

# 中国经济周期的阶段性划分 和经济波动的非对称性

——基于马尔可夫区制转移模型的研究

刘金全 李庆华

(吉林大学 数量经济研究中心, 吉林 长春 130012)

**摘要:** 文章对中国 1990 年 1 月至 2007 年 12 月经济周期波动进行研究, 识别和检验中国经济周期的基本特征, 发现三区制马尔可夫区制转移模型对于刻画中国经济周期波动比较适合, 刻画了中国经济增长呈现出的适速增长、快速增长、高速增长阶段性规律, 同时发现中国经济周期在区制转移概率上的非对称性; 对转移概率的估计表明中国经济增长在“适速增长阶段”的稳定性最强、持续期最长, 经济周期向该阶段转移的概率也最大。

**关键词:** 经济周期; 经济增长; MS 模型; 非对称性

**中图分类号:** F124.8 **文献标识码:** A **文章编号:** 0257-0246 (2009) 06-0085-06

## 引 言

无论是计划经济还是市场经济, 经济运行过程中各种宏观经济总量在不同的阶段具有不同的性质, 并且这些性质在经济发展过程中有规律地阶段性重复出现, 如经济扩张和经济衰退的交替波动, 这就是经济周期的特定现象。在人们对经济周期进行关注的 100 多年当中, 对经济周期的认识也经历了一个周期性的过程, 从古典经济周期理论发展到新古典实际经济周期理论, 而且已经将长期过程中的经济增长与短期过程当中的经济波动, 在一个统一的分析框架下结合起来进行分析。

经济周期波动阶段性的识别和检验一直是经济周期理论关注的主要内容之一, 它关系到经济周期波动扩张和衰退的转变点判断及经济周期非对称性的存在问题。但是, 由于传统经验方法对经济模型施加了严格的线性约束, 不仅无法解释经济周期扩张期与衰退期在期限上的非对称性, 或者经济周期各个阶段表现出的陡缓程度的非对称性, 而且还无法有效地判断经济周期何时转入扩张, 或者何时回落到衰退等重大问题。<sup>①</sup> 随着经济计量方法不断进展和大规模经济数据运算能力快速提升, 近年来经济学家们相继提出多种非线性方法用于解决经济周期波动阶段性识别等问题, 如 Hamilton 将马尔可夫转移 (Markov switching) 模型引入美国经济周期问题的研究中,<sup>②</sup> Terasverta 将平滑迁移自回归

**资助项目:** 教育部人文社会科学重点研究基地 2008 年度重大项目 (08JJD790133); 教育部国际金融危机应对研究应急课题 (2009JYJR014)。

**作者简介:** 刘金全, 吉林大学数量经济研究中心教授, 经济学博士, 博士生导师, 研究方向: 宏观经济学; 李庆华, 吉林大学数量经济专业博士生, 专业方向: 经济周期理论、货币理论与政策。

① Burns A. F., Mitchell W. C., *Measuring Business Cycles*, New York: National Bureau of Economic Research, 1946.

② Hamilton, J. D., "A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle", *Econometrica*, Vol. 57 (2), 1989, pp. 357-384.

(STAR)模型引入瑞典经济周期问题研究中,<sup>①</sup>而 Tiao 和 Tsay 以及 Leamer 和 Potter<sup>②</sup>也将门限自回归(TAR)方法引入美国经济周期研究中。这些非线性方法可以较好地分别度量出经济扩张阶段和经济衰退阶段的增长曲线,识别出经济周期的不同阶段,捕捉到经济周期波动的周期性变化,进而也对经济周期的非对称性作出解释和判断。

然而,关于经济周期阶段性划分的非线性研究仍然存在一些问题,例如,经济周期波动应划分为两阶段、三阶段或者更多阶段。传统的经济周期阶段说一般指存在经济的扩张阶段和经济的衰退阶段,并且两者交替循环。但是 Sichel 提出关于经济周期阶段性划分的三阶段假说,他将三个阶段分为经济收缩期、经济稳定期、经济扩张期。<sup>③</sup>Tiao 和 Tsay 则依据经济周期波动变化的特征,用门限自回归模型拟合了经济周期波动的四个阶段。<sup>④</sup>为此,这类问题在经济周期理论应用中引发大量的讨论。刘金全运用 Markov 区制转移模型从不同角度对我国经济周期波动态势和经济增长趋势的相关性进行了定量研究,并获得宏观经济调控模式对经济周期波动阶段性之间相关程度的定量认识。<sup>⑤</sup>

随着我国经济体制向社会主义市场经济体制的逐步转轨,市场机制的作用以及经济结构的内在稳定性日益增强,经济周期波动进入与以往不同的新阶段,其形式和成因与以往相比也已发生深刻的变化。从经济总量形成上看,1996年我国经济实现“软着陆”之前基本上是“总供给单因素驱动阶段”和“总供给和总需求双因素驱动阶段”,1996年以后进入“总需求单因素驱动阶段”;从经济增长的组成成分上看,我国经济增长的驱动类型由单一的投资驱动和技术创新驱动,逐渐转变为投资和技术“双因素”共同驱动的增长类型,投资驱动在前,技术创新驱动在后,两者时间顺序的结构更有利于技术创新的生产力形成质量和效率。由此可见,我国经济周期波动中的阶段性变迁过程更为复杂,体现的波动态势更是宏观经济调控和经济政策作用的综合效果。

为此,为了描述经济周期多阶段性的复杂动态变化过程,我们基于 Krolzig、Marcellino 和 Mizon 提出的具有马尔可夫区制转移的向量误差修正模型(MS-VECM模型),<sup>⑥</sup>采用三区制状态来刻画我国经济增长的三阶段性,对我国1990年1月至2007年12月GDP增长率进行研究,来识别和检验我国经济周期波动呈现的基本特征。

## 一、经济增长阶段性划分的模型方法

经济周期波动是一些主要宏观经济变量围绕长期均衡关系产生的随机偏离。当经济运行受到暂时冲击的影响而发生与长期均衡状态的偏离时,误差修正机制将促使经济变量向长期均衡状态调整和恢复。因此,可以利用具有误差修正机制的VAR模型来描述和分析经济周期的波动过程。

假设  $x_t = (y_{1t}, y_{2t})'$ , 其中  $y_{1t}$  和  $y_{2t}$  是描述经济周期机制且具有协整关系的经济变量。将VAR(p)模型表示成误差修正(VEC)形式为:

$$\Delta x_t = c + \prod x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

① Terasvirta, T. and Anderson, H. M., "Characterizing Nonlinearities in Business Cycles Using Smooth Transition Autoregressive Models", *Econometrics*, 1992, APP1, pp. 119-136.

② Leamer, E. and S. Potter, A Nonlinear Model of the Business Cycle, Manuscript, Federal Reserve Bank of New York, 2003.

③ Sichel, D. E., "Inventories and the Three Phases of the Business Cycle", *Journal of Business Economics and Statistics*, 12, 1994, pp. 269-278.

④ Tiao, G. C. and Tsay R. S., "Some Advances in Non-linear and Adaptive Modelling in Time Series", *Journal of Forecasting* 13, 1994, pp. 109-131.

⑤ 刘金全、王大勇:《经济增长的阶段性假说和波动性溢出效应检验》,《财经研究》2003年第5期;刘金全、佟新华:《我国经济增长的“自然率”水平与可持续增长路径的识别与检验》,《经济动态》2005年第10期。

⑥ Krolzig, Marcellino and Mizon, "A Markov-Switching Vector Equilibrium Correction Model of the UK Labour Market", *Empirical Economics*, 27, 2002, pp. 233-254.

其中  $c$  是截距向量,  $\varepsilon_t$  是误差向量。根据 Johansen 的协整关系表示,<sup>①</sup> 存在矩阵  $f$  和  $b$  使得:

$$\Pi = \phi\beta' \quad (2)$$

这里  $\beta$  的各列构成了协整向量, 而  $\phi$  就是误差修正系数, 于是模型 (1) 可以表示为:

$$\Delta x_t = c + \phi[\beta'x_{t-1}] + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

按照 Hamilton 的模型方法,<sup>②</sup> 可以在上述 VEC 模型中引入参数的区制转移性质。利用不可观测的离散变量  $s_t \in \{1, \dots, m\}$  表示区制状态, 则  $\{s_t\}$  是一个  $m$  状态的 Markov 链, 其转移概率为:

$$p_{ij} = P[s_t = j | s_{t-1} = i] \quad (4)$$

不同状态之间的转移概率满足正则性约束:

$$\sum_{j=1}^m p_{ij} = 1, \quad i = 1, \dots, m \quad (5)$$

于是, 我们可以得到具有 Markov 区制转移的向量误差修正模型 MS ( $m$ ) - VECM ( $p$ ):

$$\Delta x_t = c_{s_t} + \phi_{s_t}[\beta'x_{t-1}] + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (6)$$

模型 (6) 的截距项  $c$  和误差修正系数  $\phi$  均具有区制转移特征, 可以将其表示为均值修正形式:

$$\Delta x_t - \mu_{s_t} = \phi_{s_t}[\beta'x_{t-1}] + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i [\Delta x_{t-i} - \mu_{s_{t-i}}] + \varepsilon_t \quad (7)$$

此时  $\mu_{s_t}$  与 Hamilton 模型具有相同的含义, 即表示经济周期中不同阶段的增长率均值。MS - VECM 模型清楚地表明, 各种区制下的非均衡状态都会受到向量误差的修正和调整, 以便恢复新的均衡。由于进行了多区制划分, 不同周期阶段的经济增长率将向局部均衡调整, 从而形成经济周期波动过程中的多重均衡现象。

我们可以使用 Hamilton 的精确极大似然估计法, 或者 Kim and Nelson<sup>③</sup> 的近似极大似然估计法来估计模型 (6) 或者模型 (7)。通过估计区制变量  $s_t$  的取值概率来划分经济周期的主要阶段。

## 二、中国经济周期波动的三区制转移模型与经验分析

Hamilton 的 MS 模型在应用上存在两个限制。一是该模型仅考虑了“经济衰退”和“经济扩张”两个不同的经济周期阶段。由于在我国经济周期波动中出现了“适速”、“快速”和“高速”增长阶段, 因此需要采用多区制的状态转移过程; 二是该模型仅利用单变量时间序列进行经济周期机制描述, 无法分析一些宏观经济变量之间的替代和影响关系。为此, 需要将单变量模型扩展到多变量的向量自回归模型 (VAR 模型), 然后在 VAR 模型结构中引入多区制转移性质, 这就形成了 MS - VAR 模型。由于多变量之间可能存在协整关系, 因此也可以在 VAR 模型中考虑协整关系的误差修正机制。这样将 Markov 区制转移引入向量误差修正模型后, 便形成 MS - VECM 模型,<sup>④</sup> 此模型大大拓展了 Hamilton 模型的适用范围。

我们采用二元变量的 MS (3) - VECM ( $p$ ) 模型描述我国经济周期波动机制。区制 1 表示“适速增长阶段”、区制 2 表示“快速增长阶段”, 区制 3 表示“高速增长阶段”,  $\mu_i$  表示区制  $i$  中的增长率均值, 参数限制为:  $\mu_1 < \mu_2 < \mu_3$ 。考虑到奥肯定律的作用, 在经济周期研究中经常选取产出增长

① Johansen, S., “Statistical Analysis of Cointegration Vector”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 1988, pp. 231 - 254.

② Hamilton, J. D., “A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle”, *Econometrica*, Vol 57 (2), 1989, pp. 357 - 384.

③ Kim, C. J. and Nelson, C. R., *State - Space Models with Regime Switching: Classical and Gibbs - Sampling Approaches with Applications*, The MIT Press, 1999.

④ Krolzig, Marcellino and Mizon, “A Markov - Switching Vector Equilibrium Correction Model of the UK Labour Market”, *Empirical Economics*, 27, 2002, pp. 233 - 254.

率和失业率的时间序列来分析经济周期波动中的相关机制。由于受到失业率数据获取上的限制,我们根据菲利普斯曲线机制,采用产出增长率  $y_t$  和通货膨胀率  $\pi_t$  的时间序列数据来进行相关的分析。

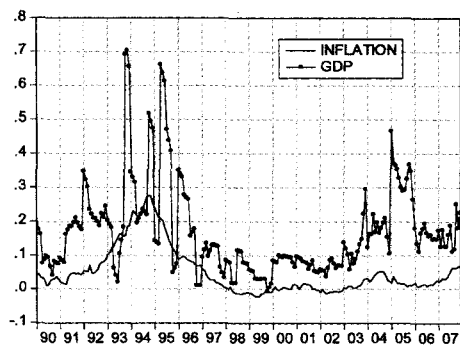


图1 产出增长率和通货膨胀率

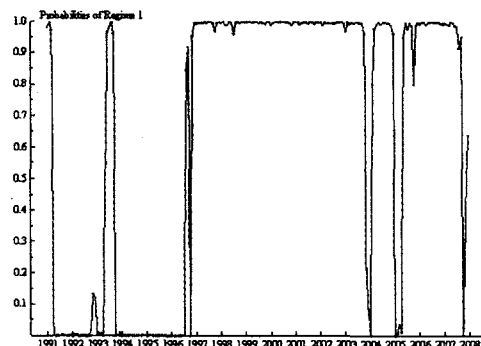


图2 适速增长期的平滑概率

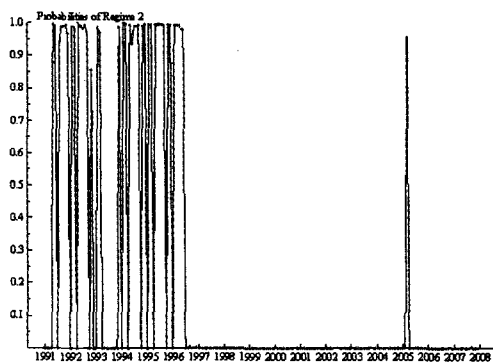


图3 快速增长期的平滑概率

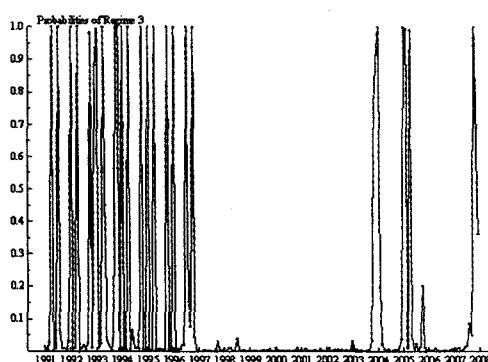


图4 高速增长期的平滑概率

表1 时间序列的单位根检验

原序列	ADF	差分序列	ADF	临界值
$Y_t$	-1.39	$\Delta Y_t$	-7.70*	-2.88
$P_t$	-1.84	$\Delta P_t$	-3.82*	-2.88

表2 Johansen 协整关系检验

原假设	特征根	LR 似然比	临界值
没有协整关系	0.153	26.94*	14.07
至少1个协整关系	0.023	3.71*	3.76

表3 名义产出均值修正模型的系数估计结果

参数	估计值	标准差	t-统计量
$\mu_1$	0.098	0.017	5.698*
$\mu_2$	0.214	0.023	9.350*
$\mu_3$	0.620	0.031	20.073*
$\phi_1$	0.042	0.015	2.835*
$\phi_2$	0.979	0.039	25.038*
$\phi_3$	-0.194	0.039	-4.921*

图1给出了1990年1月至2007年12月我国月度名义GDP增长率和通货膨胀率(利用零售商品价格增长率表示)的时间路径(数据来源为《中国经济景气月报》,部分季节数据进行了月度分解)。从图中可以看出,产出增长率与通货膨胀率之间具有类似的变化趋势,这表明它们的序列之间可能存在一定程度的相关性。

我们首先考察我国的名义产出和价格水平,表1给出了产出和价格指数对数序列及其差分序列的单位根检验结果(\*号表示在5%水平下拒绝原假设或者参数估计显著,下同)。产出的对数序列  $Y_t$

和价格指数（以1990年1月为基期，基期指数为100）的对数序列  $P_t$  的单位根检验结果表明这两个序列数据中都仅有1个单位根，这表明它们均为  $I(1)$  过程。因此，可以在协整框架下分析产出和价格水平之间的长期均衡和短期波动关系。

选取向量  $x_t = (Y_t, P_t)'$ ，表2给出了这两个序列的 Johansen 协整关系检验结果。结果表明 GDP 和物价指数之间存在协整关系。采用标准化协整向量表示，协整关系为：

$$e_t = Y_t - 1.903P_t + 1.298 \tag{8}$$

我们可以描述上述协整误差  $e_t$  的轨迹。从中可以看出，在经济波动比较显著的时期，例如1993年至1996年，经济调整比较频繁和剧烈，导致均衡误差波动也比较显著。值得注意的是，从2001年开始，协整误差中又开始体现出显著的正向冲击，这是2003年经济开始转入快速增长的体现。

获得上述协整关系结果以后，假设模型(7)中的均值修正项  $\mu_{s_t} = (\mu_{1s_t}, \mu_{2s_t})'$  和误差修正系数  $\phi_{s_t} = (\phi_{1s_t}, \phi_{2s_t})'$  均具有状态转移性质，并且对模型(7)中的滞后阶数  $p$  取3，则有下面模型：

$$\Delta x_t - \mu_{s_t} = \phi_{s_t} [\beta' x_{t-1}] + \sum_{i=1}^2 \Gamma_i [\Delta x_{t-i} - \mu_{s_{t-i}}] + \varepsilon_t \tag{9}$$

此处  $\Delta x_t = (y_t, \pi_t)'$ ，其中  $y_t$  和  $\pi_t$  分别表示产出增长率和通货膨胀率（由于协整误差估计已经获得，此处我们继续使用月度同比增长率）。我们用  $Ox - MSVAR$  软件系统进行了估计。<sup>①</sup> 模型的估计结果由表3给出（仅给出了产出增长率方程中的系数估计）。

表4 区制转移概率矩阵

	区制 1 (i)	区制 2 (i)	区制 3 (i)
区制 1 (i)	0.949	0.000	0.232
区制 2 (i)	0.000	0.637	0.517
区制 3 (i)	0.051	0.362	0.251

表5 状态阶段的汇总和状态的持续期样本数量

	样本数量	频率	平均持续期
区制 1	134	0.651	19.53
区制 2	41	0.205	2.76
区制 3	29	0.144	1.34

表3的参数估计均是显著的，这意味着模型估计整体效果较好。三个经济周期阶段的增长率均值分别为9.8%、21.4%和62%，这分别对应着“适度增长”、“快速增长”和“高速增长”阶段的平均增长率；误差修正系数的估计值表明，我国经济运行中存在着一定程度的内在稳定机制，当经济处于增长速度较低的区域1和2时，误差修正系数正，均衡关系对经济增长速度具有正向修正作用；当经济处于增长速度较高的区域3时，误差修正系数负，均衡关系对经济增长速度具有反向修正作用。

图2至图4给出了各个区制的概率估计。图2表明，从1996年实现“软着陆”以后，我国经济运行基本处于“适速增长阶段”，此阶段区制的取值概率保持基本稳定，这意味着经济周期波动也体现出相对平稳的态势；图3给出我国经济处于“快速增长阶段”的可能性，该阶段的区制概率频繁改变，表明我国经济在此阶段持续运行的能力较低；图4清楚地显示出，我国经济“高速增长阶段”的最大可能区间出现在1993至1995年，这个期间经济增长所出现的“过热现象”，直接促使了当时紧缩性政策的实施。

表4是区制转移概率  $p_{ij}$  的估计结果。表5给出了各个区制的样本个数、区制出现的概率和平均持续期，其中在同一区制的持续期  $D(S_i)$  为：

$$D(S_i) = \frac{1}{1 - p_{ii}} \tag{10}$$

表4和表5的估计结果说明，当经济进入“适速增长阶段”后，区制1自身的持续概率为0.949，这具有相当高的稳定性，因此我国经济处于此阶段的频率最高，达到65.1%，持续期占整个周期长度的82.6%。从区制1向区制2转移的概率几乎为0，而向区制3转移的概率为0.051；当经济进入“快速增长阶段”后，区制2自身的持续概率为0.637，我国经济处于该阶段的频率为

<sup>①</sup> 具体估计方法参见 Krolzig, H. M., *Markov - Switching Vector Autoregressions: Modelling, Statistical Inference and Application to Business Cycle Analysis*, Springer, 1997.

20.5%，持续期占整个周期长度的11.7%。经济从“快速增长”转入“适速增长”的概率几乎为0，从快速增长转入高速增长的概率则为0.362，存在着转移概率上的非对称性；当经济进入“高速增长”后，区制3自身的持续概率为0.251，我国经济处于该阶段的频率为14.4%，持续期占整个周期长度的5.7%。从区制3向区制2转移的概率为0.517，向区制1转移的概率为0.232。区制转移概率的估计结果表明，我国经济运行中出现了从区制1向区制3的“急剧攀升”转移（概率为0.051），也有从区制3向区制1的“急剧下跌”转移的迹象（概率为0.232），这一点值得我们注意。

将相同区制中的产出增长率和通货膨胀率数据作为一组，可以计算出不同区制（经济周期阶段）中产出增长率与通货膨胀率之间的相关性，其估计结果为：在区制1内的相关系数为0.072，在区制2内的相关系数为0.798，在区制3内的相关系数为-0.179。相关系数计算结果表明，不同区制内两者的相关关系有所不同，两者之间的相关关系依赖于经济增长率的取值区间。这种“门限效应”具体体现为：在门限范围内，适度通货膨胀对经济增长具有正向作用；而超出门限范围后，通货膨胀的加剧将对经济增长产生抑制作用。这就是在政策操作过程中，既要缓解持续通货紧缩的负面影响又要提防高通货膨胀危害的主要原因。

### 三、中国经济增长阶段性划分的基本结论

利用MS(3)-VECM(3)模型，我们对我国经济周期的波动机制进行了分析，得出如下结论：

(1) 我国经济在周期波动过程中存在着显著的3区制（阶段）性质，即“适速增长”、“快速增长”和“高速增长”三个代表性阶段。从转移概率上可以看出，我国经济增长在“适速增长阶段”的稳定性最强、持续期最长，经济周期向该阶段转移的概率也最大。值得注意的是，“适速增长阶段”中的平均增长率为9.8%，这是一个我国经济增长多次达到过，并且是近年来经济运行接近的增长率水平。我国经济能够在这个平均增长水平上保持稳定性和持续性，意味着我国经济增长已经具有相当强的抗跌性，这是我国经济周期波动稳定性逐渐增强和经济周期分界模糊的重要原因。

(2) 我国的经济周期波动存在一定程度的非对称性，这既体现为周期阶段的持续期不同，也体现为周期阶段的转移概率不同。我国经济周期中“适速增长阶段”的持续长度是其他两个阶段持续长度的5倍，这意味着“适度增长”仍然是经济周期波动中的主要代表特征；在所有区制中，我国经济周期阶段“适速增长阶段”和“快速增长阶段”的持续性均大于转移性（这两个区制中的持续概率分别为94.9%和63.7%，而转移概率则分别为5.1%和36.2%），这意味着经济在这两个增长阶段会形成一定的“陷阱效果”。经济在“高速增长阶段”的转移概率大于持续概率（转移概率为74.9%，持续概率为25.1%），这意味着经济进入“高速增长阶段”后将面临迅速下降的危险，会出现剧烈波动，这应该引起我们的重视，避免出现过热的局面。

(3) 从产出增长率与通货膨胀率之间的影响方向和作用程度上看，产出增长率与通货膨胀率之间的相关性随着经济周期阶段的不同也发生了显著变化。当经济周期处于“适速或快速增长阶段”时，通货膨胀率对经济增长率具有显著的“托宾效应”（Tobin effects），<sup>①</sup>即通货膨胀的增加将导致产出扩张的加速；当经济周期处于“高速增长阶段”时，通货膨胀的加剧将导致经济增长速度的降低，出现一定程度的“反托宾效应”。

责任编辑：李 华

<sup>①</sup> Tobin, J., "Money and economic growth", *Econometrica*, 32, 1965, pp. 671-684.