

# 我国经济增长率与条件波动性的双区制状态划分与相关性分析

刘金全, 刘志刚

(吉林大学数量经济研究中心, 吉林 长春 130012)

**提要:** 本文在向量自回归模型中引入了增长率水平和产出波动性的双区制状态变量和状态之间的马尔可夫转移过程, 并对我国经济增长率与波动性之间的影响关系进行了描述和检验。通过检验发现, 我国经济增长速度与波动程度之间存在显著的相关性, 不同区制状态中经济增长速度与条件波动性的相关性程度有所不同, 体现出经济波动“溢出效应”的非对称性。我国经济中适度增速和适度波动性的区制状态组合具有最强的稳定性和持续性, 这说明我国经济已经进入持续快速稳定增长的增长阶段。

**关键词:** 产出增长率; 经济周期; 波动性; 马尔可夫区制转移模型

**中图分类号:** F224.0

**文献标识码:**

## 1 引言

自从 Burns 和 Mitchell(1946)提出经济周期机制的定量描述以来, 已有大量研究对经济周期波动的内生动态性质进行了刻画, 并将其与经济政策的作用机制和长期经济增长态势联系起来。宏观经济调控既要保持经济增长水平的稳定, 也要保持经济增长波动性的稳定。因此, 经济周期波动机制的研究既要关注经济增长均值的周期波动, 也要关注经济波动性的周期波动。这些研究必然涉及到经济增长水平与经济增长波动性之间的影响关系(Blackburn, 1999)。

在对实际产出序列均值过程动态性的研究中, 研究者开始关注实际产出序列的二阶矩性质, 特别是条件方差过程体现出的动态波动性。实际产出波动性的变化以及波动性对实际产出均值过程的影响, 成为了经济周期理论和经济政策操作过程中的重要问题。Blanchard和Simon(2001)发现, 美国经济周期波动过程中出现了波动性的显著降低, 他们认为这是美国近年来经济增长过程中的重要事实, 并从政府支出、消费和投资的波动性等角度加以解释; 在研究实际经济冲击的作用时, 他们也发现了产出波动性与通货膨胀率水平和波动性之间存在密切联系, 经济周期的形成也存在价格水平变化等名义因素波动的原因; 这种类似现象也出现在我国的经济增长过程中, 但体现方式存在一定程度的差异(刘金全、谢卫东, 2003)。更为具体地, Sola等(2002)利用产出增长率序列中的条件方差度量经济周期的波动性, 并检验发现了存在经济波动性对经济增长率均值过程的正向影响, 即存在所谓的“溢出效应”, 这间接地说明了产出波动性与经济增长水平之间存在正相关关系。

但是, 对于波动性与增长水平之间的关系, 目前理论分析结果和实证检验证据上仍然存在着严重分歧, 例如在包含“通过实践进行学习”技术的内生增长模型中, Blackburn(1999)发现, 如果增加经济周期的波动性, 则确实能够提高经济的长期潜在增长能力, 因此任何旨在稳定经济周期波动的政策最终将妨碍经济增长; 但是, Bean(1990)在引入内生技术进步的增长模型中却提出了相反的结果, 他认为经济周期波动性对经济增长的平均水平起到了阻碍作用, 因此保持经济稳定增长的政策最终有助于提高经济的长期增长水平; Caporale 和 Kckiernan(1996)在实证检验中发现, 波动性增加将提高经济增长的潜力, 统计数据中存在均值—方差之间的正相关性; 而 Martin 和 Rogers(2000)却在检验中得到相反的结论, 认为经济周期波动性与增长均值之间存在负相关性。

如果经济周期波动过程中波动性与增长水平之间存在显著的关联，则经济周期形态便出现了一定程度的非对称性。对此，Sichel(1993)和刘金全、范剑青(2001)等分别利用时间序列的高阶矩所构成的统计量，检验了经济周期的非对称性，刘树成(2003)等则对我国经济周期出现“缓升陡降”和“陡升缓降”等“大起大落”形式的非对称性周期形态给出了深刻的描述和分析；Neftci(1984)等利用非线性时间序列方法对经济周期的非对称性给予了数据生成过程上的描述，并促进了非线性经济周期理论的发展和应用。

无论是经济周期中波动性的度量，还是经济周期非对称性的检验，都需要假设产出序列和非平稳性。Hamilton(1989)利用马尔可夫转移模型(Markov Switching, 简称为 MS 模型)分析了美国的经济周期机制问题，提出了描述经济周期状态的重要方法。由于 MS 模型描述了不同阶段、状态或机制下，经济行为所具有的不同特征和性质，所以 MS 模型又可以称为区制转移模型(Regime Switching, 简称 RS 模型)。MS 模型或 RS 模型本质上属于变参数模型，但却与一般时变参数模型有所不同，其主要区别在于 MS 模型中的参数取决于经济所处的状态或区制，而模型中的状态或区制通常由经济理论或经济现实等确定。由于 MS 模型将经济周期的转变点内生在时间序列的数据生成过程中，因此融合了很多决定经济增长过程的内生因素的作用，因此利用该模型所估计的经济周期阶段划分和阶段转移，具有比古典经济周期模型更为优越的统计性质。

Hamilton(1989)模型中仅包含增长率均值的区制划分，没有考虑经济周期波动性的影响。Kim 和 Nelson(1999)开始系统地研究了波动性的条件异方差性质，并将区制变量引入到条件方差结构中，但也没有分析均值区制变量与波动性区制变量之间的关联性。为此，为了分析增长率均值过程与波动性过程的交互影响，我们在产出增长率的数据生成过程中引入了描述均值过程和方差过程的两个区制变量，即构成了“双区制自回归模型”，通过分析增长率均值和波动性之间不同区制的组合状态，来判断增长水平与波动形态之间的组合方式。采用马尔可夫双区制转移模型，能够发现我国经济波动过程的一些新特征，并为预测经济增长态势和制定宏观经济政策提供重要的建议。

## 2 双区制马尔可夫状态转移模型及其估计

经济周期具有一定的阶段性，体现为围绕趋势水平扩张和收缩过程的重复；同时，不同经济周期阶段的经济波动程度也有所不同，可能扩张程度大于收缩程度，经过几个周期的累积，导致经济存在正向的增长趋势。为此，经济周期不仅在阶段性进行周期转换，也将在波动程度上出现周期转换。如果经济增长水平与经济增长率之间存在一定程度的相依性，则增长水平和波动程度之间存在关联性，这将成为经济政策的中介目标。

### 2.1 具有双区制马尔可夫状态转移的自回归模型

为了描述经济周期扩张和收缩的时点，Hamilton(1989)首先将马尔可夫区制转移性质引入到时间序列模型中，假设  $y_t$  是实际产出增长率的时间序列，此时所建立的  $p$  阶回归模型形式为：

$$y_t = \alpha(S_t) + \sum_{i=1}^p \beta_i y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

其中不可观测的区制变量  $S_t$  是一个取值空间为  $\{1, 2, \dots, m\}$  的马尔可夫链，表示经济所处于的  $m$  种状态。随机误差满足正态分布，即  $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$ 。为了说明 Hamilton 模型的含义，可以将其表示成为条件均值修正形式：

$$y_t - \mu(S_t) = \sum_{i=1}^p \beta_i [y_{t-i} - \mu(S_{t-i})] + \varepsilon_t \quad (2)$$

区制参数变量的转换约束为：

$$\alpha(S_t) = \mu(S_t) - \sum_{i=1}^p \beta_i \mu(S_{t-i}) \quad (3)$$

特别地，Hamilton 在具体的实证研究中，选取了 2 个区制状态，即  $m = 2$ ，并假设  $S_t = 0$  表示经济处于“扩张阶段”，对应着增长率均值约束为  $\mu(0) > 0$ ； $S_t = 1$  表示经济处于“收缩阶段”，对应着增长率均值约束为  $\mu(0) < 0$ 。

由于该模型描述单一时间序列性质，缺乏经济变量之间长期均衡关系和短期修正关系的影响，同时该模型还假设了时间序列的常数方差，即时间序列具有波动性的平稳性，这与经济周期在不同阶段具有不同波动程度的非对称性行为有所冲突。因此，在此模型基础上出现了大量的扩展模型。

我们在随机误差的分布假设上引入新的表示波动性区制的状态变量，这样就形成了下述具有双区制变量的自回归模型：

$$y_t - \mu(C_t) = \sum_{i=1}^p \phi_i [y_{t-i} - \mu(C_{t-i})] + \varepsilon_t \quad (4)$$

其中  $C_t = 1$  表示经济处于“快速增长阶段”， $C_t = 2$  表示经济处于“适速增长阶段”，参数的约束条件为： $\mu(1) > \mu(2)$ 。区制取值概率和转移概率分别为：

$$P_{ij}^C = P(C_t = j | C_{t-1} = i), i, j = 1, 2 \quad (5)$$

$$P_1^C = P(C_t = 1), P_2^C = P(C_t = 2) = 1 - P_1^C \quad (6)$$

需要注意的是，这里假设随机误差项  $\varepsilon_t$  也具有区制状态的方差，即

$$\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2(V_t)) \quad (7)$$

$V_t = 1$  表示经济处于“较高波动性阶段”， $V_t = 2$  表示经济处于“较低波动性阶段”，参数的约束条件为： $\sigma^2(1) > \sigma^2(2)$ 。相应的区制取值概率和转移概率分别为：

$$P_{ij}^V = P(V_t = j | V_{t-1} = i), i, j = 1, 2 \quad (8)$$

$$P_1^V = P(V_t = 1), P_2^V = P(V_t = 2) = 1 - P_1^V \quad (9)$$

假设  $C_t$  和  $V_t$  构成的马尔可夫链是平稳的，则有：

$$P_1^C = \frac{1 - P_{22}^C}{2 - P_{11}^C - P_{22}^C}, P_1^V = \frac{1 - P_{22}^V}{2 - P_{11}^V - P_{22}^V} \quad (10)$$

由于模型(4)是具有两个区制变量的自回归模型，因此称其为 MS(2)-AR(p)模型。在具体的参数估计和检验过程中，可以将两个区制变量进行合并得到下述表示：

$$y_t - \mu(S_t) = \sum_{i=1}^p \phi_i [y_{t-i} - \mu(S_{t-i})] + \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2(S_t)) \quad (11)$$

其中单区制的区制范围为： $S_t = 1, 2, 3, 4$ ，与增长率和波动性区制的对应关系为：

$$S_t = 2(C_t - 1) + V_t \quad (12)$$

复合区制与单独区制的具体对应关系是,当经济处于快速增长( $C_t = 1$ )时,具有高波动性( $V_t = 1$ )的区制状态是  $S_t = 1$ , 具有较低波动性( $V_t = 2$ )阶段的区制状态是  $S_t = 2$ ; 当经济处于适速增长( $C_t = 2$ )时, 高波动性( $V_t = 1$ )阶段的区制状态是  $S_t = 3$ , 适度波动性( $V_t = 2$ )阶段的区制状态是  $S_t = 4$ 。这样一来, 具体的组合方式为区制 1 表示“快速增长和较高波动性”、区制 2 表示“快速增长和较低波动性”、区制 3 表示“适速增长和较高波动性”、区制 4 表示“适速增长和较低波动性”。

我们假设区制变量  $C_t$  和  $V_t$  服从相互独立的马尔可夫链, 则  $S_t$  是一个具有 4 状态的马尔可夫链, 其转移概率为:

$$P_{ij} = P[S_t = j | S_{t-1} = i, S_{t-2} = r, \dots] = P[S_t = j | S_{t-1} = i], \quad i, j = 1, 2, 3, 4 \quad (13)$$

不同状态之间的转移概率满足下述正则性约束:

$$\sum_{j=1}^4 P_{ij} = 1, \quad i = 1, 2, 3, 4 \quad (14)$$

在各个区制取值的无条件概率为:

$$P_i^C = P(S_t = i) \quad i = 1, 2, 3, 4 \quad (15)$$

此时也利用类似方程(10)和(11)的转移方程建立转移概率  $P_{ij}^S$  和区制概率  $P_i^S$  之间的关系。

## 2.2 MS(2)-AR(1)模型的参数估计与检验

利用 Gauss 软件编制程序, 可以计算模型 MS(2)-AR(p)中参数的极大似然估计(估计方法参见 Kim and Nelson, 1999)。通过模型回归阶数的选择, 我们选取比较简单的自回归过程, 即选取  $p = 1$ 。MS(2)-AR(1)模型的具体估计结果和检验统计量由表 1 给出, 其中\*号表示参数估计在 5%的水平下显著(模型估计所用数据为 1990 年 1 月至 2004 年 12 月的名义国内产出的月度同比增长率, 数据来源为《中国经济景气月报》, 部分数据进行了季节数据的月度分解)。

表 1 具有马尔可夫区制转移的均值模型估计

参数	估计值	标准差	t-统计量
$\mu(1)$	0.4022	0.0471	8.533*
$\mu(2)$	0.0633	0.0391	1.617*
$\sigma(1)$	0.0920	0.0028	32.80*
$\sigma(2)$	0.0153	0.00005	299.53*
$\phi$	0.9421	0.0198	47.54*

从表 1 的估计结果可以看出, 模型估计的统计显著性比较高, 各种参数在 5%的水平下均显著。MS(2)-AR(1)模型的估计, 我国经济的“快速增长阶段”的名义增长率均值为 40.22%, 而“适度增长阶段”的名义增长率均值为 6.33%, 两者之间存在显著的落差, 即我国的经济周期波动过程中出现了严重的“大起大落”现象; 我国经济周期波动中, 高波动性阶段的波动标准差为 9.20%, 而低波动性阶段的波动标准差仅为 1.53%, 我国经济在波动性上的落差竟然达到 7 倍之多, 这说明经济周期过程中也出现了波动性上的“大起大落”; 增长率均值过程和波动性过程共同具有的大起大落现象, 不仅导致了显著的经济周期波动, 也加剧了经济周期的非对称性和非线性特征; 增长率自回归方程的回归系数显著小于 1, 这说明我国经济波动过程中所具有的内生稳定性, 这是经济具有向均衡区制水平收敛的动态属性, 意味着经济增长过程中“自然增长率”水平的制约作用在一定程度上有所体现。

表 2 转移概率矩阵(转移概率)

$j \backslash i$	1	2	3	4
1	0.10549	0.15476	0.02769	0.01844
2	0.89442	0.46659	0.00000	0.00000
3	0.00009	0.18864	0.10487	0.24114
4	0.00001	0.19002	0.86745	0.74042

表 2 给出了经济周期在不同经济区制上的稳定性程度和区制之间转移概率的估计。转移概率的大小体现了不同区制之间转移的顺序和方向。当经济处于区制 1 时，它向区制 2 的转移概率最大，即经济在保持增长速度的前提下，可以实现从较高波动性向较低波动性的转变，这体现了一种经济增长在高位水平企稳的能力；当经济处于区制 2 时，它向其他三个阶段转移的概率基本类似，此时经济增长在高位运行后的转移方向比较模糊，难以判断经济此时的周期波动方向；当经济处于区制 3 时，也体现出了一种在保持适速增长水平下，波动性显著降低的倾向，这也是经济保持稳定增长的现象；当经济处于区制 4 时，向区制 3 转移的可能性大于其他其他情形，这意味着刺激经济加速的主要前提是形成一定的波动性，通过诱发经济波动促进经济增长速度的提高，此时经济运行将体现出一种经济波动性的正向“溢出效应”(刘金全、张海燕，2003)。

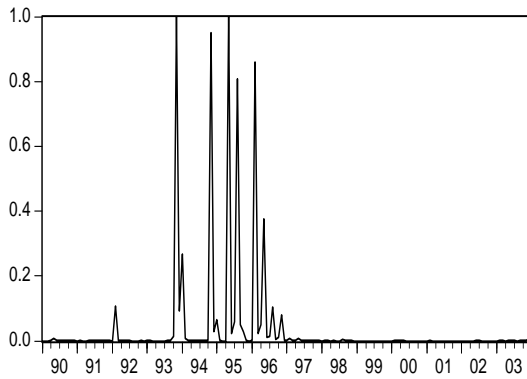


图 1 区制 1 的平滑概率

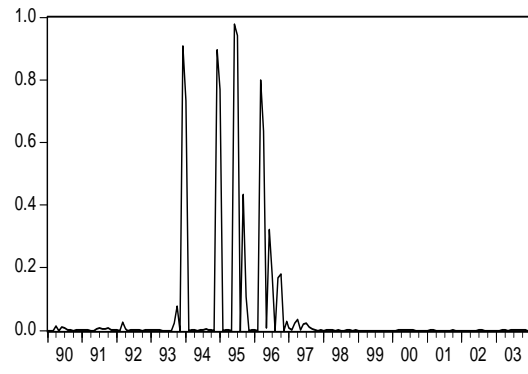


图 2 区制 2 的平滑概率

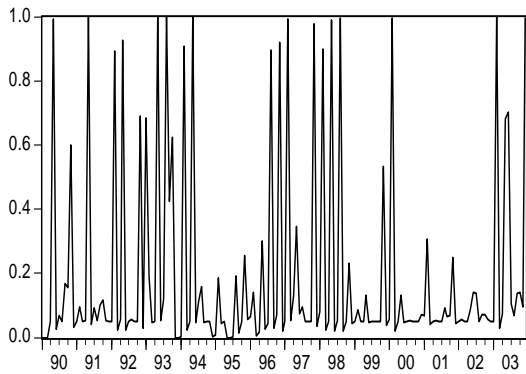


图 3 区制 1 的平滑概率

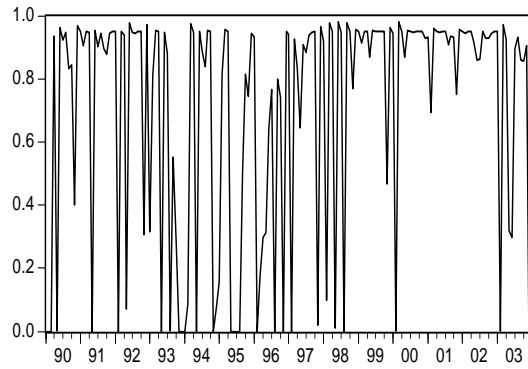


图 4 区制 2 的平滑概率

为了描述经济周期处于各种区制状态的动态过程，图 1 至图 4 给出了样本区间内各个区制取值

概率的轨迹。从图 1 和图 2 可以看出，我国经济处于快速增长区制的最大可能区间集中在 1993 年至 1996 年的若干月份当中，这个期间确实是我国经济快速增长，同时波动性比较显著的增长阶段。由此可见，影响区制状态的主要因素仍然经济增长率水平的高低，当经济处于快速增长的区制 1 和区制 2 时，波动性高低对经济增长的速度的影响相对较弱，这导致区制 1 与区制 2 的取值概率轨迹具有类似的特征；但是，当经济处于适速增长阶段时，则波动性对增长率水平的影响变得敏感起来，这时图 3 和图 4 所表示的平滑概率曲线存在较大的差异。在我国经济处于适速增长阶段时，1996 年年末、1998 年年中和 2003 年年中的月份中，经济波动性比较显著；而 1998 年年后至 1999 年年末、2000 年年初至 2002 年年末的大部分月份中，经济波动性比较稳定；这些区制特征大都与我国经济运行的现实状况比较吻合。

经济处于某个给定区制的预期或者平均持续期，可以通过下述公式计算得出：

$$D_i = E(S_i = i) = \frac{1}{1 - p_{ii}}, i = 1, 2, 3, 4 \quad (16)$$

表 3 给出了各个区制的样本数量、取值频率和持续期的估计结果。从计算结果可知，经济处于区制 4(适度增长和适度波动)的频率最高，达到了 76.8%，大约在整个经济周期中占据四分之三的时间长度；同时该区制的持续期最长，该区制的持续期为整个经济周期的 48.4%，这种“适度经济增长速度”与“适度波动性”匹配的周期形态已经成为了我国经济周期波动中的“稳态”和“常态”。

表 3 区制状态的取值频率和持续期

区制状态	样本数量	取值频率	维持概率	持续期
1	5	3.05%	0.1055	1.118
2	8	4.88%	0.4666	1.875
3	25	15.24%	0.1049	1.117
4	126	76.83%	0.7404	3.852

### 3 我国经济周期波动中均值过程与二阶矩过程之间相关性的基本结论

通过分别在经济增长率的均值过程和波动性过程中引入不同的区制变量，我们描述了我国经济增长水平与风险之间的关联。如果在经济周期波动过程中，经济增长率的均值过程与二阶矩过程是独立的，则经济周期的波动性无法影响增长率水平，显著的经济波动也无法改变经济增长的长期趋势，从而体现出经济政策的长期中性特征。在上面的实证分析中，我们发现我国经济周期波动性对经济增长水平产生了正向拉动作用，这是我国现阶段经济增长过程中的重要特征。

(一) 我国经济增长过程中不仅出现了经济增长速度的周期性变化，也出现了经济波动程度的周期变化。我们采用具有双区制变量的马尔可夫转移模型，识别和估计了我国经济增长率高低和波动性高低的的不同区制状态以及它们的各种组合性质，并获得了我国产出增长率与波动性之间相关性的经验认识。我们发现，在增长率高低和波动性高低的所有四种组合状态中，经济适速增长与较低波动性的区制组合出现的频率最高，持续时间也最长，因此，经济快速稳定增长是我国经济运行中的“常态”，也是我国经济周期的主要阶段。一旦这种状态出现了改变，要么意味着经济增长态势发生了变化，要么意味着经济周期波动进入了新的阶段。

(二) 究竟经济波动性对经济增长水平的影响方式和影响程度如何？这不仅涉及到经济周期形态的本质属性，也涉及到经济政策“积极”取向或者“被动”取向的选择。我们的检验发现，当我国经济

波动性加剧的时候,经济大都处于或者转入“快速增长区制”,这意味着我国宏观经济调控时的“加速效果”明显大于“减速效果”。这种经济波动性对增长率水平的正向“溢出效应”意味着我国经济运行仍然存在“风险追逐”特征,这不仅可能导致“经济过热”或者经济风险的累积,也可能导致紧缩性宏观调控之后容易出现扩张性的“反弹”。另外,波动性的正向“溢出效应”也说明,我国经济增长速度仍然处于“自然增长率”附近或者偏下的状态,经济增长速度具有恢复和保持自然率的倾向和惯性,此时通过激活名义经济或者实际经济活性所带来的波动性,将有助于提高经济增长水平,促使经济周期的阶段性更为明显地凸现出来。

(三) 经济增长速度作为经济整体规模的变化,自然受到变化过程中波动程度的影响。如果经济向上波动和向下波动对增长率的均值水平具有非对称性影响时,则导致波动性与增长水平之间的关联。上述实证检验的结果表明,当我国经济运行中出现波动性冲击时,则经济增长的“下方风险”(经济收缩)明显低于“上方风险”(经济扩张)(刘金全、张海燕,2003年),波动性导致经济扩张的可能性大于导致经济收缩的可能性。这是由于无论是通货膨胀率的波动性,还是货币供给增长率的波动性等,都对经济增长率具有正向“溢出效应”,适度价格膨胀和名义经济规模扩张,都对实际产出、就业水平等实际经济活动产生了影响,我国经济中名义经济与实际经济之间比较密切的关联,不仅为宏观经济调控的有效性提供了必要的基础,也导致各种经济行为的向上和向下波动性最终导致了实际产出的单向扩张,从而形成快速增长和适度稳定的增长格局。

从2003年开始,我国经济周期的波动性开始加剧,这意味着我国经济进入了一个新的经济周期。在这个时期,宏观经济调控中既要保持已经加速的经济增长态势,又要防止“急刹车”导致经济急剧萎缩和“开快车”导致的“经济过热”;既要防止通货膨胀的急剧攀升,又要防止通货紧缩的反弹;既要继续培育和刺激国内外总需求,又要加强总供给的宏观管理;既要进行大范围内的产业结构调整和提高经济要素的整体配置效率,又要解决区域经济发展失衡和加快实现东北区域和中部区域经济的振兴。实现这些政策目标的主要措施就是要保持我国经济周期波动的适度稳定性,促使经济增长仍然处于“适度增长和适度波动”的周期“常态”中。只有这样,我国本轮经济周期将在稳定性的基础上展开一轮经济“软扩张”,并为我国“十一五”规划和2020年中长期发展计划的实现奠定坚实的基础。

## 参考文献

- [1] 刘金全,范剑青. 中国经济周期的非对称性和相关性研究[J], 经济研究, 2001,(5).
- [2] 刘金全,谢卫东. 中国经济增长与通货膨胀的动态相关性[J], 世界经济, 2003,(6).
- [3] 刘金全,张海燕. 经济增长在险水平、条件波动性与经济增长态势研究[J], 中国工业经济, 2003,(1).
- [4] 刘树成. 论中国经济增长与波动的新态势[J], 中国社会科学, 2000, (1).
- [5] Blanchard O J, Simon J. The long and large decline in U.S. output volatility[J]. Brookings Papers on Economic Activity, 2001(1): 135-174.
- [6] Burns A F, Mitchell W C. Measuring business cycle[R]. National Bureau of Economics Research, New York, 1946.
- [7] Blackburn K. Can stabilization policy reduce long-run growth? [J]. The Economic Journal, 1999, 109(1), 67-77.
- [8] Bean C. Endogenous growth and the pro-cyclical behavior of productivity[J]. European Economic Review, 1990, 34: 355-363.
- [9] Caporale T, McKiernan B. The relationship between output variability and growth: evidence from post war UK data[J]. Scottish Journal of Political Economy, 1996, 43(2): 229-236.

[10] Hamilton J D. A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle[J]. *Econometrica*, 1989, 57: 357-384.

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

[12] Martin P, Rogers C A. Long-term and short-term economic instability[J]. *European Economic Review*, 2000, 44: 359-381.

[13] Neftci S N. Are economic time series asymmetric over the business cycle? [J]. *Journal of Political Economy*, 1984, 92: 307-328.

[14] Sola M, Fabio S, Nicola S. A test for volatility spillovers[J]. *Economics Letters*, 2002, 76: 77- 84.

[15] Sichel D E. Business cycles asymmetry: a deep look[J]. *Economic Inquiry*, 1993, 31: 224-236.

## **Markov Switching Models with Growth and Volatility Regimes and Analysis of the Relationship between Growth and Volatility in China's Economy**

Liu Jinqun, Liu Zhigang

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

**Abstract:** By using the vector error correct model with Markov regime switching of two state variables, we describe and test the correlations of output volatility with growth. We find the evidence that there is a significant relationship between volatility and growth, and the patterns of correlation vary asymmetrically with the regimes. We also find that the regime with middle growth and volatility lasts longer and keeps stable. This means that China's economy has gone into the stable and rapid growth stage.

**Key words:** output growth; business cycle; growth volatility; Markov regimes switching model

**收稿日期 :** 2004-10-15

**作者简介 :** 刘金全 ( 1964- ), 吉林大学数量经济研究中心教授, 博士生导师。