

# 中国城市房价的“坚硬泡沫”

——基于垄断性土地市场的研究

邵新建 巫和懋 江萍 薛熠 王勇

(对外经济贸易大学国际经贸学院, 北京 100029; 北京大学国家发展研究院, 北京 100871;  
对外经济贸易大学国际经贸学院, 北京 100029)

**摘要:**2004年以来,中国大中城市房价加速上涨,逐渐形成难以调控的“坚硬泡沫”。本文研究发现:地方政府对城市土地市场的垄断正是泡沫的主要“硬核”之一。随着各市县土地收购储备机构的普遍成立以及“招拍挂”土地出让方式的强力推行,原来实际为多头、分散供给的城市土地市场逐渐转变为地方政府控制下的垄断性市场。理论模型表明:如果地方政府以土地收益最大化为决策目标,则其理性选择就是通过控制土地供给量推高城市土地价格,而经过房地产开发企业的竞争,高地价将最终传导形成高房价。通过投资者的“预期成本效应”,由竞价市场产生的高地价信号将立即拉高当期房价。实证研究支持上述理论假说。这意味着要抑制房价的过快上涨,长期治本之策在于打破城市土地市场的垄断格局,中短期来看,需要激励地方政府改变其以土地收益最大化为主要决策目标的做法。

**关键词:**房价泡沫;地方政府;垄断性土地市场

**JEL分类号:**D42,L12,R31 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-7246(2012)12-0067-15

## 一、引言

根据国家统计局数据,1999年至2003年,中国商品住宅平均售价从1857元/平方米

**收稿日期:**2011-11-16

**作者简介:**邵新建,经济学博士,对外经济贸易大学国际经贸学院讲师,Email: shaixinjian2010@126.com.

巫和懋,经济学博士,北京大学国家发展研究院教授。

江萍,金融学博士,对外经济贸易大学国际经贸学院副教授。

薛熠,经济学博士,对外经济贸易大学国际经贸学院讲师。

王勇,经济学博士,对外经济贸易大学国际经贸学院讲师。

\* 本文得到国家自然科学基金项目(71102075,71101031)、教育部人文社会科学重点研究基地重大项目(08JJD840198)、教育部人文社科研究项目(11YJA790059)、国家社会科学基金重点项目(11AZD010)、对外经济贸易大学优秀青年学者培育计划(2012YQ02)、对外经济贸易大学学术创新团队项目和对外经济贸易大学“211工程”三期建设项目的资助。感谢中山大学岭南学院陆军教授和应千伟博士的有益评论,感谢匿名审稿人中肯的修改建议,当然文责自负。

上涨为 2197 元,年均复合增长率仅为 4.29%。但从 2004 年开始,商品房价格开始进入快速上涨阶段,到 2009 年,商品住宅平均售价已经达到了 4459 元/平方米,年均复合增长率高达 15.21%。学者们发现:“我国城市住房市场总体存在泡沫,部分城市泡沫较大,部分一线城市泡沫惊人”(吕江林,2010),并且相比于中西部地区,东部地区存在更为严重的住房泡沫(况伟大,2008)。在此背景下,中央政府从 2005 年开始不断出台各种旨在抑制房地产价格过快上涨的宏观调控政策,比如 2005 年“国八条”、2006 年“国六条”、2009 年“国四条”以及 2010 年的“国十一条”,这些政策措施涉及货币信贷政策、财政政策,甚至包括非市场化的限购政策。但是以商品住宅为代表的房地产价格并没有随着政策的出台而下降,部分城市的房价增速甚至越来越快。这意味着中国的房地产市场可能不仅存在泡沫,而且该泡沫的“硬度”远高于一般的资产泡沫(如股票市场价格泡沫),即存在的是一种“坚硬的泡沫”。

由此自然提出的问题是:中国房地产市场“坚硬泡沫”生成的内在机制是什么?换言之,能够显著影响房价的因素有哪些呢?很多学者对这个问题做出了重要的探索,根据观点的不同,已有研究基本可以分为:

第一,金融过度支持论。此类研究经过实证分析普遍发现:银行信贷(包括对购房者的住房抵押贷款和对房地产企业的开发贷款)对房价的提高起到了显著的作用(平新乔、陈敏彦,2004;李宏瑾,2005;周京奎,2005);部分研究还从理论上判断利率是影响房价的重要因素(况伟大,2010;孔行等,2010),这也获得了一些实证数据的支持(梁云芳、高铁梅,2006;况伟大,2010;王先柱等,2011)。实际上,无论是银行信贷还是利率,都与货币政策关系密切,因此上述研究实际意味着宽松的货币政策是形成房价泡沫的主要原因。

第二,房地产投机论。其核心理论观点是:区别于普通消费品,房地产商品具有金融资产的属性,因此投资者基于理性预期或适应性预期的投机行为可能导致房价泡沫(袁志刚、樊潇彦,2003;况伟大,2010);以滞后期的房价变量作为预期、投机行为的代理变量,实证研究通常发现基于预期的投机行为对房价具有显著的解释能力(周京奎,2005;况伟大,2010)。

第三,开发商市场垄断论。其中以况伟大(2004,2006)的研究最具代表性,通过构建一个区域房地产市场的空间竞争模型,他发现决定微观房价的是空间竞争因素,比如房产距市中心的距离、单位距离的交通费用、容积率等,其中形成房价刚性的重要因素是房地产开发商在空间垄断基础上进行的价格合谋行为。李宏瑾(2005)对 32 个省市房地产市场的开发商垄断程度进行了实际测度,结果表明“我国房地产市场的垄断程度相当严重”,一些小样本的调查数据似乎也找到了开发商对市场垄断的证据(况伟大,2003)。但是对垄断论还缺乏系统而直接的经验检验,尤其是它很难解释为什么全国各大中城市房价在时间序列上都呈现出加速上涨趋势。

这些研究基本都忽略了中国特殊的城市土地供给制度。实际上,任何一单位的商品房,从物质结构上都可以分解为地上建筑物及其所依附的土地,由此在理论上可将商品房价格分为地上建筑物价格和所占用的土地价格。地上建筑的生产要素无非就是各类原材料(钢

铁、水泥、砖头等)、劳动力及资本等,进入这类要素市场并没有无法逾越的技术障碍或法律壁垒,可将其看作是竞争性市场结构,由此产生的要素价格不可能是高房价的根源。

那么,当前中国的城市土地市场又是怎样的一种供给结构呢?由这种市场结构又会产生什么样的土地价格?这种地价与房价“坚硬泡沫”的形成有没有内在的关联呢?在我们所能检索到的文献范围里,还尚未发现从上述角度进行的系统、规范的研究。本文将尝试回答上述问题,以此为切入点分析中国城市房价“坚硬泡沫”形成的内在机制,这不仅有利于从理论上深化对中国高房价现象的理解,同时也可以为优化中央政府的房地产宏观调控政策组合提供一些新的思路。

本文余下结构安排为:第二部分描述中国城市土地市场由多头竞争性供给转变为垄断性供给的过程;第三部分根据土地市场结构建立模型,分析地价与房价决定的理论机制,并提出可供检验的假说;第四部分对上述假说进行实证检验;第五部分为结论与政策建议。

## 二、城市土地市场结构的演变:从实际的多头供给到城市政府的垄断

### (一)城市土地市场的原有实际多头供给格局

根据我国的《宪法》等法律的规定,“城市市区的土地属于国家所有,农村和城市郊区的土地,除由法律规定属于国家所有的以外,属于农民集体所有”,并且农村集体土地只有经过国家的征收或征用程序才能正式转化为城市国有土地。在实践中,通常由地方政府尤其是市县级政府作为所有权代理人,具体负责城市国有土地使用权的管理。这意味着在法律意义上,地方政府是城市土地使用权一级市场上的垄断供给者。但在土地收购储备机构普遍建立以前,市县市政府并没有垄断城市土地市场,当时的市场可归类为多头供应的竞争性市场,这主要表现为:

第一,在收储机构建立前,除了荒芜的、无主的或闲置的土地外,城市存量土地在很大程度上已通过行政划拨方式分配给了各类国有企业、事业单位。根据1990年5月颁布的《城镇国有土地使用权出让和转让暂行条例》,原划拨土地使用权者在“向当地市、县人民政府补交土地使用权出让金或者以转让、出租、抵押所获效益抵交土地使用权出让金”后,可以将其实际已经占用的土地使用权在土地市场上转让、出租或抵押。这意味着原来通过行政划拨低成本取得土地的企业和单位,完全可以成为在市县市政府之外的合法的土地供应者。

第二,在收储机构建立前,各城市普遍存在隐形土地市场。隐形或灰色土地市场是指在政府主导的合法公开的市场之外,“不具有可转让性的残缺土地产权的交易活动”(王玉堂,1999)。“灰色土地”包括城乡结合部的集体土地和城市划拨存量土地。前者是指农村集体经济组织在未经国家征用程序条件下,直接将农村土地使用权向城市土地使用权者转让(贾生华、张娟锋,2006);后者是指通过划拨获得城市土地使用权的企业、单位或个人为了规避补交土地出让金,通过隐蔽的方式避开土地管理部门,直接将土地使用权转让或出租给用地需求者,例如:以土地作为资本,与用地者进行房产的联营、联建,按约

定比例分享房产利益;在划拨土地上进行商品房开发,以出售商品房的名义将土地使用权转让。隐形土地供给具有分散性、自发性和直接性,它绕开地方政府,使得土地从原使用者手中直接流转至新使用者手中,在客观上大大增加了城市土地市场上的有效供给(高波,1993)。

第三,在收储机构建立前,增量土地供给主体也是多元化的。根据法律规定,土地使用权出让应由市县市政府直接负责,但是当时不仅市县市政府出让土地,而且县以下的乡、镇政府也出让土地;具体实施出让的部门也不只是土地管理部门,城市建设委员会、房地产管理局、经济技术开发区等也具体实施土地出让工作,这进一步加剧了多头土地供应的局面(欧阳安蛟等,2002)。

第四,在收储机构建立前,地方政府在出让其实际控制的存量土地时,普遍使用协议方式。这说明在地方政府和用地需求者之间仍存在讨价还价的空间,这显然容易产生权力寻租等腐败现象,但客观上也意味着市县市政府并没有将土地收益最大化作为其决策目标。

然而,随着土地收购储备机构的建立以及经营性土地“招拍挂”出让方式的强力推行,多头土地供应格局逐渐被终结,地方政府主导的垄断性土地市场确立起来。

## (二) 地方政府对城市土地市场的实际垄断

1. 土地收储机构的典型运作方式。根据《土地储备管理办法》,土地储备是指“市、县人民政府国土资源管理部门为实现调控土地市场、促进土地资源的合理利用目标,依法取得土地,进行前期开发、储备以备供应土地的行为”。土地储备的执行者是市县市政府成立的收储机构,其典型的运作过程包括三步,可概括为“多个渠道进水,一个池子蓄水,一个龙头出水”。

第一,收储机构从原国有土地使用者手中收购土地(存量城市土地),或从农村集体经济组织手中征收、购买农村耕地或建设用地(增量城市土地)。在此过程中,收储机构要向原土地使用者支付拆迁、征地等费用补偿。纵观各大中城市政府出台的《土地储备实施办法》等文件,各地纳入储备的土地范围包括:政府收回的国有土地;政府收购的土地;政府征用的农村集体土地。其中,由于征用农地的平均成本远低于收购城市存量土地的成本,地方政府越来越倾向于通过行政手段征用农民集体土地(刘守英、蒋省三,2005)。通过直接控制城市存量、增量土地,市县市政府可消除各种隐形土地交易,这使其具备了垄断城市土地市场的“实物条件”。

第二,收储机构对收购的土地进行基础设施开发,即“三通一平”(通水、通电、通路、平整土地)或“五通一平”,使收购的生地转变为可供房地产企业等用地者直接开发的熟地。

第三,收储机构将整理后的土地在公开市场上以招标、拍卖和挂牌等方式出让。它根据土地取得、开发的成本以及对土地利润的最低期望值确定招拍挂的底价,然后由用地主体进行竞争性报价,价高者得之。这种公开透明的出让方式可以大大消除协议出让中的寻租现象,但政府在土地市场上的目标由此也基本被简化为土地买卖价差的最大化。很

多地方政府对土地收储的净收益有明确的规定,从中可以看到其作为垄断者追求高额利润的强烈冲动,例如某市颁布的《国有土地有偿使用办法》规定:“土地出让金由三部分组成,即土地补偿费、市政基础设施配套费和政府净收益。其中,政府净收益额不低于土地出让金总额的20%”。作为垄断者,地方政府可根据对利润率的要求确定招拍挂的底价,如果招拍挂产生的价格低于底价,则不会有新的土地供给,即“流标”、“流拍”。通过控制供给,理论上始终可维持满足垄断利润率要求的高地价,即垄断下的地价具有刚性。由此可以看到,市场低迷——土地需求下降——地价下降——土地需求量增加的自由市场运作机制在垄断底价的限制下是无法发挥其对市场的自动调整作用的,这正是垄断导致的市场失灵。

2. 土地收储机构的普及过程。收储机构的建立与招拍挂的推行具有紧密的关系:通过收储,地方政府直接掌握“实物土地”,这是招拍挂的前提;通过招拍挂可获得高额利润,这将激励地方政府加大收储力度,尽快建立垄断格局。

1996年,第一家土地储备机构——上海市土地发展中心成立,1997年杭州市土地储备中心成立。1999年6月,“杭州经验”在全国土地集约利用市长研讨班上进行了推广,根据国土资源部的统计,至2000年年末,全国累计成立土地储备机构183家,土地收储机构数量在特大城市、大城市和中等城市的覆盖率分别达到了27%、24%和13%。2001年4月,国务院颁布《关于加强国有土地资产管理的通知》(15号文),规定“严格限制协议用地范围”,“大力推行国有土地使用权招标、拍卖”,并且要“坚持土地集中统一管理,确保城市政府对建设用地的集中统一供应”,“不得搞隐形交易”,“划拨土地使用权未经批准不得自行转让”,建议“有条件的地方政府对建设用地实行收购储备制度,市县政府可划出部分土地收益用于收购土地,金融机构要依法提供信贷支持”。2002年国土资源部颁布的《招标拍卖挂牌出让国有土地使用权规定》(11号文)明确要求:“商业、旅游、娱乐和商品住宅等各类经营性用地,必须以招标、拍卖或挂牌方式出让”。到2003年年末,收储机构在特大城市、大城市和中等城市的覆盖率分别高达93%、90%和79%。由此收储机构已经基本在各类城市得到了普及。

2004年3月由国土资源部和监察部颁布的《关于继续开展经营性土地使用权招标拍卖挂牌出让情况执法监察工作的通知》(71号文)重申:商业、旅游、娱乐和商品住宅等经营性用地供应必须采用招拍挂方式出让,并且限定各地在2004年8月31日后,不能再采用协议方式。至此,市县政府成立垄断性收储机构直接掌握城市土地,然后以招拍挂的方式出售成为大中城市最常见的供地模式。以最具代表性的普通商品房用地为例,根据《国土资源年鉴》(2004~2009)数据,在11号文颁布后的2003年,招拍挂出让面积占有偿出让面积的比例为62.22%,在71号文颁布后的2005年,该比例已经高达88.06%,此后三年内,该比例一直稳步上升,在2008年年末已经达到了93.68%。此外,储备机构通过招拍挂获得的纯收益占土地收储成本的利润率平均高达58.05%,2007年甚至达到66.28%。这种超额利润率一般很难出现在竞争性的市场结构中,这意味着从整体上看,此时的全国城市土地市场在很大程度上应该归类为垄断性市场。

### 三、关于城市地价与房价形成的理论模型： 不同土地市场结构下的分析

#### (一) 房价与地价的长期均衡关系——一个静态模型

假设在一个区域性城市商品住宅市场上,市场对住宅的总需求曲线为  $P_H = b - \beta \cdot Q_H$ , 其中,  $P_H$  为住宅价格(元),  $Q_H$  为总需求量(平方米),  $b > 0$  反映的是市场需求强度,  $\beta > 0$  刻画的是需求量与房价之间的关系。存在  $n$  个同质的开发商,第  $i$  个开发商的成本  $c_i$  由建筑安装成本  $\kappa$  和土地价格  $P_L$  组成。假设住宅的容积率为 1,因此住宅的楼面地价与原始地价是相同的。成本函数可以表示为  $c_i = (\kappa + P_L) \cdot q_i$ ,其中  $q_i$  为住宅供给面积。 $n$  个开发商的竞争方式为古诺(cournot)竞争<sup>①</sup>。第  $i$  个开发商的利润最大化决策可以表示为:

$$\max: \pi_i = P_H \cdot q_i - c_i = (b - \beta \cdot \sum_{i=1}^n q_i) \cdot q_i - (\kappa + P_L) \cdot q_i \quad (1)$$

由此可以求得每个(同质)开发商的最优住宅建设量为:  $q^* = \frac{b - (\kappa + P_L)}{(n + 1)\beta}$ , 市场总体的住宅供给量  $Q_H^* = nq^* = \frac{n}{n + 1} \cdot \frac{b - (\kappa + P_L)}{\beta}$ , 根据市场总需求曲线可以求得住宅的市场均衡价格为:

$$P_H^* = b - \beta Q_H^* = b - \frac{n}{n + 1}(b - \kappa) + \frac{n}{n + 1}P_L = \frac{1}{n + 1}b + \frac{n}{n + 1}\kappa + \frac{n}{n + 1}P_L \quad (2)$$

我们已经知道中国住宅土地的供给市场由初期的多头供应格局,逐渐转变为市县府主导下的垄断市场。在此制度变迁背景下,土地价格又是如何决定的呢? 由于假设住宅开发的容积率为 1,房地产开发企业的住宅供给总量  $Q_H$  就直接等于引致的土地需求总量  $Q_L$ ,因此由  $Q_H^*$  公式可得住宅开发引致的土地的需求函数,即  $P_L = b - \kappa - \frac{n + 1}{n} \cdot \beta \cdot Q_L$ 。假设城市土地市场上存在  $N$  个同质的土地供应者,其单位土地的成本为  $\varphi$ ,竞争方式是古诺竞争,当其土地出让量为  $q_j$  时, $j$  的利润最大化决策为:

$$\max: \pi_j = P_L \cdot q_j - \varphi \cdot q_j = (b - \kappa - \frac{n + 1}{n} \cdot \beta \cdot \sum_{j=1}^N q_j) \cdot q_j - \varphi \cdot q_j \quad (3)$$

可求得(同质)供应者的最优土地供应量为:  $q^* = \frac{n}{(n + 1)(N + 1)} \cdot \frac{b - \kappa - \varphi}{\beta}$ , 土地及住宅总供应量为:  $Q_L^* = Q_H^* = \sum_{j=1}^N q_j = \frac{nN}{(n + 1)(N + 1)} \cdot \frac{b - \kappa - \varphi}{\beta}$ , 代入土地需求函数可得土地的均衡价格为:

$$P_L^* = \frac{b - \kappa}{N + 1} + \frac{N}{N + 1} \cdot \varphi \quad (4)$$

① 况伟大(2004)首先使用古诺竞争刻画中国房地产开发企业之间的竞争方式。

进一步可知  $\frac{\partial Q_L^*}{\partial N} = \frac{n}{(n+1)(N+1)^2} \cdot \frac{b-\kappa-\varphi}{\beta} > 0$ ,  $\frac{\partial P_L^*}{\partial N} = -\frac{b-\kappa-\varphi}{(N+1)^2} < 0$ , 即

分散决策的土地供应者越多,均衡的土地供应量越大,而土地价格越低;当土地市场被地方政府的收储机构完全垄断后(即  $N=1$ ),出于最大化土地利润的考虑,地方政府的理性选择是控制、减少土地供应量,从而通过住宅市场引致的土地需求推高土地价格。将式(4)代入公式(2)可求得在地价内生条件下的均衡房价与各外生变量间的关系,即

$$P_H^* = \frac{1}{n+1}b + \frac{n}{n+1}\kappa + \frac{n}{n+1} \cdot \frac{b-k}{N+1} + \frac{n}{n+1} \cdot \frac{N}{N+1} \cdot \varphi \quad (5)$$

可知  $\frac{\partial P_H^*}{\partial n} = \frac{-N(b-\kappa-\varphi)}{(n+1)^2 \cdot (N+1)} < 0$ , 即住宅开发企业的数量越多,竞争越充分,最终的房价越低。

根据公式(2)和(5)可以直接得到:

**假说 1.** 在区域性的垄断土地市场结构下,通过房地产开发企业的成本传导渠道,城市房价与地价将保持严格的正相关关系;通过开发企业之间的竞争机制,房价与开发企业相对数量呈现负相关关系。

由公式(4)可以直接得到:

**假说 2.** 与城市土地多头竞争性供给时期相比,垄断的土地制度建立后,土地价格将呈现出显著的上涨;通过开发企业的成本传递机制,房价也将呈现出显著提高。

## (二) 地价信号对房价的调整机制——一个简单的动态分析

实际上,从住宅建设的角度看,从开发企业在土地市场上通过竞价获得土地(产生地价信号),到将住宅建筑完成并开盘出售(产生房价),具有一个显著的时间周期。一个有趣的现实问题是:先行产生的地价信号对当期房价和未来房价有什么样的调整机制呢?

假设在第  $t$  期,城市政府通过招拍挂方式在公开市场上出让一块住宅建设用地。各开发企业根据其对未来房价的理性预期  $P_H^*(t+n)$  对该地块进行报价,其中  $n$  代表从取得土地到建成住宅出售所需要的时间周期。由此通过竞价形成最终的土地成交价格  $P_L(t)$  信号。理性的住宅投资者(或投机者)接收到地价信号后,根据地价与房价之间的长期均衡关系(公式(2)所示),形成对未来第  $t+n$  期房价的理性预测:

$$P_H^*(t+n) = \frac{1}{n+1}b + \frac{n}{n+1}\kappa + \frac{n}{n+1}P_L(t) \quad (6)$$

即当  $t$  期地价已经达到  $P_L(t)$  时,预示着在此土地上建筑的住宅的均衡价格为  $P_H^*(t+n)$ 。

如果  $t$  期房价  $P_H(t)$  低于预期的  $t+n$  期价格  $P_H^*(t+n)$ ,则理性投资者将在  $t$  期大量购买已经建设完成的存量住宅进行套利,这种增加的投资性或投机性需求将直接推高  $t$  期房价至少达到其预期未来均衡水平,即  $P_H(t) \geq P_H^*(t+n)$ 。

这意味着一旦在土地市场上产生地价信号,由于投资者预期到在此基础上构建的房价与该地价保持相对稳定的长期均衡关系,其套利行为会迅速带动当期房价随之正向调

整。这种地价信号对随后房价的动态调整机制可以称为预期土地成本效应。该效应能够大大提高本期存量房地产价格向(纳入新的地价信号后的)未来均衡房价的收敛速度。在现实中,土地市场经过竞价产生高价“地王”后,该地块附近的住宅(包括二手房和新建住宅)价格将立即随之提高。预期土地成本效应对此现象可以做出解释。由此提出:

假说 3. 考虑到房价与地价之间的均衡关系后,在长期内,地价信号具有显著的信息发现功能,即地价对房价具有动态预测能力。

#### 四、对于理论假说的实证检验

##### (一) 地价究竟在多大程度上决定房价——对假说 1 的实证检验

1. 实证模型设定。前文模型假设背景是一个区域性城市住宅市场,因此我们使用基于微观调查取得的城市商品房项目数据。2009 年 7 月,国土资源部公布了全国 105 个城市 620 个具体的商品房开发项目数据,包括商品房名称、城市、土地出让方式、楼面地价、开盘平均售价等。项目土地基本都是在城市政府垄断了土地市场之后(介于 2004 年至 2009 年之间),通过招拍挂方式出让给开发企业的。这构成了检验假说 1 的数据来源。进而我们使用截面回归方法检验假说 1,回归方程如下所示:

$$\log(HP) = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot \log(LP) + \alpha_2 \cdot Number + \alpha_3 \cdot \log(Wealth) + \alpha_4 \cdot Edu + \alpha_5 \cdot Med + \alpha_6 \cdot Traffic + \alpha_7 \cdot Dum2007 + \alpha_8 \cdot Dum2008 \quad (7)$$

其中,被解释变量是房地产价格 HP,以 620 项目数据中的开盘平均售价(对数)直接表示。对于房价的解释变量包括<sup>①</sup>:第一,土地价格 LP(对数)。此处使用 620 项目数据中的楼面地价表示。第二,房地产开发企业数量 Number。我们使用房产项目所处城市内省级开发企业数量与该城市建成区土地面积之比,即每平方公里建成区上的开发企业数量来表示。

此外,还需要在回归方程中控制消费者对房产的需求强度,我们在方程中纳三类变量来控制需求,包括:a. 该项目所属城市的居民财富水平 Wealth,以年末该城市城乡居民的人均储蓄余额表示(对数形式)。b. 城市的宜居属性,具体又包括:城市教育发达程度 Edu,以年末该城市高等学校专职教师数量与高校在校学生数量之比来表示;城市医疗环境指标 Med,以年末该城市市辖区内医生数量与城市人口数量之比来测度;项目所属城市交通发达情况 Traffic,以年末市区内人均出租车数量来测定。c. 房地产销售年度的虚拟变量,设置该变量主要是为了控制房地产价格在各年度之间的总体发展差异,以土地取得时间 2006 年为基准,分别为土地取得时间 2007 年和 2008 年设置虚拟变量 Dum2007 和 Dum2008。由于 2004 年和 2005 年的样本总共有 12 个,代表性较差,因此在回归中将其

<sup>①</sup> 根据公式(2)和(5),对于房价的解释变量还应该包括建筑安装成本,但是建筑安装材料(钢材、水泥、玻璃)及建筑劳动力市场基本是全国统一的竞争性市场,其在各城市之间的截面变动(variation)较小,因此无须将其包括在计量模型中。



删除。

回归方程中的房产价格、楼面地价以及年度虚拟变量数据直接来源于国土资源部公布的620项目调查数据集(<http://www.mlr.gov.cn/>),其余变量的原始数据来源于中国经济信息网统计数据库之城市年度库。

2. 检验结果。我们使用最小二乘法对回归方程进行估计,在控制需求的条件下,先估计了土地价格对房产价格的影响,然后估计了开发企业数量对方程价格的作用,最后将土地价格和开发企业两个假说变量同时放进了回归方程。

三个回归的结果列示在表1<sup>①</sup>。其中,土地价格在两个回归中的系数相对稳定,约为0.55,并且都在1%的水平上具有统计显著性。这意味着土地价格对房价具有显著的正向推动作用,城市地价每增加1%,城市房价平均上升0.55%。开发企业数量在两个回归中的系数也非常稳定,大约为-0.0030,并且都具有统计显著性,这意味着城市开发企业数量的增加及由此引起的竞争将有助于抑制房价的上涨。总体来看,上述结果支持假说1。

表1 截面回归结果

	回归1	回归2	回归3
常数项	3.3129*** [10.7056]	2.7807*** [4.7315]	3.7049*** [12.2121]
土地价格(对数)	0.5487*** [30.7998]	————	0.5492*** [31.5657]
开发企业数量	————	-0.0031** [-2.3912]	-0.0030*** [-4.4952]
居民财富(对数)	0.1144*** [3.3195]	0.5114*** [8.7405]	0.0920*** [2.7811]
城市高等教育水平	0.4677 [0.4356]	2.7893 [1.4191]	-0.3084 [-0.2973]
城市医疗水平	0.0004 [0.3092]	0.0046* [1.8683]	0.0004 [0.3002]
城市交通发达程度	0.0029** [2.5462]	-0.0012 [-0.5742]	0.0020* [1.7874]
年度虚拟变量2007	-0.0309 [-1.4848]	-0.0117 [-0.3428]	-0.0337 [-1.6295]
年度虚拟变量2008	-0.0878** [-2.4841]	-0.0979* [-1.6774]	-0.0897** [-2.5733]
调整R平方	0.8421	0.5567	0.8477
DW统计量	2.0094	2.1270	1.9844

注:\*\*\*、\*\*、\*分别代表解释变量在1%、5%和10%的水平上具有统计显著性。

<sup>①</sup> 相关结果通过了多重共线性、异方差和自相关的检验,限于篇幅,此处没有列出检验过程,读者如有需要可向作者索取。

(二)土地垄断的形成是否导致了地价与房价的“结构突变”——对假说 2 的实证检验

我们使用时间序列分析中经典的“干扰分析法”(intervention analysis)来检验假说 2。根据假说 2,垄断土地制度建立后,地价和房价相比之前将出现显著而持久的上升,由于二者的时间序列(对数差分)本身是平稳的,可以直接使用 ARMA(自回归移动平均)模型对其建模,在 ARMA 设定过程中,置入干扰变量(即垄断土地制度虚拟变量)。如果回归结果表明干扰变量显著为正,则可认为垄断土地制度对地价和房价产生了正向的推动作用。

1. 干扰模型的建立。根据前文分析,在全国大中城市层面,基本可将《招标拍卖挂牌出让国有土地使用权规定》开始实施的 2002 年 7 月作为垄断土地制度正式建立的开端,可把《关于继续开展经营性土地使用权招标拍卖挂牌出让情况执法监察工作的通知》确定的 2004 年 8 月 31 日之后作为土地垄断完成时期。由此可设立一个累进式(slope)干扰变量,该变量在 2002 年 7 月 1 日前取值为 0,在 2004 年 8 月 31 日之后取值为 1,两个日期之间按照线性插值方法进行赋值。纳入垄断土地制度干扰变量后的房价 HP 和地价 LP 的 ARMA 模型可做如下描述:

$$\begin{cases} LP_t = \omega + \sum_{i=1}^m \varphi_i \cdot LP_{t-i} + \sum_{j=1}^n \varphi_j \cdot u_{t-j} + u_t + \psi \cdot D_t \\ HP_t = \alpha + \sum_{i=1}^p \beta_i \cdot HP_{t-i} + \sum_{j=1}^q \gamma_j \cdot u_{t-j} + u_t + \theta \cdot D_t \end{cases} \quad (8)$$

公式(8)第一部分假设地价时间序列为 ARMA(m, n)结构,其中 m 和 n 分别是自回归项和移动平均项的阶数,  $\varphi_i$  和  $\varphi_j$  分别为二者对应的系数,  $\psi$  为干扰变量  $D_t$  对地价的影响系数。根据 Box 等(1994),干扰变量对地价均值的长期影响为:  $\Delta = \psi / (1 - \sum_{i=1}^m \varphi_i)$ 。对房价时间序列结构的统计描述可做类似解释。

2. 数据说明。我们选用的是国家统计局公布的大中城市土地交易价格指数和房屋销售价格指数,频率为季度,时间介于 1998 年 1 季度和 2010 年 1 之间,数据来源于 CEIC 数据库。由于部分城市存在多个时点数据的缺失,将其删除后,共计有 25 个大中城市(见表 2)。原始数据为同比指数(以上年同期为 100),无法直接反映地价和房价在时间序列上的连续变动,需要将其转换为定基指数。我们以 1998 年 1 季度至 4 季度为基期,然后根据 1999 年的同比数据计算 1999 年的定基指数,然后以此为基础计算 2000 年的定基指数,依此类推,获得整个样本区间内的定基指数。由此获得的时序具有季节性,因而根据 Census X12 方法(加法模型)对其进行季节调整。最后将调整后的定基指数取对数获得地价和房价的序列。根据 ADF 等方法对 25 个城市经季节调整后的地价和房价序列进行的单位根检验显示,它们都是一阶单整序列,即地价和房价(对数差分)增长率 LP 和 HP 都是平稳时间序列。因此可按照 Box - Jenkins 对平稳时间序列的标准 ARMA 建模程序,确定 LP 和 HP 的 ARMA 结构。

表2 干扰分析——垄断的土地制度对地价、房价指数增长率的影响

城市	地价时间序列			房价时间序列		
	ARMA 结构	干扰变量	干扰影响(%)	ARMA 结构	干扰变量	干扰影响(%)
北京	AR(9)	0.0166***	2.77	AR(1)	0.0182***	3.89
天津	MA(4)	0.0239***	2.39	ARMA(2,1)	0.0178***	2.59
太原	ARMA(10,5)	0.0089***	1.66	MA(4)	0.0105**	1.05
呼和浩特	ARMA(4,4)	0.0193***	1.47	MA(4)	0.0142***	1.42
沈阳	MA(8)	0.0235***	2.35	ARMA(1,1)	0.0158**	9.33
哈尔滨	AR(3)	0.0117***	0.71	ARMA(11,15)	0.0127***	1.78
上海	AR(8)	0.0221***	1.78	AR(1)	0.0165**	4.07
南京	ARMA(1,2)	-0.0023	—	AR(1)	0.0173***	2.89
杭州	ARMA(4,4)	0.0862***	5.56	ARMA(1,5)	0.0209***	1.50
宁波	MA(8)	0.0502***	5.02	ARMA(1,3)	0.0204***	2.07
合肥	MA(9)	0.0136**	1.36	MA(2)	0.0096***	0.96
福州	MA(1)	0.0290***	2.90	ARMA(2,2)	0.0102***	0.78
厦门	ARMA(4,1)	0.0229***	3.70	ARMA(1,4)	0.0177**	2.65
南昌	MA(7)	0.0227*	2.27	MA(12)	0.0164***	1.64
济南	MA(7)	0.0050***	0.50	ARMA(7,7)	0.0141***	1.43
青岛	AR(4,1)	0.0060***	0.92	MA(19)	0.0187***	1.87
郑州	AR(2,2)	0.0128***	0.84	AR(2)	0.0118***	1.61
长沙	AR(8,8)	0.0218***	3.44	AR(1)	0.0124***	1.95
海口	MA(1)	0.0349***	3.49	MA(2)	0.0133***	1.33
重庆	AR(2)	0.0136**	1.05	ARMA(2,2)	0.0146***	4.31
成都	AR(4)	0.0147**	2.12	ARMA(1,5)	0.0118**	6.97
贵阳	AR(3)	0.0133***	2.10	MA(4)	0.0115***	1.15
西安	MA(6)	0.0128***	1.28	AR(3)	0.0123***	1.42
银川	MA(4)	0.0111**	1.11	ARMA(2,2)	0.0140***	2.60
乌鲁木齐	AR(3)	0.0116***	1.74	AR(1)	0.0123*	3.19

3. 干扰分析结果。结果列示在表2,除了南京外,其余24个城市的干扰变量系数都显著为正,并且在24个城市中,垄断后地价增长率均值相对垄断前的最大提高为5.56%(杭州市),最小提高为0.50%(济南市),平均提高幅度为2.19%,这意味着城市政府对土地市场的垄断显著而持久的加速了地价的上涨。在各城市房价增长率的ARMA模型中,25个城市的干扰变量系数都显著为正,并且垄断后房价平均增长率较垄断前的最大提高为9.33%(沈阳市),最小提高为0.78%(福州市),平均值为2.57%,这意味着地方政府对土地市场的垄断显著加速了房价的增长。综合来看,实证结果支持假说2。

### (三) 地价信号能够对未来房价形成动态调整吗——对假说3的实证检验

1. 实证模型设定。为了检验城市地价和房价两个时间序列之间的动态调整关系,我们先使用Johansen方法检验二者之间是否存在长期协整关系,如果存在协整关系,则基于该关系建立向量误差修正模型(VECM),可用公式表达为:

$$\begin{cases} \Delta HP_t = \alpha + \sum_{i=1}^p \beta_i \cdot \Delta HP_{t-i} + \sum_{j=1}^q \gamma_j \cdot \Delta LP_{t-j} + \theta \cdot D_t + \mu \cdot Ecm_t + v_{2t} \\ \Delta LP_t = \omega + \sum_{i=1}^m \varphi_i \cdot \Delta LP_{t-i} + \sum_{j=1}^n \varphi_j \cdot \Delta HP_{t-j} + \psi \cdot D_t + \lambda \cdot Ecm_t + v_{1t} \end{cases} \quad (9)$$

其中模型的第一部分描述了房价增长率的动态, D 的定义与公式(8)相同, 表示垄断土地制度, ECM 代表误差修正项, 如果其系数  $\mu$  显著为负, 则表明当地价和房价的关系偏离均衡水平时, 长期内房价将根据偏离主动做出反向调整, 即长期内地价是房价的格兰杰 (Granger) 原因; 进一步, 根据  $\Delta LP$  回归系数的总体显著性可以判断短期内地价对房价是否具有预测功能, 即在短期内地价是否为房价的格兰杰原因。模型第二部分描述了地价增长率的动态, 可做类似解释。

表 3 城市房价与地价的动态关系

城市	Johansen 协整检验 <sup>①</sup>			向量误差修正模型 (VECM)			短期格兰杰因果检验	
	滞后阶数	迹统计量	最大特征值统计量	协整系数	调整系数 $\mu$	调整系数 $\lambda$	LP - HP	HP - LP
北京	1	25.28***	25.21***	1.10***	-0.13	0.50***	0.46	2.72*
天津	2	18.38***	15.18***	0.44***	-0.07**	0.44*	1.06	3.80
太原	4	18.41**	12.29	2.22***	-0.07***	0.22***	13.87**	6.29
呼和浩特	2	29.70***	23.35***	0.62***	-0.30**	0.23	4.81*	1.92
沈阳	2	34.48***	22.19***	0.52***	-0.28***	-0.18	5.14*	0.94
哈尔滨	1	23.88*	20.69**	0.75***	-0.16*	0.68***	0.01	0.20
上海	3	35.92***	24.49***	0.54***	-0.11***	0.14*	3.70	21.80***
南京	2	25.93***	22.53***	0.61***	-0.20***	0.13***	2.28	14.31***
杭州	1	31.18***	22.87**	0.08***	-0.48***	-0.53	2.50	0.14
宁波	1	19.89***	19.37***	0.29***	0.24***	0.21	6.67***	0.06
合肥	3	24.38***	18.97***	1.10***	0.00	0.56***	6.77*	28.15***
福州	3	24.99***	21.58***	0.36***	-0.21**	0.27	0.84	2.11
厦门	4	21.92***	21.41***	0.95***	-0.39	0.11	43.28***	6.99
南昌	2	21.98***	18.37***	0.66***	-0.09***	-0.06	10.41***	7.10**
济南	4	27.25***	16.76**	1.05***	-0.39***	-0.08	3.82	2.71
青岛	2	22.13***	21.19***	2.13***	-0.32***	0.12*	2.91	1.35
郑州	4	15.16*	11.55***	1.01***	-0.17***	0.27	8.11*	3.31
长沙	3	19.43**	18.83***	0.45***	-0.33***	0.52	4.78	3.56
海口	3	20.05**	19.08***	0.37***	-0.62***	0.63	9.26**	5.98
重庆	2	16.29**	14.72**	0.65***	-0.18***	0.19	7.34**	4.99*
成都	2	24.83**	16.17**	0.79***	-0.49***	0.07	2.26	1.09
贵阳	2	21.73**	19.33**	0.57***	-0.17**	0.17***	7.81**	2.96
西安	2	31.43**	31.39**	0.66***	-0.77***	0.41	1.94	2.22
银川	2	31.43**	29.94**	1.21***	-0.38***	0.36***	0.57	2.65
乌鲁木齐	1	20.29**	19.80**	0.54*	-0.13***	0.19***	0.20	1.95

① 原假设为: 地价和房价之间存在 0 个协整方程; 备择假设为: 二者之间至少存在 1 个协整方程。

2. 检验过程及结果。此处使用的样本数据与前一部分相同,检验过程主要包括以下几步:首先,使用 ADF 等方法对 25 个城市的数据分别进行单位根检验,结果显示地价和房价(对数)都是一阶单整的时间序列,可以进行协整检验;其次,对每一个城市的地价和房价对数时间序列进行 Johansen 协整检验,具体的检验结果列示在表 5 第 2 至第 4 列,迹检验和最大特征值检验所得出的结果基本相同,显示地价和房价之间存在长期协整关系;再次,在协整检验的基础上,针对每一个城市的地价和房价序列,估计其向量误差修正模型,检验误差修正项的回归系数符号及其统计显著性,从表 5 可以看出,25 个城市的房价与地价的协整系数(弹性系数)皆为正数,且都具有统计显著性。在房价对误差修正项的调整系数  $\mu$  估计结果中,北京、合肥和厦门的  $\mu$  不具有统计显著性,其余 23 个城市的  $\mu$  皆为负数,且具有显著性。在地价对误差修正项的调整系数  $\lambda$  的估计结果中,14 个城市的  $\lambda$  不具有统计显著性,11 个城市的  $\lambda$  显著为正。这意味着,从城市层面的数据来看,长期内房价要主动根据其与其与地价关系的偏离进行调整,地价是房价的长期 Granger 原因。但是在房价是否为地价的长期 Granger 原因的问题上,各城市的结论存在较为明显的差异。

最后,在控制地价与房价之间长期协整关系的基础上,检验地价和房价之间的短期 Granger 因果关系。25 个城市内共有 11 个城市存在从地价到房价的短期 Granger 因果关系;反过来看,共有 6 个城市存在从房价到地价的短期 Granger 因果关系。综合来看,总体上地价和房价之间存在长期协整关系,并且在长期内,房价要根据其与地价的均衡关系的偏离进行反向调整,即地价是房价的长期 Granger 原因,这支持假说 3。

## 五、结论与政策建议

本文的研究意味着中国城市房价“坚硬泡沫”的主要内核之一正是地方政府对城市土地市场的垄断及其土地收益最大化的决策目标。已有的大量研究发现房地产投机以及对投机形成金融支持的银行信贷显著推动了房价的上涨,而中央政府对房地产的宏观调控在很大程度上也是希望通过抑制投机性需求来稳定房价。经济学的基本原理告诉我们,投机的对象通常是具有稀缺性的商品,而本文证实地方政府对城市土地市场的垄断人为的制造了土地的供给不足,进而导致了建筑于土地之上的商品房的供不应求,从而使得房地产成为了投机性货币追逐的理想对象。

地方政府利用对土地市场的垄断维持了刚性的地价,由此导致城市房价超越了普通公众的购买力,在一定时间段内,基于投机性需求和宽松的货币政策等外部条件,房价泡沫固然不会破灭,甚至看上去很“坚硬”,但是金融危机的历史告诉我们,超越了公众购买力和经济基本面的资产价格泡沫不可能永远维持下去。当泡沫越吹越大时,其本身会变得越来越脆弱,一旦崩溃,将会对整个银行体系和实体经济造成不可估量的损害。因此必须加强调控,抑制泡沫的继续膨胀。

根据本文的研究,要控制房价的过快上涨,除了采取抑制投机性需求的调控措施外,

也需要同时考虑基于土地供给和房地产供给方面的政策。具体阐述如下:

第一,从长远看,治本的政策是打破城市土地市场的垄断性供给结构,实现土地多头供应。在法律上,市县市政府作为国有土地所有权的代理人,天然具有垄断性。在城市经营性用地的出让上,相比协议出让,采用公开透明的招拍挂显然有利于杜绝权力寻租导致的腐败问题,也有利于地方政府筹集城市发展资金,竞价的土地出让方式有其社会、经济合理性。要实现城市土地的多头供给,不可能回到之前的多头但无序的状态。在城市化快速发展的过程中,可以考虑非国有的农村集体土地直接而有序的进入城市建设用地市场,由此建立多头竞争性的土地供给结构,提高分散的土地供应主体对各类市场需求的敏感性,保证城市建设用地能够获得及时的满足。由此也必将降低土地价格,进而降低商品房价格。当土地和商品房不再是极度稀缺的产品时,房地产投机炒作等行为也必将大大减少,这更有利于中国房地产市场长期健康的发展,有利于抑制房价“坚硬泡沫”的产生和持续。当然,农地的直接入市必须在国家的宏观调控下,保证其合理有序的入市,同时还要注意耕地的保护。

第二,从中短期看,在市县市政府已经垄断了城市土地市场的背景下,要抑制房价的过快上涨,需要改变其土地收益最大化的简单决策目标。对地方政府的考核标准除了 GDP 外,更要将公众的住房福利改进状况等纳入进来,加大各类保障性住房的供给。通过各种激励措施,鼓励地方政府增加土地供应,至少要保证完成每年的城市土地供应计划,严禁城市政府为了攫取巨额土地收益而故意采取各种所谓的“饥渴式”、“非饱和式”土地供应手段<sup>①</sup>。反之,如果市县市政府在土地市场上的决策目标不变,则由此衍生出的“控制土地供应量、推高地价和房价”的本质行为逻辑也不会改变。进而中央政府出台的各项房地产宏观调控政策在地方层面很难得到真正意义上的贯彻,为了获得垄断土地收益,地方政府完全有动力去采取“反调控”措施,以进一步提高地价与房价,维持房地产市场的虚假繁荣。

## 参 考 文 献

- [1] 孔行、刘治国、于渤,2010:《使用者成本、住房按揭贷款与房地产市场有效需求》,《金融研究》第 1 期 186~196 页。  
[2] 况伟大,2003:《市场结构与北京市房价》,《改革》第 3 期 69~73 页。  
[3] 况伟大,2004:《空间竞争、房价收入比与房价》,《财贸经济》第 7 期 79~86 页。  
[4] 况伟大,2006:《空间竞争、价格合谋与房价》,《世界经济》第 1 期 61~67 页。  
[5] 况伟大,2008:《中国住房市场存在泡沫吗》,《世界经济》第 12 期 3~13 页。  
[6] 况伟大,2010:《利率对房价的影响》,《世界经济》第 4 期 134~144 页。  
[7] 况伟大,2010:《预期、投机与中国城市房价波动》,《经济研究》第 9 期 67~78 页。

<sup>①</sup> 根据国土资源部的公告数据,2005 年至 2009 年,全国土地供应计划完成率分别仅有 49%,60%,62%,58% 和 55%,其中在 2009 年,北京、上海、天津三个房地产一线直辖市的土地供应计划完成率也仅有 48%,56% 和 56%。导致土地供应计划无法按时完成的原因也许很多,但依据本文的分析,出于控制土地以推高地价、房价的考虑,市县市政府至少没有增加土地供应、完成供应计划的强烈内在冲动。

- [8] 贾生华、张娟锋,2006:《土地资源配置中的灰色土地市场分析》,《中国软科学》第3期17~24页。
- [9] 李宏瑾,2005:《我国房地产市场垄断程度研究:勒纳指数的测算》,《财经问题研究》第3期3~10页。
- [10] 李宏瑾,2005:《房地产市场、银行信贷与经济增长——基于面板数据的经验研究》,《国际金融研究》第7期30~36页。
- [11] 梁云芳、高铁梅,2006:《我国商品住宅价格波动成因的实证分析》,《管理世界》第8期76~82页。
- [12] 刘守英、蒋省三,2005:《土地融资与财政和金融风险——来自东部一个发达地区的个案》,《中国土地科学》第10期3~9页。
- [13] 吕江林,2010:《我国城市住房市场泡沫水平的度量》,《经济研究》第6期28~41页。
- [14] 欧阳安蛟、夏积亮、陈立定、陈烟土,2002:《中国城市土地收购储备制度:理论与实践》,北京:经济管理出版社。
- [15] 平新乔、陈敏彦,2004:《融资、地价与楼盘价格趋势》,《世界经济》第7期3~10页。
- [16] 王先柱、毛中根、刘洪玉,2011:《货币政策的区域效应》,《金融研究》第9期42~53页。
- [17] 王玉堂,1999:《灰色土地市场的博弈分析:成因、对策与创新障碍》,《管理世界》第2期159~177页。
- [18] 杨遵杰、陈祁晖、李刚、高永、陶晓龙,2005:《我国土地储备机构发展状况分析》,《经济地理》第7期557~561页。
- [19] 袁志刚、樊潇彦,2003:《房地产市场理性泡沫分析》,《经济研究》第3期34~43页。
- [20] 周京奎,2005:《货币政策、银行贷款与住宅价格——对中国4个直辖市的实证研究》,《财贸经济》第5期22~27页。
- [21] 周京奎,2005:《房地产价格波动与投机行为——对中国14城市的实证研究》,《当代经济科学》第7期19~24页。

**Abstract:** Since 2004, the house price has been accelerating the rising speed in the large and medium-sized cities of China. As a result, the hard bubble gradually appears which is immune to various macroeconomic policies. This paper finds that one of the hard cores in this bubble is the monopoly power of local government in the city land market. With the establishment of land banks in cities and the compulsory implement of 'tender, auction and listing' method of land grant, the former competitive city land market was gradually substituted by the monopoly market controlled by local government. Theoretical analysis demonstrates that local government's rational selection is to push up land price by decreasing the land supply if its object is to maximize the land profit. By the competition of real estate developers, the higher house price will be formed on the basis of higher land price. Furthermore, through the investor expectations on land cost of house, the high land price signal will lead to one high house price. Empirical study supports above hypothesis. According to our research, in order to slow down the rising speed of house price, the fundamental policy is to change the monopoly land market into a competitive market. In the short run, local government should be motivated to change its objective of land profit maximization.

**Key words:** House price bubble, Local government, Monopolistic land market

(责任编辑:林梦瑶)(校对:ZL)