

基于 VECM 模型的中国货币政策调控房地产价格的有效性分析*

高飞,汪浩瀚

(宁波大学商学院,浙江宁波 315211)

摘要:该文从货币政策传导理论出发,选取货币供应量、利率、商品房销售价格指数建立向量误差修正模型(VECM),运用 Johansen 协整分析、Granger 因果检验等方法,对货币政策调控房地产价格的有效性进行分析。结果表明,长期来看,货币政策对房地产价格具有一定的调控效果;短期内,货币供应量变化对房价的影响相对较大,而利率调整不是调控房价的有效手段;利率政策有较长时滞,但对房价波动的贡献度大于货币供应量。

关键词: 货币政策;房地产价格;误差修正模型

中图分类号: F832 **文献标识码:** A **文章编号:** 1671-2404(2014)62-0010-05

1 引言

在经济增长、投资过热和房屋供需不平衡等因素的影响下,近年来中国房价持续上涨。本文截取了2004年以来的数据得到房价走势图,如图1所示。虽然有部分年份数据均有所波动,例如金融危机发生的2008年,但是总体而言,2004年-2011年中国商品房销售价格呈逐年走高趋势。

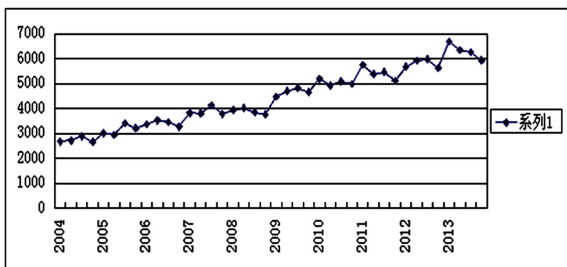


图1 2004-2011年商品房价格走势

注:数据来源于中国统计局数据库

一国货币政策的调整,在货币传导机制作用下会影响资产价格,这是广为接受的概念,那么对房地产价格而言,货币政策是否会对其产生稳定的影响

以及在多大程度上产生影响?长期和短期的影响分别是怎样的?这些问题都是本文所探讨的。

2 货币政策影响房地产价格的途径分析

2.1 利率途径

利率的高低决定房地产供求双方的成本,通过改变市场的供求力量影响价格。

供给方面看,利率变化影响开发商融资成本。利率升高,房地产开发商的利息成本加大,一方面,开发商就会降低房地产市场供给,市场价格便会上涨,即:利率 \uparrow →开发商筹资成本 \uparrow →房地产供给 \downarrow →房地产价格 \uparrow ;另一方面,开发商也有可能通过直接提升房价的方式,将由于利率而增加的资金成本转嫁给购房者,而不降低供给量,其结果也会使房地产价格上涨,即:利率 \uparrow →开发商筹资成本 \uparrow →房地产价格 \uparrow 。

需求方面看,利率越高,购房者还款成本越大。另外如果央行提高利率时,购房者可能会预期央行将延续紧缩性的货币政策,使得潜在购房者持续观望,市场需求被压缩,房价下跌,即:利率 \uparrow →贷款成本 \uparrow →房地产需求 \downarrow →房地产价格 \downarrow 。

2.2 货币供应量途径

中央银行还可以通过改变货币供应量影响房地产价格。如果央行通过公开市场操作、降低存款准备金率和再贴现率三大货币政策来增加货币供应量,使得商业银行贷款能力被大量释放,房地产的有效需求扩大,价格上升,即:货币供应量 \uparrow →房地产贷款 \uparrow →房地产需求 \uparrow →房地产价格 \uparrow 。

收稿日期:2014-04-16

作者简介:高飞,硕士研究生,主要从事产业组织理论与政策等方面的研究;汪浩瀚,教授,主要从事宏观经济政策与产业组织等方面的研究。E-mail:285166800@qq.com

* 国家自然科学基金项目“中国金融发展与产业优化升级的互动机制及政策调适”(71273145)

另一方面,货币供应量不断增加,将不可避免的
产生通货膨胀,推动物价上涨。由于人们对通货膨
胀产生预期,更倾向于投资房屋等固定资产来进行
保值,导致投资性需求增加。同时,物价上涨提高了
房地产开发的货币成本(例如建筑材料的购买等),
供给曲线上移,供给减少,房地产价格上升。

3 研究方法数据来源

本文采用 1998 - 2012 年的季度时间序列数据,
建立向误差修正 (*VECM*) 模型,通过相关检验,来研
究货币政策变量与房地产价格之间的关系。

3.1 模型和方法简要介绍

本文使用向量误差修正模型 (*VECM*) 进行分
析,从长期均衡关系和短期动态关系两个方面研究
房地产价格、货币供应量与贷款利率的相互关系。
定义 $y_t = (LNHP_t, LNM2_t, LNR_t)$ 可得到三个变量
滞后期为 k 的 *VAR* 模型:

$$y_t = a_t + \sum_{j=1}^k \Pi_j y_{t-j} + u_t \dots\dots\dots (1)$$

上式中 $a_t = (a_1, a_2, a_3)$, $u_t = (u_{1t}, u_{2t}, u_{3t})$, y_t 为
 3×1 阶时间序列向量, u_t 为 3×1 阶常数项列向量,
 Π_j 为 3×3 阶参数矩阵。对式(1)进行差分得

$$\Delta y_t = \sum_{j=1}^{k-1} \Gamma_j \Delta y_{t-j} + \Pi y_{t-1} + \varepsilon_t \dots\dots\dots (2)$$

如果(1)中 y_t 所表示的三个变量 $LNHP_t$,
 $LNM2_t$, LNR_t 存在协整关系,则由式(2)可以得到误
差修正模型式(3):

$$\Delta y_t = \sum_{j=1}^k \Gamma_j \Delta y_{t-j} + \beta VECM_{t-1} + \varepsilon_t \dots\dots\dots (3)$$

式(3)中 *VECM* 由 $LNHP_t, LNM2_t, LNR_t$ 的长期
均衡关系来确定,表示误差修正项。 β 绝对值反映
的是长期均衡关系对短期波动的调整力度,其值越
大,序列受短期因素影响后向长期均衡值调整的速
度越快。

3.2 变量定义及数据来源

选取一年期名义贷款利率代表利率水平
(*LNR*),用广义货币供应量 *M2* 代表货币供应量
(*LNM2*)。以 1998 年第一季度商品房价格作为基
期,利用每季度的房价数据计算得到环比数据,作为
商品房价格指数 (*LNHP*)。

选取 1998 - 2012 年共 60 个季度数据为样本,数
据来源于统计局数据库,中国人民银行网站,历年中
国统计年鉴等。为消除异方差影响,对所有变量取
对数进行处理;对 *LNR* 和 *LNM2* 进行季节调整。所
有变量及内涵见表 1。

表 1 变量及其内涵

变量名称	内涵
<i>LNHP</i>	商品房价格指数
<i>LNM2</i>	货币供应量
<i>LNR</i>	利率水平

4 实证分析与结果检验

4.1 平稳性检验

本文选用 *ADF* 检验方法,对 *LNHP*、*LNM2*、
LNHP 三个变量及其一阶差分分别作单位根检验,
得到结果如下表所示:

表 2 平稳性检验结果

变量名称	<i>ADF</i> 统计量	<i>ADF</i> 检验的临界值		<i>P</i> 值	检验类型	结论
		显著水平 1%	显著水平 5%			
<i>LNHP</i>	- 1. 944651	- 4. 137279	- 3. 495295	0. 6158	(<i>C, T, 7</i>)	不平稳
<i>DLNHP</i>	- 7. 292343	- 4. 161144	- 3. 506374	0. 0000	(<i>C, T, 6</i>)	平稳
<i>LNM2</i>	0. 494695	- 4. 175640	- 3. 513075	0. 9990	(<i>C, T, 9</i>)	不平稳
<i>DLNM2</i>	- 5. 441600	- 4. 175640	- 3. 513075	0. 0003	(<i>C, T, 9</i>)	平稳
<i>LNR</i>	- 3. 415578	- 4. 137279	- 3. 495295	0. 0599	(<i>C, T, 1</i>)	不平稳
<i>DLNR</i>	- 4. 505875	- 4. 175265	- 3. 564984	0. 0000	(<i>C, T, 0</i>)	平稳

注:检验形式(*C, T, N*)中的 *C* 和 *T* 分别代表含常数项和势项;*N* 表示滞后期。

检验结果显示,三个时间序列变量的 *ADF* 统
计量的绝对值均高于 5% 临界值水平,即各变量都

是不平稳的时间序列。经过一阶差分后,在 1% 的
水平下各变量均通过平稳性检验。因此得出结论

$LNHP$ 、 LNR 、 $LNLM2$ 都是一阶单整,即 $I(1)$, 有可能存在协整关系,需进行后续检验。

4.2 Johansen 协整检验

本文采用 *Johansen* 协整检验法,检验 $LNLM2$ 、 $LNIR$ 、 $LNHPI$ 三者之间是否存在协整关系,即是否存在长期均衡稳定的关系。根据统计量判断协整检验滞后阶数为 3。确定滞后阶数后,通过对数据的联合检验选择含常数项且序列有确定线性趋势的协整检验,输出迹统计量估计结果如下表所示。

表 3 迹统计量估计结果

零假设	特征值	迹统计量	5% 显著水平	概率
不存在协整关系	0.511220	49.76215	29.79707	0.0001
最多存在一个协整关系	0.213685	12.53830	15.49471	0.1329
最多存在两个协整关系	0.000723	0.037585	3.841466	0.8462

上述输出结果均说明,在 95% 的概率下, $LNLM2$ 、 LNR 、 $LNHP$ 三者之间存在协整关系,即三者间有一种长期均衡的关系。

4.3 误差修正模型(VECM)

由于存在协整关系,可以建立误差修正模型。本文将不显著的变量剔除,得到下述误差修正模型表达式: $D(LNHPI) = -1.792574ECM - 0.330373$

$$D(LNHPI)(-3) + 0.000312DLNM2(-1) + 0.000352DLNM2(-2) + 0.000601DLNM2(-3) + 5.081550DLNIR(-2) + 1.372900DLNIR(-3)$$

其中 $Adj. R-squared = 0.821313$, $F = 24.44153 > F_{0.01}(3, 53) = 2.78$, $AIC = 6.463589$, $SC = 6.760991$ 。 F 和 $R-squared$ 值都较大, AIC 和 SC 值较小,方程的显著性较好,在整体上有一定说服力。

ECM 表示误差修正项,其前面的系数表明长期均衡关系对短期波动的调整力度。在 1% 的水平下,误差修正项系数的 t 统计量通过显著性检验,说明房价短期波动受自身、货币供应量与贷款利率三者均衡关系的影响显著。系数值为 -1.792574 ,说明当房价受到干扰而偏离均衡时,将受到一个 -1.792574 速度的反向调整力度。滞后 1、2、3 期的货币供应量对房地产价格有微弱的正向作用,而滞后 2 期和 3 期的利率变动 1% 的,那么房地产价格分别正向变动 5.081550% 的和 1.372900%,这说明短期内利率升高并不能抑制房地产价格。

4.4 基于 VECM 的短期格兰杰因果检验

建立误差修正模型之后,我们可以对 $LNLM2$ 、 LNR 、 $LNHP$ 三个变量进行 *Granger* 因果检验,以反映三者短期内的相互关系,检验结果如下表所示:

表 4 *Granger* 因果检验结果

零假设 H_0 : 不存在 <i>Granger</i> 因果关系	Chi 方检验值	自由度	P	结论
$D(LNM2)$ 不是 $D(LNHPI)$ 的 <i>Granger</i> 原因	11.65103	3	0.0087	原假设不成立
$D(LNIR)$ 不是 $D(LNHPI)$ 的 <i>Granger</i> 原因	3.679766	3	0.2982	原假设成立

由表 4 可得,货币供应量是房地产价格指数的 *Granger* 原因;而利率不是房地产价格指数的 *Granger* 原因。表明货币供应量变化将对房地产价格影响显著,而利率对房地产价格影响则不确定。

4.5 脉冲响应函数分析

在 *Granger* 因果检验基础上进一步运用脉冲响应函数分析各变量的动态特征,下图分别表示 $LNLM2$ 以及 LNR 对 $LNHP$ 冲击。

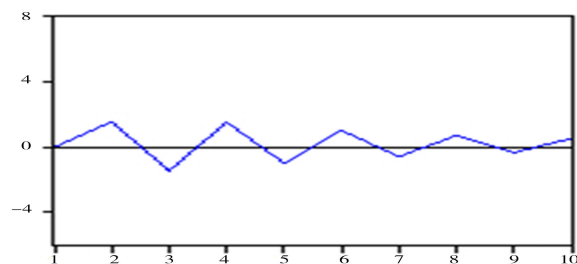


图 2 $LNLM2$ 对 $LNHP$ 冲击

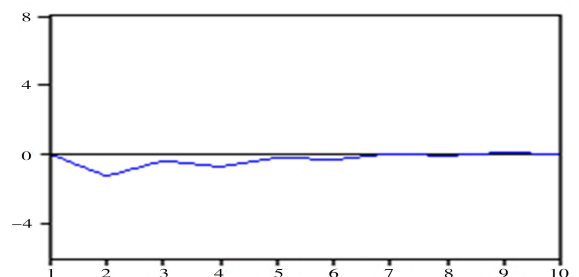


图 3 LNR 对 $LNHP$ 冲击

从图中可看到,当房价指数受到货币供应量一个正标准差冲击以后,房价产生一个正脉冲效应,在第 2 期达到最高,第四期产生第二次冲击,之后这个响应逐渐减弱接近零,长期来看持续产生一个微弱的正效应。当房价指数受到的利率一个正标准差冲击后,房价产生一个较大的负向脉冲,这个负向脉冲发生在第二期,之后开始趋向正,之后房价的脉冲响应逐渐减小,总体走向平稳且负效应占多。

4.6 方差分解分析

本文采用方差分解的方法测度各个变量对 $LNHPI$ 增长的贡献率。检验结果如下表所示:

表 5 方差分解输出结果

期数	$LNHPI$ 的方差分解			
	<i>S. E.</i>	$LNHPI$	$LN2$	LNR
1	5.779516	100.0000	0.000000	0.000000
2	6.943412	95.88920	3.198192	0.912608
3	3.245880	88.81821	2.967326	8.214467
4	7.500027	86.69348	4.101061	9.205456
5	8.090060	88.28727	3.793133	7.919595
6	8.253051	87.09207	3.663590	9.244335
7	8.316276	86.44508	3.647222	9.907693
8	8.459908	86.21774	3.907161	9.875095
9	8.571974	86.39322	3.813321	9.793458
10	8.636431	86.00606	3.922137	10.07181

方差分解结果显示,货币供应量和利率对房价的贡献度随时间变化,其中,货币供应量的贡献度在第四季达到一个最高值 4.10% 后,便开始有所下降。而值得注意的是,利率的贡献率基本上呈现逐期增强的趋势,说明利率对房地产价格的调控存在时滞效应,随着时间的推移其效果会越来越明显。第 10 个季度时,货币供应量的贡献率为 3.922%,而利率的贡献率为 10.07%,因此,从长期来看,利率的贡献率要大于货币供应量。

5 结论

本文通过选择合适的数据,建立对商品房价格指数、货币供应量与名义利率的 VECM 模型,经过实证分析得到如下结论:

5.1 贷款利率对房地产价格的影响

格兰杰因果检验和脉冲效应的分析结果表明,短期中国利率政策不能有效调控房地产价格。从实际经验来看,短期利率的上调往往伴随着房地产价

格的上升,因此结论符合实际经验。但随着时间的推移,利率的贡献度逐渐上升,其效果也开始显现。从第十季的贡献度对比数据来看,可以得到长期中利率的贡献率要大于货币供应量的结论。利率的作用往往是一个累积的效果,只有利率变动当达到一定的量时,效果才会显现。利率短期效果不大的原因可能是:一方面,在房地产市场“非理性繁荣”时期,房地产作为高投资高盈利行业,投机风气弥漫市场,人们对利率变动敏感度不强,再加上前期的市场预期,即使央行小幅加息,人们购房的意愿也不会因此大幅降低;相反,在房地产繁荣的背景下,由于产生房价进一步上涨的预期,人们投机和抢购住房的心理和热情可能更加强烈,需求也会更大。另一方面利率的上升加大了开发商的资金压力,于是上升的成本无形中就会转嫁给消费者,由此推动房价短期上涨。

5.2 货币供应量对房地产价格的影响

相对于利率,货币供应量对房价的效应在短期内比较明显,主要是因为目前在中国投资渠道并不多,当股市泡沫破裂后,市场上的闲散资金时刻在等待着可以炒作的对象,当楼市开始呈现繁荣的景象的时候,短期内大量的投机性资本就会迅速流向楼市所致。长期来看,由于房屋属于高价值的固定资产,因此市场可以较好地消化流动性,并不会对市场产生很强的反应。方差分解表明货币供应量变动对房价变动的长期贡献度不如利率对房价的贡献度,长期中房价并不会因为短期货币供应量增加而受到很大冲击。

参考文献

- [1] 王来福,郭峰. 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[J]. 财经问题研究, 2007(11):32-33.
- [2] 段忠东,曾令华,黄泽先. 房地产价格波动与银行信贷增长的实证研究[J]. 金融论坛,2007(2):56-58.
- [3] Harris J. The Effect of Real Rates of Interest on Housing Prices[J]. Journal of Real Estate Finance and Economics, 1989(2):47-60.
- [4] 陆扬. 我国货币政策的房地产价格传导有效性分析[D]. 天津:天津财经大学,2009:63-65.
- [5] 高铁梅. 计量经济分析方法与建模: Eviews 应用及实例[M]. 北京:清华大学出版社,2006:75-78.

- [6] 范恩海,王莉. 基于 VAR 的房价、房地产开发投资与通货膨胀关系研究[J]. 建筑经济,2013(5):76-81.
- [7] 李斌. 中国货币政策有效性的实证研究[J]. 金融研究,2001(7):36-38.
- [8] 周豫. 基于收入波动和供给弹性分析的房价波动与房价非线性关系研究[J]. 建筑经济,2013(4):67-71.
- [9] 汪红驹. 中国货币政策有效性研究[M]. 北京:中国人民大学出版社,2003:67-72.
- [10] 刘贵辉. 基于 ARDL 模型的中国货币信贷政策与房地产市场关系的实证检验[J]. 经济问题探索,2010(9):76-77.
- [11] 薛永晓. 货币政策的房地产价格传导机制研究[D]. 杭州:浙江工业大学,2008:62-63.
- [12] 张晓慧. 关于资产价格与货币政策问题的一些思考[J]. 金融研究,2009(7):36-37.

An Effectiveness Study of Chinese Monetary Policy on Real Estate Price Based on VECM

Gao Fei, Wang Haohan

(Faculty of Business, Ningbo University, Ningbo Zhejiang Province 315211, China)

Abstract: Based on the theory of monetary policy conduction, this paper analyzes the impact of China's monetary policy on real estate price by using three variables: money supply (M2), interest rate and real estate price. VECM model, Johansen method and Granger causality test are applied to facilitate analysis. The following conclusions are drawn: monetary policy does have influence on real estate price in the long term; money supply has greater impact on short-term housing price; and interest rate is proved not an effective means to control real estate price, but it contributes more to the price fluctuation than money supply.

Key words: monetary policy; real estate price; VECM