

# 信贷规模与房地产价格的非线性动态关系研究

何 静 李村璞 邱长溶\*

**摘要:** 本文运用非线性平滑转换模型对我国房地产价格与信贷规模的动态关系进行了研究,研究发现:2000年到2009年我国信贷规模的变动是房地产价格变动的格兰杰原因,信贷规模对房地产价格存在非线性影响,两者之间的关系适合使用LSTR1模型来拟合,当信贷规模的增长超过45.76%时,信贷规模的变动会对房地产价格产生影响,前一期和当期信贷规模增加1%,会分别导致当期房地产价格上涨0.313%和0.097%。研究结果的政策含义是只要房地产信贷规模控制在适当的范围,信贷规模的变动对于房地产价格的上涨就会有显著减弱,本文进一步指出在这种情况下,只有合理控制其他推高房地产价格上涨的因素才可能取得良好的调控效果。

**关键词:** 房地产价格 信贷规模 平滑转换模型

## 一、引言

信贷周期与房地产价格周期在很多国家表现出一致性(ME, 2000; BIS, 2001; Goodhart and Hofmann, 2007)。一般来讲,可获得信贷的增加会降低借贷利率,房地产价格又是由未来现金流的贴现率决定的,因此,信贷可获得性的增加会降低贴现利率并导致房地产价格上升。次贷危机的爆发使得信贷规模和房地产价格的关系重新受到人们的重视。

近几年来,我国实施了一系列针对房地产市场的调控措施,以抑制房地产价格过快增长,促进房地产行业健康发展。仅2010年上半年,国务院、国土资源部和住建部就出台了九项调控房地产市场的通知和相关文件,其中涉及房地产消费和房地产开发的信贷调控政策多达四项,还有一些城市和地区也出台了与中央调控政策对应的细则,这些政策的出台表明了中央政府控制房地产价格过快增长的决心。但是,调控的效果并不是很理想。据国家统计局公布的2010年上半年全国房地产市场运行情况,上半年全国商品房销售面积同比增长15.4%,其中前四个月销售增长最快,5月份销售面积大幅度回落,6月份延续下降态势,尤其是一线城市如北京、上海和深圳在新政策出台后的5月和6月成交量都出现了明显回落。但是与此同时,房屋销售价格同比继续上涨,尽管涨幅回落。新政所希望达到的抑制房价过快上涨的效果并不明显。

针对这个问题,本文从非线性的角度重新审视了信贷规模与房地产价格之间的关系,拟研究信贷规模对房地产价格影响的门限效应。本文余下的结构安排如下:第二部分为文献综述,第三部分为模型、变量的选取及数据说明,第四部分为实证结果分析,第五部分为研究结论。

\* 何静,西安交通大学经济与金融学院、西安建筑科技大学管理学院,邮政编码:710061,电子信箱:chinahejing@163.com; 李村璞,西安外国语大学商学院,邮政编码:710128,电子信箱:chinaleip@sina.com; 邱长溶,西安交通大学经济与金融学院,邮政编码:710061,电子邮箱:crqiu@xjtu.edu.cn

本文得到教育部人文社会科学一般项目“基于正反馈机制的住宅价格异常波动及宏观调控研究”(编号:08JA790100)、陕西省教育厅专项科研项目“陕西省承接东西部产业转移问题研究”(编号:08JK120)、西安建筑科技大学青年科学技术基金项目“大明宫国家遗址公园周边房产价格预测”(编号:QN0928)的资助。作者感谢匿名审稿人的建设性修改意见,当然文责自负。

## 二、相关文献回顾

对于信贷规模与房地产价格的动态关系,学术界存在三类观点。第一类观点认为,银行信贷会影响房地产价格。Lamont和 Stein (1999)的研究发现,由于不同城市家庭杠杆率的不同,房地产价格对于杠杆率不同的城市更加敏感,这表明贷款价值比的变化对于房地产价格有动态影响,尤其会影响房地产价格的波动。Collins和 Senhadji (2002)的研究发现,在中国香港、韩国、新加坡和泰国,信贷增长显著影响了房地产价格。Aoki等 (2004)使用有摩擦的信贷市场的一般均衡模型进行研究,发现由于房屋不仅向消费者提供服务并且作为抵押品以降低借贷成本,这就放大并传播了货币政策冲击对于房地产投资、房地产价格和居民消费的影响。Jin和 Zeng (2004)使用了一般均衡模型进行的研究发现,由于流动性限制的存在,货币冲击对于房地产价格有很大的影响。Gerlach和 Peng (2005)的研究表明,在中国香港房地产价格对于贷款存在短期和长期的因果关系。Ortalo-Magné和 Rady (2006)使用生命周期模型进行研究,发现年轻家庭面临的信贷约束对房地产价格的动态变化有很重要的影响。Liang和 Cao (2007)使用 ARDL 模型研究了中国的房地产价格和银行信贷的关系,发现银行信贷对于房地产价格存在单向因果关系。崔光灿 (2009)对我国 2000 年以来上海市数据进行的分析表明,房地产信贷增长对房地产价格和房地产销售量增长有显著的促进作用,在短期内,控制银行信贷可作为平稳房地产市场波动的手段之一。肖本华 (2008)、段军山 (2008)、高波等 (2009)认为我国的信贷扩张为房地产价格的上涨提供了支撑。

第二类观点认为,房地产价格的变动会影响房地产信贷额度。Muelbauer和 Murphy (1993, 1995, 1997)的研究表明,当消费者面临借贷约束时房地产价值的改变通过抵押效应会影响消费者贷款的可获得性。他们发现家庭可获得信贷对于消费和房地产投资有非常显著的影响,无论是使用英国全国的数据还是地区数据均是如此。Kennedy和 Andersen (1994)研究了 15 个工业化国家房地产价格对于家庭储蓄的影响,他们发现房地产价格的波动对于家庭储蓄在 8 个国家都有显著的负的影响,在另外 7 个国家则正好相反,因此房地产价值影响了银行承担风险的能力和提供贷款的意愿。Goodhart (1995)研究了美国和英国较长时期的信贷增长率(美国 1919-1991 年,英国 1939-1991 年)。他发现房地产价格对于英国的信贷增长率有显著的正的影响,但是在美国并未发现相似的结论。Case 等 (2001) 的研究认为,若其他情况都相同,房地产价格的上涨会增加建筑活动,这会导致新的信贷需求。由于房地产通常被作为抵押资产,房地产价格就成了私人部门借贷能力的重要决定因素。房地产价格也会影响银行资产,直接影响银行自有资产,间接影响房地产抵押贷款的价值。Hibers 等 (2001) 应用多元变量 Probit/Logit 模型进行研究,认为在工业化国家和发展中国家,住宅价格对于金融危机的产生有显著的影响。Gerlach和 Peng (2003)分析了香港银行贷款和房地产价格的动态关系,发现房地产价格推动了银行贷款的波动,而不是相反。Boris Hofmann (2004)使用 VAR 模型分析了 16 个工业化国家私人非金融部门银行贷款的决定因素,研究表明房地产价格是私人部门长期借贷能力的很重要的决定因素,脉冲响应分析表明房地产价格的变动对于银行贷款有显著的并且是持续的正的影响,这个结果说明房地产价格的变动会引起银行借贷显著地持续的波动。Davis和 Zhu (2004)在样本更大的工业化国家研究了信贷和商业房地产价格的关系,得出了同样的结论。Goodhart和 Hofmann (2007)通过对房地产财富影响家庭信贷需求的三条渠道研究,发现房地产价格的变动会影响房地产信贷额度。

第三类观点认为,房地产价格和银行信贷之间存在双向因果关系。Goodhart和 Hofmann (2007)使用 18 个工业化国家的数据,发现房地产价格和银行借贷之间存在显著的双向因果关系,并且二者之间的相互依赖似乎扩大了经济波动的幅度,增加了金融部门的脆弱性。Liang和 Cao (2007) 的研究发现银行借贷、GDP 和利率与房地产价格存在双向因果关系。Okarinen (2009)应用时间序列模型研究了芬兰从 20 世纪 80 年代末金融自由化开始以来房地产价格和房地产信贷存量的相互作用。在金融自由化之前,两者的关系是很微弱的,20 世纪 80 年代末开始金融自由化进程之后这种关系已经呈现出很强的双向因果关系。另外,房地产价格的波动对于消费信贷有显著的正的影响。段忠东等 (2007)对我国月度数据进行研究,发现房地产价格和银行信贷之间在长期内存在互为因果关系,房地产价格波动在短期对银行信贷发放的直接影响十分有限,主要是在长期内对银行信贷增长产生影响。

综上,关于房地产信贷和房地产价格关系的研究,不同的研究者得出了不同的结论。我们认为之所以出现分歧,原因在于两者的关系是非线性的。本文拟使用非线性方法,应用非线性平滑转换回归模型 (Smooth

### 三、模型、变量的选取及数据

#### (一) 模型的设定

平滑转换模型是一个非线性模型, 它是在 Quandt (1958) 提出的转换自回归模型的基础上进一步扩展而成。

标准的平滑转换模型如下:

$$y_t = \left\{ \phi + \theta G(\gamma, c, s_t) \right\}' z_t + u_t, \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (1)$$

这里  $z_t = (w_b' x_t)'$  是解释变量,  $w_b' = (1, y_{t-1}, \dots, y_{t-p})'$  与  $x_t' = (x_{1t}, \dots, x_{kt})'$  是外生变量。  $\phi = (\phi_0, \dots, \phi_m)'$  和  $\theta = (\theta_0, \dots, \theta_n)'$  是  $(m+1) \times 1$  阶矩阵向量并且  $u_t \sim \text{iid}(0, \sigma^2)$ , 其依次为线性和非线性部分的参数向量。转换函数  $G(\gamma, c, s_t)$  是一个有界函数, 它是连续转换变量  $s_t$ 、平滑参数  $\gamma$  以及位置参数向量  $c = (c_1, \dots, c_k)'$  ( $c_1 \leq \dots \leq c_k$ ) 的函数。转换函数可以写成一个广义逻辑函数:

$$G(\gamma, c, s_t) = \left\{ 1 + \exp \left[ -\gamma \prod_{k=1}^K (s_t - c_k) \right] \right\}^{-1}, \quad \gamma > 0 \quad (2)$$

这里,  $\gamma > 0$  是一个识别约束。方程 (1) 和 (2) 联合起来就是 STR (LSTR) 模型。

根据转换函数的不同形式, STR 模型可以演化为以下三种最常用的形式:

$$\text{LSTR1 Model } G_1(\gamma, c_1, s_t) = \frac{1}{1 + e^{-\gamma(s_t - c_1)}} \quad (3)$$

$G_1$  是介于 0 和 1 之间的转换变量  $s_t$  的单调递增函数, 位置函数  $c_1$  代表着  $\lim_{s_t \rightarrow -\infty} G_1 = 0$  和  $\lim_{s_t \rightarrow +\infty} G_1 = 1$  这两种极端状态的过渡点, 方程 (3) 是方程 (2) 中变量  $c_k$  中的  $k=1$  时的情况。模型的一个重要限制条件就是  $\gamma > 0$  如果在  $G_1$  中  $\gamma \rightarrow \infty$ , 方程 (1) 可以转化为两种极端状况下的转换回归模型, 这两种状态分别是:  $y_t = x_t' \phi + u_t$  和  $y_t = x_t' (\phi + \theta) + u_t$  当  $\gamma = 0$  时, 函数  $G_1$  是一个常数且等于 0.5 在这种情况下, 模型 (1) 将简化为一个线性模型。

$$\text{LSTR2 Model } G_2(\gamma, c_1, c_2, s_t) = \frac{1}{1 + e^{-\gamma(s_t - c_1)(s_t - c_2)}} \quad (4)$$

方程 (4) 是方程 (2) 中变量  $c_k$  中的  $k=2$  时的情况, 因为单调性假设在现实应用中并非总能满足, 所以, 方程 (4) 中的转换函数  $G_2$  是一个非单调函数, 关于点  $(c_1 + c_2)/2$  对称, 并且  $\lim_{s_t \rightarrow \pm\infty} G_2 = 1$ ,  $G_2$  不会等于 0 它的极小值在 0 到 0.5 之间。

$$\text{ESR Model } G_3(\gamma, c, s_t) = 1 - e^{-\gamma(s_t - c)^2} \quad (5)$$

我们希望转换变量的最小绝对值和转换函数的最小值有关, 模型 (5) 具有一个指数转换函数恰好满足这个条件,  $G_3$  是一个非单调并且关于  $c$  点对称的函数。模型 (5) 和模型 (4) 的不同之处在于转换的速度。

根据标准的平滑转换模型, 本文中所用到的平滑转换模型如下:

$$hp_t = \phi_0 + \sum_{i=1}^8 \phi_{0i} hp_{t-i} + \sum_{j=0}^8 \delta_j loan_{t-j} + G(\gamma, c_k, s_t) \left[ \phi_{10} + \sum_{i=1}^8 \phi_{1i} hp_{t-i} + \sum_{j=0}^8 \delta_j loan_{t-j} \right] + \varepsilon_t \quad (6)$$

在方程 (6) 中,  $hp$  代表商品房价格,  $loan$  为信贷规模, 转换变量  $s_t$  根据 Teřsvirta (1992) 等提出的条件选取。商品房价格和信贷规模这两个变量的最大滞后阶数都选择 8 根据经验这样的选择能够更好地解释动态性, 而且在实证过程中将利用 AIC 准则和 SC 准则,  $t$  值和 D-W 值来逐一剔除不必要的滞后阶数。随机扰动项  $\varepsilon_t$  是均值为零的白噪声序列, 而且是同方差的正态分布。

#### (二) 变量的选取和数据说明

$hp_t$  为第  $t$  年的房地产价格, 本文中房地产价格的代理变量为当年商品房销售额比当年商品房销售面积,  $dhp_t$  为该序列的一阶差分序列;  $loan_t$  为第  $t$  年的信贷规模, 本文中信贷规模的代理变量为房地产投资资金来源中的国内贷款部分,  $dloan_t$  为该序列的一阶差分序列。

本文数据采用 2000 年 2 月到 2009 年 12 月的月度数据, 需要说明的是, 房地产行业数据每一年都缺失了 1 月份数据, 由于频率相同, 本文未对缺失数据进行处理。本文对原始数据进行了价格调整, 使其成为以 2000 年为基期的定比数据, 利用 X12 方法对其进行了季节调整并且取了常用对数。为了行文简洁, 本文依

然使用  $hp_i$  和  $loan_i$  来表示进行过这一系列预处理后的数据。所以, 本文使用的所有数据均为经过价格调整、季节调整及取自然对数之后的数据, 在文中解释经济含义时将不再阐述。文中数据来源于历年《中国统计年鉴》中宏统计数据库和中宏产业数据库。

#### 四、模型设定和实证结果

STR 模型的建模过程是一个嵌套线性模型的过程, 是一个从线性到非线性的过程。首先要确定线性模型的结构, 然后以此为基础确定非线性模型的结构, 本文中 STR 模型的构建依照 Teřsvirta (1992, 1998, 2004) 所提出的方法。

##### (一) 序列数据的平稳性检验

首先, 我们对模型中使用的变量房地产价格  $hp_i$  和信贷规模  $loan_i$  分别进行平稳性检验, 我们分别使用 ADF 检验 (原假设是序列为非平稳序列) 和 PP 检验 (原假设是序列为非平稳序列), 结果见表 1:

表 1 数据平稳性检验结果

变量	ADF 检验		PP 检验		检验形式
	统计量	临界值	统计量	临界值	
$hp_i$	-0.149927	-3.498439	-1.676085	-3.491345	(c t 0)
$dhp_i$	-3.549795	-3.498439	-78.91587	-3.491928	(c t 0)
$loan_i$	-0.797884	-3.499167	-3.470330	-3.491345	(c t 0)
$dloan_i$	-9.485774	-3.497727	-47.99851	-3.491928	(c t 0)

注: 本项检验显著水平设定为 1%,  $c$  代表截距项,  $t$  代表时间趋势。PP 检验的带宽标准依据 Newey - West using Bartlett kernel

从表 1 的平稳性检验可以看出,  $hp_i$  和  $loan_i$  序列均为不平稳序列, 其一阶差分序列均为平稳序列, 我们将经过一阶差分序列处理后的数据分别记为房价  $dhp$ 、信贷规模  $dloan$ 。下面, 我们可以依照 Johansen (1991) 提出的框架来研究两者的关系。第一步是确定起始 VAR 模型的滞后阶数, 我们依据 HQ 准则和 SC 准则确定了模型中因变量最优滞后阶数为 2, 自变量最优滞后阶数为 1。第二步就是确定变量间的协整关系, 表 2 是这个 VAR 模型特征根迹检验和最大特征值检验表。检验的结果显示存在两个协整关系。

表 2 Johansen 协整检验

不受限制的协整秩检验 (迹)				
原假设	特征值	迹统计量	显著水平 5% 时的临界值	P 值
None	0.55192	122.7271	15.49471	0.0001
At most 1	0.29884	37.63214	3.841466	0.0000
不受限制的协整秩检验 (最大特征根)				
原假设	特征值	Max-λ 统计量	显著水平 5% 时的临界值	P 值
None	0.55192	85.0950	14.2646	0.0001
At most 1	0.29884	37.6321	3.841466	0.0000

由于存在两个协整关系, 下面我们继续进行格兰杰因果检验, 表 3 是格兰杰因果关系检验结果, 格兰杰因果检验发现,  $dloan$  是  $dhp$  的格兰杰原因,  $dhp$  并不是  $dloan$  的格兰杰原因。

表 3 格兰杰因果关系检验结果

原假设	滞后阶数	观测值	F 统计量	P 值
$dloan$ 不是 $dhp$ 的格兰杰原因	1	108	11.1893	0.0011
$dhp$ 不是 $dloan$ 的格兰杰原因			2.3931	0.1249
$dloan$ 不是 $dhp$ 的格兰杰原因	2	107	5.63181	0.0048
$dhp$ 不是 $dloan$ 的格兰杰原因			0.19198	0.8256
$dloan$ 不是 $dhp$ 的格兰杰原因	3	106	4.29103	0.0068
$dhp$ 不是 $dloan$ 的格兰杰原因			1.18588	0.3191

所以, 我们可以得到以下的线性部分估计结果 (方程下方括号中为相应估计参数的  $t$  值):

$$dhp_t = 0.0120 - 0.7357dhp_{t-1} - 0.1715dhp_{t-2} - 0.0313dloan_t + 0.0398dloan_{t-1} \quad (7)$$

(-7.6843)    (-1.8218)    (-2.3870)    (2.4879)

$$R^2 = 0.5068 \quad \tilde{\sigma}_L = 0.0628 \quad P^{RESET} = 0.6662$$

$$P^{J-B} = 0 \quad P^{AR(2,100)} = 0.3366 \quad P^{ARCH-LM(2,102)} = 0.9311$$

根据模型线性部分的估计结果我们可以看到  $R^2 = 0.5068$  这个结果是由于影响房地产价格的因素不仅仅有房地产价格的滞后值和信贷规模,还与其他众多宏观经济因素以及微观供求关系有关,但是本文旨在研究房地产价格和信贷规模的关系,所以这个拟合值是可以接受的。通过方程(7)的其他重要检验变量值我们可以看到,残差标准差( $\tilde{\sigma}_L$ )为0.0628,RESET检验的结果( $P^{RESET}$ 代表RESET检验的p值)是其F值很小(p值较大,为0.6662),这表明不存在模型误设的问题;方程的Breusch-Godfrey检验( $P^{AR(2,100)}$ 为其p值)证明估计的模型的残差不存在自相关;Jarque-Bera检验( $P^{J-B}$ 为其p值)虽然证明残差的分布为非正态分布,但是方程的ARCH(2)检验( $P^{ARCH-LM(2,102)}$ 为其p值)的结果证明回归的残差中不存在条件异方差。下面进行进一步的非线性检验。

### (二)非线性检验及非线性模型类型的选择

根据Teñsvirta(1998)的处理方法,STR模型中的非线性识别问题是围绕转换函数的近似识别来处理的。利用泰勒展开式对转换函数在 $y=0$ 处进行展开得到,这种检验方法对LSTR1和LSTR2模型的检验效果都很明显。

假设 $s_t$ 是 $z_t$ 的一部分,且令 $z_t = (1, \tilde{z}_t)'$ ,  $\tilde{z}_t$ 是一个 $m \times 1$ 阶向量。在合并和重新参数化后,近似地得到如下辅助方程:

$$y_t = \beta_0' z_t + \sum_{j=1}^3 \beta_j' \tilde{z}_t s_t^j + u_t^* \quad (8)$$

$u_t^*$ 是 $u_t$ 的函数,  $u_t^* = u_t + R_3(\gamma, \sigma, s_t) \theta' z_t$ 。零假设 $H_0: \beta_0 = \beta_1 = \beta_2 = 0$ 。如果拒绝零假设则证明存在非线性关系。当零假设满足的时候,检验统计量服从自由度为 $3m$ 的渐进 $\chi^2$ 分布,但在非常小甚至中等样本容量的情况下 $\chi^2$ 统计量会受到严重的扭曲,Teñsvirta(1998)提出了用F统计量来代替 $\chi^2$ 值可有效地回避精确程度的扭曲,且近似F分布的自由度分别为 $3m$ 和 $T - 4m - 1$ 。

在确定了非线性关系后,就要确定模型的形式是LSTR1还是LSTR2,模型的选择是基于下面的短期序贯检验:

$$H_{04}: \beta_3 = 0$$

$$H_{03}: \beta_2 = 0 | \beta_3 = 0$$

$$H_{02}: \beta_1 = 0 | \beta_2 = \beta_3 = 0$$

$H_{03}$ 的检验以p值来衡量可以更加严格的拒绝零假设,那么就选择LSTR2或者ESTR模型,否则就选择LSTR1模型,Teñsvirta(1994)对这一程序进行了模拟,并取得了满意的效果。模型关于最优转换变量及模型形式选择的检验结果见表4。

表4 最优转换变量及转换函数的结果

转换变量	$F$	$F_4$	$F_3$	$F_2$	模型形式
$dhp_{t-1}$	1.56e-01	7.87e-02	6.96e-01	1.89e-01	linear
$dhp_{t-2}$	6.49e-01	6.98e-01	1.92e-01	8.63e-01	linear
$dloan_t^*$	4.59e-04	1.12e-03	1.82e-02	3.54e-01	LSTR1
$dloan_{t-1}$	1.96e-02	1.57e-01	1.63e-02	2.58e-01	LSTR2

注: $F, F_4, F_3, F_2$ 分别为 $H_{04}, H_{03}, H_{02}, H_{01}$ 假设的相应统计量,其对应的每一个数字为F统计量的p值。\*表示STR模型确定的最优转移变量及转换函数的形式①。

### (三)位置参数初始值的确定

STR模型的估计是依靠非线性最优化的路线,Teñsvirta(2004)指出平滑参数和位置参数的初始估计值必须落在其构造的区间内。表5中为计算得到的相应的参数值和区间。以初始值为基础,使用网格点搜索对模型的参数进行估计所得到的STR模型的格点搜索等高线图及平面图分别见图1和图2。

①在选择转换变量时,所有的潜在变量都可以一一用来检验,选择p值这个最强拒绝规则来进行检验,这是一个比较好的选择转换变量的方法。

表 5

平滑参数和位置参数的初始估计值

SSR	$\gamma$	区间	c1	区间
0.31	7.34	(0.5 10)	0.44	(-1.88 2.93)

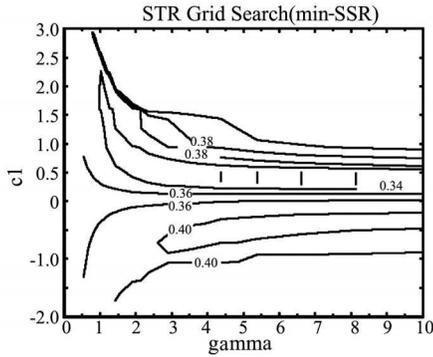


图 1 STR模型格点搜索的等高线图

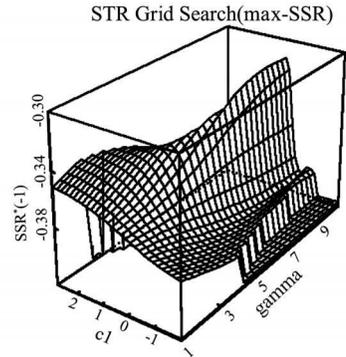


图 2 STR模型格点搜索的平面图

#### (四)模型参数的估计及诊断

模型的估计结果(方程下方括号中为相应估计参数的  $t$  值):

$$\begin{aligned}
 dhp_t = & 0.0184 - 0.5827dhp_{t-1} - 0.1629dhp_{t-2} - 0.00138dloan_t + 0.0202dloan_{t-1} \\
 & (-6.1180) \quad (-2.1102) \quad (-1.0408) \quad (0.6357) \\
 + & [-0.08720 - 0.05002dhp_{t-1} - 0.30566dhp_{t-2} + 0.0970dloan_t + 0.31351dloan_{t-1}] \\
 & (-0.9266) \quad (1.4653) \quad (2.7787) \quad (4.0580) \\
 \times & [1 + \exp\{-261.5424(dloan_t - 0.3768)\}]^{-1} \quad (9) \\
 R^2 = & 0.6471 \quad AIC = -5.6569 \quad SC = -5.3572 \\
 P^{J-B} = & 0.1247 \quad P^{AR(2,100)} = 0.2485 \quad P^{ARCH-IM(2,102)} = 0.8895
 \end{aligned}$$

模型非线性部分的估计结果我们可以看到  $R^2$  值从线性模型的 0.5068 提高到了 0.6471, 有了较大提高。从方程 (9) 的其他重要检验变量值我们可以看到, 方程的 Breusch-Godfrey 检验证明估计的模型的残差不存在自相关; Jarque-Bera 检验证明使用了非线性模型使得残差的非正态分布问题消失了, 方程的 ARCH (2) 检验的结果证明回归的残差中不存在条件异方差。

以初始值为基础, 使用网格点搜索得到的 STR 模型的转换函数  $dloan_t$  图和残差平方和图分别见图 3 和图 4

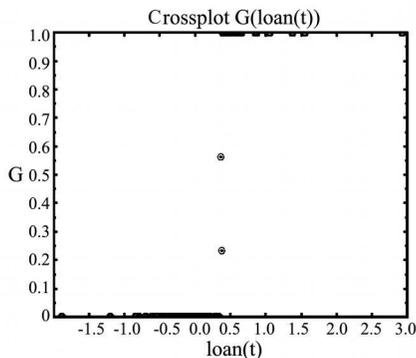


图 3 STR模型转换函数图

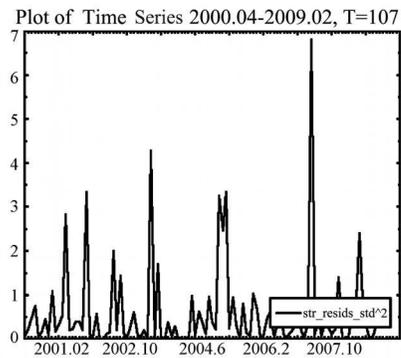


图 4 STR模型残差平方和图

STR 模型估计结果方程 (9) 可以得出以下结论:

(1) 无论是线性模型还是非线性模型, Breusch-Godfrey 检验表明模型的残差都不存在自相关, ARCH-IM 检验表明模型的残差都不存在条件异方差, 但是在使用非线性模型之后, 模型的拟合度有了较大提高, 从 0.5068 提高到 0.6471, 并且模型残差的非正态分布问题也消失了。这说明房地产价格与信贷规模二者的关系更适合用非线性模型来拟合。

(2) 在对房地产价格和信贷规模线性部分的检验中, 我们发现  $hp$  和  $loan$  均为  $I(1)$  序列, 并且存在两个协整关系, 经过格兰杰因果检验我们确定信贷规模的变动是房地产价格变动的原因为。这个结果和众多学者

的研究结论是一致的 (Lamont and Stein, 1999; Collins and Senhadji, 2002; Gerlach and Peng, 2005; Ortali-Magné and Rady, 2006; Liang and Cao, 2007; 崔光灿, 2009)。

(3) 本文的实证结果表明, 房地产价格与信贷规模的关系从一种状态转换到另一种状态的速度是很快的 ( $\gamma = 261.5424$ )。在图 3 中的每一个点都代表了一个观察值, 我们可以很明显地看到从一种状态向另一种状态的转换。大多数的观察值都会落在两种极端状态 ( $G = 0$  或者  $G = 1$ ), 只有很少的观察值会落在中间状态。这个结果与我们从  $\gamma$  值上判断的有一个很快的转换速度是一致的。

(4) 从方程 (9) 所得的结果可以看出, 如果设定显著水平为 10%, 可以看到模型的线性部分中  $dhp_{t-1}$ 、 $dhp_{t-2}$  的系数是显著的,  $dloan_t$ 、 $dloan_{t-1}$  的系数是不显著的, 这表明人们在预测楼市表现时关注楼市的前期表现, 但是本文中价格变动率的滞后值对于房地产价格变动率有负的影响, 这个结果虽然与预期的符号相反, 也许反映了我国近年来高房价的背景下, 每一期价格的上涨都带来房价“触顶回落”的预期, 这种预期对于房价会有负的影响; 模型的非线性部分  $dhp_{t-1}$ 、 $dhp_{t-2}$  的系数都是不显著的,  $dloan_t$ 、 $dloan_{t-1}$  的系数是显著的, 其符号也与期望相一致, 这个结果反映了信贷规模的变动  $dloan_t$  大于位置参数时 ( $dloan_t > 0.37679$ ), 模型就转换为非线性的, 此时信贷规模的变动对于房地产价格的影响才会显现。当前一期和当期信贷规模增加 1%, 会分别导致当期房地产价格上涨 0.3135% 和 0.0970%。可见, 目前在我国房地产价格上涨的推动因素中, 信贷规模的变动是重要的一个因素。

## 五、结论

本文的实证研究表明, 信贷规模对于房地产价格的影响是非线性的, 我国房地产价格与信贷规模的关系适合使用 LSTR1 模型来刻画。本文的研究得出了以下主要结论:

首先, 通过格兰杰因果检验, 我们确定我国近年来信贷规模的变动是房地产价格变动的原因。这个结论与我国近年来的现实情况是一致的。

其次, 本文的实证结果表明, 信贷规模对于房地产价格的影响是非线性的, 并且房地产价格与信贷规模的关系从一种状态转换到另一种状态的速度很快。只有当信贷规模的增长超过 45.76% ( $\exp(0.37679) - 1$ ) 时, 信贷规模的变动才会影响房地产价格的变动, 当前一期和当期信贷规模增加 1%, 会分别导致当期房地产价格上涨 0.3135% 和 0.0970%。否则, 信贷规模的变动对于房地产价格的影响是不显著的。所以, 只要控制信贷规模增长的幅度, 信贷规模的变动对于房地产价格的推动力量就会减弱。

早在 2005 年中国人民银行上海分行向总行提交的一份报告指出, 上海市房地产贷款在贷款总量中所占比例不断提高, 各商业银行信贷结构趋同明显。但是房地产信贷发放增长较快的状况一直持续, 有很多分析指出 2009 年天量信贷发放是当年房地产价格逆市快速上涨的根本原因之一。中国银监会于 2010 年 5 月份开始要求商业银行开展房地产贷款压力测试也表明银监会对此问题的重视。本文的实证研究结果也证实了现阶段我国控制房地产信贷规模对于房地产价格的调控是非常重要的, 同时也指出当信贷规模的增长低于门限值时, 其他方面的因素依然有可能推高房地产价格, 此时, 就需要动用更多的政策来调控房地产市场。这个结论也支持了我国 2010 年和 2011 年房地产调控政策实践的转变, 从 2010 年开始, 房地产市场调控措施除了有针对房地产开发商和消费者的信贷规模的调控以外, 我们看到更多方面政策的跟进, 限购令、住房保障政策、土地政策、预售制度、行政监管等方面都作了进一步规定, 房产税试点也已在重庆、上海等地开始实施。当信贷规模的增长对于房地产价格的推动显著减弱的情况下, 合理控制其他推高房地产价格上涨的因素才可能取得良好的效果。

## 参考文献:

1. 崔光灿, 2008 《房地产信贷、价格及市场供求关系研究》, 《金融论坛》第 12 期。
2. 段军山, 2008 《信贷扩张、房地产价格波动与银行稳定: 理论及其经验分析》, 《现代经济探讨》第 4 期。
3. 段忠东、曾令华、黄泽先, 2007 《房地产价格波动与银行信贷增长的实证研究》, 《金融论坛》第 2 期。
4. 高波、王先柱, 2009 《中国房地产市场货币政策传导机制的有效性分析: 2000-2007》, 《财贸经济》第 3 期。
5. 肖本华, 2008 《我国的信贷扩张与房地产价格》, 《山西财经大学学报》第 1 期。
6. Aoki Kosuke, P. James and V. Gertjan 2004 “House Prices, Consumption, and Monetary Policy: A Financial Accelerator Approach” *Journal of Financial Intermediation*, 13(4): 414-435.
7. BIS 2001. “71st Annual Report” Bank for International Settlements Basel

8. Boris H. 2004. "The Determinants of Bank Credit in Industrialized Countries: Do Property Prices Matter?" *International Finance* 7(2): 203– 234
9. Case K., J. Quigley and R. Shiller 2001. "Comparing Wealth Effects: The Stock Market versus the Housing Market" Cowles Foundation Discussion Paper 1335 Yale University
10. Collins C., and A. Senhadji. 2002. "Lending Booms, Real Estate Bubbles and the Asian Crisis" MFW Working Paper WP/02/20
11. Davis E. P., and H. Zhu 2004. "Bank Lending and Commercial Property Prices: Some Cross-Country Evidence" BIS Working Paper 150
12. Oikarinen, Elias 2009. "Interaction between Housing Prices and Household Borrowing: The Finnish Case" *Journal of Banking & Finance* 33(4): 747 – 756
13. Gerlach, S., and W. Peng 2005. "Bank Lending and Property Prices in Hong Kong" *Journal of Banking and Finance* 29(2): 461 – 481
14. Goodhart C., and B. Hofmann 2007. *House Prices and the Macro Economy: Implications for Banking and Price Stability*. Oxford: Oxford University Press
15. Goodhart C. 1995. "Price Stability and Financial Fragility." In *Financial Stability in a Changing Environment*, ed. K. Sawamoto, Z. Nakajima and H. Taguchi. Basingstoke: Macmillan
16. Hilbers P., Q. Lei and L. Zacho 2001. "Real Estate Market Development and Financial Sector Soundness" MFW Working Paper 129
17. IMF 2000. *World Economic Outlook* Washington D. C.
18. Jin Y., and Z. Zeng 2004. "Residential Investment and House Prices in a Multi-sector Monetary Business Cycle Model" *Journal of Housing Economics* 13(4): 268 – 286
19. Kennedy N., and P. Andersen 1994. "Household Saving and Real House Prices: An International Perspective" BIS Working Paper 20
20. Lamont O., and J. C. Stein 1999. "Leverage and House-price Dynamics in US Cities" *RAND Journal of Economics* 30(3): 498– 514
21. Liang Q., and H. Cao 2007. "Property Prices and Bank Lending in China" *Journal of Asian Economics* 18(1): 63 – 75
22. Muelbauer J., and A. Murphy 1997. "Booms and Busts in the UK Housing Market" *The Economic Journal* 107(445): 1701– 1727
23. Muelbauer J., and A. Murphy 1995. "Explaining Regional Consumption in the UK." Working Paper University of Oxford
24. Muelbauer J., and A. Murphy 1993. "Income Expectations, Wealth and Demography in the Aggregate UK Consumption Function" Working Paper University of Oxford
25. Ortalo-Magné, F., and S. Rady 2006. "Housing Market Dynamics: On the Contribution of Income Shocks and Credit Constraints" *Review of Economic Studies* 73(2): 459 – 485
26. TeĀsvirtā T. 1994. "Specification, Estimation and Evaluation of Smooth Transition Autoregressive Models" *Journal of the American Statistical Association* 89(425): 208– 218
27. TeĀsvirtā T. 1998. "Modeling Economic Relationships with Smooth Transition Regressions" In *Handbook of Applied Economic Statistics: Statistics Textbooks and Monographs*, ed. A. Ullah and D. E. A. Giles, 507– 552. Dekker, New York, Basel and Hong Kong
28. TeĀsvirtā T., and H. M. Anderson 1992. "Characterizing Nonlinearities in Business Cycles Using Smooth Transition Autoregressive Models" *Journal of Applied Econometrics* 7(S1): 119– 136
29. TeĀsvirtā T. 2004. "Smooth Transition Regression Modeling" In *Applied Time Series Econometrics*, ed. H. Lütkepohl and M. KĀtzig, 222– 242. Cambridge: Cambridge University Press

## Empirical Research on the Non-parameter Dynamic Relation between Credit Quota and the Real Estate Price

He Jing<sup>1,2</sup>, Li Cun-pu<sup>3</sup> and Qiu Chang-rong<sup>1</sup>

(1: Xi'an Jiaotong University, 2: Xi'an University of Architecture and Technology

3: Xi'an International Studies University)

**Abstract** Employing Smooth Transition Regression model (STR) studied the relationship between real estate price and credit quota, this essay finds the change of credit quota is the reason of the change of real estate price in China and the relation is non-parameter, which can be expressed through the LSTR1 model. When the credit quota rate of increment surpasses 45.76%, the change of credit quota will affect the real estate price in a nonlinear way, and the elasticity of the real estate price to current period and the one lagged period credit quota is separately 0.0970% and 0.3135%. The conclusion is that it is important to keep the increasing speed of credit quota. Only then the impetus of the loan scale's change to the real estate price will obviously be weakened and in this case the government must control other factors which affect the real estate price to gain good effects.

**Key Words** The Real Estate Price; The Credit Quota; Smooth Transition Regression

**JEL Classification** E5; E6; R31

(责任编辑: 陈永清)