

我国货币政策作用机制与通货膨胀过程的内在关联机制研究*

刘金全¹ Liu Jinqun 张小宇² Zhang Xiaoyu

1 吉林大学数量经济研究中心 长春 130021

2 吉林大学农学部 长春 130062

摘要 我国货币政策在短期内不仅对实际产出具有实际效应,而且对价格水平变化具有显著影响。我们利用SVAR模型和时变参数模型检验了我国货币政策对通货膨胀率的动态影响,检验结果发现现阶段我国货币政策对通货膨胀率的影响比较微弱。因此,为了缓解通货膨胀压力,除了采取紧缩性货币政策外,还应该进行总供给和总需求的双重管理。

关键词 通货膨胀 货币政策 SVAR模型 卡尔曼滤波

中图分类号 F064 文献标识码 A 文章编号 1674-1722-2008(06)-0491-06

一、引言

大量经验研究表明,货币政策对实际产出没有显著的长期效应,但对通货膨胀存在长期影响(Friedman, 1968)。于是,货币经济学中研究的重点则变为货币政策对实际产出是否存在显著的短期影响。如果货币供给对实际产出没有显著的短期影响,那么货币供给的扩张或者紧缩就会导致价格水平的同比例变化。于是,如果货币供给对实际产出具有显著影响时,货币供给对价格水平的影响就会被削弱,因此价格水平是否与货币供给同比例变化则成为了检验货币政策短期有效性的重要途径。

Fama(1982)根据货币需求理论和货币数量理

论,建立包含货币政策变量的通货膨胀方程,检验了朝鲜战争后期美国货币供给增长率对通货膨胀率的影响,发现通货膨胀率与实际产出增长率呈反向关系,与货币供给增长率呈正向关系,进而解释了美国经济中的“滞胀”现象。但是,Fama(1982)给出的通货膨胀率方程存在一个缺陷,即将货币供给增长率、实际利率以及实际产出增长率都作为外生变量来处理,这虽然简化了模型结构和估计过程,但是无法检验通货膨胀率对这些变量的反馈作用。为此,Boschen和Talbot(1991)将通货膨胀率、实际产出增长率、实际利率以及货币供给增长率都作为内生变量来构造VAR模型,并将石油冲击作为供给冲击引入到模型中,进而全面地分析了货币供给增长率与

*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”。

作者简介 刘金全(1964—),男,黑龙江密山人,教授,博士生导师,研究方向:宏观金融决策与风险管理。电子邮件:jqliu1964@yahoo.com.cn。张小宇(1979—),男,黑龙江哈尔滨人,研究方向:宏观金融决策与风险管理。电子邮件:zhangxiaoyu1517226@126.com。

通货膨胀率之间的动态关系,给出了两者之间短期相关性的经验证据。

由于过去近10年中,我国通货膨胀率都处于较低水平,1998年至1999年、2001年下半年至2002年甚至出现了轻微通货紧缩。此时我们对货币政策与通货膨胀率之间的互动机制没有给予充分重视,大多数研究都在关注货币政策对实体经济的影响,特别是货币政策对总需求管理的作用机制。例如,在刘金全等(2004,2004a)的协整关系检验中,检验结果表明我国货币政策作用机制与通货膨胀形成过程之间并不存在长期的协整关系,但却存在短期的双向Granger因果关系;赵进文、黄彦(2006)定量地描述了我国的最优货币政策反馈规则,发现1993年至2005年间,中央银行存在非对称政策偏好,货币政策的反馈规则存在显著的非对称性,货币政策规则中存在正的通货膨胀偏倚。从2003年开始,我国经济开始进入“软扩张”周期,随着经济增长的加速,我国经济从2007年开始出现了新一轮通货膨胀过程,我国也随之采取了紧缩性货币政策来防止价格上涨转化为结构性通货膨胀。因此,为了预期和判断我国货币政策的实施效果,我们必须对货币政策传导机制与通货膨胀形成之间的内在关联机制进行重新审视和分析,以便为制定适时有效的货币政策提供对策建议。

二、通货膨胀率与货币供给增长率关系模型及其检验

为了研究货币供给增长率对通货膨胀率的影响,我们在货币需求函数的基础上,给出通货膨胀率的确定方程。根据Fisher(1911)提出的货币数量理论,我们可以将货币需求方程设定成如下形式:

$$gm_t = gM_t - \pi_t = \beta_0 + \beta_1 gy_t + \beta_2 dR_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

其中, gm_t 、 gM_t 、 π_t 、 gy_t 和 dR_t 分别表示实际货币供给增长率、名义货币供给增长率、通货膨胀率、实际产出增长率和名义利率的差分。 ε_t 为随机扰动项。

由于名义利率是持有单位货币的机会成本,因此当名义利率上升时,经济个体对货币的投机需求减少,即 $\beta_2 < 0$;当实际产出增加时,经济个体对货币的交易需求增加,即 $\beta_1 > 0$ 。如果假设实际产出、名义货币供给增长率以及名义利率都是外生变量的话,可以得到通货膨胀率的结构方程为:

$$\pi_t = -\beta_0 - \beta_1 gy_t - \beta_2 dR_t + \beta_3 gM_t + \eta_t \quad (2)$$

其中, $\eta_t = -\varepsilon_t$, $\beta_3 = 1$ 。按照理性预期理论。当 $\beta_3 = 1$ 时,表明货币供给对产出没有实际效应,货币供给的扩张将等额的传导到通货膨胀。对于上述模型,如果 $\beta_3 < 1$,表明货币供给冲击的影响没有全部体现在价格水平上,因而对实际产出具有实际效应。

虽然上述方程比较简洁地描述了经济变量之间的相互关系,但是假设实际产出、名义货币供给增长率以及名义利率都是外生变量,这缺乏经济变量假设的合理性。为此,我们需要对上述模型的结构关系进行改进。一种常见的方法就是将所有涉及的变量都看作内生变量,这样就可以构造SVAR模型,并在对应的简化式中进行参数估计和检验。上述模型系统可由下面的结构VAR模型(SVAR)表述为:

$$BX_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 X_{t-1} + \dots + \Gamma_p X_{t-p} + \varepsilon_t \quad (3)$$

由于我国食品价格在价格体系中占有重要地位,为了度量食品价格冲击对通货膨胀的影响,将食品价格冲击 gfp_t (食品价格增长率)作为外生变量添加到上述SVAR模型中,得到带有食品价格冲击的SVAR模型为:

$$BX_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 X_{t-1} + \dots + \Gamma_p X_{t-p} + \Psi gfp_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

其中,变量和参数矩阵为:

$$X_t = \begin{pmatrix} \pi_t \\ gy_t \\ dR_t \\ gM_t \end{pmatrix} \quad B = \begin{pmatrix} 1 & b_{12} & b_{13} & b_{14} \\ b_{21} & 1 & b_{23} & b_{24} \\ b_{31} & b_{32} & 1 & b_{34} \\ b_{41} & b_{42} & b_{43} & 1 \end{pmatrix} \quad \Gamma_0 = \begin{pmatrix} g_{10} \\ g_{20} \\ g_{30} \\ g_{40} \end{pmatrix}$$

$$\Gamma_i = \begin{pmatrix} g_{11}^i & g_{12}^i & g_{13}^i & g_{14}^i \\ g_{21}^i & g_{22}^i & g_{23}^i & g_{24}^i \\ g_{31}^i & g_{32}^i & g_{33}^i & g_{34}^i \\ g_{41}^i & g_{42}^i & g_{43}^i & g_{44}^i \end{pmatrix} \quad i=1,2,\dots,p \quad \varepsilon_i = \begin{pmatrix} e_{1i} \\ e_{2i} \\ e_{3i} \\ e_{4i} \end{pmatrix} \quad \Psi = \begin{pmatrix} \varphi_1 \\ \varphi_2 \\ \varphi_3 \\ \varphi_4 \end{pmatrix}$$

e_{1i}, e_{2i}, e_{3i} 和 e_{4i} 分别是作用在对应变量上的结构式冲击。在VAR结构当中可以利用冲击反应函数识别出上述四个内生变量对于各种冲击的动态反映过程。如果假设B为上三角矩阵,相当于事先给定上述四个内生变量冲击发生的先后顺序,上述结构式模型对应的简化式模型是可识别的。此时,实际产出增长率、名义利率的差分以及货币供给增长率对通货膨胀率具有短期和长期影响,而通货膨胀率对上述三个内生变量没有当期影响,只有通过时间滞后后形成的长期影响。

如果SVAR模型可识别,我们可以通过估计其简化式,进而可以得到模型中经济变量对于结构式冲击的动态反应乘数。通货膨胀率相对于实际产出增长率、名义利率的差分以及货币供给增长率单位冲击的反应函数为:

$$\frac{d(\pi_{i+n})}{d(e_{ii})} = f(n), i = 1, 2, 3, 4, n = 0, 1, \dots \quad (5)$$

其中n是冲击作用的时间滞后间隔, $i = 1, 2, 3, 4$, 分别表示四个内生变量。

利用GDP、货币供给 M_1 同比季度增长率作为产出增长率 gy 、货币供给增长率 gM_1 的度量,通货膨胀率和食品价格冲击分别由消费价格指数和食品价格指数给出,利率采用银行间同业拆借加权平均利率。^①数据范围从1996年第一季度至2008年第二季度,所有数据来源于《中国统计年鉴》和《中国经济景气月报》。

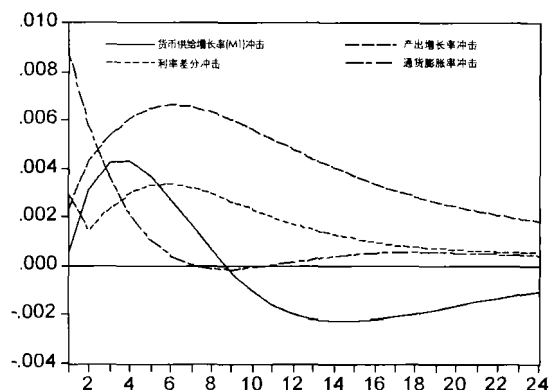


图1 通货膨胀率的冲击反应曲线

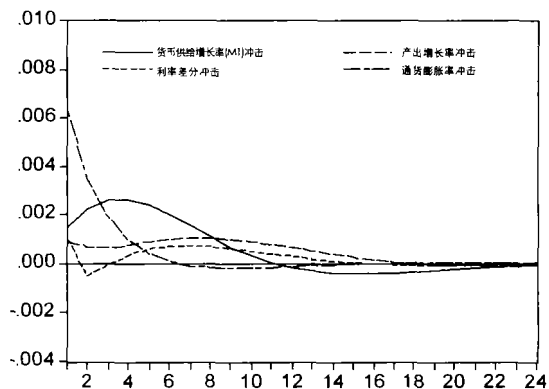


图2 通货膨胀率的冲击反应曲线(包含食品价格冲击)

通过对模型(3)和(4)的估计,我们可以得到通货膨胀率对于所有内生变量的冲击反应函数,具体的估计结果由图1、图2给出。图1是由模型(3)估计得到的通货膨胀率的冲击反应函数。从图1可以看出,通货膨胀率对于自身的单位冲击,具有比较显著的正向反应,这意味着无论是出现价格膨胀还是价格紧缩的外生冲击,都将导致价格膨胀或者价格紧缩过程的持续性,这是我国价格水平变化形成持续通货膨胀和持续通货紧缩现象的动态原因。当出现货币供给(M1)增长率的单位外生冲击以后,通货膨胀率在随后的四个季度持续上升,在第四个季度达到最大,随后上升速度开始回落,这种正向反应持续9个

① 本文货币供给增长率、通货膨胀率、利率以及食品价格冲击的季度数据分别由季度末的月度数据代替。

季度,随后出现了小幅的反向调整。而对于产出增长率和利率差分的冲击,通货膨胀率则表现出了持久的正向反映,尽管对利率差分冲击的反应比较微弱。将食品价格冲击作为外生变量添加到模型后重新估计模型(见图2),我们发现通货膨胀率对于货币供给(M1)增长率、利率差分、产出增长率以及自身的冲击反应模式没有发生明显变化,但反应强度有所减弱,对利率差分及产出增长率冲击的反应非常微弱并且持续时间有所减少。对货币供给(M1)增长率冲击的反映除强度减弱以外,正向反应的持续时间有所增加,并且反向调整的幅度也有明显减弱。只所以发生如此变化,说明食品价格冲击对通货膨胀率的影响较大。另外应该注意到,即使不考虑食品价格冲击的影响,通货膨胀率对货币供给增长率的冲击反应也比较微弱。当货币供给增长率出现一个百分点的暂时冲击以后,即使在四个季度后,通货膨胀率的冲击反应最大时,也仅变动0.0043个百分点,说明通货膨胀率具有一定的惰性。

由于在经济周期的不同阶段通货膨胀对货币冲击的反映可能不同,因此对应的通货膨胀方程货币冲击系数不是固定的,而是时变的,假设货币供给增长率系数服从一阶自回归形式,则通货膨胀方程可作如下调整:

$$\pi_t = -\beta_0 - \beta_1 g y_t - \beta_2 dR_t + \beta_3 gM_t + \eta_t$$

$$\beta_{3t} = \delta \beta_{3,t-1} + \zeta_t \quad (6)$$

令: $z_t = (g y_t, dR_t, gM_t)$, $\alpha_t = (\beta_1, \beta_2, \beta_3)'$, 则上述模型可以表示成状态空间模型的形式:

$$\pi_t = -\beta_0 + z_t \alpha_t + \eta_t$$

$$\alpha_t = T_t \alpha_{t-1} + C_t + \xi_t \quad (7)$$

其中

$$T_t = \begin{vmatrix} 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{vmatrix} \quad C_t = \begin{vmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ 0 \end{vmatrix} \quad \xi_t = \begin{vmatrix} 0 \\ 0 \\ \zeta_t \end{vmatrix}$$

第一个方程为量测方程,第二个方程为状态方程, η_t 和 ξ_t 分别是量测方程和状态方程的扰动项,满足如下条件:

1. 初始状态向量 α_0 的均值为 a_0 , 协方差矩阵为 P_0 , 即:

$$E(\alpha_0) = a_0, \text{var}(\alpha_0) = P_0 \quad (8)$$

2. 在所有时间区间上,扰动项 η_t 和 ξ_t 相互独立,而且它们和状态 α_0 也不相关。即:

$$E(\eta_t, \xi_s) = 0, s = 1, 2, \dots, T \quad (9)$$

且:

$$E(\eta_t, \alpha_0') = 0, E(\xi_t, \alpha_0') = 0, t = 1, 2, \dots, T \quad (10)$$

当满足上述假设条件时,状态空间模型可以采用Kalman滤波方法进行估计。货币供给增长率的动态系数的估计结果见下图。从图3可以看出,1997年以来,尽管货币供给增长率的系数持续下降,但一直保持在0.1以上,说明此阶段我国采取的紧缩性的货币政策对抑制通货膨胀效果显著,1998年甚至出现了轻微的通货紧缩。随后货币供给增长率的系数开始反弹,但一直维持在0左右,2004年出现了短期调整以后,2007年开始持续走高。值得注意的是,当我们将食品价格冲击作为外生变量加入量测方程以后,货币供给增长率的系数无论从波动模式还是强度上都发生了明显的改变。比较图3和图4可以发现,考虑到食品价格冲击对通货膨胀影响以后,货币供给增长率对通货膨胀率的影响幅度变小(图3和图4的纵轴刻度不同)。图4的估计结果表明,自1998年之后,货币政策对通货膨胀的影响并不明显(见图4),这可能与这段时间我国一直采取比较温和的货币政策有关。2007年出现的持续价格上涨,与货币供给增长率的关系并不明显,而是由粮油等食品价格上涨导致的结构性通货膨胀。

三、主要结论与经济政策启示

本文利用结构VAR模型和时变参数模型,对我

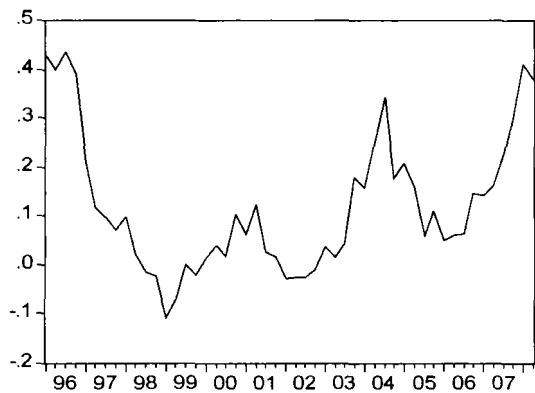


图3 货币供给增长率的动态系数

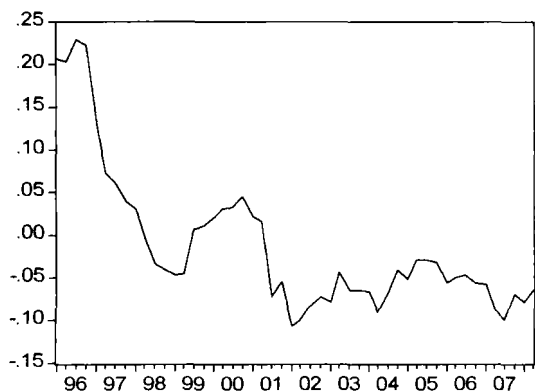


图4 货币供给增长率的动态系数(包含食品价格冲击)

国现阶段通货膨胀与货币供给增长率之间的关系进行了侧度。通过对目前我国通货膨胀的成因进行侧度,发现了目前我国通货膨胀主要是由食品等价格的结构性的上涨导致的,货币供给并没有成为此轮通货膨胀的主要成因。

第一,当前阶段我国通货膨胀主要是由食品等价格上涨导致的,与货币供给增长率的关系并不明显,属于结构性通货膨胀。虽然货币供给增长率是引起通货膨胀的主要名义成因,但现阶段并没有对我国通货膨胀造成太大影响。从结构VAR模型的估计结果可以看出,尽管货币供给增长率对通货膨胀率的影响时间较长,但通过计算长期乘数可以发现,货币供给增长率每出现一个百分点的暂时冲击以后,在未来2年的时间仅使通货膨胀率发生0.023个百分点的变化,这种作用是相当微弱的。这一点在随后估

计的状态空间模型中得到了验证。

第二,货币供给增长率与通货膨胀率的关系与经济周期有关。在经济周期的不同阶段,货币供给增长率与通货膨胀率的关系有较大差异。通货膨胀率的状态空间模型的估计结果表明,1996年我国经济实现软着陆期间,通货膨胀率与货币供给增长率的相关程度较高。此时紧缩性的货币政策成功的抑制了通货膨胀也恰好印证了这一点。但值得注意的是,尽管2007年以来我国的价格水平出现了持续上涨,出现了通货膨胀的迹象,但此轮价格上涨与货币供给关系并不大。

第三,现阶段抑制通货膨胀除采用紧缩性的货币政策外,还应该结合其他的宏观调控手段。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。从目前我国宏观经济的运行情况来看,紧缩性的货币政策对于抑制我国实际产出的过热增长是成功的。2007年第四季度我国增速为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。但紧缩性的货币政策对于抑制通货膨胀效果并不明显,虽然5、6月份CPI有所回落,其主要原因是蔬菜水果的产销进入旺季,带动食品价格涨幅有所回落(中国社会科学院经济学部经济形势跟踪分析课题组,2008)。因此,要抑制目前的通货膨胀,除采取紧缩性的货币政策外,还要进一步地加强粮食、食用油、肉类等基本生活必需品和其他紧缺商品的生产。落实各项支农惠农政策,加大对农业的投入力度,提高农业综合生产能力,降低食品价格,是抑制通货膨胀的关键所在。

参考文献

1. Friedman, Milton. The role of monetary policy[J]. American Economic Review, 1968, 58: 1-17.
2. Fama, Eugene F. Inflation, output, and money[J]. Journal of business, 1982, 2: 201-231.
3. John F. Boschen, Kathleen E. Talbot. Monetary Base Growth, Deposit Growth, and Inflation in the Postwar United States[J]. The Journal of Business, 1991, 3: 313-337.
4. Michael Parkin. Unemployment, Inflation, and Monetary Policy [J]. Blackwell Publishing on behalf of the Canadian Economics Association. 1998, 5: 1003-1032.
5. 刘金全,张鹤.我国经济中“托宾效应”与“反托宾效应”的实证检验[J].管理世界,2004,5: 18-24.
6. 刘金全,陈广华,顾洪梅.我国通货膨胀的名义成因和实际成因的检验分析[J].吉林大学社会科学学报,2004,5: 93-97.
7. 赵进文,黄彦.中国货币政策与通货膨胀关系的模型实证研究[J].中国社会科学,2006,2: 45-54.
8. Fisher. The Purchasing Power of Money [M]. New York: Macmillan, 1911.
9. 中国社会科学院经济学部经济形势跟踪分析课题组.抑制价格过快上涨,保持平稳较快发展.人民日报.2008.07.02.

Positive Analysis of the Relationship between Inflation and Monetary Policy

LIU Jinqun¹ ZHANG Xiaoyu²

¹ Jilin University Quantitative Research Center of Economic Changchun 130012

² Agriculture School of Jilin University Changchun 130062

Abstract It has been confirmed that monetary policy has real effect on output in the short run. But monetary policy will also influence inflation when it controls real output. In this paper, we test the monetary policy's effect on inflation by the SVAR model and the time varying model. We find that monetary policy only has little effect on inflation. So we should take other macroeconomic adjustment methods other than tight monetary policy, in order to prevent inflation.

Key Words Inflation Monetary Policy SVAR Model Kalman Filter

Comparative Study on the Relationship between Equity Incentive and its Performance for the Board and TMT Member

——Analysis based on Panel Data of Listed Companies on SME Board

YOU Chun

Ping'an Insurance(Group)Co.Ltd of China Shanghai University of Finance&Economics Shanghai 200433

Abstract This paper compares the incentive effects after the positive test on the relationship between equity incentive and its performance for the board and TMT member of listed companies on SME board. As the results show, the equity incentive and its performance has significantly positive correlation. And the incentive effects of TMT are more significant than the board. So companies should strengthen the incentive to TMT member to improve the incentive effects. The results also show that equity incentive and its performance has significantly quartic correlation. And it calculates the inflexion of stake proportion of equity incentive. The proportion of equity incentive to TMT is 19.72% and 45.55%, and the proportion to the board is 25.73% and 52.73%.

Key words the Board TMT Equity Incentive Performance