

基于菜单成本模型的货币政策非对称性效应检验

张小宇, 刘金全

(吉林大学农学部, 吉林大学数量经济研究中心, 吉林长春, 130021)

摘要: 菜单成本导致产品价格在一定程度上存在粘性, 此时货币供给的微小扩张或者收缩无法等比例地传导到价格水平上, 于是导致微小货币冲击对产出具有实际效应, 进而体现货币冲击作用呈现菜单成本型的非对称性。我们利用区制转移模型描述和检验了我国货币政策菜单成本型的非对称性, 发现我国货币政策效应受到菜单成本的制约, 因此建议采用多次和小幅的货币政策调控, 以便发挥微小货币冲击的实际效应。

关键词: 菜单成本; 货币政策; 非对称性

中图分类号: F224.0; F820

文献标识码: A

文章编号: 1672-3104(2009)05-0647-06

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。由于非对称性的存在, 导致作为宏观经济调控重要手段的货币政策, 其作用效果大打折扣。于是人们纷纷开始研究货币政策的非对称性。

哈佛大学著名经济学家汉森曾言到:“货币武器确实可以有效地用来制止经济扩张。”这说明在经济扩张期间, 紧缩性货币政策可以有效地降低经济过热增长; 汉森同时也注意到:“20 世纪 30 年代的经济萧条所提供的充分证据表明, 恢复经济增长仅仅依靠廉价的货币扩张是不充分的。”这说明在经济萧条期间, 扩张性货币政策没有起到有效的刺激经济增长的作用。在 20 世纪 60 年代, Friedman 和 Schwartz 等对美国的货币政策和货币作用进行了全面的分析研究, 也对货币政策的非对称性给予了理论分析和实证检验上的关注, 特别是重新反思了美国等西方国家“经济大萧条”期间经济政策的失误。他们认为, 在当时的经济收缩阶段, 表面上似乎宽松或者积极的货币政策对于复苏经济没起到显著作用^[1]。认识到货币政策可能存在着非对称性效应之后, 诸多学者对这一问题进行了实证研究。Cover 利用美国货币供给 M_1 的季度数据, 检验了货币供给对实际产出作用的非对称性。结果表明, 紧缩性的货币政策比同等程度的扩张性货币政策作用效果要大^[2]。随后, Thoma, Rhee 和 Rich 以及 Karras 的实证研究进一步

证实了 Cover 的发现^[3-4]。刘金全利用我国货币供给 M_0, M_1 和利率变量检验了我国货币政策非对称性。检验结果表明, 紧缩性的货币政策对实际产出具有显著的降低作用, 强于扩张性货币政策对于产出的促进作用^[5]。

上述实证检验主要是针对货币政策的传统凯恩斯非对称性的检验, 即检验货币政策是否存在方向上的非对称性。然而针对货币政策是否存在强度上的非对称性的研究较少。Ball 和 Ramor 建立了菜单成本模型, 认为在存在菜单成本的条件下, 经济中的个体调整产品价格会受到菜单成本的影响。只有在调整产品价格中获得的效用大于所承担的菜单成本时, 个体才会选择改变产品价格。此时货币政策不具有实际效应。并且认为货币政策是否具有实际效应与货币冲击的大小有关, 只有“小的”货币冲击才具有实际效应^[6]。Ball 和 Ramor 的菜单成本模型为货币政策存在强度上的非对称性提供了微观基础。Morten O.Ravn 和 Martin Sola 在菜单成本模型的基础上, 利用马尔可夫区制转移模型拟合货币供给方程, 并从中识别出和“小的”货币供给冲击。将和“小的”货币供给冲击作为解释变量估计产出方程, 首次检验了货币政策强度上的非对称性。结果发现, 无论使用货币供给 M_1 , 还是使用基金联邦利率作为货币政策变量都没有证实美国货币政策存在强度上的非对称性^[7]。

本文第一部分介绍菜单成本模型与货币政策的非对称性效应; 第二部分介绍经济系统中货币冲击的度

收稿日期: 2009-03-09

基金项目: 吉林大学“985 工程”“经济分析与预测哲学社会科学创新基地”资助

作者简介: 张小宇 (1979-), 男, 吉林大学农学部讲师, 主要研究方向: 数量经济学。

量和识别;第三部分给出货币政策非对称性的计量检验。

一、菜单成本模型与货币政策的非对称性效应

Ball 和 Romer 以及 Ball 和 Mankiw 在效用函数中引入菜单成本,并假设企业调整价格受菜单成本制约,按照效用最大化原则,得出了货币政策具有实际效应的相应条件。

Ball 和 Romer 假设经济中包含 N 个既是生产者又是消费者的个体。每个个体用自己的劳动生产一种各不相同的产品,然后在市场上销售自己的产品,利用所得收入购买其他个体生产的产品。并设定经济个体 i 的效用函数^[8]为:

$$U_i = W \left(\frac{M}{P}, \frac{P_i}{P_i^*} \right) - z D_i \quad (1)$$

其中, M , P , P_i 和 P_i^* 分别表示货币存量,价格水平,个体 i 所生产的产品价格和个体 i 效用最大化时的产品价格。 z 表示菜单成本,是一个小的正数; D_i 为虚拟变量,当经济个体 i 调整其产品价格时, $D_i=1$;否则, $D_i=0$ 。

在上式当中,假设初始货币供给 $M=1$ 。每个个体在意识到 M 变化之前设定好了其产品的名义价格 P_0 。但在观察到 M 变化之后可以选择支付菜单成本来改变其产品的名义价格。当出现货币冲击时,如果所有的个体都不改变价格,此时总价格水平 $P=P_0$, $D_i=0$,并且其产品的价格仍然等于货币冲击前的最大化效用的价格,即 $P_i=P_i^*$ 。不妨令 $P_0=1$ 。因此,个体 i 不改变其产品价格的效用函数为:

$$U_i^{uc} = W(M, 1) \quad (2)$$

如果在其他个体不改变价格的条件下,个体 i 改变其产品价格,则 $D_i=1$ 。另外,由于 N 足够大,因而经济个体 i 单独改变价格对总价格水平 P 的影响可以忽略不计,此时 $P=P_0=1$ 。个体 i 的效用函数为:

$$U_i^c = W \left(M, \frac{P_i^{**}}{P_i^*} \right) - z \quad (3)$$

其中, P_i^{**} 表示在出现货币冲击以后,在忽略菜单成本的情况下,个体 i 为获得最大效用所设定的产品价格。

当 $U_i^c < U_i^{uc}$ 时,经济个体 i 将选择不改变价格。此时有:

$$W \left(M, \frac{P_i^{**}}{P_i^*} \right) - W(M, 1) < z \quad (4)$$

将 $PC \equiv W \left(M, \frac{P_i^{**}}{P_i^*} \right) - W(M, 1)$ 定义为名义刚性的

私人成本,度量个体 i 因没有按效用最大化原则设定其产品价格所造成的损失。由上式可知,当名义刚性的私人成本小于菜单成本时,经济个体 i 选择不调整其产品价格。此时,货币冲击具有实际效应。

将 PC 在 $M=1$, $P=1$ 处进行二阶泰勒近似,可以得到:

$$PC \approx \frac{(W_{21}^n)^2}{2W_{22}^n} (M-1)^2 \quad (5)$$

于是,货币冲击具有实际效应的条件为:

$$-\sqrt{-\frac{2W_{22}^n z}{(W_{21}^n)^2}} < M-1 < +\sqrt{-\frac{2W_{22}^n z}{(W_{21}^n)^2}} \quad (6)$$

Ball 和 Mankiw 还证明了当出现“大的”货币冲击,在其他个体都改变价格时,个体 i 改变价格也是一个均衡^[9]。此时货币政策不具有实际效应,其条件为:

$$M-1 \in (-\infty, -\sqrt{-2z/W_{22}^n}) \cup (+\sqrt{-2z/W_{22}^n}, +\infty) \quad (7)$$

上述模型为货币政策非对称理论提供了微观基础。在菜单成本模型中,个体在改变价格时受菜单成本的制约,当名义价格稍微偏离最优价格将不会导致价格调整,但是如果价格偏离过多,那么个体将会选择支付菜单成本来调整价格。这种价格粘性导致货币政策的作用效果存在非对称性,但这种非对称性不同于传统的凯恩斯非对称性。传统凯恩斯非对称性主要测度货币冲击在方向上的非对称性。而菜单成本非对称性主要测度货币冲击在“大小”上的非对称性。菜单成本模型表明“大”的货币冲击具有“中性”,而“小的”货币冲击具有非中性。这是因为,当“大”的货币冲击导致不调整价格的机会成本(名义刚性的私人成本)大于价格调整成本(菜单成本)时,调整产品价格的策略则为占优策略,所有个体将选择调整产品价格。于是“大”的货币冲击会同比例地传导到价格水平上,对实际产出没有影响。此时,货币政策是中性的。而“小”的货币冲击导致不调整价格所带来的效用损失小于菜单成本,于是所有个体不约而同地选择沉默。于是“小”的货币冲击被传导到实际产出上,此时货币政策具有非中性性质。

二、经济系统中货币冲击的度量与识别

根据区制转移模型,可以把一个时间序列构造成一个条件均值或者条件方差具有离散变化的模型。并且这种区制变化可以由一个不可观测的离散状态变量

($s_t=0, 1$)进行描述。通过对上述模型进行相应的改进, 加入一些不含区制转移的解释变量, Morten O.Ravn 和 Martin Sola 将货币政策方程作如下设定^[7]:

$$\Delta m_t - \mu(s_t) = \Phi(L)(\Delta m_{t-1} - \mu(s_{t-1})) + \Theta x'_{t-1} + \sigma(s_t)\eta_t \quad (8)$$

其中, $F(L)$ 是滞后算子多项式, Q 是参数向量, x'_{t-1} 是中心化的解释变量向量(包括 GDP 的对数差分、GDP 平减指数等), 将其定义为 $x-m_x$ 。 s_t 是离散状态变量, $m(s_t)$ 是状态均值, η_t 是服从白噪声过程的误差项, 并与 s_t 独立。

上述货币供给过程具有不同的均值 m_0 和 m_1 , 对应的方差为 σ_0^2 和 σ_1^2 。在实际应用中, 假设不可观测的状态可由二状态马尔可夫过程生成。转移概率矩阵为:

$$\Pi = \begin{pmatrix} \pi_{00} & \pi_{01} \\ \pi_{10} & \pi_{11} \end{pmatrix} \quad (9)$$

其中, $\pi_{ij} = p(s_t = i | s_{t-1} = j)$, $i, j=0, 1, 0 < p_{ij} < 1$ 。

非预期货币供给冲击可由货币供给增长率与其条件数学期望的差来度量。首先考虑在 $t-1$ 期给定的信息下求 t 期的货币供给增长的数学期望, 并且假设知道当期货币政策状态的信息。于是, 当 $s_t=0$ 时:

$$E_{t-1}^* \Delta m_t = \mu_0 + \Phi[\Delta m_{t-1} - \mu(s_{t-1})] + \Theta x'_{t-1} \quad (10)$$

当 $s_t=1$ 时:

$$E_{t-1}^* \Delta m_t = \mu_1 + \Phi[\Delta m_{t-1} - \mu(s_{t-1})] + \Theta x'_{t-1} \quad (11)$$

在上述两种情形中, 未预期的货币冲击定义为:

$$\varepsilon = \Delta m - \{\mu + \Phi[\Delta m - \mu(s)] + \Theta x'\} \square N(0, \sigma) \quad (12)$$

$$\varepsilon_{1t} = \Delta m_t - \{\mu_1 + \Phi[\Delta m_{t-1} - \mu(s_{t-1})] + \Theta x'_{t-1}\} \square N(0, \sigma_1^2) \quad (13)$$

由于在现实中并不知道当期货币政策的实现状态, 因此需要对货币政策的区制进行推断。为此需要估计状态概率 $P(s_t=i|I_t)$ 。其中, $P(s_t=i|I_t)$ 表示使用 Hamilton 滤波方法估计的在 t 时可得信息的条件下货币政策处于状态 i 时的条件概率。假设状态 0 表示非预期货币冲击方差较小时的状态。于是我们可以给出两种货币供给冲击的具体形式:

$$e_t^S = \{\Delta m_t - [\mu_0 + \Phi[\Delta m_{t-1} - \mu(s_{t-1})] + \Theta x'_{t-1}]\} \times P(s_t = 0 | I_t) \quad (14)$$

$$e_t^B = \{\Delta m_t - [\mu_1 + \Phi[\Delta m_{t-1} - \mu(s_{t-1})] + \Theta x'_{t-1}]\} \times P(s_t = 1 | I_t) \quad (15)$$

其中, e_t^S 和 e_t^B 分别表示“小的”货币冲击和“大的”货币冲击。将上述两个货币冲击变量放入产出方

程中, 可以检验货币政策的非对称性。

三、货币政策非对称性的计量检验

本文利用我国货币供给 M_1 的同比季度增长率序列, 采用马尔可夫区制转移估计方法识别出我国货币供给增长率的区制变化, 并从中提取残差序列作为非预期货币供给冲击, 按照上文提到的方法得到两组残差序列 e_t^B 和 e_t^S , 分别度量“大的”货币冲击和“小的”货币冲击。并进一步检验了我国货币政策的菜单成本模型非对称性。

(一) 数据描述

本文估计货币供给方程利用的主要数据包括货币供给 M_1 的增长率、实际 GDP 增长率、名义利率和 GDP 平减指数。其中名义利率数据采用银行间同业拆借加权平均利率代替, GDP 平减指数用居民消费价格指数 CPI 代替。假设 GM_1 表示实际货币供给 M_1 的同比季度增长率(由图 1 给出); GY_t 表示实际 GDP 的同比季度增长率(由图 2 给出); Dr 表示名义利率的差分(图 3 给出我国银行间同业拆借加权平均利率的差分); CPI 表示消费价格指数(由图 4 给出)。

产出方程使用的数据主要包括实际 GDP 增长率、GDP 增长率的滞后值以及由货币供给方程得到的两

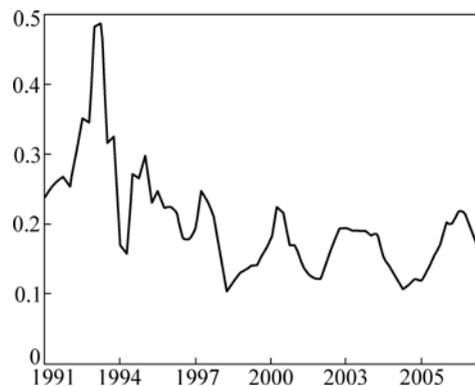


图 1 货币供给 M_1 的同比增长率

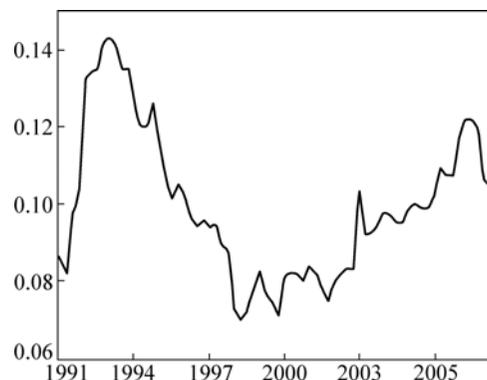


图 2 实际 GDP 的同比增长率

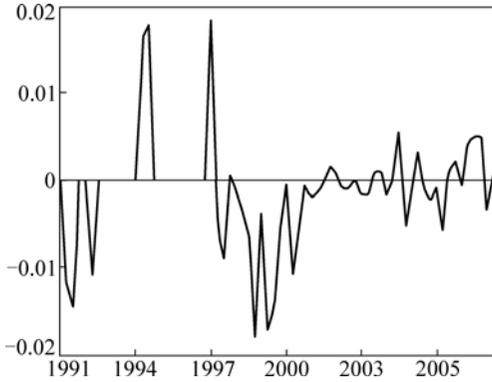


图 3 银行间同业拆借加权平均利率的差分

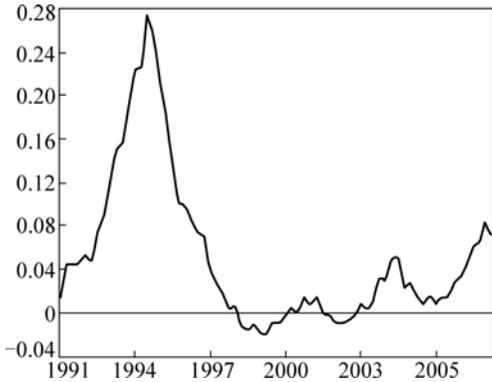


图 4 消费价格指数

组残差序列。本文数据范围从 1991 年 1 季度到 2008 年 2 季度(由于部分数据采用同比增长率,因此部分数据范围从 1990 年 1 季度到 2008 年 2 季度)。本文使用的数据均来源于中经网数据库。

从图 1 可以看出,我国货币供给增长率从 1991 年至 1993 年呈逐年递增趋势,从 1993 年第四季度开始增长趋势有所回落。体现出我国货币供给在 1993 年前呈高均值高波动状态,而 1994 年至今大部分时间处于低均值低波动状态,这在下文的货币供给方程的估计中将有所体现。

由图 2 可以看出, GDP 增长率序列与货币供给增长率序列的趋势大致相同,说明我国货币供给增长率与产出增长率高度相关,我国 GDP 在 90 年代初增长迅速,1996 年开始经济实现软着陆,在随后的 10 年中经济一直保持高速增长,从 2007 年开始我国经济出现过热增长的现象,经过一轮宏观经济调控,2007 年第四季度经济开始高位回落。

(二) 货币供给方程的估计结果

根据 AIC 准则,上述货币供给方程的解释变量包含货币供给同比增长率、GDP 同比增长率、利率差分以及消费价格指数的一至四阶滞后。

表 1 列出了带有区制变化的货币供给过程的单方程估计结果。结果表明我国货币供给过程明显存在两

个状态。一种是低均值、低方差状态(其中均值大约 0.14,方差大约为 0.01);一种为高均值、高方差状态(其中均值大约为 0.19,方差大约为 0.07)。另外,从转移概率的估计值来看,说明我国货币供给从高波动状态转移到低波动状态要比从低波动状态转移到高波动状态容易,因为从 1 状态(低均值、低方差)转移到 2 状态(高均值、高方差)以及从 2 状态转移到 1 状态的概率分别为 $0.0673(1-p_{11})$ 和 $0.243(1-p_{22})$ 。

表 1 货币供给方程估计结果

解释变量	系数估计值	解释变量	系数估计值
GM_{t-1}	1.0459[9.4259]*	Dr_{t-1}	-0.1408[-0.3660]
GM_{t-2}	0.0598 [0.4863]	Dr_{t-2}	-1.1671[-3.6779]*
GM_{t-3}	-0.3015[-2.7485]*	Dr_{t-3}	0.3327[1.0410]
GM_{t-4}	-0.0276[-0.3249]	Dr_{t-4}	0.5693[1.5904]
GY_{t-1}	0.1511[0.5190]	CPI_{t-1}	-0.0661[-0.4170]
GY_{t-2}	0.0208[0.0470]	CPI_{t-2}	0.0697[0.3682]
GY_{t-3}	0.3566[0.9986]	CPI_{t-3}	-0.1868[-1.0769]
GY_{t-4}	-0.4756[-1.8305]	CPI_{t-4}	0.2015[1.8095]*
m_1	0.1413[1.7953]	p_{11}	0.9323[27.4098]*
M_2	0.1947[2.4560]*	p_{22}	0.7570[7.0050]*
σ_1^2	0.0109[10.133]*		
σ_2^2	0.0688[5.4755]*		

注:方括号中的数字表示对应参数 t 统计量,*表示在 5%显著性水平下该参数是显著的; m_1 、 m_2 、 σ_1^2 和 σ_2^2 分别表示货币供给增长率处于两个区制状态下的均值和方差, p_{11} 和 p_{22} 表示转移概率。

图 5 给出了货币供给增长率在区制 1(低均值、低方差的状态)的平滑概率。从图中可以明显看出,1992 年 2 季度到 1994 年 3 季度,我国货币政策处于高均值、高方差状态;2001 年 3 季度至今,我国货币政策处于低均值、低方差状态。另外,图 1(货币供给同比增长率曲线图)也明显反映了我国货币供给增长的上述特

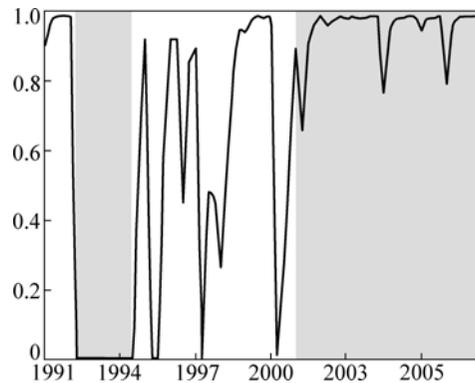


图 5 货币供给处于低均值、低方差的滤子概率

征, 说明采用马尔可夫区制转移的方法估计的货币供给方程能够刻画我国货币供给增长的基本特征。最后我们从上述货币供给过程中识别出两组货币冲击序列, 见图 6。

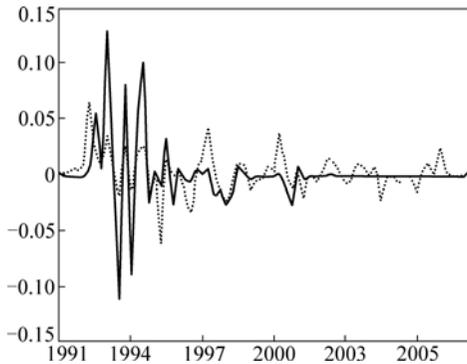


图 6 货币冲击序列

(三) 货币政策非对称性的检验结果

检验货币政策的非对称性, 需要估计产出方程, 本文产出方程采用 Barro 和 Rush 设定的形式。方程中解释变量包含实际产出增长率的一至三期滞后以及货币冲击序列(包含“大的”货币冲击和“小的”货币冲击)^[10]。估计结果为:

$$\begin{aligned}
 GY_t = & 0.0089 + 1.0339GY_{t-1} + 0.0402GY_{t-2} - \\
 & (2.08)^* \quad (8.68)^* \quad (0.23) \\
 & 0.1636GY_{t-3} + 0.1599e_t^S + 0.0378e_t^B \\
 & (-1.35) \quad (1.74) \quad (0.27)
 \end{aligned} \quad (16)$$

$$R^2=0.901, AIC=-7.166, DW=2.076$$

其中, 括号中的数字表示对应参数的 t 统计量, * 号表示对应参数在 5% 显著性水平上显著。从上述检验结果可以看出, 方程的拟合效果较好 ($R^2=0.901$), 且不存在序列相关 ($DW=2.076$)。“小的”货币冲击虽在 5% 的显著性水平下不显著, 但在 10% 的显著性水平下是显著的 (t 统计量对应的 p 值为 0.087), “大的”货币冲击不显著 (t 统计量对应的 p 值为 0.28)。另外从大小货币冲击的系数估计值也可以看出, “小的”货币冲击对实际产出的作用效果明显大于“大的”货币冲击对实际产出的作用效果(其中“小的”货币冲击的系数为 0.1599, 而“大的”货币冲击系数为 0.0378), 说明我国货币政策存在菜单成本模型非对称性。

四、货币政策非对称性效应检验的基本结论

本文利用我国 1991 年到 2008 年第二季度的季度

数据对货币政策的菜单成本模型非对称性进行了实证检验。我们获得了如下基本结论。

首先, 假设我国货币供给增长率服从一个两区制的区制转移过程。利用马尔可夫区制转移模型对上述货币供给方程进行估计。结果表明 1992 年 2 季度到 1994 年 3 季度, 货币政策处于高均值、高方差状态, 说明这段时期我国货币供给的波动性较大。2001 年 3 季度至今, 我国货币政策处于低均值、低方差状态, 这段时期货币供给的增幅以及波动性都较小。从货币供给方程中我们提取了两组残差序列分别作为非预期货币供给“大的”冲击和“小的”冲击。然后, 将上述两组货币冲击序列作为解释变量放入产出方程中作回归, 检验了我国货币政策的菜单成本模型非对称。结果发现我国货币政策存在菜单成本模型非对称性, 即只有“小的”货币冲击才具有实际效应。

上述发现对于指导我国利用货币政策调控宏观经济具有一定的理论指导意义。为了更好地实现货币政策对实际产出的调控作用, 应尽量提高调控频度, 减少调控幅度, 使货币冲击处于小波动范围。检验结果表明, 温和的货币政策对实际产出的作用效果要明显大于激进的货币政策对实际产出的作用效果。我国货币政策的运行情况也证实了这一点。自 1996 年我国经济实现软着陆以来, 经济一直保持快速平稳增长, GDP 增速一直保持在 8% 左右。但 2007 年我国经济出现了过热增长的迹象(自 2007 年第一季度开始, 连续四个季度 GDP 增速超过 11%)。货币政策也经历了由稳健的货币政策, 适度从紧的货币政策到目前的紧缩性货币政策的转换。2007 年, 央行曾先后 10 次小幅上调存款类金融机构人民币存款准备金率。截止到 2008 年 6 月 15 日, 在短短的 1 年半时间, 央行已累计上调存款类金融机构人民币存款准备金率 14 次, 这样高频地实施紧缩性的货币政策在我国货币调控史上是罕见的。正是这样高频, 小幅的货币调控, 使得目前我国实际产出的过热增长得以抑制。2007 年第四季度我国 GDP 增速为 11.9%, 低于第二季度和第三季度, 回落到 12% 以内。2008 年第一季度为 10.6%, 第二季度为 10.4, 增速继续保持回落, 说明上述货币政策的累积效应已经显现。

根据菜单成本模型可知, 由于菜单成本的存在, 导致价格不能灵活调整。因此, 尽管高频、小幅的紧缩性货币政策对于抑制实际产出的过热增长效果显著, 但对于治理目前我国的通货膨胀, 其效果并不明显。自 2008 年 2 月开始, 通货膨胀率已连续 3 个月超过 8%, 5、6 月份虽稍有回落, 但目前通货膨胀压力仍然很大。因此, 要抑制目前我国的高通货膨胀, 不

能单独依赖货币政策进行调控,还要结合其它宏观调控措施。继续加大对农业的支持力度,稳定农产品价格;调整我国长期以来存在的收入不合理的制度,控制劳动力成本过快增长;防止国际市场石油价格、粮食和食用油上涨对我国国内市场价格的影响,避免输入型成本推动造成价格上涨的影响。

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[J]. 经济研究, 2001, (5): 28-37.
- [2] Cover J P. Asymmetric effects of positive and negative money-supply shocks[J]. Quarterly Journal of Economics, 1992: 1261-1282.
- [3] Thoma A M. Subsample instability and asymmetries in money-income causality[J]. Journal of Econometrics, 1994, 64(2): 239-306.
- [4] Karras G. Are the output effects of monetary policy asymmetric? evidence from sample of european countries[J]. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 1996, 58(2): 267-278.
- [5] 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.
- [6] Ball Laurence, Romer, David. "Real Rigidities and the Non-Neutrality of Money." Review of Economic Studies, 1990, 57(2): 183-203.
- [7] Morten O, Ravn, Martin Sola. Asymmetric effects of monetary policy in the united states[J]. Review-Federal Reserve Bank of St Louis, 2004, Sep/Oct: 41-60.
- [8] Ball Laurence, Romer, David. "Are Prices Too Sticky?" Quarterly Journal of Economics, 1989, 104(3): 507-524.
- [9] Ball Laurence, N Gregory Mankiw. Asymmetric price adjustment and economic fluctuations[J]. NBER Working Paper Series, 1992.
- [10] Barro, Robert J, Rush, Mark. Unanticipated money and economic activity. rational expectations and economic policy[J]. Chicago: University of Chicago Press, 1980: 23-74.

Testing for the asymmetry of monetary policy's effects based on the menu cost models

ZHANG Xiaoyu, LIU Jinqun

(Agriculture School of Jilin Univesity, Jilin University Quantitative Research Center of Economics, Jilin 130021, China)

Abstract: Because of the menu cost, commodity price is sticky in a certain degree. When money supply has a small change, price will not change by the same proportion of money supply shock, and the small money supply changes exert real effects on the aggregate real output. In other words, monetary policy exerts asymmetry effects on real output. This paper tests for the presence of asymmetric effects of monetary policy based on the menu cost models and finds that effects of monetary policy will be restricted by menu cost. In order to adjust and control economy perfectly, we should control the scale of money supply shocks.

Key words: menu cost; monetary policy; asymmetry

[编辑: 汪晓]