

# 市场供求与房地产市场宏观调控效应\*

## ——一个理论分析框架及经验分析

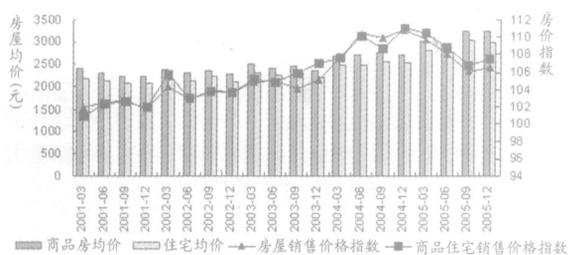
项卫星 李宏瑾

**摘要:** 2003年开始的房地产市场宏观调控已经进行了三年多,房价过猛上涨势头非但没有得到有效抑制,反而出现更快的上涨趋势,因此有必要对房地产市场宏观调控政策进行反思。通过借鉴货币交易方程,建立了一个分析房价和供求关系变化的理论分析框架,指出供给增速远远小于需求增速,即供求不平衡导致了房价的过快上涨。用2001-2006年3月份的数据所进行的广义差分回归、协整检验和误差修正模型再次证明了上述判断。在对三年来房地产市场宏观调控的各项政策进行梳理之后发现,各项政策基本上都是从控制供给的角度进行的,而对需求的抑制效果非常有限。这样不仅没有实现平稳房价的政策初衷,反而加剧了市场的供求矛盾,致使房价迅速上涨。因此,今后的宏观调控应更加重视市场供求情况,加强动态决策管理能力,充分发挥市场机制的作用,以确保房地产市场持续健康稳定发展。

**关键词:** 房地产 供求 宏观调控

### 一、引言

从2003年6月中国人民银行的121号文件到2006年5月17日的“国六条”,针对房地产市场的宏观调控已近三年。虽然本轮宏观调控的目标很多,但防范房地产市场泡沫和抑制房价过快上涨,无疑是当时政策的一个出发点。然而三年来,我国房地产价格的走势完全与宏观调控政策的初衷背道而驰,房价飞速上涨(见图1)。尤其值得关注的是,宏观调控后的房价涨幅明显高于调控之前的房价涨幅,因此有必要对房地产宏观调控政策进行反思。



资料来源:中国人民银行中国经济统计数据库。

图1 宏观调控前后我国房地产价格和指数情况

根据经济学最基本的供求原理,价格是由商品的供求决定的。如果商品供大于求,那么价格就会下降;若供不应求,价格就会上涨。价格的变化将促使厂商和消费者调整各自的生产和消费行为,从而促使市场达到平衡。这个原理适用于所有的商品,房地产商品也不例外。回顾此次宏观调控,一个鲜明的特征是,调控的政策大部分都是针对限制房地产供给的政策,而限制房地产需求的政策非常少;即使有,政策的效果也非常有限。因此,我们认为,当前房价的上涨很大一部分原因是由于房地产宏观调控政策的失当所带来的。在当前我国居住性真实需求依然强劲的大背景下,应该同时采取扩大房地产市场供给和有效抑制投资性需求的政策,切实化解房地产市场的供求矛盾,从而促进房地产市场的稳定、健康发展。

本文的结构安排如下:除引言外,第二部分将借鉴货币数量理论的基本模型形式,说明房地产市场供求的变化与房价变化的关系,并结合宏观调控以来我国房地产市场供求变化的实际情况,说明房价

\* 本文得到吉林省社会科学基金项目(2006046)的资助。

上涨的主要原因是市场供求关系恶化的必然结果；第三部分利用我国房地产市场数据进行实证分析；第四部分将通过回顾此次房地产宏观调控的各项政策，说明房地产市场供求矛盾的转化很大程度上是政策效果的体现；最后是总结。

## 二、基本分析框架

传统货币需求理论中的货币数量论，其具体的表达形式即为著名的费雪(I.Fisher)交易方程式：以M代表货币数量，V代表特定时间内每一单位货币周转或流通的速度，P代表一般物价水平，T代表社会产品数量，则有交易方程式： $MV=PT$ 。一般来说，受社会惯例、技术和制度等因素的影响，流通速度在一定时间内是不变的。显然，这个方程在会计意义上讲就是一个恒等式，而这个等式用以说明的是全社会商品数量和货币数量及价格的关系。事实上，不难看出，在引入供求关系之后，我们完全可以将这个总量表达式套用于具体产品市场的分析，我们将以此来分析房地产市场的供求。

根据微观经济学的定义，需求是指消费者有支付能力的且已经实现的需求。而在房地产市场中，商品房销售额正好是表达这个含义的变量。消费者只有对购买的房屋进行了实际的支付，才是我们分析的市场需求；而那些尽管想要改善自己的居住条件但由于收入等原因没有进行实际房屋交易的愿望，一方面无法进行精确的度量，更主要的是不符合经济学意义上对需求的定义，因而只能算作“潜在需求”的范畴。同时，由于销售额最终是以货币单位表示的，这正好是交易方程中M所代表的含义。对于市场实际交易的商品数量，在经济学定义中即指所有厂商生产的产品，这个变量是一个没有货币因素的实际变量；而房地产商提供的产品就是房屋的数量，为此，我们用“房地产竣工面积”来反映房地产市场的实际供给情况，而这正好是交易方程式中变量T所代表的含义。同样，交易方程式中变量V和P分别代表房屋的交易速度和房价。对于变量V，我们可以这样理解，即单位房屋交易和周转的实际时间。根据制度经济学的观点，这主要是受市场交易成本的影响，而在短期内，同样市场的交易成本是不变的。这样，我们在货币交易方程的启发下，建立了一个用于分析房地产市场供求关系的模型（为了符合一般表达的习惯，我们用D代表房地产市场需求，用S代表房地产市场供给）：

$$DV=PS \quad \dots\dots\dots (1)$$

对(1)式两边取全微分有：

$$VdD+DdV=SdP+PdS \quad \dots\dots\dots (2)$$

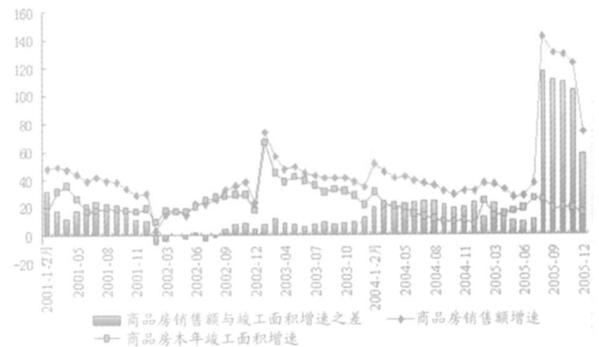
又由(1)对(2)式两边分别除以DV和PS得到：

$$\frac{dD}{D} + \frac{dV}{V} = \frac{dP}{P} + \frac{dS}{S}$$

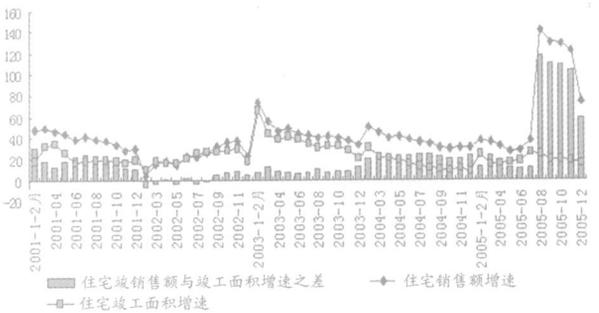
又根据前面的分析短期内V的变化为零，即dV=0，同时对该式移项计算即得：

$p = \frac{d}{d} - \frac{s}{s}$ ，即价格的变化率等于需求变化率与供给变量率之差。也就是说，当房地产市场的需求增长快于供给增长时，房地产市场的价格就会上升；反之，则会下降。同时，当需求增长快于供给增长时，价格上涨的速度就会加快，反之价格的增长速度就会放慢。

通过这个分析框架，我们可以得到这样一个先验的结论：近年来我国房地产价格的飞速上涨，其原因在于市场供给的增速远远落后于需求的增速。至于这个先验的判断是否符合事实，实际观察全国和北京市房地产市场的运行就可以看出（见图2）。



(a) 全国商品房供应变化 (%)



(b) 全国住宅供应变化 (%)

资料来源：中国人民银行中国经济统计数据库。

图2 全国商品房屋和住宅销售额增速、竣工面积增速及供求变化

从图2中可以看出，2003年6月房地产宏观调控以来，全国商品房屋和住宅的市场需求增长（房屋销售额增速）始终大于市场供给的增长（房屋竣工面积增速）；而且市场供求的矛盾自2005年8月以来呈现激化的态势，供求增速差额迅速上升了近10倍，到2005年底才得到一定的缓和，但仍然相差近60个百分点。如此巨大的供求矛盾，势必会对房地产价格带来巨大的上升压力。事实上，从图1的情况可以看出，2003年6月以来，我国房地产价格指

数(无论是商品房屋,还是与广大人民生活水平密切相关的住宅)的飞速上升,正是市场供求变化的必然结果。

### 三、计量检验

由于我国房价销售指数的统计只有季度数据,样本数量受到很大限制,无法进行严格的计量检验,但是通过如下相关系数矩阵可以看出,房价与供求变化具有明显的正相关关系,在一定程度上能够支持上述理论判断(见表1)。

**表1 我国房地产价格指数与市场供求变化相关系数矩阵(季度数据)**

	房屋销售价格指数	商品住宅销售价格指数	商品房供求变化	住宅供求变化
房屋销售价格指数	1			
商品住宅销售价格指数	0.963	1		
商品房供求变化	0.569	0.438	1	
住宅供求变化	0.536	0.420	0.980	1

我们通过国家统计局和中国人民银行中国经济统计数据库中有关我国房地产销售额和销售面积等指标,计算出月度商品房屋均价和住宅均价,并进而得到2001-2006年3月份各月商品房屋均价增长率和住宅均价增长率,再计算出同期月度商品房屋销售额和住宅销售额同比增长率以及商品房屋竣工面积和住宅竣工面积同比增长率(这两个分别代表需求增长和供给增长的指标),进而将二者相减得到供求增长率之差。由于月度统计数据1-2月份合并统计,这样一共获得57个观测值。表2是各指标的统计描述及相关系数矩阵。

**表2 我国房地产均价增长率与市场供求变化统计描述(月度数据)**

	商品房屋均价增长率(FP,%)	住宅均价增长率(ZP,%)	商品房屋供求变化(FC,%)	住宅供求变化(ZC,%)
Mean	8.526964	8.437071	22.42909	22.79119
Median	8.335969	8.337509	14.86404	14.88345
Maximum	20.54691	20.41588	109.0824	117.1640
Minimum	-4.786074	-4.375347	-9.944344	-6.309285
Std.Dev.	5.696906	5.525569	28.35500	28.56770

**表3 我国房地产均价增长率与市场供求变化相关系数矩阵**

	FP	ZP	FC	ZC
FP	1			
ZP	0.964	1		
FC	0.740	0.693	1	
ZC	0.722	0.695	0.995	1

从相关系数的情况可以看出,房价增长率与市场供求变化均呈现出较强的正向相关的关系,无论是商品房屋还是住宅,相关系数均在0.7以上。我

们分别将商品房屋和住宅均价增长率作为被解释变量,与市场供求变化指标进行简单最小二乘回归,得到如下结果:

**表4 双变量最小二乘回归结果**

被解释变量 解释变量	FP	ZP
	FC	ZC
截距	5.192508 (0.655264) ***	5.372542 (0.681462) ***
变量系数	0.148667 (0.018223) ***	0.134461 (0.018748) ***
R <sup>2</sup>	0.54753	0.48327
D.W.	0.355348	0.330277
F-statistic	66.55501	51.43865

注:括号内为标准差,\*\*\*在1%条件下显著。

从简单双变量回归结果来看,虽然各方程均通过了显著性检验和F检验,拟合优度也较令人满意,但是D.W.值明显偏小,说明回归结果存在着较为严重的自相关现象。通过对各方程残差序列偏相关系数(图3)的观察可以发现,变量间均存在着前一阶自相关,即其自相关类型均为一阶自回归形式。

这样,我们利用广义差分法进行回归,广义差分系数 $\hat{A} = AR(1)$ ,具体结果见表5。

**表5 广义差分法回归结果**

被解释变量 解释变量	FP	ZP
	FC	ZC
截距	7.737113 (1.524188) ***	7.755181 (1.656595) ***
变量系数	0.075704 (0.01643) ***	0.077723 (0.016839) ***
AR(1)	0.82627 (0.058147) ***	0.826205 (0.063916) ***
R <sup>2</sup>	0.896093	0.880614
D.W.	1.460865	1.439955
F-statistic	206.9755	177.0292

注:括号内为标准差,\*\*\*在1%条件下显著。

从上述结果来看,各项统计量均得到了非常显著的改进,拟合优度上升至0.85以上,F统计量也有了很大提高,而且当n=50时,在1%显著性水平下 $d_u = 1.40$ ,表5中回归方程的D.W.值表明,并不存在任何自相关关系,其结果是可靠的。

以上是通过对房价变化和市场供求变化关系进行的实证分析。由于我们的数据都是时间序列数据,在进行经验分析时有必要进行数据的平稳性检验。如果方程的两个时间序列是非平稳的,OLS估计量就不是一致估计量,相应的常规推断也就不正确。正如Granger和Newbold(1974)指出的,如果在时间序列的回归中D.W.值较低或较高,R<sup>2</sup>则应怀疑有伪回归的可能,表4所列的结果正是如此。下面我们考虑数据的平稳性问题,对变量进行协整检验,以判定房价的变化与市场供求的变化是否存在长期稳定的均衡关系。

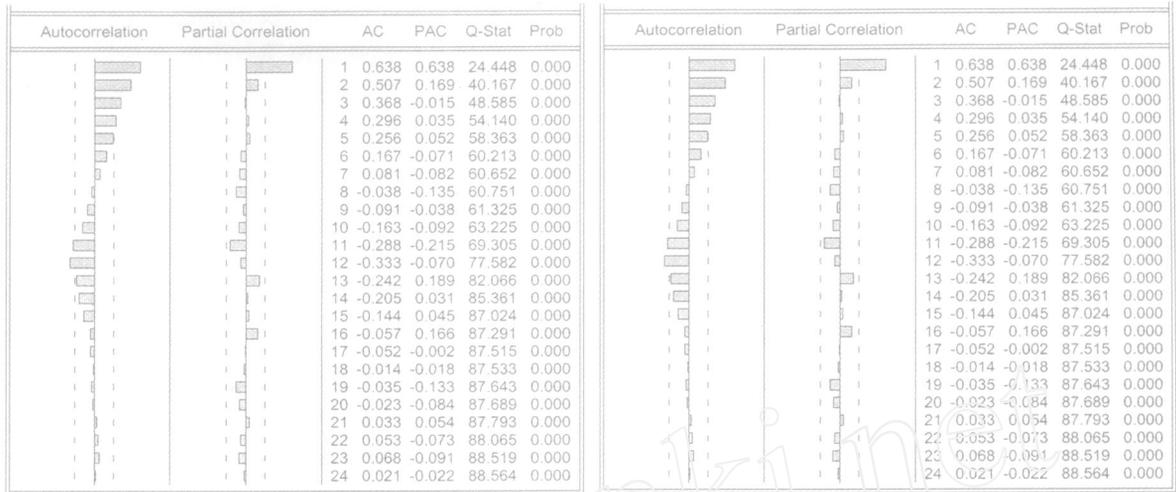


图3 残差序列偏相关系数情况

我们对原始水平序列数据采取仅含截距项的形式,而对其一阶差分序列采取不含截距和趋势项的形式,进行 ADF 单位根检验。根据 AIC 和 SC 准则,经过重复试验,各水平序列及其一阶差分序列均在滞后期  $p=1$  时,检验方程的 AIC 和 SC 值最小,具体检验结论见表 6。

表6 ADF 单位根检验结果

	FP	FC	ZP	ZC	1%CriticalValue	-3.5814
ADFStatistics	-0.700356	-1.979314	-0.834120	-2.021920	5%CriticalValue	-2.9271
					10%riticalValue	-2.6013
	DFP	DFC	DZP	DZC	1%CriticalValue	-2.6211
ADFStatistics	-3.498696	-4.171627	-3.807842	-4.166565	5%CriticalValue <td>-1.9492</td>	-1.9492
					10%CriticalValue <td>-1.6201</td>	-1.6201

注:DFP表示 FP 的一阶差分序列,其余类同。

由表 6 可以看出,各指标的水平值均非平稳序列,而其一阶差分序列均在 1% 水平下是平稳的,即均为  $I(1)$  序列,这表明市场价格增速与供求关系的变化速度很可能存在长期稳定的关系,即协整关系。所谓协整关系即指尽管每个变量本身可能是非平稳的,但它们的线性组合却是平稳的,当时间序列被确定为单位根时,主要的问题就是考虑各变量是否存在长期稳定的均衡关系。这里,我们采用 Engle 和 Granger(1987) 提出的两步检验法(即 EG 检验),对上述序列进行协整检验。由于原始序列是同阶单整的,这样,根据表 4 的回归结果,分别得到两个方程的残差序列(EF 和 EZ),并对其进行平稳性检验,采用不含截距和趋势项的形式,根据 AIC 和 SC 准则,经过重复试验,两列残差序列均在  $p=1$  时,检验方程的 AIC 和 SC 值最小,具体的检验结果见表 7。

由表 7 可以看出,两个残差序列均在 5% 水平下不存在单位根现象,是平稳的时间序列,这说明我国商品房屋均价增长率与市场供求变化(FP 和 FC)

之间以及住宅均价增长率与市场供求变化(ZP 和 ZC)之间,具有长期稳定的协整关系。这种长期稳定的协整关系可以通过误差修正模型表示出来,其结果见表 8。

表7 双变量最小二乘回归残差序列 ADF 单位根检验结果

	EF	EZ	%CriticalValue	-2.6143
ADFStatistics	-2.099022	-2.066562	5%CriticalValue	-1.9481
			10%riticalValue	-1.6196

表8 房价增长率与市场供求变化的误差修正模型

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
因变量	DFP	DZP	FP	ZP
自变量				
截距	0.172642 (0.227539)	0.202393 (0.25367)	1.306729 (0.424927***)	1.227367 (0.474949**)
DFC	0.072458 (0.014202***)			
DZC		0.074479 (0.015284***)		
EF(-1)	-0.263766 (0.060033***)			
EZ(-1)		-0.234219 (0.065775***)		
FP(-1)			0.736089 (0.059694***)	
FC			0.078778 (0.014999***)	
FC(-1)			-0.028703 (0.016373*)	
ZP(-1)				0.763044 (0.065508***)
ZC				0.080437 (0.015997***)
ZC(-1)				-0.037434 (0.017036**)
R <sup>2</sup>	0.462165	0.400202	0.915536	0.894972
D.W.	1.548005	1.472735	1.608522	1.507652
F-statistic	2062338	1601346	1698161	1335003

注:括号内为标准差;\*, \*\*, \*\*\* 分别代表在 10%、5% 和 1% 条件下显著。

从本质上讲,模型 1 和 2 与模型 3 和 4 的误差修正模型是等价的(易丹辉,2002),而且各项统计量的效果也比较理想,特别是模型 3 和 4 的拟合优度均在 0.9 左右,观测 D.W. 值并未发现自相关现象,从而得到了我国商品房屋均价和住宅均价增长率与其各自市场供求变化的长期均衡关系表达形式。

#### 四、对我国房地产市场宏观调控政策效果的分析

通过以上分析不难看出,近年来我国房地产价格上涨的根本原因在于市场供求矛盾的加剧。我们认为,这是多种因素共同作用的结果。如宏观经济进入上升周期,增加了对房地产市场的有效需求等。但其中一个重要原因是 2003 年以来针对房地产市场进行的宏观调控。虽然宏观调控决策是正确的,出发点也是要化解房地产市场泡沫、促进房地产市场的健康发展,而且长期也是利好的,但客观上调控政策对房地产市场供给和需求的作用力不对称,限制房地产供给的政策要比限制需求的政策多,作用效果也要比限制房地产需求的效果强。加上房地产市场本身存在短期供给约束,并具有垄断市场的特征,从而加大了房地产市场短期内供求之间的失衡,导致价格迅速上升。

(一) 房地产政策在争论中出现摇摆,给房地产开发带来了不确定性预期,影响了房地产市场的短期有效供给

由于部分城市房价上升过快、房价过高,有关房地产泡沫的争论事实上在此次宏观调控之前就已经持续了近两年的时间,直到 2003 年中国人民银行出台 121 号文件,首次向房地产业制定了紧缩的政策措施。应该说,人民银行对房地产开发中存在的金融风险的认识是比较客观的,其具体措施也是符合金融监管的审慎性原则的。但由于相关部门对房地产开发企业的监管不力,规范房地产金融管理的政策在房地产业内引起了强烈的反弹。为此,2003 年 9 月,国务院发布了《关于促进房地产市场持续健康发展的通知》(即 18 号文件),明确指出房地产业已成为国民经济的支柱产业,进一步阐明了房地产业发展的指导思想,肯定了房地产业在国民经济中的巨大贡献,并明确将进一步支持房地产业的发展。18 号文件虽然没有明确否定 121 号文件,但有关内容被房地产业内视为是绕过了中国人民银行 121 号文件“苛刻”的金融条件,致使 121 号文件的实施细则在很长一段时间内没有出台。当然,18 号文件很

大程度上恢复了市场开发的信心,当年住宅竣工面积同比增长仍高达 20% 多。

随着我国宏观经济过热、物价上涨压力的加大,房地产市场宏观调控政策发生了 180 度的转变。2004 年 4 月国务院发出通知,将房地产开发固定资产投资项目资本金比例由原来的 20% 提高到 35%;对 2004 年新开工的包括房地产在内的固定资产投资项目根据是否符合产业政策、行业规划、土地规划、环保规定、审批程序、信贷条件等原则进行清理,这给房地产的新增供给产生了极大的负面影响。当年全国商品房屋竣工面积同比增长仅为 2.1%,住宅同比增长也仅为 7.7%,增幅回落分别为 19.4 和 10.4 个百分点。

2005 年 3 月,国务院办公厅发出《关于切实稳定住房价格的通知》,提出稳定房价的八条意见(即“老国八条”),4 月国务院又发布加强房地产宏观调控的“新国八条”,并认为房地产投资规模过大,商品房价格上涨过快,市场秩序混乱。新老“国八条”显示了政府调控房地产的决心。随后相关部委的配套措施直指土地、税收等政策操作层面,使房地产供给进入了相对缓慢的增长。2005 年上半年全国房地产开发投资增速首次低于全社会固定资产投资增速,为 19.8%,同比回落 10.2 个百分点,房地产开发投资占全社会固定资产投资的比重也下降至 17.8%;其中北京市房地产开发投资增速仅为 3.5%,同比回落了近 20 个百分点。房地产开发投资的大幅回落,使市场形成了供给不足的强烈预期,致使房价指数仍在高位运行,当年北京市的房价指数甚至是 1998 年以来最高的一年。

(二) 在多种因素的作用下,长期利好的土地管理政策却在短期内抑制了房地产市场的供给

据初步统计,为加强土地管理,规范市场秩序,从 2003 年 2 月到 2004 年 11 月,国务院及有关部委下发了五个通知、一个决定、修订了两个管理办法,基本遏制了新一轮的“圈地运动”,从长期来看是利好的。但由于上述政策几乎都是紧缩性的行政措施,短期内对土地市场产生了重大影响。2003-2005 年,全国房地产开发新购置土地面积分别为 35696.5、39784.7 和 38209.86 万平方米,同比增速迅速下降,分别为 13.84%、11.45% 和 -3.96%,土地购置面积增速不仅远远低于 2000-2002 年的 37.93% 的平均水平,甚至还低于 1999 年通货紧缩时期的 18.3%。2003-2005 年,完成土地开发面积分别为 20853.75、19740.17 和 20762.23 万平方米,同比增长分别为 20.2%、-11.4% 和 5.1%,也大大

低于宏观调控前三年年均 27.6% 的水平。土地供应的紧缩,导致短期房地产市场供给的相对短缺,从而加剧了供求矛盾,推动了房地产价格的上涨。

土地调控政策的紧缩效应,在北京市表现得尤为明显。2003 年和 2005 年的当年购置土地面积增速甚至为 -33.5% 和 -50.8%,2004 年的同比增长仅为 13.02%; 完成土地开发面积同比增长分别为 17.6%、-41.5% 和 -50.4%。土地市场供应如此巨大的波动,势必给房地产市场带来负面影响。根据《财经》杂志的报道,截至 2005 年 11 月底,北京市商品房住宅土地供应约为 627 公顷,仅完成原计划(2500 公顷)的不足 30%。虽然北京市政府实行“不饱和供地”的本意是要挤出开发商的闲置土地,但由于土地供应的减少,形成了“僧多粥少”的局面,导致 2005 年北京市几次土地拍卖均出现了争购,而飞涨的地价则进一步刺激了有地的开发商“惜售”的心理。同时,政府在与开发商回收闲置土地的博弈中明显处于被动态势。这一切都导致调控政策没有达到预期目标。从住宅新开工面积上看,2004 年和 2005 年分别同比下降 11.8% 和 10.14%, 闲置的土地存量并没有在市场上得到有效释放。相反,地价和房地产开发成本的迅速上升,房地产供给约束进一步刺激了房价的飞升。

### (三) 金融、税收政策对房地产供给的影响要大于对房地产市场需求的调节作用

本次宏观调控首先是从房地产金融调控开始的。从当时中国人民银行出台的 121 号文件的各项内容来看,金融调控从一开始就注意到了房地产市场供给和需求两个方面的平衡问题。如 121 号文件在对房地产开发贷款进行规范管理的同时,进一步加强了对房地产需求的管理,在重点支持中低收入家庭购买住房需要的同时,规定商业银行只能对主体结构已经封顶的住房发放个人住房贷款、购买第二套住房的应适当提高首付款比例、个人商业用房贷款额不得超过 60% 和贷款期限不得超过 10 年、对第二套住房及别墅和高档商品房不实行住房贷款优惠利率等等。2004 年 2 月,中国银监会又发布了《商业银行房地产贷款风险管理指引(征求意见稿)》,对房地产贷款总量进行严格控制,要求商业银行房地产贷款余额与总贷款余额比例不得超过 30%,并对房地产开发贷款、个人住房贷款等进行了相关规定,特别是明确个人住房贷款月还款额不得超过家庭月收入的 50%。为进一步抑制需求,中国人民银行于 2004 年 10 月上调金融机构的存贷款利率,并于 2005 年 3 月调整商业银行个人住房贷款利

率 0.2 个百分点,2006 年 5 月又再度上调了住房贷款利率。

2005 年,政府首次启用税收政策打击楼市中的炒作与投机行为。建设部、国家税务总局和财政部于 5 月联合下发《关于加强房地产税收管理的通知》,明确“保证中小套型住房供应”、打击炒地以及禁止期房转让;国家税务总局于 10 月也规定,“二手房交易必须交纳个人所得税。”

金融和税收政策对房地产市场供求的作用还是较为明显的,但表现出了一定的不对称性。金融政策对房地产市场供给的影响要大于对需求的影响。我国房地产开发贷款的收缩速度要快于个人住房贷款的收缩速度:2003-2005 年,我国房地产开发贷款同比增速分别为 49.1%、17.3% 和 17%,下降了 32 个百分点,而个人住房贷款增速则为 42.5%、35.2% 和 15.4%,下降了 27 个百分点。北京市的情况更为明显:在 2003 年和 2004 年房地产开发贷款分别增长 31.2% 和 16.8% 的基础上,2005 年的房地产开发贷款甚至几乎较前一年没有任何增长,而三年中个人住房贷款仍分别同比增长 41.5%、19.7% 和 11.4%。

之所以出现这种不对称性,一方面是因为,随着经济增长和收入的提高,我国居民的消费结构升级,目前对房地产的需求(特别是对住宅需求)很大一部分是真实的消费性需求,消费者对利息和税支出的增加并没有明显影响其消费需求。另一方面,在我国投资渠道不畅、人民币升值预期等多种因素的作用下,国内外资金流入房地产市场,金融信贷政策难以影响这部分需求。据中国人民银行营业管理部 2005 年的调查,北京投资房地产的收益不仅在理论上高于银行贷款的利率,而且北京房地产租赁市场的需求旺盛,购房者能在较短的时间将非自住用房出租或出售,如期得到回报,实现投资资金稳定回收。同时,目前针对炒房等行为的征税,在需求强劲的大背景下,效果也不显著。因为房价的迅速上涨,容易引发房地产市场供不应求和房价上升的心理预期,需求者选择容忍利息和税收所增加的成本,其后将这些成本转嫁给消费者,最终导致房价进一步上升。

### (四) 宏观调控有可能加剧房地产市场的垄断程度,导致供给相对减少,价格居高不下

由于房地产行业具有资金密集、开发规模大的特点,而我国政府对房地产企业的管理实行严格的行业准入制度,因此房地产市场存在一定的进入壁垒;而房地产建设投资周期长的特(下转第 127 页)

6. 徐晓东、陈小悦:《第一大股东对公司治理、企业业绩的影响分析》,载《经济研究》,2003(2),第64~74页。

7. Demsetz, H., and K. Lehn, 1985. "The Structure of Corporate Ownership: Causes and Consequences." *Journal of Political Economy*, 93, pp. 1155-1177.

8. Grossman, S. and Hart, O., 1980. "Takeover Bids, the Free-rider Problem, and the Theory of the Corporation." *Bell Journal of Economics*, 11, pp. 42-64.

9. La-Porta, R.; Lopez-de-Silanes, F.; Shleifer, A. and Vishny, R., 2000. "Investor Protection and Corporate Governance." *Journal of Financial Economics*, 58, pp. 3-27.

10. Shleifer, A. and Vishny, R., 1986. "Large Shareholders

and Corporate Control." *Journal of Political Economy*, 94, pp. 461-488.

11. Sun, Qian, and Tong, H. S., 2003. "China Share Issue Privatization: the Extent of Its Success." *Journal of Financial Economics*, 70, pp. 183-222.

12. Xu, Xiaonian and Wang, Yan, 1999. "Ownership Structure and Corporate Governance in Chinese Stock Companies." *China Economic Review*, 10, pp. 75-98.

(作者单位:华南师范大学经济与管理学院 广州 510006  
(责任编辑:Q)

(上接第115页)点又决定了企业在退出房地产市场时也存在一定的障碍。有学者对反映房地产市场垄断程度的勒纳指数进行的测算表明,我国房地产市场勒纳指数为0.5左右(况伟大,2003,2004;李宏瑾,2005)。最近几年国内的知名企业,都是先忙于国内并购,有的则是傍大款或抓土地。现在则都忙于和外资联姻,先后有首创、万科、顺驰、富力、万达、万通、金地等等,以基金、上市等方式直接对接海外资本。如最近上海绿地集团由德国国际房地产投资集团(HYPO)融资8800万美元,创单笔融资最高案例。在这样的不完全市场结构下,作为市场供给方的房地产企业所提供的房地产数量必然无法满足广大居民的实际需求,房价的持续居高不下也就不足为奇了。

综上所述可见,从长期来看,房地产宏观调控对土地管理和维护金融稳定具有积极的作用,但由于受一些因素和条件的制约,宏观调控政策对市场供给的抑制效应要大于对市场需求的调节作用,房地产市场的供求矛盾不但没有得到缓解,反而进一步加剧。令人欣慰的是,政策制定当局显然意识到了这个问题。事实上,中国人民银行早在房地产调控之初就已经对房地产供求矛盾的加剧表示了担忧;2006年5月国务院各部委出台的“国六条”实施细则及陆续出台的相关措施也体现了区别对待、有保有压的原则。今后只有及时跟踪市场供求的变化,加强动态决策管理能力,并尽可能地发挥市场机制在化解泡沫形成中的作用,才能确保房地产市场的持续和健康发展。

#### 注释:

在不作特殊说明的情况下,本文数据均来自于中经网、中国人民银行、中国经济统计数据库。

2003年2月,国土资源部发布《关于清理各类园区用地加强土地供应调控的紧急通知》,纠正以建设开发区为名的大量“圈地”行为;2003年3月,国土资源部、监察部联合发出《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》,明确在2004年8月31日前将历史遗留问题界定并处理完毕;2004年4月,国务院发布《国务院关于做好省级以下国土资源管理体制改革有关问题的通知》,正式明确省以下土地垂直管理的具体目标;2004年4月底,国务院办公厅发出《关于深入开展土地市场治理整顿严格土

地管理的紧急通知》,明确进行为期半年的土地专项治理整顿;2004年10月,国务院出台《国务院关于深化改革严格土地管理的决定》,对土地管理法律法规和土地规划管理等方面进行了明确;随即国土资源部随后于当年11月修订通过了《土地利用年度计划管理办法》和《建设项目用地预审管理办法》,对国家计划年度和建设项目的审批、核准、备案等工作执行新的标准,并印发《关于征地补偿安置制度的指导意见的通知》,进一步加强和改进征地补偿安置工作。

2005年北京住宅用地供应约为900公顷,仍不到计划供地的40%(数据来源:《土地难形成有效供应 京房价难逆转》,载《中经网》,2006-03-27)。

例如,开发商可以将大量土地分切成小块和一期一期的项目进行开发,导致政府回收的困难,而这样分割的地块也很少有开发商愿意开发。参见《“地荒”幕后博弈》,载《财经》,2006(7)。

如加强房地产开发贷款管理、引导规范贷款投向,严格控制土地储备贷款的发放,规范建筑施工企业流动资金贷款用途,规定商业银行不得向房地产开发企业发放用于缴交土地出让金的贷款、防止施工企业使用贷款垫资房地产开发项目、规范房地产开发贷款科目等等。

聂海生:《房地产宏观调控催生了什么》,载《中经网》,2006-03-31。

中国人民银行2004年第二季度货币政策执行报告指出:“房地产宏观调控效果显著,但随着房地产业开发投资、新开工面积增速的持续回落,可能导致供需矛盾进一步加剧的预期,推动价格上涨。”

#### 参考文献:

- 况伟大:《垄断、竞争与管制——北京市住宅业市场结构研究》,北京,经济管理出版社,2003。
- 况伟大:《空间竞争、房价收入比与房价》,载《财经经济》,2004(7)。
- 平新乔、陈敏彦:《融资、地价与楼盘价格趋势》,载《世界经济》,2004(7)。
- 易丹辉:《数据分析与Eviews应用》,北京,中国统计出版社,2002。
- 中国人民银行营业管理部课题组:《北京市房地产市场研究》,北京,中国经济出版社,2004。
- 中国人民银行营业管理部课题组:《房地产泡沫与房地产价格问题》,载《研究报告》,2005(12)。
- 中国人民银行研究局分析小组:《房地产金融报告》,载《研究报告》,2005(8)。
- 李宏瑾:《我国房地产市场垄断程度研究——勒纳指数的测算》,载《财经问题研究》,2005(3)。

(作者单位:吉林大学经济学院 长春 130012  
中国人民银行营业管理部 北京 100045  
中国人民大学财政金融学院 北京 100871)  
(责任编辑:Q)