

# 货币政策动态传导的微观机制<sup>\*</sup>

——基于 30 个中国工业两位数行业数据的实证研究

齐鹰飞

内容提要:宏观政策终究是在微观世界中传导的,直接利用微观数据分析宏观经济政策效应有助于更准确考察政策动态传导的细节。本文利用中国 30 个工业两位数行业数据实证分析了货币政策的微观传导机制,发现中国在短期存在货币非中性,货币政策对产出具有显著的短期影响,通货膨胀的动态演变同实际经济相关;数据不支持“流动性效应”的存在,基础货币冲击和利率冲击具有不同的传导渠道;紧缩性利率冲击在短期内反而可能提高通货膨胀率,成本渠道在短期内似乎主导了货币政策传导。这些发现为理解货币传导机制提供了更基础和更丰富的证据,既可以为相关理论模型的检验提供参照标准,也可以为货币政策操作提供参考和借鉴。

关键词:货币传导机制 货币政策冲击 成本渠道 新凯恩斯主义

## 一、引言

自 20 世纪 90 年代以来,货币政策研究者们关于“货币经验”逐渐形成一些基本共识,主要包括:(1)货币政策冲击对实际经济活动具有强的、持续的影响,而对物价则具有弱的、延迟的影响;(2)紧缩性货币政策冲击会导致产出较大幅度下降,而物价对紧缩性货币政策冲击的初始响应往往是提高;(3)紧缩性货币政策冲击导致实际工资和利润下降,其中实际工资的下降反应较为温和(Leeper et al, 1996; Bernanke & Mihov, 1998; Christiano et al, 1999, 2005)。从更开阔的视野看,这些宏观视角的观察内嵌于货币经济学的前沿发展,构成了以动态随机一般均衡建模技术为内核的新一代货币经济周期模型的经验基础(Rotemberg & Woodford, 1997; Smets & Wouters, 2003, 2007)。

然而,宏观政策终究是在微观世界中传导的。就货币政策而言,中央银行的政策调控通过利率渠道、信贷渠道、成本渠道等传导机制作用于消费、投资、产出以及通货膨胀等宏观经济变量,而隐含于这

些渠道之中的正是家庭、企业、银行等微观主体的决策和行为,是这些微观主体对于政策激励的反应导致了上述宏观经济变量对政策操作做出响应(Woodford, 2003; Gali, 2008)。因此,直接利用微观数据进行分析将更有助于准确考察货币政策动态传导的细节。更进一步,宏观经济指标从本质上讲只是为了方便描述经济运行状况而对相关数据进行的简化加总处理,用来观察政策效应固然方便,但是微观数据中蕴含的部分信息也会因此遗失。

正因为如此,越来越多的非加总数据在近年来被投入于货币政策传导机制的实证分析。Barth & Ramey (2001)、Ghosh (2009)等基于英、美等国家产业数据的研究发现,货币政策的动态效应具有不可忽视的跨产业异质性;Dedola & Lippi (2005)、Peersman & Smets (2005)等基于跨国产业数据的研究也发现,相对于国别差异,产业差异能够在更大程度上解释货币政策效应的异质性。还有一些研究直接利用企业数据(Chatelain et al, 2003; Gaiotti & Secchi, 2004),这些研究可以更好地解决加总数据中难于处理的逆向因果关系问题。

\* 齐鹰飞,东北财经大学经济与社会发展研究院,邮政编码:116025,电子邮箱:qiyingfe@sina.com。本研究得到教育部人文社会科学研究规划基金项目“中国短期通货膨胀动态实证研究”(批准号:10YJA790147)的资助。感谢匿名审稿人的意见,文责自负。

本文以上述研究为基础,利用中国工业两位数行业数据实证分析货币政策冲击在经济中的传导,旨在丰富和深化对中国货币经验的描述。目前,围绕中国货币政策传导及动态效应已经出现了一些研究(宋旺和钟正生,2006;于则,2006;申俊喜等,2011),不过这些研究均使用宏观数据或区域数据,在产业和企业等微观层面展开的考察并不多见,仅有闫红波和王国林(2008)、曹永琴(2010)等少量研究。因此,本文是对当前国内相关研究的补充和完善,可以为描述货币政策传导机制提供更基础和更丰富的证据。一方面,本文可以为相关理论模型的检验提供参照标准——这些理论论断应该首先符合基本的货币事实。按照 Lucas(1980)的观点,如果在简单问题上,一个模型给出的答案同现实经济的答案越一致,我们越可以相信它能够回答更复杂的问题。另一方面,本文也可以为货币政策操作提供借鉴。当前国际、国内经济环境存在诸多不确定性,货币政策操作面临较为复杂的局面。在此情势下,较为准确把握政策的动态效应,特别是研判政策的作用机制和传导渠道,对于提高政策有效性无疑具有相当的参考价值。

## 二、货币政策冲击的识别

自 Lucas(1972)以来,研究者们已经认识到分析货币政策效应的关键在于区分其中被预期到以及未被预期到的成分。未被预期到的成分反映了货币政策的外生变动,而被预期到的成分则体现了货币政策对于产出、物价等其他经济变量的系统性内生反应。在实证分析中,为了保证政策变量同产出、物价之间的经验关系不被解释为一种逆向因果关系,将货币政策的外生冲击从其对该经济的内生反应中分离出来无疑非常重要。为了达到这个目的,文献中通常使用 SVAR 方法。SVAR 在分析货币政策动态效应和传导机制时几乎具有压倒性的优势,其原因正在于该方法可以在控制了货币政策同其他关键经济变量之间的系统性反馈后度量货币政策的外生冲击(Dedola & Lippi, 2005)。

本文将针对每个工业行业估计一个 SVAR( $q$ ) 模型,模型形式如下:

$$A_0 Z_t = A_1 Z_{t-1} + A_2 Z_{t-2} + \dots + A_q Z_{t-q} + v_t \quad (1)$$

其中,  $Z_t$  为  $n$  维内生变量的列向量,  $A_j (j=0, 1, \dots, q)$  为  $n \times n$  的系数方阵,  $v_t$  为  $n$  维结构冲击向量。

利用滞后算子  $L$ , 结构模型(1)式可以表示为:

$$A(L) Z_t = v_t \quad (2)$$

其中,  $A(L) = A_0 - A_1 L - A_2 L^2 - \dots - A_q L^q$ 。假设矩阵多项式  $A(L)$  可逆,则结构模型(1)式的 VMA( $\bullet$ )形式为:

$$Z_t = B(L) v_t \quad (3)$$

其中,  $B(L) = A(L)^{-1}$ ,  $B_0 = A_0^{-1}$ 。

假设结构模型(1)式对应的约简式的 VMA( $\bullet$ )形式为:

$$Z_t = C(L) u_t \quad (4)$$

其中,  $C(L)$  为滞后算子  $L$  的  $n \times n$  的系数方阵,  $C_0 = I_n$ ,  $u_t$  为  $n$  维随机扰动向量。

根据(3)、(4)式,有  $B(L)v_t = C(L)u_t$ 。由于这一结果对于任意  $t$  均成立,再结合  $B_0 = A_0^{-1}$ , 则有:

$$v_t = A_0 u_t \quad (5)$$

为了衡量结构冲击  $v_t$  对系统的动态影响,可以在假设其他变量不变的前提下计算内生变量  $Z_{t+i}$  对  $v_t$  的一个单位冲击的响应,即脉冲响应函数  $\partial Z_{t+i} / \partial v_t$ 。结构模型(1)的脉冲响应函数可以表示为:

$$\frac{\partial Z_{t+i}}{\partial v_t} = \frac{\partial Z_{t+i}}{\partial u_t} A_0^{-1} \quad (6)$$

计算脉冲响应函数需要对  $A_0$  施加结构性约束。本文将采用 Christiano et al(1999, 2005)、Dedola & Lippi(2005)等的方法,通过引入递归假设来识别货币政策冲击。假设货币当局具有如下货币政策反应函数:

$$S_t = f(\Omega_t) + v_t^s \quad (7)$$

其中,  $S_t$  为货币当局的工具变量,如短期利率或某种货币总量;  $f$  是一个线性函数,将  $S_t$  同货币当局的信息集  $\Omega_t$  联系起来;  $v_t^s$  为货币政策冲击。在递归假设下,货币政策冲击正交于货币当局的信息集。该假设意味着,在某一给定时期,经济变量是以块递归的方式决定的:首先,同产品市场相联系的变量(产出、价格、就业等)得以决定;然后,货币当局确定政策工具;最后,货币市场中的其他变量被决定。换言之,  $Z_t$  可以分为 3 块,即:

$$Z_t = \begin{pmatrix} X_{1t} \\ S_t \\ X_{2t} \end{pmatrix} \quad (8)$$

其中,  $X_{1t}$  中包括  $n_1$  个变量,其当期值在货币当局的信息集中出现;  $X_{2t}$  中包括  $n_2$  个变量,这些变量仅有滞后值在货币当局的信息集中出现。递归

假设对  $A_0$  施加了以下 0 约束:

$$A_0 = \begin{pmatrix} \langle a_{11}^{11} \rangle & \langle 0 \rangle & \langle 0 \rangle \\ \langle a_{11}^{21} \rangle & \langle a_{11}^{22} \rangle & \langle 0 \rangle \\ \langle a_{11}^{31} \rangle & \langle a_{11}^{32} \rangle & \langle a_{11}^{33} \rangle \end{pmatrix} \quad (9)$$

Christiano et al(1999)证明了以下结论:(1)根据任意满足(9)式的  $A_0$  计算出的  $Z_{t+i}$  对于货币政策冲击  $v_t^s$  的脉冲响应是相同的;(2)给定  $A_0$  为对角项为正的下三角矩阵,  $X_{1t}$  和  $X_{2t}$  中变量的排序并不影响  $Z_{t+i}$  对于货币政策冲击  $v_t^s$  的脉冲响应。根据结论(1)和(2),  $A_0$  可以很方便地设为下三角形式。

### 三、变量选择、数据说明和实证结果

1. 变量选择和数据说明。变量选择是在结论的丰富性和检验的可靠性之间进行的权衡:选择更多的变量进入模型,无疑可以得出更丰富的实证结论;但由于数据样本的限制,更多的变量又意味着更少的自由度,会降低检验的可靠性。本文将参照 Christiano et al(1999)、Barth & Ramey(2001)以及 Dedola & Lippi(2005)等研究确定进入 SVAR 模型的变量。

货币政策工具  $S_t$  被确定为短期利率或基础货币。将利率作为政策工具在近来的研究中非常普遍(Woodford,2003;Gali,2008)。根据中国目前的可得数据情况,利率指标可以选择中央银行基准利率、法定存贷款利率以及市场化利率。货币传导机制理论表明,货币政策首先作用于基准利率,然后传递到经济中的其他短期、长期利率,最终影响市场中决策主体的行为并进而影响产出、物价等指标。由此看来,基准利率似乎最适合视为货币政策工具。然而,尽管中国的利率市场化进程已经有很大程度的推进,但银行存款、贷款利率等仍然受中央银行的管理。中央银行在确定法定利率时,首先确定1年期存款利率,然后以此为基础推定活期和其他更长期限的定期存贷款利率。在此意义上,1年期存款利率发挥了基准利率的作用。尽管1年期存款利率是事实上的基准利率,但由于其变动性不足而不适合于实证分析。市场化利率指标主要有银行间同业拆借利率、国债回购利率等。由于同业拆借利率较债券回购利率更能体现资金的真实价格,而且它同其他利率也具有非常高的相关性,因此本文选取银行间同业拆借利率作为短期利率指标。郑挺国和刘

金全(2010)等在估计中国的货币政策反应函数时,也都假设银行间同业拆借利率为中国货币政策的工具变量。

选择基础货币作为政策工具,则是更多考虑中国货币政策操作的现实。中国人民银行发布的中国货币政策执行报告表明,货币当局在执行政策时综合利用价格型工具(利率)和数量型工具(货币供应量)。相对于 M1 和 M2,基础货币无疑具有更强的可操控性,也更能反映货币当局的政策立场和意图(刘斌,2001)。

$X_{1t}$  中的变量可以进一步划分为 3 块,即:

$$X_{1t} = \begin{pmatrix} Y_{1t} \\ Y_{2t} \\ Y_{3t} \end{pmatrix} \quad (10)$$

其中,  $Y_{1t}$  为产业指标模块,  $Y_{2t}$  为总量指标模块,  $Y_{3t}$  为控制变量,反映了货币当局在其信息集中掌握的领先指标信息。

$Y_{1t}$  中包括 2 个产业指标,分别度量待考察产业的产出增长和价格。由于本文针对每个工业行业均估计一个 SVAR( $q$ ) 模型,因此  $Y_{1t}$  中的指标将随行业不同而随之调整。就度量产出增长而言,文献中通常选择实际增加值增长率(Barth & Ramey, 2001;Dedola & Lippi,2005)。但是,中国自 2006 年起才开始公布工业分大类行业增加值的月度同比增长率,数据样本区间过短,不足以支持本文的实证分析。因此,本文直接选择各行业代表性产品产量的同比增长率来度量该行业产出增长率。在 39 个工业两位数行业中,其他采矿业、文教体育用品制造业、工艺品及其他制造业以及废弃资源和废旧材料回收加工业等 4 个行业产品产量增长速度没有进度统计,因此本文在剩余 35 个行业中的每一个均选取了一种代表性产品产量的增长率。本文遵照大部分研究的做法,使用工业品出厂价格指数度量产业价格。

$Y_{2t}$  中包括 2 个总量指标,分别用于度量总产出增长和价格水平。在使用宏观总量数据的研究中,总产出增长和价格水平一般分别使用实际 GDP 增长率和 CPI 度量(Christiano et al,1999,2005;Sims & Zha,2006)。由于本文旨在考察货币政策的产业效应,为了同产业数据相适应,工业增加值增长率被用来度量总产出,PPI 被用来度量价格水平。

$Y_{3t}$  使用企业商品价格指数度量。Sims(1992)估计的 VAR 模型表明,物价对于紧缩性货币政策冲击的初始响应是提高而非下降,这一发现被称为

“价格之谜”。Sims(1992)认为,价格之谜说明实证模型中使用的变量并没有完全覆盖货币当局在制定政策时具备的信息,从而错误识别了货币政策冲击中的非预期成分,可以通过在VAR模型中引入商品价格指数等领先指标来解决这一问题,后续的大部分研究都采纳了该建议(Bernanke & Mihov, 1998; Christiano et al, 1999)。因此,本文也选择企业商品价格指数来反映货币当局可能掌握的额外信息。

$X_{2t}$  中的变量被确定为货币(如果利率作为货币政策工具)、利率(如果基础货币作为政策工具)和M1。货币总量可以在M1和M2之间选择,本文使用M1,主要是因为相关统计检验结果表明,M1比M2更具可控性,而且M1与通货膨胀等货币政策最终目标的相关性好于M2。

以上涉及的数据全部来自于中经网统计数据库,样本区间为2000年1月~2011年12月。由于2个产出增长指标和3个价格指标均为同比指标,和利率一样均已经过年化处理,因此无需进行季节调整。而基础货币和M1需要季节调整,并进行对数变换。

2. 实证结果。在SVAR模型中,脉冲响应分析建立在误差向量满足白噪声过程这一假设上。因此,首先需要对模型中的各时间序列进行平稳性检验。本文使用ADF和PP两种方法进行检验。检验结果表明,基础货币和M1为I(1)序列,其他变量均为I(0)序列。对于I(1)序列,本文通过取一阶差分获得相应的平稳序列。

本文共估计了36个SVAR( $q$ )模型,其中的35个包括了产业数据,另外1个则剔除了产业数据模块 $Y_{1t}$ ,为纯粹的宏观数据模型,以方便进行比较。在估计中,滞后阶数根据LR、AIC、SC等信息标准综合判定为4。为保证结果稳健性,本文还分别选取滞后阶数为3和5进行了估计。结果表明,滞后阶数的这些变化对货币政策冲击的脉冲响应函数影响甚微。

估计结果显示,利用酒、饮料和精制茶制造业,烟草制品业,家具制造业,通用设备制造业以及水的生产和供应业等5个行业数据得到的实证结果存在异常。随时间推移,利用这些行业数据估计的脉冲响应函数的置信区间趋向于无穷大。检查数据即可发现,酒、饮料和精制茶制造业,烟草制品业,家具制造业以及通用设备制造业等4个行业的产出数据在样本期的中段存在缺失,从而使得估计结果不准确;而水的生产和供应业的价格存在政府管制,变动性

不足且可能和货币政策相关性较低。因此这些行业的估计结果没有报告,图1和图2报告了剩余30个行业的分析结果。

图1为各行业产品产量增长对利率冲击和基础货币冲击的脉冲响应,其中实线为对利率冲击的脉冲响应,虚线为对基础货币冲击的脉冲响应。总体来看,正的利率冲击在中短期内会导致产出的下降,大部分行业的响应在冲击发生后的2~10个月内达到峰值。在全部30个行业中,14个行业产量增长率对利率冲击的初始响应为负,21个行业产量增长率对利率冲击的最大响应为负。即使16个行业的初始响应为正,但其持续时间也较短,大部分行业在2~4月后即转变为负,最长也不超过8个月。而在正的基础货币冲击发生后,18个行业的产量增长在短期内表现出正向反应,其中10个行业正向反应的持续时间超过6个月。但总体而言,基础货币冲击只能在短期内发挥刺激产出的作用,而在长期这种作用则趋于消失。

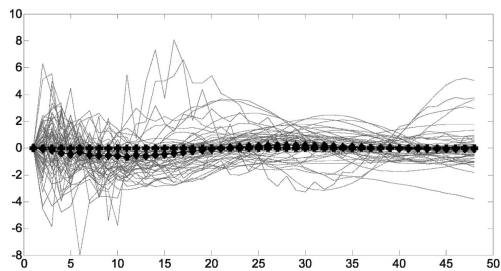


图1 各行业产出对利率冲击和基础货币冲击的脉冲响应

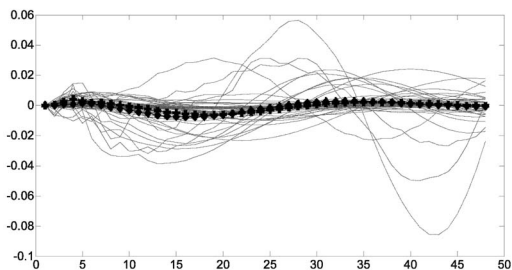


图2 各行业价格对利率冲击和基础货币冲击的脉冲响应

图2报告了各行业价格对利率冲击和基础货币冲击的脉冲响应。在30个行业中,16个行业对于正的利率冲击的初始响应为正,持续的时间大多在6个月以上,说明引入商品价格指数并不能消除价

格之谜;20 个行业对于利率冲击的最大响应为负,该峰值大多出现在冲击发生后的 15~20 个月。对于基础货币冲击而言,21 个行业的工业品出厂价格对正的基础货币冲击的初始响应为正,其持续时间从 3 个月到 29 个月不等,大部分行业持续时间在 6 个月以上。

图 1 和图 2 中的深灰色曲线分别为宏观数据模型中产出和价格对基础货币冲击的脉冲响应,浅灰色曲线为宏观数据模型中产出和价格对利率冲击的脉冲响应。当正的基础货币冲击发生后,用工业增加值增长率衡量的产出增长提高,用 PPI 同比增长率衡量的通货膨胀也提高,符合理论预期;而正的利率冲击则导致产出增长率降低,同时使得通货膨胀率提高——宏观数据结果也支持价格之谜的存在。

#### 四、对实证结果的进一步解释

上述结果隐含着关于货币政策传导的重要信息:

(1)货币在短期内是非中性的。古典二分法强调,经济中的实际变量可以独立于名义变量单独决定。古典二分法意味着,实际变量的决定和货币无关,货币只能影响名义变量,这就是所谓的货币中性命题,该命题也是货币经济学中长期激烈争论的核心问题。当然,争论主要集中在短期货币中性方面,关于长期货币中性命题的疑义较少,大部分实证发现也支持长期货币中性。McCandless & Weber (1995)通过考察 110 个国家 30 年期间的数据发现,通货膨胀与货币供给增长率的相关系数几乎为 1,同时通货膨胀或货币供给增长率与实际产出增长率之间几乎不相关,从而为长期货币中性提供了强有力的支持证据。Christiano et al (1999, 2005)等研究也得出货币长期中性的实证结论。

关于短期货币中性则存在争论。Friedman & Schwartz (1963)通过对美国历史数据的分析发现,货币与经济周期波动密切相关,货币波动引起产出波动。Stock & Watson (1989)建立 M1 和工业生产指数的双变量模型以及分别加入价格水平、利率的多变量 VAR 模型,发现对时间序列进行去势处理后, M1 能解释产出的变动,货币是“非中性”的。此后,很多关于货币政策冲击的研究也都发现货币在短期的非中性的 (Bernanke & Mihov, 1998; Christiano et al, 1999; Sims & Zha, 2006)。当然,也有研究发现货币同产出之间的关系并不稳定,随货币定义以及样本期的不同,实证结果也不相同。本文的发现则表明,中国在短期存在货币非中性,货币政策

对产出具有显著的短期影响。

短期货币非中性对于通货膨胀动态具有重要意义。如果货币是中性的,则通货膨胀的动态演变同实际经济无关,因此在新古典宏观经济学的货币模型中,货币政策对产出仅有短暂和微弱的影响。为了刻画货币非中性,必须引入实际或名义摩擦,如价格粘性。可以说,短期货币非中性是新凯恩斯主义模型的立论前提。

(2)基础货币冲击和利率冲击具有不同的传导渠道。标准的凯恩斯主义利率渠道假说认为,负的基础货币冲击应该和正的利率冲击具有相似效果,都能够紧缩总需求,从而降低产出和通货膨胀。但图 1 和图 2 显然提供了较为矛盾的证据:虽然正的利率冲击大体导致各行业产出增长下降,但在正的基础货币冲击下,各行业产出增长的响应差异很大;同时,虽然正的基础货币冲击导致各行业价格增长上升,但在正的利率冲击下,各行业价格增长的反应也各异。

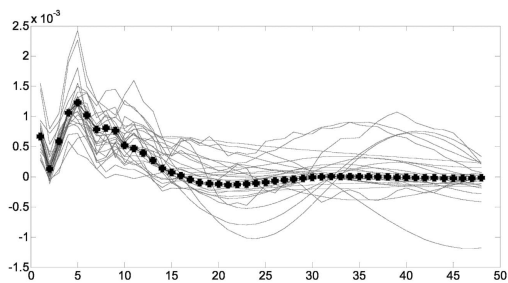


图 3 利率对基础货币冲击的脉冲响应

进一步考察,上述结果出现的原因可能在于数据并不支持“流动性效应”的存在。传统的利率渠道依赖于“流动性效应”这一假设,即基础货币增加导致利率下降,而本文基于 SVAR 模型的实证则没有发现流动性效应,结果如图 3 所示。图 3 中浅色线为加入各行业数据的估计结果,深色线为利用宏观数据的估计结果。容易发现,这些结果具有较高程度的一致性,宏观数据估计类似于一种行业数据估计的“均值”。这些结果清楚显示出,在基础货币冲击发生后,利率的初始反应为提高,而且最大反应发生在第 5 个月,直到 15 个月左右才下降到 0 以下。由于正的基础货币冲击导致利率提高,在图 1 和图 2 中,通货膨胀提高而产出反应差异较大的结果就易于理解了。

上述结果暗示,传统的 IS-LM 模型并不适合于解释中国的货币政策传导。由于流动性效应不存

在,货币必然通过其他机制对经济发挥影响。最可能的一种解释为Gali(2003)总结的新凯恩斯主义模型中存在的预期机制,即货币政策通过影响实际利率的预期未来路径作用于实际经济,这时即使不存在流动性效应,货币冲击也可以产生显著的实际影响。当然,也存在其他可能,如货币供给影响了经济中企业的信贷条件,进而通过信贷渠道作用于实际经济。

(3)可能存在货币政策传导的成本渠道。图2表明,虽然引入了企业商品价格指数作为额外的信息变量,但“价格之谜”并没有消除,半数以上的行业数据以及宏观数据结果都显示,价格增长对利率冲击的初始响应为上升而不是下降。这一方面说明Sims(1992)针对价格之谜现象提出的解决办法并不能得到中国经验的支持,另一个方面也为成本渠道假说提供了支持证据。

成本渠道假说认为,名义利率衡量了企业持有流动资本的机会成本,货币当局提高利率就会提高企业的成本,成本的提高进而产生负的供给效应。在成本渠道下,利率冲击类似于一种供给侧冲击,正的利率冲击会紧缩产出并提高通货膨胀。而传统的利率渠道认为,利率冲击通过需求侧发挥作用,正的利率冲击会紧缩总需求,降低产出和通货膨胀。如果这两种渠道同时存在,正的利率冲击会导致产出下降,而通货膨胀的反应则不明确。如果供给侧效应更显著,那么通货膨胀就应该上升。图1的结果表明产出增长确实下降,而图2的结果表明通货膨胀在短期内会上升,而在长期则下降。因此,图2的脉冲响应函数暗示,成本渠道在短期内似乎主导了货币政策传导。

## 五、结论与政策建议

中国的货币政策研究在近年来取得了显著进展,基于理性预期和粘性价格的DSGE框架渐渐取代传统凯恩斯主义的IS-LM模型,关于货币、通货膨胀、经济周期、货币政策及其关系的分析逐步形成新的范式。这一进程也对关于中国货币经验的实证研究提出新的要求——需要有更基础和更丰富的实证证据来描述货币政策的动态效应及其传导细节。本文利用中国工业两位数行业数据实证分析了货币政策的微观传导机制,研究发现:(1)中国在短期存在货币非中性,货币政策对产出具有显著的短期影响,通货膨胀的动态演变同实际经济相关。这个结果肯定了货币政策在应对经济周期波动和通货膨胀时的有效性。(2)“流动性效应”不存在,基础货币扩

张并不能导致利率下降,反而会引起后者提高。中国的货币政策传导具有较为复杂的机制,基础货币冲击和利率冲击具有不同的传导渠道。这个结果表明,数量型工具和价格型工具在中国货币政策操作中具有不同影响,二者的搭配协调值得深究。(3)紧缩性利率冲击在短期内反而可能提高通货膨胀率,成本渠道在短期内似乎主导了货币政策传导。这个结果意味着货币政策在中国具有不可忽视的供给侧效应,货币当局使用升息政策来应对通货膨胀可能并非恰当选择。

中国的货币政策操作应充分注意到政策传导中所蕴含的上述特征,在以下几个方面加以优化和完善:

(1)加强货币政策在宏观调控中的主导作用。本文的分析肯定了货币政策在宏观调控中的有效性,不但如此,不管是价格型工具还是数量型工具,货币政策的调控手段都更具市场化色彩,对经济的扭曲更小,政策执行的成本更低。特别是在反通货膨胀中,价格限制等行政干预会直接扭曲微观决策主体的行为,产生较高的福利损失。而货币政策则可以通过间接引导微观决策来实现政策目标,虽然它可能不能达到立竿见影的效果,但也因其“柔和”而对经济产生较小损害。

(2)加强通货膨胀预期管理。通货膨胀预期管理应该成为货币政策的重心所在。近30年来货币政策研究得到的一个共识是,预期管理的核心在于可信的低通货膨胀承诺。加强中央银行独立性、提高政策透明度、在政策操作中赢得坚持低通货膨胀目标的声誉等等都是增强承诺可信性的手段。需要加强中央银行独立性的原因在于中央银行与政府总体政策目标有可能出现不一致,当冲突发生时缺乏独立性的中央银行就会屈从于政府,违背低通货膨胀承诺。提高透明度是中央银行改善与公众沟通的一种方式,可以使市场更充分了解并相信货币当局的政策意图,同时也将中央银行置于市场监督之下,有利于中央银行做出和执行承诺时更负责任。在政策操作中赢得坚持低通货膨胀目标的声誉对于承诺可信性也非常重要。实证分析表明,实行通货膨胀目标制本身并没有降低反通货膨胀的实际成本,只有在成功实行一段时间后,它才可以有效地稳定通货膨胀预期并发挥积极影响。

(3)注重数量型工具和价格型工具的搭配协调。自20世纪90年代以来,短期利率作为货币政策工具颇受青睐,货币政策理论和实践几乎完全抛弃了货币。一方面,主流研究将货币政策描述为某种形式的利率反应函数或规则,货币在产出和通货膨胀

决定中则成为“冗余变量”。另一方面,各国货币当局也倾向于使用短期利率作为政策工具,利率“管道系统”在政策实践中被越来越广泛地采用,而货币受到的关注度则逐渐下降。在国际潮流面前,中国的货币政策操作必须注意到货币传导机制的特质,用好用活数量型工具。同时,在使用利率工具应对通货膨胀时要尤为谨慎。利率调整在中国具有不可忽视的供给侧效应,尽管在长期利率提高会降低通货膨胀,但在短期提高利率反而可能起到“火上浇油”的效果。当通货膨胀压力较大时,减少利率工具使用同时适当增加数量型工具的使用可能更为妥当。

#### 参考文献:

曹永琴,2010,《中国货币政策产业非对称效应实证研究》,数量经济技术经济研究》,第9期。

申俊喜 曹源芳 封思贤,2011,《货币政策的区域异质性效应——基于中国31个省域的实证分析》,《中国工业经济》第6期。

宋旺 钟正生,2006,《我国货币政策区域效应的存在性及原因——基于最优货币区理论的分析》,《经济研究》第3期。

闫红波 王国林,2008,《我国货币政策产业效应的非对称性研究——来自制造业的实证》,《数量经济技术经济研究》第5期。

于则,2006,《我国货币政策的区域效应分析》,《管理世界》第2期。

郑挺国 刘金全,2010,《区制转移形式的“泰勒规则”及其在中国货币政策中的应用》,《经济研究》第3期。

Barth, M.J. & V.A.Ramey (2001), "The cost channel of monetary transmission", NBER Macroeconomic Annual 16:199-239.

Bernanke, B.S. & I.Mihov (1998), "Measuring monetary policy", Quarterly Journal of Economics 113(3): 869-902.

Chatelain, J.B. et al(2003), "New findings on firm investment and monetary transmission in the Euro area", Oxford Review of Economic Policy 19(1):73-83.

Christiano, L.J., M.Eichenbaum & C.Evans(1999), "Monetary policy shocks: What have we learned and to what end?", in J.B.Taylor & M.Woodford (eds), Handbook of Macroeconomics, North Holland.

Christiano, L.J., M.Eichenbaum & C.Evans (2005), "Nominal rigidities and the dynamic effects of a shock to monetary policy", Journal of Political Economy 113(1):1-45.

Dedola, L. & F.Lippi(2005), "The monetary transmission mechanism: Evidence from the industries of five OECD countries", European Economic Review 49(6):1543-69.

Friedman, M. & A.Schwartz(1963), A Monetary History of the United States, 1867-1960, Princeton University Press.

Gaiotti, E. & A.Secchi(2004), "Is there a cost channel of monetary policy transmission? An investigation into the pricing behavior of 2000 firms", Economic Working Papers 525, Bank of Italy.

Gali, J.(2008), Monetary Policy, Inflation, and the Business Cycle, Princeton University Press.

Ghosh, S.(2009), "Industry effects of monetary policy: Evidence from India", Indian Economic Review 44(1): 89-105.

Leeper, E.M., C.A.Sims & T.Zha(1996), "What does monetary policy do?", Brookings Papers on Economic Activity 27(2):1-78.

Lucas, R.(1972), "Expectations and the neutrality of money", Journal of Economic Theory 4(2): 103-24.

Lucas, R.(1980), "Methods and problems in business cycle theory", Journal of Money, Credit and Banking 12(4): 696-715.

Peersman, G. & F.Smets(2005), "The industry effects of monetary policy in the Euro area", Economic Journal 115(503):319-42.

Rotemberg, J.J. & M.Woodford(1997), "An optimization-based econometric framework for the evaluation of monetary policy", NBER Macroeconomics Annual 12:297-346.

Sims, C.A.(1992), "Interpreting the macroeconomic time series facts", European Economic Review 36(5):975-1000.

Sims, C.A. & T.Zha(2006), "Does monetary policy generate recessions?", Macroeconomic Dynamics 10(2):231-72.

Smets, F. & R.Wouters(2003), "An estimated stochastic dynamic general equilibrium model of the Euro area", Journal of European Economic Association 1(5):1123-75.

Smets, F. & R.Wouters(2007), "Shocks and frictions in US business cycles: A Bayesian DSGE approach", American Economic Review 97(3):586-606.

Stock, J.H. & M.W.Watson(1989), "Interpreting the evidence on money-income causality", Journal of Econometrics 40(1):161-81.

Woodford, M.(2003), Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy, Princeton University Press.

(责任编辑:钟培华)