

中国的通货膨胀惯性与通货膨胀不确定性^{*}

——基于有限理性 NKPC 模型的分析

苏桔芳 陈 凡

〔摘 要〕本文拓展有限理性菲利普斯曲线模型并结合中国参数进行校准,然后利用校准模型研究中国通货膨胀惯性特征及其与通货膨胀不确定性之间的关系。结果显示,有限理性菲利普斯曲线模型能很好地模拟出与中国实际通货膨胀惯性类似的特征。进一步研究还发现,研究样本期间,中国通货膨胀惯性总体上呈现先上升而逐渐下降的驼峰型特征,而且与通货膨胀预期不确定性存在正向相关关系。这些发现意味着,我国中央银行货币政策滞后效应正在缩短,而为了进一步降低通胀惯性并提高货币政策有效性,引导通货膨胀预期保持稳定是一大途径。

关键词: 菲利普斯曲线 通货膨胀 有限理性

JEL 分类号: C32 E31 O13

一、引 言

近二十年来,通货膨胀动态特征受到了研究者与货币当局的广泛关注,尤其是通货膨胀短期动态中所呈现的惯性特征,更是研究中的重点。货币当局和研究者之所以注重研究通货膨胀惯性,主要是因为通货膨胀惯性的程度将影响到中央银行在面对各种可能的冲击时,如何制定出最优的货币政策。我国 2009 年以来的这一轮通货膨胀呈现出“供给冲击”混合“成本推动”的“新”特征,并伴随着公众强烈的通货膨胀预期,这些特征将进一步加强通货膨胀惯性,延长通货膨胀率高位运行的时间,也给中央银行预期管理带来了新的挑战。

关于通货膨胀短期动态机制中惯性特征的研究实质上是对短期通货膨胀决定因素的研究,而新凯恩斯菲利普斯曲线(New Keynesian Phillips Curve, NKPC)模型正是分析短期通货膨胀动态决定机制的重要代表模型。NKPC 模型最初由 Taylor(1980)和 Calvo(1983)等人分别提出,这些学者在垄断竞争和名义价格粘性的假设下,综合考虑了人们的理性预期以及微观价格决定行为,从经济行为人的效用最大化出发,在无限期最优化的框架下分析通货膨胀动态过程与人们对通货膨胀的未来预期和实际经济变量之间的关系。在最初的模型中,影响当期通货膨胀的变量只有当期对未来通货膨胀的预期和当期的边际成本,而不包含过去通货膨胀的信息,因此被称为前瞻型(forward-looking)的 NKPC 模型。然而现实的通货膨胀过程往往显示出很强的惯性,即当期的通货膨胀水平与前一期的通货膨胀水平有着很强的正相关关系,因而许多研究者(Gali and Gertler, 1999; Smets and Wouters, 2003; Walsh, 2004; Sbordone, 2005)对前瞻型模型进行修改,在其中加入通货膨胀的滞后项,以更好地解释通货膨胀的动态过程,得到了形式基本一致的模型形式。这类同时考虑

^{*} 苏桔芳,国立华侨大学经济与金融学院副教授,中国社会科学院经济研究所博士后;陈凡,中国社会科学院研究生院,博士研究生。本文获得国家社会科学基金青年项目(11CJY104)、教育部人文社会科学青年基金项目(10YJC790221)、全国统计科学研究计划一般项目(2010LC38)、福建省高等学校杰出青年科研人才培育计划(11FJJPY04)资助。

通货膨胀预期和滞后影响的模型被称为“混合新凯恩斯菲利普斯曲线模型”(Hybrid NKPC)。

尽管 NKPC 模型在理论上取得了一定程度的成功,但也受到来自实证研究的批评。当前对 NKPC 的核心批评之一是其不能解释通货膨胀动态中的高惯性特征。Rudd and Whelan(2006)的实证分析拒绝了 NKPC 及其相关改进模型。同时,他们指出菲利普斯曲线模型的出路在于放弃理性预期的标准框架,着眼于企业如何处理信息并形成预期。沿着这个方向,Mankiw and Reis(2002)提出了粘性信息菲利普斯曲线。他们假设,关于宏观经济环境的信息在人群中的扩散是缓慢的,并非所有的人都是根据当前真实的信息来形成预期,并在此基础上进行定价决策。这种假设导致通货膨胀所依赖的预期不仅仅是对未来的理性预期,还包含滞后的信息集上的滞后预期。粘性信息理论认为这才是导致通货膨胀具有惯性的原因之所在。Mankiw and Reis(2002)对粘性信息模型的通货膨胀动态进行了数值计算,得到了与美国实际相类似的通货膨胀惯性特征。Coibion(2005)将粘性信息假设一般化为消费者和企业预期形成的共同特征之后进行了模型的货币冲击脉冲响应计算,同样得到了一定程度的通货膨胀惯性结果。总而言之,新凯恩斯主义所假设的理性预期较之货币主义的适应性预期,就理论而言是一种进步,然而在实证分析方面还无法令人满意。其中可能原因就在于理性预期假设过于严格。因此,在建立合适的菲利普斯模型用于分析中国通货膨胀动态时,研究者不能不充分考虑到这一点。

国内关于新凯恩斯菲利普斯曲线模型的研究主要集中于基于中国数据对新凯恩斯菲利普斯曲线进行估计(陈彦斌,2008;刘金全和姜梅华,2011),利用新凯恩斯菲利普斯曲线模型来研究通货膨胀惯性的文献则较少。而现有研究通货膨胀惯性特征的文献(张成思,2008;李彬和刘凤良,2007;王少平和王津港,2009;何启志和范从来,2011)则大多局限于通货膨胀惯性程度的计量以及内生结构变化的检验,缺乏对通货膨胀惯性特征深入的理论分析。本文应用 Lansing(2008)提出的有限理性 NKPC 模型解释中国通货膨胀惯性特征,结合中国的具体参数对改进后的模型进行校准,从通货膨胀不确定性角度分析引起惯性随时间变化的原因。

二、中国通货膨胀的动态特征

所谓通货膨胀惯性是指在受到随机扰动的冲击之后,通货膨胀偏离其均衡状态所持续的时间。Andrews and Chen(1994)指出,时间序列的长期惯性特征可以由其累积脉冲响应函数(Cumulative Impulse Response Function, CIRF)加以反映,后者实质上描绘了一个单位的随机冲击对通货膨胀率产生的累积效应:

$$CIRF = \sum_{i=0}^{\infty} \frac{\partial \pi_{t+i}}{\partial \varepsilon_t} = \frac{1}{1-\alpha(1)}$$

其中, $\alpha(1)$ 是通货膨胀率自回归模型 $AR(p)$ 的各阶自回归系数之和。由于 CIRF 和 $\alpha(1)$ 存在正向单调关系,因此可以单纯依靠 $\alpha(1)$ 作为衡量来通货膨胀惯性。与多数标准文献一致,本文采用一阶自回归模型拟合通货膨胀率,那么根据惯性的定义,估计得到一阶自相关系数即为通货膨胀惯性的度量指标。为得到通货膨胀惯性的动态轨迹,我们设计 8 年期的滑动窗口,对模型进行滚动样本估计^①。考察的样本区间为 1983 年 1 月至 2008 年 3 月,共 303 个样本数据,数据来源于中国经济信息网数据库,通货膨胀率采用环比增长率^②。所计算得到通货膨胀惯性时间序列最终描绘

① 为了保证结果稳健性,本文还以 6 年、10 年为滑动窗口,对惯性和波动率进行滚动样本估计。结果发现,这两种方法得到的动态特征呈现出以 8 年为滑动窗口的结果相类似。

② 国家统计局只公布了同比通货膨胀率,本文借鉴沈利生(2008)的方法,换算为环比通货膨胀率。

在图 1 上。为了控制货币当局通货膨胀目标随时间变化所带来的影响,我们还应用 HP 滤波方法计算了去趋势数据的通货膨胀惯性。

图 1 给出反映了使用两种类型通货膨胀数据估计后所刻画的通货膨胀惯性动态特征。从中我们发现,通货膨胀惯性具有非常明显的时变特征,大致呈现出先上升而后下降的驼峰形态。通货膨胀惯性的另一个特点则是,大部分时段内通货膨胀率的一阶自回归系数都大于 0.8,反映出通货膨胀惯性程度一直在高位状态上变化,这也暗示着中央银行的货币政策滞后效应非常明显,通货膨胀对货币政策的反应速度缓慢。再观察由去趋势数据所计算的通货膨胀惯性,我们发现它呈现出与原始数据大致相同的变化趋势,虽然其大小程度略低于由相应的原始数据计算出的通货膨胀惯性,但仍然处于高位。

我们还进一步计算了同样是滑动窗口为 8 年期的通货膨胀波动率(图 2)以及偏度、峰度动态轨迹。我们发现,与通货膨胀惯性相似,这些指标同样具有时变的特征,而且通货膨胀率具有正的偏度和大于 3 的峰度。通货膨胀数据所显示的一些时变特征以及非正态分布的特点,表明我国通货膨胀动态过程存在明显的非线性特征。

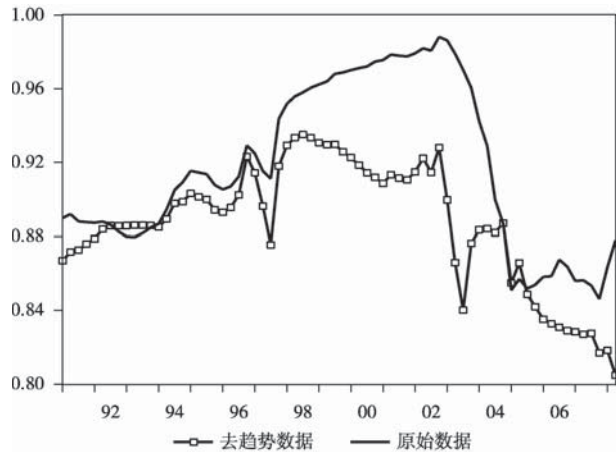


图 1 通货膨胀惯性动态(8 年期滑动窗口)

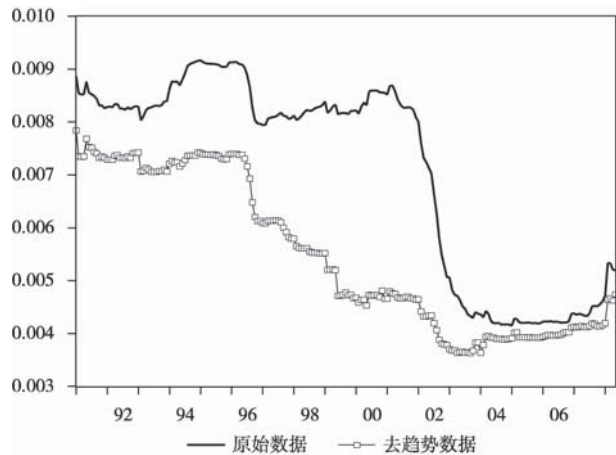


图 2 通货膨胀波动率动态(8 年期滑动窗口)

三、有限理性 NKPC 模型改进与校准

(一)标准新凯恩斯菲利普斯曲线

作为分析的一个起点,本文先给出标准的 NKPC 模型:

$$\pi_t = \beta \hat{E}_t \pi_{t+1} + \gamma y_t + \varepsilon_t \quad \beta \in [0, 1), \gamma > 0, \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad (1)$$

其中, π_t 是通货膨胀率, y_t 是平稳的产出缺口, ε_t 是独立同分布的加成冲击 (markup shock)。 $\hat{E}_t \pi_{t+1}$ 是代表性个体基于 t 期信息集合的通货膨胀主观预期。参数 β 是代表性个体的主观贴现率,反映其对未来的重视程度;参数 γ 则代表了通货膨胀对产出缺口的反应敏感程度,这个敏感程度取决于经济体的内在结构,包括企业价格调整平均频率和刚性程度等。产出缺口动态假设满足以下式子:

$$y_t = \rho y_{t-1} + u_t \quad \rho \in [0, 1), u_t \sim N(0, \sigma_u^2)$$

其中, u_t 与 ε_t 独立同分布。在这个模型里,影响当期通货膨胀的变量包括当期对下一期通货膨胀预期和当期的驱动变量以及加成冲击。在理性预期假设下,标准 NKPC 模型的解为: $\pi_t^e = [r/(1-\rho\beta)] y_t + \varepsilon_t$ 。基于中国的参数 ($\gamma=0.0212$ $\beta=0.99$ $\rho=0.95$ $\sigma_\varepsilon=0.016$) 与产出缺口数据,上述理性预期假设下的

NKPC 模型解(图 3)与中国通货膨胀动态过程大相径庭。这表明标准 NKPC 模型并不能很好地解释中国通货膨胀动态特征,需要寻找更合适的模型。

(二)有限理性 NKPC 模型的改进

基于标准 NKPC 模型的理性预测建立在代理人信息集合极强的假设基础之上,然而在实际预测应用中,产出缺口变量的实时数据获取的困难以及参数的不稳定性,都可能造成大而持续的预测误差。许多文献表明,通过后顾型 NKPC 或者是标准 NKPC 模型进行通货膨胀预测,其预测结果往往比单变量的时间序列模型(例如随机游走模型, ARMA 模型等)表现更差,因此需要考虑一种需要

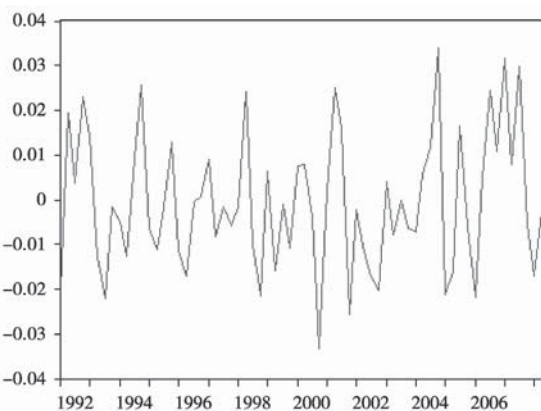


图 3 理性预期假设下的中国通货膨胀率动态

更少计算和更少信息资源的预测算法。Lansing(2008)提出有限理性假设下的新凯恩斯菲利普斯曲线模型,较好地解释了美国通货膨胀过程的某些动态特征。但 Lansing(2008)施加了一个先验假设,即把货币当局通货膨胀目标设定为单位根过程,而这个假设可能与实际不相符合。为了克服这个缺陷,本文把经济行为主体对通货膨胀动态规律的理解进行修改,设定为以下动态规律:

$$\begin{aligned}\pi_t &= \pi_t^T + \nu_t \\ \pi_t^T &= \alpha \pi_{t-1}^T + \eta_t \\ \nu_t &\sim N(0, \sigma_\nu^2), \eta_t \sim N(0, \sigma_\eta^2), \text{Cov}(\nu_t, \eta_t) = 0\end{aligned}$$

其中, $0 < \alpha \leq 1$, 以上两式构成一个状态空间模型。 π_t^T 是通货膨胀率的趋势成分,由中央银行货币政策所决定。 ν_t 是推动 π_t 偏离 π_t^T 的暂时冲击, η_t 是对趋势成分的持久冲击。两类冲击被假定为不相关。预测主体的主观预测 $\hat{E}_t \pi_{t+1}$ 被设定为 π_t^T 的 Kalman 滤波估计,即:

$$\hat{E}_t \pi_{t+1} = \alpha E_{t-1} \pi_t + \lambda (\pi_t - \alpha E_{t-1} \pi_t) = \lambda \pi_t + \alpha (1 - \lambda) E_{t-1} \pi_t \quad (2)$$

上式中的 λ 被称为增益参数(gain parameter),其唯一的最优值可以采用 Kalman 滤波求得:

$$\lambda = \{-[\phi + (1 - \alpha^2)] + \sqrt{[\phi + (1 - \alpha^2)]^2 + 4\alpha\phi}\} / 2\alpha \quad (3)$$

其中, $\phi = \sigma_\eta^2 / \sigma_\nu^2$ 即为信号噪音比(Signal-to-Noise Ratio, SNR)。因为 η_t 是对趋势成分的持久冲击,其方差 σ_η^2 即可定义为长期通货膨胀不确定性(long-run inflation uncertainty),同理, σ_ν^2 即为短期通货膨胀不确定性(short-run inflation uncertainty)。SNR 表征了经济行为主体的长期通货膨胀不确定性与短期通货膨胀不确定性相对程度,其值大小程度对经济行为主体的决策有重要影响。上式中的 α, ϕ 的估计值可以从通货膨胀变化量 $\Delta \pi_t$ 的无条件矩推断出来。

把体现经济行为主体的预测规则的式(2)代入 NKPC 的方程式(1),得到:

$$\begin{bmatrix} \pi_t \\ \hat{E}_t \pi_{t+1} \\ y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 & \frac{\alpha\beta(1-\lambda)}{1-\beta\lambda} & \frac{r\rho}{1-\beta\lambda} \\ 0 & \frac{\alpha(1-\lambda)}{1-\beta\lambda} & \frac{r\rho\lambda}{1-\beta\lambda} \\ 0 & 0 & \rho \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \pi_{t-1} \\ \hat{E}_{t-1} \pi_t \\ y_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \frac{r}{1-\beta\lambda} & \frac{1}{1-\beta\lambda} \\ \frac{r\lambda}{1-\beta\lambda} & \frac{\lambda}{1-\beta\lambda} \\ 1 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_t \\ \varepsilon_t \end{bmatrix} \quad (4)$$

由式(4),进一步可以得到 $\text{Var}(\hat{E}_t \pi_{t+1})$ 、 $\text{Var}(\pi_t)$ 、 $\text{Cov}(\pi_t, \pi_{t-1})$,继而可得到通货膨胀率的一阶

自回归系数,即反映通货膨胀惯性程度的测度指标。不难发现,在本文模型的设定下,通货膨胀惯性指标恒大于零,这与中国数据的计算得到的通货膨胀惯性指标恒大于零的特征是相一致的。由以上方程系统(4)式中的第一个方程,我们可得到通货膨胀率的变化率 $\Delta\pi_t$,接下来就可以计算出以下几个我们感兴趣的无条件矩: $Var(\pi_t)$ 、 $Var(\Delta\pi_t)$ 、 $Cov(\Delta\pi_t, \Delta\pi_{t-1})$ 、 $Cov(\hat{E}_t\pi_{t+1}, y_t)$,进一步可以得到 $corr(\Delta\pi_t, \Delta\pi_{t-1})$ 和 $corr(\pi_t, \pi_{t-1})$,而且不难发现, $corr(\Delta\pi_t, \Delta\pi_{t-1})$ 和 $corr(\pi_t, \pi_{t-1})$ 均是关于增益参数 λ 的非线性函数,而一致预期均衡时的 Kalman 增益参数是非线性映射 $\lambda=T(\lambda)$ 的不动点:

$$T(\lambda) = \frac{-[\varphi(\lambda) + (1-\alpha^2)] + \sqrt{[\varphi(\lambda) + (1-\alpha^2)]^2 + 4\alpha\varphi(\lambda)}}{2\alpha}$$

其中, α 和 ϕ 由以下两式决定: $corr(\pi_t, \pi_{t-1}) = \alpha\phi/[\phi + (1-\alpha^2)]$ 和 $corr(\Delta\pi_t, \Delta\pi_{t-1}) = [-(1+\alpha) - (1-\alpha)\phi]/[2(1+\alpha+\phi)]$ 。

(三)有限理性 NKPC 模型校准与分析

由于非线性映射求解非常困难,我们只能获得数值均衡解。模型校准的参数一部分来源于本文的直接估计,另一部分来自于已有的国内外经验文献。对于产出缺口反应系数 γ ,本文直接采用赵留彦(2005)的研究结果,即取 $\gamma=0.02$ 。与 Giannoni and Woodford(2003)中规定的一致,本文采用 0.99 作为主观贴现率 β 的经验值。而 ρ 、 σ_u 的经验值由产出缺口进行一阶自回归模型估计所得^①,即 $\rho=0.95$, $\sigma_u=0.016$ 。此外,本文选择 $\gamma=0.02$ 、 $\beta=0.99$ 、 $\rho=0.9$ 、 $\sigma_\varepsilon=0.01$ 作为基准值,然后通过改变参数值对结果的敏感性进行分析,由此可以发现通货膨胀惯性度量指标 $corr(\pi_t, \pi_{t-1})$ 如何随增益参数 λ 的变化而变化。

图 4 给出了斜率参数 $\lambda=0.22$ 基准模型的数值解,从中我们发现唯一的不动点是 $\lambda^*=0.430$ 。当斜率参数上升为 $\gamma=0.06$ 时,不动点随之上升至 $\lambda^*=0.853$ (图 5)。因为增益参数 λ 是信号噪音比 ϕ 的递增函数,因此这种变化显示出经济预期主体感受到信号噪音比的上升,在进行通货膨胀预期时,对近期发生的通货膨胀赋予更大的权重,由此造成了通货膨胀惯性的上升。表 1 以及图 6 更为全面地揭示了这个特点。表 1 给出了均衡值 ϕ^* 和 λ^* 以及理性预期假设下的通货膨胀惯性 $Corr(\pi_t^e, \pi_{t-1}^e)$ 、一致预期均衡条件下的通货膨胀惯性 $Corr(\pi_t, \pi_{t-1})$ 如何随斜率参数 γ 以及基本冲击方差比 $\sigma_\varepsilon^2/\sigma_u^2$ 变化而变

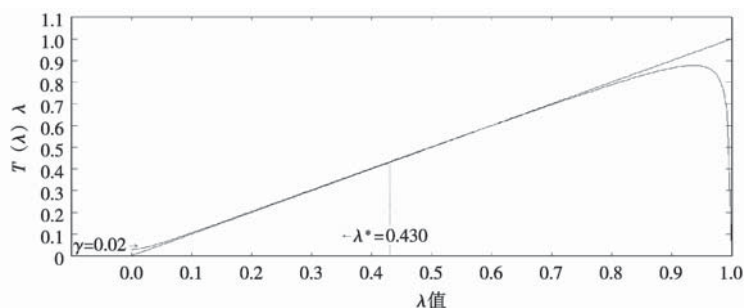


图 4 $\gamma=0.02$ 时,模型的一致均衡解

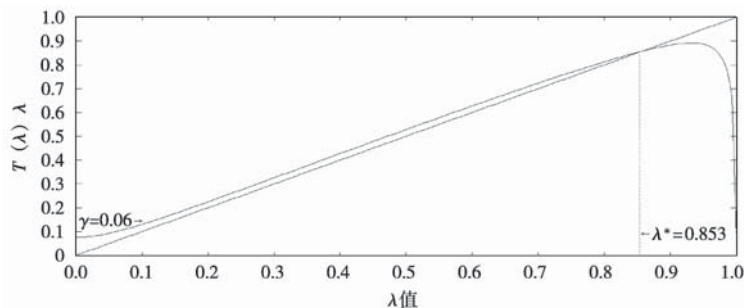


图 5 $\gamma=0.06$ 时,模型的一致均衡解

① 产出缺口采用 HP 滤波计算所得,自回归模型估计的样本区间为:1994 年一季度至 2008 年第一季度。

表 1 敏感性分析

方差率	结果	菲利普斯曲线斜率参数		
		$\gamma=0.02$	$\gamma=0.04$	$\gamma=0.06$
$\sigma_\varepsilon^2/\sigma_u^2=1$	φ^*	0.324	1.559	3.269
	λ^*	0.430	0.692	0.802
	$Corr(\pi_t, \pi_{t-1})$	0.954	0.965	0.967
	$Corr(\pi_t^e, \pi_{t-1}^e)$	0.509	0.781	0.866
$\sigma_\varepsilon^2/\sigma_u^2=2$	φ^*	0.138	0.744	1.750
	λ^*	0.309	0.567	0.711
	$Corr(\pi_t, \pi_{t-1})$	0.939	0.962	0.965
	$Corr(\pi_t^e, \pi_{t-1}^e)$	0.349	0.663	0.797
$\sigma_\varepsilon^2/\sigma_u^2=3$	φ^*	0.085	0.461	1.161
	λ^*	0.252	0.486	0.643
	$Corr(\pi_t, \pi_{t-1})$	0.927	0.958	0.964
	$Corr(\pi_t^e, \pi_{t-1}^e)$	0.264	0.576	0.737
$\sigma_\varepsilon^2/\sigma_u^2=4$	φ^*	0.062	0.324	0.850
	λ^*	0.220	0.430	0.590
	$Corr(\pi_t, \pi_{t-1})$	0.917	0.954	0.963
	$Corr(\pi_t^e, \pi_{t-1}^e)$	0.213	0.509	0.686

化的敏感性分析结果。

由表 1, 我们发现三个基本结论: 一是, 在其他参数不变的条件下, 通货膨胀惯性随菲利普斯曲线的斜率参数而递增, 即产出缺口越大, 通货膨胀一旦发生, 持久程度就越大; 二是, 在相同参数条件下, 理性预期假设下的通货膨胀惯性低于有限理性假设下的通货膨胀惯性, 这之前众多文献研究结果相符合; 三是, 在其他参数不变的条件下, 通货膨胀惯性随着基本冲击方差比的上升而降低。

在各个参数设定为基准值的情况下, 我们得到了增益参数与通货膨胀惯性的关系(图 6)。图 6 更加全面地揭示了在一致预期均衡条件下, 通货膨胀惯性指标如何随着增益参数的变化而变化, 这种变化类似于一个“驼峰”的形状。因为增益参数是信号噪音比的增函数, 因此图 6 间接地体现了通货膨胀惯性指标与信号噪音比的关系。这种关系清楚地表明, 通货膨胀惯性与通货膨胀预期不确定性存在正向相关的关系。这也是本文一个新发现。

为了反映惯性与公众通货膨胀预期不确定性之间的关系, 本文基于我国 1983 年 1 月至 2008 年 3 月的通货膨胀率数据计算信号噪音比。图 7 给出了信号噪音比的时间序列, 设定滑动窗口为 8 年。而图 8 中的增益参数时间序列则是由式(3)计算所得。通过观察图 7 和图 8, 三个时间序列表现出非常类似的动态特征, 即正向关联。在图 8 中, 直观上, 以 1998 年与 2004 年为分割点, 两个时间序列均出现了三个驼峰状, 这表明, 从全样本区间观察, 通货膨胀惯性大致趋势上经历一个先上升而后降的过程, 然后各子样本区间也存在类似变化过程。而两个时间序列的分割点非常契合, 体

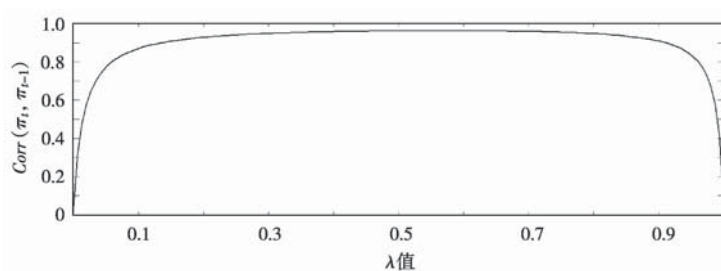


图 6 通货膨胀惯性与增益参数的关系

现了增益参数时间序列与通货膨胀惯性时间序列紧密的正向相关关系。这个研究结论与 Cogley and Sargent (2002) 关于通货膨胀水平、通货膨胀波动与通货膨胀惯性三者正向相关的发现一致。

为什么增益参数与通货膨胀惯性会有正向关联的关系？本文所拓展的有限理性的菲利普斯模型具有很好的解释力。就我国通货膨胀惯性特征而言，2000 年之前，通货膨胀惯性程度大致上处于上升的态势，而后开始回落。因此我们以 2000 年作为分割点把样本区间划分为两个区间。在前一个样本区间，平均信号噪音比为 3.478，大于后一个样本区间的信号噪音比。相应的增益参数 λ 也大于后一样本区间。这表明，在前一样本区间，由于 λ 值大，公众在进行通货膨胀预期时，赋予过去通货膨胀更大的权重，因此我们观察到了这一样本区间内更大的通货膨胀惯性。这充分凸显了通货膨胀不确定性在刻画通货膨胀动态过程的某些特征尤其是通货膨胀惯性时扮演的重要角色。由于 ϕ 和 λ 是正向关系，当 ϕ 增大时， λ 随之增大，这意味着，当公众意识到长期通货膨胀不确定性相对于短期通货膨胀不确定性上升，由于对未来通货膨胀长期预期更加不确定，经济行为主体形成预期时，将对近期的通货膨胀率分配更大的权重。这体现了后顾型的预期特点，也将导致更大的通货膨胀惯性。

另外，信号噪音比 ϕ also 具有重要的经济含义。由于货币政策对价格水平的影响需要一个较长的时间，当前对通货膨胀的冲击在短期内并不能为中央银行所反应并发挥其货币政策的作用，然而在比较长的一段时间里，中央银行却有能力抹平通货膨胀冲击，如此看来，在一个中央银行追求价格稳定、且信誉程度较高的时期内，长期通货膨胀不确定性应比短期通货膨胀不确定性下降更快，因此信号噪音比 ϕ 的倒数可视为中央银行信誉程度的一个测度 (Lansing, 2008)，其值越大，表明中央银行的信誉程度越高^①。观察图 7， $1/\phi$ 在 2000 年以后相比之前有了显著的提高，这表明我国中央银行信誉程度有了显著的提升。这与我国 1996 年后公布货币供应量目标有一定的关系。这种信号的提前公布给予公众有关未来货币供给和通货膨胀的新信息。中央银行通过发布文告、公布货币政策委员会会议决议、利用新闻媒体公布相关信息等一系列措施不断提高货币政策透明度，增强了各方对货币政策的理解和支持，较好地引导了市场预期，货币政策传导的渠道日益通畅。同时，20 世纪 90 年代后期，中央银行独立性的逐步提高对信誉程度的提高也起了一定的促进作用。

四、结 论

虽然新凯恩斯菲利普斯曲线具有坚实的微观基础，然而其无法完全解释现实经济中通货膨胀

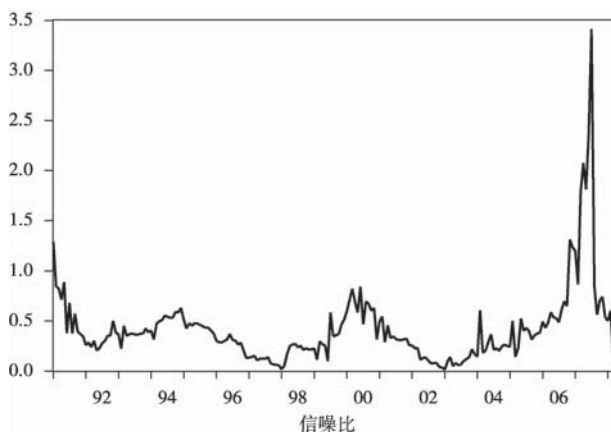


图 7 SNR 时间序列图

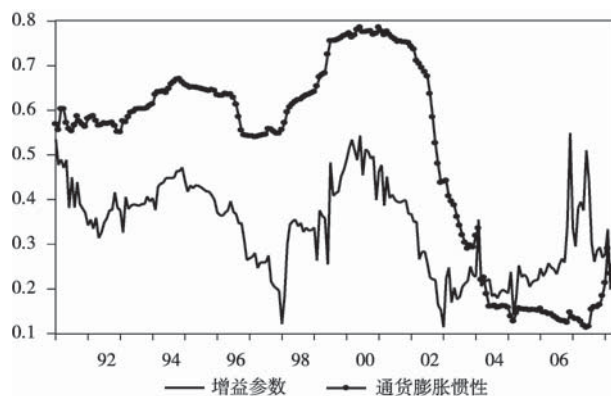


图 8 通货膨胀惯性指标与增益参数

^① Castillo(2006)应用这个测度方法考察了秘鲁实行通货膨胀目标制前后中央银行信誉程度的变化。

动态过程的一些重要特征,包括通货膨胀的惯性。本文拓展了 Lansing(2008)提出的有限理性新凯恩斯菲利普斯曲线,结合中国的参数对扩展模型进行了校准,并应用于中国通货膨胀惯性特征的检验。研究结果发现,扩展模型很好地解释了自 20 世纪 90 年代以来,我国通货膨胀惯性整体上先上升再下降的“驼峰型”的动态变化特征。这一特征与社会公众的通货膨胀预期不确定性变化极其相似,即惯性与通货膨胀预期不确定性存在正向相关关系,由此揭示出预期稳定对于降低通货膨胀惯性的重要性。上述结论对于中央银行的货币政策制定具有两点政策启示:

第一,当通货膨胀惯性较强,公众就会普遍预期下一期的通货膨胀水平也较高,高通货膨胀预期与不确定性都会使通货膨胀向均值收敛的时间延长。因此货币政策协调的重点之一应放在通货膨胀惯性的治理上。

第二,既然我国通货膨胀惯性程度与中央银行政策信誉度、透明度有关,中央银行应着力于信誉的建立,这包括提高政策制定和实施的信誉度,尽量避免政策频繁调整,让公众对货币政策操作的频率和方向有比较清晰的认识,从而较好地实现引导公众预期的目的。

最后需要着重指出的是,因为缺少实际调查的通货膨胀预期数据,我们无法将基于有限理性新凯恩斯菲利普斯曲线模型得到的通货膨胀预测与实际通货膨胀预期进行比较,以进一步确认模型的适用性,这将是今后研究改进的方向。

参考文献:

- 陈彦斌(2008):《中国新凯恩斯菲利普斯曲线研究》,《经济研究》,第1期。
- 何启志、范从来(2011):《中国通货膨胀的动态特征研究》,《经济研究》,第7期。
- 李彬、刘凤良(2007):《我国通货膨胀动态和货币政策效果的行为宏观解释》,《管理世界》,第3期。
- 刘金全、姜梅华(2011):《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》,《吉林大学社会科学学报》,第2期。
- 王少平、王津港(2009):《中国通货膨胀的惯性变化及其货币政策含义》,《统计研究》,第5期。
- 沈利生(2008):《同比价格指数与环比价格指数辨析》,《统计研究》,第1期。
- 张成思(2008):《中国通胀惯性特征与货币政策启示》,《经济研究》,第2期。
- 赵留彦(2005):《中国通胀预期的卡尔曼滤波估计》,《经济学季刊》,第4期。
- Andrews, D. and H. Chen (1994): “Approximately Median-Unbiased Estimation of Autoregressive Models”, *Journal of Business and Economic Statistics*, 12, 187–204.
- Calvo, G. (1983): “Staggered Contracts in a Utility-Maximizing Framework”, *Journal of Monetary Economics*, 12, 383–398.
- Carroll, C. (2003): “Macroeconomic Expectations of Households and Professional Forecasters”, *Quarterly Journal of Economics*, 118, 269–298.
- Castillo, P., A. Humala and V. Tuesta (2007): “Monetary Policy, Regime Shifts, and Inflation Uncertainty in Peru (1949–2006)”, Peru Center Bank Working Papers, 2007–005.
- Cogley, T. and T. Sargent (2002): “Evolving Post-World War II U. S. Inflation Dynamics”, in Bernanke, B. and K. Rogoff (eds.), *NBER Macroeconomics Annual 2001*, Cambridge, MA: MIT Press.
- Coibion, O. (2005): “Inflation Inertia in Sticky Information Models”, Working Paper of Michigan University.
- Gali, J. and M. Gertler (1999): “Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis”, *Journal of Monetary Economics*, 44, 195–222.
- Giannoni, M. and M. Woodford (2003): “Optimal Inflation Targeting Rules”, NBER Working Papers, No. 9939.
- Lansing, K. (2006): “Time-Varying U.S. Inflation Dynamics and the New Keynesian Phillips Curve”, 2006 Meeting Papers No.758, Society for Economic Dynamics.
- Mankiw, G. and R. Reis (2002): “Sticky Information versus Sticky Prices: A Proposal to Replace the New Keynesian Phillips Curve”, *Quarterly Journal of Economics*, 117, 1295–1328.
- Rudd, J. and K. Whelan (2005): “New Tests of the New-Keynesian Phillips Curve”, *Journal of Monetary Economics*, 52, 1167–1181.
- Smits, F. and R. Wouters (2003): “An Estimated Dynamic Stochastic General Equilibrium Model of the Euro Area”, *Journal of the European Economic Association*, 1, 1123–1175.
- Sbordone, A. (2005): “Do Expected Future Marginal Costs Drive Inflation Dynamics”, *Journal of Monetary Economics*, 52, 1183–1197.
- Taylor, J. (1980): “Aggregate Dynamics and Staggered Contracts”, *Journal of Political Economy*, 88, 1–23.
- Walsh, C. (2004): “Parameter Misspecification with Optimal Targeting Rules and Endogenous Objectives”, paper presented at the Carnegie–Rochester conference series, 2004.

(责任编辑:程 炼)