

货币政策对住房价格波动影响实证检验

梁琪, 张华通

(河北经贸大学 金融学院 河北 石家庄 050061)

摘要: 房地产业过热、房价不断攀升的现象已经成为当前经济社会所面临的挑战之一,为了进行有效房地产业的宏观调控,保障市场经济的平稳运行,自2003年起我国将房价纳入货币政策的实施目标。文章从贷款利率、银行信贷和货币供应量角度,以住宅房价为研究对象,通过建立VAR协整方程并进行格兰杰因果检验与脉冲响应分析,探究对于新建住房与二手住房的不同影响,为房价调控政策的制定提供可能的方向。

关键词: 货币政策; 住房价格; VAR; 脉冲响应分析; 格兰杰因果检验

中图分类号: F820 **文献标识码:** A **文章编号:** 2095-0098(2018)03-0040-07

一、引言

我国从1998年取消用人单位分配住房制度以来,房地产业取得了飞速发展,如今已经是我国经济发展中的重要一环,但随之而来的是房价的大幅上涨。2008年金融危机的发生,使人们开始正视房价在经济社会发展中的作用,房子是居民生活中的重要组成部分,为维持社会稳定,房价调控也是宏观经济政策不可忽视的。货币政策作为房价调控的政策工具,成为国内外很多学者研究的重点,以下主要从利率与货币供应方面进行概括。

(一) 利率对房价的影响

国外学者对于利率对房价影响的研究较多,在利率与房价变化相关性上存有相反的两种观点。多数学者认为利率与房价变动呈负相关:Kau和Donald(1980)提出,贷款利率的提高会加大开发商的投资成本以及消费者的购房成本,房价会降低^[1];Harris(1989)通过实验证明利率通过影响消费者预期进而影响房价,即实际利率下降会引起房地产价格上升^[2];也有学者认为利率与房价波动呈正相关,如Pavlov和Wachter(2004)便通过利率竞争模型得出贷款利率提高会抬高房地产价格^[3]。我国房地产发展较晚,有关学者在这方面的研究不多,同国外一样我国也存在正负影响的争论,李善燊和沈悦(2012)通过建立FAVAR模型证明利率与房地产价格呈正相关关系^[4],魏玮(2008)通过结构向量自回归(SVAR)模型得出利率能够对房地产价格产生持久冲击^[5];此外还有学者认为利率对房价无影响:刘雪梅(2005)认为贷款利率的变化幅度较小,对于投资者与消费者不足以造成太大影响,因此认为利率与房价之间没有必然联系^[6];2005年吴凡根据误差修正模型得出利率对房价产生的负影响较小,对调控房价的作用不大^[7]。

(二) 货币供应量对房价的影响

国内外学者都认为货币供应量与房价波动有一定相关性。William(2002)实证检验中给货币供应量一个冲击,房地产价格在短期内会有变动,并且二者方向一致^[8]。Jim和Zeng(2004)从经济周期理论的角度进行了论证。国内学者对此也有一部分研究^[9]:聂雪峰和刘传哲(2005)通过建立误差修正模型得出,改变货币供应量可以使房价发生变化,二者正相关^[10]。余元全(2007)从流动性的角度分析,指出货币流动性对于资产价格(房地产价格与股票)有一定的影响,但正负不一^[11];谭政励(2013)通过对比中美两国CPI与货币

收稿日期:2018-03-12

作者简介:梁琪(1993-),女,河北衡水人,硕士研究生,研究方向为资本市场与房地产投融资;

张华通(1993-),男,河北石家庄人,硕士研究生,研究方向为区域金融。

政策对房价波动的影响,指出中国货币供应量对房价的影响较大,且内生性较强^[12]。

由以上可以看出,当前学者对于货币政策对房价波动的影响较多,但通过不同的检验方法得到的利率与房价之间关系的结论并不统一,货币供给量影响房价的结论相同,这需要结合我国房地产业新数据进行进一步论证。此外,随着房地产业的发展,市场上二手住房交易也逐步扩大,在这方面研究不足,关于二手住房是否与新建住房受到货币政策同样的冲击有待论证。

二、理论分析与变量选取

(一) 理论分析

货币政策可分为数量型货币政策和价格型货币政策。数量型货币政策的代表指标是货币供应量,其大小可以反映货币政策在数量上的控制效果,当中央银行采取货币政策工具(如改变存款准备金率或再贴现率)时,首先受到影响的便是货币供应量;对于价格型货币政策,其主要的代表指标是金融机构存贷款利率,根据其变化可以反映实行宽松货币政策还是紧缩货币政策。本文主要研究对象为货币政策对新建住房房价及二手住房房价的冲击,根据货币政策的资产价格传导机制,选取贷款利率、银行信贷和货币供应量作为我国货币政策的替代指标,通过建立VAR模型,探究三者对我国新建住房价格与二手住房价格的不同影响。

(二) 变量选取与数据来源

本文选取的相关变量及对数据进行处理如表1所示:

表1 变量选取与数据来源

	变量	指标	符号	数据来源
货币政策	贷款利率	5年及以上人民币贷款利率	I	Wind数据库
	银行信贷	贷款余额	BC	
	货币供应量	M2增长率	M2	
住房价格	新建住房价格	70个大中城市新建住宅价格指数	XHP	
	二手住房价格	70个大中城市二手住宅价格指数	JHP	

1. 利率指标:目前我国居民购房方式大多为按揭购房,且还贷年限较长,因此选取wind数据库中5年及以上人民币贷款基准利率月度数据作为反映利率变化的指标,用I表示。

2. 货币供应量指标:我国货币供应量被划分为M0(流通中的货币)、M1(狭义货币供应量)和M2(广义货币供应量)三个层次,广义货币供应量更能反映实体经济,故选取M2作为货币供应指标,用M2表示。

3. 信贷指标:银行信贷量的多少对于住房价格也会产生一定制约作用,会影响居民贷款购房选择以及企业贷款开发新住宅,因此将金融机构贷款余额作为反映银行信贷的指标,用BC表示。

4. 房地产价格指标:居民购房有两个方向,新建住房与二手房,因此选取wind数据库中70个大中城市新建住宅价格指数与二手房住宅价格指数作为住房价格,分别用XHP、JHP表示。

三、模型构建与实证检验

(一) 单位根检验

在对时间变量建立模型前需要进行单位根检验,确定其平稳性,以防止出现伪回归等问题。本文采用的单位根检验方法是ADF检验,原假设为:序列为非平稳序列,通过P值的大小判断在1%和5%的显著性水平下,变量是否通过了平稳性检验。

表2 变量ADF单位根检验结果

变量	ADF值	临界值(1%)	临界值(5%)	P值	是否平稳
XHP	-4.9279	-3.4758	-2.8814	0.0010	是
DXHP	-3.2487	-2.5811	-1.9430	0.0000	是
JHP	-3.6728	-3.4758	-2.8814	0.0055	是
DJHP	-3.6783	-2.5810	-1.9430	0.0003	是
I	-1.0055	-3.4755	-2.8813	0.7505	否
DI	-8.2280	-2.5809	-1.9430	0.0000	是

变量	ADF 值	临界值(1%)	临界值(5%)	P 值	是否平稳
BC	-3.5560	-3.4761	-2.8815	0.0079	是
DBC	-3.2800	-2.5811	-1.9431	0.0012	是
M2	-1.9603	-3.4761	-2.8816	0.3042	否
DM2	-4.6871	-2.5811	-1.9431	0.0000	是

表 2 的检验结果表明,在 1% 和 5% 的显著性水平下,贷款利率(1)与货币供应量(M2)的原序列是非平稳的,新建住房价格(XHP)、二手住房房价(JHP)与银行信贷(BC)原序列是平稳的,再进行一阶差分处理结果显示,在 1% 和 5% 的显著性水平下,各变量一阶差分序列均变为了平稳序列,因此可认为以上五个时间序列均服从一阶单整,符合协整定义,各变量的一阶差分序列间有可能存在长期稳定的协整关系。

(二) 协整检验

通过以上平稳性检验我们可以得知,房价(DXHP/DJHP)、货币利率(DI)、银行信贷(DBC)与货币供应量(DM2)有可能存在长期稳定的协整关系,为进一步检验,本文采用 Johansen 协整检验法。首先确定模型滞后阶数,本文采用的方法为 LR、FPE 和 AIC 准则,由表 3 可确定模型滞后阶数为 3:

表 3 变量滞后阶数检验表

Lag	LogL	LR	FPE	AIC
0	-590.1482	NA	0.002676	8.265948
1	-462.2992	245.0439	0.000642	6.837489
2	-427.1913	64.85217	0.000558	6.697101
3	-399.1696	49.81639*	0.000537*	6.655133*

然后进行 Johansen 协整检验,结果由表 4 Trace 检验可知,在 5% 的置信水平下,接受“最多存在 1 个协整方程”的原假设,即变量之间存在唯一的协整方程,贷款利率(DI)、银行信贷量(DBC)、货币供给量(DM2)与房价(DXHP/DJHP)序列之间存在长期稳定的协整关系。

表 4 Trace 检验结果

Hypothesized	Trace 0.05			
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob. **
None*	0.297811	55.65748	20.26184	0.0000
At most 1	0.035032	5.099360	9.164546	0.2727

(三) VAR 模型构建

1. VAR 模型估计

(1) 新建住房房价:

$$\begin{aligned} DXHP = & 0.529874 * DXHP(-1) + 0.220149 * DXHP(-2) - 0.105425 * DXHP(-3) + \\ & 0.232092 * DJHP(-1) + 0.045773 * DJHP(-2) + 0.077773 * DJHP(-3) + \\ & 0.017250 * DBC - 0.122790 * DI + 0.083143 * DM2 - 0.007793 \end{aligned}$$

(2) 二手住宅房价:

$$\begin{aligned} DJHP = & 0.42185455437 * DXHP(-1) - 0.12956557617 * DXHP(-2) + \\ & 0.114247 * DXHP(-3) + 0.185748 * DJHP(-1) + 0.277834 * DJHP(-2) - \\ & 0.171603 * DJHP(-3) + 0.125036 * DBC - 0.084041 * DI + 0.020215 * DM2 \\ & - 0.001815 \end{aligned}$$

根据以上协整方程,将协整关系写成表达式,用 E 表示:

$$\begin{aligned} E = & -0.354029 * DXHP + 0.355638 * DJHP + 0.017250 * DBC - 0.122790 * DI + \\ & 0.083143 * DM2 - 0.007793 \\ E = & 0.406536 * DXHP - 0.708021 * DJHP + 0.125036 * DBC - 0.084041 * DI + \\ & 0.020215 * DM2 - 0.001815 \end{aligned}$$

根据协整方程可以看出:(1)银行信贷量(DBC)与货币供应量(DM2)对住宅房价格(DXHP/DJHP)的影响为正,即长期来看银行信贷量与货币供应量的增加都会造成住房价格的上涨,且银行信贷量(DBC)对于

二手房价格(DJHP)的影响较大,而货币供给(DM2)对于新建住房价格(DXHP)会产生较大冲击;(2)利率(DI)变化会住宅房价格(DXHP/DJHP)产生相反的冲击,表示贷款利率上涨会造成住房价格的下降,且该传导机制对新建住房价格影响更大。

2. VAR 平稳性检验

进行脉冲响应分析与方差分解分析的前提是序列为一个稳定系统,如下表5为VAR模型的全部特征根,图1为单位圆曲线以及VAR模型全部特征根的位置图。根据表5与图1显示,该VAR模型中并不存在大于1的根,是一个平稳系统。

表5 特征根检验

Root	Modulus
0.870059 - 0.173656i	0.887220
0.870059 + 0.173656i	0.887220
-0.797903	0.797903
-0.382584 - 0.621107i	0.729482
-0.382584 + 0.621107i	0.729482
0.417282 - 0.480910i	0.636709
0.417282 + 0.480910i	0.636709
0.543579	0.543579
-0.387851	0.387851
0.040266 - 0.383291i	0.385400
0.040266 + 0.383291i	0.385400
-0.176570 - 0.333006i	0.376922
-0.176570 + 0.333006i	0.376922
-0.158357	0.158357
0.104028	0.104028

Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial

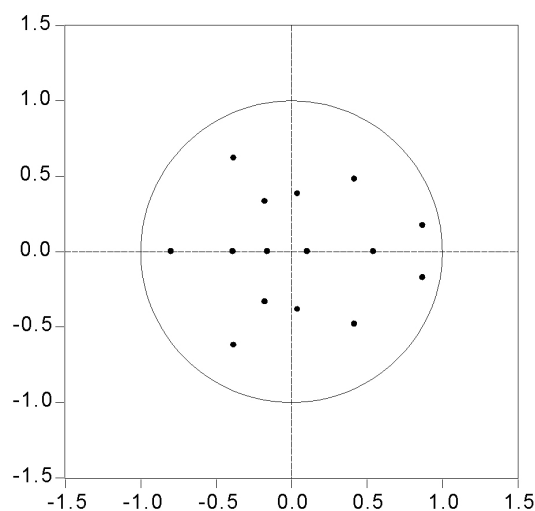


图1 单位圆特征根检验

(四) 格兰杰因果性检验

格兰杰因果性检验的主要目的是检验各解释变量是否是被解释变量的变化原因,防止时间序列出现伪相关。以下分别对贷款利率(DI)、银行信贷(DBC)、货币供应量(DM2)以及住房价格(DXHP/DJHP)的时间序列进行格兰杰因果性检验,结果如表6所示。

表6 格兰杰因果检验结果

Null Hypothesis:	Obs	F - Statistic	Prob.
DI does not Granger Cause DBC	144	6.35998	0.0005
DBC does not Granger Cause DI	0.08396	0.9687	
DJHP does not Granger Cause DBC	144	4.14358	0.0076
DBC does not Granger Cause DJHP	2.75724	0.0448	
DM2 does not Granger Cause DBC	144	1.15500	0.3294
DBC does not Granger Cause DM2	7.96557	6.E-05	
DXHP does not Granger Cause DBC	144	6.90132	0.0002
DBC does not Granger Cause DXHP	2.46573	0.0649	
DJHP does not Granger Cause DI	144	2.16942	0.0945
DI does not Granger Cause DJHP	0.82194	0.4839	
DM2 does not Granger Cause DI	144	0.47051	0.7033
DI does not Granger Cause DM2	6.15642	0.0006	
DXHP does not Granger Cause DI	144	1.36967	0.2547
DI does not Granger Cause DXHP	2.42596	0.0683	
DM2 does not Granger Cause DJHP	144	2.17953	0.0933
DJHP does not Granger Cause DM2	3.15094	0.0271	
DXHP does not Granger Cause DJHP	144	6.36840	0.0005

Null Hypothesis:	Obs	F - Statistic	Prob.
DJHP does not Granger Cause DXHP	4.62257	0.0041	
DXHP does not Granger Cause DM2	144	5.43584	0.0015
DM2 does not Granger Cause DXHP	1.96710	0.1218	

由 Granger 因果检验可知:(1) 银行信贷 (DBC) 与住房价格 (DJHP/DXHP) 存在双向 Granger 因果关系, 即 5% 的显著性水平下, DJHP/DXHP 是 DBC 的 Granger 成因, DBC 是 DJHP 的 Granger 成因; 10% 显著性水平下, DBC 是 DXHP 的 Granger 成因。原因在于一方面我国银行信贷规模受市场上的资金需求量影响, 另一方面银行信贷量通过改变居民可贷款数额来影响住宅需求进而影响住房价格; (2) 在 5% 显著性水平下, 住房价 (DXHP/DJHP) 是货币供应 DM2 的 Granger 成因; 在 10% 显著性水平下, DM2 是 DJHP 的 Granger 成因, DI 是 DXHP 的 Granger 成因。而 DM2 不是 DXHP 的 Granger 成因, DI 不是 DJHPD 的 Granger 成因。分析原因可能在于一方面我国是根据经济状况和资产价格水平制定货币政策的, 另一方面我国居民按揭贷款的主要用途为购买新建住房, 而非二手住房价格; (3) 在 5% 的显著性水平下, 新建住房价格 (DXHP) 与二手住房价格 (DJHP) 互为 Granger 因果, 表明新建住房与二手住房之间不存在替代关系, 其价格的变动具有一致性, 二者互相影响。

(五) 脉冲响应函数分析

脉冲响应函数主要是分析内生变量的当前值与未来值对于误差冲击的反应, 本文选取 10 年的响应期数, 以此来反映银行信贷 (DBC)、货币供应量 (DM2) 和贷款利率 (DI) 对住宅房价格 (DXHP/DJHP) 波动的传递效应时滞与强度变化。脉冲响应函数图如图 2 所示:

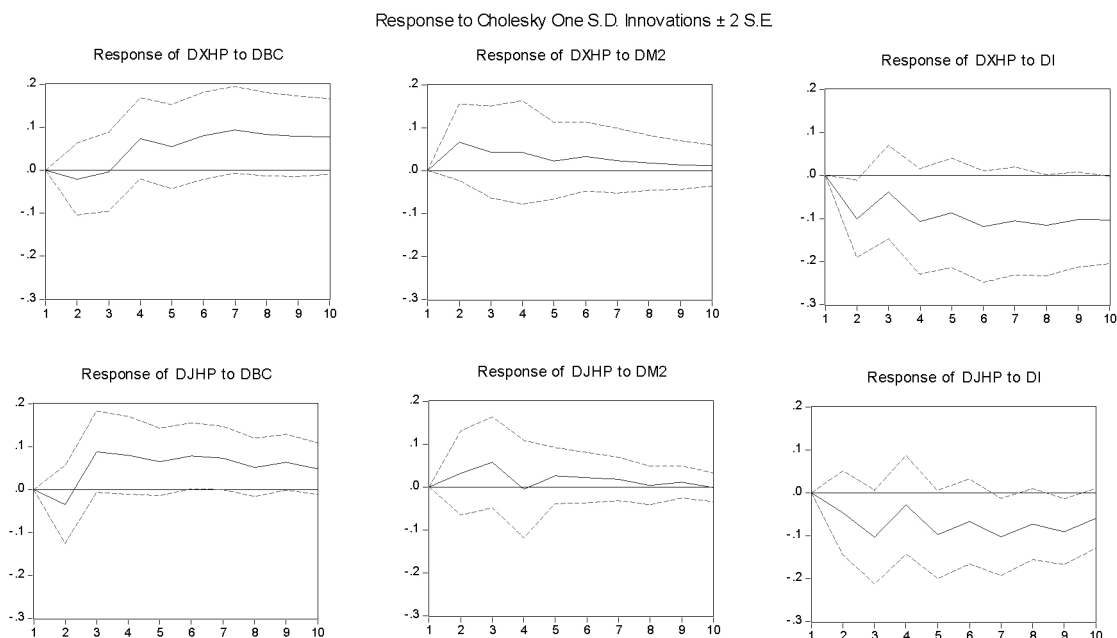


图 2 DXHP、DJHP 对于 DM2、DI 和 DBC 冲击的脉冲响应图

根据第一列, 银行信贷量 (DBC) 受到一个单位的冲击后, 短期内会给住房价格 (DXHP/DJHP) 带来反向效应, 但长期来看还是会产生一个明显的稳定的正向作用, 有逐渐减弱趋势, 且具有较长的持续效应, 说明银行信贷量 (DBC) 增加经过长期传导后会提高住房价格 (DXHP/DJHP), 这与之前分析相符。

根据第二列, 给货币供应量 (DM2) 一个单位正向的冲击后, 会引起住房价格 (DXHP/DJHP) 短期内较明显的正向的增长, 但第 2、3 期达到峰值后略微波动, 随后趋于平稳。说明若央行增加社会中货币供应量 (DM2), 短期内会对住房价格 (DXHP/DJHP) 有一个向上正方向的带动作用, 但后期影响均逐渐趋于平稳。这说明虽然短期内波动明显, 但长期来看, 货币供应量 (DM2) 与新建/二手住房价格 (DXHP/DJHP) 之间均存在着稳定关系, 这与之前分析相符。

根据第三列, 贷款利率 (DI) 受到一个单位正向的冲击后, 短时间内便会引起住房价格 (DXHP/DJHP) 产

生明显的下降趋势,在较长一段时间内波动,并且贷款利率对于新建住房的冲击效应大于对于二手住宅的影响,说明贷款利率(DI)对于住房价格(DXHP/DJHP)的影响程度较显著,尤其是对于新建住房。这与之前分析相符。

(六) 方差分解分析

方差分解分析主要是用来分析研究随着时间系统中变量之间互相影响程度的大小,以贡献百分数表示,百分数大则表明贡献度高,影响程度大;反之则影响程度小。因此,通过方差分解分析,可进一步分析贷款利率(DI)、银行信贷量(DBC)和货币供应量(DM2)对住房价格影响的重要程度。

表7 方差分解结果

(1) Variance Decomposition of DXHP:						
Period	S. E.	DXHP	DJHP	DBC	DI	DM2
1	0.507678	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.626022	92.92707	3.247606	0.109821	2.592566	1.122940
3	0.731230	92.20504	4.361297	0.082626	2.177232	1.173800
4	0.813352	86.76322	7.624478	0.893891	3.496839	1.221575
5	0.867838	85.64465	7.947230	1.189841	4.076095	1.142178
6	0.911879	82.77744	8.806502	1.853604	5.399060	1.163393
7	0.942060	81.08012	8.717512	2.732690	6.318890	1.150786
8	0.963991	79.15661	8.859758	3.361942	7.487904	1.133789
9	0.978106	77.85508	8.729484	3.919804	8.376086	1.119547
10	0.988897	76.46495	8.680722	4.456302	9.289047	1.108974
(2) Variance Decomposition of DJHP:						
Period	S. E.	DXHP	DJHP	DBC	DI	DM2
1	0.560748	22.91527	77.08473	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.623179	34.06867	64.78261	0.311190	0.566412	0.271119
3	0.696827	34.49574	60.08972	1.849440	2.662225	0.902874
4	0.734873	39.78045	54.02886	2.832647	2.541907	0.816140
5	0.764121	40.52215	51.30127	3.328243	3.974190	0.874150
6	0.784110	41.69515	48.73621	4.160326	4.502432	0.905884
7	0.802403	40.82025	47.50007	4.808505	5.952469	0.918708
8	0.810722	40.78733	46.55745	5.108021	6.645007	0.902193
9	0.819983	39.98290	45.79826	5.591450	7.725074	0.902319
10	0.823795	39.66583	45.37914	5.882080	8.178863	0.894093

表(1)是表示各变量(DJHP、DBC、DI和DM2)对于DXHP的影响程度比较。可以看出,短期内,二手住宅房价(DJHP)、银行信贷(DBC)、贷款利率(I)和货币供应量(DM2)对新建住宅房价(DXHP)影响较小,而DXHP自身波动的影响最大。随着时间推移,二手住宅房价(DJHP)、银行信贷(DBC)与贷款利率(DI)影响力逐渐增强,而货币供应(DM2)影响力并没有很大变化。长期来看,对新建住宅房价(DXHP)影响力最大的除其本身外,贷款利率(DI)贡献度最大,这与之前脉冲响应分析结果相符。

表(2)是表示各变量(DXHP、DBC、DI和DM2)对于二手房价(DJHP)的影响程度比较。可以看出,短期内,新建住宅房价(DXHP)便对二手住宅房价(DJHP)有较大影响,且其影响程度随着时间越来越大。而其他变量同样表现为:银行信贷(DBC)与贷款利率(DI)的影响力逐步增强而货币供应量(DM2)影响力几乎不变。表明二手住房价格(DJHP)的变化是依托新建住房价格(DXHP)变化而变化的,这也与事实相符。

四、结论

为探求货币政策对住房价格的影响,本文根据我国2005年7月至2017年10月的贷款利率(I)、银行信贷量(BC)、货币供应量(M2)和住房价格(XHP/JHP)的指标数据,分别选取其一阶变量序列,运用典型时间序列分析方法,构建向量自回归(VAR)模型开展实证检验,得出以下结论:

首先,我国贷款利率、银行信贷水平、货币供应量与包括新建住房、二手住房在内的住房价格之间存在着

长期稳定的协整关系,这为我国可以实施货币政策对房价进行有效宏观调控提供了一定的理论支撑。

其次,银行信贷与新建住房价格或二手住房价格分别互为 Granger 因果关系,三者密切相关,并且与银行信贷、货币供应量相比,贷款利率的大小对于住房价格的影响较大,这与我国居民现在大多采用按揭贷款购房有关,并且贷款利率主要影响新建住房价格,结合当前我国正在逐步实行利率市场化的背景,正确通过引导合理的贷款利率来解决房地产供求也是解决房地产价格问题的关键。

最后,我国新建住房价格对二手住房价格具有明显的导向作用,二手房房价对于新建住房价格影响作用较小。因此在解决房价过高问题时,可以缩小调控范围,有针对性地对新建住房价格进行适当引导,以促进整个房地产市场的价格调整。

参考文献:

- [1]Kau J B,Keenan D. The theory of housing and interest rates [J]. Journal of Financial ,1980(4) :833 – 847.
- [2]Harris J C. The effect of real rates of interest on housing prices [J]. The journal of real estate Finance and Economics ,1980 2(1) :47 – 60.
- [3]Pavlov A ,Wachter S. Bank lending and real estate in Asia: market optimism and asset bubbles [J]. Journal of Asian Economics 2004 ,15(6) :1103 – 1118.
- [4]李善燊,沈悦. 中国“房价之谜”的检验与原因分析[J]. 上海经济研究 2012(8) :42 – 51
- [5]魏玮. 货币政策对房地产市场冲击效力的动态测度[J]. 当代财经 2008(8) :55 – 60.
- [6]刘雪梅. 我国房地产价格走势与利率汇率机制改革[J]. 经济问题探索 2005(5) :113 – 115
- [7]吴凡. 房地产价格与宏观经济关系的实证研究[D]. 北京:对外经济贸易大学 2006.
- [8]Lastrapes ,William D. The real price of housing and money supply shocks: time series evidence and theoretical simulations [J]. Journal of Housing Economics 2002 ,11(1) :40 – 74.
- [9]Jin Y ,Zeng Z. Residential investment and house price in a multi – sector monetary business cycle model [J]. Journal of Housing Economics 2004 ,13(4) :268 – 286.
- [10]聂雪峰,刘传哲. 我国货币政策影响房地产市场的实证分析[J]. 河南金融管理干部学院学报 2005(4) :63 – 65.
- [11]余元全. 流动性过剩对资产价格膨胀的影响[J]. 浙江金融 2007(5) :34 – 35.
- [12]谭政勋. 房价、CPI 与货币政策传导机制的中美比较研究[J]. 亚太经济 2013(1):93 – 98.

The Empirical Test of the Effect of Monetary Policy on Housing Price Fluctuation

LIANG Qi , ZHANG Huatong

(School of Finance ,Hebei University of Economics and Business ,Shijiazhuang ,Hebei 050061 ,China)

Abstract: The phenomenon of overheated real estate and rising house prices has become one of the challenges facing the current economic society. In order to carry out the macro – control of the effective real estate industry and guarantee the smooth operation of the market economy ,since 2003 ,China has put the housing price into the target of monetary policy. From the perspective of loan interest rate ,bank credit and money supply; taking housing price as a research object; by establishing the VAR Cointegration Equation; this paper carries on Granger causality test and impulse response analysis ,explores the different effects of new housing and second – hand housing ,and provides possible direction for the formulation of house – price control policy.

Key words: monetary policy; housing price; VAR; pulse response analysis; Granger causality test

(责任编辑: 沈 五)