

# 资产回报、住房按揭贷款与房地产均衡价格

## 摘要

本文在建立了房地产贷款理论模型的基础上，对中国 2002 年以来房地产价格与银行房地产贷款、按揭贷款利率的关系进行了实证研究，理论模型与实证研究的结果都表明中国房地产价格水平与银行房地产贷款有较强的正相关关系，而住房按揭贷款利率的提高可以有效抑制房地产价格的上涨。

关键词：资产回报率 住房抵押贷款 房地产均衡价格

## 引言

1997 年以来，中国房地产价格水平升幅逐年加快。以 1997 年第 4 季度为基期（1997 年 4 季度 = 100），至 2004 年第 4 季度，全国商品房销售价格比 1997 年第 4 季度增长了 24.0%，商品住宅销售价格增长了 28.7%。

从同期比增长幅度看，2004 年 4 季度，商品房销售价格增长率达到 10.3%，住宅价格增长率达到 11.1%。2005 年 1 季度商品房销售价格增幅进一步上升到 12.5%，增幅同比提高 5.8 个百分点，其中住宅售价增长 13.5%，增幅提高 7 个百分点。2005 年 1 季度，国家统计局统计的全国 35 个大中城市的住宅销售价格中，有 8 个城市的住宅销售价格同比涨幅超过 10%，分别是上海 19.9%，厦门 16.5%，成都 14.7%，青岛 13.7%，杭州 12.4%，济南 11.9%，宁波 11.4%，南京 11.2%。2001 年以来，房价上涨幅度明显高于居民消费价格和住房租赁价格的涨幅，见图 1。

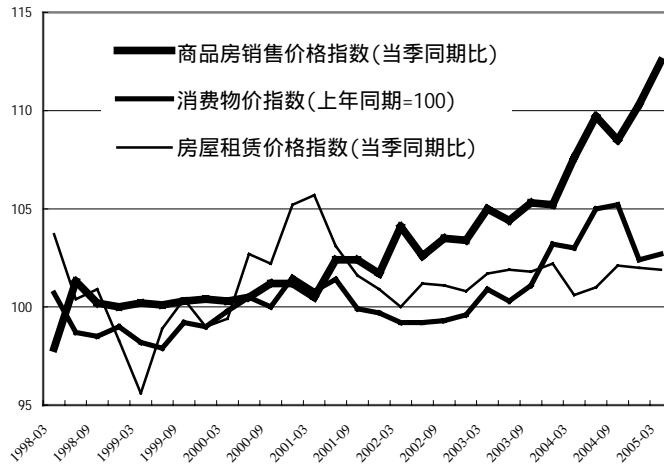


图 1：商品房和住宅销售季度同期比价格指数（上年同期=100）

数据来源：中经网中国经济统计数据库

近年来，对中国房地产市场的讨论成为理论研究和市场中的热门话题，但讨论主要在实业界、政府管理部门和少数研究者之间进行，且主要围绕中国房地产市场是否存在泡沫这一主题，对房地产市场的研究包括：袁志刚、樊潇彦(2003)分析了房地产均衡价格中理性泡沫产生和存在的条件，以及导致泡沫破灭的条件。王国军、刘水杏(2004)研究了房地产业对相关产业的带动效应研究。对房地产价格问题的研究包括平新乔、陈敏彦(2004)研究了融资与地价、楼盘价格的关系，殷剑峰(2004)利用1999至2003年全国31个省、直辖市的面板数据，分析了住宅销售平均价格与城市就业率、职工平均工资和房屋造价的关系，并得出“城市就业比率对住宅售价影响很大，工资对住宅售价影响幅度有限，造价是影响住宅售价的关键因素以及泡沫论难以成立”的结论。

上述对中国房地产价格的研究均没有建立关于房地产价格的经济理论模型，没有建立在经济主体理性行为分析的基础之上。本文将在消费者最优化行为的基础上，建立动态均衡模型，得出动态均衡条件下的最优房地产价格，并利用2002年以来的月度数据建立向量误差校正模型，研究房地产价格与房地产贷款、银行贷款利率的长期均衡关系与短期动态影响。全文是这样组织的：第二节建立两资产按揭贷款模型，第三节把两资产按揭贷款模型扩展到单一资产的情况下，第四节建立房地产价格与房地产贷款、按揭贷款利率的实证模型，结论在最后一节。

## 二、两资产按揭贷款模型

房产是一种耐用商品，同时房产又是居民个人资产的主要形式之一，居民个人从房产中得到的回报率应与投资其他任何资产的回报率相等，Poterba(1984)、Bruce 和 Holtz-Eakin(1999)、Lastrapes(2002) 在分析房地产市场时即持这种观点。Lastrapes(2002) 采用离散的形式建立了一个最优非耐用品和住房消费的动态均衡模型，假定消费者持有住房和非住房两类资产，模拟了货币供给冲击对住房价格的影响。我们对 Lastrapes(2002) 模型的改进之处有两方面，一方面对两资产按揭贷款模型，我们采用连续函数的形式，加入住房租金收入等因素，并解出了均衡状态下的最优房地产价格的表达式；另一方面，考察了只有房产一种资产情况下最优房地产价格水平的决定，并利用中国 2002 年 1 月份至 2005 年 3 月份的月度数据，对住房价格与房地产按揭贷款、实际利率的关系进行了实证分析。

两资产按揭贷款模型的一个基本假定是消费者从银行获得住房抵押贷款，购买住房，形成房产资产；与此同时，消费者还持有其他非房地产资产，如股票、债券、银行储蓄存款等。假定  $t$  期消费者的效用函数为  $U_t = U(H_t, C_t)$ ，其中： $H_t$  是消费者在  $t$  期持有的住房的面积数（例如，平方米数），并且假定所有的住房都是同质的， $C_t$  为对非耐用消费品的实际消费数量。居民的效用最大化问题为：

$$\max \int_0^{\infty} U(H_t, C_t) e^{-\rho t} dt$$

$\rho$  为消费者的时间偏好率，满足  $0 < \rho < 1$ ，消费者的预算约束为：

$$\dot{A}_t + (P_H \dot{H}_t) - \dot{B}_t = y_t + S(H_t) - C_t - (\delta + \tau + m)P_H H_t + R_A A_t - B_m R_m \quad (1)$$

居民的资金来源渠道包括：家庭经济收入、住房的租金收入、房地产以外的其他资产的收益，居民的资金运用包括：购买房地产以外的金融资产、购买住房、支付非耐用消费品的支出、支付房屋折旧和维持费用、支付物业费、支付住房抵押贷款的本金和利息，在任一时期  $t$  内，消费者资金来源的数额等于其资金运用的数额，如预算约束（1）式所示。

---

关于“中国房地产市场是否存在泡沫”争论的评述可以参见苑林娅（2005）。

在(1)式中,  $A_t$  为  $t$  期居民持有的住房以外的其它金融资产的实际值,  $\dot{A}_t$  表示  $\partial A_t / \partial t$ , 是指标  $A$  对时间  $t$  的导数, 其他指标上的点号也表示该指标对时间  $t$  的导数;  $R_A$  为这种金融资产的实际回报率;  $P_H$  为单位面积住房的实际价格;  $B_m$  为居民的住房抵押贷款的实际值;  $R_m$  是  $t$  期住房抵押贷款的实际利率。  $y_t$  是居民的实际收入水平,  $S$  是居民从拥有住房中获得的实际租金收入, 假定实际租金收入是居民住房面积的增函数, 满足一阶导数  $S'(H_t) > 0$ , 二阶导数  $S''(H_t) < 0$ ,  $\delta$  是住房的折旧率,  $\tau$  是物业税的税率,  $m$  是住房的维持成本占住房实际总价值的比率, 维持费用包括居民为获得住房服务并维持住房品质不下降所必要的支出, 如物业管理费、供暖、供冷费用等。

我们采用 Lastrapes (2002) 的方法, 假定  $t$  期居民住房抵押借款的约束条件是:  $B_{mt} = \beta P_{Ht} H_t$  (2)

这里  $\beta$  是住房抵押贷款与购房总支出之比, 即按揭成数, 满足  $0 < \beta < 1$ 。

把(2)式代入(1)式, 可得消费者预算约束为:

$$\dot{A} + (1 - \beta) \dot{P}_H H + (1 - \beta) P_H \dot{H} = y + S(H) - C - (\delta + \tau + m) P_H H + R_A A - \beta P_H H R_m$$

引进新的控制变量  $x = \dot{P}_H$ ,  $z = \dot{H}$ , 则现值 Hamiltonian 函数为

$$\hat{H}a = U(H, C) + \lambda [y + S(H) - C - (\delta + \tau + m) P_H H + R_A A - \beta P_H H R_m - (1 - \beta)xH_t - (1 - \beta)P_H \cdot z] + \mu \cdot x + \xi \cdot z$$

$\lambda, \mu, \xi$  分别为对应于状态变量约束  $\dot{A}, \dot{P}_H, \dot{H}$  的汉密尔顿乘子, 最优控制问题的一阶条件 (FOCs) 有:

$$\frac{\partial \hat{H}a}{\partial C} = U'_C - \lambda = 0 \quad (3)$$

这里所说的实际值或实际价格是指用非耐用消费品计价的数值。

在两资产按揭贷款模型中, 必须满足非房产资产的实际收益率要大于或等于住房按揭贷款的实际利率水平, 即满足  $R_A \geq R_m$ , 否则消费者没有动机去持有其他非房产资产。

在本文中  $U'_C$  表示效用函数对非耐用消费品的一阶偏导数,  $U'_H$  表示效用函数对住房的一阶偏导数,  $U''_{CC}$  表示效用函数对非耐用消费品的二阶偏导数。

$$\frac{\partial \hat{H}_a}{\partial x} = -\lambda(1-\beta)H_t + \mu = 0$$

$$\frac{\partial \hat{H}_a}{\partial z} = -\lambda(1-\beta)P_H + \xi = 0 \quad (4)$$

$$\dot{\lambda} = \lambda\rho - \frac{\partial \hat{H}_a}{\partial A} = \lambda\rho - \lambda R_A = \lambda(\rho - R_A) \quad (5)$$

$$\begin{aligned} \dot{\xi} &= \xi\rho - \frac{\partial \hat{H}_a}{\partial H} = \xi\rho - U'_H - \lambda[S'(H) - (\delta + \tau + m)P_H - \beta P_H R_m - (1-\beta)x] \\ &= \xi\rho - U'_H(H, C) + \lambda[P_H(\delta + \tau + m) + \beta P_H R_m + (1-\beta)x - S'(H)] \quad (6) \end{aligned}$$

假设消费者的偏好为柯布 - 道格拉斯形式，效用函数是可分效用函数，即满足  $U(H, C) = \gamma \ln C + (1-\gamma) \ln H$ ,  $0 < \gamma < 1$ ，则由式子 (3) 得：

$\lambda = U'_C(H, C)$ ，由式子 (4) 可以得到  $\xi = U'_C(H, C)(1-\beta)P_H$ ，式子 (5) 可以得到  $U_{CC}''(H, C)\dot{C} = U'_C(H, C)(\rho - R_A)$

分别把这些结果代入式子 (6)，并整理后可得两资产按揭贷款模型的居民效用最大化的最优房地产价格为：

$$P_H^* = \frac{S'(H^*) + \frac{U'_H(H^*, C^*)}{U'_C(H^*, C^*)}}{R_A(1-\beta) + (\delta + \tau + m) + \beta R_m} \quad (7)$$

式子 (7) 表明，最优房地产价格水平取决于房地产抵押贷款和住房消费的收益与成本的对比。从收益的角度看，第一项收益是住房的租金收入，单位住房面积带来的租金收入越高 ( $S'_H(H)$  越大)，则房地产价格水平越高；第二项收益是房屋消费带来的相对效用水平的提高，与非耐用消费品给消费者带来的边际效用相比，单位住房消费带来的边际效用越大，则房地产价格水平越高。造成我国近年来房地产价格水平上涨的一个重要原因是居民消费升级，住房消费成为中国居民的消费热点，住房消费的边际效用远远大于居民消费非耐用消费品带来的效用水平的提高。

从消费者购买和使用住房的成本看，即从分母看，第一部分  $R_A(1-\beta)$  衡量住

房消费中，非按揭贷款支付的部分可能发生的机会成本。居民购房支付的首付款如不购买住房，投资于其他资产，可以获得  $R_A$  的收益率， $R_A$  越大，购房的机会成本越高，对住房的需求会越小，价格越便宜。第二部分  $(\delta + \tau + m)$  表示拥有和使用住房的成本，包括住房的折旧、与住房消费有关的物业费支出和住房的维护成本，拥有住房的成本提高，则对住房的需求减少，住房价格越低。分母的第三部分反映住房按揭贷款的成本，按揭贷款的利率水平越高，家庭的利息支出越多，贷款的成本越高，对住房的需求越少，房价水平越低。

式子 (7) 的分母还可以变换为  $R_A + \beta(R_m - R_A) + (\delta + \tau + m)$ ，反映货币因素影响房屋需求，进而决定其价格水平的两个传导渠道，一个渠道是调整按揭贷款利率。降低按揭贷款利率水平 ( $R_m$  下降)，在非房产资产名义回报率 ( $R_A$ ) 不变的假定下，消费者贷款的成本下降 (分母减小)，住房需求增加，价格上升。反之，调高按揭贷款利率，消费者贷款的成本上升，住房需求减少，价格下降。第二个传导渠道是通过调整按揭贷款成数 ( $\beta$ )，也就是调整住房按揭贷款首付款比例。在  $R_m$  和  $R_A$  既定的情况下， $R_m \leq R_A$ ，按揭贷款成数越大 ( $\beta$  越大)，消费者使用更多的按揭贷款购买住房，可以有更多的资金用于回报率更高的其他非房产资产的投资，消费者资金运用的机会成本下降，对住房的需求增加，推动住房价格上升。

### 三、单一资产按揭贷款模型

在两资产按揭贷款模型中，我们假定消费者非房产资产投资的回报率高于住房按揭贷款利率，居民同时持有房产和非房产资产两类资产。但是最近几年，一方面不仅中国居民可以选择的资产运用形式少，而且回报率普遍偏低。中国居民主要的投资形式有股票、国债和商业银行储蓄存款，2001 年以来，股票市场走势低迷，多数投资者发生亏损，国债和商业银行储蓄利率都低于商业银行住房按揭贷款利率。另一方面，对大多数靠商业银行按揭贷款买房的消费者而言，除其购买的住房以外，基本上没有其他形式的投资资产。因此，我们假定消费者从银

---

指标右上方的“\*”号表示消费者效用最大化时的取值。

行获得按揭贷款，只持有住房一种资产，建立单一资产按揭贷款模型。

同两资产按揭贷款模型一样，居民  $t$  期的效用最大化问题为：

$\max \int_0^{\infty} U(H_t, C_t) e^{-\rho t} dt$ ，但消费者  $t$  期的预算约束变为：

$$(P_H \dot{H}_t) - \dot{B}_{mt} = y_t + S(H_t) - C_t - (\delta + \tau + m)P_H H_t - B_m R_{mt} \quad (8)$$

预算约束 (8) 中各指标的含义与 (1) 式相同。我们也假定  $B_{mt} = \beta P_H H_t$ ，

$\beta$  为按揭贷款占全部购房款的成数。

引入新的控制变量  $w = \dot{H}$ ，现值 Hamiltonian 函数为：

$$\hat{H}_a = U(H, C) + \lambda_1 \left[ \frac{y + S(H) - C - (\delta + \tau + m)P_H H - \beta P_H H R_m - \frac{P_H w}{H}}{(1 - \beta)H} \right] + \mu_1 w$$

$\lambda_1$ ， $\mu_1$  分别为对应于状态变量约束  $P_H H$  和  $H$  的汉密尔顿乘子，最优控制问题的一阶条件有：

$$\frac{\partial \hat{H}_a}{\partial C} = U_C'(H, C) - \frac{\lambda_1}{(1 - \beta)H} = 0 \quad (9)$$

$$\frac{\partial \hat{H}_a}{\partial w} = -\frac{\lambda_1 P_H}{H} + \mu_1 = 0 \quad (10)$$

$$\begin{aligned} \dot{\mu}_1 &= \mu_1 \rho - \frac{\partial \hat{H}_a}{\partial H} \\ &= \mu_1 \rho - U_H'(H, C) - \lambda_1 \left[ \frac{-y - S(H) + C + S'(H)H + P_H w(1 - \beta)}{(1 - \beta)H^2} \right] \end{aligned} \quad (11)$$

$$\dot{P}_H = \frac{y + S(H) - C - (\delta + \tau + m)P_H H - \beta P_H H R_m - \frac{P_H \dot{H}}{H}}{(1 - \beta)H} \quad (12)$$

同样，假定效用函数为可分效用函数  $U(H, C) = \gamma \ln C + (1 - \gamma) \ln H$ ， $0 < \gamma < 1$ ，由式子 (9) 和 (10) 可以得到：

$\mu_1 = U_C'(H, C) P_H (1 - \beta)$ ，带入式子 (11)，利用预算约束 (12)，并根据消费者效用达到最大化时，即经济达到稳态均衡时满足  $\dot{C} = 0$ ， $\dot{P}_H = 0$ ， $\dot{H} = 0$ ，我们有单一资产按揭贷款模型的最优房地产价格为：

$$P_H^* = \frac{S'(H^*) + \frac{U_H'(H^*, C^*)}{U_C'(H^*, C^*)}}{\rho(1-\beta) + (\delta + \tau + m) + \beta R_m} \quad (13)$$

单一资产按揭贷款模型的最优房地产价格水平取决于以下要素：

(一) 单位住房面积带来的租金收入和与非耐用消费品相比房屋消费带来的相对效用水平。从收益的角度看，单位住房面积带来的租金收入越高 ( $S'_H(H)$  越大)，则房地产价格水平越高；房屋消费带来的相对效用水平越高，房地产价格水平也越高。这与两资产按揭贷款模型的结论是相同的。

(二) 从拥有和使用住房的成本看，住房的折旧、与住房消费有关的物业税支出和住房的维护成本 ( $\delta + \tau + m$ ) 越高，对住房的需求减少，住房价格越低。这与两资产按揭贷款模型的结论也是相同的。

(三) 从消费者购买住房的成本看，住房按揭贷款的实际利率水平是  $R_m$ ，按揭贷款的实际利率水平越高，贷款的成本越高，对住房的需求越少，房价水平越低。这与两资产按揭贷款模型是相同的。

(四) 按揭贷款成数  $\beta$  的影响。根据式子 (13)，计算住房均衡价格对  $\beta$  的导数有：

$$\frac{\partial P_H^*}{\partial \beta} = - \frac{\left[ S'(H^*) + \frac{U_H'(H^*, C^*)}{U_C'(H^*, C^*)} \right] (R_m - \rho)}{[\rho(1-\beta) + (\delta + \tau + m) + \beta R_m]^2}$$

通常情况下，消费者之所以借贷款购房消费，是因为消费者的时间偏好率高于贷款的实际利率，即满足  $\rho > R_m$ ，从而  $\partial P_H^* / \partial \beta > 0$ ，说明购房按揭贷款成数越大，推动房地产价格水平越高。住房贷款的增加对房价提高有促进作用。

#### 四、中国房地产价格水平与各要素关系的实证检验

对房地产价格与金融指标关系的实证研究包括 Collyns 和 Senhadji (2002)、Hofmann (2003) 以及 Gerlach 和 Peng (2005)。Collyns 和 Senhadji (2002) 利用向量自回归的方法分析了东亚金融危机国家 1979 年至 2001 年间房地产实际价



格与实际贷款、人均实际 GDP 的关系，发现实际信贷增加将在其后的 6 个季度内提高房地产价格。Hofmann (2003) 则研究了 20 个主要工业化国家实际住房价格与实际贷款、实际 GDP 和实际利率的关系，发现这 20 个国家中的 15 个国家都可以在 10% 的显著性水平上拒绝银行贷款、GDP 和房地产价格不存在协整关系的零假设，并发现从长期而言，是房地产价格周期的变化导致了银行信贷周期的改变，而不是过多的银行信贷带来了房地产价格泡沫。

Gerlach 和 Peng (2005) 利用 1982 年 1 季度至 2001 年 4 季度的季度数据，发现实际银行贷款、实际 GDP 和实际房地产价格之间存在长期稳定关系，在房价与银行信贷的因果关系上，是房地产价格影响银行信贷的变化，而不是银行信贷决定房地产价格。

对中国房地产价格变化与金融指标变化的分析包括：袁志刚、樊潇彦(2003) 在构造了一个房地产市场局部均衡模型后，给出了房地产均衡价格中理性泡沫产生的条件，认为高按揭贷款比例是产生泡沫的原因之一，并分析指出，宽松的货币政策可能刺激地产泡沫的产生，但他们的分析缺乏实证的支持。平新乔、陈敏彦(2004) 利用 1999 年至 2002 年中国 35 个城市的年度面板数据，分别分析了房价与土地购置价格的决定。他们用地价、银行信贷、投资额和行业垄断程度(一级开发企业个数/开发企业总个数)解释房价的决定，发现银行信贷每增加 1 个百分点，楼盘价格上扬 0.5 个百分点，并认为“如果过去 3 年中银行资金注入房地产业的总额上升 20 个百分点，仅此一项就足以说明房价在过去三年中上涨 10%”。

我们这里使用向量误差校正模型 (VECM) 来研究中国房地产价格水平的决定，及其与银行贷款、利率水平等金融指标的关系。这种方法由瑞典经济计量学家 Johansen(1988, 1991) 提出，Hofmann(2003) 以及 Gerlach 和 Peng(2005) 就采用了这种方法。

采用 Johansen 方法，研究住房价格、住房按揭贷款与利率水平之间的长期稳定关系，可以定义一个向量  $Z_t = [\text{实际房价}, \text{实际按揭贷款}, \text{实际贷款利率}]'$ ， $Z_t$  满足向量自回归形式：

$$Z_t = \eta + \sum_{i=1}^p \Pi_i Z_{t-i} + \varepsilon_t,$$

这里  $\eta$  是一个常数向量， $\varepsilon_t$  是一个  $n \times 1$  的白噪声扰动序列， $\varepsilon_t$  的数学期望为零。 $\Pi_1$  是一个  $n \times n$  的系数矩阵，上述自回归形式可以表述为向量误差校正 (VECM) 的形式：

$$\Delta Z_t = \eta + \sum_{i=1}^{p-1} \Phi_i \Delta Z_{t-i} + A Z_{t-1} + \varepsilon_t,$$

这里  $\Delta$  表示一阶差分算子， $\Phi_i$  是一个  $n \times n$  的系数矩阵，等于  $-\sum_{j=i+1}^p \Pi_j$ ， $A$  也是一个  $n \times n$  的系数矩阵，等于  $\sum_{i=1}^p \Pi_i - I$ ， $A$  是长期关系系数矩阵， $A$  的秩决定协整向量的个数。

### (一) 模型的设定和单位根检验与协整检验

我们利用 2002 年 1 月至 2005 年 3 月的月度数据，研究商品房销售实际价格、实际按揭贷款和实际贷款利率这三个时间序列之间的长期和短期关系。即设定  $Z_t = [P_H, B_m, ri]'$ 。

这里  $P_H$  表示商品房销售实际价格，数据来源为中国国家统计局投资司，由于原始数据是 2000 年以来的当月同期同比增长率，我们假定在房地产价格水平较为平稳的 1999 年各月为基期，都取为 100，然后根据 2000 年以来的当月同期同比增长率计算商品房销售价格定基指数。根据中国人民银行调查统计司提供的 2000 年以来月度消费物价指数环比增长率和同期同比增长率，我们构造了一个消费物价定基指数，用商品房销售价格定基指数除以消费物价定基指数，得到商品房实际销售价格定基指数，见图 2。

---

当然，这种处理方法忽略了 1999 年当年各月商品房销售价格水平的波动，因而存在统计误差，但在目前房地产统计制度极不完善的情况下，为构造一个定基比商品房价格指数，这样的处理又是可行的。另外，国家统计局的月度同期比房价增长率缺乏 1 月份的数字，我们用 2 月份的数字代替 1 月份，即忽略 1 月和 2 月房价同比增长率的差异。

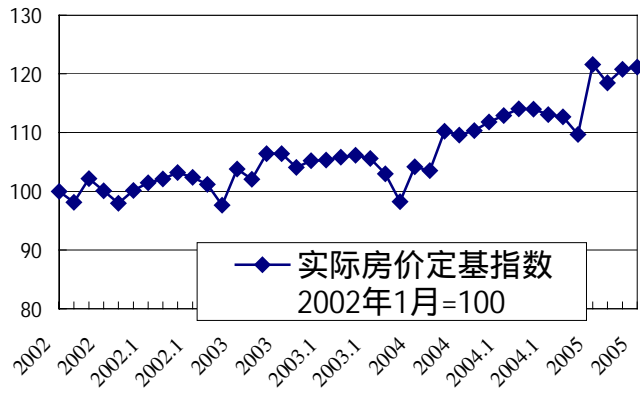


图 2：2002 年中国商品房实际价格定基指数

$B_m$  代表对房地产业的贷款余额，主要包括对消费者的按揭贷款和对房地产开发商的贷款，数据来源为中国人民银行调查统计司，对房地产业的贷款除以消费物价定基指数后，得到对房地产业实际贷款定基指数。我们用  $Y$  代表月度工业增加值，除以消费物价定基指数后，得到实际工业增加值定基指数。房地产实际贷款总额定基指数和实际工业增加值定基指数见图 3。

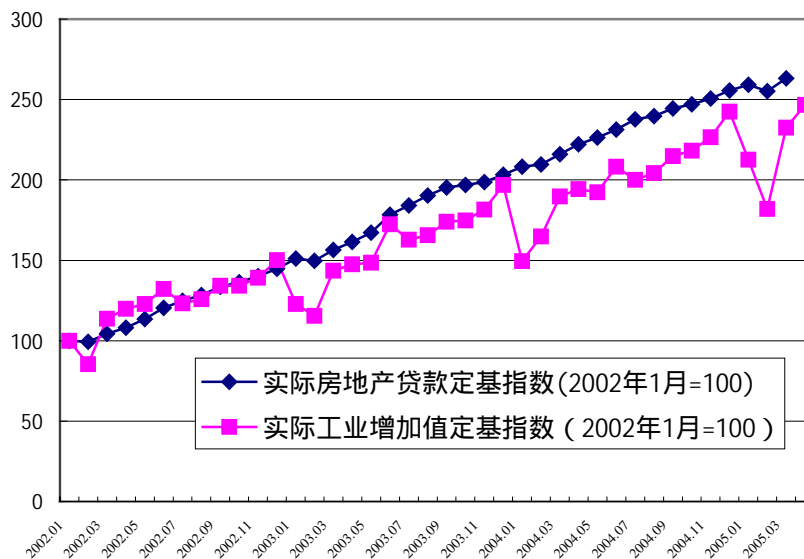


图 3：实际房地产贷款总额定基指数

$r_i$  是房地产按揭贷款实际利率水平，中国按揭贷款的名义利率水平取五年以上的按揭贷款基准利率，数据来源于中国人民银行货币政策司（2002）。实际利率根据贷款基准利率减去 5 年以来消费物价指数月度同期比上涨率的算术

中国商业银行按揭贷款利率可以较基准利率下浮 10%，实行贷款优惠利率，但这里我们只采用基准利率进行分析。

平均数，按揭贷款基准利率和实际利率见图 4。

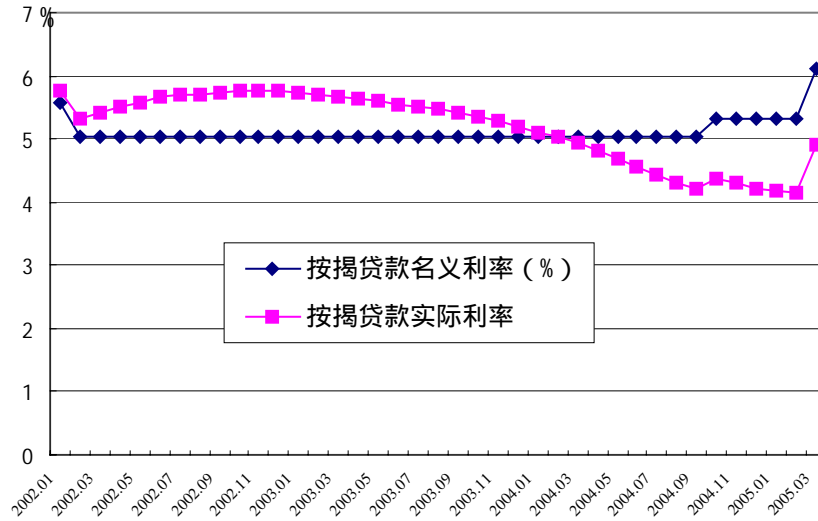


图 4：中国按揭贷款名义利率和实际利率

首先对各时间序列进行平稳性检验，检验结果如表 1，检验结果表明，三个指标均为一阶整合序列，即  $I(1)$  序列。

表 1：单位根检验结果（Augmented Dickey-Fuller 检验）

变量	ADF 统计量	关键值 (5%)	关键值 (1%)
$p_H$ (取自然对数后的水平值)	-2.12 (C,T,1)	-3.53	-4.22
$\Delta p_H$ (取自然对数后 1 阶差分)	-4.90 (C,1) **	-2.94	-3.62
$b_m$ (取自然对数后的水平值)	-0.91 (C,T,1)	-3.53	-4.22
$\Delta b_m$ (取自然对数后 1 阶差分)	-4.49 (C,T,1) **	-3.54	-4.23
$ri$ (实际利率值)	-2.12 (C, T, 1)	-3.53	-4.22
$\Delta ri$ (实际利率的 1 阶差分)	-3.94 (C,T, 3) *	-3.53	-4.22
$y$ (取自然对数后的水平值)	-0.80 (C,1)	-2.94	-3.61
$\Delta y$ (取自然对数后 1 阶差分)	-7.18 (C,1)	-2.94	-3.62

注：(1)  $p_H$ 、 $b_m$ 、 $y$  分别表示  $P_H$ 、 $B_m$ 、 $Y$  取自然对数后的值。由于月度工业增加值指数具有季节性，在取自然对数以前我们还利用 X11 方法对其进行了季节调整。

(2) ADF 统计量括号里的字母表示检验的类型，C 表示含常数项，T 表示含时间趋势项，数字表示滞后阶数，\*和\*\*分别表示在 5% 和 1% 的水平上显著。

(3)  $\Delta ri$  的单位根检验为 Phillips-Perron 检验。

我们定义实际利率为贷款基准利率减去 5 年来月度消费物价指数同期比上涨率的算术平均数。尽管这种计算方法与实际利率的定义并不一致，但在适应性预期的假定下，消费者对未来 5 年内通货膨胀率的预期决定于 5 年来发生的通货膨胀的水平。

然后，应用 Johansen 方法对这三个指标之间的协整关系进行检验，我们选择滞后阶数为 1 阶，并选择  $\Delta y_{t-1}$  作为外生变量。得到表 2 所示的协整检验结果。协整检验表明在 5% 的显著性水平下，只有一个协整方程。这种长期协整关系可以表示为：

表 2: 三指标 Johansen 协整检验结果：

特征值	似然比检验统计量	5% 水平的临界值	1% 水平的临界值	协整方程个数的假定
0.51	37.02	29.68	35.65	0 **
0.17	10.79	15.41	20.04	最多 1
0.10	3.88	3.76	6.65	最多 2 个 *

注：(1) \* (\*\*) 代表在 5% (1%) 的显著性水平上拒绝零假设。

$$Vecm = p_H - 0.20 * b_m + 0.024 * ri - 3.75 \quad (14)$$

(0.046)      (0.018)

(14) 式反映了三个指标之间的长期均衡关系，当然可以把任何一个变量写在式子的左边，小括号里的数字为渐进标准误差。从估计结果看，房地产贷款、房地产按揭贷款实际利率的系数符号是有经济意义的，表明房地产实际贷款越多，房屋实际价格越高；按揭贷款实际利率越高，则房屋实际价格越低，与我们理论模型得出的结论是一致的。

## (二) 实际商品房价格对各种货币冲击的反应

向量误差校正模型估计的结果是：

$$\Delta p_H = -0.000598 - 0.198 * vecm_{t-1} - 0.337 * \Delta p_{H,t-1} + 0.124 * \Delta b_{m,t-1} - 0.068 * \Delta ri_{t-1} + 0.0876 * \Delta y_{t-1}$$

在对误差纠正模型估计之后，分析实际房价与各种决定要素的短期动态特征，假定模型中的任一个变量产生一个标准差的新息 (Innovation)，可以计算出各个变量对这个冲击的响应函数 (impulse response function)，1 个单位标准差的实际房地产贷款和按揭贷款实际利率的新息，对实际商品房价格造成的影响，见图 5：

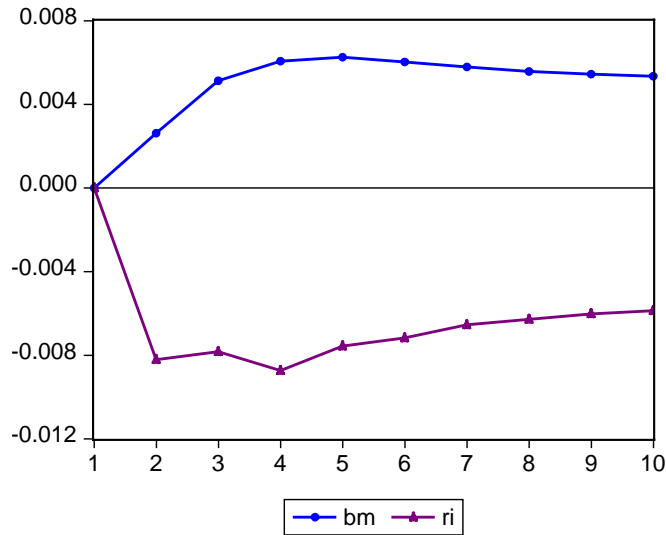


图 5：实际房价对一个标准差新息（Innovations）的响应

从图 5 可以看出，实际贷款和实际利率的变动对实际房价的影响都较大，但影响的方向正相反，贷款变动 1 个标准差后，在前 5 个月内对房价影响显著，这种影响是同方向的。而实际按揭贷款利率变动 1 个标准差后，在前 4 个月内对房价影响显著，但这种影响是反方向的。

## 五、结论

把房产看作消费品和投资品并进入消费者效用函数，利用消费者效用最大化的条件，可以解出两资产和单一资产条件下的最优房地产价格。最优价格决定于贷款规模和贷款利率等金融指标。实证研究的结果也支持这一结论。本文进一步的研究方向是估计中国消费者的效用函数形式，选择一个理想的基期，进而估计均衡房地产价格的时间序列，并与中国实际房地产价格水平对比，对房地产泡沫程度作出判断。

### 参考文献：

- 平新乔、陈敏彦，2004：《融资、地价与楼盘价格趋势》，北京大学中国经济研究中心讨论稿系列 No. C2004001。
- 王国军、刘水杏，2004：《房地产业对相关产业的带动效应研究》，《经济研究》第 8 期，第 38-47 页。
- 殷剑峰，2004：《全国房价及部分地区房价分析报告》，中国社会科学院金融研究所工作论文 No. 0003。

- 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，第34-43页。
- 苑林娅，2005：《中国房地产市场存在泡沫吗？》，《南方金融》第4期，第8-11页。
- 中国人民银行货币政策司，2002：《利率实用手册》，中国经济出版社。
- Bruce, Donald and Eakin, Douglas, 1999, "Fundamental Tax Reform and Residential Housing", *Journal of Housing Economics*, 8, pp249-271.
- Collins, Charles and Senhadji, Abdelhak, 2002. "Lending Booms, Real Estate Bubbles and The Asian Crisis", the IMF Working Paper WP/02/20.
- Gerlach, Stefan and Peng, Wensheng, 2005. "Bank Lending and Property Prices in Hong Kong", *Journal of Banking & Finance* 29(2005) pp461-481.
- Hofmann, Boris, 2003. "Bank Lending and Property Prices: Some International Evidence", Hong Kong Institute for Monetary Research Working Paper No.22/2003.
- Johansen, Soren, 1988. "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, Volume 12, Issues 2-3, June-September 1988, Pages 231-254.
- Johansen, Soren, 1991. "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models", *Econometrica*, Vol.59, No.6 (Nov.), pp. 1551-1580.
- Lastrapes, William D. 2002, "The Real Price of Housing and Money Supply Shocks: Time series Evidence and Theoretical Simulations", *Journal of Housing Economics* 11, pp40-74
- Poterba, James M. 1984, "Tax Subsidies to Owner-Occupied Housing: An Asset-Market Approach", *The Quarterly Journal of Economics*, Vol 99, No.4, pp729-752