

我国货币政策作用非对称性和波动性的实证检验

刘金全, 刘兆波

(吉林大学数量经济研究中心, 长春 130021)

摘要:货币政策的非对称性主要是指货币政策在经济周期的不同阶段具有不同的作用效果. 文章利用描述实际 GDP 增长率波动成分的各种 GARCH 模型检验发现, 在我国经济运行当中, 紧缩性货币政策对于经济的减速作用大于扩张性货币政策对经济的加速作用. 因此, 应该在经济收缩阶段实行稳健性货币政策来规避金融风险 and 防范通货膨胀, 采用积极财政政策刺激投资需求和消费需求, 以保持经济的快速稳定增长.

关键词:货币政策; 非对称性; GARCH 模型

中图分类号: F822.0; F224.0 **文献标识码:** A **文章编号:** 1007-9807(2003)03-0035-06

0 引言

我国经济增长速度从 1996 年实现“软着陆”以后一直处于回落状态, 这使得我国本来比较完整的经济周期模式出现了改变^[1]. 如果仅仅按照经济增长速度而言, 目前出现的经济增长速度回落, 加之轻微的通货紧缩和明显的总需求不足, 可以将我国现阶段的经济增长格局视为一种微收缩阶段或者徘徊阶段. 在这种情况下, 以前曾经反复操作的扩张性货币政策已经被稳健性货币政策取代, 近年来的货币供给增长率很少超过 20% 的水平, 这同以前曾经达到 50% 以上的货币扩张来说, 确实可算得上稳健的了. 那么, 为什么在经济收缩阶段, 没有采取反周期的货币扩张政策 (无论是凯恩斯经济学, 还是货币主义学派都坚持积极货币政策对于刺激经济增长的作用) 呢? 这可能有两个主要原因, 一个原因是以前曾经实行过的扩张性货币政策导致了高通货膨胀, 高通货膨胀对于经济社会资源配置的扭曲和危及社会稳定的压力, 给政策制定者留下了深刻印象; 另一个原因是, 即使实行了扩张性货币政策并且货币政策短期有效, 在付出了可能诱发通货膨胀的代价后, 它

对经济增长的促进作用究竟有多大? 政策制定者对此并没有十足的把握. 这种担心涉及到货币政策作用的非对称性问题.

紧缩货币政策 (tight monetary policy) 具有降低经济增长速度的作用, 扩张性货币政策 (easy monetary policy) 具有提高经济增长速度的作用^[2]. 但是, 如果以某种定量指标度量货币政策, 相同幅度的货币收缩和货币扩张, 却对经济增长具有不同的影响. 一般认为, 在经济收缩阶段扩张性货币政策对经济的加速作用小于在经济扩张阶段紧缩性货币政策对经济的减速作用. 货币政策对于经济增长速度的影响, 不仅依赖货币政策的方向和强度, 而且依赖经济周期的具体阶段, 这种货币政策对实际产出不同的作用机制和作用效果, 被称为货币政策作用的非对称性^[3]. 目前的一些实证研究, 发现了美国和欧洲的一些国家当中确实存在显著的货币政策非对称性^[4].

我国经济中是否存在货币政策的非对称性, 这不仅是一个十分重要的现实问题, 也同经济政策的风险密切相关, 需要对此进行全面的分析和检验. 由于目前我国经济运行出现的非对称性现象可能同政策作用机制的非对称性有关^[5], 为此,

收稿日期: 2002-04-02; 修订日期: 2003-03-30.

基金项目: 国家自然科学基金资助项目 (79900025); 教育部重大资助项目 (2000ZDXM790009; 02JAZD790007).

作者简介: 刘金全 (1964—), 男, 黑龙江密山人, 博士, 教授, 博士生导师.

可以从货币需求角度出发,检验货币政策作用的非对称性^[3,6,7].

1 基本数据描述和非对称 ARCH 模型

本文统计检验利用的主要数据包括实际 GDP 增长率、实际利率和 M0、M1 增长率.假设 $G Y_t$ 表示实际 GDP 的月度同比增长率, $(GM0)_t$ 和 $(GM1)_t$ 分别表示 M0 和 M1 的月度同比增长率, r_t 表示实际利率.采用 HP 滤波表示其中存在的趋势成分^[8].HP 滤波是一种时间序列在状态空间中的分解方法,对于时间序列 $x_t, t = 1, 2, \dots, T$,通过 HP 滤波可以选择满足下式的趋势成分 T_t :

$$\min_{T_t} \left\{ \sum_{t=1}^T (x_t - T_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^T [(T_{t+1} - T_t) - (T_t - T_{t-1})]^2 \right\}$$

其中: λ 是趋势当中各种变化程度产生的权重.此时序列当中对应的周期成分是 $y_t = x_t - T_t$. 的最优选取是 $\lambda = \frac{2}{x} / \frac{2}{y}$, x 和 y 分别是时间序列当中趋势成分和周期成分的标准差.

将产出增长率、货币供给增长率和实际利率当中获得的 HP 滤波分别表示为 $HPGY_t$ 、 $HP(GM0)_t$ 、 $HP(GM1)_t$ 和 $HP r_t$, 则可以得到其中的波动成分为 (变量前面加上符号 C):

$$\begin{aligned} CGY_t &= GY_t - HPGY_t, \\ C(GM0)_t &= (GM0)_t - HP(GM0)_t, \\ C(GM1)_t &= (GM1)_t - HP(GM1)_t, \\ C r_t &= r_t - HP r_t \end{aligned}$$

具体计算可以得到各自序列的趋势成分和波动成分,分别由图 1 ~ 3 表示(数据来源为《中国人民银行统计季报》,并且对部分季度数据进行了月度分解和季节调整).

从图 1 ~ 3 中可以看出,无论是货币供给,还是实际产出,都出现了一定程度的周期波动的聚类现象(在某些时间区域当中出现了类似的波动程度).图中的柱形图代表的波动成分是判断我国经济增长阶段和货币政策状态的主要依据.

对于所考虑的时间序列 CGY_t 和回归因子 $HP(GM0)_t$ (或者 $HP(GM1)_t$) 和 $HP r_t$, 建立下述

回归方程(称为均值方程,可以尝试选择 ARMA 模型的阶数)

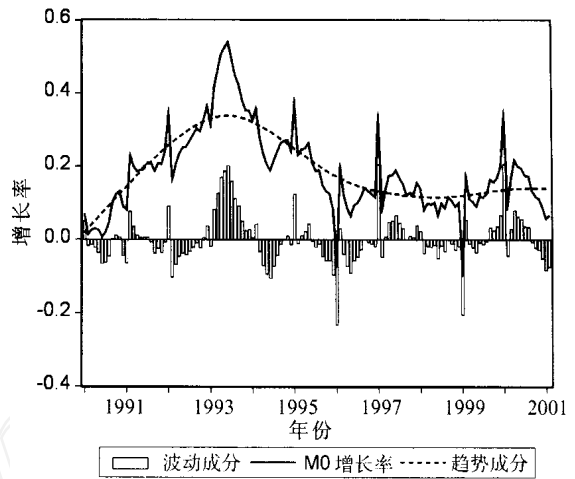


图 1 M0 增长率及其分解

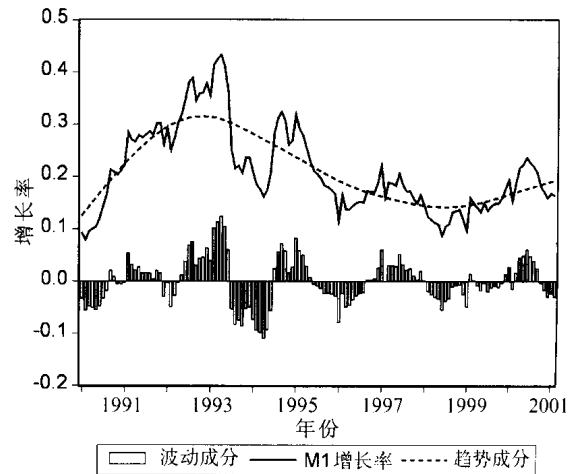


图 2 M1 增长率及其分解

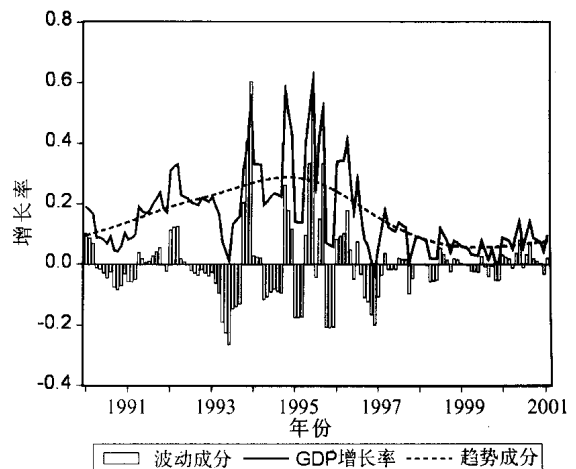


图 3 GDP 增长率及其分解

$$CGY_t = \alpha_0 + \alpha_1 C_t + \alpha_2 C(GM0)_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

$t = 1, 2, \dots, T$

假设残差序列当中存在条件异方差, 条件方差可以表示为

$$\sigma_t^2 = V r(\varepsilon_t / \varepsilon_{t-1})$$

$$\varepsilon_{t-1} = \{ \varepsilon_s, y_s, x_s; s = t-1 \}$$

如果条件异方差模型可以表示为

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^2, \quad \alpha_0 > 0;$$

$$\alpha_i \geq 0, i = 1, \dots, q; \beta_j \geq 0, j = 1, \dots, p \quad (2)$$

上述均值方程(1)和条件异方差模型(2)被称为 ARMA-GARCH(p, q) 模型^[9]。在条件方差模型(2)的回归因子中, 无条件残差 ε_{t-i} 被称为 ARCH 项, 条件方差 σ_{t-j}^2 被称模型的 GARCH 项。GARCH 模型是描述平稳随机过程条件异方差的重要模型^[10], 由于在金融时间序列当中, 条件方差经常对应着风险水平或者收益率水平, 因此得到了重要应用^[11]。

ARCH 模型具有多种变形, 特别是引入了描述某种影响变量的杠杆作用(某种程度的非对称性), 或者在条件方差方程当中引入了非对称性的度量。

如果均值过程(1)当中引入了条件方差(或者标准差)的影响:

$$y_t = x_t + f(\sigma_t) + \varepsilon_t, t = 1, 2, \dots, T \quad (3)$$

则称如此 GARCH 模型为 GARCH-M 模型, 它表示条件方差(变量波动程)对序列本身的影响。如果条件方差过程中引入了门限变量、示性变量或者指数变化, 则 GARCH 模型可以被扩展成为 TGARCH 和 EGARCH 模型等。

由于主要为了检验货币政策作用的非对称性, 将使用如下三种检验非对称性的 ARCH 模型。

1.1 TARARCH 模型

TARARCH 模型中的条件方差方程为

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^2, D_{t-1} = 1, \varepsilon_{t-1} < 0;$$

$$D_{t-1} = 0, \varepsilon_{t-1} \geq 0 \quad (4)$$

上述方程当中引入的哑变量 D_{t-1} 表示作用在均值方程上的扰动, 当 $\varepsilon_{t-1} < 0$ 时, 意味着“坏消息”(对应着货币政策的收缩作用, 体现为实际

GDP 增长率上的正向冲击) 出现, 这时对条件方差的附加影响为 > 0 ; 当 $\varepsilon_{t-1} < 0$ 时, 意味着“好消息”(对应着货币政策的扩张作用, 体现为实际 GDP 增长率上的反向冲击) 出现, 这时消息对于条件方差没有附加影响; 因此如果模型估计结果为 > 0 , 则意味着货币政策作用存在非对称性。

1.2 EARARCH 模型

如果“消息变量”存在指数杠杆作用, 则 EARARCH 模型中的条件方差方程为

$$\log(\sigma_t^2) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \log(\sigma_{t-i}^2) + \sum_{i=1}^q [\beta_i |\varepsilon_{t-i}| + \gamma_i (\varepsilon_{t-i} / \sigma_{t-i})] \quad (5)$$

如果当中的 $\gamma_i < 0$, 则说明前期的“坏消息”对当前的条件波动性产生影响, 而对应的“好消息”却未能增加条件方差的波动性。

1.3 CGARCH 模型

假设时变条件方差趋势为 q_t , 可以利用成分 ARCH 模型(CGARCH) 进一步分析条件方差当中的持久趋势和暂时趋势。

$$q_t = \alpha_0 + (q_{t-1} - \alpha_0) + \phi(\sigma_{t-1}^2 - q_{t-1}) \quad (6)$$

$$\sigma_t^2 - q_t = (\sigma_{t-1}^2 - q_{t-1}) + (\sigma_{t-1}^2 - q_{t-1}) \quad (7)$$

方程(5)表示条件方差当中的持久趋势, 方程(6)表示条件方差的暂时趋势, 在货币政策分析中, 分别对应着货币政策对于实际产出波动的长期影响和暂时影响。通过下述具有门限变量的非对称 CGARCH 模型可以描述暂时波动成分的非对称性:

$$\sigma_t^2 - q_t = (\sigma_{t-1}^2 - q_{t-1}) + (\sigma_{t-1}^2 - q_{t-1}) + (\sigma_{t-1}^2 - q_{t-1}) D_{t-1} \quad (8)$$

如果 > 0 , 这时出现在实际产出当中的冲击对于暂时波动的影响作用是非对称的。

2 GARCH 模型的估计结果和检验结果

估计 GARCH 模型时, 需要选择模型的阶数并比较拟合效果。由于不同阶数模型之间的差距不大, 因此采用最为简单的 GARCH(1, 1) 模型。估计方法采用极大似然估计, 具体估计可以通过

Eview 3.1 软件的程序命令实现.

首先,可以得到 TARCH 模型的方差估计模型为(均值方程估计略):

$$\text{变量 M0: } \sigma_t^2 = 0.0012 + 0.4924 \sigma_{t-1}^2 D_{t-1} + 0.7404 \sigma_{t-1}^2 - 0.0517 \sigma_{t-1}^2$$

$$\text{变量 M1: } \sigma_t^2 = 0.0013 + 0.4688 \sigma_{t-1}^2 D_{t-1} + 0.7120 \sigma_{t-1}^2 - 0.0466 \sigma_{t-1}^2$$

虽然上述模型中的 GARCH 项系数为负的,但是参数估计的 t - 统计量并不显著,因此不影响具体的检验结果. 方差模型当中 TARCH 项的系数估计为正的,说明当出现“实际产出的反向冲击”时,将导致波动的方差增加 0.4924(或者 0.4688),是正常方差延续水平(分别为 0.7404 和 0.7120)的一半左右.

其次,可以得到 EARCH 模型的方差估计模型为

$$\text{变量 M0: } \log(\sigma_t^2) = -1.880 + 0.8306[\log(\sigma_{t-1}^2)] + 1.121 \left| \frac{\sigma_{t-1}^2 - \sigma_{t-1}}{\sigma_{t-1} + \sigma_{t-1}} \right| - 0.2154 \left(\frac{\sigma_{t-1}^2 - \sigma_{t-1}}{\sigma_{t-1} + \sigma_{t-1}} \right)$$

$$\text{变量 M1: } \log(\sigma_t^2) = -2.175 + 0.7263[\log(\sigma_{t-1}^2)] + 0.8898 \left| \frac{\sigma_{t-1}^2 - \sigma_{t-1}}{\sigma_{t-1} + \sigma_{t-1}} \right| - 0.1593 \left(\frac{\sigma_{t-1}^2 - \sigma_{t-1}}{\sigma_{t-1} + \sigma_{t-1}} \right)$$

与 TARCH 模型估计类似,条件方差当中也存在着非对称性,出现在“实际产出上的相对冲击”能够导致指数方差变化 0.2154(或者 0.1593),正向作用和反向作用的累计也接近正常方差延续水平(分别为 1.12 和 0.890)的一半左右.

最后可以得到 GARCH 模型估计结果为

$$\text{变量 M0: } q_t = 0.015 + 0.9870(q_{t-1} - 0.015) + 0.5278(\sigma_{t-1}^2 - \sigma_{t-1}^2)$$

$$\sigma_t^2 - q_t = 0.4848(\sigma_{t-1}^2 - q_{t-1}) + 0.5182(\sigma_{t-1}^2 - q_{t-1}) - 0.3459(\sigma_{t-1}^2 - q_{t-1}) D_{t-1}$$

$$\text{变量 M1: } q_t = 0.0032 + 0.6595(q_{t-1} - 0.0032) + 0.1750(\sigma_{t-1}^2 - \sigma_{t-1}^2)$$

$$\sigma_t^2 - q_t = 0.2019(\sigma_{t-1}^2 - q_{t-1}) + 0.1220(\sigma_{t-1}^2 - q_{t-1}) - 0.3682(\sigma_{t-1}^2 - q_{t-1}) D_{t-1}$$

应该说,在检验条件方差的持久趋势和暂时趋势时,选用 M0 还是 M1 增长率度量货币供给强度或者货币政策状态,在模型估计上出现了较大的差异. 对于 M0 的模型来说,持久趋势的一阶差分系数为 0.9870,这意味着长期趋势收敛到稳定状态的过程是相当缓慢的;另外,模型残差当中的

暂时成分为 $(\sigma_{t-1}^2 - q_{t-1})$,条件方差当中的暂时成分为 $(\sigma_{t-1}^2 - q_{t-1})$,它们的系数和决定了条件方差暂时成分的收敛过程,此时它们的系数和达到了 $0.4848 + 0.5182 = 1$,收敛和消失的过程更为缓慢. 与此不同,对于 M1 的模型来说,无论是持久成分,还是暂时成分,其收敛到稳定状态的速度大大加快,并且实际产出冲击对于暂时成分的影响也与 M0 的模型不同. M0 和 M1 变量的 GARCH 模型之间存在差异的原因可能源于基础货币和狭义货币的流动上,可能流动当中的现金诱导实际产出冲击和波动性的能力不如 M1 强,这需要进一步的分析加以解释.

为了更为具体地分析非对称性效果,可以画出依赖产出冲击的条件方差曲线,也即方程(4)和(5)相对于绝对冲击(选取范围为 - 0.1 到 0.1)和相对冲击 ε/σ (选取范围为 - 1 到 1)的曲线图(回归因子当中的 GARCH 序列选取中位数). 可以得到图 4 和图 5 表示的非对称性效果.

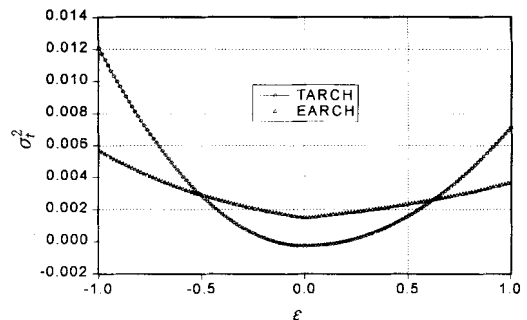


图 4 M0 冲击的非对称性

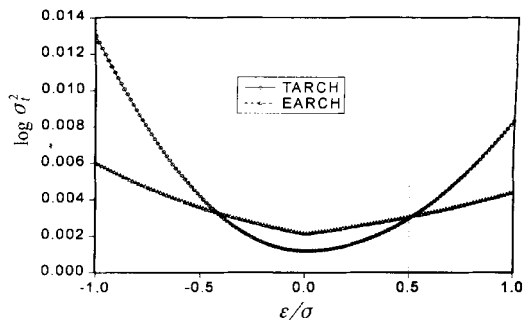


图 5 M1 冲击的非对称性

从上述图中可以看出,货币政策对于实际产出波动性的影响是非对称的. 例如,在 TARCH 情形,如果 M0 诱导的产出冲击均为 5%(注意绝对冲击范围是 - 0.1 至 0.1,因此对应着横轴上 0.5

和 - 0.5 两点),正向冲击和反向冲击导致产出波动的标准差分别为 $\sqrt{0.0018} = 4.24\%$ 和 $\sqrt{0.003} = 5.48\%$,由此可见,收缩性货币政策效果确实大于扩张性货币政策效果。

3 货币政策非对称性成因及其启示

在货币政策能够产生非对称性作用的许多原因中,目前得到认同的主要原因有三种^[12]。第一种是由于在经济周期的不同阶段,经济行为为主体的预期形成机制和作用方式不同,因此导致了货币政策作用的非对称性;第二种是存在银行和资本市场上的各种信贷约束,这些信贷约束只有当货币政策紧缩时,才能够成为紧约束,并且发挥实际作用^[13];第三点是经济当中存在各种名义粘性和实际粘性,例如价格粘性和工资刚性等,这些粘性因素使得价格在经济扩张期间向上变化的灵活性高于经济收缩期间向下变动的灵活性^[14]。

通过时间序列的趋势分解和 GARCH 模型,描述和检验了货币政策的非对称性。我们发现,我国经济运行当中确实出现了货币政策作用的非对称性,这说明上述三种导致货币政策非对称性的因素在我国的经济运行当中存在并产生了作用;同时还注意到,我国货币政策作用的非对称性虽然存在,但是同美国等国家相比^[15],非对称性的程度还是比较微弱的。这意味着,在我国现实经济环境当中积极货币政策产生实际扩张效果的可能性还是比较大的。

参考文献:

- [1]刘树成.论中国经济增长与波动的新态势[J].中国社会科学,2000,1:114—122
- [2]Walsh C E. Monetary Theory and Policy[M]. CM: MIT Press, 1998
- [3]Cover J P. Asymmetric effects of positive and negative money supply shocks[J]. Quarterly Journal of Economics, 1992, 13: 1261—1282
- [4]Guiso L, Kashyap A K, Panetta F. Will a common european monetary policy have asymmetric effects?[J]. Economic Perspectives, 2000, 32: 56—75
- [5]刘金全,范剑青.中国经济波动的非对称性和相关性研究[J].经济研究,2001,5:28—37
- [6]Henry O. Modelling the asymmetry of stock market volatility[J]. Applied Financial Economics, 1998, 8: 145—153
- [7]刘金全.货币政策作用的有效性和非对称性研究[J].管理世界,2002,3:43—51
- [8]Hodrick R J, Prescott E C. Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation[D]. Pittsburgh, PA: Carnegie University, 1980
- [9]Engle R F. Autoregression conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation[J]. Econometri

导致我国货币政策非对称性降低的重要原因在于通货紧缩环境和信贷的软约束。一般的价格粘性是指价格缺乏向下调整动力,其原因是由于价格调整成本的存在,在出现需求冲击时,企业宁愿选择数量调整而保持价格不变。我国目前的情形是,由于需求不足、供给过剩和库存调整,出现了价格向下调整,形成了轻微的通货紧缩,这就是说价格粘性是微弱的。缺乏价格粘性,就使得货币政策传导过程拥有较为灵活的价格工具,因此产生实际作用的可能性大大增加;虽然我国目前银行“惜贷”和企业“慎贷”迹象比较明显,但是一些资金需求仍然没有被“硬约束”住。更为重要的是,在我国经济运行当中,积极财政政策具有替代扩张性货币政策的倾向和条件,这使得部分国家投资项目的信贷约束处于“软化”状态,甚至出现少量国债融资等待投资需求的现象。因此,只要信贷约束不能实现真正的“硬化”,那么扩张性货币政策的传导渠道就依然发挥作用。

总之,货币政策作用的非对称性是存在的,并且货币政策的非对称性一定来源于经济现实当中的某种非对称性,但究竟是价格调整非对称,还是投资调整的非对称,还是人们预期形成和调整的非对称,在诸多因素当中,目前的研究依然没有给出准确的理论解释和实证标准。因此,每当经济处于收缩状态的时候,扩张性货币政策仍然是一种重要的宏观调控手段。不过,在选择货币政策的扩张强度时,还是应该十分慎重,这就是目前一直坚持实行稳健性货币政策的重要原因。

ca, 1982, 50: 987—1007

- [10] Bollerslev T. Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity[J]. *Journal of Econometrics*, 1986, 31: 307—327
- [11] Gourioux C. ARCH Models and Financial Applications[M]. New York: Springer-Verlag, 1997
- [12] Romer C D, Romer D H. Does monetary policy matter? A New test in the spirit of Friedman and Schwarz[J]. *NBER Macroeconomic Annual*, 1989, 2: 121—180
- [13] Bernanke B, Blinder A. The federal funds rate and the channels of monetary transmission[J]. *American Economic Review*, 1992, 4: 901—921
- [14] Senda T. Asymmetric effects of money supply shocks and trend inflation[J]. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 2001, 33(1): 65—89
- [15] Morgan D. Asymmetry effects of monetary policy[J]. *Economic Review, Federal Reserve Bank of Kansas*, 1993, 2: 21—33

Empirical study of asymmetry and volatility in effectiveness of monetary policy

LIU Jin-quan, LIU Zhao-bo

Jilin University Quantitative Research Center of Economics, Changchun 130012, China

Abstract: Monetary policy has different impacts on economic activities in business cycle. This is noted by the asymmetry of monetary policy. By detrending the time series and using the GARCH model with asymmetry, we find out in China that tight monetary policy slow the economy in the boom more than easy monetary policy accelerates the economy in the recession. Therefore, in the recession period of business cycle, we should take the robust monetary policy to avoid the financial risk and prevent the inflation, take the active fiscal policy to stimulus investment demand and consumption demand, and keep the rapid and stable economic growth.

Key words: monetary policy; asymmetry; GARCH model