

我国核心通货膨胀率与货币政策的关联机制研究

刘金全^{1,2}, 刘子玉², 刘悦²

(1. 吉林大学数量经济研究中心, 吉林长春, 130012; 2. 吉林大学商学院, 吉林长春, 130012)

摘要: 物价稳定一直以来都是政府制定货币政策时所要考虑的重要因素。但是现行通货膨胀指标未能剔除短期波动, 央行在施行货币政策时会将暂时性的价格波动误判成整体趋势性变化, 从而影响政策调控效果与公众通胀预期。鉴于此, 运用 HP 滤波剔除短期波动, 获得能够反映长期通胀趋势的核心通货膨胀指标, 并通过构建 TVP-VAR 模型探究数量型与价格型货币政策对核心通货膨胀的调控效果。结果表明, 核心通货膨胀率能够有效反映实体经济的运行状况, 并降低对短期波动的误判。随着广义货币与最终目标之间的脱离与利率市场化的不断推进, 价格型货币政策的调控能力要优于数量型货币政策的调控能力。由此可见, 央行应该通过核心通货膨胀衡量我国价格水平的实际特征与态势, 并通过稳健的价格型货币政策调整来保障宏观经济平稳运行。

关键词: 核心通货膨胀率; 货币政策; HP 滤波; TVP-VAR 模型

中图分类号: F224.0

文献标识码: A

文章编号: 1672-3104(2019)01-0094-08

一、引言

货币政策在调控宏观经济的过程中通常会呈现两种特征: 第一种是短期内政策调控需要同时兼顾价格水平与总产出; 第二种是在长期过程中保证价格水平稳定。这说明无论何时通货膨胀率都是货币政策调控的核心目标。而在此过程中, 合理度量通货膨胀率是央行有效调控的重要前提。目前主要存在两种不同的度量指标: 标题通货膨胀 (headline inflation) 和核心通货膨胀 (core inflation)。其中, 标题通货膨胀为衡量居民日常生活成本的指标, 包含食品、能源等价格波动性较强的商品, 因此呈现出短期频繁波动特征。而核心通货膨胀从前者中剔除暂时性的相对价格波动, 能够清晰地反映潜在通货膨胀压力, 并可以作为通货膨胀率的先行指标帮助货币当局维持货币政策稳健性。同时, 货币政策调控具有一定时滞性, 央行需要提前对未来通胀趋势予以分析与应对, 因此需要从价格指数中提取能够反应长期趋势的核心通货膨胀率,

并以此作为货币政策的目标变量。有鉴于此, 本文在已有研究基础上构建核心通胀指标, 并通过具有时变参数的向量自回归模型 (TVP-VAR), 考察数量型与价格型货币政策治理核心通货膨胀率的时变性与有效性, 从而为政策调控提供经验依据与启示。

本文的创新点在于: 第一, 以往文献通常将标题通胀作为目标, 过度重视短期波动而忽视长期趋势, 使得货币政策短期目标与长期目标不一致, 因此本文将核心通货膨胀率作为政策目标能够提高货币政策有效性; 第二, 本文对比数量型与价格型货币政策对核心通货膨胀率的调控效果, 从而为不同情况下宏观调控提供理论支持; 第三, 大量研究均集中在货币政策调控的线性效用上, 而未能考虑货币政策的非线性效果, 因此本文利用 TVP-VAR 模型检验两种货币政策在不同时间区间内的具体效果。

二、文献综述

物价稳定一直以来都是政府制定货币政策时所要

收稿日期: 2018-06-21; 修回日期: 2018-11-21

基金项目: 中宣部文化名家暨“四个一批”人才项目“宏观经济政策分析与计量研究”; 教育部人文社会科学重点研究基地重大项目“十三五期间中国增长型经济波动态势与宏观调控模式研究”(16JJD790014); 国家自然科学基金项目“经济新常态下经济增长的趋势性与收敛性研究”(71873042)

作者简介: 刘金全(1964—), 男, 黑龙江密山人, 吉林大学数量经济研究中心教授, 长江学者特聘教授, 中国百篇优博指导教师, 主要研究方向: 货币政策、经济周期; 刘子玉(1989—), 男, 山西襄垣人, 吉林大学商学院博士研究生, 主要研究方向: 货币政策、经济周期, 联系邮箱: 63521739@qq.com; 刘悦(1996—), 女, 江苏淮安人, 吉林大学商学院硕士研究生, 主要研究方向: 货币政策、经济周期

考虑的重要因素, 国内外学者均对其进行了深入分析。

首先是关于核心通货膨胀率及其度量方式的研究。关于核心通货膨胀率的研究最早可以追溯到 1981 年, Eckstein^[1]首次明确定义核心通货膨胀, 并以通货膨胀成因的不同作为依据将其划分为三类: 核心通货膨胀、需求型通货膨胀和冲击型通货膨胀。其中核心通货膨胀是从通货膨胀中去除暂时性波动后的长期路径, 即在中长期内产出不受通货膨胀影响的部分。但是 Bryan 和 Cecchetii^[2]认为对通货膨胀的定义存在偏差, 核心通货膨胀是可预期的整体价格变动中的长期持续部分。Quah 和 Vahey^[3]则从名义变量能够干预实际变量的角度衡量核心通货膨胀。本文将通货膨胀划分为两类: 实际供给冲击影响的部分与名义需求冲击影响的部分, 而核心通货膨胀主要指的是前者。Romer^[4]提出核心通货膨胀应通过具有预期的菲利普斯曲线进行求解, 并强调其是在产出与失业处于自然率时的通货膨胀率。

准确度量核心通货膨胀率是制定与施行宏观调控的前提与基础, 目前测算核心通货膨胀率的方法主要有四种: 第一种是剔除法, 主要指剔除 CPI 中短期波动剧烈的细项, 即食品和能源价格^[4-5]。第二种是利用滤波和平滑等方式去除波动, 通常通过 HP 滤波或者 Kalman 滤波移除标题通胀中的白噪音^[6-7]。第三种是利用动态因子模型, 通过建模的方法对总体通货膨胀与决定性因素关系的进行多变量分析, 从而分离出核心通货膨胀^[8-9]。第四种是利用 SVAR 模型, 在模型中假设核心通货膨胀与产出长期不相关, 而剩余对产出有长期影响, 从而分离出核心通货膨胀率^[3,10]。

其次是关于核心通货膨胀率与货币政策之间联动机制的研究。部分学者认为货币供给与通货膨胀率之间存在正向关系, 因此可以通过将其作为政策工具施行宽松或紧缩性货币政策以控制物价波动^[11-13]。也有学者指出利率作为中间目标, 能够更为有效地抑制通货膨胀率, 认为央行应该关注当期产出缺口、通货膨胀与目标水平之间偏离, 并以此为依据来调整名义利率从而缩减上述偏离^[14-15]。Kuijjs^[16]从国外通货膨胀水平以及汇率为着眼点, 提出货币供给对于物价水平的作用效果更为直接, 而利率对于通货膨胀则是循序渐进的调控。侯成琪等^[17]基于新凯恩斯模型构建多部门价格方程, 并以此为基础构建核心通货膨胀率, 从而为进一步研究提供了理论基础。而后, 侯成琪和龚六堂^[18]在原有模型基础上融入异质性价格粘性, 并以此度量货币政策对通胀的调控效果。研究结果表明: 一方面, 八大行业中食品与居住行业的粘性较低; 另一方面, 当价格粘性低时, 货币政策对产出的治理效果

要弱于通胀。两者共同佐证了近年来食品与居住行业价格高涨所带动的通货膨胀, 而各个部门之间粘性的差别导致货币政策顾此失彼。徐强和陈华超^[19]基于波动性-持续性的核心通货膨胀测度方法能够有效测度中国核心通货膨胀率, 并指出央行在盯住核心通胀的同时不应单纯使用剔除法简易度量通胀。

综上所述, 与标题通货膨胀率相比, 核心通货膨胀不仅能够有效反映物价的长期趋势, 还具有更强的预测能力, 因此将其作为货币政策的最终目标能够显著提高有效性。有鉴于此, 本文构建核心通货膨胀率指标并将其作为货币政策最终目标, 分别从价格型与数量型货币政策为着眼点深入分析政策调控的动态特征与时变特性, 从而为货币政策合理高效地平抑通胀波动提出相应的理论依据与实践建议。

三、基于 HP 滤波法的核心通货膨胀指标构建

HP 滤波法从 CPI 中提取长期趋势成分作为核心通货膨胀, 该方法最早由 Hodrick 和 Prescott^[20]提出。HP 滤波法把通货膨胀的时间序列分解为长期增长趋势和短期波动两种不同频率的成分, 通过高通滤波可有效过滤出核心通货膨胀, 其基本原理如下:

设 $\{X_t\}$ 是剔除季节变动成分与不规则变动成分后的时间序列, 且由趋势部分 $\{X_t^T\}$ 和周期波动部分 $\{X_t^C\}$ 构成, 如式(1):

$$X_t = X_t^T + X_t^C, \quad t=1, 2, 3, \dots, T \quad (1)$$

该方法旨在设计一个滤波系统, 从数据 $\{X_t\}$ 中分离出平滑的时间序列即趋势成分 $\{X_t^T\}$, 其中 $\{X_t^T\}$ 是下列问题的解, 见式(2):

$$\min \left\{ \sum_{t=1}^T (X_t - X_t^T)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} [(X_{t+1}^T - X_t^T) - (X_t^T - X_{t-1}^T)]^2 \right\} \quad (2)$$

该多项式由对波动成分的度量以及对趋势成分“平滑程度”的度量两部分组成。其中, λ 为平滑参数, 主要是控制平滑程度的惩罚因子。HP 滤波法的一个关键问题就是平滑参数 λ 的取值, 不同的 λ 值确定不同的周期方式和平滑度。 λ 值越大, 估计的趋势越平滑, λ 的经验取值如下: 处理年度数据时, $\lambda=100$, 季度数据采用 1 600, 而对于月度数据, $\lambda=14 400$ 。

本文选取 1996 年 1 月至 2017 年 12 月我国居民消费价格指数同比增长作为标题通货膨胀的代理变量,

并使用 HP 滤波法分离出核心通货膨胀序列 (CIR)。该计算过程由 Eviews8.0 完成, 图 1 与图 2 分别表示二者的走势情况, 可以明显看出调整后序列比原式序列更平滑, 其中需要注意的是 1998—2002 年、2002—2006 年与 2008—2010 年三个区间。首先, 在 1998—2002 年这段区间内, 我国刚刚完成经济软着陆, 为了有效治理高通胀, 央行不断吸收市场资金, 通货膨胀率由高位运行逐步降到低通胀区域, 但是其波动性却陡然上升。而这一时期货币冲击规模较小, 因此核心通胀率低于标题通货膨胀率。其次, 在 2002—2006 年这一区间内, 我国贷款规模与 M2 同比增速上升, 最高达到 21.6%, 最低下降到 13%, 从而导致该区间通货膨胀率波动较大。在此期间内, 我国经济总体形势趋好, 内外需全面回升, 信贷有效需求与信贷规模随之上升。但是由于利率市场化尚处于起步阶段, 金融市场机制不能有效应对信贷快速扩张, 从而导致通货膨胀率大幅波动。最后, 自 2008 年伊始, 我国面临食品价格上涨与美国次贷危机双重冲击, 这一阶段通货膨胀率的主要特点表现为: 外生冲击持续期较短但

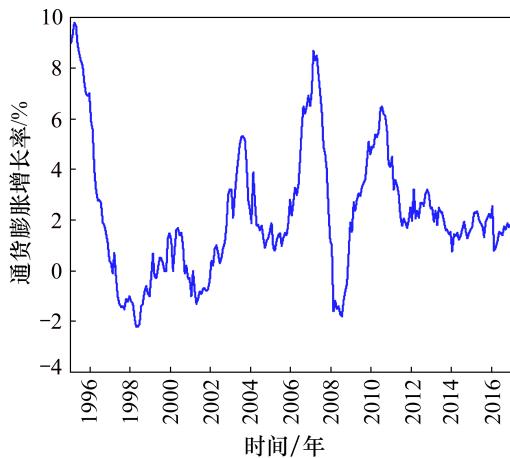


图 1 标题通货膨胀序列曲线

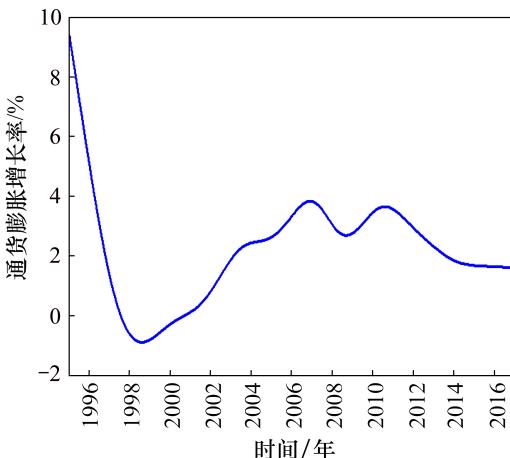


图 2 核心通货膨胀序列曲线

是振幅较大, 标题通货膨胀率呈大起大落态势, 而核心通货膨胀率相对平稳。这也表明在应对次贷危机时期的宏观经济波动时, 央行调控政策需要由紧缩性政策向适度宽松政策转变。

四、我国货币政策对核心通货膨胀调控效应的实时对比

(一) TVP-VAR 模型构建

以往研究通常使用线性 VAR 模型来拟合经济, 但是其结构参数不会随时间改变的特性与经济现实不符。TVP-VAR 模型是一种多变量的时间序列模型, 同时打破原有 VAR 模型固定系数的桎梏, 将具有时变特征的结构参数与外生冲击纳入分析框架, 从而更加贴合经济现实。本节根据 Primiceri^[21]构建 TVP-VAR 模型, 建立宏观分析框架以研究核心通货膨胀率及其调控效果。

首先引入基本结构性 VAR 模型, 见式(3):

$$Ay_t = F_1 y_{t-1} + \cdots + F_s y_{t-s} + \mu_t, t=s+1, \dots, n \quad (3)$$

其中, A 为 $k \times k$ 维联立参数矩阵; y_t 为 $k \times 1$ 维观察向量; $F_1 \dots F_s$ 为 $k \times k$ 维的系数矩阵; 扰动项 μ_t 为 $k \times 1$ 维的结构性冲击, 假设 $\mu_t \sim N(0, \Sigma)$, 如式(4):

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \ddots & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & 0 \\ 0 & \cdots & 0 & \sigma_k^2 \end{bmatrix} \quad (4)$$

假设结构性冲击的联立关系服从递归识别, 即 A 为下三角矩阵, 如式(5):

$$A = \begin{bmatrix} 1 & 0 & \cdots & 0 \\ a_{21} & \ddots & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & 0 \\ a_{k1} & \cdots & a_{k,k-1} & 1 \end{bmatrix} \quad (5)$$

因此, 可以将式(3) 简写为如下的 VAR 模型, 如式(6):

$$y_t = B_1 y_{t-1} + \cdots + B_s y_{t-s} + A^{-1} \Sigma \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim N(0, I_k) \quad (6)$$

式(6)中, 对于 $i=1, \dots, s$, 满足 $B_i = A^{-1} F_i$ 。将 B_i 中的行元素垂直排列, 排列成 $k^2 \times 1$ 维向量 β , 并定义 $X_t = I_t \otimes (y'_{t-1}, \dots, y'_{t-s})$, 其中 \otimes 代表克罗内克乘积, 由此模型可简化为式(7):

$$y_t = X_t \beta + A^{-1} \Sigma \varepsilon_t \quad (7)$$

式(7)中 VAR 模型的所有参数是非时变的, 因此将其扩展成为 TVP-VAR 模型, 如式(8):

$$y_t = X_t \beta_t + A_t^{-1} \Sigma_t \varepsilon_t, t=s+1, \dots, n \quad (8)$$

其中, 系数 β_t 、联立参数 A_t 和随机波动的协方差矩阵 Σ_t 都是时变的, 并将下三角矩阵 A_t 中的非 0 元素组合为一列, 即:

$\alpha_t = (\alpha_{21}, \alpha_{31}, \alpha_{32}, \alpha_{41}, \dots, \alpha_{k,k-1})$, 令 $h_t = (h_{1t}, \dots, h_{kt})$, 其中 $h_{jt} = \log \alpha_{jt}^2$, $i=1, \dots, k$, $t=s+1, \dots, n$ 。

假设参数满足随机游走过程, 其方差协方差矩阵见式(9):

$$\begin{bmatrix} \varepsilon_t \\ \mu_{\beta t} \\ \mu_{\alpha t} \\ \mu_{ht} \end{bmatrix} \sim N \left[0, \begin{bmatrix} I & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \Sigma_{\beta} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \Sigma_{\alpha} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \Sigma_h \end{bmatrix} \right] \quad (9)$$

其中, $t=s+1, \dots, n$, $\beta_{s+1} \sim N(\mu_{\beta 0}, \Sigma_{\beta 0})$, $\alpha_{s+1} \sim N(\mu_{\alpha 0}, \Sigma_{\alpha 0})$, $h_{s+1} \sim N(\mu_{h0}, \Sigma_{h0})$ 。本文假定 A_t 为下三角矩阵从而减少待估参数, 并有效降低模型复杂性。

最后, 令 $y = \{y_t\}_{t=1}^n$, $\omega = (\Sigma_{\beta}, \Sigma_{\alpha}, \Sigma_h)$, 定义 ω 的先验概率密度为 $\pi(\omega)$ 。给定数据 y , 从条件后验分布 $\pi(\beta, \alpha, h, \omega | y)$ 中产生样本。取样 β , α , h , 取样方法以 β 来做示范, 即从条件后验分布 $\pi(\beta | \alpha, h, \Sigma_{\beta}, y)$ 中抽取 β , 从条件后验分布 $\pi(\Sigma_{\beta} | \beta)$ 中抽取 Σ_{β} , α , h 同理。

(二) 数据选取与时变参数估计

本文选择 GDP 实际同比增长率表示产出变量, 记为 GDP 。通货膨胀率变量用前文中所合成的核心通货膨胀率作为代理变量。由于该数据为月度数据, 因此通过几何平均求出季度数据, 并记为 CIR 。选取广义货币($M2$) 增长率作为货币供给的代理变量, 并根据 $M2$ 的期末累计值计算出其月度环比增速, 再通过几何平均得到 $M2$ 季度增长率, 记为 $M2$ 。最后, 对于利率的选取, 本文借鉴了张小宇和刘金全^[22]所使用的方法, 选取银行间 7 天同业拆借加权平均利率作为名义利率变量, 并通过各月成交量加权平均取得季度数据, 记为 I 。数据样本区间为 1996 年第一季度至 2017 年第四季度, 数据均源自中经网统计数据库。

为了避免变量存在单位根现象而使得估计结果出现伪回归, 需要对各项数据进行 ADF 检验以保证结果有效。根据表 1 不难看出, GDP 、核心通货膨胀率、 $M2$ 与利率均通过 5% 的显著性检验, 表明各项指标不存在单位根, 数据可以用于 TVP-VAR 模型进行估计。

由于各变量的 ADF 检验平稳, 则可以根据上述指

标构建 TVP-VAR 模型。本文沿用 Nakajima^[23]的研究方法, 首先, 根据 AIC 检验、SC 检验与似然比统计量, 二阶滞后效应更为显著, 因此将模型滞后阶数设置为 2。其次, 采用 MCMC 算法进行估计, 模拟次数设为 20 000 次, 并对前 2 000 次的抽样样本进行预烧以避免初始样本不平稳的问题。模型的实证部分由 Matlab 完成, 其计算结果如表 2 所示。

表 1 变量的 ADF 检验

变量	t 统计量	P 值	结论
GDP	-4.146 244	0.001 0	平稳
CIR	-4.185 027	0.000 9	平稳
$M2$	-3.196 705	0.021 3	平稳
I	-4.038 182	0.001 4	平稳

表 2 参数的估计结果

参数	均值	标准差	95%置信区间	CD	无效因子
sb_1	0.297 6	0.082 0	[0.168 8, 0.485 0]	0.033	30.19
sb_2	0.234 3	0.081 0	[0.109 9, 0.427 5]	0.034	38.83
sa_1	0.042 0	0.043 9	[0.004 5, 0.104 6]	0.171	28.38
sa_2	0.006 0	0.002 2	[0.003 5, 0.011 4]	0.087	38.61
sh_1	0.119 4	0.060 1	[0.006 8, 0.257 0]	0.001	113.91
sh_2	0.137 4	0.061 2	[0.043 9, 0.283 5]	0.519	46.83

表 2 中对估计结果进行了详细的阐述。其中, 最后两项是用以检验 MCMC 过程的有效性, CD 统计量主要对其收敛路径进行评价而无效因子则对抽样过程中的异常样本进行统计。

CD 统计量的表达式见式(10):

$$CD = \frac{\bar{x}_0 - \bar{x}_1}{\sqrt{\hat{\sigma}_0^2/n_0 + \hat{\sigma}_1^2/n_1}}, \bar{x}_j = \frac{1}{n_j} \sum_{i=m_j}^{m_j+n_j-1} x^{(i)} \quad (10)$$

其中, m_j 为预烧次数; \bar{x}_j 为去除预烧数据后的样本均值; $\sqrt{\hat{\sigma}_0^2/n_0 + \hat{\sigma}_1^2/n_1}$ 为后验标准差。表 2 中各个参数估计结果中 CD 统计量最大值仅为 0.519, 远低于 5% 的临界值 1.96, 因此 10% 的预烧范围足以保证 MCMC 的模拟路径能够快速并且稳定收敛到高概率区间。

同时, 无效因子的表达式见式(11):

$$Inef = 1 + \sum_{s=1}^{B_m} \rho_s \quad (11)$$

其中, 对 500 期的抽样结果进行考察, 即 $B_m=500$, ρ_s 为 s 阶自相关系数。在设定范围内, 无效因子的数值越低, 说明抽样结果中滞后期信息量较低, 新信息占比更多, 从而保证估计结果的可靠性。表 2 中显示,

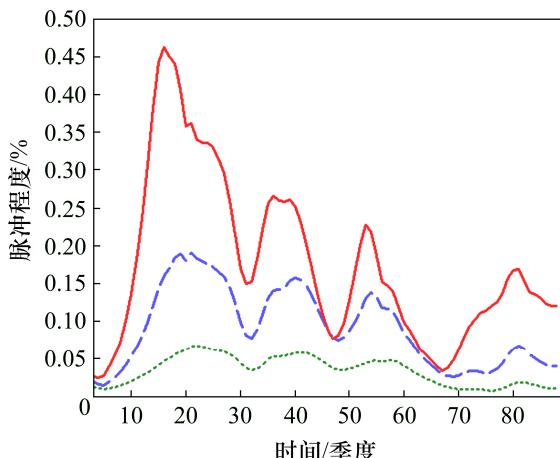
各项无效因子的最大值为 113.91, 且其他诸项的无效因子都小于 50, 这就验证了估计结果的可靠性。综上所述, TVP-VAR 模型参数的估计结果是有效且稳健的, 可以在该参数模型下进行动态分析。

(三) 核心通货膨胀与货币政策的动态分析

本文以货币供给与名义利率作为代理变量, 分析数量型货币政策与价格型货币政策对于核心通货膨胀率的调控效果, 从而明晰何种货币政策的调控效应更为有效。

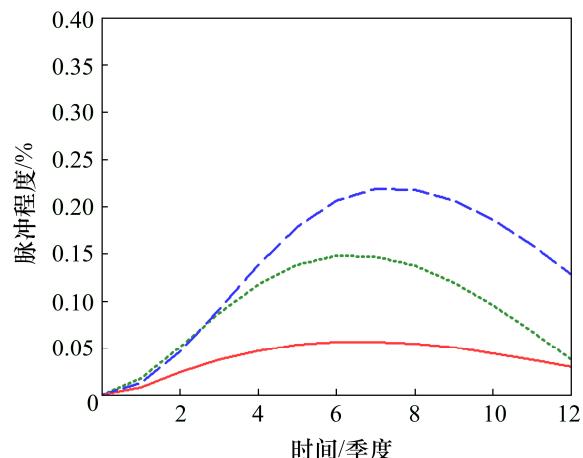
1. 数量型货币政策对核心通货膨胀率的调控效果分析

考虑到在 2008 年以前我国是以广义货币作为中介目标, 因此本文将检验货币数量中介对核心通货膨胀率调控的有效性。图 3 与图 4 分别为核心通货膨胀对 $M2$ 冲击的等间隔与时点脉冲响应图。为了检验在样本区间内核心通货膨胀率对货币政策调控的变异性特征, 本文利用等间隔脉冲考察了不同时点下核心通货膨胀率的动态特征。第一, 根据图 3 不难看出, 在正向 $M2$ 冲击下, 货币供给增加导致物价上涨, 进而使得核心通货膨胀率呈正向波动, 这符合货币数量理论。第二, 对比三个滞后期的脉冲曲线, 三条曲线并未在同一条水平线上, 这意味着数量型货币政策对核心通货膨胀的调控过程显现出时变特征。但是系数随时间变动未使得政策调控效果产生结构性转变, 而各变量在不同冲击下的传导路径与持续时间都具有相似趋势。第三, 各脉冲曲线都表现出波动态势的衰减形态, 这表明无论是长期、中期还是短期, 货币数量中介目标与最终目标之间的关联性均在减弱, 数量型货币政策的调控力度不断下降。这主要是因为随着我国金融市场的不断完善, 信贷派生效应也取得了长足的



注: 短虚线、长虚线与实线分别为 2 期滞后、4 期滞后和 8 期滞后

图 3 $M2$ 冲击的等间隔脉冲响应图



注: 短虚线、长虚线以及实线分别为 $t=42$, $t=52$, $t=76$ 的时点冲击

图 4 $M2$ 冲击的时点脉冲响应图

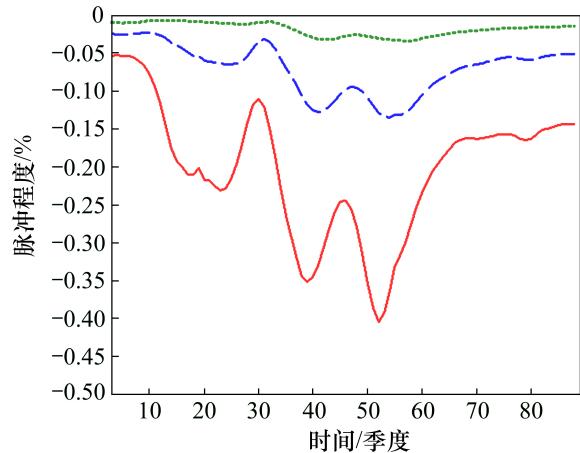
发展, 央行对于货币乘数的控制亦逐步弱化。同时影子银行在信贷总量中的份额有所提升, 使得部分信贷资金脱离央行资产负债表流动, 从而令央行对货币总量的调控能力呈现减弱态势。

观察各期滞后脉冲响应曲线的波动趋势, 总量调控后核心通货膨胀率偏离最显著的时点分别出现在第 20 期、第 40 期、第 55 期以及第 80 期左右, 其时变特征反映了我国自 1996 年至今经历的四轮通胀周期。从中不难看出, 货币政策的长期效应要大于中短期效应, 表明货币政策调控具有时滞性。同时, 2008 年国际金融危机以前广义货币供给对核心通货膨胀率的调控力度最为显著, 而自进入新常态时期后, 我国经济进入经济结构调整与升级的关键时期, 而货币总量调控的效果却在不断减弱。为了能够进一步检验在不同时点与宏观经济结构下货币政策的调控效果, 本文利用时点脉冲分析数量型货币政策调控的变异性, 选取 $t=42$ (2006 年第一季度)、 $t=53$ (2008 年第四季度)以及 $t=83$ (2016 年第二季度)分别表示经济软扩张时期、金融危机期间与新常态时期三个时间段, 以此分析与阐述我国数量型货币政策反应机制的结构性变动。根据图 4, 2008 年次贷危机发生前, $M2$ 对核心通货膨胀率具有显著的调控作用, 并且持续期表现出延长态势。在此期间我国总体信贷数量处于高水平, 从而能够促进消费需求增长, 提高市场流动性和维持核心通货膨胀围绕自然率小幅波动。而自进入新常态以来, 数量型货币政策对核心通货膨胀率的调控效果不断趋于缓和, 不再呈大起大落态势。这主要是因为, 自进入新常态以来, 我国宏观经济进入中高速发展时期, 一方面, 在保增速与稳杠杆之间的权衡取舍使得在低位区

间内货币政策调控空间有限; 另一方面, 一单位标准差的 $M2$ 增长对宏观经济的促进作用已然收效甚微。此外, 当前 $M2$ 的统计数据也表现出结构性变动, 信用货币在广义信贷中逐渐占据主体地位。但是, 信用货币未能流向实体经济, 反而在金融市场内空转并提高了金融机构的债务压力, 而核心通货膨胀率在 2% 左右徘徊表明实体经济缺乏资金动力, 信贷资金供求之间的结构性失调导致货币政策中介目标与最终目标之间脱节, 从而使得数量型货币政策呈现减弱趋势。而反观经济危机期间, 政府 4 万亿的刚需投资直接流入实体经济, 有效刺激实体经济经济增长, 而未在金融市场中沉淀堆积。同时, 2006 年伊始, 我国房地产行业飞速发展, 实体经济的信贷需求弹性较大, 固定资产投资将信贷资金从金融市场引入实体经济, 这一时期广义货币与核心通货膨胀率之间具有高度相关性, 因此数量型货币政策能够有效履行逆周期调控的职责。综上所述, 随着当前 $M2$ 内部结构的变动以及与最终目标之间关联性的弱化, 以数量型货币政策来调控实体经济中长期物价的变动态势是不合意的。如果仍继续推行数量型政策, 不仅不会达到预期逆周期调控效果, 还会使得信贷资金在银行等金融机构中冗余堆积, 一方面增加企业负债压力, 另一方面不能对实体经济实现长期有效的监督与调控。

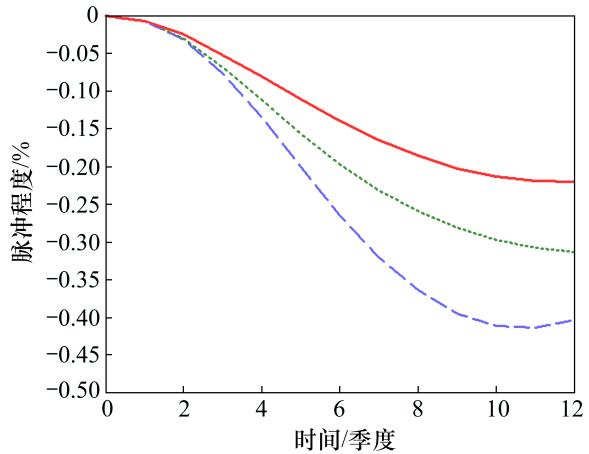
2. 价格型货币政策对核心通货膨胀率的调控效果分析

图 5 与图 6 分别显示了核心通货膨胀对利率冲击的等间隔脉冲响应函数及时点脉冲响应函数。第一, 与 $M2$ 相对比, 利率上升后, 企业信贷成本增加并降低信贷需求, 从而抑制核心通货膨胀率实现逆周期调控。这与预期结果保持一致, 表明价格型货币政策有效。第二, 图 5 中等间隔脉冲显示各个时点核心通货膨胀率的短期响应较为平缓, 表明短期内价格型货币政策较为稳健, 而在中长期根据时点波动较大, 表现出显著的时变特性。这意味着价格型货币政策实施后, 调控效果的时滞性更长。第三, 从总体趋势来看, 核心通货膨胀率的脉冲曲线呈凹状, 且右侧要高于左侧。这意味着, 利率与核心通货膨胀之间的调控机制正在逐步建立与完善, 同时调控方式由积极调控向稳健型货币政策转换。这是因为, 随着我国不断放松利率管制, 市场化的利率变动能够反映信贷资金的价格波动, 即信贷市场的供求信息, 从而为央行与经济个体提供判断宏观经济形势的重要指标。由于价格型调控直接作用于信贷资金成本, 相较于与最终目标脱节的货币总量控制, 利率调控在调控核心通货膨胀率时的效果更为显著。



注: 短虚线、长虚线与实线分别为 2 期滞后、4 期滞后和 8 期滞后

图 5 利率冲击的等间隔脉冲响应图



注: 短虚线, 长虚线以及实线分别为 $t=42$, $t=52$, $t=76$ 的时点冲击

图 6 利率冲击的时点脉冲响应图

为了进一步刻画利率调控对我国核心通货膨胀影响机制的时变特征, 在此继续引入时点脉冲响应函数进行讨论。与上节相同, 本文选取 $t=42$, $t=52$, $t=76$ 的时点, 即 2006 年第二季度、2008 年第四季度和 2014 年第三季度, 分别作为经济软扩张时期、金融危机时期以及新常态时期的代表性时点。图 6 中显示, 在金融危机期间, 利率对核心通货膨胀率的调控力度达到最大, 而进入新常态后价格型货币政策的调控效果更为稳健。但是对比图 4 中同时期的数量型货币政策, 不难看出当前利率的调控效果要优于广义货币。此外, 对比图 4 与图 6, 价格型货币政策的时滞性要大于数量型, 这是因为当前我国利率市场化虽然已取得阶段性胜利, 但是利率传导渠道仍未完善, 经济个体对利率的敏感程度也需进一步提升, 从而拉长了价格型货

币政策的持续期。改革开放以来,我国长期通过利率管制将借贷利率维持在较低水平,以实现投资驱动经济快速发展的国家战略,从而阻断了利率与通货膨胀率之间的传导渠道与调控机制。同时利率单边管制也阻塞了利率的传导渠道,进一步抑制了利率对核心通货膨胀率的调控作用。随着信贷供求决定的市场利率体系日益完善,利率与最终目标之间的关联性不断提升,利率传导渠道与货币政策调控效果也随之提高,亦提高了价格型货币政策的有效性。特别是在2007年左右,一方面,国内投资过热推高了资产价格,房地产与股票市场过度增长从而导致资产泡沫;另一方面,以猪肉为主的食品价格急剧上涨,使得通货膨胀率的波动性提高。为了抑制经济过热导致的价格上涨,央行连续6次加息,采取紧缩型措施有效抑制了核心通货膨胀。而在此期间我国名义利率长期处于低区位,最低达到1%左右,几近于零利率下界。在超低利率区间,利率调控表现出强刺激时期的边际效应,从而使得逆周期调控效果显著增强。但是长期保持低利率会造成信贷过度扩张,甚至会导致金融危机。因此回到常规区间后,为了一方面保证经济在中高速区间内稳定运行并兼顾稳杠杆,另一方面维持厂商与消费者对未来经济形势的良好预期,价格型货币政策趋于稳健性调控,从而保证经济的平稳运行并严守不发生系统性金融风险的底线。综上所述,随着我国利率市场化取得了阶段性胜利并且经济主体对利率变动更为敏感,以价格型货币政策调控核心通货膨胀率更为合意。

五、结论与政策建议

为了探究我国核心通货膨胀率与货币政策的关联机制,本文以核心通货膨胀指标、产出、货币供给与利率等数据为基础,针对数量型与价格型货币政策对宏观经济的调控效果进行分析,探究不同政策工具对我国核心通货膨胀率调控效果的时变性与有效性。本文得出以下结论:首先,剔除短期波动后的核心通货膨胀率能够突显物价的长期增长趋势,从而规避货币政策的过度调节,因此是货币政策调控的合意指标。其次,我国货币供给对于核心通货膨胀率的调控具有显著的时变特征,而且调控力度也随着经济环境的变化有着一定的演化。由于广义货币自身结构性变动以及信贷市场的供求结构错配,数量型政策目标与核心通货膨胀率之间的关联性不断降低,信贷总量调控的效果在样本区间内呈现波浪形衰减态势,表明数量型货币政策的有效性在不断减弱。最后,价格型货币政

策的短期调控效果较为稳健,但是在中长期区间突显时变性特征,并表现出较长的时滞性。随着我国利率管制的不断放松,一方面,市场化的利率能够有效反映信贷市场价格信息;另一方面,疏导了利率传导渠道,从而使得价格型政策工具与核心通货膨胀之间的关联性不断提升,表明价格型货币政策的有效性在不断攀升,并优于数量型货币政策。同时,为了兼顾经济高质量发展与不发生系统性金融风险的底线,目前我国不宜施行积极政策调控,而应采取稳健的货币政策来维持居民对未来经济的良好预期,从而将我国经济维持在中高速通道并进一步推行稳杠杆战略。

基于上述结论,本文提出如下政策建议:第一,根据当前我国实际经济情况正确施行价格型与数量型货币政策。正如本文所述,价格型货币政策与数量型货币政策在不同的经济环境下呈现各异的调控效果,应该根据具体经济环境选择相适应的调控方式。第二,防止过度调控。考虑到目前通货膨胀率与利率同时处于低位,实际利率逼近零利率边界,同时人民币汇率也受多方影响。在此期间实行宽松货币政策,可能会适得其反。因此在当前经济背景下,施行稳健的价格型货币政策更为有效。

参考文献:

- [1] ECKSTEIN O. Core inflation[M]. Englewood Cliffs: Prentice Hall, 1981.
- [2] BRYAN M F, CECCHETTI S G. The consumer price index as a measure of inflation[R]. National Bureau of Economic Research, 1993.
- [3] QUAH D, VAHEY S P. Measuring core inflation[J]. The Economic Journal, 1995, 105: 1130–1144.
- [4] ROMER D. Advanced macroeconomics[M]. Boston: McGraw-Hill, 1996.
- [5] ROGER S. Core inflation: concepts, uses and measurement[J]. Reserve Bank of New Zealand Discussion Paper No. G98/9, 1998.
- [6] CLARK T E. Comparing measures of core inflation[J]. Economic Review-Federal Reserve Bank of Kansas City, 2001, 86(2): 5–32.
- [7] 张延群. 中国核心通货膨胀率的度量及其货币政策涵义[J]. 金融研究, 2011(1): 64–72.
- [8] CRISTADORO R, FORN M, REICHLIN L, VERONESE G. A core inflation indicator for the euro area[J]. Journal of Money, Credit and Banking, 2005, 37(3): 539–560.
- [9] 肖强,司颖华. 基于DFM的中国核心通货膨胀率估计[J]. 统计与决策, 2013(18): 8–10.
- [10] BAGLIANO F C, MORANA C. A common trends model of UK

- core inflation[J]. *Empirical Economics*, 2003, 28(1): 157–172.
- [11] FRIEDMAN M. The role of monetary policy[J]. *American Economic Review*, 1968, 58(1): 1–17.
- [12] MCCALLUM B T. Inflation: theory and evidence[J]. *Handbook of monetary economics*, 1990, 2: 963–1012.
- [13] CROWDER W J. The long-run link between money growth and inflation[J]. *Economic Inquiry*, 1998, 36(2): 229–243.
- [14] TAYLOR J B. Discretion versus policy rules in practice[J]. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 1993, 39: 195–214.
- [15] WOODFORD M. Interest and prices: Foundations of a theory of monetary policy[M]. Princeton, N.J.: Princeton University Press, 2003.
- [16] KUIJS L. Monetary policy transmission mechanisms and inflation in Slovakia[M]. Washington, D.C.: International Monetary Fund, 2002.
- [17] 侯成琪, 龚六堂, 张维迎. 核心通货膨胀: 理论模型与经验分析[J]. *经济研究*, 2011, 46(2): 4–18.
- [18] 侯成琪, 龚六堂. 部门价格粘性的异质性与货币政策的传导[J]. *世界经济*, 2014 (7): 23–44.
- [19] 徐强, 陈华超. 基于波动性–持续性的中国核心 CPI 测算及其评估[J]. *数量经济技术经济研究*, 2017, 34(4): 92–109.
- [20] HODRICK R J, PRESCOTT E C. Postwar US business cycles: An empirical investigation[J]. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 1997, 29(1): 1–16.
- [21] PRIMICERI G E. Time varying structural vector autoregressions and monetary policy[J]. *The Review of Economic Studies*, 2005, 72(3): 821–852.
- [22] 刘金全, 张小宇. 时变参数“泰勒规则”在我国货币政策操作中的实证研究[J]. *管理世界*, 2012(7): 20–28.
- [23] JOUCHI NAKAJIMA. Time-varying parameter VAR model with stochastic volatility: An overview of methodology and empirical applications[J]. *Monetary and Economic Studies*, 2011, 29: 107–142.

Study on the correlation mechanism between core inflation and monetary policy in China

LIU Jinquan^{1,2}, LIU Ziyu², LIU Yue²

(1. Center for Quantitative Economics, Jilin University, Changchun 130012, China;
2. School of Business, Jilin University, Changchun 130012, China)

Abstract: Price stability has always been an important factor to consider when the government is formulating monetary policy. However, the current inflation indicators can not eliminate short-term fluctuations, and the central bank will misjudge the temporary price fluctuations as a long-term trend in the implementation of monetary policy, thus affecting the effect of policy regulation and public inflation expectations. In view of this, we use HP filtering to eliminate short-term fluctuations and get core inflation which can reflect long-term inflation trend. And through the construction of TVP-VAR model, we explore the effect of quantitative and price based monetary policy on core inflation. The results show that core inflation rate can effectively reflect the operation of the real economy activities and reduce the misjudgment of short-term fluctuations. With the deviation of M2 from the objective goal and the continuous promotion of interest rate marketization, the intensity of price-based monetary policy is better than that of quantitative monetary policy. Thus, the central bank should measure the actual characteristics and trends of China's price level through core inflation, and ensure the smooth operation of macro-economy through robust price adjustment.

Key Words: core inflation; monetary policy; HP filter; TVP-VAR

[编辑: 谭晓萍]