

货币政策的中介目标与宏观经济波动的关联性研究

金春雨，顾洪梅

(吉林大学数量经济研究中心 吉林 长春 130012)

摘要：本文从实证角度研究了我国货币政策中介目标与宏观经济波动之间的影响关系，并将实证结果与理论推断进行了比较。我们使用结构向量自回归对货币中介目标中的结构扰动进行的分离和识别，根据中央银行货币政策目标的变化，我们分别研究了1993年1月至1997年12月的信贷规模中介目标和1998年1月至2004年6月的货币供给中介目标。通过具体检验我们发现，货币中介目标与经济周期波动具有密切关系，货币冲击的作用机制和效果与经济理论的推断基本一致，这意味着我国的货币政策作用机制具有一定的市场基础和制度基础。

关键词：货币政策；中介目标；结构冲击；VAR模型

中图分类号：F224.0

文献标识码：A

1 引言

现代货币政策理论不仅关注货币政策的有效性研究，而且对最优货币政策目标和政策工具也进行了大量研究(Walsh, 1998)。Poole(1970)对最优货币政策的规则进行检验时发现一些实际经济变量(如产出和就业等)对结构冲击的反应，不仅依赖经济周期的阶段性，而且随着货币政策的规则变化而变化。例如，当经济中发生的实际支出冲击对实际产出产生很大影响时，货币政策倾向于确定利率目标，利率中介目标的设定可以抑制货币需求冲击对实际产出的影响，从而达到缓冲和缓解经济波动的目的；另一方面，如果此时选择货币供给量为货币政策的中介目标，那么货币需求冲击仍然可以影响实际产出，但是利率波动能够部分地抵消实际冲击的产出效果，此时对经济周期的调控作用将有所减弱。因此，Poole(1970)认为：在经济周期的收缩期，应该倾向于采取利率规则作为中介目标，以便发挥货币冲击的产出作用；在经济周期的扩张期，应该倾向于采取货币存量作为中介目标，以便名义利率的有限波动来综合实际产出和通货膨胀的替代作用。

在理性预期学派构建的总供给方程中，货币政策规则不影响实际产出，此时货币政策是中性的。随着理性预期学派的进一步发展，他们论证了“经济政策无效性命题”是否成立不仅依赖供给函数的形式，而且依赖经济模型的信息结构。特别是McCallum(1981)证明了，在信息不对称的情形下，经济政策大都是有效的。Fethke和Jackman (1984)证明了，Poole的研究在一个价格灵活模型中也可能是正确的，在这个价格灵活模型中，结合了内生化的名义工资随着通货膨胀率调整的指数化过程。因此，在具有不同价格调整假设的模型中(价格灵活和价格粘性)，不同经济政策目标下的经济政策工具选择所导致的经济波动效果可能是相似的。

在我国经济周期波动和宏观经济调控中，采用了大量的经济政策组合方式(财政政策和货币政策的多种组合)和灵活的政策工具选择(名义利率、货币存量和国债规模和期限结构等)(刘金全，2002年)。在本文中，我们将从实证角度出发，描述和检验我国货币政策中介目标的变化与宏观经济波动态势之间的影响关系，对比和判断经济波动现实与经济理论预测之间是否一致。在政策工具与政策目标之间的传导机制研究中，主要的分析工具是由Bernanke(1986)提出的结构向量自回归(VAR)模型，这种模型可以分解不同来源的结构扰动及其冲击反应。Blanchard和Watson(1986)、Sims(1986)等进一步推广这种方法，主要是依赖经济理论所推断的经济变量之间的影响关系来识别结构扰动的类型和作用顺序。在对我国货币政策与经济波动之间影响关系的检验中，我们所比较的中介目标分

别是从1990年1月到1997年12月的信贷规模和从1998年1月到2004年12月的货币供给量，我们将通过VAR模型中的冲击反应函数，来检验货币政策工具中的结构扰动是否对内生变量产生显著和持续影响，因为在不同的货币政策目标规则下，存量扰动和利率扰动形成结构冲击对内生变量的方差将产生不同的数量效应，如果这样的差异，则说明我国货币政策的工具选择确实依赖经济周期的具体阶段，并对经济周期波动产生反馈影响(刘金全、张鹤，2004年)。

2 结构VAR模型及数据选取

虽然VAR模型在经济政策作用机制检验方面起到了重要作用，但是VAR模型中的方差分解和冲击反应函数仍然缺乏足够的经济理论支持(Cooley and LeRoy, 1985)。为此，在结构VAR模型中，我们根据一定的经济假设，给出一个线性动态系统简化式的可识别条件，然后介绍模型中的数据选取过程。

2.1 结构VAR模型及其假设

假设 X_t 是由我们所关注的宏观经济变量构成的 n 维向量， L 是一阶滞后算子，这样一个动态线性结构方程系统可以表示为：

$$A(L)X_t = u_t \quad (1)$$

其中，我们假设结构冲击 u_t 是序列不相关的，即满足：

$$E[u_t u_t'] = \begin{cases} \Gamma, & s=t \\ 0, & s \neq t \end{cases} \quad (2)$$

经济动态系统具有一般性的自回归结构，即滞后算子多项式 $A(L)$ 为：

$$A(L) = A_0 + A_1 L + A_2 L^2 + \dots + A_m L^m \quad (3)$$

其中， A_i ， $i=0,1,\dots,m$ 是系数矩阵。为了对结构式方程进行估计，我们需要将其转化为简化式形式，此时 X_t 的每个分量的当前变量可以表示成为每个变量的具有滞后变量，以及序列不相关的结构式扰动项的线性组合。例如，如果矩阵 A_0 是可逆的，可以在方程(1)两端乘以 A_0 的逆矩阵，得到方程下述表达式：

$$\Phi(L)X_t = A_0^{-1}u_t \quad (4)$$

其中：

$$\Phi(L) = A_0^{-1}A(L) = I - \Phi_1 L - \Phi_2 L^2 - \dots - \Phi_m L^m \quad (5)$$

其中， $\Phi_j = -A_0^{-1}A_j$ ， $j=1,2,\dots,m$ ，并假设简化式扰动项为 $\varepsilon_t = A_0^{-1}u_t$ 。此时简化式模型(4)可以表示为：

$$X_t = [\Phi_1 L + \Phi_2 L^2 + \dots + \Phi_m L^m]X_t + \varepsilon_t \quad (6)$$

虽然简化式VAR模型的右端都已经是前定变量，但是模型却发生了两个十分重要的变化。一个是简化式冲击不再具有白噪声性质，即出现了序列相关性，为此普通最小二乘估计已经不再是一致估计了；另一个是从简化式参数估计无法唯一地恢复出结构式参数，这产生了模型的不可识别问题。

为了处理第一个问题，我们需要使用条件异方差下的其他估计方法。此时简化式扰动的协方差矩阵为：

$$E[\varepsilon_t \varepsilon_t'] = A_0^{-1} \Gamma A_0'^{-1} \quad (6)$$

为此，我们可以使用工具变量法或二阶段最小二乘法等，获得VAR模型简化式参数的一致估计，并且获得简化式扰动序列的估计(Blanchard and Watson, 1986)。

为了保证模型的可识别性，我们需要从协方差矩阵估计 $\hat{\Omega} = A_0^{-1} \Gamma A_0'^{-1}$ 中恢复出矩阵 A_0 和 Γ 的估计出来。这是我们需要额外的约束条件，我们将通过货币需求函数等结构式模型的参数约束条件和简化式扰动的发生次序等方式，获得结构式模型的可识别性。

2.2 数据选取和模型结构

货币政策中介目标是中央银行设置的可供观测和调整的指标，是实现货币政策最终目标的可传导性金融变量，主要包括基础货币、货币供应量和名义利率。货币政策中介目标体系的建立和完善是近年来我国货币政策调控机制变革的一个重要标志，主要表现在：取消了对商业银行信贷规模的限额控制；建立了以基础货币为操作目标、货币供应量为中介目标的货币政策体系体系；名义利率市场化改革取得了重大进展。

在市场化进程之前，我国中央银行并没有明确的货币政策中介目标，一直使用信贷计划和现金计划作为政策的主要工具。在1993年以前，中央银行主要通过调控信贷规模、现金投放来调控货币总需求(夏斌，廖强，2001年)。从1994年开始，我国开始逐渐放松贷款规模控制，促使货币需求体现出一定程度的反应弹性。1996年，中央银行开始将货币供应量作为货币政策的中介目标，开始公布M0(流通中的现金)、M1(狭义货币)和M2(广义货币)等三个层次的货币供应量指标(易纲，2003年)。1997年12月16日，中央银行宣布，自1998年1月1日起，取消对国有商业银行贷款限额的控制，推行资产负债比例管理和风险管理，表明中国人们银行正式放弃传统指令性计划的“中介目标”，而代之以货币供给量目标。目前，如何正确地确定货币供应量增长目标是中央银行的一项重要任务。所以我们以1998年为界，分段考虑我国货币政策中介目标变化对我国宏观经济波动的影响。

1990年代中期以来，我国货币政策的直接调控成分逐步缩小，而间接调控成分不断扩大。货币政策最终目标确定为“稳定货币并以此促进经济发展”；货币政策中介目标和操作目标从贷款规模转向了货币供应量和基础货币；存款准备金、利率、中央银行贷款、再贴现、公开市场操作等间接调控手段逐步扩大。目前已基本建立了以稳定货币为最终目标，以货币供应量为中介目标，运用多种货币政策工具调控基础货币(操作目标)的间接调控体系。

根据我国货币政策操作的具体实践过程，我们所构建的结构VAR模型主要包括：货币需求函数、总供给方程、政策反应函数和产品市场均衡函数(IS曲线)。在这个模型中我们所考虑的变量是实际GDP(利用变量 y_t 表示实际GDP的对数)、通货膨胀率 π_t 、货币供给量 m (用 M_1 的对数表示)、贷款规模 $Loan_t$ (贷款规模的对数变量)，利率 r_t (用一年期银行定期存款利率表示)。

货币需求函数的标准设定形式如下：

$$m_t = B_1 r_t + B_2 y_t + B_3 \pi_t + A^{md}(L) X_{t-1} + u_t^{md} \quad (7)$$

货币需求函数的理论约束为： $B_1 < 0$ ， $B_2 > 0$ ， $B_3 > 0$ 。 $X_t = (y_t, m_t, r_t, \pi_t)$ ，而 $A^{md}(L)$ 是滞后算子构成的4维行向量，借以形成货币需求函数的动态性，滞后阶数由模型效果确定； u_t^{md} 是相互独立且方差相同的结构冲击，表示货币供给或者货币需求的冲击成分。

在货币政策理论研究中，刻画货币政策的具体状态(“扩张”和“紧缩”)和执行规则(“主动”和“被动”)，判断货币政策对于宏观经济条件(名义经济条件和实际经济条件)的反应，特别是对于各种经济冲击的反应，已经成为了分析现实经济状态(制度条件、市场条件和经济运行态势等)对于货币政策反馈影响的主要方法。这种货币政策对宏观经济条件的反应的定量描述，被称为货币政策的反应函数。货币政策反应函数可以度量货币政策指数(经常使用各种基金利率或者货币存量指标表示)与货币政策的宏观经济目标(经常包括国民收入、通货膨胀率等)之间的相互关系。我们将使用货币政策反应函数度

量不同中介目标策略的效果，因此我们选择如下形式的货币政策反应函数：

$$Loan_t = B_4 m_t + B_5 y_t + B_6 r_t + A^{mp}(L)X_{t-1} + u_t^{mp} \quad (8)$$

这里作为中介目标变量的是贷款规模 $Loan_t$ ， $A^{mp}(L)$ 也是滞后算子构成的4维行向量，借以形成贷款需求的动态性，滞后阶数由模型效果确定； u_t^{mp} 是相互独立且方差相同的结构冲击，表示货币政策中介目标的冲击成分。显然，这是一个评价货币需求与贷款规模之间关系的重要模型。

最后，我们利用总供给函数来给出产品市场的均衡方程，即 IS 曲线方程。我们利用 IS 曲线模型来分析不同货币政策中介目标所引起的价格和产出的变化过程。理论上 IS 曲线方程是用实际利率和其他变量表示的总产出函数，为此我们假设该模型为：

$$y_t = B_7 m_t + B_8 r_t + B_9 \pi_t + A^{is}(L)X_{t-1} + u_t^{is} \quad (9)$$

这里 $A^{is}(L)$ 仍然是滞后算子构成的4维行向量，借以产品市场波动的动态性，滞后阶数由模型效果确定； u_t^{is} 是相互独立且方差相同的结构冲击，表示总供给或者总需求的冲击成分。

3 结构VAR模型估计和检验

为了简单起见，我们选择如下形式的简化式VAR模型来检验货币政策中介目标的变化对宏观经济波动的影响：

$$X_t = C + \sum_{i=1}^p A_i X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (10)$$

我们使用1993年1月至2004年6月的月度数据来进行估计。数据来源于《中国人们银行统计季报》和《中国经济景气月报》，部分季度数据进行了月度调整。我们把数据分为1993年1月至1997年12月和1998年1月至2004年6月两个子样本。根据Sims(1986)的修正似然比检验，我们在两个子样本中均选择了滞后2阶的VAR设定，然后利用工具变量法估计VAR模型的简化式模型。方程(7)至方程(9)给出了VAR模型的部分结构式方程，并且给出了部分参数约定，我们将这些约束作为识别结构式VAR模型的约束条件。

在估计了上面的VAR模型简化式参数后，我们需要估计冲击反应函数，并判断经济周期波动与货币政策中介目标之间的相互作用。冲击反应函数描述了结构式冲击的单位变化对内生变量的动态影响过程，或者内生变量对结构式冲击1个标准差变化所产生的当期或者滞后反应。在估计经济冲击反应函数时，我们假设冲击发生的顺序是： $GDP \rightarrow$ 货币供给量 \rightarrow 贷款规模 \rightarrow 通货膨胀率 \rightarrow 利率，如此冲击发生顺序表明了中央银行的基本反应过程(估计过程参见Mills, 1999)。

3.1 我国货币政策中介目标的转变及货币政策的产出效果

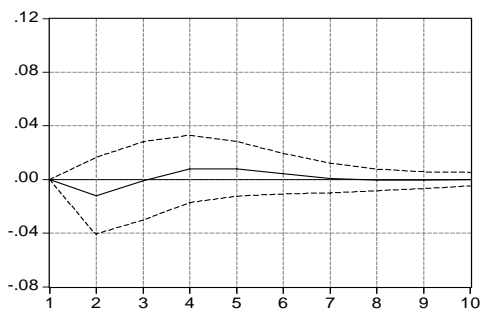


图1 实际GDP对M1冲击的反应函数

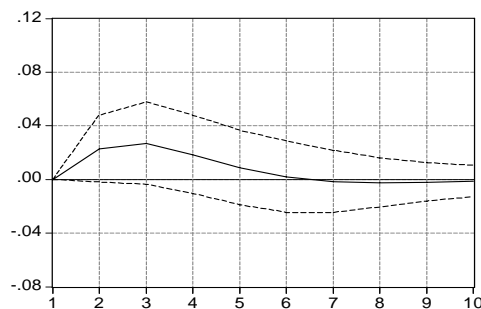


图2 实际GDP对贷款规模冲击的反应函数

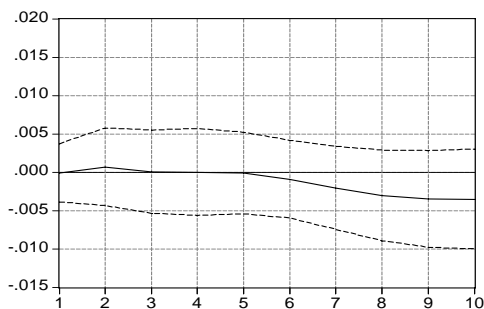


图3 M1对实际GDP冲击的反应函数

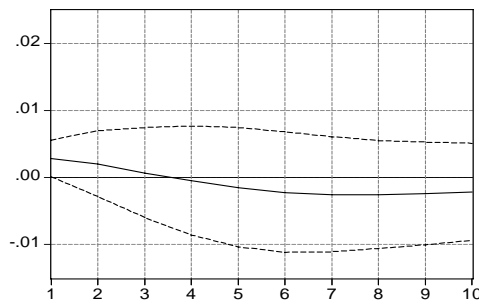


图4 贷款规模对实际GDP冲击的反应函数

在冲击反应函数图形中，横轴表示冲击发生的时间间隔，我们选取了冲击反应函数的滞后数为10个月；纵轴表示变量变化的百分点，虚线表示1倍标准差的置信范围。图1至图4给出了第一阶段(1993年1月—1997年12月)、图5至图8给出了第二阶段((1998年1月—2004年6月)的估计结果。

我们首先来分析货币政策中介目标对实际产出的动态作用过程。图1至图2给出了第一阶段实际GDP对货币供给冲击和贷款规模冲击的反应函数。在图1中，当出现1个百分点的货币供给冲击后，实际GDP在前3个月出现了轻微的收缩，其收缩作用在2个月时达到最大程度，并导致实际GDP降低0.015个百分点；从第4个月开始至第7个月，产出的冲击反应是正的，并在第5个月时达到最大程度。在第7个月后货币冲击的作用逐渐消失，这意味着货币供给冲击对实际产出波动的影响没有持续作用，具有“货币政策长期中性”的特征。

在图2中，当出现1个百分点的贷款规模冲击后，实际GDP在前6个月都出现了明显的扩张反应，其扩张作用在3个月时达到最大程度，导致实际GDP增长率提高0.03个百分点。此后贷款规模冲击对实际GDP的影响逐渐地趋于零水平，也体现出贷款规模作为中介目标的长期中性特征。

比较图1和图2的冲击反应过程，我们可以判断我国在1998年以前的货币政策中介目标是贷款规模，贷款规模对经济增长的拉动作用比较显著，而货币供给量对经济增长的影响相对较小。图3和图4给出的实际产出对货币供给和贷款规模的反馈作用，进一步验证了上述中介目标的相机选择性。因为在图3和图4的对比中，贷款规模比货币供给对实际产出冲击的反应程度更为敏感和强烈，这意味着当实际产出出现波动时，中央银行首先选择调整贷款规模作为中介目标，对经济运行进行干预。

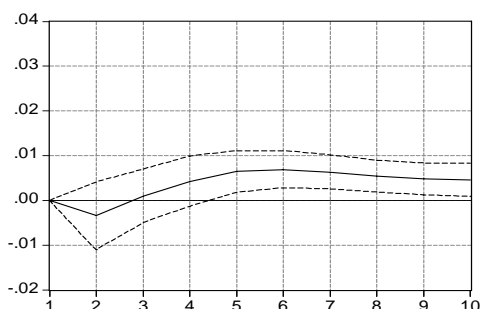


图5 实际GDP对M1冲击的反应函数

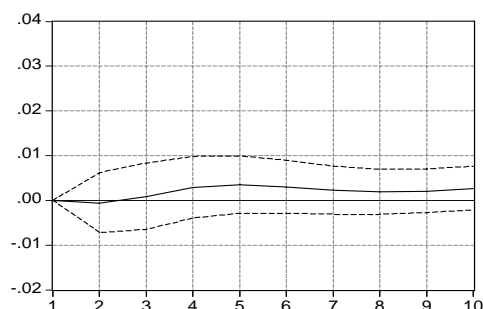


图6 实际GDP对贷款规模冲击的反应函数

当经济运行进入第二阶段以后，我国货币政策中介目标的选择发生了变化。在图5中，当出现1个百分点的货币供给冲击以后，实际GDP在前3个月出现了轻微的收缩，其收缩作用在2个月时达到最大程度，导致实际GDP降低0.03个百分点。此后货币供给冲击对实际GDP产生了持续的正向影响，在6个月时达到最大程度并导致实际GDP提高了0.06个百分点，然后逐渐稳定在0.045左右；与此相反，在图6中，当经济中出现1个百分点的贷款规模冲击以后，实际GDP在前3个月基本没有变化，在5个月时达到正向最大影响，导致实际GDP提高0.04个百分点，此后逐渐稳定在0.025左右。由此

可见，从冲击反应图可以看出，我国货币政策中介目标从贷款规模转为货币供给量，对我国实际产出产生了持久的正向影响，货币政策的有效性开始体现出来。

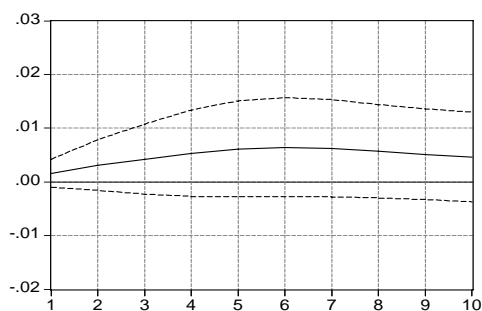


图7 M1对实际GDP冲击的反应函数

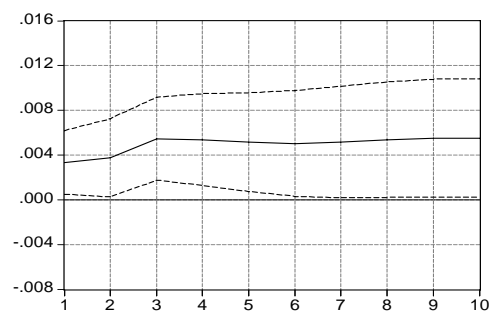


图8 贷款规模对实际GDP冲击的反应函数

图7和图8给出的实际产出对货币政策中介目标的反馈反应中，仍然可以发现货币政策中介目标改变的迹象。在图7中，当实际产出出现单位冲击时，货币供给进行调整的程度比较明显；而在图8中，当实际产出出现单位冲击时，贷款规模进行调整的程度相对较弱。这意味着中央银行首先考虑利用货币供给调整货币存量，以适应和熨平实际产出的波动。

3.2 我国货币政策中介目标的转变及货币政策的价格效果

我们利用结构VAR模型继续分析货币政策中介目标与价格水平变化(通货膨胀率)之间的关系。图9至图10和图11至图12分别给出了第一阶段和第二阶段冲击反应过程。在图9中，当出现货币供给冲击后，通货膨胀率在前5个月出现膨胀反应，然后货币供给冲击作用逐渐消费；在图10中，当出现贷款规模冲击后，通货膨胀率在前2个月反应微弱，但是从第3个月开始价格开始攀升，并体现出一定的持续性。由此可见，在利用货币政策抑制通货膨胀的过程中，选择控制贷款规模的效果要优于控制货币存量。这也是我国在第一阶段(1993年1月—1997年12月)出现高通货膨胀时所采用的主要宏观调控措施。

当经济进入第二阶段以后，不仅高通货膨胀阶段宣告结束，而且还出现了轻微的通货紧缩，为此货币政策中介目标也随之发生了改变。在图11中，当货币供给出现单位正向冲击后，通货膨胀率立即产生了正向反应，并在第4个月时达到了最大程度，其后货币供给冲击的价格膨胀效果继续存在，这意味着提高货币供给和增加货币存量是此时缓解通货紧缩压力的有效方法；在图12中，当出现贷款规模的单位冲击以后，通货膨胀率的反应十分微弱，这说明贷款规模冲击并没有显著地传导到价格变化上，这是这个期间“银行惜贷”和“企业慎贷”等现象的反应，其主要原因在于有效需求不足和买方市场程度加深。因此，这个期间稳健货币政策不仅体现了货币存量控制，也体现在贷款规模控制上。

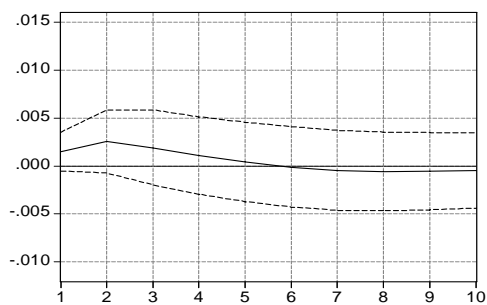


图9 通货膨胀率对货币冲击的反应函数

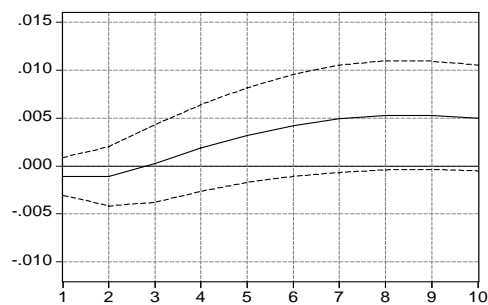


图10 通货膨胀率对贷款冲击的反应函数

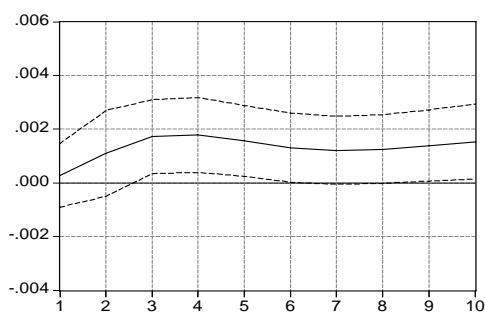


图11 通货膨胀率对货币冲击的反应函数

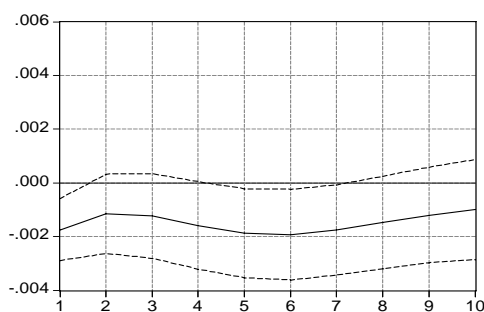


图12 通货膨胀率对贷款冲击的反应函数

3.3 货币政策中介目标作用的方差分解

上述冲击反应函数表示货币政策中介目标对实际产出和价格水平变化的动态影响。为了度量货币政策中介目标对实际产出波动的贡献，我们通过在VAR模型中进行预测方差分解来判断实际产出波动的来源。下表给出了货币供给冲击和贷款规模冲击对实际产出各期预测标准差的贡献程度。

表 实际产出波动的方差分解

阶段 时期	1993年1月—1997年12月			1998年1月至2004年6月		
	标准差	m_t (%)	$Loan_t$ (%)	标准差	m_t (%)	$Loan_t$ (%)
1	0.0975	0.0000	0.0000	0.0321	0.0000	0.0000
2	0.1211	1.0128	3.6023	0.0389	0.7757	0.0241
3	0.1286	0.9062	7.5975	0.0409	0.7636	0.0666
4	0.1312	1.2224	9.2971	0.0419	1.7489	0.5416
5	0.1324	1.5481	9.5608	0.0429	3.9485	1.1826
6	0.1332	1.6251	9.4646	0.0437	6.2896	1.6107
7	0.1336	1.6186	9.4142	0.0443	8.1052	1.8137
8	0.1339	1.6151	9.4136	0.0449	9.3320	1.9403
9	0.1340	1.6137	9.4118	0.0454	10.213	2.1076
10	0.1341	1.6107	9.4032	0.0459	10.972	2.4028

上述方差分解结果仍然支持我国货币政策中介目标改变的判断，以及货币政策中介目标与实际产出波动的关联性。例如，在第一阶段中，在第2个月的产出波动标准差中，货币供给冲击解释了其中的1.01%，而贷款规模冲击则解释了其中的3.60%；随着时间的推移，在第10个月的实际产出波动标准差中，货币供给冲击解释了其中的1.61%，而贷款规模冲击则解释了其中的9.40%。这意味着贷款规模与实际产出之间的关联性更强，选择贷款规模作为货币政策的中介目标能够更为有效地实现对实际产出目标的传导和调控；在第二阶段，货币供给冲击对实际产出波动性的解释能力开始强于贷款规模冲击，例如在第2个月，货币供给冲击的解释能力为0.78%，而贷款规模冲击的解释能力仅为0.02%；在第10个月，货币供给冲击的解释能力提高到10.97%，而贷款规模冲击的解释能力仅为2.40%；这意味着货币供给和货币存量作为中介目标与实际经济的联系更为密切。

4 基本结论和政策启示

我们寻求的经验证据主要用于判断两个问题：一是我国货币政策的中介目标是否发生了改变？二是我国货币政策的中介目标是否与经济周期波动存在内在关联。如此问题不仅关系到货币政策工具选择和货币政策的有效性，也关系到货币政策操作的取向。我们上面所进行的实证检验对这两个问题都给出了肯定的回答。

随着我国经济体制改革的不断深入和金融市场的快速发展，进入1990年代中期以后，我国信贷规模与货币供给量之间的稳定关系逐渐消失，中央银行已经不能再通过控制信贷规模来控制货币供给(余永定，1998)。因此，1994年中央银行制定的金融体制改革方案中决定将货币政策中介目标由贷款规模改为货币供给量，并于1998年正式以货币供给量为中介目标。汪红驹(2002)的研究发现我国长期货币需求与实际GDP以及利率变量之间存在稳定的关系，因此实际GDP的动态变化就应该与货币政策的中介目标之间存在内在关联，并且能够在两者之间的作用和反馈机制上反应出来。

根据我国货币政策操作的现实，我们将整个时间区域划分为两个子区间，并且检验货币政策中介目标和最终目标的有效性。我们发现了货币供给和贷款控制在不同时期作为中介目标的双重有效性：在出现高通货膨胀的第一阶段，贷款规模作为货币政策中介目标的适度控制，不仅有效地遏止了价格水平的继续升高，而且防止了经济增长的大幅回落，保证了经济运行在适度增长水平上的“软着陆”；在出现轻微通货紧缩的第二阶段，货币供给作为货币政策中介目标的稳健性操作，既有效地防止了通货紧缩的蔓延和加剧，又满足了扩张有效需求所需要的名义经济扩张，为我国经济2003年开始出现了“软扩张”态势打下了基础。

在我国货币政策的政策工具选择和实际操作过程中，中介目标由贷款规模向货币供给的转变比较及时，也产生了显著效果，并促使货币政策发挥了预期的宏观经济调控作用。但是，应该注意到，我国经济已经进入了2003年开始的新一轮经济周期，该轮经济周期的典型特征是经济增长速度明显提高、投资增速快速攀升、通货膨胀压力增加，这不仅对我国的金融体制改革和市场化进程提出了新的要求，而且在货币政策操作过程中，在继续以货币供给量为中介目标的同时，考虑提高名义利率工具的作用和终结目标成分；不仅要考虑适度提高名义利率以钉住实际利率水平，而且要适当调整名义利率的期限结构，既要保持货币存量的适度稳定增长，有要防止通货膨胀率不断攀升，这就要求在货币政策操作过程中，同时完成促进经济增长和保持价格稳定的双重目标。此时，必然要求货币政策的多重中介目标的使用和调整。

参考文献

- [1] 刘金全. 时变参数选择模型与货币政策的时变反应分析[J]. 中国社会科学, 2002 (4).
- [2] 刘金全, 张鹤. 我国经济中“托宾效应”和“反托宾效应”的实证检验[J]. 管理世界, 2004,(5).
- [3] 汪红驹. 用误差修正模型估计中国货币需求函数[J]. 世界经济, 2002, (5).
- [4] 夏斌, 廖强. 货币供应量已不宜作为我国货币政策中介目标[J]. 经济研究, 2001,(8).
- [5] 易纲. 中国的货币化进程[M]. 北京: 商务印书馆, 2003.
- [6] 余永定. 中国宏观经济管理的新阶段[J], 改革, 1998,(5).
- [7] Bernanke B. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, in Alternative explanations of the money income correlation, eds[S]. K. Brunner and A. Meltzer, North Holland, Amsterdam, 1986, 25: 49-100.
- [8] Blanchard O J, Watson M. Are business cycles all alike?[J]. The American Business Cycle, ed. R. J. Gordon, NBER, University of Chicago Press, 1986.
- [9] Cooley T A, LeRoy S F. A theoretical macroeconomics: a critique[J]. Journal of Monetary Economics, 1985, 16:

283-308.

[10] Fethke G, Jackman R. Optimal monetary policy, endogenous supply and rational expectations[J]. Journal of Monetary Economics, 1984, 14: 151-170.

[11] McCallum B T. Price level determinacy with an interest rate policy rule and rational expectations[J]. Journal of Monetary Economics, 1981, 8: 319-329.

[12] Mills T C. The Econometric Modelling of Financial Time Series[M]. Cambridge: Cambridge University Press, 1999.

[13] Poole W. Optimal choice of monetary policy instruments in a simple stochastic macro-model[J], Quarterly Journal of Economics, 1970, 84: 197-216.

[14] Sims C A. Are forecasting models usable for policy analysis?[J]. Quarterly Review, Federal Reserve Bank of Minneapolis, 1986, 10(1): 2-16.

[15] Walsh C E. Monetary Theory and Policy[M]. CM: MIT Press, 1998.

The Relationship of Intermediate Target of Monetary Policy between Macroeconomic Fluctuation in China

Jin Chunyu, Gu Hongmei

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

Abstract: In this paper, we test the quantitative relationship between the monetary policy intermediate target and macroeconomic fluctuation. We also want to know whether the forecasts of economic theory are accordance with the economic facts in China's economy. We use the structural VAR model to recognize the innovations in monetary intermediate targets. Among the different periods, we analyze respectively the credit scale intermediate target from 1993:01 to 1997:12 and monetary aggregate intermediate target from 1998:01 to 2004:06. The empirical evidence indicates the impact responses are consistent with economic theories. This means that there are the constitute and market foundations for the mechanisms of monetary policy in China's economy.

Key words: monetary policy, intermediate target, structural shock, VAR model

收稿日期: 2005-05-15

基金项目: 国家自然科学基金项目(70471016)、教育部重大项目(02JAZJD790007)和吉林大学人文社会科学精品项目(2003JP005)

作者简介: 金春雨(1965年—),女,吉林大学应用经济学博士后流动站博士后;顾洪梅(1970年—),女,吉林大学数量经济研究中心博士研究生。