

我国菲利普斯曲线机制与价格调整过程的非对称性检验

刘金全, 刘 汉

(吉林大学数量经济研究中心 吉林长春 130021)

摘要: 菲利普斯曲线主要描述通货膨胀率和失业率之间的反向相关关系。本文主要检验非对称价格调整所导致的非线性菲利普斯曲线机制。如果价格调整在下降与上升阶段存在非对称性, 那么在经验分析中就会发现菲利普斯曲线在不同区间具有不同的表示形式, 为此我们运用门限自回归模型来估计和检验非线性菲利普斯曲线模型, 并在对应的模型中发现了通货膨胀调整过程的非对称性。

关键词: 菲利普斯曲线; 价格调整机制; 非对称性

1 引言

自 1958 年菲利普斯提出了最初形式的菲利普斯曲线以后, 菲利普斯曲线一直是政策制定者思考和分析通货膨胀率与失业率之间相关关系的有力工具。经过近半个世纪的发展, 人们对菲利普斯曲线机制的研究在不断深入, 并提出多种描述通货膨胀率与失业率之间动态关系的扩展菲利普斯曲线模型, 并对通货膨胀率与失业率之间的非线性关系给予了深入研究。例如, Gruen 等(1999)的研究发现通货膨胀率与失业率之间呈现非线性的凸性关系, 所以价格水平对失业冲击的反应主要依赖于经济的最初状态。但是, 在价格调整过程中也存在着另外一种非线性形式, 称作非对称价格调整的形式, 即与价格下降相比, 价格更容易上升。如果通货膨胀率对需求冲击存在这样的非对称反应, 则意味着以往认为的最佳经济政策反应机制应该是非线性的。

为了描述和分析菲利普斯曲线机制出现的价格调整非线性特征, 近年来 Ball 和 Mankiw (1995) 的研究证实了价格变化的菜单成本导致了一定程度的价格粘性和价格非对称性。类似地, Nickell (1997) 的研究提出了多种工资合同模型, 为工资和价格粘性提供了更为具体的微观基础。这些证据支持通货膨胀率上升期比通货膨胀率下降期更为持久的经验结论, 并认为这也是价格向下调整出现粘性的体现。

显然, 为了说明通货膨胀率的动态调整机制, 我们需要对具有价格粘性假设的菲利普斯曲线模型进行更为合理的估计, 并分析非对称性价格调整的内在机制 (刘金全等, 2006 年)。由于改革开放以来我国通货膨胀率路径出现了多次调整, 也体现出比较显著的周期波动特征, 因此为描述和检验我国菲利普斯曲线机制提供了必要的数据库和经验事实。刘树成 (1997 年) 检验说明了我国改革前后存在的不同菲利普斯曲线及其变形, 而张焕明 (2003 年) 的研究则给出了我国经济转轨时期菲利普斯曲线的主要形式。但这些研究并没有强调菲利普斯曲线机制的非线性特征。为此, 我们首先在单一变量情形下对我国通货膨胀率时间序列的非对称性进行检验, 然后采用了 Tong (1983) 给出的 TAR 模型对我国通货膨胀率过程进行了“门限效应”处理, 并判断非对称性出现的门限水平。在获得了通货膨胀率调整过程非线性的基础上, 我们采用“物价—产出”形式的菲利普斯曲线模型来估计和检验通货膨胀率过程的非对称性调整机制, 并阐述非对称价格调整机制的重要性以及相应的经济政策启示。

基金项目: 国家自然科学基金项目(70471016)和教育部人文社会科学重点研究基地 2005 年度重大项目(05JJD790078)资助。

2 我国价格变化路径非对称性的单变量时间序列检验

在非对称价格调整的研究中，我们使用的是1990年1月到2008年4月我国的居民消费价格指数所计算出的通货膨胀率数据（数据来源于《中国统计月报》和《中国经济景气月报》）。图1显示了在样本范围内，我国的通货膨胀率过程的时间轨迹。图中显示，在1990年至1997年出现了一轮显著的对称单峰型波动过程，而从2000年至2005年的蛰伏期后，从2006年开始出现了通货膨胀加剧的单边攀升过程。

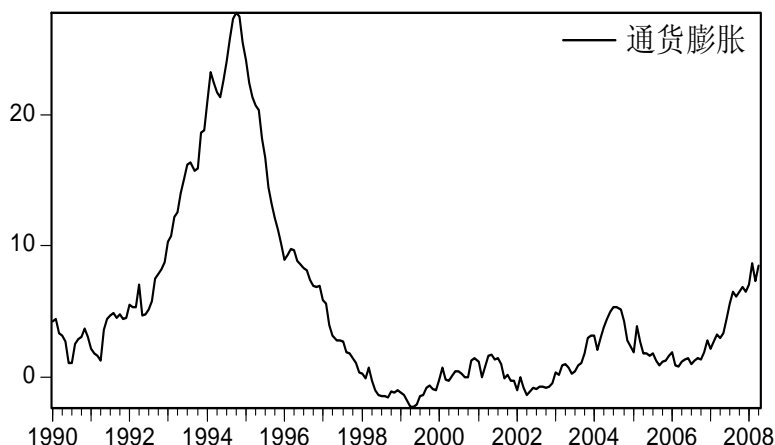


图1 我国通货膨胀率的时间序列轨迹

为了分析我国通货膨胀率路径的动态特征，我们首先对其进行平稳性和单整阶数的检验。表1给出了单位根过程的扩展Dickey-Fuller检验和Phillips-Perron检验结果。表1的检验结果表明，在5%的显著性水平下，ADF和PP统计量都未拒绝通货膨胀率序列存在单位根的原假设，进一步对其差分序列进行单位根检验，发现此时差分序列已经成为了平稳过程，这说明样本区间内的我国通货膨胀率序列是一阶单整过程，其非平稳性主要是由其中所包含的阶段性趋势形成的。我国通货膨胀率的非平稳性已经成为了我国价格变化过程的重要典型化事实。

表1 通货膨胀率序列的单位根检验结果

	ADF	PP	1%临界值	5%临界值	10%临界值
原序列	-1.451	-1.181	-3.462	-2.875	-2.574
一阶差分序列	-4.911*	-10.779*	-3.462	-2.875	-2.574

2.1 单变量线性对称模型

为了描述通货膨胀率路径的动态特征，我们引入描述“通货膨胀压力”的状态变量，该变量为：

$$\tilde{\pi}_t \equiv \Delta_{12}P_t - \Delta_{12}P_{t-1} \quad (1)$$

其中 P_t 表示我国居民消费价格指数的对数变量，价格变量 P_t 的12阶差分为： $\Delta_{12}P_t = P_t - P_{t-12}$ ，显然通货膨胀压力变量表示年度价格变化率(通货膨胀率)的变差，即通货膨胀率的变化率。图2显示了1990年1月至2008年4月我国通货膨胀压力序列 $\{\tilde{\pi}_t\}$ 的变化路径。计算结果表明 $\{\tilde{\pi}_t\}$ 在样本范围内围绕着样本均值0.037波动，其波动方差为1.297。单位根检验结果表明通货膨胀压力变量呈现平稳性特征，这从图2的轨迹中也可以看出。

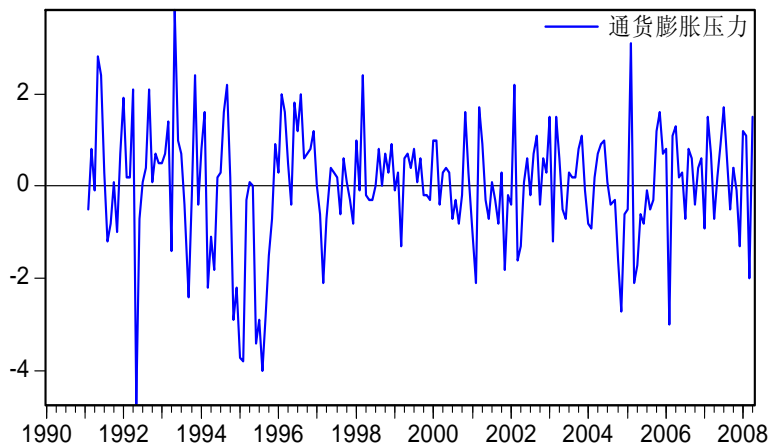


图2 通货膨胀压力的时间序列路径

利用 Box-Jenkins 方法给出的模型选择标准，并参考了 *SIC* 和 *AIC* 准则，我们只保留显著性水平超过 5% 的估计系数，得到了如下模型(括号中为 *t* 统计量):

$$\tilde{\pi}_t = 0.306 \tilde{\pi}_{t-1} + 0.147 \tilde{\pi}_{t-6} - 0.624 \tilde{\pi}_{t-12} + 0.1524 \tilde{\pi}_{t-13} \quad (2)$$

(4.431) (2.621) (-10.936) (2.144)

AIC = 2.833, *SC* = 2.900

显然这个模型的通货膨胀率调整过程是对称的，无论前一期通货膨胀压力 $\tilde{\pi}_{t-1}$ 是高于还是低于其长期均衡水平，都会有大约 30.6% 的前一期通货膨胀压力会持续到下一期。更为重要的是，上述模型结构的对称性假设可能带来残差结构和参数估计一致性的问题。为此，我们再利用 CUSUM 检验和 CUSUM 平方检验来检验该模型的线性指定是否合理。CUSUM 检验和 CUSUM 平方检验 (Brown, Durbin and Evans, 1975) 是在时间序列未知其结构转变点的前提下，检验其序列是否发生结构转变的两种检验方法，这两种方法都是基于递归残差或向前一步推断残差进行计算。随着时间的推移，如果模型回归参数具有稳定性，检验统计量的样本均值应该接近零水平；如果模型回归参数不稳定，检验统计量将离开零均值线。在累计递归残差图中用一对 5% 的显著性曲线评价检验统计量值的偏离。如果检验统计量的值到了 5% 显著性曲线以外，则表明模型回归参数不稳定。

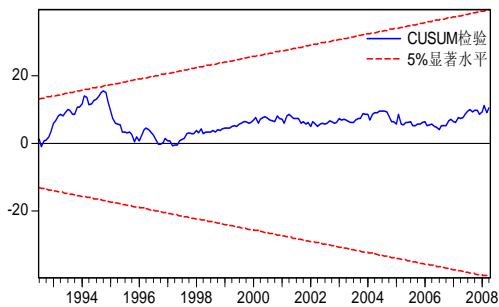


图3 CUSUM 检验结果

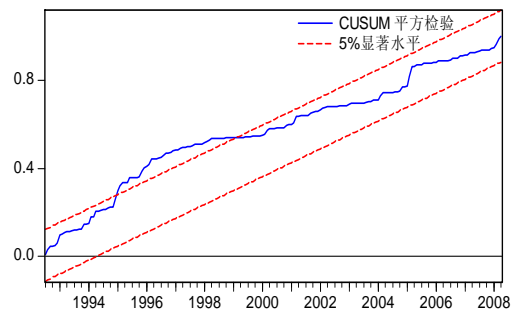


图4 CUSUM 平方检验结果

对模型使用 CUSUM 检验和 CUSUM 平方检验，我们获得了如图 3 和图 4 给出的检验结果，我们发现 CUSUM 平方检验已经拒绝了参数稳定性假设，这意味着我们利用对称性模型对方程(2)的估计存在偏差，这说明方程(2)的线性假定缺乏统计意义上的合理性。

2.2 门限自回归 (TAR) 模型

门限自回归模型是由 Tong (1975) 提出并使用的一种非线性时间序列模型。一些经济变量行为依赖于经济系统所处的状态，在不同的状态下经济变量之间的关系可能会发生变化，于是门限自回归模型主要用于以刻画经济变量关系所存在的结构性转变。经验方程(2) 估计的线性模型认为，无论 $\tilde{\pi}_{t-1}$ 是高于还是低于长期的均衡水平，大约都有 30% 的通货膨胀压力存在，这就是说通货膨胀压力持续作用是对称的。事实上，较高的通货膨胀率相比较低的通货膨胀率具有更为持久的作用，那么通货膨胀压力的作用机制也应该是非对称的。为此，我们选择 TAR 模型来描述通货膨胀压力的持续过程，对应的 TAR 模型为：

$$\tilde{\pi}_t = \alpha_0 + (\alpha_1 + \beta_1 I_{t-1}) \tilde{\pi}_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (3)$$

其中， I_t 是示性变量，示性变量的表达式为：

$$I_t = \begin{cases} 1, & \tilde{\pi}_t \geq \tau \\ 0, & \tilde{\pi}_t < \tau \end{cases} \quad (4)$$

这里，参数 τ 是模型中的门限值。当前一期的通货膨胀压力 $\tilde{\pi}_{t-1} \geq \tau$ 时， I_t 的值为 1，因此有 $(\alpha_1 + \beta_1)$ 单位的前一期通货膨胀压力会传递到下一期；当前一期通货膨胀的压力 $\tilde{\pi}_{t-1} < \tau$ 时， I_t 的值为 0，此时，只有 α_1 单位通货膨胀的压力会传递到下一期。当 $\beta_1 > 0$ 时，正的通货膨胀压力较之负的通货膨胀压力会更易于持续下去；而当 $\beta_1 < 0$ 时，情形正好相反。

TAR 模型应用的一个关键问题是如何选择或者估计通货膨胀压力的门限值。对此，我们采用 Chan (1993) 的门限估计方法，即选择使得模型均方误差最小的门限值。Chan (1993) 方法的具体步骤是：首先将通货膨胀压力序列 $\{\tilde{\pi}_t\}$ 的样本值按照升序排列，即 $\tau_1 < \tau_2 < \tau_3 < \dots < \tau_T$ ，这里 T 表示样本容量。舍掉 $\{\tau_i\}$ 序列的最大和最小的 15% 观测值。将剩余的 70% 看作是可能的门限值。由每一个备选的门限值，估计到一个形如方程(5)的方程。得到最小的残差平方和的门限值就是我们所需要的门限值的一致估计量。使用这种方法，我们计算出门限值的一致估计量是 $\tau = 0.9005$ 。排除在 5% 的显著性水平下不显著的系数，我们得到了下面的方程：

$$\tilde{\pi}_t = (0.493 - 0.690 I_{t-1}) \tilde{\pi}_{t-1} + 0.111 \tilde{\pi}_{t-6} - 0.599 \tilde{\pi}_{t-12} + (0.264 - 0.461 I_{t-1}) \tilde{\pi}_{t-13} \quad (5)$$

(6.402) (-4.701) (2.043) (-10.951) (3.272) (-3.230)

该方程的 F 统计量值为 11.070，明显高过在 5% 的显著性水平下的临界值 3.05。由此，我们可以看到通货膨胀压力存在着非对称的行为，如果通货膨胀压力低于门限值 0.9005，那么会有 49.3% 的当期通货膨胀的压力持续到下一期；反之，当通货膨胀压力高于门限值 0.9005， $\tilde{\pi}_{t-1}$ 的系数为负，通货膨胀压力相对于这一期会有所减少。这说明通货膨胀变化是非对称的，高通货膨胀压力比低通货膨胀压力持续的时间更长，这也与价格粘性理论的推断相一致。

2.3 非对称的菲利普斯曲线模型及估计

我们检验了通货膨胀压力过程中存在的非对称性特征。正是由于通货膨胀压力的非对称，进而导致了菲利普斯曲线的非对称性。由于扩展菲利普斯曲线中包含通货膨胀预期，为此我们首先采用状态空间模型来估计通货膨胀预期 π_t^e ，具体结果由图 5 给出。与图 1 的真实路径相比，我们发现预期路径基本体现了真实路径的特征，这意味着通货膨胀预期具有一定程度的可信性。类似，对通货膨胀预期序列进行单位根检验，可以判断该序列也是一阶单整过程。

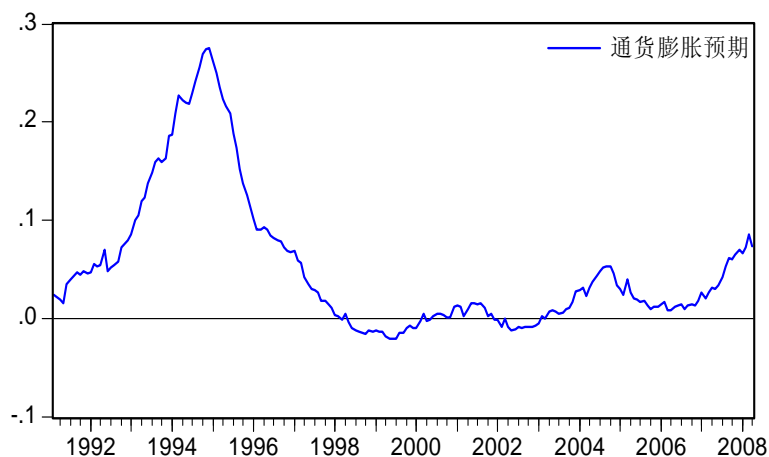


图5 通货膨胀预期动态路径

利用变量 π_t^s 表示“通货膨胀惊异”，即通货膨胀预期 π^e 与实际通货膨胀率之差：

$$\pi_t^s = \pi_t^e - (p_{t-1} - p_{t-13}) \quad (6)$$

在菲利普斯曲线的传统估计中，失业率是一个十分重要的解释变量。由于我国缺少全面的失业率数据，因此我们估计传统菲利普斯曲线的替代形式，即估计“产出—价格”关系的形式。此时我们需要利用“自然产出比率”来替代失业率变量在该曲线中的作用。我们对 GDP 增长率序列进行平稳性检验，发现该序列也具有非平稳，因此我们用 $B-N$ 分解方法对其进行趋势剔除 (Beveridge and Nelson, 1981)，得到其周期成分 Y^c ，于是得到了 $Y_t^s = Y^c / Y_t$ 作为“失业率”的替代解释变量。

利用 Gruen 等 (1999) 给出的菲利普斯曲线估计方法，我们估计出线性菲利普斯曲线方程为：

$$\tilde{\pi}_t = 1.033\Delta\pi_t^s - 0.000617 Y_t^s + 1.125\tilde{\pi}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (7)$$

该估计方程与典型菲利普斯曲线具有类似性质，例如通货膨胀率与通货膨胀预期误差 π_t^s 正相关，通货膨胀率与“自然产出比率”负相关等。但是，由于我们已经检验发现 $\{\tilde{\pi}_t\}$ 序列中存在调整的非对称性，因此上述获得的线性菲利普斯曲线机制可能存在模型指定上的错误，为此对估计方程(7)进行参数稳定性检验。

仍然利用 CUSUM 和 CUSUM 平方检验，检验结果由图 6 和 7 给出。由于检验统计量均超出了临界线，因此拒绝参数稳定性假设，因此应该对估计方程(7)进行模型结构的改进。为此，我们继续估计具有结构性转变的菲利普斯曲线形式。

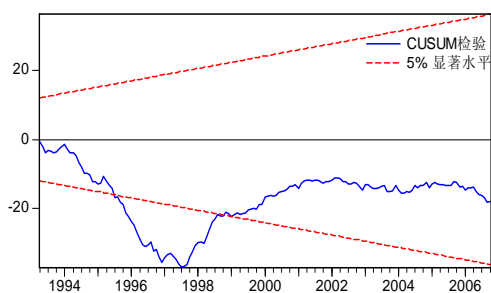


图6 CUSUM 检验结果

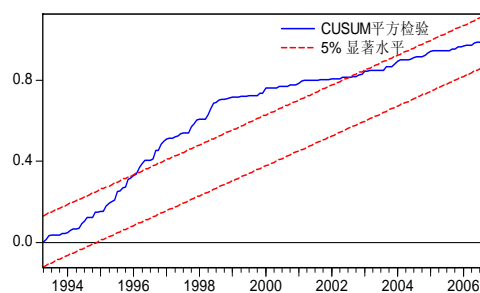


图7 CUSUM 平方检验结果

假设具有“门限效应”的菲利普斯曲线模型为：

$$\tilde{\pi}_t = \alpha_0 + (\alpha_1 + \beta_1 I_{t-1})\Delta\pi_t^s + (\alpha_2 + \beta_2 I_{t-1})Y_t^s + (\alpha_3 + \beta_3 I_{t-1})\dot{p}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (8)$$

类似地，使用上述门限估计方法和自回归模型参数诊断，我们获得了下面的估计方程：

$$\tilde{\pi}_t = (1.229 - 0.292 I_{t-1}) \Delta \pi_t^s - (0.0027 - 0.0022 I_{t-1}) Y_t^s + (1.368 - 0.379 I_{t-1}) \dot{p}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (9)$$

(8.468) (-1.729) (-2.854) (2.239) (10.801) (-2.236)

估计得到的门限值 τ 为 -0.004 (接近零水平)。对于模型检验的 F 统计量的值为 3.104 ，说明该模型在 5% 的显著性水平下是显著的。

当通货膨胀压力 $\tilde{\pi}_{t-1} \geq -0.004$ 时，对应的菲利普斯曲线为：

$$\tilde{\pi}_t = 0.937 \Delta \pi_t^s - 0.0005 Y_t^s + 0.989 \dot{p}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (10)$$

当通货膨胀压力 $\tilde{\pi}_{t-1} < -0.004$ 时，对应的菲利普斯曲线为：

$$\tilde{\pi}_t = 1.229 \Delta \pi_t^s - 0.0027 Y_t^s + 1.368 \dot{p}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (11)$$

对比方程(10)和(11)我们发现，虽然菲利普斯曲线模型的参数有很大差异，但是菲利普斯曲线机制的基本性质没有发生变化，通货膨胀率惊异变化和自然产出对通货膨胀的影响都是符合菲利普斯曲线基本特征的。另外，上述估计模型在所有解释变量均存在“区制效应”，这说明对应的菲利普斯曲线机制中具有多重非对称性的成因，这对选择经济政策工具和制定宏观调控目标具有重要启示。

2. 4 非对称性菲利普斯曲线估计和经验的基本结论

由于我们检验发现我国价格变化路径中存在非线性和非对称性特征，由此开始讨论菲利普斯曲线机制中的非线性特征。通过对“产出—价格”形式的菲利普斯曲线机制的估计和检验，我们得到了如下基本结论。

(一) 我们通过检验发现，如果利用对称性调整模型来描述通货膨胀率的动态过程，则出现了模型参数估计的非稳定性，这意味着统计检验拒绝模型参数的线性约束假设。因此，我们需要利用具有“门限效应”的 TAR 模型来估计通货膨胀率的非线性结构。具体估计结果表明，我国价格水平调整过程中，通货膨胀率压力的持续性依赖通货膨胀率所处于的阶段，具体体现在高通货膨胀压力具有更为显著的持续性，这意味着一旦高通货膨胀率状态出现，则需要采用相应的紧缩性货币政策进行调控，但是高通货膨胀的治理需要一个过程，因此其结果是出现价格水平的“软着陆”。

(二) 价格水平的非对称性调整为我们估计非线性菲利普斯曲线机制提供了重要的经验证据。我们仍然估计了线性菲利普斯曲线形式，仍然发现该模型的线性假设无法通过参数稳定性检验，因此我们估计和检验了具有多重“门限效应”的非线性菲利普斯曲线模型，并发现非线性菲利普斯曲线模型具有更强的参数稳定性。估计表明，此时的门限值接近于零，这说明价格膨胀和价格紧缩阶段的菲利普斯曲线具有不同的体现方式，因此应该在不同的价格变化区间选择不同的政策操作方式。

(三) 显然，我国目前处于通货膨胀压力增大、通货膨胀不确定性增强的时期，虽然已经采取了紧缩性货币政策并在宏观经济调控中开始注重供给管理，但是根据通货膨胀阶段的菲利普斯曲线方程(10)，通货膨胀惊异的变化已经显示出弱弹性迹象(对应的弹性系数仅为 0.937)，因此通过降低通货膨胀预期来缓解通货膨胀压力的作用已经变得微弱起来。同时，通货膨胀压力增加所产生的“就业效应”或者“产出效应”也比较微弱，这意味着该菲利普斯曲线机制下可能出现滞胀的可能，对此应该给予高度重视。

通货膨胀过程本身就是一个十分复杂的非线性动态过程，而体现通货膨胀率与失业率或经济增长率替代关系的菲利普斯曲线就更难以服从简单的线性假设。我们所获得了非线性菲利普斯曲线机制的估计和经验结论对预测通货膨胀率变化和进行经济政策效应评价具有重要参考价值。

参考文献

- [1] 刘金全、金春雨、郑挺国, 2006年: 中国菲利普斯曲线的动态性与通货膨胀率预期的轨迹, 《世界经济》, 第6期。
- [2] 刘树成, 1997年: 论中国的菲利普斯曲线, 《管理世界》, 第6期。
- [3] 张焕明, 2003年: 1979年~2000年我国菲利普斯曲线的实证研究, 《管理科学》, 第2期。
- [4] Ball, L. and Mankiw, G., Relative-price changes as aggregate supply shocks. *Quarterly Journal of Economics*, 1995, 161–193.
- [5] Beveridge, S. and Nelson, C., A new approach to decomposition of economic time series into permanent and transitory components with particular attention to the measurement of the business cycle. *Journal of Monetary Economics*, 1981, 7, 151-174.
- [6] Brown, R.L., Durbin J. and Evans, J., Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationship over time. *Journal of Royal Statistical Studies*, 1975, 37, 149-163.
- [7] Chan, K. S., Consistency and limiting distribution of the least squares estimator of a threshold autoregressive model. *Annals of Statistics*, 1993, 21, 520-533.
- [8] Gruen, D., Pagan, A. and Christopher, T., The Phillips curve in Australia, *Journal of Monetary Economics*, 1999, 44, 223–258.
- [9] Nickell, S., Unemployment and labor market rigidities: Europe vs. North America. *Journal of Economic Perspectives*, 1997, 11, 55–74.
- [10] Tong, H., *Threshold Models in Nonlinear Time Series Analysis*. Springer Verlag, New York, 1983.

Asymmetric price adjustment in China and the Phillips Curve Mechanism

Jinquan Liu Han Liu

Jilin University Quantitative Research Center of Economics, Changchun, Jilin, 130021

Abstract: Phillips curve describe the reverse relationship between the inflation and unemployment rates. This paper tests the non-linear Phillips curve mechanism caused by asymmetric price adjustment. If the price adjustment present asymmetric characteristic during the decline and increase stage, then the different forms in different range of the Phillips curve will be found in the empirical analysis. Hence, we use threshold AR model to estimate and testing of nonlinear Philip curve model, and also found asymmetric characteristic in the dynamic process of the inflation rate in the corresponding model.

Keywords: Phillips curve; price adjustment mechanism; asymmetric

作者简介: 刘金全(1964年—), 男, 黑龙江省密山县人, 吉林大学数量经济研究中心教授, 经济学博士, 博士研究生导师; 刘汉(1985年—), 男, 吉林大学数量经济专业硕士研究生。

通信地址: 吉林省长春市吉林大学数量经济研究中心, 邮编: 130021; 电话: 0431-5166332; 13331689599; Email: jqliu1964@yahoo.com.cn.