

doi:10.3969/j.issn.1000-5781.2009.06.002

我国通货膨胀率过程区制状态划分与转移分析^①

刘金全, 隋建利, 闫超

(吉林大学数量经济研究中心, 吉林 长春 130012)

摘要: 利用马尔科夫区制转移模型来具体刻画和分析我国通货膨胀率过程的时间动态轨迹, 检验结果表明, 我国通货膨胀过程可以划分为“通货膨胀区制”、“通货紧缩区制”和“通货变化适中区制”, 通货膨胀率过程在不同区制状态下均能够体现出显著的持续性特征. 同时发现, 我国经济政策操作与通货膨胀率所处区制之间以及经济政策调控与通货膨胀率所处区制的阶段性变迁之间都存在明显的相关性, 这意味着在我国存在经济政策对价格水平变化所进行的及时动态干预和宏观调控.

关键词: 通货膨胀率; 马尔科夫区制转移模型; 平滑概率; 滤波概率

中图分类号: F224.0 文献标识码: A 文章编号: 1000-5781(2009)06-0647-06

Regime division and regime switching in the process of inflation rates of China's economy

LIU Jin-quan, SUI Jian-li, YAN Chao

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

Abstract: This paper uses Markov regime switching model to investigate the dynamic path of China's inflation rate. According to the result of estimation and test, the inflation process in China can be divided into "high inflation regime", "low inflation regime" and "temperate inflation regime". The inflation rates in the different regimes are able to reflect the obvious sustaining characteristics. At the same time, there is obvious correlation between China's economic policy mechanisms and the different regimes of inflation rates. This means that there exist the dynamic timely intervention and macro regulation and control of economic policy to the change of the price level in our country.

Key words: inflation rate; Markov regime switching model; smoothing probabilities; filter probabilities

0 引言

在宏观经济模型中, 经常将通货膨胀率的动态过程表示为宏观经济变量与政策工具变量 (如工资、价格、财政支出和货币供给等) 的函数, 通

货膨胀率的数据生成过程一般都包含着一些复杂的动态结构. 如果假设在通货膨胀率动态模型中各解释变量的行为是正确的, 那么这些模型在模拟实际通货膨胀率路径以及预测通货膨胀率变动时大都比较成功. 然而, 有些研究却没有注意到

① 收稿日期: 2008-08-25; 修订日期: 2009-05-15.

基金项目: 国家自然科学基金资助项目 (70971055); 教育部人文社会科学重点研究基地重大资助项目 (08JJD790133); 教育部人文社会科学应急资助项目 (2009JYJR014); 吉林大学“985工程”研究生创新基金重点资助项目 (20081101).

随着经济政策和宏观经济形势的变化,在通货膨胀率的时间波动路径中可能存在内生的结构转变,而这种结构转变将显著地影响对通货膨胀率路径的模型刻画及其统计特征的测度.

目前,许多文献表明通货膨胀率序列中不仅可能存在单位根,而且可能存在结构性转变.例如, Gadea等^[1]在研究英国、意大利和西班牙通货膨胀率长期记忆性特征时发现,如果不考虑结构转变的存在,则会夸大通货膨胀率序列的长期记忆性程度; Benati等^[2]对多个国家的 23 组通货膨胀率序列进行研究时发现,所有的通货膨胀率序列中都呈现出结构转变特征,并且结构转变点高度对应着可识别的宏观经济事件.在国内的研究中,刘金全等^[3]基于同比通货膨胀率数据的研究认为,我国通货膨胀率序列中具有显著的结构性转变特征.

在证实通货膨胀率序列中存在内生结构转变事实的基础上,由 Hamilton^[4]提出并用以研究经济周期阶段性变迁的马尔科夫区制转移模型,逐渐被应用于分析通货膨胀率路径的动态属性当中. Evan等^[5]在研究通货膨胀率与通货膨胀率不确定性之间的关联性时,考虑了通货膨胀率的区制转移问题,并认为通货膨胀率不确定性对通货膨胀率水平具有正向影响.在国内的研究中,龙如银等^[6]运用马尔科夫区制转移模型定量描述了我国通货膨胀率动态变化过程中的内生转移机制,从而形成对通货膨胀率的合理预期.

由于在我国经济发展进程中伴随着较为显著的价格水平变化,有些时期出现了显著的通货膨胀,有些时期表现出轻微的通货紧缩,而有些时期呈现出良好的通货变化适中态势,这意味着在我国通货膨胀率变化路径中很可能出现了显著的结构转变.有鉴于此,本文基于马尔科夫区制转移模型来识别和分析 1983 年 1 月至 2007 年 6 月期间我国通货膨胀率路径的动态变化属性.考虑到我国同比通货膨胀率数据中存在较强的长期记忆性特征^[7],不同于龙如银等^[6]以及王媛等^[8]基于通货膨胀率同比数据及其预期的经验研究,在此本文基于月度环比消费者价格指数(CPI)数据对我国通货膨胀率序列进行测度,并运用表征经济意义更为合理的马尔科夫 3 区制转移模型来

具体刻画我国通货膨胀过程中所呈现出的“通货膨胀状态”、“通货紧缩状态”以及“通货变化适中状态”.

1 马尔科夫区制转移模型的构建与参数检验

在对通货膨胀率动态轨迹的研究中,常用的方法是建立通货膨胀率序列的自回归模型,主要考察不同时期通货膨胀率之间的相依程度,以及该模型对时间序列历史数据的拟合效果,从而判断该模型的预测能力^[9].通货膨胀率序列 $\{\pi_t\}$ 的时间序列模型可以表示为

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

在该模型中,假定自回归方程中的均值、系数以及正态分布的方差都为固定常数.此模型表明,当期通货膨胀率依赖于前期的通货膨胀率,然而此模型要求通货膨胀率路径所具有的时间序列平稳性特征并非自然满足,在自回归模型中一旦出现结构转变,即可能伴随着经济政策的改变或经济体制的改变,从而使得模型的结构也发生相应的转变,这时如果仍旧采用测度稳定时间序列的计量模型,将会导致模型估计结果的误差较大,同时所获得的对数似然值变小.另外,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,而无法全面考虑通货膨胀率动态变化过程中可能还存在着波动程度不同的通货膨胀过程,因此简单自回归模型不可能准确地刻画通货膨胀率的数据生成过程.

鉴于此,根据 Hamilton^[4]提出的马尔科夫区制转移模型,引入简单自回归模型结构,从而构建马尔科夫区制转移的通货膨胀率模型如下.

$$\pi_t = \mu_{S_t} + \sum_{i=1}^p \phi_{S_t} \pi_{t-i} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \mid \mathcal{I}_t \sim \text{iid } N(0, \sigma_{S_t}^2) \quad (2)$$

$$\mu_{S_t} = \mu_1 S_{1t} + \mu_2 S_{2t} + \mu_3 S_{3t} \quad (3)$$

$$\phi_{S_t} = \phi_1 S_{1t} + \phi_2 S_{2t} + \phi_3 S_{3t} \quad (4)$$

$$\sigma_{S_t}^2 = \sigma_1^2 S_{1t} + \sigma_2^2 S_{2t} + \sigma_3^2 S_{3t} \quad (5)$$

其中,如果 $S = ,i = 1, 2, 3$ 那么 $S_t = 1$ 且 $S_{k_t} = 0$

$k \neq j$ 在此模型中, 假设在通货膨胀率的动态变化过程当中可能存在 3 区制, 并认为模型中所有参数均状态相依并由区制状态变量 S 控制, 而模型 3 区制之间的转移概率满足离散取值的 1 阶马尔科夫过程, 因此可以将区制状态变量 S 的转移概率矩阵 P 表示为

$$P = \begin{pmatrix} p_{11} & p_{12} & p_{13} \\ p_{21} & p_{22} & p_{23} \\ p_{31} & p_{32} & p_{33} \end{pmatrix} \quad (6)$$

其中 p_{ij} 代表区制状态变量 S 从 $t-1$ 时刻的状态变迁到 t 时刻状态的转移概率, 且 $p_{ij} = P(\pi_t = j | S_{t-1} = i)$, 并满足 $\sum_{j=1}^3 p_{ij} = 1; i, j = 1, 2, 3$.

为了估计所构建的模型, 推导 π_t, S_t 和 S_{t-1} 基于过去信息集 I_{t-1} 条件下的联合分布密度如下.

$$\begin{aligned} f(\pi_t, S_t, S_{t-1} | I_{t-1}) &= \\ &= f(\pi_t | S_t, S_{t-1}, I_{t-1}) P(S_t = S_t | S_{t-1} = S_{t-1}, I_{t-1}) \\ &= \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_{S_t}^2}} \exp\left(-\frac{1}{2\sigma_{S_t}^2} (\pi_t - \mu_{S_t} - \sum_{i=1}^p \phi_{S_t} \pi_{t-i})^2\right) P(S_t = S_t | S_{t-1} = S_{t-1}, I_{t-1}) \quad (7) \end{aligned}$$

利用式 (7) 可以获得边际分布

$$\begin{aligned} f(\pi_t | I_{t-1}) &= \sum_{S_t=1}^3 \sum_{S_{t-1}=1}^3 f(\pi_t | S_t, S_{t-1}, I_{t-1}) \\ &= \sum_{S_t=1}^3 \sum_{S_{t-1}=1}^3 f(\pi_t | S_t, S_{t-1}, I_{t-1}) \\ &\quad P(S_t = S_t | S_{t-1} = S_{t-1}, I_{t-1}) \quad (8) \end{aligned}$$

由式 (8) 可以得出对数似然函数

$$\begin{aligned} \ln L &= \sum_{t=1}^T \ln \left(\sum_{S_t=1}^3 \sum_{S_{t-1}=1}^3 f(\pi_t | S_t, S_{t-1}, I_{t-1}) \right. \\ &\quad \left. P(S_t = S_t | S_{t-1} = S_{t-1}, I_{t-1}) \right) \quad (9) \end{aligned}$$

其中

$$\begin{aligned} P(S_t = j | S_{t-1} = i | I_{t-1}) &= \\ &= P(S_t = j | S_{t-1} = i) \\ &= P(S_{t-1} = i | I_{t-1}), i, j = 1, 2, 3 \end{aligned}$$

利用计算出的加权项 $P(S_t = S_t | S_{t-1} = S_{t-1}, I_{t-1})$ 重新更新式 (9), 其中 π_t 为 t 时刻的样本观测值, 其具体计算过程如下.

$$\begin{aligned} P(\pi_t = j | S_{t-1} = i | I_{t-1}) &= \\ &= (f(\pi_t | S_t = j, S_{t-1} = i | I_{t-1}) \cdot \\ &\quad P(S_t = j | S_{t-1} = i | I_{t-1})) / \\ &\quad \left(\sum_{S_t=1}^3 \sum_{S_{t-1}=1}^3 f(\pi_t | S_t = j, S_{t-1} = i | I_{t-1}) \cdot \right. \\ &\quad \left. P(S_t = j | S_{t-1} = i | I_{t-1}) \right) \quad (10) \end{aligned}$$

同时, 可以获得滤波概率

$$P(S_t = j | I_t) = \sum_{S_{t-1}=1}^3 P(S_t = j | S_{t-1} = i | I_t)$$

基于 $t = 1, 2, \dots, T$ 时的滤波概率迭代式 (7) 和式 (10), 可以在 $f(\pi_t | I_{t-1})$ 中相应地得到加权项, 最后得到对数似然值和各个时刻的滤波概率 (关于进一步的平滑概率以及对此模型的详细估计过程见文献 [4]).

2 我国通货膨胀率动态路径的状态划分与转移检验

本文选取 1983 年 1 月至 2007 年 6 月期间我国居民消费者价格指数 (CPI) 月度数据, 并将月度环比 CP 增长率数据转换为以 1990 年为基期, 同时经过季节调整后取自然对数并进行一阶差分, 从而得到我国月度环比通货膨胀率数据, 数据来源于《中国统计月报》和《中国经济景气月报》. 文中所涉及的所有程序由 Gauss 9.0 以及 OX 语言完成. 图 1 给出了我国通货膨胀率的时间动态轨迹, 其中通货膨胀率的趋势水平由 H-P Hodrich-Prescott 滤波^[10] 获得, 柱形图表示通货膨胀率缺口, 即通货膨胀率与通货膨胀率趋势水平之间的差距, 代表通货膨胀率的波动程度.

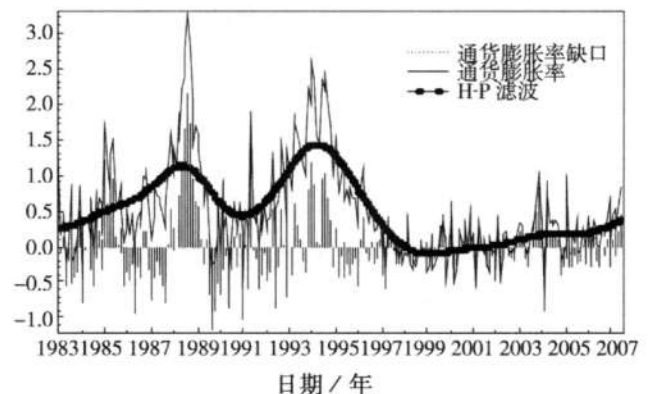


图 1 我国通货膨胀率时间动态轨迹
Fig 1 The inflation rate path of China

由图 1 可以看出, 从 1983 年至今, 我国经济共出现了 4 次显著的通货膨胀过程, 通货膨胀率分别在 1985 年、1988 年、1994 年和 2004 年达到峰值, 其中, 中间 2 次呈现出较为严重的高通货膨胀态势. 特别地, 自 1996 年我国经济顺利实现“软着陆”以后, 从 1997 年中后期开始, 经济出现了轻微的通货紧缩, 而这种价格紧缩态势直至 2003 年下半年才有所缓解, 随后我国通货膨胀率变化又逐渐出现了攀升的势头. 虽然这个图形初步显示了通货膨胀率的动态路径, 但是从这个图

中尚无法刻画通货膨胀率在何时、何种条件下发生通货膨胀率的结构变化.

基于极大似然估计方法对上述马尔科夫 3 区制转移模型进行估计, 可以得到各模型的参数估计值、对数似然值、滤波概率以及平滑概率序列等. 表 1 给出了马尔科夫区制转移模型的具体估计结果, 可以看出均值参数、自回归系数和方差在不同区制下差异很大, 这表明我国通货膨胀率动态过程中存在明显的 3 区制.

表 1 马尔科夫区制转移模型估计结果

Table 1 The estimation of Markov regime switching model

参数	区制 1	区制 2	区制 3
μ	0.017 0 (0.030 3)	0.211 0** (0.075 3)	0.390 0** (0.072 7)
ϕ_i	0.066 6 (0.100 5)	0.802 6** (0.058 2)	-0.181 8 (0.125 7)
σ	0.256 9** (0.020 9)	0.411 0** (0.033 6)	0.410 2** (0.041 8)
转移概率矩阵	$P = \begin{vmatrix} 0.963 4^{**} & 0.024 2 & 0.017 0 \\ 0.000 0 & 0.975 8^{**} & 0.030 3 \\ 0.036 6 & 0.000 0 & 0.952 8^{**} \end{vmatrix}$		
对数似然值	-129.159 6		

注: ** 表示在 5% 水平下显著, * 表示在 10% 水平下显著, 括弧中数值为对应参数的标准差.

图 2、图 3 和图 4 分别给出了上述马尔科夫区制转移模型在 $S=1$ 、 $S=2$ 和 $S=3$ 处取值的平滑概率, 它们刻画了通货膨胀率在 $t=1, 2, \dots, T$ 时刻所处状态发生转移的概率. 从这些图中可以观察到, 由 3 区制马尔科夫转移模型所刻画的通货膨胀不同区制与“通货紧缩区制”、“通货膨胀区制”以及“通货变化适中区制”相对应. 同时, 平滑概率也说明在我国宏观经济运行的进程中, 通货膨胀率过程确实发生了结构转变, 即通货膨胀在“通货紧缩区制”、“通货膨胀区制”和“通货变化适中区制”之间存在着阶段性的相互变迁.

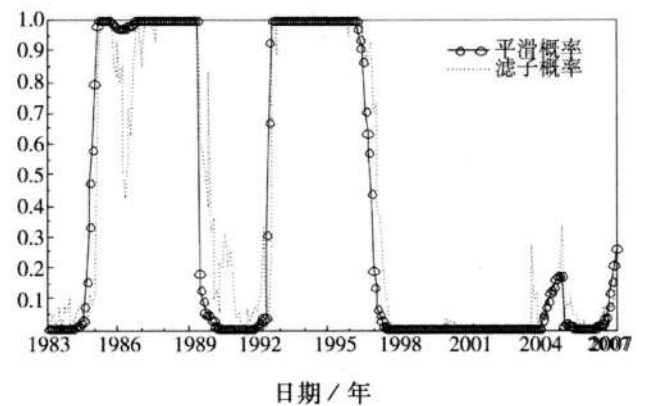


图 3 马尔科夫区制转移模型 (通货膨胀)

Fig. 3 Markov regime-switching model (high inflation regime)

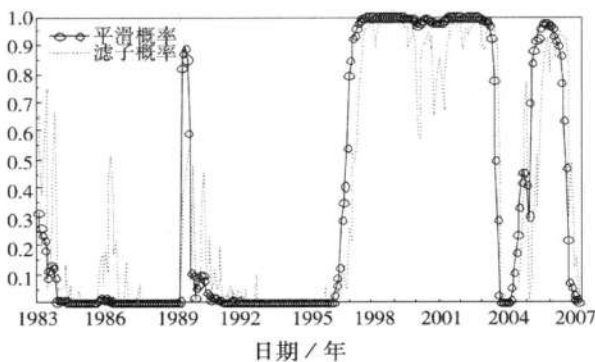


图 2 马尔科夫区制转移模型 (通货紧缩)

Fig. 2 Markov regime-switching model (low inflation regime)

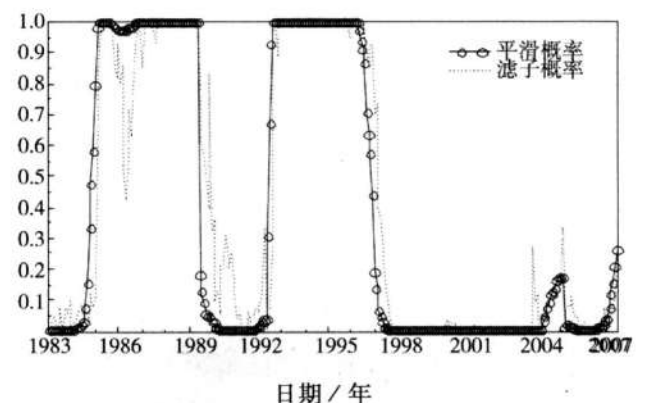


图 4 马尔科夫区制转移模型 (通货变化适中)

Fig. 4 Markov regime-switching model (temperate inflation regime)

结合表 1 给出的马尔科夫区制转移模型估计结果以及图 2、图 3 和图 4 所示的性质, 能够获得下述发现:

1) 平滑概率序列较好地模拟了我国通货膨胀率在“通货紧缩”、“通货膨胀”和“通货变化适中”3 区制之间的阶段性变迁过程. 从图 2 中可以看出, 在 1989 年 6 月至 1989 年 10 月、1996 年 11 月至 2003 年 6 月以及 2005 年 2 月至 2006 年 8 月期间, 我国通货膨胀率水平处于“通货紧缩区制”(通货膨胀率处于区制 $S=1$ 的概率 $P(\pi | S=1) > 0.5$). 由图 3 可以看出, 在 1984 年 11 月至 1989 年 5 月以及 1992 年 6 月至 1996 年 10 月期间, 我国通货膨胀率水平处于“通货膨胀区制”(通货膨胀率处于区制 $S=2$ 的概率 $P(\pi | S=2) > 0.5$). 而图 4 显示, 在 1983 年 1 月至 1984 年 10 月、1989 年 11 月至 1992 年 5 月、2003 年 7 月至 2004 年 8 月、2005 年 1 月以及 2006 年 9 月至 2007 年 6 月期间, 我国通货膨胀率水平都处于“通货变化适中区制”(通货膨胀率处于区制 $S=3$ 的概率 $P(\pi | S=3) > 0.5$).

2) 在通货膨胀率的区制转移过程中, 我国经历了两次较明显的通货膨胀阶段. 第 1 次始于 1984 年 11 月止于 1989 年 5 月, 长达 55 个月之久, 这是因为当时我国经济运行起伏较大, 货币政策时紧时松, 但通货膨胀尚未发展到严重程度; 而后, 由于决策部门对当时经济形势的估计过于乐观, 对经济发展中出现的问题没有给予应有重视, 没有采取及时有效的宏观经济调控, 致使 1988 年出现了显著的通货膨胀(通货膨胀率处于区制 $S=2$ 的概率 $P(\pi | S=2) = 1$); 第 2 次是从 1992 年 6 月开始的通货膨胀, 当时我国政府采取了顺应和促进经济回升与扩张的政策, 使改革开放和现代化建设的速度明显加快, 然而, 由于原有高度集中的计划体制弊端的存在, 以往盲目扩张投资、竞相攀比速度等问题在新的情况下尤为突出, 使投资需求和消费需求急剧扩张, 大大超过社会供给的可能, 导致经济总量失衡, 从而引发持续期长达 53 个月的通货膨胀, 直到 1996 年底才宣告结束, 而这次高通货膨胀的结束

则以 1996 年我国经济成功实现“软着陆”为标志.

3) 表 1 所示的模型估计结果还能够刻画出我国通货膨胀率在不同区制下的持续期. 由期望持续期的公式 $1/(1 - P_{ii})$, $i=1, 2, 3$ 可以得到“通货紧缩区制”的持续期为 27.322 个月, “通货膨胀区制”的持续期为 41.322 个月, 而“通货变化适中区制”的持续期为 21.186 个月. 通货膨胀率不同阶段的持续长度具有一定程度的非对称性^[11]. 考察图 3 中的“通货膨胀区制”情形, 发现其持续期分别为 55 个月和 53 个月, 而在图 2 的“通货紧缩区制”情形中, 除了两个分别仅为 5 个月和 19 个月的短暂持续期外, 自 1996 年 9 月起的通货紧缩状态却持续了 80 个月之久, 这是因为当时政府使用“相机抉择”政策将通货膨胀有效地控制在较低水平上. 图 4 中的“通货变化适中区制”情形表明, 在我国适度通货的持续期较短, 分别为 22 个月、31 个月、14 个月、10 个月甚至 1 个月, 然而, 自 2006 年 9 月以来我国通货膨胀率水平却一直保持在“通货变化适中区制”当中.

4) 通货膨胀率的动态路径与政府采取的宏观调控政策密切相关. 1991 年下半年至 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, 从而导致国民经济开始偏热, 并引起新一轮的通货膨胀. 从图 3 中可以看到, 通货膨胀率在 1991 年 6 月开始向“通货膨胀区制”攀升; 从 1993 年下半年开始, 中国为实现经济“软着陆”而提出了适度从紧的货币政策, 到 1996 年底成功地抑制了高通货膨胀. 在图 3 中则可以看出, 在 1996 年期间我国通货膨胀率迅速下滑, 出现了“通货膨胀区制”向“通货紧缩区制”的明显转移.

3 基本结论及经济政策启示

考虑到我国同比通货膨胀率数据存在较强的长期记忆性, 本文基于我国 1983 年 1 月至 2007 年 6 月期间波动性更为显著的月度环比 CP 数据, 运用马尔科夫区制转移模型对我国通货膨胀率序列的动态路径进行分析, 获得下述重要结论.

首先, 鉴于通货膨胀率的特殊经济意义, 本文采用更为合理的马尔科夫 3 区制转移模型刻画并验证了我国通货膨胀率动态过程当中存在显著的“通货紧缩区制”、“通货膨胀区制”和“通货变化适中区制”。此外, 通过对马尔科夫区制转移模型的估计与模拟, 发现我国曾经历了两次较高的通货膨胀, 一次是在 1984 年 11 月至 1989 年 5 月, 另一次是在 1992 年 6 月至 1996 年 10 月, 这两次显著通货膨胀的持续期都长达 50 个月以上; 除了分别为 5 个月和 19 个月的短暂持续期外, 自 1996 年 9 月起的通货紧缩状态持续了 80 个月; 我国适度通货的持续期短暂而相对较平均, 分别为 22 个月、31 个月、14 个月、10 个月和 1 个月。其次, 发现在我国宏观经济调控中“相机抉择”的财政政策 and 货币政策能够显著地影响、调控通货膨胀, 并通过政策工具改变通货膨胀率原有的区制状态, 最终促使经济运行恢复到正常水平。相对于传统的简单时间序列模型而言, 本文的马尔科夫区制转移模型能够估计通货膨胀率数据生成过程中结构变化的转移概率, 并能够模拟该时间序列的内生变化特征, 从而详细地给出任意时刻通货

膨胀率所处的区制以及区制间相互转移的具体时间, 进而可以对比不同阶段经济政策的作用效果, 从而判断宏观经济调控政策在治理通货膨胀过程中的作用, 并验证不同时期、不同治理政策的相应效果。

现阶段我国通货膨胀率趋于向“通货膨胀区制”转移, 自 2006 年 2 月, 我国通货膨胀率一直呈现出不断回升的趋势, 而速度也是愈来愈快。虽然从本文所得结果来看目前通货膨胀率仍处于“通货变化适中区制”当中, 但同时表明通货膨胀率趋势已有微弱变化, 并有继续上升的可能。针对目前这种回升的通货膨胀趋势, 必须予以相应的措施或政策来抑制和防止较严重的高通货膨胀的出现。进一步来说, 是否放任或抑制通货膨胀上升势头, 关键在于判断当前通货膨胀率所处状态。因此, 当前我国政府在治理当前通货膨胀时, 应审时度势, 及时准确地判断通货膨胀率所处区制, 充分总结以往通货膨胀率的发展规律, 并积极采取“相机抉择”的反通货膨胀宏观调控政策来促进我国经济快速、稳定和健康地发展。

参考文献:

- [1] Gadea M D, Sabate M, Serrano J M. Structural breaks and their trace in the memory inflation rate series in the long run [J]. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 2005, 14(2): 117—134.
- [2] Benati L, Kapetanios G. Structural breaks in inflation dynamics [J]. *Computing in Economics and Finance*, 2003, 16(9): 1—19.
- [3] 刘金全, 金春雨, 郑挺国. 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 [J]. *中国管理科学*, 2006, 14(1): 1—6.
Liu Jinquan, Jin Chunyu, Zheng Tingguo. Tests for the structural changes in the volatilities of inflation rates path of China's economy [J]. *Chinese Journal of Management Science*, 2006, 14(1): 1—6. (in Chinese)
- [4] Hamilton J D. A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle [J]. *Econometrica*, 1989, 57(2): 357—384.
- [5] Evans M, Wachtel P. Inflation regimes and the sources of inflation uncertainty [J]. *Journal of Money, Credit and Banking*, 1993, 25(3): 475—511.
- [6] 龙如银, 郑挺国, 云航. Markov 区制转移模型与我国通货膨胀波动路径的动态特征 [J]. *数量经济技术经济研究*, 2005, 22(10): 111—117.
Long Ruyin, Zheng Tingguo, Yun Hang. Markov regime switching model and dynamic characteristics of inflation path in China's economy [J]. *The Journal of Quantitative and Technical Economics*, 2005, 22(10): 111—117. (in Chinese)
- [7] 刘金全, 郑挺国, 隋建利. 我国通货膨胀率均值过程和波动过程中的双长记忆性度量与统计检验 [J]. *管理世界*, 2007(7): 14—21.
Liu Jinquan, Zheng Tingguo, Sui Jianli. Dual long memory of inflation and test of relationship between inflation and inflation uncertainty [J]. *Management World*, 2007(7): 14—21. (in Chinese)

- Decision 2005, 20(3): 294—298. (in Chinese)
- [10] Słowiński R, Vanderpooten D. Similarity relations as a basis for rough approximations. // Wang P P. Advances in Machine Intelligence and Soft Computing. Mj., Durham, NC: Duke University Press, 1997. 17—33.
- [11] Słowiński R, Vanderpooten D. A generalized definition of rough approximations based on similarity. J. IEEE Transactions on Knowledge and Data Engineering 2000, 12(2): 331—336.
- [12] Greco S, Matarazzo B, Słowiński R. Rough approximation of a preference relation by dominance relations. J. European Journal of Operational Research 1999, 117(1): 63—83.
- [13] Greco S, Matarazzo B, Słowiński R. Rough sets theory for multicriteria decision analysis. J. European Journal of Operational Research 2001, 129(1): 1—47.
- [14] Błaszczyński J, Greco S, Słowiński R. Multi-criteria classification—A new scheme for application of dominance based decision rules. J. European Journal of Operational Research 2007, 181(3): 1030—1044.
- [15] Greco S, Matarazzo B, Słowiński R. Rough sets methodology for sorting problems in presence of multiple attributes and criteria. J. European Journal of Operational Research 2002, 138(2): 247—259.
- [16] An L P, Tong L Y. Decision rule generation based on similarity relation. // Wang W, Pan X J, Zhuang Y. Proceedings of the World Congress on Intelligent Control and Automation. Piscataway, NJ: Institute of Electrical and Electronics Engineers Inc., 2006. 2: 5915—5918.
- [17] Pawlak Z, Skowron A. Rough sets and Boolean reasoning. J. Information Sciences 2007, 177(1): 41—73.

作者简介:

安利平 (1971—), 男, 河北张家口人, 副教授, 博士. 研究方向: 粗集理论、运筹技术、业务流程优化, Email: anliping@nankai.edu.cn

陈增强 (1964—), 男, 天津人, 教授, 博士生导师. 研究方向: 自适应控制, 智能预测控制及其应用.

(上接第 652 页)

- [8] 王媛, 管锡展, 王勇. 利率的期限结构与经济增长预期 [J]. 系统工程学报, 2004, 19(1): 25—32.
Wang Yuan, Guan Xizhan, Wang Yong. Term structure of interest rates and economic growth expectations. J. Journal of Systems Engineering 2004, 19(1): 25—32. (in Chinese)
- [9] Friedman B M, Kutter K N. Money, income, prices, and interest rates. J. American Economic Review, 1992, 82(6): 472—492.
- [10] Hodrick R J, Prescott E C. Postwar U.S. business cycles: An empirical investigation. J. Journal of Money, Credit and Banking 1997, 29(1): 1—16.
- [11] 刘金全, 范剑青. 中国经济波动的非对称性和相关性研究 [J]. 经济研究, 2001, 36(5): 28—37.
Liu Jinquan, Fan Jianqing. A study of unsymmetry and relativity of china's business cycles. J. Economic Research Journal 2001, 36(5): 28—37. (in Chinese)

作者简介:

刘金全 (1964—), 男, 黑龙江密山人, 博士, 教授, 博士生导师, 研究方向: 经济计量学、宏观经济学、金融学和风险管理.

隋建利 (1982—), 男, 吉林长白人, 博士生, 研究方向: 经济计量学、宏观经济学、金融学和风险管理, Email: jlsui1982@yahoo.com.cn

闫超 (1985—), 女, 吉林吉林人, 博士生, 研究方向: 经济计量学、宏观经济学和市场营销学.