

## 我国经济周期波动率的成分分解及稳定性研究\*

刘金全, 李楠, 刘汉

(吉林大学 数量经济研究中心, 吉林 长春 130012)

**摘要:**随着世界经济周期波动的减缓,我国经济波动也呈现出稳定性趋势。文章通过建立具有货币政策干预的产品市场均衡模型,对我国实际产出波动率进行了成分分解,并将实际产出波动的来源归结为需求冲击、供给冲击和货币冲击的作用。通过这些经济冲击方差序列的度量,又对实际产出波动率进行了冲击方差序列的回归检验,发现我国需求冲击和货币冲击强度的逐渐平稳是经济周期波动率降低的主要原因,而供给冲击对实际产出波动率没有产生显著影响。因此,我国宏观经济调控仍然需要坚持需求管理的政策导向,以保持经济持续稳定增长。

**关键词:**经济周期;需求冲击;供给冲击;货币冲击

**中图分类号:**F037.1 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2009)11-0135-09

### 一、引言

自从 1946 年 Burns 和 Mitchel 提出了经济周期波动测定方法以来,经济周期研究经历了古典型经济周期向增长型经济周期的转变,也出现了对经济周期均值水平研究向波动率水平研究的转变。虽然 2008 年开始出现了世界范围内的新经济周期波动,但是此前许多国家却经历了多年的平稳经济增长,体现为经济周期波动率的显著降低和经济增长的稳定性提高(Weber, 1997)。在计量检验和实证分析方面, Kim 与 Nelson (1999) 发现美国经济周期波动性存在结构性突变,并且检测到突变点发生在 1984 年第 1 季度,该经验研究发现在突变点之后美国经济的波动性显著变小;随后 McConnell 与 Perez-Quiros (2000) 也发现了类似的经验证据。Blanchard 与 Simon (2001) 的研究也指出,美国 GDP 季度增长率的标准差从 20 世纪 50 年代的 1.5% 下降到了 90 年代的 0.5%。Stock 和 Watson (2002) 的计量检验也发现在 20

收稿日期:2009-08-11

基金项目:国家自然科学基金项目(70971055);教育部人文社会科学重点研究基地重大课题(2007JJD790125);教育部“国际金融危机应对研究”应急课题(2009JYJR014)

作者简介:刘金全(1964-),男,黑龙江密山人,吉林大学数量经济研究中心教授,博士生导师;

李楠(1980-),女,辽宁抚顺人,吉林大学数量经济研究中心博士研究生;

刘汉(1985-),男,安徽东至人,吉林大学数量经济研究中心博士研究生。

世纪80年代中期美国22个主要宏观经济变量的波动率存在着突变性下降,并且这些变量之间存在协同性变动趋势。这些研究将经济周期的均值刻画拓展到波动率的周期描述。

我国学者在经济周期测度和检验过程中也发现了我国经济周期波动率出现了显著减缓的趋势,并对此进行了成因分析和深入解释。刘树成(1996)认为,改革开放以来我国经济周期波动由过去的“大起大落”型转化为“高位—平缓”型,“高位”说明了我国经济的“增长力”增强,而“平缓”则说明我国经济的“稳定性”增强;刘树成、张晓晶和张平(2006年)认为在未来5—8年的周期内,我国经济周期波动可能出现两个新特点:一是在波动的位势上,有可能实现持续多年的适度高位运行,潜在经济增长率将在9%左右;二是在波动的幅度上,有可能实现进一步的平滑化,使经济波动保持在8%—10%的适度增长区间内,换言之,有望实现我国经济周期波动在适度高位的平滑化;刘金全、王大勇(2003年)的研究认为,我国1996年前的经济周期大都是非对称的,即体现出经济增长率“缓升陡降”或“陡升缓降”的非对称过程。这些非对称性表明经济增长速度没有接近或者没有稳定在自然增长率水平附近,经济增长率变化的突发性较多,即出现过经济增长的“大跃进”和“急刹车”等奇异行为。显然,这些研究仅仅局限在对经济周期波动形态的刻画上,并未对其波动率的具体变化过程给出深入分析。

一些经验研究也发现,从1996年至今,我国经济周期波动性体现出一定程度的稳定性,不仅这期间的经济政策效应出现了弱化现象,同时经济周期的分界开始变得模糊(刘金全、刘志刚,2005年)。我们经济周期波动率的平稳化不仅意味着在高位经济增长速率上的稳定性提高,同时也意味着快速经济增长阶段的持续性增强,这被作为我国经济出现了“又好又快”增长态势的重要依据(刘树成,2007)。快速经济增长的同时伴随着波动率下降,在宏观经济学研究中对这种经济周期波动态势还缺乏足够的了解和研究,甚至对于经济周期波动减缓和波动率降低的真正原因还并不清楚。对此,一些经验研究将其原因归结为:经济运行中没有出现显著的、剧烈的经济冲击;金融市场发展和资产风险管理水平的提高;更为科学合理的宏观经济调控和经济政策操作。虽然都可以从现实经济运行中寻求到支持这些原因的经验证据,但是大都还不足以达到全部解释经济周期波动率平稳性的程度。例如,张立群(2006)将中国经济波动的“微波化”归因于经济短缺现象消失、市场机制完善、宏观调控水平提高等三大因素。显然,经济周期波动率降低具有复杂的内在原因,我们仍然需要从经济和社会发展角度对此进行深入分析和判断。

我国经济周期平稳化并不意味着我国经济增长率在减小,而是经济增长率的波动程度在降低。目前,我国经济增长正处于新中国成立以来的第10轮经济周期中。与前9轮经济周期相比,从2004年开始的本轮经济周期又呈现

出一个新特点：在我国以往历次经济周期中，上升阶段一般只有短短的一两年，而本轮经济周期的上升阶段到 2007 年底已持续 8 年，即从 2000 年到 2007 年中国经济已连续 8 年在 8% 至 11% 左右的适度增长区间内平稳较快地运行。这表明中国经济周期波动出现了新的波动形态，或者说出现了良性大变形，即经济周期波动的上升阶段大大延长，经济在上升通道内持续平稳地高位运行。这在新中国成立以来的经济周期波动史上还是从未有过的。

总之，我国经济波动趋缓现在已经是典型化事实，在我国主要的任务是要在“平稳”化过程中，保持经济的高速增长，实现我国经济的“又好又快”发展，因此有必要对我国经济周期波动率进行成分分解和分析，以探讨我国经济周期波动的稳定性机制。

## 二、具有货币政策干预的产品市场均衡模型与实际产出波动率的成分分解

为了描述产品市场、货币市场、货币政策的制订和反应过程，我们采用下述均衡模型 (McCallum 和 Nelson, 2004)，给出并讨论具有货币政策干预的产品市场均衡模型和实际产出波动率之间关系的模型。

(一) 产品市场的总需求方程。假设经济系统中的总产出或者是总收入为  $Y$ ，它是消费支出 ( $C$ )、住房投资 ( $H$ ) 和固定资产投资 ( $B$ ) 之和，而这些支出成分依赖总收入  $Y$  和实际利率  $r$  (实际利率等于名义利率  $i$  减去通货膨胀率  $\pi$ )，于是产品市场均衡的产出—利率组合方程为：

$$Y_t = C_t(Y_t, r_t) + H_t(Y_t, r_t) + B_t(Y_t, r_t) \quad (1)$$

假设消费需求函数和投资需求函数都是线性的，并考虑到随机环境下的需求冲击  $\epsilon_t$ ，我们可以将 IS 曲线简化为线性随机形式：

$$Y_t = \theta_0 + \theta_1 Y_t - \theta_2 (i_t - \pi_t) + \epsilon_t \quad (2)$$

方程(2)说明产出和实际利率  $r(r = i_t - \pi_t)$  呈反比，则依据方程定义，我们可得  $\theta_1$  是边际消费倾向，因此  $0 < \theta_1 < 1, \theta_2 > 0$ 。

(二) 产品市场的总供给方程。为了描述产品市场的供给行为，我们采用具有价格调整机制的菲利普斯曲线模型，该模型为：

$$\pi_t = p_0^* + p_1 (Y_t - \bar{Y}) + u_t \quad (3)$$

方程(3)是一个价格调整方程，其中  $\bar{Y}$  为潜在产出水平，从方程中我们可以看出通货膨胀率取决于产出缺口  $(Y_t - \bar{Y})$  和价格水平预期  $p_0^*$ 。假设潜在产出水平为常数，则可以将方程(3)简化为：

$$\pi_t = p_0 + p_1 Y_t + u_t \quad (4)$$

其中随机扰动  $u_t$  是供给冲击。

(三) 货币政策反应函数。为了描述货币政策对产品市场的相依性，我们假设货币政策反应函数为：

$$i_t = m_0^* + m_1 (\pi_t - \bar{\pi}) + m_2 (Y_t - \bar{Y}) + \mu_t \quad (5)$$

显然,方程(5)描述的货币政策规则与泰勒规则类似,此时名义利率依赖实际通货膨胀率与目标通货膨胀率之差( $\pi_t - \bar{\pi}$ )、产出缺口( $Y_t - \bar{Y}$ )及随机冲击( $\mu_t$ )。若假设目标通货膨胀率固定不变,则货币反应函数可以简化为:

$$i_t = m_0 + m_1 \pi'_t + m_2 Y_t + \mu_t \quad (6)$$

将上述三个简化的方程(2)、(4)和(6)联立起来得到一个模型系统,进行运算可以得到:

$$i_t - \pi_t = [m_0 + (m_1 - 1)p_0] + [(m_1 - 1)p_1 + m_2]Y_t + (m_1 - 1)v_t + u_t \quad (7)$$

这说明名义利率与通货膨胀率之差依赖产出和随机冲击,将方程(7)代入方程(2)中,我们可以求解得到产出表达式为:

$$Y_t = \frac{\theta_0 - [m_0 + (m_1 - 1)p_0]\theta_2}{1 - \theta_1 + [(m_1 - 1)p_1 + m_2]\theta_2} - \left\{ \frac{(m_1 - 1)\theta_2}{1 - \theta_1 + [(m_1 - 1)p_1 + m_2]\theta_2} \right\} u_t - \left\{ \frac{\theta_2}{1 - \theta_1 + [(m_1 - 1)p_1 + m_2]\theta_2} \right\} \mu_t - \left\{ \frac{1}{1 - \theta_1 + [(m_1 - 1)p_1 + m_2]\theta_2} \right\} \epsilon_t \quad (8)$$

令: $\varphi_0 = [m_0 + (m_1 - 1)p_0]$ ,  $\varphi_1 = [(m_1 - 1)p_1 + m_2]$ 和  $\varphi_2 = (m_1 - 1)$ ,根据这些参数的经济意义,我们可以假设: $0 < \theta_1 < 1$ ,  $\theta_2 > 0$ ,  $p_1 > 0$ ,  $m_1 > 0$ 和  $m_2 > 1$ 。

如果随机需求冲击  $\epsilon_t$ 、随机供给冲击  $v_t$ 、随机货币冲击  $\mu_t$  是不相关的,则实际产出的方差可以写成:

$$\begin{aligned} \text{var}(Y_t) = & \left[ \frac{\theta_2 \varphi_2}{1 - \theta_1 + \theta_2 \varphi_1} \right]^2 \text{var}(v_t) + \left[ \frac{\theta_2}{1 - \theta_1 + \theta_2 \varphi_1} \right]^2 \text{var}(\mu_t) \\ & + \left[ \frac{1}{1 - \theta_1 + \theta_2 \varphi_1} \right]^2 \text{var}(\epsilon_t) \end{aligned} \quad (9)$$

上述产出方差分解具有重要的经济启示,它将产出波动分解为不同的来源,将其归结为需求冲击、供给冲击和货币冲击,这样的分解方式与模型结构和假设有关。同时,根据上述波动性分解公式,还可以分析一些参数,例如边际消费倾向  $\theta_1$  对产出波动率的影响等,进而判断消费需求变化对实际产出波动率的边际效应。

### 三、我国实际产出波动率的分解和经验分析

首先我们对我国经济波动减缓作实证分析,然后再根据具有货币政策干预的产品市场均衡模型对我国实际经济周期波动率进行成分分解和稳定性机制的分析。

(一) 我国经济波动率降低和波动程度趋缓的实证分析。我们利用我国1990年第1季度到2007年第4季度的实际GDP季度同比增长率来说明我国的经济周期波动态势。图1给出了该时间序列轨迹,从中可以看出我国经济周期波动从1996年经济“软着陆”以后出现显著的平缓态势,进入2006年以后出现了轻微上翘,体现出新一轮经济周期的基本轮廓。我们利用时间序

列的滚动标准差来描述经济周期波动率(滚动谱窗宽度为 8 个季度),图 2 给出了对应的时间序列轨迹。从中可以看出,我国经济周期波动率一直处于下降过程,这种波动率的稳定是我国经济周期波动的重要特征。

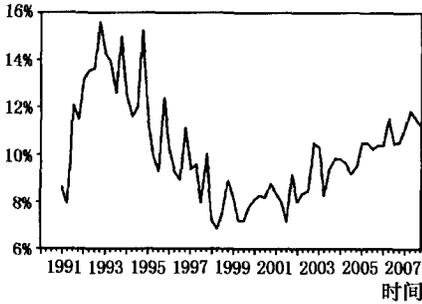


图1 我国实际 GDP 增长率的时间轨迹

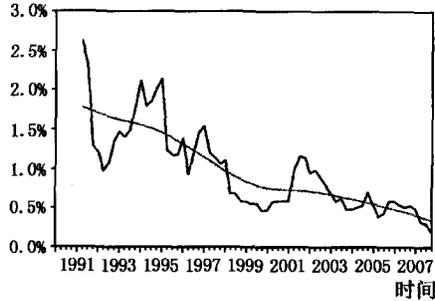


图2 我国实际 GDP 波动率的时间轨迹

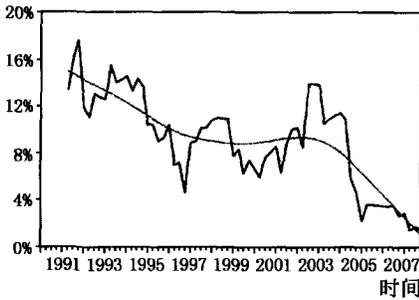


图3 我国消费支出波动率的时间轨迹

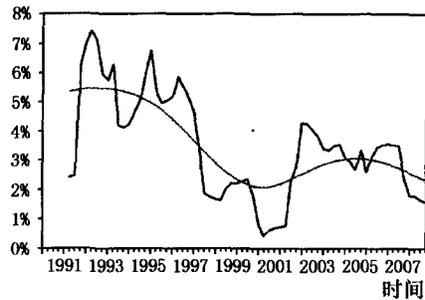


图4 我国投资需求波动率的时间轨迹

由于实际产出中的消费和投资是构成波动性的重要成分,我们利用相同办法对实际 GDP 中的消费和投资波动率进行了估计,其结果由图 3 和图 4 给出。从图 3 中可以看出,我国累积消费支出的波动率也出现了显著的下降趋势,虽然在 2003 年左右出现了波动率的暂时加剧,但是随后则体现出显著的稳定性,其变化模式与图 2 给出的产出波动率变化模式基本类似;同样地,图 4 也给出了投资波动率的变化轨迹,其趋势呈现出一定幅度的升降更迭,但总体上仍然与产出波动率的变化模式类似。

表 1 实际 GDP 及其组成成分的波动率变化

组成成分	季度同比增长率的标准差		
	1990Q1—1996Q3	1996Q1—2007Q4	变化百分比(%)
GDP	2.23	1.37	-39
消费	7.60	4.98	-29
投资	17.62	11.78	-33
政府购买	13.77	6.19	-55
净出口	3.97	3.33	-17

根据我国经济周期波动的实际情况,我们利用1996年第3季度作为一个分界点来分析我国1990年第1季度到2007年第4季度的实际GDP及其组成成分的季度同比增长率的标准差,计算结果由表1给出。在1990年第1季度到1996年第3季度这个区间内,实际GDP的季度同比增长率的标准差为2.23,但是在1996年第4季度到2007年第4季度仅为1.37,下降幅度为39%。类似地,我们可以看出投资和消费都有30%左右的下降幅度。

(二)我国经济周期波动率的成分分解。我们首先对实际产出做简单回归,可以得到估计方程为: $g_t = 2.31 + 0.777g_{t-1}$ 。

$$(3.658) \quad (12.470)$$

使用联立方程模型对三个简化的方程(2)、(4)和(6)进行估计,估计结果分别为: $g_t = 9.966 - 0.329(i_t - \pi_t) + \epsilon_t$ ,  $\pi_t = -9.746 + 1.507Y_t + v_t$ ,

$$(42.912) \quad (-6.918) \quad (-3.580) \quad (5.620)$$

$i_t = 7.092 - 0.400\pi_t + 0.460Y_t + \mu_t$ 。

$$(6.495) \quad (-3.366) \quad (10.555)$$

这样就可以得到上面四个方程的估计残差,我们再利用时间序列的滚动标准差(滚动谱窗宽度为8个季度)来描述经济周期波动率的各成分的标准差,图9至图12给出了经济周期波动率各标准差和趋势值的图形。

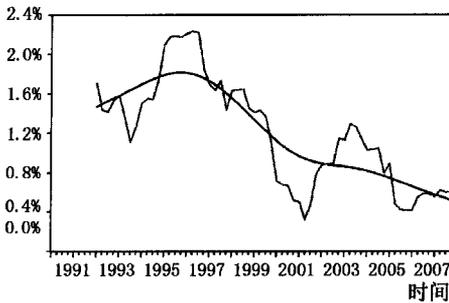


图9 实际产出增长率的标准差

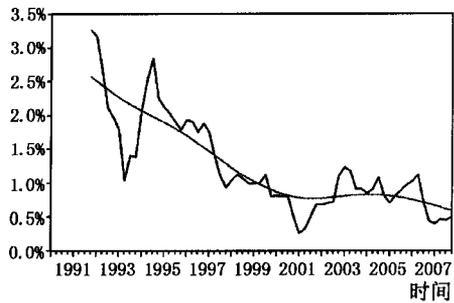


图10 需求冲击的标准差

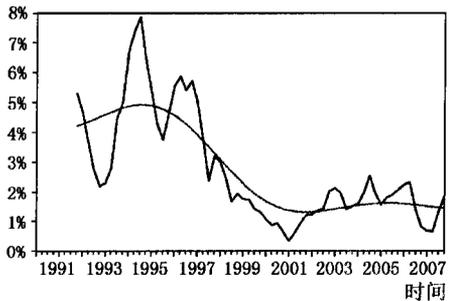


图11 供给冲击的标准差

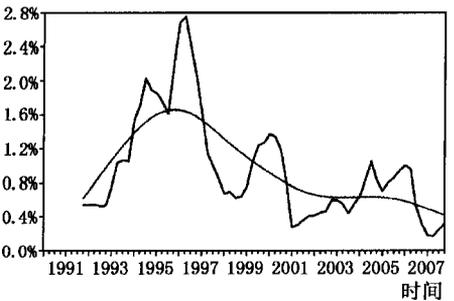


图12 货币冲击的标准差

最后我们再利用实际 GDP 的波动方差对需求冲击、供给冲击和货币冲击做简单的回归如下：

$$\text{var}(Y_t) = 0.479\text{var}(\epsilon_t) - 0.041\text{var}(u_t) + 0.736\text{var}(\mu_t)$$

(5.837)                      (-2.430)                      (7.506)

通过回归方程我们发现：我国总需求冲击大概有 50% 进入我国实际经济波动中，也就是说：在其他条件保持不变的情况下，我国总需求冲击变动一个单位对我国实际经济波动将产生 0.479 个单位的影响，我国货币冲击变动一个单位对我国实际经济波动将产生 0.736 个单位的影响，而我国总供给冲击对我国经济波动有负的影响，由于是进行方差分解，这个系数估计没有显著意义。

#### 四、我国经济周期波动率成因与分解检验的主要结论

我国经济周期波动性减缓已成事实，概括起来有以下原因：首先，从总贡献率的变动来看，居民消费和政府消费的波动有效平抑了经济周期波动；其次，从方差贡献率的变动来看，1996 年后居民消费、政府消费及净出口方差贡献率的波动性显著下降且处于较低的波动位势，这是 1996 年以后我国经济周期波动性明显减弱的主要原因；最后，从协方差贡献率的变动来看，1996 年后居民消费、政府消费、投资与其他构成成分几乎没有共振现象，相反，它们与其他构成成分的相互作用减小了经济周期波动。

根据经验分析，能够保持经济快速稳定增长的国家，大都出现了产出波动性显著降低的现象，由此可以推断经济周期稳定性的增强是导致经济快速增长的重要条件。刘金全和张鹤（2003）研究发现经济风险性和波动性与经济增长水平之间存在显著的正相关关系，可以推断经济周期波动性对于经济增长水平存在“溢出效应”。刘金全、刘志刚（2005）发现我国产出波动性呈现明显的“凸型”波动模式。这种经济波动和经济增长相互推动态势能够使我国经济保持持续、快速和稳定增长趋势。

我国经济周期正处于上升阶段，经济增长还存在较大的持续发展空间。可以预见我国经济增长还会一直延长，这主要是因为：在供给方面，在社会主义市场经济体制下，市场机制的引入及其在资源配置中发挥了重要的基础性作用，使经济的供给面增添了生机和活力，市场供求格局发生了历史性的根本变化，这有利于延长经济周期的上升阶段，支撑经济在适度高位持续运行；改革开放以来，劳动力流动、就业结构变化以及由此带来的劳动生产率的提高使经济的供给面大大改善和提高，而且大量的农民工以及城镇中的下岗再就业人员等，其劳动力成本很低，致使城镇中广大低收入者的收入水平相对较低，其购买力也相对较低，这使得通货膨胀的持续性压力较低。从需求层面上看，近些年来，中国经济发展进入了工业化、城市化加速阶段，消费结构和产业结构在相互促进中实现升级，这些都是我国本轮经济周期上升阶段的重要推动

力。从政策层面看,中国宏观调控改变了以往在中国经济全面过热之后再进行调整的措施,而是及时调控、不断调控,这既防止了中国经济出现“大起大落”现象,也有利于经济周期上升阶段的延长。

\* 本文还受吉林大学“211工程”和“985工程”建设项目资助。

参考文献:

- [1]曹永福. 美国经济周期稳定化研究述评[J]. 经济研究, 2007, (7): 152-158.
- [2]刘金全,王大勇. 中国经济增长: 阶段性、风险性和波动性[J]. 经济学家, 2003, (4): 24-30.
- [3]刘金全,刘志刚. 我国经济周期波动中实际产出波动性的动态模式与成因分析[J]. 经济研究, 2005, (3): 26-35.
- [4]刘树成. 中国经济波动的新阶段[M]. 上海: 上海远东出版社, 1996.
- [5]刘树成. 论又好又快增长[J]. 经济研究, 2007, (3): 4-13.
- [6]刘树成, 张晓晶, 张平. 实现经济周期波动在适度高位的平滑化[J]. 经济研究, 2005, (11): 4-10.
- [6]乌家培, 刘树成. 经济数量关系研究三十年[J]. 经济研究, 1985, (6): 92-96.
- [6]张立群. 中国经济周期微波化趋势探讨[A]. 刘树成. 中国经济周期研究报告[C]. 北京: 社会科学文献出版社, 2006.
- [7]Kim C J, Nelson C. Has the U. S. economy become more stable? A bayesian approach based on a Markov-switching model of the business cycle[J]. The Review of Economics and Statistics, 1999, 81 (4): 608-616.
- [8]McCallum B T, Nelson E. Targeting vs instrument rules for monetary policy[R]. Working Paper No. 10612, 2004.
- [9]Stock J H, Watson M W. Has the business cycle changed and why? [A]. Gertler M, Rogoff K. NBER macroeconomics annual[C]. MIT Press, Cambridge, MA, 2002.

## On Factor Decomposition and Stabilization of Business Cycle Volatility in China

LIU Jin-quan, LI Nan, LIU Han

(Center for Quantitative Economics, Jilin University, Changchun 130012, China)

**Abstract:** The economic fluctuation in China has a stable trend with the smoothing world business cycle volatility. By constructing an equilibrium model in products markets under the intervention of monetary policies, the paper makes the factor decomposition of China's real output volatility and

shows that the real output volatility is due to demand shock, supply shock and money shock. By measuring the variance sequences of these economic shocks, the paper makes a regression test of shock variance sequences and finds that the decrease of business cycle volatility is mainly due to the gradual stabilization of demand shock and money shock. Supply shock has no significant effects on real output volatility. Therefore, macro-economic control in China should adhere to the policy orientation of demand management in order to maintain the sustainable and stable economic growth.

**Key words:** business cycle; demand shock; supply shock; money shock  
(责任编辑 喜 雯)

---

(上接第 134 页)

## Study on the Systematic Effect of Real Estate Market on Banks' Earnings: Based on the Markets in USA, Hong Kong and the Chinese Mainland

LI Hong, CAO Ning

(School of Finance, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China)

**Abstract:** The paper makes studies on the relationship between the stock returns of listed banks and the ones of real estate companies in USA, Hong Kong and the Chinese mainland, and finds that the fluctuation of real estate stocks has significant impacts on the stock returns of banks. Then it points out the function time of mortgage crisis through analyzing the structural differences of the data from USA, Hong Kong and the Chinese mainland. The regression coefficients which indicate the sensitivity of stock returns of banks to the fluctuation of real estate stocks are bigger after the mortgage crisis than the ones before the mortgage crisis. The real estate risks that bank industries in USA and China are faced with have been changed from non-systematic ones to systematic ones, and are more serious.

**Key words:** real estate; mortgage loan; mortgage crisis

(责任编辑 喜 雯)