

通货膨胀波动与货币政策调控机制研究

——基于 TVP- VAR 模型的实证分析

刘金全，张达平，张 都

(吉林大学 数量经济研究中心，吉林 长春 130012)

摘 要：在中央银行损失函数的基础上构建最优货币政策规则后，利用 TVP- VAR 模型对我国名义利率的动态调控路径进行了相应研究。根据等间隔及时点脉冲响应分析结果发现：我国中央银行针对异质通货膨胀指标进行的利率调控具有明显的时变特征。同时在“二率背离”的时点上，PPI 的波动并未引起货币当局的充分反应，而货币政策在稳定物价方面更加关注 CPI 的变化趋势。因此，面对近年来我国 PPI 持续紧缩的情况，我国中央银行应充分重视 PPI 的走势，进一步降低企业融资成本以支持实体经济持续健康发展。

关 键 词：货币政策规则；TVP- VAR 模型；时变脉冲响应分析

中图分类号：F832.0 **文献标识码：**A **文章编号：**1005-0892 (2016) 04-0051-10

DOI:10.13676/j.cnki.cn36-1030/f.2016.04.006

一、引言与文献综述

2012 年起，我国经济发展告别了以往的高速增长阶段，逐步进入到了增速换挡、结构调整和前期政策消化的经济“新常态”时期。受经济下行压力的影响，我国居民消费价格指数（CPI）与生产者价格指数（PPI）走势下滑。CPI 与 PPI 的持续走低意味着中国宏观经济运行面临着较大的通货紧缩压力，这也使得人们开始越发关注物价水平变动对经济运行产生的系统性影响。实际上，保持物价稳定一直都是我国货币政策的重要目标之一，而 CPI 和 PPI 作为直接反映通货膨胀程度的经济指标，其波动情况更加受到中央银行和广大学者的关注。尽管近年来中央银行的政策操作在平抑物价波动的过程中起到了一定效果，但是，本次通胀回落过程却凸显了一个新现象：即 CPI 与 PPI 之间出现了持续的“剪刀差”背离。二者增幅差距的持续扩大说明在经济“新常态”时期内，我国宏观经济存在两个结构性问题：一方面，货币政策调控对异质性通货膨胀（CPI 与 PPI）的反应存在明显的非对称效应；另一方面，CPI 和 PPI “二率背离”敞口的持续扩大会进一步深化消费与生产层面的二元割裂，严重制约我国经济复苏的弹性与力度。因此，针对不同通胀指标审视我国货币政策调控路径已迫在眉睫。

回顾改革开放以来我国货币政策的演变过程可以发现，以往中国人民银行主要是通过存款准备金

收稿日期：2015- 11- 01

基金项目：国家社会科学基金重点项目“我国经济发展新常态的形成机理、趋势性特征及经济政策取向研究”（15AZD&001）

作者简介：刘金全，吉林大学教授，博士生导师，主要从事宏观经济计量分析研究；张达平，吉林大学博士研究生，主要从事宏观经济计量分析研究，联系方式 dapingjluedu@163.com；张 都，吉林大学博士研究生，主要从事宏观经济计量分析研究。

率和公开市场操作等货币政策工具对市场信贷规模和货币供应量进行调节。而就流动性角度而言,我国货币政策大多是遵从数量型调控模式,并且数量型调控也较好地完成了保持经济持续增长的政策目标。但是自金融危机后,我国货币流通速度持续下降,致使货币数量论的核心假定无法得到满足,且在经济“新常态”时期,我国经济发展的基本面已经发生了根本性改变,潜在增长率的趋势性降低使得粗放型货币扩张已无法对实际经济变量产生显著的拉动效应,这使得货币政策的调控重心也逐步由维持高速增长向维持物价稳定和促进结构均衡过渡。因此,在这一时期内,若中央银行继续实施“大水漫灌”式的强刺激措施,则无法有效地执行目前我国货币政策“定向调控”和“精准调控”的新思路。

在经济“新常态”的背景下,为了有效缓解通货紧缩压力,中国人民银行在一年之间已先后进行了六次降准和五次降息,这使得有关价格型货币政策的有效性以及如何缓解CPI和PPI之间“二率背离”的探讨逐渐成为学术界和中央银行的热议话题。鉴于此,本文将深入研究我国通货膨胀动态波动机制,从价格型调控的角度审视我国通货膨胀的治理问题;通过对比不同时点和不同时间间隔内货币政策的反馈效应,识别货币政策动态调控路径,对我国未来一段时期内的货币政策制定以及经济结构转型提供重要的理论参考和经验证据。

一直以来,关于通货膨胀波动机制的研究都是宏观经济领域研究的热点问题,而研究重点主要集中在两个方面,即CPI和PPI之间的传导关系以及货币政策反馈机制研究。具体而言,一方面,传统的生产链理论认为,PPI作为生产环节的价格指数将会通过供给渠道向代表最终产品价格的CPI进行传导,从而导致成本推动型通货膨胀(Silver和Wallace,1980)。^[1]在这种情况下,中央银行可以通过对PPI进行调控进而影响市场对CPI波动的预期(Sidaoui等,2010)。^[2]另一方面,Caporale等(2002)从马歇尔的“派生需求”(Derived Demand)理论出发,指出市场中对最终产品的需求将决定厂商对投入要素的需求,因此CPI的变化将对PPI形成倒逼机制,产生需求拉动型通货膨胀。^[3]而宽松的货币供给是导致需求拉动型通货膨胀的主要影响因素,因此,中央银行治理需求拉动型通货膨胀应从流动性入手(刘凤良和鲁旭,2011)。^[4]与此同时,部分研究指出CPI和PPI之间的线性传导关系并不具有稳定性。例如,杨子晖等(2013)在对包括我国在内的15个国家物价指数进行研究时发现,CPI和PPI之间的传导关系在不同国家中具有显著的差异性,其中,我国存在从PPI向CPI的非线性传导机制。因此,我国应当密切关注PPI的走势,对因生产成本冲击造成的物价水平波动进行及时干预。同时其研究指出,我国CPI和PPI之间的双向传导关系正在逐渐显现,供需双方价格的动态波动加大了宏观经济调控的难度。^[5]吕捷和王高望(2015)进一步说明我国中央银行在制定货币政策时应将PPI作为重要参考。^[6]

对于货币当局而言,探索CPI和PPI传导关系的最终目的在于完成对物价水平结构性调控的政策性目标,因此在CPI和PPI传导机制研究得到深入发展的同时,关于治理通货膨胀现象的货币政策方式引起了学术界的广泛关注。王静和魏先华(2012)认为,由于我国货币供给存在内生性,以货币供应量为中介目标的货币政策有效性正不断下降,而利率将是我国未来政策调控的主要目标。^[7]王曦等(2012)通过Granger因果关系检验和脉冲响应分析对我国中央银行货币政策中介目标进行研究时发现,狭义货币供应量(M1)的变化将显著引起我国CPI的波动,但是货币数量控制并不是最优的调控手段,在长期内,我国货币政策调控应由数量型向价格型进行过渡,以充分发挥利率在信贷需求调控中的作用。^[8]

综上所述,虽然国内外学者对通货膨胀波动关系以及货币政策反馈机制的研究已十分丰富,但是现有文献存在以下不足:一方面,现有文献在对CPI和PPI传导关系进行研究时,数据长度并未覆盖近年来“二率背离”的时间范围。随着我国经济进入“新常态”阶段的经济结构发生变化,CPI和PPI之间“剪刀差”的逐渐扩大说明二者的传导关系正日益复杂化,仅从需求拉动型通货膨胀角度出

发讨论针对CPI的政策调控将导致调控效果降低；进一步地，中央银行对CPI进行政策调控时是否会对PPI产生协同效应，亦或是在调控过程中是否存在对政策目标的权衡取舍需要相关研究进行详细验证。另一方面，我国学者在对货币政策反馈机制进行研究时，多以货币供应量作为货币政策中介目标。陈彦斌等（2015）指出，自金融危机后，我国较高的货币供应量并未引起应有的通货膨胀，表明货币数量论在我国失效，致使数量型调控容易产生调控失灵的结果。^⑨因此，为了深入探讨我国货币政策在近年来的时变调控路径，本文将以利率调控作为货币政策研究的切入点。鉴于此，本文将从总需求和总供给的角度出发，通过中央银行损失函数刻画货币政策的最优反应行为，并分别将CPI和PPI作为通货膨胀替代变量，考察不同时点通货膨胀冲击下价格型货币政策的时变反馈机制，以探求我国货币政策调控能力及调控目标的结构性变化，从而为央行在未来阶段有效实施“定向调控”和“精准调控”提供一些有益启示。

二、货币政策最优反应机制理论分析与 TVP- VAR 模型介绍

（一）基于多目标的最优货币政策规则

鉴于中央银行货币政策的多重目标，Svensson（1999）在总供给和总需求曲线的基础上，通过中央银行损失函数得到了基于多目标的最优货币政策规则。^⑩具体而言，总供给和总需求曲线分别由式（1）和式（2）表示：

$$\pi_{t+1} = \pi_t + \kappa y_t + \varepsilon_{\pi,t+1} \quad (1)$$

$$y_{t+1} = \theta y_t - \delta r_t + \varepsilon_{y,t+1} \quad (2)$$

这里， $\pi_t = p_t - p_{t-1}$ 表示通货膨胀， p_t 为对数形式的价格水平； y_t 代表实际产出与潜在产出的对数偏离，即产出缺口； r_t 表示剥离价格因素的实际利率水平； $\varepsilon_{\pi,t+1}$ 和 $\varepsilon_{y,t+1}$ 分别表示通货膨胀和产出的白噪声冲击；参数 $\kappa > 0$ ，表示当期产出缺口对下一期通货膨胀存在正向拉动作用； θ 为产出缺口的一阶自回归系数，且满足 $0 \leq \theta < 1$ ；参数 $\delta > 0$ ，意味着实际利率对产出存在反向影响。为了得到名义利率，根据通货膨胀及产出缺口的反应函数，本文引入“费雪效应”表达式，即：

$$R_t = r_t + E_t \pi_{t+1} \quad (3)$$

其中， R_t 为名义利率； E_t 为期望算子。不妨令 π^* 代表通货膨胀目标； $\lambda > 0$ 表示福利损失权重，则中央银行多目标损失函数可由式（4）表示：

$$L(\pi_t, y_t) = \frac{1}{2} \left[(\pi_t - \pi^*)^2 + \lambda y_t^2 \right] \quad (4)$$

进一步地，中央银行通过对不同时期的名义利率进行选择，使预期福利损失最小化，即：

$$\min_{\{R_t\}_{t=1}^{\infty}} E_t \sum_{\tau=1}^{\infty} \rho^{\tau-t} L(\pi_t, y_t) \quad (5)$$

这里， ρ 为贴现因子，且满足 $0 < \rho < 1$ 。根据最优化一阶条件，式（5）中最小化问题的最优解为：

$$E_t \pi_{t+2} - \pi^* = -\lambda / \rho \kappa \omega E_t y_{t+1} \quad (6)$$

其中， $\omega = \frac{1}{2} \left\{ 1 - \lambda(1-\rho) / \rho \kappa^2 + \left[(1 + \lambda(1-\rho) / \delta \kappa^2)^2 + 4\lambda / \kappa^2 \right]^{\frac{1}{2}} \right\}$ 。对总供给曲线式（1）和总需求曲线式（2）

取期望，并将其与“费雪效应”式（3）代入式（6）中，经整理可得：^①

$$R_t = \pi_t + \alpha_1 (\pi_t - \pi^*) + \alpha_2 y_t \quad (7)$$

①详细推导过程可参见 Svensson（1999）。^⑩

在式 (7) 中, $\alpha_1=(1-c)/\kappa\delta$, $\alpha_2=[1+(\kappa\delta-1)c+\theta]/\delta$ 。其中, $c=\lambda/(\lambda+\rho\kappa^2\omega)$, 且满足 $0<c<1$, 由此可得 $\alpha_1>0$, $\alpha_2>0$, 表明当存在通货膨胀 (实际产出) 与目标通货膨胀 (潜在产出) 产生正向偏离时, 中央银行将实施紧缩性货币政策调高名义利率水平; 反之, 将调低名义利率水平。因此, 式 (7) 描述了名义利率根据产出缺口和通货膨胀进行动态调整的反应函数, 即 Taylor 规则。Clarida 等 (2000) 在此基础上考虑了中央银行在对利率调整时的平滑意愿,^[11]将价格型规则扩展为如下形式:

$$R_t=\hat{\rho}R_{t-1}+(1-\hat{\rho})\left[\pi_t+\alpha_1\left(\pi_t-\pi^*\right)+\alpha_2y_t\right]+v_t \tag{8}$$

其中, $\hat{\rho}$ 表示平滑因子; v_t 为随机扰动项。本文将在此价格型规则的理论基础上构建 TVP- VAR 模型, 对我国货币政策的动态调控路径进行深入研究。

(二) TVP- VAR 模型估计原理

首先定义一个标准 S- VAR 模型

$$Ay_t=F_1y_{t-1}+F_2y_{t-2}+\cdots+F_sy_{t-s}+\mu_t, \quad t=s+1,\cdots,n \tag{9}$$

其中, y_t 表示 $k\times 1$ 维可观测变量; A 为 $k\times k$ 维参数矩阵; $F_1,\cdots,F_s$ 表示 $k\times k$ 维滞后算子矩阵; $k\times 1$ 维白噪声序列 μ_t 代表随机结构性冲击, 且 $\mu_t\sim N(0,\Sigma)$ 。同时, 为了使结构性冲击间的同步关系满足递归识别条件, 本文将参数矩阵设定为下三角矩阵, 并将式 (9) 表示为如下 VAR 模型形式:

$$y_t=B_1y_{t-1}+\cdots+B_sy_{t-s}+A^{-1}\sum\varepsilon_t \tag{10}$$

这里, $B_i=A^{-1}F_i, i=1,\cdots,s$; $\Sigma=\text{diag}(\sigma_1,\sigma_2,\cdots,\sigma_k)$, 其中 $\sigma_j(j=1,\cdots,k)$ 为随机结构性冲击的标准差。将 B_i 进行维度转换, 不妨令 $\beta=(\beta_1,\beta_2,\cdots,\beta_k)'$, 表示转换后的 $k^2\times 1$ 维列向量, 其中 $\beta_i=(B_{1i},B_{2i},\cdots,B_{si})$, B_{ji} 表示 B_j 的第 i 行元素, $i=1,2,\cdots,k, j=1,2,\cdots,s$ 。下面定义 X_t 为如下的张量积形式, 即 $X_t=I_s\otimes(y_{t-1}',\cdots,y_{t-s}')$, 则式 (10) 可改写为:

$$y_t=X_t\beta+A^{-1}\sum\varepsilon_t \tag{11}$$

式 (11) 刻画的模型参数具有唯一解, 因此不具有时变特征; 而 TVP- VAR 模型在此基础上进行拓展以捕捉参数的时变特性, 具体描述如下:

$$y_t=X_t\beta_t+A_t^{-1}\sum\varepsilon_t, \quad t=s+1,\cdots,n \tag{12}$$

这里, 向量 β_t 、参数矩阵 A_t 以及随机冲击的协方差矩阵 Σ_t 均具有时变特性。本文将参照 Nakajima 等 (2011) 的处理方法,^[12]将下三角参数矩阵 A_t 的非 0 及非对角线元素按行序进行排列形成列向量 a_t , 即 $a_t=(a_{21},a_{31},a_{32},a_{41},\cdots,a_{k,k-1})'$ 。令 $h_t=(h_{1t},\cdots,h_{kt})'$, 其中 $h_{it}=\log\sigma_{it}^2, i=1,\cdots,k, t=s+1,\cdots,n$ 。假设式 (11) 中的参数服从如下随机游走过程:

$$\begin{pmatrix} \beta_{t+1} \\ a_{t+1} \\ h_{t+1} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \beta_t \\ a_t \\ h_t \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \mu_{\beta_t} \\ \mu_{a_t} \\ \mu_{h_t} \end{pmatrix}, \quad \begin{pmatrix} \varepsilon_t \\ \mu_{\beta_t} \\ \mu_{a_t} \\ \mu_{h_t} \end{pmatrix} \sim N \left(0, \begin{bmatrix} I & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \Sigma_\beta & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \Sigma_a & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \Sigma_h \end{bmatrix} \right), \quad t=s+1,\cdots,n \tag{13}$$

这里, $\beta_{s+1}\sim N(u_{\beta_0},\Sigma_{\beta_0}), a_{s+1}\sim N(u_{a_0},\Sigma_{a_0}), h_{s+1}\sim N(u_{h_0},\Sigma_{h_0})$ 。从协方差矩阵不难看出, 不同时变

①递归识别是指在 VAR 模型的识别过程中, 按给定的变量顺序进行系统识别。其中, 第一个变量不受其他变量当期值的影响, 第二个变量仅受第一个变量当期值和滞后变量的影响, 以此类推。这样可以简化模型估计, 同时又满足一定的经济意义。

参数之间的冲击并不具有相关性。进一步地, Nakajima (2011) 指出, 协方差矩阵 Σ_{β} 、 Σ_a 以及 Σ_h 的形式并不会对模型参数的时变估计结果产生影响。^[12]因此, 本文将 Σ_{β} 、 Σ_a 以及 Σ_h 设置为对角矩阵的形式以简化模型的估计过程。

值得注意的是, 本文采用随机游走的形式来模拟 TVP- VAR 模型的时变特性。这种选择主要出于如下两方面考虑: 一方面, 随机游走的假设能够减少 TVP- VAR 模型的待估参数个数, 简化模型的估计过程以提升效率; 另一方面, 参数服从随机游走过程可以有效地捕捉到随机波动中可能出现的结构性变化 (Primiceri, 2005)。^[13]由于本文旨在探究名义利率与不同物价指数之间的动态作用机制, 因此随机游走假设有利于本文识别不同时间段价格型货币政策对物价水平调控能力的时变特征。

三、基于不同通货膨胀指数的货币政策动态调控路径识别

通过前文的理论分析可知, 中央银行将根据市场价格波动信号进行价格型调控, 以完成稳定物价的政策目标。鉴于我国目前 CPI 和 PPI 持续背离的实际情况, 本文在价格型货币政策规则的理论基础上构建 TVP- VAR 模型, 并通过时变脉冲响应函数分析对货币政策的动态调控路径进行识别, 探索不同阶段内 CPI 和 PPI 的反馈机制, 为我国未来阶段的通货膨胀治理提供有力依据。

(一) 数据选取与处理

鉴于数据的可获取性,^①本文选取 1996 年第 4 季度至 2015 年第 2 季度数据为样本期间。原始数据来源为中国人民银行网站以及中经网统计数据库。在利率层面, 由于银行间同业拆借利率在我国金融市场中承担着不可替代的定价基准作用 (周小川, 2013), 因此, 本文参考张小宇和刘金全 (2012) 的相关研究, 选取 7 天期银行间同业拆借加权平均利率作为名义利率的代理变量, 并根据 7 天期银行间同业拆借成交量进行加权平均处理。^[14-15]具体而言, 用 i_{ij} 和 f_{ij} 分别表示 7 天期银行间同业拆借加权平均利率和成交量的月度值, 用 Σf 表示成交量季度加总值, 则季度加权名义利率由下式决定:

$$i_t = i_{t1} \frac{f_{t1}}{\Sigma f} + i_{t2} \frac{f_{t2}}{\Sigma f} + i_{t3} \frac{f_{t3}}{\Sigma f} \quad (14)$$

在产出缺口方面, 本文以 1995 年为基期, 首先利用 GDP 累计数据和 GDP 累计同比实际增速来推算 GDP 累计值, 并通过差分处理得到样本期间 GDP 季度数值; 然后在对该季度数值进行 X-12 季节成分调整后得到实际产出 Y_t , 并利用 H-P 滤波法估算潜在产出水平 Y_t^* ; 最后根据公式 $y_t = 100 \times \ln(Y_t/Y_t^*)$ 得到产出缺口。

衡量通货膨胀的指标主要有居民消费价格指数 (CPI)、生产者价格指数 (PPI) 以及 GDP 平减指数 (GDP Deflator) 等, 但是在货币政策规则方程中, 使用何种价格变量并没有形成统一意见 (张屹山和张代强, 2007)。^[16]其中, GDP 平减指数虽然可以较为全面地反映市场中商品和劳务的价格变化, 但是, 由于其欠缺官方统计口径且计算复杂等原因, 在实证研究中很少使用。因此, 本文分别选取 CPI 和 PPI 作为通货膨胀的代理变量。由于 CPI 和 PPI 均为月度数据, 本文将月度数据进行算数平均以近似季度数值, 并在此基础上减去 100 得到本文所需的波动序列。

图 1-a 和图 1-b 分别给出了本文样本期间产出缺口和通货膨胀不同指标的变动趋势。如图 1-a 和图 1-b 所示, 在产出方面, 由于我国实际 GDP 和潜在 GDP 的变动情况十分接近, 样本期间的产出缺口一直围绕零线小幅波动, 并且自 2012 年起, 产出缺口波动幅度显著降低。这说明在经济“新常态”

^①由于国家统计局于 1996 年 10 月起公布工业生产者出厂价格指数的月度数据, 因此本文将数据区间的起始点设为 1996 年第 4 季度。

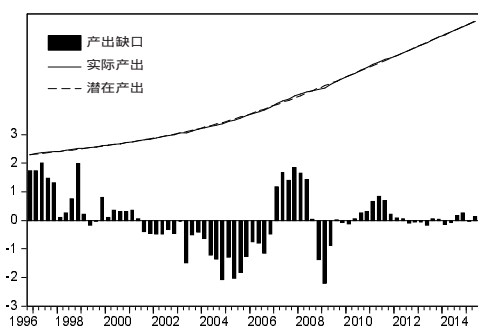


图 1-a 产出缺口波动趋势

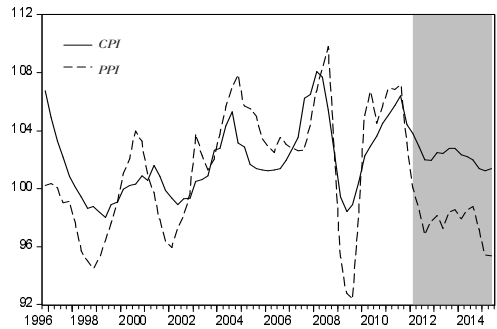


图 1-b 通货膨胀代理变量波动趋势

时期，虽然我国经济增长正面临着下行调整的压力，但是仍可以较为稳健地完成经济发展计划，抗冲击能力显著提高。同时根据图 1-b 可以发现，我国通货膨胀波动趋势具有以下特征：一方面，CPI 和 PPI 之间的变化趋势在长期内基本一致，彼此间存在“协同”效应；另一方面，在部分样本期间出现了数次 CPI 和 PPI 之间背离的情况。^①例如，受美国次贷危机的影响，全球市场环境受到了严重的冲击和破坏。受内需下滑的影响，2008 年 12 月我国 CPI 一度跌破 2%，同时 PPI 降至 -1.1%，市场关于通货紧缩的预期加深。对此，我国政府和中央银行积极应对，采取扩张性的货币政策以保证物价水平平稳回归。但是，面对 2012 年起我国 CPI 居高但 PPI 低走的现象（图 1-b 中阴影区域），货币当局的一系列政策措施并没有缓解“二率背离”的压力，而持续偏紧的生产者价格指数对我国的制造业发展产生了强烈的抑制效应，制约了经济增长的弹性复苏。因此，我们应当针对不同价格指数审视货币政策调控路径，识别利率调控中的非线性效应，为我国货币政策制定提供相应的实证依据。

（二）模型估计结果

本节分别根据上文计算的名义利率、产出缺口与通货膨胀不同指标（CPI 和 PPI）的季度数值，构建基于价格型规则的 TVP- VAR 模型。在此，本文根据 AIC 准则及 SC 准则对变量最优滞后阶数进行检验，并将模型变量的滞后阶数设定为 2 阶。本文将 MCMC 模拟的次数设定为 10000 次，并将模拟抽样的起始点设为 -1000 次以规避迭代初期不平稳的模拟结果。预烧状况由 Geweke (1992) 提出的 CD 统计量来诊断，^[18]其可表示为：

$$CD=(\bar{x}_0-\bar{x}_1)/\sqrt{\hat{\sigma}_0^2/n_0+\hat{\sigma}_1^2/n_1}, \bar{x}_j=1/n_j \sum_{i=m_j}^{m_j+n_j-1} x^{(i)} \tag{15}$$

其中， $x^{(i)}$ 表示第 i 次抽取的样本；当 $j=0,1$ 时， $\sqrt{\hat{\sigma}_j^2/n_j}$ 分别表示 $\bar{x}_j$ 的标准差。当 MCMC 抽样产生平稳序列时，其分布将收敛于标准正态分布。这里设定 $m_0=1, n_0=1000; m_1=5001, n_1=5000$ 。无效率因子 (Inefficiency Factor) 表示如下：

$$Inef=1+2 \sum_{s=1}^{B_m} \rho_s \tag{16}$$

这里， $B_m=500, \rho_s$ 为样本 s 阶自相关系数。无效率因子在数值上等价于后验样本均值方差和不相关序列样本均值方差的比值，其主要用于评价 MCMC 模拟的精准程度。通常而言，当无效率因子小于 50 时，表示模拟具有极高的精度。表 1 给出了基于不同通货膨胀指标的 TVP- VAR 模型估计结果。

①钟红等 (2015) 利用环比数据得到 CPI 和 PPI 之间的定基比，并根据 CPI/PPI 序列刻画我国“二率背离”的情况。^[17]但当二者之间的缺口增加时，该序列数值也会呈现上升趋势，因此本文并未采用这种方法。在本文中，仅以二者出现反向变化作为背离的评判标准。

关于无效率因子的具体评价标准请参见 Chib 等 (2002)。^[19]

表 1 基于不同通货膨胀指标的 TVP- VAR 模型估计结果

变量	含有 CPI 的模型参数估计					含有 PPI 的模型参数估计				
	均值	标准差	95%置信区间	CD	Inef	均值	标准差	95%置信区间	CD	Inef
sb_1	0.7335	0.2760	[0.325, 1.416]	0.775	54.16	0.8382	0.3337	[0.312, 1.622]	0.338	81.69
sb_2	0.2752	0.1077	[0.114, 0.537]	0.426	63.57	0.3028	0.1331	[0.110, 0.627]	0.445	72.41
sa_1	0.0064	0.0027	[0.004, 0.013]	0.345	32.01	0.0059	0.0019	[0.003, 0.011]	0.150	23.39
sa_2	0.0058	0.0019	[0.003, 0.011]	0.674	22.26	0.0057	0.0027	[0.002, 0.010]	0.033	43.59
sh_1	0.0063	0.0033	[0.004, 0.013]	0.266	55.83	0.0066	0.0056	[0.003, 0.017]	0.162	128.67
sh_2	0.0060	0.0021	[0.004, 0.012]	0.556	31.70	0.0059	0.0019	[0.003, 0.011]	0.443	29.86

如表 1 所示，本文 TVP- VAR 模型参数的后验均值均落入 95%置信区间，且根据 CD 统计量，我们可以判定在 5%显著性水平下，参数收敛于后验分布这一原假设不能被拒绝。与此同时，通过无效因子不难发现，除了基于 PPI 的货币政策反应函数中 sh_1 的无效因子较大外，其他参数的无效因子均处于合理水平，说明本文模型参数的估计结果较为稳健。

(三) 时变脉冲响应分析

由于 TVP- VAR 模型所获取的参数估计结果具有时变特性，因此其脉冲响应函数也可以从动态的角度刻画变量之间的时变作用关系。鉴于此，本文在前文构建的 TVP- VAR 模型基础上引入等间隔脉冲响应函数和时点脉冲响应函数，为进一步探索我国货币政策关于不同通货膨胀指标的动态调控机制提供了保证。

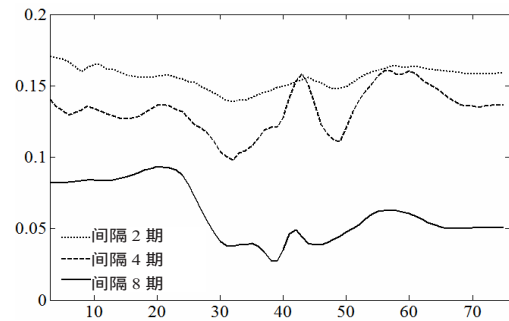


图 2 CPI 冲击的等间隔脉冲响应图

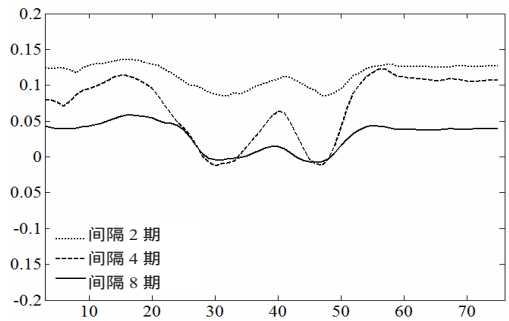


图 3 PPI 冲击的等间隔脉冲响应图

所谓等间隔脉冲响应函数，是指在样本期间内每一期中自变量（CPI 和 PPI）生成一单位冲击后，因变量（名义利率）在相等时间间隔后的响应情况，并通过等间隔脉冲响应的波动来识别变量之间作用关系的时变特性。本文将时间间隔设定为 2 期、4 期和 8 期，并在图中分别用短虚线、长虚线和实线来描述名义利率在半年、一年和两年后的动态调整路径。

如图 2 所示，首先，在 CPI 产生一单位冲击后，名义利率在 2 期后产生约 0.17 个单位的正向反应，且在样本期间内其短期的响应趋势相对平稳。然后，长虚线所代表的响应曲线一直保持在 0.14 个百分点附近波动，并表现出周期性波动的态势。本文选取 $t=49$ （2008 年 4 季度）和 $t=56$ （2010 年 3 季度）为例来审视我国货币政策中期反应机制的转变。2008 年，受美国次贷危机的影响，我国内需出现了严重不足的情况，物价水平从高位回落，通缩压力骤增。为了扭转物价下滑的趋势，中央银行货币政策的性质由“从紧”向“适度宽松”过渡，并连续下调存贷款基准利率引导物价上升，在 CPI 和 PPI 指标发生触底反弹后，名义利率在 2009 年第 3 季度迅速回升，货币政策短期刺激的目的较为

明显，因此中期间隔脉冲响应曲线在该阶段出现局部内低点。而在 2010 年底，由于农产品歉收以及前期货币超发等原因，CPI 和 PPI 水平持续攀升，面对这一局面，中央银行以稳健性为货币政策基调，并突出了政策调控的连续性，因此名义利率的中期响应出现了上升的走势。最后，根据近年来利率响应曲线的整体波动趋势可知，我国货币当局为了防止经济出现大的波动，在利率调控过程中的稳定性正得到显著提升。

此外，本文考察了 PPI 冲击的等间隔脉冲响应图，如图 3 所示。当 PPI 产生一单位冲击时，样本期间内的名义利率在 2 期后产生约 0.12 个单位正向响应，且其短期响应的趋势较为平稳，体现出我国货币政策在短期对 PPI 波动的响应机制具有稳健性。但是在中长期，名义利率响应的波动性明显增加，特别是 2004-2005 年和 2008 年金融危机时期，中长期响应曲线围绕零线小幅调整，这表示当 PPI 出现大幅波动时，我国货币政策针对 PPI 所进行的调控缺乏前瞻性，导致政策取向在中长期发生了方向性的改变，这无疑降低了货币政策的有效性。与此同时，通过图 2 和图 3 对比可以发现，虽然名义利率在异质通货膨胀指标冲击下的时变响应趋势在整体上保持一致，但是在大部分样本期间内，PPI 冲击下的名义利率响应程度明显弱于 CPI 冲击时的响应情况，说明我国中央银行对待异质通货膨胀时的反馈机制存在差异性。因此，为了深入探究我国利率政策在异质通货膨胀冲击下反馈机制的时点特征，以缓解近年来 CPI 和 PPI 之间持续背离的严峻形势，本文将引入时点脉冲响应函数进行对比分析。

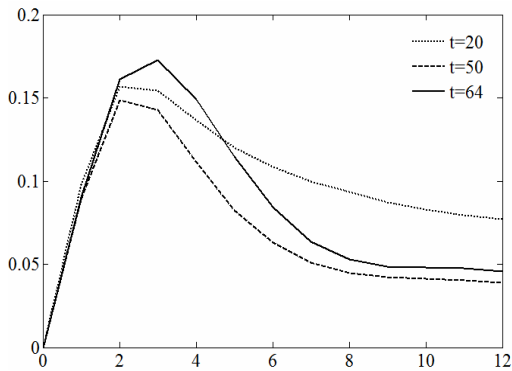


图 4 CPI 冲击的时点脉冲响应图

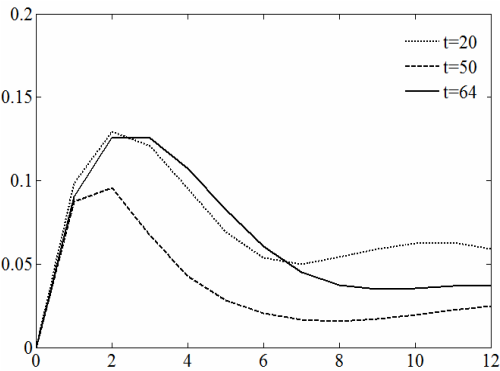


图 5 PPI 冲击的时点脉冲响应图

图 4 和图 5 分别给出了名义利率对 CPI 和 PPI 冲击的时点脉冲响应图。所谓时点脉冲响应函数，是指自变量在指定时点产生一单位冲击后，因变量的响应情况。在本文中，选取 $t=20$ （2001 年 3 季度）、 $t=50$ （2009 年 1 季度）和 $t=64$ （2012 年 3 季度）为代表性时点，^①并在图中分别用短虚线、长虚线和实线来描述名义利率在不同时点的调整路径。如图 4 所示，在 CPI 产生一单位冲击时，名义利率在不同时点上的响应趋势大致相同，但中央银行的反馈机制在响应力度和持续期等方面仍存在一些差别。具体而言，在 2001 年第 3 季度和 2009 年第 1 季度的背离形式出现后，名义利率的正向响应在 2 期后达到峰值，但长虚线的响应力度略小。实际上，在金融危机爆发后，我国名义利率在短期内一度降低至 1% 左右。为了降低经济出现剧烈波动的可能性，货币当局的响应力度适度降低，这个结果符合本文的预期。相比之下，在本轮“二率背离”出现之后，货币政策调控力度最大，名义利率在 2 期内迅速反应并在 3 期后逐步达到响应峰值，这意味着近年来我国货币政策针对 CPI 下行加大了调控力度，同时短期利率调控的节奏符合我国货币政策“适时适度、预调微调”的调控方针。在持续期方面，可以看出在 2001 年第 3 季度脉冲的持续期最长，这表明相比于利率市场化初期，我国近年来货

^①由于在 2001 年 3 季度、2009 年 1 季度和 2012 年 3 季度这三个时点内，CPI 和 PPI 均出现了背离的走势，因此本文将其设为二率背离的代表性时点。

币政策的利率调控更为灵活，且宏观调控政策的持续性正进一步改善。

如图 5 所示，PPI 在“二率背离”时点上产生一单位冲击后，将引致名义利率的正向响应，说明我国货币政策在“二率背离”出现之后，调控机制具有稳健性。虽然其响应趋势与 CPI 冲击下的情形类似，但仍存在如下一些差异特征：第一，从整体来看，PPI 冲击后的利率响应强度明显弱于 CPI 冲击后的情形，说明在“二率背离”产生后，CPI 的变化可以引起货币政策的充分反应；换言之，相比于 PPI 的波动情况，中央银行货币政策在稳定物价方面更加关注 CPI 的变化趋势。第二，从局部角度出发，2001 年第 3 季度和 2012 年第 3 季度的响应曲线均在 2 期后达到近似峰值，且在 7 期内的响应趋势十分相近，表明利率政策对 PPI 波动的响应机制在这两个时点上并没有发生显著改变；同时结合图 3 不难发现，等间隔响应曲线在近期内的波动较为平稳，说明在本轮紧缩过程中，针对 PPI 这一通货膨胀代理指标，中央银行的调控力度并未因其持续紧缩的态势而发生显著变化。然而，本文的实证结果也从侧面说明，中央银行在进行物价水平调控时应进一步考察 PPI 的波动情况，以降低局部性持续紧缩的可能性。

四、结论与政策建议

本文从总需求和总供给的角度出发，在中央银行损失函数的基础上构建了最优货币政策规则，并利用 TVP- VAR 模型对我国名义利率的调控路径进行识别，得到了如下几方面结论。首先，本文 TVP- VAR 模型参数的估计结果均落入 95% 置信区间中，且无效率因子相对较低，说明本文模型估计结果具有有效性。其次，根据等间隔脉冲响应函数的对比结果，本文发现我国货币政策在对物价水平进行调控时具有明显的时变特征，且对异质通货膨胀冲击的反馈机制存在明显的差异性。最后，为了深入探究在“二率背离”出现后我国货币政策反馈机制的变化，本文采用时点脉冲响应函数进行分析，结果表明在 CPI 和 PPI 出现背离的时点上，PPI 的变化并未引起货币政策的充分反应，并且在本轮“二率背离”过程中，利率政策针对 CPI 的调控力度和持续性明显提升，而中央银行对 PPI 的反馈机制并未因其持续紧缩的态势而发生显著变化。

在经济“新常态”背景下，实体经济发展困难加大，外部需求波动加深，我国正面临着严峻的经济下行压力。面对当前复杂的经济形势，“保持经济中高速发展、迈向中高端水平”是我国“十三五”规划中的必然选择。而实现“双中高”还面临着诸多挑战。近年来我国 CPI 持续收窄，同时 PPI 已出现连续 43 个月负增长，且 CPI 和 PPI “二率背离”的敞口出现持续扩大的趋势，这种现象进一步加深了消费与生产层面的二元割裂，严重制约了我国经济复苏的弹性与力度。因此，我国货币当局应针对 PPI 通缩进行重点调控。目前，我国尚未受到“零利率”的约束，且实际利率高于历史平均水平，我国的利率政策具有进一步宽松的空间。此外，针对中小微企业，我国中央银行应加大定向降准、降息的力度，引导金融体系资金流入实体经济，进一步降低工业企业融资成本，在货币政策实现经济结构优化功能的同时，推动我国经济稳定、持续、健康发展。

参考文献：

- [1] Silver J. L., Wallace T. D.. The Lag Relationship between Wholesale and Consumer Prices: An Application of the Hatanaka- Wallace Procedure[J]. Journal of Econometrics, 1980, 12(3): 375-387.
- [2] Sidaoui J., Capistrán C., Chiquiar D.. On the Predictive Content of the PPI on CPI Inflation: the Case of Mexico[J]. BIS Papers Chapters, 2010, 49.
- [3] Caporale G. M., Katsimi M., Pittis N.. Causality Links between Consumer and Producer Prices: Some Empirical Evidence[J]. Southern Economic Journal, 2002, 68(3): 703-711.

- [4]刘凤良, 鲁旭. CPI与PPI的“虚假传导”及其修正——一个相对稳健的实证框架[J]. 数量经济技术经济研究, 2011, (8): 91-102+114.
- [5]杨子晖, 赵永亮, 柳建华. CPI与PPI传导机制的非线性研究: 正向传导还是反向倒逼? [J]. 经济研究, 2013, (3): 83-95.
- [6]吕捷, 王高望. CPI与PPI“背离”的结构解释——基于三部门动态随机一般均衡模型的研究[J]. 经济研究, 2015, (4): 136-149.
- [7]王静, 魏先华. 我国货币供给内生性问题的实证分析[J]. 当代财经, 2012, (6): 61-68.
- [8]王曦, 邹文理, 叶茂. 中国治理通货膨胀的货币政策操作方式选择[J]. 中国工业经济, 2012, (8): 5-17.
- [9]陈彦斌, 郭豫媚, 陈伟泽. 2008年金融危机后中国货币数量论失效研究[J]. 经济研究, 2015, (4): 21-35.
- [10]Svensson L. E. O. Inflation Targeting Some Extensions[J]. The Scandinavian Journal of Economics, 1999, 101(3): 337-361.
- [11]Clarida R., Gali J., Gertler M. Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory[J]. Quarterly Journal of Economics, 2000, 115: 147-180.
- [12]Nakajima J., Kasuya M., Watanabe T.. Bayesian Analysis of Time-Varying Parameter Vector Autoregressive Model for the Japanese Economy and Monetary Policy[J]. Journal of the Japanese and International Economics, 2011, 25(3): 225-245.
- [13]Primiceri G. E.. Time Varying Structural Vector Autoregressions and Monetary Policy[J]. The Review of Economic Studies, 2005, 72(3): 821-952.
- [14]周小川. 新世纪以来中国货币政策的主要特点[J]. 中国金融, 2013, (2): 9-14.
- [15]张小宇, 刘金全. 非线性协整检验与“费雪效应”机制分析[J]. 统计研究, 2012, (5): 94-99.
- [16]张屹山, 张代强. 前瞻性货币政策反应函数在我国货币政策中的检验[J]. 经济研究, 2007, (3): 20-32.
- [17]钟红, 李宏瑾, 苏乃芳. 通货紧缩的定义、度量及对当前经济形势的判断[J]. 国际金融研究, 2015, (7): 33-43.
- [18]Geweke J.. Evaluating the Accuracy of Sampling-Based Approaches to the Calculation of Posterior Moments [C]. Bayesian Statistics. 1992, 4: 169-193.
- [19]Chib S., Nardari F., Shephard N.. Markov Chain Monte Carlo Methods for Stochastic Volatility Models[J]. Journal of Econometrics, 2002, 108(2): 281-316.

A Study of Inflation Fluctuation and Monetary Policy Regulatory Mechanism: An Empirical Analysis Based on TVP-VAR Model

LIU Jin-quan, ZHANG Da-ping, ZHANG Du
(Jilin University, Changchun 130012, China)

Abstract : This paper constructs the optimal monetary policy rules on the basis of the loss function of the central bank, then it studies the related dynamic controlling path of China's nominal interest rate with the TVP-VAR model. The results of the uniformly-spaced and spot pulse response analysis show that the interest rate controlling of China's central bank aimed at heterogeneous inflation index has obvious time-varying characteristics. While at the time-point of the “deviation of the two rates”, the fluctuation of PPI has not attracted the sufficient response from the monetary authorities, however, the monetary policy pays more attention to the changing tendency of CPI regarding the stabilizing the price of goods. Therefore, faced with the problem of continued PPI tightening in recent years, the central bank should pay more attention to the direction of PPI tendency and further reduce the financing costs of enterprise, so as to support the sustainable and healthy development of the real economy.

Key words : monetary policy rules; TVP-VAR Model; time varying pulse response analysis.

责任编辑: 魏琳