

Markov 机制转换模型研究

——在中国宏观经济周期分析中的应用

王建军

(厦门大学经济学院)

【摘要】 本文首次引入反映我国经济增长周期模式改变和状态转移机制变迁的虚拟变量, 对传统 Markov 机制转换模型进行了修正, 由此解决了将 Markov 模型应用于中国年度宏观经济数据研究中国经济周期问题的难题。运用修正后的 Markov 模型, 本文对我国 1953 ~ 2005 年的年度实际产出增长率的数据进行了拟合, 研究表明, 该模型较好地刻画了我国实际产出增长的周期性变化。根据分析我们发现, 改革前后我国经济周期的非对称性特征比较明显, 并且经济增长周期模式和经济增长周期性变化机制存在显著差异。

关键词 Markov 模型 状态转换 经济周期

中图分类号 F224.0 **文献标识码** A

Research on the Markov Switching Model

Abstract : For the first time , this paper take a dummy variable into the traditional Markov Switching Model to depict the change of Chinese economic cycle pattern and Regime-Switching mechanism. We resolve the problem that how to study Chinese business cycles with the Markov Switching model based on annual macro-economic data. Fitting the data of Chinese real GDP growth from 1953 to 2005 with our model , we find that the model perfectly describes Chinese real GDP growth s periodical movement. Chinese Business cycle pattern has changed after the Chinese Economic Reform. The Regime-Switching mechanism also has changed after the Chinese Economic Reform. Asymmetry of the Chinese economic cycle is remarkable. Before the Chinese Economic Reform , the expansion period is longer than contraction period but it is reversed after the Chinese Economic Reform.

Key words : Markov Model ; Regime-switching ; Business Cycle

一、问题的提出

对经济周期状态的识别和判断历来都是经济周期研究中的重点和难点。为解决这一问题, 经济学家们在不断探索新的分析工具和方法。早期研究周期行为有两种基本方法: 第一

种方法用来研究固定持续时间的周期，主要有调和分析、谐波分析和谱分析；第二种方法则研究可变持续时间的周期，主要是 NBER 发展的系列经验周期分析方法。最近发展起来的则是 Markov 机制转换模型。相对以往的周期分析工具而言，Markov 机制转换模型具有以下优势：首先，以往的周期分析工具识别或判断出来的周期具有对称性的特点。而在很多现实问题中，如宏观经济或金融变量中所体现的真实周期往往具有非对称性。Markov 机制转换模型能够刻画实际经济周期中的这种非对称性；其次，以往的周期分析工具对周期的识别和判断是以绝对化的方式给出的，Markov 机制转换模型对于周期状态的识别则是以概率分布的形式给出，在纷繁复杂的经济现象问题中，对经济周期状态以概率分布的形式来描述比绝对化方式的判断要来得科学和更合理一些；最后，以往的周期分析工具一般仅仅只能对周期进行识别和判断，缺乏相应的预测功能。Markov 机制转换模型通过引入变量周期性变化的状态转移机制，不仅能对宏观经济或金融变量进行数据的拟合和预测，同时还能对周期状态进行识别、估计和预测，从而将二者有机地结合起来。

尽管 Markov 机制转换模型相对传统的分析工具和方法具有很强的优势，但是如何将这一分析工具应用于中国的宏观经济数据分析却成为学术界的难题。由于中国经济发展的独特性特征，有知名学者断言中国的年度经济数据根本不适合用来做 Markov 模型。但是，通过引入反映我国经济增长周期模式改变和状态转移机制变迁的虚拟变量对传统 Markov 机制转换模型进行修正，利用修正后的 Markov 模型我们发现，在模型的统一框架内，该模型对改革前后我国实际产出增长的周期性变化具有很好的拟合效果，根据拟合结果识别出的我国宏观经济周期状态与我国宏观经济的实际走势非常吻合，并且中国宏观经济周期的许多内在性特征在拟合结果中也得到了反映。

二、文献回顾

尽管 Markov 机制转换模型在现阶段已经发展得较为成熟，但是总体而言，利用这一模型进行的研究相对来说并不太多。国际上代表性的研究有：Hamilton (1989) 用两状态四阶滞后的 Markov 模型研究了美国 1953 ~ 1984 年间季度实际产出增长的波动，很好地刻画了该时期美国经济波动中的非线性动态和非对称性；Rene Garcia 和 Pierre Perron (1996) 用三状态两阶滞后的 Markov 模型研究了美国 1961 ~ 1986 年的真实利率，结果表明，事后真实利率的均值和方差有一定的随机性；Kim、Nelson 和 Startz (1997) 用异方差的三状态 Markov 模型研究了 1926 ~ 1986 年间美国股市的月收益，结果显示该模型非常好地刻画了股市月收益的数据生成过程；Chung-Ming Kuan (2002) 用两变量的 Markov 模型研究了台湾的经济周期，结果显示该模型能很好地识别台湾的真实经济周期，对经济周期性的增长具有很好的预测效果。

国内用 Markov 模型进行研究的文献主要有：谢赤和刘潭秋 (2003) 用两状态四阶滞后模型研究了人民币实际汇率的变化过程，区分出人民币实际汇率变化过程的几种不同状态；赵留彦等 (2005) 用两状态四阶滞后模型考察了中国自 1985 年以来的通胀水平及其不确定性；刘金权、刘志刚和于冬 (2005) 采用 Kim 和 Nelson 提出的引入 Markov 机制转换的状态空间模型研究了我国 1978 年 1 季度 ~ 2004 年 3 季度实际产出的波动性，结果显示我国实际产出中存在“牵拉效应”的产出上界，并且经济周期波动具有一定的非对称性；魏巍贤、

NBER 为美国国民经济研究局的简称。

陈智文和王建军 (2006) 利用三状态两阶滞后的 Markov 模型分析了世界油价的波动, 结果显示该模型很好地刻画了世界油价的变化过程, 且相对于其他线性模型而言, 该模型在对油价的预测效果方面具有明显的优势。

以上利用 Markov 模型所做的研究涉及宏观经济问题的文献相对较少, 而且已有的对宏观经济问题的研究主要使用的是季度数据。特别是对于我国经济周期的研究而言, 尚没有人使用年度数据进行研究。

对我国的实际状况而言, 利用季度数据来研究经济周期, 一方面数据来源的可靠性值得怀疑, 我国并没有建国以来完整的季度数据 (我国从 1994 年才开始统计季度数据); 另一方面, 季度数据涉及的时段较短, 不能完整地反映建国以来我国经济周期的总体特征。

另外, 我国宏观经济的总体特征与传统的 Markov 模型假设存在差距。在所研究问题的整个时间跨度内, 传统的 Markov 机制转换模型中状态变量的设定是与时间无关的, 即研究期间内, 各状态下变量的条件均值和波动性是不变的, 而且刻画状态间转移机制的一阶 Markov 过程也是一致的。然而, 我国的实际情况是: 一方面, 我国经济增长过程中存在着两种明显不同的古典型周期和增长型周期模式 (刘树成, 2000); 另一方面, 改革前后我国经济周期状态变化也存在显著差异, 改革前扩张长度较短, 改革后扩张长度延长 (刘树成, 1996)。这就意味着改革前状态变量变化遵循的一阶 Markov 过程和改革后状态变量变化遵循的一阶 Markov 过程是不同的, 而且各状态下变量的条件均值和波动性发生了改变。因此, 运用 Markov 机制转换模型研究我国经济周期问题时, 我们需要考虑我国经济周期变化中的这两方面的特性, 在模型的设定中对这两方面的特性加以反映。

基于以上分析, 在引入反映我国经济增长周期模式改变和状态转移机制变迁的虚拟变量对传统 Markov 机制转换模型进行修正的基础上, 本文首次使用年度实际产出增长率的数据, 运用修正后的 Markov 机制转换模型来研究我国经济周期。

三、数据来源及模型设定

1. 数据

本文使用 1952 ~ 2005 年的按可比价格计算的年度实际产出数据, 算出 1953 ~ 2005 年的实际产出增长率的时间序列, 共计 53 个样本数据。实际产出增长率的时间序列如图 1。

2. 模型的设定

本部分首先介绍传统的 Markov 机制转换模型, 然后通过引入虚拟变量对传统模型进行修正, 建立新的模型。

(1) 传统 Markov 机制转换模型介绍。在模型的设定中我们需要首先确定模型的阶数和状态数。对于模型阶数的判断我们采用通常的做法, 即对原始的时间序列做线性自回归模型, 找出最优的滞后阶数作为模型的阶数。通过线性自回归模型, 我们发现四阶的滞后是最恰当的。根据经济周期理论, 经济增长总是呈现出扩张和收缩性的交替变化, 我们确定模型的状态数目为两个 (扩张和收缩)。在模型的阶数和状态数确定后, 实际产出增长率服从以下机制转换的自回归过程:

$$y_t - \mu_{s_t} = \phi_1 (y_{t-1} - \mu_{s_{t-1}}) + \phi_2 (y_{t-2} - \mu_{s_{t-2}}) + \phi_3 (y_{t-3} - \mu_{s_{t-3}}) + \phi_4 (y_{t-4} - \mu_{s_{t-4}}) + \varepsilon_t \quad (1)$$

式中, y_t 表示 t 时期的实际产出增长率, s_t 表示不可观察的状态变量, 其取值为 0 或 1, $s_t = 0$ 表示经济处于扩张状态, $s_t = 1$ 表示经济处于收缩状态。 μ_{s_t} 表示 t 时期当经济处于

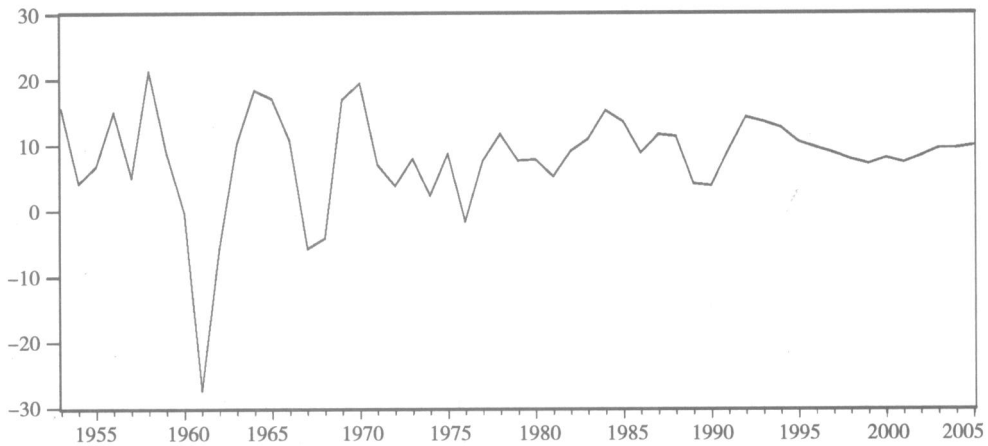


图1 1953~2005年实际产出增长率的时间序列图

注：数据根据历年《中国统计年鉴》整理所得。

状态 S_t 时 y_t 的条件均值， ϵ_t 为模型的随机扰动项。模型对 S_t 的变动引入一阶的 Markov 概率转移机制，经济所处的状态之间的转换只与其前一期经济所处状态有关，即 S_t 的取值只与 S_{t-1} 有关，并且由 S_{t-1} 到 S_t 的转变是依据一定概率变化，即：

$$\begin{aligned} pr [S_t = 0 | S_{t-1} = 0] &= p_{00}, \quad pr [S_t = 1 | S_{t-1} = 0] = p_{01} \\ pr [S_t = 0 | S_{t-1} = 1] &= p_{10}, \quad pr [S_t = 1 | S_{t-1} = 1] = p_{11} \end{aligned} \tag{2}$$

由于模型的阶数为四，所以对于状态的定义需要重新构造，记：

$$\begin{aligned} S_t^* &= 1 \cdot if \cdot S_t = 0, S_{t-1} = 0, S_{t-2} = 0, S_{t-3} = 0, S_{t-4} = 0 \\ S_t^* &= 2 \cdot if \cdot S_t = 1, S_{t-1} = 0, S_{t-2} = 0, S_{t-3} = 0, S_{t-4} = 0 \\ S_t^* &= 3 \cdot if \cdot S_t = 0, S_{t-1} = 0, S_{t-2} = 0, S_{t-3} = 0, S_{t-4} = 1 \\ S_t^* &= 4 \cdot if \cdot S_t = 1, S_{t-1} = 0, S_{t-2} = 0, S_{t-3} = 0, S_{t-4} = 1 \\ &\dots \end{aligned} \tag{3}$$

共计 32 个新的状态变量，状态变量 S_t^* 仍然依据 (2) 服从一阶马尔可夫过程，记其转移概率矩阵为 P 。由方程 (1) 可得当 $S_t^* = 1$ 时， y_t 的条件概率密度函数为：

$$f(y_t | S_t^* = 1, \epsilon_{t-1}; \mu_0) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp \left\{ - \frac{[(y_t - \mu_0) - \phi_1(y_{t-1} - \mu_0) - \phi_2(y_{t-2} - \mu_0) - \phi_3(y_{t-3} - \mu_0) - \phi_4(y_{t-4} - \mu_0)]^2}{2} \right\}$$

其中 $\epsilon_t = (y_t, y_{t-1}, \dots, y_0)$ ， $\mu_0 = (\mu_0, \mu_1, \phi_1, \phi_2, \phi_3, \phi_4, \dots, p_{00}, p_{11})$ 。类似地，可求得 $S_t^* = 2, \dots, 32$ 时 y_t 的条件概率密度。记：

$$\epsilon_t = \begin{cases} (1, 0, \dots, 0), & \text{when } S_t^* = 1 \\ (0, 1, \dots, 0), & \text{when } S_t^* = 2 \\ \dots \dots \dots \\ (0, 0, \dots, 1), & \text{when } S_t^* = 32 \end{cases} \quad \epsilon_t = \begin{cases} f(y_t | S_t^* = 1, \epsilon_{t-1}; \mu_0) \\ f(y_t | S_t^* = 2, \epsilon_{t-1}; \mu_0) \\ \dots \dots \dots \\ f(y_t | S_t^* = 32, \epsilon_{t-1}; \mu_0) \end{cases} \tag{4}$$

向量 π_t (32 × 1) 为基于 t 期信息和总体参数形成的对 S_t^* 的推断, 其第 j 个元素为 $pr(S_t^* = j | \pi_t; \theta)$ 。关于时期 t 的最优推断和预测可通过下面两个方程的迭代求得:

$$\pi_t = \frac{\pi_{t-1} P}{1 + \pi_{t-1} (P - I)} \quad (5)$$

$$\pi_{t+1} = P \cdot \pi_t \quad (6)$$

其中, \cdot 表示两个向量的点乘, 1 表示各元素均为 1 的 (32 × 1) 的行向量, 关于这两个迭代方程的详细推导过程见 Hamilton (1994)。全部样本 y_t 的对数似然函数为:

$$l(\theta) = \sum_{t=1}^T \log f(y_t | \pi_{t-1}; \theta) \quad (7)$$

其中:

$$\begin{aligned} f(y_t | \pi_{t-1}; \theta) &= \sum_{i=1}^{32} f(y_t, S_t^* = i | \pi_{t-1}; \theta) \\ &= \sum_{i=1}^{32} f(y_t | S_t^* = i, \pi_{t-1}; \theta) pr(S_t^* = i | \pi_{t-1}; \theta) \\ &= 1 + \pi_{t-1} (P - I) \end{aligned} \quad (8)$$

(2) 引入虚拟变量后的 Markov 机制转换模型。从 1978 年的改革开放开始, 我国经济增长发展的方式发生了转变, 改革前后经济周期的模式存在着差别 (刘树成, 2000), 传统的 Markov 机制转换模型并不能反映这种差别, 所以在模型中我们引入一个虚拟变量 l_t 和一个新的状态转换概率矩阵 P^* 对传统模型进行修正。修正后的模型为:

$$\begin{aligned} y_t - \mu_{s_t} - l_t \mu_{s_t}^* &= \phi_1 (y_{t-1} - \mu_{s_{t-1}} - l_t \mu_{s_{t-1}}^*) + \phi_2 (y_{t-2} - \mu_{s_{t-2}} - l_t \mu_{s_{t-2}}^*) \\ &+ \phi_3 (y_{t-3} - \mu_{s_{t-3}} - l_t \mu_{s_{t-3}}^*) + \phi_4 (y_{t-4} - \mu_{s_{t-4}} - l_t \mu_{s_{t-4}}^*) + \epsilon_t + l_t \epsilon_t \end{aligned} \quad (9)$$

模型的修正过程如下: l_t 变量在 1978 年之前的取值为 1, 1978 年及其后的变量取值为 0。对于状态的定义仍用式 (3), 但在 1978 年以前其转换的概率依据式 (2) 变化, 其概率转换矩阵为 P ; 在 1978 年之后, 其转换的概率则依据新的一阶马尔可夫过程:

$$\begin{aligned} pr[S_t = 0 | S_{t-1} = 0] &= p_{00}^*, \quad pr[S_t = 1 | S_{t-1} = 0] = p_{01}^* \\ pr[S_t = 0 | S_{t-1} = 1] &= p_{10}^*, \quad pr[S_t = 1 | S_{t-1} = 1] = p_{11}^* \end{aligned} \quad (10)$$

这样就得到新的概率转换矩阵 P^* 。关于时期 t 的状态变量的概率分布的最优推断和预测的迭代过程为:

$$\pi_t = \frac{\pi_{t-1} P^*}{1 + \pi_{t-1} (P^* - I)} \quad (11)$$

$$\pi_{t+1} = (P \times l_t + P^* \times (1 - l_t)) \cdot \pi_t \quad (12)$$

通过式 (9), 我们可以知道 $\mu_{s_t} + \mu_{s_t}^*$ 表示 1978 年以前实际产出增长率在状态 s_t 下的条件均值, 模型的随机扰动项为 $\epsilon_t + l_t \epsilon_t$; μ_{s_t} 和 ϵ_t 分别表示 1978 年及以后实际产出增长率在状态 s_t 下的条件均值和模型的随机扰动项。式 (12) 则刻画了经济周期模式在 1978 年改革开放前后的转变, 即 1978 年以前的经济发展中的扩张和收缩两状态之间的转换机制由概率转

换矩阵 P 描述, 1978 年及以后的经济扩张和收缩两状态之间的转换机制由概率转换矩阵 P^* 描述。用于模型估计的对数似然函数仍同于式 (7) 和式 (8)。

四、模型参数估计、解释及相关检验

1. 模型的参数估计及解释

将 1953 ~ 2005 年间的实际产出增长率的数据和虚拟变量 l_t 代入我们的模型, 运用我们自己编写的 SAS 程序, 采用极大似然法进行模型估计, 模型参数估计的结果见表 1。

表 1 模型参数估计结果

参 数	参数估计值	标准差	T 统计量
μ_0	11. 126	0. 5011	22. 202
μ_1	6. 810	0. 8194	8. 311
ϕ_1	0. 439	0. 2679	1. 639
ϕ_2	- 0. 467	0. 1771	- 2. 635
ϕ_3	- 0. 055	0. 1942	- 0. 285
ϕ_4	- 0. 222	0. 1501	- 1. 479
	1. 570	0. 2918	5. 379
P_{00}	0. 394	0. 5781	0. 682
P_{11}	0. 628	0. 5188	1. 211
μ_0^*	0. 988	5. 6959	0. 173
μ_1^*	- 4. 758	5. 2776	- 0. 902
	4. 737	1. 7096	2. 771
P_{00}^*	0. 849	0. 1088	7. 801
P_{11}^*	0. 795	0. 1188	6. 689
对数似然值	- 139. 9159	-	-

首先, 从表 1 我们可以看到, 在改革开放之后, 实际产出增长率在扩张状态下的条件均值 (μ_0) 为 11. 126 %, 在紧缩状态下的条件均值 (μ_1) 为 6. 81 %, 根据渐近分布其 T 统计量分别为 22. 202 和 8. 311, 在 1 % 的显著性水平下通过检验。根据模型的设定, 改革开放前实际产出增长率在扩张状态下的条件均值为 $\mu_0 + \mu_0^*$, 紧缩状态下的条件均值为 $\mu_1 + \mu_1^*$, 其数值分别为 12. 114 % 和 2. 052 %。说明在扩张状态下, 改革前实际产出增长率的条件均值高于改革后的条件均值, 在紧缩状态下, 则相反。表示模型中即式 (10) 中 σ_l 的标准差, 其值为 1. 570 %, 即模型对改革开放后数据的拟合残差的标准差, σ_{l0} 表示模型对改革开放前实际产出增长率数据的拟合残差的标准差, 其值为 6. 307 %。我们结合改革前后扩张和紧缩状态下实际产出增长率的条件均值来进行分析。当实际产出处于紧缩状态下, 改革之前其条件均值为 2. 052 %, 其波动的标准差为 6. 037 %, 一个标准差的波动区间为 - 3. 985 % ~ 8. 089 %。改革之后, 紧缩状态下实际产出的条件均值为 6. 81 %, 其波动的标准差为 1. 570 %, 一个标准差的波动区间为 5. 24 % ~ 8. 38 %。从改革前后紧缩状态下实际产出的条件均值的波动区间的差别上我们可以看出, 改革前紧缩状态下实际产出增长率基本上处于零增长或负增长, 这体现出经济增长的古典周期变化。改革后紧缩状态下实际产出增长率

我们按照 Hamilton (1994) 的算法编写了 SAS 语言程序。

的波动区间位于零之上，体现出经济增长的增长型周期变化。

其次，模型中 p_{00} 和 p_{11} 分别表示改革前实际产出增长的状态从扩张到扩张和紧缩到紧缩之间的机制转换概率。从估计结果中我们看到：改革前，如果当期实际产出增长处于扩张状态，则下一期仍处于扩张状态的概率约为 0.39，扩张状态的平均持续期为 $1/(1-p_{00}) = 1.64$ 年。如果当期实际产出增长处于紧缩状态，则下一期仍处于紧缩状态的概率约为 0.63，紧缩状态的平均持续期为 $1/(1-p_{11}) = 2.70$ 年。 p_{00}^* 和 p_{11}^* 表示改革后实际产出增长状态从扩张到扩张和紧缩到紧缩的机制转换概率，概率值分别为 0.85 和 0.8，扩张状态的平均持续期为 $1/(1-p_{00}^*) = 6.7$ 年，紧缩状态的平均持续期为 $1/(1-p_{11}^*) = 5$ 年。从这里我们可以看出，改革开放前经济增长扩张和紧缩的持续期比较短，紧缩状态的持续期比扩张的持续期长，并且扩张和紧缩状态下的实际产出增长率的条件均值间的落差大，体现出改革前我国经济周期性变化呈现大起大落、频率高和波动幅度大的特点。改革开放后，经济增长扩张和紧缩的持续期都增加，扩张的持续期长于紧缩的持续期，且扩张和紧缩状态间实际产出增长率的条件均值落差变小，体现出改革后我国经济增长的周期增长、波动减小的特点。

2. 周期模式改变和状态转移机制变迁的检验

通过对模型参数估计结果的分析，模型估计的参数体现出改革前后我国经济增长的周期模式和状态转换机制均发生了变化，说明我们模型的设定基本上是合理的。为了更进一步地检验这个结果，我们采用 WALD 检验法则对模型的参数进行检验。根据我们前面模型的设定可以知道，如果改革前后我国经济增长的模式和状态转换机制并没有发生改变，那么公式 (10) 中的参数应满足以下约束条件：

$$H_0: R(\cdot) = \begin{bmatrix} p_{00} - p_{00}^* \\ p_{11} - p_{11}^* \\ \mu_0^* \\ \mu_1^* \end{bmatrix} = 0 \quad (13)$$

其中 θ 表示模型即公式 (10) 中的所有待估参数。

$$C = \frac{\partial R(\cdot)}{\partial \theta} \quad (14)$$

这里的 C 表示对约束条件即公式 (13) 对模型所有参数在估计结果点上的偏导数。根据 WALD 检验法则有：

$$W = R(\cdot) [CVC]^{-1} R(\cdot) \sim \chi^2(5) \quad (15)$$

其中 $V = Est. Asy. Var [b]$ ，即模型参数估计结果的协方差矩阵，卡方分布的自由度是由公式 (13) 中独立约束条件的个数决定的。

根据以上公式，我们计算得 WALD 统计量为 $W = 38.630$ ，其相应 P 值为 2.8195×10^{-7} ，这表明在 1% 的显著性水平下我们拒绝零假设，认为改革前后我国经济增长周期模式和状态转换机制发生了显著的变化。

3. 周期状态的识别和分析

根据前面模型的介绍，在模型参数估计出来之后，我们可以将估计出来的参数代入公式

(11) 和公式 (12) 进行迭代，从而求出各时期实际产出增长所处状态的平滑概率分布的估计结果，结果见图 2。

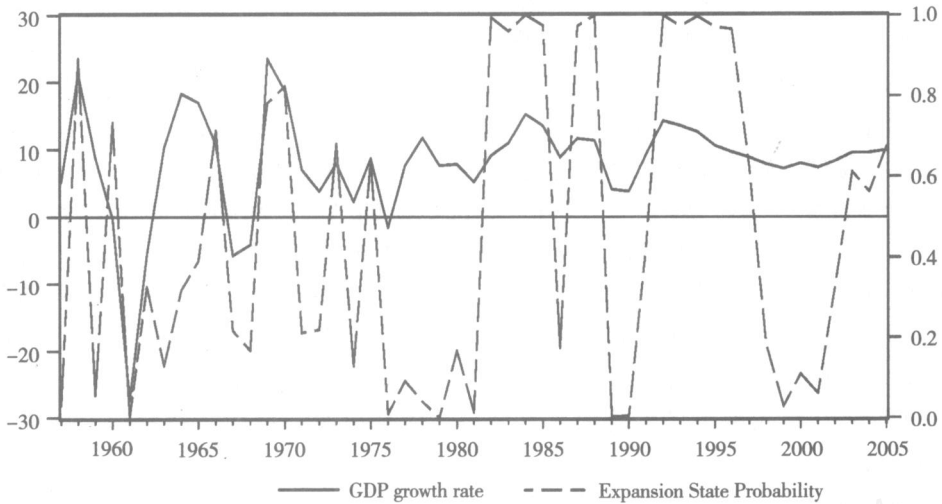


图 2 实际产出增长率和实际产出扩张状态概率分布序列

图 2 中实线表示各年实际产出增长率，其对应的纵坐标为图中左边的坐标，虚线表示各年实际产出处于扩张状态的概率，其对应坐标为图中右边的纵坐标，图中横坐标为时间轴。在模型的设定中，我们已经将实际产出增长的状态定义为扩张和紧缩两种状态，对于每一时期来说，实际产出在该时期两种状态的概率之和为 1。所以，实际产出增长处于紧缩状态的概率分布的序列图与扩张状态概率分布的序列图与图中中间横线呈对称关系，为了便于观察，图中没有画出实际产出增长处于紧缩状态的概率分布序列图。

从图中我们可以很清楚地看出，在改革之前（即 1978 年之前），虚线所代表的实际产出增长扩张状态概率起伏变化频率很高，而且在高位和低位的持续时间非常短，基本上是一年高一年低地交替变化，与我们前面对模型估计参数的分析结论是一致的。在改革之后，虚线在高位和低位的持续时间明显变长了，而且高低之间的分隔也更明显了。如果我们简单地以 0.5 的概率为分界点来划分，即如果某年实际产出增长处于扩张状态的概率大于 0.5 就认为该年实际产出增长状态为扩张，反之则为紧缩。从图中我们可以识别出在改革之后，1982~1985 年、1987~1988 年、1992~1997 年和 2003~2005 年这四个时间段，我国实际产出增长应为扩张期，其余时间段则为紧缩期。我们简单地回顾改革开放之后我国经济发展的相关历程，1982 年家庭联产承包制在全国全面推广和国营工业企业全面整顿的开展促使了 1982~1985 年这一轮的扩张，相应地于 1984 年末经济出现“过热”，随后中央做出一系列的应对措施和调整，经济“过热”于 1986 年得到缓解。1987 年开始国营大中型企业改革以及乡镇企业的大规模发展，使得 1986 年得到一定缓解的经济“过热”又卷土重来并持续到 1987 年。1989 年由于中央对前几年经济“过热”的调整措施使得整体经济进入紧缩期。1992 年邓小平同志南巡讲话推动了对外开放在全国范围内的全面展开，又一次推动了我国经济进入一个相对较长的扩张期，并持续到 1997 年的经济软着陆。随后我国经济再次进入紧缩期并持续到 2002 年。从 2003 年开始，我国整体经济又开始进入扩张状态，并在经济学界引起了我们大家都熟悉的 2004 年关于整体经济是否“过热”的一次大讨论。从这段经

济发展历程来看, 我们模型识别出来的实际产出增长的扩张和紧缩期与我国整体经济实际发展是相当吻合的。

总而言之, 对各期经济增长状态平滑概率分析, 我们可以通过模型识别历史和当前经济增长所处的状态, 识别结果不仅可以运用于对经济发展的历史分析, 更重要的是可以为经济增长预测提供更多的信息。

五、总 结

本文根据相关的经济增长周期理论和我国经济发展的实际情况, 对传统的 Markov 机制转换模型进行了修正, 引入虚拟变量反映我国经济增长模式的改变和状态转移机制的变迁。运用修改后的 Markov 机制转换模型对我国 1953 ~ 2005 年的实际产出增长率的数据进行拟合, 并进行了相关的检验。

从拟合的结果中我们发现, 我国实际产出增长存在着显著的状态转换机制, 即扩张和紧缩之间的相互转移。改革开放前扩张状态下的实际产出增长率的条件均值为 12.1%, 紧缩状态下实际产出增长率的条件均值为 2.1%, 其波动率为 6.3%。实际产出增长状态转移机制中, 扩张状态到扩张状态的转移概率为 0.39, 平均持续期为 1.6 年, 紧缩到紧缩的转移概率为 0.63, 平均持续期为 2.7 年。总体而言, 改革前我国实际产出增长大起大落、变化频繁, 非对称性明显且紧缩期长于扩张期, 实际产出增长周期变化呈现古典型周期。改革开放后, 扩张状态下实际产出增长率的条件均值为 11.1%, 紧缩状态下实际产出增长率的条件均值为 6.8%, 其波动率为 1.6%。状态转移机制中, 扩张到扩张的转移概率为 0.85, 平均持续期为 6.7 年, 紧缩到紧缩的转移概率为 0.8, 平均持续期为 5 年。总体上说, 改革后我国实际产出增长的起伏波动显著下降, 紧缩期和扩张期都明显加长, 非对称性明显且扩张期长于紧缩期, 实际产出增长周期性变化呈现出现代增长型周期。对于以上我国经济周期模式的改变和状态转移机制的变迁, 我们运用 WALD 检验法则进行了检验, 检验的结果证实了上述的改变和变迁在统计上是显著的。

文中我们还对各年份的实际产出增长状态平滑概率分布进行了估计和分析。分析发现, 周期状态平滑概率整体上很好地反映了我国经济增长周期性变化的过程。特别是改革之后, 模型所识别出的经济周期的扩张期和紧缩期, 与我们所熟知的我国实际经济发展过程完全吻合。

总之, 我们的研究表明, 修正后的模型能够在统一框架内对改革前后我国实际产出增长的周期性变化进行很好的拟合, 并且中国宏观经济周期的许多内在性特征也能在模型中得到反映。

参 考 文 献

- [1] Hamilton, James D, *A new Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle*, *Econometrica* [J], 1989.
- [2] James D. Hamilton, *Time series analysis* [M], Princeton University Press, 1994.
- [3] Chang -Jin Kim, Charles R Nelson, *State Space models with regime switching* [M], MIT press, 1999.
- [4] Rence Garcia, Pierre Perron, *An analysis of the real interest rate under regimes shifts*, *The Review of Economics and Statistics* [J], 1996. 1.

-
- [5] Hsu, S - H, C - M. Kuan, *Identifying Taiwan's business cycles in 1990s: An application of the bivariate Markov switching model and Gibbs sampling (in Chinese)*, *Journal of Social Science and Philosophy* [J], 2001, 13, 515 ~ 540.
- [6] 谢赤、刘潭秋:《人民币实际汇率中的马尔可夫转换行为》[J],《统计研究》2003年第9期。
- [7] 赵留彦等:《中国通货水平与通胀不确定性:马尔可夫域变分析》[J],《经济研究》2005年第8期。
- [8] 刘金全、刘志刚、于冬:《我国经济周期波动性与阶段性之间关联的非对称性研究》[J],《统计研究》2005年第8期。
- [9] 刘树成:《论中国经济周期波动的新态势》[J],《中国社会科学》2000年第1期。
- [10] 刘树成:《论中国经济周期波动的新阶段》[J],《经济研究》1996年第11期。
- [11] 魏巍贤、陈智文、王建军:《三状态马尔可夫机制转换模型研究——在世界油价波动分析中的应用》[J],《财经研究》2006年第6期。

(责任编辑:陈卫宾)

(上接第12页)

- [22] Woodford, M., 2003, *Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy* [M], Princeton: Princeton University Press.
- [23] 樊纲:《克服信贷萎缩与银行体系改革——1998年宏观经济形势分析与1999年展望》[J],《经济研究》1999年第1期。
- [24] 高铁梅、刘玉红、王金明:《中国转轨时期物价波动的实证分析》[J],《中国社会科学》2003年第6期。
- [25] 刘树成:《通货紧缩:既不能估计不足亦不可估计过重》[J],《经济研究》1999年第10期。
- [26] 刘金全、谢卫东:《我国经济增长率与通货膨胀率动态相关性的实证分析》[J],《世界经济》2003年第6期。
- [27] 谢平、沈炳熙:《通货紧缩与货币政策》[J],《经济研究》1999年第8期。
- [28] 余永定:《打破通货紧缩的恶性循环》[J],《经济研究》1999年第7期。

(责任编辑:朱长虹)