

不确定性条件下的房地产价格决定： 随机模型和经验分析

史永东 陈日清*

摘 要 本文通过构造一个随机最优控制模型，分析了不确定性环境下房地产价格的决定因素。理论结果与经验证据显示，房地产价格受按揭贷款额度、按揭贷款利率、居民财富等多种因素的影响。我们还检验了近年来央行为抑制房地产价格上涨过快所实施加息政策的效果。实证结论表明，抵押贷款利率对房地产价格的影响虽然具有统计显著性，但是它缺乏经济显著性。在短期内，抵押贷款利率工具对控制房价的实际作用不明显，我国最近几年来央行所颁布的加息政策缺乏预期的效果。另外，由于居民适应性预期的作用，房地产价格自身的变动冲击是导致房地产价格上涨的主要因素，居民收入虽然也在一定程度上导致了房地产价格的上涨，但是其作用较小。

关键词 随机模型，房地产价格，经济显著性

一、引 言

我国自 20 世纪 90 年代初开始住房体制改革以来，尤其是 1998 年实行货币化住房制度以后，房地产业得到了飞速发展，并逐步成为我国经济中的支柱产业。统计资料显示¹，1998—2005 年，房地产业增加值由 1998 年的 1 452.6 亿元增加到 2005 年的 8 243.8 亿元，年均增长 28.14%，而同期 GDP 的年均增长率为 9.1%。另外，建筑业和房地产业对 GDP 的贡献度也不断增加，2007 年，房地产业对经济增长的贡献率保持在 2 个百分点以上，房地产业和建筑业增加值占 GDP 的比重超过 10%。²

* 史永东，东北财经大学应用金融研究中心；陈日清，东北财经大学金融学院。通信作者及地址：史永东，大连市沙河口区尖山街 217 号东北财经大学应用金融研究中心，116025；电话：(0411)84712805；E-mail: ydshi@263.net。作者感谢国家社会科学基金项目(04BJY080)、国家自然科学基金(70671019)以及辽宁省高等学校人文社会科学重点基地科学研究计划资助项目(J05018)的联合资助。匿名审稿人对本文提出了富有建设性的中肯建议，在此谨表感谢。文中错误和疏漏之处完全由作者负责。

¹ 以下数据来源于《中国统计年鉴(2007)》。

² 2008 年 3 月 17 日，住房和城乡建设部有关负责人在十一届全国人大一次会议新闻中心就“住房保障”情况接受中外记者的集体采访。本文此处所采用的数据为副部长齐骥的发言中所采用的数据。详见 <http://www.chinairn.com/doc/4080/244278.html>。

近年来,由于我国房地产市场中房地产价格的迅猛上涨,引发了国内学术界与房地产业界的广泛讨论,其焦点在于“有泡沫论”和“无泡沫论”的论争³。在理论研究上,袁志刚和樊潇彦(2003)采用局部均衡模型探讨了房地产市场中理性泡沫存在的条件;陆磊和李世宏(2004)用两阶段动态优化模型研究了居民的房地产投资决策和泡沫的形成与爆裂过程;史永东和陈日清(2006)分析了在信息不对称的情况下,房地产市场中羊群行为的形成机制、羊群行为如何导致房地产泡沫的生成,以及经济状况恶化时泡沫破裂后居民破产的可能性;周京奎(2005a)在信息不对称框架下分析了市场繁荣和非理性繁荣时期开发商和置业者的战略选择,他认为只有当置业者认为市场处于非理性繁荣时,房地产市场中才会抑止房地产投机泡沫的产生;易宪容(2005)从消费与投资的角度,认为我国房地产市场的快速发展是以往“存量需求”的释放,而不是潜在需求真正地转化为有效需求,并且这一过程主要依赖于银行信贷的支撑和代际收益的转移,从而导致房地产泡沫的出现;王维安和贺聪(2005)在袁樊研究的基础上,在一般均衡的框架下分析了房地产市场风险产生和传导机制。张涛、龚六堂和卜永祥(2006)构建了两资产按揭贷款模型及单资产按揭贷款模型,分析了影响房地产价格的因素。国内还有大量文献对我国房地产市场进行了实证研究,平新乔和陈敏彦(2004)用面板数据分析了地价、银行信贷、投资额及房地产业垄断程度对房地产价格的影响;沈悦和刘洪玉(2004)运用1995—2002年中国14个城市的数据,考察了房地产价格与价格指数、城镇居民收入等宏观经济指标之间的关系;周京奎(2005b)利用4个直辖市的房地产数据和宏观经济数据,运用协整检验及VECM模型对住宅价格与货币政策之间的互动关系进行了研究;屠佳华和张洁(2005)采用EG两步法和VAR模型分析了上海房地产市场,探讨了影响上海房地产价格的各种因素;王维安和贺聪(2005)以浙江丽水房地产市场为例,分析了房地产市场区域风险扩散机制;张涛、龚六堂和卜永祥(2006)用VECM模型分析了2002年以来我国房地产价格与银行房地产贷款、按揭贷款利率之间的关系;梁云芳、高铁梅和贺书平(2006)利用协整分析和H-P滤波探讨了我国房地产市场与国民经济协调发展之间的关系。

国外关于房地产价格的理论研究和实证研究也比较多。就最近的研究文献来看,Wong(2001)以泰国地产泡沫为背景开发了一个动态模型,揭示了在经济飞速发展的过程中,人们过度乐观的预期所产生的羊群效应(herding effect)在地产泡沫产生和膨胀直到破裂过程中的作用机制;Lastrapes(2002)建立了一个最优非耐用品和住房消费的动态均衡模型,并模拟了货币供给冲击对住房价格的影响;Erik Hurst and Frank Stafford(2004)运用具

³ 详见卢卫(2003)、苑林娅(2005)。

有流动性约束和抵押贷款行为的永久收入模型，分析了住房抵押贷款对居民再投资及居民消费的作用。Gaia and Sarno (2004) 则在 OLG 的框架下，阐述了房地产市场中理性泡沫的生成机制，并且检验了英国房地产价格中的理性泡沫是否存在。Himmelberg *et al.* (2005) 讨论了如何计算自有住房的年度成本及如何通过比较年度成本与收入及租金来测算住房的价值，并分析了美国房地产市场中是否存在泡沫；Iacoviello (2005) 构建了一个货币经济周期模型，在一般均衡的框架下分析了房地产价格与抵押贷款约束以及货币政策之间的相互作用。另外，实证方面，Collins and Senhadji (2002)、Hofmann (2003)、Gerlach and Peng (2005) 分析了房地产价格与金融指标的关系；Gaia and Sarno (2004) 运用带有 Markov 制度转换机制的单位根检验及协整探讨了英国房地产市场中是否存在周期性投机泡沫；Himmelberg *et al.* (2005) 通过计算房价收入比、房价租金比等简单的指标来研究美国房地产市场中是否存在泡沫；Iacoviello (2005) 则用 VAR 模型分析了美国 1974 年一季度至 2003 年二季度之间，房地产价格与经济周期之间的互动机制，并将该结果与由“校准法”估计的经济周期模型所得到的结果进行了比较。

上述文献基本上都是在确定性的框架下进行研究的，并没有考虑到房地产市场的风险因素，以及其他风险资产的风险因素对房地产价格的影响，本文在不确定性的框架下，通过构造一个随机最优控制模型，考察了不确定性环境下的最优房地产价格的决定，分析了影响房地产价格的各种因素，并对影响房地产价格的各种因素进行了经验分析。本文余下部分结构如下：第二部分构建一个随机最优控制模型，从而得出房地产均衡价格的决定方程；第三部分分析影响房地产价格的各种因素；第四部分对本文的理论模型进行实证检验；最后为本文简要结论。

二、房地产均衡价格的决定：一个随机模型⁴

(一) 模型的设定

我们在本文中考虑一个无限期连续时间情形下的模型，假定在一个无交易成本的经济中，代表性消费者在 t 期的非耐用消费品为 $C(t)$ ，住房拥有量为 $H(t)$ ，假定住房是同质的并且是无限可分的⁵，其效用函数 $U(C, H)$ 满足：

$$U'_C(C, H) > 0, \quad U'_H(C, H) > 0, \quad U''_{HH}(C, H) < 0, \quad U''_{CC}(C, H) < 0.$$

⁴ 此模型主要是从投资者的投资组合的角度对房地产价格的形成机制进行考察，因此忽略了其他许多能够影响房地产价格形成的因素，如地价、房租价格等，也没有考虑房地产厂商及政府的作用。

⁵ 住房无限可分的假定可以理解为消费者可以根据最大化效用原则来随时调整自己所获得的住房服务，如出售和购买住房服务，在现实中可体现为购买和出售房产及租房和出租房产。

假定代表性消费者在每期具有两个收入来源,一是非资产性收入 $I(t)$,如工资收入,我们假定它满足:

$$dI(t) = Ydt, \quad (1)$$

其中 Y 为常数。另外是资产性收入,我们假定他拥有三种资产,无风险资产 F 、房地产 H 及除房地产资产外的其他风险资产 S (如股票),我们用 $A = \{F, H, S\}$ 来表示代表性消费者所拥有的资产集。假定 $P_i(t)$ 分别为三种资产的即期价格, $i \in A$, 并且服从如下 Itô 过程 (几何布朗运动)⁶:

$$\frac{dP_i}{P_i} = r_i dt + \sigma_i dz_i, \quad i \in A, \quad (2)$$

其中 r_i 为大于零的常数,并且 $r_H, r_S > r_F$ ⁷; $\sigma_F = 0$, σ_H, σ_S 为大于零的常数; dz_H, dz_S 为标准布朗运动 (Brown motion), 即 $E(dz_H) = E(dz_S) = 0$, $\text{Var}(dz_H) = \text{Var}(dz_S) = 1$ (E 表示期望, Var 表示方差), 并且其相关系数为 ρ 。这样消费者拥有的房地产 H 及风险资产 S 的价格都是平稳过程并都服从对数正态分布。另外, r_i 大致可以视为资产 i ($i \in A$) 的期望收益率。⁸ 我们还假定消费者通过按揭贷款来购买住房, 并且按揭利率 r_m 为大于零的常数, 首付率为 $(1-\beta)$, 其中 β 为按揭额度, 并且 $0 < \beta < 1$, 为了简单起见, 我们忽略住房的折旧、日常维护、物业管理费用及通货膨胀等因素。

我们下面便来推导消费者的预算方程⁹, 我们首先从离散时间的情形出发, 假定消费者 t 期的财富为 $W(t)$ 和资产价格 P_i 在 t 期开始时是已知的, 并定义 $N_i(t)$ 为 t 期内, 即 t 期到 $t+h$ 期间 ($h > 0$) 购买资产 i 的数量 ($N_H(t) = H(t)$), 假定消费者进入 t 期开始时拥有投资于各种资产的财富¹⁰, 并满足:

$$W(t) = \sum_{i \in A} N_i(t-h) P_i(t), \quad (3)$$

这样, t 期的消费 $C(t)$ 、住房首付率及按揭贷款的利率支付与资产拥有量 $N_i(t)$ 具有如下关系:

$$\begin{aligned} & -C(t)h - (1-\beta)P_H(t-h)H(t-h)h - r_m\beta P_H(t-h)H(t-h)h \\ & = \sum_{i \in A} [N_i(t) - N_i(t-h)] P_i(t), \end{aligned} \quad (4)$$

⁶ 通常, 房地产价格受多种风险因素的影响, 如宏观经济因素、国家对房地产业的产业政策及调控政策等, 但是此处我们并未对其进行区分, 我们此处假设房地产价格的波动类似于其他风险资产 (如股票) 的波动, 并将所有能够引起房地产价格波动的因素统一用几何布朗运动来刻画。而假定房地产的价格服从几何布朗运动是为了数学处理上的方便, 其中的 σ_H 描述了房地产市场风险 (房地产价格波动) 的大小。

⁷ r_H 可以视为由于购买住房而实现的资产性收益, 包括租金收入及出售部分住房而获得的收益。

⁸ 由 (2) 式可以得到, $E\left(\frac{dP_i/dt}{P_i}\right) = r_i, i \in A$ 。

⁹ 此处预算方程的推导类似于 Merton (1971) “关于最优消费投资组合研究”一文中的设定。

¹⁰ 我们此处忽略了税收因素。

因此，可以得到

$$\begin{aligned}
 & -C(t+h)h - (1-\beta)P_H(t)H(t)h - r_m\beta P_H(t)H(t)h \\
 & = \sum_{i \in A} [N_i(t+h) - N_i(t)]P_i(t+h) \\
 & = \sum_{i \in A} [N_i(t+h) - N_i(t)][P_i(t+h) - P_i(t)] \\
 & \quad + \sum_{i \in A} [N_i(t+h) - N_i(t)]P_i(t). \tag{5}
 \end{aligned}$$

当 $h \rightarrow 0$ ，(3) 式及 (5) 式可以变为

$$W(t) = \sum_{i \in A} N_i(t)P_i(t), \tag{6}$$

$$\begin{aligned}
 & -C(t)dt - (1-\beta)P_H(t)H(t)dt - r_m\beta P_H(t)H(t)dt \\
 & = \sum_{i \in A} dN_i(t)dP_i(t) + \sum_{i \in A} dN_i(t) \cdot P_i(t). \tag{7}
 \end{aligned}$$

对 (6) 式中的 $W(t)$ 取微分，并由 Itô 引理可以得到

$$dW(t) = \sum_{i \in A} N_i(t)dP_i(t) + \sum_{i \in A} dN_i(t) \cdot P_i(t) + \sum_{i \in A} dN_i(t)dP_i(t). \tag{8}$$

(8) 式中的最后两项 $\sum_{i \in A} dN_i(t) \cdot P_i(t) + \sum_{i \in A} dN_i(t)dP_i(t)$ 可以看成从非资本性收入中新增财富的净值（它可以为负）。即

$$\begin{aligned}
 & dI(t) - C(t)dt - (1-\beta)P_H(t)H(t)dt - r_m\beta P_H(t)H(t)dt \\
 & = \sum_{i \in A} dN_i(t) \cdot P_i(t) + \sum_{i \in A} dN_i(t)dP_i(t). \tag{9}
 \end{aligned}$$

因此我们可以得到代表性消费者的预算方程

$$\begin{aligned}
 dW(t) & = \sum_{i \in A} N_i(t)dP_i(t) + dI(t) - (1-\beta)P_H(t)H(t)dt \\
 & \quad - C(t)dt - r_m\beta P_H(t)H(t)dt. \tag{10}
 \end{aligned}$$

令 $n_i(t) = N_i(t)P_i(t)/W(t)$ ， $i \in A$ ，则 $n_i(t)$ 为 t 期消费者所拥有资产 i 的价值占总财富的份额，由定义可知 $\sum_{i \in A} n_i(t) = 1$ 。为了方便起见，我们省去时间标记 t ，这样便可以得到消费者的预算约束：

$$\begin{aligned}
 dW & = [r_F n_F W + r_S n_S W + r_H n_H W + Y - (1-\beta)n_H W - r_m n_H \beta W - C]dt \\
 & \quad + n_S \sigma_S W dz_S + n_H \sigma_H W dz_H. \tag{11}
 \end{aligned}$$

假定代表性消费者的时间偏好率为 η ，因此，对于具有无限期界的代表性消费者而言，其最优的资产组合选择和消费选择问题可以表述如下：

$$\max_{C, H, n_i} E_0 \int_0^{\infty} U(C(t), H(t)) e^{-\eta t} dt, \quad (12)$$

$$\text{s. t. } W(0) = W_0, \quad (13)$$

$$dW = [r_F n_F W + r_S n_S W + r_H n_H W + Y - (1 - \beta) n_H W - r_m n_H \beta W - C] dt + n_S \sigma_S W dz_S + n_H \sigma_H W dz_H, \quad (14)$$

$$\sum_{i \in A} n_i(t) = 1. \quad (15)$$

(二) 模型的解

我们运用动态规划方法来求解问题 (12) — (15), 我们首先定义值函数:

$$J(W, t) \equiv \max_{C, H, n_i, i \in A} E_t \int_t^{\infty} U(C, H) e^{-\eta(s-t)} ds, \quad (16)$$

并令 $J(W, t) = V(W, t) e^{-\eta t}$, $g = r_F n_F W + r_S n_S W + r_H n_H W + Y - (1 - \beta) n_H W - r_m n_H \beta W - C$, 可以得到 Hamilton-Jacobi-Bellman 方程:

$$0 = \max_{C, H, n_i, i \in A} \{U(C, H) - \eta V + g V'_W + \frac{1}{2} (n_S^2 \sigma_S^2 + 2\rho n_S n_H \sigma_S \sigma_H + n_H^2 \sigma_H^2) W^2 V''_{WW}\}. \quad (17)$$

定义

$$\phi(n, C, H; W, t) \equiv U(C, H) - \eta V + g V'_W + \frac{1}{2} (n_S^2 \sigma_S^2 + 2\rho n_S n_H \sigma_S \sigma_H + n_H^2 \sigma_H^2) W^2 V''_{WW}. \quad (18)$$

由问题的假设条件, 存在 n^* 、 C^* 及 H^* 满足 (17) 式¹¹, 即

$$\begin{aligned} 0 &= \max_{C, H, n_i, i \in A} \{\phi(n, C, H; W, t)\} \\ &= \phi(n^*, C^*, H^*; W, t), \quad \forall t. \end{aligned} \quad (19)$$

我们定义 Lagrangian 函数:

$$L \equiv \phi + \lambda \left(1 - \sum_{i \in A} n_i\right). \quad (20)$$

这样, 最优化一阶条件 (FOCs) 为:

$$0 = U'_C - V'_W, \quad (21)$$

¹¹ 详见 Merton(1969, 1971)。

$$0 = U'_H + [r_H P_H - (1 - \beta) P_H - r_m \beta P_H] V'_W + P_H W V''_{WW} (n_H \sigma_H^2 + \rho n_S \sigma_S \sigma_H) - \lambda P_H / W, \quad (22)$$

$$0 = r_F W V'_W - \lambda, \quad (23)$$

$$0 = r_S W V'_W + W^2 V''_{WW} (n_S \sigma_S^2 + \rho n_H \sigma_S \sigma_H) - \lambda, \quad (24)$$

$$0 = r_H W V'_W + W^2 V''_{WW} (n_H \sigma_H^2 + \rho n_S \sigma_S \sigma_H) - \lambda. \quad (25)$$

命题 1 在问题 (12) — (15) 中, 动态均衡时房地产价格的决定方程为¹²:

$$P_H = \left[\frac{r_H - r_F}{\alpha \sigma_H^2 (1 - \rho^2)} - \frac{(r_S - r_F) \rho}{\alpha \sigma_S \sigma_H (1 - \rho^2)} \right] \cdot \frac{W}{H}, \quad (26)$$

其中 $\alpha \equiv -W V''_{WW} / V'_W > 0$ ¹³, 为消费者的相对风险规避系数。

证明 见附录。

三、房地产均衡价格的影响因素

本文第二部分得出了动态均衡时房地产价格的决定方程, 下面我们在该方程 (26) 式的基础上通过比较静态分析来探讨影响房地产均衡价格的各种因素。

命题 2 动态均衡时住房价格具有以下性质:

(2A) 住房价格与消费者的财富、房地产资产的收益正相关, 即当消费者的财富增长、投资于房地产资产的收益增加时, 住房的价格上升。

(2B) 住房价格与消费者的相对风险规避系数及房地产资产的收益波动负相关, 消费者的相对风险规避系数越大、房地产资产的收益波动越大, 住房价格下降。

证明 由动态均衡时房地产价格的决定方程 (26) 式很容易得出, 详见附录。

一般而言, 在我国, 由于社会保障机制不健全, 居民具有较大的风险规避倾向。因此, 命题 2 的结论表明, 从住房是一种风险资产的意义来说,

¹² 由于价格总是正数, 此处我们隐含了假定: $\frac{r_H - r_F}{\alpha \sigma_H^2 (1 - \rho^2)} - \frac{(r_S - r_F) \rho}{\alpha \sigma_S \sigma_H (1 - \rho^2)} > 0$ 。我们令该不等式左边为

D , 则 $D = \frac{1}{\alpha \sigma_H (1 - \rho^2)} \left[\frac{r_H - r_F}{\sigma_H} - \frac{(r_S - r_F) \rho}{\sigma_S} \right]$, 其中, $\frac{r_H - r_F}{\sigma_H}$ 、 $\frac{r_S - r_F}{\sigma_S}$ 可以看成房地产资产及非房地产资产的夏普比率 (Sharp ratio), 在理想的情形下, 我们可以认为它们是相等的。事实上, 作为一种耐用品, 房地产是居民个人投资组合的主要持有资产之一, 按 Poterba (1984), Bruce and Holtz-Eakin (1999) 及 Lastrapes (2002) 的观点, 居民持有房地产所得到的回报率应与投资其他资产的回报率大致相等。又由于 $0 < \rho < 1$, 因此则在通常情形下, 我们认为该假定是满足的。

¹³ 因为 $V''_{WW} = U''(\cdot) < 0$, $V'_W = U'(\cdot) > 0$ 。

居民应该减少对住房的需求,住房价格应该下降。但是,由于住房不仅仅具有投资品的属性,而且它还具有消费品的属性,因此居民的风险规避倾向可能对居民的住房需求影响不大,从而对住房价格的影响不大。

命题3 (3A) 当 $\rho > 0$ 时,住房价格与非房地产资产的收益负相关,与非房地产风险资产的收益波动正相关,即当非房地产资产的收益增加时,住房的价格下降;当非房地产资产的收益的波动加大时,住房的价格上升。

(3B) 当 $\rho < 0$ 时,住房价格与非房地产资产的收益正相关,与非房地产风险资产的收益波动负相关,即当非房地产资产的收益增加时,住房的价格上升;当非房地产资产的收益的波动加大时,住房的价格减少。

(3C) 当 $\rho < \sigma_S/\sigma_H$ 时,住房价格与无风险资产收益负相关,即当无风险资产收益下降时,住房价格上升。

证明 由动态均衡时住房价格决定方程(26)可知

$$\frac{\partial P_H}{\partial r_S} = -\frac{\rho}{\alpha \sigma_S \sigma_H (1 - \rho^2)} \cdot \frac{W}{H}, \quad \frac{\partial P_H}{\partial \sigma_S} = \frac{(r_S - r_F)\rho}{\alpha \sigma_S^2 \sigma_H (1 - \rho^2)} \cdot \frac{W}{H},$$

所以当 $\rho > 0$ 时, $\frac{\partial P_H}{\partial r_S} < 0$, $\frac{\partial P_H}{\partial \sigma_S} > 0$; 当 $\rho < 0$ 时, $\frac{\partial P_H}{\partial r_S} > 0$, $\frac{\partial P_H}{\partial \sigma_S} < 0$; 另外

$$\begin{aligned} \frac{\partial P_H}{\partial r_F} &= \left[-\frac{1}{\alpha \sigma_H^2 (1 - \rho^2)} + \frac{\rho}{\alpha \sigma_S \sigma_H (1 - \rho^2)} \right] \cdot \frac{W}{H} \\ &= \frac{\rho \sigma_H - \sigma_S}{\alpha \sigma_S \sigma_H^2 (1 - \rho^2)} \cdot \frac{W}{H}, \end{aligned}$$

所以当 $\rho < \sigma_S/\sigma_H$ 时, $\frac{\partial P_H}{\partial r_F} < 0$; 证毕。

命题3刻画了住房价格与其他非房地产风险资产的收益及收益波动的关系,通常来说,虽然不同资产的收益可能有此消彼长的趋势,但从长期来看,不同资产的收益都是由经济基本面因素所决定的,因而它们之间存在着某种程度上的正相关关系,这说明 $\rho > 0$, 因此房地产价格与其他非房地产风险资产的收益存在着负相关关系,与其他非房地产风险资产的收益波动存在正相关关系。

另外,通常而言,由于其他非房地产风险资产的收益率波动(如股票市场)要大于房地产市场的收益波动,因而 $\rho < \sigma_S/\sigma_H$ 在通常意义上是成立的,因此,住房价格一般来说与非房地产风险资产的收益及无风险资产的收益负相关。2003—2005年,由于我国资本市场尤其是股票市场的持续低迷,银行存款的实际利率低下,其实际利率为还不到1%,如果考虑利息税,一年期实际存款利率基本为零。由命题3,该时期我国住房价格的急速上涨可能的因素之一在于我国居民投资途径的缺乏。

由动态均衡时的住房价格函数(26)式,我们观察不到对住房价格起着

重要影响的房地产抵押贷款利率及按揭额度的作用，这与我们的直觉和在经济中所观察到的事实不符，下面的命题则进一步说明了房地产抵押贷款利率及按揭额度对房地产价格的作用。

命题 4 住房价格与住房和其他非耐用品消费的边际替代率及住房按揭贷款额度正相关，与抵押按揭贷款利率负相关，当住房和其他非耐用品消费的边际替代率上升时，住房价格上涨；当住房按揭贷款额度加大时，住房价格上升；当住房抵押按揭贷款利率上升时，住房价格下降。

证明 见附录。¹⁴

随着我国国民经济的不断发展，居民消费不再局限于解决一般的温饱问题，居民消费结构目前正处于急剧的升级阶段，住房消费、汽车消费等大宗耐用品消费正成为居民消费热点，因此就目前阶段而言，我国居民的住房与其他非耐用品消费的边际替代率正处于一个上升的阶段，由命题 4 的结论，这也在一定程度上导致了住房价格的上涨。同时，命题 4 的结论还表明，住房抵押贷款额度及住房抵押贷款利率可能是央行调控房价比较有效的手段。¹⁵

四、实证检验

本文接下来利用我国房地产市场的相关数据，用 EG 两步法及 VAR 模型对本文前面的理论结论进行实证检验，由于受数据及当前国内外相关研究进展所限，我们并未能获得房地产贷款方面的数据，同时也并没有找出合意的能完全体现房地产市场风险因素的变量来进行进一步的分析。在本文接下来的实证研究中，我们仅研究房地产价格水平与居民财富、房地产抵押贷款利率之间的关系，以及检验我国人民银行在近年来对个人房贷贷款基准利率加息政策的效果，事实上，后者可以看做一种影响房地产市场的政策性风险。¹⁶另外，由于我国统计制度正处于与国际通行惯例接轨的过程当中，因此在进行实证研究时我们只能根据数据的可获得性来选取样本，因而所采用数据的时间跨度非常短，本文所选用的样本区间为 2001 年 1 月至 2006 年 12 月¹⁷，

¹⁴ 命题 4 给出了房地产均衡价格的另一个表达形式，但是其也是文中数理逻辑的结果，它能帮助我们 from 另外的角度来考察房地产价格的形成。详见附录。

¹⁵ 本文在第四部分的经验分析表明，短期内住房抵押贷款利率在实际中的作用极其不明显，即不具备经济显著性。

¹⁶ 作者查阅了国内外大量文献，尚未有明确指出关于房地产市场风险因素的实证研究，按我们的理解，房地产市场的风险因素即为能够造成房地产价格波动的因素，如宏观经济因素、政府政策的变动等，那么上述因素尤其是政府政策（布告对按揭利率的调控）部分也在实证分析部分体现出来了，不过上述理解可能有误，但是就目前作者的所知及能力，还不能找出能够明确完全反映房地产市场的风险因素的变量进行实证研究，这待以后进一步地查阅相关文献和深入的后续研究解决。感谢匿名审稿人指出该问题。

¹⁷ 自 2007 年以后，我国的统计制度又有所调整，城镇居民可支配收入不再统计月度数据，而只统计季度数据，因此无法将 2007 年以来的数据纳入到分析中去。

共有 72 个样本。

(一) 研究样本描述及调整

1. 商品房实际销售价格水平¹⁸

我们在本文中所使用的商品房销售价格平均水平为商品房实际的销售价格水平 (PHOUSE), 其计算公式如下:

$$\text{商品房实际销售价格水平} = \frac{\text{当月商品房销售额(元)}}{\text{当月商品房销售面积(平方米)}} \times \frac{100}{\text{全国居民消费价格总指数(2001年1月=100)'}}$$

其中, 当月商品房销售额及当月商品房销售面积都是根据月累计销售额及月累计商品房销售面积逐步计算而得¹⁹, 以 2001 年 1 月为基期的全国居民消费价格总指数是根据我国居民消费价格环比指数计算得来。图 1 给出了 2001—2006 年我国商品房实际价格水平, 由图 1 可以看出, 2004 年以前, 我国商品房实际价格水平基本上一直处于 2 000 元每平方米至 2 500 元每平方米之间, 而从 2004 年 1 月开始, 我国商品房实际价格水平的上升幅度开始加大。

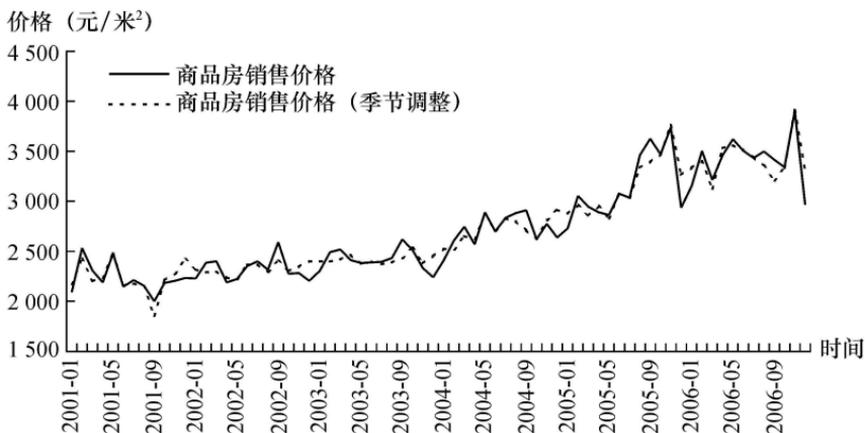


图 1 2001—2006 年我国商品房实际价格水平 (元/平方米)

数据来源: 中经网数据库。

2. 实际抵押按揭贷款利率

我们遵照张涛、龚六堂和卜永祥 (2006) 的方法, 用我国五年期以上的基准名义抵押按揭贷款利率 (个人公积金贷款利率) 减去五年以来全国居民消费价格总指数月度同比上涨率的算术平均数, 从而得到房地产按揭贷款实际利率水平 (r) (见图 2)。图 2 表明, 2001—2006 年间, 我国五年期以上的

¹⁸ 我们也可以国房景气指数中的价格指数来进行经验分析, 但这并不影响我们的实证结论。

¹⁹ 由于我国的统计制度, 房地产数据每年 1 月份的数据不予以统计, 我们用上一年的平均数据替代。

房地产按揭贷款实际利率水平的变化基本可以分为 3 个阶段：第一阶段是 2001 年 1 月至 2002 年 12 月，在这阶段，我国五年期以上的房地产按揭贷款实际利率水平基本上处于上升阶段，虽然在该阶段（2002 年 2 月 21 日）我国有过一次降息政策，但是降息之后，房地产按揭贷款实际利率水平又逐步上升至近 4.5%；第二阶段是 2003 年 1 月至 2004 年 10 月 29 日加息止，该阶段我国房地产按揭贷款实际利率水平逐步下降至 3% 的水平；第三阶段为 2004 年 10 月 29 日加息后，在该阶段我国房地产按揭贷款实际利率水平一直保持在略高于 3% 的水平，另外该阶段另一个明显的特征就是人民银行实施了多次加息，但是由于通胀的影响，每次加息后，我国房地产按揭贷款实际利率水平又逐步回归至加息前的水平。

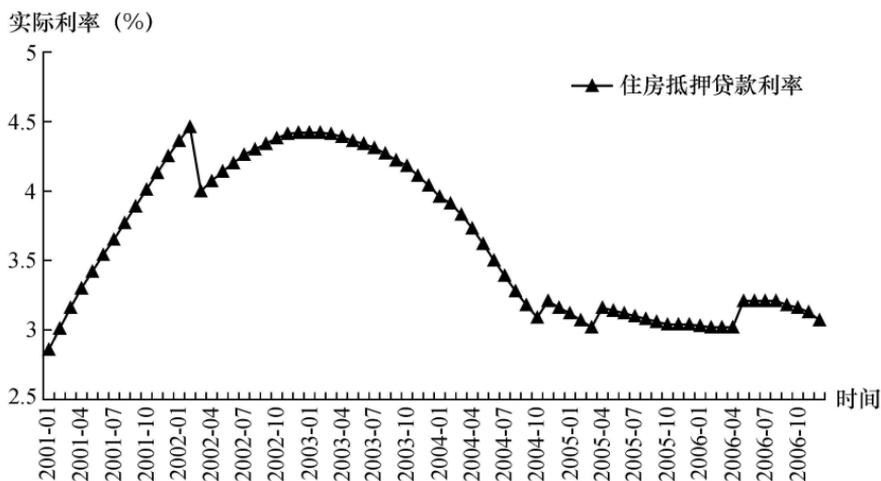


图 2 2001—2006 年我国实际抵押按揭贷款利率 (%)

数据来源：中经网数据库。

3. 城镇居民可支配收入²⁰

我们用城镇居民可支配收入 (INCOME) 来替代居民财富变量，并按照与计算商品房实际销售价格水平相同的价格调整方法来获取除去通胀水平的居民可支配收入 (见图 3)。

4. 加息政策变量

我们用两个虚拟变量 D1 及 D2 来表示人民银行的两次加息政策，其中 D1 以 2004 年 10 月为分界点，2004 年 11 月以前取值为 0，2004 年 11 月及其以后为 1；D2 以 2005 年 3 月为分界点，2005 年 4 月以前取值为 0，2005 年 4 月及其以后为 1；以分别考察人民银行 2004 年 10 月 29 日、2005 年 3 月 17 日及对个人住房贷款基准利率加息的政策效果。在我们所选取的样本期间内，在 2002 年 2 月 21 日、2006 年 4 月 28 日及 2006 年 8 月 19 日人民银行还有三次

²⁰ 由于我国城乡二元结构，我们通常所说的商品房(住宅)销售价格都是针对城镇而言的，因此人均可支配收入我们采用全国水平的城镇人均可支配收入。

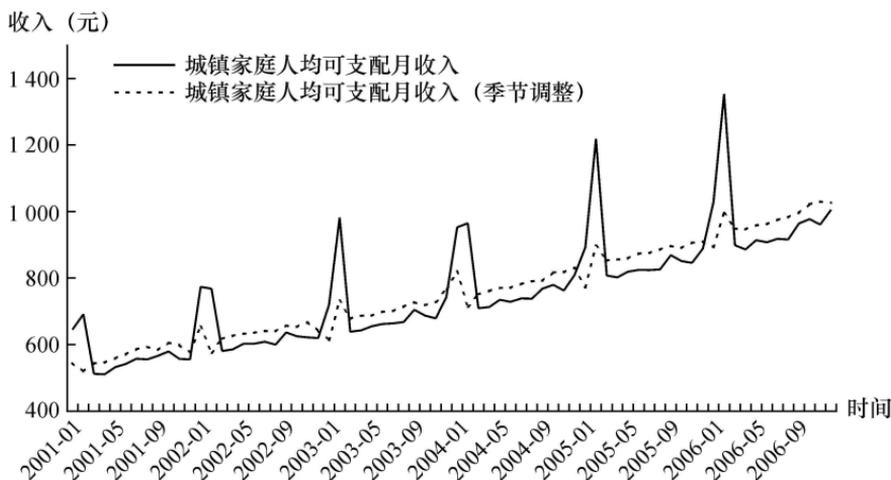


图3 2001—2006年我国城镇居民实际可支配收入(元)

数据来源: 中经网数据库。

不同程度的加息政策,但是由于这些加息政策在我们所考察的样本期内并不能使得加息前与加息后的样本数大致相等,从而使得我们并不能从计量分析中看出其效果,因而我们不予以考虑。

另外,为了消除季节因素的影响,我们对商品房实际销售价格水平(PHOUSE)、城镇居民实际可支配收入(INCOME)用X12方法进行季节性调整,经调整后的时间序列我们加上后缀“_SA”(见图1、图3)。很显然,我国居民可支配收入具有很强的季节性特征,每年的1、2月份往往是我国城镇居民可支配收入最高的月份,这是由于每年的1、2月份正处于我国传统的春节前夕,城镇居民一般在此时都会获得比较高的奖金收入,因而每年的这段时间相对于其他月份而言可支配收入比较高,经过季节调整后,我们可以看出城镇居民可支配收入曲线要比没有进行季节调整时平滑。

(二) 实证结论

1. 单位根检验

一般而言,宏观经济时间序列数据与金融时间序列数据都具有非平稳的特征。我们首先对经季节调整后的商品房实际销售价格水平(PHOUSE_SA)、城镇居民人均可支配收入(INCOME_SA)取自然对数,令

$$p = \ln(\text{PHOUSE_SA}), \quad y = \ln(\text{INCOME_SA}).$$

然后分别采取ADF检验和Phillips和Perron检验(PP检验)对变量 p 、 y 和 r 进行单位根检验。其结果见表1。

表 1 单位根检验(ADF 检验与 PP 检验)

检验方法	p		y		r	
	p	$\Delta(p)$	y	$\Delta(y)$	r	$\Delta(r)$
ADF	-0.4292	-6.0073***	-0.4950	-7.5950***	-1.0070	-2.8530*
检验	(-3.5300)	(-3.5316)	(-3.5300)	(-3.5316)	(-3.5300)	(-2.5903)
PP	-1.2056	-14.8051***	-0.4238	-75.8983***	-1.3750	-5.9744***
检验	(-3.5256)	(-3.5270)	(-3.5256)	(-3.5270)	(-3.5256)	(-3.5270)

注：(1) 表中所有的指标如不作特殊说明，ADF 检验滞后项的选取都按照 Shwert(1987)及 Diebold 和 Nerlove(1990)的建议将其定为 $[T^{0.25}]$ ，其中 T 是样本容量，而 $[\cdot]$ 是取整计算，即上述三个变量我们都取滞后三期。事实上，如果我们按照 Said 和 Dikey(1984)的选取原则 $[T^{1/3}]$ 及各种信息准则，其结论也一致。而 PP 检验则都选取 Bartlet 核及 New-West 窗宽。(2) *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的显著性水平上统计显著，(·) 中为相应显著水平上的临界值，其上方数值为相应检验方法的统计量。(3) Δ 为一阶差分算子，在进行单位根检验时，都只选取截距项。另外，文中所有的检验及计算都是由 Eviews 5.0 计算而得。

由表 1 可以看出，变量 p 、 y 和 r 都是 $I(1)$ 过程，即一阶差分平稳过程。下面我们看它们之间是否能建立协整关系。

2. 协整检验——EG 两步法

为了检验 $I(1)$ 序列 p 、 y 与 r 之间是否具有协整关系，以及人民银行的两次加息政策对房地产价格水平是否具有明显影响，我们用 OLS 估计以下 6 个计量模型（见表 2），并对回归残差进行单位根检验（ADF 检验和 PP 检验），结果见表 2。表 2 中，对 p 、 y 、 r 的滞后项阶数的选取，我们采取了 Schwarz 信息准则及滞后项回归系数是否显著原则。最后我们选取 p 、 y 各滞后一阶，而 r 不选取滞后项。

EG 两步法的结果表明，所有 6 个回归模型的回归残差都是平稳的，都不存在单位根，因此 $I(1)$ 序列 p 、 y 与 r 之间存在协整关系。另外我们可以由上述模型得出以下非常有意义的结论：

首先，表 2 的 6 个模型中， r 的系数符号为负表明实际个人住房抵押贷款利率的提高确实有助于降低房价，这和我们的理论模型的结论是一致的。表 2 还显示，模型 1、3、5 中，检验虚拟变量 D1 和 D2 是否联合显著的 F 统计量都是统计显著的，因此政策变量 D1、D2 是联合显著的，并且 D2 在模型 1、模型 2、模型 3 中都是在 1% 的显著水平上统计显著。这说明，央行的加息政策具有一些效果，并且第 2 次加息政策似乎比第 1 次加息政策效果看起来要更加明显。但是这种效果却与我们的政策目标完全相反，模型 1、模型 2、模型 3 显示，第 2 次加息的政策变量 D2 的系数分别为 0.0839、0.0824、0.0559，也就是说三个模型都显示了央行的加息政策不但没有起到抑制房价的作用，反而提升了房价！其原因可能在于抵押贷款利率工具对控制房价的实际作用不明显，并且加息的时点正是整个经济已经对房价形成了继续大幅度

表2 EG 两步法: OLS 估计结果

		因变量: p					
自变量		模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
$p(-1)$		—	—	—	—	0.3165*** (0.0070)	0.4408*** (0.0001)
y		0.5138*** (0.0000)	0.6846*** (0.0000)	0.3074** (0.0324)	0.3750** (0.0155)	0.3368*** (0.0002)	0.3736*** (0.0000)
$y(-1)$		—	—	0.2192 (0.1258)	0.3079** (0.0445)	—	—
r		-0.0465** (0.0123)	-0.0765*** (0.0000)	-0.0539* (0.0063)	-0.0795*** (0.0000)	-0.0344* (0.0823)	-0.0465** (0.0119)
D1		0.0299 (0.3824)	—	0.0197 (0.5669)	—	0.0248 (0.4498)	—
D2		0.0839*** (0.0045)	—	0.0824*** (0.0051)	—	0.0559*** (0.0608)	—
C(常数项)		4.6263*** (0.0000)	3.6413*** (0.0000)	4.5756*** (0.0000)	3.6671*** (0.0000)	3.2686*** (0.0000)	2.1139*** (0.0002)
误差项	ADF 检验	-5.6923*** [-3.5300]	-4.1263*** [-3.5300]	-6.1891*** [-3.5316]	-4.5047*** [-3.5316]	-5.6579*** [-3.5316]	-4.7311*** [-3.5316]
	PP 检验	-6.6593*** [-2.5979]	-6.2321*** [-2.5979]	-6.4389*** [-2.5984]	-5.8647*** [-2.5984]	-8.9489*** [-2.5984]	-9.4205*** [-2.5984]
F		8.1389*** (0.0007)		6.9294*** (0.0019)		3.5094*** (0.0332)	
调整的 R^2		0.8918	0.8695	0.8931	0.8742	0.9010	0.8933
D. W.		1.5325	1.3763	1.4482	1.2545	2.0488	2.1520
样本期		2001 年 1 月—2006 年 12 月					

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的显著性水平上统计显著; () 中为相应的 P 值, [] 内为 ADF 检验或 PP 检验相应显著水平上的临界值; \hat{a} 的 ADF 检验无截距项与趋势项, 滞后项取滞后 3 期, 而 PP 检验则都选取 Bartlett 核及 New-West 窗宽; F 统计量为虚拟变量 D1 与 D2 是否显著的联合统计量。

上涨预期的时点²¹。另外, 从模型 1 至模型 6 可以看出, r 的系数处于 -0.08 至 -0.03 之间, 即抵押贷款利率提高 1 个百分点, 房价最多才下降 0.08%, 假设抵押贷款利率提高 5 个百分点 (这在现实中几乎不可能, 因为加息不仅仅影响房地产市场, 而且对整个经济都会产生非常大的影响, 央行一般不会采用大幅度的加息政策), 房价最多才下降 0.4%, 如果房价的平均水平为 4000 元/平方米, 其价格仅下降 16 元/平方米, 这几乎是微不足道的。当然, 表 2 中的 6 个模型并没有完全描述抵押贷款利率对房价的作用, 因为可能是加息政策实施的时间较短, 而抵押贷款利率可能对房价的影响要通过较长的时间才能逐步显现, 但是就从短期来说, 加息政策对抵制房价的作用

²¹ 至少在本文所选取的样本期内如此, 关于 2007 年以来我国房地产市场的变化态势的分析见下文中的“关于实证结论的评述”部分。

虽然在统计上是显著的，但是就其实际意义上而言，没有实际上的显著性或经济显著性 (economic significance)²²。政府应该利用其他调控政策，如土地、税收政策等来控制房价的过度上涨。

其次，从表 2 中的 6 个模型来看，模型 5 和模型 6 的 DW 值及各主要统计量 (t 值、调整的 R^2 等) 都比较令人满意。模型 5 与模型 6 显示，上一期房价变动 1% 将导致当期房价变动 0.3%—0.5%，这说明居民对未来房价的预期对目前房价起着非常重要的作用。事实上，居民是在对未来房价变动趋势预期的基础上做出购房决策的，而这种预期通常度量是基于过去房价变动的趋势，因此，在某种程度上，我们可以将上一期房价视为对居民“适应性预期”的一种度量。由此看来，居民的“适应性预期”对房价上涨影响非常大。另外，央行的小幅度加息虽然通过“信号传递”机制向居民表明了政府对房价上涨过快的调控意图，但是也向居民传达了政府不可能采取引起房地产市场急剧波动政策的信念，这样房价在短时期内会大幅度下降是不可置信的，同时由于房价还在继续上涨，更加加强了居民认为未来房价会上涨的预期，从而导致了房价的继续上扬。

最后，居民可支配收入 (居民财富) 对房价也具有一定的正向影响，这和本文的理论分析是一致的，表 2 中所有模型表明居民可支配收入的系数都为正。另外从模型 5 至模型 6 可以看出，居民收入变动 1% 将使得当期房价大约变动 0.3%—0.4%，模型 1 至模型 4 显示，在没有考虑居民“适应性预期” (上期房价) 的影响时，居民收入变动 1% 将引起房价大致变动 0.3 个百分点以上。

3. Johansen 检验与 VAR 模型

由 EG 两步法可知， $I(1)$ 序列 p 、 y 与 r 之间存在协整关系，我们用 Johansen 检验来对这三个指标之间的协整关系进行进一步的验证。由 Schwarz 信息准则，我们选择 2 阶滞后项，并且用 D2 作为外生变量来进行 Johansen 检验，其检验结果见表 3。

表 3 Johansen 迹统计量与最大特征根统计量检验

假设协整方程个数	特征根	迹统计量	5% 临界值	1% 临界值	最大特征根统计量	5% 临界值	1% 临界值
无**	0.2739	41.8322	29.7971	35.4582	22.0893	21.1316	25.8612
至多 1 个**	0.2454	19.7429	15.4947	19.9371	19.4316	14.2646	18.5200
至多 2 个	0.0045	0.3113	3.8415	6.6349	0.3113	3.8415	6.6349

注：(1) 迹统计量与最大特征根统计量显示在 5% 的显著水平上至少有一个协整方程；(2) ** 表示在 5% 的显著性水平上统计显著。

表 3 的 Johansen 迹统计量与最大特征根统计量检验说明在 5% 的显著水

²² 如 2004 年 10 月 29 日央行的加息，假如商业贷款 40 万元，期限 20 年，每月仅多还 60 元，累计仅多还 14 432 元，从长期来看，这对居民决策的影响是微不足道的。

平上至少有一个协整方程,即商品房销售价格 p 、居民可支配收入 y 与五年期以上的基准实际抵押按揭贷款利率 r 之间存在协整关系,这与我们前面 EG 两步法的分析是一致的。为了分析商品房销售价格、居民可支配收入及抵押按揭贷款利率的外生冲击对商品房价格的影响,我们建立如下 VAR (2) 模型:

$$Y_t = A_0 + A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \varepsilon_t,$$

其中, $Y_t = (p, y, r)$, 为商品房销售价格、居民可支配收入及抵押按揭贷款利率 3 个内生变量所组成的列向量; A_1 、 A_2 为参数矩阵, ε_t 为扰动向量; 并且根据 Schwarz 信息准则, 我们选择 2 阶滞后项。由于上述 VAR 模型所估计得到的特征多项式根有一个根模的倒数在单位圆外, 因此 VAR 模型是不稳定的, 因而我们不能用脉冲响应函数来分析商品房销售价格、居民可支配收入及抵押按揭贷款利率之间的内生冲击影响。

(三) 关于实证结论的评述

以上分析表明, 居民可支配收入及按揭贷款利率对实际房价具有一定的影响, 并且和我们的理论分析是一致的。不过就我们所选取的样本期来看, 按揭贷款利率虽然能够在一定程度上抑制商品房的价格, 但是短期内其影响比较小, 这可能与我们的忽略个人住房贷款、土地价格、租房价格等重要因素有关。另外, 前面的分析还表明居民的“适应性预期”对房价上涨影响非常大。因此我们可以在一定程度上认为, 我国目前阶段的房价上涨过快, 很大程度上可能是由于居民的“适应性预期”所造成的, 而居民收入、按揭贷款利率等基本面因素对房价的实际影响相对较小。虽然 2007 年以来国家 6 次调整利率及针对第二套住宅的贷款政策在目前看来对房地产市场造成了一定的影响, 但是也未使房地产价格出现明显拐点, 尽管各种媒介报道了许多热点城市, 如广州、深圳的房地产价格出现了大幅度的下调, 但是从全国范围来看, 统计数据并未表明房地产价格有明显下调趋势, 据国家发改委、国家统计局发布的数据显示, 2007 年全国 70 个大中城市房屋销售价格上涨了 7.6%, 而该数据在 2006 年仅为 5.5%。另外, 2008 年一季度, 全国 70 个大中城市房屋销售价格上涨了 11%, 涨幅比上季度高 0.8 个百分点。上述统计数据表明, 居民对房地产价格上涨的预期在短期内可能不会改变, 这将在未来几年进一步推高我国房地产价格。不过受美国次债危机、人民币升值尤其是通胀的影响, 我国在 2008 年实行从紧的货币政策, 房地产商的授信额度受到了很大限制, 这可能使得部分小房地产商资金链出现问题而调整房价回笼资金, 但是目前这种现象并不普遍, 因此房价还未有明显下降迹象, 未来我国房地产价格的走势可能还是取决于政府、房地产商及居民三方博弈的

态势，不过只要居民对房地产价格上涨预期不改变，短期内房地产价格就很难有较大幅度的调整。

五、结 论

本文分析了不确定性环境下房地产价格的决定因素，文中的模型显示，房地产价格受按揭贷款额度、按揭贷款利率、居民财富等多种因素的影响，经验证据也验证了上述结论。我们还检验了近年来央行为抑制房地产价格上涨过快所实施的加息政策的效果。实证结论表明，抵押贷款利率对房地产价格的影响虽然具有统计显著性，但是它缺乏经济显著性。短期内抵押贷款利率工具对控制房价的实际作用不明显，我国最近几年来央行所颁布的加息政策缺乏预期的效果，另外，由于居民适应性预期的作用，房地产价格自身的变动冲击是导致房地产价格上涨的主要因素，居民收入虽然也在一定程度上导致了房地产价格的上涨，但是其作用较小。

附 录

一、命题 1 的证明

由 FOCs (23) — (25) 可以得到

$$r_F = r_S + \frac{WV''_{WW}}{V'_W} (n_S \sigma_S^2 + \rho n_H \sigma_S \sigma_H),$$

$$r_F = r_H + \frac{WV''_{WW}}{V'_W} (n_H \sigma_H^2 + \rho n_S \sigma_S \sigma_H),$$

即

$$\begin{pmatrix} \sigma_S^2 & \rho \sigma_S \sigma_H \\ \rho \sigma_S \sigma_H & \sigma_H^2 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} n_S \\ n_H \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \frac{r_S - r_F}{\alpha} \\ \frac{r_H - r_F}{\alpha} \end{pmatrix}.$$

由克莱姆法则可以解得

$$n_S = \frac{r_S - r_F}{\alpha(1 - \rho^2)\sigma_S^2} - \frac{(r_H - r_F)\rho}{\alpha(1 - \rho^2)\sigma_S\sigma_H}, \quad (\text{A1})$$

$$n_H = \frac{r_H - r_F}{\alpha(1 - \rho^2)\sigma_H^2} - \frac{(r_S - r_F)\rho}{\alpha(1 - \rho^2)\sigma_S\sigma_H}. \quad (\text{A2})$$

由于 $n_H = P_H H / W$ ，因此

$$P_H = \left[\frac{r_H - r_F}{\alpha\sigma_H^2(1 - \rho^2)} - \frac{(r_S - r_F)\rho}{\alpha\sigma_S\sigma_H(1 - \rho^2)} \right] \cdot \frac{W}{H}.$$

证毕。

二、命题 2 的证明

由动态均衡时住房价格函数 (26) 可得: $\frac{\partial P_H}{\partial r_H} = \frac{1}{\alpha \sigma_H^2 (1 - \rho^2)} \cdot \frac{W}{H} > 0$;

又因为 $P_H > 0$, 所以 $D \equiv \frac{r_H - r_F}{\alpha \sigma_H^2 (1 - \rho^2)} - \frac{(r_S - r_F)\rho}{\alpha \sigma_S \sigma_H (1 - \rho^2)} > 0$, 显然, $\frac{\partial P_H}{\partial W} = D \cdot \frac{1}{H} > 0$;

$$\frac{\partial P_H}{\partial \alpha} = -\frac{1}{\alpha^2} \left[\frac{r_H - r_F}{\sigma_H^2 (1 - \rho^2)} - \frac{(r_S - r_F)\rho}{\sigma_S \sigma_H (1 - \rho^2)} \right] \cdot \frac{W}{H} = -\frac{1}{\alpha} D \cdot \frac{W}{H} < 0;$$

$$\begin{aligned} \frac{\partial P_H}{\partial \sigma_H} &= -\frac{1}{\alpha (1 - \rho^2)} \left[2 \cdot \left(\frac{r_H - r_F}{\sigma_H^3} \right) - \frac{(r_S - r_F)\rho}{\sigma_S \sigma_H^2} \right] \frac{W}{H} \\ &= -\frac{1}{\alpha (1 - \rho^2) \sigma_H^2} \left[2 \cdot \left(\frac{r_H - r_F}{\sigma_H} \right) - \frac{(r_S - r_F)\rho}{\sigma_S} \right] \frac{W}{H}; \end{aligned}$$

由于 $D = \frac{1}{\alpha \sigma_H (1 - \rho^2)} \left[\frac{r_H - r_F}{\sigma_H} - \frac{(r_S - r_F)\rho}{\sigma_S} \right]$ 及 $D > 0$ 可知 $\frac{r_H - r_F}{\sigma_H} - \frac{(r_S - r_F)\rho}{\sigma_S} > 0$ ²³, 因此

$\frac{\partial P_H}{\partial \sigma_H} < 0$; 证毕。

三、命题 4 的证明

由 FOCs (21)、(22)、(23) 可得

$$V'_W = U'_C,$$

$$U'_H = P_H [(1 - \beta + r_F + r_m \beta - r_H) V'_W - W V''_{WW} (n_H \sigma_H^2 + \rho n_S \sigma_S \sigma_H)],$$

因此

$$\begin{aligned} P_H &= \frac{U'_H / U'_C}{(1 - \beta + r_F + r_m \beta - r_H) - \frac{W V''_{WW}}{V'_W} (n_H \sigma_H^2 + \rho n_S \sigma_S \sigma_H)} \\ &= \frac{U'_H / U'_C}{1 - \beta + r_F + r_m \beta - r_H + \alpha (n_H \sigma_H^2 + \rho n_S \sigma_S \sigma_H)}. \end{aligned} \quad (A3)$$

将 (A1)、(A2) 代入 (A3) 式可以得到

$$P_H = \frac{U'_H / U'_C}{1 - \beta + r_F + r_m \beta}.$$

令 $M \equiv U'_H / U'_C$, 为消费者住房与其他非耐用品消费的边际替代率, 显然 $M > 0$, 又由

于 $P_H > 0$, 所以 $D \equiv 1 - \beta + r_F + r_m \beta > 0$ ²⁴, 则由 (36) 式, $\frac{\partial P_H}{\partial M} = \frac{1}{D} > 0$; $\frac{\partial P_H}{\partial \beta} = \frac{(1 - r_m) M}{B^2}$

> 0 ²⁵; $\frac{\partial P_H}{\partial r_m} = -\frac{M \beta}{B^2} < 0$;

证毕。

²³ 见脚注 12。

²⁴ 事实上, 由于 $D = 1 + r_F - \beta(1 - r_m)$, $0 < \beta < 1$, $r_F > 0$, 并且在通常情况下 $0 < r_m < 1$, 因此 $D > 0$ 。

²⁵ 一般而言, 在现实经济生活中, 抵押贷款利率不大可能大于 1, 我们在此假定其小于 1。

参 考 文 献

- [1] Garino, G., and L. Sarno, "Speculative Bubbles in U. K. House Prices: Some New Evidence", *Southern Economic Journal*, 2004, 70(4), 777—795.
- [2] Himmelberg, C., C. Mayer, and T. Sinai, "Assessing High House Prices: Bubbles, Fundamentals and Misperceptions", *Journal of Economic Perspectives*, 2005, 19(1), 67—92.
- [3] Hurst, E., and F. Stafford, "Home Is Where the Equity Is: Mortgage Refinancing and Household Consumption", *Journal of Money, Credit, and Banking*, 2004, 36(6), 985—1014.
- [4] Iacoviello, M., "House Prices, Borrowing Constraints, and Monetary Policy in the Business Cycle", *American Economic Review*, 2005, 95(3), 739—764.
- [5] Lastrapes, W., "The real Price of Housing and Money Supply Shocks: Time series Evidence and Theoretical Simulations", *Journal of Housing Economics*, 2002, 11(1), 40—74.
- [6] 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", 《中国社会科学》, 2006 年第 3 期, 第 74—84 页。
- [7] 卢卫, "对我国房地产泡沫论争的综述", 《经济动态》, 2003 年第 6 期, 第 50—53 页。
- [8] 陆磊、李世宏, "微观决策与经济体制: 房地产泡沫下的居民—金融部门破产", 《金融研究》, 2004 年第 9 期, 第 34—50 页。
- [9] 平新乔、陈敏彦, "融资、地价与楼盘价格趋势", 北京大学 CCER 工作论文, No. C2004001, 2004 年。
- [10] Merton, R., "Lifetime Portfolio Selection under Uncertainty: The Continuous-Time Case", *Review of Economics and Statistics*, 1969, 51(3), 247—257.
- [11] Merton, R., "Optimum Consumption and Portfolio Rules in a Continuous-Time Model", *Journal of Economic Theory*, 1971, 3(4), 373—413.
- [12] 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", 《经济研究》, 2004 年第 6 期, 第 78—86 页。
- [13] 史永东、陈日清, "信息不对称、羊群行为与房地产市场中的居民破产", 《财经问题研究》, 2006 年第 12 期, 第 39—46 页。
- [14] 屠佳华、张洁, "什么推动了房价的上涨: 来自上海房地产市场的证据", 《世界经济》, 2005 年第 5 期, 第 28—37 页。
- [15] 王维安、贺聪, "基于价格领导模型的房地产区域风险扩散研究", 《数量经济技术经济研究》, 2005 年第 6 期, 第 28—37 页。
- [16] Wong, K., "Housing Market Bubbles and the Currency Crisis: the Case of Thailand", *Japanese Economic Review*, 2001, 52(4), 382—404.
- [17] 易宪容, "中国房地产市场过热与风险预警", 《财贸经济》, 2005 年第 5 期, 第 14—21 页。
- [18] 袁志刚、樊潇彦, "房地产理性泡沫分析", 《经济研究》, 2003 年第 3 期, 第 34—43 页。
- [19] 苑林娅, "中国房地产市场存在泡沫吗?", 《南方金融》, 2005 年第 4 期, 第 8—11 页。
- [20] 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", 《金融研究》, 2006 年第 2 期, 第 1—11 页。
- [21] 周京奎 a, "信念、反馈效应与博弈均衡: 房地产投机泡沫形成的一个博弈论解释", 《世界经济》, 2005 年第 5 期, 第 21—27 页。
- [22] 周京奎 b, "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》, 2005 年第 5 期, 第 22—27 页。

Real Estate Pricing Under Uncertainty: A Stochastic Model and Empirical Analysis

YONGDONG SHI RIQING CHEN

(Dongbei University of Finance and Economics)

Abstract This paper, by formulating a stochastic model, investigates the factors affecting real estate pricing under uncertainty. Theoretically and empirically, real estate prices are affected by many factors such as mortgage quotas, interest rates and residential wealth. This paper tests the effects of rising interest rates on Chinese real estate market. The conclusion is that interest rates have statistical, but not economic significance on real estate prices. Therefore, raising interest rates will not cool down the real estate market in the short run. Instead, real estate price shocks themselves are the leading factor for the jump of real estate prices, mainly through the channel of residents' adaptive expectations on real estate prices. Residential income has some but small effects on real estate price jumps.

JEL Classification R21, E21, G11