

# 中国利率政策与 房地产价格的互动关系研究

郭娜 翟光宇\*

**摘要:** 本文通过建立结构向量自回归模型对中国房地产价格与利率政策之间的互动关系进行了探讨,发现中国的利率政策并不能对房地产价格形成有效的调节,造成了利率政策房地产价格传导渠道的失效;相反,房地产价格冲击对利率政策却具有显著的正向影响,说明中国历史上的利率政策制定的确参考了房地产价格因素,并对其作出了一定的反应。本文还利用模拟分析对样本期间内我国利率政策的实施效果进行了分析评价。研究结论对中国中央银行利率政策的有效执行及房地产市场调控具有重要政策启示。

**关键词:** 利率政策 房地产价格 结构向量自回归模型

## 一、引言

百年不遇的金融危机使多数国家在制定货币政策时更加关注资产价格,尤其是房地产价格的变动。房地产作为具有投资和消费双重属性的特殊资产,其价格变动会通过财富效应、托宾 Q 效应及资产负债表效应影响居民消费和宏观经济。如何在资产价格与金融稳定以及一般价格稳定与经济增长两组目标之间进行协调成为各国中央银行在制定货币政策时面临的巨大挑战(陆晓明, 2010)。对于货币政策与资产价格之间的关系,学者们主要关注两类问题:一是货币政策制定是否应对资产价格作出反应;二是货币政策对资产价格的影响机制。而大部分相关研究中的货币政策具体是指利率政策(Bernanke and Gertler 1999, Rigobon and Sack, 2004, Iacoviello, 2005, Del Negro and Otkrok, 2007, Bjornland and Leitemo, 2009)。对于上述的第一类问题,学界持有两种不同的观点。部分学者认为中央银行不应直接对资产价格作出反应,货币政策当局的利率调整应当实行有弹性的通货膨胀目标制度,而对资产价格直接作出反应的利率调整会加剧经济波动(Bernanke and Gertler 1999, 2001; Cogley, 1999)。相反,部分学者认为资产价格不仅能够反映当前的消费水平,也能预期到未来的通货膨胀水平,因而中央银行应把资产价格作为货币政策中利率调整的调控要素之一,通过积极调整利率水平以避免资产价格出现偏离(Akchian and Klein, 1973; Cecchetti et al., 2000; Goodhart and Hofmann, 2000)。也有部分学者采用了实证分析的方法来验证中央银行的利率调整是否对房地产价格变动作出反应,例如 Bjornland 和 Jacobsen (2009)采用英国、瑞典和挪威的数据得出一国的房地产价格变动的确会对当地的利率水平产生影响,房地产价格的上升会引起该国实际利率水平的上升。如果中央银行对资产价格变动作出反应,那么利率水平的调整将如何影响资产价格?相应的,货币政策的效果如何?由此引出第二类问题,即货币政策对资产价格的影响机制。对于这类问题,大多数研究集中于探讨一国利率水平调整对股票市场所产生的影响(Gilchrist and Leahy, 2002; Rigobon and Sack, 2004; Bjornland and Leitemo, 2009)。鉴于房地产价格变动与滞后产出和通货膨胀之间的紧密联系(Goodhart and Hofmann, 2000),一些学者也开始关注房地产市场。大部分研究发现中央银行的利率调整对房地产市场具有持久的显著影响(Eunhyung, 1998; Mohammad and Majid, 2002),少数则得出相反的结论(Del Negro and Otkrok,

\* 郭娜,南开大学经济学院金融系,邮政编码:300071,电子信箱:nkguona@gmail.com;翟光宇,南开大学经济学院金融系,邮政编码:300071,电子信箱:zgyqxh@163.com。

本文研究得到教育部规划项目“我国房地产价格、货币政策与金融稳定研究”(06JA790057)和南开大学2010年度文科科研创新基金项目(NKC1027)的资助。作者感谢匿名审稿人对本文提出的宝贵意见。当然,文责自负。

2007)。并且许多前期研究均得出房地产价格变动与利率水平呈现出反向的相关关系 (Goodhart and Hofmann, 2001; Iacoviello, 2005; Bjornland and Jacobsen, 2009)。

国内对上述问题的研究起步于 20 世纪 90 年代末, 部分学者认为资产价格变化虽然会对货币政策传导机制产生影响, 但不宜将其作为货币政策的中介目标之一 (钱小安, 1998), 或在货币政策操作过程中可将资产价格作为间接参考指标, 要“关注”但不要“盯住” (瞿强, 2001)。也有一些学者认为中央银行在进行货币政策制定时应考虑股票市场价格, 将资产价格作为货币政策调控的辅助检测指标纳入中央银行的操作视野 (易纲、王召, 2002; 王晓芳、卢小兵, 2007)。近年来, 国内学者开始逐步探讨货币政策与房地产价格之间的关系, 譬如, 张涛等 (2006)、丁晨和屠梅曾 (2007) 发现我国短期利率对房地产价格具有很好的调控作用。从已有文献来看, 大多是从利率政策的角度切入来研究货币政策的房地产价格传导机制及其效应, 对两者间互动关系的探讨还较少见, 对我国利率政策调整是否考虑了房地产价格因素以及利率政策的效应等亦没有给出明确的评价。

近年来, 房地产业已经逐渐成为我国国民经济的支柱产业。与此同时, 商品房价格也在不断攀升, 全国平均房地产价格在 1988-2008 年间上涨了 671.58%。<sup>①</sup> 房地产价格的持续上涨不仅侵蚀了居民在其他领域的消费能力, 而且对金融稳定乃至宏观经济运行都产生了巨大影响, 进而也对我国利率政策提出了新的挑战。从 1990 年 4 月至 2010 年 5 月, 中国人民银行曾 29 次调整存款准备金率, 25 次调整人民币存款基准利率。那么, 在中国人民银行的利率水平调整中, 是否关注了房地产价格波动的因素? 我国的利率政策如何对房地产价格波动作出反应? 反过来, 利率水平调整将如何动态影响房地产价格? 本文通过构建结构向量自回归模型 (Blanchard and Quah, 1989) 探讨我国利率政策与房地产价格间的互动关系以期回答上述问题。<sup>②</sup> 本文以下内容是这样构成的: 第二部分为本文的研究方法; 第三部分是实证检验及结果分析; 第四部分是对我国实际利率的模拟分析; 第五部分总结全文并提出相应的政策建议。

## 二、研究方法

借鉴 Iacoviello (2005)、Bjornland 和 Leitemo (2009) 的研究成果, 本文构建了一个四维结构向量自回归 (SVAR) 模型来探讨房地产价格、利率政策以及相关变量结构冲击的作用。SVAR 模型通过对 VAR 模型施加基于经济理论的结构限制条件来进行识别, 从而保证随机冲击的独立性, 使变量的脉冲响应分析结果更加精确。设  $y_t = [GDP_t, PI_t, HP_t, R_t]'$  是一个四维的内生变量, 分别代表产出缺口、通货膨胀、房地产价格以及实际利率, 其  $p$  阶滞后的 VAR 模型可以表示为方程 (1):

$$y_t = A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \dots + A_p y_{t-p} + v_t \quad (1)$$

使用滞后算子  $L$ , 式 (1) 可写成自回归的形式:

$$A(L)y_t = v_t \quad (2)$$

其中,  $A(L) = I_4 - A_1 L - A_2 L^2 - \dots - A_p L^p$  为滞后算子  $L$  的  $4 \times 4$  阶参数矩阵,  $I_4$  为一个主对角线为 1 的  $4 \times 4$  阶单位矩阵。如果此模型是稳定的, 则式 (2) 可转化为无穷阶的移动平均过程:

$$y_t = B(L)v_t \quad (3)$$

其中,  $B(L) = A(L)^{-1}$ ;  $v_t$  为白噪声向量, 也称简化形式的冲击向量。假设  $\varepsilon_t$  为结构冲击向量, 且  $\varepsilon_t$  中的结构冲击服从均值为零、协方差为单位矩阵的白噪声过程, 则简化式的冲击向量可以表示为结构冲击向量的线性组合, 即  $v_t = D\varepsilon_t$ ,  $D$  为同期表示矩阵。代入式 (3) 可得:

$$y_t = B(L)D\varepsilon_t \quad (4)$$

其中,  $\varepsilon_t$  为非相关的结构冲击向量, 根据 Iacoviello (2005)、Bjornland 和 Leitemo (2009) 的前期研究成果以及我国经济的实际情况, 我们将非相关的结构冲击变量排列顺序设定为  $\varepsilon_t = [\varepsilon_t^{GDP}, \varepsilon_t^{PI}, \varepsilon_t^{HP}, \varepsilon_t^R]'$ ;  $\varepsilon_t^{GDP}$ 、 $\varepsilon_t^{PI}$ 、 $\varepsilon_t^{HP}$  和  $\varepsilon_t^R$  分别代表源于产出缺口、通货膨胀、房地产价格和利率政策的冲击。经济模型在简化式 (3) 和结构式 (4) 之间相互转换时, 会遇到模型识别问题, 未加约束条件的 SVAR 模型见式 (5):

①资料来源: 高波、王辉龙、赵奉军, 2009 《转型期中国房地产市场成长: 1978~2008》, 经济科学出版社, 第 174-175 页。

②从房地产价格与货币政策已有文献的研究方法上看, 多数采用向量自回归模型 (VAR) 分析两者间的关系。然而这种模型定式不能解决同时性问题, 无法给出变量间的当期关系以便考察变量间的独立影响。结构向量自回归模型 (SVAR) 通过施加基于经济理论的结构限制条件使各个变量不仅受自身滞后期的影响, 也受其他变量当期和滞后期的影响, 以此来保证随机冲击的独立性, 从而使随机扰动分析更加精确。

$$\begin{pmatrix} GDP_t \\ PI_t \\ HP_t \\ R_t \end{pmatrix} = B(L) \begin{pmatrix} 1 & D_{12} & D_{13} & D_{14} \\ D_{21} & 1 & D_{23} & D_{24} \\ D_{31} & D_{32} & 1 & D_{34} \\ D_{41} & D_{42} & D_{43} & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_t^{GDP} \\ \varepsilon_t^{PI} \\ \varepsilon_t^{HP} \\ \varepsilon_t^R \end{pmatrix} \quad (5)$$

Sims (1986)、Bemanke (1986)以及 Blanchard和 Quah (1989)研究了 SVAR模型的识别问题,指出需要依据经济理论和常识来对求解变量施加约束关系,进而对经济变量之间的动态效应进行分析。<sup>①</sup>本文采用 Sims (1986)和 Bemanke (1986)的短期约束设定方法,为了得到结构式的估计值,需要对本文四变量的同期表示矩阵  $D$  施加  $n(n-1)/2$ 个,即 6个约束(识别)条件。同期表示矩阵  $D$  的系数反映变量之间的当期关系,可以根据格兰杰因果关系检验结果并结合经济理论和利率政策传导过程中各变量的相互作用关系来设置短期约束条件。<sup>②</sup>结合经济理论、前期研究文献以及格兰杰因果关系检验结果(参见表 1),本文将同期表示矩阵设定如下:根据 Christiano等 (1999, 2005)、Bjornland和 Leitemo (2009)对于利率政策冲击与宏观变量的研究假设,宏观经济变量不会对政策变量同时反应。因此,我们在模型中设定  $R$  对  $GDP$  无即时影响以及房地产价格不会对利率产生同时的反应,即  $D_{14} = 0$ 和  $D_{34} = 0$ 由表 1 格兰杰因果关系检验结果中的 (1)和 (2)接受原假设可知,  $PI$ 和  $HP$ 不是  $GDP$ 的格兰杰原因,也就是说  $PI$ 和  $HP$ 对  $GDP$ 无即时影响,即  $D_{12} = D_{13} = 0$ 由表 1 格兰杰因果关系检验结果中的 (5)和 (6)接受原假设可知,  $HP$ 和  $R$ 不是  $PI$ 的格兰杰原因,也就是说  $HP$ 和  $R$ 对  $PI$ 无即时影响,即  $D_{23} = D_{24} = 0$ 由上述六个约束条件所构成的同期表示矩阵使得本文构建的 SVAR 模型恰好可以被识别,此时的 SVAR 模型可表示为式 (6)。<sup>③</sup>

$$\begin{pmatrix} GDP_t \\ PI_t \\ HP_t \\ R_t \end{pmatrix} = B(L) \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ D_{21} & 1 & 0 & 0 \\ D_{31} & D_{32} & 1 & 0 \\ D_{41} & D_{42} & D_{43} & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_t^{GDP} \\ \varepsilon_t^{PI} \\ \varepsilon_t^{HP} \\ \varepsilon_t^R \end{pmatrix} \quad (6)$$

表 1 模型变量格兰杰因果关系检验结果

原假设	F 统计量	原假设	F 统计量
(1) $PI$ 不是 $GDP$ 的格兰杰原因	2.031(0.162)	(7) $GDP$ 不是 $HP$ 的格兰杰原因	0.624(0.434)
(2) $HP$ 不是 $GDP$ 的格兰杰原因	1.043(0.082)*	(8) $PI$ 不是 $HP$ 的格兰杰原因	2.682(0.091)*
(3) $R$ 不是 $GDP$ 的格兰杰原因	9.787(0.004)***	(9) $R$ 不是 $HP$ 的格兰杰原因	5.924(0.007)***
(4) $GDP$ 不是 $PI$ 的格兰杰原因	4.128(0.043)**	(10) $GDP$ 不是 $R$ 的格兰杰原因	3.658(0.036)**
(5) $HP$ 不是 $PI$ 的格兰杰原因	0.125(0.725)	(11) $PI$ 不是 $R$ 的格兰杰原因	6.374(0.016)**
(6) $R$ 不是 $PI$ 的格兰杰原因	0.987(0.327)	(12) $HP$ 不是 $R$ 的格兰杰原因	1.955(0.170)

注:\*\*\*表示 1%显著水平拒绝原假设,\*\*表示 5%显著水平拒绝原假设,\*表示 10%显著水平拒绝原假设;F 统计量的括号中为该统计量的 P 值。

### 三、实证分析

本文的样本数据来源于 CCER 经济金融数据库和中国人民银行网站。考虑到 1998 年我国才开始全面实施住房货币化改革,形成了真正意义上的商品房市场,因此,本文的样本区间设定为住房货币化改革之后的 1998 年第三季度至 2009 年第二季度。<sup>④</sup>样本指标中的房地产价格由 CCER 经济金融数据库中的商品房销售额除以商品房销售面积得到。此外,由于中国尚未公布居民消费价格指数(CPI)的季度定基比指数,所

① Sims (1986)和 Bemanke (1986)侧重于对模型施加短期约束, Blanchard和 Quah (1989)侧重于对模型施加长期约束。本文采用的数据是金融数据,更侧重于短期冲击,因此采用了 Sims (1986)和 Bemanke (1986)的方法。

② 苏亮瑜 (2008)认为同期表示矩阵的系数反映变量之间的当期关系,而货币政策传导具有一定的时滞性,部分变量的当期关系并不显著,因此,可以根据格兰杰因果关系检验结果和一般经济理论及常识来设定当期关系,并给出了“如果原假设被接受,则倾向于将变量之间的当期关系设置为不存在,然后,根据经济理论和常识推断其当期关系存在的可能性”的当期关系设定原则。

③ 本文同时尝试采用不同的同期表示矩阵设定方法,结果显示文中同期表示矩阵的设定较为合理,与实际情况最为接近。限于篇幅,本文没有给出相应的结果,但有兴趣者可向作者索取。

④ 作者感谢匿名审稿人对本文样本区间选择所提出的宝贵建议。

以本文根据国家统计局公布的月度同比和环比 CPI 利用倒推环比法构建了以 1998 年第三季度为基期的消涨指数,对房地产价格和国内生产总值等以价格表示的变量进行了消涨处理。另外,对房地产价格和国内生产总值进行了季节调整,并对除实际利率外的所有数据取了对数值。

依据上文的四维结构向量自回归模型,本文采用一年期贷款实际利率  $R$  作为利率政策冲击代理变量; $PI$  表示通货膨胀率。<sup>①</sup> 在向量自回归模型分析框架内, G iordani (2004) 与 B jomland 和 Leitemo (2009) 认为研究利率政策问题时应采用产出缺口来替代总产出的水平值; Iacoviello (2005) 认为研究利率政策与房地产价格关系时应采用去势后的房地产价格。鉴于此,本文采用滤波方法对实际国内生产总值 (GDP) 和房地产价格进行了去势处理,并分别以  $OUTPUT\_GAP$  和  $HP$  来表示。<sup>②</sup> 平稳性检验结果显示  $R$  和  $PI$  以及去势后的  $OUTPUT\_GAP$  和  $HP$  等四个变量均在 5% 的显著水平下拒绝非平稳的原假设,滞后检验准则确定结构向量自回归模型的滞后为 1 阶。为了确定脉冲响应函数分析的有效性,笔者对建立的模型进行了稳定性检验,结果表明模型的所有特征根都落在单位圆内,满足模型稳定条件。

接下来,本文将采用结构分解法来量化各个变量对利率政策及房地产价格冲击的动态响应,考察期限为 20 期。图 1 给出了利率政策冲击的脉冲响应图(阴影部分是 95% 的置信区间)。由图 1 可以看出,首先,实际利率对自身冲击的脉冲响应始终为正,在一开始便达到最大值 0.9883,随后逐渐衰减进而回落到其稳态值。这说明在我国具有很强的利率惯性 (B jomland and Leitemo, 2009),利率政策冲击的影响会随利率水平的下降而逐渐减少。这种利率平滑操作被 Woodford (2003) 认为是一种很好的货币政策管理方式,可以使中央银行通过影响私人部门的预期来逐渐平滑货币政策影响,降低政策调整的不确定性,在更大程度上保持通货膨胀和产出缺口的稳定,使基准利率的未来变化更具可预测性,增强货币政策有效性。<sup>③</sup> 我国从 2002 年以来存贷款基准利率多以 0.27 个百分点进行微调,且多数进行同向调整,由此可以看出中国人民银行在利率政策调整中开始越来越多地采用这种具有前瞻性和规则性的利率平滑操作。其次,房地产价格对紧缩性利率政策冲击的响应始终表现为正向,在第一期达到最大值 0.0007,随后逐渐收敛到 0 值附近。根据经济学理论可知,紧缩的利率政策应该通过信贷途径和资产组合效应途径对房地产价格产生负向影响,而在我国却表现为微弱的正向影响,利率政策效果不明显。<sup>④</sup> 这不同于许多前期国外文献的研究成果,他们均得出利率水平的上升会对房地产价格造成负向冲击的结论 (Goodhard and Hofmann, 2001; Iacoviello, 2005; B jomland and Jacobsen, 2009)。本文认为利率市场化程度低是造成我国这种特有现象的主要原因。我国长期实行管制利率,调整官方利率是我国利率政策操作的主要形式,利率水平很难真正反映市场经济主体对未来价格风险的预期 (谢平、袁沁吾, 2003)。因此,利率作为我国货币政策传导的主要工具,既不反映资金需求也不能有效传导货币政策效应 (张雪兰、徐永安, 2008),故而通过利率来调控房地产市场并不能产生很好的效果。此外,我国城市化进程的不断加快及人口年龄结构特征所形成的住房刚性需求也使利率政策对于房价上涨的调控作用微乎其微 (张昭、陈兀梧, 2009)。再次,由脉冲响应图还可以看出,实际利率冲击 (紧缩性利率政策) 对通货膨胀率表现为正向影响。由此可见我国也存在 Eichenbaum (1992) 提出的“价格之谜”

①文中通货膨胀率为季度 CPI 的年度变化率,这是因为通货膨胀率的年度变化率是政策制定者所关注的重要指标。

②根据 G iordani (2004)、B jomland 和 Leitemo (2009),当采用 VAR 模型研究利率政策时应加入产出缺口变量来替代总产出的水平值;根据 Iacoviello (2005),当采用 VAR 模型研究利率政策与房地产价格关系时,房地产价格应采用去势后的房地产价格。因此,本文对国内生产总值和房地产价格这两个变量均采用 Hodrick - Prescott 滤波的方法进行去势处理,即将经济时间序列组成中的趋势成分去除,将经济时间序列中的波动成分分离出来,进而得到国内生产总值与房地产价格的去势值。

③利率平滑是货币政策操作中的普遍现象,是指中央银行在同一方向上连续小幅渐进调整市场基准利率,并且基准利率逆向调整的频率低、时间间隔长。有关利率惯性和利率平滑的论述请见 Woodford (2003)。

④利率政策主要是通过信贷途径和资产组合效应途径对房地产价格产生影响的。所谓信贷途径是指:房地产是一种特殊商品,其价格较高且具有消费和投资双重属性,消费者和投资者一般通过向金融机构贷款来购买住房。因此,货币政策的变动会通过银行信贷渠道影响到房地产市场需求,进而影响到房地产价格。如果利率降低,则会刺激房地产市场的投资与消费,进而带动房价上涨;所谓资产组合效应途径是指货币和房地产等资产一起构成了投资者的资产组合。理性投资者会根据不同资产的风险、收益以及流动性变化,相应调整资产组合中各种资产的比例,以达到投资效用的最大化。如果中央银行实行宽松性的货币政策使利率下降,则相应的货币资产收益率会随之而下降,投资者就会重新调整其资产组合,增加资产组合中的房地产资产,减少货币资产。结果将导致房地产资产的需求量上升,进而推动房地产价格上升。由以上理论分析可以看出,房地产价格变动应该与利率水平呈现出反向的相关关系,并且有许多前期研究也证实了这一理论 (Goodhard and Hofmann, 2001; Iacoviello, 2005; B jomland and Jacobsen, 2009)。

现象。<sup>①</sup>这也说明在中国人民银行意图通过提高利率水平来抑制通货膨胀的长期效果是不理想的。最后,实际利率冲击使产出缺口出现了迅速的下降,在第一期便达到其最小值 - 0.0029,而后逐渐上升并收敛到 0 值附近。这与基本经济理论相符,即紧缩性的利率政策会通过产生对房地产投资者及消费者资产组合和财富总量的负向影响而引起投资和消费的下降,进而对总产出缺口产生负向影响。

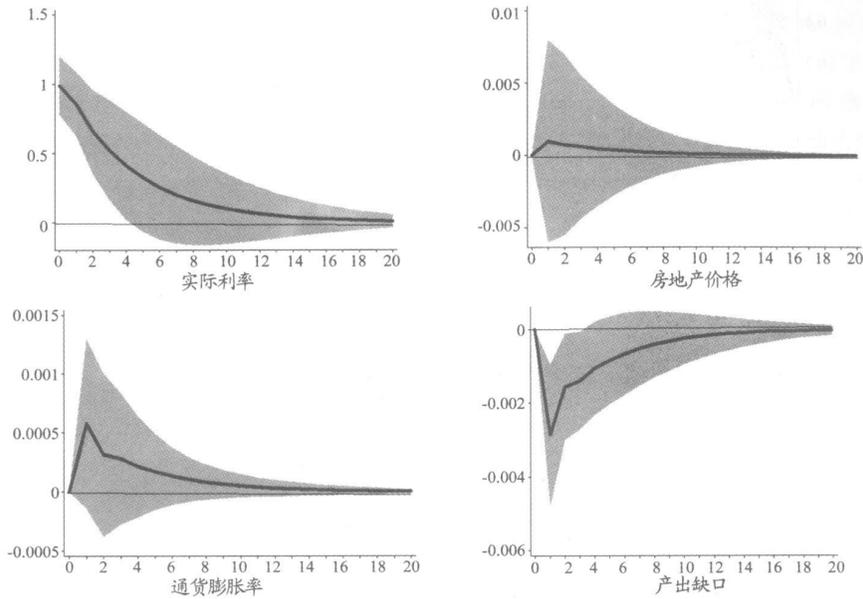


图 1 利率政策冲击脉冲响应图

图 2 为房地产价格冲击的脉冲响应图(阴影部分为 95% 的置信区间)。首先,房地产价格冲击对实际利率的影响始终为正,在第二期便达到了 0.3675 的响应深度,随后逐渐回归到稳态。由利率水平对房地产价格冲击的迅速上升反应可以看出房地产价格波动在我国的确已成为利率政策制定的重要参考变量。换句话说,我国房地产市场的演变在很大程度上影响了利率政策的制定。中央银行也意图通过利率传导渠道来调控房地产价格,进而减小其对通货膨胀率和产出缺口造成的不利影响,同时维护金融稳定。其次,房地产价格在短期对自身一个单位冲击表现为很强烈的正向反应,但在第一期后便迅速回归稳态,说明房地产价格其受自身惯性影响时间较短。再次,通货膨胀率对于房地产价格冲击的响应在开始时表现为正值,经过第一期的短暂下降之后,开始上升并转变为正向响应。这表明房地产价格冲击在长期对通货膨胀率具有正向影响,可以当作未来通货膨胀率的前期指标,这一研究结果与 Iacoviello (2005)、Bjornland 和 Jacobsen (2009) 的结论相一致。也正是由于房地产价格对通货膨胀率的前瞻性预期作用使得我国中央银行对房地产价格给予了特殊关注,并且在利率政策制定中对其价格波动进行了一定程度的反应。最后,产出缺口对于房地产价格冲击一直表现为正向的响应。这说明房地产价格的上升能够通过财富效应、托宾 Q 效应以及资产负债表效应对居民消费及总产出产生正向影响。

本文还利用结构方差分解分析了所有变量对实际利率和房地产价格波动的贡献率。<sup>②</sup>在影响实际利率波动的因素中,利率政策冲击本身占有最大的比例达到 60% 以上。除此之外,通货膨胀率占有 30% 以上的比例,说明我国利率水平的制定除受自身影响外,主要参考了通货膨胀率。房地产价格和产出缺口的解释能力都随时间推移而逐渐增大,进而占到了 4% 和 2% 以上。这说明我国的利率水平制定在一定程度上也参考了房地产价格和产出缺口变量,两者的波动对于利率政策制定能够产生一定的影响。反过来,在房地产价格的影响因素中,房地产价格自身冲击占有 80% 以上的比例,实际利率占有的比率不到 1% 左右,而通货膨胀率和产出缺口的解释能力大约占到 7% 和 6% 左右。这说明利率政策对房地产价格波动的影响很小,同时结合前面脉冲响应分析结果,可以进一步说明中央银行通过利率工具对房地产价格调控的效果并不理想。与以往国外的相关研究类似 (Iacoviello, 2005; Bjornland and Jacobsen, 2009),我国的通货膨胀率和产出缺口对于房地产价格的解释能力较小。这说明我国的房地产价格波动较少受到宏观经济基本面的影响,更程

<sup>①</sup>Eichenbaum (1992) 研究发现紧缩的货币政策反而会使价格出现上扬,出现价格之谜 (price puzzle)。

<sup>②</sup>考虑到篇幅原因,本文没有给出结构方差分解结果,但有兴趣者可向作者索取。

度上表现为其他方面的影响,如城市化进程及人口因素等。

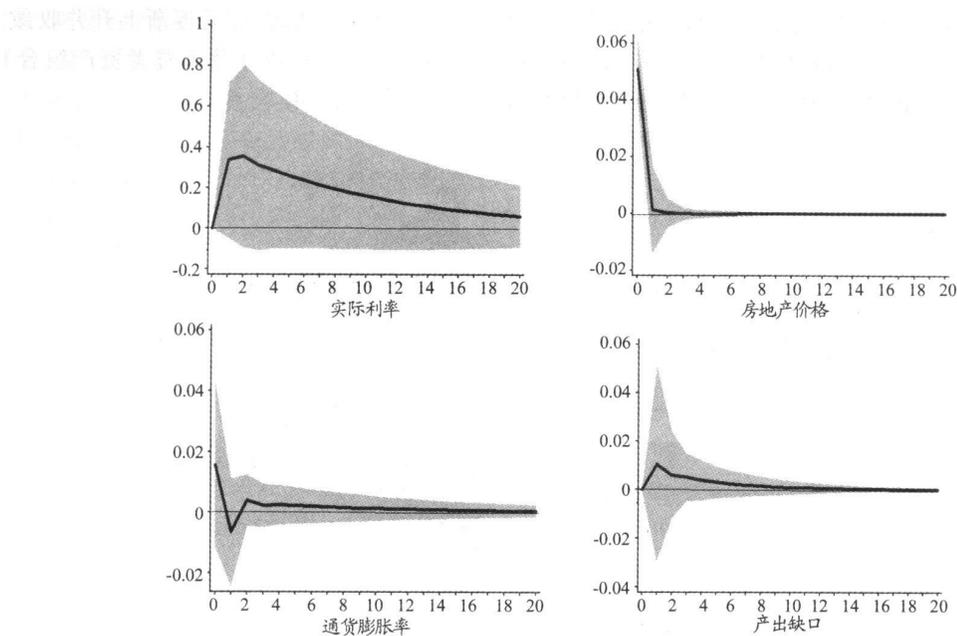


图 2 房地产价格冲击脉冲响应图

#### 四、实际利率的模拟分析

为了分析样本区间内我国实际利率对于房地产价格的反应水平并与真实值进行比较,本文利用估计的 VAR 模型对实际利率水平进行了模拟分析,经 1 000 次模拟得出我国实际利率的模拟值(参见图 3)。

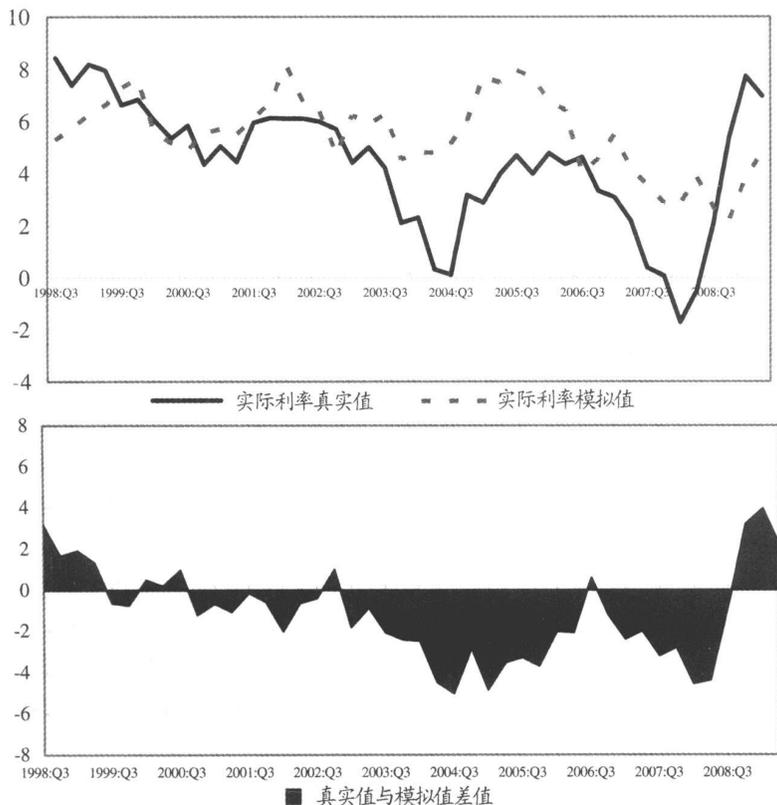


图 3 中国实际利率与实际利率模拟值走势图 (1998Q3-2009Q2)

由图 3 可以看出,相较于 1998-1999 年,2000-2003 年我国实际利率的真实值与模拟值之间的差距明显变小,这说明在此区间内我国利率水平的制定已经开始考虑到房地产价格的波动因素,房地产价格的上升

也的确促使了利率水平的提高,这与上文中脉冲响应的分析结果相一致。在 2001-2003 年间,我国继续实行稳健的货币政策,加大对经济增长的支持力度,这一时期利率的实际值几乎与模拟值重合。并且在此期间内,我国出现了房地产投资增长过猛,房价上涨过快的问题,此间利率政策也将房地产价格纳入到了关注的视野,并对其进行了很好的反应。同时结合通货膨胀与产出缺口的情况,我国的实际利率水平设定与目标值达到了高度的一致。因而,这段时期内我国国民经济发展势头良好,消费需求稳定增长,价格水平平稳。

2004年至 2007年末,我国开始进入新一轮的经济上升周期,价格上涨压力加大,为了调控房地产市场及经济过热的局面,中国人民银行曾多次上调存款准备金率及存贷款基准利率,货币政策也由“稳健”转到“适度从紧”再到“从紧”。而由图 3 可以看出,这期间我国实际利率真实值与模拟值相比处于较低水平,因而在这段时期内我国的利率政策没有对房地产市场及通货膨胀起到应有的抑制作用,房地产市场还在逐渐升温,通货膨胀压力始终存在,利率政策效果不甚理想。2008年下半年以来,由美国次贷危机引发的金融风暴席卷全球,对我国的金融市场和实体部门都造成了很大的冲击,我国房地产市场低迷,经济增长下滑。针对形势变化,我国对宏观经济政策进行了重大调整,实施了积极的财政政策和适度宽松的货币政策,由图 3 可以看出 2008 年我国实际利率的真实值低于模拟值,说明在 2008 年我国的货币政策十分宽松,这也与当时的货币政策目标相一致。这种适度宽松货币政策的实施在某种程度上极大地保证了金融体系的流动性,保证了我国经济平稳较快的增长,促进了房地产市场的回暖,在很大程度上抵御了金融危机的外部冲击,这段时期的利率政策起到了良好的效果。

## 五、结论及政策建议

本文采用 SVAR 模型以我国 1998 年第三季度到 2009 年第二季度为分析区间对我国房地产价格与利率政策的互动关系进行了经验分析。实证结果表明,利率政策冲击对房地产价格的影响是正向的,说明我国利率水平的调整不能对房地产价格形成有效的调节,造成利率政策房地产价格传导渠道的失效。相反,房地产价格冲击对利率政策却具有显著的正向影响,并且利率水平反应迅速,力度较强;同时结合实际利率的模拟分析可知,我国的利率政策尤其是 2000 年以后的利率水平制定开始考虑到房地产价格波动的影响,并对其进行了一定程度的反应。文章还通过模拟分析对住房货币化改革以来我国利率政策调控房地产市场的实施效果进行了评析。

为了疏通利率政策房地产价格传导渠道,并实现利率政策与房地产价格的良性互动,结合本文的主要结论,我们得出以下三点政策建议:(1)利率政策应关注房地产价格的变化,并作出合理适当的反应。由文中结论可知我国的房地产价格对于未来通货膨胀率具有一定的预期作用,因此,中央银行可以据此构建出广义通货膨胀指标,并可尝试通过利率政策制定对其进行量化的反应,稳定经济波动,降低金融风险。(2)加快推进利率市场化改革进程,形成以市场资金供求为基础,以中央银行基准利率为引导的利率体系。使利率能够真正发挥对于信贷的调节作用,通过信贷途径和资产组合效应途径对房地产市场产生有效的影响,进而作用于宏观经济产出。(3)考虑到居民住房需求的刚性,国家应该大力增加住房有效供给,推动廉租房和经济适用房的建设,加快发展公共租赁住房,增加居民的房地产财富,进而通过财富效应及资产负债表效应使利率政策的房地产价格传导渠道得以加强。

### 参考文献:

1. 丁晨、屠梅曾, 2007:《论房价在货币政策传导机制中的作用——基于 VECM 分析》,《数量经济技术经济研究》第 11 期。
2. 高波、王辉龙、赵奉军, 2009:《转型期中国房地产市场成长: 1978~ 2008》,经济科学出版社,第 174-175 页。
3. 高波、王先柱, 2009:《中国房地产市场货币政策传导的有效性分析: 2000-2007》,《财贸经济》第 3 期。
4. 陆晓明, 2010:《中央银行在控制资产价格膨胀中的作用——一个系统性解决方案》,《国际金融研究》第 2 期。
5. 钱小安, 1998:《资产价格变化对货币政策的影响》,《经济研究》第 1 期。
6. 瞿强, 2001:《资产价格与货币政策》,《经济研究》第 7 期。
7. 苏亮瑜, 2008:《我国货币政策传导机制及盯住目标选择》,《金融研究》第 5 期。
8. 王来福、郭峰, 2007:《货币政策对房地产价格的动态影响研究——基于 VAR 模型的实证》,《财经问题研究》第 11 期。
9. 王晓芳、卢小兵, 2007:《应对资产价格波动的货币政策选择与均衡框架构建》,《财经科学》第 6 期。
10. 谢平、袁沁吾, 2003:《我国近年利率政策的效果分析》,《金融研究》第 5 期。
11. 易纲、王召, 2002:《货币政策与金融资产价格》,《经济研究》第 3 期。
12. 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。
13. 张雪兰、徐水安, 2008:《通货膨胀目标是现阶段我国的最优货币政策选择吗?——基于损失函数及先决条件的分析》,《财贸经济》第 8 期。

14. 张昭、陈兀梧, 2009. 《人口因素对中国房地产行业波动的影响及预测分析》, 《金融经济》第 8 期。
15. Alchian, A., and B Klein 1973. "On a Correct Measure of Inflation" *Journal of Money, Credit and Banking*, 5(1): 173–191.
16. Bemanke, B S., and M. Gertler 1999. "Monetary Policy and Asset Price Volatility." Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review, 4th Quarter 17–51
17. Bemanke, B S., and M. Gertler 2001. "Should Central Banks Respond to Movements in Asset Prices?" *American Economic Review*, 91(2): 253–257.
18. Bjomland H. C., and K. Leitemo 2009. "Identifying the Interdependence between US Monetary Policy and the Stock Market" *Journal of Monetary Economics* 56(2): 275–282
19. Bjomland H. C., and D H. Jacobsen 2009. "The Role of House Prices in the Monetary Policy Transmission Mechanism in Small Open Economies" Norges Bank Working Paper
20. Blanchard O. J., and D. Quah 1989. "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances" *American Economic Review*, 79(4): 655–673.
21. Cecchetti S., H. Genberg J Lipsky and S Wadhvani 2000. "Asset Prices and Central Bank Policy" Center for Economic Policy Research London
22. Christiano L. J., M. Eichenbaum, and C. L. Evans 1999. "Monetary Policy Shocks: What Have We Learned and to What End?" In *Handbook of Macroeconomics* Vol 1A, ed J B Taylor and M. Woodford, 65–148. New York: Elsevier Science Ltd
23. Christiano L. J., M. Eichenbaum, and C. L. Evans 2005. "Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy" *Journal of Political Economy*, 113(1): 1–45.
24. Cogley T. 1999. "Should the Fed Take Deliberate Steps to Deflate Asset Prices Bubbles?" *Federal Reserve Bank of San Francisco Economic Review*, 1: 42–52
25. Del Negro M., and C. Otrok 2007. "99 Luftballons: Monetary Policy and the House Price Boom across U. S. States" *Journal of Monetary Economics* 54(7): 1962–1985.
26. Eichenbaum, M. 1992. "Comment on Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts: The Effects of Monetary Policy" *European Economic Review*, 36(5): 1001–1011
27. Eunhyung, K. 1998. "Monetary Policy, Land Prices, and Collateral Effects on Economic Fluctuations: Evidence from Japan" *Journal of the Japanese and International Economics* 12(3): 175–203
28. Gilchrist S., and J Leahy. 2002. "Monetary Policy and Asset Prices" *Journal of Monetary Economics* 49(1): 75–97.
29. Giordani P. 2004. "An Alternative Explanation of the Price Puzzle" *Journal of Monetary Economics* 51(6): 1271–1296
30. Goodhart C., and B Hofmann 2000. "Do Asset Prices Help to Predict Consumer Prices Inflation?" *Manchester School* 68(0): 122–140
31. Goodhart C., and B. Hofmann 2001. "Asset Prices, Financial Conditions, and the Transmission of Monetary Policy" Proceedings from Federal Reserve Bank of San Francisco
32. Iacoviello M. 2005. "House Prices, Borrowing Constraints, and Monetary Policy in the Business Cycle" *American Economic Review*, 95(3): 739–764.
33. Liang Q., and H. Cao 2007. "Property Prices and Bank Lending in China" *Journal of Asian Economics* 18(1): 63–75
34. Mohammad, S.H., and T. Majid 2002. "Residential Investment, Macroeconomic Activity and Financial Deregulation in the UK and Empirical Investigation" *Journal of Economics and Business*, 54(4): 447–462
35. Rigobon R., and B. Sack 2004. "The Impact of Monetary Policy on Asset Prices" *Journal of Monetary Economics* 51(8): 1553–1575
36. Woodford M. 2003. "Optimal Interest-Rate Smoothing" *Review of Economic Studies* 70(4): 861–886

## Interdependence between Interest Rate Policy and Housing Prices: Evidence from China

Guo Na and Zhai Guangyu

(Department of Finance, School of Economics, Nankai University)

**Abstract** This paper estimates the interdependence between China's interest rate policy and housing prices systematically using the Structure VAR methodology. We find that our country's interest rate policy cannot regulate the housing prices effectively, which causes interest rate policy transmission channels of housing prices to lose effectiveness. Instead, the housing prices shocks have significantly positive effects on interest rate policy, which illustrates that our country's housing prices are indeed the important indicators for interest rate setting. Based on the analysis above, we also evaluate the effect of interest rate policy's implementation. Our conclusion has important policy implications for interest rate policy's effective implementation and our country's real estate market regulation.

**Key Words** Interest Rate Policy, Housing Prices, SVAR Model

**JEL Classification** C32, E47, E52

(责任编辑: 彭爽)