

房价与信贷关系研究^{*}

——兼论当前房价调控政策的有效性

蔡 真 汪利娜

[摘 要]本文构建了银行信贷内生情况下房价与信贷的理论模型,并对房价与信贷数量及信贷价格的关系进行了实证研究,其结论是,在当前中国金融体制下,提高利率的价格政策以及提高准备金的数量政策都没有起到抑制房价过快上涨的作用。随后,本文对当前的“新国十条”政策的有效性进行了讨论并提出了房价调控的政策建议。

关键词:房地产价格 信贷数量政策 信贷价格政策

JEL 分类号:G21 R30

近年来,部分城市房价上涨过快,中低收入群体住房问题成为全社会关注的焦点。正如《国务院关于坚决遏制部分城市房价过快上涨的通知》(简称为“新国十条”)所指出的,“住房问题关系国计民生,既是经济问题,更是影响社会稳定的重要民生问题”。因此,如何保持房地产市场的健康平稳发展成为经济调控的重要议题。本文从房价与信贷的关系角度出发,阐述银行信贷推动房价上升的内在机理,在当前中国金融运行背景下讨论了房价调控的各种信贷政策的有效性。

一、文献回顾及评述

关于房价与银行信贷关系的文献中,较为经典的是 Allen and Gale(1998)的论文“Bubbles and Crises”。Allen and Gale 建立了房地产市场的局部均衡模型,通过对比投资者完全用自有资金和完全用银行贷款进行投资时的均衡解,得出银行信贷起到了推高房价的作用。他们给出房价收益率变高的机理是:银行中介的存在导致了代理投资问题,使得投资者具备了风险转嫁的动机和激励,这导致了房价的泡沫。此外,他们还研究了信贷不确定性对房价收益率的影响,其结论是由信贷不确定性产生的泡沫规模比确定性条件下更大。王胜(2008)对 Allen 的模型进行了扩展,考虑了投资者部分使用银行贷款的情形,从而将模型一般化。袁志刚和樊潇彦(2003)将房地产开发商的供给方程单独考虑,然后比较了没有银行信贷条件下和有银行信贷条件下的房价均衡解,得出与 Allen 同样的结论。该文献有新意之处是考虑了开发商和消费者存在外生违约概率的情况,进而考虑了房地产泡沫破裂与违约率之间的关系。Stein(1995)提供了一个存在迁移意愿的重复购买者模型,考察了住房市场波动的主要因素。Stein 将购房者分成三类:一是不受信贷约束的移动者,二是受信贷约束的移动者,三是受信贷约束的非移动者。第二类购房者受金融约束,并选择卖掉老房买入新房。他们在住房市场上扮演关键的不稳定角色,因为他们对房屋的净需求是房价的增函数(如果房价上涨,这些受约束的移动者将从卖出的老房实现更多收益从而支付更多首付款获得更大的新房)。根据这一假设,Stein 推出了市场在上升时期比下跌时期具有更强烈交易活动的结论。武康平和皮舜等(2004)建立的模型考虑了二级代理问题,即银行放款人与银行利益不一致的情况。其研究结论认为房地产价格的上涨导致了银行信贷的增加,银行信贷供给增加导致房地产价格的上涨,二者之间存在正反馈的作用机制。

^{*} 蔡真,中国社会科学院金融研究所,经济学博士;汪利娜,中国社会科学院经济研究所,研究员。

实证研究方面,Lamont and Stein(1999)的研究表明,在引入融资效应后,住宅价格对人均收入的变化更为敏感。他们将贷款价值比(Loan to Value,LTV)超过 80%的家庭占比作为划分高融资城市(LTV 超过 80%的比例为 25%)和低融资城市(LTV 超过 80%的比例仅为 5%)的标准。当人均收入都增长 1%的情况下,高融资城市的房价增长 0.64%,低融资城市的房价增长为 0.19%,前者是后者的 3 倍多,这体现了房价增长中的融资杠杆作用。Case,Schiller and Weiss(1995)对美国 50 个州 1975~1993 年这 18 年间丧失住房抵押赎回权的数据进行了实证分析,得出的结论是:当总体房价快速上涨时,按揭贷款的风险可以忽略不计,但是,一旦房价走平(level-off)或者上升趋势中断,那么按揭贷款的风险急剧增大,而当住宅的总体价格开始下跌时,按揭贷款的风险将十分严重。Davis,Philip and Zhu(2004)利用 17 个国家的面板数据对商业地产价格和银行贷款之间的关系进行了实证分析,其结论是房地产价格的上涨导致了银行信贷的扩张,而不是过度的银行信贷扩张导致了房地产价格的上涨。Chen and Wang(2007)使用 1991~2001 年台湾的房产交易数据,研究了资产价格周期波动中抵押物价值和贷款的关系。研究结果发现,可抵押资产的价值对贷款的规模存在正向和显著的影响,同时抵押物的杠杆效应对资产价格波动是顺周期的。国内实证研究方面,李健飞和史晨昱(2005)采用协整分析方法,利用 1998 年 1 月至 2004 年 9 月之间的季度数据,对我国房地产价格波动和银行信贷之间的关系进行了实证研究,其研究结论是,银行的过度放贷并不是目前房地产价格上涨的根源,而房地产价格上涨对银行信贷扩张的作用却是不可忽略的。张涛、龚六堂和卜永祥(2006)对中国房地产价格与房地产贷款的关系进行了实证分析,结果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。

就理论文献而言,无论是 Allen(1998)还是袁志刚(2003)的模型,他们对银行贷款这一变量的假设都是外生给定并且是无弹性的,而事实上,在现代货币经济中,银行信贷在货币创造活动中扮演了重要的角色,应在模型中考虑银行信贷内生的情况。经验研究方面,现有文献大多集中在房价与信贷的协整关系以及两者谁是因、谁是果的讨论中,就中国现实而言,银行信贷的发放除了取决于市场化的因素外,还受到一些行政管制因素的影响(如半管制的贷款利率,行政性的窗口指导,借款人资格的硬性规定等),因此房价与银行信贷之间关系,关于货币政策的影响、传导机制以及中国特色的货币政策工具的探讨都应是题中之义。在下文的理论研究部分,我们逐一讨论无信贷支持的房价决定、信贷外生和信贷内生情形下的房价信贷关系,并证明若干命题;在实证研究部分,我们将论述现行金融体制下各种价格调控政策的弊端。

二、房价与信贷关系理论模型

(一)无信贷支持的房地产市场均衡价格

1. 房地产消费者的购房决策

消费者将其可支配收入 Y 用于房地产和一般商品消费。设 P_1 为房地产价格, Q 为购买房地产的数量,则房地产消费总额为 P_1Q 。用于其他商品的消费,我们将其简化为一种产品,价格为标准单位 1,消费的数量为 N 。房地产消费者的效用水平主要与消费物品的数量有关,假设房地产需求者的效用函数为柯布-道格拉斯形式 $u(Q,N)=Q^{\rho}N^{1-\rho}$,为简便计算,取 $\rho=1/2$ 。房地产消费者面临的约束是各种消费不能超过可支配收入。因此,房地产消费者的购房行为可描述成如下最优化问题:

$$\begin{aligned} \max \quad & u(Q,N)=Q^{\rho}N^{1-\rho} \\ \text{s.t.} \quad & P_1Q+N=Y \end{aligned}$$

求上式一阶条件,可得消费者的最优化行为需满足:

$$P_1Q=Y/2 \tag{1}$$

此式的含义是消费者将一半的可支配收入用于购房消费,这一决策结果是由效用弹性 ρ 决定的,而我们假定 ρ 等于 0.5。

2. 房地产开发商的投资决策

房地产开发商仅依靠自有资金投资开发房地产,其投资额用 I 代表,开发商收入主要为出售房地产产品所得,承担的成本主要有建房成本和自有资金的机会成本。假设开发商自有资金的机会成本为银行存款利率 r (这个假设是恰当的,因为银行存款利率是无风险资产的收益,而若假设成其他形式,则需考虑风险因素,公式将复杂化)。房地产开发商的建造成本随着规模的增加而增加,并且我们假定边际成本是递增的,函数形式为 $C=c \cdot \frac{Q^2}{2}$, c 表示房地产开发商建房的单位成本。房地产开发商的利润函数为 $\pi=P_1Q-0.5 \cdot cQ^2-Ir$ 。房地产开发商面临的约束为建造成本不能超过自有资金。因此,房地产开发商的住房开发行为可描述成如下最优化问题:

$$\begin{aligned} \max \quad & \pi=P_1Q-0.5 \cdot cQ^2-Ir \\ \text{s.t.} \quad & 0.5 \cdot cQ^2=I \end{aligned}$$

求上式一阶条件,可得开发商的最优化行为需满足

$$P_1=cQ(1+r) \quad (2)$$

此式的含义是开发商对房产的定价是房产的开发成本加上使用这笔资金进行开发的机会成本。

联立(1)(2)两式,可得无信贷支持条件下房地产市场的均衡价格。由于两式联立为二次多项式,价格为正,取正根,得

$$P_1=\sqrt{\frac{c(1+r)Y}{2}} \quad (3)$$

由(3)式可以看出,在无信贷支持条件下,房地产市场的均衡价格与供给面的开发成本和资金使用成本正相关,与需求面的可支配收入正相关,但并不是线性相关。

(二) 银行信贷支持且外生给定情况下的供需抉择

1. 信贷支持条件下房地产消费者的购房决策

与无信贷支持的情况相比,这里引入两个新的变量:一是 ϕ ,表示房地产消费者购房贷款占房价的比例,显然 $0<\phi<1$;二是 $r_L>r$,表示房地产消费贷款的利率。消费者的最优化行为依然是最大化柯布-道格拉斯效用函数。约束条件为:房地产消费者的可支配收入扣除一般商品的消费外用于购房首付款和贷款利息,公式形式为 $N+(1-\phi)P_2Q+r_LL=Y$,其中 L 为贷款额。房地产消费者在信贷支持条件下的最优化问题表述如下:

$$\begin{aligned} \max \quad & u(Q,N)=Q^\rho N^{1-\rho} \\ \text{s.t.} \quad & N+(1-\phi)P_2Q+r_LL=Y \\ & L=\phi \cdot P_2Q \end{aligned}$$

求上式一阶条件,可得消费者的最优化行为需满足

$$P_2Q=Y/2(1-\phi+\phi \cdot r_L) \quad (4)$$

2. 信贷支持条件下房地产开发商的投资决策

与无信贷支持的情况相比,对于房地产开发商的投资决策我们同样引入两个新的变量:一是 λ ,表示房地产开发商借贷资金占总投资的比例,显然 $0<\lambda<1$;二是 r_L ,表示房地产开发贷款的利率,为方便起见,这里假设开发贷款利率与房屋消费贷款利率相等。房地产开发商的目标是最大化其利润,利润函数为房屋总售价减去总开发成本、自有资金的机会成本以及贷款总利息。约束条件为房屋的建造成本不能超过自有资金和借贷资金之和。房地产开发商在信贷支持条件下的最优化

问题表述如下:

$$\begin{aligned} \max \quad & \pi = P_2 Q - 0.5 \cdot c Q^2 - I r - \frac{\lambda I}{1-\lambda} \cdot r_L \\ \text{s.t.} \quad & 0.5 \cdot c Q^2 = \frac{I}{1-\lambda} \end{aligned}$$

求上式一阶条件,开发商的最优化行为需满足

$$P_2 = c Q (1 + (1-\lambda) \cdot r + \lambda \cdot r_L) \quad (5)$$

联立(4)(5)两式,可得金融信贷支持条件下房地产市场的均衡价格。舍去负根,得:

$$P_2 = \sqrt{\frac{c[1+(1-\lambda) \cdot r + \lambda \cdot r_L]Y}{2(1-\phi + \phi \cdot r_L)}} \quad (6)$$

3. 若干命题的判断

命题 1: 信贷资金的介入推高了房价。

对于该命题, 须比较 P_2 和 P_1 的大小。由于 P_2 和 P_1 存在共同的系数 $\sqrt{\frac{cY}{2}}$, 则只需比较 $\frac{1+(1-\lambda) \cdot r + \lambda \cdot r_L}{1-\phi + \phi \cdot r_L}$ 是否大于 $1+r$ 。

推导过程如下:

(1) 对于分母, $0 < 1-r_L < 1$ 且 $\phi > 0 \Rightarrow -1 < -\phi < -\phi \cdot (1-r_L) < 0 \Rightarrow 0 < 1-\phi \cdot (1-r_L) < 1$;

(2) 由于分母介于 0 到 1 之间, 则 $\frac{1+(1-\lambda) \cdot r + \lambda \cdot r_L}{1-\phi + \phi \cdot r_L} > 1+(1-\lambda) \cdot r + \lambda \cdot r_L = 1+r+\lambda(r_L-r) > 1+r$, 原命题得证。

命题 2: 房地产消费信贷占比越大, 房价越高。

对于该命题, 只需判断 $\frac{\partial P_2}{\partial \phi}$ 的符号。

$$\frac{\partial P_2}{\partial \phi} = \sqrt{\frac{cY \cdot (1+(1-\lambda) \cdot r + \lambda \cdot r_L)}{2}} \cdot \frac{(1-r_L)}{2 \cdot [1-\phi \cdot (1-r_L)]^{1.5}} = \sqrt{\frac{cY \cdot (1+(1-\lambda) \cdot r + \lambda \cdot r_L)}{8(1-\phi \cdot (1-r_L))}} \cdot \frac{(1-r_L)}{1-\phi \cdot (1-r_L)}$$

由于 $0 < (1-r_L) < 1$, $0 < \phi < 1$, 上式大于 0, 原命题得证。

命题 3: 房地产开发贷款占比越大, 房价越高。

对于该命题, 只需判断 $\frac{\partial P_2}{\partial \lambda}$ 的符号。

$$\frac{\partial P_2}{\partial \lambda} = \sqrt{\frac{cY}{2(1-\phi + \phi r_L)}} \cdot \frac{1}{2} \frac{r_L - r}{\sqrt{1+(1-\lambda) \cdot r + \lambda \cdot r_L}} = \sqrt{\frac{cY}{8(1-\phi + \phi r_L) \cdot (1+(1-\lambda) \cdot r + \lambda \cdot r_L)}} \cdot (r_L - r)$$

由于 $r_L - r$ 表示银行存贷款利差, 所以 $r_L - r > 0$ 。因此, $\frac{\partial P_2}{\partial \lambda} > 0$, 原命题得证。

命题 4: 贷款利率越高, 房价越低。

对于该命题, 只需判断 $\frac{\partial P_2}{\partial r_L}$ 的符号。

$$\frac{\partial P_2}{\partial r_L} = \sqrt{\frac{cY \cdot (1-\phi + \phi r_L)}{8 \cdot (1+(1-\lambda) \cdot r + \lambda \cdot r_L)}} \cdot \frac{\lambda - \lambda \phi - \phi - r \phi + r \lambda \phi}{(1-\phi + \phi r_L)^2}$$

对于上式我们只需判断 $\lambda - \lambda \phi - \phi - r \phi + r \lambda \phi$ 的符号, 分三种情况讨论:

(1) 若 $\lambda = \phi$,

则 $\lambda - \lambda \phi - \phi - r \phi + r \lambda \phi = (r-1)\lambda^2 - r\lambda < 0$;

(2) 若 $\lambda > \phi$,

则 $\lambda - \lambda\phi - \phi - r\phi + r\lambda\phi < \lambda - \lambda^2 - \lambda - r\lambda + r\lambda\phi = -\lambda^2 - \lambda r(1 - \phi) < 0$;

(3) 若 $\phi > \lambda$,

则 $\lambda - \lambda\phi - \phi - r\phi + r\lambda\phi < \phi - \lambda\phi - \phi - r\phi + r\lambda\phi = -\lambda\phi - r\phi(1 - \lambda) < 0$ 。

由上述三种情况可知, 无论何种情况, $\frac{\partial P_2}{\partial r_L} < 0$, 原命题得证。

4. 政策含义

由以上四个命题可以看出, 在银行信贷外生给定的情况下, 信贷资金的介入导致了房价的上升, 其主要原因是信贷资金的出现放松了购房者和开发商的资金约束。由命题 2 和命题 3 可以看出, 信贷资金介入得越多, 房价上涨越快。以上是房价与信贷资金在数量上的关系表现, 在价格关系上, 由命题 4 可以看出, 贷款的资金成本越高, 房价越低。

根据以上推导的理论规律, 若要遏制过快上涨的房价, 就金融层面可以从两个方面着手: 一是控制房地产有关贷款的数量, 二是提高获取信贷资金的成本。当然, 关于房价的调控归根结底起作用的是数量影响, 它既可以通过市场化的方式由价格传导完成, 也可以通过行政命令的手段直接实现。

(三) 银行信贷内生且不考虑违约情形的房地产市场均衡价格

在以上的讨论中, 我们假设房地产信贷是无弹性供给的, 而在现实中, 贷款的供给受到贷款的价格以及贷款的资金成本的影响。这里, 我们考虑银行的利润最大化行为, 将其作为影响房价的一个内生因素。

1. 银行的利润最大化行为

银行的房地产贷款的最优决策包括如下因素: 贷款利率 r_L , 资金成本 r (这里使用存款利率代替); 商业银行的单位运营成本 a , 我们假定商业银行的运营成本随着规模的增加而增加, 其函数形式为 $A = a \cdot \frac{L^2}{2}$; 贷款的违约率 p^e , 违约情况下的贷款回收率 ρ , $\rho = \min\left[\frac{M}{L(1+r_L)}, 1\right]$, 其中 M 表示房产抵押物的市场价值, 当抵押物的市场价值大于贷款价值时, 消费者不会违约, 因为出售房产并归还贷款本息还有剩余, 因此, $0 \leq \rho \leq 1$ 。商业银行的最大化利润行为可表述如下:

$$\max \quad \pi = (1 - p^e) \cdot (1 + r_L) \cdot L + p^e \cdot \rho \cdot (1 + r_L) \cdot L - (1 + r) \cdot L - a \cdot \frac{L^2}{2}$$

下面分两种情况讨论:

(1) $\frac{M}{L(1+r_L)} \geq 1$ 时, $\rho = 1$

商业银行的最大化利润函数简化为:

$$\max \quad \pi = (1 + r_L) \cdot L - (1 + r) \cdot L - a \cdot \frac{L^2}{2}$$

对上式求一阶条件, 得商业银行的最优贷款为

$$L = \frac{r_L - r}{a} \quad (7)$$

这意味着, 当房地产行业处于景气周期中, 即抵押物的市场价值高于贷款价值时, 很少发生违约情况, 即使发生违约, 银行的违约损失几乎可以忽略不计。在这样的条件下, 商业银行的最优贷款额由存贷款利差除以商业银行的运营成本决定。

(2) $\frac{M}{L(1+r_L)} < 1$ 时

商业银行的最大化利润函数简化为:

$$\max \quad \pi = (1-p^e) \cdot (1+r_L) \cdot L + p^e \cdot M - (1+r) \cdot L - a \cdot \frac{L^2}{2}$$

对上式求一阶条件,得商业银行的最优贷款为

$$L = \frac{r_L - r - p^e(1+r_L)}{a} \quad (8)$$

这意味着,当房地产处于衰退期时,即抵押物的市场价值低于贷款价值时,商业银行的最优贷款额除了由存贷款利差决定外,还取决于违约产生的净损失。由(8)式可以看出,最优贷款额是贷款违约率的减函数,违约率越高,最优贷款额越低。

比较上述两种情况,我们发现:在房价上升期,银行信贷保持平稳增长;而在房价下跌期,信贷以更快的速度收缩,这是由于抵押物市场价值的下降会提高违约率,而违约率的上升会进一步收缩信贷。这一情形类似于美联储主席伯南克在论述经济景气与衰退中的信贷增长的不对称效应,即金融加速器效应。导致这种非对称效应的重要原因是房地产贷款的抵押特性和债权的有限责任的结合。对于使用贷款的购房者而言,他实际上获得了一个看涨期权,在房价上涨时他选择行权,而行权的方式则是归还贷款;在房价下跌时他选择不行权,这时购房者丧失抵押赎回权。这时银行则承担了房价下跌损失,而房价下跌会导致违约率上升,这会进一步引起信贷的进一步收缩。

2. 包含银行利润最大化行为的内生模型

前述关于房地产均衡价格的推导中,银行信贷是外生给定的。这里我们推导银行信贷内生给定情况下的房地产市场均衡价格,为使模型的推导相对容易,这里只考虑房地产景气周期时的情形。对这一情况的探讨有益于从理论规律中发现遏制房价过快上涨的政策建议。此外,同样为了方便起见,我们只考虑购房者存在金融支持的情况,而假设开发商不存在信贷支持。根据以上假设,我们只需联立(2)、(4)、(7)式,并考虑参数之间的固有关系,即可解得均衡价格。

$$\text{联立方程组表示成如下形式:} \quad \begin{cases} PQ = Y/2(1-\phi + \phi \cdot r_L) \\ P = cQ(1+r) \\ L = \frac{r_L - r}{a} \\ L = \phi PQ \end{cases}$$

第一式表示购房者的最优需求方程,第二式表示开发商的最优供给方程,第三式表示银行的最优贷款供给方程,第四式表示贷款与房屋总价之间的关系。我们将第四式代入第三式,得到房价与银行贷款各种参数之间的关系;再将结果代入第一式,消去贷款占比 ϕ ;再与第二式联立。我们可以得到房价与其他价格参数之间关系的等式:

$$\frac{P^2}{c(1+r)} - \frac{(r_L - r) \cdot (1 - r_L)}{a} - 0.5Y = 0 \quad (9)$$

将上式写成 P^2 的表达式并舍去负根:

$$P^2 = \frac{c(1+r)[aY + 2(r_L - r) \cdot (1 - r_L)]}{2a} \quad (10)$$

3. 均衡价格与利率变动的关系

命题 5:在一定条件下,存款利率(资金成本)越低,均衡价格越高。

对于此命题,只需观察均衡价格对存款利率偏导数的符号。由于等式(10)是以价格 P 的复合函数形式出现的,因此对隐函数求导:

$$2P \cdot \frac{\partial P}{\partial r} = \frac{c}{2a} [aY + 2(1 - r_L)(r_L - 1 - 2r)]$$

由于 $P > 0$ 、 $\frac{c}{2a} > 0$ 、 $(1 - r_L) > 0$ 、 $(r_L - 1 - 2r) < 0$ 、 $aY > 0$,需对 $aY + 2(1 - r_L)(r_L - 1 - 2r)$ (此式记为(*)式)的

符号进行判定。由于 aY 没有明确的范围限定,需将其转换成含有 r_L 和 r 的表达式。转换过程如下:

① 联立方程组的第三方程和第四方程联立,得 $aPQ = \frac{r_L - r}{\phi}$,

② 上述等式代入联立方程组的第一方程,得 $aY = 2 \left[\frac{r_L - r}{\phi} - (r_L - r)(1 - r_L) \right]$,

③ 上式代入(*)式, (*)式转换为 $\frac{2}{\phi} [(r_L - r)(1 + \phi) - \phi + \phi r r_L]$ 。

记 $(r_L - r)(1 + \phi) - \phi + \phi r r_L$ 为(**)式,上式的符号并不能通过解析式解出,对此我们在假设条件下遍历所有可能性,然后观察(**)式的符号。我们假设:

① $r_L < 0.1$, 自 2000 年以来人民币贷款利率从未超过 10%,这一假设是合理的。

② $r < r_L$, 即存款利率小于贷款利率。

③ $0 < \phi < 1$, 即房款总额并不全部来自于自有资金,也不全部来自于银行贷款。

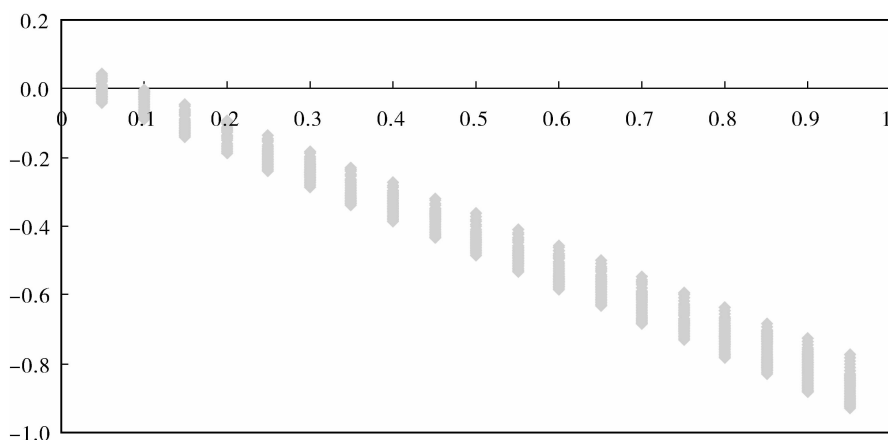


图 1 房价对存款利率的求导结果

从图 1 的数值模拟结果可以看出:当 $0.1 < \phi < 1$, 即银行贷款占房款总额大于 10% 的情况下, $\frac{\partial P}{\partial r} < 0$, 提高资金成本会导致价格下降。

命题 6: 贷款利率越高, 并不意味着均衡价格一定越低。

$$2P \cdot \frac{\partial P}{\partial r} = \frac{c}{a} (1+r) [(1-r_L) - (r_L-r)]$$

由于 $P > 0$, $\frac{c}{a} (1+r) > 0$, 那么 $\frac{\partial P}{\partial r_L}$ 的符号取决于 $(1+r-2r_L)$ 的符号。当 $(1+r-2r_L) > 0$ 时, 即 $r_L < \frac{1+r}{2}$

时, 均衡价格随贷款利率的上升而上升; 当 $(1+r-2r_L) < 0$ 时, 即 $r_L > \frac{1+r}{2}$ 时, 均衡价格随贷款利率的上升而下降。

比较命题 6 与命题 4, 我们发现: 将银行的利润最大化行为内生到房价决定中之后, 通过提升贷款利率进而遏制房价过快上涨的总需求管理政策并不一定成立。尽管利率的上升起到了遏制借款人贷款需求的作用, 但是对于银行贷款供给来说却起到了促进作用, 尤其是在房地产景气周期中, 这一现象将加强和持续, 因为抵押物价值上涨时不会造成违约。因此, 房地产均衡价格的走势将最终取决于贷款供需双方力量的对比。这也提示我们, 在房地产景气周期中, 寄希望提高贷款利率遏制需求的政策需要慎用, 因为它在资金供给面产生了负面影响, 它会刺激银行放贷冲动, 以追逐短期的利润。

三、房价与信贷关系实证研究

在上文的理论模型中,我们分别从数量和价格角度探讨了银行信贷对房价的影响,其基本结论是:第一,银行信贷起到了推高房价的作用;第二,在银行信贷内生化的条件下,贷款利率的提升并不一定起到抑制房价的作用;第三,在银行信贷内生化的条件下,资金成本的降低起到了推高房价的作用。

针对以上结论,我们进行实证研究。论证路线图如下:首先,我们从需求面考察房价决定的实体面因素,即在长期中房价是否由居民可支配收入决定;其次,我们考察房价决定的金融面因素,分别从总量和截面两个角度进行数量考察;最后,我们考察货币政策调整对信贷价格的影响,进而对房地产信贷数量,从而对货币政策的操作效果进行客观评价。

(一)房价与可支配收入的关系

1. 计量模型设计及数据说明

在理论模型中,我们论证房价是可支配收入的增函数,在实际运行中,房价和可支配收入都存在某种波动,但我们预期长期趋势上两者应该表现出正相关性。因此我们预设两者存在长期协整关系。

数据来源及处理情况如下:可支配收入来源于 2003 年至 2009 年《中国统计年鉴》和中国统计局网站的城镇居民可支配收入,数据频率为季度,样本区间为 2002 年第一季度至 2010 年第一季度。由于每一年第一季度可支配收入都明显高于其他季度,数据在使用前进行了季节调整并取对数。房价使用单位面积房价,用商品房销售额除以商品房销售面积计算,以上数据来源于中国统计数据应用支持系统。

2. 计量过程、结果及说明

要考察变量之间是否存在协整关系,首先应对变量进行平稳性检验。表 1 给出了数据平稳性检验的结果,由表 1 可以看出,LNINCOME 是 0 阶单整过程,而 LNPRICE 是 1 阶单整过程,由于单整阶数不同,两者之间不能进行协整关系检验。

表 1 可支配收入和房价的季度数据平稳性检验

变量	检验形式(C,T,K)	ADF 统计量	临界值	接受原假设的概率
LNINCOME	(C,T,3)	-3.753573	-3.733200**	0.0483
D(LNPRICE)	(0,0,1)	-2.287309	-2.644302**	0.0237
LNPRICE	(C,0,0)	1.026489	-3.653730	0.9959
LNPRICE	(C,T,0)	-1.100970	-4.273277	0.9132
LNPRICE	(0,0,0)	3.300262	-2.639210	0.9995

注:其中检验形式(C,T,K)中的字母分别表示检验方程包括常数项、时间趋势和滞后项的结束;***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%显著水平下的临界值。LNINCOME 表示可支配收入取对数,LNREPRICE 表示商品房单位面积的价格,D(LNREPRICE)表示商品房单位面积价格的差分。

尽管上述两者不存在协整关系,但我们可以对其进行 HP 滤波,分解出长期趋势,观察两者的长期趋势之间的关系。图 2 给出了可支配收入与房价 HP 滤波后的长期趋势图,从中可以看出,房价与可支配收入表现出几乎完全一致的上升趋势,此外,可支配收入与房价之间的距离越来越近,这也体现了公式中房价与可支配收入的根号项呈正比的特性。

(二)房价与信贷数量的关系

1. 总量考察

(1)计量模型设计及数据说明

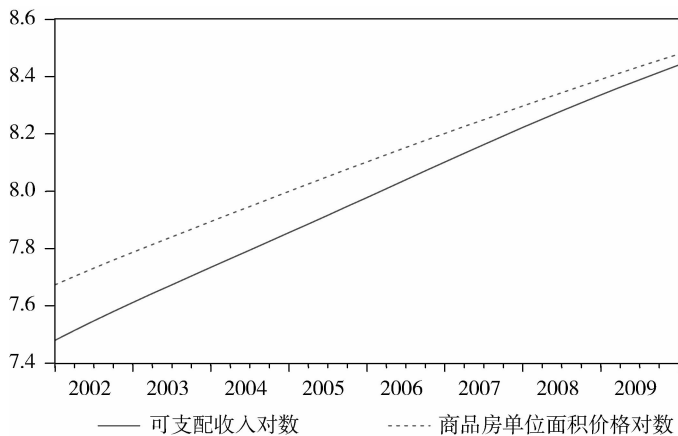


图 2 可支配收入与房价的 HP 滤波结果

在上文的经验研究中,由于房价与可支配收入之间不具有相同的单整阶数,从而不能进行协整检验。在理论研究部分,房价的决定因素除可支配收入外,还包括信贷的支持作用。针对这一特点,我们在总量上考察房价与信贷数量之间是否存在协整关系。即房价和信贷的波动是非平稳的,但两者的线性组合是否是稳定的。如果房价与信贷之间存在协整关系,则说明房价的波动可由信贷解释。

数据来源及处理情况如下:房价的数据来源和计算方法同上,由于每年 1 月份数据的数据缺失,本报告采用上一年 12 月与本年 2 月数据简单平均,然后采取 Tramo/Seats 方法进行季节调整。房地产信贷使用单位面积贷款额,用房地产贷款总额除以商品房销售面积。由于无法得到房地产贷款总额的数据,本报告根据房地产开发资金来源进行估算。房地产开发资金来源的构成情况如下:国内贷款指开发商的银行贷款;利用外资不计入贷款总额;自筹资金大部分是开发商的自有资金,不计入贷款总额;其他资金中部分是购房者的定金及预收款,我们假设 50% 的其他资金是定金和预收款,用商品房销售额减去定金及预收款得消费者购房贷款额,将其与开发商的银行贷款相加得房地产贷款总额的估算值。同样,由于 1 月份数据缺失,采用与计算单位房价同样的方法进行调整。调整后的数据取对数,数据频率为月度,样本区间为 2002 年 1 月至 2010 年 4 月。完成初处理的数据见图 3。

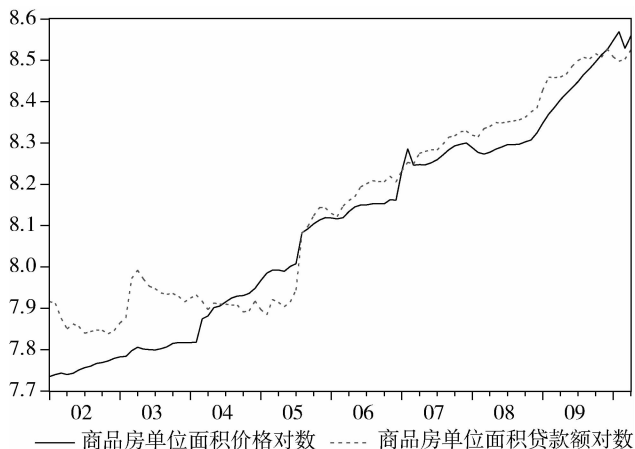


图 3 房价及房地产信贷走势图

(2)计量过程、结果及说明

要考察变量之间是否存在协整关系,首先应对变量进行平稳性检验。

表 2 房价和房地产信贷的月度数据的平稳性检验结果

变量	检验形式(C,T,K)	ADF 统计量	临界值	接受原假设的概率
D(LNLOAN)	(0,0,0)	-7.315159	-1.614575***	0.0000
LNLOAN	(C,0,0)	0.530520	-3.497727	0.9870
LNLOAN	(C,T,1)	-2.968117	-4.054393	0.1466
LNLOAN	(0,0,0)	2.845055	-2.588530	0.9989
D(LNPRICE)	(0,0,1)	-2.287309	-2.644302**	0.0237
LNPRICE	(C,0,0)	1.026489	-3.653730	0.9959
LNPRICE	(C,T,0)	-1.100970	-4.273277	0.9132
LNPRICE	(0,0,0)	3.300262	-2.639210	0.9995

注:其中检验形式(C,T,K)中的字母分别表示检验方程包括常数项、时间趋势和滞后项的结束;***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%显著水平下的临界值。LNLOAN 表示商品房单位面积贷款额,D(LNLOAN)表示商品房单位面积贷款额的差分,LNREPRICE 表示商品房单位面积的价格,D(LNREPRICE)表示商品房单位面积价格的差分。

由表 2 给出的检验结果可以看出,房价与房地产信贷都是 1 阶单整过程,因此可进行协整检验。表 3 和表 4 分别给出了房价和房地产信贷协整关系的迹检验和最大特征根检验的结果。从表 3 的检验结果看,迹检验显示两变量之间存在一个协整方程;表 4 的最大特征根的检验结果也显示存在一个协整方程。两者检验结果一致。

表 3 房价和房地产信贷协整方程的迹检验

Sample (adjusted): 2002M04 2010M04
Included observations: 97 after adjustments
Trend assumption: No deterministic trend (restricted constant)
Series: LNPRICE LNLOAN
Lags interval (in first differences): 1 to 2
Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized		Trace	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.165738	21.80831	20.26184	0.0304
At most 1	0.042683	4.231199	9.164546	0.3788

表 4 房价和房地产信贷协整方程的最大特征根检验

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized		Max-Eigen	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.165738	17.57711	15.89210	0.0270
At most 1	0.042683	4.231199	9.164546	0.3788

表 5 给出了正交化后的协整方程结果,根据表 5,协整方程可写成如下形式:

LNPRICE=0.134291+0.947694 LNLOAN

此方程的含义是：房价的波动可由信贷解释，长期中两者维持稳定关系，房价等于房地产信贷乘以 0.9478 的弹性系数，加上 0.1343 的固定值。

表 5 正交化后的协整方程各变量的系数

1 Cointegrating Equation(s):		Log likelihood	520.4989
Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)			
LNPRICE	LNLOAN	C	
1.000000	−0.947694	−0.134291	
	(0.20695)	(1.68027)	
Adjustment coefficients (standard error in parentheses)			
D(LNPRICE1)	0.033472		
	(0.00800)		
D(LNLOAN1)	0.027456		
	(0.01059)		

2. 面板考察

(1) 计量模型设计及数据说明

在理论部分，我们论证了无论是房地产开发贷款还是个人购房贷款，它们都起到了推高房价的作用。上文中我们采用协整方法论证房价的波动可由信贷解释。这里我们拟采用面板数据模型方法，考察不同区域房价与信贷的关系。根据中国人民银行房地产金融分析小组历年发布的《中国房地产金融报告》，东部地区占据了个人购房贷款增加额的 70% 以上，相应地，35 个大中城市住房销售指数同比上涨超过均值的城市也几乎集中在东部地区。因此在面板数据模型中，我们预期东部地区相比中西部地区应该有更高的弹性系数，即东部地区的房价对房地产信贷更为敏感。此外，由于可支配收入也是导致房价变动的重要原因，我们还需在控制可支配收入的前提下分析房价与信贷的关系。因此，我们最后设立的面板模型如下形式：

$$LNPrice_i = \text{Alpha} \cdot \text{LnIncome}_i + \text{Beta}_i \cdot \text{LProp}_i + U_i$$

其中 $LNPrice_i$ 表示各城市单位面积房价取对数后的结果， LnIncome_i 表示各城市城镇人均可支配收入取对数后的结果， LoanProp_i 表示各城市贷款额占住房销售额的比例。

数据来源及处理情况如下：不同城市的可支配收入来源于中国统计数据应用支持系统 (<http://gov.acmr.cn/>)，不同城市的房地产信贷和房价数据取自于课题组内部资料。在面板数据建模中，为避免对数据平稳性的过高要求，我们使用“短而宽”的面板，即数据频率为年度。样本区间为 2005 年至 2008 年。

(2) 计量结果及分析说明

表 6 给出了面板模型的回归结果，从表中可以看出拟合效果很好，调整后的 R^2 达到 0.918，而 DW 值为 2.412，在 2 附近，不存在自相关情况。可支配收入通过了 T 检验，其弹性系数为 0.215。在控制了可支配收入这一变量后，不同城市房价与信贷占比之间的弹性系数表现出巨大差异：弹性系数最大的是海口，为 4.926，这反映出海南有较为浓厚的房地产投机气氛；弹性系数最小的是呼和浩特，为 -0.886，这一负值结果可能是由于相对于房价居民的自有资金更为充裕，居民向银行借贷的意愿较低。此外，弹性系数较大的大都在东部地区，而较小的则在中西部地区。对此我们按东、中、西部的方法进行区域划分，然后观察各区域的平均弹性系数（只包括通过 T 检验的城市）。图 4 给出了各区域的房价对房地产信贷的弹性系数，从图中可以看出，东、中、西部地区的弹性系数依次呈下降趋势，且东部显著高于中、西部地区，这说明了房地产投资与投机的热点城市集中在东部

表 6 房价与房地产信贷占比面板模型回归结果

变量		系数		T-统计量		概率	
LNINCOME(可支配收入)		0.215275		15.64419		0.0000	
LOANPROP(房地产贷款占比)							
变量	系数	T-统计量	概率	变量	系数	T-统计量	概率
PROP_BJ(北京)	1.276476	12.39897	0.0000***	PROP_JN(济南)	0.742028	7.514897	0.0000***
PROP_TJ(天津)	0.593238	4.560954	0.0000***	PROP_QD(青岛)	-0.151414	-1.142399	0.2559
PROP_HHHT (呼和浩特)	-0.885839	-2.186104	0.0310**	PROP_ZHZH(郑州)	0.469144	2.044789	0.0434**
PROP_SHJZH(石家庄)	-0.097097	-0.894968	0.3729	PROP_WH(武汉)	0.428396	4.162046	0.0001***
PROP_TY(太原)	0.499189	2.509670	0.0136**	PROP_CHSH(长沙)	0.007458	0.064842	0.9484
PROP_SHY(沈阳)	0.508371	1.907027	0.0593*	PROP_GZH(广州)	-0.268927	-1.240141	0.2177
PROP_DL(大连)	0.570173	4.700483	0.0000***	PROP_SHZH(深圳)	-0.776872	-5.245954	0.0000***
PROP_CHCH(长春)	0.219228	0.713000	0.4774	PROP_NN(南宁)	2.138430	13.23132	0.0000***
PROP_HEB(哈尔滨)	0.378844	1.128741	0.2616	PROP_HK(海口)	4.925985	23.73998	0.0000***
PROP_SHH(上海)	1.132584	6.166895	0.0000***	PROP_CHQ(重庆)	0.193389	1.624161	0.1073
PROP_NJ(南京)	0.131746	1.360145	0.1767	PROP_CHD(成都)	-0.287235	-1.759406	0.0814*
PROP_SZH(苏州)	0.010020	0.079092	0.9371	PROP_GY(贵阳)	0.186340	2.090434	0.0390**
PROP_HZH(杭州)	0.136154	1.437188	0.1536	PROP_KM(昆明)	2.311411	12.98574	0.0000***
PROP_NB(宁波)	1.689636	5.468963	0.0000***	PROP_XA(西安)	-0.055858	-0.401358	0.6890
PROP_HF(合肥)	1.650483	8.975541	0.0000***	PROP_LZH(兰州)	0.652522	5.356143	0.0000***
PROP_FZH(福州)	0.960814	9.055356	0.0000***	PROP_XN(西宁)	0.208698	1.351628	0.1794
PROP_XM(厦门)	-0.222328	-2.437346	0.0165**	PROP_YCH(银川)	0.480319	1.931579	0.0561*
PROP_NCH(南昌)	0.618145	5.452088	0.0000***	PROP_WLMQ (乌鲁木齐)	1.262928	3.406696	0.0009*
方程统计量							
R ²	0.939162	调整后 R ²	0.918304	残差平方和	0.444113	DW 值	2.411505

注：*表示在 1%的水平上统计显著，**表示在 5%的水平上统计显著，***表示在 10%的水平上统计显著。

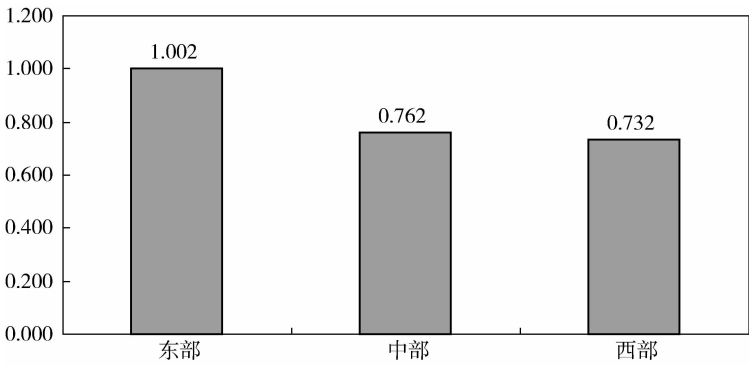


图 4 各区域房价对房地产信贷的弹性系数

地区,这一结果与央行历年的《中国房地产金融报告》的分析结果完全一致。

(三)房价与信贷价格的关系

1. 经验观察

在上文中,我们考察了房价与信贷数量之间的关系,得出了信贷推高了房价的结论,并且从区

域差异上看,东部地区信贷支持力度大,相应的房价高,这说明东部地区是房地产投资与投机的热点。在这部分,我们考察信贷价格对信贷数量的影响,进而考察信贷价格与房价之间的关系。

图5给出了房地产信贷取对数后以及贷款利率两者的走势图。根据贷款利率的走势,我们将货币政策的操作分为三个阶段:第一阶段为2006年1月至2008年8月,此阶段为紧缩时期;第二阶段为2008年9月至2009年1月,此阶段为应对国际金融危机采取了宽松的货币政策;第三阶段为2009年2月至2010年4月,此阶段贷款利率维持稳定,可视为适度宽松的货币政策阶段。

根据传统利率理论,在第一阶段紧缩的货币政策应该起到抑制信贷增长的作用;在宽松的第二阶段信贷应该大幅增长;在适度宽松的第三阶段房地产信贷应该维持稳定并略有增长。从图5显示的两者关系看,现实情况并不如理论预期:在紧缩的第一阶段,2006年11月至2007年5月出现了信贷的大幅增长;在宽松的第二阶段,贷款利率由7.47%下降至5.31%,降幅达28.9%,而房地产信贷只上升了0.1%,如果用滞后1期的信贷衡量,这一指标甚至下降了1.3%;在适度宽松的第三阶段,贷款利率维持稳定,房地产信贷却大幅增长。尽管不符合传统理论,但在上文的理论阐述中,利率与房价的关系并非简单的负相关关系,而是存在利率拐点的抛物线形式。当利率不是很高时,提高利率的政策并不能有效抑制信贷需求反而起到促进信贷供给的作用,这一特征在房价上涨期尤其明显,因为上涨期几乎不存在违约情形。当利率很高时,提高利率政策的作用才能凸显:一方面,资金需求者面临很高的资金成本,而租金收益和价格上涨的资本利得并不能有效抵补;另一方面,资金供给者在面对很高利率时也会考虑资金需求者存在的极高道德风险问题,从而收缩信贷。

关注信贷供给面的价格除了应关注贷款利率外,还应关注银行的资金成本。在理论部分,我们证明了资金成本越低,房地产的均衡价格越高,其作用机理是较低的资金成本增加了银行放贷动力,从而推高了房价。在这部分,我们测算本房地产贷款的资金成本,并考察资金成本与房地产信贷走势之间的关系^①。

图6给出了测算后的银行信贷的资金成本以及房地产信贷的走势图。从图中我们可以观察两方面的信息:第一,货币政策与银行信贷资金成本的关系。如果参照上文按贷款利率划分货币政策松紧的方法,在紧缩的货币政策时期,信贷资金成本应该上升,而2006年1月至2007年5月,资金成本整体呈下降趋势;2009年1月至2010年4月的适度宽松时期,贷款利率维持平稳,而资金成本却也呈下降趋势。这说明银行信贷资金成本的变动并没有与货币政策的意图保持一致。第二,银行信贷资金成本与房地产信贷走势之间的关系。从两者大体的走势看,除2006年1月至2006年6月以及2008年12月至2009年5月这两个时段两者走势相同,其余时段两者都呈相反走势,这与理论推导结果相一致。综合以上分析我们可以得出以下结论:银行资金成本的高低是货币政

^① 本文根据中国人民银行公布的存款货币银行总资产和总负债测算银行发放房地产贷款保本最低收益,以此代表房地产贷款的资金成本。具体测算方法如下:首先,通过负债面计算商业银行体系的资金使用成本;其次,计算银行无风险资产的收益;最后,银行信贷资产的保本收益和无风险资产的收益与权重乘积的和应该等于负债面的资金使用成本,通过该方法可以倒算出银行发放房地产贷款的保本收益。关于参数的说明:(1)负债面。企业存款和居民储蓄存款中的活期存款使用活期存款利率,定期存款使用1年期存款利率,居民储蓄存款的结构通过金融机构信贷收支表得到;可转让存款使用可转让存单的利率;其他存款和其他负债以活期利率计算,这部分占比很小(2007年后大都集中在2%以下);对央行负债使用再贷款利率;对其他存款性公司和其他金融性公司负债以1年期存款利率计,尽管对其他存款性公司和其他金融性公司负债占比在10%左右,但是对其他存款性公司和其他金融性公司债权占比达到12%左右,两者在计算过程中处于公式的两边,两者相抵对整个公式的影响只有2%,选择1年期存款利率计算起来较为方便;国外负债假定4%的利率,其标尺是存款利率,只有当储蓄存款存在缺口时才会对国外负债,1999年后1年期存款利率最高为4.14%;债券发行主要指商业银行发行次级债用于补充二级资本,假定利率为5%,目前只有城商行达到过该水平;实收资本,假定股东要求的资本收益率为10%;其他负债假定4%。在不定期存款的结构下,可以认为以上参数设定高估了商业银行体系的资金使用成本。(2)资产面。国外资产,假定收益率为0;准备金使用对应的准备金利率;库存现金收益率为0;对政府债权使用国债收益率;央行债券使用央票利率;对其他存款性公司和其他金融性公司债权,为与负债面对应也使用1年期存款利率;对非金融机构债权和对其他居民债权的收益率为待估参数;其他资产假定收益率为0。在以上假设下,我们可能还高估了银行发放房地产信贷的资金成本。

策传导机制中较关键的一环,而货币当局似乎并没有意识这一点,政策意图与资金成本实际走势之间的偏离是导致政策实施效果较差的重要原因。

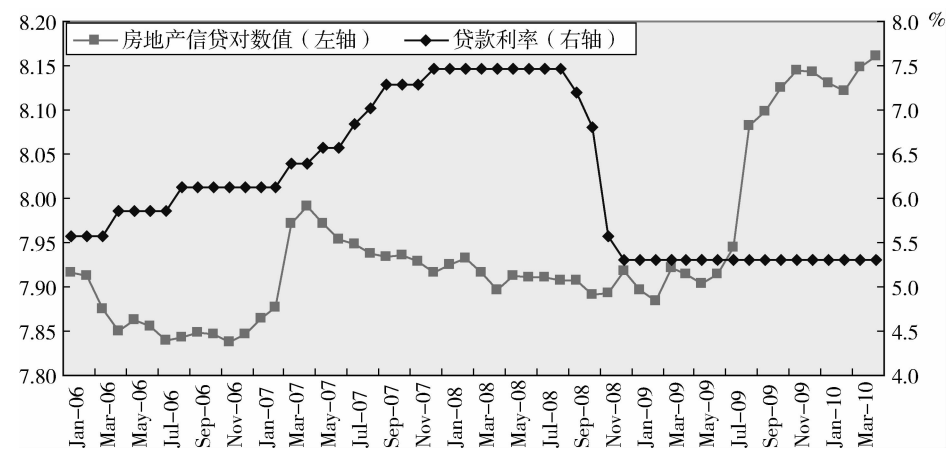


图5 房地产信贷与贷款利率走势图

数据来源:中国人民银行,作者计算。

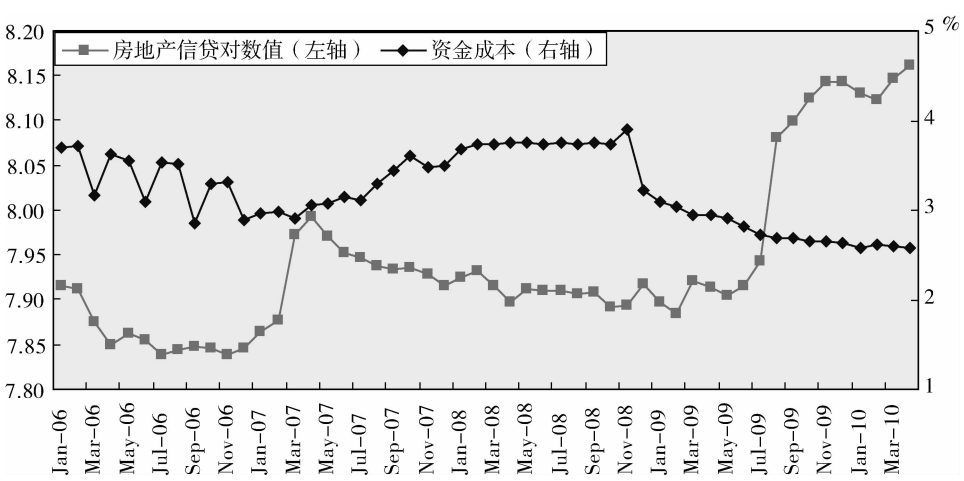


图6 房地产信贷与资金成本走势图

数据来源:中国人民银行,作者计算。

2. 计量检验

在经验观察部分我们粗略考察了贷款利率、资金成本与房地产信贷之间的关系,在这一部分我们使用格兰杰因果检验进一步考察上述关系。

这里的贷款利率使用1年期的贷款基准利率,数据来源于中国人民银行网站(<http://www.pbc.gov.cn/>)。对于一月之内出现两次利率调整的情况,此月利率按天数进行加权调整。资金成本的测算方法在上文已做说明。房地产信贷的数据来源及处理与上文相同。样本区间为2006年1月至2010年4月,数据频率为月度。

房地产信贷的平稳性在上文已经检验过,这里仅对贷款利率和资金成本进行平稳性检验。表7给出了平稳性检验的结果,我们可以看出贷款利率和资金成本经过一阶差分后是平稳序列,而房地产信贷也经一阶差分后平稳。故可对上述三个变量的一阶差分进行格兰杰因果检验。

表8给出了贷款利率与房地产信贷的格兰杰因果检验结果,我们可以看出:无论是滞后几期,

表 7 贷款利率和资金成本的月度数据的平稳性检验结果

变量	检验形式 (C,T,K)	ADF 统计量	临界值	接受原假设的概率
D(LOANRATE)	(0,0,0)	-4.274661	-2.612033***	0.0001
LOANRATE	(C,0,0)	-1.361119	-2.598551	0.5938
LOANRATE	(C,T,1)	-1.772464	-3.180699	0.7031
LOANRATE	(0,0,0)	-0.285525	-1.612650	0.9989
D(COST)	(0,0,1)	-9.557429	-2.612033***	0.0000
COST	(C,0,0)	-1.787073	-2.597905	0.3826
COST	(C,T,0)	-2.093156	-3.179617	0.5371
COST	(0,0,0)	-0.935360	-1.612725	0.3068

注：其中检验形式 (C,T,K) 中的字母分别表示检验方程包括常数项、时间趋势和滞后项的结束；***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 显著水平下的临界值。LOANRATE 表示贷款利率，D (LOANRATE) 表示贷款利率的差分，COST 表示资金成本，D(COST) 表示资金成本的差分。

房地产信贷都不是引起贷款利率增长的因；在滞后 4 期、滞后 5 期和滞后 6 期的情况下，贷款利率是引起房地产信贷增长的因。表 9 给出了资金成本与房地产信贷的格兰杰因果检验结果，我们可以看出：同样无论是滞后几期，房地产信贷都不是引起资金成本下降的因；在滞后 2 期、滞后 3 期和滞后 5 期的情况下，资金成本的下降是引起房地产信贷增长的因。从检验结果我们可以预期：在短期中（1 至 3 个月），资金成本下降是银行信贷增长的主要动因；在长期中（4 至 6 个月），当银行发现房价上涨而贷款几乎不存在违约风险时，高贷款利率产生的高利润使得银行放贷动力更加强劲。

表 8 贷款利率与房地产信贷的格兰杰因果检验

Sample: 2006M01 2010M04						
Null Hypothesis:	接受原假设的概率					
	Lags: 1	Lags: 2	Lags: 3	Lags: 4	Lags: 5	Lags: 6
D(LOANRATE) does not Granger Cause D(LNLOAN)	0.5085	0.1127	0.1177	0.0555	0.0456	0.0909
D(LNLOAN) does not Granger Cause D(LOANRATE)	0.2831	0.5275	0.8610	0.6343	0.7319	0.7913

注：LOANRATE 表示贷款利率，D(LOANRATE) 表示贷款利率的差分，LNLOAN 表示商品房单位面积贷款额，D (LNLOAN) 表示商品房单位面积贷款额的差分。

表 9 资金成本与房地产信贷的格兰杰因果检验

Sample: 2006M01 2010M04						
Null Hypothesis:	接受原假设的概率					
	Lags: 1	Lags: 2	Lags: 3	Lags: 4	Lags: 5	Lags: 6
D(COST) does not Granger Cause D(LNLOAN)	0.1244	0.0598	0.0416	0.1962	0.0656	0.1155
D(LNLOAN) does not Granger Cause D(COST)	0.9829	0.3025	0.7444	0.4361	0.6692	0.5098

注：COST 表示资金成本，D(COST) 表示资金成本的差分，LNLOAN 表示商品房单位面积贷款额，D (LNLOAN) 表示商品房单位面积贷款额的差分。

3. 关于资金成本的深入考察

我们通过经验观察和计量检验论证了在短期中资金成本的下降是导致房地产信贷增长的主要动因。以上是货币政策传导机制中商业银行对实体经济的影响部分，关于货币政策作用于银行体系，鲜有文献探讨对银行资金成本的影响，针对此情形，我们对影响银行体系资金成本的因素做一个初步探讨。

影响银行信贷资金成本的因素包括两个方面:一是资金的获取或使用成本,这主要体现在银行资产负债表的负债面,自2007年以来定期存款占银行总负债的50%,它的利率调整对资金的使用成本产生较大影响,我们在图7中绘制了存款利率走势作为参照。二是无风险资产的收益,银行使用吸储的资金进行组合投资,一部分用于购买无风险资产,另一部分投资于风险的信贷资产。当无风险资产的收益越高时,银行信贷资金成本越低,因为前者可以有效抵补后者的风险损失。

中国银行体系的无风险资产包括两个有特色的部分:一是存款准备金,二是央行票据。法定准备金制度的安排一方面起到收缩可贷资金的作用,另一方面提高了资金运用的成本,一定意义上是对商业银行“课税”。就第一方面的作用而言,中国人民银行在提高法定准备金率后收取的资金大都用于对冲商业银行的外汇资产,资金又回流到商业银行体系中,并不起到收缩可贷资金的作用。就第二方面的作用而言,中国人民银行则对准备金支付利息,这在世界上是独一无二的(李扬,2005)。中国特色准备金制度的存在不仅没有影响可贷资金的供给,还使得商业银行体系获得了“免费的午餐”,这在一定程度上大大削弱了货币政策的效果,甚至起到了相反的作用。央行票据则是以货币当局自身为负债而发行,以此作为调控工具面临着调控成本问题,从图7可以看出,自2007年以来随着央票利率逐渐攀升,法定存款准备金的调整也愈发频繁,这其中我们似乎可以从成本角度找到有力解释(央票利率在2007年3月后达到3%,而法定准备金利率只有1.89%)。此外,以央票作为调控工具货币当局还存在调控双重角色^①以及内外均衡的问题^②(李扬,2007)。

关于法定存款准备金率以及央票利率变动对银行资金成本的现实影响,我们可以从图7中关于资金成本的影响因素的走势情况进行观察:2006年1月至2006年11月这段时期资金成本整体呈下降趋势(在紧缩的货币政策时期资金成本应该呈上升趋势),这其中负债面的贷款利率几乎没有变化,而央票利率显著上升,法定存款准备金率由7.5%上升至9%,资产面无风险资产利率和数量的上升有效降低了银行的资金成本。2007年1月至2007年10月资金成本呈上升趋势,这与理论预期相符,但资金成本的上升速度(资金成本由2.96%上升至3.44%)却低于存款利率的上升速度(存款利率由2.52%上升至3.87%),2007年8月之后存款利率甚至高于资金成本,这也是提高法定准备金率以及发行央票产生的负作用。2008年9月至2009年1月为宽松的货币政策时期,这一阶段存款利率大幅下降(存款利率下降了1.89个百分点),而资金成本只下降了0.65个百分点,这与央票利率的大幅下降有很大关系。实际上在这段时期,市场受国际金融危机影响的较小,信贷需求并未大幅萎缩,但由于无风险利率较低从而不能有效抵补银行的预期风险损失,银行缺少放贷动力。货币当局的政策意图在实际操作中因为体制原因未能达到较好效果。2009年2月至2010年4月为适度宽松的货币政策阶段,这一阶段由于经济复苏的基础还不稳固,政策目标还存在着保增长的诉求;同时通货膨胀有抬头趋势,政策目标还面临着管理通胀预期的要求。整体来讲货币当局的目标是希望信贷能够稳定增长,因此这一阶段信贷市场存贷款利率都未发生变动(此外,受制于欧洲主权债务危机,货币当局考虑外部均衡问题并没有提高存贷款利率)。然而在这一阶段房地产信贷却出现了大幅增长(见图6),这与货币市场央票利率快速上升进而导致银行资金成本持续下降有密切关系,对此现象我们可以从资金成本角度找到了合理解释。

① 货币当局的调控双重角色是指:中央银行大量发行央票来收缩流动性的时候,中央银行同时也就成为我国货币市场上最大的做市商。作为做市商与作为调控当局这两种矛盾身份的一体化,无疑增加了中央银行宏观调控的复杂性,并加重了其在货币政策操作的两个主要对象——货币供应量和利率——之间进行协调的难度。在极端的情况下,倘若央行为了降低其操作成本而对中央银行票据的利率有所追求,就会有操纵利率之嫌——这显然与中央银行的市场中立地位和市场稳定功能相悖。

② 内外均衡的问题是指:中央银行发行央票对冲外汇占款收缩银根时,目的是追求内部均衡;而这一过程中,央票利率的上升会引起外部失衡的加剧。实际上,央票操作的种种弊端皆因为中央银行的调控在货币当局资产负债表的负债面进行,如果能转向资产面调控则诸多调控中的不一致现象都可避免。关于货币政策操作方面的有创见的最新文献可参考:吴晓灵,《正理解央行货币政策工具创新》,载于《经济参考报》2010年7月7日。

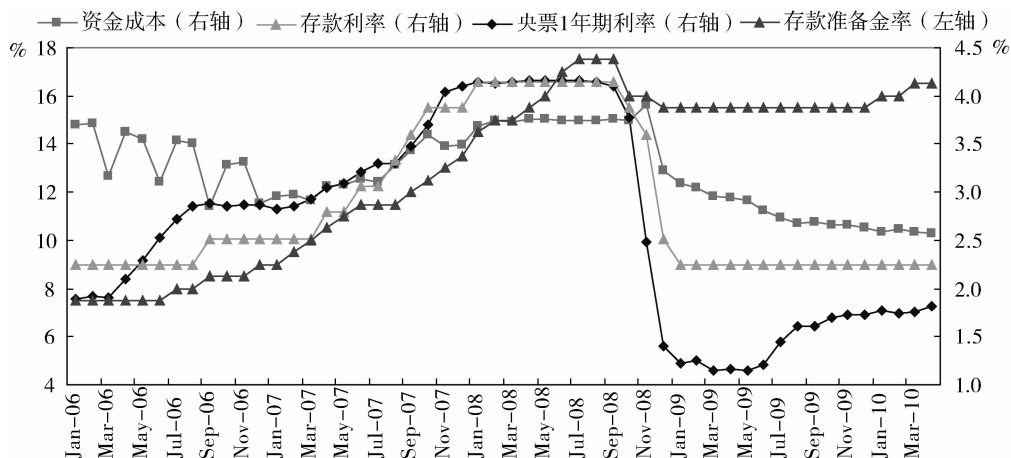


图 7 银行体系资金成本及其影响因素的走势

数据来源：中国人民银行，Wind 资讯数据库，作者计算。

四、过往政策的评述及当前政策的有效性

上文从理论和实证角度论证了房价与信贷之间的关系。我们认为货币政策对银行资金成本的影响是房价传导机制中的重要一环(尤其是在短期)，而货币当局似乎并没有关注这一点，仍一味地追求调控利率管理宏观需求的传统方式。

(一) 过往政策的评述

根据上文理论模型和实证检验，我们大体可以把抑制房价过快上涨的政策分为两类：一类称之为价格型政策，另一类称之为数量型政策。

传统的价格型政策主要是公开市场操作，此外在中国还存在对信贷利率的直接管控。在目前中国两种价格型政策是双管齐下的，而这恰恰是实施效果最差的。首先，贷款利率的调控效果南辕北辙。在房价上升时期，信贷投放的决定力量在资金供给面，提高利率增加信贷供给。其次，紧缩的公开市场操作降低了银行信贷的资金成本。这主要由于央票发行以自身负债为基础，越是紧缩、利率越高，银行获得无风险收益越高，放贷动力越强。最后，贷款利率与资金成本两者对信贷的作用是同向的，都起到了推高房价的作用。在西方国家，价格型政策发挥着一定功效，其原因是制度环境与国内存在两个重大区别：第一，不存在双轨制的利率，不同市场之间的利率传导是连续的而不是分割的；第二，公开市场操作的工具是国债，而不是央票。由于不存在直接管控的贷款利率，紧缩的货币政策是由货币市场向信贷市场逐渐传导的。在初始阶段货币当局卖出国债、收缩货币供应量，这时无风险利率上升，由于不同于央票以自身负债进行发行，货币当局无需考虑成本问题，因此可贷资金的收缩效果较好。在资金数量减少的前提下，资金的使用需要更高的溢价，因此银行的资金成本上升，为了抵补潜在的风险，相应的银行会向顾客索要更高的利率（这是主动的市场行为，不是被动行政管理行为）。因此，尽管贷款利率上升之于供给面产生增加贷款的力量，但资金成本之于供给面却是产生减少贷款的力量。

传统的数量型政策工具主要是提高法定准备金率，在中国还包括直接地信贷规模管制（目前是以行政性的窗口指导方式发挥作用的）。就前者而言，它并没有起到收缩可贷资金规模的作用，这主要是由于货币当局提高法定准备金后收回的资金大都用于对冲外汇占款，最后又回流到商业银行体系。此外法定准备金付息制度的存在起到了与央票发行同样的负作用：法定准备金率越高，银行无风险收益越高，信贷资金成本越低。就后者而言，其实施效果也不尽如人意。在前文的面板

数据分析中,我们知道东部地区信贷对房价的推动作用高于中西部地区,那么货币政策的实施应该考虑区域均衡问题,重点针对东部地区。尽管信贷规模管理直接控制了信贷总量,从而抑制了房价上涨的金融支持,但信贷规模的指标却是按法人银行分配的。国内四大国有银行以及股份制银行占据了整个银行体系约 80% 的资产,它们有着极强的跨区域配置资源能力,可以在总量上确保不超规模指标,同时又将信贷投向热点区域。

(二)“新国十条”政策的有效性

2009 年 4 月 17 日,国务院出台了《关于坚决遏制部分城市房价过快上涨的通知》(简称“新国十条”),随着政策出台,房价过快上涨的趋势被压制,部分重点区域的房价甚至出现下落(北京的通州和亦庄地区的房价下跌最为明显)。针对这一政策,我们分析其发挥作用的有效性。

总体而言,“新国十条”抑制房价过快上涨的政策包括四个方面:

第一,加强保障房供给,这一政策主要体现在“新国十条”的第六条和第七条中。第七条规定:确保完成 2010 年建设保障性住房 300 万套、各类棚户区改造住房 280 万套的工作任务。然而,这一政策并不是成功抑制当前房价过快上涨的主要原因,因为直接增加住房实物供给的方法并不能在短期内快速实现,它需要一至两年的建设周期。

第二,增加税收调节力度,这一政策主要体现在“新国十条”的第四条中。第四条指出:财政部、税务总局要加快研究制定引导个人合理住房消费和调节个人房产收益的税收政策。从这条规定的字面意思看,目前新的调节个人房产收益的税收政策还处于研究制定过程中。此外,如果个人房产收益的税收政策仍然是在交易环节征收,那么政策依然起不到抑制房价过快上涨的作用。因为在房价快速上涨期,卖家的缴纳的税款可以加入到房价中,从而很容易转嫁买家,只要房价仍然存在上涨空间,买家还会接手。

第三,增加土地供应,这一政策主要体现在“新国十条”的第五条中。增加土地供给与加强保障房建设的政策思路是一致的,即通过增加房屋潜在供给的方式降低房价。然而,这一政策的出台到效果显现也需经历较长时间,因此也不是当前过快上涨的房价得以抑制的主要原因。

第四,信贷政策,这一政策是当前快速上涨的房价得以遏制的主要原因,其内容主要体现在“新国十条”的第三条和第八条中。第三条是针对个人按揭贷款的政策,“对购买首套自住房且套型建筑面积在 90 平方米以上的家庭(包括借款人、配偶及未成年子女,下同),贷款首付款比例不得低于 30%;对贷款购买第二套住房的家庭,贷款首付款比例不得低于 50%,贷款利率不得低于基准利率的 1.1 倍;对贷款购买第三套及以上住房的,贷款首付款比例和贷款利率应大幅度提高,具体由商业银行根据风险管理原则自主确定”。对这一政策进行分析,我们发现其实质也是一种数量管理型的政策,信贷规模管制是针对供给面进行管理,而这一政策却是针对需求面进行管理。供给面的管理主要针对法人机构,它们跨区域经营的能力削弱了政策效果;而需求面的管理直接针对个人,这实际上设置了信贷获取的准入门槛:只有那些真正有自住需求的人才能获得金融支持,而投资和投机需求的人却很难获取可贷资金。这一政策可谓重点突出,体现了有保有压的思想。此外,第三条还指出,“对不能提供 1 年以上当地纳税证明或社会保险缴纳证明的非本地居民暂停发放购买住房贷款。”这一政策实际上明确了住房购买中工作地和居住地应匹配的原则,有效遏制了外地资本借助银行体系对当地住房市场进行炒作。第八条则指出,“对存在土地闲置及炒地行为的房地产开发企业,商业银行不得发放新开发项目贷款,证监部门暂停批准其上市、再融资和重大资产重组”。这一政策主要针对开发商贷款,也是一种信贷需求管理的政策。对于那些拿地后履行开发职责的开发商并没有政策限制,而对于那些拿地后捂盘的开发商则不能获得信贷,这种差别化的政策也起到了遏制开发商炒作的作用。

五、政策建议

在上文中,我们借助理论模型和实证检验对过往政策以及当前“新国十条”政策进行了简要评述,在这一部分我们提出进一步的改革建议。

在长期上,我们的政策目标是实现市场化的资源配置方式,就金融层面而言,就是要发挥价格机制在金融资源配置中的主导作用,实现利率市场化改革的目标。目前利率市场化改革的进程可谓过半,只差存贷款市场的利率还未完全放开,但若改革仍裹足不前,不适当的理论指导在双轨制的利率现实环境中还将继续产生诸多不良后果。中国一直以来采取渐进式的改革,同样地,针对双轨制利率产生的种种弊端,改革也应有循序的渐次。首先,逐渐降低法定存款准备金的利率直至取消,这一措施的目的是使得货币政策意图与资金成本的变动保持一致。此外,法定准备金利率的存在实际上决定了基准利率的底线,因此应尽快恢复整个利率体系的“零底线”。其次,发展短期国债市场。这一政策措施的目的在于形成有效的基准利率,避免央行在货币政策操作中考虑成本因素,摆脱央票在公开市场操作过程中货币供应量目标和利率目标不一致的矛盾。再次,放开存款市场利率。由于房价决定的主导力量在资金供给方,可贷资金的数量是决定金融机构竞争的首要因素,因此应先放开存款市场利率。最后,放开贷款市场利率。在存款利率放开的过程中,银行在市场竞争中的抗风险能力逐渐增强,放开贷款利率对银行的生存能力也不构成较大威胁。从而利率市场化的进程将最终顺利完成。

在中期上,利率市场化进程还未完成的情况下,如若希望价格调整的政策继续发挥作用,在利率调控中应采取非对称调整的政策。如果政策意图表现为紧缩,那么存款利率的上升幅度应高于贷款利率的上升幅度,从而提高银行体系的资金成本;如果政策意图表现为扩张,那么存款利率的下降幅度应高于贷款利率的下降幅度,有效降低银行的资金成本从而增加放款动力。

在短期上,如若价格调整政策失效,可直接采取对信贷数量的调控。这其中针对供给面的调控并非有效,此外监管层直接管理银行信贷业务也有违市场化的原则,而当前“新国十条”针对需求面的管理是目前最为有效的方法,应予以贯彻。

参考文献

- 李健飞、史晨昱(2005):《我国银行信贷对房地产价格波动的影响》,《上海财经大学学报》,第2期。
- 王胜(2008):《银行信贷扩张与房地产泡沫:理论、模型与实证》,西南财经大学博士学位论文。
- 武康平、皮舜等(2004):《中国房地产市场与金融市场共生性的一般均衡分析》,《数量经济技术经济研究》,第10期。
- 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。
- 张涛、龚六堂、卜永祥(2006):《资产回报、住房按揭贷款与房地产均衡价格》,《金融研究》,第2期。
- 中华人民共和国国务院(2010):《国务院关于坚决遏制部分城市房价过快上涨的通知》,国发[2010]10号, http://www.gov.cn/jzwgk/2010-04/17/content_1584927.htm。
- Allen, F and Douglas Gale (1998): “Bubbles and Crises”, *Wharton Working Paper Series*, Wharton Financial Institutions Center.
- Case, K., R. Schiller and A. Weiss (1995): “Mortgage Default Risk and Real Estate Prices: The Use of Index-Based Futures and Options in Real Estate”, *NBER Working Paper*, No. 5078.
- Chen, N. and H. Wang, (2007): “The Procyclical Leverage Effect of Collateral Value on Bank Loans—Evidence from the Transaction Data of Taiwan Economic Inquiry”, *Economic Inquiry*, 45, 395–406.
- Davis, P. and H. Zhu, 2004: “Bank Lending and Commercial Property Cycles: Some Cross-Country Evidence”, *BIS Working Paper*, No. 150.
- Lamont, O. and J. Stein (1999): “Leverage and House-Price Dynamics in U.S. Cities”, *RAND Journal of Economics*, 30, 498–514.
- Stein, J. (1995): “Prices and Trading Volume in the Housing Market: A Model With Down-Payment Effects”, *Quarterly Journal of Economics*, 110, 379–406.

(责任编辑:程 炼)