

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

刘金全 金春雨 郑挺国*

内容提要 上个世纪90年代以来,中国经济增长波动与价格水平波动之间存在非常相近的共同变化趋势。本文以菲利普斯曲线和奥肯定律为理论依据,采用具有区制转移的状态空间模型对经济增长率和通货膨胀率之间的关系进行了经验分析。我们首先估计出了预期通货膨胀率和潜在经济增长率,然后依据通货膨胀预期误差和产出缺口的关系来描述中国菲利普斯曲线的动态特征。本文发现中国“产出-价格”关系具有长期菲利普斯曲线的性质,经济增长率体现出高波动区制和低波动区制,通货膨胀预期也表现出两种不同的适应性预期形态。

关键词 菲利普斯曲线 通货膨胀预期 产出缺口 状态空间模型

一 引言

在宏观经济学中,菲利普斯曲线一直被当作描述价格与产出、价格与失业、工资与失业之间关系的经验规律。它反映了“产出缺口”与价格上涨之间的同向变动关系、失业率与价格变化率之间的反向变动关系,以及失业率与货币工资变化率之间的反向变动关系等。在研究菲利普斯曲线的过程中,很多学者发现菲利普斯曲线存在两种明显不同的形式,即短期菲利普斯曲线和长期菲利普斯曲线,它们具有不同的政策启示。Friedman(1968)指出,在短期内,菲利普斯曲线反映了通货膨胀率与失业率之间的交替关系,而在长期内,实际产出基本上独立于通货膨胀率变动,此时菲利普斯曲线呈现垂直的态势。之后大量理论和经验分析对这一划分进行了研究。

目前国内对菲利普斯曲线的研究主要体现在以下两个方面。一是关于菲利普斯曲线形态的检验,这些研究主要包括基于自回归模型或协整模型等计量方法来研究“产出一物价”和“失业一物价”问题。刘树成(1997)利用这些方法分析并探讨了中国经济改革前后存在的不同菲利普斯曲线及其变形;张焕明(2003)的研究指出了中国经济转轨时期菲利普斯曲线的主要形式;王少平等(2001)运用多元协整理论

* 刘金全、郑挺国:吉林大学数量经济研究中心 吉林长春 130012 电话:0431-5166332 电子信箱:jqliu1964@yahoo.com.cn;金春雨:吉林大学应用经济学博士后流动站。

本文得到吉林大学“985工程”项目“中国宏观经济分析与预测”创新基地、国家自然科学基金项目(70471016)、国家社会科学基金项目(05BJL019)和教育部人文社会科学重点研究基地2005年度重大项目(05JJD790078)的资助。

中国菲利普斯曲线的动态性与通货膨胀率预期的轨迹

对具有预期增广的菲利普斯曲线形式进行了协整分析和检验。二是关于菲利普斯曲线的理论探索和政策建议。范从来(2000)针对中国当时面临的通货紧缩问题,通过菲利普斯曲线分析并对反通货紧缩货币政策目标提出建议。无论是理论研究还是经验分析,大多数研究都是在菲利普斯曲线具有对称性或线性假设条件下进行的,当经济运行和经济增长过程存在内生性结构变化时,这些理论和模型都需要加以进一步检验。

在菲利普斯曲线的理论和经验分析中,通货膨胀率预期作为通货膨胀率中的不可观测成分,起到了十分重要的作用。通货膨胀率预期直接影响着消费、投资和储蓄等行为的决策和路径。通常情况下,通货膨胀率可以由可观测的物价指数经过计算得到,而预期通货膨胀率只能通过复杂的计量方法获得。不仅如此,对通货膨胀率预期的形成方式主要分为两种观点,一是适应性预期(Hibbs, 1977),二是理性预期(Sargent, 1969)。在理性预期假设下,预期通货膨胀率与实际通货膨胀率几乎相等,因此预期形成中没有系统误差,这时通货膨胀率的预期误差为零,进而可能导致菲利普斯曲线垂直;而在适应性预期下,预期通货膨胀率往往偏离实际通货膨胀率,通货膨胀率的预期误差较大,进而可能导致存在替代效应的菲利普斯曲线形式,即短期菲利普斯曲线。

为了有效地利用菲利普斯曲线进行经济形势判断和经济政策选择,必须正确地估计通货膨胀率预期,而如何准确地估算预期通货膨胀率一直是学术界争论不休的问题。目前估算预期通货膨胀率的方法主要有:一是从金融市场的有关证券价格变化来推断(Bank of Canada, 1998);二是以经济理论为依据从主要宏观经济变量的变化中推导。注意到通货膨胀率预期是一种依赖相依变量的动态预测,为此本文选用一种更为接近预期形成现实的方法,我们将状态空间模型和Hamilton(1989)的Markov区制转移模型结合起来,在实际通货膨胀率和实际经济增长率的整体系统下估计通货膨胀率预期和潜在经济增长率。借助状态空间模型对状态变量时间路径的估计,我们把通货膨胀率预期这种不可观测成分从模型系统的动态过程中分解出来,然后通过Markov区制转移模型来检验不同的通货膨胀率预期状态,从而描述和判断中国经济不同阶段所具有的菲利普斯曲线种类和特征。

在本文第二节,我们在经验理论下给出菲利普斯曲线形式和通货膨胀率动态过程的非线性表示;在第三节我们将状态空间模型和Hamilton(1989)的区制转移模型结合起来,构建具有通货膨胀率预期的非线性菲利普斯曲线;第四节进行数据描述和模型估计,并给出经验分析的基本结论。

二 通货膨胀率预期和菲利普斯曲线的经验分析

我们考虑预期增广的菲利普斯曲线方程,因此首先分析通货膨胀率预期的形成机制。

(一) 通货膨胀率预期的误差方程

在经济政策机制分析中,货币主义学派的通货膨胀理论经常采用适应性预期假设,以便突出价格调整的粘性,而理性预期学派的通货膨胀理论经常采用理性预期假设,以便有利于市场及时出清。下面我们将这两种预期假设一起融入到价格的动态变化模型中,通过状态空间的区制转移模型的估计结果来判断通货膨胀率形成中的这两种预期成分。

首先,需要描述实际通货膨胀率和通货膨胀率预期的动态过程。动态通货膨胀率方程如下:

$$\begin{cases} \pi_t = \mu_{s_t} + \rho_{s_t} \pi_{t-1} + v_t, & v_t \sim iidN(0, \sigma_{s_t}^2) \\ q = \Pr(s_t = 1 | s_{t-1} = 1), & p = \Pr(s_t = 0 | s_{t-1} = 0) \end{cases} \quad (1)$$

方程(1)为具有Markov区制转移的通货膨胀率的动态方程,其中状态变量 $s_t = \{0, 1\}$, μ 为截距项,

ρ 为自回归系数, σ^2 为冲击项 v_t 的无条件方差。利用中国 1984 年 1 月至 2004 年 12 月居民消费价格指数度量的通货膨胀率序列, 我们对方程(1)进行了估计, 具体结果见表 1。

表 1 方程(1)的模型估计值

参数	p	q	μ_0	μ_1	ρ_0	ρ_1	σ_0	σ_1
估计值	0.979	0.957	-0.001	0.008	0.916	1.000	0.006	0.008
T 值	68.621	47.890	-1.900	7.796	122.22	显著大	17.680	15.954
P 值	0.000	0.000	0.029	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

说明: “显著大”表明 T 值趋向无穷大, 其对应 ρ_1 估计值的标准差 ≈ 0 。

在表 1 中, 所有参数估计值在 1% 水平下显著, $\rho_1 = 1$ 表明状态 1 的自回归系数为单位根。^① 显然, 上述估计结果表明中国通货膨胀率的动态过程具有两个基本状态, 分别为“低通货膨胀率区制”和“高通货膨胀率区制”。由于人们的预期往往围绕实际通货膨胀率的变化而变化, 因此我们假设通货膨胀率预期方程也类似于通货膨胀率方程, 表示为:

$$\pi_t^e = \mu_{s_t}^e + \rho_{s_t}^e \pi_{t-1}^e + v_t^e, \quad v_t^e \sim iidN(0, (\sigma_{s_t}^e)^2) \quad (2)$$

由式(1)和式(2), 通货膨胀预期误差的动态方程可用如下形式表示:

$$\begin{cases} \pi_t - \pi_t^e = \alpha_{s_t} + \gamma_{s_t}(\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^e) + \varepsilon_t, & \varepsilon_t \sim iidN(0, (\sigma_{s_t}^\pi)^2) \\ q = \Pr(s_t = 1 | s_{t-1} = 1), & p = \Pr(s_t = 0 | s_{t-1} = 0) \end{cases} \quad (3)$$

方程(3)服从 1 阶马尔可夫过程, 转移概率为 p 和 q , 自回归系数 γ 分别依赖于两个不同区制 $s_t = \{0, 1\}$ 。若通货膨胀预期误差期望为零, 或有 $\alpha = \gamma = 0$, 则认为通货膨胀预期为理性预期, 此时通货膨胀预期误差 $\pi_t - \pi_t^e$ 应为一个围绕零均值的白噪声过程; 若 γ 显著不为零, 即 $\gamma \neq 0$, 则通货膨胀率预期为适应性预期。^②

(二) 区制转移的逆菲利普斯曲线

奥肯定律是有关实际产出增长率与失业率之间关系的一个重要定律。奥肯研究经济增长与失业率之间关系时测度了“潜在产出水平”, 它反映了失业率对 GDP 造成的损失。根据奥肯定律, 失业率与经济增长率之间存在明显的替代关系, 目前有很多关于菲利普斯曲线的研究都是基于这个定律进行的。由于中国失业率数据频率较低, 我们只研究以通货膨胀率与经济增长率为基础的“物价—产出”菲利普斯曲线。

假设预期通货膨胀率为 π_t^e , 产出缺口为 $y_t - \bar{y}_t$, 其中 y_t 为实际经济增长率, \bar{y}_t 为潜在经济增长率, 供给冲击为 v_t 。则菲利普斯曲线可表示为:

$$\pi_t = \pi_t^e + \delta(y_t - \bar{y}_t) + v_t \quad (4)$$

根据奥肯定律, 可以假设 $\delta > 0$ 。为了更方便地进行分析, 我们把产出缺口和通货膨胀率预期误差之间的关系逆变换为:

$$y_t - \bar{y}_t = \lambda(\pi_t - \pi_t^e) + \eta_t, \quad \eta_t \sim iidN(0, (\sigma^\eta)^2) \quad (5)$$

显然 $\lambda = 1/\delta$ 为正数。现在我们假设存在由两状态通货膨胀率预期引起的两条菲利普斯曲线, 即对(5)式的参数 λ 和 σ^η 均考虑两种不同的状态, 则有:

① 似然比检验(Hansen, 1992)结果为 $LR = 10^{-6}$ 小于 1% 显著性水平下的 $\chi^2(1) = 1.57 \times 10^{-3}$, 故无法拒绝存在单位根的原假设。

② 更为精确地说, 适应性预期可表示为过去通货膨胀率的加权平均数: $\pi_t^e = (1 - \theta) \sum_{j=0}^{\infty} \theta^j \pi_{t-j}$, 其中常数 $\theta \in (0, 1)$ 。

中国菲利普斯曲线的动态性与通货膨胀率预期的轨迹

$$y_t - \bar{y}_t = \lambda_{s_t}(\pi_t - \pi_t^e) + \eta_t, \quad \eta_t \sim iidN(0, (\sigma_{s_t}^y)^2) \quad (6)$$

方程(6)为产出缺口 $y_t - \bar{y}_t$ 和通货膨胀率预期误差 $\pi_t - \pi_t^e$ 的非线性方程, $s_t = \{0, 1\}$ 为 t 时刻通货膨胀率预期—菲利普斯曲线的两种状态。如果 λ_0 或 λ_1 显著, 认为该方程为短期菲利普斯曲线; 否则认为该方程为长期菲利普斯曲线, 此时产出缺口序列是一个白噪声过程, 菲利普斯曲线垂直, 实际经济增长率与潜在经济增长率近似相等。

(三) 潜在经济增长率的估算

潜在经济增长率是指在物价上涨率稳定的条件下, 使用最佳可利用的技术、最低成本的投入组合, 并且资本和劳动力的利用率达到充分就业要求时所能实现的经济增长速度。而产出缺口是实际经济增长率与潜在经济增长率之差。

中国近年来已有一些学者开始研究产出缺口问题, 并主要以度量潜在经济增长率为主, 如王春正(2003)利用几种方法分别估算了中国“九五”时期的潜在增长率。国内目前研究潜在经济增长率的方法主要有“消除趋势法(DT)”、“增长率推算法(GRE)”、“生产函数法(PF)”和“状态空间—卡尔曼滤波法”。前两种方法主要是以单一变量 GDP 增长率为基础, 通过线性拟合来提取实际经济增长率中的趋势成分, 并把这种趋势成分看作潜在经济增长率。我们认为这些方法存在两种缺陷: 一是未考虑非线性情形; 二是没有考虑其他宏观经济变量的影响。生产函数法采用柯布-道格拉斯生产函数, 虽然考虑了经济增长率、就业率、资本增长率等宏观经济因素, 在理论上该方法比其他方法更可靠一些, 但中国的就业率数据质量不高, 也只能通过一些粗糙的近似方法来估算。

下面我们采用状态空间-卡尔曼滤波法来估算中国的潜在增长率, 并作了以下几点改进: (1) 将 Hamilton(1989) 的 Markov 区制转移引入到模型估算中; (2) 改变传统的单变量分析方法, 结合中国经济增长率和实际通货膨胀率, 在菲利普斯曲线的理论模型下估算潜在经济增长率。在采用状态空间-卡尔曼滤波法时, 我们假定潜在经济增长率是实际经济增长率的不可观测成分或趋势成分, 而另一种不可观测成分为具有自回归形式的平稳周期成分。这种潜在经济增长率或趋势成分的分解表示为:

$$\bar{y}_t = \bar{y}_{t-1} + \varepsilon_t^y, \quad \varepsilon_t^y \sim iidN(0, (\sigma^y)^2) \quad (7)$$

显然, 该方程为随机游走过程, ε_t^y 是均值为零, 方差为 $(\sigma^y)^2$ 的正态分布序列。

(四) 菲利普斯曲线和通货膨胀率预期的状态空间表示

通过上面的分析, 我们已经获得了含有区制转移的“物价—产出”类型的菲利普斯曲线、通货膨胀率与通货膨胀率预期误差的动态方程, 以及两种不可观测成分(通货膨胀率预期和潜在产出增长率)的表示方法。下面我们将结合方程(2)、(3)、(6)、(7), 并采用状态空间模型和 Hamilton(1989) 的马尔可夫区制转移模型来估算这些不可观测成分和模拟真实的菲利普斯曲线。

状态空间模型的量测方程可以表示为:

$$\begin{pmatrix} \pi_t \\ y_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \alpha_{s_t} \\ \lambda_{s_t} \alpha_{s_t} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \gamma_{s_t} \\ \lambda_{s_t} \gamma_{s_t} \end{pmatrix} \pi_{t-1} + \begin{pmatrix} 1 & -\gamma_{s_t} & 0 & 1 & 0 \\ 0 & -\lambda_{s_t} \gamma_{s_t} & 1 & \lambda_{s_t} & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \pi_t^e \\ \pi_{t-1}^e \\ \bar{y}_t \\ \varepsilon_t \\ \eta_t \end{pmatrix} \quad (8)$$

状态空间模型的转移方程可以表示为:

$$\begin{pmatrix} \pi_t^e \\ \pi_{t-1}^e \\ \bar{y}_t \\ \varepsilon_t \\ \eta_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \mu_{s_t}^e \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \rho_{s_t}^e & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \pi_{t-1}^e \\ \pi_{t-2}^e \\ \bar{y}_{t-1} \\ \varepsilon_{t-1} \\ \eta_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \\ u_{3t} \\ u_{4t} \\ u_{5t} \end{pmatrix} \quad (9)$$

$$\begin{pmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \\ u_{3t} \\ u_{4t} \\ u_{5t} \end{pmatrix} \sim iidN(0, \sum_{s_t}), \quad \sum_{s_t} = \begin{bmatrix} (\sigma_{s_t}^e)^2 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & (\sigma^y)^2 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & (\sigma_{s_t}^\pi)^2 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & (\sigma_{s_t}^y)^2 \end{bmatrix} \quad (10)$$

在状态空间表示中,我们假定存在两个状态变量的区制选择,^①即 $s_t = 0$ 或 1 , 状态变量服从 1 阶马尔可夫过程,其转移概率为:

$$q = \Pr(s_t = 1 | s_{t-1} = 1), \quad p = \Pr(s_t = 0 | s_{t-1} = 0) \quad (11)$$

在该状态空间区制转移模型中,我们把不可观测成分区分为共同因子和异质成分,其中共同因子包括通货膨胀预期 π_t^e 和潜在经济增长率 \bar{y}_t , 这两个共同因子在下文详细分析,异质成分包括通货膨胀预期误差方程扰动项 ε_t 和菲利普斯曲线方程扰动项 η_t 。我们注意到方程(8)和(9)是原方程(2)、(3)、(6)、(7)的状态空间表示方法形式,在转移方程中,左边向量为不可观测成分,它由截距向量、滞后一阶的不可观测成分和服从多元正态分布的扰动项向量组成。在测量方程和转移方程中,我们假设存在两区制或状态内生性的 Markov 区制转移过程。该状态空间模型的推导和估计可以由卡尔曼滤波技术和 Hamilton (1989) 滤波技术来完成,见 Kim 与 Nelson(1998)。

三 模型中的数据选择及模型的结果分析

我们首先描述使用的时间序列数据,然后进行具体估计。

(一) 数据描述

在估计上述状态空间区制转移模型时,我们采用的经济增长率数据为 1990 年 1 月至 2004 年 12 月的实际国内生产总值 GDP 的月度同比增长率,^②通货膨胀率数据则来自该时期居民消费价格分类指数。所有数据来源为《中国统计年鉴》和《中国经济景气月报》。图 1 给出了中国 1990 年 1 月至 2004 年 12 月的实际 GDP 增长率和通货膨胀变化路径。

在图 1 中,我们不难发现通货膨胀率变化

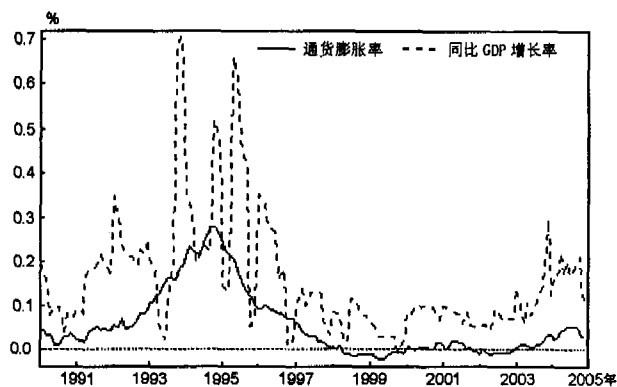


图 1 通货膨胀率(%)和实际 GDP 增长率(%)

① 可以选取更多的区制以便更为清楚地划分通货膨胀率变化的阶段性,这有待进一步研究。

② 首先,我们运用 Abeyasinghe 与 Lee(1998)的方法将 1989 至 1991 年度数据分解为季度数据,然后采用差值法对 GDP 季度数据序列进行月度分解。由于我们采用同比增长率,因此对原数据没有进行季节调整。

中国菲利普斯曲线的动态性与通货膨胀率预期的轨迹

趋势与实际 GDP 增长率变化趋势有着共同的变动方向。从 1990 至 1995 年,中国通货膨胀率和实际 GDP 增长率均向较高水平的趋势运动;从 1996 至 2002 年,随着实际 GDP 增长率的逐渐降低,此时中国经济步入“软着陆”时期(刘金全、范剑青,2001),通货膨胀率也表现了非常平稳的趋势;而从 2003 年开始中国通货膨胀率与实际 GDP 增长率又开始同时攀升,这不仅预示着中国经济增长开始进入一轮新的经济周期,而且经济周期的波动态势也将出现新的变化(刘金全、刘志刚,2005)。

(二) 参数约束说明

本文状态空间区制转移模型共含有 19 个未知参数,在多数情况下,参数的闭型解不容易得到,因此模型估计必须给予一定的约束才能收敛到极大似然值。

我们在估计模型参数时,对一些重要的参数加以如下约束:

$$0 < p, q, \lambda_{s_i} < 1, -1 < \rho_{s_i}^*, \gamma_{s_i} < 1, \sigma_{s_i}^* > 0, \sigma^j > 0, \sigma_{s_i}^j > 0, \sigma_{s_i}^j > 0.$$

其中我们把潜在经济增长率趋势方程中的标准差设为一个固定值, $\sigma^j = 0.004$;另外由第二部分通货膨胀方程估计结果可知通货膨胀自回归模型存在单位根,因此我们这里假设通货膨胀预期方程(2)也存在一个单位根,数据生成过程为单整过程,即 $\rho_1^* = 1$,在相同条件下,我们保持参数 ρ_0^* 随模型系统的变化而变化。

(三) 模型估计结果

我们利用 Gauss 软件及其 Maxlik 优化包对上述状态空间区制转移模型进行了 1500 次模拟,并获得了最佳估计结果。^①

表 2 状态空间转移模型的极大似然估计结果

参数	估计值	标准差	t 统计量	p 值
p	0.8937	0.0478	18.6913	0
q	0.9659	0.0164	58.7722	0
μ_0	0.0015	0.0031	0.4757	0.3174
μ_1	0.0008	0.0006	1.2907	0.0993
ρ_0	0.9652	0.0241	40.0387	0
ρ_1	1	—	—	—
γ_0	0.3206	0.2198	1.4586	0.0732
γ_1	0.0938	0.0259	3.622	0.0002
λ_0	0.0177	0.0299	0.5917	0.2774
λ_1	0.0033	0.0054	0.6242	0.2667
σ_0^*	0.0107	0.0012	9.2784	0
σ_1^*	0.0068	0.0004	15.7213	0
σ^j	0.0025	—	—	—
σ_0^j	0	0.0023	0	0.5
σ_1^j	0	0.0008	0	0.5
σ_0^j	0.1809	0.0193	9.3688	0
σ_1^j	0.0284	0.0023	12.5569	0
α_0	0.0222	0.0073	3.0453	0.0013
α_1	0.0174	0.0053	3.2755	0.0006
似然对数值	433.1167			

说明:模型估计过程中,参数 $\rho_1^* = 1, \sigma^j = 0.004$ 已事先给定。

表 2 为状态空间区制转移模型的参数估计结果,并给出了参数估计 t 统计量、P 值、对数极大似然值。从表中可以看出, t 统计量和 P 值都表明,在状态 0 下,参数 λ_0 在 10% 置信水平下不显著, σ_0^* 显著,因此我们无法拒绝状态 0 时方程(6)为长期菲利普斯曲线的原假设,方程(6)右边变为一个高波动的正态分布,这就意味着长期菲利普斯曲线中产出缺口均值水平接近于零,或产出缺口与通货膨胀率预期误差没有必要联系,或实际 GDP 增长率在长期上约等于潜在经济增长率,此时菲利普斯曲线垂直;虽然参数 γ_0 在 10% 置信水平下显著,但 α_0 非常显著,所以通货膨胀率预期误差方程(3)右边显著不为零,通货膨胀率预期为适应

① 由于初值选择问题,在迭代运算中为防止模拟结果中只出现局部极大值而非全局最大值,我们进行了大量的实验。

性预期;而在状态 1 时,参数 λ_1 在 10% 水平下也不显著, α_1 和 γ_1 却都显著,因此在状态 1 的估计结果同样近似表明菲利普斯曲线为长期菲利普斯曲线,而通货膨胀率预期为适应性预期。

表 2 的结果还表明通货膨胀率预期方程(2)是非线性的,存在两个状态,均值都不显著, $s_t = 1$ 状态为严格的单整过程; $\rho_1 = 1$;当具有 $s_t = 0$ 状态时,参数 $\rho_0 = 0.9652$,预期方程为长久持续的自回归过程。这就意味着预期通货膨胀率过程同实际通货膨胀率过程(见表 1)非常相近,均表现为一定程度持续性,并具有长期记忆性。

预期通货膨胀率和潜在经济增长率分别为状态空间区制转移模型的两不可观测成分。在对模型参数进行极大似然估计时,我们还利用卡尔曼滤波分别得到了预期通货膨胀率和潜在经济增长率的时间序列估计值,见表 3。在该表中,20 世纪 90 年代初期的预期通货膨胀率与潜在经济增长率的估计误差较大,随后逐渐调整到正常水平,这并不影响我们的分析结果。

表 3 1990 年 1 月至 2004 年 12 月中国预期通货膨胀率和潜在同比 GDP 增长率

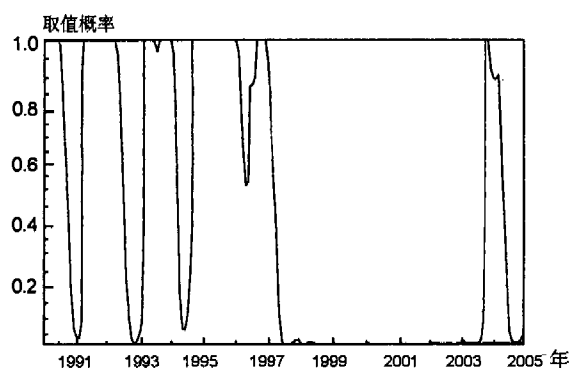
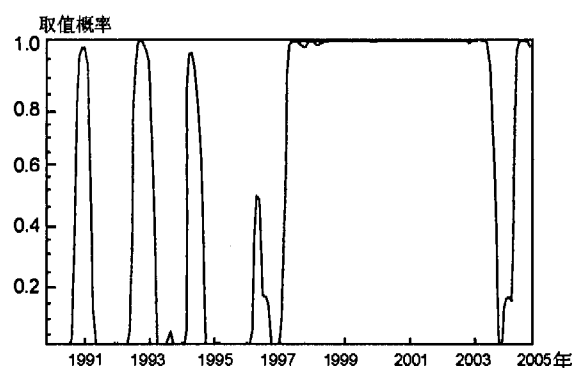
	1990 年		1991 年		1992 年		1993 年		1994 年		1995 年		1996 年		1997 年	
1 月	-0.0457	0.0002	0.0014	0.0526	0.0224	0.0843	0.0834	0.2029	0.1783	0.2083	0.2092	0.2205	0.0574	0.2318	0.0264	0.2214
2 月	-0.0061	0.0004	-0.0015	0.0617	0.0204	0.0883	0.0887	0.2016	0.1993	0.2094	0.192	0.2199	0.0604	0.2332	0.0237	0.2179
3 月	-0.0043	0.0008	-0.0033	0.0652	0.0203	0.092	0.1025	0.1989	0.1914	0.2106	0.181	0.219	0.0655	0.235	0.01	0.2094
4 月	-0.0024	0.001	-0.0084	0.0764	0.0383	0.0946	0.0965	0.1991	0.1897	0.2087	0.1743	0.2235	0.0671	0.2418	0.0014	0.2054
5 月	-0.0061	0.0013	0.0054	0.0688	0.0144	0.0972	0.1084	0.1983	0.1919	0.2078	0.1703	0.2268	0.065	0.2529	0.0021	0.1761
6 月	-0.0216	0.0018	0.012	0.0704	0.0156	0.1001	0.1187	0.1973	0.2063	0.2103	0.1493	0.23	0.0659	0.2609	0.0076	0.1439
7 月	-0.0216	0.0021	0.0146	0.0718	0.0204	0.1071	0.1294	0.1967	0.2205	0.2152	0.1343	0.2321	0.0566	0.2377	0.0076	0.1368
8 月	-0.0076	0.0024	0.0164	0.0733	0.0306	0.1342	0.1319	0.1959	0.2383	0.2175	0.1123	0.234	0.0555	0.2275	-0.0003	0.1348
9 月	-0.0023	0.0045	0.0124	0.075	0.0499	0.1506	0.1311	0.1936	0.2535	0.2179	0.0993	0.2357	0.052	0.2144	-0.0012	0.1333
10 月	0.0006	0.0086	0.0154	0.0767	0.058	0.1808	0.1265	0.1997	0.2476	0.219	0.0883	0.2338	0.0378	0.2321	-0.0044	0.1225
11 月	0.0099	0.0208	0.0116	0.0795	0.0625	0.1934	0.1534	0.2034	0.2434	0.2205	0.0793	0.2321	0.0365	0.2281	-0.0088	0.1119
12 月	0.0089	0.0401	0.0142	0.0912	0.0685	0.2024	0.1553	0.2071	0.2227	0.2219	0.0683	0.2304	0.0374	0.224	-0.0169	0.103
	1998 年		1999 年		2000 年		2001 年		2002 年		2003 年		2004 年			
1 月	-0.0165	0.0982	-0.0312	0.0779	-0.0215	0.0404	-0.0073	0.0808	-0.0292	0.0687	-0.016	0.0777	0.0021	0.1011		
2 月	-0.0203	0.0957	-0.0322	0.075	-0.0126	0.0459	-0.0193	0.0826	-0.0193	0.0671	-0.0175	0.0837	-0.0069	0.1051		
3 月	-0.0123	0.0934	-0.0372	0.0721	-0.0214	0.0504	-0.0113	0.0838	-0.0273	0.0655	-0.0103	0.0865	0.0037	0.1108		
4 月	-0.0227	0.0837	-0.0413	0.0668	-0.0223	0.0571	-0.0033	0.0838	-0.0322	0.0619	-0.0093	0.0829	0.006	0.1042		
5 月	-0.0299	0.0753	-0.0413	0.062	-0.0183	0.0626	-0.0023	0.0834	-0.0302	0.0622	-0.0123	0.0858	0.0137	0.1101		
6 月	-0.0327	0.0674	-0.0403	0.0577	-0.0143	0.067	-0.0052	0.0828	-0.0273	0.0655	-0.0162	0.0846	0.0211	0.1174		
7 月	-0.0334	0.0734	-0.0333	0.0541	-0.0143	0.0713	-0.0043	0.0798	-0.0283	0.0689	-0.0142	0.0853	0.0307	0.1422		
8 月	-0.0333	0.0786	-0.0323	0.051	-0.0163	0.0748	-0.0092	0.0789	-0.0263	0.0699	-0.0103	0.0887	0.0332	0.1553		
9 月	-0.0343	0.083	-0.0273	0.0482	-0.0192	0.0777	-0.0202	0.0798	-0.0262	0.0689	-0.0083	0.0944	0.0326	0.1628		
10 月	-0.0303	0.0825	-0.0254	0.0411	-0.0192	0.08	-0.0173	0.0765	-0.0272	0.0691	-0.0015	0.1013	0.0236	0.1698		
11 月	-0.0312	0.0819	-0.0283	0.0363	-0.0064	0.08	-0.0223	0.0733	-0.0262	0.0692	0.0007	0.0994	0.0086	0.1675		
12 月	-0.0292	0.081	-0.0293	0.0338	-0.0043	0.0782	-0.0223	0.0702	-0.0233	0.0692	0.0003	0.1	0.0045	0.1584		

说明:表中左侧为预期通货膨胀率 π_t^* ,右侧为潜在经济增长率。

通过 Hamilton(1989、1990) 的 Markov 区制转移滤波技术和 Kim(1998) 关于状态空间区制转移模型近似算法,我们还获得了本文模型系统的各状态滤子概率 $\Pr(s_t | \Psi_t)$ 、平滑概率 $\Pr(s_t | \Psi_T)$,这两种概率刻

中国菲利普斯曲线的动态性与通货膨胀率预期的轨迹

画了在 t 时刻事件状态 0 或 1 发生的可能性。图 2 和图 3 给出了状态 $s_t = 0$ 和状态 $s_t = 1$ 的平滑概率图。

图 2 状态 $s_t = 0$ 的平滑概率图 3 状态 $s_t = 1$ 的平滑概率

(四) 估计结果分析

在上述分析中,我们已经得到了预期通货膨胀率、潜在经济增长率、平滑概率等重要时间序列的数据,以及状态空间模型的参数估计,通过这些数据我们相应得到通货膨胀预期误差、产出缺口等数据。然后,我们将利用这些数据来详细分析 1990 年 1 月至 2004 年 12 月中国实际经济增长率与物价水平之间的关系或“产出一物价”类型的菲利普斯曲线,并分析中国通货膨胀预期的具体过程。

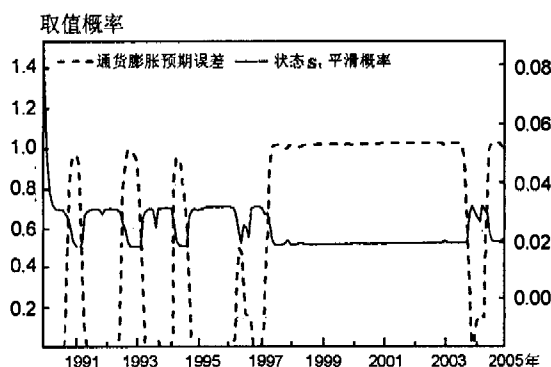
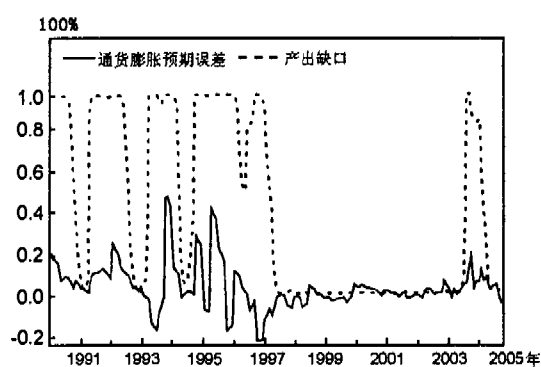
图 4 通货膨胀预期误差和状态 $s_t = 1$ 平滑概率

图 5 通货膨胀预期误差与产出缺口

首先,图 2 和图 3 描述了预期通货膨胀率的动态过程。在图中,预期通货膨胀率可分成两个状态,即高通货膨胀预期和低通货膨胀预期,图 3 表明低通货膨胀预期分别在 1991 年前后、1993 年前后、1994 年初、1997 年初至 2003 年末和 2004 年末出现,图 2 表明其他时间表现为高通货膨胀预期。值得注意的是 2003 年下半年至 2004 年下半年,中国粮价上升和投资高涨驱动物价迅猛上涨,并引致居民消费、商品零售价格水平大幅度上升,而表 2 表明此时中国通货膨胀预期也相应攀升至高通货膨胀预期区制。

其次,我们来考虑通货膨胀预期误差的情况。图 4 为通货膨胀预期误差(实线部分)和预期状态 $s_t = 1$ 时的平滑概率(虚线部分),此图表明从 1990 至 1997 年上半年中国通货膨胀预期误差相对较高,然后从 1997 年下半年至 2003 年下半年预期误差相对较低,再从 2003 年下半年至 2004 年下半年的—年中预期误差又相对较高,最后 2004 年底几个月预期误差又返回低值点,而状态 $s_t = 1$ 的平滑概率分别与同时刻通货膨胀预期误差的低值点——对应。根据参数估计后的方程(3), σ_0^2 不显著而 γ_0 、 α_0 显著,并且预期误差在时间轴上表现为高均值水平, $s_t = 0$ 的时刻内通货膨胀预期为适应性预期;同样也表明通货膨

胀预期误差在 $s_t = 1$ 状态时为低均值水平的通货膨胀预期误差,而且通货膨胀预期为适应性预期。

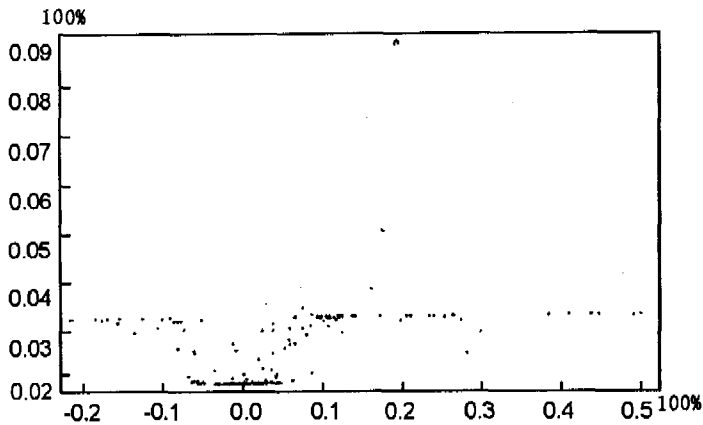


图6 通货膨胀预期误差和产出缺口散点图

最后,我们考虑产出缺口与通货膨胀预期误差的关系。图4表明中国从1997年上半年开始至2003年下半年,特别是在2000至2003年这一段时间内,产出缺口较低或波动幅度很小,而在1997年以前,中国经济产出缺口波动幅度较大,在2004年前后这种产出缺口波动幅度增大的趋势又一次产生。我们可以看到产出缺口波动幅度的变化对应着通货膨胀预期误差水平的变化,在产出缺口波动幅度较低时通货膨胀预期误差处于低值水平,在产出缺口波动幅度较大时通货膨胀预期

预期误差处于高值水平。我们把图5的形式变化成图6,得到了关于通货膨胀预期误差和产出缺口的散点图,横轴表示产出缺口,竖轴表示通货膨胀预期误差。我们发现菲利普斯曲线为非常相近的一些点集组成,这些点可以分成两种点聚类,其一为围绕点(0,0.02)周围的密集点区域,其二为平行于水平轴直线 $\pi - \pi^e = 0.033$ 的疏松区域,以上的分析表明这些点在统计上都落在长期菲利普斯曲线范畴。菲利普斯曲线方程(6)扰动项 η_t 的方差有两个状态,模型估计结果表明方差 σ_0^2 和 σ_1^2 在5%显著性水平下均非常显著,在区制0时方差较大而区制1时较小,这种情况完全反映在该图中直线区域离差较大而密集点区域离差较小的事实。因此,我们得出一个非常重要的结论:菲利普斯曲线在中国的情况与其说或为长期或为短期,不如说是在长期水平下的不同波动聚类过程,即高波动区制和低波动区制。回到图5,我们可以很容易地验证中国1997年之前产出缺口剧烈波动的事实。

四 基本结论和中国菲利普斯曲线启示

本文选择中国实际同比GDP增长率和实际通货膨胀率为研究对象,在状态空间转移模型的计算结果中分析了中国通货膨胀率预期、实际产出缺口以及菲利普斯曲线形态等实际特征,并得出以下基本结论:

1. 预期通货膨胀率和实际通货膨胀率均由不同区制的动态过程生成。通过内生性结构变化的 Markov 区制转移模型,我们发现实际通货膨胀率由高通货膨胀区制和低通货膨胀区制组成(见表1),而预期通货膨胀率也由高通货膨胀预期区制和低通货膨胀预期区制组成。这种内生性结构变化由 Markov 区制转移的滤子概率或平滑概率度量,我们已将实际和预期通货膨胀率的不同区制分离出来(图2和图3)。

2. 菲利普斯曲线在中国主要表现为长期菲利普斯曲线。根据状态空间模型的估计结果,我们发现产出缺口与通货膨胀率预期误差之间不存在显著的影响关系,菲利普斯曲线倾斜的可能性不显著,通过假设检验,我们无法拒绝存在长期菲利普斯曲线的原假设。

3. 通货膨胀预期呈现不同的适应性预期,而非理性预期。假设存在理性预期,本文结果表明通货膨胀率预期误差方程中预期误差显著不为零,即参数估计结果拒绝了理性预期的原假设,接受存在两种不同适应性预期的备选假设。检验结果还发现中国通货膨胀率预期误差总是在较为固定的两个水平值上

中国菲利普斯曲线的动态性与通货膨胀率预期的轨迹

进行近似零方差的波动,这意味着预期通货膨胀率始终与实际通货膨胀率变化保持两种比较一致的差值。

4. 中国长期菲利普斯曲线存在不同的波动性区制,而非短期内频繁地变化。在上述分析中,我们发现菲利普斯曲线是由一些围绕固定中心的点集组成,这意味着中国长期菲利普斯曲线并不是一成不变的,而是可以通过对应的波动性区制进行聚类。在此基础上,我们获得了一个非常重要的结论,即中国的菲利普斯曲线是长期水平下不同波动性的聚类过程,即高波动区制和低波动区制的聚类。随着经济数据的进一步丰富,该结论的稳健性尚待进一步验证。

由此可见,中国经济增长率与通货膨胀率之间不存在短期菲利普斯曲线意义上的直接联系,而存在着长期菲利普斯曲线下经济增长波动性与通货膨胀波动性之间的紧密联系。该结论带来的启示是:在持续7年(1996~2003年)的“软着陆”和6年(1997~2003年)的轻微通货紧缩后,中国经济增长率和通货膨胀率都表现一定的回升势头,但这种经济增长率的提高不是来源于通货膨胀率的提高或物价的上涨,相反通货膨胀率波动性的增加可能是经济产出波动加剧的后果。

参考文献:

- 范从来(2000):《菲利普斯曲线与中国现阶段的货币政策目标》,《管理世界》第6期。
- 刘金全、范剑青(2001):《中国经济周期的非对称性和相关性研究》,《经济研究》第5期。
- 刘金全、刘志刚(2005):《中国经济周期波动中实际产出波动性的动态模式与成因分析》,《经济研究》第3期。
- 刘树成(1997):《论中国的菲利普斯曲线》,《管理世界》第6期。
- 王春正(2003):《探索·实践:宏观经济运行与调控》,经济科学出版社。
- 王少平、涂正革、李子奈(2001):《预期增广的菲利普斯曲线及其对中国适用性检验》,《中国社会科学》第4期。
- 张焕明(2003):《1979年~2000年中国菲利普斯曲线的经验分析》,《管理科学》第2期。
- Abeyasinghe, T. and Lee, C. "Best Linear Unbiased Disaggregation of Annual GDP to Quarterly Figures: The Case of Malaysia." *Journal of Forecasting*, 1998, 17, pp. 527 - 537.
- Bank of Canada. *Information in Financial Asset Prices*. Bank of Canada, 1998, Ottawa.
- Friedman, M. "The Role of Monetary Policy." *The American Economic Review*, 1968, 58, pp. 1 - 17.
- Kim, C - J. and Nelson, C. R. *State-Space Models With Regime Switching*. The MIT Press, 1998.
- Hamilton, J. D. "A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle." *Econometrica*, 1989, 57 (2), pp. 357 - 384.
- . "Analysis of Time Series Subject to Changes in Regime." *Journal of Econometrics*, 1990, 45, pp. 39 - 70.
- Hansen, B. E. "Testing for Parameter Instability in Linear Models." *Journal of Policy Modeling*, 1992, 14(4), pp. 517 - 533.
- Hibbs, D. "Political Parties and Macroeconomic Policy." *American Political Science Review*, 1977, 7, pp. 1467 - 1487.
- Sargent, T. J. "Commodity Price Expectations and the Interest Rate," in W. E. Gibson and G. G. Kaufman, ed., *Monetary Economics: Readings on Current Issues*, McGraw Hill Book Co, NY. 1969.

(截稿:2005年12月 责任编辑:宋志刚)

好消息:《世界经济》开展针对高校学生的优惠订阅活动,详情请访问

www.iwep.org.cn/jwe/index.htm