

“新常态”时期货币政策时变反应 特征与调控模式选择

刘金全 解瑶姝

(吉林大学数量经济研究中心, 吉林长春 130012)

摘要: 本文主要以 1996 年 1 月 - 2016 年 6 月的通胀缺口、产出缺口、利率和货币供应量等数据为基础, 运用 LT - TVP - VAR 模型分析了货币当局的时变反应特征和调控模式。从中得出结论是: 我国货币政策与通胀缺口和产出间的依存关系具有门限效应, 央行存在非对称偏好, “价格型”货币政策有规避产出收缩偏好, “数量型”货币政策有微弱规避通货紧缩偏好。就效果而言, “价格型”政策治理通货紧缩效果较好, 而“数量型”政策控制通货膨胀、刺激产出增长和抑制经济过热的效果较好。由此提出“新常态”时期的三方面政策建议: 一是理性看待并适应经济增速放缓和物价水平下滑, 配合宏观经济结构性调整制定有针对性的货币政策; 二是以扩张性利率政策来诱导适度通胀, 并以“数量型”货币政策为主为经济增长托底; 三是加快完善利率的市场传导机制, 为提升“价格型”货币政策的有效性创造良好环境。

关键词: 货币政策; 通胀缺口; 产出; LT - TVP - VAR 模型

JEL 分类号: E0, F40 **文献标识码:** A **文章编号:** 1002 - 7246(2016) 09 - 0001 - 17

一、引言

目前, 全球金融危机的影响虽逐渐消退, 但各国经济复苏却曲折艰难, 世界经济进入了物价和产出波动率普遍较低的时期, 各国经济运行呈现出了一些新的典型特征, 如: 物价水平持续下降, 传统经济增长引擎缺乏动能, 经济波动呈现微波化态势等。在全球发展协同化的趋势下, 我国宏观经济也进入了增长速度换挡、结构调整阵痛、前期政策消化等

收稿日期: 2016 - 03 - 20

作者简介: 刘金全, 经济学博士, 教授, 吉林大学数量经济研究中心, Email: jinquan. edu. cn.

解瑶姝, 经济学博士生, 吉林大学数量经济研究中心, Email: 1737918817@ qq. com.

* 本文受国家社科基金重大项目“引领经济发展新常态的市场基础、体制机制和发展方式研究(15ZDC008)”、国家社科基金重点项目“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(15AZD001)”以及吉林大学研究生创新基金资助项目“我国货币政策的时变反应特征与调控模式选择(2016131) 资助。感谢匿名审稿人的宝贵建议与意见。文责自负。

多重问题叠加的“新常态”阶段。随着经济规模的持续扩大,传统货币政策等手段的调控效果出现了弱化,产出增长率也受到了边际效应递减规律的制约。2016 年宏观经济增速更是在第 2 季度已降至 6.7%,创 5 年来新低。同时,CPI 增长率连续 3 年低于目标水平,2016 年虽有所上升,但主要是由猪肉等食品价格上涨引发,剔除食品价格后的 CPI 增速仍较低,同时 PPI 同比增长率连年为负。这些新的现象意味着利率、货币、产出和物价等宏观经济变量间的关系也会出现新的变化,政府对经济增速和物价水平等宏观经济指标的量化预期将有所调整,其宏观调控模式也必然发生转变。由于货币政策对调控产出和通胀的作用显著,所以,对货币政策的特征和模式的深入研究自然也就成为了国内外学者的重要课题之一。

理论界已经基本达成共识,通货膨胀本质上是一种货币现象,而货币政策不仅能够调节物价水平,也能够刺激经济增长。各国的通胀率、产出增长率、利率与货币供给增长率往往表现出较强的相关性 (Benjamin et al., 1992; 伍戈, 2011)。而我国经济运行中又存在“托宾效应”,即适度通胀能够对经济增长产生正向“溢出效应”(刘金全和解瑶姝, 2015)。所以,利率和货币供应量对通胀和产出的反应是否足够灵敏,其调整能否及时地抑制价格过度涨跌并有效地保证产出增长,已成为经济平稳运行的关键。

一般来说,政府会设定一个产出和通胀目标值和一个允许波动范围,而当实际值超出该范围时,央行的反应强度会依超出的正负方向不同而变化,这简称为“偏好”。这种偏好导致了即使货币政策操作过程中存在某种规则,但规则型货币政策的实施仍取决于相应目标变量的波动区间。普遍认为,货币政策对通胀和产出的反应可能存在一个惰性区制,在这一区制内,货币政策可能遵循某一函数规律而产生微弱反应,若脱离了该区制,货币政策或许会转为相机抉择。这就是货币当局偏好的非对称性,可能会导致其政策的反应机制和调控规则也出现非线性特征。

政策制定者既关心价格稳定又注重产出增长。“泰勒规则”恰是基于利率对产出和通货膨胀的反应和调节而提出的一种货币政策规则,是各国政府货币政策制定的参考依据 (Taylor, 1993)。同时也有学者认为,与通胀偏差模型相比,具有规避经济收缩偏好的模型能够更好地解释货币政策的动态调整机制,具体而言,经济衰退时的调控力度要大于经济繁荣时期的调控力度 (Cukierman and Gerlach, 2003)。也有的研究得出了不一样的结论,认为部分国家的央行更加厌恶通货膨胀状态,货币政策在通胀率上存在显著的非对称偏好 (Ikeda, 2013),并认为通货膨胀目标制能够起到最优的调控效果。一般情况下,实施规则型货币政策的国家,其通胀成本也往往偏低 (Jonas and Mishkin, 2004)。在国外研究的基础上,国内学者也开始了我国货币政策规则的研究。部分学者们发现,我国货币政策的反应机制和调控模式同样存在非线性效应 (郑挺国和刘金全, 2010)。一些学者认为,“泰勒规则”在我国适用性较强,以通胀为货币操作调控目标能够更有效地解释利率的短期波动特征,并具有短期预测能力 (卞志村, 2007)。也有学者提出,与其它货币规则相比,以通胀为首要目标的货币规则不是我国的最优货币政策选择 (张雪兰和徐水安, 2008),也无法在我国找到经验证据来证明“泰勒规则”的适用性 (张小宇和刘金全,

2010)。

综上所述,虽然对货币政策动态反应机制及调控模式的研究从未间断,但并未随着时间的推移而更加清晰和趋于共识。“新常态”时期,我国政府通过新型和传统货币政策的结合以及普遍适度宽松和定向适时宽松的政策搭配,出台了一系列政策“组合拳”,展现出了引导利率走低的意图。这一系列非常规货币政策推行之后,利率等货币变量势必会出现结构性扭转,其对物价和产出的反应与冲击也必然随之变化。所以,我国货币政策以何为目标,非对称偏好如何,在“价格型”和“数量型”货币政策上又怎样进行选择等,仍有待进一步探讨。基于这一考虑,本文以我国1996年1月至2016年6月的最新数据范围作为支撑,采用国际上较新的LT-TVP-VAR模型,在货币政策时变反应特征及其调控模式的分析方面进行了新的尝试。此外,还以实证的方式论证了政府应如何匹配好“价格型”和“数量型”的权重与主次。这样的模型运用和分析策略既可提升货币政策相关研究的系统性,又可在学术层面为政策的科学性判断提供新的标准,同时也为政府和货币当局选择具体调控模式创造理论依据。

二、理论模型的构建与数据处理分析

目前,很多研究显示,货币政策并非遵循某一线性的函数模式进行操作。因此,本节将通过对通胀缺口和产出缺口的统计观察,对货币政策在正负方向的通胀和产出缺口上的反应是否具有一致的敏感度做一个判断。

(一) “价格型”货币政策模型构建

泰勒规则(Taylor rule)探讨的利率属于“价格型”货币政策的典型代表,所以,本文将“泰勒规则”为基础来构建“价格型”货币政策模型。根据泰勒规则,央行使用的政策工具(主要指短期名义利率)主要盯住了通货膨胀缺口(当前通胀率与目标通胀率的偏离)和产出缺口偏离百分比(即当前实际GDP偏离潜在GDP的百分比)而进行调整。

具体而言,引入利率平滑因子后的短期名义利率泰勒规则值的变化遵循下式方程:

$$R_t = (1 - \rho) [\bar{R} + \alpha(\pi_t - \pi^*) + \beta \bar{y}_t] + \rho R_{t-1} + \mu_t \quad (1)$$

其中, R_t 为 t 期名义利率的泰勒规则值, $\bar{R}$ 为长期均衡的名义利率,即政策中性利率,其表达式为 $\bar{R} = \bar{r} + \pi_t$,其中 $\bar{r}$ 为长期均衡实际利率(Roman 2008), π_t 为 t 期实际通胀水平, π^* 代表了目标通胀水平,那么通胀缺口则为 $(\pi_t - \pi^*)$, $\bar{y}_t$ 为 t 期产出缺口的偏离百分比, μ_t 为随机误差项, $\rho \in [0, 1]$ 为利率平滑参数, α 、 β 分别表示了名义利率对通胀和产出缺口反应的调整参数。继而,通过非线性最小二乘法可以计算出通胀缺口调整参数 α 、长期均衡利率 $\bar{R}$ 、产出缺口调整参数 β 以及利率平滑参数 ρ 。将式(1)进一步简写为:

$$R_t = \beta_0 + \beta_1(\pi_t - \pi^*) + \beta_2 \bar{y}_t + \rho R_{t-1} \quad (2)$$

其中, $\beta_0 = (1 - \rho) \bar{R}$ 、 $\beta_1 = \alpha(1 - \rho)$ 、 $\beta_2 = (1 - \rho) \beta$, β_0 、 β_1 、 β_2 分别代表截距项、利率对通货膨胀的调整系数以及利率对产出缺口的调整系数。

(二) “数量型”货币政策模型构建

对央行来说,除了利率调整,货币发行数量也是货币政策操作的一项基本规则,自 1996 年开始,我国人民银行就一直把货币供应量作为货币政策的中介目标。与泰勒规则一样,政府在通过基础货币供应来调节产出缺口时,也会对通胀缺口做出反应,所以,有学者对麦科勒姆规则 (McCallum, 1988) 进行了扩展,加入了通胀因素 (Orphanides, 2003)。此处,借鉴对泰勒规则的处理方式,在“数量型”货币政策模型中加入平滑参数,表达式如下:

$$M_t = \lambda + \lambda_1 (\pi_t - \pi^*) + \lambda_2 \bar{y}_t + \rho^* M_{t-1} \quad (3)$$

λ 、 λ_1 、 λ_2 分别代表截距项、货币供应量对通货膨胀缺口的调整系数和货币供应量对产出缺口的调整系数, $\rho^* \in [0, 1]$, 为货币数量的平滑参数。由此上式描述了在给定通胀和潜在产出水平目标的情况下,央行如何针对通胀和实际产出对货币供应量做出的适应性调整。事实上,本文以货币供应量增长率 M_t 代替了初始麦科勒姆规则中的基础货币,也未采用原公式中的对数形式构建理论模型。因为虽然在实际调控中,以货币供应量为中介目标的问题在于影响该指标的因素较为繁杂且可控性较差,导致货币供应量很难按照某一规则进行调节,但本文意在分析货币政策对产出和通胀缺口的反应和调控方向,并比较货币政策在不同经济运行条件下对产出和通胀缺口的敏感度和调控效果,而非旨在精确地量化货币供应量的多少,而式 (3) 恰好能够提供一个大致方向和幅度可供参考。

(三) 变量的选取与解释

“价格型”货币政策工具主要是通过价格引导来发挥货币工具的利率走廊、价格杠杆、稳定预期和融资成本下(上)行等作用进而间接调控经济运行。而“数量型”货币政策工具主要是通过货币供应数量调整来发挥货币工具的调节银行体系流动性和扩大总需求等作用,进而直接影响经济运行。本文将对二者同时展开研究,选用数据区间为 1996 年 1 月—2016 年 6 月,数据来源为中经网统计数据库,指标的选取和处理过程如下:

根据利率市场化程度,本文以 7 天期银行间同业拆借利率作为名义利率(也可称“价格型”货币政策)的代理变量。根据央行操作的中介目标,以 M_2 作为货币供应(也可称“数量型”货币政策)的代理变量。以 GDP 作为产出的代理变量,首先,以 1996 年为基期,根据实际 GDP 累计增速计算出各季度实际 GDP,并采用 X12 季节调整法剔除季节成份干扰,由此得到序列 y_t ,而后用 H-P 滤波提取出趋势成分,即潜在 GDP 值 y_t^* ,则产出缺口 $ygap_t = y_t - y_t^*$,产出缺口偏离百分比为 $\bar{y}_t = 100 \times \ln(y_t/y_t^*)$ (刘金全和张小宇, 2012)。以 CPI 作为通胀的代理变量,我国虽未采取通胀目标制,但从历年的政府工作报告等文件中可找到对下一年度 CPI 涨幅预期的控制目标,未给出 CPI 目标值的年份,则以 PPI 代替 (刘金全和张小宇, 2012)。每年的通胀目标值实为短期目标,因为它是针对当年物价水平和对下一年价格走势预期而制定的,无法反映出控制通胀的长期需要。所以,本文把样本期间内的目标通胀平均值作为潜在通胀率,由于受到几次特殊高通胀周期的

影响,该平均值会偏高。经计算,该值约等于 3.755%,这与采用 Gibbs 抽样的 MCMC 算法估计出的 3.997% 的潜在通胀率基本一致(郑挺国和刘金全 2010)。

(四) 货币政策反应非对称调整的识别

图 1 中柱状部分为产出缺口偏离百分比。样本期间内,实际产出与潜在产出均平稳上升,前者一直在均衡水平附近小幅波动,二者走势高度耦合。产出缺口一直围绕零水平线往复波动,负向缺口较少,即政府对产出下滑更为敏感,具有规避经济收缩偏好。观察几个特殊时点发现,在面对“东南亚金融危机”和“次贷危机”等外部负面冲击时,虽然产出缺口均曾出现负向走势,但每次触底后都能较快反弹,收缩期历时不长。从整体上看,产出水平未出现过大幅度下滑的情况。2013 年后,产出缺口持续为负,但波动性也出现了弱化,这说明经济周期的收缩过程较以往相比已经发生了明显转变。种种迹象表明:虽然宏观经济整体运行面临着下行风险,但政府应对危机的手段也愈发纯熟,抗冲击能力渐强。

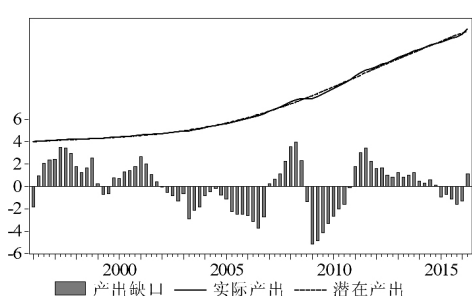


图 1 产出缺口

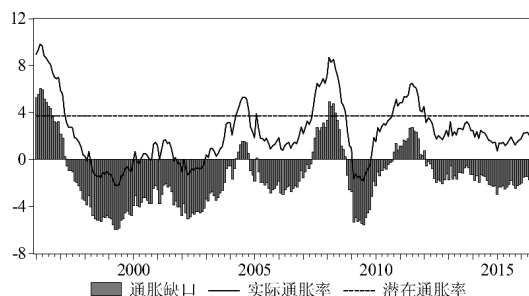


图 2 通货膨胀缺口

通胀缺口可通过通胀率减潜在通胀率获得,图 2 中的柱状部分为通胀缺口 ($\pi_t - \pi^*$),其多表现出负向偏离态势。说明政府可能有规避通胀偏好。现阶段,全球通货紧缩已经形成一场拉锯战,尤其是新兴市场国家,债务风险加剧和产能过剩使商品价格下行压力加大。进入“新常态”时期后,负向调整缺口呈继续负向偏离趋势。太高的通胀率会造成资产价格错配、福利损失,甚至政府失信等恶性循环。而太低的通胀率同样会引致经济运行失调,如,会增加企业还款成本,最终甚至可能以变卖资产的方式偿债,导致利润缩水,抑制效益增长。

三、货币政策时变反应特征与调控模式分析

总结我国典型经济周期内的货币政策能够看到,历次的货币政策调控都存在一定的阶段性特征。所以,在研究货币政策与通胀和产出的匹配关系时,不仅要考虑其时变特征,也要考虑变量间存在的非线性关系以及政策传导机制可能出现的不稳定问题。若采用带有随机波动的 TVP-VAR 模型进行估计,可能会放大结构变化时的冲击力度,由此会增大样本协方差矩阵的估计误差。因此,本文选用 LT-TVP-VAR (含潜在门限变量

的时变系数向量自回归) 模型进行参数估计, 通过对比不同时点上变量间相互冲击的反馈机制, 为相关政策的制定提供实证参考。

(一) LT-TVP-VAR 模型结构

Primiceri and Giorgio (2005) 通过把随机波动引入结构向量自回归 (S-VAR) 模型使得原有模型的系数和协方差矩阵均产生了时变性, 进一步将其拓展成了时变系数向量自回归 (TVP-VAR) 模型。Nakajima et al. (2011) 认为 TVP-VAR 模型与普通 VAR 模型相比, 短期预测具有更准确的效果。但在实际当中, 各宏观经济变量之间的相互作用往往存在“门限效应”, 由此会导致模型的内生结构出现改变, 基于此, Nakajima and West (2013) 推出了 LT-TVP-VAR 模型。

为便于描述 LT-TVP-VAR 模型的基本结构, 首先引入 S-VAR 模型:

$$Ay_t = F_1 y_{t-1} + \cdots + F_s y_{t-s} + \mu_t, t = s+1, \cdots, n \quad (4)$$

其中, y_t 是 $k \times 1$ 维观测向量, A 为 $k \times k$ 维联立系数矩阵, $F_1, \cdots, F_s$ 为 $k \times k$ 维的滞后系数矩阵, 扰动项 μ_t 是 $k \times 1$ 维的结构性冲击, 这里我们假设 $\mu_t \sim N(0, \Sigma)$ 。

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_1 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \sigma_2 & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & 0 \\ 0 & \cdots & 0 & \sigma_k \end{bmatrix}, A = \begin{bmatrix} 1 & 0 & \cdots & 0 \\ a_{2,1} & \ddots & \ddots & 0 \\ \vdots & \ddots & \ddots & \\ a_{k,1} & \cdots & a_{k,k-1} & 1 \end{bmatrix} \quad (5)$$

设 $\beta_t = A^{-1}F_t$, $X_t = I_s \otimes (y_{t-1}, \cdots, y_{t-s})$, $\otimes$ 表示克罗内克乘积。引入时变参数后, 方程可以进一步简写为:

$$y_t = X_t \beta_t + A_t^{-1} \sum_{i=1}^s \varepsilon_t, t = s+1, \cdots, n \quad (6)$$

借鉴 Primiceri and Giorgio (2005) 对时变模型中 Cholesky 系数的设定, 此处假定模型方差、协方差以及时变系数遵循如下的演进过程:

$$\begin{aligned} \beta_t &= \mu_\beta + \Phi_\beta(\beta_{t-1} - \mu_\beta) + v_t, t = s+1, \cdots, n \\ \alpha_t &= \mu_\alpha + \Phi_\alpha(\alpha_{t-1} - \mu_\alpha) + \zeta_t, t = s+1, \cdots, n \\ h_t &= \mu_h + \Phi_h(h_{t-1} - \mu_h) + \xi_t, t = s+1, \cdots, n \end{aligned} \quad (7)$$

$$V = Var \begin{pmatrix} \varepsilon_t \\ V_t \\ \zeta_t \\ \xi_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} I_n & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \Omega_\beta & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \Omega_\alpha & 0 \\ 0 & \cdots & 0 & \Omega_h \end{pmatrix} \quad (8)$$

式 (4) - (7) 是典型的 TVP-VAR 模型, 其中, β_t 和 α_t 为模型参数矩阵堆叠构成的向量, $h_t = \log(\sigma_t^2)$, V_t, ζ_t, ξ_t 分别为相应的随机波动。这里的 LT-TVP-VAR 模型是基于 TVP-VAR 模型进行搜索并设定潜在门限的, 并且要把参数 β_t 和 α_t 更新为 b_t 和 a_t 。

$$\begin{aligned} b_t &= \beta_t \cdot I(|\beta_t| \geq d_b) \\ a_t &= \alpha_t \cdot I(|\alpha_t| \geq d_a) \end{aligned} \quad (9)$$

这里 $I(\cdot)$ 为示性函数 (取值为 0 或 1) , d_b 和 d_a 分别是时变参数与联立系数的潜在门限水平。同时借鉴 Nakajima and West (2013) 的抽样估计过程 ,以拓展的 MCMC 算法对参数进行估计 ,令 $u_t = A_t^{-1} \Sigma_t \varepsilon_t$,则 u_t 的协方差矩阵 Ω 可表示为:

$$\Omega_t = A_t^{-1} \Sigma_t \Sigma_t' A_t^{-1}$$

(10)

对包含潜在门限时变 VAR 模型进行迭代 ,可以得到 $VMA(\infty)$ 的表达式:

$$y_t = \sum_{h=0}^{\infty} \Theta_h u_{t-h}$$

(11)

其中 , $\Theta_{0j} = I_k$, $\Theta_{hj} = J \widehat{\beta}_t J'$, $\widehat{\beta}_t$ 和 J 的矩阵形式如下:

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

(12)

则 LT - TVP - VAR 的结构化脉冲响应函数为:

$$\Phi_t = (\Theta'_{0j} : \cdots : \Theta'_{Hj})' A_t^{-1} \Sigma_t$$

(13)

根据表 1 显示 ,通过 ADF 检验证实各个变量均在 5% 的显著水平下为平稳序列 ,同时 ,根据 VAR 模型中滞后阶数的判定准则 ,选用 1 阶滞后构建模型。

表 1 ADF 检验和 PP 检验

	M2		R		$\pi - \pi^*$		$\bar{y}$	
	ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP
t 值	-3.4989	-2.7408	-3.2465	-3.3606	-3.1590	-3.1933	-4.0266	-3.1368
p 值	0.0088	0.0687	0.0186	0.0133	0.0238	0.0216	0.0021	0.0277
结论	平稳	平稳	平稳	平稳	平稳	平稳	平稳	平稳

(二) 货币政策的门限效应检验

下文的实证研究未引入产出缺口变量 ,而是采用实际 GDP 同比增速序列作为替代。原因之一是 ,本文计算出来的通胀目标值可能相对偏高 ,在一定程度上会弱化货币政策与产出缺口的关联程度。原因之二是 ,产出缺口序列是估计值 ,不满足动态分析中 ,要尽量保持数据准确性的要求。原因之三是 ,H - P 滤波等估计方法在样本末期估计都存在偏误。原因之四是 ,央行也会将实际 GDP 同比增速作为名义利率调整的参考依据 (刘达禹 2016) 。同时 ,出于消除系统内生性的考虑 ,选取宏观经济景气指数作为控制变量 ,因为该指标涵盖范围较为广泛 ,能较为全面地反映经济的基本走势。所以 ,在“价格型”和“数量型”货币政策的模型研究中加入宏观经济景气一致指数数据来构建 LT - TVP - VAR 模型 ,不对所有数据进行季节调整以保持数据的原始属性 ,模型的实证部分由 Oxmetrics 6.0 软件计算完成。

表 2 给出了模型参数估计后所得到的后验分布均值、后验分布标准差、95% 置信区间、Geweke 收敛诊断值和无效影响因子。其中 ,无效影响因子 Inef 和 Geweke 收敛诊断值

均是判断 MCMC 模拟和估计效果的重要依据,前者能够检测马尔科夫链的收敛性,而后的数值代表了后验样本均值方差与不相关序列样本均值方差的比值,由此可以识别模拟所产生的不相关样本个数。无效影响因子 $Inef$ 计算方式如下:

$$Inef = 1 + \sum_{s=1}^{B_m} \rho_s \quad (14)$$

式(14)中,设定 B_m 等于 500, ρ_s 代表滞后 s 阶的自相关系数。若保持模拟计算次数固定, $Inef$ 数值越小,则意味着最终生成的不相关样本数越多,估计就越合理。从表中左侧“价格型”货币政策的估计结果来看, $Inef$ 值基本都低于 250,最大参数为 273.21。从表中右侧“数量型”货币政策的估计结果来看, $Inef$ 值基本都低于 200,最大参数为 301.05。说明用模拟得到的不相关样本数来推断后验值是足够的, MCMC 模拟有较好的收敛性。

表 2 LT-TVP-VAR 模型的参数估计结果

“价格型”货币政策模型					“数量型”货币政策模型				
参数	均值	标准差	Geweke 诊断值	无效影 响因子	均值	标准差	Geweke 诊断值	无效影 响因子	
	[95% 置信区间]				[95% 置信区间]				
μ_{β}	0.0071	0.0173	0.016	26.39	0.0531	0.0356	0.019	43.60	
	[−0.0404; 0.0286]				[0.0191; 0.1114]				
Φ_{β}	0.8855	0.0366	0.228	77.11	0.9228	0.0399	0.243	141.08	
	[0.8079; 0.9514]				[0.8261; 0.9830]				
$(\Omega_{\beta})_1$	0.0255	0.0026	0.562	220.59	0.0249	0.0027	0.956	142.07	
	[0.0209; 0.0312]				[0.0202; 0.0312]				
μ_{α}	0.0331	0.1483	0.006	97.05	0.1070	0.0821	0.000	301.05	
	[−0.3159; 0.2545]				[0.0704; 0.2167]				
Φ_{α}	0.8866	0.1038	0.011	213.08	0.7524	0.1325	0.037	133.89	
	[0.6017; 0.9918]				[0.4140; 0.9384]				
$(\Omega_{\alpha})_1$	0.0700	0.0200	0.000	177.68	0.0571	0.0147	0.214	150.81	
	[0.0413; 0.1177]				[0.0347; 0.0901]				
μ_h	0.0151	0.0075	0.634	115.82	0.4923	0.0977	0.005	60.49	
	[0.0051; 0.0340]				[0.2706; 0.6720]				
Φ_h	0.9233	0.0348	0.004	77.85	0.8954	0.0917	0.071	35.93	
	[0.8423; 0.9756]				[0.6473; 0.9914]				

					续表			
“价格型”货币政策模型					“数量型”货币政策模型			
参数	均值	标准差	Geweke 诊断值	无效影 响因子	均值	标准差	Geweke 诊断值	无效影 响因子
	[95% 置信区间]				[95% 置信区间]			
$(\Omega_h)_1$	0.9162	0.1730	0.000	147.25	0.0902	0.0388	0.506	89.03
	[0.6158; 1.2776]				[0.0463; 0.1927]			
$(d_b)_1$	0.0549	0.0144	0.000	232.00	0.1309	0.0952	0.043	30.87
	[0.0185; 0.0800]				[0.0052; 0.3269]			
$(d_b)_2$	0.0848	0.0017	0.000	273.21	0.1345	0.0767	0.837	5.42
	[0.0815; 0.0874]				[0.0084; 0.2614]			
$(d_a)_1$	0.3943	0.3197	0.000	211.77	0.3351	0.1018	0.279	191.55
	[0.0133; 1.1232]				[0.1119; 0.5255]			
$(d_a)_2$	0.4144	0.1536	0.002	100.96	0.5171	0.1642	0.000	117.67
	[0.2052; 0.7567]				[0.3347; 0.9028]			

表 3 给出了潜在门限值的可接受率,就潜在门限因子的估计结果而言,均不能拒绝“无门限效应”的原假设,表明统计意义上模型具有科学性。“价格型”货币政策模型中,尤其是联立系数门限值,可接受率均高于 35%,最高为 71.3%。“数量型”货币政策模型中,尤其是联立系数门限值,可接受率均高于 30%,最高为 69.1%。这一估计结果表明我国以利率和货币供应量为代表工具的货币政策对于产出增长率的调整存在门限效应,名义利率和货币供应量的改变具有波动性和结构突变,而非平滑调整。

表 3 潜在门限值可接受率 (%)

	$(d_b)_1$	$(d_b)_2$	$(d_a)_1$	$(d_a)_2$
“价格型”货币政策模型	13.4	10.9	71.3	35.7
“数量型”货币政策模型	28.2	21.4	69.1	30.4

(三) 时变反应函数分析

下面运用模型的时变等间隔冲击反应函数,分别对我国“价格型”和“数量型”货币政策与通胀缺口、产出增长率的相互作用关系进行分析和比较。在样本期间内,选定相等的时间间隔,此时自变量在每一时点的一单位标准差冲击在该时间间隔后所产生的脉冲响应函数通过图 3 – 图 10 反映出来。图 3 – 图 10 中的实线、长虚线、短虚线分别代表 12 期(1 年)滞后、24 期滞后(2 年)和 36 期滞后(3 年),同时也对应着短期、中期和长期三

种时间间隔的冲击反应函数,三者走势基本一致,表明 LT-TVP-VAR 模型估计具有科学性和稳健性。

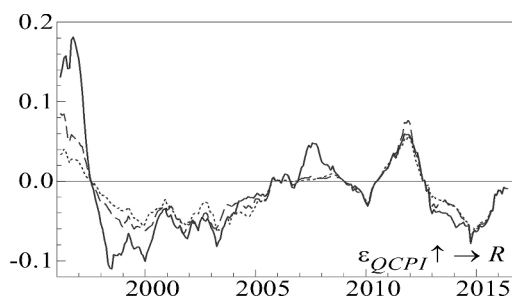


图 3 利率对通胀缺口的冲击反应函数

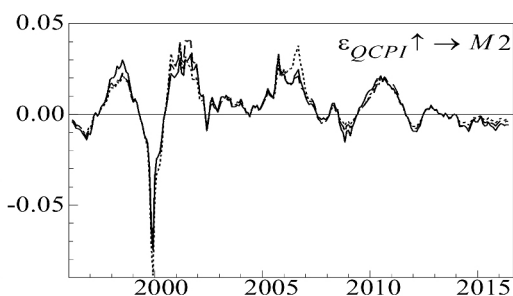


图 4 货币供应量对通胀缺口的冲击反应函数

(1) 货币政策对通胀缺口和产出增长率的时变反应函数

图 3 和图 5 中,三条曲线的走势均具有一定的波动性,表明从总体上看,“价格型”货币政策对通胀缺口和产出增长率冲击的调整不够稳健。利率对产出增长率的冲击反应为正,即利率会随着产出增长率的上涨而有所提升,反之亦然,表明利率会根据产出增长率而进行逆周期的动态调整。而利率对通胀缺口的冲击反应为正负交替,这可能源于我国利率市场的不成熟,即其接收供求信号并进行自我调节的能力还未被充分开发。总体上看,利率对通胀缺口和产出增长率的冲击反应在总体走势上具有一定程度的相似性。

如图 3 所示,在 1996 年的国民经济持续快速增长且物价高企时期、2007-2008 年的投资局部过热且价格膨胀时期以及 2010-2012 年的经济和物价水平触底大幅反弹等时间段内,名义利率水平对通胀缺口的正向冲击反应较为明显,出现了阶段性的波峰,冲击变动幅度分别为 0.15%、0.04% 和 0.06% 左右。三次脉冲响应函数走势出现阶段性正向波峰,恰逢通胀缺口为正之时,此时脉冲响应函数中,36 期(长期)滞后的函数走势的波动性出现弱化,表明此时长期利率调整同样具有一定程度的平滑性。如 2007 年,投资热潮推高了资产价格,诱发了股票和房地产等多个市场的资产价格上涨,同时以猪肉为主的新一轮食品价格上涨助涨了 CPI 增长势头。为吸收通胀压力,央行连续 6 次加息,累积上调幅度 1.62%,平均每次升息 0.27%,还采取了直接控制银行信贷等紧缩性措施,迅速的政策反应和较强的调控力度抑制住了通胀和通胀预期的蔓延。又如 2010 年后,受前期刺激计划的影响,CPI 一度攀升至 6.5%,对此,同年的“两会”立即把物价维稳作为未来经济工作的重中之重,并通过一系列政策的组合拳控制住了物价水平。而在其它通胀缺口为负的时点,利率对产出缺口的冲击反应均为负,对比图 5 发现,此时利率主要盯住产出增长率而进行调整。

如图 5 所示,在 1997-1998 年“东南亚金融危机”时期、2001-2002 年后“软着陆”后的蛰伏期、2011 年危机后的修复期和 2012-2014 的“新常态”刚具“雏形”的时间段内,名义利率水平对产出的冲击反应尤为强烈,出现了阶段性的波峰,冲击变动幅度分别在 0.35%、0.33%、0.4% 和 0.57% 左右。几次脉冲响应函数走势出现阶段性上扬,恰逢产出

增长率下滑之时,此时的36期(长期)滞后的函数走势的波动性也较强,表明此时长期利率调整不具有平滑性。回顾这几段历史时期,央行为缓解经济下行压力,均采用降息等利率政策,且幅度较大,反应速度较快。如1998年至1999年,为抵御“东南亚金融危机”和国内特大洪涝灾害的冲击,政府共完成了7次降息,主要下调了中长期贷款利率(贷款利率年均下调了1.12%,存款利率年均下调了0.49%),由此大幅降低了资金成本,增强了流动性,有效地刺激了经济回升。又如2001年后,在世界经济增长整体下滑的大背景下,为防止经济持续增速走低,央行一直在引导利率下行,期间数次下调了外币存款利率和调低了存贷款利率,形成了资金的全面宽松,促成了产出增长率在2003年重回两位数。

而2009年初,我国实体经济与虚拟经济均受到了“次贷危机”的重创,产出跌幅超过3%,货币当局迅速将名义利率下调至1%水平,使大量流动性在短期内得以释放从而有效刺激了需求增长,但是,随着产出在利率政策的指引下成功实现触底性反弹,央行收窄其政策调控力度,将名义利率重新调整至2%水平以上,这使得该次的利率调整具有明显的短期性特征,同时,这一阶段还采取了强效的财政刺激和货币总量调控,所以使得利率的反应不具有明显变化。

在2003年前后的经济“软扩张”阶段和2008年前的经济局部投资过热阶段,利率对产出增长率的冲击反应较弱,变动幅度分别为0.25%和0.05%左右。几次脉冲响应函数走势出现阶段性下挫,恰逢产出增长率较高之时,此时函数走势中,36期(长期)滞后的函数走势的波动性较弱,即长期利率调整具有一定的平滑性,冲击影响的持续力会随时间推移而趋于缓和。如2004年,受固定资产投资加速与货币信贷扩张影响,整个经济运行开始“软扩张”,但由于宏观形势相对乐观,消化掉了部分价格“水分”,所以,利率只表现为渐进式调整。而2007年,利率虽然波动幅度较大,但如前所述,利率的调整主要是针对通胀压力,而非针对产出。在前述4段经济相对低迷时期,我国利率波动的峰谷落差分别为7.3%、0.7%、3.5%和4.0%,而上述2段经济相对繁荣时期,利率变化的峰谷落差分别等于0.3%、和1.9%。在经济扩张期,我国利率水平的变化并不显著,利率水平波动总体上要小于经济收缩期。

综上所述,与通货紧缩相比,货币当局对通胀更为敏感,此时的长期利率调整具有平滑性。与经济过热相比,货币当局对经济收缩更为敏感,此时的长期利率调整不具有平滑性。高增长时期和低通胀时期,央行的态度相对放松,利率反应函数具有峰位下降、谷位上升以及持续期延长的特征,表明此时货币当局有余力兼顾利率调整的平滑性,能够遵从某一货币规则反应。可一旦产出低于或物价高于央行所能容忍的某一值域,利率对产出和物价水平敏感度就有所提升,货币当局就会展现出明显的规避经济收缩和通胀意愿,其在执行利率政策时就不再按照特定函数规则行事,而转变成相机抉择调整,使得利率的波动性加大。这可能源于我国一些宏观经济变量与利率之间的传导在部分时点不够畅通,也可能源于央行对经济全局的考量和顾忌,使“价格型”货币政策的反应存在非对称性。

但是,利率对产出增长率的冲击反应幅度明显高于对通胀缺口的冲击反应幅度,表明

政府主要是根据经济周期来改变利率政策操作对产出的调整力度,在“高增长、高通胀”时,利率的总体反应仍会较弱,在“低增长、低通胀”时,利率的总体反应仍会较强,而出现“低增长、高通胀”的情况时,利率仍会下降以保增长。如 2011 年,经济在冲击过后初显回暖迹象,虽然出现了潜在的通胀压力,但为经济增长托底仍是首要任务,所以,利率变量就“屏蔽”掉了部分价格信息,并未出现大幅变动。但相对而言,在产出扩张阶段,名义利率对产出的关注度有所减弱,其调整重心则会向可能出现的通胀倾斜,而在经济紧缩期时,名义利率对通胀关注度有所减弱,其调整重心则会向产出倾斜。

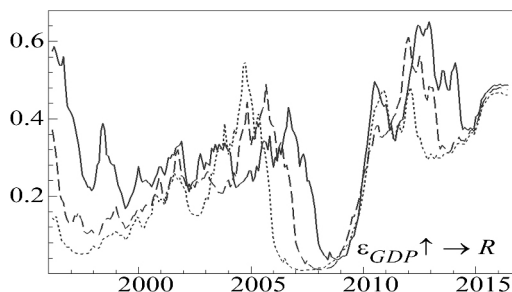


图 5 利率对产出的冲击反应函数

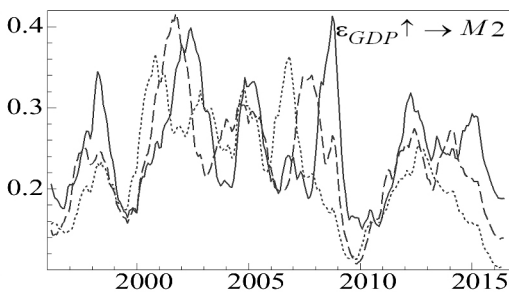


图 6 货币供应量对产出的冲击反应函数

“新常态”时期有所不同,虽然全年内中央银行共 5 次降准、降息 9 次引导公开市场逆回购操作,但政府更多地是有针对性地采取金融支持等正向激励措施,如采取了对符合标准的金融机构额外降低存款准备金率等定向激励的政策,即现阶段政府的调控主要是以结构型利率工具进行预调和微调。2014 年至今,名义利率的峰谷落差为 2.49%,低于其他经济收缩时期,利率波动趋于微波化,说明政府更注重以一种缓和、渐进的方式来熨平产出和通胀缺口。因为事实上,宏观经济变量低转高的速度过快并非利好,反而可能会使经济剧烈震荡,从而暴露金融脆弱性,最终会加大恶性通胀风险。所以,尽管我国价格机制仍保留着一定的向下调整空间,也不会轻易进入“零利率”区间。

接下来,就通胀缺口冲击“数量型”货币政策的情况进行分析。如图 4 所示, M2 对通胀缺口的冲击反应为正负交替,且幅度很弱,绝对值均小于 0.05%,但仍可以从函数的冲击反应方向和幅度的差异来研究 M2 的时变反应特征。观察发现,冲击反应函数在 1999 年、2002 年、2009 年、2012 年和 2014 年后均出现了下凸,与通胀缺口为负的时点基本重叠。如 1998 年,在应对“东南亚金融危机”期间,货币当局通过总量调控方式进行反周期扩张,一度将 M2 增速调高至 30%。这与“价格型”货币政策的反应规律不同,虽然“数量型”货币政策反应也存在非对称性,但是其对通缩相对敏感。事实上,产出增速下滑的大多数时间里也伴随着一定程度的通货紧缩,而利率对通胀缺口的反应又要让步于其对产出增长率的反应,所以, M2 对通胀缺口的反应类似于利率对产出增长率的反应。

回顾货币当局的历次价格调控,“数量”手段与“价格”手段总是相互配合使用。如 2003 年,为防止经济下滑和通货紧缩,央行除了下调超额存款准备金利率(利率由 1.89% 调低至 1.62%)还简化了银行间债券市场的债券上市审批程序,从“数量”和“价

格”上同时刺激了金融机构信贷规模的扩张和货币量的投放。又如2010年底,为防止经济过热和通胀压力,央行除了上调存款准备金率来提高门槛外,还施行了差别化存款准备金制度,对贷款投放增长过快的金融机构提高了存款准备金率,通过“数量”和“价格”双管齐下的调控策略,抑制住了经济局部过热和物价大幅上涨。如图6所示,M2对产出增长率的冲击反应基本为正,幅度较强,表明由于货币数量不具有很强的可控性,而更多地是随着经济增长加速和经济规模扩张而被释放出来,并未盯住产出进行调整。

经济运行至“新常态”时期后,M2对通胀缺口和产出的冲击反应函数也出现了弱化。事实上,现阶段货币当局对总量货币工具也越发审慎,同样开始更多地使用结构型工具,同时由于利率大幅度下调的可能性较小,“数量型”货币政策也要与之形成良好的配合。“后危机”时代,各国政府几乎都采取了印钞票“放水”的措施,使全球经济都陷入了货币泛滥的“洪灾”中,“流动性陷阱”风险加大。由于各国间货币互换的普遍存在,我国央行大量释放信贷量等增强流动性的手段未必能促使GDP和物价水平回归合理区位,反而还可能引致结构性通胀。所以,应继续加强对基础货币量的控制,避免流动性泛滥而形成“堰塞湖效应”。事实上,转变经济发展方式和大力发展实体经济才是未来几年发展的真正基础,这也解释了为什么在2014年后,M2同比增速一直维持在11.1%—14.7%这一较低水平。

(2) 通胀缺口和产出增长率对货币政策的时变反应函数分析

如图7所示,我国自1996年成功实现“软着陆”以来,利率政策对通货膨胀的调控主要体现为逆风向效果。在1998年、2001年、2008年和2013年前后的区域性或全球性金融危机时段,利率作用于物价的反向作用效果较好。而在经济局部过热和平稳发展阶段,如2006年和2010年前后,利率调控效果则趋于弱化。一个可能的解释是,在危机期间,政府往往会搭配积极的财政和货币政策联合发力,使得利率对通胀缺口的调节作用被放大。在2006年和2010年前后的利率出现了短暂的顺周期调控效果,可能的原因之一是这两年CPI指数分别上涨了1.47%和3.32%,未形成明显通胀趋势。原因之二是2006年经济增长势头强劲,股票市场也全线飘红,资产价格上涨的“财富效应”能够刺激消费,但消费品价格上升却具有抑制消费的效应,这两种效应形成了一定程度的对冲,使利率的调节能力减弱。如图9所示,利率对GDP均体现为顺周期调控效果,即扩张性“价格型”货币政策虽然能够刺激物价上涨,但可能会拉低GDP水平,所以,仅仅依靠降低利率不能够确保产出水平不滑出合理区位。

如图8所示,尤其是在两次经济危机和“新常态”时点,M2对通胀缺口冲击的负向效果非常明显,这意味着单凭货币在数量规模上的扩张难以应付信贷量的全面收缩和投资活动的急剧减少,从而无法达到支撑市场有效需求和维持物价稳定的调控目的,结合图7可以认为,更多地还是要靠调节利率来走出通货紧缩。在2004年、2007年和2011年,M2对通胀缺口形成了正向影响。就是说在通胀时期,“数量型”货币政策可能会助长通胀态势。2004年的物价持续上涨是由于传统工业领域的投资膨胀,2007年的物价上涨是由于股票市场非理性亢奋,2011年的物价上涨则是由于房地产价格上涨。这些时期投资和消

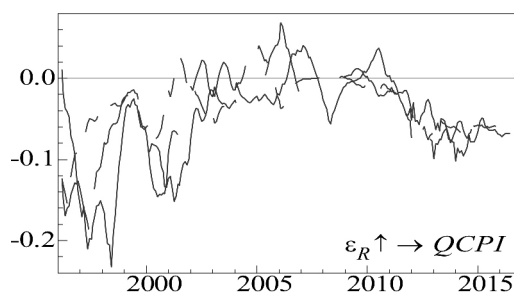


图7 通胀缺口对利率的冲击反应函数

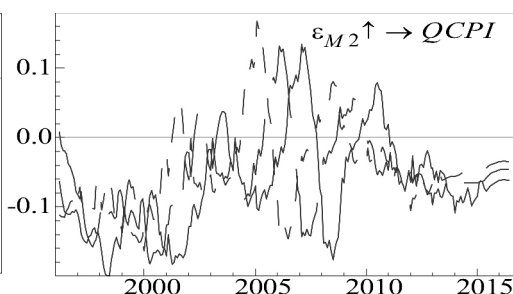


图8 通胀缺口对货币供应量的冲击反应函数

费的过快增长不仅加大了货币量的需求,还加速了货币流通速度,使得货币供给内生地助推货币扩张进程,最终导致了部分产业过度繁荣。但这同时也意味着收缩货币供应量可以更好地抑制通胀。如图10所示,M2对GDP均体现为顺周期调控效果,即“数量型”货币政策的扩张能够有效拉动产出增长,但2009年后,M2对GDP的长期作用效果不显著,这表明M2在初期对实际产出具有拉动效应,而在长期并不能持续促进经济增长。

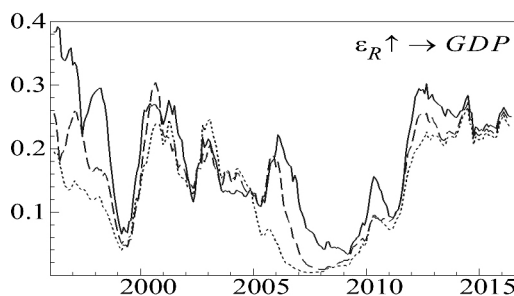


图9 产出对利率的冲击反应函数

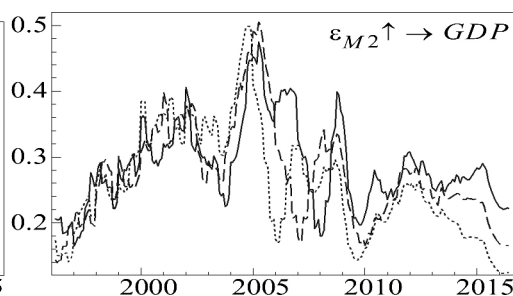


图10 产出对货币供应量的冲击反应函数

综上所述,对“价格型”货币政策与“数量型”货币政策需要搭配使用。在通缩时期,“价格型”货币政策对通胀缺口的调控效果较好,在通胀时期,“价格型”货币政策必须联合“数量型”货币政策才能够为物价降温,而对于产出增速,“数量型”货币政策的效果始终较优。2010年后,经济逐渐向“新常态”过渡,利率政策依旧是逆风向进行调控,同时调控效果趋于稳定。结合前面的结论可以认为,面对通缩,政府不会采取大规模或全方位的扩张性货币政策来刺激物价,因为政府越发意识到由此带来的远期福利损失是恶性通货膨胀、流动性陷阱和融资结构扭曲加深等问题。所以,应加强对利率工具的运用以刺激价格波动并提升有效需求。现阶段,政府更多地推出了“价格型”结构货币工具,LTRO和不对称降息等非常规政策工具浮出水面,同时也开始使用差别准备金政策展开逆周期调节,以价格杠杆稳定市场预期,间接引导融资成本下行,使市场传导机制更加畅通。同时,政府也开始采用“数量型”结构货币工具,公开市场操作、扩大信贷资产质押和央行内部评级试点等多种定向激励方案相继推出,弥补了外汇占款减少形成的流动性缺口。政府一方面为新兴产业和技术创新企业提供了优惠的专项融资支持,引导金融机构将更多的信

贷资源配置到经济建设重点领域和薄弱环节,如有关部门对中小微企业、“三农”产业和棚户区改造都予以了资金支持等,另一方面加强了对传统产能过剩行业的信用审核和坏账比率控制。

四、结论与政策建议

在不同的经济背景下,货币政策在防止产出下滑和经济过热以及规避通货紧缩和通胀时的力度和方式会存在显著差异。为此,本文在文献梳理和理论分析的基础上,通过构建 LT-TVP-VAR 模型研究了货币政策的时变反应机制和调控模式,从中得出如下结论与建议:

首先,“价格型”和“数量型”货币政策与产出增长率间具有门限效应,利率和广义货币供应量的改变兼具波动和结构突变性质。前者具有规避产出收缩的偏好,当产出下滑时,利率敏感度相对较高,会放弃以往的规则,转而根据对经济情势的判断和预测相机抉择。而后者更多地是随着产出规模的扩张而增加,未盯住产出而逆向调整。“新常态”时期,虽然经济下行压力较大,但是利率和 M2 变动却出现了微波化特征,表明政府对产出增长方式的审视角度出现了转变,更加注重稳中求进、提质增效和转方式调结构。目前, GDP 增长出现了微波化特征,说明经济运行的抗干扰能力有所增强。事实上,增速下滑并非绝对利空,如今中国经济规模已然很大,超高速增长很可能导致人口、汇率和环境等方面的压力将接踵而来。所以,接受经济数据的温和以及理解和适应货币政策规则的新特征是一门“必修课”。

其次,发现“价格型”和“数量型”货币政策与通胀缺口间同样具有门限效应。前者具有规避通胀偏好,后者具有极弱的规避通缩偏好。总体来看,现阶段的“低通胀”属于调控的惰性区域,利率和 M2 冲击反应函数显现了收缩趋势,从这一角度而言,未来采取直接大幅降息和量化宽松的可能性较小。但是,利率对产出明显高于利率对通胀缺口的冲击反应幅度,说明央行更多的是以经济周期更迭来调整货币政策对产出的作用方向和力度,具体而言,“高增长、高通胀”时,利率不敏感,在“低增长、低通胀”时,利率较为敏感,若出现“低增长、高通胀”的特殊情况,利率仍会下降来为经济增长托底。

另外,通过对货币政策时变反应特征与调控模式的全面分析后发现,“价格型”货币政策与“数量型”货币政策需要搭配使用。“价格型”货币政策可以更好地启动物价,而“数量型”货币政策能够更好地为物价降温。对于产出,“数量型”货币政策的调控效果均优于“价格型”货币政策。目前,应该以“价格型”货币政策为主刺激价格适度波动,以“数量型”货币政策为主来为产出增长保驾护航,从价和量两方面保持货币环境的适度宽松和货币操作的平滑稳健。而在“新常态”阶段,两种货币调控效果都出现了弱化,所以,当局对大幅增加货币供给量等漫灌方式须保持审慎态度。目前,较优货币政策选择应是通过结构性政策工具定向施策,通过局部调整的方式平衡经济增长,同时,应强调以量价结合的方式进行预调微调,由此能够起到盘活存量、优化增量和局部着力的作用。

最后,将研究再向另一层面延伸,由于金融市场存在政府的习惯性干预、监管作用被过分夸大以及计划经济色彩仍未完全褪去等问题,利率水平并非能完全通过市场自由竞争来决定,从而导致资金无法“逐利”而“创利”,所以,央行对于“价格型”货币政策的运用仍然是十分谨慎的,仍常以“数量型”货币政策展开调控,旨在通过信贷这一间接的渠道来调节产出和价格水平。为此,政府应继续推进利率市场化进程,增强信贷市场配置资源的能力,积极帮助银行体系实现业务的结构优化和功能升级,为“价格型”货币政策的传导和运用创造畅通的环境与机制,提高货币政策调控的有效性。

参考文献

- [1] 卞志村. 2007,《通货膨胀目标制: 理论、实践及在中国的检验》,《金融研究》第 9 期,第 42 ~ 54 页。
- [2] 刘达禹. 2016,《规则型货币政策与经济周期关联机制的理论模拟与计量检验》,《吉林大学》。
- [3] 刘金全和解瑶姝. 2015,《中国新一轮“低通货膨胀”下的货币政策选择》,《经济问题探索》第 8 期,第 118 ~ 126 页。
- [4] 刘金全和张小宇. 2012,《时变参数“泰勒规则”在我国货币政策操作中的实证研究》,《管理世界》第 7 期,第 20 ~ 28 页。
- [5] 伍戈. 2011,《对中国通货膨胀的实证研究——从一般到特殊的建模方法》,《数量经济技术经济研究》第 6 期,第 52 ~ 63 页。
- [6] 张小宇和刘金全. 2010,《“泰勒规则”在中国经济运行中的经验证据》,《财经研究》第 11 期,第 127 ~ 134 页。
- [7] 张雪兰和徐水安. 2008,《通货膨胀目标制是现阶段我国的最优货币政策选择吗? ——基于损失函数及先决条件的分析》,《财贸经济》第 8 期,第 44 ~ 49 页。
- [8] 郑挺国和刘金全. 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,第 40 ~ 52 页。
- [9] Benjamin M. ,Friedman ,Kenneth N. ,and Kuttner. 1992. “Money ,Income ,Prices and Interest Rates” ,*American Economic Review* 82(3) : 472 ~ 492.
- [10] Cukierman A. and Gerlach S. 2003. “The Inflation Bias Revisited: Theory and Some International Evidence” ,*Manchester School* 71(5) : 541 ~ 565.
- [11] Ikeda D. 2013. “Monetary Policy and Inflation Dynamics in Asset Price Bubbles” *Bank of Japan Working Paper*.
- [12] Jonas J. and Mishkin F. S. 2004. “Inflation Targeting in Transition Economies Experience and Prospects” ,*Nber Chapters*.
- [13] McCallum B. T. 1988. “Robustness Properties of a Rule for Monetary Policy” ,*Carnegie – Rochester Conference Series on Public Polic* 29(1) : 173 ~ 203.
- [14] Nakajima J. ,Kasuya M. and Watanabe T. 2011. “Bayesian Analysis of Time – varying Parameter Vector Autoregressive Model for the Japanese Economy and Monetary Policy” ,*Journal of the Japanese & International Economies* 25(3) : 225 ~ 245.
- [15] Nakajima J. and M. West. 2013. “Bayesian Analysis of Latentthreshold Dynamic Models” ,*Journal of Business and Economic Statistics* 31(2) : 151 ~ 164.
- [16] Orphanides A. 2003. “Monetary Policy Evaluation with Noisy Information” ,*Journal of Monetary economics* 50(3) : 605 ~ 631.
- [17] Primiceri and Giorgio E. 2005. “Time Varying Structural Vector Autoregressions and Monetary Policy” ,*The Review of EconomicStudies* 72(3) : 821 ~ 852.
- [18] Roman H. 2008. “The Time – Varying Policy Neutral Rate in Real Time: A Predictor for Future Inflation?” ,*Economic*

Modelling 26(1): 71 ~ 81.

[19] Taylor J. B. 1993. “Discretion Versus Policy Rules in Practice” *Carnegie – rochester Conference Series on Public Policy* , 195 ~ 214.

The Characteristics of Monetary Policy Changes and the Choice of Control Modes in the Period of “New Normal”

LIU Jinqun XIE Yaoshu

(Quantitative Research Center of Economics Jilin University)

Abstract: Based on the data of the inflation gap and output gap , interest rate and money supply in January 1996 – June 2016 , this paper mainly analyzes the reaction characteristics and control mode of the monetary authority by using LT – TVP – VAR model. The conclusion is that the dependency relation of China’s monetary policy and inflation gap and output has a threshold effect , the central bank has asymmetric preference, “price” monetary policy to avoid the output contraction preference, “quantity” monetary policy has weak preference to avoid deflation. As far as the effect is concerned , the “price” policy is better than the deflation effect , and the “quantity type” policy is better to control inflation , stimulate output growth and restrain economy overheating. Finally the paper puts forward three policy suggestions in the period of “new normal”.

Key words: Monetary Policy , Inflation Gap , Output , LT – TVP – VAR Model

(责任编辑: 王 鹏) (校对: WH)