

我国经济周期波动态势的区域划分与动态特征检验

刘金全 王雄威

内容提要 本文利用贝叶斯估计结合门限自回归模型,对我国经济周期波动态势进行了分析和判断,检验中发现我国经济周期波动动态机制变迁的门限增长率为9.36%。当经济增长率高于这个门限值后,经济周期波动具有自稳定的均值回归特征;当经济增长率低于这个门限值后,经济周期波动具有向更高稳态的迁移特征,这意味着我国现阶段的经济增长过程具有内生的稳定性,这也是近年来我国经济波动率趋于稳定的重要原因。从经济周期波动的动态轨迹判断,我国经济仍然具备保持快速稳定增长的基础,因此需要利用有效宏观调控来保证快速稳定增长的实现。

关键词 经济周期 门限自回归模型 贝叶斯估计

中图分类号:F124.8

文献标识码:A

文章编号:1000-7636(2011)06-0005-06

一、引言

经济周期是指代表性经济总量围绕其长期趋势变化而体现出的周期性波动过程。经济周期分析一直是宏观经济学中重要研究领域。自从1978年改革开放以来,我国经济保持了长达30多年的快速增长,并体现出显著的增长型经济周期波动态势。增长型经济周期的典型特征是,实际产出增长率过程中存在一个趋势上限,偶发的负向冲击可能引致产出增长率出现短暂的下降或者经济的短暂衰退,促使实际产出增长率与其趋势水平产生一定的偏离。由于负向冲击作用时间较短,并不能对产出增长率带来持久性,于是短暂负向冲击结束后,产出增长率会以高于冲击发生前的增长速度反弹,并逐渐向其均衡增长率接近^[1](弗里德曼,1964)。考察我国经济增长过程,我们也发现了这种经济增长过程的“区域效应”,即经济增速超过一定程度以后,经济增长速度能够得以维持,当经济增速低于一定程度以后,经济增长速度就开始反弹,这意味着我国经济周期波动过程中存在两个不同的区域,一个区域是快速增长区域,另一个区域则是经济加速区域。显然,这种对经济周期波动态势的区域划分有别于传统的经济周期划分方式,必然要求我们对经济周期波动的非线性机制给出描述和检验。

由于传统计量方法受严格线性约束而无法有效地描述经济周期波动的动态机制。近二十年来,越来越多的

收稿日期:2010-03-07

基金项目:国家社会科学基金重大项目“‘十二五’期间我国经济周期波动态势与宏观经济调控模式研究”(10zd&006)和国家自然科学基金项目“非线性随机波动模型估计方法及应用研究”(70971055)。

作者简介:刘金全 吉林大学数量经济研究中心博士研究生导师,长春市,130012;

王雄威 吉林大学数量经济专业博士研究生。

非线性计量方法用来描述和划分经济周期。例如,汤家豪^[2](1978)、汤家豪和林^[3](Tong & Lim,1980)提出了门限自回归(TAR)方法,用于描述经济周期的不同动态机制,利默和波特^[4](Leamer & Potter,2003)利用TAR方法来研究美国经济周期的分界和持续性问题;汉密尔顿^[5](Hamilton,1989)运用马尔科夫区制转移模型研究美国经济周期阶段的迁移过程,并描述了经济周期阶段的非对称转变特征。这些研究普遍认为非线性计量方法能够较好地划分经济周期,并度量经济周期阶段的转变性和持续性。在国内对经济周期的研究中,刘金全和王大勇^[6](2003)、刘金全和刘志刚^[7](2005)分别运用马尔科夫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,并获得了宏观经济调控模式与经济周期波动阶段性之间相关程度的定量认识。刘金全和郑挺国^[8](2008)提出了我国经济周期波动的“三阶段”划分观点,并给出了不同区制的非对称性持续期和转移概率估计。陈浪南和刘宏伟^[9](2007)继续利用马尔科夫区制转移模型和贝叶斯估计方法对我国经济周期波动的非对称性和持续性进行了计量研究,在进一步确认我国经济周期波动非对称性的基础上,给出了非对称性的体现方式和主要特征。在对经济周期波动形态变异和时域属性的研究方面,刘树成^[10](2009)等提出了我国经济周期波动“微波化”和“高位趋稳”的判断,认为我国经济周期波动存在围绕自然增长率稳定波动的内生收敛机制;另外,刘金全等^[11](2005)都发现了我国经济周期波动过程中存在显著的“牵拉效应”,即经济增速一旦低于均衡增长率,经济增长就开始积蓄反弹动力,进而转入快速反弹过程,并向稳态经济增长率收敛。这些研究都意味着我国经济周期波动非线性机制中存有潜在的“区域效应”,当经济增长速度落入不同区域内时,经过一段时间的调整,经济周期波动就会转入新的动态机制,从而导致在复杂的非线性波动过程中实现向长期稳态水平的趋近。为此,本文将建立具有内生门限值的门限自回归模型,并且利用贝叶斯估计方法来估计门限值和不同门限区域内的经济周期波动机制,进而深入了解我国经济周期波动的动态特征和属性,为分析和预测我国未来经济周期波动态势提供经验依据和政策建议。

二、划分经济周期波动区域的门限自回归模型及其估计方法

门限自回归模型(TAR模型)又被称为阈值模型,模型形式类似于分段线性回归模型。不同之处在于,TAR模型通过内生门限变量来划分不同的自回归过程,该模型可以描述时间序列不同阶段的非对称变化过程。假设变量 y_t 表示经济增长率,则描述经济周期波动的门限自回归模型可以表示为如下形式^[12]:

$$y_t = \varphi_0^{(k)} + \sum_{i=1}^{p_k} \varphi_i^{(k)} y_{t-i} + a_i^{(k)}, r_{k-1} \leq z_t < r_k \quad (1)$$

其中, z_t 表示门限控制变量, $k=1, \dots, g$ 表示模型中的门限区域, z_k 表示门限值,扰动项 $a_i^{(k)}$ 彼此独立并服从均值为0、方差为 σ_k^2 的正态分布, p_k 是不同门限区域内的自回归阶数, $\varphi_i^{(k)}$ 表示自回归过程的回归系数。倘若门限控制变量 $z_t = y_{t-d}$,这意味着该过程的门限区域由 d 个阶段前的过程状态来确定,称该模型为自激励门限自回归模型(记为SETAR模型)。

为了描述和检验我国经济周期波动过程的不同区域,本文使用具有单一门限值的SETAR(p_1, p_2)模型,该模型形式如下:

$$y_t = \begin{cases} \varphi_0^{(1)} + \sum_{i=1}^{p_1} \varphi_i^{(1)} y_{t-i} + \sigma_1 \varepsilon_t^{(1)}, & y_{t-d} \leq r \\ \varphi_0^{(2)} + \sum_{j=1}^{p_2} \varphi_j^{(2)} y_{t-j} + \sigma_2 \varepsilon_t^{(2)}, & y_{t-d} > r \end{cases} \quad (2)$$

该模型可以描述和检验经济周期波动的非线性动态性质。将经济周期态势划分为两个区域,一个区域是“快速增长区域”,在该区域内经济增长速度不低于门限值 r ;另一个区域是“低速增长区域”,在该区域内经济增长速

度不高于门限值 r 。经济周期波动过程的区域归属取决于 d 个阶段前的增长速度,这就意味着当期经济增长态势的影响具有 d 个阶段的滞后期,如果连续两个阶段的经济增长率速度都处于同一个区域内,则随后 d 个阶段的经济周期波动满足相同的自回归模型;如果连续两个阶段的经济增长处于不同的区域内,则后继 d 个阶段的经济周期波动则满足不同的自回归模型,从而发生经济周期阶段的转变。

由于假设门限值 r 和滞后参数 d 都是内生的,因此采用贝叶斯估计方法来处理 SETAR(p_1, p_2) 的估计问题。在贝叶斯估计中,大多采用马尔可夫链蒙特卡洛模拟(MCMC)方法,从先验分布中抽样并通过遍历性约束来模拟后验分布。在 MCMC 方法中,主要用到的抽样方法有 Gibbs(吉布斯)抽样和 Metropolis-Hastings 算法(M-H 算法)。陈婉淑(Chen)和李昭胜(Lee)^[12](1995)认为利用 M-H 算法能够较 Gibbs 算法更好地在反复抽样过程中得到边际分布和后验分布,为此下面主要利用 M-H 算法来实现 MCMC 估计。

在进行贝叶斯统计推断时,需要给定未知参数的先验分布。在上述中,所需估计的参数有 $\Theta_1, \Theta_2, \sigma_1^2, \sigma_2^2, r, d$ 。其中: $\Theta_1 = (\varphi_0^{(1)}, \varphi_1^{(1)}, \dots, \varphi_{p_1}^{(1)})'$, $\Theta_2 = (\varphi_0^{(2)}, \varphi_1^{(2)}, \dots, \varphi_{p_2}^{(2)})'$, 假设不同门限区域内的自回归系数 Θ_1 和 Θ_2 相互独立,并均服从 $N(\Theta_{0i}, V_i^{-1})$ 分布,并且 σ_1^2, σ_2^2 的共轭先验分布为 $\sigma_j^2 \sim IG(v_j/2, \lambda_j v_j/2)$, $j = 1, 2$, 这里的 IG 表示标准逆伽玛(Gamma)分布。一般假设 $v_1 = v_2 = 3, \lambda_1 = \lambda_2 = \bar{\sigma}^2/3, \bar{\sigma}^2$ 为每个门限区域内自回归模型误差的方差,此时假设不存在异方差现象。

在门限自回归模型中,为了得到一个有效的估计和推断,在每个门限区域内设置一个最小样本是很重要的。首先假设门限参数 r 服从区间 (l, u) 内的均匀分布,其中 l 和 u 被设置为样本观测值的 25% 和 75% 的分位数。门限区域变化的滞后值 d_0 可以初步选择为一个较长的时间间隔,对季度数据而言,可以选择为 12,然后在模拟过程中按照 $(1, 2, \dots, d_0)$ 上的散点均匀分布来取 d 值。

在实施 M-H 算法的过程中,首先令 $p = \max\{p_1, p_2\}$, π_i 是 $\{y_{p+1-d}, y_{p+2-d}, \dots, y_{n-d}\}$ 的第 i 个最小的观测时间指数, s 满足 $y_{\pi_s} \leq r < y_{\pi_{s+1}}$, $Y = (y_{\pi_1+d}, y_{\pi_2+d}, \dots, y_{\pi_{s-1}+d})'$ 代表了所有用于抽样的时间序列, $Y^{(1)} = (y_{\pi_1+d}, y_{\pi_2+d}, \dots, y_{\pi_{s-1}+d})'$, $Y^{(2)} = (y_{\pi_{s+1}+d}, y_{\pi_{s+2}+d}, \dots, y_{\pi_{n-d}+d})'$ 分别代表了两个门限区域内用于抽样的时间序列。此时门限自回归模型的似然函数可以表示成为如下形式:

$$L(\Theta_1, \Theta_2, \sigma_1^2, \sigma_2^2, r, d | Y) \propto \sigma_1^{-s} \sigma_2^{-(n-p-s)} \exp \left\{ -\frac{1}{2\sigma_1^2} \sum_{i=1}^s (y_{\pi_i+d} - \varphi_0^{(1)} - \sum_{k=1}^{p_1} \varphi_k^{(1)} y_{\pi_i+d-k})^2 - \frac{1}{2\sigma_2^2} \sum_{i=1}^{n-p} (y_{\pi_i+d} - \varphi_0^{(2)} - \sum_{k=1}^{p_2} \varphi_k^{(2)} y_{\pi_i+d-k})^2 \right\} \quad (3)$$

令 $X^{(1)} = (M_{1,\pi_1+d}, M_{1,\pi_2+d}, \dots, M_{1,\pi_{s-1}+d})'$, $X^{(2)} = (M_{2,\pi_{s+1}+d}, M_{2,\pi_{s+2}+d}, \dots, M_{2,\pi_{n-d}+d})'$, $M_{1,t}$ 和 $M_{2,t}$ 代表了在不同门限区域内的排序回归, $M_{1,t} = (1, y_{\pi_t+d-1}, \dots, y_{\pi_t+d-p_1})'$, $M_{2,t} = (1, y_{\pi_t+d-1}, \dots, y_{\pi_t+d-p_2})'$ 。

后验分布经过以下步骤求解:

首先,求得模型参数 Θ_i 的条件概率分布: $p(\Theta_i | Y, \sigma_1^2, \sigma_2^2, r, d) N(\Theta_i^*, V_i^{*-1})$ 。

其中, $\Theta_i^* = \left(\frac{X_i^{*'} X_i^*}{\sigma_i^2} + V_i \right)^{-1} \left(\frac{X_i^{*'} X_i^*}{\sigma_i^2} \hat{\Theta}_i + V_i \Theta_{0i} \right)$, $V_i^* = \left(\frac{X_i^{*'} X_i^*}{\sigma_i^2} + V_i \right)$, $\hat{\Theta}_i = (X_i^{*'} X_i^*)^{-1} X_i^{*'} Y_i^*$ 。

然后,求得扰动项 σ_i 的条件概率分布: $p(\sigma_i | Y, \Theta_1, \Theta_2, r, d) \sim IG\left(\frac{v_i + n_i}{2}, \frac{v_i \lambda_i + n_i s_i^2}{2}\right)$ 。

即:

$$\frac{1}{\sigma_i^2} (v_i \lambda_i + n_i s_i^2) \sim \chi_{v_i+n_i}^2, i = 1, 2; n_1 = \sum_{i=1}^{n-p} I\{Y_{\pi_i} \leq r\}, n_2 = \sum_{i=1}^{n-p} I\{Y_{\pi_i} > r\};$$

$$s_i^2 = n_i^{-1} (Y_i^* - \hat{Y}_i)' (Y_i^* - \hat{Y}_i), \hat{Y}_i = X_i^{*'} \Theta_i$$

第三步,求得 r 的后验概率函数为:

$$p(r|Y, \Theta_1, \Theta_2, \sigma_1^2, \sigma_2^2, d) \propto f(r) = \frac{1}{\sigma_1^{n_1} \sigma_2^{n_2}} \exp \left\{ - \sum_{i=1}^2 \left(\frac{1}{2\sigma_i^2} \right) (Y_i^* - X_i^{*'} \Theta_i)' (Y_i^* - X_i^{*'} \Theta_i) \right\} \quad (4)$$

最后,求得 d 的后验概率函数为:

$$p(d|Y, \Theta_1, \Theta_2, \sigma_1^2, \sigma_2^2, r) = \frac{L(\Theta_1, \Theta_2, \sigma_1^2, \sigma_2^2, r, d|Y)}{\sum_{d=1}^{d_0} L(\Theta_1, \Theta_2, \sigma_1^2, \sigma_2^2, r, d|Y)}$$

$$\text{其中, } L(\Theta_1, \Theta_2, \sigma_1^2, \sigma_2^2, r, d|Y) = \frac{1}{\sigma_1^{n_1} \sigma_2^{n_2}} \exp \left\{ - \sum_{i=1}^2 \left(\frac{1}{2\sigma_i^2} \right) (Y_i^* - X_i^{*'} \Theta_i)' (Y_i^* - X_i^{*'} \Theta_i) \right\}.$$

利用 $f(r)$ 表示公式(4)中的条件密度,假定 r 的先验分布为区间 (l, u) 内的均匀分布,转移核为 $h(r, r^*)$, $r^* = \log \{ (r-l)/(r-u) \}$ 。在利用M-H算法时遵循以下几步:

首先,给予起始点在先验分布 $U(l, u)$ 中取任意值 r^0 ,并且令计数器 $n=0$ 。其次通过转移核 $h(r^n, r^*)$ 得到 r^* ,然后以概率 $\min [1, f(r^*)/f(r^n)]$ 从 r^n 更新到 $r^{n+1}=r^*$,或以 $\{1 - \min [1, f(r^*)/f(r^n)]\}$ 的概率保留 r^n 。最后,伴随计数器的增加重复上一步,直至得到一个平稳分布。

三、门限模型的估计与我国经济周期波动分析

本文采用的数据为我国经济增长率的季度数据,区间为1992年第1季度至2009年第3季度。从图1可以看到,在样本区间内我国经济增长体现出显著的波动性,除了在受到强烈外部冲击的时候,例如1996年的经济“软着陆”和2007年的全球金融危机,我国经济增长过程体现了明显的经济周期阶段的相依性,即在1996年至2007年间保持了比较平稳的快速增长,这意味着我国经济的快速增长具有较强的持续性,而经济周期进入收缩阶段以后,又能够短期内实现复苏,体现出经济增长上行和下行转变概率上的非对称性。

为了说明贝叶斯估计方法在估计SETAR(p_1, p_2)模型上的优越性,首先使用经典频率估计方法估计SETAR模型。依次估计滞后阶数为1~4阶的SETAR模型,延后值 d 的最大值3,为此需要进行估计64次。然而,发现使用普遍采用的AIC信息准则无法选取合适的滞后阶数和延后值 d 。例如,在对各种模型估计的基础上,发现模型、延后值 d 取1时,对应的

AIC值最小。但是,对此模型而言,所有回归系数的参数估计均不显著,因此对我国的数据而言,使用频率估计方法没有收到满意的效果。

转而考虑使用贝叶斯方法进行估计。依次估计滞后阶数为1~4阶的SETAR模型,由于采用的是MCMC模拟方法进行迭代计算,无须设置延后值 d 的大小,只需要根据不同滞后阶数估计16次模型。为了得到一个平稳

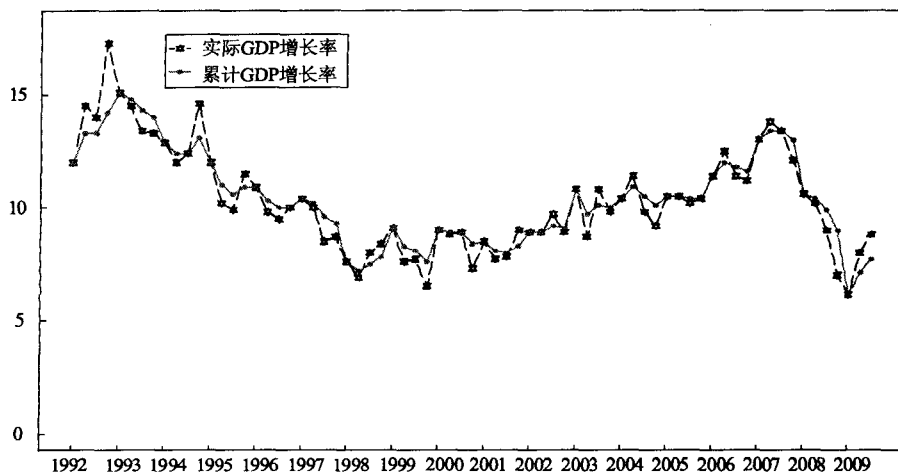


图1 累计GDP与实际GDP增长率

的后验分布,将 MCMC 模拟次数定为 10 万次,“退火”(burn in)次数设为 1 万次。在先验值方面,为了减少先验参数对模型估计的影响,采用客观法确定先验值,首先利用先验参数值均为零来进行贝叶斯估计,然后将得到所有参数值的中位数结果作为先验值。使用在贝叶斯方法中广泛使用的 DIC 准则选取模型的自回归阶数^[13](斯皮格豪特等,2002)。在估计结果中,发现模型在滞后阶数均为 3 时的 DIC 值最小,为 80.98。此时延后值 d 在 1、2、3 下分别用到了 14776、50175、35049 次,限于篇幅在此只给出在 DIC 最小时的模型结果。

表 1 模型估计结果

低速增长区域的参数估计						快速增长区域的参数估计					
	先验值	均值	中位数	95% 后验区间			先验值	均值	中位数	95% 后验区间	
$\varphi_0^{(1)}$	4.24	4.22	4.21	0.04	8.44	$\varphi_0^{(2)}$	1.94	1.90	1.94	-1.06	4.69
$\varphi_1^{(1)}$	0.48	0.48	0.48	0.05	0.89	$\varphi_1^{(2)}$	0.81	0.81	0.81	0.49	1.13
$\varphi_2^{(1)}$	0.19	0.19	0.19	-0.36	0.70	$\varphi_2^{(2)}$	-0.14	-0.15	-0.14	-0.54	0.24
$\varphi_3^{(1)}$	-0.16	-0.15	-0.16	-0.58	0.30	$\varphi_3^{(2)}$	0.14	0.14	0.14	-0.17	0.48
σ_1^2	0.86	0.91	0.86	0.46	1.67	σ_2^2	1.23	1.28	1.23	0.79	2.08
r	9.36	9.58	9.38	8.89	11.23	r	9.36	9.58	9.38	8.89	11.23

通过表 1 可以看出所有参数的估计值都在 95% 的后验概率区间内,这表明所有参数的估计可靠。所有参数估计结果中的均值与中位数相差无几,说明模型估计的整体效果较好且能够充分支持 SETAR(3,3) 的设定。从门限值 r 的分布来看, r 的均值为 9.58,中位数为 9.38,95% 的后验区间为(8.89,11.23),这给出了我国经济周期动态机制发生区域变化的可能区间,这个区间也对应着我国经济增长的潜在水平或者“自然率”水平。

由表 1 的结果可知,我国经济周期波动在低速增长区域内自回归系数均值之和为 0.51,而在快速增长区域内自回归系数均值之和为 0.81。这说明我国在高速增长时冲击反应应具有较长的持续性,而在低速增长时的冲击反应相对较短,也即是说我国在高速增长时有较强的持续性,而低速增长的延续性往往较短。

四、基本结论和政策启示

从上述的分析可以看出,利用贝叶斯估计方法与门限自回归模型相结合,从计量分析上得到我国经济在不同区制下的分析结果,较好地划分了我国经济的每个周期阶段。利用贝叶斯估计方法得到的每个参数的后验分布,特别是门限值的后验分布为分析我国经济运行动态提供了新的思路,很好地体现了我国经济周期性的特点,并精确地判断了我国经济在不同阶段下的不同经济走势。

由高速增长区制下门限自回归模型系数来看,我国在经济上升期的持续性往往很长。这也正是我国经济得到迅猛提升的主要动力。在看到繁荣的背后也应该清醒地看到,在 1997 年和 2008 年两次重大的金融危机影响之前,我国经济都会出现一段时间持续性过热增长,而在此之后往往会经历短暂的过渡时期,随后将会出现经济增速的显著下滑。因此必须警惕出现持续性的绝对高速增长阶段。

笔者认为在近 20 年中,我国经济在增速回落阶段持续性不长。自回归系数之和远小于在高速增长阶段的自回归系数之和,而从对经济周期的判断来看,我国经济处于绝对增速回落阶段的时间最多不超过 6 个季度。这让笔者有理由相信即使最近又出现了迪拜债务危机,但在我国政府宏观调控以及世界联手应对这次危机下,本轮经济危机的持续性也并不会太长。

对于今后我国经济发展来说,中国经济应当保持适度高位增长。由于我国处在经济发展阶段,我国经济增长速度不应低于门限值后验分布的极小值 8.9%,若低于该值将会影响到我国经济的健康发展。在此同时,我国经济也不应当过快过热地发展,经济增速不应该高于门限值后验分布的极大值 11.2%。若长时间高于该值,受各种

约束的束缚,我国经济将可能会出现一段经济增速回落阶段,这同样也不利于我国经济的健康快速发展。最好的发展速度笔者认为应当是门限值后验分布的均值和中位数9.4%~9.6%之间。对于如何保持在8.9%~11.2%之间的健康发展,笔者认为我国必须以扩大内需为根本,充分发挥宏观调控的作用,以使得我国经济得到健康平稳的发展。

参考文献:

- [1] Friedman. Monetary Studies of the National Bureau[R]. The National Bureau Enters Its 45th Year, 44th Annual Report, 1964:7-25.
- [2] H Tong. Threshold Models in Non-linear Time Series Analysis[J]. Lecture Notes in Statistics, 1983(21).
- [3] H Tong, K S Lim. Threshold Autoregression Limit Cycles and Cyclical Data[J]. J. R. Stat. Soc, 1980(42):245-292.
- [4] Leamer, Potter. Nonlinear Model of the Business Cycle[Z]. Manuscript, Federal Reserve Bank of New York, 2003.
- [5] Hamilton. A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle[J]. Econometrical, 1989(57):357-384.
- [6] 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[J]. 财经研究, 2003(5):3-7.
- [7] 刘金全,刘志刚. 我国经济周期波动中实际产出波动性的动态模式与成因分析[J]. 经济研究, 2005(3):26-35.
- [8] 刘金全,郑挺国. 我国经济周期阶段性划分与经济增长走势分析[J]. 中国工业经济, 2008(1):32-39.
- [9] 陈浪南,刘宏伟. 我国经济周期波动的非对称性和持续性研究[J]. 经济研究, 2007(4):43-52.
- [10] 刘树成. 新中国经济增长60年曲线的回顾与展望[J]. 经济动态, 2009(10):3-10.
- [11] 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检验——Plucking模型对中国经济的实证研究[J]. 统计研究, 2005(8):38-43.
- [12] C W S Chen, J C Lee. Bayesian Inference of Threshold Autoregressive Models[J]. J. Time Ser. Anal., 1995(16):483-492.
- [13] D Spiegelhalter, N Best, B Carlin, A Linde. Bayesian Measures of Model Complexity and Fit[J]. Journal of the Royal Statistical Society, 2002(64):583-639.

The Phases and Duration of China Business Cycle

LIU Jin-quan, WANG Xiong-wei

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

Abstract: This paper employs an analytic framework combined TAR model and Bayesian estimation to analyze business cycle of China. Based on the chosen sample, we obtain posteriors for threshold and parameters under different phases of business cycle in virtue of Bayesian estimation. After carefully studying these results, we find that these results are more competitive than those obtained under classical statistical methods. In addition, the results display that if economic growth is extremely high and persists for a period of time, then the economic slump will come for a while. As for the duration of business cycle, we conclude that the phase of low growth does not last long; however, when the economy is growing at a reasonable high speed, this phase is sustainable.

Key words: Business Cycle; TAR Model; Bayesian Estimation

责任编辑:周 斌