

# 货币政策对房地产价格影响的非对称性分析

## — 基于 LSTVAR 模型

肖 强, 司颖华

(兰州商学院 甘肃经济发展数量分析研究中心, 甘肃 兰州 730020)

**摘 要:** 由经济学理论分析可知, 货币政策对房地产价格的具有显著的影响. 利用 LM 检验和 LR 检验得到, 包含货币政策变量和房地产价格变量的 VAR 模型具有非线性特征, 并构建了相应的 LSTVAR 模型. 运用广义脉冲响应函数研究了货币供应量与利率变化对中国房地产价格动态影响的非对称性.

**关键词:** 货币政策; 房地产价格; LSTVAR; 非对称性

### 1 引言

由于近十几年, 我国房地产市场发展比较迅速, 使得货币政策的房地产价格传导渠道在货币政策传导过程中的地位和作用日益提升. 尽管房地产市场规模的日益扩大增加了货币政策的传导渠道和作用范围, 但货币政策传导路径的增加也使货币政策的传导机制更加纷繁复杂, 央行在使用货币政策调控经济的难度也随之加大, 调控不可控性也随之上升. 因此, 研究分析货币政策的房地产价格传导效应, 提高货币政策调控的有效性, 已成为我国宏观调控过程中的一个重要理论研究课题. 而在这一传导过程中, 房地产价格是核心, 是传导的中介, 对整个货币政策传导的有效性以及如何传导起着至关重要的作用. 基于上述考虑, 本文着重研究我国货币政策对房地产价格影响的效应. Iacoviello 等 (2008)<sup>[1]</sup> 得到宽松的货币政策能引起房地产价格的上涨, 紧缩的货币政策能使房地产价格下跌. 刘明等 (2005)<sup>[2]</sup> 得到我国当前利率还不宜作为调控房地产市场过热或过冷的工具. 王来福等 (2007)<sup>[3]</sup> 利用 VAR 模型分析了货币供应量与利率变化冲击对中国房地产价格的动态影响, 得到货币供应量变化对房地产价格有长期的持续正向影响, 利率变化对房地产价格有负向影响. 楚尔鸣等 (2008)<sup>[4]</sup> 分离出货币供给量中的扩张和收缩趋势, 结合 SVAR 模型研究了货币政策对房地产价格的动态影响机制, 得到紧缩性货币政策对房地产价格的调控作用是有效的. 黄瑜 (2010)<sup>[5]</sup> 基于状态空间模型研究了货币政策对房地产市场供求影响的动态测度. 陈涛等 (2012)<sup>[6]</sup> 解释了中国货币政策对房地产市场具有非对称影响的原因.

综上所述, 已有关于中国货币政策对房地产价格影响的研究文献中, 主要采用了线性 VAR 模型的脉冲响应分析方法. 鉴于基于 logistic 平滑转换的非线性向量自回归 (LSTVAR) 模型能很好地反映货币政策和房地产价格的非线性关系, 而且利用广义脉冲响应函数可以得到房地产价格对货币政策冲击的非对称性响应. 于是, 在已有研究的基础上, 本文将利用 LM

收稿日期: 2013-10-30

资助项目: 甘肃省高校人文社科重点研究基地甘肃经济发展数量分析研究中心项目 (SLYB201204)

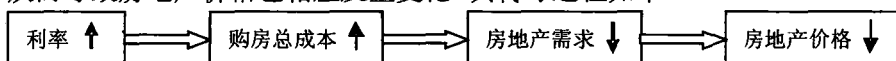
检验和 LR 检验得到, 包含货币政策变量和房地产价格变量的 VAR 模型具有非线性特征, 并构建了相应的 LSTVAR 模型. 运用广义脉冲响应函数研究了货币供应量与利率变化对中国房地产价格动态影响的非对称性, 提出在不同利率状态下货币供给量对房地产价格具有非对称效应; 在不同利率状态下利率对房地产价格也具有非对称效应. 对当前运用货币政策调控房价具有较好的借鉴意义. 接下来的内容安排为: 第二部分货币政策对房地产价格影响的理论分析; 第三部分 LSTVAR 模型的线性检验和估计、第四部分货币政策的非对称效应分析和第五部分结论与启示.

## 2 货币政策对房地产价格影响的理论分析

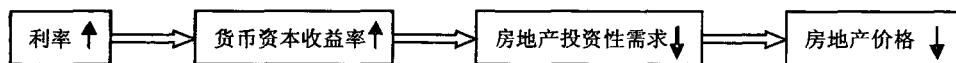
本文中所指的货币政策工具包括利率和货币供给量. 以下从理论上分析这两种货币政策工具对房地产价格的影响.

### 2.1 利率对房地产价格的传导路径和影响分析

在我国, 对于大多数的工薪购房者来说, 不能一次性付款购买商品, 而不得不按揭付款. 这就使购房者与利率之间建立了紧密的联系. 利率的上升或下降将会直接影响购房者的月还款额, 在成本效应的影响下, 会使一部分购房者进入或退出房地产市场, 引起房地产需求的变化, 从而导致房地产价格也相应发生变化. 其传导过程如下:



此外, 房地产兼具投资品的属性. 对于投资者来说, 当利率变化时, 资产组合中的不同品种如货币、债券、房地产等的收益、风险将会发生不均衡的变化, 产生资产组合效应. 理性的投资者将会根据基于不同资产之间的收益、风险比较来调整自身的资产配置, 最终导致房地产价格的相应变化. 其传导过程如下:



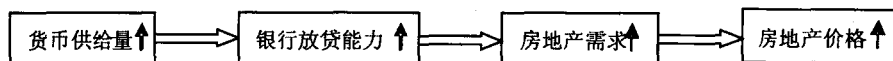
而且由孙宝祥 (2007)<sup>[7]</sup> 中的金融资产定价模型, 房地产价格与利率之间的理论关系为:

$$P_t = (P_{t+1} + D_t) / (1 + R)$$

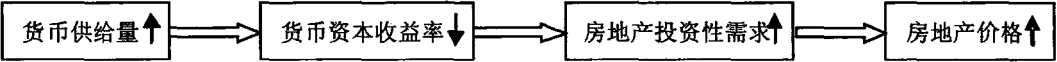
上式中  $P_t$  代表  $t$  期的房价,  $D_t$  代表  $t$  期到  $t+1$  期间的房租,  $R$  代表折现率. 从以上模型可以看出, 提高利率, 在成本效应和资产组合效应的共同影响下, 房地产价格  $P_{t+1}$  将会出现下降, 折现率  $R$  也随之上升, 导致当期的房价  $P_t$  下降. 反之, 当银行利率降低时, 房价将会上升. 基于上述分析, 利率与房地产价格之间存在反向变动关系. 据此, 中央银行可以通过利率, 调控房地产价格.

### 2.2 货币供应量对房地产价格的传导路径和影响分析

央行的货币政策需要通过商业银行才能传导到市场. 央行通过运用货币政策工具来调节货币供应量, 影响商业银行的放贷能力, 而商业银行放贷能力的变化直接决定了购房者按揭贷款获得的难易程度, 这也就影响了房地产市场有效需求的大小, 从而房地产价格也将发生相应的变化. 其传导过程如下:



此外,当货币供应量发生变化时,也会发生投资组合效应.投资者会通过比较资产之间的不同收益、不同风险来调整自身的资产投资组合.其传导过程具体如下:



而且将 Fisher(1911)<sup>[8]</sup> 给出的交易方程式中加入房地产价格,可得如下理论关系:

$$MV = P^*T^* + P_1T_1 + \cdots + P_iT_i + \cdots$$

其中,  $M$  代表货币供应量,  $V$  表示货币的平均流通速度,  $P^*$  代表房价,  $T^*$  表示房产交易量,  $P_i$  代表其他劳务和产品的价格,  $T_i$  代表其他劳务和产品的数量.从以上方程可得,假定其它变量不变,若货币供应量  $M$  增加,则房地产价格将随之上升;反之,亦然.因此,从理论上讲,货币供给量与房地产价格之间应当是正相关.据此,中央银行可以通过控制货币供应量来调控房地产价格.

3 LSTVAR 模型的线性检验和估计

3.1 变量的选择和数据说明

目前,央行主要运用名义存贷款利率的调整来对其它市场的利率产生影响,从而实现货币政策调控的目标.本文采用一至三年(含三年)中长期贷款基准利率( $R$ )来表示长期贷款利率.对于某些央行未调整利率的月份,将以前几个月中最近调整的利率作为本月的利率.

根据流动性的大小,我国的货币供应量分为三个层次: $M0$ —现金,是最活跃的货币. $M1$ — $M0$ +活期存款,反映居民和企业资金松紧变化,是经济周期波动的先行指标. $M2$ — $M1$ +定期存款、非支票性储蓄存款.流动性偏弱,但反映的是社会总需求的变化和未来通货膨胀的压力状况,与宏观经济变量之间的关系最相关.因此本文以广义货币供应量  $M2$  作为货币供应量变量,并以  $M2$  累计值作为当月的数据.

房地产价格数据选取的方法有很多,本文将运用全国商品房的销售均价( $P$ )作为房地产价格的月度变量.尽管这种处理不尽合理,但选取本数据也基本能反应我国房地产价格的变化趋势.

本文所采用的数据样本区间为 1999 年 1 月-2012 年 12 月的月度数据.数据来源于中国人民银行网站、国家统计局网站(部分缺失数据通过差分处理和参考龚斌恩(2012)<sup>[9]</sup>).为了消除季节性影响因素,对具有季节特征的变量利用 X-12 进行季节调整,并对  $M2$  和  $P$  进行对数化处理,为了方便仍用原记号.

3.2 单位根和协整检验

首先对所有变量进行了单位根检验和协整检验,以避免模型的伪回归问题.由 ADF 检验可知  $M2$ 、 $P$  和  $R$  均为  $I(1)$  的,结果见表 1.

表 1 变量及其差分变量 ADF 检验的 P 值

变量	M2	P	R	D(M2)*	D(P)**	D(R)**
ADF 检验的 P 值	0.16	0.46	0.22	0.09	0.00	0.00

注:\*,\*\* 分别表示在 0.10, 0.05 显著性水平下显著.

由 Johansen 检验结果表 2 可知,在 5%的显著性水平下  $M2$ 、 $P$  和  $R$  之间存在显著的长期均衡关系.

表 2 变量的 Johansen 检验  
Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.237648	57.16192	24.27596	0.0000
At most 1 *	0.066823	12.93242	12.32090	0.0394
At most 2	0.010128	1.659245	4.129906	0.2322

Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level  
\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

3.3 模型的线性检验及非线性模型设定

利用线性 VAR 模型滞后阶数确定的 Schwatz 信息准则, 得到最优的线性 VAR(1) 模型:

$$y_t = A + By_{t-1} + u_t \tag{1}$$

其中,  $y_t = (M2_t, R_t, P_t)$ ,  $A, B$  为系数矩阵,  $u_t$  是扰动向量. 模型 (1) 的备择假设 LSTVAR 模型为:

$$y_t = A_1 + B_1y_{t-1} + (A_2 + B_2y_{t-1})F(\gamma, c; s_t) + u_t \tag{2}$$
$$F(\gamma, c; s_t) = \frac{1}{1 + \exp[-\gamma(s_t - c)/\hat{\sigma}(s_t)]}$$

其中  $F(\gamma, c; s_t)$  为 logistic 转换函数, 为了避免参数  $\gamma$  的过渡估计, 利用  $\hat{\sigma}(s_t)$  对  $F$  进行缩放比例处理.  $s_t$  为转换变量, 本文将通过统计理论进行选择. 斜率参数  $\gamma$  反映由一种状态过渡到另一种状态的速度. 定位参数  $c$  用来确定状态转换的门限值, 当转换变量  $s_t$  的值低于门限值  $c$  时, 门限处于一种状态, 当转换变量  $s_t$  的值超过门限值  $c$  时, 门限处于另一种状态.

为了模型的线性检验, Granger 等 (2011)<sup>[10]</sup> 建议应用一阶 Taylor 序列来近似 LSTVAR. 利用 LM 检验对 (2) 中每个方程进行检验:

$$H_0 : \gamma = 0, \quad H_0 : \gamma > 0$$

首先, 对 (1) 进行逐方程回归, 得到每个回归方程的残差拟合值  $e_{it}, i = M2, R, P$  和残差平方和  $SSR_i^0$ . 然后, 对  $e_{it}$  关于  $y_{it-1}, s_t y_{it-1}$  进行回归获得残差平方和  $SSR_i^1$ . 最后, 对每个  $i$  计算 LM 统计量

$$LM_i = T(SSR_i^0 - SSR_i^1)/SSR_i^0$$

其中  $T$  是样本观测值个数. 在原假设下,  $LM_i$  服从  $\chi^2(3)$ .

而且, Weise(1999)<sup>[11]</sup> 应用 LR 检验对整个系统进行线性检验, 即每个方程都满足  $H_0 : \gamma = 0$ . 令  $\Omega_0 = \frac{1}{T} \sum_i SSR_i^0, \Omega_1 = \frac{1}{T} \sum_i SSR_i^1$ , LR 统计量为

$$LR = T\{\log |\Omega_0| - \log |\Omega_1|\}$$

在原假设下, LR 渐近服从  $\chi^2(9)$ .

分别以  $R_t, R_{t-1}, P_t, P_{t-1}, M2_t, M2_{t-1}$  作为可能的转移变量, 表 3 报告了模型的非线性检验结果.

表 3 表明, 当使用利率  $R_t$  作为转移变量时, 在 5% 的显著性水平下, 由 LM 检验可知, 除了关于价格的方程不能拒绝线性假设外, 其他方程都拒绝线性假设. 而且通过 LR 检验可以拒绝 VAR 模型的线性假设, 支持 LSTVAR 模型设定.

表 3 非线性检验的 P 值

转移变量	LM 检验			LR 检验
	P	M2	R	
$R_t$	0.47	0.04	0.00	0.00
$R_{t-1}$	0.01	0.81	0.01	0.28
$P_t$	0.00	0.85	0.05	0.32
$P_{t-1}$	0.01	0.83	0.01	0.23
$m2_t$	0.03	0.00	0.04	0.49
$m2_{t-1}$	0.01	0.80	0.04	0.54

4 LSTVAR 模型的估计

运用非线性最小二乘方法对 LSTVAR 模型进行估计, 得到调整平滑程度参数  $\gamma$  和门限参数  $c$  的估计值分别为 10 和 6.1. 图 1 给出了以  $R$  为转移变量时的区制转移轨迹以及随时间变化的 logistic 转移函数. 如图 1 (a) 所示, 数据序列可被分成两个状态, 分别称之为经济周期的高利率阶段和低利率阶段. 图 1 (b) 表明转移函数从一个状态转移到另外一个状态相对比较缓慢. 值得一提的是, 因为我国利率没有完全市场化, 我们采用的利率数据是分段离散数据, 所以, 以利率  $R$  为转移变量的转移函数, 表现出近似阶梯函数的性质.

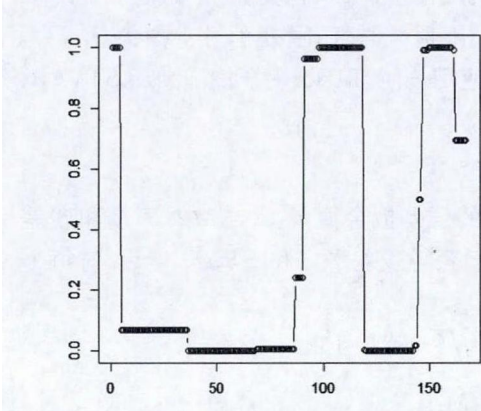


图 1(a) 随时间变化的区制转移轨迹

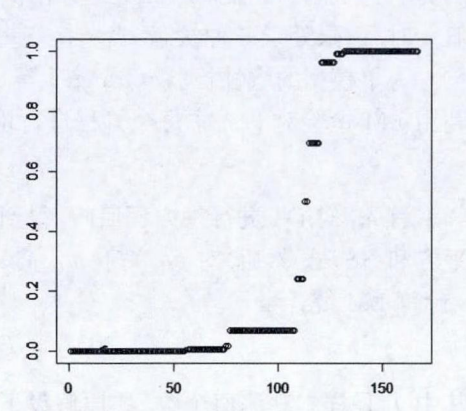


图 1(b) logistic 转移函数

类似地, 利用上述 LM 线性检验方法对 (2) 估计的残差序列进行线性检验, 在任何方程中都没有发现支持非线性的证据. 因此, 可以得到以  $R_t$  作为转移变量, 平滑参数  $\gamma$  和门限参数  $c$  的值分别为 10 和 6.1 时, LSTVAR 模型充分捕捉了原始数据的非线性特征.

5 货币政策的非对称效应分析

根据门限估计值  $c=6.1$ , 本文将样本分为高利率子样本 ( $P > 6.1$ ) 和低利率子样本 ( $P \leq 6.1$ ). 通过分别计算两个状态下货币增长率、利率对房地产价格的一单位标准差冲击的脉冲响应函数, 来考察货币政策对房地产影响的非对称效应.

在高利率状态和低利率状态分别构建相应的 VAR 模型, 为了进行脉冲响应分析, 需要考察 VAR 模型中变量的先后顺序. 考虑到货币政策的传导路径, 所以 VAR 模型中变量的先后顺序依次为 R、M2 和 P. 得到在不同状态下货币政策的冲击对房地产价格的效应. 结果如图 2 和图 3 所示.

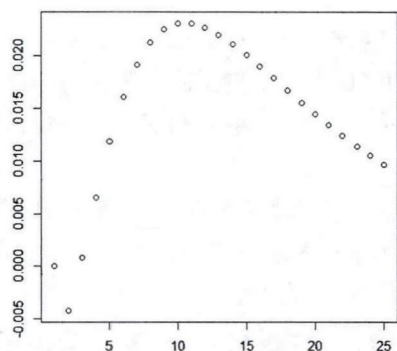


图 2(a) 在高利率状态下 M2 冲击的价格效应

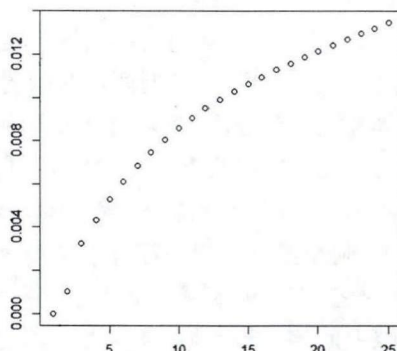


图 2(b) 在低利率状态下 M2 冲击的价格效应

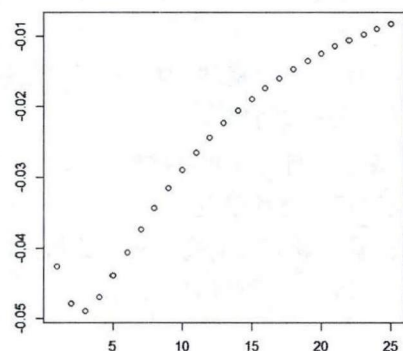


图 3(a) 在高利率状态下 R 冲击的价格效应

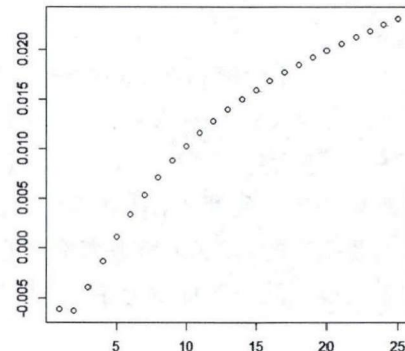


图 3(b) 在低利率状态下 R 冲击的价格效应

由图 2 可知, 整体而言, 货币供给量 M2 对房地产价格是正的影响效应, 且在两种状态下具有非对称性效应. 具体地, 在高利率状态下 (图 2(a)), M2 正冲击对房地产价格具有正的效应, 但随时间的变化逐渐减弱. 而在低利率状态下 (图 2(b)), M2 正冲击不仅对房地产价格具有正的效应, 而且随时间的变化逐渐加强, 即具有长期效应.

类似地, 由图 3 可知, 在两种状态下, 利率 R 对房地产价格的冲击具有非对称性效应. 在高利率状态下 (图 3(a)), R 正冲击对房地产价格具有负的效应, 随时间的变化逐渐减弱; 而在低利率状态下 (图 3(b)), R 正冲击虽然对房地产价格具短暂的负的效应, 但随时间的变化逐渐转变为正效应, 且具有长期效应.

## 6 结论与启示

本文首先由经济学理论分析得到货币政策对房地产价格具有显著的影响. 接着利用 LM

检验和 LR 检验得到, 包含货币政策变量和房地产价格变量的 VAR 模型具有非线性特征, 并构建了相应的 LSTVAR 模型. 运用广义脉冲响应函数研究了货币供应量与利率冲击, 对中国房地产价格动态影响的非对称性. 主要结论有:

第一, 由经济学理论可知, 利率与房地产价格之间存在反向变动关系, 而货币供给量与房地产价格存在正向变动关系.

第二, 货币供给量对房地产价格是正的影响效应. 在高利率状态下, 货币供给量对房地产价格具有正的效应, 但随时间逐渐减弱. 而在低利率状态下, 货币供给量正冲击不仅对房地产价格具有正的效应, 而且随时间逐渐加强, 即具有长期效应. 总之, 在不同利率状态下货币供给量对房地产价格具有非对称效应.

第三, 在高利率状态下, 利率对房地产价格具有负的效应, 随时间逐渐减弱. 而在低利率状态下, 利率虽然对房地产价格具短暂的负效应, 但随时间推移逐渐转变为正效应, 且具有长期性. 总之, 在不同利率状态下利率对房地产价格冲击也具有非对称效应.

综上所述, 针对我国房地产市场的实证分析表明, 货币供给量变化对房地产价格具有正相关关系和经济学理论是一致的. 但利率对房地产价格虽然有短暂的负相关关系, 但整体和经济学理论不一致 (这和刘明等 (2005)<sup>[2]</sup> 给出的当前利率还不宜作为调控房地产市场工具的结论一致). 并且得到了在不同的利率状态下货币政策对房地产价格影响具有非对称效应. 由此可得如下启示:

第一, 由于我国利率市场的没有完全市场化, 使利率对房地产价格的影响与经济理论不符. 所以, 需要央行进一步推进利率的市场化, 使利率的传导渠道更加有效.

第二, 注意到不同利率状态下, 货币政策对房地产价格的影响具有非对称性. 所以, 央行在制定相关货币政策之前需要考虑当前的利率状态, 以便制定出更科学的政策.

需要指出的是, 我国房地产价格的影响因素还很复杂. 需要更深入地进行相关分析, 从而使货币政策在房地产价格传导渠道中更加有效. 这也是作者将来的重要研究方向.

## 参考文献

- [1] Iacoviello M, Minetti R. The credit channel of monetary policy: Evidence from the housing market[J]. Journal of Macroeconomics. 2008, 30(1): 69-96.
- [2] 刘明, 刘斌. 利率调控房价的效应分析 [J]. 上海金融. 2005(11): 16-18.
- [3] 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): 15-19.
- [4] 楚尔鸣, 鲁旭. 基于非对称性视角的货币政策对房地产价格的动态影响研究 [J]. 湘潭大学学报 (哲学社会科学版). 2008(04): 28-34.
- [5] 黄瑜. 货币政策对房地产市场供求影响的动态测度 —— 基于状态空间模型的实证 [J]. 经济管理. 2010(11): 16-20.
- [6] 陈涛, 潘慧峰, 樊夕. 中国货币政策对房地产市场影响的理论与实证分析 [J]. 广东金融学院学报. 2012(04): 14-24.
- [7] 孙宝祥. 货币政策传导效应研究 [M]. 长沙: 湖南大学出版社, 2007.
- [8] Fisher I. The Purchasing Power of Money[M]. New York: Macmillan, 1911.
- [9] 龚斌恩. 我国货币政策的房地产价格传导效应研究 [D]. 复旦大学, 2012.
- [10] Granger C W, Terasvirta T. Modelling non-linear economic relationships[J]. OUP Catalogue. 2011.

- [11] Weise C L. The asymmetric effects of monetary policy: A nonlinear vector autoregression approach[J]. Journal of Money, Credit and Banking. 1999: 85-108.

## Analysis on the Impact of Monetary Policy on Real Estate Prices Asymmetry-Based on the LSTVAR Model

XIAO Qiang, SI Ying-hua

(Institute of Quantitative Economics at Gansu, Lanzhou University of Finance and Economics, Lanzhou 730020, China)

**Abstract:** Known from the analysis of economic theory, monetary policy on real estate price has a significant impact. This paper I obtained VAR model which contains the monetary policy variables and the real estate price has nonlinear characteristics, use of LM test and LR test, and established the corresponding LSTVAR model. Using the generalized impulse response function, I researched dynamic effect of the asymmetry about money supply and interest rate changes on China's real estate price.

**Keywords:** monetary policy; real estate prices; lstvar; asymmetry