

文章编号:1003-207(2009)03-0047-07

基于非线性 VAR 模型对我国货币政策 非对称作用效应的实证检验

刘金全, 隋建利, 李楠

(吉林大学数量经济研究中心, 吉林 长春 130012)

摘要: 本文基于 1990 年 1 月至 2008 年 12 月间的月度数据, 利用 Logistic 平滑迁移向量自回归 (LSTVAR) 模型来描述和检验我国货币政策作用机制中是否存在非对称效应。LSTVAR 模型的估计和脉冲响应函数结果表明, 我国实际产出序列和通货膨胀率过程对货币冲击的动态反应随着冲击方向、规模以及经济周期阶段的变化而改变, 货币政策对实际产出和价格水平的作用具有非对称性, 这说明总供给和总需求之间存在着非线性关系。

关键词: 货币政策; 非对称效应; LSTVAR 模型; 脉冲响应函数

中图分类号: F224 文献标识码: A

1 引言

长期以来, 货币政策对实际经济运行的作用效果一直是宏观经济学家积极关注的重点问题, 在大量的经验研究中, 人们普遍发现货币政策冲击对诸如产出、价格以及汇率等经济变量的作用效果存在非对称性, 例如 De Long 和 Summers (1988)^[1]、Cover (1992)^[2] 以及 Morgan (1993)^[3] 等都作了此方面的研究。在关于货币政策作用机制中存在非对称性的理论研究中, 新凯恩斯主义认为非完全竞争市场中的总供给曲线具有凸性性质, 生产能力的利用程度与通货膨胀率水平有关, 总供给曲线的凸性越强, 通货膨胀非确定性对经济增长率的影响就越大, 由此可以认为货币政策在经济衰退阶段对经济行为的作用效果要比在扩张阶段的作用效果更显著。

诸多理论因素可以解释实际经济对货币政策冲击反应的非对称性效应, 譬如刚性价格或粘性工资, 即假设名义工资向下比向上更为灵活, 如果名义工资向上灵活而向下粘性, 那么正向货币冲击效应表现为中性, 反向货币冲击效应则表现为非中性, 这也

表明实际产出对反向货币冲击的反应要比对正向货币冲击的反应更为灵敏。例如 Cover (1992)^[2] 基于美国季度数据的研究发现对货币供给的正向未预期冲击为中性, 而对货币供给的反向未预期冲击具有实际效应。此外, Karras (1996)^[4] 对 18 个欧洲国家样本所进行的分析结果表明, 反向 (正向) 货币供给冲击具有显著 (非显著) 产出效果的非对称性影响。此外, 菜单成本也可以作为解释实际经济对货币政策冲击反应具有非对称效应的理论因素。例如 Ball 和 Mankiw (1994)^[5] 以及 Tsiddon (1993)^[6] 认为菜单成本的存在能够导致价格的非对称调整, 如果价格调整是非对称的, 那么货币冲击对实际产出和通货膨胀的效应也是非对称的。也就是说, 实际产出 (通货膨胀) 对正向货币冲击的反应要比对反向货币冲击的反应更弱 (强)。同时, 菜单成本问题还可以解释由货币冲击规模所引致的非对称效应, 以及对名义需求的“大规模”和“小规模”冲击所产生的不同效应 (Ravn 和 Sola, 1996)^[7]。另外, 上升的通货膨胀也是产生非对称效果的缘由, 当通货膨胀增加时, 价格调整中的非对称性就会加剧 (Ball 和 Mankiw, 1994^[5]; Tsiddon, 1993^[6]), 这表明上升的通货膨胀能够加剧货币冲击对产出和通货膨胀的非对称效应。

作为捕捉宏观经济时间序列中存在非线性和结构性变化特征的一种有效工具, 非线性方法在近些年来已被频繁应用于货币政策效应的测度当中。常见的非线性方法主要包括两类: 一类是 Hamilton

收稿日期: 2008-06-20; 修订日期: 2009-04-22

基金项目: 教育部人文社会科学重点研究基地重大项目 (08JJD790133); 教育部人文社会科学研究应急项目 (2009JYJR014); 吉林大学“985 工程”研究生创新基金重点项目 (20081101)

作者简介: 刘金全 (1964-), 男 (汉族), 黑龙江省密山县人, 吉林大学数量经济研究中心教授, 经济学博士, 博士研究生导师, 研究方向: 经济计量学、宏观经济学、金融学、风险管理。

(1989)^[8] 提出的马尔科夫区制转移 (Markov regime switching) 模型, 另一类是包括门限自回归模型在内的平滑迁移自回归 (Smooth Transition Autoregressive, 简称 STAR) 模型, 其代表性文献见 Ter ? sverta (1994)^[9]。例如 Lo 和 Piger (2003)^[10] 运用马尔科夫区制转移模型的时变转移概率技术研究产出周期成分对货币政策行为反应的时变性, 并发现在衰退期对采取政策行为的反应要比在扩张期采取政策行为的反应更为显著; Weise (1999)^[11] 以及 Holmes 和 Wang (2002)^[12] 运用对数 (logistic) 平滑迁移向量自回归 (LSTVAR) 模型分别研究美国和英国货币政策的非线性实际效应, 均发现与正向货币冲击相比较, 反向货币冲击对实际产出的效果更显著。此外, 国内学者刘金全和范剑青 (2001)^[13]、陆军和舒元 (2002)^[14]、谢平和罗雄 (2002)^[15]、赵进文和高辉 (2004)^[16]、赵进文和闵捷 (2005a^[17]、2005b^[18]) 以及刘金全和郑挺国 (2006)^[19] 等基于不同的度量方法在此领域进行了相关研究。

在以往的研究中, 我们曾从理论层面分析了货币政策非对称性的成因, 并实证检验了非对称性的存在程度, 从而判断货币政策对实际产出、价格水平以及就业形势等的具体作用, 分析一些与刺激有效需求、缓解通货紧缩和增加劳动就业等目标相符的货币政策规则和方式 (刘金全, 2002)^[20]。与上述研究有所不同, 本文的研究旨在重新审视我国货币政策非对称作用效应, 进而识别和判断在我国总需求与总供给之间是否存在非线性关系、货币政策冲击对实际产出以及通货膨胀是否存在非对称性影响。通过对我国产出、通货膨胀以及货币供给的系统分析, 我们将重点讨论如下三类非对称性问题: (1) 正向和反向货币政策冲击之间是否具有非对称效应; (2) 货币政策冲击效应是否随经济周期阶段的变迁而变化; (3) 货币政策冲击效应是否与冲击的规模有关。我们发现, 当以产出作为转移变量时拒绝产出方程为线性的原假设, 进而基于 LSTVAR 模型的一般脉冲响应函数 (GIRS) 研究结果印证了货币政策非对称效应的存在。

2 货币政策非对称作用机制与非线性 VAR 模型

本文基于宏观经济理论中的总供给与总需求模型来研究货币政策非对称效应, 该模型结合了货币政策规则中所涵括的价格粘性和菜单成本问题。我

们在此所讨论的方法遍及宏观经济调整的非线性层面。

2.1 基本的线性模型

鉴于向量自回归 (VAR) 模型能够模拟各方程间随时间变化的冲击反应函数, 从而捕捉一系列变量间同时发生的动态关系问题。我们主要考虑总供给、总需求、政策反应以及供求平衡的联立方程, 构建包括产出增长率 (y)、通货膨胀率 (π) 以及货币供给增长率 (m) 三个内生变量的 VAR 模型:

$$X_t = (I - C_0)^{-1} X_0 + (I - C_0)^{-1} C(L) X_{t-1} + D(L) \epsilon_t \quad (1)$$

其中, C_0 为控制初始联立方程中同步变量的参数, I 是单位矩阵, $C(L)$ 为 p 阶滞后多项式, $D(L)$ 为残差项参数矩阵, ϵ_t 表示 t 时刻的新息向量。内生变量 X_t 由 y 、 π 和 m 的当期值构成, 即 $X_t = (y_t, \pi_t, m_t)'$ 。为了便于分析, 我们将 VAR 模型 (1) 进一步改写为如下简化形式:

$$X_t = \beta_0 + \beta(L) X_{t-1} + u_t \quad (2)$$

其中, $\beta_0 = (I - C_0)^{-1} X_0$, $\beta(L) = (I - C_0)^{-1} C(L)$, $u_t = D(L) \epsilon_t$ 。

2.2 Logistic 平滑迁移向量自回归 (LSTVAR) 模型

为了分析货币政策非对称效应, 我们构建如下平滑迁移向量自回归 (STVAR) 模型:

$$X_t = \beta_0 + \beta(L) X_{t-1} + (\theta_0 + \theta(L) X_{t-1}) F(z_{t-d}, \gamma, c) + v_t \quad (3)$$

其中, $\beta(L)$ 和 $\theta(L)$ 均为 p 阶滞后多项式, 而 $v_t = (v_{1t}, v_{2t}, v_{3t})'$ 为 3 维向量的白噪声过程, 其均值向量为零, 其协方差矩阵 Σ 为 3×3 的正定矩阵。 $F(\cdot)$ 为控制由一个区制转移至另一区制的连续转移函数, z_{t-d} 是转移变量, 且 d 为滞后参数。参数 γ 表示由一个区制转移至另一区制的转移速度或调整的平滑性, 而 c 为门限值。

从数理角度考虑, (3) 式中的转移函数为满足 $0 \leq F(z_{t-d}, \gamma, c) \leq 1$ 约束的任意函数, 此模型的主要特征在于区制间的平滑性转移, 而不是由一个区制到另一区制的瞬间跳跃。因此, 我们排除了门限向量自回归 (TVAR) 模型。从应用的角度而言, 大量研究集中考察如下 logistic 函数形式:

$$F(z_{t-d}, \gamma, c) = \frac{1}{1 + \exp[-\gamma(z_{t-d} - c)]}, \gamma > 0 \quad (4)$$

将 (4) 式代入 (3) 式可得到 logisticSTVAR (p) 模型, 即 LSTVAR (p) 模型。logistic 函数

(4)式)是关于转移变量 z_{t-d} 的一个单调递增函数。当 $z_{t-d} \rightarrow -\infty$ 时, $F(z_{t-d}, \gamma, c) \rightarrow 0$;当 $z_{t-d} \rightarrow \infty$ 时, $F(z_{t-d}, \gamma, c) \rightarrow 1$;当 $z_{t-d} = c$ 时, $F(z_{t-d}, \gamma, c) = 0.5$ 。注意到,当 $\gamma \rightarrow \infty$ 且 $z_{t-d} > c$ 时, $F = 1$,当 $z_{t-d} \leq c$ 时, $F = 0$,从而(3)式为一门限VAR(p)模型;而当 $\gamma \rightarrow 0$ 时,(3)式为一个一般化的VAR(p)模型。因此LSTVAR模型非常适合刻画货币政策单调变化和非对称实现的情形,也就是说在这种特殊情况下该模型会生成转移变量 z_{t-d} 的一些动态体系,其特征表现为大于或小于某个门限值。

我们利用 $\hat{\sigma}(z_t)$ 对转移函数 $F(\cdot)$ 进行缩放比例的方法来估计模型LSTVAR,其中 $\hat{\sigma}(z_t)$ 为转移变量的标准差,因此避免了调整参数 γ 的过度估计。基于这种缩放比例方法,转移函数可以表示为:

$$F(z_{t-d}, \gamma, c) = \frac{1}{1 + \exp[-\gamma(z_{t-d} - c)/\hat{\sigma}(z_t)]} \quad (5)$$

2.3 模型结构的线性检验

构建LSTVAR模型主要包括两个步骤。首先,确定线性VAR模型形式,通过估计不同阶数的VAR(p)模型,基于Akaike信息准则(AIC)以及最终预报误差准则(FPE)等方法确定模型滞后阶数 p 。其次,对不同的滞后参数 d 进行线性假设检验。为此,首先利用辅助回归方程推导具有渐进 χ^2 分布的拉格朗日乘数(LM)型检验统计量,随后参照Luukkonen等(1988)^[21]的观点在 $\gamma = 0$ 附近用1阶泰勒近似展开式替代(4)式。由此,我们构建两种单回归方程:

$$(i) X_{it} = \beta_0 + \sum_{j=1}^p \beta_{ij} X_{t-j} + u_{it};$$

$$(ii) X_{it} = \alpha_0 + \sum_{j=1}^p (\alpha_{ij} X_{t-j} + \hat{\vartheta}_{ij} X_{t-j} z_{t-d}) + v_{it}$$

其中方程(i)和(ii)分别为方程(2)和(3)的第 i 个方程。我们利用这些回归方程可得到残差项 \hat{u}_{it} 和 \hat{v}_{it} ,并可以计算检验统计量 $LM = T(SSR_0 - SSR_1)/SSR_0$,在原假设成立的条件下LM统计量渐进服从 $\chi^2(pk)$,其中 T 为样本观测值个数, k 为变量个数, p 为多项式的滞后阶, $SSR_0 = \sum \hat{u}_{it}^2$ 且 $SSR_1 = \sum \hat{v}_{it}^2$ 。我们也可以计算统计量 $F = \frac{(SSR_0 - SSR_1)/pk}{SSR_0/(T - (2pk + 1))}$ 渐进服从于分布 $F(pk, T - (2pk + 1))$ 。如果在存在多个滞后参数 d 的情况下拒绝线性原假设,那么应该选择使得检验统计量

对应 p 值最小的那个滞后参数。假设在原假设条件下 X_t 是平稳且遍历的,则关于(3)式的原假设 $H_0: \gamma = 0$ (备择假设为 $H_1: \gamma > 0$)。因此,在所有VAR单方程备择假设条件下,我们可以同时研究模型的非对称性。

基于原假设 $H_0: \gamma = 0$ 运用似然比检验方法可以检验整体系统的线性特征,在此我们定义限制回归方程和非限制回归方程估计残差的方差-协方差矩阵分别为 $\Omega_0 = \sum \hat{u}_t \hat{u}_t' / T$ 和 $\Omega_1 = \sum \hat{v}_t \hat{v}_t' / T$,其中 $\hat{u}_t = (\hat{u}_{1t}, \hat{u}_{2t}, \dots, \hat{u}_{kt})'$, $\hat{v}_t = (\hat{v}_{1t}, \hat{v}_{2t}, \dots, \hat{v}_{kt})'$ 。从而可以利用似然比统计量 $LR = T(\ln |\Omega_0| - \ln |\Omega_1|)$ 研究VAR整体系统的线性特性,其中似然比渐进服从分布 $\chi^2(pk^2)$, $|\square|$ 表示矩阵行列式。

2.4 脉冲响应函数

在确定LSTVAR模型中存在非线性特征以后,我们需要测度产出如何对货币的正向或反向冲击做出反应。在非线性模型中,冲击被认为依赖于数据水平(历史相依性)而有所差异,由于非线性的存在,传统方法并不适用于LSTVAR模型,而Koop等(1996)^[22]提出的一般化冲击响应函数(GIRF)却可以通过计算历史随机冲击和特殊冲击间的差异而有效刻画非线性模型中的冲击反应过程。在模型中,对任意冲击 $\epsilon_t = \delta$ 生成的冲击和 ω_{t-1} 包括变量的历史或初始值的一般化脉冲响应函数定义为:

$$GIRF_Y(h, \hat{\vartheta} \omega_{t-1}) = E[Y_{t+h} | \epsilon_t = \hat{\vartheta} \omega_{t-1}] - E[Y_{t+h} | \omega_{t-1}] \quad (6)$$

其中, $GIRF_Y$ 为变量 Y 的脉冲响应函数, h 为预测水平, $h = 1, 2, \dots, N$, $E[\cdot]$ 为数学期望算子。一般化脉冲响应函数可以用来评价随时间的推移非对称效应的显著性。Potter(1994)^[23]提出了一种测度对特殊冲击 $\epsilon_t = \delta$ 非对称反应的方法,即在给定的特殊历史信息 ω_{t-1} 下,两种相反方向特殊冲击的一般化脉冲响应函数之和:

$$ASY_Y(h, \hat{\vartheta} \omega_{t-1}) = GIRF_Y(h, \hat{\vartheta} \omega_{t-1}) + GIRF_Y(h, -\hat{\vartheta} \omega_{t-1}) \quad (7)$$

如果非线性模型是稳定的,那么由一个特殊冲击引致的所有过程或时刻的效果均为零。因此,一般化冲击响应函数方法为我们提供了对货币政策冲击非对称效应的有效识别途径。我们将在此基础上检验反向货币冲击的效果是否大于正向货币冲击的效果、冲击效果是否随冲击规模的变化而改变以及货币冲击在经济周期不同阶段的作用效果如何体现

等问题。

3 我国货币政策非对称作用效应的测度

我们首先介绍所使用的经济时间序列的基本性质,然后对上述非线性 VAR 模型进行估计和检验。

3.1 数据描述

本文选取我国 1990 年 1 月至 2008 年 12 月期间的工业增加值 (IP)、货币供给量 (M1) 以及消费者价格指数 (CPI) 的月度数据,分别将工业增加值 (IP) 以及货币供给量 (M1) 数据取自然对数并进行一阶差分,从而得到我国产出增长率 (y_t) 以及货币供给增长率 (m_t)。同时,基于同期百分比形式的物价指数获得通货膨胀率 (π_t) 数据,即 $\pi_t = CPI_t - 1$ 。数据来源于《中国统计年报》以及《中国金融年鉴》,文中所涉及的所有程序由 Gauss 9.0 以及 OX 语言完成。

3.2 LSTVAR 模型的设定和估计

首先,基于 AIC 准则和 FPE 准则的检验结果表明,当滞后阶数 $p = 5$ 时,线性 VAR (p) 模型的 AIC 准则值以及 FPE 准则值都达到最小,因此,我们设定 $p = 5$ 为本文所构建线性 VAR 模型的滞后

阶数。进而我们通过选取不同的转移变量对 LST-VAR 模型进行线性检验,从而检验其不同的货币传导机制。表 1 给出了考虑由滞后 1 期至滞后 12 期的各种备选转移变量时,VAR 方程中各个方程的线性检验结果。我们发现,当以产出作为转移变量时,除 y_{t-1} 、 y_{t-2} 、 y_{t-6} 、 y_{t-12} 外,产出方程在 5% 的显著性水平下均无法拒绝线性原假设;除 y_{t-4} 、 y_{t-10} 、 y_{t-11} 、 y_{t-12} 外,通货膨胀方程也在 5% 的显著性水平下均无法拒绝线性原假设;除 y_{t-7} 、 y_{t-8} 、 y_{t-11} 、 y_{t-12} 外,货币方程仍然在 5% 的显著性水平下均无法拒绝线性原假设。当以通货膨胀作为转移变量时,除 π_{t-1} 、 π_{t-2} 外,产出方程在 5% 的显著性水平下均无法拒绝线性原假设;除 π_{t-2} 外,通货膨胀方程也在 5% 的显著性水平下均无法拒绝线性原假设;但是,货币方程均无法拒绝线性原假设。而以货币供给作为转移变量时,除 m_{t-2} 、 m_{t-8} 、 m_{t-9} 、 m_{t-10} 、 m_{t-11} 、 m_{t-12} 外,产出方程在 5% 的显著性水平下均无法拒绝线性原假设;除 m_{t-12} 外,通货膨胀方程也在 5% 的显著性水平下均无法拒绝线性原假设;值得注意的是,除 m_{t-4} 、 m_{t-5} 、 m_{t-12} 外,货币方程仍然在 5% 的显著性水平下均拒绝线性原假设。

表 1 非线性检验和模型选择

| 转移变量 | F 统计量 | | | 转移变量 | F 统计量 | | | 转移变量 | F 统计量 | | |
|------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|--------------|-------------------------|-------------------------|------------------|------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|
| | y | π | m | | y | π | m | | y | π | m |
| y_{t-1} | 2.43 (0.0010) | 1.30 (0.4250) | 1.90 (0.0820) | π_{t-1} | 2.12 (0.0040) | 2.78 (0.0950) | 1.33 (0.7560) | m_{t-1} | 1.08 (0.4250) | 1.10 (0.3600) | 3.40 (0.0000) |
| y_{t-2} | 2.08 (0.0040) | 1.56 (0.0710) | 1.38 (0.3620) | π_{t-2} | 1.86 (0.0160) | 2.93 (0.0440) | 1.23 (0.7750) | m_{t-2} | 1.73 (0.0360) | 1.47 (0.1080) | 2.99 (0.0070) |
| y_{t-3} | 0.71 (0.7230) | 1.21 (0.1980) | 1.55 (0.2670) | π_{t-3} | 1.53 (0.0830) | 2.88 (0.0680) | 1.16 (0.8130) | m_{t-3} | 1.60 (0.0910) | 1.36 (0.2440) | 3.23 (0.0030) |
| y_{t-4} | 0.49 (0.9200) | 2.17 (0.0020) | 1.04 (0.5590) | π_{t-4} | 1.48 (0.0820) | 2.81 (0.1110) | 1.26 (0.6560) | m_{t-4} | 1.50 (0.0980) | 1.20 (0.2710) | 2.30 (0.1010) |
| y_{t-5} | 0.62 (0.8260) | 1.65 (0.0890) | 1.71 (0.0740) | π_{t-5} | 1.44 (0.1040) | 2.71 (0.1460) | 1.47 (0.4440) | m_{t-5} | 1.57 (0.0920) | 1.19 (0.2830) | 2.13 (0.1610) |
| y_{t-6} | 1.77 (0.0160) | 1.76 (0.1680) | 1.69 (0.1220) | π_{t-6} | 1.56 (0.0980) | 2.62 (0.2540) | 1.51 (0.4640) | m_{t-6} | 1.34 (0.1870) | 1.60 (0.0840) | 2.70 (0.0180) |
| y_{t-7} | 1.54 (0.0690) | 2.21 (0.0680) | 2.38 (0.0090) | π_{t-7} | 1.48 (0.1570) | 2.48 (0.3250) | 1.49 (0.5330) | m_{t-7} | 1.43 (0.1420) | 1.94 (0.0970) | 2.85 (0.0180) |
| y_{t-8} | 1.30 (0.1950) | 1.17 (0.8130) | 2.33 (0.0150) | π_{t-8} | 1.27 (0.3150) | 2.64 (0.1410) | 1.49 (0.3980) | m_{t-8} | 1.94 (0.0230) | 2.07 (0.3860) | 2.81 (0.0280) |
| y_{t-9} | 1.26 (0.1820) | 2.17 (0.0670) | 1.64 (0.2280) | π_{t-9} | 1.09 (0.5230) | 2.84 (0.0520) | 1.62 (0.2090) | m_{t-9} | 1.89 (0.0180) | 2.08 (0.3540) | 2.84 (0.0250) |
| y_{t-10} | 1.08 (0.2840) | 2.51 (0.0330) | 1.33 (0.4470) | π_{t-10} | 0.91 (0.7480) | 2.85 (0.0650) | 1.48 (0.2300) | m_{t-10} | 1.98 (0.0100) | 2.18 (0.2560) | 2.74 (0.0340) |
| y_{t-11} | 1.50 (0.0760) | 2.69 (0.0120) | 3.17 (0.0020) | π_{t-11} | 0.86 (0.7570) | 2.84 (0.0940) | 1.61 (0.1480) | m_{t-11} | 2.31 (0.0010) | 2.24 (0.1190) | 2.84 (0.0250) |
| y_{t-12} | 2.51 (0.0000) | 3.39 (0.0000) | 2.60 (0.0230) | π_{t-12} | 0.73 (0.8390) | 2.93 (0.0870) | 1.61 (0.1080) | m_{t-12} | 2.32 (0.0010) | 3.17 (0.0040) | 2.50 (0.0520) |

注:标记为“y”、“ π ”和“m”的列分别代表 LSTVAR 模型中各特殊方程的估计;括弧内的数值为对应 LM 检验中 F 统计量的 Bootstrapped-P 值,其代替了渐进分布的 p 值。

产出方程中拒绝线性原假设, 说明总供给曲线形状为凸或总需求和总供给之间存在非线性关系。注意到, 当以通货膨胀作为转移变量时在更多的情形下, 无法拒绝 LSTVAR 模型的线性原假设, 这表明在假设菜单成本成立的情况下, 货币冲击的非对称效应不存在, 因此本文可以忽略价格的非对称调整, 而当以货币供给作为转移变量时, 在三个方程中无论是否拒绝线性原假设都并非表明对货币供给的冲击反应不具有非对称效应。

在产出和通货膨胀方程中确认以产出增长率为转移变量, 表明各类货币冲击 (如方向、规模) 非对称效应依赖于经济周期阶段, 而在货币方程中则表明货币供给随经济所处经济周期的变迁而变化。似然比 (LR) 统计量以及 Bootstrapped- p 值在表 2 中给出, 它们主要用来检验 LSTVAR 整体系统的线性原假设。如表 2 所示, 以产出和货币为转移变量时拒绝线性原假设, 而当以通货膨胀率为转移变量时无法拒绝线性原假设。

表 2 非线性检验的似然比统计量结果

| 转移变量 | LR | 转移变量 | LR | 转移变量 | LR |
|------------|------------------------|--------------|-----------------|------------|------------------------|
| y_{t-1} | 92.00 (0.0050) | π_{t-1} | 101.58 (0.0330) | m_{t-1} | 101.08 (0.0010) |
| y_{t-2} | 77.70 (0.0160) | π_{t-2} | 98.91 (0.0580) | m_{t-2} | 103.24 (0.0000) |
| y_{t-3} | 53.66 (0.3930) | π_{t-3} | 92.04 (0.1250) | m_{t-3} | 104.02 (0.0020) |
| y_{t-4} | 61.16 (0.1200) | π_{t-4} | 92.60 (0.1020) | m_{t-4} | 82.15 (0.0430) |
| y_{t-5} | 63.76 (0.1380) | π_{t-5} | 93.77 (0.0860) | m_{t-5} | 79.68 (0.0490) |
| y_{t-6} | 82.64 (0.0160) | π_{t-6} | 95.83 (0.1080) | m_{t-6} | 93.14 (0.0110) |
| y_{t-7} | 100.64 (0.0010) | π_{t-7} | 91.36 (0.1700) | m_{t-7} | 102.34 (0.0070) |
| y_{t-8} | 75.88 (0.1720) | π_{t-8} | 91.09 (0.1270) | m_{t-8} | 112.89 (0.0140) |
| y_{t-9} | 80.19 (0.0620) | π_{t-9} | 94.46 (0.0510) | m_{t-9} | 111.58 (0.0100) |
| y_{t-10} | 78.37 (0.1120) | π_{t-10} | 89.49 (0.0970) | m_{t-10} | 113.20 (0.0040) |
| y_{t-11} | 122.82 (0.0000) | π_{t-11} | 90.67 (0.1270) | m_{t-11} | 122.52 (0.0000) |
| y_{t-12} | 144.71 (0.0000) | π_{t-12} | 89.81 (0.1120) | m_{t-12} | 133.33 (0.0000) |

注: LR 为线性检验的似然比统计量, 线性原假设条件下服从 χ^2 分布; 括弧中的数值表示对应 LM 检验似然比统计量的 p 值。

在此我们基于表 2 所示的似然比统计量 (其相应的 bootstrapped- p 值小于等于 0.0020) 选取 y_{t-7} 、 y_{t-11} 、 y_{t-12} 、 m_{t-1} 、 m_{t-2} 、 m_{t-3} 、 m_{t-11} 和 m_{t-12} 作为转移变量, 运用非线性最小二乘法 (NLS) 对

LSTVAR 模型进行估计从而得到如表 3 所示的参数估计值, 可以看出, 除 m_{t-11} 和 m_{t-12} 以外, 分别用以度量调整平滑程度和门限的参数 γ 和 c 的估计值都较为显著。

表 3 LSTVAR 模型估计 (基于不同的转移变量)

| 转移变量 | y_{t-7} | y_{t-11} | y_{t-12} | m_{t-1} | m_{t-2} | m_{t-3} | m_{t-11} | m_{t-12} |
|----------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|-------------------------|------------|------------|
| γ | 6.7393 ** (1.9589) | 7.4118 ** (2.1625) | 7.5848 ** (2.6688) | 4.2119 ** (2.2899) | 52.4455 ** (3.4927) | 17.9899 ** (17.7909) | — | — |
| c | 19.9741 ** (0.7004) | 20.2305 ** (0.2461) | 20.7062 ** (0.3648) | 39.0086 ** (0.6283) | 29.5966 ** (0.1070) | 16.2806 * (1.4082) | — | — |

注: 括弧中的数值表示与估计值相对应的标准差; ** 和 * 分别表示在 1% 和 5% 的显著性水平下显著。

图 1 给出了以 y_{t-12} 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区制, 分别称之为经济周期的高速增长阶段和低速增长阶段 (或经济扩张阶段和经济衰

退阶段)。与图 1 (a) 相对应地, 图 1 (b) 表明转移函数从低区制变化到高区制, 在此期间产出增长从 3% 变化到 23%。下一部分我们将基于这些结果进一步研究名义冲击对实际经济的动态作用机制。

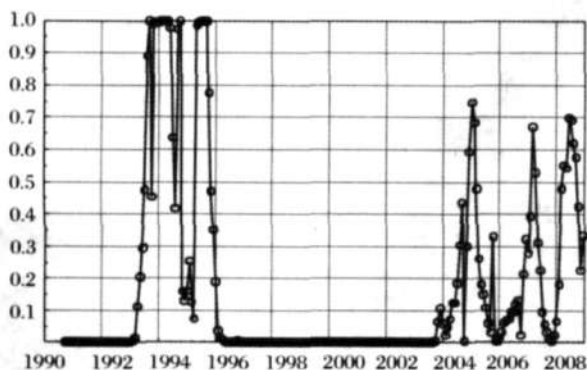


图 1(a) 随时间变化的区制转移轨迹

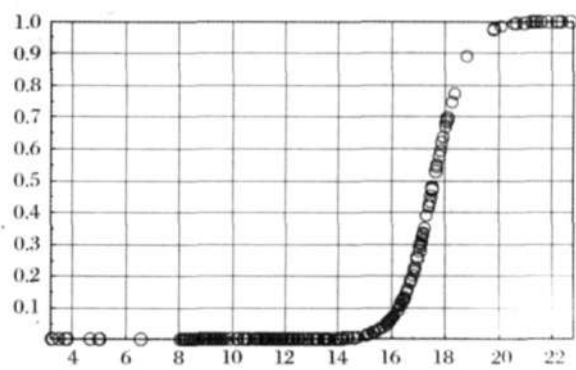


图 1(b) logistic 转移函数

图 1 产出增长率的区制转移与 logistic 转移函数

3.3 脉冲响应分析

由于非线性模型可以刻画冲击方向和规模的非对称性,因此我们通过计算一般化冲击响应函数(GIRF)来测定货币政策冲击对产出和通货膨胀的非对称效应影响。首先我们考虑产出对货币冲击方向和规模的反应分别依赖于经济周期中经济所处的高速增长和低速增长状态,此时以 y_{t-12} 为转移变量。我们对一般化冲击响应函数(GIRF)程序进行1000次模拟,并在图2中给出达到平均数的结果。考虑到经济周期具有阶段性变迁的可能,在此,我们假设我国经济在1999年1月的时点处于低速增长状态,同时假设我国经济在1993年1月的时点处于高速增长状态。具体的状态识别主要基于图1(a)的分析结果。图2(a)表明在经济处于低速增长状

态时产出对反向(紧缩性)货币冲击的反应比对正向(扩张性)货币冲击的反应效果更显著。这是因为当总供给曲线为非线性时,价格向下刚性能够引起非对称性(Senda, 2001)^[24],而这种非对称性可被总需求曲线的相同变化来刻画,此结果与粘性价格理论和凯恩斯流动性陷阱理论相一致。由图2(b)可以看出,实际产出在高速增长状态时对正向货币冲击的反应比对反向货币冲击的反应更为灵敏。此外,反向货币冲击可以提高产出而正向货币冲击却导致产出的降低。这些结果也说明我国经济的总供给曲线可能是向后弯曲的,当产出达到自然生产水平时,正向货币冲击会降低产出,同时增加通货膨胀率水平(见图3(b)),而当产出超出自然产出水平时,反向货币冲击会致使经济返回自然水平。

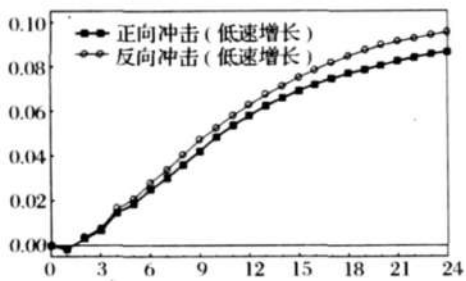


图2(a)

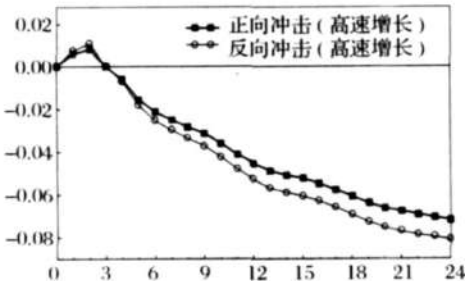


图2(b)

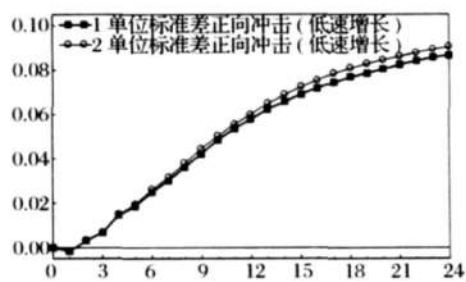


图2(c)

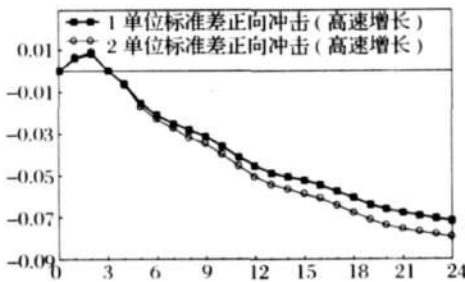


图2(d)

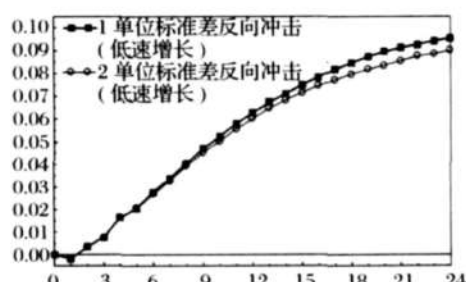


图2(e)

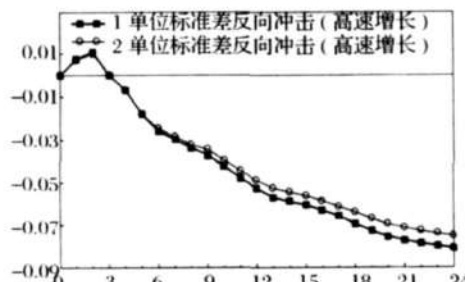


图2(f)

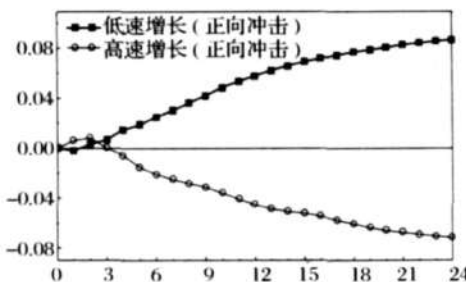


图2(g)

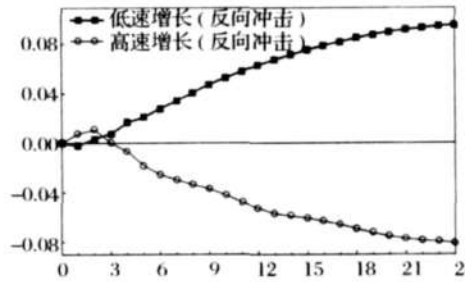


图2(h)

图2 累计脉冲响应函数:产出对货币冲击

在前面的研究中我们发现, 货币冲击规模可能产生对产出的非对称效应, 因此我们考虑各种可能情况来进一步研究产出分别对 1 单位标准差和 2 单位标准差的反应。图 2 (c) 表明在经济处于低速增长状态时大规模 (2 单位标准差) 正向货币冲击的效果略大于小规模 (1 单位标准差) 的正向货币冲击效果, 反之, 图 2 (d) 表明在经济处于高速增长状态时小规模正向货币冲击的效果大于大规模的正向货币冲击效果。注意到, 图 2 (e) 和图 2 (f) 基于对经济处于低速增长和高速增长状态反向货币冲击的

不同规模的结果与图 3 (c) 和图 3 (d) 的结果完全相左, 这些结论都印证了货币政策非对称效果的另一个来源为冲击的规模。另一种特殊非对称性则具体体现在经济处于高速增长状态与低速增长状态之间货币政策冲击的效果层面, 如图 2 (g) 和图 2 (h) 所示, 无论是正向冲击还是反向冲击, 经济处于低速增长状态的货币冲击效果要明显强于经济处于高速增长状态的货币冲击效果, 而此结论也完全支持关于总供给曲线为凸的假设。

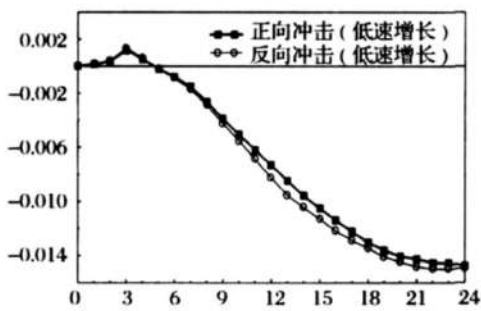


图 3(a)

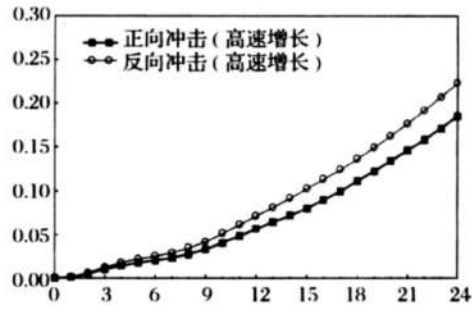


图 3(b)

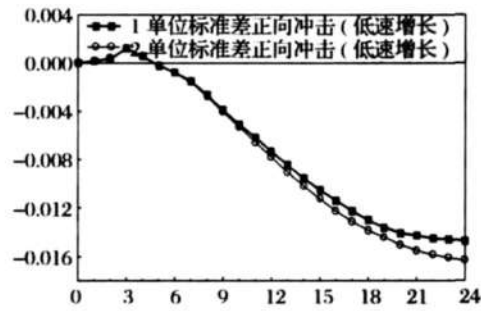


图 3(c)

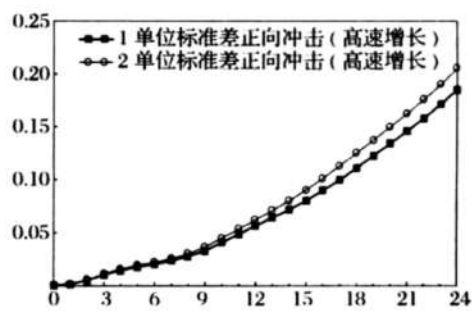


图 3(d)

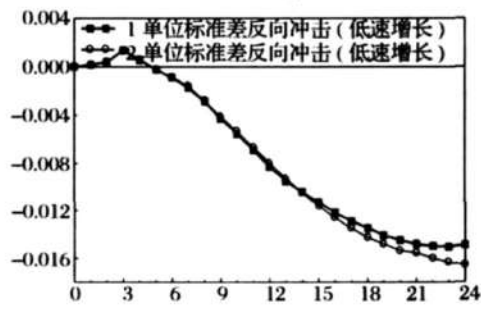


图 3(e)

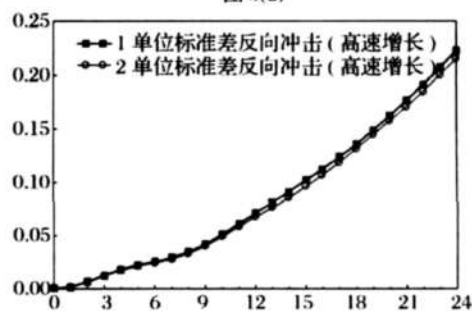


图 3(f)

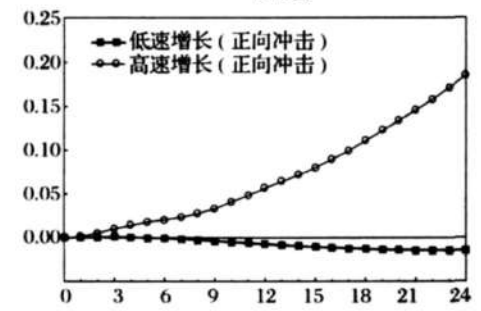


图 3(g)

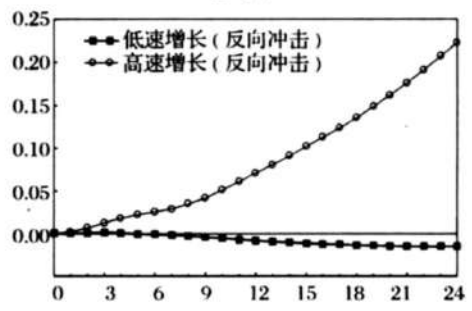


图 3(h)

图 3 计脉冲响应函数: 通货膨胀对货币冲击

接下来我们进一步考虑以 y_{t-12} 为转移变量时,

货币冲击对通货膨胀的影响问题, 图 3 具体给出了

通货膨胀对货币冲击的累积冲击响应函数。由图 3 (a) 和图 3 (b) 可以看出, 当经济处于低速增长状态时, 通货膨胀对正向货币冲击的效果略大于对反向货币冲击的效果, 而当经济处于高速增长状态时, 通货膨胀对反向货币冲击的效果大于对正向货币冲击的效果。同时我们发现, 在经济处于低速增长状态、高速增长状态时, 正向货币冲击规模和反向货币冲击规模的效果都表现为非对称性, 见图 3 (c) 至图 3 (f)。换句话说, 通货膨胀对经济处于低速增长状态时的小规模正向或反向货币冲击, 以及对经济处于高速增长状态时的大规模正向货币冲击的反应更为显著。此外, 图 3 (g) 和图 3 (h) 的结果表明,

无论是正向冲击还是反向冲击, 经济处于高速增长状态时货币冲击对通货膨胀的作用效果大于经济处于低速增长状态时货币冲击对通货膨胀的作用效果。总之, 这些结论都为货币冲击对通货膨胀的非对称效果提供了可靠的证据。

表 4 概括了上述图形的一些主要特征, 并给出以 y_{t-12} 为转移变量时货币供给对产出和通货膨胀冲击的可能性。产出结果以及通货膨胀结果分别表示产出水平以及通货膨胀水平对货币冲击的反应, 共累积 24 个月。可以看出, 表 4 所示结果与上文基于一般化冲击响应函数的分析结果相吻合。

表 4 产出和通货膨胀对货币冲击的累计响应 (24 个月)

| 产出的初始状态 | 产出 | | | | 通货膨胀 | | | |
|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| | 1 单位标准差 | | 2 单位标准差 | | 1 单位标准差 | | 2 单位标准差 | |
| | 正负 | 正负 | 正负 | 正负 | 正负 | 正负 | 正负 | |
| 低速增长 | 0.0867 | 0.0953 | 0.0904 | 0.0901 | -0.0147 | -0.0152 | -0.0164 | -0.0166 |
| 高速增长 | -0.0717 | -0.0809 | -0.0796 | -0.0751 | 0.1850 | 0.2231 | 0.2051 | 0.2155 |

注: 表中结果由一般化脉冲响应函数计算得到, 表中的每个值表示对某种货币冲击的一个预测。

4 结语

本文致力于对我国货币政策非对称性效应的进一步探索, 旨在讨论货币政策冲击是否对产出和通货膨胀具有非对称效应。为此, 我们基于 1990 年 1 月至 2008 年 12 月的月度数据, 通过构建非线性结构 VAR (LSTVAR) 模型, 并运用 logistic 平滑迁移技术解释 VAR 模型系统中的区制转移以及特殊类型的非对称性特征, 即冲击的方向、冲击的规模和经济周期的阶段性因素。同时, 我们通过对 LSTVAR 模型中各个方程进行检验, 从而可以估计参数的迁移平滑度和门限值。

研究结果表明, 在我国存在明显的货币政策非对称效应, 而且在产出和货币方程中都表征出显著的区制转移迹象。一般化冲击反应分析的结果说明, 在我国货币政策冲击对产出和通货膨胀具有明显的非对称效应。当以产出作为转移变量时, 我们发现在经济处于低速增长状态时, 总需求单位冲击 (或货币政策冲击) 对产出具有更为显著的效果, 但对通货膨胀则体现出相对较弱的效果; 而当经济处于高速增长状态时, 货币冲击对通货膨胀的效果更为明显, 但对产出的效果则相对较弱。同时, 当经济处于低速增长状态时, 产出对反向 (紧缩性) 货币冲击的反应要明显大于对正向 (扩张性) 货币冲击

的反应; 而当经济处于低速增长状态时, 通货膨胀对正向货币冲击的反应略大于对反向货币冲击的反应。这些结果都支持了总供给曲线形状为凸的经济事实, 并由此印证了在总供给和总需求之间存在非线性关系。此外, 我们还发现当我国经济处于经济周期的不同阶段时, 不同方向、不同规模的货币政策冲击会导致非对称效应的凸现。最后, 在分析经济处于高速增长状态下的产出效应时, 我们发现在达到自然产出水平以后, 总供给曲线可能向后弯曲, 此时反向冲击会增加产出而正向冲击会降低产出。鉴于上述结果, 我们认为我国货币政策的制定既要着眼于产出的持续稳定增长, 又要考虑货币变量对产出的非对称影响关系, 只有两者兼顾才能使货币政策有效作用于我国宏观经济, 从而实现我国宏观经济平稳快速发展。

参考文献:

[1] De Long J. B., Summers, L. H. How Does Macroeconomic Policy Affect Output? [J]. Brookings Papers on Economic Activity, 1988, 2: 433-494.
 [2] Cover J. P.. Asymmetric Effects of Positive and Negative Money-Supply Shocks [J]. The Quarterly Journal of Economics, 1992, 11: 1261-1282.
 [3] Morgan D. P. Asymmetric Effects of Monetary Policy [J]. Economic Review, Federal Reserve Bank of Kansas

- City, 1993, 6: 21—33.
- [4] Karras G. Are the Output Effects of Monetary Policy Asymmetric? Evidence from a Sample of European Countries [J]. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 1996, 58: 267—278.
- [5] Ball Laurence, Gregory Mankiw. Asymmetric Price Adjustment and Economic Fluctuations [J]. *Economic Journal*, 1994, 104: 247—261.
- [6] Tsiddon Daniel. The (Mis)Behaviour of the Aggregate Price Level [J]. *Review of Economic Studies*, 1993, 60: 889—902.
- [7] Ravn Morten O., Martin Sola. A Reconsideration of the Empirical Evidence on the Asymmetric Effects of Money-Supply Shocks: Positive vs. Negative or Big vs. Small [J]. Working Paper No. 1996, 4, Aarhus University.
- [8] Hamilton J. D. A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle [J]. *Econometrica*, 1989, 57(2): 357—384.
- [9] Timo Ter šsvirta T. . Specification, estimation, and evaluation of smooth transition autoregressive models [J]. *Journal of American Statistic Association*, 1994, 89: 281—312.
- [10] Lo M. C., Piger J. Is the Response of Output to Monetary Policy Asymmetric? Evidence from a Regime-Switching Coefficient Model [J]. *Journal of Money, Credit and Banking*, 2005, 37: 865—86.
- [11] Weise C. . The Asymmetric Effects of Monetary Policy: A Nonlinear Vector Autoregression Approach [J]. *Journal of Money Credit and Banking*, 1999, 31: 85—108.
- [12] Holmes M. J., Wang P. . Do Monetary Shocks Exert Nonlinear Real Effects on UK Industrial Production [J]. *Economia Internazionale*, 2002, 55(3): 351—364.
- [13] 刘金全, 范剑青. 中国经济周期的非对称性和相关性研究 [J]. *经济研究*, 2001, 5: 28—37.
- [14] 陆军, 舒元. 货币政策无效性命题在中国的实证研究 [J]. *经济研究*, 2002, 3: 21—26.
- [15] 谢平, 罗雄. 泰勒规则及其在中国货币政策中的检验 [J]. *经济研究*, 2002, 3: 3—12.
- [16] 赵进文, 高辉. 中国利率市场化主导下稳健货币政策规则的构建及应用 [J]. *经济学季刊*, 2004, 10: 41—63.
- [17] 赵进文, 闵捷. 央行货币政策操作效果非对称性实证研究 [J]. *经济研究*, 2005, 2: 26—34.
- [18] 赵进文, 闵捷. 央行货币政策操作政策拐点与开关函数的测定 [J]. *经济研究*, 2005, 12: 90—101.
- [19] 刘金全, 郑挺国. 我国货币政策冲击对实际产出周期波动的非对称影响分析 [J]. *数量经济技术经济研究*, 2006, 10: 3—14.
- [20] 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.
- [21] Luukonen R., Saikkonen P., Teršsvirta T. Testing Linearity against Smooth Transition Autoregressive Models [J]. *Biometrika*, 1988, 75: 491—499.
- [22] Koop G., Pesaran H., Potter S. . Impulse response analysis in nonlinear multivariate models [J]. *Journal of Econometrics*, 1996, 74: 119—147.
- [23] Potter S. Asymmetric economic propagation mechanisms [J]. *Business Cycles: Theory and Empirical Methods*, 1994, 4: 313—330.
- [24] Senda T. Asymmetric Effects of Money Supply Shocks and Trend Inflation [J]. *Journal of Money, Credit and Banking*, 2001, 33: 65—89.

Asymmetric Effects of China's Monetary Policy: Evidence from a Nonlinear VAR Model

LIU Jin-quan, SUI Jian-li, LI Nan

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

Abstract: Based on the China's data from 1990:01 to 2008:12. This paper investigates whether there are asymmetric effects of monetary policy in China's economy. We use logistic smooth transition vector autoregression (LSTVAR) model to focus on the nonlinearity of the whole system varying over the transition variables. The results of estimation and generalized impulse response function imply that the effects of output and inflation vary with the sign of monetary shocks, the size of monetary shocks, and the phase of the business cycle. Furthermore, the relationship between the aggregate supply and the aggregate demand is nonlinear and the aggregate supply curve is convex.

Key words: monetary policy; asymmetric effects; LSTVAR model; generalized impulse response function