

# 我国通货膨胀率动态波动路径的结构性转变特征与统计检验

何筱薇, 刘金全

(吉林大学数量经济研究中心, 吉林 长春, 130012)

**摘要:** 本文采用参数稳定性检验方法研究了我国通货膨胀率的动态变化路径。检验发现我国通货膨胀率序列具有明显的结构转变特征; 我们利用包含结构转变点的最小二乘估计方法, 获得了通货膨胀率自回归模型的结构转变点估计和区间估计; 我们还结合我国宏观经济运行现实, 分析并描述了具有结构转变特征的通货膨胀率模型, 准确地给出了 1984 年以后两次较明显的高通货膨胀率区间。

**关键词:** 通货膨胀率; 结构转变; 稳定性检验

**中图分类号:** F224.0

**文献标识码:** A

## 1 引言

在宏观经济学的一些计量研究中, 大都将通货膨胀率的数据生成过程描述为宏观经济变量的线性动态系统, 这些经济变量包括工资、价格和其他表示经济周期状态的经济变量等。这些研究认为, 利用这些解释变量可以很好地拟合通货膨胀率的实际变化路径。然而, 这些研究并没有注意到随着经济政策和宏观经济形势的变化, 通货膨胀的时间波动路径中可能存在内生的结构转变, 而这种结构转变将明显的影响通胀路径的模型刻画及其统计特征(刘金全, 崔畅, 2004 年)。

在过去的几十年里, 结构转变的经济计量问题一直受到广泛的关注, 并取得了重要进展。例如在模型结构转变的稳定性检验方面, 出现了 Chow 检验、CUSUM 检验、CUSUM 平方检验、Hansen (1992) 检验等。Chow (1960) 检验方法选取已知数据中的某个已知时点, 将原样本划分为两个子区间, 分别估计每个子区间的参数, 然后用  $F$ -统计量检验参数是否相同。这种检验方法已经广泛的应用到各种经济计量模型。Andrews (1993) 对 Chow 检验做了进一步描述和研究, 修正了 Chow 检验分布临界值, 并给出了基于 Chow 检验对未知转变点的检验方法; 另一种方法是 CUSUM 检验和 CUSUM 平方检验 (Brown, Durbin and Evans, 1975), 可以识别时间序列波动路径中的内生结构转变点, 其中 CUSUM 检验方法主要是对均值参数稳定性进行检验, 而 CUSUM 平方检验则是检验方差稳定性。对于结构转变点的估计, 最初的研究认为结构转变点是使全样本信息残差方差最小的时点。Bai 等人(1997)推导了结构转变点估计的渐近分布并给出如何估计它的置信区间, 并将单变量推广到具有同时刻结构转变的多元变量, 并在 Bai 和 Perron (1998)的研究中给出了估计方法。

由于结构性转变检验对于经济态势和经济结构分析十分重要, 我们在本文中将运用 Chow 检验、CUSUM 检验和 CUSUM 平方检验等方法, 分析我国 1984 年 1 月至 2004 年 12 月的月度通货膨胀率序列中是否出现结构性转变, 以便清楚地刻画我国价格水平变化中通货膨胀与通货紧缩之间转变的动态性, 如此计量检验和获得的经验证据将为目前的宏观经济调控提供了重要的参照依据。

## 2 通货膨胀率的动态模型与参数稳定性检验

改革开放以来, 我国的通货膨胀率路径出现了显著的波折。几次高通货膨胀的出现都有其具体的现实背景。1984 年至 1986 年我国经济起伏较大, 货币政策时紧时松, 但通货膨胀尚未发展到很

严重程度，经济运行中的各种矛盾尚未明显激化。在此期间零售物价指数已经出现了连续三年的较大幅度上涨，这实际上已发出了明确的信号，表明当时经济中的供给和需求条件已经出现了严重问题；1987年我国经济增长持续过热，货币供给增长过快，总需求与总供给之间的缺口越来越大。原材料、燃料、动力、交通运输等短缺现象日趋严重，但这些并未引起应有的重视，没有采取适度的“降温”，致使1988年初出现了明显的通货膨胀；1991至1993年上半年，由于我国政府采取了顺应和促进经济回升与扩张的政策，但由于原有高度集中的计划体制的弊端还没有消除，盲目扩张投资、竞相攀比速度等问题体现得更为突出，这使得许多地方出现了经济过热、高信贷投放、交通运输、能源和重要原材料紧张、经济秩序混乱等问题，进而引发了经济总量失衡下的高通货膨胀。

自1997年11月亚洲金融危机爆发以后，我国一度出现了前所未有的物价持续下跌的局面。从1998年4月起，消费品价格出现了连续24个月负增长，虽然2000年5月转为正增长，但同年9月又陷入持续负增长状态，这个期间经济出现了轻微通货紧缩局面。为了克服通货紧缩，近几年来实施了积极财政政策和扩张性货币政策，从2003年年底开始，通货紧缩有所缓解；进入2005年以后，又出现了轻微通货膨胀现象，随着国际市场石油和原材料的价格攀升，国内通货膨胀压力已经显现出来。由此可见，在我国价格水平的动态变化过程中，出现了通货膨胀和通货紧缩的几度转变，这意味着通货膨胀率的动态轨迹中存在着结构性转变(刘金全等，2004年)。

目前国内对通货膨胀率动态性的研究，一般是通过建立自回归时间序列模型，然后考察不同时期通货膨胀率的相依程度以及反映时间序列过去的行为规律，进而对未来时期进行推断与预测。常用模型为 $p$ 阶自回归模型，模型结构如下：

$$\pi_t = \mu + \sum_{i=1}^p \phi_i \pi_{t-i} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t | I_{t-1} \sim iid N(0, \sigma^2) \quad (1)$$

在该模型中，我们假定自回归方程中的均值、系数以及正态分布的方差都是固定常数。这个模型说明了当期通货膨胀率依赖于前 $p$ 期的通货膨胀率。但自回归模型没有考虑不同时期的结构转变，即可能伴随着经济政策改变或经济体制的改变，而使模型的结构也相应的发生变化。简单的自回归模型只能描述经济现象中存在的某种线性关系，没有考虑通货膨胀率过程中还存在不同剧烈程度的通货膨胀阶段。

为了考察我国通货膨胀波动路径是否发生了结构转变，我们使用一些传统的参数稳定性检验方法，如Chow检验、CUSUM检验和CUSUM平方检验。我们选用的数据为1984年1月至2003年12月我国月度通货膨胀率(利用零售商品价格增长率表示)的数据(来源于《中国经济景气月报》，部分季节数据进行了月度分解)。同时，利用Akaike(AIC)和Shwarz信息准则(SIC)，较优的模型选择是1阶自回归过程，其模型结构如下：

$$\pi_t = \mu + \phi \pi_{t-1} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t | I_{t-1} \sim iid N(0, \sigma^2) \quad (2)$$

其中 $\pi_t$ 表示月度通货膨胀率。

### (一) 全样本信息下的Chow检验

传统的Chow检验首先选取某个比较特殊的时点，并将样本划分为不同的子区间，假设在各个子区间内参数是常数，然后求出这些参数估计值，最后用 $F$ -统计量检验参数的等同性。然而，传统Chow检验的不足就在于结构转变点是事先规定的。一方面这种事先规定的时点可能并非是结构转变点，而相反真正的结构转变点却未被考虑；另一方面当实际上并未存在结构转变点时，但由于结构转变点是内生的，Chow检验可能误导性地识别出该时点发生结构转变。

为了考察通货膨胀1阶自回归模型是否存在结构转变，我们不考虑特定时点，而是将所有时点都进行Chow检验。在前 $n_1$ 个样本基础上求出回归模型系数的估计，再增加 $n - n_1$ 个样本，从而考查参数估计值是否稳定，采用如下的Chow检验统计量为：

$$F = \frac{(SSE - SSE_1)/(n - n_1)}{SSE_1/(n_1 - k)} \sim F(n - n_1, n_1 - k) \quad (3)$$

在此基础上,对已知结构转变点进行稳定性检验的方法就是把所有时点的Chow检验统计量反映到图表中,得到Chow检验结果曲线和Chow检验P-值曲线,详见图1和图2。当Chow检验结果大于 $\chi^2$ 临界值3.84(破折线)或P值曲线位于5%临界值(虚线)时,我们就认为发生结构转变,否则认为未发生结构转变,即模型是稳定的。Andrews(1993)对这种方法加以修正,并提出了Andrews临界值<sup>1</sup>,此处的临界值为9.84,当Chow检验结果大于临界值则认为发生了结构转变。

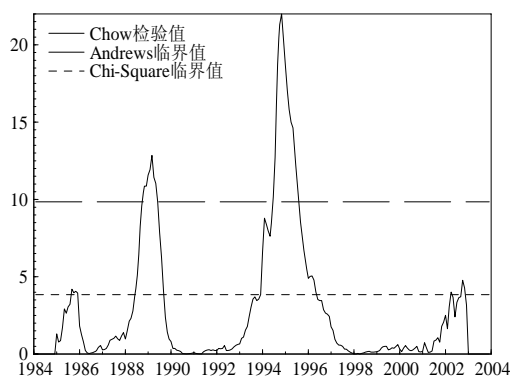


图1 已知转变点的Chow检验

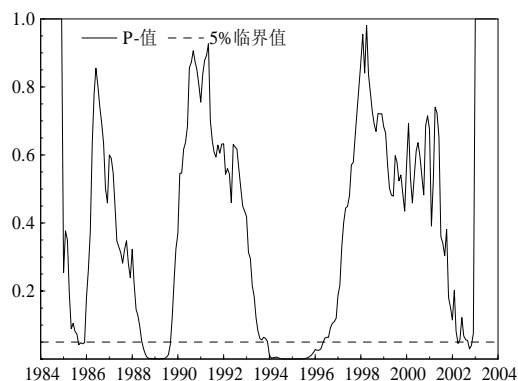


图2 已知转变点的P值

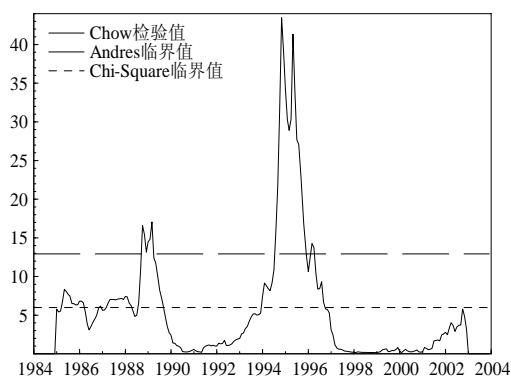


图3 未知转变点的Chow检验

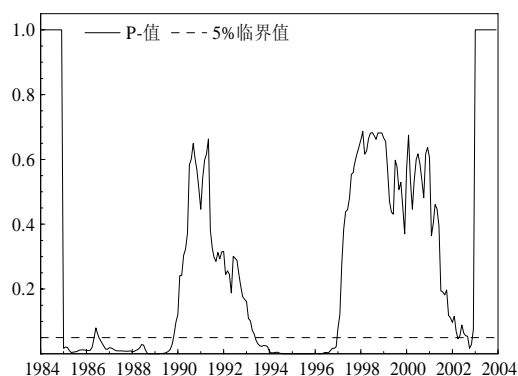


图4 未知转变点的P值

Quandt(1960)也曾提出在所有可能的转变点处进行Chow检验,而把Chow检验中最大的 $F$ 统计量定义为Quandt统计量。在图1中,Quandt统计量为1994年11月这一点,该点的检验统计量为21.995, P-值为0.00。这表明我们应该在5%水平拒绝没有结构变化的零假设,说明我国通货膨胀率过程确实发生了结构转变,这与我国1980年中后期出现的“经济过热”并引起高通货膨胀的事实是基本相符的。

对于未知结构转变点情形,Chow检验结果、 $\chi^2$ 临界值和Quandt统计量都发生变化,且存在较大争议。我们采用Andrews(1993)的方法得出了未知转变点的Chow检验结果(见图3),并给出相应的 $\chi^2$ 临界值和Andrews临界值,在图4中,给出了Chow检验的P值。

## (二) CUSUM 检验和 CUSUM 平方检验

CUSUM 检验和 CUSUM 平方检验 (Brown, Durbin and Evans, 1975) 是在时间序列未知结构转变点前提下检验其序列是否发生结构转变的方法,两种方法基于递归残差或向前一步推断残差

进行计算。

CUSUM 检验统计量定义如下，

$$W_t = \sum_{r=k+1}^t \frac{w_r}{\hat{\sigma}}, t = k+1, \dots, n \quad (4)$$

其中  $w_r$  表示递归残差，而标准差估计为：

$$\hat{\sigma}^2 = (n-k)^{-1} \sum_{r=k+1}^n (w_r - \bar{w})^2 \quad (5)$$

随着时间的推移，如果模型回归参数具有稳定性，应该有  $E(W_t) = 0$ ；如果模型回归参数不稳定，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  $W_t$  值的偏离。如果  $W_t$  值到了 5% 显著性曲线以外，则表明模型回归参数不稳定。

CUSUM 平方检验统计量定义如下，

$$S_t = \frac{\sum_{r=k+1}^t w_r^2}{\sum_{r=k+1}^n w_r^2}, t = k+1, \dots, n \quad (6)$$

在原假设下，回归参数具有稳定性，成立前提下有  $E(S_t) = (t-k)/(n-k)$ ，这条直线从  $t = k$  的零点开始，到  $t = n$  的数值 1 结束。如果  $W_t$  值到了 5% 显著性曲线以外，则表明模型回归参数，或者说残差的方差不稳定。

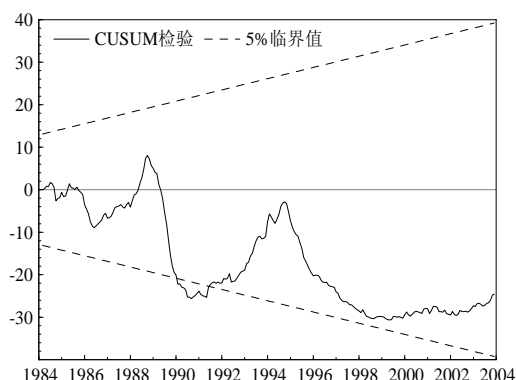


图 5 模型的 CUSUM 检验

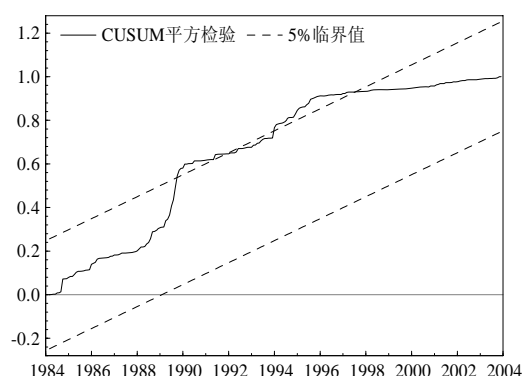


图 6 模型的 CUSUM 平方检验

我们对通货膨胀率的 1 阶自回归模型进行结构转变得检验，CUSUM 检验和 CUSUM 平方检验结果分别在图 5、图 6 中给出。图 5 和图 6 表明我国通货膨胀自回归模型在 1990 年左右不稳定，这与我国 1990 年代以前“经济过热”导致高通货膨胀率的现实相符合。图 5 中，CUSUM 平方检验结果还表明，在 1992 年、1994 年和 1997 年间模型存在非稳定性。结合 CUSUM 检验和 CUSUM 平方检验结果，我们断定通货膨胀自回归模型是非稳定的。

### 3 结构转变点估计与区间估计

在以上分析中，Chow 检验、CUSUM 检验和 CUSUM 平方检验表明我国通货膨胀 1 阶自回归模型参数在所有考虑的样本期间内是非稳定的，存在结构转变。但是，上述方法在当结构转变确实发生时，却很难观测到在何时产生结构转变。

在回归模型中，估计结构转变点的方法就是考虑结构转变点的最小二乘估计，将样本在每个可能的转变点划分，再用普通最小二乘估计出各自区间内的参数和残差平方和，然后寻求使全样本残差平方和最小化的时点，即结构转变点。

假设在模型(1)中存在结构转变， $\varepsilon_t$ 服从正态分布， $\hat{\sigma}_t$ 是标准差的无偏估计。因此，我们可在方程 $\hat{\sigma}_t = \alpha + \mu_t$ 中寻求一个转变点， $\alpha$ 为标准差。则我们可以通过 GMM 联合估计(2)式和(7)式的方法来估计结构转变点：

$$\hat{\sigma}_t = \alpha_1 D_{1t} + \alpha_2 D_{2t} + \mu_t \quad (7)$$

其中：

$$D_{1t} = \begin{cases} 0, & t \leq T \\ 1, & t > T \end{cases}, \quad D_{2t} = \begin{cases} 1, & t \leq T \\ 0, & t > T \end{cases} \quad (8)$$

$T$  是待估的结构转变点， $\alpha_1$ 和 $\alpha_2$ 是标准差相应估计值。Andrews(1993)给出了检验参数  $T$  的 Wald—统计量或 LM—统计量的渐近性质。

$$\sup_{T_1 \leq T \leq T_2} F_n = \sup F_n(T) \quad (9)$$

$$\exp F_n = \ln[1/(T_2 - T_1 + 1)] \sum_{T=T_1}^{T_2} \exp[F_n(T)/2] \quad (10)$$

其中 $T_1 = 0.15 \times n$ ， $T_2 = 0.85 \times n$ 。在这个检验中，使得 $F_n(T)$ 最大化的参数  $T$  将被估计为结构转变点。Andrews(1993)给出了这个检验的临界值。

表 1 结构转变点方差估计结果

模型 $\pi_t = \mu + \phi \pi_{t-1} + \varepsilon_t$ , $\varepsilon_t   I_{t-1} \sim iid N(0, \sigma_t^2)$		
如果 $t \leq T$ , 则 $\sigma_t^2 = \sigma_1^2$ , 否则 $\sigma_t^2 = \sigma_2^2$		
原假设	Sup	Exp
$\sigma_1^2 = \sigma_2^2$	35.39 (0.00)	15.48 (0.00)
结构转变点( $T$ )	1995:07	
注：( )为对应统计量的 P 值，Exp 为 Sup 的指数形式		

表 1 结果表明模型方差发生结构转变，结构转变点为 1995 年 7 月，该点的 Chow 检验值为 11.415 > 9.84 (Andrews 临界值)，而 1995 年 8 月处的 Chow 检验值为 9.5996 < 9.84，说明该点是模型的结构转变点。

我们接下来继续考虑均值方程或自回归方程的结构转变情况，可将通货膨胀 1 阶自回归模型形式变为，

$$\pi_t = \mu_1 D_1 + \mu_2 D_2 + \phi_1 \pi_{t-1} D_1 + \phi_2 \pi_{t-1} D_2 + \varepsilon_t \quad (11)$$

其中  $D_1$  和  $D_2$  定义同上，首先联合检验在常数项和系数项的结构转变，然后在各自检验常数项或系数项的结构转变情况。

在表 2，我们给出了均值方程的估计结果。自回归模型的各个参数统计量的 P 值都很接近于零，这说明拒绝没有结构转变的原假设，认为 1 阶自回归模型均值方程存在结构转变。在图 3 中，1994 年 12 月未知转变点的 Chow 检验结果为 20.308>12.93(未知转变点的 Andrews 临界值)，这说明通货膨胀在 1994 年 12 月发生了结构转变，且该点也是结构转变点。

表 2 结构转变点均值方程估计结果

模型 $\pi_t = \mu + \phi \pi_{t-1} + \varepsilon_t$ , $\varepsilon_t   I_{t-1} \sim iid N(0, \sigma_t^2)$				
如果 $t \leq T$ , 则 $\mu_t = \mu_1, \phi_t = \phi_1$ , 否则 $\mu_t = \mu_2, \phi_t = \phi_2$				
原假设	Sup		Exp	
$\mu_1 = \mu_2, \phi_1 = \phi_2$	43.48	(0.00)	16.76	(0.00)
结构转变点(T)	1994:12			
$\mu_1 = \mu_2$	22.00	(0.00)	6.65	(0.00)
结构转变点(T)	1994:12			
$\phi_1 = \phi_2$	33.06	(0.00)	11.40	(0.00)
结构转变点(T)	1994:12			

Bai(1997)给出如何在模型中同时估计多个转变点和构造区间估计的方法，这种方法利用迭代算法对子样本重新估计转变点。我们首先利用全样本区间[1984 年 1 月，2004 年 12 月]进行转变点估计，该点使得全样本残差方差最小，即全局最小点，通货膨胀率 1 阶自回归模型的全局最小点为 1989 年 3 月；然后在 1989 年 3 月将该点将全样本划分成两个子样本区间[1984 年 1 月，1989 年 3 月]和[1989 年 3 月，2004 年 12 月]，我们在第二个区间找到一个结构转变点 1994 年 11 月，该点称之为局部极小点；再考虑样本区间[1984 年 1 月，1994 年 11 月]，得到结构转变点为 1989 年 3 月。在给定置信水平 10% 下，我们得到模型结构转变点的区间估计为[1988.083, 1990.667]和[1992.917 1998.583]，而相对应落在区间估计范围内的绝大多数点可以认为在该点发生了结构转变。

#### 4 基本结论

结合以上分析，我们可以得出关于通货膨胀波动路径的几个基本结论：

(一) 通过 Chow 检验、CUSUM 检验和 CUSUM 平方检验，我们发现通货膨胀波动路径具有明显的结构转变特征。在实际应用中伴随着我国经济结构改革的不断深化和宏观经济调控手段的逐步完善，通货膨胀率生成机制中的某些系统参数产生了明显的变化，从而发生了结构转变。

(二) 我国通货膨胀波动路径在历史时期发生过两次明显的结构转变。从 Chow 检验结果可知，第一次结构转变发生在 1988 年 10 月至 1989 年 3 月，在该区间内的 Chow 检验值大于 Andrews 临界值；第二次结构转变则在 1994 年 8 月至 1996 年 4 月期间发生，这次结构性转变的持续期较长。

(三) 我国 1984 年至 1986 年发生的高通货膨胀并不显著，也没有发生结构转变。Chow 检验、CUSUM 检验和 CUSUM 平方检验结果表明，通货膨胀自回归模型都没有拒绝模型稳定的原假设，也就是说这一期间的通货膨胀过程并没有发生结构转变。同时，我们在对结构转变点进行估计时，也没有发现结构转变点。

(四) 我国通货膨胀率自 1997 年下半年迅速下滑后，一直没有发生结构转变。一方面自亚洲金融危机之后，我国各类物价持续下降，经济进入通货紧缩；另一方面，我国政府在宏观经济调控中“相机抉择”的经济政策显著的影响了通货膨胀率的变化特征(刘金全，云航，2004 年)。因此，该阶段的

通货紧缩仍然属于价格的正常波动范围。

虽然我们比较准确地判断和检验了通货膨胀率动态路径中出现的结构性转变，但是通货膨胀率的非确定性和波动性对经济增长的影响如何，在结构性转变检验中尚未体现出来(Evans and Wachtel, 1993)。为此，我们需要在多元回归模型中继续检验变量之间影响关系的结构性转变(Hamilton, 1990)。

#### 参考文献

- [1] 刘金全, 崔畅. 通货膨胀率与产出增长率之间趋势性与波动性关联的实证分析[J]. 南开经济研究, 2004 (2).
- [2] 刘金全, 陈广华, 顾洪梅. 我国通货膨胀名义成因和实际成因的检验分析[J]. 吉林大学社会科学学报, 2004.(5).
- [3] 刘金全, 云航. 规则性与相机选择性货币政策的作用机制分析[J]. 中国管理科学, 2004 (1): 1-7.
- [4] Andrews D W K. Tests of Parameter Instability and Structural Change with Unknown Change Point[J]. *Econometrica*, 1993, 61: 821-856.
- [5] Bai J. Estimation of a Change Point in Multiple Regression Models, *Review of Economics and Statistics*[J]. 1997, 79(4): 551-63.
- [6] Bai J, Perron P. Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes[J]. *Econometrica*, 1998, 66(1): 47-78.
- [7] Brown R L, Durbin J, Evans J. Techniques for testing the constancy of regression relationship over time[J]. *Journal of Royal Statistics Society*, 1975, 37: 149-63.
- [8] Hansen B E. Tests for parameter instability in regressions with I(1) Processes[J]. *Journal of Business & Economic Statistics*, 1992,10(3): 321-35.
- [9] Chow G C. Tests of Equality Between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions[J]. *Econometrica*, 1960, 28: 591-605.
- [10] Evans M, P Wachtel. Inflation Regimes and the Sources of Inflation Uncertainty[J]. *Journal of Money, Credit and Banking*, 1993, 25(3): 475-511.
- [11] Hamilton J D. Analysis of Time Series Subject to Changes in Regime[J]. *Journal of Econometrics*, 1990, 45: 39-70.

## Tests for the Structural Changes in the Volatilities of Inflation Rates Path of China's Economy

He Xiaowei, Liu Jinqun

(Jilin University Quantitative Research Center of Economics, Jilin, 130012, China)

**Abstract:** In this paper, we use the parameter stability tests to analyze the dynamic path of inflation rate of China's economy. We find that there significant structural breaks in China's inflation rate. By using the least square estimation with structural breaks, we have the point estimator and interval estimator for the autoregression model of inflation rate. Based on the China's economic situations, we established the inflation

model with structural model, and described the high inflation periods since 1984.

**Key words:** inflation rate; structural break; stability tests.

**收稿日期:** 2005—5—15

**基金项目:** 国家自然科学基金项目(70471016)、教育部重大项目(02JAZJD790007)和吉林大学人文社会科学精品项目(2003JP005)

**作者简介:** 何筱薇(1975年—),女,吉林大学数量经济学博士研究生;刘金全(1964年—),男,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。

---

<sup>1</sup> Andrews(1993)认为Chow检验统计量不是渐近服从 $\chi^2$ 分布,推导出该统计量的渐近分布,并给出Andrews临界值。