

中国地价、利率与房价的关联性研究

余华义 陈东*

摘要: 本文在梳理有关利率、地价以及房价之间关系文献的基础上,探讨了房价的形成机制,特别是地价和利率在其中的作用。通过理论分析,我们认为利率变化会同时对房屋供给和需求产生影响,而房价变化则取决于两种影响的强弱对比;地价和房价之间会相互影响,土地政策通过影响地价进而对房价产生影响。利用全国 1999 - 2007 年的季度数据进行实证分析,进一步发现中国的实际利率与房价呈负相关关系,近年来较低的实际利率水平刺激了房价的上涨,而房价和地价呈正相关关系且互为 Granger 因果关系。此外,过去的政策因素对房价和地价的影响不容忽视。实证结果表明严控土地供给的政策是推动地价上涨的重要外生因素,而扩张性的信贷政策也在一定程度上导致了房价的上涨。在此基础上我们提出了政策改进建议。

关键词: 房价 利率 地价 信贷规模

一、引言

自从 1996 年中国政府提出将房地产业作为带动国民经济的新的增长点,并于 1998 年下半年开始进行住房分配货币化改革以来,中国房地产市场发展非常迅速。全国房地产投资额从 1999 年的 4010.17 亿元上升到 2007 年的 25288.84 亿元,增长了 530.6%;房地产投资额占国内生产总值(GDP)的比重从 1999 年的 4.9% 上升到 2007 年的 10.13%,翻了一番以上;全国商品房销售面积从 1999 年的 14556.53 万平方米上升到 2007 年的 77354.72 万平方米,增长了 431.4%。然而,随着房地产投资、消费的快速增长,房价也成为了社会关注的焦点。1997 - 2007 年,全国房屋销售价格指数累计上涨 52.57%,而同期居民消费价格指数累计上涨仅 11.69%,房价的上涨幅度远远高于总体物价的上涨幅度。目前中国的城镇平均房价与家庭年收入比已经达到 7.61,有的地方甚至超过 10.1,远远高于一些发达国家的平均水平。在经历了过去几年房价的大幅攀升之后,我国房价在 2008 年下半年又出现了一些回落的迹象。如何对房地产市场进行调控以保持房价的稳定成为政府部门面临的一个重要课题,而这需要对中国的房价形成机制进行考察。

房价的形成是一个复杂的过程。房屋不仅是一种消费品,同时也是一种重要的投资品。作为消费品,商品经济的一般规律(如供求机制、价格机制、竞争机制等)对房价有着重要的影响;作为投资品,投资的成本、收益成为影响房价的重要因素。因而利率、货币供应量等因素都会通过改变投资的成本与收益进而影响房价。但在这些影响房价的因素中,地价和利率具有相对重要的地位。从房价的构成来看,地价在房价中所占的比重较高。地价的变动很有可能会引发房价的波动,而利率则会通过影响银行贷款成本对房屋开发和

* 余华义,中国人民大学经济学院,邮政编码:100872,电子信箱: rucyhy@163.com;陈东,北京大学经济学院,邮政编码:100871,电子邮箱: dongchen_pku@gmail.com。

作者感谢中国人民大学方竹兰教授的指导以及匿名审稿人的建设性意见,当然文责自负。

数据来源:《中国统计年鉴》(2008)。

该数据系笔者根据《中国统计年鉴》公布的年度数据推算而得。

引自中国社会科学院:《2007年中国服务行业发展报告》,北京,社会科学文献出版社,2008。

宋勃和高波(2007)根据统计数据计算,1999 - 2006年间我国地价占房价的平均比重基本保持在 25%左右,大多数城市处于 20% ~ 40%之间。而对于土地资源稀缺的东亚国家,地价占房价的比重更高,日本和韩国主要城市的地价占房价的比重分别达到 60% ~ 75%和 50% ~ 60%。

居民购房两方面都产生较大影响,因此土地政策和利率政策可以成为政府调控房地产市场的重要政策工具。

然而,已有研究在关于地价和利率如何对房价产生影响这个问题上并没有达成共识。对于房价和地价如何相互影响、房价与利率呈现何种关系等方面还存在着理论和实证上的分歧,而厘清这些相互影响的变量之间的互动关系将对相关政策的制定起到至关重要的指导作用。因此,本文将着力于探讨地价和利率对房价的影响,并基于我们的研究结果给出政策建议。

本文的基本结构如下:第二部分对国内外相关文献进行一个简要的回顾和总结;第三部分讨论房价形成的机制,特别是地价和利率在其中的作用;第四部分介绍本研究所采用的经济计量分析模型并对数据做出说明;第五部分报告实证检验的结果;第六部分总结研究结论并提出政策建议。

二、文献回顾

目前国内外关于房价的文献很多,除了从房地产的供求、房地产与资本市场的关系、金融政策的改变、房地产与金融稳定乃至国民经济发展的关系等角度对房价决定做的研究外(Muellbauer and Muphy, 1997; Capozza et al, 2002;袁志刚和樊潇彦, 2003;平新乔和陈敏彦, 2004;梁云芳等, 2006),也有一些文献涉及了利率和地价对房价的影响。下面我们简要回顾一组着重讨论利率和地价对房价影响的研究。

张涛等(2006)构建了一个两资产理论模型阐述了房价与银行贷款利率以及信贷总额之间的关系,并运用中国2002年1月至2005年3月的月度数据对其模型进行了经验检验,结果显示中国房价水平与银行贷款总额之间有显著的正相关关系。然而,关于房价和信贷总额之间的因果关系,文献中还存在争议。Collins和Senhadji(2002)通过对包括中国香港在内的四个东亚国家或地区的房地产和信贷规模数据的分析发现,20世纪90年代在这些国家或地区普遍存在的房地产泡沫很大程度上是由于信贷规模的剧烈扩张所引起的,并且与证券市场相比,信贷规模扩张所带来的影响在房地产市场中更加突出。然而,在另一项以中国香港作为考察背景的研究中,Gerlach和Peng(2005)却认为是房价的上升导致了信贷规模的扩张,而不是相反。其原因在于房价的上升一方面会使家庭与企业对贷款的需求增加,另一方面也提高了借款人的借贷能力,因为在大多数贷款中房产本身被用作抵押品。运用香港1982-2002年的房地产市场数据,作者的实证分析结果印证了该结论。这两个截然不同的结论所包含的政策含义迥异。如果信贷规模的增长具有推高房价的作用,那么运用利率等货币政策工具可以达到对房价进行调控的目的。然而,如果二者之间的关系正好相反,那么该项政策则无法取得理想的效果,政府部门必须寻求其他政策途径对房价进行调控。因此,厘清二者之间的关系具有重要的政策意义。

关于地价和房价之间的关系,目前文献中的研究结果也存在一定分歧。刘琳和刘洪玉(2003)从理论上阐述了二者之间互为因果的关系。从需求角度看,房价的上升会刺激对土地的需求从而推高地价;从供给角度看,作为房地产生产中的成本的重要组成部分,地价的升高同时也会对房价带来正向的影响。该文同时认为虽然房价与地价之间互为因果,但二者之间相互作用的强弱却可能会有所差别,特别是在某个具体的市场和时间段内。徐爽和李宏瑾(2007)则从实物期权的角度来研究地价问题,将土地解释为一种以房屋价格为标的的资产的美式期权,地价被分解为种地收益与开发溢价(实物期权值)之和。他们通过计算中国无套利均衡地价并与真实地价进行比较,认为地价上涨的原因在于土地中隐含的开发权价值增加了,也即间接认为是房价上涨引起了地价的上涨。在实证文献方面,张清勇(2005)和周京奎(2006)的实证研究也得到了房价是地价的成因,地价由房价内生决定的结论。但这个结论与许多学者的研究结论并不吻合,并且忽略了中国土地供给受政府控制这一事实,即土地供给的非市场化。Glaeser等(2003)通过对美国多个城市的房屋建筑成本、政府管制等因素的比较研究发现,对土地使用的限制(及与之相伴的更高的土地成本)是导致纽约曼哈顿房价高昂的最重要原因。而土地的高成本导致高地价也与人们通常的直觉相吻合。中国并非土地私有制国家,我国政府对土地市场的控制力比西方国家更强。特别是2002年开始的房地产宏观调控后,我国政府采取了极为严格的土地供给政策,“地根”被收紧成为了一个不争的事实。那么我国的地价(隐含着土地政策因素)是否也影响了我国的房价?鉴于房价与地价之间的因果关系的复杂性和这对关系在政策制定中的重要性,对其做进一步的探讨很有必要。此外,过去的实证文献在数据使用上存在一些缺陷,这直接影响了结论的可信度。周京奎(2006)直接使用同比价格指数,没有进行数据的定基转换;张清勇(2005)在进行同比指数的定基转换时假定1998年各季度间同比价格指数反映了各季度间的实际价格变动,这可能造成定基转换后的数据严重失真。

三、利率、地价与房价的关系

(一)利率与房价的关系

利率作为资金的价格对房地产市场中的需求和供给同时具有调节作用。在需求方面,利率会影响购房者对房地产的消费和投资需求。首先,由于大部分的购房者采取按揭贷款的方式购买房产,因此无论其所购房产是用作居住或作为投资的手段,利率都会对其金融成本产生直接的影响。较低的利率意味着更低的房屋总价,从而会增加对房屋的需求。同时,除了决定金融成本以外,利率本身也是影响房地产投资性需求的重要因素之一。较低的银行利率将促使人们寻求银行存款之外的其他投资渠道。而房地产作为一种可以提供保值、增值功能的资产则将成为投资的重要方式。在供给方面,利率则会影响房地产开发商的融资成本与融资规模。如果利率上升,将导致开发商的融资成本上升。这不仅会对开发商的利润空间产生影响,而且由于目前我国房地产开发行业中银行贷款构成了房地产开发商的主要资金来源,利率的变化将直接影响到房地产开发商的可用资金规模,从而减少房地产的总供给。

由以上分析可见,利率的变化对房地产市场中的需求和供给将同时产生影响。较低的利率将同时增加对房地产的需求与供给,而提高利率则会引起二者的紧缩。房价作为需求与供给二者共同作用的结果,与利率之间的关系则取决于利率对需求与供给两方面分别作用的强弱对比。因此,有必要在实证上对利率在房价决定中的作用进行更严格的分析。

中国人民银行自1998年1季度到2008年4季度间先后进行了12次利率调整。从利率调整的方向上看,2004年10月29日是一个分水岭。之前的四次调整中,1-3年贷款基准利率、5年以上个人住房贷款利率分别从6.66%和7.20%逐步降到2004年10月29日的5.76%和6.12%;之后,利率开始上调,到2007年12月21日调息后这两项利率分别达到6.75%和7.20%。

值得注意的是,名义利率的变化并不能完全反映出资金借贷的真实成本。我们须考虑扣除通货膨胀因素之后的实际利率。图1(a)显示了我国1999年1季度至2007年4季度期间的实际利率水平。从图中可以看出,1999-2004年,我国的实际利率基本呈现总体下降的趋势,虽然期间曾有过两段时间出现小幅上升(2001年1季度至2002年1季度,2004年3季度至2006年2季度),但截至2007年底,实际利率水平已经远远低于1999年初的水平。在此期间,我国金融机构各项贷款余额(采用Census X-12方法进行了季节调整)则呈现持续上升的趋势(见图1(b)),从1999年初的不足8.6万亿元增长到2007年底的26.1万亿元左右。

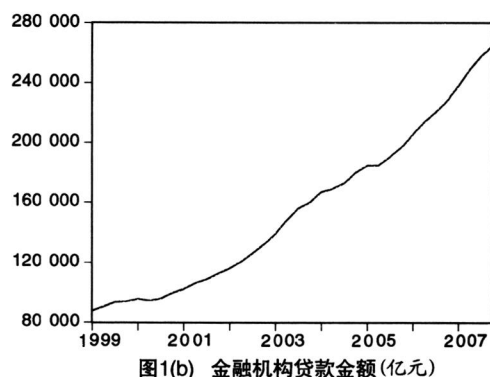


图 1

(二)地价与房价的关系

土地是房地产开发的基础。在我国,开发商只有依法取得国有土地使用权才能进行房屋的开发和建设。从房屋成本角度来看,开发商为取得国有土地的使用权需要付出成本,因此可以在一定程度上将土地看成是

2007年全国房地产开发投资资金总计37477.96亿元,其中直接的国内贷款为7015.64亿元,约占19%。另外自筹资金和其他资金(约占79%)中也有部分间接来自银行贷款(数据来源于2008年《中国统计年鉴》)。业内人士普遍认为房地产开发投资资金中有50%以上来自银行贷款。

数据来源:中国人民银行网站(<http://www.pbc.gov.cn>)。

在计算实际利率时,我们按每一季度中执行不同利率的天数为权数进行了加权,得到季度平均利率。

房屋开发的中间投入。地价的上升将导致房屋开发成本的上升,进而导致房价的上升。从对土地的需求角度看,房价上升会使得开发商对开发房地产项目获利的预期增强,进而刺激对土地的需求。由于土地的供给在短期内缺乏弹性,于是对土地需求的增加就会导致土地价格随之提高。当房价下跌时,开发商对未来收益的预期下降,对土地的需求数量和地价也会相应下降。也就是说土地市场和房屋市场有着相互影响的关系——房价影响地价,地价同时也影响房价。

虽然一些文献从理论上将地价看成是一种以房屋为标的的资产期权价格,并以此来研究中国的房价和地价的理论关系,倾向认为地价的单向取决于房价的变化,而地价对房价影响不大(徐爽和李宏瑾,2007),但这些文献其实暗含着土地的供给是完全市场自发的假设。在我国目前土地所有权非私有的情况下,土地市场的运行很大程度上取决于国家的土地政策这样的外生变量。政府出台倾向于减少土地供应量的政策会导致地价的上涨。因而,仅将地价视为以房屋为标的的资产期权价格在假设上可能并不完全符合我国的实际,房价和地价应该存在相互影响的关系。同时,土地的不同供给方式,如协议转让或公开拍卖,也会对地价产生不同的影响。在协议转让土地情况下,开发商通过与地方政府达成私下协议的方式获得土地的使用权。由于交易不公开以及交易过程中容易产生的权力寻租行为,使得土地的交易价格往往无法反映市场真实的供需状况,从而使协议转让的价格低于市场价格。公开拍卖土地的方式,由于信息公开和参与竞价者众多,因而出让的土地价格较高。而我国的土地转让政策恰好经历了由协议转让向市场拍卖的演变。

在2002年7月1日之前,我国国有土地使用权的出让方式是拍卖、招标投标和协议转让方式并存,但以协议转让为主。在该土地供给制度下,具有审批土地使用权、出让权的部门很多。通过协议出让的土地价格相对较低。2002年,国土资源部发布了《招标、拍卖、挂牌出让国有土地使用权的规定》,要求自2002年7月1日起,经营性国有土地的使用权出让必须通过招标、拍卖或者挂牌的方式公开交易。2004年4月,国土资源部、监察部又联合下发了《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》,规定2004年8月31日为协议出让经营性土地使用权的最后期限。该通知的出台又被称作“831大限”。在“831大限”之后,国有土地使用权的出让被完全纳入政府国土资源部门的管理之下。这种政府强化对土地供给的控制的政策,也会使得地价对房价的影响加大。

本文中全国商品房用地价格定基指数和全国商品房销售价格定基指数均采用Census X-12方法进行了季节调整,图2(a)显示了1999年1季度至2007年4季度我国的商品房用地价格定基指数。从图中明显可以发现,至2001年底之前我国地价的上升比较平缓,自2002年开始地价迅速攀升,而与之相对应的房价也呈现相似的增长态势(图2(b))。

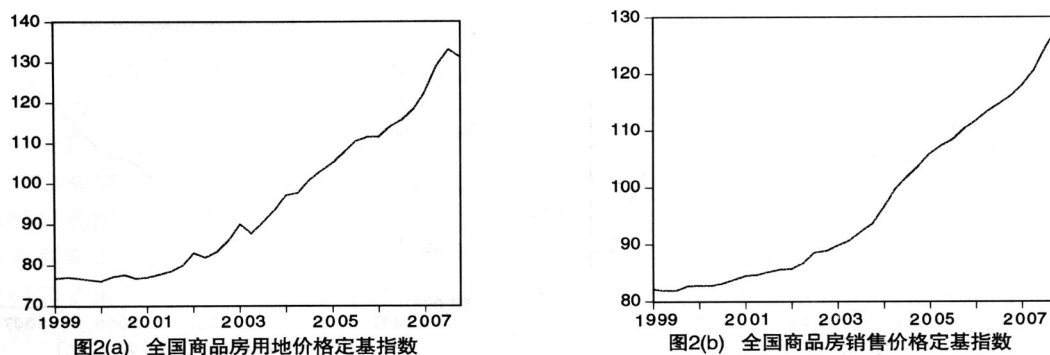


图 2

下面我们将使用我国1999年1季度至2007年4季度间房地产市场的季度数据对利率和地价对房产价格的影响进行实证分析,并基于分析结果给出我们的政策建议。

四、实证分析

(一)数据说明

在我们的分析中,房价数据使用全国商品房销售价格指数(HP)、地价数据使用全国商品房用地价格指

严格来说,土地并不完全是房屋的中间投入,因为土地不会随着房屋的建成或损毁而消耗掉。此外,购房者购买房产可能看重的是土地而不是房屋本身的增值。但在分析中,从房地产开发成本的角度我们可以将土地看作是房屋的中间投入。

数据来源及定基指数的计算请见第四部分的实证分析。

数 (LP)。此外还有金融机构各项贷款余额 (LOAN)、全国居民消费价格指数 (CPI)等变量的季度数据。样本区间为 1999年 1季度至 2007年 4季度。其中房价与地价指数来自《中国经济景气月报》,金融机构贷款总额和 CPI数据来自北京大学中国经济研究中心宏观经济数据库。由于《中国经济景气月报》中所报告的全国商品房销售价格指数及全国商品房用地价格指数皆为与上年同期相比的同比增长指数,因此我们根据这两项指标的部分环比序列推算出了房价和地价的定基指数。在此基础上,我们对房价、地价、金融机构贷款这几个变量进行了季节调整并取自然对数,从而得到一组新的序列 LHP、LLP、LLOAN。另外,我们又从中国人民银行网站获得了 1-3年期银行贷款基准名义利率数据。用名义利率减去全国居民消费价格指数的同比序列得到实际利率 (NT)变量。

(二)序列的平稳性检验

在开始对数据进行回归分析之前,我们需要对各个变量的平稳性进行考察。我们首先使用 ADF检验。考虑到我们的样本仅有 36个观测值,而 ADF检验在小样本下普遍存在势 (power)比较低的缺陷,即倾向于难以拒绝错误的零假设,因此我们又对各变量进行了 Phillips - Perron (PP)检验。表 1列出了四个变量的平稳性检验结果。

表 1 单位根检验结果

| Augmented Dickey - Fuller检验 | | | | | | |
|-----------------------------|-----------|---------|-----------|------------|-----------|-------------|
| 变量 | 水平值 | | 一阶差分 | | 二阶差分 | |
| | 检验形式 | 统计量 | 检验形式 | 统计量 | 检验形式 | 统计量 |
| LHP | (C, T, 1) | - 1.272 | (C, 0, 0) | - 3.366* | (C, 0, 0) | - 7.087*** |
| LLP | (C, T, 0) | - 2.516 | (C, 0, 0) | - 4.926*** | (C, 0, 0) | - 7.999*** |
| LLOAN | (C, T, 1) | - 2.828 | (C, 0, 0) | - 3.381** | (C, 0, 0) | - 7.546*** |
| NT | (C, 0, 9) | - 0.972 | (C, 0, 8) | - 4.385*** | (C, 0, 0) | - 10.356*** |

| Phillips - Perron检验 | | | | | | |
|---------------------|-----------|---------|-----------|-------------|-----------|-------------|
| 变量 | 水平值 | | 一阶差分 | | 二阶差分 | |
| | 检验形式 | 统计量 | 检验形式 | 统计量 | 检验形式 | 统计量 |
| LHP | (C, T, 2) | - 1.618 | (C, 0, 1) | - 3.385* | (C, 0, 5) | - 7.890*** |
| LLP | (C, T, 0) | - 2.516 | (C, 0, 1) | - 6.237*** | (C, 0, 2) | - 11.085*** |
| LLOAN | (C, T, 1) | - 2.365 | (C, 0, 0) | - 3.381*** | (C, 0, 0) | - 9.881*** |
| NT | (C, 0, 7) | - 2.204 | (C, 0, 8) | - 29.399*** | (C, 0, 0) | - 10.356*** |

注:检验形式 (C, T, K)中的 C和 T分别表示单位根检验方程中包含常数项和时间趋势项, K在 ADF检验中代表滞后阶数,在 PP检验中则代表截断滞后因子。在两种检验中, K分别由 AIC准则和 Andrews方法确定。*表示在 10%水平下显著,**表示在 5%水平下显著,***表示在 1%水平下显著。

PP检验和 ADF检验的结果均显示所有变量都含有一个单位根,因而我们认为这四个变量都为一阶单整,即 I(1)序列。

(三)计量模型分析

我们首先对影响地价的外生政策变量的作用做一个正式的检验。如前文所述,2002年 7月开始执行的土地“招、拍、挂”制度可以看作是我国房地产市场中土地交易的一个分水岭。从这个时点开始,地价开始比较准确地反映市场的供求状况。因此,在该政策开始执行前后地价的决定发生了结构性的变化。另外,2004年的“831大限”也可能对地价带来一定影响。为了检验这两项政策的作用,我们首先使用一个含时间项的简单回归,然后用 Chow检验来看两项政策前后方程结构是否发生了变化。该回归方程的因变量为 LLP的一阶差分 (D.LLP),自变量为时间项 t。估计结果如下:

$$D.LLP_t = 0.002 + 0.001t$$

$$(0.006) (0.0003)$$

$$R^2 = 0.16, D.W. = 2.31 \quad (1)$$

之后我们分别用 2002年 3季度的土地“招、拍、挂”制度起始点和 2004年 3季度的“831大限”对方程

在将房价和地价的同比序列转换为定基序列的过程中,我们使用了 2004年 2季度至 2005年 1季度的相应环比价格指数信息。该部分数据由国家统计局统计,并公布于《中国物价》杂志 2004年第 8期和第 12期以及 2005年第 3期和第 5期。经过转换的定基价格指数以 2004年 2季度为基期 (= 100)。

Cheung和 Lai(1997)运用 Monte Carlo方法发现运用 Andrews方法选择截断滞后因子的 PP检验具有比 ADF检验更高的势。

(1)进行 Chow 检验。检验结果如下：

| | 2002年第 3 季度 (土地“招、拍、挂”) | | 2004年第 3 季度 (“831大限”) | |
|-----------|-------------------------|-----------|-----------------------|-----------|
| | 对数似然率 | 对应的 p 值 | 对数似然率 | 对应的 p 值 |
| Chow 断点检验 | 4.113 | 0.092 | 3.454 | 0.178 |
| Chow 预测检验 | 40.251 | 0.002 | 6.609 | 0.762 |

Chow 断点检验和 Chow 预测检验的结果均显示,取 2002 年第 3 季度为分界点,方程结构发生了明显的结构变化,而取 2004 年第 3 季度为分界点,方程结构并没有发生明显的结构变化。模型估计结果说明“招、拍、挂”政策的执行与地价的增长显著正相关。而“831大限”变量不显著则可能说明土地转让政策变化的影响在 2004 年 8 月之前已经基本反映到地价的变化之中。

从前面的分析可知,土地价格以及利率通过影响房屋的供给和需求从而影响房价。因此,我们有理由猜测三者之间可能存在长期的均衡关系。同时,样本中的这三个变量都是一阶单整序列,因此我们可以考察这三个变量之间可能存在的协整关系。也就是说,虽然 LHP 、 LLP 和 NT 这三个变量都是 $I(1)$ 序列,它们构成的一个线性组合却可能是平稳的。该线性组合描述了变量间的长期均衡。我们使用 Johansen 检验考察三个变量之间的协整关系,结果如表 3 所示。特征值迹统计量和最大特征根统计量同时显示 LHP 、 LLP 和 NT 三个变量之间存在一组长期均衡关系。我们于是可以运用向量误差修正模型 (VECM) 估计出该协整向量及与之相对应的调整系数 (见表 4)。

| 迹 (trace) 检验 | | | |
|-----------------------|----------|----------|----------|
| 零假设中协整关系 (ec) 的个数 | $ec = 0$ | $ec = 1$ | $ec = 2$ |
| 特征值迹统计量 | 27.122** | 8.731 | 3.217 |
| 最大特征根检验 | | | |
| 零假设中协整关系 (ec) 的个数 | $ec = 0$ | $ec = 1$ | $ec = 2$ |
| 最大特征根统计量 | 18.391** | 5.514 | 3.217 |

注:检验过程中我们假设检验向量自回归模型和协整方程中均不含时间趋势项及截距项。检验方程中包含的一阶差分滞后项为 2。**表示 5%水平下显著。

| 变量 | LHP | LLP | NT |
|---------|-------------------|----------------------|----------------------|
| 标准化协整向量 | 1.000 | -2.138*** (0.271) | 0.738*** (0.169) |
| 调整系数 | -0.001 (0.002) | 0.009** (0.004) | -0.574*** (0.194) |

注:***表示在 1%水平下显著,**表示在 5%水平下显著。

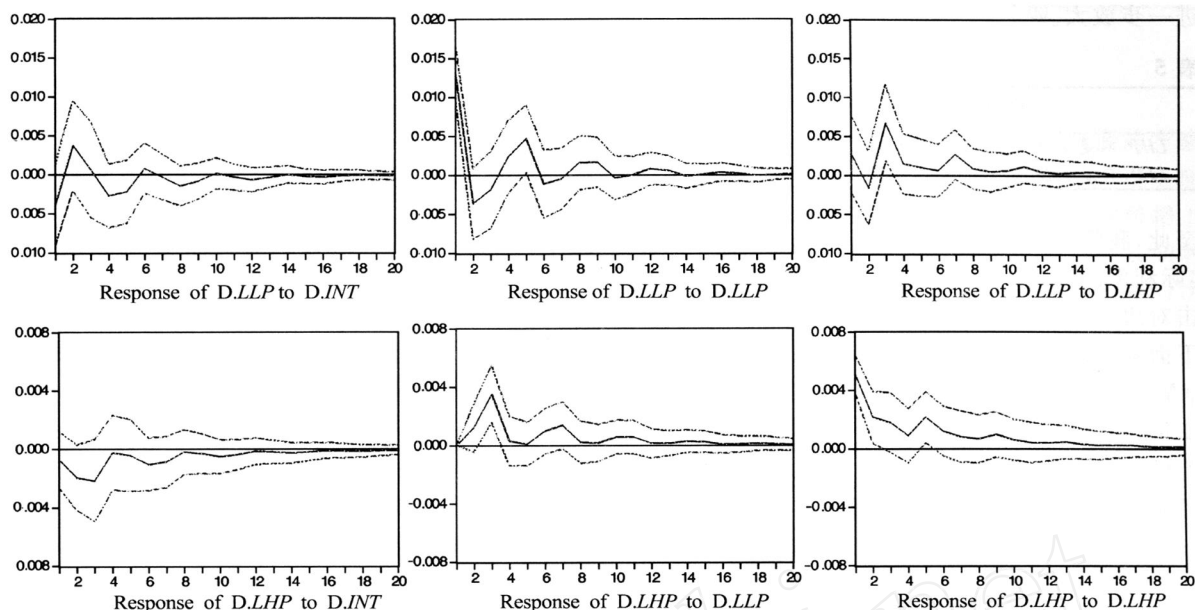
由表 4 的估计结果我们可以写出如 (2) 式中的三个变量之间的长期均衡关系:

$$LHP_t = 2.138LLP_t - 0.738NT_t \quad (2)$$

LLP 和 NT 的系数均在 1%水平下显著。(2) 式表明,在长期均衡中地价与房价之间呈现正向相关,而实际利率与房价之间则呈负向相关。我们得到的关于利率和房价之间关系的结果与张涛等 (2006) 的结论相一致,即利率上升会导致房价下降。调整系数的符号说明,当房价高于长期均衡水平时,房价的继续上升会减缓,但却会进一步刺激地价的上涨。

接下来我们运用脉冲响应函数分析房价和地价在面临一个新息 (innovation) 冲击时在短期的反应。由于向量自回归模型中各方程的误差项间存在同期相关,因此要获得某个变量的随机误差项的冲击对其他内生变量在当期及之后各期的影响,我们必须对方程误差项的协方差矩阵进行正交化。在本文中我们使用 Cholesky 方法对模型系统的协方差矩阵进行分解。在图 3 中我们报告了房价和地价的脉冲响应函数。从图 3 可以看出,土地价格对于一个正向的利率冲击在第 1 期便有一个较小的负向响应,在第 2 期出现一个较小的正向反弹,之后的响应基本均为负向效应,且随着时间的推移逐渐降低。而对于一个正向的房价冲击,除第 2 期外,土地价格的响应均为正向,并减弱收敛。房价对利率的冲击响应也是从第 1 期便为负,之后缓慢衰减。不同于地价对房价的冲击反应会有一期滞后,房价对地价的冲击在第 1 期便呈现正向的响应,随后逐渐降低。此外,我们还注意到地价和房价对于来自自身的 1 个单位的正向冲击,均总体表现出显著的正向响应。在向量自回归系统中,变量对于来自自身冲击的响应,一部分来自于没有纳入系统的其他因素的影响,

另一部分则是变量自身的积累效应,这在很大程度上反映了预期的影响。从脉冲响应的结果来看,我国房价和地价的确实具有显著的积累效应。这表明由于市场预期的作用,我国的房价和地价在本身价格上升较快时,市场中追涨和投机行为也会相应增加,这会进一步加剧房价的上涨。



注:图中实线为变量对 1 标准单位新息 (innovation) 冲击的反应值,根据 cholesky 分解方法计算;虚线为该值正负两倍标准误 (Standard Error) 的临界值。

图 3 地价、房价脉冲响应函数

为了分析各个结构性冲击对内生变量的变化的贡献度,我们对房价和地价的变化进行了方差分解 (见图 4)。从图 4 可以看出,地价和房价自身的冲击对其变化具有较大的贡献。对于地价的变化,其自身冲击的贡献度由最开始的 100% 下降并稳定在 60% 附近。自身冲击对房价变化的贡献度略低一些,从第 1 期的近 100% 逐渐下降到 60% 以下。这也说明了市场预期对房价和地价自身的影响较大,即房价和地价的自身积累效应明显。房价的冲击对地价变化的贡献在第 3 期以后达到并保持 25%。地价冲击对房价变化的影响与之相类似。实际利率的冲击对房价变化的贡献度要明显高于对地价变化的贡献度。对前者变化的贡献超过 15%,而对后者则大约为 10%。

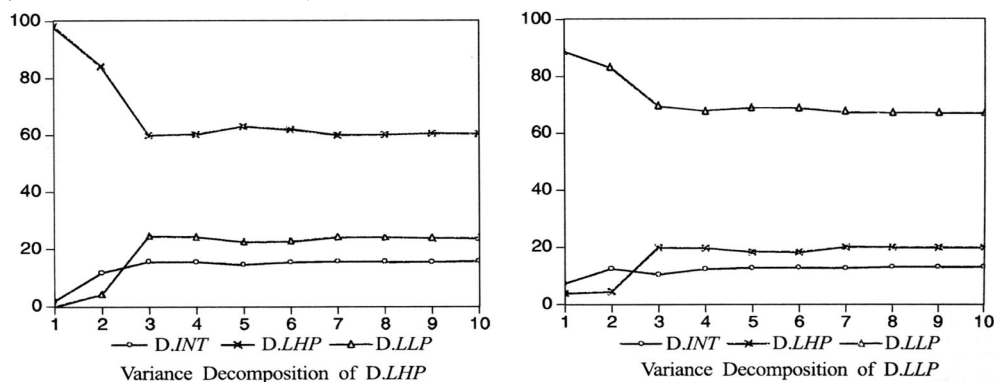


图 4 地价、房价方差分解

下面进一步考察房价与地价之间的关系。我们对这两个变量进行了 Granger 因果检验 (见表 4), 检验结果表明房价与地价互为对方的 Granger 原因,这符合我们前面的理论分析和预期,但这个结论与周京奎 (2006) 以及张清勇 (2005) 的结论有较大差异。他们的研究发现房价是地价的 Granger 原因,但反向的关系却不成立。我们认为两项研究在结论上的差异可能源于三个原因:首先,周京奎 (2006) 所使用的数据虽然与我们相似,但作者没有对房价指数和地价指数做定基转换,而是直接使用同比指数序列进行分析,同比序列掩盖了二者之间一些重要的经济联系。第二,周京奎 (2006) 没有考察房价与地价的长期均衡关系,而我

们的研究则显示这种均衡关系是非常显著的。第三,张清勇(2005)虽然做了数据的定基转换并进行了协整检验,但其转换出的定基数据并不准确。他在转换过程中假定1998年各季度间同比价格指数反映了各季度间的实际价格变动,即把1998年的同比数据假定成一组环比数据。这样,随着连乘和迭代,最初的数据误差会进一步放大。

表 5 Granger因果检验结果 (LHP, LLP)

| 零假设 | χ^2 统计量 | 自由度 | p值 |
|--------------------|--------------|-----|-------|
| LHP不是LLP的Granger原因 | 9.089 | 2 | 0.011 |
| LLP不是LHP的Granger原因 | 7.702 | 2 | 0.021 |

至此,我们的研究主要有以下三点发现:(1)房价与实际利率之间具有反向的长期均衡关系,同时在短期,实际利率的冲击也会带来房价的负向变化。(2)房价和地价之间具有显著的正向长期均衡关系,并且地价冲击对房价变化的贡献度大于房价冲击对地价变化的贡献度。(3)房价与地价互为对方的Granger原因。

下面我们进一步考察房地产市场价格与信贷总额之间的关系。在这里我们使用金融机构各项贷款总额(LLOAN)这一变量来作为社会信贷总额的度量。它大致衡量了我国银根整体的松紧程度。我们之所以选择这个变量而非仅限于考察房地产按揭贷款或者房地产投资中的贷款总额的原因在于,房地产行业投资总额目前已占我国GDP的10%左右,成为了我国经济发展的支柱产业之一。房地产行业与整个经济系统的联系已经非常紧密。一方面房价的上涨可以通过贷款抵押品价值上升的渠道刺激社会整体信贷总额的上升,另一方面信贷总额的增长可能通过各种渠道进入房地产行业并刺激房价的进一步上升。而这些正式或非正式的资金流渠道很有可能并未完全被包含在房地产按揭贷款或房地产投资信贷额的统计之中。因此,我们认为金融机构各项贷款总额是研究房地产价格与信贷之间关系的一个更有意义的度量。

我们首先考察房价与金融机构贷款余额之间是否存在长期的均衡关系。Johansen检验证实了它们之间协整关系的存在(表6)。表7给出了该协整向量和与之对应的调整系数的估计值。与文献中的结论和我们之前得到的结果相吻合,房价与贷款总量之间存在正向的长期均衡关系。

基于估计得到的误差修正项,我们可以使用Granger因果检验对房价和贷款总额之间的因果关系做出判断。表8中的检验结果显示,我们无法拒绝房价不是贷款总额的Granger原因的零假设,但相反方向的零假设却可以在5%的水平下被拒绝。因此,我们的检验结果说明,我国金融机构的信贷总额是商品房价格的Granger原因,但相反却不成立。结合我们之前从协整分析中得到的结论可知,从金融机构的信贷规模的扩张我们可以预测到房价的上涨。这个结论与Collins和Senhadji(2002)关于20世纪90年代东亚地区的房地产泡沫的形成理论相吻合,即信贷规模的扩张导致了房价的上涨,而不是相反。

表 6 Johansen 协整检验 (LHP, LLOAN)

| 迹 (trace) 检验 | | |
|-------------------|----------|--------|
| 零假设中协整关系 (ec) 的个数 | ec = 0 | ec = 1 |
| 特征值迹统计量 | 17.395** | 0.020 |
| 最大特征根检验 | | |
| 零假设中协整关系 (ec) 的个数 | ec = 0 | ec = 1 |
| 最大特征根统计量 | 17.375** | 0.020 |

注:检验过程中我们假设原序列含有时间趋势项且协整方程只包含截距项。检验方程中包含的一阶差分滞后项为2。
**表示5%水平下显著。

表 7 VECM 估计结果 (LHP, LLOAN)

| 变量 | LHP | LLOAN |
|---------|---------------------|----------------------|
| 标准化协整向量 | 1.000 | -1.905*** (0.108) |
| 调整系数 | 0.104*** (0.051) | 0.076* (0.021) |

注:*表示在10%水平下显著,***表示在1%水平下显著。

实际上周京奎(2006)进行了协整检验,但由于使用同比数据因此没有发现变量间存在协整关系。

笔者对比了张清勇(2005)的方法转换出的数据和本文方法转换的数据,发现差异是比较明显的。限于篇幅,这里没有给出对比结果。

表 8

Granger因果检验结果 (LHP, LLOAN)

| 零假设 | χ^2 统计量 | 自由度 | p值 |
|------------------------|--------------|-----|-------|
| LHP不是 LLOAN的 Granger原因 | 4.142 | 2 | 0.126 |
| LLOAN不是 LHP的 Granger原因 | 8.475 | 2 | 0.014 |

五、政策建议及总结性评论

在前文的分析中,我们通过对中国 1999年 1季度至 2007年 4季度的房地产市场季度数据的考察发现以下几个重要事实:第一,我国的房价与地价在长期均衡中呈现正向相关关系,而与实际利率呈现负向相关关系;第二,房价与地价关系紧密且互为对方的 Granger原因;第三,地价的上升除了受到商品房价格上升的推动以外,我国土地转让政策的改变也是其重要的外生推动因素;第四,房价与信贷总规模具有长期的正向相关,且信贷规模的扩张在一定程度上导致了房价的上涨,但反向的关系不显著。此外,市场预期对房价和地价也有一定影响。

以上的研究发现对我国政府针对房地产市场进行调控具有以下的政策含义:首先,提高银行贷款的利率可以在一定程度上抑制房地产价格的快速上涨。尽管从理论上讲利率的上升有可能通过影响房地产开发商的融资成本而减少房屋供给,但我们的实证结果表明利率上升对需求的抑制作用将大于对供给的影响。因此总的来看,利率的上升将对房价起到抑制作用。虽然中国人民银行自 2004年 10月至 2007年底对利率进行了多次上调。但名义利率的上升已部分地被通货膨胀率所抵消,目前的实际利率仍然处于较低的水平。因此,从短期看,中央银行提高贷款名义利率是抑制房价快速上涨的可行的政策选择。从长期看,我国政府还应该同时推进利率的市场化改革,使利率能够真正反映市场中资金的供求,从而达到调节进入房地产市场的资金规模的效果。

我们的另一个政策建议则是推进土地供给的市场化。我们在研究中发现土地价格的冲击对房价的变化具有很强的影响。经过近三十年的经济改革,我国在商品流通领域已基本实现了市场化,但土地作为一种重要的生产要素,其配置目前在我国还在很大程度上受到政府行为的制约。土地交易从协议转让向公开拍卖制度的转变虽然已经朝着市场化的方向前进了一大步,但土地交易仍然被限制在国家土地管理部门的严格控制之下。大量的土地仍然不能市场中自由地流通,而可流通的土地在其交易过程中也面临极高的交易成本。土地交易中的各种障碍人为地推高了获取土地和使用土地的成本。而这些成本对房价的上涨也起到了一定的推动作用。最近在媒体中引起广泛关注的所谓“小产权”住房问题更是凸显了我国目前土地制度的困局。因此我们认为,土地这一生产要素的完全市场化对我国房地产市场的长期稳定和健康发展将是极为重要的。

此外,实证结果显示,房价和地价对于来自自身的冲击都有显著的正向响应。即房价(或地价)的迅速上升(或下降)会通过市场的预期作用,进一步扩张(或收缩)市场需求,进而导致下期房价(或地价)的加速上升(或下降)。因此政府应明确以房价稳定作为房地产宏观调控的基本政策取向,稳定对房价和地价的预期,进而避免房价的大幅波动。

在本文的分析中,我们的注意力集中在利率和地价对房价的影响。在实际经济系统中,对房价产生影响的因素远不止这两项。忽略其他因素的作用是本文的局限之一。比如,居民收入增长、城市化进程以及房屋建筑成本等基本面因素的变化也可能是推动房价上涨的部分原因。我们没有将其纳入分析框架的理由除了数据来源方面的限制以外,还因为我们认为与房价在近几年的快速增长相比,这些基本面上的变化相对来说显得不是那么重要。其他一些政策因素,如税收政策和国际游资也可能对房价的涨跌产生影响,由于数据限制,这两个因素没有纳入我们的分析。最后,证券市场与房地产市场之间也存在很强的关联性。一方面作为投资替代品,证券市场的涨跌可能会与房地产市场的变化呈现负向相关。但与此同时,证券与房产两项资产价格的上升又都会带来财富效应,从而可能起到相互推动的效果。另外,宽松的货币政策和国际游资的涌入又可能同时刺激两个市场中资产价格的上升。可见,这些因素之间的相互影响非常复杂。(下转第 88页)

比如我国目前的《土地管理法》仍然禁止集体所有土地被出售用作房地产开发,并且不允许集体土地上建设的房屋向本集体经济组织以外成员销售。

“小产权”住房指城市居民购买的在农村集体土地(主要是宅基地)上建设的住房。此类住房的购买者将无法办理合法的房屋产权登记。

目前,在石油开采业不允许中石油、中石化、中海油三大集团外的其他民营企业开采原油,国家赋予了这三大垄断集团公司许多的特权,而且这三大集团公司历经几次重组形成的权力、利益格局,以及国有企业固有的思想观念、认识及文化氛围使得它们缺乏提高自身效率、进行技术研发的动力,需要来自企业外部的改革动力与压力。因此,必须将反行政垄断提到日程,进一步进行石油开采业体制变革,降低进入壁垒,让更多的企业特别是民营企业、外资企业参与到原油开采中来,在合理的市场结构下提高微观资源配置效率。

参考文献:

1. 蔡琳、何青松:《从中国石油行业的反竞争行为看中国的反垄断问题》,载《生产力研究》,2008(9),第115~116页。
2. 蔡晓珊、张耀辉:《我国原油开采业性质分析:基于规制理论的视角》,载《兰州学刊》,2007(10),第137~139页。
3. 陈守海:《我国油气工业上游放开的利益分析》,载《商业时代》,2008(11),第94~95页。
4. 苏东水:《产业经济学》,北京,高等教育出版社,2005。
5. 唐要家:《反垄断经济学的理论演进及其政策含义》,载《经济评论》,2008(6),第115~119页。
6. 王俊豪、王建明:《中国垄断性产业的行政垄断及其管制政策》,载《中国工业经济》,2007(12),第30~37页。
7. 夏大慰:《产业组织与公共政策:芝加哥学派》,载《外国经济与管理》,1999(9),第3~6页。
8. 夏大慰:《我国石化工业产业组织研究》,载《财经研究》,2000(12),第32~38页。
9. 杨兰品:《中国行政垄断问题研究》,北京,经济科学出版社,2006。
10. 杨嵘:《中国石油企业进一步重组的分析》,载《当代财经》,2004(5),第89~91页。
11. 于良春、杨骞:《行政垄断制度选择的一般分析框架——以我国电信业行政垄断制度的动态变迁为例》,载《中国工业经济》,2007(12),第38~42页。
12. 张耀辉、蔡晓珊:《行政垄断、放松规制与产业绩效——基于原油开采业的实证分析》,载《当代财经》,2008(2),第80~86页。
13. British Petroleum, 2004. BP Statistical Review of World Energy April
14. Field, B. C., 2001. Natural Resource Economics: An Introduction New York: McGraw - Hill Higher Education
15. Helm, D., 2003. Energy, the State, and the Market: British Energy Policy Since 1979. Oxford University Press
16. Robinson, C., 2000. "Energy Economics and Economic Liberalism." The Energy Journal, Vol 21(2), pp. 20 - 22

(责任编辑:陈永清)

(上接第49页)对这些因素的探讨是我们未来的研究方向。

参考文献:

1. 梁云芳、高铁梅:《我国商品住宅销售价格波动成因的实证分析》,载《管理世界》,2006(8)。
2. 梁云芳、高铁梅、贺书平:《房地产市场与国民经济协调发展的实证分析》,载《中国社会科学》,2006(3)。
3. 刘琳、刘洪玉:《地价与房价关系的经济学分析》,载《数量经济技术经济研究》,2003(7)。
4. 平新乔、陈敏彦:《融资、地价与楼盘价格趋势》,载《世界经济》,2004(7)。
5. 沈悦、刘洪玉:《住宅价格与经济基本面:1995 - 2002年中国14城市的实证研究》,载《经济研究》,2004(6)。
6. 宋勃、高波:《房价与地价关系的国际比较研究》,载《亚太经济》,2007(3)。
7. 徐爽、李宏瑾:《土地定价的实物期权方法:以中国土地交易市场为例》,载《世界经济》,2007(8)。
8. 袁志刚、樊潇彦:《房地产市场理性泡沫分析》,载《经济研究》,2003(3)。
9. 张清勇:《房价与地价因果关系:模型和中国1998 - 2005的事实》,第五届中国经济学年会会议论文,厦门,2005。
10. 张涛、龚六堂、卜永祥:《资产回报、住房按揭贷款与房地产均衡价格》,载《金融研究》,2006(2)。
11. 周京奎:《城市土地价格波动对房地产业的影响——1999~2005年中国20城市的实证分析》,载《当代经济科学》,2006(7)。
12. Capozza, D. R. et al, 2002. "Determinants of Real House Price Dynamics" NBER Working Paper, No 9262
13. Cheung, Y. and Lai, K S, 1997. "Bandwidth Selection, Prewhitening, and the Power of the Phillips - Perron Test" Econometric Theory, Vol 13(5), pp. 679 - 691.
14. Collyns, C. and Senhadji, A., 2002. "Lending Booms, Real Estate Bubbles, and the Asian Crisis" MFW Working Paper 02 - 20
15. Gerlach, S and Peng, W., 2005. "Banking Lending and Property Prices in Hong Kong" Journal of Banking & Finance, Vol 29, pp. 461 - 481.
16. Glaeser, E L; Gyourko J. and Saks, R., 2003. "Why Is Manhattan So Expensive? Regulation and the Rise in House Prices" NBER Working Paper, No 10124
17. Muellbauer, J. and Murphy, A., 1997. "Booms and Busts in the UK Housing Market" Economic Journal, Vol 107(445), pp. 1701 - 1727.

(责任编辑:彭爽)