

利率冲击与房地产价格波动的理论与实证分析:1998 - 2006

宋勃高波

摘要: 在考虑通货膨胀的条件下,利用中国1998 - 2006年的一年期存款实际利率、一年期商业贷款实际利率、存款准备金实际利率、中央银行实际贷款利率、实际再贴现率与房屋销售价格指数、土地交易价格指数的季度数据建立误差纠正模型,使用协整检验、长短期格兰杰因果检验和脉冲响应分析方法,对中国房地产价格和各种实际存贷款利率的关系进行实证检验。得出结论,短期而言,中央银行实际贷款利率、存款准备金实际利率、一年期存款实际利率和一年期商业贷款实际利率对房价存在负向影响,一年期商业贷款实际利率对地价存在负向影响;长期而言,一年期存款实际利率对房价存在负向影响,而一年期商业贷款实际利率对房价存在正向影响。在现阶段选择适当的利率手段调控房地产市场,有利于保持中国房地产价格的稳定。

关键词: 利率 房价 地价

一、引言

房地产业属于资金密集型和劳动密集型产业,需要银行作为中介,为房地产的开发和销售提供资金的融通,而利率是资金的价格,利率的变动必然会对房地产的供给和需求产生影响,从而带来房地产价格的波动。

国外部分学者对利率和房地产价格关系的经验研究表明,两者呈反向关系。Kau和Keenan(1980)的研究表明,利率上涨导致房地产价格下降,两者呈反比。Agawal和Phillips(1984)认为,抵押贷款利率与房地产价格呈负向关系。Harris(1989)通过计量检验得出,名义抵押贷款利率与房地产价格呈反向关系。Dongchul Cho(2004)认为实际利率越低,房地产的租押价格涨得越高。

然而,部分学者对房地产价格和利率之间的关系持相反意见。Godman(1995)、Kenny(1999)通过研究发现,房地产价格和利率之间存在正向关系。Adrian Cooper(2004)对英国房地产市场研究发现,英国抵押贷款利率与长期利率相关使得房地产价格波动幅度减弱。

国内部分学者也对利率与房地产价格的关系进行了经验研究。刘雪梅(2005)认为利率上涨并没有抑制房价上升。刘明和刘斌(2005)认为利率对最优

房价涨幅起决定作用。王家庭和张换兆(2006)认为,利率上涨,房地产的需求和供给下降,反则反之。周京奎(2006)的实证研究表明利率与房地产价格呈负向关系。

综上所述,国内外学者对房地产价格和利率的关系进行了相关探讨,形成了各自的观点,但目前还没有对各种存贷款利率与房地产价格关系进行系统研究。为了弥补国内经验研究的不足,验证中国一年期存款实际利率(RS)、一年期商业贷款实际利率(RL)、存款准备金实际利率(RR)、中央银行实际贷款利率(RC)、实际再贴现率(RD)与房屋销售价格指数(HP)、土地交易价格指数(LP)之间的关系,本文利用中国的最新数据,运用误差修正模型,对其进行协整检验、长短期格兰杰因果检验和脉冲响应分析。

二、理论分析

(一)利率冲击对房地产供给的影响

房地产行业的资金需求极大,因而利率的变动会对其带来较大的影响。由于房地产开发企业自有资金不足,由表1可知,一般为30%~40%,其余的60%~70%依靠金融系统的融资、外资和购房者的预付款,利率的波动会对房地产开发商的融资产生影响。

根据凯恩斯的理论,投资由利率和资本边际效

率决定,投资与利率成反方向变动关系,与资本边际效率成正方向变动关系。资本边际效率由预期收益和资本资产的供给价格或者说重置成本决定。对房地产开发商而言,利率上升,资本的供给价格上涨,资本边际效率下降,原来一些利润丰厚的开发项目,也会变得无利或微利,开发商会停止对无利可图的项目的开发,从而减少房地产市场的供给。在需求不变的情况下,价格出现上涨。另一方面,利率的上升,会增加开发商的融资成本,在房地产开发商具有区域垄断势力的情况下,通过提价而转嫁给购房者。

表1 房地产开发企业资金来源

(单位:万元)

年份	资金来源小计	国内贷款	利用外资	外商直接投资	自筹资金	其他资金来源
1997	38 170 650	9 111 902	4 608 565	3 279 010	9 728 831	14 547 872
1998	44 149 422	10 531 712	3 617 581	2 588 698	11 669 821	18 118 509
1999	47 959 012	11 115 664	2 566 022	1 804 807	13 446 210	20 631 956
2000	59 976 309	13 850 756	1 687 046	1 348 026	16 142 122	28 192 905
2001	76 963 877	16 921 968	1 357 044	1 061 150	21 839 587	36 705 562
2002	97 499 536	22 203 357	1 572 284	1 241 285	27 384 451	46 198 961
2003	131 969 224	31 382 699	1 700 040	1 162 667	37 706 891	61 060 503
2004	171 687 669	31 584 126	2 282 001	1 425 587	52 075 627	85 625 867
2005	213 978 389	39 180 778	2 578 111	1 714 093	70 003 924	102 215 576

资料来源:《中国统计年鉴》(2006)。

(二) 利率冲击对房地产需求的影响

房地产的需求由投资性购房需求和自住消费性购房需求组成,利率的变动对房地产需求的影响可以分为两种情况来讨论。

1. 利率变动对投资性购房者的影响

对购房者而言,由于受收入的限制,购房者在购房时,需要通过金融机构进行融资(住房抵押贷款)来突破自己的预算约束。当利率提高时,对投资性购房者而言,购房的机会成本增加,购房需求降低,在供给不变的情况下会降低房地产价格。

根据戈登模型(Gordon, 1962),得到:

$$P_t = (1 + G) G_t / (D - G) \dots\dots\dots (1)$$

P_t 为 t 期股票价格, G_t 为 $t-1$ 期到 t 期的股息, G 为股息增长率, D 为贴现率, $D = I + I$, I 为市场利率水平, I 为股票的风险报酬率。

在房地产供给不变的条件下,我们可以得出投资性购房者的房地产价格与利率的关系模型:

$$RP_t = (1 + H) H_t / (D - H) \dots\dots\dots (2)$$

RP_t 为 t 期的房地产价格, H_t 为 $t-1$ 期到 t 期的房地产租金, H 为房地产租金增长率, D 为贴现率。

$$D = I + I \dots\dots\dots (3)$$

I 为市场利率水平, I 为房地产的风险报酬率。将(3)式带入(2)式可得:

$$RP_t = (1 + H) H_t / (I + I - H) \dots\dots\dots (4)$$

由(4)式可知,房地产价格由三个因素决定:房

地产的租金水平与增长率,市场利率水平和房地产风险报酬率。房地产价格与利率水平成反向变化,利率提高,房地产价格下降;利率降低,房地产价格上升。

2. 利率变动对消费性购房者的影响

当利率变化时,对自住消费性购房者而言,面临着消费的跨期选择问题。

假定只存在现在和将来两个时期,消费者偏好满足单调和凸性公理,房地产消费者在当前时期消费的房地产商品的数量为 C_1 ,在将来消费的数量为 C_2 。 C_1 、 C_2 构成了可供消费者选择的“商品组合”,由 X 表示。对于消费集合 X 而言,存在一个连续的效用函数 $u(C_1, C_2)$ 可以表示消费者偏好。消费者偏好也可以由 C_1 和 C_2 平面上的无差异曲线簇进行描述,无差异曲线向右下方倾斜,并凸向原点,无差异曲线的斜率,为两种商品的边际替代率。消费者对两个时期商品重要程度的判断可以用跨时边际替代率来表示。

在效用水平不变的条件下,消费者在当期增加一单位商品的消费可以替代的下一期消费商品的数量,称为消费者的跨时边际替代率,用 RCS 表示,满足边际替代率递减规律。

$$RCS = - \frac{dC_2}{dC_1} \Big|_{u=u^*} = - \frac{dC_2}{dC_1} \Big|_{u=u^*} \dots\dots\dots (5)$$

假定购房消费者在现在和将来两个时期都有固定的收入,为 Y_1 和 Y_2 ,购房者在第一期购买的商品房数量为 C_1 ,该期商品房的价格为 P_1 ,该期购房者的储蓄为:

$$S = Y_1 - P_1 C_1 \dots\dots\dots (6)$$

$S < 0$ 时,购房者是借贷者; $S > 0$ 时,购房者是一个净储蓄者。

在市场利率为 r 的条件下,第二期购房者的收入为: $Y_2 + (1+r)S$ 。购房者在第二期面临的商品房价格为 P_2 ,购买数量为 C_2 ,则:

$$P_2 C_2 = Y_2 + (1+r)S \dots\dots\dots (7)$$

将(6)式代入(7)式可得预算约束方程:

$$C_2 = \frac{(1+r)Y_1 + Y_2}{P_1} - \frac{P_1(1+r)}{P_2} C_1 \dots\dots\dots (8)$$

在其他条件不变的情况下,利率变动,会导致预算约束曲线的斜率和截距发生变动。如图1所示。当利率提高时,预算约束线由 I_1 移动到 I_2 ,购房的消费者倾向于减少第一期的消费,增加储蓄;当利率降低时,预算约束线由 I_2 移动到 I_1 ,购房者倾向于增加当期消费。

购房的消费者的最优化行为是在预算约束的条件下,追求效用最大化,即:



$$\begin{cases} \max u(C_1, C_2) \dots\dots\dots(9) \\ \text{s. t. } P_1(1+r)C_1 + P_2C_2 = (1+r)Y_1 + Y_2 \\ \dots\dots\dots(10) \end{cases}$$

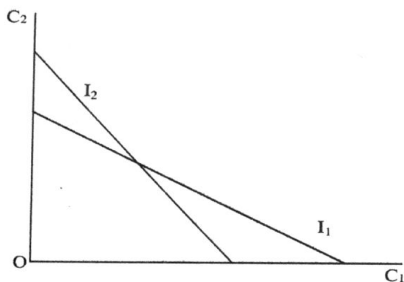


图1 购房者的跨期预算约束线

购房消费者的效用最大化的必要条件可以借助于拉格朗日乘数法求得。为此,构造拉格朗日函数:

$$L = u(C_1, C_2) + [P_1(1+r)C_1 + P_2C_2 - (1+r)Y_1 - Y_2] \dots\dots\dots(11)$$

如果购房消费者在消费(C1*, C2*)时获得最大效用,那么在这一点一定有:

$$\frac{\partial L}{\partial C_1} = \frac{\partial L}{\partial C_2} = \frac{\partial L}{\partial \lambda} = 0 \dots\dots\dots(12)$$

即下式成立:

$$u_1 = \frac{\partial u}{\partial C_1} = P_1(1+r); u_2 = \frac{\partial u}{\partial C_2} = P_2 \dots\dots\dots(13)$$

从而得到:

$$\text{RCS} = \frac{u_1}{u_2} = \frac{P_1(1+r)}{P_2} \dots\dots\dots(14)$$

$$P_1(1+r)C_1 + P_2C_2 = (1+r)Y_1 + Y_2 \dots\dots\dots(15)$$

当考虑通货膨胀时,通货膨胀率为 $\frac{P_2 - P_1}{P_1}$

时,可得:

$$\text{RCS} = \frac{u_1}{u_2} = \frac{1+r}{1} \dots\dots\dots(16)$$

$$P_1(1+r)C_1 + P_1(1+r)C_2 = (1+r)Y_1 + Y_2 \dots\dots\dots(17)$$

当最优化的二阶条件得到满足,由(16)、(17)式可得消费者在两期的购房计划:

$$C_1 = C_1(r, Y_1, Y_2) \dots\dots\dots(18)$$

$$C_2 = C_2(r, Y_1, Y_2) \dots\dots\dots(19)$$

即消费者的最优购房选择取决于利率、相对价格、现期和将来的收入。

当相对价格和两个时期的收入不变时,利率发生变化,我们引入斯卢茨基方程来分析消费者购房最优量的调整过程。为了分析的简化,假设 P1 = 1, (17)式可改写为:

$$\text{RCS} = \frac{u_1}{u_2} = \frac{1+r}{1} \dots\dots\dots(20)$$

$$(1+r)(C_1 - Y_1) + (1+r)C_2 = Y_2 \dots\dots\dots(21)$$

上式可以表示为斯卢茨基方程:

$$\frac{dC_j}{dr} = \left(\frac{\partial C_j}{\partial r}\right)_{u=\text{常数}} - (C_1 - Y_1) \frac{\partial C_1}{\partial Y_2} \quad (j=1, 2) \dots\dots\dots(22)$$

由(22)式可知,在其他条件不变的情况下,利率变动带来的效应可以分解为替代效应和收入效应。

等式(22)的右边 $\left(\frac{\partial C_j}{\partial r}\right)_{u=\text{常数}}$ 是在保持既定效用水平不变的条件下,利率上升对第一期消费数量的影响;

$(C_1 - Y_1) \frac{\partial C_1}{\partial Y_2}$ 是在其他条件不变的情况下,消费者的第二期的收入增加对第二期消费数量的影响。在一般情况下,利率上升所带来的替代效应为负,利率上升所引起的第一期购房数量的增加还是减少取决于收入效应的符号及大小。由于房地产属于正常商品,即 $\frac{\partial C_1}{\partial Y_2} > 0$,当购房者是借贷者时, $(Y_1 - C_1) < 0$,收入效应为负,利率上升带来的总效应为负;当购房者是净储蓄者时, $(Y_1 - C_1) > 0$,收入效应为正,利率上升带来的总效应取决于收入效应和替代效应的大小。图2描述了购房者是借贷者的情况。利率上升负的替代效应 C_0C_a 使购房者减少第一期的借贷,从而减少了第一期的购房数量;收入效应 C_0C_b 为负,使购房者减少第一期的消费数量。总的来说,利率上升减少了借贷者在第一期的购房数量 C_0C_a 。

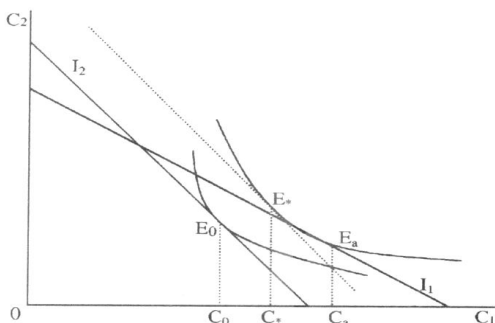


图2 利率变动借贷购房者的替代效应和收入效应

由于中国大多数消费性购房者收入有限,购房时受到预算约束的限制,为了突破预算约束的限制,必须向金融机构融资,成为借贷者,净储蓄的消费性购房者所占比例很低。因而,在中国利率上涨对房地产的需求会产生抑制性作用,在供给不变的情况下,会降低房地产的价格。

图3描述了利率上升时净储蓄购房者的替代效应和收入效应。利率上升的替代效应 C_0C_a 小于零使购房者增加储蓄,减少当期的购房数量;利率上升的收入效应 C_0C_b 大于零,使购房者增加当期的购房数量。由于在图3中 C_0C_a 小于 C_0C_b ,利率上升的总效应为 C_aC_b 大于零,利率上升带来净储蓄的购房

者增加当期购房消费。

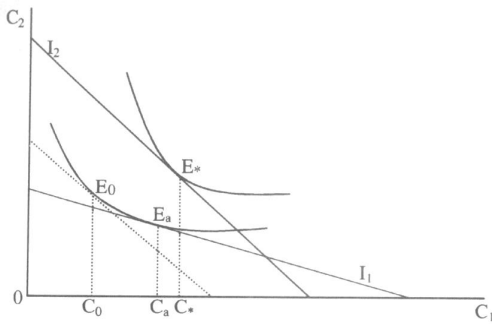


图3 利率变动净储蓄购房者的替代效应和收入效应

综合利率变动对房地产价格的影响,利率上升会抑制房地产的供给和需求,利率上升对房地产价格的影响取决于房地产供给和需求的利率弹性,即房地产供给和需求相对于利率变动的幅度的大小。根据上述分析,关于利率冲击对房地产价格波动的影响我们提出以下理论假设:(1)存款利率与房地产价格存在反向变化关系。(2)贷款利率与房地产价格存在反向变化关系。(3)准备金利率与房地产价格存在反向变化关系。(4)中央银行贷款利率与房地产价格存在反向变化关系。(5)再贴现利率与房地产价格存在反向变化关系。

为了验证上述理论假设,下面对其进行实证检验。

三、实证检验

(一) 指标选择与模型构建

单方程模型得出的结论对模型选择和函数形式非常敏感,相对于单方程模型而言,向量自回归(VAR)模型可能具有更高的可靠性。尽管直接根据VAR模型作出正确推断往往要求变量具有平稳性,然而,当变量非平稳但具有协整关系时,基于VAR模型做出的推断常常也是可靠的。

本文在房地产价格指数与利率之间建立VAR模型,并进行计量检验。研究利率对中国房地产价

格的影响。为了提高实证研究的有效性,本文运用中国季度数据,在误差纠正模型(an error - correction model,简称ECM)框架下利用格兰杰因果检验(Granger - causality test)方法对中国的房地产价格和利率之间的关系进行实证性检验。

若以R,RP,分别表示利率指标(由RS、RL、RR、RC、RD构成)、房地产价格指数(由HP和LP构成)和通货膨胀率,房地产价格与利率之间的VAR关系模型可表示为:

$$R_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_i RP_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_i R_{t-i} + \sum_{i=1}^n \gamma_i \pi_{t-i} + \mu_{1t} \dots \dots \dots (23)$$

$$RP_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_i RP_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_i R_{t-i} + \sum_{i=1}^n \gamma_i \pi_{t-i} + \mu_{2t} \dots \dots \dots (24)$$

α_i 和 β_i 为方程的系数。其中,变量RP、R前的系数(即 α_i, β_i)分别表示考虑通货膨胀因素下,房地产价格对利率的影响以及利率对房地产价格的影响。 μ 是白噪声误差项,t表示时间,i表示滞后阶数。

1998年以来,中国停止福利分房,住宅市场日趋活跃,逐步建立起货币化、市场化的住房制度,房地产的价值占居民财富的比重不断上升,与国民经济的关系日益紧密;另一方面,土地出让也越来越多的采取招、挂、拍的形式。因此,我们截取1998年第3季度至2006年第3季度的房地产价格指数与RS、RL、RR、RC、RD的数据进行分析。以实际利用外资额作为国际资本流动指标值,以房屋销售价格指数作为房价指标值,土地交易价格指数作为地价指标值,居民消费价格指数作为通货膨胀指标值。根据各年的《中国统计年鉴》、《中国经济景气月报》和中国人民银行网站的数据计算出1998-2006年的实际利率和房地产价格的季度数据,然后对其进行相关性检验、单位根检验、协整检验、格兰杰因果检验、脉冲响应和方差分解。

表2 房地产价格指数与实际存款利率、贷款利率、准备金利率、中央银行贷款利率和再贴现率

年份季度	HP%(同比)	LP%(同比)		RS	RL	RR	RC	RD
1998,3	1.3	3.1	-0.70	5.47	7.63	4.21	6.37	5.02
1998,4	1.0	1.3	-0.80	5.57	7.19	4.04	5.93	5.12
1999,1	-0.3	2.5	-1.40	5.18	7.79	4.64	6.53	5.36
1999,2	-0.4	-0.5	-2.10	5.88	7.95	5.34	7.23	6.06
1999,3	-0.1	-0.15	-0.80	3.05	6.65	2.87	4.58	2.96
1999,4	0.7	-0.5	-1.40	3.65	7.25	3.47	5.18	3.56
2000,1	0.7	-0.8	-0.20	2.45	6.05	2.27	3.98	2.36
2000,2	1.1	0.2	0.50	1.75	5.35	1.57	3.28	1.66
2000,3	1.5	0.9	0.00	2.25	5.85	2.07	3.78	2.16
2000,4	1.2	0.5	1.50	0.75	4.35	0.57	2.28	0.66
2001,1	1.9	1.4	0.80	1.45	5.05	1.27	2.98	1.36
2001,2	2.5	0.4	1.40	0.85	4.45	0.67	2.38	0.76
2001,3	2.7	1.0	-0.10	2.35	5.95	2.17	3.88	3.07

续表 2 房地产价格指数与实际存款利率、贷款利率、准备金利率、中央银行贷款利率和再贴现率

年份季度	HP % (同比)	LP % (同比)		RS	RL	RR	RC	RD
2001,4	1.8	4.1	-0.40	2.65	6.25	2.47	4.18	3.37
2002,1	4.3	7.9	-0.60	2.58	5.91	2.49	4.38	3.57
2002,2	2.8	5.4	-0.80	2.78	6.11	2.69	4.04	3.77
2002,3	4.0	6.3	-0.80	2.78	6.11	2.69	4.04	3.77
2002,4	3.5	7.8	-0.80	2.78	6.11	2.69	4.04	3.77
2003,1	4.8	8.5	0.50	1.48	4.81	1.39	2.74	2.47
2003,2	5.0	7.1	0.60	1.38	4.71	1.29	2.64	2.37
2003,3	4.1	8.8	0.70	1.28	4.61	1.19	2.54	2.27
2003,4	5.1	8.9	1.20	0.78	4.11	0.79	2.04	1.77
2004,1	7.7	7.5	2.80	-0.82	2.51	-0.91	1.07	0.17
2004,2	10.4	11.5	3.60	-1.62	1.71	-1.71	0.27	-0.36
2004,3	9.9	11.6	3.90	-1.65	1.68	-2.01	-0.03	-0.66
2004,4	10.8	10.0	4.05	-1.8	1.53	-2.16	-0.18	-0.81
2005,1	9.8	7.8	2.53	-0.28	3.05	-0.64	1.34	0.71
2005,2	8.0	10.7	2.43	-0.18	3.15	-0.54	1.44	0.81
2005,3	6.1	9.8	2.10	-0.15	3.48	-0.21	1.77	1.14
2005,4	6.5	7.9	1.83	0.42	3.75	0.06	2.04	1.41
2006,1	5.5	5.7	1.50	0.75	4.35	0.39	2.37	1.74
2006,2	5.7	6.4	1.23	1.02	4.62	0.66	2.64	2.01
2006,3	5.5	4.9	1.27	1.25	4.85	0.62	2.6	1.97

资料来源:各年《中国统计年鉴》,各月份《中国经济景气月报》,中国人民银行网站。

(二) 相关性分析

我们根据 1998 - 2006 年的实际利率 (RS、RL、RR、RC、RD) 和房地产价格指数 (HP、LP) 的季度数据作时间序列图 (如图 4)。

从图 4 中,我们可以发现,实际利率 (RS、RL、RR、RC、RD) 的曲线与房地产价格指数 (HP、LP)、通货膨胀率 曲线的波峰和波谷存在一定程度的相互对应,两两之间存在一定的相关性。

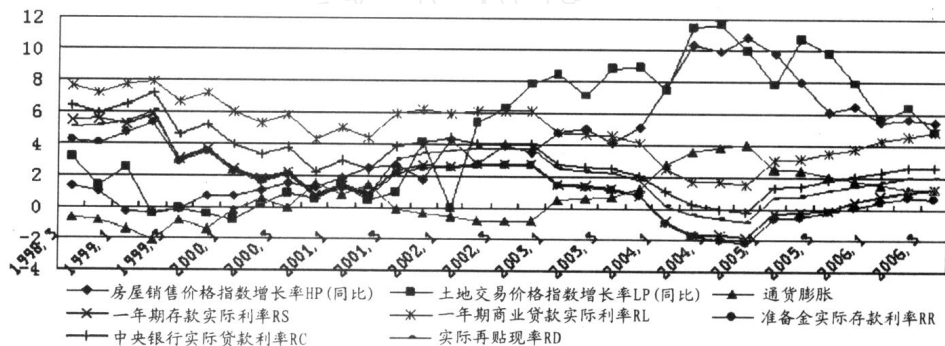


图 4 利率与房地产价格曲线图

根据表 2 提供的数据,应用 EViews5.0 对中国实际利率 (RS、RL、RR、RC、RD) 与房地产价格指标 RP (由 HP 和 LP 构成)、通货膨胀率 之间进行相关性分析,得到的相关系数为:

表 3 HP、LP、RC、RD、RL、RR 和 RS 的相关系数

	RC	RD	RL	RR	RS
HP	0.874874	-0.859516	-0.741979	-0.902863	-0.876703
LP	0.652133	-0.679828	-0.489903	-0.719819	-0.668169
	1.000000	-0.950867	-0.937147	-0.979251	-0.977768
RC	-0.950867	1.000000	0.961856	0.981831	0.990899
RD	-0.937147	0.961856	1.000000	0.941080	0.966426
RL	-0.979251	0.981831	0.941080	1.000000	0.988654
RR	-0.977768	0.990899	0.966426	0.988654	1.000000
RS	-0.941385	0.992597	0.967529	0.976052	0.988349

由表 3 的相关系数我们可以看出实际利率 (RS、RL、RR、RC、RD) 与 HP、LP 和 之间有较强的负相关性,利率的变化对中国的房地产价格可能起到一定的推动作用,或者房地产价格上涨导致中央银行调整利率。为了明确通货膨胀条件下,实际利率与房地产价格之间的确切关系,下面我们对其进行单位根检验、协整检验和格兰杰因果检验、脉冲检验。

(三) 单位根检验

格兰杰和纽博尔特 (1974)、菲利普 (1986) 指出当使用非平稳序列进行回归时,会造成虚假回归,并且沃深 (1989) 也证明当变量存在着单位根,即非平稳时,传统的统计量,如 t 值、F 值、DW 值和 R² 将出现偏差。因此为了保证回归结果的无偏性、有效性

和最佳性,我们根据表 1 的数据,利用扩展的迪基 - 富勒 (Augmented Dickey - Fuller, 简称 ADF) 检验方法来检验样本数据的时间序列特征, ADF 平稳性检验基于以下回归方程:

$$y_t = \alpha + \beta t + (\gamma - 1)y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \delta_i y_{t-i} + \epsilon_t \quad (25)$$

表 4 HP、LP、RC、RD、RL、RR 和 RS 的单位根检验结果

	原始序列			差分序列			结论
	ADF 统计量	5% 临界值	P 值	ADF 统计量	5% 临界值	P 值	
HP	ADF(0) = - 1.13	- 2.96	0.6901	ADF(0) = - 5.24	- 2.96	0.0002	I(1)
LP	ADF(0) = - 1.31	- 2.96	0.6128	ADF(0) = - 6.33	- 2.96	0.0000	I(1)
	ADF(0) = - 1.48	- 2.96	0.5297	ADF(0) = - 5.81	- 2.96	0.0000	I(1)
RC	ADF(0) = - 1.94	- 2.96	0.3102	ADF(0) = - 6.68	- 2.96	0.0000	I(1)
RD	ADF(0) = - 2.03	- 2.96	0.2719	ADF(0) = - 6.41	- 2.96	0.0000	I(1)
RL	ADF(0) = - 1.72	- 2.96	0.4120	ADF(0) = - 5.92	- 2.96	0.0000	I(1)
RR	ADF(0) = - 1.72	- 2.96	0.4095	ADF(0) = - 6.27	- 2.96	0.0000	I(1)
RS	ADF(0) = - 2.02	- 2.96	0.2755	ADF(0) = - 6.63	- 2.96	0.0000	I(1)

注: ADF(k) 中的 k 为滞后阶, 根据 AIC、SC 值选取。

由表 4 中的数据可知 HP、LP、RC、RD、RL、RR 和 RS 时间序列的 ADF 统计量大于 5% 的显著水平下的临界值, 接受原假设, 时间序列含有单位根, 是非平稳序列, 其一阶差分序列的 ADF 值小于 5% 显著水平下的临界值, 是一个平稳序列。由于 HP、LP、RC、RD、RL、RR 和 RS 都是一阶非平稳序列, 它们之间可能存在协整关系。

(四) 协整检验

检验变量之间是否存在协整关系的常用方法是恩格尔 - 格兰杰 (Engel & Granger, 1987) 两阶段法, 但这种方法在处理有限样本时的估计具有偏差, 因此本文将采用 JJ 检验法 (Johansen, 1988; Juselius, 1990) 对相关变量 (lnR、lnHP、lnLP 和 ln) 进行协整检验。JJ 检验法是基于动态分布滞后模型 (VAR):

$$Y_t = \sum_{i=1}^k \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{i=0}^k \beta_i X_{t-i} + \mu_t \quad (26)$$

通过估计模型的长期均衡关系, 以得出一个有效的无偏估计。其检验方法是首先计算回归方程的迹, 然后逐一与不存在协整关系、存在一个和存在两个协整关系等假设前提下的迹值进行比较, 当回归方程的迹值大于假设条件下的 Johanson 临界分布值时, 拒绝其前提假设; 反之, 接受其假设。我们根据表 2 数据, 利用 EViews5.0 对相关变量进行协整检验, 结果如表 5 - 表 9 所示。

由表 5 的数据我们可以看出, 以检验水平 5% 判断, RC、HP 和 之间在 5% 的显著水平下存在 1 个协整关系。也就是说, 中央银行实际贷款利率 RC、房屋价格 HP 和通货膨胀率 之间存在着长期稳定的经济关系; 以检验水平 5% 判断, RC、LP 和 之间在 5% 的显著水平下存在两个协整关系。也就是说, 中央银行实际贷款利率 RC、土地价格 LP 和通

为纯粹白噪音误差项, 滞后阶数的选择使得 不存在序列相关。原假设 $H_0: = 1$, 备选假设 $H_1: < 1$ 。接受原假设意味时间序列含有单位根, 即序列是非平稳的。利用 EViews5.0 先后对相关变量的原始序列和一阶差分序列进行 ADF 检验, 检验结果如表 4。

货膨胀率 之间存在长期稳定的经济关系。

表 5 RC、HP、LP 和 的协整检验结果

协整向量	Johanson(迹) 统计量			
	零假设	迹统计量	5% 水平临界值	P 值
RC、HP 和 (Lag interval: 1 to 2)	rk() = 0	34.31028	29.79707	0.0141
	rk() = 1	11.36756	15.49471	0.1899
	rk() = 2	3.427150	3.841466	0.0641
RC、LP 和 (Lag interval: 1 to 2)	rk() = 0	40.43187	29.79707	0.0021
	rk() = 1	16.92365	15.49471	0.0303
	rk() = 2	3.544159	3.841466	0.0598

表 6 RD、HP、LP 和 的协整检验结果

协整向量	Johanson(迹) 统计量			
	零假设	迹统计量	5% 水平临界值	P 值
RD、HP 和 (Lag interval: 1 to 3)	rk() = 0	74.99303	29.79707	0.0000
	rk() = 1	15.42610	15.49471	0.0512
	rk() = 2	3.002939	3.841466	0.0831
RD、LP 和 (Lag interval: 1 to 3)	rk() = 0	68.05660	29.79707	0.0000
	rk() = 1	20.50343	15.49471	0.0081
	rk() = 2	5.383478	3.841466	0.0203

由表 6 的数据我们可以看出, 以检验水平 5% 判断, RD、HP 和 之间在 5% 的显著水平下存在 1 个协整关系。也就是说, 实际再贴现率 RD、房屋价格 HP 和通货膨胀率 之间存在着长期稳定的经济关系; 以检验水平 5% 判断, RD、LP 和 之间在 5% 的显著水平下存在 3 个协整关系。也就是说, 实际再贴现率 RD、土地价格 LP 和通货膨胀率 之间也存在长期稳定的经济关系。

由表 7 的数据我们可以看出, 以检验水平 5% 判断, RL、HP 和 之间在 5% 的显著水平下存在 3 个协整关系。也就是说, 一年期商业贷款实际利率 RL、房屋价格 HP 和通货膨胀率 之间存在着长期

稳定的经济关系;以检验水平 5%判断,RL、LP 和之间在 5%的显著水平下存在 1 个协整关系。也就是说,一年期商业贷款实际利率 RL、土地价格 LP 和通货膨胀率 之间也存在长期稳定的经济关系。

表 7 RL、HP、LP 和 的协整检验结果

协整向量	Johanson(迹)统计量			
	零假设	迹统计量	5%水平临界值	P 值
RL、HP 和 (Lag interval: 1 to 4)	rk() = 0	41.46772	29.79707	0.0015
	rk() = 1	19.38705	15.49471	0.0123
	rk() = 2	8.088028	3.841466	0.0045
RL、LP 和 (Lag interval: 1 to 2)	rk() = 0	45.09940	29.79707	0.0004
	rk() = 1	13.71373	15.49471	0.0911
	rk() = 2	3.379113	3.841466	0.0660

表 8 RR、HP、LP 和 的协整检验结果

协整向量	Johanson(迹)统计量			
	零假设	迹统计量	5%水平临界值	P 值
RR、HP 和 (Lag interval: 1 to 2)	rk() = 0	31.04992	29.79707	0.0357
	rk() = 1	10.25067	15.49471	0.2619
	rk() = 2	2.816721	3.841466	0.0933
RR、LP 和 (Lag interval: 1 to 2)	rk() = 0	35.94245	29.79707	0.0086
	rk() = 1	11.54081	15.49471	0.1803
	rk() = 2	4.060829	3.841466	0.0439

由表 8 的数据我们可以看出,以检验水平 5%判断,RR、HP 和 之间在 5%的显著水平下存在 1 个协整关系。也就是说,存款准备金实际利率 RR、房屋价格 HP 和通货膨胀率 之间存在着长期稳定的经济关系;以检验水平 5%判断,RR、LP 和 之间在 5%的显著水平下存在 1 个协整关系。也就是说,准备金实际存款利率 RR、土地价格 LP 和通货膨胀率 之间也存在长期稳定的经济关系。

表 9 RS、HP、LP 和 的协整检验结果

协整向量	Johanson(迹)统计量			
	零假设	迹统计量	5%水平临界值	P 值
RS、HP 和 (Lag interval: 1 to 1)	rk() = 0	43.70478	29.79707	0.0007
	rk() = 1	9.638488	15.49471	0.3096
	rk() = 2	2.269543	3.841466	0.1319
RS、LP 和 (Lag interval: 1 to 1)	rk() = 0	43.75301	29.79707	0.0007
	rk() = 1	11.62542	15.49471	0.1758
	rk() = 2	2.986418	3.841466	0.0840

由表 9 的数据可知,以检验水平 5%判断,RS、HP 和 之间在 5%的显著水平下存在 1 个协整关系。也就是说,一年期存款实际利率 RS、房屋价格 HP 和通货膨胀率 之间存在着长期稳定的经济关系;以检验水平 5%判断,RS、LP 和 之间在 5%的显著水平下存在 1 个协整关系。也就是说,一年期存款实际利率 RS、土地价格 LP 和通货膨胀率 之间也存在长期稳定的经济关系。

格兰杰(1988)指出,若变量之间存在协整关系,则这些变量至少存在一个方向的格兰杰因果关系。

因此,下面进一步探讨利率和房地产价格变化之间的因果关系。

(五) 格兰杰因果检验

格兰杰因果检验通常有两种方法:一种是传统的 VAR 模型,另一种是误差修正模型(ECM)。格兰杰(1998)指出,若非平稳变量间存在协整关系,使用 VAR 模型做因果检验可能会有错误的推论。由于 lnR、lnHP、lnLP 和 ln 都为 I(1) 时间序列,且存在协整关系,根据格兰杰定理(Engle & Granger, 1987),必然可以建立多变量误差纠正模型(ECM),通过 ECM 模型来检验中国房地产价格变化与利率之间的因果关系。

$$R_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_i RP_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_i R_{t-i} + \sum_{i=1}^n \gamma_i \epsilon_{t-i} + \epsilon_t \quad (27)$$

$$RP_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_i RP_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_i R_{t-i} + \sum_{i=1}^n \gamma_i \epsilon_{t-i} + \epsilon_t \quad (28)$$

EC 项表示上一期变量偏离均衡水平的误差,等于协整回归所得的残差,代表变量间存在长期协整关系的误差纠正项; μ 是白噪声误差项; t 表示时间; i 表示滞后阶数。如果有关房地产价格的变量 $\ln RP_{t-i}$ 的系数 α_i 或者误差纠正项的系数 α_4 在统计上具有显著性,则房地产价格变化导致利率波动的零假设不成立,即房地产价格变化是利率波动的原因。其中系数 α_1 具有显著性表示房地产价格变动是利率波动的短期格兰杰原因,系数 α_4 具有显著性表示房地产价格变动是利率波动的长期格兰杰原因。同样, $\ln R_{t-i}$ 的系数 β_i 和误差纠正项系数 α_4 是否具有统计上的显著性是判断利率波动是导致房地产价格变化格兰杰原因的主要标准。 β_2 显著性代表短期性格兰杰原因, α_4 显著性代表长期性格兰杰原因。利用 Eviews5.0 对中国房地产价格变动与利率波动做长短格兰杰因果检验,结果如表 10 所示。

从表 10 中可知,通货膨胀条件下,一年期存款实际利率 RS、一年期商业贷款实际利率 RL、准备金实际存款利率 RR、中央银行实际贷款利率 RC、实际再贴现率 RD 和土地价格不存在长短期双向格兰杰因果关系;一年期商业贷款实际利率 RL 在 10%的显著水平下是土地价格的短期格兰杰原因;实际再贴现率 RD 和房屋价格也不存在长短期双向格兰杰因果关系;中央银行实际贷款利率 RC 在 5%的显著水平下是房屋价格的短期格兰杰原因;准备金实际存款利率 RR 在 10%的显著水平下是房屋价格的短期格兰杰原因;一年期商业贷款实际利率 RL、一年期存款实际利率 RS 在 10%的显著水平下是房屋价格的长短期格兰杰原因。

表 10 基于 ECM 模型的利率和房地产价格指数的长短期格兰杰因果检验结果

零假设	短期格兰杰因果检验			长期格兰杰因果检验		
	χ^2 值	df	P 值	χ^2 值	df	P 值
条件下 HP 不是 RC 格兰杰原因	7.152757	4	0.1280	3.407819	4	0.4920
条件下 RC 不是 HP 格兰杰原因	10.98077*	4	0.0268*	6.430701	4	0.1692
条件下 LP 不是 RC 格兰杰原因	6.264546	4	0.1802	2.898592	4	0.5749
条件下 RC 不是 LP 格兰杰原因	3.319115	4	0.5059	1.220250	4	0.8748
条件下 HP 不是 RD 格兰杰原因	1.373046	6	0.9675	2.520831	6	0.8661
条件下 RD 不是 HP 格兰杰原因	6.384756	6	0.3815	5.796798	6	0.4463
条件下 LP 不是 RD 格兰杰原因	1.847608	6	0.9332	7.663482	6	0.2638
条件下 RD 不是 LP 格兰杰原因	8.355663	6	0.2132	2.980041	6	0.8113
条件下 HP 不是 RL 格兰杰原因	6.788176	4	0.1475	3.171716	4	0.5295
条件下 RL 不是 HP 格兰杰原因	13.90972*	4	0.0076*	7.564569*	4	0.1089*
条件下 LP 不是 RL 格兰杰原因	4.112207	2	0.1280	0.609556	2	0.7373
条件下 RL 不是 LP 格兰杰原因	5.062115*	2	0.0796*	0.352301	2	0.8385
条件下 HP 不是 RR 格兰杰原因	4.724855	4	0.3167	0.800764	4	0.9383
条件下 RR 不是 HP 格兰杰原因	8.312690*	4	0.0808*	5.686647	4	0.2238
条件下 LP 不是 RR 格兰杰原因	3.434605	4	0.4879	1.061139	4	0.9004
条件下 RR 不是 LP 格兰杰原因	1.703860	4	0.7900	0.679140	4	0.9539
条件下 HP 不是 RS 格兰杰原因	2.123804	2	0.3458	2.811356	2	0.2452
条件下 RS 不是 HP 格兰杰原因	5.309803*	2	0.0703*	5.243277*	2	0.0727*
条件下 LP 不是 RS 格兰杰原因	1.702976	2	0.4268	2.080997	2	0.3533
条件下 RS 不是 LP 格兰杰原因	2.219064	2	0.3297	0.877982	2	0.6447

注:带 *号表示在 5%或 10%显著水平上拒绝原假设。

根据表 2 中数据,利用 Eviews5.0 计量软件,我们可以得出 RC 与 HP 的 VAR 模型(小括号内为 t 值,中括号内为标准差)。

表 11 RC 与 HP 的 VAR 方程

VAR 方程	RC(-1)	RC(-2)	HP(-1)	HP(-2)	(-1)	(-2)	C
HP	0.4631 (0.8578)	-1.0441 (0.7308)	0.6740 (0.2059)	0.1897 (0.1945)	1.1635 (0.9415)	-1.7174 (0.8724)	2.9529 (1.8181)
	[0.5398]	[-1.4288]	[3.2727]	[0.9752]	[1.2358]	[-1.9886]	[1.6242]

$R^2 = 0.914249$ Adj. $R^2 = 0.892812$ $F = 42.64695$
AIC = 3.160177 SC = 3.483981

由表 11 可知,滞后一期的 RC 对 HP 产生正向影响,滞后二期的 RC 对 HP 产生负向影响,总的来说 RC 对 HP 短期存在负向影响。

利用 Eviews5.0 计量软件,建立 RR 和 HP 的 VAR 模型(小括号内为 t 值,中括号内为标准差)。

表 12 RR 与 HP 的 VAR 方程

VAR 方程	RR(-1)	RR(-2)	HP(-1)	HP(-2)	(-1)	(-2)	C
HP	0.4804 (1.2139)	-1.04574 (1.0227)	0.7530 (0.2095)	0.1274 (0.1942)	1.2110 (1.3360)	-1.7920 (1.1712)	1.8547 (1.5501)
	[0.3958]	[-1.025]	[3.5947]	[0.6561]	[0.9064]	[-1.5230]	[1.1965]

$R^2 = 0.907169$ Adj. $R^2 = 0.883961$ $F = 39.08906$
AIC = 3.239516 SC = 3.563319

由表 12 可知,滞后一期的 RR 对 HP 产生正向影响,滞后二期的 RR 对 HP 产生负向影响,总的来说 RR 对 HP 短期存在负向影响。

利用 Eviews5.0 计量软件,建立 RS 与 HP 的 VAR 模型(小括号内为 t 值,中括号内为标准差)。

由表 13 可知,滞后一期的 RS 对 HP 短期产生

负向影响。

利用 Eviews5.0 计量软件,建立 RL 与 HP 的 VAR 模型(小括号内为 t 值,中括号内为标准差)。

表 13 RS 与 HP 的 VAR 方程

VAR 方程	RS(-1)	HP(-1)	(-1)	C
HP	-0.549468 (0.29105)	0.749986 (0.12535)	-0.256761 (0.40116)	2.263976 (0.89012)
	[-1.88788]	[5.98317]	[-0.64005]	[2.54345]

$R^2 = 0.896797$ Adj. $R^2 = 0.885739$ $F = 81.10295$
AIC = 3.144433 SC = 3.327650

表 14 RL 与 HP 的 VAR 方程

VAR 方程	RL(-1)	RL(-2)	HP(-1)	HP(-2)	(-1)	(-2)	C
HP	0.3245 (1.80614)	-1.91625 (1.29478)	0.667144 (0.26094)	0.053217 (0.19197)	0.905885 (1.70207)	-2.29325 (1.33762)	10.2086 (5.96574)
	[0.1797]	[-1.4798]	[2.5669]	[0.2721]	[0.5322]	[-1.7443]	[1.7121]

$R^2 = 0.920875$ Adj. $R^2 = 0.901093$ $F = 46.55271$
AIC = 3.079768 SC = 3.403572

由表 14 可知,滞后一期的 RL 对 HP 产生正向影响,滞后二期的 RL 对 HP 产生负向影响,短期来说 RL 对 HP 存在负向影响。

利用 Eviews5.0 计量软件,建立 RL 与 LP 的 VAR 模型(小括号内为 t 值,中括号内为标准差)。

表 15 RL 与 LP 的 VAR 方程

VAR 方程	RL(-1)	LP(-1)	(-1)	C
HP	-2.225565 (1.02926)	0.720487 (0.11787)	-2.028439 (1.04109)	14.02482 (6.19073)
	[-2.1623]	[6.11266]	[-1.94838]	[2.26545]

$R^2 = 0.838356$ Adj. $R^2 = 0.821037$ $F = 48.40664$
AIC = 4.027520 SC = 4.210737

由表 15 可知,滞后一期的 RL 对 LP 短期产生负

向影响。

利用 Eviews5.0 计量软件,建立 RS 与 HP 的 ECM 模型(小括号内为 t 值,中括号内为标准差)。

由表 16 可知,滞后一期的 RS 对 HP 产生正向

影响,滞后二期的 RS 对 HP 产生负向影响,长期来说 RS 对 HP 存在负向影响。

利用 Eviews5.0 计量软件,建立 RL 与 HP 的 ECM 模型(小括号内为 t 值,中括号内为标准差)。

表 16 RS 与 HP 的 ECM 方程

ECM 方程	D(RS(- 1))	D(RS(- 2))	D(HP(- 1))	D(HP(- 2))	D((- 1))	D((- 2))	C	EC
D(HP)	0.079895 (0.71517) [0.11171]	- 0.479444 (0.72023) [- 0.66568]	- 0.177676 (0.23710) [- 0.74938]	0.144582 (0.21261) [0.68004]	0.823615 (0.87667) [0.93948]	- 0.515925 (0.85216) [- 0.60543]	0.119716 (0.23506) [0.50929]	0.021127 (0.62057) [0.03404]

$R^2 = 0.244279$ $F = 1.015899$ $AIC = 3.370239$ $SC = 3.743891$

表 17 RL 与 HP 的 ECM 方程

ECM 方程	D(RL(- 1))	D(RL(- 2))	D(HP(- 1))	D(HP(- 2))	D((- 1))	D((- 2))	C	EC
D(HP)	1.634473 (1.88173) [0.86860]	0.250874 (1.43069) [0.17535]	- 0.116580 (0.27759) [- 0.41998]	0.110208 (0.21400) [0.51499]	2.368740 (1.82322) [1.29921]	0.237488 (1.48295) [0.16015]	0.185917 (0.21746) [0.85495]	- 0.301033 (0.21449) [- 1.40346]

$R^2 = 0.298314$ $F = 1.336152$ $AIC = 3.296053$ $SC = 3.669706$

由表 17 可知,滞后一期的 RL 对 HP 产生正向影响,滞后二期的 RL 对 HP 产生正向影响,长期来说 RL 对 HP 存在正向影响。

根据上述实证分析,可以得出以下命题:

(1) 中央银行实际贷款利率 RC 对房屋价格短期存在负向影响。

(2) 存款准备金实际利率 RR 对房屋价格短期存在负向影响。

(3) 一年期存款实际利率 RS 对房屋价格短期和长期都存在负向影响。

(4) 一年期商业贷款实际利率 RL 对房价与地价短期存在负向影响,长期 RL 对房价存在正向影响。

(六) 脉冲响应函数

脉冲响应函数 (impulse response function, IRF) 反映了来自随机扰动项的一个标准差大小的新息冲击 (innovation) 对内生变量当前和未来取值的影响,以及其影响的路径变化。

图 5 - 图 9 是基于 VAR(1) 或 VAR(2) 模拟的脉冲响应函数曲线,横轴代表滞后阶数,将滞后阶数设定为 10 期,纵轴代表房价、地价对各利率的响应程度,图中实线部分为计算值,虚线部分为响应函数值加减两倍标准差的置信区间。

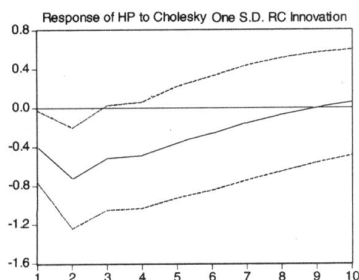


图 5

根据图 5 的脉冲响应函数曲线,房屋价格在受到中央银行实际贷款利率 RC 一个单位正向的标准差的冲击后,在滞后的 1 - 9 个季度里冲击效应为负,房屋价格下降,在滞后的第 2 个季度达到最大值,然后逐渐减小,第 9 个季度为 0,第 10 个季度转为正。中央银行实际贷款利率 RC 对房屋价格有显著的负效应。

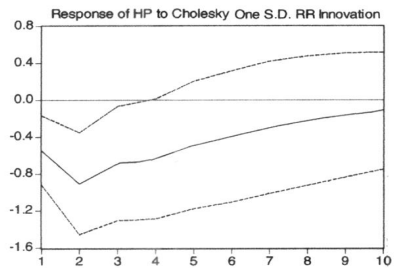


图 6

根据图 6 的脉冲响应函数曲线,房屋价格在受到存款准备金实际利率 RR 一个单位正向的标准差的冲击后,在滞后的 1 - 10 个季度里冲击效应为负,房屋价格下降,在滞后的第 2 个季度达到最大值,然后逐渐减小。准备金实际存款利率 RR 对房屋价格有显著的负效应。

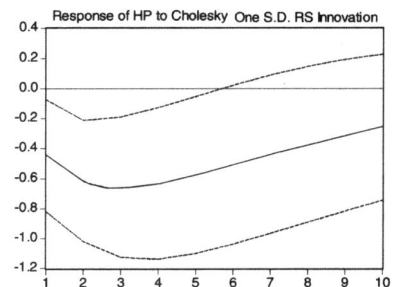


图 7

根据图 7 的脉冲响应函数曲线,房屋价格在受

到一年期存款实际利率 RS 一个单位正向的标准差的冲击后,在滞后的 1 - 10 个季度里冲击效应为负,房屋价格下降,在滞后的第 3 个季度达到最大值,然后逐渐减小。一年期存款实际利率 RS 对房屋价格有显著的负效应。

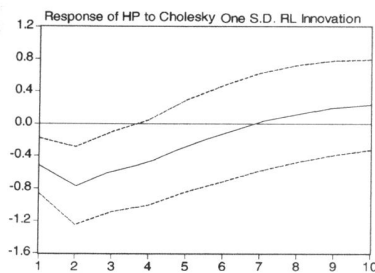


图 8

根据图 8 的脉冲响应函数曲线,房屋价格在受到一年期商业贷款实际利率 RL 一个单位正向的标准差的冲击后,在滞后的 1 - 7 个季度里冲击效应为负,房屋价格下降,在滞后的第 2 个季度达到最大值,然后逐渐减小,第 7 个季度为 0,第 7 - 10 个季度冲击效应转为正。一年期商业贷款实际利率 RL 对房屋价格短期内有负效应,长期内有正效应。

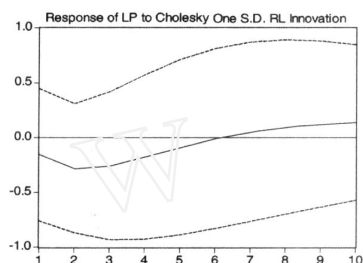


图 9

根据图 9 的脉冲响应函数曲线,土地价格在受到一年期商业贷款实际利率 RL 一个单位正向的标准差的冲击后,在滞后的 1 - 6 个季度里冲击效应为负,土地价格下降,在滞后的第 2 个季度达到最大值,然后逐渐减小,第 6 个季度为 0,第 6 - 10 个季度冲击效应转为正。一年期商业贷款实际利率 RL 对土地价格短期内有负效应,长期内有正效应。

四、结论与政策含义

在考虑通货膨胀的条件下,通过对中国 1998 - 2006 年的一年期存款实际利率 RS 、一年期商业贷款实际利率 RL 、存款准备金实际利率 RR 、中央银行实际贷款利率 RC 、实际再贴现率 RD 、房屋销售价格指数 HP 和土地交易价格指数 LP 的季度数据进行格兰杰因果检验、脉冲响应分析,我们得出以下结论和政策含义:

1. 实际再贴现率 RD 的波动短期和长期都不对

房地产价格产生影响。通过调整再贴现率来影响商业银行贷款最终作用于房地产价格的效果不明显。

2. 中央银行实际贷款利率 RC 对房屋价格短期存在负向影响, RC 上升,房屋价格下降。中央银行实际贷款利率上升,增加了商业银行的放贷成本,从而提高了开发商和贷款购房者的借贷成本,短期内减少了房地产的供给和需求,需求下降的幅度大于供给下降的幅度,导致房屋价格下跌;长期来说对房地产的供给和需求的影响不确定,即对房屋价格的影响不明确。

3. 存款准备金实际利率 RR 的上升,吸引了商业银行将更多的超额存款准备金存入中央银行,从而减少了商业银行的信贷,短期内导致房屋价格下降,长期内对房屋价格的影响不确定。

4. 一年期存款实际利率 RS 的上升,对投资性购房者而言,会影响其资产选择,调整其自身的资产组合,倾向于增加储蓄资产,减少实物资产(房地产),从而导致对房地产的需求下降,最终降低房屋价格;对借贷的消费性购房者而言,借贷购房的机会成本增加,替代效应大于收入效应,导致房屋价格下降;对净储蓄的购房者而言, RS 上升使其感觉更富有,收入效应大于替代效应,从而增加当期消费,房屋价格上涨。中国目前净储蓄的购房者比例很低,大多数属于借贷购房者,一年期存款实际利率 RS 的上涨,在短期和长期内都导致房屋价格下降。

5. 由于房地产的开发建设周期较长,短期内房地产开发商无法调整开发规模,其借贷利率弹性较低,小于购房者的借贷利率弹性。一年期商业贷款实际利率 RL 上升,短期内导致房地产供给减少的幅度小于需求减少的幅度,导致房屋价格下降;长期内,开发商可以调整开发建设规模,借贷利率弹性增大。房屋是生活必需品,需求缺乏弹性。长期内,购房者的借贷利率弹性小于开发商的借贷利率弹性,一年期商业贷款实际利率 RL 上升,对房地产供给的影响大于对需求的影响,导致房屋价格上升。房地产开发商在土地市场上是需求者,商业贷款利率上升,导致开发商对土地需求下降,在土地供给不变的条件下,土地价格下降。

综上所述,中央银行在根据房地产市场的运行态势调控房地产市场价格的时候,需谨慎使用商业贷款利率的手段,灵活运用存款利率、准备金存款利率和中央银行贷款利率的手段,以促进中国房地产业持续、稳定、健康发展。

注释:

吴易风、刘凤良、吴汉洪:《西方经济学》,80、87 页,北京,中国人民大学出版社,1999。

由假设消费者偏好满足单调和凸性公理,可以推得最优化的二阶条件满足。

正常商品是指随着收入的增加,对该商品消费的数量也增加。

[美]达摩达尔·N·古扎拉蒂:《计量经济学基础》,中文版,769页,北京,中国人民大学出版社,2005。

赤池信息准则(AIC)对方程中的滞后项数选择提供指导,在特定条件下,可以通过选择使AIC达到最小值的方式来选择最优滞后分布的长度,它的优点在于它平衡了选择低滞后阶数造成偏离性的风险和选择高滞后阶数造成方差增大的风险,AIC的计算公式为 $\log(u^2/n) + 2k/n$,其中 u 为该变量进行自回归所产生的残差, k 为所用的滞后阶数, n 为样本容量。施瓦茨准则与AIC类似,它们基本具有相同的解释。

Jones和Joulfaian(1991)、Perman(1991)等人认为传统的格兰杰因果检验只考虑有限滞后项的影响,只考虑变量间的短期关系,而变量间存在的重要的长期关系被忽略,因此在做格兰杰因果检验时,应该加上代表长期关系的EC项。

参考文献:

1. Agarwal, V. B. and Phillips, R. A., 1984. "Mortgage Rate Buy - Downs Implications for Housing Price Indexes." *Social Science Quarterly*, 65, pp. 868 - 875.
2. Cho, Dongchul, 2004. "Interest Rate, Inflation, and Housing Price: with an Emphasis on Chonseil Price in Lorea." Presented at the Fifteenth NBER East Asian Seminar on Economics at Tokyo in May 2004.
3. Cooper, Adrian, 2004. "The Impact of Interest Rates and the Housing Market on the UK Economy." *Economic Outlook*.

4. Engle, R. F. and Granger, C. W. J., 1987. "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing." *Econometrica*, 55, pp. 251 - 276.

5. Goddard, J. L., 1995. "Interest Rates and Housing Demand 1993 - 1995." *Common Sense versus Econometrics Paper presented at the Mid - year AREUEA Meeting of 1995.*

6. Granger, C. W. J., 1985. "Some Recent Development in a Concept of Causality." *Journal of Econometrics*, 39, pp. 199 - 211.

7. Harris, J., 1989. "The Effect of Real Rates of Interest on Housing Prices." *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 2, pp. 47 - 60.

8. Kau, James B. and Keenan, Donald C., 1980. "The Theory of Housing and Interest Rates." *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 6(4), pp. 833 - 847.

9. Kenny, G., 1999. "Modelling the Demand and Supply Sides of the Housing Market Evidence from Ireland." *Economic Modelling*, 16, pp. 389 - 409.

10. 刘学梅:《我国房地产价格走势与理论、汇率机制改革》,载《经济问题探索》,2005(5)。

11. 刘明、刘斌:《利率调控房价的效应分析》,载《上海金融》,2005(11)。

12. 王家庭、张焕兆:《利率变动对中国房地产市场影响的实证分析》,载《中央财经大学学报》,2006(1)。

13. 周京奎:《利率、汇率调整对房地产价格的影响——基于理论与经验的研究》,载《金融理论与实践》,2006(12)。

(作者单位:长沙理工大学经济学院 长沙 410076
南京大学经济学院 南京 210093)
(责任编辑:N、S)

(上接第39页)

⑩转引自贾生华、张宏斌:《中国土地非农化过程与机制实证研究》,5页,上海,上海交通大学出版社,2002。

黄小虎:《中国土地使用制度改革探索》,载《中国社会科学》,1995(2)。

蒙吉军:《土地评价与管理》,29页,北京,科学出版社,2005。

我国目前土地利用存在的问题如下:(1)土地供求矛盾尖锐,人均耕地面积不断下降;(2)土地利用水平低,结构不合理;(3)土地退化和毁损严重,生态环境恶化;(4)乱占滥用耕地、浪费土地问题不断发生。参见姜志德:《中国土地资源可持续利用战略研究》,64页,北京,中国农业出版社,2004。

谭崇台:《发展经济学》,239页,太原,山西经济出版社,2001。

⑪张培刚:《农业国工业化问题》,6页,长沙,湖南出版社,1991。

⑫⑬王华春:《土地资源优化配置与构建节约型社会研究》,25、143页,北京,中国环境科学出版社,2006。

⑭刘江涛等:《城市边缘区土地利用规制:缘起·失灵·改进》,3页,北京,新华出版社,2005。

⑮所谓环境竞争机制,是指城市因人口增加和产业发展,形成对环境产生巨大的压力,促使城市向城乡生态交错区扩张,从而促进土地利用方向的变更。

⑯所谓区位替代,是指由于城乡生态经济交错区具有较低的成本,从而形成一种区位成本差异机制,促使农用地向城市转化。

⑰楼骥:《建立平衡的利益协调机制——中国土地制度变迁的方案选择》,载《中共中央党校学报》,2005(1)。

⑱在土地资源配置过程中,还有一个规律发挥着资源配置作用,即“土地报酬递减规律”。它是指在其他条件不变的情况下,某一可变生产要素投入量(如土地)不断追加到另一固定数量的生产要素(如劳动)上时,该可变生产要素投入最终会使后一单位的可变投入所增加的产量比前一单位的可变投入所增加的产量低。“土地报酬递减规律”与“土地资源流动定律”的区别是:前者适用于土地用途不变的前提下,同一块土地上土地利用的规律;后者适用于土地的用途发生变化的情况下,同一块土地上因用途不同所发生的土地利用规律。前者构成了土地集约利用的理论基础;后者构成土地权利配置的理论基础。

⑲张永良:《城镇化与农村土地制度改革探析》,载《西北农林科技大学学报》(社会科学版),2004(2)。

⑳据估算,在土地非农化收益中,农民仅得5%~10%,村一级得25%~30%,各级政府得60%~70%。土地增值收益主要归地方政府和用地企业。参见:《政协一号提案:中国失地农民问题分析》,载《领导决策信息》,2004(10),第4~7页。

㉑零和博弈是指局中人的利益总是完全对立的,一方所得就是另一方的损失,在博弈中,得失相加的总和净值为零。如四个人打麻将赌博,有人输,有人赢,输赢正好为零。

(作者单位:重庆大学经济与工商管理学院 重庆 400044
武汉大学法学院 武汉 430072)
(责任编辑:K)