

# 北京房地产投资与宏观经济及关联产业的动态关系 ——基于 VAR 模型的实证研究

周小亮<sup>1</sup>, 刘云<sup>2</sup>

1 南开大学经济学院城市与区域经济研究所, 天津, (300457)

2 南开大学日本研究院, 天津, (300457)

E-mail: [apoluo123@sina.com](mailto:apoluo123@sina.com)

**摘要:** 本文通过向量自回归(VAR)模型, 从不同角度分析了北京房地产投资与经济基本面、房地产上游产业之间的相互关系。通过 Granger 因果检验和向量误差修正模型(VEC), 我们可知, 北京 GDP 与利率 R 共同作为北京房地产投资的 Granger 原因, 而房地产投资对于北京 GDP 的影响主要作用在短期内。在从脉冲响应函数和方差分解的结果来看, 北京房地产对于上游的关联产业有长期的影响。

**关键词:** 房地产投资, 宏观经济, 关联产业, VAR 模型

**中图分类号:** F293.35 **文献标识码:** A

## 1. 引言

对于宏观经济对房地产投资(或者房地产价格)的作用研究主要都是通过供需模型, 以就业、收入、人口、利率、建筑成本等为自变量, 研究其对经济基本面的影响。Case and Shiller(1990)<sup>[1]</sup>对美国四大都市区域 1970 年 1 季度到 1986 年 3 季度的数据进行回归分析。以 CPI 就业、个人收入、独户住宅开工量以及建设成本指数为自变量, 表明城市房地产的投资成本和价格的比例与真实收入的变化, 成年人口的变化有很强的正相关性。Potepan(1996)<sup>[2]</sup>运用美国 58 个都市统计区域的年度数据(1974-1983)进行分析, 表明家庭收入和建设成本是影响住宅价格和房地产投资的最重要的因素。Miki Seko(2003)<sup>[3]</sup>运用日本 46 个县 1980-2000 年的年度数据进行自回归模型分析, 认为房地产投资与经济基本面有着很强的相关性, 可以预测。其它的论文如 Bums 和 Grebler(1977)<sup>[4]</sup>Poterba(1991)<sup>[5]</sup>, Quigley(1999)<sup>[6]</sup>等。而我国在这类定量分析的成果还较少, 基本上都停留在定性分析上。

房地产作为我国经济的支柱产业, 对中国经济的发展做出了巨大的贡献, 为社会带来了大量的就业机会, 并带动了关联产业的迅速发展。以北京市为例, 2005 年北京市的地区生产总值为 6886.31 亿元, 全社会固定资产投资 3204.65 亿元, 其中房地产实际投资就占了 1525 亿元, 占北京 GDP 的 22.14%, 固定资产投资的 47.63%。(数据来源: 中经网)另一方面, 经济的高速发展、居民可支配收入的提高也给房地产市场的壮大带来了契机。

随着北京房地产业的迅速发展, 它在国民经济中的地位愈发显著, 与宏观经济基本面的互动也越来越明显。我们利用 2001 年到 2006 年的数据构建变参数模型来检验北京房地产价格与宏观经济的互动关系。<sup>[7]</sup>

---

<sup>1</sup>变参数模型的量测方程:  $LPSA_t = 5.247023 + \gamma_t * LGDPSA_t + \mu_t$   
(53.64118)

状态方程:  $\gamma_t = 0.469897 + 0.187320\gamma_{t-1} + \varepsilon_t$   
(5.943842) (1.966937)

注: 由于变参数模型采用卡尔曼滤波方法估计未知参数, 所以衡量系数是否显著采用正态分布的 Z-统计量。括号内的值为系数的 Z-统计量。

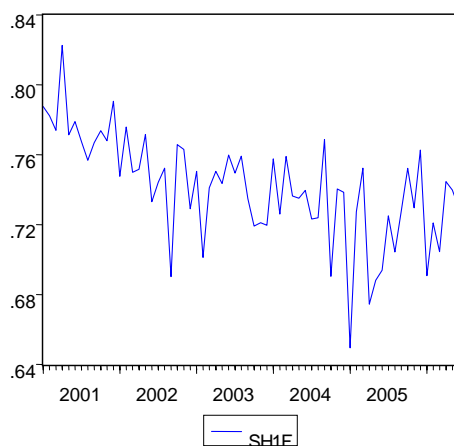


图1 变参数模型下北京房地产价格对北京 GDP 的弹性

上图表示的为  $\gamma_t$ ，即北京房地产价格对北京 GDP 的敏感度。由于变量都用对数表示，所以状态方程表示的就是房地产价格对 GDP 的弹性。从图上可以看出，虽然近年来两者的关联度在降低，但弹性一直保留到较高的程度，基本上停留在 0.7 左右，具有很高的相关度。另外，作为先导产业，房地产业因其产业链跨度大，产业高度化明显，产业附加值较高且具有较高的关联效应和扩散效应，能够拉动下游产业发展、扩大就业，成为了国民经济发展中新的经济增长点。<sup>[9]</sup>

北京房地产行业与北京经济基本面的这种互动关系随着经济的发展而日益明显。因此，经济基本面对房地产投资的影响，房地产投资对宏观经济整长以及上下关联产业的影响都需要进行定量分析。本文第二部分首先进行变量的选取及其处理。第三部分通过 VAR 模型和 VEC 模型分析北京宏观经济基本面与北京房地产投资之间的互动关系。第四部分通过脉冲响应函数和方差分解的方法分析说明北京房地产投资与其上游关联产业的作用。第五部分为本文的结论。

## 2. 数据来源及其预处理

### 2.1 变量选取

对于北京房地产市场的发展，我们选取的指标为房地产实际完成投资额(I)。为分析北京房地产市场受金融市场的影响程度，我们也引入了金融变量：银行间同业拆借加权平均利率(R)。由于当前我国还没有完全实现利率市场化，银行拆借市场利率能够在一定程度上反映货币供求状况，从而在金融层面对房地产市场产生影响。因此，我们用银行拆借利率来作为变量 R。对于北京宏观经济基本面，我们所选用的指标为北京历年的地区国内生产总值(GDP)。对于房地产市场的关联产业，我们选取了钢材(GC)、水泥(SN)、铁(T)这三个部门的产品月产量作为变量。

### 2.2 数据来源及其预处理

在构建模型之前，我们首先对数据进行说明和预处理。①对月度数据运用 Census X11 方法进行季节调整，以消除季节性因素和不规则因素。调整后得到的变量名分别在其原有的变量名后加上 SA。(利率 R 除外)②为了平滑数据和消除异方差，我们对所有的变量数据取对数，得到的新变量名是在其原来变量名前加 L(R 除外)。③需要说明的是，由于北京地区生产总值只有季度数据，为了获得月度数据，在假定各月份的增长率相等的情况下，采用

线性插值的方法来获得月度数据。④以上所有数据都来自于中经网北京地区 2001 年 1 月到 2006 年 6 月的月度数据, 对于房地产关联活动的数据采用的是 2003.01-2006.06 的数据。

### 3. 北京房地产投资与宏观经济增长的动态关系

房地产作为我国经济的支柱产业, 它的发展以及波动起伏对于宏观经济的影响是不言而喻的。其行业的不确定性和重要性使得房地产一直是国民经济的焦点。下面我们就通过构建 VAR 模型, 就房地产外部冲击对宏观经济的影响来进行实证计量分析。VAR 模型把系统中每一个内生变量作为系统中所有内生变量的滞后值的函数来构造模型, 从而将单变量自回归模型推广到由多元时间序列变量组成的向量自回归模型。<sup>[10]</sup>

建立的三变量的 VAR 模型为  $Y_t = A_0 + A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \dots + A_p Y_{t-p} + \varepsilon_t$  ( $t=1,2,\dots,T$ )

其中  $Y_t$  为  $k$  维内生变量向量, 其中包含着三个内生变量: ( $LISA_t$ 、 $LGDPSA_t$ 、 $R_t$ ),  $p$  为滞后阶数,  $T$  是样本个数。矩阵  $A_i$  ( $i=0,1,2,\dots,p$ ) 是要被估计的系数矩阵。 $\varepsilon_t$  是扰动向量, 它们相互之间可以同期相关, 但不与自己的滞后值以及等式右边的变量相关。

#### 3.1 单位根检验[7]

格兰杰、纽博尔特(1974)、菲利浦(1986)指出当使用非平稳序列进行回归时,将会造成虚假回归。因此为了保证回归结果的无偏性、有效性和最佳性,我们首先对指标进行平稳性分析。我们运用 Eviews5.0 软件对这三组数据的时间序列及其一阶差分序列的平稳性进行 ADF 检验,以排除虚假回归的可能性。在 ADF 的检验过程中,由于数据估计模型的形式会影响到检验结果。在检验中首先采用最一般的带有时间趋势项和常数项的数据估计模型。时间趋势项显著的保留,否则进一步检验常数项的显著性。如果常数项显著则保留,否则检验没有趋势项和常数项的数据模型。

表 1 单位根检验结果<sup>1</sup>

变量	ADF 值	临界值(1%)	PP 值	临界值(1%)	检验形式	结论
LGDPSA	-2.191779	-4.1059	-3.27815	-4.10553	(c,t,1)	不平稳
R	-2.331623	-4.1055	-2.463103	-4.10553	(c,t,1)	不平稳
LISA	-2.348917	-3.55502	-5.80367	-4.10553	(c,t,1)	不平稳*
DLGDP	-5.627152	-4.1083	-10.2224	-4.10795	(c,t,1)	平稳
DR	-7.196049	-4.10795	-7.135078	-4.10795	(c,t,1)	平稳
DLISA	-4.254536	-3.55747	-45.14987	-4.10795	(c,t,1)	平稳

#### 3.2 协整检验[8]

由上表我们可以看出, 变量  $LGDPSA_t$ 、 $R_t$ 、 $LISA_t$  为一阶单整序列, 在进行了一阶差分之后, 成为了平稳序列。虽然这三个变量是非平稳序列的时间序列, 但三者之间的线性组合可能是平稳的, 即存在着协整关系。这意味着非平稳经济变量  $LPt$  和  $R_t$ 、 $LGDPt$  之间存在长期的均衡关系, 即使短期内会偏离均衡。

我们再对这三个内生变量的协整性进行检验, 发现这三个指标之间存在协整性, 这说明

<sup>1</sup>注: 变量 LISA 通过 PP 法来检验单位根, 证明为平稳序列。但通过 ADF 和 KPSS 检验都说明表示平稳序列, 故我们序列 LISA 是不平稳的, 仅具有弱平稳性。

这三个变量在长期存在均衡关系。协整检验结果见表 2:

表 2 VAR 模型的 Johansen 协整性检验 (2001.01—2006.06)  
三变量 Johnson 最大特征值检验的估计结果

原假设	最大特征值统计			
	特征值	量	临界值 (5%)	P值**
None *	0.288538	21.44730	21.13162	0.0452
At most 1	0.089638	5.916510	14.26460	0.6240
At most 2	0.001001	0.063083	3.841466	0.8017

\*表明在5%的显著性水平上拒绝原假设  
\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

未标准化的协整参数			标准化的协整参数: 一个方程		
LISA	LGDP	R	LISA	LGDP	R
-5.188247	4.095545	2.013051	1.000000	-0.789389	-0.388002
-1.063684	-2.026067	-5.178040		(-2.18214)	(-0.23414)
0.254171	-3.646479	-1.755260	Log likelihood: 97.64273		

从表 2 的 Johansen 协整性检验结果, 我们可以看出 LGDP、LISA、R 这三个变量之间存在着协整关系。我们所得到的协整方程如下:

$$LISA_t = 0.789389 LGDP_t + 0.388002 R_t$$

从协整方程中, 我们可以看到, 北京房地产投资对于 GDP 的实证检验与现实情况是一致的: 即 GDP 的上涨会增加房地产的投资。从方程可以看出, GDP 每上涨 1%, 房地产行业的投资就会增加 0.789%。但另一方面, 对于利率的实证检验却与定性分析相反: 利率和投资额是呈正相关的。这主要是因为在中国, 利率仍是没有市场化的金融变量, 并不能够真正反映资金的供求状况。另外一个很重要的原有就是地方政府对于房地产市场的积极推动。由于房地产行业的关联性强, 它会带来 GDP、财政税收、就业的增加, 这对于追求短期利益的地方政府来说是提高政绩的一条捷径。因此, 地方政府有推动房地产发展的内在冲动。地方政府往往会对房地产企业的资金借贷提供隐性担保。因此, 即使在提高利率的情况下, 房地产投资依然居高不下。第三, 是由于我国的房地产市场不成熟、不完善, 改革滞后导致利率政策对房地产投资调节作用不明显。

我们应用 E-views5.0 对 VAR 进行参数估计。根据 Akaike info 准则、Scharz 信息准则来确定滞后阶数, 两种信息准则都在二阶滞后处获得最小值, 所以确定滞后阶数为 2。从检验结果看, 三个方程修正的决定系数分别为: 0.878833, 0.963469, 0.833386, 可见模型拟合得较好。我们对 VAR(2)模型进行稳定性检验, 被估计的 VAR(2)模型所有根的模的倒数小于 1, 即位于单位圆内, 这说明 VAR(2)模型是稳定的。三个变量的动态反馈机制可以通过如下 VAR 模型表示:

$$\begin{pmatrix} LISA \\ LGDPSA \\ R \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1.403412 \\ -0.192172 \\ -1.691411 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 0.068521 & 0.269228 & -0.191804 \\ 0.037048 & 0.876501 & -0.047739 \\ 0.078799 & -0.03182 & 0.800998 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} LISA_{t-1} \\ LGDPSA_{t-1} \\ R_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 0.108707 & 0.174194 & 0.126156 \\ 0.034587 & 0.091731 & 0.078712 \\ 0.018934 & -0.218953 & -0.125781 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} LISA_{t-2} \\ LGDPSA_{t-2} \\ R_{t-2} \end{pmatrix}$$

### 3.3 Granger 因果检验

虽然 LGDPSA、LISA、R 三者之间存在协整关系，但这并没有解决变量之间影响的因果关系问题。下面我们就对这三个变量做 Granger 因果检验。Granger 因果检验是由 Granger 和 Sims 联合提出的检验变量之间因果关系的方法。其原理就是看现在的 y 能够在多大程度上被过去的 x 所解释，加入 x 的滞后值是否能够使解释程度提高。如果 x 在 y 的预测中有帮助，或者 x 与 y 的相关系数在统计上显著，就可以说“y 是由 x Granger 引起的”。检验的结果如表 3 所示。

表 3 北京 GDP、实际利率(R)与北京房地产投资额 (I) 的 Granger 因果检验

	原假设	$\chi^2$ 统计量	自由度	P 值
LISA 方程	GDP 不能 Granger 引起房地产投资	5.620506	2	<b>0.0392</b>
	银行拆借利率 R 不能 Granger 引起房地产投资	0.333581	2	0.4864
	GDP 和 R 不能同时 Granger 引起房地产投资	12.71595	4	<b>0.0128</b>
LGDPSA 方程	房地产投资 I 不能 Granger 引起 GDP	2.523242	2	0.2832
	银行拆借利率 R 不能 Granger 引起 GDP	1.069342	2	0.5859
	R 和 I 不能同时 Granger 引起 GDP	3.205091	4	0.5241
R 方程	房地产投资 I 不能 Granger 引起 R	2.109818	2	0.3482
	GDP 不能 Granger 引起银行间拆借利率 R	8.108240	2	<b>0.0174</b>
	I 和 GDP 不能同时 Granger 引起银行拆借利率 R	8.968153	4	0.0619

注：表中对于每一个方程而言，前两个是关于其余内生滞后变量在特定显著性情况下的  $\chi^2$  统计量，最后一行为所有滞后内生变量在特定显著性条件下的值。

从表 3 我们可以看出，北京 GDP 可以 Granger 引起房地产投资，但银行间的拆借利率 R 并不是北京房地产投资的 Granger 的原因。另外这两个变量能够联合起来 Granger 引起房地产投资的变化。这一点修正了传统思维模式中的定性分析。而房地产投资并不是 GDP 的 Granger 原因。

### 3.4 向量误差修正模型 (VEC) [8]

协整检验已证明三变量存在协整关系，这种长期的稳定关系是在短期动态过程的不断调整下得以维持得，但协整检验无法度量变量偏离共同随机趋势时的调整速度。为此引入误差修正模型 ECM，ECM 模型是将长期关系模型中各个变量用一阶差分形式重新构造，并将上长期关系模型的残差序列作为解释变量引入。

根据格兰杰 (Engle - Granger, 1987) 表示定理,协整关系成立,一定存在描述由短期波动向长期均衡调整的误差修正模型(其中误差修正项包含了长期均衡关系)。上文已经证明了各变量之间存在协整关系，因此存在描述变量之间由短期波动向长期波动调整的误差修正模型。误差修正模型把变量的长短期参数集于一体，可以很好地描述变量之间的短期波动向

长期均衡关系调整的反馈机制。利用 Hendry (1993) 从一般到特殊的建模方法,得到向量自回归修正模型:

$$Dy_t = \alpha ecm_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i Dy_{t-i} + \varepsilon_t$$

其中每个方程都是向量误差模型。 $ecm_{t-1} = \beta'y_{t-1}$  是误差修正项,反映变量之间的长期均衡关系,系数向量  $\alpha$  反映变量之间的均衡关系偏离长期均衡状态时,将其调整到均衡状态的调整速度。所有作为解释变量的差分项的系数反映各变量的短期波动对作为被解释变量的短期变化的影响。<sup>[11]</sup>

根据上述的Granger检验可知,在VAR(2)模型里,北京GDP和银行间拆借利率R同时作为房地产投资的Granger原因。因此将残差项、GDP、R及其一阶滞后变量作为解释变量。故可建立误差修正模型来判断变量偏离均衡位置的调整速度。估计参数并删除不显著变量后,得到误差修正项为:

$$ecm_t = LISA_{t-1} - 0.856441 LGDPSA_{t-1} - 0.440657 R_{t-1} + 1.298456$$

文章中为了表述的方便,仅给出了差分项的一阶滞后,得到如下的VEC模型<sup>1</sup>:

$$\begin{pmatrix} DLISA_t \\ DLGDPSA_t \\ DR_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0.035543 \\ 0.025765 \\ -0.010422 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 0.627774 \\ -0.049677 \\ -0.134532 \end{pmatrix} ecm_{t-1} + \begin{pmatrix} -0.138847 & 0.135709 & 0.017164 \\ 0.259983 & 0.008421 & 0.096629 \\ -0.402948 & 0.025765 & -0.010422 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} DLISA_{t-1} \\ DGDPSA_{t-1} \\ DR_{t-1} \end{pmatrix} + e_t$$

我们重点考察北京GDP与房地产投资的误差修正模型:

$$DLGDPSA_t = 0.025765 - 0.049677 ecm_{t-1} + 0.259983 DLISA_{t-1} + 0.08421 DGDPSA_{t-1} + 0.096629 DR_{t-1}$$

(1.85400) (-1.33996) (2.69250) (-0.47389) (-0.63237)

从模型的结果表明,被解释变量GDP的波动分为两部分:一是  $DLISA_t$  短期波动的直接影响。北京房地产投资的短期波动对其宏观经济有正的影响,但是GDP的波动较房地产投资的波动来说更平稳,当上期房地产投资波动变化1%时,只能引起本期GDP波动变化约0.26%。二是长期均衡关系的调整。修正项  $ecm_{t-1}$  的系数反映了当年对于上一年北京房地产开发投资与GDP偏离均衡关系差额的纠正程度,误差修正项的系数为-0.049677,这个系数小于1,符合反向修正机制,说明长期均衡趋势的收敛机制在发挥作用。当短期波动偏离长期均衡时,经济系统将以0.05(每月)的调整力度将非均衡状态拉回到均衡路径上。另外,由系数的t值看出,误差修正项的系数t统计量不是很显著,但DLISA的系数却是显著的。可见,房地产投资对于北京GDP的影响主要作用在短期内,长期对于北京GDP的影响不是很明显。这和上文Granger因果检验得出的结论:“房地产投资I不能Granger引起GDP”是一致的。

#### 4. 北京房地产与上游关联产业的相互关系

现代市场经济的复杂性和系统性,决定了行业之间的联系往往是错综复杂的,产业链上的各个产业发展具有长期联动性。房地产行业作为影响国计民生的重要产业,它的波动会直接通过市场反映到关联产业,从而影响上、下游产业的运行。房地产市场一旦发生波动,建筑工程行业、工程机械行业、重型设备制造、以及钢铁、水泥、石化、冶金、等资本密集型行业以及家用电器、家具、装修和装饰等20多个大类、约2000种产品的生产都将会受到影响。

<sup>1</sup>注:模型里有一些参数不显著,但是可以通过引入更多的滞后项来进行调整,也可以调整误差修正项。

另外，房地产作为大宗消费品。无疑拉动城镇居民的消费，刺激经济增长。根据《北京市统计年鉴·2005》的数据，2004年城镇居民人均用于居住的支出占全部人均消费支出的比重为3.1%。<sup>[15]</sup>

下面我们就房地产市场与上游关联产业之间的关系进行实证检验。我们建立了一个关于房地产投资(I)与钢(GC)、铁(T)、水泥(SN)的VAR模型，如下所示：

$$Y_t = A_0 + A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \varepsilon_t$$

首先对这四个变量进行平稳性检验。结果显示，变量水泥、房地产投资、都是平稳的时间序列，而钢材、生铁则是单整序列。运用 Johansen 最大特征值检验法，表明四变量的 VAR 模型至少具有一个协整向量。通过 Akaike 准则和 Schwarz 准则确定滞后长度为 2。<sup>[12]</sup>通过 AR 根表图检验，被估计的 VAR 模型所有根模的倒数小于 1。即位于圆内，这说明 VAR(2) 模型是稳定的。

#### 4.1 房地产投资对关联活动的脉冲响应

当某一变量发生外在扰动时，不仅会使变量偏离均衡值，也会经由VAR模型的动态结构，将冲击传导至系统内其他的变量上。脉冲响应函数描述的就是一个内生变量对误差冲击的反应。具体地说，它描述的是在随机误差项上施加一个标准差大小的新息(Innovation)冲击后对内生变量的当期值和未来值所带来的影响。为避免了正交化对变量排序的依赖性，我们采用广义脉冲响应方法来进行脉冲响应分析。<sup>[8]</sup>图2-图4是E-views5.0给出的房价冲击对各上游产业的脉冲响应函数。横轴表示冲击作用的滞后期间数（单位：月数），纵轴表示引致增长率的变化。实线表示脉冲响应函数，代表了各个内生变量对北京房地产价格的冲击响应。虚线表示脉冲响应函数正负两倍标准差所形成的偏差带。

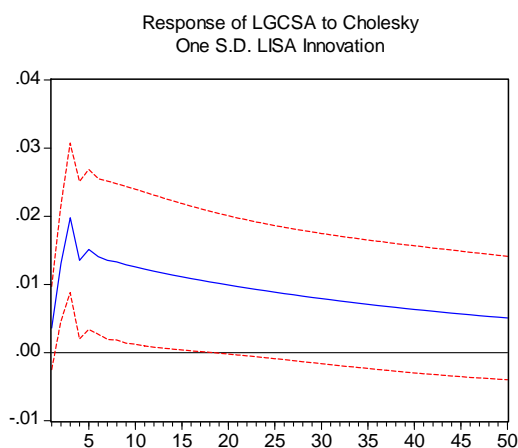


图2 房地产投资冲击引起钢材行业的响应函数

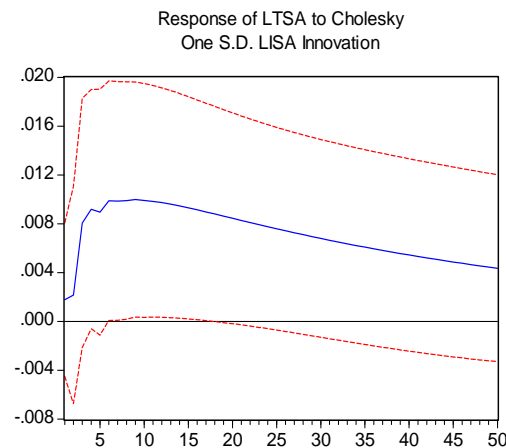


图3 房地产投资冲击引起生铁行业的响应函数

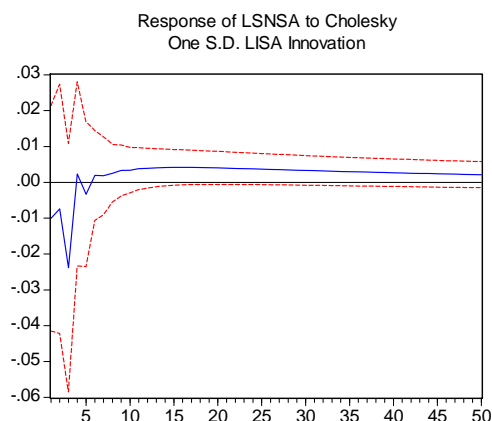


图4 房地产投资冲击引起水泥的响应函数

从图2可以看出,如果在当期给予北京的房地产投资一个正的冲击后,钢材产量在第三期达到最大值(0.019776),此后其增长率就一直持下趋趋势,但下降速度缓慢。这说明北京房地产投资在受到外部扰动时,通过市场传导给钢材市场,使得钢材也带来了同样的波动,而且这一冲击带有很长的持续效应。

从图3我们可以看到,通过市场传导后,生铁市场也受到了来自于北京房地产投资波动所带来的冲击。生铁产量在第九期达到最值(0.009986),表明房地产投资的冲击也会对生铁造成影响,在9个月后会对其产量产生刺激作用。之后增长率缓慢下降,最后冲击作用消失,逐渐收敛,回归均衡。

从图4看,投资对水泥也会产生冲击,但效应远远比前两者小。当期给予一个正的冲击,在开始的时期,水泥产量却出现了减少的情况,在第三期达到最低点(-0.023813),自第六期开始,增长率由负转正,但一直都处于很低的水平上,逐渐收敛于0值。这说明投资对于水泥市场的冲击幅度不大并且持续时间较短。

## 4.2 方差分解

我们用脉冲响应函数描述了北京房地产市场对相关产业的作用影响,下面我们对方差分解来评价不同冲击结构的重要性,即分析关联产业对房地产投资变化的贡献程度。<sup>[16]</sup>

方差分解是由Sims(1980)提出的将系统的均方误差(MSE)分解成各变量冲击所做出的贡献的系统描述方法。其基本思想是把系统中每一个内生变量的波动按其成因分解为与各方程随机扰动项即新息(Innovation)相关联的几个组成部分。它反映了各新息对模型内生变量的相对重要性。因此,利用方差分解可以分析各个关联活动对北京房地产投资的贡献率。

表4 相关产业活动对北京房地产投资变化的贡献程度<sup>1</sup>

Period	S.E.	LISA	LGCSA	LSNSA	LTSA
1	0.107750	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.114650	89.59434	9.788009	0.028597	0.589058
3	0.116624	87.14155	9.481503	2.346301	1.030647
4	0.118410	84.53872	10.59684	3.592094	1.272341
5	0.118764	84.07567	11.00651	3.637888	1.279930

<sup>1</sup>注:某些时期的方差之和不等于100,可能是由于预测误差造成的



6	0.118942	83.97941	11.09980	3.637237	1.283551
7	0.119139	83.70259	11.35886	3.659157	1.279387
8	0.119205	83.62188	11.41537	3.657925	1.304828
9	0.119267	83.54216	11.47788	3.665779	1.314179
10	0.119309	83.48435	11.51764	3.663881	1.334125

---

Cholesky Ordering: LISA LGCSA LSNSA LTSA

---

北京房地产投资的方差分解显示, 长远看来, 北京房地产投资额变化中的大部分(80%以上)由其自身决定, 说明北京房地产市场具有较强的自我维持机制。不考虑其自身的贡献率, 钢材对投资的贡献率最大, 在第10期达到了11.52%, 并一直呈现缓慢增长的趋势。其余的上游行业, 如生铁, 水泥的对投资的贡献率都较小。

## 5. 小结

本文通过对北京房地产市场和北京宏观经济基本面是实证分析, 得到以下几点结论:

1、北京房地产开发投资和北京GDP通过Johosen协整检验, 说明两者之间存在着长期的均衡关系。从Granger检验结果来看, GDP可以Granger引起北京房地产投资的增加, 但银行间的拆借利率R并不是北京房地产投资的Granger的原因, 而这两个变量能够联合起来构成房地产投资变化的Granger原因。房地产投资并不是北京GDP的Granger原因。从定性的角度说明, 北京房地产开发投资与北京的经济产出基本相协调。但基于近年来对经济增长的良好预期, 北京房地产投资加速: 另外, 大量北京房地产市场的海外热钱, 这些应该引起足够关注。

2、从向量误差修正模型(VEC)的结果来看, 房地产投资对于北京GDP的影响主要作用在短期内。短期内两者可以相互影响, 而在长期内房地产的投资对于北京GDP的影响不是很明显, 其调整力度仅为(-0.05,每月)。这是因为我国房地产业远没有达到稳定均衡点, 目前还处于增量市场阶段。

3、通过对房地产市场投资及其上游关联产业的脉冲响应和方差分解。从结果看可知, 房地产投资对于上游行业的确有一定的影响, 其持续时间和影响程度也是因行业而异, 其中, 对于钢材行业的影响程度最强, 作用时间也最强, 而对于水泥生产的影响度和时间则最弱。各个关联产业中对于北京房地产投资变化的贡献度最大的也数钢材行业, 达到了约12%。

## 参考文献

- [1] Jeffrey Fisher、Dean Gatzlaff、David Geltner and Donald Haurin, An Analysis of the Determinants of Transaction Frequency of Institutional Commercial Real Estate Investment Property[J], *Real Estate Economics*, 2004 V32 pp.239-264
- [2] Xiaojing Zhang、Tao Sun, China's Current Real Estate Cycle and Potential Financial Risks[J], *China & World Economy*, 2006 No.4 pp.57-74
- [3] Richard A. Graff and Daniel M. Cashdan, Some New Ideas in Real Estate Finance[J] *Journal of Applied Corporate Finance*, Spring 1990, V3
- [4] George W. Blazenko and ndrey D. Pavlov, The Economics of Maintenance for Real Estate Investments[J], *Real Estate Economics*, 2004 v32 1: pp.55-84
- [5] Clapp J M, Giaccotto C. The influence of economic variables on local house price dynamics. *Journal of Urban Economics*, 1994 1: 161-183
- [6] Michael J. Poteoan, Explaining Intermetropolitan Variation in Housing Prices, Rents and Land Prices, *Real Estate Economics*, 1996 2: 219-245
- [7] 高铁梅, 《计量经济分析方法与建模—EViews 应用及实例》[M], 清华大学出版社, 2006 年 1 月第 1 版
- [8] 张晓峒, 《计量经济学基础》[M], 南开大学出版社, 2005 年 5 月第 2 版
- [9] 梁云芳、高铁梅、贺书平, 房地产市场与国民经济协调发展的实证分析[J], 《中国社会科学》, 2006 年第 3 期
- [10] 刘莉亚、苏毅, 上海房地产价格的合理性研究[J], 《经济学(季刊)》, 2005 年第 3 期
- [11] 刘源远、马玲、于明, 我国房地产投资和 GDP 的关系分析——长期均衡及短期波动[J], 中国科技论文在线, <http://www.paper.edu.cn>
- [12] 严金海, 中国的房价与地价: 理论、实证和政策分析[J], 《数量经济技术经济研究》, 2006 年第 1 期
- [13] 王家庭、张换兆, 利率变动对中国房地产市场影响的实证分析[J], 《中央财经大学学报》, 2006 年第 1 期
- [14] 唐莉、张永娟, 房地产产业链关联性的分析研究[J], 《世界经济文汇》, 2006 年第 3 期
- [15] 皮舜、武康平, 房地产市场发展和经济增长间的因果关系——对我国的实证分析[J], 《管理评论》, 2004 年第 3 期
- [16] 张晓晶、孙涛, 中国房地产周期与金融稳定[J], 《财经研究》, 2006 年第 1 期

## The Dynamic Relationships between the Investment of Real Estate and the Macro-economics and the Correlative Industries

Zhou Xiaoliang, Liu Yun

### Abstract

The present paper analyzes the correlations between the real estate investment of Beijing and the economic basic surface and upriver industries from different angles by VAR model. By using Granger causality test and VEC model, the present paper indicates that the Beijing GDP and interest rate together Granger-cause real estate investment and, the effect of Beijing real estate investment on Beijing GDP does not last long. Through the results of the impulse response function and the variance decomposition, we can make a conclusion that the real estate have long effect on upriver correlative industries.

**KeyWords:** the investment of real estate, macroeconomic, correlative industries, VAR model