

□数量经济理论及应用

金融危机后期的新凯恩斯菲利普斯曲线估计与经济政策启示

刘金全 姜梅华

[摘要] 菲利普斯曲线机制对判断宏观经济形势和制定经济政策具有重要影响。我们利用 GMM 估计对我国的新凯恩斯菲利普斯曲线进行了经验分析, 检验结果表明我国存在“产出一价格”关系类型的菲利普斯曲线形式。通货膨胀率不仅与通货膨胀预期和实际产出缺口有关, 而且具有一定的持续性。因此我们在应对加速通货膨胀时, 需要加强通货膨胀预期管理和保持经济持续稳定增长。

[关键词] 通货膨胀预期; 实际产出缺口; 状态空间模型; 新凯恩斯菲利普斯曲线

[基金项目] 国家社会科学基金重大项目 (10ZD&006); 国家自然科学基金项目 (70971055)

[收稿日期] 2010-12-20

[作者简介] 刘金全, 吉林大学数量经济研究中心教授, 商学院院长, 经济学博士。(长春 130012)

一、引言

具有价格粘性的菲利普斯曲线一直是经济形势判断和经济政策分析的重要工具。虽然关于菲利普斯曲线产生了很多争议, 但它对解释经济周期波动以及描述经济政策作用机制方面仍然具有重要作用。从上个世纪 80 年代中期开始, 以新凯恩斯主义理论为基础的新凯恩斯菲利普斯曲线开始备受关注。新凯恩斯菲利普斯曲线认为, 经济在短期内存在通货膨胀率与失业率之间的替代关系, 但长期内这种替代关系将逐渐消失。通货膨胀率与失业率之间短期替代关系的存在是因为存在名义价格和名义工资粘性, 于是名义调整粘性构成了新凯恩斯菲利普斯曲线机制成立的前提条件。

新凯恩斯菲利普斯曲线大致分为早期以产出缺口为基础的模型和近期以单位劳动成本为基础的模型。Taylor 提出了交错调整价格理论, 该理论假设存在名义工资粘性, 而粘性的来源在于每个时期只有一半工资合同重新制定, 而另一半工资合同无法调整。^[1]在此基础上, Calvo 给出了对应的菲利普斯曲线模型。^[2]虽然该模型较好地反映了理性预期和价格粘性, 但它无法解释货币政策对通货膨胀和失业所产生的动态效应。Fuhre 和 Moore 对这个模型进行了改进, 构造了前向预期和后向预期相结合的混合型菲利普斯曲线, 该模型的主要进展是可以解释通货膨胀的持续性。^[3]当前被广泛使用的新凯恩斯菲利普斯曲线则是 Calvo 和 Gertler 提出的基于单位劳动成本的前

向和混合型菲利普斯曲线,由于该模型同时引入了前瞻型和后顾型的通货膨胀预期方式,因此该模型不仅能够解释通货膨胀过程的持续性,而且能为货币政策起到中介传导作用,该模型成为目前在实证分析中广泛应用的菲利普斯曲线形式。^[4]

中国自1978年以来,价格形成机制逐步实现了市场化,经济运行既经历了较严重的通货膨胀阶段,也有短暂的通货紧缩阶段。菲利普斯曲线作为研究通货膨胀率与产出增长率、失业率之间关系的重要理论模型,自然备受我国学者的关注。刘树成与赵博、雍家胜比较全面地考察了“经济增长率—通货膨胀率”之间的统计关系,及他们在中国若干次经济波动过程中呈现出的不同形态。^[5-6]范从来估计了1953—1998年间的中国菲利普斯曲线,认为菲利普斯曲线机制是显著存在的。^[7]刘金全等详细考察了在不同经济周期状态下“产出增长率—通货膨胀率”二者之间的动态反应关系,发现了通货膨胀率与经济增长率之间的显著影响关系。^[8]钱宥妮、赵留彦利用卡尔曼滤波方法估计得到产出缺口序列,实证检验了新凯恩斯菲利普斯曲线在中国的适应性问题。^[9-10]在开放经济条件下,一些学者也开始尝试将汇率因素引入新凯恩斯菲利普斯模型中。Scheibe和Vines检验了基于产出缺口的前瞻型和后顾型新凯恩斯菲利普斯曲线,检验结果发现产出缺口、汇率和通货膨胀预期都对中国的通货膨胀过程具有显著影响。^[11]

在菲利普斯曲线的理论和实证研究中,实际产出缺口和通货膨胀预期都起到了十分重要的作用。上述研究大都对产出缺口和通货膨胀预期分别进行估计和检验,由此可能导致两者之间缺乏关联性。为此,我们在本文中利用双变量卡尔曼滤波方法同时估计出实际产出缺口和通货膨胀预期,并利用GMM方法对前瞻型和后顾型混合的新凯恩斯菲利普斯曲线进行估计,如此估计方法和模型设计更能符合我国通货膨胀过程的形成机制,从而为评价和制定经济政策提供参考依据。

二、通货膨胀预期、产出缺口和新凯恩斯菲利普斯曲线机制

我们在新凯恩斯菲利普斯曲线理论模型框架下进行估计和检验,因此首先介绍新凯恩斯菲利普斯曲线理论模型。Calvo假设企业无法连续地调整价格,而只是在获得某种价格调整信息时才调整价格,并且当调整价格时,每个企业都会考虑到其他企业的定价,这样的价格变化过程就可能产生整体价格水平的粘性。^[2]假定价格调整信息的产生服从外生的泊松过程,由于信息产生是随机的,所以对单个企业而言,价格调整的时间间隔也是随机的。假设 π_t 是通货膨胀率序列,根据Rotemberg的方法^[12]可以推得:

$$\pi_t = \tilde{\pi}_{t+1} + \gamma y_t^c + \varepsilon_t \quad (1)$$

其中 $\tilde{\pi}_{t+1}$ 是对 $t+1$ 时期的通货膨胀预期, y_t^c 是实际产出缺口,参数 γ 是实际产出缺口的乘数,表示实际产出波动对通货膨胀率的边际影响, ε_t 是作用在当期通货膨胀率上的随机扰动。

方程(1)是新凯恩斯菲利普斯曲线的典型设定形式,该方程类似于Phelps附加预期的菲利普斯曲线^[13]。不过与传统菲利普斯曲线的区别在于,新凯恩斯主义菲利普斯曲线模型中的价格具有粘性,而且预期方式为理性预期。

经验分析中常采用两种方法估算通货膨胀预期。一是采用调查数据方法,如Roberts^[14],这种方法的缺点是数据的可靠性受到普遍质疑。二是以通货膨胀的过去值作为通货膨胀预期的代理变量,虽然通货膨胀的过去值与通货膨胀预期具有本质区别,但在不发生货币政策及其他突变的情况下,用通货膨胀率若干期滞后值替代通货膨胀预期也是一种可行的近似方法,为此,我们假设通货膨胀预期过程满足随机游动性质^①:

① 通货膨胀预期可能为更一般的I(1)或I(2)非平稳过程,这里为估计模型方便采用随机游动过程。

$$\tilde{\pi}_{t+1} = \tilde{\pi}_t + v_t, v_t \sim \text{i.i.d. } N(0, \sigma_v^2) \quad (2)$$

对方程(1)中的实际产出缺口,通常是利用生产函数来进行估计。自Watson和Clark提出单变量非观测成分模型^[15-16]后,人们开始使用该模型来估计产出缺口。我们将通过新凯恩斯菲利普斯曲线的设定,将Clark单变量方法扩展为包含季度产出序列和通货膨胀率序列的双变量模型,并通过卡尔曼滤波方法分离出每个序列中的短期波动成分和长期趋势成分。这样就可以在一个模型框架下同时估计出潜在产出与通货膨胀预期,从而避免单独估计出现的相关性问题。

为了分离潜在产出和产出缺口,我们假定对数实际产出序列 y 服从如下非观测成分模型:

$$y = \bar{y}_t + y_t^c \quad (3)$$

$$\bar{y}_t = c + \bar{y}_{t-1} + \varepsilon_{1t}, \varepsilon_{1t} \sim \text{i.i.d. } N(0, \sigma_1^2) \quad (4)$$

$$y_t^c = \phi_1 y_{t-1}^c + \phi_2 y_{t-2}^c + \varepsilon_{2t}, \varepsilon_{2t} \sim \text{i.i.d. } N(0, \sigma_2^2) \quad (5)$$

方程(3)将 t 期的对数实际产出分解为两个部分,潜在产出 $\bar{y}_t$ 和周期成分 y_t^c 。进一步假设方程(4)中的非平稳潜在产出成分为含有漂移的随机游动过程,其中漂移项为常数 c 。当残差 ε_{1t} 的方差很小时,潜在产出主要由漂移项 c 决定,此时实际产出的动态性质更多地归因于周期成分。极端地,如果 $\sigma_1 = 0$,则趋势成分为确定的线性趋势。反过来,如果 σ_1 较大而 y^c 的变动相对较小,则实际产出的波动更多地归因于潜在长期趋势的变化,而不是短期的周期性波动。方程(5)以二阶自回归的形式描述了周期成分的波动特征,表示周期成分的有界波动性。

将上述模型写为如下状态空间形式并进行极大似然估计:

$$\begin{pmatrix} y_t \\ \pi_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0 & 1 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \gamma & 0 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} c \\ \bar{y}_t \\ y_t^c \\ y_{t-1}^c \\ \tilde{\pi}_{t+1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 0 \\ \varepsilon_t \end{pmatrix} \quad (6)$$

方程(6)为双变量形式的观测方程,或者简记作矩阵形式:

$$\mathbf{x}_t = \mathbf{H}\xi_t + \mathbf{u}_t$$

状态方程可写为:

$$\begin{pmatrix} c \\ \bar{y}_t \\ y_t^c \\ y_{t-1}^c \\ \tilde{\pi}_{t+1} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \phi_1 & \phi_2 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} c \\ \bar{y}_{t-1} \\ y_{t-1}^c \\ y_{t-2}^c \\ \tilde{\pi}_t \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 0 \\ \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ 0 \\ v_t \end{pmatrix} \quad (7)$$

或者简记作矩阵形式:

$$\xi_t = \mathbf{F}\xi_{t-1} + \mathbf{v}_t$$

其中 ξ_t 称为状态向量。为简化似然估计,假设模型中的残差序列均服从正态分布。记观测方程和状态方程的协方差矩阵分别为 $\mathbf{R}$ 和 $\mathbf{Q}$ 。

$$E(u_t u_t') = \mathbf{R} = \begin{pmatrix} 0 & 0 \\ 0 & \sigma_\varepsilon^2 \end{pmatrix}, E(v_t v_t') = \mathbf{Q} = \begin{pmatrix} 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_1^2 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_2^2 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \sigma_v^2 \end{pmatrix} \quad (8)$$

新凯恩斯菲利普斯曲线强调微观基础和名义粘性,因此需要使用比年度数据频率更高的季度数据。此外,年度数据跨度较大,无法避免卢卡斯批判——政策环境变化和模型结构变化导致参数估计失灵的问题。另外,如果采用月度数据也不合适,月度数据受季节影响很大,另外频度较高易造成模型参数不稳定。因此,遵照通常菲利普斯曲线的研究经验,本文采用季度数据来进行模型估计和检验,时间跨度为1992年第1季度至2010年第3季度。基于上述模型假设,我们需要的数据包括:通货膨胀率,实际产出缺口,通货膨胀预期,实际产出序列。本文定义的通货膨胀率是价格水平的对数差分值,因此我们采用居民消费价格指数的环比来度量通货膨胀率。由于我国只发布了居民消费价格指数的月度环比数据,因此将每个季度内三个月环比数据连乘即得到了季度环比数据。另外,我国从2001年开始公布居民消费价格环比数据,通过1992年到2001年居民消费价格同比数据及2001年月度环比数据可以推导出1992年到2001年月度环比数据,然后转化为季度数据。环比数据受季度影响较大,因此进行季节调整。由于我国GDP平减数据为年度数据,因此本文选取居民消费价格指数作为定基比指数,将名义GDP转化为以1992年第1季度为基期的实际GDP,季节调整后取自然对数进行实证分析。产出缺口设定为实际产出偏离潜在产出的百分比,表示为对数实际产出与对数潜在产出之差。

模型(3)一(5)的参数估计见表1。表中的估计结果表明,潜在GDP的季度增长趋势估计值为2.1%,折算成年度增长率则为8.4%,这是潜在增长率或自然增长率的体现。GDP周期成分的标准差为0.13%,这表明近年来我国经济波动趋于平稳,波动率在进一步降低。

表1 状态空间模型参数估计

系数	估计值	标准差	Z-统计量	P值
c	0.021 ***	0.0071	2.9577	0.0027
ϕ_1	1.2562 ***	0.0384	32.7135	0.0000
ϕ_2	-0.3607 ***	0.0072	-50.0972	0.0000
γ	2.3401 ***	0.0185	126.4918	0.0000
σ_ε	5.83×10^{-3} ***	7.10×10^{-4}	8.2112	0.0000
σ_v	2.33×10^{-3} *	1.28×10^{-4}	1.82032	0.0833
σ_1	3.47×10^{-3} ***	6.53×10^{-4}	5.3139	0.0000
σ_2	1.26×10^{-3} ***	2.20×10^{-4}	5.7272	0.0000

注: *、**、***分别表示在10%、5%和1%的置信水平下显著,下同。

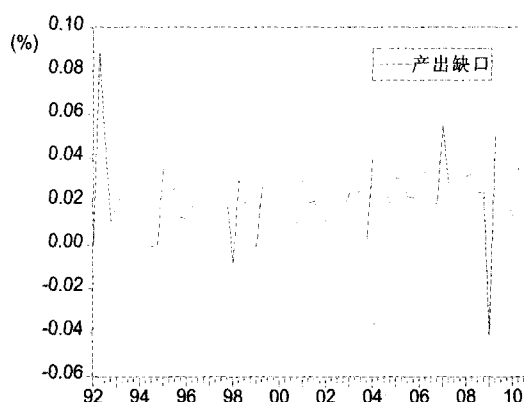


图1 实际产出缺口的时间路径

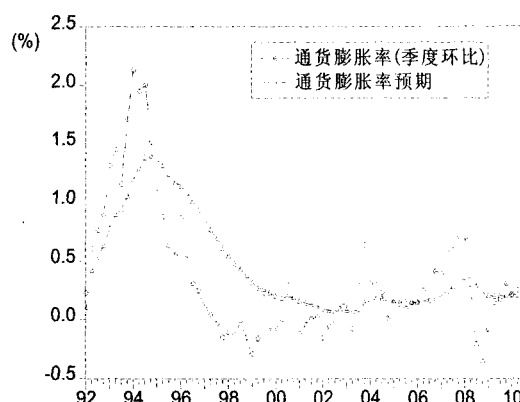


图2 通货膨胀与通货膨胀预期的平滑推断

图1给出了利用卡尔曼滤波平滑算法估计的实际产出缺口的变化路径,其中2007年爆发的金融危机对增长率的负面影响是显著的。图2给出了根据平滑算法估计的通货膨胀率与通货膨胀预期的估计路径,从中可以看出我国通货膨胀变化的基本态势。

三、新凯恩斯菲利普斯曲线的经验分析和计量检验

虽然我们已经在上述状态空间模型中估计了方程(1)形式的菲利普斯曲线机制,但是该曲线是前瞻型的,我们需要进一步估计和检验具有向后预期的混合型菲利普斯曲线模型。新凯恩斯菲利普斯曲线的市场环境是垄断竞争,因此在价格设定中存在合同的交叠调整,而调整合同的依据则有前瞻和后顾的,因此导致菲利普斯曲线中通货膨胀率的变化也受到前瞻型和后顾型预期的影响。为此,假设每个时期企业调整价格的概率为 $(1-\theta)$,同时假设前瞻型企业和后顾型企业的比例分别为 $(1-\omega)$ 和 ω 。于是,我们可以得到混合型的新凯恩斯菲利普斯曲线^[4]:

$$\begin{aligned}\pi_t &= \lambda MC_t + \gamma_f \tilde{\pi}_{t+1} + \gamma_b \pi_{t-1} \\ \lambda &= (1-\omega)(1-\theta)(1-\beta\theta)\phi^{-1} \\ \gamma_f &= \beta\theta\phi^{-1} \\ \phi^{-1} &= \theta + \omega[1-\theta(1-\beta)] \\ \gamma_b &= \omega\phi^{-1}\end{aligned}\quad (9)$$

其中, $\tilde{\pi}_{t+1}$ 表示通货膨胀预期, π_t 表示通货膨胀率, MC_t 表示边际成本与其稳态值的偏离, β 表示贴现率, λ , γ_f , γ_b 表示估计参数。其中企业的边际成本与实际产出缺口的关系为:

$$\begin{aligned}MC_t &= \eta_t y_t^c \\ \text{令 } \hat{\lambda} &= \lambda\eta_t, \text{ 根据方程(9)可以得到标准形式的新凯恩斯菲利普斯曲线模型为:} \\ \pi_t &= \hat{\lambda} y_t^c + \gamma_f \tilde{\pi}_{t+1} + \gamma_b \pi_{t-1}\end{aligned}\quad (10)$$

我们需要注意到,上述菲利普斯曲线模型认为,产出缺口是边际成本,也就是企业产品价格是更为重要的决定因素,这意味着劳动力工资对通货膨胀的拉动作用有限,这种情形更适用于需求不足的市场情形,因此上述具有产出缺口的菲利普斯曲线机制更适用于我国目前的经济情形。

由于方程(10)涉及不同时间点的变量关系,因此容易出现随机误差与解释变量之间的相关性,于是该模型利用普通最小二乘估计缺乏有效性,因此我们考虑使用GMM估计。为此我们选取的工具变量是: y_{t-1}^c , $\Delta\tilde{\pi}_{t-1}$, π_{t-1} , π_{t-2} 。通货膨胀预期和产出缺口是不可观测的状态变量,我们已经利用卡尔曼滤波平滑算法将它们估计出来。

对模型(10)进行GMM估计,按照Andrews基于J统计量的向下检验过程^[17],充分考虑过度识别问题进行具体选择。为了获取稳健的GMM估计量,我们选择HAC型权重矩阵,在核函数的选择上,选择二次函数使得其更加平稳且不截断。要获得核函数的优良性质,带宽的选择至关重要,此处我们采用Andrews构建的基于数据本身特征的带宽选择方法。^[18]

混合型新凯恩斯菲利普斯模型(10)中的各个系数估计结果由表2给出。从表2的估计结果中可以发现:产出缺口的系数估计为2.25,在5%显著水平上对通货膨胀率具有显著影响,这说明我国经济增长过程存在显著的通货膨胀—产出缺口形式的菲利普斯曲线关系,经济增长加速带动通货膨胀加剧,这意味着高增长过程中蕴藏着高通货膨胀风险。前瞻型通货膨胀预期的系数 γ_f 估计为1.26,后顾型通货膨胀率的系数 γ_b 估计为0.86,且都在1%的显著水平上通过检验。这说明我国通货膨胀过程既受到了通货膨胀预期影响,又受到已经实现的通货膨胀状态影响,从系数对比上看,前瞻型行为的作用要大于后顾型行为的作用,因此加强通货膨胀预期管理显得更

为重要。

表 2 混合型新凯恩斯菲利普斯曲线的 GMM 估计

系数	估计值	标准差	T -统计量	P 值
λ	2.25 **	1.1146	2.0224	0.0470
γ_f	1.26 ***	0.3588	3.5329	0.0007
γ_b	0.86 ***	0.0542	16.040	0.0000
工具变量: $y_{t-1}^c, \Delta\pi_{t-1}, \pi_{t-1}, \pi_{t-2}$ 调整 $R^2 = 0.89, J$ 检验 = 0.01, $D.W. = 1.92$				

为了检验模型效果,图 3 给出了模型拟合值与通货膨胀率实际值的对比。通过时间轨迹的对比可知混合型菲利普斯曲线模型估计的通货膨胀率能够比较好地拟合以 CPI 衡量的通货膨胀率。这进一步说明了混合型新凯恩斯菲利普斯曲线在我国经济运行中具有一定的适用性。

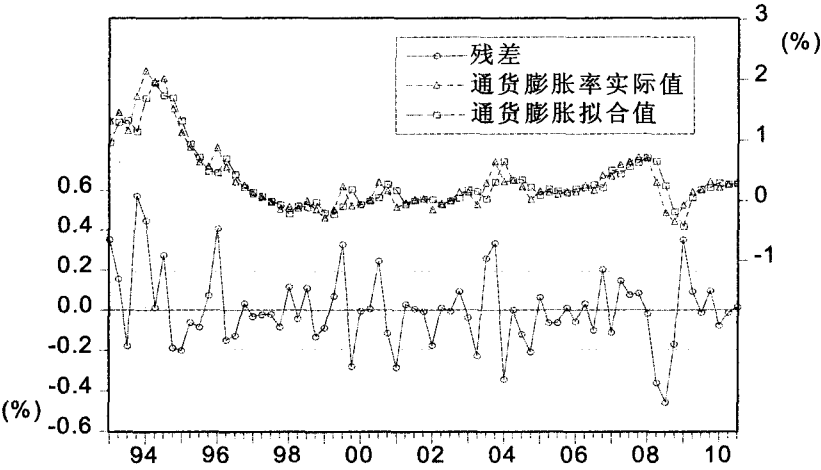


图 3 模型拟合值与通货膨胀率实际值的对比

在 GMM 估计中,估计结果对工具变量的选择非常敏感,因此工具变量的选择至关重要。为考察模型估计结果的稳健性,我们选取了不同的工具变量以考察和对比参数估计结果。进一步检验发现,模型估计的结论基本是一致的,而且估计系数的变化幅度不大,这说明 GMM 估计确实适用于混合型新凯恩斯菲利普斯曲线模型的参数估计与检验。

四、基本结论和经济政策启示

从 1996 年我国经济实现“软着陆”以后,我国的价格水平在一个温和区域内变化,但在 2007 年金融危机爆发前夕和 2010 年以来的后金融危机时期,我国的通货膨胀出现了两次加速上升的趋势,为此国家采取了一系列宏观调控措施,并收到了显著效果。但是,如何寻找通货膨胀加速的成因和管理通货膨胀预期,则是近一个时期经济政策操作和宏观经济管理的重大问题。本文以我国实际产出增长率和通货膨胀率为研究对象,在状态空间转移模型中,利用卡尔曼滤波获得了我国通货膨胀率预期、实际产出缺口的同时估计,然后利用 GMM 方法对混合型的新凯恩斯菲利普斯曲线进行了估计和检验,我们获得了以下重要结论和经济政策启示:

首先,我们认为在我国经济运行中存在显著的“产出一价格”类型的新凯恩斯菲利普斯曲线关系,由此产出缺口对通货膨胀率具有显著的正向影响,这说明随着经济增长速度的提高,将

导致通货膨胀压力增加,形成经济加速向价格上升的正向传导。如此类型的菲利普斯曲线关系为宏观经济调控目标选择制造了一定的困难,经济政策制定者需要在保持增长和稳定价格之间做出选择,如果要想继续保持快速经济增长,则势必加大通货膨胀压力,继而导致生产成本的上升,导致工资和价格粘性减弱,这又加大了菲利普斯曲线机制中的调整速度,进而出现通货膨胀加剧和攀升的局面;如果要以稳定价格为主要政策目标,则势必导致经济增长速度有所降低,形成负的产出缺口,这将有助于减缓通货膨胀压力,进而保持价格在短期内出现回落。因此,仅就我国目前的经济运行态势而言,经济增长速度已经处于均衡水平以上,已经出现了正的产出缺口,因此有必要适当降低增长速度,从供给角度减缓价格水平的上升压力,如此宏观调控措施有助于当前通货膨胀治理和经济长期稳定。

其次,在混合型新凯恩斯菲利普斯曲线的估计中,我们发现通货膨胀预期对当期通货膨胀的实现具有显著影响,并且影响的弹性程度达到了1.26,这意味着在其他情况不变的条件下,如果通货膨胀预期上升1个百分点,将导致当前通货膨胀率上升1.26个百分点。这种通货膨胀率变化的扩散型动态机制对通货膨胀管理来说是十分不利的,这说明我国价格水平变化过程中存在显著的“跟涨”和“起哄”行为,一些产品价格的变化并不是因为供给缺口和成本上涨导致的,而是受到涨价预期导致的。通货膨胀率相对于通货膨胀预期变化的敏感性表明,在我国进行通货膨胀预期管理是十分必要的,一定要在通货膨胀预期源头上采取各种有效措施,例如严令禁止在通货膨胀压力增大的时候出现各种价格上调信息,严格控制各种价格上涨信息的披露,坚决打击主要生活用品,特别是农产品的价格炒作行为。只有对通货膨胀预期形成有效管制,才能够落实各种通货膨胀治理措施,才能够有效防止恶性通货膨胀的发生。

再次,我们在混合型新凯恩斯菲利普斯曲线的估计中还发现,已经实现的通货膨胀对当期通货膨胀水平也具有显著影响,虽然该影响系数为0.86,但也足以表明我国通货膨胀过程具有一定的持续性,因为当期价格水平变化中的86%将传导到下一个阶段,并在再下一阶段仍然有73%的影响程度。因此,我们曾经采取的治理通货膨胀措施一定要有效果,否则一旦形成通货膨胀难以治理的预期,则很难在短期内减轻通货膨胀压力并促使价格水平达到稳定。从这一点上说,我国在治理通货膨胀过程中积累了相当丰富的经验,也获得过经济“软着陆”和“软扩张”的成功,但是由于通货膨胀过程的持续性,我们仍然需要对治理通货膨胀给予高度重视,一定要从通货膨胀滞后影响和通货膨胀预期管理上双重兼顾,既要减少通货膨胀快速攀升的历史次数,又要树立政府治理通货膨胀的决心和业绩上的优良信誉,这样才能够借助菲利普斯曲线的作用机制,有效地实施产出和价格的双重管理。

总之,我们通过混合型新凯恩斯菲利普斯曲线机制的检验和分析,获得了我国通货膨胀率动态变化过程的一些重要特征。通货膨胀过程是十分复杂的,我们基于价格粘性和边际成本角度的“产出一价格”关联性分析只能揭示价格水平变化的部分成因。目前我国经济运行中又出现了新一轮通货膨胀上升过程,我们必须对治理通货膨胀给予高度重视,只有保持价格水平的基本稳定,才能够实际提高社会福利水平,才能够真正得到经济增长带来的真实收益。

[参考文献]

- [1] Taylor J B. Aggregate dynamics and staggered contracts, *Journal of Political Economy*, 1980, 88: 1-23.
- [2] Calvo G. Staggered prices in a utility maximizing framework, *Journal of Monetary Economics*, 1983, 12 (3): 383-398.
- [3] Fuhrer J C, Moore G R. Inflation persistence, *Quarterly Journal of Economics*, 1995, 109: 127-159.
- [4] Gali J, Gertler M. Inflation dynamics: a structural econometric analysis, *Journal of Monetary Economics*, 1999, 44: 195-222.

- [5] 刘树成:《论中国的菲利普斯曲线》,《管理世界》,1997年6期。
- [6] 赵博、雍家胜:《菲利普斯曲线研究在中国的实证检验》,《管理世界》,2004年9期。
- [7] 范从来:《菲利普斯曲线与我国现阶段的货币政策目标》,《管理世界》,2000年6期。
- [8] 刘金全、金春雨、郑挺国:《中国菲利普斯曲线的动态性与通货膨胀率预期的轨迹——基于状态空间区制转移模型的研究》,《世界经济》,2006年6期。
- [9] 钱宥妮:《菲利普斯曲线在中国经济中的实证研究——基于产出缺口的分析》,《财经研究》,2005年6期。
- [10] 赵留彦:《中国核心通胀率与产出缺口经验分析》,《经济学》,2006年4期。
- [11] Scheibe J, Vines D. A Phillips curve for China, *CAMA Working Paper*, 2005.
- [12] Rotemberg J J. Sticky prices in the United States, *Journal of Political Economy*, 1982, 60: 1187 - 1211.
- [13] Phelps E S. Phillips curves, expectations of inflation and optimal unemployment over time, *Economica*, 1967, 34 (3): 254 - 281.
- [14] Roberts J M. New Keynesian economics and the Phillips curve, *Journal of Money, Credit, and Banking*, 1995, 27 (4): 976 - 984.
- [15] Watson M W. Univariate detrending methods with stochastic trend, *Journal of Monetary Economics*, 1986, 18 (1): 49 - 75.
- [16] Clark P K. The Cyclical Component of U. S. Economic Activity, *Quarterly Journal of Economics*, 1987, 102 (4): 797 - 814.
- [17] Andrews D W K. Consistent moment selection procedures for generalized method of moments estimation, *Econometrica*, 1999, 67 (3): 543 - 564.
- [18] Andrews D W K. Heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix estimation, *Econometrica*, 1991, 59 (3): 817 - 858.

[责任编辑: 赵东奎]