

基于STR模型的CPI波动与货币供应量关系的实证分析*

田 锐¹, 王 沁², 高国楷², 昌春艳²

(1. 西华师范大学 数学与信息学院, 四川 南充 637002; 2. 西南交通大学 数学学院, 成都 610031)

摘要:针对居民消费价格指数(CPI)的波动与货币供应量之间的关系,若用线性回归来研究,将会忽略这样两个问题:1)此函数关系是否一成不变;2)它们之间的影响是否存在对称性。本文以非线性STR模型技术来分析两者之间的非线性、非对称关系。研究发现,以logistic函数作为过渡函数的STR模型能很好地描述CPI波动与货币供应量的非线性动态关系。模型表明,在1993年1月到2010年12月期间,中国CPI波动与货币供应之间存在明显的非对称性,具有很强的非线性特征,两者之间存在机制转换动态特征。紧缩的货币政策机制下,CPI波动加剧;从宽的货币政策机制下,CPI波动主要由市场经济自我调控。

关键词:居民消费价格指数(CPI);货币供应量;STR模型;非线性

中图分类号:O29

文献标志码:A

文章编号:1672-6693(2012)05-0098-06

居民消费价格指数(Consumer price index, CPI)的变化趋势是政府经济决策时需要考虑的因素,特别是在利率、汇率的政策抉择时,CPI的变化趋势显得尤为重要。在国民经济中CPI是反映通货膨胀水平的重要指标,而西方经济学的主流学派——货币主义学派、供给学派、理性预期学派都无一例外的认为通货膨胀是一种货币现象。货币供应说也持有CPI与货币供给呈正相关关系的观点。针对CPI波动与货币供应量的关系,学者们也从实证方面进行了积极地探索。在中国CPI波动的实证研究中,方芳、熊德斌利用多元线性回归模型研究了房地产价格、货币供应量和社会零售商品总额对中国CPI上涨趋势的影响^[1]。张海波、徐慧使用1991—2007年的年度数据进行岭回归,发现国内生产总值(GDP)、货币供应量M2、人均收入、外汇储备与CPI成正相关关系^[2]。杨树成通过跨方程约束联立方程模型得到了货币供给量的增长对CPI的变动有显著影响^[3]的结论。

在以往的CPI波动和货币供应量的实证研究中,普遍存在两个不容忽视的问题。一是CPI的波动和货币供应量之间是否存在对称性的问题,即货币供应量的增加或减少对CPI增长的促进或抑制

会不会产生同等程度的效应还有待进一步研究;二是在以往的研究中大多采用线性模型来拟合货币供应量和CPI波动的函数关系,这样的关系是否一成不变,即随着货币供应量的不断增加或者减少,同样数额的资金对CPI波动的影响是否一致。为了更好的解决以上两个问题,本文使用非线性STR模型进行建模,通过引入开关函数,以货币供应量作为开关变量,研究CPI波动与货币供应量之间的关系。

1 STR模型简介

1.1 模型描述

STR(Smooth transition regression)模型即平滑转换回归模型是一种典型的非线性模型,属于时间序列的前沿内容。它源于“区间转换”理论,主要用于分析“对属于不同范围的变量经济表现出不同的行为”这类经济现象^[4]。非线性模型如下

$$y_t = x_t' \varphi + (x_t' \theta) G(s_t; \gamma, c) + u_t, t = 1, 2, \dots, T$$

其中, y_t 为经济行为的结果,如国内生产总值、经济增长率、CPI波动等指标; x_t 为解释变量组成的向量,包括 y_t 直到 k 阶的滞后及 m 个其他解释变量,如货币供应量,金融机构信贷资金投放等,即有 $x_t = (1, x_{1t}, \dots, x_{pt})' = (1, y_{t-1}, \dots, y_{t-k}; z_{1t}, \dots, z_{mt})', p =$

* 收稿日期:2011-12-01 修回日期:2012-03-30 网络出版时间:2012-9-15 23:19

资助项目:教育部人文社会科学研究青年项目基金资助(No. 09YJCZH104);中央高校基本科研业务费专项资金资助(No. SWJTU09CX075)

作者简介:田锐,男,硕士研究生,研究方向为时间序列理论及应用;通讯作者:王沁,E-mail:qinyuer7311@163.com

网络出版地址:http://www.cnki.net/kcms/detail/50.1165.N.20120915.2319.201205.98_022.html

$m+k$; $G(\cdot)$ 是一个连续的转换函数(也称开关函数),取值范围为 $[0,1]$; s_t 是开关变量,既可以是单个解释变量组成,也可以由多个解释变量的组合组成;平滑参数 $\gamma > 0$,反映了由一种状态过渡到另一种状态的过渡的平滑性和过渡速度的大小; c 为位置参数,用来确定状态转变的时刻; $\varphi = (\varphi_0, \varphi_1, \dots, \varphi_p)'$, $\theta = (\theta_0, \theta_1, \dots, \theta_p)'$ 为参数向量, $\{u_t\}$ 是独立同分布的误差序列。为了方便模型的估计,一般假设 $\mu_t \sim N(0, \sigma^2)$, σ 为常数。

Granger 和 Teräsvirta 将 STR 模型分为两大类,即 LSTR 模型和 ESTR 模型^[5]。其中 LSTR 模型转换函数为 logistic 函数,表达式为

$$G(s_t; \gamma, c) = \frac{1}{1 + e^{-\gamma(s_t - c)}}, \gamma > 0$$

转换函数是奇函数且为开关变量的单调上升函数。进一步,转换函数 $G(s_t; \gamma, c)$ 是非单调类开关函数且具有如下形式

$$G(s_t; \gamma, c) = \frac{1}{1 + e^{-\gamma(s_t - c_1)(s_t - c_2)}}, \gamma > 0, c_1 \leq c_2$$

此时开关函数 $G(s_t; \gamma, c)$ 不仅具有非单调性,且关于 $(\frac{c_1 + c_2}{2}, G(\frac{c_1 + c_2}{2}))$ 对称,当 $s_t \rightarrow \pm\infty$ 有 $G(s_t; \gamma, c) \rightarrow 1$; $\forall c_1 \leq s_t \leq c_2$, 当 $\gamma \rightarrow \infty$ 时,有 $G(s_t; \gamma, c) \rightarrow 0$; 而在其它值处, $G(s_t; \gamma, c) \rightarrow 1$ 。此为 LSTR 模型的一种变化形式,称为 LSTR2 模型。若开关函数是偶函数且具有如下形式

$$G(s_t; \gamma, c) = 1 - e^{-\gamma(s_t - c)^2}, \gamma > 0$$

称此类 STR 模型为指数型 STR 模型,即 ESTR 模型。

1.2 模型估计

1) 确定模型滞后阶数。一般方法是先加入 n 个滞后项,再逐个减少滞后项,以 AIC 和 SC 准则为标准来确定最终的滞后阶数。

2) 进行线性测试。以所选择的滞后项和其他解释变量一起组成模型的解释变量,以被解释变量和解释变量之间是线性关系为原假设,进行线性测试,备择假设的模型是 STR 模型(H_0 : 线性 AR 模型成

立; H_1 : STR 模型成立)。当拒绝原假设时,表示变量之间并不是线性关系。

3) 确定开关函数的形式,即选择建立 LSTR 模型还是 ESTR 模型,估计模型中各项参数。采用 Luukkonen、Saikkonen 和 Teräsvirta^[6] 的方法,围绕 $\gamma = 0$ 的三阶泰勒展开式作线性测试

$$y = \beta_0 x_t' + \beta_1 (x_t s_t)' + \beta_2 (x_t s_t^2)' + \beta_3 (x_t s_t^3)' + w_t$$

其中, $w_t = u_t + (x_t' \theta) R(s_t; \gamma, c)$, $R(s_t; \gamma, c)$ 为上述泰勒展开式的三阶泰勒余项, $x_t = (x_{1t}, \dots, x_{pt})'$ 。对上述泰勒展开式按照如下原假设 $H_{03}: \beta_3 = 0$; $H_{02}: \beta_2 = 0 | \beta_3 = 0$; $H_{01}: \beta_1 = 0 | \beta_2 = 0, \beta_3 = 0$ 的顺序进行检验。如果拒绝 H_{02} 的 p 值最小,则认为开关函数是指数型,模型为 ESTR 模型;否则,判定模型为 LSTR 模型^[2]。这里采用服从 $F(3p, T - 4p - 1)$ 的 F 统计量进行计算 F 值并返回 p 值。 F 统计量为

$$F = \frac{(SSR_0 - SSR_j)/3p}{SSR_j/(T - 4p - 1)}$$

其中, SSR_0 是线性假设下地残差平方和, SSR_j 是对应备择假设的残差平方和。根据二维网格点搜索法,拟合模型,估计模型中各项参数。

2 实证分析

货币供应量 M1 能够很好的反映居民和企业资金松紧变化,是经济周期波动的先行指标,其流动性仅次于货币供应量 M0,与消费物价指数的波动有着紧密的关系^[7-11]。这里选取了 1993 年 1 月到 2010 年 12 月的 CPI 同比增长数据和同期 M1 的实际值进行建模。数据来源于《2011 年中国统计年鉴》^[12]。实证分析所用软件为 Eviews5 统计软件。

2.1 样本数据的平稳性检验

不平稳的时间序列数据不能直接用来进行回归,否则将出现“伪回归”现象。通过绘制数据的趋势图进行观察,将 CPI 波动数据作一阶差分序列记为 Y , M1 先取对数消除异方差再作一阶差分序列记为 X ,进行 ADF 单位根检验,检验结果见表 1。从表 1 可知,序列 X_t 、序列 Y_t 均已平稳。

表 1 序列 ADF 单位根检验结果

变量	ADF 检验					
	t 统计量	1%显著性水平下 t 统计量临界值	p 值	DW 值	AIC	SC
Y^*	-6.176 5	-3.462 6	0.000 0	1.948 8	-7.476 1	-7.263 9
X	-3.274 6	-3.462 6	0.017 4	2.108 4	-5.166 4	-4.954 3

注: * 代表 1% 的显著性水平下显著。

2.2 Granger 因果关系分析

由于进行 Granger 因果检验要求序列必须是平稳的,所以选用 X 、 Y 序列进行检验。结果见表 2。

表 2 Granger 因果关系检验结果

原假设	滞后阶数	F 统计量	p 值
Y 不是 X 的 Granger 因	1	1.219 4	7.579 3
X 不是 Y 的 Granger 因		0.270 8	0.006 4
Y 不是 X 的 Granger 因	2	0.241 93	5.997 4
X 不是 Y 的 Granger 因		0.785 3	0.002 9

由上表可知,在 5% 的显著性水平下,无论是滞后一阶还是滞后二阶,都可以拒绝“ X 不是 Y 的 Granger 因”这一原假设,同时接受“ Y 不是 X 的 Granger 因”。由此可知,不管是在滞后一阶还是滞后二阶的情况下,都存在从 $M1$ 到 CPI 波动的单向 Granger 因果关系,这充分说明 $M1$ 对我国 CPI 波动的确产生着很大作用。

2.3 STR 模型估计

2.3.1 模型自回归滞后阶数的确定 根据第二部分

对 STR 模型的介绍,首先要确定模型中所包含的被解释变量的滞后阶数。按照 Sensier 和 Osborn 的做法^[6],先设定模型的最高滞后阶数为 8,从最高阶开始,根据 AIC 和 SC 准则、各待估系数的 p 值和 DW 值来剔除,从中选择一个比较理想的滞后阶数,整个回归过程和计算结果见表 3。

从表 3 可以看出,在 Y 滞后二阶的情况下(表中粗体标出部分), AIC 值和 SC 值都达到了最小, DW 值和各参数估计的 p 值也比较理想。所以,通过这一方法确定被解释变量的二阶滞后作为解释变量的组成部分。但是,前面没有考虑解释变量 X 的滞后情况。与以上分析类似的,选取 Y 滞后三阶和 X 滞后二阶组成 9 种不同的组合,分别对 Y_t 进行回归,结果见表 4。表中(1,2)组合列(表中加粗部分)表明,解释变量含有 X 、 $X(-1)$ 、 $Y(-1)$ 、 $Y(-2)$ 时,各项指标是最优的。所以可以确定模型最终的解释变量为 X 、 $X(-1)$ 、 $Y(-1)$ 、 $Y(-2)$ 。

表 3 Y 对其前期取值和 X 的回归结果

	8	7	6	5	4	3	2	1
C	7.5E-05	5.4E-05	2.5E-05	6.1E-05	6.0E-05	0.000 1	0.000 1	0.000 1
	0.892 9	0.922 9	0.964 6	0.913 0	0.914 2	0.845 4	0.844 2	0.835 9
X	-0.018 9	-0.019 7	-0.021 6	-0.023 9	-0.022 5	-0.022 7	-0.023 2	-0.020 5
	0.361 5	0.338 1	0.293 5	0.248 8	0.272 5	0.267 9	0.253 6	0.325 8
$Y(-1)$	0.305 7	0.318 0	0.332 3	0.347 3	0.356 3	0.353 4	0.349 0	0.433 8
	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0
$Y(-2)$	0.162 6	0.164 0	0.165 4	0.169 4	0.163 5	0.186 4	0.184 1	
	0.029 6	0.026 8	0.026	0.023 5	0.028 5	0.010 3	0.006 8	
$Y(-3)$	-0.021 0	-0.023 4	-0.0316	-0.041 0	-0.016 1	-0.009 0		
	0.778 4	0.753 2	0.672 7	0.586 1	0.826 8	0.896 7		
$Y(-4)$	-0.027 8	-0.032 5	-0.032 2	0.002 5	0.032 6			
	0.710 4	0.663 0	0.667 2	0.972 9	0.636 3			
$Y(-5)$	0.024 5	0.026 7	0.039 0	0.090 3				
	0.744 4	0.720 5	0.593 3	0.193 0				
$Y(-6)$	0.098 4	0.100 2	0.147 9					
	0.187 3	0.167 5	0.032 5					
$Y(-7)$	0.106 1	0.126 3						
	0.148 2	0.070 3						
$Y(-8)$	0.056 2							
	0.423 1							
AIC	-7.101 6	-7.109 9	-7.100 7	-7.090 6	-7.093 7	-7.097 2	-7.111 1	-7.064 1
SC	-6.940 6	-6.965 5	-6.972 7	-6.979 0	-6.998 4	-7.018 0	-7.048 0	-7.016 9
DW	1.955 9	1.986 6	1.987 3	1.989 0	1.975 5	1.946 6	1.950 8	2.106 2

注:表中 $C \sim Y(-8)$ 行中上一行为变量系数估计值,下一行为对应 p 值。

表 4 各滞后变量对 Y_t 回归结果

	(2,3)	(1,3)	(0,3)	(2,2)	(1,2)	(0,2)	(2,1)	(1,1)	(0,1)
C	-0.001 2	-0.000 8	0.000 1	-0.001 2	-0.000 8	0.000 1	-0.001 1	-0.000 7	0.000 1
	0.084 7	0.217 3	0.845 4	0.082 0	0.220 1	0.844 2	0.131 8	0.284 7	0.835 9
X	-0.016 3	-0.022 1	-0.022 7	-0.016 7	-0.022 8	-0.023 2	-0.016 4	-0.020 0	-0.020 5
	0.427 1	0.272 3	0.267 9	0.413 4	0.253 0	0.253 6	0.430 7	0.330 6	0.325 8
Y(-1)	0.351 5	0.369 4	0.353 4	0.346 2	0.362 2	0.349 0	0.441 3	0.449 5	0.433 8
	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0
Y(-2)	0.211 2	0.198 7	0.186 4	0.207 6	0.192 6	0.184 1			
	0.003 4	0.005 4	0.010 3	0.002 2	0.004 0	0.006 8			
Y(-3)	-0.013 4	-0.020 3	-0.009 0						
	0.843 8	0.764 0	0.896 7						
X(-1)	0.061 3	0.061 5		0.061 0	0.061 0		0.058 5	0.056 2	
	0.002 5	0.002 4		0.002 4	0.002 5		0.004 3	0.006 6	
X(-2)	0.027 6			0.028 2			0.017 6		
	0.189 0			0.175 5			0.400 8		
AIC	-7.131 4	-7.132 4	-7.097 2	-7.145 4	-7.145 9	-7.111 1	-7.109 3	-7.090 0	-7.064 1
SC	-7.020 6	-7.037 4	-7.018 0	-7.050 7	-7.067 0	-7.048 0	-7.030 4	-7.027 1	-7.016 9
DW	1.980 0	2.016 4	1.946 6	1.979 2	2.013 2	1.950 8	2.172 6	2.166 4	2.106 2

注:表中 C~X(-2)行中上一行为变量系数估计值,下一行为对应 p 值。

2.3.2 线性检验及 STR 模型选择 本文主要考察货币供应量对 CPI 波动的影响,所以选用了 X_t 作为开关变量。根据第二部分中的相关描述,模型检验的原假设为 $H_0: \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$; 备择假设按照 $H_{03}: \beta_3 = 0$; $H_{02}: \beta_2 = 0 | \beta_3 = 0$; $H_{01}: \beta_1 = 0 | \beta_2 = 0, \beta_3 = 0$ 的顺序进行线性检验及模型的选择。Y 对 X、X(-1)、Y(-1)、Y(-2) 回归的 SSR=0.009 377,线性检验和模型选择软件运行结果见表 5。

表 5 线性检验和模型选择的检验结果

备择假设	残差平方和(SSR)	F 统计量	p 值
H_{01}	0.009 364	0.023 023	0.99
H_{02}	0.009 007	0.681 229	0.768 45
H_{03}	0.007 969	2.930 02	0.000 909

由模型得 $k=2, m=2$ 。所以 $p=m+k=4, T=216$, F 统计量服从 $F(12, 199)$, 在显著性水平 $\alpha =$

0.05 下, F 分布临界值为 $F_{0.05}(12, 199) = 1.801 082$, 线性检验的 F 值为 $2.930 02 > 1.801 08$, 所以拒绝原假设, 认为 $\beta_j \neq 0$ 。即在样本期间中国居民消费水平表现出明显的非对称性。具有很强的非线性特征。从表 5 中 p 值可以判断开关函数为 logistic 函数。应建立 LSTR 模型。模型的基本形式为

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 x_t + \alpha_2 x_{t-1} + \alpha_3 y_{t-1} + \alpha_4 y_{t-2} + [\beta_0 + \beta_1 x_t + \beta_2 x_{t-1} + \beta_3 y_{t-1} + \beta_4 y_{t-2}] G(\cdot) + u_t$$

其中, $G(\cdot) = \frac{1}{1 + e^{-\gamma(x_t - c)}}$, $\gamma > 0$ 。

2.3.3 开关函数及 LSTR 模型的参数估计 基于网格搜索法, 首先对开关函数作出估计。第一, 根据参数特点确定搜索路径。对于待估参数 γ, c , 斜率 γ 的取值范围一般为 1 至 150, 另一待估参数 c 以开关变量 x_t 的取值极差的 1/40 为步长, 等距离的选取出 40 个可能的 c 值。构造出一个二维的网格搜索, 对每个 γ , 分别将 40 个可能的 c 值代入开关函数,

得到 $G(\cdot)$ 序列。第二,确定最优的约束条件。将 $G(\cdot)$ 序列代入原模型,并确定选取哪一个组合,确定标准为残差平方和最小。如果当 $\gamma=150$ 时,仍有迹象显示未能达到最小残差平方和,还可以扩展 γ 范围,继续搜索。参数组合确定以后仍可以残差平方和最小为标准进行局部微调。本文计算结果为 $\gamma=2\ 389$, $c=0.061$ 。取出系数不显著的变量模型最后估计结果为

$$y_t = \alpha_1 x_{t-1} + \alpha_2 y_{t-1} + \alpha_3 y_{t-2} + (\beta_1 + \beta_2 x_{t-1} + \beta_3 y_{t-1} + \beta_4 y_{t-2}) \times (1/(1 + \exp(-2\ 389(x_t - 0.061))))$$

模型的各项参数估计结果如表 6。从表 6 可以看出, M1 与 CPI 波动之间确实不是呈简单的线性关系,而是表现出复杂的非线性关系。开关函数

$G(\cdot)$ 中的 γ 值代表了模型的转换速度,说明 M1 确实能影响 CPI 的波动,并且作用时间非常短,转换速度较快, M1 的增长可以很快的引起 CPI 波动。 $c=0.061$ 是一个转折点,当开关变量的值等于 0.061 时, $G(\cdot)=0.5$, 此时非线性关系消失, M1 增长与 CPI 波动完全呈线性关系,而当 $x_t \rightarrow +\infty$ 时, $G(\cdot)=1$, 体现了一种经济快速增长下的线性关系,当 $x_t \rightarrow -\infty$ 时,有 $G(\cdot)=0$, 体现的是一种经济发展受到抑制下的线性关系。而 $x_t = 0.061$ 时, $G(\cdot)=0.5$, 是介于两种状况之间的一个线性模型。LSTR 非线性模型很好的刻画了两种经济状况之间不同的动态性,从一种经济发展阶段向另一种经济发展阶段的过渡是平滑的。

表 6 LSTR 模型估计结果

	α_1	α_2	α_3	β_1	β_2	β_3	β_4
估计值	0.042 708	0.375 372	0.169 182	-0.113 753	2.959 691	-5.860 9	2.089 458
p 值	0.010 9	0.000 0	0.008 9	0.000 0	0.000 0	0.000 3	0.005 7
	γ	C	SSR 值	AIC	SC	DW	
估计值	2 389	0.061	0.008 474	-7.228 399	-7.117 934	2.103 339	
p 值							

3 结论

本文用非线性 LSTR 模型来研究货币供应量 M1 和居民消费价格指数 CPI 波动的动态行为。研究表明,两者之间存在着明显的非线性和非对称关系。一方面,中国货币政策的规范性操作还属于发展期,传统的行政干预手段和非市场手段操作依然存在。通过 γ 值可知,货币供应量 M1 在短期内即可迅速的对 CPI 波动做出反应。另一方面, CPI 作为衡量通货膨胀的重要指标,与货币供应量有着密切关系。M1 对 CPI 的波动有较强的解释能力。

紧缩性货币政策下,会导致 x_t 正偏离位置参数较大,模型非线性增强,整个 CPI 波动主要由非线性部分决定,这主要表现在政府干预宏观经济调控,会导致 CPI 的进一步波动,所以在应对通货膨胀压力时不宜采用从紧的货币政策。从宽的货币政策下, x_t 的负偏离较大,非线性调整减弱, CPI 波动主要受解释变量回归模型控制,表现为市场经济为主的经济自我调控。本文为建立依靠市场经济和健全

的法律规范来灵活调节货币供应量,预测和分析通货膨胀提供了很好的技术手段。

参考文献:

- [1] 方芳,熊德斌. 基于多元回归模型 CPI 上涨因素分析——以 2007—2008 数据为例[J]. 现代商业, 2009(27): 189-190.
- [2] 张海波,徐慧. 我国 CPI 波动的影响因素分析[J]. 统计与决策, 2009(19): 86-88.
- [3] 杨树成. 理性预期 CPI 的货币效应研究[J]. 会计之友, 2010(05): 35-37.
- [4] 李明贤,李学文. 基于 STR 模型的金融机构信贷资金投放与中国经济增长的实证研究[J]. 系统工程, 2009(01): 57-63.
- [5] Granger C W J, Teräsvirta T. Modelling nonlinear economic relationships [M]. Oxford: Oxford University Press, 1993.
- [6] Luukkonen R, Saikkonen P, Teräsvirta T. Testing linearity against smooth transition autoregression [J]. Biometrika, 1988, 75: 491-499.
- [7] Sensier M, Osborn D R, Ocal N. Asymmetric interest

- rate effects for the UK real economy[J]. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 2002, 64: 315-339.
- [8] 刘斌. 我国货币供应量与产出、物价相互关系的实证研究[J]. 金融研究, 2002(07): 10-17.
- [9] 谢平. 中国货币政策分析: 1998—2002[J]. 金融研究, 2004(08): 1-6.
- [10] 赵进文, 黄彦. 中国货币政策与通货膨胀关系的模型实证研究[J]. 中国社会科学, 2006(02): 45-54.
- [11] 潘文荣, 宋迎迎. 货币供应量对 CPI 和 GDP 影响探析[J]. 现代商贸工业, 2010(01): 153-154.
- [12] 中华人民共和国国家统计局. 2011 年中国统计年鉴[M]. 北京: 中国统计出版社, 2011.

The Empirical Study of the Relationship between the Fluctuation of CPI and the Monetary Supply Based on STR Model

TIAN Kun¹, WANG Qin², GAO Guo-kai², CHANG Chun-yan²

(1. College of Mathematics & Information, China West Normal University, Nanchong Sichuan 637002;

2. School of Mathematics, Southwest Jiaotong University, Chengdu 610031, China)

Abstract: If the relationship between fluctuation of CPI and monetary supply is based on the linear regression to study, and it will ignore two questions: 1) the functional relationship is immutable; 2) the effects are symmetry or not. In this paper, we used the non-linear STR model to analyze the nonlinear and asymmetric relationship. This study found that, using logistic function as excessive function of the STR model could well describe the nonlinear and dynamic relationship between CPI fluctuations and the monetary supply. The STR model shows that, during the period from January 1993 to December 2010, between CPI and the monetary supply in China there is a significant asymmetry, with highly non-linear characteristics. Between them lies the dynamics of regime switching. In the regime of tight monetary policy, the fluctuation of CPI is intensified; in the regime of loose monetary policy, the fluctuation of CPI is dominated by market economy.

Key words: CPI; monetary supply; STR model; non-linear

(责任编辑 方 兴)