

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^①

刘金全 郑挺国

(吉林大学数量经济研究中心)

【摘要】 本文运用马尔可夫转移模型和冲击响应分析等方法, 检验了我国货币政策冲击与实际产出之间的动态关系, 发现货币政策冲击对产出的影响存在明显的非对称性, 并且产出对货币冲击的反应存在着“低度反应”和“高度反应”区制; 我们通过时变转移概率方法进一步检验描述非对称反应的三种可能形式, 即关于货币政策冲击方向、冲击规模和经济周期阶段的非对称形式。

关键词 非对称 货币政策冲击 区制转移 实际产出

中图分类号 F224.0 **文献标识码** A

Analysis of Asymmetric Effects of Monetary Policy Shocks to Output

Abstract: In this paper, using regime - switching model and impulse response function, we investigate the dynamic relationship between China's monetary policy shocks and output. We find that significant asymmetry of monetary policy to output and the response of output to the shocks correspond to “low response” regimes and “high response” regimes respectively. According to the time - varying transition probability (TVTP) model, we further examine three possible types of asymmetry which include such as the direction, the size of the monetary policy and the phase of business cycle.

Key words: Asymmetric Effects; Monetary Policy Shocks; Regime - Switching; Output; Impulse Response

引 言

货币政策对实际产出水平和经济增长率的作用和影响关系, 一直是现代货币政策理论关注的焦点, 这不仅涉及到总需求与总供给、名义经济与实际经济之间的关联, 还涉及到

^① 基金项目: 吉林大学经济分析与预测哲学社会科学创新基地、国家自然科学基金项目(70471016)、国家社会科学基金项目(05BJL019)和吉林大学人文社会科学精品项目(2003JP005)资助。

货币政策作用机制和传导机制问题(刘金全、范剑青, 2001)。早在20世纪大萧条时期, 经济学家在对经济形势判断和经济政策行为进行分析时, 就已经开始关注货币政策冲击对实际经济运行的作用是否具有非对称性等问题。Morgan (1993) 认为, 非对称性是许多代表性宏观经济模型中普遍存在的一个特征, 例如, 具有总需求曲线的凯恩斯模型、流动性陷阱理论、信贷约束模型和菜单成本模型等, 都出现了不同类型的非对称性, 近年来一些经验研究也发现了货币政策作用具有非对称性。Kandil (1995) 发现, 非对称工资指数化可能是导致货币政策产生非对称性效应的重要成因; Ravn 和 Sola (1999) 利用 M_1 作为货币政策的工具变量, 并将货币政策冲击划分为正向和反向冲击、大规模冲击和小规模冲击及其各种类型的组合冲击, 发现只有小规模的反向冲击能够对实际经济行为产生显著影响; 陆军和舒元 (2002) 使用了二阶段最小二乘估计方法研究发现, 未预期到的正向货币冲击具有正向的实际影响, 反向货币冲击具有反向的实际影响, 由此认为货币政策冲击的“紧缩效应”大于“扩张效应”。

货币政策的非对称性意味着实际产出对货币政策冲击的反应具有系数时变性, 这种时变性可由描述非对称形式的已观测状态变量(即下面指出的哑变量)来加以解释。本文主要着眼于三种非对称性形式: (1) 关于货币政策方向的非对称形式; (2) 关于货币政策规模的非对称形式; (3) 关于经济周期阶段的非对称形式。目前已经发展起来的一些重要的经济计量模型可以用来描述货币政策作用机制中的这些非对称性形态, 例如, 具有代表性的 Markov 区制转移 (regime-switching) 模型、平滑迁移回归 (smooth transition regression) 模型和门限自回归 (threshold autoregressive) 模型等, 这些非线性模型适用于描述、度量和检验货币政策冲击及其影响状态的非对称性, 如 Garcia 和 Schaller (2002) 使用 Markov 区制转移模型研究表明, 美国货币政策冲击(如利率变化)在衰退期的作用比扩张期的作用更为显著; Weise (1999) 运用平滑迁移门限向量自回归方法 (LSTVAR) 发现, 当实际产出增长较低时, 货币政策冲击具有更强的产出效应, 并且发现方向上存在差别的货币政策冲击并没有显著的非对称效应, 而规模上存在差别的货币政策冲击则具有显著的非对称效应。

本文采用的实证方法与 Ravn 和 Sola (1999)、Garcia 和 Schaller (2002)、Weise (1999) 的方法有类似的地方, 但不同的是, 我们将同时兼顾上述三种可能存在的货币政策冲击作用的非对称形式, 并考虑它们的交互形式和组合形式。首先, 我们利用名义 GDP、物价指数、货币供给 (M_1) 建立以货币供给作为被解释变量的货币供给方程, 并获取回归残差作为货币政策冲击的基本度量; 其次, 我们从货币政策冲击中识别和分离出货币政策冲击方向、规模的虚拟量, 并利用 Hamilton (1989) 的 Markov 区制转移模型识别我国经济周期波动的阶段性, 获得表示经济扩张阶段和衰退阶段的虚拟变量; 最后, 为了判断实际产出的周期成分^①与货币政策冲击之间的动态反应关系, 我们分别运用固定转移概率 (FTP) 模型和时变转移概率 (TVTP, Filardo, 1994) 模型来刻画实际产出对货币政策冲击反应的动态过程, 并将控制转移过程的转移概率模拟为一个刻画三种非对称性形式的状态变量函数。这种方法可以判断模型系数时变性是否与某种特殊的非对称形式相对应, 进而检验货币政策冲击对实际产出作用非对称效应的主要成因。

① 大多数经验研究认为, 实际产出由两种不可观测成分构成, 包括趋势成分和周期成分。

一、货币政策冲击识别与非对称形式设定

在货币政策冲击方向和规模的识别基础上,我们才能够描述和判断货币政策冲击作用机制的非对称性形式。

1. 货币政策冲击的识别

货币政策冲击是中央银行为干预和影响实际经济行为而对可控的货币供给、名义利率等工具变量的调整,它的作用目标是作为经济系统变量之一的政策变量。如何识别和表示货币政策冲击,许多宏观经济学派有其不同的观点,也因此产生了不同的识别和检验方法。Mishkin (1982) 利用货币供给方程来获取货币政策冲击,并将货币政策冲击作为 GDP 均衡方程的解释变量,从而检验货币政策冲击与实际经济之间的影响关系。Sims (1980) 利用向量自回归 (VAR) 模型联立多种货币政策变量,进而评价货币政策冲击对实际经济的影响。这种结构 VAR 模型对经济政策冲击的识别起到了重要作用,至今 VAR 方法仍然是最普遍的结构模型方法。

本文用货币供给方程来识别货币政策冲击,并假定货币供给当期值依赖于当期 GDP 产出、当期物价水平和所有内生变量的滞后期水平,通过货币供给方程可以度量其偏离均衡水平的值,即货币政策冲击。假定货币供给方程为:

$$m_t = m_0 + \alpha g_t + \beta \pi_t + A(L) Z_t + x_t \quad (1)$$

其中, x_t 为货币供给方程的残差项,即货币政策冲击, Z_t 为 3×1 向量 $(g_t, \pi_t, m_t)'$, 变量 g_t, π_t, m_t 分别为名义 GDP 对数、物价指数对数、名义 M_1 货币供给对数。 $A(L)$ 为 p 阶滞后算子多项式。这里给出的货币供给方程也可在 Weise (1999) 与 Holmes 和 Wang (2002) 的文献中查到。

2. 三种非对称形式的设定

一些研究发现,货币政策冲击对实际产出的非对称作用主要与货币政策冲击的方向、规模以及经济周期的阶段有关。根据 Ravn 和 Sola (1999),我们分别构造下述刻画货币政策冲击方向和规模的虚拟变量。

$$d_{1t} = \begin{cases} 1, & x_t < 0 \\ 0, & x_t \geq 0 \end{cases} \quad d_{2t} = \begin{cases} 1, & |x_t| > \sigma \\ 0, & |x_t| \leq \sigma \end{cases} \quad (2)$$

其中 σ 为 VAR 冲击的标准差。 d_{1t} 和 d_{2t} 分别为货币政策冲击的方向虚拟变量和货币政策冲击规模的虚拟变量, d_{1t} 中标量 1 代表货币政策冲击方向为反向, d_{2t} 中标量 1 代表货币政策冲击为较高规模。

同时,我们利用 Hamilton (1989) 关于经济周期阶段性识别的 Markov 区制转移方法,分别获取样本时期经济是否处于经济周期的扩张期或衰退期,从而得到描述经济周期阶段性的虚拟变量。下面给出识别经济周期阶段性的 Markov 区制转移模型为:

$$r_t - \mu_{S_t} = \omega(L) (r_t - \mu_{S_t}) + \varepsilon_t \quad (3)$$

其中, r_t 为 GDP 同比增长率, $\omega(L)$ 为滞后 q 阶算子多项式, $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$ 。另外 S_t 是取值为 0 和 1 的变量,分别代表衰退和扩张,它服从一阶 Markov 过程。

为了刻画经济周期阶段性的非对称,我们考虑了方程 (3) 估计得到的两个状态滤子概率值,分别为 $\Pr(S_t = 1 | F_t)$ 和 $\Pr(S_t = 0 | F_t)$, 它们分别刻画了经济处于扩张阶段或衰

退阶段的可能性。我们定义如下关于经济周期阶段性的虚拟变量为：

$$d_{3t} = \begin{cases} 1, & \Pr(S_t=0 | \psi_t) > 0.5 \\ 0, & \Pr(S_t=0 | \psi_t) \leq 0.5 \end{cases} \quad (4)$$

其中， d_{3t} 为刻画经济衰退期的虚拟变量，标量1代表该时刻经济处于衰退期。

至此，我们得到了三种描述货币政策冲击方向、规模和经济周期阶段的虚拟变量，又记为 D_1 、 D_2 和 D_3 ，都是 $t \times 1$ 维向量。这样就可以检验实际产出相对于这些虚拟变量的动态反应过程。但是，我们还需同时考虑其他非对称性形式的存在，例如某些虚拟变量的交互形式和组合形式也可以表示货币政策冲击的非对称效果，这样一来，我们可以在模型中引入综合虚拟变量 $z_t = (d_{1t}, d_{2t}, d_{3t}, d_{1t} \times d_{2t}, d_{1t} \times d_{3t}, d_{2t} \times d_{3t})'$ ，这个 6×1 向量代表了货币政策冲击与经济周期阶段性的交互作用和组合作用。

二、货币政策冲击与实际产出波动之间的动态关联模型

识别了货币政策冲击的方向与规模，再分离出实际产出的趋势成分和周期成分，然后就可以检验实际产出波动对货币政策冲击的动态反应过程。

我们考虑一个具有区制转移的不可观测成分模型：

$$y_t = y_t^P + y_t^T \quad (5)$$

$$y_t^P = \mu_t + y_{t-1}^P + v_t \quad (6)$$

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \omega_t \quad (7)$$

$$\phi(L) y_t^T = \gamma_0(L) x_t + \gamma_1(L) x_t S_t + \epsilon_t \quad (8)$$

$$\phi(L) = \sum_{k=0}^K \phi_k L^k; \phi_0 = 1; \gamma_i(L) = \sum_{j=1}^J \gamma_{j,i} L^j \quad (9)$$

其中， y_t 是产出水平的对数值， x_t 是货币政策冲击， S_t 是取值0或1的离散变量。 $\phi(L)$ 和 $\gamma_i(L)$ 分别是滞后阶为 K 和 J 的算子多项式。这里我们假定货币政策冲击不会对当期的实际产出水平产生影响，即 $\gamma_{0i} = 0$ 。

忽略方程(8)中的 x_t ，(5)~(9)模型是不可观测成分的分解，产出可分解为随机趋势成分 y_t^P 和周期成分(或转移成分) y_t^T ，具体分解过程和理论解释可以参见Watson(1986)。

随机趋势被定义为具有时变漂移项 μ_t 的随机游动。这个漂移项用来描述随机趋势的低频新息，例如趋势增长率中的结构突变等。周期成分被模拟为含有冲击项的自回归过程，且 $\phi(L)$ 的所有根都位于单位圆外。信息 v_t 、 ω_t 和 ϵ_t 均被假定为服从正态分布的独立随机变量。

为了描述实际产出周期成分对货币政策冲击的非对称反应，我们考虑 y_t^T 和 x_t 之间的系数时变性，我们称之为反应系数。特别地，反应系数在两个区制之间变化，区制状态由离散不可观测变量 S_t 来表示，它服从一阶Markov过程。如果状态 S_t 只依赖于上一个状态 S_{t-1} ，而与其他信息无关，则可得到固定转移概率(FTP)模型为：

$$\begin{aligned}
 P(S_t=0 | S_{t-1}=0, S_{t-2}, S_{t-3}\dots) &= P(S_t=0 | S_{t-1}=0) = p_{00} \\
 P(S_t=1 | S_{t-1}=0) &= 1 - p_{00} \\
 P(S_t=1 | S_{t-1}=1, S_{t-2}, S_{t-3}\dots) &= P(S_t=1 | S_{t-1}=1) = p_{11} \\
 P(S_t=0 | S_{t-1}=1) &= 1 - p_{11}
 \end{aligned}
 \tag{10}$$

模型系统 (5) ~ (10) 可以描述反应系数中的状态转移现象, 并由此记录数据中任何隐非对称性。如果对方程 (10) 进行推广, 并允许状态过程的转移概率具有时变性, 即依赖于前面设定的虚拟变量 z_t , 这时转移概率为:

$$\begin{aligned}
 P(S_t=0 | S_{t-1}=0) &= \frac{\exp(c_0 + z_t a_0)}{(1 + \exp(c_0 + z_t a_0))} \\
 P(S_t=1 | S_{t-1}=1) &= \frac{\exp(c_1 + z_t a_1)}{(1 + \exp(c_1 + z_t a_1))}
 \end{aligned}
 \tag{11}$$

方程 (11) 为时变转移概率 (TVTP) 表示法, 转移过程的动态性质和系数估计可参见 Filardo (1994)。引入虚拟变量 z_t 可以检验并确定货币政策冲击对产出的非对称影响程度, 进而判断非对称性的来源。

三、货币政策冲击作用机制非对称性形态的统计检验

下面我们对上述模型采用极大似然估计方法进行参数估计和显著性检验, 我们将其表示为状态空间模型的形式, 并且应用 Kim 等人提出的滤波方法进行具体估计, 细节见 Kim 和 Nelson (1999)。

1. 样本选取与数据说明

我们选取我国月度工业产出增加值作为实际产出 y_t 的表示。对于货币政策冲击 x_t , 我们构建一个基于来自货币供给方程的政策冲击, 货币供给方程中共包括三个变量, 分别是名义季度 GDP、居民消费价格指数和名义货币供给。我们选取上述相关数据并运用 X11 季节调整方法剔除季节因素, 其中月度 GDP 数据通过插值法得到, 样本区间为 1990 年 1 月至 2004 年 12 月, 所有原始数据来自《中国统计年鉴》和《中国经济景气月报》。

表 1 是关于货币供给方程的滞后阶选择, 结果表明 AIC 准则和 SC 准则均在滞后一阶时达到最小值, 因此我们选取的货币供给方程滞后阶数为一, 同时可以获得货币供给方程的残差 (1990 年 2 月开始), 即本文所指的货币政策冲击, 由图 1 给出。

表 1 货币供给方程的滞后阶数选择

滞后阶	AIC 准则	SC 准则	滞后阶	AIC 准则	SC 准则
1	-8.8762	-8.7694	7	-8.7755	-8.3380
2	-8.8736	-8.7128	8	-8.7411	-8.2470
3	-8.8392	-8.6239	9	-8.7058	-8.1547
4	-8.8134	-8.5432	10	-8.7081	-8.0994
5	-8.7889	-8.4634	11	-8.7219	-8.0552
6	-8.7688	-8.3875	12	-8.6931	-7.9679

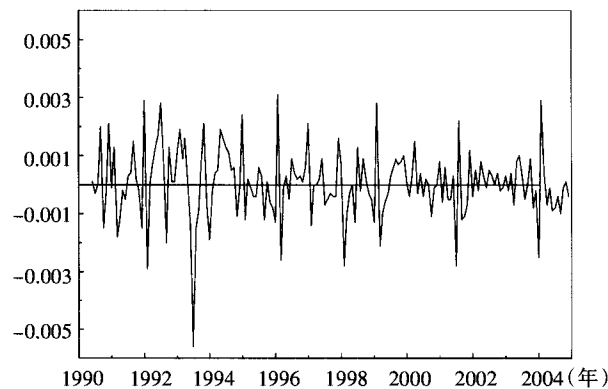


图1 货币政策冲击路径

注意到在对 FTP 模型和 TVTP 模型估计时，由于模型 (5) ~ (9) 状态空间表达式的转移方程是非稳定的，所以为初始化 Kalman 滤波，转移方程的无条件期望不可用。以下所有模型估计均用高方差来初始化滤波，并对 5 个月以后的数据，即从 1990 年 7 月开始计算极大似然函数。

2. 模型选择和区制转移

式 (5) ~ (10) 的固定转移概率 (FTP) 模型含有滞后算子多项式 $\phi(L)$ 和 $\gamma(L)$ ，模型所含参数个数是不确定的，模型的具体形式尚待进一步确定。因此为确定式 (8) 的滞后阶数 K 和 J ，我们运用 AIC 准则来筛选滞后阶 K 和 J ，并使得 AIC 值最小。表 2 给出了该模型的滞后阶 J 和 K 选择的统计量，结果表明，当 $K=1$ 且 $J=2$ 时，FTP 模型的 AIC 值和 SC 值达到最小值，表明固定转移概率模型应该选择为 FTP ($J=2, K=1$)，此时似然值为 680.2724。

表 2 固定转移概率 (FTP) 模型的滞后阶 J 和 K 选择

模型	K=1		模型	K=2		模型	K=3	
	AIC 准则	SC 准则		AIC 准则	SC 准则		AIC 准则	SC 准则
FTP($J=1$)	-8.3613	-8.2069	FTP($J=1$)	-8.3488	-8.1751	FTP($J=1$)	-8.3362	-8.1432
FTP($J=2$)	-8.4311	-8.2381	FTP($J=2$)	-8.4185	-8.2062	FTP($J=2$)	-8.4060	-8.1743
FTP($J=3$)	-8.2500	-8.0184	FTP($J=3$)	-8.4689	-8.2180	FTP($J=3$)	-8.2487	-7.9785

表 3 给出了该固定转移概率模型的估计结果，结果表明参数估计除 ρ_{11} 、 σ_v 和 γ_{20} 不显著之外，其他参数在 5% 水平均显著，这就意味着模型可能存在内生性的区制转移或系数时变性。下面主要讨论 FTP 模型区制转移的显著性，更确切地说，我们检验对所有 $i=1, 2$ 时 $\gamma_{i,1}=0$ 的原假设。因此我们采用 Hansen (1992) 以区制转移模型为备选假设、参数稳定性为原假设的似然比检验，其中区制转移由固定转移概率式 (10) 来刻画。这里我们运用 Hansen (1992) 似然比来检验方程 (5) ~ (10) 给出的 FTP 模型是否显著，原假设为固定反应系数。首先通过模拟参数稳定或 $\gamma_{i,1}=0, i=1, 2$ 成立时的模型，得到其参数估计（由于该结果并不重要，所以没有给出）和似然对数值 613.4515。然后通过表 3 的似然对数值 680.2724，得到 Hansen 检验的似然比为 66.8209，其 p 值为 0.0000，从而拒绝为固定反应系数的原假设，接受区制转移反应系数模型的事实。同样，对下面将要讨论的 TVTP 模型，也为我们提供了支持区制转移模型的证据，其似然比的 p 值也显著小于 0.05。

这种系数的显著时变性表明了产出周期成分对货币冲击的非对称反应，我们把这种反应方式称为“低度反应”和“高度反应”，对应的两个区制分别称为“低度反应”区制和“高度反应”区制，由表3中不同区制下的 γ 绝对值大小来度量，显然在区制0系数值都较小，而在区制1系数绝对值都较大。

表3 固定转移概率(FTP)模型估计结果

	估计值	标准差	T值
p_{00}	0.9558**	0.0874	10.9368
p_{11}	0.3976	1.5799	0.2516
γ_{10}	0.5516*	0.2902	1.9004
γ_{11}	-5.8075**	1.1933	-4.8666
γ_{20}	0.5107	0.426	1.1987
γ_{21}	-7.8049**	3.5775	-2.1816
ϕ_1	0.1081**	0.0302	3.5802
σ_v	0	0.0436	0
σ_e	0.0034**	0.0002	14.9922
σ_w	0.0002**	0.0001	3.6392
似然值	680.2724	P值	0.0000

注：**表示1%水平下显著，*表示5%水平下显著。FTP模型对应方程(5)~(10)。

3. 模型估计分析

下面进一步考虑此系数时变性是否对应关于货币政策冲击方向、大小和经济周期阶段的非对称形式。我们需继续估计方程(5)~(9)和(11)的TVTP模型，并探讨由这些哑变量表示的非对称形式是否显著。

表3中FTP模型的估计结果表明 S_t 在区制1的持续时间很短，一般为2~3个月^①，这意味着以向量 z_t 作为解释变量的时变转移概率 $P(S_t=1 | S_{t-1}=1)$ 存在很小变动性， $P(S_t=1 | S_{t-1}=1)$ 应为一个固定参数，因此仍然设定 $P(S_t=1 | S_{t-1}=1) = p_{11}$ 。事实上，对TVTP模型的估计结果也表明系数向量 a_1 不显著。因此，在下面讨论的所有TVTP模型中， a_1 都假设为零向量，而且我们只关注转移概率 $P(S_t=0 | S_{t-1}=0)$ 中的时变特征，即(11)式中的第二个式子。表4给出了TVTP模型对单独哑变量、交互哑变量和几种哑变量组合滞后1期拟合后的相关估计量，哑变量系数估计值、SC值、AIC值、对数似然值和P值，其中 D_1 、 D_2 和 D_3 分别代表反向货币冲击、经济衰退和大规模货币冲击，P值为TVTP对FTP的似然比检验结果。由于各种组合形式很多，我们只分析较简单的情形。

首先，我们考虑以哑变量 D_1 、 D_2 和 D_3 的TVTP模型结果，其中分别以 D_2 和 D_3 为哑变量估计的系数 a_0 均在5%水平下显著，这表明经济衰退和大规模货币冲击可单独作为非对称形式的解释变量，而反向货币冲击不能单独解释非对称效果。也就是说，我国货币政策不仅在经济衰退阶段的效果要大于在扩张阶段的效果，而且大规模货币冲击产生的效果要大于小规模货币冲击产生的效果。因此，根据货币政策非对称性的相关理论，这个结果表明我国总供给曲线是非线性的，关于这种总供给曲线非线性的解释主要有粘性工资假说和刚性价格假说，可参考Morgan(1993)、Thoma(1994)。

① 区制 i 的持续期计算公式为 $Duration_i = 1 / (1 - p_{ii})$ ，见Kim和Nelson(1999)。

其次,我们考虑三种哑变量的交互形式,即 $D_1 \odot D_2$ 、 $D_1 \odot D_3$ 和 $D_2 \odot D_3$, \odot 表示元素与元素相乘,结果表明仅当 $D_1 \odot D_2$ 时,哑变量系数估计值在 5% 水平下显著,且参数显著性程度远远大于前面的单独哑变量,说明当经济周期处于衰退期时,反向货币冲击对产出具有更大影响。前面我们已经得到我国总供给曲线为非线性的事实,因此在经济衰退时期的反向货币冲击对产出的影响将具有加强作用,并且此时反向冲击效果大于其他任何相反形式的效果。我们注意到另外两种交互形式,结果表明当经济处于衰退期时,大规模的货币冲击效果是不显著的,而且大规模的反向货币冲击也没有见效。

表 4 时变转移概率 (TVTP) 模型的哑变量选择

哑变量	系数 a_0	SC 准则	AIC 准则	似然值
D_1	0.5468 (0.3155)	-8.3088	-8.5211	688.4305
D_2	1.9678* (0.0420)	-8.3257	-8.5381	689.7758
D_3	-1.0918* (0.0412)	-8.3127	-8.5250	688.7395
$D_1 \odot D_2$	10.1436* (0.0144)	-8.3247	-8.5370	689.6951
$D_1 \odot D_3$	-0.5433 (0.1468)	-8.3088	-8.5211	688.4287
$D_2 \odot D_3$	14.5172 (0.3514)	-8.3106	-8.5229	688.5708
D_1, D_2	0.5981* (0.0473), 1.9834** (0.0039)	-8.2952	-8.5268	689.8786
D_1, D_3	0.4558 (0.2789), -1.0348 (0.1757)	-8.2817	-8.5133	688.8111
D_2, D_3	2.2443* (0.0249), -1.4172 (0.1930)	-8.3022	-8.5338	690.4344
$D_2, D_1 \odot D_2$	1.2038+ (0.0540), 9.5401** (0.0013)	-8.3001	-8.5317	690.2737
$D_2, D_1 \odot D_3$	2.0313* (0.0312), -0.7522 (0.1181)	-8.2958	-8.5274	689.9301
$D_2, D_2 \odot D_3$	2.3119* (0.0290), -0.8185** (0.0000)	-8.2951	-8.5267	689.8750

注: a_0 表示对应哑变量组合元素的参数向量,其中 D_1 、 D_2 和 D_3 分别代表反向货币冲击、经济衰退和大规模货币冲击的哑变量。 \odot 表示两个向量的元素相乘, ** 表示 1% 水平下显著, * 表示 5% 水平下显著, + 表示 10% 水平下显著。TVTP 模型对应方程 (5) ~ (9) 和 (11)。

最后,我们继续考虑哑变量之间或哑变量与哑变量交互形式组成的几种可能结果。其中除一种组合形式 $\{D_1, D_3\}$ 中所有参数不显著外,其他组合形式可以用来解释货币政策冲击的非对称效果。这里需要指出的是,哑变量组合的概念实际上是一种并集表示,与前面 \odot 表示的交集形式相对应。从这些结果可以看出,在考虑与经济衰退的组合时,其他非对称哑变量均表现出不同的解释能力。例如 $\{D_1, D_2\}$ 组合结果表明,反向冲击和经济衰退共同解释了货币政策非对称性,也就是说,货币政策非对称效果一部分可由反向冲击的影响解释,另一部分可由经济衰退的影响解释,进一步表明反向货币冲击效果与正向货币冲击效果的非对称性,且前者大于后者; $\{D_2, D_2 \odot D_3\}$ 组合结果则表明,经济衰退与大规模冲击可以解释货币政策冲击的非对称效果,因此也意味着我国货币政策在经济衰退时的大规模冲击效果是显著的。

总之,上述结果表明我国货币政策的非对称效果不仅存在关于冲击方向、经济周期和冲击规模的非对称性,而且存在这些非对称形式的交互、组合的非对称性。特别地,我们在识别关于冲击方向的非对称性时,借助冲击方向与经济周期的交互、组合进行了验证。从理论上分析,这些结果也表明我国货币政策非对称性的形成原因可能是多方面的,既可能是总供给曲线的非线性,也可能是总需求曲线移动的非对称(即前面所指的冲击规模)。理论证明可参考 Ball 和 Mankiw (1994) 与 Cover (1992)。

表 4 中给出的 SC 值和 AIC 值结果表明, 当哑变量为 D_2 和哑变量交互形式为 $D_1 \odot D_2$ 时, 模型是最优的。因此表 5 给出了当哑变量为 D_2 和哑变量交互形式为 $D_1 \odot D_2$ 时的 TVTP 模型估计, 这些结果比表 3 中 FTP 模型的估计结果更好, 其中, 当以哑变量 D_2 为解释变量时模型中反应参数显著性增强, 而当以哑变量交互形式 $D_1 \odot D_2$ 为解释变量时模型中所有参数都变得更为显著。

表 5 时变转移概率 (TVTP) 模型估计结果

哑变量 D_2				哑变量交互形式为 $D_1 \odot D_2$			
参数	估计值	标准差	T 值	参数	估计值	标准差	T 值
c_0	1.5049 ⁺	0.9785	1.538	c_0	0.3942**	0.0719	5.4807
ρ_{11}	0.3801	0.7436	0.5112	ρ_{11}	2.4256**	0.4942	4.9078
γ_{10}	0	0.0012	0	γ_{10}	0.5354**	0.2075	2.5807
γ_{20}	0.0033**	0.0002	16.6338	γ_{20}	0.5127**	0.2037	2.5168
γ_{11}	0.0002**	0.0001	4.7017	γ_{11}	-5.7351**	0.9069	-6.3237
γ_{21}	0.1028**	0.0276	3.7203	γ_{21}	-8.0795**	1.4166	-5.7035
ϕ_1	0.5478*	0.2844	1.9263	ϕ_1	0.0967**	0.0167	5.7881
σ_v	-5.7976**	0.9044	-6.4101	σ_v	0	0.0012	0
σ_e	0.511**	0.2356	2.1685	σ_e	0.0033**	0.0002	16.8217
σ_w	-7.9372**	1.6966	-4.6782	σ_w	0.0002**	0.0001	4.7928
$a_{0,1}^{D_2}$	1.9678*	1.1316	1.7389	$a_{0,1}^{D_1 D_2}$	10.1436**	4.5965	2.2068
似然值	689.7758			似然值	689.6951		

注: $a_{0,1}^{D_1 D_2}$ 表示以哑变量 $D_1 \times D_2$ 滞后一阶为解释变量所对应的系数, $a_{0,1}^{D_2}$ 则表示以哑变量 D_2 滞后一阶为解释变量所对应的系数。* * 表示 1% 水平下显著, * 表示 5% 水平下显著, + 表示 10% 水平下显著。TVTP 模型对应方程 (5) ~ (9) 和 (11)。

另外, 在模拟 FTP 模型和 TVTP 模型时, 还可获得一些重要的不可观测变量的时间序列估计值, 如产出的趋势成分和周期成分、不同区制下的平滑概率。图 2 给出了产出的不可观测成分分解后的周期成分 (虚线部分) 和货币政策冲击 (实线部分), 主要为考察产出周期成分与货币政策冲击之间的动态关系。图 3 给出了 FTP 模型在区制 $S_t = 1$ 时的平滑概率, 如果平滑概率值大于 0.5, 就表明在该时刻经济系统处于区制 1。

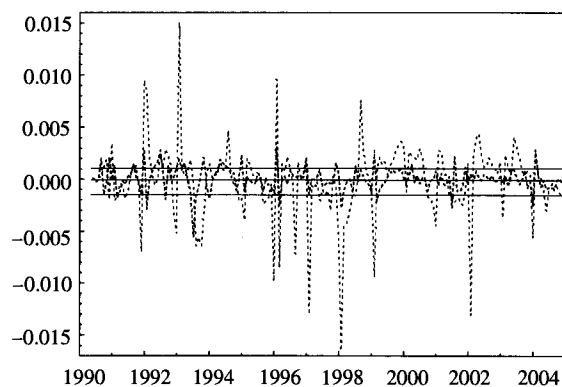


图 2 货币政策冲击和产出的周期成分

根据前面关于各种非对称形式的分析结果,我们可以容易地对我国货币政策非对称效果进行判断。在图3中,1992年1月的非对称性可解释为关于反向货币冲击的非对称,可从图2的对应点判别。类似地,1996年2~3月的冲击对应于经济扩张期的大规模反向货币冲击,1997年2月的冲击对应于经济衰退时的反向货币冲击,1998年2月的冲击对应于经济衰退时期的大规模反向货币冲击,最后2002年2月的冲击对应于经济衰退期的小规模扩张性货币冲击。这样的结论完全符合我国实际的经济运行状况,首先货币政策非对称性大多发生在经济衰退时期,或是为达到使经济持续降温而实行的紧缩性货币政策(1997年2月),或是为达到促进经济增长而实行的小规模扩张性货币政策(2002年2月);其次是在经济扩张时期,或是为防止经济过热而实行反向货币冲击(1992年1月),或是为使经济快速降温而实行大规模紧缩性货币政策(1996年2~3月)。

4. 基于冲击响应的进一步分析

通过以上模型的拟合,我们获得了区制转移反应系数 γ_{10} , γ_{20} , γ_{11} 和 γ_{21} 的估计值。这些系数估计值显著表明了货币政策冲击对产出的效应有两种不同的聚类,即分别处于区制0和区制1的系数时变性,见图3。

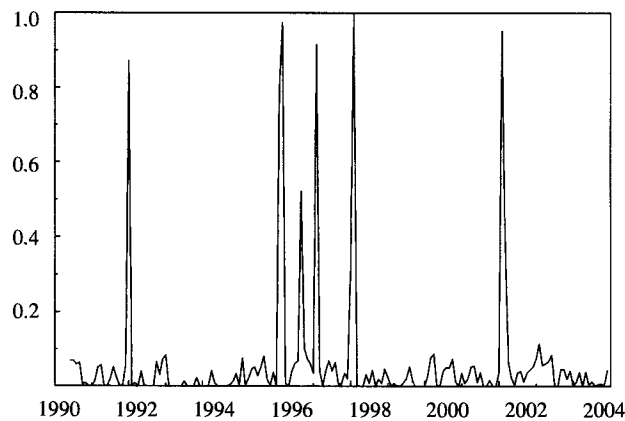


图3 区制 $S_t=1$ 的平滑概率

结合以上参数估计值,我们用逐步向前预测方法模拟了产出周期成分对货币政策冲击状态相依的累积冲击响应函数,见图4。实线部分为区制 $S_t=0$ 时的冲击响应,虚线部分为 $S_t=1$ 时的冲击响应。从图4可以看出,产出对货币政策冲击的冲击响应路径完全依赖于初始状态。当 $t=2$ 时刻发生1单位标准差货币政策冲击时,在区制0产出周期成分对该冲击反应的偏离程度比较小,而在区制1产出周期成分对该冲击反应的初始偏离程度比较大。两种初始区制条件下冲击响应路径趋势相同,均表现为向下趋势,最后在 $t=6$ 时收敛于常数。不仅如此,产出对货币政策冲击的反应在不同初始区制条件下是非对称的,而这种初始区制条件对应了“低度反应”和“高度反应”区制。如果初始区制为 $S_t=0$,那么产出对货币冲击的反应就显著低于对初始区制为 $S_t=1$ 时的反应。而对于引起这种“低度反应”和“高度反应”的动因,显然与各种非对称形式相关。

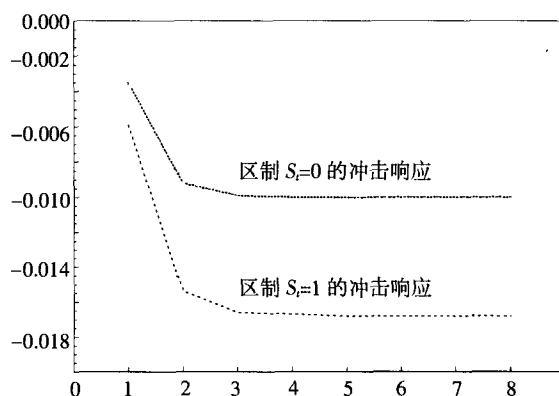


图 4 两个区制的累积脉冲响应函数

四、基本结论

货币政策冲击、名义经济冲击与实际经济之间的动态关系一直是经济学家研究的焦点，也是我国制定货币政策以促进经济持续稳定发展的依据，而研究货币政策非对称效果对评价货币政策与我国产出增长之间的实际运行效果尤为重要。本文运用马尔可夫转移模型和一般化冲击响应函数来分析探讨货币政策冲击对我国产出的非对称影响关系，并通过时变转移概率 (TVTP) 方法进一步考察三种非对称形式，即关于货币政策冲击方向的非对称、关于货币政策冲击大小的非对称和关于经济扩张或衰退的非对称，得到两点基本结论：

第一，我国产出对货币政策冲击有显著的非对称反应，而且这种反应对应着“高度反应”和“低度反应”区制，更确切地说，这是由于中央银行针对我国宏观经济形势而采取的“相机抉择”货币政策对产出产生不同的作用效果。在文中，“高度反应”指单位货币政策冲击引起的产出变动相对较大，“低度反应”则指单位货币政策冲击引起的产出变动相对较小。

第二，通过三种非对称形式及其交互和组合的分析，我们发现我国货币政策非对称性效果可以主要由货币政策冲击方向、经济周期的具体阶段和货币政策冲击大小来解释。关于这些非对称性的主要结果为：①经济衰退时期的政策效果大于经济扩张时期的政策效果；②大规模货币冲击的效果大于小规模货币冲击的效果；③在与经济衰退组合或交互出现时，反向货币冲击效果大于正向货币冲击效果。因此，这些结果有力地支持了宏观经济理论关于刚性工资、价格粘性引起总供给曲线非线性的结论。不仅如此，我国货币政策的非对称效果表现形式是多样化的，包括单独形式、交互形式和组合形式。文中也验证了这些非对称交互形式的可能存在，并利用这些结果对我国非对称时点进行了解释和说明。

参考文献

- [1] 刘金全、范剑青：《中国经济周期的非对称性和相关性研究》，《经济研究》2001年第5期。
- [2] 陆军、舒元：《货币政策无效性命题在中国的实证研究》，《经济研究》2003年第3期。
- [3] Cover J., 1992. *Asymmetric effects of positive and negative money supply shocks*, Quarterly Journal of Economics, 107 (4), 1261~1282.
- [4] Filardo A. J., 1994. *Business cycles phases and their transitional dynamics*, Journal of Business and Economic Statistics 12, 299~308.

- [5] Garcia, R. and Schaller, H., 2002. *Are the effects of interest rate changes asymmetric?* Economic Inquiry, 40, 102~119.
- [6] Hansen, B. E., 1992. *The likelihood ratio test under nonstandard condition: Testing the Markov switching model of GNP*, Journal of Applied Econometrics, 11, 195~198.
- [7] Hamilton, J.D., 1989. *A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle*, Econometrica, 57 (2), 357~384.
- [8] Kandil, M., 1995. *Asymmetric nominal flexibility and economic fluctuations*. Southern Economic Journal 61, 674~695.
- [9] Kim, C. - J. and Nelson, C. R. 1999. *State - Space Models with Regime Switching*, The MIT Press, Cambridge, MA.
- [10] Mark Holmes and Ping Wang, 2002. *Do Monetary Shocks Exert Nonlinear Real Effects on UK Industrial Production*, Economia Internazionale, Vol 55 (3), 351~364.
- [11] Mishkin F., 1982. *Does anticipated policy matter? An econometric investigation*, Journal of Political Economy, 90, 22~51.
- [12] Morgan, D., 1993. *Asymmetric effects of monetary policy*. Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review, 78, 21~33.
- [13] Ravn, M. and Sola, M. 1999. *Asymmetric effects of monetary policy in the US: Positive versus negative or big versus small?* Working Paper, University Pompeu Fabra.
- [14] Sims, C. A., 1980. *Macroeconomics and reality*, Econometrica, 48 (1), 1~48.
- [15] Thoma, M. A. 1994. *Subsample Instability and Asymmetries in Money - Income Causality*, Journal of Econometrics 64: 279~306.
- [16] Weise, C, 1999. *The asymmetric effects of monetary policy: A nonlinear vector autoregression approach*, Journal of Money Credit and Banking, 31, 85~108.
- [17] Watson, M. W., 1986. *Univariate detrending methods with stochastic trends*, Journal of Monetary Economics, 18, 49~75.

(责任编辑: 彭 战)