

货币供给、通货膨胀与产出波动的 动态效应研究：1992—2013

陈守东 易晓溦 刘洋*

摘要：本文基于包含随机波动率的时变参数向量自回归（SV-TVP-VAR）模型研究了货币供给冲击作用下我国货币政策传导的动态响应机制。实证结果表明：我国的货币传导机制具有明显的时变效应，SV-TVP-VAR 模型能够很好的刻画货币传导机制中的时变特征。同时，货币政策传导机制中时变效应大于惯性效应。此外，我国的货币供给过程表现为逐渐增强的产出缺口驱动特征。进一步研究发现，增加货币供给量这种扩张性的货币政策在短期内具有真实效应，能够显著的影响实际利率和产出水平，然而从长期来看对实际利率和产出水平却缺乏永久性影响。

关键词：货币供给 产出波动 时变性检验 SV-TVP-VAR

JEL 分类号：C14, C32, E42 **中图分类号：**F820.2

文献标识码：A **文章编号：**1000-6249 (2014) 02-024-18

一、引言

后金融危机时代，各大经济体为了将本国或本地区从经济衰退中拯救出来，争相推出各种“量化宽松”的货币政策，试图通过增加货币供给量来刺激经济。作为政府调控经济的有效手段，宽松的货币政策对各国经济复苏确实起到了积极的促进作用（张学勇和宋雪楠，2011）。深入研究货币供给冲击下货币政策内生传导机理和具体传导路径，有利于货币当局制定出具有前瞻性、一致性和持续性的货币政策，减少社会的福利损失和遏制经济运行中的一些不稳定因素而熨平经济周期性波动。

自 Friedman 和 Schwartz (1963) 提出将货币供给量作为唯一的货币政策工具的“单一规则”以来，货币超中性问题就饱受各方争议。以 Lucas (1972) 为代表的理性预期学派

* 陈守东，吉林大学数量经济研究中心，吉林大学商学院，E-mail: chensd@jlu.edu.cn，通讯地址：吉林省长春市前进大街 2699 号，邮编：130012；易晓溦，吉林大学商学院，E-mail: yix0359@163.com；刘洋，吉林大学商学院，E-mail: liu12@mails.jlu.edu.cn。感谢匿名审稿人提出的宝贵意见和建议，作者文责自负。

本文得到国家社科基金重大项目“‘十二五’期间我国金融风险监测预警研究”(10ZD & 010) 和国家社科基金一般项目“系统性金融风险与宏观审慎监管研究”(12BJY158) 的资助。

认为,由于公众预先充分掌握了一切可以利用的信息,使得货币供给冲击的效果仅仅通过价格水平反映出来,而对真实经济活动没有影响。而新凯恩斯主义者则认为,由于名义价格和名义工资具有粘性,导致货币供给冲击对实际经济行为具有真实效应(Christiano *et al.*, 1997)。70年代中后期伴随着货币主义思潮的流行和解决“滞胀”问题的现实需要,货币供给冲击对产出水平影响的不确定性并没有影响以美国为代表的一些市场经济国家将货币供给量确定为本国调节货币市场的中介目标。我国也自1998年1月1日开始取消对商业银行贷款规模的限额控制、逐渐建立起了以基础货币为操作目标、货币供给量为效果目标的中介目标体系。伴随着金融自由化的发展和层出不穷的金融产品创新,各层次货币间界限的日趋模糊、货币数量与经济目标之间稳固关系的瓦解以及货币数量的可控性较差,迫使许多国家开始放弃以货币供给量为中介目标的货币政策框架。对于我国是否依然需要采用以货币供应量为中介目标这一议题相关学者展开了大量讨论,结果认为:虽然短期货币需求和货币流通速度不稳定和货币供给的可测性较差,但货币供给量与物价和GDP之间的相关性较好,现阶段继续使用货币供给量作为货币政策中介目标仍具有一定程度的合理性(刘明志,2006;苏亮瑜,2008;盛松成和吴培新,2008)。

货币当局在进行货币政策传导机制分析以制定切实可行的货币政策时通常需要监控上百个经济指标,由于经济变量之间的相互关联性使得常规的单方程分析表现出明显的局限性。自Sims (1972)首开用向量自回归(VAR)模型研究货币供给存量与GNP因果关系之先河以来,向量自回归方法就被逐渐开始用来研究我国货币供给对产出波动的影响。Dickinson *et al.* (2007)运用VAR模型研究几个特定时期内中国货币政策传导效应,结果显示货币供给量对产出水平的影响表现显著且呈现出明显的阶段特征。Fan *et al.* (2011)运用VAR模型研究我国货币政策效果,结果表明我国产出水平对货币供给冲击响应效应显著但冲击响应强度低于其他市场化国家。金成晓和马丽娟(2011)运用DSGE - VAR模型研究货币政策冲击对我国经济系统的影响,结果表明货币政策冲击对产出增长率缺口缺乏长期影响。He *et al.* (2013)利用因子增广的向量自回归(Factor - Augmented Vector Autoregression, FAVAR)模型研究亚洲金融危机后我国的货币政策传导机制,结果表明中国人民银行通过调控贷款总额和货币供给增长率能够有效的调节实际经济和价格水平。

另一方面,由于我国的金融市场起步较晚、市场化进程缓慢和非市场行为干预频繁,使得我国的货币政策在转轨过程中不同发展阶段间缺乏较强的连续性和一致性,呈现出明显的非线性特征,使得基于描述线性关系的VAR族模型分析我国货币传导机制时可信度下降。为了弥补此缺陷,学者大量采用非线性模型继续进行探索和研究。赵进文和闵捷(2005)从Logistic平滑转移自回归(logistic STR)模型从总量上研究了我国货币政策操作的非线性机制,结果发现了我国货币政策操作效果表现出明显的非对称性和很强的非线性特征。彭方平和王少平(2007)应用非线性平滑转换面板数据模型从微观层面对我国货币政策传导的非线性效应进行了实证研究,结果表明我国货币政策在总体上呈现微观有效性。张屹山和张代强(2008)使用门限自回归(STR)模型估计了我国货币政策反应函数,发现在货币供给高增长时期的反应系数大于货币供

给低增长时期的反应系数。欧阳志刚和史焕平（2011）运用阈值协整误差修正（TVECM）模型研究后金融危机时期过剩的货币供给对通货膨胀与经济增长的非线性调节效应，结果显示货币供给向长期均衡的调节对经济增长通胀的调节效应具有非线性。张暾等（2013）以预期和非预期的货币冲击序列作为影响经济增长的转移变量利用平滑转移自回归模型分析货币政策对经济增长的非对称性和非线性效应，结果表明货币冲击对经济增长的非对称效应影响是滞后，并且该影响主要是通过正向未预期到的货币冲击体现的。

上述这几类非线性的分析方法均从不同的视角证明了我国货币政策传导机制的非连续性、非一致性和产出波动对货币供给冲击响应的非线性特征。但它们均不能刻画货币政策工具变量间由于受到宏观共同因子的影响而产生的变量序列伴随时间而变化的条件异方差性。本文试图通过包含随机波动率的时变参数向量自回归（SV-TVP-VAR）模型研究不同时点上我国产出波动对货币政策规则的动态响应。本文余下部分的结构安排为：第二部分是理论分析与模型设定，一方面建立了一个包含混合菲利普斯曲线和IS曲线的结构方程组模型，另一方面介绍了SV-TVP-VAR模型结构。第三部分是数据说明与实证结果，在介绍数据指标选取标准和数据来源的基础上对货币传导机制进行结构性断点检验和模型中相关参数进行估计。第四部分则从模型的显著性和脉冲响应函数两个层面对SV-TVP-VAR模型的信息效度进行研究。第五部分为本文的结论部分，并给出了相关的政策建议。

二、理论分析与模型设定

（一）理论分析

货币当局欲通过货币渠道对实体经济进行调控时必须事先确定金融市场上货币供给量，我们假定决策者依据如下既定规则供给货币：

$$m_t^T = \alpha m_t + \beta m_{t-1} + (1 - \alpha - \beta) m_{t-1}^T \quad (1)$$

式（1）中， m_t^T 、 m_{t-1}^T 为第t期和第t-1期的货币增长趋势， m_t 、 m_{t-1} 为第t期和第t-1期的货币供给量，且 $0 < \alpha + \beta < 1$ 。

依据Spahn（2007）的分析结论，我们假定实际货币需求函数为：

$$m_t = \frac{M_t}{P_t} = y_t + \varepsilon_t^m \quad (2)$$

其中， m_t 、 y_t 为实际货币需求量和产出缺口，式（2）表示货币需求由产出缺口驱动，所有的货币需求量的变动均来自具有累积效应的货币需求冲击 ε_t^m ，该冲击为序列相关且服从AR（1）过程：

$$\varepsilon_t^m = \eta^m \varepsilon_{t-1}^m + \omega_t^m \quad (3)$$

其中， η^m 表示货币需求冲击是具有持续性强度， ω_t^m 为白噪声过程，表示我国政府非规则性“相机抉择”的需求冲击。相应的，我们继续假定所有的货币供给量的变动均来自供给冲击 ε_t^s ，该冲击为序列相关且服从AR（1）过程：

$$\varepsilon_t^s = \eta^s \varepsilon_{t-1}^s + \omega_t^s \quad (4)$$

1. 货币内生性的 Phillips 曲线

基于 Calvo (1983) 的粘性价格假定将通货膨胀预期加入 Gerlach (2004) 的两支柱 (two-pillar) Phillips 曲线可得标准的附加前瞻性预期的 Phillips 曲线:

$$\pi_t = \delta[\sigma m_t^T + (1 - \sigma)E_t \pi_{t+1}] + \gamma y_t + \varepsilon_t^s \quad (5)$$

式 (5) 中, π_t 为通货膨胀率, $E_t \pi_{t+1}$ 为基于 t 期信息对 $t+1$ 期通货膨胀率的预期值, y_t 为产出缺口, ε_t^s 为供给冲击。基于式 (5) 可得在第 $t-1$ 期:

$$\pi_{t-1} = \delta[\sigma m_{t-1}^T + (1 - \sigma)E_{t-1} \pi_t] + \gamma y_{t-1} + \varepsilon_{t-1}^s \quad (6)$$

将式 (1) 代入式 (5) 可得:

$$\pi_t = \delta\{\sigma[\alpha m_t + \beta m_{t-1} + (1 - \alpha - \beta)m_{t-1}^T] + (1 - \sigma)E_t \pi_{t+1}\} + \gamma y_t + \varepsilon_t^s \quad (7)$$

联立式 (2)、(3)、(4)、(6)、(7) 可得:

$$\begin{aligned} \pi_t = & \{(1 - \sigma)\delta[E_t \pi_{t+1} - (1 - \alpha - \beta)E_{t-1} \pi_t] - (1 - \alpha - \beta)\pi_{t-1}\} \\ & + \{(\gamma + \sigma\delta\alpha)y_t + [\beta - \gamma(1 - \alpha - \beta)]y_{t-1}\} \\ & + \{(\beta + \sigma\delta\eta^m)\varepsilon_{t-1}^m + [\eta^s - (1 - \alpha - \beta)]\varepsilon_{t-1}^s\} \\ & + (\sigma\delta\alpha\omega_t^m + \omega_t^s) \end{aligned} \quad (8)$$

2. IS 曲线

基于 Gerlach (2004) 我们构建了具有微观经济基础的附加前瞻性产出缺口预期的消费需求函数:

$$y_t = E_t y_{t+1} - \zeta[r_t - \sigma m_t^T - (1 - \sigma)E_t \pi_{t+1}] \quad (9)$$

其中, y_t 、 r_t 为实际产出缺口和实际利率, $E_t y_{t+1}$ 、 $E_t \pi_{t+1}$ 为基于 t 期信息对 $t+1$ 期产出缺口和通货膨胀率的预期值, $0 < \sigma < 1$ 。基于式 (9) 可得在第 $t-1$ 期:

$$y_{t-1} = E_{t-1} y_t - \zeta[r_{t-1} - \sigma m_{t-1}^T - (1 - \sigma)E_{t-1} \pi_t] \quad (10)$$

将式 (1) 代入式 (9) 可得:

$$y_t = E_t y_{t+1} - \zeta\{r_t - \sigma[\alpha m_t + \beta m_{t-1} + (1 - \alpha - \beta)m_{t-1}^T] - (1 - \sigma)E_t \pi_{t+1}\} \quad (11)$$

联立式 (2)、(3)、(10)、(11) 可得:

$$\begin{aligned} y_t = & \frac{1}{1 - \sigma\alpha}[E_t y_{t+1} - (1 - \alpha - \beta)E_{t-1} y_t + (1 - \alpha - \beta + \sigma\delta\beta)y_{t-1}] \\ & - \frac{\zeta}{1 - \sigma\alpha}\{[r_t - (1 - \alpha - \beta)r_{t-1}] - (1 - \sigma)[E_t \pi_{t+1} - (1 - \alpha - \beta)E_{t-1} \pi_t]\} \\ & - \frac{\sigma\zeta}{1 - \sigma\alpha}[(\alpha\eta^m + \beta)\varepsilon_{t-1}^m + \alpha\omega_t^m] \end{aligned} \quad (12)$$

联立式 (8) 和 (12) 模型可以表示为如下简化式:

$$\begin{bmatrix} \pi_t \\ y_t \end{bmatrix} = \Phi \begin{bmatrix} E_t \pi_{t+1} \\ E_t y_{t+1} \end{bmatrix} + \Gamma \begin{bmatrix} E_{t-1} \pi_t \\ E_{t-1} y_t \end{bmatrix} + \Xi \begin{bmatrix} \pi_{t-1} \\ y_{t-1} \end{bmatrix} + \Psi \begin{bmatrix} \varepsilon_{t-1}^s \\ \varepsilon_{t-1}^m \end{bmatrix} + \Delta \begin{bmatrix} \omega_t^s \\ \omega_t^m \end{bmatrix} \quad (13)$$

其中， Φ 、 Γ 、 Ξ 和 Ψ 均为 2×2 矩阵，特别是 Δ 为 2×2 的上三角矩阵^①。由该简化式可知：通货膨胀率和产出缺口具有惯性特征，受其前期经济运行状况影响。同时，两者还具有“前瞻性”效应和“后顾性”效应，它们都受到产出缺口和通货膨胀的预期值和滞后值的紧密制约，这种动态紧耦合关联性在信息冲击下使得经济变量之间的相互关联呈现出时变特征； Δ 为 2×2 的上三角矩阵表明，在货币传导渠道中，由于“菜单成本”使得同期供给冲击反应迟缓所产生的时滞效应使产出波动仅受同期需求冲击影响，而通货膨胀率却受同期供给冲击和同期需求冲击双重影响。由于我国的货币供给量由人民银行根据实际经济发展状况和宏观政策导向来确定，同期供给冲击强度和同期需求冲击强度最终都反映在货币供给量上。这使得以货币供给量为中介目标的货币政策工具变量间呈现出随时间而变化的条件异方差性和非对称性。基于以上两个原因，本文应用 SV – TVP – VAR 模型，试图通过该模型的时变参数特征描述我国货币政策在转轨过程中不同发展阶段传导过程中的一致性和非连续性的时变特征，同时通过随机波动特征来描述货币政策工具变量间随时间而变化的条件异方差性和非对称性。

（二）模型设定

传统的 VAR 模型作为一个静态模型，固定参数的假定降低了对不稳定的经济系统变量间的长期均衡关系的解释效力。Canova (1993) 提出的带漂移系数的 VAR 模型和 Kim *et al.* (1998) 提出的多元随机波动率模型分别从系数时变和协方差时变角度放宽模型的限制条件。沿着该研究思路，Cogley 和 Sargent (2005) 基于变量间同期相关关系不变的假定下研究了具有漂移系数和时变方差的 VAR 模型。Primiceri (2005) 进一步扩展为系数、方差和协方差均随时间变动的完全意义上的非线性时变分析模型——TVP – VAR 模型。D’ Agostino *et al* (2011) 利用美国的宏观经济数据证明得出 TVP – VAR 模型相对于其他 VAR 模型具有更强的预测效果。Nakajima (2011) 利用 Kim *et al.* (1998) 混合抽样确定后验分布的方式对 Primiceri (2005) 所提出的 TVP – VAR 模型的待估参数极大似然估计过程进行改进，从而建立了 SV – TVP – VAR 模型。对应的 SV – TVP – VAR (p) 的简化式表示如下：

$$y_t = X_t \beta_t + A_t^{-1} \Sigma_t \varepsilon_t, \quad t = p + 1, \dots, n \quad \varepsilon_t \sim N(0, I_k) \quad (14)$$

其中， y_t 为 $k \times 1$ 维向量， $X_t = I_k \otimes (y_{t-1}', \dots, y_{t-p}')$ ， β_t 为 $k^2 p \times 1$ 维随机系数向量， A_t 、 Σ 分别为 $k \times k$ 的下三角型矩阵和对角矩阵：

$$\Sigma_t = \begin{bmatrix} \sigma_{1,t} & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \ddots & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & 0 \\ 0 & \cdots & 0 & \sigma_{k,t} \end{bmatrix} \quad A_t = \begin{bmatrix} 1 & 0 & \cdots & 0 \\ \alpha_{21,t} & \ddots & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & 0 \\ \alpha_{k1,t} & \cdots & \alpha_{kk-1,t} & 1 \end{bmatrix} \quad (15)$$

参照 Primiceri (2005) 的做法，我们将矩阵 Σ_t 和 A_t 表示为形式 $\sigma_t = (\sigma_{1,t}, \dots, \sigma_{k,t})'$ 和 $\alpha_t = (\alpha_{21,t}, \alpha_{31,t}, \alpha_{32,t}, \dots, \alpha_{k1,t}, \dots, \alpha_{kk-1,t})'$ 。同时，令 β_t 、 α_t 和 h_t 的状态方程服从如下形式的随机游走

^① 由于 Φ 、 Γ 、 Ξ 和 Ψ 矩阵的元素的表达式结构复杂，为了简化问题，本文用大写希腊字母代替矩阵。

过程：

$$\begin{aligned}\beta_{t+1} &= \beta_t + v_t \begin{bmatrix} \varepsilon_t \\ v_t \\ \zeta_t \\ \eta_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} I_k & 0 & 0 & 0 \\ 0 & Q & 0 & 0 \\ 0 & 0 & S & 0 \\ 0 & 0 & 0 & W \end{bmatrix} \\ \alpha_{t+1} &= \alpha_t + \zeta_t \\ h_{t+1} &= h_t + \eta_t\end{aligned}\quad (16)$$

其中, $t = p + 1, \dots, n$, 且 $\beta_{p+1} \sim N(\nu_0, Q_0)$ 、 $\alpha_{p+1} \sim N(\zeta_0, S_0)$ 、 $h_{p+1} \sim N(\eta_0, W_0)$ 。

由于 SV - TVP - VAR 模型中待估参数过多, 这使得我们将 kalman 滤波的方法运用于非线性高维度向量空间进行极大似然估计的方法变得不可取。因而我们利用能够从高维不可观测潜在变量的后验分布进行抽样和贝叶斯推断的 Gibbs 抽样方法来进行 MCMC 估计。首先, 进行充分大的 n 次 Gibbs 迭代后丢掉前面 m 个随机数生成样本 ($m \ll n$) 而建立起一个 Gibbs 样本。然后, 利用 Gibbs 样本统计推断性质得到相应的待估参数。本文所使用的 Gibbs 抽样方法的详细过程可参见 Nakajima (2011)。

令 $u_t = A_t^{-1} \Sigma_t \varepsilon_t$, 则 u_t 的方差 Ω 可表示为:

$$\Omega_t = A_t^{-1} \Sigma_t \Sigma_t' A_t^{-1} \quad (17)$$

相应的, 对式 (14) 进行迭代可以得到 VMA (∞) 的表达式:

$$\gamma_t = \sum_{h=0}^{\infty} \Theta_{h,t} u_{t-h} \quad (18)$$

其中, $\Theta_{0,t} = I_k$, $\Theta_{h,t} = J \tilde{\beta}_t J'$, $\tilde{\beta}_t$ 和 J 的矩阵形式如下:

$$\tilde{\beta}_t = \begin{bmatrix} \beta_t \\ I_{k(p-1)} : 0_{k(p-1) \times k} \end{bmatrix} \text{ 和 } J = (I_k : 0_{k \times k(p-1)}) \quad (19)$$

则 SV - TVP - VAR 的结构化脉冲响应函数为:

$$\Phi_t = (\Theta'_{0,t} : \dots : \Theta'_{H,t})' A_t^{-1} \Sigma_t \quad (20)$$

三、数据说明与实证结果

(一) 数据说明

依据理论分析, 本文选择实际产出缺口 (y_t)、实际 M1 供给量 (m_t)、通货膨胀率 (f_t) 和实际利率 (r_t) 为变量来研究货币供给冲击下货币政策传导机制。本文用消费者物价指数 (CPI) 衡量通货膨胀率。本文的研究区间为 1992Q1 – 2013Q1, 数据频率为季度数据。通过 X11 和 HP 滤波的方法对原始数据进行季节调整和去势处理。

本文选择用 CPI 来衡量通货膨胀率。由于作为数据来源的《中国统计月报》所提供的月度数据, 作者以 1992Q1 为基期, 先用月度环比 CPI 计算得到月度定基 CPI, 再由月度定基 CPI 得到季度定基 CPI, 最后由季度定基 CPI 得到季度环比 CPI 而得到季度通货膨胀率 (f_t)。

由于狭义货币供给量 M1 相对更实时准确的反映我国实际货币供给量的变化趋势, 故而本文

选取 M1 的变动来代表货币供给冲击。相关数据来源于 CSMAR 数据库。由于数据库提供数据为月度数据，因而通过等权重加权平均方法来得到季度名义 M1 货币供给量。最后用季度名义 M1 货币供给量除以同季度 CPI 就得到季度实际 M1 供给量 (m_t)。

本文选取 7 天的上海银行间同业拆借利率 (Shibor) 作为我国金融市场的基准利率。由于从 1996 年开始我国金融市场才有银行间同业拆借利率，故而 1992 年至 1995 年的季度利率数据利用上海融资中心的同业拆借利率。1996Q1 至 2013Q1 选取到期日为 7 天的银行同业拆借利率，我们根据《中国人民银行统计季报》公布的月度银行间同业拆借利率进行季度平均后得到季度同业拆借利率。最后，我们用季度银行间同业拆借利率减去同季度 CPI 就得到市场的实际利率 (r_t)。

本文选择产出缺口作为衡量我国产出波动的指标。我国最早从 1992 年第一季度开始公布 GDP 季度数据，依据《中国人民银行统计季报》所公布的季度名义 GDP 除以 CPI 指数得到实际 GDP 数据 Y_t 。在获得实际 GDP 数据之后，利用 HP 滤波方法估算潜在 GDP 数据 Y_t^* 。最后依据 $y_t = 100 \times \ln(Y_t/Y_t^*)$ 计算出产出缺口。

为了避免伪回归和研究货币政策工具之间的长期均衡关系和动态关联程度，我们首先需要对相关变量序列进行平稳性检验，序列的单位根检验结果表明， y_t 为 I (0) 序列， f_t 和 r_t 均为 I (1) 序列， m_t 为 I (2) 序列。本文中序列的单位根检验利用 Stata12 实现，系数稳定性检验和协方差矩阵稳定性检验利用 Matlab2012 依据相对应文献所提出方法编程实现，而 SV - TVP - VAR 模型的估计结果则是利用 Nakajima (2011) 所编写的程序借助 OxMetrics 6 实现^①。

(二) 平稳性检验

1. 系数稳定性检验

为了检验货币传导过程是否受宏观政策的影响而发生结构性变化特征，Bernanke and Mihov (1998)、Cogley and Sargent (2005)、Sims and Zha (2006) 已进行了相关方面研究。但由于所使用的断点检验方法的检验效力弱而使得检验结果不能显著证明存在结构性变化特征。我们考虑利用如下五种新的检验方法：SupLM 检验、SupWald 检验、Nyblom 检验、 \widehat{qLL} 检验和 Bai and Perron (2003) 的 UDmax 检验。与确定时点的单一断点检验方法 Chow 检验不同，SupLM 检验和 SupWald 检验为未知时点的单一断点检验方法，后三种检验方法均为未知时点的多重断点检验方法。所有检验方法均基于 VAR (1) 方程组中每一单方程的残差逐式 (equation - by - equation) 进行^②。以上断点检验方法均基于相关变量序列的统计性质确定断点时点，使得断点时点检验结果如表 1 所示 (变量 Y 代表方程中变量族，X 代表方程中的滞后变量族，且未包含在 X 中的滞后因变量假定在检验过程中为非时变系数)。结果显示，SupLM 检验和 SupWald 检验的检验效力低于后三种检验方法；在后三种均为未知时点的多重断点检验方法中 UDmax 的

^① 感谢 Jouchi Nakajima 在编程方面给予的帮助。欢迎读者通过电子邮件索要文中所使用的数据、程序代码或实证结果，以便验证、引用或扩展本文的相关实证计算。

^② VAR 滞后阶数的选择是依据后文中 Geweke (1999) 提出的调和平均数的边际似然值所确定的。

检验效力最强；综合来看， $\Delta \ln m_t$ 关于 y_t 、 Δf_t 、 Δr_t 的系数均拒绝系数平稳性假定，呈现明显的时变特征。

表1 系数稳定性检验

Y	X	SupLM	SupWald	Nyblom	\widehat{qLL}	UDmax
y_t	y_{t-1}	7.84	8.99	1.01 **	-18.97 *	18.94 **
	Δf_{t-1}	7.32	9.63	0.77	-14.92	20.96 **
	Δr_{t-1}	7.96	12.56	0.63	-16.38	22.53 ***
	$\Delta \ln m_{t-1}$	14.23 ***	24.36 ***	1.38 **	-25.36 **	24.89 **
Δf_t	y_{t-1}	8.16	11.34	0.56	-17.21	10.23
	Δf_{t-1}	11.33 **	11.77	0.93 *	-16.95	17.69
	Δr_{t-1}	9.75	12.33	0.98 **	-36.19 ***	19.79 **
	$\Delta \ln m_{t-1}$	11.28 **	21.46 **	1.19 **	-18.01 *	21.36 ***
Δr_t	y_{t-1}	5.21	8.37	0.46	-13.25	18.21 **
	Δf_{t-1}	7.52	10.96	0.67	-19.15 *	23.25 ***
	Δr_{t-1}	8.63	9.81	0.57	-22.13 **	20.98 **
	$\Delta \ln m_{t-1}$	10.11	20.19 **	0.86 *	-18.36 *	21.97 ***
$\Delta \ln m_t$	y_{t-1}	8.94	9.36	0.35	-16.52	14.86
	Δr_{t-1}	6.89	11.63	0.58	-14.36	19.83 **
	$\Delta \ln f_{t-1}$	10.26	12.88 *	0.51	-15.68	19.97 **
	$\ln m_{t-1}$	9.36	13.77 *	0.46	-13.79	22.39 ***

注：***、**、* 分别表示统计检验在 1%、5% 和 10% 水平上显著。

由于相对于其他四种断点检验方法具有最强检验效力，进一步依据 Bai and Person (2003) 的 UDmax 检验所使用的残差平方和最小化的动态规划方法我们还可以得到我国实际货币供给量结构性变化的时点（见表2）^①。结果表明，由于受到货币供给量的结构性变化的影响，我国的货币政策传导机制表现出时变特征，可以划分为 1992Q1：2002Q2、2002Q3：2008Q4、2009Q1：2013Q1 三个区间。

表2 我国实际货币供给量结构性变化的时点

	断点 1	断点 2
结构性变化的时点	2002Q3	2009Q1
置信区间	[2001Q1：2003Q2]	[2008Q3：2009Q3]

① 为了下文分析的便利，我们进行 UDmax 检验时选择的最大断点个数为 2。

2. 协方差矩阵稳定性检验

我们根据 Aue *et al.* (2009) 用 VAR (1) 的残差的协方差矩阵进行平稳性检验。由于系数变化可能导致协方差的变动而发生过度识别的问题，我们利用全样本时间段和三个子样本时间段的 VAR (1) 残差的协方差矩阵分别进行平稳性检验（见表 3）。结果显示 VAR (1) 方程组在整个样本区间内协方差表现出显著的非平稳性，三个子样本区间内协方差表现出一定程度的非平稳性。对三个子样本区间而言，1992Q1–2002Q3 的非平稳性最强，这可能是由于我国金融市场初创时未预期到的信息量大所导致的；2009Q2–2013Q1 的非平稳性次之可见此次金融危机对我国宏观经济影响深远。

综上所述，两种平稳性检验结果相互印证可知，在货币供给冲击作用下我国的货币政策传导机制表现出明显的时变特征。常规 VAR 模型由于系数和随机扰动项的非时变性导致该模型不能很好的捕捉到该特征，故而引入时变系数和时变扰动项的 SV–TVP–VAR 模型是必要的。

表 3 协方差平稳性检验

样本区间	Ω_n (CUSUM 类型)	Λ_n (Sup 类型)
[1992Q1: 2013Q1]	7.38 ***	4.26 **
[1992Q1: 2002Q2]	5.34 ***	3.62 *
[2002Q3: 2008Q4]	4.12 ***	3.26 *
[2009Q1: 2013Q1]	4.98 ***	3.83 **

注：***、**、* 分别表示统计检验在 1%、5% 和 10% 水平上显著。

（三）模型估计结果

依据 Geweke (1999) 提出的调和平均数，本文依次计算 SV–TVP–VAR 模型滞后 1 阶至 5 阶的边际似然值（见表 4）。边际似然估计值越大，说明模型对数据的拟合效果越好。因而依据结果本文将采用滞后 1 阶模型进行实证分析。依据 Nakajima (2011)，进行 MCMC 时假定先验值为 $\nu_0 = \zeta_0 = \eta_0 = 0$ 、 $Q_0 = S_0 = W_0 = 10 \times I_k$ ，且协方差矩阵 Q 、 S 、 W 的第 i 个对角元素的先验服从 $Q_i^{-2} \sim \Gamma(40, 0.02)$ 、 $S_i^{-2} \sim \Gamma(4, 0.02)$ 、 $W_i^{-2} \sim \Gamma(4, 0.02)$ 。我们共进行 20000 次迭代模拟，前 2000 次迭代结果是预烧（burn-in）样本，其相应的部分估计结果如表 5 所示。由收敛诊断因子和低效因子量值可知，我们接受待估参数收敛于后验分布的原假设，MCMC 有效的估计了参数分布状况。

表 4 SV–TVP–VAR 模型滞后阶数的边际似然估计值

滞后阶数	1	2	3	4	5
边际似然估计值	27.38	24.56	23.19	24.53	19.81

表5 模拟估计结果

参数	均值	标准差	95% 的置信区间	收敛诊断概率	低效因子量值
Q_1	0.031	0.007	[0.0211 0.0489]	0.77	16.60
Q_2	0.022	0.003	[0.0167 0.0294]	0.37	9.38
S_1	0.087	0.042	[0.0428 0.2068]	0.03	67.05
S_2	0.089	0.045	[0.0421 0.2126]	0.04	82.18
W_1	0.233	0.165	[0.0628 0.6378]	0.10	168.29
W_2	0.277	0.110	[0.1210 0.5534]	0.32	61.01

注：表中 Q 、 S 为乘以 100 后的值。

图1为模型所估计的实际 $m1$ 供给量、实际利率、通货膨胀率、产出缺口在各时点上的随机波动特征。从图中我们可以发现，在同一时点上各变量的波动幅度差异较大。究其原因是由于经济变量受到相关相机抉择的外生性金融政策效应和具有“时滞性”的内生性货币政策传导的影响，使得各宏观经济变量波动呈现出非常明显的条件异方差效应。对于实际货币供给量的波动而言：实际货币供给量的波动呈现出“U”型特征，由于我国货币当局主要根据产出水平依计划确定将来名义货币供给量，因而我国名义货币供给存量变动幅度不大，从而使得实际货币供给量的波动取决于价格水平；2000年以前由于名义货币供给量增长率慢于物价水平增长率使得实际货币供给量增速减缓而波动幅度逐渐减小；2006年以后由于名义货币供给量增长率快于物价水平增长率使得实际货币供给量增速加快而波动幅度逐渐增大。对于实际利率波动而言：由于市场的实际利率取决于市场的名义利率和通货膨胀率之差，我国由于利率市场化程度不高，政府为了经济的平稳运行在规定市场的名义利率时一般是小幅度调节，这使得实际利率的波动幅度主要取决于通货膨胀率的波动幅度；1996年以前由于物价水平的显著上升而出现了持续性高通货膨胀，这使得这段时间实际利率也持续性的频繁波动；随着1996年后利率市场化进程的逐步深化，存贷款利差管制逐渐放开，使得利率对资源配置的效率逐渐增强而波动幅度逐渐趋于平稳。对于通货膨胀率的波动而言：2000年以前由于价格双轨制因素的影响使得价格扭曲效应明显，通货膨胀持续在高位运行；2000年后由于我国经济逐渐由封闭型向开放型转变，外汇储备的迅速增加和与其它经济体经济关联程度增强使得经济运行平稳和通货膨胀变动温和，实现了经济的“软着陆”；2009年以后由于各经济体相继推行“量化宽松”的货币政策和我国继续坚持积极的财政政策和稳健的货币政策，在输入型和需求拉动型通货膨胀压力的共同作用下物价水平又开始显著波动。对于产出缺口波动而言：1992年确定市场经济体制改革目标以来，由于经济体制变迁使得产出缺口波动幅度较大，但波动幅度减小；2005年以后，由于经济的高速增长使得波动幅度又逐渐增大且在2008年达到顶峰，此后由于次贷危机影响范围逐步扩大，使得严重依赖投资和出口的我国经济开始降温而导致产出缺口波动再次逐渐减小。以上基于图1的随机波动特征的分析表明，SV-TVP-VAR模型的随机波动特征很好的表现了我国货币政策传导机制中相关变量的时间演化路径，货币政策传导机制中的时变特征使得货币当局的

短期政策效应的异质性冲击通过随机波动效应得到实时体现，同时随机波动效应的敏感性变动也进一步验证了我国的货币政策传导是一个非线性、动态过程，一个货币政策工具发生变动会迅速使得其他相关经济变量进行适度微调，整个货币政策传导机制灵活而高效。

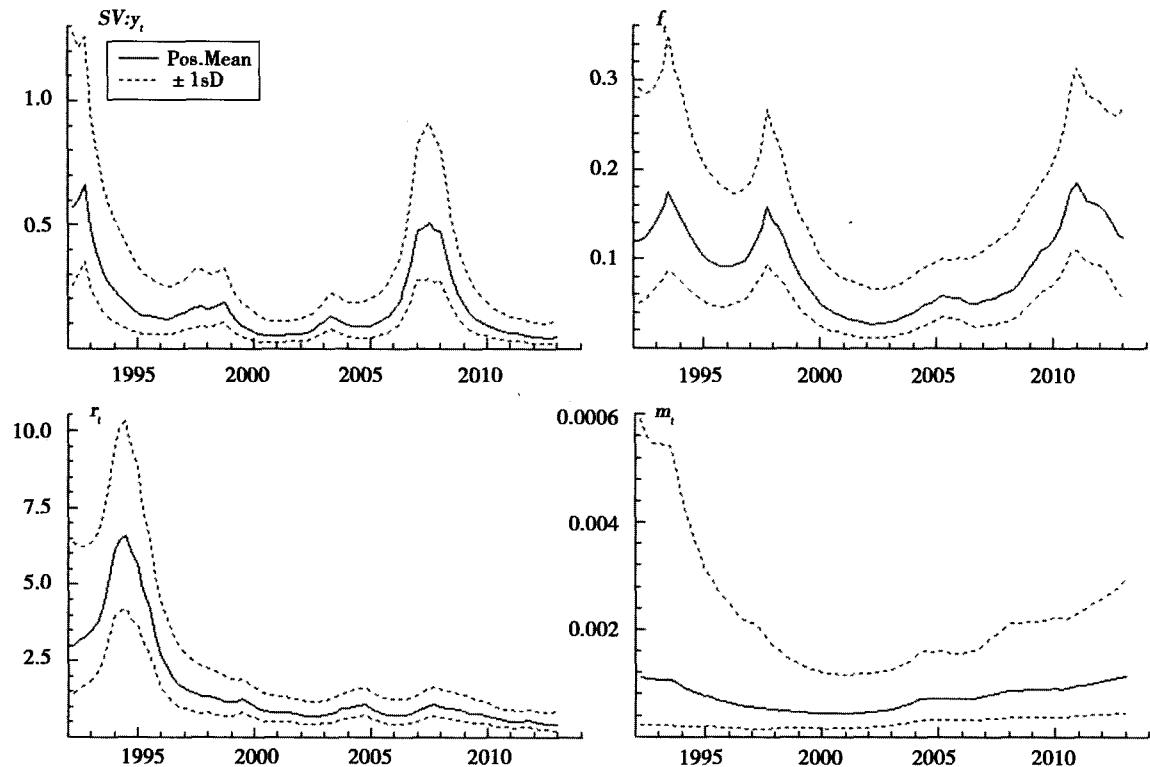


图1 实际 m_1 供给量、实际利率、通货膨胀率、产出缺口的随机波动特征

四、模型效度分析

为了判定 $SV - TVP - VAR$ 模型是否真实的反映了我国货币政策传导机制冲击反应的完整信息，本文分别从模型的显著性和脉冲响应函数两个层面对 $SV - TVP - VAR$ 模型的信息效度进行研究。

(一) 模型显著性分析

货币当局在经济运行的同一阶段之内通过“微刺激”方式频繁调节实际货币存量借助货币政策传导渠道来影响货币政策传导机制，因而货币政策效果表现出连续性和货币政策冲击响应呈现出短期强相关性，我们将货币政策传导机制的这种特征称之为时变效应；货币当局在经济运行的不同阶段之间主要通过“强冲击”方式规则性运用相应的货币政策工具通过改变货币政策调控方向的方式来影响货币政策传导机制，因而货币政策效果表现出区制性和货币政策冲击响应呈现出长期强相关性，我们将货币政策传导机制的这种特征称之为惯性效应。对于时变效

应和惯性效应的识别问题我们以 SV - TVP - VAR 模型、TVP - VAR 模型和 VAR 模型进行回归估计所得的平均修正判定系数即模型的平均显著性 (R^2) 为依据, 我们将由于系数时变导致 TVP - VAR 模型相比于 VAR 模型而言增大的平均 R^2 之差定义为时变效应, 相应地我们将方差和协方差时变导致的 SV - TVP - VAR 模型相比于 TVP - VAR 模型而言增大的平均 R^2 之差定义为惯性效应。本文分别用滞后 1 阶的 SV - TVP - VAR 模型、TVP - VAR 模型和 VAR 模型进行回归, 其对应变量方程的显著性如表 6 所示。首先, 从表 6 中对应变量方程的显著性水平来看, 三个模型均能很好地刻画我国的货币政策传导机制。其次, 从模型对应显著性的均值来看, SV - TVP - VAR 模型变量方程的平均 R^2 为 0.814, 而 TVP - VAR 模型和 VAR 模型的平均 R^2 分别为 0.807 和 0.785, 由此表明 SV - TVP - VAR 模型至少在刻画货币政策工具变动趋势的准确程度方面要显著优于 TVP - VAR 模型和 VAR 模型。再次, 从模型对应显著性的均值的差异性来看, TVP - VAR 模型的平均 R^2 比 VAR 模型的平均 R^2 大 0.022, 该值衡量了我国货币政策传导机制的时变效应; SV - TVP - VAR 模型的平均 R^2 比 VAR 模型的平均 R^2 大 0.007, 该值衡量了我国货币政策传导机制的条件异方差性即惯性效应。该实证结果表明, 我国货币政策传导机制中时变效应大于惯性效应。究其原因, 自 90 年代以来我国经济逐渐由计划经济向市场经济转型, 但由于市场初创和政府主导效应明显使得我国的货币政策在转轨过程中不同发展阶段间缺乏一致性和连续性, 往往表现为“相机抉择”而缺乏长远规划, 从而使得货币政策传导机制中时变效应大于惯性效应。

表 6 不同模型下变量方程的显著性

变量方程	SV - TVP - VAR_ R^2	TVP - VAR_ R^2	VAR_ R^2
y_t	0.831	0.826	0.792
Δf_t	0.813	0.806	0.787
Δr_t	0.806	0.798	0.782
$\Delta \ln m_t$	0.806	0.798	0.779
均值	0.814	0.807	0.785

(二) 脉冲响应分析

与 VAR 这种非结构化的多方程模型类似, 用 SV - TVP - VAR 模型进行实证分析时我们一般淡化变量之间的关联性而重点考虑模型误差项的变动对系统的动态冲击效应。为了全面分析我国货币市场上货币供给冲击下货币传导渠道的政策效果, 本文基于式 (20) 从时间维度和时点维度对相关变量进行了脉冲响应分析研究。

图 2 描述了各经济变量第 4、8、12 期 (一年、两年和三年) 的脉冲响应结果随时间的动态演化路径。从各变量的短期冲击 (第 4 期) 影响来看, 对于货币供给冲击而言: 正向货币供给冲击短期内会导致产出缺口扩大, 且伴随着时间的推移, 该冲击的强度逐渐增大, 在次贷危机发生以后由于我国稳健的货币政策的影响而导致这种正向促进效应达到 0.0004 以上; 而正向货

币供给冲击短期内会导致通货膨胀率上升，但伴随着时间的推移，该冲击的强度逐渐减弱；正向货币供给冲击短期内会导致实际利率的下降，且伴随着时间的推移，该冲击强度逐渐减弱；正向货币供给冲击短期内对随后货币供给量的影响则表现为明显的周期性特征，该现象表明我国货币当局制定政策规则时表现为明显的“相机抉择”特征和“逆周期”操作效应。对于实际利率冲击而言：正向的实际利率冲击在短期内导致产出缺口缩小，2002年之后正向的实际利率冲击使得产出缺口缩小的更明显，特别是在2012年达到最大值-0.04左右，这也在一定程度上解释了2013年我国经济下行在很大程度上是由于社会融资成本的上升所导致的；正向的实际利率冲击在短期内对自身和通货膨胀率的影响则呈现反向相关关系，在2002年前正向的利率冲击短期内引起通货膨胀下降和实际利率上升，但2002年以后正向的利率冲击短期内引起通货膨胀上升和实际利率下降；正向的实际利率冲击短期内会导致货币供给的周期性波动，且该波动强度随时间的推移而逐渐减弱，但2010年之后波动强度又开始呈现增大趋势。对于通货膨胀冲击而言：正向的通货膨胀冲击短期内引起产出缺口扩大，随着时间的推移，产出缺口对通货膨胀的响应表现为波动强度逐渐减弱而波动频率逐渐扩大的特征；正向的通货膨胀冲击短期内对通货膨胀率和实际利率的影响则呈现反向关系，在2002年前正向的通货膨胀冲击短期内引起通货膨胀持续上升和实际利率下降，但2002年以后正向的通货膨胀冲击短期内引起通货膨胀下降和实际利率上升，随着时间的推移，通货膨胀率和实际利率对通货膨胀的响应表现为波动强度逐渐减弱的特征；正向的通货膨胀冲击引起货币供给量的周期性波动且波动幅度随时间推移而逐渐减小。对于产出缺口冲击而言：正向的产出缺口冲击引起随后产出缺口缩小，这表明产出的持续性较弱；正向的产出缺口冲击引起通货膨胀下降和实际利率上升，这表明我国货币政策目标的“反通货膨胀目标”效应显著，货币当局当经济过热时倾向于通过调节利率或降低通货膨胀；货币供给对产出缺口的响应也表现明显的周期性特征，2006年后该周期性波动现象呈现增强趋势。

综合观察以上不同时间的脉冲响应结果，我们可以得出以下结论：首先，从脉冲响应结果的时滞性考虑。各经济变量的脉冲响应强度随着滞后期的延长而逐渐减小。第4期的脉冲响应强度最大且对各变量的冲击反映灵敏，而第12期的脉冲响应强度基本上接近于零。该现象表明我国的货币政策传导路径只具有短期效应而不具有很强的持续性。其次，从脉冲响应结果的对称性来考虑。一方面货币供给对产出缺口冲击的响应强度与货币供给对其随后的脉冲响应强度呈现对称互补关系，另一方面货币供给对产出缺口冲击的响应略微领先于货币供给对其随后的脉冲响应。该现象表明产出水平的变动先于货币供给量的变动。最后，从脉冲响应结果的强度来考虑。货币供给量、实际利率和通货膨胀率对产出缺口冲击的响应强度大于相对应的产出缺口对货币供给量、实际利率和通货膨胀的响应强度。结合以上产出缺口的变动先于货币供给量的变动且同步相关性日益增强的趋势分析结论可知我国的货币供给过程表现为逐渐增强的产出缺口驱动特征。产出缺口对通货膨胀率和实际利率的响应强度大于产出缺口对货币供给量的响应强度表明，货币供给不具有水平效应，不能直接影响产出水平，它必须借助于实际利率和通货膨胀率之类的中间政策变量。

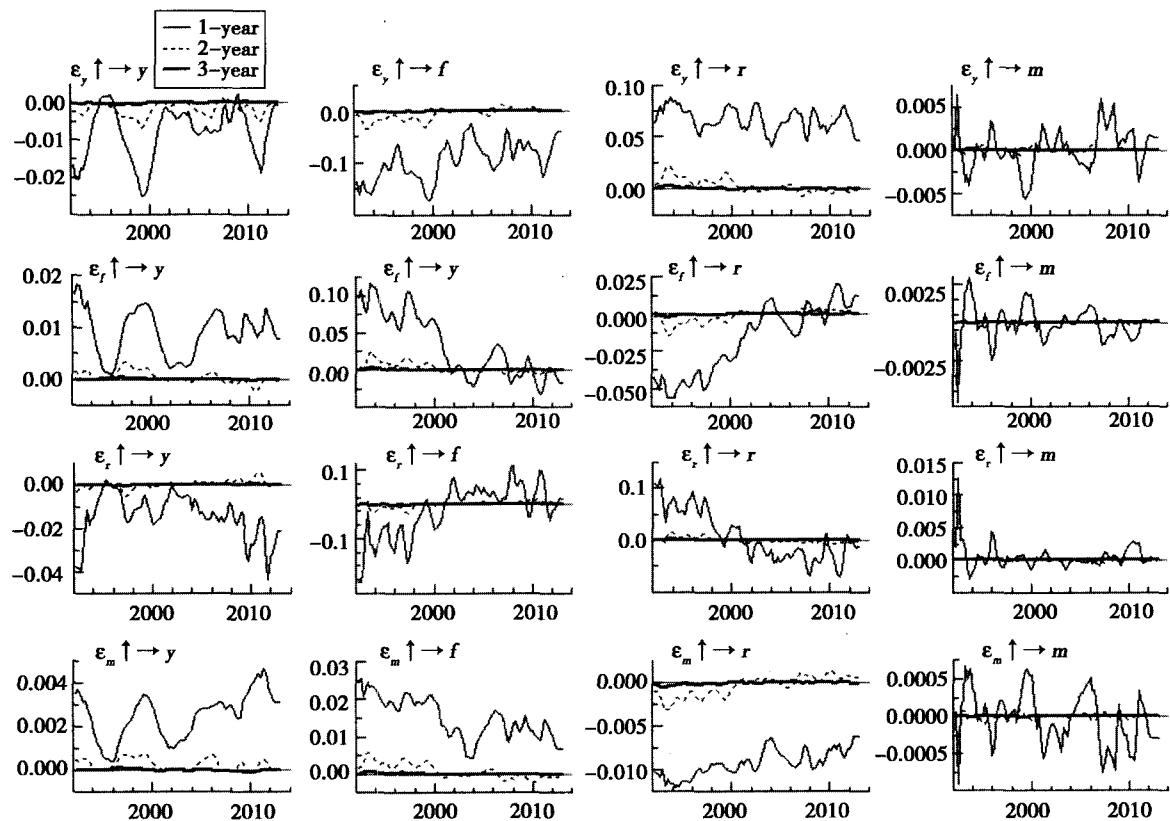


图 2 不同时期的脉冲响应结果

由表 3 可知, 基于实际货币供给量运用 UDmax 检验我们判定我国货币传导路径的结构性变化时点为 2002Q3 和 2009Q1, 因而我们选择 1992Q1、2002Q3 和 2009Q1 三个时点的脉冲响应结果来进行对比, 以期研究基于异质性货币供给冲击作用下不同时点的货币政策传导机制和效度(见图 3)。对于货币供给冲击而言: 产出缺口对货币供给冲击的响应呈现峰状特征, 且该脉冲响应强度在第 4 期时达到峰值, 随后其影响逐渐减弱; 正向的货币供给冲击使得通货膨胀上升, 对应的脉冲响应强度在第 3 期达到峰值后迅速的出现衰减; 正向的货币供给使得实际利率先下降, 且在接近第 9 期时进入正向调整路径; 而货币供给对自身的冲击响应的自我持续性则呈现较快的出现衰减, 脉冲响应强度在第 4 期时基本上就已经接近为零。对于实际利率冲击而言: 正向的实际利率冲击使得通货膨胀下降、随后的利率上升和货币供给量增加; 而产出缺口对实际利率的响应则表现为明显的阶段性特征, 基于 1992Q1 的脉冲响应结果呈现峰状特征, 这是由于 90 年代初期资本稀缺使得资本的边际产量较大, 利率上升使得进行储蓄的收入效应大于替代效应促使居民倾向于进行资本积累, 从而提高了社会生产能力。对于通货膨胀冲击而言: 正向的通货膨胀冲击使得产出缺口扩大和通货膨胀具有明显的惯性; 而由于货币当局的“反通货膨胀”目标, 正向的货币政策冲击使得实际利率下降和缩减货币供给量。对于产出缺口冲击而言: 产出缺口冲击的自我持续性脉冲响应期数的延长而呈现逐渐衰减趋势; 虽然实际利率和通货膨

通胀率对产出缺口冲击的响应结果呈现峰状特征，但正向的产出缺口冲击使得通货膨胀下降和实际利率上升；与基于1992Q1和2002Q3的前4期脉冲响应结果相反，正向产出缺口冲击使得货币供给短期内（前4期）的脉冲响应为正向相关关系，该现象表明，随着时间推移货币当局确定货币供给量时开始逐渐更多依赖于我国的宏观经济形势，我国货币政策传导机制在逐渐走向成熟。

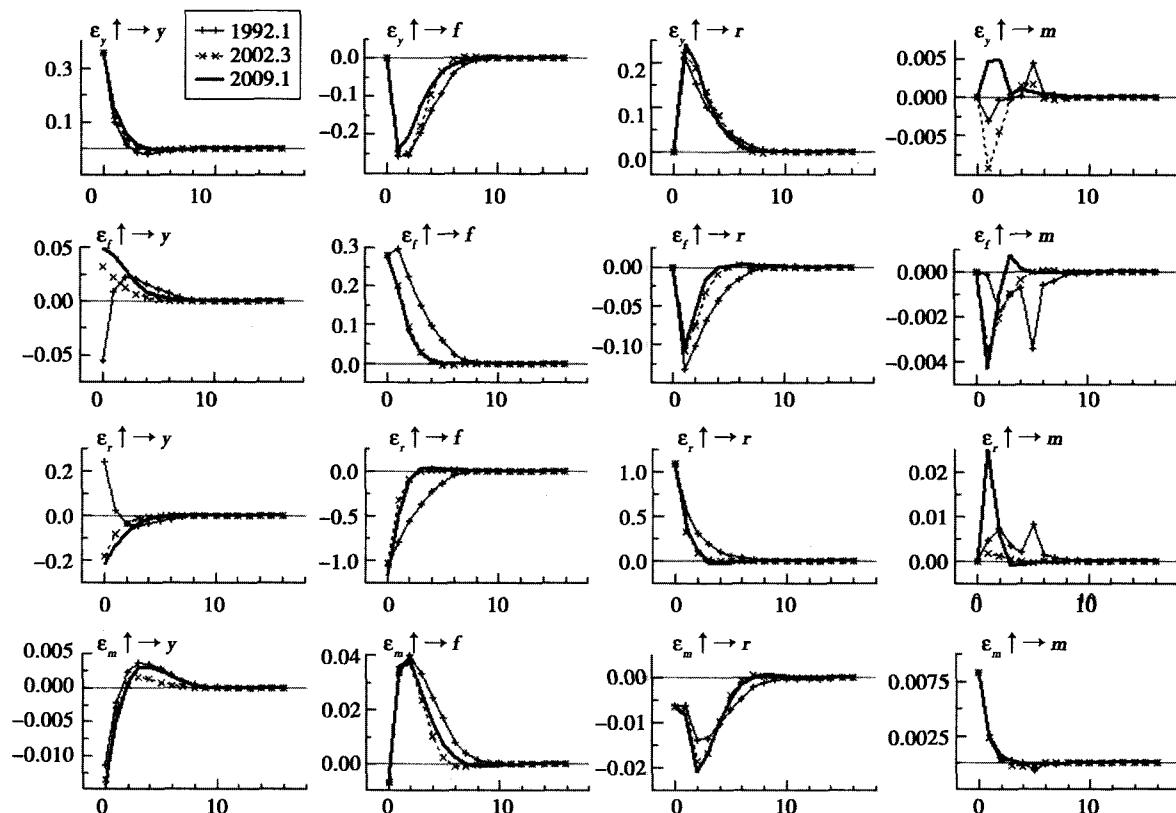


图3 不同时点的脉冲响应结果

综合观察以上基于不同时点的脉冲响应结果，我们可以发现：总体而言，基于1992Q1时点的脉冲响应强度最小且衰减最为缓慢，而基于2009Q1的脉冲响应强度最大且衰减最为迅速。究其原因，是由于我国金融市场发展迅速且日臻成熟，基于利率渠道的货币政策传导机制日益灵活且越发高效率导致的。与基于不同时点的脉冲响应结果类似，基于不同时点的各经济变量的脉冲响应强度在前10期内都较为显著，但10期之后就基本上对其他相关变量丧失了影响。这表明我国的货币政策在短期内具有真实效应，而缺乏长期性的持续性影响。

五、结论及政策建议

我国作为一个由计划经济逐步向市场经济转型的新兴经济体，金融市场由初创逐渐走向成

熟。伴随着金融市场的市场化程度逐步增强，货币当局越来越倾向于借助利率渠道作用于我国的货币政策传导机制来对我国经济进行宏观调控。然而，由于转轨时期不同发展阶段间相关货币政策调节措施缺乏连续性和一致性，进而导致在货币供给冲击的影响下我国的货币政策传导路径呈现非线性和时变特征。本文基于 SV - TVP - VAR 模型来实时捕获货币政策传导过程的动态效应。实证结果表明：

第一，通过系数稳定性检验和协方差稳定性检验可知，由于相关货币政策调控措施缺乏连续性和一致性，货币供给冲击对我国的货币政策传导机制的影响表现出明显的非线性特征，而 SV - TVP - VAR 模型能够很好的刻画我国货币传导机制的时变特征。一方面，由于中国“入世”使我国货币体系由封闭经济向开放经济转变使得独立的货币政策受到外部环境的影响；另一方面，由于 2008 年金融危机以来各国争相推出的“量化宽松”也使得我国货币供给量增长迅猛。两者相互作用而使得我国的货币政策传导机制在 2002Q3 和 2009Q1 时点发生明显的结构性突变。

第二，通过比较 SV - TVP - VAR 模型、TVP - VAR 模型和 VAR 模型回归所对应变量方程的显著性发现，我国货币政策传导机制中时变效应大于惯性效应。究其原因，自 90 年代以来我国经济逐渐由计划经济向市场经济转变，但由于市场初创和政府主导效应明显使得我国的货币政策在转轨过程中不同发展阶段间缺乏一致性和连续性，往往表现为“相机抉择”而缺乏长远规划，从而使得货币政策传导机制中时变效应大于惯性效应。

第三，基于不同时间的脉冲响应结果表明，伴随着时间的推移货币当局逐渐弱化货币政策调控的行政化干预，货币供给过程表现为逐渐增强的产出缺口驱动特征。现阶段我国基于货币传导渠道的货币政策传导机制大致可以表述为依据经济的实际产出水平决定货币供给量，进而作用于实际利率和物价水平以达到对随后产出水平的控制和调节。这种通过利率传导渠道作用于实体经济的货币政策传导机制重要性正逐步加强。

第四，无论是基于时间维度还是基于时点维度考虑，随着金融体制的逐步健全和完善，货币供给冲击作用下我国的货币政策传导机制对政策工具的影响强度逐渐增大而响应时间则逐渐缩短。该现象表明我国的货币政策传导机制随时间的推移而愈发灵敏和高效。同时，增加货币供给量这种扩张性的货币政策在短期内具有真实效应，能够明显的影响实际利率和产出水平，但是对宏观经济却缺乏长期性的持续性影响。

通过货币渠道来进行货币政策的调节是当今成熟的金融市场中货币当局所普遍采用的手段。我国由于市场化起步较晚和经济运行缺乏协调性而使得通过利率渠道进行货币政策调节的影响力受到一定程度的限制。继续进一步深化利率市场化改革，减小经济运行时的摩擦，便于货币政策传导机制运行更加顺畅和高效，使得利率渠道在进行宏观调控方面发挥更大的作用，使我国的货币政策调控方式更好的与国际接轨。

由于近几十年来我国的经济迅猛发展，使得决策部门调控宏观经济运行状况是更加注重时效性、阶段性而倾向于采取“随机抉择”的货币政策，结果往往忽视了转轨过程中不同发展阶段间系列政策执行过程的一致性、长效性。而通过调节货币供给量来影响实际利率、通货膨胀

率等中间政策变量最终作用于产出水平存在时滞效应。政策的不连贯性大大降低了政策执行力度，使得货币政策在短期内具有真实效应而对长期缺乏现实影响。因此，制定货币政策时在注重政策的时效性的基础上同时兼顾政策的长期效应是货币当局进行决策时所应当关注的现实问题。

参考文献

- Aue, A. , S. Hormann, L. Horvath and M. Reimherr, 2009, “Break Detection in the Covariance Structure of Multivariate Time Series Models,” *Annals of Statistics*, 37 (6B), pp. 4046 – 4087.
- Bai, J. and P. Perron, 2003, “Computation and Analysis of Multiple Structure Change Models,” *Journal of Applied Econometrics*, 18 (1), pp. 1 – 22.
- Bernanke, S. and I. Mihov, 1998, “Measuring Monetary Policy,” *Quarterly Journal of Economics*, 113 (3), pp. 869 – 902.
- Calvo, G. A. , 1983, “Staggered Prices in a Utility Maximizing Framework,” *Journal of Monetary Economics*, 12 (3), pp. 383 – 398.
- Canova, F. , 1993, “Modeling and Forecasting Exchange rates with a Bayesian Time – Varying Coefficient Model,” *Journal of Economic Dynamic and Control*, 17 (1), pp. 233 – 261.
- Christiano, L. J. , M. Eichenbaum and C. L. Evans, 1997, “Sticky Price and Limited Participation Models of Money: A Comparison,” *European Economic Review*, 41 (6), pp. 1201 – 1249.
- Cogley, T. and T. Sargent, 2005, “Drifts and Volatilities: Monetary Policies and Outcomes in the Post WWII US,” *Review of Economic Dynamics*, 8 (2), pp. 262 – 302.
- D’ Agostino A. , L. Gambetti and D. Giannone, 2013, “Macroeconomic Forecasting and Structural Change,” *Journal of Applied Econometrics*, 28 (1), pp. 82 – 101.
- Dickinson, D. and J. Liu, 2007, “The Real Effects of Monetary Policy in China: An Empirical Analysis,” *China Economic Review*, 18 (1), pp. 87 – 111.
- Fan, L. , Y. Yu and C. Zhang, 2011, “An Empirical Evaluation of China’s Monetary Policies,” *Journal of Macroeconomics*, 33 (2), pp. 358 – 371.
- Friedman, M. and A. J. Schwartz, 1963, “A Monetary History of the United States, 1867 – 1960,” Published by Princeton University Press.
- Gerlach, S. , 2004, “The Two Pillars of the European Central Bank,” *Economic Policy*, 19 (40), pp. 389 – 439.
- Geweke, J. , 1999, “Using Simulation Methods for Bayesian Econometric Models: Inference, Development and Communication,” *Econometric Reviews*, 18 (1), pp. 1 – 73.
- He, Q. , P. H. Leung and T. L. Chong, 2013, “Factor – Augmented VAR Analysis of the Monetary Policy in China,” *China Economic Review*, 25, pp. 88 – 104.
- Kim, S. , N. Shephard and S. , Chib, 1998, “Stochastic Volatility: Likelihood Inference and Comparison with ARCH Models,” *Review of Economic Studies*, 65 (3), pp. 361 – 393.
- Lucas, R. E. , 1972, “Expectations and the Neutrality of Money,” *Journal of Economic Theory*, 4 (2), pp. 103 – 124.
- Nakajima, J. , 2011, “Time – Varying Parameter VAR Model with Stochastic Volatility: An overview of Methodology and Empirical applications,” *Monetary and Economic Studies*, 29, pp. 107 – 142.
- Primiceri, G. , 2005, “Time Varying Structural Vector Autoregressions and Monetary Policy,” *Review of Economic Studies*, 72 (3), pp. 821 – 852.

- Sims, C. A. , 1972, "Money, Income, and Causality," *American Economic Review*, 62 (4), pp. 540 - 552.
- Sims, C. A. and T. Zha, 2006, "Were There Regime Switches in U. S. Monetary Policy?" *American Economic Review*, 96 (1), pp. 54 - 81.
- Spahn, H. P. , 2007, "Two - Pillar Monetary Policy and Bootstrap Expectations," *Hohenheim Discussion Paper*, No. 282.
- 刘明志, 2006,《货币供应量和利率作为货币政策中介目标的适应性》,《金融研究》第1期 51 - 63页。
- 金成晓、马丽娟, 2011,《最优货币政策规则、通货膨胀与经济增长》,《吉林大学社会科学学报》第6期 110 - 117页。
- 欧阳志刚、史焕平, 2011,《后金融危机的货币供给过剩及其效应》,《经济研究》第7期 102 - 115页。
- 彭方平、王少平, 2007,《我国货币政策的微观效应——基于非线性光滑转换面板模型的实证研究》,《金融研究》第9期 31 - 41页。
- 盛松成、吴培新, 2008,《中国货币政策的二元传导机制——“两中介目标, 两调控对象”模式研究》,《经济研究》第10期 37 - 51页。
- 苏亮瑜, 2008,《我国货币政策传导机制及盯住目标选择》,《金融研究》第5期 25 - 34页。
- 张暾、赵志君和卢爱珍, 2013,《非对称货币冲击及其对我国经济增长效应的研究》,《南方经济》第6期 25 - 34页。
- 张屹山、张代强, 2008,《包含货币因素的利率规则及其在我国的实证检验》,《经济研究》第12期 65 - 74页。
- 张学勇、宋雪楠, 2011,《金融危机下货币政策及其效果 - 基于国际比较的视角》,《国际金融研究》第9期 9 - 17页。
- 赵进文、闵捷, 2005,《央行货币政策操作效果非对称性实证研究》,《经济研究》第2期 26 - 34页。

The Dynamic Effect on Money Supply, Inflation and Output Fluctuation: 1992 - 2013

Shoudong Chen Xiaowei Yi Yang Liu

Abstract: Based on the time - varying Parameter VAR model with stochastic volatility model, this paper studies the dynamic response of Chinese monetary policy transmission mechanism under the impact from supply of money. Empirical results indicate that: Chinese monetary transmission mechanism obviously has time - varying effect. The SV - TVP - VAR model can vividly depicts time - varying characteristics of Chinese monetary transmission mechanism. Meanwhile, time - varying effect is greater than the inertia effect for monetary policy transmission mechanism. In addition, the process of money supply increasingly shows characteristic of the output gap driving. Further study shows that expansionary monetary policy by increasing the money supply not only has a real effect in the short term, but also can significantly impact the real interest rate and the output level. However, it lacks permanent impact on the real interest rate and the output in the long term.

Keywords: Monetary supply; Output fluctuation; Time - varying test; SV - TVP - VAR.

(责任编辑: 翟青)

· 41 ·