到每组时间序列对“隐含有效房价”的贡献度的上界值、下界值和平均值。这个平均值就是 Hasbrouck 信息共享模型最终得到的结果——即每个市场对共同驱动因子“隐含有效房价”的贡献度。

我们将信息共享模型和永久一瞬时模型得到的最终结果一同列入表 2 中，以便对比研究。

表 2 房屋售价、地价和房屋租价的长期记忆共同因子的模型估计与检验

		房屋销售价格	土地价格	租赁价格
	参 数	$\varepsilon_{\Delta HP}$	$\varepsilon_{\Delta LP}$	$\varepsilon_{\Delta RP}$
信息共享模型	上界值	87.0%	62.1%	13.3%
	下界值	33.3%	11.4%	0.2%
	平均值	59.2%	36.1%	4.7%
	参 数	$\eta_{\Delta HP}$	$\eta_{\Delta LP}$	$\eta_{\Delta RP}$
永久一瞬时模型	估计值	60.1%	39.9%	0%

根据信息共享模型和永久一瞬时模型，我们最终完成了对三个市场价格长记忆成分的共同因子的分解。两个模型得到的结果基本一致：房屋租赁价格的贡献度最小，为 5% 以下，在永久一瞬时模型中租赁价格的贡献度甚至为 0；房屋销售价格和土地价格的贡献度构成了对“隐含有效房价”贡献度的主体，其中销售价格贡献度较高，在两个模型中均超过了 50%，处于价格引领的地位，而土地价格的贡献度均在 40% 以下，低于销售价格。

由上述可见，从长期看，房屋销售价格和土地价格在“隐含有效房价”的价格发现过程中起着主导作用，房屋销售价格更加重要，而租赁价格在价格发现过程中作用非常小，微乎其微。从宏观角度出发，说明在我国房屋销售市场起到了引领土地市场和房屋租赁市场的作用；而租赁价格的数据表明，一方面我国租赁市场在三个市场中的地位较为孤立，价格变化也具有一定的独立性，另一方面也说明对于我国租赁市场的开发还有很大潜力，租赁市场还没有发挥其在房地产业和宏观经济中应有的作用。

(二) 房价、地价和租价短期关系的实证结果

由于模型的检验结果敏感地依赖于滞后期的选择，我们根据 AIC (Akaike Info Criterion) 和 SC (Schwarz Criterion) 准则确定了合适的滞后期，对长期关系下的 VECM 进行了 Granger 非因果关系检验，得到了它们的短期关系检验结果，如表 3 所示。

表 3 房屋销售价格、土地价格和房屋租赁价格的 Granger 非因果关系检验

原假设		χ^2 统计量	自由度	P 值
价格方程 房屋销售	土地价格不是销售价格的 Granger 原因	18.696	1	0.000***
	租赁价格不是销售价格的 Granger 原因	0.268	1	0.605
	土地价格、租赁价格同时不是销售价格的 Granger 因	18.876	2	0.000***
价格方程 土地交易	销售价格不是土地价格的 Granger 原因	27.455	1	0.000***
	租赁价格不是土地价格的 Granger 原因	0.588	1	0.443
	销售价格、租赁价格同时不是土地价格的 Granger 因	28.466	2	0.000***
价格方程 房屋租赁	销售价格不是租赁价格的 Granger 原因	1.443	1	0.230
	土地价格不是租赁价格的 Granger 原因	0.532	1	0.466
	销售价格、土地价格同时不是租赁价格的 Granger 因	2.445	2	0.294

注：***表示在 1% 的显著性水平下拒绝原假设。

基于长期记忆成分分离后的 Granger 非因果检验表明，在 1% 的置信水平上，房屋销售价格和土地价格之间的增长率互为 Granger 原因，即二者在短期内双向影响，而且房屋销售价格的 χ^2 值最大，说明它的影响更为显著；而房屋销售价格和租赁价格之间、土地价格和房屋租赁价格之间的增长率不存在任何方向的 Granger 因果关系，这说明，在短期，房屋租赁市场和土地市场、房屋销售市场之间的影响微乎其微。

结合上文的长期关系分析，在某种程度上可以说，房屋租赁市场在房价的形成机制中是一个相对独立、影响甚小的个体。

(三) 脉冲响应函数分析结果

图2是根据VECM做出的房屋销售价格、土地价格和房屋租赁价格的脉冲响应函数图，其中横坐标表示冲击期，选取时间为20个季度，纵坐标表示冲击水平，图中的实线表示变化轨迹，虚线为冲击水平的范围。

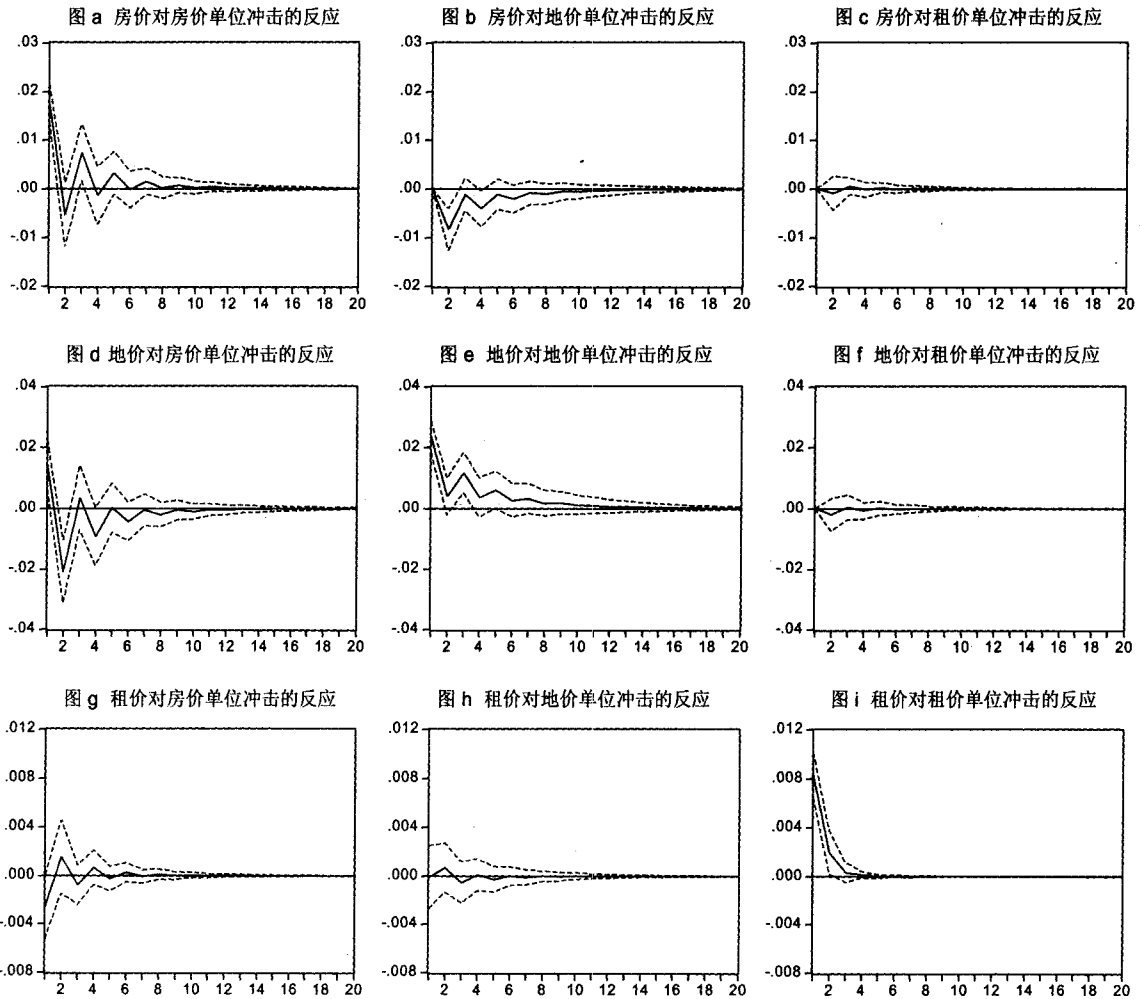


图2 房屋销售价格、土地价格和房屋租赁价格的脉冲响应函数

先来看自身对自身单位冲击反应的一组图，即图 a、图 e 和图 i。图 a 显示，房屋销售价格对于自身价格波动的单位冲击反应仅仅在这 20 个冲击期的第一个季度和第三个季度显著，随后迅速向零收敛。图 e 中土地价格对于自身价格波动单位冲击的一个重要特征是它们均是正向的，但也仅在一、三季度显著，随后也迅速向零收敛。图 i 中，房屋租赁价格对于自身价格波动的单位冲击反应同样全部为正向，且在第一季度和第二季度这个连续区间内显著从 0.8% 向 0.2% 单调递减，此后以快于销售价格和地价的速度向零收敛。

接下来关注图 b 与图 d。图 b 显示，房屋销售价格对于地价波动的单位冲击均是反向的，即土地价格对房屋销售价格的影响为负。第一季度的冲击水平近似为零，可视为没有影响，冲击在

第二季度显著且下降至负的0.8%，在第三季度冲击之后迅速向零收敛。图d中土地价格对于房价波动的单位冲击在第一季度显著为正，第二季度迅速回落至-2%，在第三季度之后则迅速向零收敛。值得一提的是，在图b的第二季度以及图d的第二季度，冲击都显著为负值，即在房屋销售市场和土地市场间同时各自存在反向的影响，这是一个非常有趣且重要的计量结果，有待进一步的探讨研究。

图c、f、g、h都是研究不同市场与房屋租赁市场之间的影响。图c和图f分别显示租赁价格对于房屋销售价格和土地价格的影响，它们具有共同的特点，即经历微小的不显著的冲击反应之后迅速收敛于零，也就是说租价对于另两个价格的影响微乎其微。图g和图h，则是考察房屋销售价格和土地价格对于房屋租价的影响。图g显示，第一季度的冲击反应显著，此后迅速向零收敛，这说明房屋销售价格对租赁价格仅在开始有并不强烈的负向影响，此后影响甚微。图h的特征与图c和f相似，可视为土地价格对房屋租赁价格基本没有影响。

综上分析可以发现，在中国房地产市场上，房屋销售市场对土地市场价格波动的脉冲响应效率占优，可以理解为在中国房地产市场中，房屋销售价格的影响力与权威性都比土地价格更大和更强。而房屋租赁市场对任何市场价格波动的脉冲响应效率都十分微小，不具有影响力。

四、结论与建议

研究结果表明，从长期来看，我国房屋销售市场、土地市场和房屋租赁市场是以房屋销售市场为中心的一个整体，房屋销售价格、土地价格和房屋租赁价格背后确实存在着一个广义的、更具代表性的房屋价格表现形式——“隐含有效房价”。排除不同市场的短期影响，“隐含有效房价”是三个不同市场共同变动的内在驱动力，是这三种价格的共同长记忆成分。

在长期，房屋销售市场对“隐含有效房价”的贡献度占主导，对于土地市场起着价格引领的作用，也就是说，长期房价对于地价起到了价格引领作用，而房屋租赁市场在三个市场中的地位较为孤立，价格变化具有一定的独立性，租赁市场还没有发挥出其在房地产业和宏观经济中应有的作用。

就短期而言，房屋销售市场和土地市场之间存在着双向正反馈影响，房屋销售市场的影响更为显著，因此短期的投机行为对二市场的冲击会使二市场间形成交互影响，从而强化冲击；而房屋租赁市场和土地市场、房屋租赁市场和房屋销售市场之间的影响微乎其微。脉冲响应函数分析的结论与短期Granger非因果关系检验结论吻合——在中国房地产市场上，房屋销售市场对土地市场价格波动的脉冲响应效率占优，即说明，房屋销售价格的影响力与权威性都比土地价格更大和更强，而房屋租赁市场对任何市场价格波动的脉冲响应效率都十分微小，不具有影响力。

由于近年房价、地价的上涨速度均明显高于居民收入和消费的增长速度，形成了一种外在繁荣的“虚高”。因此高房价、高地价中的不合理成分是我们不能忽视的。

房价增长过快，既不利于宏观经济的长远发展，又会导致社会公平的进一步失衡。基于政策目标，政府需通过市场监督和政策调控的手段，抑制房屋销售价格和土地价格的过快增长，尤其要关注两个市场价格的交互引导作用。由于地价和房价在短期内相互影响，调整住房结构和重视土地供给政策的调控应并行不悖，且因房屋销售市场在房价形成过程中占主导作用，政府应将重点放在优化住房供给结构上。如：对于保障性的住房优先供给，增加小户型住房供给，以及限制高档商品房的过度开发等等。

同时，土地市场和销售市场也存在着显著双向的正反馈作用，我们应关注可能对二者背后共有的“隐含有效房价”造成影响的因素，如宏观经济的增长、财政收入的增加、居民消费需求和市场的投机需求增大等等，它们的冲击都可能会使两个市场间的交互作用得到加强。

此外, 目前我国的房地产市场上明显存在着房价与租价脱节的现象, 而租赁市场大多反映社会的真实需求, 租赁价格的下降便意味着房屋销售市场的泡沫严重。政府应逐步推行“租售并举”的住房政策, 提高住房租赁在住房消费市场中的比重。

总之, 房价、地价和租价的问题密切关系到我国民生, 目前呼声很高的“二次房改”尽管争议颇多, 但其最终目的无疑是要强化政府部门的行政职责, 即通过行政部门对市场需求的重新划分来实现供求平衡, 保持房地产市场的适度繁荣。我们要完善房价、地价和租价的动态监测信息系统, 尽快建立统一的房地产市场价格信息披露与监管体系, 坚决整治房地产市场上的投机行为, 打击房地产开发商与地方政府勾结的违法行为, 以防止在房地产市场上形成过大泡沫, 从而威胁到整个金融体系的安全。

[参考文献]

- [1] 李嘉图:《政治经济学及赋税原理》,北京:商务印书馆,1962年。
- [2] Miller N, Jones S, Roulac S. In Defense of the Land Residual Theory, *Journal of Real Estate Research*, 1995, 10 (2): 203 - 215.
- [3] Chang S. *Examination of Land Use Policies, Household Income and Price of Small Residential Units in Hong Kong*, Master Thesis of HKU, 1996.
- [4] Oxley M. *Economics, Planning and Housing*, Basingstoke: Palgrave Macmillan, 2004.
- [5] Bramley G. The Impact of Land Use Planning and Tax Subsidies on the Supply and Price of Housing in Britain, *Urban Studies*, 1993, 30 (1): 5 - 30.
- [6] Peng R, Wheaton W. Effects of Restrictive Land Supply on Housing in Hong Kong: An Econometric Analysis, *Journal of Housing Research*, 1994, 5 (2): 263 - 291.
- [7] White M, Allmendinger P. Land-Use Planning and the Housing Market: A Comparative Review of the UK and the USA, *Urban Studies*, 2003, 40 (5): 953 - 972.
- [8] Evans A. *Economics, Real Estate and the Supply of Land*, Oxford: Blackwell Publishing, 2004.
- [9] Smith B A. The Supply of Urban Housing, *Quarterly Journal of Economics*, 1976, 90 (3): 389 - 405.
- [10] Gordon M. *The Investment, Financing, and Valuation of the Corporation*, Homewood: R. D. Irwin, 1962.
- [11] 刘晗:《房地产价格与土地价格、房屋租赁价格的关系》,《经济理论研究》,2008年2期。
- [12] 方毅、赵石磊:《房屋销售价格和租赁价格的关系研究》,《数理统计与管理》,2007年11期。
- [13] Gonzalo J, Granger C. Estimation of Common Long-Memory Components in Cointegrated Systems, *Journal of Business and Economic Statistics*, 1995, 13 (1): 27 - 35.
- [14] Hasbrouck. One Security, Many Markets: Determining the Contributions to Price Discovery, *Journal of Finance*, 1995, 50 (4): 1175 - 1199.
- [15] Roope M, Zurbruegg R. The Intra-Day Price Discovery Process between the Singapore Exchange and Taiwan Futures Exchange, *Journal of Future Markets*, 2001, 22: 219 - 240.
- [16] 方毅:《国内外铜期货价格之间的长期记忆成分和短期波动溢出效应》,《数理统计与管理》,2008年2期。
- [17] Meese R, Wallace N. Testing the Present Value Relation for Housing Prices: Should I Leave My House in San Francisco, *Journal of Urban Economics*, 1994, 35: 245 - 266.
- [18] Engle R F, Granger C. Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing, *Econometrica*, 1987, 55 (2): 251 - 276.
- [19] Stock J H, Watson M W. Testing for Common Trends, *Journal of the American Statistical Association*, 1988, 83: 1097 - 1107.
- [20] Baillie R T, Booth G. Price Discovery and Common Factor Models, *Journal of Financial Markets*, 2002, 5: 309 - 321.

[责任编辑: 赵东奎]