

预期、混合菲利普斯曲线与中国通货膨胀动态特征

田 涛

(武汉大学 经济与管理学院,湖北 武汉 430072)

[摘要]将货币因素与输入性因素(如汇率、国际石油价格等)引入新凯恩斯混合菲利普斯曲线框架构建高阶滞后的混合菲利普斯曲线模型,并利用1995年第1季度至2013年第2季度的数据进行实证分析,结果显示:总需求变化对我国通货膨胀率的影响很小,而货币因素与输入性因素(如汇率以及国际大宗商品价格变化)成为影响我国通货膨胀率的重要因素;我国通货膨胀主要受到前瞻性预期的影响,而通胀惯性对通货膨胀水平的影响不大;相对而言,货币因素对我国通货膨胀具有最重要的影响。

[关键词]通货膨胀预期;混合菲利普斯曲线;通货膨胀动态特征;新凯恩斯主义;货币政策

[中图分类号]F820.5 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1672-8750(2014)01-0038-08

一、引言

通货膨胀是宏观经济研究中最重要的问题之一,总产出、就业、消费等诸多宏观经济问题的研究都与之息息相关。因此,将通货膨胀率控制在合理的范围之内成为宏观经济政策的重要目标。2007年以后,为了抵御全球金融危机给国内经济带来的冲击,以美国为代表的发达国家纷纷实施了量化宽松的货币政策,导致全球大宗商品价格上涨,全球通货膨胀压力剧增。因此,研究通货膨胀的动态理论并据以制定合理的反通胀政策成为各国央行的首要任务。实际上,对于货币政策的制定者与决策层来说,具有针对性、一致性以及灵活性的货币政策必须建立在准确把握通货膨胀动态机制的基础上。从某种程度上说,正是因为通货膨胀的动态机制在货币政策中发挥着重要作用,通货膨胀理论才得以发展,而作为描述通货膨胀动态特征、反映通胀与产出之间关系的菲利普斯曲线(Philips curve),其存在性以及适应性将直接影响到反通胀货币政策的有效性。因此,对我国通货膨胀的动态特征进行理论与实证分析从而认识菲利普斯曲线与通货膨胀的关系,可以为政府有效调整和运用货币政策提供参考。

二、文献综述

菲利普斯曲线描述了通胀与产出缺口之间短期动态关系,是新凯恩斯主义基准模型的一个基本方程,是研究通货膨胀问题的主要工具。1958年Philips利用英国的数据进行研究,发现失业率与货币工资增长率之间存在稳定的负向关系^[1]。1960年Samuelson和Solow则将这一发现进一步发展,提出了失业率与通货膨胀率之间存在替代关系的结论,为政府干预经济提供了理论支撑^[2]。然而,由于早期菲利普斯曲线没有考虑预期对经济主体的影响,因此受到理性预期学派为代表的自由主义经济学家的批评。为了应对“卢卡斯批评”,新凯恩斯主义者将公众预期附加到传统的菲利普斯曲线中,得到了新凯恩斯菲利普斯曲线(New Keynesian Philips Curve, NKPC),以反驳“货币政策无效”的观点。

[收稿日期]2013-09-28

[基金项目]国家自然科学基金面上项目(71273200)

[作者简介]田涛(1979—),男,湖北咸宁人,武汉大学经济与管理学院博士生,湖北科技学院经济与管理学院讲师,主要研究方向为国际金融与国际宏观经济学。

新凯恩斯主义者认为,虽然公众存在理性预期,但是由于工资和价格甚至信息的获得都会存在黏性与摩擦,市场无法持续出清,因此,名义总需求变动存在短期非中性,产出与通胀之间存在交替关系。在传统的菲利普斯曲线中引入通胀预期有两种方式:一种是适应性预期(或者称之为后顾性预期),即公众利用历史价格信息集来预期当前通胀率,表示为 $E_{t-1}\pi_t$;另外一种为理性预期(或者前瞻性预期),是指公众利用当前和未来的信息集来预期通胀率,用 $E_t\pi_{t+1}$ 表示。由此可以看出,不同的预期方式所使用的信息集不相同,得到的菲利普斯曲线及结论也完全不一样。近期研究则试图将两种预期方式同时引入菲利普斯曲线,得到的菲利普斯曲线被称为混合菲利普斯曲线(Hybrids New Keynesian Philips Curve, HNKPC),代表性的研究包括 Galí 和 Gertler 的研究^[3]、Mankiw 和 Reis 的研究^[4]以及 Dupor 和 Tsuruga 的研究^[5]。HNKPC 由于同时考虑了前瞻性预期与后顾性预期,因此相对而言更加贴近现实。

改革开放以后,中国对价格的管制逐步放松,到目前为止已经历了多个通货膨胀阶段以及通货紧缩阶段。由于新凯恩斯菲利普斯曲线强调了通胀预期以及总供给对通货膨胀的影响,能较好地解释通货膨胀与失业、产出的关系,因此受到了国内学者的广泛重视。国内学者以 NKPC 模型为理论基础建立计量经济学模型,并结合中国的宏观经济数据对中国的菲利普斯曲线的存在性及其特点进行了研究。如曾利飞等使用中国的数据对中国新凯恩斯混合菲利普斯曲线进行了估计^[6]。陈彦斌在 Gertler 的 HNKPC 模型基础上,提出了包含通胀惯性、理性预期、需求拉动与成本推动的四因素 NKPC 模型^[7]。郭凯等推导了包含高阶滞后的混合菲利普斯曲线并使用 GMM 方法进行了估计^[8]。

综上所述,在研究与推导不同类型菲利普斯曲线时,国外研究者都是从典型垄断竞争厂商的产品定价行为出发来建立 NKPC 模型并注重 NKPC 模型的微观基础。国内的研究者则主要借鉴国外的研究成果,采用实证的方法来分析菲利普斯曲线在中国的存在性以及适用性。从实证方法上说,由于 NKPC 模型中含有 $E_t\pi_{t+1}$ 项,为了避免解释变量与随机干扰项相关而导致的内生性问题,研究者往往采用 Hansen 提出的广义矩估计方法(generalized method of moment, GMM)^[9]来进行估计。另外,我国菲利普斯曲线存在性以及适用性问题表面上看是两个不同的问题,实际上两者都是息息相关,即解决了菲利普斯曲线存在性的问题也就表明菲利普斯曲线在中国具备适用性的特点。因此,选择合乎中国具体国情以及经济实际的菲利普斯曲线,是解决问题的关键。

实际上,无论是传统的菲利普斯曲线还是新凯恩斯主义的菲利普斯曲线,它们都只考虑了通货膨胀率与失业率或者产出缺口之间的关系。然而,影响通货膨胀的因素众多,仅仅考虑通胀预期、产出缺口对通货膨胀的影响,至少是不全面的。目前国内学者在研究通货膨胀问题的时候,还没有将内部因素与外部因素同时引入 NKPC 模型进行分析。可以检索到的文献只有耿强等人将汇率因素引入 NKPC 模型分析了汇率变动对通货膨胀的传递效应^[10-11]。事实上,除了汇率以外,内部因素如货币供应量以及外部因素如国际原油为代表的大宗商品价格变动都会对通货膨胀变化产生影响。因此,本文试图将货币因素与输入性因素(如汇率、国际石油价格等)引入新凯恩斯混合菲利普斯曲线框架进行实证分析,深入探讨开放条件下影响我国价格体系波动的内外部影响因素。

三、理论模型

参照郭凯等的研究^[8],本文假定垄断竞争厂商在每一期维持价格不变的概率为 $\theta(0 < \theta < 1)$,而调整价格的概率为 $1 - \theta$,相邻两期价格调整的时间间隔为 $\psi(\psi \geq 0$ 且为整数)且 $E(\psi) = 1/(1 - \theta)$,即厂商调整产品的概率与相邻两期产品价格调整的概率成正比。进一步地,假设经济体中前瞻性厂商与后顾性厂商同时存在,在任一时期厂商都是根据价格预期来调整产品价格且比例为 φ 的厂商采用前瞻性预期调整产品价格,比例为 $(1 - \varphi)$ 的厂商采用后顾性预期来调整产品价格。

由于每一个厂商都面临垄断竞争的市场,因此其产品的需求曲线为向下倾斜的需求曲线。在设定单个厂商的价格调整行为后,就可以对经济中所有产品价格调整行为进行加总。假定全社会一般价格

水平为 P_t , 预期价格水平为 P_t^* , 那么当期价格可以表示为上一期实际价格与预期价格的加权平均, 即:

$$P_t = \theta P_{t-1} + (1 - \theta) P_t^* \quad (1)$$

定义前瞻性厂商的最优价格水平为 P_t^f 而后顾性厂商的最优价格水平为 P_t^b , 得到:

$$P_t^* = \varphi P_t^b + (1 - \varphi) P_t^f \quad (2)$$

根据 Calvo 研究^[12], 前瞻性厂商的最优价格为:

$$P_t^f = (1 - \beta\theta) \sum_{j=0}^{\infty} (\beta\theta)^j E_t \{ MC_{t+k}^n \} \quad (3)$$

β 为垄断竞争厂商的主观贴现因子, θ 为价格黏性程度, MC 为偏离稳态的边际成本。方程(3)表示采用前瞻性定价的厂商的最优价格等于 t 期以及未来各期名义边际成本期望值的加权平均且平均理性预期期限 $T^f = 1/(1 - \beta\theta)$, 这表明影响价格预期的平均期限与价格黏性 θ 成正比, 即价格调整时间间隔越长, 远期边际成本对当期价格预期的影响越大, 产品价格调整越频繁, 远期边际成本对价格预期影响越小。后顾性厂商最优价格形式为:

$$P_t^b = P_{t-1} + \sum_{j=1}^k \gamma_{b,j} \pi_{t-j} \quad (4)$$

$\gamma_{b,j}$ 表示采用适应性预期对各期滞后通胀率所赋予的权重, 且 $\gamma_{b,j} = 1$ 。(4) 式表明用纯粹适应性预期得到的 t 期价格取决于滞后一期调整价格水平以及不同滞后期的实际通胀率加权平均值。下面我们考虑两种极端情况: 一种情况是厂商采用纯粹适应性预期且适应性价格预期与上一期调整的价格水平一致, $\varphi = 1, \gamma_{b,j} = 0$, 得到 $P_t = P_{t-1}$, 即调整的价格水平与通胀率没有关系, 此时的菲利普斯曲线为与横轴平行的水平线; 另一种情况是假定厂商采取纯粹适应性预期且适应性预期价格的修正因素为滞后一期的通货膨胀率, 即 $\varphi = 1, \gamma_{b,j} = 1, k = 1$, 得到 $P_t = P_{t-1} + (1 - \theta) \pi_{t-1}$, 此时价格调整水平与上一期通胀率 π_{t-1} 及通胀惯性系数 $1 - \theta$ 有关系。依据修正的 Calvo 黏性价格方程(1)、混合预期方程(2)、纯理性预期方程(3)、纯适应性预期方程(4) 以及边际成本与产出缺口的线性关系 $mc_t = \theta y_t$, 可以推导出混合菲利普斯曲线的高阶滞后表达式为:

$$\pi_t = \lambda y_t + \delta_f E_t \pi_{t+1} + \delta_{bj} \sum_{j=1}^k \gamma_{b,j} \pi_{t-j} \quad (5)$$

其中, $\lambda = \frac{(1 - \varphi)(1 - \omega)(1 - \beta\omega)}{\omega + \varphi(1 - \omega + \beta\omega)}$, $\delta_f = \frac{\beta\omega}{\omega + \varphi(1 - \omega + \beta\omega)}$, $\delta_b = \frac{\varphi}{\omega + \varphi(1 - \omega + \beta\omega)}$, $\sum_{j=1}^k \gamma_{b,j} = 1$ 。(5) 式的菲利普斯曲线的突出特点在于既包括了理性预期增广 (Rational expectations augmented) 的菲利普斯曲线, 又包括了适应性预期增广 (Adaptive Expectations augmented) 的菲利普斯曲线, 并且由于它是从典型厂商的定价行为推导得到, 因此使得(5) 式具有坚实的微观基础。在此基础上, 本文借鉴耿强等的研究^[10-11], 将外部因素以及货币因素引入开放条件下 HNKPC 模型, 得到:

$$\pi_t = \lambda y_t + \delta_f E_t \pi_{t+1} + \delta_{bj} \sum_{j=1}^k \gamma_{b,j} \pi_{t-j} + \delta_q q_t + \delta_{oil} oil_t + v_t \quad (6)$$

q_t 表示采用直接标价法的人民币名义有效汇率, 其值增加表明人民币升值; oil_t 表示国际原油价格^①。整理得到:

$$\pi_t = \hat{\lambda} y_t + \hat{\delta}_f E_t \pi_{t+1} + \hat{\delta}_{bj} \sum_{j=1}^k \gamma_{b,j} \pi_{t-j} + \hat{\delta}_q q_t + \hat{\delta}_{oil} oil_t + \hat{v}_t \quad (7)$$

其中, \hat{v}_t 表示方程残差, 与 T 时刻信息集 Ω_t 正交, 即

$$E \{ v_t \Omega_t \} = 0 \quad (8)$$

①虽然影响我国通货膨胀的外部因素很多, 但是根据李成等与中国经济增长与宏观稳定课题组的研究^[13-14], 国际原油价格是影响我国通货膨胀的主要中长期因素。因此, 本文将国际原油价格作为影响我国通货膨胀的外部因素的代理变量进行分析。

通过在信息集 Ω_t 中选择恰当的工具变量,可以得到:

$$E[(\pi_t - \hat{\lambda}y_t - \hat{\delta}_j E_t \pi_{t+1} - \hat{\delta}_{bj} \sum_{j=1}^k \gamma_{b,j} \pi_{t-j} - \hat{\delta}_q q_t - \hat{\delta}_{oil} oil_t) z_t] = 0 \quad (9)$$

四、实证分析

(一) 数据来源及数据处理

在数据频数选择上,由于 NKPC 模型强调微观基础与名义黏性,年度数据时间间隔太长,月度数据存在季节性波动且高频数据会导致回归方程不稳定,因此研究者一般选取季度数据来进行实证,较少使用月度数据与年度数据^[7]。本文也遵循这一研究范式,采用我国季度数据来进行实证分析。本文数据主要来源于中经网宏观经济数据库、国际清算银行等。数据区间从 1995 年第 1 季度至 2013 年第 2 季度,以消费者价格指数 CPI 的环比对数差分作为通货膨胀率的代理变量。

1. 产出缺口的估算

根据 CPI 指数将季度 GDP 换算成以 1995 年第 1 季度为基期的实际产出,然后利用 X-12 进行调整以消除季节波动的影响(如图 1 所示)。在此基础上,利用 HP 滤波得到潜在产出水平值,最后利用“产出缺口 = (实际产出 - 潜在产出)/潜在产出 × 100”得到估算的产出缺口。

2. 预期通胀率水平的估算

参照耿强等的研究^[10-11],本文采用附加预期的菲利普斯-奥肯曲线来估算预期通货膨胀率。由附加预期的菲利普斯曲线可以得到:

$$\pi_t = E[\pi_t | \Omega_t] + b(u - u^*) \quad (10)$$

其中 u 为实际失业率水平,而 u^* 为自然失业率水平。在此基础上,本文引入奥肯曲线:

$$u = u^* - \alpha \Delta y_t \quad (11)$$

未来通胀率与上期通胀率以及上年同期通胀率关系最为密切,因此实际估算表达式可以表示为:

$$\pi_t = \alpha_1 \Delta y_t + \alpha_2 \pi_{t-1} + \alpha_3 \pi_{t-4} \quad (12)$$

比较(10)、(12)式,得到:

$$E[\pi_t | \Omega_t] = \alpha_2 \pi_{t-1} + \alpha_3 \pi_{t-4} \quad (13)$$

利用实际数据,本文得到:

$$E[\pi_t | \Omega_t] = 0.20^* \pi_{t-1} + 0.51^{***} \pi_{t-4} \quad (1.98) \quad (5.27)$$

上式括号内为 t 值。***、**、* 分别表示在 1%、5% 与 10% 显著性水平下显著(下同)。

3. 名义有效汇率以及国际石油价格

本文名义有效汇率以及国际石油价格数据分别来自国际清算银行以及美国能源署在线数据库。

(二) 单位根检验及 Granger 因果关系检验

本文首先对相关变量进行平稳性检验,检验结果如表 1 所示。从表 1 可以看出,所有变量均为平稳时间序列。

在平稳性检验的基础上,我们来考察变量之间是否存在协整。协整检验结果如表 2 所示。从表 2 可以看出,迹统计量与最大特征值统计量都表明在 1% 显著性水平下通胀率、产出缺口以及人民币有效汇率与国际原油价格之间至少存在一个协整。

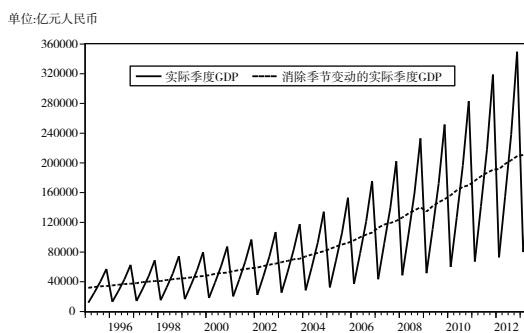


图 1 我国实际 GDP 和调整季节因素 GDP 时序图

在此基础上,本文进行 Granger 因果关系检验,见表 3。从表 3 我们可以发现,产出缺口在 Granger 意义上不能作为通货膨胀的原因,而人民币有效汇率显著成为通货膨胀率变化的原因。这预示着总需求变化对我国通货膨胀率的影响越来越小,而货币因素成为影响我国通货膨胀率的主要因素。这与王金明研究结论一致,即产出缺口对通胀率的影响越来越小^[15]。一般而言,总需求增加会导致产出缺口变大,在短期总供给没有显著增加的情况下会引起一般价格水平上升,导致通胀压力逐渐增大。然而,随着我国市场化取向的改革所引致的资源配置效率的提高以及技术进步等因素的影响,我国生产能力不断增强,总供给能力显著提高。因此,实体经济需求方面因素的变动很难对我国产生显著的通货膨胀压力,总需求的扩张对通货膨胀的拉动效应大大降低。

在对变量进行单位根检验以及 Granger 因果关系检验以后,为定量分析各解释变量对通胀率变化的影响,本文根据(9)式进行 GMM 估计。由于在推导得出的混合新凯恩斯菲利普斯曲线中预期通胀率 $E_t \pi_{t+1}$ 与随机误差项 v_t 存在相关性,因此要找到预期通胀率 $E_t \pi_{t+1}$ 的工具变量并采用 GMM 方法来进行估计才能得到无偏、一致的估计结果。本文选择包括 1 至 4 阶通货膨胀率滞后项作为预期通胀率 $E_t \pi_{t+1}$ 的工具变量。为了获得稳健的 GMM 估计量并为了防止过度识别的问题,本文选择 HAC 型权重矩阵,同时选择 Quadratic 使得核函数更加平滑。

(三) 模型估计

根据郭凯等的研究^[8],在选择方程(9)中后顾性自变量 $\sum_{j=1}^k \gamma_{b,j} \pi_{t-j}$ 滞后期时,本文首先将滞后期取为 1, 然后进行 GMM 估计。如果滞后 1 期得到参数估计值显著为正,再将滞后期取 2 并进行 GMM 估计,直到最后一期的 GMM 参数估计值为负或者不显著为止。根据上述方法本文估计出方程(9)的回归参数,并将结果报告在表 4 中。

$$\pi_t = \hat{\lambda} y_t + \hat{\delta}_f E_t \pi_{t+1} + \hat{\delta}_{bj} \sum_{j=1}^k \gamma_{bj} \pi_{t-j} + \hat{\delta}_q q_t + \hat{\delta}_{oil} oil_t + \hat{\delta}_{ms} ms_t \quad (14)$$

从表 4 可以看到,采用模型(9)估计的通货膨胀率与实际通货膨胀率的拟合图见图 2。从图 2 可以看到模型拟合较好,说明模型设定比

表 1 变量的平稳性检验

变量	临界值			ADF 值	检验结论
	1%	5%	10%		
通胀率 π_t	-3.52	-2.90	-2.59	-4.20***	平稳
产出缺口 (Δy_t)	-3.52	-2.90	-2.59	-8.78***	平稳
人民币名义有效汇率变动率 (Δq_t)	-3.52	-2.90	-2.59	-5.92***	平稳
国际原油价格变动率 (Δoil_t)	-3.52	-2.90	-2.59	-6.70***	平稳
货币供应量 (Δms)	-3.52	-2.90	-2.59	-5.05***	平稳

表 2 协整检验

原假设	迹统计量	迹统计量 临界值	最大特征值	最大特征值 临界值
不存在协整	101.93***	40.17	57.79	24.16
至多存在一个协整	44.13***	24.28	22.86	17.80
至多存在两个协整	21.27***	12.32	19.64	11.22
至多存在三个协整	20.41***	11.32	18.89	11.22
至多存在四个协整	1.51	4.13	1.51	4.13

表 3 Granger 因果关系检验

原假设	F 统计量	伴随概率
产出缺口不是通货膨胀率变化的原因	3.62	0.16
汇率变动不同通货膨胀率变化的原因	0.22	0.89
石油价格变动不是通货膨胀率变化的原因	2.77	0.25
货币供应量变动不是通货膨胀变化的原因	7.25	0.03

表 4 混合菲利普斯曲线(一)

变量参数	数值	t 值
$\hat{\lambda}$	0.022*	0.012
$\hat{\delta}_f$	1.154***	0.391
$\hat{\delta}_b$	0.008	0.007
$\hat{\delta}_q$	-0.094**	0.038
$\hat{\delta}_{oil}$	0.014**	0.006
$\hat{\delta}_{ms}$	0.107***	0.034
N	69	
R ²	0.950	
J 检验统计量	0.207	
伴随概率		

注: $\hat{\delta}_b$ 表示 π_{t-1} 的回归系数。本文滞后期取 1 时,得到的 π_{t-1} 系数为正但不显著。当滞后期取 2 时,此时 π_{t-2} 系数为负值。因此本文选择后顾性自变量 $\sum_{j=1}^k \gamma_{b,j} \pi_{t-j}$ 滞后期为 1。

较合理。

根据表 4 的估计结果,可以得到以下结论:首先,产出缺口的参数估计系数为 0.022,说明经济增长率越高,通胀压力越大,高增长必然蕴藏高通胀的风险。其次, $\hat{\delta}_f$ 估计值为 1.154 并且高度显著,说明我国通货膨胀主要受到前瞻性预期的影响,而后顾性通胀预期对于通货膨胀的影响不大。这一点与 Galí 和 Gertler 的研究结论一致^[3]。再次, $\hat{\delta}_{oil}$ 与 $\hat{\delta}_q$ 的值分别为 0.014 与 -0.094 并且在 5% 显著性水平下显著,这说明当人民币实际有效汇率上升(升值)一个百分点,通货膨胀率下降 0.094 个百分点,当国际原油价格上升 1 个百分点时,国内通货膨胀率要上升 0.014 个百分点。也就是说,随着我国经济与世界经济联系日益紧密,

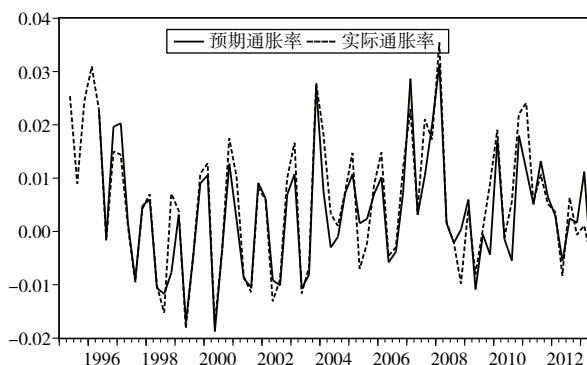


图 2 通胀率实际值与拟合值的时序图

汇率以及国际原油价格变动会对我国价格水平产生显著冲击。最后,货币供应量变动对我国通货膨胀率起到了最重要的作用。货币供应量每上升 1 个百分点,我国通货膨胀率会上升 0.107 个百分点。货币供应量在影响通货膨胀的各种因素中居于最重要的地位,这一点与已有的很多研究结论一致^[16-17]。

由于 GMM 方法对于供给变量的选择比较敏感,为了充分考察变量的滞后效应对结果可能产生的影响,我们选择美国环比季度通货膨胀率及其滞后项作为我国前瞻性预期通胀率的工具变量。图 3 反映了美国 1995 年第 1 季度至 2013 年第 2 季度的通胀率以及环比通胀率。本文将美国 1 至 4 阶滞后环比季度通货膨胀率作为我国前瞻性预期通胀率的工具变量,同时将各变量不同时期的滞后项(本文仅考虑滞后 1 期以及滞后 2 期的情况)纳入到模型(14)中以考察模型估计结果是否稳健,得到的表达式如(15)所示,本文将实证结果报告在表 5 中。

$$\pi_t = \lambda y_t + \hat{\delta}_f E_t \pi_{t+1} + \hat{\delta}_b \pi_{t-1} + \hat{\delta}_q q_{t-k} + \hat{\delta}_{oil} oil_{t-k} + \hat{\delta}_{ms} ms_{t-k} \quad (15)$$

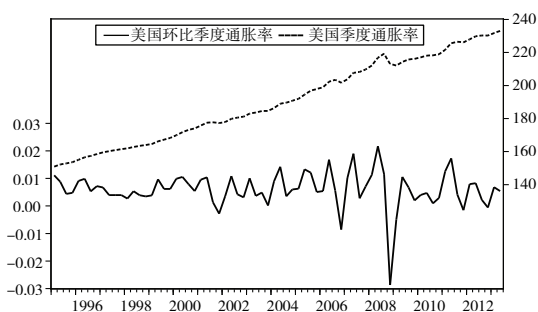


图 3 美国季度通胀率及环比季度通胀率时序图

注:数据来源于美国劳工部网站(ftp://ftp.

bls.gov/pub/special.requests/cpi/cpiiai.txt)。

表 5 混合菲利普斯曲线(二)

变量参数	k = 1		k = 2		
	数值	t 值	数值	t 值	
$\hat{\lambda}$	0.027 *	0.013	$\hat{\lambda}$	0.025 *	0.012
$\hat{\delta}_f$	1.058 ***	0.387	$\hat{\delta}_f$	1.071 ***	0.363
$\hat{\delta}_b$	0.024	0.189	$\hat{\delta}_b$	0.114	0.075
$\hat{\delta}_q$	-0.055 **	0.041	$\hat{\delta}_q$	-0.071 *	0.038
$\hat{\delta}_{oil}$	0.017 **	0.007	$\hat{\delta}_{oil}$	0.012 **	0.006 **
$\hat{\delta}_{ms}$	0.113 ***	0.029	$\hat{\delta}_{ms}$	0.128 ***	0.037
N	69		N	69	
R ²	0.921		R ²	0.913	
J 检验统计量 伴随概率	0.216		J 检验统计量 伴随概率	0.154	

从表 5 我们可以发现:首先,产出缺口的系数估计在统计上显著且符合经济学理论,数值在 0.019—0.031 之间,这表明经济高增长会带来高通胀的压力;其次,我国通货膨胀仍然以前瞻性通货膨胀为主;最后,外部因素如汇率以及国际石油价格对通货膨胀的影响虽然存在,但是货币供应量变动对通货膨胀率的影响最大,这一结果表明本文得到的研究结论具有稳健性。

五、结论与展望

(一) 研究结论与政策建议

本文将货币因素与输入性因素(如汇率、国际石油价格等)引入新凯恩斯混合菲利普斯曲线框架构建了高阶滞后的混合菲利普斯曲线模型,并利用1995年第1季度至2013年第2季度的数据进行了实证分析。本文的主要结论如下:首先,总需求变化对我国通货膨胀率的影响不大,而货币因素与输入性因素如汇率以及国际大宗商品价格变化成为影响我国通货膨胀率的重要因素;其次,我国通货膨胀主要受到前瞻性预期的影响,而通胀惯性对通货膨胀水平的影响不大;最后,货币因素对我国通货膨胀具有最重要的影响。

基于以上研究结论,本文提出如下政策建议:首先,由于我国通货膨胀主要受到前瞻性通胀预期的影响,因此为了防止通胀预期的自我实现,我国要提高货币政策操作的透明度,增强货币政策的信誉度,必要时可以公开设定通货膨胀率目标区来引导通胀预期。其次,要保证央行货币发行的独立性。合理的货币供应量是将我国通货膨胀水平保持在合理区间的关键。然而,长期以来,我国的货币政策主要以控制货币供应量等“数量型”货币政策工具以及窗口指导等行政手段来调节^[18-19]。随着我国资本市场的发展以及与世界经济联系不断加强,我国的货币流通速度以及货币乘数并不稳定,同时由于强制结售汇制度导致的基础货币的被动投放以及金融改革与创新,使得我国的基础货币具有较强内生性。因此,我国的中央银行并不能完全根据自身意图控制货币供给^[20],以货币供应量为代表的数量型货币政策工具的调控效率受到制约,“数量型”货币政策在调控宏观经济中的负面效果日益显现。以利率为代表的“价格型”货币政策不仅操作简单,而且在给央行提供更宽的政策目标选择的同时还具备稳定经济主体通胀预期的功能。在“后危机”时代,我国面临经济结构转型、以房地产为代表的资产价格飙升以及通胀预期加强等急需解决的问题,因此,中央银行为了保持货币政策连续性以及稳定性、增强货币政策的针对性以及灵活性,应搭配使用公开市场操作、存款准备金率和存贷款基准利率等多种货币政策工具来强化对于银行流动性的管理。同时,中央银行应强化利率等价格杠杆的调控作用,即通过频繁、小幅度提高基准利率来避免实际利率为负的局面,并培育市场对于利率调控的敏感性,加强利率信号在引导市场预期方面的作用。最后,汇率作为一国货币的对外价格,本质上也是一种“价格型”货币政策工具,因此,通过完善人民币汇率形成机制,扩大人民币汇率浮动空间,增强人民币汇率的灵活性,不仅可以调整贸易品与非贸易品相对价格,提高资源配置效率,促进产业结构和外贸结构的调整,同时通过汇率与利率的灵活协调与搭配,还可以改善我国国际收支“双顺差”、降低外来冲击对我国宏观经济影响,提高货币政策的自主性与有效性。

(二) 研究展望

本文借鉴了郭凯等的研究^[8],将货币因素与输入性因素如汇率、国际石油价格等直接引入新凯恩斯混合菲利普斯曲线框架构建了高阶滞后的混合菲利普斯曲线模型,并利用1995年第1季度至2013年第2季度的数据分析货币因素以及包括汇率和国际原油价格在内的输入性因素对通货膨胀的影响。由于高阶滞后的混合菲利普斯曲线是建立在微观基础之上的,因此关于货币因素以及输入性因素对通货膨胀水平影响的研究,必须建立在掌握这些因素对典型垄断竞争厂商行为影响的基础之上,即研究货币因素以及输入性因素的变化对宏观经济的影响必须建立在对典型微观主体经济行为影响的基础之上,这将是笔者未来进一步研究和努力的方向。

参考文献:

- [1] Phillips A W. The relation between unemployment and the rate of change of money wage rates in the United Kingdom, 1861—1957[J]. *Economica*, 1958, 25:283 - 299.

- [2] Samuelson P A, Solow R M. Analytical aspects of anti-inflation policy [J]. The American Economic Review, 1960, 50: 177 - 194.
- [3] Gali J, Gertler M. Inflation dynamics: a structural econometric approach [J]. Journal of Monetary Economics, 1999, 44: 195 - 222.
- [4] Mankiw N G, Reis R. Sticky information versus sticky prices: a proposal to replace the new Keynesian Philips Curve [J]. Quarterly Journal of Economics, 2002, 117: 1295 - 1328.
- [5] Dupor B, Tsuruga T. Sticky information: the impact of different information updating assumption [J]. Journal of Money, Credit and Banking, 2005, 37: 1143 - 1152.
- [6] 曾利飞, 徐剑刚, 唐国兴. 开放经济下中国新凯恩斯混合菲利普斯曲线[J]. 数量经济技术经济研究, 2006(3): 76 - 84.
- [7] 陈彦斌. 中国新凯恩斯菲利普斯曲线研究[J]. 经济研究, 2008(12): 50 - 63.
- [8] 郭凯, 艾洪德, 郑重. 通胀关系、混合菲利普斯曲线与中国通胀动态特征[J]. 国际金融研究, 2013(2): 74 - 83.
- [9] Hansen L P, Singleton K J. Generalized instrumental variables estimation of nonlinear rational expectations models [J]. Econometrica, 1982, 50: 1269 - 1286.
- [10] 耿强, 张永杰, 朱牡丹. 中国的通胀、通胀预期与人民币有效汇率——开放新凯恩斯混合菲利普斯曲线框架下的实证研究[J]. 世界经济文汇, 2009(4): 23 - 33.
- [11] 耿强, 李群, 张永杰. 新凯恩斯框架下中国通货膨胀动态变化及货币政策分析[J]. 审计与经济研究, 2011(3): 92 - 99.
- [12] Calvo G A. Staggered prices in a utility maximizing framework [J]. Journal of Monetary Economics, 1983, 12: 383 - 398.
- [13] 李成, 王彬, 马文涛. 国际石油价格与通货膨胀的周期波动关系[J]. 统计研究, 2010(4): 28 - 34.
- [14] 中国经济增长与宏观稳定课题组. 外部冲击与中国的通货膨胀[J]. 经济研究, 2008(5): 4 - 18.
- [15] 王金明. 我国通货膨胀决定因素的计量分析[J]. 统计研究, 2012(4): 44 - 50.
- [16] 费兆奇. 货币增长是否导致了通胀? ——基于因果关系的动态视角[J]. 国际金融研究, 2012(7): 4 - 11.
- [17] 田涛. 货币超发还是输入通胀? ——基于 MS-VAR 模型的视角[J]. 区域金融研究, 2013(7): 9 - 13.
- [18] 马文涛. 货币政策的数量型工具与价格型工具的调控绩效比较——来自动态随机一般均衡模型的证据[J]. 数量经济技术经济研究, 2011(10): 92 - 109.
- [19] 蔡则祥, 吴胜. 中国通货膨胀的性质特征与货币政策的选择[J]. 审计与经济研究, 2008(3): 66 - 72.
- [20] 江曙霞, 江日初, 吉鹏. 麦克勒姆规则及中国货币政策检验[J]. 金融研究, 2008(5): 35 - 46.

[责任编辑: 杨凤春]

Inflation Expectation, Hybrid Phillips Curve and Dynamic Characteristics of Inflation in China

TIAN Tao

Abstract: By introducing monetary factors and input factors such as the change of exchange rate and international price of crude oil into the Phillips curve, this paper builds high order delay of hybrid Phillips curve and carries on the empirical analysis using the quarterly data from Q1 of 1995 to Q2 of 2013 in China. The results are as follows: Firstly, the change of total demand has smaller impact on China's inflation rate while monetary factors and input factors such as exchange rates and changes of international commodity price have played the most important role in China's inflation rate. Secondly, Inflation in China is mainly influenced by the forward-looking inflation expectations and the backward looking inflation expectations has little effect on the inflation. Relatively speaking, monetary factors have the most important influence on the inflation in China.

Key Words: inflation expectation; Hybrid Phillips curve; dynamic characteristics of inflation; New Keynesianism; monetary policy